

DBJ Discussion Paper Series, No. 1305

株価収益率と企業属性

鈴岡 大明

(日本政策投資銀行 環境・CSR部)

本橋 篤

(日本政策投資銀行 企業ファイナンスグループ)

中村 真也

(日本政策投資銀行 ストラクチャードファイナンスグループ)

丸岡 智也

(日本政策投資銀行 国際統括部)

上杉 高正

(日本政策投資銀行 財務部)

2013年10月

当Discussion Paperは、2012年度DBJ金融アカデミーゼミ講座「Asset Pricing」を受講したゼミ生5名の暫定的な共同研究の成果であって、関心ある研究者との議論等の為に、当設備投資研究所に於いて作成されたものである。もとより、内容、意見については、執筆者個人に属するものであり、日本政策投資銀行の見解を反映したものではない。また、未定稿という性格から、引用、複製等については、執筆者の承諾を得られない。

株価収益率と企業属性

2013年10月

鈴岡 大明（日本政策投資銀行 環境・CSR部）

本橋 篤（日本政策投資銀行 企業ファイナンスグループ）

中村 真也（日本政策投資銀行 ストラクチャードファイナンスグループ）

丸岡 智也（日本政策投資銀行 国際統括部）

上杉 高正（日本政策投資銀行 財務部）

要旨

本稿は、本邦企業の株価収益率の決定メカニズムについて、マルチファクターモデルの文脈で一般的に用いられる、マーケットの超過リターン、サイズ、レバレッジといった企業財務変数に加えて、企業価値に影響を与える短期的要因としての流動性指標と中長期的要因としてのCSR情報開示状況を表す代理変数を用いて実証的に検討することを目的としている。主たる結果は以下の通りである。第一に、2008年に生じた金融危機後の期間において、企業の現預金比率が株価収益率と正の相関を有している。このことは、金融市場の混乱を境に潤沢な手元流動性を有する企業が相対的に高い評価を受けられるようになった可能性を示唆している。第二に、株式会社日本政策投資銀行の環境格付の取得有無を追加的なファクターとして用いた分析から、2009年以前の期間においては格付の取得が株価収益率と正の相関を有していた一方で、こうした関係が近年希薄化していることが分かった。このことは、企業の環境関連の取り組みの情報開示がそれほど普及していなかった時期においては、環境格付の取得自体が株価収益率の上昇要因として有効に機能していた可能性を示唆している。

JEL Classification: G01; G12; Q50

Key words: マルチファクターモデル；企業属性；現預金比率；金融危機；環境格付

1. イントロダクション

近年、我が国では、リーマンショック後の金融市場の混乱を受けて、手元流動性の確保を株主および経営陣が重視する傾向がみられる。一方、こうした短期的な金融面での議論に加えて、企業の社会的責任（以下、「CSR」という。）への意識の高まりを受け、中長期的な CSR 活動への投資家の期待も高まっているなど、企業価値を決定する多様な要因に注目が集まっている。

株価収益率の決定要因としては、Banz（1981）および Bhandari（1988）が用いた時価総額や Stattman（1980）および Rosenberg, Reid, and Lanstein（1985）が用いた PBR の逆数等が古典的な文献で指摘されている。資産価格決定に関する実証分析の基礎フレームワークを提供している Fama and French（1992）においても、そのような説明変数と深い関係を有するサイズ要因やバリュー要因が株式リターンの主たるファクターとして用いられている。一方で、上記の通り、企業を取り巻くマクロ環境の急激な変化から、株式市場が個別株式の価格決定において重要視する要因は増加しており、株価収益率に関する新たな決定要因の探索を行うことは、依然として意義のある取り組みと考えられる。

本稿で扱う企業の保有する現預金比率や CSR 情報開示といった株価の決定要因については、政策的な手当ても多数なされている。本稿の研究はこうした政策の効果が企業価値の向上に繋がるか否かという点について検証するという意味合いも持つ。例えば、中小企業金融円滑化法の制定や政府系金融機関を活用した市場への流動性供給体制構築等のセーフティネットの整備は、流動性枯渇による企業価値の毀損を回避させるほか、環境に配慮した企業への融資に対する補助金など、CSR 活動を支援する政策も、中長期的な企業活動の持続可能性を高めることで企業価値を向上させると考えられる。本稿では、こうした政策的な議論に対して実証的な裏付けを与えることも目的としている。

現預金比率および CSR 情報開示などが、企業価値の新たな決定要因として考えられ

るようになった背景として、第一に、2008年9月のリーマンショックが挙げられる。リーマンショック後には、社債市場において、一般的に投資適格と評価される BBB 格の企業の発行スプレッドが急拡大しただけでなく、シングル A 格以上の起債も困難な状況となった。同年10月には資金繰り破綻から国内 REIT で初のデフォルトが発生し、以降2ヶ月にわたってシングル A 格以下の起債が停止するなど、流動性リスクが顕在化した。こうした状況に対して、政府は3度にわたる補正予算を策定して資金供給を行い、金融市場の正常化に取り組んだ。一般に、現預金比率の上昇に代表される手元流動性の確保は、遊休資産の増大に伴う期待リターンの低下を招き、株式価値の減少をもたらすと考えられる。しかしながら、上述のような金融市場の混乱に際しては、株式市場が流動性リスクを再認識し、現預金の確保による同リスクの低下に対する評価を改めた可能性がある。

第二に、CSR が企業活動の評価軸として注目されつつあることが挙げられる。企業活動がグローバル化した1990年代以降、世界各地で環境破壊、人権侵害、貧富の格差拡大といった問題が深刻化したことを受け、企業が事業活動を展開する際には、社会の健全な発展に対して責任を負うという考え方が世界全体に定着していった。これに伴い、企業の価値評価においても、財務的な要素に加えて社会貢献活動を始めとする非財務的要素が重視されるようになったが、この潮流はリーマンショック後に更に加速している。財務パフォーマンスを中心に据えた事業活動や企業評価の限界が認識されたことにより、企業は持続可能な社会の実現に資する活動をこれまで以上に要求されると共に、CSR に関する取り組みを積極的に開示するよう求められている。その象徴的な動きとして、2010年11月に国際標準化機構が CSR 活動のガイドラインとして ISO26000 を発行しており、更に CSR 情報の開示に関しても、GRI (グローバル・レポーティング・イニシアティブ) が GRI ガイドラインの第4版を2013年5月に発行した他、英国を拠点とする IIRC (国際統合報告評議会) が2013年内に国際統合報告フレームワークを公表す

る予定である。

日本の企業にとっては、産業公害が社会問題となった 1970 年代から現在に至るまで環境保全が CSR の最も重要なテーマとなっている。企業が汚染物質の廃棄等を行っていた場合、賠償リスクやレピュテーションリスクの顕在化によって企業価値が毀損する可能性がある。一方で、エネルギーや資源を節約できる環境配慮型の技術や製品を開発した企業はマーケットでのシェアを伸ばして収益を拡大できる可能性がある。このように考えると、株式市場は CSR 活動等に関する情報について相応の感度を持って反応すると考えられる。

本稿では、第一に、リーマンショック前後において、企業の現預金比率が株価収益率に与える影響が変化したか否かについて検証を行う。第二に、企業の CSR 活動の代理変数として株式会社日本政策投資銀行（以下、「DBJ」という。）が行っている環境格付を用い、情報開示の媒体を問わず、企業の環境格付取得に関する情報が開示された場合、当該企業の株価収益率に如何なる影響を与えているかを検証する。

本稿の貢献は以下の 2 点である。第一に、流動性リスクが高まった 2008 年 9 月時点を境として、現預金比率が株価収益率に有意な正の影響を持つことを確認した。第 2 節で述べるように、本稿の独自性は、リーマンショック前後における市場の現金保有に対する評価の変化に着目し、企業の現金保有が非常時の流動性リスクへの耐性を高めるという効果につき、株式市場がより好意的に評価するようになったことを検証した点にある。第二に、環境格付の取得が 2009 年 12 月までは株価収益率と正の相関を有していた一方で、こうした関係が近年希薄化していることを確認した。企業の環境関連の取り組みの情報開示がそれほど普及していなかった時期においては、環境格付の取得自体が株価収益率の上昇要因として有効に機能していた可能性を示唆している。

本稿の構成は次の通りである。まず、第 2 節において先行研究を概観し、第 3 節にて仮説の提示と検証方法を論述する。第 4 節でサンプルとデータについて述べ、第 5 節に

において現預金比率および環境格付と株価収益率との関係について回帰分析を行い、その結果を提示する。最後に、第6節において本稿のまとめと今後の研究課題を述べる。

2. 関連文献

まず、日本の株式市場を分析対象として、企業の現預金の保有が企業価値に与える影響を分析した先行研究としては、福田（2011）がある。福田（2011）は、2000年から2004年における東証一部上場企業を対象として、正のNPVを持つ投資機会を有する企業において、現預金保有水準が高いほど企業価値が増大することを示した。具体的には、被説明変数に時価総額（総資産に対する比率を採用）を、説明変数として期末現預金残高に加え営業キャッシュフロー水準、レバレッジの高さなどを採用し、資金手当が必要な場合、手元現預金の水準が高いほど当該投資機会を実現できる可能性が高くなり、そのことを市場は評価するという仮説に基づく検証を行った。投資機会の多寡を表す指標として、投資支出額や配当水準（配当は少ないほど投資機会が多いと考える）に基づき各指標の上位20%と下位20%に企業をグルーピングした上で、2000年から2004年の各年において各グループにおける現預金保有の影響に差があるか否かを分析している。その結果、投資機会が多い企業グループは、少ない企業グループに比して現預金保有が企業価値に有意に影響しているとの結論を導いた。

福田（2011）は、各期の現預金ストック水準と時価総額（株式リターン）との関係に光を当てた点で本稿と類似の分析を行っているが、各分析が念頭に置いている理論的なメカニズムには差異が存在する。福田（2011）は、手元現預金は未実現の投資機会に回されるというルートを想定し、2000年～2004年の各年について、グループ分けされた企業群に対し回帰分析を行うことでその妥当性を検証している。これに対し、本稿はリーマンショックに焦点を当て、その前後において現預金保有に対する株式市場の評価姿勢の変化に着目している。つまり、本稿が注目するメカニズムは、企業の現預金保有が

非常時の流動性リスクへの耐性を高めるという効果であり、これに対する株式市場の評価がどのように変化したかを分析したという点で福田（2011）とは異なる。

次に、日本の株式市場における株式リターンの説明要因を分析した先行研究として、柳瀬・後藤（2011）がある。これは、2001年から2010年における東証一部・二部上場企業（一部金融・保険業を除く）を対象として、企業年金制度の積立不足と、企業の将来の株式リターンとの関係を実証的に分析したものである。この分析は、年金資産の積立が十分になされていない場合、退職給付受給者が増加した際に、企業は現金支出を余儀なくされるため、積立不足は将来のキャッシュアウトを示唆するネガティブ情報として株式市場に評価される、という仮説に基づいている。具体的には、被説明変数として各上場企業の将来（1期先）の株式リターンを用い、説明変数には積立率（年金資産を退職給付債務で除した比率）のほか、一般的に用いられている企業属性（直近1年の実現株式リターン、株式時価総額、簿価時価比率、ROAなど）を用いている。その分析結果として、積立率が低いほど、将来（1期先）の株式リターンは有意に低くなるという結論が得られている。

柳瀬・後藤（2011）と本稿はともに株式収益率に対する現金関連指標の影響と、市場の評価に着目した分析を行っている。しかし、本稿が各期の貸借対照表上の現預金残高という直接的な指標を用いているのに対し、柳瀬・後藤（2011）は「将来のキャッシュアウトにつながる退職給付債務の積立不足」という間接的な指標を採用している点で異なる。加えて、本稿がリーマンショックという特定の時期を挟んだ市場の評価の「変化」に注目しているのに対し、柳瀬・後藤（2011）は2001年から2010年までの全上場企業を対象として市場の評価姿勢を分析している点等において異なる。

企業の環境に関する取り組みが企業価値へ与える影響についての先行研究としては、内山（2010）がある。内山（2010）は、2004年4月から2008年3月の間にDBJからの融資を受けた企業56社（うちDBJ環境格付融資を受けた企業は36社）を対象として、

まずパネルプロビットモデルを用いて各企業の特徴に基づく環境格付融資の選択確率を推計し、その選択確率の推計値を説明変数に用いて企業価値（①企業の時価総額／総資産合計、②ROA）との関係性を考察している。その結果、①および②のいずれを被説明変数とした場合でも、選択確率の推計値は有意に正となっており、環境格付を受ける蓋然性が高い企業を市場は評価していることが明らかとなっている。また、環境格付に関するもの以外でも、遠藤（2013）や（社）日本証券アナリスト協会（2010）において、企業の財務的なパフォーマンスと環境やガバナンス等の社会的なパフォーマンスとの間には、強力ではないが一定程度関係性を見出せることが検証されている。

こうした先行研究は環境格付の取得を始めとする CSR 活動と企業価値との関連性を分析するという目的において本稿と共通点を持つ。しかし、先行研究では、年次データを用いた分析により、環境経営や他の CSR に関連する活動が ROA を始めとする企業の財務的な指標に及ぼす効果を検証しているのに対し、本稿は環境格付の取得という情報の開示による株価の変動について月次データで分析しており、環境経営度に関する情報の非対称性の緩和が市場に与えるインパクトに焦点を絞って考察している点に特徴がある。

3. 分析フレームワーク

本節では、本稿における分析フレームワークを概観する。本稿では、先行研究の分析手法を踏襲しながらも、個別企業属性の要因が重要な役割を果たすことを念頭に、分析フレームワークを構築した。

一般に、企業の現預金保有行動は、流動性リスクを低減させる一方で、株主の期待リターンの低下を招いて株式価値を減少させる。しかしながら、リーマンショック後における金融市場の混乱を経験した株式市場は、企業の追加的な現預金保有による流動性リスク低減効果をそれ以前より高く評価するようになった可能性がある。言い換えると、

リーマンショック後において、企業の現預金保有と企業価値との間には正の相関があったと考えられる。

こうした仮説を基に、まず、企業の現預金保有に対する株式市場の評価に金融危機前後で変化が生じたか否かを検証する。説明変数としては、個別企業属性の中でも一般に金融機関等が与信判断上用いる財務指標に着目し、分析期間の月次株価収益率を示す TOPIX 収益率 ($TOPIX_{it}$)、企業サイズを示す指標としての総資産の自然対数値 (LN_TASSET_{it})、レバレッジを示す指標としての負債比率 (DER_{it}) を採用する。加えて、2008 年 8 月以前を「0」、同年 9 月以降を「1」とするダミー変数 ($LEHMAN_{it}$) を作成すると共に、総資産に対する現預金の割合を示す現預金比率 ($CASHRATIO_{it}$) を用いる。更にダミー変数と現預金比率の交差項 ($CASHRATIO_LEH_{it}$) を説明変数として追加し、各企業の株価収益率 ($RETURN_{it}$) を被説明変数とした推計式 (*) を用いる。推計は OLS およびパネル推計 (固定効果及び変量効果) の 3 通りを行う。

$$\begin{aligned} RETURN_{it} = & \\ & \beta_0 + \beta_1 TOPIX_{it} + \beta_2 LN_TASSET_{it} + \beta_3 DER_{it} + \beta_4 LEHMAN_{it} + \beta_5 CASHRATIO_{it} + \\ & \beta_6 CASHRATIO_LEH_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (*)$$

この時、現預金比率の係数 β_5 の符号が有意に負であれば、一般に考えられるように現預金保有行動が株式価値の減少につながることを示される。一方で、リーマンショック後の流動性リスク低減効果を表す β_6 が、 β_5 の絶対値を十分に上回る正の値となり、かつ β_5 と β_6 の合計値が有意にゼロと異なる場合、リーマンショック後の期間においては企業の現預金保有行動が企業価値の向上につながった事が確認できる。

次に、環境格付の取得と株価収益率との関係性について検討する。環境への取り組みを始めとする CSR 活動は、業種や業態によって取り組むべき内容や水準が変化するた

め、その成果を定量化して統一的な視点で評価するのが困難であるという問題が存在する。こうした企業の CSR 活動を評価する指標の例として、DBJ が開発した DBJ 環境格付がある。DBJ 環境格付は、評価結果に応じて金利条件を決定する認証型融資制度であり、企業に対して環境に配慮した事業活動を促す動機付けを与えるものであるが、同時に企業の環境経営度に関する情報の非対称性を緩和する効果を持つ。すなわち、環境格付を取得した企業は、格付取得に関する情報を公表することができるが、上述の通り、環境経営度が低い企業には賠償リスクやレピュテーションリスクの顕在化によって企業価値が毀損する蓋然性が高まるため、企業が環境に配慮した事業活動を実施しているという情報は投資家にとって望ましいものであると考えられる。すなわち、環境格付取得の公表は株価の上昇要因となり、情報開示がなされた直後の取得企業の株価収益率は上昇するという仮説が成り立つ。

仮説の検証方法については以下の通りである。まず、環境格付取得の情報開示に関する変数 ($release_{it}$) を、ある上場企業が環境格付を取得した月の末日を 1 とし、それ以外の月の末日を 0 とするダミー変数を設定する。また、推計式 (*) と同様に、 $TOPIX_{it}$ 、 LN_TASSET_{it} 、 DER_{it} を説明変数として、以下の推計式 (**) により株価収益率 ($RETURN_{it}$) を推計する。推計は OLS およびパネル推計 (固定効果及び変量効果) の 3 通りを行う。

$$RETURN_{it} = \beta_0 + \beta_1 TOPIX_{it} + \beta_2 LN_TASSET_{it} + \beta_3 DER_{it} + \beta_4 release_{it} + \varepsilon_{it} \quad (**)$$

この時、環境格付取得公表ダミーの係数 β_4 が有意に正となれば、環境格付取得の情報が株価収益率にポジティブな影響を与える上述の仮説が成立することが確認できる。

なお、DBJ 環境格付は 2004 年 4 月より開始した融資制度であるため、この分析は 2004 年 4 月から 2012 年 11 月までのデータが対象となる。また、企業の環境活動の情報に対

する市場の反応が時期によって変化しているか否かを検証するため、上場企業の環境格付案件数が等しくなるように対象期間を二分し、2004年1月から2009年12月までの期間と2010年1月から2012年11月までの期間の各々について推計を行った。

4. データ

本節では、実証分析に用いるデータを概観する。各企業の株価収益率 ($RETURN_{it}$) および TOPIX 収益率 ($TOPIX_{it}$) は公表されている2001年1月から2012年11月における各月末時点の株価を基に算出している。

企業サイズ (LN_TASSET_{it})、レバレッジ (DER_{it}) および現預金比率 ($CASHRATIO_{it}$) のデータは、DBJ 財務データバンクの企業財務情報を用いた。財務データについては、年次データを利用、すなわち各決算期内の各月において同じデータを用いている。

データの要約統計量は表1の通りである。レバレッジの平均値は3.02倍であり、2013年3月期の東証一部上場企業の平均2.8倍（東京証券取引所が公表する決算短信集計結果より算出）と近接した値をとる。レバレッジの標準偏差は、16.2倍であり、サンプル企業のレバレッジ水準はばらつきが大きいことが確認される。現預金比率に関しては平均値14.8%であるが、標準偏差（12.4%）が平均値に比して相応に大きいことから、企業の手元流動性についてもばらつきがあることが読み取れる。

なお、異常値を排除するため、各々の推計において、株価収益率がその標本分布の上下0.5%点を超えて標本平均から乖離するデータセットは分析の対象から除外している。

5. 推計結果

本節では、最初に、第3節で導入した個別企業の株価収益率について推計式(*)を用いた回帰分析を行った。その結果は、表2の通りである。なお、各列はOLS推計、パネル推計（固定効果と変量効果）の3モデルの結果を表し、各行は各説明変数の β に

関する推計値およびその標準偏差を示す。

OLS の推計結果から、現預金比率の係数は-0.0248（1%水準で有意）と負となる一方で、現預金比率とダミー変数の交差項の係数は 0.0375（1%水準で有意）と正となっていることが分かる。固定効果および変量効果をコントロールしたパネル推計の結果についても、現預金比率および交差項の係数が同様の正負の関係を有し、いずれも 1%水準で有意であることが確認できた。

これは、株式市場の現預金比率に対する評価について、全期間（2001年1月～2012年11月）を対象として分析を行った場合は、現預金比率が高くなるほど非効率な資産使用として市場が負の評価を与えると考えられる一方、リーマンショック後については現預金保有による流動性リスクの低減効果について、市場が追加的な正の評価を与えたことを示している。この時、リーマンショック後の現預金保有に対する市場の評価は、現預金比率の係数と交差項の係数との合計値となるが、OLS 推計の結果においてそれらの係数の和は正の値（0.0127）となっており、かつ統計的に有意にゼロと異なっていることが確認された。これは固定効果および変量効果をコントロールしたパネル推計の結果についても同様であり、企業の現預金保有に対する株式市場の評価が変化したことを確認できる。なお、固定効果モデルにおいて、企業サイズの係数が-0.0117と1%水準で有意に負であることや、レバレッジの係数が 0.00002（なお、表2では小数点以下4桁までの表示としているため、0.0000となっている。）と5%水準で正に有意であることは、先行研究の結果と整合的である。

次に、環境格付の取得と株価収益率との関係性に関する分析結果について検討する。分析においては、第3節で述べた通り、①全期間（2004年4月～2012年11月）、②前半期（2004年4月～2009年12月）、③後半期（2010年1月～2012年11月）の3期間に分けた。その結果は、それぞれ表3-1、表3-2、表3-3の通りである。各列はOLS推計、パネル推計（固定効果と変量効果）の3モデルの結果を表し、各行は各説明変数の

β の推計値およびその標準偏差を示す。なお、第4節で述べた通り、①～③のそれぞれの分析の中で株価収益率の異常値を排除しているため、表3-1の観測値数は表3-2の観測値数と表3-3の観測値数の合計と一致していない。

全期間（表3-1）においては、株式リターンに対する環境格付公表の影響を示す $release_{it}$ 項につき、OLS 推計の結果では係数が 0.0115（10%水準で有意）と正の値となったものの、固定効果および変量効果をコントロールしたパネル推計の結果では、必ずしも有意ではないという結果になった。期間毎にみると、前半期（表3-2）においては、 $release_{it}$ 項につき、OLS 推計の結果では係数が 0.0228（5%水準で有意）と、株式リターンに対してより強い正の影響が確認された。このような結果は、固定効果および変量効果をコントロールしたパネル推計の結果についても、同様に確認された。後半期（表3-3）においては、 $release_{it}$ 項につき、係数の有意性は確認されなかった。

時期によって株価収益率への影響度、その有意性に差が出た上記の結果は、次のように解釈できる。まず、前半期においては、「環境経営」の側面に関する情報が新たに市場に供給されたことで、投資家と企業との間の情報の非対称性が緩和され、環境格付を取得した企業に対する市場の評価が向上したと考えられる。一方、後半期においては「環境経営」の概念が浸透し、DBJからの環境格付取得の有無に係わらず、同種同質の情報が市場に多く供給されるようになったため、環境格付取得に対して市場の反応が鈍化し、株式リターンに結びつかなかったと推察される。

6. まとめと今後の研究課題

本稿では、現預金保有および環境格付取得情報の開示が企業の株価収益率に与える影響を実証的に分析した。第一に、現預金比率に関する分析結果から、リーマンショックを境に市場の現預金保有に対する評価が変化していることが示された。リーマンショックの前までは、現預金比率の上昇は期待リターンの低下を招くものと市場からネガティ

に評価されていたが、リーマンショック後は、非常時の流動性リスクへの耐性を高めるものとしてポジティブに評価されるようになってきている。第二に、環境格付に関する分析結果についても、分析対象期間によって違いが見られ、DBJの環境格付制度創設の2004年から2009年12月までの期間に限ってのみ、環境格付取得が株価収益率の上昇要因となることが確認された。2010年1月以降については、環境経営の概念が市場に浸透した結果、環境格付の取得という情報に対して市場の反応が鈍化し、株価収益率に影響を及ぼさなくなったと推察される。

以上の通り、本稿では、(1) 現預金保有比率と(2) 環境格付取得に関する情報の開示の2要素を株価収益率の説明変数として設定し、その説明力に関する検証を試みた。尚、本稿の仮説検証に関しては、今後一層の精緻化を行う余地があると考えられる。(1)の検証に関しては、上場企業全体ではリーマンショックの前後で現預金保有に関する市場の評価が変化しているが、業種等の企業群に分けて検証することで、企業群ごとの特性を反映した結果が得られる可能性がある。また、リーマンショック後には企業の現預金保有を市場が評価しているという結論が得られたが、現預金保有比率が一定水準を超えて過度に高い水準を示している場合には、当該企業が収益機会を逸失していると市場が認識する可能性もあろう。こうした閾値がどの程度であるかについても、非線型のモデルを仮定することで追加的な分析を行うことが考えられる。

一方、(2)の検証に関しては、2010年1月から2012年11月までの期間において、環境格付取得に関する情報の開示が株価収益率の説明要因としての有意性を失った理由につき、更なる検討の余地がある。今後は、分析モデルの中で、情報開示の媒体の違い(全国紙での公表の方が影響力が大きいと考えられる)や、格付取得企業の事前の環境に関する情報開示の充実度の違い(事前の開示が充実している場合には、情報の非対称性は相対的に小さく、環境格付取得によるインパクトは小さいと考えられる)等を考慮することも考えられる。

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』 , Vol. 31, No.1, 日本政策投資銀行.

遠藤業鏡 (2013) , 「CSR 経営が企業価値に及ぼす効果」 『経済経営研究』 , Vol.34, No.2, 日本政策投資銀行.

財務省理財局 財政投融资総括課 (2011) , 「リーマン・ショック後の経済金融危機における財政投融资の対応」 .

日本証券アナリスト協会 企業価値分析における ESG 要因研究会 (2010) 「企業価値分析における ESG 要因」 .

能勢憲二 (2011) , 「リーマンショック後の国内社債市場」 『調査情報』 , 三菱 UFJ 信託銀行.

福田司文 (2011) , 「企業の現金保有と企業価値の関係について」 2011 UMDS Research Association pp.21-41.

柳瀬典由・後藤晋吾 (2011) , 「企業年金制度の積立不足と母体企業の株式リターン」 『東京経大会誌』 , 第 274 号, pp.275-299.

家森信善・近藤万峰 (2011) , 「グローバル金融危機に対する日本政府および日本銀行の政策対応とその効果の検証」 『会計検査研究』 , No.43, pp.11-29.

Banz, Rolf W. (1981), “The relationship between securities’ yields and yield –surrogates,” *Journal of Financial Economics*, 6, pp.103-126.

Bhandar, Laxmi Chand (1988), “Debt/Equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence,” *Journal of Finance*, 43, pp.507-528.

Eugene F.Fama and Kenneth R. French (1992), “The Cross-Section of Expected Stock Returns,” *The Journal of Finance*, Vol.XLVII, No.2 , pp.427-465.

Rosenberg, Barr , Kenneth Reid and Ronald Lanstein (1985), “Persuasive evidence of market inefficiency,” *Journal of Portfolio Management*, 11, pp.9-17.

Sattoman, Dennis (1980), "Book values and stock returns," *A Journal of Selected Papers*, 4,
The Chicago MBA pp.25-45.

表1 要約統計量

変数名	定義 (※)	サンプル数	平均	標準偏差
株価収益率 (RETURN)	$[(\text{株価})(t,i) - (\text{株価})(t-1,i)]/(\text{株価})(t-1,i)$	568,135	0.345439	23.942
TOPIX 収益率 (TOPIX)	$[(\text{株価})(t,i) - (\text{株価})(t-1,i)]/(\text{株価})(t-1,i)$	590,415	-0.003643	0.051299
資産規模 (LN_TASSET)	$\ln(\text{総資産})(t,i)$	445,303	10.67475	1.829279
負債比率 (DER)	$(\text{負債})(t,i)/(\text{自己資本})(t,i)$	445,323	3.020181	16.20734
ダミー変数 (LEHMAN)	0: $t < 2008$ 年9月; 1: $t \geq 2008$ 年9月	590,415	0.337703	0.472927
現預金比率 (CASHRATIO)	$(\text{現預金})(t,i)/(\text{総資産})(t,i)$	445,303	0.147527	0.123939
現預金比率*ダミー変数 (CASHRATIO_LEH)	-	445,303	0.061487	0.112715
ダミー変数 (release)	格付取得月を1とするダミー変数	590,415	0.000302	0.017361

※t: 対象月; i: 企業

表2 推計結果(リーマンショック前後の企業の現預金保有) 全期間(2001年1月～2012年11月)

被説明変数: 株価収益率	モデル1	モデル2	モデル3
	OLS	固定効果 パネル推計	変動効果 パネル推計
マーケット超過リターン	0.7969 *** (0.0028)	0.7937 *** (0.0028)	0.7967 *** (0.0028)
企業サイズ	0.0014 *** (0.0001)	-0.0117 *** (0.0006)	0.0014 *** (0.0001)
企業レバレッジ	0.0000 *** (0.0000)	0.0000 ** (0.0000)	0.0000 * (0.0000)
リーマンショックダミー	-0.0005 (0.0005)	-0.0001 (0.0005)	-0.0004 (0.0005)
現預金比率	-0.0248 *** (0.0016)	-0.0134 *** (0.0026)	-0.0239 *** (0.0018)
現預金比率*リーマンショックダミー	0.0375 *** (0.0023)	0.0434 *** (0.0025)	0.0383 *** (0.0024)
定数項	-0.0117 *** (0.0010)	0.1268 *** (0.0061)	-0.0120 *** (0.0013)
観測値数	422,473	422,473	422,473
F-value	13,986.39	1.44	n.a.
p-value	0.0000	0.0000	n.a.
R-squared	0.1657	0.1671	0.1659

(注)*有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%

現預金比率+現預金比率*リーマンショックダミー=0

F-value	112.02	52.8	49.76
p-value	0.0000	0.0000	0.0000

表3-1 推計結果(環境格付取得情報の公表) 全期間(2004年4月~2012年11月)

被説明変数: 株価収益率	モデル1	モデル2	モデル3
	OLS	固定効果 パネル推計	変量効果 パネル推計
マーケット超過リターン	0.7823 *** (0.0030)	0.7789 *** (0.0030)	0.7820 *** (0.0030)
企業サイズ	0.0015 *** (0.0001)	-0.0114 *** (0.0007)	0.0015 *** (0.0001)
企業レバレッジ	-0.0001 *** (0.0000)	0.0000 (0.0000)	-0.0001 *** (0.0000)
環境格付情報開示ダミー	0.0115 * (0.0069)	0.0105 (0.0070)	0.0112 (0.0069)
定数項	-0.0163 *** (0.0009)	0.1207 *** (0.0078)	-0.0159 *** (0.0011)
観測値数	325,119	325,119	325,119
F-value	17,525.88	1.26	n.a.
p-value	0.0000	0.0000	n.a.
R-squared	0.1744	0.1785	0.1776

(注)*有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%

表3-2 推計結果(環境格付取得情報の公表) 前半期(2004年4月~2009年12月)

被説明変数: 株価収益率	モデル1	モデル2	モデル3
	OLS	固定効果 パネル推計	変量効果 パネル推計
マーケット超過リターン	0.7774 *** (0.0038)	0.7684 *** (0.0038)	0.7765 *** (0.0038)
企業サイズ	0.0025 *** (0.0001)	-0.0178 *** (0.0012)	0.0025 *** (0.0001)
企業レバレッジ	-0.0001 *** (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 *** (0.0000)
環境格付情報開示ダミー	0.0228 ** (0.0104)	0.0208 ** (0.0105)	0.0222 ** (0.0104)
定数項	-0.0301 *** (0.0012)	0.1861 *** (0.0123)	-0.0302 *** (0.0015)
観測値数	210,212	210,212	210,212
F-value	10,774.34	1.30	n.a.
p-value	0.0000	0.0000	n.a.
R-squared	0.1701	0.1701	0.1688

(注)*有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%

表3-3 推計結果(環境格付取得情報の公表) 後半期(2010年1月～2012年11月)

被説明変数: 株価収益率	モデル1	モデル2	モデル3
	OLS	固定効果 パネル推計	変量効果 パネル推計
マーケット超過リターン	0.7952 *** (0.0047)	0.7948 *** (0.0047)	0.7952 *** (0.0047)
企業サイズ	-0.0002 * (0.0001)	-0.0098 *** (0.0022)	-0.0002 * (0.0001)
企業レバレッジ	-0.0001 *** (0.0000)	0.0000 (0.0000)	-0.0001 *** (0.0000)
環境格付情報開示ダミー	-0.0008 (0.0087)	0.0003 (0.0089)	-0.0007 (0.0087)
定数項	0.0076 *** (0.0013)	0.1083 *** (0.0233)	0.0075 *** (0.0014)
観測値数	114,806	114,806	114,806
F-value	7,208.70	0.97	n.a.
p-value	0.0000	0.9136	n.a.
R-squared	0.2007	0.2053	0.2051

(注)*有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%