

論文

コンプライ・オア・エクスプレイン政策は企業のジェンダーダイバーシティにどう影響したのか？

崔 真淑 (京都大学)

(2024年5月13日受付, 2026年2月1日受理)

要旨

本稿は、日本の「コンプライ・オア・エクスプレイン」政策であるコーポレートガバナンス・コードが、2018年に改訂されたことにより女性役員登用と企業体制にどう影響したかを検証した。改訂後、女性役員が不在だった企業では新規登用が増加した。一方、既に女性役員を登用していた企業においては追加登用は限定的だったが、改訂後に女性管理職および女性の育休取得率が上昇した。以上の結果より、コード改訂は役員登用と企業体制に変化を促したと考えられる。

キーワード：コーポレートガバナンス・ジェンダーダイバーシティ・取締役会・ESG

1. はじめに

政府による企業のジェンダーダイバーシティ推進の取り組みは重要な過渡期を迎えており、コンプライ・オア・エクスプレイン政策(以下、CoE政策)が改めて注目されている。これまでは企業の女性取締役不足に対処する政策として、女性取締役の最低割合に対して法的強制力を持つて定めるクォーター制が国際的に広く採用されてきた。2003年にノルウェーがクォーター制を導入して以降、欧州諸国で導入が進み、2018年には米国カリフォルニア州もクォーター制を導入した。しかし、2022年5月に米カリフォルニア州ロサンゼルス上級裁判所がこの政策を違憲と判決したことで、クォーター制に逆風が吹き始めた¹。更には、2024年11月にドナルド・トランプ氏の米大統領選挙当選に伴い、DEI方針を撤回する上場企業の増加も追い打ちをかけている。こうした現象に伴い、政策立案者はジェンダーダイバーシティを推進するために、法的強制力を持つ政策でなく、企業の自主的な判断に任せた法的強制力のないソフトローであるCoE政策(すなわち、女性取締役を登用するか、しない場合は理由を説明する)の導入と効果について議論する必要性が出てきた²。

しかし、CoE政策が企業のジェンダーダイバーシティに与える影響については、実証研究がまだ十分ではなく、さらなる蓄積が求められている(Adams et al., 2015; Marquardt and Wiedman, 2016)。背景には、CoE政策の多くが、上場企業に対して一律に女性役員登用を求めており、政策の影響を受けている上場企業と受けていない上場企業との変化の差を捉えることが難しいことが挙げられる。

本稿では、こうした課題を克服できる日本の制度環境を用いて検証する。2018年6月1日、日本政府はコーポレートガバナンス・コード(以下、CGコード)を改訂し、上場企業に対して女性取締役を登用するか、登用しないならば理由を説明するよう求めた。この改訂には、CoE政策による企業への影響を検証するための有用な自然実験と考えられるいくつかの特徴がある。第一に、ファイナンス研究で頻繁にとりあげられる米国市場と違い、日本の上場市場は4つの市場区分に分かれていたことであ

¹ 2023年9月には米連邦最高裁が人種アファーマティブアクションにも違憲判決を下しており、Wiessner (2023)は企業の女性や人種におけるクォーター政策に影響を及ぼす可能性を報告している。

² Gormley et al (2023)は、クォーター制に変わる、新たな女性取締役を増やすための施策の必要性を説いている。

る³。CGコードで女性取締役登用を求められたのは2つの市場区分のみであり⁴、CGコード改訂の影響を受けた上場企業と、そうでない上場企業とで、介入効果の違いを検証することができる。第二に、CGコードに女性取締役登用を記載することを巡り政府と経済界の合意が難航したことで、彼らの折衝がCGコード改訂の内容発表の直前まで続いたことである⁵。これは、上場企業が事前にCGコード改訂の中身を知ることが難しく、それを見越して企業が女性取締役を登用する可能性は極めて小さかったであろうことを保証している。これらの特徴を活かして、本稿ではDifference-in-Differences分析（以下、DID分析）による検証を行なっている。

本稿の目的は、CoE政策が企業のジェンダーダイバーシティ推進の取り組みに、どのような影響を及ぼすかを実証的に分析することである。具体的には、日本のCoE政策である、上場企業の行動指針CGコードが、2018年6月に改訂されたことを利用してDID分析を行う。分析においては、CGコード改訂の前と後で、女性取締役登用を求められた上場企業と、そうでない上場企業の女性役員数と労働環境の変化を比較している。

検証の結果、CGコードが改訂された2018年以降、女性取締役登用を求められた上場企業は、そうではない上場企業と比較して女性役員数が増加しただけでなく、女性管理職割合の増加が確認された。また、女性取締役登用を求められた上場企業における2018年以降の女性役員数の増加分のうち、CGコード改訂の効果は少なくとも約67%を占めていることが明らかになり、CGコード改訂の影響が相当に大きいことを示している。さらに、労働環境に対する影響においては、2018年時点で女性役員が多い企業ほど、2018年以降に女性管理職割合や女性育休における増加傾向が示され、ソフトローであるCoE政策により女性役員が多い企業ほど女性上級職を増やすというトリクルダウン効果が起きていると考えられる。一方、女性役員増加に向けた組織改革の定着度を示すだろう、有給休暇取得率や男性育児休業取得率の改善は観察されず、企業がCGコード改訂に対して表層的な対応にとどまっている可能性が示された。

本研究は、取締役会のジェンダーダイバーシティ向上のための研究分野に対して、ソフトロー方式（CoE政策）の有効性に関する実証的知見を提供することで貢献している。Adams et al. (2015) および Marquardt and Wiedman (2016) は、取締役会の多様性向上手段としてのCoE政策の実証分析の蓄積を求めていた。本稿は日本の制度環境を活かして、CoE政策は女性役員不在の企業に対しては女性登用効果を発揮するものの、既に女性役員が存在する企業に対しては影響は限定的になることを示すことで新たな知見を提供している。さらに、ノルウェーのクォーター制においてはトリクルダウン効果は確認されていないが(Bertrand et al., 2019)、本研究はCoE政策下でトリクルダウン効果が生じること示しており、政策手段の違いが女性役員だけでなく企業体制にも影響を与えることを報告している。

本論文は以下のように構成されている。2節では、日本のCoE政策であるCGコードに関する制度的背景を説明する。3節では先行研究をレビューし、4節では仮説を提示する。5節ではデータ、基本統計量の概要及び検証モデルを説明する。6節ではCGコード改訂による企業の役員構成、企業体制への影響に関する検証結果を示す。最終節で本研究を締め括る。

³ 2018年時点で東京証券取引所の4つの上場区分が存在し、2022年4月に3つの市場区分に再編された。

⁴ CGコードは当時の東証一部市場と東証二部市場の上場企業にのみ、女性取締役登用を求めている

⁵ CGコード改訂に携わった経済産業省の新原浩朗・経済産業政策局長へのインタビューから抜粋しており、詳細は2節に記載する。

2.制度的背景

ここでは、CoE政策であるCGコードが制定された背景と、CGコードが女性取締役登用を促すように改訂されたことを自然実験として扱うことの妥当性を説明する。

2.1 CoE政策としてのCGコード

日本企業の取締役会は社内で昇進した幹部メンバーに支配される傾向にあり (Kaplan and Minton, 1994)、男性中心の取締役会であった。しかし、その正当性は2000年以降に揺らぎはじめ、内部関係者が支配する取締役会は、適切なコーポレート・ガバナンスではないと批判され、2000年以降には企業の株主利益に資する行動を促すために、新しいガバナンス体制が模索された(Kato et al., 2017)。

このような上場企業における外部モニタリングの欠如と日本における長期の経済停滞への対応策として、2013年6月に第二次安倍晋三内閣は「日本再興戦略」を発表した。そこでは、投資家からの信頼を高めて企業成長を促すために、コーポレート・ガバナンスの強化が提唱され、2015年6月にCGコードが公表された。CGコードは上場企業の行動原則を定めており、企業経営の透明性を高め内外投資家の信頼を得ることで、企業価値の向上を目的としている。ただし、CGコードは法的拘束力のないソフトローな規則であり、上場企業は各原則を順守するか、または順守しない理由を顧客や株主へ説明する責任が求められる、CoEという政策手法がとられている。CGコードは基本原則・原則・補充原則という、上場企業が守るべき3つの原則で構成されている。当時の東証一部・二部上場企業には全原則を、東証マザーズ・ジャスダック上場企業には基本原則のみ、コンプライ・オア・エクスプレインが求められている。2015年6月に公表されたCGコードの原則4-11には、取締役会の多様性について記載がある。ただし、取締役会は知識・経験・能力における多様性の記載はあるが、当時はジェンダー多様性については言及されていない。

2.2 女性取締役登用を推進するためにCGコードが改訂された過程

2015年、日本の女性役員比率は2.8%と、米国・ドイツ・フランス・イギリス・ノルウェーなどの20%を超える国々と比較して著しく低かったにも関わらず、2015年に制定されたCGコードには、上場企業に女性取締役の登用を推奨する明確な文言が含まれていなかった。CGコードを時代に即した形にするために、政府は金融庁主催の「スチュワードシップ・コード及びコーポレートガバナンス・コードのフォローアップ会議(以下、フォローアップ会議)」でCGコード改訂について定期的に討論を行っており、これらの会議の議事録は金融庁のウェブサイトで公開されている。

2016年9月24日のフォローアップ会議第1回会合では、取締役会の多様性に関して議論はされたが、社外取締役と社内取締役の最適配置についての議論に留まり、女性取締役の登用に関する提案はされていない。2017年12月8日、安倍晋三内閣はCGコードの改訂を含む新しい経済政策パッケージを発表し、2018年6月の株主総会シーズンに間に合わせる形でCGコード改訂を行うと発表した。しかし、その後のフォローアップ会議においてもCGコードに女性取締役登用の記載を促す提案は出ていない。

フォローアップ会議で女性取締役登用を明記しようとする議論が出ないまま、2018年6月1日に東京証券取引所ホームページにおいて改訂版CGコードが公開され、原則4-11「取締役会はジェンダー多様性を考慮すべき」との記述が新たに追加されたことが初めて公にされた。こうした一連の流れを考慮すると、2018年6月1日時点で当時の東証一部・二部上場企業は、CGコードが女性取締役登用を求めるように改訂されたと、初めて認知したと考えるのが妥当である。

本稿では、フォローアップ会議で女性取締役登用に関する提言が出ないまま、改訂版CGコードが発表された経緯について、第二次安倍晋三内閣のキーマンでありCGコード改訂に携わった経済産業省政策局長の新原浩朗氏⁶にインタビューを行っている。新原氏は「CGコードに女性取締役登用を記載するにあたり、改訂版CGコード発表直前まで経団連など経済界から理解を得るための折衝に時間を要したことが影響している」と答えている。実際、2018年6月以前にCGコードに女性取締役登用が盛り込まれることをリークした報道は確認できない。こうした状況を踏まえると、2018年6月以前に上場企業が改訂版CGコードに女性取締役登用について記載されることを知るのは難しく、上場企業が先回りして女性取締役を登用する可能性は極めて小さい。そのため、2018年6月の改訂版CGコード発表は理想的な自然実験の環境を備えており外生的ショックとみなせる。これにより、CGコード改訂による企業の女性役員登用や体制にどのような影響を与えたかの評価が可能になる。

3. 先行研究レビュー

本節では、国内外の先行研究を整理することで現状の知見と課題を明らかにし、本研究の位置付けを示す。

3.1 女性役員登用を促す政策に関する研究

近年、女性の社会進出に伴い、各国で女性役員の登用を促進するための政策や方針が導入されている。その代表例として、クォーター制やCoE政策による政策介入が挙げられる。先行研究では、それらの政策が企業価値に与える影響についてさまざまな報告がなされている。

まず、クォーター制に関しては、ノルウェーでは、2003年に上場企業の取締役会における女性比率を40%以上とする法案が導入され、Ahern and Dittmar (2012)は、急激な女性比率の増加が企業価値に負の影響を及ぼす可能性を示している。一方で、アジア（インドなど）では、女性役員登用により企業価値が向上すると報告されており (Lawrence and Raithatha, 2023)、また 18カ国を対象に検証したAtinc et al. (2022) も、市場からの企業評価が改善したことを報告している。

これに対し、イギリス、オーストラリア、オランダ、カナダ、ニュージーランドなどでは、クォーター制ではなくCoE政策が採用されてきた⁷。こうしたクォーター制を導入していない国を対象にした研究では、女性役員登用が企業価値に正の影響を示す報告 (Brahma et al., 2021; Ahmed et al., 2017; Post and Byron, 2015; Tanaka 2019)、負の影響を示す報告 (Adams and Ferreira, 2009) が存在する。しかしながら、こうした国を対象にした多くの研究は、CoE政策による女性役員登用を促す有効性そのものについての検証は十分な分析が行われていない (Adams et al., 2015; Marquardt and Wiedman, 2016)。その背景には、これらの政策の多くが上場企業全体を対象とし、政策の適用有無による企業間の異質性を把握しにくいという課題が挙げられる。

また、日本企業に着目した近年の実証研究では、女性役員の登用が企業の環境パフォーマンスやCSR活動、企業価値に対して肯定的な影響を与えることが報告されている。例えば、女性社外取締役の存在が炭素排出量の削減に寄与すること (Fan et al., 2023)、女性役員の初登用がCSRスコアの向上と関連すること (Nguyen & Thai, 2022)、企業の特性によって女性役員の登用傾向に違いが見られること (Morikawa, 2016)、そして女性役員でも特に社外取締役の登用が企業価値の向上に結びつ

⁶辻 (2019)では、新原浩朗氏を安倍晋三政権による看板政策の立案・調整役として永田町・霞が関を奔走するキーマンと報告している。

⁷アメリカでは、連邦レベルでのクォーター制やコンプライ・オア・エクスプレイン政策は実施されていない。一部の証券取引所やカリフォルニア州レベルでの女性役員登用の促進策が存在している。また、機関投資家によるキャンペーン策が米国における女性役員登用の促進に大きな役割を果たしている (Gormley et al., 2023)。

きやすいこと (Tanaka, 2019) などが示されている。ただし、こうした研究においても CoE 政策のような制度的枠組みが女性役員登用や企業体制に与える効果については、依然として検証が行われていない。

本研究では、日本における CoE 政策の特性を活かし、女性役員登用を促す政策の有効性をより直接的に測定するとともに、CoE 政策が企業体制に与える影響を明確に検証することで、先行研究のギャップを埋めることを目的とする。

3.2 トリクルダウン効果に関する研究

本研究は、CoE 政策が女性役員登用のみならず、女性管理職の増加や企業体制にもたらす影響、いわゆるトリクルダウン効果にも着目している。クォーター制が導入された国とそうでない国におけるトリクルダウン効果を比較する先行研究を整理し、本研究の位置付けを明確にする。

クォーター制を導入した国を対象とする研究では、女性役員が増加しても女性管理職の増加につながらず、トリクルダウン効果が起きていないとする報告がある (Bertrand et al., 2019; Halrynjo & Teigen, 2024)。さらに、Mendiratta (2023) は、女性管理職の昇進にむしろ負の影響が及ぶ可能性を示唆しており、企業全体の構造的な変革なしには性別バランスの改善は難しいと指摘する。

一方、クォーター制を導入していない国を対象とした研究では、女性役員の存在が女性管理職の増加に寄与する (Périsleux and Szafarz, 2022; Stainback et al., 2024; Page et al., 2024) ことや、女性が比較的少ない産業においてのみ効果が認められる (Ali et al., 2021) などの結果が得られている。しかし、これらの研究でも、CoE 政策が女性管理職の増加や企業の労働環境に具体的にどのような影響を与えているかについては十分に検証されていない。

本研究は、女性役員登用だけでなく、CoE 政策による女性管理職の増加や企業体制への影響も包括的に明らかにすることで、従来の研究では十分に解明されていない課題に取り組む。

3.3 CGコードと女性役員に関する研究

本研究が焦点を当てる CoE 政策は、2018年に改訂された日本の CG コードである。本節では、CG コードと女性役員に関する先行研究を整理し、本研究の位置付けを明らかにする。Adams et al. (2015) は、女性役員の数を増やすために14か国が法定の女性役員クォーターを導入し、16か国がコーポレートガバナンス・コードを通じた推奨を行っていると報告している。しかし、同時に CoE 政策が女性の昇進や文化・制度的障壁の克服にどの程度寄与するかについては、十分な実証研究が行われていないと指摘している。また、Terjesen et al. (2015) は、CoE 政策の有効性は限定的である可能性を示唆するが、その因果関係については検証が必要であると報告している。

近年の研究では、Nagore et al. (2024) がスペインを対象に、CG コード導入後の女性役員の質に関する検証を行っているが、政策そのものの女性役員登用の有効性や企業の労働環境への影響まで踏み込んだ分析は行われていない。本研究は、日本の CG コードを対象に、CoE 政策による女性役員登用の有効性と、企業の労働環境への影響を検証することで、これまでの研究が十分に解明してこなかった領域を発展させることを目的としている。

4. 先行研究と仮説の展開

4.1 CGコード改訂による女性役員数への影響

2018年6月にCGコードが改訂されたことで東証一部・二部企業は女性役員の登用が求められたが、CGコードは法的強制力のない上場企業の行動指針であり、遵守することが企業のコストになるならば企業はCGコードを逸脱することが考えられる。日本で取締役会のジェンダーダイバーシティを浸透させようとする試みは比較的新しい慣行であり、女性役員人材は不足しており、日本企業が女性役員を登用するためのコストは高くなると考えられる。加えて、日本の取締役会は内部志向が強く自社の利益に共感する人物を重視してきたため(Buchanan, 2007)、企業は社内から女性役員を登用したいと考えるだろうが、現状は社内候補者は極めて少ない状況であり(内閣府, 2022)、社外から企業の志向に合うような女性役員候補者を見つけるのは極めてコストが高くなる可能性がある(Renneboog and Zhao, 2020)。これらを考慮すると、企業はCGコードから逸脱するインセンティブを持ち、CGコード改訂が企業に影響力を持たないことが考えられる。

一方で、企業が女性役員を登用することのコスト以上にメリットを享受するならば、企業はCGコード改訂に従うことも考えられる。上場企業がCGコードのような行動規範に従うことは、資本市場からの信頼を高め(Fauver et al, 2017; Luo & Salterio, 2014)、メディアを含むステークホルダーの承認を得られる(Hooghiemstra & van Ees, 2011; Seidl, 2007)というメリットが報告されている。実際、日本の上場企業において社外取締役の登用コストは高いにも関わらず、こうしたメリットを享受するために社外取締役登用が進んだ事例が報告されている(Ishida and Kochiyama, 2023)。以上の議論を踏まえると、CGコード改訂が企業の女性役員登用に有意な影響を与える蓋然性は高いと考えられ、以下の仮説が導かれる。

仮説1: CGコードが改訂された2018年6月以降、東証一部・二部企業の女性役員数が増加する

4.2 CGコード改訂による企業の就労環境への影響

CGコードの改訂に伴い、上場企業が女性役員の登用を継続するためには、女性が働きやすい組織体制への変革が求められる。第二次安倍晋三内閣発足以降、女性の就労者数は増加しているが、その大半が非正規雇用であり(Crawford, 2021)、日本では女性役員候補者の人材プールが不足している⁸。このため、外部労働市場からすべての女性役員を確保することは困難であり、企業は内部で女性役員候補者を育成する必要がある。

こうした組織改革に関して、先行研究では女性役員が既に存在している企業ほどトリクルダウン現象が生じやすく、企業全体の女性活躍推進が促されると指摘されている(Matsa and Miller, 2013; Tate and Yang, 2015; Kunze and Miller, 2017)。さらに、Joecks et al (2013)は、取締役会における女性比率が一定水準を超えた時点で、企業文化への影響が顕著になることを示している。これらの議論を踏まえると、CGコード改訂前から一定数の女性役員を擁していた企業ほど、CGコード改訂を契機に女性管理職の増加や女性社員の定着を図るための組織改革を一層強化する可能性が高いと考えられる。

⁸ 内閣府(2022)は、2021年の女性管理職割合は係長級で20.7%、課長級で12.4%、部長級は7.7%と管理職における女性割合も低いことを報告しており、女性役員候補者の育成が急務であると指摘している

仮説2 CGコードが改訂された2018年6月以降、女性役員数が多い東証一部・二部企業ほど女性管理職割合・有給取得率・育児休業取得率が増加する

5 データ及び分析手法

5.1 データ

女性役員データは、以下のデータセットを用いている。上場企業はCGコードに従うか、または従わない理由をコーポレートガバナンス報告書（以下、CG報告書）で開示することが義務付けられ、取締役、監査役及び執行役員を含めた女性役員の登用状況の記載が求められる。内閣府「男女共同参画室」ホームページでは、CG報告書で開示されている女性役員数を収集及び開示しており、そこで入手可能な2016年から2020年の3月期決算企業データを用いている。

財務、ガバナンスデータはQUICK Astraから取得している。女性管理職割合・有給取得率は日経バリュウサーチから取得し、男性及び女性育児休業取得率は内閣府「男女共同参画室」ホームページから取得する。

5.2 基本統計量

表1に本研究で用いる各変数の定義を示し、表2に2018年時点における東証一部・二部上場企業および東証マザーズ・ジャスダック上場企業における各変数の基本統計量を示している。東証一部・二部上場企業における平均女性役員数は0.517人であり、東証マザーズ・ジャスダック上場企業では平均0.278人となっている。これにより、サンプル全体において女性役員が存在しない企業も一定数存在することが確認される。図A1及びA2は、女性役員人数別の企業数の推移を示しており、CGコード改訂後の2019年以降、女性役員が0人の企業が減少し、女性役員が1人以上存在する企業が増加傾向にあることが明らかである⁹。図A3は、上場区分別の平均女性役員人数の推移を示しており、CGコード改訂が発表された2018年までは各上場区分において並行したトレンドが維持されていたが、その後、東証一部・二部上場企業においてのみ平均女性役員数が顕著に増加していることが観察される。

さらに、本研究では女性管理職割合、有給取得率、男女の育児休業取得率に関するデータも併せているが、これらの観測数は女性役員数と比較して少ない。その理由は、上場企業に対する開示義務が限定的であり、データが入手可能な東証一部上場企業を対象としているためである。具体的には、女性管理職割合の平均値は6.151%、有給取得率の平均値は63.227%、男性の育児休業取得率の平均値は13.193%、女性の育児休業取得率の平均値は97.029%であり、最小値はそれぞれ0%、18.1%、0%、0%となっている。これらのデータは、政府公表の2020年全国平均値（女性管理職割合13.3%、有給取得率56.6%、女性育児休業取得率81.6%、男性育児休業取得率12.65%）と比較しても、自社に不利益となり得る低い値を含み、数値が高く偏っているわけではないことを確認している。

また、育児休業取得率においては100%を超えるケースが存在しているが、以下の理由が挙げられる。育児休業は男女ともに分割して取得することが可能であり、同一の従業員が同じ子どもに対して複数回の育児休業を取得することができるため、取得者数が増加し、結果として取得率が100%を超えることがある¹⁰。

⁹ 本稿の図は全て補論に収録してある。

¹⁰ 例えば、ある女性が1回目の育休は出産直後から6か月間育児休業を取得。6か月後に職場復帰。その後、子が1歳になる前の3か月間に2回目の再度育児休業を取得。この場合、1人の従業員が2回育児休業を取得している。結果、育児休業取得率(%)=(育児休業取得者数/育児休業取得対象者数)×100と計算されることから、(2/1)×100=200%と100%を超える。

本研究では、財務データにおいては信頼性を確保するために異常値処理を実施している。具体的には、各財務変数においてIQR 1.5ルールにより外れ値を除外している。Aggarwal (2017) は、QR 1.5ルールは極端な値の影響を抑制しつつ、サンプル全体の代表性を維持する点で非常に有用と指摘している。この手法は、まず各変数の第1四分位数(Q1)と第3四分位数(Q3)を算出し、四分位範囲 (IQR = Q3 - Q1) を求める。その上で、Q1 - 1.5×IQR より小さい値や Q3 + 1.5×IQR より大きい値を外れ値として扱う。その結果、ROEの平均値が東証一部・二部上場企業で7.1%、東証マザーズ・ジャスダック上場企業で4.9%、レバレッジの平均値がそれぞれ0.137および0.126であることが示されている。また、時価総額および総資産の対数値についても各上場区分ごとに詳細な統計量が表2に示されている。

【表1 挿入】

【表2 挿入】

5.3 検証方法

仮説1を検証には、2018年のCGコード改訂を外生ショックとして東証一部・二部上場の女性役員登用に影響を及ぼすかを分析する。以下の式(1)におけるDIDモデルをベースラインとして検証する。

$$\text{Woman_EX}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Post2018}_t + \beta_2 \text{TSE}_i^{2018} \times \text{Post2018}_t + X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

従属変数であるWoman_EX_{it}は、t期の企業iにおける女性役員数である。Post2018_tは、2019年以降の観測対象については1の値をとり、それ以外は0の値をとるダミー変数である。TSE_i²⁰¹⁸は、2018年3月期時点で東証一部・二部上場企業に1の値をとり、それ以外は0の値をとるダミー変数である。注目すべきは相互作用項のTSE_i²⁰¹⁸ × Post2018_tで、2018年3月期時点で東証一部・二部上場と、それ以外の上場企業との女性役員数の比較を行なっている。2018年以降に東証一部・二部上場がそれ以外の上場企業より女性役員数が増加していればβ₂の係数は正の予想となる。

女性役員登用には財務やガバナンスが影響することが報告されており(Tanaka, 2019; Adams and Ferreira, 2009)、X_{it}はこうした要因を考慮するためのコントロール変数である。財務変数にはROE、時価総額の対数、レバレッジを、ガバナンス変数には役員人数、外国人持株比率を導入する。更に、株価指数に組み込まれるかは女性役員登用に影響することが報告されており(Gormley et al., 2023)、日経平均銘柄のダミー変数と浮動株比率もコントロール変数として導入する。最後に、企業文化などの企業内変化をコントロールするために企業固定効果μ_iを導入し、企業クラスタリングを用いて検証を行う。

仮説2では、2018年時点で女性役員数が多い企業ほど、2019年のCGコード改訂以降、女性管理職の増加や企業体制の変化が生じていると予測している。そのため、式(1)の従属変数を女性管理職割合・有給取得率・男女の育休取得率とし、以下のDIDモデルを用いて分析を行う。

$$\text{Gender_Firm}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Post2018}_t + \beta_2 \text{Woman_EX}_i^{2018} \times \text{Post2018}_t + X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)におけるGender_Firm_{it}は、企業iのt期における女性管理職割合・有給取得率・男女の育休取得率を表す。Woman_EX_iは、2018年時点の企業iの女性役員数を示し、最も関心のある変数は、Woman_EX²⁰¹⁸ × Post2018_tとなる。この相互作用項の係数β₂が正であれば、2018年のCGコード改訂以降、既に女性役員数が多かった企業ほど労働環境が変革していることを示す。

6. 検証結果

6.1 CGコード改訂による女性役員登用への影響

6.1.1 ベースライン結果

検証結果から、2018年時点で女性役員が少ない東証一部・二部企業ほど、CGコード改訂以降に女性役員を登用する傾向が確認された。ここでは、2018年時点の女性役員数によって、CGコード改訂に対して各企業が新たに女性役員を登用させるかどうかの反応が違っていると予想されるため(Farrell and Hersch, 2005)、2018年時点の女性役員数によってサンプルを分割しても検証している。表3は、4.1で示した式(1)のDID分析による推定結果である¹¹。第1列はサンプル全体、第2列は2018年時点で女性役員が0人の企業、第3列は1人、第4列は2人の企業に対する検証結果を示している。

第1、2列では、1%水準でTSE × Post2018の係数は正で統計的に有意で、第3列は5%水準で有意である。特に、2018年時点で女性役員が存在しない東証一部・二部企業(列2)では係数が0.168となっている。この数値は、CGコード改訂以降に女性役員数が0.168名増加したことを示している。具体的には、当該企業群における平均女性役員数(0.517名)に対して約32%(0.168 / 0.517 ≈ 0.32)の増加したことを示している。これは、2018年時点で女性役員が存在しない東証一部・二部企業は、それ以外の上場企業よりも平均女性役員人数に対して約32%も女性役員が増加した結果である¹²。また、2018年時点で女性役員が1人存在する企業(列3)では係数が0.109であり、これは約21%(0.109 / 0.517 ≈ 0.21)の増加を示している。この数値は、2018年時点で女性役員が1人存在する企業においては、平均に対して女性役員数が21%も増加という結果に対応する。一方、2018年時点で女性役員が2人存在する企業(列4)では係数が0.096であり、統計的には有意ではない。この結果は、既に一定数の女性役員を有する企業では、CGコード改訂による追加的な女性役員登用の影響が限定的であることを示唆している。具体的には、既にCGコード改訂による要求や社会的圧力を満たしているため、新たな女性役員の登用がそれほど促進されなかったと考えられる(Meyer and Rowan, 1977; DiMaggio and Powell, 1983)。

これらの結果は、CGコード改訂は特に女性役員数が少ない東証一部・二部企業において女性役員の登用を促進し、男性役員のみで構成される企業の減少に寄与したことが確認され、仮説1を支持す

¹¹ 表3のコントロール変数を含んだ検証結果は、補論表A3を参照。本稿におけるコントロール変数を含んだ全ての検証結果は、補論に収録している。

¹² 本研究では、Gormley et al (2023)の手法に基づいて、平均女性役員数に対する相対的な増加率として解釈する方法を算出している。対象企業群の平均女性役員数に対する増加効果の大きさを、各モデルの係数をその平均値で割ることで算出し、その結果を相対比率として解釈している。

ることを示す。具体的には、企業がCGコードに従わないリスクを回避するために組織体制を見直し、女性役員の登用を積極的に行ったと考えられる (Seidl, 2007; Hooghiemstra and Ees, 2011)。

【表3 挿入】

6.1.2 他のイベントによる影響

過去の女性活躍に関するイベントの影響を考慮しても、CGコード改訂による影響は確認できるかを検証する。2016年に日本政府は女性活躍推進法を制定し、従業員301人以上の企業に対して女性が活躍できる行動計画を策定・公表するよう義務付けた。2017年には世界的な社会運動であるMe Too運動によって、社会全体が女性活躍に対して強い関心を持つようになった(Lins et al, 2024, Billings et al., 2022)。2018年以前に制定された、こうした法律や社会的イベントにより、東証一部・二部上場企業の女性役員登用が促された可能性がある。そこで、2018年以前の影響をコントロールして追加検証を行う。式(1)の $TSE_i^{2018} \times Post2018_t$ の代わりに、2017年から2020年までの各年のダミー変数と TSE^{2018} の相互作用項を導入して検証する。これらの相互作用項の係数は、女性役員登用に関して各年の変化を2016年と比較した値となる。

表4はその結果であり、表3と同様にサンプルを分割している。もし2018年のCGコード改訂が東証一部・二部企業における女性役員登用を促しているのであれば、2019年や2020年の相互作用項の係数は、それ以前の係数と比較して顕著に大きく、かつ正で統計的に有意となることが予想される。実際に第1列 (ALL) の相互作用項を見ると、2019年の係数(0.145)は2018年と比べて約2.3倍の大きさとなり、統計的に1%水準で有意である。さらに2020年の係数(0.247)は2019年よりも大きく、引き続き1%水準で有意である。このことは、CGコード改訂以降、とりわけ2019年から東証一部・二部企業における女性役員登用が一段と促進されているのを示す。

第2列は2018年女性役員が0人であった企業のみを対象とした推定であるが、2019年の係数(0.135)は2018年(0.007)の約19倍となり、1%水準で有意である。さらに2020年の係数(0.215)も同水準で有意となっている。第3列も同様に、2020年(0.210)は1%水準で有意である。一方で第4列 (2018年女性役員2人) では、いずれの年においても統計的に有意な結果は得られていない。これらの結果は、女性役員数が少なかった東証一部・二部企業ほどCGコード改訂の影響が大きかったことを示している。

また、2017年と2018年の係数がいずれの列でも顕著な大きさを示していないことは、2018年の改訂以前は東証一部・二部企業とそれ以外の上場企業の間で女性役員数のトレンドが大きく異ならなかったこと、すなわちパラレルトレンドが維持されていることを示している。以上を総合すると、CGコード改訂が男性役員のみで東証一部・二部企業を減らし、女性役員を増やす方向に働いたと考えられ、仮説1を支持する結果である。

【表4 挿入】

6.1.3 CGコード改訂による女性役員登用への影響の大きさ

本研究の推定からは、東証一部・二部企業における女性役員登用の大部分はCGコード改訂が影響していることが確認された。2019年から2020年までの東証一部・二部企業の平均女性役員人数は0.15人増加している(補論図A3を参照)。表4の第1列の2019年から2020年までの年ダミーと $Post2018$ の相互作用項の係数の差分は0.1人($\cong 0.237-0.145$)であり、2018年のCGコード改訂以降に東証一部・二

部企業の女性役員が0.1人増加することを示している。また、この0.1人の増加は、同期間（2019年～2020年）に観察された平均増加分0.15人の約67%（=0.1/0.15）に相当しており、CGコード改訂による影響の相対的に大きいことを示す結果といえる。

ただし、この推定値はCGコード改訂に伴う正の波及効果を考慮していないため、実際には改訂の影響を過小評価している可能性がある。具体的には、議決権行使助言会社の評価基準や、今後東証一部・二部への上場を検討している企業が受ける追加的な影響などが、相互作用項ではなく年固定効果に吸収されてしまう場合があるためである。

6.1.4 頑健性分析：傾向スコア・マッチング（PSM）を用いたDID推定結果

ここでは、仮説1の頑健性を検証するため、傾向スコア・マッチング（Propensity Score Matching: PSM）を行った上でDID推定を再推定する。本分析の目的は、2018年時点で東証一部・二部上場企業（treated group）とマザーズ・ジャスダック上場企業（control group）の間に存在する企業特性の差を可能な限り調整し、サンプル選択バイアスの影響を低減した上で、2018年CGコード改訂の影響をより厳密に識別することにある。

PSM前後のバランス指標は補論表A5に示す。平均（treated/control）と平均差に加え、サンプルサイズに依存しにくいバランス指標である標準化平均差(SMD)、および分布の広がり（分散比（variance ratio））を併記して報告している。PSMの共変量には Asker et al. (2015) に準拠し、式（1）で用いる企業特性に関するコントロール変数含め傾向スコアを推定した。フルサンプルでは、例えば Ln_時価総額は treated=10.907、control=8.844 と平均差が2.063であり、SMDは1.664、分散比は1.960である。一方、マッチング後には平均差が0.035まで縮小し、SMDは1.664から0.025へ大きく低下し、分散比も1.153へと1に近づいている。外国人持株比率についても、平均差は10.620から2.169へ縮小し、SMDは1.205から0.209、分散比は2.305から1.005へと改善している。役員人数や浮動株比率の共変量についても、SMDと分散比の観点から全体としてバランスが改善していることが確認できる。図A4はLn_時価総額の分布をマッチング前後で比較したものであり、マッチング後には両群の分布が近接していることが視覚的にも確認できる。

次に、マッチングサンプルを用いたDID推定結果を表5に示す。主要関心変数である $TSE_i^{2018} \times Post2018_t$ の係数は、列（1）および列（2）においてそれぞれ 0.125、0.124と正で統計的に5%水準で有意であり、マッチング後でも仮説1と整合的な結果が得られた。列（3）および列（4）では係数は正を示すものの推定の精度は相対的に限定され、女性役員数が相対的に多い企業では追加的な増加余地が小さい可能性を示している。以上より、共変量を網羅的に含めたPSMによりサンプルのバランスを改善した上でも、CGコード改訂が女性役員登用に対して正の効果を持つという結論は維持され、仮説1は支持された¹³。

【表5 挿入】

¹³ 2018年改訂の影響が時間とともにどのように表れるか、ならびに改訂前に処置群・対照群の間で不自然な乖離が見られないかを確認する目的で、TSE2018 と各年ダミーの相互作用項を用いて推定した補助的結果を表A7で報告している。女性役員数は年ごとの変化幅が小さく離散的であるうえ、PSMにより比較可能性を高めたサンプルでは分析対象が絞られるため、年別の相互作用項に分解した推定は精度が限定されやすい。このため、年別推定は補助的結果として補論に位置づけ、解釈の中心は改訂後を集約したPost2018仕様に置く。

6.2 女性管理職及び企業体制への影響

6.2.1 DIDモデルによる検証結果

ここでは、仮説2を検証するために、DID分析を行った結果を表6に記述している。相互作用項であるWoman_EX2018×POST2018の係数は、CGコード改訂後に女性役員数に応じて各アウトカム変数がどの程度変化したかを示す。

推定結果によれば、第1列から第4列では、係数は正を示しているが統計的に有意な結果は得られなかった。しかし、女性管理職割合や育休及び有給取得率の指標は、一部の企業が自主的に開示しているにすぎず、開示企業は労働環境変革に積極的である可能性が高い。そのため、開示企業のみを観測した場合、企業特性が偏って分析結果が過大または過小評価されるリスクが残る。そこで、次節ではサンプル選択バイアスを補正して検証を行う。

【表6 挿入】

6.2.2 頑健性分析：ヘックマン2段階推定による選択バイアスの補正

本節では、先の分析結果に対する頑健性を検証するため、ヘックマンの2段階推定法（Heckman, 1979）を用いてサンプル選択バイアスを補正する。そこで、本研究ではヘックマン2段階推定を活用し、「開示企業」と「非開示企業」の選択が恣意的に行われる場合に生じるサンプル選択バイアスを補正しつつ、被説明変数（女性管理職割合・男女の育児休業取得率・有給取得率）の推定における歪みを緩和することを試みた。

ヘックマンモデルにおける第1段階（選択方程式）では、女性管理職割合や男女の育児休業取得率・有給取得率を「開示する／しない」を被説明変数とし、プロビット推定を行う。Karim et al. (2013)は、女性管理職割合のような非財務情報の自主開示に総資産や産業構造が影響することを報告しており、これらをコントロール変数として用いる。さらに、頑健性を確認するため、第2段階で用いるコントロール変数も加えたモデルでも検証している。次に、第2段階（結果方程式）では、第1段階から得られた選択補正項（lambda）をアウトカム方程式に組み込み、女性管理職割合・育児休業取得率・有給取得率を被説明変数としたDID分析を改めて実施する。

表7の列(1)、(3)、(5)、(7)は、第1段階（1st step）においては総資産と産業固定効果をコントロール変数とするモデルであり、列(2)、(4)、(6)、(8)は第2段階で用いるコントロール変数も加えた第1段階モデルとなっている。これらは、企業がデータを開示するかどうかを左右する特性を示す推定結果である。そのうえで、第2段階（2nd step）では、選択補正項を考慮しながら女性管理職割合・男女の育児休業取得率・有給取得率を被説明変数とするDID分析が行われている。

主要な関心変数であるWoman_EX2018×POST2018は、DID推定では係数は正だが有意な結果が得られなかったが、ヘックマン2段階推定を導入すると係数の大きさ自体はほぼ変わらないにもかかわらず、統計的な有意水準が5%へと大幅に改善した。これは、女性管理職割合の上昇について、開示／非開示の選択によるバイアスを補正したことで、CGコード改訂後に女性役員数が多い企業ほど女性管理職の増加が一層明確になったことを示す。また、女性の育児休業取得割合においては、係数が正で10%水準へと改善した。一方で、男性育児休業取得率や有給休暇取得率については、有意な効果は見られず、先のDID分析と同様の傾向が示された。

結果として、女性管理職割合の上昇に関してはヘックマンモデルを導入し、企業の開示行動によるバイアスを補正することで、仮説2が示す「女性役員が多い企業ほど、女性管理職が増加する」「女

性役員が多い企業ほど、女性の育児休業が増加する」という点は指示された。一方で、男性の育児休業や有給休暇取得率といった労働環境への影響は依然として限定的で、仮説2は女性管理職の増加や、女性の育児休業取得率の増加は支持されるが、他の労働環境指標には有意な変化がなく、企業の制度や風土の抜本的な変革には時間を要することが示唆された。

なお、女性管理職割合や女性の育休が増加している点に関しては、トリクルダウン効果がCGコード改訂を契機として生じ、2018年時点で女性役員が多い企業ほど、将来的な女性役員候補者の育成に向けて組織改革を進め始めた可能性が考えられる。本研究が用いたCoE型の政策枠組みにおいては、企業が自発的に女性管理職割合を高める方向へ動くインセンティブが働き、実際に女性管理職割合や女性育休取得率の上昇という形で部分的なトリクルダウン効果が確認されたと考えられる。この点は、ノルウェーのジェンダー・クォータ制においてトリクルダウン効果が観察されなかった

(Bertrand et al., 2019) ことと対照的である。ノルウェーではクォーター制導入時にすでに女性管理職割合が40%を超えており、追加的な女性登用を進めても組織全体への新たな波及効果が生じにくい状況であったと推測される。一方、日本の場合、2018年時点の女性管理職割合は10%未満と極めて低いため、役員での女性比率向上が管理職にも連動する形で、トリクルダウン効果が生じやすかったと考えられる。以上の結果は、CGコード改訂がトリクルダウン効果をもたらしていることを示す。

【表7 挿入】

7.おわりに

本稿では、2018年のCGコード改訂が東証一部・二部企業における女性役員数の増加に大きく寄与していることを示すとともに、既に女性役員が存在していた企業では女性管理職や女性育休取得率の割合が上昇する点、いわゆるトリクルダウン効果が生じていることを明らかにした。これは、ノルウェーのクォーター制ではトリクルダウン効果が見られなかったという先行研究とは対照的であり、日本におけるCoE政策の効果と特徴を浮き彫りにする結果である。これらの結果を考慮すると、かつて岸田内閣が掲げた「2030年までに上場企業の女性役員割合3割」という目標を達成するには、CGコードにおいて女性役員の人数・割合を明確にするなど、追加的な施策が必要なことを示している。

なお、女性役員登用が企業価値に及ぼす効果については、本稿ではデータの制約上、直接的な検証を行っていない。Tanaka (2019) が示すように、女性社内取締役と女性社外取締役では企業価値への影響が異なる可能性があるため、役職別のデータを取得したうえで、CGコード改訂後の企業価値の変化を詳細に分析することが今後の課題となる。また、クォーター制とCoE政策における女性役員登用が企業価値に及ぼす影響の違いを比較する研究も必要だろう。加えて、本稿ではCGコードによる労働環境への影響分析において、データ制約により、同一従業員の重複取得を考慮しない現行指標である育児休業取得率を用いているが、今後はより詳細な育休データを用いることで企業体制への分析をすることも課題である。本稿で示したガバナンス改革と女性役員登用の実態が、将来的に企業価値や経営戦略への影響を明らかにする一歩となることを期待したい。

【補論】

論文の補論は、日本経営財務研究学会の公式ホームページに掲載している。

【付記】

本稿の作成にあたり、一橋大学大学院経営管理研究科の本多俊毅教授、同研究科の安田行宏教授、京都大学経営管理大学院の山田和郎准教授、南山大学経営学部の伊藤彰敏教授より温かいご指導ご鞭撻を賜りました。また、本稿の草稿に対して、本誌編集委員長の阿萬弘行先生および匿名のレフェリーの先生方から貴重なコメントを頂きました。深く御礼申し上げます。なお、本稿における誤りはすべて筆者に帰するものです。

【参考文献】

- Adams, R. B., de Haan, J., Terjesen, S., van Ees, H., 2015. Board diversity: Moving the field forward. *Corporate Governance: An International Review* 23(2), 77-82.
- Adams, R. B., Ferreira, D., 2009. Women in the boardroom and their impact on governance and performance. *Journal of Financial Economics* 94(2), 291-309.
- Ahern, K. R., Dittmar, A. K., 2012. The changing of the boards: The impact on firm valuation of mandated female board representation. *The Quarterly Journal of Economics* 127(1), 137-197.
- Ahmed, A., Monem, R. M., Delaney, D., Ng, C., 2017. Gender diversity in corporate boards and continuous disclosure: Evidence from Australia. *Journal of Contemporary Accounting & Economics* 13(2), 89-107.
- Aggarwal, C. C., 2017. *Outlier Analysis* (2nd ed.). Springer.
- Ali, M., Grabarski, M. K., Konrad, A. M., 2021. Trickle-down and bottom-up effects of women's representation in the context of industry gender composition: A panel data investigation. *Human Resource Management* 60(4), 559-580.
- Asker, J., Farre-Mensa, J., Ljungqvist, A., 2015. Corporate investment and stock market listing: A puzzle? *Review of Financial Studies* 28(2), 342-390.
- Atinc, G., Srivastava, S., Taneja, S., 2022. The impact of gender quotas on corporate boards: A cross-country comparative study. *Journal of Management & Governance* 26(3), 685-706.
- Bertrand, M., Black, S. E., Jensen, S., Lleras-Muney, A., 2019. Breaking the glass ceiling? The effect of board quotas on female labour market outcomes in Norway. *The Review of Economic Studies* 86(1), 191-239.
- Billings, M. B., Klein, A., Shi, Y. C., 2022. Investors' response to the #MeToo movement: Does corporate culture matter? *Review of Accounting Studies* 27, 897-937.
- Brahma, S., Nwafor, C., Boateng, A., 2021. Board gender diversity and firm performance: The UK evidence. *International Journal of Finance & Economics* 26(4), 5704-5719.
- Buchanan, J., 2007. Japanese corporate governance and the principle of "internalism." *Corporate Governance: An International Review* 15(1), 27-41.
- DiMaggio, P. J., Powell, W. W., 1983. The iron cage revisited: Institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields. *American Sociological Review* 48(2), 147-160.
- Fan, P., Jiang, Y., Wang, J., 2023. Does gender diversity matter? Female directors and firm carbon emissions in Japan. *Pacific-Basin Finance Journal* 80, 102200.
- Farrell, K. A., Hersch, P. L., 2005. Additions to corporate boards: The effect of gender. *Journal of Corporate Finance* 11(1-2), 85-106.
- Fauver, L., Hung, M., Li, X., Taboada, A. G., 2017. Board reforms and firm value: Worldwide evidence. *Journal of Financial Economics* 125(1), 120-142.
- Gormley, T. A., Gupta, V. K., Matsa, D. A., Mortal, S. C., Yang, L., 2023. The Big Three and board gender diversity: The effectiveness of shareholder voice. *Journal of Financial Economics* 149(2), 323-348.
- Halrynjo, S., Teigen, M., 2024. Gender quotas for corporate boards: Do they lead to more women in senior executive management? *Gender in Management: An International Journal* 39(6), 761-777.
- Heckman, J. J., 1979. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 47(1), 153-161.
- Hong, H., Kacperczyk, M., 2009. The price of sin: The effects of social norms on markets. *Journal of Financial Economics* 93(1), 15-36.
- Hooghiemstra, R., van Ees, H., 2011. Uniformity as response to soft law: Evidence from compliance and non-compliance with the Dutch corporate governance code. *Regulation & Governance* 5(4), 480-498.
- Ishida, S., Kochiyama, T., 2023. Unnatural selection of outside directors: Consequences of Japanese corporate governance reforms. *European Financial Management* 29(2), 487-516.

Joecks, J., Pull, K., Vetter, K., 2013. Gender diversity in the boardroom and firm performance: What exactly constitutes a “critical mass”? *Journal of Business Ethics* 118(1), 61-79.

Kaplan, S. N., Minton, B. A., 1994. Appointments of outsiders to Japanese boards: Determinants and implications for managers. *Journal of Financial Economics* 36(2), 225-258.

Karim, E., Pinsker, R., Robin, A., 2013. Firm size and the voluntary disclosure of nonfinancial information by private versus public firm managers. *Managerial Auditing Journal* 28(9), 866-892.

Kato, K., Li, M., Skinner, D. J., 2017. Is Japan really a “buy”? The corporate governance, cash holdings and economic performance of Japanese companies. *Journal of Business Finance & Accounting* 44(3-4), 480-523.

Kunze, A., Miller, A. R., 2017. Women helping women? Evidence from private sector data on workplace hierarchies. *Review of Economics and Statistics* 99(5), 769-775.

Lawrence, E. R., Raithatha, M., 2023. Gender bias, board diversity, and firm value: Evidence from a natural experiment. *Journal of Corporate Finance* 78, 102349.

Lins, K. V., Roth, L., Servaes, H., Tamayo, A., 2024. Sexism, culture, and firm value: Evidence from the Harvey Weinstein scandal and the #MeToo movement. *Journal of Accounting Research* 62(5), 1989-2035.

Luo, Y., Salterio, S. E., 2014. Governance quality in a “comply or explain” governance disclosure regime. *Corporate Governance: An International Review* 22(6), 460-481.

Marquardt, C., Wiedman, C., 2016. Can shareholder activism improve gender diversity on corporate boards? *Corporate Governance: An International Review* 24, 443-461.

Matsa, D. A., Miller, A. R., 2013. A female style in corporate leadership? Evidence from quotas. *American Economic Journal: Applied Economics* 5(3), 136-169.

Meyer, J. W., Rowan, B., 1977. Institutionalized organizations: Formal structure as myth and ceremony. *American Journal of Sociology* 83(2), 340-363.

Mendiratta, E., 2023. Illusion of inclusion: Examining trickle-down effects of the board gender quota regulation in India. *Gender & Society* 37(6), 884-913

Morikawa, M., 2016. What types of companies have female directors? Evidence from Japan. *Japan and the World Economy* 37-38, 1-7.

Nagore, A., García Martín, C. J., 2024. Gender differences in executive compensation in Spain. *Gender in Management: An International Journal* 39(6), 813-830.

Nguyen, T. T. P., Thai, H. M., 2022. Effects of female directors on gender diversity at lower organization levels and CSR performance: Evidence in Japan. *Global Finance Journal* 53, 100738.

Nofsinger, J. R., Sulaeman, J., Varma, A., 2019. Institutional investors and corporate social responsibility. *Journal of Corporate Finance* 58, 700-725.

Page, A., Sealy, R., Parker, A., Hauser, O., 2024. Regulation and the trickle-down effect of women in leadership roles. *The Leadership Quarterly* 35(5), 101721.

Périlleux, A., Szafarz, A., 2022. Women in the boardroom: A bottom-up approach to the trickle-down effect. *Small Business Economics* 58(4), 1783-1800.

Post, C., Byron, K., 2015. Women on boards and firm financial performance: A meta-analysis. *Academy of Management Journal* 58(5), 1546-1571.

Renneboog, L., Zhao, Y., 2020. Director networks, turnover, and appointments. *European Financial Management* 26(1), 44-76.

Seidl, D., 2007. Standard setting and following in corporate governance: An observation-theoretical study of the effectiveness of governance codes. *Organization* 14(5), 705-727.

Stainback, K., Roberts, H., Biswas, P. K., 2024. Women’s representation in managerial hierarchies: An examination of trickle-down and pipeline effects. *Human Resource Management* 63(4), 619-637.

Tanaka, T., 2019. Gender diversity on Japanese corporate boards. *Journal of the Japanese and International Economies* 51, 19-31.

Tate, G., Yang, L., 2015. Female leadership and gender equity: Evidence from plant closure. *Journal of Financial Economics* 117(1), 77-97.

Terjesen, S., Aguilera, R. V., Lorenz, R., 2015. Legislating a woman’s seat on the board: Institutional factors driving gender quotas for boards of directors. *Journal of Business Ethics* 128, 233-251.

Wiessner, D., 2023年7月3日. アングル：米大学の人種優遇「違憲」判決、企業の多様性方針に波及か. Reuters. <https://jp.reuters.com/article/idUSKBN2YJ05Q/> (2026年2月16日閲覧) .

内閣府男女共同参画局, 2022年4月21日, 「Female executive appointments in foreign countries」, https://www.gender.go.jp/kaigi/senmon/keikaku_kanshi/siryu/pdf/ka15-2.pdf (2026年2月16日閲覧) .

辻隆史, 2019年12月, 「『プランB示すのが経産省』 新原氏の信条」, 『日本経済新聞 電子版』, <https://www.nikkei.com/article/DGXMZ052943550U9A201C1EE8000/> (2026年2月16日閲覧) .

表1 変数定義

変数名	定義	データソース
企業ガバナンス変数		
Woman_EX	女性役員の合計人数	内閣府男女共同参画室
役員人数	役員の合計人数	内閣府男女共同参画室
外国人持株比率	外国法人による持株割合	Factset
企業体制変数		
TSE2018	2018年時点で東証一部・二部に上場企業に1、それ以外には0	QUICK Astra
女性管理職割合	管理職に占める女性割合	日経バリュースーチ
女性育児休業取得率	(育児休業取得者/出産した社員数)×100	内閣府男女共同参画室
男性育児休業取得率	(育児休業取得者/配偶者が出産した社員数)×100	内閣府男女共同参画室
有給取得率	全従業員が取得した有給日数/全従業員に付与された有給日数	内閣府男女共同参画室
財務変数		
レバレッジ	負債/総資産	QUICK Astra
Ln_時価総額	時価総額の対数値	QUICK Astra
浮動株比率	発行済み株式総数に占める浮動株の割合	QUICK Astra
日経平均採用ダミー	日経平均組込企業なら1、それ以外は0	QUICK Astra
ROE	純利益/自己資本	QUICK Astra
Ln_asset	総資産の対数値	QUICK Astra

表2 基本統計量

2018年時点で東証一部・二部上場企業					
企業ガバナンス変数	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
Woman_EX	5606	0.517	0.734	0.000	6.000
役員人数	5606	12.418	3.511	5.000	47.000
外国人持株比率(%)	5606	15.458	10.413	0.000	40.803
財務変数					
ROE	5606	0.071	0.054	-0.161	0.273
レバレッジ	5606	0.137	0.131	0.00	0.595
Ln_時価総額	5606	10.907	1.426	7.130	14.571
Ln_asset	5606	11.620	1.408	7.248	16.349
浮動株比率(%)	5606	14.075	9.233	0.000	45.100
日経平均採用ダミー	5606	0.103	0.304	0.000	1.000
企業体制変数					
女性管理職割合(%)	762	6.151	8.344	0.000	87.100
女性育児休業取得率(%)	518	97.029	16.398	0.000	200
男性育児休業取得率(%)	490	13.193	25.210	0.000	190
有給取得率(%)	583	63.227	14.855	18.100	98.900

(続き)表2 基本統計量

2018年時点で東証マザーズ・ジャスダック上場企業					
企業ガバナンス変数	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
Woman_EX	3080	0.278	0.549	0.000	4.000
役員人数	3080	10.047	2.559	5.000	24.000
外国人持株比率(%)	3080	4.838	6.859	0.000	40.321
財務変数					
ROE	3080	0.049	0.061	-0.164	0.273
レバレッジ	3080	0.126	0.127	0.000	0.582
Ln_時価総額	3080	8.844	1.019	6.114	13.285
Ln_asset	3080	9.651	0.994	5.976	13.395
浮動株比率	3080	18.449	10.565	0.000	45.100

表3 女性役員登用への影響(DID推定結果)

2018年時点で東証一部・二部企業(TSE2018)とPost2018の相互作用項、コントロール変数、企業固定効果に関するパネル回帰の係数を示している。被説明変数は、女性役員数である。全サンプル(第1列)、2018年時点で女性役員が0人(第2列)、2018年時点で女性役員が1人存在する企業(第3列)、2018年時点で女性役員が2人存在する企業(第4列)である。サンプルは2016年から2020年までの企業年の観測値を含む。企業レベルでのクラスタリングで調整した標準誤差を括弧内に報告する。すべての変数は、表1で定義されている。*** は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で有意であることを示す。全変数の係数を記載した表は、補論表A3となる。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ALL	2018年女性役員0人	2018年女性役員1人	2018年女性役員2人
TSE2018 × POST2018	0.162*** [0.020]	0.168*** [0.022]	0.109** [0.050]	0.096 [0.169]
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Post2018	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	8,588	5,931	2,125	461
R-squared	0.838	0.461	0.443	0.424

表4 女性役員登用への影響(年別のDID推定結果)

2018年時点で東証一部・二部企業(TSE2018)と2017年から2020年までの相互作用項、コントロール変数、企業固定効果に関するパネル回帰の係数を示している。被説明変数は、女性役員数である。全サンプル(第1列)、2018年時点で女性役員が0人(第2列)、2018年時点で女性役員が1人存在する企業(第3列)、2018年時点で女性役員が2人存在する企業(第4列)である。サンプルは2016年から2020年までの企業年の観測値を含む。企業レベルでのクラスタリングで調整した標準誤差を括弧内に報告する。すべての変数は、表1で定義されている。*** は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で有意であることを示す。全変数の係数を記載した表は、補論表A4となる。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ALL	2018年女性役員0人	2018年女性役員1人	2018年女性役員2人
TSE2018×2017	0.019 [0.013]	0.007 [0.007]	0.009 [0.047]	-0.128 [0.134]
TSE2018×2018	0.062*** [0.017]	0.007 [0.009]	0.084 [0.056]	-0.226 [0.189]
TSE2018×2019	0.145*** [0.023]	0.135*** [0.022]	0.087 [0.067]	-0.083 [0.234]
TSE2018×2020	0.237*** [0.029]	0.215*** [0.029]	0.210*** [0.077]	0.068 [0.247]
Post2018	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	8,588	5,931	2,125	461
R-squared	0.843	0.477	0.473	0.496

表5 女性役員登用への影響(PSMおよびDID推定結果)

Asker et al. (2015) に準拠し時価総額、業種、レバレッジに加えて、女性役員数の決定要因に影響すると考えられる外国人持株比率、ROE、浮動株比率、役員数を用いてプロペンシティマッチングを実施したサンプルを対象に、2018年時点で東証一部・二部企業(TSE2018)とPost2018の相互作用項、コントロール変数、企業固定効果に関するパネル回帰の係数を示している。被説明変数は、女性役員数である。全サンプル(第1列)、2018年時点で女性役員が0人(第2列)、2018年時点で女性役員が1人存在する企業(第3列)、2018年時点で女性役員が2人存在する企業(第4列)である。サンプルは2016年から2020年までの企業年の観測値を含む。企業レベルでのクラスタリングで調整した標準誤差を括弧内に報告する。すべての変数は、表1で定義されている。***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で有意であることを示す。マッチングは1:1で実施し復元抽出を許容しているため対照群観測が複数回使用され得る。そのため、Observationsは同じ観測が何回使われたかを足し上げた延べた有効件数(頻度ウェイト総和)を示し、併せて重複カウントしていないユニーク企業年観測数も報告する。本表は補論表A6と対応している。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ALL	2018年女性役員0人	2018年女性役員1人	2018年女性役員2人
TSE2018 × POST2018later	0.125** [0.0575]	0.124** [0.0496]	0.0446 [0.125]	0.136 [0.134]
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Post2018	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	11,040	7,138	2,665	510
R-squared	0.862	0.487	0.533	0.446

表6 労働環境への影響(DID推定結果)

2018年時点で東証一部・二部企業(TSE2018)を対象に、2018年時点の女性役員数とPost2018の相互作用項、コントロール変数、企業固定効果に関するパネル回帰の係数を示している。被説明変数は労働環境を示す変数で、それぞれ女性管理職割合(第1列)、女性育児休業取得率(第2列)、男性育児休業取得率(第3列)、有給取得率(第4列)である。サンプルは2016年から2020年までの企業年の観測値を含む。企業レベルでのクラスタリングで調整した標準誤差を括弧内に報告する。すべての変数は、表1で定義されている。***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で有意であることを示す。全変数の係数を記載した表は、補論表A8となる。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	女性管理職割合	女性育児休業取得率	男性育児休業取得率	年次有給休暇取得率
Woman_EX2018 × POST2018	0.328 [0.323]	4.797 [3.684]	1.125 [3.327]	1.338 [0.898]
Post2018	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	693	441	414	515
R-squared	0.965	0.587	0.724	0.913

表7 労働環境への影響(ヘックマン二段階推定法およびDID推定による結果)

2018年時点で東証一部・二部企業(TSE2018)を対象に、ヘックマンの2段階推定法による検証結果の計数を示している。第1・3・5・7列の第1段階における被説明変数は、女性管理職割合や育児休業取得率・有給取得率の指標を「開示する／しない」とし、説明変数に総資産および産業固定効果を用いたプロビット推定を行う。それぞれの第2段階における被説明変数は女性管理職割合(第1列)、女性育児休業取得率(第3列)、男性育児休業取得率(第5列)、有給取得率(第7列)で、2018年時点の女性役員数とPost2018の相互作用項およびコントロール変数、企業固定効果に関するパネル回帰の係数を示している。第2・4・6・8列の第1段階における被説明変数は、女性管理職割合や育児休業取得率・有給取得率の指標を「開示する／しない」とし、説明変数に総資産、第2段階で用いるコントロール変数、そして産業固定効果を用いたプロビット推定を行う。それぞれの第2段階における被説明変数は女性管理職割合(第2列)、女性育児休業取得率(第4列)、男性育児休業取得率(第6列)、有給取得率(第8列)で、2018年時点の女性役員数とPost2018の相互作用項およびコントロール変数、企業固定効果に関するパネル回帰の係数を示している。サンプルは2016年から2020年までの企業年の観測値を含む。企業レベルでのクラスタリングで調整した標準誤差を括弧内に報告する。すべての変数は、表1で定義されている。*** は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で有意であることを示す。全変数の係数を記載した表は、補論表A9となる。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	1st step							
被説明変数=	Disclosure							
Ln_asset	0.626***	0.354***	0.220***	0.231***	0.218***	0.238***	0.512***	0.320***
	-0.0221	-0.0548	-0.0190	-0.0536	-0.0193	-0.0546	-0.0219	-0.0568
Controls	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Post2018	Yes							
Fixed effect	Sector							
	2nd step							
被説明変数=	女性管理職割合	女性管理職割合	女性育児休業取得率	女性育児休業取得率	男性育児休業取得率	男性育児休業取得率	有給取得率	有給取得率
Woman_EX2018 × POST2018	0.327**	0.332**	4.689*	4.682*	1.275	1.234	1.118	1.042
	[0.152]	[0.155]	[2.429]	[2.407]	[2.751]	[1.982]	[2.434]	[3.395]
Controls	Yes							
Post2018	Yes							
Fixed effect	Firm							
Observations	5,602	5,602	5,606	5,606	5,606	5,606	5,603	5,603
lambda	1.569	2.224	39.47	39.62	-40.43	-26.36	-33.48	-45.72
	[2.484]	[3.827]	[101.3]	[97.07]	[106.9]	[70.28]	[35.94]	[74.07]
rho	0.782	0.934	1.000	1.000	-1.000	-0.981	-1.000	-1.000
sigma	2.006	2.383	39.468	39.619	40.433	26.853	33.480	45.721