

2024 年 1 月 21 日提出
神戸大学経済学部
研究指導論文

財務パフォーマンスが ESG スコアに与える効果
— トービット・モデルによる日本企業の分析

氏名 片野 瑠莉
学籍番号 2042218E
所属 茂木快治研究室

要旨

現代社会における企業経営では、環境（Environment）・社会性（Social）・企業統治（Governance）の三要素から成る ESG 活動の重要性が高まっている。ESG 活動を重視する企業に対して積極的に投資する「ESG 投資」が活発化する中、世界中の企業が ESG パフォーマンス（ESG performance; ESGP）を意識している。一方、企業の財務パフォーマンス（corporate financial performance; CFP）も経営上重要な指標である。ESGP と CFP の間の理論的関係は複雑であり、エージェンシー理論に基づけば負の関係、ステークホルダー理論に基づけば正の関係が想定される。どちらの理論がどの程度データによって支持されるのか、現在もコンセンサスは得られていない。さらに、ESGP から CFP への効果と、CFP から ESGP への効果の識別も重要な研究課題として残されている。

ESGP から CFP への効果を調べた研究と比較して、CFP から ESGP への効果を調べた研究は少数派である。また、日本を対象とした実証研究は他の先進諸国と比べて不足している。これらの背景を踏まえ、本論文では日本の上場企業における CFP の ESGP に対する効果を分析する。本論文における CFP の代理変数は、短期的財務指標のひとつとしてよく用いられる総資産利益率（return on assets; ROA）である。ROA のデータは多くの上場企業について容易に収集可能である。他方、本論文における ESGP の代理変数は、本研究分野で広く認知されている週刊東洋経済『CSR 企業白書 2022 年版』の ESG ランキングデータである。2022 年時点の ESG スコアを 1 年前（すなわち 2021 年時点）の ROA およびコントロール変数で回帰することで、内生性（endogeneity）の問題を回避し、CFP から ESGP への純粋な効果を推定する。

本論文が特に重視するのは、サンプル選択バイアス（sample selection bias）への対処である。分析対象の上場企業は、ESG ランキング圏内の企業とランキング圏外の企業に分けられる。ランキング内企業については ESG スコアが直接的に観察可能である。一方、ランキング外企業の ESG スコアは非公開であり、これについて知りえることは、ランク内の最下位企業の ESG スコアよりも低い値をとっているということのみである。つまり、ESG ランキングデータは打ち切りデータ（censored data）の一種である。

ESG ランク内の企業は総じて大企業が多く、ランク外の企業は相対的に規模が小さい。このサンプルの偏りを考慮せず、ランク内企業のみ線形回帰モデルを当てはめると、得られた分析結果はランク外企業に対してバイアスのかかったものとなる。ESGP が観察できないような比較的小規模の企業の存在を統計的に適切に処理した先行研究は、筆者が知る限りでは皆無である。つまり、既存研究の分析結果は、ESGP の観察できる大企業には当てはまるが、それ以外の企業にも敷衍できるか疑わしいという点で、外的妥当性（external validity）に欠けると考えられる。

本研究では、ESG ランキング圏内の 465 社およびランキング圏外の 2274 社、合計

2739社についてトービット・モデル (Tobit model) を当てはめる。これにより、ランク外企業についても偏りなく CFP の ESGP に対する効果を推定することができる。この工夫は、既存の線形回帰アプローチに一石を投じる画期的な貢献である。

本論文の主な分析結果は次のとおりである。第一に、打ち切り非対応の線形回帰モデルに基づくと、ROA の回帰係数の最小二乗推定値は小さな負の値をとり、ゼロ仮説は棄却できない。つまり、サンプル選択問題を適切に処理しない場合、CFP は ESGP に有意な影響を与えないという結論に至る。第二に、提案のトービット・モデルに基づくと、ROA の回帰係数の最尤推定値は 7.085 となり、95%信頼区間は [5.532, 8.639] となる。回帰係数のゼロ仮説は強く棄却され、CFP は ESGP に大きな正の効果を与えるといえる。具体的には、ROA が 1%ポイント改善すると、ESG スコアが平均的に 7.085 点も改善する。ROA の標準偏差が 10.36%, ESG スコアが 300 点満点であることを踏まえると、今回得られた正の効果は著しく大きい。つまり、サンプル選択問題を適切に処理した場合、CFP の改善は ESGP の劇的な改善をもたらすという結論に至る。

追加的な計量分析では、被説明変数を ESG スコアから環境 E スコア、社会性 S スコア、企業統治 G スコアに置き換えて、それぞれトービット・モデルを当てはめる。分析の結果、ROA の E スコア、S スコア、G スコアに対する効果はいずれも大きな正の値をとり、回帰係数のゼロ仮説は強く棄却される。したがって、CFP 改善は、3種類の個別スコアをおおむね満遍なく押し上げ、結果として ESG スコア全体を大きく押し上げるといえる。

本研究の分析結果を踏まえると、とりわけ日本の中小企業にとっては、財務的余裕の確保が近い将来の ESG 活動の充実をもたらすといえる。つまり、ESGP 改善を目指す比較的小規模の企業にとって、CFP 改善は急務である。これはエコロジー (ecology) とエコノミー (economy) の両立可能性を示唆しており、企業とそのステークホルダーにとって価値ある実務的インプリケーションである。ESG 活動の推進は労働者の心身の健康増進、公明正大な社会の実現、地球環境の保全などの観点で望ましいことであり、国際社会における ESG の重要性は今後ますます高まっていくと予想される。

目次

第1章	イントロダクション	1
第2章	先行研究調査と本研究の学術的意義	
第2.1節	ESG活動と財務状況の関係をめぐる理論研究	4
第2.2節	ESG活動と財務状況の関係をめぐる実証研究	5
第2.3節	日本企業を対象とした先行研究	6
第2.4節	問題提起と本論文の学術的意義	6
第3章	回帰モデルの定式化と仮説の設定	
第3.1節	線形回帰モデル	8
第3.2節	トービット・モデル	9
第3.3節	コントロール変数の選定	11
第3.4節	仮説の設定	12
第4章	データの説明と基本的な統計分析	
第4.1節	ESGランキングデータ	13
第4.2節	財務データ	14
第4.3節	基本的な統計分析	15
第5章	実証分析の結果と解釈	
第5.1節	ESG総合スコアに対する3通りのモデルの比較	18
第5.2節	ESG三要素別の分析結果	23
第6章	実務的インプリケーションと今後の研究課題	
第6.1節	実務的インプリケーション	29
第6.2節	今後の研究課題	32
	参考文献	34

第1章 イントロダクション

現代社会における企業経営では、環境（Environment）・社会性（Social）・企業統治（Governance）の三要素から成る ESG 活動の重要性が高まっている。環境 E は自然環境保護を目的とした活動、社会性 S は社会やコミュニティとの建設的な関係構築を目的とした活動、企業統治 G は組織の公正な運営とリスク管理を目的とした活動を表す。ESG 活動の具体例は、表 1 のとおり多岐にわたる。

表 1 ESG 活動の具体例

環境（Environment）	社会性（Social）	企業統治（Governance）
<ul style="list-style-type: none">・環境会計の開示・温室効果ガス排出量削減・廃棄物排出量削減・再生可能エネルギー利用・水問題への対応	<ul style="list-style-type: none">・人権尊重・雇用機会の男女平等化・適正な労働条件の遵守・安心安全な財・サービスの提供・地域社会活動への参加	<ul style="list-style-type: none">・取締役会の独立性の担保・利益相反の管理・情報開示の透明性・CSR 方針の文書化・内部監査の充実

(注) 週刊東洋経済『CSR 企業白書 2022』などをもとに筆者作成。

ESG 活動を重視する経営は、「サステナブル経営（ESG 経営）」と呼ばれる。近年、投資家の中で、サステナブル経営を積極的に支援する「サステナブル投資（ESG 投資）」が活発化している。2015 年、年金積立金管理運用独立行政法人が国連責任投資原則¹に署名したことをきっかけとして、日本においても ESG 投資が盛んになった。グローバル・サステナブル・インベストメント・アライアンス（Global Sustainable Investment Alliance; GSIA）²の統計によると、日本におけるサステナブル投資額は 2014 年で約 70 億米ドル、2016 年で約 4740 億ドル、2018 年で約 2 兆 1800 億ドル、2020 年で約 2 兆 8740 億ドル、2022 年で約 4 兆 2890 億ドルと増加の一途を辿っている。

ESG 投資が増加する中、世界中の多数の企業が ESG パフォーマンス（ESG performance; ESGP）の改善に取り組んでいる。例えば、大手消費財化学メーカーの花王は、「豊かな共生社会の実現」という目標の下、環境配慮型の包装容器の開発や持続可能なサプライチェーンの構築などを行っている。また、大手精密機器メーカーのキヤノンは、企業の社会的責任（corporate social responsibility; CSR）を全うすることを宣

¹ 国連責任投資原則の中には次のような ESG 原則が存在する。第一に、投資分析と意思決定のプロセスに ESG の課題を組み込むこと。第二に、活動的な所有者となり所有方針と所有習慣に ESG の課題を組み入れること。第三に、投資対象の主体に対して ESG の課題について適切な開示を求めること。

² GSIA は、サステナビリティの推進を目的として設置された、世界の ESG 投資関連統計をまとめる機関である。

言し、製品のライフサイクル全体における二酸化炭素排出量削減や、貧困地域での社会文化支援活動などを行っている。

一方、企業の財務パフォーマンス (corporate financial performance; CFP) も経営上重要な指標である。CFP を良好な水準に保つことは、企業の存続確率を引き上げると考えられる。ESGP と CFP の間にはどのような相互依存関係があるだろうか。営利企業の至上命題は利潤最大化であると主張する Friedman (1970) のエージェンシー理論 (agency theory) に基づけば、ESGP と CFP の間には負の関係が存在すると予想される。一方、CSR 重視派のステークホルダーの存在は企業にとって無視しえないと主張する Freeman (1984) のステークホルダー理論 (stakeholder theory) に基づけば、ESGP と CFP の間には正の関係が存在すると予想される。また、ESGP から CFP への効果と、CFP から ESGP への効果の識別も重要な研究課題として残されている。

ESGP と CFP の相互関係を実証的に明らかにしようとする研究は多数存在するが、分析結果は論文ごとに大きく異なっていて、いまだコンセンサスは得られていない。とりわけ CFP の ESGP に対する効果の分析は、ESGP の CFP に対する効果の分析と比べて、実証研究の蓄積が遅れている。また、日本を分析対象とした先行論文は他の先進諸国と比べて不足している。

以上の背景を踏まえ、本論文では日本の上場企業における CFP の ESGP に対する効果を分析する。分析対象は、東証プライム市場もしくは東証スタンダード市場に上場する企業のうち、銀行・証券・保険の3産業を除くなどの前処理を施した 2739 社である。本論文における CFP の代理変数は、短期的財務指標のひとつとしてよく用いられる総資産利益率 (return on assets; ROA) である。ROA のデータは、分析対象の全 2739 社について収集可能である。他方、本論文における ESGP の代理変数は、本研究分野で広く認知されている週刊東洋経済『CSR 企業白書 2022 年版』の ESG ランキングデータである。2022 年時点の ESG スコアを 1 年前 (すなわち 2021 年時点) の ROA およびコントロール変数で回帰することで、内生性 (endogeneity) の問題を回避し、CFP から ESGP への純粋な効果を推定する。

本論文が特に重視するのは、サンプル選択バイアス (sample selection bias) への対処である。分析対象の 2739 社は、ESG ランキング圏内の 465 社とランキング圏外の 2274 社に分けられる。前者については ESG スコアが直接的に観察可能である。一方、後者の ESG スコアは非公開であり、これについて知りえることは、ランク内の最下位企業の ESG スコアよりも低い値をとっているということのみである。つまり、ESG ランキングデータは打ち切りデータ (censored data) の一種である。

ESG ランク内の企業は総じて大企業が多く、ランク外の企業は相対的に規模が小さい。このサンプルの偏りを考慮せず、ランク内企業のみ線形回帰モデルを当てはめると、得られた分析結果はランク外企業に対してバイアスのかかったものとなる。ESGP

が観察できないような比較的小規模の企業の存在を統計的に適切に処理した先行研究は、筆者が知る限りでは皆無である。つまり、既存研究の分析結果は、ESGP の観察できる大企業には当てはまるが、それ以外の企業にも敷衍できるか疑わしいという点で、外的妥当性 (external validity) に欠けると考えられる。

本研究では、ESG ランキング圏内の 465 社およびランキング圏外の 2274 社についてトービット・モデル (Tobit model) を当てはめる。これにより、ランク外企業についても偏りなく CFP の ESGP に対する効果を推定することができる。この工夫は、既存の線形回帰アプローチに一石を投じる画期的な貢献である。

本論文の主な分析結果は次のとおりである。第一に、打ち切り非対応の線形回帰モデルに基づく、ROA の回帰係数の最小二乗推定値は小さな負の値をとり、ゼロ仮説は棄却できない。つまり、サンプル選択問題を適切に処理しない場合、CFP は ESGP に有意な影響を与えないという結論に至る。第二に、提案のトービット・モデルに基づく、ROA の回帰係数の最尤推定値は 7.085 となり、95%信頼区間は[5.532, 8.639]となる。回帰係数のゼロ仮説は強く棄却され、CFP は ESGP に大きな正の効果を与えると見える。具体的には、ROA が 1%ポイント改善すると、ESG スコアが平均的に 7.085 点も改善する。ROA の標準偏差が 10.36%, ESG スコアが 300 点満点であることを踏まえると、今回得られた正の効果は著しく大きい。つまり、サンプル選択問題を適切に処理した場合、CFP の改善は ESGP の劇的な改善をもたらすという結論に至る。

本論文の構成は以下のとおりである。第 2 章では先行研究調査を行い、本論文の学術的位置づけを明確にする。第 3 章では回帰モデルの定式化と仮説の設定を行う。第 4 章では使用データの説明と基本的な統計分析を行う。第 5 章では回帰分析の結果の報告と解釈を行う。第 6 章では、上場企業および出資者、従業員、消費者、政府、競争企業、周辺環境といったステークホルダーに実務的インプリケーションを与えるとともに、今後の研究課題を述べる。

第2章 先行研究調査と本研究の学術的意義

本章では、企業の ESG パフォーマンス (ESGP) と財務パフォーマンス (CFP) の相互依存関係に関する既存の理論研究と実証研究を要約した上で、本研究の学術的意義を述べる。当該分野では、ESG や CSR という広く知られた概念に加え、「企業の責任的パフォーマンス (corporate responsibility performance; CRP)」や「企業の社会的パフォーマンス (corporate social performance; CSP)」といった類似の概念も用いられることがある。本章では、それぞれの先行文献の記述を尊重して ESG(P), CSR, CRP, CSP という用語を使い分けるが、これらの微妙な意味の違いには立ち入らない。本章の主な目的は、環境保全や社会秩序と密接に関わるこれら類似の概念が、経済・経営の基本的指標である財務パフォーマンス (CFP) とどう関係しているかを整理することである。

第 2.1 節と第 2.2 節では、ESGP と CFP の相互依存関係に関する理論研究と実証研究をそれぞれ要約する。第 2.3 節では、日本企業を分析対象とした先行研究を説明する。第 2.4 節では、先行研究に残された課題を指摘し、本論文の学術的位置づけを述べる。

第 2.1 節 ESG 活動と財務状況の関係をめぐる理論研究

エコロジー (ecology) とエコノミー (economy) は両立可能なのか、それともトレードオフなのだろうか。これは古くから議論され続けている問いである。この問いと同様、ESGP と CFP の関係性についても諸説あるが、既存の理論は次の 2 つに大別できる。第一の理論は、Friedman (1970) に代表されるエージェンシー理論である。“The social responsibility of business is to increase its profits” (「利潤最大化こそが企業の社会的責任である」) という論文題目からも読み取れるとおり、Friedman (1970) は CSR と CFP がトレードオフの関係にあると主張する。株主を依頼人 (principal)、経営者を代理人 (agent) と見なすと、エージェンシー理論では、株主も経営者も自分の利益の最大化に専念することが想定される。経営者が株主から預かった資本を CSR 活動にあてれば、CSR 活動に必要性を感じない株主からの反発を招くであろう。そして、株主と経営者の間の利害対立はエージェンシーコストを生む。CSR にかかる直接的なコストとエージェンシーコストは、CFP ひいては企業価値に負の影響を及ぼすであろう。

第二の理論は、Freeman (1984) を嚆矢とし Berman, Wicks, Kotha, and Jones (1999) でも支持されたステークホルダー理論である。ステークホルダー理論とは、企業の目的関数には、自社の利益のみならず株主、顧客、従業員、投資家などの利害関係者 (ステークホルダー) の利益も含まれるという理論である。ある企業が一部の利害関係者の要望に応えるべく積極的に CSR 活動を行うと、その利害関係者から当該企業への支援は強化され、結果的に CFP の押し上げ要因となるであろう。また、法令遵守による経営リスクの軽減や、快適で多様な労働環境の実現による生産性向上なども、CFP 改善につ

ながるはずである。これらのメリットが十分に大きければ、ESGP と CFP の間には正の関係が存在して然るべきである。

第 2.2 節 ESG 活動と財務状況の関係をめぐる実証研究

前節で見たとおり、ESGP と CFP の理論的關係は複雑であり、エージェンシー理論に基づけば負の關係、ステークホルダー理論に基づけば正の關係が想定される。どちらの理論がどの程度データによって支持されるのか、現在もコンセンサスは得られていない。次の 3 編の実証論文は、ESGP と CFP との間に負の關係を見出した。第一に、Nollet, Filis, and Mitrokostas (2016) は、CSP と CFP の間に U 字型の關係があると主張している。CSR への投資額が一定水準を超えれば利益回収が実現するものの、その水準に達するまではコスト増による利益損失が生じる。CSR 投資額の損益分岐水準は大きな値をとっており、基本的には CSP と CFP は負の關係を有するとのことである。第二に、Xie, Nozawa, Yagi, Fujii, and Managi (2019) [以下 XNYFM2019 と略記]は、社会性 S と企業統治 G の活動が ROA を引き下げる傾向があることを明らかにした。とりわけ社会性 G の活動は、コストを補助金で賄えない場合が多く、CFP の押し下げ要因となりやすいとしている。第三に、Duque-Grisales and Aguilera-Caracuel (2021) はラテンアメリカ諸国を分析し、ESG 活動の強化は少なくとも短期的には企業の利益を押し下げると述べた。同論文は、高額な ESG 活動は経営上必要なキャッシュフローを圧迫し、CFP を悪化させると示唆した。

一方、ESGP と CFP との間に正の關係を見出した実証研究もある。第一に、Velte (2017) はドイツの上場企業を分析し、ESGP は短期的財務指標の ROA に対して正の効果を与える一方、長期的財務指標のトービンの Q (Tobin's Q) に対しては有意な効果を与えないことを明らかにした。第二に、Chen, Song, and Gao (2023) は世界の主要株式市場に上場している企業を分析し、ステークホルダー理論と整合的な結果を得た。具体的には、ESGP の ROA に対する効果は大企業で有意に正であり、中小企業では有意にゼロと異なる。また、高リスク下では ESGP の ROA に対する効果は強まる。

さらに、ESGP と CFP との間接的な關係性に着目した研究も複数存在する。第一に、Lee, Faff, and Langfield-Smith (2009)によると、CSP と CFP の間には多くの変数が介在している可能性があり、直接的な關係性は弱いと考えられる。また、直接的關係が存在する場合でも、正の効果と負の効果が互いに相殺しあうと指摘している。第二に、Surroca, Tribó, and Waddock (2010) は、組織文化やイノベーションなどの無形資源 (intangible resource) を媒介変数として用いた場合とそうでない場合とで、CRP と CFP の相互關係は大きく異なることを示した。媒介変数を用いない場合、CRP と CFP は互いに有意な正の効果を与え合うという結果が得られる。媒介変数を用いた場合、CRP が

ら CFP への正の効果も、CFP から CRP への正の効果も、統計的有意性を失う。つまり、CRP と CFP との間に直接的な関係はなく、無形資源を介した間接的な正の関係があるのみである。第三に、Lahouel, Gaies, Zaied, and Jahmane (2019) は、一般化モーメント法(generalized method of moments; GMM)を用いて内生性の問題に対処した上で CSP と CFP の関係を分析し、両者に直接的な関係がないことを報告した。

第 2.3 節 日本企業を対象とした先行研究

日本企業を対象として ESGP と CFP の関係性を調べた研究も、少数ながら存在する。Suto and Takehara (2016) [以下 ST2016 と略記] は、日本企業における CFP の CSP に対する効果を分析した。ST2016 における被説明変数 CSP の代理変数は、東洋経済新報社のアンケート調査をもとに計算されている。アンケートに回答した企業については、CSR 関連スコアは入手可能である。一方、アンケートに回答しなかった企業については、CSR 関連スコアは入手不可能である。CFP およびその他の企業属性は、全企業について観察可能であるとする。ST2016 は、アンケート回答企業について、CSR 関連スコアを被説明変数、CFP およびその他の企業属性を説明変数とする線形回帰モデルを定式化し、最小二乗法を実行した。そして、回帰係数の最小二乗推定値を用いて、非回答企業の CSR 関連スコアを予測した(標本外予測)。回帰分析の結果、回答企業については、CFP の CSR 関連スコアに対する小さいながらも有意に負の効果が検出された。標本外予測の結果、非回答企業の CSR 関連スコアの標本外予測値は、回答企業の CSR 関連スコアの標本内予測値(理論値)と比べて平均的に低いことが分かった。

Vuong (2022) は市場センチメントを統制しつつ日本企業を分析し、ESGP が企業価値に対しては有意に正の効果、CFP に対しては有意に負の効果を与えることを明らかにした。この結果について、Vuong (2022) は Duque-Grisales and Aguilera-Caracuel (2021)と同様の解釈を与えた。つまり、ESGP 改善のためには多額の投資が必要であり、それが経営上必要なキャッシュフローを圧迫して CFP を悪化させるということである。

第 2.4 節 問題提起と本論文の学術的意義

ここまでの議論から明らかなおりと、ESGP と CFP の関係をめぐる理論と実証は錯綜しており、数十年間におよぶ膨大な研究蓄積を経てもなおコンセンサスには至っていない。論文ごとに分析結果が大きく異なる要因として、Margolis and Walsh (2003)は ①統計的手法の違い、②サンプル選択バイアスへの対処法の違い、③標本期間やデータの観測頻度の違い、④分析対象とする企業の組織環境の違い、⑤CSP および CFP の代理変数の違い の 5 点を指摘した。ESGP と CFP の関係を分析する際は、①~⑤を中心と

して先行研究との対比を明確にすることが重要となる。

ESGP から CFP への効果を調べた研究と比較して、CFP から ESGP への効果を調べた研究は少数派であり、追加的な分析がより強く求められる。また、日本を対象とした実証研究は他の先進諸国と比べて不足しており、追加的な分析が強く望まれる。これらの点を踏まえ、本論文では日本の上場企業における財務パフォーマンス (CFP) の ESG パフォーマンス (ESGP) に対する効果を分析する。

本論文における CFP の代理変数は、短期的財務指標のひとつとしてよく用いられる ROA である。ROA のデータは多くの上場企業について容易に収集可能である。本論文における ESGP の代理変数は、本研究分野で広く認知されている週刊東洋経済『CSR 企業白書 2022 年版』の ESG ランキングデータである。2022 年時点の ESG スコアを 1 年前 (すなわち 2021 年時点) の ROA およびコントロール変数で回帰することで、内生性の問題を回避し、CFP から ESGP への純粋な効果を推定する。

本論文が特に重視するのは、Margolis and Walsh (2003) のいうところの ② サンプル選択バイアスへの対処 である。分析対象の上場企業は、ESG ランキング圏内の企業とランキング圏外の企業に分けられる。ランク内企業については ESG スコアが直接的に観察可能である。一方、ランク外企業の ESG スコアは非公開であり、これについて知りえることは、ランク内の最下位企業の ESG スコアよりも低い値をとっているということのみである。つまり、ESG ランキングデータは本質的に打ち切りデータなのである。この打ち切りという特性を考慮せず、ランク内企業のみを対象として線形回帰モデルを当てはめると、サンプル選択バイアスが生じる恐れがある。ESG ランク内の企業は総じて大企業が多く、ランク外の企業は相対的に規模が小さい。この傾向を考慮に入れず、ランク内企業のみを対象とする線形回帰分析を行うと、得られた分析結果はランク外企業に対する外的妥当性を失う。

ESGP が観察できないような比較的小規模の企業の存在を統計的に適切に処理した先行研究は、筆者が知る限りでは皆無である。前節でレビューした ST2016 は、日本企業における CFP の CSP に対する効果を分析した貴重な研究であり、アンケート非回答企業の存在を意識しているという点で優れている。ただし、回帰分析ではアンケート回答企業のみを対象とした線形回帰モデルが用いられている。このアプローチは、アンケート非回答企業の標本外予測にサンプル選択バイアスをもたらすと考えられる。

以上の考察を踏まえ、本研究では ESG ランキング圏内および圏外の企業についてトーマット・モデルを当てはめる。これにより、ランク外企業についても偏りなく CFP の ESGP に対する効果を推定することができる。この工夫は、本研究分野ひいてはランキングデータが用いられる多くの研究分野に方法論的な革新をもたらす大きな貢献であると考えられる。

第3章 回帰モデルの定式化と仮説の設定

第3.1節では線形回帰モデル、第3.2節ではトービット・モデルを定式化する。第3.3節では回帰モデルに含めるコントロール変数の選定を行う。第3.4節では、定式化した回帰モデルと対応する形で仮説を設定する。

第3.1節 線形回帰モデル

ESG_i を2022年における企業 $i \in \{1, \dots, n\}$ の ESG ランキングを通じて観察される ESG スコア、 ROA_i を2021年における企業 i の総資産利益率とする。本分析の基本方針は、 ESG_i を ROA_i で回帰することによって、ESGP の CFP に対する感応度を計測するというものである。ESG スコアと ROA の間に1年間のラグをとっている理由は、ESG スコアから ROA への逆向きの因果関係 (reverse causality) を排除し、ROA から ESG スコアへの純粋な効果を観察するためである。本分析におけるサンプルサイズは、 $n = 2739$ 社である。

ESG ランキングの打ち切り構造は、次のとおり定式化できる。まず、企業 i の潜在的な ESG スコアを ESG_i^* と書く。 ESG_i^* の値がランキング圏外である企業の集合 G_0 と、ランキング圏内である企業の集合 G_1 を、それぞれ次式で定義する。

$$G_0 = \{i \in \{1, \dots, n\} \mid ESG_i^* < c\}, \quad G_1 = \{i \in \{1, \dots, n\} \mid ESG_i^* \geq c\}$$

ここで、 c は閾値 (threshold)、すなわちランクインした中で最下位の企業の ESG スコアである。本分析の場合は、 $c = 137$ 点である (300 点満点)。潜在的 (latent) な ESG_i^* が閾値 c で打ち切られた後の ESG_i のみが、分析者にとって観察可能であると仮定する：

$$ESG_i = \begin{cases} c & (i \in G_0 \text{ のとき}) \\ ESG_i^* & (i \in G_1 \text{ のとき}) \end{cases}$$

多くの先行研究では、ランキング圏内の企業のみに対して線形回帰モデルを当てはめるという最も素朴なアプローチが用いられている。これは次式のように表現できる。

$$\text{モデル 1: } ESG_i = \alpha + \beta ROA_i + \gamma (ROA_i \times SLK_i) + \delta' X_i + u_i \quad i \in G_1$$

ここで、 $(\alpha, \beta, \gamma, \delta)$ は推定すべきパラメータ、 X_i はコントロール変数のベクトル、 u_i は誤差項である。 δ と X_i はともに縦ベクトルである。 SLK_i は企業 i の財務的余裕 (financial slackness) の代理変数である。Singh, Verma, and Shome (2023) [以下 SVS2023 と略記] は、ESGP と CFP の間の関係の強さを規定する変数を調整変数 (moderating variable) と呼び、財務的余裕 SLK_i を調整変数として用いた。SVS2023 にならい、ROA と SLK の交差項を説明変数として回帰モデルに加えることにより、ROA の ESG スコアに対する効果が

SLK の水準に依存する可能性を考慮に入れる。なお、 SLK_i そのものはコントロール変数ベクトル X_i に含める。モデル 1 のパラメータは、最小二乗法 (ordinary least squares; OLS) で推定可能である。

ランキング圏内の企業と圏外の企業の両方に線形回帰モデルを当てはめるというアプローチも考えられる:

$$\text{モデル 2: } ESG_i = \alpha + \beta ROA_i + \gamma (ROA_i \times SLK_i) + \delta' X_i + u_i \quad i \in \{1, \dots, n\}$$

モデル 1 の適用対象は ESG_i^* の値がランキング圏内の企業のみであるのに対して、モデル 2 の適用対象は全 n 社である。ただし、 ESG_i^* の値がランキング圏外の企業については、 ESG_i の値は閾値 c で打ち切られている。モデル 2 のパラメータは、モデル 1 と同じく最小二乗法で推定可能である。

第 3.2 節 トービット・モデル

トービット・モデルでは、観察可能な ESG_i ではなく、潜在的な ESG_i^* を線形的に定式化する:

$$\text{モデル 3: } ESG_i^* = \alpha + \beta ROA_i + \gamma (ROA_i \times SLK_i) + \delta' X_i + u_i \quad i \in \{1, \dots, n\}$$

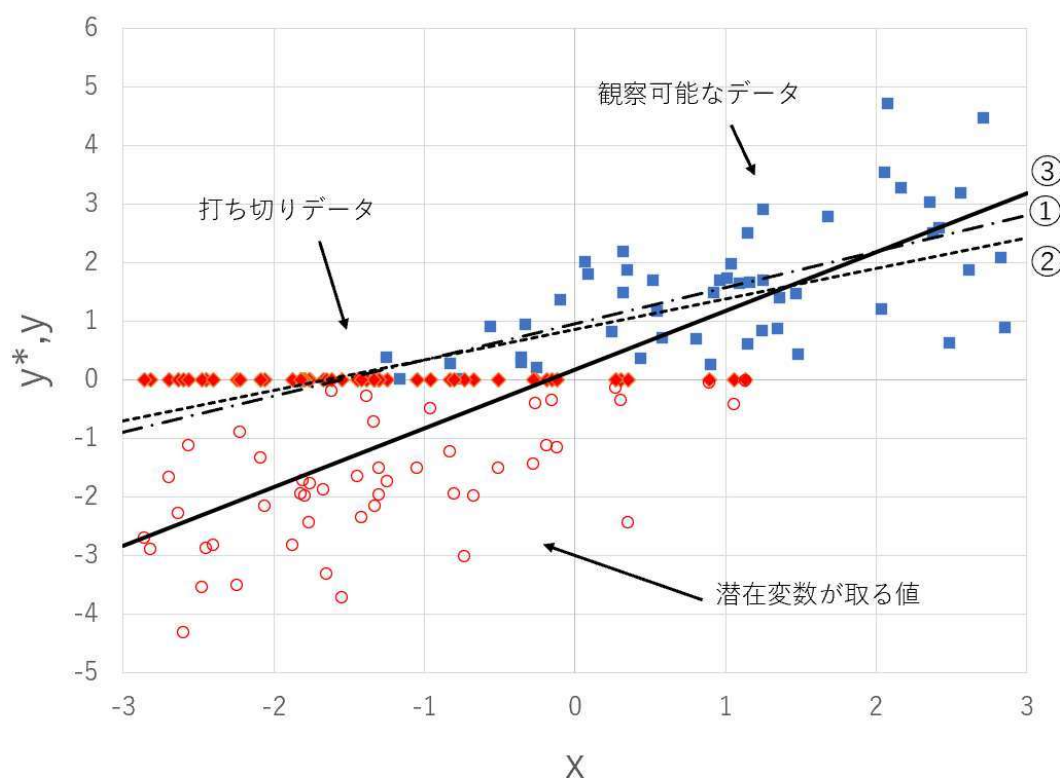
誤差項 u_i は独立かつ同一に期待値 0, 分散 σ^2 の正規分布に従うと仮定する。 ESG_i^* が c 以上の値をとる確率 (企業 i がランクインする確率) と c 未満の値をとる確率 (企業 i がランク外となる確率) を定式化し、それを用いてトービット・モデルの尤度 (likelihood) を定式化する。そしてパラメータを最尤法 (maximum likelihood) によって推定する。計算の詳細は、西山ほか (2019) 第 8.4 節や Hansen (2022) Ch. 27 を参照されたい。トービット・モデルの最尤推定は、Stata や EViews などの統計ソフトウェアに標準搭載されている。本稿では Stata を用いて分析を行う。

モデル 1-3 を打ち切りデータに当てはめたとき、分析結果にどの程度の差が生まれるのだろうか。この点を確認するため、線形のデータ発生過程 (data generating process) から人工的に発生させたデータに対し、モデル 1-3 を実際に当てはめてみよう (図 1)。閾値は $c = 0$ と設定する。図 1 の縦軸は打ち切り前後の ESG スコア、横軸 x は常に観察可能な ROA の仮想値である。ランキング圏内の企業のデータは青い四角 (■)、ランキング圏外の企業の観察可能なデータは赤い菱形 (◆)、ランキング圏外の企業の潜在的なデータは赤抜きの丸 (○) で表される。図中の直線①~③は、それぞれモデル 1-3 のもとで得られた回帰直線である。

図 1 を見ると、線形回帰モデルに基づく回帰直線①~②は、真の切片 0 を過大推定

(over-estimate) し、真の回帰直線の傾き 1 を過小推定 (under-estimate) していることが明らかである。これは打ち切り構造を適切に処理しなかったために生じたバイアスである。それに対して、トービット・モデルに基づく回帰直線③は、真の切片 0 と真の傾き 1 を正確にとらえている。このことから、ESG ランキングデータの分析にあたっては、トービット・モデルを使用すべきであるといえる。

図1 人工的に発生させたデータに基づくモデル 1-3 の比較



(注) Hansen (2022) Figure 27.2(a)を参考とし、筆者が人工データを発生させて本図を作成。直線①: 打ち切られていないデータに対してのみ線形回帰モデルを当てはめた場合の回帰直線。直線②: 打ち切られたデータも含めて線形回帰モデルを当てはめたときの回帰直線。直線③: すべての個体に対してトービット・モデルを当てはめたときの回帰直線。

追加的な分析として、被説明変数 ESG_i^* を環境スコア E, 社会性スコア S, 企業統治スコア G という個別構成要素でそれぞれ置換し、トービット・モデルを当てはめる ($ESG_i^* = E_i^* + S_i^* + G_i^*$)。用いるべき閾値 c , すなわちランキング圏内の最低スコアは、環境 E で 23.5, 社会性 S で 23.2, 企業統治 G で 45.8 となる (それぞれ 100 点満点)。以下ではそれぞれのモデルを (a)~(c) と表記する。

第 3.3 節 コントロール変数の選定

前節では、モデル 1-3 およびモデル(a)-(c)を定式化した。それぞれのモデルについて、コントロール変数の選び方はすべて共通である。本節では、先行研究も踏まえつつ、各モデルに含めるコントロール変数を説明する。

- 企業年数 (AGE_i) およびその二乗 (AGE_i^2)

創業からの年数は最も基本的な企業属性のひとつであり、多くの先行研究で用いられている。基本的には企業年数が増すほど ESGP が改善すると予想されるが、ある一定の企業年数を超えると ESGP への効果が負に転じることも考えられる。ESGP と企業年数との間に非線形関係がある可能性を考慮し、二乗項もモデルに含める。

- 企業規模の対数 ($\ln SIZE_i$)

企業年数と同様、企業の規模も多くの研究で用いられるコントロール変数である。基本的に、企業規模が大きいほど ESGP は改善すると想定される。O'Riordan and Fairbrass (2008) によれば、ステークホルダーの存在を前提としたとき、企業規模は ESGP を説明する上で不可欠な要因である。企業規模の代理変数としては従業員数や売上高など様々考えられるが、本稿では従業員数の対数を用いる。

- 企業成長率 ($GROWTH_i$)

メインの説明変数の ROA を補完する変数として、企業成長率（自己資本成長率）をコントロール変数に含める。企業成長率が高まるほど ESGP が改善すると予想される。

- 財務的余裕 (SLK_i)

SVS2023 を参考に、ROA と財務的余裕 SLK の交差項をメインの説明変数のひとつとしてモデルに組み込んだ（第 3.1 節参照）。CFP が改善すると財務的な余裕が生じ、ESG 活動の拡大が可能となるため、交差項の係数はプラスを予想する。また、過小定式化の問題を避けるため、SLK そのものをコントロール変数に含める。SLK 単体の係数も同様にプラスと予想する。SLK の代理変数としてフリーキャッシュフロー対売上高比率を用いる。

- 市場価値の対数 ($\ln MV_i$)

ST2016 を参考に、財務ベースの企業価値である CFP 指標に加え、市場ベースの企業価値である時価総額 MV をモデルに含める。市場価値の高い企業は投資家や消費者からの注目度が高く、サステナブル経営のアピールのためにも ESGP 改善に努めるだろう。この点から、市場価値の対数の係数はプラスであると予想する。

- 13 産業ダミー ($IND1_i \sim IND13_i$)

O'Riordan and Fairbrass (2008) によれば、ステークホルダーの存在を前提としたとき、企業の業種や事業内容は ESGP に大きな影響を与える変数である。実際、ESG 活

動は商社や自動車など特定の産業において顕著に見られる。産業ごとの異質性をとらえるべく、産業別ダミー変数をコントロール変数に含める。具体的なダミー変数の作り方については、第4章を参照されたい。

第3.4節 仮説の設定

本稿の主な関心は、ROAの係数 β の符号と大きさにある。モデル1-3におけるROAの係数をそれぞれ β_1 , β_2 , β_3 と書く。特に注目すべきは、本稿提案のモデル3(トービット・モデル)における係数 β_3 がどのような値をとるかである。第2章でレビューしたとおり、CFPのESGPに対する効果については、正の符号を主張する理論(ステークホルダー理論)と負の符号を主張する理論(エージェンシー理論)の両方が存在する上、既存の実証分析の結果もまちまちである。ただし、Margolis and Walsh(2003)によると、1972年から2003年にかけて発表されたCFPとESGPの関係についての109件の実証研究のうち、半数近くの研究が正の関係を報告し、7件の研究が負の関係を報告し、28件の研究が統計的に有意でない関係を報告している。ESGPとCFPの間に正の関係があると報告する論文が多数派を占めていることが分かる。また、ESG活動への関心が世界的に高まっている昨今の傾向に鑑みて、CFPからESGPへの正の効果は近年より一層強まっていると推察される。これらの点から、次の仮説H1を設定する。

$$H1: \beta_3 > 0$$

第3.2節の人工データを用いた考察からも分かるとおり、打ち切り非対応のモデル1, 2はROAのESGスコアに対する効果を過小評価する可能性がある。よって、次の仮説H2が立てられる。

$$H2: \beta_3 > \beta_1 \text{ かつ } \beta_3 > \beta_2$$

ESG総合スコアを個別スコアに分解した場合についても、H1と同様の仮説が立てられる。収益が改善して経営資源に余裕が生まれるほど、環境保護活動や社会的活動、ガバナンス改善に費用を割くことができる。つまり、ROAは環境E, 社会性G, 企業統治Gそれぞれのスコアに対して正の効果を与えると想定される。つまり、 β_E , β_S , β_G をそれぞれトービット・モデル(a)-(c)におけるROAの回帰係数としたとき、次の仮説H3が立てられる。

$$H3: \beta_E > 0 \text{ かつ } \beta_S > 0 \text{ かつ } \beta_G > 0$$

第4章 データの説明と基本的な統計分析

本章では、各変数のデータについて説明する。第4.1節では被説明変数となる ESG データについて、第4.2節では説明変数となる諸財務指標データについて説明する。第4.3節では回帰分析を行う前の基本的な統計分析を行う。

第4.1節 ESG ランキングデータ

週刊東洋経済が発行する『CSR 企業白書 2022 年版』における、「ESG 企業ランキング上位 500 社」の ESG スコアを使用する。本研究ではランキング上位 500 社のうち、銀行・証券・保険の 3 産業に属する企業と、東証プライムもしくは東証スタンダードに上場していない企業を除いた、計 465 社のデータを使用する。Gholami, Sands, and Rahman (2022) によれば、金融業界は経済発展全体にとって重要な役割を担っているため ESG 戦略が他の非金融業界と大きく異なる。ゆえに本研究では、金融業界と非金融業界の間に生じている根本的な ESG 戦略の違いが ESGP に与える影響を排除するため、分析対象を一般事業会社に絞ることとする。

この ESG 企業ランキングは、東洋経済新報社が実施した調査に基づき、以下の要領で作成されている。

- ① すべての上場企業を対象に CSR に関する調査票を送付し、その回答を得られた企業に対し、開示内容を考慮しながら調査結果を基に CSR 関連スコアを計算する。
- ② 計算された E：環境、S：社会性、G：企業統治の各スコアに対して、最も高い企業のスコアを 100 点として他企業のスコアを調整する。
- ③ ②で調整された 3 つのスコアを合計した総合スコアを算出し、総合スコアが高い順に 1 位から 500 位までをランキング形式にする。

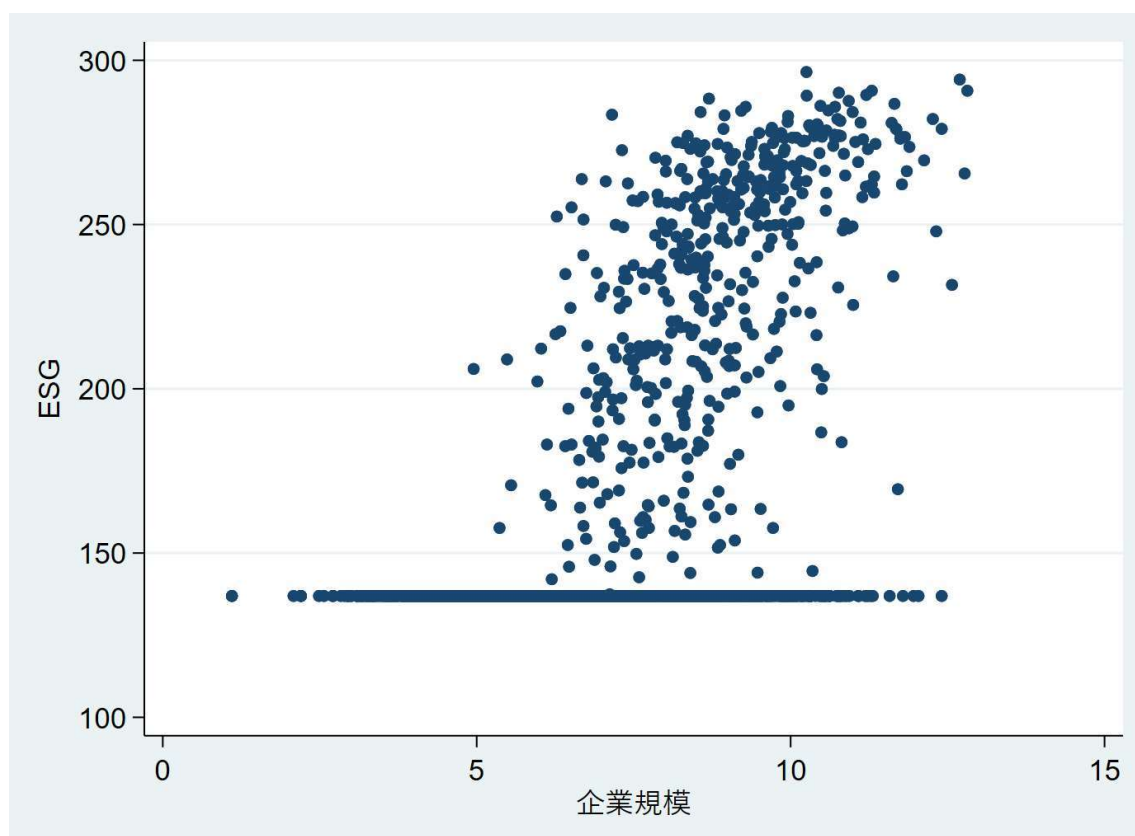
また、このランキング形式の ESG データについて、分析の都合上、筆者の手によって次の処理を行っている。

- ランキング 500 位未満で ESG スコアを観察できない企業数は(全企業数)2739 - (ランキング内の企業)465=2274(社)であり、この 2274 社の ESG スコアをランキング最下位のスコアである 137.5 点より少しだけ小さい 137 点に統一する。また E,S,G の三要素のスコアに対しては、観察できない 2274 社の E スコアをランキング内最小値の 23.5 点に、S スコアを 23.2 点に、G スコアを 45.8 点に統一する。

図 2 は縦軸に ESG スコア、横軸に対数変換後の企業規模をとった散布図である。ESG スコア=137 で打ち切りが発生していることが確認できる。これらの打ち切りデータはランキング圏外につき ESG スコアを観察できず、137 点に統一した $n_0 = 2274$ 社のものである。また、ESG スコア ≥ 137.5 のデータは、ランク内につき ESG スコアを観察でき

る $n_1 = 465$ 社のものである。この図から、ESG ランク外の企業の中には規模の小さい企業が多いことが読み取れる。ゆえに、ESGP が低い企業は企業規模も小さいという正の関係性が見えてくる。このことから、モデル 1~2 のような打ち切り非対応の線形回帰モデルはバイアスを生む恐れがあり、モデル 3 のように打ち切り構造を考慮したトービット・モデルが必要であると考えられる。

図 2 ESG スコアと企業規模の散布図



第 4.2 節 財務データ

時価総額のデータは、日経メディアマーケティング株式会社の NEEDS-FinancialQUEST (端末版) から入手した。時価総額以外の財務指標は、同社の NEEDS 日経財務データ DVD 版から入手した。対象企業は、東証プライム市場もしくは東証スタンダード市場に上場するすべての企業から銀行・証券・保険の 3 産業に属する企業を除いた 2739 社である。以下では、第 3.3 節で選定したコントロール変数のうち、特に説明を要するものについて、代理変数の作り方を述べる。

- 財務的余裕 (SLK_i)

SVS2023 は、財務的余裕の変数としてフリーキャッシュフロー対売上高比率(%)を採用している。これは売上のうち企業が自由に利用できる資金の割合を表す指標であり、財務的余裕を表す指標として適切であるからである。

- 時価総額 ($\ln MV_i$)

年平均時価総額は、一つの企業について月中平均時価総額を 2021 年の 12 か月分入手し、さらにその 12 か月分の平均をとった値を使用する。

- 産業ダミー変数 ($IND1_i \sim IND13_i$)

日経業種中分類により産業を分類した。日経業種中分類から銀行・証券・保険の 3 産業を除く全 33 分類のうち、分析対象の企業の中で属する企業数が少ない産業を「その他産業」としてまとめ、表 2 に記載する計 14 産業にまで絞った。このうち、「その他産業」を除く 13 産業のダミー変数をモデルに組み込むこととする。ゆえに、産業ダミー変数の回帰係数は、「その他産業」をベースラインとして解釈することとなる。

表 2 14 産業の一覧と各産業に属する企業数

産業名(モデル内での表記)	企業数(社)	産業名(モデル内での表記)	企業数(社)
食品産業($IND1$)	100	建築業($IND8$)	129
化学産業($IND2$)	180	商社($IND9$)	275
非鉄金属製品産業($IND3$)	101	小売業($IND10$)	182
機械産業($IND4$)	194	その他金融業($IND11$)	45
電気機器産業($IND5$)	220	不動産業($IND12$)	93
自動車産業($IND6$)	70	サービス業($IND13$)	616
その他製造業($IND7$)	89	その他産業	445

第 4.3 節 基本的な統計分析

回帰分析を行う前に、各変数の基本統計量と変数間の相関係数を調べる。主要変数の基本統計量は表 3 のとおりである。

表 3 諸変数の定義と基本統計量

変数	定義	平均値	標準 偏差	最小値	中央値	最大値
ESG_i	ESG 総合スコア	112.9	51.52	137	92.5	296.5
E_i	環境スコア	30.89	19.01	23.5	23.5	100
S_i	社会性スコア	30.37	18.51	23.2	23.2	100
G_i	企業統治スコア	51.62	14.51	45.8	45.8	100
ROA_i	総資産利益率(%)	2.257	10.36	-210.2	3.263	36.01
$\ln SIZE_i$	対数変換後期末従業員数	6.874	1.679	1.099	6.737	12.81
AGE_i	企業年数	55.47	27.96	1	58.0	141
AGE_i^2	企業年数の二乗	3858	3292	1	3364	19881
$GROWTH_i$	自己資本成長率(%)	10.01	58.15	-751.4	6.85	2322
SLK_i	フリーキャッシュフロー 対売上高比率(%)	1.659	36.87	-908.9	3.805	539
$\ln MV_i$	対数変換後時価総額	24.06	1.836	18.92	23.83	31.04
$IND1_i$	食品産業ダミー	0.036	0.186	0	0	1
$IND2_i$	化学産業ダミー	0.060	0.238	0	0	1
$IND3_i$	非鉄金属製品産業ダミー	0.037	0.189	0	0	1
$IND4_i$	機械産業ダミー	0.068	0.253	0	0	1
$IND5_i$	電気機器産業ダミー	0.072	0.259	0	0	1
$IND6_i$	自動車産業ダミー	0.021	0.145	0	0	1
$IND7_i$	その他製造業ダミー	0.034	0.180	0	0	1
$IND8_i$	建設業ダミー	0.047	0.212	0	0	1
$IND9_i$	商社ダミー	0.095	0.293	0	0	1
$IND10_i$	小売業ダミー	0.070	0.256	0	0	1
$IND11_i$	その他金融業ダミー	0.036	0.186	0	0	1
$IND12_i$	不動産業ダミー	0.038	0.192	0	0	1
$IND13_i$	サービス業ダミー	0.239	0.426	0	0	1

表 4 は、産業ダミーを除く説明変数の間の相関係数を表にしたものである。 $\ln SIZE$ と $\ln MV$ との間に 0.7786 とやや強い正の相関があり、従業員数の多い企業は時価総額も

大きいという傾向が示唆される。実際、東証プライム市場や東証スタンダード市場に上場している企業は、総じて従業員数・時価総額ともに大きな企業が多い。lnSIZE と lnMV という 2 つの説明変数を同時に回帰モデルに含めることが多重共線性 (multicollinearity) を引き起こすか否か判断すべく、分散拡大係数 (variance inflation factor; VIF) を計算する。ひとつの判断基準として、VIF の値が 10 を超えるとき、その説明変数をモデルに加えることで多重共線性が発生すると判断される。今回の場合、lnSIZE の VIF は 3.19, lnMV の VIF は 2.95 であり、いずれも 10 より小さいため、2 つの説明変数を同時に用いて問題ないと判断される。

表 4 変数間の相関係数行列

	ESG	E	S	G	ROA	AGE	AGE2	lnSIZE	GROWTH	SLK	lnMV
ESG	1.0000										
E	0.9859	1.0000									
S	0.9893	0.9720	1.0000								
G	0.9697	0.9667	0.9718	1.0000							
ROA	0.1014	0.1042	0.1067	0.1117	1.0000						
AGE	0.2321	0.2440	0.2202	0.2196	-0.0237	1.0000					
AGE2	0.2477	0.2581	0.2345	0.2333	-0.0216	0.9624	1.0000				
lnSIZE	0.5277	0.5214	0.5297	0.5071	0.1023	0.2982	0.3024	1.0000			
GROWTH	0.0190	0.0175	0.0199	0.0179	0.2471	-0.0505	-0.0399	0.0105	1.0000		
SLK	0.0418	0.0426	0.0447	0.0445	0.2562	0.0194	0.0181	-0.0057	0.1281	1.0000	
lnMV	0.5659	0.5563	0.5701	0.5494	0.1999	0.1350	0.1610	0.7786	0.0588	0.0542	1.0000

第5章 実証分析の結果と解釈

本章では、実証分析の結果の報告と解釈を行う。第5.1節では、被説明変数を ESG 総合スコアとするモデル 1-3 の結果を比較する。第5.2節では、被説明変数を環境スコア E, 社会性スコア S, 企業統治スコア G とした場合の分析結果を報告する。

第5.1節 ESG 総合スコアに対する3通りのモデルの比較

モデル 1-3 の分析結果をそれぞれ表 5-7 にまとめる。ここで、モデル 1 は ESG ランキング圏内の企業のみを対象とする線形回帰モデル、モデル 2 は全企業を対象とする線形回帰モデル、モデル 3 は全企業を対象とするトービット・モデルである。

● ROA の効果

提案のモデル 3 に基づくと、ROA の係数の推定値は $\hat{\beta}_3 = 7.085$ と正の値をとり、95%信頼区間は[5.532, 8.639]である (表 7)。 β_3 のゼロ仮説は有意水準 1%で棄却される。 $\hat{\beta}_3 = 7.085$ という結果は、ROA の 1%ポイントの上昇が ESG スコアを平均的に 7.085 点押し上げると解釈できる。ROA の標本標準偏差が 10.36%, ESG スコアが 300 点満点であることを踏まえると、今回得られた正の効果は著しく大きい (表 3)。この結果は、第 3.4 節で設定した仮説 H1: $\beta_3 > 0$ を支持するものであり、また第 2.1 節で紹介したステークホルダー理論や Velte (2016) を含む多くの先行研究と整合的な結果である。

モデル 1 における ROA の係数の推定値は $\hat{\beta}_1 = -0.526$, 95%信頼区間は[-1.802, 0.751]であり、係数 β_1 のゼロ仮説は有意水準 10%でも棄却できない (表 5)。同様に、モデル 2 における ROA の係数の推定値は $\hat{\beta}_2 = -0.012$, 95%信頼区間は[-0.100, 0.076]であり、係数 β_2 のゼロ仮説は有意水準 10%でも棄却できない (表 6)。これらの結果から、ESG ランキングデータの打ち切り構造が線形回帰モデルに重大なバイアスをもたらしていると解釈できる。よって、仮説 H2: $\beta_3 > \beta_1$ かつ $\beta_3 > \beta_2$ は支持される。

● ROA と SLK の交差項

モデル 3 における ROA と SLK の積の係数の推定値は $\hat{\gamma} = -0.046$ であり、95%信頼区間は[-0.056, -0.036]である (表 7)。係数 γ のゼロ仮説は有意水準 1%で棄却される。つまり、財務的余裕 SLK が大きい企業については、ROA の ESG スコアに対する正の効果は一部相殺される。これ自体は SVS2023 と非整合的な結果である。ただし、SLK の標本平均が 1.659(%), ROA の係数の推定値が $\hat{\beta}_3 = 7.085$ であることを踏まえると、正の効果の相殺分はごくわずかであるといえる。この点で、SVS2023 の結果との大きな矛盾は生じていない。

表5 モデル1に基づく最小二乗推定の結果
(ランク圏内企業のみに対する線形回帰モデル, 被説明変数: ESG スコア)

説明変数	記号	点推定値	標準誤差	P 値	95%信頼区間
総資産利益率	ROA	-0.526	0.650	0.419	[-1.802, 0.751]
財務的余裕	SLK	0.250	0.203	0.218	[-0.148, 0.648]
交差項	ROA×SLK	-0.044***	0.015	0.004	[-0.074, -0.014]
年数	AGE	0.177	0.189	0.349	[-0.195, 0.549]
年数二乗	AGE ²	-0.003	0.001	0.800	[-0.003, 0.002]
対数従業員数	lnSIZE	5.970***	2.154	0.006	[1.736, 10.21]
自己資本成長率	GROWTH	0.087	0.059	0.144	[-0.030, 0.204]
対数時価総額	lnMV	9.554***	1.844	0.000	[5.930, 13.179]
食品産業	IND1	13.12**	5.804	0.024	[1.710, 24.52]
化学産業	IND2	11.97***	4.552	0.009	[3.022, 20.92]
非鉄金属産業	IND3	12.43	7.889	0.116	[-3.075, 27.93]
機械産業	IND4	-4.151	6.523	0.525	[-16.97, 8.669]
電気機器産業	IND5	5.731	5.449	0.293	[-4.977, 16.44]
自動車産業	IND6	-0.517	8.491	0.952	[-17.21, 16.17]
その他製造業	IND7	4.200	8.978	0.640	[-13.45, 21.85]
建設業	IND8	12.35**	6.053	0.042	[0.457, 24.25]
商社	IND9	-16.85***	6.323	0.008	[-29.28, -4.423]
小売業	IND10	-16.16*	8.773	0.066	[-33.40, 1.083]
その他金融業	IND11	6.482	11.53	0.574	[-16.18, 29.14]
不動産業	IND12	9.543	7.125	0.181	[-4.459, 23.55]
サービス業	IND13	-8.144	6.371	0.202	[-20.67, 4.378]
定数項	α	-82.35**	33.32	0.014	[-147.8, -16.85]

サンプルサイズ $n_1 = 465$, 決定係数 $R^2 = 0.457$.

(注) 不均一分散に対して頑健な標準誤差を使用。***, **, *印はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%でゼロ仮説が棄却されることを意味する。

表6 モデル2に基づく最小二乗推定の結果
(全企業に対する線形回帰モデル, 被説明変数: ESG スコア)

説明変数	記号	点推定値	標準誤差	P 値	95%信頼区間
総資産利益率	ROA	-0.012	0.045	0.787	[-0.100, 0.076]
財務的余裕	SLK	0.028	0.033	0.387	[-0.036, 0.092]
交差項	ROA×SLK	0.000	0.001	0.864	[-0.001, 0.001]
年数	AGE	-0.055	0.089	0.536	[-0.231, 0.120]
年数二乗	AGE ²	0.002**	0.001	0.030	[0.000, 0.003]
対数従業員数	lnSIZE	4.809***	0.646	0.000	[3.543, 6.076]
自己資本成長率	GROWTH	-0.004	0.005	0.402	[-0.015, 0.006]
対数時価総額	lnMV	8.367***	0.581	0.000	[7.228, 9.506]
食品産業	IND1	14.59***	4.409	0.001	[5.946, 23.24]
化学産業	IND2	16.52***	3.383	0.000	[9.882, 23.15]
非鉄金属産業	IND3	2.483	3.401	0.465	[-4.185, 9.151]
機械産業	IND4	0.445	2.706	0.869	[-4.862, 5.752]
電気機器産業	IND5	7.749**	3.137	0.014	[1.598, 13.90]
自動車産業	IND6	2.868	5.012	0.567	[-6.960, 12.70]
その他製造業	IND7	5.760	3.643	0.114	[-1.382, 12.90]
建設業	IND8	18.54***	3.870	0.000	[10.96, 26.13]
商社	IND9	2.807	2.215	0.205	[-1.536, 7.150]
小売業	IND10	-2.329	2.662	0.382	[-7.548, 2.891]
その他金融業	IND11	14.58**	5.639	0.010	[3.527, 25.64]
不動産業	IND12	9.516***	3.408	0.005	[2.834, 16.20]
サービス業	IND13	1.627	2.181	0.456	[-2.649, 5.903]
定数項	α	-92.01***	12.15	0.000	[-115.8, -68.19]

サンプルサイズ $n = 2739$, 打ち切り企業数 $n_0 = 2274$, 非打ち切り企業数 $n_1 = 465$,
決定係数 $R^2 = 0.378$.

(注) 不均一分散に対して頑健な標準誤差を使用。***, **, *印はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10% でゼロ仮説が棄却されることを意味する。

表7 モデル3に基づく最尤推定の結果
(全企業に対するトービット・モデル, 被説明変数: ESG スコア)

説明変数	記号	点推定値	標準誤差	P 値	95%信頼区間
総資産利益率	ROA	7.085***	0.792	0.000	[5.532, 8.639]
財務的余裕	SLK	-0.036	0.146	0.807	[-0.323, 0.251]
交差項	ROA×SLK	-0.046***	0.005	0.000	[-0.056, -0.036]
年数	AGE	0.863*	0.424	0.042	[0.031, 1.695]
年数二乗	AGE ²	-0.001	0.003	0.679	[-0.007, 0.005]
対数従業員数	lnSIZE	30.88***	3.306	0.000	[24.40, 37.36]
自己資本成長率	GROWTH	-0.192*	0.111	0.084	[-0.401, 0.026]
対数時価総額	lnMV	24.03***	2.776	0.000	[18.58, 29.47]
食品産業	IND1	52.46***	12.79	0.000	[27.38, 77.54]
化学産業	IND2	56.67***	10.17	0.000	[36.73, 76.61]
非鉄金属産業	IND3	-5.300	18.59	0.776	[-41.76, 31.16]
機械産業	IND4	0.425	12.46	0.973	[-24.01, 24.86]
電気機器産業	IND5	11.55	11.87	0.331	[-11.73, 34.83]
自動車産業	IND6	-2.059	17.12	0.904	[-35.63, 31.51]
その他製造業	IND7	11.86	17.82	0.506	[-23.08, 46.81]
建設業	IND8	69.74***	11.98	0.000	[46.26, 93.23]
商社	IND9	19.22	11.71	0.101	[-3.74, 42.18]
小売業	IND10	-24.34	16.08	0.130	[-55.87, 7.188]
その他金融業	IND11	84.66***	22.30	0.000	[40.93, 128.3]
不動産業	IND12	41.29**	19.63	0.036	[2.789, 79.79]
サービス業	IND13	-7.942	12.01	0.508	[-31.49, 15.60]
定数項	α	-864.9***	53.15	0.000	[-969.1, -760.6]

サンプルサイズ $n = 2739$, 打ち切り企業数 $n_0 = 2274$, 非打ち切り企業数 $n_1 = 465$,
疑似決定係数 $R^2 = 0.155$.

(注) 不均一分散に対して頑健な標準誤差を使用。***, **, *印はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%でゼロ仮説が棄却されることを意味する。

ここからは、コントロール変数に関する分析結果を、打ち切りデータを適切に処理したモデル3をもとに見ていく。

● 企業年数(AGE)

企業年数 AGE の係数の推定値は 0.863 で、有意水準 5%で有意である。点推定値から、企業年数が 1 年延びると ESG スコアが約 0.863 点上昇すると解釈できる。この結果から、企業年数は ESG スコアにそこまで大きな影響を与えないと解釈できる。一方、

AGE²の係数の推定値は有意に0と異なることから、企業年数はESGスコアに対して線形的な効果を与えると示唆される。

- 企業規模(lnSIZE)

係数は30.88で、水準1%で有意に正の値となっている。説明変数の企業規模に対数を取っていることに注意すると、期末従業員数が100%上昇した時、つまり期末従業員数が2倍になった時、ESGスコアが約30.88点上昇すると解釈できる。この結果から、企業規模がESGスコアに対してかなり大きな正の効果を有することがわかる。ただし、従業員数を2倍にすることは、企業にとって短期スパンで達成できるような容易なことではないため、回帰係数が大きいことが妥当な結果であると言える。

- 企業の成長(GROWTH)

係数の推定値は-0.192であり、水準10%で有意に負の値をとる。企業の成長率とESGPの間に正の関係があることを報告する多くの論文とは異なる結果が得られた。本研究においては短期的なクロスセクション分析であるうえに、「前年比の」自己資本成長率を用いたことで、中長期的な指標である企業の成長度を正確に捉えるには不十分であったことが原因として考えられる。

- 企業の市場価値(lnMV)

係数は24.03で、水準1%で有意に正の値となっている。説明変数の時価総額に対数を取っていることに注意すると、時価総額が2倍大きくなると、ESGスコアが約24.03点上昇すると解釈できる。この結果から、企業の市場価値がESGスコアに対してかなり大きな正の効果を有することがわかるが、企業が直接的に市場に働きかけることは不可能であり、時価総額を2倍にすることは決して容易なことではないため、回帰係数が大きいことが妥当な結果であると言える。これは、多くの先行研究と整合的な結果である。

- 産業ダミー(IND1~IND13)

いくつかの産業ダミーで有意な結果が出ている。そのうち、水準1%で有意に正の値が出ている、食品産業(IND1)、化学産業(IND2)、建設業(IND8)の3産業について解釈を行う。(その他金融業ダミーはESGPが悪い企業の中で、ごく一部の企業が突出してESGPに優れているだけという可能性があるため解釈を省略する。)また、その他産業ダミーを省いた結果であるため、その他産業を基準とした結果であることに注意されたい。

まず、食品産業(IND1)について、係数は52.46で正の値である。食品産業に属する企業は、その他産業に属する企業に比べ、ESGスコアが約52.46点高いと解釈される。この、食品産業に属する企業群はCSR活動が進んでいる傾向にあるという結果は、XNYFM2019と整合的である。日本の食品産業においては、令和5年3月に農林水産

省が「食品企業のためのサステナブル経営に関するガイダンス」を公表する³など、国家単位で食品企業の ESG 取組を推進することで、食品産業全体が ESG 問題に対して敏感になっていることが理由の一つとして考えられる。

次に、化学産業(IND2)について、係数は 56.67 で正の値である。化学産業に属する企業は、その他産業に属する企業よりも、ESG スコアが約 56.67 点高いと解釈される。この結果も XNYFM2019 と整合的である。化学産業は石油燃料を中心に大量のエネルギーを消費しており、あらゆる産業の中でも二酸化炭素排出量が極めて多い産業である。そのため、脱炭素に一層注力していることが、ESG スコアが産業全体として高い理由の一つとして考えられる。また、Yilan, Cordella, and Morone (2022) によれば、グリーンで持続可能な化学(GSC)という概念が存在し、この概念のもと、有害物質の使用や生成を削減した化学製品や製造プロセスの設計が進んでいる。ゆえに、化学産業の企業では、環境に配慮した取組が促進されていることが想像できる。

三つ目に、建設業(IND8)について、係数は 69.74 とかなり大きい。この係数は、建設業に属する企業は、その他産業に属する企業に比べ、ESG スコアが約 69.74 点高いと解釈される。Siew, Balatbat, and Carmichael (2013) によると、建設業界は環境や地域社会に大きな影響を与えることから、さまざまな利害関係者からの厳しい監視下に晒されるため、ESG などの非財務報告に対して高いコミットメントが期待できる。また日本建設業連合会⁴によれば、設計・施工・運用の各段階を通じて環境負荷を低減し、地球環境に貢献する建築物を構築する「サステナブル建築」を推進しており、日本の建設会社においては温室効果ガスの排出量などを適切に把握する体制が整っていることが考えられる。これらの理由から、建設業界では環境活動に取り組むインセンティブが大きいことにより、ESGP が高いことが推測される。

第 5.2 節 ESG 三要素別の分析結果

前節では、被説明変数を ESG 総合スコアとした場合の分析結果を報告した。本節では、被説明変数を環境 E, 社会性 S, 企業統治 G の個別スコアに置き換えてトリービット分析を再実行する。それぞれの分析結果は表 8~10 のとおりである。

³ 農林水産省作成 PDF「食品企業のためのサステナブル経営に関するガイダンス」 URL：[食品企業のためのサステナブル経営に関するガイダンス：農林水産省 \(maff.go.jp\)](https://www.maff.go.jp/) (2024/1/4 閲覧)

⁴ 一般社団法人 日本建設業連合会 HP URL：[サステナブル建築 | 日本建設業連合会 \(nikkenren.com\)](https://www.nikkenren.com/) (2024/1/16 閲覧)

表8 モデル(a)に基づく最尤推定の結果
(全企業に対するトービット・モデル, 被説明変数: 環境Eスコア)

説明変数	記号	点推定値	標準誤差	P値	95%信頼区間
総資産利益率	ROA	3.863***	0.419	0.000	[3.041, 4.685]
財務的余裕	SLK	-0.026	0.079	0.745	[-0.182, 0.130]
交差項	ROA×SLK	-0.025***	0.003	0.000	[-0.030, -0.020]
年数	AGE	0.538**	0.230	0.019	[0.088, 0.988]
年数二乗	AGE ²	-0.001	0.002	0.525	[-0.004, 0.002]
対数従業員数	lnSIZE	16.21***	1.776	0.000	[12.73, 12.69]
自己資本成長率	GROWTH	-0.109*	0.058	0.062	[-0.224, 0.005]
対数時価総額	lnMV	12.22***	1.495	0.000	[9.288, 15.15]
食品産業	IND1	27.65***	6.842	0.000	[14.24, 41.07]
化学産業	IND2	30.65***	5.542	0.000	[19.79, 41.52]
非鉄金属産業	IND3	-2.895	9.871	0.769	[-22.25, 16.46]
機械産業	IND4	1.130	6.729	0.867	[-12.06, 14.33]
電気機器産業	IND5	7.892	6.411	0.218	[-4.678, 20.46]
自動車産業	IND6	0.139	9.279	0.988	[-18.05, 18.33]
その他製造業	IND7	7.072	9.600	0.461	[-11.75, 25.90]
建設業	IND8	37.84***	6.429	0.000	[25.24, 50.45]
商社	IND9	11.08*	6.297	0.079	[-1.266, 23.43]
小売業	IND10	-11.01	8.602	0.201	[-27.88, 5.855]
その他金融業	IND11	43.18***	11.97	0.000	[19.71, 66.65]
不動産業	IND12	21.67**	10.35	0.036	[1.389, 41.97]
サービス業	IND13	-4.172	6.393	0.514	[-16.71, 8.363]
定数項	α	-498.3***	28.40	0.000	[-554.0, -442.6]

サンプルサイズ $n = 2739$, 打ち切り企業数 $n_0 = 2276$, 非打ち切り企業数 $n_1 = 463$,
疑似決定係数 $R^2 = 0.163$.

(注) 不均一分散に対して頑健な標準誤差を使用。***, **, *印はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%でゼロ仮説が棄却されることを意味する。

表9 モデル(b)に基づく最尤推定の結果
(全企業に対するトービット・モデル, 被説明変数: 社会性 S スコア)

説明変数	記号	点推定値	標準誤差	P 値	95%信頼区間
総資産利益率	ROA	3.653***	0.410	0.000	[2.850, 4.457]
財務的余裕	SLK	-0.015	0.078	0.852	[-0.168, 0.139]
交差項	ROA×SLK	-0.024***	0.003	0.000	[-0.029, -0.018]
年数	AGE	0.447**	0.222	0.044	[0.012, 0.882]
年数二乗	AGE ²	-0.001	0.002	0.599	[-0.004, 0.002]
対数従業員数	lnSIZE	15.83***	1.712	0.000	[12.47, 19.19]
自己資本成長率	GROWTH	-0.099*	0.058	0.087	[-0.213, 0.015]
対数時価総額	lnMV	12.25***	1.432	0.000	[9.444, 15.06]
食品産業	IND1	27.03***	6.561	0.000	[14.170, 39.90]
化学産業	IND2	28.06***	5.203	0.000	[17.86, 38.26]
非鉄金属産業	IND3	-3.023	9.557	0.752	[-21.76, 15.72]
機械産業	IND4	0.375	6.502	0.954	[-12.38, 13.12]
電気機器産業	IND5	3.415	6.093	0.575	[-8.532, 15.36]
自動車産業	IND6	-1.574	8.944	0.860	[-19.11, 15.96]
その他製造業	IND7	6.242	9.167	0.496	[-11.73, 24.22]
建設業	IND8	34.85***	6.088	0.000	[22.91, 46.79]
商社	IND9	10.52*	6.111	0.085	[-1.466, 22.50]
小売業	IND10	-11.29	8.369	0.177	[-27.70, 5.121]
その他金融業	IND11	44.13***	11.19	0.000	[22.20, 66.06]
不動産業	IND12	20.30**	10.21	0.047	[0.279, 40.32]
サービス業	IND13	-2.942	6.235	0.637	[-15.17, 9.283]
定数項	α	-488.4***	27.20	0.000	[-541.7, -435.0]

サンプルサイズ $n = 2739$, 打ち切り企業数 $n_0 = 2275$, 非打ち切り企業数 $n_1 = 464$,
疑似決定係数 $R^2 = 0.166$.

(注) 不均一分散に対して頑健な標準誤差を使用。***, **, *印はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%でゼロ仮説が棄却されることを意味する。

表 10 モデル(c)に基づく最尤推定の結果
(全企業に対するトービット・モデル, 被説明変数: 企業統治 G スコア)

説明変数	記号	点推定値	標準誤差	P 値	95%信頼区間
総資産利益率	ROA	3.065***	0.337	0.000	[2.405, 3.725]
財務的余裕	SLK	-0.020	0.065	0.758	[-0.148, 0.108]
交差項	ROA×SLK	-0.020***	0.002	0.000	[-0.024, -0.015]
年数	AGE	0.357*	0.183	0.051	[-0.002, 0.716]
年数二乗	AGE ²	-0.001	0.001	0.669	[-0.003, 0.002]
対数従業員数	lnSIZE	12.52***	1.443	0.000	[9.684, 15.35]
自己資本成長率	GROWTH	-0.094*	0.048	0.051	[-0.189, 0.001]
対数時価総額	lnMV	9.602***	1.207	0.000	[7.235, 11.97]
食品産業	IND1	19.92***	5.506	0.000	[9.123, 30.72]
化学産業	IND2	22.09***	4.399	0.000	[13.46, 30.71]
非鉄金属産業	IND3	-4.707	7.769	0.545	[-19.94, 10.53]
機械産業	IND4	-0.187	5.362	0.972	[-10.70, 10.33]
電気機器産業	IND5	3.356	5.049	0.506	[-6.545, 13.26]
自動車産業	IND6	-2.554	7.389	0.730	[-17.04, 11.93]
その他製造業	IND7	3.656	7.657	0.633	[-11.36, 18.67]
建設業	IND8	28.77***	5.220	0.000	[18.53, 39.01]
商社	IND9	10.44**	5.207	0.045	[0.226, 20.65]
小売業	IND10	-9.913	6.841	0.147	[-23.33, 3.502]
その他金融業	IND11	36.77***	8.962	0.000	[19.20, 54.35]
不動産業	IND12	16.65*	8.550	0.052	[-0.113, 33.42]
サービス業	IND13	-1.981	5.208	0.704	[-12.19, 8.231]
定数項	α	-359.8***	22.65	0.000	[-404.2, -315.4]

サンプルサイズ $n = 2739$, 打ち切り企業数 $n_0 = 2275$, 非打ち切り企業数 $n_1 = 464$,
疑似決定係数 $R^2 = 0.160$.

(注) 不均一分散に対して頑健な標準誤差を使用。***, **, *印はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%でゼロ仮説が棄却されることを意味する。

表 8 から表 10 の 3 つの結果を比較すると、ROA、ROA×SLK、AGE、AGE²、lnSIZE、GROWTH、SLK、lnMV の係数はおおむね同程度の値をとり、要素によって財務指標が与える影響に大きな差はあまりないことが判明した。企業統治スコアを被説明変数としたときの結果は、どの変数の係数も最も小さな値となり、財務指標が与える影響は比較的小さいと解釈できる。これは、ROA の係数の解釈でも言及したとおり、企業統治スコアは経営方針や組織体制など、企業にとって固定的な項目が主に評価されることか

ら、財務指標の短期的な変化が影響しにくいということが考察できる。次に、注目すべき変数の結果について解釈していく。

- ROA の効果

モデル(a)における ROA の環境 E スコアに対する係数の推定値は $\hat{\beta}_E = 3.863$, 95%信頼区間は[3.041, 4.685]である (表 8)。この結果から、ROA の 1%ポイントの上昇が環境 E スコアを平均的に 3.863 点押し上げると解釈できる。ROA の標本標準偏差が 10.36%, 環境 E スコアが 100 点満点であることを踏まえると、今回得られた正の効果は著しく大きい (表 3)。

モデル(b)-(c)についても同様の結果が観察される。モデル(b)における ROA の社会性 S スコアに対する係数の推定値は $\hat{\beta}_S = 3.653$, 95%信頼区間は[2.850, 4.457]である (表 9)。モデル(c)における ROA の企業統治 G スコアに対する係数の推定値は $\hat{\beta}_G = 3.065$, 95%信頼区間は[2.405, 3.725]である (表 10)。いずれのモデルにおいても、係数 β のゼロ仮説は有意水準 1%で棄却される。したがって、仮説 H3: $\beta_E > 0$ かつ $\beta_S > 0$ かつ $\beta_G > 0$ は支持される。

CFP との関係性について、Han, Kim, and Yu (2016) は、環境 E スコアとは負の関係、社会性 S スコアとは無関係、企業統治 G スコアとは正の関係があったとした。XNYFM2019 は、環境 E スコアとは正の関係、社会性 S スコアや企業統治 G スコアの一部とは負の関係があったとした。本研究で得られた結果は、これら先行研究とは異なる。トービット・モデルを採用してサンプル選択バイアスに対処した結果、統計的推論の結論が大きく変化したものと考えられる。

係数の大きさを比較すると、環境 E スコアに対する係数が最も大きく、企業統治 G スコアに対する係数が最も小さい ($\hat{\beta}_E > \hat{\beta}_S > \hat{\beta}_G > 0$)。環境 E スコアの評価項目の中には、グリーン購入体制や温室効果ガス排出削減など、収益が上がるほど多く費用を投入し改善できる項目が多い。反対に、企業統治 G スコアの評価項目の中には、経営理念や特定部門の有無など、企業の倫理方針や組織体制に関わる項目が多く、たとえ収益を上げようとも容易に改善できるような項目が少ない。このような要因が、ROA がそれぞれのスコアに与える効果の大きさの違いを生み出していると考えられる。

- 産業ダミー (IND1~IND13)

3つの結果すべてにおいて、食品産業 (IND1)、化学産業 (IND2)、建設業 (IND8)、その他金融業 (IND11) の各ダミー変数の係数に水準 1%で有意に正の値が出ている。食品業、化学産業、建設業のダミーは、3スコアの中で環境スコアに対して最も大きな正の効果を有することがわかる。化学産業 (IND2) に関しては、先にも述べたとおり脱炭素への取組を強化しており、やはり他産業と比較しても、環境スコアに対して 30.65 と大きな正の効果を有している。一方、その他金融業ダミー (IND11) は社会性スコア

に対して 44.13 と最も大きな正の効果をもっている。その他金融業には、投資法人をはじめリース会社や消費者金融会社などが属する。こうした企業は、お金に関わる商品・サービスを提供することから、消費者への対応や商品・サービスの品質と安全性を徹底して管理している傾向にある。社会性スコアはこうした消費者対応、商品の品質、安全性などの項目が評価されるため、その他金融業ダミーが有意に正に効いたと考えられる。

本章で得られた主要な結果をまとめると、以下のとおりである。打ち切り非対応のモデル 1-2 を用いると、ESG ランキング圏内の企業と圏外の企業との間でサンプル選択バイアスが生じ、CFP から ESGP への有意な効果を観察できない。それに対して、打ち切り対応型のモデル 3 (トービット・モデル) を用いると、CFP から ESGP への大きな正の効果が観察される。具体的には、ROA の 1%ポイントの上昇は、ESG 総合スコアを平均的に 7.085 点押し上げる。ESGP と CFP の間に正の関係があるとする結果は、ステークホルダー理論や多くの実証分析と整合的である。

トービット・モデルを ESG 三要素の個別スコアに当てはめた結果、ROA の上昇は 3 つの個別スコアをすべて押し上げる効果をもつことが分かった。産業別ダミー変数に着目すると、食品産業や化学産業、建設業では環境 E スコアが高い傾向があり、その他金融業では社会性 S スコアが高い傾向がある。これらの結果は、農林水産省の資料や Siew, Balatbat, and Carmichael (2013), Yilan, Cordella, and Morone (2022) に見られる産業別 ESG 活動状況と整合的である。

第6章 実務的インプリケーションと今後の研究課題

第6.1節では、第5章の実証分析の結果を踏まえつつ、日本の上場企業およびそれを取り巻くステークホルダーに対して実務的インプリケーションを与える。第6.2節では、今後の研究課題を述べる。

第6.1節 実務的インプリケーション

第5章で説明したとおり、トービット・モデルに基づく回帰分析の結果、日本の上場企業にとって CFP の改善は ESGP および個別構成項目の大幅な改善をもたらすことが明らかとなった。一方、ESGP から CFP への効果は本稿の分析対象外であり、Friedman (1970) のエージェンシー理論によれば負の効果、Freeman (1984) のステークホルダー理論によれば正の効果が想定される(第2.1節参照)。Margolis and Walsh (2003) のサーベイによると、ESGP は CFP に対して正の効果を与えると報告する論文が多数派を占める。また、ESG 活動への関心が世界的に高まっている昨今の傾向に鑑みて、ESGP から CFP への正の効果は近年より一層強まっていると推察される。つまり、ESGP と CFP との間には、次のような好循環が存在していると考えられる。

- ① 企業の CFP が改善すると、ESGP の改善が引き起こされる(第5章)。
- ② 企業の ESG 活動を通じて、ステークホルダーが有形無形の便益を享受する。
- ③ 便益を享受したステークホルダーが投資を増額し、企業の CFP が改善する(ステークホルダー理論)。そして①へ戻る。

ESGP と CFP との正の循環①～③を前提としたとき、上場企業に対して次のようなインプリケーションを与えることができる。

● 上場企業

古典的なミクロ経済理論では、企業の目的は利潤最大化であり、ESG 活動のような売上に直結しない活動はコスト増でしかない。一方、ステークホルダー理論および本研究の分析結果を前提としたとき、利益の一部を ESG 活動に振り向けることでさらなる増益が期待できるため、上場企業は ESG 活動を推進すべきである。ただし、正の循環①～③が成立するための条件に注意が必要である。それは、企業がステークホルダーと良好な関係下にあるという条件である。③の段階において、ステークホルダーとの関係があまり良好でない場合、企業は ESG 活動拡大のための資金を確保できず、正の循環は弱体化する。つまり、ステークホルダーとの信頼関係構築は、企業にとって重要な課題である。

また、本稿の分析結果によると、食品、化学、建設の3産業においては CFP から ESGP への正の効果が特に大きい。したがって、これら3産業に属する企業につ

いては、財務状況改善から得られる恩恵は特に大きいといえる。

ステークホルダー理論を提唱した Freeman (1984) によると、出資者、従業員、消費者などは、企業に内部変化 (internal change) をもたらすステークホルダーである。ESGP と CFP との正の循環①～③を前提としたとき、内部変化に係るステークホルダーに対して次のようなインプリケーションを与えることができる。

- 出資者

株主や銀行などの出資者は、企業に投資をしてその金額に見合ったリターンを得ようとする存在である。一般に、出資者はポートフォリオ選択理論を駆使して、リスクとリターンのバランスをとりながら出資先を選ぶ。正の循環①～③の下では、ESG 活動に積極的な企業は、次のような理由で出資者にとって魅力的な投資対象となりやすい。第一に、ESG 経営は期待収益率を高める。生産プロセスの効率化や労働環境の改善は、生産性向上をもたらすと期待される。第二に、ESG 経営はリスクを軽減する。法令遵守の徹底や情報の透明性の確保といった企業統治 G の項目は、信用失墜や訴訟などのリスクを小さくすることにつながる。

- 従業員

労働経済学では、労働者は企業に人的資本を提供し、その対価として賃金を得る。この基本的な理論では、労働者は賃金率が上昇するほど自らの時間を割いて働くという選択を行う。正の循環①～③の下では、ESG に熱心な企業は、次のような理由で従業員 (労働者) にとって人的資本を提供する企業として選ばれやすい。第一に、従業員にとって安定的な収入が見込める。ESG に熱心な企業は人的資本を ESG 活動のために進んで活用する。その結果、将来的な収益の上昇につながり、従業員に配分される利益も上昇することが期待される。第二に、労働環境が快適になる。適切な労働時間、有給取得率といった社会性 S の項目は、従業員が働きやすい職場づくりにつながる。過労死が深刻な社会問題とされている日本国において、こうした労働条件の改善は従業員の生活や命を守るために必要である。第三に、働き甲斐を見出すことができる。ESG に対する意識が高い企業に属する従業員は、仕事を通して社会に役立っているという確信を得ることができ、自分の仕事により一層誇りを持って働くことができるようになる。

- 消費者

消費者は企業にお金を払い、企業が生産した財・サービスを手に入れ消費する存在である。ミクロ経済学では、ある 2 財の価格を所与としたとき、消費者は個人の効用関数と予算制約線の交点である財の組み合わせを選択すると理論立てられている。正の循環①～③の下では、ESG への意識が高い企業が提供する財やサービ

すは、次のような理由で消費者から購入されやすい。第一に、消費者は製品を購入することを通して社会に貢献することができる。現実の例として、フェアトレードの製品が挙げられる。フェアトレードとは、発展途上国の生産者の生活を保護するために、商品と引き換えに公正な対価を払う取引方法である。消費者はフェアトレード製品を購入することによって、生産者の生活改善や地域社会の発展に貢献できる。第二に、企業の顧客への待遇や商品の質が良くなる。消費者対応や製品・サービスの品質管理といった社会性 S の項目の改善により、消費者は企業から丁寧で真摯な対応を受けられるようになる。また、より安心・安全な商品を購入できるようになるのである。

Freeman (1984)によると、政府、競合企業、周辺環境などは、企業に外部変化 (external change) をもたらすステークホルダーである。ESGP と CFP との正の循環①～③を前提としたとき、外部変化に係るステークホルダーに対して次のようなインプリケーションを与えることができる。

- 政府

政府が企業に課す法人税により企業の利益は減少し、これにより企業と他のステークホルダーとの信頼関係が弱まってしまう。政府の課税による利益減少に抗う策の一つとして、ESG 活動に取り組むことは企業にとって有益かもしれない。Kovermann and Velte (2019) は、取締役会の独立性やインセンティブ報酬といった企業統治 G の項目を改善することにより、リスクが利益を上回らない程度での法人税回避⁵が成功すると主張する。例えば、独立した取締役会が経営陣と株主間の利害対立を監視することで、経営者が株主の利益を最優先して法人税回避を増やすことが予想される。ただし、反対に取締役会の独立性が法人税回避に負の影響を与えるとする意見もあり、ESG を推進することによる税回避効果は非常に曖昧である。

- 競争企業

ある企業が投資家や株主のため収益を上げようと行動する中で、競争企業は顧客の獲得や他社の買収などを通して同産業内で利益を上げ、企業の利益を間接的に奪う。このような競争企業の脅威を免れるための有力な手法の一つが、ESG に力を入れることである。第一に、ESG 活動は企業価値の増加につながる。これは正の循環①～③の通りである。企業価値が競争企業の価値を上回れば、企業選択の移り変

⁵法人税回避とは、税引き前所得と比較して企業の税金を軽減する活動である。完全な税務コンプライアンスからタックスシールド、そして明らかに違法な脱税まで、納税義務を減らすための様々な活動を法人税回避と総称する。

わりが特に激しい顧客を失うリスクは小さくなる。第二に、社会的イメージが向上し、顧客や従業員などの獲得に有利になる。例えば、社会的責任を遂行しているという企業の誠実なイメージは、求職者にとって魅力的に映る。その結果、企業は多くの就職希望者を集めることに成功し、その中から優秀な人材を選りすぐることができる。

- 周辺環境

周辺環境とは空気・水・土地などの自然資源を表し、これらは企業に大きな影響を与える。周辺環境の変化によって起こされる災害や自然資源の不足は、企業の利益に対しマイナスの影響を及ぼす。こうした周辺環境の変化による損失を完全に防ぐことはできないが、企業全体が進んで ESG 活動に取り組むことで、損失を最小限にすることが可能となる。例えば、環境活動の一つである「再生可能エネルギーの利用」を多くの企業が実施することで、万一の事態が起こってもエネルギー資源が足りないことによる企業の利益の減少を軽減できる。また、企業の ESG 活動の直接的な影響が周辺環境に及ぶ場合もある。ESG のそもそもの目的は持続可能な社会をつくることであり、周辺環境の美化も活動の一つである。多くの企業が ESG 経営を実践し、活動の規模が大きくなれば、周辺環境自体にもプラスの効果を与えることが考えられる。

以上の議論は次のとおり要約される。まず、ステークホルダー理論を前提とすれば、企業が収益の一部を ESG 活動にあてることは、企業とステークホルダー双方の将来的な利益増につながる。特に内部変化に係るステークホルダーは、企業とのつながりが強い分大きなリスクを負うが、得られる期待便益も大きい。次に、企業の ESG 活動推進は、企業やステークホルダーに対して金銭的リターン以外にも社会的便益をもたらすことが期待される。例えば、社会性 S の活動推進は、労働環境改善などを通じて従業員を利するであろう。このように、企業の ESG 活動には、個々の経済主体のみならず社会経済全体や自然環境を豊かにする効果があるといえる。

第 6.2 節 今後の研究課題

本研究を今後さらに発展させるにあたり、主に 2 つの方向性が考えられる。第一の方向性は、より一層厳密なサンプル選択問題への対処である。本研究における ESGP の代理変数は、週刊東洋経済『CSR 企業白書 2022 年版』内の「ESG 企業ランキング上位 500 社」の ESG スコアである。ランキング圏内の企業の ESG スコアはそのまま観察可能である一方、ランキング圏外の企業の ESG スコアは観察不可能である（打ち切りデータ）。多くの既存研究は、ランク内企業のみ線形回帰モデルを当てはめている。こ

れに対して本研究では、ランク内企業およびランク外企業にトービット・モデルを当てはめ、両者の間で生じるサンプル選択問題に対処した。これは線形回帰アプローチと比べれば確かな進歩といえるが、より厳密にはランキング圏外企業を「ESG スコアを有しており、かつそれがランク外の企業」と「そもそも ESG スコアを有していない企業」の2通りに分けるべきと考えられる。前者は東洋経済新報社のアンケート調査に回答した企業、後者は回答しなかった企業という違いがある。これら二者の間にも何らかの偏りが存在し得るが、本研究はこちらのサンプル選択問題には対処できていない。なお、第 2.2 節でレビューした ST2016 のアプローチも、同じ課題に直面している。

上記のようなサンプル選択問題には、ヘキット・モデル (Heckit model) が有効と考えられる。第一段階では、プロビット・モデル (Probit model) などの二項選択モデル (binary choice model) を用いて、アンケート回答企業について 1、非回答企業について 0 をとる二項変数を回帰し、推定された逆ミルズ比 (inverse Mills ratio) を用いて各企業の ESG スコアを重みづけする。第二段階では、重みづけされた ESG スコアにトービット・モデルを当てはめる。これら二段階をへれば、アンケート回答・非回答に関するサンプル選択バイアスと、ランキング圏内・圏外に関するサンプル選択バイアスの両方に対処できると考えられる。このアプローチに基づく再分析は今後の課題とする。⁶

第二の研究発展の方向性は、グリーンウォッシュ (greenwash; GW) とブラウンウォッシュ (brownwash; BW) の可能性を考慮に入れることである。ESGP は抽象的な概念であり、確固たる定義や計測方法は存在しない。したがって、計測・報告された ESG スコアと真実の ESGP が乖離することは十分考えられる。特に、企業が自社の ESGP を意図的に過大申告することはグリーンウォッシュ、過少申告することはブラウンウォッシュと呼ばれる。ステークホルダー理論やエージェンシー理論を踏まえれば、企業が GW や BW のインセンティブをもつ可能性は排除できない。実際、Lyon and Maxwell (2011) や Kim and Lyon (2015) などの理論研究は、特定の条件下では GW や BW を行うことが企業にとって合理的となることを示している。

より最近では、企業が GW や BW を実行しているのか否か、データに基づき検証しようとする実証研究も活発化している。ただし、真の ESGP が計測不可能である以上、信頼性の高い実証研究を行うことは容易ではない。本稿は GW や BW の可能性は明示的に考慮せず、ESG スコアをそのまま ESGP の代理変数と見なして分析や考察を行った。GW や BW の可能性をも考慮したより発展的な再分析は今後の課題とする。

⁶ 二項選択モデルやヘキット・モデルの詳細は、西山ほか(2019)第 8 章や Hansen (2022) Ch. 27 にある。

参考文献

【学术论文, 书籍】

- 西山慶彦, 新谷元嗣, 川口大司, 奥井亮 著, 『計量経済学』, 有斐閣, 2019 年.
- Berman, S. L., A. C. Wicks, S. Kotha, and T. M. Jones (1999). Does Stakeholder Orientation Matter? The Relationship Between Stakeholder Management Models and Firm Financial Performance. *Academy of Management Journal*, vol. 42, pp. 488-506.
- Chen, S., Y. Song, and P. Gao (2023). Environmental, social, and governance (ESG) performance and financial outcomes: Analyzing the impact of ESG on financial performance. *Journal of Environmental Management*, vol. 345, #118829.
- Duque-Grisales, E. and J. Aguilera-Caracuel (2021). Environmental, social and governance (ESG) scores and financial performance of multilatinas: Moderating effects of geographic international diversification and financial slack. *Journal of Business Ethics*, vol. 168, pp. 315-334.
- Freeman, R. E. (1984). *Strategic Management: A Stakeholder Approach*. HarperCollins College.
- Friedman, M. (1970). The social responsibility of business is to increase its profits. *The New York Times Magazine*, September 13, 1970. The New York Times Company.
- Gholami, A., J. Sands, and H. U. Rahman (2022). Environmental, social and governance disclosure and value generation: Is the financial industry different? *Sustainability*, vol. 14, #2647.
- Han, J. -J., H. J. Kim, and J. Yu (2016). Empirical study on relationship between corporate social responsibility and financial performance in Korea. *Asian Journal of Sustainability and Social Responsibility*, vol. 1, pp. 61-76.
- Hansen, B. E. (2022). *Econometrics*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Kim, E.-H. and T. P. Lyon (2015). Greenwash vs. Brownwash: Exaggeration and Undue Modesty in Corporate Sustainability Disclosure. *Organization Science*, vol. 26, pp. 705-723.
- Kovermann, J. and P. Velte (2019). The impact of corporate governance on corporate tax avoidance—A literature review. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, vol. 36, #100270.
- Lahouel, B. B., B. Gaies, Y. B. Zaied, and A. Jahmane (2019). Accounting for endogeneity and the dynamics of corporate social — Corporate financial performance

- relationship. *Journal of Cleaner Production*, vol. 230, pp. 352-364.
- Lee, D. D., R. W. Faff, and K. Langfield-Smith (2009). Revisiting the Vexing Question: Does Superior Corporate Social Performance Lead to Improved Financial Performance? *Australian Journal of Management*, vol. 34, pp. 21-49.
- Lyon, T. P. and J. W. Maxwell (2011). Greenwash: Corporate Environmental Disclosure under Threat of Audit. *Journal of Economics & Management Strategy*, vol. 20, pp. 3-41.
- Margolis, J. D. and J. P. Walsh (2003). Misery loves companies: Rethinking social initiatives by business. *Administrative Science Quarterly*, vol. 48, pp. 268-305.
- Nollet, J., G. Filis, and E. Mitrokostas (2016). Corporate social responsibility and financial performance: A non-linear and disaggregated approach. *Economic Modelling*, vol. 52, pp. 400-407.
- O'Riordan, L. and J. Fairbrass (2008). Corporate social responsibility (CSR): Models and theories in stakeholder dialogue. *Journal of Business Ethics*, vol. 83, pp. 745-758.
- Siew, R. Y. J., M. C. A. Balatbat, and D. G. Carmichael (2013). The relationship between sustainability practices and financial performance of construction companies. *Smart and Sustainable Built Environment*, vol. 2, pp. 6-27.
- Singh, A., S. Verma, and S. Shome (2023). ESG-CFP relationship: Exploring the moderating role of financial slack. *International Journal of Emerging Markets*, forthcoming. DOI: 10.1108/IJOEM-03-2022-0536
- Surroca, J., J. A. Tribó, and S. Waddock (2010). Corporate responsibility and financial performance: The role of intangible resources. *Strategic Management Journal*, vol. 31, pp. 463-490.
- Suto, M. and H. Takehara (2016). Estimating the hidden corporate social performance of Japanese firms. *Social Responsibility Journal*, vol. 12, pp. 348-362.
- Velte, P. (2017). Does ESG Performance have an impact on financial performance? Evidence from Germany. *Journal of Global Responsibility*, vol. 80, pp. 169-178.
- Vuong, N. B. (2022). Investor sentiment, corporate social responsibility, and financial performance: Evidence from Japanese companies. *Borsa Istanbul Review*, vol. 22, pp. 911-924.
- Xie, J., W. Nozawa, M. Yagi, H. Fujii, and S. Managi (2019). Do Environmental, Social and Governance activities improve corporate financial performance? *Business Strategy and the Environment*, vol. 28, pp. 286-300.
- Yilan, G., M. Cordella, and P. Morone (2022). Evaluating and managing the sustainability of investments in green and sustainable chemistry: An overview of sustainable

finance approaches and tools. *Current Opinion in Green and Sustainable Chemistry*,
vol. 36, #100635.

【データソース】

『CSR 企業白書 2022 年版』, 週刊東洋経済 臨時増刊, 東洋経済新報社, 2022 年.
NEEDS 日経財務データ DVD 版, 日経メディアマーケティング株式会社.
NEEDS-FinancialQUEST 端末版, 日経メディアマーケティング株式会社.