

東証1部製造業の環境経営促進の決定要因と 経営者特性に関する研究

A Study Concerning the Emergence of Eco Management Thinking, and the Characteristic of Managers Promoting Eco Management, among Manufacturing Companies listed on the Tokyo Stock Exchange

山本 卓 (Takashi YAMAMOTO)

一般財団法人日本不動産研究所

1. 本研究の背景と目的

近年、企業経営の領域において、地球環境問題への関心が高まり、企業経営の中核に「環境経営」を位置づけている企業が増大している。我が国の企業の環境問題への取り組みは、各種法制の整備¹、産業界の取り組み²を反映し、1990年代後半から2000年代前半にかけて顕著な進展を見せ、現在に至っている。本研究は、環境経営のこの本格始動期に着目し、環境経営促進の決定要因を分析し、環境経営の導入メカニズムの一旦を解明することで、今後の環境経営の展開の課題検討にかかる基礎資料を提供することを目的とする。なお、本研究における「環境経営」の定義は、(金原・金子, 2005, 3頁)に準拠し、「個別組織の立場から、資源使用量を減らし環境負荷を削減して、経済価値と環境保全の両立をめざす経済活動の管理運営」とする。この環境経営の活動内容を、(白鳥, 2009, 22-25頁)に基づき、より具体化した形で示すと次の6点に集約される。

- ① 環境経営に対する理念・方針を明確に策定すること。

環境経営は、企業の一部の部署のみで完結するものではなく、全社的な協力体制があって初めて可能となるものである。その

ためには、経営者の明確で一貫した経営方針が浸透していることが不可欠である。

- ② 環境マネジメントシステムを構築すること。

環境経営を効率的に実施し、効率的に行うための企業内の仕組みづくりが重要となり、これを環境マネジメントシステム(EMS)と呼ぶ。このEMSは、全社的なマネジメントシステムの一部を構成する。

- ③ 従業員への環境教育を実施すること。

環境経営の円滑な実施は、従業員の理解・協力があって初めて可能となる。そのため、企業研修プログラムのひとつとして環境関連の科目が組み込まれる必要がある。

- ④ 事業活動における環境負荷低減を行うこと。

これは、事業活動におけるインプット側の環境負荷低減とアウトプット側の環境負荷低減に分類される。前者は、資源、エネルギー、水等を低減させることを指し、後者は廃棄物排出、化学物質排出、排水等の低減をいう。

- ⑤ 環境配慮製品、環境配慮事業を拡大すること。

環境に配慮した製品・サービスの提供を行うことが、新分野への事業拡大へとつながり、企業業績を促進させることになる。

⑥ 環境取り組みの情報開示を行う。

企業の環境取り組み内容を、社内外に公表することにより評価を受ける機会を設ける。幅広い企業関係者のチェックが行われることにより、活動を進化させることが可能となる。

上記が、環境経営の主な活動内容である。このように環境経営の促進には全社的・継続的取り組みが必須であり、それは経営者の最重要経営判断事項に位置づけられる。そのため環境経営の促進は企業の財務特性や経営者の考え方に大きく依存するものと考えられる。しかし、我が国の環境経営の推進を財務・経営者特性の視点から分析した先行研究は多くない。本研究は、究明事項をより明確・具体化したうえで、実証的検証を行い、環境経営のあり方を左右する企業財務及び経営者の特性を明らかにする。これらを通じて、企業の関係者に環境経営の意思決定に資する基礎資料を提供することを目的とする。具体的には、経営者に対しては、より効果的に環境経営を実施するための具体的知見を提供し、投資家及び債権者に対しては、環境経営の視点からの企業分析・評価・格付の手がかりを示すことを当面の目標とする。

2. 先行研究と究明事項

本節では先行研究のレビューを行い、究明事項の明確化を行う。

2-1. 先行研究

本研究は、環境経営推進の決定要因を明らかにすることにある。諸外国の会計研究の領域では、環境経営の主要施策として位置づけられる企業の環境情報開示行動に焦点を定めた研究が比較的多くみられる。これらの研究手法を必要に応じて取り入れることは、本研究が予定する実証分析に実益がある。ここでは、環境情報の開示行動の決定要因にかかる実証研究の動行を中心にみることにする。

(Patten,1991) は、1985年時点の米国企業

128社を対象とした環境情報開示の決定要因の分析を行っている。環境開示の程度を示す指数を独自に構築したうえで、これを被説明変数とした回帰分析を実施した。その結果として、企業規模が大きくなるほど開示行動が促進される結果を得た。しかし、収益性を示すROAは有意な変数とはならなかった。このように、企業規模が大きくなるほど社会での注目度も高まり、企業に対する外的圧力も増すことになる。このことが情報開示を促進することが明らかになった。

(Patten,1991)と同様の研究に、(Alnajjar,2000)と(Bewley and Li,2000)がある。(Alnajjar,2000)は、1990年時点の米国企業500社を対象とした分析を行っている。その結果、情報開示行動を促進する要因として企業規模が抽出され、ROEは促進しない結果となった。すなわち、ROEが高くなるほど情報開示のインセンティブは弱まる結果となった。(Bewley and Li,2000)は、情報開示行動を促進する要因として、企業のマスコミ報道記事の件数を設定し、1993年時点の米国企業188社を対象とした分析を行った。この結果として、報道記事の件数が増える企業ほど情報開示行動も促進されることが明らかとなった。これは企業規模が大きくなるほど社会的注目度も高まり、それが報道記事件数の多さにつながっていると解釈される。しかし、ROAは有意な変数にはならなかった。

さらに、(Cormier and Magnan,2003)は、説明変数を拡大し包括的な分析を試みている。彼らは、1992年から1997年までの米国企業246社の財務データを分析した。その結果、情報開示行動を促進する要因として、企業規模のほか、企業リスク、外国人持株比率、企業の報道件数が抽出され、逆に非促進要因として、株式集中度、負債比率が抽出された。これは、株式集中度が高い企業は、外部からの監視圧力が弱く、情報開示行動も十分促進されない傾向にあることが明らかとなった。

豪州において、(Deegan and Rankin,1996)

と (Brown and Deegan,1998) が同様の問題意識を有した研究を行っている。(Deegan and Rankin,1996) は、1990年から1993年までの豪州企業78社の年次報告書をサンプルとして、開示された環境情報についての当該企業に不利益をもたらす可能性のあるネガティブ情報件数とそれとは逆のポジティブ情報件数の量的比較を行った。その結果、ネガティブな開示情報は、ポジティブな開示情報に比較して有意に少ないことが明らかとなった。このことから、環境情報開示について制度的な枠組みを設定し、情報開示を促進させる方策が必要であることが提言された。(Brown and Deegan,1998) は、1981年から1994年までの豪州企業の情報開示行動と当該企業にかかる新聞、雑誌での報道件数との関係を調査している。この結果、これらの報道件数の増大は環境情報の開示行動を促進させていることが明らかとなった。これは、(Bewley and Li,2000) と整合性がとれたものである。

日本企業の環境経営促進の決定要因を分析した研究に (Nishitani,2009) がある。当該研究では、東証上場製造業433社がサンプルとなっており、ISO14001³の早期資格取得企業の財務的特性をプロビットモデルによって明らかにしている。分析の結果、ISO14001企業の特徴として、企業規模が大きい、ROAが高い、一般事業法人持株比率が高い、輸出比率が高い等が促進する要因として抽出された。しかし、浮動株比率は有意な変数とはならなかった。一般事業法人持株比率が高い企業の特徴として、株の相互持合い傾向が強くと、長期的視点からの経営が行われていることが指摘される。日本企業の環境経営の特徴として、短期的な企業業績の向上の追求というより、長期的な基本経営政策のひとつとして位置づけられていることが示唆される。

以上の先行研究のレビューから、分析上重要と考えられるいくつかのキーワードが浮上する。多くの先行研究では、「企業規模」に着目した分析が行われている。ほとんどの分析結果は、企業規模が大きくなるほど環境経営活動の

柱のひとつである環境情報開示が促進されることが明らかとなっている。またこれは企業の報道回数とも密接に関連している。企業規模が大きい企業は各方面への影響力が大きいため、社会的な関心も高い。このような背景があり、環境情報の開示が促進される。他の変数に、「ROA」、「ROE」、「負債比率」、「株式所有構造」を採用する研究が散見される。しかし、これらの変数は、「企業規模」に比較して、明確かつ一貫した傾向を示すまでには至っておらず、今後の追加的研究が待たれるところである。

2-2. 究明事項

上記の先行研究を踏まえながら、環境経営促進の決定要因を明らかにする手がかりとして、以下の2点を究明事項として設定する。

(1) 環境経営促進企業の財務上の特性は何か？

本研究は、企業の環境経営を推進する要因は何かという問題に焦点をあてている。多くの先行研究では、企業の財務特性の違いが環境経営促進のあり方を左右していることが明らかになってきている。しかし、説明変数によっても傾向の違いがあり、ROAや負債比率等の変数の影響は十分明確に確認されていない。

また、経営者の環境経営促進の意思決定は、当該企業の株式所有構造のあり方にも左右されると考えられる⁴。(Cormier and Magnan, 2003) は、米国企業の環境情報開示行動を対象とした分析において、促進させる要因として外国人持株比率を、非促進要因として株式集中度を指摘した。また、(Nishitani,2009) は、日本企業の促進要因として一般事業法人持株比率の高さを指摘した。このように先行研究では、日米で株式所有構造の影響度に温度差が感じられ、追加的検証の必要性がある。本研究では、株式所有構造のあり方を財務上の重要な特性に位置づけ分析を行う。

(2) 環境経営促進企業の経営者特性は何か？

環境経営促進の意思決定は、企業を取り巻くステーク・ホルダーのあり方ばかりでなく、さらに経営者⁵それ自体の特性にも左右されると

表1 サンプル企業（568社）の基本統計量

変数	平均値	中央値	最小値	最大値	標準偏差	変動係数	歪度	尖度
トービンのQ(1998)	1.15920	1.06200	0.49600	3.86100	0.42281	0.36474	2.73320	10.65600
トービンのQ(2003)	1.05870	0.98300	0.37000	4.34300	0.36849	0.34806	3.00110	15.76600
ROA(1998)	0.01117	0.01350	-0.51700	0.12600	0.03689	3.30410	-6.79700	81.79200
ROA(2003)	0.00199	0.00800	-0.41400	0.11900	0.04440	22.30000	-3.56280	23.80800
従業員数(1998)	3757.00000	1641	39	70375	7490.40000	1.99370	5.55520	37.45500
従業員数(2003)	2969.90000	1244	16	65551	6003.80000	2.02150	5.63490	39.85200
Ln総資産(1998)	25.47100	25.29200	20.98300	29.58100	1.21500	0.04770	0.52337	0.40468
Ln総資産(2003)	25.41800	25.26100	21.29800	29.78200	1.25140	0.04923	0.56726	0.23624
売上高変化率(1998)	1.11190	1.06450	0.52600	4.11000	0.27906	0.25098	3.98900	29.73100
売上高変化率(2003)	0.87225	0.85100	0.01100	3.50100	0.24248	0.27632	2.50110	25.08000
負債比率(1998)	0.54882	0.54800	0.08700	1.07100	0.18041	0.32872	-0.08777	-0.37062
負債比率(2003)	0.53681	0.53650	0.07600	0.96700	0.19350	0.36046	-0.20388	-0.66258
役員持株比率(1998)	0.01424	0.00300	0.00000	0.71200	0.04466	3.13660	9.40090	119.87000
役員持株比率(2003)	0.00990	0.00300	0.00000	0.19200	0.02050	2.07130	4.52180	25.91200
外国人持株比率(1998)	0.07443	0.04450	0.00100	0.63100	0.86108	1.15690	2.50850	8.88400
外国人持株比率(2003)	0.07919	0.02800	0.00000	0.80000	0.10981	1.38670	2.47750	7.97580
金融機関持株比率(1998)	0.39638	0.40550	0	0.83300	0.13570	0.34235	-0.21501	-0.30819
金融機関持株比率(2003)	0.35973	0.35900	0	0.65900	0.14234	0.39568	-0.07795	-0.67376
一般事業法人持株比率(1998)	0.25696	0.22300	0.01900	0.80400	0.14834	0.57728	0.79869	-0.07889
一般事業法人持株比率(2003)	0.23615	0.19300	0.00400	0.81700	0.15800	0.66905	1.05700	0.61438
特定株比率(1998)	0.42633	0.39950	0.11900	0.76300	0.11158	0.26172	0.74148	0.06610
特定株比率(2003)	0.39942	0.38250	0.09300	0.78900	0.12734	0.31881	0.56165	0.03367
社長在職期間(2003)	5.84510	4	1	48	5.83770	0.99873	2.53680	8.73390
社長専門分野ダミー(2003)	0.36270	0	0	1	0.48120	1.32680	0.57126	-1.67370
社長出身母体ダミー(2003)	0.22359	0	0	1	0.41702	1.86510	1.32680	-0.23958
技術系役員比率(2003)	0.34915	0.33330	0	1.00000	0.15949	0.45679	0.64599	3.36210
役員平均在職期間(2003)	6.29880	5.70000	0.80000	18.40000	2.82550	0.44858	1.29090	2.22480
役員平均年齢(2003)	60.42400	60.40000	51.30000	67.00000	2.21910	0.03673	-0.01764	0.69073
環境経営実施の意思表示ダミー(2003)	0.23944	0	0	1	0.42712	1.78380	1.22120	-0.50871

(表注)・財務データは、単独ベースの数値であり、各社の有価証券報告書から取得した。

- ・表中の(2003)とは、2003年3月に終了する決算をいう。(1998)も同様。
- ・「トービンのQ」は、企業の時価株式総額＋簿価負債総額を簿価総資産額で除した数値を採用し、この場合の株価データについては、各調査年にかかる5月末日にかかるものを採用した。
- ・「ROA」は総資産利益率を示す。なお、分子となる利益に当期利益を採用した。
- ・「負債比率」は、総負債を総資産で除した。
- ・「Ln総資産」は、総資産の自然対数変換値である。
- ・「売上高変化率」は、過去5ヶ年の総売上高の変化率をいう。
- ・「役員持株比率」は、『役員四季報上場会社版』（東洋経済新報社）、「外国人持株比率」、「金融機関持株比率」、「一般事業法人持株比率」、「特定株比率」は、『日経会社情報』（日本経済新聞社）に基づいた。
- ・「特定株」とは、固定株（上位10位の株主持株）、役員持株、自己株式の合計をいう。
- ・「社長在職期間」は、『役員四季報上場会社版』に基づき調査した。
- ・「社長専門分野ダミー」は、『役員四季報上場会社版』に基づき、理系大学の卒業であれば、1をそれ以外の場合は、0を割り当てた。
- ・「社長出身母体ダミー」は、『役員四季報上場会社版』に基づき、関連会社からの移籍である場合には、1をそれ以外の場合は、0を割り当てた。
- ・「技術系役員比率」は、『役員四季報上場会社版』に基づき、全役員のうち理系大学出身者の比率を計算した。
- ・「役員平均在職期間」は、『役員四季報上場会社版』に基づき調査した。
- ・「役員平均年齢」は、『役員四季報上場会社版』に基づき調査した。
- ・「環境経営実施の意思表示ダミー」は、有価証券報告書の「対処すべき課題」に環境経営に言及している場合には1を、言及していない場合には0を割り当てた。

出所：筆者の作成による（以下の表もすべて同様）。

考えられる。環境経営の促進の程度と経営者の経歴、経験、環境経営に対する関心・理解等との関係を定量的に明らかにする必要がある。上記の株式所有構造に着目した分析は、経営者の外的側面に着目したものであるのに対して、この経営者特性に着目した分析は経営者の内的側面を対象としている。このように、外的・内的の双方に焦点をあて、経営者の意思決定の特性をより明確にする意図がある。

3. 実証分析

3-1. サンプル

本研究では、環境経営の重要度が高い製造業を対象とし、東京証券取引所第1部上場製造業のうち、1984年期中から2003年期中まで連続上場している3月決算企業で、合併・吸収等の企業再編にかかわっていない568社を抽出した。

当該568社にかかる基本統計量を示すと、表1のとおりとなる。

3-2. 分析方法

(1) 分析基本モデル

(i) 環境経営促進企業の財務特性に着目する基本モデル

本分析は、日本の環境経営の本格始動期(1990年代後半-2000年代前半)を対象とする。1996年よりISO14001の認証が開始され、急速に産業界に普及した。2009年12月における累計認証件数は全国ベースで20,586件⁶となっており、現在では当該認証の取得に稀少性はなく、環境経営実施の最低条件を示している意味しかない。しかし、1998年3月末時点の累計取得事業所数は、400件⁷のみであり、この時点において認証取得企業は、環境経営に積極的に取り組む企業として位置づけることができる。本分析では、1998年3月末時点までに当該認証を取得したケースを、「早期取得」とした。また、1997年より、日本経済新聞より日経環境経営度指標総合スコアランキング⁸が公表されており、このランキングデータに基づき、環境経営

に積極的に取り組む企業を識別することにした。これらの考え方に基づき、1998年期中データと2003年期中データを分析する基本モデルを以下のとおり設定した。

〈1998年期中モデル〉

以下の2つのモデルを活用し、株式所有構造に関する変数にも着目し、環境経営の決定要因を分析し、経営者の意思決定のあり方を浮き彫りにさせる。

一つ目のモデルは、ISO14001早期認証取得の有無に着目し、ロジット回帰分析⁹を活用し、①式のモデルに基づき分析する。被説明変数は、ISO14001早期認証取得企業であれば1が、非取得企業であれば0が割り当てられる。二つ目のモデルは、日経環境経営度指標総合ランキング点数に着目し、トービット回帰分析¹⁰を活用し、②式のモデルに基づき分析する。被説明変数には、サンプル企業の日経環境経営度指標総合スコアランキングが、1-100位であれば3点が、101-200位であれば2点が、201-300位であれば1点が与えられ、300位圏外であれば0点が割り当てられる。

ISO14001早期認証取得の有無 (0, 1) =

$$a_0 + a_1 \text{ROA} + a_2 \text{トービンのQ} + a_3 \text{売上高変化率} + a_4 \text{負債比率} + a_5 \text{従業員数} + a_6 \text{Ln総資産} + a_7 \text{役員持株比率} + a_8 \text{外国人持株比率} + a_9 \text{金融機関持株比率} + a_{10} \text{一般事業法人持株比率} + a_{11} \text{特定持株比率} + a_{12} \text{「土地資産変化率/トービンのQ変化率」} + \varepsilon$$

(①式)

1998年日経環境経営度指標総合ランキング点数 (0, 正值) =

$$a_0 + a_1 \text{ROA} + a_2 \text{トービンのQ} + a_3 \text{売上高変化率} + a_4 \text{負債比率} + a_5 \text{従業員数} + a_6 \text{Ln総資産} + a_7 \text{役員持株比率} + a_8 \text{外国人持株比率} + a_9 \text{金融機関持株比率} + a_{10} \text{一般事業法人持株比率} + a_{11} \text{特定持株比率} + a_{12} \text{「土地資産変化率/トービンのQ変化率」} + \varepsilon$$

(②式)

〈2003年期モデル〉

2003年期のデータを対象に、日経環境経営度指標総合ランキング点数に着目し、②式と同様にトービット回帰分析を活用し分析する。

2003年日経環境経営度指標総合ランキング点数(0, 正值) =

$$a_0 + a_1 \text{ROA} + a_2 \text{トービンのQ} + a_3 \text{売上高変化率} + a_4 \text{負債比率} + a_5 \text{従業員数} + a_6 \text{Ln総資産} + a_7 \text{役員持株比率} + a_8 \text{外国人持株比率} + a_9 \text{金融機関持株比率} + a_{10} \text{一般事業法人持株比率} + a_{11} \text{特定持株比率} + a_{12} \text{「土地資産変化率/トービンのQ変化率」} + \varepsilon$$

(③式)

(ii)環境経営促進企業の経営者特性に着目する基本モデル

上記の③式に準じて、2003年期のデータを対象に、日経環境経営度指標総合ランキング点数に着目したトービット回帰分析を活用する。具体的には、以下の④式のモデルを活用することになるが、上記の①②③式では株式所有構造に関する説明変数が採用されていたが、それに替えて経営者そのものの属性に関する変数が採用されている。

2003年日経環境経営度指標総合ランキング点数(0, 正值) =

$$a_0 + a_1 \text{ROA} + a_2 \text{トービンのQ} + a_3 \text{売上高変化率} + a_4 \text{負債比率} + a_5 \text{Ln総資産} + a_6 \text{社長在職期間} + a_7 \text{社長専門分野ダミー} + a_8 \text{社長出身母体ダミー} + a_9 \text{技術系役員比率} + a_{10} \text{役員平均在職期間} + a_{11} \text{役員平均年齢} + a_{12} \text{環境経営実施の意思表示の有無ダミー} + \varepsilon \quad (④式)$$

(2) 説明変数

説明変数設定の着眼点を示すと以下のとおり

である。

「ROA」：企業の収益性を示す変数。収益性が高い企業は、環境経営に積極的に取り組む余裕があると考えられる。「トービンのQ」：企業パフォーマンスを示す変数。企業パフォーマンスが高い企業は、環境経営に積極的に取り組む余裕があると考えられる。「売上高変化率」：企業の成長性を示す変数。成長性が高い企業ほど、技術革新が旺盛であり、積極的に環境経営に取り組むことが考えられる。「負債比率」：企業の財務健全性を示す変数。負債比率が高く、財務健全性に問題のある企業は、環境経営に取り組む余裕がないと考えられる。「従業員数」：企業の人的規模を示す変数。従業員数が多い企業ほど、社会に与える影響度が高く、積極的に環境経営に取り組むことが考えられる。「Ln総資産」：企業の資産規模を示す変数。「従業員数」と同様、資産規模が大きい企業ほど、社会的注目度が高く、積極的に環境経営に取り組むことが考えられる。「役員持株比率」：経営者支配力を示す変数。役員持株比率が高い企業は、外部からの監視・規律が弱くなる。「外国人持株比率」：外国人投資家の影響力を示す変数。外国人持株比率が高い企業は、外部からの監視・規律が強くなる。「金融機関持株比率」：金融機関の影響力を示す変数。金融機関持株比率が高い企業は、金融機関からの監視・規律が強くなる。「一般事業法人持株比率」：株式持合いの程度を示す変数。一般事業法人持株比率が高い企業は、外部からの監視・規律が弱い反面、経営者裁量性の高い環境経営が行われる可能性がある。「特定持株比率」：安定株主の存在程度を示す変数。「一般事業法人持株比率」と同様に、経営者裁量性の高い環境経営が行われる可能性がある。「土地資産変化率/トービンのQ変化率」：土地資産効率性を示す変数。84年期から03年期(98年期)の変化率を対象とし、土地資産の変化率に対する企業パフォーマンス指標の変化率の割合を示している。当該変数が小さいほど、土地資産増加率に比して、企業パフォーマンス増加率が高まることを意味し、より効率的な企業不

動産マネジメントが実施されていることが推定され、環境経営についても高い効果が期待できる。「社長在職期間」：社長の影響力を示し、在職期間が長い社長は、経営者裁量性が高いと考えられる。「社長専門分野ダミー」：技術系の経歴を持つ社長は、環境経営に対する理解や実施意欲が高いと考えられる。「社長出身母体ダミー」：親会社から派遣された社長は、親会社の経営方針の影響を受けると考えられる。「技術系役員比率」：技術系役員の比率が高い企業ほど、環境経営の技術面での質の高さが期待できる。「役員平均在職期間」：在職期間が長いほど、経営者裁量性が高いと考えられる。「役員平均年齢」：年齢が若いほど積極的経営が期待できる。「環境経営実施の意思表示ダミー」：環境経営実施を明確に意思表示している経営者ほど、積極的な環境経営が実施されていると考えられる。

3-3. 分析結果

(1) 環境経営促進企業の財務特性にかかる分析結果

1998年期のデータに基づいたISO14001早期認証取得の有無にかかる①式の分析結果は表2に示されている¹¹⁾。当該分析は、ロジット回帰分析によって実施された。分析パターンとして、「製造業」サンプル568社について、説明変数を入れ替えて、3つのモデルで分析を行った。さらに業種の絞込みを行い、「化学」153社¹²⁾、「機械」196社¹³⁾についての分析も実施した。

当該分析結果の特徴として、第1に「Ln総資産」が有意にポジティブな変数になっていることが指摘できる。これは、資産規模の大きい企業が積極的にISO14001の早期認証取得に動いたことを示している。第2の特徴点として、「一般事業法人持株比率」及び「特定持株比率」

表2 ISO14001早期認証取得の有無に着目した分析結果（ロジット回帰分析）

説明変数	製造業-モデル1		製造業-モデル2		製造業-モデル3	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
const	-25.253	-5.019 ***	-31.320	-7.967 ***	-35.148	-8.444 ***
ROA	5.165	0.712	8.744	0.990	3.813	0.555
トービンのQ			-0.531	-1.202		
売上高変化率	-0.370	-0.666	-0.125	-0.214	-0.155	-0.275
負債比率	0.363	0.374	-0.028	-0.029	0.093	0.101
従業員数	0.000	1.560				
Ln総資産	0.806	3.867 ***	1.090	6.722 ***	1.217	7.981 ***
役員持株比率	0.296	0.087	0.183	0.054		
外国人持株比率	-1.328	-0.598	-1.409	-0.639	-4.020	-2.284 **
金融機関持株比率	3.047	1.646 *	2.372	1.295		
一般事業法人持株比率	4.496	2.922 ***	4.293	2.780 ***		
特定持株比率					5.101	4.068 ***
土地資産変化率/トービンのQ変化率			-0.076	-1.026	-0.062	-0.888
対数尤度	-168.650		-168.945		-165.807	
χ^2	90.711		90.121		96.397	
N	568		568		568	
	化学		機械			
説明変数	係数	t値	係数	t値		
const	-43.408	-2.744 ***	-16.099	-2.027 **		
ROA	12.904	0.633	4.583	0.536		
売上高変化率	-7.665	-1.627	0.015	0.018		
負債比率	2.079	0.873	0.114	0.087		
従業員数	0.000	0.679	0.000	1.632		
Ln総資産	1.405	2.207 **	0.492	1.474		
役員持株比率	-39.339	-0.4248	1.177	0.2933		
外国人持株比率	10.506	1.8 *	-4.649	-1.199		
金融機関持株比率	13.212	1.702 *	1.804	0.673		
一般事業法人持株比率	15.976	2.361 **	3.551	1.636		
対数尤度	-28.836		-70.453			
χ^2	35.965		33.550			
N	153		196			

(表注) ***は1%水準で有意、**は5%水準で有意、*は10%水準で有意であることを示す。

が有意にポジティブな変数になっていることである。これは、安定株主が多く占め、経営者にとって安定的な株式所有構造である企業ほどISO14001の認証取得に熱心であったことがわかる。企業不動産のあり方との関連性であるが、「土地資産変化率/トービンのQ変化率」の係数の符号はマイナスであるが、有意になっていない。また、「化学」と「機械」との業種別での比較を行うと、「化学」のサンプルを前提とした分析において、より鮮明な傾向が浮き彫りとなっている。

表3は、1998年の日経環境経営度指標総合ランキングのデータに基づいた②式の分析結果が示されている。分析の基本的枠組みは、表2の分析に準拠している。表2のISO14001早期認証取得の有無に着目した分析結果(製造業全体)と共通している点は、「Ln総資産」、「一般事業法人持株比率」及び「特定持株比率」が有意に

ポジティブな変数になっていることである。

表2との大きな相違点として、「外国人持株比率」の影響の程度が異なる点である。1998年の日経環境経営度指標総合ランキングのデータにおいては、外国人投資家が環境経営の促進要因となっていることがわかる。また、「ROA」が促進要因になっている点も相違点となっている。企業不動産のあり方との関連性についても、表2の分析結果と比較してより明確な傾向が確認できる。すなわち、「製造業-モデル3」において「土地資産変化率/トービンのQ変化率」が有意にマイナスになっており、企業不動産の効率的活用の環境経営における重要性が示唆されている。

2003年期のデータに基づいた日経環境経営度指標総合ランキングにかかる③式の分析結果は表4に示されている。当該分析は、表3の分析と同様にトービット回帰分析によって実施され

表3 1998年日経環境経営度指標総合ランキングに着目した分析結果(トービット回帰分析)

	製造業-モデル1		製造業-モデル2		製造業-モデル3	
説明変数	係数	t値	係数	t値	係数	t値
const	-32.04170	-6.359 ***	-30.75620	-7.861 ***	-35.51560	-8.753 ***
ROA	12.86530	2.420 **	11.38230	2.101 **	10.97040	2.084 **
トービンのQ			0.05156	0.159		
売上高変化率	-1.06367	-2.475 **	-0.96654	-2.199 **	-0.79178	-1.948 *
負債比率	0.35398	0.538	0.28163	0.416	0.30072	0.490
従業員数	0.00001	-0.217				
Ln総資産	1.19388	6.067 ***	1.14179	7.423 ***	1.34579	8.962 ***
役員持株比率	-18.69060	-2.400 **	-18.33040	-2.383 **		
外国人持株比率	3.15957	2.279 **	3.15711	2.276 **	1.05896	0.907
金融機関持株比率	2.24452	1.681 *	2.32080	1.722 *		
一般事業法人持株比率	2.66481	2.401 ***	2.72426	2.466 **		
特定持株比率					2.65205	3.027 ***
土地資産変化率/トービンのQ変化率			-0.05813	-1.338	-0.06983	-1.686 *
対数尤度	-511.5730		-510.5143		-518.5200	
χ^2	10.91260		12.84680		16.52590	
N	568		568		568	
	化学		機械			
説明変数	係数	t値	係数	t値		
const	-23.24620	-2.671 ***	-34.12590	-3.053 ***		
ROA	4.75947	0.450	11.91180	1.111		
売上高変化率	-2.36431	-1.260	-0.39087	-0.673		
負債比率	-0.06017	-0.051	0.65231	0.548		
従業員数	0.00008	0.579	0.00001	-0.089		
Ln総資産	0.87971	2.358 **	1.27586	2.975 ***		
役員持株比率	-36.63960	-0.945	-8.89467	-0.740		
外国人持株比率	4.53133	1.696 *	1.15519	0.582		
金融機関持株比率	4.73091	1.539	0.96153	0.467		
一般事業法人持株比率	3.03243	1.245	1.72272	1.029		
対数尤度	-150.57030		-171.9201			
χ^2	43.63180		0.74252			
N	153		196			

(表注) ***は1%水準で有意, **は5%水準で有意, *は10%水準で有意であることを示す。

表4 2003年日経環境経営度指標総合ランキングに着目した分析結果（トービット回帰分析）

説明変数	製造業-モデル1		製造業-モデル2		製造業-モデル3	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
const	-32.922	-6.466 ***	-33.267	-7.773 ***	-34.341	-8.417 ***
ROA	-2.330	-1.029	-3.171	-1.469	-2.998	-1.096
トービンのQ			0.280	1.031		
売上高変化率	-0.128	-0.386	-0.123	-0.373	0.005	0.017
負債比率	-1.613	-2.403 **	-1.931	-2.748 ***	-1.820	-2.754 ***
従業員数	0.000	0.249				
Ln総資産	1.189	5.987 ***	1.216	7.307 ***	1.315	8.357 ***
役員持株比率	-4.868	-0.758	-4.139	-0.633		
外国人持株比率	2.054	1.732 *	1.129	0.880	-0.338	-0.373
金融機関持株比率	3.564	3.279 ***	3.470	3.138 ***		
一般事業法人持株比率	5.571	5.519 ***	5.525	5.463 ***		
特定持株比率					3.540	4.547 ***
土地資産変化率/トービンのQ変化率			-0.092	-2.505 **	-0.104	-2.962 ***
対数尤度	-519.550		-515.558		-527.275	
χ^2	10.763		11.562		7.985	
N	568		568		568	
	化学		機械			
説明変数	係数	t値	係数	t値		
const	-22.554	-2.057 **	-30.236	-3.509 ***		
ROA	-0.771	-0.118	-8.737	-1.798 *		
売上高変化率	-0.515	-0.870	1.650	1.676 *		
負債比率	-2.525	-1.727 *	-0.831	-0.823		
従業員数	0.000	1.082	0.000	0.168		
Ln総資産	0.744	1.663 *	1.037	3.092 ***		
役員持株比率	-68.568	-0.9406	-6.262	-0.5329		
外国人持株比率	0.729	0.2054	1.619	0.850		
金融機関持株比率	6.321	2.455 **	2.748	1.238		
一般事業法人持株比率	7.573	2.954 ***	5.490	2.944 ***		
対数尤度	-126.823		-192.796			
χ^2	6.525		9.216			
N	153		196			

(表注) ***は1%水準で有意, **は5%水準で有意, *は10%水準で有意であることを示す。

表5 2003年日経環境経営度指標総合ランキングに着目した分析結果（経営者特性・トービット回帰分析）

説明変数	製造業		化学		機械	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
const	-30.97400	-7.001 ***	-15.57540	-1.765 *	-32.58430	-4.451 ***
ROA	-2.78600	-0.887	-3.77246	-0.543	-8.50268	-1.549
トービンのQ	0.41376	1.656 *	0.81837	1.064	0.25404	0.698
売上高変化率	0.10122	0.295	-0.66620	-0.894	2.54673	2.338 **
負債比率	-1.60336	-2.299 **	-1.92699	-1.291	-0.38606	-0.380
Ln総資産	1.18710	7.898 ***	1.04812	3.375 ***	1.11396	4.743 ***
社長在職期間	-0.03780	-1.367	-0.15466	-1.679 *	-0.05137	-0.901
社長専門分野がミ	0.07109	0.308	0.64286	1.379	0.52454	1.368
社長出身母体がミ	0.37463	1.321	0.01706	0.026	0.81622	1.762 *
技術系役員比率	1.54039	2.297 **	2.01585	1.354	1.83597	1.261
役員平均在職期間	-0.03905	-0.772	0.14574	0.715	-0.04171	-0.578
役員平均年齢	-0.00351	-0.069	-0.21909	-1.475	0.00431	0.054
環境経営実施の意思表示がミ	0.66540	2.835 ***	0.92249	2.050 **	0.54532	1.197
対数尤度	-526.16000		-128.48270		-192.83270	
χ^2	25.33810		4.31048		5.41883	
N	568		153		196	

(表注) ***は1%水準で有意, **は5%水準で有意, *は10%水準で有意であることを示す。

ている。分析パターンは前記②式の1998年期の分析と同様である。

「製造業」を対象とした財務特性上の分析結果の特徴として、第1に「負債比率」が、1998年期と異なり、有意にネガティブな変数となっていることが指摘できる。これから財務状態が安定した企業ほど充実した環境経営を行っていることを意味している。第2として、1998年期の分析と同様に、「Ln総資産」が有意にポジティブな変数となっており、資産規模が大きい企業ほど環境経営を促進していることがわかる。また、株式所有構造上の特徴として、「金融機関持株比率」、「一般事業法人持株比率」及び「特定持株比率」が有意にポジティブな変数になっており、これについても1998年期の分析結果との類似性が認められる。

また、企業不動産との関係では、表3の分析結果と比較した場合に、より鮮明に「土地資産変化率/トービンのQ変化率」が有意にネガティブな変数となっており、効率的な企業不動産管理を実施してきた企業ほど、より充実した環境経営が実施されていることが定着した結果となった。

(2) 環境経営促進企業の経営者特性にかかる分析結果

環境経営促進企業の経営者特性について、2003年期の日経環境経営度指標総合ランキングデータに基づいた④式の分析結果は表5に示されている。当該分析は、表4の分析方法と基本的には同じであるが、説明変数を株式所有構造に関するものから経営者特性に関するものに入れ替えている。

分析結果の第1の特徴として、環境経営における社長の影響力は僅少であることである。「社長在職期間」の符号はいずれのケースにおいてもマイナスとなっており、在職期間の長い社長の企業の環境経営パフォーマンスはプラスに作用しない。第2の特徴点として、役員の技術スキル水準が環境経営の水準向上の下支えになっていると推定できることである。それは「技術

系役員比率」が、製造業サンプルにおいてプラス有意となっていることが理由である。これは理系のバックグラウンドを持つ役員比率が高まるほど環境経営の成果が高まることを示している。化学サンプル、機械サンプルでは有意ではないが、プラスとなっている。また、「環境経営実施の意思表示ダミー」も、製造業・化学サンプルで、プラス有意となっている。

4. 考察

本研究では、1998年期及び2003年期の各種データに基づいた環境経営促進の決定要因に関する分析を行った。これらの分析結果を総合的に考察すると次のとおりとなる。

第1に、財務特性に関係した変数では、一貫して「Ln総資産」が有意にポジティブな変数となったことである。これは、米国などの先行研究と同じであり、企業規模が大きく社会的にも注目度の高い企業には環境経営実施の強いインセンティブが働くといえる。

さて、「ROA」、「売上高変化率」、「負債比率」に着目し、1998年期(表3)及び2003年期(表4)の分析結果を比較した場合に、時期の違いによる温度差が顕著に浮き彫りとなっている。1998年期では、「ROA」が有意にポジティブとなり、「売上高変化率」が有意にネガティブとなっているが、「負債比率」は影響していない。これに対して、2003年期では、「ROA」及び「売上高変化率」は影響せず、「負債比率」が有意にネガティブとなっている。

1998年期に「ROA」及び「売上高変化率」が影響ある要因として抽出された背景として、バブル崩壊後の製造業不況と関係していると考ええる。この時期に、多くの製造企業は、経営構造の改革に取り組んでいる。売上の不調に対して、収益改善を成功させた企業が、環境経営を積極的に導入したと解釈することができる。環境経営は、環境負荷低減を通じて資源・エネルギー利用の効率化がなされ、一方では環境事業に力を入れることにより、新たな顧客ニーズを

生み出すことができる。これらは、企業価値向上を目的としている点で通常の経営活動と軸を同じにしている。経営構造の改革と環境経営導入とは親和性があると解釈できる。

その後の製造業の業況が徐々に回復しつつあった2003年期では、「ROA」は有意な変数とはならず、企業の収益性は環境経営を促進する要因に積極的に位置づけにくくなっている。しかし、その反面「負債比率」が有意にネガティブとなり、財務状態の安定性がより重視されるようになった。このようなことから、環境経営は、バブル崩壊後から経済回復期の製造業の企業変革に一定の影響を与えたことが推定される。

第2に、株式所有構造に関係した変数では、(Nishitani,2009)がISO14001早期認証取得の有無に着目した分析において「一般事業法人持株比率」が有意にポジティブな変数であることを発見したように、本分析においても一貫して同様な傾向になることが確認された。またこれと整合性がとれるように、「特定持株比率」も有意にポジティブとなっている。これらのことから、日本においては、経営者にとっての株式所有構造上の安定性が環境経営を顕著に促進する要因となることが検証された。この安定性によって長期的視点からの環境経営が可能となるためである。米国企業を分析対象とした(Cormier and Magnan,2003)では、株式集中度の高さが環境経営促進のマイナス要因となることと際立った違いを示している。また、「金融機関持株比率」が有意にポジティブとなる傾向から、経営者にとっての株式所有構造の安定性ととも、銀行による規律づけも影響を与えていることが示唆されている。さらに、企業不動産の効率的活用は、実効性のある環境経営を左右していることも確認された。これは、1998年と2003年の双方の日経環境経営度指標総合ランキングに着目した分析において裏付けられており、2003年の分析結果より強い傾向をみるることができる。環境経営が目的とする効率性の向上と企業不動産の効率的活用とに重なり合う部

分があることが示唆されている。

第3に、経営者特性に関係した変数では、「社長在職期間」がネガティブになる傾向がみられる。このことから、在職期間が長く社内影響力の大きい社長の存在は、必ずしも実効性ある環境経営の実施に結びつかないことが示唆されている。これは、バブル崩壊後の企業経営の変革期では、在任期間が長くても、環境経営を取り込める経営者とそうでない経営者の双方が存在していたことが背景にあると考えられる。なお、化学企業のサンプルでは、「社長在職期間」が有意にネガティブな変数になっていることに留意する必要がある。この理由として、バブル崩壊後に経営者交代があり新規に就任した社長が、環境経営の導入に積極的であったということも考えられる。これについては、サンプル企業を個別具体的に分析・検証する必要がある。また一方で、「技術系役員比率」がポジティブとなる傾向がみられ、社長レベルより役員レベルの資質が重視されることが示されている。さらに、「環境経営実施の意思表示ダミー」が有意にポジティブとなる傾向も注目される。これは、役員間で、環境経営を企業において重要施策と位置づけ共通認識を持ち、それを有価証券報告書を通じて対外的にも明らかにすることが、環境経営パフォーマンスに直結することが示唆されている。経営者層で意思の統一がとれており、明確に環境経営のビジョンを表明している企業の成果が大きいことが裏付けられている。これらは、(白鳥, 2009)が、環境経営成功企業の特徴に、トップ経営者の環境経営に対する明確なビジョンの存在、環境経営推進の中心となる中核層の能力の高さ等を指摘していることと整合性がとれる¹⁴。

5. 要約と今後の課題

本研究の結果を要約すると以下のとおりとなる。

- ・日本企業の環境経営のあり方は、①短期的な実利を追わない長期的な視点、②外部のス

テーク・ホルダーの圧力によらない経営者の自主的な取り組み, ③大企業では従業員の技術水準が明確な促進要因となって, 組織的な環境経営の推進が有効となること等に集約できる。

- ・バブル崩壊後の経営改革の実施と環境経営の導入は, 相反するものではなく, 収益改善を行い, 企業価値の向上を目的としている点で軸を同じにしている可能性があることが推定できる。
- ・環境経営の成果を出している企業の経営者特性として, 役員レベルの資質が重視され, 役員間で環境経営の重要性の認識が共有されていることが指摘できる。
また, 今後の研究課題として以下の諸点が指摘される。
- ・本研究の実証分析は, 1998年期と2003年期とに調査対象期間が限定されたものとなっている。そのため長期的視点で考察すべき環境経営の原因と結果の関係の明確な分析に一定の限界があったと考えられる。この課題を克服するために, 調査対象期間の拡大や, 個別企業のケーススタディを積極的に導入することにする。
- ・本研究は, 東証1部製造業を対象としたものであり, 比較的社歴が古い大企業が中心となっている。したがって, 本研究で得られた知見は, 企業全般にあてはまる普遍的なものではないと考えられる。例えば, 環境関連ビジネスで新たな市場を創造し, かつ環境保全と生産性を両立させるようなイノベーションを行っている「ベンチャー企業」も重要な研究対象と考えられる。大企業とベンチャー企業の環境経営促進の決定要因の比較分析についても重要な研究論点になると考える。

[注]

- 1 1993年に環境基本法が, 2000年に循環型社会形成推進基本法が, 2002年には土壌汚染対策法がそれぞれ公布され, 環境政策における基本的法制が整備されるに至っている。
- 2 経団連は, 1991年に地球環境憲章を制定し, 1996

年に環境アピールを行い, 1997年には環境自主行動計画を公表している。

- 3 ISO (International Organization for Standardization:国際標準化機構) が, 1996年に環境マネジメントのために開発したシステム規格である。ISO14001は, 環境保全活動について, 環境方針を策定し, PDCAサイクルを循環させることにより継続的改善を行うことを要求する。
- 4 コーポレート・ガバナンスの特性は株式所有構造と密接に関係しているという考え方に基づく。株式所有構造は構成する株式の所有割合により定量的に性格づけを行うことが可能という前提で, 多くの実証研究が実施されている。
- 5 本研究での経営者は, 企業の代表者(社長)のみでなく, 役員をも含む概念とする。
- 6 (財)日本適合性認定協会の公表数値に基づいた。
- 7 同上
- 8 日本経済新聞社が毎年公表する「環境経営度調査」に基づく。当該調査は, 上場企業・株式公開企業約4000社を対象とした大がかりなものとなっている。総合スコアは, 個別指標(「運営体制」, 「環境教育」, 「ビジョン」, 「汚染リスク」, 「資源循環」, 「製品・温暖化・物流対策」)を統計的分析手法により, それぞれに重みをつけて合成されている。
- 9 ロジットモデルは, 実証会計理論の分野で多用される確率モデルの一つであり, 概要は以下のとおりである。線形確率モデルでは, 以下のように変数 x (r 個)の線形結合で表現される。
$$Z = \beta_0 + \beta_{1x_1} + \beta_{2x_2} + \dots + \beta_{rxr}$$
しかし, 線形確率モデルでは, 推定確率が0と1の区間に入る保証がないという問題がある。ロジットモデルでは, この推定確率を0と1の間に収めるために, 上記の線形結合をロジット変換し, 以下のとおり表現する。
$$p(x) = \exp(z) / (1 + \exp(z)) = 1 / (1 + \exp(-z))$$
これを変形すると,
$$\log(p(x) / (1 - p(x))) = \beta_0 + \beta_{1x_1} + \beta_{2x_2} + \dots + \beta_{rxr}$$
となる。
- 10 被説明変数の正規性を仮定し, 最尤法でパラメータを推定する分析で, 本件のように被説明変数が0若しくは正值の場合に適用が馴染む。
- 11 紙幅の都合上説明変数間の相関行列は割愛するが, 分析上問題のない範囲内の相関係数を示している(表3, 表4, 表5の分析においても同様)
- 12 当該「化学」の区分には, 「化学」, 「繊維」, 「医薬」の各業種に属する企業が抽出されている。
- 13 当該「機械」の区分には, 「機械」, 「電機」の各業種に属する企業が抽出されている。
- 14 (白鳥, 2009, 115-133頁)は, 自動車メーカー及び住宅メーカーをケーススタディとして, 経営トッ

ブと中核層との関係を検証している。

【参考文献】

- Alnajjar.F.K “Determinants of Social Responsibility Disclosures of U.S. Fortune 500 Firms: An Application of Content Analysis” *Advances in Environmental Accounting & Management*, Vol.1,2000,pp.163-200
- Elgers,P.T and D.Murray “The Impact of the Choice of Market Index on the Empirical Evaluation of Accounting Risk Measures” *The Accounting Review*, Vol.57,No.2,1982,pp.358-373
- 金原達夫・金子慎治『環境経営の分析』白桃書房, 2005年
- Cormer.D and M.Magnan “Investors’ Assessment of Implicit Environmental Liabilities: An Empirical Investigation” *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol.16,No.2,1997,pp.215-241
- Cormer.D and M.Magnan “Corporate Environmental Disclosure Strategies: Determinants, Costs and Benefits” *Journal of Accounting,Auditing & Finance* Vol.14,No.4,1999,pp.429-451
- Cormer.D and M.Magnan “Environmental Reporting Management: a Continental European Perspective” *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol.22,No.1, 2003,pp.43-62
- Cormer.D and M.Magnan “The Revisited Contribution of Environmental Reporting to Investor’ Valuation of a Firm’s Earnings: An International Perspective” *Ecological Economics*,Vol.62,No.3,2007,pp.613-626
- Deegan.C and B.Gordon “A Study of the Environmental Disclosure Practices of Australian Corporations” *Accounting and Business Research*, Vol. 26,No.3,1996,pp.187-199
- Deegan.C and M.Rankin “Do Australian Companies Report Environmental News Objectively?” *Accounting,Auditing & Accountability Journal*, Vol.9,No.2,1996,pp.50-67
- 白鳥和彦『環境企業家と環境経営の新展開』税務経理協会, 2009年
- Sinkin.C,C.J.Wright and R.D.Burnett “Eco-efficiency and Firm Value” *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol.27,No.2,2008,pp.167-176
- Patten.D.M “Exposure,Legitimacy, and Social Disclosure” *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol.10,No.4,1991,pp.297-308
- Berthelot,S,D.Cormier and M. Magnan “Environmental Disclosure Research: Review and Synthesis” *Journal of Accounting Literature*, Vol.22,2003,pp.1-44
- Beaver,W.,P.Kettler and M.Scholes “The Association between Market Determined and Accounting Dtermined Risk Measures” *The Accounting Review*, Vol.45,No.4,1970,pp.654-682
- Beveridge,R. and S.GUY “The Rise of the Eco-preneur and the Messy World of Environmental Innovation” *Local Environmrnt*,Vol.10,No.6,2005,pp.665-676
- Bewley.K and Y.Li “Disclosure of Environmental Information by Canadian Manufacturing Companies: a Voluntary Disclosure Perspective” *Advances in Environmental Accounting & Management*, Vol.1,2000,pp.201-226
- Brown.N and C.Deegan “The Public Disclosure of Environmental Performance Information - a Dual Test of Media Agenda setting Theory and Legitimacy Theory” *Accounting and Business Research*, Vol.29,No.1,1998,pp.21-41
- Nishitani.K “An Empirical Study of the Initial Adoption of ISO 14001 in Japanese Manufacturing Firms” *Ecological Economics*,Vol.68,No.3,2009,pp.669-679
- Neu,D,H.Warsame and K.Pedwell “Managing Public Impressions: Environmental Disclosures in Annual Repors” *Accounting Organizations and Society*, Vol.23, No.3,1998,pp.265-282