



# FSA Institute

## Discussion Paper Series

### 地域銀行における 取締役会ジェンダー多様性の効果

杉浦 康之 中嶋 幹

DP 2023-4

2023年 8月

金融庁金融研究センター  
Financial Research Center (FSA Institute)  
Financial Services Agency  
Government of Japan

金融庁金融研究センター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.fsa.go.jp/frtc/index.html>

本ディスカッションペーパーの内容や意見は、全て執筆者の個人的見解であり、金融庁あるいは金融研究センターの公式見解を示すものではありません。

## 地域銀行における取締役会ジェンダー多様性の効果

杉浦 康之\* 中嶋 幹\*\*

### 概 要

本論文は、日本の地域銀行を分析対象として、取締役会のジェンダー多様性が銀行経営に与える多面的な効果を明らかにするものである。一般に、取締役会には監督と助言の2つの機能があるとされる。日本の取締役会改革は、主としてリスクテイキングの促進を念頭に行われてきたが、銀行経営には過度なリスクテイキングを抑制することも求められる。このような観点から、2010年3月期から2020年3月期までの11期のデータを用いて、取締役会のジェンダー多様性が銀行の業績およびリスクに与える効果を実証的に確かめる。

分析の結果、業績およびリスクテイキングに対するポジティブな効果を確認することはできなかった。この結果は、銀行業務の複雑性、社外取締役を通じてジェンダー多様性の効果が発揮される可能性、女性社外取締役の登用が進展した時期を考慮しても不変である。このような分析結果が得られた要因として、日本の地域銀行の社外取締役は男性中心に構成されている可能性が考えられる。また、経済都市圏が大きい地域を中心に女性社外取締役の任用傾向がみられることから、女性社外取締役の候補者プールが必ずしも十分でない可能性もある。取締役会のジェンダー多様性の水準が十分でないことが、先行研究の知見と異なる結果が得られた要因の1つであると推察される。これらの可能性を実証的に確かめることが今後の課題である。

キーワード：コーポレート・ガバナンス、女性社外取締役、地方銀行、board gender diversity

---

\* 日興リサーチセンター社会システム研究所長（金融庁金融研究センター特別研究員）

\*\* 武蔵大学経済学部准教授（金融庁金融研究センター特別研究員）

本稿の執筆に当たっては、吉野直行名誉教授（慶應義塾大学）、内田交謹教授（九州大学）、日本ファイナンス学会第31回大会参加者から有益な御意見をいただいた。なお、本稿は、筆者両名の個人的な見解であり、金融庁及び金融研究センターの公式見解ではない。

## 1. はじめに

本論文は、日本の地方銀行および第二地方銀行（以下、地域銀行）を分析対象として、取締役会のジェンダー多様性が銀行経営に与える効果を明らかにするものである。一般に、取締役会には監督と助言の2つの機能があるとされる(Coles et al., 2008)。日本では、低ROEを克服するための成長戦略（アベノミクス）の一環として、取締役会の改革が行われてきた経緯がある。そのため、主としてリスクテイキングを促進させる（“攻めのガバナンス”を実現する）観点から、取締役会の機能向上が期待されてきた(宮島・齋藤, 2019)。しかしながら、取締役会の2つの機能は、適切なリスクテイキングの促進だけでなく、過度なリスクテイキングの抑制も期待される。この点について、一般事業会社とは異なり、銀行には金融システムの安定を図る社会的要請がある。すなわち、リスクテイキングの促進および抑制に対する取締役会の効果を多面的に検証するためには、豊富な分析データが得られる地域銀行を観察対象とすることが適している。具体的には、適切なリスクテイキングの代理変数である業績関連指標に加えて、過度なリスクテイキングの代理変数としてリスク関連指標の利用が可能であることが挙げられる。我々が地域銀行を分析対象とする第1の理由はこの点にある。第2の理由として、2015年のコーポレートガバナンス・コード施行により、社外取締役の登用が進展したことが挙げられる。本研究では、コード導入前後の分析期間を十分に確保することができるため、コード導入前後の取締役会構成の変化や、女性社外取締役の登用がジェンダー多様性の効果をもたらすかどうかを統計的に頑健な分析手法を用いて検証することができる。よく知られるように、日本のジェンダーギャップは先進諸国に比べて極めて高い水準にある(World Economic Forum, 2023)。日本における女性社外取締役の登用が限定的である状況の下で、取締役会のジェンダー多様性が効果をもたらすのかを明らかにすることは、学術的関心のみにとどまらず社会的要請の高い研究テーマである。国際的にみると、日本の地域銀行は著しいオーバーバンキングに陥っていることが指摘されている(Gardó and Klaus, 2019)。実際、金融ビッグバン構想以降も今日に至るまで、銀行間の業務提携、事業譲渡、吸収合併が断続的に生じている。すなわち、本研究の分析期間は、銀行業務の再編や効率化といったイノベーションをもたらすリスクテイキングが求められた時期であると考えられる。この点について、取締役会のジェンダー多様性が銀行経営に与える効果を明らかにすることは意義がある。これが日本の地域銀行に注目する第3の理由である。

本論文では、日本の地域銀行を対象に2010年3月期から2020年3月期までの11期のパネルデータを用いて、取締役会のジェンダー多様性が銀行の業績およびリスクに与える効果に関する実証分析を行った。分析の結果、仮説と異なる符号条件が散見されるなど、ジェンダー多様性が業績およびリスクテイキングに与える効果を確認することはできなかった。この結果は、銀行業務の複雑性や女性社外取締役の登用が進展した時期を考慮しても変わらなかった。このような分析結果が得られた要因として、日本の地域銀行の社外取締役は男性中心に構成されている可能性が考えられる。また、経済都市圏が大きい地域を中心に女性社外取締役の任用傾向がみられることから、女性社外取締役の候補者プールが必ずしも十分でない可能性もある。取

取締役会のジェンダー多様性の水準が十分でないことが、先行研究の知見と異なる結果が得られた要因の1つであると推察される。

本論文の貢献として以下の点が指摘できる。第1に、本論文の実証結果は、取締役会のジェンダー多様性の効果をサポートする周辺理論に対して追加的な知見を提供する。第2に、これまで日本では分析されてこなかった銀行業における取締役会のジェンダー多様性に焦点を当てたことである。また、我々の実証結果の一部は、日本の商業銀行リスクテイキングに関する実証研究に対して新たなエビデンスを提供するものである(Konishi and Yasuda, 2004; 小西・齋藤・季, 2016; Sikimi, 2023)。

本論文は以下のように構成される。2節では、先行研究のレビューを踏まえて仮説を構築する。3節では、本研究の分析方法を説明する。4節では、回帰分析を行い仮説の妥当性を検証する。5節では、分析結果の頑健性を確かめるために追加的な分析を行う。6節では、女性社外取締役登用の決定要因分析およびPSM-DID分析を行った上で、本研究の残された課題についてディスカッションする。最後に、7節で本論文の結論を述べる。

## 2. 先行研究のレビューと仮説の構築

### 2.1 取締役会のジェンダー多様性

取締役会は、経営者を監督し、必要に応じて助言する役割を担っている(Coles et al., 2008)。これらの機能が重要であることは、銀行業においても同様である(Andres and Vallelado, 2008; Adams and Mehran, 2012)。例えば、Andres and Vallelado(2008)は、1996～2006年における6カ国69行を対象に分析を行い、取締役会の構成と規模が監督・助言能力に関連することを示している。とりわけ、取締役会の規模が大きく、過度に独立性の強くない取締役会ほど、監督・助言機能をより効率的に発揮し、企業価値の創造につながることを指摘する。Adams and Mehran(2012)は、1965～1999年における米国の大手銀行持株会社を対象に分析を行い、取締役会の独立性は業績と無関係である一方、取締役会の規模は正の相関があることを明らかにしている。具体的には、銀行持株会社の業務の複雑性が増すにつれて、子会社の取締役を加えることによる取締役会の規模の増加が、企業価値を高める可能性があることを指摘する。

監督機能および助言機能の重要性が認識されると、取締役会の多様性の効果に注目が集まるのは自然である。上述の通り、経営者を監督するためには独立性が欠かせない一方で、効果的な助言は、社内取締役が有する専門性だけでなく、社外取締役が有するスキルセットによってもたらされるためである。この点について、Carter et al. (2010)は、資源依存理論、人的資本理論、エージェンシー理論、社会心理学理論を引用して、取締役会の多様性と業績の関係を予測している。Carter et al. (2010)は、1998～2002年のS&P500指数構成銘柄を分析対象としているが、同様の観点から銀行を対象とする実証研究は数多く存在する。例えば、取締役会のジェンダー多様性が銀行の業績に与える効果を検証した初期の研究としてPathan and Faff(2013)がある。彼らは、1997～2011年の米国の大手銀行持株会社を対象に分析を行い、SOX法施行前(1997～2002年)においては銀行の業績を向上させるが、施行後(2004～2006年)およ

びグローバル金融危機の期間(2007～2011年)では業績向上効果は低下する。この理由について、彼らは、女性取締役の登用が有能な男性取締役の登用を制限する可能性があること、SOX法施行後は社会的圧力が女性取締役の登用を促進した可能性があることを指摘する。その他の実証研究をみても、取締役会のジェンダー多様性が業績を向上させる効果が確認されている(García-Meca et al., 2015; Owen and Temesvary, 2018)。García-Meca et al. (2015)は、2004～2010年における9カ国の上場銀行159行を分析した結果、ジェンダー多様性は銀行の業績を向上させる一方、国籍の多様性は業績を低下させることを示している。前者の結果について、女性取締役は、男性取締役の代替にとどまらず、付加価値を生み出すユニークな能力を有していると解釈する一方、後者については、外国人取締役は少数であるため、国内取締役との対立が激しくなり意思決定プロセスが遅くなると解釈している。Owen and Temesvary (2018)は、1999～2015年における米国の銀行持株会社87社を分析した結果、取締役会のジェンダー多様性と業績の間にはU字型の関係が存在すること明らかにしている。すなわち、多様性の効果が発揮されるためには、一定の女性取締役比率が必要となることを示唆している。

銀行のリスクに注目した実証研究も多くみられる(Farag and Mallin, 2017; Abou-El-Sood, 2021; Lone et al., 2022)。Abou-El-Sood(2021)は2002～2018年における米国の商業銀行195行を分析した結果、リスクテイキングと負の相関があることを明らかにした。この結果は、自己資本規制比率が高い銀行や資本力のある銀行では弱まることから、女性取締役はリスクの高い投資を行うことの費用便益を認識しており、女性はリスク回避的であるというステレオタイプな通説だけでは説明できないことを示唆している。同様の解釈を与える研究として、Farag and Mallin(2017)、Lone et al. (2022)がある。Farag and Mallin(2017)は、2004～2012年の17カ国の欧州銀行99行の女性取締役比率を分析した結果、監査委員会および取締役会の両方におけるクリティカル・マス(それぞれ、18%, 21%)に達していれば、銀行の金融危機に対する脆弱性を低減できる可能性がある一方、マネジメント・ボードの女性取締役はリスクが増加することを示している。この結果は、女性取締役のリスクテイキングの程度はその役割(非執行取締役か執行取締役か)によって異なる可能性があり、女性執行役と男性執行役は同程度のリスクテイキングであることを示唆している。Lone et al. (2022)は、2004～2018年の米国銀行120行を分析した結果、女性CROは高いリスクテイキングを通じて株主に貢献しているが、リスク委員会および取締役会に女性取締役が存在すると女性CROのリスクテイキングは緩和されることを明らかにしている。

過度なリスクテイキングに注目して、信用不安や経営破綻への効果を分析した研究もみられる(Cardillo et al., 2021; Kinatader et al., 2021)。Cardillo et al. (2021)は、2005～2017年の欧州15カ国における上場銀行105行を分析した結果、女性取締役比率が高いほど公的な支援(public bailout)を受けにくいことを確認している。また、女性取締役比率は銀行の業績と正の相関を有するが、不良債権比率やZスコアとの関連はみられないことを明らかにしている。Kinatader et al. (2021)は、2006～2017年の20カ国の上場銀行141行を分析しており、銀行固有の信用リスクを減少させることを明らかにしている。とりわけ、1人の場合に比

べて、3人以上の女性取締役がいると銀行固有の信用リスクを有意に減少させることを確認している。違法なリスクテイキングは罰則の対象になる。Arnaboldi et al. (2021)は、2007～2018年におけるEU21カ国の上場銀行83行について、脱税、マネーロンダリング、市場操作、詐欺などに対する罰金の有無を調べた。その結果、女性取締役の比率が高いほど不祥事防止につながり、とりわけ、女性取締役が3人以上のクリティカル・マスに達し、女性が指導的役割(CEOや取締役会議長)に就いており、小規模な取締役会の場合において防止効果が高まることを明らかにしている。

日本の地域銀行の取締役会の構造に注目した研究の先駆けとして、小西・齋藤・李(2016)がある<sup>1)</sup>。彼らは、2005～2013年の地域銀行71行を分析した結果、社外取締役の登用は業績に影響を与えないことを明らかにした。本研究は、次の2点について彼らの研究を拡張する。第1に、銀行の業績に加えて、リスクテイキングを観察対象とする。取締役会の意思決定が両者に影響を及ぼすことは、先行研究によって明らかにされている。第2に、社外取締役比率をコントロールした上で、取締役会のジェンダー多様性の効果を検証する。近年、日本ではコーポレート・ガバナンス改革が大きく進展している。2015年に導入されたコーポレートガバナンス・コードでは、初めて独立社外取締役2名の選任が推奨され、2021年の3回目の改訂コードでは、取締役会の実効性確保の要件の1つとしてジェンダー多様性が要請されている。取締役会構成の改革が外形基準を満たすものにとどまるのか、業績を向上させ、リスクテイキングを抑制するのかを検証することが本研究の目的である。

## 2.2 仮説

本節では、本研究の仮説を構築する。前節の先行研究が示唆するように、取締役会のジェンダー多様性は銀行の業績を向上させることが予想される。とりわけ、Coles et al. (2008)が示唆するように、複雑な業務に従事する銀行ほど多様性の効果が発揮される可能性が考えられる。Coles et al. (2008)の分析サンプルは金融機関以外の産業を含んでいるのに対して、複雑な業務に従事する大手銀行持株会社に設置されるリスク委員会の意義を見出す別の研究がみられる(Stulz et al., 2021)。Stulz et al. (2021)は、リスク委員長20人へのインタビュー調査から同委員会が監督だけでなく助言も行っていることを明らかにしている。彼らの知見を援用すると、多様な知見が助言機能の向上につながることを予想される。その一方、ジェンダー多様性の水準が低い場合には、取締役会の機能向上の効果が得られない可能性もある。この点について、企業組織において少数派の女性が直面する問題を指摘したKanter(1977)の知見が有用である。Kanter(1977)は、企業上層部の女性が少ないため、目立つ位置に置かれている状況をトークンと称し、その状況下で受けるプレッシャーが本来の能力を発揮することを阻害したり、発揮できたとしても女性の例外的な存在としてしか評価されない問題を明らかにした。トークニズムとは、多数派である男性優位の支配構造を維持するために、女性やマイノリティグルー

<sup>1)</sup> 取締役会の構造を直接分析対象としていないものの、日本の地域銀行のリスクテイキングに関する先行研究として、Konishi and Yasuda(2004)、Shikimi(2023)がある。

ブなどのトークンに対する配慮が形式的なものにとどまるような会社の方針や慣行を指す。トークニズムに代表される社会心理学理論(Carter et al., 2010)の示唆によれば、女性社外取締役が任用されたとしても、意思決定に影響を及ぼすような一定の比率に達しない限り、多様性の効果が発揮されないことも予想される。伝統的に、男性社内取締役中心の取締役構成が続いてきた日本企業においては、社会的要請に対応するために形式的に女性社外取締役を任用する可能性があるためである。しかしながら、男性中心の取締役会に初めて女性取締役が任用されると、CSR パフォーマンスが向上することを明らかにした研究もみられることから、多様性の効果が全く発揮されないわけではない(Nguyen and Thai, 2022)。社外取締役の中に女性が存在することによって、女性の社会的な背景や視点の違いが社外取締役による監督機能や助言機能に反映されるとすれば、取締役会の意思決定プロセスに影響を受ける可能性もある。このような効果は、男性社内取締役で構成される同質的なグループには影響を及ぼさないが、社外取締役で構成されるグループには影響を及ぼすように思われる。すなわち、社外取締役比率が高いほど、女性社外取締役が存在することの効果が大きくなるケースを想定する。以上の議論を踏まえると、取締役会のジェンダー多様性と銀行の業績について、以下の仮説が導かれる。

仮説 1：取締役会のジェンダー多様性は業績を向上させる

仮説 1a：複雑な銀行業務を有するほど、多様性が業績を向上させる

仮説 1b：女性社外取締役の存在が、社外取締役の機能を通じて、業績を向上させる

同様に、リスクテイキングについても以下の仮説を提示することができる<sup>2)</sup>。

仮説 2：取締役会のジェンダー多様性はリスクテイキングを抑制する

仮説 2a：複雑な銀行業務を有するほど、多様性がリスクテイキングを抑制する

仮説 2b：女性社外取締役の存在が、社外取締役の機能を通じて、リスクテイキングを抑制する

### 3. 分析方法

#### 3. 1 リサーチデザイン

前節で示した仮説を検証するために、回帰分析を行う。業績に関する被説明変数として、ROA、ROE、トービンの Q、株式リターンを採用し、リスクテイキングに関する被説明変数として、Z スコア(対数)、不良債権比率、流動性保有を採用する。ここで取り上げるリスクテイキングの代理変数は、必ずしも株主価値を阻害する変数とは限らない。例えば、流動性保有は、経済政策の不確実性に対応するための手段になり得るが、ジェンダー多様性が取締役会にもたらされ

<sup>2)</sup> Arnaboldi et al. (2021) が示唆するように、過度なリスクテイキングが不祥事を引き起こす可能性に対して、取締役会のジェンダー多様性が不祥事を抑制することも考えられる。そこで、不祥事の代理変数として金融庁による行政処分件数を確認したところ、分析サンプルのうち 9 行(11 オブザベーション)が該当した。従って、不祥事については自由度の確保が難しいため、仮説の設定から除外する。



ると、流動性保有が抑制されることが明らかにされている (Davydov et al., 2022)。すなわち、機会費用を伴う流動性保有を減らして経済政策の不確実性に対処することは、適切にリスクをとった経営行動と考えることができる。一般に、流動性保有それ自体はリスクテイキングの代理変数ではないものの、ここではジェンダー多様性の効果として分析対象とする。

推定する回帰式は下記の通りである。(1)式は仮説1、仮説2を検証するものであり、 $\beta$ の符号条件が観察対象である。(2)式は仮説1a、仮説2aを検証するものであり、業務の複雑性が高い銀行(High)と低い銀行(Low)の2グループにサンプルを分割する。複雑性が高いサンプルにおいて、予想される符号条件( $\beta^{High}$ )が観察されるかを確認する。(3)式は、女性社外取締役が存在する場合(*Female\_Dummy* = 1)、社外取締役比率(*Outside\_Directors*)を通じて効果が発揮されることをモデル化したものである(仮説1b、仮説2b)。従って、 $\beta$ の符号条件が観察対象である。

$$\begin{aligned} Dependents_{i,t} = & \alpha + \beta \cdot Female_{i,t-1} + \gamma \cdot Board_{i,t-1} \\ & + \theta \cdot Controls_{i,t-1} + Year_t + u_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \dots (1)$$

$$\begin{aligned} Dependents_{i,t}^c = & \alpha^c + \beta^c \cdot Female_{i,t-1}^c + \gamma^c \cdot Board_{i,t-1}^c + \theta^c \cdot Controls_{i,t-1}^c \\ & + Year_t^c + u_i^c + \varepsilon_{i,t}^c, \quad c \in \{High, Low\} \end{aligned} \quad \dots (2)$$

$$\begin{aligned} Dependents_{i,t} = & \alpha_0 + \beta \cdot Female\_Dummy_{i,t-1} \cdot Outside\_Directors_{i,t-1} \\ & + \gamma \cdot Board_{i,t-1} + \theta \cdot Controls_{i,t-1} + Year_t + u_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \dots (3)$$

次に、説明変数について述べる。取締役会のジェンダー多様性に関する代理変数(Female)として、t-1期の①女性社外取締役比率、②女性社外取締役人数を採用する<sup>3)</sup>。ここでは、取締役会のジェンダー多様性の効果は、社外取締役を通じて発揮される効果を観察対象とする。これは、社内取締役や監査役など他の役割や権限を通じた影響を排除するためである。要約すると、①女性社外取締役比率および②女性社外取締役人数は、仮説1、仮説2に対応するものであり、期待符号は、業績指標およびZスコア(対数)についてはpositiveと予想される一方、不良債権比率および流動性保有についてはnegativeと予想される。

次に、銀行業務の複雑性の影響を確認するために、Stulz et al. (2021)に依拠して、Laeven and Levine (2007)の2種類の多角化指標<sup>4)</sup>を複雑性の代理変数とする。本研究は、小西・齋藤・

<sup>3)</sup> これに関連して、クリティカル・マス理論が示唆するように、3名または30%の閾値に注目する方法も考えられる。残念ながら、本稿ではこの条件を満たす分析サンプルは存在しないため(表2)、条件付きで効果が発揮される可能性を検証することはできない。

<sup>4)</sup> Laeven and Levin (2007)は、財務諸表から推計される資産の多角化(asset diversity)と損益計算書から推計される収益の多角化(income diversity)を多角化指標として構築している。なお、Stulz et al. (2021)は、後

季(2016)および彼らが参照した Pathan and Faff(2013)の定式化を参考にしている。具体的には、企業属性のコントロール変数(Controls)として、総資産の対数、自己資本比率、株式リスク、都道府県別 GDP 成長率、監査役会設置会社ダミー、東証1部上場ダミー、合併ダミーを採用する。取締役会の属性に関する変数(Board)として、社外取締役比率、取締役人数の自然対数、取締役の平均年齢、取締役の平均在任期間、CEO の在任期間を採用する。原則として、1期ラグの説明変数とコントロール変数を用いる<sup>5)</sup>。(1)~(3)式を固定効果モデル(FE)により推定する<sup>6)</sup>。分析に使用する変数定義を表1に示す。

### 3. 2 分析サンプルと記述統計

分析サンプルは、国内証券取引所に上場する地域銀行の unbalanced panel data である。分析期間は、2010年3月期から2020年3月期までとする。分析開始時期を2010年3月期とする理由は、東京証券取引所の上場規程が改正されたことによる<sup>7)</sup>。この改正により、上場企業は、独立社外取締役または独立社外監査役を1名以上確保することが求められた。伝統的に、日本企業の取締役会は社内出身者を中心に構成されており、ガバナンス改革が始まった1990年代後半以降をみても、米国型の取締役会にリフォームする企業は一部にとどまることが指摘されている(Miyajima, 2007)。分析サンプルを確認したところ、2010年3月期における女性社外取締役は4名であるため、上場規程の改正後の期間に注目する。分析期間を2020年3月期までとするのは、新型コロナウイルス感染拡大により、銀行の業績やリスクに関する指標が影響を受ける可能性に配慮するためである。

図1は、社外取締役比率の男女別の平均値を示している。女性社外取締役比率についてみると、2009~2012年度の期間は1%に満たない水準で推移しており、2013年度は1.5%、2014年度は1.9%と低い水準にとどまる。一方、コード導入後の2015年度には4.2%と上昇し、2019年度には7.4%にまで伸長する様子がみてとれる。しかしながら、男性社外取締役比率との差は一貫して拡大しており、相対的な比較でいえば女性社外取締役の登用が進展したとはいえない状況がみてとれる。

図2は、女性社外取締役の人数別にみた地域銀行の数を示している。図1と同様に、2015年度以降で任用状況が大きく変化する様子がみてとれる。具体的には、2014年に女性社外取締役が存在した地域銀行は78行中12行であり、2名任用する銀行は僅か1行にとどまる。2015年

---

者を複雑性の指標として用いている。なお、本サンプルを用いて計算される2種の複雑性指標の相関係数の値は0.344である。

<sup>5)</sup> 東証1部上場ダミーおよび合併ダミーの2変数については当期(t期)の変数を用いる。これは、業績やリスクテイキングに対して、ラグを伴わずに影響を及ぼすと考えられるためである。なお、本サンプルにおいて合併が生じたケースは6行であり、企業数に占める割合は約1割程度(オブザベーションに占める割合は1%未満)である。

<sup>6)</sup> 小西・齋藤・李(2016)およびPathan and Faff(2013)に従って、2段階システムGMMによる推定も行ったが、誤差項の系列相関の仮定および過剰識別検定を満たせなかったため報告を割愛する。従って、内生性の問題が存在する場合には推定結果の解釈に注意を要する。内生性への対処は今後の課題である。

<sup>7)</sup> 「上場制度整備の実行計画2009(速やかに実施する事項)」に基づく業務規程等の一部改正について(2009年12月30日施行)

になると、1名以上存在する地域銀行は30行に増加し、2名任用する銀行は4行に増加する。ただし、女性社外取締役を3名以上任用する地域銀行は存在しないことから、女性の任用が進展する様子はみられない。

分析に使用するデータのうち、財務データはNikkei NEEDS Financial Quest Databaseから取得する。連結決算発表企業は、連結決算データを優先して用いるほか、12カ月に満たない変則決算企業のオブザベーションは除外する。取締役データは、役員四季報(東洋経済新報社)から取得する。都道府県別GDP成長率データは、内閣府のHPから取得する。分析サンプルの記述統計量を表2に示す。これらのデータのうち、財務データから計算される変数については、異常値の影響を考慮して、上下1%の閾値でwinsorizeする。winsorize処理前の分析サンプルの記述統計量を表2に示す。

業績指標の平均値についてみると、ROEが2.6%、ROAが0.3%、トービンのQが0.97、株式リターンが-0.1%と地域銀行の厳しい収益環境を反映したものとなっている。とりわけ、トービンのQが1を超えるサンプルは約2.5%にとどまると推計される( $0.97+2*0.01=0.99$ )。リスクテイキング指標の平均値についてみると、Zスコアの自然対数が3.73、不良債権比率が3.0%、流動性保有が29.1%である。ジェンダー多様性指標の平均値についてみると、女性社外取締役比率が2.9%、女性社外取締役人数は0.30人、女性社外取締役1名以上ダミーが0.27である(1名ダミーおよび2名ダミーは、それぞれ0.25、0.03)。取締役会の属性に関する指標の平均値をみると、社外取締役比率が16.2%、取締役人数の自然対数が2.32(取締役人数は $\exp\{2.32\} \approx 10$ 人)、取締役平均年齢が61.3歳、取締役平均在任期間が5.7年、CEO在任期間が7.9年となっている。企業属性指標の平均値についてみると、総資産の自然対数が14.9、自己資本比率が5.2%、株式リスク(日次)が2.0%、収益ベースの複雑性指標が0.82、資産ベースの複雑性指標が0.58、監査役会設置ダミーが0.86、東証1部ダミーが0.92、合併ダミーが0.00である。その他のコントロール変数については、都道府県別GDP成長率の平均は0.6%である。

## 4. 分析結果

表3は、(1)式の推定結果を示したものである。Panel Aは業績指標の回帰結果であり、Panel Bはリスクテイキング指標の回帰結果を示している。表中の上段の数値は推定値であり、下段の括弧内の数値は企業ごとのcluster robustな標準誤差を示している。Panel Aの左から順に、ROE、ROA、トービンのQ、株式リターンの推定結果をまとめている。

ROEの推定結果をみると、女性社外取締役比率を用いたモデル(1)、女性社外取締役人数を用いたモデル(2)のいずれも有意な結果は得られなかった。ROA、トービンのQ、株式リターンについても期待される符号条件は観察されない。トービンのQについては、10%水準と有意性は低いものの、符号条件がマイナスとなるケースも見受けられる(モデル6)。ジェンダー多様性の効果が確認できない要因の1つとして、日本ではジェンダー多様性の水準が十分でない可能性が考えられる。例えば、Pathan and Faff(2013)の女性取締役比率の平均値は7.94%(中央値は7.69%)であるのに対して、本サンプルの平均値は2.9%(中央値は0%)である。トークニズム

やクリティカル・マス理論が示唆するように、取締役会に対する影響力を有していない可能性が考えられる。取締役会の属性に関する結果をみると、ROE と ROA がよく似た符号条件を示しているのに対して、トービンの Q は異なる傾向が得られている。具体的には、CEO 在任期間が長くなるほど、ROE および ROA が低下するのに対して、取締役平均年齢が高いとトービンの Q が低下する傾向がみられる。CEO 在任期間の ROE に対する効果をみると、在任期間が 1 年長くなるごとに、ROE が約 0.18%ポイント低下する様子がみてとれる。一方、取締役平均年齢が 1 歳上昇することの economic significance は殆ど 0 である。社外取締役比率および取締役人数の自然対数の符号条件が insignificant であるのは、小西・齋藤・李(2016)と同様の傾向である。なお、株式リターンに対する符号条件をみると、有意性を示す変数はみられない。企業属性に関する結果をみると、自己資本比率がトービンの Q に対して約-0.51 と有意にマイナスとなっている。小西・齋藤・李(2016)では、株式リスク(日次)と自己資本比率は ROE および ROE に対してプラスの効果をもっており、分析期間や定式化の違いが分析結果の相違につながった可能性が考えられる。

次に、リスクテイキング指標の分析結果(Panel B)をみると、業績指標(Panel A)と同様に、ジェンダー多様性の効果は確認できない。取締役会の属性に関する結果をみると、リスクテイキングに対する影響は様々である。具体的には、社外取締役比率が高まると、流動性保有が抑制される傾向がみられるが、Z スコア(対数)や不良債権比率に対する効果はみられない。取締役人数の対数は、Z スコア(対数)を高めるが、不良債権比率や流動性保有に対する影響はみられない。取締役平均年齢は、年齢が高まるほど Z スコア(対数)は低くなり、不良債権比率が高まる傾向がみられる。また、取締役平均在任期間が短いほど、Z スコア(対数)は低くなり、不良債権比率は高まる。CEO 在任期間については、有意性は観察されない。企業属性に関する結果をみると、規模の大きさや健全性に応じてリスクテイキングする傾向が部分的にみとれるが、殆どは無関係である。株式リスク(日次)が高いと Z スコア(対数)が低下する一方、10%水準であるが不良債権比率が高くなる傾向がみられる。以上の分析結果を踏まえると、仮説 1 および仮説 2 は棄却される<sup>8)</sup>。

## 5. 追加分析

### 5.1 複雑性の影響

本節では、ジェンダー多様性の効果と銀行業務の複雑性の関係について検証する。具体的には、Laeven and Levine(2007)が提示する財務諸表および損益計算書から計算される多角化指標の 2 つを銀行業務の複雑性を表す代理変数として用いる。観察対象は、複雑性の高いサンプルにおける(2)式の係数符号( $\beta^{High}$ )である。

<sup>8)</sup> 仮説が棄却された要因として、ジェンダー多様性の代理変数の within 変動が小さい場合には、有意な結果が得られにくい可能性が考えられる。この点を確かめるために、FE 推定時と同様の定式化の下で OLS 推定を試みたが、結果は変わらなかった。

表4は、資産の多角化でサンプルを2分割した分析結果を示している。表の上段は業績指標の分析結果であり (Panel A)、下段はリスクテイキング指標の分析結果である (Panel B)。(2)式の推定結果のうち、女性社外取締役比率および女性社外取締役人数を抜粋して示している。各列の左側は複雑性が高いサンプルの推定結果であり、右側は複雑性が低いサンプルの推定結果である。Panel Aをみると、複雑性が高いサンプルの有意性が確認できるのは、トービンのQに対する推定結果のみである。ただし、期待される符号条件と異なり、マイナスとなっている。他方、有意水準や一貫性は低いものの、複雑性が低いサンプルにおいて、ROE および株式リターンを低下させる傾向がみられる。Panel Bをみると、複雑性が高いサンプルにおいて、女性社外取締役比率が高いほど流動性保有が促進される傾向がみられるが、女性社外取締役人数でみると一貫性は確認できない。また、その他の変数については、有意な傾向はみられなかった。

表5は、収益の多角化でサンプルを2分割した分析結果を示している。業績指標の結果 (Panel A)をみると、表4と同様の傾向が確認できるのはROEの分析結果だけであり、トービンのQや株式リターンの有意性は消失する。また、リスクテイキング指標 (Panel B)についてみると、Zスコア (対数)、不良債権比率、流動性保有の何れのケースについても有意性は確認できない。これらの結果は、ジェンダー多様性が業績やリスクテイキングに与える効果は、少なくとも銀行業務の複雑性とは無関係であることを示している。また、一部の推定結果は、予想される符号条件と異なりネガティブな効果を与えている可能性もある。この点については、5.4節で改めて検討する。以上の分析結果を踏まえると、仮説1aおよび仮説2aは棄却される。

## 5. 2 社外取締役の機能への影響

本節では、業績指標やリスクテイキング指標に対する、社外取締役を通じて女性社外取締役が存在することの効果を検証する。具体的には、(3)式における女性社外取締役ダミーと社外取締役比率の交差項の符号条件を確かめる。

表6は、(3)式の推定結果のうち、女性社外取締役ダミーと社外取締役の交差項および社外取締役比率を抜粋して示している。表の上段は業績指標の分析結果であり (Panel A)、下段はリスクテイキング指標の分析結果である (Panel B)。各列の左から順に、1名以上女性社外取締役が存在する、同1名が存在する、同2名が存在するケースについて、それぞれのダミー変数と交差項の推定値を表している。Panel Aをみると、一貫性はないものの、女性社外取締役が存在する場合はネガティブな効果がある傾向がみられる。とりわけ、モデル(1)やモデル(5)をみると、有意水準10%であるものの社外取締役比率の符号条件はプラスとなっており、社外取締役のポジティブな機能と相殺する傾向もみられる。Panel Bをみると、女性社外取締役が2名存在する場合に不良債権比率が高まる傾向がみられるが、その他の符号条件は有意水準を満たさないことから、リスクテイキングとの関係性はみられないと考えられる。社外取締役比率の推定結果をみると、流動性保有を低下させる傾向がみられる点は、ジェンダー多様性の効果を確認した先行研究と同様の効果があることを示唆している。以上の分析結果を踏まえると、仮説1bおよび仮説2bは棄却される。

### 5. 3 コード導入の影響

コーポレートガバナンス・コードの導入前後の期間における違いの有無を確認する。図1に示す通り、女性社外取締役比率が伸長したのはコード導入以降である。そのため、ジェンダー多様性の効果もコード導入以降に発揮される可能性がある。実際、外部ガバナンスの規律付けが弱い企業では、コード導入後に社外取締役2名上を選任することで業績が改善することを明らかにした研究もみられる(宮島・齋藤, 2019)。また、世界的にも取締役会改革の効果が確認されている(Fauver et al., 2017)。そこで、分析サンプルを2014年度までの期間(before)と2015年度以降(after)に2分割して、(1)式の推定を行う。

表7は、(1)式の推定結果のうち、ジェンダー多様性に関する代理変数に関する部分を抜粋して示している。Panel Aは、業績指標の推定結果を示しており、Panel Bはリスクテイキング指標の推定結果を示している。何れの指標においても、符号条件は、コーポレートガバナンス・コード導入の有無に関わらず insignificant である。以上の分析結果を踏まえると、少なくともコード導入後にジェンダー多様性の効果が発揮される傾向はみられない。

### 5. 4 貸出行動、資金運用行動への影響

本節では、取締役会のジェンダー多様性の効果が、地域銀行の貸出行動や資金運用行動に与える影響を分析する。具体的には、表3と同じ定式化の下で、貸出金の変化率および有価証券合計の変化率を代理変数とする回帰分析を行う。ジェンダー多様性の効果が発揮される経路を考慮すると、最初に変化すると考えられるのは経営行動である。すなわち、地域銀行の貸出行動や資金運用行動が効率的でないならば、ジェンダー多様性がもたらす取締役会の機能向上を通じて非効率性が是正されると予想される。ジェンダー多様性の効果が、貸出行動や資金運用行動の変化に表れるかを確かめることが本節の目的である。

紙幅の節約のため分析結果の掲載は割愛するものの、女性社外取締役比率および女性社外取締役人数の符号条件は全て insignificant であり、前述の効果を確かめることはできなかった。また、取締役会の属性に関する変数についても有意な傾向を確認することはできなかった。企業属性に関する変数についてみると、総資産が小さいサンプルほど貸出金変化率および有価証券合計の変化率が高く、自己資本比率が低いサンプルほど貸出金変化率が高い傾向がみられた。これらの結果は、ジェンダー多様性が貸出行動や資金運用行動に変化をもたらすことはないことを示すものである。

## 6. ディスカッション

### 6. 1 女性社外取締役任用の決定要因

5.1節および5.2節の分析結果は、ジェンダー多様性の効果がみられないだけでなく、ネガティブな影響を与える可能性があることを示唆する。この点を直観的に確かめるために、本節では以下で述べる要因が分析結果に与える影響について検証する。第1の要因として、女性社

外取締役がトークンとみなされている可能性が考えられる。なお、ここでのトークンとは、前述の Kanter (1977) にならい、少数派としての女性が全女性を象徴するような役割を担う概念を指す。すなわち、形式的に女性社外取締役を登用するものの、男性中心の取締役構成に変化がない状況を表している。2015年のコーポレートガバナンス・コード導入以降、社外取締役の任用は進展しているが、女性社外取締役の任用は1~2名にとどまる(図1, 図2)。コードにコンプライアンスのために、男性社外取締役を2名任用することに注力する一方、女性社外取締役に対する期待が低い、あるいは女性社外取締役を候補として挙げるのが後回しにされたのだとすれば、ジェンダー多様性の効果が観察されなくても不思議ではない。第2の要因として、銀行の業務特性や経営環境との相関関係が考えられる。例えば、複雑性が高く、健全性指標の劣った地域銀行が、これらの問題に対処するために女性社外取締役を任用したものの、期待される効果が得られなかったケースが挙げられる。この場合、ネガティブな結果につながる事が予想される。同様に、ROAやトービンのQについても、業績不振の地域銀行がイメージ改善のために女性社外取締役を任用するといったケースが想定される。第3の要因として、女性社外取締役候補者の不足が考えられる。先行研究では、地元候補者のプールが大きさが取締役会の独立性と相関することが明らかにされている(Knyazeva et al., 2013; Alam et al., 2018)。日本においては、社会的要請の高まりにより、遠方のプールの大い経済都市圏から女性社外取締役を任用するケースが考えられる。そのような状況では、地元経済に不案内といった地理的要因による情報収集の制約や、移動に伴う情報処理のための時間的制約が生じる結果、3節で提示した仮説が棄却された可能性が考えられる。

以上の女性社外取締役任用に関する決定要因を確かめるために、女性社外取締役が1名以上任用される場合に1、0名の場合は0の値をとるダミー変数を被説明変数として、(1)式に示す *Board* および *Controls* を説明変数としたロジット推定を行う。なお、Zスコア、不良債権比率、ROA、トービンのQについては、(1)~(3)式と逆の因果関係を想定することになるため、説明変数として用いる代わりに、分析期間中の平均値でサンプルを2分割することにより考慮する。分析結果を表8に示す<sup>9)</sup>。

モデル(1)は全てのサンプルを用いた推定結果であるのに対して、モデル(2)およびモデル(3)は、不良債権比率でサンプル分割した分析結果を示している。同様に、モデル(4)およびモデル(5)は、Zスコアを用いた分析結果を示している<sup>10)</sup>。モデル(6)およびモデル(7)はトービンのQでサンプル分割しており、モデル(8)およびモデル(9)はROAでサンプル分割している。モデル(10)およびモデル(11)は、全サンプルを用いたときの推定結果を示しているが、前期の社外取締役人数ダミーおよびコード導入の前年である2014年度ダミーとの交差項の設定が異なっ

<sup>9)</sup> 2種類の複雑性指標を用いて推定を行った結果、主要な変数の符号条件や有意性に違いはみられなかったため、資産ベースの多角化指標の結果を掲載し、収益ベースの結果の掲載は割愛する。また、説明変数のうち、合併ダミーは全てのモデルにおいて推定に寄与しなかったため、掲載を割愛する。同様に、モデル(3)の東証1部ダミーの表記は、推定に寄与しないことを示している。

<sup>10)</sup> 本サンプルを用いて計算される不良債権比率とZスコア(対数)の相関係数の値は-0.456であり、不良債権比率が高いほど、Zスコア(対数)が低いほど、財務の健全性が低い特徴を有していると考えられる(逆も然り)。

いる。

社外取締役ダミーの推定値をみると、前期の社外取締役の人数が0名または1名の場合には、概ね一貫してマイナスとなる傾向がみてとれる。他方、2名任用されている場合には、符号条件は有意にプラスとなる(モデル11)。これらの符号条件は、女性社外取締役が任用されるのは2名の男性社外取締役を任用した後であることを示唆している。モデル(6)に示されるように、この傾向は、コード導入の前年である2014年ダミーとの交差項が有意でない結果とも整合的である。すなわち、コードが施行される年にコンプライするために、1人目または2人目の社外取締役として女性を任用することは選択肢になかった可能性がある。これらの結果は、男性中心の社外取締役構成の志向が強いことを示しており、女性社外取締役を任用する動機はトークニズムとして解釈される可能性があることを示唆しているように思われる。

実質県内総生産上位5都道府県ダミーは、分析期間中の実質県内総生産の平均値が上位5位に入る都道府県に本社のある地域銀行を1とし、その他の地域銀行を0とするダミー変数である。相対的に経済規模の大きい地域では、女性社外取締役候補者のプールが大きいと仮定している。推定された符号条件をみると、全てのサンプルを用いたケースにおいて有意にプラスになる傾向がみられる。この結果は、候補者プールの大きい地域にある銀行ほど、女性社外取締役を任用する傾向があることを示している。遠方の経済都市圏から任用する傾向がある場合、少なくとも符号条件はプラスにはならないと考えられることから、前述したような供給制約が負の効果を及ぼした可能性は低いように思われる。

銀行財務の健全性の違いが与える影響についてみると、健全性が高いサンプルでは女性社外取締役の任用を抑制する傾向がみられる。具体的には、前期の社外取締役が0名の場合、不良債権比率が低く(モデル3)、Zスコアが高い(モデル4)サンプルでは有意にマイナスとなるが、健全性が低いサンプルでは有意性は低下する。社外取締役が1名になると、両者の相違はみられなくなる。業績指標についても同様の傾向が見受けられる。前期の社外取締役が0名の場合、トービンのQが高く(モデル6)、ROAが高い(モデル8)では有意にマイナスとなる。ただし、社外取締役が1名になると、トービンのQの高いサンプル(モデル6)およびROAが低いサンプル(モデル9)の双方で有意にマイナスとなるなど、符号条件の整合性はみられなくなる。実質県内総生産上位5都道府県ダミーは、健全性や業績の状況によって符号条件が異なる。具体的には、健全性が高く、業績の優れたサンプルにおいては、女性社外取締役を任用する傾向がみられるが、健全性が低く、業績の劣るグループでは符号条件の一貫性はみられない。この結果は、女性社外取締役の候補者プールが必ずしも十分でないことを表していると考えられるが、プールの大きさが十分だったとしても、財務の健全性が高く、業績が良いなどの経営環境が整っていない限り、女性社外取締役の任用は進展しないことを示唆している。業務の複雑性の符号条件は全てのモデルにおいて、insignificant となっており、複雑性のある組織において女性社外取締役が必要とされる傾向はみられない。

このほか、取締役平均年齢が高いほど女性社外取締役の任用可能性が低下する傾向がみてとれる。平均年齢の高さは、いわゆる「オールドボーイズクラブ」な日本企業の典型的なタイプ



を表していると考えられる。なお、監査役会設置会社の符号条件の一部が有意にマイナスとなっている点については、監査等委員会設置会社などに移行する際に、女性社外監査役が社外取締役役に横滑りするケースもあると考えられるため注意が必要である(杉浦, 2020)。

以上の分析結果を要約すると、女性社外取締役は3人目以降の社外取締役として任用される可能性があること、コードの遵守やジェンダー多様性のプレッシャーは女性社外取締役の任用を促進するわけではない様子がみてとれる。また、女性社外取締役の候補者プールは十分な大きさが無いといった供給サイドの問題も示唆されるが、十分な大きさのプールがあったとしても、経営環境が整っていないと女性社外取締役の任用は進展しないように思われる。期待されたジェンダー多様性の効果が得られなかった要因として、これらの可能性を実証的に確かめることが今後の課題である。

## 6. 2 女性社外取締役非任用銀行との比較

前節の分析結果(表 8)が示すように、女性社外取締役を任用する地域銀行にはいくつかの特徴が観察される。そこで本節では、傾向スコアマッチングの手法を用いて、女性社外取締役任用銀行と似た特性をもつ女性社外取締役非任用銀行を特定し、業績指標およびリスクテイキング指標に関する差分の差分(Difference-in-difference)モデルを用いた分析を行う。交絡因子バイアスの影響を考慮して、3節で提示した仮説を改めて確かめることがここでの目的である。傾向スコアマッチングでは、3.1節で提示した変数を共変量とするマッチングを行う<sup>11)</sup>。次に、女性社外取締役を任用した時期を  $t$  期とするときの  $t-1$  期と  $t+1$  期の業績指標およびリスクテイキング指標の差分を計算し、女性社外取締役非任用サンプルとの差の検定を行う。その際に、平行トレンドの仮定を確認するために、女性社外取締役を任用した時期の前後2期に関する差分についても差の検定を行う<sup>12)</sup>。以上が本節の分析方法の概要である。

分析結果の掲載は省略するが、業績指標およびリスクテイキング指標に関する処置群の平均処置効果(Average Treatment Effects on the Treated)は何れも insignificant であり、期待される符号条件を確かめることはできなかった。また、非処置群を含めた平均処置効果(Average Treatment Effects)についても推定したものの、結果は変わらなかった。これらの結果は表 3 を追認するものとなっており、これまで得られた知見と整合的な結果である。ジェンダー多様性の効果が実証的に確認できなかったことは、女性社外取締役の任用が進展しない日本の状況を踏まえると直感的に納得のいく結果であるように思われる。その一方、なぜジェンダー多様性の効果が観察されなかったのかという疑問が提起される。この点について、若干の考察を試みる。

第1の要因として考えられるのは、社会的要請の高まりを背景に、女性社外取締役が形式的

<sup>11)</sup> 具体的には、stataIC 16 の `teffects` コマンドを用いて、キャリパーを  $0.25\sigma$  の範囲に設定した上で、1:1 の復元マッチングを行っている。

<sup>12)</sup> 具体的には、①( $t-3, t-1$ )、②( $t-2, t$ )、③( $t-1, t+1$ )、④( $t, t+2$ )、⑤( $t+1, t+3$ )の5期間分のアウトカム差分について平均の差の検定を行う。期待される符号条件は、( $t-1, t+1$ )の差分が有意にプラスとなる一方、他の期間については平均の差に有意な違いがみられないことである。

に任用されている可能性である。Kanter(1977)を嚆矢とするトークニズムに関する一連の研究が示唆するように、女性社外取締役の役割は全女性を代表する象徴（トークン）にとどまり、取締役会の意思決定が多数派を占める男性中心に行われているとすれば、ジェンダー多様性の効果が生じないのは必然である。Kanter(1977)は、特定のジェンダーの比率が15%以下の場合にはトークンに過ぎず、概ね35%を超えると組織の中で公平な機会が得られると述べている。この指摘は、組織に変化を起こすための閾値が存在することを主張するクリティカル・マス理論と整合的である。脚注3で述べたように、トークニズムやクリティカル・マス理論の主張を検証するためには、女性社外取締役の任用がより一層進展する必要がある。

第2の要因として考えられるのは、適切な候補者が少ない可能性である。各都道府県に営業基盤をもつ日本の地域銀行にとって、銀行の役員経験があり、地元経済に精通する社外取締役を任用することは簡単ではない<sup>13)</sup>。従って、女性候補者を探すのはより困難な可能性がある。しかしながら、地域銀行が考える適切な候補者が、企業価値最大化の観点からみて適切な社外取締役であるとは限らない。むしろ、1節で言及した地域銀行の経営課題を踏まえると、従来と異なるバックグラウンドを有する女性社外取締役の任用が望ましいことも考えられる。このように考えると、6.1節で示された供給制約の議論は、地元経済に精通している必要があるのかという問題と、物理的な移動時間が制約となるのかという問題として、それぞれ検証する必要があることを示している。後者の点について、日本における地理的要因による供給制約の影響を海外の先行研究において検証されたケースと同一に扱うのは早計である。なぜなら、日本国内の移動時間は、海外と比較して相対的に短いと考えられるためである。日本独自の交通ネットワークの影響や大都市圏からの距離などを考慮して分析することが必要である<sup>14)</sup>。また、6.1節では実質県内総生産が大きい地域では女性社外取締役候補者のプールが大きいと仮定したが、都道府県別の女性就業率の影響なども考慮する必要があるだろう。

第3の要因は、女性社外取締役に期待される役割は何かという本質的な問題である。本研究の主たる関心は、業績およびリスクテイキングに対するジェンダー多様性の効果を確認する点にあるが、そもそもそのような役割が期待されていない可能性がある。例えば、ステークホルダーに配慮するためにCSRに注力するケースや、機関投資家への対処としてESGパフォーマンスの向上を期待して女性社外取締役を任用するケースが考えられる。その場合、業績指標やリスクテイキング指標を観察するのではなく、適切な観察対象を設定すべきである。また、女性社外取締役の経歴といったプロフィールを詳細に分析することも必要である。

---

<sup>13)</sup> ロイター通信社の2015年2月20日の記事によれば、社外取締役選任の条件として、信頼関係を築けることや人となりをよく知った地元出身者であることに言及する地域銀行幹部の意見がみられる一方で、銀行業以外の業種から社外取締役を起用するために、女性の登用も視野に入れたいとする意見もみられる。  
(<https://jp.reuters.com/article/idJPL4NOVT10220150220>)

<sup>14)</sup> この他、ITの発展による影響も考慮する必要があると考えられる。SNSやリモート会議の普及が、情報取得コストやコミュニケーションコストを大きく低下させることは明らかである。

## 7. おわりに

本稿では、日本の地域銀行を分析対象として、取締役会のジェンダー多様性が銀行経営に与える効果を検証した。分析の結果、業績およびリスクテイキングに対するポジティブな効果を確認することはできなかった。この結果は、銀行業務の複雑性、社外取締役を通じてジェンダー多様性の効果が発揮される可能性、女性社外取締役の登用が進展した時期を考慮しても不変である。このような分析結果が得られた要因を検証した結果、女性社外取締役は3人目以降の社外取締役として任用される可能性があることが確認された。女性社外取締役比率は確かに上昇しているものの、男性に比べて上昇率は低く、3名または30%を超えるサンプルは存在しない。これらの状況と併せて考えると、日本の地域銀行の社外取締役は男性中心に構成されており、女性社外取締役に対する期待の低さを表したものと考えられる。取締役会のジェンダー多様性の水準が十分でないことが、先行研究の知見と異なる結果が得られた要因の1つであると結論付けることができよう。

最後に、本論文の課題について述べる。第1に、本サンプルの女性社外取締役は2名または30%未満にとどまっており、クリティカル・マス理論の検証ができなかったことが挙げられる。近年、多くの実証研究において、女性社外取締役の値が閾値を超えるとジェンダー多様性の効果が強まる傾向があることが報告されている(Farag and Mallin, 2017; Owen, A and Temesvary, 2018; Arnaboldi et al., 2021; Kinatader et al., 2021)。上述したように、取締役会のジェンダー多様性が進展すれば、業績やリスクに対する効果の頑健性を検証することができる。第2に、データ利用の限界により、スキルダイバーシティの効果が検証できなかったことが挙げられる。女性社外取締役が男性中心の取締役会に多様性をもたらす要因には、リスク選好が異なる可能性とスキルセットが異なる可能性の2つが考えられる。これらの要因を明らかにすることは学術的な意義がある。近年、非財務情報開示の重要性が高まっており、取締役のスキルマトリックスが開示されるケースがみられる。第3に、女性社外取締役任用の決定要因を解明することが挙げられる。男女の社外取締役のバックグラウンド(スキルセット)を比較分析することで、女性社外取締役に期待される役割を明らかにすることができる。また、期待される役割の相違が供給制約により生じているかどうかを明らかにすることも興味深いテーマである。以上の課題については、更なる開示の進展およびデータの蓄積を待って、検証することとしたい。

付 表

表1 変数定義

変数	計算式
ROE	当期純利益／自己資本
ROA	経常利益／総資産
トーピンのQ	(株式時価総額＋負債合計)／総資産
株式リターン	当該決算期間の月次リターン平均
Zスコア (対数)	Zスコア (対数) = Ln(1+Zスコア) Zスコア = (ROA + 自己資本／総資産)／ROAの5年標準偏差
不良債権比率	(破綻先債権額＋延滞債権額＋3か月以上延滞債権額＋貸出条件緩和債権額)／貸出金合計
流動性保有	0.5*流動資産比率－0.5*非流動資産比率＋0.5*流動負債比率
流動資産比率	(現金預け金＋特定取引資産＋商品有価証券合計＋金銭の信託＋有価証券合計＋外国為替)／総資産
非流動資産比率	(コールローン及び買入手形＋買現先勘定＋債券貸借取引支払保証金＋買入金銭債権＋貸出金合計＋リース債権及びリース投資資産＋その他資産合計)／総資産
流動負債比率	(預金＋譲渡性預金＋債券＋コールマネー及び売渡手形＋売現先勘定＋債券貸借取引受入担保金＋CP＋特定取引負債＋借入金＋外国為替)／総資産
女性社外取締役比率	女性社外取締役数／取締役数
女性社外取締役人数	女性社外取締役の人数をカウント
女性社外取締役人数ダミー	女性社外取締役の所定の人数を満たす場合＝1、その他＝0
社外取締役比率	社外取締役数／取締役数
取締役人数 (対数)	Ln (取締役人数)
取締役平均年齢	取締役の年齢合計／取締役人数
取締役平均在任期間	取締役になってからの在任年数÷取締役人数
CEO在任期間	頭取、代表取締役社長、代表取締役会長のうち、いずれの役職に就任してからデータ該期間まで最も長い年数
総資産 (対数)	Ln (総資産)
自己資本比率	自己資本／総資産
株式リスク (日次)	日次株式リターンの当該決算期間の標準偏差
複雑性指標 (収益ベース)	1 - abs({Net interest income - Other operating income} / Total operating income) Net interest income = 貸出金利息 - 資金調達費用 - 預金利息 - 譲渡性預金利息 Other operating income = 資金運用収益 + 役務取引等収益 + 特定取引収益 + その他業務収益 - 支払利息合計 - 役務取引等費用 - 特定取引費用 - その他業務費用 Total operating income = Net interest income + Other operating income
複雑性指標 (資産ベース)	1 - abs({Net loans - Other earnings assets} / Total earnings assets) Net loans = 貸出金合計 - 貸倒引当金 Other earnings assets = 特定取引資産 + 商品有価証券合計 + 有価証券合計 Total earnings assets = Net loans + Other earnings assets
監査役設置会社ダミー	監査役会設置会社 = 1、その他 = 0
東証1部ダミー	東証1部上場銀行 = 1、その他 = 0
合併ダミー	当該銀行が他の銀行を吸収した時点 = 1、その他 = 0
都道府県別GDP成長率	県民経済計算 (2008SNA、平成23年基準計数) の実質GDP成長率

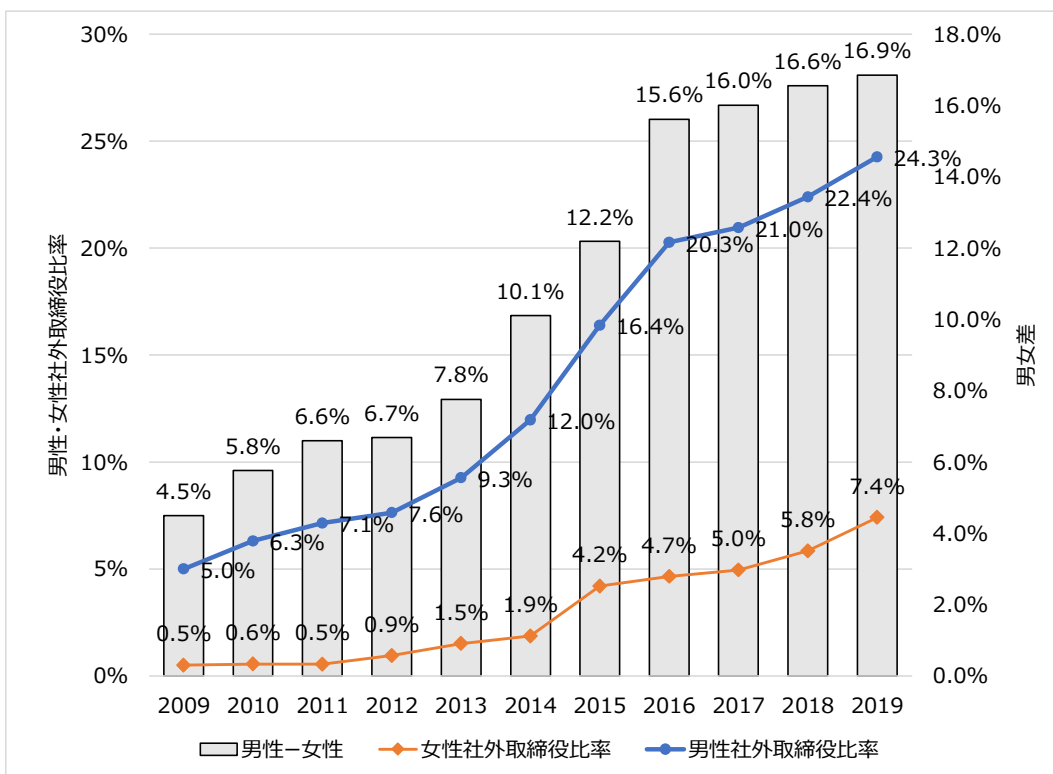


図1 男女別の社外取締役比率の推移(平均値)

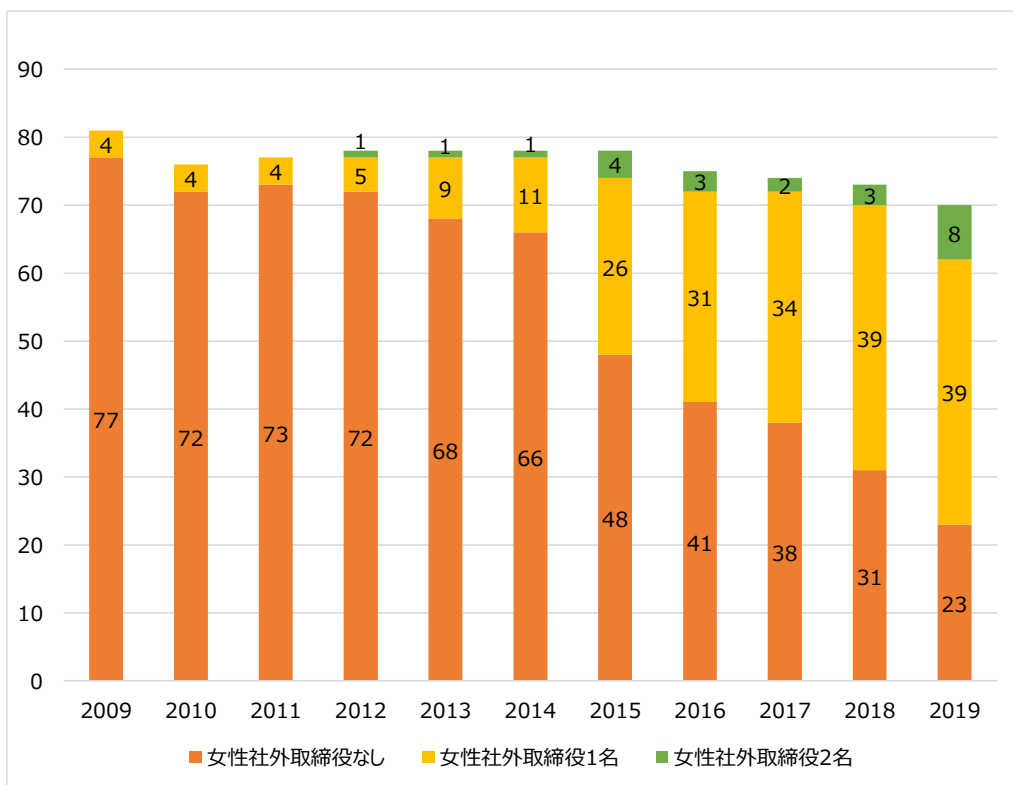


図2 人数別の女性社外取締役の任用状況

表2 分析サンプルの記述統計

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
ROE	838	2.6%	9.4%	-161.8%	3.9%	16.5%
ROA	838	0.3%	0.4%	-3.6%	0.3%	1.3%
トービンQ	838	0.97	0.01	0.94	0.97	1.08
株式リターン	838	-0.1%	0.8%	-3.2%	-0.1%	2.3%
Zスコア (対数)	838	3.73	1.07	-2.38	3.96	6.41
不良債権比率	838	3.0%	1.2%	0.8%	2.8%	13.0%
流動性保有	838	29.1%	7.3%	6.5%	28.8%	51.9%
女性社外取締役比率	838	2.9%	5.1%	0.0%	0.0%	22.2%
女性社外取締役人数	838	0.30	0.52	0	0	2
女性社外取締役1名以上ダミー	838	0.27	0.45	0	0	1
女性社外取締役1名ダミー	838	0.25	0.43	0	0	1
女性社外取締役2名ダミー	838	0.03	0.16	0	0	1
社外取締役比率	838	16.2%	13.8%	0.0%	15.4%	60.0%
取締役人数 (対数)	838	2.32	0.28	1.39	2.30	3.00
取締役平均年齢	838	61.3	2.2	54.0	61.3	68.3
取締役平均在任期間	838	5.7	1.6	1.7	5.5	13.2
CEO在任期間	838	7.9	5.8	1.0	7.0	36.0
総資産 (対数)	838	14.9	0.9	12.9	14.9	17.9
自己資本比率	838	5.2%	1.2%	1.8%	5.1%	9.8%
株式リスク (日次)	838	2.0%	0.6%	0.6%	1.8%	4.6%
複雑性指標 (収益)	838	0.82	0.19	-1.77	0.87	1.00
複雑性指標 (資産)	838	0.58	0.16	0.08	0.57	1.00
監査役設置会社ダミー	838	0.86	0.35	0	1	1
東証一部ダミー	838	0.92	0.28	0	1	1
合併ダミー	838	0.00	0.03	0	0	1
都道府県別GDP成長率	838	0.6%	2.6%	-7.4%	0.7%	8.4%

表3 ジェンダー多様性の効果に関する分析結果

Panel: A	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	ROE		ROA		トービンのQ		株式リターン	
女性社外取締役比率	-0.0758 (0.0492)		-0.00185 (0.00237)		-0.00652 (0.00615)		-0.00727 (0.00868)	
女性社外取締役人数		-0.00730 (0.00528)		-0.000219 (0.000244)		-0.00104* (0.000560)		-0.00121 (0.000791)
社外取締役比率	0.0573 (0.0365)	0.0544 (0.0369)	0.00217 (0.00178)	0.00223 (0.00179)	1.38e-05 (0.00403)	0.00102 (0.00398)	-0.00292 (0.00558)	-0.00165 (0.00522)
取締役人数 (対数)	0.0158 (0.0106)	0.0157 (0.0105)	0.000652 (0.000448)	0.000665 (0.000450)	0.00231 (0.00202)	0.00245 (0.00200)	-0.000283 (0.00197)	-0.000102 (0.00194)
取締役平均年齢	-0.00185 (0.00207)	-0.00171 (0.00210)	-0.000136 (9.75e-05)	-0.000138 (9.72e-05)	-0.000634** (0.000262)	-0.000678*** (0.000252)	-4.43e-05 (0.000318)	-0.000101 (0.000305)
取締役平均在任期間	0.00398 (0.00343)	0.00388 (0.00346)	0.000225 (0.000147)	0.000227 (0.000147)	0.000436 (0.000319)	0.000467 (0.000315)	3.24e-05 (0.000363)	7.14e-05 (0.000349)
CEO在任期間	-0.00176** (0.000678)	-0.00178** (0.000680)	-6.80e-05** (2.64e-05)	-6.81e-05** (2.66e-05)	0.000102 (8.98e-05)	0.000103 (8.92e-05)	3.61e-05 (8.12e-05)	3.77e-05 (8.13e-05)
総資産 (対数)	0.0243 (0.0294)	0.0263 (0.0296)	-0.000473 (0.00137)	-0.000388 (0.00136)	-0.000678 (0.00526)	-0.000144 (0.00532)	0.00666 (0.00506)	0.00729 (0.00509)
自己資本比率	-0.143 (0.819)	-0.146 (0.819)	0.0430 (0.0330)	0.0432 (0.0329)	-0.507*** (0.0572)	-0.505*** (0.0569)	0.0513 (0.0716)	0.0538 (0.0707)
株式リスク (日次)	0.255 (0.703)	0.286 (0.708)	0.000369 (0.0296)	0.00116 (0.0299)	-0.0403 (0.0622)	-0.0372 (0.0613)	0.0187 (0.0560)	0.0221 (0.0550)
監査役設置会社ダミー	0.00377 (0.00574)	0.00226 (0.00534)	-4.54e-05 (0.000275)	-7.63e-05 (0.000262)	0.000448 (0.00141)	0.000378 (0.00136)	-0.000496 (0.000935)	-0.000567 (0.000856)
東証一部ダミー	0.00301 (0.0151)	0.00242 (0.0150)	0.000711 (0.000869)	0.000691 (0.000859)	0.0120** (0.00522)	0.0119** (0.00513)	0.0110** (0.00520)	0.0109** (0.00509)
合併ダミー	-0.0428** (0.0185)	-0.0424** (0.0186)	-0.000482 (0.000805)	-0.000453 (0.000804)	0.00565** (0.00226)	0.00587** (0.00229)	0.00172 (0.00260)	0.00199 (0.00258)
都道府県別GDP成長率	0.000972* (0.000581)	0.000968* (0.000579)	3.30e-05 (3.03e-05)	3.30e-05 (3.02e-05)	-5.02e-05 (8.25e-05)	-4.97e-05 (8.21e-05)	8.95e-05 (8.98e-05)	9.01e-05 (8.95e-05)
定数	-0.282 (0.488)	-0.318 (0.490)	0.0121 (0.0230)	0.0109 (0.0227)	1.021*** (0.0806)	1.015*** (0.0813)	-0.111 (0.0794)	-0.118 (0.0795)
観測数	744	744	744	744	744	744	744	744
決定係数	0.125	0.124	0.272	0.272	0.655	0.656	0.722	0.723
企業数	88	88	88	88	88	88	88	88
モデル	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

表3 ジェンダー多様性の効果に関する分析結果

Panel: B	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Zスコア (対数)		不良債権比率		流動性保有	
女性社外取締役比率	-0.0719 (0.741)		-0.00426 (0.0122)		0.00129 (0.0518)	
女性社外取締役人数		-0.00655 (0.0794)		0.000470 (0.00119)		-0.00147 (0.00513)
社外取締役比率	0.532 (0.537)	0.528 (0.536)	-0.00509 (0.00836)	-0.00794 (0.00812)	-0.0677** (0.0317)	-0.0628* (0.0317)
取締役人数 (対数)	0.430** (0.186)	0.430** (0.184)	-2.56e-05 (0.00257)	-0.000364 (0.00250)	0.0134 (0.0133)	0.0140 (0.0131)
取締役平均年齢	-0.0651* (0.0333)	-0.0649** (0.0322)	0.000833* (0.000455)	0.000962** (0.000442)	-0.000359 (0.00159)	-0.000580 (0.00162)
取締役平均在任期間	0.129*** (0.0367)	0.129*** (0.0363)	-0.00124* (0.000745)	-0.00133* (0.000732)	-0.00134 (0.00172)	-0.00119 (0.00173)
CEO在任期間	-0.00972 (0.00883)	-0.00974 (0.00881)	0.000112 (0.000119)	0.000106 (0.000120)	0.000148 (0.000515)	0.000158 (0.000513)
総資産 (対数)	-0.490 (0.750)	-0.489 (0.755)	-0.00139 (0.00700)	-0.00205 (0.00695)	0.160*** (0.0450)	0.161*** (0.0450)
自己資本比率	12.19** (5.850)	12.19** (5.831)	-0.0178 (0.122)	-0.0227 (0.124)	-0.413 (0.407)	-0.404 (0.411)
株式リスク (日次)	-13.23** (5.636)	-13.20** (5.666)	0.162* (0.0911)	0.163* (0.0915)	-0.0754 (0.362)	-0.0743 (0.359)
監査役設置会社ダミー	-0.0211 (0.134)	-0.0226 (0.133)	0.000720 (0.00167)	0.000506 (0.00157)	-0.000731 (0.00926)	-0.000472 (0.00918)
東証一部ダミー	0.484*** (0.165)	0.483*** (0.166)	-0.00637** (0.00310)	-0.00629* (0.00317)	0.0217 (0.0147)	0.0215 (0.0145)
合併ダミー	-0.448 (0.319)	-0.448 (0.319)	0.00913*** (0.00346)	0.00876** (0.00350)	0.0372* (0.0195)	0.0379* (0.0196)
都道府県別GDP成長率	0.00321 (0.00718)	0.00321 (0.00717)	-7.72e-05 (9.20e-05)	-7.91e-05 (9.18e-05)	-3.57e-05 (0.000470)	-3.26e-05 (0.000467)
定数	12.86 (11.60)	12.83 (11.64)	0.00113 (0.120)	0.00485 (0.118)	-2.077*** (0.670)	-2.086*** (0.669)
観測数	744	744	744	744	744	744
決定係数	0.719	0.719	0.625	0.625	0.470	0.470
企業数	58	58	58	58	58	58
モデル	FE	FE	FE	FE	FE	FE
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



表4 ジェンダー多様性の効果と銀行業務の複雑性(資産の多角化)

Panel: A	(1)	(2)	(3)	(4)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	ROE				ROA				トービンのQ				株式リターン			
女性社外取締役比率	0.0768 (0.0564)	-0.143* (0.0713)			0.00198 (0.00261)	-0.00414 (0.00343)			-0.0268*** (0.00916)	0.00525 (0.00814)			0.00366 (0.0157)	-0.0157 (0.0108)		
女性社外取締役人数			0.00574 (0.00427)	-0.0148* (0.00824)			8.52e-05 (0.000222)	-0.000414 (0.000393)			-0.00270*** (0.000779)	0.000299 (0.000788)			-0.000204 (0.00107)	-0.00205* (0.00118)
観測数	387	357	387	357	387	357	387	357	387	357	387	357	387	357	387	357
決定係数	0.205	0.169	0.202	0.169	0.404	0.270	0.403	0.269	0.694	0.655	0.695	0.655	0.786	0.695	0.786	0.696
企業数	42	46	42	46	42	46	42	46	42	46	42	46	42	46	42	46
モデル	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
複雑性	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Panel: B	(1)	(2)	(3)	(4)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	Zスコア (対数)				不良債権比率				流動性保有			
女性社外取締役比率	0.951 (1.189)	-0.673 (1.056)			-0.00509 (0.0133)	-0.00126 (0.0142)			0.170** (0.0811)	-0.0759 (0.0661)		
女性社外取締役人数			0.0652 (0.119)	-0.0667 (0.115)			0.000996 (0.00117)	0.000200 (0.00155)			0.00556 (0.00831)	-0.00651 (0.00694)
観測数	387	357	387	357	387	357	387	357	387	357	387	357
決定係数	0.733	0.735	0.733	0.735	0.769	0.525	0.769	0.525	0.501	0.456	0.490	0.455
企業数	42	46	42	46	42	46	42	46	42	46	42	46
モデル	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
複雑性	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

表5 ジェンダー多様性の効果と銀行業務の複雑性(収益の多角化)

Panel: A	(1)	(2)	(3)	(4)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	ROE				ROA				トービンのQ				株式リターン			
女性社外取締役比率	0.0607 (0.0420)	-0.158** (0.0679)			0.00264 (0.00199)	-0.00431 (0.00355)			-0.0130 (0.00925)	0.00677 (0.00734)			0.00253 (0.0154)	3.28e-05 (0.0101)		
女性社外取締役人数			0.00425 (0.00340)	-0.0175** (0.00850)			0.000205 (0.000178)	-0.000577 (0.000398)			-0.00116 (0.000727)	7.20e-05 (0.000725)			-0.000432 (0.00110)	-0.000528 (0.00106)
観測数	373	371	373	371	373	371	373	371	373	371	373	371	373	371	373	371
決定係数	0.163	0.156	0.162	0.157	0.317	0.286	0.316	0.288	0.676	0.661	0.676	0.660	0.761	0.713	0.761	0.713
企業数	45	43	45	43	45	43	45	43	45	43	45	43	45	43	45	43
モデル	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
複雑性	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Panel: B	(1)	(2)	(3)	(4)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	Zスコア (対数)				不良債権比率				流動性保有			
女性社外取締役比率	1.777 (1.139)	-1.267 (1.142)			-0.00338 (0.0147)	-0.0196 (0.0159)			0.106 (0.0884)	-0.0755 (0.0725)		
女性社外取締役人数			0.160 (0.0987)	-0.179 (0.123)			0.000798 (0.00128)	-0.00117 (0.00167)			0.00731 (0.00802)	-0.0118 (0.00755)
観測数	373	371	373	371	373	371	373	371	373	371	373	371
決定係数	0.759	0.731	0.759	0.732	0.758	0.577	0.759	0.575	0.496	0.427	0.494	0.432
企業数	45	43	45	43	45	43	45	43	45	43	45	43
モデル	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
複雑性	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

表6 女性社外取締役が存在することの効果

Panel: A	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
		ROE			ROA			トービンのQ			株式リターン	
女性社外取締役ダミー（1名以上）×社外取締役比率	-0.0556* (0.0286)			-0.00213 (0.00137)			-0.00422 (0.00259)			-0.00571* (0.00301)		
女性社外取締役ダミー（1名）×社外取締役比率		-0.0347 (0.0233)			-0.00173* (0.000929)			-0.00161 (0.00221)			-0.00101 (0.00358)	
女性社外取締役ダミー（2名）×社外取締役比率			-0.00781 (0.0106)			0.000728 (0.000516)			-0.00326** (0.00129)			-0.00740*** (0.00211)
社外取締役比率	0.0774* (0.0428)	0.0568 (0.0376)	0.0329 (0.0263)	0.00330 (0.00204)	0.00279* (0.00166)	0.00148 (0.00135)	0.00129 (0.00394)	-0.00101 (0.00402)	-0.00182 (0.00365)	-0.000680 (0.00583)	-0.00461 (0.00673)	-0.00457 (0.00463)
観測数	744	744	744	744	744	744	744	744	744	744	744	744
決定係数	0.131	0.127	0.122	0.277	0.277	0.271	0.656	0.655	0.655	0.723	0.721	0.723
企業数	88	88	88	88	88	88	88	88	88	88	88	88
モデル	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Panel: B	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
		Zスコア (対数)			不良債権比率			流動性保有	
女性社外取締役ダミー（1名以上）×社外取締役比率	-0.0642 (0.340)			0.00330 (0.00644)			-0.0119 (0.0225)		
女性社外取締役ダミー（1名）×社外取締役比率		0.0111 (0.253)			-0.000551 (0.00433)			-0.00992 (0.0160)	
女性社外取締役ダミー（2名）×社外取締役比率			-0.142 (0.250)			0.00723** (0.00298)			0.00480 (0.00837)
社外取締役比率	0.560 (0.550)	0.500 (0.498)	0.522 (0.528)	-0.00920 (0.00963)	-0.00612 (0.00803)	-0.00725 (0.00648)	-0.0576* (0.0326)	-0.0602** (0.0299)	-0.0678** (0.0292)
観測数	744	744	744	744	744	744	744	744	744
決定係数	0.726	0.726	0.726	0.634	0.633	0.635	0.439	0.439	0.439
企業数	88	88	88	88	88	88	88	88	88
モデル	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

表7 コード導入前後におけるジェンダー多様性の効果の違い

Panel: A	(1)	(2)	(3)	(4)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	ROE				ROA				トービンのQ				株式リターン			
女性社外取締役比率	-0.0475 (0.117)	0.00135 (0.0509)			-0.00176 (0.00549)	0.000175 (0.00204)			0.00113 (0.0132)	-0.00456 (0.0101)			-0.0118 (0.0207)	-0.00558 (0.0113)		
女性社外取締役人数			-0.00582 (0.0136)	0.00111 (0.00399)			-0.000199 (0.000647)	3.49e-05 (0.000164)			0.000788 (0.00153)	-0.000833 (0.000983)			-0.00144 (0.00221)	-0.000786 (0.000891)
観測数	382	362	382	362	382	362	382	362	382	362	382	362	382	362	382	362
決定係数	0.137	0.217	0.138	0.217	0.216	0.407	0.216	0.407	0.387	0.536	0.387	0.537	0.685	0.533	0.685	0.534
企業数	80	83	80	83	80	83	80	83	80	83	80	83	80	83	80	83
モデル	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
CGコード2015導入	before	after	before	after	before	after	before	after	before	after	before	after	before	after	before	after

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Panel: B	(1)	(2)	(3)	(4)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	Zスコア (対数)				不良債権比率				流動性保有			
女性社外取締役比率	-0.775 (2.045)	-0.00894 (1.015)			-0.0227 (0.0198)	0.000408 (0.00582)			0.0145 (0.104)	0.0613 (0.0415)		
女性社外取締役人数			-0.0139 (0.228)	-0.0276 (0.0814)			-0.00244 (0.00215)	0.000612 (0.000568)			0.00151 (0.0120)	0.00231 (0.00425)
観測数	382	362	382	362	382	362	382	362	382	362	382	362
決定係数	0.687	0.174	0.686	0.174	0.215	0.431	0.215	0.432	0.574	0.287	0.574	0.283
企業数	80	83	80	83	80	83	80	83	80	83	80	83
モデル	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
CGコード2015導入	before	after	before	after	before	after	before	after	before	after	before	after

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

表8 女性社外取締役任用の決定要因

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	女性社外取締役1名以上ダミー										
社外取締役0名ダミー	-1.821** (0.732)	-0.490 (0.899)	-2.652*** (0.798)	-1.695** (0.809)	-1.689* (0.910)	-1.904** (0.880)	-1.400 (0.868)	-1.608** (0.816)	-1.644 (1.166)	-1.758** (0.698)	
コード導入前年ダミー×社外取締役なし											-0.660 (2.396)
社外取締役1名ダミー	-1.393*** (0.504)	-1.169* (0.604)	-1.311* (0.679)	-1.554** (0.623)	-1.219** (0.540)	-1.496*** (0.579)	-0.676 (0.670)	-1.055 (0.765)	-1.350** (0.618)	-1.340*** (0.484)	
コード導入前年ダミー×社外取締役1名											-0.404 (0.479)
社外取締役2名ダミー											1.562*** (0.541)
実質県内総生産上位5都道府県ダミー	1.450** (0.729)	0.141 (0.854)	2.588** (1.063)	1.612* (0.876)	2.026** (0.899)	2.122** (0.943)	-0.386 (1.590)	2.984*** (1.008)	0.570 (0.908)	1.446** (0.725)	1.424** (0.721)
複雑性指標(資産ベース)	-0.869 (1.603)	0.660 (2.062)	-0.307 (2.065)	0.554 (2.287)	0.262 (1.698)	0.732 (1.829)	1.253 (2.060)	1.014 (2.238)	-1.026 (2.071)	-0.859 (1.613)	-0.907 (1.611)
取締役人数(対数)	-1.058 (0.715)	-0.647 (0.923)	-1.358 (0.883)	-0.379 (0.932)	-1.338* (0.779)	-1.911** (0.920)	-0.315 (0.786)	-1.391 (0.859)	0.108 (0.960)	-1.061 (0.714)	-1.044 (0.724)
取締役平均年齢	-0.468*** (0.137)	-0.359** (0.168)	-0.602*** (0.148)	-0.459*** (0.141)	-0.428** (0.174)	-0.634*** (0.213)	-0.351** (0.147)	-0.577*** (0.143)	-0.448** (0.209)	-0.468*** (0.138)	-0.455*** (0.130)
取締役平均在任期間	0.167 (0.132)	-0.111 (0.159)	0.392** (0.157)	-0.169 (0.182)	0.407** (0.176)	0.299* (0.177)	-0.0536 (0.205)	0.321** (0.150)	0.0388 (0.179)	0.164 (0.132)	0.169 (0.134)
CEO在任期間	-0.0571 (0.0374)	-0.0496 (0.0464)	-0.0441 (0.0616)	-0.0970** (0.0448)	-0.0286 (0.0555)	-0.0458 (0.0537)	-0.0751 (0.0573)	-0.0142 (0.0620)	-0.0718 (0.0450)	-0.0572 (0.0375)	-0.0579 (0.0373)
総資産(対数)	-0.176 (0.291)	-0.961** (0.465)	0.0187 (0.382)	0.0670 (0.352)	-0.408 (0.359)	-0.0578 (0.290)	-1.330** (0.611)	0.00719 (0.350)	-0.933* (0.493)	-0.174 (0.291)	-0.185 (0.294)
自己資本比率	17.28 (18.46)	27.03 (24.97)	20.43 (21.90)	8.396 (23.08)	20.62 (26.38)	32.85 (24.57)	36.94 (29.72)	-2.404 (21.32)	36.72 (34.97)	17.67 (18.93)	17.42 (18.50)
株式リスク(日次)	51.21 (35.10)	55.78 (46.91)	38.78 (67.93)	132.6* (77.78)	21.42 (35.69)	56.21 (38.85)	82.25 (53.06)	93.94* (51.88)	36.25 (45.25)	51.55 (35.05)	51.24 (34.84)
監査役設置会社ダミー	-1.017* (0.585)	-0.615 (0.945)	-1.528** (0.753)	-0.359 (0.811)	-1.172 (0.738)	-1.678** (0.774)	-0.409 (0.749)	-1.492** (0.712)	-0.145 (0.656)	-1.018* (0.589)	-1.018* (0.590)
東証一部ダミー	0.960 (0.897)	2.072** (1.040)	- (-)	-0.286 (1.041)	1.769* (0.986)	2.012 (1.707)	2.198 (1.399)	0.956 (1.647)	1.878* (0.972)	0.953 (0.897)	0.982 (0.895)
都道府県別GDP成長率	-0.0293 (0.0335)	-0.0384 (0.0527)	0.0237 (0.0718)	-0.00225 (0.0515)	-0.0585 (0.0515)	-0.0381 (0.0437)	-0.0580 (0.0757)	-0.0320 (0.0659)	-0.0214 (0.0531)	-0.0268 (0.0344)	-0.0288 (0.0333)
定数	33.72*** (8.967)	36.33*** (14.01)	39.50*** (8.239)	29.73*** (9.722)	32.74*** (11.73)	41.40*** (13.73)	39.34*** (11.75)	37.35*** (8.982)	39.35*** (15.26)	33.66*** (9.013)	31.43*** (8.522)
観測数	743	373	368	375	368	370	373	373	370	743	743
疑似決定係数	0.283	0.306	0.364	0.363	0.294	0.310	0.361	0.363	0.290	0.284	0.282
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
モデル	logit	logit	logit	logit	logit	logit	logit	logit	logit	logit	logit
サンプル	All	High NPL	Low NPL	High Zscore	Low Zscore	high q	low q	high roa	low roa	All	All

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 参考文献

- 小西大・齋藤巡友・李婧 (2016)「地域銀行のコーポレート・ガバナンスと業績」『Hitotsubashi University Center for Financial Research』、No.G-2-8.
- 杉浦康之 (2020)「「横滑り」社外取締役の特徴と考察：自社の社外監査役を社外取締役として選任する要因は何か」『証券アナリストジャーナル』、第58巻、第3号、pp.71-82.
- 宮島英昭・齋藤卓爾 (2019)「アベノミクス下の企業統治改革：二つのコードは何をもたらしたのか」『RIETI Policy Discussion Paper Series』、19-P-026.
- Abou-El-Sood, H. (2021), “Board Gender Diversity, Power, and Bank Risk Taking,” *International Review of Financial Analysis*, Vol.75, 101733.
- Adams, R., and H. Mehran (2012), “Bank Board Structure and Performance: Evidence for Large Bank Holding Companies,” *Journal of Financial Intermediation*, Vol.21, Issue2, pp.243-267.
- Alam, Z., M. Chen, C. Ciccotello, and H. Ryan Jr. (2018), “Board Structure Mandates: Consequences for Director Location and Financial Reporting,” *Management Science*, Vol.64, No.10, pp.4735-4754.
- Andres, P., and E. Vallelado (2008), “Corporate Governance in Banking: The Role of the Board of Directors,” *Journal of Banking & Finance*, Vol.32, Issue12, pp.2570-2580.
- Arnaboldi, F., B. Casu, A. Gallo, E. Kalotychou, and A. Sarkisyan (2021), “Gender Diversity and Bank Misconduct,” *Journal of Corporate Finance*, Vol.71, 101834.
- Carter, D., F. D’Souza, B. Simkins, and W. Simpson (2010), “The Gender and Ethnic Diversity of US Boards and Board Committees and Firm Financial Performance,” *Corporate Governance: An International Review*, Vol.18, Issue5, pp.396-414.
- Coles, J., N. Daniel, and L. Naveen (2008), “Boards: Does One Size Fit All?,” *Journal of Financial Economics*, Vol.82, Issue2, pp.329-356.
- Davydov, D., T. Garanina, and L. Weill (2022), “Managing Bank Liquidity Hoarding during Uncertain Times: The Role of Board Gender Diversity,” BOFIT Discussion Papers, 11/2022.
- Farag, H., and C. Mallin (2017), “Board Diversity and Financial Fragility: Evidence from European Banks,” *International Review of Financial Analysis*, Vol.49, pp.98-112.
- Fauver, L., M. Hung, X. Li, and A. Taboada (2017), “Board Reforms and Firm Value: Worldwide Evidence,” *Journal of Financial Economics*, Vol.125, Issue1, pp.120-142.
- García-Meca, E., I. García-Sánchez, and J. Martínez-Ferrero (2015), “Board Diversity and its Effects on Bank Performance: An International Analysis,” *Journal of Banking & Finance*, Vol.53, pp.202-214.
- Gardó, S., and B. Klaus (2019), “Overcapacities in Banking: Measurements, Trends and Determinants,” ECB Occasional Paper Series, No. 236.
- Kanter, R. (1977), *Men and Women of the Corporation*, Basic Books. (高井葉子訳『企業の

なかの男と女』、生産性出版、1995年)

- Kinateder, H., T. Choudhury, R. Zaman, S. Scagnelli, and N. Sohel (2021), “Does Boardroom Gender Diversity Decrease Credit Risk in the Financial Sector? Worldwide Evidence,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol.73, 101347.
- Knyazeva, A., D. Knyazeva, and R. Masulis (2013), “The Supply of Corporate Directors and Board Independence,” *Review of Financial Studies*, Vol.26, No.6, pp.1561-1605.
- Konishi, M., and Y. Yasuda (2004), “Factors Affecting Bank Risk Taking: Evidence from Japan,” *Journal of Banking & Finance*, Vol.28, Issue1, pp.215-232.
- Laeven, L., and R. Levine (2007), “Is There a Diversification Discount in Financial Conglomerates?,” *Journal of Financial Economics*, Vol.85, Issue2, pp.331-367.
- Lone, R., S. Mollah, and S. Yin (2022), “Female Chief Risk Officers (Cros) and Risk-Taking in Banks,” SSRN Working Paper (<https://ssrn.com/abstract=4210773>).
- Miyajima, H. (2007), “The Performance Effects and Determinants of Corporate Governance Reform,” in Aoki, M., G. Jackson, and H. Miyajima (eds.), *Corporate Governance in Japan: Institutional Change and Organizational Diversity*, Oxford University Press, pp.330-369.
- Nguyen, T., and H. Thai (2022), “Effects of Female Directors on Gender Diversity at Lower Organization Levels and CSR Performance: Evidence in Japan,” *Global Finance Journal* 53, 100749.
- Owen, A., and J. Temesvary (2018), “The Performance Effects of Gender Diversity on Bank Boards,” *Journal of Banking & Finance*, Vol.90, pp.50-63.
- Pathan, S., and R. Faff (2013), “Does Board Structure in Banks Really Affect their Performance?,” *Journal of Banking & Finance*, Vol.35, Issue5, pp.1573-1589.
- Shikimi, M. (2023), “Risk-taking and Bank Competition under a Low Interest Rate Environment: Evidence from Loan-level Data,” *Pacific-Basin Finance Journal*, Available online 24 January 2023 (<https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2023.101945>).
- Stulz, R., J. Tompkins, R. Williamson, and Z. Ye (2021), “Why Do Bank Boards Have Risk Committees?,” Fisher College of Business Working Paper, No.2021-03-012. (<https://ssrn.com/abstract=3893882>)
- World Economic Forum (2023), “Global Gender Gap Report 2023,” ([https://www3.weforum.org/docs/WEF\\_GGGR\\_2023.pdf](https://www3.weforum.org/docs/WEF_GGGR_2023.pdf))



金融庁金融研究センター

〒100-8967 東京都千代田区霞ヶ関 3-2-1  
中央合同庁舎 7号館 金融庁 15階

TEL: 03-3506-6000(内線 3552)

FAX: 03-3506-6716

URL: <http://www.fsa.go.jp/frtc/index.html>