



Title	社外取締役増員は企業パフォーマンスに影響を及ぼすのか
Author(s)	畠中, 貴幸; 櫻田, 謙; 渡部, 元博
Citation	Discussion Paper, Series B, 209, 1-11
Issue Date	2023-07
Doc URL	http://hdl.handle.net/2115/90203
Type	bulletin (article)
File Information	DPB209.pdf



[Instructions for use](#)

Discussion Paper, Series B, No.2023-209

社外取締役増員は企業パフォーマンスに
影響を及ぼすのか

北海道大学大学院 博士課程 1 年 畠中貴幸
北海道大学大学院経済学研究院 櫻田譲
北海道大学大学院 修士課程 1 年 渡部元博

2023 年 7 月

北海道大学大学院経済学研究院

060-0809 札幌市北区北 9 条西 7 丁目

社外取締役増員は企業パフォーマンスに影響を及ぼすのか

北海道大学大学院 博士課程1年 畠中貴幸

北海道大学大学院経済学研究院 櫻田謙

北海道大学大学院 修士課程1年 渡部元博

5

1. はじめに

会社法は、令和元年改正により上場会社等（金融商品取引法の適用会社である監査役会設置会社（公開会社・大会社であるものに限る））に対して、少なくとも1名の社外取締役の設置を義務付けている。社外取締役の資格としては、就任時及び就任前の10年間に於いて、当該会社の業務を執行していた者からの独立性を求めている。また、東京証券取引所は、有価証券上場規程の別添にあるコーポレートガバナンス・コード（以下「CGコード」と略称）において、その実効性を確保する。CGコードは平成27年6月に施行され、平成30年6月の改訂を経た上で、直近では令和3年6月に東京証券取引市場の再編（令和4年4月）に合わせた2度目の改訂が行われた。CGコードはComply-or-explain方式が採用されているが、間接的には投資家からの圧力がかかっている。直近改訂の中では、原則4-8の「独立社外取締役の有効な活用」が注目され、いよいよプライム市場上場会社では一定の資質を十分に備えた独立社外取締役を、少なくとも3分の1以上選任（諸環境により過半数の独立社外取締役を要する場合にはその十分な人数を選任）すべきことが行動原則として求められるようになった。

今後はその増員により社外取締役の存在感が一気に増して、取締役会の構成に少なからず変化を生じさせていくことが見込まれている。取締役会に求められる監督と執行とが明確に分離するといった予測もできるが、わが国では社外取締役の普及がこれまでに十分進んでこなかった背景もあるため、急速な増員の要求に対しては、ひとまず形式的に合わせるだけになるのではないかと懸念もある。そこで本研究では、今回改訂を見据えた短期間での社外取締役の増員が、取締役会の構成に対していかに影響を及ぼしているか、また取締役会の新たな構成が上場企業のパフォーマンスに対していかに影響を及ぼすのかを分析した。

ところで直近改訂では、取締役会の構成について性別多様性などを取り入れるべきことが記されるようになった。性別多様性に関しては、わが国の女性役員比率はいまだ低く、重要な課題となっている。直近改訂が両者ともに求めることからすれば、現在再構成されつつある取締役会では、社外取締役の増員と女性役員比率の向上とが同時に起きているものと想定される。両者は互いに補完し合うべき関係にあるが、社外取締役の浸透が諸外国に比して遅れたわが国では、社外取締役の増員と女性役員比率の向上とが特に強い結びつきを持つのではないかと考えられる。そこで本研究では、社外取締役比率を3分の1以上とする企業について、女性役員比率に及ぼす影響についても検証した。

35

2. 研究の背景

2-1. CGコードの再改訂

CGコードは令和3年6月に再改訂されたことにより、社外取締役の増員はさらに引き上げられて、プライム市場上場会社¹では取締役会において独立社外取締役の3分の1以上（必要な場合は過半数）を選任すべきとされた（CGコード原則4-8）。CGコードは平成27年6月1日から適用開始となっているが、当初は上場企業に対して、平成26年会社法改正（327条の2）とともに1名または2名の社外取締役・独立取締役を推奨していたにすぎない。平成30年にCGコードは改訂され、令和元年会社法改正により社外取締役1名の選任が義務となったが、当該改訂によっても3分の1以上を選任すべきことまでは完全に求めきれず、2名以上の選任であってもコンプライアンスが可能とされてきていた。

45

わが国のCGコードはComply-or-explain方式が採用されているため、会社法などとは異なり法的強制力をもたない。これは、「経済界の反発を受けた妥協策という側面を有しており、取締役会

¹ プライム、スタンダード、グロースの3市場のうち、プライム市場とスタンダード市場ではCGコード原則の適用が必要であるが、スタンダード市場よりもプライム市場のほうが「より高い水準を求められている」（林[2023, p. 46]）。

の構成が株主ではなく経営者都合で構成されてきた可能性、社外取締役が普及してこなかった状況において、投資家の意見を経営に反映させるために採用されてきた」といわれる（後藤[2022, p. 72]）。

5 今回の再改訂に先駆けて、米国の大手議決権行使助言会社である ISS (Institutional Shareholder Services Inc) は、わが国の上場企業が社外取締役比率を3分の1以上とすること
10 に関し、満たさない企業の経営トップである取締役に対し反対を推奨している。そして監査等委員会設置会社及び指名委員会等設置会社に対して平成31年2月から、監査役(会)設置会社に対して
15 令和4年2月から、助言していくことを公表した (ISS 日本向け議決権行使助言基準平成31年版及び令和4年版参照)。CGコードは法形式上では強制力を持たないものの、ISSのような投資家サイ
20 ードの動向を背景にすれば、実質的には投資家からの圧力である。上場企業は具体的にコード明記されたことを受ければ、その導入を半ば強制的に要求される (橋本[2021, p. 20])。

本研究はCGコードの改訂と再改訂との狭間にある平成31年度(令和元年度)の上場企業3,796
社を対象にして分析を行っている。ISSの調査では、平成31年(令和元年)1~6月辺りから、わ
15 が国の取締役会の独立性に関する状況が大きく変化したことが示されている²。このように平成31
20 年度(令和元年度)では、社外取締役の増員が一気に進められ、機関設計を問わず取締役会の内
部構成に基づいた監督と執行が最も分離へと移行した年度といえる。実際、再改訂後に東京証券
取引所が公表した「CGコードへの対応状況(令和4年7月14日時点)」では、独立社外取締役が
全取締役の3分の1以上選任されたプライム市場上場会社の比率は92.1%となっており、過半数
25 の社外取締役を選任している会社、すなわち取締役会においてすでに社外取締役が取締役会を員
数支配した会社にあつては、JPX日経400を構成する400銘柄のうちの17%を占めている。

社外取締役の増員が一気に進むことは企業のガバナンス向上を通じて企業パフォーマンスに良
い影響を与えることが考えられる。但し、実証研究ではこれに関していまだ統一されたコンセン
25 サスが得られていない。井坂[2022, p. 46]は、改訂によって取締役会メンバーの3分の1以上を独
立社外取締役とすることが求められるようになると人材不足による形式的な社外取締役の増員や
複数社兼任の増加などの懸念があり、また平成31年(令和元年)末時点における東証上場3,669
社の取締役会に占める社外取締役比率において、社外取締役の人数は近年大きく増加しているが、
社外取締役比率は依然として企業によってばらつきが大きいことを指摘している。すでに社外取
30 締役の導入は急速に浸透しているが、今回の再改訂によって社外取締役が増員することで、取締
役会の構成がさらに大きく変化していくことが予測できる。

30

2-2. 社外取締役増員・取締役会構成・企業価値の各関係

—エージェンシー理論—

理論的な先行研究として頻繁に引用されているエージェンシー理論 (Jensen and
Meckling[1976, p. 305])やFama and Jensen[1983, p. 304])では、社外取締役は独立した立場から
35 ガバナンスを行うことが期待されており、ガバナンスが有効であれば社外取締役は経営者と株主
の間の利益相反を緩和し、経営者を規律付けることで、ガバナンスの改善を通して企業価値の向
上をもたらすとされている (月岡[2022, p. 75]、Fama and Jensen[1983, p. 309, p. 323])。実証研究
40 においても、このエージェンシー理論を前提にしたさまざまなモデルが構築され、取締役会の独
立性を高めることによって企業価値を向上させるか否かという分析が行われてきた。しかし、取
締役会の独立性は社外取締役比率などで補足することができても、企業業績へ及ぼす影響につ
いては統一されたコンセンサスを得ることができていない。その理由の1つには、企業が取締役会
の構成を選択することに関して内生性の問題や逆の因果関係の問題が生じる点³が挙げられる。

まず内生性の問題であるが、齋藤[2022, pp. 66-67]は、企業の業績変化には社外取締役の増員に
45 による効果だけでなく、企業特性の変化や事前の業績変化の効果も反映されることになり、社外取
締役の因果的効果が把握できなくなるとし、内生性の問題を示唆している。ここでいう内生性の
問題とは、そもそも交絡バイアスをいかに正しく調整するかという問題に端を発しており、企業
特性の変化などの交絡因子 (以下「共変量」と略称) が独立変数にも従属変数にも影響を与えて

² 具体的には、同期間に株主総会を実施したわが国の調査対象企業2,600社のうち88.3%について複数の社外取締役を選任したと示されている (ISS「令和2年版日本向け議決権行使助言基準」, p. 9)。

³ 齋藤[2022, p. 67]は、社外取締役の増員は企業業績や企業価値に影響を与える可能性があつたとしても、同時に、企業業績や企業価値が社外取締役の増員に影響を与えるといった相関の関係がありうると指摘している。

いる可能性があることを指す。交絡バイアスが生じている場合には、最小二乗法 (Ordinary Least Squares, 以下「OLS」と略称) を用いて企業パフォーマンスを社外取締役比率に回帰してみても、回帰係数が有意でないか、マイナス値となってしまう (井坂[2022, p. 32])。交絡の調整手法には代表的なものとして、Rubin の因果モデル⁴に基づいた傾向スコアマッチング (propensity score method, 以下「PSM」と略称) 及び操作変数法 (instrumental variable method) などがあり、操

5 操作変数法では2段階最小二乗法 (Two Stage Least Squares, 2SLS) が良く用いられている。PSMでは、共変量を適切に考慮することによれば、共変量の分布が独立変数の水準間⁵ (2群間) で異なる場合にあっても従属変数の分布を水準間 (2群間) で比較可能とすることができ、比較によつては独立変数が従属変数に単独で影響を与える効果 (因果効果) を推定することができる

10 しかし、星野[2015, pp. 126-127]によれば、操作変数法であっても、操作変数が前述したような2つの厳しい条件を満たす必要があるところ、実際にはある変数が自分の解析状況において操作変数であることを示すのは困難という。また操作変数法では、改訂等の政策変更があれば、それを外生的な変数とみなす (政策変更以外とは関連しないと変数を仮定する) ことにより推計することも可能といえるが、これについても、実際には操作変数の条件に従う変数を見つけることは

15 難しい。なぜなら政策変更以外とは関連しないと仮定できる変数は存在しうるが、あくまで理論的な見地からの主張にすぎないからとしている。Hermalin and Weisbach[1998, p. 3]は、取締役会の独立性について、理論的には経営者 (CEO) と取締役会との間の交渉 (bargaining) により内生的に決まるとしており、わが国の企業では取締役会における経営者の影響力が大きいとされているため (井坂[2022, p. 23])、内生性を考慮した分析が必要である。

20 一方で、エージェンシー理論に基づけば、株主に比して経営者が経営に関する情報を多く有するため (Akerlof[1970, p. 489])、そこから生じるエージェンシー・コストの問題にも注目する必要がある。Adams and Ferreira[2007, p. 241]によれば、取締役会の独立性と社内情報の共有傾向との間にはトレードオフ関係があるため、独立性の高い取締役会を目的とした規制のみでは企業価値を低下させる可能性があることを示唆している。林[2023, p. 45]では、CGコードの改訂がなされる背景として、わが国の企業では内部留保が高く、中長期的な収益力の強化のために十分な投資が行われていないとしている。

25 これに関して Ang et al. [2000, pp. 85-86]は、会計経済学や金融経済学に登場する2つの代替効率化比率の OES ratio (営業費比率) と SA ratio (資産活用率) を用いて、企業のエージェンシー・コストを測定している。前者は営業費の中に経営者による過剰な消費が含まれるとする考えに基づいており、後者は非効率的な資産運用に起因する損失の代理指標とする考えに基づいている。営業費比率が高いまたは資産活用率が低いことは、エージェンシー・コストが高いことを示す。エージェンシー・コストが高いことは、ガバナンス強化への意識を高めることとなり、社外取締役の増員に対して内発的に働きかける可能性がある。

30 また、従属変数 (被説明変数) である企業業績としては産業調整済み ROA やトービン Q が用いられることが多い。松本[2019, p. 72]は、企業パフォーマンスについては先行研究上、株式市場ベースのパフォーマンス指標としてトービン Q、会計情報ベースのパフォーマンス指標として ROA を採用しており、ROA は業種調整するのが一般的としている。

2-3. 女性役員比率向上との関係

40 CGコードによって求められる取締役会の構成には性別多様性が挙げられ、これからのわが国企業において重要な課題となっている。近年、ESG経営が注目されるようになったことも相俟って女性が活躍する企業は増え続けており、わが国においても例外ではない。平成24年から令和4年までの10年間で、わが国の上場企業では女性役員数が5.8倍に増えている⁶。しかし、わが国では取締役会の多様性 (異質性) と企業業績の関係を分析した研究が少ない。OECD (経済協力開発機構) の調査に依れば、女性役員割合はOECD平均が約30%であるのに対して、令和4年時点のわが

45 国上場企業における平均は15.57%にすぎず、他のアジア諸国についても欧米諸国に比べ女性役員

⁴ 反事実の考えに基づいて潜在アウトカムを考慮するといった点が特徴的である。PSMで潜在アウトカムの考えがどのように用いられているかは3章で後述する。

⁵ 本研究では社外取締役比率3分の1以上を満たしている群か、そうでない群を指す。

⁶ 内閣府男女共同参画局HP「主な政策 女性の活躍状況の『見える化』 女性役員情報サイト 1 上場企業における女性役員の状況」<https://www.gender.go.jp/policy/mieruka/company/yakuin.html>

比率が低い傾向が見られる⁷。

また性別多様性の確保に関していえば、再改訂コードは取締役会内の比率だけでなく、管理職比率にまで求めるようになってきている（CG コード補充原則 2-4①参照）。性別多様な取締役人材は一朝一夕に育たないため、管理職からその比率を向上させていくことにも焦点が当てられている。阿部[2023, p. 2]に依れば、今後は女性管理職比率について、議決権行使助言会社や機関投資家が要求基準を設ける可能性があるとしている。実証研究においても取締役会の枠内だけにとどまらない、女性管理職比率などを変数とする分析が必要であろう。

しかし、Becker[1971]の差別論に基づけば、役員や管理職の採用に関して、女性を採用すれば人件費が安くなるという動機があることも拭いきれない。ともすれば、コードの再改訂（社外取締役の増員）に伴って、企業では女性社外取締役によってその増員を充足させようとしている行動が、ジェンダー平等への対応、再改訂コードの充足、及び人件費の削減といった一石三鳥を見込んだ企業行動となっている可能性もある。

Farrell and Hersch[2005, p. 86]は、取締役会の構成として女性取締役の数が多くなるのは、多様性に対する内部的な嗜好、さらには女性取締役を加えるという外部圧力への反応にあると示唆している。また、資産利益率と女性取締役就任数の間に正の相関があるにしても、業績の好調な企業では取締役会に女性が多い傾向があるために、性別多様性に富んだ取締役会がより良い業績を生んでいるとまでは結論づけることができないとしている。

Tanaka[2019, pp. 22-28]は、平成 18 年から平成 27 年にかけてのわが国上場企業から、クロスセクション観測により女性取締役割合（女性役員比率）があった累計 1,568 社を抽出し、女性取締役を社内取締役と社外取締役とに分類して、各取締役が採用される決定要因を個別に分析している。そこでは、社外取締役の数が多く、若い取締役が多く、外国人所有率が高く、海外事業の規模が小さく、成長見通しの低い大企業では、女性取締役を抱える可能性が高いことが示唆されている。また企業業績指標としては国際財務報告基準（IFRS）による影響を受けにくいトービンQを採用しており、OLS を用いた上で他の企業特性や業種、年固定効果をコントロールし、女性取締役はトービンQと有意かつ正の相関があることを示している。

2-4. 取締役会の構成に与える影響—社内取締役との対比—

社内取締役は重い経営責任を課されるため、業績に応じたリスクの高い報酬を支給されることが正当化されている。比して、社外取締役は社内出身者でなく短期での就任を前提としており、その報酬も固定的であることがほとんどである。しかし、社外取締役であっても、法的には取締役であるから経営監督責任を課されることに変わりはない。

人材調達という面では、社内取締役は社内で長い年月を経て育成された人材であって、企業の見えない資産や情報を多く認識することのできる貴重な人材資源であり、外部調達は不可能である。比して、社外取締役には経営⁸や会計、税務や法務といった専門知識だけでなく、財やサービスの消費者市場における新しい視点などを求めてその選任がなされているケースが多く散見される。これは、原則 4-9 が、社外取締役の人選として「取締役会における率直・活発で建設的な検討への貢献が期待できる人物」を求めていることから読み取ることができ、外部調達は可能であって、人材市場が広く存在していることが分かる。このように社外取締役と社内取締役との大きな違いは、登用人材の有無にある。橋本[2021, p. 26]は、独立社外取締役に過度な役割を与えるのではなく、企業の内部事情や業界に精通しマネジメント経験も持つ社内取締役も積極的に活用することが求められるのであって、社内取締役と社外取締役の適切なバランスを最重要課題としている。

Farrell and Hersch [2005, p. 100]は、この取締役の人材市場における需要と供給の関係に着目し、男性取締役と女性取締役に分類し、報酬額の面から分析を行っている。しかし、報酬の多寡が女性取締役の増員に影響を及ぼしている証拠は得られていない。女性取締役の需要は女性取締役の報酬額に必ずしも影響していないことが示唆されている。但し、企業業績の面では産業固定効果を考慮した場合、女性取締役の増員可能性と正の相関があり、他方で、男性の社外取締

⁷ OECD 社会福祉統計「雇用における男女平等 EMP11:Female share of seats on boards of the largest publicly listed companies」

https://stats.oecd.org/viewhtml.aspx?datasetcode=GENDER_EMP&lang=en

⁸ CG コード補充原則 4-11①は、「独立社外取締役に、他社での経営経験を有する者を含めるべきである」と記している。

役を加えることとは負の相関があるとしている。取締役会の構成は、企業業績への影響だけでなく、それを取り巻く人材調達市場の存在や報酬とも関係する。

3. リサーチデザイン

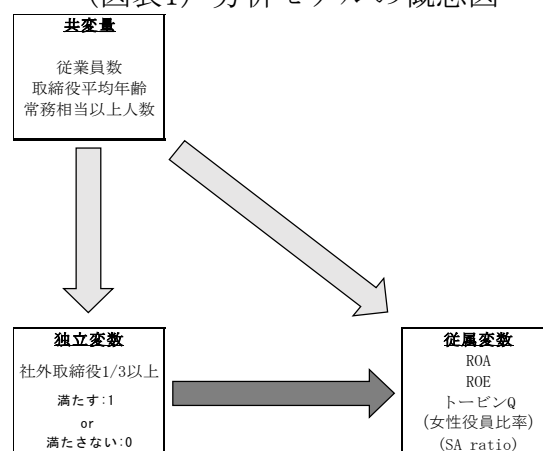
5 3-1. 分析データと分析モデル

本研究では社外取締役比率を3分の1以上とする企業か否かで次の3つの論点について検証を試みる。まず社外取締役比率を3分の1以上とする企業におけるエージェンシー問題の発生について解明を試みる。そして社外取締役比率3分の1以上が企業パフォーマンスに及ぼす影響を検出すると共に女性の役員比率に及ぼす影響も明らかにする。最初に注目するエージェンシー問題の発生

の多寡を捕捉するためにSA ratioを生成する。Ang et al[2000, pp. 85-86]に依れば経営者の誤った投資判断から非生産的な資産への過剰投資が生じ、エージェンシー問題が発生すると言う。SA ratioは分母に総資産を配し、分子を売上高とする経営指標である。そこで本研究においても社外取締役比率を3分の1以上となれば企業のガバナンスが改善すると考え、それと共にSA ratioが上昇すると考えた。

2つ目の論点についてガバナンスの改善と企業パフォーマンスの関係について検証する。Adams and Ferreira[2009, pp. 307-308]は性別多様性が強力なガバナンスを発生させるとの着眼点から女性役員比率が企業パフォーマンス（ROA並びにQ）に及ぼす影響を分析した。その結果、ガバナンス強化の表れであるとする女性役員比率の上昇は企業パフォーマンスに負の影響を及ぼすことを明らかにした。この研究成果に着想を得て本研究においても社外取締役比率が3分の1以上となる企業が企業価値（業種調整した3年平均のROA・ROE・Q）を低下させるのかを明らかにする。但し、平成19年から同25年までのわが国企業を対象に検証した松本[2019, pp. 77-79]では、大半のモデルで社外取締役比率がトービンQに及ぼす影響は認められないとの知見を得ていることを付言しておく。

25 (図表1) 分析モデルの概念図



(筆者作成。以下全ての図表において同じ)

最後の論点について社外取締役比率を3分の1以上とする企業について女性役員比率が高い可能性を検証する。ガバナンス強化の方途として2つの大きな潮流があると考えられており、1つに令和4年4月に改訂されたCGコード原則4-8に観られる様な社外取締役の増員である。いま1つには Adams and Ferreira[2009]が指摘する性別多様性である。これらは同時に起きていて互いに関係を補完し合っていると思われる。従って社外取締役の増員は女性役員増員へと結びつくと思われる。そこで本研究では上記の3つの論点についてPSMによって因果関係を明らかにしたい。以上より、分析モデルの概念図を示せば次の(図表1)の通りであり、変数定義の一覧は(図表2)の通りである。

(図表2) 変数定義の一覧

区分		変数名称	計算式
独立変数	社外取締役	社外ダミー	社外取締役比率(社外取締役の人数/取締役の人数)が3分の1以上である場合は1, それ以外は0
共変量	規模	Ln従業員数	従業員数を自然対数変換
		取締役平均年齢	取締役の平均年齢を自然対数変換
		Ln常務相当以上人数	取締役で常務相当以上の人数を自然対数変換
従属変数	SA ratio		年間売上高/総資産
	企業業績	ROA 3年平均業種等調整	業種と規模を考慮した平均的なROAに対する超過分
		ROE 3年平均業種等調整	業種と規模を考慮した平均的なROEに対する超過分
		トービンQ 3年平均業調	業種と規模を考慮した平均的なトービンのQに対する超過分(自然対数化)
	女性の役員比率		女性の役員の数/取締役会の数

(図表3)はPSM分析のために必要となったデータについて、サンプル廃棄前における共変量並びに従属変数の基本統計量を示している。本研究では分析対象について日経メディアマーケティングが提供するCgesの令和2年2月データ及び平成31年度(令和元年度)のeolデータベースを用いており、平成31年(令和元年)度における上場企業の全3,796社を対象とした。なお、本研究で試みるPSM検証過程におけるマッチングによって外れ値データが廃棄されることを期待し、外れ値処理を行っていない。

(図表3) マッチング前の分析対象2,317社の基本統計量

略称	度数	平均値	標準偏差	最小値	四分位			最大値
					25	50	75	
社外ダミー	2,317	0.48382	0.49985	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	1.00000
Ln従業員数	2,317	6.81511	1.74148	1.60900	5.56500	6.67600	7.91100	12.82400
取締役平均年齢	2,317	59.95555	5.40790	38.00000	57.00000	61.00000	64.00000	74.00000
Ln常務相当以上人数	2,317	0.96974	0.60089	0.00000	0.69300	1.09900	1.38600	2.70800
Saratio	2,317	1.10478	0.60178	0.00300	0.71700	0.96300	1.34250	5.38600
ROA 3年平均業種等調整	2,317	-2.16362322	8.736117391	-73.971	-5.1015	-1.737	1.544	51.281
ROE 3年平均業種等調整	2,317	-3.45719249	17.19111682	-328.749	-6.0205	-1.728	2.7265	145.136
トービンのQ 3年平均業調	2,317	-0.023242987	0.462129145	-1.365	-0.3065	-0.075	0.167	2.851
女性の役員比率	2,317	5.61821	7.39581	0.00000	0.00000	0.00000	10.00000	50.00000

社外取締役を取締役人数の3分の1以上とするか否かのダミー変数(社外ダミー)に対して、いかなる変数が有意となるのかについて相関関係を示した(図表4)を踏まえて共変量としての妥当性を確認する。Ln従業員数並びに取締役平均年齢は1%水準有意であり、Ln常務相当人数は5%水準有意であることからこれらを共変量とした。当該3変数が社外取締役を取締役人数の3分の1以上とするか否かに及ぼす影響のロジックとは、大規模化した企業が投資家の注目を集めやすいということからも社外取締役3分の1を達成する可能性が考えられることや、成長過程にある企業よりも取締役会の平均年齢が高齢化する企業ほど、社外取締役3分の1を達成する可能性が考えられる。また常務相当人数が増加することと社外取締役3分の1を達成することは背反し、常務や専務の人数が増えることが、社外取締役の比率を上昇させる阻害要因になっていると考えられる。

これら3つの共変量について従属変数である5指標(SA ratio・ROA 3年平均・ROE 3年平均・トービンQの3年平均・女性の役員比率)に対し、(図表4)の中で網掛けした通り、1%水準の有意性を伴った関係を示してある。なお、PSM分析においては傾向スコアを算出する過程である1段階目の推定では共変量同士の強い相関によってもたらされる多重共線性は不問であることを留意しておく⁹。

⁹ PSM分析において、多重共線性が問題ないことは1段階目から2段階目に受け渡される情報が被説明変数である傾向スコアに限定されており、モデルの役割が予測に終始しているためである。この見解についてはConniffe et al[2000,p.290]やJennings et al[2014,p.395]においても述べられていることを付言しておく。また、多重共線性については、高いVIFを持つ説明変数によってその回帰係数に有意性が見出せなくなる問題、いわゆる第二種の過誤を引き起こす一方で、被説明変数の推定

(図表4) 独立変数と共変量、そして従属変数の相関関係

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨
① 社外ダミー	1								
② Ln従業員数	.232**	1							
③ 取締役平均年齢	.104**	.392**	1						
④ Ln常務相当以上人数	-.041*	.472**	.400**	1					
⑤ SA ratio	-.067**	0.007	-.177**	-.043*	1				
⑥ ROA 3年平均	.065**	.296**	0.027	.178**	.051*	1			
⑦ ROE 3年平均	.045*	.256**	.078**	.168**	0.022	.740**	1		
⑧ トービンのQ 3年平均	.110**	0.005	-.211**	-.073**	.054**	.249**	.067**	1	
⑨ 女性の役員比率	.096**	.118**	-.141**	-0.002	.052*	.048*	.058**	.125**	1

- 5 3つの共変量は(図表4)から社外取締役比率を3分の1とするイベントに影響を及ぼすと考えるが、ここでは簡便的に社外取締役比率を3分の1とする企業に1を与えて被説明変数とし、他方で上記3つの共変量を説明変数とした二項ロジスティック回帰の結果を示す¹⁰。(図表5)の左側は分析結果であり、当該モデルの予測に対する正解率が63.185%となったことが同図表の右側にて表示されている。(図表5)は分析モデルによる結果を示しているが、Ln従業員数並びに取締役平均年齢が上昇すると社外取締役比率を3分の1とする傾向が強まる一方、常務相当以上の人数が増加すると社外取締役比率が3分の1を下回る傾向が強まるということが明らかとなった。

10

(図表5) PS算定のための二項ロジスティック分析結果

	B	標準誤差	Wald	有意確率	予測：社外取締役3分の1		正解の割合	
					0	1		
Ln 従業員数	0.390	0.032	149.414	0.000	社外取締役 3分の1に1	831	365	69.482
取締役 平均年齢	0.028	0.009	9.474	0.002				
Ln 常務相当以上 人数	-0.790	0.089	78.941	0.000	全体のパーセント	488	633	56.467
定数	-3.643	0.517	49.561	0.000				
					全体のパーセント		63.185	

15

3-2. マッチング

- 前節までで処置群と対照群の情報背景を等質化したが、その様な作業の必要性とは、本研究の様に社外取締役比率3分の1以上を満たす企業と下回る企業のパフォーマンスの違いを検証する際、Selection Biasを配慮しなければならないからである。この場合、社外取締役比率3分の1を満たす企業とはCGコードの改訂要求に応じて増員することで新たな取締役会を構成してガバナンス向上を目指し、投資家による期待に応えようとする企業と観ている。Selection Biasを排除しない場合、新たな取締役会の構成として社外取締役比率3分の1を満たす企業について、そのパフォーマンス向上が確認されたとしても、それが社外取締役比率3分の1を満たした効果と断定できない。なぜならそもそも取締役会を新たに整備しガバナンス向上を図る過程にある企業が、社外取締役比率3分の1以上を満たした企業となれば、満たさない企業のパフォーマンス向上は社外取締役比率3分の1以上を満たさないことによる効果と言うよりも、満たさない企業の潜在的特性が反映されたと考えることが出来、これを内生性と指摘することが可能である。

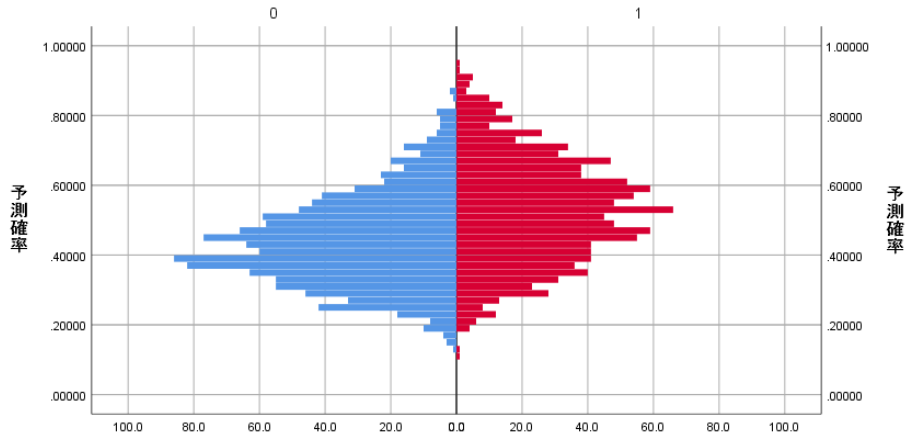
25

値には何ら影響がないことは明確である。特に PSM 分析の一段階目のように目的が回帰係数の解釈ではなく、共変量の調整である場合モデルの説明力は変数を増加させるごとに高くなり、正確な予測モデルの推定につながる。

¹⁰ 本稿における 2 項ロジスティック回帰分析の結果について Hosmer と Lemeshow の検定結果は χ^2 乗値が 13.202 であり、これに対する有意確率が 0.105 となる。また分析モデルについて Cox-Snell の R2 は 0.088 であり、Nagelkerke の R2 は 0.117 となることを付言しておく。

この内生性をPSM分析で排除し、社外取締役比率3分の1以上を満たす効果を正確に捕捉するために実際に社外取締役比率3分の1以上を満たす企業を処置群とし、これに対して3-1. にて言及した3つの共変量から似た性質を有するものの、社外取締役比率3分の1を下回る企業を対照群としてマッチングさせた。本研究におけるPSMにおけるマッチングの許容範囲としてキャリパーは0.05を設定し、363ペアが成立した。社外取締役比率について3分の1を超える企業がQやROE等のパフォーマンス指標に影響を及ぼすのか否かを明らかにする前に処置群と対照群の傾向値について分布をヒストグラムとした（図表6-1）を掲げる。

(図表6-1) マッチング前の傾向スコアの分布

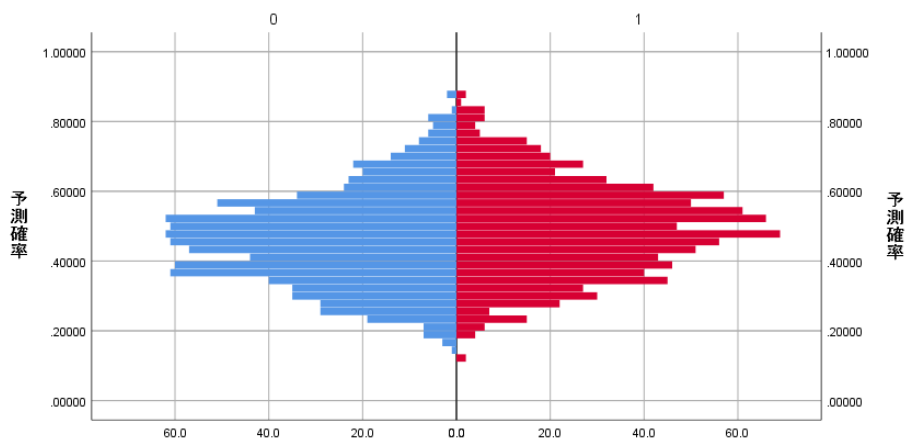


10

(図表 6-1) は 2 群のそれぞれについてマッチング前の分布であり、対して (図表 6-2) はマッチングできないサンプルの廃棄後のフィッティング効果を示している。この 2 つのヒストグラムの縦軸は PS を表しており、横軸は各階層における度数である。左半分のヒストグラムは対照群の度数分布であり、右半分は処置群のそれとなる。マッチング前に比し、マッチング後は 2 群のそれぞれのヒストグラムがシンメトリックに調整され、近似することが視覚的に確認できる。この様にして擬似的な無作為抽出を実現させる上で不必要なサンプルとして 431 社が廃棄された。

15

(図表 6-2) マッチング後の傾向スコアの分布



20

PSMを用いて推定される因果効果は平均処置効果(ATE:Average Treatment Effect、以下ATE)で

あり、本研究の場合では「社外取締役増員が分析対象全体に与えた効果」を意味する。ATEは以下の数式で定義される。

$$ATE := E(y_1) - E(y_0)$$

5

ここで、問題になるのは処置群と対象群の全てのケースにおける結果変数の値は現実的に観測することができない点である。そこで、傾向スコア(p)の概念を導入することにより観測可能なデータのみでATEの識別を行えるようになる。PSMのモデルが”強く無視できる割り当て条件”を遵守しているならば、 $E(y_1|p), E(y_0|p)$ はそれぞれ $E(y_1|p, z = 1), E(y_0|p, z = 0)$ と等値になることを用いて、ATEの定義式を変換していく。なお、 y は従属変数、 p は傾向スコア、 z は処置変数を意味する。

10

$$\begin{aligned} ATE &= E(y_1 - y_0) \\ &= E_p(E(y_1 - y_0)|p) \\ &= E_p[E(y_1|p, z = 1) - E(y_0|p, z = 0)] \end{aligned}$$

15

ここで注目すべきは最後の式について仮想的なデータを計算に必要とせず、手元のデータのみでATEを識別できることを示している点である。今回の分析では、ATEの識別のために2段階目の推定としてt検定を行った。

20

3-3. 分析結果と解釈

(図表 6-2) が示すマッチング後の 943 ペアを用いて ATE を推定し、社外取締役比率を 3 分の 1 以上とすることが従属変数に影響を及ぼしたのかについて因果関係を明らかにしたのが(図表 7) に示す結果である。同図表は均一分散の検定を踏まえて平均の差の検定結果を示しており、分析対象の 3 つの共変量をコントロールした上で社外取締役比率を 3 分の 1 以上とすることが従属変数に及ぼす影響を示している。それに依れば SA ratio に 1%を凌駕する有意差が検出されたが、ROA や ROE、そして Q については有意差が検出されていない。つまり社外取締役比率を 3 分の 1 以上擁する企業では SA ratio が 1.05570 と低く、対してそれを下回る企業では 1.17495 と高いとの結果は非常に強い統計的な有意性を伴う。この結果は、社外取締役比率が 3 分の 1 以上になると、それ未満の企業に比し、エージェンシー問題がより強く発生するとの含意がある。また女性の役員比率については社外取締役比率を 3 分の 1 以上擁する企業では、それに満たない企業に比し女性の役員比率が 1%水準有意で高いと言える。

25

30

(図表7) 2群における平均差の検定結果

基本統計量	社外ダミー	度数	平均値	標準偏差	平均値の標準誤差	独立サンプルの検定	等分散性のためのLevene検定			2つの母平均の差の検定		
							等分散の仮定	F値	有意確率	t値	自由度	有意確率(両側)
SA ratio	0	943	1.17495	0.62924	0.02049	SA ratio	仮定する	5.049	0.025	4.25777	1884.000	0.00002
	1	943	1.05570	0.58636	0.01909		仮定しない			4.25777	1874.694	0.00002
ROA 3年平均	0	943	-2.14137	9.70632	0.31608	ROA 3年平均	仮定する	0.232	0.630	-0.43633	1884.000	0.66265
	1	943	-1.95285	9.04553	0.29456		仮定しない			-0.43633	1874.711	0.66265
ROE 3年平均	0	943	-3.73285	20.97983	0.68320	ROE 3年平均	仮定する	5.143	0.023	-0.45082	1884.000	0.65217
	1	943	-3.35357	15.07596	0.49094		仮定しない			-0.45082	1710.055	0.65217
トービンのQ 3年平均	0	943	0.04476	0.42061	0.01370	トービンのQ 3年平均	仮定する	15.833	0.000	1.16142	1884.000	0.24562
	1	943	0.02021	0.49453	0.01610		仮定しない			1.16142	1836.684	0.24562
女性の役員比率	0	943	5.09449	7.02185	0.22866	女性の役員比率	仮定する	3.976	0.046	-2.59848	1884.000	0.00944
	1	943	5.96819	7.56991	0.24651		仮定しない			-2.59848	1873.458	0.00944

35

4. おわりに

これまでの先行研究では主に社外取締役を採用する企業の実態についてその解明が研究課題であったが、令和4年4月のCGコード改訂によって社外取締役比率を3分の1以上とする行動原則が設定されると、社外取締役を増員する企業実態についての研究は、明らかに新たなフェーズに突入したと指摘することができる。つまり社外取締役を採用する企業か否かという研究上の着眼

40

点は、社外取締役比率を3分の1とする企業か否かという着眼点へとシフトし、分析するデータを刷新することになる。また社外取締役の採用は取締役会による自己決定マターであるため、収集したデータにはバイアスが潜在している。このことから社外取締役比率を3分の1とする企業とそれ未満の企業の双方が分析対象となり、傾向値をマッチングさせることで仮想的に無作為抽出をしたサンプルを生成し、分析結果を導出した。

5

分析の結果は資産活用率を表す SA ratio について社外取締役比率が3分の1以上となる企業において低下するという事実が明らかになった。このことは社外取締役比率が3分の1以上となる企業はそれに満たない企業に比し、エージェンシー問題が発生しているということになる。このことは社外取締役比率を3分の1以上とする企業ではガバナンスが強化されているどころか、まったく逆のことが起きていることとなる。次に社外取締役比率が3分の1以上となる企業かそれ未満かに関わらず、企業パフォーマンスに及ぼす影響は看守されないことが明らかとなった。この結果は先行研究である松本[2019, pp. 77-79]の知見を踏襲する。そして最後に社外取締役比率が3分の1以上となる企業においては、当該比率が3分の1未満となる企業に比し女性役員比率が高いことが明らかとなった。これは社外取締役も女性役員も共にガバナンス強化のツールとして認識されていることを表すと解した。

10

15

このことの含意として令和4年4月のCGコード改訂前のデータを用いて分析を行った本研究では、コード改訂に先行して社外取締役比率を3分の1以上とした企業では女性役員比率が高い傾向を有する事実が明確になったことが挙げられる。つまりコード改訂と共に女性を活用する近時の政策より影響を受け、社外取締役の設置が女性によって実現しているケースも少なくないのではないかと予想される。いずれにしても社外取締役の増加と女性活用が共に進展しているようではあるが、企業価値に影響を及ぼさないとすればそれらの採用は形式的で実質を伴わないと断ずるべきなのか、或いはそもそもそれらの採用は企業価値に影響を及ぼさないものなのかについての検討も今後、併せて行う必要があるだろう。

20

25

最後に残された課題に言及しておく。社外取締役比率を3分の1とする企業のPSを算出するために本研究で採用した二項ロジスティック回帰モデルについて再検討の必要がある。今回はガバナンス変数由来の共変量からのみモデルを構築したため、今後は財務数値や業種ダミー等をモデルに投入することで分析モデルの説明力を高められる可能性がある。そしてその様な作業により、2群間の情報背景の差異をさらに縮小させることで、今回の分析で発見できなかった因果効果を識別するべく、見直しを行いたいと考えている。また、本分析では単年度の社外取締役増員による企業パフォーマンスへの影響を検討したが、「利益率は平均に回帰する傾向をコントロールする必要がある」として、単年ではなく複数年の平均指標を採用している齋藤[2011, p. 207]や「社外取締役の役割には企業の持続的な成長を促して中長期的な企業価値を向上させることが求められている」とするCGコードの原則4-7といった事例を踏まえる必要があるかも知れない。つまり本研究がPSMという分析手法に拘ったために従属変数を複数年の平均値を採用することで一定程度、その様な忠告に対して対応したと考えているが、新たな展開としては単一年度ではなく時系列による分析の方途が考えられる。これらの問題は今後の残された課題としたい。

30

35

[後記] 本研究成果は畠中並びに櫻田がそれぞれ研究代表者並びに研究協力者として得た石井記念証券研究振興財団による令和4年度研究助成金(グループ研究)に依る支援の他、渡部が代表者として得た石井記念証券研究振興財団による令和5年度証券研究学生団体研究助成並びに櫻田が得た科学研究費・基盤(C)・課題番号17K04034に依る支援を得ている。全てのご厚意に対して謝してここに記す。

40

<参考文献>

45

(英語文献)

Adams, R.B. and Ferreira, D. [2007] "A theory of friendly boards," *The journal of finance* volume 62, Issue 1, pp. 217-250.

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.

50

Akerlof, G.A. [1970] "The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism," *The quarterly journal of economics* Vol. 84 Issue 3, pp. 488-500.

Ang, J.S., Cole, R.A. and LIN, J.W. [2000] "Agency Costs and Ownership Structure," *The Journal of*

- Finance Vol55, Issue 1, pp.81-106.
- Becker, G.S. [1971] “The Economics of Discrimination,” *University of Chicago Press, Second Edition*.
- Conniffe, D., Gash, V., & O Connell, P. J. [2000]. Evaluating state programmes: “natural experiments” and propensity scores. *Economic and Social Review*, 31(4), pp.283-308.
- 5 Fama, E.F. and Jensen, M.C. [1983] “Separation of Ownership and Contro,” *The Journal of Law and Economics* 26(2), pp.301-325.
- Farrell ,K.A. and Hersch, P.L. [2005] “Additions to corporate boards:The effect of gender,” *Journal of Corporate Finance* 11(1-2), pp.85-106.
- 10 Jennings, W.G., Richards, T.N., Smith, M.D., Bjerregaard, B., & Fogel, S.J. [2014] “A critical examination of the “White victim effect” and death penalty decision-making from a propensity score matching approach: The North Carolina experience,” *Journal of Criminal Justice* 42(5), pp.384-398.
- Jensen ,M.C. and Meckling ,W.H. [1976] “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure,” *Journal of Financial Economics*, Vol.3, pp.305-360.
- 15 Hermalin ,B.E. and Weisbach ,M.S. [1998] ” Endogenously Chosen Boards of Directors and Their Monitoring of the CEO,” *American Economic Review*, pp.1-41.
- Tanaka, T[2019] “Gender diversity on Japanese corporate boards,” *Journal of The Japanese and International Economies* 51, pp.19-31.
- (日本語文献)
- 20 Institutional Shareholder Services Inc 「JAPAN Proxy Voting Guidelines Benchmark Policy Recommendation (日本向け議決権行使助言基準)」2019年版-2022年版.
- 阿部紳史[2023]「上場企業の機関設計における女性取締役比率および女性管理職比率と企業価値向上」『昭和女子大学現代ビジネス研究所 2022年度紀要』, pp.1-15.
- 井坂直人[2022]「取締役会のあり方と企業価値」『現代ファイナンス』No.44(0), pp.19-55.
- 25 後藤元[2022]「社外取締役に関する実証研究とコーポレートガバナンス改革」『Monthly Jurist』(1577)有斐閣, pp.72-73.
- 齋藤卓爾[2011]「日本企業による社外取締役の導入の決定要因とその効果」『日本の企業統治』東洋経済新報社, pp.181-213.
- 齋藤卓爾[2022]「社外取締役は企業価値に影響を与えているのか?」『Monthly Jurist』(1577)有斐閣, pp.66-71.
- 30 月岡靖智[2022]「社外取締役導入促進に関するガバナンス改革と市場反応」『経営研究』72(4), pp.75-88.
- 橋本倫明[2021]「ダイナミック・ケイパビリティ・ベースのコーポレートガバナンスー日本版コーポレートガバナンス・コードにおける取締役の役割に着目してー」『経営哲学』18(1), pp.17-28.
- 林信義[2023]「コーポレートガバナンス強化に向けた社外取締役の在り方」『埼玉工業大学人間社会学部紀要 =Bulletin of the faculty of human and social studies』21, pp.45-54.
- 35 星野崇宏[2015]「Commentary 傾向スコアを用いた調査研究からの因果効果の推定について」『社会と調査』No.15, pp.122-128.
- 松下幸敏[2015]「多重回帰と操作変数法」『日本労働研究雑誌』pp.10-11.
- 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』第54巻(1-4合併号), pp.69-82.