

研究ノート

女性役員の登用と企業業績の関係 —パネルデータ分析による検討—

開智国際大学 国際教養学部教授

小池裕子

<要旨>

本稿では、女性役員の登用と企業業績の関係を明らかにするために、日経 225 銘柄を対象に 2009 年度から 2015 年度までの 7 年間の企業パネルデータを構築し、二元配置の固定効果推定を行った。その結果、女性役員の登用はその後の ROA に対しては特に有意な影響を及ぼさないものの、トービンの Q に対しては正に有意な影響を及ぼすことが判明した。このことから、分析対象期間中は、女性役員を登用しても ROA が改善していたわけではないが、株式市場の評価は高まっていたことが示唆される。一方、企業業績 (ROA やトービンの Q) から女性役員の登用という逆方向の関係については有意な効果は検出されなかった。すなわち、業績面で余裕のある企業だから女性を役員に登用するという関係は、本分析では見られなかった。

<キーワード>女性役員、企業業績、トービンの Q、ROA、パネルデータ

1. はじめに

今世紀に入って以来、主要先進国の多くの企業で女性役員の登用が推進されている。その当初の目的は企業の社会的責任 (CSR) の一環として男女差を是正するという公平性の視点によるものであったが、近年では、多様な価値観を持つ人々で役員会を構成し、世の中の多様なニーズに応えることが企業業績の向上に結び付くという、より積極的な論調に変化しつつある (例えば、Catalyst 2007、Accenture 2010、経済産業省 2012 など)。しかし、果たして本当に女性役員の登用は企業業績の向上に結び付くのだろうか。一見、両者の間に正の相関があるようにみえたとしても、実際のところは、業績の良好な企業は余裕があるからマイノリティを登用できるのだという反論もあろう。そこで、女性役員の登用からその後の企業業績、企業業績からその後の女性役員の登用という、両者の時間的前後関係を勘案した双方向の関係を検討する必要がある。このような問題関心に基づき、本稿では、大量のサンプルを固定し、時系列で追跡する手法であるパネルデータ分析を行うことで、女性役員の登用と企業業績の関係に接近する。

本稿の構成は以下の通りである。続く2節では、関連する先行研究のレビューを行い、3節では、それらを踏まえてリサーチ・クエスチョンを設定する。4節では、データと分析手法について述べ、5節では、分析結果を示す。そして最後の6節では、本稿のまとめを行う。

2. 先行研究

本節では、関連する先行研究においてこれまでいかなる議論がなされてきたかを概観する。かねてよりガバナンス変数と企業業績の関係については、国内外を問わず多くの実証研究が行われてきたが¹、近年ではそれらの変数でコントロールした上で女性役員と企業業績がどのような関係にあるのかを実証する研究が増えてきた。それらのうち、主要な文献を要約したものを図表1と2に示す。図表1は女性役員の登用が企業業績に及ぼす影響を推定した実証研究の一覧表、図表2は企業業績が女性役員の登用に及ぼす影響を推定した実証研究の一覧表である²。

2.1. 女性役員の登用が企業業績に及ぼす影響

本項では、図表1に基づき、女性役員の登用が企業業績に及ぼす影響を扱った実証研究を概観する。まず、Erhardt et. al.,(1998)をはじめとする単年度の横断的データ(クロスセクションデータ)、あるいは横断的データを複数年分あわせたプールドデータを用いたOLS推定では、女性取締役の登用は企業業績に対して概ねプラスの影響を及ぼすか、もしくは中立であると報告されている。この中でも特に興味深いのが、辻本(2013)による研究である。辻本は『CSR企業総覧』に掲載されている日本企業を対象に丁寧な分析を行い、女性役員比率³とROAの間には有意な関係はなかったものの、トービンのQとは正に有意な関係が見いだされたと報告している。女性役員の登用は、財務指標などの実体面への影響はなくとも、株式市場における評価面への影響があることを示唆するものである。

このように、従来は横断的データを用いたOLS推定が盛んであったが、この手法には女性役員の登用と企業業績の両方に影響を及ぼす可能性のある企業固有の要因をコントロールできないという制約がある。しかしながら、女性役員の登用と企業業績は実は見せかけの相関で、本当は、他社に先駆けて新しいことをするような企業文化(企業固有の要因)が業績向上をもたらす真因なのかもしれない⁴。そこで近年では、パネルデータを用いて企業固有の要因をコントロールした上で、女性役員の登用と企業業績の関係に接近するアプローチがより精度の高い方法として普及してきた。しかし、パネルデータによる分析結果を見てみると、業績に対しては、正に有意、中立、負に有意とまちまちであり、女性役員の登用が企業業績に与える効果はさほど明確とは言

えない。時代や国・地域によって異なる結果が出ていることが推察されるが、もし日本でこのような分析を実施したなら、果たしてどのような結果となるだろうか。

図表1 女性役員の登用が企業業績に及ぼす影響に関する実証分析

No.	著者 (発表年)	分析対象企業	分析対象 期間	上段：データのタイプ 下段：分析手法	独立変数 (x)		従属変数 (y)	結果
					注目変数	コントロール変数		
1	Erhardt, Werbel, Shrader (2003)	Fortune誌で 紹介された マイノリティーが 働きやすい米国企業 137社中、112社	1998	横断的データ OLS	取締役の 性別・人種	取締役会の規模、 1993年のROA、 企業規模（総資産）、 業種	1998年の ROA	正
2	Randøy, Thomsen, Oxelheim (2006)	デンマーク、 ノルウェー、 スウェーデンの 大手企業343社	2005	横断的データ OLS	取締役の 性別・年齢・国籍	取締役会の規模	1年後の ROA、ROE 1年後の 株価	中立 中立
3	Rose (2007)	デンマークの 金融を除く上場企業	1998 -2001	横断的データを プールしたもの OLS	女性取締役比率 外国人取締役比率	企業規模（売上高）、 業種	トビーンQ	中立 中立
4	Adams and Ferreira (2009)	S&P500、 S&P中型、 S&P小型指数から 米国企業約8000社	1996 -2003	パネルデータ 二元配置の 固定効果推定	女性取締役比率	取締役会の規模、 独立取締役比率、 企業規模（売上高）、 業種	ROA トビーンQ	負 負
5	Haslam Ryan, Kulich, Trojanowski and Atkins (2010)	イギリスの FTSE100企業	2001 -2005	パネルデータ 相関分析	女性取締役の登用	なし	トビーンQ	負
6	Carter, D'Souza, Simkins and Simpson (2010)	Fortune 500の 米国上場企業	1998 -2002	パネルデータ 二元配置の 固定効果推定	女性取締役数 人種的マイノリティーの 取締役数	取締役会の規模、 取締役の平均年齢、 独立取締役数、 企業規模（総資産）	ROA トビーンQ	中立 中立
7	Ahern and Dittmar (2012)	ノルウェー企業 248社	2001 -2009	パネルデータ 二元配置の 固定効果推定	女性取締役の登用	なし	トビーンQ	負
8	Dezso and Ross (2012)	米国のS&P 1500社	1992 -2006	パネルデータ 二元配置の 固定効果推定	女性CEOの登用	企業規模、 企業年齢など	ROA、ROE トビーンQ	正 正
9	Lückerath-Rovers (2013)	オランダ企業99社	2005 -2007	パネルデータ 変量効果推定	女性取締役の有無、 女性取締役比率	企業規模（総資産）、 取締役会の規模、 業種	ROE	正
10	辻本 (2013)	CSR企業総覧 掲載企業	2007 -2010	単年度の横断的データと 複数年度を合算した プールドデータ OLS	女性役員の登用	株主構成、 業種	ROA トビーンQ	中立 正
11	Lam, McGuinness, Vieito (2013)	中国の上場企業 約1300社	2000 -2008	パネルデータ 変量効果推定	女性CEOの登用	年齢、在職年数、 企業規模（総資産）、 業種ほか	ROA、ROE	正負 まちまち

2.2. 企業業績が女性役員の登用に及ぼす影響

次に本項では、逆方向の因果関係を扱った実証研究について概観する。図表2からわかるように、パネルデータかプールドデータか、あるいは固定効果モデルかそれ以外の手法か等、データの性質や推定方法の違いはあるものの、企業業績が女性役員の登用に及ぼす影響は正に有意、中立、負に有意とまちまちである。このことから、業績の良好な企業は余裕があるからマイノリティを役員に登用できるとは必ずしも言えない。但し、逆方向の因果性に関する報告はさほど多くはないため⁵、さらなる追試が望まれる。

図表 2 企業業績が女性役員の登用に及ぼす影響に関する実証分析

No.	著者 (発表年)	分析対象企業	分析対象期間	上段：データのタイプ 下段：分析手法	独立変数 (x)		従属変数 (y)	結果
					注目変数	コントロール変数		
1	Carter, D'Souza, Simkins and Simpson (2010)	Fortune 500の 米国内上場企業	1998-2002	パネルデータ 二元配置の 固定効果推定	ROA	人種的マイノリティーの 取締役数、 取締役会の規模、 独立取締役数、 取締役の平均年齢、 企業規模（総資産）	女性取締役の数	正
					トービンのQ			正
2	Ahern and Dittmar (2012)	ノルウェー企業 248社	2001-2009	パネルデータ 二元配置の 固定効果推定	ROA	企業規模（総資産）、 社員数、 取締役会の規模、 取締役の平均年齢、 取締役の在職年数	女性取締役の登用	中立
					トービンのQ			中立
3	辻本 (2013)	CSR企業総覧 掲載企業	2007-2010	単年度の横断的データと 複数年度を合算した パネルデータ ロジット回帰	ROA	株主構成、 業種ほか	女性役員の登用	単年度：中立 パネルデータ：負
4	Nekhili・ Gatfaoui (2013)	仏SBF120指数の 構成企業のうち 85社	2000-2004	複数年度を合算した パネルデータ ポワソン回帰	ROA	取締役持ち株比率、 機関投資家の 持ち株比率、 企業規模、 売上高成長率など	女性取締役の数	中立
					トービンのQ			中立

3. 研究課題

前節の議論を踏まえて、本稿の分析ではパネルデータを活用し、女性役員の登用と企業業績の双方向の関係を検討していく。そのため、次のリサーチ・クエスチョン（以下、R.Q.と略）を設定した。

[女性役員の登用→業績]

R.Q.1a：女性役員の登用はROAに対して正の影響を及ぼすのか

R.Q.1b：女性役員の登用はトービンのQに対して正の影響を及ぼすのか

[業績→女性役員の登用]

R.Q.2a：ROAは女性役員の登用に対して正の影響を及ぼすのか

R.Q.2b：トービンのQは女性役員の登用に対して正の影響を及ぼすのか

4. データと分析手法

前節で設定したリサーチ・クエスチョンに答えるために、本稿では、日経 225 構成銘柄の 7 年間の企業パネルデータを構築し、女性役員の登用と企業業績の間の時間的な前後関係に接近した。以下では、分析に用いるデータや分析手法、変数について述べる。

4.1. 使用データの概略と分析手法

本稿の分析対象企業は日経 225 銘柄のうち、監査役設置会社の 208 社とし⁶、分析対象期間を 2009 年度（2010 年 3 月期）～2015 年度（2016 年 3 月期）の 7 年間とした⁷。分析に用いる役員情報は、東洋経済新報社編『役員四季報』、及び各社の有価証

券報告書から採取した。そしてこれらのデータを、各社の有価証券報告書から得られた該当期間の財務データや東洋経済新報社編『株価総覧』から得られた該当期間の株価データと接合することで、7年分の企業パネルデータを構築した。

パネルデータの分析にあたっては、Quantitative Micro Software 社の「EViews」を使用し、検定の結果⁸、企業特有の個別効果と時点特有の時間効果をコントロールする二元配置の固定効果推定法を用いた⁹。

4.2. 推定に用いた変数

本項では、分析にあたっていかなる変数を用いたかを示す。なお、変数に関する記述統計量は図表 3 に記載している。

4.2.1. 女性役員の登用が企業業績に及ぼす影響 (R.Q.1a,1b に対応)

先行研究との比較のため、図表 1 に用いられている代表的な諸変数を用いた。詳細は以下の通りである。

(1) 従属変数

企業業績の代理指標として ROA¹⁰ とトービンの Q を用いた。

(2) 独立変数

注目変数には、女性取締役比率 (= 女性取締役数 ÷ 全取締役数)、女性監査役比率 (= 女性監査役数 ÷ 全監査役数) を用いた。

コントロール変数には、以下の諸変数を用いた。まず、女性以外のガバナンス要因として、外国人取締役比率 (= 外国人取締役数 ÷ 全取締役数)、外国人監査役比率 (= 外国人監査役数 ÷ 全監査役数)、社外取締役比率 (= 社外取締役数 ÷ 全取締役数)、社外監査役比率 (= 社外監査役数 ÷ 全監査役数)、役員の平均年齢、役員としての平均経験年数、役員会の規模 (= 役員数 ÷ 従業員数)、役員の持ち株比率、株主構成を用いた。次に、企業の属性に関する要因として、従業員数の自然対数値(企業規模の代理指標)、産業成長率¹¹、売上高成長率、売上高利益率を用いた。加えて、ROA を従属変数にした場合にはトービンの Q を、トービンの Q を従属変数にした場合には ROA を用いた。

(3) 時間的前後関係の勘案

R.Q.1a と 1b に答えるためには、女性取締役比率と女性監査役比率を始めとするガバナンス変数が従属変数に対して時間的に先行している必要がある。よって、ガバナンス変数は従属変数に対して 1 期前の数値を用いた。

4.2.2. 企業業績が女性役員の登用に及ぼす影響 (R.Q.2a,2b に対応)

先行研究との比較のため、図表 2 に用いられている代表的な諸変数を用いた。詳細

は以下の通りである。

(1) 従属変数

女性取締役比率と女性監査役比率を用いた。

(2) 独立変数

注目変数には、ROA とトービンの Q を用いた。

コントロール変数には、以下の諸変数を用いた。まず、ガバナンス要因として、女性取締役比率を従属変数にした場合には女性監査役比率を、女性監査役比率を従属変数にした場合には女性取締役比率を用いた。その他のガバナンス変数は、4.2.1 と同様である。加えて、企業の属性に関する要因として、従業員数の自然対数値（企業規模の代理指標）、産業成長率、売上高成長率、売上高利益率を用いた。

(3) 時間的前後関係の勘案

R.Q.2a と 2b に答えるためには、ROA やトービンの Q を始めとする業績指標が女性役員比率に対して時間的に先行している必要がある。よって、それらの変数は従属変数に対して 1 期前の数値を用いた。

図表 3：記述統計量

	平均値	中央値	最大値	最小値	標準偏差
女性取締役比率	0.018	0.000	0.429	0.000	0.043
女性監査役比率	0.028	0.000	0.667	0.000	0.081
外国人取締役比率	0.024	0.000	0.667	0.000	0.086
外国人監査役比率	0.002	0.000	0.333	0.000	0.023
社外取締役比率	0.210	0.182	0.867	0.000	0.161
社外監査役比率	0.565	0.600	1.000	0.000	0.178
役員会の規模	0.003	0.001	0.361	0.000	0.015
役員の平均年齢	62.315	62.600	69.900	41.200	2.663
役員の平均経験年数	4.828	4.400	16.500	0.000	2.123
役員持ち株比率	0.004	0.000	0.215	0.000	0.019
株主構成 個人	0.217	0.203	0.623	0.000	0.107
外国人	0.276	0.264	0.772	0.000	0.118
事業法人	0.132	0.097	1.000	0.002	0.123
金融法人	0.340	0.354	0.569	0.000	0.099
証券会社 ¹⁾	0.028	0.025	0.554	-0.196	0.025
企業規模 ²⁾	9.728	9.804	12.900	3.584	1.270
産業成長率	-0.008	0.003	0.310	-0.498	0.097
売上高成長率	0.026	0.022	2.770	-0.664	0.164
売上高利益率	0.081	0.058	0.647	-0.526	0.095
ROA	0.023	0.021	0.248	-0.520	0.040
トービンのQ	1.166	1.029	6.421	0.558	0.463

総観測度数 1,461

1) 自己売買部門

2) 従業員数の自然対数値

5. モデルの推定結果

5.1. 女性役員の登用が企業業績に及ぼす影響 (R.Q.1a,1b に対応)

図表 4 の Model 1.a と Model 1.b は、女性役員の登用が企業業績に及ぼす影響を見

るために、ROA とトービンの Q をそれぞれ従属変数として推定した結果であり、3 節で設定した R.Q.1a と 1b に対応している。

注目変数である女性取締役比率、女性監査役比率は、その後の ROA に対して特に有意な影響は及ぼしていないものの、トービンの Q に対しては正に有意な影響を及ぼしており、辻本（2013）の報告とも整合的である。女性役員の登用は、財務指標などの実体面への影響はなくとも、株式市場における評価にはつながるのかもしれない。一方で、外国人取締役比率は（女性取締役比率とは対照的に）その後の ROA と正に有意な関係にありながらも、トービンの Q に対してはポジティブな影響を持っていない。このように、女性役員の登用が株式市場で評価上のプレミアムを受けている（すなわち、女性役員の登用が株式市場で過大評価されている）のは、近年の政府による女性活躍推進の追い風によるものかもしれない。

図表 4：モデルの推定結果（女性役員から企業業績への影響）

独立変数	Model 1. a. 従属変数：ROA			Model 1. b. 従属変数：トービンの Q		
	B	S.E.	β	B	S.E.	β
定数項	0.005	0.073	0.000	0.544	0.740	0.000
女性役員 取締役比率 (1 期前)	0.002	0.029	0.002	0.485	0.290	0.148 †
女性役員 監査役比率 (1 期前)	-0.011	0.016	-0.015	0.520	0.166	0.217 **
外国人役員 取締役比率 (1 期前)	0.069	0.026	0.102 **	-0.559	0.259	-0.241 *
外国人役員 監査役比率 (1 期前)	0.024	0.053	0.018	-0.033	0.538	-0.007
社外役員 取締役比率 (1 期前)	-0.004	0.012	-0.008	-0.174	0.125	-0.103
社外役員 監査役比率 (1 期前)	-0.020	0.013	-0.042	-0.013	0.127	-0.008
役員会の規模 (1 期前)	1.199	0.529	0.725 *	2.552	5.379	0.452
役員の平均年齢 (1 期前)	0.000	0.001	0.000	0.004	0.007	0.009
役員の経験年数 (1 期前)	0.000	0.001	0.002	-0.001	0.008	-0.002
役員の持ち株比率 (1 期前)	-0.142	0.122	-0.098	3.353	1.235	0.679 **
株主構成 個人 (1 期前)	-0.117	0.057	-0.191 *	0.311	0.580	0.150
株主構成 外国人 (1 期前)	-0.030	0.054	-0.052	1.323	0.548	0.667 *
株主構成 事業法人	-0.067	0.053	-0.117	1.894	0.533	0.975 ***
株主構成 金融機関	-0.042	0.057	-0.066	1.009	0.575	0.467 †
株主構成 証券会社の自己売買部門	-0.063	0.058	-0.050	1.516	0.586	0.354 †
企業規模	0.004	0.004	0.022	-0.076	0.037	-0.126 *
産業成長率	0.018	0.008	0.029 *	-0.030	0.085	-0.014
売上高成長率	0.014	0.005	0.028 **	0.120	0.048	0.072 *
売上高利益率	0.433	0.017	0.671 ***	0.706	0.214	0.320 **
ROA	-	-	-	0.867	0.292	0.254 **
トービンの Q	0.008	0.003	0.029 **	-	-	-
自由度調整済み決定係数	0.669			0.741		

注1：Bは非標準偏回帰係数、S.E.は標準誤差、 β は標準偏回帰係数を表す

注2：†は $p < 0.10$ 、*は $p < 0.05$ 、**は $p < 0.01$ 、***は $p < 0.001$

5.2. 企業業績が女性役員の登用に及ぼす影響 (R.Q.2a,2b に対応)

図表 5 の Model 2.a と Model 2.b は、企業業績が女性役員の登用に及ぼす影響を見るために、女性取締役比率と女性監査役比率をそれぞれ従属変数として推定した結果

であり、3節で設定した R.Q.2a と 2b に対応している。

推定結果を見てみると、業績に関連する変数は、いずれも従属変数に対して正に有意な影響を及ぼしていないことから、企業は業績が良好で余裕があるから女性役員の登用を行うとは言えないことがわかる。

次に、女性役員の登用に対して有意な影響を及ぼす変数をみてみよう。女性取締役比率に対しては、社外取締役比率が正に有意、役員の平均年齢が負に有意となっている。このことから、女性は、社外取締役比率が高く、役員の年齢が比較的若い企業で取締役に採用されやすいことがわかる。一方、女性監査役比率に対しては、役員会の規模が正に有意、役員の経験年数が負に有意となっている。このことから、女性は役員会の規模が大きくて、比較的新任者の多い企業で監査役に採用されやすいことがわかる。そして、これらの結果は世間的な認識とさほど乖離していないと思われる。

図表 5：モデルの推定結果（企業業績から女性役員への影響）

独立変数	Model 2. a.			Model 2. b.		
	B	S. E.	β	B	S. E.	β
定数項	0.027	0.081	0.000	0.136	0.144	0.000
女性役員						
取締役比率	---	---	---	-0.046	0.056	-0.034
監査役比率	-0.015	0.018	-0.020	---	---	---
外国人役員						
取締役比率	-0.005	0.027	-0.006	-0.041	0.048	-0.042
監査役比率	-0.022	0.054	-0.016	0.026	0.096	0.014
社外役員						
取締役比率	0.041	0.014	0.079**	0.028	0.025	0.039
監査役比率	-0.016	0.015	-0.033	0.025	0.026	0.038
役員会の規模	0.050	0.552	0.029	1.689	0.981	0.717 [†]
役員の平均年齢	-0.004	0.001	-0.029***	0.000	0.001	-0.001
役員の経験年数	0.001	0.001	0.010	-0.004	0.002	-0.021*
役員の持ち株比率	-0.213	0.129	-0.142 [†]	0.109	0.229	0.053
株主構成						
個人	0.216	0.063	0.343**	-0.197	0.113	-0.228 [†]
外国人	0.188	0.060	0.312**	-0.123	0.107	-0.148
事業法人	0.184	0.056	0.312**	-0.014	0.100	-0.017
金融機関	0.162	0.063	0.247 [†]	-0.167	0.113	-0.185
証券会社の自己売買部門	0.174	0.062	0.134**	-0.029	0.110	-0.016
企業規模	0.003	0.004	0.016	0.003	0.007	0.012
産業成長率	-0.003	0.012	-0.004	-0.005	0.021	-0.005
売上高成長率（1期前）	0.003	0.005	0.010	0.013	0.009	0.019
売上高利益率（1期前）	0.033	0.023	0.049	-0.019	0.041	-0.020
ROA（1期前）	-0.085	0.037	-0.081*	-0.014	0.065	-0.010
トービンのQ（1期前）	0.001	0.003	0.003	0.009	0.006	0.021
自由度調整済み決定係数	0.707			0.744		

注1: Bは非標準偏回帰係数、S.E.は標準誤差、 β は標準偏回帰係数を表す

注2: †はp<0.10、*はp<0.05、**はp<0.01、***はp<0.001

6. まとめと含意

本研究では、女性役員の登用が企業業績に与える影響と、企業業績が女性役員の登用に与える影響の双方をみるために、日経 225 構成銘柄を対象に、7年間の企業パネ

ルデータを構築し、二元配置の固定効果推定法による分析を行った。その結果、以下の知見を得た。

第一は、女性取締役比率と女性監査役比率は、その後の ROA に対しては特に有意な影響を及ぼさないものの、その後のトービンの Q に対しては、正に有意な影響を及ぼしていることである。すなわちこれは、女性を役員に登用することは、財務指標などの実体面への影響はなくとも、株式市場における評価にはつながる可能性を示唆している。業績に対して正に有意な影響を及ぼす他のガバナンス変数（外国人取締役比率）が株価には反映されず、業績にさほど影響を及ぼさない女性役員比率が株価に反映（＝投資家から評価）されているのは、昨今の政府による政策的な後押し¹²の影響を少なからず受けているためと思われる。しかしながら、ブームが過ぎれば女性に対する評価プレミアムが剥落するリスクもあるため、今後の追試が必要となろう。また、株式市場での評価はさておき、現在の女性比率の水準で ROA 等への実質的な効果を期待するのはやや難しいように思われるが、カンター理論（Kanter,1993）が示すように、少数派であっても 35%程度を超えるとトークンとしての役割を超えて実質的な影響力を発揮し始める可能性もある。分析期間を延長して、株式市場における評価面のみならず実体面への効果もあわせて確認していきたい。

第二は、企業業績から女性役員の登用という逆方向の因果性についてである。業績の良好な企業が（余裕があるから）女性を役員に登用するという関係は、本分析からは検出されなかった。今回の分析結果からは、業績に余裕があろうとなかろうと、社外取締役を増やしている企業が女性を取締役に登用し、役員会の規模の大きい企業が女性を監査役に登用している姿が観察されたが、こうした現象もまた政策的な後押しの反映なのかもしれない。この点についても引き続き確認していく必要がある。

本研究では、以上のような結果が得られたが、最大の問題点は、徐々に増えつつあるとはいえ、まだ女性役員に登用する企業が少ないことである。今後も長期にわたって企業パネルデータの蓄積を継続し、再検証を続けていくことが課題である。

<謝辞> 本稿を執筆するにあたり、匿名のレフェリーの先生方から非常に有益なご指摘・ご助言を頂いた。ここに記し、心より御礼申し上げます。もちろん、本稿に含まれる誤りはすべて筆者個人の責任である。

<注>

¹ 例えば、Yermack（1996）、清水（2011）等。

² 通常一つの文献には複数の推定結果が掲載されているが、紙幅の関係上、図表には代表的と思われる推定結果と変数のみを載せている。

-
- 3 辻本は、データ制約の関係により取締役と監査役を合算した数値を用いている。
- 4 例えば、ボーゲル（2007）は、企業のCSR活動と企業業績の間に正の関係がみられたとしても、それは見せかけの相関であり、企業固有の要因が媒介変数となっている可能性を指摘している。
- 5 Adams and Ferreira（2008）は女性取締役を登用する企業の特性を分析しているものの、業績を独立変数に含めていない。また、Lam, McGuinness, Vieito（2013）も同様である。
- 6 指名委員会等設置会社や監査委員会等設置会社は、ガバナンスの形態が異なり、サンプル数も少ないため分析対象から外している。
- 7 開始時期を2009年度（2010年3月期）とした理由は、それ以前は女性役員を登用する企業が非常に少なかったためである。
- 8 F検定と χ^2 検定の結果、「企業特有の個別効果がない」という帰無仮説と「時点特有の時間効果がない」という帰無仮説が棄却され、企業特有の個別効果と時点特有の時間効果の二元配置モデルが選択された。このうち、企業特有の個別効果については、Hausman検定の結果、「定数項は独立変数と相関がない」という帰無仮説が棄却されたため、固定効果推定モデルが採用された。次に、時点特有の時間効果については、欠損値を含む不完備パネルデータの場合は、自動的に固定効果推定モデルが採用される。以上の手続きにより、本分析では、二元配置の固定効果推定モデルが採用された。なお、これらの分析手法は多くの先行研究とも整合的である。
- 9 これらの効果をコントロールすることで、独立変数が従属変数に対して及ぼす影響をより正確に把握できる。
- 10 念のため、ROEを用いた推定も行ったが、ROAを用いた分析結果と概ね傾向が一致していたため、紙幅の関係上、割愛した。
- 11 各企業が属する産業全体の毎年の売上高成長率を、財務省『法人企業統計』データより算出した。
- 12 例えば、2012年には経産省・東京証券取引所が「ダイバーシティ経営企業100選」を発表し、それ以降毎年、「なでしこ銘柄」を選定・公表している。また、2013年からは安倍政権が女性活躍推進を謳い、2015年からは日本版コーポレート・ガバナンスコードによって女性役員の人数を企業に開示させるようになった。これら一連の動きが女性役員登用企業の株価に対して追い風になっていた可能性が考えられる。

<参考文献>

- Accenture（2010）“違っているから素晴らしい！”，Outlook 人材組織管理 II, October, 2010 issue.
- Adams R.B. and Ferreira D.（2009）”Women in the Boardroom and Their Impact on Governance and Performance”，*Journal of Financial Economics*, 94, pp.291-309.
- Ahern, K.R. and Dittmar, A.K.（2012）“The Changing of the Boards: The Impact on Firm Valuation of Mandated Female Boards Representation”，*The Quarterly Journal of Economics* 127, pp.137-197.
- Carter, D.A., D’Souza,F., Simkins,B.J. and Simpson W.G.（2010）“The Gender and Ethnic Diversity of US Boards and Board Committees and Firm”，*Corporate Governance: An International Review* 18(5), pp. 396-414.
- Catalyst(2007) “The Bottom Line: Corporate performance and women’s representation on boards”.
- Dezsó, C.L. and Ross D.G.（2012）”Does Female Representation in Top Management Improve Firm Performance? A Panel Data Investigation”，*Strategic Management Journal*, 33(9), pp.1072-1089.
- Erhardt, N. L.,Werbel, J.D. Shrader, C.B.(2003) “Board of Director Diversity and Firm Financial

-
- Performance”, *Iowa State University Digital Repository*, Management Publications.
- Haslam, S.A., Ryan M.K., Kulich C., Trojanowski G. and Atkins C. (2010) ”Investing with Prejudice: The Relationship Between Women’s Presence on Company Boards and Objective and Subjective Measures of Company Performance”, *British Journal of Management*, Vol. 21, pp. 484–497.
- 経済産業省 (2012) 「女性活躍推進の経営効果について」
(<http://www.gender.go.jp/kaigi/kento/mieruka/siryu/pdf/m01-03-3-3.pdf>) 平成 24 年 5 月 22 日付け女性の活躍による経済活性化を推進する関係閣僚会議 経済産業大臣配付資料。
- Lam, K.C.K., McGuinness, P. B., Vieito, J. P. (2013) “CEO gender, executive compensation and firm performance in Chinese - listed enterprises”, *Pacific-Basin Finance Journal*, Volume 21, Issue 1, pp.1136–1159.
- Lückerath-Rovers, M. (2013) ” Women on boards and firm performance”, *Journal of Management & Governance*, Volume 17, Issue 2, pp 491–509.
- カンター,R.M.、高井葉子 [訳] (1995) 『企業のなかの男と女』生産性出版 (Kanter,R.M.(1977) *Men and Women of the Corporation* , New York: Basic Books) 211-265 頁。
- Nekhili,M. Gatfaoui,H. (2013) “Are Demographic Attributes and Firm Characteristics Drivers of Gender Diversity? Investigating Women’s Positions on French Boards of Directors”, *Journal of Business Ethics*, Volume 118, Issue 2, pp 227–249.
- Randøy,T., Oxelheim,L. and Thomsen,S. (2006) “A Nordic perspective on corporate board diversity” Project No.05030, Nordic Innovation Centre.
- Rose, C. (2007) ”Does female board representation influence firm performance? The Danish evidence”, *Corporate Governance*, Volume 15, pp.404–413.
- 清水一 (2011) 「社外取締役の導入、委員会制度への移行と企業価値：パネルデータによる分析」『大阪経大論集』、第 61 巻 第 5 号、31–47 頁。
- 辻本臣哉 (2013) 「女性役員と企業パフォーマンス」『証券経済学会年報』、第 48 号、73-91 頁。
- 東洋経済新報社編 (2009～2015) 『役員四季報』2010 年版～2016 年版。
- 東洋経済新報社編 (2009～2015) 『株価総覧』2010 年版～2016 年版。
- ボーゲル,D. (2007) 『企業の社会的責任(CSR)の徹底研究』オーム社 (Vogel,D.(2005) *The Market for Virtue: The Potential and Limits of Corporate Social Responsibility*, Washington D.C.: The Brookings Institutions) 29-84 頁。
- Yermack, D. (1996) “Higher market valuation of companies with a small board of directors” *Journal of Financial Economics* ,40, pp.185-211.

受付日： 2017 年 6 月 29 日

受理日： 2017 年 11 月 30 日