



Title	小売業の有給取得率と女性役員の企業業績への貢献
Author(s)	櫻田, 譲; Sakurada, Yuzuru
Citation	経済学研究, 71(2), 53-79
Issue Date	2021-12-14
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/83661
Type	departmental bulletin paper
File Information	20_ES_71(2)_053.pdf



小売業の有給取得率と女性役員の企業業績への貢献

櫻 田 讓

I. はじめに

本研究では小売業において有給取得率が低い現象を検討対象とし、企業業績に及ぼす影響を観察する。後述するが、小売業では有給取得率が他の業種に比して最低水準にあり、この業種の特徴の1つと考えられる。なぜこの現象が小売業において顕著であるのかについてその理由とは、恐らくは小売業に対して供給される人材の多くが女性である点が挙げられるであろう。つまりここに1つの仮説が浮上するのだが、有給取得を行いにくい特殊な業種である小売業の労働環境に女性労働者が適応する実態があり、他方、企業側が提供するその様な労働環境は利益を獲得する仕組みとして奇貨となり、当該業種全般に定着していると推測可能である。換言すれば女性労働者の低い有給取得率のお陰で小売業における利益獲得が実現すると観ることが出来る。

この着眼点は予てより女性労働は搾取されているとする Becker [1971] による差別仮説を支持する多くの研究者にとっても大変興味深い筈であるが、管見の限り、小売業における有給取得率の低迷と企業業績の関係を明らかにした実証的な検証結果は見あたらない。そこで本研究では女性が活躍する業種として小売業と化学業を分析対象とし、さらに上記2業種に対するレファレンスグループとして鉄鋼業にも注目し、これら3業種における企業業績と有給取得率や女性3比率（女性役員比率・女性管理職比率・女性従業員比率）の関係を検証する。

本稿における具体的な検証は以下に示す通り

3つに分けられる。まず最初にⅢ. 1. において示すが、女性3比率の多寡がROAの向上に如何に影響するのかについて検証を行いながら、同時に小売業における有給取得率の低下がROAを向上させるかを検証する。この検証において2つのモデルが準備され、小売業における有給取得率の低下がROAを上昇させるとの結果を5%水準有意で示すことに成功した。またROA向上へ貢献するのは女性3比率のうち女性管理職比率の上昇が最も顕著であり、女性従業員、そして女性役員へと従い、劣後する結果を導出している。

次にⅢ. 5. では女性3比率とROAには2次関数の関係が存在するのかを明らかにした。この検証によってROAを最大にする女性3比率が存在するのかを明らかにしたが、結果は3業種を分析対象とする限りではあるが、女性3比率のうち女性管理職については51.25%を達成するとROAが最大となるが、女性役員比率や女性従業員比率についてはROAを最大化する比率が発見されなかった。

3つ目にⅢ. 6. において女性の活用と企業業績の関係について同時性バイアスを疑った検証を試みた。最近では女性の社会進出によって企業の女性比率が向上し、企業業績を上昇させるとの見解も浸透してきたが、実は業績が良い企業が女性を起用しただけであり、ややもするとESG投資を誘き寄せさせるための客寄せパンダとして例えば女性役員比率を上昇させるだけとの疑問を払拭したい。この問題は従属変数が独立変数を説明するという同時性バイアスが発生している事例であり、分析モデルを単なる最小二

乗法 (OLS : Ordinary Least Squares) 推計に依るのではなく、2段階最小二乗法 (2SLS : two stage least squared method) に依る再検証が必要である。本稿Ⅲ. 1. ではOLSによって5%水準有意で女性管理職比率の上昇がROAを向上させるという結果を導出しているが、これを2SLSによって見直すと有意性を完全に喪失することが明らかとなった。つまり女性の企業業績への貢献は、女性進出が著しいとされる小売業や化学業をサンプルとした場合においても強いとは言えず、OLSによって明らかになった女性活力の企業業績への貢献は見せかけの相関であったと言うことになる。但し、この分析結果はサンプルサイズが小さい事に依る可能性が否定できないため、本稿後段の追加検証にてOLSではあるものの上場企業2,736社を対象とした簡易な分析結果も示している。

II. 研究の背景

1. 女性の雇用拡大と社会的関心

平成27年9月開催の国連サミットで採択された「持続可能な開発のための2030アジェンダ」が示す持続可能な開発目標 (SDGs : Sustainable Development Goals) を実現すべく、わが国政府による取り組みが始まった。令和元年12月20日に「SDGs実施指針」の改訂版が公表されたが、その中で女性のエンパワーメントの推進が挙げられており、ジェンダー平等が叫ばれている。女性の雇用拡大やその先に女性管理職や女性役員の増加を見据えていると考えられ、内閣府の男女共同参画局では毎年、周知啓発の資料として上場企業のうち女性役員の占める割合が10%以上の企業を一覧化したリーフレットを作成している¹⁾。それによると女性

役員の占める割合が10%以上の上場企業が多い業種として情報・通信業や卸売業、小売業、サービス業が挙げられる。

女性の社会進出についてはわが国では平成初期に四大卒の女子は採用対象外という企業がまだまだ多かったという²⁾が、平成11年の改正男女雇用機会均等法により採用における男女差別を禁止した。女性の社会進出が期待される一方で、わが国の現状としては医学部を受験する女子学生が差別を受け、男子学生が優先合格していた事件³⁾が報道され、ジェンダー平等に程遠い職域も残っている。この様な女性差別の存在によってCSR活動の一環として女性の活躍を支援する企業の取り組みが重要視され、上記にて言及した男女共同参画局が作成した平成31年度版「女性活躍とSDGs」によれば女性役員比率が10%以上の企業は昨年度に比し、174社増加しているという。

そしてより具体的な例として報道に依れば平成31年度版「女性が活躍する会社ベスト100」として「結婚や出産後も多くの女性社員が活躍可能な企業として花王グループ⁴⁾が1位」となり、注目されている。花王の他、トップ10に名を連ねたのは高島屋 (4位)、イオン (7

- 2) 平成31年4月22日日本経済新聞朝刊19頁。
- 3) 平成30年12月14日日本経済新聞夕刊10頁や平成30年12月30日朝刊27頁参照。
- 4) この他、花王グループのCSR活動における先進性として平成2年に消費財メーカーでいち早くエネルギー消費量の削減目標を策定し、同21年に公表した環境宣言では令和2年までに二酸化炭素の排出量を平成17年と比べて35%削減する目標を掲げた他、水使用量の削減目標も盛り込んだ (平成21年6月17日17時30分 日経速報ニュースアーカイブ)。さらに花王が展開したCSR活動に対する国際的な評価として、アメリカ大手シンクタンクであるエシスフィア・インスティテュートが平成19年から毎年発表している「世界で最も倫理的な企業」に日本企業で最も多い12年連続で選出されている (平成30年8月29日6時30分 日経速報ニュースアーカイブ)。

1) http://www.gender.go.jp/policy/mieruka/company/pdf/yakuin_6.pdf 並びに http://www.gender.go.jp/policy/mieruka/company/pdf/yakuin_5.pdf 参照。

位)、セブン&アイ・ホールディングス(9位)と小売業が健闘している⁵⁾。花王については平成30年にグループ会社として設立したカネボウビューティーカウンセリングとソフィーナビューティーカウンセリングの社長に女性が就任するなどの実績がある。しかし、このような企業は単に女性活用による話題を振りまいているだけで、利益の獲得が度外視されているのではないかという疑問も浮かぶ。これに対して「女性役員比率の高さが多様な人材を活かす体制がどれだけ整っているかを示す指標になっている可能性」が考えられると山本勲教授(慶應義塾大学)は指摘する。そして「女性役員比率に加えて、男性社員の中途採用比率や新卒女性社員の定着率が高いなどの特徴がある企業ほど業績が向上しやすい」ことも指摘している⁶⁾。この様に今や一般的傾向として女性役員の存在する企業では業績が他を優越するという実態が存在するようにも思える。

2. 先行研究の紹介

女性活用が企業業績に与える影響の分析は従来より2つの仮説が存在し、その検証が労働経済学者や計量経済学者にとって重大な関心事であった。その2つの仮説のうち1つはBecker[1971]による差別仮説であり、企業は女性に対する賃金報酬を十分に与えておらず、結果、人件費の節約効果によって企業業績が向上するとの仮説である。この差別仮説を現在のデータを用いて再検証した成果としてSiegel and Kodama[2011, p.3, 14]が挙げられ、「2000年代において女性管理職を雇うことが企業に好業績をもたらしたかどうか」という問題意識から分析を試みた結果、「利益の違いの背後に潜むメカニズムは、企業が女性管理職に支払っている人件費が少ない」ことを理由として女性の活用から好業績を導出したとしている。

女性活用が企業業績に与える影響に関するいま1つの仮説としてGneezy et al. [2003]やPetersen et al. [2007]が主張するように女性が主な顧客になっている商品の企画・開発業務では、逆に女性の生産性が高くなるという仮説が存在する。この仮説検証を試みた先行研究としてKawaguchi [2007, p.8]に依れば「性別による賃金格差の大部分が、性別による生産性格差」となる可能性を疑い、本当に女性労働者の雇用が生産性格差をもたらすのであれば、女性活用は業績が悪い企業にとって選択肢にはなり得ないと推察した。そこでKawaguchi [2007, pp.8-9]は従属変数として営業利益を総売上で規模調整した収益性の変数を選定し、企業業績に及ぼす影響を検証した結果、「女性雇用の増加が営業利益/売上高比率で定義される利益率を増加させた」との見解を示すに至った。この様に差別仮説も含めて女性労働者の増加が企業利益の向上をもたらしたとする研究成果が少なくないが、解釈部分で見解が分かれている。つまり女性に対する労働搾取を原因とした利益獲得なのか、或いは男性に比して女性の能力が優秀であるから利益獲得を実現できたのかについて解釈が分かれており、研究上の残された課題となっている。

これらの研究の後、企業利益と女性労働者の関係に関する研究は更なる拡張を見せ、川口・西谷[2009, pp.40-41]はROAを増加させる要因として育児支援制度の数や有給休暇取得促進施策の数に注目し、これらとROAは正の関係を有するとの知見を獲得するに至っている。育児支援制度や有給休暇取得促進施策などはワーク・ライフ・バランス(以下「WLB」と略称)の実現のため、平成27年12月25日決定の『第4次男女共同参画基本計画』27頁において平成32年(令和2年)までに有給取得率を70%へ到達させることを目標としていた⁷⁾。そこでWLBの向上を積極的に推進する企業に質の高い女性労働者が集まり、結果として企業業績を押し上げるとの仮説を検証したの

5) 令和1年5月8日 日本経済新聞朝刊 14頁。

6) 平成29年2月4日 日本経済新聞朝刊 31頁。

が川口・西谷 [2009] であるが、同時に検証した正社員に占める女性比率や管理職に占める女性比率の多寡が ROA に及ばず結果は発見出来ていない。

しかしながら川口・西谷 [2009, pp.39-42] は企業業績と WLB について分析結果から 2 つの興味深い解釈を示している。1 つは「WLB 施策を熱心に進めている企業では企業の効率が改善し、高利潤を生み出している」可能性である。「従業員、特に女性従業員の離職率低下により、経験豊かな労働者が多くなり生産性が向上」し、「WLB 施策の充実により優秀な労働者が応募する」背景を推察している。いま 1 つの解釈として「業績のいい企業が WLB 施策を推進している」と言い、「従業員の福利厚生の一環として WLB 施策を実施している可能性」を指摘している。また「企業の評判を上げるために WLB 施策を実施している」可能性についても言及するが、「因果性の検定を行っていないため、こうした逆の解釈を捨てきれない」という。

さて、企業利益に貢献しているのは人件費削減効果とも言うべき女性労働からの搾取なのか、それとも女性の能力の高さに依るのかについての研究は、その源流を辿れば心理学研究に行き着く。Croson and Gneezy [2009, p.448] は「女性のリスク選好や社会的選好、競争への反応」に注目して文献レビューを試みた結果、「ポートフォリオの選択などをも観察の対象とした場合、女性は男性よりもリスクと競争を嫌う」と指摘している。さらに自信過剰という観点から文献レビューした結果、「男性は女性よりも不確実な状況での成功に自信過剰」であるとし、「実質的に女性は投資決定において男性

よりも自信が無い」と指摘している (Croson and Gneezy [2009, p.452])。その様な結果から女性特有の選択上の性質として「女性は男性よりもリスク回避的であり、女性は男性よりも社会的合図に敏感である他に男性よりも女性の行動にはばらつきが大きくなる点」を指摘している (Croson and Gneezy [2009, pp.467-468])。

以上より性差に関する研究の問題点としては次の通り 2 つ指摘される。1 つ目に「競争的場面と交渉の場の両方で、競争的場面に対する女性の好みは男性よりも低いが、それはそもそもの性差なのか、それとも学習の結果であるのかが明らかではない」という。そしていま 1 つの残された課題は男女の間に性差が認められないと言うよりは寧ろ認められるとする研究論文がより注目され、成果として公表されやすい傾向であり、これを publication bias と評している。

女性労働と企業利益の関係について女性従業員のみならず、女性管理職の多寡に注目し、従来より踏み込んだ論点から詳細な分析を行った研究として山本 [2014a, p.5,13] が挙げられる。それに依れば「日本の労働市場で女性の賃金が生産性対比で割安になっているとしたら、女性のスキルや能力を本格的に活用しなくても、正社員女性比率を高めるだけで、企業の利益率は上昇しうる」と指摘し、検証を試みた。更に追加論点として管理職比率についても注目し、「管理職女性比率は女性活用の度合いを示す質的尺度の 1 つと捉えることができる」ことから「単に正社員の中で量的に女性を増加させるのではなく、スキルや能力の高い女性を管理職として登用しているような企業では、人件費節約効果だけでなく、生産性自体が向上している可能性」を明らかにしようとした。この分析の目的は「女性を管理職へ登用するなどの活用を図ることで、女性の高い潜在的な能力が活用され、生産性自体が高まった可能性」の検証にある。この研究から女性活用と企業利益の関係性については従業員にみる男女比率を分析するだけではなく、管理職に注目する必要があるこ

7) WLB 施策の厳密な含意としては山本 [2014b, p.7] が指摘するように法を上回る育児休業制度や介護休業制度、フレックスタイム制度や在宅勤務制度、短時間勤務制度、非正規から正規社員への転換制度、WLB 推進組織の設置、長時間労働是正の取り組み等が挙げられる。

とが理解される。

本節で観てきた通り、女性の活用によって企業利益が高まるという現象を捉えている研究成果は少なくない。しかしながら企業利益の獲得は女性労働からの搾取に依るのか、或いは女性の高い能力を背景とするのかについて分析結果を解釈する上での2つの仮説が存在している。女性活用の宣伝効果に注目すれば、CSRの一環として業績の良い企業が評判を気にして女性役員を起用すれば好印象を与える可能性を期待するかも知れない。また労働市場を対象とした場合、女性活用を声高に叫べば就職活動を行う女子学生に対し、志望の誘因を高める可能性を企業側が期待するだろう。この様に人々の歓心を得るための女性活用であり、且つ本当に女性の生産能力が低いとした場合、好成績の企業が女性を雇用する余裕があるという推論が成立し、女性活用と企業利益の因果関係は逆転する。これらの着眼点によって推定モデルの構築に際し、同時性バイアスの発生を踏まえて検証を行う必要がある。この様に観てくると次節以降で試みられる実証研究では同時性バイアスを排除し、従来のOLSによる分析結果との違いが認められるのか比較する。そこで本稿ではまず最初にOLSによる分析の結果を示し、その後2SLSによる結果を示す。さらに女性従業員の多寡のみならず、女性管理職比率にも注目する。そして近時、増加傾向にあるとされる女性役員比率を分析対象とすることで先行研究の問題意識を継承しつつ、先行研究に比して新たなデータを分析対象とすることで同質の知見を獲得できるのか検証を試みる。

Ⅲ. 分析モデルと分析結果

1. 女性比率が企業業績に与える影響

(1) 分析の意義と分析モデル

予てより女性活用は人件費の節約効果が見込まれるから積極的に行われてきたと指摘される通り、経営者によるジェンダー上の雇用者差別

が立ちほだかり、女性活用が進展していないとの解釈も存在する。従って女性活用を積極的に行っているとの企業イメージを作出することで投資家や労働者（特に就職活動にある女子学生）にとっては企業イメージが向上するかも知れない。しかしながら実際は女性活用が従業員や管理職で増加させるか、役員で増加させるかは、経営者が実利を重視するのか、評判を重視するのかに依って異なる可能性がある。つまり女性を多く採用することで人件費の節約が実現可能なのは従業員に対してであろうし、女性役員の存在は投資家向けにCSR重視の企業であるとの評判を得るために効果的かも知れない。その様に考えてみると女性管理職比率の多寡がROAにいかなる貢献を示すのか明確ではないため、女性管理職比率を説明変数とする分析には深い意義が認められる。

企業業績に貢献する女性管理職については「一般に、管理職には決められた職務があり、その職務をこなせる能力やスキルのある労働者が管理職として働いており、その対価として相応の賃金が支払われている」現状がある。そのため「管理職については女性だからといって、生産性対比で賃金が低く設定されているとは考えにくい（山本 [2014a, p.10]）」とされる。つまり管理職への採用は能力度外視で女性であることを理由に雇用するには限界があり、企業利益の獲得機会を失ってまでも評判のために女性管理職を増やすことは無いとされる。この主張を裏付けるように川口・西谷 [2009, pp.40-41.]も管理職に占める女性比率は総資産経常利益率の多寡に影響を及ぼさないと指摘しており、女性管理職比率が企業業績に及ぼす影響の解明は重要な課題である。

本研究では女性3比率が企業業績に影響を与えるのかについて検討を試みるが、先行研究の問題意識を継承し、従属変数として資本効率を示すROAを選択する。女性労働が企業業績へ及ぼす影響を分析した先行研究の多くがROAを用いている現状があり、川口・西谷 [2009]

や Siegel and Kodama [2011], そして山本 [2014a] においても企業業績指標として ROA に注目しながらその多寡が女性管理職比率による影響を受けたのかを検証している。その際、ROA の単年度数値を用いるか、或いは複数年の平均値を用いるかについて見解が分かれるが、川口・西谷 [2009] は平成 19 年調査時点の ROA を用いており、Siegel and Kodama [2011] では平成 13 年、同 16 年、同 18 年のパネルデータを用いている。そして山本 [2014a] も平成 15 年、同 17 年から 23 年のパネルを用いている。これら先行研究の手法を踏襲し、単年度数値を用い、業種別の調整後 ROA を用いず、業種ダミーを投入する手法を継承する。

(2) 分析モデルの説明変数

分析モデルに投入する説明変数についてであるが、本研究においては企業規模をコントロールする目的で東証一部上場企業 dummy と資産合計を自然対数変換した数値として Ln 資産合計を投入する。女性活用が ESG 投資を行う投資家へのアピールであるとすれば、東証二部や新興市場に比し、一部上場企業がより積極的に女性活用を訴えかけるかも知れないし、規模が大きい企業ほど同様の傾向を強める可能性がある。なお、Siegel and Kodama [2011, pp.8-9] においても総資産の対数値を用いて ROA の多寡を説明するモデルを採用している。

2 つ目の独立変数として女性 3 比率を投入する。本研究は女性活用が企業業績に及ぼす影響の解明が最大の関心事となるため最重要視する検証変数である。その他に女性活用を表す指標として女性 3 比率の他に女性の平均勤続年数と離職率も候補に挙げられるが、山本 [2014a, p.7] に依れば「女性の平均勤続年数による利益率の違いはほとんどみられない」ことが明らかにされている。また「女性離職率による利益率の違いは部分的には観察されるものの、その違いは年によって大きく異なり」、安定しないことも明らかにされているため、それら 2 変数の投入を断念した。以上から女性 3 比率と

ROA の符号関係は正を期待する。

3 つ目の独立変数として有給取得率に注目する⁸⁾。有給取得率の向上は WLB の実現のため、平成 27 年 12 月 25 日決定の『第 4 次男女共同参画基本計画』27 頁において平成 32 年（令和 2 年）までに 70% を目標としていた。有給取得率を向上させる企業側の意図としては企業イメージを向上させ、優秀な人材を確保し、生産性向上へと結びつけたいとの思惑が存在するのであろう。実際、川口・西谷 [2009, p.39] では ROA などの企業業績指標を従属変数とし、他方で有給取得率を独立変数の一つとして投入しており、分析の結果、「有給休暇取得率が高い企業では、売上高経常利益率、同業種・同規模他社と比較した経常利益、2 年前と比較した労働生産性が高い」との結果を導出している。また「有給休暇取得促進施策数が多い企業では、売上高経常利益率や総資産経常利益率が高い」ことも明らかになった。本研究においても有給取得率が ROA に及ぼす影響を解明するために分析モデルに投入するが、ROA との符号関係は正を期待する。

4 つ目の独立変数として前出の有給取得率に関連するが、厚生労働省による政府統計に依ると労働者 1 人平均取得率について製造業が 58.4% となるのに比し、卸売・小売業では 35.8% となり、乖離が著しい現状を踏まえる。そのことは以下の(表 1)にて示す通りである。同表を踏まえて小売業は有給取得率が低い業種

8) 有給休暇取得が WLB 施策の範疇にあるかと言えば厳密には異なり、本章における検証データの参照元である『CSR 企業総覧(雇用・人材活用編) 2018』においても有給休暇取得は WLB 項目ではなく、賃金・休暇・諸制度の範疇にある。しかし実態としては育児や介護目的の有給休暇を補助的に充てる現実も少なくないと考え、本研究では有給休暇取得を WLB の外縁項目として捉えた。本書が会計学研究を内容としており、コアな労働経済学研究ではない点からも WLB の関連項目として有給取得率を捉えている。

表 1 労働者 1 人平均年次有給休暇の取得状況

性・企業規模・産業・年	労働者 1 人平均 付与日数 ¹⁾ (日)	労働者 1 人平均 取得日数 ²⁾ (日)	労働者 1 人平均 取得率 ³⁾ (%)
平成 30 年調査計	18.2	9.3	51.1
男	18.7	8.9	47.5
女	17.2	9.8	57.0
1,000 人以上	19.1	11.2	58.4
300~999 人	18.0	8.6	47.6
100~299 人	17.7	8.4	47.6
30 ~ 99 人	17.5	7.7	44.3
鉱業、採石業、砂利採取業	18.4	11.6	62.9
建設業	18.2	7.0	38.5
製造業	18.8	11.0	58.4
電気・ガス・熱供給・水道業	19.5	14.2	72.9
情報通信業	19.2	11.5	59.8
運輸業、郵便業	18.1	9.3	51.4
卸売業、小売業	18.2	6.5	35.8
金融業、保険業	19.3	11.2	58.3
不動産業、物品賃貸業	17.2	8.6	49.9
学術研究、専門・技術サービス業	18.4	10.1	54.7
宿泊業、飲食サービス業	16.1	5.2	32.5
生活関連サービス業、娯楽業	18.3	6.7	36.5
教育、学習支援業	18.6	8.0	43.3
医療、福祉	17.0	8.9	52.2
複合サービス事業	20.1	13.0	64.7
サービス業（他に分類されないもの）	17.3	9.5	54.8
平成 29 年調査計	18.2	9.0	49.4

注：1) 「付与日数」は、繰越日数を除く。

2) 「取得日数」は、平成 29 年（又は平成 28 会計年度）1 年間に実際に取得した日数である。

3) 「取得率」は、取得日数計/付与日数計×100（%）である。

（出典「平成 30 年就業条件総合調査の概況⁹⁾」6 頁）

であり、当該業種の利益獲得の隠れた要因になっているとの仮説を検証したい。そこで ROA の向上に有給取得率の多寡について業種の違いがもたらす影響をコントロールして検証を試みることにしよう。より具体的には小売 dummy と有給取得率の交差項を投入し、ROA に対する負の関係性を期待して検証を行うこととする。また本章冒頭にて言及した通り、女性活用が化学業において進んでいるとの一般的な認識から小売 dummy のみならず化学 dummy をも投入し、ROA との符号関係はいずれの業種ダミーに正を期待する。

最後に投入する独立変数として実効税率に注目するが、女性活用が企業業績にいかに関与するのかについての研究例が多い中、ROA に及ぼす影響の解明のために租税負担率を説明変数の 1 つとして投入した研究例は管見の限り存在しない。この理由は女性労働に関連する研究の

担い手が労働経済学者や統計学者であったため会計学的観点からの分析視角を喪失していたためと思われる。そこで本研究では租税負担率を説明変数として投入する。租税負担率には大きく分けて 2 つ存在し、1 つには実効税率 (ETR: Effective Tax Rate) があり、いま 1 つに会計利益と課税所得の差違 (BTD: Book Tax Differences) が存在する。

税務会計領域における実証研究の一部においては ETR を租税回避の測定指標と捉える向きもあるが、Saka et al. [2019, p.708] が指摘する通り、「ETR はそれ自体で租税回避の水準を表すわけではなく、法定税率よりも ETR がどの程度低くなるのかがより重要」となる。確かに国際比較をする場合は各国の課税ベースが異

9) <https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/jikan/syurou/18/dl/gaikyou.pdf> より引用。

なり、それに対応して税率も異なると思われるため、法定税率と ETR を比較すべきであろう。そして Saka et al. [2019, p.705] は同時に次の様なことも指摘している。それに依れば 148 カ国の 1985 年から 2015 年の全上場企業を対象として ROA と ETR を算定し、各国の租税負担削減行動の実態を解明した彼女らの実証研究では、「ETR がゼロの企業のうち、かなりの多くの企業が高い ROA を示しており、その様な企業が租税回避を行っている」との発見をしている。この様に租税回避を明らかにした Saka et al. [2019] に依る分析において ROA と ETR の関係に注目したという着眼点を踏まえ、ROA の多寡をコントロールする要因として ETR を説明変数として投入する。

Saka et al. [2019] が指摘する通り、分析対象が複数国に跨れば企業の租税負担を捕捉する上で法定税率との比較を行うべきである。しかし本研究ではわが国企業のみが分析対象であり、適用される法定税率は年度ごとに差はあれど、同一年においては全ての企業が同じと見なして良い。そこで租税負担のあり方が企業の収益率にいかなる程度影響を及ぼすのかを明らかにするために ETR をコントロール変数として投入する。ETR が低い場合に租税負担率が低いことを示すため、租税回避の傾向が強まると解釈出来る。ROA の高い企業に ETR が低い状況が散見されるとする Saka et al. [2019] による研究成果を踏まえると、説明変数となる ETR の符号は負を期待する。以上から分析モデルは次の通りとなるが、 u_i は本研究における全てのモデルにおいて誤差項である。

$$\begin{aligned} \text{model.1: } ROA_i = & \alpha + \beta_1 \text{東証一部上場}dummy_i \\ & + \beta_2 Ln \text{資産合計}_i + \beta_{3\sim 5} \text{女性 3 比率}_i \\ & + \beta_6 \text{有給取得率}_i + \beta_7 \text{化学}dummy_i \\ & + \beta_{10} \text{ウィンソライズ後}ETR_i + u_i \end{aligned}$$

女性役員比率_i, 女性管理職比率_i, 女性従業員比率_i,
 \in 女性 3 比率_i

また model.2 では小売業における有給取得率が低迷するとされる実態を踏まえ、model.1 に加えて小売業 dummy の他に小売業 dummy と有給取得率の交差項を投入する。なお、業種ダミーについてこれらのレファレンス・グループは鉄鋼業となることを付言しておく。

$$\begin{aligned} \text{model.2: } ROA_i = & \alpha + \beta_1 \text{東証一部上場}dummy_i \\ & + \beta_2 Ln \text{資産合計}_i + \beta_{3\sim 5} \text{女性 3 比率}_i \\ & + \beta_6 \text{有給取得率}_i + \beta_7 \text{化学}dummy_i \\ & + \beta_8 \text{小売}dummy_i \\ & + \beta_9 \text{小売}dummy_i \cdot \text{有給取得率}_i \\ & + \beta_{10} \text{ウィンソライズ後}ETR_i + u_i \end{aligned}$$

(3) 分析対象となるデータ

分析対象となるデータは (表 2) の通りであり、最大サンプル 114 社となる。これらについては『CSR 企業総覧(雇用・人材活用編)2018』からハンドコレクトし、企業の財務数値については eol を参照し、2つのデータを接続している。決算月は限定することなく、平成 29 年中に決算を迎えた企業を対象にしているが、決算期変更のため変則決算となった企業は排除している。分析モデルに投入される従属変数と独立変数について以下、それらの特性について言及する。従属変数となる ROA であるが、ROA を算出する上で分子となる利益には様々な候補が挙げられる。本研究の分析では事業利益を分子に配し、使用総資本の 2 期平均で除した ROA を用いるが、税引後当期純利益を分子に配した ROA も存在する。

事業利益は営業利益に受取利息と配当金の他、投資損益を加味しているため、税引後当期純利益を分子に配して算出する ROA とは乖離する。この乖離は本研究で ETR を独立変数として投入する上で非常に重要であり、ETR が ROA との間に自明で必然的な逆相関を発生させることを回避している。なお、ROA は最大値で 15.8% と突出している企業も存在するが、平均値と中央値が近似している点を踏まえてお

表2 分析対象となる『CSR企業総覧』データの基本統計量

	有効 度数	平均値	標準偏差	最小値	四分位			最大値
					第1	第2	第3	
ROA	114	0.0494	0.0320	-0.0101	0.0288	0.0434	0.0672	0.1583
東証一部上場 dummy	114	0.8684	0.3395	0	1	1	1	1
Ln 資産合計	114	12.2297	1.6591	7.8493	11.1163	12.2886	13.5279	15.9847
女性役員比率	112	0.0379	0.0549	0	0	0	0.0520	0.2143
女性役員比率二乗項	112	0.0044	0.0091	0	0	0	0.0027	0.0459
女性管理職比率	111	0.0808	0.0936	0	0.0179	0.0430	0.1014	0.3728
女性管理職比率二乗項	111	0.0152	0.0297	0	0.0003	0.0019	0.0103	0.1390
女性従業員比率	104	0.2230	0.1578	0.0559	0.1135	0.1565	0.2841	0.7499
女性従業員比率二乗項	104	0.0744	0.1125	0.0031	0.0129	0.0245	0.0807	0.5624
有給取得率	99	56.5929	16.6245	15.80	45.60	58.20	69.70	92.20
化学 dummy	114	0.5526	0.4994	0	0	1	1	1
小売 dummy	114	0.3684	0.4845	0	0	0	1	1
小売 dummy×有給取得率	114	12.1596	22.1562	0	0	0	20.70	86.00
ウィソライズ後 ETR	114	0.3075	0.1621	0	0.2323	0.2896	0.3518	1
資産合計	114	685,516.04	1,351,333.16	2,564.00	67,260.75	217,214.50	750,163.00	8,750,856.00
処置前女性役員比率	114	0.0435	0.0714	0.0000	0.0000	0.0000	0.0560	0.5000
処置前女性管理職比率	113	0.0941	0.1367	0.0000	0.0182	0.0431	0.1105	0.9183
処置前女性従業員比率	105	0.2298	0.1717	0.0559	0.1141	0.1571	0.2861	0.9348
鉄鋼 dummy	114	0.0789	0.2708	0	0	0	0	1
ETR	114	2.5108	23.4805	-0.3860	0.2323	0.2896	0.3518	251.0000

参考

きたい。

次に独立変数の出現順に言及すると、東証一部上場企業が全体の86.8%を占めており、そのほかは東証二部や新興市場であるため、大半が東証一部上場企業である。資産合計は標準偏差が極端に大きいために分析を行う上では自然対数変換しており、変換後の変数にはLnを付している。

女性3比率について1パーセント未満と99パーセント超のサンプルを外れ値として排除する処置を施したが、その処置前のデータでは役員に女性が占める平均は4.3% (3.8%：括弧内は外れ値処置後の数値。以下同様) であるが、最大値は50% (21.4%) となる企業も存在する。また管理職に女性が占める平均は9.4% (8.0%) であるが、最大値は91.8% (37.3%) となっており、従業員に女性が占める平均は23.0% (22.3%) であるが、最大値は93.5% (75.0%) を誇る。これら女性3比率については女性が活躍する業種を中心にサンプリングしたという背景もあり、外れ値処置後においても

いずれも中央値を超える平均値をみせていることはデータの特長として踏まえておく必要があるだろう。さらに女性3比率について単独項の他、次節においてROAを最大化する水準を明らかにするために先取りして本節(表2)において二乗項に関するデータも掲載している。

サンプル企業における有給取得率の平均値は56.6%となり、過半が有給を取得する現状にある。またこの有給取得率は調査対象企業の全従業員平均ベースであるため、役員の有給取得率は含まず、管理職のそれは含むと考えるべきである。そして分析対象となるサンプルサイズは114であるが、業種分類すると構成は化学業が63社、小売業が42社となり、本章冒頭において言及した通り、女性が活躍する会社が多く属する業種である。反面、女性活躍の場としては後進業種とみられる鉄鋼業も9社をサンプルに加えている。

最後に租税負担率を表すETRであるが、当該変数の算定上、税引前当期純利益がマイナスとなる企業をサンプルから排除しており、その

上で当該比率がゼロ未満になる場合にはゼロを、1を超える場合には1を与えるウィンソライズを実施した。この結果得られた数値をウィンソライズ後 ETR と呼称するが、114社の平均が30.6%となり、当時の法定実効税率30.86%に近似している点は指摘しておく。また114社全体としては租税負担の削減に積極的な企業が散見されるとの強い印象はないが、当該変数に関しては業種によるばらつきを踏まえるべきと考える。

2. 業種別の租税負担率

(1) 租税回避行動への疑問

一般的に税務会計領域の実証研究では ETR が低いことや BTD が高いことから租税回避の意図を伺うとするが、GAF A の様な極端な租税回避の傾向を有する多国籍企業の租税回避を捕捉する場合はそれら指標の活用が有益とされている。しかしながらこれらの租税負担を捕捉する指標については一部に限界が指摘される。その例を以下に3つ掲げると、まず1つ目に受取配当の益金不算入制度の活用によって法人税額が減少する場面を考えてみる。そもそも受取配当の益金不算入制度は二重課税排除を目的としており、租税回避行動ではないが、租税負担削減行動に関する黎明期の実証研究では当該制度の活用を租税回避と観ている向きがある。

2つ目に繰越欠損金が所得を相殺するため、これを活用すれば租税回避が実現できるとの見解も存在するが、実際のところは経営者が任意の事業年度において所得の相殺を意図的に出来るわけではなく、法規に基づき機械的に所得が相殺されてゆくに過ぎない。従って繰越欠損金の活用は租税回避行動ではなく、例えば所得税制に観られる山林所得の五分五乗制度や平均課税に並ぶ複数年に及ぶ所得の平準化を目的とする措置である。

税務会計研究領域における実証研究に観られる同種の誤解として3つ目には、研究開発減税の活用に関する分析も挙げられる。当該制度の

採用意図を深読みし、租税回避を目的として研究開発を行う可能性を疑う向きもあるが、櫻田[2021]に示す通り、資本市場で過剰な研究開発投資が監視されると考えれば、減税目的で試験研究費支出を増やすと考えるのはややもすると本末転倒の観がある。

このように受取配当額や繰越欠損金額並びに研究開発費の多寡から租税回避の意図を認め、租税負担削減行動と呼称するには余りに大袈裟と本研究では観ている。このため分析モデルへ租税回避を観察する指標として ETR を投入することに積極的な意義を見出すというよりは、租税負担の程度によって ROA の多寡をコントロールする目的があるに過ぎないと指摘しておく。そして(表3)に示す通り、業種別による租税負担の差が認められるという事実も見逃せない。

既に租税負担率から租税回避を類推する税務会計研究の慣行について言及したが、その観点を踏まえつつも分析対象となる化学・小売・鉄鋼の3業種におけるウィンソライズ後 ETR の統計量について(表3)に示した。同表左側は3業種のウィンソライズ後 ETR に関する基本統計量を示しているが、それに依れば非製造業に属する小売の当該指標は製造業に属する化学・鉄鋼の平均値に比し、突出して高い。3業種間のウィンソライズ後 ETR に関する平均差について統計的な有意性が認められるかを検証したのが(表3)の右側である。同表では各セル内の上段が t 値を示し、下段が P 値を示した平均差の検定結果であるが、小売は化学と鉄鋼に対しウィンソライズ後 ETR について1%水準を凌駕して有意な差を認めた。しかし同じ製造業である化学と鉄鋼の間には有意な差は検出されない。このことから租税負担率には業種に

表3 3業種間のウィンソライズ後 ETR の比較

	化学	小売	鉄鋼		化学	小売
平均	0.2530	0.4039	0.2386	小売	-4.3073	
分散	0.0054	0.0479	0.0061		0.0001	
観測数	63	42	9	鉄鋼	-0.5220	-3.8783
					0.6131	0.0004

表 4 分析対象データの相関係数表

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪
①ROA	1	0.022	0.044	-0.051	0.039	-0.010	0.091	0.429	-0.302	-0.232	-0.225
	114	0.812	0.641	0.592	0.687	0.923	0.369	0.000	0.001	0.013	0.016
②東証一部上場 dummy	-0.0077	1	0.507	0.140	-0.001	-0.035	0.189	0.276	-0.294	-0.156	-0.071
	0.9353	114	0.000	0.140	0.989	0.721	0.060	0.003	0.001	0.097	0.451
③LN 資産合計	-0.0222	0.5570	1	0.219	0.118	-0.152	0.285	0.131	-0.169	0.105	-0.156
	0.8150	0.0000	114	0.020	0.217	0.123	0.004	0.166	0.073	0.265	0.098
④役員女性比率	-0.0233	0.0390	0.0781	1	0.588	0.531	0.024	-0.208	0.304	0.327	0.134
	0.8073	0.6832	0.4133	112	0.000	0.000	0.812	0.027	0.001	0.000	0.160
⑤管理女性比率	0.1280	0.0395	0.0841	0.6816	1	0.776	-0.089	-0.320	0.493	0.494	0.317
	0.1808	0.6806	0.3803	0.0000	111	0.000	0.383	0.001	0.000	0.000	0.001
⑥従業員女性比率	0.0864	0.0226	-0.0784	0.5955	0.8334	1	-0.271	-0.209	0.460	0.431	0.342
	0.3832	0.8197	0.4289	0.0000	0.0000	103	0.007	0.033	0.000	0.000	0.000
⑦有給取得率	0.0843	0.1865	0.2911	0.0112	-0.1009	-0.2048	1	0.403	-0.436	-0.316	-0.389
	0.4069	0.0645	0.0035	0.9125	0.3230	0.0431	99	0.000	0.000	0.001	0.000
⑧化学 dummy	0.3103	0.2761	0.1452	-0.2349	-0.3429	-0.2775	0.4375	1.0000	-0.849	-0.668	-0.442
	0.0008	0.0029	0.1232	0.0127	0.0002	0.0043	0.0000	114	0.000	0.000	0.000
⑨小売 dummy	-0.2080	-0.2945	-0.2023	0.3277	0.4708	0.4480	-0.4848	-0.8489	1	0.787	0.543
	0.0264	0.0015	0.0309	0.0004	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	114	0.000	0.000
⑩小売 dummy×有給取得率	-0.1567	-0.1302	0.1288	0.3714	0.4664	0.4074	-0.1617	-0.6127	0.7217	1	0.449
	0.0958	0.1673	0.1719	0.0001	0.0000	0.0000	0.1098	0.0000	0.0000	114	0.000
⑪ウィンソライズ後 ETR	-0.3543	0.0383	-0.1743	0.0902	0.1618	0.1803	-0.3280	-0.3750	0.4563	0.2294	1
	0.0001	0.6855	0.0636	0.3443	0.0897	0.0671	0.0009	0.0000	0.0000	0.0141	114

よる偏りがあり、そしてそのため、ROA の偏りを ETR がコントロールすると期待される。

(2) 小売業の租税負担率

ウィンソライズ後 ETR が業種による強い影響を受けることは (表 4) に示す相関係数表によっても整合的に示されている。同表は分析対象となるデータ間の相関を示しており、左下半分がピアソンの相関係数であり、右上がスピアマンの相関係数である。小売業 dummy とウィンソライズ後 ETR の間に 0.5 を上回る正の相関を認めることから小売業は他の業種に比し、租税負担率が高いと言えるが、この結果から租税負担率の低い化学業と鉄鋼業は小売業に比し、租税回避的傾向が強いと断ずるべきではなく、単なる業種の特性に過ぎないのかも知れな

い。また東証一部上場企業で資産合計が大きくなる傾向も認められる。女性 3 比率の単独項と二乗項の間の強い相関と業種 dummy 間の強い相関が認められるが、これについては自明であり、問題無しとするのが研究上の慣例となるため無視をする。以上から各変数間の重篤な相関は見あたらないと判断した。

3. 分析結果

女性役員比率が ROA に及ぼす影響を明らかにする目的で model.1 に依る分析を試みた結果、(表 5-1) が示す通りいずれのモデルにおいても有意性は認められなかった。女性活用が進んだ化学や小売を分析対象としてもなお、女性役員比率は企業業績に線形的な影響を及ぼさ

表 5-1 企業業績に対する女性役員比率の関係

従属変数: ROA	model.1					model.2				
	非標準化係数	標準化係数	t	有意確率	VIF	非標準化係数	標準化係数	t	有意確率	VIF
(定数)	0.1028		3.6794	0.0004		0.0717		2.4215	0.0175	
東証一部上場 dummy	0.0140	0.1394	1.2124	0.2285	1.4994	0.0200	0.1983	1.7360	0.0860	1.5649
Ln 資産合計	-0.0037	-0.1785	-1.5377	0.1276	1.5280	-0.0045	-0.2221	-1.9465	0.0548	1.5620
役員女性比率	0.0741	0.1248	1.2496	0.2147	1.1309	0.0495	0.0833	0.7885	0.4325	1.3395
有給取得率	-0.0002	-0.1032	-0.9146	0.3628	1.4433	0.0003	0.1411	0.9004	0.3704	2.9450
化学 dummy	0.0161	0.2596	2.1621	0.0332	1.6349	0.0286	0.4618	2.8409	0.0056	3.1686
小売 dummy						0.0583	0.8903	2.5355	0.0130	14.7867
小売 dummy・有給取得率						-0.0007	-0.5077	-1.6916	0.0942	10.8011
ウィンソライズ後 ETR	-0.0678	-0.2985	-2.8480	0.0054	1.2464	-0.0813	-0.3579	-3.3520	0.0012	1.3671

obs : 98 / adjR2 : 0.145 / F 値 : 3.739 (0.002)

obs : 98 / adjR2 : 0.191 / F 値 : 3.866 (0.001)

表 5-2 企業業績に対する女性管理職比率の関係

従属変数: ROA	model.1					model.2				
	非標準化係数	標準化係数	t	有意確率	VIF	非標準化係数	標準化係数	t	有意確率	VIF
(定数)	0.0983		3.6391	0.0005		0.0730		2.5216	0.0135	
東証一部上場 dummy	0.0135	0.1322	1.2053	0.2312	1.4996	0.0175	0.1715	1.5511	0.1244	1.5732
Ln 資産合計	-0.0038	-0.1845	-1.6730	0.0978	1.5165	-0.0046	-0.2198	-2.0023	0.0483	1.5511
管理職女性比率	0.1063	0.3143	3.2703	0.0015	1.1519	0.0990	0.2926	2.7601	0.0070	1.4466
有給取得率	-0.0002	-0.1040	-0.9702	0.3345	1.4323	0.0002	0.1301	0.8571	0.3937	2.9628
化学 dummy	0.0213	0.3379	2.9283	0.0043	1.6603	0.0265	0.4214	2.6722	0.0090	3.2003
小売 dummy						0.0505	0.7582	2.2187	0.0290	15.0275
小売 dummy・有給取得率						-0.0007	-0.5555	-1.9327	0.0565	10.6316
ウィンソライズ後 ETR	-0.0710	-0.3078	-3.0756	0.0028	1.2490	-0.0771	-0.3342	-3.2435	0.0017	1.3664

obs : 98 / adjR2 : 0.222 / F 値 : 5.611 (0.000)

obs : 98 / adjR2 : 0.246 / F 値 : 4.962 (0.000)

表 5-3 企業業績に対する女性従業員比率の関係

従属変数: ROA	model.1					model.2				
	非標準化係数	標準化係数	t	有意確率	VIF	非標準化係数	標準化係数	t	有意確率	VIF
(定数)	0.0893		3.1789	0.0020		0.0620		2.1028	0.0383	
東証一部上場 dummy	0.0115	0.1134	1.0159	0.3124	1.5137	0.0161	0.1591	1.4170	0.1600	1.6085
Ln 資産合計	-0.0032	-0.1521	-1.3668	0.1750	1.5060	-0.0041	-0.1970	-1.7819	0.0782	1.5600
従業員女性比率	0.0420	0.2143	2.2555	0.0265	1.0972	0.0385	0.1961	1.8861	0.0625	1.3806
有給取得率	-0.0002	-0.1004	-0.9211	0.3594	1.4431	0.0003	0.1644	1.0806	0.2828	2.9556
化学 dummy	0.0202	0.3220	2.8090	0.0061	1.5980	0.0266	0.4238	2.6652	0.0091	3.2286
小売 dummy						0.0579	0.8689	2.5585	0.0122	14.7239
小売 dummy・有給取得率						-0.0009	-0.6303	-2.2036	0.0301	10.4455
ウィンソライズ後 ETR	-0.0673	-0.2936	-2.9054	0.0046	1.2416	-0.0744	-0.3250	-3.1249	0.0024	1.3805

obs : 98 / adjR2 : 0.202 / F 値 : 5.096 (0.000)

obs : 98 / adjR2 : 0.240 / F 値 : 4.833 (0.000)

ないと結論するべきとなる。そしてこの他に企業業績を向上させた要因としてウィンソライズ後の ETR が 1%水準有意で負の関係性を示している。このことから租税負担率が下がると企業業績は向上することが明らかになった。この関係は女性管理職比率や女性従業員比率が企業業績に及ぼす影響を示した(表 5-2, 5-3)においても一貫して示されている。

山本 [2014a, p.13] に依れば「管理職女性比

率については全般的には利益率との有意な関係性は見出せない」としたものの、本節における分析から(表 5-2)に示す通り、女性管理職比率は 2つのモデルで共に ROA との間に 1%水準有意で正の関係性が確認された。この他、model.2 において Ln 資産合計と ROA の間に 5%水準有意の負の関係性を認めており、企業規模が大きくなれば業績が低下する傾向を認めている。

本研究 2-2. において女性の大量投入によってもたらされる企業業績の向上に言及したが、(表 5-3) の model.1 が示す通り、女性従業員比率が企業業績の向上に 5%水準有意で正の関係を示している。本研究における女性従業員に対する分析に関してはそれ以外にも注目すべき発見として、小売 dummy と有給取得率の交差項に対してはネガティブで 5%水準有意であることが示された。つまり小売業で女性従業員が有給取得を断念することで ROA が向上する証拠を示すことに成功している。

4. 分析結果の解釈

Bertrand and Schoar [2003, p.1169, pp.1199-1200, p.1203] は管理職による意思決定が企業業績に及ぼす影響について検証しているが、この興味深い研究は女性管理職に限定した議論ではなく、一般論として男女を問わず管理職を対象としている。それに依れば「さまざまな企業の管理職を長期にわたって追跡した結果、管理職の意思決定におけるパターンを特定し、そのスタイルについて一般的な違いを発見できている。その一般的な違いは固定効果として抽出され、幅広い企業の決定にとって重要としている。この研究の特色は管理職が MBA 教育を受けたか否か、或いは出生コホートによる違いから経営上の意思決定に影響を及ぼしたかを観察する点にある。結果、古い世代の管理職は意思決定において比較的保守的であるが、MBA の学位取得者である管理職は平均的にトービンの Q に多く反応し、成長機会により敏感になる」と指摘されている。

この様に管理職には一定の傾向が認められるが、その管理職に女性を集中投入した日本 IBM の例に言及すると「1999 年から 2003 年までの間に女性管理職の数を 4 倍にして 700 人に増やす意向を発表した後、2004 年に 36 人、2007 年に 101 人に増加した結果、設計、計画、製品開発における女性管理職の割合が倍増」している。これについて Kodama et al [2018,

p.1150.] は「女性の才能を活用することが企業戦略の重要な部分」であると評している。

しかしながら女性管理職起用の一般的な傾向については人件費の節約効果を求めた女性活用が従業員のみならず、管理職起用にまで波及しているとの知見も存在する。Siegel and Kodama [2011, p.14] に依れば「勤続年数、経験年数、学歴、フルタイムかパートタイムか、地域、職種、産業、企業固定効果をコントロールしてもなお、女性管理職の時給は男性管理職より低い」とし、加えて Siegel・児玉 [2011, p.13] は「この男女賃金格差は、男・女管理職が受け取る家族手当の差だけによるものではない」と分析している。この Siegel and Kodama [2011] に依る知見は女性活用によって人件費の節約効果を女性従業員の雇用によって実現するとの従来の見解から踏み込んで、女性管理職の雇用においても観察されると指摘している。

本研究において参照してきた先行研究の成果をまとめると(図 1)の通りとなる。ROA と女性比率の間に認められる関係性についてポジティブであった場合でも解釈にはばらつきがみられ、女性労働による生産性の向上は、男性労働に比して貢献度が高いとする見解が存在する一方、その貢献は女性労働に対する賃金上昇を伴わない搾取であるとの見解である。本研究では分析結果から女性管理職と女性従業員のそれぞれの比率の上昇は共に ROA 向上に貢献するとの認識に至った。そしてその理由が生産性向上なのか、労働搾取なのかについて ROA の向上に及ぼす小売業の有給取得率低下という分析

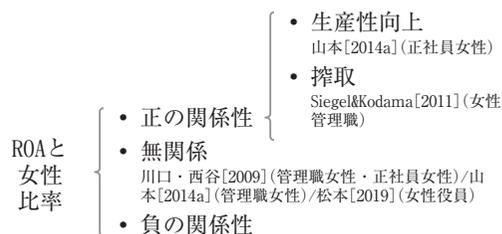


図1 先行研究成果のまとめ

結果を踏まえると、結果として労働搾取が認められると述べておきたい。

(表 5-3) より小売業における女性従業員の有給取得率が低下すると ROA が上昇する関係を見出したが、これは (表 1) にて示された労働者 1 人当たりの平均年次有給休暇の取得状況が全業種横断的に見て、小売業で最低水準にある実態を本研究における分析結果が示している。つまり小売業では女性の活躍がめざましいが、その女性従業員が有給取得を控えることで企業利益に貢献している可能性がある。この結果からすると Siegel and Kodama [2011] による女性労働搾取論を支持する結果と言える。

また化学業において業績が良好である理由が依然として女性労働による生産性向上なのか、或いは搾取なのかについて明らかに出来ていないものの、次のことが言えるかも知れない。それは投資家や労働市場に対し、単なる評判を気にして管理職に女性を起用したのではなく、能力がある女性管理職が実際に存在し、企業業績を向上させた可能性である。その場合、女性管理職に対する人件費は十分に支払われ、企業業績へ貢献する可能性を示唆することになるだろう。

その他、(図 1) より先行研究の成果を踏まえると、ROA と女性比率の間に統計的に有意な関係性を認めないとする成果も存在する。男女間の雇用機会に差がないとすればこの無関係の結果は歓迎される。しかし全体としては女性活躍を阻む現状に変化が乏しく、女性比率が低位に推移したままである。その様な状況下で女性比率が ROA に貢献しないとの見解がやや優勢に見えるが、その結果、管理職や従業員の女性比率がそもそも低い業種ではより一層、現状を放置する理由を与えている様にも見える。これに対して委任契約となる女性役員についてはその起用に全く異なる含意があるかも知れない。本研究冒頭でも言及した通り女性活用が ESG 投資に対する企業の姿勢を示す機会の 1 つと捉えている場合、イメージ先行で女性役員

の起用が推進されるかも知れない。そして仮にイメージ先行にて女性役員を起用するのであれば、ROA との間に線形関係が成立しなくても良い。このことは (表 5-1) による分析結果に整合している。つまり女性役員の起用は企業イメージのために重要との観点から、一定数存在することが望ましいと考えられているのかも知れない。そこで次節においては女性役員比率に企業業績を向上させる極値が存在するのか否かについて検証を試みる。

5. 企業業績を最大化させる女性役員比率

(1) リサーチデザインと分析モデル

前節までの分析の結果、(表 5-2) が示す通り女性管理職比率は 2 つのモデルで共に ROA と 1% 水準有意で正の関係性が確認された。つまり 3 業種限定の分析ではあるが、女性管理職の雇用によって企業業績が向上する証拠を示すことができた。そして小売業においては有給取得率が低位であることを踏まえ、女性従業員に対して一種の労働搾取が生じ、ROA 向上に結び付いているとも結論した。これらの結果は ROA と女性管理職比率並びに女性従業員比率が線形関係にあるという前提、つまり女性が大量投入されればそれに応じて企業業績が向上するという関係を支持している。

これに対して女性役員については雇用契約ではないのでその起用は線形関係にはなく、むしろ一定数いれば十分と考える向きもある。そこで企業業績を最大にする女性役員比率がいかなる水準にあるのかについて明らかにしてみた。この問題意識が重要であるのは、Bertrand and Schoar [2003] が指摘する通り、優秀な人材は企業業績の向上のためには必要不可欠であり、また山本 [2014a] が指摘するように十分な人件費が投入される前提であれば、予算や人的資源には制約があると考えからである。理論的な想定として従業員においては女性比率を上昇させることで人件費の節約効果が無限に発揮されると考えるが、女性役員比率と企業業績

の関係には二次の関数関係が存在するかも知れない。

以上から本節では女性役員比率において企業業績を最大化する最適値を発見することを主目的としながら、補足的に女性管理職比率や女性従業員比率においても企業業績を最大化する極値を発見できるのか検討を試みる。そこで前掲 model.1 の女性 3 比率についてそれぞれ二乗項を投入した以下の model.3 を検証する。

$$\begin{aligned} \text{model.3: } ROA_i = & \alpha + \beta_1 \text{東証一部上場} dummy_i \\ & + \beta_2 Ln \text{資産合計}_i + \beta_{3 \sim 5} \text{女性 3 比率}_i \\ & + \beta_{11 \sim 13} \text{女性 3 比率}^2_i + \beta_6 \text{有給取得率}_i \\ & + \beta_7 \text{化学} dummy_i \\ & + \beta_{10} \text{ウィンソライズ後} ETR_i + u_i \end{aligned}$$

(2) 分析結果とその解釈

(表 6) より女性役員比率を投入した分析モデルの単独項でのみ 5%水準有意を獲得し、二乗項については 10%水準有意を獲得している。このことから非常に強いと言えないまでも女性役員比率には企業業績を最大化する最適な水準が存在すると言える。他方、女性管理職比率や女性従業員比率においてはそれらの単独項や二乗項が有意では無いため、企業業績を最大化させる極値は存在しない。分析結果を踏まえると二次曲線は上に凸の弧を描き、極値は第 1 象限に存在するため、企業業績を最大化する女性役員比率を求める式は以下の通り表すことができる。

$$ROA = 0.110 + 0.410 \times \text{女性役員比率} - 2.219 \times \text{女性役員比率}^2$$

与式から極値を求めると女性役員比率は 9.23% の時、ROA が 12.89% となるが、女性役員が存在しなくても ROA は 11.0% を達成しているということになる。女性管理職比率や女性従業員比率に比し、女性役員比率についてののみ有意な極値を示すことができたことから、女性

表 6 ROA を最大化する女性 3 比率

従属変数: ROA	非標準化係数	標準化係数	t	有意確率	VIF
(定数)	0.1100		3.9510	0.0002	
東証一部上場 dummy	0.0112	0.1110	0.9695	0.3349	1.5264
Ln 資産合計	-0.0043	-0.2112	-1.8227	0.0717	1.5639
女性役員比率	0.4101	0.6903	2.1639	0.0331	11.8566
女性役員比率二乗項	-2.2188	-0.5829	-1.8639	0.0656	11.3973
有給取得率	-0.0002	-0.0957	-0.8594	0.3924	1.4452
化学 dummy	0.0170	0.2735	2.3046	0.0235	1.6415
ウィンソライズ後 ETR	-0.0704	-0.3098	-2.9904	0.0036	1.2506

obs:98 / adjR2:0.168 / F 値: 3.788(0.001)

従属変数: ROA	非標準化係数	標準化係数	t	有意確率	VIF
(定数)	0.0980		3.6087	0.0005	
東証一部上場 dummy	0.0145	0.1414	1.2295	0.2221	1.6327
Ln 資産合計	-0.0039	-0.1885	-1.6868	0.0951	1.5419
女性管理職比率	0.1385	0.4095	1.1636	0.2477	15.2819
女性管理職比率二乗項	-0.1048	-0.0980	-0.2811	0.7793	14.9975
有給取得率	-0.0002	-0.1052	-0.9756	0.3319	1.4345
化学 dummy	0.0212	0.3365	2.8985	0.0047	1.6635
ウィンソライズ後 ETR	-0.0723	-0.3133	-3.0576	0.0029	1.2957

obs:99 / adjR2:0.214 / F 値: 4.772(0.000)

従属変数: ROA	非標準化係数	標準化係数	t	有意確率	VIF
(定数)	0.0899		3.1067	0.0025	
東証一部上場 dummy	0.0113	0.1109	0.9635	0.3379	1.5936
Ln 資産合計	-0.0031	-0.1509	-1.3391	0.1839	1.5267
女性従業員比率	0.0354	0.1802	0.4847	0.6291	16.6272
女性従業員比率二乗項	0.0096	0.0352	0.0947	0.9247	16.6091
有給取得率	-0.0002	-0.1017	-0.9208	0.3596	1.4661
化学 dummy	0.0203	0.3239	2.7695	0.0068	1.6450
ウィンソライズ後 ETR	-0.0668	-0.2916	-2.8064	0.0061	1.2979

obs:98 / adjR2:0.193 / F 値: 4.322(0.000)

活用について次の様にまとめることが出来る。まず最初に分析対象が 3 業種に限定されるとしても企業業績を最大化する女性役員比率を示したこと自体が従来への研究成果には無い発見事項である。次に女性管理職比率並びに女性従業員比率については単独項も二乗項も統計的に有意ではなかったため、(表 5-1) から (表 5-3) の結果を踏まえても、女性管理職と女性従業員は ROA との関係で線形的に貢献すると考えられる。

(表 6) に依る分析結果から女性 3 比率を 3 業種横断的に観ると化学ダミーに強い正の関係性が示されており、その他ではウィンソライズ後の ETR については 1% を凌駕する有意水準で負の関係性が示されている。この結果は III. 1. における分析結果と整合するが、法人税額の支払いの少ない企業が算術の当然の帰結とし

表7 ETRが変化する背景

		税効果	別表四	ETRの増減
税務調整	加算	一時差異	損金不算入	将来減算一時差異の発生→繰延税金資産計上→マイナスの法人税等調整額→ETR小さくなる
			減価償却超過額	
		貸倒引当金繰入超過額		
		益金算入	売上計上漏れ	
	永久差異	損金不算入	交際費の損金不算入	永久差異であるため、法人税等は調整されない→ETRはそのまま
			寄付金の損金不算入	
役員給与の損金不算入				
減算	一時差異	損金算入	貸倒損失認定損償却超過や引当金繰入超過の認容	将来加算一時差異の発生→繰延税金負債計上→プラスの法人税等調整額→ETR大きくなる
			永久差異	益金不算入

て利益が大きくなる結果を示したに過ぎないと解釈すべきではない。Ⅲ. 1. (2)において既に言及したが、ROAの分子が税引後当期純利益ではなく、事業利益と定義されているためである。またETRは税引前当期純利益に対する納税すべき税額と税効果の和によって生成される比率である。従って当該比率が小さくなるということは納税額が小さくなることを確かに意味する。しかしETRの低下は税務調整における加算項目が大きくなる事によってももたらされるため、損金算入限度額を超えた超過額が大きい状況でもETRを低下させ、ROAを向上させると説明できる。したがってETRの低下がROA向上を引き起こしているのは租税回避傾向が強いと言うよりは寧ろ損金算入限度額を超えた損金経理を行わない企業と言うことが出来る。つまりETRの低下には2つの原因があり、1つにはそもそもの法人税の納税額が少ない場合と、いま1つには法人税等調整額が負値で大きくなる場合が挙げられる。従ってETRの低下が租税回避の傾向を有すると断ずることが出来るのか、疑問も残る。それらの関係について一例を示したのが(表7)である。

6. 同時性バイアスの検討

(1) 分析モデル

先にWLB施策の推進が企業業績の向上をもたらしたとする川口・西谷[2009, p.42]の知見に言及したが、その中で因果が逆転し、「業

績のいい企業がWLB施策を推進している」可能性が指摘されるとした。この様な因果の逆転による分析モデルの信頼性低下に対して同時決定・内生性バイアスの発生を調整した上での分析が必要となり、その一方途として2SLSによる分析が提案されている¹⁰⁾。そこでこの様な因果の逆転を踏まえ、2SLSによりOLSによる推定結果を見直すこととしよう。

これまでの検証で女性3比率が企業業績に影響を及ぼすのかについてmodel.1並びにmodel.2の両モデルによる検証を試みた結果、1%水準有意を獲得できたのは女性管理職比率が独立変数となった(表5-2)に依る結果のみである。これに対して(表5-1)より女性役員比率は有意性が認められず、ROA向上に線形的な影響を及ぼさないとしたが、極値を持つ曲線推定によるモデルは有意性を獲得している。また女性従業員比率については(表5-3)より企業業績に5%水準有意で正の関係性を及ぼす結果を示したのはmodel.1のみである。そこで女性管理職比率の上昇が企業業績を向上させたとする結果に対し、因果の逆転、つまり企業業績の向上に依って女性管理職比率が上昇したとの関係を疑い、2SLSを試みる。

10) 実際、山本[2019, pp.166-179]は労働経済学上の事例を用いて解説がされているので参照されたい。またより詳細で具体的な2段階最小二乗法の計算についてはWooldridge[2002]に倣う。

2SLS によって分析を行う上で操作変数を決定する必要があるが、理想的な操作変数の条件とは因果の逆転を疑う独立変数に影響を及ぼし、かつ従属変数からの影響を直接受けないことが挙げられる(山本 [2019, p.170])。そこで操作変数を女性役員比率とするが、その妥当性について上記2つの条件を次のように具体的に満たしたとの判断が決定理由である。1つ目に(表4)より女性役員比率は女性管理職比率との間に相関を認め、ピアソンの相関係数で0.714(スピアマンの係数で0.783)を得ている点を踏まえる。またいま1つの条件として(表5-1)が示すように女性役員比率が従属変数ROAに影響を及ぼさないという結果を踏まえる。

以上の検討の結果、2SLSによるモデルを次のように定立する。model.1を再考するために女性管理職比率を従属変数とし、操作変数として女性役員比率を独立変数として投入した1段階目の回帰式model.4を定立し、ひとまず推計を行う。model.4によって算出された女性管理職比率*i*の予測値を以下のmodel.5における女性管理職比率*i*の代わりに用いて再度の推定を行う。

model.4: 女性管理職比率_{*i*} =

$$\begin{aligned} & \alpha' + \beta'_1 \text{東証一部上場}dummy_i \\ & + \beta'_2 Ln \text{資産合計}_i + \beta'_3 \text{女性役員比率}_i \\ & + \beta'_6 \text{有給取得率}_i + \beta'_7 \text{化学}dummy_i \\ & + \beta'_{10} \text{ウィンソライズ後}ETR_i + e_i \end{aligned}$$

model.5: $ROA_i = \alpha + \beta_1 \text{東証一部上場}dummy_i$

$$\begin{aligned} & + \beta_2 Ln \text{資産合計}_i + \beta_3 \text{女性管理職比率}_i \\ & + \beta_6 \text{有給取得率}_i + \beta_7 \text{化学}dummy_i \\ & + \beta_{10} \text{ウィンソライズ後}ETR_i + u_i \end{aligned}$$

model.2の再考においても同様にmodel.6に示す1段階目の推定から得られた予測値をmodel.7によって検証することとする。この様にして女性が企業業績を向上させるという現象

について、企業業績が向上したので女性を雇う余裕が生まれたとする因果が逆転する可能性を配慮し、そもそものmodel.1やmodel.2の分析結果が如何なる程度修正されるのかを明らかにする。

model.6: 女性管理職比率_{*i*} =

$$\begin{aligned} & \alpha' + \beta'_1 \text{東証一部上場}dummy_i \\ & + \beta'_2 Ln \text{資産合計}_i + \beta'_3 \text{女性役員比率}_i \\ & + \beta'_6 \text{有給取得率}_i + \beta'_7 \text{化学}dummy_i \\ & + \beta'_8 \text{小売}dummy_i \\ & + \beta'_9 \text{小売}dummy_i \cdot \text{有給取得率}_i \\ & + \beta'_{10} \text{ウィンソライズ後}ETR_i + e_i \end{aligned}$$

model.7: $ROA_i = \alpha + \beta_1 \text{東証一部上場}dummy_i$

$$\begin{aligned} & + \beta_2 Ln \text{資産合計}_i + \beta_4 \text{女性管理職比率}_i \\ & + \beta_6 \text{有給取得率}_i + \beta_7 \text{化学}dummy_i \\ & + \beta_8 \text{小売}dummy_i \\ & + \beta_9 \text{小売}dummy_i \cdot \text{有給取得率}_i \\ & + \beta_{10} \text{ウィンソライズ後}ETR_i + u_i \end{aligned}$$

同様にモデル式は改めて示さないが、女性従業員比率がROAに及ぼす影響を2SLSによって解明するためにmodel.4における左辺並びにmodel.5における右辺第4項の女性管理職比率をそれぞれ女性従業員比率に置き換えたモデルによる分析も併せて試みる。またmodel.6並びにmodel.7と同様に有給取得率と小売業ダミーの交差項を投入した2SLSのモデルも女性従業員比率の多寡がROAに影響を及ぼす実態が認められるのかを解明するために分析を試みる。

(2) 分析結果とその解釈

本研究における検証結果として女性管理職比率の上昇が企業業績の向上に貢献するとの知見を疑い、2SLSを用いることで業績が向上した余裕のある企業がCSRに関連する評判のために女性管理職比率を上昇させる可能性を踏まえた検証を試みた。その結果、(表8)が示す通りmodel.5と7による検証結果から女性管理職

比率の ROA への貢献が全く示されず、当該比率の有意性を完全に消失している。つまり女性管理職比率の上昇によって企業業績の向上がもたらされたとするこれまでの本章における検証は見せかけ相関であったと言える。また(表 8) 右側に示す model.7 による検証結果も前掲(表 5-2) に示す分析結果を割り引くこととなった。

その他、ROA に貢献する変数として租税負担率を示すウインソライズ後 ETR が有意であるが、当該比率が低い企業ほど ROA が向上する結果を引き続き支持した。以上を総合すると 2SLS による再分析を女性活用が進んだ業種として化学業と小売業を対象に試みたものの、同時に配慮した分析に依ると女性管理職比率の上昇が ROA を向上させるという結果は得られない。

更に(表 9) では女性従業員比率が ROA 向上に貢献するか否かについて操作変数を女性役員比率に設定した 2SLS モデルによる再分析結果を示したが、同時性を踏まえたこの分析では

女性従業員比率が企業業績を向上させるという結果は導出できない。しかしながら同表右側に示す通り、小売業と有給取得率の交差項が ROA に及ぼす影響は引き続き 5% 水準有意でネガティブな関係を示している。このことから女性従業員に関してみれば小売業において有給取得を控えることで ROA の上昇に貢献した証拠を引き続き示すことが出来た。従って本研究が女性の活躍が顕著とされる化学業や小売業を含む 3 業種による限定された分析であるとしても、やはり Becker [1971] による差別仮説を支持する結果を導出したと言うことになる。

以上を総合すると女性 3 比率が ROA 向上へ貢献するとの仮説を同時性を踏まえて再分析を行った 2SLS の結果に依れば、OLS に依って得られた結果が覆り、見せかけの相関であったと言うより他ない。しかしながら本研究においてはサンプルサイズが大きくはないという問題や、操作変数が適切であったかという問題もあり、再度の検証が必要と思われる。そこで次節

表 8 ROA に及ぼす女性管理職比率の 2SLS による再分析

被説明変数: ROA 操作変数: 女性役員比率	非標準化係数	標準化係数	t	有意確率	非標準化係数	標準化係数	t	有意確率
(定数)	0.0992		3.646	0.0004	0.0709		2.434	0.0169
東証一部上場 dummy	0.0138	0.1372	1.222	0.2248	0.0192	0.1905	1.672	0.0982
Ln 資産合計	-0.0036	-0.1775	-1.568	0.1204	-0.0045	-0.2195	-1.955	0.0537
女性管理職比率	0.0623	0.1830	1.267	0.2086	0.0467	0.1373	0.776	0.4397
有給取得率	-0.0002	-0.0960	-0.873	0.3850	0.0003	0.1436	0.925	0.3577
化学 dummy	0.0177	0.2852	2.272	0.0254	0.0276	0.4443	2.737	0.0075
小売 dummy					0.0555	0.8460	2.390	0.0190
小売 dummy · 有給取得率					-0.0007	-0.5185	-1.744	0.0846
ウインソライズ後 ETR	-0.0693	-0.3057	-2.974	0.0038	-0.0803	-0.3539	-3.343	0.0012
obs/adjR2/F 値 (有意確率)	90/0.15264/3.88224 (0.0017)				88/0.19771/3.95727 (0.0005)			

表 9 ROA に及ぼす女性従業員比率の 2SLS による再分析

被説明変数: ROA 操作変数: 女性役員比率	非標準化係数	標準化係数	t	有意確率	非標準化係数	標準化係数	t	有意確率
(定数)	0.0896		3.028	0.0032	0.0605		1.951	0.0542
東証一部上場 dummy	0.0114	0.1145	1.002	0.3193	0.0157	0.1576	1.327	0.1879
Ln 資産合計	-0.0032	-0.1548	-1.359	0.1775	-0.0040	-0.1982	-1.725	0.0880
女性従業員比率	0.0413	0.2053	1.334	0.1855	0.0420	0.2085	1.061	0.2917
有給取得率	-0.0002	-0.0998	-0.897	0.3719	0.0003	0.1767	1.132	0.2605
化学 dummy	0.0195	0.3160	2.584	0.0114	0.0257	0.4155	2.485	0.0148
小売 dummy					0.0584	0.8897	2.546	0.0126
小売 dummy · 有給取得率					-0.0009	-0.6582	-2.195	0.0308
ウインソライズ後 ETR	-0.0678	-0.3014	-2.931	0.0043	-0.0747	-0.3318	-3.066	0.0029
obs/adjR2/F 値 (有意確率)	90/0.17399/4.37018 (0.0006)				88/0.22290/4.44200 (0.0002)			

においては追加検証として対象企業を全上場企業に拡げて分析を試みることにする。

IV. 追加検証

1. 分析の意義とデータ、そして分析モデル

前節までの分析では女性の活躍が顕著とされている化学業や小売業を中心に分析を試みたが、全業種を網羅するより大きなサンプルによっても同様の知見が得られるのか疑問が残る。分析対象を全業種に拡大し、女性役員の存在と企業業績の関係に注目する理由が大きく分けて2つ存在する。まず1つ目に Becker [1971] に始まる女性労働に対する搾取に関する議論を踏まえて現在は女性が活躍できる社会の実現を目指しており、その様な社会的要請を受けて女性役員が起用され、その結果として収益率向上の確証が求められる。実際には本稿において言及した通り、女性活躍の中でも企業業績への貢献が女性管理職によってもたらされる場合に豊富な示唆が認められるとする。つまり女性従業員による企業業績への貢献よりも女性管理職に依った方が今まで以上に女性の能力を発揮する機会が増えたと解釈されている。この様な研究成果導出の潮流からすれば、女性役員が増加し、ROA が向上したとの証拠を掴めば、男性に偏重した取締役構成の中でより高度な能力を女性が獲得し始めたと解釈可能である。

例えば女性役員が増えることによる具体的な効果として Huang and Thiruvadi [2010, p.79] は会計不正の発生を防止するという観点から女性の活躍に注目しており、「女性監査役が存在する監査委員会では会議の開催回数について、男性のみの監査委員会が開催する会議の数に比べて統計的に有意に多い」という結果が導出されている。このことから「女性監査役が存在する監査委員会は一層勤勉になり、会議の開催回数が増加する」と指摘している。また同時に「監査委員会の規模が大きいほど、女性監査役が存在する」と指摘している。この点について

は私見であるが、Becker [1971] が指摘する差別仮説の通り、企業規模が大きいことで女性監査役を擁する余裕があるとする同時性の疑いが払拭できないと指摘も可能かと考える。しかしながら女性監査役の存在によって男性のみによって構成される監査委員会に比し、勤勉になると言う Huang and Thiruvadi [2010] の所見は説得的と考える。

分析対象となる業種を拡大し、さらに女性役員比率に関する検証を再考するいま1つの理由について言及すると次の通りとなる。労働経済学者や計量経済学者は企業への貢献として利益数値である ROA と女性役員比率の関係解明に拘泥してきたが、会計学研究である本稿では投資家の期待も同時に検討の対象としてみたい。つまり労働経済学者らは女性の活躍が実際に利益を生み出すか否かに強く拘ったために ROA を被説明変数とする分析モデルによって検証を試みたが、投資家は女性の活躍に対して将来的な企業価値の向上を期待するかもしれない。とりわけ投資家にとっては女性従業員や女性管理職に比し、女性役員は彼らの目に止まりやすいと考える。そこで本節以下では Torbin's Q を被説明変数として女性役員比率との関係性を明らかにする。

この様に女性役員比率が ROA に貢献するのみならず、Q に貢献するのか否かを明らかにする目的には次の様な意義もある。つまり Sigel and Kodama [2011] や山本 [2014a] は共に女性による企業利益への貢献をそれぞれの分析結果から発見し、主張しているが、前者は女性労働への搾取と解釈し、後者は女性による生産性向上と解釈しており、解釈が全く異なる。これに対して Q を被説明変数とした場合、これら2論者による解釈の混乱は解消されると考える。つまり Q と女性役員比率との間にポジティブな関係性が認められた場合、投資家による好意的な評価や期待と解釈すべきが妥当となるが、その投資家による好意的な反応の含意について、投資家がそもそも収益率への強いこ

だわりがあるとされる他、近時では ESG 投資の観点が増加され、また彼らは収益のみならず CSR も求めるとの前提に立てば、女性役員比率の増加を期待し、Q との関係でポジティブな関係性が発見されると考える。逆に投資家が好感を示した理由が女性役員からの搾取によって将来利益の増加を期待するとの解釈には無理があると思われる。この様に観てくると結局は女性労働への正当な対価の支払いを投資家は評価すると想定しても良いであろう。

また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検証を試みた先行研究として新倉・瀬古 [2017] も存在するが、当該研究では平成 23 年から同 26 年のデータに対して操作変数を用いた固定効果モデルによる検証を行っている。その結果、「女性役員が存在する企業においては、女性役員割合が高いほど、トービン q で見た業績を高めている傾向が見られた」との知見を導出している（新倉・瀬古 [2017, pp.14-15]）。この様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被説明変数

を ROA から Q へ変更した場合に導出される示唆は豊富である。そこで上記の通り新しい論点を追加して次節以降試みる検証の対象となる上場 33 業種の企業データは（表 10）の通りとなる。

分析対象データのうち ROA, Q, DIR, SO, BRDAGEAV, IDW_RTO, DASS, FRGN, INST, 会計基準 dummy, 連結 dummy は Cges データに由来し、対象決算期を平成 29 年 10 月期から平成 30 年 9 月期とした。また EBITDA マージン比率は eol データに由来し、平成 30 年中に決算が到来する企業のデータを用いており、LnAss と BTD3 そして SA Ratio は eol より算定している。さらに全変数を通じて初期サンプルとして最大 3,645 社のデータが対象となったが、1 パーセント未満と 99 パーセント超については外れ値として処置し、削除したことを付言しておく。

上記変数のうち若干の追加説明を要するのは BTD3 と SA Ratio (Sales to Assets Ratio) であろう。前者は租税負担率の一つであり、前節ま

表 10 上場 33 業種の分析対象データの定義と基本統計量

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	2,862	6.6398	5.8723	-24.09	3.1585	5.8697	9.2761	33.97
	Q	(株式時価総額 + 負債合計) / 総資産	2,862	1.4624	1.0904	0.57	0.9118	1.0955	1.5301	9.64
役員報酬	DIR	役員の株式保有比率	2,862	7.2172	11.8959	0	0.2740	1.6882	8.3546	67.41
	SO	ストックオプション制度導入 企業に 1	2,859	0.2872	0.4525	0	0	0	1	1
取締役会	BRDAGEAV	取締役の平均年齢	2,862	60.0835	4.8719	42	58	61	63	69
	IDW_RTO	女性の役員比率	2,862	3.7696	5.8005	0	0	0	7.70	27.30
財務情報	LnAss	総資産の自然対数変換値	2,862	10.6719	1.7421	6.65	9.4569	10.4961	11.6894	16.13
	EBITDA マージン比率	(EBITDA / 売上高等) * 100 (税金等調整前当期利益 - 法人 税・住民税及び事業税 / 法 定税率) / 期首総資産	2,862	0.1033	0.0806	-0.29	0.0552	0.0896	0.1408	0.48
	BTD3		2,737	0.0016	0.0377	-0.29	-0.0062	0.0037	0.0139	0.39
外部からの 規律	SA Ratio	売上高 / 総資産	2,862	1.0786	0.5629	0.02	0.7074	0.9610	1.3492	3.26
	DASS	負債合計 / 総資産 * 100	2,862	47.2517	19.5327	8.00	31.90	46.70	61.60	95.40
	FRGN	外国人 (個人) 持株比率	2,862	0.0428	0.1636	0	0	0	0	2.40
	INST	国内機関投資家持株比率	2,862	7.8148	6.9016	0.00	1.60	6.55	12.17	29.80
その他	日本基準以外に 1 連結会社に 1	SEC・IFRS 基準適用に 1 連結会社に 1	2,762 2,762	0.0377 0.8769	0.1904 0.3286	0 0	0 1	0 1	0 1	1 1
	市場 dummy	東 1 dummy	東証一部上場に 1	2,862	0.6209	0.4852	0	0	1	1
東 2 dummy		東証二部上場に 1	2,862	0.1440	0.3511	0	0	0	0	1
東 M dummy		東証マザーズ上場に 1	2,862	0.0409	0.1980	0	0	0	0	1
Jq dummy		ジャスダック上場に 1	2,862	0.1943	0.3957	0	0	0	0	1

での分析において用いた ETR の代替である。例えば Cappellesso and Rodrigues [2019] の研究では 2006 年から 2016 年までの G20 各国から 14,386 社を分析対象として検証を試み、BTD を用いて租税回避が発見されたと主張している。また租税回避を行う企業行動は裁量的会計発生高 (DACC: Discretionary Accruals) を観察するとしており、この論文が示す通り、一般的に BTD が高い場合に経営者が租税回避の意図を有すると考えるのが税務会計研究領域における実証研究では有力となっている。

BTD3 の定義は奥田ほか [2006, p.62] に従うが、ETR はウィンソライズに依ってそもそも変数の有する情報に変質してしまう点が問題である。そこで本節ではその使用を避け、BTD3 を用いているが、ETR と BTD3 はいずれも租税負担を測定する指標であるため代替関係にあり、また相互に補完する関係にもあると述べておく。

SA Ratio については Ang et al [2000, pp.93-95] に倣い、総資産に対する売上高の比率であるが、当該指標に依ってエージェンシーコストが測定出来るとしている。つまり Ang et al [2000] に依れば一定の総資産に比して売上高が高い場合にエージェンシーコストが低下するとしており、エージェンシーコストが低い場合は SA Ratio は ROA との間に正の関係性が期待される。以上の検討から分析モデルを示すと次の通りとなる。

$$\begin{aligned} \text{OLS model: } ROA_i \text{ or } \text{Tobin}'s Q_i = & \alpha + \beta_1 DIR_i + \beta_2 SO_i \\ & + \beta_3 BRDAGEAV_i + \beta_4 IDW_RTO_i + \beta_5 LnAss_i \\ & + \beta_6 EBITDA \text{マージン比率}_i + \beta_7 BTD3_i \\ & + \beta_8 SA \text{Ratio}_i + \beta_9 DASS_i + \beta_{10} FRGN_i \\ & + \beta_{11} INST_i + \beta_{12} \text{基準dummy}_i + \beta_{13} \text{連結dummy}_i \\ & + \beta_{14} \text{東 2dummy}_i + \beta_{15} \text{東 Mdummy}_i \\ & + \beta_{16} JQdummy_i + \sum_{k=1 \sim 32} \beta_{17k} \text{業種dummy}_{ik} \\ & + u_i \end{aligned}$$

(表 11) は変数間の相関係数表であるが、EBITDA マージン比率と SA Ratio の間と LnAss と INST の間に 0.5 を超える相関が見られるが、非常に強い相関ではないために問題なしとする。但し、この 2 つの関係の解釈について前者に関して負の相関は SA Ratio が上昇したとき、つまりエージェンシーコストが低下する状態では EBITDA マージン比率が低下することを表す。通常、エージェンシーコストが低い状態で利益の増加が期待されるが、そもそも両比率の構成を考えると EBITDA マージン比率は分母が売上高であり、他方、SA Ratio は分子が売上高であるため、EBITDA や総資産が一定であるとすれば両比率は逆相関の関係になる。故に EBITDA マージン比率と SA Ratio の間に認められる負の関係性は合理的である。

また後者については規模の大きな企業に対して機関投資家が投資の比率を高める状態を示しているが、この状態については Guercio [1996, p.52] の知見に整合する。つまり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言い、いずれにしても機関投資家は大型株に投資を集中させる傾向を認めると言うことを間接的に表している。

2. 分析結果とその解釈

前節において示したモデルによる分析結果は以下の (表 12) の通りである。まず女性役員比率の多寡が ROA を向上させる事は無いが、投資家は同比率が高いことを期待している。次に分析結果の大まかな傾向について被説明変数を ROA とした場合と Q とした場合のそれぞれの分析結果を比較すると、説明変数の符号が一致している場合が多い。しかし BTD3 と東 Mdummy では符号が逆転しており、興味深い結果となっている。これらについてはそれぞれに解釈を試みると、BTD3 については当該指標の上昇が租税負担の減少を示すため、ROA と BTD3 の関係が正であると言うことは、納税額

表 11 変数間の相関係数表

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬
① DIR	1 2,862												
② SO	0.228 0.000 2,859	1 2,859											
③ BRDAGEAV	-0.393 0.000 2,862	-0.288 0.000 2,859	1 2,862										
④ IDW_RTO	0.095 0.000 2,862	0.103 0.000 2,859	-0.144 0.000 2,862	1 2,862									
⑤ LnAss	-0.400 0.000 2,862	-0.099 0.000 2,859	0.431 0.000 2,862	0.065 0.001 2,862	1 2,862								
⑥ EBITDA マージン比率	-0.010 0.580 2,862	0.043 0.021 2,859	0.040 0.034 2,862	0.024 0.205 2,862	0.214 0.000 2,862	1 2,862							
⑦ BTD3	-0.077 0.000 2,737	-0.048 0.012 2,736	0.104 0.000 2,737	-0.011 0.553 2,737	0.119 0.000 2,737	0.252 0.000 2,737	1 2,737						
⑧ SA Ratio	0.163 0.000 2,862	0.072 0.000 2,859	-0.170 0.000 2,862	0.054 0.004 2,862	-0.220 0.000 2,862	-0.512 0.000 2,862	-0.132 0.000 2,737	1 2,862					
⑨ DASS	-0.005 0.772 2,862	0.033 0.075 2,859	0.029 0.122 2,862	0.021 0.267 2,862	0.216 0.000 2,862	-0.240 0.000 2,862	-0.133 0.000 2,737	0.133 0.000 2,862	1 2,862				
⑩ FRGN	0.122 0.000 2,862	0.079 0.000 2,859	-0.108 0.000 2,862	0.008 0.659 2,862	-0.168 0.000 2,862	-0.066 0.000 2,862	-0.069 0.000 2,737	0.005 0.780 2,862	0.017 0.362 2,862	1 2,862			
⑪ INST	-0.199 0.000 2,862	0.042 0.025 2,859	0.183 0.000 2,862	0.106 0.000 2,862	0.536 0.000 2,862	0.225 0.000 2,862	0.112 0.000 2,737	-0.131 0.000 2,862	0.001 0.965 2,862	-0.099 0.000 2,862	1 2,862		
⑫ 基準 dummy	-0.057 0.003 2,762	0.036 0.057 2,761	0.042 0.026 2,762	0.088 0.000 2,762	0.283 0.000 2,762	0.087 0.000 2,762	0.075 0.000 2,737	-0.070 0.000 2,762	0.019 0.309 2,762	-0.012 0.516 2,762	0.166 0.000 2,762	1 2,762	
⑬ 連結 dummy	-0.148 0.000 2,762	-0.032 0.097 2,761	0.142 0.000 2,762	0.026 0.174 2,762	0.323 0.000 2,762	0.036 0.058 2,762	0.047 0.013 2,737	-0.054 0.004 2,762	0.098 0.000 2,762	-0.006 0.760 2,762	0.202 0.000 2,762	0.074 0.000 2,762	1 2,762

の低下が ROA 上昇に貢献していると解釈すべきとなる。このことは BTD3 同様、租税負担を示す ETR に関しても通底する結果を本稿の分析結果から導出している。つまり ETR は納付する法人税額に税効果を加えた額に対する税引前当期純利益の比率であるから、当該比率が減少すると ROA が向上するとの結果を（表 5-1）～（表 5-3）、（表 6）、（表 8）と（表 9）において示してきた。この様に ROA に対して ETR は負の関係性を示したが、BTD3 は正の関係性を示すのは裏表の関係であり、税効果の発生よりもその納税額が少ない企業の

ROA が高くなると予想することが出来る。

しかしながら投資家は BTD3 が大きくなること、つまり租税負担が減少することに対してはネガティブに評価している。このことの含意とは Hanlon [2005, p.163] の研究成果から大規模な正の BTD（会計利益 > 課税所得）は投資家によって危険信号として解釈されるとの知見に整合する。Hanlon [2005, p.137] は会計政策によって歪められた利益が持続するのか否かを明らかにするため、会計発生高やキャッシュフローの変化が翌期の利益に及ぼす影響を観察する目的で BTD の推移に注目をした。分

表 12 OLS による分析結果

	従属変数:ROA					従属変数:トービンQ				
	非標準化係数	標準化係数	t	有意確率	VIF	非標準化係数	標準化係数	t	有意確率	VIF
定 数	5.509		4.144	0.000		3.799		13.610	0.000	
DIR	0.055	0.104	7.013	0.000	1.361	0.006	0.059	3.335	0.001	1.361
SO	0.097	0.007	0.535	0.593	1.192	0.213	0.093	5.600	0.000	1.192
BRDAGEAV	-0.077	-0.062	-3.902	0.000	1.545	-0.022	-0.099	-5.191	0.000	1.545
IDW_RTO	-0.006	-0.006	-0.419	0.675	1.102	0.010	0.055	3.401	0.001	1.102
LnAss	-0.228	-0.068	-3.007	0.003	3.151	-0.155	-0.264	-9.749	0.000	3.151
EBITDA マージン比率	46.844	0.644	37.936	0.000	1.770	3.837	0.301	14.799	0.000	1.770
BTD3	16.042	0.104	7.687	0.000	1.134	-1.072	-0.040	-2.445	0.015	1.134
SA Ratio	4.799	0.464	25.656	0.000	2.006	0.343	0.189	8.739	0.000	2.006
DASS	-0.054	-0.182	-11.526	0.000	1.536	-0.002	-0.043	-2.249	0.025	1.536
FRGN	0.304	0.008	0.625	0.532	1.061	0.152	0.023	1.488	0.137	1.061
INST	0.090	0.107	6.021	0.000	1.931	0.026	0.175	8.241	0.000	1.931
基準 dummy	0.315	0.010	0.744	0.457	1.194	0.341	0.064	3.828	0.000	1.194
連結 dummy	0.314	0.018	1.286	0.199	1.193	-0.134	-0.044	-2.613	0.009	1.193
東 2dummy	-0.895	-0.055	-3.434	0.001	1.548	-0.193	-0.067	-3.536	0.000	1.548
東 Mdummy	-1.886	-0.055	-3.744	0.001	1.322	0.550	0.091	5.204	0.000	1.322
JQdummy	-0.757	-0.052	-3.105	0.002	1.725	-0.247	-0.097	-4.826	0.000	1.725
業種ダミー	投入済み					投入済み				
obs/adjR2/F 値 (有意確率)	2,736/0.555/72.030 (0.000)					2,736/0.362/33.333 (0.000)				

析の結果、大規模な BTD が発生した企業・年度は小規模な BTD が発生したそれらに比し、利益の持続性が低くなると指摘している。

また東 Mdummy について東証マザーズ上場企業であることが他の市場における上場企業に比し、相対的に ROA が低いことを示しているが、Q との関係でみると東証マザーズ上場企業に対しては期待が大きい。これは東証二部上場企業やジャスダック上場企業を示すダミー変数の符号が負で有意であることと対比して示された結果である。このことから東証マザーズとその他の 3 市場と比較した際、当該市場を構成する各企業の性質が 3 市場と乖離していることを表しているかも知れない。余りに性質が異なる企業が同一サンプルに一定数混入していると考えられる今回の分析のような場合、ダミー変数の投入によってコントロールをするという方法に代えて市場別にサブグループを構成し、分析を切り分けるべきかも知れない。

3 つ目に ROA に対しては有意性が認められないが、Q に対して有意性を認めた SOdummy と基準 dummy、そして連結 dummy について言及しておく。まず最初に SOdummy とはス

トック・オプション制度導入企業（以下「SO 導入企業」と略称）に 1 を与えるダミー変数であるが、当該変数の有意性について言及する。Uchida [2006] は SO 導入のわが国企業について、系列親会社とメインバンクのいずれかの影響を受けてその導入が決定されるとの着眼点から検証を試みている。Uchida [2006, p.252] は平成 9 年から同 12 年迄の間に少なくとも一度 SO 制度を導入した東証一部上場企業から最大 782 社を対象とし、SO 導入企業に 1 を与えるプロビット分析を試みた。分析結果に依ればレバレッジが高い場合で SO 導入が回避されるが、特に系列親会社とメインバンクを有する企業にはその傾向がより一段と強まるとした。加えて系列に属せず、またメインバンクを有さない独立企業において SO 導入の可能性が高いとの分析結果を導出している (Uchida [2006, p.257]) が、その知見は米国企業を対象とした先行研究の結果を支持している。この先行研究成果を踏まえて本研究により導出された結果を解釈すると、SO は経営陣への動機付けの仕組みではあるが、動機付けが系列やメインバンクによってもたらされない企業に導入される傾向

が既に先行研究によって認められている。このため本研究における分析では SO 導入企業に対し投資家の期待が相対的に強まり、Q の上昇となって表れたと解釈する。

また上記解釈を支持する結果として三輪 [2008, p12] による分析にも注目する。それに依れば平成 15 年度における東証一部上場企業で最大 1,320 のデータを踏まえ、SO 制度導入の有無をプロビット分析によって検証した結果、トービン Q が高まると SO 制度を導入する全体的な傾向を明らかにした。三輪 [2008] と本研究の結果は被説明変数と説明変数が逆転しているため同時性が疑われるものの、Q と SO の間に正の相関が示されると言う点では共通する。

次に基準 dummy とは日本基準を採用しない企業に対して基準 dummy に 1 を与えているため、このダミー変数に 1 を与えられた企業は IFRS (International Financial Reporting Standards, 国際財務報告基準) の他に SEC 基準を採用している場合がある。当該ダミー変数の全てが IFRS 採用企業ではないものの、自国の GAAP (Generally Accepted Accounting Principles, 一般に公正妥当と認められた会計原則) から IFRS への転換によって純利益が増加した事例が多いと O'Connell and Sullivan [2008, pp.18-19] は明らかにしている。この研究ではヨーロッパの上場企業で 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 社を対象とし、各国の GAAP と IFRS の純利益の差を比較した。分析結果は全 37 社のうち 27 社の純利益が増加し、9 社の純利益は減少した他、1 社の純利益が同じであった。加えて各国の GAAP に比し、IFRS 適用後の純利益が 5% 改善したことも明らかにされており、これらのことから自国 GAAP からの転換を図る企業に対して投資家は期待を示していると言える。しかし自国 GAAP を棄てた企業が実際に ROA を上昇させ

ているのかと言えば、その関係性は明確ではないと本研究の結果から明らかにされた。

自国 GAAP から IFRS への転換が利益をもたらすのかという観点から試みられた検証に井上 [2016] があり、それに依れば純利益の押し上げ効果とは、純利益の算定が日本基準に依るよりも IFRS に依る場合に利益が見かけ上増加する現象を指している。この様な差が生じる原因の 1 つとして IFRS においてはのれんが非償却であることや、開発費の一部が資産計上となる会計処理が挙げられる。この効果によって日本企業が利益増加という IFRS 適用の恩恵を享受したのかについて統計的手法に依り検証を行った井上 [2016] の知見は次の通りである。分析対象は平成 27 年 3 月決算期までに IFRS を新規に適用する日本企業のうち所定の要件を満たす 54 社に注目した。その上で当該 54 社について IFRS 適用の前と IFRS 適用の後のそれぞれについて IFRS に依る純利益と日本基準に依る純利益を算出し、t 検定を行った。その分析の結果、IFRS 適用は日本企業に対し、統計的に有意な純利益の押し上げ効果を認めたとしている。

しかし黄・櫻田 [2012, p.11] に依れば「IFRS 適用が Ln_Profit に及ぼす影響は統計的に有意ではない」と真逆の指摘をしている。井上 [2016] と黄・櫻田 [2021] の知見には相違が認められるが、後者に依れば IFRS 適用後に期待される利益の押し上げ効果は永続するのではなく、適用後に程なくして消滅するとの含意を認める。つまり IFRS への転向によってもたらされる利益の押し上げ効果は適用直後に表出するかも知れないが、長期に持続するわけではない可能性がある。そうして観てくれば黄・櫻田 [2012, p.11] が示す通り、IFRS 適用から年数を経過したサンプルには利益増加の効果が認められないとする結果も首肯できる。

最後に ROA に対しては有意性が認められないが、Q に対して有意性を認めた連結 dummy について言及すれば次の通りである。連結子会

社を有することは企業規模が大きいことを示すが、(表 10) より約 88% が連結会社であり、残りの 12%、つまり単体決算しか行わない企業に対して投資家の期待が大きいと解釈できる。単体決算を行う企業は規模が小さいと思われるが、存外にもこのことは先に述べた Guercio [1996, p.52] の知見にもある通り、「銀行を除く機関投資家は PBR の小さい大型株と小型株(傍点-引用者)に対して投資する」行動が現れているのかも知れない。

これらの他、被説明変数を ROA と Q にした場合に有意性を伴って符号が一致した 7 つの変数について簡潔に述べておく。まず経営者持株比率 (DIR) が上昇するとエージェンシーコストが減少すると考えられることから ROA と Q が向上する結果が導出された。このことは SA Ratio が高まればエージェンシーコストが減少し、ROA と Q が向上する結果と整合する。次に取締役会の平均年齢 (BRDAGEAV) が下がることでも両指標が向上する。3 つ目に本研究では総資産の対数変換値によって企業規模を捕捉しているが、LnAss が大きくなることに対して投資家は期待せず、実際に企業利益も減少するようである。4 つ目に EBITDA マージン比率が上昇すれば ROA と Q 共に向上し、5 つ目に負債比率 (DASS) が低下すればそれら 2 指標は向上する。そして機関投資家比率が上昇すれば ROA と Q 共に向上することが明らかになった。

V. おわりに

本稿では前段にて女性の活躍が顕著とされる小売業などを対象とした検証から 4 つの分析結果を獲得している。まず 1 つ目に有給取得が進行すれば企業業績が向上するとの川口・西谷 [2009] に依る検証結果に対し、小売業においては逆行する実態を示すことが出来た。つまり小売業における有給所得率の低下が ROA 向上へ貢献するという実証結果が意味することは、

恐らくは小売業では女性従業員が有給取得を控える慣行が浸透し、定着した結果と推察するが、これを女性を取り巻く悪化した労働環境の 1 つと考えることも出来る。この様な結果を実証的に明らかにできたことはささやかな貢献と言える。

次に女性従業員数は ROA 向上に貢献するが、それは線形的な関係性ではなく、極値を有するということである。このことから女性従業員数を増やせば増やすほど ROA が向上するわけではないと言えるが、CSR のためにシムボリックに登用されているのではないかと考えられる。

3 つ目に女性管理職比率の上昇が ROA 向上に貢献するののかについて、同時性バイアスの観点から 2SLS によって再検証した。その結果、女性管理職比率の向上は ROA を向上させたと言うよりも ROA が高いから女性管理職を活躍させているとの疑いが残った。この結果は本研究で女性活躍が顕著とされる業種を分析対象にしたにも関わらず、女性による貢献を主張した Siegel and Kodama [2011] や山本 [2014a] による知見をサポートできていない。この様に本研究着手時点では女性の活躍をデータ検証によって明らかにすることが目的ではあったが、期待通りとはなっておらず、課題が残された。

最後に追加検証として試みた全上場企業を対象とした OLS による分析から女性従業員比率の上昇によって ROA を向上させる実績は認められなかったが、投資家による評価は好意的であり、同比率が上昇すると Q が向上する結果を導出した。これまでは女性活躍の効果を ROA によって捕捉しようとする研究が大半を占めたが、本稿における追加検証の様に Q を被説明変数とした新たな分析視角の提供によって従来の研究を拡張することが出来た点はささやかな貢献であると考えられる。

他方、今後着手すべき課題として次の 2 点が挙げられる。まず 1 つ目の課題として本稿における追加検証の結果について市場による違いを踏まえた見直しが必要かも知れない。つまり本

研究では東証一部の他に二部や新興市場に属する企業が分析の対象となっているが、これらの市場の違いに対し、市場ダミーを投入して対処した。しかし4区分にして分析を見直す必要を感じる。なぜなら投資家がESG投資やCSRという観点から女性役員の存在に対し、社会的合図を送っているものの、それを感じ取る経営者の感応度は市場毎に異なる可能性がある。とりわけ投資家への反応を気にするのであれば、従業員や管理職に女性を起用するより、一層目に付きやすい役員に女性を起用する企業行動も想定される。その様に観てくると最も注目されるのは東証一部上場企業の女性役員の設置状況であり、その結果が企業業績や投資家の期待にいかなる影響を及ぼすのかについて検証を試みる必要がある。この様に上場市場毎の女性役員の存在と業績や投資家期待に対する関係性の解明が次なる分析の焦点となる。

いま1つの残された課題として本稿前段で展開したような2SLSによる分析を上場全企業に対して行うべきと指摘しておく。本研究同様、女性役員比率が企業パフォーマンスに及ぼす影響を検証した松本〔2019, p.72, 76, 80〕に依れば平成19年度から同25年度までのサンプル1,567企業・年のデータをpooled dataとしてOLSによって分析した結果、「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」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」と指摘している。そして「女性取締役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」ことの証拠を2SLSによって導出している。2SLSを試みる場合には適切な操作変数の選出が求められ、分析を困難にする。今後は操作変数の候補を一層広範に求めることで適切な2SLSモデルを構築し、上場市場別の分析と多業種分析を両立させた検討を別稿にて試みたい。

[後記] 本稿は令和3年5月29日開催の日本会計研究

学会第99回北海道部会における報告の主に前半部分に基づいて執筆されたが、その報告の際、司会者の松本紗矢子先生（北海道情報大学）や今村聡先生（北海学園大学）から大変貴重なご指摘を多数頂いている。このことに対して深甚の謝意を表したい。なお、潜在する誤りは全て筆者の責任に期すべきは言うまでもない。
[後記2] 本研究は櫻田が受けた科学研究費・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元年度研究助成(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。

[後記3] 本稿は上記部会報告において事前資料として公開した櫻田〔2021〕を踏まえ、修正を施したことを付言する。

参考文献

- 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.
- Becker, G. [1971] *The Economics of Discrimination (2nd Edition)*, University of Chicago Press.
- Bertrand, M., & Schoar, A. [2003] Managing with style: The effect of managers on firm policies. *Quarterly Journal of Economics*, 118, 1169-1208.
- Cappellesso, G., & Rodrigues, J. M. [2019] Book-tax Differences as an Indicator of Earnings Management and Tax Avoidance: An Analysis in the G-20 Countries. *Journal of Accounting, Management and Governance*, 22 (3), 352-367.
- Croson, R., and U. Gneezy. [2009] Gender differences in preferences. *Journal of Economic Literature*, 47 (2) : 448-474.
- Gneezy, U., Niederle, M. and Rustichini, A. [2003] Performance in Competitive Environments: Gender Differences, *The Quarterly Journal of Economics*, 118 (3), 1049-1074.
- 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.
- Huang, H.W. and S. Thiruvadi [2010] Audit Committee Characteristics and Corporate Fraud, *International Journal of Public Information Systems*, Vol.6, No.1, 71-82.
- Kawaguchi, Daiji [2007] A Market Test for Sex Discrimination: Evidence from Japanese Firm-Level Data, *International Journal of Industrial Organization*, 25 (3), 441-460.
- Kodama, N., Javorcik, B.S. and Abe Y. [2018] Transplanting corporate culture across international borders: Foreign direct investment and female employment in Japan, *World Economy* 41 (5) 1148-1165.
- 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, pp.17-43.
- Petersen, T., Snartland, V. and E.M.M.Milgrom [2007] Are female workers less productive than male workers?, *Research in Social Stratification and Mobility*, 25, 13-37.
- Saka, C., Oshika, T. and M. Jimichi [2019] Visualization of Tax Avoidance and Tax Rate Convergence: Exploratory Analysis of World-Scale Accounting Data, *Meditari Accountancy Research*, Vol. 27 No. 5, pp. 695-724.
- Siegel, J. and Kodama N. [2011] Labor Market Gender Disparity and Corporate Performance in Japan, *RIETI Discussion Paper Series 11-E-075* (和訳: SIEGEL, Jordan. 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)
- Uchida, K. [2006]. Determinants of stock option use by Japanese companies. *Review of Financial Economics*, Volume 15, Issue 3, pp.251-269.
- Wooldridge J.M. [2002] *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT press.
- 川口章・西谷公孝 [2009] 「ワーク・ライフ・バランスと男女均等化は企業業績を高めるか：大阪府における中小企業の分析」『同志社政策研究』(3), 31-47.
- 櫻田譲 [2021] 「小売業の有給取得率と女性管理職比率が企業業績へ及ぼす影響」 Discussion Paper, Series B, 194, 1-30.
<https://eprints.lib.hokudai.ac.jp/dspace/handle/2115/81490>
- 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?」『商経論集』54号, 69-82.
- 三輪晋也 [2004] 「外国人株主とストック・オプション制」『政経論叢』第16巻第3号, 1-21.
- 三輪晋也 [2008] 「ストック・オプション採否の決定要因に関する実証分析」『政経論叢』第20巻第2号, 1-24.
- 山下裕企 [2010] 「税負担削減行動の指標に関する一考察」『経営総合科学』(94), 9-30.
- 山本勲 [2014a] 「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.
- 山本勲 [2014b] 「企業における職場環境と女性活用の可能性 - 企業パネルデータを用いた検証」 RIETI Discussion Paper Series 14-J-017.
- 山本勲 [2019] 『実証分析のための計量経済学』中央経済社