



HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	女性の社会進出と取締役会ジェンダー多様性 : 新興市場諸国の実証分析
Author(s)	岩崎, 一郎; 溝端, 佐登史
Citation	スラヴ研究, 70, 1-36
Issue Date	2023-08-31
DOI	https://doi.org/10.14943/SlSt.70.1
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/93572
Type	departmental bulletin paper
File Information	01_Iwasaki_Mizobata_Slavic-Studies_70.pdf



女性の社会進出と取締役会ジェンダー多様性

—— 新興市場諸国の実証分析 ——

岩 崎 一 郎 ・ 溝 端 佐登史

はじめに

国連が掲げる「持続可能な開発目標」(Sustainable Development Goals: SDGs)は、世界中の国々を巻き込む一大ムーブメントに発展し、一部には目覚ましい成果も現れつつある。2015年9月に国連総会が全会一致で可決した「我が世界を変革するアジェンダ」決議⁽¹⁾は、SDGsの基本文書であるが、同決議には、2030年を達成期限とする合計17の開発目標が掲げられている。これら17目標の多くは企業活動とも係りが深い。このため、国際的にも名の知れた多国籍企業や上場企業の中には、「企業の社会的責任」(Corporate Social Responsibility: CSR)としてSDGsを真剣に受け止め、具体的な行動に乗り出している会社も少なくない⁽²⁾。

上記17目標の中でも、「ジェンダー平等を達成し、全ての女性と女児のエンパワーメントを行う」ことを謳っている第5目標は、企業が取り組むべき重要項目の一つと見なされている。事実、職場における男女格差、いわゆるジェンダー・ギャップは、取り組み方次第では将来の事業リスクとなり得るだけに、有力企業の問題関心は高く、そのCSR報告書に、女性従業員の処遇や昇進に関する指標や、社内のジェンダー・ギャップ解消に向けた活動指針や行動計画を記載する例は年々数を増しているが、国連と各国政府が強力に後押しするSDGs活動は、その勢いを更に加速させているようである⁽³⁾。

SDGsへの取り組みが極めて象徴的な例だが、企業が、自社を取り囲む社会経済情勢の変化に適応すべく、社内体制と経営環境をシンクロナイズするように組織変化を遂げる事実、幾つかの先行研究を挙げて殊更に強調するまでもないほどの経済学者や経営学者の間の共通認識となっている。ジェンダー平等を目指す社会・政治運動の高まりや、その結果としての女性の社会経済的地位の実際的な向上が、社内の男女格差の是正に企業を向かわせるこ

1 United Nations (UN), *Transforming Our World: The 2030 Agenda for Sustainable Development* (Resolution adopted by the General Assembly on 25 September 2015), (New York: UN, 2015).

2 Rosalia G. Castillo-Villar, "Identifying Determinants of CSR Implementation on SDG 17 Partnerships for the Goals," *Cogent Business & Management* 7 (2020), Article 1847989; Arelys López-Concepción, Ana I. Gil-Lacruz, and Isabel Saz-Gil, "Stakeholder Engagement, CSR Development and SDGs Compliance: A Systematic Review from 2015 to 2021," *Corporate Social Responsibility and Environmental Management* 29, no. 1 (2022), pp. 19–31.

3 Susana Díaz-Iglesias, Alicia Blanco-González, and Carmen Orden-Cruz, "The Progress of Corporate Social Responsibility from a Gender Perspective through the Change Management," *Harvard Deusto Business Research* 10, no. 1 (2021), pp. 93–108.

とは大いにありそうである。取締役会のジェンダー多様性は、その予想を裏付けるための格好の研究対象であろう。取締役会のジェンダー構成は、国連が SDGs を提唱した 2015 年から 20 年も遡る 1990 年代前半から、国際学術誌上で本格的に取り上げられ始め⁽⁴⁾、近年における企業内ジェンダー格差問題への関心の高まりを背景に、今日では多くの研究者が取り組む研究課題に成長した。実際、学術文献電子データベース EconLit を用いた筆者らの文献検索によると、“board gender diversity” というキーワードに 160 を超す学術論文がヒットし、この術語を直接論題に含む文献も 70 点近くに達するのである⁽⁵⁾。

このような取締役会ジェンダー多様性研究の隆盛にもかかわらず、女性を巡る社会経済情勢が、この面での企業行動に及ぼす影響の解明に特化した研究例は実に少なく、管見の限り、Siri Terjesen and Val Singh (2008) による世界 43 カ国の比較研究と Yannick Thams et al. (2018) の米国研究の 2 点に限られる⁽⁶⁾。前者の Terjesen and Singh (2008) は、議員や管理職に占める女性の比率や男性との比較における女性の賃金水準が、女性取締役比率と正及び負にそれぞれ相関することを見出した研究である。後者の Thams et al. (2018) は、州レベルの女性の雇用率、教育水準、平均年齢、家庭での男性の女性に対する態度、妊娠中絶医療に対する財政的助成の有無、並びに男女差別に対する法的規制の存在が、女性取締役比率にもたらす影響を精査した研究であり、女性の平均年齢、妊娠中絶助成及びジェンダー差別規制は、当該州所在企業の取締役会ジェンダー構成に正の効果を発揮すると報告している。Dale Griffin et al. (2021) の世界 45 カ国研究は、取締役会における女性の存在が、当該企業のイノベーション活動に及ぼす効果を検証した論文である。しかし、本論文は、女性取締役比率の決定要因として、証券取引法における女性取締役クォータ制への言及、女性格差指数、女性労働参加率及び企業文化の男権主義度 (masculinity) といった国家レベル変数を用いたモデルの推定も行っており、その結果は、女性取締役クォータ制と女性労働参加率には有意に正の、女性格差指数と男権主義度には有意に負の推定値を与えることを確認したという意味で、Terjesen and Singh (2008) や Thams et al. (2018) に比肩する学術的貢献を果たしている⁽⁷⁾。

女性の社会進出の取締役会ジェンダー多様性への影響に関する実証経済学的な知見は、僅かこれだけである。ましてや、ジェンダー不平等問題が、先進諸国よりもより深刻であると見なされているが⁽⁸⁾、しかしながら同時に、国際社会における経済的地位が年々向上してお

4 Ronald J. Burke, “Women on Corporate Boards of Directors: Views of Canadian Chief Executive Officers,” *Women in Management Review* 9, no. 5 (1994), pp. 3–10.

5 文献検索は 2023 年 1 月に行った。

6 Siri Terjesen, and Val Singh, “Female Presence on Corporate Boards: A Multi-Country Study of Environmental Context,” *Journal of Business Ethics* 83, no 1 (2008), pp. 55–63; Yannick Thams, Bari L. Bendell, and Siri Terjesen, “Explaining Women’s Presence on Corporate Boards: The Institutionalization of Progressive Gender-Related Policies,” *Journal of Business Research* 86 (2018), pp. 130–140.

7 Dale Griffin, Kai Li, and Ting Xu, “Board Gender Diversity and Corporate Innovation: International Evidence,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 56, no. 1 (2021), pp. 123–154.

8 World Economic Forum, *Global Gender Gap Report 2021* (Cologne and Geneva: World Economic Forum, 2021).

り、従って、先述した SDGs 第 5 目標の世界的な解決に重要な役割を担う新興市場諸国を広範に網羅した類似研究は、驚くべきことに皆無である。本研究において筆者らは、この学術的な空隙を、新興市場 21 カ国における女性の社会進出に係る国家レベルデータと、女性取締役の採用に関する詳細な情報を開示している上場・非上場企業 52,473 社の企業レベルデータを組み合わせた独自の実証研究によって解消する。その前提として、我々は、新興市場諸国における女性の社会経済的地位の向上が、取締役会ジェンダー多様性に及ぼす効果に関する幾つかの予測を披露する。これら一連の仮説は、新興市場諸国以外の国や地域の実証研究にとっても有用であるような一般性を持たせている。加えて、本研究は、上述の先行研究が取り組んでいない実証的観点として、女性取締役登用確率、女性役員数及び Blau 指数(後述)で測定された取締役会ジェンダー多様性度に対する女性社会進出効果を推定する。更に我々は、女性社内取締役と女性社外取締役の間で、また、上場企業と非上場企業の間で、かかる分析的観点から非対称性が見い出されるのか否かも併せて検証する。

本稿の実証結果は、人間開発度、教育水準、労働参加及び所得水準という観点からの女性の社会経済的地位の向上は、当該国企業の取締役会ジェンダー多様性を高める方向に作用することを強く示唆した。また、女性の社会進出は、同性の取締役への社内登用のみならず、社外からの取締役採用にも肯定的に影響することも明らかになった。一方、経済社会における女性の地位向上の取締役会ジェンダー多様化効果は非上場企業よりも上場企業の方がより大きいという筆者らの予想は、女性社外取締役については、これを支持する実証的証拠が得られた。その一方、女性取締役全般及び女性社内取締役に関しては、この仮説が必ずしも適合しないことが判明した。更に、女性の政治参加度が高ければ高いほど、当該国企業の取締役会ジェンダー多様性はむしろ後退するという傾向が観察されたという意味で、本稿の実証分析は、筆者らにとって予測外の因果関係をも見出した。これらの実証結果は、企業規模、産業部門及び研究対象国の異質性に配慮した様々なサンプル制約や、女性取締役非登用企業と登用企業の標本間バイアスに考慮した推定結果においても繰り返し再現された。

本稿の構成は、次の通りである。次節では、女性の社会進出が、取締役会ジェンダー多様性に及ぼす効果に関する筆者らの仮説を提起する。第 2 節では、実証分析に用いるデータの概要と仮説検証の方法を述べる。第 3 節では、推定結果を報告し、第 4 節では、その頑健性を点検する。そして、最終節で、分析結果の要約と筆者らの結論を述べる。

1. 新興市場におけるジェンダー情勢と仮説

女性の社会進出の取締役会ジェンダー多様性への影響を考察する場合、分析対象地域の社会経済的背景の検討とそれに依拠した仮説の提示が求められる。本稿が分析対象とする新興市場諸国(中東欧、南東欧、旧ソ連諸国、中国)は、社会主義経済システムを経験した過去(現在)を有しており、先進諸国とはまったく異なる発展経路を辿ってきた。それ故にジェンダー多様性をめぐる社会経済情勢もまた大きく異なる。そこで本節では、新興市場諸国のジェンダー情勢を概観した上で、筆者らの仮説を提示する⁹⁾。

9 新興諸国における取締役会ジェンダー多様性度は、それぞれの国におけるジェンダーをとりまく情勢が異なる以上、決して一様なものではない。例えば、世界銀行の国際金融公社(IFC)は、

さて、社会主義経済システムの下では、イデオロギーとして「女性の解放」や男女の完全な平等性が指向されたが、同時に二度の世界大戦の結果としての男性労働力の枯渇もまた女性の社会進出を促すに十分な要因であった。法制度上完全な男女平等が指向され、米国が批准しなかった国連の「女子に対するあらゆる形態の差別の撤廃に関する条約」(1981年発効)もすべての社会主義諸国が批准した。ジェンダー政策は、一党支配下の権威主義体制のプロパガンダという批判にもかかわらず、家長父権制(patriarchalism)からの解放という「実際の成果」⁽¹⁰⁾があったことは否定されない。この結果、社会主義諸国では、女性の社会進出、とりわけ女性の労働参加率が高まったが、それは、過去に比してだけではなく、先進国に較べても高い水準であった。政府機関への公式の包摂、教育水準の高まり、女性労働を支える社会サービスの整備等もその成果に加えることができる。

しかし、旧社会主義新興市場諸国の現実、理想とは異なる結果を導いたことも否めない。事実、男尊の社会意識は温存されたままであり、その条件下での経済発展のための女性の動員は、女性に労働と家事の「二重の負担」を負わせる結果となった。女性の政治面でのクォータ制が導入されたにもかかわらず、男性が主要な稼ぎ手(breadwinner)であるという伝統的価値観は残り、この結果として、女性の就労部門は限られ、賃金格差も決して小さくなかった⁽¹¹⁾。

1990年代初頭からの体制転換、即ち市場経済化と民主化は、こうした社会経済情勢を一変させたわけではなかったが、しかし大きな変化をもたらした。実際、新興市場諸国の多くでは、公的な性的差別の除去や男女平等の法制化を背景に女性の社会進出が進み、教育、労働、所得及び政治的発言力という面での男性との格差が大幅に解消した。結果、これらの国々で活動する企業は、労働者、消費者及び社会的存在としての女性をより強く意識せざるを得なくなった⁽¹²⁾。とりわけEU加盟を果たした中東欧諸国では、加盟条件の一つとして、女性の地位を引き上げるEUや国際機関のルールを受け入れるべく関連法制度が積極的に整備された⁽¹³⁾。また、いずれの新興市場国も、先進諸国からの直接投資を積極的に受け入れたが、その副産物としての西側企業の経営観やCSR意識の浸透が、女性の福利向上と男女不平等の是正を促した⁽¹⁴⁾。世界経済のグローバル化、即ち、国連のグローバル・コンパクトをはじめ

2014年、欧州及び中央アジア地域では20%の企業のみが女性トップ経営者を擁しており、この比率は、東アジアやラテンアメリカに比して低く、当該地域でとくに高い比率を示したのはベラルーシ、ジョージア、ラトヴィア、ポーランドの順(31～33%)であり、もっとも低い比率はアゼルバイジャン(2%)で、ウズベキスタンなどの中央アジア諸国、欧州ではハンガリー(14%)も低いと報告している。International Financial Corporation (IFC), *Women in Corporate Boards in Bosnia and Herzegovina, FYR Macedonia and Serbia* (Washington D.C.: IFC, 2013).

10 Kristen R. Ghodsee, and Julia Mead, “What Has Socialism Ever Done for Women?” *Catalyst* 2, no. 2 (2018), pp. 101–133.

11 David Lane, *Soviet Economy and Society* (Oxford: Basil Blackwell, 1985); Julie Mertus, “Human Rights of Women in Central and Eastern Europe,” *The American University Journal of Gender, Social Policy and the Law* 6, no. 2 (1988), pp. 369–484; International Labor Organization (ILO), *Promoting Decent Work in Eastern Europe and Central Asia: ILO Decent Work Technical Support Team and Country Office for Eastern Europe and Central Asia* (Moscow: ILO, 2013).

12 Mertus, “Human Rights of Women in Central and Eastern Europe.”

13 Eva Fodor, *The Policy on Gender Equality in Hungary Update 2013: Note* (Brussels: European Parliament Directorate General for Internal Policies, 2013).

14 Michał Brzozowski, “Gender Equality as the Determinant of FDI Flows to Central European

とした国際ルールの受容もまた新興市場諸国における女性の社会進出に対して肯定的に作用したのである。

新興市場企業にとって、以上に述べた自国政府のジェンダー政策や国際社会の動きは決して無視できないものであったが⁽¹⁵⁾、同時に、企業内部にも、女性従業員の社内的地位を向上する組織的動機が生み出された。即ち、教育水準や労働意欲の高い女性を雇用し、ひいては成績優秀な者に社内の重要ポストを委ねない手はないし、所得面でも男性に引けを取らない女性層の消費行動は、自社製品やサービスの売り上げに大きな影響をもたらすであろうし、はたまた、女性の政治的プレゼンスの強化は、経営環境を規定する国家政策の方向性を女性が左右するようになるからである⁽¹⁶⁾。

自社を取り囲む様々な社会経済情勢に配慮を巡らしつつ、人事政策や製品開発・販売戦略の基本方針を定めることが取締役会の枢要な任務である限り、女性の社会進出の進展が、その役員構成に影響しないわけではない⁽¹⁷⁾。女性の社会経済的地位の向上に伴い、取締役会においても、女性の求人や従業員としての処遇の有り方や、製品・サービス開発や流通・販売形態に対する女性的視点の反映といった経営課題を検討する機会と必要性は増大するだろう。会社経営にとって、かかる諸課題の重要性がある閾値を超えれば、とりわけそれが国家の政策を反映する限り、それまでは男性が独占していた取締役会も、女性にその門戸を開き、更には、より多くの女性を役員として迎え入れることになるだろう。そこで筆者らは以下を予想する。

仮説1：女性の社会経済的地位の向上は、取締役会のジェンダー多様性を高める。

女性の社会進出は、人的資本面での男女格差の縮小を伴う。教育水準とスキルの向上は、企業内における女性従業員の相対的な価値や立場を改善し、同僚である男性従業員との昇任競争に打ち勝つ可能性をも増す。実際、ロシアにおいては、女性の教育水準の向上を背景に、高所得者層を中心に、賃金や昇進面での男女格差が縮小しているとの指摘がある⁽¹⁸⁾。また、

Countries,” *Ekonomia* 33 (2013), pp. 101–125; Rasmane Ouedraogo, Elodie Marlet, and Carlos Sánchez-Muñoz, *Foreign Direct Investment and Women Empowerment: New Evidence on Developing Countries* (Washington D.C.: IMF, Working Paper No. WP/18/25, 2018).

15 ILO, *Women in Business and Management: Gaining Momentum in Eastern Europe and Central Asia* (Geneva: ILO, 2018). 実際、新興市場企業は、社会主義時代の歴史的経路依存性故か、国家政策に対して従順であるかないしは適合性が強いと指摘されている。Grant Thornton, *Women in Business 2020: Putting the Blueprint into Action* (London: Grant Thornton, 2020).

16 Оценков А.Ю. Гендерные различия в оплате труда в России. М., Высшая школа экономики, Препринт WP3/2006/08, 2006. ロシアの人的資本の蓄積は、女性の方が男性よりも大きく、このことが同国における所得性差の是正に貢献しているとの同論文の指摘は、この観点から非常に示唆的である。

17 Alice de Jonge, “The Glass Ceiling That Refuses to Break: Women Directors on the Boards of Listed Firms in China and India,” *Women’s Studies International Forum* 47 (2014), pp. 326–338.

18 Andrea Atencio and Josefina Posadas, *Gender Gap in Pay in the Russian Federation: Twenty Years Later, Still A Concern* (Washington D.C.: World Bank, Policy Research Working Paper No. 7407, 2015).

女性の社会的・政治的地位の高まりは、労働組合やその他労使交渉の場における女性人事問題の取り扱いにも肯定的に作用する可能性がある。会社役員人事も決して例外ではない。この結果として、女性従業員の社内取締役としての登用機会が増すのは、ごく自然な成り行きである。

市場経済化が進めば、企業経営において社内昇進ではなく、有能な人材を社外から惹きつけることが可能となり、それは社外取締役の増加をもたらす⁽¹⁹⁾。同時に市場化に伴う女性の社会進出は、企業を取り囲む様々な場面において、女性が重要な役割を演じる機会が増すことをも意味する。女性の社会進出が進めば進むほど、女性が、法律家、会計士、経営コンサルタント、資産運用エキスパート、大学教員といった専門家としてばかりではなく、会社経営者としても活躍する機会が広がるであろう。このような人々は、企業にとって独立取締役としての貴重な人材源となる。また、先に述べた理由から、取引先、提携先、親会社及び系列会社の経営幹部に占める女性の比率が高まれば、これらの企業から社外取締役として女性が派遣される頻度が増えるに違いない。以上から、我々は次の予測を立てる。

仮説 2：女性の社会経済的地位の向上は、女性の取締役への社内昇任のみならず、社外取締役としての女性の採用をも促進する。

しばしば、上場企業は「社会の公器」と呼ばれる。近年、それは、株主、取引先及び従業員といった狭義の意味でのステークホルダーに対する社会的責任を果たす存在であるばかりではなく、社会の期待に応え、社会に対して有用な有形・無形の価値を提供する存在でなければならないというより崇高な意義を有している。CSR や SDGs 経営を問う声が世界的に高まるにつれて、新興市場諸国でも、インベスター・リレーションズ (IR) 活動の一環として、「社会の公器」たらんとする CSR 行動指針を採用する上場会社が増えている。

ジェンダー格差問題への取り組みは、CSR 活動における最重要項目の一つであり、新興市場上場企業各社が公表する CSR 報告書の大多数においても、この問題がクローズアップされるようになった。管理職や会社役員に占める女性の比率は、職場におけるジェンダー・ギャップ解消の度を測る重要指標として注目されているのは、先進諸国のみならず、新興市場諸国でも同様である。これらの国々では、上場企業を対象としたノルウェーやイタリアの様な女性取締役クォータ制を導入したケースは皆無であるが、だからこそ、問題解決に向けた企業の自主的な実践が問われているともいえる。加えて、ESG 投資も、環境問題だけでなく、ジェンダー格差のような社会問題がその判断基準の基礎に置かれており、それは、上場企業でより重視される。実際、モスクワ証券取引所は、女性の権限強化を指向する国際プロジェクトに参画しており、同取引所への上場申請に際しては、ジェンダー基準が企業の選別に重く用いられている⁽²⁰⁾。

以上の通り、上場企業は、ジェンダー格差解消の推進者として、政府や市民を含む多様な

19 Ichiro Iwasaki, "The Determinants of Board Composition in a Transforming Economy: Evidence from Russia," *Journal of Corporate Finance* 14, no. 5 (2008), pp. 532–549.

20 モスクワ証券取引所渉外担当常務取締役の発言 (<https://focus.world-exchanges.org/articles/esg-moves-top-agenda-moscow>) を参照。

ステークホルダーの関心や圧力に対峙している。こうした社会状況は、しかしながら、上場企業の経営者にとって一方的な負担であるとはいえない。実際、女性取締役の採用に向けた積極的な経営態度の表明や実践は、自社の社会的評判や企業価値を高める有力な手段となり得るし、また、優秀な女性人材を引き付ける効果も大いに期待できるだろう。従って、筆者らは次の仮説を提起する。

仮説 3：女性の社会経済的地位の向上が、取締役会ジェンダー多様性に及ぼす効果は、非上場企業よりも上場企業の方が大きい。

無論、女性の社会進出が、当該国企業の取締役会ジェンダー多様性を決定付ける唯一の要因ではない。むしろ先行研究は、伝統的に、企業レベルの諸属性にこそ重きを置いてきた。それらは、取締役の人数や経営陣からの独立性及び取締役会会長ポストを誰が手中に収めているのかといった観点からの取締役会構成、所有権の集中度や国家及び外国投資家の出資者としてのプレゼンス、企業の規模や活動年数、並びに、収益性、財務リスク、負債返済能力といった財務パフォーマンスに注がれている。

先進国企業研究の実証成果を大胆に要約すれば、次の通りである。即ち、より大きい取締役会は、より多くの女性に役員ポストを提供する機会を提供し、取締役会会長ポストや取締役構成の観点からより独立した取締役会は、女性役員の受け入れにより積極的である傾向が強い⁽²¹⁾。大株主や国家は、取締役の多様化に賛同的ではないが、ジェンダー平等の推進に積極的な国の外国投資家は、女性取締役の採用を能動的に働きかける可能性が高い⁽²²⁾。規模が大きく活動年数の長い企業は、会社経営の複雑性に対処するため、取締役会のジェンダー多様化に前向きな経営姿勢をとる傾向がある⁽²³⁾。加えて、女性は、そのリスク回避的な指向性の強さ故に、収益性、財務リスク及び負債返済能力の観点から、安定的な財務成績を誇る企業の取締役就任に積極的である⁽²⁴⁾。

21 David A. Carter, Betty J. Simkins, and W. Gary Simpson, “Corporate Governance, Board Diversity, and Firm Value,” *Financial Review* 38, no. 1 (2003), pp. 33–53; Takanori Tanaka, “Gender Diversity on Japanese Corporate Boards,” *Journal of the Japanese and International Economies* 51 (2019), pp. 19–31; Griffin et al., “Board Gender Diversity and Corporate Innovation: International Evidence.”

22 Helen Kang, Mandy Cheng, and Sidney J. Gray, “Corporate Governance and Board Composition: Diversity and Independence of Australian Boards,” *Corporate Governance: An International Review* 15, no. 2 (2007), pp. 194–207; Masayuki Morikawa, “What Types of Companies Have Female Directors? Evidence from Japan,” *Japan and the World Economy* 37/38 (2016), pp. 1–7; Heike Mensi-Klarbach, Stephan Leixnering, and Michael Schiffinger, “The Carrot or the Stick: Self-Regulation for Gender-Diverse Boards via Codes of Good Governance,” *Journal of Business Ethics* 170, no. 3 (2021), pp. 577–593.

23 Amy J. Hillman and Albert A. Cannella Jr., “Organizational Predictors of Women on Corporate Boards,” *Academy of Management Journal* 50, no. 4 (2007), pp. 941–952; Thams et al., “Explaining Women’s Presence on Corporate Boards.”

24 Ruth Mateos de Cabo, Ricardo Gimeno, and Maria J. Nieto, “Gender Diversity on European Banks’ Boards of Directors,” *Journal of Business Ethics* 109, no. 2 (2012), pp. 145–162; Vathunyoo Sila, Angelica Gonzalez, and Jens Gendorff, “Women on Board: Does Boardroom

本研究でも、先進諸国の研究から得られた上述の知見が、新興市場諸国でも通用するのかわかを検証する必要があるだろう。そこで、次節以下では、新興市場諸国の国家及び企業レベルデータを用いて、本節に提起した一連の仮説の現実適合性を実証的に検証する。

2. データ及び実証方法

本稿の実証分析が用いるデータは、大別して、企業レベルデータと国家レベルデータの2種類で構成される。前者の企業レベルデータは、ビューロー・ヴァン・ダイク社の「オービス (ORBIS) 企業データベース」を情報源とする。オービスは、2023 年現在、全世界・全産業分野の企業や組織約 4 億社を網羅する最大級の商用企業情報データベースであり、その対象には、新興市場諸国の上場・非上場企業も数多く含まれる。オービスは、データベース登録企業各社について、その事業内容や財務諸表だけでなく、所有構造や取締役会構成に関する情報も包含しており、本稿の研究課題には格好の情報ソースである⁽²⁵⁾。

オービスが開示する取締役会構成に関する情報には、役員総数のみならず、各役員の性別及び職種が含まれており、従って、企業毎に、社内・社外取締役各々について、女性役員の数及び全役員に占める比率を把握することが出来る。同データベースのこの利点を活かして、筆者らは、2020 年第 1 四半期の時点で、中歐 5 カ国（チェコ、ハンガリー、ポーランド、スロヴァキア、スロヴェニア）、東欧・バルト 5 カ国（ブルガリア、ルーマニア、エストニア、ラトヴィア、リトアニア）、南欧 6 カ国（クロアチア、セルビア、アルバニア、モンテネグロ、北マケドニア、ボスニア・ヘルツェゴヴィナ）、旧ソ連 4 カ国（モルドヴァ、ベラルーシ、ウクライナ、ロシア）及び中国の全 21 カ国で活動する上場・非上場企業の中で、全取締役の性別と職種の特定が可能な企業を、オービス登録会社の中から抽出した。その結果、上場企業 2,862 社と非上場企業 49,611 社から成る計 52,473 社を、標本企業として採用した。オービスからは、女性取締役にに関する情報に加えて、後述の通り、取締役会構成を特徴付けるその他の属性、所有構造、企業規模／年齢及び財務成績に関する情報も抽出した。

国家レベルデータは、国連開発計画 (UNDP) が編成・公表している「ジェンダー開発指標データベース」から得た。UNDP は、世界の様々な国や地域における女性の人間開発度や社会進出状況、並びに、かかる観点からの男性との格差を測定・比較するために、多種多様なデータを収集・合成している。上記新興市場 21 カ国を含む 189 の国や地域の人間開発達成度の男女格差を数値化した「ジェンダー開発指数」(gender development index) は、その代表格である。筆者らは、同機関のデータベースから、このジェンダー開発指数に加えて、女性の教育水準、労働参加、所得水準及び政治参加に係る 4 つの指標を得た。それらは、女性中等教育修了率、女性労働参加率、女性相対所得水準及び女性国会議員比率であり、当該 4 指標も 21 新興市場諸国全ての値が備わっている。なお、女性相対所得水準は、ジェンダー

Gender Diversity Affect Firm Risk?" *Journal of Corporate Finance* 36 (2016), pp. 26–53; Melissa B. Frye and Duong T. Pham, "CEO Gender and Corporate Board Structures," *Quarterly Review of Economics and Finance* 69 (2018) pp. 110–124.

25 オービス企業データベースの詳細は、ビューロー・ヴァン・ダイク社の同データベース専用ウェブサイト (<https://www.bvdinfo.com/ja-jp/our-products/data/international/orbis>) を参照のこと。

開発指標データベースが提供する男女別総国民所得を用いて筆者らが独自算定した。

前節に提起した3つの仮説を検証するために、本稿では、第*i*企業の取締役会ジェンダー多様性(*gender_diversity*)を従属変数とし、第*i*企業が所在する第*j*国女性社会進出度(*female_empowerment*)、第*i*企業の上場・非上場企業属性(*listed, unlisted*)及び取締役会のジェンダー多様性に影響を及ぼし得る第*i*企業の*n*種類のその他の諸属性 (*firm_level_control*) を独立変数とする、以下の回帰式を推定する。

$$\begin{aligned} gender_diversity_i = & \mu + \beta \cdot female_empowerment_j \cdot listed_i \\ & + \gamma \cdot female_empowerment_j \cdot unlisted_i \\ & + \sum_{l=1}^n \delta_l \cdot firm_level_control_{i,l} + \theta_k + \varepsilon_i \quad (1) \end{aligned}$$

ここで、 μ は定数項、 β , γ , δ は推定すべきパラメータ、 θ は第*i*企業が属する第*k*産業の固定効果、 ε は攪乱項である。

上記(1)式の左辺には、全取締役、社内取締役及び社外取締役という3つの役員タイプ毎に、女性の取締役登用確率、役員数、並びに、次の式で算出される Blau 多様性指標 (*BI*) から成る9つの変数を導入する。

$$BI = 1 - \sum_{i=1}^n P_i^2 = 1 - (female_share^2 + male_share^2) \quad (2)$$

ここで、 P_i はカテゴリー*i*が全体に占める構成比率、*female_share* は女性役員の比率、*male_share* は男性役員の比率である。(2) 式最右辺の通り、男女の2カテゴリーを扱う本研究の場合、Blau 指標は、最小0.0から最大0.5の範囲を変動する。

これら従属変数の特性に鑑みて、女性取締役登用確率を左辺に導入した回帰式は、二項分布一般化線形回帰推定量により⁽²⁶⁾、女性役員数を用いる場合は、ポワソン推定量で、また、Blau 多様性指標を用いる回帰式は、下限0.0、上限0.5を閾値に設定したトービット推定量で、それぞれを推定する。回帰係数の統計的有意性は、分散不均一性の下でも一致性のある頑健標準誤差を以て検定する。また、仮説3を検証するために、女性社会進出変数の対上場企業効果((1)式右辺の第2項)と対非上場企業効果(同第3項)は等しいという帰無仮説を、推定量の種別に応じて、Wald 検定又はF検定で試験する。

仮説検定の鍵となる国家レベルのジェンダー開発指数から女性国会議員比率までの女性社会進出度変数と共に同時推定する企業レベル変数には、前節での議論に基づいて、(a) 役員総数を意味する取締役会規模、(b) 経営最高責任者が取締役会会長を兼任する企業を1で指定するCEO取締役会会長兼任ダミー変数、(c) 全取締役に占める社外／独立役員の構成比として算定される取締役会独立性、(d) 株主／社員当たりの持株比率で代理される所有集中度、(e) 国有企業ダミー変数、(f) 外国所有企業ダミー変数、(g) ユーロ建て総資産の

26 事前の推定作業では、プロビット及びロジット推定量での推定も試みたが、多くの場合、最尤法は収束しなかった。

対数で代表する企業規模、(h) 創業からの経過年数で測定した企業年齢、(i) 総売上高粗利益率で算定される収益率、(j) ROA 変動率で表す財務リスク度、並びに、(k) ソルベンシー・マージン比率で測定した負債返済能力の 11 変数を採用する。

以上に述べた独立変数は、従属変数にとって全て先決変数である。即ち、9 種類の取締役会ジェンダー多様性変数が、全て 2020 年第 1 四半期の状況を捉えているのに対して、5 種類の女性社会進出度変数及び取締役会規模から企業年齢までの 13 変数は 2019 年を、収益率、財務リスク及び負債返済能力の 3 変数は、2017～2019 年を観測期間とすることにより、従属変数との内生性・同時性を回避している。なお、産業レベルの固定効果 θ は、製造業を参照カテゴリーとする全 13 産業ダミー変数を組み合わせることにより制御する⁽²⁷⁾。

以上に解説した 9 種類の従属変数と 16 種類の独立変数の変数名と定義及び記述統計量は、表 1 に一覧されている⁽²⁸⁾。続く表 2 には、分析対象国別に、その標本企業構成、取締役会ジェンダー多様性変数及び女性社会進出度変数が、更に同表右端には、新興市場全 21 カ国の集計値が示されている。表 2 (a) が示す通り、標本企業 52,473 社は、幅広い産業部門を網羅し、企業規模も中小企業から大企業まで多様である。なお、実際の企業人口との比較における標本企業に占める従業員数 100 名未満企業の相対的な小ささは、主として従業員数 100 名以上企業との対比における取締役会設置企業の少なさに起因するものである。

表 2 (b) の通り、女性を一人でも取締役に登用している企業の全標本に占める比率は、新興市場 21 カ国全体で 49.37%に上るが、中国の 19.55%からモルドヴァの 86.79%まで、国家間の差は非常に激しい。取締役登用経路を社内昇任と社外採用に区分した場合の女性取締役登用企業の比率は、社内役員の場合は新興市場 21 カ国全体で 35.74%、社外役員の場合は 22.77%であるが、これらの指標で見ても、新興市場諸国間の差は著しい。標本企業 1 社当たりの女性取締役の人数は、全取締役に 1.26 名、社内役員が 0.57 名、社外役員が 0.69 名であるが、21 諸国間の振れ幅は、それぞれ 0.41 名から 4.44 名、0.02 名から 1.75 名、0.10 名から 3.82 名と大きい。表 2 に参考値として示した通り、全取締役に占める女性役員の比率は、全標本企業の平均で 20.98%になり、社内及び社外取締役に区分した場合は、各々 21.10%及び 27.84%となる⁽²⁹⁾。更に、(2) 式を用いて算出した Blau 多様性指標は、全取締役の場合が 0.19、社内役員では 0.16、社外役員では 0.07 となる。これら取締役会ジェンダー多様性指数の 21 諸国間の変動範囲は、全取締役に 0.05 から 0.33、社内役員で 0.05 から 0.35、社外役員で 0.00 から 0.16 となり、上述の女性取締役の登用確率や役員数と同様に、Blau 指標で比較した新興企業諸国間の差異も大変顕著である。

表 2 (c) に一覧されている女性社会進出度変数によると、ジェンダー開発指数の新興市場 21 カ国平均は 0.99 であり、女性中等教育修了率は 89.6%、女性労働参加率は 46.4%、女性相対所得水準は 66.0、女性国会議員比率は 25.2%であるが、各々の変動係数は、0.027、

27 産業部門の分類は、欧州共同体標準産業分類 (NACE) の Section レベルに準拠した。

28 付録表 A1 には、これら 16 独立変数の相関行列が示されている。同表の通り、同時推定される変数の相関係数は、いずれの組み合わせにおいても、多重共線性の発生を危惧すべき閾値 0.700 を大きく下回っている。また、事前の推定作業により、独立変数の分散拡大係数 (VIF) は、全て 5.0 未満であることも確認した。

29 なお、表 1 の通り、標本企業当たりの平均的な取締役人数は 4.41 名であるが、その役員タイプ別構成は、社内役員が 2.44 名、社外役員が 1.97 名である。

0.148、0.089、0.105、0.270 であり、これら 5 指標の中でも、女性中等教育修了率と女性国会議員比率の国家間格差は、とりわけ著しいものがあるといえるだろう。

図 1 には、表 2 に報告した女性社会進出度変数と取締役会ジェンダー多様性変数の散布

表 1 実証分析に用いる変数の名称、定義及び記述統計量

変数名	定義	記述統計量			
		平均値	中央値	S.D.	
従属変数 ¹⁾					
女性取締役登用確率	女性取締役登用企業 =1、非登用企業 =0	0.49	0	0.50	
女性社内取締役登用確率	女性社内取締役登用企業 =1、非登用企業 =0	0.36	0	0.48	
女性社外取締役登用確率	女性社外取締役登用企業 =1、非登用企業 =0	0.23	0	0.42	
女性取締役員数	女性取締役総数（名）	1.26	0	2.08	
女性社内取締役員数	女性社内取締役総数（名）	0.57	0	1.05	
女性社外取締役員数	女性社外取締役総数（名）	0.69	0	1.79	
取締役ジェンダー多様性	全取締役を対象とした Blau 多様性指数	0.19	0.00	0.22	
社内取締役ジェンダー多様性	社内取締役を対象とした Blau 多様性指数	0.16	0.00	0.22	
社外取締役ジェンダー多様性	社外取締役を対象とした Blau 多様性指数	0.07	0.00	0.15	
独立変数 ²⁾					
ジェンダー開発指数	人間開発達成度の男女格差を示す国連開発計画作成指数 ³⁾	0.99	0.99	0.02	
女性中等教育修了率	全女性に占める中等教育終了者の比率（％）	89.06	94.00	8.94	
女性労働参加率	女性労働人口に占める女性就業者の比率（％）	46.54	45.60	2.44	
女性相対所得水準	女性総国民所得の対男性総国民所得比（％） ⁴⁾	65.34	64.84	3.89	
女性国会議員比率	全国議員に占める女性議員の比率（％）	22.25	21.28	5.27	
取締役会規模	取締役総数（名）	4.41	3.00	4.66	
CEO 取締役会会長兼任	最高経営責任者が取締役会会長を兼任する企業 =1、非兼任企業 =0	0.74	1.00	0.44	
取締役会独立性	取締役に占める社外役員の比率（％）	38.01	33.33	38.90	
所有集中度	株主 / 社員当たり平均出資率（％）	61.06	50.00	33.17	
国家所有	国家所有比率が 50.01％以上である企業 =1、それ以外の企業 =0	0.07	0	0.25	
外国所有	外資所有比率が 50.01％以上である企業 =1、それ以外の企業 =0	0.22	0	0.42	
企業規模	ユーロ建て総資産対数	14.30	15.00	2.85	
企業年齢	創立後経過年数	23.94	21	17.88	
収益率	粗利益売上高比率期間平均（％）	5.10	3.73	10.69	
財務リスク	ROA 期間標準偏差	4.51	2.65	7.18	
負債返済能力	ソルベンシー・マージン比率期間平均	45.82	46.53	27.45	

注：1) 2020 年第 1 四半期値。

2) ジェンダー開発指数から企業年齢までの変数は 2019 年を、収益率、財務リスク及び負債返済能力の 3 変数は 2017～2019 年を観察期間とした値。

3) 出生時平均余命、平均期待就学年数、平均実質就学年数及び国民総所得の合成変数。値が高いほど、男性との比較における女性の人間開発度が高いことを意味する。

4) 国連開発計画公開データの女性及び男性国民総所得を用いて筆者算定。

出所：国家レベル変数であるジェンダー開発指数、女性中等教育修了率、女性労働参加率、女性相対所得水準、女性国会議員比率の 5 変数は、国連開発計画 (UNDP) 公開データベース (<http://hdr.undp.org/en>) に、その他の企業レベル変数は、オービス企業情報データベースに基づき筆者作成。独立変数の相関行列は、付録表 A1 に報告されている。

表2 国別標本企業構成、取締役会ジェンダー多様性、女性社会進出度

	中欧					東欧・バルト				
	チェコ	ハンガリー	ポーランド	スロヴァキア	スロヴェニア	ブルガリア	ルーマニア	エストニア	ラトヴィア	リトアニア
(a) 標本企業構成										
標本総数(社)	3,294	3,802	7,497	2,016	911	2,722	5,480	859	1,191	1,186
上場企業(社)	11	12	362	29	22	67	151	9	9	22
非上場企業(社)	3,283	3,790	7,135	1,987	889	2,655	5,329	850	1,182	1,164
農林水産業(社)	258	113	72	116	8	88	156	16	50	31
鉱工業(社)	1,601	1,639	3,569	864	434	1,080	2,431	379	365	419
建設業(社)	182	194	464	114	55	240	479	50	118	163
サービス業(社)	1,253	1,856	3,392	922	414	1,314	2,414	414	658	573
従業員数 100 名未満(社)	1,583	1,810	2,710	948	432	1,260	2,269	467	610	470
従業員数 100 名以上 500 名未満(社)	1,435	1,587	3,775	860	387	1,176	2,567	342	497	588
従業員数 500 名以上 1000 名未満(社)	164	217	551	138	56	171	372	34	56	77
従業員数 1000 名以上(社)	112	188	461	70	36	115	272	16	28	51
(b) 取締役会ジェンダー多様性変数 ¹⁾										
女性取締役登用企業比率(%)	34.12	61.18	46.33	39.04	54.45	53.23	59.73	57.16	55.16	63.32
女性社内取締役登用企業比率(%)	17.55	48.26	44.48	21.48	40.83	33.65	56.86	1.16	0.92	61.13
女性社外取締役登用企業比率(%)	16.88	23.36	3.80	18.15	18.22	26.60	10.58	56.93	55.08	4.81
女性取締役数(名)	0.95	1.51	0.70	1.11	1.29	1.01	1.26	2.89	2.28	1.01
女性社内取締役数(名)	0.20	0.87	0.58	0.26	0.55	0.41	1.10	0.04	0.02	0.83
女性社外取締役数(名)	0.75	0.64	0.12	0.85	0.74	0.60	0.16	2.85	2.25	0.17
女性取締役比率(%)	14.43	23.75	20.59	17.14	21.40	24.30	26.13	20.07	24.07	29.62
女性社内取締役比率(%)	13.25	23.22	20.67	15.69	21.11	20.31	25.18	24.73	21.26	30.71
女性社外取締役比率(%)	40.40	32.66	17.60	47.04	37.93	38.28	28.30	56.03	54.47	21.09
取締役ジェンダー多様性指数	0.15	0.25	0.19	0.17	0.23	0.22	0.25	0.22	0.23	0.26
社内取締役ジェンダー多様性指数	0.13	0.20	0.19	0.15	0.18	0.13	0.22	0.21	0.19	0.25
社外取締役ジェンダー多様性指数	0.00	0.16	0.13	0.01	0.11	0.16	0.07	0.00	0.00	0.06
(c) 女性社会進出度指標 ²⁾										
ジェンダー開発指数	0.98	0.98	1.01	0.99	1.00	0.99	0.99	1.02	1.03	1.03
女性中等教育修了率(%)	99.99	96.41	83.15	99.21	97.25	94.44	88.15	100.00	100.00	94.30
女性労働参加率(%)	45.00	48.50	45.20	45.60	46.30	47.50	43.30	49.00	52.00	51.50
女性相対所得水準(男性所得水準=100)	61.32	61.96	64.84	62.25	81.25	65.35	68.21	59.50	69.34	74.26
女性国会議員比率(%)	20.64	12.56	27.86	20.00	22.31	25.83	19.57	29.70	30.00	21.28

注：1) 女性取締役数から社外取締役ジェンダー指数までの値は、標本企業平均値。

2) 全新興市場諸国の値は、21 か国単純平均。

出所：筆者作成。取締役会ジェンダー多様性変数及び女性社会進出指標の定義及び記述統計量は、表1を参照。

女性の社会進出と取締役会ジェンダー多様性

南欧						旧ソ連				アジア		全新興市場諸国
クロアチア	セルビア	アルバニア	モンテネグロ	北マケドニア	ボスニア・ヘルツェゴヴィナ	モルドヴァ	ベラルーシ	ウクライナ	ロシア	中国		
1,347	1,042	45	83	82	511	106	4	638	8,536	11,121	52,473	
105	139	0	33	63	122	70	0	168	448	1,020	2,862	
1,242	903	45	50	19	389	36	4	470	8,088	10,101	49,611	
33	41	0	0	3	5	3	0	56	704	58	1,811	
555	504	3	23	48	230	53	0	373	3,840	8,423	26,833	
118	84	6	6	3	51	15	0	20	590	169	3,121	
641	413	36	54	28	225	35	4	189	3,402	2,471	20,708	
520	400	1	30	22	166	38	0	160	2,518	1,611	18,025	
655	490	28	41	44	279	55	1	273	4,089	5,185	24,354	
98	76	11	9	10	33	6	2	82	1,009	1,823	4,995	
74	76	5	3	6	33	7	1	123	920	2,502	5,099	
59.02	60.65	48.89	71.08	76.83	45.99	86.79	75.00	70.85	76.75	19.55	49.37	
25.84	33.11	28.89	27.71	36.59	29.75	41.51	75.00	68.03	51.79	14.50	35.74	
44.10	38.96	31.11	57.83	63.41	23.48	73.58	25.00	7.37	49.32	14.47	22.77	
1.68	2.10	1.16	2.11	3.63	1.05	4.44	2.50	0.91	2.51	0.41	1.26	
0.30	0.49	0.40	0.40	0.55	0.39	0.62	1.75	0.82	0.96	0.20	0.57	
1.38	1.61	0.76	1.71	3.09	0.66	3.82	0.75	0.10	1.56	0.21	0.69	
21.62	23.48	15.65	21.14	21.94	16.86	32.15	23.61	36.18	27.69	12.14	20.98	
21.22	19.47	18.52	18.72	17.71	15.54	27.99	39.29	43.45	26.40	12.71	21.10	
36.34	40.91	15.13	29.95	48.70	24.15	53.97	2.59	11.39	37.52	11.68	27.84	
0.25	0.25	0.17	0.26	0.27	0.18	0.33	0.30	0.30	0.29	0.05	0.19	
0.10	0.11	0.09	0.06	0.12	0.11	0.18	0.34	0.23	0.19	0.05	0.16	
0.10	0.12	0.10	0.16	0.14	0.10	0.12	0.05	0.03	0.14	0.02	0.07	
0.99	0.98	0.97	0.97	0.95	0.92	1.01	1.01	1.00	1.01	0.96	0.99	
94.62	86.31	93.70	87.96	41.83	73.99	96.59	87.24	94.00	96.31	76.03	89.59	
46.30	45.20	39.20	43.60	40.00	37.90	52.80	51.60	49.00	49.60	45.60	46.41	
72.11	69.74	66.43	70.06	58.13	49.25	74.87	67.54	59.26	64.62	65.25	65.98	
20.53	37.65	29.51	28.40	39.17	21.05	25.74	34.94	20.52	16.45	24.94	25.17	

図が表されている。仮説 1 及び 2 に合致して、女性社会進出度変数と取締役会ジェンダー多様性変数とが右上がりの近似線を描くケースは、全 45 ケース中 32 ケース（71.1％）に達し、両者の間に緊密な正の相関関係が存在する可能性が、同図に強く示唆されている。逆に、両者の間に負の相関関係が存在し得ることを示唆するケースは、女性中等教育修了率と女性国会議員比率を女性社会進出度の代理変数として用いた場合に多く見られる。

表 3（a）には、女性社会進出度変数の相関行列が示されているが、興味深いことに、女性国会議員比率は、ジェンダー開発指数、女性中等教育修了率及び女性労働参加率の 3 指標と負に相関している。一方、それ以外の 4 指標は、互いに正に相関する。同表（b）には、企業レベルデータを用いて算出した女性社会進出度変数と取締役会ジェンダー多様性変数の相関係数が挙げられているが、この通り、女性国会議員比率は、全ての取締役会ジェンダー

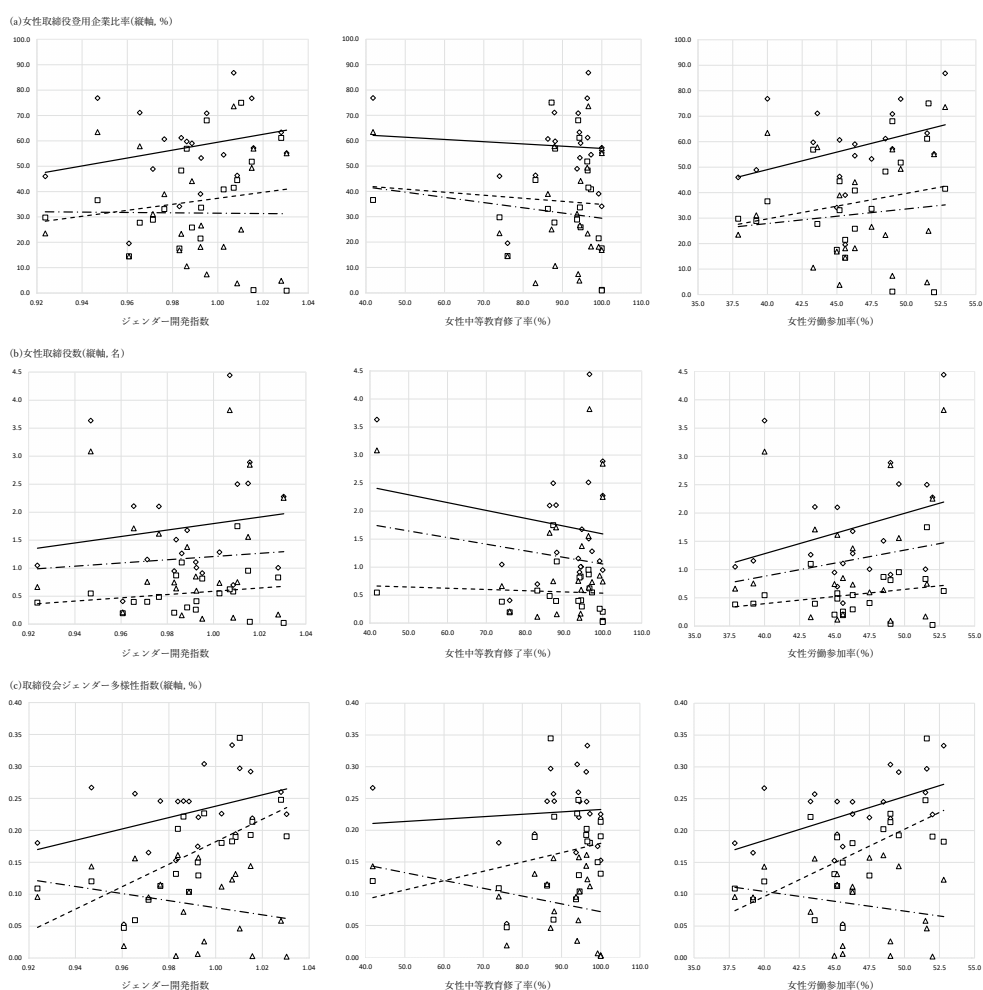


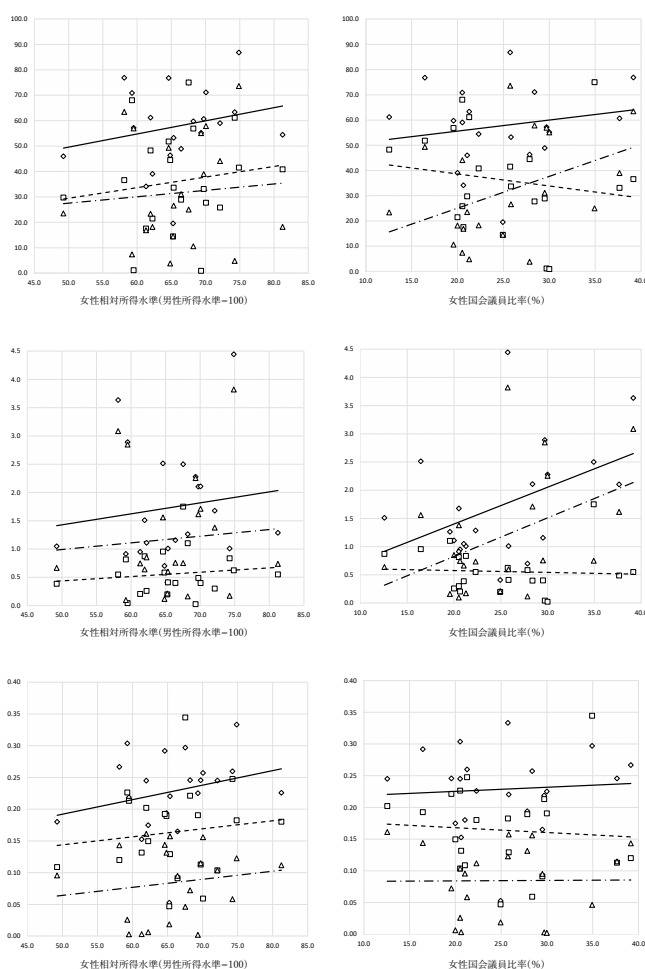
図 1 女性社会進出度変数と取締役会ジェンダー多様性変数の散布図

注：菱形マーカー（◇）・実線は全取締役、正方形マーカー（□）・点線は社内取締役、三角マーカー（△）・一点破線は社外取締役を対象とする国別データの分布及び近似線をそれぞれ表している。

出所：表 2 に基づき筆者作成。

多様性変数との間で負の相関を示しており、全て又は殆どのケースで正に相関する他の4指標とは実に対照的である。この結果は、標本企業を、上場企業と非上場企業に区分した場合にもほぼ再現される⁽³⁰⁾。

以上の通り、図1及び表3は、仮説1及び2に一致して、女性社会進出度変数と取締役会ジェンダー多様性変数との間に正の相関関係が成立している可能性を強く示唆するものであるが、女性国会議員比率だけは筆者らの予測に反する結果を示した。このような関係が、企業レベルの諸特性を同時に制御した上でも再現されるのか否かを、次節で検証する。



30 上場企業・非上場企業別の女性社会進出指標と取締役会ジェンダー多様性変数の相関係数は、付録表 A2 を参照のこと。

表3 女性社会進出度変数の相関行列及び取締役会ジェンダー多様性変数との相関係数

(a) 女性社会進出度変数相関行列

	ジェンダー 開発指数	女性中等 教育修了率	女性労働 参加率	女性相対 所得水準	女性国会 議員比率
ジェンダー開発指数	1.000				
女性中等教育修了率	0.648	1.000			
女性労働参加率	0.851	0.558	1.000		
女性相対所得水準	0.523	0.379	0.444	1.000	
女性国会議員比率	-0.107	-0.491	-0.136	0.045	1.000

(b) 女性社会進出変数と取締役会ジェンダー多様性変数の相関係数

	ジェンダー 開発指数	女性中等 教育修了率	女性労働 参加率	女性相対 所得水準	女性国会 議員比率
女性取締役登用確率	0.281	0.258	0.194	0.046	-0.181
女性社内取締役登用確率	0.188	0.109	0.053	0.058	-0.175
女性社外取締役登用確率	0.148	0.206	0.254	-0.010	-0.108
女性取締役員数	0.222	0.242	0.220	0.010	-0.143
女性社内取締役員数	0.147	0.104	0.053	0.044	-0.195
女性社外取締役員数	0.172	0.220	0.225	-0.014	-0.052
女性取締役比率	0.165	0.136	0.109	0.046	-0.092
女性社内取締役比率	0.135	0.108	0.094	0.031	-0.088
女性社外取締役員比率	0.288	0.318	0.198	0.004	-0.061
取締役ジェンダー多様性	0.287	0.276	0.168	0.047	-0.167
社内取締役ジェンダー多様性	0.212	0.165	0.069	0.033	-0.121
社外取締役ジェンダー多様性	0.211	0.200	0.159	0.020	-0.230

注：(a) は表2の21カ国データを、(b) は企業レベルデータを用いた算出結果である。

出所：筆者作成。各変数の定義及び記述統計量は、表1を参照。上場・非上場企業別の女性社会進出変数と取締役会ジェンダー多様性変数の相関係数は、付録表A2を参照。

3. 推定結果

本節では、(1) 式を回帰推定することにより、女性の社会経済的地位が、新興市場企業の取締役会ジェンダー多様性に与える影響をより厳密に検証する。以下、3.1 項から3.3 項にかけては、女性社会進出度変数の、女性取締役登用確率、女性役員数及びBlau 指標で測定された取締役会ジェンダー多様性度変数への効果を順次検討し、続く3.4 項では、企業レベル制御変数の推定結果に触れる。

3.1 女性取締役登用モデル

女性取締役登用確率を従属変数とする二項分布一般化線形モデルの推定結果は、表4の通りである。3つの役員タイプ、即ち、全取締役、社内役員及び社外役員と5種類の女性社会進出度変数の存在に対応して、同表には合計15のモデルが報告されている。

同表のモデル [1] から [4] の通り、ジェンダー開発指数、女性中等教育修了率、女性労働参加率及び女性相対所得水準の 4 変数は、対上場企業効果も、対非上場企業効果も、共に 1%水準で統計的に有意に正に推定された。即ち、仮説 1 に違わず、これらの指標で測られた女性の社会経済的地位の向上には、新興市場企業が女性を取締役に迎え入れる確率を高める効果が認められるのである。更に、回帰係数の大きさから、女性の社会進出は、経済的にも有意義なインパクトを、女性の取締役会参画に関する企業的意思決定に及ぼすといえる。なかでも、女性の労働参加率の向上がもたらす効果は特に大きい。一方、モデル [5] の女性国会議員比率も 1%水準で有意に推定されたが、その回帰係数の符号は、対上場企業効果と対非上場企業効果のいずれも負であり、我々の予想に反している。

モデル [6] から [10] までは、女性社内取締役の登用確率を、続くモデル [11] から [15] には、女性社外取締役の登用確率を、それぞれ従属変数とするモデルの推定結果が報告されている。この通り、女性国会議員比率を除く女性社会進出度変数には、全て有意に正の係数が与えられている。即ち、これらの推定結果は、女性の社会経済的地位の向上は、女性が社内取締役として昇任する道を広げるだけでなく、社外から取締役として迎え入れる可能性をも高めることを含意しているという意味で、仮説 2 を強く支持している。

表 4 には、全ての回帰係数がゼロであるという帰無仮説の検定結果 I に加えて、前述の通り、女性社会進出度変数の対上場企業効果と対非上場企業効果の係数が等しいという帰無仮説の検定結果 II が併せて報告されている。この通り、検定 II は、全 15 モデルで帰無仮説を 1%水準で棄却しており、従って、女性の社会進出が同性の取締役登用確率に及ぼす効果の大きさは、上場企業と非上場企業とで統計的に有意に異なるといえる。そこで、両者の回帰係数を比較すると、モデル [11] から [15] では、対上場企業効果の係数が対非上場企業効果のそれを常に上回っているが、モデル [1] から [10] において同様の分析結果が得られるのはモデル [7] に限られることが分かる。つまり、社会経済における女性の地位向上が、取締役会のジェンダー多様性に及ぼす効果は、非上場企業よりも上場企業の方がより大きいと予想する仮説 3 は、対象を社外役員に限って支持されるのである。なお、いずれのモデルにおいても、係数の差は非常に異なるとは言えず、従って、女性の社会進出度が女性取締役登用確率にもたらす効果は、上場・非上場の差に依らず総じて一様であると云えよう。

3.2 女性役員数モデル

表 5 には、女性役員数を (1) 式の左辺に導入したポワソン回帰モデルの推定結果が披露されている。この通り、女性社会進出度変数の推定値から得られる分析含意は、女性取締役登用モデルのそれと大きくは変わらない。即ち、ジェンダー開発指数から女性相対所得水準までの 4 変数は、同表のいずれのモデルにおいても、対上場企業効果と対非上場企業効果の違いに係らず、有意水準 1% で正の推定値が付与されている一方、女性国会議員比率には、モデル [15] の対上場企業効果を例外として、全てに有意に負の推定値が与えられているのである。従って、仮説 1 及び仮説 2 は、女性役員数モデルにおいても、女性国会議員比率以外のケースにおいて、再び強く支持されたと判断できる。

他方、仮説 3 は、検定結果 II の通り、15 モデル中 7 モデルにおいて帰無仮説が棄却されず、従って、これらのモデルでは、対上場企業効果と対非上場企業効果の間に、統計的に有

表4 女性取締役登用確率を従属変数とする二項分布一般化線形モデルの推定結果

従属変数	女性取締役登用確率					ジェンダー 開発指数
	ジェンダー 開発指数	女性中等 教育修了率	女性労働 参加率	女性相对 所得水準	女性国会 議員比率	
Model	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
女性社会進出度変数						
対上場企業効果	17.38302*** (0.5618)	0.02829*** (0.0017)	0.08002*** (0.0052)	0.01341*** (0.0029)	-0.05674*** (0.0032)	6.18494*** (0.6283)
対非上場企業効果	18.14235*** (0.5420)	0.03681*** (0.0013)	0.10127*** (0.0048)	0.03154*** (0.0027)	-0.01663*** (0.0023)	6.78591*** (0.6092)
企業レベル変数						
取締役会規模	0.36013*** (0.0080)	0.36935*** (0.0080)	0.38822*** (0.0082)	0.39492*** (0.0082)	0.38798*** (0.0084)	0.27115*** (0.0072)
CEO 取締役会会長兼任	-0.02744 (0.0337)	0.05389 (0.0331)	-0.01518 (0.0334)	0.06655** (0.0334)	0.04225 (0.0333)	-0.10812*** (0.0407)
取締役会独立性	-0.00409*** (0.0004)	-0.00536*** (0.0003)	-0.00725*** (0.0004)	-0.00511*** (0.0004)	-0.00526*** (0.0004)	-0.03184*** (0.0004)
所有集中度	-0.05722* (0.0316)	-0.05701* (0.0316)	-0.10812*** (0.0312)	-0.13387*** (0.0311)	-0.12289*** (0.0310)	-0.09361*** (0.0343)
国家所有	-0.24644*** (0.0459)	-0.15557*** (0.0456)	-0.27711*** (0.0451)	-0.29742*** (0.0449)	-0.25910*** (0.0448)	-0.06003 (0.0479)
外国所有	-0.24191*** (0.0246)	-0.25469*** (0.0246)	-0.19527*** (0.0245)	-0.22816*** (0.0244)	-0.21661*** (0.0244)	-0.28404*** (0.0267)
企業規模	-0.05285*** (0.0038)	-0.02853*** (0.0039)	-0.03070*** (0.0040)	-0.06822*** (0.0038)	-0.04522*** (0.0041)	-0.05923*** (0.0040)
企業年齢	0.00464*** (0.0007)	0.00689*** (0.0007)	0.00809*** (0.0008)	0.00877*** (0.0008)	0.00864*** (0.0008)	0.00266*** (0.0007)
収益率	-0.00237** (0.0011)	-0.00296*** (0.0011)	-0.00332*** (0.0011)	-0.00345*** (0.0011)	-0.00356*** (0.0011)	-0.00231** (0.0011)
財務リスク	0.00027 (0.0013)	-0.00232* (0.0014)	-0.00270* (0.0014)	-0.00287** (0.0014)	-0.00318** (0.0014)	0.00062 (0.0014)
負債返済能力	0.00341*** (0.0004)	0.00348*** (0.0004)	0.00386*** (0.0004)	0.00432*** (0.0004)	0.00428*** (0.0004)	0.00219*** (0.0004)
Const.	-18.77649*** (0.5331)	-4.55555*** (0.1445)	-6.00860*** (0.2468)	-3.03561*** (0.1850)	-0.88737*** (0.0876)	-6.62809*** (0.5975)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	52473	52473	52473	52473	52473	52473
Deviance	59322.77	59695.88	60060.92	60389.35	60508.24	53186.78
Wald 検定 I ¹⁾	6099.36***	5982.27***	5185.28***	4827.81***	4837.97***	8678.58***
Wald 検定 II ²⁾	111.64***	103.73***	205.41***	293.57***	200.79***	74.27***

注：括弧内は、頑健標準誤差。***：1%水準で統計的に有意、**：5%水準で有意、*：10%水準で有意。

1) 帰無仮説：全ての回帰係数がゼロ。

2) 帰無仮説：女性社会進出変数の対上場企業効果と対非上場企業効果の係数が等しい。

出所：筆者推定。推定に用いた変数の定義、記述統計量及び出所は、表1を参照。

女性の社会進出と取締役会ジェンダー多様性

女性社内取締役登用確率				女性社外取締役登用確率				
女性中等 教育修了率	女性労働 参加率	女性相対 所得水準	女性国会 議員比率	ジェンダー 開発指数	女性中等 教育修了率	女性労働 参加率	女性相対 所得水準	女性国会 議員比率
[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]
0.00532*** (0.0019)	0.06429*** (0.0056)	0.02351*** (0.0030)	-0.05162*** (0.0032)	10.41198*** (0.7378)	0.03360*** (0.0021)	0.07913*** (0.0072)	0.04602*** (0.0042)	-0.00688* (0.0036)
0.00277* (0.0015)	0.07590*** (0.0051)	0.03434*** (0.0028)	-0.03175*** (0.0025)	9.91919*** (0.7155)	0.02782*** (0.0018)	0.07016*** (0.0067)	0.04172*** (0.0041)	-0.02602*** (0.0034)
0.28071*** (0.0073)	0.27631*** (0.0071)	0.27932*** (0.0071)	0.26885*** (0.0072)	0.22106*** (0.0067)	0.21991*** (0.0066)	0.22978*** (0.0067)	0.24047*** (0.0067)	0.22960*** (0.0068)
-0.07026* (0.0407)	-0.10314** (0.0407)	-0.04382 (0.0411)	-0.12531*** (0.0407)	0.72558*** (0.0387)	0.72160*** (0.0384)	0.73130*** (0.0383)	0.83725*** (0.0377)	0.77057*** (0.0376)
-0.03242*** (0.0004)	-0.03378*** (0.0004)	-0.03225*** (0.0004)	-0.03255*** (0.0004)	0.04333*** (0.0005)	0.04246*** (0.0005)	0.04269*** (0.0005)	0.04506*** (0.0005)	0.04455*** (0.0005)
-0.07762** (0.0342)	-0.09203*** (0.0343)	-0.06809** (0.0343)	-0.06020** (0.0343)	-0.17974*** (0.0429)	-0.28029*** (0.0438)	-0.15753*** (0.0426)	-0.12710*** (0.0428)	-0.17165*** (0.0426)
-0.04497 (0.0481)	-0.06068 (0.0481)	-0.07103 (0.0482)	-0.02238 (0.0480)	0.04836 (0.0503)	0.12397** (0.0510)	0.02520 (0.0500)	-0.02108 (0.0500)	0.04912 (0.0505)
-0.28903*** (0.0267)	-0.25312*** (0.0268)	-0.28460*** (0.0267)	-0.27554*** (0.0269)	-0.30651*** (0.0386)	-0.31561*** (0.0386)	-0.28485*** (0.0385)	-0.30957*** (0.0383)	-0.27573*** (0.0385)
-0.05845*** (0.0041)	-0.03765*** (0.0043)	-0.07235*** (0.0041)	-0.03415*** (0.0045)	-0.04315*** (0.0053)	-0.03987*** (0.0053)	-0.03767*** (0.0053)	-0.06035*** (0.0054)	-0.03404*** (0.0057)
0.00392*** (0.0007)	0.00352*** (0.0007)	0.00411*** (0.0007)	0.00408*** (0.0007)	0.00525*** (0.0009)	0.00501*** (0.0009)	0.00668*** (0.0009)	0.00735*** (0.0009)	0.00703*** (0.0009)
-0.00273** (0.0011)	-0.00266** (0.0011)	-0.00259** (0.0011)	-0.00284*** (0.0011)	-0.00579*** (0.0014)	-0.00545*** (0.0013)	-0.00636*** (0.0013)	-0.00647*** (0.0014)	-0.00622*** (0.0013)
0.00153 (0.0014)	0.00138 (0.0014)	0.00119 (0.0014)	0.00162 (0.0014)	-0.00362 (0.0022)	-0.00250 (0.0022)	-0.00184 (0.0021)	-0.00065 (0.0020)	-0.00012 (0.0020)
0.00240*** (0.0004)	0.00220*** (0.0004)	0.00248*** (0.0004)	0.00262*** (0.0004)	0.00344*** (0.0005)	0.00321*** (0.0005)	0.00378*** (0.0005)	0.00412*** (0.0005)	0.00386*** (0.0005)
-0.26381 (0.1651)	-3.73956*** (0.2673)	-2.09655*** (0.1961)	0.39525*** (0.0978)	-14.57618*** (0.6991)	-7.14809*** (0.1806)	-8.24714*** (0.3331)	-7.65697*** (0.2843)	-4.59609*** (0.1247)
Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
52473	52473	52473	52473	52473	52473	52473	52473	52473
53323.16	53101.31	53167.87	53131.13	33889.28	33839.01	33978.00	33981.44	34026.00
8563.25***	8649.47***	8640.32***	8856.18***	14528.65***	14539.88***	13564.55***	13216.53***	13526.03***
93.41***	63.57***	111.98***	49.52***	43.93***	45.10***	34.51***	15.90***	44.62***

表5 女性取締役員数を従属変数とするポワソン・モデルの推定結果

従属変数	女性取締役員数					ジェンダー 開発指数
	ジェンダー 開発指数	女性中等 教育修了率	女性労働 参加率	女性相対 所得水準	女性国会 議員比率	
Model	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
女性社会進出度変数						
対上場企業効果	13.88545*** (0.3744)	0.03784*** (0.0013)	0.06848*** (0.0037)	0.01945*** (0.0022)	-0.01777*** (0.0018)	8.10837*** (0.5371)
対非上場企業効果	13.82610*** (0.3639)	0.03622*** (0.0011)	0.06711*** (0.0034)	0.02014*** (0.0020)	-0.02447*** (0.0019)	8.05611*** (0.5088)
企業レベル変数						
取締役会規模	0.04540*** (0.0022)	0.04395*** (0.0022)	0.04527*** (0.0023)	0.04738*** (0.0023)	0.04435*** (0.0022)	0.04980*** (0.0029)
CEO 取締役会会長兼任	-0.05501*** (0.0199)	-0.02190 (0.0198)	-0.02872 (0.0202)	0.03840* (0.0209)	0.00056 (0.0204)	-0.39006*** (0.0431)
取締役会独立性	0.00915*** (0.0002)	0.00842*** (0.0002)	0.00836*** (0.0002)	0.00984*** (0.0002)	0.00975*** (0.0002)	-0.02018*** (0.0003)
所有集中度	0.00888 (0.0221)	-0.09687*** (0.0218)	-0.00886 (0.0216)	-0.00376 (0.0229)	0.00104 (0.0220)	-0.24209*** (0.0280)
国家所有	0.02121 (0.0328)	0.11410*** (0.0341)	0.03807 (0.0347)	0.04012 (0.0351)	0.06638** (0.0339)	0.17530*** (0.0580)
外国所有	-0.08918*** (0.0199)	-0.10632*** (0.0198)	-0.07442*** (0.0202)	-0.10506*** (0.0210)	-0.07646*** (0.0203)	-0.06813*** (0.0220)
企業規模	-0.04738*** (0.0024)	-0.03739*** (0.0025)	-0.04166*** (0.0026)	-0.06241*** (0.0025)	-0.03701*** (0.0029)	-0.06544*** (0.0027)
企業年齢	0.00350*** (0.0004)	0.00398*** (0.0004)	0.00503*** (0.0004)	0.00550*** (0.0004)	0.00516*** (0.0004)	0.00334*** (0.0005)
収益率	-0.00381*** (0.0006)	-0.00383*** (0.0006)	-0.00452*** (0.0006)	-0.00447*** (0.0006)	-0.00439*** (0.0006)	-0.00197** (0.0008)
財務リスク	-0.00649*** (0.0011)	-0.00398*** (0.0010)	-0.00363*** (0.0010)	-0.00243*** (0.0009)	-0.00212** (0.0009)	-0.00287*** (0.0011)
負債返済能力	0.00287*** (0.0003)	0.00279*** (0.0003)	0.00332*** (0.0003)	0.00348*** (0.0003)	0.00342*** (0.0003)	0.00085** (0.0003)
Const.	-13.82504*** (0.3619)	-3.44025*** (0.1188)	-3.39894*** (0.1719)	-1.42107*** (0.1425)	0.10180* (0.0577)	-7.10314*** (0.5011)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	52473	52473	52473	52473	52473	52473
Log likelihood	-79275.58	-79384.26	-81021.99	-81560.90	-81357.53	-46586.77
Pseudo R ²	0.215	0.214	0.197	0.192	0.194	0.191
Wald 検定 I ¹⁾	12851.82***	12326.39***	10711.13***	10555.61***	11391.95***	11088.48***
Wald 検定 II ²⁾	2.17	11.79***	2.40	1.19	16.86***	0.86

注：括弧内は、頑健標準誤差。***：1%水準で統計的に有意、**：5%水準で有意、*：10%水準で有意。

1) 帰無仮説：全ての回帰係数がゼロ。

2) 帰無仮説：女性社会進出変数の対上場企業効果と対非上場企業効果の係数が等しい。

出所：筆者推定。推定に用いた変数の定義、記述統計量及び出所は、表1を参照。

女性の社会進出と取締役会ジェンダー多様性

女性社内取締役員数				女性社外取締役員数				
女性中等 教育修了率	女性労働 参加率	女性相対 所得水準	女性国会 議員比率	ジェンダー 開発指数	女性中等 教育修了率	女性労働 参加率	女性相対 所得水準	女性国会 議員比率
[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]
0.01170*** (0.0014)	0.03876*** (0.0042)	0.02845*** (0.0018)	-0.03394*** (0.0022)	14.04250*** (0.4729)	0.04230*** (0.0019)	0.09088*** (0.0048)	0.02043*** (0.0033)	-0.00168 (0.0023)
0.01088*** (0.0010)	0.03737*** (0.0036)	0.02876*** (0.0016)	-0.04650*** (0.0021)	13.72045*** (0.4717)	0.03857*** (0.0018)	0.08353*** (0.0047)	0.01669*** (0.0033)	-0.01895*** (0.0025)
0.04914*** (0.0029)	0.04910*** (0.0029)	0.05050*** (0.0029)	0.04580*** (0.0028)	0.04805*** (0.0025)	0.04749*** (0.0024)	0.04938*** (0.0024)	0.05211*** (0.0024)	0.05025*** (0.0023)
-0.38054*** (0.0445)	-0.38223*** (0.0443)	-0.34870*** (0.0445)	-0.38855*** (0.0436)	0.17411*** (0.0229)	0.19679*** (0.0225)	0.20781*** (0.0231)	0.33361*** (0.0238)	0.29722*** (0.0227)
-0.02052*** (0.0003)	-0.02117*** (0.0003)	-0.02047*** (0.0003)	-0.02053*** (0.0003)	0.03983*** (0.0004)	0.03869*** (0.0004)	0.04006*** (0.0004)	0.04214*** (0.0004)	0.04238*** (0.0004)
-0.23032*** (0.0274)	-0.23808*** (0.0277)	-0.22024*** (0.0277)	-0.18360*** (0.0277)	0.01857 (0.0298)	-0.18197*** (0.0304)	-0.00931 (0.0294)	-0.03427 (0.0327)	-0.04673 (0.0301)
0.21826*** (0.0586)	0.20339*** (0.0590)	0.19954*** (0.0588)	0.21146*** (0.0559)	0.10056*** (0.0368)	0.20418*** (0.0377)	0.08837** (0.0372)	0.09158** (0.0365)	0.12627*** (0.0358)
-0.08697*** (0.0224)	-0.06283*** (0.0222)	-0.07910*** (0.0223)	-0.06763*** (0.0217)	-0.20244*** (0.0304)	-0.19037*** (0.0297)	-0.19625*** (0.0302)	-0.22247*** (0.0318)	-0.19209*** (0.0311)
-0.05790*** (0.0029)	-0.05476*** (0.0030)	-0.07792*** (0.0028)	-0.02321*** (0.0035)	-0.05926*** (0.0035)	-0.05980*** (0.0035)	-0.05637*** (0.0036)	-0.06873*** (0.0035)	-0.05114*** (0.0040)
0.00424*** (0.0005)	0.00433*** (0.0005)	0.00466*** (0.0004)	0.00439*** (0.0004)	0.00529*** (0.0005)	0.00512*** (0.0005)	0.00633*** (0.0005)	0.00672*** (0.0005)	0.00645*** (0.0005)
-0.00217*** (0.0008)	-0.00233*** (0.0008)	-0.00199** (0.0008)	-0.00235*** (0.0008)	-0.00483*** (0.0009)	-0.00462*** (0.0009)	-0.00555*** (0.0008)	-0.00580*** (0.0009)	-0.00554*** (0.0009)
-0.00181* (0.0010)	-0.00177* (0.0010)	-0.00182* (0.0010)	-0.00110 (0.0010)	-0.01144*** (0.0018)	-0.00810*** (0.0017)	-0.00845*** (0.0017)	-0.00495*** (0.0016)	-0.00416*** (0.0016)
0.00092*** (0.0003)	0.00094*** (0.0003)	0.00088** (0.0003)	0.00122*** (0.0003)	0.00371*** (0.0004)	0.00339*** (0.0004)	0.00417*** (0.0004)	0.00445*** (0.0004)	0.00419*** (0.0004)
-0.21325* (0.1155)	-1.00984*** (0.1943)	-0.88760*** (0.1217)	1.22327*** (0.0703)	-16.59630*** (0.4649)	-6.26639*** (0.1724)	-7.08587*** (0.2319)	-4.29692*** (0.2337)	-3.02711*** (0.0862)
Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
52473	52473	52473	52473	52473	52473	52473	52473	52473
-46806.76	-46797.27	-46709.71	-46326.90	-45171.46	-45161.04	-45927.57	-46492.11	-46402.02
0.187	0.187	0.189	0.196	0.445	0.445	0.436	0.429	0.430
10492.33***	10644.68***	10384.32***	11823.68***	22382.40***	22163.78***	20102.53***	19656.40***	19720.41***
1.46	1.33	0.16	39.47***	52.33***	57.84***	62.37***	29.21***	84.57***

意な差は認められないものの、残る 8 モデルでは帰無仮説が棄却され、なおかつ、対上場企業効果は、対非上場企業効果を上回っているという意味で、部分的な支持を得た。当該 8 モデル中 5 モデルは、女性社外取締役員数を従属変数とするモデル [11] から [15] であるから、社外役員に限っては、頑健な推定結果であると評価できる。なお、対上場企業効果と対非上場企業効果の間に統計的に有意な差が認められるモデルにおいても、係数値の差がさほど大きくない点は、女性取締役登用モデルのそれと同様である。

3.3 取締役会ジェンダー多様性モデル

表 6 は、Blau 指標で測定された取締役会ジェンダー多様性を従属変数とするモデルの推定結果である。同表の通り、女性社会進出度変数の推定結果は、表 4 及び表 5 で観察されたパターンをほぼ完全に再現している。即ち、ジェンダー開発指数から女性相対所得水準までの 4 変数を用いるモデルの推定値は、対非上場企業効果と対非上場企業効果の双方において有意に正である一方、女性国会議員比率を採用したモデルの推定値は、両者共に有意に負である。つまり、取締役会ジェンダー多様性モデルにおいても、仮説 1 及び 2 は、女性国会議員比率を以て新興市場諸国における女性社会進出度を代理した場合にのみ支持されず、他の指標を用いた場合は強い実証的裏付けを得たといえる。

更に、取締役会ジェンダー多様性モデルの場合、検定Ⅱは、15 モデル中 13 モデルで帰無仮説を棄却し、従って、女性の社会経済的地位の向上が、取締役会のジェンダー多様性を促進する効果の大きさは、上場企業と非上場企業とで異なる可能性が強く示唆されたが、仮説 3 が予測する通り、上場企業への効果が、非上場企業へのそれを凌駕するケースは、社外取締役のジェンダー構成に厳に限られることが判明した。実際、モデル [11] から [15] においては、対上場企業効果が対非上場企業効果をすべからず統計的に有意に上回っているのに対して、モデル [6] から [9] では、筆者らの予想に反して、対非上場企業効果が対上場企業効果に優るのである。表 4 及び表 5 の推定結果からも繰り返し示された、このような意味での女性社会進出効果の社内役員と社外役員の間非対称性は、両者間の効果サイズの差は決して顕著に大きいとは言えないものの、特筆に値する分析結果であろう³¹⁾。

3.4 企業レベル制御変数

本節の最後に、取締役会規模から負債返済能力に至る企業レベル制御変数の推定結果に短く触れておきたい。女性社会進出度変数と同様に、これら一連の独立変数も、表 4 から表 6 にかけて、多くのモデルで統計的に有意に推定されているからである。

第 1 に、取締役会構成は、新興市場企業役員のジェンダー平等性に強く影響する。即ち、本稿の推定結果によれば、取締役会規模は、社内・社外役員の違いを問わず、女性の取締役会でのプレゼンスを高める効果を発揮する。実際、同変数は、表 4 から表 6 の全 45 モデルで有意に正に推定されている。一方、CEO の取締役会会長兼任は、社内取締役としての女

31 付録表 A3 には、女性取締役比率を従属変数としたモデルの推定結果が報告されているが、この通り、女性社会進出度変数の推定結果に見られるパターンは、表 4、5 及び 6 と殆ど変わらない。また、その対上場企業効果が、対非上場企業効果を上回っているという仮説が、女性社外取締役員比率を従属変数とするモデルでのみ支持されるという結果も、その他のモデルと共通している。

性の登用を抑制する一方、社外からの採用は促進するという非対称的な効果を有することが分かる。取締役会の独立性にも同様の非対称的作用が認められる。

第2に、所有構造も、取締役会のジェンダー多様性を決定付ける重要な要因である。事実、我々の推定結果は、所有権が特定の株主／社員に集中する新興市場企業であればあるほど、女性の取締役会への参画障壁が高まることを強く示唆している。支配株主としての外国投資家の存在も、新興市場諸国においては、取締役会のジェンダー多様化に否定的な存在であるといえる。外国投資家は、国境を超えて資金を投じるリスクを最大限抑制するために、国内投資家よりも、投資先企業に対するより厳格な監視・統制を求める傾向が強いと指摘されている⁽³²⁾。新興市場諸国においては、男性取締役との比較において、女性取締役がこうした役割を効果的に果たすとは考えられていないのかもしれない。一方、企業所有者としての国家のプレゼンスはより複雑である。実際、国家所有変数の推定値は、表4から表6に亘って特定のパターンを見出すことが困難である。但し、社外取締役としての女性の採用を促進する効果は、比較的確からしいといえそうである。

第3に、新興市場諸国において、企業規模は、取締役会のジェンダー多様化を激しく阻害する要因であるが、逆に、企業年齢は、女性が取締役に登用される可能性を広げる方向に強力に作用する。統計的に極めて頑健な企業規模の取締役会ジェンダー多様性に対する否定的効果の検出は、先進国企業研究とは大いに異なる実証結果である⁽³³⁾。

第4に、財務成績も、取締役会構成、所有構造及び企業規模／年齢に比肩する取締役会ジェンダー多様性の決定要因であるといえる。但し、収益率が高ければ高い企業であるほど、女性を取締役に受け入れる組織的意欲が低下するという分析結果は、業績が好調な企業ほど、取締役会のジェンダー多様性が高いという先進諸国の経験とは一致しない。一般に、優れた業績を挙げている会社経営者に対する出資者や他ステークホルダーからの企業統治改善圧力は低いと論じられているが⁽³⁴⁾、新興市場諸国ではこの傾向が一層強く、取締役会のジェンダー多様化に対しても否定的に作用している可能性がある。他方、財務リスクが低いまたは負債返済能力が高い企業の取締役会には、より頻繁かつより多くの女性が参画するという分析結果は、先進国企業研究の実証成果と大いに整合的である。

以上の通り、企業レベルの諸特性は、取締役会ジェンダー多様性という観点から、先進諸国に優るとも劣らない影響を、新興市場諸国の企業組織にもたらしているが、その一部の作用は、先進国企業に関する実証結果とは必ずしも整合的ではない。かかる相違性には、新興市場諸国ならではの社会経済事情が反映されているのであろう。

32 Tanaka, “Gender Diversity on Japanese Corporate Boards.”

33 とはいえ、Martín-Ugedo and Minguez-Vera (2014) や de Cabo et al. (2019) のスペイン企業研究や前掲 Tanaka (2019) の日本企業研究がそうであるように、大規模な企業であればあるほど、取締役会ジェンダー多様性が低下するという実証結果が皆無なわけではない。Juan Francisco Martín-Ugedo, and Antonio Minguez-Vera, “Firm Performance and Women on the Board: Evidence from Spanish Small and Medium-Sized Enterprises,” *Feminist Economics* 29, no. 3 (2014), pp. 136–162; Ruth Mateos de Cabo, Siri Terjesen, Lorenzo Escot, and Ricardo Gimeno, “Do ‘Soft Law’ Board Gender Quotas Work? Evidence from a Natural Experiment,” *European Management Journal* 37, no. 5 (2019), pp. 611–624.

34 Iwasaki, “The Determinants of Board Composition in a Transforming Economy.”

表6 取締役ジェンダー多様性を従属変数とするトービット・モデルの推定結果

従属変数	取締役ジェンダー多様性					ジェンダー 開発指数
	ジェンダー 開発指数	女性中等 教育修了率	女性労働 参加率	女性相对 所得水準	女性国会 議員比率	
Model	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
女性社会進出度変数						
対上場企業効果	6.59092*** (0.1375)	0.01630*** (0.0004)	0.03008*** (0.0013)	0.00741*** (0.0007)	-0.01107*** (0.0006)	6.29010*** (0.2508)
対非上場企業効果	6.62498*** (0.1348)	0.01629*** (0.0004)	0.03182*** (0.0012)	0.00959*** (0.0007)	-0.00888*** (0.0006)	6.34358*** (0.2458)
企業レベル変数						
取締役会規模	0.01924*** (0.0008)	0.01965*** (0.0009)	0.02204*** (0.0009)	0.02367*** (0.0010)	0.02121*** (0.0009)	0.03398*** (0.0015)
CEO 取締役会会長兼任	-0.04239*** (0.0070)	-0.02380*** (0.0069)	-0.03052*** (0.0072)	-0.00424 (0.0072)	-0.01639** (0.0072)	-0.29757*** (0.0161)
取締役会独立性	-0.00166*** (0.0001)	-0.00210*** (0.0001)	-0.00247*** (0.0001)	-0.00177*** (0.0001)	-0.00182*** (0.0001)	-0.01325*** (0.0002)
所有集中度	-0.01104 (0.0077)	-0.02885*** (0.0078)	-0.00549 (0.0079)	0.00364 (0.0079)	0.00464 (0.0079)	-0.07684*** (0.0137)
国家所有	-0.04156*** (0.0090)	-0.00409 (0.0090)	-0.04166*** (0.0093)	-0.04622*** (0.0094)	-0.03200*** (0.0093)	-0.01749 (0.0177)
外国所有	-0.03628*** (0.0064)	-0.04629*** (0.0064)	-0.02288*** (0.0065)	-0.03634*** (0.0065)	-0.03046*** (0.0065)	-0.05533*** (0.0106)
企業規模	-0.01784*** (0.0009)	-0.00949*** (0.0009)	-0.01317*** (0.0009)	-0.02512*** (0.0009)	-0.01484*** (0.0010)	-0.02900*** (0.0015)
企業年齢	0.00089*** (0.0001)	0.00145*** (0.0001)	0.00202*** (0.0001)	0.00229*** (0.0001)	0.00221*** (0.0001)	0.00118*** (0.0002)
収益率	-0.00091*** (0.0002)	-0.00103*** (0.0002)	-0.00132*** (0.0002)	-0.00131*** (0.0002)	-0.00131*** (0.0002)	-0.00059 (0.0004)
財務リスク	-0.00024 (0.0004)	0.00049 (0.0004)	-0.00072* (0.0004)	-0.00086** (0.0004)	-0.00097*** (0.0004)	-0.00095 (0.0006)
負債返済能力	0.00113*** (0.0001)	0.00115*** (0.0001)	0.00137*** (0.0001)	0.00147*** (0.0001)	0.00147*** (0.0001)	0.00117*** (0.0002)
Const.	-6.39876*** (0.1336)	-1.41088*** (0.0379)	-1.43524*** (0.0623)	-0.47691*** (0.0485)	0.21513*** (0.0210)	-5.76692*** (0.2448)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	52473	52473	52473	52473	52473	52473
Log likelihood	-36807.28	-36869.81	-37751.83	-38031.59	-38024.34	-29990.68
Pseudo R ²	0.099	0.097	0.075	0.069	0.069	0.131
F 検定 I ¹⁾	257.60***	245.39***	181.10***	161.82***	169.27***	249.39***
F 検定 II ²⁾	8.36***	0.01	46.41***	146.38***	18.69***	5.87**

注：括弧内は、頑健標準誤差。***：1%水準で統計的に有意、**：5%水準で有意、*：10%水準で有意。

1) 帰無仮説：全ての回帰係数がゼロ。

2) 帰無仮説：女性社会進出変数の対上場企業効果と対非上場企業効果の係数が等しい。

出所：筆者推定。推定に用いた変数の定義、記述統計量及び出所は、表1を参照。

女性の社会進出と取締役会ジェンダー多様性

社内取締役ジェンダー多様性				社外取締役ジェンダー多様性				
女性中等 教育修了率	女性労働 参加率	女性相対 所得水準	女性国会 議員比率	ジェンダー 開発指数	女性中等 教育修了率	女性労働 参加率	女性相対 所得水準	女性国会 議員比率
[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]
0.01037*** (0.0007)	0.03523*** (0.0022)	0.00924*** (0.0012)	-0.01607*** (0.0011)	5.37700*** (0.2357)	0.01827*** (0.0008)	0.03692*** (0.0024)	0.01439*** (0.0015)	-0.01253*** (0.0012)
0.01101*** (0.0006)	0.03661*** (0.0021)	0.01133*** (0.0012)	-0.01600*** (0.0010)	5.24072*** (0.2318)	0.01650*** (0.0007)	0.03455*** (0.0023)	0.01370*** (0.0015)	-0.02126*** (0.0014)
0.03483*** (0.0016)	0.03568*** (0.0016)	0.03715*** (0.0017)	0.03356*** (0.0016)	0.02063*** (0.0011)	0.01991*** (0.0011)	0.02284*** (0.0011)	0.02544*** (0.0012)	0.02096*** (0.0011)
-0.29451*** (0.0160)	-0.28642*** (0.0162)	-0.26679*** (0.0164)	-0.28635*** (0.0162)	0.03580*** (0.0121)	0.02783** (0.0118)	0.03316*** (0.0122)	0.07051*** (0.0122)	0.03067** (0.0123)
-0.01367*** (0.0002)	-0.01456*** (0.0002)	-0.01400*** (0.0002)	-0.01413*** (0.0002)	0.00383*** (0.0002)	0.00435*** (0.0002)	0.00335*** (0.0002)	0.00235*** (0.0002)	0.00212*** (0.0002)
-0.06450*** (0.0137)	-0.08009*** (0.0137)	-0.06515*** (0.0137)	-0.05124*** (0.0137)	-0.14384*** (0.0151)	-0.19731*** (0.0151)	-0.15918*** (0.0151)	-0.15579*** (0.0152)	-0.15331*** (0.0150)
0.00802 (0.0178)	-0.00196 (0.0181)	0.00037 (0.0182)	0.01394 (0.0179)	0.09081*** (0.0154)	0.12178*** (0.0153)	0.09845*** (0.0155)	0.09127*** (0.0156)	0.12520*** (0.0153)
-0.06891*** (0.0106)	-0.04222*** (0.0106)	-0.06191*** (0.0106)	-0.05809*** (0.0106)	-0.06142*** (0.0145)	-0.07597*** (0.0145)	-0.04778*** (0.0145)	-0.07185*** (0.0145)	-0.04505*** (0.0145)
-0.02206*** (0.0016)	-0.02037*** (0.0017)	-0.03664*** (0.0016)	-0.01849*** (0.0018)	-0.03210*** (0.0017)	-0.03110*** (0.0017)	-0.03289*** (0.0017)	-0.04360*** (0.0017)	-0.02545*** (0.0019)
0.00205*** (0.0002)	0.00218*** (0.0002)	0.00251*** (0.0002)	0.00247*** (0.0002)	0.00205*** (0.0002)	0.00172*** (0.0002)	0.00264*** (0.0002)	0.00298*** (0.0002)	0.00258*** (0.0002)
-0.00086** (0.0004)	-0.00097** (0.0004)	-0.00085** (0.0004)	-0.00094** (0.0004)	-0.00153*** (0.0004)	-0.00124*** (0.0004)	-0.00183*** (0.0004)	-0.00175*** (0.0004)	-0.00154*** (0.0004)
-0.00025 (0.0006)	-0.00017 (0.0006)	-0.00020 (0.0006)	-0.00006 (0.0006)	-0.00125 (0.0009)	-0.00073 (0.0008)	-0.00029 (0.0008)	0.00026 (0.0007)	0.00025 (0.0007)
0.00130*** (0.0002)	0.00128*** (0.0002)	0.00135*** (0.0002)	0.00142*** (0.0002)	0.00128*** (0.0002)	0.00113*** (0.0002)	0.00141*** (0.0002)	0.00152*** (0.0002)	0.00133*** (0.0002)
-0.58649*** (0.0710)	-1.32172*** (0.1094)	-0.18365** (0.0780)	0.66596*** (0.0352)	-5.21476*** (0.2288)	-1.41660*** (0.0719)	-1.72473*** (0.1129)	-0.95657*** (0.1044)	0.18240*** (0.0417)
Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
52473	52473	52473	52473	52473	52473	52473	52473	52473
-30189.84	-30182.53	-30302.36	-30217.29	-11343.80	-11241.78	-11455.57	-11525.16	-11382.06
0.126	0.126	0.122	0.125	0.205	0.212	0.197	0.192	0.202
239.02***	231.16***	222.77***	240.87***	257.68***	235.93***	216.98***	201.70***	234.83***
5.94**	8.32***	38.81***	0.01	58.61***	74.77***	38.10***	6.41**	116.00***

4. 推定結果の統計的頑健性

前節に報告した一連の推定結果は、女性の社会経済的地位が当該国企業の取締役会ジェンダー多様性に強く影響する可能性を、女性社会進出度変数や取締役会ジェンダー多様性変数の違いを超えて首尾一貫示したという意味で、統計的に大変頑健な実証結果であると見なし得る。そこで、本節では、企業規模、産業部門及び研究対象国の違いに注目した様々なサンプル制約を課した推定や、女性取締役非登用企業と登用企業の標本間バイアスに配慮したモデルの推定を行うことにより、推定結果の統計的頑健性を更に点検する。

再び表2の通り、本稿の標本企業は、その活動分野が多種の産業分野に跨り、なおかつ企業規模も多様である。そこで、筆者らは、実証分析の対象を特定の産業分野や企業規模に限っても、表4から表6の実証結果が再現されるのか否かを検証した。表7のモデル[1]から[6]には、観測値を鉱工業企業又はサービス企業のそれに限定した(1)式の推定結果が示されている。これらのモデルでは、女性社会進出度変数の中でも最も総合的な指標であるジェンダー開発指数を用いた。これら6モデルが示す通り、ジェンダー開発指数は、対象を特定の産業部門に限っても、対上場企業効果及び対非上場企業効果共に、その推定値は1%水準で有意に正に推定された。但し、鉱工業企業とサービス業企業では、取締役会ジェンダー多様性変数の違いに依らず、前者のジェンダー開発指数係数が、後者のそれを常に上回るという意味で、女性の社会進出が取締役会のジェンダー多様性に及ぼすインパクトは、産業部門間で異なり得ることが示唆された⁽³⁵⁾。我々はまた、中小企業と大企業では、経済社会における女性の地位が、取締役会構成に係る経営判断に異なる影響を及ぼし得る可能性を想定し、企業規模変数の中央値を基準に、標本企業を下位集団と上位集団に二分した推定も行ったが、表7のモデル[7]から[12]の通り、両者の推定結果に顕著な違いは認められなかった⁽³⁶⁾。

本稿の標本企業では、大国である中国やロシアに所在する企業が、全体の37.5%を占めており、それらの存在が推定結果を大きく左右する可能性が排除できない。そこで、筆者らは、中国及びロシア企業の観測値を全て排除した推定も試みた。その結果がモデル[13]から[15]に示されているが、分析対象国のバリエーションが21カ国から19カ国に縮小し、なおかつ実証データの情報量が大きく後退したにもかかわらず、ジェンダー開発指数は、対上場企業効果及び対非上場企業効果双方共に、有意に正の推定値を示した⁽³⁷⁾。

女性を取締役に参画させるという経営判断と、女性を実際に何名取締役に任命するのかという経営判断には、意思決定上の質的な違いが存在し得る。言い換えれば、女性取締役を一人も登用しない企業と登用する企業の間には、無視し得ない標本間バイアスが存在する可能性があるのである。この問題に対処するため、いわゆる「標本選択バイアス」(sample

35 紙幅の都合上、推定結果の報告は割愛したが、分析対象を農林水産業又は建設業に限定したモデルにおいても、ジェンダー開発指数は、あらゆるケースで有意に正に推定された。

36 更に筆者らは、企業規模変数の25、50、75パーセンタイルを基準に、標本を4分割した推定も試みたが、その推定結果と表7のモデル[7]から[12]とに、顕著な差異は見られなかった。

37 なお、中国やロシアに次いで標本企業数が大きいポーランドの観測値の追加的な排除も、ジェンダー開発指数の推定値に大きな変化をもたらさなかった。

selection bias) を制御した上で、女性取締役登用企業のみを分析対象とした女性役員数モデル及び取締役ジェンダー多様性モデルを、ヘックマン二段階推定量を用いて推定してみた。表 7 のモデル [16] と [17] がそれであるが、ジェンダー開発指数は、対上場企業効果及び非上場企業効果共に、再び有意に正の推定値を示した。なお、表 5 及び表 6 のモデル [1] との比較において、これらの標本選択バイアス制御モデルの係数値は大きく低下している。このような推定結果は、女性の社会経済的地位の向上が、取締役のジェンダー構成に関する企業の経営判断に及ぼす影響力は、上述した 2 つの意思決定ステージ間で大きく異なることを暗示している。モデル [16] において、標本選択バイアス修正項であるミルズ比の逆数が、1%水準で有意に推定された結果が、その可能性を物語っている。留意すべき分析結果であろう。

以上、本節で行った補足的な推定結果は、企業規模、産業部門、並びに研究対象国の異質性や、女性取締役非登用企業と登用企業との意思決定プロセス上の質的な違いに配慮しても、女性社会進出度と取締役ジェンダー多様性の間には分かち難い関係が成立していることを強く示唆した⁽³⁸⁾。このような意味で、前節に報告した実証結果は、統計的に頑健であると評価することができる。

おわりに

以上、本稿は、国家レベルでの女性の社会進出度が、取締役会のジェンダー構成という企業レベルの意思決定に及ぼす影響を検証すべく、新興市場企業の実証分析を行った。中東欧 20 カ国と中国の女性社会進出指標及び上場・非上場企業 52,473 社のデータを交えた本稿の分析結果は、以下に述べる一連の事実関係を明らかにした。

第 1 に、本稿の実証結果は、人間開発度、教育水準、労働参加及び所得水準という観点からの女性の社会経済的地位の向上は、当該国企業の取締役会ジェンダー多様性を高める方向に作用することを示唆したという意味で、仮説 1 を強く支持した。第 2 に、女性の社会進出は、同性の取締役への社内登用のみならず、社外からの取締役採用にも肯定的に影響すると予測した仮説 2 も、本稿の分析結果から強い実証的裏付けを得た。

一方、第 3 に、取締役会ジェンダー多様性に対する女性社会進出効果は、非上場企業よりも上場企業の方がより大きいと予想した仮説 3 は、女性社外取締役については、それが正鵠を射ていることを示唆する実証的証拠が得られた。しかしながら、女性取締役全般及び女性社内取締役に対しては必ずしも適合しないことが判明したという意味で、本仮説は部分的な支持を得たに過ぎなかった。更に、第 4 に、女性の政治参加度が高ければ高いほど、当該国企業の取締役会ジェンダー多様性はむしろ後退するという傾向が観察されるという意味で、本稿の実証分析は、筆者らにとって予測外の因果関係をも明らかにした。これらの事実発見を裏付ける我々の実証結果は、企業規模、産業部門及び研究対象国の異質性に配慮した

38 表 7 には、ジェンダー開発指数を用いた推定結果を報告したが、我々は、他の女性社会進出変数についても同様の頑健性チェックを行い、この結果、女性中等教育修了率、女性労働参加率及び女性相対所得水準の 3 変数は有意に正に、女性国会議員比率は有意に負に、繰り返し推定されることを確認している。

表7 頑健性チェックのための補足推定

企業標本	鉱工業企業			サービス企業			
推定量	二項分布 GLS	Poisson	Tobit	二項分布 GLS	Poisson	Tobit	二項分布 GLS
従属変数	女性取締役 登用確率	女性取締役 役員数	取締役 ジェンダー 多様性	女性取締役 登用確率	女性取締役 役員数	取締役 ジェンダー 多様性	女性取締役 登用確率
Model	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
ジェンダー開発指数							
対上場企業効果	21.45410*** (0.8241)	19.26598*** (0.5128)	2.58341*** (0.0656)	13.41264*** (0.8620)	8.75564*** (0.5553)	1.59453*** (0.0757)	18.19398*** (0.8088)
対非上場企業効果	22.18879*** (0.7973)	19.14603*** (0.5006)	2.60810*** (0.0638)	14.22755*** (0.8275)	8.78967*** (0.5411)	1.62405*** (0.0737)	18.83868*** (0.7838)
企業レベル変数							
取締役会規模	0.35401*** (0.0120)	0.04375*** (0.0024)	0.00697*** (0.0005)	0.35246*** (0.0123)	0.04598*** (0.0036)	0.00892*** (0.0006)	0.32342*** (0.0106)
CEO 取締役会会長兼任	-0.10848** (0.0472)	-0.03943 (0.0274)	-0.02004*** (0.0034)	0.06254 (0.0554)	-0.03236 (0.0312)	0.00271 (0.0046)	-0.03299 (0.0473)
取締役会独立性	-0.00493*** (0.0005)	0.00858*** (0.0003)	-0.00057*** (0.0000)	-0.00240*** (0.0006)	0.00964*** (0.0003)	-0.00021*** (0.0000)	-0.00392*** (0.0005)
所有集中度	-0.06653 (0.0457)	-0.14183*** (0.0314)	-0.01972*** (0.0037)	0.17237*** (0.0494)	0.04922 (0.0344)	0.00794* (0.0046)	-0.16928*** (0.0451)
国家所有	-0.15546** (0.0768)	0.03978 (0.0453)	-0.00765 (0.0055)	-0.37085*** (0.0630)	0.02563 (0.0409)	-0.02436*** (0.0051)	-0.27500*** (0.0610)
外国所有	-0.29940*** (0.0345)	-0.12798*** (0.0264)	-0.02049*** (0.0028)	-0.18708*** (0.0372)	-0.01799 (0.0268)	-0.00548 (0.0036)	-0.33784*** (0.0374)
企業規模	-0.05493*** (0.0055)	-0.05265*** (0.0036)	-0.00669*** (0.0005)	-0.04640*** (0.0058)	-0.04007*** (0.0036)	-0.00509*** (0.0005)	-0.02082*** (0.0065)
企業年齢	0.00363*** (0.0009)	0.00203*** (0.0004)	0.00031*** (0.0001)	0.00564*** (0.0014)	0.00396*** (0.0007)	0.00033*** (0.0001)	0.00624*** (0.0011)
収益率	0.00040 (0.0017)	-0.00519*** (0.0010)	-0.00030** (0.0001)	-0.00613*** (0.0016)	-0.00293*** (0.0009)	-0.00060*** (0.0001)	-0.00452*** (0.0015)
財務リスク	0.00028 (0.0020)	-0.00310* (0.0016)	-0.00015 (0.0002)	0.00008 (0.0018)	-0.00690*** (0.0015)	-0.00017 (0.0002)	0.00216 (0.0018)
負債返済能力	0.00301*** (0.0006)	0.00315*** (0.0004)	0.00038*** (0.0000)	0.00383*** (0.0006)	0.00284*** (0.0004)	0.00047*** (0.0001)	0.00431*** (0.0005)
ミルズ比逆数	-	-	-	-	-	-	-
Const.	-22.51588*** (0.7824)	-18.90857*** (0.5039)	-2.30560*** (0.0638)	-14.88645*** (0.8194)	-8.80826*** (0.5442)	-1.38984*** (0.0729)	-19.81446*** (0.7654)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	26833	26833	26833	20708	20708	20708	26236
Deviance/Log likelihood	29089.67	-37403.71	-6444.62	24398.53	-33037.12	-2875.73	29195.62
Pseudo R ²	-	0.228	0.721	-	0.196	0.456	-
Wald/F 検定 I ¹⁾	3391.37***	7613.57***	452.89***	1856.78***	4392.96***	74.67***	2951.33***
Wald/F 検定 II ²⁾	55.72***	6.16**	13.73***	49.94***	0.26	12.94***	65.18***

注：括弧内は、頑健標準誤差。***：1%水準で統計的に有意、**：5%水準で有意、*：10%水準で有意。

1) 帰無仮説：全ての回帰係数がゼロ。

2) 帰無仮説：女性社会進出変数の対上場企業効果と対非上場企業効果の係数が等しい。

出所：筆者推定。推定に用いた変数の定義、記述統計量及び出所は、表1を参照。

女性の社会進出と取締役会ジェンダー多様性

企業規模下位		企業規模上位			ロシア・中国企業以外			女性取締役登用企業	
Poisson	Tobit	二項分布 GLS	Poisson	Tobit	二項分布 GLS	Poisson	Tobit	Heckman two-step	
女性取締 役員数	取締役 ジェンダー 多様性	女性取締役 登用確率	女性取締 役員数	取締役 ジェンダー 多様性	女性取締役 登用確率	女性取締 役員数	取締役 ジェンダー 多様性	女性取締 役員数	取締役 ジェンダー 多様性
[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]	[17]
11.90029*** (0.4936)	5.72378*** (0.1723)	16.10980*** (0.8257)	16.15316*** (0.5702)	7.25096*** (0.2344)	4.10952*** (0.7708)	0.86655* (0.4789)	0.17630** (0.0751)	3.96056*** (0.6144)	1.40380*** (0.0459)
11.75263*** (0.4851)	5.70386*** (0.1693)	16.49135*** (0.7842)	16.54044*** (0.5195)	7.29495*** (0.2282)	4.97119*** (0.7571)	0.92510* (0.4750)	0.23780*** (0.0749)	4.29684*** (0.6011)	1.39616*** (0.0451)
0.04214*** (0.0022)	0.01359*** (0.0008)	0.42357*** (0.0126)	0.06527*** (0.0043)	0.03524*** (0.0021)	0.31672*** (0.0101)	0.05021*** (0.0026)	0.00768*** (0.0005)	0.11262*** (0.0039)	-0.00309*** (0.0002)
0.05457** (0.0252)	0.01302 (0.0085)	0.01544 (0.0508)	-0.18863*** (0.0301)	-0.11550*** (0.0127)	0.12242** (0.0483)	-0.13922*** (0.0287)	0.00643 (0.0045)	-0.07395** (0.0376)	-0.00753*** (0.0025)
0.00960*** (0.0003)	-0.00110*** (0.0001)	-0.00374*** (0.0005)	0.00794*** (0.0003)	-0.00242*** (0.0001)	-0.00018 (0.0005)	0.01054*** (0.0003)	0.00011** (0.0000)	0.02242*** (0.0004)	-0.00074*** (0.0000)
0.01356 (0.0280)	0.00936 (0.0097)	-0.02266 (0.0454)	0.00966 (0.0317)	-0.03448*** (0.0127)	0.03528 (0.0384)	-0.00478 (0.0303)	-0.01280*** (0.0039)	0.27651*** (0.0388)	0.00487* (0.0026)
0.03192 (0.0347)	-0.04609*** (0.0099)	-0.16730** (0.0716)	0.00430 (0.0567)	-0.03201* (0.0179)	-0.08805 (0.0652)	0.20679*** (0.0451)	-0.00186 (0.0060)	-0.17236*** (0.0494)	-0.01718*** (0.0032)
-0.16226*** (0.0289)	-0.07113*** (0.0088)	-0.12946*** (0.0338)	-0.03700 (0.0248)	0.00284 (0.0097)	-0.29098*** (0.0278)	-0.08434*** (0.0211)	-0.01929*** (0.0028)	0.01926 (0.0321)	0.00446** (0.0022)
-0.04672*** (0.0034)	-0.01035*** (0.0014)	-0.13083*** (0.0147)	-0.01678 (0.0115)	-0.04578*** (0.0041)	-0.03270*** (0.0050)	-0.02164*** (0.0036)	-0.00286*** (0.0005)	0.04522*** (0.0049)	-0.00173*** (0.0003)
0.00352*** (0.0004)	0.00074*** (0.0001)	0.00412*** (0.0010)	0.00269** (0.0011)	0.00158*** (0.0003)	0.00263*** (0.0008)	0.00294*** (0.0005)	0.00025*** (0.0001)	-0.00208*** (0.0007)	0.00004 (0.0000)
-0.00421*** (0.0007)	-0.00115*** (0.0003)	0.00061 (0.0016)	-0.00366*** (0.0011)	-0.00025 (0.0004)	-0.00009 (0.0014)	-0.00387*** (0.0010)	-0.00023* (0.0001)	-0.00197* (0.0012)	-0.00011 (0.0001)
-0.00545*** (0.0012)	0.00026 (0.0004)	-0.00776*** (0.0027)	-0.00975*** (0.0023)	-0.00257*** (0.0008)	-0.00034 (0.0016)	-0.00767*** (0.0015)	-0.00036** (0.0002)	-0.00563*** (0.0018)	-0.00012 (0.0001)
0.00288*** (0.0003)	0.00114*** (0.0001)	0.00257*** (0.0006)	0.00310*** (0.0004)	0.00100*** (0.0002)	0.00274*** (0.0005)	0.00231*** (0.0004)	0.00029*** (0.0000)	0.00032 (0.0005)	0.00017*** (0.0000)
-	-	-	-	-	-	-	-	-1.68726*** (0.0699)	0.00315 (0.0046)
-11.79010*** (0.4773)	-5.57534*** (0.1681)	-16.05447*** (0.8437)	-17.00837*** (0.5728)	-6.62950*** (0.2447)	-5.78112*** (0.7437)	-1.19425** (0.4732)	-0.02428 (0.0732)	-2.68081*** (0.6100)	-0.95536*** (0.0455)
Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
26236	26236	26237	26237	26237	32816	32816	32816	52473	52473
-43549.55	-18813.41	29870.75	-35075.56	-17604.89	41418.19	-48687.35	-3469.79	-	-
0.215	0.077	-	0.199	0.111	-	0.204	0.178	-	-
7076.15***	119.03***	3019.70***	5324.03***	119.04***	1610.86***	8170.80***	1078.99***	7760.03***	2780.49***
14.79***	2.82*	3.45*	4.79**	1.19	70.69***	1.23	72.53***	34.94***	3.81*

様々なサンプル制約や、女性取締役非登用企業と登用企業の標本間バイアスに考慮した推定結果においても繰り返し再現され、従って、統計的に極めて頑健であると評価される。

このように本稿は、Thams et al. (2018) の米国研究や Terjesen and Singh (2008) 及び Griffin et al. (2021) の国際研究と同様に、新興市場諸国においても、女性の社会経済的地位の向上は当該国企業の取締役会ジェンダー多様性を向上させる一般的傾向があるという事実を明らかにした。この意味で、本稿は、女性の社会進出を後押しする人的資本政策は、会社役員人事のジェンダー平等という観点から、企業行動にも肯定的な影響をもたらすという政策含意を示した。しかしながら、本稿の実証結果は、(1) 新興市場諸国における国会レベルでの政治参加が、人間開発、教育水準、労働参加及び所得水準という観点からの女性の社会経済的地位の向上とは裏腹に、所在国企業の取締役会ジェンダー多様性と逆相関の関係を示すのは何故なのか、(2) 女性の社会進出が上場企業に及ぼす効果は、女性社外取締役の登用に限って非上場企業よりも高いのは何故なのか、という2つの大きな疑問をも浮き上がらせた。本稿の最後に、これら2点に対する筆者らの見解を述べておこう。

まず、第1の疑問点である女性の政治参加と取締役会ジェンダー多様性の逆相関についてであるが、表3(a)で示した通り、女性国会議員比率は、ジェンダー開発指数、女性中等教育修了率及び女性労働参加率と負に相関しており、なおかつ同表(b)の通り、取締役会ジェンダー多様性変数との相関も悉く負であることから、重回帰分析においても、女性国会議員比率の係数が負に推定される可能性は大いに予測できた。そこで、新興市場21カ国中、女性国会議員比率上位3カ国に目を向けると、それらは、北マケドニア(39.17%)、セルビア(37.65%)及びベラルーシ(34.94%)であり、これら3カ国のジェンダー開発指数での順位は、各々20位、16位及び5位と、最上位2カ国はこの点で大きく振るわない。この上、アルバニア、モンテネグロ及び中国の様に、ジェンダー開発指数では最下位5カ国に入る国々が、女性国会議員比率では上位グループに属している。その他の女性社会進出度指標を用いた比較でも、同様の傾向が確認される。即ち、新興市場諸国の多くでは、女性の国政参加度が相対的に高くても、取締役人事を含むその他経済社会面でのジェンダー・ギャップの著しい国が少なくないのである。

政治と経済の事情及びそこにおける過去の経験もまた政治参加と取締役ジェンダー多様性の食い違いを説明してくれる。政治にしろ、経済にしろ、意思決定の場が非公式化しやすく、このことが女性の参加率を押しとどめているのだが、政治に関しては社会主義時代において公式にかつ平等に女性の利害を代表させるべく、統計上の数合わせのために、一定比率に割り当てられた女性国会議員が選出されてきた。もっとも、公式の国政参加率の高さにもかかわらず、実際に影響力のある政治組織・国家機関における上位のエリート層への登用水準は低く、女性に対する障壁は著しく高く、彼女らの能力を発揮する機会は限定されていた。体制転換後の選挙ではそのような割り当てはなくなり、女性国会議員の比率はいずれの国でも減少したが、国政選挙において過去の選抜方法の遺制もあり、世界的に見て相対的に高い女性の国政参加度が検出される。ゆえに、体制転換後に多くの国で政治面での男女機会均等を求める要求が強まっている。その一方で、ビジネスに関しては、たとえ労働参加率が高くなっても女性の家庭での負担が重視され、またたとえ教育水準が高くなっても、女性がリスクマネジメントのような重要な知識やスキルにおいて、さらにリーダーシップの経験やビジネス

知識について男性ほど実際の職場で習得していないことから、女性の経営幹部への登用水準は限られた⁽³⁹⁾。その意味では、政治以上に経済の現場には、見えざる障壁が存していることになる。

第2の疑問点である女性社会進出効果の非対称性であるが、この問題は、社会の公器としての上場企業は、非上場企業との比較において、会社の外から積極的に女性を取締役会へ迎え入れているという実績を内外に顕示することで、CSRを果たそうとしている一方、女性従業員の取締役昇任人事に対しては、非上場企業よりもより厳しい枷を課していると考えることにより、理解が可能だと考えられる。

先進諸国がそうであるように、新興市場諸国においても、上場企業は、政府や報道機関の調査／取材対象となる頻度が非上場企業よりも明らかに高く、従って、上場企業の組織的振る舞いに対する市民の関心も殊の外高い。社外取締役への女性の抜擢には、女性ならではの経営的視野やその他の知見を得るという実際上の利点に加えて、ジェンダー平等という観点からの会社組織の開放性を社会に向けて強くアピールするという効果が期待できる。近年における女性の社会経済的地位の高まりに対応すべく、上場企業が、ジェンダー問題解決に資するCSR活動の一環として、女性の社外取締役としての採用を、非上場企業以上に重要視することは、新興市場諸国でも十分にあり得ると思われる。

しかし同時に、中東欧諸国や中国の上場企業の大多数は、国有企業ないし旧国有私有化企業であるという事実にも大きな注意を払う必要があるだろう。社会主義計画経済下の国有企業は、高度に官僚組織的で、なおかつ極めて男性エリート主義であった。このような企業文化的・制度的慣性は、市場経済化が進行して数十年が経過した今もなお、これらの国々の大企業に色濃く残存している可能性は否定できない⁽⁴⁰⁾。これに対して、計画経済時代以後にその多くが誕生した非上場企業では、従業員の待遇がよりジェンダー平等的で、なおかつ能力主義的であるのではないかと推察される。また、大組織である上場企業よりも、中小の非上場企業の方が、女性が雇用されやすく、なおかつその声が経営者に届き易いという事情もあるのかもしれない。

本稿の実証結果は、女性社会進出の取締役会ジェンダー多様性促進効果の大きさは、上場企業と非上場企業の間で顕著には変わらないことを繰り返し示しており、女性従業員に対する両者の組織的態度が明らかに異なるとは云い難い。従って、取締役会のジェンダー構成に係る上場企業と非上場企業の違いを殊更に強調する必要はないのかもしれない。また今後、市場原理の浸透が進むにつれて、女性の社内取締役登用を巡る上場企業と非上場企業の差は更に解消するであろうとも予想できる。その検証は将来の研究に委ねたい。

39 以下を参照されたい。Mertus, “Human Rights of Women in Central and Eastern Europe.” 政治参加について言えば、とくに地方議会において女性の比率が相対的に高い。このことは、地方議員職は男性にとって評価の低い職であること、政府に反対派であっても男性に比して逮捕されるリスクが低いことが作用している。Nina Rozhanovskaya and Victoria Pardini, *The Status of Women in Russian Society* (Washington, D.C: Wilson Center, Conference Report, 2020); IFC, *Women in Corporate Boards in Bosnia and Herzegovina*.

40 Abubakr Saeed, Yacine Belghitar, and Amna Yousaf, “Firm-Level Determinants of Gender Diversity in the Boardrooms: Evidence from Some Emerging Markets,” *International Business Review* 25 (2016), pp. 1076–1088.

【付記】本稿は、科学研究費補助金基盤研究B「中国と東欧の比較企業システム論」（課題番号：20H01489）の研究成果である。『スラヴ研究』の青島陽子編集長及び2名の匿名査読審査員からは、本稿の内容や記述スタイルに関して貴重な示唆やコメントを頂いた。感謝申し上げる。また、岩崎は、新興市場企業取締役会研究促進のために京都大学経済研究所から与えられた令和4年度国内客員教授の機会にも併せて謝意を表する。

付録表 A1 独立変数の相関行列

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]
[1] ジェンダー開発指数	1.000															
[2] 女性中等教育修了率	0.630	1.000														
[3] 女性労働参加率	0.622	0.545	1.000													
[4] 女性相対所得水準	0.236	0.013	0.124	1.000												
[5] 女性国会議員比率	-0.115	-0.508	-0.307	0.174	1.000											
[6] 取締役会規模	0.142	0.138	0.149	0.000	-0.173	1.000										
[7] CEO取締役会会長兼任	0.154	0.067	-0.040	-0.018	-0.138	-0.274	1.000									
[8] 取締役会独立性	-0.154	-0.024	0.220	-0.052	0.064	0.162	-0.432	1.000								
[9] 所有集中度	0.044	0.075	0.005	-0.037	0.028	-0.157	0.071	0.000	1.000							
[10] 国家所有	0.076	0.023	0.086	0.042	-0.025	0.163	-0.039	0.092	0.133	1.000						
[11] 外国所有	-0.013	-0.007	-0.130	0.010	0.088	-0.032	0.028	-0.085	0.113	-0.121	1.000					
[12] 企業規模	-0.132	-0.268	-0.334	0.180	0.417	-0.200	-0.013	0.006	0.082	-0.020	0.115	1.000				
[13] 企業年齢	0.188	0.123	0.094	-0.027	-0.041	0.264	-0.116	0.054	-0.072	0.072	-0.068	-0.097	1.000			
[14] 収益率	-0.007	-0.001	-0.011	-0.007	0.002	0.041	-0.016	-0.042	-0.054	-0.054	0.025	0.006	-0.020	1.000		
[15] 財務リスク	0.072	0.060	0.039	0.002	-0.040	-0.040	0.067	-0.050	0.015	-0.034	0.017	-0.089	-0.056	0.004	1.000	
[16] 負債返済能力	0.066	0.056	0.030	-0.011	0.019	0.038	-0.038	0.007	-0.030	0.038	-0.031	0.025	0.123	0.332	-0.068	1.000

出所：筆者作成。各変数の定義及び記述統計量は、表1を参照。

付録表 A2 上場企業・非上場企業別女性社会進出変数と取締役会ジェンダー多様性変数の相関係数

(a) 上場企業

	ジェンダー 開発指数	女性中等 教育修了率	女性労働 参加率	女性相対 所得水準	女性国会 議員比率
女性取締役登用確率	0.217	0.154	0.080	0.103	-0.062
女性社内取締役登用確率	0.156	0.134	0.140	0.089	-0.176
女性社外取締役登用確率	0.237	0.151	0.047	0.103	-0.014
女性取締役員数	0.262	0.227	0.124	0.138	-0.068
女性社内取締役員数	0.184	0.173	0.134	0.084	-0.235
女性社外取締役員数	0.212	0.176	0.076	0.118	0.041
取締役ジェンダー多様性	0.123	0.099	0.066	0.102	-0.040
社内取締役ジェンダー多様性	0.133	0.117	0.131	0.096	-0.152
社外取締役ジェンダー多様性	0.059	0.034	-0.001	0.033	-0.068

(b) 非上場企業

	ジェンダー 開発指数	女性中等 教育修了率	女性労働 参加率	女性相対 所得水準	女性国会 議員比率
女性取締役登用確率	0.299	0.285	0.208	0.046	-0.199
女性社内取締役登用確率	0.200	0.120	0.051	0.058	-0.183
女性社外取締役登用確率	0.166	0.247	0.287	-0.015	-0.135
女性取締役員数	0.248	0.286	0.251	-0.001	-0.176
女性社内取締役員数	0.158	0.117	0.051	0.044	-0.206
女性社外取締役員数	0.190	0.259	0.258	-0.028	-0.079
取締役ジェンダー多様性	0.306	0.299	0.178	0.045	-0.180
社内取締役ジェンダー多様性	0.226	0.179	0.067	0.030	-0.124
社外取締役ジェンダー多様性	0.250	0.259	0.219	0.022	-0.287

出所：筆者作成。各変数の定義及び記述統計量は、表1を参照。

付録表 A3 女性取締役比率を従属変数とするトービット・モデルの推定結果

従属変数	女性取締役比率					ジェンダー 開発指数
	ジェンダー 開発指数	女性中等 教育修了率	女性労働 参加率	女性相対 所得水準	女性国会 議員比率	
Model	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
女性社会進出度変数						
対上場企業効果	391.51440*** (12.2552)	0.76965*** (0.0366)	1.97056*** (0.1106)	0.74008*** (0.0599)	-0.85171*** (0.0525)	427.91660*** (21.6685)
対非上場企業効果	397.42970*** (12.0307)	0.82699*** (0.0316)	2.14670*** (0.1036)	0.93201*** (0.0584)	-0.57535*** (0.0511)	443.55190*** (21.3282)
企業レベル変数						
取締役会規模	1.32797*** (0.0608)	1.38607*** (0.0644)	1.48236*** (0.0674)	1.58609*** (0.0683)	1.42912*** (0.0673)	1.90555*** (0.0928)
CEO 取締役会会長兼任	-0.46397 (0.6791)	0.73981 (0.6739)	-0.00205 (0.6781)	1.87664*** (0.6815)	0.91887 (0.6828)	-18.94790*** (1.4736)
取締役会独立性	-0.06373*** (0.0072)	-0.08778*** (0.0074)	-0.11893*** (0.0077)	-0.06986*** (0.0075)	-0.07598*** (0.0074)	-0.43580*** (0.0162)
所有集中度	-0.60781 (0.7302)	-1.33907* (0.7347)	-0.23409 (0.7332)	0.51616 (0.7360)	0.37745 (0.7360)	-0.55313 (1.2217)
国家所有	-3.67663*** (0.8340)	-1.71429** (0.8408)	-3.72069*** (0.8443)	-4.26070*** (0.8495)	-3.10206*** (0.8486)	-5.25104*** (1.5563)
外国所有	-5.95264*** (0.5959)	-6.40258*** (0.5981)	-5.00404*** (0.5996)	-5.89227*** (0.5970)	-5.52381*** (0.5994)	-8.51162*** (0.9315)
企業規模	-1.33160*** (0.0811)	-0.94294*** (0.0838)	-0.98755*** (0.0862)	-1.87559*** (0.0834)	-1.12582*** (0.0918)	-1.79971*** (0.1318)
企業年齢	0.08283*** (0.0115)	0.12497*** (0.0116)	0.14950*** (0.0117)	0.16860*** (0.0118)	0.16203*** (0.0117)	0.07557*** (0.0187)
収益率	-0.09303*** (0.0214)	-0.10427*** (0.0215)	-0.11776*** (0.0215)	-0.11714*** (0.0215)	-0.11844*** (0.0215)	-0.07840** (0.0365)
財務リスク	-0.00326 (0.0326)	0.04355 (0.0332)	0.05240 (0.0332)	0.06048* (0.0339)	0.06873** (0.0335)	0.01355 (0.0498)
負債返済能力	0.09913*** (0.0089)	0.10357*** (0.0089)	0.11301*** (0.0090)	0.12112*** (0.0090)	0.12059*** (0.0090)	0.09005*** (0.0147)
Const.	-383.06200*** (11.9048)	-69.87161*** (3.3590)	-96.78668*** (5.3578)	-49.76176*** (4.0232)	14.48184*** (1.8389)	-414.10680*** (21.2465)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	52473	52473	52473	52473	52473	52473
Log likelihood	-150309.46	-150487.19	-150665.09	-150753.66	-150817.21	-108572.75
Pseudo R ²	0.015	0.014	0.012	0.012	0.011	0.015
F 検定 I ¹⁾	157.19***	142.09***	156.38***	148.57***	149.82***	111.16***
F 検定 II ²⁾	33.34***	22.99***	62.96***	153.79***	40.53***	69.55***

注：括弧内は、頑健標準誤差。***：1%水準で統計的に有意、**：5%水準で有意、*：10%水準で有意。

1) 帰無仮説：全ての回帰係数がゼロ。

2) 帰無仮説：女性社会進出変数の対上場企業効果と対非上場企業効果の係数が等しい。

出所：筆者推定。推定に用いた変数の定義、記述統計量及び出所は、表1を参照。

女性社内取締役比率				女性社外取締役役員比率				
女性中等 教育修了率	女性労働 参加率	女性相対 所得水準	女性国会 議員比率	ジェンダー 開発指数	女性中等 教育修了率	女性労働 参加率	女性相対 所得水準	女性国会 議員比率
[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]
0.55820*** (0.0642)	2.43688*** (0.1891)	0.70008*** (0.1020)	-1.67887*** (0.0972)	1972.17000*** (63.1400)	5.45834*** (0.1904)	9.44338*** (0.6156)	2.72552*** (0.3569)	-1.42108*** (0.2516)
0.73536*** (0.0557)	2.78002*** (0.1773)	1.03727*** (0.0988)	-1.11455*** (0.0891)	1950.51700*** (62.1840)	5.15423*** (0.1724)	9.27300*** (0.5841)	2.85832*** (0.3538)	-1.75935*** (0.2807)
1.99038*** (0.0988)	2.04433*** (0.0998)	2.16940*** (0.1012)	1.89593*** (0.0983)	3.78640*** (0.2238)	3.73779*** (0.2323)	5.17046*** (0.2761)	5.96161*** (0.2955)	5.50284*** (0.2906)
-18.18527*** (1.4718)	-18.38757*** (1.4782)	-16.68016*** (1.4994)	-18.86817*** (1.4800)	27.11009*** (2.7931)	28.38069*** (2.7835)	32.25587*** (2.8792)	42.76438*** (2.9179)	39.38948*** (2.8974)
-0.46851*** (0.0161)	-0.53465*** (0.0161)	-0.49051*** (0.0160)	-0.49965*** (0.0160)	1.83133*** (0.0647)	1.70886*** (0.0653)	2.14128*** (0.0670)	2.46131*** (0.0685)	2.46144*** (0.0681)
0.17991 (1.2223)	-0.93709 (1.2248)	-0.03295 (1.2242)	0.74575 (1.2258)	9.32619*** (3.5732)	-9.51476*** (3.5774)	5.86209 (3.6063)	5.46771 (3.6330)	3.60200 (3.6356)
-3.39763** (1.5637)	-4.15863*** (1.5688)	-4.14602*** (1.5786)	-2.92878* (1.5647)	-12.10379*** (3.6656)	-0.01604 (3.6512)	-11.96726*** (3.7412)	-13.60737*** (3.7863)	-9.19368** (3.7814)
-9.25092*** (0.9325)	-7.23339*** (0.9389)	-8.73265*** (0.9322)	-8.36485*** (0.9334)	-16.20187*** (3.3579)	-18.09921*** (3.3465)	-12.91384*** (3.4374)	-17.20933*** (3.4245)	-14.43021*** (3.4475)
-1.42561*** (0.1424)	-1.25736*** (0.1455)	-2.52431*** (0.1369)	-1.22994*** (0.1561)	-1.20801*** (0.4137)	-1.26008*** (0.4179)	-2.30100*** (0.4202)	-4.74218*** (0.4141)	-2.96477*** (0.4503)
0.13904*** (0.0186)	0.14750*** (0.0185)	0.17357*** (0.0187)	0.16519*** (0.0185)	0.35489*** (0.0520)	0.28859*** (0.0513)	0.64744*** (0.0552)	0.74284*** (0.0564)	0.70459*** (0.0558)
-0.09792*** (0.0366)	-0.10461*** (0.0367)	-0.09830*** (0.0370)	-0.10538*** (0.0367)	-0.48634*** (0.0959)	-0.40815*** (0.0955)	-0.60371*** (0.0972)	-0.61499*** (0.0976)	-0.59627*** (0.0977)
0.06148 (0.0501)	0.06823 (0.0502)	0.06694 (0.0505)	0.07091 (0.0500)	-0.72180*** (0.2011)	-0.47397** (0.1871)	-0.26539 (0.1833)	-0.09109 (0.1760)	-0.07263 (0.1759)
0.10059*** (0.0148)	0.10116*** (0.0148)	0.10857*** (0.0149)	0.11410*** (0.0149)	0.44134*** (0.0442)	0.39139*** (0.0442)	0.51860*** (0.0452)	0.55701*** (0.0454)	0.53287*** (0.0455)
-48.06655*** (6.1909)	-113.02310*** (9.3742)	-37.91390*** (6.7587)	38.15143*** (2.9985)	-215.66080*** (62.6740)	-662.15880*** (17.6693)	-701.62220*** (29.8668)	-453.44960*** (25.0442)	-248.36870*** (10.6953)
Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
52473	52473	52473	52473	52473	52473	52473	52473	52473
-108717.94	-108688.82	-108755.29	-108718.34	-49886.28	-49815.82	-50311.52	-50419.69	-50434.88
0.014	0.014	0.013	0.014	0.055	0.056	0.047	0.044	0.044
102.48***	104.80***	99.11***	105.25***	108.89***	110.42***	92.81***	89.18***	90.48***
64.74***	72.43***	141.03***	47.61***	27.64***	41.82***	3.50*	4.33**	3.32*

Women's Social Empowerment and Board Gender Diversity: Evidence from Emerging Markets

IWASAKI Ichiro and MIZOBATA Satoshi

This paper attempts to examine the effect of women's social advancement on board gender composition by conducting an empirical analysis of 52,473 firms in emerging market countries consisting of sixteen Central and Eastern European countries, four former Soviet states, and China.

To this end, in this paper, we propose a series of hypotheses regarding the effect of women's socioeconomic status on board gender diversity in emerging markets that are applicable to other world regions and countries. We take on a new empirical perspective, whereby we estimate how women's social empowerment influences board gender diversity as measured by the probability of appointing a female to the board, the number of female directors, and the Blau index. We also examine whether a comparison between female inside directors and female outside directors or between listed and unlisted firms reveals any asymmetries.

The results of our empirical analysis strongly suggest that firms in countries that have successfully improved women's socioeconomic status in terms of human development levels, educational levels, labor force participation, and income levels tend to have more gender-diverse boards. We also found that women's social empowerment urges firms to appoint more women to their boards from not just inside but also outside the firm. Our hypothesis that improved socioeconomic status of women has a greater effect on board gender diversity among listed than unlisted firms is supported by our empirical analysis concerning female outside directors. At the same time, this paper produced an unexpected result that firms in countries with higher female political representation tend to have less gender-diverse boards. All of these empirical results are repeatedly reproduced even in estimations that account for various sample constraints or the sample selection bias that may exist between firms with and without female directors.

JEL classification numbers: D22, J16, L22, M14, P31, P36

Keywords: women's social empowerment; board gender diversity; emerging markets; China; Eastern Europe