

日本企業における統合報告書発行の経済分析

－日経225採用銘柄を対象とした実証分析－*

松本 守^a・大坪 史治^b・熊本 尚雄^c

1. はじめに

会計学・ファイナンス分野や経済学分野では、コーポレート・ガバナンス (Corporate Governance) に関する多くの研究蓄積がある。ここで、コーポレート・ガバナンスとは、企業への資金供給者である投資家はその投資に対するリターンを確実に得ることができるようにすることであり (Shleifer and Vishny (1997), Denis and McConnell (2003)), これを実現する仕組みとなるのが経営者報酬, 株式所有構造, 取締役会構成などのコーポレート・ガバナンス・メカニズムである¹⁾。

一般に、所有と経営が分離した企業では、株主 (プリンシパル) に経営を委任された経営者 (エージェンツ) が経営を行う。株主と経営者というエージェンシー関係においては、経営者と株主間には情報の非対称性が存在するため、プリンシパルである株主がエージェンツである経営者の行動を完全に監視することができないことに起因して、経営者が私的便益を追及しようと機会主義的な行動を取る可能性がある。これは、経営者と株主間におけるエージェンシー問題が顕在化し、エージェンシー・コストが発生することで企業価値が低下することを意味しており (Jensen and Meckling (1976)), 株主は株価の低下 (投資に対するリターンの低下) を経験することになる。したがって、コーポレート・ガバナンスとはエージェンシー問題から生じるエージェンシー・コストを低減させることであるとも考えることができる。

Bushman and Smith (2001) は、会計におけるコーポレート・ガバナンス研究の基本的な目的は、会計

情報 (財務情報) が企業経営者と外部投資家間における情報の非対称性に起因するエージェンシー問題をどの程度緩和しているかについてのエビデンスを提供することにある、と述べている²⁾。Obeng et al. (2020) は、財務情報だけでなく非財務情報も含まれる、近年活発に行われている統合報告書 (Integrated Report) の発行に着目して、統合報告書の発行がエージェンシー・コストの低下と関連しているかどうかを検証している。そこでは、統合報告書の発行が義務付けられていない35カ国の企業を対象にして、統合報告書の質が高い企業ほどエージェンシー・コストの水準が有意に低いことが明らかにされている。

この他、統合報告書などの自発的なCSR情報開示に関する研究としては、コーポレート・ガバナンスの観点から、統合報告書発行の決定要因を実証的に分析している一連の研究がある³⁾。Al-Shaer and Zaman (2016) はイギリスの上場企業を対象にして、取締役会のダイバーシティ (ジェンダー・ダイバーシティ) が進展している企業ほど、監査法人などの外部機関からのチェックを受けたサステナビリティ報告書を発行しており、取締役会のダイバーシティがサステナビリティ報告の質を高めていることを報告している。また、Cabeza-García et al. (2018) はスペインの上場企業を対象にして、取締役会のダイバーシティ (ジェンダー・ダイバーシティ) が進展している企業ほど、GRI (Global Reporting Initiative) のガイドラインに沿ったCSR情報開示を積極的に行っていることを報告している。Brammer and Pavelin (2006) はイギリスの大企業を対象にして、自発的な環境情報開示の決定要因を実証的に分析し、企業規模が大きく、負債比率が低く、筆頭株主持株比率が低い (株主が分散している) 企業ほど自発的な環境情報開示を行う確率が有意に高いことを報告している。

* 本研究は獨協大学特別研究助成 (共同研究: 2024年度) を受けたものである。

a E-mail: mmamoru@dokkyo.ac.jp

b E-mail: fotsubo@dokkyo.ac.jp

c E-mail: kumamoto@dokkyo.ac.jp

また、日本企業における統合報告書などの発行の決定要因を分析した研究として林 (2014)、木村・大森 (2016)、小澤 (2021) が挙げられる。林 (2014) は2012年度に統合報告書を発行している東証一部上場企業 (53社) を対象として、統合報告書発行の決定要因を分析している。そこでは、株式所有構造を表す機関投資家持株比率が大きく、企業規模を表す株式時価総額の自然対数値が大きい企業ほど、統合報告書を発行している傾向があることを報告している⁴⁾。同様に、木村・大森 (2016) は日経225構成銘柄を対象にして (分析対象企業は169社、統合報告書発行済企業は51社)、日本企業の統合報告書発行の決定要因を分析している。そこでは、説明変数の選択によってやや結果が不安定になるものの、成長性を表す売上高成長率や企業規模を表す株式時価総額の自然対数値が統合報告書の発行に有意に正の影響を及ぼしており、概ね類似した結果が報告されている。また、小澤 (2021) は日本企業 (東証一部上場企業) を対象に、取締役会のダイバーシティ (ジェンダー・ダイバーシティ) とBloomberg社が提供するESGスコアの関係性を分析し、取締役会のダイバーシティが進展している企業ほど、自主的に環境情報開示を行っており、環境情報開示の積極性を高めていると主張している。

本稿の目的は、日経225構成銘柄を対象にして、統合報告書発行の決定要因を分析し、さらには統合報告書の発行がエージェンシー・コストを低下させているかどうかを実証的に分析することである。本稿のこのような実証分析には既存研究に対して次のような貢献がある。第1に、本稿では日本企業を対象にして統合報告書の発行とエージェンシー・コストの関係を実証的に分析しているが、このような実証分析はわれわれが知る限り初めてのものである。林 (2014) や木村・大森 (2016) が日本企業の統合報告書発行の決定要因を実証的に分析しているが、日本企業における統合報告書の発行がエージェンシー・コストに影響を及ぼしているかどうかを実証的に分析している研究はまだないように思われる。

第2に、本稿では先行研究と類似した分析を行っているものの、過去の非財務情報開示の経験を考慮した

分析を行っており、このような実証分析はわれわれが知る限り初めてのものである。このように過去の非財務情報開示の経験というユニークなデータを利用してはいる点は本稿における最大の特徴の1つであり、これは先行研究とは異なる側面から統合報告書の経済的効果を分析することを可能にすると考えられる。統合報告書に関する先行研究の大部分は、民間の調査機関 (企業価値レポート・ラボなど) による自己表明型の統合報告書に依存する傾向があるが、本稿では統合報告書の内容 (質) を考慮したデータベースを利用した分析を行っている⁵⁾。統合報告書を発行している企業には、非財務情報 (統合報告書など) を初めて開示したケースと過去に非財務情報を開示していた企業が新規に統合報告書を発行したケースがある。これら2つのケースでは、統合報告書の構成や内容、さらに情報開示を通じての透明性や社会的信頼性において差異があるものと考えられる。それは、現在まで非財務情報を継続的に開示してきた企業は、少なからずこれまでの非財務情報開示の経験とその蓄積を統合報告書の内容に活かしつつ、継続して利害調整を効果的に図ることができると考えられるからである (松本・大坪 (2022))。実際、松本・大坪 (2022) は、2020年に新規に統合報告書を発行した企業を対象にして、統合報告書の初回発行に対する株式市場の反応を、イベントスタディの手法を利用して実証的に分析し、過去に非財務情報開示の経験のある企業の株価反応が有意に正である一方で、過去に非財務情報開示の経験のない企業の株価反応が有意に負であることを明らかにしている。

本稿の構成は以下の通りである。2節では実証分析の方法について説明する。3節では実証結果を報告し、解釈を行う。最後に4節では結論を述べ、今後の課題を検討する。

2. 分析方法

本稿の目的は統合報告書発行の決定要因を分析し、また統合報告書の発行がエージェンシー・コストを低下させているかどうかを実証的に分析することである。ここでは、これらの分析を行うための方法について説明する。

2.1 実証モデル

本稿では、統合報告書発行の決定要因を分析するにあたって、先行研究（林（2014）、木村・大森（2016）、

$$IR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ROE_{it-1} + \alpha_2 LNFSIZE_{it-1} + \alpha_3 LNBDSIZE_{it-1} + \alpha_4 DIVERSITY_{it-1} \\ + \alpha_5 INDEPENDENCE_{it-1} + \alpha_6 INSTOWN_{it-1} + \alpha_7 FINOWN_{it-1} \\ + \alpha_8 YAKUINOWN_{it-1} + \alpha_9 LEVER_{it-1} + \alpha_{10} INDUSTRY_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

まず、被説明変数（IR）は、統合報告書を発行していれば1、そうでなければ0となるダミー変数（D_IR）と統合報告書発行前に非財務情報開示を行っていれば1、そうでなければ0となるダミー変数（D_PRENF_IR）である。後者は過去の非財務情報開示の経験を捕捉するための変数であり、単純に統合報告書を発行しているかどうかを表す前者（D_IR）と区別するためのものである。これによって、統合報告書発行前の非財務情報開示経験の有無で結果が異なるかどうかを検証する。

本稿では先行研究に倣って、説明変数としては、大別すると企業特性に関する変数、取締役会構成に関する変数、株式所有構造に関する変数の3つを採用している。まず、本稿では企業の経営資源（Firm Resources）を表す変数として収益性（ROE）と負債比率（LEVER）を利用している（Brammer and Pavelin（2006））。一般に収益性の高い企業は財務的にも良好であり、そうした企業は自発的な情報開示のための資金調達を容易にできるであろう。同様に、負債比率が低い企業は債権者への利払い負担も小さいことから、自発的な情報開示を行いやすい財務状態にあると考えられる。また、（1）式での分析では、企業規模（LNFSIZE）を企業の可視性（visibility）の代理変数として採用している。大企業は多くの利害関係者から注目される存在であり、外部からの政治的・規制圧力（political and regulatory pressure from external interests）を強く受けやすいため、統合報告書の発行に注力する可能性がある（Brammer and Pavelin（2006）^{6）}。

先行研究では取締役会規模（LNBDSIZE）が大きいほど多様なバックグラウンドを有する取締役が増えるため、非財務情報開示に注意を払う可能性が高いこ

Al-Shaer and Zaman（2016）、Cabeza-García et al.（2018）、小澤（2021）を参考にしながら、以下の（1）式をロジットモデルで推計する。

とが指摘されている（Al-Shaer and Zaman（2016））。Cabeza-García et al.（2018）は、社内取締役は利益最大化や株主価値最大化といった基準で行動するのに対して、社外取締役は他のステークホルダーの利害に沿った行動をとる傾向があると述べている。したがって、社外取締役は社内取締役と比べて外部のステークホルダーのプレッシャーにも敏感であり（Cabeza-García et al.（2018））、社外取締役比率（INDEPENDENCE）が高い企業ほど自発的な情報開示を行う可能性が高いと考えられる。

女性取締役はステークホルダーを重視し、倫理的慣行やCSRに配慮した行動をとり、認識されたりリスクを軽減するための行動をとる傾向があると言われている（Adams and Ferreira（2009）、Al-Shaer and Zaman（2016））。このため女性取締役比率・女性社外取締役比率（DIVERSITY）が高い企業ほど統合報告書発行に積極的である可能性が高いと考えられる^{7）}。

多くの先行研究（Motta and Uchida（2018）やDyck et al.（2019）など）では、機関投資家がモニタリングを通じて自発的なCSR情報開示にポジティブな影響を及ぼすことが指摘されている。本稿も機関投資家持株比率（INSTOWN）が高い企業ほど統合報告書を発行している可能性が高いと考える。Lichtenberg and Pushner（1994）は日本企業の株式所有構造と企業パフォーマンスの関係を実証的に分析し、金融機関による株式所有がモニタリングを通じて企業パフォーマンスにポジティブな影響を与えていることを明らかにしている^{8）}。特に銀行は銀行法第21条により「ディスクロージャー誌」を作成・公表することが義務付けられており、その中にはCSRやサステナビリティ情報といった非財務情報も含まれている。銀行業はこのような統合思考の強い業界でもあるため、銀行がモニタリ

ングを通じて統合報告書の発行を促す可能性がある。したがって、金融機関持株比率 (FINOWN) が高い企業ほど統合報告書が発行される可能性が高いと考える。

所有と経営が分離し、専門経営者によって企業が経営されている場合、経営者と株主間における情報の非対称性によって、株主が経営者の行動をモニタリングするのは容易なことではない。このような場合、Brammer and Pavelin (2006) は企業が自発的な情報開示を通じて、情報の非対称性を緩和するために、株

主に情報を提供するインセンティブが働くとして述べている。本稿では株主が広範に分散している程度を表す代理変数として役員持株比率 (YAKUINOWN) を採用している。なお、業種による相違をコントロールするために業種ダミー (INDUSTRY) を加えている。また、林 (2014) と同様に内生性の問題を考慮して説明変数は全て1期ラグを取っている⁹⁾。

次に、本稿では統合報告書の発行がエージェンシー・コストに及ぼす影響を分析するために、先行研究を参考にしながら、以下の(2)式をOLSで推計する。

$$AC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 IR_{it-1} + \alpha_2 LNFSIZE_{it-1} + \alpha_3 LNBDSIZE_{it-1} + \alpha_4 DIVERSITY_{it-1} + \alpha_5 INDIPENDENCE_{it-1} + \alpha_6 INSTOWN_{it-1} + \alpha_7 FINOWN_{it-1} + \alpha_8 YAKUINOWN_{it-1} + \alpha_9 LEVER_{it-1} + \alpha_{10} INDUSTRY + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式の被説明変数はエージェンシー・コスト(AC)の代理変数である、フリー・キャッシュフロー(AC_FCF)と配当性向(AC_DIV)の2つである。Jensen (1986)は、企業の経営者が正のNPV(正味現在価値)を有する投資プロジェクト全てに投資したうえで、経営者の手元に残るキャッシュフローをフリー・キャッシュフロー(Free cash flow)と定義し、とりわけ成長機会の乏しい企業において、多額のフリー・キャッシュフローが企業内部に蓄積することで、非効率な投資決定が行われる可能性が高まること(株主と経営者間のエージェンシー問題)を指摘している。

Jensen (1986)が主張するように、配当や自社株買い戻しによって経営者が使用可能なフリー・キャッシュフローを制限することでフリー・キャッシュフローのエージェンシー・コストを低減させることができるが、配当などが十分に行われていない企業においては、フリー・キャッシュフローが潤沢になるとエージェンシー・コストが増加することになるであろう。Jurkus et al. (2011)は、Jensen (1986)のフリー・キャッシュフロー理論をベースに、フリー・キャッシュフローと成長機会を表すダミー変数の積を利用して分析を行っている。なお、成長機会を表すダミー変数とは、Tobin's Qが1未満の場合に1、そうでない場合には0となるダミー変数のことである。この値が高いほど、フリー・キャッシュフローのエージェンシー・コスト

が大きいことを示している。Jurkus et al. (2011)はまた、配当が過大投資(overinvestment)の可能性を減らす手段となり、エージェンシー・コストを軽減する可能性があるために、配当性向をエージェンシー・コストと相関の強い指標として利用している¹⁰⁾。つまり、配当性向が高いほどフリー・キャッシュフローが低くなると考えられる。

続いて、(2)式の説明変数で最も重要なものは、統合報告書の発行を表す変数(IR)である。すなわち、統合報告書が発行していれば1、そうでなければ0となるダミー変数(D_IR)と統合報告書が発行し、過去に非財務情報開示を行っていれば1、そうでなければ0となるダミー変数(D_PRENF_IR)である。これらは(1)式と同様の意図によるものである。

残りの説明変数は、基本的にコーポレート・ガバナンスの観点から、(1)式で使用した変数が採用されている。つまり、コーポレート・ガバナンス構造が厳格な企業ほどエージェンシー・コストが低いと想定している。ただし、企業規模が大きいほど組織構造が複雑になり、エージェンシー・コストが発生しやすいと考え、企業規模(LNFSIZE)を説明変数として加えている。取締役会規模(LNBDSIZE)が小さい企業ほど取締役会における取締役のフリーライダー問題が生じにくいいため、経営者に対する実効的なモニタリングが行われると考えられる(Jensen (1993))。取締役

会の独立性を表す社外取締役比率 (INDEPENDENCE) と同様、女性取締役比率および女性社外取締役比率 (DIVERSITY)¹¹⁾ についても、女性取締役が経営者に対して実効的にモニタリングを行うと想定している (Adams and Ferreira (2009), 松本 (2019a,b))¹²⁾。

機関投資家と金融機関 (銀行) にはモニタリングの役割が期待できることから、機関投資家持株比率 (INSTOWN) と金融機関持株比率 (FINOWN) を説明変数に加えている (Lichtenberg and Pushner (1994), Motta and Uchida (2018), Dyck et al. (2019))。役員持株比率 (YAKUINOWN) が高い企業ほど、経営者と株主の利害が一致しているため、エージェンシー・コストは小さいと考えられる (Jensen and Meckling (1976))。ここではエージェンシー理論の観点から役員持株比率を使用している。

資本構成を表す負債比率 (LEVER) は負債依存度を表しているが、この値が大きいほど利払い負担が大きくなるであろう。Jensen (1986) は、配当や自社株買い戻しと同様、負債が企業のフリー・キャッシュフローを吐き出させることによって、過大投資問題を低減しようと述べている。なお、業種による相違をコントロールするために業種ダミー (INDUSTRY) を加えている。また、(1) 式と同様に、内生性の問題を考慮して説明変数は全て1期ラグを取っている¹³⁾。

2.2 データとサンプル

本稿の目的は、日経225構成銘柄 (225社) を対象にして、統合報告書発行の決定要因を分析し、また統合報告書の発行がエージェンシー・コストを低下させているかどうかを実証的に分析することである。本稿の初期サンプルは225社 (日経225構成銘柄) であるが (2022年度時点で統合報告書発行済企業は204社: 90.67%)、本稿の実証分析では金融業を除く一般事業会社207社を分析対象とする (2022年度時点で一般事業会社の統合報告書発行済企業は186社: 89.86%)。日経225構成銘柄を対象に類似の分析を行っている木村・大森 (2016) では、169社がサンプルとして抽出されており、そのおよそ30%が統合報告書を発行していることがレポートされている (2013年時点)。本稿のサンプルと比較すると、10年程度で統合報告書発行企業はおよそ60%増加していることが指摘できる。また、一般事業会社の統合報告書発行済企業186社のうち、統合報告書発行前に非財務情報開示の経験を有する企業は181社であった。

本稿の実証分析で使用するデータソースについては、財務データは「Quick Astra Manager」から入手し、女性取締役数や社外取締役数などの取締役会構成に関するデータは東洋経済新報社「役員データ」から入手している。表1には各変数の定義が示されている。表2にはサンプル企業の記述統計をまとめている。表3には相関係数表が示されている。表3の各説明変数に

表1 変数の定義

変数名	定義
D_IR	2022年度までに統合報告書を発行していれば1, そうでなければ0となるダミー変数
D_PRENF_IR	統合報告書発行以前に非財務情報開示を行っていれば1, そうでなければ0となるダミー変数
AC_FCF	(フリーキャッシュフロー/総資産) × 成長機会ダミー
AC_DIV	配当性向: (配当総額/当期純利益) × -1
ROE	自己資本利益率: 当期純利益/純資産
LNFSIZE	企業規模: 総資産の自然対数値
LNBDSIZE	取締役会規模: 取締役人数の自然対数値
FEMALEDIR	女性取締役比率: 女性取締役/取締役人数
OUTFEMALEDIR	女性社外取締役比率: 女性社外取締役/取締役人数
INDEPENDENCE	社外取締役比率: 社外取締役数/取締役人数
YAKUINOWN	役員持株比率: 役員持株数/発行済株式数
INSTOWN	機関投資家持株比率: (投信持株数 + 年金持株数 + 金融機関所有株数) / 発行済株式数
FINOWN	金融機関持株比率: 金融機関持株数/発行済株式数
LEVER	負債比率: 負債総額/総資産
D_INDUSTRY	業種ダミー: 製造業であれば1, そうでなければ0となるダミー変数

(注) フリー・キャッシュフロー (FCF) = 営業活動からのキャッシュフロー + 投資活動からのキャッシュフロー, 成長機会ダミー = Tobin'sQ < 1 であれば1, そうでなければ0となるダミー変数, Tobin'sQ = (株式時価総額 + 負債総額) / 総資産。なお, エージェンシー・コストを表す AC_DIV は同じく AC_FCF と解釈が同じになるように -1 を乗じている。

表2 記述統計

	N	mean	median	sd	max	min
D_IR	206	0.898	1	0.303	1	0
D_PRENF_IR	206	0.874	1	0.333	1	0
AC_FCF	206	0.006	0	0.023	0.110	-0.096
AC_DIV	206	-0.246	-0.286	0.996	6.770	-6.554
ROE	206	0.061	0.069	0.199	0.498	-1.974
LNFSIZE	206	14.468	14.436	1.183	19.512	11.685
LNBDSIZE	206	2.316	2.303	0.232	2.890	1.609
FEMALEDIR	206	0.127	0.111	0.074	0.400	0
OUTFEMALEDIR	206	0.116	0.111	0.068	0.364	0
INDIPENDENCE	206	0.430	0.400	0.117	0.846	0.200
YAKUINOWN	206	0.009	0.001	0.037	0.298	0.000
INSTOWN	206	0.419	0.404	0.135	0.834	0.088
FINOWN	206	0.362	0.374	0.104	0.567	0.042
LEVER	206	0.514	0.529	0.182	0.946	0.026
D_INDUSTRY	206	0.573	1	0.496	1	0

(注) 各変数の定義については表1を参照。

表3 相関係数表

N=206	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
(1) D_IR	1.00														
(2) D_PRENF_IR	0.89	1.00													
(3) ROE	0.09	0.07	1.00												
(4) LNFSIZE	0.22	0.16	0.02	1.00											
(5) FEMALEDIR	0.00	0.03	-0.03	0.11	1.00										
(6) OUTFEMALEDIR	0.08	0.09	0.06	0.18	0.86	1.00									
(7) LNBDSIZE	0.27	0.20	-0.09	0.32	-0.11	-0.01	1.00								
(8) INDIPENDENCE	0.02	0.05	-0.06	0.17	0.29	0.34	-0.09	1.00							
(9) INSTOWN	-0.13	-0.11	0.18	-0.14	-0.02	-0.02	-0.17	0.11	1.00						
(10) FINOWN	0.27	0.21	0.08	-0.32	-0.13	-0.12	0.09	-0.25	0.09	1.00					
(11) YAKUINOWN	-0.20	-0.17	-0.12	-0.03	-0.02	-0.10	-0.23	0.14	-0.04	-0.25	1.00				
(12) LEVER	0.11	0.06	-0.20	0.37	0.09	0.18	0.19	0.13	-0.23	-0.08	0.05	1.00			
(13) D_INDUSTRY	0.13	0.17	0.09	-0.20	-0.07	0.01	-0.12	0.15	0.17	0.21	-0.20	-0.17	1.00		
(14) AC_FCF	-0.04	-0.01	0.07	-0.06	-0.08	-0.06	-0.01	-0.10	0.02	-0.06	-0.06	-0.03	-0.03	1.00	
(15) AC_DIVIDEND	0.02	0.02	-0.08	0.07	-0.12	-0.08	-0.03	0.02	-0.13	-0.02	0.02	0.15	-0.01	0.07	1.00

(注) 各変数の定義については表1を参照。

ついてみると、特に女性取締役比率と女性社外取締役比率の相関が強いことが指摘できる。

3. 実証結果

3.1 統合報告書発行の決定要因

統合報告書発行の決定要因分析の結果は、表4にまとめられている。表4について、モデル(1)と(2)の被説明変数はD_IRであり、モデル(3)と(4)の被説明変数はD_PRENF_IRである。各モデルの説明変数については全て同じであるが、相関の強いFEMALEDIRとOUTFEMALEDIRに限っては同一モデルに含まないようにして推計している。

表4についてみると、まず企業規模(LNFSIZE)と金融機関持株比率(FINOWN)が有意な説明変数であることが分かる。企業規模の係数については、モデ

ル(1)と(2)において有意に正であり(いずれも5%水準で有意)、先行研究(林(2014)、木村・大森(2016))と整合的ではあるが、統合報告書発行前の非財務情報開示経験を考慮したモデル(3)と(4)では有意ではなくなる点が指摘できる。つまり、統合報告書を発行しているのは大企業であり、可視性の高い企業が外部のプレッシャーに促されて統合報告書を発行している可能性がある一方で、過去に非財務情報開示の経験がある企業にとっては必ずしも外部のプレッシャーが発行動機とはなっていない可能性がある。この結果は過去に非財務情報開示経験のある企業が他の企業とは異なる動機で統合報告書を発行している可能性を示唆している。

全てのモデルにおいて、金融機関持株比率の係数は正であり、有意にゼロと異なっている(モデル(1)～

(3)では1%水準で有意、モデル(4)では5%水準で有意)。この結果は、統合報告思考の強い金融機関(特に銀行)がモニタリングを通じて統合報告書発行を促していることを示唆しているように思われる。

多くの先行研究では、女性取締役の存在とサステナビリティやCSR情報の自発的情報開示には有意に正

の関係があるとする実証結果が報告されているが、本稿の分析ではそのような関係は観察されていない。この他、収益性(ROE)についても有意ではないが、この点は先行研究と整合的である(林(2014)、木村・大森(2016))。

表4 統合報告書発行の決定要因

Model	(1)	(2)	(3)	(4)
Dependent variable	D_IR	D_IR	D_PRENF_IR	D_PRENF_IR
Estimation Method	Logit	Logit	Logit	Logit
ROE	0.803 (0.745)	0.827 (0.773)	0.528 (0.663)	0.475 (0.686)
LNFSIZE	0.862** (0.360)	0.863** (0.358)	0.506 (0.338)	0.507 (0.341)
LNBDSIZE	2.634 (1.931)	2.653 (1.864)	1.796 (1.485)	1.681 (1.429)
FEMALEDIR	0.0560 (4.124)		1.841 (3.592)	
OUTFEMALEDIR		-0.582 (4.000)		1.201 (3.655)
INDIPENDENCE	2.370 (2.614)	2.548 (2.751)	2.270 (2.904)	2.353 (3.077)
INSTOWN	-1.996 (2.350)	-2.056 (2.316)	-2.207 (1.805)	-2.259 (1.795)
FINOWN	9.662*** (2.756)	9.707*** (2.700)	6.230*** (2.419)	6.296** (2.417)
YAKUINOWN	2.414 (9.829)	2.260 (9.943)	0.400 (5.472)	0.442 (5.816)
LEVER	-0.202 (1.750)	-0.203 (1.727)	-0.481 (1.635)	-0.526 (1.631)
D_INDUSTRY	0.894 (0.635)	0.884 (0.630)	1.153** (0.513)	1.103** (0.516)
CONSTANT	-19.724*** (6.486)	-19.772*** (6.297)	-12.104** (5.942)	-11.757** (5.886)
N	206	206	206	206
Pseudo R-squared	0.310	0.310	0.194	0.193

(注) ***, **はそれぞれ1%水準、5%水準で有意であることを表している。なお、()内はロバスト標準誤差である。

3.2 統合報告書発行とエージェンシー・コストの関係

ここでは、統合報告書の発行が当該企業のエージェンシー・コストに影響を及ぼしているかどうかを分析する。実証結果は表4にまとめられている。表5について、モデル(1)から(4)の被説明変数はAC_FCFであり、モデル(5)から(8)までの被説明変数はAC_DIVである。

最も注目すべき変数は統合報告書の発行を表す変数であるD_IRとD_PRENF_IRである。表5についてみると、D_IRとD_PRENF_IRのいずれの係数も正であり、予想とは逆の符号を示している。また、これら

の係数は有意にゼロと異なっていない。この結果は統合報告書の発行がエージェンシー・コストに影響を及ぼしていないことを示唆している。

他方で、負債比率の係数に限っては、AC_FCFが被説明変数であるモデル(1)~(4)において有意に負である。この結果は、負債比率が高い企業、すなわち負債返済のための利払負担が大きい企業ほどフリー・キャッシュフローのエージェンシー・コストが有意に低いことを示唆しており、Jensen(1986)と整合的な結果である。

表5 統合報告書の発行とエージェンシー・コストの関係

Model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Dependent variable	AC_FCF	AC_FCF	AC_FCF	AC_FCF	AC_DIV	AC_DIV	AC_DIV	AC_DIV
Estimation Method	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
D_IR	0.006 (0.008)	0.006 (0.008)			1.790 (1.637)	2.124 (1.862)		
D_PRENF_IR			0.009 (0.007)	0.009 (0.007)			1.541 (1.414)	2.086 (1.884)
LNFSIZE	0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.315 (0.367)	0.007 (0.153)	-0.277 (0.342)	0.037 (0.150)
LNBDSize	0.005 (0.009)	0.006 (0.009)	0.004 (0.009)	0.005 (0.009)	4.998 (4.726)	3.741 (3.492)	5.067 (4.771)	3.787 (3.517)
FEMALEDIR	-0.023 (0.027)		-0.025 (0.027)		22.688 (23.416)		22.461 (23.239)	
OUTFEMALEDIR		-0.013 (0.033)		-0.016 (0.032)		-8.247 (8.616)		-8.538 (8.892)
INDIPENDENCE	0.025 (0.017)	0.023 (0.018)	0.024 (0.017)	0.022 (0.018)	-10.002 (10.175)	-2.390 (2.678)	-10.042 (10.216)	-2.527 (2.788)
INSTOWN	-0.013 (0.017)	-0.013 (0.017)	-0.012 (0.017)	-0.012 (0.017)	0.393 (2.247)	-0.153 (1.544)	0.3719212 (2.242)	-0.084 (1.611)
FINOWN	0.010 (0.028)	0.010 (0.028)	0.009 (0.027)	0.008 (0.027)	-11.005 (9.971)	-9.975 (9.039)	-10.494 (9.589)	-9.593 (8.773)
YAKUINOWN	-0.007 (0.036)	-0.006 (0.035)	-0.006 (0.037)	-0.006 (0.036)	-1.807 (5.146)	-6.414 (7.375)	-2.041 (5.131)	-6.6181 (7.514)
LEVER	-0.031** (0.012)	-0.030** (0.012)	-0.030** (0.012)	-0.029** (0.012)	-4.073 (4.068)	-4.104 (4.118)	-4.024 (4.032)	-4.014 (4.037)
D_INDUSTRY	-0.005 (0.006)	-0.004 (0.006)	-0.005 (0.006)	-0.005 (0.006)	-0.954 (1.126)	-1.582 (1.763)	-0.995 (1.162)	-1.656 (1.834)
CONSTANT	-0.002 (0.041)	-0.003 (0.042)	-0.001 (0.039)	-0.003 (0.040)	-0.501 (3.487)	-1.337 (2.926)	-1.080 (3.546)	-1.859 (2.974)
N	207	207	207	207	207	207	207	207
Adjusted R-squared	-0.010	-0.013	-0.005	-0.0083	-0.0038	-0.0248	-0.0038	-0.0242

(注) **は5%水準で有意であることを表している。なお、()内はロバスト標準誤差である。

4. おわりに

本稿では、日経225構成銘柄を対象にして、統合報告書発行の決定要因を分析し、さらには統合報告書の発行がエージェンシー・コストを低下させているかどうかを実証的に分析した。実証分析の結果、次の点が明らかとなった。

第1は、統合報告書発行の決定要因について、企業規模が統合報告書発行の主要な決定要因ではあるが、統合報告書発行前の非財務情報開示経験を考慮すると、企業規模はもはや有意な決定要因とは言えないことである。この結果は、統合報告書を発行しているのは大企業であり、可視性の高い企業が外部のプレッシャーに促されて統合報告書を発行している可能性がある一方で、過去に非財務情報開示の経験がある企業にとっては必ずしも外部のプレッシャーが発行動機とはなっていない可能性を示唆している。この結果はまた、過去に非財務情報開示経験のある企業が他の企業とは異なる動機で統合報告書を発行している可能性を示唆し

ていると考えられるが、その点については何ら分析されてはいない。

第2は、金融機関持株比率が統合報告書の発行に有意にポジティブな影響を及ぼしていることである。この結果は、統合報告思考の強い金融機関（特に銀行）がモニタリングを通じて統合報告書発行を促していることを示唆しているように思われる。日本企業を対象とした林（2014）は機関投資家の存在（機関投資家持株比率）が統合報告書の発行にポジティブな影響を及ぼしているという結果を報告しているが（本稿の分析では有意ではない）、ここでは東証一部上場企業が分析対象となっており、本稿の分析対象との違いが起因しているのかもしれない。

第3は、本稿の分析では統合報告書の発行後にエージェンシー・コストが低下しているというエビデンスは得られなかったことである。この結果は過去の非財務情報開示経験を考慮しても同様であり、先行研究（Obeng et al. (2021)）で得られた知見は日本企業に

は妥当しないことを示唆している。

第4は、取締役会のジェンダーダイバーシティ（女性取締役比率・女性社外取締役比率）は統合報告書の発行に有意な影響を及ぼしていないことである。取締役会のジェンダーダイバーシティとCSR情報開示におけるポジティブな関係について、多くの先行研究でそのエビデンスが報告されているものの、日本企業には妥当しないように思われる。

最後に、本稿に残された課題について述べる。本稿では、日経225構成銘柄（大企業）を分析の対象としているに過ぎず、サンプルサイズからも予備的分析と言わざるを得ない。2023年時点では943社の上場企業が統合報告書を発行していると言われていたため（企業価値レポート・ラボ（2024））、サンプルサイズを増やして再検証する必要もあろう。

また、本稿の分析は2022年時点で統合報告書を発行しているかどうかに着目しているのに過ぎず、必ずしも2022年に新規に統合報告書を発行した企業を分析の対象としたわけではない。統合報告書発行の経済的効果を適切に検証するために、実質的な統合報告書発行（統合報告書の新規発行）前後の分析を行うべきであろう。さらに、本稿の実証分析は内生性の問題に十分に対処しておらず、サンプルサイズを増やしてより頑健な検証を行う必要もある。

注

- 1) 松本（2013）はコーポレート・ガバナンス・メカニズムと企業パフォーマンスの関係に関する広範なサーベイを行っている。そこでは、コーポレート・ガバナンス・メカニズム（内部ガバナンス・メカニズム）として、株式所有構造、取締役会、経営者報酬、経営者交代が挙げられている。
- 2) Bushman and Smith（2001）は、コーポレート・ガバナンスにおける財務会計情報の役割に関する広範なサーベイ論文である。一般に、企業が行う情報開示には自発的なものや強制的なものなど多様なものがあり、膨大な数の先行研究が存在するが、例えば企業の情報開示が、企業価値評価で極めて重要なファクターとなる、キャッシュフローを割り引く

資本コスト（cost of capital）に及ぼす影響を分析した一連の研究がある（Botosan（1997）、Botosan and Plumlee（2002）、Poshakwale and Courtis（2005）、Dhaliwal et al.（2011）、He et al.（2019）など）。これらの研究では、企業が適切な情報開示を行うことによって、情報の非対称性の程度が緩和されて、資本コストが低減することを示唆するエビデンスが報告されている。

- 3) 統合報告書の発行が及ぼす経済的効果に関するサーベイ論文である、Hossain et al.（2022）は統合報告書の発行がもたらす経済的帰結（Economic Consequences）として、価値関連性（Value relevance）、株式市場での評価（Market valuation）、財務パフォーマンス（Financial performance）、資本コスト（Cost of capital）、情報の非対称性（Information asymmetry）、アナリスト予想（Analysts' properties）、投資家層（Investor clientele）、利益マネジメント（Earnings management）を挙げている。日本企業を対象とした統合報告書の価値関連性研究としては、榊原・譚（2016）や松本・大坪（2022, 2023）などがある。
- 4) Dyck et al.（2019）は世界41カ国の企業を対象にして、機関投資家の株式所有が投資先企業の環境・社会パフォーマンス（environmental and social performance）向上に寄与していることを報告しており、環境・社会問題に対する地域社会の信念が強い国に由来する機関投資家が企業の環境・社会パフォーマンスを高めていることを明らかにしている。また、Motta and Uchida（2018）は日本企業を対象にして、（国内）機関投資家持株比率が高い企業が2006年の国連グローバル・コンパクトによる責任投資原則（PRI）発表後に環境格付けを向上させていることを報告しており、ソフトロー（法的拘束力のないガイドライン）が機関投資家によるモニタリングやアドバイスの強化を通じて企業のビジネス慣行を改善することができるかと主張している。Motta and Uchida（2018）の分析では、外国人投資家持株比率の高い企業が環境格付の改善を経験する傾向があるという頑健なエビデンスは得られていない。
- 5) 例えば、企業価値レポート・ラボによる

『国内自己表明型統合レポート発行企業等リスト』は2015年からの調査結果にすぎず、加えて「編集方針等において、統合レポートであることや財務・非財務情報を包括的に記載している、企業価値創造に関する報告等の統合報告を意識したと思われる表現があるレポートを、自己表明型統合レポートとしてカウント」しており、その記載内容については客観的な基準を設けることはなく（IIRCに準拠している等）、曖昧な調査・収集となってしまうと言わざるを得ない。本稿では、2004年から2024年現時点までの地道なハンドコレクトによって調査・収集してきたデータベースを利用して、それによって、単に近年において急増している「統合報告書」として開示されているデータだけではなく、現在「統合報告書」を発行している企業が過去に「環境報告書」、「RC報告書」、「環境社会報告書」、「CSR報告書」、並びに「サステナビリティ報告書」等を発行していたかどうかを明確に区分することができる。本稿で利用している統合報告書関連のデータベースについては松本・大坪（2022）を参照のこと。

- 6) Flammer (2013) は、外部のプレッシャー（社会の環境問題に対する意識）が強い時期や弱い時期に応じて環境に関するCSRに対する株式市場の反応が異なることを報告している。近年では、環境・社会問題に対する外部のプレッシャーが相対的に強いと考えられるため、大企業ほどこのようなプレッシャーを受けやすいように思われる。
- 7) Upadhyay and Zeng (2014) はS&P1500構成銘柄を対象にして取締役会構成（取締役会のダイバーシティ）と企業の情報環境における不透明性（opacity）の関係を実証的に分析している。具体的には、Upadhyay and Zeng (2014) は取締役の性別や民族性（アフリカ系、ヒスパニック系、アジア系）に基づくハーフィンダール指数を用いて取締役会のダイバーシティを測定し、アナリストのフォロー数、アナリストの業績予想誤差、ビッド・アスク・スプレッド、株式売買回転率に基づく不透明性指数（opacity index）を作成したうえで、両者の関

係を分析している。そこでは、取締役会のダイバーシティは企業の不透明性に負の影響を与えることが報告されている（取締役会のダイバーシティが進展している企業ほど企業の透明性が高い）。しかしながら、取締役会における民族的ダイバーシティは必ずしも企業経営にポジティブな影響を及ぼしているわけではないとする研究もある。Guest (2019) はアメリカ企業を対象にして取締役会の民族的ダイバーシティ（Board ethnic diversity）が取締役会のモニタリング（経営者報酬や強制的経営者交代など）や企業パフォーマンス（Tobin's Q）には有意な影響を与えていないと主張している。

- 8) 野田・市橋（2009）は、日本企業を対象に、メインバンクからの借入依存度を表すメインバンク依存度およびメインバンクからの役員派遣の有無を表すメインバンク役員ダミーが経営効率（総要素生産性）に有意にポジティブな影響を与えている一方で、金融機関持株比率は経営効率に有意にポジティブな影響を与えていないことを報告している。
- 9) (1) 式の被説明変数（IR）は2022年度を基準としているため、説明変数は2021年度のデータである。
- 10) Jurkus et al. (2011) は、Fortune 500構成銘柄を対象に、女性役員比率が高い企業ほどエージェンシー・コストが低いことを報告しており、トップマネジメントにおけるジェンダーダイバーシティの重要性を主張している。
- 11) 近年の実証研究では取締役会のジェンダーダイバーシティが非財務情報開示にポジティブな影響を及ぼしていると主張するものが多いが（Al-Shaer and Zaman (2016), Cabeza-García et al. (2018), 小澤 (2021) など）、取締役会のジェンダーダイバーシティが企業パフォーマンス（ROAやTobin's Qなど）に明確な影響を及ぼしていないと主張する研究もあり（Adams and Ferreira (2009) や松本 (2019b, 2020) など）、十分なコンセンサスは得られていないように思われる。
- 12) 松本 (2019a) は日本の銀行業（700 firm-years, 10,678 director-firm-years）を対象にして、取締役の属性（女性取締役、大学教員取締役、官公庁出身

取締役、会計士・税理士出身取締役）と経営者業績予想の精度の関係を実証的に分析し、女性取締役と大学教員取締役の存在が経営者業績予想の精度を有意に高めていることを見出しており、女性取締役と大学教員取締役が銀行業のコーポレート・ガバナンスにおいて一定の役割を演じていると主張している。女性取締役が企業経営に対してポジティブな効果を有する点については、多くの文献でその理論的根拠が述べられているが、小澤（2021）によれば、①資源依存理論、②人的資本理論、③エージェンシー理論、④社会心理学理論が理論的根拠として紹介されることが多い。

13) (2) 式の被説明変数 (AC) は2023年度のデータであり、説明変数は2022年度のデータである。

参考文献

- Adams, R. and D. Ferreira (2009), "Women in the Boardroom and Their Impact on Governance and Performance," *Journal of Financial Economics*, Vol.94, pp.291-309.
- Al-Shaer, H. and M. Zaman (2016), "Board gender diversity and sustainability reporting quality," *Journal of Contemporary Accounting and Economics*, vol.12, pp.210-222.
- Brammer, S. and S. Pavelin (2006), "Voluntary Environmental Disclosures by Large UK Companies," *Journal of Business Finance & Accounting*, vol.33, pp.1168-1188.
- Bushman, R. M. and A. J. Smith (2001), "Financial accounting information and corporate governance," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.32, pp.237-333.
- Cabeza-García, L., R. Fernández-Gago, and M. Nieto (2018), "Do Board Gender Diversity and Director Typology Impact CSR Reporting," *European Management Review*, Vol.15, pp.559-575.
- Denis, D. and J. J. McConnell (2003), "International corporate governance," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.38, pp.1-36.
- Dhaliwal, D. S., O. Z. Li, A. Tsang, and Y. G. Yang (2011), "Voluntary nonfinancial disclosure and the cost of equity capital: The initiation of corporate social responsibility reporting," *The Accounting Review*, Vol.86, pp.59-100.
- Dyck, A., K. V. Lins, L. Roth, and H. F. Wagner (2019), "Do institutional investors drive corporate social responsibility? International evidence," *Journal of Financial Economics*, Vol.131, pp.693-714.
- Flammer, C. (2013), "Corporate Social Responsibility and Shareholder Reaction: The Environmental Awareness of Investors," *Academy of Management Journal*, Vol.56, No.3, pp.758-781.
- Guest, P. M. (2019), "Does Board Ethnic Diversity Impact Board Monitoring Outcomes?," *British Journal of Management*, Vol.30(1), pp.53-74.
- He, J., M. A. Plumlee, and W. He (2019), "Voluntary disclosure, mandatory disclosure and the cost of capital," *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol.46, pp.307-335.
- Hossain, A., S. Bose and A. Shamsuddin (2022), "Diffusion of integrated reporting, insights and potential avenues for future research," *Accounting & Finance*, Vol.63, pp.2503-2555.
- Jensen, M. C. and W. H. Meckling (1976), "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure," *Journal of Financial Economics*, Vol.3, pp.305-360.
- Jensen, M. C. (1986), "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers," *American Economic Review*, Vol.76, pp.323-329.
- Jensen, M. C. (1993), "The Modern Industrial Revolution, Exit, and the Failure of Internal Control Systems," *The Journal of Finance*, Vol.48, pp.831-880.
- Jurkus, A. F., J. C. Park and L. S. Woodard (2011), "Women in Top Management and Agency Costs," *Journal of Business Research*, Vol.64, pp.180-186.
- Lichtenberg, F. R. and G. M. Pushner (1994), "Ownership

- structure and corporate performance in Japan,” *Japan and the World Economy*, Vol.6(3), pp.239-261.
- Motta, E. M., and K. Uchida (2018), “Institutional investors, corporate social responsibility, and stock price performance,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.47, pp.91-102.
- Obeng, V. A., K. Ahmed and S. F. Cahan (2020), “Integrated Reporting and Agency Costs: International Evidence from Voluntary Adopters,” *European Accounting Review*, vol.30, pp.645-674.
- Poshakwale, S. and J. K. Courtis (2005), “Disclosure level and cost of equity capital: evidence from the banking industry,” *Managerial and Decision Economics*, Vol.26(7), pp.431-444.
- Shleifer, A. and R. Vishny (1997), “A Survey of Corporate Governance,” *Journal of Finance*, Vol.52, No.2, pp.737-784.
- Upadhyay, A., and H. Zeng (2014), “Gender and ethnic diversity on boards and corporate information environment,” *Journal of Business Research*, Vol.67, pp.2456-2463.
- 小澤彩子 (2021), 「取締役会の性別構成と環境情報開示」, 『経済経営研究』, 第42巻, 1号, pp.1-30.
- 木村晃久・大森明 (2016), 「統合報告導入の決定要因分析－日経225採用銘柄を対象としたパイロット・テスト－」, 『横浜経営研究』, 第37巻, 第2号, pp.149-167.
- 企業価値レポーティング・ラボ (2023), 『国内自己表明型統合レポート発行企業等リスト2022年版』, https://cvrl-jp.com/archive/pdf/list2022_J.pdf
- 企業価値レポーティング・ラボ (2024), 『国内自己表明型統合レポート発行企業等リスト2023年版』, https://cvrl-jp.com/archive/pdf/list2023_J.pdf
- 榊原茂樹・譚鵬 (2016), 「統合報告書の初回発行に対する株式市場の反応」, 『日本知的資産経営学会誌』, 第2号, pp.43-58.
- 野田知彦・市橋勝 (2009), 「日本企業におけるガバナンス構造と経営効率」, 『日本経済研究』, No.61, pp.74-93.
- 林順一 (2014), 「統合報告書作成の決定要因分析についての一考察－機関投資家持株比率との関係を中心として－」, 『国際マネジメント研究』, 第3巻, pp.1-11.
- 松本守 (2013), 「コーポレート・ガバナンス・メカニズムと企業パフォーマンスの関係に関するサーベイ－内部ガバナンス・メカニズムを中心に－」, 『商経論集』, 第48号, pp.53-89.
- 松本守 (2019a), 「わが国銀行業のコーポレート・ガバナンスが経営者業績予想の精度に及ぼす影響に関する実証分析－女性取締役・大学教員取締役・官公庁出身取締役はどのような役割を演じているのか－」, 『大銀協フォーラム研究助成論文集』, 第23巻, pp.1-20.
- 松本守 (2019b), 「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?」, 『商経論集』, 第54号, pp.69-82.
- 松本守 (2020), 「日本企業における女性取締役の導入効果に関する実証分析－女性取締役の導入は企業パフォーマンスの改善に寄与しているのか?－」, 『産業経理』, 第80巻, 第2号, pp.78-93.
- 松本守・大坪史治 (2022), 「非財務情報開示と企業価値の関係に関する実証分析－統合報告に対する株価反応についてのイベントスタディー」, 『環境共生研究』, 第15号, pp.87-98.
- 松本守・大坪史治 (2023), 「非財務情報開示は株式の流動性に影響を及ぼすのか?－日本企業における統合報告書の初回発行を利用した実証分析－」, 『環境共生研究』, 第16号, pp.53-60.

Economic analysis of integrated report issuance in Japanese Companies

– Empirical analysis of the Nikkei 225 stocks –

MATSUMOTO, Mamoru OTSUBO, Fumiharu KUMAMOTO, Hisao

This study empirically analyzed the determinants of integrated report issuance by Nikkei 225 companies and the impact of integrated reporting on agency costs. The findings of the study show that (i) some companies issue integrated reports to take advantage of the integrated reporting trend, while others do so for external pressures or other motives, (ii) financial institutions (especially banks) that practice integrated thinking may be encouraged to issue integrated reports through monitoring, (iii) there is no evidence that agency costs have fallen since the issuance of the Integrated Report, (iv) gender diversity on the board of directors does not have a significant impact on the issuance of integrated reports.

