



# Discussion Papers In Economics And Business

企業間のディスクロージャーの違いが株式プレミアムに与える  
影響に関する実証分析

坂本 淳

Discussion Paper 17-11-Rev.

Graduate School of Economics and  
Osaka School of International Public Policy (OSIPP)  
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

企業間のディスクロージャーの違いが株式プレミアムに与える  
影響に関する実証分析

坂本 淳

Discussion Paper 17-11-Rev.

January 2018

Graduate School of Economics and  
Osaka School of International Public Policy (OSIPP)  
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

企業間のディスクロージャーの違いが株式プレミアムに与える  
影響に関する実証分析\*

坂本 淳†

本稿は、ディスクロージャーが株式プレミアムに与える影響を分析している。また、ディスクロージャーの効果が市場の不確実性に依存して変化するかどうかという仮説も併せて検証している。分析の結果、市場の不確実性が低い状況では、株式プレミアムとディスクロージャーのレベルの間に、有意に負の関係は確認されないものの、市場の不確実性が高い状況では、ディスクロージャーのレベルと株式プレミアムの間に有意な負の関係が強く支持された。

\*本稿は、修士論文「非対称情報による株価形成への影響の実証分析」を加筆修正したものである。修士論文作成に当たり、指導教員でもある大阪大学の福田祐一先生には、多くのご指導を頂いた。また、副査をしてくださった大阪大学の池田新介先生、太田亘先生にも有益な助言をいただいた。さらに、本稿の元となる論文は、2016年5月の日本ファイナンス学会第24回大会で報告され、討論者をお引き受けいただいた立命館大学の青野幸平先生と、座長をしてくださった青山学院大学の芹田敏夫先生からも貴重なコメントをいただいた。ここに記して御礼申し上げたい。なお、ありうべき誤りはすべて筆者の責任に帰するものである。

JEL 分類番号 : G12

キーワード : ディスクロージャー、リスクプレミアム、Fama-French3 ファクターモデル

† 大阪大学大学院経済学研究科 博士後期課程 〒560-0043 大阪府豊中市待兼山町 1-7

E-mail : [rge010sj@student.econ.osaka-u.ac.jp](mailto:rge010sj@student.econ.osaka-u.ac.jp)

## 1. はじめに

企業が広く一般に向けて開示する情報は、全ての投資家がアクセス可能であり、投資家間の情報の非対称性を緩和する効果を持つと考えられる。投資家間の情報の非対称性が、株式プレミアムに影響を与える理論研究としては、Diamond and Verrecchia (1991)や Easley and O'HARA (2004)等が挙げられ、情報の非対称度と株式プレミアムに正の関係が導出されている。この理論的含意を実証分析する際に、企業の情報開示や、投資家間の情報の非対称度を変数として利用することが広く行われている。例えば、Botosan and Plumlee (2002)や Easley et. al. (2002)などで、ディスクロージャーの水準や、情報の非対称性の度合いが株式プレミアムと関連しており、理論研究を支持する結果が報告されている。また、日本の株式市場においても、音川 (2000)などでディスクロージャーのレベルが高まると、株式プレミアムが低下する可能性が報告されている。

そこで本稿でも、音川 (2000)と同様に、日本証券アナリスト協会が発表する「ディスクロージャー優良企業選定」にあるディスクロージャーランキングを用い、ディスクロージャーと株式プレミアムの関係について、実証分析を行う。企業のディスクロージャーと株式プレミアムの関係について論じる際、Daske .et. al. (2011)では、より広範囲な情報開示を求める会計制度の採用がダミー変数として用いられている。しかしながら、ディスクロージャーには企業情報の即時開示などの要素も含まれ、四半期や年次の会計報告に関する変数だけでは、総合的なディスクロージャーのレベルを測るのは難しい。さらに、本稿で用いるディスクロージャーランキングは、アナリストによって、複数の観点から企業のディスクロージャーに関する評価がなされ、対象となる企業のディスクロージャーのレベルを総合的に評価した指標であるといえる。このことから、本稿では、ディスクロージャーの程度を測る指標として、ディスクロージャーランキングの評価点を用いる。音川 (2000)や須田・須藤・太田 (2004)では、同じランキングを用いて、ディスクロージャーと資本コストの関係が分析されている。しかし、これらの実証分析では、評価点をダミー変数に変換した分析では、資本コスト

とディスクロージャーランキングに有意な負の相関が観察されるものの、評価点そのものを用いた分析では、有意な結果が得られていない。この理由として、サンプルが短いことに起因する可能性がある。本稿では、第一の貢献としてより長期のサンプルを用いることで、この問題について改善を行っている。

本稿の第二の貢献として、ディスクロージャーが株式プレミアムに与える影響の可変性を考慮した分析を行っている点が挙げられる。Easley and O'HARA (2004)における命題3では、非公開となっている情報の割合が増加すると、リスクプレミアムが拡大することが示されている。その命題から、以下が示せる。

$$\frac{\partial}{\partial \rho_k^{-1}} \left( \frac{\partial E[v_k - p_k]}{\partial \alpha_k} \right) > 0$$

これは、非公開情報の割合が、リスクプレミアムを拡大させる効果が、資産の期待利得の分散が増加すると、増幅させることを示している。すなわち、投資家間の情報の非対称性が株式プレミアムに与える効果は、市場の不確実性が高まるほど強くなることを表している。また Rosch and Kaserer (2013)では、景気後退期において、株式流動性に対するプレミアムが拡大することを示している。Diamond and Verrecchia (1991)によると、株式流動性は、投資家間の情報の非対称性の度合いが高くなるほど、低下する関係を持つ。このことから、ディスクロージャーが進んでおらず、投資家間の情報の非対称性が大きい企業の株式の流動性は低く、景気後退期などの市場の不確実性が高いときには、そのような企業の株式プレミアムは拡大する傾向にあると予測される。これらの点を考慮するため、本稿では大阪大学数理・データ科学教育研究センター(MMDS)の発表している VXJ (Volatility Index Japan)を用いて、ディスクロージャーの効果の市場全体の不確実性を通じた可変性についても検証する。

以上のような議論をまとめると、本稿では以下の2つの仮説、つまり、仮説1：ディスクロージャーランキングの高い株式のプレミアムは低い、仮説2：市場の不確実性が高まる時期に、ディスクロージャーランキングの高い株式のプレミアムと低い株式のプレミアムの差が拡大する、という点を検証する。

ディスクロージャーランキングを用いて、以上2つの仮説から、日本の株式プレミアムに与える影響を分析したところ、次のような結果を得た。まず、全標本期間を用いた分析では、ディスクロージャーランキングが低い企業の株式プレミアムは、ディスクロージャーランキングが高い企業の株式プレミアムを、上回る結果を得たもの

の、頑健であるとは言えなかった。この結果は、仮説 1 が強く支持されていないことを示しており、先行研究である音川 (2000)等と整合的な結果である。

一方で、市場全体の不確実性が拡大する局面においては、ディスクロージャーランキングが低い企業の株式プレミアムは、ランキングの高い企業の株式プレミアムを有意に上回っていることが明らかにされた。この結果は、流動性をコントロールした分析や、分析企業をランキング対象外に広げた場合でも支持されている。このことは、日本の株式市場において、市場全体の不確実性が拡大している状況では、ディスクロージャーが株式プレミアムを小さくする効果が観察され、仮説 2 が頑健な形で支持されることを示している。

本稿は、以下のように構成される。まず、2 節では先行研究がサーベイされる。3 節では、ディスクロージャーの指標としてディスクロージャーランキングが説明され、その他分析に用いられるデータが述べられる。4 節では、実証分析の方法とその結果が説明され、5 節では結論と今後の課題が述べられる。

## 2. 先行研究

本節では、ディスクロージャーや、ディスクロージャーと関連する、情報の非対称性、株式流動性、およびアナリスト予測などが、株式プレミアムや資本コストに与える影響を分析した研究を展望する。

本稿同様にディスクロージャーランキングを用い、ランキングと資本コストの関係を分析しているものとして、Botosan and Plumlee (2002)、音川 (2000)、須田・首藤・太田 (2004)がある。Botosan and Plumlee (2002)は、アメリカにおけるディスクロージャーランキングを用い、ランキングの上昇が資本コストを低下させるという結果を報告している。音川 (2000)と須田・首藤・太田 (2004)は、本稿と同じく日本証券アナリスト協会発表の「ディスクロージャー優良企業選定」におけるランキングを利用している。音川 (2000)は、1998 年と 1999 年の 2 年間のデータを用いて、ランキングの元となるアナリストの評価点の上昇が資本コストを低下させる有意な効果が観察されている。また、各年のデータを用いた分析では、統計的に有意ではないものの、同様の結果が報告されている。須田・首藤・太田(2004)では、ランキング上位に入るか否かのダミー変数と、ランキングの元となる評価点自体を用いて実証分析されている。ダミー変数による分析では、ラ

ランキング上位の企業の資本コストが低くなるのが、頑健に観察されているものの、ランキングの点数自体による分析では有意な結果は得られていない。

複数資産の収益率の共分散関係を明示的にモデルに取り込んで、ディスクロージャーの効果を分析したものとしては、Lambert et. al. (2007) がある。彼らは、ディスクロージャーが、共分散関係を通じて他企業の株式プレミアムも引き下げるという正の外部性を持つことを示している。

ディスクロージャーに関連する会計基準の変化が、資本コストや株式流動性に与えた影響を分析したものに、Leuz and Verrecchia (2000)と Daske et. al. (2013) がある。Leuz and Verrecchia (2000) は、ドイツのデータを用いて、より幅広い情報公開が要求される会計基準を採用した銘柄で、流動性が高まるという実証結果を報告している。Daske et. al. (2013) は、分析対象とした 30 か国において、Leuz and Verrecchia (2000) と同様により幅広い情報公開が要求される会計基準を採用した企業では、その株式の流動性が増加し、資本コストが低下することを示している。さらに情報公開を行うインセンティブが強い企業については、会計基準の採用効果が増大し、より株式流動性が高まり資本コストを低下させることを示している<sup>1</sup>。

ディスクロージャーによって、全ての投資家がアクセスできる情報が増加し、投資家間で情報の非対称性が小さくなると考えられる。投資家間の情報の非対称性と資本コストの関係を、理論的に分析した研究が、Easley and O'HARA(2004)である。Easley and O'HARA(2004)は、誰にでもアクセスすることのできる公的情報と、一部の投資家にしかアクセスできない私的情報が存在するとき、公的情報の比率が高まり投資家間で情報の非対称性が緩和される効果を、理論モデルにより分析している。その結果、公的情報の増加は、資本コストを低下させることを示している。

また、Easley and O'HARA(2004)の一般化として位置づけられるモデルに Hughes et. al. (2007) がある。Hughes et. al. (2007) は、Easley and O'HARA(2004) の情報リスクが、分散化ができないという仮定は、市場規模が小さい（例えば、証券数、投資家数が有限）時に支持され、証券数や投資家数を無限まで拡張した極限的な市場においては、情報リスクも完全に分散可能となり、投資家間の情報の非対称性は株式プレミアムに影響しないことを指摘している。

---

<sup>1</sup> 論文中では、情報公開を行うインセンティブが強い企業として、負債比率の高い企業や、成長性の高い企業等が挙げられている。これらの企業が、情報公開に強いインセンティブを持つ理由は、Leuz and Wysocki (2008) 等で示されている。

投資家間の情報の非対称性を、PIN (Probability of information-based trading)と呼ばれる指標で測った実証分析も行われている。PIN 指標は、全ての約定電文到着率に対して、私的情報を利用できる情報投資家の約定到着率の割合で表され、Easley et. al. (1996) 及び、Easley et. al. (2002) によって示された、投資家間の情報の非対称性の度合いを示す尺度である。Easley et. al. (1996) では、PIN 指標と流動性に負の関係があること、Easley et. al. (2002) では PIN 指標と株式収益率の間に正の関係があることが示されている。

マーケットメーカーの行動をモデルに組み込んで、投資家間の情報の非対称性と資産価格の関係を分析したものとして、Kyle(1985)と Diamond and Verrecchia (1991)があげられる。Kyle(1985)は、投資家とマーケットメーカーのオークション取引のモデルを構築した。この中で、一部の投資家のみが取り扱える私的情報が、資産の流動性を変化させ、最終的に資産価格に影響を与えることを示している。Diamond and Verrecchia (1991)は、投資家間の情報の非対称性を緩和する企業のディスクロージャーが、投資家の需要を喚起し流動性を高めることを示している。

Kelly and Ljungqvist (2012)では、ニューヨーク証券取引所で取引されている株式について、アナリストカバレッジの変更による株式プレミアムの変化を、投資家間の情報の非対称性と関連付けている。投資家間の情報の非対称性が、株式プレミアムに影響しているとすれば、ある企業が、アナリストカバレッジから外れることで、投資家間の情報の非対称性が高まり、株式プレミアムは拡大する可能性がある。彼らは、企業をカバーしているアナリストが所属する証券会社の倒産や買収により、アナリストカバレッジが外れた取引日をイベント日としたイベントスタディにより、株式プレミアムが拡大するという結果を得ている<sup>2</sup>。

Barron et. al. (1998) は、アナリストが発表する収益予想に関する不確実性が、公的情報に起因するものと、私的情報に起因するものに分解できることが示されている。これをもとに Botosan et. al. (2004) は、公的情報の不確実性の低下は株式プレミアムを低下させること、その一方で私的情報の不確実性の低下は株式プレミアムを高めることを示している。

国内における、情報の精度とリスクプレミアムの関係を扱った論文には、音川・村宮

---

<sup>2</sup> Kelly and Ljungqvist (2012)で、アナリストカバレッジから外れるというイベントを、アナリストが所属する企業の倒産時に限定したのは、イベントの内生性を除去するためである。アナリストが自発的にアナリストカバレッジを外すというイベントは、売り推奨、つまりその企業の評価に対してマイナスのシグナルとなっている可能性が指摘されている。(Scherbina (2008)) イベントが情報の非対称性の程度と直接関係しなくとも、株式収益率に対して、マイナスの影響を及ぼす可能性を否定できない。



(2005)が挙げられ、私的情報の精度と、公的情報の精度がリスクプレミアムに及ぼす影響について、分析を行っている。その結果、情報の全体の精度は、株式プレミアを低下させるが、公的情報に対し、私的情報の精度が高まるにつれて、その効果は低減していくことを示した。

これらの文献では、ディスクロージャーやアナリスト予測が株式プレミアムに与える影響は、時間を通じて一定であると仮定されていた<sup>3</sup>。しかしながら、GARCH やボラティリティ・インデックスを扱った論文では、市場の不確実性が時間とともに変化することが明らかにされ、ディスクロージャーが株式プレミアムに与える影響も、一定ではない可能性がある。ディスクロージャーが、株式プレミアムに与える影響が可変である可能性については、Lambert et. al. (2012) と Armstrong et. al. (2011) で分析されている。Lambert et. al. (2012) は、市場の競争環境が高くなるほど、投資家間の情報の非対称性に起因するプレミアムが小さくなることを理論的に導出し、Armstrong et. al. (2011) は、その理論的含意を支持する実証結果を得ている。

### 3. ディスクロージャーランキングとデータ

#### 3.1 ディスクロージャーランキング

序論で述べたように、本稿は、企業のディスクロージャー活動全般に着目し、分析することを目的としている。このため、より直接的にディスクロージャー活動が評価されていると考えられる、日本証券アナリスト協会発表の「ディスクロージャー優良企業選定」から得られるランキングを用いる。そこで本小節では、ディスクロージャーランキングについて説明し、このデータをどのように加工して後の実証分析に利用するかについて説明する。

ランキングの評価期間は当年7月から翌年6月にかかる当該事業年度で、企業のディスクロージャーの程度に関してアナリストが行った評価結果に基づいて翌年10月ごろにランキングが発表されている<sup>4</sup>。ランキングの評価項目として「1. 経営陣のIR姿勢、IR部門の機能、IRの基本スタンス」、 「2. 説明会、インタビュー、説明資料等

<sup>3</sup> Easley and O'HARA (2004) などでは、投資家間の情報の非対称性に関連するパラメータと市場の不確実性に関連するパラメータが、独立して与えられた理論モデルにより情報の非対称性が資本コストに与える影響を分析している。このため、彼らのモデルの拡張として、投資家間の情報の非対称性と資本コストの関係が、市場の不確実性にどのように依存するかを示すことは可能である。これが、本稿の序論で検討されている仮説2である。

<sup>4</sup> IR活動の区切りが7月から翌年6月であることから、本稿における年次も同様の区切りとしている。

における開示」，「3. フェアディスクロージャー」，「4. コーポレートガバナンスに関連する情報の開示」，「5. 各業種の状況に即した自主的な情報開示」が挙げられる。本ランキングは，「建設・住宅・不動産」，「食品」，「化学・繊維」，「医薬品」，「石油・鉱業」，「鉄鋼・非鉄金属」，「機械」，「電気・精密機器」，「自動車，自動車部品」，「電力・ガス」，「運輸」，「通信・インターネット」，「商社」，「小売業」，「銀行」，「コンピューターソフト」の16業種について，東京証券取引所1部銘柄のうち一定以上の時価総額の企業から，評価対象企業が選ばれている。その結果，サンプル期間中において，最も多い年で2010年の255社，最も少ない年で2002年の116社が評価されている。企業評価は，経験年数3年以上かつ当該事業業種担当おおむね2年以上のアナリストにより行われている。

図1には，平成23年度ディスクロージャーランキング「食品」の評価表が示されている。このランキングでは，上記5つの評価項目について，その評価点が公表されているが，本稿では総合評価の点数を利用する。業種ごとに採点者や採点基準も異なるため，以下の標準化された点数をディスクロージャーランキング指標として用いることで，業種間のばらつきをコントロールする。

$$h_{ij,t} = \frac{x_{ij,t} - \bar{x}_{j,t}}{\sigma_{j,t}} \quad (1)$$

なおここで添え字 $t$ は評価年を表しており， $h_{ij,t}$ は業種 $j$ に属する企業 $i$ の標準化ディスクロージャーランキング点数， $x_{ij,t}$ は企業 $i$ の総合評価点， $\bar{x}_{j,t}$ 業種 $j$ の総合評価点の平均点， $\sigma_{j,t}$ は業種 $j$ の総合評価点の標準偏差を示している。

このランキングは，アナリストが直接的に企業のディスクロージャー活動を評価しており，ディスクロージャーのレベルを示す変数としては，会計基準の採否に関するダミー変数などよりも，情報量は多いと考えられる。ただし，評価対象企業が上場企業の中でも，時価総額の大きな企業のみとなっており，強いサンプルセレクションバイアスを持つ可能性を否定できない。しかしながら，本稿におけるセレクションバイアスは，以下のような理由により，ディスクロージャーがもたらす効果を，過小評価する方向に働くと考えられる。ランキングの評価対象となっている企業は，常時多くのアナリストが業績等の評価を行い，投資家からの関心も大きい。このような企業は，投資家がアクセスできる情報が多く，上場企業の中では相対的に投資家間の情報の非対称性が小さい企業であると考えられる。このため，ディスクロージャーランキ

ングの差が、株式プレミアムに与える効果は、小さいと考えられる。このようなサンプル制約のもとでも、ディスクロージャーの効果が観察されるならば、市場全体にサンプルを拡大した場合にも、同様の効果が観察されることが予想される。

(図 1 を挿入)

### 3.2 その他のデータと標本期間

標本期間は 2001 年 8 月から 2013 年 12 月であるが、推定方法の違いから、4.1 節と 4.3 節では、2001 年 8 月から 2013 年 1 月を分析期間としており、4.2 節では 2001 年 8 月から 2013 年 12 月までを分析期間としている。また、4.4 節では、株式売買高のデータが 2004 年 1 月以降しか利用できないことから、2004 年 1 月から 2013 年 12 月のデータを用いて分析している。株価や売買高等の個別株に関するデータは、Financial Quest 2.0 より取得している。

Easley and O'HARA (2004)は、投資家間の情報の非対称性が、株式プレミアムを拡大させることを示している。証券の期待値に関する不確実性が増加すると、情報の非対称性に起因する株式プレミアムが増幅されることを示すことができる。また Rosch and Kaserer (2013)や、Watanabe and Watanabe (2008)は、株式流動性や流動性プレミアムが、景気後退時や市場の不確実性が上昇する時期に、増加することを明らかにしている。株式流動性と、投資家間の情報の非対称性の関係は、Diamond and Verrecchia (1991)等で検証され、情報の非対称性の度合いが高まるほど、流動性が低下することが示されている。これらの先行研究から、もしディスクロージャーが株式プレミアムに影響を与えているとすれば、その効果も、市場の不確実性に依存している可能性がある。この点についても分析を行っていく。

市場の不確実性の代理変数として、大阪大学数理・データ科学教育研究センターが作成、公表している「VOLATILITY INDEX JAPAN」(VXJ)の 12 か月加重平均を用いる。VXJ は、Fukasawa et. al. (2011)で提案された、パラメトリックなモデルを仮定しないインプライド・ボラティリティ指標であり、日次データが公開されている。計算方法は、まず日次の VXJ を月平均して月次の VXJ を求め、持続性を考慮するため、11 か月前の値に 1、10 か月前の値に 2・・・当月の値に 12 を掛けて重みづけを行い加重平均した VXJ をその月の市場の不確実性の値として用いる。図 2 には、2001 年から

2013年までの加重平均を取った VXJ が示されている。VXJ は、2001年から2003年ごろは高い値をとっており、その後2006年ごろにかけて低下し、2008年のリーマンショック時に急激に上昇している。また、2013年以降も再び上昇している。

(図 2 を挿入)

月次の株式収益率については、東証一部銘柄の月末の株価より、(2)式を用いて計算する。

$$R_{i,t} = (P_{i,t} - P_{i,t-1}) / P_{i,t-1} \quad (2)$$

ここで、 $R_{i,t}$ は企業*i*の*t*時点の月次株式収益率、 $P_{i,t}$ は企業*i*の*t*時点の月末株式価格を示している。標本期間中に上場廃止となった企業、新規上場した企業も分析対象としている。また、本稿では、Fama-Frenchモデルで用いられるリスクファクターをコントロールしたうえで、ディスクロージャーが、株式プレミアムに対して説明力を持つかどうかを分析する。このため、マーケットポートフォリオ、企業規模、時価簿価比率に関する各リスクファクターについては「金融データソリューションズ」のポートフォリオマスターにより提供されている、久保田・竹原(2007)に基づいたデータを用いる。

(表 1 を挿入)

#### 4. ディスクロージャーと株式プレミアム

本節では、序論で述べられたように、企業間でのディスクロージャーの違いが、株式プレミアムに与える影響について、以下2つの仮説を元に実証分析を行っていく。

**仮説 1** : ディスクロージャーランキングの高い株式の株式プレミアムは低い

**仮説 2** : 市場の不確実性が高まる時期に、ディスクロージャーランキングの高い株式のプレミアムと低い株式のプレミアムの差が拡大する

#### 4.1 Fama MacBeth の分析方法による株式プレミアムの検定

まず、Fama and MacBeth (1973)によって提案された2段階推定とその誤差項を用いた推定により、ディスクロージャーと株式プレミアムの関係について分析を行う。本稿では、株式の期待収益率を決定するベンチマークモデルとして、Fama-Frenchの3ファクターモデルを用いる。このため、まずマーケットポートフォリオ収益率、SMBファクター、HMLファクターを用いて、以下の時系列回帰により、各株式のリスクファクターに対する3種類のベータ ( $\beta_{MP,i,t}, \beta_{SML,i,t}, \beta_{HML,i,t}$ ) を推定する。

$$R_{i,t} - R_{f,t-1} = \alpha + \beta_{MP,i,t}(R_{m,t} - R_{f,t-1}) + \beta_{SML,i,t}R_{SMB,t} + \beta_{HML,i,t}R_{HML,t} + u_{i,t} \quad (3)$$

ここで、 $R_{f,t-1}$ は $t-1$ 月の安全資産収益率、 $R_{m,t}$ は $t$ 月に実現するマーケットポートフォリオ収益率、 $R_{SMB,t}$ は $t$ 月に実現するSMBファクター、 $R_{HML,t}$ は $t$ 月に実現するHMLファクター、 $u_{i,t}$ を $t$ 月における誤差項とする。 $t$ 月における1組のベータ

( $\beta_{MP,i,t}, \beta_{SML,i,t}, \beta_{HML,i,t}$ )を推定するために、 $t$ 月より過去の5年間の時系列データを用い、 $t+1$ 月のベータの推定には、 $t+1$ 月より過去の5年間のデータを用いる。例えば、標本として利用可能な1996年8月から2001年7月までの5年間の収益率データを用いて、( $\beta_{MP,i,t}, \beta_{SML,i,t}, \beta_{HML,i,t}$ )を推定する。この作業を繰り返し、2001年7月から2012年12月までの138か月の3種類のベータの時系列推定値を得る。

次に、Fama-Frenchの3ファクターモデルについて、時系列推定により得られたベータを以下の式に入れて、各月でクロスセクション回帰を行う。

$$\bar{R}_{i,t} - R_{f,t-1} = \alpha + \lambda_1\beta_{MP,i,t} + \lambda_2\beta_{SML,i,t} + \lambda_3\beta_{HML,i,t} + e_{i,t} \quad (4)$$

なお、ここで $\bar{R}_{i,t}$ はベータの推定に用いられた最終月の翌月から、以降1年間の株式 $i$ の平均収益率である<sup>5</sup>。(4)式のクロスセクション回帰により、株式ごとに得られた誤差項 $\hat{e}_{i,t}$ を用いて、次の回帰を行う。

$$\hat{e}_{i,t} = \lambda_4 h_{ij,t} + \lambda_5 h_{ij,t} R_{VXJ,t} + \gamma d_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

ここで、 $d_i$ は個体効果を表すダミーであり、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項を表している。また、 $R_{VXJ,t}$ はVXJに依存した変数である。本稿では、VXJにより市場全体の不確実性の大きさを計測し、ディスクロージャーの効果の可変性について検証を行う。市場全体の不確実性の大きさをVXJの値で計測する際には、VXJの値自体を用いる方法と、閾値を設定

<sup>5</sup>多くの実証研究で指摘されている通り、各ベータの推定値に推定誤差の問題が生じるため、本来はポートフォリオを用いた推定を行わなければならない。しかしながら、ポートフォリオにまとめることで、ディスクロージャーランキングの違いが、捨象されてしまう可能性があり、2段階推定では個別銘柄を用いて分析している。

し  $VXJ$  がその値を超えた場合に不確実性が大きい状態とみなし、ダミー変数を用いる 2 種類の方法が考えられる。本小節の分析では後者を採用し、結果の頑健性を高める観点から 2 種類の閾値を用いる。第 1 に、 $VXJ$  の値が時系列平均値を上回っているか否かであり、上回っていれば 1 を取るダミー変数を用いる。第 2 に、正規分布のアナロジーを応用し、 $VXJ$  の平均値から  $1\sigma$  上方の閾値より大きいか否かである。ただし、図 3 の  $VXJ$  移動平均のヒストグラムからも明らかなように、 $VXJ$  移動平均の分布は右側のすそ野が厚い分布となっている。そこで用いるサンプル数である 138 に対して、正規分布の場合の  $1\sigma$  に対応するデータ数である、上から 21 番目までの  $VXJ$  の値を市場の不確実性が高い時点とみなし、この値が上回っている時点を 1 とするダミー変数を用いる。以上をまとめると、 $R_{VXJ,t}$  は次のように与えられる。

$$R_{VXJ,t} \begin{cases} = 1 & \text{if } VXJ > \overline{VXJ} \text{ or } \overline{VXJ} + 1\sigma \\ = 0 & \text{if } VXJ < \overline{VXJ} \text{ or } \overline{VXJ} + 1\sigma \end{cases}$$

(図 3 を挿入)

クロスセクションの推定式から、(4)式の各 $\lambda$ については推定値が時系列で得られるため、それぞれ t 検定により有意かどうかの検証を行う。表 2 は、(4)式及び(5)式の推定結果を示している。もしリスクファクターをコントロールした上でも、ディスクロージャーランキング上位の企業のリスクプレミアムが小さいとすれば、 $\lambda_4$  は負の値となることが予想される。また、市場全体の不確実性の拡大がディスクロージャーの効果を強めるのであれば、 $\lambda_5$  も負の値となることが予想される。

(表 2 を挿入)

表 2 において、 $\lambda_4$ 、 $\lambda_5$  はともに 1% 有意水準以上で負の値となっており、仮説 1、仮説 2 が支持されることを示している。ただし、この結果は誤差項とディスクロージャーランキング指標が強い相関を持つことも示しており、(4)式の推定において、欠落変数のバイアスが生じている可能性が否定できない。このため (4)式と(5)式をまとめ、(4)式に $h_{ij,t}$ と $h_{ij,t}R_{VXJ,t}$ を追加した以下の 2 式を推定する。

$$\bar{R}_{i,t} - R_{f,t-1} = \alpha + \lambda_1 \beta_{MP,i,t} + \lambda_2 \beta_{SML,i,t} + \lambda_3 \beta_{HML,i,t} + \lambda_4 h_{ij,t} + e_{i,t} \quad (6)$$

$$\bar{R}_{i,t} - R_{f,t-1} = \alpha + \lambda_1 \beta_{MP,i,t} + \lambda_2 \beta_{SML,i,t} + \lambda_3 \beta_{HML,i,t} + \lambda_4 h_{ij,t} R_{VXJ,t} + e_{i,t} \quad (7)$$

(7)式は、VXJの値に条件づけられた変数を説明変数としていることから、条件付きモデルと呼び、(6)式を無条件モデルと呼ぶ。(6)式と(7)式の推定結果は、表3に報告されている。表3によると、(6)式の $\lambda_4$ が負となつてはいるものの、有意水準は10%となっている。これに対し、表3の(7)式の推定結果は、閾値を平均値とした結果[(1)列]、VXJの右側1 $\sigma$ 相当を閾値とした結果[(2)列目]のいずれにおいても、 $\lambda_4$ が有意水準1%で負となっている。このことは、ディスクロージャーランキングが低い株式のプレミアムが、VXJの拡大する局面で、ランキングの高い銘柄よりも大きくなることを示している。また、いずれのモデルでもマーケットポートフォリオ収益率( $\lambda_1$ )は5%有意水準で正の値であり、HMLファクター( $\lambda_3$ )については1%有意水準で正の値である。一方SMBファクター( $\lambda_2$ )については、無条件モデルでは有意な値が観察されないが、条件付きモデルでは1%有意水準で正の値となっている。

(表3を挿入)

以上の分析結果では、本稿で提示した無条件モデル、条件付きモデルのいずれも、ディスクロージャーランキングに関するパラメータが負となっており、仮説が支持されている。しかしながら、無条件モデルではディスクロージャーランキングの評価点の係数の有意性は高くなく、仮説1は強くサポートされているわけではない。これに対し、条件付きモデルでは、有意な係数が推定されており、仮説2は強く支持されることがわかる。つまり、日本の株式市場においてディスクロージャーの促進は、その企業の株式プレミアムを小さくするものの、その効果は経済全体の不確実性が拡大する局面において顕在化することが明らかにされた。この結果をうけて、4.2の分析では仮説2に焦点を当てて分析を行う。

#### 4.2 ディスクロージャーランキングポートフォリオによる検定

前小節において、ディスクロージャーが株式プレミアムに与える効果が、 $VXJ$  の値、つまり経済全体の不確実性に依存する可能性が明らかにされた。前小節の分析は個別株式を対象として行われているため、個別株固有のショックが分析結果に影響を与えている可能性がある。そこで、本小節ではディスクロージャーランキングに基づき、ポートフォリオを組成することで、株式ごとの固有ショックをコントロールした分析を行う。

本小節の分析に用いるポートフォリオは次のように組成する。まず、ランキングの評価対象全銘柄を $h_{ij,t}$ に基づいてソートし、上位 20%の株式ポートフォリオ収益率と下位 20%の株式ポートフォリオ収益率を、等加重平均により算出する。次に、下位ポートフォリオをショート、上位ポートフォリオをロングするポートフォリオを作成し、収益率を求める。このポートフォリオは、ディスクロージャーランキングの低い株式群をショートし、高い株式群をロングすることで、各銘柄の個別ショックを抑え、ディスクロージャーの株式プレミアムに対する効果が増大し、仮説 2 の検出力が高くなるように組成されている。このロングショートポートフォリオ収益率に対して、以下の推定式により時系列回帰を行う。

$$R_t = \alpha + \beta_{MP}(R_{m,t} - R_{f,t-1}) + \beta_{SMB}R_{SMB,t} + \beta_{HML}R_{HML,t} + \beta_{VXJ}VXJ_t + e_t \quad (8)$$

ここで $R_t$ は、ロングショートポートフォリオの収益率を表している。仮説 2 が正しければ、(8)式右辺第 5 項の $\beta_{VXJ}$ は、有意な負の値として推定されるはずである。表 4 は、(8)式の推定結果を示している。

(表 4 を挿入)

表 4 によると、ロングショートポートフォリオ収益率を用いた分析で、 $\beta_{VXJ}$ が負で有意であることを示しており、個別株の分析結果と同様に仮説 2 が支持されている。

#### 4.3 評価対象外銘柄含む Fama MacBeth の分析方法によるプレミアムの検定

本稿で用いられているディスクロージャーランキングは、一定数以上のアナリストがカバーしていること、一定額以上の時価総額等といった、基準を満たした企業が評



価対象となっている。このことから、銘柄数が最大の年でも 255 と少なく、日本の株式市場全体をカバーしているとは言い難い。このことが、4.1 節の無条件モデルを用いた分析において、ディスクロージャーに関するパラメータの有意性が低い理由となっている可能性がある。そこで、本小節では、ランキングに含まれない銘柄を含めることで、この問題を考慮した分析を行う。

ディスクロージャーランキング評価対象外の企業を分析に加えるために、これらの企業がもし評価対象に含まれていたら、どのようなランキング指標になるのかを予測し（仮想ランキング）、それに基づいて検証する。まず、評価対象企業のランキング指標である  $h_{ij,t}$  を被説明変数として、以下のように財務指標を説明変数としたクロスセクション回帰を毎年行う<sup>6</sup>。

$$h_{ij,t} = \alpha + b_1 CR_{i,t} + b_2 MC_{i,t} + b_3 AT_{i,t} + b_4 IR_{i,t} + b_5 ER_{i,t} + u_{i,t} \quad (9)$$

ここで  $CR_{i,t}$  は流動負債と流動資産の比率である流動比率、 $MC_{i,t}$  は対数時価総額、 $AT_{i,t}$  は総資産に対して売上高がどの程度あったかを表す総資産回転率、 $IR_{i,t}$  は個人投資家持ち株比率、 $ER_{i,t}$  は企業発表の売上高予想と実際の売上高の乖離率、 $u_{i,t}$  は誤差項を表す<sup>7</sup>。すべての財務指標は東証 33 業種に基づいて、業種ごとに基準化されている<sup>8</sup>。

(9)式より得られた係数を、評価対象外の企業の財務指標に適用することで、ランキング指標の予測値を計算する。この予測値によりランキングをつけることで、評価対象外企業を含めた仮想的なディスクロージャーランキングを作成することができる。ただし、実際に評価対象企業のうち、仮想ランキング指標を与えた場合の最小値と評価対象外の企業に対して計算された仮想ランキング指標を比較し、後者が前者を上回る企業のみを本小節での分析に加える。その理由は、データとして得られるディスクロージャーランキングの複製を目的とした(9)式は、元の評価対象企業のみを用いて係数が推定されており、評価対象企業の仮想ランキング指標の最小値より小さい仮想ランキング指標の企業は外挿予測となり、指標の予測力に問題が生じるためである。

<sup>6</sup> (9)式は財務指標に関する線形関数により、ディスクロージャーランキングを複製することを目的としている。ランキングを複製するモデルについては、本稿で利用したものと異なる変数を用いたモデルについても推定を行い、それらの中で、順位相関係数の最も高いモデルを採用している。

<sup>7</sup>  $ER_{i,t}$  は以下の式で表される。

$$ER_{i,t} = \frac{| \text{実際の売上高} - \text{売上高予想} |}{\text{売上高}}$$

<sup>8</sup> ディスクロージャーランキングの業種よりも、東証 33 業種は細分化されている。このため、東証 33 業種では異業種に分類される銘柄が、ディスクロージャーランキングでは同業種となっている場合、ディスクロージャーランキングでの分類を優先し、同業種に分類している。

表 5 には、得られた予測値を用いたランキングと、元のディスクロージャーランキングが同等であるかを、スピアマンの順位相関係数を用いて検証した結果が示されている。2つの順位間に相関が無いという帰無仮説が、すべての年度について有意水準 0.1%で棄却されている。このことから、元のディスクロージャーランキングに含まれていない企業についても、(9)式を用いた仮想ランキングにより分析を進めることが説得的であるとみなすことができる。この仮想ランキングによって、最大 1349 社、最小で 1002 社がサンプルに含まれることとなり、4.1 節の分析に比べ大幅にサンプルが拡大することとなった。

(表 5 を挿入)

次に、(9)式により得られた仮想ランキングと株式プレミアムの関係についての分析を行う。まず、分析に利用する全ての株式をマーケットベータと HML ベータにより、それぞれ上位と下位に 2 分割し、各セル内の株式を仮想ランキングにより 6 つに分割し、24 個のポートフォリオを作成する。次に、全株式をマーケットベータと SMB ベータにより、上位と下位の 2 つに分割し、各セル内の株式を仮想ランキングにより 6 つに分割し、24 個のポートフォリオを作成する。これら合計 48 個の株式ポートフォリオについて等加重平均により収益率を計算し、それらに対して(4)式の時系列推定で各ポートフォリオに対して 3 つのベータを推定する。得られたベータと各ポートフォリオのベータの推定に用いられたデータから以降 1 年間の平均収益率を用いて、以下の式により、無条件及び条件付きモデルのクロスセクション推定を行う。

$$\bar{R}_{i,t} - R_{f,t-1} = \alpha + \lambda_1 \beta_{MP,t} + \lambda_2 \beta_{SML,t} + \lambda_3 \beta_{HML,t} + \lambda_4 D_{i,t} + e_{i,t} \quad (10)$$

$$\bar{R}_{i,t} - R_{f,t-1} = \alpha + \lambda_1 \beta_{MP,t} + \lambda_2 \beta_{SML,t} + \lambda_3 \beta_{HML,t} + \lambda_4 D_{i,t} R_{VXJ,t} + e_{i,t} \quad (11)$$

ここで、 $D_{it}$  は 6 つの仮想ランキングのセルのうち、低い順に何番目であることを示すダミー変数であり、 $D_{it} = 1$  が最も低位のランキング（ベンチマークランキング）、 $D_{it} = 6$  が最も高位のランキングを示している。 $e_{it}$  は誤差項を表している。

仮想ランキングを用いることで、ディスクロージャーの水準が、評価対象企業と同程度ながらも、ランキングに含まれていなかった企業を検証に加えることができ、4.1 節における銘柄数が少ないという問題点を軽減している。この分析から、無条件モデ

ルにおいてもディスクロージャーが株式プレミアムを小さくする有意な効果が観察できれば、4.1節において、無条件モデルにおけるディスクロージャーランキング指標のパラメータの有意性が低かった理由として、ランキング対象銘柄だけでは情報量が少ないことが影響していた可能性がある。

表6は、(10)式および(11)式の推定結果を示している。ディスクロージャーがプレミアムに影響しているとする、仮想ランキングにより分割したポートフォリオのダミー変数に対する係数は有意に負となるはずである。なぜなら、ディスクロージャーの程度が最も低いと考えられるポートフォリオを基準としてダミー変数を作成しており、上位の分類ほどディスクロージャーが進み、株式プレミアムが小さくなると予測されるからである。(10)式の推定結果によると、無条件モデルにおけるすべてのポートフォリオダミーで、有意で負の係数は推定されていない。また、係数の有意性は4.1節の結果を下回り、ディスクロージャーが、株式プレミアムに影響を与えないという帰無仮説は10%有意水準でも棄却されない。条件付きモデル((11)式(1))では、ディスクロージャーの水準が高い5分位と6分位のポートフォリオダミーの係数が負で有意な値となっており、((11)式(2))の場合では、最もディスクロージャーのレベルが高い6分位のポートフォリオの係数について有意に負として推定され、仮説2と整合的な結果となっている。

ランキングに含まれない企業も分析対象に加えた表6の結果は、仮説1については、支持されないものの、仮説2についてはデータと整合的であることを示している。この結果は、4.1節の分析と同様であり銘柄数の少なさが結果に影響していた可能性が弱いことを示唆している。本小節の推定により、経済全体の不確実性が高まるときに、ディスクロージャーが株式プレミアムに与える影響が拡大するという実証結果は、頑健であり、広く支持されることが確認できる。

(表6を挿入)

#### 4.4 流動性プレミアムとの識別について

Easley et. al. (1996)等において、投資家間の情報の非対称性と、その企業の株式流動性の間には強い負の関係があることが示されている。本稿で検出されたディスクロージャーと株式プレミアムの負の関係は、ディスクロージャーの効果ではなく、ディス

クロージャー以外の要因によってもたらされた流動性プレミアムである可能性を否定できない。そこで本小節では、ディスクロージャーだけでなく、流動性についても同時に分析することで、ディスクロージャーの効果のみを抽出することを試みる。

本稿では、Amihud(2002)により提案され、Kelly and Ljungqvist(2012)等で用いられている、以下の流動性指標 ( $ILLIQ_{i,t}$ )を用いる<sup>9</sup>。

$$ILLIQ_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{|r_{i,d}|}{v_{i,d}} \quad (12)$$

ここで $D_{i,t}$ は証券*i*の取引日数、 $v_{i,d}$ は証券*i*の*d*取引日における売買金額、 $r_{i,d}$ は証券*i*の*d*取引日における収益率である。この指標は、1取引単位当たり収益率がどの程度変動するかを表している。この値が大きいほど単位取引金額の価格インパクトが大きいとみなすことができ、流動性が低いと解釈することができる。流動性が株式プレミアムに与える影響と、ディスクロージャーが株式プレミアムに与える影響を識別するため、(12)式の流動性指標の大きさにより、株式を3つに分割する。次に、同じ流動性指標のカテゴリーに含まれる株式を、ディスクロージャーランキングにより、上位50%、下位50%に分割し、それぞれの株式ポートフォリオの収益率を個別株式収益率の等加重平均により計算する。そして、同じ流動性カテゴリーのディスクロージャーランキング上位のポートフォリオをロングし、下位のポートフォリオをショートし、ロングショートポートフォリオの収益率を計算する。この収益率に対して、(8)式と同様の推定を行う。

もし、流動性とディスクロージャーランキングが異なった情報を持っているのであれば、同じ流動性カテゴリーの中でもディスクロージャーランキングの違いが、株式プレミアムに影響を与えるはずである。つまり、流動性をコントロールしても、ディスクロージャーランキング下位の銘柄に追加的なプレミアムがあるならば、VXJに対して負の係数が得られるはずである。表7は推定結果を示している。

(表7を挿入)

<sup>9</sup>ILLIQには本稿で用いられたもののほかに、市場平均流動性で除して計算するILLIQMAという指標もあるが、本稿ではKelly and Ljungqvist(2012)にならい、(12)式で与えられる指標を用いる。

表7によると、中位40%では10%水準、下位30%では1%水準で $\beta_{VXJ}$ が負に有意となっている。このことは、ディスクロージャーランキングが、流動性とは異なった情報を持っており、前節までで観察されたプレミアムは、流動性プレミアムに起因するものだけではないことを示している。4.2節の結果と比べるとVXJの係数の有意性は低下しているが、これは、流動性指標に基づき株式を分割したことで、ディスクロージャーランキングの大きな違いが除かれ、同じ流動性カテゴリーにおける、ランキング上位のポートフォリオと下位ポートフォリオでディスクロージャーランキングの差が縮小している可能性がある。また、HMLファクターについては、流動性のどの分位でも負の係数として推定され、下位の分位では、1%水準で有意となっている。

## 5. 結論

本稿は、ディスクロージャーランキングを用いて、ディスクロージャーが株式プレミアムに与える効果について実証分析を行った。また、市場全体の不確実性の上昇が、ディスクロージャーの株式プレミアムに対する影響を拡大させるかどうか、という仮説についても検証を行った。

分析の結果、ランキング指標を市場の不確実性で条件付けされない無条件モデルを用いた分析では、ディスクロージャーランキングが、株式プレミアムに影響を与えるという仮説1を頑健に支持する結果は得られなかった。その一方で、市場の不確実性が拡大している局面において、ディスクロージャーが株式プレミアムに与える影響が増幅するという仮説2については、市場の不確実性の代理変数であるVXJによって条件づけたモデルによるクロスセクション分析と、VXJを説明変数に加えた時系列分析のいずれからも、強く支持された。仮説2については、流動性をコントロールした分析やディスクロージャーランキング対象外の企業も加えた分析でも、支持される結果を得た。これらの結果から、日本の株式市場では、市場の不確実性が拡大する局面において、ディスクロージャーが株式プレミアムに与える効果が、頑健な形で確認された。

最後に、今後の課題に触れて本稿の終わりとしたい。本稿では、ディスクロージャーランキングに含まれる企業及び、それらと同程度のディスクロージャーを行っていると思われる企業のみを分析対象としている。ディスクロージャーランキングに含

まれな企業数が多いことから、日本の株式市場全体についてディスクロージャーと株式プレミアムの関係について実証的含意を得るためにも、分析対象となる企業をよりディスクロージャーの程度が低いと考えられる企業まで広げることは、重要な課題であろう。さらに本稿でも言及したが、流動性でコントロールした分析において、HMLファクターの影響が有意に観察されており、この関係性についてより詳細に分析していくことも、今後の課題としたい。

引用文献

- 音川和久 (2000), “IR 活動の資本コスト低減効果”, 『會計』158(4), 543-555.
- 音川和久, 村宮克彦(2006), “企業情報の開示と株主資本コストの関連性”, 『會計』169(1), 79-93
- 久保田敬一, 竹原均 (2002), “Fama-French ファクターモデルの有効性の再検討”, 『現代ファイナンス』22, 3-23.
- 須田一幸, 須藤昭信, 太田浩司 (2004), “ディスクロージャーの戦略と効果”, 森山書店, 9-68.
- Amihud, Y. (2002), “Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects,” *Journal of Financial Markets* 5(1), 31-56.
- Armstrong, C., J. Core, D. Taylor and R. Verrecchia (2011), “When Does Information Asymmetry Affect the Cost of Capital,” *Journal of Accounting Research* 49(1), 1-40.
- Balakrishnan, K., M. B. Billing, B. Kelly and A. Ljungqvist (2014), “Shaping Liquidity: On the Causal Effects of Voluntary Disclosure,” *Journal of Finance* 69(5), 2237-2278.
- Barron, O., O. Kim, S. Lim and D. Stevens (1998), “Using Analysts' Forecasts to Measure Properties of Analysts' Information Environment,” *The Accounting Review* 73(4), 421-433.
- Botosan, C. and M. Plumlee (2002), “A Re-examination of Disclosure Level and the Expected Cost of Equity Capital,” *Journal of Accounting Research* 40(1), 21-40.
- Botosan, C., M. Plumlee and Y. Xie (2004), “The Role of Information Precision in Determining the Cost of Equity Capital,” *Review of Accounting Studies* 9(2), 233-259.
- Daske, H., L. Hail, C. Leuz and R. Verdi (2013), “Adopting a Label: Heterogeneity in the Economic Consequences Around IAS/IFRS Adoptions,” *Journal of Accounting Research* 51(3), 495-547.
- Diamond, D. and R. Verrecchia (1991), “Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital,” *Journal of Finance* 46(4), 1325-1359.
- Duarte, J. and L. Young (2009), “Why Is PIN Priced?” *Journal of Financial Economics* 91(2), 119-138.
- Easley, D., S. Hvidkjaer and M. O'HARA (2002), “Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?” *Journal of Finance* 57(5), 2185-2221.
- Easley, D., N. Kiefer, M. O'HARA and J. Paperman (1996), “Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks,” *Journal of Finance* 51(4), 1405-1436.
- Easley, D. and M. O'HARA (1992), “Time and the Process of Security Price Adjustment,” *Journal of Finance* 47(2), 577-605.
- Easley, D. and M. O'HARA (2004), “Information and the Cost of Capital,” *Journal of Finance* 59(4), 1553-1583.

- Fama, E. and J. MacBeth (1973) , “Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests,” *Journal of Political Economy* 81(3) , 607-636.
- Fama, E. and K. French (1993) , “Common Risk Factors in the Return on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics* 33(1) , 3-56.
- Fukasawa, M., I. Ishida, N. Maghrebi, K. Oya, M. Ubukata and K. Yamazaki (2011) , “Model-Free Implied Volatility: From Surface to Index , ” *International Journal of Theoretical and Applied Finance* 14(4), 433-463.
- Hughes, J., J. Liu and J. Liu (2007) , “Information Asymmetry, Diversification, and Cost of Capital,” *The Accounting Review* 82(3) , 705-729.
- Kelly, B. and A. Ljungqvist (2012) , “Testing Asymmetric-Information Asset Pricing Models,” *Review of Financial Studies* 25(5) , 1366-1413.
- Kyle, A. (1985), “Continuous Auction and Insider Trading, ” *Econometrica* 53(6), 1315-1335.
- Lambert, R., C. Leuz and R. Verrecchia (2007) , “Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital, ” *Journal of Accounting Research* 45(2) , 385-420.
- Lambert, R., C. Leuz and R. Verrecchia (2012) , “Information Asymmetry, Information Precision, and the Cost of Capital, ” *Review of Finance* 16(1) , 1-29.
- Leuz, C. and R. Verrecchia (2000) , “The Economic Consequences of Increased Disclosure, ” *Journal of Accounting Research* 38, 91-124.
- Leuz, C. and P. Wysocki (2008) , “Economic Consequences of Financial Reporting and Disclosure Regulation: A Review and Suggestions for Future Research” Working paper, University of Chicago.
- Rosch, C. and C. Kaserer (2013) , “Market liquidity in the financial crisis: The role of liquidity commonality and flight-to-quality, ” *Journal of Banking and Finance* 37 (7) , 2284-2302.
- Scherbina, A. (2008), “Suppressed Negative Information and Future Underperformance, ” *Review of Finance* 12(3), 533-565.
- Watanabe, A. and M. Watanabe (2008) , “Time-Varying Liquidity Risk and the Cross Section of Stock Returns, ” *Review of Financial Studies* 21(6) , 2449-2486.



図1：平成23年度ディスクロージャーランキング採点表

出所)証券アナリスト協会「ディスクロージャー優良企業選定報告書」平成24年10月

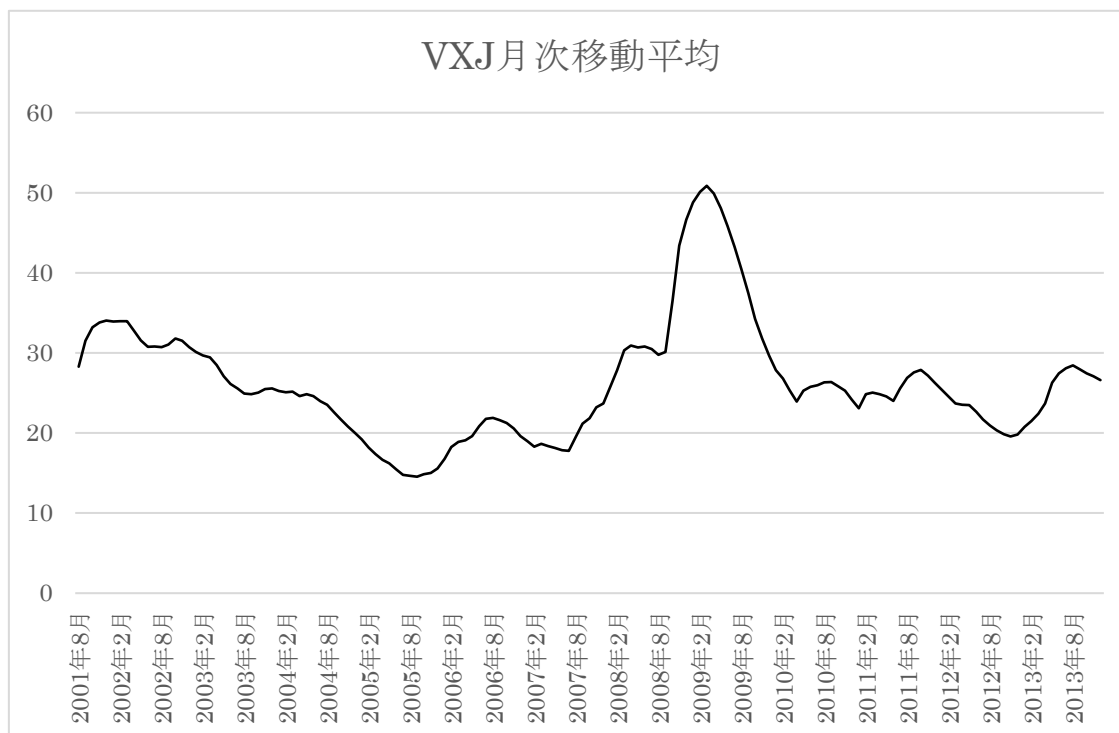
平成23年度 ディスクロージャー評価比較総括表 (食品)

(単位:点)

順位	評価対象企業	評価項目 総合評価 (100点)	1. 経営陣のIR姿勢、 IR部門の機能、IR の基本スタンス		2. 説明会、インタビュー、 説明資料等における 開示		3. フェア・ディスク ロージャー		4. コーポレート・ガバナ ンスに関連する情報 の開示		5. 各業種の状況に即した 自主的な情報開示		前回 順位
			評価項目6 (配点38点)		評価項目10 (配点32点)		評価項目5 (配点10点)		評価項目2 (配点10点)		評価項目3 (配点10点)		
			評価点	順位	評価点	順位	評価点	順位	評価点	順位	評価点	順位	
1	(2502)アサヒグループホールディングス	78.7	30.9	1	25.3	1	9.0	2	7.8	2	5.7	1	1
2	(2802)味の素	70.1	28.7	2	21.2	4	7.5	6	8.1	1	4.6	5	10
3	(2503)キリンホールディングス	67.4	24.1	11	21.4	3	9.7	1	7.1	4	5.1	4	2
4	(2914)日本たばこ産業	65.5	24.5	9	20.4	7	7.6	4	7.3	3	5.6	2	5
5	(2810)ハウス食品	65.3	26.1	4	22.7	2	7.6	4	5.0	8	3.9	9	4
6	(2809)キュービー	63.1	24.0	12	20.3	8	8.9	3	5.7	5	4.2	6	9
7	(2579)コカ・コーラウエスト	59.3	25.8	5	20.7	6	4.6	9	5.0	8	3.2	11	6
8	(2282)日本ハム	58.9	27.4	3	17.8	12	3.2	15	5.3	7	5.2	3	12
9	(2871)ニチレイ	58.1	24.8	7	21.0	5	3.5	11	5.7	5	3.1	13	8
10	(2593)伊藤園	55.9	25.4	6	18.7	10	2.8	17	5.0	8	4.0	8	12
11	(2267)ヤクルト本社	55.3	21.5	15	19.1	9	7.0	8	3.6	17	4.1	7	7
12	(2801)キッコーマン	54.4	21.9	14	17.6	13	7.4	7	4.3	12	3.2	11	14
13	(2607)不二製油	52.1	24.2	10	18.2	11	2.3	18	4.9	11	2.5	18	未実施
14	(2212)山崎製パン	51.0	24.8	7	17.3	14	2.3	18	4.0	15	2.6	17	15
15	(2270)雪印メグミルク	47.5	21.5	15	14.3	17	4.6	9	4.1	14	3.0	14	未実施
16	(2002)日清製粉グループ本社	46.0	23.4	13	11.7	19	3.5	11	4.0	15	3.4	10	17
17	(2875)東洋水産	45.0	20.5	17	15.7	15	3.3	14	3.4	19	2.1	19	20
18	(2897)日清食品ホールディングス	43.6	17.7	19	15.7	15	3.1	16	4.3	12	2.8	15	18
19	(2269)明治ホールディングス	40.1	18.4	18	11.9	18	3.5	11	3.5	18	2.8	15	16
	評価対象企業評価平均点	56.7	24.1		18.5		5.3		5.1		3.7		

(注) 評価対象企業各社の総合評価点の標準偏差は、本年度は、10.1点、昨年度は7.8点であった。

図 2 : VXJ 12 か月移動平均



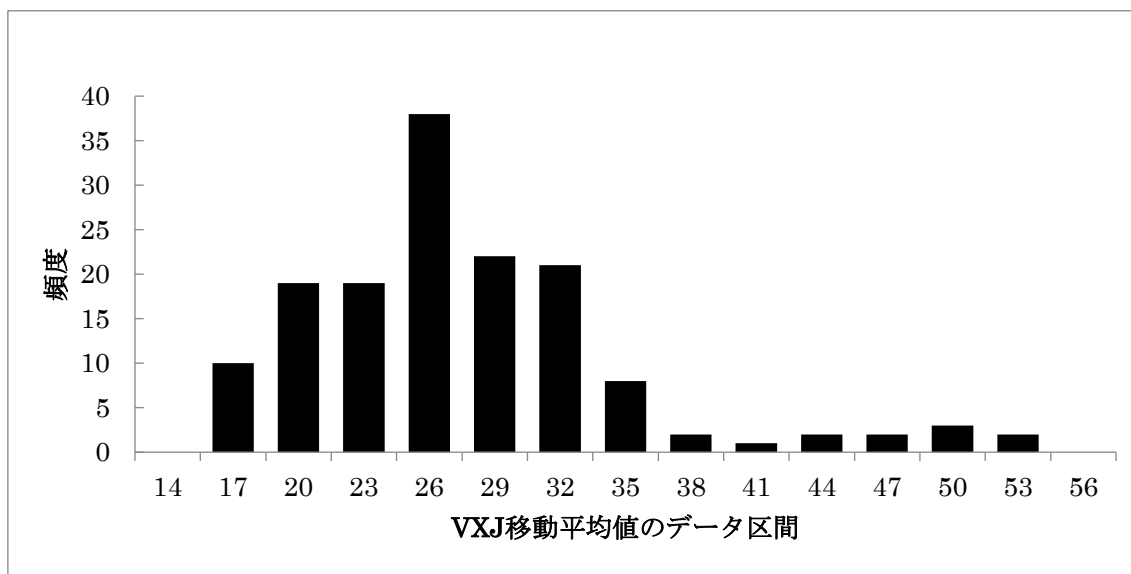
(注)2001年8月から2013年12月までの、VXJの12か月加重平均値を表す。

表 1 : 記述統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
ディスクロージャー					
ランキング指標 ( $h_{ij,t}$ )					
VXJ	26.261	7.468	14.543	50.873	149
MP ファクター	0.000846	0.051887	-0.198910	0.138910	209
SMB ファクター	-0.000387	0.031411	-0.104540	0.127210	209
HML ファクター	0.005286	0.031647	-0.122880	0.101050	209

(注)「ディスクロージャーランキング指標」は、(1)式を元に標準化された点数で、2001年から2013年までの評価対象企業のデータを示している。VXJは、2001年8月から2013年12月までのデータから計算されたVXJの加重平均値を示している。MPファクター(マーケットポートフォリオ収益率-安全資産収益率)、SMBファクター、HMLファクターについては、ベータの推定に用いられた1996年8月から2013年12月までのデータを示している。

図3：VXJ 移動平均のヒストグラム



(注) 2001年8月から2013年12月までの、VXJの12か月加重平均値のヒストグラムを表している。横軸の値は、各データ区間の上界値を表している。

表2：Fama-French 3ファクターモデル2段階推定結果及び誤差項のパネルデータ分析結果

変数	[(4)式]	
$\alpha$	0.001991** (0.000915)	
$\lambda_1$	0.002507** (0.001121)	
$\lambda_2$	0.002762*** (0.000331)	
$\lambda_3$	0.001695*** (0.000486)	
	[(5)式(1)]	[(5)式(2)]
$\lambda_4$	-0.002444*** (0.000279)	-0.003000*** (0.000265)
$\lambda_5$	-0.001979*** (0.000272)	-0.001223*** (0.000351)

(注)上側のパネルは(4)式、下側のパネルは(5)式の推定結果を示している。[(5)式(1)]は、 $R_{VXJ,t}$ の閾値が $\overline{VXJ}$ の場合、[(5)式(1)]は $R_{VXJ,t}$ の閾値が $\overline{VXJ} + 1\sigma$ の場合の結果を示している。個体効果と時間効果については、固定効果モデルを用いて推定している。カッコ内は標準誤差を表しており、\*、\*\*及び\*\*\*は、それぞれ10%、5%、1%の水準で有意であることを示している。

表3：ランキング内の2段階推定結果

変数	無条件モデル[(6)式]	条件付きモデル[(7)式]	
		(1)	(2)
$\alpha$	0.001107 (0.001039)	0.001638 (0.001004)	0.001530 (0.000960)
$\lambda_1$	0.002134** (0.000992)	0.002266** (0.001061)	0.002578** (0.001121)
$\lambda_2$	0.000576 (0.000444)	0.001971*** (0.000366)	0.002468*** (0.000339)
$\lambda_3$	0.002276*** (0.000621)	0.001813*** (0.000561)	0.001638*** (0.000538)
$\lambda_4$	-0.000375* (0.000220)	-0.002006*** (0.000275)	-0.001980*** (0.000314)

(注)2列目の無条件モデルについては(6)式, 3列目, 4列目の条件付きモデルについては(7)式の結果を示している。(7)式の結果のうち, (1)は $R_{VXJ,t}$ の閾値が $\overline{VXJ}$ であるとき, (2)は $R_{VXJ,t}$ の閾値が $\overline{VXJ} + 1\sigma$ の時を示している。カッコ内は標準誤差を表し, \*, \*\*及び\*\*\*は, それぞれ 10%, 5%, 1%の水準で有意であることを示している。

表4：ディスクロージャーランキングポートフォリオによる時系列推定結果

変数	(8)式
$\alpha$	0.015932*** (0.004433)
$\beta_{MP}$	0.002232 (0.022654)
$\beta_{SMB}$	-0.070816 (0.045407)
$\beta_{HML}$	-0.046350 (0.076363)
$\beta_{VXJ}$	-0.000557*** (0.000144)

(注)ランキング対象の株式のうち, ランキング上位 20%の株式からなるポートフォリオと, 下位 20%の株式からなるポートフォリオを作成する。ポートフォリオ収益率は, 同じセル内の個別株式収益率の等加重平均により計算する。ランキング上位のポートフォリオをロング, 下位のポートフォリオをショートしたロングショートポートフォリオ収益率を計算し(8)式を推定している。カッコ内は Newey-West 修正済み標準誤差を表し, \*, \*\*及び\*\*\*は, それぞれ 10%, 5%, 1%の水準で有意であることを示している。

表5：複製ランキングと元ランキングの順位相関係数

年度	順位相関係数	年度	順位相関係数	年度	順位相関係数
2001	0.399 $p<0.001$	2005	0.479 $p<0.001$	2009	0.320 $p<0.001$
2002	0.409 $p<0.001$	2006	0.439 $p<0.001$	2010	0.307 $p<0.001$
2003	0.361 $p<0.001$	2007	0.467 $p<0.001$	2011	0.317 $p<0.001$
2004	0.414 $p<0.001$	2008	0.435 $p<0.001$	2012	0.385 $p<0.001$

(注)各年度の順位相関係数の列の上段の数字は、ランキング対象企業のディスクロージャーランキングにおける順位と、本稿の計算した仮想ランキングにおける順位間のスピアマン順位相関係数を表し、下段の数字は  $p$  値を表している。クロスセクションの推定には2012年までのデータまでを用いるため、2013年については検証を行っていない。

表 6：仮想ランキングを用いた 2 段階推定結果

変数	無条件モデル[(10)式]	条件付きモデル [(11)式(1)]	条件付きモデル [(11)式(2)]
	$\alpha$	0.001265 (0.000989)	0.001220 (0.000929)
$\lambda_1$	0.003194** (0.001165)	0.003519** (0.001187)	0.003254** (0.001209)
$\lambda_2$	0.001930*** (0.000487)	0.001396** (0.000665)	0.001926** (0.000675)
$\lambda_3$	0.002549*** (0.000391)	0.002704*** (0.000361)	0.002739*** (0.000372)
仮想ランキングダミー			
2 分位	-0.000146 (0.000295)	0.000279 (0.000593)	0.000102 (0.000463)
3 分位	-0.000471 (0.000347)	-0.000550 (0.000526)	-0.000574 (0.000454)
4 分位	-0.000255 (0.000360)	-0.000416 (0.000542)	0.000224 (0.000363)
5 分位	-0.000267 (0.000517)	-0.001425* (0.000731)	-0.000253 (0.000500)
6 分位	-0.000588 (0.000660)	-0.002641** (0.000888)	-0.001682** (0.000776)

(注)2 列目の無条件モデルについては(10)式の推定結果を、3 列目、4 列目の条件付きモデルについては(11)式の推定結果を示している。(11)式の結果のうち、(1)は $R_{VXJ,t}$ の閾値が $\overline{VXJ}$ であるとき、(2)は $R_{VXJ,t}$ の閾値が $\overline{VXJ} + 1\sigma$ の時を表す。仮想ランキングダミーは、6 分割のうち最もディスクロージャーの水準が低いポートフォリオ（1 分位ポートフォリオ）をベンチマークとして、それより上位の 5 つの分位のうち最も下位のポートフォリオを 2 分位、最も上位のポートフォリオを 6 分位としてダミー変数を設定している。表中の数字は $\lambda_4$ の推定値を示している。カッコ内は標準誤差を表しており、\*、\*\* 及び\*\*\*は、それぞれ 10%、5%、1%の水準で有意であることを示している。

表 7：流動性 3 分位による時系列推定結果

変数	流動性上位 30%	流動性中位 40%	流動性下位 30%
$\alpha$	0.004347 (0.003962)	0.006173 (0.004380)	0.011186*** (0.003282)
$\beta_{MP}$	-0.076877* (0.040435)	0.106207** (0.048545)	0.037112 (0.063160)
$\beta_{SMB}$	-0.045617 (0.106002)	-0.012760 (0.089985)	0.052425 (0.088166)
$\beta_{HML}$	-0.208876** (0.096631)	-0.171619** (0.085902)	-0.379543*** (0.114794)
$\beta_{VXJ}$	-0.000138 (0.000131)	-0.000254* (0.000150)	-0.000365*** (0.000118)

(注)ランキング対象の株式を、流動性指標によって 3 つに分割し、さらに同じ流動性の中で、ディスクロージャーランキングにより 2 分割した合計 6 つのポートフォリオを作成する。各ポートフォリオの収益率は、同じセルに属する個別株式収益率の等加重平均によって計算する。そして、同じ流動性分類の中で、ランキングの上位のポートフォリオをロング、下位のポートフォリオをショートしたロングショートポートフォリオ収益率を計算する。これにより、3 種類のロングショートポートフォリオ収益率が得られる。表中の 2 列目の最も流動性の高い分類のポートフォリオから、4 列目の最も流動性の低い分類のポートフォリオまでを対象とした(8)式の結果を表している。カッコ内は Newey-West 修正済み標準誤差を表し、\*、\*\*及び\*\*\*は、それぞれ 10%、5%、1%の水準で有意であることを示している。

# An empirical analysis of the impact of differences in the disclosure among companies on the equity premium

Jun Sakamoto †

This paper analyzes the impact of the disclosure on the equity premium. We also investigate whether or not the effect of the disclosure on the premium depends on market uncertainty. We obtain the following empirical results. In the case that the market uncertainty is low, the equity premium and the level of disclosure have the insignificant negative relationship. In contrast, when the market uncertainty is high, the negative relationship between the level of the disclosure and the equity premium is strongly supported.

JEL Classification Number: G12

Keywords: Disclosure, Risk premium, Fama-French 3factor model

† Correspondence: Graduate School of Economics, Osaka University 1-7 Machikaneyama, Toyonaka, Osaka 560-0043, Japan

E-mail : [rge010sj@student.econ.osaka-u.ac.jp](mailto:rge010sj@student.econ.osaka-u.ac.jp)