

環境配慮活動の決定要因と企業価値*

— 環境格付融資事例による分析 —

内山 勝久
(日本政策投資銀行設備投資研究所)

* 本稿の作成にあたっては、堀内行蔵教授（法政大学）、および設備投資研究所における各種研究会参加者の方々から有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。もちろん、残された誤りは筆者の責任である。なお、論文の中で示された内容や意見は、株式会社日本政策投資銀行の公式な見解を示すものではなく、すべて執筆者個人に属するものである。

The Determinants of Environmentally Conscious Actions and Firm Value

: A Case for DBJ's Environmental Rating Loan

Economics Today, Vol. 31, No. 1, April, 2010

Katsuhisa UCHIYAMA

Research Institute of Capital Formation

Development Bank of Japan

要 旨

企業による環境配慮活動の背景には、社会全体における環境配慮意識の高まりや、それを背景にした社会からの要請、および企業自身の社会的責任意識の深化があるほか、環境規制等が企業の利益に直接影響を及ぼすようになったことがある。企業は環境に対する対価を要求されるようになり、資源として容易に利用できなくなった。そのため、企業は環境リスクの適切なコントロールと環境コストの明確化が必要とされるようになり、市場もそうした企業を評価しようとしている。換言すると、環境配慮活動が企業価値に影響すると考えられるようになっている。

本稿ではこうした点を踏まえ、企業の自主的な環境配慮活動の一例として、企業が日本政策投資銀行の環境格付融資を受けるという行動をとりあげ、新聞報道情報をもとに環境配慮活動と企業価値の両立性に関する実証分析を行った。

まず、環境格付融資を受けるか否かの企業の意志決定について複数の手法により検証した結果、株主構成（外国法人持株比率）、資金調達力が決定要因となっているというファインディングを得た。こうした結果は環境配慮活動に関する既存の分析結果と整合的である。次に、環境格付融資を受けたことが企業価値の向上につながっているかどうか（市場は評価しているか否か）を検証した結果、企業価値を高めていること、また、収益性も高めていることを示唆する結果を得た。ただし、データが限られていることや推定上の問題もあることから、得られた結果については幅をもって見る必要があり、解釈にも十分な留意が必要である。

キーワード：環境と金融，環境格付融資，環境経営，企業価値，パネルプロビットモデル

目次

1	はじめに	1
2	先行研究	4
3	環境格付融資の概要	6
3.1	融資制度の概略	6
3.2	融資の効果	7
4	実証分析	9
4.1	推定モデル	9
4.2	データセット	11
4.3	変数の選択	13
4.4	環境格付融資の決定要因を巡って：若干の補足	19
4.5	推定結果	21
5	おわりに	28
	参考文献	29

表目次

1	業種別新聞報道年度別分析対象企業数	12
2	記述統計	20
3	パネルプロビットモデルによる推定結果 (全サンプル)	22
4	パネルプロビットモデルによる推定結果 (新聞報道までのサンプル)	23
5	Cox 比例ハザードモデルによる推定結果	24
6	パネルデータによる推定結果 (ランダムエフェクトモデル)	26

図目次

1	環境格付融資のスキーム	7
---	-----------------------	---

1 はじめに

地球温暖化問題などさまざまな環境問題が深刻化するにつれ、環境保全に配慮した持続可能な社会の構築に向けて、さまざまな制度整備が進められてきた。例えば近年では、問題解決に向けた政府間の国際協調体制構築などに多くの努力が払われている。また、各国では環境関連の法体系の整備、直接規制や経済的手法を取り入れた国内対策が進展しつつある。

それと同時に、企業レベルでの自主的な取り組みも盛んに行われるようになってきた。政府の政策や対応は利害関係者との調整に手間取ることも多く、実施が遅れがちなことも多い。グローバルに活動している企業はトリプル・ボトムライン（経済・環境・社会）に相当な負荷を与えるようになったが、その一方で、企業（あるいは個人）レベルでの取り組みを見ると、場合によっては政府よりも柔軟かつ迅速に、先を見越した広い視野のもとで行われているように思われることもある。

企業には、かつての産業公害に対するエンド・オブ・パイプという対症療法的な対策から、事業活動の全体や製品のライフサイクルに関わる汚染予防的な対策や環境負荷の低減が求められるようになった。こうした取り組みは現在では「環境経営」という言葉で語られるようになった。環境経営にはさまざまな定義があるが、ここでは「環境負荷を低減させて、環境保全と経済価値の両立を目指す企業行動」と考えることにしたい¹。企業の役割に対する社会からの期待は高まっており、環境経営は企業経営全体における環境配慮の浸透を超えて、環境を含む社会的な課題全般に配慮した、企業の社会的責任として位置付けられるようになってきた。一昔前の「環境報告書」の大部分が現在では開示内容が拡大し「CSR 報告書」となったのは、企業も環境配慮が企業の重要な社会的責任の1つであると考え、社会からの期待に応えようとしていることの表れと理解できよう²。

このように、企業が環境経営、あるいは自主的な環境配慮活動を進めるようになってきたのは社会全体における環境配慮意識の高まりや、それを背景にした社会からの要請、および企業自らの社会的責任意識の深化があるが、同時に、企業自身が環境制約を意識しなければ生き残れなくなりつつあるという面もある。すなわち、環境問題とその対応が企業の売り上げや

¹ 環境経営の具体的取り組みとしては、3R (Reduce, Reuse, Recycle), LCA (Life Cycle Assessment), グリーン調達・購入, ISO14001 認証取得 (環境マネジメントシステム導入), 環境会計の導入, CSR 報告書の発行などがある。その他, LCA 関連として製品のエコデザインなども含めることができよう。

² 企業経営も「環境経営」からより広い社会問題に配慮した概念である「CSR 経営」にシフトしつつある。

コストに直接影響を及ぼすようになりつつあることに対応せざるを得なくなっている。

自然環境などの資源を比較的容易に利用できた時期には、環境配慮活動は多くの場合短期的にはコスト要因として捉えられ、劣後扱いされたり合理的行動ではないと見る向きもあったりした。ところが直接規制や経済的手法を活用した環境対策が現実のものとなり、環境資源に対する対価を要求されるようになると、環境配慮活動が売り上げ増加やコスト削減要因となり、市場から評価されることになる³。近年では情報開示・伝達手段の多様化により、消費者や投資家、あるいは一般的に市場が企業の環境配慮活動を評価し始めるようになってきた。その一端はエコファンドをはじめとする SRI⁴ファンドなどにも垣間見える。

環境資源を容易に利用できなくなった現在では、こうした潮流を受けて環境経営の重要性が高まっている。換言すると、環境問題を制約条件に組み入れ、環境リスクの適切なコントロールを行い、環境関連のコストを明確に意識した経営が企業イメージを含めた企業価値を向上させるものと認識され始めている。環境配慮活動の結果、当該企業の環境リスクが低減し、環境対策費、環境関連訴訟費用など将来発生するであろうさまざまなコスト負担が軽減すると見込まれれば、市場は企業の将来の収益性が向上すると評価し、企業価値は上昇することになるだろう。その結果、企業の持続可能性が高まることになると考えられる。逆に環境問題に関する対応を誤れば企業の屋台骨を揺るがす事態となりかねない。

本稿の目的は、企業の自主的な環境配慮活動とその結果としての企業価値などの経済的パフォーマンスの関係を探り、それらが両立しているのかどうかという点を検討することにある。また、どのような要因が企業の環境配慮活動の実践に影響を与えているのかということも併せて分析したい。そのために、企業の自主的な環境配慮活動の一例として、企業が日本政策投資銀行（DBJ）の環境格付融資を受ける行動を取り上げ⁵、新聞報道情報をもとにしてデータを整備し、融資を受けた企業の特徴を分析すること、および、融資を受けたことが企業価値の向上につながっているか否か、換言すると、企業が環境格付融資を受けたことを市場は評価しているかどうかを検証する⁶。

³ 環境問題は外部不経済の問題として捉えられてきたが、それが内部化されつつあると考えることもできよう。

⁴ 欧米の投資家の間では、SRI は Socially Responsible Investment（社会的責任投資）ではなく、その内容の変化にあわせて社会の持続可能性を反映した Sustainable and Responsible Investment を意味するようになりつつある。

⁵ 以下本稿においては、とくに断りのない限り、日本政策投資銀行（DBJ）の環境格付融資を簡単に「環境格付融資」と記述することにする。

⁶ 環境格付融資に限らず、DBJ 融資に関する実証分析はこれまでもいくつか行われている。例えば DBJ の前身である日本開発銀行の融資の機能とその効果に関する実証分析には、花崎・蜂須賀（1997）などがある。

本稿の構成は次の通りである。次節では環境配慮活動に着目した先行研究を簡単にサーベイする。第 3 節では本稿で事例として取り上げている環境格付融資の概要を簡単に紹介する。第 4 節では企業の財務データを活用した分析を行い、企業の環境配慮活動の決定要因や企業価値の変動などの経済的パフォーマンスを検証する。最終節は結語である。

2 先行研究

企業の環境配慮活動に関するこれまでの実証分析は(1)活動実施の決定要因の分析,(2)活動による汚染削減効果に関する分析,(3)活動による企業の市場評価に関する分析に大別できる。

(1)に属するものとしては、以下のものがある。

Nakamura et al. (2001)は、ISO14001 認証取得の決定要因について分析した先駆的な研究である。東京証券取引所第一部上場企業からランダムサンプリングで抽出された企業に対してアンケート調査を1997年5月に実施し、回答企業(193社)について当該企業の財務データも活用しながら企業の環境配慮活動に対するインセンティブを検討している。規模が大きい企業、消費者との関係が近く圧力を受けやすい企業、輸出比率の大きい企業ほど認証取得のインセンティブが大きいことを明らかにしている。

Cole et al. (2006)は、1999年10~11月にかけて日本経済新聞社が実施した「環境経営度調査」(2000年2月公表)の企業レベルの調査結果と、対象企業の財務データ等を用いて、日本企業の環境マネジメントシステム導入要因と効果を計測している。データが揃う約400社について1999年のクロスセクション分析を行っている。海外直接投資や輸出といった海外要因と環境マネジメントシステム導入の間には正の相関があり、グローバル化を図る企業にとって環境配慮が欠かせないことを示唆している。

Nishitani (2009)は、わが国上場企業のうち製造業433社を対象に、企業のISO14001 認証取得の決定要因を分析している。とくに株主や顧客などのステークホルダー要因とファイナンス要因に焦点を当てた分析を行っており、両者とも認証取得に影響を与えるという結論を得ている。

(2)に属するものとして、Arimura et al. (2008)がある。OECDによる日本企業の事業所レベルのサーベイデータを用いて、ISO14001の実施や環境報告書の公表といった自発的な環境配慮行動が、自然資源の利用、廃棄物の量、汚水排出に与える影響に関して、決定要因と効果を分析している。地方自治体による支援策が企業のISO14001 認証取得促進に貢献していること、自発的な環境配慮活動がこれらの汚染削減に貢献していることなどを見出している。

Konar and Cohen(2001)やHibiki et al.(2003),Takeda and Tomozawa(2008)は,(3)に分類される、環境配慮活動と企業価値の関係に関する数少ない研究の例である。Konar

and Cohen (2001) は、企業の環境パフォーマンスがトービンの q および無形資産の価値に与える影響を、1989 年の米国 S&P500 にリストされている企業のうち 321 社のデータを用いて分析した研究である。

Hibiki et al. (2003) は、日本企業の ISO14001 認証取得要因と、市場がそうした企業の行動を結果的に評価しているか否かを分析している。2002 年 3 月時点の財務データが揃う東証一部上場企業 573 社についてクロスセクション分析を行っている。その結果 ISO14001 認証取得企業は企業価値の市場評価が高まるとしている。

中尾・天野 (2006b) は、わが国製造業について、リサイクル関連法などの環境政策の導入が企業の環境パフォーマンスと財務パフォーマンスが相互に影響しあい、改善の好循環をもたらしていることを見出している。

また、Takeda and Tomozawa (2008) は、イベントスタディの手法を環境問題に適用した研究である。日本経済新聞社が 1998 年から 2005 年にかけて毎年実施した「環境経営度調査」に基づき、企業ランキングの結果の公表と株価の推移を分析している。

総じて、企業の自発的な環境配慮活動に関する分析では ISO14001 認証取得に関するものが多い。また、分析者が独自にアンケート調査などを実施して得たサーベイデータを活用した研究、クロスセクションデータでの研究が多い。

これらの先行研究と比較した本稿の特長は、企業の自発的な環境配慮活動として日本政策投資銀行の環境格付融資を受けるという行動を取り上げ、融資を受けたことに関する新聞報道情報を利用したこと、そうした企業行動を説明する要因として、サーベイデータではなく、企業財務データなどの公表データを利用しパネルデータを構築したことが挙げられる。アンケート調査は費用がかかり、継続が困難なのでクロスセクションでの分析が多いのに対し、財務データであればパネルデータの構築も比較的容易であり、分析の精度が増すという効果を期待している。

3 環境格付融資の概要

3.1 融資制度の概略

日本政策投資銀行 (DBJ) は 2004 年度に「環境格付融資制度」を創設し運用を開始した。この制度は DBJ が独自に開発した環境格付けの手法を用い、融資や社債保証と連動させることで企業の環境経営を促進することを企図したものである⁷。

環境格付けは、企業の事業活動が環境に与える影響や、経営全般あるいは事業部門ごとの環境配慮活動を評点化し、企業の環境経営度を測定した上で格付けを行うものである。金融機能を介した企業の環境配慮経営への誘導は、エコファンドをはじめとする SRI ファンドといった投資信託が既に存在する。しかしこれらの取り組みは投資の対象が上場企業に限られる点で限界がある。環境格付融資は上場企業のみならず地域密着型の中堅企業まで幅広く対象に含めることができるので、この点を補完するものとなっている。融資という手法の特性を生かし、DBJ が企業の環境リスクや環境経営体制のあり方を評価した上で融資対象企業として選定し、格付けに応じて融資金利を優遇することで先進的な環境経営を行っている企業を支援するものである。環境配慮の進んだ企業ほど低利で融資を受けられるという制度設計によって企業にインセンティブを与えるものとなっている。

融資を申し込んだ企業は、まず第 1 に、自社の環境配慮活動がどれだけ優れているかについてスクリーニングを受けることになる（これとは別途、企業の信用リスクに関する通常の銀行審査が並行して進められて融資の可否が最終的に判断される⁸）。

第 2 に、融資を受けた後は、通常の信用リスク面でのモニタリングとともに、事業の環境面でのモニタリングも受けることになる。融資時における環境格付けの結果はその時点における評価として融資条件を規定することになるが、当然ながら評価を受けた環境経営水準は少なくとも融資の期間中は維持される必要がある。環境関連の重大事故や悪質な法令義務違反が発覚した場合には、金利引き上げ等のペナルティが課される場合がある（図 1）。

近年、企業を取り巻く環境リスクは増大している。企業は化学物質管理、土壌汚染、地球

⁷ 制度創設当初は、制度の正式名称は「環境配慮型経営促進事業融資制度」であり、「環境格付融資」は当該制度の別称であった。なお、制度創設の背景や制度の概要等については前田（2006）、内山（2007）を参照のこと。また、最近の制度については DBJ の Web サイト (<http://www.dbj.jp/>) を参照のこと。

⁸ スクリーニングにおける評価項目は、客観性を確保するため UNEP FI（国連環境計画金融イニシアチブ）や環境省との情報交換を踏まえて設定されている。また、世界の環境対策動向を反映すべく毎年見直しが行われている。

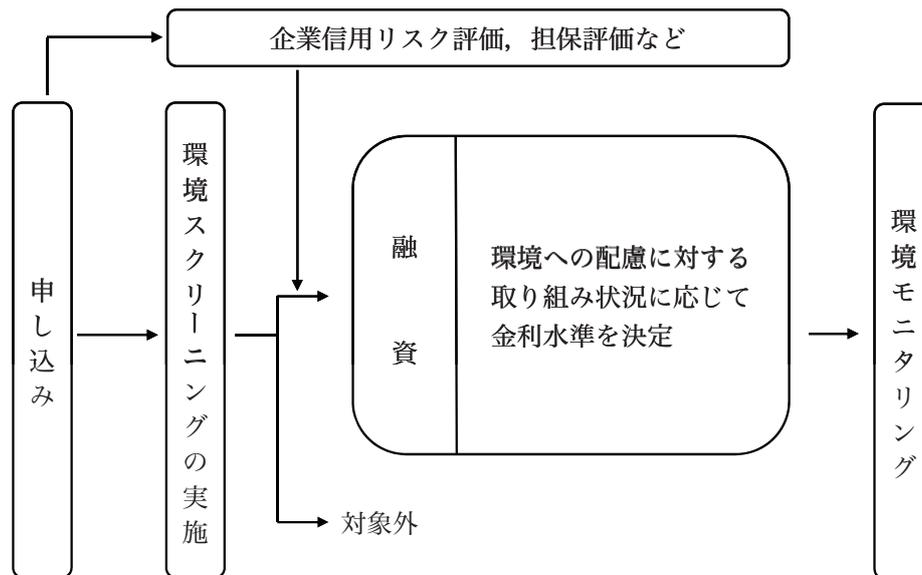


図1 環境格付融資のスキーム

温暖化等に関する環境リスクにさらされており、リスク管理の適切さが企業の存続に大きな影響を及ぼしかねない。このため企業は将来生じるであろう環境リスク関連コストを低減させるために、現時点から環境リスク管理に基づいた自主的な環境配慮活動に取り組むことになる。環境格付融資の申し込みはこうしたさまざまな活動をベースに行われる。環境格付融資のスクリーニングプロセスはこうした活動をトータルに評価するものである。特定の環境配慮活動だけではなく、総合的に環境配慮が進んだ企業を対象とした評価プロセスとなっている。したがって、企業が自発的に融資を申し込み、環境関連の活動内容全般について客観的評価を受けるという行動は、それ自体が企業の自主的な環境配慮活動の一例であると見なすことができよう。

3.2 融資の効果

環境格付融資にはこれまで多くの企業から申し込みを受けてきたが、審査の結果 2004 年度の制度開始時から 2009 年 12 月末までの累計で 186 件、約 2,640 億円の融資が実行されている⁹。上述のとおり、環境格付融資によって期待される効果は、企業の環境経営度が向上することであるが、融資を受けた企業からは次のような成果があったことも報告されてい

⁹ 2010 年 1 月 14 日付「読売新聞」(朝刊, 経済面)による報道。

る¹⁰。

第1に、企業にとっては環境経営の水準を改善すればそれに応じて金利コストの削減になることである。企業内部における環境部門はこれまでコストセンターと見なされる場合もあったが、その位置づけが見直された例もある。

第2に、新聞報道や環境報告書への記載など環境への取り組みの対外的アピールによるIR効果である。DBJのような中立的な機関から格付けを受けたことが広報面で有効であると認識されている。株主や顧客などのステークホルダーに対する説明も容易になると考えられている。

第3に、社員のモチベーション向上である。環境格付けの取得は環境部門のみならず一般社員に対しても環境経営の意義を周知させる契機となっている。

第4に、環境配慮活動に関する客観的評価の獲得である。DBJによる評価は当該企業にフィードバックされるが、それが今後の環境対策の高度化や改善、環境経営の水準向上に活用されている。

このうち、第1番目と2番目の点は当該企業の価値評価と関連が深い。企業から寄せられるこうした評価は直感的には首肯できるものの、定量的には必ずしも明らかになっていない。こうした企業の「実感」を可能な限り検証することが本研究の目的の1つである。

¹⁰ 当制度はDBJにとっても効果がある。直接的な効果は融資先が抱える環境リスクを低減させることであり、その結果としてDBJ自身の取引費用を引き下げることである。加えて、当制度の運用そのものがDBJ自身の環境配慮活動と考えることもでき、CSR/SRIの観点において社会的評価を高める可能性があることも大きな効果であると言える。

4 実証分析

4.1 推定モデル

本節では環境格付融資を受けた企業に対する市場の評価を、財務データを中心とする企業レベルのデータを用いて検討する。本節での目的は、特定の理論仮説を検定するというよりはむしろ、環境格付融資を選択する企業の特徴を明らかにし、企業価値との関係を見ようとするものである。

以下、本節の分析では基本的に Hibiki et al. (2003) の方法を援用することとする。同論文ではクロスセクションデータによる推定を行っているが、本稿ではこれをパネルデータに拡張することを試みる。

まず、企業価値と環境格付融資の関係を見るために次のようなモデルを想定する。

$$q_{it} = x'_{1it}\beta_1 + \gamma D_{it} + e_{1it} \quad (1)$$

q_{it} は企業 i の t 時点における価値を表す変数、 x_{1it} は企業の特徴などを含むコントロール変数のベクトル、 D_{it} は企業 i が t 時点において環境格付融資を受けている（残高がある）場合に 1 をとるダミー変数¹¹、 β_1 および γ は回帰係数のベクトル、 e_{1it} は誤差項である。 γ がプラスで有意であれば環境格付融資は企業価値を高める効果があると評価することになる。

ここで q_{it} と D_{it} とには推定バイアスの問題があることに留意しなければならない。(1)式との関連でいうと、環境関連の技術革新など何らかの正のショックが t 期に企業 i に生じたとすると、それは企業価値 q_{it} を高めると同時に、環境格付融資を容易に受けられるようにするかもしれない。つまり、 e_{1it} と D_{it} は相関していることを示している。あるいは、因果関係については一般的に、「環境に配慮するから企業価値が高まる」という考え方と、「環境に配慮できるのはそもそも企業価値が高く資金的にも余力のある企業である」という考え方があがるが、それを反映したものであると解釈することもできよう¹²。

環境配慮活動に自信がある企業が環境格付融資を選択する傾向が高いことから生じるこうしたバイアスを回避するために、Hibiki et al. (2003) や Hartman (1988) に基づいて、

¹¹ 融資後は DBJ によるモニタリングが継続的になされ、企業は少なくとも残高がある限り環境配慮活動を行うことを求められることを考慮している。

¹² 中尾・天野 (2006a) では、わが国製造業の実証分析により、こうした双方向の因果関係があることを見出している。

次のような 2 段階の推定プロセスを考える。

まず第 1 段階として、パネルプロビットモデルを用いて、各サンプルに対応する環境格付融資の選択確率の予測値を求める。第 2 段階として、求めた選択確率の予測値を用いて (1) 式を推定する。

第 1 段階は、企業の環境格付融資に関する意志決定の分析であると理解できる。企業が環境格付融資を受けることによって将来的な利益の増加が期待できるのであれば、企業は環境格付融資を申し込むであろう。そうでなければ融資の申し込みは行わないであろう。その意志決定を表すためにパネルプロビットモデルを考える。企業ごとに異なる潜在変数を B_{it}^* とし、企業 i が時点 t に期待する将来的な利益を表すものとする。 B_{it}^* は企業 i に関するいくつかの要因に依存するとし、

$$B_{it}^* = x'_{2it}\beta_2 + e_{2it} \quad (2)$$

と表されたとする。 x_{2it} は説明変数のベクトル、 β_2 は回帰係数のベクトル、 e_{2it} は誤差項である。

もし $B_{it}^* > 0$ なら企業は環境格付融資を申し込むものとする。実際には B_{it}^* は観察できず、観察可能なのは企業の意志決定である。すなわち、

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & B_{it}^* > 0 \text{ のとき} \\ 0 & B_{it}^* \leq 0 \text{ のとき} \end{cases} \quad (3)$$

とする¹³。

誤差項 e_{2it} は次のように書ける。

$$e_{2it} = \mu_i + \epsilon_{it}$$

μ_i は個別効果 (ランダム効果) であり、 ϵ_{it} は攪乱項である。それぞれ i.i.d. であり、互い

¹³ 計測しているのは融資を申し込んで融資を承諾された (残高がある) 企業である。実際には $B_{it}^* \leq 0$ であっても審査の結果融資を拒絶される場合 ($D_{it} = 0$) もある。したがって、必ずしも $B_{it}^* \leq 0$ は $D_{it} = 1$ とはならない。しかし、審査のプロセスやその結果は公表されておらず、観察できるのは新聞報道情報のみである。そのため、ここでは便宜的に環境格付融資を申し込んだ企業はすべて融資を受けることができ、かつ、その事実が新聞報道されるという前提で議論を進めることにする。

に独立とする．つまり，次が成り立つと仮定する．

$$\begin{aligned} E(\mu_i) &= 0, \quad \text{Var}(\mu_i) = \sigma_\mu^2, \quad \text{Cov}(\mu_i, \mu_j) = 0 \quad (i \neq j) \\ E(\epsilon_{it}) &= 0, \quad \text{Var}(\epsilon_{it}) = \sigma_\epsilon^2, \quad \text{Cov}(\epsilon_{it}, \epsilon_{js}) = 0 \quad (i \neq j, t \neq s) \\ \text{Cov}(\mu_i, \epsilon_{it}) &= 0 \\ \text{Cov}(e_{1it}, e_{1js}) &= \begin{cases} \sigma_\mu^2 + \sigma_\epsilon^2 & (i = j, t = s) \\ \sigma_\mu^2 & (i = j, t \neq s) \\ 0 & (i \neq j) \end{cases} \end{aligned}$$

このとき，環境格付融資を受けている確率は¹⁴，

$$P(D_{it} = 1) = P(\epsilon_{it} > -x'_{2it}\beta_2 - \mu_i) = 1 - \Phi(-x'_{2it}\beta_2 - \mu_i) \quad (4)$$

で求められる．ここで Φ は標準正規分布の累積分布関数である．

このモデルを推定することにより，企業が環境格付融資を選択する要因を分析することができる．しかし融資選択の決定要因を明らかにするのみであり，企業価値の市場評価には結びついていない．

そこで第 2 段階として，求めた確率の予測値 \hat{P} を (1) 式のダミー変数の代わりの説明変数として使用し，

$$q_{it} = x'_{1it}\beta_1 + \hat{\gamma}\hat{P}(D_{it} = 1) + e_{1it} \quad (5)$$

をパネルデータ推定しようとするものである．

4.2 データセット

分析対象企業は，上場企業のうち，2004 年 4 月 1 日から 2008 年 3 月 31 日までに DBJ から融資を受けたことが新聞報道された企業 56 社である¹⁵．うち 36 社が環境格付融資を受けたことが報道された企業となっている¹⁶．

表 1 は業種別，新聞報道がなされた年度別にサンプル企業の分布を示したものである．年度別にこれを見ると，56 (36) 社中 60 % 強にあたる 36 (22) 社が 2004 ~ 2005 年度に報道されている (カッコ内は環境格付融資対象企業数)．業種別に見ると 56 社中の約 3 分の 2

¹⁴ より正確に表現すると「企業が環境格付融資の申し込みをしたら承諾される確率」となるが，以下では「環境格付融資を受けている確率」と簡単に記述することにする．

¹⁵ 上場企業に関する情報を投資家等に伝達する媒体としては新聞のほかに証券取引所を通じた適時開示情報もある．しかし，今回の分析では該当する企業が確認できなかったため，新聞報道による情報のみを採用している．

¹⁶ 新聞報道がある種の情報生産を行い，それが企業価値に影響を与えるという流れを想定している．

表1 業種別新聞報道年度別分析対象企業数

(単位：社)

業種 \ 年度	2004	2005	2006	2007	計
食料品	1(1)	1(0)			2(1)
繊維製品	1(1)				1(1)
パルプ・紙	3(2)	2(2)			5(4)
化学	2(1)	1(1)	3(3)		6(5)
石油・石炭製品		2(2)			2(2)
ゴム製品			1(1)		1(1)
ガラス・土石製品	2(1)	1(1)			3(2)
鉄鋼				1(1)	1(1)
非鉄金属			1(1)		1(1)
金属製品				1(1)	1(1)
機械	1(0)	2(1)	1(1)		4(2)
電気機器	1(1)		3(2)		4(3)
輸送用機器	4(1)				4(1)
精密機器		1(1)			1(1)
その他製品		1(0)			1(0)
電気・ガス業	1(1)	1(1)	1(1)	1(1)	4(4)
陸運業			1(1)	1(0)	2(1)
海運業		1(0)			1(0)
空運業	2(0)				2(0)
倉庫・運輸関連業			1(0)		1(0)
卸売業	1(1)		1(0)	1(1)	3(2)
小売業	1(1)	1(1)	2(0)		4(2)
不動産業		1(1)			1(1)
サービス業	1(0)				1(0)
計	21(11)	15(11)	15(10)	5(4)	56(36)

(注) 1. 業種は証券コード協議会の33業種分類による。
2. カッコ内は環境格付融資を受けた企業数で、内数。

にあたる37社が製造業となっている。環境格付融資対象企業で見ると、36社中70%強にあたる26社が製造業に属する。

これらの企業について、日本政策投資銀行の「企業財務データバンク」、各社有価証券報告書、および東洋経済新報社『海外進出企業総覧』の各年版を使用してデータセットを構築する。

ところで、上述のように環境配慮活動を実行するための意志決定は内生変数である。したがって、環境格付融資を受けたことが企業価値を向上させる効果があるか否かを分析する際

には、融資を受けた企業と受けていない企業との比較だけでは問題がある。企業価値の高い企業が融資を受けず、価値の低い企業が融資を受けていたとすると、融資を受けていない企業における企業価値の平均は受けている企業よりも高くなる可能性があり、この場合融資は企業価値を低下させる効果があるという結論を導きかねない(久保, 2008)。

ただし、今回の分析ケースにおいては環境格付融資を受けていない企業を全面的にサンプルから排除してしまうことにも問題があると思われる。環境格付融資が企業価値を向上させたとしても、それは環境配慮活動によるものではなく、DBJ 融資が有する低利融資の効果である可能性があるためである¹⁷。そこでここでは、対象企業として環境格付融資以外の DBJ 融資を受けた企業 20 社を加えることにより、全体として DBJ 融資を受けた企業だけをサンプルとした。これらのサンプル全体(56 社)に共通する、DBJ 融資が有する低利融資そのものが企業価値に影響を与えるという効果をコントロールしたうえで、環境配慮活動そのものが純粋に企業価値を向上させるか否かを検証することにしたい。つまり、DBJ 融資を受けた企業と環境格付融資を受けた企業を比較することにより、「環境格付け」に係る部分の効果を、入手可能な資料のみを用いて検証することにしたい。

このような目的のため、データセットは環境格付融資を含め DBJ から融資を受けた企業 56 社に関する 1999~2008 会計年度の 10 年間のパネルデータとした。サンプル期間の設定は、当該融資制度が 2004 年度に創設されたため、その前後 5 年度分を採用したものである。財務データは各社の単独決算の財務諸表から採用している。対象企業の一部は、DBJ からの融資後に持株会社制へ移行したり、1999 年度の時点では設立されていなかったりなどの事由により、データが欠落している。したがって、ここでのデータセットは非バランス・パネルデータとなっている。

4.3 変数の選択

4.3.1 被説明変数

企業が環境格付融資を受ける要因を推定し、選択確率を求めるプロビットモデル(4)式の推定に当たっては、環境格付融資を受けているか否かの状態を表すダミー変数を被説明変数とした(ENV_LOAN_D)¹⁸。すなわち、各企業について環境格付融資実行後の期間を 1 として

¹⁷ DBJ の一般的な低利融資が企業価値に影響を与えることを想定しているが、企業価値が高まるのか否かという問題については実証的には必ずしも明らかになっていない。

¹⁸ 以下、カッコ内は推定モデルで使用する変数名を表すものとする。

いる。融資を受けた年度だけを 1 とし、それ以外を 0 とする考え方もあるが、環境格付融資を受けると、当該企業は信用リスクに関するモニタリングに加え、環境関連の各種パフォーマンスに関するモニタリングを少なくとも残高がある期間は継続的に受けることになること、環境格付融資を受ける前と受けた後での比較を行い、当該企業の財務内容の相違に関心があることなどから、融資後の期間を 1 とするダミー変数を採用した¹⁹。

企業価値を推定する (5) 式の推定に当たっては、被説明変数として 2 つのケースを考えた。これら 2 つの指標により企業の経済的パフォーマンスを総合的に検証することを試みる。

1 つは「企業の時価総額/総資産合計」である (Q)。本来はトービンの q を算出して使用するべきかもしれないが、ここでは設備投資関数を推定することが目的ではないので、とりあえず上記の変数を利用することで大まかな動きを捉えることにしている。時価総額は、企業の発行済み株式総数に株価の期中最高株価と最低株価の平均値を乗じて求めた。この指標により、企業の財務諸表には表れない市場価値への影響を検証することを企図している。

もう 1 つは収益性であり、経常損益と支払利息割引料の合計額を総資産で除した比率として定義する (ROA)。環境格付融資により企業の収益性が改善するか否かを見ようとするものである。これにより、企業の財務諸表に表れる利益指標への影響を捉えようとしている。

4.3.2 説明変数 (1)

企業の自主的な環境配慮活動への取り組みを説明する要因として、他の研究では大きく分けて株主構成などの企業の特性や海外展開に関する要因などが説明力をもつと指摘されている²⁰。ここでは Nakamura et al. (2001) や Cole et al. (2006) を参考に、他の研究動向も踏まえ、(4) 式に関して、「企業組織要因」「ステークホルダー要因」「企業財務要因」「海外要因」に関する説明変数を用意する。

¹⁹ 一般的に DBJ 融資が長期融資であるという特徴に鑑み、融資後はサンプル期間内において残高があるものと想定している。

²⁰ Nishitani (2009) では、環境マネジメントと企業行動の関係について、先行研究の成果が手際よくまとめられている。そこでは、環境配慮活動の決定要因として株主や顧客・消費者などのステークホルダー要因や企業規模などの当該企業に関する特性が多くの研究で共通する点であるとして挙げられている。その他、企業の海外展開、収益性、財務構造などが企業の環境配慮活動に影響を与えているとする研究も多いことが指摘されている。

企業組織要因

資本集約度（資本装備率） 資本装備率が高い企業の方がより新しい環境関連技術を導入しやすいと考えられる。また，資本装備率と汚染物質排出量には負の相関があるという報告もある。ここでは従業員 1 人あたりの有形固定資産（の自然対数値）で定義し（CAP_PC），プラスの符号が期待される。

人的資本集約度 人的資本の蓄積が進んだ企業，あるいは熟練労働者の比率が高い企業は，新しい環境関連技術の導入が容易であったり，環境配慮活動に積極的であったりする可能性がある。ここでは従業員 1 人あたりの人件費（の自然対数値）という指標により代理させる（WAGE_PC）²¹。期待される符号はプラスである。

企業規模 規模が大きく事業所も多い企業は環境配慮活動実施のための資源が相対的に多く，基盤が整っていると考えられる。一方で環境に関しては規模が小さい企業の方が取り組みに向けた意志決定が速く，洗練された活動が可能という考え方もある。ここでは企業規模を従業員数（の自然対数値）で測ることにする（FMSZ）。上記のように双方向の考えがあるので，符号は不定である。

従業員の平均年齢 年齢の若い従業員は一般的に柔軟で適応性が高く，環境配慮型経営への転換にも抵抗がないと考えられる（Cole et al., 2006）が，理論的な根拠は乏しい。したがって従業員の平均年齢（AGE）に期待される符号は不定とする。

研究開発集約度 企業の研究開発活動は環境関連技術の開発・改善に資すると考えられる。また，環境改善につながると同時に将来の利益をもたらす源泉ともなる。変数は研究開発費の直近 3 期累計額と当期の売上高の比をとって作成する（RD3_SALES）。こうした活動により企業は環境格付融資を受けやすくなると考えられるので，期待される符号はプラスである。

²¹ 資本集約度と人的資本集約度においては，有形固定資産や人件費の値がゼロとなりうることを考慮し，「有形固定資産（人件費）+1/従業員数」を計算し，その自然対数値を計算した。

ステークホルダー要因

株主構成 株主によるガバナンスが企業の環境配慮活動に影響を与える可能性がある。ここでは3つの持株比率を考え、その効果を測定する。

第1は「外国法人持株比率」(ST_FOREIGN)である。海外企業は一般的に環境意識が高いとされていることから、高い持株比率は当該企業に積極的な環境配慮活動を求めると考えられる。したがって、期待される符号はプラスである。

第2は「10大株主持株比率」(ST_MAJOR)である。特定の少数の株主による支配が強い企業では、その株主の環境意識が高ければ積極的な環境配慮活動が行われるであろう。しかし、環境に対する関心が薄ければ影響はないだろう。したがって、期待される符号は不定である。

第3は「金融機関持株比率」(ST_FIN)である。金融機関持株比率が高い企業は、ガバナンスを通じて金融機関から環境リスクの低減を求められる可能性がある。したがって、符号はプラスが期待される。

マーケティング集約度 自主的な環境配慮活動をする企業の多くは企業イメージの向上、あるいはブランド力の維持を意識している。さらに、消費者との距離が近い企業は、環境配慮活動を求める消費者団体やNPOなどから社会的な圧力を受けることもある。これらの点は数量化が必ずしも容易ではないが、企業イメージと環境配慮活動の関係は興味深い点である。こうした企業の多くはマーケティング活動として多額の広告宣伝費を投入する傾向があると考えられるため、ここでは広告宣伝費の対売上高比率(AD_SALES)を説明変数としてその効果を測定する。期待される符号はプラスである。

企業財務要因

収益性 収益性の高い企業は資金調達も容易になり、柔軟な財務戦略構築が可能となる。したがって環境対策投資や環境配慮活動も容易になると考えられる。用いる指標は前述のROA(ROA)とする。期待される符号はプラスである。

資金調達 環境配慮活動の実践には相応の資金が必要となる場合がかなりあり、企業の資金調達の柔軟性あるいは利用可能な余裕資金が環境配慮活動に影響を与える可能性が指摘されている。また、環境格付融資は、企業の環境配慮の程度に基づく格付けが優良であるほど

低金利での融資が受けられる。コストに敏感であり金利負担をできるだけ軽減したいと考える企業は環境配慮活動を促進し、融資を受けたいと考える可能性がある。こうした点を踏まえ、ここでは資金調達に関連する2通りの指標を考える。

1つは「負債比率」であり、有利子負債/総資産 (DEBT) で定義する。負債が少ないほど環境配慮活動にまわせる資金の余裕があると考えれば、期待される符号はマイナスである (Nakamura et al., 2001)。

もう1つは「金利スプレッド」であり、ここでは企業の資金調達力を表す仮想的な指標として、企業の実際の金利負担から想定される平均的な金利負担を差し引いた値で計算する (SPREAD)。この値が小さいほど企業の実際の金利負担が小さく、資金調達力が高いと考えられるので、期待される符号はマイナスである。

企業の実際の金利負担は、支払利息割引料/有利子負債残高とした。また、平均的な金利負担は企業の長期借入金と短期借入金の加重平均を考慮した次式で算出し、負担したであろう平均的な金利水準を求めている。

$$\begin{aligned} & \text{短期貸出約定平均金利} \times \frac{\text{短期借入金} + \text{手形割引} \cdot \text{譲渡高}}{\text{有利子負債残高}} \\ & + \text{長期貸出約定平均金利} \times \frac{\text{長期借入金} + \text{社債}}{\text{有利子負債残高}} \end{aligned}$$

ここで、有利子負債残高は

$$\text{短期借入金} + \text{長期借入金} + \text{社債} + \text{手形割引} \cdot \text{譲渡高}$$

とした。残高はすべて期首期末平均としている。また、貸出約定平均金利は、日本銀行調査統計局『日本銀行統計』『金融経済統計月報』から取得した。

海外要因

企業の海外展開は環境配慮活動に影響を与える可能性がある。海外直接投資を行っている企業は投資国が要求する環境基準・規制を満たす必要がある。海外の先進的な環境技術を導入できる蓋然性も高い。多国籍企業の行動は常に国際的なモニタリングも受けている。輸出を行っている企業（とくに輸出比率が高い企業）は、国際競争にさらされていることから、やはり先進的な技術を導入する傾向にあったり、消費者の国際的な監視下にあったりする。こうした海外展開にともなう環境への配慮は本国での活動に容易に取り入れられると

考えられることから、海外展開要因の符号はプラスとなることが期待される²²。ここでは海外要因について2つの説明変数を考えることにする。

海外直接投資 1つは「海外直接投資ダミー」(FDI.D)であり、これは、東洋経済新報社『海外進出企業総覧』の各年版に基づき、各企業が海外現地法人あるいは海外支店の一方あるいは両方を設置している場合に1をとる変数とした。

輸出 もう1つは「輸出ダミー」(EX.D)である。各企業の各年ごとの輸出比率を説明変数にできれば望ましいが、近年の会計制度の変更で輸出売上高が開示されなくなり困難となってしまった。ここでは次のような方法を採用した。まず、有価証券報告書のセグメント情報により連結海外売上高を求め、連結総売上高との比をとって連結輸出比率を算出する。この連結輸出比率が10%以上である場合に1をとるダミー変数を作成し「輸出ダミー」とした。しかし、企業によっては連結海外売上高を開示していない年度もある。また、連結範囲の変更等もあり、連結輸出比率の推移は必ずしも安定していない場合がある。そこで、連結輸出比率が算出できない場合でも当該企業が属する業種の特性を考慮し、輸出依存度が高いと判断できる場合には、「輸出ダミー = 1」とした²³。

その他

2008年9月のいわゆるリーマン・ショックを境に世界経済の状況は大きく変化したと考えられる。そこでこの経済環境激変の影響を吸収するため2008年ダミーを設定する(D08)。このダミー変数は各企業の会計年度に2008年9月を含む場合に1をとるものとする。

4.3.3 説明変数(2)

(5)式の推定においては(4)式で推定された環境格付融資の選択確率(ENV_LOAN_P)がプラスの符号で有意に推定されることが期待される。推定に際してはHibiki et al.(2003)等を参考に、「成長性」「負債・金利要因」「収益性」「金融機関持株比率」に関するコントロー

²² 以上で述べた状況とは反対に、発展途上国などでは海外直接投資を呼び込むために環境規制を緩和するケースもある。この場合は有意ではない、あるいはマイナスの符号となる可能性もある。

²³ 基準を10%以上としたのは、中村・福田(2008)の分析において利用されている「輸出依存度の高い製造業」では、輸向けの出荷ウェイトが概ね10%以上となっていることを参考にした。また、連結輸出比率が算出できない場合には、同論文を参考に、「輸出依存度の高い製造業」とされている「繊維、化学、鉄鋼、一般機械、電気機械、自動車、その他輸送機械、精密機械」の各業種に属する企業を対象に限定した上で輸出依存度の高さを個別に各種情報を基に総合的に判断した。

ル変数を (5) 式に設定した。成長性に関する変数は、ここでは企業の総売上高前期比変化率としている (G_SALES)。その他の変数は (4) 式で使用したのと同じ変数を用いた (DEBT, SPREAD, ROA, ST_FIN, D08)。

主な変数の記述統計量は表 2 のとおりである。

4.4 環境格付融資の決定要因を巡って：若干の補足

4.1 節で見た推定プロセスの第 1 段階における、(4) 式の推定による環境格付融資の選択確率の予測は、前述の通り、企業の環境格付融資に対する決定要因の分析と理解することができる。先行研究においては、企業（事業所）による ISO14001 の認証取得など企業の環境配慮活動に関する決定要因の分析が数多く行われており、独立したテーマとして研究の蓄積が進んでいる。

こうした動向を踏まえ、以下では頑健性のチェックもかねて、環境格付融資を受ける決定要因に焦点を当てて、追加的な 2 通りの分析を試みる。

第 1 に、推定モデルはパネルプロビットモデルで変わらないものの、データセットについてはサンプル期間を変更し、各企業について融資を受ける年度までに限定されているものを利用した推定を行う。これまでに述べたとおり、本稿では環境格付融資によって企業価値が向上するか否かの分析が主目的なので、企業の融資借り入れの意志決定とその後の企業価値の推移を見るため融資の前後のデータすべてを利用することを基本的な分析方針としている。一方、分析の目的を環境格付融資借り入れの意志決定に限定するならば、利用するデータは融資時点までのデータで足りるとする考え方もある。ここではこの考え方に対応した推定を試みる。

第 2 に、Nishitani (2009) を参考に、生存時間分析においてしばしば利用される Cox 比例ハザードモデルを、同じく融資を受ける年度までのデータセットを用いて推定してみる²⁴。そこで、モデルの推定に必要なイベントの発生を表すダミー変数と生存時間を表す変数を次のように設定する。まず前者については、当該企業が環境格付融資を受けたことに関する新聞報道がなされることをイベント (event) として捉え、イベント発生時に 1 をとるようにする。後者については、イベントが発生する (環境格付融資を受けたことに関する新聞報道

²⁴ Nishitani (2009) では離散時間比例ハザードモデルを適用して ISO14001 認証取得の決定要因を分析している。利用するデータが財務データを中心であるという特性に鑑みると、本来は離散時間比例ハザードモデルの採用が望ましいと考えられるが、ここではより一般的な Cox 比例ハザードモデルを用いることとした。

表 2 記述統計

変数名	平均値	標準偏差	説明
ENV_LOAN_ID	0.2402	0.4276	環境格付融資ダミー： 融資を受けている = 1
Q	0.5741	1.576	企業価値： 株式時価総額/総資産
CAP_PC	10.02	2.043	資本集約度： 従業員 1 人あたり有形固定資産 (対数値)
WAGE_PC	9.044	0.6245	人的資本集約度： 従業員 1 人あたり人件費 (対数値)
FMSZ	7.290	1.491	企業規模： 期末従業員数 (対数値)
AGE	39.70	3.064	従業員平均年齢 (歳)
RD3_SALES	5.216	6.819	研究開発集約度： 研究開発費 3 期累計/総売上高 (%)
ST_FOREIGN	10.10	11.01	ガバナンス 1： 外国法人持株比率 (%)
ST_MAJOR	42.82	13.49	ガバナンス 2： 10 大株主持株比率 (%)
ST_FIN	32.89	12.01	ガバナンス 3： 金融機関持株比率 (%)
AD_SALES	0.7713	1.314	マーケティング集約度： 広告宣伝費/総売上高 (%)
ROA	0.03564	0.04009	ROA： (経常損益 + 支払利息割引料) / 総資産
DEBT	0.3580	0.1521	負債比率： 有利子負債 / 総資産
SPREAD	-0.2228	0.6131	資金調達の柔軟性： 仮想的金利スプレッド (%)
FDLD	0.6927	0.4618	海外直接投資ダミー： 海外直接投資あり = 1
EX_D	0.5363	0.4991	輸出ダミー： 連結海外売上高/連結総売上高 ≥ 10 % のとき = 1
G_SALES	1.309	28.03	成長性： 総売上高前期比伸び率
D08	0.09870	0.2985	2008 年度ダミー： 2008 会計年度 = 1

がなされる)までの時間を生存時間と考え、観測期間開始時からの生存時間をセットすることにする。共変量はこれまでの説明変数と同じものとする。

4.5 推定結果

4.5.1 第1段階：融資を受ける決定要因

プロビットモデルの適用に関しては、モデルの選択としてパネルプロビットモデルが適切か否かを判断する検定を行うために、 ρ を次のように定義する²⁵。

$$\rho \equiv \frac{\sigma_{\mu}^2}{\sigma_{\mu}^2 + 1}$$

尤度比検定を行い、 $\rho = 0$ が統計的に有意に棄却できればパネルプロビットモデルの適用が望ましいと判断される。逆に棄却できなければパネルプロビットモデルよりも、通常のプールされたデータによるプロビットモデルのほうが望ましいということになる。

また、Cox 比例ハザードモデルの適用に関しては、比例ハザード性の条件を満たすか否かを確認するために Schoenfeld の残差による検定を行う。

第1段階(融資を受ける決定要因)のパネルプロビットモデルによる推定結果は表3~4のとおりである。表3は各企業について融資前後のサンプルすべてを利用して推定した結果である。表4は融資までのサンプルのみを利用して推定した結果である。いずれのケースにおいても $\rho = 0$ の帰無仮説は有意に棄却されているので、これらの結果を採用し検討することにする。

さらに表5はCox 比例ハザードモデルによる推定結果である。モデル選択のための検定では、「Schoenfeld の残差は時間に依存していない」という帰無仮説を棄却することはできない。したがって比例ハザード性の条件を満たしているものと考え、ここでの推定結果を採用することにする。

これらの推定結果における特徴的な点は、外国法人持株比率、金利スプレッドに見られる。これらの要因についてはケース1,2およびCox 比例ハザードモデルにおいて共通して有意な結果が得られた。

ステークホルダー要因のなかでは、外国法人持株比率がプラスで有意であった。外国法人持株比率が高く、外資系企業等の支配が相対的に強いと考えられる企業は、低利での資金調

²⁵ $\rho \equiv \frac{\sigma_{\mu}^2}{\sigma_{\mu}^2 + \sigma_{\epsilon}^2}$ において、 $\sigma_{\epsilon}^2 = 1$ を仮定したものである。

表 3 パネルプロビットモデルによる推定結果（全サンプル）

推定期間：1999～2008 年度
被説明変数：ENV_LOAN_D

説明変数	Coefficient	z 値
CAP_PC	0.2731	2.50**
WAGE_PC	-0.6500	-1.30
FMSZ	-0.5665	-2.78***
AGE	0.2271	3.60***
RD3_SALES	-0.03561	-1.18
ST_FOREIGN	0.1381	7.59***
ST_MAJOR	-0.01095	-0.77
ST_FIN	-0.04118	-2.49**
AD_SALES	0.06211	0.53
ROA	2.132	0.49
DEBT	-0.8631	-0.69
SPREAD	-0.7850	-2.71***
FDLD	0.8344	1.82*
EX_D	-1.120	-2.15**
D08	2.248	6.11***
CONS	-2.869	-0.49
ρ (p 値)	0.7822*** (0.00)	
対数尤度	-189.8	
サンプル数	534	

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

達に関心がある可能性も考えられるが、加えて環境面での配慮もかなり意識していることがうかがえる。

資金調達要因のなかでは、金利スプレッドがマイナスの符号で有意な結果となった。企業の環境配慮活動の実践には資金調達の柔軟性が関連することを示唆している。サンプルは元々信用力の高い企業ばかりではあるが、その中でもとりわけ金利スプレッドが低く、普段から低利で資金調達しているような金利コスト意識が強い企業、あるいは信用力が高くファイナンス面で柔軟性の高い企業ほど環境格付融資を受ける蓋然性が高いことがわかった。こうした企業にとっては融資に関してさまざまな選択肢があるにもかかわらず、環境格付融資を選好している様子が見えてくる。

ケース 1 の結果のみに限定すれば、次のような結果が得られている。

表 4 パネルプロビットモデルによる推定結果（新聞報道までのサンプル）

推定期間：1999～2008 年度
被説明変数：ENV_LOAN_D

説明変数	Coefficient	z 値
CAP_PC	0.06264	1.08
WAGE_PC	-0.1123	-0.43
FMSZ	-0.1611	-1.69*
AGE	0.04712	1.22
RD3_SALES	-0.01063	-0.58
ST_FOREIGN	0.03689	3.41***
ST_MAJOR	-0.006876	-0.80
ST_FIN	0.002722	0.29
AD_SALES	0.08321	1.13
ROA	0.846	0.32
DEBT	-0.9313	-1.28
SPREAD	-0.3547	-1.80*
FDLD	0.118	0.43
EX_D	-0.2326	-0.85
D08	-6.210	-0.00
CONS	-1.648	-0.56
ρ (p 値)	0.003915*** (0.00)	
対数尤度	-106.0	
サンプル数	441	

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

まず、資本集約度は期待どおりプラスで有意の結果となった。資本集約度の高い企業の方が環境関連技術の導入が容易と考えられ、環境格付融資の可能性を高めている。

企業規模の符号は有意にマイナスとなった²⁶。ISO14001 認証取得の意志決定に関しては、企業規模が大きいほど取得可能性が高まるという分析結果が多く見られるが、環境格付融資に関しては逆の結果となった。すなわち、環境配慮活動のための資源が相対的に多い企業よりも、規模の小さい企業において環境格付融資を受ける蓋然性が高いことがわかった。企業が多様な環境配慮に取り組むには速い意志決定が求められるとすれば規模の小さな企業の方が有利と考えられる。あるいは、3.2 節では環境経営の意義を環境格付の取得を通じ

²⁶ これはケース 2 でも有意にマイナスの結果となった。

表5 Cox 比例ハザードモデルによる推定結果

共変量	Hazard Ratio	Coefficient	z 値
CAP_PC	0.8950	-0.1109	-1.11
WAGE_PC	0.5713	-0.5599	-1.34
FMSZ	0.9220	-0.08116	-0.39
AGE	1.021	0.02047	0.27
RD3_SALES	0.9601	-0.04068	-0.80
ST_FOREIGN	1.061	0.05876	2.31**
ST_MAJOR	0.9976	-0.002361	-0.13
ST_FIN	1.044	0.04301	1.78*
AD_SALES	1.198	0.1803	1.83*
ROA	6885	8.837	1.62
DEBT	0.3762	-0.9775	-0.74
SPREAD	0.5506	-0.5968	-1.68*
FDLD	0.5060	-0.6813	-1.29
EX_D	0.7910	-0.2345	-0.49
Schoenfeld 残差による比例ハザード性の検定			
	χ^2	14.63	
	(p 値)	(0.40)	
対数尤度		-101.6	
サンプル数		218	

- (注) 1. 「生存時間」は、環境格付融資を受けるまでの日数とした。
 2. Hazard Ratio は、共変量が 1 単位増加したときのハザード比の増加倍数を示す。
 3. Schoenfeld 残差による比例ハザード性の検定における帰無仮説は「Schoenfeld 残差は時間に依存していない(比例ハザード性を満たす)」。
 4. ***は 1%, **は 5%, *は 10%水準で有意であることを示す。

て社員に周知させるということが効果として得られていると言及したが、規模が小さい企業であればそのようなことが可能かもしれない。このような企業に環境格付融資が選好されていると推測される。

従業員の平均年齢はプラスで有意の結果となった。年齢の高い従業員の方が環境経営や環境配慮活動への意識が高いことを示唆している。1人あたり人件費で測った人的資本集約度については有意な結果が得られなかったが、従業員の年齢を人的資本の蓄積や熟練労働者の多さと解釈することも可能かもしれない。この場合、熟練労働者の比率が高い企業の方が環境配慮活動に積極的であると考えられよう。

金融機関持株比率はマイナスで有意であり、期待された符号と逆の結果となった。ただ

し、Cox 比例ハザードモデルによる推定ではプラスで有意な結果が得られており、解釈に悩むところである。10 大株主持株比率は影響を与えていなかった。

海外直接投資ダミーは 10 %水準でプラスに有意であり、海外展開している企業は格付融資を受ける蓋然性が高いことを弱いながら示唆する結果を得た。海外における厳しい環境基準を意識していることが背景にあると思われる。他方、輸出ダミーはマイナスの符号で有意な結果となった。期待された符号とは逆である。サンプル企業の約 3 分の 1 が非製造業であるなど、サンプルの業種構成が影響しているのかもしれない。

また、Cox 比例ハザードモデルの結果からは、金融機関持株比率は、有意性は若干弱いもののプラスの結果となり、期待された符号となった。金融機関持株比率が高く、取引銀行等による支配が相対的に強いと考えられる企業は、金融機関によるガバナンスを通じて環境リスクの低減を図ろうとしている点が示唆される。

さらに、マーケティング集約度が 10 %水準ではあるがプラスに有意であるという結果となった。広告宣伝を頻繁に行い、企業イメージ、あるいはブランド力の維持向上を図りたい企業、すなわち、ステークホルダーとしての消費者との距離が近い企業は融資を受ける蓋然性が高い。融資というよりは環境格付を受けること自体が広報戦略の面で有効であると考えている可能性も考えられる。

研究開発集約度はパネルプロビットモデルにおいても Cox 比例ハザードモデルにおいても有意な結果が得られなかった。環境経営論の文脈からは、企業の環境経営と研究開発費の間には密接なプラスの関係があるという評価が多いが、今回こうした結果が得られたのはデータセットに問題があると推測される。すなわち、企業の研究開発費は有価証券報告書に記載の研究開発費総額だけではなく、研究者の人件費や研究施設の償却費なども含めて考える必要があるが、ここでは研究開発費を過小評価しているので有意な結果が得られていない可能性が高いと考えられる²⁷。

4.5.2 第 2 段階：融資と企業価値

第 2 段階（環境格付融資を受けた企業を市場が評価しているか否か）に関するランダムエフェクトモデルによる推定結果は表 6 のとおりである。ここでの推定結果は、第 1 段階のケース 1 における推定結果に基づく選択確率を説明変数として適用したものである。

²⁷ しかし、研究開発費の全体を捉えることは、開示情報だけではかなりの困難を伴うと思われる。

表 6 パネルデータによる推定結果 (ランダムエフェクトモデル)

推定期間：1999～2008年度 被説明変数：Q		推定期間：1999～2008年度 被説明変数：ROA		
説明変数	ケース A	ケース B	ケース C	ケース D
ENV_LOAN_P	0.2104** (2.21)	0.2396** (2.39)	0.01681** (2.37)	0.01078* (1.69)
G_SALES	1.393E-04 (0.38)	1.484E-04 (0.41)	2.610E-05 (1.02)	1.810E-05 (0.72)
DEBT	-1.197** (-2.13)	-1.467*** (-2.65)	-0.1438*** (-6.99)	-0.1432*** (-6.83)
SPREAD	-0.05408 (-0.80)	-0.0555 (-0.82)	2.196E-04 (0.49)	4.503E-04 (0.10)
ROA	3.130*** (5.99)		7.072E-04*** (2.63)	
D08	0.6662 (1.06)	0.5794 (0.92)	-0.02856*** (-4.86)	-0.02683*** (-4.65)
CONS	0.771*** (3.73)	0.983*** (4.91)	0.06384*** (4.51)	0.08759*** (9.48)
R^2	0.04	0.03	0.07	0.11
サンプル数	481	481	481	481

(注) 1. 係数下段のカッコ内は z 値.

2. ***は 1%, **は 5%, *は 10%水準で有意であることを示す.

3. z 値の算出には誤差項の不均一分散性を考慮した頑健性のある標準誤差を使用した.

被説明変数としては、企業価値を表す Q と企業の収益性を表す ROA の 2 通りを用意し、計測を行った。説明変数は第 1 段階の推定で算出した融資の選択確率のほか、企業財務や成長性などに関するコントロール変数を加えて、合計 4 通りの推定を行った。

結果としては、ケース 1d については有意性が若干弱いものの、いずれの推定モデルについても選択確率の係数は期待どおりプラスで有意となった。すなわち、環境格付融資を受けると蓋然性が高いほど企業価値は高まり、市場は評価していると考えられること、また、収益性も高まっているという関係を見出すことができよう。

4.5.3 推定結果についての留意点

本稿での分析目的は、企業の環境配慮活動と企業価値は両立するか否かということであった。そして、環境配慮活動の例として環境格付融資を受けるという行動をとりあげた。ここで注意しなければならないのは、環境格付融資は「環境格付け」と「融資」の 2 つの要素から構成されていることである。分析目的に照らせば、企業の自主的な環境配慮活動としては環境格付けを受けることとするのが望ましいと思われる。しかし実際に観察されるのは、企業について環境格付融資の報道がなされたかどうかであり、報道があった企業については環境格付融資の残高があるものと見なしている。したがって、実際の推定作業においては、第 1 段階として企業が環境格付融資を申し込み、融資が実行される確率の推定とその決定要因の分析、第 2 段階として環境格付融資と企業価値の関係の分析となっている。

4.2 節でも少し触れたが、分析期間内における DBJ の融資は低利融資を特徴とするものであり、融資自体が企業価値の変動をもたらす可能性がある。分析にとって望ましいのは環境格付融資から融資部分の効果を分離することである。しかし、厳密に分離することは困難である。そこで低利融資の影響をできるだけ排除するために、環境格付融資以外の DBJ の低利融資のサンプルを加えることとし、可能な限り環境配慮活動そのものがもたらす影響を捉えようとしている。こうした問題点や分析の限界があるので、得られた結果に基づいて企業価値等の経済的パフォーマンスを考察する上では留意が必要である。

5 おわりに

本稿の主な分析結果をまとめると次のようになる。

まず、企業レベルのデータを用いてパネルデータを構築し、パネルプロビットモデルおよびCox 比例ハザードモデルによる分析を行い、環境格付融資を受けた企業の特徴を探った。推定の結果、外国法人による持株比率、金利スプレッドといった要因が有意となっており、環境格付融資を受けるに当たっては、企業とステークホルダーの関係や資金調達の柔軟性が影響を及ぼしていることがわかった。また、頑健とは言い難いものの、資本集約度が高い企業、規模が小さい企業、従業員の年齢が高く熟練労働者が多い企業、消費者との距離が近い企業なども環境格付融資を受ける蓋然性が高いことを示唆しており、こうした特徴を有する企業が環境経営、環境配慮活動に対する意識が高いことを表す結果となっている。

こうした結果はISO14001 認証取得を素材とした企業環境配慮活動に関する既存の研究結果と概ね整合的な結果となっている。すなわち、ステークホルダーの影響やファイナンス面での柔軟性すなわち活動資金の調達力が企業の環境配慮活動の重要な決定要因となっていることを補完するものとなっている。

続いてパネルプロビットモデルで推定した環境格付融資の選択確率を用いて環境格付融資を受けることと企業価値および収益性の関係について分析した。その結果を見ると、環境格付融資を受けることは企業の時価総額と総資産の比で測った企業の市場価値、および企業の収益性を高めている可能性があることが示唆されている。

分析結果から得られるインプリケーションとしては、第1に、市場から受ける評価の観点からは、企業は自主的な環境配慮活動をさらに推進すべきこと、第2に、ステークホルダーを意識した環境経営の重要性、第3に、環境配慮活動における資金調達の重要性を指摘できよう。また、これらの点を踏まえると、資金調達力が相対的に劣る企業にも環境配慮活動を推進してもらえようような機会を創出するための方策が必要となろう。

ただし、4.5.3 節で指摘した問題点に加え、採用した推定手法に鑑みるとサンプル数が必ずしも多くないことの問題など残された課題も多く、十分な分析であるとは言い難い面がある。したがって得られた結果については幅をもって見る必要があり、解釈にも十分な留意が必要であるとともに、分析のさらなる改善が必要である。

これらの対応については今後の課題である。

参考文献

- Arimura, T., A. Hibiki and H. Katayama (2008), “Is a Voluntary Approach an Effective Environmental Policy Instrument? A Case for Environmental Management System,” *Journal of Environmental Economics and Management*, 55, pp. 281–295.
- Cole, M. A., R. A. R. Elliott and K. Shimamoto (2006), “Globalization, Firm-level Characteristics and Environmental Management: A Study of Japan,” *Ecological Economics*, 59, pp. 312–323.
- Cox, D. R. (1972), “Regression Models and Life Tables,” *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 34, pp. 187–220.
- Grambsch, P. M. and T. M. Therneau (1994), “Proportional Hazards Tests and Diagnostics based on Weighted Residuals,” *Biometrika*, 81, pp. 515–526.
- Greene, W. H. (2002), *Econometric Analysis*, 5th ed., Prentice Hall.
- Hartman, R. S. (1988), “Self-Selection Bias in the Evaluation of Voluntary Energy Conservation Programs,” *Review of Economics and Statistics*, 70, pp. 448–458.
- Hibiki, A., M. Higashi and A. Matsuda (2003), “Determinants of the Firm to Acquire ISO14001 Certificate and Market Valuation of the Certified Firm,” *Discussion Paper No. 03-06*, Department of Social Engineering, Tokyo Institute of Technology.
- Johnstone, N. and J. Labonne (2009), “Why Do Manufacturing Facilities Introduce Environmental Management Systems? Improving and/or Signaling Performance,” *Ecological Economics*, 68, pp. 719–730.
- Konar, S. and M. A. Cohen (2001), “Does the Market Value Environmental Performance?” *Review of Economics and Statistics*, 83, pp. 281–289.
- Lee L. F. and R. P. Trost (1978), “Estimation of Some Limited Dependent Variable Models with Application to Housing Demand,” *Journal of Econometrics*, 8, pp. 357–382.
- Nakamura, M., T. Takahashi and I. Vertinsky (2001), “Why Japanese Firms Choose to Certify: A Study of Managerial Responses to Environmental Issues,” *Journal of Environmental Economics and Management*, 42, pp. 23–52.
- Nishitani, K (2009), “An Empirical Study of the Initial Adoption of ISO14001 in

- Japanese Manufacturing Firms,” *Ecological Economics*, 68, pp. 669–679.
- Takeda, F. and T. Tomozawa (2008), “A Change in Market Responses to the Environmental Management Ranking in Japan,” *Ecological Economics*, 67, pp. 465–472.
- Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- 内山勝久 (2007), 「環境問題と日本政策投資銀行の取り組み CSR としての環境格付け」『環境情報科学』, 36 巻 3 号, pp. 14–19.
- 久保克行 (2008), 「日本企業のコーポレートガバナンスと企業の行動・業績：先行研究の展望」池田新介・浅子和美・市村英彦・伊藤秀史編『現代経済学の潮流 2008』, pp. 143–177, 東洋経済新報社.
- 中尾悠利子・天野明弘 (2006a), 「環境パフォーマンスと財務パフォーマンスの関連性：日本企業についての実証分析」天野明弘・國部克彦・松村寛一郎・玄場公規編著『環境経営のイノベーション 企業競争力向上と持続可能社会の創造』, pp. 33–55, 生産性出版.
- 中尾悠利子・天野明弘 (2006b), 「環境政策が企業の環境・財務パフォーマンスの関係に及ぼす影響」天野明弘・國部克彦・松村寛一郎・玄場公規編著『環境経営のイノベーション 企業競争力向上と持続可能社会の創造』, pp. 56–72, 生産性出版.
- 中村純一・福田慎一 (2008), 「いわゆる『ゾンビ企業』はいかにして健全化したのか」『経済経営研究』, Vol. 28, No. 1, 日本政策投資銀行.
- 日本政策投資銀行 (2004), 「環境配慮型経営と財務パフォーマンスの関係 欧米の文献サーベイからの示唆」, ニューヨーク駐在員事務所報告, N-87.
- 花崎正晴・蜂須賀一世 (1997), 「開銀融資と企業の設備投資 エージェント・アプローチに基づく実証分析」浅子和美・大瀧雅之編『現代マクロ経済動学』, pp. 377–413, 東京大学出版会.
- 前田正尚 (2006), 「環境分野における金融機関の役割」『季刊環境研究』, No. 140, pp. 12–19.