

DBJ Research Center on Global Warming  
Discussion Paper Series No. 69 (1/2024)

サステナビリティ活動と企業価値  
—DBJ サステナビリティ評価認証融資による実証分析—

内山勝久・細田裕子

本論は、執筆者個人の暫定的な研究（内容、意見については執筆者個人に属するもの）であって、関心ある研究者との議論等のために作成されたものである。

# サステナビリティ活動と企業価値

—DBJ サステナビリティ評価認証融資による実証分析—\*

内山勝久<sup>†</sup>・細田裕子<sup>‡</sup>

2024年1月

## 要 旨

企業のサステナビリティ活動が ESG ファイナンス等を通じた資金調達や企業価値に影響を与えている現状を踏まえ、本稿では DBJ サステナビリティ評価認証融資を ESG ファイナンスの一形態と位置づけ、当該融資を受けた企業の企業価値の変化について検証した。実証分析の結果、当該融資を受けた企業のトービンの  $q$  は融資後に上昇していること、融資を受けた企業は従来製造業が主体であったが、最近では非製造業を含む多様な業種に広がっていることを示唆する結果が得られた。

キーワード： サステナビリティ活動、DBJ サステナビリティ評価認証融資、企業価値

## 1. はじめに

近年、多くの企業が SDGs を意識した活動を強化している。企業が SDGs に取り組む目的はさまざまであるが、活動の効果として一般的に期待できることとしては、新たなビジネスチャンスの創出につなげたり、社外からの評価を向上させたりすることを挙げることができる。また、SDGs 活動が社会で評価されると優秀な人材の確保にもつながり、社員がやりがいや誇りを持つことで人材の定着や組織の活性化にも貢献すると考えられる。さらに、これらの効果は企業活動における諸々のリスクの低減にも資することになり、ひいては企業価値の向上やその企業の持続可能性を高めるという効果も期待できよう。

こうした企業活動を資金面で支えているのが ESG 投資であり、企業にとっては ESG マ

---

\* 本稿の作成にあたっては、花崎正晴先生（埼玉学園大学教授・一橋大学名誉教授）、中村純一先生（東洋大学教授）、および設備投資研究所におけるセミナー参加者の方々から大変有益なコメントをいただいた。また、竹ヶ原啓介氏（設備投資研究所長）および日本政策投資銀行サステナブルソリューション部の方々からは実務の観点からさまざまなご指導をいただいた。これらの方々に対して記して感謝したい。もちろん、残された誤りは執筆者の責任である。なお、本稿の内容や見解はすべて執筆者個人に属するものであり、株式会社日本政策投資銀行の見解を反映するものではない。

<sup>†</sup> 流通科学大学経済学部

<sup>‡</sup> 日本政策投資銀行設備投資研究所

ナーを誘導できるか否かが SDGs 活動の成否に関わることはもちろん、財務リスクとしても認識されるようになりつつある。ESG 投資は、2006 年の国連による責任投資原則 (PRI) 提唱以降拡大することになった。Global Sustainable Investment Alliance が隔年発行する *Global Sustainable Investment Review* によると、世界の ESG 投資残高は 2012 年の 13.3 兆ドルから 2020 年には 35.3 兆ドルとなった<sup>1</sup>。2022 年は米国とカナダで減少したものの、それ以外の地域では増勢が続いている。この ESG 投資残高を地域別に見ると、多くが欧州と北米となっている。日本の ESG 投資は 2014 年までは微々たるものであり、欧米に大きく遅れていたが、2015 年に GPIF が PRI に署名して以降は顕著な増加を示すようになった<sup>2</sup>。

ESG の 3 つの分野のうち、とりわけ環境分野は対策に多額の資金が必要となる。環境対策はその便益が広く社会全体に及ぶことから、政府や地方自治体による政策遂行が望まれるが、財政難の政府や地方自治体も多く、十分な対策が期待できない場合もある。こうした状況を克服する手段として民間資金の活用が考えられるが、ESG 投資は民間資金の環境分野への導入拡大を図る目的を有する手法であると位置づけることができよう<sup>3</sup>。このように、ESG 投資は SDGs に対する関心の高まりとともに、グローバルな投資資金を社会課題解決に向かわせる大きな流れを形成している。

ESG 投資は株式投資や債券投資が中心であることから、その対象は上場企業となるのが一般的である。最近では ESG 投資の考え方を拡張して融資も含めて考えられるようになってきたことから、こうした資金の動きを ESG ファイナンスあるいはサステナブルファイナンスと呼ぶ機会も増えてきた。

いわゆる大企業は SDGs 活動あるいはサステナビリティ活動を推進するにあたり、その取引先である中堅・中小企業にも同様の活動を要請するケースが増えつつある。中堅・中小企業の中には優れたリーダーシップを発揮してサステナビリティ活動を実践する企業トップがいたり、社会課題解決のための卓越した技術やノウハウを有していたりするところも少なくない。ところが、中堅・中小企業の多くは非上場であるために ESG 投資の対象になりにくいなど、活動資金調達方法の選択肢が乏しい。しかし、融資という間接金融の機能を活用することにより、ESG ファイナンスの対象を非上場の中堅・中小企業にも拡大することが可能となる。間接金融のウェイトが比較的高いわが国では、金融仲介機関は経済社会におけるインフラとして機能し、社会に対する幅広い影響力を有していることから、主体的に企業のサステナビリティ活動を促進させることも期待できる。

---

<sup>1</sup> 花崎他 (2019) は、この金額の中にはネガティブスクリーニングと呼ばれる投資戦略によるものが相当額含まれていることから、ESG 投資の実態を過大評価している可能性もあると述べている。

<sup>2</sup> 吉田・馬奈木 (2021) は、急増したとされる日本の ESG 投資には GPIF の運用資産の相当額が単純加算されているので、日本の ESG 投資の実態が反映されているとは言いがたいと指摘している。

<sup>3</sup> 環境分野においては、ESG 投資のような金融的手法は環境税や排出量取引に代表される標準的な環境政策として位置づけられているわけではなく、ESG 投資による環境改善のメカニズムや効果は必ずしも理論的に明確になっているわけではない。それでも環境分野において金融的手法が盛んになっている主な理由は、企業が資金調達への影響を考慮して環境リスクの適切なコントロール等の自発的な取り組みを推進し、長期的な企業価値を向上させることに大きなメリットを見出しているからであると理解することができる。

日本における環境対策融資、あるいは ESG ファイナンスの嚆矢は 1960 年に開始された日本開発銀行（開銀）の「公害防止融資制度」であると考えられる。この融資制度は 1999 年に開銀が廃止となるまで継続した（内山，2013，2015）。開銀は 1999 年に北海道東北開発公庫（北東公庫）と統合して日本政策投資銀行（DBJ）となったが、DBJ はその後の 2004 年に新たな環境対策融資商品として「DBJ 環境格付融資」を開発した<sup>4</sup>。

さらに、2006 年には「DBJ 防災格付融資」（2012 年より「DBJ BCM 格付融資」に制度変更）、2012 年には「DBJ 健康経営（ヘルスマネジメント）格付融資」を加えるなど、DBJ は環境分野のみならず、企業が直面する社会的責任の達成や社会課題の解決に資金供給の面から支援することになった。これらの融資商品は、現在では「DBJ サステナビリティ評価認証融資」と総称されているが、その性質を考えると、これらは ESG 投資を補完するものであり、「ESG 融資」の一種であると評価することもできよう。

本稿の目的は、企業のサステナビリティ活動と企業価値の関係について DBJ サステナビリティ評価認証融資に注目して分析することである<sup>5</sup>。DBJ サステナビリティ評価認証融資（以下随時「評価認証融資」と略記）を活用する企業は総じてサステナビリティ活動に積極的であると考えられる。企業がサステナビリティ活動の成果として期待することは、直接的には環境改善や社会課題の解決と利益の追求の両立という成果につながることであるが、その先には前述のように当該企業の財務パフォーマンスが改善し企業価値が向上すること、さらには経営の持続可能性が高まることであると考えられる。こうしたさまざまな成果のうち、本稿では財務パフォーマンスに着目し、素朴な問題意識ではあるが、評価認証融資を受けた企業のその後の投資家の評価で見た企業価値が向上しているか否かを実証的に検証する。

本稿の特長は ESG 融資に注目して分析を試みていることである。ESG 投資に関する分析は諸外国を中心に数多く行われてきたが、ESG 融資に関する実証的な分析については、海外での分析例はほとんど見かけない。国内でも ESG 融資に関してはデータの制約等もあり、「DBJ 環境格付融資」を対象にした内山（2010）の他は、これまでほとんど分析対象となることはなかった。本稿は環境格付融資初期の頃の分析を行った内山（2010）を念頭に、対象期間と融資商品の面で拡張を試みた分析となる。

本稿の構成は次の通りである。次節では DBJ サステナビリティ評価認証融資の評価プロセスについて説明する。第 3 節はわが国企業を対象として分析した先行研究のレビューとそれを踏まえた本稿における分析仮説を提示する。第 4 節では本稿で採用する推定モデルと利用するデータや変数について説明する。第 5 節では推定結果を報告し、第 6 節で全体

---

<sup>4</sup> 「環境格付融資」創設の経緯については前田（2006）や内山（2019）を参照。

<sup>5</sup> 本稿では企業の SDGs 活動や ESG 活動など本業の成長と社会課題の解決を同時に追求する活動を総称してサステナビリティ活動と呼ぶことにする。こうした活動は従来「CSR 活動」とも呼ばれてきたが、最近では、CSR 活動は単なるフィランソロピーや利益の社会還元を意味するとされることも多く、実際、「CSR 活動」ではなく「サステナビリティ活動」という名称で情報開示する有力企業も増えている。なお、従来の意味での CSR 活動に関する歴史的経緯や類型については遠藤（2020）の第 2 章でまとめられている。

をまとめる。

## 2. DBJ サステナビリティ評価認証融資の概要

本節では ESG 融資の一例として「DBJ サステナビリティ評価認証融資」の評価プロセスを概観する<sup>6</sup>。

前述のように、DBJ サステナビリティ評価認証融資は「環境格付融資」「BCM 格付融資」「健康格付融資」の3種類から構成される。環境格付融資は環境に配慮した企業経営（環境経営）の取り組みが優れている企業を評価するものであり、BCM 格付融資は防災と災害発災の際の事業継続への取り組みが優れた企業を評価、健康格付融資は従業員の健康や働き方に配慮した職場づくりに関する取り組みを評価する融資商品である。それぞれの融資商品は企業が直面する環境リスク、事業継続リスク、人的生産性リスクを評価し、それらを低減させることはもちろん、例えば環境分野ではサステナビリティ、健康経営分野ではエンゲージメントといった社会に対してプラスの影響をもたらす「機会」を評価することを目指している。すなわち、ESG 投資のような直接金融に対して、間接金融手法の活用により、企業のリスクマネジメントと機会の両面を企業価値評価と結びつけることを通じて、企業が果たすべき社会的責任、あるいは企業のサステナビリティ活動を支援することを企図している。

こうした手法を採用するにあたっては、金融機関は企業が抱えている潜在的なリスクおよび機会を経営体制のあり方まで含めて適正に評価しなければならない。適正な評価を実施するために、DBJ は組織に蓄積されている審査ノウハウに上乘せする形で、環境リスク、事業継続リスク、人的生産性リスクおよび機会をそれぞれ評価するための新たな手法を導入し、最終的には「格付」という一つの指標に集約させることで企業価値評価に結びつけている。融資を巡る企業審査においては、従来財務情報を利用するのが一般的な手法であったが、これに加えて財務パフォーマンスを生み出すサステナビリティ活動を中心とした非財務情報も可視化して活用することで、企業の潜在的リスクや企業価値の源泉を評価しようとするものである。

評価および格付のプロセスは次のようなものである（図1）。

### <図1 DBJ サステナビリティ評価認証融資のプロセス>

まず、環境配慮、防災・事業継続、従業員への健康配慮の面からスクリーニングが実施され

---

<sup>6</sup> 日本政策投資銀行ウェブサイト (<https://www.dbj-sustainability-rating.jp/rating/>) や内山 (2019) も参照。

る。DBJ サステナビリティ評価認証融資においては、このスクリーニングのプロセスが非常に重要な要素となる。融資の申し込みをした企業は、事前の質問票やスクリーニングシートの提出を求められる。これは公開されていない情報の補完を目的として実施される<sup>7</sup>。

スクリーニングのプロセスにおいてはスクリーニングシートの評価とともに企業との対話（インタビュー）が重視されている。対話によって開示されていない情報の中から当該企業の特徴や強み・弱みを見出したり、評価項目を深耕したりすることが可能となるほか、企業も DBJ の評価に十分な納得感を持つことができる。そして DBJ ではスクリーニングシートと対話の内容を審査し、評価としての格付を付与することになる。格付は、環境配慮、防災・事業継続、従業員への健康配慮のそれぞれの取り組みが「特に先進的」「先進的」「十分」であるかのいずれかによって差異が生じることになる。

また、スクリーニングと並行して企業の信用リスク評価や担保評価など通常の企業審査が行われる。スクリーニングの結果（格付）と企業審査の結果を踏まえて与信判断と融資条件が決定されることになる。

評価認証融資において特徴的な点の一つが融資後のモニタリングである。融資時における格付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、融資後の一定期間はそのサステナビリティ活動水準は維持され、あるいはさらに向上することが期待される。このため融資実行後は、DBJ は金融機関として通常の企業財務面からのモニタリングを行うことはもちろん、環境配慮、防災・事業継続、従業員への健康配慮の各非財務面からのモニタリングも必要に応じて行われることになる。

DBJ サステナビリティ評価認証融資は、2004 年 4 月の環境格付融資制度創設以来、2023 年 3 月末までの累計で 1,508 件、2 兆 7,580 億円の融資が実行されている。内訳は、環境格付融資が 786 件、1 兆 8,022 億円、BCM 格付融資が 440 件、5,763 億円、健康格付融資が 282 件、3,794 億円となっている。

### 3. 先行研究と分析仮説

#### 3.1 先行研究

前述のようにサステナビリティ活動によって企業が期待することは、環境パフォーマンスや社会課題の解決といった成果であり、ひいては財務パフォーマンスが改善して企業価値が向上し、経営の持続可能性が高まることであると考えられる。この点からこれまで数多くの研究が行われてきたが、そこでの関心の中心は企業のサステナビリティ活動に対する投資家の評価や、投資家によるガバナンスが企業のサステナビリティ活動に与える影響な

---

<sup>7</sup> スクリーニングシートの内容は外部有識者のアドバイスを受けながら毎年改良を重ねている。各融資商品に関するスクリーニングシートや質問票の内容は、DBJ のウェブサイトを参照のこと。

どとなっている。こうした研究は古くは企業の環境配慮活動の観点から主として環境経済・環境経営の研究者によって行われてきたが、企業の関心の対象が環境のみならず社会課題の解決やガバナンス分野に拡大するにつれてファイナンス分野の研究者も参入するようになり、現在では *Journal of Financial Economics* 等の研究誌においても多数の研究成果を見つけることができる。ただし研究対象となっているのは海外の事例が多く、日本企業を対象とした研究はそれほど多くない。ここでは日本企業を対象にサステナビリティ活動と財務パフォーマンスの関係を実証的に分析しているいくつかの研究を採り上げて紹介する<sup>8</sup>。

Nakao et al. (2007) は、2002～2003 年の製造業プールデータを用いて日経環境経営度調査のスコアと ROA やトービンの  $q$  といった財務パフォーマンスの関係を分析しており、両者には正の相関があることを示している。Takeda and Tomozawa (2008) は、日経環境経営度調査のスコアにおける製造業上位 100 社について 1998～2005 年のデータを用いてイベントスタディを行い、環境経営度スコアと株価収益率との間には有意な関係が見出されなかったとしている。ただし 2003 年以降の期間に限定してみると、有意な正の関係があるとしている。Yamaguchi (2008) は、1998～2005 年の日経環境経営度調査のスコアの上位 30 社を対象に GARCH 効果を考慮しながらイベントスタディを行ったところ、上位 30 社に入る頻度が高い企業では環境経営度スコアと株価収益率の間に正の関係があったとしている。

内山 (2010) は DBJ 環境格付融資に着目した分析を行っており、データの制約等から留保条件を付けながらも、環境格付融資を受けた企業の財務パフォーマンスは向上しているとしている。Iwata and Okada (2011) では製造業を対象に、廃棄物や温室効果ガスの排出が ROA, ROE, トービンの  $q$  といった財務パフォーマンスに及ぼす効果を分析している。廃棄物排出量は総じて財務パフォーマンスに影響を与えていないこと、温室効果ガスの削減は非汚染型産業では財務パフォーマンスの向上につながるが、汚染型産業では影響を与えていないことを示している。Nishitani (2011) は、871 社の上場製造業を対象に 1996～2007 年のパネルデータを構築し、EMS (環境マネジメントシステム) の施行と企業の付加価値の関係を分析している。EMS の施行は需要の増加および生産性の向上を通じて企業の付加価値にプラスの影響を与えていることを明らかにしている。

Hatakeda et al. (2012) は上場製造業 1,089 社を対象に、内生的に決定される温室効果ガス削減の純便益に基づくスイッチング回帰分析を行っている。不確実性や負債比率、株主の持株比率といった要因は企業の温室効果ガス排出量と税引き後キャッシュフローに影響を与えるが、ISO14001 の認証取得は温室効果ガス排出削減の有効なインセンティブになっていないことなどを示している。西谷 (2014) は、企業の環境配慮活動が株主価値に与える影響を、企業の環境情報開示に着目して製造業を対象に分析している研究である。環境配慮活動が優れている企業ほど環境情報開示に積極的であり、環境情報開示に積極的な企業ほどトービンの  $q$  で測られた株主価値が高いことを明らかにしている。

---

<sup>8</sup> 海外の研究も含めた先行研究については、遠藤 (2020) の第 5 章で整理されている。

また、花崎他（2019）では温室効果ガス排出と財務パフォーマンスの相関関係を2通りのアプローチで実証分析している。一つの分析では、温室効果ガス排出規模の増減とその後  
の財務指標との連関性を産業別に確認しており、自動車・輸送産業と機械産業では排出抑制  
の程度が大きいほど財務パフォーマンスが優れていること、電機・精密機器産業では両者が  
無相関であることなど業種間で異なる結果を示している。もう一つの分析では、①排出量比  
率と企業収益の関係、②排出量比率の長期的変化と企業収益の長期的変化の関係、③排出量  
比率の各年変化と企業収益の各年変化の関係、について対象産業数や企業数を拡張して分  
析している。これも結果は産業ごとにさまざまであるが、輸送用機械では3種類のすべて  
の分析において環境要因と収益性が両立するという結果を見出している。

遠藤（2020）も第5章において製造業を対象に日経環境経営度調査を用いた分析を行っ  
ており、良好な環境パフォーマンスとトービンの $q$ で測った企業価値の関係を検証してい  
る。その結果、静学的モデルでは正の関係が確認されたが、動学的モデルによるとその関係  
は弱いとしている。

さらに、Shirasu and Kawakita（2020）では企業のサステナビリティ活動と長期的な株  
価収益率の関係を分析している。働き方や社会活動、環境活動といったサステナビリティ活動  
は長期の株価収益率にプラスの影響を持つことを明らかにしている。加えて、外部からの強  
いガバナンスを有する企業や外国法人持株比率の高い企業は高い株価収益率になること、  
顧客の地域性によって長期的な株価収益率に与える要因が異なることから、外国法人持株  
比率や顧客の地域性は企業のサステナビリティ活動の改善に重要な役割を果たすと示唆し  
ている。Suto and Takehara（2022）はサステナビリティ戦略と人的資本管理の観点から日  
本の製造業を対象とした分析を行っている。その結果、組織のイノベーション能力を企業価  
値に結びつけるためには、ステークホルダーの関与が重要であることを示唆している。

以上のように、日本企業を対象とした研究ではその多くが環境配慮活動あるいはサステ  
ナビリティ活動と財務パフォーマンスの間に正の関係があることを確認している。

### 3.2 分析仮説

伝統的なコーポレート・ガバナンスの考え方では、株主が求める利益に合致した経営を  
経営者に志向させるためのメカニズムをいかに機能させるかということが重視されてきた  
（花崎他，2019）。こうした考え方に基づくと、環境配慮活動をはじめとするサステナビ  
リティ活動はコスト要因と見なされ、企業の競争力低下や企業価値の低下につながると評価  
されることになる。しかし、企業経営は株主を含むさまざまなステークホルダーとの相互依  
存関係の中で行われているのが実態である。すなわち、企業は株主利益の最大化だけではな  
く、ステークホルダーが求める利益にも配慮する必要がある、サステナビリティ活動はこ  
うした潮流の中で重視されるようになってきた。

近年では企業のサステナビリティ活動が積極的に評価されるようになってきており、そ  
れが資金調達や財務パフォーマンスに影響を及ぼすようになってきている。サステナビリティ  
活動は、短期的には追加的な費用が必要となる一方で、売り上げや利益の増加に結びつきに



くいと考えられることから消極的な対応になりがちであったが、長期的には環境負荷の低下や事業プロセスの見直しによるコスト削減、新規ビジネスの創造により便益がコストを上回ると考えられるようになってきている。また、サプライヤーを巻き込んだ形で環境配慮活動を展開することによりサプライチェーン全体のリスク管理にもつながる。こうしたことから、サステナビリティ活動はコスト要因として捉えられるよりは、ガバナンスの優れた企業によって積極的に推進されるようになってきている。

DBJ サステナビリティ評価認証融資は前述のように環境格付融資、BCM 格付融資、健康格付融資から構成されている。こうした融資を志向するのは、さまざまなサステナビリティ活動に取り組み、相応の実績や成果を上げ、それらを基に有利な資金調達を企図している企業であることはもちろん、融資に付随する格付の獲得によるレピュテーションの向上を期待している企業、あるいは DBJ との対話を通じて内部管理の高度化を図ろうとしている企業であるとも推察される。そうした企業が融資時に DBJ の専門的観点からスクリーニングやフィードバックを受け、結果として高い評価（格付）が得られると、より高い水準を目指してサステナビリティ活動を改善していくことが期待される。高い水準のサステナビリティ活動はさまざまな媒体を通じてステークホルダーに伝達されることになり、さらには企業価値の向上につながる可能性が高いと思われる。果たしてそのような長期的視野に基づく便益を獲得しようとする企業がステークホルダーから評価されているのか否かが我々の関心の中心であるが、本稿では総合的なサステナビリティ活動の結果として評価認証融資を受けた企業がその後株式市場でも評価されているのかを実証的に検証する。以上の考察を踏まえて本稿で検証したい仮説は以下の通りである。

(仮説 I) DBJ サステナビリティ評価認証融資を受けた企業はそうでない企業に比べてトービンの  $q$  が高い。

この仮説はサステナビリティ活動が財務パフォーマンスにどのように影響を及ぼし、それを投資家がどのように評価しているのかという多くの先行研究と同様の考察となっている。財務パフォーマンスの指標としてはトービンの  $q$  や ROA などが多くの研究で採用されている。トービンの  $q$  は株式市場で評価された企業価値と有形資産の再取得価額の比率なので、企業価値が有形資産と無形資産から構成されているとすると、無形資産の重要性が高い企業ではトービンの  $q$  の値が高くなる傾向がある（西谷，2014）。サステナビリティ活動が企業の長期的な財務パフォーマンスを高める無形資産として投資家から評価されるのであれば、その企業のトービンの  $q$  は高い値を示すと考えられる。

製造業は環境に負荷を与える可能性が高いことから、1970 年代から環境配慮活動に注力してきた。こうした歴史的経緯もあって、1990 年代に入って企業の社会的責任の考え方が社会に普及し始めた当初は、サステナビリティ活動の中心は製造業による環境配慮活動であった。しかし、最近では SDGs の考え方が登場して、サステナビリティ活動の対象が環境のみならず社会課題の解決等に広がるなどその概念が拡張し、国連が提唱した責任投資

原則の考え方とも相まって、企業のサステナビリティ活動の巧拙が企業価値や企業の資金調達に影響を与える傾向も強まってきた。こうした潮流変化の下では、もはやサステナビリティ活動は製造業に特有のものではなくなり、あらゆる業種に拡大し、さまざまな成果が観察されるようになってきている。

一方、前項で見たように先行研究は製造業を対象に分析しているものがほとんどであることから、そこではサステナビリティ活動の全体像を十分に捉えているとは言い難い。非製造業のサステナビリティ活動の実態を正面から分析することは、データの制約もあることから必ずしも容易ではないが、非製造業を分析対象に取り込むためのきっかけとする試みとして、ここでは次のような仮説を考えて確認する。

(仮説Ⅱ) サステナビリティ活動に注力し DBJ サステナビリティ評価認証融資を愛好する企業は、製造業からその他の業種にシフトしている。

後述の本稿で分析対象としている DBJ サステナビリティ評価認証融資を受けた企業を年別・業種別に見ると表 1 のようになる。表 1 を見ると製造業・非製造業の構成比には変動があり、この表から業種の変化の傾向を明確に読み取るのは必ずしも容易ではない。そのため実証的に検証しようというのが仮説Ⅱの目的である。

<表 1 分析対象となる評価認証融資件数および構成比（年別・業種別）>

## 4. 推定モデルとデータ

### 4.1 推定モデル

前節で提示した仮説を検証するために、本稿では計量経済学的手法を利用する。

DBJ サステナビリティ評価認証融資を受けるかどうかには内生性の問題が存在する。すなわち、仮説Ⅰで検証したいのは評価認証融資を受けたことにより企業価値が向上するという因果関係であるが、内生性を考慮しない推定方法では企業価値が高いから融資を受けるという逆の因果関係を捉えてしまう可能性がある。こうした課題に対処するため、本稿では西谷（2014）を参考に、まず操作変数を用いた二段階最小二乗法（2SLS）を採用して推定を行う。2SLS の推定モデルは次のようになる。

$$\text{(第 1 段階)} \quad DBJ_i = \alpha_1 + \beta_1 IV_i + \sum_j \gamma_{1j} x_{ij} + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\text{(第 2 段階)} \quad Q_i = \alpha_2 + \beta_2 \overline{DBJ}_i + \sum_j \gamma_{2j} y_{ij} + u_i \quad (2)$$

ここで、 $DBJ_i$  は企業  $i$  が評価認証融資を受けているか否かを表す変数であり、各企業に評価

認証融資の残高があれば 1, 残高がなければ 0 をとる二値変数としている<sup>9</sup>。また,  $IV$  は操作変数,  $x_{ij}$  は評価認証融資獲得の選択に影響を与える変数,  $y_{ij}$  はコントロール変数である。 $\varepsilon_i$  と  $u_i$  は誤差項である。

さらに本稿では Heckman (1976, 1978) のサンプル・セレクション・モデルをベースにして Maddala (1983) により推定手法が開発された内生的処置回帰モデル (endogenous treatment-regression model) を用いた推定も試みる。推定モデルは次のようなものであり, ATE (Average Treatment Effect) とその他のパラメータを推定する<sup>10</sup>。

$$Q_i = \alpha + \beta DBJ_i + \sum_j \gamma_j y_{ij} + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$DBJ_i = \begin{cases} 1, & \text{if } \sum_j \delta_j x_{ij} + u_i > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (4)$$

ここで  $x_{ij}$  は評価認証融資を受けるかどうかの選択に影響を与える共変量 (covariates) であり,  $y_{ij}$  はコントロール変数である。また, 誤差項  $\varepsilon_i$  と  $u_i$  については平均ゼロであり分散共分散行列は  $\begin{pmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & 1 \end{pmatrix}$  であると仮定する (補論 A 参照)。

ここで推定に使用する内生的処置回帰モデルは, 前述のようにヘックマンの二段階推定を基にした推定手法である。ヘックマンの二段階推定では第 1 段階で用いる説明変数  $x_{ij}$  と第 2 段階における説明変数  $y_{ij}$  の多くが重複しているような場合には多重共線性の問題が生じ, 推定量の分散が大きくなって望ましい推定量が得られないおそれがあることが指摘されている (縄田, 1993, 1997)。このような指摘を踏まえると  $x_{ij}$  と  $y_{ij}$  は異なる変数であることが望ましい。一方で, 第 2 段階の推定に用いられる逆ミルズ比が一致推定されている必要があることを考慮すると,  $x_{ij}$  には  $y_{ij}$  がすべて含まれていることが望ましい。これは多重共線性問題よりも欠落変数 (omitted variable) バイアスの問題を重視する立場である。したがって, 内生的処置回帰モデルにおいてもこれに倣って説明変数の選択では多重共線性問題に配慮する必要があると考える。

本稿では, このように二段階最小二乗法と内生的処置回帰モデルの 2 通りの推定方法を採用し, 推定結果を分析する。

## 4.2 データ

分析に使用するデータセットは, 主として日本政策投資銀行の「企業財務データバンク」に収録されている有価証券報告書データ (個別決算), および一部はブルームバーグ社が提供する財務データにより構築している。分析対象は, 東京証券取引所・旧第一部・第二部,

<sup>9</sup> 融資を受けた企業はその後 DBJ からサステナビリティ活動に関するモニタリングを受ける機会があるので, このような二値変数の設定にしている。

<sup>10</sup> 推定には Stata の `etregress` コマンドを用いているが, 最尤法による推定ではなく `twostep` のオプションを適用している。このときヘックマンの二段階推定と同様に処置を受けるか否かの選択を表す (4) 式はプロビットモデルで推定される。また, (3) 式の  $\beta$  が ATE を表すことになる。

および新興市場に上場していた企業のうち DBJ から融資を受けたことがある企業としている。ここで「DBJ から融資を受けたことがある企業」とは、上場開始から 2000 年 3 月末までの期間に開銀または北東公庫に対して残高を有したことがある企業<sup>11</sup>、または評価認証融資を受けたことがある上場企業を意味している。サンプルを DBJ から融資を受けたことがある企業に限定する理由は、融資メニューに関わらず DBJ から融資を受けたこと自体が企業価値を上昇させてしまう影響をコントロールし、DBJ の融資メニューの一つである評価認証融資を受けたことによる企業価値への影響のみに焦点を当てて分析するためである。

サンプルには次のような 3 タイプの企業が含まれることになる。すなわち、(A) 開銀・北東公庫から融資を受けたことがあり、かつ、評価認証融資を受けた企業 (154 社)、(B) 開銀・北東公庫から融資を受けたことがあるが、評価認証融資は受けたことがない企業 (946 社)、(C) 開銀・北東公庫から過去に融資を受けたことがないが、評価認証融資を受けたことで初めて DBJ と取引した企業 (63 社) である<sup>12</sup>。データセットはこれらの企業 (1,163 社) のプールデータとなっている<sup>13</sup>。また、前述のように環境格付融資制度の開始が 2004 年であったことから、サンプル期間は制度開始以前を含めた 2000 年度から 2017 年度の 18 年間としている。

#### 4.3 説明変数等

推定で使用する各変数の定義については表 2、それらの記述統計については表 3 の通りである<sup>14</sup>。

<表 2 変数の定義>

<表 3 記述統計>

本稿では前述の通り、企業価値については先行研究に倣ってトービンの  $q$  ( $q$ ) で測っている。

$dbj\_loan$  は (1) 式あるいは (4) 式の左辺  $DBJ_i$  を表す変数である。これは、企業  $i$  が評価認証融資を受けているか否かを表す変数であり、環境格付融資、BCM 格付融資、健康格付融資のいずれかを受けた年度を含めて 5 年間だけ "1" をとる二値変数である<sup>15</sup>。

---

<sup>11</sup> 日本政策投資銀行の企業財務データバンクでは、長期借入金に関する金融機関別の残高データの収録が 2000 年 3 月期までとなっているのでこのような対応をとった。

<sup>12</sup> 本稿では評価認証融資を受けた企業全体をサンプルとして分析している。環境格付融資、BCM 格付融資、健康格付融資のそれぞれを受けた企業をサブサンプルとして分析することも考えられるが、環境格付融資を受けた企業が BCM 格付融資や健康格付融資も受けるなど、相互に重複するケースが多く見られるため、評価認証融資を全体として分析することにした。

<sup>13</sup> 西谷 (2014) もプールデータを利用して推定している。

<sup>14</sup> 各変数間の相関係数については付表 1 を参照。

<sup>15</sup> 当該企業について評価認証融資の残高がなくなれば "0" をとるべきであるが、融資期間や返済状況に関する個別の情報が得られないこと、また、評価認証融資資金は長期運転資金という性格を帯びており、融資期間は最長でも 5 年程度であると推測されることから、融資実行年度を含めて 5 年間のみを "1" とすることにした。

dm\_survey は、各企業が 1998～2004 年度は日本経済新聞社の「環境経営度調査」、2005 年度以降は東洋経済新報社の「CSR 企業総覧」に回答した年度に"1"をとるダミー変数であり<sup>16</sup>、(1) 式右辺の  $IV$  を表す操作変数として用いる。

西谷 (2014) も指摘するように、サステナビリティ活動を実行してもそれだけでは直接的な企業価値の向上にはつながりにくいと考えられる。すなわち、企業価値向上のためにはサステナビリティ活動の成果をステークホルダーに適切に伝達することが必要であり、そのためには情報の果たす役割が重要となる<sup>17</sup>。ここではサステナビリティ活動情報の代理変数として dm\_survey を利用している。

「環境経営度調査」や「CSR 企業総覧調査」は企業に対するアンケートを行い、結果を統計処理して優れた活動の企業ランキングを公表しているものであるが、ランキング結果の情報は企業価値に直接的な影響を及ぼすので、操作変数としては不適切である。そこで本稿ではランキングではなく、これらの調査アンケートに回答したか否かという情報を操作変数として採用する。回答企業はサステナビリティ活動やその情報開示に積極的であると思われるが、投資家が評価するのは開示されたサステナビリティ活動の情報とその優劣であり、回答行動そのものではないと考えられるからである。

具体的には dm\_survey(-2)を操作変数とする。これは、投資家が評価するのは現在開示されているサステナビリティ活動情報であるため、2 期前 (2 年前) に調査アンケートに回答したか否かそれ自体が今期のトービンの  $q$  に直接影響するとは考えにくい、回答後の 2 年間のサステナビリティ活動の成果の蓄積が今期の認証評価融資を受けるか否かには十分影響するという考えに基づいている。

その他の変数については以下の通りである。まず、age は社齢であり、当該企業設立時からの経過年数を表している。設立間もない若い企業がサステナビリティ活動に関心が高いのか、長期にわたって持続的に存続してきた企業がサステナビリティ活動に関心が高いのかを検討するための変数である。

ln\_emp は各企業の期末従業員数の対数値である。これは企業規模の代理変数となるが、従業員はステークホルダーの重要な構成要素であることから、ステークホルダー関係を表す変数としても捉えることができよう。

従業員同様に重要なステークホルダーであり、当該企業のガバナンスに影響することになる株主構成については、外国法人持株比率、金融機関持株比率、10 大株主持株比率を採用している。金融機関持株比率や大株主の存在を表す 10 大株主持株比率が評価認証融資に

---

<sup>16</sup> 日本経済新聞社による「環境経営度調査」は 2018 年まで実施され、その後継として 2019 年からは「SDGs 経営調査」が行われている。東洋経済新報社の「CSR 企業総覧」は 2006 年から情報提供が行われている。

<sup>17</sup> 企業も投資家による無形資産評価を意識して非財務情報を CSR 報告書、サステナビリティ報告書、あるいは統合報告書などで積極的に情報開示するようになってきた。Tietenberg (1998) は環境税や排出量取引といった典型的な環境政策手法の他に、企業の情報開示が環境改善に役割を果たしうると指摘している。企業が自らの汚染物質排出量や削減量を情報開示するようになると、企業はステークホルダーに対する説明責任を果たすべく、自発的に環境配慮活動を推進するようになることが期待されるからである。

与える影響はそれぞれの株主の考え方次第なので一概には言えないが、第 1 節で述べたように現状の ESG 投資の多くが欧州と北米で行われていることから、外国法人持株比率の高い企業はサステナビリティ活動への関心が高いと考えられ、評価認証融資への関心も高いと予想される。

ad\_sales は広告集約度を表す変数である。BtoC 企業にとっては、消費者はやはり重要なステークホルダーであるため、サステナビリティ活動の優れた企業はその成果をアピールし、レピュテーションを高めるために多くの広告宣伝費を投入することが考えられる。

dm\_export は輸出比率であるが、これは海外の顧客を意識した変数である。すなわち、輸出比率の高い企業はサステナビリティ活動に関心が高い海外の顧客を対象としていると考えるならば、その企業自身もサステナビリティ活動に関心が高くなると考えられることを反映している。

財務変数としては ROA (roa)、負債比率 (debt)、信用度 (spread)、総売上高伸び率 (g\_sales)、およびキャッシュフロー総売上高比 (cash\_s) を採用している。これらのうち spread は平均的な支払金利と実際の支払金利の差を表す変数であり、当該企業の金融的な信用度を意味するものである。数値が大きければ、平均的な金利よりも低い金利で資金調達できていることとなり、それだけ信用力がある企業であると考えられる。

また、評価認証融資の初回実行時からの経過年数を表す変数として duration を導入している。なお、この変数は融資を実行した時点で 1 年と見なしている。

推定には産業別のダミー変数を導入している。dm\_manufac は製造業ダミーであり、その他は DBJ のウェブサイトが開示されていた業種情報に従い、農林漁業、鉱業、建設業、電気・ガス・熱供給・水道業、情報通信業、卸売・小売業、運輸・郵便業、不動産・物品賃貸業、その他サービス業、の各産業にダミー変数を設定している。

## 5. 推定結果

### 5.1 二段階最小二乗法による推定結果

2000 年度から 2017 年度を推定期間として、誤差項の不均一分散を考慮して 2SLS により推定した結果は表 4 の通りである。モデル 1-1 は西谷 (2014) で採用されている変数を参考に構成した説明変数による推定結果、モデル 1-2 は追加的な説明変数として spread と g\_sales, cash\_s の財務変数を採用した場合の推定結果となっている。また、上段は第 1 段階 ((1) 式) の推定、下段は第 2 段階 ((2) 式) の推定結果である。推定には前述の産業ダミーと年次ダミーを使用しているが、結果の表示は省略している。

<表 4 推定結果 (二段階最小二乗法) >

まず Durbin-Wu-Hausman Test によって dbj\_loan の内生性の検定を行ったところ、「目的の変数は外生変数である」という帰無仮説が棄却されており、dbj\_loan の内生性が確認できた。また、操作変数の弱相関性を確認するために Stock-Yogo Test を行った。検定統計量はそれぞれのモデルで 27.6649 および 25.5194 であるが、これは 10%水準の境界値 16.38 を上回っていることから、「操作変数は弱相関である」という帰無仮説を棄却することができる。

第 1 段階の推定結果は DBJ サステナビリティ評価認証融資を受ける企業の特徴を反映している。結果を見ると、まず操作変数である dm\_survey(-2)はどちらのモデルも 1%水準で有意にプラスとなっている。これは過去に日経環境経営度調査、または東洋経済の CSR 企業総覧のアンケートに回答したことがある企業の方が評価認証融資を受ける可能性が高いことを示唆している。アンケートに回答する企業は回答しない企業よりもサステナビリティ活動の水準が高い傾向があり、そうした活動実績を踏まえて評価認証融資を申し込み、融資につながっていると考えられる。

その他の変数について結果を確認すると、age はマイナスの符号で、ln\_emp はプラスの符号でそれぞれ有意となっており、社歴が若い企業、従業員数で測った規模が大きい企業の方が評価認証融資を受ける可能性が高いことを示している。

次にガバナンスあるいはステークホルダーに関する株主構成の変数を見ると、st\_fin はプラス、st\_major はマイナスの符号で有意となった。一方で st\_foreign は有意とはならなかった。金融機関持株比率の高い企業が評価認証融資に関心を示している一方、10 大株主持株比率が高い企業は評価認証融資には消極的であることを示唆している。また、外国法人株主持株比率は影響を与えていないことが分かった。外国法人持株比率が高い企業は環境配慮をはじめとするサステナビリティ活動に積極的であると考えられることから、評価認証融資を受ける蓋然性が高いと予想していたが、ここでは予想に反する結果となった。

さらに、ステークホルダー関連では、ad\_sales はプラスで有意となった。消費者に距離の近い、いわゆる BtoC 企業はサステナビリティ活動に熱心である傾向があるが、評価認証融資を受ける蓋然性も高いことがうかがえる。dm\_export は有意でなかったことから、輸出比率は評価認証融資には影響していなかった。

財務関連変数については、debt はどちらのモデルでもプラスで有意となり、負債の多い企業の方が評価認証融資を受ける蓋然性が高いことを示す結果となった。一方、roa は有意な結果と有意でない結果とに分かれ、安定しなかった。モデル 1-2 で追加した spread はプラスで有意であり、低い金利で資金調達できる信用度の高い企業が評価認証融資を選好する傾向があることが分かる。g\_sales の符号はマイナスだが有意性は低い。cash\_s はプラスの符号で有意な結果が得られた。

第 2 段階の推定は企業価値に与える影響を示している。

まず、dbj\_loan は 1%水準でプラスの有意な結果となっている。すなわち、評価認証融資を受けた企業はそうでない企業に比べてトービンの  $q$  が高いという、仮説 I を支持する結果が得られた。ただし係数がそれぞれのモデルで 1.865、1.9897 となっており、その大き

さには違和感がある。係数の大きさはトービンの  $q$  に与える限界的な効果を表すことになるが、平均が約 1 であるトービンの  $q$  の値に対してここで計測された係数は大きすぎると考えられ、推定モデルあるいは説明変数の構成に何らかの問題がある可能性がある。

その他のコントロール変数について見ると、st\_foreign, st\_major, ad\_sales, roa, debt, g\_sales がプラスの符号、spread, cash\_s がマイナスの符号でそれぞれ有意となった。他方、ln\_emp, st\_fin, dm\_export は有意とはならなかった。age は有意が低いものと有意でないものが混在している。これらの結果を総合すると、株主によるガバナンスが機能する企業、BtoC 企業、収益性の高い企業は企業価値が高くなっており、コーポレート・ガバナンスに関する既存研究の結果と概ね整合的な結果となっていることが分かる。

## 5.2 内生的処置回帰モデルによる推定結果

上述のように、2SLS の推定結果は、説明変数の有意性の点からは仮説 I を支持する結果が得られたが、第 2 段階の推定における dbj\_loan の係数の大きさに違和感が残る結果となった。そこで本項では内生的処置回帰モデルによる推定を行い、2SLS の結果との比較を試みる。

内生的処置回帰モデルの推定では前項の 2SLS による推定と同じプールデータを利用しており、推定期間も 2000 年から 2017 年としている。推定結果は表 5 の通りである。表 5 では上段が第 1 段階の DBJ サステナビリティ評価認証融資を受けるか否かの選択の推定結果（(4) 式）、下段が第 2 段階のトービンの  $q$  の推定結果（(3) 式）となっている。

ここでは 4.1 節で触れたヘックマンの二段階推定における多重共線性問題の指摘を踏まえて説明変数を構成している。モデル 2-1 と 2-2 の説明変数は、それぞれモデル 1-1 と 1-2 に対応したものとなっている。これらの推定モデルでは第 1 段階と第 2 段階の説明変数の多くが重複しており、多重共線性を許容するとともに、欠落変数バイアスの少ない推定を意識している。ただし、完全な多重共線性を回避するためには  $x_{ij}$  には  $y_{ij}$  に含まれない外生変数が少なくとも 1 つ以上必要となる。ここでは 2SLS 推定で使用した操作変数 (dbj\_loan) を識別のための外生変数として使用している。

モデル 2-3 から 2-6 は多重共線性問題の回避を意識し、第 1 段階と第 2 段階の変数の重複を少なくしている。すなわち、第 1 段階では評価認証融資の選択に影響しそうな変数のみを採択し、第 2 段階ではトービンの  $q$  に影響しそうな財務関連の変数を中心にしている。ただし、ガバナンス関連の変数である外国法人持株比率 (st\_foreign)、金融機関持株比率 (st\_fin)、10 大株主持株比率 (st\_major) は評価認証融資の選択に影響するとともに、企業価値にも影響すると考えられることから重複して採用している。また、モデル 2-5 と 2-6 では第 2 段階の推定において duration を導入している。duration は処置（融資実行）後に決定される変数であり、融資の選択には影響しないがトービンの  $q$  には影響すると考えられる。duration はトービンの  $q$  に非線形の関係で影響すると想定し、モデル 2-5 では duration の 2 乗項 (duration<sup>2</sup>)、モデル 2-6 では平方根 (duration<sup>0.5</sup>) も合わせて導入している。



<表5 推定結果（内生的処置回帰モデル）>

表5の上段（第1段階）は評価認証融資を受ける企業の特徴を表しており、下段（第2段階）の推定結果は企業価値に与える影響を示している。まず、欠落変数バイアスを回避するため多重共線性を許容したモデル2-1と2-2の推定結果を確認する。

第1段階の  $dm\_survey(-2)$  は2SLS推定と同様にどちらのモデルにおいても1%水準で有意にプラスとなる結果が得られた。

その他の変数について確認すると、推定結果はモデル1-1あるいは1-2と比べていくつかの変数で異なる結果となった。表4の2SLSによる推定と異なる結果となっているのは  $st\_foreign$  であり、2SLSでは有意ではなかったが、ここでは有意にマイナスとなった。ここでの結果は、外国法人持株比率の高い企業は評価認証融資を志向しないことを示唆している。また、 $roa$  と  $g\_sales$  はモデル1-2ではマイナスで有意であったが、モデル2-2では有意とならなかった。これらの推定結果が異なる変数については頑健性の面でやや劣ると言えよう。

第2段階の  $dbj\_loan$  はどちらのモデルにおいても係数の大きさは表4とは大きく異なり、トービンの  $q$  に対して有意な影響を与えていないという結果となっている。その他、 $age$ 、 $st\_fin$ 、 $dm\_export$ 、 $cash\_s$  の各変数においても有意性の面で異なる結果がもたらされている。こうした結果を総合的に評価すると、第1段階と第2段階の説明変数の重複を許容した場合、すなわち多重共線性を許容した場合は、安定した推定結果が得られていると言いがたい。

次に、モデル2-3から2-6の推定結果を確認する。前述のようにこれらのモデルは、第1段階では評価認証融資の選択に影響を与える変数、第2段階では企業価値に影響を与える変数をそれぞれ選択し、多重共線性を回避するために説明変数の重複を極力抑えた推定を行っている<sup>18</sup>。

第1段階の  $dm\_survey(-2)$  は、どのモデルにおいても1%水準で有意にプラスとなった。

その他の変数について見ると、 $\ln\_emp$ 、 $st\_fin$ 、 $ad\_sales$ 、 $dm\_export$  がプラスで有意、 $age$ 、 $st\_foreign$ 、 $st\_major$  はマイナスで有意となった。

また、 $dm\_export$  と  $st\_foreign$  は表4では有意な結果が得られなかったがここでは有意となった。輸出比率の高い企業は海外顧客の影響を受けてサステナビリティ活動の水準が高くなり、評価認証融資を受ける蓋然性が高いと予想していたが、予想どおりの結果が得られた。一方、外国法人持株比率の高い企業は評価認証融資を受ける蓋然性が高くなることと予想していたが、逆に外国法人持株比率が低い企業のほうが評価認証融資を志向するという結果となった<sup>19</sup>。

<sup>18</sup> モデル2-3から2-6の第1段階はすべて同じ説明変数としているため、推定結果も同じになっている。

<sup>19</sup> 一般的には外国法人持株比率の高い企業のサステナビリティ活動は活発になると予想されるが、DBJの取引先にはそもそも外資系企業がそれほど多くないというサンプル上の特性がこのような結果をもたらしている可能性もある。

第2段階の dbj\_loan は、どのモデルにおいてもトービンの  $q$  に対して有意にプラスの影響を与えており、仮説 I を支持する結果が得られている。

dbj\_loan の係数の大きさは ATE を表しているが、いずれも 0.5 前後となっている。処置を受けた、すなわち評価認証融資を受けた企業のトービンの  $q$  は、融資を受けていない企業に比べ平均的に見て 0.5 程度高いことを示しているが、これが概ね妥当な水準と言えるか否かについてはさらなる精緻な分析が必要であろう。

第2段階のその他のコントロール変数で、有意性が比較的強く出ているのが st\_foreign, st\_major, roa, debt, g\_sales (以上、プラスで有意)、spread, cash\_s (以上、マイナスで有意) となっている。すなわち、ここでも株主によるガバナンスが機能する企業、BtoC 企業、収益性の高い企業は企業価値が高くなっており、コーポレート・ガバナンスに関する既存研究の結果と概ね整合的な結果が得られている。

duration<sup>2</sup> (モデル 2-5) および duration<sup>0.5</sup> (モデル 2-6) はそれぞれマイナスとプラスの符号で有意性があり、トービンの  $q$  との関係は非線形であることを示唆している。モデル 2-6 を利用して duration がトービンの  $q$  に及ぼす影響を図示すると図 2 のようになる。これを見ると、評価認証融資を受けた後のトービンの  $q$  への限界効果は、融資後約 3 年 (図 2 では融資実行時点をも 1 年としているので図の表示では 4 年) はトービンの  $q$  が上昇するがその後は横ばいになり、4 年 (図 2 の表示では 5 年) 経過以降は低下し始めることが分かる。duration と duration<sup>2</sup>、あるいは duration<sup>0.5</sup> の推定値によって計算すると、duration の限界効果はモデル 2-5 および 2-6 とともに融資後 11.5 年前後 (図 2 の表示では 12.5 年前後) でゼロになる。それゆえ、企業価値が低下しないようにするためには、継続的なサステナビリティ活動が必要であることを示唆していると言えよう。

#### <図 2 融資後の経過年数とトービンの $q$ への影響 (モデル 2-6) >

なお、ハザードの係数  $\lambda$  ( $\lambda = \rho\sigma$ ) の推定値はいずれのモデルにおいても有意にマイナスとなり、ここから得られる  $\rho$  もマイナスの値となった (補論 (A1) 式参照)。  $\rho$  の符号がマイナスであることは、トービンの  $q$  にプラスの影響を与える観察できない変数と評価認証融資にマイナスの影響を与える観察できない変数が併発している可能性を示唆している。

総じて、多重共線性問題を回避したモデル 2-3 から 2-6 は、変数の有意性の点でモデル 1-1 および 1-2 と概ね同じような結果が得られており、また、推定値の違和感も緩和されている。この意味において、モデル 2-3 から 2-6 は他の推定モデルと比較して安定した結果が得られていると評価できよう。

### 5.3 融資企業の業種の変化

仮説 II を検証するために、本稿では以下の方法を採用した。すなわち、これまでと同じプールデータを利用し、推定期間の始期は 2000 年で固定したまま、終期のみを 2011 年から 2017 年まで 1 年ずつ延長した推計を行い、製造業の評価認証融資への選好が表れる第 1

段階の製造業ダミーの推定結果の経年変化を見ることにした。推定結果は表 6 の通りである。

<表 6 製造業ダミーの推定結果>

ここでは各推定期間に対応する係数推定値とその有意性、および観測値数のみを表示している。また、表の上段は二段階最小二乗法 (2SLS) の推定値 (モデル 1-2)、下段は内生的処置回帰モデルの推定値 (モデル (2-3~) 2-6) を示している。

この表を見ると、推定期間の終期が 2011 年のケースと 2012 年のケースにおいて製造業ダミーはプラスで有意となっている。その後の係数推定値は有意ではなくなり、終期を 2015 年以降とすると両モデルとも有意にマイナスとなっている。すなわち、サステナビリティ活動に注力して DBJ サステナビリティ評価認証融資を選好する企業は、2012 年までは製造業が多い傾向が見られたが、その後は業種による顕著な差は観察されなくなり、最近では製造業が少なくなっている傾向があるという結果になった。こうした結果から、サステナビリティ活動に注力し評価認証融資を選好する企業は、製造業からその他の業種にシフトしているという仮説 II は支持されたと理解することができよう。

## 6. おわりに

企業のサステナビリティ活動が ESG ファイナンス等を通じた資金調達や企業価値に影響を与えている現状を踏まえ、本稿では DBJ サステナビリティ評価認証融資を ESG ファイナンスの一形態と位置づけ、当該融資を受けた企業の企業価値の変化について検証した。2017 年度までに実行された評価認証融資を対象に、二段階最小二乗法と内生的処置回帰モデルの 2 通りの方法により推定を行った。推定結果を総合的に評価すると、多重共線性問題を回避した内生的処置回帰モデルによる結果が概ね妥当と考えられるため、以下ではこの推定結果に基づき総括する。

得られた結果の第 1 は、評価認証融資を受けた企業のトービンの  $q$  で測った企業価値は融資後に上昇しているということであり、仮説 I が支持されたということである。サステナビリティ活動に関心が高い企業は充実した活動実績の蓄積を有している。そうした企業は評価認証融資にも関心が高く、融資時に専門的観点からスクリーニングやフィードバックを受け、高い評価 (格付) が得られると、これを新たなきっかけとしてより高い水準を目指してサステナビリティ活動を改善していくことが期待される。高い水準のサステナビリティ活動はさまざまなチャネルを通じてステークホルダーに伝達されると考えられ、こうしたことを投資家が評価して企業価値の向上につながると解釈するのが妥当であろう。

ただし、企業価値の上昇は 1 回の融資によって未来永劫続くわけではない。推定値から計算された結果によると企業価値の上昇は融資後 3 年程度の期間であり、4 年後からは低下

し始める可能性がある。この結果が示唆することは、企業価値を持続的に高めていくためにはサステナビリティ活動をさまざまな形で継続し、その水準を高めていく必要があるということであろう。

また、推定結果から得られた ATE（平均処置効果）は、融資を受けた企業は受けていない企業に比べてトービンの  $q$  が 0.5 程度高くなるというものであった。ただし、この水準の妥当性についてはさらなる精緻な分析が必要と考えられるため、ATE については幅を持って評価するべきであろう。

分析結果の第 2 は、評価認証融資を受ける企業は、従来製造業が主体であったが、最近では非製造業を含む多様な業種に広がっていることを示唆する結果が得られたということであり、仮説 II が支持されたということである。先行研究では製造業を分析対象とするものが多かったが、サステナビリティ活動の理解を深めるためには非製造業を含む幅広い業種の分析が必要となろう。

本稿では利用可能なデータの制約からプールデータによる分析にならざるを得なかった。推定結果もモデルや説明変数の構成によって差があったことから、評価認証融資を受けた企業の企業価値の変化という処置効果を計測するためには、本稿で採用した内生的処置回帰モデルに推定といった手法よりも、傾向スコア分析のような手法の方が望ましいであろう。また、本稿ではトービンの  $q$  に対する影響を計測したに過ぎないが、なぜ  $q$  に差が生じるのかのメカニズムについては十分な分析が行われていない。利用可能なデータの拡張を前提に、分析手法の改善や推定結果のさらなる考察、分析対象業種を非製造業に拡大していくことは今後の課題である。

## 参考文献

- 内山勝久（2010）、「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」『経済経営研究』、第 31 巻 第 1 号、日本政策投資銀行設備投資研究所。
- 内山勝久（2013）、「公害防止と開銀融資—わが国高度成長期における経験—」、RCGW Discussion Paper Series, No. 45, 日本政策投資銀行設備投資研究所。
- 内山勝久（2015）、「環境対策と開銀融資—1980～90 年代における変遷—」、RCGW Discussion Paper Series, No. 51, 日本政策投資銀行設備投資研究所。
- 内山勝久（2019）、「社会課題の解決と金融機関に求められる役割—ESG 融資としての日本政策投資銀行の評価認証型融資—」『研究報告 CSR 白書 2019 SDGs の企業経営への影響』、116-125 頁、東京財団政策研究所。
- 遠藤業鏡（2020）、「CSR 活動の経済分析 持続可能な社会に必要な理論と実証」、中央経済社。
- 縄田和満（1993）、「タイプ II のトービット・モデルの推定について」『日本統計学会誌』、第

23 卷 第 2 号, 223-247 頁.

- 縄田和満 (1997), 「Probit, Logit, Tobit」 蓑谷千鳳彦・廣松毅 (監修) 『応用計量経済学 II』, 237-298 頁, 多賀出版.
- 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』, 第 7 卷 第 1 号, 10-22 頁, 環境経済・政策学会.
- 花崎正晴・井槌紗也・張嘉宇 (2019), 「ESG と財務パフォーマンス—日本の製造業の財務指標と気候変動要因に関する分析—」 花崎正晴 (編著) 『変貌するコーポレート・ガバナンス—企業行動のグローバル化, 中国, ESG—』, 313-349 頁, 勁草書房.
- 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, 12-19 頁.
- 吉田賢一・馬奈木俊介 (2021), 「ESG 経営の評価」 『証券アナリストジャーナル』, 第 59 卷 第 11 号, 64-76 頁, 日本証券アナリスト協会.
- Hatakeda, T., K. Kokubu, T. Kajiwara and K. Nishitani (2012), “Factors Influencing Corporate Environmental Protection Activities for Greenhouse Gas Emission Reductions: The Relationship between Environmental and Financial Performance,” *Environmental and Resource Economics*, Vol. 53, 455-481.
- Heckman, J. J. (1976), “The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models,” *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 5, 475-492.
- Heckman, J. J. (1978), “Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System,” *Econometrica*, Vol. 46, 931-959.
- Iwata, H. and K. Okada (2011), “How Does Environmental Performance Affect Financial Performance? Evidence from Japanese Manufacturing Firms,” *Ecological Economics*, Vol. 70, 1691-1700.
- Maddala, G. S. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Nakao, Y., A. Amano, K. Matsumura, K. Genba and M. Nakano (2007), “Relationship between Environmental Performance and Financial Performance: An Empirical Analysis of Japanese Corporations,” *Business Strategy and the Environment*, Vol. 16, 106-118.
- Nishitani, K. (2011), “An Empirical Analysis of the Effects on Firms’ Economic Performance of Implementing Environmental Management Systems,” *Environmental and Resource Economics*, Vol. 48, 569-586.
- Shirasu, Y. and H. Kawakita (2020), “Long-term Financial Performance of Corporate Social Responsibility,” *Global Finance Journal*, Vol. 50, 100532.
- Suto, M. and H. Takehara (2022), “Employee-oriented Corporate Social Responsibility, Innovation, and Firm Value,” *Corporate Social Responsibility and Environmental*

*Management*, Vol. 29, 765-778.

Takeda, F. and T. Tomozawa (2008), "A Change in Market Responses to the Environmental Management Ranking in Japan," *Ecological Economics*, Vol. 67, 465-472.

Tietenberg, T. (1998), "Disclosure Strategies for Pollution Control," *Environmental and Resource Economics*, Vol. 11, 587-602.

Yamaguchi, K. (2008), "Reexamination of Stock Price Reaction to Environmental Performance: A GARCH Application," *Ecological Economics*, Vol. 68, 345-352.

## 補論 A

Maddala (1983) に基づく内生的処置回帰モデルを two-step 推定する場合のプロセスは次の通りである。まず、第 1 段階で処置を受けるか否かに関する次の式をプロビット推定する。

$$\Pr(DBJ_i = 1 | \mathbf{x}_i) = \Phi(\mathbf{x}_i\delta)$$

ここで  $\mathbf{x}_i$  は  $DBJ_i$  に影響を与える共変量 (covariates) であり、 $\Phi(\cdot)$  は標準正規分布の累積分布関数である。この推定値から各企業  $i$  に対して、次のようなハザード ( $h_i$ ) が求まる。

$$h_i = \begin{cases} \frac{\phi(\mathbf{x}_i\hat{\delta})}{\Phi(\mathbf{x}_i\hat{\delta})} & \text{if } DBJ_i = 1 \\ -\frac{\phi(\mathbf{x}_i\hat{\delta})}{1 - \Phi(\mathbf{x}_i\hat{\delta})} & \text{if } DBJ_i = 0 \end{cases} \quad (\text{A1})$$

ここで  $\phi(\cdot)$  は標準正規分布の確率密度関数である。このとき

$$d_i = h_i(h_i + \mathbf{x}_i\hat{\delta})$$

とすると、 $Q_i$  の期待値と分散は次のようになる。

$$E(Q_i | DBJ_i, \mathbf{y}_i, \mathbf{x}_i) = \beta DBJ_i + \mathbf{y}_i\gamma + \rho\sigma h_i \quad (\text{A2})$$

$$\text{Var}(Q_i | DBJ_i, \mathbf{y}_i, \mathbf{x}_i) = \sigma^2(1 - \rho^2 d_i)$$

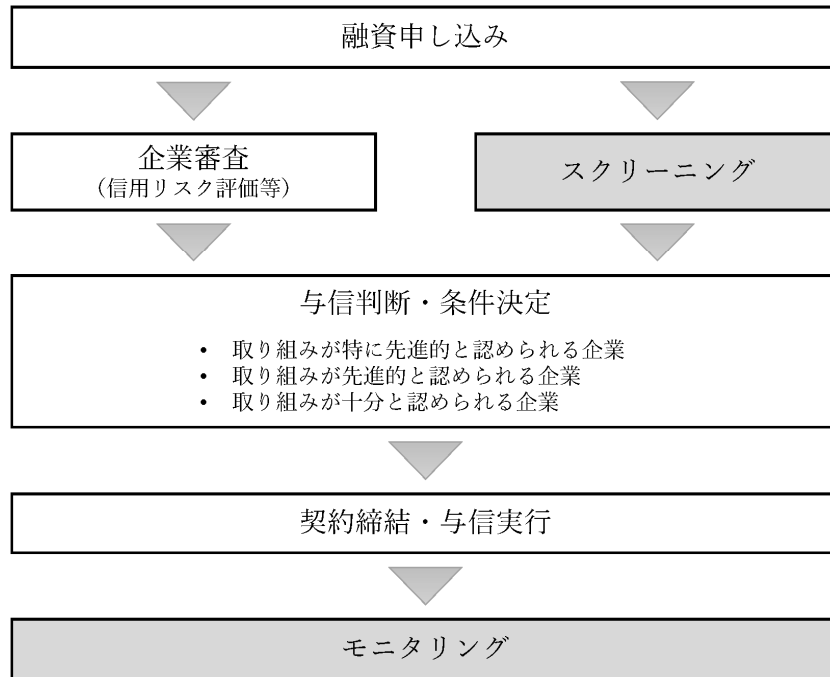
第 2 段階は (A2) 式を最小二乗推定する。推定されたハザード  $h$  のパラメータを  $\alpha_h$ 、残差を  $\mathbf{e}$  とすると、

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\mathbf{e}'\mathbf{e} + \alpha_h^2 \sum_{i=1}^N d_i}{N}$$

$$\hat{\rho} = \frac{\alpha_h}{\hat{\sigma}}$$

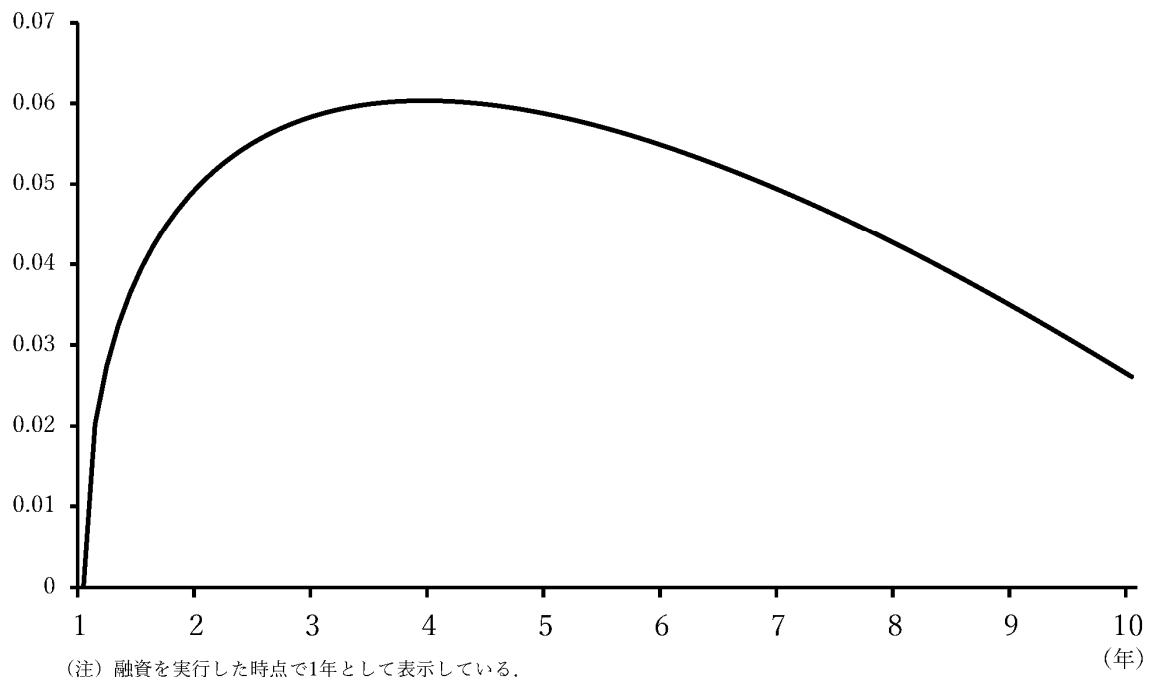
となる。

図1 DBJ サステナビリティ評価認証融資のプロセス



(出所) 日本政策投資銀行ウェブサイトを基に作成。

図2 融資後の経過年数とトービンの  $q$  への影響 (モデル 2-6)



(注) 融資を実行した時点で1年として表示している。

表1 分析対象となる評価認証融資件数および構成比（年別・業種別）

件数	(件)													
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
製造業	14	8	7	11	12	16	17	25	21	15	17	28	28	24
環境格付融資	14	8	7	10	12	16	15	15	12	9	13	18	17	15
BCM格付融資	—	—	0	1	0	0	2	9	7	4	4	2	3	2
健康格付融資	—	—	—	—	—	—	—	1	2	2	0	8	8	7
非製造業	4	3	5	2	5	2	6	19	12	21	24	16	24	19
環境格付融資	4	3	2	1	5	1	6	11	8	5	8	7	6	4
BCM格付融資	—	—	3	1	0	1	0	8	3	8	10	6	7	7
健康格付融資	—	—	—	—	—	—	—	0	1	8	6	3	11	8
合計	18	11	12	13	17	18	23	44	33	36	41	44	52	43

構成比	(%)													
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
製造業	78	73	58	85	71	89	74	57	64	42	41	64	54	56
非製造業	22	27	42	15	29	11	26	43	36	58	59	36	46	44
合計	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

表2 変数の定義

変数名	定義
q	トービンの $q$ （企業の資産再調達原価に対する時価総額の比率）：ブルームバーグ社提供のデータを使用
dbj_loan	DBJサステナビリティ評価認証融資を初めて受けた年度を含め、5年間だけ"1"をとる二値変数
dm_survey	1998～2004年度は日経環境経営度調査、2005～2015年度は東洋経済CSR企業総覧調査に回答した年度に"1"をとるダミー変数
age	社齢（会社設立時からの経過年数）
ln_emp	期末従業員数の対数値
st_foreign	外国法人持株比率
st_fin	金融機関持株比率
st_major	10大株主持株比率
ad_sales	広告宣伝費 / 総売上高
dm_export	輸出企業ダミー（連結売上高に占める海外売上高の割合がサンプル期間平均で10%以上の企業を"1"とするダミー変数）
roa	企業の総資産に対する利益率を示す指標（（直近12カ月の純利益/平均総資産）×100）：ブルームバーグ社提供のデータを使用
debt	負債比率（負債 / 総資産）
spread	信用度の高さ（日銀が公表する貸出約定平均金利で借り入れたと想定した場合の仮想的金利負担－実際の金利負担（支払利息割引料 / 期首期末平均有利子負債））
g_sales	総売上高の対前年伸び率
cash_s	キャッシュフロー（当期純損益－配当金－株式配当金－役員賞与金＋減価償却費） / 総売上高
duration	評価認証融資実行からの経過年数（融資を実行した時点で1年とする）
dm_manufac	製造業ダミー（製造業に属する企業を"1"とするダミー変数）



表 3 記述統計

変数名	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
q	1.04828	0.38266	0.21150	0.98380	14.69070
dbj_loan	0.05184	0.22170	0	0	1
dm_survey(-2)	0.37668	0.48457	0	0	1
age	66.55940	19.76351	0	65	140
ln_emp	6.66943	1.44356	0	6.63332	11.70788
st_foreign	10.74710	12.37158	0	5.90	96.83
st_fin	26.41249	13.55771	0	26.30	69.75
st_major	46.13392	15.40073	0	42.58	100
ad_sales	0.00748	0.01825	0	0.00213	0.48477
dm_export	0.52332	0.49947	0	1	1
roa	0.01833	0.04800	-1.12940	0.01952	1.00490
debt	0.53798	0.21754	0.00000	0.55318	2.14392
spread	-0.00870	0.00929	-0.09924	-0.00767	0.01713
g_sales	0.02915	0.82538	-0.99073	0.01126	68.85006
cash_s	0.07070	0.34104	-14.81415	0.05778	11.91785
duration	0.41545	1.66244	0	0	14
duration^2	2.93614	15.37926	0	0	196
duration^0.5	0.17610	0.62005	0	0	3.74166
dm_manufac	0.67661	0.46778	0	1	1

表 4 推定結果（二段階最小二乗法）

■第1段階 被説明変数：dbj_loan				
	モデル1-1		モデル1-2	
	Coef.	Std.Err.	Coef.	Std.Err.
dm_survey(-2)	0.0216	0.0042 ***	0.0207	0.0042 ***
age	-0.0004	0.0001 ***	-0.0004	0.0001 ***
ln_emp	0.0040	0.0017 **	0.0045	0.0017 ***
st_foreign	-0.0001	0.0002	-0.0001	0.0002
st_fin	0.0009	0.0002 ***	0.0008	0.0002 ***
st_major	-0.0003	0.0001 **	-0.0003	0.0001 **
ad_sales	0.4070	0.1398 ***	0.4707	0.1427 ***
dm_export	0.0057	0.0037	0.0059	0.0037
roa	-0.0410	0.0333	-0.0756	0.0374 **
debt	0.0692	0.0092 ***	0.0759	0.0093 ***
spread			0.7338	0.1253 ***
g_sales			-0.0015	0.0008 *
cash_s			0.0176	0.0071 **
cons	0.0722	0.0242 ***	0.0735	0.0243 ***
■第2段階 被説明変数：q				
	Coef.	Std.Err.	Coef.	Std.Err.
dbj_loan	1.8685	0.4712 ***	1.9897	0.5104 ***
age	-0.0006	0.0003 *	-0.0005	0.0003
ln_emp	-0.0080	0.0049	-0.0099	0.0053
st_foreign	0.0080	0.0005 ***	0.0080	0.0005 ***
st_fin	-0.0007	0.0006	-0.0007	0.0006
st_major	0.0017	0.0004 ***	0.0018	0.0004 ***
ad_sales	1.1389	0.4410 **	0.9027	0.4922 *
dm_export	0.0000	0.0100	-0.0012	0.0104
roa	1.4568	0.1854 ***	1.5601	0.2001 ***
debt	0.1110	0.0403 ***	0.0815	0.0458 *
spread			-2.2678	0.5766 ***
g_sales			0.0112	0.0063 *
cash_s			-0.0523	0.0252 **
cons	0.9784	0.0674 ***	0.9644	0.0711 ***
Industry Fixed Effect	Yes		Yes	
Year Fixed Effect	Yes		Yes	
Adj R-squared (First-stage)		0.0462		0.0473
Durbin-Wu-Hausman chi2 test		40.809 (p = 0.000)		42.403 (p = 0.000)
Durbin-Wu-Hausman F test		40.876 (p = 0.000)		42.483 (p = 0.000)
Stock-Yogo Test		27.6649		25.5194
Number of obs		16,001		16,001

注1) \*\*\*, \*\*, \* 印はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

2) Durbin-Wu-Hausman Test の帰無仮説は「目的の変数は外生変数」。

3) Stock-Yogo Test の棄却境界値は16.38 (10%水準)である。

表5 推定結果（内生的処置回帰モデル）

■第1段階 被説明変数：dbj_loan												
	モデル2-1		モデル2-2		モデル2-3		モデル2-4		モデル2-5		モデル2-6	
	Coef.	Std.Err.	Coef.	Std.Err.	Coef.	Std.Err.	Coef.	Std.Err.	Coef.	Std.Err.	Coef.	Std.Err.
dm_survey(-2)	0.2035	0.0409 ***	0.1932	0.0410 ***	0.2205	0.0405 ***	0.2205	0.0405 ***	0.2205	0.0405 ***	0.2205	0.0405 ***
age	-0.0036	0.0010 ***	-0.0036	0.0010 ***	-0.0028	0.0009 ***	-0.0028	0.0009 ***	-0.0028	0.0009 ***	-0.0028	0.0009 ***
ln_emp	0.0550	0.0153 ***	0.0662	0.0158 ***	0.0647	0.0151 ***	0.0647	0.0151 ***	0.0647	0.0151 ***	0.0647	0.0151 ***
st_foreign	-0.0036	0.0019 *	-0.0042	0.0019 **	-0.0061	0.0019 ***	-0.0061	0.0019 ***	-0.0061	0.0019 ***	-0.0061	0.0019 ***
st_fin	0.0113	0.0018 ***	0.0105	0.0019 ***	0.0106	0.0018 ***	0.0106	0.0018 ***	0.0106	0.0018 ***	0.0106	0.0018 ***
st_major	-0.0028	0.0015 ***	-0.0031	0.0015 **	-0.0030	0.0015 **	-0.0030	0.0015 **	-0.0030	0.0015 **	-0.0030	0.0015 **
ad_sales	3.5520	0.8297 ***	3.9031	0.8849 ***	3.4845	0.8271 ***	3.4845	0.8271 ***	3.4845	0.8271 ***	3.4845	0.8271 ***
dm_export	0.0657	0.0461	0.0673	0.0462	0.0949	0.0458 **	0.0949	0.0458 **	0.0949	0.0458 **	0.0949	0.0458 **
roa	-0.4471	0.4654	-0.7813	0.4863								
debt	0.6715	0.0996 ***	0.7694	0.1034 ***								
spread			8.7823	2.7272 ***								
g_sales			-0.0194	0.0330								
cash_s			0.2187	0.0783 ***								
cons	-1.7557	0.1906 ***	-1.7977	0.1948 ***	-1.4690	0.1838 ***	-1.4690	0.1838 ***	-1.4690	0.1838 ***	-1.4690	0.1838 ***
■第2段階 被説明変数：q												
	モデル2-1		モデル2-2		モデル2-3		モデル2-4		モデル2-5		モデル2-6	
	Coef.	Std.Err.	Coef.	Std.Err.	Coef.	Std.Err.	Coef.	Std.Err.	Coef.	Std.Err.	Coef.	Std.Err.
dbj_loan	0.0259	0.0836	0.0154	0.0808	0.5333	0.0808 ***	0.5339	0.0808 ***	0.4955	0.0823 ***	0.4733	0.0851 ***
age	-0.0013	0.0002 ***	-0.0013	0.0002 ***								
ln_emp	0.0026	0.0024	0.0023	0.0024								
st_foreign	0.0080	0.0003 ***	0.0080	0.0003 ***	0.0083	0.0003 ***	0.0083	0.0003 ***	0.0083	0.0003 ***	0.0083	0.0003 ***
st_fin	0.0010	0.0003 ***	0.0011	0.0003 ***	0.0004	0.0003 *	0.0005	0.0003 *	0.0005	0.0003 *	0.0005	0.0003 *
st_major	0.0012	0.0002 ***	0.0012	0.0002 ***	0.0016	0.0002 ***	0.0016	0.0002 ***	0.0016	0.0002 ***	0.0016	0.0002 ***
ad_sales	1.9490	0.1553 ***	1.9019	0.1585 ***								
dm_export	0.0123	0.0065 *	0.0124	0.0065 *								
roa	1.3808	0.0610 ***	1.4050	0.0644 ***	1.3813	0.0622 ***	1.4392	0.0652 ***	1.4415	0.0651 ***	1.4416	0.0652 ***
debt	0.2423	0.0153 ***	0.2357	0.0156 ***	0.2207	0.0140 ***	0.2103	0.0142 ***	0.2092	0.0142 ***	0.2091	0.0142 ***
spread			-0.7749	0.3153 **			-1.0414	0.3154 ***	-1.0493	0.3153 ***	-1.0511	0.3153 ***
g_sales			0.0082	0.0036 **			0.0088	0.0035 **	0.0083	0.0035 **	0.0083	0.0035 **
cash_s			-0.0149	0.0095			-0.0309	0.0091 ***	-0.0314	0.0091 ***	-0.0314	0.0091 ***
duration									0.0148	0.0064 **	-0.0206	0.0126
duration^2									-0.0013	0.0007 *		
duration^0.5											0.0705	0.0380 *
cons	1.0971	0.0309 ***	1.0945	0.0310 ***	0.9759	0.0288 ***	0.9716	0.0289 ***	0.9706	0.0289 ***	0.9697	0.0289 ***
Industry Fixed Effect	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
Year Fixed Effect	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
hazard lambda	-0.0061	0.0419	-0.0001	0.0405	-0.2580	0.0402 ***	-0.2574	0.0402 ***	-0.2515	0.0404 ***	-0.2541	0.0403 ***
rho	-0.0181		-0.0002		-0.7178		-0.7166		-0.7021		-0.7086	
sigma	0.3388		0.3386		0.3595		0.3591		0.3583		0.3586	
Number of obs	16,001		16,001		16,001		16,001		16,001		16,001	

注) \*\*\*, \*\*, \* 印はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表6 製造業ダミーの推定結果

	推定期間	2000-2011	2000-2012	2000-2013	2000-2014	2000-2015	2000-2016	2000-2017
推定	モデル1-2	0.01756 ***	0.01344 *	0.0004	-0.01684	-0.0314 **	-0.04112 ***	-0.04817 ***
モデル	モデル2-6	0.70779 *	0.37082 **	0.02091	-0.21275	-0.3414 ***	-0.41168 ***	-0.45884 ***
Number of obs		10,898	11,770	12,637	13,495	14,347	15,185	16,001

注) \*\*\*, \*\*, \* 印はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す.

付表 1 相関係数

	q	dbj_loan	dm_survey(-2)	age	ln_emp	st_foreign	st_fin	st_major	ad_sales	dm_export	roa	debt	spread	g_sales	cash_s	duration	duration^2	duration^0.5	dm_manufac	
q	1																			
dbj_loan	0.0132	1																		
dm_survey(-2)	0.1168	0.0826	1																	
age	-0.0726	0.0361	0.1017	1																
ln_emp	0.1256	0.0502	0.3793	0.0469	1															
st_foreign	0.2672	0.0710	0.3321	0.0954	0.4231	1														
st_fin	0.1062	0.0470	0.2819	0.1879	0.4101	0.3230	1													
st_major	0.0143	-0.0591	-0.1897	-0.2775	-0.2279	-0.2136	-0.4936	1												
ad_sales	0.1029	0.0318	0.0498	-0.0306	-0.0381	0.0436	0.0170	0.0005	1											
dm_export	0.0841	0.0218	0.2261	0.1363	0.2502	0.3123	0.2301	-0.131	-0.0724	1										
roa	0.2085	0.0115	0.0681	-0.0003	0.0782	0.2108	0.1002	0.0147	0.0001	0.0850	1									
debt	0.0419	0.0340	0.0177	0.0478	0.0686	-0.1758	-0.0298	0.0028	-0.0264	-0.0131	-0.2548	1								
spread	-0.0270	0.0287	0.0377	0.0142	-0.0221	0.0310	0.0175	0.0440	-0.0352	0.0609	0.0663	-0.1770	1							
g_sales	0.0301	0.0001	-0.0006	-0.0371	0.0097	0.0087	0.0123	0.0001	-0.0147	-0.0031	0.0477	0.0044	0.0033	1						
cash_s	0.0410	0.0266	0.0436	-0.0005	-0.0155	0.1038	0.0697	-0.0435	-0.1472	-0.0040	0.3384	-0.1348	0.0279	0.0189	1					
duration	0.0098	0.3358	0.1028	0.0849	0.0538	0.0909	0.0546	-0.0996	0.0278	0.0095	0.0243	0.0219	0.0475	0.0387	0.0546	1				
duration^2	0.0045	0.1037	0.0833	0.0766	0.0423	0.0722	0.0426	-0.0854	0.0201	-0.0017	0.0210	0.0160	0.0417	0.0309	0.0499	0.9411	1			
duration^0.5	0.0130	0.5434	0.1128	0.0844	0.0609	0.1000	0.0611	-0.1039	0.0331	0.0163	0.0252	0.0273	0.0493	0.0386	0.0553	0.9666	0.8325	1		
dm_manufac	-0.0154	-0.0112	0.1740	0.1156	0.1074	0.1047	0.0687	-0.0788	-0.0348	0.4496	0.0583	-0.0927	0.1375	0.0050	-0.0275	0.0014	0.0021	-0.0008	1	