

# ESG 経営と市場評価

## — 役員ジェンダーダイバーシティを例として —

足立 光生

### 概要

現在、上場企業を中心として ESG 経営への取り組みが本格化している。そのような企業の取り組み姿勢は株式市場からどのように評価を受けるのだろうか。ESG 経営には多種多様な切り口が存在するが、本研究では ESG 経営における世界的な潮流として「取締役会におけるジェンダーダイバーシティ（Board Gender Diversity, BGD）」に着目した。さらに、わが国においてとりわけ関心の高まっている女性役員比率を対象として、市場からの評価との関係を検証した。本研究においては、最初にわが国全般において役員ジェンダーダイバーシティが進展した時期を推定した上で、その時期における上場企業の女性役員比率と市場パフォーマンスとの関係について検証を行った。本研究の検証の結果、推定された時期において女性役員比率と市場パフォーマンスとの関係に正の関係がみられたものの、該当時期の一部を抽出して検証したところ、時期によって結果に大きな差が見られた。すなわち本稿の検証において、わが国の女性役員比率と市場パフォーマンスとの関係を一概に結論付けることは難しいという結果となった。

### はじめに<sup>1</sup>

近年、ESG<sup>2</sup>投資が急激に加速化している。企業においてもそうした流れを受けて ESG 要素を経営に取り込む経営、すなわち ESG 経営に邁進している。ESG 経営が持続可能経営（Sustainable Management）に発展するためにも、企業は ESG への深い理解と実践が求められている。その際、重要な指標となるのが ESG 評価機関<sup>3</sup>の提供する ESG 評価であろう。ESG 評価は、ESG 投資に限定されることなく、既に投資全般の重要な基準となっている。

さて、企業の ESG 経営はわが国において株式市場からの評価に直結するのであるだろうか。言葉を換えれば、企業は ESG 経営に邁進することで企業の市場パフォーマンスを高めることが可能といえるか。

Easley and O'hara (2004) が示唆するように、企業の ESG 経営への取り組みは市場パフォーマンスを高めることが予想される。その理由としては Dhaliwal et al. (2011) が指摘するように外部ステイクホルダーとの情報の非対称性の解消につながるからである。同様に Cantino et al. (2017) は、企業の ESG 経営への取り組みと資本コスト低下との関連性を示唆している。

ただし、これらを実際に検証するには対象をある程度細分化する必要がある。そもそも

<sup>1</sup> 本研究については日本学術振興会・科学研究費助成事業（学術研究助成基金助成金・基盤研究（C）、課題番号 20K01896 「持続可能な社会を真に実現する ESG 経営—新たな評価フレームワークの構築と提言—」）の助成を受けた。本稿における統計的検証とそれに伴う図表作成については「政府統計の総合窓口（e-Stat）」のデータ、日経 NEEDS 株価・指標データ、（東洋経済新報社「役員四季報データ」を基にして集計された）内閣府の女性役員比率データ、ならびに財務省の国債金利情報を使用している。いうまでもなく本稿において万が一何らかの間違いがある場合は筆者の責任である。

<sup>2</sup> E は環境（Environment）、S は社会（Social）、G はガバナンス（Governance）を示す。

<sup>3</sup> たとえば MSCI ESG Research や FTSE ESG Rating をはじめとして各種機関が存在する。

ESG 経営と一口にいても、E と S と G それぞれにおいて多様な評価項目があり、多彩な側面を備えていることはいうまでもない。たとえば ESG 投資隆盛の背後には 2015 年 9 月に採択された SDGs (Sustainable Development Goals、持続可能な開発目標) があり、そこには 17 もの多彩な開発目標がある。本稿ではその中でも日本の企業が今後一層取り組むべき目標として、目標 5「Gender equality (ジェンダー平等)」に着目し、企業のジェンダー平等に向けた取り組みと市場からの評価について考察を行う。また、そうした企業の取り組みのなかでも、取締役会におけるジェンダーダイバーシティ (Board Gender Diversity, BGD) に注目する。旧来 BGD は世界的に注目されており、特にわが国においては女性役員比率の向上が重要かつ喫緊の課題となっているからだ。

本稿は以下のとおり構成されている。第 1 節では、ESG 経営のなかで BGD に着目し、近年わが国で注目されている役員のジェンダーダイバーシティについて概観する。第 2 節では、企業の ESG 経営への取り組みと市場パフォーマンスとの関係を検証するためのリサーチデザインについて論じる。第 3 節では、わが国全般で女性役員比率が上昇していた時期を Markov Switching Model を用いて推定する。そして、第 4 節では第 3 節で推定した時期に着目し、女性役員比率と市場パフォーマンスとの関係についてパネルデータ分析に基づいた検証を行う。

## 1. ESG 経営 — 役員のジェンダーダイバーシティを例として —

OECD の公表するジェンダーギャップ指数からも明らかのように、わが国にはジェンダー平等に向けた強い改革が求められていることは間違いない。ジェンダーダイバーシティは企業にとっても喫緊の課題といえよう。わが国では 2016 年 4 月に女性活躍推進法が施行され、女性管理職登用の充実が図られた。ただし、同法は比較的大きな企業を対象としていたこと等か

ら、2022 年 7 月には女性活躍推進法に関する制度改正が行われ、わが国のジェンダー平等に向けて情報公開がさらに拡充されることになった。

企業にジェンダーダイバーシティを強く求めるのは ESG 投資に関しても同様である。企業のジェンダー平等を測るための ESG 評価項目、たとえば従業員関連の評価項目として女性従業員比率、ジェンダーペイギャップ指数、課長 (あるいは部長) 以上の女性管理職比率等が挙げられる。さらに従業員関連の評価項目だけではなく、役員関連の評価項目、とりわけ女性役員比率についてはわが国において特に重視すべき項目であろう。

わが国における女性役員比率については、世界的な BGD の高まりのなかで常に改革が求められてきた。たとえば 2013 年 4 月に安倍首相は経団連に対して、すべての上場企業において役員のうち 1 人は女性登用をするよう要請を行った。その後、日本再興戦略の提言等をふまえて 2014 年に内閣府令が改正され、2015 年の新たな事業年度より有価証券報告書等に女性役員比率を記載する運びとなった。

こうした現実的な取り組みとともに、関連する領域において理論的考察も多く登場している。Carter et al. (2003) が BGD の企業価値への正の影響を検証して以降、世界中で BGD と企業価値に関する研究が本格化した。

Brahma et al. (2021) は英国の事例を調査して、BGD と企業パフォーマンスとの間にポジティブな関係があることを指摘した。Campbell and Mínguez-Vera (2008) はスペインの企業を対象として、BGD が企業価値にプラスの影響を及ぼすことを示唆した。米国の事例としてはたとえば Adams and Ferreira (2009) があり、女性役員比率とガバナンス機能の有意な関係を示唆している<sup>4</sup>。

一方、わが国における研究として、新倉・瀬古 (2017) は、女性役員登用が企業業績に効果を与えるとは一概にいえないことを示唆している。松本 (2019) は女性取締役登用と企業パフォーマンスとの間には見せかけの相関が高いことを指摘している。さらに、太田・向 (2021)

<sup>4</sup> その他、環境の側面から BGD を考察した研究として Nacem et al. (2020) が挙げられる。当研究では米国の企業を調査した結果、BGD と環境イノベーションとの間に有意な正の関連があることを示している。

についても女性役員登用と負債コストの間に有意な関係は見られなかったことを示している。Joecks et al. (2013) が示唆するように、この種の取り組みは初期段階において企業業績に悪影響を及ぼす可能性も否定できないものの、総じてわが国の女性役員の増加が企業パフォーマンスに正の影響を与えるとは言い難い。

また、女性役員の増加に向けてクォータ(quota)制導入も従来検討されており、重要なテーマとなっている。たとえばわが国では2023年6月13日に女性版骨太の方針(女性活躍・男女共同参画の重点方針2023)が決定し、プライム市場の上場企業を対象として、2030年までに女性役員比率を30%以上とすることが目指されている。クォータ制の効果についても様々な見解があり、たとえばNiederle et al. (2013) はクォータ制の導入が仕事へのチャレンジを通してジェンダー平等につながることを指摘している。一方、Ahern and Dittmar (2012) はクォータ制の導入が企業の業績悪化をもたらすことを示唆している。このようにクォータ制導入の効果については明確な結論が出ておらず、様々な見解が混在しているといえよう。

## 2. リサーチデザイン

Post and Byron (2015) では、BGDと企業価値との関係について、従来行われてきた140の研究を包括的に検証している。同研究は、BGDと市場パフォーマンスについても検証しており、BGDと市場パフォーマンスとの間にほとんど関係のないことを指摘している。ただし一方、同研究はBGDと市場パフォーマンスの関係には男女平等の進展した国には正の関係があり、男女平等の進展していない国には負の関係があることを示唆した。こうした示唆は一国のジェンダー平等の程度を測定する上で重要な基準とも考えられる。そこで、かりにPost and Byron (2015) に基づく場合、わが国において十分にジェンダー平等が進展した状況であれば、女性役員比率の増加は市場パフォーマンスを上させるであろう。

ただし、現実の株式市場において該当要因に関する市場パフォーマンスを計測する際には様々な点に留意すべきであろう。いうまでもな

く株価に影響を及ぼすファクターは多種多様である。ジェンダー平等に向けた新しい取り組みがいくら秀逸なものであっても、世の中で理解や関心を持たれていなければ株式市場に影響を与えることは限定的である。そのような理由から本稿では2段階で以下のように検証を行う。最初に、わが国全般において役員のジェンダーダイバーシティが進展したと考えられる時期を推定する。次に、推定された時期において女性役員比率と市場パフォーマンスとの関係を検証する運びである。

それではわが国全般において、役員のジェンダーダイバーシティが進展したと考えられる時期をどのように推定すべきか。このような時期を推定するためには、上場の有無に関わらず、わが国全般において役員のジェンダーダイバーシティが進展した時期を推定することが望ましい。そこで、わが国全体の企業における女性役員比率を対象として *Markov Switching Model* を使って予備検証を試みる。*Markov Switching Model* は Hamilton (1989) 等によって確立した手法であり、構造変化について当初に仮定を置かず *Regime* の変化を抽出する。すなわち、わが国全体の女性役員比率を対象とした *Regime* 転換からその節目を検証する。

次に、上記で推計された時期における女性役員比率と市場パフォーマンスとの関係を検証する。ここでは上場企業の女性役員比率と株価収益率の関係を確認していく。その際、Coles et al. (2008) が指摘するように、企業ごとの取締役会の多様性についても考慮の必要がある。本稿では企業ごとにデータを採取することに替えて、業種ごとのデータを採取した上でパネルデータ分析を行う。具体的には業種別の女性役員比率と業種別の株価指数を用いて、役員のジェンダーダイバーシティと市場パフォーマンスとの関係を検証する。

## 3. *Markov Switching Model* による検証

わが国全般において役員のジェンダーダイバーシティが進展した時期を推定するために、わが国の女性役員比率に対して *Markov Switching Model* を使って検証を試みる。女性役員比率については「政府統計の総合窓口

(e-Stat)の労働力調査(基本集計)を基に、「2011年10～12月期」から「2023年4～6月期」までの四半期47期のデータを採取した<sup>5</sup>。ここでは、全産業における役員数(単位:万人、以下同じ)を $BD\_All$ 、全産業における女性役員数を $F\_BD\_All$ とする。また、同様に非農林業における役員数を $BD\_NAF$ 、非農林業における女性役員数を $F\_BD\_NAF$ とする。

### 3.1 単位根検定

*Markov Switching Model*の適用の可否を判断するために、最初に単位根検定を $BD\_All$ 、 $F\_BD\_All$ 、 $BD\_NAF$ 、 $F\_BD\_NAF$ に対して行う。単位根検定は $DF\ test$ 、 $ADF\ test$ (ラグを1期とったものと2期とったものの2検定)、そして $Phillips-Perron\ test$ を行う。検定の結果は図表1の上部のとおりである。ラグ2期を採用した $ADF\ test$ を除き多くの検定で有意に帰無仮説を棄却したため、原系列に対して検証を行う。

### 3.2 *Markov Switching Model*による検証

本稿の*Markov Switching Model*では、全産業ならびに非農林業それぞれにおいて2個の $Regime\ 1$  ( $S_t=1$ )ならびに $Regime\ 2$  ( $S_t=2$ )を仮定する。

全産業については、 $Regime\ 1$ と $Regime\ 2$ に関して、

$Regime\ 1$  ( $S_t=1$ )

$$F\_BD\_All_t = \alpha_{A1} + \beta_{A1} BD\_All_t + \varepsilon_{A1t},$$

$$\varepsilon_{A1t} \sim (0, \sigma_{A1}^2) \quad (1)$$

$Regime\ 2$  ( $S_t=2$ )

$$F\_BD\_All_t = \alpha_{A2} + \beta_{A2} BD\_All_t + \varepsilon_{A2t},$$

$$\varepsilon_{A2t} \sim (0, \sigma_{A2}^2) \quad (2)$$

とする。次に非農林業については、 $Regime\ 1$ と $Regime\ 2$ に関して、

$Regime\ 1$  ( $S_t=1$ )

$$F\_BD\_NAF_t = \alpha_{N1} + \beta_{N1} BD\_NAF_t + \varepsilon_{N1t},$$

$$\varepsilon_{N1t} \sim (0, \sigma_{N1}^2) \quad (3)$$

$Regime\ 2$  ( $S_t=2$ )

$$F\_BD\_NAF_t = \alpha_{N2} + \beta_{N2} BD\_NAF_t + \varepsilon_{N2t},$$

$$\varepsilon_{N2t} \sim (0, \sigma_{N2}^2) \quad (4)$$

とする。そして、マルコフ推移確率行列

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & 1-p_{22} \\ 1-p_{11} & p_{22} \end{bmatrix}$$

とともに推計した。これらの推定結果については図表1の単位根検定の下に掲載している。

全産業においては、マルコフ推移確率行列は $\begin{pmatrix} 0.93684098 & 0.05683517 \\ 0.06315902 & 0.94316483 \end{pmatrix}$ となった。 $Regime\ 1$ における $\beta_{A1}$ の推定結果も、 $Regime\ 2$ における $\beta_{A2}$ の推定結果も共に正となり、どちらも女性役員数の増加に寄与しているものの、 $Regime\ 2$ における $\beta_{A2}$ のほうが大きい。よって全産業については、 $Regime\ 2$ が女性役員数の増加に寄与するものとみなす。

非農林業について、マルコフ推移確率行列は $\begin{pmatrix} 0.93776242 & 0.05489636 \\ 0.06223758 & 0.94510364 \end{pmatrix}$ となった。こちらについても全産業と同様に、 $Regime\ 1$ における $\beta_{N1}$ の推定結果も、 $Regime\ 2$ における $\beta_{N2}$ の推定結果もともに正となり、どちらも女性役員数の増加に寄与している。また、全産業と同様に、 $Regime\ 2$ における $\beta_{N2}$ のほうが大きい。よって非農林業についても $Regime\ 2$ が女性役員数の増加に寄与するものとみなす。

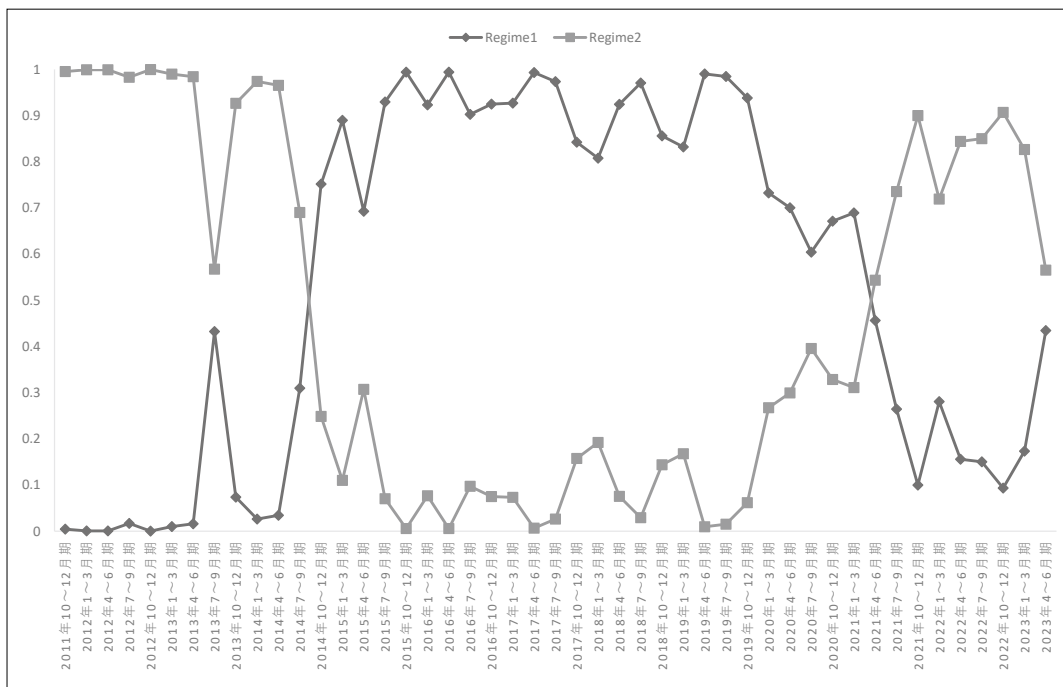
次に各 $Regime$ から推計される推移確率を推計し、プロットすることで $Regime$ 転換の視覚的な検証を行った。結果的には全産業、非農林業それぞれにおいて推移確率をプロットしてみたところ、きわめて類似した結果となった。そこで代表して非農林業における $Regime\ 1$ と $Regime\ 2$ の推移確率を図表2に記載する。

<sup>5</sup> 当統計については、東日本大震災の影響により2011年に一時中断されたため、2011年に調査が再開されて以降のデータを採取した。

図表1 単位根検定と Markov Switching Model の推定

サンプル期間	全産業		非農林業	
	(2011年10-12月期~2023年4-6月期)			
サンプル数	47	47	47	47
	全体	女性	全体	女性
<u>単位根検定</u>				
DF test	-5.1765 ***	-6.033 ***	-5.1751 ***	-6.2014 ***
ADF test (lag=1)	-4.4311 ***	-5.179 ***	-4.3818 ***	-5.4201 ***
ADF test (lag=2)	-2.8819	-3.7547 **	-2.813	-3.6015 **
Phillips-Perron test (lag=3)	-30.643 ***	-38.328 ***	-31.053 ***	-39.883 ***
<u>Markov Switching Model</u>				
	全産業		非農林業	
推移確率				
$\rho_{11}$	0.936841		0.9377624	
$\rho_{22}$	0.9431648		0.9451036	
<u>Regime 1</u>				
$(S_t = 1)$				
$\alpha_{A1}$	0.6048 (0.5175)			
$\beta_{A1}$	1.242E-06 *** (4.8488)			
$\alpha_{N1}$			0.4528 (0.7508)	
$\beta_{N1}$			1.219E-06 *** (4.8526)	
	$R^2$	0.5886	$R^2$	0.5518
<u>Regime2</u>				
$(S_t = 2)$				
$\alpha_{A2}$	0.3556 (0.9238)			
$\beta_{A2}$	0.1012 (1.6392)			
$\alpha_{N2}$			0.0074685 *** (2.6752)	
$\beta_{N2}$			0.0005273 *** (3.4665)	
	$R^2$	0.5211	$R^2$	0.471

注: ()内はt値。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示している。



図表2 Regime 1 と Regime 2 の推移確率 (非農林業)

### 3.3 Markov Switching Model の検証結果に関する考察

図表2においてRegime 2の推移確率に着目する。Regime 2の推移確率は近年において2019年半ば以降になると上昇傾向に転じる。この背景にはたとえば以下のような理由が想定される。

第1に、2019年2月に米国の議決権行使助言会社が東証上場企業を対象にして、女性役員がいない場合に企業トップの選任議案に反対する推奨を行うという報道があった。第2に、2019年5月に女性役員比率3割を目標とする「30%クラブ」が日本で活動を開始した。第3に、(これは間接的理由といえるが)前年2018年のコーポレートガバナンス・コード改訂がこの時期に徐々に影響を与えていったことも考えられ

る。当改定によって、取締役会・監査役会の実効性確保のための前提条件に、「ジェンダーや国際性の面を含む多様性と適正規模を両立させる形で構成されるべきである」といったジェンダーダイバーシティの必要性が強調された<sup>6</sup>。

以上のような背景によって2019年に大きな転換が行われたことが予想されるものの、2022年になるとRegime 2の推移確率は停滞を始める。これはBGDに限定されるものでないものの、2022年頃より米国で始まった反ESGの傾向が大きいと考えられる。反ESGのきっかけは、2022年2月のロシアのウクライナ侵攻に伴うエネルギー需要である。株式市場でエネルギー関連企業の市場パフォーマンスが向上したにも関わらず、該当セクターは従来のESG投資の対象外であったことから、米国をはじめとしてESG投資への懐疑が強まった。懐疑派は

<sup>6</sup> これら以外にも、時期は少し遅れることになり、さらにジェンダーダイバーシティに限定したものではないものの、2019年10月に国連環境計画金融イニシアチブとPRIによって「21世紀の受託者責任 (Fiduciary Duty in the 21st Century) 最終版」が発表された点も考慮に入れる必要がある。当報告によってESG投資と受託者責任との間に矛盾のないことが指摘された。これはジェンダーダイバーシティに関わらず、ESG経営の大きなサポート要因となることが想定される。

ESG投資に対して *woke capitalism* いわゆる「社会正義に目覚めた資本主義」等の批判展開をはじめ、ESG投資の意義は大きく揺らぐことになった。こうした世界的潮流において *Regime 2* の推移確率が停滞したものと思われる。

以上の *Markov Switching Model* を用いた検証結果に関する考察より、本稿ではわが国で役員のジェンダーダイバーシティが進展した時期を2019年から2022年と推定する。

#### 4. パネルデータに基づいた検証

前節で推定された時期において役員のジェンダーダイバーシティと企業の市場パフォーマンスとの関係について検証を行う。検証対象とする上場企業の女性役員比率のデータについては、内閣府男女共同参画局が公表している「上場企業における女性役員の状況(業種別一覧)」における業種別の女性役員比率を採用する(当データについては東洋経済新報社「役員四季報データ」を基に集計されたものである)。これらについては公表日が7月末であったため、前節の推定時期を鑑み、本稿では2019年7月末から2022年7月末(以降、2019-2022期)を対象とする。さらに該当期間を通じてより詳細に検証するために、該当期間の中で2019年7月末から2021年7月末(以降、2019-2021期)、そして2020年7月末から2022年7月末(以降、2020-2022期)についても補足的検証を行う。

また、上述の該当期間における業種別の株価指数としては、業種別東証株価指数(33業種)を用いる。その際に市場全体の指標としてTOPIXを採用する(業種別東証株価指数ならびにTOPIXのデータについては日経NEEDS株価・指数データを使用する)。

これらのデータから業種別東証株価指数のリターンをTOPIXのリターンと業種別の女性役員比率とで説明する。TOPIXを $TPX$ 、業種別東証株価指数を $TSI_i$ (業種*i*については33業種)、業種別の女性役員比率を $BGD_i$ 、リスクフリーレートを $R$ とする(当データについては財務省の国債金利情報を参照した)。 $TPX$ と $TSI_i$ については前年度からの対数収益率を適用している。推計式は以下のとおりである。

$$\ln(TSI_{i,t} / TSI_{i,t-1}) - R_t = \lambda_i + \theta_1(BGD_{i,t}) + \theta_2 \{ \ln(TPX_t / TPX_{t-1}) - R_t \} + \mu_{i,t} \quad (5)$$

(5)について、*pooled OLS*、*Fixed effects model*、ならびに*Random effects model*で推計を行うとともに、*F test*( $H_0$ : *pooled OLS*が真のモデルである)ならびに*Hausman test*( $H_0$ : *Random effects model*が真のモデルである)の検定を行った。*F test*を行った結果、2019-2022期、2019-2021期、ならびに2020-2022期のいずれの期間においても帰無仮説を棄却しなかった。また、*Hausman test*に関してはどの検定でも統計量は高く、2019-2022期こそ帰無仮説を棄却しなかったものの、補助検証である2019-2021期、2020-2022期では有意に帰無仮説を棄却した。このような検定結果から*Random effects model*を考察対象から外して、図表3に*pooled OLS*と*Fixed effects model*の推計結果を掲載した。

最初に2019-2022期で*pooled OLS*と*Fixed effects model*において女性役員数の係数である $\theta_1$ を推定した結果、 $\theta_1$ の符号はいずれもプラスとなっている。*pooled OLS*における推計結果は有意とならなかったものの、*Fixed effects model*における $\theta_1$ の推計結果については有意となり、女性役員比率と市場パフォーマンスとは正の関係があることがうかがえる。

次に補助検証として、2019-2021期の*pooled OLS*と*Fixed effects model*における $\theta_1$ の推計結果では、符号はいずれも有意にマイナスとなった。2019-2022期からわずか1期しか違いがないものの、結果には大きく差があることに注目すべきであろう。次にもう一つの補助検証として、2020-2022期の*pooled OLS*と*Fixed effects model*による $\theta_1$ の推計結果では、符号はいずれもプラスとなっている。*Fixed effects model*の $\theta_1$ の推計結果は有意であり、*pooled OLS*の $\theta_1$ の推計結果こそ有意でなかったものの、2019-2022期の検証と全く異なる結果となった。

以上のように、本研究ではわが国において役員のジェンダーダイバーシティが進展した時期を対象として、女性役員比率と市場パフォーマンスとの関係を検証したところ正の関係であることが判明した。ただし*Markov Switching Model*で推定された期間のなかで2期間を抽出して検証したところ、女性役員比率と市場パフォーマンスについて一方は正の関係であり、

図表 3 女性役員比率と市場パフォーマンスに関する分析

	(2019-2022)	
	Pooled OLS	Fixed effects
$\lambda_i$	-0.036129 (-0.7642)	
$\theta_1$	0.228205 (0.3270)	2.10193 * (1.7731)
$\theta_2$	1.258993 *** (9.876)	1.15159 *** (8.1939)
サンプル数	132	132
個体数	33	33
$R^2$	0.46136	0.53155
F test		0.87356
Hausman test		3.8122
	(2020-2022)	
	Pooled OLS	Fixed effects
$\lambda_i$	-0.074686 (-1.1581)	
$\theta_1$	0.580948 (0.6769)	4.09874 ** (2.6116)
$\theta_2$	0.580948 *** (8.0494)	1.28415 *** (7.5611)
サンプル数	99	99
個体数	33	33
$R^2$	0.40997	0.52916
F test		0.94842
Hausman test		7.1674 **
	(2019-2021)	
	Pooled OLS	Fixed effects
$\lambda_i$	0.065706 (1.0935)	
$\theta_1$	-1.932563 * (-1.9092)	-12.74943 *** (-3.0148)
$\theta_2$	1.396853 *** (10.4815)	2.04746 *** (7.2768)
サンプル数	99	99
個体数	33	33
$R^2$	0.55626	0.6567
F test		0.91368
Hausman test		6.9402 **

注：()内はt値。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示している。



一方は負の関係となる等結果は大きく異なつた。以上、本稿の検証結果においては、わが国の女性役員比率と市場パフォーマンスとの関係について一概に結論付けをすることは難しいと考える。

## おわりに

本研究では、最初にわが国において役員のジェンダーダイバーシティが進展したと考えられる時期を推定した後、それに該当する時期において、上場企業における女性役員比率と市場パフォーマンスとの関係について検証を行った。本稿の検証結果において、女性役員比率と市場パフォーマンスとの関係は時期を少しずらすだけでも大きく違い、確かな結論付けをすることはできなかった。また、この結果を Post and Byron (2015) を基に解釈すれば、わが国はいまだジェンダー平等が進んだ社会とはいえないことは明確であり、さらなる改革が必要とされよう。

おわりに、役員のジェンダーダイバーシティについては、Porter & Kramer (2011) 等が示唆するように社会的価値のみだけでなく、経済的価値も同時に生み出す CSV (Creating Shared Value、共有価値の創造) の姿勢をより一層打ち出すことが重要と考える。持続可能な社会の実現に向けた役員のジェンダーダイバーシティ、そして ESG 経営の方向性について今後ますます議論が高まることを強く望んでいる。

## [参考文献]

- 太田浩司・向真央 (2021) 「女性役員が負債コストに与える影響の実証研究」『証券経済学会年報』56、3-30。  
 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。  
 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。  
 Adams, R. B., & Ferreira, D. (2009). Women in the boardroom and their impact on governance and performance. *Journal of financial economics*, 94(2), 291-309.  
 Ahern, K. R., & Dittmar, A. K. (2012). The changing of the boards: The impact on firm valuation of mandated female board representation. *The quarterly journal of economics*, 127(1), 137-197.  
 Brahma, S., Nwafor, C., & Boateng, A. (2021). Board gender diversity and firm performance: The UK evidence. *International Journal of Finance & Economics*, 26(4), 5704-5719.

- Cantino, V., Devalle, A., & Fiandrino, S. (2017). ESG sustainability and financial capital structure: Where they stand nowadays. *International Journal of Business and Social Science*, 8(5), 116-126.  
 Campbell, K., & Mínguez-Vera, A. (2008). Gender diversity in the boardroom and firm financial performance. *Journal of business ethics*, 83, 435-451.  
 Carter, D. A., Simkins, B. J., & Simpson, W. G. (2003). Corporate governance, board diversity, and firm value. *Financial review*, 38(1), 33-53.  
 Coles, J. L., Daniel, N. D., & Naveen, L. (2008). Boards: Does one size fit all?. *Journal of financial economics*, 87(2), 329-356.  
 Dhaliwal, D. S., Li, O. Z., Tsang, A., & Yang, Y. G. (2011). Voluntary nonfinancial disclosure and the cost of equity capital: The initiation of corporate social responsibility reporting. *The accounting review*, 86(1), 59-100.  
 Easley, D., & O'hara, M. (2004). Information and the cost of capital. *The journal of finance*, 59(4), 1553-1583.  
 Hamilton, J. D. (1989) A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 357-384.  
 Joecks, J., Pull, K., & Vetter, K. (2013). Gender diversity in the boardroom and firm performance: What exactly constitutes a "critical mass?". *Journal of business ethics*, 118, 61-72.  
 Nadeem, M., Bahadar, S., Gull, A. A., & Iqbal, U. (2020). Are women eco-friendly? Board gender diversity and environmental innovation. *Business Strategy and the Environment*, 29(8), 3146-3161.  
 Niederle, M., Segal, C., & Vesterlund, L. (2013). How costly is diversity? Affirmative action in light of gender differences in competitiveness. *Management Science*, 59(1), 1-16.  
 Post, C., & Byron, K. (2015). Women on boards and firm financial performance: A meta-analysis. *Academy of management Journal*, 58(5), 1546-1571.  
 Porter, M., & Kramer, M. R. (2011). Creating shared value. *Harvard Business Review*, 89, 62-77.