

## 環境情報の公表が投資家の意思決定に与える影響の日米比較<sup>†</sup>

三 川 敦・塚 原 一 郎・古 市 雄一朗  
久 松 太 郎・藤 井 隆 雄

### Disclosure of Environmental Information and the Effects on Investor's Decision: A Comparison between Japan and the US

Atsushi MITSUKAWA, Ichiro TSUKAHARA, Yuichiro FURUICHI,  
Taro HISAMATSU and Takao FUJII

#### 概 要

本稿では、環境保全活動などに関する情報公開の有無が企業価値（株価）に与える影響について、日米それぞれパネル推定を行った。

推定結果によると、日米ともに、積極的な環境保全の有無についての情報公開が企業価値にプラスの影響を与えていると考えられる。日米間での推定結果に大きな違いはなく、環境関連情報はどちらの市場においても情報価値を有していることが確認された。

#### 1. はじめに

投資家は、企業が公表する財務情報に基づいて証券市場における意思決定を行っているとして一般に推測されている。しかしながら近年では、投資家の意思決定に影響を与える要因として、財務情報に加えて非財務情報、とりわけ環境関連の公表情報に注目が集まっている。そのような情報の公開は、証券市場における投資家の意思決定にいかなる影響をもたらすのだろうか。本稿では、企業の環境配慮関連の情報公開が投資家の意思決定行動に与える影響を実証的に分析する。

このような課題を扱った先行研究は、西谷（2014）によって詳しく紹介されており、また、環境配慮行動を含む CSR 活動が企業にもたらす効果についての先行研究は、中井・本田（2013）によって詳細な整理が行われている。本稿での分析を遂行するにあたって注目すべき近年の先行研究としては、Gupta and Goldar（2005）、Yamaguchi（2008）、Flammer（2012）、西谷（2014）を挙げる事ができる。

<sup>†</sup> 本稿は、日本学術振興会科学研究費補助金（基盤研究（C）24530380）の研究成果の一部です。また、竹内憲司先生（神戸大学）、岡谷良二先生（愛知学院大学）、日野恵美子先生（福山大学）、井手吉成佳先生（福山大学）、中井美和先生（東京大学）から大変有益なアドバイスをいただきました。ここに記して感謝申し上げます。

Gupta and Goldar (2005) と Yamaguchi (2008) は環境スコアが株式収益ないし株価に与える影響を、Flammer (2012) は環境関連のニュースが株価に与える影響を分析している。

西谷 (2014) は、2008～11年のプールデータを対象に、分析を行った結果、環境への取り組みが進んでいる企業ほど環境情報を積極的に公表しており、それを積極的に公表している企業ほど株主価値が高いことを示した。

しかし西谷 (2014) においては、Yamaguchi (2008) と同じように、その分析対象が日本の証券市場に限定されている。以上で挙げたその他の研究をみても、Flammer (2012) は米国、Gupta and Goldar (2005) はインドというように、いずれの研究も一国ないしその証券市場における影響にその対象が絞られている。本稿では、日本の東京証券市場に加えて米国の証券取引所のデータを用いることで、企業の環境配慮行動の公表の有無が企業価値に与える影響についての日米比較を行う。

また西谷 (2014) は、Dowell et al. (2000) や King and Lenox (2002) らの分析でなされてきたように、被説明変数としての株主価値（トービンの  $q$ ）を利用して、そのパフォーマンスの影響を分析している。

本稿では、証券市場は、整備された市場であること（効率的市場仮説）、及び企業の公表情報と投資家の意思決定に関連があることを前提とする。その下で、各種の公表情報のうち投資家が価値を見出す情報のみが投資家自身の行動に影響を与え、その結果が株価に反映されると考える。このような立場に基づいた代表的な研究としては、株価変動の分析による情報価値の検討を行った Ball and Brown (1968) がある。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、モデルの設定と実証仮説の導出を行う。第3節では、データについて説明する。第4節で推定結果について考察を行い、第5節で結論を述べる。

## 2. 推定モデル

今回の推定で用いる説明変数には、財務情報の変数と環境関連の非財務情報の変数がある。財務情報の変数として、EPS, EBI, RD の3つの変数を考える。EPS は1株当たり利益, EBI はEBITDA 利益率, RD は負債比率を示し、それぞれ以下のように定義される。

$$EPS = \frac{\text{当期純利益}}{\text{発行済株式数}}, \quad EBI = \frac{\text{EBITDA}}{\text{売上高または収益}} \times 100, \quad RD = \frac{\text{負債}}{\text{総資産}}$$

EPS と EBI は、企業価値に大きく影響を与えたと考えられており、期間ごとの成果を示す損益計算書上の利益に関する情報である。EPS が当期純利益をベースとして企業の成果全体に注目しているのに対して、EBI はプロフォーマ利益をベースとした数値であり、企業の主たる活動の成果に注目した利益であるといえる。一方、RD はストックの側から見た企業の安全性に関する情報であり、この数値が低いほど企業の投資のポジションにおける負債の比率は低くなり、安全性が高いと言える。これらの変数は、フロー及びストック、また、収益性と安全性と言う企業評価において用いられる主要な財務データである。

環境関連の非財務情報の変数は3つのグループに分けることができる。

1番目のグループは、環境汚染物質排出量関連項目の変数 CO を考える。CO は、売上高100万ドル当り CO<sub>2</sub> 排出量（トン）を表している。この環境汚染物質排出量が多い企業は、環境汚染

等に伴って生じるリスクを抱えていると言える。

2番目のグループは、環境保全投資額関連項目で、ECとSIの2つの変数を考える。ECは、通常の事業活動に伴う環境保護やその他環境政策の実行に係る費用である環境関連会計コストを表し、SIは、企業が環境・社会的責任のコンプライアンスおよびその他関連政策に支出した金額を表すサステナビリティ投資額（100万ドル）を表している。サステナビリティ投資額には、環境修復、汚染防止、リサイクル、社員研修などの費用を含んでいる。これらの項目の数値が高い企業は、環境配慮行動を積極的に行っており、将来、環境汚染等から生じるリスクを回避できる可能性がそうでない企業と比べて高いと考えられるために、この情報の公表が企業価値にプラスの影響を与える可能性が考えられる。

最後の3番目のグループは、環境保全投資に関する定性項目のダミー変数であり、EMとVTの2つの変数を考える。EMは、環境管理政策や環境管理システム導入の有無を表す環境管理政策変数で、導入していれば値1、未導入であれば値0を取るものとする。VTは、環境取り組み方針の外部監査の有無を表すコンプライアンス監査変数で、監査を受けていれば値1を、監査を受けていなければ値0を取るものとする。これらの項目についても積極的に環境配慮行動を行っている企業はそうでない企業と比べてリスク回避が行われるために企業価値に影響を与える可能性が考えられる。

モデルとしては、株価に対して、財務情報及び環境関連の非財務情報の公表状況がどのような影響を与えるかを検証するため、次の推定式を用いる。

$$\log P_{it} = \alpha_i + \alpha_1 \text{EPS}_{it} + \alpha_2 \text{EBI}_{it} + \alpha_3 \log \text{RD}_{it} + \beta_1 d1_{it} + \beta_2 d2_{it} + \beta_3 d3_{it} + (\text{業種ダミー}) + (\text{年ダミー}) \quad (1)$$

推定式には業種ダミーを入れて業種特有の効果は取り除き、年ダミーを入れて景気循環の影響を取り除いている。

ここで、d1は、ダミー変数のdCOを、d2は、dEC、dSIのいずれか1つのダミー変数を、d3は、dEM、dVTのいずれか1つのダミー変数をそれぞれ表している。また、dCOは、売上高100万ドル当りCO<sub>2</sub>排出量（トン）を公表しているかどうか、公表していれば値1を、公表していなければ値0をとるダミー変数である。他も同様である。したがって、それらの組合せによって、1×2×2=4通りの推定式ができる。ただし、dEM、dVTは注意が必要で、EM自体がダミーであるが、環境管理政策や環境管理システム導入の有無を公表していれば値1を、公表していなければ値0を取るダミー変数である。よって、システムを導入していなくても、導入していない事を公表していれば値1をとる。dVTも同様である。そして、*i*は企業、*t*は時間である。本稿では、シグナルとしての企業の環境配慮行動の有無は市場において評価され企業価値を構成すると考えているために説明変数と被説明変数の期間を同一にしている。

(1)式の符号条件は、 $\alpha_1$ と $\alpha_2$ は正、 $\alpha_3$ は負である。環境情報の公表の有無に関する $\beta$ は、正であれば、追加的な環境投資が企業価値にポジティブな影響を与え、負であれば、追加的な環境投資が単なる費用とみなされる。

さらに、株価は、前年の株価水準の影響も受けることが想定されるため、

$$\log P_{it} = \alpha_i + \alpha_1 \text{EPS}_{it} + \alpha_2 \text{EBI}_{it} + \alpha_3 \log \text{RD}_{it} + \beta_1 d1_{it} + \beta_2 d2_{it} + \beta_3 d3_{it} + \gamma \log P_{i,t-1} + (\text{業種ダミー}) + (\text{年ダミー}) \quad (2)$$

というモデルの推定も行う。このモデルを(1)式の推定と同様の通常のパネル推定を行うと推定量の望ましい性質が得られないことが知られており、Arellano and Bond (1991)が提唱したGMMで推定する。

なお、変数  $\log P$  の略記号として LP、変数  $\log RD$  の略記号として LRD をそれぞれ用いる。

### 3. データ

日米の株価、財務情報、非財務情報のすべてを Bloomberg から得た。日本のデータは、東証第一部に上場している企業の、米国のデータは、NY 証券取引所に上場している企業の、ともに2004年から2013年の10年間のデータを用いている。財務情報も、非財務情報も、各年に企業が発表した値で、株価は各年の終値である。全ての項目のデータが揃っている企業、年のデータを用い、欠損値がある年のデータは取り除いている<sup>1</sup>。

利用するデータの記述統計は、次の表の通りで、表1が日本の、表2が米国の記述統計である。

表1 記述統計 (日本) (サンプルサイズ: 13567)

	平均	標準偏差	最小値	最大値
LP	6.655	1.242	1.609	14.006
EPS	171.449	1985.717	-53293.940	85006.630
EBI	11.944	35.351	-288.897	1405.122
LRD	2.832	1.556	-9.210	5.563
dCO	0.013	0.111	0	1
dEC	0.190	0.392	0	1
dSI	0.173	0.378	0	1
dEM	0.442	0.497	0	1
dVT	0.446	0.497	0	1

表2 記述統計 (米国) (サンプルサイズ: 11606)

	平均	標準偏差	最小値	最大値
LP	3.184	0.891	-1.966	12.089
EPS	7.386	215.211	-484.000	11850.000
EBI	22.935	49.788	-2744.156	1133.745
LRD	3.451	1.126	-8.517	9.750
dCO	0.004	0.059	0	1
dEC	0.018	0.132	0	1
dSI	0.023	0.150	0	1
dEM	0.423	0.494	0	1
dVT	0.415	0.493	0	1

1 サンプルセレクションバイアスの可能性があるが、その点については今後の課題とする。

## 4. 推定結果

用いるデータが非定常かどうかを調べるため、Maddala and Wu (1999) と Choi (2001) のパネル単位根検定を行った。その検定の結果は、表3の通りである。日本、米国ともに、「単位根がある」という帰無仮説が棄却されたので、定常とみなすことにする。

表3 Fisher-type パネル単位根検定

		日本	米国
LP	ADF, Chi-square 統計量	5796.80 ***	5962.32 ***
	PP, Chi-square 統計量	3496.32 **	6360.94 **
EPS	ADF, Chi-square 統計量	7260.75 ***	6181.35 ***
	PP, Chi-square 統計量	7580.18 ***	6723.57 ***
EBI	ADF, Chi-square 統計量	5277.72 ***	6980.32 ***
	PP, Chi-square 統計量	5280.71 ***	7678.93 ***
LRD	ADF, Chi-square 統計量	4264.13 ***	6208.41 ***
	PP, Chi-square 統計量	4193.89 ***	6209.14 ***

\*\*\* は 1% 有意, \*\* は 5% 有意をそれぞれ表す。

次に推定であるが、推定式は計 4 種類となり、ハウスマン検定の結果により、固定効果と変量効果の選択を行っている。推定期間は、2004 年から 2013 年の 10 年間である。

はじめに日本のパネルデータ分析の結果であるが、環境情報の変数が dEC と dEM の場合、dCO は負に有意、dEM は正に有意の結果となった (表 4-1 の左)。環境情報の変数が dEC と dVT の場合、dCO は負に有意、dVT は正に有意の結果となった (表 4-1 の右)。環境情報の変数が dSI と dEM の場合、dCO は負に有意、dEM は正に有意の結果となった (表 4-2 の左)。環境情報の変数が dSI と dVT の場合、dCO は負に有意、dSI と dVT は正に有意の結果となった (表 4-2 の右)。

表 4-1 推定結果 (日本) (サンプルサイズ: 13567)

	(dEC・dEM)		(dEC・dVT)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
EPS	0.0000714	0.0000029 ***	0.0000715	0.0000029 ***
EBI	0.0003470	0.0001673 **	0.0003253	0.0001674 *
LRD	-0.0402725	0.0066048 ***	-0.0403434	0.0066097 ***
dCO	-0.0826817	0.0463869 *	-0.0793851	0.0464201 *
dEC	-0.0076852	0.0220608	0.0047546	0.0218985
dEM	0.1729378	0.0178508 ***		
dVT			0.1507879	0.0172852 ***
	固定効果		固定効果	

\*\*\* : 1% 水準で有意, \*\* : 5% 水準で有意, \* : 10% 水準で有意をそれぞれ表す。

表4-2 推定結果（日本） (サンプルサイズ：13567)  
(dSI・dEM) (dSI・dVT)

	係数	標準誤差		係数	標準誤差
EPS	0.0000715	0.0000029 ***		0.0000716	0.0000029 ***
EBI	0.0003479	0.0001673 **		0.0003267	0.0001674 *
LRD	-0.0401720	0.0066044 ***		-0.0402355	0.0066089 ***
dCO	-0.0857063	0.0463644 *		-0.0822185	0.0463935 *
dSI	0.0288152	0.0226154		0.0402810	0.0224651 *
dEM	0.1620748	0.0176247 ***			
dVT				0.1413452	0.0170785 ***
	固定効果			固定効果	

上記に加えて、被説明変数の1期前のラグ項を説明変数に加えたダイナミックパネルによる日本の推定結果であるが、環境情報の変数がdECとdEMの場合、dEMとLP(-1)はともに正に有意の結果となった(表5-1の左)。環境情報の変数がdECとdVTの場合、dVTとLP(-1)はともに正に有意の結果となった(表5-1の右)。

表5-1 推定結果（日本） (サンプルサイズ：10435)  
(dEC・dEM) (dEC・dVT)

	係数	標準誤差		係数	標準誤差
EPS	0.0000370	0.0000033 ***		0.0000370	0.0000033 ***
EBI	0.0004220	0.0002258 *		0.0004161	0.0002258 *
LRD	-0.0459302	0.0103658 ***		-0.0459329	0.0103684 ***
dCO	0.0518797	0.0545686		0.0531425	0.0545632
dEC	-0.0135774	0.0309225		-0.0086808	0.0304867
dEM	0.0812091	0.0245753 ***			
dVT				0.0725021	0.0226585 ***
LP(-1)	0.7054494	0.0173374 ***		0.7059448	0.0173374 ***

環境情報の変数がdSIとdEMの場合、dEMとLP(-1)はともに正に有意の結果となった(表5-2の左)。環境情報の変数がdSIとdVTの場合、dVTとLP(-1)はともに正に有意の結果となった(表5-2の右)。

表5-2 推定結果（日本） (サンプルサイズ：10435)  
(dSI・dEM) (dSI・dVT)

	係数	標準誤差		係数	標準誤差
EPS	0.0000370	0.0000033 ***		0.0000370	0.0000033 ***
EBI	0.0004196	0.0002258 *		0.0004143	0.0002258 *
LRD	-0.0458152	0.0104000 ***		-0.0458196	0.0103700 ***
dCO	0.0486346	0.0545436		0.0497687	0.0545318
dSI	0.0149014	0.0318301		0.0189737	0.0314277
dEM	0.0726067	0.0242133 ***			
dVT				0.0655952	0.0223583 ***
LP(-1)	0.7059337	0.0173000 ***		0.7063358	0.0173337 ***

そして、米国のパネルデータ分析の結果であるが、環境情報の変数が dEC と dEM の場合、dEC と dEM はともに正に有意の結果となった（表 6-1 の左）。環境情報の変数が dEC と dVT の場合、dEC と dVT はともに正に有意の結果となった（表 6-1 の右）。

	(dEC・dEM)		(dEC・dVT)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
EPS	0.0001078	0.0000556 *	0.0001081	0.0000556 *
EBI	0.0007107	0.0000998 ***	0.0007113	0.0000999 ***
LRD	-0.0944406	0.0065134 ***	-0.0945962	0.0065147 ***
dCO	-0.0852181	0.0769452	-0.0834217	0.0769559
dEC	0.1731572	0.0491691 ***	0.1731151	0.0491800 ***
dEM	0.2017787	0.0157122 ***		
dVT			0.1933924	0.0152459 ***
	固定効果		固定効果	

環境情報の変数が dSI と dEM の場合、dEM のみは正に有意の結果となった（表 6-2 の左）。環境情報の変数が dSI と dVT の場合、dVT のみは正に有意の結果となった（表 6-2 の右）。

	(dSI・dEM)		(dSI・dVT)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
EPS	0.0001077	0.0000556 *	0.0001079	0.0000556 *
EBI	0.0007125	0.0000999 ***	0.0007131	0.0000999 ***
LRD	-0.0944631	0.0065174 ***	-0.0946210	0.0065187 ***
dCO	-0.0699705	0.0768934	-0.0681308	0.0769038
dSI	-0.0112518	0.0405051	-0.0122918	0.0405203
dEM	0.2043980	0.0157406 ***		
dVT			0.1960022	0.0152759 ***
	固定効果		固定効果	

日本と同様に、ダイナミックパネルモデルを推定した米国の結果であるが、環境情報の変数が dEC と dEM の場合、dEM と LP(-1) はともに正に有意の結果となった（表 7-1 の左）。環境情報の変数が dEC と dVT の場合、dVT と LP(-1) はともに正に有意の結果となった（表 7-1 の右）。

	(dEC・dEM)		(dEC・dVT)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
EPS	0.0000601	0.0000548	0.0000598	0.0000547
EBI	0.0003760	0.0001192 ***	0.0003760	0.0001192 ***
LRD	-0.0639434	0.0084622 ***	-0.0640498	0.0084598 ***
dCO	0.0066762	0.0730969	0.0066384	0.0730701
dEC	0.0316635	0.0590271	0.0319178	0.0590116
dEM	0.0343863	0.0190240 *		
dVT			0.0336010	0.0179575 *
LP(-1)	0.4201449	0.0265424 ***	0.4194615	0.0265351 ***

環境情報の変数が dSI と dEM の場合、dEM と LP(-1) はともに正に有意の結果となった (表 7-2 の左)。環境情報の変数が dSI と dVT の場合、dVT と LP(-1) はともに正に有意の結果となった (表 7-2 の右)。

	(dSI・dEM)		(dSI・dVT)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
EPS	0.0000602	0.0000547	0.0000277	0.0000527
EBI	0.0003761	0.0001192 ***	0.0003986	0.0001145 ***
LRD	-0.0639670	0.0084609 ***	-0.0663463	0.0081120 ***
dCO	0.0088796	0.0728997	0.0228281	0.0699917
dSI	0.0091326	0.0477283	0.0110914	0.0458368
dEM	0.0343917	0.0190372 *		
dVT			0.0540668	0.0156632 ***
LP(-1)	0.4198059	0.0265570 ***	0.2991230	0.0278981 ***

財務情報に関する符号条件であるが、概ね EPS と EBI の係数は正、LRD の係数は負との有意な結果が得られ、符号条件を満たしていると言える。

日米ともに、環境情報の公表ダミーは、環境汚染物質排出量関連項目の変数 dCO、環境保全投資額関連項目の変数 dEC、dSI は一部を除いて有意な結果は得られなかった。環境保全投資に関する定性項目の dEM と dVT は、正の有意な結果が得られた。環境管理政策や環境管理システム導入の有無を表す環境管理政策変数である EM と環境取り組み方針の外部監査の有無を表すコンプライアンス監査変数である VT の公表は投資家にはポジティブに受け止められていると考えられる。特に、日米間での推定結果に大きな違いはなく、投資家の環境への関心は日米に関わりなく、大きな関心になっていると考えられる。

## 5. おわりに

本稿では、環境保全活動などに関する情報の公表の有無が企業価値 (株価) に影響を与えるかどうかを、日米それぞれの企業についてパネル推定を行い調べることを目的とした。推定期間は

2004年～2013年で、通常のパネル推定に加えて、ダイナミックパネルモデルの推定を行った。

推定結果によると、日米ともに、公表された情報が企業価値に影響を与えていることが確認され、積極的な環境リスクの公表が企業価値にプラスの影響を与えていると言える。日米間での推定結果に大きな違いはなく、環境関連情報はどちらの市場においても情報価値を有していると言える。これらの結果は、企業が環境保全への取り組みを公表する事で将来のリスクに関する非対称性が解消される事を投資家が積極的に評価している可能性を示している。

今後の検討課題としては、環境関連情報以外の非財務情報が企業価値の形成に与える影響について分析を行う。

#### 参考文献

- [ 1 ] Arrellano, M. and Bond, S.(1991). “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, 58(2): pp.288-97.
- [ 2 ] Ball, R. and P. Brown.(1968). “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers”, *Journal of Accounting Research*, (Autumn): pp.663-81.
- [ 3 ] Choi, I.(2001). “Unit Root Test for Panel Data”, *Journal of International Money and Finance*, 20: 249-272
- [ 4 ] Dowell, G, S. Hart and B. Yeung.(2000). “Do Corporate Global Environmental Standards Create or Destroy Market Value?”, *Management Science*, 46(8): pp.1059-74.
- [ 5 ] Flammer, C.(2012). “Corporate Social Responsibility and Stock Prices: The Environmental Awareness of Shareholders”, *MIT Sloan School of Management Discussion Paper*.
- [ 6 ] Gupta, S. and B. Goldar.(2005). “Do Stock Markets Penalize Environment -Unfriendly Behavior? Evidence from India”, *Ecological Economics*, 52(1): pp.81-95.
- [ 7 ] King, A. and M. Lenox.(2002). “Exploring the Locus of Profitable Pollution Reduction”, *Management Science*, 48(2): pp.289-99.
- [ 8 ] Maddala, G. S. and Wu, S.(1999). “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and New Simple Test”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61: 631-652.
- [ 9 ] Yamaguchi, K.(2008). “Reexamination of Stock Price Reaction to Environmental Performance: A GARCH Application”, *Ecological Economics*, 68(1-2): pp.345-52.
- [10] 中井美和, 本田智則. (2013). 「CSR活動は金融市場においてどう評価されるか：研究の現状」『日本LCA学会誌』9(4)：pp.332-39.
- [11] 西谷公孝. (2014). 「企業の環境への取り組みやその情報開示が株主価値に与える影響」『環境経済・政策研究』7(1)：pp.10-22.