

新規株式公開企業において女性取締役の存在がアンダープライシングの水準におよぼす影響に関する実証研究

船岡 健太
姚 智華

要 旨

2021年6月のコーポレートガバナンス・コードの改訂においては、女性・外国人・中途採用者の管理職への登用等に関する多様性の確保に向けた人材育成方針やその実施状況などを開示すべきとする補充原則2-4①の追加が行われた。このコード改訂後における2022年の東京証券取引所プライム市場上場企業においては、これまでの数値を大きく上回る80%を超える企業で女性取締役の存在を確認することができる。

新規株式公開企業においても女性取締役の存在は増加傾向にあり、本稿では、この新規株式公開企業における女性取締役の存在が公開価格のアンダープライシングの水準におよぼす影響について実証的に検証を行った。実証分析においては、全取締役に占める女性取締役の比率および女性取締役の存在を示すダミー変数が負に有意な影響をおよぼしている状況が示された。全観測対象企業を売上高により二分割したサンプルでは、売上高が中央値より小さいサンプルにおいて、女性取締役の比率およびダミー変数ともに全観測企業を対象とした場合よりもアンダープライシングの水準に対して大きな負のインパクトを有する結果が示された。この結果は、大規模企業に比して、情報の非対称性が大きい中小規模・中堅企業において女性が取締役に登用されていることがポジティブなシグナルとなることを示唆している。

キーワード：新規株式公開、女性取締役、ジェンダー・ダイバーシティ、アンダープライシング

目 次

1. はじめに	2.6 Arora and Singh (2023)
2. 先行研究	3. 実証分析
2.1 Mohan and Chen (2004)	3.1 観測対象企業
2.2 Handa and Singh (2015)	3.2 基本統計量
2.3 Reutzell and Belsito (2015)	3.3 実証結果
2.4 Kaur and Singh (2015)	4. おわりに
2.5 Badru, Ahmad-Zaluki and Wan-Hussin (2019)	

1. はじめに

本稿では、新規株式公開企業における女性取締役の存在が公開価格のアンダープライシング¹の水準におよぼす影響について実証的に分析を行う。2021年6月のコーポレートガバナンス・コードの改訂においては、女性・外国人・中途採用者の管理職への登用等に関する多様性の確保に向けた人材育成方針やその実施状況などを開示すべきとする補充原則2-4①の追加が行われた。このコード改訂後における2022年の東京証券取引所プライム市場上場企業においては80%を超える企業で女性取締役の存在を確認することができる。2021年の同数値は約66%であり、取締役会におけるジェンダー・ダイバーシティの確保が進んでいる状況にあることをみてとれる²。

本稿における新規公開企業を対象とする分析においても、2022年で約6割の企業で女性取締役の存在を新規公開時の目論見書で確認を行う

ことができる。先行研究では、新規公開企業における女性取締役の存在は、取締役会の多様性を確保するものであり、それは複雑なビジネス環境に対応することを可能とするなどという期待のもと、公開価格のアンダープライシングの水準を小さくするという仮説のもと実証分析が実施されている。しかし、一部の研究を除く、多くの先行研究では、新規公開企業における女性取締役の存在は、公開価格のアンダープライシングに有意な影響をおよぼしていないという実証結果を提示している。これらの先行研究の多くはESG投資に対する関心が高まる前に実施されたものが多いが、本研究では2022年の新規公開企業までを含む観測対象において実証分析を実施する。

本稿の構成は以下のとおりである。次節においては新規株式公開時の女性取締役の存在が公開価格のアンダープライシングの水準におよぼす影響について考察している先行研究のサーベイを行う。第3節では、観測対象企業の特徴を記し、女性取締役がアンダープライシングにおよ

1 アンダープライシング=(初値-公開価格)÷公開価格として計算される。公開価格と初値が乖離する状況であり、初値が公開価格を上回る状況を指す。この差額は投資家サイドからは初期収益率として捉えられる一方、発行会社サイドからは過小値付けが生じているとされ、本来であれば調達可能であった資金を獲得できなかった現象として捉えられる

2 2021年の数値は東京証券取引所第一部の上場企業を対象とするものである。このパラグラフの数値は、東京証券取引所(2023)に依拠している。

ぼす影響に関する実証研究を行う。第4節では、総括と今後の課題について述べる。

2. 先行研究

本節においては、新規株式公開企業において女性取締役の全取締役に占める比率等が公開価格のアンダープライシングにおよぼす影響について分析を行っている文献を時系列で紹介を行う³。

2.1 Mohan and Chen (2004)

1999年から2001年にかけてアメリカにおいて新規株式公開を果たした757社を観測対象としている。この研究では取締役全員を対象とするのではなく、CEOを対象とし、その性別の違いに着目している。CEOの性別によりサンプルの分割を行い、それぞれのアンダープライシングの値を確認したところ、平均値および中央値ともに有意な差が存在しないことを報告している。

女性がCEOを務める新規公開企業(33社)のアンダープライシングの平均値(中央値)は39.28%(30.46%)、男性CEO(724社)の同値は36.85%(23.46%)であることが記されている。被説明変数をアンダープライシングとする重回帰分析における女性がCEOである場合を1とするダミー変数は有意な影響力を持たないという実証分析結果も報告されている。これらの結果より、新規公開株式のバリュエーションにおいてジェンダーバイアスは存在しないとされている。

2.2 Handa and Singh (2015)

2001年4月から2012年3月までの期間にインドのボンベイ証券取引所において新規株式公開を実施した404社を観測対象としている。この404社のうち127社において女性取締役が存在する。127社の中で、1人の女性取締役が存在する企業が103社、2人が23社、3人が1社であることが報告されている。

アンダープライシングに影響をおよぼす諸変数をコントロールした上で実施された重回帰分析においては、全取締役に占める女性取締役の比率は、負の値であるものの有意ではないことが報告されている。この結果より投資家達にとって女性取締役の存在は重要なシグナルではなく、インド人女性がトップレベルのポジションへ昇進することが難しい「ガラスの天井」が依然として存在することを示すものであるとしている。このように結論づけているが、女性取締役比率の係数の符号がマイナスであることに対して、女性取締役が存在する企業は複雑なビジネスに対応できると投資家より認識され、企業価値に関する不確実性が小さくなっている可能性があると述べている。

2.3 Reutzel and Belsito (2015)

アメリカ市場において新規株式公開を実施した1997年の379社と2007年の186社(計565社)を観測企業とする研究である。1997年に新規株式公開を実施した企業の22%が少なくとも1名以上の女性取締役を有しており、2007年に新規公開を果たした企業については37%の企業が少なくとも1名以上の女性取締役が存在することを報告している。実証分析については、女性取

3 松本(2021)は、このテーマに関するサーベイ論文である。

締役の人数がアンダープライシングの水準に対して、1997年では有意なプラスの影響、2007年においては係数の符号はプラスであるものの有意な影響はないというエビデンスを提示している。

この結果に対して、著者たちは以下の解釈を示している。取締役会における女性の存在は、増加傾向にあるものの、男性取締役を勝るものとはなっていない。この状況を Eagly and Karau (2002) が提唱する役割適合性理論 (Role Congruity Theory) に照らし合わせると、企業の経営陣というのは、男性が担うことが適しており、女性には適さないという否定的なステレオタイプから生じる女性取締役に対する偏見があるかもしれない。この偏見よりアンダープライスが生じているのではないかと著者たちは述べている。

2007年におけるアンダープライシングに対して女性取締役が有意な影響をおよぼしていないことについては、サーベンス・オクスレー法の施行後においては、取締役会における多様性の拡大が求められていることから、投資家が女性取締役の存在に関する認識がポジティブな方向へと変化したのかもしれないとしている。

2.4 Kaur and Singh (2015)

2007年5月から2013年3月にかけて、インドにおいて新規株式公開を行った250社を対象としている。この250社のうち63.2%の企業が女性役員が存在せず、1人存在する企業が28.6%、2人が7.8%、3人が0.4%と続く。この状況について、インドが男性優位な社会であると著者たちは述べている。

実証分析においては、女性取締役が存在する場合のダミー変数、女性取締役の人数、女性取

締役の年齢、女性取締役が兼任している他社の取締役の件数、女性取締役の学歴がアンダープライシングの水準におよぼす影響について検証が行われているが、いずれの変数も有意な影響が存在しないことが報告されている。これらの結果より、インドにおいては、新規公開時における女性取締役の存在は、アンダープライスを低減する「質の高いシグナル」として機能しておらず、他のシグナルを重視していると推察されると結論づけている。

2.5 Badru, Ahmad-Zaluki and Wan-Hussin (2019)

マレーシアにおいて2005年から2015年において新規株式公開を行った220企業を対象としている。この観測企業における女性取締役の総計は132人であり、その比率は男性と女性の取締役人数の総計に対して8.7%に過ぎないと報告している。

取締役会において女性取締役が存在していることを示すダミー変数、および女性取締役の比率がそれぞれアンダープライシングの水準を低下させるという実証結果を報告している。アンダープライシングの水準により分割したサンプルにおいて、女性取締役の存在を示すダミー変数が女性取締役の比率に比して有意水準が高いことより、女性取締役の多さではなく、女性取締役が存在しているということが適切な取締役会を有する企業であるというシグナルとして機能することにより、情報の非対称性を緩和させ、アンダープライシングの水準を低下させると指摘している。

2.6 Arora and Singh (2023)

インドにおけるボンベイ証券取引所の中小企

業向け市場およびナショナル取引所の新興企業向け市場に2012年2月から2018年5月までの期間に上場を果たした403社の新規公開企業を対象としている。この403社のうち、回帰分析を行う際に必要な変数を取得することが可能な383社が分析対象として用いられている。

重回帰分析においては、女性取締役に関する変数として、以下のダミー変数が用いられている。女性取締役が存在しない企業（40社、9.93%）、女性取締役が1人存在する企業（280社、69.48%）、女性取締役が2人以上存在する企業（83社、20.60%）。これらのダミー変数に加えて、全取締役に占める女性取締役の比率と女性取締役の独立性（男性取締役と特定の関係性を持たない女性取締役の人数が全取締役に占める比率）が用いられている。

被説明変数をアンダープライシング、上記の女性取締役に関する変数を被説明変数とする重回帰分析では、分位点回帰の一つ（第1四分位）における女性取締役の独立性（プラスに有意）以外は、有意な影響を確認できないことから、

女性取締役がアンダープライシングに影響をおよぼす役割を果たしていないと述べている。

このような結果に対する解釈として、著者たちは、同じくインドを対象とする研究であるHanda and Singh（2015）と同様に、インドの企業はファミリー企業であることが多く、そのファミリーにおける意思決定は主に男性が行うことから、取締役会における女性の存在が評価されないのであろうとしている。

3. 実証分析

3.1 観測対象企業

本研究が注目する取締役の女性比率については、2015年3月31日以後に終了する事業年度に係る有価証券報告書、および当該事業年度を最近事業年度とする有価証券届出書から、その記載が義務付けられた⁴。この女性取締役に関する情報を活用すべく、2016年から2022年までの新規公開企業を観測対象企業とする。上場市場

図表1 各市場の新規株式公開企業において女性取締役が存在する企業数

	東証一部 プライム		東証二部 スタンダード		ジャスダック		マザーズ グロース		全体	
	人数	比率	人数	比率	人数	比率	人数	比率	人数	比率
2016	9(3)	33.33%	4(3)	75.00%	14(5)	35.71%	54(23)	42.59%	81(34)	41.97%
2017	11(7)	63.64%	8(2)	25.00%	19(4)	21.05%	49(19)	38.78%	87(32)	36.78%
2018	7(2)	28.57%	5(3)	60.00%	14(4)	28.57%	63(21)	33.33%	89(30)	33.71%
2019	1(0)	0.00%	11(4)	36.36%	6(3)	50.00%	64(27)	42.19%	82(34)	41.46%
2020	6(4)	66.67%	9(4)	44.44%	14(4)	28.57%	63(27)	42.86%	92(39)	42.39%
2021	6(3)	50.00%	8(3)	37.50%	16(4)	25.00%	93(51)	54.84%	123(61)	49.59%
2022	3(2)	66.67%	13(7)	53.85%	1(1)	100.00%	70(42)	60.00%	87(52)	59.77%
合計	43(21)	48.84%	58(26)	44.83%	84(25)	29.76%	456(210)	46.05%	641(282)	43.99%

(注) カッコ内は、各年のそれぞれの市場に上場した企業において女性取締役が存在する企業数。

(出所) 『株式公開白書』各年版より作成。

4 2014年10月23日に公表された内閣府令第70号「企業内容等の開示に関する内閣府令等の一部を改正する内閣府令」において、2015年3月31日以後に終了する事業年度に係る有価証券報告書、および当該事業年度を最近事業年度とする有価証券届出書から、役員男女別人数および女性比率の記載を義務付けるといった内容が記された。

については、東証一部、二部、ジャスダック、マザーズ、プライム、スタンダード、グロースを対象としている。東京証券取引所の市場区分の見直しにより、一部、二部、ジャスダック、マザーズは2022年4月3日で終了し、同年4月4日からプライム、スタンダード、グロースという新しい市場区分が開始している。

図表1は、各市場における新規公開企業数および、そのうち女性取締役が1人以上存在する企業数をカッコ内に記している。市場区分の見直しが行われた2022年に関しては、東証1部(1社)とプライム(2社)、東証2部(3社)とスタンダード(10社)、マザーズ(10社)とグロース(60社)を足し合わせている。

各市場における女性取締役が存在する企業数を確認すると、2016年から2022年までの間に東証一部+プライムにおいて新規公開を行った43社のうち21社(48.84%)、東証二部+スタンダードでは58社のうち26社(44.83%)、ジャスダックにおいては84社のうち25社(29.76%)、マザーズ+グロースでは456社のうち210社(46.05%)が新規上場時に女性取締役の存在を確認することができる⁵。これら市場全体でみた場合は、

641社のうち282社(43.99%)において女性取締役が存在している。

時系列に女性取締役が存在する企業の比率をみると、市場全体の数値においては、2018年(33.71%)から2022年(59.77%)まで増加傾向であることを確認することができる。特に2021年(49.59%)から2022年(59.77%)にかけては10%以上の増加を示しており、約6割の新規公開企業において女性取締役の存在を確認することができる。この2021年から2022年にかけての顕著な増加は2021年に実施されたコーポレートガバナンス・コードの改訂に起因していると考えられる。2021年6月11日に改訂された同コードにおいては、女性・外国人・中途採用者の管理職への登用等、中核人材への登用等における多様性の確保についての考え方を開示すべきとした補充原則2-4①が新設された(図表2)。

3.2 基本統計量

図表3は、分析対象企業である641社の基本統計量を示している。被説明変数として用いるアンダープライシングは、公開価格から初値(売

図表2 コーポレートガバナンス・コード 補充原則2-4①

上場会社は、女性・外国人・中途採用者の管理職への登用等、中核人材の登用等における多様性の確保についての考え方と自主的かつ測定可能な目標を示すとともに、その状況を開示すべきである。

また、中長期的な企業価値の向上に向けた人材戦略の重要性に鑑み、多様性の確保に向けた人材育成方針と社内環境整備方針をその実施状況と併せて開示すべきである。

(出所) 東京証券取引所(2021)「コーポレートガバナンス・コード～会社の持続的な成長と中長期的な企業価値の向上のために～」2021年6月11日。

5 2016年にマザーズにおいて新規公開を果たしたバリューゴルフ社、ヨシムラ・フード・ホールディングス社、PR TIMES社の3社については、女性役員の人数および比率の記載が義務付けられることになった2015年3月31日以後に終了する事業年度を最近事業年度とする有価証券届出書を有しないため、女性役員の存在の有無を確認することができない。2016年におけるマザーズの新規公開企業において、上記3社を除いた、女性取締役の存在の有無を有価証券届出書において確認することができる51社に限った女性取締役が存在する企業の比率は45.10%となる。2016年の新規公開企業において2015年3月31日以後に終了する事業年度を最近事業年度とする有価証券届出書を有しないのは、上記のマザーズの3社のみである。

図表3 基本統計量

全サンプル 641社	平均値	中央値	標準偏差
アンダープライシング	0.853	0.470	1.176
女性取締役の人数	0.591	0.000	0.769
取締役の総数	8.676	8.000	1.818
女性取締役比率	0.069	0.000	0.092
RUNUP	-0.006	0.001	0.052
企業年齢	19.274	14.110	16.094
資金調達額 (百万円)	9853.966	1348.000	106344.703
売上高 (百万円)	18277.317	3193.000	147749.469
大規模企業 320社 (売上高中央値より上)	平均値	中央値	標準偏差
アンダープライシング	0.514 ***	0.255 ***	0.879
女性取締役の人数	0.588	0.000	0.783
取締役の総数	9.225 ***	9.000 ***	2.028
女性取締役比率	0.065	0.000	0.088
RUNUP	-0.006	0.002	0.048
企業年齢	25.153 ***	19.450 ***	19.770
資金調達額 (百万円)	17325.719 *	1757.000 ***	150189.619
売上高 (百万円)	35099.491 ***	8026.500 ***	207916.199
中小規模・中堅企業 321社 (売上高中央値より下)	平均値	中央値	標準偏差
アンダープライシング	1.189 ***	0.858 ***	1.327
女性取締役の人数	0.593	0.000	0.756
取締役の総数	8.124 ***	8.000 ***	1.380
女性取締役比率	0.074	0.000	0.095
RUNUP	-0.005	0.001	0.055
企業年齢	13.421 ***	12.055 ***	7.696
資金調達額 (百万円)	2399.593 *	1054.500 ***	4519.694
売上高 (百万円)	1512.885 ***	1369.000 ***	821.024

(注) ***1%で有意, **5%で有意, *10%で有意。

(出所) データはディスクロージャー実務研究会編『株式公開白書』他より採取。

買開始日の終値を用いている) の変化率として算出され、平均値 (中央値) は0.853 (0.470) である。公開価格と初値の乖離は小さくない状況であることをうかがうことができる。

コントロール変数については、以下の先行研究を参考に設定を行う。新規公開企業と投資家間の情報の非対称性の度合いを表す変数として、Habib and Ljungqvist (2001) が企業創立から新規公開日までの公開所要年数を、

Arugaslan, Cook and Kieschunik (2004) が新規公開の直近事業年度の売上高を用いている。また、新規公開企業の事前の不確実性とアンダープライシングの関係に着目した Beatty and Ritter (1986) は資金調達額とアンダープライシングの水準には負の関係があることを報告している。

企業年齢は、企業の設立から新規上場までに要した年数を示し、平均値 (中央値) は19.274

年(14.110年)である。新規公開実施直前期の売上高の平均値(中央値)は、182億7731万円(31億9300万円)である。資金調達額は、新規公開時の公募部分と売出部分を足し合わせた資金調達の総額であり、平均値(中央値)は、98億5396万円(13億4800万円)である。重回帰分析において、売上高と資金調達額については自然対数値を用いる。

新規上市日前の市場の変化を示すRUNUPについては、売買開始日前のマーケット・インデックスがアンダープライシングの水準に正の影響をおよぼしていることを示したKutsuna, Smith and Smith(2009)を参考に、売買開始日の直前営業日の8営業日前から直前営業日までの市場インデックスの変化率を求めている。市場インデックスについては、それぞれの上場市場を対象とする以下の指数を用いた。TOPIX(東証一部、プライム新規上場企業) 東証第二部株価指数(東証第二部新規上場企業)、東証スタンダード市場指数(スタンダード新規上場企業)、ジャスダック・インデックス(ジャスダック新規上場企業) 東証マザーズ指数(マザーズ、グロース新規上場企業)。新規上市日前の市場の変化を表すRUNUPの平均値(中央値)は-0.006(0.001)である。回帰分析においては、これらの変数に加えて、上場市場、上場年、および業種の違いについてコントロールしている。

図表3においては、企業規模において観測対象企業を二つに分けた場合のそれぞれの基本統計量も示している。売上高の中央値より上(大企業)、売上高の中央値より下(中小・中堅企業)として分類している。この分類においては、取締役の総数は大企業が有意に大きいが、女性取締役の人数については両者に統計的に有意な差

は存在しない。他の変数については、分類の基準として用いた売上高を除いて、他に有意な差が存在する変数は、アンダープライシングの水準、企業創立から新規公開までの年数(企業年齢)、および資金調達額である。後の回帰分析において、この売上高で分割したそれぞれのサンプルも用いる。

3.3 実証結果

図表4は、被説明変数をアンダープライシングの水準とする重回帰分析の結果を示している。Model 1 および Model 2 は全観測企業(641社)を対象とするものであり、Model 3 および Model 4 は大規模企業(売上高が中央値より上の企業=320社)を対象としており、Model 5 および Model 6 は中小規模・中堅企業(売上高が中央値より下の企業=321社)を分析対象としている。

コントロール変数については、先述の変数以外に証券会社ダミーとCGコードダミーを設定している。証券会社ダミーは、大手四社(野村、大和、日興、みずほ)が主幹事を務めた場合に1をとる変数である。CGコードダミーについては、「女性・外国人・中途採用者の管理職への登用等といった中核人材への登用等における多様性の確保についての考え方、目標、状況を開示するとともに、多様性の確保に向けた人材育成方針やその実施状況などを開示すべき」とした2021年6月11日のコーポレートガバナンス・コードの改訂に対応し、2021年6月11日以降に新規公開を果たした企業に1を付した変数である。

まず、全観測企業を対象とするModel 1 および Model 2 の結果を概観すると、全取締役に占める女性取締役の比率が5%でマイナスに

図表4 被説明変数をアンダープライシングとする回帰分析

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
女性取締役比率	-0.810** (0.314)		-0.310 (0.372)		-1.448*** (0.437)	
女性取締役ダミー		-0.118* (0.061)		-0.041 (0.069)		-0.219** (0.094)
資金調達額(自然対数)	-0.460*** (0.040)	-0.461*** (0.040)	-0.345*** (0.051)	-0.346*** (0.051)	-0.621*** (0.060)	-0.626*** (0.061)
売上高(自然対数)	-0.054 (0.037)	-0.050 (0.037)	0.009 (0.052)	0.009 (0.052)	-0.146* (0.087)	-0.135 (0.088)
企業年齢	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.017** (0.006)	-0.016** (0.006)
証券会社ダミー	0.091 (0.087)	0.088 (0.087)	0.124 (0.098)	0.122 (0.098)	0.157 (0.133)	0.152 (0.135)
CGコードダミー	-0.701*** (0.155)	-0.698*** (0.154)	-0.632*** (0.233)	-0.632*** (0.232)	-0.655*** (0.184)	-0.649*** (0.196)
RUNUP	3.604*** (0.718)	3.655*** (0.721)	3.025*** (0.992)	3.047*** (0.995)	3.467*** (1.019)	3.627*** (1.027)
切片	4.730*** (0.499)	4.708*** (0.498)	2.774*** (0.568)	2.776*** (0.570)	4.392*** (0.667)	4.303*** (0.685)
市場ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
産業ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
F値	12.160***	12.090***	4.979***	4.971***	9.634***	9.478***
調整済決定係数	0.439	0.438	0.359	0.359	0.455	0.451
観測企業数	641	641	320	320	321	321

(注) カッコ内は標準誤差を示す。***1%で有意, **5%で有意, *10%で有意。

(出所) データはディスクロージャー実務研究会編『株式公開白書』他より採取。

有意、女性取締役が1人以上存在する場合に1をとるダミー変数が10%でマイナスに有意な影響をおよぼしていることが確認された。

大規模企業(売上高が中央値より上の企業=320社)を対象とするModel 3およびModel 4については、女性取締役に関する比率およびダミー変数は、符号はマイナスであるものの、有意な影響であることを確認することができない。中小規模・中堅企業(売上高が中央値より下の企業=321社)を検証対象としているModel 5およびModel 6に関しては、女性取締役の比率が1%でマイナスに有意、女性取締

役の存在を示すダミー変数が5%でマイナスに有意であり、全観測企業を対象とする場合よりも係数および有意水準ともにアンダープライシングの水準に対して女性取締役の変数が大きな負のインパクトを有することが示された。

4. おわりに

本稿においては、新規公開企業における女性取締役の存在が公開価格のアンダープライシングの水準におよぼす影響について実証分析を実施した。まず、2022年の新規公開企業では、約

6割の企業において女性取締役の存在を確認することができるというデータを示した。この数値は2021年以前より高く、2021年6月におけるコーポレートガバナンス・コードの改訂において、女性・外国人・中途採用者の管理職への登用等に関する多様性の確保に向けた人材育成方針やその実施状況などを開示すべきとする補充原則の追加が行われたことが影響していると思われる。

しかし、プライム市場に上場する企業の約8割において女性取締役が存在する状況を考えて⁶、新規上場企業において女性取締役が存在する比率は2割程度低い。この状況は中小・ベンチャー企業において女性の登用が進んでいない状況が存在する可能性を示唆するものかもしれない。

女性取締役の存在が、新規公開時のアンダープライシングにおよぼす影響に関する実証分析においては、全取締役に占める女性取締役の比率および女性取締役の存在を示すダミー変数が負に有意な影響をおよぼしている状況が示された。この女性取締役に関する二つの変数では、比率がダミー変数よりも係数および有意水準においてともに大きい。これは女性取締役の存在そのものより、女性取締役の声が経営上の意思決定に反映される大きさを投資家がポジティブに評価している可能性を示唆するものであろう。全観測対象企業を売上高により二分割したサンプルでは、売上高が中央値より小さいサンプルにおいて、女性取締役の比率およびダミー変数ともに全観測企業を対象とした場合よりも

アンダープライシングの水準に対して大きな負のインパクトを有する結果が示された。大規模企業に比して、情報の非対称性が大きい中小規模・中堅企業において女性が取締役に数多く登用されていることがポジティブなシグナルとなることを示唆している。

第2節で行った先行研究のサーベイでは、マレーシアを対象とする Badru, Ahmad-Zaluki and Wan-Hussin (2019) のみが女性取締役にに関する変数がアンダープライシングに対して負の有意な影響があることを報告している。アメリカを対象とする Mohan and Chen (2004), Reutzel and Belsito (2015)⁷, インドを対象とする Handa and Singh (2015), Kaur and Singh (2015), Arora and Singh (2023) は、女性取締役にに関する変数がアンダープライシングに対して有意な影響を確認することができないとしている。これらの研究における観測対象企業は最も新しいもので2018年 (Arora and Singh, 2023) であり、多くの研究は2000年前後を観測対象としている。

本研究では、ESG投資に対する関心が以前よりも高いと思われる近年(2022年までを対象)の新規公開企業を観測対象としていることが、女性取締役の存在に関するポジティブな影響を確認できた可能性を有する。新規公開実施年によるサンプル分割を行った検証については、別稿にて実施したい。また、女性取締役の存在が、新規公開後の業績にどのような影響をおよぼしているのかについて明らかにすることは重要な研究課題であると認識している。

6 東京証券取引所上場部(2023)によると、2022年においてプライム市場上場会社で女性役員が存在しない企業数は344社(18.7%)であると記している。

7 Reutzel and Belsito (2015) においては、2007年に新規公開を実施した企業については女性取締役の人数はアンダープライシングに対して有意な影響を確認できないが、1997年の観測においては女性取締役の人数がプラスの影響をおよぼすことを報告している。

〈付記〉 本稿は科学研究費補助金（研究課題：21K01646）による研究成果の一部である。

参 考 文 献

- 東京証券取引所上場部 (2023), 『東証上場会社コーポレート・ガバナンス白書 2023』。
- 松本守 (2021), 「新規株式公開 (IPO) における取締役会のジェンダーダイバーシティの役割: 文献サーベイ」『獨協経済』109, 35-42.
- Arora, N. and Singh, B. (2023), Do Female Directors Signal Indian SME IPOs Quality? Evidence from a Quantile Regression Approach, *Global Business Review* 24 (1), 185-205.
- Arugaslan, O., Cook, D. O. and Kieschnick, R. (2004), Monitoring as a Motivation for IPO Underpricing, *The Journal of Finance* 59 (5), 2403-2420.
- Badru, B. O., Ahmad-Zaluki, N. A. and Wan-Hussin, W. N. (2019), Signalling IPO Quality through Female Directors, *International Journal of Managerial Finance* 15 (5), 719-743.
- Beatty, R. P. and Ritter, J. R. (1986), Investment Banking, Reputation, and the Underpricing of Initial Public Offerings, *Journal of Financial Economics* 15 (1-2), 213-232.
- Eagly, A. H. and Karau, S. J. (2002), Role Congruity Theory of Prejudice Toward Female Leaders. *Psychological Review*, 109 (3), 573-598.
- Habib, M. A. and Ljungqvist, A. P. (2001), Underpricing and Entrepreneurial Wealth Losses in IPOs: Theory and Evidence, *The Review of Financial Studies* 14 (2), 433-458.
- Handa, R. and Singh, B. (2015), Women Directors and IPO Underpricing: Evidence from Indian Markets, *Gender in Management: An International Journal* 30 (3), 186-205.
- Kaur, A. and Singh, B. (2015), Does Gender Diversity on Indian Boards Impede IPO Underpricing? *Management and Labour Studies* 40 (1-2), 194-205.
- Kutsuna, K., Smith, J. K. and Smith, R. L. (2009), Public Information, IPO Price Formation, and Long - Run Returns: Japanese Evidence, *The Journal of Finance* 64 (1), 505-546.
- Mohan, N. J. and Chen, C. R. (2004), Are IPOs Priced Differently Based upon Gender?. *The Journal of Behavioral Finance* 5 (1), 57-65.
- Reutzel, C. R. and Belsito, C. A. (2015), Female Directors and IPO Underpricing in the US, *International Journal of Gender and Entrepreneurship* 7 (1), 27-44.
- (九州産業大学商学部教授・
当研究所客員研究員 船岡 健太)
(北九州市立大学経済学部准教授 姚 智華)