

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？*

松本 守†

要旨

「女性役員の比率が高い企業ほど、企業業績が向上する」といった、女性役員のパフォーマンス効果が、メディアを通じて、まことしやかにささやかれている。

本稿では、TOPIX500から抽出した日本企業における取締役会のダイバーシティと企業パフォーマンスの関係を、女性監査役を利用した2段階最小二乗法を用いて実証的に分析する。本稿では、取締役会のダイバーシティとして、女性取締役比率と女性社外取締役比率に着目する。このテーマについて、世界各国で研究が積み重ねられているにもかかわらず、一定のコンセンサスは得られていないことに加えて、日本企業を対象とした研究は少ない。

分析の結果、業種や内生性などをコントロールしていない場合、女性取締役比率と企業パフォーマンス（ROA・Tobin's Q）間には有意に正の関係が見られるものの、その関係は業種や内生性をコントロールすると消滅することが明らかとなった。この結果は、女性社外取締役の登用においても同様であり、メディア等で指摘されているような、女性取締役の登用と企業パフォーマンスにおける正の関係が見せかけの相関である可能性が高いことを示唆している。

キーワード：女性取締役，取締役会，ダイバーシティ，コーポレート・ガバナンス，企業パフォーマンス

1. はじめに

近年のコーポレート・ガバナンス研究の文脈において、取締役会における女性の存在は最大の関心事の1つである（Adams and Ferreira (2009)）。その中でも、世界各国の研究者が注目している重要な論点の1つは、女性取締役の登用が本当に企業パフォーマンスを引き上げているか、というものであろう。このようなりサーチクエスチョンを設定している研究は、アメリカ（Carter *et al.* (2003), Farrell and Hersch (2005), Adams and Ferreira (2009)）、フランス（Sabatier (2015)）、中国（Liu *et al.* (2014)）、ノルウェー（Ahern and Dittmar (2012)）、オーストラリア（Vafaei *et al.* (2015)）、香港・韓国・マレーシア・シンガポール（Low *et al.* (2015)）、日本（Siegel・児玉 (2011)）と枚挙に暇がないほど多くの国々で行われている。

実に興味深いことに、これまで多くの研究者がその関係について検証し、真っ向から対立するエビデンスを提示していることが指摘できる。つまり、多くの研究が積み重ねられているに

* 本研究は、公益財団法人 全国銀行学術研究振興財団の助成と JSPS 科研費 15H03367 の助成を受けたものである。

† E-mail:m_mamoru@kitakyu-u.ac.jp

もかわらず、一定のコンセンサスは得られていないのである。

一方、このような学術的な流れの中、日本においては、現在の安倍政権が「全上場企業における積極的な役員・管理職への女性登用」を要望し、女性活用 (Gender Diversity) の重要性が声高に叫ばれていることもあり、女性役員に対する期待は高まっている¹。こうした政府の取り組みも相まって、「女性役員の比率が高い企業ほど、企業業績が向上する」といった、女性役員のパフォーマンス効果が、メディアを通じて、まことしやかにささやかれ²、「なでしこ銘柄」として投資家に推奨されるまでに至っている³。ただし、日本企業を対象にして、この関係を検証した研究は少ない。

本稿の目的は、日本企業を対象に、女性取締役の登用と企業パフォーマンスの関係を、内生性の問題を考慮しながら、実証的に分析することである。具体的には、本稿では、2007年から2013年までのTOPIX500から抽出した企業を対象にして(1,567firm-years)、2段階最小二乗法を用いて、女性取締役と女性社外取締役が企業パフォーマンスに影響を及ぼしているかどうかを検証する。

本稿の構成は以下の通りである。2節では先行研究をレビューする。3節では分析方法について説明する。4節では実証分析を行い、解釈を行う。5節では結論を述べ、残された課題を検討する。

2. 先行研究のレビュー

取締役会は、モニタリングを通じて経営者と株主間におけるエージェンシー問題を緩和する役割が期待されている機関であると同時に (Fama and Jensen (1983)), 経営者に対する専門的なアドバイス機能を果たすことも期待されている機関である (Kim and Starks (2016))。近年のコーポレート・ガバナンス研究の多くは、取締役会の役割に焦点が当てられている (Adams *et al.* (2010))。その中でも、取締役会における女性の存在、すなわちジェンダーダイバーシティのガバナンス (モニタリング) 効果はホットトピックの1つであろう (Adams and Ferreira (2009))。

Adams and Ferreira (2009) は、1996年から2003年におけるアメリカ企業を対象にして (8,253firm-years), ①女性取締役は男性取締役よりも会議の出席率が有意に高いこと, ②女性取締役比率が高いほど男性取締役の会議出席率が高くなること, ③女性取締役比率が高い企業ほど、経営者交代と株式リターンの感応度が有意に高いこと, ④女性取締役比率が高い企業ほど、役員報酬に占める株式ベースの報酬割合が有意に高いこと、などを発見している。これらの結果から、Adams and Ferreira (2009) は女性取締役を Tougher monitor と称し、女性取締役がガバナンス・メカニズムとして機能していることを指摘している⁴。

¹ ダイバーシティ (diversity) という用語については明確な定義は存在しないように思われる。例えば、佐々木 (2005) は「Diversity は性別のみでなく、多様なプロフィールを持つ人材が融合することによる効果を示す」と述べている。

² 日本経済新聞朝刊, 2017年2月4日。

³ 経済産業省と東京証券取引所は毎年「なでしこ銘柄」を選定し、女性活躍推進に優れた上場企業を投資家に紹介することで投資を促し、企業の取り組みを後押しすることを狙いとしている (日本経済新聞朝刊, 2016年8月22日)。

⁴ 松本 (2019) は、日本の銀行業 (700firm-years, 10,678director-firm-years) を対象にして、取締役の属性 (女性取締役, 大学教員取締役, 官公庁出身取締役, 会計士・税理士出身取締役) と経営者業績予想の精度の関係を分析し、女性取締役と大学教員取締役の存在が経営者業績予想の精度を有意に高めていることを見出しており、女性取締役と大学教員取締役が銀行業のコーポレート・ガバナンスにおいて一定の役割を演じていることを指摘している。

では、女性取締役の登用は企業パフォーマンスにどのような影響を及ぼしているのだろうか。この点について、世界各国の研究者が実証的に分析し、真っ向から対立するエビデンスが報告されている。

Fortune1000 から抽出したアメリカ企業を対象とした Carter *et al.* (2003)、フランス企業を対象とした Sabatier (2015)、中国企業を対象にした Liu *et al.* (2014)、オーストラリア企業を対象にした Vafaei *et al.* (2015)、香港・韓国・マレーシア・シンガポール 4 カ国の企業を対象とした Low *et al.* (2015) などでは、内生性の問題への対応として、固定効果モデル、操作変数を用いた固定効果モデルなどによって、女性取締役比率と企業パフォーマンス (ROA・Tobin's Q など) の関係を分析し、両者に有意に正の関係があることを報告している。

日本企業の取締役会のダイバーシティと企業パフォーマンスの関係を分析している研究は極めて少ない。日本企業を対象とした先駆的な研究として、Siegel・児玉 (2011) を挙げることができる。Siegel・児玉 (2011) は、経済産業省の「企業活動基本統計調査」等を利用して、2001年、2004年、2006年の3カ年をプールしたデータを用いて (26,230firm-years)、女性役員比率および女性役員ダミーと企業パフォーマンス (ROA) の関係を、固定効果モデルで分析している。そこでは、女性役員比率および女性役員ダミーのいずれも企業パフォーマンスに有意に正の影響を及ぼしていることが報告されている。ただし、女性取締役や女性社外取締役などの属性が考慮されていないこと、内生性の問題に十分に対処できていないこと、未上場企業と上場企業が混在するデータセットを利用しているため、株式市場ベースのパフォーマンス指標を利用することができないこと、には注意が必要であろう⁵。

他方、アメリカ企業を対象とした Adams and Ferreira (2009) やノルウェー企業を対象とした Ahern and Dittmar (2012) など、内生性の問題への対応として、操作変数を用いた固定効果モデルなどによって、女性取締役比率と企業パフォーマンス (ROA・Tobin's Q) の関係を分析し、両者に有意に負の関係があることを見出している。Adams and Ferreira (2009) は女性取締役比率と企業パフォーマンスの真の関係は complex であると述べている。また、Farrell and Hersch (2005) は、アメリカ企業を対象に、女性取締役の登用におけるアナウンスメント効果を、イベントスタディによって分析している。具体的には、取締役会に女性を迎え入れたケースと男性取締役のみによって占められている取締役会に女性を迎え入れたケースを分析し、CAR (Cumulative abnormal return) は正でもなければ有意にゼロとも異なっておらず、取締役会における女性取締役を増やすことと企業パフォーマンスが良くなることを関連付けることはできないと結論付けている。

3. 分析方法

3. 1. データとサンプル

日本企業の取締役会における女性取締役の登用と企業パフォーマンスの関係を分析するにあたって、本稿では東京証券取引所市場第一部銘柄の時価総額上位 500 銘柄に相当する

⁵ 乾・中室・枝村・小沢 (2014) もまた、女性取締役 (女性執行役員も含む) 比率と研究開発活動の関係を固定効果モデルによって分析している。乾・中室・枝村・小沢 (2014) は内生性の問題に対する対処が必要であることを述べたうえで、「真に適切な操作変数を設定するのは非常に難しい」ことを理由に操作変数法による分析は行われていない。

TOPIX500 企業を対象にする。本稿では TOPIX500(2011 年 10 月 31 日)に含まれている企業のうち、東洋経済新報社の『CSR 企業総覧』からデータが入手可能な 236 社(金融業を除く)を対象としている。なお、『CSR 企業総覧』の 2008 年版から 2014 年版を利用しているため、2007 年度から 2013 年度までの 7 年間で分析対象期間となり、サンプルサイズは最終的に 1,567firm-years となった。

本稿の分析で最も重要となる、取締役会のダイバーシティ(女性取締役・女性社外取締役)については、『CSR 企業総覧』の各年版から入手している。『CSR 企業総覧』には日本の主要な上場企業の CSR に関するデータが収録されている。具体的には、女性役員数、社外取締役数、監査役数、社外監査役数などが収録されている。ただし、女性役員数については、当該女性役員が(1)女性取締役であるのか、(2)女性社外取締役であるのか、(3)女性監査役(女性社外監査役も含む)であるのか、判別できない問題がある。そこで、本稿では当該企業の有価証券報告を用いて(1)から(3)の判別を行った。またサンプル企業の財務データは日経 NEEDS Financial Quest および Nikkei Portfolio Master(NPM)から入手し、企業特性(経営者および社外取締役の持株数や営業年数)に関するデータは東洋経済新報社の『役員四季報』の各年版から入手した。

3. 2. 実証モデル

これまでの多くの研究から、企業パフォーマンスはコーポレート・ガバナンス・メカニズムなど多くの要因から影響を受けることが知られている。本稿では、企業パフォーマンスに影響を与える観察不可能な企業固有要因や内生性(逆の因果性)などその他の要因をコントロールしたうえで、取締役会のダイバーシティが企業パフォーマンスに及ぼす影響を分析する。具体的には、世界的にも稀な日本企業固有の監査役制度に着目した操作変数(D_FEMALE_AUDITOR)を利用し、先行研究に倣って(Adams and Ferreira (2009), Vafaei *et al.* (2015) など)、2 段階の固定効果モデルによるパネル分析を行う。以下の(1)式が第 1 段階の推定式であり、(2)式が第 2 段階の推定式である。なお、内生性の問題を考慮して、被説明変数(PERFORMANCE)の計測時点(t 期)から 1 期ラグを取った説明変数(t-1 期)が使用されている。

$$BOARD_DIVERSITY = f(D_FEMALE_AUDITOR, CGM, CONTROL) \quad (1)$$

$$PERFORMANCE = f(PREDICTED_VALUE_BOARD_DIVERSITY, CGM, CONTROL) \quad (2)$$

まず、企業パフォーマンス(PERFORMANCE)については、類似した分析を行っている先行研究で頻繁に用いられている Tobin's Q と ROA を採用している(Carter *et al.* (2003), Adams and Ferreira (2009), Ahern and Dittmar (2012), Sabatier (2015))。前者は株式市場ベースのパフォーマンス指標であり、後者は会計情報ベースのパフォーマンス指標である。特に後者については、業種調整するのが一般的である(Wintoki *et al.* (2012))。業種固有の要因をコントロールするために、業種調整後の ROA を用いている。具体的には、当該企業が属する業種における全上場企業の ROA の中央値をベンチマークとした業種調整後 ROA を用いる(Wintoki *et al.* (2012))。

本稿の分析で最も重要である取締役会のダイバーシティ(BOARD_DIVERSITY)については、

女性取締役と女性社外取締役に着目する。具体的には、女性取締役比率 (P_Female_Director) と女性社外取締役比率 (P_Female_Out_Director) である。

本稿では、先行研究に倣って、コーポレート・ガバナンス・メカニズム (CGM) として、取締役人数 (LnBdsize)、社外取締役比率 (P_Outsider_Board)、経営者持株比率 (P_Manager_Own)、金融機関持株比率 (P_Financial_Own)、外国人持株比率 (P_Foreign_Own)、社外取締役持株比率 (P_Outsider_Own) を採用する。

企業パフォーマンスに影響を及ぼすことが示唆されているコントロール変数として、企業規模 (LnSales)、負債比率 (Leverage)、研究開発比率 (P_R&D)、営業年数 (LnFirmage)、年度ダミー (D_Year)、業種ダミー (D_Industry) を採用している。表 1 に変数の定義、表 2 に記述統計を示している。

表 1 変数の定義

変数名	定義
ROA	(経常利益 + 支払利息割引料) / 総資産
adj.ROA	業種調整後ROA
Tobin's Q	(株式時価総額 + 負債総額) / 総資産
P_Female_Director	女性取締役比率: 女性取締役数 / 取締役数
P_Female_Outside_Director	女性社外取締役比率: 女性社外取締役数 / 取締役数
Bdsize	取締役数
P_Outsider_Board	社外取締役比率: 社外取締役数 / 取締役数
P_Manager_own	経営者持株比率: 経営者持株数 / 発行済株式数
P_Financial_own	金融機関持株比率: 金融機関持株数 / 発行済株式数
P_Foreign_own	外国人投資家持株比率: 外国人投資家持株数 / 発行済株式数
P_Outsider_own	社外取締役持株比率: 社外取締役持株数 / 発行済株式数
Sales	売上高
P_Leverage	負債比率: 負債総額 / 総資産
P_R&D	研究開発費比率: 研究開発費 / 売上高
Firmage	営業年数

(出所) 筆者作成

表 2 記述統計

	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値	N
ROA(%)	4.667	3.910	4.593	-25.192	43.476	1567
adj.ROA(%)	0.859	0.188	4.157	-26.627	38.139	1567
Tobin's Q	1.349	1.195	0.569	0.353	9.078	1567
P_Female_Director(%)	1.246	0	3.735	0	37.500	1567
P_Female_Outside_Director(%)	1.050	0	3.414	0	37.500	1567
Bdsize(人)	11.414	10	4.261	3	30	1567
P_Outsider_Board(%)	15.657	0	14.742	0	86.667	1567
P_Manager_own(%)	0.298	0.010	1.615	0	0.243	1567
P_Financial_own(%)	33.776	35.025	10.581	0.358	62.986	1567
P_Foreign_own(%)	24.335	24.191	11.003	0.442	72.195	1567
P_Outsider_own(%)	0.035	0	1.211	0	47.846	1567
Sales(百万円)	785867.9	312996	1380503	3010	12300000	1567
P_Leverage(%)	49.877	49.094	20.287	0.083	96.149	1567
P_R&D(%)	4.625	2.751	6.490	0	55.741	1567
Firmage(年)	67.691	65.792	24.276	0.496	131.986	1567

(出所) 筆者作成

Wintoki *et al.* (2012) も指摘しているように、取締役会構成と企業パフォーマンスの関係を分析するうえで、内生性の問題を無視することはできない。取締役会構成が企業パフォーマンスに影響を及ぼす一方で、企業パフォーマンスが取締役会構成に影響を及ぼす可能性があるからである。このような場合、先行研究では内生性をコントロールするために、操作変数法を利用していることが多い。ただし、取締役会構成と企業パフォーマンスの関係を分析している、コーポレート・ガバナンス研究でも指摘されているように、一般的に適切な操作変数を見つけることは容易ではない。なぜなら、取締役会構成（取締役会のダイバーシティ）と相関する企業特性は、企業パフォーマンスを被説明変数とした回帰モデルの中にすでに含まれているからである (Adams and Ferreira (2009), Vafaei *et al.* (2015))。

そこで本稿では、先行研究の手法と日本企業を対象とした分析であることを考慮して、取締役会のダイバーシティ（女性取締役比率）だけに影響を及ぼし、企業パフォーマンスには影響を及ぼさないような操作変数として、女性監査役に着目する。そもそも日本の監査役制度は諸外国には見られない特徴を有する制度であり⁶、日本の上場企業の大部分は監査役設置会社である。本稿ではこのような日本企業の特徴を利用して、女性監査役ダミー (D_FEMALE_AUDITOR) を操作変数として採用することを提案する⁷。

Low *et al.* (2015) は、女性取締役比率が企業パフォーマンスに及ぼす影響を分析するにあたって、内生性をコントロールするために、女性取締役比率の操作変数として、当該企業における取締役を除いた女性管理職 (Female Manager) 比率を利用して、2段階最小二乗法による推定を行っている。Low *et al.* (2015) は、例えば、女性に対する差別が少ない、あるいは、女性のキャリア開発を支援する制度がある、というような企業文化 (Corporate Culture) を有する企業にはより多くの女性が存在し、そのような企業では女性取締役を登用する可能性が高いと述べている。つまり Low *et al.* (2015) は、直接的に企業の戦略的な意思決定には関与しない、取締役を除いた女性管理職の比率を企業文化の代理変数として用いている。

本稿でも Low *et al.* (2015) を参考にして、当該企業における女性役員（女性取締役＋女性監査役）のうち、取締役を除いた女性役員の有無、すなわち女性監査役の有無（女性監査役ダミー）を操作変数として用いる。したがって、本稿では、女性監査役が監査役会に存在していることは女性取締役比率（女性社外取締役比率）とは相関するものの、企業パフォーマンスとは無相関となると仮定する。これは、監査役は取締役の職務の執行を監査（業務監査・会計監査）することがその役割であり、直接的に企業の戦略的な意思決定には関与しないと考えられるためである。

⁶ 例えば、アメリカの経営監督機構と比較すると、取締役会が業務執行に関する意思決定と経営監督機構を兼ねているという点ではアメリカと共通しているものの、経営者（代表取締役社長）や取締役会を監査する機関として監査役・監査役会が存在しているという点が異なる。現行の監査役制度（公開大会社）では、監査役会の半数以上を社外監査役とするなど、監査役会の独立性が求められている。

⁷ 本稿では操作変数として女性監査役比率ではなく、女性監査役ダミー（監査役会に女性監査役が存在すれば1、そうでなければ0をとるダミー変数）を利用している。これは、そもそも女性役員が存在する企業が少ない日本においては、女性役員（女性監査役）が登用されているかどうか、女性が登用されやすい企業文化を捉える上で重要だと考えたからである。

4. 実証結果

ここでは、女性取締役比率（女性社外取締役を含む）が企業パフォーマンス（ROA・Tobin's Q）に影響を及ぼしているかどうかを検証する。まず、表3には、女性取締役（女性社外取締役）の有無で企業パフォーマンスが有意に異なるどうかを検証するために、単変量分析を行った結果が示されている。パネルAでは、女性取締役の有無で分割したサブサンプル間の比較を行っている。また、パネルBでは、女性社外取締役の有無で分割したサブサンプル間の比較を行っている。表3についてみると、パネルAのTobin's QとパネルBの業種調整後ROAにおけるWilcoxonの順位和検定でのみ、両者に有意な差が見られるものの、明確な差があるとは言えないように思われる。

表3 単変量分析

パネルA	女性取締役=1 (n=190)	女性取締役=0 (n=1377)	T-statistics	Z-statistics
ROA	5.101 (3.850)	4.607 (3.910)	1.390	-0.649
adj.ROA	0.805 (0.009)	0.867 (0.257)	-0.193	-1.213
Tobin's Q	1.407 (1.250)	1.341 (1.187)	1.493	1.895*
パネルB	女性社外取締役=1 (n=162)	女性社外取締役=0 (n=1405)	T-statistics	Z-statistics
ROA	4.675 (3.492)	4.666 (3.927)	0.024	0.607
adj.ROA	0.407 (-0.249)	0.911 (0.294)	1.462	2.391**
Tobin's Q	1.308 (1.215)	1.354 (1.193)	0.969	0.064

(注) 上段は平均値, 下段()は中央値である。**:5%水準で有意, *:10%水準で有意
女性取締役=1:女性取締役が存在しているサブサンプル
女性取締役=0:女性取締役が存在していないサブサンプル
女性社外取締役=1:女性社外取締役が存在しているサブサンプル
女性社外取締役=0:女性社外取締役が存在していないサブサンプル
T-statisticsとZ-statisticsについては、両サブサンプル間で有意な差があるかどうかを、
t検定とWilcoxonの順位和検定によって分析した結果である。

(出所) 筆者作成

続いて、女性取締役の存在が企業パフォーマンスに影響を及ぼしているかどうかを分析するために、企業パフォーマンスを被説明変数とした重回帰分析を行う。会計情報ベースのパフォーマンス指標であるROAを被説明変数とした結果は表4に示されている。株式市場ベースのパフォーマンス指標であるTobin's Qを被説明変数とした結果は表5に示されている⁸。

⁸ ここでは、各変数のVIF(Variance Inflation Factor)を計測したところ、その値は1.01~1.76の間であり、本稿のモデルの推計において多重共線性の存在を考慮しなくてもよいと判断した。

まず始めに、ROAをパフォーマンス指標とした結果(表4)から見てみよう。モデル(1)と(2)の被説明変数は業種調整前のROAであり、モデル(3)~(6)の被説明変数は業種調整後のROA(adj.ROA)である。これは、ROAなどの会計情報ベースのパフォーマンス指標がしばしば業種調整されずに用いられているため(Siegel・児玉(2011))、業種調整前後で結果が異なるかどうか検証するためである。また、推定方法については、モデル(1)~(3)は全てのデータをプールしてOLS推定した回帰モデル、モデル(4)は固定効果モデル、モデル(5)は変量効果モデルである。(4)と(5)の判別のためにハウスマン検定の結果が表3の下段に示されている。モデル(6)は操作変数を用いた固定効果モデルである。

ROAが業種調整されていないモデル(1)と(2)についてみると、女性取締役比率の係数はいずれも正であるが、モデル(1)のみ有意にゼロと異なっている(1%水準)。モデル(1)とモデル(2)の違いは、説明変数として業種ダミーを加えているかどうかだけである。同様に、ROAが業種調整されている(業種ダミーも含む)、モデル(3)についても、女性取締役比率の係数は正であるが有意ではない。この結果は、メディア等で指摘されているように、女性取締役比率と会計情報ベースの業績指標には有意な関係があることを示唆していると同時に、業種による差異をコントロールすると、両者の関係はもはや有意ではなくなることも示唆している。

次に、固定効果モデル(モデル(4))による結果についてみると(ハウスマン検定の結果から、固定効果モデルが支持される)、女性取締役比率の係数は正ではあるものの、有意ではない。さらに、操作変数法による結果(モデル(6))について見てみよう。丁度識別のため、操作変数の外生性については検定できないものの、操作変数が弱相関であるという帰無仮説は10%水準で棄却できる(Cragg-Donald Wald F statistic)。また、第1段階目の回帰式において、操作変数の係数がゼロであるという帰無仮説に対するF値は8.30(P値=0.0040)である。以上から、推定結果は概ね有効であると考えられる。モデル(6)の女性取締役比率をみると、有意ではないが、女性取締役比率の係数は負となっている。

続いて、Tobin's Qをパフォーマンス指標とした結果(表5)を見てみよう。モデル(1)についてみると、女性取締役比率の係数は正であり、有意にゼロと異なっている(5%水準)。ただし、表4と同様に、この効果は業種ダミーを加えると、消滅してしまうことが分かる(モデル(2))。つまり、女性取締役比率と株式市場ベースのパフォーマンス指標においても、両者に有意な正の関係が確認できるものの、業種による差異をコントロールすると、両者の関係はもはや有意ではなくなる。

固定効果モデル(モデル(3))による結果についてみると(ハウスマン検定の結果から、固定効果モデルが支持される)、女性取締役比率の係数は負であり、有意な正の関係は見られない。また、操作変数法による結果(モデル(5))についても、女性取締役比率の係数は負である(有意ではない)⁹。

⁹ 本稿では頑健性のチェックとして、ROAだけでなくTobin's Qについても、当該企業が属する業種における全上場企業のTobin's Qの中央値をベンチマークとした業種調整後Tobin's Qを算出して、推定している。結果は業種調整前Tobin's Qとほぼ相違はなかった。また、被説明変数の値を上下1%でウィンソライズして分析を行ったが、結果はほぼ同じであった。

表 4 実証結果 (女性取締役比率と ROA の関係)

被説明変数 推定方法	ROA (1)		ROA (2)		adj.ROA (3)		adj.ROA (4)		adj.ROA (5)		adj.ROA (6)	
	Pooled OLS	Fixed effects	Pooled OLS	Fixed effects	Pooled OLS	Fixed effects	Pooled OLS	Fixed effects	Random effects	Fixed effects with IV		
P_Female_Director	0.089 (2.91)	*** (0.78)	0.025 (0.78)	0.015 (0.48)	0.049 (0.93)	0.049 (0.93)	0.049 (0.93)	0.046 (1.15)	0.046 (1.15)	0.046 (1.15)	-0.302 (-0.88)	-0.302 (-0.88)
LnBsize	-0.013 (-3.54)	*** (-2.02)	-0.008 (-2.02)	** (-1.86)	-0.007 (-1.86)	* (-0.29)	-0.002 (-0.29)	-0.006 (-1.15)	-0.006 (-1.15)	-0.006 (-1.15)	0.000 (0.11)	0.000 (0.11)
P_Outsider_Board	-0.016 (-1.73)	* (-2.60)	-0.022 (-2.60)	*** (-2.46)	-0.021 (-2.46)	** (0.43)	0.009 (0.43)	-0.006 (-0.43)	-0.006 (-0.43)	-0.006 (-0.43)	0.030 (1.30)	0.030 (1.30)
P_Manager_own	-0.088 (-1.89)	* (-1.22)	-0.056 (-1.22)	*** (-1.18)	-0.051 (-1.18)	*** (-1.50)	-0.054 (-1.50)	-0.082 (-2.72)	-0.082 (-2.72)	-0.082 (-2.72)	-0.001 (-0.01)	-0.001 (-0.01)
P_Financial_own	-0.052 (-4.12)	*** (-3.66)	-0.047 (-3.66)	*** (-3.74)	-0.047 (-3.74)	*** (2.57)	0.101 (2.57)	-0.015 (-0.76)	-0.015 (-0.76)	-0.015 (-0.76)	0.094 (2.54)	0.094 (2.54)
P_Foreign_own	0.042 (3.51)	*** (3.59)	0.051 (3.59)	*** (3.49)	0.049 (3.49)	*** (3.26)	0.113 (3.26)	0.057 (3.15)	0.057 (3.15)	0.057 (3.15)	0.121 (3.88)	0.121 (3.88)
P_Outsider_own	0.082 (11.25)	*** (11.65)	0.124 (11.65)	*** (12.76)	0.132 (12.76)	*** (20.66)	0.173 (20.66)	0.151 (20.96)	0.151 (20.96)	0.151 (20.96)	0.177 (3.44)	0.177 (3.44)
LnSales	0.003 (4.04)	*** (4.04)	0.003 (4.04)	*** (3.00)	0.003 (3.00)	*** (-0.01)	0.000 (-0.01)	0.002 (1.38)	0.002 (1.38)	0.002 (1.38)	-0.001 (-0.46)	-0.001 (-0.46)
P_Leverage	-0.077 (-12.56)	*** (-8.53)	-0.059 (-8.53)	*** (-8.77)	-0.060 (-8.77)	*** (2.55)	0.064 (2.55)	-0.032 (-3.03)	-0.032 (-3.03)	-0.032 (-3.03)	0.068 (3.06)	0.068 (3.06)
P_R&D	-0.031 (-1.52)	-0.031 (-3.63)	-0.086 (-3.63)	*** (-3.63)	-0.086 (-3.63)	*** (-2.09)	-0.072 (-2.09)	-0.048 (-2.01)	-0.048 (-2.01)	-0.048 (-2.01)	-0.079 (-1.73)	-0.079 (-1.73)
LnFirmage	-0.003 (-1.75)	* (-0.77)	-0.001 (-0.77)	-0.002 (-0.83)	-0.002 (-0.83)	-0.014 (-1.39)	-0.014 (-1.39)	-0.002 (-0.72)	-0.002 (-0.72)	-0.002 (-0.72)	-0.014 (-1.59)	-0.014 (-1.59)
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
D_Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
D_Industry	No	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No	No	No	No	No	No
Number of observation	1567	1567	1567	1567	1567	1567	1567	1567	1567	1567	1567	1567
R ²	0.204	0.312	0.202	0.202	0.202	0.069	0.069	0.124	0.124	0.124		
Hausman test						75.42***	75.42***					
First-stage F statistic											8.30***	8.30***
Cragg-Donald Wald F statistic											21.11*	21.11*

(注) ***:1%水準で有意, **:5%水準で有意, *:10%水準で有意。()は t 値をレポートしている(モデル(6)はz値)。なお,t値(z値)はrobust standard errorを用いて計算されている。
(出所)筆者作成

表 5 実証結果（女性取締役比率と Tobin's Q の関係）

被説明変数 モデル	Tobin's Q (1)		Tobin's Q (2)		Tobin's Q (3)		Tobin's Q (4)		Tobin's Q (5)	
	Pooled OLS	Fixed effects	Pooled OLS	Fixed effects	Fixed effects	Random effects	Fixed effects with IV	Fixed effects with IV	Fixed effects with IV	Fixed effects with IV
P_Female_Director	0.915 (2.43)	**	0.457 (1.07)	-0.112 (-0.15)	0.060 (0.10)		-5.668 (-0.99)			
LnBdsz	0.050 (0.95)		0.062 (1.12)	-0.003 (-0.05)	0.006 (0.08)		0.027 (0.46)			
P_Outsider_Board	-0.075 (-0.68)		-0.146 (-1.27)	-0.022 (-0.10)	0.021 (0.13)		0.319 (0.98)			
P_Manager_own	2.998 (2.65)	***	3.601 (3.27)	-0.357 (-0.49)	0.247 (0.32)		0.489 (0.34)			
P_Financial_own	-0.351 (-1.81)	*	-0.128 (-0.67)	0.209 (0.41)	-0.098 (-0.32)		0.107 (0.24)			
P_Foreign_own	1.228 (7.57)	***	1.355 (6.73)	0.731 (1.77)	0.883 (3.67)	*	0.862 (2.44)	***		**
P_Outsider_own	2.174 (10.64)	***	2.413 (9.68)	2.099 (23.14)	2.045 (27.05)	***	2.168 (7.00)	***		***
LnSales	-0.014 (-1.22)		-0.021 (-1.46)	-0.065 (-2.41)	-0.042 (-2.17)	**	-0.080 (-2.27)	**		**
P_Leverage	-0.399 (-4.85)	***	-0.245 (-2.42)	0.284 (0.72)	-0.113 (-0.57)		0.337 (0.92)			
P_R&D	0.851 (3.39)	***	0.558 (1.87)	-0.154 (-0.38)	0.251 (0.64)		-0.254 (-0.74)			
LnFirmage	-0.005 (-0.23)		-0.032 (-1.22)	-0.205 (-1.10)	-0.039 (-0.59)		-0.206 (-1.44)			
Constant	Yes		Yes	Yes	Yes		Yes			Yes
D_Year	Yes		Yes	Yes	Yes		Yes			Yes
D_Industry	No		Yes	No	No		No			No
Number of observation	1567		1567	1567	1567		1567			1567
R ²	0.157		0.234	0.133	0.125					
Hausman test				35.56***						
First-stage F statistic										8.30***
Cragg-Donald Wald F statistic										21.11*

(注) ***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意, *: 10%水準で有意。()は t 値をレポートしている(モデル(6)はz値)。なお、t 値(z値)はrobust standard errorを用いて計算されている。
(出所) 筆者作成

表 6 実証結果（女性社外取締役比率と企業パフォーマンスの関係）

被説明変数 モデル	ROA		adj.ROA		Tobin's Q	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(5)
推定方法	Pooled OLS		Fixed effects with IV		Fixed effects with IV	
P_Female_Outside_Director	0.054 (1.75)	* (0.95)	-0.216 (-0.75)	-0.042 (-0.06)	-5.801 (-0.99)	
LnBdsize	-0.013 (-3.52)	*** (-0.28)	-0.001 (-0.09)	-0.004 (-0.05)	0.024 (0.45)	
P_Outsider_Board	-0.012 (-1.35)	(0.09)	0.025 (1.15)	-0.026 (-0.12)	0.321 (0.98)	
P_Manager_own	-0.087 (-1.89)	* (-0.053)	-0.021 (-0.30)	-0.369 (-0.51)	0.333 (0.26)	
P_Financial_own	-0.052 (-4.13)	*** (2.58)	0.101 (2.67)	0.211 (0.42)	0.122 (0.28)	
P_Foreign_own	0.041 (3.39)	*** (3.26)	0.119 (3.93)	0.729 (1.76)	0.858 (2.45)	**
P_Outsider_own	0.081 (11.06)	*** (20.59)	0.177 (3.46)	2.099 (23.01)	2.181 (7.09)	***
LnSales	0.004 (4.19)	*** (-0.01)	0.000 (-0.39)	-0.064 (-2.42)	-0.081 (-2.24)	**
P_Leverage	-0.078 (-12.74)	*** (2.56)	0.065 (3.13)	0.283 (0.72)	0.307 (0.89)	
P_R&D	-0.034 (-1.66)	* (-0.072)	-0.078 (-1.75)	-0.153 (-0.38)	-0.288 (-0.81)	
LnFirmage	-0.003 (-1.71)	* (-0.014)	-0.013 (-1.59)	-0.205 (-1.10)	-0.197 (-1.42)	
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
D_Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observation	1567	1567	1567	1567	1567	1567
R ²	0.200	0.069		0.133		
First-stage F statistic			7.92***		7.92***	
Craige-Donald Wald F statistic			21.801*		21.801*	

(注) ***:1%水準で有意, **:5%水準で有意, *:10%水準で有意。()はt 値をレポートしている(モデル(3)・(5)はz値)。なお,t 値(z値)はrobust standard errorを用いて計算されている。
(出所) 筆者作成

ここではまた、追加的に、女性社外取締役のパフォーマンス効果を検証する。結果は表6に示されている。これまで見てきたように、業種調整前のROAが用いられているモデル(1)では(業種ダミーは含まれていない)、両者に有意な正の関係が確認できるものの(10%水準)、業種や内生性をコントロールすると、有意な関係はもはや確認できない(操作変数は概ね妥当である)。これらの結果は、女性社外取締役(女性社外取締役比率)においても、そのパフォーマンス効果がないことを示唆している。

これらの結果は、日本企業を対象としたSiegel・児玉(2011)とは異なるが、アメリカ企業を対象として、いくつかの要因をコントロールすると、女性取締役比率と企業パフォーマンスの間には有意に負の関係があることを示しているAdams and Ferreira(2009)と類似する結果である。

5. おわりに

本稿では、2007年から2013年までのTOPIX500から抽出した企業のパネルデータを用いて、日本企業における取締役会のダイバーシティと企業パフォーマンスの関係を実証的に分析した。具体的には、内生性の問題などを考慮しながら、女性取締役比率と女性社外取締役比率が企業パフォーマンスに影響を及ぼしているかどうかを分析した。

分析の結果、業種や内生性などをコントロールしていない場合、女性取締役比率と企業パフォーマンス(ROA・Tobin's Q)間には有意に正の関係が見られるものの、その関係は業種や内生性をコントロールすると消滅することが明らかとなった。この結果は、女性社外取締役の登用においても同様であり、メディア等で指摘されているような、女性取締役の登用と企業パフォーマンスにおける正の関係が見せかけの相関である可能性が高いことを示唆している。この結果はまた、日本企業を対象としたSiegel・児玉(2011)と異なるものである。本稿とSiegel・児玉(2011)では、分析対象期間やサンプル企業の属性などに相違があるため、そのことがこれらの結果に影響しているかもしれない。したがって、分析対象期間を延長し、サンプルサイズを増やすことも必要であろう。さらに、本稿の結果は女性取締役と企業パフォーマンス間には有意な線形関係が確認されないことを示唆している。ただ、最適な取締役会構成が企業によって異なるとすれば(Coles et al.(2008))、単に女性取締役を増やすだけでは不十分である。したがって、企業の実態(研究開発型企業など)を考慮した分析も必要であろう。

このような本稿の分析には次のような意義がある。第1は、本稿の分析がリサーチ・ギャップを埋めている点である。日本企業を対象に、女性取締役の登用と企業パフォーマンスの関係を分析した研究は極めて少ない。これは、女性活用が国家の重要な成長戦略の1つとして位置付けられているにもかかわらず、その経済的効果が正確に把握されていないことを意味する。

第2は、本稿の分析では内生性の問題(逆の因果関係の問題)を考慮しながら、女性取締役の登用と企業パフォーマンスの関係を分析している点である。取締役会のダイバーシティと企業パフォーマンスの関係を分析している先行研究では、両者の関係に潜む内生性の問題を考慮した検証が行われているが、こうした問題に対する配慮が乏しい研究が散見される。本稿では、2段階最小二乗法を用いた分析を行っているが、女性取締役の操作変数として女性監査役を利用している。これは、世界的にも稀な日本企業固有の監査役制度に着目したものである。筆者が

知る限り、日本企業を対象とした取締役会のダイバーシティに関する先行研究で、内生性の問題を明示的に考慮したものは少ないため、本稿の分析には一定の意義があると思われる。

第3は、本稿が女性社外取締役のパフォーマンス効果を検証していることである。2015年に東京証券取引所と金融庁が導入した、コーポレート・ガバナンス・コードでは、社外取締役のモニタリング機能の強化が課題とされており、社外取締役の機能・役割に対する期待は大きい。本稿では女性社外取締役のパフォーマンス効果も検証しており、このような分析は筆者が知る限り初めてのものである。このような分析はまた、今後の政策的議論の基礎資料の1つになりえると思われる。

ただし、本稿の分析には問題もある。本稿では女性取締役比率と企業パフォーマンス間の内生性の問題に対処するため、操作変数を利用した2段階最小二乗法を採用しているものの、内生変数の数と操作変数の数が等しいため（丁度識別）、操作変数の外生性を検定できていない。これは追加的に他の操作変数を見つけることができなかったことに起因する。他の適切な操作変数を見つけることは今後の課題である。

【参考文献】

- 乾友彦・中室牧子・枝村一磨・小沢潤子(2014),「企業の取締役会のダイバーシティとイノベーション活動」, RIETI Discussion Paper Series 14-J-055.
- 佐々木隆文(2005),「人材重視型 CSR と企業価値(5)ーコーポレート・ガバナンスと女性活用ー」『年金レビュー』, 2005年11月号, 日興フィナンシャル・インテリジェンス.
- 松本守(2019),「わが国銀行業のコーポレート・ガバナンスが経営者業績予想の精度に及ぼす影響に関する実証分析ー女性取締役・大学教員取締役・官公庁出身取締役はどのような役割を演じているのかー」, 『大銀協フォーラム研究助成論文集』, 近刊.
- Jordan Siegel・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.
- Adams, R. and D. Ferreira (2009), "Women in the Boardroom and Their Impact on Governance and Performance," *Journal of Financial Economics* 94, pp.291-309.
- Adams, R., B. Hermalin, and M. Weisbach (2010), "The role of boards of directors in corporate governance: a conceptual framework and survey," *Journal of Economic Literature* 48, pp.58-107.
- Ahern, K. R. and A. Dittmar (2012), "The changing of the boards: the impact on firm valuation of mandated female board representation," *The Quarterly Journal of Economics* 127, pp.137-97.
- Carter, D.A., B. J. Simkins and W. G. Simpson (2003), "Corporate Governance, Board Diversity, and Firm Value," *Financial Review* 38, pp.33-53.
- Coles, J.L., N. D. Daniel and L. Naveen(2008), "Boards: Does one size fit all?," *Journal of Financial Economics* 87, pp.329-356.
- Farrell, K.A. and P. L. Hersch (2005), "Additions to corporate boards: the effect of gender," *Journal of Corporate Finance* 11, pp. 85-106.
- Fama, E. and M. Jensen (1983), "Separation of Ownership and Control," *Journal of Law and Economics* 26, pp.301-325.
- Ferreira, D. (2010), "Board Diversity," *Corporate governance: A Synthesis of Theory, Research, and Practice*, Anderson, R. and H.K. Baker(eds.) John Wiley & Sons, pp.225-242.
- Kim ,D. and L.T. Starks (2016), "Gender Diversity on Corporate Boards:Do Women Contribute Unique Skills?," *American Economic Review* 106 (5), pp. 267-271.
- Liu, Y., Z. Wei, and F. Xie (2014), "Do women directors improve firm performance in China?," *Journal of Corporate Finance* 28, pp.169-184.
- Low, D.C.M., H. Roberts, and R. H. Whiting (2015), "Board gender diversity and firm performance: Empirical evidence from Hong Kong, South Korea, Malaysia and Singapore," *Pacific-Basin Finance Journal* 35, pp.381-401.
- Sabatier, M. (2015), "A women' s boom in the boardroom: effects on performance?," *Applied Economics* 47, pp. 2717-2727.
- Vafaei, A., K. Ahmed, and P. Mather (2015), "Board Diversity and Financial Performance in the Top 500 Australian Firms," *Australian Accounting Review* 25, pp.413-427.
- Wintoki, M.B., J. Linck, and J. Netter (2012), "Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance," *Journal of Financial Economics* 105 , pp. 581-606.