



Title	女性役員比率と企業業績の関係性
Author(s)	櫻田, 譲; SAKURADA, Yuzuru
Citation	経済学研究, 73(2), 1-16
Issue Date	2023-12-07
Doc URL	<a href="https://hdl.handle.net/2115/90986">https://hdl.handle.net/2115/90986</a>
Type	departmental bulletin paper
File Information	ES_73(2)_001.pdf



# 女性役員比率と企業業績の関係性

櫻 田 讓

## I はじめに

近時、女性の社会進出を政府が積極的に支援しており、それと同時に女性活躍による企業業績への貢献が期待されている。内閣男女共同参画局が公開した全上場企業の女性役員比率を基に日本経済新聞社が独自に算出したところ、「女性役員比率が10%以上（15年9月から16年8月期）の企業について、会社が予想する営業増益率は42%と、全上場企業平均の34%を上回った」との報道もある<sup>1)</sup>。現在までのところわが国においては女性役員の採用は少数であり、この報道が示す通り、女性役員の採用による企業業績の向上が起きるといことも予想外の出来事と受け止められている。世界的には女性活用に関する研究について、従業員や管理職の採用が企業パフォーマンスを向上させるか否かに関する検証は労働経済学分野において先行しており、対して女性役員に対する研究は後れを取っていると言えるものの興味深い成果が散見される。女性従業員や管理職と女性役員の間には、労働契約なのか委任契約なのかという差異があり、検証結果を単純に比較できない。それでも女性労働については彼女らを雇用すれば企業業績が現実には上昇する証拠を示した研究もあれば、反証した研究も存在し、正確なところ確定的な成果は導出されていない。また女性役員比率の上昇が企業パフォーマンスに及ぼす影響は無いとする研究（松本 [2019,80]）や上記新聞報道とは逆に委縮させるとの研究（Adams

and Ferreira [2009, 306-307]）も存在する。このため引き続き、女性役員が企業パフォーマンスに及ぼす影響についての研究成果の導出には大きな意義がある。

ところで世界経済フォーラムが令和3年3月31日に発表した各国の男女平等の度合いを示すジェンダー・ギャップ指数ではわが国は156カ国中120位であり、先進国では最低水準と報じられ、当該指数の上位国では「国家戦略として海外からの投資を呼び込み、経済を活性化させるには女性活躍が欠かせないという強い危機感」を有すると言われている<sup>2)</sup>。この様な世界的潮流を受けてわが国においても女性の社会参画を促す企業努力の進展を有価証券報告書にて開示するため、令和5年1月31日に「企業内容等の開示に関する内閣府令等の一部を改正する内閣府令」（改正開示府令）が公布・施行されている。その中で性的多様性に関する情報として女性管理職比率、男性の育児休業取得率、男女間賃金格差の開示が求められるとしている。従来、女性労働研究では女性活躍の観察対象として女性従業員や女性管理職に注目した成果が公表されてきたが、それらを受けてわが国では女性活躍支援のための様々な法令の整備が行われている。そこで本研究では観察対象を東証一部上場企業の女性役員の採用実態に注目し、女性役員比率が企業業績（ROA）の他、投資家による評価（トービンQ（以下「Q」と略称））へ及ぼす影響について検証を試みる。

実際の分析手法は同時性バイアスに対処する

1) 平成29年2月4日日本経済新聞朝刊 31頁

2) 令和3年4月1日日本経済新聞朝刊 2頁

必要があり、女性役員の採用によって ROA や Q の向上がもたらされるのか、或いは逆にそれら 2 指標が向上するから女性役員を起用する余裕が生まれているのかという逆の因果関係を配慮するために二段階最小二乗法 (2SLS : Two-Stage Least-Squares) を用いて検証を試みる。この分析手法は多くの先行研究で採用されているため、先行研究との成果の比較のため本研究でも追従するが、それに加えて本研究では傾向スコアマッチング (PSM : Propensity Score Matching) による分析も追加した。管見の限り、女性活用における研究において 2SLS と PSM を同時に行った例は Faccio et al [2016] など少数に過ぎず、本研究においても丁寧で慎重な分析を行う意義は深いと考える。

本研究における 2SLS 分析の結果、東証一部上場企業は女性役員比率が上昇すると 4 つのモデルで一貫して Q の上昇に貢献する。他方、ROA の上昇に関しては 3 つのモデルで 1% 水準から 10% 水準で女性役員比率の上昇と正の関係性を示し、Q へ及ぼす影響に比してやや安定しないものの、女性役員の存在が利益向上へ貢献するとの結果が導出されている。なお、実証研究においては一般的に分析対象から金融業を排除するが、本研究においては当該業種を含めた場合も排除した場合も概ね結果に差異は認められなかったことも付言しておく。

そしてそれらの分析に加え、ROA や Q を向上させる女性役員比率には、極値が存在するかという疑問に取り組み、分析モデルに二乗項を投入した結果、ROA 並びに Q を最大化する女性役員比率が明らかとなった。最後に本研究後段では PSM を用いて再び女性役員が存在する企業、又は存在しない企業の間 ROA と Q の間に有意な差が認められるのかについて東証一部上場企業を対象として分析を試みた。その結果、Q については本研究前段で獲得した分析結果に整合する結果が導出され、女性役員が存在した企業で向上することが明らかとなったが、ROA については 2 群間で有意差は認めら

れなかった。

## II 研究の背景

### 1 リサーチデザイン

本研究で試みようとする女性役員の企業パフォーマンスへ及ぼす影響に関する研究に関連して、当該研究以前に労働経済学者らによって女性従業員や女性管理職の存在が ROA を向上させたか否かについて多くの検証が試みられている。その中で Sigel and Kodama [2011] や山本 [2014] は女性労働が ROA 向上へ貢献したとの知見を示しているが、これらの成果は企業との間で雇用契約となる女性従業員と女性管理職を分析対象にしており、他方で委任契約となる女性役員が ROA や Q に及ぼす影響の分析については言及が無い。そこで本研究では分析モデルにおける被説明変数として先行研究が重視した資本効率を示す ROA に注目しつつ、株式市場における評価をも含意する Q も同時に被説明変数とすることで、女性役員の採用によって実際に利益向上が認められるのかという点と共に、女性活躍に対する投資家の期待をも明らかにする。Q を被説明変数とした分析モデルが重要であるのは、実際の女性の社会参加の観察対象が従業員ではなく、経営者側となる女性役員へと大きく変わる点にある。つまり投資家の関心は企業内部で見えにくい女性従業員や女性管理職に比し、企業経営に関する説明責任の一翼を担う女性役員の存在に向かうと思われることから、女性活用に対する資本市場の評価を明らかにすることに本研究の意義がある。

女性役員比率の上昇が企業業績に結び付くというロジックについては上記労働経済学領域の検証に従うが、労働経済研究は賃金の男女格差に対する注目から不平等を正す社会的正義の実現へと至る研究動機が基底に存在し、源流は Becker [1971] の差別仮説に遡る。そのため多くの労働経済学研究では女性の貢献の有無を企

業績の向上で測定しようとしており、期待すべき結果は女性の活用によって ROA が実際には上昇したとの証拠を示すことにあった。他方で女性役員採用の影響について ROA の上昇のみならず、Q の上昇によっても検証を行おうとする諸研究の動機は恐らく労働経済学的関心と言うよりは、実証会計学的な関心に基づいていると言える。なぜなら SDGs を実現する手段として ESG への配慮が挙げられるが、とりわけ企業経営に女性を参加させることでガバナンスの構造改革を刺激し、結果として投資家の支持を得られるかというロジックでは、Q の多寡によって仮説検証するのが合理的と考えるからである。

実際に女性役員の採用が取締役にいかなる影響を及ぼすのかという研究について Adams and Ferreira [2009, 306-307] に依れば、女性は報酬委員会に属するというより、監査委員に就任する機会が多いとされている。しかしこの結果、過度の監視が ROA を減少させるという結果も同時に導出されている。わが国企業を対象とした検証も試みられており、松本 [2019, 80] は「女性取締役比率と企業パフォーマンス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」としており、現状では女性役員の企業パフォーマンスに及ぼす影響について否定的な知見も存在する。尤も松本 [2019] の分析結果は平成 19 年から同 25 年までの TOPIX500 を対象としており、本稿冒頭にて言及したわが国における女性活用が急激に進展している状況から、より最近のデータ分析によれば新たな知見が導出されると期待される。そこでこの様な研究の背景から本稿では平成 30 年中に決算が到来する企業を対象に業種ダミーを投入した 2SLS による分析を試み、金融業を含めたフルサンプルと排除したサンプルにて分析を行い、企業パフォーマンスに及ぼす女性役員の影響を検証する。

## 2 先行研究の整理

### 2.1 役員報酬制度が及ぼす影響

役員持株は役員の配当収入の源泉となるため、本研究では役員給与に関連した要因の 1 つとしても認識する。その役員持株比率 (DIR) が企業パフォーマンス指標 (株主資本利益率と株価純資産倍率) に及ぼす影響について Short and Keasey [1999, p.86, pp.93-95.] に依ると次の様な検証がなされている。分析モデルは 3 次方程式を想定した結果、パフォーマンス指標と DIR の間に有意な非線形的関係が確認されている。被説明変数を株主資本利益率とした場合、DIR が 15.58% まではアラインメント効果により正の関係性を示し、15.58% から 41.84% まではエン trenchment 効果から負の関係性を示したが、以降は再び正の関係性を示している。以上から本研究においても ROA や Q の多寡を決定する変数として DIR を投入する。

次に分析モデルに投入する変数としてストックオプション (以下「SO」と略称) ダミーに注目するが、その理由とは SO 権利行使の結果、保有株の増加がエージェンシー問題の解決に役割を果たすと考えるからである。そこで SO が報酬制度として導入された場合に ROA や Q に及ぼす影響について検討する。Nagaoka [2005, p.2292] は『商事法務』により、1997 年から 2000 年における株主総会で日本企業の SO の導入情報を入手し、SO 採用のダミー変数を被説明変数にし、プロビット分析を行った。分析結果に依れば企業の規模、成長性と資産流動性をコントロールした上で若手企業が SO を導入することが多いと言う。さらに、株価の予想変動力が高くなると、若手企業は SO の採用を増加する傾向がある。これらの結果は、SO の導入と効率的なプロジェクトの選択の間の関連性に投資家が注目していることを示している。以上を踏まえると本研究における分析モデルと比較すると Nagaoka [2005] とは因果の逆転は観られるものの SO 導入は投資家への期待を高

める可能性があると考えられ、Q に対して SO ダミーは有意に正の関係性を示すことが期待される。

## 2.2 取締役会の構成が及ぼす影響

本節では取締役会の構成が ROA や Q の向上に及ぼす影響を分析する上で 2 つの指標に注目している。1 つ目に取締役の平均年齢について「経営者の年齢は、蓄積された経験の代理変数と考えることができ、企業価値向上に正の効果をもたらす」とされるものの他方で「加齢による気力や体力の衰え、変化を受け入れそれに対応する意欲や能力が減退し、迅速・適切な判断が困難になる」ことも指摘される。しかしながら結論としては「過去の経験や知識が昔ほど重要でなくなってきた」点を踏まえ、「加齢は負の効果大きい」とされている（清水 2007, p.42）。本研究においてもこの様な知見を踏まえ、ROA や Q と取締役平均年齢の関係性は負を期待する。

次に注目するのが女性役員比率であるが、本研究において最も注目する変数である。従来、労働経済学者が ROA の向上に女性従業員比率や女性管理職比率が影響を及ぼすか否かを検証してきたが、これらの検証では女性活用が人件費の節約効果をもたらす可能性を疑っている。つまり女性に対する労働搾取がテーマの大部分になるが、それに対し Q に女性役員比率が影響を及ぼすか否かという本研究の着眼点には、役員における女性活用でいかなる投資家の評価を受けるのかについての解明に主な関心がある。分析結果としては女性従業員比率や女性管理職比率の上昇が企業業績向上へ貢献したという Sigel and Kodama [2011] や山本 [2014] の知見と同様に、女性役員比率の上昇が ROA を向上させるだけではなく、投資家にも歓迎されていることが Q の向上として看取されることを期待する。

## 2.3 財務数値が及ぼす影響

ROA や Q に対して 3 つの財務数値が影響を及ぼす可能性に注目し、本研究では分析モデルに総資産の自然対数による変換値 (LnAss)、EBITDA マージン比率、租税負担率 (BTD3) を説明変数として投入する。まず LnAss であるが、McCornel and Servas [1990, p.595] は「Compustat から 1976 年の 1,173 社と 1986 年の 1,093 社のサンプルを抽出し、Q と株式所有構造の関係を検証している。この実証研究における分析モデルにおいてコントロール変数として資産の再調達価格 (RV: Replacement Value of Assets) が投入されている。Q へ RV が及ぼす影響は負で有意な関係性を示しているが、この結果の解釈として McCornel and Servas [1990, pp.605-607] は「企業経営者などのインサイダーが会社の大部分の持分を所有する事態とは企業規模が小さい場合に容易であるため、企業規模と Q は逆相関する」としている。つまり企業規模が大きくなると内部者による持分が減少するために投資家による評価が低下するとしているが、同様の所見として Anderson and Reeb [2003, p.1308, 1319, 1325-1326.] も存在し、新倉・瀬古 [2017, pp.14-16] の一部の分析においても同様の結果を導出している。

次に分析モデルに投入する 2 つ目の財務数値として EBITDA マージン比率に注目する。Rozenbaum [2019, p.514, 517] は役員報酬において活用されるパフォーマンス指標として、EBITDA に注目したが、同指標は「投資によって生じる費用としての減価償却費とレバレッジの直接コストとしての支払利息が除外されるため、過剰投資と過剰レバレッジを誘発する」疑いがあるとされる。加えて「法人税も EBITDA の算定から計算要素に含まれていないために EBITDA に注目する経営者は税務計画に無頓着となり、同業他社に比べて法人税を過払いする」と指摘する。この 3 つの仮説検証の結果、EBITDA が利益報告において指標として用いられた場合に過剰投資と過剰レバレッ

ジの傾向は認められたが、租税負担率 (ETR) の多寡との間に有意な関係性は認められなかった (Rozenbaum [2019, p.530, 532, 534])。この様な理解を踏まえると EBITDA を評価する際、当該指標の高さを投資家が手放して喜ぶのか疑問は残る。但し、EBITDA には特別損益などの異常な要素が反映しないことをも同時に含意するため、適正な企業価値を反映する可能性もあり、その解釈は注意深くなる必要がある。

3 番目に分析モデルに投入する財務数値として BTD<sup>3)</sup> に注目する。当該指標は法人税額を法定税率で割り戻した数値から法人所得を推計し、当期純利益との乖離を観る指標であり、この数値が大きい場合に租税回避的行動が強まるとしている。BTD を用いた研究例を挙げると、Hanlon [2005, p.137] は会計政策によって歪められた利益の持続性は低下すると考え、BTD の推移に注目した。分析の結果、大規模な BTD が発生した企業・年度は小規模な BTD が発生した場合に比し、利益の持続性が低いと言う。さらに大規模な正の BTD (会計利益 > 課税所得) は投資家によって危険信号と解されるとした。また機関投資家比率が平均より高い企業群では Q の多寡が BTD によって影響を受けるのかを解明した Desai and Dharmapala [2009, pp.541-542] に依ると、Q が BT と 10% 水準有意で正の関係性を示すことを明らかにしている。この結果から租税回避行動は CG が強固な企業にだけ企業価値の向上をもたらすと結論した。以上の通り、実証分析において BTD は租税負担率と解されており、

その数値が上昇する程、租税回避的と解釈されている。そこで本研究では BTD を説明変数として投入し、租税回避的傾向を示す企業で業績が向上するののかについて検討する。

## 2.4 外部からの規律が及ぼす影響

外部からの規律を示す説明変数としてエージェンシーコスト (SA Ratio)、負債比率 (DASS)、外国人 (個人) 持株比率 (FRGN)、国内機関投資家持株比率 (INST) に注目する。その中でまずエージェンシーコストを計量化する方途として Ang et al [2000, pp.93-95] に倣い資産活用率 (SA Ratio : Sales to Assets Ratio) を生成し、モデル式に投入するが、当該比率は総資産に対する売上高の比率である<sup>4)</sup>。エージェンシーコストが発生する原因として企業経営者の非生産的資産への過剰投資が挙げられるため、SA Ratio を用い、当該比率の下降によってエージェンシーコストが発生すると考える。このため ROA や Q との関係では当該比率は正の関係性が認められると期待する。

次いで注目する指標は負債比率であるが、三輪 [2010, p.110] に依れば同比率の高まりに対して背反する 2 つの評価がある。1 つには「多額の負債を利用している企業では、元金の返済に多くのキャッシュフローが使われるので、有効に活用されないフリー・キャッシュフローが発生する余地が小さくなる」ことから、負債比率の上昇は「経営者に規律を与える」結果、「効率的な経営が行われる可能性が高い」との認識である。いま 1 つには「負債の利用によ

3) 本文における BTD<sup>3)</sup> との表記や呼称は奥田ら [2006, p.41] による定義を踏まえるが、実際には BTD<sup>3)</sup> は Desai and Dharmapala [2009, p.540] による次の定義の通り、総資産で除して規模調整を行う必要がある。本研究では前期の総資産で除しており、 $i$  と  $t$  は年と企業の固定効果を示し、 $\tau$  は米連邦法人税率である。

$$BT_{it} = \frac{\text{税引前利益}_{it} - \frac{\text{連邦法人所得税}_{it}}{\tau}}{\text{当期総資産}_{it}}$$

4) Ang et al [2000, pp.85-86] では、エージェンシーコストを測定するために SA Ratio の他に営業比率 (OES Ratio : Operating Expense to Sales Ratio) も提案している。当該比率は営業費を年間売上高で除して算出されるが、営業費には過剰な消費と直接的なエージェンシーコストを含むと考えられるため、OES Ratio から企業経営者が営業費を有効に利用するかを測定することが可能とする。このためエージェンシーコストと OES Ratio は正の関係性がある。

り、株主と債権者の利害対立に起因する資産代替問題や過小投資問題が発生する可能性が高まる」ことから、「エージェンシー・コストの増大につながり、その結果、企業価値を減少させる」との認識である。これらの知見を踏まえると負債比率が ROA や Q に及ぼす影響は正負共に考えられる。

3つ目に外国人（個人）持株比率に注目する。外国人投資家の行動についてわが国企業の昭和50年から平成3年までのデータを対象として Kang and Stulz [1997, p.16] が検証を試みているが、それに依れば外国人投資家は企業規模が大きく、レバレッジの低い企業を好むとされており、投資選択における行動に独特の傾向が認められる。更に外国人投資家比率の上昇は経営者報酬やガバナンスに及ぼした影響が少なくなく、企業業績を向上させたと考えられることから分析モデルの説明変数に投入する。

最後に注目するのは国内機関投資家比率であるが、厳密には銀行と銀行以外の国内機関投資家は投資行動が異なるとされている。Guercio [1996, pp.44-45] は米国企業 4,108 社について銀行による持分割合と銀行以外の機関投資家による持分割合をそれぞれ被説明変数として様々な株式属性を説明変数とする回帰を試みた。その結果、銀行保有が高まるのは S&P500 のうち高品質株への投資であるが、銀行以外の機関投資家による銘柄選定にはその様な傾向は認められないとしている。また Guercio [1996, p.52] に依れば銀行を除く機関投資家は PBR の小さい大型株と小型株に対して投資するが、銀行は PBR の小さい大型株に傾斜して投資を行うという。この様な観点から機関投資家による持株比率が高い企業は ROA や Q が上昇すると考えられる。

## 2.5 その他の指標

本研究では分析対象企業が日本基準以外の会計基準に準拠するか否かについてダミー変数を生成し、分析モデルに投入している。その他に

大規模企業の代理変数として連結会計を採用している企業へ 1 を与えるダミー変数や東証が定める 33 業種への分類を行ったダミー変数も投入している。その中でもとりわけ会計基準に関するダミー変数については若干の言及をしておく必要がある。O'Connell and Sullivan [2008, p.18, 20-21] によるとヨーロッパの上場企業のうち強制的に IFRS が適用された企業に注目し、それらの純利益にいかなる変化が起きたのかについて分析を試みている<sup>5)</sup>。分析対象となる 80 社の中には 2004 年度に IFRS が初めて適用された当時、それぞれの国における GAAP と IFRS による 2 つの基準に依って財務諸表が公表された 37 社が含まれている。分析の結果、各国 GAAP から IFRS を適用した後の純利益に注目すると、37 社のうち 27 社の純利益が増加したが、9 社の純利益は減少し、1 社の純利益が同じであった。この様に観てくると IFRS へ転向する企業は表示される利益の増加を目的とすると考えられ、日本基準採用時に比し、超過利益を獲得する可能性がある。なお、本研究にとっての先行研究と位置付ける新倉・瀬古 [2017, p.18] においては国際会計基準を採用するサンプルにダミー変数を投入しているが、本研究同様クロスセクション分析を試みた分析では Q に及ぼす影響は無いとしている。

## 3 分析対象となるデータと分析モデル

本研究で分析対象となるデータは日経 Needs Cges 並びに eol から取得し、平成 30 年中に決算が到来する東証一部上場企業のデータのうち、1 事業年における月数が 12 ヶ月未満となる企業を排除している。説明変数は前節で言及した通り、5 グループに分類され、ダミー変数

5) IFRS 採用が企業利益に影響を及ぼすか否かという観点から試みられた研究は O'Connell and Sullivan [2008] の他にも Houque et al [2012] や井上 [2016] などもあるので参照されたい。

表 1 分析対象企業データに関する定義と基本統計量

変数分類/略称名	変数定義	度数	平均値	標準偏差	最小値	四分位			最大値	
						第1	第2	第3		
被説明変数	ROA	経常利益/総資産・前期×100:連結優先	1,767	7.2494	5.3454	-4.79	3.6800	6.3161	9.6399	32.48
	Q	(株式時価総額+負債合計)/総資産	1,767	1.4266	0.9909	0.63	0.9396	1.0895	1.5012	9.58
役員報酬	DIR	役員の株式保有比率	1,767	4.4842	8.8477	0	0.1499	0.6367	3.8618	52.76
	SO	0:導入していない/1:導入している	1,767	0.2898	0.4538	0	0	0	1	1
取締役会	BRDAGEAV	取締役の平均年齢	1,766	61.3245	4.3309	40	59	62	64	73
	IDW_RTO	女性役員の比率(有価証券報告書記載ベース)	1,767	4.0756	5.4660	0	0	0	7.70	23.50
	IDW_RTO^2	上記変数の2乗項	1,767	46.4701	83.8215	0	0	0	59.29	552.25
財務情報	LnAss	総資産の自然対数変換値	1,767	11.6470	1.7536	7.52	10.4818	11.4241	12.5998	19.52
	EBITDAマージン比率	(EBITDA÷売上高・営業収益・経常収益等)×100。なおEBITDAは税引前当期純利益+支払利息・割引料+減価償却費	1,767	0.1168	0.0757	-0.06	0.0650	0.1001	0.1526	0.49
	BTD3	奥田ら[2006]を踏まえる。脚注4参照。	1,724	0.0042	0.0215	-0.11	-0.0034	0.0044	0.0141	0.08
外部からの規律	SA Ratio	売上高/総資産	1,767	1.0219	0.5463	0.02	0.6868	0.9200	1.2879	2.95
	DASS	負債合計/総資産×100	1,767	48.2104	19.8406	9.80	33.50	47.30	61.70	96.40
	FRGN	外国人(個人)保有比率(有価証券報告書記載ベース)	1,767	0.0189	0.0763	0	0	0	0	1.10
	INST	国内機関投資家持株比率、信託勘定株式保有比率+生保特別勘定株式保有比率(ニッセイ基礎研究所算出)	1,767	11.5345	6.5601	0.00	6.68	10.62	15.77	31.32
その他	日本基準以外に1	連結基準。0:日本基準/1:日本基準以外	1,724	0.0621	0.2413	0	0	0	0	1
	連結会社に1	連結の有無。0:単独/1:連結	1,724	0.9345	0.2476	0	1	1	1	1
操作変数	WEBEVL3	ウェブサイトの情報の多さを評価(日興リアル算出)	1,767	54	11	36	47	51	59	87

ではない連続数値による 10 変数に対して 1 パーセントイル未満と 99 パーセントイル超については外れ値として排除している。

本研究では女性役員比率が企業業績に及ぼす影響について先行研究を踏まえ、同時性バイアスに対処すべく検証する。女性役員比率に影響を及ぼし、かつ ROA や Q に対して直接的な影響を及ぼさない変数を操作変数とする必要がある。この様な観点から(表 2)よりいくつか候補が挙げられるが、IDW\_RTO に対して 0.185 と相関係数が最も高い WEBEVL3 (ウェブサイトの情報の多さ)を採用する。当該変数が他の候補に比して秀逸であるのは、ROA や Q に無相関が証明されているからである。実際に企業のウェブサイトの情報の多さだけでは企業パフォーマンスを向上させる証拠にはならない。しかしながら SDGs の実現へ向けた企業活動の報告について、とりわけ女性活躍をサポートする ESG に関連する情報は各企業のウェブサイトによって発信されると考える。このように観てくれば、企業パフォーマンスには直接影響を及ぼさないが、ウェブサイトの情報の多さは女性役員を採用する背景を示すと史料され、

2SLS モデルにおける操作変数として適切と判断した。

2SLS model 1st Stage:

$$\begin{aligned} IDW\_RTO_i = & \alpha + \beta_1 DIR_i + \beta_2 SO_i \\ & + \beta_3 BRDAGEAV_i + \beta_4 WEBEVL3_i + \beta_5 LnAss_i \\ & + \left( \beta_6 EBITDA \text{ マージン比率}_i \right) + \beta_7 BTD3_i \\ & + \beta_8 SA \text{ Ratio}_i \\ & + \beta_9 DASS_i + \beta_{10} FRGN_i + \beta_{11} INST_i \\ & + \beta_{12} \text{基準 dummy}_i + \beta_{13} \text{連結 dummy}_i \\ & + \sum_{k=1 \sim 32} \beta_{14k} \text{業種 dummy}_{ik} + u_i \end{aligned}$$

2SLS model 2nd Stage:

$$\begin{aligned} ROA_i \text{ or } Tobin's Q_i = & \gamma + \delta_1 DIR_i \\ & + \delta_2 SO_i + \delta_3 BRDAGEAV_i + \delta_4 IDW\_RTO_i \\ & + \delta_5 LnAss_i + \left( \delta_6 EBITDA \text{ マージン比率}_i \right) \\ & + \delta_7 BTD3_i + \delta_8 SA \text{ Ratio}_i \\ & + \delta_9 DASS_i + \delta_{10} FRGN_i + \delta_{11} INST_i \\ & + \delta_{12} \text{基準 dummy}_i + \delta_{13} \text{連結 dummy}_i \\ & + \sum_{k=1 \sim 32} \delta_{14k} \text{業種 dummy}_{ik} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

表2 変数間の相関係数表

変1	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	
① ROA	1																
② Q	0.635 0.000	1															
③ DIR	0.286 0.000	0.313 0.000	1														
④ SO	0.132 0.000	0.225 0.000	0.168 0.000	1													
⑤ BRDAGEAV	-0.245 0.000	-0.332 0.000	-0.390 0.000	-0.185 0.000	1												
⑥ IDW_RTO	0.044 0.065	0.136 0.000	0.063 0.008	0.055 0.022	-0.161 0.000	1											
⑦ LnASS	-0.318 0.000	-0.289 0.000	-0.376 0.000	-0.027 0.264	0.365 0.000	0.116 0.000	1										
⑧ EBITDA マージン比率	0.311 0.000	0.274 0.000	-0.047 0.047	0.091 0.000	0.007 0.767	0.029 0.220	0.216 0.000	1									
⑨ BTD3	0.164 0.000	0.017 0.484	-0.120 0.000	-0.065 0.007	0.122 0.000	-0.035 0.142	0.119 0.000	0.248 0.000	1								
⑩ SA Ratio	0.236 0.000	0.169 0.000	0.247 0.000	0.049 0.041	-0.186 0.000	0.050 0.035	-0.366 0.000	-0.603 0.000	-0.176 0.000	1							
⑪ DASS	-0.431 0.000	-0.219 0.000	-0.052 0.028	0.052 0.029	0.041 0.087	0.050 0.034	0.406 0.000	-0.133 0.000	-0.179 0.000	-0.032 0.173	1						
⑫ FRGN	0.046 0.051	0.079 0.001	0.111 0.000	0.049 0.038	-0.109 0.000	0.016 0.508	-0.159 0.000	-0.031 0.190	-0.011 0.649	0.060 0.012	0.001 0.972	1					
⑬ INST	0.061 0.011	0.068 0.004	-0.185 0.000	0.058 0.015	0.129 0.000	0.105 0.000	0.377 0.000	0.176 0.000	0.126 0.000	-0.181 0.000	0.059 0.014	-0.033 0.164	1				
⑭基準 dummy	0.017 0.485	0.030 0.219	-0.059 0.014	0.030 0.206	0.038 0.110	0.116 0.000	0.303 0.000	0.080 0.001	0.065 0.007	-0.083 0.001	0.042 0.084	0.008 0.754	0.008 0.015	0.160 0.000	0.364 0.005	0.158 0.000	1
⑮連結 dummy	-0.064 0.008	-0.143 0.000	-0.168 0.000	-0.063 0.009	0.146 0.000	-0.001 0.982	0.270 0.000	-0.006 0.792	0.016 0.500	-0.089 0.000	0.125 0.000	0.015 0.546	0.153 0.000	0.068 0.005	0.068 0.005	0.068 0.000	1
⑯ WEBEVL3	-0.007 0.769	0.023 0.325	-0.172 0.000	0.051 0.032	0.173 0.000	0.185 0.000	0.551 0.000	0.106 0.000	0.076 0.002	-0.118 0.000	0.100 0.000	-0.040 0.089	0.383 0.000	0.364 0.000	0.158 0.000	0.158 0.000	1

また(表2)より EBITDA マージン比率と SA 比率の間に 0.5 を超える相関を認めているため、多重共線性を回避する目的でモデルにおいて交互投入することとした。この他、実際の分析では金融 4 業種(銀行業・証券、商品先物取引業・保険業・そのほか金融業)を排除した分析も試みるため、フルサンプル 1,723 社に加え、1,629 社による分析も試みる。

直接的な比較は出来ないと前置きしておくが、参考までに Faccio et al [2016, 198-200, 203-205] に依れば女性 CEO が存在する場合にはレバレッジが低下するとの分析結果を導出している。この結果の解釈としてバイアスをコントロールした分析によって女性 CEO は男性 CEO に比してリスクをとらない傾向にあり、そのことは女性 CEO が経営する企業では付加価値成長に対する投資が低調となることを示すとする。更に踏み込んで言及すると、女性 CEO は男性 CEO ほど効果的に資本を配分していないと結論している。以上から女性 CEO

はリスク回避的行動をとると考えられるが、わが国では真逆の結果となり、(表2)より女性役員比率と DASS の間には正の関係性が 5% 水準有意で認められる。この理由としてわが国企業の多くでは依然として取締役会の男女構成が男性に偏り、数的に圧倒される中でようやく女性役員が現れ始めた状況を示すに過ぎない可能性を指摘しておきたい。つまり女性役員比率が高いと雖も、依然として大多数の男性役員に囲まれていることには従来通り変わりはないということである。そして実際にわが国の現状では(表1)より過半の企業で女性役員がゼロとなり、第3四分位で 7.7% となることから、偏在する女性役員の影響力は推して知るべしとなろう。

#### 4 分析結果とその解釈

(表3-1) から最も重要とされる発見事項は女性役員比率(IDW\_RTO)の上昇が ROA 並

びに Q の向上に貢献するという結果である。本稿前段では女性役員による過度の監視が ROA を減少させるという Adams and Ferreira [2009] の所見やバイアス排除による分析によって女性役員が企業パフォーマンスに及ぼす影響は認められないとした松本 [2019] による所見とも異なる結果となっている。(表 3-1) 並びに (表 3-2) では操作変数を WEBEVL3 とする 2SLS による分析結果を示しているが、同時に OLS による分析結果も参考として示しており、分析モデル名の語頭に OLS の文字を付している。OLS モデルによる分析に依った場合、(表 3-1) においては女性役員が ROA に及ぼす影響は検出されない。他方、(表 3-2) では OLS 並びに 2SLS 共に Q に及ぼす女性役員比率の影響が看取されたが、同時性バイアスを踏まえた 2SLS による分析がより重要と認識する。

(表 2) より EBITDA マージン比率と SA Ratio の間に比較的強い相関が認められたため、(表 3-1) に示す被説明変数を ROA とした 2SLS モデル 1-1-1 並びに 1-1-2 においてはそれら 2 変数を交互投入している。また 2SLS モデル 1-1-3 並びに 1-1-4 においては 2 変数を排除したモデル並びに全投入したモデルによる結果を示しており、金融 4 業種を排除した分析や被説明変数を Q とした (表 3-2) に示す分析結果

においても同様である。なお、(表 3-1) 並びに (表 3-2) 中には示していないが、分析の試行段階では、Short and Keasey [1999] が示唆した様な DIR の二乗項や三乗項が企業業績に有意に影響する結果には至らなかったことを付言しておく。

さて、女性役員が ROA に及ぼす影響として (表 3-1) を観ていくと、同時性バイアスを配慮しない OLS 分析においては女性役員比率が有意とならない反面、取締役会の平均年齢が有意となっており、4 つの OLS モデルで一貫して見せかけの相関が示されている。同様に OLS 分析にのみ発見される見せかけの相関は日本基準以外を採用する会計基準ダミーにおいても示されている。これらの見せかけの相関は女性役員が Q に及ぼす影響を明らかにした (表 3-2) においても共通して示されている。また実証研究においては慣行として金融業を排除する分析が散見されるが、本研究においても同様に金融 4 業種を排除した分析も試みた。その結果、金融業を含めるか否かにおいて目立った差異は発見されていない。本研究における分析モデルにはガバナンス変数を多数投入しているが、それらガバナンス変数が企業パフォーマンスに及ぼす影響は非金融業と金融業において差別的ではないと結論するものの、それでも業種ダミーを投入してコントロールする必要はある

表 3-1 女性役員が ROA に及ぼす影響

被説明変数: ROA	フルサンプル 1,723社					金融 4 業種排除 1,629社						
	1-1-1	1-1-2	1-1-3	1-1-4	OLS 1-1-3	OLS 1-1-4	1-2-1	1-2-2	1-2-3	1-2-4	OLS 1-2-3	OLS 1-2-4
分析モデル	10.0236 ***	13.3899 ***	15.2680 ***	3.6981	21.1689 ***	6.7488 ***	9.8101 ***	13.9835 ***	15.9807 ***	2.3235	20.8710 ***	5.5366 ***
(定数)												
DIR	0.0890 ***	0.0923 ***	0.1001 ***	0.0678 ***	0.1132 ***	0.0758 ***	0.0867 ***	0.0919 ***	0.0995 ***	0.0639 ***	0.1073 ***	0.0687 ***
SO	0.7855 ***	0.7612 ***	0.9342 ***	0.3623 *	0.7981 ***	0.2451	0.7588 **	0.7429 ***	0.8876 ***	0.3829 *	0.9027 ***	0.3812 *
BRDGEAV	0.0322	-0.0378	-0.0056	-0.0152	-0.0977 ***	-0.0737 ***	0.0328	-0.0443	-0.0145	-0.0061	-0.1082 ***	-0.0736 ***
IDW_RTO	0.5844 ***	0.2927 *	0.4683 **	0.2823 *	0.0099	-0.0018	0.6195 ***	0.2761	0.4562 **	0.3206 **	0.0051	-0.0079
LnASS	-0.8587 ***	-0.3554 **	-0.5935 ***	-0.5005 ***	-0.4951 ***	-0.3746 ***	-0.8938 ***	-0.3737 **	-0.6130 ***	-0.6301 ***	-0.3335 ***	-0.3199 ***
EBITDAマージン比率	28.2944 ***			41.7904 ***		39.7138 ***	30.3701 ***				46.2491 ***	46.6959 ***
BTDS	26.9715 ***	40.8239 ***	40.6353 ***	20.8380 ***	36.6139 ***	19.5344 ***	26.4810 ***	41.2463 ***	41.2149 ***		38.4561 ***	16.6853 ***
SA Ratio		2.5069 ***		5.1041 ***		5.5395 ***		2.5161 ***		5.3671 ***		5.5479 ***
DASS	-0.0440 ***	-0.1047 ***	-0.0867 ***	-0.0602 ***	-0.1003 ***	-0.0741 ***	-0.0403 ***	-0.1052 ***	-0.0866 ***	-0.0557 ***	-0.0901 ***	-0.0589 ***
FRGN	-2.8953 *	-2.3544	-2.8803 *	-1.8318	-1.9095	-1.1796	-2.9661 *	-2.3627	-2.9103 *	-1.8274	-2.1962	-1.2855
INST	0.0512 **	0.1006 ***	0.0842 ***	0.0688 ***	0.1282 ***	0.0986 ***	0.0478 *	0.1062 ***	0.0885 ***	0.0642 ***	0.1206 ***	0.0875 ***
基準dummy	-0.0364	0.8467	0.4075	0.6461	1.4904 ***	1.2695 ***	0.0341	0.9855 *	0.5653	0.6526	1.1371 **	1.0781 ***
連結dummy	1.4593 ***	1.1927 ***	1.2677 **	1.3981 ***	1.3766 ***	1.4540 ***	1.4467 ***	1.2301 ***	1.3248 **	1.3084 ***	1.2198 ***	1.2293 ***
業種ダミー	投入済み											
adj R2/下値 (有意確率)	0.35039/22.10 924(0.0000)	0.37597/24.57 869(0.0000)	0.30826/18.84 615(0.0000)	0.53688/45.36 072(0.0000)	0.38267/26.14 727(0.0000)	0.56913/56.47 682(0.0000)	0.31013/19.29 648(0.0000)	0.33472/21.47 738(0.0000)	0.26784/16.27 094(0.0000)	0.50999/42.32 593(0.0000)	0.32252/20.87 209(0.0000)	0.56449/52.46 601(0.0000)

と述べておく。

女性役員比率が及ぼす影響以外に（表 3-1）並びに（表 3-2）を通じて全般的に言えることは経営者持株比率が高まることや SO の導入が企業パフォーマンスに影響を及ぼす点であるが、特に 2SLS 分析では取締役会の平均年齢が影響を及ぼさない点も一貫して示されている。また本研究では総資産の対数変換値を企業規模として用いたが、企業の大規模化はパフォーマンスを向上させないとする McCornel and Servas [1990] や新倉・瀬古 [2017] の知見を本研究も支持している。なお、総資産によって測定された企業規模が取締役会の規模も代理すると解しており、個別に説明変数として取締役会規模を投入することに固執しなかったことを付言しておく。

EBITDA マージン比率については同じ利益指標の一つとして ROA に及ぼす影響がややもすると自明となる可能性もあり、批判を回避するために当該指標を除いたモデル 1-1-2 や 1-1-3 による検証を試みている。Q に対する分析では EBITDA マージン比率投入の有無による影響は一部の変数（BTD3 並びに DASS）の有意性に影響を及ぼすが、対して ROA に対する分析ではモデルの相違による結果の変動は概ね認められず、安定している。なお、EBITDA マージン比率と ROA は（表 1）の変数定義が

示す通り、それぞれ売上高と総資産という異なる規模変数によって調整されているため、両者の間に認められる関係性が自明と断ずることは慎重であるべきだろう。

そして租税負担率を表す BTD との関係からすると利益が所得に比し大きくなると企業パフォーマンスが向上することが明らかとなる結果が ROA に対する分析ではより強く示されている。他方、Q に及ぼす BTD の影響はモデルの違いにより一貫しないものの、4 モデル中 2 モデルで正の関係性を認めたため、Desai and Dharmapala [2009] による所見を支持する可能性を示したと言える。SA Ratio の結果からエージェンシー問題の発生が少ない企業ほどパフォーマンスが高いことが示されたが、このことは負債比率の低下によって企業パフォーマンスが上昇する本研究の分析結果に整合する。この様な負債比率の低下が有意に Q を向上させるとの分析結果を踏まえると、前示の三輪 [2010] が唱えた 2 説のうち、負債の増加が企業価値を低下させるとの解釈を採用すべきであろう。更に機関投資家比率の向上や外国人投資家の減少によってもパフォーマンス向上が達成されるが、本研究で用いた外国人株主は法人ではなく、個人である点を踏まえる必要がある。

表 3-2 女性役員が Q に及ぼす影響

被説明変数: Q	フルサンプル 1,723社				金融 4業種排除 1,629社							
	2-1-1	2-1-2	2-1-3	2-1-4	OLS 2-1-3	OLS 2-1-4	2-2-1	2-2-2	2-2-3	2-2-4	OLS 2-2-3	OLS 2-2-4
(定数)	2.0699 ***	2.8619 ***	2.9608 ***	3.1867 ***	4.7930 ***	2.9933 ***	2.0508 *	2.9924 ***	3.0956 ***	1.2882 *	4.8730 ***	2.8784 ***
DIR	0.0122 ***	0.0137 ***	0.0141 ***	0.0175 ***	0.0175 ***	0.0130 ***	0.0115 ***	0.0132 ***	0.0136 ***	0.0091 **	0.0165 ***	0.0115 ***
SO	0.2505 ***	0.2666 ***	0.2757 ***	0.3212 ***	0.2413 ***	0.1679 ***	0.2302 ***	0.2445 ***	0.2520 ***	0.1919 ***	0.2575 ***	0.1911 ***
BRDAGEAV	0.0115	0.0034	0.0051	-0.0114	-0.0291 ***	-0.0254 ***	0.0119	0.0024	0.0039	0.0080	-0.0301 ***	-0.0254 ***
IDR_RTO	0.1904 ***	0.1615 ***	0.1707 ***	0.1422 ***	0.0119 ***	0.0110 ***	0.2035 ***	0.1665 ***	0.1758 ***	0.1731 ***	0.0119 ***	0.0105 ***
LnDASS	-0.2451 ***	-0.1875 ***	-0.2000 ***	-0.2119 ***	-0.1138 ***	-0.1174 ***	-0.2566 ***	-0.1967 ***	-0.2091 ***	-0.2195 ***	-0.1074 ***	-0.1155 ***
EBITDAマージン比率	4.8063 ***			4.4967 ***		5.8340 ***	5.1425 ***			6.7599 ***		6.9810 ***
BTD3	1.5755	3.9065 ***	3.8965 ***	0.2117	2.7988 ***	0.1330	1.4373	3.9338 ***	3.9321 ***	0.6595	2.9295 ***	-0.4092
SA Ratio		0.1320 *		0.4193 ***		0.6296 ***		0.1300 *		0.5467 ***		0.6362 ***
DASS	0.0014	-0.0068 ***	-0.0059 ***	-0.0031	-0.0078 ***	-0.0034 ***	0.0019	-0.0069 ***	-0.0060 ***	0.0003	-0.0073 ***	-0.0013
FRGN	-0.4424	-0.4122	-0.4399	0.1186 **	-0.1805	-0.0770	-0.4846	-0.4469	-0.4752	-0.3687	-0.2157	-0.1005
INST	0.0114 *	0.0179 ***	0.0170 ***	0.0165 **	0.0291 ***	0.0251 ***	0.0102	0.0180 ***	0.0171 ***	0.0118 **	0.0287 ***	0.0234 ***
基準dummy	-0.0159	0.0826	0.0595	0.0259	0.3013 ***	0.2812 ***	-0.0002	0.1114	0.0897	0.0628	0.2976 ***	0.2734 ***
連続dummy	-0.0403	-0.0768	-0.0728	-0.2701 *	-0.0697	-0.0459	-0.0308	-0.0564	-0.0515	-0.0449	-0.0896	-0.0841
業種ダミー	投入済み											
adj R2/有意確率	0.19976/10.76 915(0.0000)	0.19024/10.19 442(0.0000)	0.17832/9.690 58(0.0000)	0.22322/13.45 238(0.0000)	0.30818/20.66 843(0.0000)	0.41870/31.25 187(0.0000)	0.19076/10.59 384(0.0000)	0.18548/10.26 780(0.0000)	0.17396/9.790 89(0.0000)	0.25179/14.36 278(0.0000)	0.30725/19.51 378(0.0000)	0.43818/31.96 939(0.0000)

### Ⅲ 企業業績を最大化させる女性役員比率

前節までの結果から東証一部上場企業を分析対象にした場合に女性役員比率は企業業績に正の影響を及ぼすことが明らかとなった。そこで次に女性役員比率が企業パフォーマンスに及ぼす影響についてその関係性は第1象限において極値を持つ凸の放物線によって描出される可能性を疑ってみる。この様に企業パフォーマンスと財務数値やCG変数などの2変量間に単調に増加又は減少の関係が成立するのではなく、より複雑な関係が認められるとする発見について本稿ではⅡ-2-1. においてShort and Keasey [1999] の所見に触れた。そこで本節では前節

における2SLSモデルにIDW\_RTOの2乗項を追加して投入し、ROA並びにQと女性役員比率の間に上に凸の2次曲線の関係が発見されることを期待し、分析を試みる。分析結果は(表4-1)並びに(表4-2)に示す通りであり、ROAに比し、Qを被説明変数とする場合に女性役員比率の影響が曲線推定としてより強く有意性を伴って示されている。

またその他の点として(表4-1)ではバイアスをコントロールした場合にのみ、つまり2SLSモデルにおいてのみ曲線推定が有意である。そして(表4-2)の結果から(表4-1)に比してIDW\_RTOの単独項並びに2乗項の有意性が高いため、総じてROAに比しQは女性

表4-1 最大ROAを実現する女性役員比率

被説明変数: ROA	フルサンプル 1,723社					
	3-1-1	3-1-2	3-1-3	3-1-4	OLS 3-1-3	OLS 3-1-4
分析モデル (定数)	14.5557 ***	15.7073 ***	18.9956 ***	5.8368 ***	20.629 ***	6.7827 ***
DIR	0.0927 ***	0.0942 ***	0.1033 ***	0.0693 ***	0.108 ***	0.0719 ***
SO	0.8730 ***	0.8037 ***	1.0071 ***	0.3985 *	0.862 ***	0.3099
BRDAGEAV	-0.0073	-0.0589	-0.0380	-0.0356	-0.106 ***	-0.0766 ***
IDW_RTO	2.2014 ***	1.1056 *	1.7597 **	1.0787 *	0.042	0.0454
IDW_RTO <sup>2</sup>	-0.1302 ***	-0.0659 *	-0.1042 **	-0.0646 *	-0.003	-0.0034
LnASS	-1.1922 ***	-0.5159 **	-0.8552 ***	-0.6597 ***	-0.319 ***	-0.3312 ***
EBITDAマージン比率	28.9802 ***		42.3607 ***			41.9579 ***
BTD3	25.6923 ***	40.3483 ***	39.8769 ***	20.0992 ***	37.653 ***	18.9976 ***
SA Ratio		2.5596 ***		5.1912 ***		5.2516 ***
DASS	-0.0369 ***	-0.1020 ***	-0.0819 ***	-0.0569 ***	-0.090 ***	-0.0631 ***
FRGN	-3.0010	-2.3967	-2.9646	-1.8661	-2.208	-1.4064
INST	0.0603 **	0.1060 ***	0.0922 ***	0.0736 ***	0.116 ***	0.0883 ***
基準dummy	-0.0386	0.8603	0.4144	0.6567	1.066 **	1.0575 ***
連結dummy	1.9087 ***	1.4161 ***	1.6235 ***	1.6198 ***	1.237 ***	1.3830 ***
業種ダミー	投入済み					
adjR <sup>2</sup> /F値(有意確率)	0.27469/15.4 9231(0.0000)	0.34865/21.4 8326(0.0000)	0.25858/14.6 4967(0.0000)	0.50182/38.7 0819(0.0000)	0.37174/24.1 5682(0.0000)	0.57888/52.4 5932(0.0000)
最大ROAを実現する 女性役員比率	8.45172	8.39083	8.44460	8.35418	8.13933	6.58803

表4-2 最大Qを実現する女性役員比率

被説明変数: Q	フルサンプル 1,723社					
	4-1-1	4-1-2	4-1-3	4-1-4	OLS 4-1-3	OLS 4-1-4
分析モデル (定数)	3.4798 ***	4.0447 ***	4.2489 ***	2.5385 ***	4.808 ***	3.0347 ***
DIR	0.0134 ***	0.0146 ***	0.0152 ***	0.0108 **	0.017 ***	0.0122 ***
SO	0.2777 ***	0.2883 ***	0.3009 ***	0.2265 ***	0.251 ***	0.1800 ***
BRDAGEAV	-0.0008	-0.0074	-0.0061	-0.0038	-0.029 ***	-0.0254 ***
IDW_RTO	0.6935 ***	0.5763 ***	0.6170 ***	0.5722 ***	0.029 ***	0.0302 ***
IDW_RTO <sup>2</sup>	-0.0405 ***	-0.0336 ***	-0.0360 ***	-0.0334 ***	-0.001 *	-0.0014 **
LnASS	-0.3488 ***	-0.2694 ***	-0.2905 ***	-0.2913 ***	-0.107 ***	-0.1190 ***
EBITDAマージン比率	5.0197 ***		6.4644 ***			6.2531 ***
BTD3	1.1775	3.6637 **	3.6345 **	0.5737	2.873 ***	-0.0042
SA Ratio		0.1589 *		0.5605 ***		0.5922 ***
DASS	0.0036	-0.0055 **	-0.0042 *	0.0014	-0.007 ***	-0.0018
FRGN	-0.4753	-0.4338	-0.4690	-0.3528	-0.210	-0.1117
INST	0.0142 **	0.0206 ***	0.0197 ***	0.0157 **	0.028 ***	0.0234 ***
基準dummy	-0.0166	0.0895	0.0618	0.0585	0.285 ***	0.2687 ***
連結dummy	0.0995	0.0373	0.0501	0.0683	-0.082	-0.0559
業種ダミー	投入済み					
adjR <sup>2</sup> /F値(有意確率)	0.12552/6.49 254(0.0000)	0.13145/6.79 130(0.0000)	0.11782/6.22 690(0.0000)	0.18399/9.44 053(0.0000)	0.31248/18.7 8721(0.0000)	0.43080/29.3 3222(0.0000)
最大Qを実現する 女性役員比率	8.55803	8.56989	8.56784	8.56027	11.82752	11.05924

役員比率との間でより強い2次曲線の関係を認める。このことから投資家の支持を得るための女性役員比率としてROAを最大化するためには8.3~8.4%前後であり、他方Qを最大化するためには8.5%前後が必要となる。このことは(表1)を踏まえても現状わが国企業では女性役員比率の第3四分位が7.70%であることから比較的高い女性役員比率に達しないとROA並びにQは最大化されないと言うことになる。

IV 傾向スコアマッチングによる検証

1. 分析手法と統計量

本節では分析対象である東証一部上場企業に対してPSMによる追加検証を試みる。(表4-1)並びに(表4-2)で明らかな様に2SLSによって同時性バイアスを配慮した上での分析結果から女性役員比率の上昇がROA並びにQの上昇をもたらすことが明らかとなったものの、それには極値が存在することも同時に明らかとなった。但し、これまでの分析結果を俯瞰すると女性役員比率がQに及ぼす影響は同じくROAに及ぼす影響力に比し、相対的に上回ると言えた。そこでPSMによっても同様の結果を導出可能なのか、明らかにしてみる。本研究の場合、女性役員を採用している企業群を処置群とし、他方で不採用企業を対照群とした上でこれら2群について二項ロジスティック回帰を試み、PSを算出する。次にサンプルの擬似的な無作為抽出を実現させるためにPSの近似するペアを処置群と対照群から1対1でマッチングさせ、マッチングされないサンプルを廃棄する。本稿における検証ではこの様にして598ペアが成立したが、最終的な目標は処置群と対照

群のROAとQに有意な差を認めるかについてt検定を行うことにある。

なお、PSを算定するために二項ロジスティック回帰分析を試みたが、その際、女性役員を採用する要因として(表5)が示す相関係数表の通り、相関係数が高いとされる5変数(BRDAGEAV, LnIDNUM, LnAss, 基準dummyそしてWEBEVL3)を共変量とした。また(表5)中、セル内の\*\*は1%水準有意を示すことを付言する。

上記変数のうち新出となるのがLnIDNUM+1と女性役員有りに1であるが、これら2変数についての基本統計量は(表6)の通りであり、初期サンプルとして1,767社となる。上記2変数以外の統計量については既に(表1)において示されていることを付言する。

LnIDNUM+1とは社外取締役人数に1を足して自然対数変換した値である。これは社外取締役人数がゼロのサンプルに対して自然対数変換を試みると欠損値となるため、サンプル数を縮小させないために講じた変数加工である。こ

表5 女性役員を採用する5つの要因

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧
① ROA	1							
	1,767							
② Q	.635**	1						
	0.000	1,767						
③ BRDAGEAV	-.245**	-.332**	1					
	0.000	0.000	1,766					
④ LnIDNUM+1	-0.040	0.015	.127**	1				
	0.095	0.537	0.000	1,767				
⑤ LnASS	-.318**	-.289**	.365**	.347**	1			
	0.000	0.000	0.000	0.000	1,767			
⑥ 基準dummy	0.017	0.030	0.038	.217**	.303**	1		
	0.485	0.219	0.110	0.000	0.000	1,724		
⑦ WEBEVL3	-0.007	0.023	.173**	.372**	.551**	.364**	1	
	0.769	0.325	0.000	0.000	0.000	0.000	1,767	
⑧ 女性役員有りに1	0.009	.109**	-.102**	.222**	.221**	.147**	.249**	1
	0.704	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1,767

表6 新出2変数の基本統計量

変数分類/略称名	度数	平均値	標準偏差	最小値	四分位			最大値	
					第1	第2	第3		
取締役会	LnIDNUM+1	1,767	1.2631	0.2704	0.0000	1.0986	1.0986	1.3863	2.3979
	女性役員有りに1	1,767	0.4143	0.4927	0	0	0	1	1

表7 独立変数と共変量の関係と分類テーブル

	B	標準誤差	Wald	有意確率	予測		正解の割合
					女性役員有りに1	0	
BRDAGEAV	-0.112	0.014	64.729	0.000			
LnIDNUM+1	1.201	0.219	30.192	0.000			
LnASS	0.223	0.039	32.340	0.000	女性役員 有りに0	845	169
基準dummy	0.243	0.243	0.995	0.319	有りに1	400	309
WEBEVL3	0.028	0.006	20.370	0.000	全体のパーセント		67.0
定数	0.826	0.784	1.110	0.292			

の様な加工は例えばCGが租税回避に及ぼす影響を検証したArmstrong et al [2015, p.9]においても観られ、租税回避指標に対して取締役会に占める金融専門家の数(LogNumFinExp)の影響を観察する際にも活用されている<sup>6)</sup>。また新出変数としては2つ目の女性役員有りに1はそもそもIDW\_RTOを踏まえて生成している。

## 2. 傾向値の算出とマッチング

PSを算出する際の二項ロジスティック回帰分析の結果は(表7)左側の通りであり、モデルの評価について $\chi^2$ 乗値(有意確率)/Cox & Snell R<sup>2</sup>乗 / Nagelkerke R<sup>2</sup>乗 / Hosmer Lemeshow 検定の $\chi^2$ 乗値(有意確率)はそれぞれ229.591(0.000) / 0.125 / 0.168 / 8.954(0.346)となる。さらに当該モデルの予測に対する正解率が67.0%となる結果については同表の右側に分類表示している。

以上から東証一部の1,723社についてPSの分布を示すと(図1)の通りとなった。縦軸はPSを表しており、横軸は処置群と対照群の度数を表している。(図1)より対照群においてはPSが0.4未満でマッチングできず、廃棄されるサンプルが多く存在しており、逆に0.6をやや上回る水準で処置群の分布が対照群に比し多くなっている。なお、初期サンプル1,767社

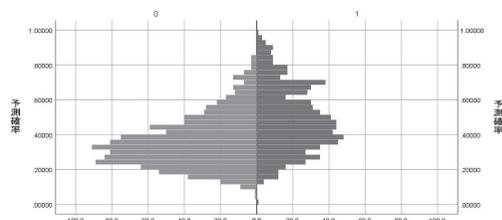


図1 マッチング前のPSの分布

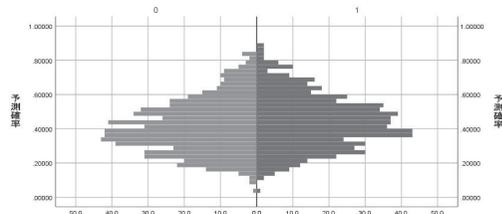


図2 マッチング後のPSの分布

から欠損サンプルが44社現れたために処置群は709社となり、対照群は1,014社となった。

(図1)を踏まえ、(図2)では処置群と対照群のPSをキャリパー0.05でマッチさせた結果、598ペアが成立した状態を表している。(図2)が示す通り、処置群と対照群のヒストグラムがシンメトリックに描出できたことより、擬似的な無作為抽出を完了したということになる。

(表8)はマッチング後の2群のROAとQについて平均差の検定を実施した結果である。ROAについては女性役員が存在するかないかで有意な差は発見されないが、Qについては存在する場合は存在しない場合に比し5%水準有意で高くなる。

6) Armstrong et al [2015, pp.13-15] によれば、分析の結果として経営者がリスクをとる動機は租税回避に関係しているとし、分位別回帰を行った結果、租税優遇額が少ない状態では金融専門家が增加するが、優遇額が多くなれば金融専門家が減少するという。

表8 パフォーマンス指標の差の検定の結果

平均値	全体	処置群	対照群	等分散の仮定	等分散性のための Levene の検定		2つの母平均の差の検定				
					F 値	有意確率	t 値	自由度	有意確率 (両側)	平均値の差	差の標準誤差
ROA	1,196社	598社	598社	仮定する 仮定しない	0.18747	0.66511	0.45008	1,194 1193.92721	0.65273	0.14251	0.31662
Q	1.47382	1.53767	1.40998	仮定する 仮定しない	6.12130	0.01349	-2.13170	1,194 1143.72244	0.03324	-0.12769	0.05990

### 3. 情報背景の等質化と分析結果、そしてその解釈

PSMにおける独立変数と共変量の関係では、共変量は女性役員を採用するとのイベントに影響を及ぼすが、この関係とは別に共変量はROAやQにも影響を及ぼす。その際、5つの共変量から女性役員の採用を行うのか否かを予測するためのスカラー量をPSとした。PSの度数分布が処置群と対照群の間で偏りを生じている場合、PSが近似し、2群のそれぞれのサンプルがマッチング出来たペアのみを分析対象とし、それ以外の不要なサンプルは廃棄する。このようなサンプルの廃棄を経ると共変量に関する情報背景が等質化することを示したのが、(表9-1)並びに(表9-2)である。

廃棄前の処置群と対照群のいずれも5つの共変量について平均の差の検定を試みたが、(表9-1)が示す通り、すべて1%水準を凌駕して有意差が認められる。つまりマッチング前の処

置群と対照群の間には5変量に関して情報背景の等質性が確保されていない。この様な場合、仮に1,723社の事例を一括でOLS推定すると情報背景の等質性を妨げた廃棄されるべきサンプルの影響が分析結果に及ぶ。

他方、(表9-2)はサンプルを廃棄後の2群の共変量の平均値比較と差の検定結果であるが、5つの共変量のうち自然対数変換した社外役員人数(LnIDNUM+1)並びに総資産(LnAss)以外の3つで平均の差が認められなくなった。尤もLnIDNUM+1については10%水準有意を獲得したにすぎず、見方によっては有意性は無く、平均差は認められないと考える向きもあるだろう。他方、LnAssに至ってはマッチングによっても5%水準もの有意性を伴って差が認められるが、サンプル排除前に観られた非常に強い差はやや改善されている。

PSMにおいて不要サンプルを廃棄するのは無作為抽出によるサンプル構成を擬似的に成立

表9-1 サンプル廃棄前における2群の共変量・従属変数の平均値比較と差の検定結果

		BRDAGEAV	LnIDNUM+1	LnASS	日本基準以外に1	WEBEVL3	ROA	Q
平均値	全体(1,723社)	61.42368	1.26179	11.67220	0.06152	53.87249	7.19653	1.41633
	処置群(709社)	60.90832	1.33412	12.14074	0.10437	57.04795	7.23321	1.54386
	対照群(1,014社)	61.78402	1.21121	11.34460	0.03156	51.65217	7.17088	1.32715
差の検定	t値	4.24351	-9.21950	-9.08554	-5.71725	-10.24629	-0.23677	-4.28963
	P値(両側)	0.00002	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.81287	0.00002

表9-2 サンプル廃棄後における2群の共変量・従属変数の平均値比較と差の検定結果

		BRDAGEAV	LnIDNUM+1	LnASS	日本基準以外に1	WEBEVL3	ROA	Q
平均値	全体(1,196社)	61.04766	1.27095	11.63501	0.05351	54.23328	7.40492	1.47382
	処置群(598社)	60.94649	1.28346	11.76020	0.05686	54.59030	7.33366	1.53767
	対照群(598社)	61.14883	1.25843	11.50983	0.05017	53.87625	7.47617	1.40998
差の検定	t値	0.81440	1.69398	2.57765	0.51357	1.23453	0.45008	2.13170
	P値(両側)	0.41558	0.09053	0.01007	0.60765	0.21725	0.65273	0.03324

させるため必要な過程である。それは処置群と対照群における情報背景の等質化を目指すために行われる。より具体的に言えば、マッチングを行い、ペアとなった分析対象から女性役員を採用する企業としない企業のパフォーマンスの違いを検証すれば、その違いはより精度が高いと言える。(表9-2)からマッチング後のROAとQについて前者では女性役員が採用されようとされまいと差がないことが明らかになったが、他方、後者には5%水準有意の差が認められた。つまり女性役員が存在する企業は資本利益率には影響はないが、投資家に期待されると解釈することが出来る。

## V おわりに

労働経済学においては女性労働に対する搾取を問題提起するため、女性従業員や女性管理職が企業のROAを向上させる実態を示すことが重要な研究課題であったが、当該課題に対する成果は必ずしも定まっていない。他方、本研究は不平等な労働問題の検証という着眼点から離れ、資本市場において女性活躍に対する期待を観察可能かという問題意識に転じている。このため女性役員が及ぼす影響は利益の実績数値であるROAに加え、将来への期待を表すQにも注目し、それらの多寡を主にCG変数によって解明しようとしたことで、労働問題ではなく会計の問題として捉えた。

同時性バイアスを配慮して2SLSを採用した分析モデルによる結果に依れば東証一部の上場企業では女性役員の増加はROAを1%~10%水準有意でばらつきはあるものの上昇させたが、他方Qについては1%を凌駕する有意水準で上昇させる結果を導出している。続く分析ではQと女性役員比率の関係は第一象限内に極値を有する凸型の曲線として推定されることも明らかとなった。

本研究後段ではPSMによる分析を試み、前段の研究成果と矛盾しない結果が導出されるの

か追加検証をしており、女性役員を擁する709社を処置群とし、他方、擁しない1,014社を対照群としてマッチングさせて598ペアを生成した。その結果、ROAは2群において差が認められないが、Qについては5%水準の有意な差を認め、前段の研究成果を支持する内容であった。つまり女性役員を擁する企業群は擁さない企業群に比しQが高い。これらのことから女性役員が存在する企業に対する投資家の期待は大きいと言えるが、実際に収益獲得に貢献したかは明らかではないと言える。

最後に残された課題を指摘しておく、紙幅の都合から本研究ではクロスセクションデータを対象としており、時系列分析を行っていない。この様に分析した理由として、先行研究の多くが低い女性役員比率を含有する古い年度のデータを対象としたために当該比率の企業パフォーマンスに及ぼす影響が強く示されなかったと考え、研究着手時点で最新の単年度データを分析対象とした。女性役員比率はSDGsを達成するために企業のESG活動が年々強化されてきている背景から、分析対象を刷新すればする程に上昇してゆく傾向にあると考える。したがってより新しい年度における複数年データを対象として先人の分析の通り、再び時系列分析を試みることに深い意義があることを指摘しておきたい。

[後記] 本研究は科学研究費・基盤(C)・課題番号17K04034の支援並びに石井記念証券研究振興財団による令和5年度研究助成金(グループ研究)の支援を受けている。いずれのご厚意に対しても謝してここに記す。

## 参考文献

奥田真也・山下裕企・米谷健司 2006「会計利益と課税所得の差異(BTD)の傾向と決定要因:3種のBTDの比較」税に関する論文入選論文集2, pp.32-74.

- 櫻田譲 2021 「小売業の有給取得率と女性役員の企業業績への貢献」『経済学研究』第71巻第2号, 53-79.
- 清水一 2007 「取締役会の属性と企業価値の関係について」『高松大学紀要』No.48, 39-52.
- 新倉博明・瀬古美喜 2017 「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.
- 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, 69-82.
- 三輪晋也 2010 「日本企業における取締役会の構成と外国人株主の株式所有」『政経論叢』152号, 105-127.
- 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, 1-26.
- Adams, R. B. and D. Ferreira. 2009. "Women in the boardroom and their impact on governance and performance." *Journal of financial economics* 94, no.2, 291-309.
- Anderson, R. C., & Reeb, D. M. 2003. Founding - family ownership and firm performance: evidence from the S&P 500. *The journal of finance*, 58(3), 1301-1328.
- Ang, J.S., Cole, R.A. and J.W. Lin 2000. Agency Costs and Ownership Structure, *THE JOURNAL OF FINANCE*, Vol. LV, No.1, 81-106.
- Armstrong, C.S., Blouina, J.L., Jagolinzer, A.D. and D.F. Larcker. 2015. Corporate governance, incentives, and tax avoidance, *Journal of Accounting and Economics* 60, 1-17.
- Becker, G. 1971. *The Economics of Discrimination (2nd Edition)*, University of Chicago Press.
- Desai, M.A. and Dharmapala, D. 2009. Corporate Tax Avoidance and Firm Value. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 91, issue3, pp.537-546.
- Faccio, M., Marchica, M-T. and R. Mura. 2016. "CEO gender, corporate risk-taking, and the efficiency of capital allocation." *Journal of corporate finance* 39, 193-209.
- Guercio, D.D. 1996. The distorting effect of the prudent-man laws on institutional equity investments, *Journal of Financial Economics*, 40, 31-62.
- Hanlon, M. 2005. The Persistence and Pricing of Earnings, Accruals, and Cash Flows When Firms Have Large Book-Tax Differences. *The Accounting Review* Vol.80, No.1, 137-166.
- Kang, J.K. and R. M. Stulz 1997. Why is there a home bias? An analysis of foreign portfolio equity ownership in Japan, *Journal of Financial Economics*, 46, 3-28.
- McConnell, J. J. and Servaes, H. 1990. Additional evidence on equity ownership and corporate value. *Journal of Financial Economics*, 27, 595-612.
- Nagaoka, S. 2005. Determinants of the Introduction of Stock Options by Japanese Firms: Analysis from the Incentive and Selection Perspectives. *The Journal of Business*, Vol.78, No.6 (November 2005), pp. 2289-2316.
- O'Connell, V. and K. Sullivan. 2008. The Impact of Mandatory Conversion to IFRS on the Net Income of FTSEurofirst 80 Firms, *The Journal of Applied Research in Accounting and Finance*, Vol.3, No.2, 17-43.
- Rozenbaum, O. 2019. EBITDA and Managers' Investment and Leverage Choices, *Contemporary Accounting Research*. Vol.36 No.1, 513-546.
- Short, H. and K. Keasey. 1999. Managerial ownership and the performance of firms: Evidence from the UK, *Journal of Corporate Finance* No.5, 79-101.
- Sigel, J. and Kodama N. 2011. Labor Market Gender Disparity and Corporate Performance in Japan, *RIETI Discussion Paper Series* 11-E-075