

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

要旨

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程度の間には、頑健な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程度が低いと株式プレミアムが高まるという有意な関係が強く支持された。

1 はじめに

企業が広く一般に向けて開示する情報は、すべ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、情報の非対称度が高まると株式プレミアムも拡大する正の関係が検証されている。これは、情報を持たない投資家は、情報を持つ投資家との取引を通じて損失を被る可能性があるため、情報の非対称性がない場合に比べ株式保有を減らし、その結果、株価が低下することにより導出されている。また、Clarkson *et al.* (1996) や Lewellen and Shanken (2002) などでは、企業の情報開示が株式プレミアムに与える、直接的なメカニズムが議論されている。それは、情報の非対称性が存在しなくとも企業が公開する情報を増やすことで、投資家は企業の将来収益をより正確に予測できるようになり、その結果、株式プレミアムが縮小するというものである。これらの理論的含意は Botosan and Plumlee (2002) や Easley *et al.* (2002) など米国データを用いて検証され、ディスクロージャーの水準や情報の非対称性の度合いは株式プレミアムと関連しており、理論研究

* 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。そして副査をして下さった池田新介先生、太田亘先生にも有益な助言を頂いた。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頂いた青野幸平先生と、座長をして下さった芹田敏夫先生からも貴重なコメントを頂いた。また、本紙編集委員長の櫻川先生、匿名レフェリーからも多くの助言を頂いた。ここに記して御礼申し上げたい。もちろん、本稿に残るすべての誤りは筆者の責任に帰するものである。

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促進が株式プレミアムの低下をもたらす可能性が高いことが示されている。

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.*（2013）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程度を測るのは難しい。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程度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）や須田他（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1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2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、非公開情報の割合が増加すると、株式プレミアムが拡大することが示されている。この命題から、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、株式の期末価値の不確実性が高まるほど強くなることを示せる。この理由として、企業情報以外（過去の収益分布など）で推測された株式の期末価値の不確実性が拡大すると、相対的に企業情報の重要性が高まるためである。その結果、一部の投資家しかアクセスできない非公開情報の重要性も高まり、情報の非対称性の程度が大きくなる。すなわち、ディスクロージャーを活発に行っておらず非公開情報の割合の大きな企業は、株式の期末価値の不確実性が拡大する局面において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。市場全体の不確実性が上昇する状況では、個別株式の期末価値の不確実性も拡大していると考えられる。そこで、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）を用いて市場全体の不確実性を計測し、ディスクロージャーが株式プレミアムに与える効果可変性についても検証する。

以上のような議論をまとめ、本稿では次の2つの仮説を検証する。第1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は低いかどうかという仮説であり、第2に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かどうかという仮説である。

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、第1の仮説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、第2の仮説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と株式プレミアムとの関係を明らかにした理論研究を紹介する。そして、ディスクロージャーおよびそれに関連する会計制度などが、株式プレミアムや資本コストに与える影響を調べた実証研究を展望する。

先行研究では、ディスクロージャーが、情報の非対称性と投資家の予測精度を通じて株式プレミアムに影響を与えることが明らかにされてきた。前者の理論研究として、Easley and O'Hara (2004) がある。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、私的情報にアクセスできない投資家にとって、公的情報の比率の上昇は、私的情報にアクセスできる投資家との取引を通じて損失を被る可能性を低下させ、株式への需要を喚起し株価を上昇させることから、株式プレミアムを低下させることを示している。また、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) が挙げられる。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、投資家の株式に対する需要を喚起し流動性を高めることを示している。ディスクロージャーが株式プレミアムに影響する第2の経路として、投資家の予測精度の向上が挙げられる。投資家が株式収益を予測する際に、ノイズ（推定エラー）を伴うことが、Clarkson *et al.* (1996) や Lewellen and Shanken (2002) 等で述べられている。特に企業情報が少ない株式は、この推定エラーが大きく、情報の多い株式よりも高いプレミアムを要求されることとなる。したがって、これまでの理論研究では、ディスクロージャーは、投資家間の情報の非対称性を緩和する効果や株式収益の予測精度を向上させる効果を通じて、株式プレミアムを低下させるという含意が得られている。本稿では、これらの含意について実証分析を行っていく。

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)、須田他 (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) と須田他 (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) では、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。須田他（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。本稿では、これらの日本のデータを用いた分析に対して、サンプル期間を延ばすとともに異なる分析手法を用いることで、アメリカのデータを用いた Botosan and Plumlee（2002）により観察されたディスクロージャーが資本コストや株式プレミアムに与える効果が、日本においても同様に観察されるか検証する。

本稿の分析で用いられているディスクロージャー・ランキング以外に、情報公開の水準を定める会計制度の変更を用いた分析も存在する。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。¹⁾

既存文献の多くで、ディスクロージャー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る。²⁾ 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ている。また、「はじめに」でも述べたように、Easley and O'Hara（2004）の命題を拡張すると、ディスクロージャーが株式プレミアムに与える影響は、一定ではなく、株式の期末価値の不確実性に依存することを導くことができる。本稿では、この仮説についても検証する。ディスクロージャーの株式プレミアムに与える効果に関する可変性は、Lambert *et al.*（2011）と Armstrong *et al.*（2011）でも分析されている。ただし、それらの文献ではプレミアムが株式収益や市場の不確実性に直接依存しているのではなく、市場の競争環境を通じて、投資家間の情報の非対称性に起因するプレミアムが変化することを理論的に導出している。また 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

「はじめに」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

-
- 1) 論文の中では、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。
 - 2) 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のかを示すことは可能である。これが、本稿で検討されている仮説2である。

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。³⁾ 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。

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。

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

なおここで添え字 t は評価年を表しており、 $\widehat{Disc}_{ij,t}$ 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、 $\bar{x}_{j,t}$ は業種 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。

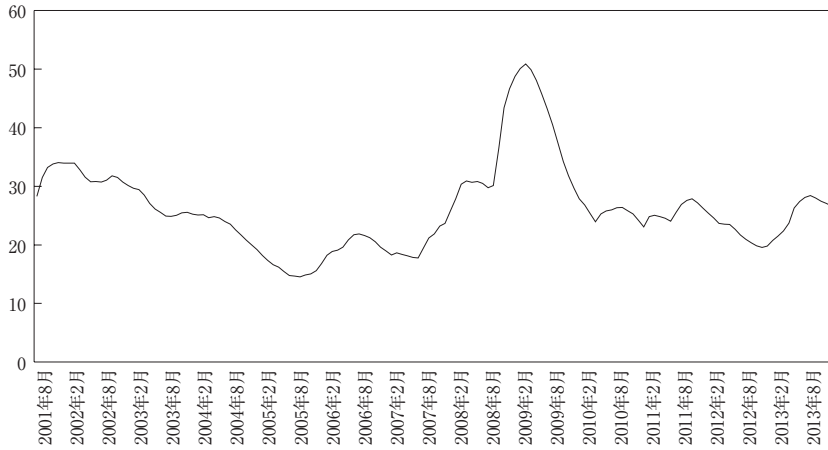
このランキングは、アナリストが直接的に企業のディスクロージャー活動を評価しており、ディスクロージャーの程度を示す変数としては、会計基準の採否に関するダミー変数などよりも、情報量は多いと考えられる。ただし、評価対象企業が、上場企業の中でも時価総額の大きな企業のみとなっており、強いサンプルセレクション・バイアスを持つ可能性を否定できない。しかしながら、本稿におけるセレクション・バイアスは、以下のような理由により、ディスクロージャーがもたらす効果を過小評価する方向に働くと考えられる。ランキングの評価対象となっている企業は、常時多くのアナリストが業績等の評価を行い、投資家からの関心も大きい。このような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

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7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

3) 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。

図1 VXJ 月次移動平均



(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。

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。その命題を拡張すると、以下の式を得ることができる。

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

α_k が企業 k の私的情報の割合を、 $E[v_k - p_k]$ が株式プレミアムに対応する項を表している。かつこの内の1回微分項は正であり、私的情報割合の増加による情報の非対称性の拡大がプレミアムの上昇をもたらすことを示している。また ρ_k^{-1} は、企業 k の将来期株式価値の分散を表している。この式は、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している。つまり、ディスクロージャーが株式プレミアムに与える効果は、株式収益率の不確実性に合わせて変化する可能性がある。この含意についても分析を行っていく。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公表している「VOLATILITY INDEX JAPAN」(VXJ)の12か月加重平均を用いる。⁴⁾ 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1には、2001年から2013年までの加重平均をとった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。

4) 本稿で用いているVXJは、集計された市場全体の不確実性である。これに対して、Easley and O'Hara (2004)では、個別株式収益率の不確実性が用いられている。本稿では、個別株式の不確実性と、市場全体の不確実性に相関があるという仮定の下で分析を進める。この仮定が厳密には満たされていない可能性もあるが、その点を考慮した分析は今後の課題である。

表1 記述統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
$(R_{m,t} - R_{f,t-1})$	0.0008	0.0519	-0.1989	0.1389	209
$R_{SMB,t}$	-0.0004	0.0314	-0.1045	0.1272	209
$R_{HML,t}$	0.0053	0.0316	-0.1229	0.1011	209
VXJ_t	26.2607	7.4682	14.5447	50.8730	149

(注) $(R_{m,t} - R_{f,t-1})$, $R_{SMB,t}$, $R_{HML,t}$ 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。
 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。

表2 相関係数行列

	$(R_{m,t} - R_{f,t-1})$	$R_{SMB,t}$	$R_{HML,t}$	VXJ_t
$(R_{m,t} - R_{f,t-1})$	1	-0.1668	0.0219	-0.1506
$R_{SMB,t}$	-0.1668	1	-0.0683	0.1218
$R_{HML,t}$	0.0219	-0.0683	1	-0.0096
VXJ_t	-0.1506	0.1218	-0.0096	1

月次の株式収益率については、東証1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。

4 ディスクロージャーと株式プレミアム

本節では、「はじめに」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つの仮説を元の実証分析を行っていく。

仮説1：ディスクロージャー・ランキングの高い企業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・ランキングの高い企業の株式プレミアムと低い企業の株式プレミアムの差が拡大する。

4.1 パネルデータ分析による株式プレミアムの検定

本稿では、株式の超過収益率に影響を与える変数として、Fama-Frenchの3ファクターモデルにおけるベータを用いる。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($\beta_{MP,i,t}$, $\beta_{SMB,i,t}$, $\beta_{HML,i,t}$)を推定する。

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

ここで、 $R_{m,t}$ は*t*月に実現するマーケットポートフォリオ収益率、 $R_{f,t-1}$ は*t*-1月の安全資産収益率、 $R_{SMB,t}$ 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、 $u_{i,t}$ は*t*月における誤差項とする。各変数の記述統計量と相関係数行列は、表1、表2のとおり。*t*月における1組のベータ($\beta_{MP,i,t}$, $\beta_{SMB,i,t}$, $\beta_{HML,i,t}$)を推定するために、*t*月より過去の5年間の時系列

表3 パネルデータ変数記述統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
$\bar{R}_{i,t} - R_{f,t-1}$	0.0074	0.2558	-2.1077	1.7222	21637
$\beta_{MP,i,t}$	0.9537	0.5027	-0.2066	3.5355	21637
$\beta_{SMB,i,t}$	0.1739	0.5210	-1.8878	2.8142	21637
$\beta_{HML,i,t}$	0.1436	0.6725	-2.3565	3.6452	21637
$\widehat{Disc}_{ij,t}$	-0.0171	0.9762	-3.3665	2.4978	21637
$\widetilde{Disc}_{ik,t}$	-0.0002	0.9436	-3.9161	2.3755	21637

表4 パネルデータ変数相関係数行列

	$\bar{R}_{i,t} - R_{f,t-1}$	$\beta_{MP,i,t}$	$\beta_{SMB,i,t}$	$\beta_{HML,i,t}$	$\widehat{Disc}_{ij,t}$	$\widetilde{Disc}_{ik,t}$	$D_{VXJ,t} \times \widehat{Disc}_{ij,t}$	$VXJ_t \times \widehat{Disc}_{ij,t}$	$D_{VXJ,t} \times \widetilde{Disc}_{ik,t}$	$VXJ_t \times \widetilde{Disc}_{ik,t}$
$\bar{R}_{i,t} - R_{f,t-1}$	1	-0.0097	0.0161	0.0190	0.0005	-0.0007	-0.0195	-0.0074	-0.0173	-0.0058
$\beta_{MP,i,t}$	-0.0097	1	-0.0229	-0.1655	0.0066	0.0053	0.0082	0.0092	0.0105	0.0101
$\beta_{SMB,i,t}$	0.0161	-0.0229	1	0.1850	-0.0564	0.0714	-0.0384	-0.0578	0.0455	0.0677
$\beta_{HML,i,t}$	0.0190	-0.1655	0.1850	1	-0.1251	-0.0506	-0.0833	-0.1246	-0.0403	-0.0554
$\widehat{Disc}_{ij,t}$	0.0005	0.0066	-0.0564	-0.1251	1	0.9650	0.6160	0.9586	0.5942	0.9248
$\widetilde{Disc}_{ik,t}$	-0.0007	0.0053	0.0714	-0.0506	0.9650	1	0.5954	0.9256	0.6171	0.9590
$D_{VXJ,t} \times \widehat{Disc}_{ij,t}$	-0.0195	0.0082	-0.0384	-0.0833	0.6160	0.5954	1	0.7548	0.9647	0.7284
$VXJ_t \times \widehat{Disc}_{ij,t}$	-0.0074	0.0092	-0.0578	-0.1246	0.9586	0.9256	0.7548	1	0.7276	0.9646
$D_{VXJ,t} \times \widetilde{Disc}_{ik,t}$	-0.0173	0.0105	0.0455	-0.0403	0.5942	0.6171	0.9647	0.7276	1	0.7550
$VXJ_t \times \widetilde{Disc}_{ik,t}$	-0.0058	0.0101	0.0677	-0.0554	0.9248	0.9590	0.7284	0.9646	0.7550	1

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、 $(\beta_{MP,i,t}, \beta_{SMB,i,t}, \beta_{HML,i,t})$ を推定する。この作業を繰り返し、2001年8月から2013年7月までの144か月の3種類のベータの時系列推定値を得る。得られたベータとパネルデータ分析に用いられる変数の記述統計量と相関係数行列は、表3、表4のとおり。

次に、(3)式から得られたベータを以下の式に入れて、株式の個体効果を考慮した Within 推定を行う。

$$\bar{R}_{i,t} - R_{f,t-1} = \alpha + \lambda_1 \beta_{MP,i,t} + \lambda_2 \beta_{SMB,i,t} + \lambda_3 \beta_{HML,i,t} + \lambda_4 \widehat{Disc}_{ij,t} + \lambda_5 D_{VXJ,t} \times \widehat{Disc}_{ij,t} + \lambda_6 D_{VXJ,t} + v_i + e_{i,t} \tag{4}$$

$$\bar{R}_{i,t} - R_{f,t-1} = \alpha + \lambda_1 \beta_{MP,i,t} + \lambda_2 \beta_{SMB,i,t} + \lambda_3 \beta_{HML,i,t} + \lambda_4 \widehat{Disc}_{ij,t} + \lambda_5 VXJ_t \times \widehat{Disc}_{ij,t} + \lambda_6 VXJ_t + v_i + e_{i,t} \tag{5}$$

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、以降半年間の株式 i の収益率である。⁵⁾ v_i は時間を通じて一定な個体効果であり、 $e_{i,t}$ は誤差項である。また、 $D_{VXJ,t}$ は VXJ に依

表5 評価対象株式に対する(4)式、(5)式のパネルデータ分析結果

	$Disc_{i,t} = \widehat{Disc}_{i,t}$		$Disc_{i,t} = \widetilde{Disc}_{i,t}$	
	(4)式	(5)式	(4)式	(5)式
$\beta_{MP,t}$	0.0106 (0.0265)	0.0139 (0.0276)	0.0115 (0.0263)	0.0148 (0.0275)
$\beta_{SMB,t}$	-0.0063 (0.0152)	-0.0069 (0.0154)	-0.0057 (0.0152)	-0.006 (0.0153)
$\beta_{HML,t}$	0.0280* (0.0162)	0.0269* (0.0163)	0.0291* (0.0162)	0.0281* (0.0163)
$Disc_{i,t}$	-0.0159** (0.0071)	0.0021 (0.0132)	-0.0158** (0.0069)	-0.0076 (0.0124)
$D_{VXJ,t} \times Disc_{i,t}$	-0.0122** (0.0052)	-	-0.0092** (0.0046)	-
$D_{VXJ,t}$	-0.0606* (0.0327)	-	-0.0604* (0.0327)	-
$VXJ_t \times Disc_{i,t}$	-	-0.0009** (0.0004)	-	-0.0005 (0.0004)
VXJ_t	-	-0.0016 (0.0023)	-	-0.0016 (0.0023)
N	21,637	21,637	21,637	21,637
$adj.R^2$	0.0486	0.0382	0.0481	0.0375

(注) 2列目、4列目については(4)式、3列目、5列目については(5)式の結果を示している。 $D_{VXJ,t}$ はVXJが時系列平均値 \overline{VXJ} を上回るときに1をとるダミー変数であり、 $D_{VXJ,t}=1$ となっているのは57か月である。 N はサンプルサイズを、 $adj.R^2$ は自由度調整済み決定係数を示している。かっこ内は、株式と時間でクラスタリングされた頑健標準誤差を表し、*、**および***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。

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方法の2種類が考えられる。ダミー変数については、VXJの値が時系列平均値を上回っていれば1をとる以下を用いる。

$$D_{VXJ,t} \begin{cases} =1 & \text{if } VXJ_t > \overline{VXJ} \\ =0 & \text{if } VXJ_t < \overline{VXJ} \end{cases}$$

もし各ベータをコントロールしたうえでも、ディスクロージャー・ランキング上位の企業の株式プレミアムが小さいとすれば、(4)式、(5)式の λ_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、 λ_5 も負の値となることが予想される。表5は、(4)式および(5)式の推定結果を示している。

表5の2列目が(4)式、3列目が(5)式の推定結果を示している。(4)式の λ_4 、 λ_5 はともに5%水準で有意な負の値となっており、仮説1、仮説2が支持される。一方で、(5)式の λ_5 は5%水準で有意な負の値であるが、 λ_4 は有意ではない結果となった。この理由として、表4で示されている

5) 多くの実証研究で指摘されているとおり、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、本小節のパネルデータ分析では個別銘柄を用いて分析している。

$\widehat{Disc}_{i,t}$ と $VXJ_t \times \widehat{Disc}_{i,t}$ の相関係数が0.9586と高く、多重共線性の影響が考えられる。

また、4.3節の注9)で述べられているように、ディスクロージャー・ランキング点と株式の時価総額は強く関連している。 $\beta_{SMB,t}$ でサイズプレミアムはコントロールしているが、頑健性の確認のため通常のディスクロージャー・ランキング点 ($\widehat{Disc}_{i,t}$) に加えて、規模でコントロールした指標を用いて、(4)式、(5)式の推定を行う。コントロールの方法として、元のランキング点を対数時価総額で単回帰した残差を、ディスクロージャー指標 $\widehat{Disc}_{i,t}$ として用いる。 $\widehat{Disc}_{i,t}$ を用いた推定結果は、表5の4列目と5列目に報告されている。VXJのダミー変数を推定に用いた場合、通常のランキング点を用いた結果(表5の2列目と3列目)と同様に、 λ_4 、 λ_5 は5%水準で有意な負の値となった。一方で、VXJの値をそのまま使用した5列目の結果では、 λ_4 、 λ_5 は有意な値とならなかった。この理由として、 $\widehat{Disc}_{i,t}$ で分析したケースと同じく $\widehat{Disc}_{i,t}$ と $VXJ_t \times \widehat{Disc}_{i,t}$ の相関係数が0.9590と高く、多重共線性が影響していると考えられる。

以上の分析結果は、次のようにまとめることができる。パネルデータ分析により、仮説2を検証するディスクロージャー指標と市場の不確実性(VXJ)の交差項のパラメータについては、 $\widehat{Disc}_{i,t}$ と VXJの値をそのまま使用したモデルを除いて、有意な負の値が得られている。有意な値を得られなかったケースでは、多重共線性が影響している可能性があり、仮説2は支持されていると結論付けられる。また、仮説1をテストするディスクロージャー・ランキング点数に関するパラメータは、VXJに関するダミー変数を用いた場合には、負で有意な値となった。一方、VXJの値を使ったケースでは、有意な負の値とはならなかった。しかしながら、このケースについてもモデルに含まれる変数間の相関が強く、多重共線性が推定結果に影響を与えている可能性を否定できないため、本小節の分析では仮説1は支持されている。

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 $\widehat{Disc}_{i,t}$ 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ロング、上位ポートフォリオをショート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ロングし、高い株式群をショートすることで、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。

$$R_t = \alpha + \beta_{MP}(R_{m,t} - R_{f,t-1}) + \beta_{SMB}R_{SMB,t} + \beta_{HML}R_{HML,t} + \beta_{VXJ}VXJ_t + e_t \quad (6)$$

$$R_t = \alpha + \beta_{MP}(R_{m,t} - R_{f,t-1}) + \beta_{SMB}R_{SMB,t} + \beta_{HML}R_{HML,t} + \beta_{DVXJ}DVXJ_t + e_t \quad (7)$$

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1が正しければ、ロングショート・ポートフォリオの平均収益率は正の値をとるはずである。また、仮説2が正しければ、(6)式、(7)式右辺第5項の β_{VXJ} と β_{DVXJ} は有意な正の値として推定されるはずである。表6

表6 (6)式, (7)式の時系列推定結果

	(1)	(2)	(3)
α	-0.0022 (0.0019)	-0.0180*** (0.0043)	-0.0044** (0.0022)
$(R_m - r_f)_t$	0.0197 (0.0331)	0.0313 (0.0297)	0.0294 (0.0321)
$R_{SMB,t}$	0.0756 (0.0887)	0.0578 (0.0898)	0.0644 (0.091)
$R_{HML,t}$	0.1929* (0.0114)	0.1929* (0.1118)	0.1989* (0.1141)
VXJ_t	-	0.0006*** (0.0001)	-
$D_{VXJ,t}$	-	-	0.0053* (0.0030)
N	149	149	149
$adj.R^2$	0.0433	0.0854	0.0526

(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。ランキング下位のポートフォリオをロング、上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(6)式と(7)式を推定している。 $D_{VXJ,t}$ は VXJ が時系列平均値 \overline{VXJ} を上回るときに1をとるダミー変数であり、 $D_{VXJ,t}=1$ となっているのは62か月である。 N はサンプルサイズを、 $adj.R^2$ は自由度調整済み決定係数を示している。かっこ内は10期ラグのNewey-West修正済み標準誤差を表し、*、**および***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 ディスクロージャー・ランキング・ポートフォリオ記述統計量

最小値	第1四分位点	平均値	第3四分位点	最大値	標準偏差
-0.0578	-0.0129	-0.0009	0.0111	0.0571	0.0202

は、(6)式、(7)式の推定結果を示している。

表6の3列目は(6)式の、4列目は(7)式の結果を示している。これらはともに、 β_{VXJ} と $\beta_{D_{VXJ}}$ が正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。一方で、表6の2列目で示されているFama-Frenchの3ファクターをコントロールして推定された α は有意ではないものの負である。また、表7にはロングショート・ポートフォリオ収益率の記述統計量が与えられている。これによると、平均値が有意ではないが負の値となっている(ポートフォリオ収益率の平均値の t 検定結果($t=-0.5615$))。これらの結果は、仮説1が支持されないことを示している。

4.3 評価対象外銘柄を含むパネルデータ分析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。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 $\widehat{Disc}_{ij,t}$ を被説明変数とし

表8 ディスクロージャー・ランキング復元モデル変数の記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
$CR_{i,t}$	0.000	0.9648	-1.8000	3.5730	2,042
$MC_{i,t}$	0.000	0.9648	-2.4697	2.9013	2,039
$AT_{i,t}$	0.000	0.9648	-2.4375	2.7889	2,037
$IR_{i,t}$	0.000	0.9646	-2.4258	3.5671	1,941
$ER_{i,t}$	0.000	0.9643	-2.0392	4.2472	2,013

表9 ディスクロージャー・ランキング復元モデル変数の相関係数行列

	$\widehat{Disc}_{\bar{y},t}$	$CR_{i,t}$	$MC_{i,t}$	$AT_{i,t}$	$IR_{i,t}$	$ER_{i,t}$
$\widehat{Disc}_{\bar{y},t}$	1	-0.1208	0.2821	0.0943	-0.1059	0.0001
$CR_{i,t}$	-0.1208	1	0.0264	-0.1347	-0.2380	0.0967
$MC_{i,t}$	0.2821	0.0264	1	-0.2693	-0.1250	-0.0991
$AT_{i,t}$	0.0943	-0.1347	-0.2693	1	0.0077	0.0571
$IR_{i,t}$	-0.1059	-0.2380	-0.1250	0.0077	1	0.0216
$ER_{i,t}$	0.0001	0.0967	-0.0991	0.0571	0.0216	1

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。⁶⁾

$$\widehat{Disc}_{\bar{y},t} = \alpha + b_1 CR_{i,t} + b_2 MC_{i,t} + b_3 AT_{i,t} + b_4 IR_{i,t} + b_5 ER_{i,t} + u_{i,t} \quad (8)$$

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。⁷⁾ 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。⁸⁾ 表8と表9には、(8)式の推定に用いられた説明変数の記述統計量と被説明変数を加えた変数間の相関係数行列が与えられている。

(8)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。⁹⁾ この予測値で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、実際の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

6) (8)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。

7) $ER_{i,t}$ は以下の式で表される。

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

8) 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用いている。

9) ここでは、2001年から2012年までの12年間の(8)式の推定結果を簡単に述べる。流動負債と流動資産の比率は、ほとんどの年でランキング指標に負の影響を与え、2001年から2003年、2008年について有意となっている。対数時価総額の係数は、2001年と2002年を除くすべての年で有意に正となっている。総資本回転率は、2002年、2003年、2007年、2009年を除き、ランキング指標に対し有意に正の説明力を持っている。個人持ち株比率は多くの年で負の影響を与え、2008年から2010年、2012年は有意である。予想売上高と実際の売上高の乖離率の係数は、2002年、2004年、2011年を除き正で、2003年、2005年、2006年、2008年、2012年には有意となっている。自由度調整済み決定係数は、0.09から0.22の間に入っている。

表10 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	0.3994 $p < 0.001$	2005	0.4794 $p < 0.001$	2009	0.3199 $p < 0.001$
2002	0.4089 $p < 0.001$	2006	0.4389 $p < 0.001$	2010	0.3068 $p < 0.001$
2003	0.3606 $p < 0.001$	2007	0.4665 $p < 0.001$	2011	0.3165 $p < 0.001$
2004	0.4138 $p < 0.001$	2008	0.4348 $p < 0.001$	2012	0.3847 $p < 0.001$

(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、下段の数値は p 値を表している。クロスセクションの推定には2012年までのデータを用いるため、2013年については検証を行っていない。

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(8)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。

表10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な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、(8)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1,349社、最小で1,002社を分析対象に含めることができ、4.1節の255社から116社に比べて大幅に企業数を増やすことができる。

次に、(8)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、分析に利用するすべ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(3)式から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半年間の収益率を用いて、(4)式、(5)式のWithin推定を行う。また、各ポートフォリオのディスクロージャー指標には、ポートフォリオに含まれる株式の仮想ランキング点の等加重平均値を用いる。

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することができる。この分析から、仮説1と2が株式市場全体を分析対象とした場合でも支持されるかどうかを検証できる。

表11は、仮想ランキングを用いた(4)式および(5)式の推定結果を示している。仮説1が支持され、ディスクロージャーが株式プレミアムに影響しているとする、仮想ランキングに対する係数は有意に負となるはずである。しかしながら、いずれの推定結果でも、仮想ランキングに対して有意な負の係数は推定されていない。一方、市場の不確実性と仮想ランキングの交差項の係数は負で有意な値となっており、仮説2と整合的な結果となっている。

表11 評価対象外の株も含めた(4)式、(5)式のパネルデータ分析結果

	(4)式	(5)式
$\beta_{MP,t}$	-0.2528*** 0.0798	-0.2463*** 0.0806
$\beta_{SMB,t}$	0.1034** (0.0454)	0.1004** (0.0453)
$\beta_{HML,t}$	0.0562 (0.0506)	0.0589 (0.0461)
$Disc_{ij,t}$	0.0046 (0.0975)	0.0730 (0.0973)
$D_{VXJ,t} \times Disc_{ij,t}$	-0.0357* (0.0206)	-
$D_{VXJ,t}$	-0.0378 (0.0266)	-
$VXJ_t \times Disc_{ij,t}$	-	-0.0024*** (0.0008)
VXJ_t	-	-0.0013 (0.0019)
N	6,912	6,912
$adj.R^2$	0.0362	0.0273

(注) 2列目については(4)式、3列目については(5)式の結果を示している。 $Disc_{ij,t}$ はポートフォリオに含まれる銘柄の、仮想ランキング点の平均値を使用している。 $D_{VXJ,t}$ は VXJ が時系列平均値 \overline{VXJ} を上回るときに1をとるダミー変数であり、 $D_{VXJ,t}=1$ となっているのは57か月である。 N はサンプルサイズを、 $adj.R^2$ は自由度調整済み決定係数を示している。かっこ内は、ポートフォリオと時間でクラスタリングされた頑健標準誤差を表し、*、**および***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。

ランキングに含まれない企業も分析対象に加えた表11の結果は、仮説1については支持されないものの、仮説2については支持される。この結果は、4.1節の分析とは異なり、株式市場全体では市場の不確実性が低いときにはディスクロージャーが株式プレミアムに与える影響が弱いことを示唆している。一方で、経済全体の不確実性が高まるときには、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結果は、4.1節と同様であり、頑健に支持されていることが確認できる。

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。¹⁰⁾

10) 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、(9)式で与えられる指標を用いる。

表12 流動性3分位による(6)式の時系列推定結果

変数	流動性上位30%	流動性中位40%	流動性下位30%
α	-0.0043 (0.0042)	-0.0062 (0.0044)	-0.0112*** (0.0033)
$(R_m - r_f)_t$	0.0769* (0.0408)	-0.1062** (0.0473)	-0.0371 (0.0617)
$R_{SMB,t}$	0.0456 (0.1134)	0.0128 (0.0867)	-0.0524 (0.0796)
$R_{HML,t}$	0.2089** (0.0955)	0.1716* (0.0876)	0.3795*** (0.114)
VXJ_t	0.0001 (0.0001)	0.0003* (0.0002)	0.0004*** (0.0001)
N	120	120	120
$adj.R^2$	0.0584	0.0783	0.1048

(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、同じセト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、ランキングの下位のポートフォリオをロング、上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(6)式の結果を表している。 N はサンプルサイズを、 $adj.R^2$ は自由度調整済み決定係数を示している。かつこ内は10期ラグのNewey-West修正済み標準誤差を表し、*、**および***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。

$$ILLIQ_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{|r_{i,d}|}{v_{i,d}} \quad (9)$$

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す。この値が大きいく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、(9)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・ランキング下位のポートフォリオをロングし、上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、(6)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 に対して正の係数が得られるはずである。表12は推定結果を示している。

表12によると、中位40%では10%水準、下位30%では1%水準で β_{VXJ} が正で有意となっている。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。¹¹⁾ 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正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、ディスクロージャー・ランキングの高い企業の株式プレミアムは、低い企業の株式プレミアムよりも小さいという仮説1は頑健には支持されなかった。仮説1が支持されない原因として、ディスクロージャー・ランキングの評価対象が時価総額一定以上の大企業となっている点が考えられる。つまり、ランキング対象となっている企業間では、ディスクロージャーの程度に差はあるものの、投資家がアクセス可能な情報量の違いが少ない可能性を否定できない。このため、特に市場の不確実性が高くない状況では、ディスクロージャーの程度の違いが株式プレミアムに与える効果自体が小さくなっており、統計的に有意な結果を得られないことにつながっているのかもしれない。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 を用いたパネルデータ分析、時系列分析のいずれからも強く支持された。更に、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。よって、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および、それらと同程度のディスクロージャーを行っていると予想さ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い企業数が多いことから、日本の株式市場全体における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。

(神戸国際大学)

投稿受付2018年1月10日、最終稿受理2019年2月18日

[参考文献]

音川和久 (2000) 「IR 活動の資本コスト低減効果」『会計』158(4), pp. 543-555.

久保田敬一・竹原均 (2007) 「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, pp. 3-23.

須田一幸・首藤昭信・太田浩司 (2004) 『ディスクロージャーの戦略と効果』森山書店, pp. 9-68.

Amihud, Y. (2002) "Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects," *Journal of*

11) 本稿の分析では、流動性の影響が十分にコントロールできていない可能性を考慮して、流動性ファクターを加えたうえで、本稿表6および表12と同様の分析も行っている。流動性ファクターには、金融データソリューションズ社が公表している Pastor and Stambaugh (2003) に基づいて計算されたものを用いている。そして仮説1は頑健には支持されないものの、仮説2は支持されるという結果が得られている。つまり、本稿の検証結果は、流動性によるものではない可能性が高い。

- Financial Markets* 5(1), pp. 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), pp. 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), pp. 2237–2278.
- 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), pp. 21–40.
- Clarkson, P., J. Guedes and R. Thompson (1996) “On the Diversification, Observability, and Measurement of Estimation Risk,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31(1), pp. 69–84.
- 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), pp. 495–547.
- Diamond, D. and R. Verrecchia (1991) “Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital,” *Journal of Finance* 46(4), pp. 1325–1359.
- Easley, D. and M. O’Hara (2004) “Information and the Cost of Capital,” *Journal of Finance* 59(4), pp. 1553–1583.
- Easley, D., S. Hvidkjaer and M. O’Hara (2002) “Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?” *Journal of Finance* 57(5), pp. 2185–2221.
- Easley, D., N. Kiefer, M. O’Hara and J. Paperman (1996) “Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks,” *Journal of Finance* 51(4), pp. 1405–1436.
- Fama, E. and K. French (1993) “Common Risk Factors in the Return on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics* 33(1), pp. 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), pp. 433–463.
- Kelly, B. and A. Ljungqvist (2012) “Testing Asymmetric-Information Asset Pricing Models,” *Review of Financial Studies* 25(5), pp. 1366–1413.
- Kyle, A. (1985) “Continuous Auction and Insider Trading,” *Econometrica* 53(6), pp. 1315–1335.
- Lambert, R., C. Leuz and R. Verrecchia (2011) “Information Asymmetry, Information Precision, and the Cost of Capital,” *Review of Finance* 16(1), pp. 1–29.
- Leuz, C. and R. Verrecchia (2000) “The Economic Consequences of Increased Disclosure,” *Journal of Accounting Research* 38, pp. 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.
- Lewellen, J. and J. Shanken (2002) “Learning, Asset-Pricing Tests, and Market Efficiency,” *Journal of Finance* 57(3), pp. 1113–1145.
- Pastor, L. and R. Stambaugh (2003) “Liquidity Risk and Expected Returns,” *Journal of Political Economy* 111(3), pp. 642–685.

《SUMMARY》

AN EMPIRICAL ANALYSIS OF THE IMPACT OF DIFFERENCES
IN THE DISCLOSURE AMONG COMPANIES ON THE EQUITY
PREMIUM

By 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. When the market uncertainty is high, the negative relationship between the level of the disclosure and the equity premium is strongly supported.

(Kobe International University)