ESG 業績連動報酬が開示と企業価値に与える影響の研究

東京都立大学大学院 経営学研究科博士後期課程

鈴木 敦子

東京都立大学大学院 経営学研究科教授

松田 千恵子

<要約>

本研究の目的は、コーポレートガバナンスコード（CGコード）導入後の上場企業において、ESG業績連動報酬の導入が企業価値に与える影響を明らかにすることにある。これによって、環境・社会・ガバナンス（ESG）の開示水準と企業価値との関係がどのように変わるのかを検証する。ESG業績連動報酬はESGの取り組みのインセンティブであるが、導入には税制上の不利益を甘受しなければならず、導入のハードルは高い。これを実践する企業は、経営者がESGに積極的であり、実効性が確保されることで企業価値は向上すると考えられる。本研究では、ESGインセンティブの導入が企業価値と正の相関があることを明らかにし、さらに、ESG開示水準と企業価値には正の相関があり、ESGインセンティブがその関係を強めることを検証する。これらはESGインセンティブが企業のサステナビリティ経営の実効性指標となり得る可能性を示すものである。

<キーワード>

ESG 業績連動報酬 経営者報酬 ESG 情報開示 企業価値 サステナビリティ経営

1. はじめに

近年、企業のサステナビリティ経営やコーポレートガバナンスにより注目が集まり、企業の非財務情報の開示は年々活発化している。その非財務情報の中で多くを占めるのが環境・社会・ガバナンス（ESG）の取り組みに関するESG開示である。2009年に国連が立

ち上げた持続可能な証券取引書イニシアチブ（SSE）では、遅くとも 2030 年までに全ての大企業が自社の環境や社会的取り組みのインパクトについて報告することが求められており、2015 年に公表されたコーポレートガバナンスコード（CG コード）でも、企業の非財務情報の主体的な開示や有用性の向上が要請された。これらは資本市場がこれまで以上に企業の ESG の実践とそのパフォーマンスの透明性に高い関心を寄せている証左である。（Li et al., 2018）。

一方で、企業の ESG の取り組みやその情報開示が適切に企業価値向上を促しているのかについては明確ではない。積極化する ESG 開示の中には、CO₂ 排出量や女性管理職比率といった個々の ESG 要素をガイドラインに則って定型的に開示しているだけで（宮井, 2008）、開示される ESG の取り組みが経営戦略や中期経営計画にリンクされていないなど（板津, 2021）、情報開示の目的化や企業価値との関連を疑問視する課題が指摘されている。それぞれの ESG の要素は自社のパーパスやビジネスモデルの中に位置付けられ、戦略の一つとして取り組まれることで企業価値向上は向上する（加賀谷, 2022）。つまり ESG と経営戦略の連携に最も強い影響力を持つのが、経営者の ESG へ取り組む本気度である。経営者が、本気で ESG に取り組み成果をあげているのかどうか（松木, 2022）を見極めることは ESG 情報の開示から企業価値を評価するためには不可欠であると考えられる。

本研究では、経営者報酬における ESG インセンティブを経営者の ESG への取り組みの本気度を示す代理変数として用いることで、それが企業価値にどのような影響を及ぼすのかを分析する。さらに、ESG インセンティブの導入によって ESG 開示が企業価値に与える影響がどのような変化するのかを検証する。CG コードが公表されて以降の上場企業をすべて対象とする大規模データを用いた分析と、経営者の ESG への本気度をモデル化した実証研究はまだ他には報告されておらず、今後のサステナビリティ経営の実効性や ESG 開示の有用性に、有益な示唆を与えるものと考えられる。

2. 先行研究

日本の経営者報酬については、2015 年に CG コードで持続的な成長と企業価値の向上を促す経営者報酬として、報酬の決定プロセスの透明性確保と情報開示による説明責任が明記された。その後の改訂で業績連動報酬の導入や気候変動対策などの ESG に関わる非財務指標の反映（ESG インセンティブ）が盛り込まれ、2021 年には改正会社法でも報酬決定方針を定めることが義務化された。しかしながら報酬実態に関しては、報酬水準や業

績に連動するインセンティブ報酬の割合¹は日本企業と欧米とでは、依然そのひらきは大きい。これは魅力的な報酬を提示して有用な経営者を登用する欧米と、従業員から積み上げて経営者に登用される日本の慣行との違い（原, 2021）が影響している面もあり経営者報酬は文化的な背景を反映しているといえる。

ESG への関心の高まりを受けて役員報酬における ESG インセンティブは欧米でも導入する企業は増えつつあり、2021 年度には米国 S&P 構成企業 500 社の 60%、欧州主要インデックス採用 327 社の 79% の企業が既に導入済みである（櫛笥, 2022）。

Cohen et al. (2022) は、世界各国の企業のパネルデータを用いて（ここでは日本企業は含まれていない）、ESG インセンティブの導入要因や財務パフォーマンスへの影響を分析した。結果は、環境への明確なコミットメントがあり、社外取締役の独立性と女性取締役比率が高く、機関投資家の株式保有率が高い企業が ESG インセンティブを導入する傾向が強いが、ESG インセンティブと総資産利益率（ROA）には統計的に有意な相関がみられないとしている。また Abernethy et al.(2013) や Bebchuk et al.(2022) は、ESG インセンティブにおける非財務指標が客観的な開示や評価ができにくい為、報酬プログラムとしての課題があると指摘している。

国内企業では 2022 年 3 月時点での国内の調査対象企業 1042 社のうち ESG インセンティブを導入しているのは 67 社²で、その割合は 1 割に満たない。これについて櫛笥（2022）は、ESG インセンティブが国内で浸透しないのは、日本企業が自社の ESG の重要課題を絞り込めず高い説明責任を求められる経営者報酬への組み込みが困難になっている為と指摘している。また国内の法人税法上、非財務指標を用いる ESG インセンティブは損金算入の対象外となってしまうため、企業は税負担増のリスクについて相応の経営判断が必要となる（板津, 2021）。これらから ESG インセンティブの導入は日本企業にとってハードルが高い取り組みであるといえる。

ESG 開示と企業価値の関係については、Brogi et al. (2019)、Li et al. (2018)、Xie et al. (2019) が ESG 開示スコアと株主資本利益率（ROA）やトービンの q などの企業価値との関係は統計的に有意に正の関係を実証している。Friede et al.(2015) のレビュー論文からも、1970 年以降の企業の ESG と財務パフォーマンスに関する約 2000 本以上の既存研究から、9 割以上での両者の関係性は負ではなく正、もしくは無相関であるとしている。これらは概ね正の相関を結論付けるものが多い。その一方で、Fatemi et al.(2018) らは米国企業の分析から ESG 開示とトービンの q との関係性は統計的に有意に負になることや、高いレベルの ESG 開示には過剰な ESG 投資が懸念され、環境やサステナビリティの取り組みを実際のレベル以上に見せかける「グリーンウォッシュ」の危険性があるとも

指摘している。また湯山（2019）は、2013年から2017年までの国内東証一部上場企業のESG開示レベルとトービンの q の関係を分析した結果、統計的な有意性は確認できないと結論付けた。このように先行研究からはESG開示レベルと株価パフォーマンスや業績などの関係については明確な結論は得られていない。

3. 仮説の構築

先行研究でも示唆されるように、ESGインセンティブの導入は企業にとってハードルの高い取り組みである。しかし、これらを取って実践する企業は、経営者が本気でESGに取り組み、成果をあげてを考えている企業である（松木, 2022）。言い換えれば、ESGインセンティブはESGの取り組みに対する経営者の強いコミットメントであり、これによってESGの実効性が確保されることでステークホルダーからの評価を得て企業価値は向上すると考えられる。本研究ではESGインセンティブを経営者のESGの取り組みへの本気度を示す代理変数として、以下の仮説を設定する。

仮説 H 1 経営者報酬におけるESGインセンティブの導入は企業価値向上と正の関係がある

さらにESGインセンティブの導入は社内外のステークホルダーとのコミュニケーションの場で、ESGに対する経営者のコミットメントを伝える明確なメッセージになり得る（綾, 2022）。このことがESG開示と企業価値との関係に何らかの影響を与える可能性があるため、本研究ではESGインセンティブの導入がESG開示と企業価値との関係に与える影響についても検証を行う。まずESG開示レベルと企業価値との関係について検証し、次にそれらに対してESGインセンティブがどのような影響を与えるかを検証する。湯山ら（2018）は、開示と企業価値との関係において統計的な有意性が確認できない要因のひとつに分析の対象期間が短いことを指摘している。そのため本研究ではCGコード導入後の5年間を対象期間として、先行研究のBrogi et al.（2019）、Li et al.（2018）を参考に以下の次の仮説を設定する。

仮説 H 2 ESG開示レベルと企業価値向上には正の関係がある

合わせて、近年の企業の積極的な統合報告書の発行が、ESG開示レベルと同様に企業

価値に貢献することを検証するために、以下の仮説を設定する。

仮説 H 3 統合報告書の発行は企業価値との間に正の関係がある

ESG インセンティブの導入は、より実効性が高い取り組みが確保されるというメッセージを発することができる。これは投資家をはじめとするステークホルダーへの効果的なレピュテーション効果を発揮すると（黒田ほか, 2021）考えられることから ESG 開示に対する評価を高めることが期待できる。これより以下の仮説 H 4 を設定する。

仮説 H 4 ESG インセンティブの導入は ESG 開示が企業価値向上に及ぼす正の関係性を強める

4. リサーチデザイン

本研究では、上場企業の ESG インセンティブ導入の有無、ESG 開示スコア³、統合報告書の導入実績、企業価値を表す財務データに関するパネルデータを用いて回帰分析を行う。ESG インセンティブ導入企業については、2022 年 4 月末時点で東証プライム上場企業 1836 社を対象に、2016 年 4 月 1 日から 2022 年 3 月 31 日までの間で経営者報酬に ESG インセンティブを導入、もしくは導入予定と開示した企業を抽出する。検索先は統合報告書、コーポレートガバナンス報告書、日経 ESG データベースである。その結果、2022 年 3 月 31 日時点で ESG インセンティブを導入している企業は 87 社であった。なお、今回のサンプルを抽出するにあたっては、上場企業各社の開示資料（統合報告書、コーポレートガバナンス報告書）と、企業情報のデータベース（Bloomberg データベース、日経 ESG データベース）を用いた。従って、ESG インセンティブの導入に関して有価証券報告書にのみ開示し、それが企業情報データベースで捕捉されていない場合などは含まれておらず、企業の ESG インセンティブの導入状況を完全に網羅できているものではない可能性がある。図表 1 に ESG インセンティブ導入企業と導入年度の一覧を示す。

統合報告書発行企業は企業価値レポート・ラボの「国内自己表明型統合報告レポート発行企業リスト 2021 年版」から抽出する。ESG 開示スコアと財務データは Bloomberg 社データベースからそれぞれ抽出する。財務データは ESG 開示スコアの翌年のデータを使用する。これは内生性を考慮し ESG インセンティブの導入や情報開示によって企業価値が影響を受ける因果関係の成立に一定期間を必要とすることを考慮するためである。さ

らに東証 17 業種のうち他業種と比較して財務構造が異なる金融・証券・保険・その他金融業は分析対象から除外する。使用するサンプルデータは欠損値のないプールデータであることと、分析に必要なデータがすべて入手可能なものに限定した結果、最終的に分析対象となるサンプルサイズは 7853 サンプルである。

本研究では企業価値を表す目的変数にはトービンの q を使用するが、これには株式時価総額と負債総額（簿価）の合計を総資産額で除した値を用いる。また異常値の影響を排除するために、トービンの q の値についてスミノルフ・グラブズ検定を実施する。分析モデルは、Li et al.(2018) を参考にして固定効果モデルにて分析する。

仮説 H1 ～ H4 に関する基本モデル式 (1) は以下となる。

$$q_{i,t} = C + \beta_1 ESG_behavior_{i,t-1} + \beta_2 Ratio_Foreign\ shareholder_{i,t-1} + \beta_3 Ratio_Independent\ director_{i,t-1} + \beta_4 LNTA_{i,t} + \beta_5 PPE_{i,t} + \beta_6 CAPEX_{i,t} + \beta_7 LEVERAGE_{i,t} + \beta_8 GROWTH_{i,t} + \beta_9 CASH_{i,t} + \beta_{10} D_IFRS_{i,t} + \beta_{11} D_YearFixed_effectt + \beta_{12} D_IndustryFixed_effecti + \varepsilon_{i,t-1} \quad (1)$$

モデル式 (1) の中で、 i ($i=1 \cdots 7853$) は各企業を、 t ($t=2017, 2018, 2019, 2020, 2021$) は年度を表している。また C は定数項、 β は各説明変数の標準係数、 ε は誤差項を表す。

基本モデル式 (1) の変数は、ESG に関する説明変数 $ESG_behavior_{i,t-1}$ と、ガバナンスに関するコントロール変数、財務に関するコントロール変数で構成され、さらに業種特性と各年度に発生する共通の影響を取り除くためのコントロール変数を加えている。 $ESG_behavior_{i,t-1}$ には、ESG に関する変数の $D_Incentive_ESG_{i,t-1}$ 、 $D_Report_{i,t-1}$ 、 $D_Incentive_ESG_{i,t-1}$ をそれぞれ代入する。 $ESGD_{i,t-1}$ と $D_Report_{i,t-1}$ は、数値が高いほど積極的な ESG の開示が行われていることを示す。変数の一覧を図表 2 に示す。

図表1 ESG インセンティブ導入企業の一覧

NO	会社名	証券コード	ESGインセンティブ 導入年度	Bloomberg社 開示スコア				
				2017	2018	2019	2020	2021
1	コニカミノルタ (株)	4902	2017	58.77	58.77	58.49	65.94	67.41
2	住友金属鉱山 (株)	5713	2017	57.26	57.26	58.11	62.85	62.96
3	(株) 小松製作所	6301	2017	54.03	54.81	57.66	59.56	60.67
4	オムロン (株)	6645	2017	44.66	46.26	44.98	46.10	55.70
5	日本航空	9201	2017	38.48	44.65	44.65	46.28	49.63
6	アサヒグループホールディングス (株)	2502	2018		50.76	51.62	52.42	52.46
7	キッコーマン (株)	2801	2018		45.65	46.17	46.97	46.66
8	花王 (株)	4452	2018		53.35	58.14	62.03	60.70
9	サワイグループホールディングス (株)	4887	2018		45.66	45.66	48.43	53.20
10	ソニーグループ (株)	6758	2018		54.07	55.73	56.58	58.92
11	日産自動車 (株)	7201	2018		54.16	54.76	54.14	61.92
12	(株) リコー	7752	2018		55.99	56.10	57.67	63.54
13	ANAホールディングス (株)	9202	2018		42.98	43.78	45.08	41.75
14	五洋建設 (株)	1893	2019			40.51	40.79	42.75
15	高砂熱学工業 (株)	1969	2019			32.23	32.23	35.52
16	パナソニックホールディングス (株)	2181	2019			22.85	27.25	29.16
17	キリンホールディングス (株)	2503	2019			56.74	56.74	65.61
18	東急不動産ホールディングス (株)	3289	2019			44.09	46.18	56.12
19	住友化学 (株)	4005	2019			43.91	47.85	48.69
20	中外製薬 (株)	4519	2019			50.47	49.05	54.62
21	古川電気工業 (株)	5801	2019			51.40	51.40	52.35
22	住友重機械工業 (株)	6302	2019			42.19	47.05	48.56
23	日本精工 (株)	6471	2019			60.25	61.66	61.66
24	ヤマハ発動機 (株)	7272	2019			45.61	46.99	48.47
25	オリックス (株)	7733	2019			52.15	58.80	66.55
26	ビジョン	7956	2019			28.55	30.58	43.84
27	(株) 丸井グループ	8252	2019			67.95	69.45	72.10
28	三菱地所 (株)	8802	2019			49.05	58.05	60.62
29	(株) I N P E X	1605	2020				61.55	63.62
30	鹿島建設 (株)	1812	2020				34.52	35.75
31	戸田建設 (株)	1860	2020				45.14	46.66
32	積水ハウス (株)	1928	2020				51.73	55.76
33	味の素 (株)	2802	2020				62.31	68.45
34	J. フロント リテイリング (株)	3086	2020				51.50	52.32
35	トヨタ紡織 (株)	3116	2020				40.75	44.62
36	(株) セブン&アイ・ホールディングス	3382	2020				40.24	39.49
37	帝人 (株)	3401	2020				44.09	46.86
38	旭化成 (株)	3407	2020				57.12	58.75
39	三菱ケミカルホールディングス (株)	4188	2020				51.91	52.51
40	塩野義製薬 (株)	4507	2020				56.87	59.65
41	ロート製薬 (株)	4527	2020				28.61	34.23
42	第一三共 (株)	4568	2020				64.75	65.20
43	ペプチドリーム (株)	4587	2020				45.44	49.55
44	(株) 資生堂	4911	2020				63.33	67.01
45	E N E O Sホールディングス (株)	5020	2020				66.82	66.82
46	日本ガイシ (株)	5333	2020				53.80	56.55
47	(株) ジェイテクト	6473	2020				51.36	50.57
48	三井不動産 (株)	8801	2020				48.51	50.94
49	西日本旅客鉄道 (株)	9021	2020				37.27	39.60
50	東海旅客鉄道 (株)	9022	2020				32.01	33.19
51	GMOインターネット (株)	9449	2020				22.08	23.19
52	安藤・はぎま (株)	1719	2021					33.75
53	明治ホールディングス (株)	2269	2021					54.01
54	(株) キューブシステム	2335	2021					32.85
55	日清オイリオグループ (株)	2602	2021					34.88
56	(株) ローソン	2651	2021					40.30
57	双日 (株)	2768	2021					45.57
58	日本たばこ産業 (株)	2914	2021					44.41
59	野村不動産ホールディング (株)	3231	2021					55.81
60	TIS (株)	3626	2021					40.46
61	北越コーポレーション (株)	3865	2021					40.70
62	JSR (株)	4185	2021					53.83
63	ダイセル	4202	2021					49.44
64	富士フイルムホールディングス (株)	4901	2021					63.19
65	東洋製罐グループHD (株)	5901	2021					53.50
66	リンナイ (株)	5947	2021					46.99
67	(株) リクルートホールディングス	6098	2021					48.93
68	ナブテスコ (株)	6268	2021					62.21
69	ミネベアミツミ (株)	6479	2021					49.61
70	イーグル工業 (株)	6486	2021					35.94
71	(株) 安川電機	6506	2021					39.09
72	マップモーター (株)	6592	2021					46.45
73	セイコーエプソン (株)	6724	2021					56.32
74	(株) 富士通	6702	2021					57.03
75	アズビル (株)	6845	2021					50.85
76	(株) アドバンテクト	6857	2021					62.21
77	川崎重工業 (株)	7012	2021					53.52
78	本田技研工業 (株)	7267	2021					51.14
79	豊田合成 (株)	7282	2021					37.34
80	(株) オーハシテクニカ	7628	2021					33.22
81	(株) SCREENホールディングス	7735	2021					42.54
82	凸版印刷 (株)	7911	2021					49.03
83	伊藤忠商事 (株)	8001	2021					52.21
84	BIPROGY (株)	8056	2021					53.07
85	三菱商事 (株)	8058	2021					53.44
86	ユニ・チャーム (株)	8113	2021					51.86
87	ソフトバンク (株)	9434	2021					37.25

図表2 説明変数一覧

説明変数・コントロール変数	略称	説明	対象期間
ESGに関する説明変数			
ESGインセンティブ	<i>D_Incentive_ESG</i>	導入している：1 導入していない：0	2016年度-2020年度
ESG開示スコア	<i>ESGD</i>	Bloomberg社ESG開示スコア	2016年度-2020年度
統合報告書発行	<i>D_Report</i>	発行：1 発行なし：0	2016年度-2020年度
ガバナンスに関するコントロール変数			
外国人株主保有率	<i>Ratio_Foreign shareholder</i>	発行株式会社における外国人投資家の保有割合	2016年度-2020年度
独立社外取締役比率	<i>Ratio_Independent director</i>	取締役総数における独立社外取締役の人数割合	2016年度-2020年度
財務に関するコントロール変数			
総資産（対数値）	<i>LNTA</i>	期末時価総額（対数値）	2017年度-2021年度
有形固定資産比率	<i>PPE</i>	有形固定資産総額÷総売上高	2017年度-2021年度
設備投資比率	<i>CAPEX</i>	設備投資額÷総売上高	2017年度-2021年度
年間売上高成長率	<i>GROWTH rate</i>	固定負債額÷総資産額	2017年度-2021年度
負債比率	<i>LEVERAGE</i>	固定負債額÷総資産額	2017年度-2021年度
現預金保有比率	<i>CASH</i>	現預金÷総資産額	2017年度-2021年度
国際会計基準の適用	<i>D_IFRS</i>	会計基準がIFRS：1 IFRS以外：0	2017年度-2021年度
業種に関するコントロール変数	<i>D_IndustryFixedEffect</i>	業種固定効果・東証17業種	
事業年度に関するコントロール変数	<i>D_IndustryFixedEffect</i>	年度固定効果	2017年度-2021年度

本研究で用いたデータの基本統計量を以下の図表3に示す。

図表3 基本統計量

変数名	サンプル数	最小	平均	中央値	最大	標準偏差
<i>q</i> （トービンの <i>q</i> ）	7853	0.47	1.29	1.04	4.50	0.74
<i>ESGD</i>	7853	14.01	30.11	26.31	72.10	9.84
<i>D_Report</i>	7853	0.00	0.20	0.00	1.00	0.40
<i>D_ESG_incentive</i>	7853	0.00	0.02	0.00	1.00	0.15
<i>Ratio_foreign shareholder</i>	7853	0.00	16.43	14.80	90.83	12.98
<i>Ratio_Independent director</i>	7853	0.00	0.26	0.25	0.88	0.15
<i>LNTA</i>	7853	20.84	25.48	25.34	33.33	1.64
<i>PPE</i>	7853	0.00	0.85	0.61	12.94	0.99
<i>LEVERAGE</i>	7853	0.02	0.45	0.45	0.99	0.18
<i>GROWTH</i>	7853	-0.79	0.03	0.02	2.96	0.14
<i>CAPEX</i>	7853	0.00	0.05	25.34	1.50	0.07
<i>CASH</i>	7853	0.00	0.21	0.17	0.93	0.15

相関表は、以下の図表 4 の通りである。

図表 4 積率相関表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
(1) q (トービンの q)	1												
(2) ESGD	-0.07	1											
(3) D_Report	-0.03	0.57	1										
(4) D_ESG_incentive	0.02	0.31	0.25	1									
(5) Ratio_foreign shareholder	0.01	0.45	0.32	0.18	1								
(6) Ratio_Independent director	-0.02	0.29	0.19	0.11	0.39	1							
(7) LNTA	-0.18	0.66	0.50	0.24	0.59	0.24	1						
(8) PPE	-0.14	0.23	0.11	0.05	0.10	0.05	0.32	1					
(9) LEVERAGE	-0.11	0.11	0.15	0.06	-0.06	0.03	0.29	0.12	1				
(10) GROWTH	0.16	-0.14	-0.08	-0.06	-0.05	-0.10	-0.14	-0.19	0.01	1			
(11) CAPEX	-0.03	0.12	0.06	0.04	0.10	0.05	0.19	0.62	0.10	-0.05	1		
(12) CASH	0.31	-0.30	-0.21	-0.08	-0.12	-0.09	-0.48	-0.35	-0.44	0.11	-0.22	1	
(13) IFRS	0.06	0.34	0.28	0.16	0.25	0.18	0.35	-0.02	0.10	0.01	-0.00	-0.11	1

目的変数である企業価値を表すトービンの q と ESG インセンティブ導入 $D_Incentive_ESG_{i,t-1}$ は正の相関を確認した。また外国人株主の持株比率が高い企業は、時価総額が大きく、独立社外取締役の人数割合が高く、さらに $ESGD_{i,t-1}$ や $D_Report_{i,t-1}$ との相関係数から積極的な ESG 開示に取り組んでいることがわかる。企業の規模 $LNTA_{i,t}$ は $ESGD_{i,t-1}$ 、 $D_Report_{i,t-1}$ とともに 0.5 以上の相関があり、大企業の ESG 開示のレベルは高いとする先行研究（湯山、2018）とも一致する。なお、VIF（Variance Inflation Factor）の値はすべての説明変数で 10 以下であり、多重共線性の問題は発生していない。

5. 分析結果

基本モデル式 (1) を用いて、企業価値を表すトービンの q を目的変数とする回帰分析を行った結果を示す（図表 5）。モデル No. ①からモデル No. ③は基本モデル式 (1) の $ESG_behavior_{i,t-1}$ に $D_Incentive_ESG_{i,t-1}$ 、 $ESGD_{i,t-1}$ 、 $D_Report_{i,t-1}$ を個別に代入した結果、モデル No. ④はそれらの 3 つの説明変数を一度に代入した結果である。

図表5 分析の結果（トービンのq）

モデルNo.	①	②	③	④
説明変数・コントロール変数	目的変数：トービンのq (Tobin's q)			
	標準係数	標準係数	標準係数	標準係数
<i>C</i> 切片	0.486 ***	0.435 ***	0.453 ***	0.468 ***
<i>ESGD</i>	0.111 ***			0.090 ***
<i>D_Report</i>		0.144 ***		0.076 *
<i>D_Incentive_ESG</i>			0.311 ***	0.207 **
<i>Ratio_foreign shareholder</i>	0.128 ***	0.129 ***	0.127 ***	0.127 ***
<i>Ratio_Independent director</i>	-0.019	-0.011	-0.010	-0.019
<i>LNTA</i>	-0.185 ***	-0.149 ***	-0.131 ***	-0.193 ***
<i>PPE</i>	-0.039 *	-0.036 *	-0.039 *	0.090 *
<i>CAPEX</i>	0.082 ***	0.080 ***	0.080 ***	0.081 ***
<i>LEVERAGE</i>	0.048 ***	0.043	0.046 ***	0.045 ***
<i>GROWTH</i>	0.105 ***	0.104 ***	0.104 ***	0.105 **
<i>CASH</i>	0.246 ***	0.244 ***	0.244 ***	0.245 ***
<i>D_IFRS</i>	0.288 ***	0.303 ***	0.311 ***	0.277 ***
<i>D_YearFixedEffect</i>	yes	yes	yes	yes
<i>D_IndustryFixedEffect</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Adjusted R-squared</i>	18.9%	18.6%	18.5%	19.0%
サンプル数	7853	7853	7853	7853

*** は $p < 0.001$ ** は $p < 0.01$ * は $p < 0.05$. は $p < 0.1$ を示す。

ESGに関する3つの変数（ $D_Incentive_ESG_{i,t-1}$ 、 $ESGD_{i,t-1}$ 、 $D_Report_{i,t-1}$ ）について、モデルNo. ①～モデルNo. ④のすべてで、標準係数が統計的に有意であり、かつ正の値となった。これより、仮説H1の経営者報酬におけるESGインセンティブの導入は企業価値向上と正の相関があることが支持された。また、モデルNo. ①～モデルNo. ②より、仮説H2と仮説H3も支持された。この二つの仮説が支持されたことによって、積極的な企業のESG開示は企業価値向上と正の関係があるという結果を得ることができた。最後にモデルNo. ④から仮説H4のESGインセンティブの導入はESG開示と企業価値の正の関係を強めるという仮説が支持された。さらに、 $D_Incentive_ESG_{i,t-1}$ 、 $ESGD_{i,t-1}$ 、 $D_Report_{i,t-1}$ の標準係数の値の比較から、目的変数トービンのqに対してESGインセンティブの影響力が最も強いという結果が得られた。外国人株主の株式保有比率を表す*Ratio_Foreign shareholder*_{*i,t-1*}の標準係数は統計的に有意で、かつ正の値となったが、独立社外取締役比率を示す*Ratio_Independent director*_{*i,t-1*}については、統計的に有意な結果は得られなかつ

た。企業価値向上に多くの期待を担う社外取締役ではあるが、本研究では企業価値向上に貢献していることは示されていない。社外取締役の取締役会に占める人数割合について有意な結果とならなかったのは、今回のサンプルの約8割のデータが、社外取締役比率が25%～30%の間に集中しており、このためトービンqとの間で統計的に有意な結果とならなかったと考えている。

またモデル No. ①～モデル No. ④のすべてのモデルで、設備投資比率 CAPEX_{i,t} 負債比率 LEVERAGE_{i,t}、売上高成長率 GROWTH_{i,t}、現預金比率 CASH_{i,t} が、統計的に有意でないものも含めて、すべて正の符号となった。これらは、現預金保有比率を調整しながら、有利子負債を活用し、成長分野に積極的な設備投資を行う企業の成長性は高く企業価値が高いことを示唆している。一方で、すべてのモデル No. で、有意に、かつ負の値となるのが企業規模 LNTA_{i,t} である。トービンのqの算出の際の式の分母が総資産額であることから負の符号になることは想定されるが、これは規模が小さい企業ほど企業価値が高くなることを示唆している。

以上から、図表5では、基本モデル式(1)を用いて、企業のESG開示や経営者報酬におけるESGインセンティブの導入やESG開示が企業価値に与える影響を検証した。その結果、ESGインセンティブの導入は、企業価値の向上に正の影響を及ぼすことを確認できた。また、積極的なESG開示は企業価値に正の影響を及ぼし、それらはESGインセンティブの導入によって、その影響度が強くなることを確認した。

6. 頑健性の検証

さらにこれらの検証結果の頑健性を評価するために、目的変数をPBR(株価純資産倍率)にして、以下の基本モデル式(2)を用いて検証を行うこととした。

$$PBR_{i,t} = C + \beta_1 ESG_behavior_{i,t-1} + \beta_2 Ratio_Foreign\ shareholder_{i,t-1} + \beta_3 Ratio_Independent\ director_{i,t-1} + \beta_4 LNTA_{i,t} + \beta_5 PPE_{i,t} + \beta_6 CAPEX_{i,t} + \beta_7 LEVERAGE_{i,t} + \beta_8 GROWTH_{i,t} + \beta_9 CASH_{i,t} + \beta_{10} D_IFRS_{i,t} + \beta_{11} D_YearFixed_effect_t + \beta_{12} D_IndustryFixed_effect_t + \varepsilon_{i,t-1} \quad (2)$$

基本モデル式(2)に基づき回帰分析を行った結果を示す(図表6)。ESGに関する3つの変数(D_Incentive_ESG_{i,t-1}、ESGD_{i,t-1}、D_Report_{i,t-1})について、モデルNo.⑤～モデルNo.⑧のすべてで、標準係数が統計的に有意であり、かつ正の値となることを確認した。図表5のモデルNo.①～モデルNo.④と図表6のモデルNo.⑤～モデルNo.⑧の変数の

標準係数での相違点は、*Ratio_Independent director*_{it-1} が、統計的に有意に、負の値になった点である。ただ、*Ratio_Independent director*_{it-1} については、図表5の分析では統計的に有意ではなかったが、標準係数の値の符号は負であり図表6の結果と一致していることを確認している。以上の分析結果から、トービンのqとPBRという2つの目的変数で検証した場合でも、説明変数の*ESGD*_{it-1}、*D_Report*_{it-1}、*D_Incentive_ESG*_{it-1} は統計的に有意で、かつ正となることが示された。

図表6 分析結果 (PBR)

モデルNo.	①	②	③	④
説明変数・コントロール変数	目的変数:PBR			
	標準係数	標準係数	標準係数	標準係数
<i>C</i> (切片)	0.266 ***	0.212 ***	0.232 ***	0.246 ***
<i>ESGD</i>	0.116 ***			0.087 ***
<i>D_Report</i>		0.159 ***		0.088 **
<i>D_Incentive_ESG</i>			0.332 ***	0.225 ***
<i>Ratio_foreign shareholder</i>	0.172 ***	0.173 ***	0.171 ***	0.171 ***
<i>Ratio_Independent director</i>	-0.074 ***	-0.066 ***	-0.065 ***	-0.074 ***
<i>LNTA</i>	-0.333 ***	-0.297 ***	-0.278 ***	-0.343 ***
<i>PPE</i>	-0.014	-0.010	-0.013	-0.011
<i>CAPEX</i>	0.085 ***	0.083 ***	0.083 ***	0.084 ***
<i>LEVERAGE</i>	0.255 ***	0.250 ***	0.253 ***	0.252 ***
<i>GROWTH</i>	0.182 ***	0.181 ***	0.181 ***	0.182 ***
<i>CASH</i>	0.306 ***	0.304 ***	0.304 ***	0.304 ***
<i>D_IFRS</i>	0.372 ***	0.378 ***	0.395 ***	0.304 ***
<i>D_YearFixedEffect</i>	yes	yes	yes	yes
<i>D_IndustryFixedEffect</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Adjusted R-squared</i>	29.1%	28.8%	28.7%	29.3%
サンプル数				

*** はp<0.001 ** はp<0.01 * はp<0.05 . はp<0.1 を示す。

7. おわりに

本研究では、経営者報酬におけるESGインセンティブを経営者のESGへの取り組みの本気度を示す代理変数として、CGコード公表以降の上場企業を対象とする大規模なデータを用いて、企業価値にどのような影響を及ぼすのかを分析した。さらに、ESGインセンティブの導入が、ESG開示が企業価値に与える影響にどのような変化をもたらすのかを検証した。分析の結果、経営者報酬におけるESGインセンティブの導入は企業価値に正の影響を与え、さらにESG開示が企業価値向上に及ぼす正の関係性を強めることが実

証された。本研究で新たに確認できた ESG インセンティブが企業価値に正の影響を与えるという検証結果は、ESG インセンティブが経営者が本気で ESG に取り組み、成果を上げるという明確なコミットメントとして認識されることでサステナビリティ経営の実現度が高まると評価されるためだと考えられる。ESG への経営者の本気度をモデル化した実証研究はまだ他には報告されておらず、今後のサステナビリティ経営の実効性や ESG 開示の有用性に有益な示唆を与えるものと考えている。また ESG 開示スコアのレベルや統合報告書を発行することの影響に比べ、ESG インセンティブ導入の効果が企業価値に与える影響が大きくなる点については、ESG への経営者の影響力の大きさを示しており、ESG の取り組みが経営戦略の中に位置付けられることで企業価値向上に資する ESG となることと整合する。これらから、本研究の貢献は ESG インセンティブが企業価値向上に貢献することを明らかにできたことと、ESG インセンティブは企業のサステナビリティ経営の実効性を示す指標として機能する可能性を示したことである。これはステークホルダーにおける企業評価等に資するものであり本研究における新奇性でもある。

一方で、経営者報酬における ESG インセンティブの導入と企業価値の関係性については、更なる因果性の検討が必要である。業績や評判の高い大企業が ESG 指標を用いた経営者報酬の制度設計に対応しやすいのではないかといった内生性バイアスの検証も必要である。さらに本論文の限界は、経営者報酬における ESG インセンティブの有無にのみ着目している点である。ESG インセンティブと経営戦略との整合性についての精緻な検証や、報酬プログラムの内容や決定プロセスにも踏み込んだ分析が必要である。今後のさらなる研究課題としていきたい。

経営者報酬は文化的な背景の違いを反映しており、日本企業と欧米企業において、考え方に相違点は少なくない。経済がよりグローバル化する中で、経営者報酬という経営にとって重要な要素に関して異文化がもたらすこうした相違についての理解を踏まえた上で、企業価値向上に資する ESG インセンティブの意義を検証していくことは、将来に向けた異文化経営の進化にも貢献できるものと考えている。

<注>

- ¹ HR ガバナンス・リーダーズ株式会社の調査結果では報酬水準では米国企業が日本の約 14 倍、英国企業は約 2.7 倍、ドイツ企業は約 2.9 倍で、業績に連動しない固定報酬の割合も日本企業は約 41% に対して米国 6%、英国・ドイツは共に約 28% である。(いずれも 2022 年度実績)
- ² 日経 ESG (2022.03.09) 「1042 社の役員報酬の実態」<https://project.nikkeibp.co.jp/ESG/>

atcl/column/00005/030400168/

- 3 Bloomberg 社が独自に開発した E S G 開示の評価スコアである。Bloomberg 社が開示すべきとする項目に対する企業の開示の有無と妥当性を評価している。ESG の取り組みパフォーマンスについては評価に含まれない。

<参考文献>

- Abernethy, M. A., J. Bowens, & L. V. Lent (2013) “The role of performance measures in the intertemporal decisions of business unit managers” *Contemporary Accounting Research*, 30(3), pp925–961.
- 綾高徳 (2022) 「ESG と役員報酬に関するアメリカ企業の事例研究と日本偉業への示唆」『JRI レビュー』、2022 Vol.2, No.97, 124-135。
- Bebchuk, L.A., and Tallarita, R., (2022) “The Perils and questionable promise of ESG-based compensation” *Journal of Corporation Law* 48, pp37-75.
- Brogi, M. and Lagasio, V. (2019) “Environmental, social, and governance and company profitability: Are financial intermediaries different?” *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 26(3), pp576–587.
- Fatemi, A., Glaum, M., and Kaiser, S. (2018) “ESG performance and firm value: The moderating role of disclosure,” *Global Finance Journal* 38, pp45–64.
- Friede, G., Busch, T., and Bassen, A. (2015) “ESG and financial performance: aggregated evidence from more than 2000 empirical studies,” *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 5(4), pp210–233.
- 原郁代 (2021) 「ディスクロージャーの有用性：役員報酬の観点からの検討」『マテシス・ウニウェルサリス』22 (2) , 277-293 項。
- 板津直孝 (2021) 「サステナビリティ指標を取り入れた業績連動報酬の課題」『野村サステナビリティクォーターリー』2021年冬号、50-62 項。 http://www.nicmr.com/nicmr/report/repo/2021_stn/2021win07.pdf
- 加賀谷哲之 (2022) 「サステナビリティ開示研究の新展開」『証券アナリストジャーナル』2022.7, 60-70 項。
- 企業価値レポート・ラボ「国内自己表明型統合レポート発行企業等リスト 2021年版」
http://cvrl-net.com/archive/pdf/list2021_202111.pdf
- 黒田一賢、古川真、原口右京 (2021) 「ESG トピック：続「リターン with インパクト」の役員報酬」 <https://www.er.sc.mufg.jp/pdf.php?m=gFXY3jYghENzCGvfxug%2BRZIOuYgrS8XT>
- 櫛笥隆亮 (2022) 「ESG と経営者報酬」『ウィリス・タワーズワトソン／インサイト (論考)』
<https://www.wtwco.com/ja-JP/News/2022/04/wtw-announces-research-results-on-the-introduction-of-ESG-indicators-in-executive-compensation>
- Li, Y., Gong, M., Zhang, X. Y., and Koh, L. (2018) “The impact of environmental, social, and governance disclosure on firm value: The role of CEO power,” *The British Accounting Review* 50 (1) , pp60–75.
- 宮井博 (2008) 「EFG ファクターのパフォーマンス効果研究サーベイ」『NFI リサーチレビュー』2008(5)、4-13 項。
- 松木健志 (2022) 「非財務指標を反映した役員報酬制度 -ESG 指標の種類と採用企業の傾向-」『日興リサーチレビュー』、
https://www.nikko-research.co.jp/wpcontent/uploads/2022/07/sr_202207_iit01.pdf
- Xie, J., Nozawa, W., Yagi, M., Fujii, H., and Managi, S. (2019) “Do environmental social and governance activities improve corporate financial performance?,” *Business Strategy and the*

Environment, 28 (2) , pp286-300.

湯山智教、白洲洋子、森平爽一郎（2018）「ESG 開示スコアとパフォーマンス」『証券アナリストジャーナル』、57（10）:2019.10 72-83 項。

湯山智教（2019）「ES 投資のパフォーマンス評価を巡る現状と課題」『東京大学公共政策大学院ワーキングペーパーシリーズ』、GraSPP-DP-J-19-001.

受付日：2023 年 6 月 30 日

受理日：2023 年 12 月 8 日