

## 取締役会の性別構成と環境情報開示<sup>†</sup>

小澤彩子  
(日本政策投資銀行 設備投資研究所)

---

<sup>†</sup> 本稿の作成にあたり、花崎正晴教授（埼玉学園大）、久保克行教授（早稲田大）、広田真一教授（早稲田大）、遠藤業鏡氏（内閣官房）をはじめとする日本政策投資銀行設備投資研究所におけるセミナー参加者各位、ならびに櫻井宏二郎教授（専修大）、菅原佑香氏（日本経済団体連合会）、中村純一氏（日本政策投資銀行）から、多数の有益なコメントをいただいた。また、Bloomberg データの扱いや解釈に関し、佐藤田裕氏（ブルームバーグ日本支社）より貴重なアドバイスをいただいた。記して感謝申し上げたい。ただし、本稿の内容や見解等はすべて執筆者個人に属し、残された誤りはすべて筆者の責任に帰す。

Board Gender Diversity and Environmental Disclosure  
: Evidence from Listed Firms in Japan  
Economics Today, Vol. 42, No. 1, August 2021

Ayako OZAWA  
Research Institute of Capital Formation  
Development Bank of Japan

## 要 旨

本稿では、取締役会の性別構成の違いがもたらす効果に関し、企業の環境行動に与える影響に着目して検証した。東証一部上場企業を対象に2010年～2018年にかけてのBloombergデータを用いた分析の結果、女性取締役の登用は企業の自主的な環境情報開示を促し、開示の積極性を高める傾向にあることが確認された。以上の結果は、パネルデータ分析、ならびに傾向スコアマッチングの手法を用いて潜在的な内生性の問題を考慮した分析においてもなお支持された。

「ESG投資」が注目を集め、気候変動をはじめとする環境問題への取り組み姿勢や実績が企業評価に大きな影響を与えるなか、ステークホルダーとの環境コミュニケーションは経営戦略上、ますます重要になってきている。本稿の結果は、わが国上場企業において、取締役会の多様性にみられる企業のコーポレート・ガバナンス構造が、環境情報開示の積極性にみられる企業慣行・ステークホルダーマネジメント戦略に、少なからず影響を与えている可能性を示唆している。

**Keywords:** Board Gender Diversity; Environmental Disclosure; Sustainability; Corporate Social Responsibility (CSR), Corporate Governance

## Abstract

This paper is the first study to examine the effects of board gender diversity on corporate environmental behavior in Japan. Using a sample of Japanese listed firms for the period 2010-2018, the study finds a significant positive relationship between the board gender diversity and the proactiveness of corporate environmental disclosure. These results are still robust to different identification strategies and estimation techniques, such as a panel data analysis with firm-fixed effects, and the propensity score matching approach to account for the potential endogeneity issues.

**Keywords:** Board Gender Diversity; Environmental Disclosure; Sustainability; Corporate Social Responsibility (CSR), Corporate Governance

## 目次

1. はじめに.....	1
2. 先行研究と本稿の特徴.....	3
2-1. 女性取締役の効果に関する先行研究および理論的根拠.....	3
2-2. 女性取締役の登用と環境・CSR 行動.....	5
2-3. 本稿の特徴とアプローチ.....	6
3. 分析フレームワーク.....	7
3-1. 使用データ.....	7
3-2. 推定モデルと変数.....	8
4. 実証分析.....	10
4-1. 記述統計.....	10
4-2. パネルデータ分析.....	11
4-3. 傾向スコアマッチングによる分析.....	14
5. 結語.....	15
参考文献.....	17

<図表一覧>

表 1：基本統計量 .....	20
表 2：推定結果（全産業） .....	21
表 3：推定結果（製造業） .....	22
表 4：推定結果（非製造業） .....	23
表 5：推定結果（傾向スコアマッチング） .....	24
図 1：女性取締役比率の推移 .....	25
図 2：女性取締役数の推移（全体） .....	25
図 3-1：女性取締役数の推移（業種別／2010 年度） .....	26
図 3-2：女性取締役数の推移（業種別／2015 年度） .....	27
図 3-3：女性取締役数の推移（業種別／2019 年度） .....	28
図 4：女性取締役の有無別環境情報開示スコア（平均値） .....	29
図 5：女性取締役の導入時期別環境情報開示スコア（平均値） .....	29
図 6：女性取締役の有無別傾向スコアの分布（全産業） .....	30

## 1. はじめに

急速な少子高齢化の進行・人口減少が見込まれるなか、わが国においても近年、女性活躍推進の取り組みが重要視され、本格化している。しかし、世界経済フォーラムにより毎年公表されている「ジェンダー・ギャップ指数」によれば、2021年の日本の指数は156カ国中120位であり、政治・経済分野を中心に国際的に女性参画においてかなりの遅れを取っていることが課題として明らかになっている<sup>1</sup>。昨年（2020年）には政府が「2020年までに指導的地位に占める女性の割合を30%程度」に上昇させるとしていた目標<sup>2</sup>の達成を断念し、達成年限について「30年までの可能な限り早期」に繰り延べる方針としたことも報道され、話題になった。経済界に対する政府の直接的な呼びかけ<sup>3</sup>や有価証券報告書における女性役員の数開示義務化（2015年）等の動きにもかかわらず、「女性活躍推進」は思うように進んでいないのが現状である<sup>4</sup>。

他方、企業経営の文脈においては、ESG・SDGsへの関心の高まりとともにサステナビリティ経営に対する考え方が一層浸透しつつあるところ、女性取締役の登用推進をはじめとするダイバーシティへの取り組みは、気候変動等と並んで喫緊のサステナビリティ課題の一つとなっている。2019年に年金積立金管理運用独立行政法人（GPIF）が実施した調査によれば、上場企業がESG活動において取り組む上位テーマは「コーポレート・ガバナンス」「気候変動」に続いて「ダイバーシティ」が3位であった。上場企業の企業統治指針である「コーポレートガバナンス・コード」には、「社内に異なる経験・技能・属性を反映した多様な視点や価値観が存在することは、会社の持続的な成長を確保する上での強みとなり得る、との認識に立ち、社内における女性の活躍促進を含む多様性の確保を推進すべきである（原則2.4）」「取締役会は、その役割・責務を実効的に果たすための知識・経験・能力を全体としてバランス良く備え、ジェンダーや国際性、職歴、年齢の面を含む多様性と適正規模を両立させる形で構成されるべきである（原則4.11）」とも記載されており、性差をはじめとする多様性の確保は、男女差を是正するという従来の「男女共同参画」の視点に加え、「ウーマノミクス」という言葉に代表されるように、企業や経済の競争力・イノベーションの源泉となりうる、という積極的な議論にもつながりつつある<sup>5</sup>。

こうしたなか、国外においては女性取締役登用の効果に関し、企業の環境行動・パフォー

---

<sup>1</sup> このほか就業率、賃金格差を含むジェンダー・ギャップに関しては、小澤（2020）第1節等も参照されたい。

<sup>2</sup> 2003年6月20日男女共同参画推進本部決定。「指導的地位」には、(1) 議会議員、(2) 法人・団体等における課長相当職以上の者、(3) 専門的・技術的な職業のうち特に専門性が高い職業に従事する者が該当する。

<sup>3</sup> 2013年4月に総理大臣官邸で開催された「経済界との意見交換会」において、安倍首相（当時）は「全上場企業において積極的に役員・管理職に女性を登用していただきたい。まずは、役員（取締役、会計参与、監査役、執行役及び執行役員）に一人は女性を登用していただきたい」と要請している。

<sup>4</sup> 例えば世帯・個人レベルの政府統計である就業構造基本調査の最新統計（2017年）によれば、「会社などの役員」に占める女性比率は24.12%であり、時系列では緩やかながら増加傾向にあるものの、20年前と比べて1.34%しか上昇していない。

<sup>5</sup> 日本経済団体連合会「女性活躍の次なるステージに向けた提言一攻めのウーマノミクスで未来を切り拓く」（2017年）等に詳しい。

マンスとの関連に着目して検証した研究が、経営学分野を中心にいくつか蓄積されはじめている。また検証対象とする環境行動も、環境パフォーマンス (Post, Rahman and Rubow (2011), Boulouta (2013), Glass, Cook and Ingersoll (2016), Dyck, Lins, Roth, Towner and Wagner (2020)), 環境情報開示 (Liao, Luo and Tang (2015), Jizi (2017), Nekhili, Nagati, Chtioui, and Nekhili (2017)), 再生エネルギー消費量 (Atif, Hossain, Alam and Goergen (2021)), 環境訴訟頻度 (Liu (2018)), 環境イノベーション (Nadeem, Bahadar, Gull and Iqbal (2020)) 等と多岐にわたっている。これらの研究はいずれも、女性取締役の登用と各環境行動との間にポジティブな関係がみられると報告しており、コーポレート・ガバナンスと CSR 成果との関係を扱う 2000 年から 2015 年までの査読付き論文 94 本を包括的にレビューした Jain and Jamali (2016) は、性別の観点からみた取締役会の多様性について、「(少なくとも) CSR を阻害しないという主張が支持される」と結論付けている。昨今、国際的イニシアチブや国際会合の場等を中心に、気候変動とジェンダーという 2 つの世界的課題が結びつけて論じられる機会が増えているようにも感じられるが、以上の先行研究はこうしたロジックをある意味補強するものともいえるだろう。翻って国内においては、女性活用の程度と企業業績の関係を検証する優れた研究が労働経済学分野を中心にいくつか存在するものの (児玉・小滝・高橋 (2005), 佐野 (2005), Kawaguchi (2007), Siegel・児玉 (2011), 山本 (2014) 等)<sup>6</sup>、企業の環境・CSR 行動との関係に着目した実証研究は、経営学分野も含め、筆者の知りうる限り存在しない。

そこで本稿では、取締役会の性別構成の違いがもたらす効果に関し、国外を中心とする既存研究のサーベイを行って概観するとともに、特に企業の環境情報開示行動に与える影響に着目し、実証分析により検証することとする。分析にあたっては Bloomberg による環境情報開示スコアを用いたパネルデータ分析を行い、内生性バイアスに対しては, Joecks, Pull and Vetter (2013) や Liu (2018), Dyck et al. (2020), Atif et al. (2021) 等のアプローチに従いラグ項を説明変数に用いるとともに、最小二乗法 (OLS), 変量効果モデルに加え、固定効果モデルにより欠落変数の影響を除去した分析を行うことで対処する。加えて、傾向スコアマッチング法 (Propensity Score Matching : PSM) により女性取締役のいる企業・いない企業の属性をそれぞれマッチングしたうえで両者の環境情報開示スコアの平均処置効果を計測し、便宜的に結果の頑健性を確認する。

女性取締役の登用によって企業の環境行動が強まるという国外の研究による示唆が、果たして日本の文脈においても当てはまるのか否かを検証することは、わが国における女性活躍推進・ガバナンス改革、および (それらを含む) 企業のサステナビリティ経営を考えるにあたり重要な示唆が得られる可能性があるという意味で、学術的にも実務的にも意義が

---

<sup>6</sup> 女性の活用により利益率が上昇することを示す結果が多いものの、長期的な企業成長に対しては影響がないことなども報告されている。また、これらの研究においては Becker (1971) の差別仮説が背景となっており、女性活用の指標として用いられる説明変数の多くは、女性雇用比率等となっている。なお女性役員・取締役と企業業績の関係を扱った研究は、このほか新倉・瀬古 (2017), 松本 (2019) などがあるが、いずれも内生性等を考慮すると、両者に有意な関係が認められないことが明らかにされている。



あるものと考えられる。とりわけ、企業から開示される環境への取り組みに関する情報は投資家の認識・判断にとって重要な意味を持つものであり、Nekhil et al. (2017) や Li, Gong, Zhang, and Koh (2018), Xie, Nozawa, Yagi and Managi (2019) などが明らかにしているように、企業の情報開示行動は直接的に企業の価値にも関連しうる、特筆すべき環境行動の一つである。また、ジェンダー・ギャップやジェンダー・バイアスが比較的高いことが予想される日本において国外の研究と同様の結果が得られるかどうかを検証することは、女性取締役の効果に関する既存の研究成果に、新たな証拠を追加することにもつながるであろう。仮に女性の取締役昇進を阻む「ガラスの天井 (Glass Ceiling)」が存在し、その効果がジェンダー格差のとりわけ大きい日本において強いと仮定するならば、欧米等とは異なるメカニズムが働き、取締役の性差が企業の環境行動・成果に対して意味を持たない可能性も考えられる (Adams and Funk (2012), Matsa and Miller (2011) 等)。

本論文の構成は以下のとおりである。まず第2節で取締役会の性別構成の違いとその効果に関する国外の先行研究を概観する。その後、第3節で分析のフレームワークについて説明する。第4節で記述統計および推定結果を検討し、最後に第5節で本稿の結論および課題について言及する。

## 2. 先行研究と本稿の特徴

### 2-1. 女性取締役の効果に関する先行研究および理論的根拠

女性取締役登用の効果に関する研究は数多く存在するが、これまでの研究では主として、社会的パフォーマンスではなく財務的なパフォーマンスに焦点が当てられてきた<sup>7</sup>。国内外で多くの文献が蓄積されているにもかかわらず、企業価値に与える影響についてはまだ確定的なコンセンサスはないといえ、2014年までに行われた144件の文献についてメタ分析を行った Post and Byron (2015) は、株主保護が強い国ほど、取締役会におけるジェンダー・ダイバーシティが会計上の利益と正の関係にあること等を明らかにしたうえで、「企業の財務実績に完全に有害でも完全に有益でもない」と結論づけている。

また近年では、直接的に財務パフォーマンスへの効果を検証する文献のみならず、コーポレート・ガバナンスをはじめとする企業価値を高めうる企業慣行や、特定の企業施策と関連づける研究も多く蓄積されている。例えば Adams and Ferreira (2009) は1996～2003年までの米国上場企業を対象に行った分析の中で、取締役会に占める女性の割合が多いほど、取締役会の開催頻度が増加し、男女ともに出席率が改善されてガバナンス慣行が強化されることを明らかにしている。また Kim and Starks (2016) も米国企業を対象に分析を行い、女性取締役はリスクマネジメント、サステナビリティ、コーポレート・ガバナンス、規制/法務/コ

---

<sup>7</sup> 財務パフォーマンスに関する比較的引用数の多い最近の研究(2005年以降)として、Rose (2007), Campbell and Minguez-Vera (2008), Adams and Ferreira (2009), Carter, D'Souza, Simkins, and Simpson (2010), Ahern and Dittmar (2012), Joecks et al. (2013) などがある。レビューについては、400以上の論文について包括的なサーベイを行った Terjesen, Sealy, and Singh (2009) 等に詳しい。

ンプライアンス等といった専門性を持つ確率が比較的高く、既存の取締役会に欠けているこれらのスキルセットを補完することによって、取締役会の助言効果を高めると指摘している。これらの研究と並行して、女性取締役の登用が買収に関する意思決定の質を向上させたり<sup>8</sup> (Levi, Li and Zhang (2014), Chen, Crossland, and Huang (2016)), 経営戦略や慣行, 組織構造や人事施策などにおいてイノベーションを追求する傾向を高めたり (Torchia, Calabrò, and Huse (2011)), さらに不正会計の頻度やそれに伴う影響の減少に寄与したりする (Cumming, Leung and Rui (2015)) 等といった研究結果も蓄積されており、いずれも女性取締役比率等との間におけるポジティブな関連性が確認・報告されている。

ではなぜ、女性取締役を多く登用することがポジティブな企業慣行や施策の実施、ひいては財務パフォーマンスの向上につながるのだろうか。残念ながらこの疑問を直接的かつ明快に説明する理論的根拠はまだ見当たらないが、Carter et al. (2010) は、取締役会の多様性と財務パフォーマンスの関係を説明しうる理論として以下を例示しており、実際に多くの文献で、これらの一部ないしすべてが紹介され、背景理論として論じられている。

- ① 資源依存理論：企業は外部の資源に依存しており、多様な取締役の存在によって企業が外部の資源を利用できるようになる
- ② 人的資本理論：多様な取締役が有する教育、経験、スキルなどが取締役会のパフォーマンスに影響を与える
- ③ エージェンシー理論：多様な取締役の存在は、経営者のより良い監視につながる
- ④ 社会心理学理論：マイノリティを代表する取締役の存在は、外部ステークホルダーから好意的に捉えられる

また上記以外での研究の理論的根拠として、リスク回避や競争選好、自信過剰度合いなどといった価値観・規範等の性差に関するこれまでの文献 (Croson and Gneezy (2009) 等) や、それらを踏まえたジェンダー社会化理論 (Gender socialization theory), 上層部理論 (Upper echelons theory) なども多く用いられている。すなわち、(各価値観・規範等における性差の存在そのものに関する検証・サーベイについては本稿の扱う範囲を超えるが、) (1) 少なくとも性別という側面から見た違いに代表される取締役の多様性が、それぞれ異なるリソース・ネットワーク、知識・経験・スキル、視点・価値観等をもたらすこと、さらには (2) そうした取締役の個別特性が企業経営そのものに影響を与える可能性があるという2つのロジックをもってして、ダイバーシティの確保が企業にポジティブな効果をもたらすことが予測・期待されている。

---

<sup>8</sup> 買収案件の数や規模が減ったり、少ない買収プレミアムの支払いで済んでいたりすることを意味する。例えば Levi et al. (2014) では 1997 年から 2009 年における S&P1500 社の買収案件を対象とした分析を行い、女性取締役が 1 人増えるごとに買収案件が 7.6%減少し、支払われる買収プレミアムが 15.4%減少すると報告している。

## 2-2. 女性取締役の登用と環境・CSR 行動

こうしたなか、大手格付会社などの情報プロバイダにおけるデータ蓄積の充実とともに、環境・CSR 行動に関しても、女性取締役登用との関連を調査した研究がいくつか蓄積されはじめている。例えば Post et al. (2011) は、電力・化学セクターに属する Fortune1000 企業 78 社を対象とした分析により、3 人以上の女性取締役で構成された取締役会では、環境に関する Kinder, Lydenberg, Domini 社（以下 KLD, 現 MSCI）が評価する「強み (Strengths)」スコアが高くなることを明らかにしている。また Boulouta (2013) は、S&P500 グループから抽出した 126 社のサンプルを 1999~2003 年の 5 年間にわたって分析し、女性取締役比率が高いほど KLD の「懸念 (Concerns)」スコアに表れるネガティブな社会的事業慣行が少なくなることを報告している。同様に Glass et al. (2016) においても、Fortune500 企業において取締役会に占める女性比率が高まるほど、環境面での「強み」スコアが増加するという結果がわずかに有意ながらも示されている。また、その効果は男性 CEO が率いる企業において強いこと等があわせて報告されている。最近では Dyck et al. (2020) も 41 か国のパネルデータを用いて、女性取締役の導入により、ASSET4 データによる環境パフォーマンススコアが 14.7% 向上することを明らかにしている。

また、包括的な企業の環境パフォーマンススコアのみならず、具体的な環境行動との関連を検証した研究もいくつか存在する。例えば Atif et al. (2021) は、2008 年から 2016 年までの米国 1491 社のパネルデータを使用して、取締役会に参加している女性の割合・数と再生可能エネルギー消費の間に正の関係があること、またその効果は少なくとも 2 人以上の女性取締役がいる企業においてのみ観察されることなどを明らかにしている。また Liu (2018) は、2000 年から 2015 年にかけての S&P 1500 企業約 2000 社を対象とした分析により、女性取締役比率の高い企業ほど、環境訴訟の頻度が少ないことを明らかにしている。加えて Nadeem et al. (2020) は、2002~2018 年にかけての米国上場企業を対象に、女性取締役比率が環境イノベーション<sup>9</sup>に与える効果について検証し、それぞれ両者に有意な正の関係があること、またその効果は収益性の低い企業や環境に敏感な業界でより顕著であること等を報告している。

さらに、企業の環境開示行動についても優れた研究がいくつか蓄積されている。Liao et al. (2015) は、2011 年の FTSE350 企業における温室効果ガス (GHG) 排出量の自主的な開示に対する取締役会特性の影響を検証し、女性取締役の割合と GHG 情報の開示確率・レベルとの間に有意な正の関連性があることを報告している。また Jizi (2017) は 2007 年から 2012 年にかけての FTSE350 企業のパネルデータを使用し、女性取締役の割合が Bloomberg の開示スコアや社会環境方針の開示有無に対し、有意にポジティブな影響を与えていることを明らかにしている。Nekhilet al. (2017) も 2001 年から 2011 年までの SBF120 指数に属するフランスの上場企業を対象に分析を行い、女性取締役がいる企業が高いレベルの CSR 報告を

---

<sup>9</sup> ここでの「環境イノベーション」は、資源の効率性などにみられるプロセス・イノベーション、および環境フレンドリーな製品の提供といったプロダクト・イノベーションで構成されている。

行っている場合には、トービンの Q で測った市場価値が高くなることを示した。そのうえで、女性取締役を任命することの本質的な利点は、市場価値を直接増加させることではなく、CSR に関する自主的な開示情報の価値関連性を大幅に高めることにあると指摘している。このような研究の蓄積を踏まえ Jain and Jamali (2016) は、広範な CSR 成果とコーポレート・ガバナンスとの関係について包括的なレビューを行い、性別の観点からみた取締役会の多様性について、「CSR を (少なくとも) 阻害しないという主張が支持される」と結論付けている。

Adams, Licht and Sagiv (2011) が米国企業を対象に、株主義の度合い等に関する独自の質問紙を用いて行った研究によれば、女性取締役は男性役員に比べ、「身近な人々の福祉を維持・向上させる」といった意味での博愛性や、「すべての人々の福祉と自然への理解、感謝、寛容、保護」について重視するといった普遍性に関する価値観について、強い特性を持っていることが示唆されている。同様に、Adams and Funk (2012) がスウェーデンの上場企業に属する取締役等を対象に行った調査でも、女性役員は男性役員に比べ、博愛性や普遍性への価値観を高く持っていることが実証されている。女性取締役が持ちうる志向・特性に関するこのような研究結果は、企業の環境行動と女性取締役登用との関連を検証する一連の研究結果とも、整合するようにも思われる。

### 2-3. 本稿の特徴とアプローチ

以上みてきたように、国外においては女性取締役の効果に関する膨大な研究の蓄積が存在し、環境・CSR 行動との関連についても、概ねニュートラル、ないしポジティブな効果が確認されている。一方、わが国においてはグローバルに比較してさほど十分な研究成果が蓄積されておらず、とりわけ環境・CSR 活動との関連を扱った研究は、筆者の知りうる限りこれまでに存在しない。Nekhil et al. (2017) や Li et al. (2018) などが実証しているように、企業の情報開示行動は直接的に企業の価値にも関連しうる、特筆すべき環境行動の一つであり<sup>10</sup>、実際、企業から開示される環境への取り組みに関する情報は投資家の認識・判断にとって重要な意味を持っている。そこで本稿では取締役会における性別構成の違いが企業の環境情報開示行動に与える影響について着目し、国外で確認されている女性取締役と企業の環境行動とのポジティブな相関関係が、国際的に比較してジェンダー・ギャップが大きいとされる日本の文脈においても当てはまるかどうかを検証する。先行研究を踏まえた具

---

<sup>10</sup> ただし、ESG 情報開示と企業のパフォーマンスとの関係についての既存研究結果は、ポジティブとネガティブが混在しており、まだ確定的なコンセンサスは存在していない点に留意が必要である。本文中に挙げた文献では両者にポジティブな関係が確認されている一方、Fatemi, Glaum and Kaiser (2018) は、2006年から2011年にかけての米国上場企業を対象にした分析のなかで、ESG 開示スコアがトービンの Q に表されるパフォーマンスとネガティブな関係にあることを示し、ESG 情報開示による「グリーンウォッシュ」の可能性について指摘している。また、日本企業を対象に、ESG 開示スコアと投資パフォーマンスの関係について分析を行った湯山・白州・森平 (2020) は、操作変数法を用いた推計により内生性を考慮すると、2017年の1年以外は株式超過収益率に対する有意な効果が確認されないことを明らかにしたうえで、「ESG 開示スコアと投資パフォーマンスは必ずしもポジティブな関係にあるとはいえないと思われる」と結論づけている。

体的な検証仮説は以下のとおりである。

(仮説 1) 取締役会における女性の登用が進んでいる企業ほど、積極的な環境情報開示を行う

なお分析にあたってはこれまでの先行研究でも指摘されているように、いくつかの深刻な内生性の問題が懸念される。第一に、自己選択バイアスである。これはそもそも環境行動に関心の高い女性が、環境パフォーマンスが高い企業（ここでは、環境情報開示を積極的に行っている企業）を自ら希望し、選択している可能性等を指す。第二に、欠落変数の影響である。すなわち、企業独自の文化等をはじめとする観察不能な要因が、取締役会のジェンダー・ダイバーシティと環境行動の両方に影響を与える可能性である。さらに第三の可能性として、逆の因果性についても考慮する必要がある。すなわち、女性取締役の登用を環境パフォーマンス向上の源泉と考えるなどし、もともと環境意識の高い企業がより多くの女性取締役を登用するといった、逆方向の因果関係により結果がもたらされている可能性を踏まえて、以下分析を行っていく必要がある。

これらの潜在的な内生性バイアスに対処するため、本稿では Joecks et al. (2013) や Liu (2018), Dyck et al. (2020), Atif et al. (2021) 等のアプローチに従い説明変数については  $t-1$  期のラグ項を用いるとともに、OLS、変量効果モデルに加え固定効果モデルにより欠落変数の影響を除去した分析を行うことで対処する。また、固定効果推定量のみではこれらの内生性バイアスに対して十分に頑健でない可能性を考慮し、傾向スコアマッチング法 (PSM) により女性取締役のいる企業・いない企業の属性をそれぞれマッチングしたうえで両者の環境開示スコアの平均処置効果を計測し、便宜的に結果の頑健性を確認することとする。

### 3. 分析フレームワーク

#### 3-1. 使用データ

わが国のデータを含む ESG スコアについては、前節で紹介した文献で利用されている KLD (MSCI), ASSET4 などをはじめ複数の会社が独自の情報源・基準に基づき作成・提供しているが、本分析では日本の東証一部上場企業を対象に、財務指標、ガバナンス指標、環境開示情報スコアを含む使用するすべての変数について、市場参加者が比較的容易にアクセスできるデータベースの一つである、Bloomberg により得られるデータを使用する<sup>11</sup>。Bloomberg の提供する ESG スコアは、企業のアニュアルレポートや CSR 報告書、Web サイト、コーポレート・ガバナンス報告書、有価証券報告書などを参照して収集・作成されたものであり、これらの公表情報をもとに、データ開示の量をスコアとして数値化している。一般的な ESG パフォーマンススコアとは異なり、開示の内容（すなわち、データの質）につ

<sup>11</sup> 2020年3月31日時点のデータについて、会計年次ベースでダウンロードしたものを利用した。

いては考慮されていない部分に注意が必要であるが、公表情報に基づき ESG 開示の積極性を数値化した恣意性の少ない数値として、国内外の多くの研究で利用されている。使われるデータ項目等の見直しは年 1 回程度行われているが、時系列での連続性にも考慮した形で作成されており、パネルデータ分析での利用にも耐えうるデータであると考えられる。

Bloomberg の ESG スコアについては、ESG 関連情報全般の開示度合いを示す全体スコアに加え、より細かな分類として環境情報開示スコア (E)、社会情報開示スコア (S)、ガバナンス情報開示スコア (G) の 3 つの細分類に分かれており、先行研究の多くが、ESG 全般の開示度合いを示すスコアに着目して分析を行っている。しかしながら本稿ではとりわけ企業の「環境行動」に着目する意図、および注目変数である取締役会のダイバーシティとの間に存在しうる内生的な関係を憂慮し、なかでも「環境情報開示スコア」に焦点を絞って以下分析を行うこととする。

分析対象期間は、データのカバレッジや安定性を考慮し、2010 年から 2018 年<sup>12</sup>にかけての計 9 年間とする。この時期には 2008 年のリーマン・ショックや、2012 年以降の景気回復期が含まれる。また、スチュワードシップ・コード策定 (2014 年) やコーポレートガバナンス・コードの策定 (2015 年) に代表される一連のコーポレート・ガバナンス改革の時期が含まれ、かつ女性活躍推進の文脈においても、女性活躍推進法の成立や、役員女性比率の有価証券報告書記載義務付け等がなされた 2015 年以降のデータを含むという点で、より最近の動向を踏まえた、かつ一般性に配慮した分析を行うことができるものと考えられる。

欠損値や外れ値を除外した後のサンプルサイズは 4,615 (対象企業数 894 社) となっている。分析に使用する変数の記述統計を表 1 に示した。

### 3-2. 推定モデルと変数

取締役における性別構成の違いが企業の環境情報開示の度合いに与える影響を分析するため、被説明変数に環境開示情報スコアを、説明変数にジェンダー・ダイバーシティ指標、およびコントロール変数を用いた多変量解析を行う。具体的な推計モデルは以下である。

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t-1} + \gamma Z_{i,t-1} + \sum \delta_t^i + e_{i,t} \quad (1)$$

ここで、 $X_{i,t-1}$  は、企業  $i$  の  $t-1$  年における取締役会のジェンダー・ダイバーシティの程度を示す変数、 $Z_{i,t-1}$  は企業  $i$  の  $t-1$  年におけるコントロール変数、 $\delta$  は産業・年ダミー、 $e_{i,t}$  は誤差項である。以下、具体的な変数の定義を細かくみていく。

---

<sup>12</sup> データは基本的に決算期ベース (すなわち、年度ベース) であるが、便宜上、表記としては以降「年」を用いる。

### (1) 被説明変数

被説明変数には、上述した Bloomberg による環境情報開示スコアを用いる。企業のスコアは最低限の ESG データを開示することを示す 0.1 から、ブルームバーグが収集する全データポイントについて開示情報があることを示す 100 までの値を取る。なお、各データ要素については、業種特性を踏まえたデータの重要度に応じて加重調整がなされており、例えばエネルギーセクター等においては、温室効果ガス（GHG）排出量について他の開示項目よりも大きな重みがかけている点に留意する必要がある<sup>13</sup>。

### (2) 説明変数

説明変数のうち、ここで注目するのは取締役における性別構成の違いであるが、「クリティカル・マス理論（Critical mass theory）」にみられるように女性取締役の人数増の効果が非線形である可能性を考慮し、かつより頑健な結果を得る目的から、女性取締役ダミー（0人、1人、2人、3人以上の4カテゴリ）と、女性取締役比率（取締役数に占める女性取締役の割合）の2つの指標を用いて、それぞれ結果を確認することとする。

コントロール変数は、Jain and Jamli（2016）で論じられている企業の CSR 行動に影響を与えうる諸要因や、前節で述べた先行研究を参考に、大別するとコーポレート・ガバナンス構造、財務状況、企業規模や上場年数といったその他の企業特性に大別される。具体的には、取締役数（すなわち、取締役会の規模）、独立取締役比率、年間取締役会開催数、および女性会長かどうかや CEO の取締役会議長兼任にかかるダミー変数を、それぞれガバナンス変数として用いる。また、発行済み株式総数のうちインサイダーが保有する割合、および外国人持株比率といった株主構造についても、ガバナンス構造の特徴として同様にコントロールする。財務状況については、企業価値を表す指標としてトービンの Q を、収益性の尺度として総資産利益率（ROA）を用いる。また、資産合計に占める現金ないし市場性有価証券の比率、および財務レバレッジを、流動性や外部資本への依存度といった財務的特徴を示す変数として、あわせて採用する。

最後に、企業規模の代理変数として総資産の対数値を、また企業年齢の代替指標として上場開始後経過年を、あわせてコントロールする<sup>14</sup>。

---

<sup>13</sup> なお Bloomberg によれば、2021 年夏以降、データのメソドロジーが見直され、今後は加重調整が行われていないスコアを確認できるようになる予定である。データ改訂後の再分析および結果の差異の確認については、今後の課題としたい。

<sup>14</sup> 女性取締役の登用が進んでいる日本企業の特性に関し、例えば森川（2014）ではとりわけオーナー経営企業（ファミリー企業）における女性取締役比率の高さが、また Mun and Jung（2018）では CSR または IR を担当する取締役の比率等が指摘されているが、本稿ではデータの制約によりコントロール変数に含められていない。

## 4. 実証分析

### 4-1. 記述統計

#### (1) 上場企業における女性取締役登用状況

モデルの推定に入る前に、Bloomberg データを用いて、わが国における女性取締役登用の状況について概観しておきたい。図 1 に女性取締役比率の時系列推移を、図 2 に女性取締役数の時系列推移を示した。

まず図 1 から、上場企業全体としては 2010 年以降緩やかに女性取締役比率が上昇しており、とりわけ 2013 年度から 2014 年度以降の上昇幅・ペースが大きいことが確認される。これは第 1 節で紹介した経済界への直接的な呼びかけや、成長戦略の一環として進められた一連の女性活躍推進、ガバナンス改革の動きが、少なからず反映されたものと考えられる。

一方、図 2 に示した女性取締役数の人数別にみた企業数の割合、および図 1 に示した女性取締役の人数ごとにみた取締役比率のグラフをあわせて解釈すると、2013 年度以降の変化のボリュームゾーンは女性取締役が 1 人の企業であり、全体でみた女性取締役比率の上昇が、主として女性取締役が全くいなかった企業が 1 人増やしたことに起因するものと解釈できる。また、2019 年度時点で女性取締役が全くいない企業も半数以上を占めており、やはり上場企業において、思うように取締役会の多様性推進が進んでいない状況も改めて確認される。森川（2014）は、中小企業を含む日本企業を対象にした分析により、上場企業や創業からの歴史が長い企業、親会社を持つ企業、労働組合のある企業では、女性取締役がいる確率や女性取締役の比率が低いと指摘している。機関投資家をはじめとするステークホルダーからの圧力に晒される上場企業において、女性取締役の登用が思うように進んでいないのは意外な結果でもあるが、ある意味、ダイバーシティ推進の難しさと実態を反映している数字であるともいえる。

#### (2) 業種別にみた上場企業の女性取締役登用状況

では、業種別にみたときの特徴はどうであろうか。図 3-1, 3-2, 3-3 に、それぞれ 2010 年度、2015 年度、2019 年度の 3 時点でみた女性取締役の登用状況（女性取締役の人数別割合）を示した。

これによれば、やはり 2010 年度から 2015 年度の期間にかけて大きくジャンプがあり、多くのセクターにおいて、この時期に女性取締役 0 人の企業が女性取締役を 1 人登用したことが確認される。とりわけ金融関連（うち保険業、銀行業、その他金融業）、運輸関連（うち空運業、陸運業）、石油・石炭製品、医薬品、食料品、小売業、サービス業などの業種においては、2019 年度時点で半数以上の企業において女性取締役が登用されている。一方、繊維製品やパルプ・紙、機械や鉄鋼、運輸（うち、倉庫・運輸関連、海運業）においてはかなり遅れが目立っており、比較的伝統のある産業等における女性活用の難しさもうかがえる。



### (3) 環境情報開示スコア

続いて本稿で着目する環境情報開示スコアについて、女性取締役の有無別に、図 4 で時系列推移を確認する。平均値でみた場合、分析対象期間中はいずれも女性取締役のいる企業におけるスコアがない企業のそれを上回っており、期間合計の平均値は女性取締役のいない企業で 23.029、1人以上いる企業で 26.648 であった。また、いずれもスコアが近年にかけて減少傾向にあるが、これは途中上場企業の影響を受けているものと考えられる。日本取引所グループのデータによれば、この間東証一部の上場企業数は 400 社以上増えており、なかにはマザーズや JASDAQ 等、比較的企業規模の小さい新興企業等が市場変更したケースも多数含まれている。一般論として、大企業ほど情報開示が進んでいると仮定するならば、比較的開示のレベルが低いこれら新興企業等のボリュームが増えたことで、全体平均でみると減少トレンドにつながったものとする解釈が、一つの可能性として考えられる<sup>15</sup>。

また、女性取締役を分析対象期間中初めて導入した時期別に、環境情報開示スコアの平均値の推移を時系列で追ったものを図 5 に示した。これによれば、女性活躍推進が政策的に大きく掲げられるようになった 2013 年以前に女性取締役を導入した企業では、その他に比べて環境情報開示スコアの水準が高く、傾向としても他の企業群とは異なりほぼ横ばいで推移していることがわかる。また 2014 年以降に導入した企業群においては、図 4 でみた全体の傾向と同様に年々スコアが減少傾向にあるが、未導入企業との比較では、減少幅が少ないことも確認できる。

一方で、2014 年以降に導入した企業と未導入企業との比較では、導入前の時点からすでに環境情報開示スコアの水準が未導入企業よりも高くなっていることが確認され、両者の関係において逆の因果性が存在する可能性も示唆される。参考値として等分散性を仮定しない Welch の t 検定を行ったところ、女性取締役のいる企業における環境情報開示スコアは、いない企業のスコアよりも有意に高いことが確認されるが ( $t(3920.97) = 9.053, p = .000$ )、こうした逆の因果性等を考慮したうえでも両者の間にポジティブな関係が存在するかどうかについて、以下多変量解析により詳しくみていく。

## 4.2. パネルデータ分析

### (1) 全産業

第 3 節で示した (1) 式について、最小二乗法 (OLS)、変量効果モデルおよび固定効果モデルとして推計した結果が表 2 である。(1) 列から (3) 列には、女性取締役の影響が非線形的である可能性を考慮し、女性取締役ダミーを説明変数に用いた結果を示した。女性取締役ダミーの係数は、1 人の場合に最小二乗法および変量効果モデルで、3 人以上の場合には固定効果モデルを含むすべてのモデルで有意にプラスになっていることがわかる。女性取締役数 2 人ダミーの係数は正の符号条件ながらいずれも非有意であり、非線形的な関係性

<sup>15</sup> なお、後述する多変量解析においても、企業規模は産業を通じて開示スコアとの間に有意にプラスの関係を持っており、本解釈とも整合する結果となっている。

もうかがえる。先行研究では、女性取締役登用の効果に関し、特に女性取締役の数が3人以上である場合においてその傾向が顕著であると指摘しているものもあり (Joecks et al. (2013), Torchia et al. (2011) 等), 本稿の結果もこうした「クリティカル・マス理論」に整合する結果といえる。また、全体を通じて最小二乗法モデルの係数が大きく推計されており、何らかの内生性により係数にバイアスが生じている可能性も示唆される。

ハウスマン検定の結果は固定効果モデルが支持されており、(3) 列の固定効果モデルの推計結果に基づけば、企業固有の時間不変要因を考慮したうえでも、女性取締役が3人以上いる企業において、環境情報開示スコアが高くなるというポジティブな関係が有意に確認される。また、取締役数にみられる取締役会の規模、および独立取締役比率の係数は10%水準で有意にマイナスとなっている。Jain and Jamli (2016) は文献レビューの結果、取締役会の規模と取締役会の独立性はCSR成果にプラスの効果を与える傾向があると結論づけており、開示との関連を調べた Jizi (2017) でも同様の結果が確認されている。すなわち、独立取締役の効果に関しては、本稿の結果は国外の先行研究とは整合しない<sup>16</sup>。

女性取締役比率を用いた(4)列から(6)の結果は、最小二乗法・変量効果モデルにおいてその係数が有意にプラスである。ハウスマン検定の結果は変量効果モデルが支持されているが、固定効果モデルにおいては非有意ながら符号条件がプラスであることも確認される。時間不変の固有要因からもたらされる影響については考慮できない点に留意する必要があるが、(5)列の変量効果モデルの推計結果に基づけば、女性取締役比率と環境情報開示スコアの高さとの間には、10%水準で有意に正の相関関係が確認される。また、(5)列の結果と同様に、取締役数と独立取締役比率の係数がいずれもマイナスに有意であることが確認されるほか、資産合計に占める現金・短期投資比率、インサイダー保有比率はマイナスに、企業規模や上場開始経過年はプラスに、それぞれ有意な効果を有していることが確認される。

## (2) 製造業・非製造業

続いて、業種別にサンプルを分けた分析について、表3、表4に結果を示した。

まず表3の製造業について、いずれも女性取締役の登用と環境情報開示の積極性について、有意にポジティブな関係が確認される。(1)列から(3)列における女性取締役ダミーの係数は、1人の場合にすべてのモデルで、3人以上の場合には変量効果モデル、固定効果モデルの両方で有意にプラスになっている。女性取締役数2人ダミーの係数は全産業の場

---

<sup>16</sup> 内閣府(2017)によれば、2013年以降に女性役員が増加した要因の一つとして、社外取締役における女性割合の増加が指摘されている。独立取締役の符号条件がマイナスであったことの背景には、こうした社外取締役と女性取締役との相関関係が影響している可能性も考えられるが、Jizi(2017)等の先行研究と単純な相関を比較する限り、本稿においてとりわけ両者の関係性が強く出ているというわけでもなさそうである。また、最近ほどESG要素が重視されていなかった2010年代前半を中心に、株主の代表として社外取締役が利益を重視した行動をとった結果、その裏返しとしてCSRがおろそかになったとする解釈の可能性も残されており、この点については更なる分析・検証の余地が残されている。なお、女性会長ダミーについても非有意ながらマイナスの符号条件となっているが、これは女性CEOが企業の環境懸念には関係していないとするGlass et al. (2016)の報告等とも整合している。

合と同様、正の符号条件ながらいずれも非有意である。

ハウスマン検定の結果は固定効果モデルが支持されており、(3)列の固定効果モデルの推計結果に基づけば、企業固有の時間不変要因を考慮したうえでも、女性取締役が1人または3人以上いる企業において、環境情報開示スコアが高くなることが確認される。また、全産業の場合と同様、独立取締役比率の係数はマイナスに有意に、企業規模はプラスに有意となっている。

女性取締役比率を用いた(4)列から(6)列についても、女性取締役比率の係数は5~10%水準で有意にプラスとなっている。ここでもハウスマン検定の結果固定効果モデルが支持されており、(1)~(3)列と同様の結果の頑健性が確認される。

一方、非製造業を分析対象とした表4においては、製造業と比べた場合において、やや結果の弱さがうかがえる。一般に製造業は非製造業に比べて事業活動に伴う環境負荷が高いと考えられ、本稿で利用した環境情報開示スコアも製造業の方が非製造業に比べて全体的に高い水準にあるが(表1)、もしかするとこうした事業活動における環境負荷の違いが、インパクトの違いをもたらしているのかもしれない。(1)列から(3)列における女性取締役ダミーの係数は、3人以上の場合にはすべてのモデルで有意にプラスになっているものの、1人ダミーについては最小二乗法のみでプラスに有意であり、固定効果モデルについては符号条件がマイナスとなっている。2人ダミーについては、前述の結果と同様非有意なままである。ハウスマン検定の結果は変量効果モデルが支持されており、(2)列の結果に基づけば、取締役会の規模、資産の流動性が情報開示の積極性に対してマイナスに、企業規模はプラスに効いている。

女性取締役比率を用いた(4)列から(6)列の結果においては、いずれも符号条件は正のままだが、最小二乗法のみが有意となっている。ハウスマン検定の結果は変量効果モデルが支持されており、その他の変数についても女性取締役ダミーを用いた場合と同様の結果が確認される。

以上のことから、取締役会における女性登用が進んでいる企業ほど積極的な環境情報開示を行うという、仮説1の主張は概ね一貫して支持されたが、その効果はとりわけ製造業において顕著かつ、(いずれも固定効果モデルが採択され欠落変数の影響を考慮できているという意味で)比較的頑健であることが明らかとなった。また、業種によっては取締役会の規模(非製造業)や独立取締役比率(製造業)、流動資産の割合(非製造業)が、産業を通じて資産総額に表される企業規模が、それぞれ環境情報開示の積極性に有意な影響を与えていることが確認された<sup>17</sup>。

---

<sup>17</sup> なお、環境面のみならず非財務情報全般の開示が積極化して増えている可能性を考慮し、環境情報開示スコアのほか、社会情報開示スコア、ガバナンス情報開示スコアを総合したESG開示スコアを被説明変数とする分析も補足的に行ったが、「女性取締役3人以上ダミー」の多くが軒並み非有意になるなど、環境情報開示スコアほど有意に明確な関係は見出されなかった。

#### 4.3. 傾向スコアマッチングによる分析

最後に、パネルデータ分析のみでは内生性バイアスに対して十分に頑健でない可能性を考慮し<sup>18</sup>、傾向スコアマッチング法（PSM）により女性取締役のいる企業・いない企業の属性をそれぞれマッチングしたうえで両者の環境情報開示スコアの平均処置効果を計測する。傾向スコアマッチングとは、対象となる群について複数の属性をもとに似通ったサンプルについてマッチングを行い、それらの属性から予測される傾向スコアを用いることで処置群と対照群との比較を行う手法であり、交絡要因となりうる様々な共変量を傾向スコアに集約することによって、潜在的な内生性の問題についても考慮することができる。傾向スコアは、言い換えれば企業の特徴を表すベクトルが与えられたときに女性取締役が任命される確率のことであり、これによってグループ間の属性などに系統的な違いがないことを前提とし、特定の政策やプログラムなどの効果測定を行うことが可能となる。

本稿においては、「女性取締役が1人以上いる」ことを処置効果とみなし、それぞれのアウトカムの差をとって平均処置効果（ATE：Average Treatment Effect）が有意にゼロであるか否かを検証する。すなわち、女性取締役の有無ダミーを処置変数、アウトカムを環境情報開示スコアとしたうえで、女性取締役がいるかどうか企業が特性の違いによる影響を勘案したうえでも環境情報開示に対する積極性に有意な差を与えるかどうかを確認する<sup>19</sup>。なお、共変量については原則として前節で用いた変数を使用するが、最終的にはバランスチェックの結果をみながら調整を行った。マッチングにおいては、1対1の最近傍マッチング（Nearest-neighbor matching）を用い、傾向スコアの標準偏差の0.25倍の値までの差をマッチングできる許容範囲とみなした。

女性取締役の有無別にみた傾向スコアの違いは図6のとおりであり、マッチング後に、処置群と対照群の2つのグループ間で差がないかどうかを確認するため、バランス検定を行った。マッチング後の推定で用いた説明変数の平均値の差はいずれもマッチング前のケースに比べて小さくなり、t検定の結果全ての変数で統計的な有意差は見られなかった（表掲載省略）。すなわち、共変量の調整が問題なく行われていることが確認できた。

以上を踏まえた推計結果は表5であり、女性取締役が1人でもいる企業の方が、いない企業に比べて環境情報開示スコアが1%水準で有意に高いことが示された。すなわち、上述した結果についての一定程度の頑健性が、本分析によっても確認された。

---

<sup>18</sup> 例えば固定効果モデルが採択されているケースにおいても、時間を通じて変化する企業固有の要因や、環境情報開示スコアと女性取締役比率等の双方に影響を与える潜在変数の存在・影響については考慮することができない。分析対象期間においてはスチュワード・シップコードコーポレートガバナンス・コードの策定、サステナビリティ報告書の新たなガイドラインであるGRIスタンダードの発表等が実施されているが、例えばこれらの動きを背景にESG分野に対する投資家の関心の高まりが、環境開示情報の充実と女性取締役の登用推進の双方に影響を及ぼしている可能性等が考えられる。また、この他にもESGに高い（低い）問題意識を有するCEOが歴代存在するような会社において、女性取締役の登用と環境情報開示がともに積極的（消極的）に推進される可能性等も考えられる。

<sup>19</sup> なおここでの定式化においては、処置効果が傾向スコアによらず期間を通じて一定であるという強い仮定を置いている。

## 5. 結語

本稿では、企業における取締役会の性別構成と環境・CSR 成果との関係にかかる国外での研究蓄積を踏まえ、わが国においても女性取締役の登用が企業の環境情報開示に対してポジティブな影響を与えているのかどうか、東証一部上場企業を対象に、2010 年～2018 年にかけての Bloomberg データを用いて検証した。まず、パネルデータ分析の結果、女性取締役の登用は企業の自主的な環境情報開示を促し、開示の積極性を高める傾向にあることが確認された。また、その効果はとりわけ製造業において顕著かつ頑健であることが明らかとなった。さらに、「クリティカル・マス理論」が示唆するように、特に女性取締役の数が 3 人以上である場合においてその傾向が顕著であることもうかがえる結果となった。

加えて、業種によっては取締役会の規模（非製造業）や独立取締役比率（製造業）、流動資産の割合（非製造業）が、また産業を通じて資産総額に表される企業規模が、環境情報開示の積極性の程度に有意に影響を与えていることも確認された。頑健性の確認として行った、潜在的な内生性バイアスに配慮した傾向スコアマッチングによる分析においても、女性取締役が 1 人でもいる企業の方が、いない企業に比べて環境情報開示が積極的であることが改めて示された。すなわち、女性取締役の登用によって企業の環境行動が強まるという国外の研究による示唆が、開示の積極性という側面では、日本の文脈においても当てはまるということが確認された。

「ESG 投資」が注目を集め、気候変動をはじめとする環境問題への取り組み姿勢や実績が企業評価に大きな影響を与えるなか、ステークホルダーとの環境コミュニケーションは経営戦略上、ますます重要になってきている。本稿の結果は、わが国上場企業において、取締役会の多様性にみられる企業のコーポレート・ガバナンス構造が、環境情報開示に対する積極性にみられる企業慣行・ステークホルダーマネジメント戦略に少なからず影響を与えている可能性を示唆しており、わが国におけるガバナンス改革・女性活躍推進、さらにはそれらを含む企業のサステナビリティ経営を後押しするうえでも、一定程度意義がある結果であるものと考えられる。

なお、本稿の分析にはいくつかの課題が残されている。まずモデルについて、本稿では固定効果モデル等によるパネルデータ分析や、傾向スコアマッチングによる平均処置効果の推定を行ったが、より精緻な分析を行ううえでは操作変数法を用いた分析や、ダイナミック・パネルデータ等を用いた分析の可能性も考えられる。この点については今後の課題とし、データの制約を踏まえつつ、適切な変数選択・識別戦略について検討していきたい。

また、本稿の結果の一般性について、今回は Bloomberg による ESG データを用いたが、各評価会社が提供する ESG スコアについては関連性が必ずしも高くないことがしばしば指摘されている（年金積立金管理運用独立行政法人（2020）等）。他の評価指標を用いた場合には結果が異なってくる可能性や、分析対象が上場企業に限定されているため必ずしも日本企業全体の状況が反映されていない点を踏まえて、今後研究の蓄積を行っていく必要がある。

加えて、既に述べたように、ESG 情報開示と企業のパフォーマンスとの関係についての既存研究結果はポジティブとネガティブが混在しており、情報開示の積極性が直接企業のパフォーマンスにはつながらない可能性についても留意したうえで、本稿の結果を扱う必要がある。Li et al. (2018) のように ESG 開示スコアと企業価値との間にポジティブな相関があることを示したのもあれば、Fatemi et al. (2018) や湯山・白州・森平 (2020) のように、効果がないか、もしくはネガティブな可能性について言及した研究結果があることを踏まえたうえで、さらなる研究の蓄積・検証を行っていく必要があるだろう。

最後に、既に述べたように、近年の女性取締役登用をめぐるのは内部昇進型の登用ではなく、社外取締役・社外監査役としての登用が多くを占めていることが内閣府 (2017) 等により指摘されている。データの制約により本稿では分析がかなわなかったが、より詳しいメカニズムに迫るうえでは、女性取締役の属性について、社外取締役かどうかで区別した分析を行うことが望ましいものと考えられる。また、女性取締役の登用が進んでいる日本企業の特徴にかかる森川 (2014)、Mun and Jung (2018) 等の議論も踏まえながら、ファミリー企業であるかどうかや、環境・IR をはじめとする取締役のスキル構成等に着目した分析を行うことも一案として考えられるだろう。

これら本稿で十分に検証できなかった点については、筆者の今後の研究課題としたい。

## 参考文献

- Adams, R. B., and D. Ferreira (2009) “Women in the boardroom and their impact on governance and performance,” *Journal of Financial Economics*, 94(2), pp.291-309.
- Adams, R. B., A. N. Licht and L. Sagiv (2011) “Shareholders and stakeholders: How do directors decide?,” *Strategic Management Journal*, 32(12), pp.1331-1355.
- Adams, R. B., and Funk, P (2012) “Beyond the Glass Ceiling: Does Gender Matter?,” *Management Science*, 58(2), pp.219-235.
- Ahern, K. R., and A. K. Dittmar (2012) “The Changing of the Boards: The Impact on Firm valuation of Mandated Female Board Representation,” *The Quarterly Journal of Economics*, 127(1), pp.137-197.
- Atif, M., M. Hossain, M. S. Alam, and M. Goergen (2021) “Does board gender diversity affect renewable energy consumption?,” *Journal of Corporate Finance*, 66, 101665.
- Becker, G. (1971) *The Economics of Discrimination*, 2nd Edition, University of Chicago Press.
- Boulouta, I. (2013) “Hidden Connections: The Link between Board Gender Diversity and Corporate Social Performance,” *Journal of Business Ethics*, 113, pp.185–197.
- Campbell, K., and A. Mínguez-Vera (2008) “Gender Diversity in the Boardroom and Firm Financial Performance,” *Journal of Business Ethics*, 83, pp.435-451.
- Carter, D. A., F. D'Souza, B.J. Simkins and W. G. Simpson (2010) “The Gender and Ethnic Diversity of US Boards and Board Committees and Firm Financial Performance,” *Corporate Governance: An International Review*, 18(5), pp.396-414.
- Chen, G., C. Crossland, and S. Huang (2016) “Female board representation and corporate acquisition intensity,” *Strategic Management Journal*, 37(2), pp.303-313.
- Croson, R., and Gneezy, U (2009) “Gender Differences in Preferences,” *Journal of Economic Literature*, 47(2), pp.448-74.
- Cumming, D., T. Y. Leung and O. Rui (2015) “Gender Diversity and Securities Fraud,” *Academy of Management Journal*, 58(5), pp.1572-1593.
- Dyck, I.A., K. V. Lins, L. Roth, M. Towner, and H. F. Wagner (2020) “Renewable Governance: Good for the Environment?” *DBJ Discussion Paper Series*, 2001.
- Fatemi, A., M. Glaum, S. Kaiser (2018) “ESG performance and firm value: The moderating role of disclosure,” *Global Finance Journal*, 38, pp.45-64.
- Glass, C., A. Cook and A. R. Ingersoll (2016) “Do Women Leaders Promote Sustainability? Analyzing the Effect of corporate Governance Composition on Environmental Performance,” *Business Strategy and the Environment*, 25(7), pp.495-511.
- Jain, T and D. Jamali (2016) “Looking Inside the Black Box: The Effect of Corporate Governance on Corporate Social Responsibility,” *Corporate Governance: An International Review*, 24(3), pp. 253-273.
- Jizi, M. (2017) “The Influence of Board composition on Sustainable Development Disclosure,” *Business Strategy and the Environment*, 26(5), pp.640-655.

- Joecks, J., K. Pull, and K. Vetter (2013) “Gender Diversity in the Boardroom and Firm Performance: What Exactly Constitutes a “Critical Mass?,” *Journal of Business Ethics*, 118(1), pp.61-72.
- Kawaguchi, D. (2007) “A market test for sex discrimination: Evidence from Japanese firm-level panel data,” *International Journal of Industrial Organization*, 25(3), pp.441-460.
- Kim, D., and L. T. Starks (2016) “Gender Diversity on Corporate Boards: Do Women Contribute Unique Skills?,” *American Economic Review*, 106 (5): pp.267-71.
- Levi, M., K. Li, and F. Zhang (2014) “Director gender and mergers and acquisitions,” *Journal of Corporate Finance*, 28, pp.185-200.
- Li, Y., M. Gong, X. Y. Zhang and L. Koh (2018) “The impact of environmental, social, and governance disclosure on firm value: The role of CEO power,” *The British Accounting Review*, 50(1), pp.60–75.
- Liao, L., L. Luo and Q. Tang (2015) “Gender diversity, board independence, environmental committee and greenhouse gas disclosure,” *The British Accounting Review*, 47(4), pp.409-424.
- Liu, C. (2018) “Are women greener? Corporate gender diversity and environmental violations,” *Journal of Corporate Finance*, 52, pp.118-142.
- Matsa, D. A., and Miller, A. R (2011) “Chipping away at the Glass Ceiling: Gender Spillovers in Corporate Leadership,” *American Economic Review*, 101(3), pp.635-639.
- Mun, E., and Jung, J (2018) “Change above the Glass Ceiling: Corporate Social Responsibility and Gender Diversity in Japanese Firms,” *Administrative Science Quarterly*, 63(2), pp.409-440.
- Nadeem, M., S. Bahadar, A. A. Gull and U. Iqbal (2020) “Are women eco-friendly? Board gender diversity and environmental innovation,” *Business Strategy and the Environment*, 29(8), pp.3146-3161.
- Nekhili, M., H. Nagati, T. Chtioui and A. Nekhili (2017) “Gender-diverse board and the relevance of voluntary CSR reporting,” *International Review of Financial Analysis*, 50, pp.81-100.
- Post, C., and K. Byron (2015) “Women on Boards and Firm Financial Performance: A Meta-Analysis,” *Academy of Management Journal*, 58(5), pp.1546-1571.
- Post, C., N. Rahman and E. Rubow (2011) “Green Governance: Boards of Directors’ Composition and Environmental Corporate Social Responsibility,” *Business & Society*, 50(1), pp.189-223.
- Rose, C. (2007) “Does female board representation influence firm performance? The Danish evidence,” *Corporate Governance: An International Review*, 15(2), pp.404-413.
- Terjesen, S., R. Sealy and V. Singh (2009) “Women Directors on Corporate Boards: A Review and Research Agenda,” *Corporate Governance: An International Review*, 17(3), pp.320-337.
- Torchia, M., A. Calabrò and M. Huse (2011) “Women Directors on Corporate Boards: From Tokenism to Critical Mass,” *Journal of Business Ethics*, 102(2), pp.299-317.
- Xie, J., W. Nozawa, M. Yagi, H. Fujii, H and S. Managi (2019) “Do environmental, social and governance activities improve corporate financial performance?,” *Business Strategy and the Environment*, 28(2), pp.286–300.



- 小澤彩子 (2020) 「育児期女性の就業選択：学童期の子どもが存在が労働供給に与える効果を中心に」, *DBJ Research Center on Global Warming Discussion Paper Series*, 66.
- 児玉直美・小滝一彦・高橋陽子 (2005) 「女性雇用と企業業績」, *日本経済研究*, 52, 1-18 頁.
- 佐野晋平 (2005) 「男女間賃金格差は嗜好による差別が原因か」, *日本労働研究雑誌*, 540, 55-67 頁.
- Siegel, J.・児玉直美 (2011) 「日本の労働市場における男女格差と企業業績」, *RIETI Discussion Paper Series*, 11-J-073.
- 内閣府 (2017) 「平成 28 年度 女性リーダー育成に向けた諸外国の取組に関する調査研究 (女性役員登用の閣議決定目標 『2020 年 10%』 達成に向けて)」
- 新倉博明・瀬古美喜 (2016) 「取締役会における女性役員と企業パフォーマンスの関係」, *三田学会雑誌*, 110(1), 1-20 頁.
- 日本経済団体連合会 (2017) 『女性活躍の次なるステージに向けた提言：攻めのウーマノミクスで未来を切り拓く』.
- 年金積立金管理運用独立行政法人 (2020) 『2019 年度 ESG 活動報告』.
- 松本守 (2019) 「日本企業の取締役会における女性取締役の登用は本当に企業パフォーマンスを引き上げるのか?」, *北九州市立大学商経論集*, 54(1), 69-82 頁.
- 森川正之 (2014) 「女性・外国人取締役はどのような企業にいるのか? : サーベイデータによる分析」, *RIETI Discussion Paper Series*, 14-J-025.
- 山本勲 (2014) 「上場企業における女性活用状況と企業業績との関係：企業パネルデータを用いた検証」, *RIETI Discussion Paper Series*, 14-J-016.
- 湯山智教・白州洋子・森平爽一郎 (2020) 「ESG 開示スコアとパフォーマンス」, 湯山智教編著『ESG 投資とパフォーマンス:SDGs・持続可能な社会に向けた投資はどうあるべきか』第 6 章, 135-159 頁.

表 1：基本統計量

	全産業(N=4615)		製造業(N=2534)		非製造業(N=2078)	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
環境情報開示スコア	22.25	16.55	26.52	17.13	17.06	14.19
女性取締役0人ダミー	0.69	0.46	0.74	0.44	0.63	0.48
女性取締役1人ダミー	0.26	0.44	0.22	0.41	0.31	0.46
女性取締役2人ダミー	0.04	0.21	0.04	0.19	0.05	0.22
女性取締役3人以上ダミー	0.01	0.08	0.01	0.07	0.01	0.10
女性取締役比率	3.83	6.46	3.28	6.13	4.49	6.77
女性会長(同等者)ダミー	0.01	0.07	0.00	0.07	0.01	0.08
取締役数	8.72	3.22	8.51	3.16	8.97	3.26
独立取締役比率	23.08	13.32	23.61	14.13	22.38	12.18
CEOおよび取締役会議長の兼務ダミー	0.77	0.42	0.77	0.42	0.77	0.42
年間取締役会開催数	14.82	3.67	14.52	3.38	15.19	3.97
発行済株式インサイダー保有率	3.43	6.87	2.43	5.38	4.65	8.17
外国人持株比率	18.98	13.28	20.39	13.23	17.21	13.10
トビンのQレシオ	1.25	0.96	1.22	0.91	1.29	1.01
総資産利益率	4.12	4.12	4.03	4.17	4.24	4.05
財務レバレッジ	2.38	3.78	2.09	1.15	2.58	2.24
現金・短期投資/資産合計	18.69	12.12	19.22	11.77	18.06	12.50
資産総額(対数値)	12.00	1.60	12.02	1.49	11.98	1.72
上場開始後経過年	14.44	14.45	13.96	14.39	15.02	14.52

(備考) 1. Bloomberg データから、推定に使用するサンプルを用いて筆者作成

(実際の推定においては、説明変数は t-1 期のラグ項を利用)

2. 全産業には、金融業も含まれている

表 2 : 推定結果 (全産業)

被説明変数: 環境情報開示スコア

	(1) 最小二乗法	(2) 変量効果	(3) 固定効果	(4) 最小二乗法	(5) 変量効果	(6) 固定効果
女性取締役ダミー(ベース=0人)						
1人	3.381 *** (0.90)	0.690 * (0.36)	0.418 (0.37)			
2人	1.258 (1.66)	0.959 (1.00)	0.665 (1.07)			
3人以上	10.726 * (6.13)	3.794 *** (1.21)	2.941 ** (1.27)			
女性取締役比率				0.202 *** (0.07)	0.070 ** (0.03)	0.050 (0.03)
女性会長(同等者)ダミー	-0.726 (6.75)	-1.677 (1.42)	-1.507 (1.00)	-0.442 (7.17)	-1.353 (1.49)	-1.190 (1.02)
取締役数	0.049 (0.15)	-0.130 * (0.07)	-0.142 * (0.08)	0.088 (0.15)	-0.125 * (0.08)	-0.140 * (0.08)
CEOおよび取締役会議長の兼務ダミー	-0.773 (0.98)	-0.632 (0.42)	-0.440 (0.43)	-0.842 (0.99)	-0.630 (0.42)	-0.432 (0.43)
独立取締役比率	0.034 (0.03)	-0.025 * (0.01)	-0.028 * (0.02)	0.033 (0.03)	-0.028 * (0.01)	-0.031 ** (0.02)
年間取締役会開催数	0.149 (0.11)	-0.024 (0.05)	-0.035 (0.06)	0.148 (0.11)	-0.025 (0.05)	-0.036 (0.06)
トピンのQ1レシオ	0.352 (0.34)	0.209 (0.25)	0.239 (0.37)	0.382 (0.34)	0.213 (0.25)	0.244 (0.37)
総資産利益率	-0.036 (0.07)	0.014 (0.06)	0.013 (0.06)	-0.036 (0.07)	0.014 (0.06)	0.013 (0.06)
現金・短期投資/資産合計	-0.099 ** (0.04)	-0.052 ** (0.02)	-0.032 (0.02)	-0.099 ** (0.04)	-0.053 ** (0.02)	-0.033 (0.02)
財務レバレッジ	-0.494 * (0.26)	-0.033 (0.04)	0.011 (0.02)	-0.489 * (0.26)	-0.031 (0.04)	0.013 (0.02)
外国人持株比率	-0.005 (0.04)	-0.008 (0.02)	-0.026 (0.03)	-0.009 (0.04)	-0.009 (0.02)	-0.027 (0.03)
発行済株式インサイダー保有率	-0.083 (0.06)	-0.057 * (0.03)	-0.038 (0.04)	-0.081 (0.06)	-0.057 * (0.03)	-0.038 (0.04)
資産総額(対数値)	5.737 *** (0.41)	5.704 *** (0.32)	1.801 (1.17)	5.783 *** (0.41)	5.715 *** (0.32)	1.804 (1.17)
上場開始経過年	0.080 *** (0.03)	0.063 ** (0.03)	-0.537 (0.33)	0.080 *** (0.03)	0.063 ** (0.03)	-0.534 (0.33)
定数項	-76.658 *** (6.18)	-37.871 *** (6.19)	14.391 (13.23)	-75.644 *** (6.23)	-37.996 *** (6.17)	14.332 (13.22)
業種ダミー	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No
年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプルサイズ		3,988			3,987	

(備考) 1. 係数推定量下段の括弧内の数値は、不均一分散に対して頑健な標準誤差を表す(最小二乗法については、クラスター構造に対して頑健な標準誤差、パネルデータ推定については White の修正を行っている(以下同))

2. \*\*\*, \*\*, \* 印は、1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す
3. 説明変数はいずれも t-1 期のラグ項を用いている
4. ハウスマン検定の結果、モデル(2)・(3)については有意水準1%で固定効果モデルが採択され、モデル(5)・(6)については変量効果モデルが支持される

表 3 : 推定結果 (製造業)

被説明変数: 環境情報開示スコア (製造業)

	(1) 最小二乗法	(2) 変量効果	(3) 固定効果	(4) 最小二乗法	(5) 変量効果	(6) 固定効果
女性取締役ダミー(ベース=0人)						
1人	3.883 *** (1.40)	1.337 ** (0.58)	1.033 * (0.58)			
2人	0.183 (2.15)	0.715 (1.43)	0.500 (1.46)			
3人以上	5.994 (10.36)	3.980 ** (1.88)	2.052 * (1.09)			
女性取締役比率				0.201 ** (0.10)	0.098 ** (0.04)	0.077 * (0.04)
女性会長(同等者)ダミー	-7.758 *** (2.23)	-1.513 *** (0.58)	-0.092 (0.88)	-8.686 *** (2.87)	-1.408 ** (0.57)	0.111 (0.76)
取締役数	-0.017 (0.20)	-0.031 (0.11)	-0.016 (0.11)	0.021 (0.20)	-0.014 (0.11)	-0.003 (0.11)
CEOおよび取締役会議長の兼務ダミー	-2.671 ** (1.31)	-1.022 * (0.55)	-0.778 (0.54)	-2.816 ** (1.32)	-1.083 ** (0.55)	-0.828 (0.54)
独立取締役比率	0.025 (0.04)	-0.049 ** (0.02)	-0.057 *** (0.02)	0.022 (0.04)	-0.051 *** (0.02)	-0.058 *** (0.02)
年間取締役会開催数	0.131 (0.16)	-0.035 (0.07)	-0.072 (0.07)	0.147 (0.16)	-0.036 (0.07)	-0.072 (0.07)
トピンのQレソ	-0.176 (0.53)	0.117 (0.30)	0.261 (0.51)	-0.131 (0.52)	0.140 (0.29)	0.289 (0.51)
総資産利益率	0.017 (0.08)	0.035 (0.06)	0.037 (0.07)	0.009 (0.08)	0.034 (0.07)	0.036 (0.07)
現金・短期投資/資産合計	-0.127 ** (0.06)	-0.032 (0.03)	0.009 (0.03)	-0.128 ** (0.06)	-0.032 (0.03)	0.009 (0.03)
財務レバレッジ	-0.672 (0.61)	-0.308 (0.23)	-0.299 (0.24)	-0.675 (0.63)	-0.302 (0.22)	-0.294 (0.23)
外国人持株比率	-0.013 (0.06)	-0.019 (0.03)	-0.054 (0.03)	-0.016 (0.06)	-0.020 (0.03)	-0.055 (0.03)
発行済株式インサイダー保有率	-0.138 (0.09)	-0.112 ** (0.05)	-0.067 (0.07)	-0.132 (0.09)	-0.114 ** (0.05)	-0.068 (0.07)
資産総額(対数値)	7.173 *** (0.59)	7.520 *** (0.42)	2.773 * (1.68)	7.226 *** (0.59)	7.519 *** (0.42)	2.784 * (1.68)
上場開始経過年	0.111 *** (0.04)	0.079 * (0.04)	-0.558 (0.37)	0.109 *** (0.04)	0.078 * (0.04)	-0.559 (0.36)
定数項	-71.272 *** (7.96)	-60.281 *** (6.74)	7.845 (19.13)	-71.561 *** (8.03)	-60.327 *** (6.74)	7.628 (19.21)
業種ダミー	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No
年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプルサイズ	2,175			2,175		

- (備考) 1. 係数推定量下段の括弧内の数値は、不均一分散に対して頑健な標準誤差を表す
2. \*\*\*, \*\*, \* 印は、1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す
3. 説明変数はいずれも t-1 期のラグ項を用いている
4. ハウスマン検定の結果、モデル (2)・(3) および (5)・(6) とともに有意水準 1% で固定効果モデルが採択される

表 4 : 推定結果 (非製造業)

被説明変数: 環境情報開示スコア (非製造業)

	(1) 最小二乗法	(2) 変量効果	(3) 固定効果	(4) 最小二乗法	(5) 変量効果	(6) 固定効果
女性取締役ダミー(ベース=0人)						
1人	2.902 *** (1.12)	0.231 (0.42)	-0.095 (0.43)			
2人	2.331 (2.21)	1.408 (1.44)	0.973 (1.51)			
3人以上	13.043 * (7.83)	4.482 *** (1.72)	3.711 ** (1.80)			
女性取締役比率				0.210 ** (0.10)	0.053 (0.04)	0.028 (0.04)
女性会長(同等者)ダミー	5.612 (8.89)	-1.415 (2.00)	-2.510 *** (0.47)	6.975 (8.66)	-0.840 (2.11)	-1.953 *** (0.61)
取締役数	0.077 (0.21)	-0.252 *** (0.10)	-0.304 *** (0.10)	0.126 (0.21)	-0.253 *** (0.10)	-0.310 *** (0.10)
CEOおよび取締役会議長の兼務ダミー	2.597 * (1.34)	-0.135 (0.64)	-0.108 (0.67)	2.711 ** (1.35)	-0.054 (0.64)	-0.018 (0.67)
独立取締役比率	0.018 (0.04)	0.008 (0.02)	0.012 (0.02)	0.018 (0.04)	0.004 (0.02)	0.008 (0.02)
年間取締役会開催数	0.101 (0.14)	-0.026 (0.07)	-0.018 (0.08)	0.095 (0.14)	-0.025 (0.07)	-0.020 (0.08)
トピンのQレソ	0.965 * (0.51)	0.252 (0.36)	0.113 (0.47)	0.962 * (0.51)	0.243 (0.37)	0.101 (0.48)
総資産利益率	-0.234 ** (0.11)	-0.080 (0.10)	-0.088 (0.11)	-0.229 ** (0.11)	-0.081 (0.10)	-0.089 (0.11)
現金・短期投資/資産合計	-0.052 (0.05)	-0.075 *** (0.03)	-0.077 ** (0.03)	-0.051 (0.05)	-0.077 *** (0.03)	-0.079 ** (0.03)
財務レバレッジ	-0.503 * (0.28)	-0.022 (0.03)	0.018 (0.02)	-0.492 * (0.27)	-0.022 (0.03)	0.017 (0.02)
外国人持株比率	-0.026 (0.06)	0.005 (0.03)	0.018 (0.04)	-0.028 (0.06)	0.003 (0.03)	0.016 (0.04)
発行済株式インサイダー保有率	-0.104 (0.07)	-0.039 (0.03)	-0.015 (0.04)	-0.099 (0.07)	-0.038 (0.03)	-0.016 (0.04)
資産総額(対数値)	4.527 *** (0.58)	4.069 *** (0.41)	0.706 (1.53)	4.585 *** (0.57)	4.098 *** (0.41)	0.712 (1.54)
上場開始経過年	0.047 (0.05)	0.048 (0.05)	-0.506 (0.67)	0.047 (0.05)	0.047 (0.05)	-0.470 (0.68)
定数項	-25.021 *** (8.41)	-29.128 *** (5.01)	22.796 (18.94)	-22.183 *** (8.37)	-29.320 *** (4.99)	22.217 (18.86)
業種ダミー	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No
年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプルサイズ	1,810			1,809		

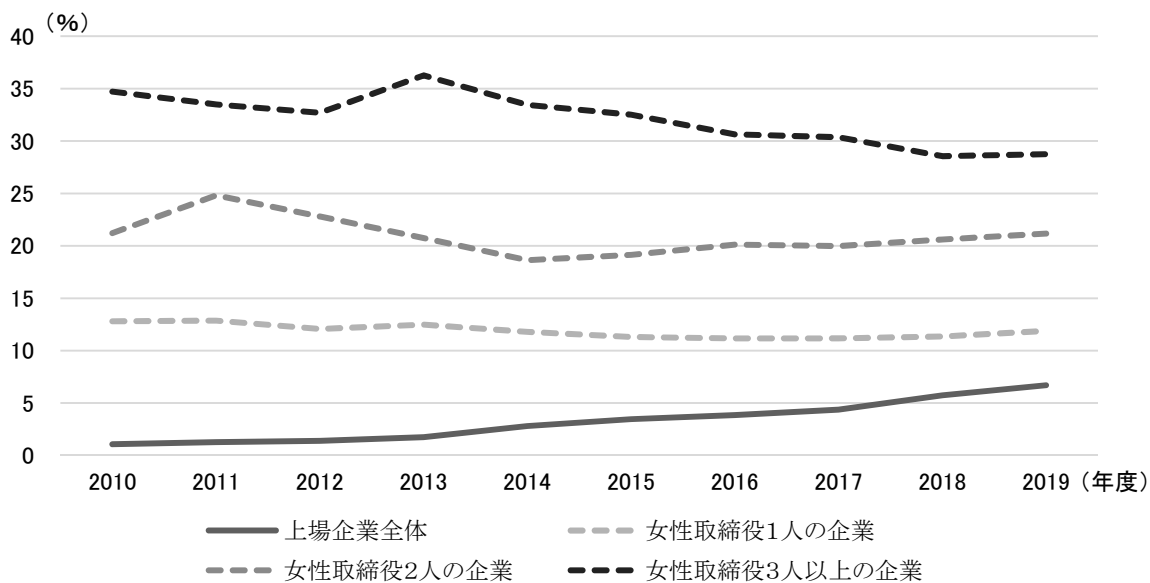
- (備考) 1. 係数推定量下段の括弧内の数値は、不均一分散に対して頑健な標準誤差を表す
2. \*\*\*, \*\*, \* 印は、1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す
3. 説明変数はいずれも t-1 期のラグ項を用いている
4. ハウスマン検定の結果、モデル (2)・(3) および (5)・(6) とともに変量効果モデルが支持される

表 5 : 推定結果 (傾向スコアマッチング)

	全産業
環境開示スコア (処置変数=女性取締役有無)	3.945 *** (0.86)

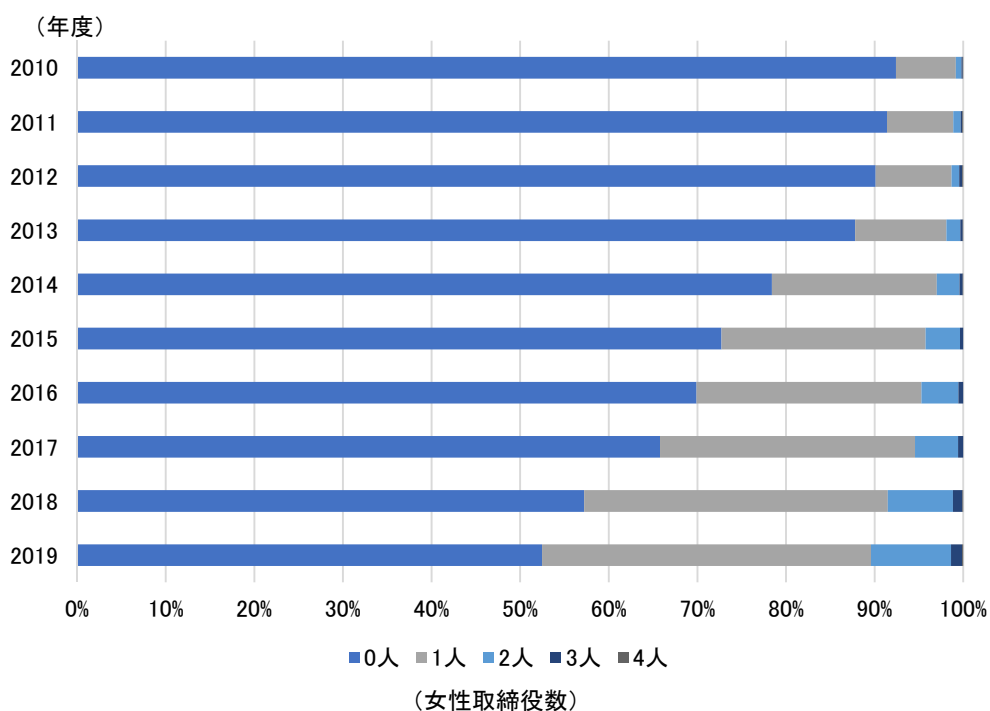
- (備考) 1. 上段は平均処置効果 (ATE: Average Treatment Effect) を, 推定量下段の括弧内の数値は Abadie and Imbens (2012)による頑健標準誤差を表す
2. \*\*\*, \*\*, \* 印は, 1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す
  3. 共変量については原則としてパネルデータ推計に用いた変数を使用し, バランスチェックの結果をみながら調整している (最終的に, CEO および取締役会議長の兼務ダミー, 独立取締役比率の2つが除外されている)
  4. マッチングにおいては, 1対1の最近傍マッチング (Nearest-neighbor matching) を用い, 傾向スコアの標準偏差の0.25倍の値までの差をマッチングの許容範囲とみなしている
  5. マッチング後の説明変数の平均値の差を t 検定すると, 業種・年次ダミーを含む全ての変数について, 有意水準5%以下の統計的な有意差は確認されない

図1：女性取締役比率の推移



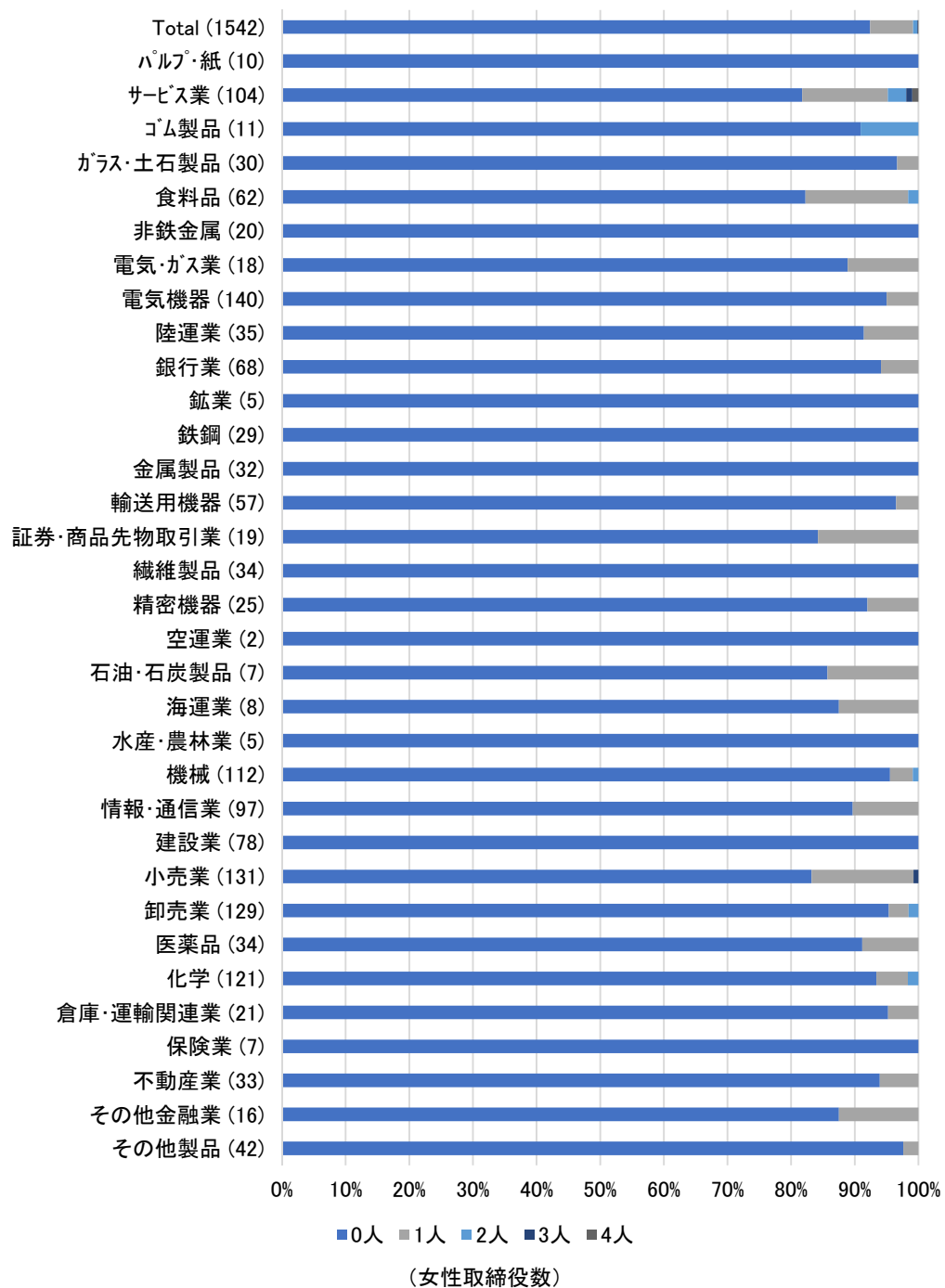
(備考) Bloomberg により作成

図2：女性取締役数の推移（全体）



(備考) Bloomberg により作成

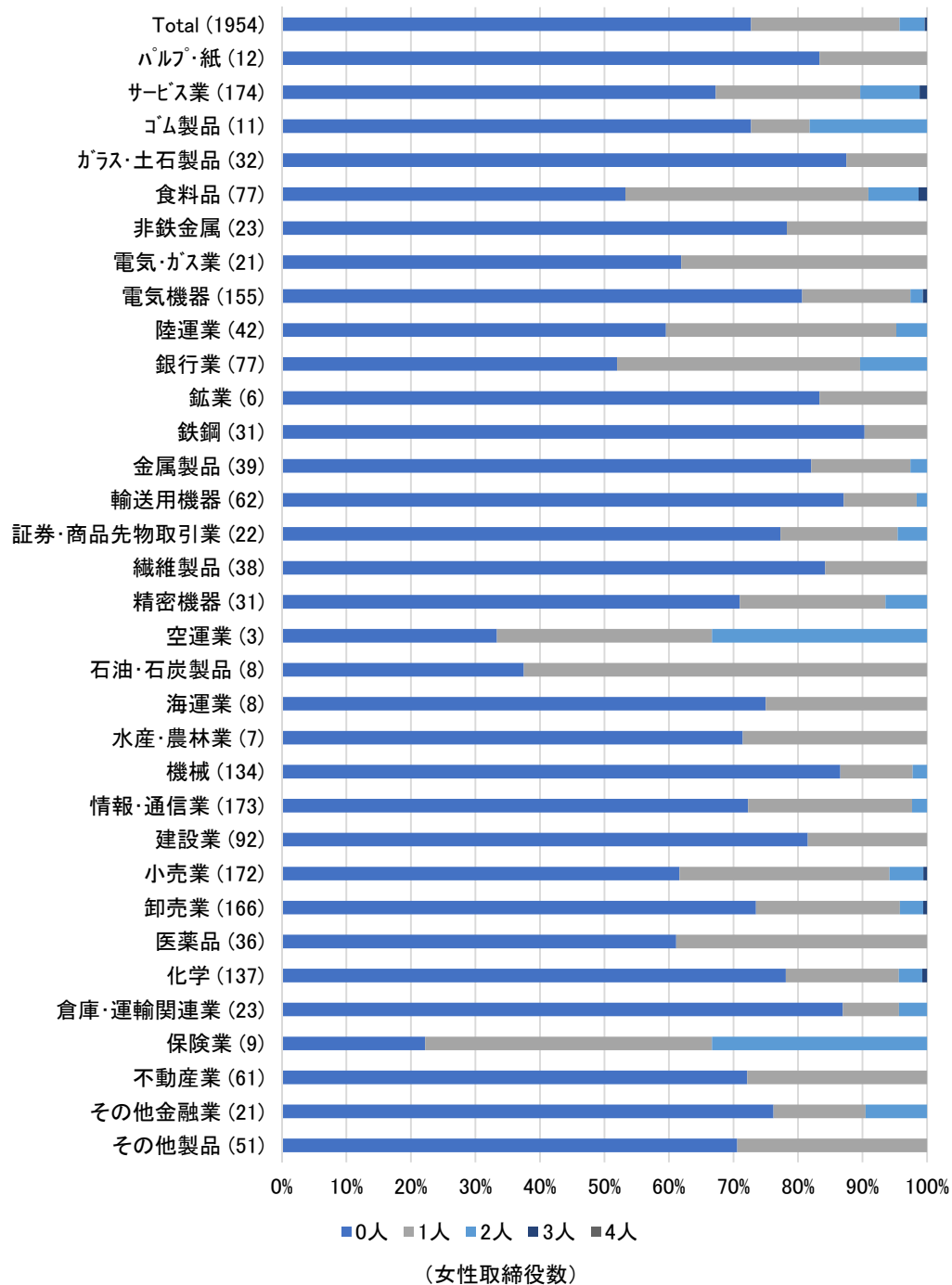
図 3-1：女性取締役数の推移（業種別／2010 年度）



(備考) 1. Bloomberg により作成 2. 業種名右横のカッコ内は企業数を表す

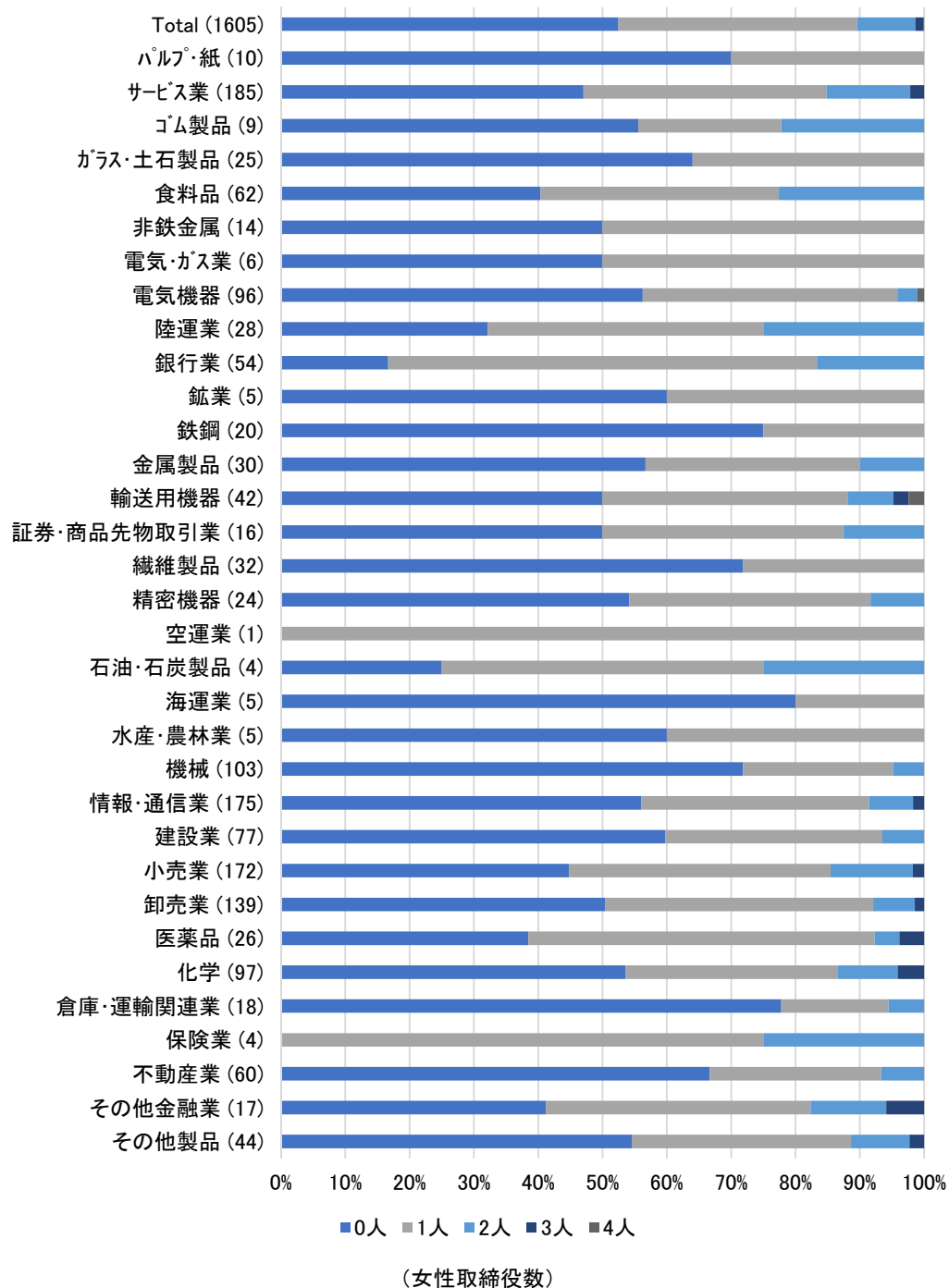


図 3-2：女性取締役数の推移（業種別／2015 年度）



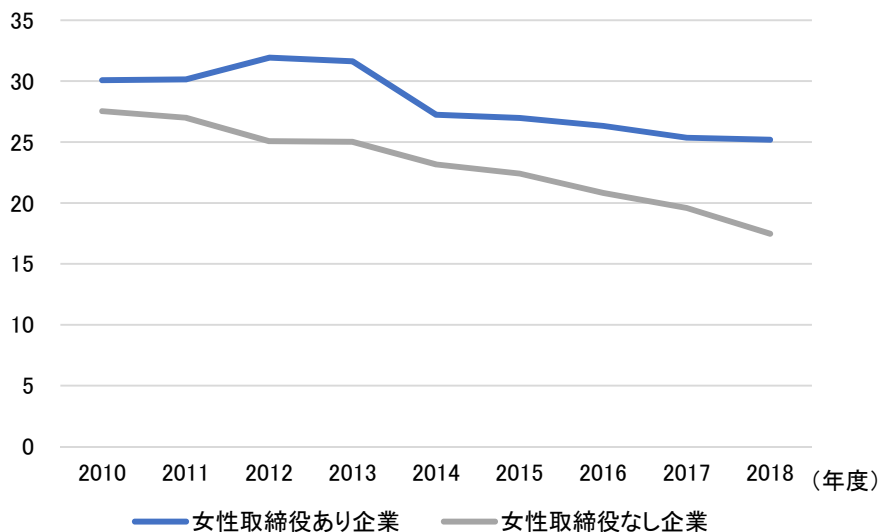
(備考) 1. Bloomberg により作成 2. 業種名右横のカッコ内は企業数を表す

図 3-3：女性取締役数の推移（業種別／2019 年度）



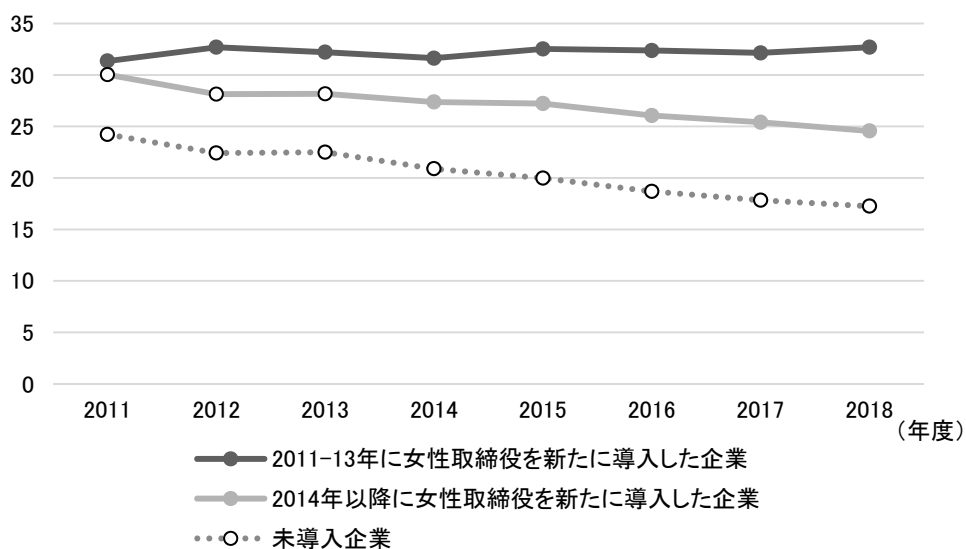
(備考) 1. Bloomberg により作成 2. 業種名右横のカッコ内は企業数を表す

図4：女性取締役の有無別環境情報開示スコア（平均値）



(備考) Bloomberg により作成

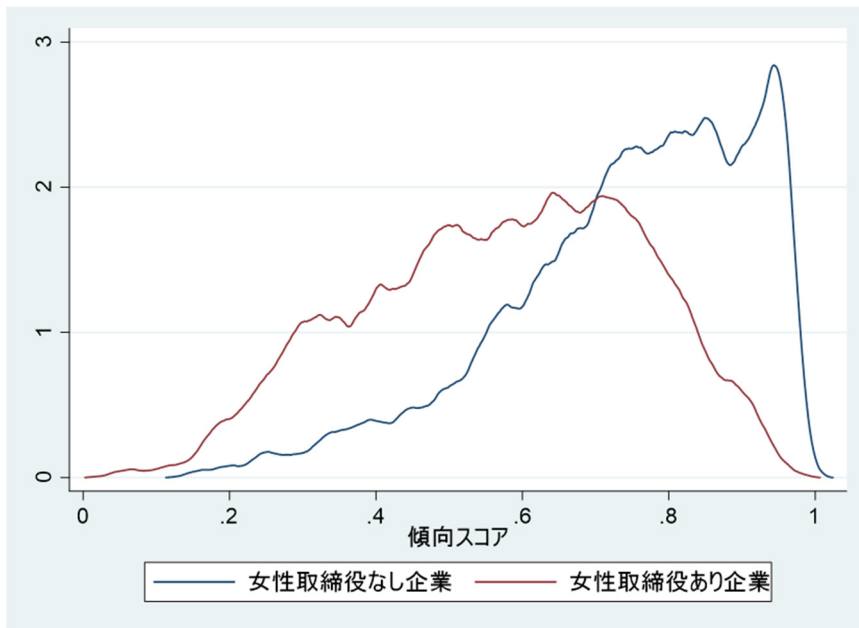
図5：女性取締役の導入時期別環境情報開示スコア（平均値）



(備考) 1. Bloomberg により作成

2. 白抜きのマーカーは、その時点で女性取締役未導入であることを表す

図 6 : 女性取締役の有無別傾向スコアの分布 (全産業)



(備考) Bloomberg により作成