論　説

ESG情報開示が企業収益性に与える影響

――日本企業の事例――

申　雪梅*
陳　シュウニン†

要　旨

本研究は，ESG情報の開示開始が企業の財務パフォーマンスに及ぼす影響を，Bloombergから取得した企業レベルのパネルデータを用いて検証する。分析期間は2016-2024年であり，日本の上場企業を対象とする。Bloomberg上のESGカバレッジは2021年に大きく拡大しており（対象企業が約440社から約2,220社へ増加），2021-2024年に初めてESG指標が観測された企業を処置群，全期間を通じてESG指標が観測されない企業を対照群とする。処置前属性に基づく傾向スコア・マッチングののち，差の差法により平均処置効果を推定する。加えて，収益性の持続性と説明変数の内生性を考慮するため，常時開示企業を対象とするSystem GMMを別標本の動学分析として実施する。マッチング済みの平均処置効果では，処置後のROAに統計的に有意な改善は確認されていない。この結果は，ESG情報が利用可能になることと，会計上の収益性が短期的に改善することが同義ではない可能性を示す。

キーワード：ESG情報開示，ROA，傾向スコア・マッチング，差の差法，System GMM

1．はじめに

環境・社会・ガバナンス（Environmental, Social and Governance: ESG）に関する情報は，企業の持続可能性，リスク管理および長期的価値創造を評価するための主要な非財務情報となっている。日本でも，経済産業省（2017）は，ESGと無形資産への投資を企業の「稼ぐ力」と結び付け，企業と投資家の対話を通じた中長期的な価値創造の必要性を示している。この政策的要請の広がりに伴い，企業によるESG情報の公表と外部評価機関によるスコア化は，資本市場における情報環境の一部を構成するようになった。

ESGが財務指標に影響する経路は一方向ではない。正の経路としては，従業員・顧客・投資家・取引先との関係改善，評判資本の蓄積，規制・訴訟リスクの低下，資本調達条件の改善，資源効率性やイノベーションの向上が考えられる。他方，環境設備，人的資本，開示体制およびガ

*立命館大学　経済学部　准教授
†広島大学　IDEC国際連携機構　准教授

バナンス改革には先行費用が生じるため，短期的な利益を圧迫しうる。また，情報開示が形式的・象徴的な対応にとどまる場合には，スコアや市場の注目が高まっても実際の生産性や収益性には波及しない可能性がある。

実証研究も一貫した結論には至っていない。Friede, Busch and Bassen（2015）は2,000本超の研究を統合し，ESG と企業財務パフォーマンスの関係の約90％が少なくとも非負であると報告する。一方，因果識別を重視した Xu et al.（2022）は，CSR 株主提案の僅差可決が投票日の異常収益率を押し上げる一方，1－4 年後の ROA，ROE，Tobin's Q 等には持続的な改善を確認していない。したがって，ESG の財務効果は，対象指標，観測期間，企業属性，ESG の実質性，そして推定方法に左右されると考えられる。

さらに，ESG スコアは同質的な尺度ではない。湯山・白須・森平（2020）は，日本企業について FTSE，MSCI，Bloomberg，Thomson Reuters のスコアを比較し，Bloomberg スコアが情報開示を相対的に強く反映すること，および同一の企業・期間・推定方法を用いてもスコアによって企業価値との関係が異なることを示している。この点から，本研究で観察する「ESG 指標の公表開始」は，企業の ESG 実態が突然変化した時点というより，市場が当該企業の ESG 情報を継続的に観察できるようになった時点として解釈する必要がある。とりわけ本データでは，Bloomberg の日本企業 ESG カバレッジが2021年に集中的に拡大しており，処置のほぼ全ては2021年に発生する。したがって本研究の「開示開始」は，企業固有の意思決定というより，評価機関のカバレッジ拡大という情報環境イベントの性格を強く帯びる。

以上を踏まえ，本研究の目的は，ESG 情報が新たに公表されることが企業の会計上の収益性，とりわけ総資産利益率（ROA）に与える影響を検証することである。Bloomberg の企業パネルを用い，2021–2024年に初めて ESG 指標が観測された企業と，2016–2024年を通じて観測されない企業を比較する。ただし，ESG 情報を公表する企業は規模，財務余力，研究開発，事前収益性などの点で未公表企業と異なりうるため，単純平均の比較では自己選択バイアスが残る。そこで，処置前属性に基づく傾向スコア・マッチング（PSM）により比較可能な標本を構築し，差の差法（DID）で処置後の変化を推定する。

本研究の貢献は二点にある。第一に，ESG スコアの水準と ESG 情報の利用可能性を区別し，開示開始というイベントに焦点を当て，ESG 情報開示と非開示の企業に比べ財務パフォーマンスの差異をもたらしたかのかを確認する。第二に，ROA の持続性と ESG・研究開発変数の内生性を考慮するため，System GMM を補完的な頑健性検証として位置付ける。以下，第 2 節で先行研究，第 3 節でデータ，第 4 節で分析手法，第 5 節で暫定結果を示す。

2．先 行 研 究

2.1　ESG の財務パフォーマンスへの影響

ステークホルダー理論によれば，ESG への対応は主要な利害関係者との関係を改善し，企業固有の資源へのアクセスと競争優位を強化する。環境対応は資源・エネルギー効率の改善や規制リスクの抑制，社会面の取組は従業員の定着・生産性や顧客ロイヤルティの向上，ガバナンスの

改善は経営監督と資本配分の効率化を通じて，売上，費用，リスクおよび資本コストに影響しうる。これらの効果は最終的にROA，ROE，利益率，Tobin's Qなどに現れる。

これに対し，ESG活動には追加的な設備投資，情報収集，監査，報告および組織再編の費用が伴う。便益が長期にわたり実現する一方で費用が先行すれば，短期のROAは低下または不変となりうる。また，経営者が評判獲得を優先して過剰投資を行う場合，あるいは開示が実質的な業務改善を伴わない場合，ESGと財務成果の関係は弱くなる。したがって，ESGの効果は理論的にも正に限定されず，時間軸と実施の質を明示する必要がある。

2.2　ESGと収益性・企業価値に関する実証研究

Friede et al.（2015）のセカンドレベル・レビューは，企業レベルの研究ではESGと財務成果の正の関係が比較的多く，ポートフォリオ研究では中立・混合的な結果が増えることを示す。Aydoğmuş, Gülay and Ergun（2022）は，39か国1,720社，2013–2021年のパネルに固定効果モデルを適用し，ESG総合スコアとE・S・Gの各スコアがROAと正に関連することを報告した。企業価値を表すTobin's Qについては，ESG総合，社会，ガバナンスは正である一方，環境スコアは有意ではなく，財務指標とESG次元による異質性が確認される。

相関と因果を区別する研究では結果がさらに分かれる。Flammer（2015）はCSR株主提案の僅差可決・否決を利用した回帰不連続デザインにより，提案の採択が短期の市場反応とその後の会計パフォーマンスを改善すると報告した。これに対し，より新しい期間を含むXu et al.（2022）は，投票日の異常収益率は上昇するものの，1–4年後のROA，ROE，純利益率，Tobin's Q，売上成長率および労働生産性に持続的な改善を確認しなかった。後者は，形式的なCSR採択が実体的な事業変革を保証しないことを示唆する。本研究の暫定的な非有意結果は，こうした短期市場評価と中長期会計成果の乖離という論点に接続する。

2.3　ESG情報開示，評価カバレッジおよび測定問題

ESG研究では，スコアの水準だけでなく，スコアが何を測定しているかが重要である。湯山ほか（2020）は，主要評価機関間のスコア相関が限定的であり，Bloombergは開示情報の量と利用可能性を相対的に強く反映すると指摘する。環境省・九州大学（2021）も，BloombergのESG開示スコアと生産効率性の関係が単純な線形ではなく，中位のスコア帯では正，高いスコア帯では一部負となる可能性を報告している。したがって，ESGスコアを企業の実質的なESG成果と同一視すると，測定誤差と解釈上の混同が生じうる。

評価対象になること自体の効果を扱う研究として，Bikmetova and Pirinsky（2026）は，MSCI KLD，Refinitiv，Sustainalytics，Bloombergによる大規模なカバレッジ拡大を利用し，処置前年の企業属性に基づくPSMで対照群を構築し，ESGスコア，情報開示，環境・社会面の実質的行動，ESG志向機関投資家の保有および企業価値と関連することが示されている。この研究は，評価カバレッジが情報処理費用の低下と企業行動への規律付けを通じて実体効果を持ちうることを示す一方，その効果が会計上の収益性に現れる時期や大きさは別途検証すべきことを意味する。

2.4　研究課題と検証仮説

既存研究は，ESG 水準と財務成果の相関，株主提案の可決，外部評価機関による追加カバレッジを主に扱ってきた。しかし，東アジア企業を対象として，Bloomberg 上で ESG 情報が初めて継続的に観測される時点を処置とし，開示企業の自己選択と収益性の動学性を同時に考慮した研究は限られている。本研究は，開示開始後の ROA の変化を比較可能な未開示企業の変化と対比する。先行研究の平均的傾向に基づき，主たる検証仮説を次のように設定する。

仮説 1：ESG 情報の公表を開始した企業は，公表していない比較可能な企業に比べ，処置後の ROA が上昇する。

仮説 2：内生性を制御した動的モデルにおいても，ESG スコア（環境・社会・ガバナンス）は ROA に正の影響を与える。

3．デ　ー　タ

3.1　分析対象

実証分析には Bloomberg Terminal から取得した日本の上場企業をカバーし，分析期間は2016–2024年である。パネルは企業識別子，年度，ROA，ESG 指標および主要な処置前共変量を接続して構築する。産業分類は Bloomberg の独自産業分類「BICS（Bloomberg Industry Classification System）」（それ以外に ISIC や JSIC も参照可能）の第 1 次分類（レベル 1：セクター）に基づき，Appendix の12産業部門に区分する。

本データの重要な特徴は，Bloomberg 上の ESG スコアの利用可能性が時間を通じて大きく変化する点である。2016–2020年に ESG スコアを持つ日本企業は約440社にとどまるが，2021年には約2,220社へと急増する。すなわち，処置（初めて ESG が観測される時点）はほぼ全て2021年に集中しており（初観測が2021年の企業が約1,780社，2022–2024年はわずか17社），事実上，単一時点（2021年）のカバレッジ拡大ショックとみなせる。この集中は，staggered adoption に伴う二方向固定効果推定の重み付けバイアスの懸念を実質的に軽減する一方，処置が企業固有の ESG 改善ではなく評価機関側のカバレッジ判断を反映する可能性を高める。

3.2　変　数

被説明変数は総資産利益率（ROA）である。ROA は純利益を総資産で除して100を乗じた値であり，企業が保有資産を用いて利益を生み出す効率を示す。主たる処置変数は ESG 情報の公表開始である。2021–2024年のいずれかに Bloomberg 上で ESG 指標が初めて観測された企業を処置群，2016–2024年の全期間で ESG 指標が観測されない企業を対照群とする。欠損値[1)]をスコア 0 とみなさず，「情報が観測可能か」という状態として扱う。

補完的な説明変数として，Environmental score（ESCORE），Social score（SSCORE），Governance score（GSCORE）を用いる。PSM と回帰分析の共変量には，処置前 ROA，固定資産規模（lnPPE），レバレッジ（DEBT_ASSETS），売上成長率（REV_GROW）および産業を用いる。研究開発強度

表１　主要変数の定義

変　数	定　義	分析上の役割
ROA	純利益／総資産×100	被説明変数
ESCORE/SSCORE/GSCORE	Bloomberg の環境・社会・ガバナンス各スコア	GMM で ESCORE＝内生，SSCORE・GSCORE＝外生統制
lnPPE	有形固定資産（PPE）の自然対数	PSM-DID 統制・GMM 外生統制
DEBT_ASSETS	総負債／総資産	PSM-DID 統制・GMM 外生統制
rd_sale	研究開発費／売上高	GMM 内生変数（対照群で欠測が大きく PSM からは除外）
REV_GROW	売上高成長率	PSM-DID 統制・GMM 外生統制
ROA_lag1	ROA の１期ラグ	動学項：GMM で内部ラグにより識別
Z	ESG 指標の観測履歴区分（0＝全観測年で未観測，1＝一部観測，2＝全観測年で観測）	標本の分岐
EMPL	従業員数	記述統計
firm/year/sec	企業識別子／会計年度／産業コード	固定効果・クラスタ・標本キー（係数行ではない）

表２　Z 区分別の標本構成と記述統計（2016-2024年，ROA 観測値）

Z	N	構成比	ROA	EMPL
0	13,151	39.9%	1.18(18.78)	547.58(1,168.18)
1	15,888	48.2%	3.95(6.99)	2,744.28(5,305.65)
2	3,913	11.9%	4.63(5.34)	27,508.59(47,583.45)

注：N は企業・年観測数。ROA 及び EMPL 数値は平均値，括弧内は標準偏差である。
出所：Bloomberg データに基づく集計。

（rd_sale）は GMM の内生変数として用いるが，後述のとおり対照群では研究開発費データがほぼ観測されないため，PSM の共変量からは除外する。

３.３　Z 区分別の標本構成と記述統計

ESG 情報の観測履歴に基づき，観測企業を Z＝0，1，2 の三群に区分する。Z＝0 は当該企業の全観測年で ESG 指標が観測されない群，Z＝1 は観測期間の一部でのみ ESG 指標が観測される群，Z＝2 は全観測年で ESG 指標が観測される常時開示群である。Z＝1 には開示開始企業が含まれるが，PSM-DID の処置群は，そのうち2021-2024年に初めて観測され，処置前共変量と共通サポートの条件を満たす企業に限定する。Z＝0 は対照候補，Z＝2 は動学モデルの対象として用いる。

三群の合計は32,952企業・年である。未調整平均では，ROA は Z＝0 の1.18から Z＝2 の4.63へ上昇し，従業員数も Z＝2 で著しく大きい。Z＝0 の ROA は標準偏差が18.78と極端に大きく，

小規模企業の外れ値が多いことを示す。ESG 情報の観測状況と企業規模・収益性の間には強い標本構成差が存在するため，表 2 の群間差は因果効果として解釈しない。主分析では処置前属性によるマッチングと DID を組み合わせ，常時開示企業は別標本の動学分析として扱う。

4．分 析 手 法

4.1　PSM-DID による開示効果の識別

ESG 情報の公表選択に伴う自己選択バイアスを修正するため，第一段階でロジットモデルによる傾向スコア・マッチング（PSM）[2] を行い，処置前属性（ROA，lnPPE，DEBT_ASSETS，rd_sale，REV_GROW，産業）が類似した対照企業を選択する。共通サポート条件を課した後のマッチ済みパネルに対し，二方向固定効果 DID モデルを適用する。

$$ROA_{it}=\alpha+\beta(Treat_i\times Post_{it})+\gamma' X_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで β は開示開始の平均処置効果（ATT）を表す。μ_i は企業固定効果，λ_t は年固定効果，X_it は時変統制変数（DEBT_ASSETS，lnPPE，REV_GROW）である。処置はほぼ2021年に集中するため，Post_it は2021年以降を 1 とする。標準誤差は企業レベルでクラスタリングする。

4.2　動的パネル GMM モデルの定式化と推定

企業の ROA には強い自己相関が存在するため，前期の ROA（ROA_i,t−1）を説明変数に含む動的パネルモデルを定式化する。固定効果変換を行っても，ラグ付き被説明変数と変換後の誤差項の間に相関が残るため（Nickell バイアス），通常の OLS や固定効果モデルは不一致推定量となる。このため，Arellano and Bond（1991）の差分 GMM（Difference GMM）および Blundell and Bond（1998）のシステム GMM（System GMM）を用いて推定量の一致性を確保する。本分析の対象は，ESG スコアが全期間で観測される常時開示企業（Z=2）である点に留意する。すなわち GMM は ESG「開示」の処置効果ではなく，ESG スコア「水準」と ROA の動学的関連を推定するものであり，PSM-DID とは推定対象も標本も異なる。

推定する基本モデルは以下の通りである。

$$\begin{aligned} ROA_{it}=\alpha\cdot ROA_{i,t-1}+\beta1\cdot rd_{sale_{it}}+\beta2\cdot ESCORE_{it}+\beta3\cdot DEBT_ASSETS_{it} \\ +\beta4\cdot GSCORE_{it}+\beta5\cdot SSCORE_{it}+\beta6\cdot lnPPE_{it}+\beta7\cdot REV_{GROW_{it}}+\lambda_t+\eta_i+\upsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

ここで η_i は企業固有効果，λ_t は年効果，υ_{it} は撹乱項である。

4.2.1　変数区分の設定

説明変数は，内生性の性質に応じて以下のように区分する。被説明変数ラグ（$ROA_{i,t-1}$）は GMM 形式のラグ操作変数によって識別する。研究開発強度（rd_sale）と ESCORE は ROA との同時決定性・逆因果の可能性が相対的に高いと考えられるため，GMM 形式のラグ操作変数で識別する内生変数として扱う。DEBT_ASSETS，GSCORE，SSCORE，lnPPE，REV_GROW は，

それらの水準を標準的な操作変数として用いる外生統制変数とする。ただしESCOREのみを内生とし他のESG次元を外生とする区分は先験的に自明ではないため，E・S・Gをすべて内生として扱う仕様も頑健性として確認する（結果は定性的に不変である）。

4.2.2　操作変数・推定設定

操作変数の過剰増殖は，Hansen検定の検出力を低下させ，係数推定にバイアスをもたらす。これを回避するため，GMM操作変数のラグ長を2～3期に限定し，操作変数行列を圧縮する。推定には2段階GMMを採用し，標準誤差には小サンプルにおける下方バイアスを調整するWindmeijer補正を適用する。また，時間的に共通するマクロショックを制御するため年ダミーを導入する。本仕様では操作変数数は差分GMMで18，システムGMMで22であり，企業数（436社）を大きく下回るため，操作変数の過剰増殖は生じていない。

4.2.3　検定手法

GMM推定の妥当性を評価するため，以下の診断検定を実施する。AR(1)・AR(2)検定は一階差分誤差項の系列相関を検証する。原誤差項に自己相関がなければ，AR(1)が有意（$p<0.05$）かつAR(2)が非有意（$p>0.05$）となる。Hansen J検定は過剰識別制約の妥当性を検証し，帰無仮説（操作変数が誤差項と無相関）が棄却されないこと（$p>0.05$）を確認する。ただしHansen検定のp値が1に近い過度に高い値は，検定の検出力低下の兆候でもあるため，操作変数数とあわせて解釈する。Difference-in-Hansen検定は，システムGMMで追加された水準方程式のモーメント条件の妥当性を検証する。

5．分析結果

5.1　PSM-DIDによる開示開始の平均処置効果

表3は，PSMによって処置前属性の近い企業を選んだ後，マッチ済みパネルにDIDを適用した結果である。主要係数treated×postは，ESG情報の開示開始後に処置企業のROAが対照企業に比べてどの程度変化したかを示すATTである。標準誤差は企業レベルでクラスタリングしている。

ATTは+0.1857であるが，標準誤差は0.2715，p値は0.494であり，統計的に有意ではない。

表3　PSM-DID推定結果

変　数	係　数	標準誤差	z　値	p　値
定数項	+0.2219	2.2213	+0.0999	0.9204
Treat×Post（ATT）	+0.1857	0.2715	+0.6840	0.4940
DEBT_ASSETS	−0.2458***	0.0151	−16.2931	＜0.001
lnPPE	+1.1281***	0.2224	+5.0733	＜0.001
REV_GROW	+0.0729***	0.0064	+11.4292	＜0.001

注：被説明変数はROA。企業クラスタ頑健標準誤差を使用。***$p<0.01$。ATTの95％信頼区間は［−0.3464, 0.7178］。

表 4　ESG 水準と ROA ダイナミクス：5 モデル比較

変　数	OLS	FE-firm	FE-sec	Diff-GMM	SysGMM
ROA_lag1	+0.7234***	+0.3214***	+0.7176***	+0.4729***	+0.5711***
	(0.0236)	(0.0273)	(0.0238)	(0.0955)	(0.0487)
rd_sale	−0.0213	−0.2818**	−0.0104	−0.4304	−0.1676
	(0.0198)	(0.1266)	(0.0218)	(0.9650)	(0.2722)
ESCORE	+0.0537*	+0.0720	+0.0543*	−0.0190	+0.0513
	(0.0322)	(0.0618)	(0.0323)	(0.3211)	(0.1375)
DEBT_ASSETS	−0.0314***	−0.1290***	−0.0350***	−0.1405***	−0.0605***
	(0.0045)	(0.0148)	(0.0050)	(0.0209)	(0.0174)
GSCORE	+0.2183***	+0.5338***	+0.2896***	+0.3613**	+0.4876
	(0.0640)	(0.1166)	(0.0633)	(0.1765)	(0.3039)
SSCORE	−0.0731**	−0.2095***	−0.0841**	−0.2005**	−0.0898
	(0.0301)	(0.0764)	(0.0358)	(0.0983)	(0.0608)
lnPPE	−0.1220**	−0.5662**	−0.1566***	−1.2479***	−0.2583***
	(0.0496)	(0.2464)	(0.0525)	(0.4491)	(0.0985)
REV_GROW	+0.0916***	+0.0822***	+0.0943***	+0.0844***	+0.0949***
	(0.0070)	(0.0065)	(0.0070)	(0.0162)	(0.0075)
標本数	2,972	2,972	2,972	2,581	2,581
（企業-年）					
企業数	381	381	381	436	436
操作変数数	—	—	—	18	22
Hansen p 値	—	—	—	0.907	0.878
AR(1) p 値	—	—	—	0.000	0.000
AR(2) p 値	—	—	—	0.672	0.612

注：被説明変数は ROA。括弧内は企業クラスタ頑健標準誤差。***p<0.01，**p<0.05，*p<0.10。動学 GMM では rd_sale と ESCORE を GMM 型内生変数，DEBT_ASSETS，lnPPE，REV_GROW，GSCORE，SSCORE をⅣ型変数とする。

95%信頼区間もゼロを含むため，開示開始が短期の ROA を改善したという仮説 1 は支持されない。ただし，これは効果が厳密にゼロであることの証明ではなく，本標本と期間では正負いずれの効果も精密に識別できないことを意味する。統制変数では，負債比率が ROA と有意な負の関係，企業規模と売上成長率が有意な正の関係を示した。定数項は基準企業・基準年に依存するため，経済的解釈の中心とはしない。

5.2　ESG 水準と ROA ダイナミクス

表 4 は，全期間で ESG 情報が観測される常時開示企業（Z=2）を対象とした 5 モデル比較である。PSM-DID とは異なり，処置効果ではなく，ESG 水準・研究開発強度と ROA の動学的関係を推定する。ROA の 1 期ラグを含めることで収益性の持続性を捉え，OLS，企業 FE，業種 FE，差分 GMM，システム GMM への変更に対する係数の安定性を検討する。

被説明変数ラグ ROA_lag1 の係数はすべてのモデルで 1 %水準で有意であり，収益性に強い慣性が存在する。ラグ項の推定値は，下方バイアスを持つ企業 FE（+0.3214）と上方バイアスを持つ OLS（+0.7234）の間に，差分 GMM（+0.4729）およびシステム GMM（+0.5711）が収まっている。これは Bond（2002）が示した経験則と整合的である。ただしこの経験則は識別の必要条件的な目安であって仕様の正当性を証明するものではないため，以下の診断とあわせて解釈する。

負債比率（DEBT_ASSETS）は全モデルで負に有意（システム GMM: −0.0605, p<0.01）であり，

レバレッジの上昇がROAを抑圧する。有形固定資産規模（lnPPE）も全モデルで負に有意で，資本集約度の高い企業ほどROAが低いことと整合する。売上高成長率（REV_GROW）は全モデルで正に有意であった。

環境スコア（ESCORE）はOLSおよび業種FEで10％水準で正に有意であったが，企業異質性・内生性を制御した動学GMMでは有意性を失う。ガバナンス（GSCORE）・社会（SSCORE）スコアも，OLSやFEで有意な関連が観察されたものの，システムGMMでは有意でなくなる。研究開発強度（rd_sale）もGMMでは有意でない。したがって，単純な正のESG–業績相関は内生性の制御に対して頑健でなく，仮説２は支持されない。企業内のESG変動が小さいため，非有意が真のゼロではなく検出力不足を反映している可能性は残る。診断面では，差分GMM・システムGMMともにAR(1)有意・AR(2)非有意であり，原誤差項の系列相関は棄却されない。操作変数数は企業数を大きく下回り，過剰増殖は生じていない。Hansen p値は高めであり，これは操作変数が棄却されないことを示す一方，検出力の観点からは慎重に解釈すべき水準でもある。

６．結論と今後の課題

本研究は，ESG情報の公表開始を企業の情報環境の変化として捉え，PSM-DIDによるATT推定と，常時開示企業を対象とする５つのモデルの動学比較を組み合わせて，ESGとROAとの関係を検証した。PSM-DIDにおけるATTは＋0.1857であったものの，開示開始後の短期的なROA改善は確認されなかった。また，５つのモデルの比較分析においては，ROAの持続性，負債比率の負の影響，および売上成長率の正の関係が頑健であった一方，環境（E）・社会（S）・ガバナンス（G）の各スコアの効果は推定法によって安定しなかった。

以上の結果は，ESG情報の開示，実質的なESG改善および会計収益性への波及というプロセスを段階的に区別して捉える必要性を示唆している。とりわけ本データでは処置が2021年のカバレッジ拡大に集中しており，開示開始が企業行動の変化というより評価機関側の判断を反映する側面が強い。今後の課題として，(1)処置前トレンドを吸収する推定量（例：処置前差を明示的に統制するDID，あるいはCallaway and Sant'Anna（2021）型のコホート別推定）による識別の強化，(2)対照群の情報基盤欠測（研究開発費など）を踏まえた共通サポートの再設計などが挙げられる。なお，動的パネルGMMの分析対象は常時開示企業（Z＝2）に限定されており，これらは規模等の属性が他企業と大きく異なるため，本結果を非対象企業へ直ちに外挿することはできない。

注

1） ROA以外の欠損値は，同じ産業分類の成長率を用いて補完する作業を行っている。

2） マッチングには標準的な手法であるキャリパーマッチングを採用し，傾向スコアの標準偏差の0.2倍をキャリパー幅とした復元なしの１：１近傍マッチングを実施した。

参考文献

日本語文献

環境省・九州大学（2021）『令和２年度 環境経済の政策研究― ESG ファクターと企業価値等に関する研究―研究報告書』。

経済産業省（2017）『伊藤レポート2.0 ―持続的成長に向けた長期投資（ESG・無形資産投資）研究会報告書』。

湯山智教・白須洋子・森平爽一郎（2020）「ESG スコアに関する実証分析」青山学院大学経済研究所ワーキングペーパー第13号。

英語文献

Arellano, M., and Bond, S.（1991）“Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” Review of Economic Studies, 58(2), 277–297.

Aydoğmuş, M., Gülay, G., and Ergun, K.（2022）“Impact of ESG Performance on Firm Value and Profitability,” Borsa Istanbul Review, 22, S119–S127. https://doi.org/10.1016/j.bir.2022.11.006

Bikmetova, N., and Pirinsky, C. A.（2026）“Do ESG Rating Agencies Improve ESG Performance?” Journal of Business Ethics, 204, 335–365. https://doi.org/10.1007/s10551-025-06063-0

Blundell, R., and Bond, S.（1998）“Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” Journal of Econometrics, 87(1), 115–143. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8

Bond, S.（2002）“Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice,” Portuguese Economic Journal, 1(2), 141–162.

Callaway, B., and Sant'Anna, P. H. C.（2021）“Difference-in-Differences with Multiple Time Periods,” Journal of Econometrics, 225(2), 200–230. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001

Flammer, C.（2015）“Does Corporate Social Responsibility Lead to Superior Financial Performance? A Regression Discontinuity Approach,” Management Science, 61(11), 2549–2568. https://doi.org/10.1287/mnsc.2014.2038

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), 210–233. https://doi.org/10.1080/20430795.2015.1118917

Heckman, J. J., Ichimura, H., and Todd, P. E.（1997）“Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme,” Review of Economic Studies, 64(4), 605–654.

Rosenbaum, P. R., and Rubin, D. B.（1983）“The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” Biometrika, 70(1), 41–55. https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41

Windmeijer, F.（2005）“A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators,” Journal of Econometrics, 126(1), 25–51.

Xu, Z., Hou, W., Main, B. G. M., and Ding, R.（2022）“The Impact of ESG on Financial Performance: A Revisit with a Regression Discontinuity Approach,” Carbon Neutrality, 1, Article 30. https://doi.org/10.1007/s43979-022-00025-5

APPENDIX　BICS 第１次分類に基づく12産業分類

産業コード	Bloomberg 第１次産業分類
sec01	Consumer Staples
sec02	Oil & Gas
sec03	Renewable Energy and Utilities
sec04	Industrial Products
sec05	Industrial Services
sec06	Materials
sec07	Real Estate
sec08	Technology
sec09	Consumer Discretionary
sec10	Communications
sec11	Healthcare
sec12	Finance