

政治的要因と企業ダイナミクス ：戦前期日本における銀行産業の実証分析*

澤 田 充

1. はじめに

政治的要因が経済変動や価格動向などの経済的な結果 (Economic outcomes) に影響を与える可能性については、かなり古くから議論があったが、経済学の分析フレームワークの中で明示的に政治的要因が取り入れられたのは、1970年代に遡る。政治家 (与党) が有権者からの支持を集めるために選挙前に景気を浮揚させるような政策を取る可能性について検討した Nordhaus (1975) の政治的景気循環や政党間の政策の違いを考慮した Hibbs (1977) の党派的景気循環理論と呼ばれるモデルをベースに理論研究が発展し、それに伴い各国のマクロデータを用いて政治的要因と経済変動の関連を考察する実証研究が盛んに行われるようになった¹⁾。金融分野においては、選挙などの政治的イベントを政治的リスクと捉え、それらが各国の株式市場に与える影響を検証する実証研究の蓄積が進んでいる。これらの研究の多くは、政治的な要因と経済変数との有意な関係性を検出している一方で、それらがどのようなメカニズムを通じて影響するかについては、マクロデータなどの集計データに基づいていることもあり、十分な検証は行われてこなかった。そこで、近年、多くの研究者が企業や産業レベルのミクロデータを利用することで、政治的な影響を受けやすい産業および地域などを特定した上で、政治的要因が資源配分や価格動向に及ぼす影響の経路をより明示的に捉えようと試みている。Boutchkova et

al. (2012) は、産業レベルの海外取引依存度に関するデータに基づき、グローバルな政治的リスクが伝播するメカニズムを、Belo, Gala and Li (2012) は、各産業レベルの財政支出に対するエクスポージャー指標を構築し、米国における財政支出を通じた政治的サイクルが個別企業のパフォーマンスに影響するメカニズムを明らかにしている。

さらに、詳細なミクロデータに基づき、各企業レベルで政治的要因を捉えようとする動きもみられる。それらは企業の政治的関係 (Corporate Political Connections) と呼ばれる研究領域であり、企業と政治との繋がりを、人的、社会的および資金的側面から定量的に把握し、それがどのような経済的価値を持つかについて評価するものである。Faccio (2006) はこの分野の先駆的研究であり、クロスカントリーデータを用いて、多くの国で企業は役員や株主などを通じて政治と繋がりを持っていることを明らかにし、イベントスタディーの結果、企業家が政治家になるケースでは企業の正の超過収益率をもたらすことを確認している。また、Fisman (2001)、Johnson and Mitton (2003) および Goldman et al. (2009) は各々、インドネシア、マレーシア、米国の事例を用いて企業の政治的繋がりが企業価値に正の影響を与えることが確認されている²⁾。また、Faccio, Masulis and Mcconnel (2006) は、Faccio (2006) と同様のクロスカントリーデータ (47カ国、1997-2002年) を用いて、政治的関係を持つ企業 (Politically connected firms) は、関係を持たない企業

(Unconnected firms) と比べて危機に陥ったとき政府からの支援を受けやすいこと実証的に明らかにした。さらに、政府から救済を受けた企業の中で、前者 (Politically connected firms) は後者 (Unconnected firms) と比べて財務パフォーマンスが有意に悪化していたことを確認している³⁾。

日本企業の政治的関係に関するエビデンスは Faccio (2006) のクロスカントリーデータに含まれている程度で非常に限られている。そこでは 2001 年時点において、日本の上場企業の中で株主や役員を通じた政治的関係を保有している企業の割合は 1.34% と非常に低い値であった⁴⁾。しかしながら、日本の企業のほとんどが政治的関係を保有していないことを示唆するものではない。例えば、現代の企業は株主や役員といったデータから観察可能な繋がりよりも、政治献金など公開情報として入手が難しい形態で政治との繋がりをもっていることが知られている。そこで、Okazaki and Sawada (2016) は、企業と政治の繋がりをより直接的に (観察可能なデータとして) とらえることができる戦前のデータに着目し、実証分析を行っている。具体的には 1928 年 -1930 年のデータに基づき、当時の上場企業 (事業会社および金融機関) の約 20% が少なくとも役員メンバーに政治家役員を抱えていた。この比率は、現在の途上国で政治と企業の関係が強いといわれているロシア、マレーシア、インドネシアなどとほぼ同水準であり、戦前期において企業は政治と強い関係を持っていたと考えられる。また、イベントスタディーの結果、選挙を通じて新たに政治と関係を持った企業は正の超過収益を享受していることが明らかにされている。一方で、株価のデータが利用可能な企業に分析の対象が限られており、各産業において政治とのつながりの全体像を捉えているとは必ずしもいえない。

本研究では戦前期日本のデータに着目し、銀行産業におけるダイナミクスと政治的繋がりについて実証的視点で分析を行う。特に、銀行産業において市場からの退出が非常に多かった

1920 年代後半から 1930 年代前半に焦点を当て、政治家役員を通じた銀行と政治の繋がりが銀行の合併や破綻による退出にどのような影響を及ぼしたのかを明らかにする。Okazaki and Sawada (2016) では株価収益率への影響を計測するために上場企業に焦点を当てており、普通銀行のほとんどが株式市場に上場していなかった点を考慮すると、銀行産業についての政治的繋がり全体像については明らかにされていない⁵⁾。本研究の分析では普通銀行の多くがカバーされており、より包括的な視点で銀行と企業の政治的関係を捉えることができると考えられる⁶⁾。また、現代の銀行産業における政治的関係についての研究では、政府関係者との繋がりが銀行産業に多大なレントをもたらしているという報告がある (Braun and Raddatz (2010); Duchin and Sosyura (2012), Acemoglu et al. (2015))。一方で、戦前期イギリスの銀行産業を分析した Grossman and Imai (2016) のように、政治的関係による便益がほとんどなかったとする研究も存在し、銀行産業における政治的関係の経済的価値については十分なコンセンサスは得られていない⁷⁾。その意味において、本研究の分析は、こうした銀行産業における政治的関係の意義を研究する分野に、重要なエビデンスを提供するものと考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では、戦前期日本において銀行の産業組織および企業と政治の関係について概観する。第 3 節では実証分析の方法をについて説明を行い、第 4 節で実証結果を報告する。第 5 節はまとめて充てられる。

2. 制度的背景

戦前の日本の銀行産業の構造は、戦後と比べて多くの点で異なっていた。その大きな特徴として、1900 年代まで当局による参入規制が緩やかであったため、多数の小規模銀行が乱立していたことがあげられる。実際、銀行数は、1901 年のピーク時には 2000 を超えていた (普通銀行 1890 行、444 貯蓄銀行)。こうした銀行の多くが小規

模であったため、集中的な預金取付けが頻繁に発生した（Yabushita and Inoue, 1993; 是永、長瀬、寺西、2002）⁸⁾。

1900年代に入ると、銀行の破綻や統合を通じた退出が増加したことに加え、政府当局が参入の許可基準として最低資本金を設定することで銀行産業への参入規制を強めたことから、銀行数は減少に転じることになった。また、1920年代に入ると、銀行産業は大きな構造変化を経験することになる。その原因の1つが金融危機による銀行破綻の増加である（Okazaki and Sawada, 2006）。もう1つは当局による銀行統合政策の影響である。1927年の銀行法は、最低資本金額を100万円に設定し、全ての銀行を対象にこの基準を5年以内に満たすことを要求するものであった。しかも、原則として増資を認めなかったため、最低資本金基準を満たさない銀行は、退出と統合のいずれかを選択せざるを得なかった。このような統合や破綻を通じた銀行産業の構造変化は、1930年代の前半まで続いた。

戦前期における企業と政治の繋がりについては、これまで升味（1988）、Ramseyer and Rosenbluth（1998）、Okazaki and Sawada（2016）など歴史分析や実証分析などを通じて少しずつ明らかになっている。升味（1988）は、1910年代以降、財閥から多くの資金が政治家に流れ、政治と企業の結び付きがより強くなったことを指摘している。銀行産業については、Ramseyer and Rosenbluth（1998）において、憲政会および民政党は大銀行と政友会は中小銀行と深く結びついており、1927年に制定された銀行法は、内閣を掌握した憲政会が政友会の支持基盤である中小銀行を弱体化させることを意図したものであることが指摘されている。これらの研究で明らかにされているように、戦前期において企業と政治は強く結びついており、企業は政治と関係を持つことによって様々な便益を享受しようという意図があった。

Okazaki and Sawada（2016）は、1928年と1930年の衆議院総選挙のイベントを用いて、企業と政

治の繋がりが企業価値に与える影響を上場企業（一般事業会社および金融機関）のデータを用いて実証的に考察している。そこでは、約2割の企業が、政治家役員を通じて政治と繋がりを持っていることが確認されている。さらに、鉄道、電気・電力といった規制産業においてこの割合が高いことが指摘されている。金融機関（銀行・生保・損保・証券会社）については政治と繋がりを持っている企業の割合は8.9%と政治との繋がり相対的に低い値だった。ただし、Okazaki and Sawada（2014）は上場企業に焦点を当てており、銀行産業のほとんどが株式市場に上場していなかった点を考慮すると、銀行産業全体の政治的繋がりについてはほとんど明らかにされていない。

3. 実証方法

3.1 サンプルとデータ

本研究では、Okazaki and Sawada（2016）と同様に、銀行と政治家の繋がりを捉えるために、政治家役員に焦点を当てる。すなわち、銀行役員でかつ政治家になっているものを個別銀行ごとに調べるものとする。政治家の定義は、選挙で直接有権者から選ばれる衆議院議員に着目する。まず、銀行の役員のデータについては、東京興信所が1897年から1942年まで毎年刊行していた『銀行会社要録』を用いている。この資料から、払込資本金が20万円以上の銀行の役員名とその役職に関する情報を得ることができる。本研究では1926年および1931年のデータを用いて、銀行役員のリストを作成している。

また、衆議院議員のデータについては、『衆議院名鑑』（日本国政調査会）を用いている。衆議院名鑑は、1890年から1990年までの総選挙について、候補者ごとに得票数など選挙結果に関する詳細な情報が掲載されている。本研究では、1924年と1930年に当選した衆議院議員のリストを作成し、銀行役員リストとマッチングさせている。

銀行の財務データは、『大蔵省銀行局年報』（各年版）を用いている。同資料は、大蔵省が管轄す

る全ての銀行をカバーしている。一方で、掲載情報に関する制約が存在する。同資料には、貸借対照表の情報は比較的多く掲載されている対し、損益計算書の情報については利益金や配当金など一部の情報しか掲載されておらず、財務変数の構築についてはこの制約を考慮しなくてはならない。

サンプルの選別については、『銀行会社要録』と『大蔵省銀行局年報』のデータが利用可能な銀行を選別している。また、財務変数について、上位・下位1%水準を異常値として排除している⁹⁾。最終的なサンプル数は、1494銀行(1926年944行、1931年550行)となっている。

表1には、本研究の分析対象の銀行について、

政治的関係を持つ銀行 (Politically connected banks, 以下 PC 銀行) と繋がりのない銀行が示されている (Unconnected banks, 以下 UC 銀行)。PC 銀行の定義は、当該銀行役員メンバーのうち、少なくとも一人が政治家であるケースを指し、UC 銀行は役員メンバーに一人も政治家がいないケースを指す。表1のパネルAでは、サンプル銀行を PC 銀行と UC 銀行に分割している。パネルAからも確認できるように、PC 銀行の割合は4.75%となっている。ほぼ同時期の上場企業(非金融・金融)のデータを用いた Okazaki and Sawada (2014) では、政治的繋がりのある企業の割合は約20%だったことを考えると、企業規

表1 政治的関係を持つ銀行 (Politically connected banks) の比率
パネルA：総サンプル

	銀行数	%
政治的関係無し (UC banks)	1423	95.25
政治的関係有り (PC banks)	71	4.75
総計	1494	100.00

パネルB：年次別

	銀行数	%
<i>1926年</i>		
政治的関係無し (UC banks)	892	94.49
政治的関係有り (PC banks)	52	5.51
総計	944	100.00
<i>1931年</i>		
政治的関係無し (UC banks)	531	96.55
政治的関係有り (PC banks)	19	3.45
総計	550	100.00

パネルC：銀行規模別

	銀行数	%
<i>大規模銀行</i>		
政治的関係無し (UC banks)	697	93.31
政治的関係有り (PC banks)	50	6.69
総計	747	100.00
<i>小規模銀行</i>		
政治的関係無し (UC banks)	726	97.19
政治的関係有り (PC banks)	21	2.81
総計	747	100.00

模の違いなどはあるにせよ、銀行産業では相対的に政治的な繋がりが弱かったと解釈することができる。パネル B では、年次別に同様の分析を行っている。PC 銀行の割合は、1926 年で 5.25% であるの対し、1931 年で 3.23% と急激に下がっていることが確認できる。1 つの解釈として、政治的繋がりの重要性がこの時期に低下したことが考えられる。また、別の解釈として、分析期間前半に政治的繋がりのある銀行が市場からより多く退出した可能性も考えられる。後者の可能性については、以下（4 節）の分析で検証を行う。パネル C では、サンプル銀行を資産規模で 2 分割し、同様の分析を行っている。同パネルより資産規模の大きな銀行のほうが PC 銀行の割合が高いことが確認できる。この結果は Agrawal and Knoeber (2001) と整合的である。Agrawal and Knoeber (2001) で

は、規模の大きな企業は政府から厳しい監視にさらされることが多く、政治家役員などを通じて政府と強い関係を持つ誘因があることが指摘されている。

表 2 は、銀行の個別役員データに焦点を当て、銀行での役職ごとに政治家役員の割合を調べたものである。パネル A は総サンプルの結果を示している。まず、役員全体の結果をみると銀行役員のうち政治家役員の割合は 0.56% であったことを示している。この割合を役職別にみると、上級役員（頭取・専務・常務）は 0.32% であるのに対し、取締役は 0.75% であり、後者のほうが政治家役員になる割合が高い。上級役員は銀行の経営に専念しなくてはならないので、政治家になるのは下級役員である取締役が多かったと推察できる。年次別にみると（パネル B および C）、銀行役員に占

表 2 政治家役員の割合（役員データ）

パネル A：総サンプル

	総役員数	政治家役員数	%
役職			
上級役員(頭取・専務・常務)	2464	8	0.32
取締役	6359	48	0.75
監査役	4291	17	0.40
総計	13114	73	0.56

パネル B：1926 年

	総役員数	政治家役員数	%
役職			
上級役員(頭取・専務・常務)	1513	7	0.46
取締役	3936	36	0.91
監査役	2693	11	0.41
総計	8142	54	0.66

パネル C：1931 年

	総役員数	政治家役員数	%
役職			
上級役員(頭取・専務・常務)	951	1	0.11
取締役	2423	12	0.50
監査役	1598	6	0.38
総計	4972	19	0.38

める政治家役員の割合は1926年から31年にかけて下がっていることが確認でき、表1でPC銀行の割合が下がっていたことと整合的である。

3.2 推計方法

以下の分析では、政治的繋がりが銀行の退出確率と退出パターンにどのように影響するか検証する。そのために上記のパネルデータと銀行の退出データを結合する。まず、1926年の政治的繋がりについては1927年1月から1928年12月までの退出データを、1931年の政治的繋がりについては1931年1月から1932年12月の退出データを結びつける。銀行の退出に関するデータの出所は日本銀行『銀行事項月報』および後藤(1990)である。この資料に基づき、退出のタイプを統合と実質的破綻の2つに区分する。統合は「吸収合併」、「買収」、「新立合併」のいずれかの形態で退出した銀行を意味する¹⁰⁾。また、実質的破綻とは破産や業務廃止など統合以外の理由で退出した銀行をさす。以下の分析では、退出パターンに関して、統合と破綻の2つを区別している。推計については、ベースラインモデルとして退出のタイプを区別しないで政治的繋がりが退出全般にどのような影響を与えたかについて基本的な推計(ロジットモデル)を行う。その上で、退出のタイプを区別できるマルチノミナルロジットモデル(Multinomial Logit model)を推定する。

$$\text{Prob}(\text{Exit}_i = j) = \frac{\exp(\beta_j X_i)}{1 + \sum_{k=1}^2 \exp(\beta_k X_i)} \quad (1)$$

j は、次の3つの値のいずれかをとる。当該銀行が統合によって退出した場合1をとり、実質的な破綻(破綻・解散・営業譲渡)で退出した場合は2、分析期間内に退出しなければゼロをとる。 X_i は説明変数ベクトルを示し、各銀行の政治的繋がりを示す変数(PC_Bank)とそれ以外の銀行の特性を示すコントロール変数で構成される。PC_Bankは、当該銀行の役員の少なくとも一人

が政治家(衆議院議員)である場合に1、それ以外でゼロをとるダミー変数である。この係数が正である場合、政治的繋がりが当該退出パターンによる退出確率を高めることを示唆する。コントロール変数は、基本的に銀行破綻やM&Aの決定要因に関する先行研究(Facarelli et al., 2002; Wheelock and Wilson, 2004)および戦前日本の銀行産業の破綻確率を分析した研究(Okazaki and Sawada (2012))に基づく。銀行規模(Bank size)、震災ダミー(Earthquake)、市場集中度(Market Concentration)、自己資本比率(Capital/Assets)、自己資本収益率(ROE)および年次ダミー(Dummy_year1926)をコントロール変数として用いている。

Bank sizeは銀行の規模を示しており、分析では総資産の対数値を用いる。この変数は信用リスクと関係が深いと考えられている。規模が大きな銀行は、貸出ポートフォリオを高度に分散させることが可能であり、また特定の流動性ショックに対する許容度も高いと考えられている。したがって、大銀行は小銀行と比べて信用リスクが低く破綻に陥る可能性も低いことが予想される。また、M&Aの決定要因とも関係付けることができる。吸収側の銀行にとって、被吸収側が小規模な銀行であるほど、統合後に組織を再構築するのが容易であることが予想される。したがって、規模の小さな銀行ほど、吸収的統合による退出の可能性が高いと考えられる。また、Earthquakeは1923年の関東大震災の影響を捉える変数であり、この震災の被害が大きかった地域(東京、神奈川、千葉、埼玉)に本店を有する銀行ならば1、それ以外ではゼロをとるダミーである。したがって、震災の影響が大きかった地域で営業する銀行の信用リスクは相対的に高かったことが予想される(Okazaki and Sawada (2012))。Capital/Assetsは、銀行の健全性を捉える指標として用いている。この値が高いほど銀行のリスクは低いと考えられ、係数は負であることが予想される。ROEは銀行の収益性を捉える変数として用いている。ROEの高い銀行は、取り付けや休業に見舞われる確率

は低いと考えられる。ROEは統合による退出にも負の影響を与える可能性が高いと考えられる。その理由として、M&Aの主要な目的が効率的な経営ノウハウの伝達であり、収益性の低い銀行は吸収的統合の対象となりやすいことがあげられる（Facarelli et al., 2002）。Dummy_year1926については、1926年のデータを示すダミー変数である。財務指標に関しては、1926年末値および1931年末値を用いている。表3には説明変数の基本統計量がPC銀行とUC銀行についてそれぞれ示されている。銀行規模についてはPC銀行の方がUC銀行よりも大きく、自己資本比率についてはUC銀行のほうが高い。それ以外の変数については両者で統計的な差は確認されていない。変数間の相関係数は付表1に示されている。

図1は、1915年から1939年における銀行産業の原因別退出数の推移を示している。退出数は1910年代から緩やかに増加しており、1925年以降急激に増加している。特に、銀行法が成立した1927年がピークとなっており、多くは統合による退出である。銀行法の影響が極めて大きかったと推察される。その後、退出数は少しずつ減少していくが、1932年で再び増加する。ここでは破

綻や解散による退出が多くを占めており、その原因の一つには、銀行法で定められた最低資本金を満たさなくてはならない期限が1932年であったことが考えられる。もう一つには、1930-31年の昭和恐慌の影響で銀行のパフォーマンスが大きく悪化し、結果として退出を余儀なくされる銀行が相当数あったこともあげられる。いずれにしても1920年代後半から1930年代の前半にかけて銀行産業で統合や破綻による退出が進み、産業組織が大きく変化したことが確認された。

4. 実証結果

表4にはベースライン推計の結果が示している。被説明変数は、当該銀行が退出したかどうかを示すダミー変数である¹¹⁾。第1列の結果をみるとPC_bankの係数は正であり、政治との繋がりが銀行の退出を促すと解釈できるが、統計的に有意でない。また、1926年のサンプルを示すダミー変数（Dummy_year1926）は正で有意であり、1926年と比べて1931年のサンプルのほうが退出確率が低いことを示している。この結果は1928年に施行された銀行法の影響と考えることができる。第2列では、その他すべてのコントロール変

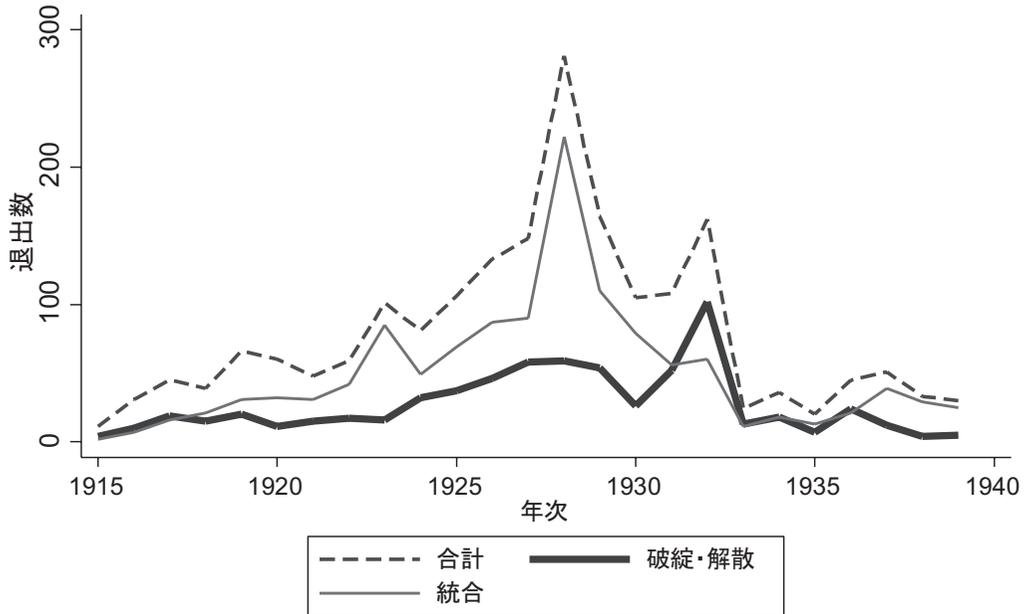
表3 基本統計量

	Politically connected banks			Unconnected banks			T-test of mean difference	
	NOB	Mean	Std. dev.	NOB	Mean	Std. dev.	t-statistics	p-value
Network (NT)	71	0.620	0.489	1,423	0.537	0.499	-1.367	0.172
Bank size (Size)	71	15.445	1.518	1,423	14.821	1.377	-3.710	0.000
Earthquake (EQ)	71	0.169	0.377	1,423	0.117	0.321	-1.329	0.184
Market concentration (MC)	71	22.134	17.389	1,423	18.715	17.784	-1.583	0.114
Capital/Assets (C/A)	71	0.290	0.152	1,423	0.337	0.162	2.435	0.015
ROE	71	0.114	0.060	1,423	0.108	0.063	-0.714	0.476
Dummy_year1926	71	0.732	0.446	1,423	0.627	0.484	-1.800	0.072

付録表1

	PC_bank	NT	Size	EQ	MC	C/A	ROE	Year1926
PC_Bank	1							
Network (NT)	0.0354	1						
Bank size (Size)	0.0956	0.1396	1					
Earthquake (EQ)	0.0344	-0.0343	0.1242	1				
Market concentration (MC)	0.0409	0.0891	-0.0445	-0.0889	1			
Capital/Assets (C/A)	-0.0629	-0.016	-0.5569	-0.0224	-0.0716	1		
ROE	0.0185	0.0667	0.0251	-0.0131	0.3703	-0.2225	1	
Dummy_year1926	0.0466	0.1238	-0.0765	0.0494	0.7944	-0.0386	0.455	1

図1 退出数の推移 (1915-39)



数に加えられている。そこでも依然として政治的繋がり
の有意な影響は確認されていない。銀行間ネットワークの影響を捉えるダミー変数 (Network) の係数は統計的に有意でないものの、それ以外のコントロール変数はすべて有意な影響を与えている。銀行規模 (Bank size) は退出確率に負の影響を与えている。規模の小さな銀行ほど市場を退出する可能性が高かったことを示している。震災ダミー (Earthquake) の係数は正で1%水準で統計的に有意である。1923年の関東大震災で被害を受けたエリアの銀行は、1920年後半から1930年代前半にかけて市場を退出する確率が高かったことを示唆する結果である。市場集中度は退出確率に正の影響を与えている。市場集中度の高いエリアで営業している銀行は市場から退出する可能性が低かったことを示しており、競争度と市場淘汰の関係から想定される結果とは異なるものである。一つの可能性として、統合による退出の影響がより強く反映されていることが考えられる。市場集中度が高いエリアでは、銀行間の序列がはっきりしており、市場シェアの高い大規

模銀行がシェアの低い小規模銀行を吸収合併した可能性が考えられる。

この場合、市場集中度は統合による退出に正の影響を与えることになるので、この効果が強く捉えられた可能性がある。自己資本比率の係数は正であり、健全性の高い銀行は退出する確率は低かったことが確認されており予想と整合的なものである。最後に、ROEの係数は負であり、収益性の高い銀行ほど市場からの退出確率は低かったことを示している。コントロール変数の影響は、概ね事前に予想されたものと整合的である。一方で、政治的繋がり
の影響については、強い効果は得られなかった。この原因として退出のタイプによって、政治的繋がり
の影響が異なり、それらの効果が混在した可能性が指摘できる。これらの可能性を検討するために、マルチノミナルロジットによる退出のタイプを区別する分析を行う。

表5は、退出のタイプを統合と実質的破綻に区別したマルチノミナルロジット推計の結果を示している。モデル1の結果を見ると、政治的繋がり
を示すダミー変数の係数は統合による退出の場合

表 4 ベースライン推定

Model Independent variables	Dependent variable:EXIT	
	(1)	(2)
<i>PC_Bank</i>	0.0116 (0.2984)	0.1646 (0.3094)
<i>Network</i>		0.1600 (0.1327)
<i>Bank size</i>		-0.3992*** (0.0701)
<i>Earthquake</i>		0.7342*** (0.1927)
<i>Market concentration</i>		0.0108* (0.0059)
<i>Capital/Assets</i>		-0.9163* (0.5299)
<i>ROE</i>		-2.6480** (1.2761)
<i>Dummy_year1926</i>	0.7750*** (0.1454)	0.4991** (0.2384)
<i>Intercept</i>	-1.8462*** (0.1243)	4.3905*** (1.1583)
NOB	1494	1494
Pseudo	0.020	0.057
Log Likelihood	-755.3353	-726.7275

注) “***” “**” “*” はそれぞれ 1%, 5% 10% 水準で統計的に有意であること
を示す（両側検定）。（ ）内は不均一分散一致標準誤差を用いている。

は正、実質的破綻による退出の場合は負となっている。政治との繋がりには銀行の統合による退出確率を高め、破綻による退出確率を下げることを意味する。ただし、これらの影響はいずれも統計的に有意ではなく強い効果は確認できなかった。コントロール変数を加えたモデル 2 においても、PC_bank の係数は依然として統計的に有意でない。その他のコントロール変数については、銀行間ネットワークの係数は正であり、役員の兼任関係を通じたネットワークを持っている銀行は破綻による統合による退出確率が高いことを示唆する。

Okazaki and Sawada (2012) では、1927-1929 年における銀行統合データを用いて、合併相手の選択におけるマッチング分析しているが、そこでは、事前に役員の兼任関係を通じたネットワークがあるペア（組み合わせ）は合併確率が高まることを実証的に確認している。ここでの分析結果は、Okazaki and Sawada (2012) の結果と整合的である。事前に役員兼任を通じたネットワークを持っている銀行は、兼任役員が何らかのコーディネートを介して統合による退出を促した可能性を指摘することができる。

表5 退出タイプ別分析

Model Types of exits Independent variables	[1]		[2]	
	Consolidations	Failures	Consolidations	Failures
<i>PC_Bank</i>	0.1824 (0.3155)	-1.1491 (1.0139)	(0.3289)	(0.9060)
<i>Network</i>			0.2976** (0.1502)	-0.2215 (0.2601)
<i>Bank size</i>			-0.3672*** (0.0728)	-0.5438*** (0.2003)
<i>Earthquake</i>			0.5796*** (0.2194)	1.0211*** (0.3219)
<i>Market concentration</i>			0.0134** (0.0060)	-0.0330 (0.0234)
<i>Capital/Assets</i>			-1.6543*** (0.5645)	0.5372 (1.1257)
<i>ROE</i>			-0.3404 (1.2824)	-12.7663*** (3.7874)
<i>Dummy_year1926</i>	1.5000*** (0.1992)	-0.8085*** (0.2510)	0.9819*** (0.2779)	0.4965 (0.6220)
<i>Intercept</i>	-2.7048*** (0.1821)	-2.3772*** (0.1591)	3.1264** (1.2232)	6.0319* (3.1792)
NOB	1494		1494	
Pseudo	0.050		0.113	
Log Likelihood	-891.9282		-832.6009	

注) “***” “**” “*”はそれぞれ 1%, 5% 10% 水準で統計的に有意であることを示す (両側検定)。() 内は不均一分散一致標準誤差を用いている。変数の定義は本文を参照。

銀行規模の係数は統合および破綻による退出において負である。したがって、規模の小さな銀行ほど統合および破綻によって退出する可能性が高いことを示唆している。震災の影響についても、統合および破綻による退出確率を高めることが確認できる。市場集中度は統合による退出に対して有意な影響を与えており、市場集中度が高いエリアでは統合による退出確率が高いことがわかる。上でも議論した通り市場シェアの高い大銀行が同

じ地域の銀行を積極的に合併・買収した可能性を指摘できる。一方で市場集中度は破綻による退出に対しては有意な影響を与えていない。表4の分析で市場集中度の係数が正で有意であったのは、統合による退出の効果が強く反映されたためと考えられる。財務変数について見てみると、自己資本比率の係数は統合による退出において負で統計的に有意であり、自己資本比率の低い銀行が合併や買収のターゲットになったことが確認された。一

方で、ROEは破綻による退出において負の影響を与えている。収益性の高い銀行は破綻確率が低かったことを示唆する結果である。

表5の分析においては、銀行の政治との繋がりが破綻や統合による退出に対して有意な影響を与えていることは確認できなかった。ただし、政治的繋がりの影響が銀行の特性と深い関係がある可能性については否定できない。以下では、政治的繋がりの効果の異種性（Heterogeneity）について分析する。その際に、銀行規模に着目する。表5でも見たように、退出する可能性が高かったのは小規模銀行であり、政治との繋がりの価値も銀行規模によって異なる可能性がある。したがって、表6の分析においては、大規模銀行と小規模銀行を区別する変数としてLargeを導入し、PC_bankとの交差項により銀行規模の違いを捉えるものとする。Largeは、銀行規模がメディアンより大きければ1、それ以外ではゼロを取るダミー変数である。

モデル1の結果を見ると、統合による退出においては、PC_Bankの係数は正で、PC_Bank*Largeは負である。ただし統計的に有意でなく、政治との繋がりは、銀行規模を考慮したとしても、統合による退出には強い影響を与えてない。一方で、破綻による退出については、PC_Bankの係数は負で、PC_Bank*Largeは正であり、共に統計的に1%水準で有意である。これらの係数の大きさの絶対値はほぼ同じであり、大銀行についてはPC_bankの影響は完全に相殺されている。小規模銀行における政治的繋がりの効果は、PC_bankの係数が捉えていることになり、小規模銀行については政治との繋がりが破綻確率を下げる方向に作用することを示唆している。政治との繋がりを持つことで小規模銀行は大きな便益を享受していたと考えられる。モデル2はすべてのコントロール変数を加えた定式化となっているが、小規模銀行において政治との繋がりが破綻確率を下げるという結果については頑健である。小規模銀行は破綻リスクが相対的に大きかったため、政治との繋がりが

によるメリットが大きかったと解釈できる¹²⁾。この結果は、戦前期イギリスにおける銀行産業の政治的繋がりの価値を実証的に分析したGrossman and Imai (2016)の結果と整合的である。彼らの研究では小規模銀行についてのみ政治との繋がりに正の影響が観察されている。また、Faccio et al. (2006)ではクロスカントリーデータを用いて政治との繋がりを持つ企業は政府からの救済融資を受けやすいことを実証的に確認している。本研究では、政治的な繋がりが銀行の破綻確率を下げることを確認されたが、この結果の解釈として、政治との繋がりを持つ銀行は政府から救済融資などを受けた可能性が考えられる。Okazaki (2007)において指摘されているように、金融危機時に日本銀行が最後の貸し手（Lender of Last Resort）として機動的に救済融資を行っていたことが指摘されているが、政治との繋がりが救済融資を受ける可能性に何らかの影響を与えていたかもしれない。

5. おわりに

本稿では、政治との繋がりが企業ダイナミクスにどのような影響を与えるかについて検証するために、企業と政治に繋がりが捉えやすい戦前日本の銀行産業のデータを用いて実証的な視点で分析を行なった。本研究の分析では、銀行と政治のつながりを捉える際、政治家役員の存在に着目した。具体的には、銀行役員でかつ政治家（衆議院議員）になっているものを個別銀行ごとに調べ、このような政治家役員が存在する銀行を政治的繋がりに（関係）を持つ銀行と定義した。1926年と1931年のデータを分析した結果、4.75%の銀行が政治家役員を通じて政治との繋がりを持っていた。また、銀行での役職ごとに政治家役員の割合を調べた結果、経営の意思決定で重要な役割を果たす上級役員（頭取・専務・常務）比べて下級役員の方が政治家役員になる比率が高かったことが明らかになった。

また、実証分析の結果、政治との繋がりは、全

表6 銀行規模の影響

Model Types of exits Independent variables	[1]		[2]	
	Consolidations	Failures	Consolidations	Failures
<i>PC_Bank</i>	0.8124 (0.5346)	-13.2783*** (0.3078)	(0.5355)	(0.3574)
<i>PC_Bank*Large</i>	-0.8808 (0.6815)	13.0507*** (1.0800)	-0.9703 (0.6895)	11.4287*** (0.9182)
<i>Large</i>	-0.4437*** (0.1517)	-1.0794*** (0.2782)	-0.2177 (0.2257)	0.4509 (0.4212)
<i>Network</i>			0.2904* (0.1502)	-0.2059 (0.2609)
<i>Bank size</i>			-0.2877*** (0.0910)	-0.7196** (0.2951)
<i>Earthquake</i>			0.5914*** (0.2195)	1.0004*** (0.3216)
<i>Market concentration</i>			0.0138** (0.0060)	-0.0344 (0.0239)
<i>Capital/Assets</i>			-1.7605*** (0.5812)	0.4621 (1.1349)
<i>ROE</i>			-0.3252 (1.2893)	-12.6867*** (3.7912)
<i>Dummy_year1926</i>	1.4665*** (0.1990)	-0.8909*** (0.2572)	0.9686*** (0.2776)	0.5195 (0.6294)
<i>Intercept</i>	-2.4781*** (0.2037)	-1.9041*** (0.1929)	2.0933 (1.3817)	8.4088* (4.3802)
NOB	1494		1494	
Pseudo	0.066		0.117	
Log Likelihood	-877.1417		-829.5488	

注) “***” “**” “*” はそれぞれ 1%, 5% 10% 水準で統計的に有意であることを示す (両側検定)。() 内は不均一分散一致標準誤差を用いている。変数の定義は本文を参照。

体として銀行の退出確率および退出パターンに影響を与えていなかった。しかし、銀行の規模別のサブサンプル分析を行った結果、大規模銀行では市場退出に影響を与えていなかったのに対し、小

規模銀行においては、破綻確率を下げる効果があることが確認された。小規模銀行は破綻リスクが相対的に大きかったため、政治との繋がりによるメリットが大きかった解釈できる。この結果は、

戦前期イギリスにおける銀行産業の分析を行なった Grossman and Imai (2016) の実証結果と整合的である。ただし、どのようなメカニズムで破綻確率が下がったかについては、本研究では十分に検討されていない。データや資料の利用可能性の問題もあるが、今後の研究の可能性として、政府や日銀の救済融資の決定において政治的要因が影響したかについて検証することがあげられる。

また、本研究において政治的関係を持つ銀行の比率が5%程度と一般事業会社を対象とした Okzaki and Sawada (2016) と比べてかなり低い結果となった。この原因の1つとして考えられるのが政治的関係を国政レベルに限定したことである。地方銀行の経営者の多くが地元の名士であったことを考慮すると彼らが地方議会を通じて政治的関係を持っていた可能性を否定できない。銀行産業と国政および地方議会との関係を総合的に評価する必要があるかもしれない。

さらに分析手法についてもさらに発展の余地があると考えられる。その1つが、政治的繋がりと銀行のパフォーマンスに関する内生性を考慮した推計である。銀行役員が選挙に勝利して政治家になること自体は、一見、外生的なイベントのようにも見えるが、彼らが選挙に出馬するという意思決定は、彼らが役員を務める企業のパフォーマンスと何らかの関係を持つ可能性がある。これらの可能性を考慮した推計方法として Akey (2015) では、Regression Discontinuity Design (RDD) を用いることを提案している。ここでは、選挙で勝利した候補者とつながり繋がりのある企業と選挙で負けた候補者と繋がりがある企業の選挙直後の超過収益率を比較している。本研究でも理論的に同様のフレームワークを適用することは可能である。ただし、RDDを用いる場合、分析対象の企業が、選挙において勝敗を決する得票率の臨界点にいたることが条件となっており、Akey (2015) は、サンプルを選別する際に、勝者と敗者の得票率が僅差である選挙区を選んでいる。本研究で同様の選別方法を採用すると極端にサンプルが減ってし

まうという問題が新たに発生する。いずれにせよ、何らかの形で内生性を考慮した推計を行うことは有益であると考えられる。

注

- 1) 日本のデータを用いた検証については、Ito and Park (1988) や井堀・土居 (1998) など多くの研究者によって、マクロデータをベースに政治的景気循環理論の検証が幅広く行われてきた。ここでは、衆議院選挙の時期に経済成長率が高くなることが確認されている。
- 2) 政治的繋がり企業が企業価値に負の影響を与える可能性について指摘している研究も存在する。Fan, Wong, and Zhang (2007) は、1993-2001年に行われた国営企業のIPO後のパフォーマンスを分析した結果、役員の中に過去に中央もしくは地方政府から任命された官僚がいる企業は、そのような官僚がいない企業と比較してIPO後の株価収益率のパフォーマンスが良くないことを明らかにしている。
- 3) また、政治的な繋がりによる便益を企業価値以外の視点で分析した研究として Khwaja and Mian (2005) や Claessens et al. (2008) などがあげられる。これらの研究は、政治的な繋がりを持つ企業は銀行から有利な条件で資金調達できることを明らかにしている。
- 4) Faccio (2006) における企業と政治の繋がり の定義は、企業の経営トップもしくは大株主が国会議員大臣に就任している場合、もしくはこれらの人々と親密な関係(“close relationships”)を持つ場合、当該企業を政治的関係を持つ企業(Politically connected firms)と定義している。親密な関係の定義は多義に及ぶが、例えば、経営トップもしくは大株主が国会議員や大臣などの親戚もしくは友人である場合、他国の政治家である場合、政党と強い関係を持つことが知られている場合などが代表例としてあげられている。
- 5) Okzaki and Sawada (2016) の上場企業サンプルでカバーされている銀行数は38(年・銀行ペー

- ス)であり、銀行産業全体の約2%となっている。
- 6) ただし、本研究の分析で用いている銀行役員のデータは銀行会社要録に基づくものであり、同資料の制約から資本金20万円以上の銀行を対象としている。極めて規模の小さな銀行は本研究の分析対象になっていない。
- 7) Grossman and Imai (2016) は1879年から1909年のイギリスの銀行データを用いて、現役の国会議員 (Member of Parliament) を銀行役員として任命した場合、当該銀行の株価収益率にどのような影響を与えているかについて分析を行っている。そこでは負の影響が確認されており、銀行は政治家の名声を十分に活用することができなかったことを指摘している。
- 8) 銀行産業は、1920,1922,1927,1930-31年に集中的な預金取付けに直面した。
- 9) ただし、ROEについてはゼロでセンサーされており、これらのサンプルが全体の7.4%ほどあるため、選別については上位1%のみを排除している。
- 10) 金融研究会『我が国における銀行合同の大勢』によれば、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。
- 11) マルチノミナルロジットモデルを推定する際、Hausman and Mac Fadden (1984) に基づき、ある退出パターンの存在が別の退出パターンの決定と独立であるかをチェックするためにIIA (Independence of Irrelevant Alternative) テストを行っている。検定の結果、全ての退出パターンで帰無仮説を棄却することはできないことを確認している。
- 12) 追加的な分析として、銀行規模の変数として Large の代わりに資産規模の自然対数値を用いて同様の推計を行った。推計結果は、PC_Bank と資産規模の対数値の係数については依然として正であるものの、統計的に有意でなかった。PC_Bank の影響の大きさについて、銀行規模との線

形な関係はみられないと考えられる。

- *) 本研究に際し、共同研究のメンバーから有益な助言をいただいた。また、本研究で用いたデータの一部は、東京大学岡崎哲二教授との共同研究で作成したものであり、その利用を承諾いただいた。ここに記して感謝申し上げる次第である。

参考文献

- 後藤新一 [1991] 『銀行合同の実証研究』日本経済評論社、
- 是永隆文・長瀬毅・寺西重郎 (2001) 1927年金融恐慌下の預金取付け・銀行休業に関する数量分析確率の預金引き出し仮説対非対称情報仮説～経済研究』第52巻第4号、315-332頁
- 升味準之輔 (1988) 『日本政治史 (2) 藩閥支配、政党政治』(東京大学出版会 1988年)
- Acemoglu, D., Johnson, S., Kermani, A., Kwak, J., Mitton, T., 2015. The value of connections in turbulent times: evidence from the United States, forthcoming, *Journal of Financial Economics*
- Agrawal, A., Knoeber C. R., 2001. Do Some Outside Directors Play a Political Role? *Journal of Law & Economics*, 44, 179-198
- Belo, F., Gala, V., and Li, J., 2012. Government spending, political cycles and the cross section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, forthcoming
- Boutchkova, M., H. Doshi, A. Durnev, and A. Molchanov. 2012. Precarious Politics and Return Volatility. *Review of Financial Studies* 25, 1111-1154.
- Braun, M., Raddatz, C., 2010. Banking on politics: when former high ranking politicians become bank directors. *World Bank Economic Review* 24 (2), 234-279.
- Claessens, S., Feijen, E., Laeven, L., 2008. Political connections and preferential access to finance: the role of campaign contributions. *Journal of Financial Economics*, 88, 554-580.
- Duchin, Ran, Sosyura, Denis, 2012. The Politics of

- Government Investment. *Journal of Financial Economics* 106 (1), 24–48.
- Faccio, M., 2006. Politically connected firms, *American Economic Review*, 96, 369–386
- Faccio, M., Masulis, R., McConnell, J. 2006. Political connections and corporate bailouts. *Journal of Finance*, 61, 2597–635.
- Fan, J. P.H., Wong T. J., and Zhang T., 2007. Politically Connected CEOs, Corporate Governance, and Post-IPO Performance of China’s Newly Partially Privatized Firms. *Journal of Financial Economics*, 84, 330–357
- Fisman, R., 2001. Estimating the value of political connections, *American Economic Review*, 91, 1095–1102.
- Focarelli, D., Panetta, F., Salleo, C., 2002. Why do bank merge. *Journal of Money, Credit and Banking* 34 (4), 1047–1066.
- Goldman, E., So, J., and Rocholl, J. 2009. Do politically connected boards affect firm value? *Review of Financial Studies*, 22, 2331–2360.
- Grossman, R. and Imai, M. 2014. Taking the Lord’s Name in Vain: The Impact of Connected Directors on 19th century British Banks. *Explorations in Economic History*, 59,75–93
- Hibbs, D. 1977. Political parties and macroeconomic policy. *American Political Science Review* 71, 1467–87.
- Ito, T., and Park, J. (1988). Political Business Cycles in the Parliamentary System, *Economic Letters* 27, 233–238.
- Johnson, S., Mitton, T., 2003. Cronyism and capital control: evidence from Malaysia. *Journal of Financial Economics*, 67,351–382.
- Khwaja, I., Mian A., 2005. Do lenders favor politically connected firms? Rent seeking in an emerging financial market. *Quarterly Journal of Economics* 120,1371–1411
- Nordhaus, W. 1975. The political business cycle. *Review of Economic Studies* 42, 169–90.
- Okazaki, T. and M. Sawada, “Interbank Networks in Prewar Japan: Structure and Implications,” *Industrial and Corporate Change*, April: 463–506, 2012
- Okazaki, T. and M. Sawada, “Measuring the Extent and Implications of Corporate Political Connections in Prewar Japan” Center for International Research on the Japanese Economy, Discussion paper, CIRJE-F-1006, University of Tokyo 2016
- Ramseyer, M., Rosenbluth, F., 1995. *The Politics of Oligarchy: Institutional Choice in Imperial Japan*, Cambridge University Press
- Wheelock, D., Wilson, P., 2000. Why do banks disappear? The determinant of U.S. bank failures and acquisitions. *The Review of Economics and Statistics* 82 (1), 127–138.
- Yabushita, Shiro, and Atsushi Inoue. “The Stability of the Japanese Banking System: A Historical Perspective.” *Journal of the Japanese and International Economies* 7, no.4 (1993) :387–407.

