



RIETI Discussion Paper Series 17-J-019

環境パフォーマンスを規定する要因は何か？： 「経営の質」の影響を中心とした考察

遠藤 業鏡
世界平和研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

環境パフォーマンスを規定する要因は何か？：「経営の質」の影響を中心とした考察*

遠藤 業鏡（世界平和研究所）

要 旨

本稿は、日本経済新聞社『環境経営度調査』の総合スコアを環境パフォーマンス（CEP）と捉え、それがどのような要因に規定されているか検証した。経営の質を表していると考えられるマネジメント・プラクティスのスコアが高い企業は CEP も高く、良い環境経営は良い経営の上に成り立っていることが確認された。取締役人数や社外取締役比率といったガバナンス要因も CEP に対してプラスに作用しており、広範な視点に立った意思決定が環境経営を高める効果があることもわかった。他方、海外ブロックホルダーの持株比率は CEP に対してマイナスに作用しており、対決的な株主権を行使する傾向にある投資家の存在が環境というステークホルダーを疎外していることが明らかとなった。上記要因をコントロールした上で国内ブロックホルダーの持株比率やファミリー企業の属性は追加的な説明力を有しなかった。これらの結果は、短期志向の投資家の圧力が環境経営に対する取締役のアドバイス機能を減殺させ、企業の長期的な収益力に悪影響を及ぼす可能性を示唆している。

キーワード：企業の社会的責任（CSR）、ESG 情報、会社統治

JEL classification: M14, Q57, G34

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

* 本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）における「無形資産投資と生産性：公的部門を含む各種投資との連関性及び投資配分の検討」プロジェクトの成果の一部である。分析に当たっては、RIETI から提供を受けた『無形資産に関するインタビュー調査』の個票データと日本政策投資銀行『財務データバンク』を利用した。本稿の原案に対して、矢野誠所長、森川正之副所長、宮川努ファカルティフェロー、細野薫教授（学習院大学）、内山勝久特別客員教授（学習院大学）、児玉直美准教授（一橋大学）ならびに RIETI、学習院大学における各種ワークショップ参加者の方々から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。

1. はじめに

企業の社会的責任（corporate social responsibility [CSR]）という用語は多義的であり、時代によってその意味するところは異なる。フィランソロピーやメセナと同一視される時代もあったが、今日ではそのような利益の分配を CSR 経営と認識する実務家は恐らくいないであろう。社会課題を事業活動の中で解決することこそが CSR 経営の本分という認識が共有されていく中で、環境を含めた広義の社会パフォーマンス（corporate social performance [CSP]）が経済パフォーマンス（corporate financial performance [CFP]）を高めているかどうかを検証する分析が海外を中心に進んでいる。初期の研究では CSP のインパクトは正負混在していたが、90 年代後半以降のメタ・アナリシスの多くは CSP と CFP の間に正の相関を指摘している（Friede et al. 2015）。無関係と思われていた要因の価値関連性が浮かび上がってくる中で、CSP の決定要因についての関心も高まってきている。その際、CSP を disaggregate した指標を用いるのが最近の実証分析の特徴でもある。すなわち、ESG 要因—環境（environmental）・社会（social）・ガバナンス（governance）要因—を 1 つの指標に集約した CSP を分析するのではなく、E・S・G という個々の要因の因果関係を見出そうとするわけである。ガバナンスが機能していない会社が環境経営で Plan-Do-Check-Act のマネジメントサイクル（PDCA サイクル）をうまく回すことは考えにくいいため、ガバナンス要因（G）を環境要因（E）よりも上位に位置付け、「G→E」の因果関係を検証するケースなどが一例である（Jain & Jamali 2016）。

本稿は ESG の E にフォーカスし、日本企業の環境パフォーマンス（corporate environmental performance [CEP]）がどのような要因に規定されているか検証する。日本の場合、ISO 14001 の認証取得数が先進 7 カ国の中でトップであり、環境経営を分析する上での好条件を備えていることが理由の第 1 に挙げられるが、これ以外にも環境側面がマテリアルだと判断する理由がある。まず、2015 年の ISO 14001 改定、パリ協定採択（2016 年発効）に象徴されるように、環境問題は世界的にホットなトピックになっている。改訂された ISO14001 は、経営トップのリーダーシップの下、環境マネジメントシステムを現場レベルから経営戦略レベルまで引き上げることを義務化—細分箇条 5.1 と 6.2.2 を shall 条項として規格化—している。この他、地球環境というグローバル・コモンズのコントロールに当たって国民国家の限界を超越しようとする動きも活発化しており、CO₂ 負荷の大きい企業・プロジェクトからの投資引き揚げも起きている。このような動きは金融当局をも突き動かし、2015 年 12 月には金融安定理事会がタスクフォースを立ち上げ、気候変動リスクのディスクロージャーに関するガイドライン作成を進めている。

以上の問題意識から本稿は CEP を考察するが、分析対象には日本経済新聞社『環境経営度調査』の総合スコアを用いる。当該スコアは 20 年ものトラック・レコードがあり、国内の CEP-CFP 分析やイベントスタディでたびたび用いられてきた（Nakao et al. 2007; Takeda

& Tomozawa 2008; Yamaguchi 2008; 遠藤 2013; 豊澄 2007, 第4章; 本合 2008)。しかし、self-report のサーベイ調査という宿命から、回答の信憑性に対する疑念が絶えずつきまとい、分析結果の解釈が困難になるケースも存在した。例えば、CEP の符号条件が定まらない場合—遠藤 (2013) のように CEP の係数がプラスの値を取ったものの 10% 有意水準にとどまった場合—それが CEP 指標のノイズによるものなのか、市場参加者による ESG 情報の織り込みが不十分なのか区別できないという問題が発生していた。本稿は、経営の質だけでなく取締役会構造や株式保有構造なども決定要因として考慮することで当該スコアが口先だけの取り繕い—いわゆる greenwashing—なのか、名前の通り何らかの経営度を反映したものか明らかにし、信頼性を巡る長年の議論に終止符を打つことを目的としている。この試みにはもう 1 つの狙いがある。『日本再興戦略 2016』は、「投資決定に当たって、ESG 要素を重視する見方が広がり、更に進んで国連責任投資原則に署名する機関投資家が増えつつあることも踏まえ、企業の中長期的な成長力や収益力の強化に向けて、企業と投資家との対話が積極的に進むように促す」と謳っている。CEP 指標が経営の質を体現していれば、ESG 投資に正当性を付与することにもなり¹、それが CSR 活動を通じた価値創造—広義の投資による「見えざる資産」の蓄積—を後押しすると考える。

2. 先行研究

本稿のメインテーマは CEP の決定要因だが、分析の切り口は CSP の決定要因を考察したものと重なる部分があるため、間口を広げて先行研究をレビューする（但し、寄付金額を CSP としたものは除外した）。

2.1 経営の質

Waddock and Graves (1997a, p. 315) は「CSP 指標が適切に定義・測定されるならば、CSP 指標と経営の質を表す指標の差異はなくなるだろう」と指摘し、経営の質が CSP の重要な決定要因となりうることを早くから示唆していた。CEP-CFP 分析の理論的支柱でもある natural-resourced-based view (Hart 1995) は、製品での環境負荷低減 (product stewardship)

¹ 米国では退職年金基金の運用者を規制するエリサ法が存在する。同法を主管する労働省は、「ESG 問題は経済的価値にダイレクトに結び付いている可能性がある」との解釈公報 (IB 2015-01) を 2015 年に発表し、「受託者が非経済的要因を考慮することは稀であるべき」との従前の解釈 (IB 2008-01) を改めた。同じ年に国連環境計画・金融イニシアティブなどが公表した『21 世紀の受託者責任』では、「ESG 問題のように長期的な価値創造に貢献する要素を考慮しないことは受託者責任に反する」とさらに踏み込んだ見方をしており、ゲームのルールが変わりつつある。これに前後する形で、年金積立金管理運用独立行政法人 (GPIF) や企業年金連合会も国連責任投資原則 (principles for responsible investment [PRI]) に署名しており、国内でも ESG 投資に対するアセットオーナーの見方は急速に変わってきている。

の重要性も指摘してきたため、Waddock and Graves (1997a)の見立ては CEP の決定要因を分析する際にも当てはまる。このことはライフサイクルアセスメントを例にとるとわかりやすいであろう。ガソリン自動車の素材製造、車両製造、走行、メンテナンス、廃棄・リサイクルに至るすべての段階において発生する CO₂を合計すると、走行時に発生する CO₂が全体の約 80%を占めている。この事実は、製造工程の CO₂削減だけでなく、燃費を改善するための研究開発、設計、調達といった横串の取り組みやバリューチェーンで繋がる仕入・販売先との連携が環境経営で必要なことを示唆している。そのため、CEP も経営の巧拙と密接に関連している可能性がある。

Waddock and Graves (1997b)は、*Fortune* 誌がサーベイ調査から作成した経営スコアと CSP との間に正の相関があることを確認し、自身の推論を裏付けている。経営の質を正確に測定することは難しいため、これが決定要因として考察されることは少なかったが、Bloom and Van Reenen (2007)が経営の質の「見える化」を進めたことで転機を迎えている。彼らは、①組織目標、②通常業務、③モニタリング、④インセンティブで構成される 4 類型のマネジメント・プラクティスについて合計 18 の質問項目を作成し、製造業事業所へのインタビュー調査から 4 カ国 732 社（英国 151 社、米国 290 社、ドイツ 156 社、フランス 135 社）の経営スコアを算出した。生産性指標に対する説明力の高さから、当該スコアは経営の質—投資家が観察できない企業の「見えざる資産」—を表していると解することができる。Attig and Cleary (2015)は、Bloom and Van Reenen (2007)が作成した経営スコアを用いて、当該指標が CSP に対してプラスに作用していると指摘している。彼らは背景にあるストーリーとして以下のものを挙げている。第 1 に、経営スコアが高い企業は PDCA サイクルによる継続的改善がビルトインされているため、CSR 経営と親和性が高いと考えられる。第 2 に、経営スコアが高い企業は情報開示も熱心だと考えられるため、そのような姿勢は ESG など非財務情報の開示や対外的なコミットメントとして結実している可能性がある。Attig and Cleary (2015)は Waddock and Graves (1997b)と共通の問題意識によるものだが、価値関連性が確認されているマネジメント・プラクティスのデータを用いたことで、CSP と経営の質との関係をより明確にしたと言えよう。この他、Bloom 自身も CEP を対象に同様の分析を行っている。CO₂ 排出量や廃棄物の削減は投入物の削減を伴うため作業効率の改善と密接な関係にあると指摘されてきたが (Hart 1995; Porter & Van der Linde 1995)、Bloom et al. (2010)は経営スコアが高い企業は環境効率 (売上高÷CO₂ 排出量) も高い傾向にあると指摘している。現時点で先行研究の数は少ないが、経営の質が高い企業は CSR 経営の水準も高いと予想される。

2.2 取締役会構造

ガバナンス要因と CSR 活動との関係を説明するため、経営学では Pfeffer and Salancik (1978)のリソース依存理論 (resource dependence theory [RDT]) に依拠することが多い (De

Villiers et al. 2011)。RDT はすべての組織は自己充足的でないとの前提に立ち、株主の他、従業員、取引先、債権者などの各種ステークホルダーが提供するリソース（出資金、労務、財・サービス）を最大限活用して価値向上を図ると理解する²。その際、役員兼務や戦略的提携などによって、他の組織への依存度を低減する橋渡し戦略を重視する。例えば、取引銀行が不可欠なステークホルダーとなっている場合、そこから役員を受け入れることで融資というリソースを安定的に確保する戦略が有効であると考えられる。このように、RDT では専門的知見や社会的ネットワークを有する取締役のリソース提供機能—平たく言えばアドバイ機能—を重視する。

RDT を持ち出さずとも、『OECD コーポレート・ガバナンス原則』では、「取締役会は、従業員、債権者、顧客、物品供給者、地域社会を含むその他のステークホルダーの利益も十分に配慮し、公平に取り扱うこと」が期待されている。この原則が示唆する通り、取締役が株主の「代理人 (agent)」でなく会社及び株主の「受託者 (fiduciary)」として自律的に行動していれば (Clark 1985, p. 56; Lafferty et al. 2012, p. 841; 酒井 2012, pp. 53–59)、社内外の取締役はアドバイ機能を発揮することで CEP や CSP を高めていると予想される。取締役人数はコントロール変数として用いられることが多いが、CEP や CSP と正の相関を有していることは多くの実証分析で確認されている (Chang et al. 2017; De Villiers et al. 2011; Oh et al. 2015)。社外取締役比率についても、RDT のレリバンシーを確認する研究が多いようである (Chang et al. 2012, 2017; Fernández-Gago et al. 2016; Harjoto & Jo 2011; Jo & Harjoto 2012; Post et al. 2011)。これらを踏まえると、社内外の取締役は自らが会社及び株主の受託者であることを認識し、ステークホルダーにも配慮した経営判断をするケースが多かったと推測される。

米国の上場会社は、2002年に成立したサーベンス・オクスリー法 (SOX 法) で取締役の過半数を独立取締役とすることが義務付けられている。SOX 法施行後の動きを分析した近年の先行研究を概観すると、2004年のデータを分析した Oh et al. (2015) では取締役人数は CSP に対してプラスで作用しているが、独立取締役比率と CSP は多くの定式化でニュートラルな関係になっている。2007年のデータを分析した Zhang et al. (2013) においても、独立取締役比率は CSP に対してニュートラルな関係となっている (彼らは取締役人数を説明変数の中に含んでいない)。2003-08年の複数年データを分析した Oh et al. (2016) では、取締役人数・独立取締役比率とも CSP に対する説明力がない。CEP を被説明変数とした分析に目を転じると、延べ 2,000 社近いサンプルを分析した De Villiers et al. (2011) は、取締役人数が CEP に対してプラスで作用しているが、独立取締役比率は有意にプラスに効いていない ($p < 0.10$)。化学・電機産業 78 社を分析した Post et al. (2011) において、独立取締役比率

² リソースを各ステークホルダーが共同で実施する企業特異的投資 (firm-specific investments) と読み替えると、Blair and Stout (1999) が提唱したチーム生産理論と親和的な企業観と言える。彼女達は関係者間の利害対立を調整する取締役会の独立性を想定しているが、RDT では取締役が boundary spanner として振る舞うことを期待しているため、両者の考えは微妙に異なる。

と CEP との間には正の相関が認められるが、取締役人数は説明力を有していない。これらは米国の例でしかないが、モニタリング・モデルのガバナンス体制は、取締役のアドバイス機能を希薄化させる効果を有しているように見受けられる³。

2.3 株式保有構造

株式保有構造としては機関投資家の持株比率などが注目されてきたが、その存在が CEP や CSP を高めるケース、低めるケース両方とも考えられる。ESG 投資に理解のある年金基金が支配的であれば、機関投資家の持株比率は正の相関を持ちうるが、タイムホライズンが短いアクティビスト・ファンドが支配的であれば負の相関が確認されても不思議ではない。年金基金の持株比率を正面から取り上げた先行研究は、上述の推論を裏付けるように CSP との間に正の相関を見出している (Neubaum & Zahra 2006; Oh et al. 2011)。他方、単純に機関投資家の持株比率を用いた先行研究は結果が混在している。例えば、CSP にプラスに作用すると指摘する論者がいる一方 (Harjoto & Jo 2011; Jo & Harjoto 2012)、Dam and Scholtens (2012)は有意な関係を見いだせていない。CEP の分析でも傾向は同じであり、機関投資家の持株比率は有意に効いていない (De Villiers et al. 2011; Walls et al. 2012)。2007-11 年のデータを用いて日本を分析した Suto and Takehara (2014)は、国内・外国企業の持株比率が高いほど CEP や CSP が高い傾向にあると指摘し、その効果は CSR 活動の見直しや非財務情報開示を促す傾向のある外国企業で高いと言及している。

もともと、機関投資家や外国人の持株比率がいくら高くても、多くの投資家に分散保有されていれば、個々の投資家は他の投資家のモニタリングにただ乗りしようとするインセンティブが働き、情報収集・分析に基づく議決権行使や株主提案など当事者意識を持った働きかけが十分に行われぬ恐れがある。対照的に、株主総会招集権や役員解任の訴えの提起権といった株主権を行使できる声の大きい株主であれば、事情が異なる。欧州 16 カ国の 700 社近いサンプルをクロスセクション分析した Dam and Scholtens (2013)は、ブロックホルダー（大株主）のダミー変数を推計式に入れてこの点を検証した。彼らは、10%以上の持株比率を有するブロックホルダーが 1 つでも存在すると CSP が有意に低くなる傾向にあり、閾値を 20%とした場合にはその傾向がより顕著になることを明らかにしている。多くの先行研究も同様に負の相関を確認している (Arora & Dharwadkar 2011; Calza et al. 2016; Oh et al. 2016; Rees & Rodionova 2013)。米国のデータを分析した Oh et al. (2016)は、ブロックホルダーは目先の利益を優先する傾向にあるため、CSR 活動で必要とされる長期的視点に立った経営がないがしろにされてしまうと解釈している。力のある株主が近視眼的であれば取締役会がそれに抗うのは難しいため、一時的な大株主からの圧力によってステ

³ 米国企業は業績連動報酬という甘いアメによって取締役の忠実義務が自己利益追求に置き換えられているケースが多いため (6 章参照)、アドバイス機能の希薄化はモニタリング・モデルへの移行だけでなく、甘いアメによる副作用も影響していると考えられる。

ークホルダーが阻害されるという見立てである。他方、Arora and Dharwadkar (2011)や Rees and Rodionova (2013)は、経営者の利益追求によって CSR 活動が「過大」に行われていることを暗黙のうちに仮定し、ブロックホルダーによる効果的なモニタリングが CSR 活動を抑制していると好意的に解釈している⁴。但し、ここで挙げた多くの先行研究は内生性に対処していないため、「CSR という『危険』で『有害』な活動に従事している企業は株主主権を信奉するブロックホルダーの投資対象から外される」という解釈（逆方向の因果関係）も可能である。

2.4 ファミリー企業

ファミリー企業は財務的なパフォーマンスだけでなく、社会情緒的資産（socioemotional wealth [SEW]）と呼ばれる非財務的な価値にも関心があると言われる（Gomez-Mejia et al. 2011; 浅羽 2015; 入山・山野井 2014）。この見立てが正しければ、ファミリー企業は CEP や CSP の高さを創業家の名声と重ね合わせ、経済的な見返りがなくとも CSR 活動に尽力する。これに対し、Kellermanns et al. (2012)は SEW に対する欲求はそう単純ではないと指摘する。所有と経営が分離していないファミリー企業は、incentive alignment によってエージェンシー問題は深刻化しにくいはずだが、SEW 拡大を目指すオーナー経営者が会社及び株主の受託者として忠実に行動しない場合、他の株主やステークホルダーへの配慮が疎かになるというわけである。Cruz et al. (2014)は、SEW に対する欲求が諸刃の剣のように作用するとの前提に立ち、CSR 活動に対するファミリー企業のスタンスを以下のように整理する。環境、地域社会、顧客といったステークホルダー（i.e., ESG の E と S）への配慮は創業家の支配を脅かすものではなく名声の獲得という形で SEW を高めるため、ファミリー企業は熱心に取り組むと考える。対照的に、創業家以外への禅譲や社外取締役選任などの取り組み（i.e., ESG の G）は一族の栄達の足かせとなって SEW を引き下げるため、忌避すると考える。創業家による支配を維持しようという家族愛（family altruism）は、向き合うステークホルダーによって「仏」にもなれば「鬼」にもなるというのが Cruz et al. (2014)の主張の骨子である。

米国の先行研究で用いられてきた KLD 社の CSP スコアは、環境、従業員、地域社会などの各側面がそれぞれ加点項目（positive initiatives）と減点項目（social concerns）からなる。すべての側面について加点項目と減点項目を足し合わせた CSP が用いられるケースもあるが、Dyer and Whetten (2006)や McGuire et al. (2012)は CSP を加点項目合計と減点項目合計に分解して推計している。CSP の減点項目合計を被説明変数としたケースでは両者とも SEW 仮説と整合的な結果を確認しているが、CSP の加点項目合計を被説明変数とした

⁴ 取締役が CSR 活動を是認するのはステークホルダーへの外部性の内部化を意図しているケースもあるため、経営者性悪説ないし過大投資仮説（Barnea & Rubin 2010）に説得力を持たせるためには、CEP-CFP 分析で負の因果関係を確認する必要がある。

ケースでは、ファミリー企業の変数はともに説明力を有していない。ファミリー企業は会社にとって不利益となりうる事象（e.g., 環境汚染）を回避するのに対し、利益の増進につながりうる事象（e.g., エコプロダクツの開発）には無関心という含意であり、SEW 仮説の立証という点では不完全である。ファミリー企業の二面性を指摘した Cruz et al. (2014)は、欧州の上場会社を対象に ESG スコアを E・S・G の各側面に分けて分析している。それによると、ファミリー企業はガバナンスと従業員のスコアが有意に低くなっており、彼らが予想したファミリー企業の dark side が確認されている。但し、環境、地域社会、顧客のスコアは有意にゼロと異なる結果となっており、彼らが予想したプラスの符号条件は確認できていない。Berrone et al. (2010)は、米国の上場会社をサンプルとした分析でファミリー企業の方が CEP が高いと結論付けており、Cruz et al. (2014)の主張と整合的な形にはなっていない。日本を含む 46 カ国の延べ 3,893 社を分析した Rees and Rodionova (2015)は、ファミリー企業では E・S・G の各スコアが低い傾向にあると指摘している。彼らは日本企業のサンプルだけを用了分析も行っているが、それによるとファミリー企業は E と S のスコアが有意に低い傾向にあり、Cruz et al. (2014)の見立てと正反対の結果となっている⁵。Aoi et al. (2015)も創業家の持株比率と各種 ESG スコア（雇用関係、社会貢献、製品安全性、環境）との間に負の相関を確認している。他方、Amann et al. (2012)が用了ファミリー企業ダミーは、CSP に対して有意に効いていない。

2.5 小括

先行研究は CEP や CSP の決定要因として、①経営の質、②取締役会構造、③株式保有構造、④ファミリー企業などを考慮してきた。Bloom and Van Reenen (2007)のデータを用いて経営の質と CSP の関係を考察した Attig and Cleary (2015)も、②~④の要因に対する配慮が欠けているため、これら 4 つの要素を総合的に分析した研究は国内だけでなく海外でも存在しない。日本を分析対象とした先行研究は、株式保有構造（Suto & Takehara 2014）やファミリー企業（Amann et al. 2012; Aoi et al. 2015; Rees & Rodionova 2015）を切り口としたものはあるが、取締役会構造に着目したものはないようである。取締役会の性格（自律に対する規制・干渉度合）や株式保有構造の特徴が国ごとに異なることを踏まえれば、1 つの国を丁寧に分析することでクロスカントリー分析では得られない示唆を導き出せると考える。次節以降では説明変数の内生性に配慮しつつ、CEP がどのような要因に規定されているのか明らかにする。

⁵ Rees and Rodionova (2015)はファミリー企業の変数をブロックホルダーの一類型としてしかみていないため、創業家の効果的なモニタリングによって CSR 活動が抑制されていると評価している。

3. 方法

3.1 データの概要

3.1.1 被説明変数

日本経済新聞社が毎年公表している『環境経営度調査』の総合スコアを CEP とする。製造業の評価項目は、①環境経営推進体制、②汚染対策・生物多様性、③資源循環、④製品対策、⑤温暖化対策、の 5 つから構成されている。各評価項目のスコアは、最高点 100、最低点 10 になるよう基準化されているため、総合スコアの最高点は 500 となる。当該調査は非製造業も調査対象としているが、本稿では環境負荷の大きい製造業に絞って分析を行う。

3.1.2 主な説明変数

経営の質は、2011 年 10 月～2012 年 3 月に独立行政法人経済産業研究所が上場製造業を対象に実施した『無形資産に関するインタビュー調査』を用いる（有効回答数：275 社）。この調査は Bloom and Van Reenen (2007) に倣って、「組織管理」17 項目と「人的資源管理」10 項目に関するマネジメント・プラクティスを指標化したものである。但し、Bloom and Van Reenen と異なり、組織改革や終身雇用制など日本企業の実態を反映した質問が追加されている。各項目は 1（最低点）から 4（最高点）までの整数値を取る。組織管理の項目は、部署ごとの目標の有無だけでなく、それが下部組織まで浸透し、結果のフィードバックが徹底されているときに高い点となる。人的資源管理の項目は、モチベーション向上や人材育成に複数の施策が取られている場合に高い点を取る。以下では全項目の算術平均を経営スコア（MS）と呼ぶ⁶。

取締役会構造の変数は、東洋経済新報社『役員四季報』を用いて取締役人数（BSIZE）と社外取締役比率（BCOMP）を算出する。『役員四季報』は会社法 2 条 15 号に該当する社外取締役を捕捉しているため、これには独立取締役でない者も含まれる。本稿が企図しているのは、取締役が環境というステークホルダーの利益も汲んで経営判断しているか、具体的には取締役会構造の変数が CEP を高めているかチェックすることにある。そのためには、企業と利害中立的な独立取締役である必要はなく、むしろ独立性が弱い grey director である方が好都合である。そのため、独立取締役でなく社外取締役を用いることは本稿の限界ではなく、RDT に立脚した当然の帰結である。

株式保有構造の変数は、分散保有に伴う集合行為の問題が生じにくいブロックホルダーの持株比率を用いる。海外の先行研究ではブロックホルダーを判断する際の閾値として持株比率 5% を採用することが多いが、株主総会招集権（会社法 297 条）や役員解任の訴え

⁶ 設問内容は Miyagawa et al. (2015, pp. 180–190) を参照。経営スコアは Q1, Q7, Q10-5 を除く 27 項目のスコアから算出した。

の提起権（同 854 条）の要件を踏まえ、本稿では 3% をブロックホルダーの閾値とした。具体的には、有価証券報告書で開示されている上位 10 位までの大株主の中から該当する法人・個人を抽出した。日本の場合、外国人投資家は株主アクティビズムへの捉え方が国内投資家と異なることが指摘されているため（江頭 2013）、国内ブロックホルダーと海外ブロックホルダーの変数（DBLK と FBLK）を作成して属性をコントロールし、これらが CEP に対してマイナスに作用しているかチェックする。

ファミリー企業の定義は様々なものが用いられてきた。入山・山野井（2014）はデータ分析などを通じて、日本のファミリー企業は「同族所有（family ownership）」よりも「同族経営（family management）」の色彩が強い—創業家は所有という意味での関与は低いが、経営には積極的に関わっている—と指摘している。創業家が取締役に名前を連ねていなければ、SEW を高める個々の経営判断に携わることは難しいので、SEW のレリバンシーを確認するためには経営関与の有無に着目する必要がある。本稿では、所有と経営の分離が不徹底でオーナー経営が行われている企業をファミリー企業と定義する。具体的には、取締役の中に個人大株主が 1 人でもいる企業を 1 とするダミー変数（FAM）を用いる。個人大株主は、東洋経済新報社『大株主総覧』において「大株主名簿の上位 30 位以内にランクインしている個人」として抽出した。『大株主総覧』は郵送調査で得られたデータをもとに上位 30 位までの大株主名・所有持株数を表章しているが、調査依頼に応じない会社は有価証券報告書で開示されている上位 10 位までの大株主しかわからない。こうした会社については、『役員四季報』を用いて「持株比率 1% 以上の取締役」の有無をチェックし、該当者が 1 人でもいればファミリー企業とみなした。オーナー経営の強度次第では結果が変わることも考えられるため、GMM による推計では、取締役の中に個人大株主が 2 人以上いる企業を 1 とするダミー変数（FAM2）も用いて頑健性をチェックする。

3.1.3 推計期間

経営スコアに先決性を持たせるため、被説明変数の CEP は 2012-15 年度の 4 年分のデータを用いた。2012 年度の CEP データとなる『環境経営度調査』第 16 回調査は、2012 年 9～11 月が調査時期に当たり、2013 年 1 月に公表されている。これに対応する説明変数は、『役員四季報』2012 年版（2011 年 7 月時点のデータ）と 2011 年 3 月末時点の財務データを用いた。2012 年 5 月に上場会社の独立役員制度が一部改正され、「独立役員に取締役会における議決権を有している者が含まれていることの意義を踏まえ、独立役員を確保するよう努めるものとする」となっていた。その後、「取締役である独立役員を少なくとも 1 名以上確保するよう努めなければならない」（有価証券上場規程 445 条の 4）へ改められ、2014 年 2 月 10 日から施行されている。推計で用いる『役員四季報』は 2012-15 年版（2011 年 7 月～14 年 7 月時点のデータ）であるため、分析期間中の社外取締役比率は独立な社外取締役の選任が努力義務となった影響を部分的に受けているが、2014 年会社法改正（15 年 5 月 1 日施行）による社外取締役選任の事実上の強制や社外要件厳格化の影響は受けてい

ない⁷。

2012-15年度の4年分のCEPと経営スコアをマッチングできた延べ325社の上場製造業を分析対象とした。表1と表2は本稿の推計で用いる変数の定義と記述統計である。国内ブロックホルダーの持株比率は平均30%であるが、海外ブロックホルダーの持株比率のメディアンはゼロであり、過半数の企業にとって身近な存在になっていない。ファミリー企業の属性と売上高とは負の相関が高いことから ($p < 0.01$)、本稿の定義によるファミリー企業の多くは小規模な会社であることが窺われる。

3.2 モデルの定式化

すべての説明変数を入れ込んだ定式化は以下の通りである。『環境経営度調査』は、①調査年ごとに評価項目が異なること、②エネルギー多消費型の業種とそうでない業種とでは総合スコアに差が生じること、からタイムダミーと業種ダミーからなるベクトル (\mathbf{d}) も説明変数に入れている。 \mathbf{z} は OLS 推計におけるコントロール変数のベクトルであるが、GMM 推計では説明変数から落とす。

$$CEP_{it} = \beta_{MS} MS_i + \beta_{BSIZE} BSIZE_{i(t-1)} + \beta_{BCOMP} BCOMP_{i(t-1)} + \beta_{DBLK} DBLK_{i(t-1)} + \beta_{FBLK} FBLK_{i(t-1)} + \beta_{FAM} FAM_{i(t-1)} + \beta' \mathbf{z}_{i(t-1)} + \mathbf{u}' \mathbf{d}_{it} + e_t$$

($t = 2012-15$)

Bloom and Van Reenen (2007, p. 1355)は、経営スコアを組織資本 (organizational capital) の代理指標とみなし、CEOやCFOが交代してもゆっくりとしか変化しないと考えている。彼らの言う組織資本が「テクニカル・コア (Thompson 1967, p. 19)」に近い概念であると理解すれば、この想定はそれほど不自然なものではない。高橋 (2016, p. 323) が指摘するように、「戦略をある程度の長期にわたって変更撤回しないことによって、組織内行動のランダムネスを排除」し、テクニカル・コアを安定化させることが組織活性化の要諦であるため、マネジメント・プラクティスの巧拙を指標化した経営スコアが一定期間は不変という想定は許容されよう。本稿もこの見方を踏襲し、経営スコアが time invariant であると仮定して推計を行う。

OLS 推計では、売上高 (SIZE)、負債比率 (LEVR)、社齢 (FAGE)、現預金残高 (CASH)

⁷ 改正会社法は、委員会型の会社について社外取締役の選任を義務付けるとともに、上場会社を含む有価証券報告書提出会社については、comply or explain ルールにより社外取締役を選任するように促している (327条の2)。東京証券取引所が2015年6月に策定した『コーポレートガバナンス・コード』の原則4-8は、東証第一部・第二部の上場会社について、2名以上の独立取締役の選任をcomply or explainルールとして求めている。なお、原則4-8のコンプライ率は16年7月時点で78.8%と15年12月末の57.5%から大幅に上昇している (東京証券取引所 2016)。

をコントロール変数とする。企業規模が大きければ専門部署の設置など CSR 活動に多くのヒト・モノ・カネを割けるため、売上高は CEP に対しプラスに作用すると予想される。負債比率を流動性制約の尺度と捉えると、マイナスのインパクトが予想される。長寿企業はステークホルダーへの配慮が行き届いている可能性が高いため、社齢の係数はプラスが見込まれる。Waddock and Graves (1997a)が主張した slack resources 仮説が成立していれば、余裕資金を表す現預金残高はプラスに作用する（各変数の定義は表 1 参照）。

3.3 操作変数の選択

CEP が高い企業は環境経営に熱心に取り組んでいる企業とみなせるが、そのような企業は幅広いステークホルダーのアドバイスを取り入れるため、ステークホルダーの代表と目される人物を積極的に社外取締役を選任しているかもしれない。この場合、CEP から社外取締役比率へ逆の因果関係が働き、OLS 推計値は一致性を持たなくなる。社内取締役もアドバイス機能を発揮していると考えれば、取締役人数にも内生性が疑われる。このような可能性を踏まえ、本稿では GMM による推計も行う。

操作変数の選択は、取締役会構成の決定要因を考察した実証分析 (Coles et al. 2008; Guest 2008; Linck et al. 2008; 内田 2012; 齋藤 2011, 2015; 広田 2012, 第 6 章; 宮島・小川 2012) に倣った。第一に、売上高 (SIZE)、負債比率 (LEVR)、社齢 (FAGE) を事業の複雑性の尺度と捉え、これらの数値が大きいほど社外取締役比率を高める—社外の有識者にアドバイスを求める—と予想する。第二に、多くの現預金を積み上げている企業は経営者が自由裁量で使える資金が滞留し、エージェンシー問題が深刻となる。こうした企業はモニタリングの必要性が高まり、多くの社外取締役が選任されると見込まれるため、現預金残高 (CASH) ないし現預金比率 (CASHR) も操作変数とする。第三に、経営トップが強い交渉力を有する場合、社外取締役によるモニタリングに消極的になることも予想される。そのため、年齢 (AGE)、持株比率 (OWN) といった経営トップの属性と ROA を交渉力の代理指標と考える。なお、ここで言う経営トップとは代表取締役を指すが、代表取締役会長と代表取締役社長が並び立っている場合は代表取締役会長を経営トップとみなした (各変数の定義は表 1 参照)。

以上の変数は社外取締役比率の決定要因として相応の説明力が確認されているが、取締役人数に対しても同様の符号条件が成立するかは不透明である。例えば、社齢の高い成熟した企業は、アドバイスの量よりも、自分たちの組織の中からは生まれてこない斬新な発想 (out-of-the-box thinking) への選好が強いかもしれない。この見立てが正しければ、社齢は社外取締役比率という質的な指標とは正の相関を持つものの、取締役人数という量的な指標には説明力を持たないかもしれない。この他、予想される符号条件に今日の経済状況を踏まえた異なる意味づけが必要なものも存在する。負債比率は、Pfeffer (1972)などの先行研究を背景に事業の複雑性を表す指標とみなされてきたが、超低金利で企業部門が貯蓄

超過にある現在の日本と Pfeffer が考察した約半世紀前のアメリカとでは事業会社と金融機関の力関係は大きく異なる。社債は株式と異なりアクティビストがいないため、経営トップが十分な実績を出していれば、負債を積極的に活用しながら自律への干渉—取引銀行からの社外取締役の派遣—を排除することは可能である。推計期間（2012-15年度）の金融情勢を踏まえると、負債比率の高さは経営トップの交渉力の強さを反映している可能性が高い。そのため、負債比率は社外取締役比率に対し正負両方の符号を取りうると思う。

高い CSP が年金基金などのアセットオーナーを惹きつける「逆の因果」は先行研究でたびたび指摘されてきたため（Cox et al. 2004）、本稿ではブロックホルダー変数も内生であると想定する。具体的には、先に列挙した操作変数がブロックホルダー変数に対しても説明力を有していると期待して GMM 推計する。外国人持株比率が 10%未満の会社では 2014 年時点の独立役員が平均 1.83 人であるのに対し、同比率が 30%以上の会社は平均 3.64 人となっており（東京証券取引所 2015）、外国人投資家の持株比率が高い企業は独立役員が多い傾向にある。このように海外ブロックホルダーのアクティビズムを背景に企業が社外取締役を増やす「FBLK→BCOMP」の因果関係も考えられるため⁸、GMM 推計では C 統計量を用いてこの点も検証する。CEP が低下したためにファミリー企業であることをやめる—取締役を退任するなどしてオーナー経営を放棄する—というケースは考えにくいので、ファミリー企業の変数は先決変数であると仮定する。

4. 推計結果

4.1 OLS による推計

表 3 は経営スコアを落とした定式化（Model 1-3）と加えた定式化（Model 4-6）の両方を試みることで、その他係数の符号条件や有意度に変化が生じるか確認したものである。Model 1 と Model 3 でガバナンス変数はプラスで有意となっており、社内外の取締役が環境経営でアドバイス機能を発揮していることが示唆される。Model 2 において β_{FBLK} はプラスで有意となったが、ガバナンス変数を加えた Model 3 では有意にゼロと異ならないという結果となった。社外取締役比率と海外ブロックホルダーは正の相関が強いため（表 2 で BCOMP と FBLK の相関係数は 0.14）、社外取締役比率を落とした Model 2 では β_{FBLK} に上方バイアスが働く。すなわち、Model 2 において β_{FBLK} がプラスの値を取ったのは、除外されている社外取締役比率のプラスの効果（アドバイス機能）を拾ったためだと考えられる。 β_{FAM} は Model 2 と Model 3 の両方でマイナスとなり、SEW 仮説に反する結果となった。

⁸ 議決権行使アドバイザー最大手の Institutional Shareholder Services (ISS) は、社外取締役ゼロの監査役会設置会社に対しては、経営トップの選任に反対する日本固有の助言基準を設けていたが、2016 年 2 月からはトリガー条件を社外取締役 1 名に引き上げている。外国人投資家は議決権行使アドバイザーの影響を強く受けていると言われているため、この因果関係はもっともらしくはある。

経営スコアを加えた Model 4 ではガバナンス変数の符号条件や有意度に変化はなく、引き続きアドバイス機能が確認された。対照的に、ブロックホルダーとファミリー企業の係数は、経営スコアを加えた Model 5 では有意でなくなった。主な説明変数をすべて加えた Model 6 では、経営スコアとガバナンス変数だけが有意となり、 β_{DBLK} と β_{FBLK} が等しいという帰無仮説は棄却されなかった。コントロール変数は、売上高 (SIZE) の係数がすべての定式化で有意にプラスとなったが、それ以外の変数は説明力を持たなかった。

4.2 GMM による推計

表 4 は GMM 推計を行う前の予備的な考察として個々の操作変数の有意度を確認したものである。モニタリングの必要性を示す変数については、現預金比率 (CASHR) と現預金残高 (CASH) を比較考量した。①CASH を用いた方がブロックホルダー変数の決定係数が増すこと、②CASHR は取締役人数に対して有意となったが (Model 7)、予想されるプラスの符号条件にはなっていないこと、を踏まえ CASH を操作変数として用いる。Model 8 と Model 10 を見比べると、社齡 (FAGE) が及ぼすインパクトは取締役人数と社外取締役比率とで異なる。これは 3.3 項で言及した通り、企業の成熟とともにアドバイス・ニーズが量から質へ変化しているためだと考える。Model 10 では負債比率 (LEVR) の係数がマイナスで有意になっているが、これは当該変数が経営トップの交渉力の強さを反映しているためだと判断する。

Model 12 の結果は、負債比率が低く—経営者の力が強くなく—資産効率がよい企業が国内ブロックホルダーを惹きつけていることを示唆している。単純化して表現すれば、国内ブロックホルダーは buy and hold に適した「優良銘柄」への選好が強いと言えよう。対照的に、海外ブロックホルダーは、多額の現預金を保有し経営トップの持株比率が高い企業への選好が強い (Model 14)。そのため、彼らは配当増額の株主提案や取締役の交代といった対決的な株主権を行使して目先の利益を得ることを目指す一時的な大株主の性格が強いと推察される⁹。海外ブロックホルダーの決定係数が国内ブロックホルダーのそれと比較して低い、操作変数は相応の説明力を有していると判断して GMM 推計を行う。

表 5 は経営スコアを落とした定式化の推計結果を示したものである。Model 15 は、取締役人数と社外取締役比率が事業の複雑性、モニタリングの必要性、経営トップの交渉力によって内生的に決まると想定している。 β_{BSIZE} と β_{BCOMP} はプラスで有意であり、OLS 推計と同様に取締役がアドバイス機能を発揮していることが示唆される。3.3 項で指摘した通り、「FBLK→BCOMP」の因果関係が考えられるため、Model 16 では国内・海外ブロックホルダーの持株比率も操作変数に追加した。 β_{BSIZE} と β_{BCOMP} は引き続きプラスで有意となっ

⁹ 取締役の任期を 1 年にするなど一定の条件を満たしていれば剰余金の配当等の決定を取締役会が行うことができるが (会社法 459 条 1 項)、上場会社の 7 割は株主総会決議で配当を承認している (商事法務研究会編 2016, pp. 28–29)。

たが、ブロックホルダー変数が操作変数として妥当かをチェックする C 統計量の p 値は 5% を大きく下回った。国内・海外のブロックホルダー変数とファミリー企業ダミーだけを説明変数とした Model 17 は J 統計量の p 値が低く、定式化の誤りが強く示唆される。経営スコア以外の主な説明変数をすべて入れた Model 18 では、 β_{BSIZE} と β_{BCOMP} はこれまで同様プラスで有意となった。対照的に、Model 17 においてマイナスで有意だった β_{DBLK} と β_{FAM} は有意でなくなり、 β_{FBLK} はマイナスで有意となった。

表 6 において、経営スコアはすべての定式化でプラスに作用している。Model 17 で有意とならなかった β_{FBLK} が Model 21 で有意になるなど、経営スコアを加えたことでその他係数の有意度には変化がみられた。表 5 と比較して表 6 では各変数の標準偏差が小さくなり、全体の推計精度が高まったように見受けられる。例えば、Model 18 では $\beta_{DBLK} = \beta_{FBLK}$ の帰無仮説が棄却できなかったが、Model 22 では棄却されブロックホルダーの属性によって環境経営に対するスタンスが異なるという結果となった。なお、SEW 仮説はファミリー企業の定義を変えても支持されなかった (表 7)。OLS 推計とも共通するが、経営スコアとガバナンス変数があるかないかでその他係数の符号条件や有意度が変化する傾向にある。その意味で、これらの変数は CEP の動きを強く規定するマテリアルな変数であると言えよう。また、GMM 推計における C 統計量の結果などを踏まえると、ブロックホルダー変数はガバナンス変数を通じて CEP に影響を及ぼしているのではなく、ダイレクトに CEP に影響を及ぼしている一ブロックホルダー変数とガバナンス変数は一方向の因果関係にあるのではなく同時決定の関係にある一と判断される。

5. 考察

本稿は CEP の決定要因として、①経営の質、②取締役会構造、③株式保有構造、④ファミリー企業という 4 つの要因に着目した。測定の難しさから経営の質を決定要因に据えた分析は少ないため、当該変数に最大の関心を持って各変数の説明力を探った。経営の質を表していると考えられる経営スコアが高い企業は CEP も高く、取締役会構造や株式保有構造などの動きをコントロールした GMM 推計においても結果は頑健であった。良い経営が実践されている企業は環境効率も高いと指摘されてきたが (Bloom et al. 2010)、本稿は日本の文脈で同様の因果関係を確認した。

取締役会構造に着目すると、取締役人数が多く、社外取締役比率が高い企業ほど CEP が高い傾向にあり、広範な視点に立った意思決定が環境経営を高めていることが明らかとなった。取締役人数が多いと迅速な意思決定が困難となり、企業経営が非効率になるという指摘がある。社外取締役についても、①会社の内部情報に通じていないこと、②社外取締役比率から企業業績への因果関係が頑健でないこと (Miwa & Ramseyer 2005)、を理由にそ

の有用性を疑問視する見解がある。本稿の結果は、生活のすべてを会社に捧げている社内取締役だけでなく、社外取締役も会社及び株主の受認者として行動し、環境というステークホルダーを配慮していることを示唆している¹⁰。

株式保有構造の変数を見ると、安定株主が多いと目される国内のブロックホルダーは CEP に対してニュートラルであり、CSR 活動に対して物言わぬ株主であったと窺われる。海外ブロックホルダーは OLS 推計の一部の定式化でプラスに効いていたが (Model 2)、ガバナンス変数を説明変数に加えた定式化では有意でなくなり (Model 3, 6)、GMM 推計ではマイナスで有意となった (Model 22)。omitted variables bias や同時性への対応が不十分な場合、ステークホルダーを疎外している海外ブロックホルダーを CSR 経営の良き理解者と誤認してしまうという点は注意が必要である。日本企業を分析した Suto and Takehara (2014)は、国内・外国企業の持株比率が高い企業は CEP や CSP が高く、その効果は外国企業の持株比率で顕著であると主張している。彼らはガバナンス変数を除外しているため、これが本稿との差異を生んだと考える。

ファミリー企業の変数は CEP に対してニュートラルであった (Model 22, 24)。オーナー経営陣が啓蒙専制君主のように全体の奉仕者として行動した場合、それは取締役のアドバイス機能として識別される可能性が高い。SEW 仮説が支持されなかったのは、ファミリー企業が SEW を高める取り組みをしていないからではなく、非ファミリー企業の取締役が会社及び株主の受認者として忠実に行動しているためだと想像する。すなわち、日本の非ファミリー企業もファミリー企業と似た理念・ビジョンを持って経営されているため、取締役会構造などをコントロールするとファミリー企業と非ファミリー企業の差がなくなったと考える。なお、本稿の結果はファミリー企業が CEP に対してマイナスに作用していると指摘した Aoi et al. (2015)や Rees and Rodionova (2015)とも異なるが、これも omitted variables bias が影響していると思われる。ファミリー企業は経営スコアや取締役人数が低い傾向にあるため (表 2 参照)、これらが除外された定式化ではファミリー企業の真の効果を拾えない恐れがある。事実、本稿 Model 2 の OLS 推計では、 β_{FAM} が有意にマイナスになったが、経営スコアを説明変数に加えた Model 5 やガバナンス変数をも考慮した Model 6 では有意にゼロと異ならなくなった。そのため、先行研究が指摘するマイナスの相関が見せかけである可能性は否定できない。Rees and Rodionova (2015)は、説明変数に加えたブロックホルダー変数の内生性に対処していないため、結果の違いはこの点も影響している。

本稿の貢献は 3 点挙げられる。第 1 は、ESG 情報活用への含意である。本稿は日本経済新聞社『環境経営度調査』の総合スコア (CEP) が単なるレピュテーション指標ではなく、経営の質に裏打ちされた指標であることを明らかにした。Bloom and Van Reenen (2007)が作成した経営スコアは価値関連性を持つことが実証されているが、当該スコアが高い米国

¹⁰ もちろん、良かれと思って実施した環境経営がコスト倒れになり、価値創造の重しとなるようでは本末転倒である。CEP は企業価値を毀損していないため (遠藤 2013)、日本の環境経営が経営陣のエントレンチメントによって「過大」となっている可能性は低いと考える。

企業は金利・担保面で有利な条件で銀行から資金調達できている (Rahaman & Zaman 2013)。経営陣との対話や審査の過程でマネジメント・プラクティスの巧拙を感じ取った銀行は経営の質を推し量り、それを貸出条件に反映しているということである。生産現場など「現地現物」に接することができない投資家が銀行員のような勘やコツを体得することは難しいが、本稿が注目した CEP 指標を活用すれば、マネジメント・プラクティスの情報がなくとも経営の質を推し量ることができる。CEP 指標はガバナンス要因の動きも拾っているため—因果関係は「G→E」の向きで走っているため—これだけでも ESG 情報の大まかな動きが補足できると考える。投資家がこうした非財務情報を手がかりに企業の「見えざる資産」を積極的に評価するようになれば、ESG の取り組みを通じた長期的な価値創造を後押しすることにもなり、広義の投資を促進する好循環を生むと期待される。第 2 は、会社統治への含意である。『コーポレートガバナンス・コード』の原則 4-7 は、独立取締役役に期待される役割として「経営の監督」と「経営方針や経営改善についての助言」を挙げている。前者のモニタリング機能を実証した分析は存在するが (齋藤他 2016)、後者のアドバイス機能を検証した国内の先行研究はあまりない。ガバナンス変数の内生性に配慮して RDT のレリバンシーを確認したという点に絞れば、海外を含めても最初の研究になっていると思われる。この点は、実証分析上の本稿の強みとなっている。第 3 は、CEP-CFP 分析への貢献である。本稿の結果は、『環境経営度調査』に対する懐疑的な見方を払拭すると同時に、CEP の操作変数を選択する際のヒントも与えている。CEP-CFP 分析で内生性に対処する際には CEP の階差のラグ値を用いられてきたが (遠藤 2013)、取締役会構造や株式保有構造などの変数が操作変数になりうるという発見は、今後の実証分析で *weak instruments* の問題を多少なりとも軽減させよう。

本稿の限界及び今後の課題は以下の通りである。今回の分析は、『無形資産に関するインタビュー調査』と『環境経営度調査』という 2 つのサーベイ調査をマッチングさせたため、4 年間プールしたデータでも 300 社強のサンプルしか扱えなかった。分析期間中、安定株主と目される国内ブロックホルダーは、投資先企業の環境経営に対して「毒」にも「薬」にもなっていなかったが、GPIF の PRI 署名に象徴されるように国内でも ESG 投資が *new normal* になりつつある。他方、社外取締役選任の事実上の強制や社外要件の厳格化が経営陣を機関投資家寄りにさせ、株主主権の弊害を顕在化させるのではないかと危惧する向きもある (神谷 2015; 佐々木 2015; 福井 2015; 本稿脚注 7 も参照)。そのため、①PRI に署名する国内アセットオーナーが増加したことで国内ブロックホルダーの行動様式は変化したか、②自律への規制・干渉は取締役のアドバイス機能に悪影響を及ぼしたか、を最新のデータを追加して確認していくことは会社統治改革を評価する上でも重要な研究テーマであると考えられる。

6. 結論

本稿が明らかにした通り、海外ブロックホルダーの圧力は CEP を押し下げ取締役のアドバイス機能を減殺してしまうが、経営陣を株主化させる業績連動報酬もこれに似た悪影響をもたらさう。金銭的利益に訴えて行動をコントロールしようとする、道徳心のような内発的な動機づけを駆逐してしまうことは、社会心理学や行動経済学ではよく知られている (Bowles 2016; Frey & Jegen 2001; Schwartz 2015)。クラウディング・アウト効果と呼ばれるこの現象は、道徳心と利己心が「別腹 (additively separable)」でないことを含意するため、報酬ポリシーに甘いアメを書き込めば書き込むほど、受託者の行為規範が契約レベルのそれに引き下げられ、自らを「所有者」と同一視した経営陣が増えていく。信託関係は当事者の関係を対等とみず、受託者が委託者の利益を図るよう義務づけるが、契約関係は対等な当事者間における自己利益の追求が想定されている (樋口 1999, pp. 45–46)。そのため、報酬ポリシーという名の「契約」によって取締役の忠実義務は自己利益追求に置き換えられてしまう (Frey & Osterloh 2005; Stout 2014; 岩井・前田 2015, pp. 389–390; 田中 2014, pp. 121–128)。

米国の先行研究では、CEO の変動報酬比率—CEO 報酬の中で賞与や中長期インセンティブ報酬 (e.g., ストック・オプション) が占める比率—が高まると、CEO が「所有者」として振る舞うようになる結果、CSP が低くなることが知られている (Fabrizi et al. 2014; Oh et al. 2016)。しかし、副作用はこれで終わらない¹¹。黄金の奴隷になった経営陣は、執行役員や部長クラスへも業績連動報酬を導入するかもしれない。インセンティブ至上主義を刷り込まれた幹部級の従業員は配下の職員を職務記述書で管理するようになり、信頼・協力よりも契約を原動力とする索漠とした企業風土が醸成される惧れがある。Thorsten Veblen は、産業社会の論理たる営利原則が思考習慣や文化に深く浸潤していくと職人気質が汚染されると喝破したが (Veblen 1914/1994)、道徳心という胸中の「公平な観察者」から解放された利己心は、Veblen の黙示録と同様の自己強化的なプロセスを辿って社会のあらゆる方面で増殖する可能性がある (Ferraro et al. 2005; Ghoshal 2005; Schwartz 2012)。日本の会社統治に必要なのは、「改革」と名の付いた流行に飛びつくことではなく、悪い経営理論による良いマネジメント・プラクティスの侵食を防ぐ「鈍感力」であると考えられる。

¹¹ 議決権行使アドバイザーの ISS は業績連動報酬の導入や増加を基本的に支持しているが、経営陣へのアメが株価を高めるという因果関係は頑健でない (Cooper et al. 2016; Dorff 2014)。say on pay 導入の際、米国では議決権行使アドバイザーが好意的に捉える報酬ポリシーを preemptive に採用する企業が増えたが、そのような企業の株価は有意に低下したという指摘もある (Larcker et al. 2015)。このように、one-size-fits-all の「助言」は、企業収益に対して無益であるばかりかマイナスに働く惧れすらある。

参考文献

- Amann, B., Jaussaud, J., & Martinez, I. (2012). Corporate social responsibility in Japan: Family and non-family business differences. *Asian Business and Management*, 11(3), 329–345.
- Aoi, M., Asaba, S., Kubota, K., & Takehara, H. (2015). Family firms, firm characteristics, and corporate social performance: A study of public firms in Japan. *Journal of Family Business Management*, 5(2), 192–217.
- Arora, P., & Dharwadkar, R. (2011). Corporate governance and corporate social responsibility (CSR): The moderating roles of attainment discrepancy and organization slack. *Corporate Governance: An International Review*, 19(2), 136–152.
- Attig, N., & Cleary, S. (2015). Managerial practices and corporate social responsibility. *Journal of Business Ethics*, 131(1), 121–136.
- Barnea, A., & Rubin, A. (2010). Corporate social responsibility as a conflict between shareholders. *Journal of Business Ethics*, 97(1), 71–86.
- Berrone, P., Cruz, C., Gomez-Mejia, L. R., & Larraza-Kintana, M. (2010). Socioemotional wealth and corporate responses to institutional pressures: Do family-controlled firms pollute less? *Administrative Science Quarterly*, 55(1), 82–113.
- Blair, M. M., & Stout, L. A. (1999). A team production theory of corporate law. *Virginia Law Review*, 85(2), 247–328.
- Bloom, N., & Van Reenen, J. (2007). Measuring and explaining management practices across firms and countries. *Quarterly Journal of Economics*, 122(4), 1351–1408.
- Bloom, N., Genakos, C., Martin, R., & Sadun, R. (2010). Modern management: Good for the environment or just hot air? *Economic Journal*, 120(544), 551–572.
- Bowles, S. (2016). *The moral economy: Why good incentives are no substitute for good citizens*. New Haven: Yale University Press.
- Calza, F., Profumo, G., & Tutore, I. (2016). Corporate ownership and environmental proactivity. *Business Strategy and the Environment*, 25(6), 369–389.
- Chang, Y. K., Oh, W. Y., Jung, J. C., & Lee, J. Y. (2012). Firm size and corporate social performance: The mediating role of outside director representation. *Journal of Leadership and Organizational Studies*, 19(4), 486–500.
- Chang, Y. K., Oh, W. Y., Park, J. H., & Jang, M. G. (2017). Exploring the relationship between board characteristics and CSR: Empirical evidence from Korea. *Journal of Business Ethics*, 140(2), 225–242.
- Clark, R. C. (1985). Agency costs versus fiduciary duties. In J. W. Pratt & R. J. Zeckhauser (Eds.), *Principals and agents: The structure of business* (pp. 55–79). Boston, MA: Harvard Business

School Press.

- Coles, J. L., Daniel, N. D., & Naveen, L. (2008). Boards: Does one size fit all? *Journal of Financial Economics*, 87(2), 329–356.
- Cooper, M. J., Gulen, H., & Rau, P. R. (2016). *Performance for pay? The relation between CEO incentive compensation and future stock price performance*. Abstract retrieved from Social Science Research Network: <https://ssrn.com/abstract=1572085>.
- Cox, P., Brammer, S., & Millington, A. (2004). An empirical examination of institutional investor preferences for corporate social performance. *Journal of Business Ethics*, 52(1), 27–43.
- Cruz, C., Larraza-Kintana, M., Garcés-Galdeano, L., & Berrone, P. (2014). Are family firms really more socially responsible? *Entrepreneurship Theory and Practice*, 38(6), 1295–1316.
- Dam, L., & Scholtens, B. (2012). Does ownership type matter for corporate social responsibility? *Corporate Governance: An International Review*, 20(3), 233–252.
- Dam, L., & Scholtens, B. (2013). Ownership concentration and CSR policy of European multinational enterprises. *Journal of Business Ethics*, 118(1), 117–126.
- De Villiers, C., Naiker, V., & Van Staden, C. J. (2011). The effect of board characteristics on firm environmental performance. *Journal of Management*, 37(6), 1636–1663.
- Dorff, M. B. (2014). *Indispensable and other myths: Why the CEO pay experiment failed and how to fix it*. Berkeley: University of California Press.
- Dyer, W. G., & Whetten, D. A. (2006). Family firms and social responsibility: Preliminary evidence from the S&P 500. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 30(6), 785–802.
- Fabrizi, M., Mallin, C., & Michelon, G. (2014). The role of CEO's personal incentives in driving corporate social responsibility. *Journal of Business Ethics*, 124(2), 311–326.
- Fernández-Gago, R., Cabeza-García, L., & Nieto, M. (2016). Corporate social responsibility, board of directors, and firm performance: An analysis of their relationships. *Review of Managerial Science*, 10(1), 85–104.
- Ferraro, F., Pfeffer, J., & Sutton, R. I. (2005). Economics language and assumptions: How theories can become self-fulfilling. *Academy of Management Review*, 30(1), 8–24.
- Frey, B. S., & Jegen, R. (2001). Motivation crowding theory. *Journal of Economic Surveys*, 15(5), 589–611.
- Frey, B. S., & Osterloh, M. (2005). Yes, managers should be paid like bureaucrats. *Journal of Management Inquiry*, 14(1), 96–111.
- Friede, G., Busch, T., & Bassen, A. (2015). ESG and financial performance: Aggregated evidence from more than 2000 empirical studies. *Journal of Sustainable Finance and Investment*, 5(4), 210–233.
- Ghoshal, S. (2005). Bad management theories are destroying good management practices. *Academy of Management Learning and Education*, 4(1), 75–91.

- Gomez-Mejia, L. R., Cruz, C., Berrone, P., & De Castro, J. (2011). The bind that ties: Socioemotional wealth preservation in family firms. *Academy of Management Annals*, 5(1), 653–707.
- Guest, P. M. (2008). The determinants of board size and composition: Evidence from the UK. *Journal of Corporate Finance*, 14(1), 51–72.
- Harjoto, M. A., & Jo, H. (2011). Corporate governance and CSR nexus. *Journal of Business Ethics*, 110(1), 45–67.
- Hart, S. L. (1995). A natural-resource-based view of the firm. *Academy of Management Review*, 20(4), 986–1014.
- Jain, T., & Jamali, D. (2016). Looking inside the black box: The effect of corporate governance on corporate social responsibility. *Corporate Governance: An International Review*, 24(3), 253–273.
- Jo, H., & Harjoto, M. A. (2012). The causal effect of corporate governance on corporate social responsibility. *Journal of Business Ethics*, 106(1), 53–72.
- Kellermanns, F. W., Eddleston, K. A., & Zellweger, T. M. (2012). Extending the socioemotional wealth perspective: A look at the dark side. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 36(6), 1175–1182.
- Lafferty, W. M., Schmidt, L. A., & Wolfe, D. J. (2012). A brief introduction to the fiduciary duties of directors under Delaware law. *Penn State Law Review*, 116(3), 837–877.
- Larcker, D. F., McCall, A. L., & Ormazabal, G. (2015). Outsourcing shareholder voting to proxy advisory firms. *Journal of Law and Economics*, 58(1), 173–204.
- Linck, J. S., Netter, J. M., & Yang, T. (2008). The determinants of board structure. *Journal of Financial Economics*, 87(2), 308–328.
- McGuire, J., Dow, S., & Ibrahim, B. (2012). All in the family? Social performance and corporate governance in the family firm. *Journal of Business Research*, 65(11), 1643–1650.
- Miwa, Y., & Ramseyer, J. M. (2005). Who appoints them, what do they do? Evidence on outside directors from Japan. *Journal of Economics and Management Strategy*, 14(2), 299–337.
- Miyagawa, T., Lee, K., Kim, Y., Jung, H., & Edamura, K. (2015). Has the management quality in Korean firms caught up with that in Japanese firms? An empirical study using interview surveys. In A. Bounfour & T. Miyagawa (Eds.), *Intangibles, market failure and innovation performance* (pp. 157–191). Cham, Switzerland: Springer.
- Nakao, Y., Amano, A., Matsumura, K., Genba, K., & Nakano, M. (2007). Relationship between environmental performance and financial performance: An empirical analysis of Japanese corporations. *Business Strategy and the Environment*, 16(2), 106–118.
- Neubaum, D. O., & Zahra, S. A. (2006). Institutional ownership and corporate social performance: The moderating effects of investment horizon, activism, and coordination. *Journal of*

- Management*, 32(1), 108–31.
- Oh, W. Y., Cha, J., & Chang, Y. K. (2015). Does ownership structure matter? The effects of insider and institutional ownership on corporate social responsibility. *Journal of Business Ethics*. Advance online publication. doi:10.1007/s10551-015-2914-8.
- Oh, W. Y., Chang, Y. K., & Cheng, Z. (2016). When CEO career horizon problems matter for corporate social responsibility: The moderating roles of industry-level discretion and blockholder ownership. *Journal of Business Ethics*, 133(2), 279–291.
- Oh, W. Y., Chang, Y. K., & Martynov, A. (2011). The effect of ownership structure on corporate social responsibility: Empirical evidence from Korea. *Journal of Business Ethics*, 104(2), 283–297.
- Pfeffer, J. (1972). Size and composition of corporate boards of directors: The organization and its environment. *Administrative Science Quarterly*, 17(2), 218–228.
- Pfeffer, J., & Salancik, G. R. (1978). *The external control of organizations: A resource dependence perspective*. New York: Harper & Row.
- Porter, M. E., & Van der Linde, C. (1995). Toward a new conception of the environment–competitiveness relationship. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 97–118.
- Post, C., Rahman, N., & Rubow, E. (2011). Green governance: Boards of directors’ composition and environmental corporate social responsibility. *Business and Society*, 50(1), 189–223.
- Rahaman, M. M., & Zaman, A. A. (2013). Management quality and the cost of debt: Does management matter to lenders? *Journal of Banking and Finance*, 37(3), 854–874.
- Rees, W., & Rodionova, T. (2013). What type of controlling investors impact on which elements of corporate social responsibility? *Journal of Sustainable Finance and Investment*, 3(3), 283–263.
- Rees, W., & Rodionova, T. (2015). The influence of family ownership on corporate social responsibility: An international analysis of publicly listed companies. *Corporate Governance: An International Review*, 23(3), 184–202.
- Schwartz, B. (2012). Crowding out morality: How the ideology of self-interest can be self-fulfilling. In J. Hanson (Ed.), *Ideology, psychology, and law* (pp. 160–184). Oxford: Oxford University Press.
- Schwartz, B. (2015). *Why we work*. New York: Simon & Schuster.
- Stout, L. A. (2014). Killing conscience: The unintended behavioral consequences of “pay for performance.” *Journal of Corporation Law*, 39(3), 525–561.
- Suto, M., & Takehara, H. (2014). *Corporate social performance and foreign ownership: Evidence from Japanese firms*. Working Paper, Waseda University Institute of Finance, Tokyo.
- Takeda, F., & Tomozawa, T. (2008). A change in market responses to the environmental management ranking in Japan. *Ecological Economics*, 67(3), 465–472.
- Thompson, J. D. (1967). *Organizations in action: Social science bases of administrative theory*.

- New York: McGraw-Hill.
- Veblen, T. (1994). *The instinct of workmanship and the state of the industrial arts*. London: Routledge/Thoemmes. (Original work published 1914)
- Waddock, S. A., & Graves, S. B. (1997a). The corporate social performance–financial performance link. *Strategic Management Journal*, 18(4), 303–319.
- Waddock, S. A., & Graves, S. B. (1997b). Quality of management and quality of stakeholder relations. *Business and Society*, 36(3), 250–279.
- Walls, J. L., Berrone, P., & Phan, P. H. (2012). Corporate governance and environmental performance: Is there really a link? *Strategic Management Journal*, 33(8), 885–913.
- Yamaguchi, K. (2008). Reexamination of stock price reaction to environmental performance: A GARCH application. *Ecological Economics*, 68(1-2), 345–352.
- Zhang, J. Q., Zhu, H., & Ding H. (2013). Board composition and corporate social responsibility: An empirical investigation in the post Sarbanes-Oxley era. *Journal of Business Ethics*, 114(3), 381–392.
- 浅羽茂 (2015) 「日本のファミリービジネス研究」『一橋ビジネスレビュー』第 63 巻 2 号, 20–30.
- 入山章栄・山野井順一 (2014) 「世界の同族企業研究の潮流」『組織科学』第 48 巻 1 号, 25–37.
- 岩井克人・前田裕之 (2015) 『経済学の宇宙』日本経済新聞社
- 内田交謹 (2012) 「社外取締役割合の決定要因とパフォーマンス」『証券アナリストジャーナル』第 50 巻 5 号, 8–18.
- 江頭憲治郎 (2013) 「上場会社の株主」江頭憲治郎編『株式会社法大系』有斐閣, 3–25.
- 遠藤業鏡 (2013) 「CSR 経営が企業価値に及ぼす効果」『経済経営研究』第 34 巻 2 号.
- 神谷高保 (2015) 「社外取締役の導入促進に反対する」『法学志林』第 113 巻 2 号, 1–114.
- 齋藤卓爾 (2011) 「日本企業による社外取締役の導入の決定要因とその効果」宮島英昭編『日本の企業統治：その再設計と競争力の回復に向けて』東洋経済新報社, 181–213.
- 齋藤卓爾 (2015) 「取締役会構成と監査役会構成の決定要因」『フィナンシャル・レビュー』第 121 号, 37–52.
- 齋藤卓爾・宮島英昭・小川亮 (2016) 「企業統治制度の変容と経営者の交代」RIETI Discussion Paper Series 16-J-039.
- 酒井太郎 (2012) 「米国会社法学における取締役の信認義務規範 (1)」『一橋法学』第 11 巻 3 号, 49–166.
- 佐々木弾 (2015) 「ガバナンスの自律と他律：中教審報告・学校教育法改正と会社法改正を事例に」田中亘・中林真幸編『企業統治の法と経済：比較制度分析の視点で見るガバナンス』有斐閣, 99–128.
- 商事法務研究会編 (2016) 「株主総会白書 2016 年版」『商事法務』2118 号

- 高橋伸夫（2016）『経営の再生 [第4版]』有斐閣
- 田中一弘（2014）『「良心」から企業統治を考える』東洋経済新報社
- 東京証券取引所（2015）『東証上場会社コーポレート・ガバナンス白書 2015』
- 東京証券取引所（2016）『コーポレートガバナンス・コードへの対応状況（2016年7月時点）』
- 豊澄智己（2007）『戦略的環境経営：環境と企業競争力の実証分析』中央経済社
- 樋口範雄（1999）『フィデューシャリー [信認] の時代：信託と契約』有斐閣
- 広田真一（2012）『株主主権を超えて：ステークホルダー型企業の理論と実証』東洋経済新報社
- 福井義高（2015）「伊藤レポートは誰のため？」『企業会計』第67巻7号, 123-128.
- 本合暁詩（2008）「環境経営は企業価値を高めるのか：環境経営度調査を用いた企業価値分析」『社会科学ジャーナル』第64巻 COE 特別号, 257-268.
- 宮島英昭・小川亮（2012）「日本企業の取締役会構成の変化をいかに理解するか？：取締役会構成の決定要因と社外取締役の導入効果」RIETI Policy Discussion Paper Series 12-P-013.

表1 変数の定義

変数名	定義	データソース
CEP	環境パフォーマンス	日本経済新聞社『環境経営度調査』
MS	経営スコア	経済産業研究所『無形資産に関するインタビュー調査』
BSIZE	取締役人数	東洋経済新報社『役員四季報』
BCOMP	社外取締役数÷取締役人数 (%)	東洋経済新報社『役員四季報』
DBLK	国内ブロックホルダーの持株比率 (%)	各社『有価証券報告書』
FBLK	海外ブロックホルダーの持株比率 (%)	各社『有価証券報告書』
FAM	個人大株主の取締役が1人以上いる企業のダミー変数	東洋経済新報社『役員四季報』、同『大株主総覧』
FAM2	個人大株主の取締役が2人以上いる企業のダミー変数	東洋経済新報社『役員四季報』、同『大株主総覧』
SIZE	売上高 _[百万円] の自然対数値	日本政策投資銀行『財務データバンク』
LEVR	負債÷総資産 (%)	日本政策投資銀行『財務データバンク』
FAGE	社齢	東洋経済新報社『役員四季報』
CASH	現預金残高 _[百万円] の自然対数値	日本政策投資銀行『財務データバンク』
CASHR	現預金残高÷総資産 (%)	日本政策投資銀行『財務データバンク』
ROA	営業利益÷総資産 (%)	日本政策投資銀行『財務データバンク』
AGE	経営トップの年齢	東洋経済新報社『役員四季報』
OWN	経営トップの持株比率 (%)	東洋経済新報社『役員四季報』

表2 記述統計

Variables	Mean	Median	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1 CEP	350.37	381.00	86.50															
2 MS	2.57	2.56	0.37	0.21														
3 BSIZE	9.43	9.00	3.41	0.36	0.09													
4 BCOMP	14.69	14.29	12.34	0.09	-0.04	-0.17												
5 DBLK	28.68	26.56	12.36	-0.16	-0.11	-0.12	-0.31											
6 FBLK	1.15	0.00	3.01	0.09	0.11	-0.02	0.14	-0.03										
7 FAM	0.26	0.00	0.44	-0.28	-0.10	-0.22	-0.01	0.00	0.03									
8 FAM2	0.09	0.00	0.28	-0.05	-0.01	-0.15	-0.04	0.09	-0.01	0.52								
9 SIZE	11.47	11.44	1.44	0.54	0.05	0.44	-0.04	-0.01	0.03	-0.38	-0.19							
10 LEVR	46.94	48.60	18.11	0.10	0.12	0.16	-0.14	-0.19	-0.10	-0.32	-0.13	0.24						
11 FAGE	73.94	70.33	18.41	0.11	-0.06	0.16	0.20	-0.08	-0.08	-0.24	-0.05	0.28	0.34					
12 CASH	9.00	9.07	1.32	0.33	0.18	0.27	0.11	-0.19	0.13	-0.21	-0.11	0.57	0.07	0.02				
13 CASHR	8.74	6.32	7.98	-0.51	0.07	-0.27	0.05	0.02	0.05	0.22	0.06	-0.33	-0.25	-0.34	0.26			
14 ROA	3.24	2.74	3.21	-0.09	-0.03	-0.04	0.04	0.24	0.10	0.03	0.03	0.13	-0.43	-0.05	0.19	0.17		
15 AGE	65.75	65.50	6.44	0.08	0.00	0.08	-0.11	-0.03	-0.11	0.14	0.18	0.15	-0.02	-0.07	0.08	-0.01	0.08	
16 OWN	0.72	0.04	1.88	-0.29	-0.21	-0.16	-0.13	0.07	0.18	0.59	0.40	-0.30	-0.26	-0.33	-0.16	0.21	0.04	-0.01

(1) $N=325$ (unique 90 firms).

(2) Correlations greater than $|0.11|$ are significant at $p < 0.05$, those greater than $|0.14|$ are significant at $p < 0.01$.

表3 OLSによる推計結果

係数	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
<i>Management quality</i>						
MS				48.06 ** (8.74)	45.88 ** (9.23)	45.28 ** (8.88)
<i>Board structure</i>						
BFSIZE	5.91 ** (1.20)		5.68 ** (1.20)	5.60 ** (1.21)		5.50 ** (1.20)
BCOMP	0.98 ** (0.34)		0.88 * (0.38)	0.99 ** (0.32)		0.94 ** (0.36)
<i>Ownership structure</i>						
DBLK		-0.48 (0.33)	-0.06 (0.35)		-0.39 (0.32)	0.04 (0.34)
FBLK		1.98 * (0.93)	1.50 (0.98)		1.59 † (0.89)	1.08 (0.95)
<i>Family business</i>						
FAM		-25.80 * (12.07)	-23.11 * (11.69)		-21.03 † (12.00)	-18.49 (11.51)
<i>Control variables</i>						
SIZE	28.58 ** (4.18)	33.33 ** (4.19)	26.82 ** (4.19)	29.54 ** (4.17)	34.25 ** (4.33)	27.94 ** (4.25)
LEVR	-0.08 (0.29)	-0.38 (0.29)	-0.21 (0.32)	-0.19 (0.29)	-0.45 (0.29)	-0.27 (0.31)
FAGE	-0.06 (0.35)	-0.04 (0.34)	-0.08 (0.35)	-0.03 (0.36)	0.01 (0.34)	-0.04 (0.36)
CASH	1.86 (3.36)	2.65 (3.36)	1.82 (3.29)	-0.90 (3.58)	0.22 (3.57)	-0.61 (3.48)
SER	65.4	66.8	65.1	63.4	65.1	63.3
R ²	0.47	0.45	0.48	0.50	0.48	0.51
Wald (H ₀ : β _{DBLK} =β _{FBLK})		7.49	2.47		5.22	1.17
p-value		0.006	0.116		0.022	0.280

(1) N=325 (unique 90 firms).

(2) Year and industry dummies are included in all models.

(3) † <0.10, * p<.05, ** p<.01.

(4) Robust standard errors are reported in parentheses.

表4 内生変数に操作変数を回帰した結果

	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10	Model 11	Model 12	Model 13	Model 14
被説明変数	BSIZE	BSIZE	BCOMP	BCOMP	DBLK	DBLK	FBLK	FBLK
SIZE	1.17 ** (0.20)	1.22 ** (0.21)	0.99 † (0.59)	0.05 (0.58)	-0.89 (0.66)	0.18 (0.64)	-0.04 (0.12)	-0.14 (0.14)
LEVR	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.17 ** (0.05)	-0.18 ** (0.05)	-0.09 * (0.04)	-0.08 * (0.04)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
FAGE	-0.03 ** (0.01)	-0.02 ** (0.01)	0.21 ** (0.04)	0.22 ** (0.04)	-0.09 ** (0.03)	-0.10 ** (0.03)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
CASHR	-0.07 ** (0.02)		0.08 (0.10)		-0.01 (0.10)		-0.02 (0.02)	
CASH		0.12 (0.18)		1.58 * (0.62)		-2.04 ** (0.58)		0.24 * (0.11)
AGE	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.03)	-0.24 * (0.10)	-0.25 * (0.10)	-0.10 (0.08)	-0.08 (0.09)	-0.03 (0.03)	-0.04 (0.03)
OWN	0.12 (0.09)	0.09 (0.07)	-1.07 ** (0.41)	-1.07 ** (0.41)	0.21 (0.28)	0.24 (0.29)	0.43 ** (0.12)	0.42 ** (0.13)
ROA	-0.08 † (0.05)	-0.12 * (0.05)	-0.17 (0.22)	-0.22 (0.22)	0.50 * (0.25)	0.59 * (0.24)	0.04 (0.07)	0.02 (0.07)
FAM	-0.50 (0.43)	-0.57 (0.43)	3.75 * (1.82)	3.63 * (1.77)	-2.62 (1.84)	-2.38 (1.80)	-0.61 (0.52)	-0.65 (0.53)
MS	0.49 (0.49)	0.42 (0.49)	-0.63 (1.83)	-1.47 (1.79)	-2.92 † (1.60)	-1.82 (1.58)	1.11 † (0.66)	0.98 (0.63)
SER	2.7	2.8	10.7	10.6	10.2	10.0	2.9	0.0
R ²	0.41	0.40	0.32	0.33	0.37	0.40	0.17	0.17

(1) $N=325$ (unique 90 firms).

(2) Year and industry dummies are included in all models.

(3) † <0.10 , * $p < .05$, ** $p < .01$.

(4) Robust standard errors are reported in parentheses.

表5 GMMによる推計結果①:MSを落とした定式化

係数	Model 15	Model 16	Model 17	Model 18
<i>Management quality</i>				
MS				
<i>Board structure</i>				
BSize	30.05 ** (3.52)	28.32 ** (3.31)		28.08 ** (4.21)
BCOMP	3.23 ** (1.12)	2.44 ** (0.83)		3.25 ** (1.17)
<i>Ownership structure</i>				
DBLK			-5.72 ** (1.34)	0.05 (1.71)
FBLK			-16.46 † (9.25)	-16.63 * (8.05)
<i>Family business</i>				
FAM			-56.00 ** (13.85)	-8.58 (13.70)
<i>Endogenous variables</i>	BSize BCOMP	BSize BCOMP	DBLK FBLK	BSize BCOMP DBLK FBLK
<i>Excluded predetermined variables</i>	SIZE LEVR FAGE CASH AGE OWN ROA	SIZE LEVR FAGE CASH AGE OWN ROA DBLK FBLK	SIZE LEVR FAGE CASH AGE OWN ROA	SIZE LEVR FAGE CASH AGE OWN ROA
SER	90.0	86.3	103.6	98.5
<i>J</i>	8.07	17.58	49.14	1.61
<i>p</i> -value	0.152	0.014	0.000	0.658
<i>C</i> (Model 15 vs Model 16)		9.46		
<i>p</i> -value		0.009		
Wald ($H_0: \beta_{DBLK} = \beta_{FBLK}$)			1.31	3.66
<i>p</i> -value			0.253	0.056

(1) $N=325$ (unique 90 firms).

(2) Year and industry dummies are included in all models.

(3) † <0.10 , * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$.

(4) Robust standard errors are reported in parentheses.

表6 GMMによる推計結果②:MSを加えた定式化

係数	Model 19	Model 20	Model 21	Model 22
<i>Management quality</i>				
MS	40.63 ** (14.18)	41.00 ** (13.22)	66.25 ** (17.38)	48.27 ** (17.83)
<i>Board structure</i>				
BFSIZE	29.79 ** (3.48)	27.83 ** (3.27)		28.08 ** (4.12)
BCOMP	3.23 ** (1.08)	2.32 ** (0.78)		3.01 ** (1.13)
<i>Ownership structure</i>				
DBLK			-4.78 ** (1.36)	0.34 (1.63)
FBLK			-18.93 * (8.93)	-14.44 * (6.87)
<i>Family business</i>				
FAM			-48.97 ** (12.87)	-4.78 (13.02)
<i>Endogenous variables</i>	BFSIZE BCOMP	BFSIZE BCOMP	DBLK FBLK	BFSIZE BCOMP DBLK FBLK
<i>Excluded predetermined variables</i>	SIZE LEVR FAGE CASH AGE OWN ROA	SIZE LEVR FAGE CASH AGE OWN ROA DBLK FBLK	SIZE LEVR FAGE CASH AGE OWN ROA	SIZE LEVR FAGE CASH AGE OWN ROA
SER	88.8	84.5	101.4	94.0
<i>J</i>	7.94	17.24	51.57	1.58
<i>p</i> -value	0.160	0.016	0.000	0.664
<i>C</i> (Model 19 vs Model 20)		8.95		
<i>p</i> -value		0.011		
Wald ($H_0: \beta_{DBLK} = \beta_{FBLK}$)			2.36	3.89
<i>p</i> -value			0.125	0.048

(1) $N=325$ (unique 90 firms).

(2) Year and industry dummies are included in all models.

(3) * $p < .05$, ** $p < .01$.

(4) Robust standard errors are reported in parentheses.

表7 GMMによる推計結果③:FAM2を用いた頑健性テスト

係数	Model 23	Model 24
<i>Management quality</i>		
MS	96.42 ** (20.99)	52.75 ** (19.47)
<i>Board structure</i>		
Bsize		28.64 ** (4.18)
BCOMP		3.45 ** (1.25)
<i>Ownership structure</i>		
DBLK	-5.47 ** (1.56)	0.53 (1.79)
FBLK	-30.19 ** (9.60)	-20.76 ** (7.00)
<i>Family business</i>		
FAM2	2.76 (24.29)	32.70 (20.12)
<i>Endogenous variables</i>		
	DBLK FBLK	Bsize BCOMP DBLK FBLK
<i>Excluded predetermined variables</i>		
	SIZE LEVR FAGE CASH AGE OWN ROA	SIZE LEVR FAGE CASH AGE OWN ROA
SER	126.0	103.2
<i>J</i>	44.35	0.99
<i>p</i> -value	0.000	0.803
Wald ($H_0: \beta_{DBLK} = \beta_{FBLK}$)	6.36	8.13
<i>p</i> -value	0.012	0.004

(1) $N=325$ (unique 90 firms).

(2) Year and industry dummies are included in all models.

(3) * $p < .05$, ** $p < .01$.

(4) Robust standard errors are reported in parentheses.