【研究論文】

日本企業のESG情報開示と財務パフォーマンスの関係
― 国際化の影響

郭　チャリ・岡田　華奈・川島　輝夫

要旨

ESG情報開示と財務パフォーマンスの関係については，相反する見解が存在し，実証研究の結果も一致していない。本研究では，両者の関係に影響する要因として企業の国際化に着目し，日本企業のESG 情報開示と財務パフォーマンスの関係に企業の国際化がどのような影響を与えるのかについて検証する。分析結果によると，国際化レベルの高い企業やESG情報開示規制の整備が進んでいる国に進出している企業においては，ESG情報開示の改善により財務パフォーマンスが高まることを明らかにした。ESG情報開示体制の整備が進んでいる国を含め，多くの海外市場に事業展開をしている企業は，より効率的なESG活動及び開示を行っている可能性を示唆している。

1　はじめに

気候変動問題，労働問題，国際紛争問題などの社会課題への懸念は企業経営にも影響を与え，多くの企業は長期的な視点に立った持続可能な経営を模索している。資本市場もこの動きを後押ししており，財務情報だけでなく，環境や社会，ガバナンスに対して企業がどのような取り組みをしているのか，すなわちESG情報が重視されている。本研究では，ESGによる経済的効果に注目し，ESG情報開示と企業の財務パフォーマンスとの関係について検討を行う。今後より増加してくことが想定される企業の非財務情報の開示の効果について，傾向を提示することは重要といえる。

ESGの要素と企業のパフォーマンスの間にどのような関係があるのかについては，これまで多くの研究が行われているが，その結果は一致していない（Fatemi *et al.*, 2018）。一部の研究では，ESG活動について，非効率的な資源配分や過剰コストの問題を指摘する見解があり，ESG情報開示は企業の財務パフォーマンスを下げるという結果が報告されている（e.g., Brammer *et al.*,

キーワード：ESG情報開示（ESG Disclosure），国際化（International Diversification），
財務パフォーマンス（Financial Performance）

2006a; Buallay, 2019)。他方，他の研究では企業のESG情報開示は財務パフォーマンスを高めることを確認している (e.g., Brogi and Lagasio, 2019; Li *et al.*, 2018)。

これらの相反する結果を踏まえると，ESGへの取り組みが伴うコスト以上の価値を生み出すことが，財務パフォーマンスの向上に繋がると考えられる。企業価値創造の手段として，より広範なステークホルダー・エンゲージメントの実践が，財務パフォーマンスを高めることが指摘されている (Eccles *et al.*, 2014)。

本研究では，より広範なステークホルダー・エンゲージメントの実践を可能とする要因として企業の国際化を取り上げ，その影響について実証分析を行った。日本の上場企業を対象とした分析結果より，海外現地法人所在国の数がESG情報開示とROAの関係にポジティブな影響を与えることが示され，多くの国に進出している企業において，ESG情報開示の改善が財務パフォーマンスを高めることが明らかにされた。さらに，進出国による影響に関する分析結果より，欧州と北米に進出している企業において，ESG情報開示の改善が財務パフォーマンスを向上させる効果を持つことが確認できた。

本研究には，次の二つの貢献がある。第一に，企業の国際化という，既存研究ではまだ十分に検討されていない要因に着目し，国際化レベルや進出先の特徴がESG情報開示と財務パフォーマンスの関係に有意な影響を与えることを明らかにした。第二に，成熟した制度環境やステークホルダーの要請に適したESG情報開示は，企業の収益性を高める機会になることを示した。

本稿の構成は以下の通りである。次節ではESG情報開示と財務パフォーマンスの関係に関するこれまでの議論の概観を説明し，仮説を構築する。第3節では研究デザインについて説明し，第4節で実証分析の結果を示す。最後に結論と今後の課題について述べる。

2　先行研究と仮説

2.1　ESG情報開示と財務パフォーマンス

ESG情報開示と財務パフォーマンスの関係については，これまで多くの先行研究がある (Friede *et al.*, 2015; Gillian *et al.*, 2021; 生田・藤井, 2020)。ESG情報開示は企業のESG取り組みを伝える重要なチャネルとなり (Tsang e*t al.*, 2023)，様々なステークホルダーに影響を与え，その結果として収益性に影響を与える。

先行研究では，ESG情報開示と財務パフォーマンスの関係について，相反する主張が存在する。一つは，負の関係を主張するものである。企業の最も重要な目標は利潤の最大化である (Friedman, 1970)との考え方に立てば，ESG活動は利益や株主の富を減少させるコストであり，結果的に市場価値を低下させる。例えば，Brammer *et al.* (2006a) やBuallay (2019) は，ESGへの取り組みは企業のコストを増加させるため，ROA及びROEの低下や，株主価値の毀損につな

がると指摘している。

一方で，ESGに積極的な企業の財務パフォーマンスは高くなるという正の関係の主張も存在する。ステークホルダーは企業の目的達成に影響を与える存在であり，また両者は相互に作用している (Freeman, 1984; Freeman *et al.*, 2018)。ESGへの支出は，多様なステークホルダーのための価値を創造することによって，経済的な価値を生み出すことができる。企業の環境社会への配慮の取り組みは競争優位性を生み出し，価値を創造する (Porter and Kramer, 2006)。その結果，ESGに積極的な企業の財務パフォーマンスを高める。一部の先行研究では，ESG情報開示が財務パフォーマンスの向上に繋がることを報告している (e.g., Brogi and Lagasio, 2019; Li *et al.*, 2018)。

以上のように，ESG情報開示およびESGの取り組みと財務パフォーマンスの関係については正負の両方の関係が観察されている。ESGへの取り組みはコストを伴うが，それ以上の価値を生み出すことができれば，財務パフォーマンスの向上に繋がると考えられる。Eccles *et al.* (2014) は，ESG取り組みに積極的な企業はより広範なステークホルダー・エンゲージメントを実践する可能性が高く，こうしたステークホルダーとの長期的関係の発展は，無形資産として競争優位の源泉となり，財務パフォーマンスの向上に繋がると主張している。本研究では，企業の国際化を広範なステークホルダー・エンゲージメントの実践を可能にする要因と考え，その影響について分析する。

2.2　国際化の影響

グローバル企業は，国内のみで経営活動を行う場合と異なり，自国とは異なる社会的，文化的，法的，規制的，経済的ステークホルダーと直面する (Sharfman *et al.*, 2004)。この異質性は国や地域によって異なるため，国際化の程度が高まれば，生じるステークホルダーの圧力の程度と多様性も変化し，企業の社会的活動に影響を与える (Attig *et al.*, 2016; Brammer *et al.*, 2009; Sharfman *et al.*, 2004)。Aguilera-Caracuel *et al.* (2017) は，国際的に事業を展開する企業は，進出国との関係だけでなく，より拡大した範囲のステークホルダーからの圧力にさらされ，それに対応する必要に迫られることを示唆している。

また，海外進出を行う企業には，様々なステークホルダーの要求に応えるだけでなく，財務パフォーマンスを向上させるような効率的なESGイニシアチブを開発することが求められる (Duque-Grisales and Aguilera-Caracuel, 2021)。さらに，海外市場での経験から蓄積されたESG関連知識とその活用能力は，より高度なESG取り組みの開発に貢献できる (Bansal, 2005; Salomon and Jin, 2010)。

以上より，国際化レベルの高い企業は，より効率的なESG活動を実現することができるため，その企業のESG情報開示が財務パフォーマンスの向上に結びつくと考えられる。したがって本研究では，企業の国際化による影響について，以下の仮説を検証する。

H１．企業の国際化は，ESG情報開示と財務パフォーマンスの関係に正の影響を与える。

企業の海外進出はESG活動に影響を与えると考えられるが，国際化の程度に加えて，進出先も重要な要素となる可能性がある (Brammer *et al.*, 2006b; Strike, 2006)。Brammer *et al.* (2006b) は，社会問題に対する地域特有の制度的圧力があることを指摘しており，事業がどれほど多くの国で展開されているかだけでなく，どの地域の国であるかも重要であるといえる。

先行研究でも地域による違いが指摘されており，例えばDuque-Grisales and Aguilera-Caracuel (2021) は，新興国市場においてESGスコアと財務パフォーマンスの間に負の相関があることを明らかにしている。その理由として，新興国市場ではESGに関する十分な制度的支援が確立しておらず，企業がESG実施に対して投じた関連コストが回収できるほどの収益をあげることはできていないことが考察されている。Dhaliwal *et al.* (2014) は，31カ国を含む国際的なデータを用いてCSR情報開示と株式資本コストの間に負の相関があることを明らかにしており，この関係はステークホルダー志向の高い国においてより顕著であることを示している。Brammer *et al.* (2009) によれば，ステークホルダーから多国籍企業に対する社会的パフォーマンスへの圧力の高まりは，多くの国に進出していることだけでなく，社会的責任に懸念をもつ国で事業を行うことに対する評判を得ることに関係している。

したがって，ESG情報開示について，ステークホルダーの評価を含む体制の整備が進んでいる国に進出している企業は，価値創造の面でより効率的なESG活動及びその開示を実践し，財務パフォーマンスの向上に繋げている可能性が考えられる。

本研究では，進出先としてヨーロッパと北米を取り上げる。例えばEUは企業の非財務情報やサステナビリティ報告に関する様々な規制[1)]を導入している。一方，北米のアメリカでは包括的なESG情報開示は任意であり，自主規制下にあるが，S&P500の構成会社のうち，サステナビリティ報告書を提出している企業の数は急速に増加している[2)]。2011年にサンフランシスコを拠点に設立されたサステナビリティ会計審議会 (SASB: Sustainability Accounting Standards Board) は，2018年にSASBスタンダードを公表し，情報開示基準を設定した。

規制や基準だけでなく，欧米の消費者の消費行動・意識も日本と異なる。例えばEUでは，倫理的消費の状況が，2011年時点で日本よりもはるかに高いことが示されている[3)]。

このように日本よりも開示を求める規制が設定されている地域，あるいはESGの取り組みを可視化するための十分な制度的支援が確立しており，それを承認するステークホルダーが成熟している地域に進出することは，サステナビリティの取り組みと財務パフォーマンスとの関係に影響を与えると考えられる。本研究では進出先の特徴による影響を明らかにするために，以下の仮説を検証する。

H2．ESG情報開示体制の整備がより進んでいる国への進出は，ESG情報開示と財務パフォーマンスの関係に正の影響を与える。

3　リサーチデザイン

3.1　サンプル

本研究では，金融業と電力・ガス業を除く日本の上場企業全社の内，連結情報を公開している企業を対象として分析を行う。企業のESG情報開示に関する情報は，Bloombergが提供するESGデータから，企業の財務情報は，日経NEEDS-FinancialQUESTの財務データから取得した。企業の国際化情報については，東洋経済新報社の「海外進出企業データ」に収録されている日系企業の海外現地法人のデータを用いる。分析期間は，東日本大震災やコロナ禍といった外的要因による影響と，コーポレートガバナンスコードの改訂のような制度的要因の影響を避けるために，2012年から2019年までとする[4)]。分析期間において，BloombergのESGデータに収録されていない標本（対象期間全標本の約46%）と海外進出企業データに収録されていない標本（対象期間全標本の約37%）をサンプルから除外し，コントロール変数に用いる財務情報が欠損している標本も除外する。その後，分析期間におけるサンプルを基準に，財務データについて異常値の処理（1パーセンタイル以下・99パーセンタイル以上の値を，それぞれ1パーセンタイルの値と99パーセンタイルの値にウィンサライズ）を行う。最終的に得られたサンプル数は，2019年度基準連結情報公開の企業（金融業と電力・ガス業を除く）の約33%に当たる1,096社，7,499サンプルである。

3.2　財務パフォーマンスの指標

被説明変数である財務パフォーマンスの指標には，企業の収益性を測る指標として総資産利益率（ROA）を用いる。ROAは戦略的課題のもとで配分されなければならない総資産に対する企業の収益性を表しており（Hull and Rothenberg, 2008），会計に基づいた企業業績の効果を可視的に捉える優れた指標として先行研究でも多く採用されている（Ficher and Sawczyn, 2013; Velte, 2017）。ROAの利益には，営業利益に受取利息・配当金を足した事業利益を採用し，その事業利益を総資産（資産合計）で除してROAを算出する。このROAは，企業の資本効率の程度を表す指標となる。

3.3　ESG情報開示の指標

ESG情報開示の指標には，Bloombergで提供されているESG開示スコアを用いる。このスコアは，企業のESG関連情報の開示状況に基づき，最低限のESGデータを開示することを示す0.1から，Bloombergが収集する全データポイントを開示することを示す100までの値を取るものであ

る。このESG開示スコアは，関連する開示項目の有無等によって機械的に算出されることから，ある意味では客観的かつ公平なスコアであると考えられる（湯山他，2019）。そのため，BloombergのESG開示スコアは，多数の先行研究において，ESG情報の開示に対する積極性を示す指標として用いられている（e.g., Fatemi *et al.*, 2018; Li *et al.*, 2018）。なお，BloombergのESG開示スコアは，ESG全体（*ESG_DIS*）のみならず，環境情報開示スコア（*E_DIS*），社会情報開示スコア（*S_DIS*），ガバナンス情報開示スコア（*G_DIS*）も提供されている。本研究では，そのすべてのスコアをESG情報開示の指標として採用する。

3.4　国際化の指標

本研究では，ESG情報開示と財務パフォーマンスの関係に影響を与える要因として，企業の国際化の程度を取り上げる。企業の国際化の指標には，海外現地法人の所在国数の対数値（*LN_N_NATION*）を用いる。この所在国数は，企業がどの程度様々な国に進出しているかを示すもので，海外現地法人の所在国数が多いほど，その企業はより多様な市場及びステークホルダーに影響を受けていることを意味する。

また，進出国のESG情報に関する開示規制の状況を考慮した分析として，本研究では，ヨーロッパや北米の国に着目し，企業がそれらの国に進出しているか示す指標を採用する。具体的には，ヨーロッパ諸国への進出有無を表すダミー変数（ヨーロッパ所在の現地法人を有している場合は1，それ以外は0）（*D_EU*）と，北米国への進出有無を表すダミー変数（*D_NA*）を用いる。

3.5　コントロール変数

上記のESG情報開示及び国際化の指標に加え，先行研究に従い（e.g., Duque-Grisales and Aguilera-Caracuel, 2021; Li *et al.*, 2018），企業の財務パフォーマンスに影響を与える他の要因をコントロールするための変数を用いる。まず，企業規模の変数として，総資産の対数値（*LN_ASSET*）を，財務的余裕を表す変数として，財務レバレッジ（=負債/総資産）（*LEV*）を用いる。また，企業の成長性や成長機会の変数として，売上高成長率（=当期売上高と前期売上高の差/前期売上高）（*G_SALES*）とTobin'sQ（=時価総額と負債の合計/総資産）（*TOBIN_Q*）を用い，企業のR&D集中度を表す変数には，売上高研究開発費比率（=研究開発費/売上高）（*RD_SALES*）を用いる。さらに，有形固定資産比率（=有形固定資産/総資産）（*PPE*）と，現金保有水準（=現金と有価証券の合計/総資産）（*CASH*）を加える。最後に，業種と年度の影響を考慮するために，日経業種中分類に基づく産業ダミー変数と年度ダミー変数を用いる。

3.6　推定モデル

以上の変数を用いて，企業のESG情報開示と財務パフォーマンスの関係に対する企業の国際化の影響を検証するために，次のモデルを用いて最小二乗法（OLS）推定を行う。

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{it} + \beta_2 ID_{it} + \beta_3 ESG_{it} \times ID_{it} + \gamma X'_{it} + Y_t + IND_k + \varepsilon_{it}$$

ここで，ROA_{it}は，企業iの総資産利益率を，ESG_{it}は，ESG情報開示の変数（*ESG_DIS*，*E_DIS*，*S_DIS*，*G_DIS*）を表す。ID_{it}は，すべての国際化の指標，すなわち，国際化のレベルを測る変数（*LN_N_NATION*）及び，ヨーロッパおよび北米の国への進出を示す変数（*D_EU*，*R_EU*，*D_NA*，*R_NA*）を表す。また，$ESG_{it} \times ID_{it}$は，ESG情報開示の変数と国際化の変数の交差項を表す。交差項の係数β_3が正で統計的に有意であれば，国際化レベルの高い企業，あるいは，ヨーロッパや北米に進出している企業において，ESG情報開示と財務パフォーマンスの間に正の関係が成立すると解釈できる。X'_{it}は，コントロール変数のベクトルを表す。Y_tとIND_kは，年次ダミーと産業ダミーであり，ε_{it}は誤差項である。

なお，本研究の分析で用いたサンプルはBloombergよりESG開示スコアが提供されている企業のみを対象にしているため，サンプル・セレクション・バイアスの問題が生じている可能性が考えられる。この問題に対する分析方法として，ヘックマンの２段階推定を行う（Heckman, 1979)。具体的には，第一段階としてESG情報開示スコアのダミー変数を被説明変数に，OLSモデルのコントロール変数と海外現地法人データ有無のダミー変数を説明変数にして推定を行う。第１段階推定の操作変数には，Arouri *et al.* (2019) やZhang and Lui (2022) などの先行研究に従い[5)]，業種及び年度別に，全体企業の内ESG情報開示スコアのある企業の割合を算出した値を用いる。第２段階では，第１段階から推定された逆ミルズ比を説明変数に加え，OLSモデルを推定する。

３.７　記述統計

以上で説明した各変数の記述統計を表1に，相関係数表を表2に示す。ESG情報開示スコアの平均をみると，*E_DIS* と*S_DIS*の平均はそれぞれ19，11程度，*G_DIS*の平均は59程度で，環境・社会に比べてガバナンス情報開示のレベルは全体的に高い。次に，海外現地法人の所在国数（*LN_N_NATION*の括弧内の値）は，平均として8ヶ国程度である。また，*D_EU*と*D_NA*の平均値をみると，ヨーロッパと北米の国に現地法人を保有している企業は，それぞれ全体の約54%，約70%である。相関係数表を見ると，国際化の指標とROAの相関係数は正，*E_DIS* を除きESG情報開示とROAの相関係数は正となっているが，本研究の仮説検証のためには重回帰分析において両変数の交差項を確認する必要がある。

表１　記述統計

	N	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
ROA	7499	0.062	0.042	-0.038	0.056	0.250
ESG_DIS	7499	29.956	9.651	10.291	28.257	71.059
E_DIS	7499	19.192	19.353	0.000	15.947	86.953
S_DIS	7499	11.087	6.671	0.000	10.429	50.786
G_DIS	7499	59.483	7.335	0.000	58.519	96.117
LN_N_NATION	7499	1.663(8.105)	0.969(7.868)	0.000(1.000)	1.792(6.000)	4.190(66.000)
D_EU	7499	0.541	0.498	0.000	1.000	1.000
D_NA	7499	0.701	0.458	0.000	1.000	1.000
LN_ASSET	7499	11.790	1.451	7.751	11.556	15.793
LEV	7499	0.321	0.159	0.060	0.301	0.818
TOBIN_Q	7499	1.177	0.676	0.547	0.991	7.294
RD_SALES	7499	0.026	0.030	0.000	0.016	0.162
PPE	7499	0.263	0.133	0.003	0.255	0.781
CASH	7499	0.184	0.119	0.015	0.159	0.724
G_SALES	7499	0.048	0.106	-0.220	0.036	0.648

LN_N_NATIONの括弧内の値は，対数値ではない元の値の記述統計量を示す。

表２　相関係数表

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]
[1] ROA	1.000														
[2] ESG_DIS	-0.007	1.000													
[3] E_DIS	**-0.048**	**0.946**	1.000												
[4] S_DIS	**0.030**	**0.841**	**0.707**	1.000											
[5] G_DIS	**0.072**	**0.686**	**0.457**	**0.549**	1.000										
[6] LN_N_NATION	**0.040**	**0.461**	**0.447**	**0.381**	**0.298**	1.000									
[7] D_EU	**0.043**	**0.300**	**0.297**	**0.235**	**0.188**	**0.697**	1.000								
[8] D_NA	**0.051**	**0.256**	**0.252**	**0.209**	**0.157**	**0.602**	**0.555**	1.000							
[9] LN_ASSET	**-0.050**	**0.658**	**0.623**	**0.557**	**0.447**	**0.553**	**0.38**	**0.336**	1.000						
[10] LEV	**-0.321**	**0.146**	**0.136**	**0.107**	**0.118**	**0.128**	**0.072**	**0.069**	**0.242**	1.000					
[11] G_SALES	**0.288**	**-0.092**	**-0.088**	**-0.075**	**-0.064**	0.003	0.013	0.022	**-0.031**	-0.015	1.000				
[12] TOBIN_Q	**0.603**	**0.043**	-0.006	**0.094**	**0.100**	**0.046**	**0.062**	**0.081**	**-0.034**	**-0.091**	**0.223**	1.000			
[13] RD_SALES	**0.055**	**0.198**	**0.208**	**0.158**	**0.093**	**0.225**	**0.278**	**0.239**	**0.099**	**-0.128**	**-0.056**	**0.147**	1.000		
[14] PPE	**-0.227**	**0.059**	**0.089**	**-0.006**	0.003	**-0.024**	**-0.040**	0.015	**0.073**	**0.294**	**-0.111**	**-0.219**	**-0.084**	1.000	
[15] CASH	**0.386**	**-0.199**	**-0.207**	**-0.130**	**-0.122**	**-0.090**	-0.022	-0.019	**-0.249**	**-0.450**	**0.066**	**0.349**	**0.167**	**-0.465**	1.000

有意水準が５％以下の水準である場合には太字で示す。

4　分析結果

4.1　国際化の度合いの影響

本研究では，企業のESG情報開示と財務パフォーマンスの関係に影響を与える要因として企業の国際化を取り上げる。ここでは，国際化の度合いによる影響の検証として，国際化レベルの変数（*LN_N_NATION*）との交差項を用いた推定結果を表3に示す。モデル（1）から（4）は，OLSモデルの推定結果，（5）から（8）はヘックマンの2段階推定の結果である。

表3　ESG情報開示と財務パフォーマンスの関係：国際化の度合いの影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS				HECKMAN			
ESG_DIS	-0.0003***				-0.0002**			
	(0.000)				(0.000)			
ESG_DIS×LN_N_NATION	0.0001***				0.0001**			
	(0.000)				(0.000)			
E_DIS		-0.0001***				-0.0001**		
		(0.000)				(0.000)		
E_DIS×LN_N_NATION		0.00004**				0.00003		
		(0.000)				(0.000)		
S_DIS			-0.0005***				-0.0005***	
			(0.000)				(0.000)	
S_DIS×LN_N_NATION			0.0002***				0.0002***	
			(0.000)				(0.000)	
G_DIS				0.00005				0.0001
				(0.000)				(0.000)
G_DIS×LN_N_NATION				0.0001**				0.0001*
				(0.000)				(0.000)
LN_N_NATION	-0.0004	0.002***	0.001	-0.003	0.000	0.002***	0.001	-0.002
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.003)
LN_ASSET	0.001***	0.001***	0.002***	0.001*	0.002**	0.002***	0.002***	0.001*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
LEV	-0.068***	-0.068***	-0.068***	-0.069***	-0.069***	-0.069***	-0.069***	-0.069***
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
G_SALES	0.066***	0.066***	0.066***	0.067***	0.066***	0.066***	0.066***	0.067***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
TOBIN_Q	0.031***	0.031***	0.031***	0.031***	0.032***	0.031***	0.031***	0.031***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
RD_SALES	-0.137***	-0.136***	-0.134***	-0.141***	-0.135***	-0.139***	-0.138***	-0.143***
	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.020)
PPE	0.004	0.004	0.004	0.005	0.004	0.005	0.004	0.005
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
CASH	0.037***	0.036***	0.036***	0.038***	0.036***	0.036***	0.036***	0.038***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
IMR					0.003	0.004	0.004	0.002
					(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7,499	7,499	7,499	7,499	7,499	7,499	7,499	7,499
Adjusted R-squared	0.504	0.503	0.504	0.504	0.503	0.503	0.504	0.504

各セルの上段は回帰係数，下段は標準偏差を示す。***は1%水準，**は５%水準，*は10%水準で統計的に有意であることを示す。

まず，OLSモデルにおいて，ESG情報開示変数と国際化レベル変数の交差項（*ESG_DIS×LN_N_NATION*，*E_DIS×LN_N_NATION*，*S_DIS×LN_N_NATION*，*G_DIS×LN_N_ NATION*）の結果をみると，すべての交差項の係数が正で統計的に有意である。また，ヘックマンの2段階推定の結果をみると，*E_DIS*の交差項の係数が統計的に有意ではないことを除き，OLSモデルの結果と整合した結果が得られている。なお，すべてのモデルにおいて逆ミルズ比（*IMR*）の係数が統計的に有意ではないため，OLS推定結果においてサンプル・セレクション・バイアスによる影響はほとんどないと考えられる。表３の結果は，国際化レベルの高い企業において，ESG情報開示とROAが正の関係を持つことを示し，仮説H１を支持している。多くの国に事業展開を行なっている企業は，より多様化されたステークホルダーの要求に対応し，効率的なESG取り組みを開発していくため，その企業のESG情報開示が財務パフォーマンスにポジティブな影響を与える可能性が示唆される。

コントロール変数の結果をみると，*LN_ASSET*，*G_SALES*，*TOBIN_Q*，*CASH*の係数は正で統計的有意であり，規模が大きく，成長性や現金保有水準の高い企業ほど，ROAが高いことが示されている。一方，*LEV*と*RD_SALES*の係数は負で統計的に有意であり，負債比率やR&D集中度の高い企業ほど，ROAが低いことがわかる。

４.２　進出国の影響

次に，進出国による影響を検証するために，ESG情報開示規制が進んでいると考えられるヨーロッパと北米の国への進出を示す変数（*D_EU*，*D_NA*）を用いて分析を行い，その結果を表4に示す。

パネルＡは，ESG情報開示の全体スコアの結果である。モデル（1）と（2）は，OLS推定結果，(3) と (4) はヘックマンの2段階推定の結果を示す。*ESG_DIS*と*D_EU*，*ESG_DIS*と*D_NA*の交差項の係数をみると，いずれも正で統計的に有意であり，ヨーロッパや北米の国に現地法人を保有している企業において，ESG情報開示と財務パフォーマンスの間に正の関係があることがわかる。

次に，パネルＢとＣの結果をみると，*E_DIS*と *S_DIS*のそれぞれの交差項の係数は，全て正で統計的に有意である。ESG全体スコアの結果と同様に，環境情報開示と社会情報開示に関して，ヨーロッパや北米への進出が，情報開示と財務パフォーマンスの間にポジティブな影響を与えることが確認できる。最後に，パネルDの結果によると，*G_DIS×D_NA*の係数のみが正で統計的に有意である。*G_DIS*に関して，ヨーロッパへの進出による影響は見られないが，北米への進出は，ガバナンス情報開示と財務パフォーマンスの関係にポジティブな影響を与えることがわかる。その理由としては，ガバナンス情報開示に関して，北米の規制が日本やヨーロッパに比べてより進んでいる可能性が考えられる。

表４　ESG情報開示と財務パフォーマンスの関係：進出国の影響

パネルA　ESG開示全体スコアの結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS		HECKMAN	
ESG_DIS	-0.0002**	-0.0003***	-0.0002**	-0.0003***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
ESG_DIS×D_EU	0.0002***		0.0002***	
	(0.000)		(0.000)	
D_EU	-0.005**		-0.004*	
	(0.003)		(0.003)	
ESG_DIS×D_NA		0.0004***		0.0004***
		(0.000)		(0.000)
D_NA		-0.009***		-0.009***
		(0.003)		(0.003)
IMR			0.004	0.004
			(0.003)	(0.003)
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year effects	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7,499	7,499	7,499	7,499
Adjusted R-squared	0.502	0.502	0.502	0.502

パネルB 環境情報開示スコアの結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS		HECKMAN	
E_DIS	-0.0001***	-0.0001***	-0.0001***	-0.0001***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
E_DIS×D_EU	0.0001***		0.0001**	
	(0.000)		(0.000)	
D_EU	-0.0002		0.0001	
	(0.001)		(0.001)	
E_DIS×D_NA		0.0001***		0.0001***
		(0.000)		(0.000)
D_NA		-0.001		-0.0004
		(0.001)		(0.001)
IMR			0.004	0.004
			(0.003)	(0.003)
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year effects	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7,499	7,499	7,499	7,499
Adjusted R-squared	0.502	0.502	0.502	0.502

パネルC 社会情報開示スコアの結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS		HECKMAN	
S_DIS	-0.0003***	-0.0005***	-0.0003***	-0.0005***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
S_DIS×D_EU	0.0002**		0.0002*	
	(0.000)		(0.000)	
D_EU	-0.001		-0.0005	
	(0.002)		(0.002)	
S_DIS×D_NA		0.0005***		0.0005***
		(0.000)		(0.000)
D_NA		-0.003**		-0.003*
		(0.002)		(0.002)
IMR			0.005	0.005
			(0.003)	(0.003)
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year effects	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7,499	7,499	7,499	7,499
Adjusted R-squared	0.502	0.502	0.502	0.503

パネルD ガバナンス情報開示スコアの結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS		HECKMAN	
G_DIS	0.0002	-0.0001	0.0002	-0.0001
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
G_DIS×D_EU	0.0001		0.0001	
	(0.000)		(0.000)	
D_EU	-0.007		-0.006	
	(0.006)		(0.006)	
G_DIS×D_NA		0.0004***		0.0004***
		(0.000)		(0.000)
D_NA		-0.025***		-0.024***
		(0.007)		(0.007)
IMR			0.004	0.003
			(0.003)	(0.003)
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year effects	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7,499	7,499	7,499	7,499
Adjusted R-squared	0.503	0.503	0.503	0.503

各セルの上段は回帰係数，下段は標準偏差を示す。***は1%水準，**は５%水準，*は10%水準で統計的に有意であることを示す。

表4の結果をまとめると，ESG情報開示の規制が整備されているヨーロッパや北米に進出することは，企業のESG情報開示と財務パフォーマンスの関係に正の影響を与えることが示され，仮説H２が支持されている。この結果は，ESG情報開示に関する規制やステークホルダーの支持が確立されている国に進出している企業において，積極的なESG情報開示が財務パフォーマンスの向上に繋がることを示唆する。そのような企業は，進出国の制度の下でより効率的なESG情報開示に取り組むことができ，また，様々なステークホルダーから評価を得ることができるため，財務パフォーマンスが高まると考えられる。

4.3　ロバスト・チェック

以上の分析結果の頑健性を確認するために，企業のESG情報開示と財務パフォーマンスの関係における内生性を考慮した分析として，傾向スコア・マッチング（プロペンシティ・スコア・マッチング）法を用いた分析を行った。具体的には，ESG情報開示スコアに対して三分位の上位群は1，それ以外を0とするダミー変数を被説明変数に，OLSモデルのすべてのコントロール変数を説明変数に，ROAをアウトカムにしたモデルから傾向スコアを算出した。その後，傾向スコアをもとに最近傍マッチングを行い，マッチングされたサンプルを用いてOLSモデルの推定を行った。その分析より，*S_DIS*の結果において国際化の影響が見られないことを除き，OLS及びヘックマン2段階推定の結果と概ね変わらない結果が得られた。

5　おわりに

本研究では，日本の上場企業を対象として，企業のESG情報開示と財務パフォーマンスの関係，また両者の関係に対する企業の国際化の影響について分析を行った。分析結果から，国際化の程度や進出先の特徴が，ESG情報開示と財務パフォーマンスの関係に影響を与えることを確認した。この結果は，ESG情報開示の規制やガイドラインなどの，開示を促進する環境の整備が進んでいる国を含め，多くの海外市場に事業展開をしている企業は，より効率的なESG活動及びその開示を行っている可能性を示唆しているといえる。事業活動の国際化によって，企業は取引先や投資家など様々なステークホルダーの目にさらされており，ESG情報開示の要求は高まっていくことが予想される。企業活動を行う上でESGに配慮することは義務ではない。しかし，企業価値を向上させる機会と捉え，ESGの実施状況や成果などの情報開示を行うことが望ましい。

本研究は，企業の国際化を取り上げ，ESG情報開示と財務パフォーマンスの関係に影響を与える要因を明らかにした点で，ESG情報開示に関する研究に貢献しているが，いくつかの限界が残されている。第一に，本研究では，企業の国際化がESG情報開示と財務パフォーマンスの関係に影響を与えることは確認しているが，グローバル企業のESGに関わるどのような要素がその影響をもたらすかについては，検討していない。グローバル企業のESG取り組みについて，その具体的内容や実施上の特徴を捉えて分析することで，財務パフォーマンスの向上に結びつくESG取り組みの有り方について考察できると考えられる。第二に，本研究では，ESG情報開示における各指標の内容，すなわちESGパフォーマンスについては，考慮していない。ESG取り組みの内容そのものが価値創造に繋がっているかどうかを確認するためには，ESGパフォーマンスの指標を組み入れた分析が必要と考えられる。これらの分析は，今後の研究における課題としたい。

注

1） EUは2014年に非財務情報開示指令（NFRD:Nonfinancial Reporting Directive）を導入し，2023年には企業サステナビリティ報告指令（CSRD: Corporate Sustainability Reporting Directive）として刷新した。また，PRI（国連責任投資原則）への署名機関数は2015年時点で英国（43），オランダ（37），カナダ（25），米国（24），日本（9）であり，ヨーロッパ諸国は日本よりも多くの機関が著名していた。（物江, 2015）

2） Governance&Accountability Institute, Icc.のSustainability Rporting Trendsによれば，S&P500の構成会社のうち，サステナビリティ報告書を提出している企業は2011年には20%にすぎなかったものが，2013年には72%になり，2021年には96％に達している（Governance&Accountability Institute, Icc., 2015; 2021）。

3） Fairtrade Internationalの要請でGlobescan社が2011年に24か国，17,000人を対象としたアンケートでは，フェアトレードラベルの認識度はイギリスで96%，オランダ86%，ドイツ69%，スウェーデン34%であり，非常に認知度が高い（Grankvist, 2013）。

4） 企業業績に影響を与える外的要因として，リーマンショック（2008〜2009年），に東日本大震災（2011年），新型コロナウイルスの流行（2020年〜2022年）がある。また，2021年にコーポーレートガバナンスコードの改訂が行われ，上場企業には気候変動を含むサステナビリティの課題への取組みに関する情報開示が求められることとなった。

5） 先行研究ではESGスコアのレベルで識別されたダミー変数に対して業種別ESGスコアの平均値を操作変数にしているが，本研究ではESG情報開示スコアの有無のダミー変数を被説明変数とするため，業種別のESG情報開示スコアのある企業の割合を操作変数にしている。

参考文献

Aguilera-Caracuel, J., Guerrero-Villegas, J. and García-Sánchez, E. (2017) “Reputation of Multinational Companies: Corporate Social Responsibility and Internationalization,” *European Journal of Management and Business Economics,* Vol. 26, No. 3, pp. 329-346.

Arouri, M., Gomes, M. and Pukthuanthong, K. (2019) “Corporate Social Responsibility and M&A Uncertainty,” *Journal of Corporate Finance*, Vol. 56, pp.176-198.

Attig, N., Boubakri, N., El Ghoul, S. and Guedhami, O. (2016) “Firm Internationalization and Corporate Social Responsibility,” *Journal of Business Ethics,* Vol. 134, No. 2, pp. 171-197.

Bansal, P. (2005) “Evolving Sustainably: A Longitudinal Study of Corporate Sustainable Development,” *Strategic Management Journal*, Vol. 26, No. 3, pp. 197-218.

Brammer, S., Brooks, C. and Pavelin, S. (2006a) “Corporate Social Performance and Stock Returns: UK Evidence from Disaggregate Measures,” *Financial Management*, Vol. 35, No. 3, pp. 97-116.

Brammer, S., Pavelin, S. and Porter, L. (2006b) “Corporate Social Performance and Geographical Diversification,” *Journal of Business Research*, Vol. 59, No.9, pp. 1025-1034.

Brammer, S., Pavelin, S. and Porter, L. (2009) “Corporate Charitable Giving, Multinational Companies and Countries of Concern,” *Journal of Management Studies*, Vol. 46, No. 4, pp. 575-596.

Brogi, M. and Lagasio, V. (2019) “Environmental, Social, and Governance and Company profitability: Are Financial Intermediaries Different?” *Corportate Social Responsibiliy and Environmental Management*, Vol. 26, No. 3, pp. 576-587.

Buallay, A. (2019) “Between Cost and Value: Investigating the Effects of Sustainability Reporting on a

Firm's Performance," *Journal of Applied Accounting Research*, Vol. 20, No. 4, pp. 481-496.

Dhaliwal, D., Li, O. Z., Tsang, A., and Yang, Y. G. (2014) "Corporate Social Responsibility Disclosure and The Cost of Equity Capital: The Roles of Stakeholder Orientation and Financial Transparency. "*Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 33, No.4, pp. 328-355.

Duque-Grisales, E. and Aguilera-Caracuel, J. (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, No. 2, pp. 315-334.

Eccles, R. G., Ioannou, I. and Serafeim, G. (2014) "The Impact of Corporate Sustainability on Organizational Processes and Performance," *Management Science*, Vol. 60, No. 11, pp. 2835-2857.

Fatemi, A., Glaum, M. and Kaiser, S. (2018) "ESG Performance and Firm Value: The Moderating Role of Disclosure," *Global Finance Journal*, Vol. 38, pp. 45-64.

Fischer, T.M. and Sawczyn, A.A. (2013) "The Relationship between Corporate Social Performance and Corporate Financial Performance and The Role of Innovation: Evidence from German Listed Firms," *Journal of Management Control*,Vol. 24, pp. 27-52.

Freeman, R. E. (1984) *Strategic Management: A Stakeholder Approach*, Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.

Freeman, R. E., Harrison, J.S., & Zyglidopoulos, S. (2018) *Stakeholder Theory: Concepts and Strategies*, Cambridge University Press.

Friede, G., Busch, T., and Bassen, A. (2015) "ESG and Financial Performance: Aggregated Evidence from More than 2000 Empirical Studies," *Journal of Sustainable Finance & Investment*, Vol. 5, No. 4, pp. 210-233.

Friedman, M. (1970) "The Social Responsibility of Business is to Increase Its Profits," *New York Times Magazine*, pp. 122–126.

Gillian, S., Koch, A. and Starks, L. (2021) "Firms and Social Responsibility: A Review of ESG and CSR Research in Corporate Finance," *Journal of Corporate Finance*, Vol. 66, No. 101889, pp.1-16.

Governance and Accountability Institute, Inc (2015) "Seventy-Five Percent (75%) of the S&P 500 Index Published Corporate Sustainability Reports in 2014," https://www.ga-institute.com/research/ ga-research-directory/sustainability-reporting-trends/2015-sp-500r-flash-report.html as of 2024/7/31

Governance and Accountability Institute, Inc (2021) "92% of the S&P 500® and 70% of the Russell 1000® Published Sustainability Reports in 2020, G&A Research Shows," https://www.ga-institute.com/research/ga-research-directory/sustainability-reporting-trends/2021-sustainability-reporting-in-focus.html as of 2024/7/31

Heckman, J. J. (1979) *Statistical models for discrete panel Data*, Department of Economics and Graduate School of Business, University of Chicago.

Hull, C. E. and Rothenberg, S. (2008) "Firm performance: The interactions of corporate social performance with innovation and industry differentiation," *Strategic Management Journal*, Vol. 29, pp. 781–789.

Li, Y., Gong, M., Zhang, X. Y. and Koh, L. (2018) "The Impact of Environmental, Social, and Governance Disclosure on Firm Value: The Role of CEO Power," *The British Accounting Review*, Vol. 50, No. 1, pp. 60-75.

Porter, M.E. and Kramer, M.R. (2006) “Strategy and Society: the Link between Competitive Advantage and Corporate Social Responsibility,” *Harvard Business Review*, Vol. 84, No. 12, pp. 78-92.

Salomon, R., and Jin, B. (2010) “Do Leading or Lagging Firms Learn More from Exporting?” *Strategic Management Journal*, Vol. 31, No. 10, pp. 1088-1113.

Sharfman, M. P., Shaft, T. M. and Tihanyi, L. (2004) “A Model of the Global and Institutional Antecedents of High-level Corporate Environmental Performance,” *Business Society*, Vol. 43, No. 1, pp. 6-36.

Strike, J.M., Gao, J, and Bansal, P. (2006) “Being Good while Being Bad: Social Responsibility and the International Diversification of US Firms”, *Journal of International Business Studies*, Vol. 37, pp. 850-862.

Velte, P. (2017) “Does ESG Performance Have an Impact on Financial Performance? Evidence from Germany,” *Journal of Global Responsibility*, Vol. 8, pp.169-178.

Zhang, D., and Liu, L. (2022) “Does ESG Performance Enhance Financial Flexibility? Evidence from China,” *Sustainability*, Vol. 14, No. 11324, pp. 1–22.

生田孝史・藤井秀道（2020）「企業の非財務情報開示とESG経営に関する研究展望」『環境経済・政策 研究』第13巻第2号, 44–56頁。

物江陽子（2015）「ESG投資を考える　第2回 国連責任投資原則(PRI)〜GPIFの署名により高まる注目度〜」。https://www.dir.co.jp/report/research/introduction/financial/esg-investment/20151228_010491.pdf（2024/07/31アクセス）

湯山智教・白須洋子・森平爽一郎（2019）「ESG 開示スコアとパフォーマンス」『証券アナリストジャーナル』第57巻第10号, 72-83頁。

補論 A　ESG 情報開示と財務パフォーマンスの関係

ESG 情報開示と財務パフォーマンス（ROA）との関係を確認するために，国際化指標との交差項を含まないモデルを推定した結果を表 A1 に示す。モデル(1)から(4)は OLS モデルの推定結果，(5)から(8)はヘックマンの２段階推定の結果である。G_DIS を除き，すべての変数の係数が負であるが，S_DIS の係数のみ統計的に有意である。これらの結果は，ガバナンス情報開示を除き，ESG 情報開示と財務パフォーマンスの間には負の関係がある，あるいは関係がないことを示している。

表 A1　ESG 情報開示と財務パフォーマンスの関係

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS				HECKMAN			
ESG_DIS	-0.00001				-0.00002			
	(0.000)				(0.000)			
E_DIS		-0.00003				-0.00003		
		(0.000)				(0.000)		
S_DIS			-0.0002**				-0.0002**	
			(0.000)				(0.000)	
G_DIS				0.0003***				0.0003***
				(0.000)				(0.000)
LN_ASSET	0.002***	0.003***	0.003***	0.002***	0.003***	0.004***	0.004***	0.002***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
LEV	-0.068***	-0.068***	-0.068***	-0.068***	-0.069***	-0.069***	-0.069***	-0.069***
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
G_SALES	0.066***	0.066***	0.066***	0.067***	0.066***	0.066***	0.065***	0.067***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
TOBIN_Q	0.031***	0.031***	0.031***	0.031***	0.032***	0.032***	0.032***	0.031***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
RD_SALES	-0.130***	-0.129***	-0.127***	-0.133***	-0.135***	-0.134***	-0.133***	-0.137***
	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.020)
PPE	0.003	0.003	0.002	0.003	0.004	0.004	0.003	0.004
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
CASH	0.037***	0.036***	0.036***	0.038***	0.036***	0.036***	0.036***	0.038***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
IMR					0.005	0.005	0.006*	0.004
					(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7,499	7,499	7,499	7,499	7,499	7,499	7,499	7,499
Adjusted R-squared	0.501	0.501	0.502	0.502	0.501	0.501	0.502	0.502

各セルの上段は回帰係数，下段は標準偏差を示す。***は 1%水準，**は 5%水準，*は 10%水準で統計的に有意であることを示す。

補論 B　ヘックマン２段階推定の第１段階推定

本研究では，ESG 情報開示スコアのある企業のみを対象とすることによるサンプル・セレクション・バイアス問題に対処するために，ヘックマンの２段階推定を行なっている。表 B1 は，第１段階のプロビットモデルの推定結果を示す。モデルの被説明変数は，ESG 情報開示スコア有無のダミー変数（*D_ESG*，*D_E*，*D_S*，*D_G*）である。操作変数には，業種及び年度別に，全体企業の内 ESG 情報開示スコアのある企業の割合を算出した値の変数（*R_ESG_DIS*，*R_E_DIS*，*R_S_DIS*，*R_G_DIS*）を用いる。*D_NATION* は，海外現地法人データ有無のダミー変数を表す。結果をみると，全ての操作変数の係数は，正で統計的に有意である。

表 B1　ヘックマン２段階推定の第１段階推定の結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ESG	E	S	G
R_ESG_DIS	3.277***			
	(0.698)			
R_E_DIS		3.281***		
		(0.698)		
R_S_DIS			3.277***	
			(0.698)	
R_G_DIS				3.277***
				(0.698)
LN_ASSET	0.696***	0.696***	0.696***	0.696***
	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)
LEV	-0.572***	-0.572***	-0.572***	-0.572***
	(0.088)	(0.088)	(0.088)	(0.088)
G_SALES	-0.149*	-0.149*	-0.149*	-0.149*
	(0.090)	(0.090)	(0.090)	(0.090)
TOBIN_Q	0.248***	0.248***	0.248***	0.248***
	(0.018)	(0.018)	(0.018)	(0.018)
RD_SALES	-1.724***	-1.724***	-1.724***	-1.724***
	(0.499)	(0.499)	(0.499)	(0.499)
PPE	0.099	0.099	0.099	0.099
	(0.114)	(0.114)	(0.114)	(0.114)
CASH	-0.212*	-0.212*	-0.212*	-0.212*
	(0.122)	(0.122)	(0.122)	(0.122)
D_NATION	0.267***	0.267***	0.267***	0.267***
	(0.032)	(0.032)	(0.032)	(0.032)
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year effects	Yes	Yes	Yes	Yes
N	14,183	14,183	14,183	14,183
Wald Chi2	5922***	5922***	5922***	5922***

各セルの上段は回帰係数，下段は標準偏差を示す。***は 1%水準，**は 5%水準，*は 10%水準で統計的に有意であることを示す。