

現代ディスクロージャー研究

現代ディスクロージャー研究

JARDIS

現代ディスクロージャー研究 2012年10月

NO.12

日本ディスクロージャー研究学会

No.12
2012.10

日本ディスクロージャー研究学会

現代ディスクロージャー研究

No.12 2012年10月

日本ディスクロージャー研究学会

目 次

■ 論 文

事業継続計画の開示が株主資本コストに与える影響 ……………野田健太郎 (1)

「事業継続計画の開示が株主資本コストに与える影響」に関する

ディスカッション ……………音川 和久 (17)

利益情報と合理的期待形成：異常会計発生高の時系列特性と

Mishkin テスト結果の頑健性 ……………久保田敬一 (21)

竹原 均

■ 実務展望

最適資本構成に基づく最適配当政策に係る一考察

—バランスシート・マネジメントと説明責任の視点から— …… 柳 良平 (39)

投稿規程

Contemporary Disclosure Research

No.12 2012 • October

The Japanese Association for Research in Disclosure

CONTENTS

▀ Articles

The Impact of BCP Disclosure on Cost of Equity Capital
..... Kentaro Noda (1)

Discussion of “The Impact of BCP Disclosure on Cost of Equity Capital”
..... Kazuhisa Otogawa (17)

Rational Pricing of Earnings Information:
Time-series Properties of Abnormal Accruals and Robustness of
Mishkin Test Results Keiichi Kubota (21)
Hitoshi Takehara

▀ Practical Views

Proposition of the Optimal Dividend Policy based upon Optimal
Capital Structure from the Viewpoint of Balance Sheet
Management and Accountability Ryohei Yanagi (39)

Instructions for Authors

日本ディスクロージャー研究学会

2010.4-2012.3

会 長

柴 健次 関西大学

次期会長

黒川 行治 慶應義塾大学

副会長

梶浦 昭友 関西学院大学 研究関連委員長
亀川 雅人 立教大学 ガバナンス委員長、経営関連学会協議会担当
黒川 行治 慶應義塾大学 日本経営分析学会ディスクロージャー研究会議連携担当
須田 一幸 早稲田大学
星野 優太 名古屋市立大学 選挙管理委員長、会員担当

常任理事

青木 茂男 茨城キリスト教大学
青淵 正幸 立教大学 年報編集委員長（会報担当を含む）
岩淵 昭子 東京経営短期大学 会計担当
大柳 康司 専修大学 コーポレート・ガバナンス・フォーラム連携担当
奥村 雅史 早稲田大学 会計担当
黒川 保美 専修大学 渉外担当
坂上 学 法政大学 HP・メール管理担当
猿山 義広 駒澤大学 HP・メール管理担当
村井 秀樹 日本大学 渉外担当、経営関連学会協議会担当
吉田 和生 名古屋市立大学 研究誌編集委員長

理 事

雨宮 真也 弁護士	石川 博行 大阪市立大学
伊藤 邦雄 一橋大学	井上 博文 東京成徳大学
岩野 圭子 日本電気	薄井 彰 早稲田大学
太田 三郎 千葉商科大学	岡東 務 城西国際大学
奥田 真也 大阪学院大学	音川 和久 神戸大学
乙政 正太 関西大学	加賀谷哲之 一橋大学
神谷 健司 法政大学	川島 健司 法政大学

國村 道雄	名城大学	郡司 健	大阪学院大学
小西 範幸	青山学院大学	笹倉 淳史	関西大学
佐藤 倫正	名古屋大学	高橋 正子	慶應義塾大学
多賀谷 充	青山学院大学	竹口 圭輔	法政大学
竹原 均	早稲田大学	出見世信之	明治大学
中嶋 教夫	明星大学	中條 祐介	横浜市立大学
中野 誠	一橋大学	貫 隆夫	大東文化大学
野口 晃弘	名古屋大学	野間 幹晴	一橋大学
河 榮徳	早稲田大学	橋本 尚	青山学院大学
八田 進二	青山学院大学	平松 一夫	関西学院大学
古山 徹	日経メディアマーケティング		

監 事

飯塚 俊則	飯塚俊則法律事務所	許斐 義信	日本事業再生士協会
栢田 圭兒	栢田公認会計士事務所	町田 祥弘	青山学院大学

幹 事

太田 浩司 関西大学

日本ディスクロージャー研究学会は、2010年4月1日に、旧ディスクロージャー研究学会と旧日本経営ディスクロージャー研究学会を統合して設立された。本会はディスクロージャーの研究とその普及および提言を行うため、ディスクロージャーの研究にたずさわる者の交流を図ることを目的とする。

歴代会長

旧ディスクロージャー研究学会

1999-2002年 吉村 光威

2002-2005年 國村 道雄

2005-2010年 柴 健次

旧日本経営ディスクロージャー研究学会

2001-2008年 雨宮 真也

2009-2010年 黒川 行治

学会Home Page <http://www.jardis.org/>

学会事務局

〒108-8345

東京都港区三田2-15-45

慶應義塾大学商学部会計研究室 黒川行治気付

現代ディスクロージャー研究 編集委員会

『現代ディスクロージャー研究』はディスクロージャーの理論、実証、制度、実務に関する研究の理解を深め、広く学界と社会に貢献することを目的とする。本誌は、(i) 学界または実務において、ディスクロージャー問題の解決に貢献しており、論文を公表することに社会的意義があること、(ii) 新しい事実の発見、新しいモデルや手法の開発、新しい適用可能性の提示、サーベイとしての新規性などがあり、独創的な論文であること、(iii) 信頼性、論理性、再現性、明瞭性が確保されていること、などの観点から、高い品質の論文を収録する。分野や研究アプローチを特定することはしないが、本誌の主たる研究領域は、(a) 分析的アプローチに基づく数理モデル研究、(b) 資本市場を基礎とした実証研究、(c) 契約理論を基礎とした実証研究、(d) 実験を基礎とした研究、(e) ディスクロージャーに関する制度研究、(f) 情報システムに関する研究である。

2010.4-2012.3

委員長

吉田 和生 名古屋市立大学

次期委員長

中條 祐介 横浜市立大学

副委員長

奥村 雅史 早稲田大学 坂上 学 法政大学

編集委員

石川 博行	大阪市立大学	榎本 正博	東北大学
音川 和久	神戸大学	乙政 正太	関西大学
竹原 均	早稲田大学	田澤 宗裕	名城大学
徳賀 芳弘	京都大学	中條 祐介	横浜市立大学
中野 誠	一橋大学	河 榮徳	早稲田大学
星野 優太	名古屋市立大学	弥永 真生	筑波大学
吉田 靖	千葉商科大学		

歴代編集委員長

1999-2002年 國村 道雄
2002-2005年 須田 一幸
2005-2008年 薄井 彰
2008-2010年 吉田 和生

事業継続計画の開示が 株主資本コストに与える影響*

The Impact of BCP Disclosure on Cost of Equity Capital

野田 健太郎(日本経済研究所)

Kentaro Noda, Japan Economic Research Institute Inc.

2011年11月19日受付；2012年3月8日及び2012年6月30日改訂稿受付；

2012年9月11日最終稿受付；2012年9月14日論文受理

要約

本稿の狙いは事業継続計画（Business Continuity Plan、以下BCP）に関する情報開示と株主資本コストの関係を実証的に分析することで、BCPに関する情報の開示効果を明らかにすることである。検証の結果、BCPの開示箇所によって開示効果に差があり、「コーポレート・ガバナンスの状況等」でBCPを開示した企業は非開示企業に比べ資本コストが低いこと、地震、新型インフルエンザといったイベントの発生後には開示企業の方が非開示企業に比べ、資本コストの上昇が抑えられる可能性が示唆された。

Summary

This paper shows that firms that disclose their business continuity plans (BCPs) have a lower cost of equity capital than do firms that make no such disclosures. This paper also indicates that BCP disclosure results in lower cost of capital when such disclosure is shown as an update to the firm's status of corporate governance, and that the rise in the cost of capital can be reduced even in the cataclysmic events (such as earthquakes and pandemics), if BCPs are already disclosed before the events.

1. 研究の背景と目的

本稿の狙いは「事業継続計画（Business Continuity Plan、以下BCP）」に関する情報開示と株主資本コストの関係を実証的に分析することで、BCPに関する情報の開示効果を明らかにすることである。

BCP¹⁾は内閣府の定義（2005年8月「事業継続ガイドライン」）にあるように重要業務を継続

し、その中断を回避ないしは中断期間の短縮化を実現するための一連の取り組みと解されている。本稿においてBCPに関する情報の開示効果を検討する背景は以下の点にある。

1つは、BCP策定の必要性が高まっている点である。近年、東日本大震災をはじめとする地震やパンデミックなど企業の事業継続を危うくさせる事象が頻発している。しかし従来はこうした少頻度・大被害の事象への対応策による経済的効果

*本稿の執筆にあたっては、加賀谷哲之先生（一橋大学）から示唆に富んだ助言をいただきました。また伊藤邦雄先生（一橋大学）、大塚成男先生（千葉大学）、中條祐介先生（横浜市立大学）、中野誠先生（一橋大学）、金鉦玉先生（東京経済大学）、鈴木智大先生（亜細亜大学）、伊藤邦雄研究会、加賀谷哲之研究会のみならずまからも貴重なアドバイスを賜りました。日本ディスクロージャー研究学会・現代ディスクロージャー研究カンファレンスでは音川和久先生（神戸大学）、吉田靖先生（千葉商科大学）をはじめ多くの先生方からサジェッションを頂きました。また匿名のレフェリーの先生からも貴重なコメントを頂きました。記して感謝申し上げます。

が必ずしも実感されておらず、企業は明確な方針を立ててこなかった。少頻度・大被害の事象は平時を想定した従来のリスクマネジメントでは十分な対応が難しく、BCP策定の必要性が高まっているといえる。そこでBCPの取り組みが資本コストの低下など一定の成果をもたらすことが確認できれば、企業経営者による取り組みを加速させる可能性がある。

いま1つは、企業のリスク管理活動に対する投資家の関心が高まっている点である。東日本大震災の教訓から、投資家は有事に備えたサプライチェーンの把握や耐久性の強化、およびこれらを支える仕組みとしてのBCP構築を求めている。しかしこれらの取り組みをどのように企業評価に反映させるかという点については明らかになっていない。そこで企業のリスク管理活動における経済効果の一部を明らかにすることで、投資家による企業評価に新たな視点を提供できる可能性がある。

日本では2003年3月の「企業内容等の開示に関する内閣府令」の改正を受けて、有価証券報告書において事業等のリスクの開示が義務付けられる等リスク情報の開示が進められてきた。そうした中、2004年10月に発生した新潟県中越地震など、従来、地震の発生確率が低いといわれた地域でも大きな地震が発生したこともあり、企業の事業継続への関心が高まった。2005年8月には内閣府によって事業継続ガイドラインが公表され、2006年以降他の省庁や業界団体でもガイドラインが策定された。そうした中、有価証券報告書においてBCPを開示する企業数も増加している。こうした点を踏まえ2007年3月から2011年3月の期間を対象として分析を行った。

本稿の検証では、BCP開示企業の中で「コーポレート・ガバナンスの状況等」においてBCPを開示した企業は、非開示企業に比べ資本コスト

が低い可能性が示唆された。投資家はBCPの開示だけではなく、背後にあるマネジメントについても併せて確認している可能性がある。背後にあるその企業のマネジメント体制を含めてリスクに対する対応をよりの確に投資家に説明することで投資家はその効果を実感できる可能性が高く、それが株主資本コストに影響を与えられられる。

さらに地震、新型インフルエンザといったイベントの発生後には開示企業の方が非開示企業に比べ、資本コストの上昇が抑えられることが示唆された。伊藤(2010)、加賀谷(2011)では有事に対する投資家の意思決定に資する情報の特性を「有事価値関連性」と定義しているが、資本コストの面からも有事価値関連性が裏付けられる結果となった。

情報開示による経済効果については、開示の量や質に着目した研究が多く存在する。しかしこれらの先行研究では主に平時を想定した企業情報に焦点があてられており、少頻度・大被害をもたらす事象に対するリスクマネジメントを企業が開示した場合の効果についてはほとんど検証されていない。そうした中、BCPは主に少頻度・大被害をもたらす事象に対するリスクマネジメントとして効果を発揮する可能性が高く、近時、自発的にBCPを開示する企業も増加していることから、本稿の検証を通じて情報開示がどのような経済効果を有するかについて一定の示唆を与えることができる可能性がある。

本稿の構成は次の通りである。第2節でBCPおよび情報開示と株主資本コストに関する先行研究を整理する。第3節で仮説の設定と分析手法について説明し、第4節で実証結果を示し、第5節で結論を述べる。

2. 先行研究

先行研究としては、BCPの開示に関連した研究に言及し、その後情報開示と株主資本コストの関係を示す。まずBCPの開示に関する先行研究として、有価証券報告書でBCPを策定している旨を開示した企業を対象に、BCP開示企業の特徴やBCP開示に対する効果について検討しているものが存在する。前者のBCP開示企業の特徴について検討したものと、加賀谷（2009a）、野田（2011）などがある。加賀谷（2009a）では、BCPに積極的な企業の方が社外取締役の比率が高く、取締役議長とCEOを分離する傾向があり、より社外の視点を経営の内部に取り込んでいる可能性が高いとしている。野田（2011）においては、BCP開示企業の特徴として従業員一人あたりの退職給付債務の金額が大きいなど、長期的な視点で企業経営を実践する傾向にあることが示されている。さらに加賀谷（2010）においてはBCPに対するバックアップ体制を整備しているといった具体的な対応と開示は相関が高いことが指摘されている。

後者のBCP開示に対する効果について検討した研究として加賀谷（2009b）がある。同研究ではBCPの開示企業と開示企業が属する業界平均の市場売買高、ベータをイベント日の前後で比較し、BCPの開示は株主資本コストの上昇抑制や株式売買高の拡大につながる可能性を示している。また野田・加賀谷（2012）ではBCPの策定を行うことは業務プロセスの可視化を通じて業績予想精度の向上につながる可能性が指摘されている。こうした先行研究に対し、本稿では今まで必ずしも明らかになっていないBCPの開示効果について平時・有事の両面から、株主資本コストの分析を通じて検証を行っている。

次に、情報開示と株主資本コストの関係に関し

ては数多くの先行研究がある。Diamond and Verrecchia（1991）は企業と投資家の間に情報の非対称性が存在する場合には、ディスクロージャーのレベルが高い企業ほど資本コストが低くなるとしている。こうした理論に基づきBotosan（1997）はアニュアルレポートにおける情報開示水準が高いほど、株主資本コストが低いことを示しており、Botosan and Plumlee（2002）ではAIMR（米国投資管理調査協会）のディスクロージャー評価報告書の評価が高いほど株主資本コストが低いことが示されている。これらの先行研究でいう情報開示レベルは情報開示の量と質の双方を含めたものであるが、近時は情報の質に焦点をあてた研究が増加している。その中でEasley and O'Hara（2004）はすべての投資家が有する情報である公的情報の精度が高い企業ほど株主資本コストが低いことを明らかにした。こうした理論に基づき、Francis et al.（2005）は会計発生高の質が低いと投資家が有する情報の精度が低下し、資本コストが上昇するとしている。

さらに近年では情報開示の中でも企業にとってネガティブな情報であるリスク情報開示に対する関心が高まっている。こうした分野の先行研究としてOgneva et al.（2007）は内部統制の欠陥と資本コストの関係に注目し、内部統制の欠陥がガバナンスの低下やビジネスリスクの上昇をもたらすことで資本コストの上昇につながるとしている。Dhaliwal et al.（2011）はCSRと株主資本コストの関係を調べ、株主資本コストの高い企業は翌年CSRの開示を増やすことで株主資本コストを下げようとする傾向にあることを示している。また、金（2008a）は有価証券報告書におけるリスク情報の開示に関して、「事業等のリスク」の開示が株主資本コストを低下させることを実証した。このようにリスク情報に関する開示や内部統制やCSRの開示など平常時のマネジメントに対

して開示効果を分析した研究成果の蓄積はなされている。

一方で、リスクだけでなくマネジメントを含めた情報の開示、なかでも有事のマネジメントについての開示効果がどのような経済効果を持つかについては今までほとんど明らかにされていない。BCPはリスク情報だけでなくリスクに対するマネジメントを含んだ開示である。そうした特徴を持つBCPを通じて有事のマネジメントとしての開示効果を検証できる可能性がある。

また、BCPに関する記載は自発的開示であることから、開示箇所等によって効果に差がでる可能性がある。こうした点を明らかにすることで、リスクへの対応をステークホルダーに的確に説明するという情報開示のあり方に対して新たな示唆を得ることができる。

従来のリスク情報の開示においては、開示情報の精度が向上することで経営者と投資家の情報の非対称性が減少し、それが資本コストの低下につながると考えられている。一方で、有事のマネジメントに対して平常時はその効果を実感しにくいことが考えられ、実際のイベントが発生した後や、リスク情報とマネジメントとのつながりを含めた説明が投資家になされてはじめて、投資家はその効果を実感できる可能性が高い。それが従来のリスクを開示したことにとどまらない信頼感を投資家に与え、資本コストの低下につながる可能性が高いと考えられる。

本稿においては、BCPが持つこれらの特徴から株主資本コストの低下につながる経路を明らかにすることで、これまで必ずしも明確にならなかった有事のマネジメントに関する情報の開示と株主資本コストの関係を検証し、情報開示効果の一側面を明らかにしたいと考える。

3. 仮説の設定と分析手法

3.1 仮説の設定

Ogneva et al. (2007) は内部統制の欠陥と資本コストの関係を分析し、内部統制の欠陥がガバナンスの低下やビジネスリスクの上昇をもたらすことで資本コストの上昇につながるとしている。一方、金 (2008a) は、リスク要因を管理できると投資家が信頼できる場合はリスク情報の精度を高め、資本コストの低下につながる可能性を示唆している。

BCPは、策定する際にビジネスモデルの可視化が図られることで、早い段階でのリスク対応が可能となり、それにより予期せぬ損失の増大を防げる可能性が高まる。加えて代替機能を活用することによって被害を極小化できる可能性が高まる特徴を持つ。したがってBCPを策定しているという情報はリスク管理体制に対する投資家からの信頼を高める情報とみることができる。よって以下の仮説を設定する。

(仮説1) BCP開示企業は非開示企業に比べ資本コストが低い。

BCPを単に開示しただけでなく、BCPを実践するマネジメントとBCPの結び付きを投資家等に説明した場合にはじめて投資家はその効果を実感できる可能性もある。そのためBCPの開示箇所によって投資家への説明力に違いがあり、それが開示効果の差にあらわれる可能性が考えられる。本稿ではBCPの開示が「事業等のリスク」、「対処すべき課題」、「コーポレート・ガバナンスの状況等」のそれぞれの開示箇所によって開示効果に差があるかを検証する。

事業等のリスク (BCP-Disclosure-Risk) による開示は例えば「大規模災害が発生した場合、当社グループの財政状態および経営成績に悪影響を

およぼす可能性があります（日東工業2011年3月期有価証券報告書より抜粋）」のようにリスク事項として把握している点に重点がおかれ、今後経営成績に悪影響を及ぼす可能性があることを記述し、対策は今後の課題として認識されるにとどまっている。次に、対処すべき課題（BCP-Disclosure-Problem）による開示は、例えば「当社グループでは、今回の震災を踏まえ、平時の防災対策および今後の危機発生時の緊急対応ならびに事業継続のために必要とされる事項を改めて整備し、事業継続計画（BCP）の見直しを図ってまいります（東洋製罐2011年3月期有価証券報告書より抜粋）」のように、対応すべき課題が列挙されている。内容としては、耐震対策の実施、データセンターへの移管など具体的なハード面での対策の実施や防災体制の構築、重要製品の部材の備蓄、高品質な製品の安定供給など長期的にも防災対策や緊急対応について今後具体的な対策を実施することが必要となる旨が記載されている。こうした面での対応は短期的にコスト上昇要因と考えられる。こうした対応が実施され、企業価値への反映がなされるためには、それを担保する体制面の情報が投資家にとって不可欠となるが、当該箇所では判断が難しく、多くの場合コスト上昇要因がより強く反映されるものと考えられる。

一方で、コーポレート・ガバナンスの状況（BCP-Disclosure-Governance）においてBCPを開示した企業は、当該箇所が開示することで、ガバナンス体制との関係をコミットする点がまず指摘できる。加えて開示内容でも、例えば「万が一各項目においてリスクが顕在化し緊急事態が発生した場合には、事業継続計画（BCP：Business Continuity Plan）を含む同マニュアルにしたがい、迅速かつ確に対処するための体制を構築しております（東京応化工業2011年3月期有価証券報告書より抜粋）」のようにBCPを単に開示す

ることにとどまらず、BCPを実行できるマネジメントとの結び付きをより明確に投資家に対して説明していると考えられる。そのためBCP-Disclosure-Governanceにおける開示効果が最も大きいと思われる²⁾。

よって以下の仮説を設定する。

（仮説2）BCPの開示による資本コストの低減効果が最も大きいのは、BCP-Disclosure-Governanceである。

BCPの開示は、実際のイベントが発生した後には投資家はその効果をいっそう実感できる可能性が高い。そこで具体的なイベントを例に開示効果を検証する。近時、たび重なる地震の発生もあり企業の事業継続への関心が高まっている。さらに新型インフルエンザの日本国内での感染拡大は、企業に対して危機管理の重要性を改めて認識させることとなった。金（2007）、加賀谷（2009b）が指摘するように、有事の際に投資家は企業の危機管理に対する体制について強い関心を示す。地震や新型インフルエンザのような従来のリスクマネジメントでは対応が難しいリスクに対しては、BCPの開示情報が投資家にとっていっそう求められるものと考えられる。そこで次の仮説3を設定する。なお本稿では、2009年4月にメキシコで発生した新型インフルエンザの事象と2011年3月に発生した東日本大震災を取り上げ、BCPの開示が資本コストに与える影響を検証する。

（仮説3）有事の際にはBCPについての記載がある企業は非開示企業に比べ、資本コストの上昇が抑制される。

3.2 分析手法

BCPと資本コストの関係を明らかにするため、資本コストを被説明変数とし、BCP開示・非開示を説明変数とする線形回帰による検証を行う。

(Model)

$$R = \beta_0 + \beta_1 LNMVE_{it} + \beta_2 BM_{it} + \beta_3 Beta_{it} + \beta_4 Bias_{it} + \beta_5 Foreigner_{it} + \beta_6 Finance_{it} + \beta_7 Risk_{it} + \beta_8 Outside-Director_{it} + \beta_9 CSR_{it} + \beta_{10} Internal-Control_{it} + \beta_{11} Earthquake_{it} + \beta_{12} BCP-Disclosure_{it} + \sum_{i=2008}^{2011} RiYear_i + \varepsilon_{it}$$

株主資本コストとしてOhlson (1995) が提唱した残余利益モデルをベースに、Lee (1999) による株価が残余利益モデルの企業価値推定値に基づいて効率的に形成されていることを前提にした資本コスト (Implied Cost of Capital) を用いる。推定方法については、Gebhardt et al. (2001)、村宮 (2005)、金 (2008a) にしたがって以下のよう計算を行った。

残余利益モデルは、クリーン・サープラス関係が成立することを前提にした場合、割引配当モデルによって導出される企業価値評価モデルであり、次式で表すことができる。

$$P_t = BPS_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(EPSt_{t+\tau} - r \times BPS_{t+\tau-1})}{(1+r)^\tau} \quad (1)$$

$$= BPS_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(BPS_{t+\tau-1} \times ROE_{t+\tau} - r \times BPS_{t+\tau-1})}{(1+r)^\tau} \quad (1)'$$

P_t : t 時点における株価

BPS_t : t 時点における 1 株あたりの純資産簿価

$EPSt_t$: t 時点における 1 株あたりの利益

ROE_t : t 時点における自己資本利益率

r : 株主資本コスト

ここで (1) 式の右辺 $EPSt_{t+\tau} - r \times BPS_{t+\tau-1}$ は 1 株あたりの異常利益である。t 時点の株価は 1 株あたりの純資産簿価³⁾ と将来の異常利益の現在価値の和であらわされる。(1)' 式から株主資本コ

ストを推定するためには、 ROE_t の予測が必要である。

BPS_t の予測 ($F BPS_t$) はクリーン・サープラス関係を前提に以下の式から推定する。

$$F BPS_{t+\tau} = BPS_{t+\tau-1} + (1 - k_{t+\tau}) EPSt_{t+\tau} \quad (2)$$

k_t : t 時点の配当性向

村宮 (2005) では配当性向を将来にわたって一定と仮定しているが、石川 (2007) では自己資本配当率 (Dividend on Equity: DOE) は配当性向や配当額に比べて、安定的に推移している点が指摘されている。金 (2008a) でも、DOE が将来にわたって一定の水準で続くと仮定している。そこで本稿では、DOE が将来期間にわたって一定の水準で続くと仮定する。自己資本配当率 DOE_t を用いて (2) 式を変形し、 $F BPS_t$ を推計している。

$$F BPS_{t+\tau} = BPS_{t+\tau-1} + (1 - DOE_{t+\tau} / ROE_{t+\tau}) \times EPSt_{t+\tau}$$

$$= (1 + ROE_{t+\tau} - DOE_{t+\tau}) \times BPS_{t+\tau-1} \quad (3)$$

ROE の推定 (FROE) では、Gebhardt et al (2001) にしたがって、ROE が長期的に業界メディアンに収束すると仮定する。村宮 (2005) は、日本企業の ROE は 10 年間で平均に回帰することを示している。そこで本稿では Gebhardt et al (2001) に基づき、日経業種中分類に従って、各業界に属する黒字企業の過去 8 年間のデータを用いて算出した。本稿では 2 期先までは ROE の予測情報を利用して計算し、3 期先から $ROE_{t+\tau}$ が業界メディアンを上回って (下回って) いれば、上回った (下回った) 値が 10 年かけて業界メディアンに収束すると考えた。予想利益は東洋経済新

報社の会社四季報から取得した。

$$FROE_{t+\tau} = FROE_{t+\tau-1} + (FROE_{t+2} - \text{median}INDROE_t) / 10 \quad (4)$$

$\text{median}INDROE_t$ は t-1 期から t-8 期の実績データに基づいて算定される。

$$P_t = BPS_t + \frac{FROE_{t+1} - r}{1+r} \times BPS_t + \frac{FROE_{t+2} - r}{(1+r)^2} \times FBPS_{t+1} + TV \quad (5)$$

(5) 式の TV は永続価値をあらわす。t+12 期以降はこの異常利益が永続すると仮定する。TV は以下の式であらわされる。

$$TV = \sum_{\tau=3}^{11} \frac{FROE_{t+\tau} - r}{(1+r)^\tau} \times FBPS_{t+\tau-1} + \frac{FROE_{t+12} - r}{r(1+r)^{11}} \times FBPS_{t+11} \quad (6)$$

本稿では、r をそのまま用いるのではなく、村宮 (2005)、金 (2008a) にしたがって、r から無リスク利率を控除した数値を株主資本コストとして用いる。無リスク利率は10年物国債の利回りを用いた。r を推定する時期は、仮説 1、2 においては 3 月期決算企業の有価証券報告書が開示される 6 月末時点とした。また仮説 3 においては、イベント前後の時点と比較している⁴⁾。

BCPの開示と株主資本コストの関係をより明確にするため以下のコントロール変数を設定する。まず、Fama and French (1993, 1997)、Gebhardt et al. (2001) を参考に時価総額 (LNMVE)、純資産簿価時価比率 (BM)、ベータ (β) を採用した。加えて村宮 (2005) においては経営者予想利益の精度が、資本コストと密接に関連しており、価格形成の場で重要な役割を果たしていることを示しているため、前期の業績予想誤差 (Bias) を加えた。さらにガバナンスの影響をコントロールするため社外取締役の有無 (Outside-

Director)、金融機関持株比率 (Finance)、外国人持株比率 (Foreigner) を追加している。有価証券報告書の事業等のリスク事項が資本コストに与える影響をコントロールするため、リスク事項の開示数 (対数) を変数 (Risk) として入れた。さらに内部統制やCSRの進捗による影響をコントロールするため、コーポレート・ガバナンスの状況における内部統制委員会 (Internal-Control)、CSR (CSR) の記載の有無を加えた。また日本において影響が大きいと考えられている地震リスクの記載 (Earthquake) の有無を追加した。

各変数の期待符号はFama and French (1993, 1997) によってLNMVEはマイナス、BM、 β はプラス、村宮 (2005) によればBiasがプラスであることが予想される。またガバナンスの関係ではOutside-Director、Foreigner、Financeがマイナスであると考えられる。さらに金 (2008a) を参照した場合Risk、Internal-Control、CSR、Earthquakeはリスク情報の開示と考えればプラス、リスク情報の精度が投資家の情報精度を高めるのであればマイナスが予想される⁵⁾。本研究では、これらの変数をコントロールした上でもなお、有価証券報告書においてBCPを開示している企業 (BCP-Disclosure) が資本コストに影響を与えているかを分析している⁶⁾。

さらにBCPに関する記載は自発的開示であることから、開示箇所等によって効果に差がある可能性がある。その点を明らかにするため、有価証券報告書の開示箇所によって「事業等のリスク」(BCP-Disclosure-Risk)、「対処すべき課題」(BCP-Disclosure-Problem)、「コーポレート・ガバナンスの状況等」(BCP-Disclosure-Governance) のそれぞれの開示箇所によって開示効果に差があるかを同様に検討した。

表1 各変数の定義

名称	変数	定義
R	資本コスト	各期6月末の資本コスト（リスクフリーレート控除後）、但し新型インフルエンザ及び東日本大震災の影響の分析では事象が発生した前後の月（新型インフルエンザでは3月末と4月末、東日本大震災では2月末と3月末）の数値を使用している。
LNMEV	時価総額（対数）	前期末株式時価総額の対数
BM	純資産簿価時価比率	前期末純資産簿価時価比率
Beta	ベータ	ベータ（前期末から5年間）
Bias	業績予想誤差	(前期実績利益 - 前前期首予想利益) / 前期末総資産、予想利益は期首の決算短信で開示される数値を使用、前期実績利益 - 前前期首予想利益は絶対値
Foreigner	外国人持株比率	前期末外国人持株数 / 発行済株式総数
Finance	金融機関持株比率	前期末金融機関持株数 / 発行済株式総数
Risk	リスク事項	前期末の有価証券報告書の事業等のリスクにおいて開示しているリスク数（対数）
Outside-director	社外取締役の有無	社外取締役 有：1、無：0
CSR	CSR記載の有無	コーポレート・ガバナンスの状況にCSRの記載 有：1、無：0
Internal-Control	内部統制委員会記載の有無	コーポレート・ガバナンスの状況に内部統制委員会の記載 有：1、無：0
Earthquake	地震リスク記載の有無	有価証券報告書事業等のリスクに地震リスク記載 有：1、無：0
BCP-Disclosure	事業等のリスク、対処すべき課題、コーポレート・ガバナンスの状況のいずれかの箇所BCP開示・非開示	BCP開示：1、非開示：0
BCP-Disclosure-Risk	事業等のリスクにBCP開示・非開示	BCP開示：1、非開示：0
BCP-Disclosure-Problem	対処すべき課題にBCP開示・非開示	BCP開示：1、非開示：0
BCP-Disclosure-Governance	コーポレート・ガバナンスの状況にBCP開示・非開示	BCP開示：1、非開示：0

仮説3に対しては、開示企業と非開示企業で資本コストの変化について開示企業 - 非開示企業の差が0と有意に異なるかどうかの平均の差の検定を行う。差がプラス（マイナス）に有意な結果であれば、開示企業、非開示企業において差があることになる。等分散性を確認するためLeveneの検定を実施した上で、それぞれ有意確率を計算している（t検定及びマン・ホイットニーの順位和検定）。①新型インフルエンザの影響については2009年4月末資本コスト - 2009年3月末資本コストを、②東日本大震災の影響については2011

年3月末資本コスト - 2011年2月末資本コストで差の検定を行っている。

各変数の定義は表1のとおりである。

3.3 サンプル

仮説1、2については、

- ① 開示企業：2007年3月期～2011年3月期の銀行、証券・商品先物取引業、保険、その他の金融業を除く東証一部上場の3月期決算企業において、有価証券報告書の「事業等のリスク」、「対処すべき課題」、「コーポレート・ガ

表2 基本統計量

		N	最小値	最大値	平均値	標準偏差
LNMVE	Disclosure	286	3.819	6.728	5.125	0.722
	Non-Disclosure	286	3.050	6.595	5.031	0.764
BM	Disclosure	286	0.182	2.578	1.105	0.483
	Non-Disclosure	286	0.297	5.853	1.280	0.769
Beta	Disclosure	286	0.199	2.051	1.044	0.425
	Non-Disclosure	286	0.048	1.946	1.028	0.413
Bias	Disclosure	286	0.000	0.106	0.014	0.019
	Non-Disclosure	286	0.000	0.143	0.014	0.022
Foreigner	Disclosure	286	0.002	0.538	0.194	0.125
	Non-Disclosure	286	0.005	0.511	0.175	0.130
Finance	Disclosure	286	0.048	0.565	0.305	0.129
	Non-Disclosure	286	0.032	0.504	0.293	0.125
Risk	Disclosure	286	0.477	1.477	0.976	0.224
	Non-Disclosure	286	0.000	1.613	0.917	0.253
Outside-director	Disclosure	286	0.000	1.000	0.619	0.487
	Non-Disclosure	286	0.000	1.000	0.559	0.497
CSR	Disclosure	286	0.000	1.000	0.395	0.490
	Non-Disclosure	286	0.000	1.000	0.339	0.474
Internal-Control	Disclosure	286	0.000	1.000	0.178	0.383
	Non-Disclosure	286	0.000	1.000	0.126	0.332
Earthquake	Disclosure	286	0.000	1.000	0.657	0.475
	Non-Disclosure	286	0.000	1.000	0.346	0.477
R	Disclosure	286	0.468	14.691	5.460	2.587
	Non-Disclosure	286	0.676	12.344	5.516	2.310

バランスの状況等」においてBCPを開示している企業を抽出した⁷⁾。

- ② 非開示企業：サンプル企業のうち日経業種中分類の同業種に属する企業で、最も資産規模（対数）に近い企業でBCPを開示していない企業を非開示企業として1社ずつ選び出し、同数の企業を抽出した⁸⁾。

開示企業、非開示企業合計で、すべての決算データが揃う572社を対象にしている。開示箇所ごとの分析ではいずれも合計で「事業等のリスク」282社、「対処すべき課題」128社、「コーポレート・ガバナンスの状況等」206社をサンプルとしている。

仮説3については、

- ① 新型インフルエンザの影響

東証一部上場の3月期決算企業で2008年3月期においてメキシコに営業拠点がある可能性が高い企業337社を抽出し、その中で開示企業・非開示企業を選び比較を行っている。企業の抽出はNEEDS-Financial QUESTのセグメント情報を活用し、地域別売上において南米、北米、米州にセグメント項目を有している企業を対象とした。開示企業として2008年3月期の有価証券報告書においてBCPを開示している企業を抽出した。非開示企業としては仮説1、2と同様に、サンプル企業のうち日経業種中分類の同業種に属する企業で、最も資産規模（対数）に近い企業でBCPを開示していない企業を非開示企業として1社ずつ選び出し、同数の企業を抽出した。開示企業、非開示企業合計で16社をサンプルとしている。

表3 変数間の相関係数

	LNLMVE	BM	Beta	Bias	Foreigner	Finance	Risk	Outside-director	CSR	Intenal-Control	Earthquake	R	BCP-Disclosure
LNLMVE		-0.539	0.140	-0.076	0.757	0.444	0.352	0.291	0.277	0.079	0.199	-0.365	0.063
BM	-0.540		-0.119	0.030	-0.404	-0.225	-0.150	-0.066	-0.131	0.001	-0.154	0.443	-0.135
Beta	0.159	-0.138		0.076	0.198	0.159	0.090	0.011	0.092	-0.007	0.108	-0.009	0.019
Bias	-0.054	-0.057	0.046		0.041	0.001	-0.030	0.040	0.012	-0.070	0.044	-0.231	-0.011
Foreigner	0.794	-0.413	0.226	0.010		0.347	0.231	0.240	0.162	0.047	0.157	-0.299	0.072
Finance	0.449	-0.208	0.178	-0.015	0.397		0.164	0.219	0.240	0.026	0.140	-0.276	0.049
Risk	0.391	-0.160	0.117	0.034	0.286	0.142		0.260	0.149	0.094	0.379	-0.108	0.121
Outside-director	0.299	-0.088	0.013	0.022	0.243	0.229	0.250		0.194	0.027	0.163	-0.089	0.060
CSR	0.278	-0.103	0.090	0.025	0.181	0.242	0.151	0.194		0.071	0.106	-0.101	0.058
Intenal-Control	0.076	0.024	-0.016	-0.073	0.045	0.029	0.103	0.027	0.071		0.052	0.099	0.073
Earthquake	0.194	-0.148	0.112	0.042	0.157	0.135	0.396	0.163	0.106	0.052		-0.047	0.311
R	-0.392	0.546	-0.037	-0.228	-0.325	-0.287	-0.106	-0.077	-0.096	0.139	-0.042		-0.012
BCP-Disclosure	0.052	-0.077	0.013	0.022	0.080	0.031	0.115	0.060	0.058	0.073	0.311	-0.018	

(注) 上段：Pearson、下段：Spearman

② 東日本大震災の影響

加賀谷(2011)を参考に被災地域である宮城県、岩手県、福島県、茨城県に設備を保有する企業211社を対象とした。開示企業として2010年3月期の有価証券報告書においてBCPを開示している企業を抽出した。非開示企業としては仮説1、2と同様に、サンプル企業のうち日経業種中分類の同業種に属する企業で、最も資産規模(対数)に近い企業でBCPを開示していない企業を非開示企業として1社ずつ選び出し、同数の企業を抽出した。開示企業、非開示企業合計で40社をサンプルとしている⁹⁾。

本論文における仮説1、2の基本統計量は表2、変数間の相関係数は表3に示している。開示企業は非開示企業に比べ、純資産簿価時価比率が小さくリスク事項や地震リスク、内部統制に関する記載が多い。またグループ間の比較においては、「コーポレート・ガバナンスの状況等」において開示を行っている企業は「事業等のリスク」や「対処すべき課題」において開示を実施している企業に比べ、純資産簿価時価比率が小さくCSRに関す

る開示が多い点に特徴がある。

財務データはNEEDS-Financial QUESTから、株主資本コストの計算の際に必要な予想利益は東洋経済新報社の会社四季報から、有価証券報告書における事業等のリスク事項開示数はEDINETから、BCPの開示情報はプロネクサス社が提供する企業情報データベース「EOL」から入手した。変数は0.5パーセントタイル値を下回る(99.5パーセントタイル値を上回る)ものについては、0.5パーセントタイル値(99.5パーセントタイル値)に修正している¹⁰⁾。

4. 実証結果

表4に仮説1と仮説2の実証結果を示す。BCP-Disclosureの係数は有意な値ではなく、仮説1は支持されなかった。仮説2については、BCP-Disclosure-Governanceが5%水準(係数推定値-0.463)でマイナスに有意となった。一方で、BCP-Disclosure-Problemは5%水準(係数推定値1.109)でプラスに有意な結果となっている。BCP-Disclosure-Riskは明確な結果はでてい

表4 BCP開示が資本コストに与える影響

	BCP-Disclosure		BCP-Disclosure-Risk		BCP-Disclosure-Problem		BCP-Disclosure-Governance		BCP-Disclosure-Risk BCP-Disclosure-Problem BCP-Disclosure-Governance	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
(定数)	4.915	4.819	5.421	4.047	4.632	1.836	5.175	3.394	4.847	4.798
LN MVE	-0.210	-1.026	-0.456	-1.621	0.096	0.212	-0.262	-0.892	-0.172	-0.852
BM	1.266	8.167	0.813	3.919	1.909	4.415	1.693	7.008	1.250	8.150
Beta	0.673	3.351	1.021	3.487	-0.218	-0.389	0.362	1.403	0.672	3.388
Bias	-21.156	-4.778	-21.378	-3.687	-21.501	-1.909	-25.854	-3.819	-22.854	-5.198
Foreigner	-0.968	-0.972	-1.004	-0.708	-6.513	-2.357	3.072	2.314	-0.821	-0.831
Finance	-2.346	-3.224	-1.393	-1.313	-2.976	-1.553	-3.433	-3.496	-2.610	-3.597
Risk	-0.665	-1.710	-0.353	-0.645	-0.818	-0.852	-1.375	-2.519	-0.792	-2.054
Outside-director	-0.068	-0.380	-0.425	-1.653	0.353	0.749	0.177	0.743	-0.060	-0.337
CSR	-0.016	-0.087	0.233	0.954	-0.393	-0.733	0.185	0.780	0.120	0.665
Internal-Control	0.591	2.604	0.415	1.471	0.880	1.226	0.821	2.569	0.559	2.472
Earthquake	0.040	0.216	-0.348	-1.317	0.178	0.361	0.724	2.593	-0.015	-0.082
BCP-Disclosure	0.205	1.196								
BCP-Disclosure-Risk			0.368	1.476					0.336	1.621
BCP-Disclosure-Problem					1.109	2.550			0.885	3.360
BCP-Disclosure-Governance							-0.463	-1.968	-0.415	-1.883
R2=	0.385		0.430		0.357		0.481		0.401	
N=	572		282		128		206		572	

ない。

これらの3つの開示箇所による開示効果の相違は以下のように解釈できる。

BCPの効果が実現するためには単にプランが策定されて終わるのではなく、対応策が実施され、さらにはその効果の検証、修正といういわゆるPDCAのサイクルがまわっていく必要がある。BCP（プラン）の策定とそれに伴う対応策の実施は、相応のコストが発生する。BCPへの取り組みが投資家から評価され資本コストを下げるためには、BCPを実行するために体制が確保されその効果はそのコストを上回る場合に限られる。金（2008a）では投資家はリスク情報を機械的に評価しているのではなく、リスク情報の背後にあるリスクマネジメントに対する姿勢を見透かしたうえでリスク情報の開示を評価している点が指摘されている。こうした点をあわせて勘案すれば以下のような解釈となる。

「事業等のリスク」での開示は将来的な課題を認識しているに過ぎない。加えて対応策の実施などの短期的なコストの発生が不明なので、非開示企業と同様の評価にとどまる。よって効果に（有意な）差がない。一方で、「対処すべき課題」での開示はBCP（プラン）の策定とそれに伴う対応策の実施のため短期的に相応のコストが発生するためマイナスの評価となる。さらにその効果を実現するための体制が明確でないため、その効果が測れず、短期的なコストの発生がより強く投資家には認識される。それに対し、「コーポレート・ガバナンスの状況等」での開示は、その実効を担保する体制があると考えられ、そのコストを上回る効果が発生すると思われる。その結果、投資家から評価されることではじめて資本コストが低下すると考えた。

以上のとおりBCP開示の有無だけでは資本コストの影響は明らかではないが、その開示箇所

表5 新型インフルエンザ及び東日本大震災の影響

新型インフルエンザの影響

			平均値	中央値	標準偏差	N	t 値	z 値
BCP-Disclosure	Disclosure	3 月	4.931	5.270	1.809	16	-1.412	-1.365
		4 月	4.444	4.829	1.665			
		4 月 - 3 月	-0.487	-0.542	0.331			
	Non-Disclosure	3 月	4.333	4.363	1.478			
		4 月	4.085	3.996	1.583			
		4 月 - 3 月	-0.248	-0.272	0.347			
BCP-Disclosure-Governance	Disclosure	3 月	5.306	5.719	2.057	10	-2.432	-1.984
		4 月	4.706	5.304	1.965			
		4 月 - 3 月	-0.601	-0.646	0.165			
	Non-Disclosure	3 月	4.784	5.407	1.482			
		4 月	4.651	5.172	1.490			
		4 月 - 3 月	-0.133	-0.235	0.397			

東日本大震災の影響

			平均値	中央値	標準偏差	N	t 値	z 値
BCP-Disclosure	Disclosure	2 月	4.674	4.468	1.782	40	-1.342	-1.650
		3 月	4.850	5.379	2.132			
		3 月 - 2 月	0.176	0.150	0.930			
	Non-Disclosure	2 月	5.454	5.422	1.371			
		3 月	5.945	5.644	1.554			
		3 月 - 2 月	0.491	0.369	0.489			
BCP-Disclosure-Governance	Disclosure	2 月	4.377	4.005	1.502	20	-2.118	-1.965
		3 月	4.604	4.317	1.644			
		3 月 - 2 月	0.227	0.130	0.304			
	Non-Disclosure	2 月	5.473	5.424	1.452			
		3 月	6.011	5.801	1.661			
		3 月 - 2 月	0.538	0.390	0.350			

よって投資家の認識プロセスに差が出ることが考えられる。上記の解釈を前提にすれば、資本コストが低下する開示効果は「コーポレート・ガバナンスの状況等」での開示においては支持される結果となった^{11), 12)}。

表5に仮説3の実証結果を示す。BCP-Disclosureの比較においては東日本大震災の影響がマン・ホイットニーの順位和検定では10%水準でマイナ

ス有意であるものの、それ以外の検証では有意水準に達していない。一方で、BCP-Disclosure-Governanceを見た場合は、新型インフルエンザの影響、東日本大震災の影響ともに5%水準でマイナスに有意な結果となった。有事の際に「コーポレート・ガバナンスの状況等」においてBCPを開示した企業は、仮説2と同様にBCPを実行できるマネジメントとの結び付きをより明確に投

資家に対して説明しており、それがBCPの開示効果につながっていると考えられる。よって仮説3は「コーポレート・ガバナンスの状況等」においてBCPを開示した場合には支持される^{13), 14)}。

5. 結論

本稿の狙いは、BCPの開示と株主資本コストの関係性を検証することにあった。BCP開示企業の中で「コーポレート・ガバナンスの状況等」においてBCPを開示した企業は、非開示企業に比べ資本コストが低い可能性が示唆された。投資家はBCPの開示だけではなく、背後にあるマネジメントについても併せて確認している可能性がある。一方、企業側からはBCPを通じた企業の事業継続能力を的確に投資家等のステークホルダーに説明していくことが不可欠であるが、その際に単にBCPを開示するだけでなく、その実行を担保するためにマネジメントとの関係をより丁寧に説明するといった情報開示のあり方が問われることとなる。

少頻度・大被害のリスクマネジメントに対しては平常時はその効果を実感しにくいことが考えられる。本稿では実際のイベントが発生した後においては、BCPの情報を投資家がより強く認識する可能性が高く、それが資本コストの上昇を抑制することにつながる可能性が示唆された。これは金（2007）、加賀谷（2009b）によって実証されてきた有事価値関連性が資本コストの面においても確認されたものと考えられる。

ただし、本稿の検証においては課題が残されている。本稿では有事のイベントとしてメキシコで起こった新型インフルエンザ、東日本大震災を対象としたが、本稿の検証結果をより堅固なものにするためには他の事例においてもデータの蓄積を行い、さらなる検証を深めていきたいと考えてい

る。また、BCPの開示はまだはじまって日が浅いことから、本稿においては開示内容そのものではなく開示箇所によって開示内容の説明力に違いがあることに注目した。そのため開示内容の水準を直接に分析するにはいたっていない。BCPの開示効果をさらに説得力があるものにするため、この点の検証が必要となるが、それについては今後の課題としたい。

《注》

- 1) BCPは2005年8月に公表された内閣府の事業継続ガイドラインによれば次のように定義されている。「企業は災害や事故で被害を受けても、取引先等の利害関係者から、重要業務が中断しないこと、中断しても可能な限り短い期間で再開することが望まれている。また、事業継続は企業自らにとっても、重要業務中断に伴う顧客の他社への流出、マーケットシェアの低下、企業評価の低下などから企業を守る経営レベルの戦略的課題と位置づけられる。この事業継続を追求する計画が「事業継続計画」（BCP：Business Continuity Plan）である」。具体的な内容としては、バックアップのシステムやオフィスの確保、即応した要員の確保などが含まれる。
- 2) 前記の仮説構築に対して筆者が監査法人の関係者にインタビューしたところ以下のような回答であった。事業等のリスクにおいては、様々なリスク内容が簡潔に記載されており、一般的な記述にとどまっていることが多い。その中でBCPに関しても「BCPを策定し自然災害へのリスク対策を進めています」といった記述のとおり、リスクに対応してBCPを策定した。という内容にとどまるケースが多い。投資家としてはBCPの策定の事実を記載しただけでは、BCPがどのように管理・運営されていくかが不明であり重要な判断材料にはできないであろうという意見であった。一方で、BCP-Disclosure-Governanceにおける開示は「CSR・リスクマネジメント委員会」や「リスク部会」などのリスク管理体制の中でBCPがどのように位置づけられているかが記載されている。加えて、「教育・啓発活動を図る」旨や、「関係部署が一体となって推進する体制」について記述があることが多い。こうした内容からBCPが単なるプランの作成にとどまることなく、PDCAを通じて実行・改善を図るという企業の取り組み姿勢がうかがわれ、BCPの実効性がより投資家に認識されるとしている。この点は前記の仮説構築の考えと整合的であった。
- 3) より厳密に計算を行うには、純利益をつかって残余利益を計算する場合、純資産簿価は、少数株主持分やその他包括利益を除いて計算しなければならない。
- 4) 資本コストの推計の関しては代替的なモデルがあげられる。

本稿で採用した残余利益モデルを基礎にする Gebhardt et al. (2001) 以外に、異常利益成長モデルを基礎にする Ohlson and Juettner-Nauroth (2005) や、成長率に一定の前提をおいて簡易にしたEPレシオ、PEGレシオなどのモデルが存在する。

Gebhardt et al. (2001) 以外のモデルで検証したところ、EPレシオでは「コーポレート・ガバナンスの状況等」は10%水準でマイナス有意な結果となり上記結果が追認された。しかしながら他の方法では必ずしも明確な結果とはならなかった。後藤・北川 (2010) が主張するように Ohlson and Juettner-Nauroth (2005) やPEGレシオでは利益の次々年度予測が次年度予測を上回ることが必要であり、Ohlson and Juettner-Nauroth (2005) では成長率を仮定した際に取戻しないサンプルがでてくるとしている。そうした要因が影響している可能性も考えられる。以上を勘案し本稿ではGebhardt et al. (2001) で推計を行ったが、これらの点についてはさらなる検討が必要と思われる。

- 5) コントロール変数については概ね予想符号の通りであったが、Biasが予想符号と反対の結果となった。そこで業績予想誤差について別の変数（実績値が期首予想利益を上回る場合1、それ以外0をとる変数）で検証したところ、BCP-Disclosure-Problem、BCP-Disclosure-Governanceの業績予想誤差の変数は有意ではなくなり、BCP-Disclosure-Governanceの有意確率は低下するものの当初の結果と大きくは変わらなかった。
- 6) 本稿のモデルの推定方法はOLS推定であり、t値は通常の標準誤差により算定している。
- 7) 大半の企業が有価証券報告書の「事業等のリスク」、「対処すべき課題」、「コーポレート・ガバナンスの状況等」の3か所で開示しており、これ以外の箇所での記載については、BCPに関する製品の研究開発等、経営戦略との関係が薄いため除外した。
- 8) BCPにおいてはビジネスモデルを可視化し重要業務を特定化するプロセスが重要であるため、業種や資産規模の影響が最も大きいと考えた。そのため本稿では業種および資産規模でマッチングを行った。その以外の方法として、業種とPBRでマッチングを実施した結果、BCP-Disclosure-Problemは5%水準でプラス有意、BCP-Disclosure-Governanceは5%水準でマイナス有意、BCP-DisclosureとBCP-Disclosure-Riskでは有意な結果はでなかった。当初の分析とほぼ同様の結論が得られている。
- 9) 新型インフルエンザと東日本大震災の影響を受けた母集団の開示企業と非開示企業のそれぞれのサンプルに対し、資産規模、ROE、ROAについて平均の差の検定を実施したが有意な差はなかった。
- 10) 異常値処理について3偏差を超えるサンプルを除いてBCP-Disclosure、BCP-Disclosure-Risk、BCP-Disclosure-Problem、およびBCP-Disclosure-Governanceそれぞれの回帰を実施した。BCP-Disclosure、BCP-Disclosure-Riskでは有意な結果はでなかった。BCP-Disclosure-Problemは5%水準でプラ

ス有意、BCP-Disclosure-Governanceは10%水準でマイナス有意となり、有意確率は若干低下するが、当初の結果とほぼ同様の結果を確認した。

- 11) 開示効果を確認するため、2007年3月～2011年3月の東証一部上場の3月期決算企業全社を対象にBCP開示企業と非開示企業を比較した。BCP-Disclosure-Governanceでは5%水準でマイナス有意、BCP-Disclosure-Problemは1%水準でプラス有意、BCP-Disclosure、BCP-Disclosure-Riskは有意とならず当初の結果が確認された。
- 12) BCP開示企業と非開示企業の株主資本コストの差は、BCP開示以前にも存在する可能性が考えられる。そのため、Differences in Differencesによる評価手法でBCP開示以前において、BCP開示企業と非開示企業で有意な差がないことを検証した。検証は、前期はBCPを開示せず、当期になってBCPを初めて開示したケースに限定して検証を実施した。Differences in Differencesは制度や政策の変更により影響を分析する際に利用されることが多い。ここでは同じような属性を持ちBCPを開示した企業をトリートメント・グループ、開示しない企業をコントロール・グループとし、資本コストに両グループで差がみられるかを検証する。具体的な検証方法は田中・宮川 (2009)、奥山 (2010) に従った。開示企業（トリートメント・グループ）で開示期と開示前期の階差をとり、同様に非開示企業（コントロール・グループ）も開示期と開示前期の階差をとる。次に被説明変数に開示前後の資本コストの差を、説明変数にある開示、非開示のダミー変数によって開示、非開示企業で有意な差があるかを判定する。BCP開示年度が企業によって異なることから、経済全体の動きをコントロールするため年次ダミーを加えている。その結果BCP-Disclosure-Governanceは1%水準でマイナス有意であるが、BCP-Disclosure-Problemはプラスであるが有意水準までは達しなかった。サンプル数などが影響している可能性が考えられる。
- 13) 「コーポレート・ガバナンスの状況等」において開示効果に差がでたが、その要因が開示企業、非開示企業で収益力による差が影響している可能性が考えられるため、ROE、ROAを比較した。結果は両者に有意な差は見られないことを確認している。
- 14) 「事業等のリスク」、「対処すべき課題」に対しても東日本大震災、メキシコ新型インフルエンザの影響を検証したが、いずれも有意な結果とはならなかった。

《参考文献》

- Ajinkya, B., Bhojraj, S., Sengupta, P., 2005. The association between outside directors, institutional investors and the properties of management earnings forecasts. *Journal of Accounting Research* 43 (3), 343-376.
- あらた基礎研究所編, 2008. 『企業の事業継続性研究会研究論文集』.
- あらた基礎研究所編, 2009. 『企業の事業継続性研究会研究報告

- 書]。
- Bertrand, M., Duflo, E., Mullainathan, S., 2002. How Much Should We Trust Difference-in-Difference Estimates? Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Beyer, A., Cohen, D. A., Lys, T. Z., Walter, B. R., 2010. The financial reporting environment: Review of the recent literature. *Journal of Accounting and Economics* 50 (2-3), 296-343.
- Botosan, C. A., 1997. Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review* 72 (3), 323-349.
- Botosan, C. A., Plumlee, M. A., 2002. A re-examination of disclosure level and expected cost of equity capital. *Journal of Accounting Research* 40 (1), 21-40.
- Dhaliwal, D. S., Li, O. Z., Yang, A. T. Y. G., 2011. Voluntary nonfinancial disclosure and the cost of equity capital: The initiation of corporate social responsibility reporting. *The Accounting Review* 86 (1), 59-100.
- Diamond, D. W., Verrecchia, R. E., 1991. Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The Journal of Finance* 46 (4), 1325-1359.
- Easley, D., O'hara, M., 2004. Information and the cost of capital. *The Journal of Finance* 59 (4), 1553-1583.
- Easton, P., 2004. PE ratio, PEG ratio, and estimating the implied expected rate of return on equity capital. *The Accounting Review* 79 (1), 73-95.
- Eissa, N., Liebman, J., 1996. Labor supply response to the earned income tax credit. *Quarterly Journal of Economics* 111 (2), 605-637.
- Fama, E., French, K. R., 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33 (1), 3-56.
- Fama, E., French, K. R., 1997. Industrial cost of equity. *Journal of Financial Economics* 43 (2), 153-193.
- Francis, J., Lafond, R., Olsson, P., Schipper, K., 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 (2), 295-327.
- Gebhardt, W. R., Bhaskaran, S., Charles, M. C. L., 2001. Toward an implied cost of capital. *Journal of Accounting Research* 39 (1), 135-176.
- Gode, D., Mohanram, P., 2003. Inferring the cost of capital using the Ohlson-Juettner model. *Review of Accounting Studies* 8 (4), 399-431.
- 後藤雅敏, 北川教央, 2010. 「資本コストの推計」『企業価値評価の実証分析』, 407-442.
- Guay, W. R., Kothari, S. P., Shu, S., 2006. Properties of implied cost of capital using analysts' forecasts. Working paper, MIT Sloan School of Management.
- 石川博行, 2007. 『配当政策の実証分析』中央経済社
- 伊藤邦雄, 2010. 「ディスクロージャー学の展望と課題—会計基準のコンバージェンス問題を超えて」『企業会計』第62巻10号, 4-13.
- 伊藤邦雄, 加賀谷哲之, 金鉉玉, 2009. 「企業価値向上のための情報セキュリティガバナンス」『日本企業研究センターワーキングペーパー』.
- James, E. S., Kothari, S. P., Xu, L., 2009. The effect of disclosures by management, analysts, and business press on cost of capital, return volatility, and analyst forecasts. *The Accounting Review* 84 (5), 1639-1670.
- 加賀谷哲之, 2009a. 「コーポレートガバナンスの選択がBCMに与える影響」『企業の事業継続性研究会研究報告書 (2)』29-47.
- 加賀谷哲之, 2009b. 「企業の事業継続計画の開示と企業価値」『産業経理』第68巻4号, 119-130.
- 加賀谷哲之, 2010. 「BCMを促進させるコーポレートガバナンス、開示の役割」『企業の事業継続性研究会論文集』68-85.
- 加賀谷哲之, 2011. 「BCMの開示が株式市場からの評価に与える影響—東日本大震災の影響にみる有事価値関連性」『あらた基礎研究所論文集』第4巻.
- 金鉉玉, 2007. 「リスク情報の事前開示が投資家の意思決定に与える影響・情報流出リスクの顕在化ケースを用いて」『一橋商学論叢』第2巻2号, 102-113.
- 金鉉玉, 2008a. 「リスク情報開示と株主資本コスト」『一橋商学論叢』第3巻2号, 55-68.
- 金鉉玉, 2008b. 「リスク情報と業績予測」『企業会計』第60巻8号, 126-134.
- Lee, C. M. C., 1999. Accounting-Based valuation: Impact on business practices and research. *Accounting Horizons* 13 (4), 413-425.
- 村宮克彦, 2005. 「経営者が公表する予想利益の精度と資本コスト」『証券アナリストジャーナル』第43巻9号, 83-97.
- 内閣府, 2005. 「事業継続ガイドライン 第一版。—わが国企業の減災と災害対応の向上のために—」.
- 内閣府, 2010. 「企業の事業継続及び防災の取組に関する実態調査」.
- 野田健太郎, 2011. 「事業継続計画 (BCP) 開示企業の特徴に関する研究」『インベスター・リレーションズ』第5巻, 3-23.
- 野田健太郎, 加賀谷哲之, 2012. 「事業継続計画と経営者業績予想の関係」『経営財務研究』第31巻2号, 40-55.
- Ogneva, M., Subramanyam, K. R., Raghunandan, K., 2007. Internal control weakness and cost of equity: Evidence from SOX section 404 disclosure. *The Accounting Review* 82 (5), 1255-1297.
- 奥山尚子, 2010. 「地域活性化における地域イノベーション政策の効果—クラスター政策は開業率を押し上げるか?」『ESRI Discussion Paper Series No.252』.
- Ohlson, J. A., 1995. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research* 11 (2), 661-687.
- Ohlson, J. A., Juettner-Nauroth, B., 2005. Expected EPS and EPS growth as determinants of value. *Review of*

Accounting Studies 10 (2-3), 349-365.

- 桜井久勝, 2010. 『企業価値評価の実証分析』 中央経済社.
- 斉藤都美, 2004. 「自動車検査制度が交通事故率に与える影響について」『日本経済研究』 50, 1-18.
- 清水康弘, 2007. 「経営者予想に含まれるバイアスの継続性とミスマイシング」『証券アナリストジャーナル』 第45巻 8号, 80-96.
- 首藤昭信, 2008. 「リスク情報開示と企業価値」『専修ビジネス・レビュー』 第3巻 1号, 61-67.
- 田中優希, 2011. 「環境報告書継続開示と株主資本コストの関係について」『企業会計』 第63巻10号, 120-128.
- 田中賢治, 宮川努, 2009. 「大型投資は企業パフォーマンスを向上させるか」『RIETI Discussion Paper Series 09-J-032』.
- Wooldridge, J., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge MA.

「事業継続計画の開示が株主資本コストに与える影響」に関するディスカッション*

Discussion of "The Impact of BCP Disclosure on Cost of Equity Capital"

音川 和久(神戸大学 教授)
Kazuhisa Otagawa, Kobe University

要 約

日本企業の多くは、より効率的なサプライチェーンを構築してきた。しかし、東日本大震災やタイの大洪水はそれらを寸断し、日本経済に大きな影響を与えた。事業継続計画（BCP）は、災害または事故による損害を最小限にするための企業の取組みである。野田（2012）は、BCP情報の開示が株主資本コストに及ぼす影響を実証的に調査しており、ディスクロージャー研究に対して有意な貢献がある。以下のディスカッションでは、野田（2012）の内容を簡潔に要約した後で、その特徴および課題について指摘する。

Summary

Many Japanese firms have established more efficient supply-chains. But the Great East Japan Earthquake and heavy flood in Thailand disrupted them, and had huge impact on the Japanese economy. The business continuity plan (BCP) is the firm's effort to minimize the damage caused by disasters or accidents. Noda (2012) empirically examines the impact of disclosing BCP information on the cost of equity capital, which makes a significant contribution to research in disclosure. In the following discussion, I briefly summarize his paper, and then indicate its characteristics and some points to be addressed.

1. 野田論文の概要

野田（2012）は、災害や事故などが起きても、その被害や損失を最小限に食い止める事業継続計画（以下、BCP）に焦点を当て、有価証券報告書におけるBCP情報のディスクロージャーが株主資本コストに与える影響について実証的に調査している。

分析結果によれば、制定されたBCPに従って不測の事態に対処できるマネジメント体制をすでに構築している旨を有価証券報告書の「コーポレート・ガバナンスの状況」において開示している企業は、そうでない非開示企業に比べて株主資本コストが有意に小さい。しかし、BCPを今後制

定または整備する必要性を認識している旨を「事業等のリスク」または「対処すべき課題」において開示している企業では、そのような効果は観察されなかった。

さらに、メキシコにおいて新型インフルエンザが発生した事例や日本において東日本大震災が発生した事例を取り上げて、その前後の株主資本コストの変化を計測し、「コーポレート・ガバナンスの状況」においてBCPを開示している企業は、そうでない非開示企業に比べて株主資本コストの上昇が有意に抑制されたことを例証している。

*連絡住所：音川和久 〒657-8501 神戸市灘区六甲台町2-1 神戸大学大学院経営学研究科

2. 野田論文の特徴

野田 (2012) の特徴は、大きく 2 つある。1 番目は、インプライド資本コスト (implied cost of capital) を用いた点である。Lee (1999) によれば、インプライド資本コストとは、残余利益モデル (RIM) などの企業価値評価モデルと現在の株価水準を前提にして計算されるものであり、市場 (参加者) がその企業の期待将来キャッシュフローを割り引くため暗黙裡に使用している資本コストのことである。そして、Lee (1999) は、こうしたインプライド資本コストを用いた実証研究の可能性に言及し、初期の研究として Botosan (1997), Gebhardt et al. (2001), Claus and Thomas (2001) を挙げた。その後、インプライド資本コストを用いた研究手法は様々な課題に応用されるようになった。後藤・北川 (2010) によれば、その範囲は、IR 情報・環境情報、利益属性、アナリストの情報精度、経営者予想利益の精度、財務諸表の修正再表示、国際財務報告基準 (IFRS) の採用、投資家保護の法整備、税務上の諸要因、監査人の経済的独立性、大手監査法人と非大手監査法人の相違、企業のガバナンス構造、株式の種類や議決権、投資戦略への活用などに広がっている。いまでは標準的になった研究手法といっても過言ではない。

2 番目の特徴は、BCP 情報のディスクロージャーに焦点を当てた点である。日本企業の多くは、トヨタ自動車のジャスト・イン・タイム生産方式に代表されるように、サプライチェーンの効率化を積極的に推進してきた。しかし、2011年に発生した東日本大震災やタイの大洪水などによってサプライチェーンが寸断され、日本企業の経営に大きな打撃を与えたことは記憶に新しい。BCP とは、災害や事故で被害を受けても、重要な業務を中断せず、または中断したとしても可能なかぎ

り短期間で業務を再開することにより、顧客の他社への流出、マーケットシェアや企業評価の低下を防ぐための企業の取組みである。

野田 (2012) は、各企業のインプライド資本コストを推計した上で、BCP 情報のディスクロージャーが各企業の株主資本コストに与える影響を実証的に調査している。

3. 野田論文の課題

2012年 1 月に日本大学において開催された第 5 回現代ディスクロージャー研究カンファレンスにおいて、私は野田論文に対する討論者として、5 つのポイントを指摘した。

1 番目に、「コーポレート・ガバナンスの状況」、「事業等のリスク」または「対処すべき課題」という有価証券報告書の開示箇所によって開示効果に有意な差があるというのが、野田 (2012) の主たる結論である。しかし、その開示内容にどの様な実質的な差異があるのか明確ではないので、実際の開示事例を挙げながら仮説展開するべきである。

2 番目に、インプライド資本コストの推計には多様な方法があり、その優劣を比較した実証研究の結果も首尾一貫しているわけではない (後藤・北川, 2010)。したがって、インプライド資本コストの推計方法に対して、分析結果が頑健であるかどうかを確認するべきである。

3 番目に、BCP 情報開示企業と非開示企業の株主資本コストの差は、BCP 情報を開示している年度のみならず、それ以前から存在していた可能性を否定できない。したがって、BCP 情報開示以前に、そのような差異が存在していたかどうかを確認する必要がある。

4 番目に、コントロール企業は、規模と業種の類似性に基づいて選択されているが、BCP 情報

開示企業と非開示企業では、その他の要因が有意に異なるかもしれない。また、BCP情報開示企業と非開示企業の株主資本コストの変化の差は統計的に有意であるが、経済的には有意でないかもしれない。したがって、リサーチ・デザインの設計や分析結果の提示にあたっては、そのような点が考慮されるべきである。

最後に、野田（2012）の主たる焦点は、BCP情報開示企業と非開示企業の比較である。しかし、たとえ有価証券報告書の同じ箇所にBCP情報が開示されていても、その内容は企業間または通時的に均一でないかもしれない。もしそうであるならば、その開示内容の差を計量化することによって、実証分析はよりいっそう精緻化されるはずである。

こうした5つのポイントのうち、1番目から4番目のポイントは短期的な課題であり、残る1つは長期的な課題であることをコメントした。数回にわたる査読プロセスを経て、短期的な課題については一定の改善がなされたものとする。

4. 最後に

野田（2012）は、インプライド資本コストを用いた実証研究であり、その手法は最近の多くの実証研究で採用されている標準的なものである。しかし、BCP情報の開示という研究課題およびその発見事項は、前述したような日本企業を取り巻く状況を踏まえれば、まさに時宜を得たものであり、わが国のディスクロージャー研究に対して有意な貢献がある。

《参考文献》

- Botosan, C. A., 1997. Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review* 72 (3), 323-349.
- Claus, J., Thomas, J., 2001. Equity premia as low as three percent? Evidence from analysts' earnings forecasts for domestic and international stock markets. *Journal of Finance* 56 (5), 1629-1666.
- Gebhardt, W. R., Lee, C. M. C., Swaminathan, B., 2001. Toward an implied cost of capital. *Journal of Accounting Research* 39 (1), 135-176.
- 後藤雅敏・北川教央, 2010. 「資本コストの推計」, 桜井久勝（編著）『企業価値評価の実証分析－モデルと会計情報の有用性検証』中央経済社, 407-442.
- Lee, C. M. C., 1999. Accounting-based valuation: Impact on business practices and research. *Accounting Horizons* 13 (4), 413-425.
- 野田健太郎, 2012. 「事業継続計画の開示が株主資本コストに与える影響」『現代ディスクロージャー研究』第12号, 1-16.

利益情報と合理的期待形成： 異常会計発生高の時系列特性と Mishkin テスト結果の頑健性*

Rational Pricing of Earnings Information: Time-series Properties of Abnormal Accruals and Robustness of Mishkin Test Results

久保田 敬 一(中央大学 教授)

Keiichi Kubota, Chuo University

竹 原 均(早稲田大学 教授)

Hitoshi Takehara, Waseda University

2011年11月27日受付；2012年4月12日改訂稿受付；2012年6月17日最終稿受付；

2012年6月23日論文受理

要 約

本研究では、異常会計発生高の推定方法が合理的期待形成に関するテストに与える影響について検証する。最初に正常会計発生高、異常会計発生高の時系列特性を分析し、異常会計発生高の持続性は、その推定方法の影響を強く受けることを明らかにする。続いて最適予測のために1階の(1変量)自己回帰モデル、ならびに1階ベクトル自己回帰モデルの2種類を使用し、Mishkin (1983)により提案された合理的価格形成テストを実施する。本研究では、Mishkinテストについて、プールされたサンプルを使用した場合と個別銘柄の時系列を使用した場合についてこれを実施し、データをプールした場合には、利益の構成要素の持続性が正確には把握されないことを明らかにする。最後に、将来の利益が1階のベクトル自己回帰モデルにより最適に予測されるとすれば、個別銘柄の時系列についてMishkinテストを適用した場合、東京証券取引所上場企業の約82%について、合理的期待形成を棄却することが出来ないことを示す。

Summary

This paper investigates how alternative methods of estimating abnormal accruals affect the results of rational expectations tests. We first examine the time-series properties of normal accruals and abnormal accruals and find that the persistency of abnormal accruals depends on the choice of estimation methods to a large extent. As a next step, we conduct a test for rational pricing proposed by Mishkin (1983), in which we use both the first-order univariate model and the vector autoregressive model for optimal forecasting. We conduct firm specific estimations as well as pooled estimations, and demonstrate that the persistency of the components of earnings cannot be correctly measured whenever the researcher erroneously pools the accounting data. Finally, a firmspecific Mishkin test results under the assumption that future earnings are optimally forecasted by first-order vector autoregressive model are conducted to reveal that the rational expectations are not rejected for 82% of the sample of firms listed on Tokyo Stock Exchange.

*連絡住所: 竹原 均 〒103-0027 東京都中央区日本橋1-4-1 日本橋1丁目ビル5階早稲田大学大学院ファイナンス研究科

1. 会計発生高の持続性と株式市場における価格形成

会計発生高 (accounting accruals) を利用した株式リターンへの予測可能性に関する先行研究は Sloan (1996) を端緒として多く、このような予測可能性は accruals anomaly、あるいは accruals effects と呼ばれている。Sloan (1996) は、本来はマクロ経済学の合理的期待形成仮説のテストを目的として提案された Mishkin (1983) のテスト方法を用いて、会計利益とその構成項目が合理的に株価形成に反映されるかについて分析した。その結果、営業キャッシュフローよりも会計発生高の持続性が低いにも関わらず、株式市場への参加者は会計発生高の持続性を高く評価しており、そのような持続性に関する誤った認識を原因として株価がミスマッチングされるとした。また Xie (2001) は、会計発生高を正常発生高 (normal accruals) と異常発生高 (abnormal accruals) へと分解し、Sloan (1996) と同様に Mishkin テストを適用することにより、利益の構成項目の中で異常会計発生高の持続性が最も低く、同時に持続性が最も過大に評価されており、Sloan (1996) の得た会計発生高の持続性が低いという結果は、異常会計発生高の低い持続性により説明されるとの結論を導いている。

このような会計数値の持続性に着目し、株式市場が会計利益とその構成項目に内包された情報を正しく株価形成に反映しないことを accruals effect の原因とする考え方、すなわちミスマッチング説は、Sloan (1996)、Xie (2001) 以降の実証研究でも支持されてきた。しかしながら Teets and Wasley (1996) は、pooled sample を使用した回帰分析が earnings response coefficients を過小評価することを示しているし、また Kraft, Leone and Wasley (2007) は Sloan (1996)、Xie

(2001) に共通した検証上の問題点として除外変数バイアス (omitted variable bias) を指摘している。したがって、ミスマッチングにより accruals effects が説明可能かについて、必ずしも結論は出ていない。

はたして会計発生高に内包される情報が株価に適切に反映され、日本の株式市場が情報効率的であるかという検証課題に対して、Kubota and Takehara (2011) は、会計利益の予測モデルとして、Chan, Jegadeesh and Sougiannis (2004) と同様に1階のベクトル自己回帰モデル (first order vector autoregressive model, VAR (1)) を導入し、Mishkin (1983) の合理的期待形成仮説のテスト方法を VAR (1) のもとで再構成することにより、会計発生高による株価の予測可能性の問題を再検討している。最適予測モデルとして VAR (1) を使用した場合の Mishkin テストの結果は、ミスマッチング仮説を支持するものではなく、Kubota and Takehara (2011) は株式市場における異常発生高の価格形成への合理的な反映は棄却しがたいと結論付けている。しかしながら Kubota and Takehara (2011) では、Kasznik (1999) による異常発生高の推定方法、すなわち一般にクロスセクション版の CFO 修正 Jones モデルと呼ばれる方法が使用されているのみである。そのため、はたして異常発生高の推定方法が Mishkin テストの結果に対してどの程度の影響を与えるのかは不明なままであり、この問題はこの分野の研究者にとって大きな関心事であると言える。

本研究では、(1) Jones モデル、(2) 修正 Jones モデル、(3) CFO Jones モデル、(4) CFO 修正 Jones モデルという4種類の代表的なモデルについて、クロスセクション回帰、時系列回帰の両方(2種類)で推定を行い、合計8種類の異なる異常発生高を使用して分析を行う。その結果を先に

述べておくと、異常発生高の推定方法は正常・異常発生高の持続性の測定結果には大きな差を生じさせるものの、その一方で Mishkin テストの結果（検定量、ならびに有意確率）に対して与える影響は限定的である。したがって会計情報の合理的な株価への反映が統計的には棄却されないとしても、市場参加者が情報内容をどのように解釈しているのかについて、会計利益の構成要素である会計発生高の持つ時系列特性を出発点として研究者は再考すべきであろう。

論文は以下のように構成される。まず次節では本研究で比較対象とする異常発生高の推定モデルと、推定モデル間で異常発生高にどの程度の差異が生じたのかを示す。続く3節では推定モデル間での持続性の違いと、定常性に関する Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992) のテスト結果を報告する。4節では Sloan (1996)、Mishkin (2001) における Mishkin テストと、Kubota and Takehara (2011) での VAR (1) を前提とした Mishkin テストについて、その概要について説明し、5節においては Mishkin テストの結果を提示する。最後に6節においては結論を述べるとともに、本研究で得た知見を出発点とする研究課題について言及する。

2. 異常会計発生高の推定方法

Xie (2001) は会計発生高を正常会計発生高と異常会計発生高へと分解し、その上で Mishkin テストを適用した結果から、異常発生高は会計利益の構成要素の中で最も持続性が低いものの、その一方で株価形成においては持続性が過大評価されており、accruals effects は市場参加者が異常発生高の持つ情報を正しく認識していないことに起因すると結論付けた。また Kubota and Takehara (2011) も Xie (2001) と同様な分析を日本市場

のデータを用いて実施し、pooling model を使用した場合には、ほぼ同じ結果が得られることを報告している¹⁾。

しかしながら Xie (2001) が会計発生高の正常・異常発生高への分解に、DeFond and Jiambalvo (1994) と同様にクロスセクション回帰による Jones (1991) モデルを使用しているのに対して、Kubota and Takehara (2011) は Kasznik (1999) で提案されたクロスセクション回帰による CFO 修正 Jones モデルを使用しているため、両者の結果を単純に比較することは出来ない。また本来的に Jones モデルは個別銘柄のヒストリカルデータを用いた時系列回帰により推定されるべきであり、クロスセクション回帰の使用は十分なデータ数が確保できない場合の次善の対応策である。

これらの観点から本研究では、(1) Jones モデル、(2) 修正 Jones モデル、(3) CFO Jones モデル、(4) CFO 修正 Jones モデルという4種類の代表的なモデルについて、クロスセクション回帰、時系列回帰の両方で推定を行った。そして合計8種類の異なる推定方法のもとの異常発生高を比較する。

ここで、 $\Delta REV_{j,t}$ を営業収益増分、 $\Delta REC_{j,t}$ を売掛債権増分、 $PPE_{j,t}$ を償却対象固定資産額、 $\Delta CFO_{j,t}$ を営業キャッシュフロー増分とすれば、Jones モデル、修正 Jones モデル、CFO Jones モデル、CFO 修正 Jones モデルは、それぞれ以下の回帰モデル (1)、(2)、(3)、(4) に対応付けられる。

$$ACC_{j,t} = c_{j,0} + c_{j,1}\Delta REV_{j,t} + c_{j,2}PPE_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (1)$$

$$ACC_{j,t} = c_{j,0} + c_{j,1}(\Delta REV_{j,t} - \Delta REC_{j,t}) + c_{j,2}PPE_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (2)$$

$$ACC_{j,t} = c_{j,0} + c_{j,1}\Delta REV_{j,t} + c_{j,2}PPE_{j,t} + c_{j,3}\Delta CFO_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (3)$$

$$ACC_{j,t} = c_{j,0} + c_{j,1}(\Delta REV_{j,t} - \Delta REV_{j,t}^*) + c_{j,2}PPE_{j,t} + c_{j,3}\Delta CFO_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (4)$$

ここで異常発生高は回帰モデルにおける残差項 ($\varepsilon_{j,t}$) として定義されるため、(モデルのフィットド・バリューである) 正常発生高と異常発生高の相関係数は最小 2 乗推定量の持つ性質よりゼロとなる。

被説明変数である会計発生高 (ACC) については、貸借対照表、損益計算書より利用可能な情報から、須田・首藤 (2004) に従って、以下のように定義した。

$$\begin{aligned} \text{会計発生高} &= (\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金預金}) \\ &\quad - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{資金調達項目}) \\ &\quad - (\Delta \text{貸倒引当金} + \Delta \text{長期引当金} \\ &\quad + \text{減価償却費}) \end{aligned}$$

次に特別利益・損失調整前利益 (Earnings Before Extraordinary Items, EBEI) を

$$\text{特別利益・損失調整前利益}$$

$$= \text{当期利益} - \text{特別利益} + \text{特別損失}$$

として定義し、最後に営業キャッシュフロー (CFO) を

$$\text{営業キャッシュフロー}$$

$$= \text{特別利益・損失調整前利益} - \text{会計発生高}$$

により与える。

本研究では、分析対象を東京証券取引所第一部・二部上場企業のうち、金融業を除く 3 月末決算企業とした。分析期間は 1978 年～2009 年である。財務諸表関係のデータは日経 NEEDS データベースから、月次株式リターンについては日経ポートフォリオマスター付属データベースから取得している。

またクロスセクション回帰により異常発生高を計測する場合には、東証 33 業種分類から金融業 (銀行、証券、保険) を除外した 30 業種を 24 業種に集約し、再定義された 24 業種ごとに各会計年度

で 10 社以上のサンプルが存在する場合に回帰分析を実施した²⁾。また説明変数、被説明変数ともに前期末総資産によりデフレートすることにより、企業規模の差を調整している³⁾。また時系列回帰により測定する場合には、測定する時点で過去 10 年間以上サンプルが存在する企業を対象とした。

推定にクロスセクション回帰を使用した場合の異常会計発生高推定対象サンプル数は 35,002 firm-years である。時系列回帰の場合を推定に使用した場合の分析対象企業数は 1,737 社、サンプル数は 34,125 firm-years である。

表 1 は特別利益・損失調整前利益 (EBEI)、営業キャッシュフロー (CFO)、会計発生高 (ACC)、そして 8 種類の方法により計算された正常発生高 (NAC)、異常発生高 (ABNAC) について、1978～2009 年の測定結果全サンプルから、平均、標準偏差、第 1 四分位、中央値、第 3 四分位を求めた結果である。

最小 2 乗推定量の性質から回帰残差である異常発生高の平均値はゼロとなるが、同時にすべての測定方法においてメディアンもほぼゼロであり、第 1、第 3 四分位の絶対値がほぼ等しいことと合わせて異常発生高に極端な分布の歪みはないものと思われる。

次に表 2 は正常発生高 (NAC)、異常発生高 (ABNAC) と利益 (EBEI)、キャッシュフロー (CFO)、会計発生高 (ACC) との間の相関係数をまとめたものである。しかし全ての異常発生高の測定方法について、EBEI と NAC、ABNAC の相関がそれほど強くない (0.016～0.158) のに対して、NAC、ABNAC と CFO、ACC は強い相関を持つ。これは ACC が NAC と ABNAC へと分解されていること、ACC と CFO に非常に強い負の相関が存在することを合わせて考えると、当然のこととも思われるが、さらに注意しなければな

表1 正常・異常会計発生高の分布の比較

		Mean	S.D.	1st Qu.	Median	3rd Qu.
	EBEI	0.022	0.036	0.008	0.020	0.037
	CFO	0.050	0.124	0.014	0.050	0.087
	ACC	-0.027	0.123	-0.061	-0.029	0.003
業種別クロスセクション回帰分析による推定						
Model		Mean	S.D.	1st Qu.	Median	3rd Qu.
Jones	NAC	-0.027	0.102	-0.046	-0.028	-0.010
	ABNAC	0.000	0.068	-0.029	0.000	0.028
修正 Jones	NAC	-0.027	0.087	-0.046	-0.028	-0.010
	ABNAC	0.000	0.087	-0.029	-0.001	0.028
CFO Jones	NAC	-0.027	0.115	-0.056	-0.029	-0.002
	ABNAC	0.000	0.045	-0.022	0.000	0.021
CFO 修正 Jones	NAC	-0.027	0.113	-0.055	-0.029	-0.002
	ABNAC	0.000	0.050	-0.022	0.000	0.021
個別銘柄時系列回帰分析による推定						
Model		Mean	S.D.	1st Qu.	Median	3rd Qu.
Jones	NAC	-0.024	0.114	-0.043	-0.025	-0.009
	ABNAC	-0.002	0.137	-0.027	0.000	0.027
修正 Jones	NAC	-0.025	0.085	-0.043	-0.025	-0.008
	ABNAC	0.000	0.084	-0.027	0.000	0.027
CFO Jones	NAC	-0.026	0.139	-0.055	-0.027	0.001
	ABNAC	0.000	0.087	-0.019	0.000	0.019
CFO 修正 Jones	NAC	-0.026	0.097	-0.054	-0.027	0.001
	ABNAC	0.000	0.064	-0.020	0.000	0.019

EBEI：特別利益・損失調整前利益、CFO：営業キャッシュフロー、ACC：会計発生高、NAC：正常会計発生高、ABNAC：異常会計発生高。Mean, S.D., 1st Qu., Median, 3rd Qu. は、それぞれ平均、標準偏差、第1四分位、中央値、第3四分位を示す。

らないのは、測定方法の違いが相関係数に大きな違いを生じさせている点である。

ここでもっとも重要なのは、クロスセクション回帰の場合には、CFO Jonesモデル、CFO 修正 Jonesモデルにおいて、Kubota and Takehara (2011) が注目した変数 ABNAC と CFO、ACC との相関がそれ以外のモデルよりも弱まる点にある。(3)、(4) 式からわかるように、説明変数に Δ CFO が含まれるため、営業キャッシュフロー増分と異常会計発生高の相関係数はゼロである。この CFO の変化 (Δ CFO) と ABNAC とが無相関であるという性質から、差分を取る前の CFO 総額と ABNAC の相関が弱まり、逆に CFO と NAC の相関が強まることとなる。一方、同じ傾向は時系列回帰を使用した場合にも見られるが、ただし CFO Jonesモデルでは ABNAC と CFO、

ACC の相関が極端に弱まるのに対して、CFO 修正 Jonesモデルの場合には、それほど大きな変化は生じていない。ここに、両者の方法の差異が確認された。

表3は8種類の測定方法のもとの異常発生高間の相関係数行列である。表3においては、左下三角行列にピアソン相関、右上三角行列にスピアマン順位相関が示されている。この表から測定方法の違いにより、ABNACの性質が大きく異なっていることが明らかである。たとえばピアソン相関で見ると、クロスセクションの Jones、修正 Jonesでの ABNAC間の相関は0.884、CFO Jonesと CFO 修正 Jonesの相関は0.941であり、類似性の高い測定結果となっている。一方、時系列回帰の場合には、ピアソン相関は Jonesと修正 Jonesで0.691、CFO Jonesと CFO 修正 Jonesでは0.567

表2 正常・異常会計発生高と利益・キャッシュフロー・会計発生高間相関係数

業種別クロスセクション回帰による推定							
Model		$\rho(\cdot, \text{EBEI})$	p -value	$\rho(\cdot, \text{CFO})$	p -value	$\rho(\cdot, \text{ACC})$	p -value
Jones	NAC	0.117	0.000	-0.796	0.000	0.832	0.000
	ABNAC	0.067	0.000	-0.533	0.000	0.554	0.000
修正 Jones	NAC	0.090	0.000	-0.679	0.000	0.707	0.000
	ABNAC	0.100	0.000	-0.676	0.000	0.707	0.000
CFO Jones	NAC	0.091	0.000	-0.901	0.000	0.930	0.000
	ABNAC	0.136	0.000	-0.327	0.000	0.368	0.000
CFO 修正 Jones	NAC	0.078	0.000	-0.890	0.000	0.915	0.000
	ABNAC	0.158	0.000	-0.357	0.000	0.404	0.000
個別銘柄時系列回帰による推定							
Model		$\rho(\cdot, \text{EBEI})$	p -value	$\rho(\cdot, \text{CFO})$	p -value	$\rho(\cdot, \text{ACC})$	p -value
Jones	NAC	0.016	0.003	-0.325	0.000	0.330	0.000
	ABNAC	0.108	0.000	-0.581	0.000	0.613	0.000
修正 Jones	NAC	0.091	0.000	-0.708	0.000	0.736	0.000
	ABNAC	0.108	0.000	-0.678	0.000	0.710	0.000
CFO Jones	NAC	0.081	0.000	-0.754	0.000	0.779	0.000
	ABNAC	0.062	0.000	-0.135	0.000	0.153	0.000
CFO 修正 Jones	NAC	0.078	0.000	-0.823	0.000	0.847	0.000
	ABNAC	0.144	0.000	-0.582	0.000	0.624	0.000

変数の定義は表1と同一。 $\rho(\cdot)$ は相関係数、 p -valueは対応する有意確率。

表3 異なるモデルにより推定された異常会計発生高間の相関係数行列

		業種別クロスセクション回帰				個別銘柄時系列回帰			
		Jones	修正 Jones	CFO Jones	CFO 修正 Jones	Jones	修正 Jones	CFO Jones	CFO 修正 Jones
業種別クロスセクション回帰	Joens		0.971	0.662	0.647	0.726	0.718	0.462	0.461
	修正 Jones	0.884		0.646	0.667	0.718	0.720	0.456	0.464
	CFO Jones	0.663	0.615		0.974	0.427	0.427	0.653	0.650
	CFO 修正 Jones	0.571	0.572	0.941		0.424	0.433	0.645	0.651
個別銘柄時系列回帰	Jones	0.356	0.452	0.242	0.261		0.965	0.639	0.625
	修正 Jones	0.573	0.614	0.342	0.353	0.691		0.617	0.648
	CFO Jones	0.308	0.217	0.321	0.299	0.161	0.145		0.967
	CFO 修正 Jones	0.400	0.491	0.467	0.485	0.596	0.757	0.567	

左下三角行列にピアソン相関、右上三角行列にスピアマン順位相関を示している。

と若干低い、スピアマン順位相関では0.965、0.967と1に近い値となっている。ただし、同じクロスセクション回帰内、時系列回帰内でも、(Jones、修正 Jones) と (CFO Jones、CFO 修正 Jones) 間では、相関はそれほど高くない。さらには同一の測定モデルを使用しても、クロスセクション回帰の場合と時系列回帰の場合とでは相関は0.321~0.614とそれほど高くない。測定モデル、および方法が異なることにより、異常発生高の持つ他変数との関係が大きく異なることが、表2、

および表3から確認された。

3. 異常発生高測定モデル間での持続性の比較

Kormendi and Lipe (1987)、Lipe (1990) は、会計利益の時系列特性に着目し、複数の仮定の下で、会計利益が1階の自己回帰モデルにより最適に予測される場合、自己相関が高いほど予想外の利益変化が株価に与える影響が大きいことを示し

ている。一方、Schipper and Vincent (2003)は、利益の質 (earnings quality) の一指標として持続性 (persistence) を挙げ、利益がランダムウォークに従う、すなわち 1 階の自己相関が 1 であるときに持続性が高く、よって利益の質が高いと主張しているが、本研究では、前者の基準、すなわち自己相関の有意な高さにより持続性の判定を行う⁴⁾。

前節で確認したように、異なる推定方法により計算された異常会計発生高間で相関係数は必ずしも高くはない。それでは異常発生高の測定方法は、持続性の評価結果にどのような影響を与え得るのであろうか。この問いに答えるために、また同時に次節以降で実施する Mishkin テストに先立つ予備的検証作業として、本節では個別銘柄ごとに 1 階の自己相関係数を測定する。また前述のように Schipper and Vincent (2003) は利益がランダムウォークに従う場合に持続性と利益の質が高いとしているものの、よく知られているように、自己回帰モデルに代表される時系列モデルの標準的な推定方法が妥当のものであるためには、原系列が定常過程に従うことが必要である⁵⁾。その意味では、利益とその構成要素が定常性を満たすかどうかについても我々は確認しておかなければならない。本研究では帰無仮説を原系列の定常性として、その検定方法として Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992) のテストを導入した⁶⁾。(以降では彼らのテストを KPSS テストと呼ぶ。)

表 4 に 1 階の自己相関係数の分布と、KPSS テストにより各系列の定常性が棄却された企業の比率 (単位%) を示す。ここでパネル A が利益、営業キャッシュフロー、会計発生高について、続くパネル B が業種別クロスセクション回帰により推定を行った場合の正常・異常会計発生高について、最後にパネル C が個別銘柄別に時系列回帰により正常・異常発生高を測定した場合の結果であ

る。

パネル A より、利益 (EBEI) の 1 階の自己相関のメディアンが 0.449、平均が 0.417 と大きな値となっており、持続性が高いことが示された。同時に定常性が棄却される企業の比率が 39.87% と高く、利益の原系列に対して時系列モデルを推定することには若干の問題が有ることがわかる。一方で、営業キャッシュフロー (CFO) と会計発生高 (ACC) の 1 階の自己相関は平均、メディアンともにゼロに近く、90 パーセンタイルであっても 0.332、0.282 であることから、早く平均へと回帰する性質を持っていることが明らかである。

次にパネル B より、(Jones モデル、修正 Jones モデル) と (CFO Jones モデル、CFO 修正 Jones モデル) 間で、持続性の尺度である 1 階の自己相関係数の分布は、まったくと言って良いほど異なっていることがわかる。Jones モデル、修正 Jones モデルでは正常発生高の自己相関は多くの企業について正の値となっているのに対して、異常発生高はメディアンが -0.08 程度であり、半数以上の企業で自己相関係数が負の値をとっている。したがって正常発生高と比較して異常発生高の方がより持続性が低く、平均回帰的であることになる。これに対して CFO Jones モデル、CFO 修正 Jones モデルでは、自己相関は一転して異常会計発生高において高く、正常発生高の自己相関は多くの場合に負の値となっている。つまり異常発生高の方が相対的には持続性が高いことになる。

KPSS テストにより定常性が棄却される企業の比率を一番下の行に示しているが、Jones モデルと修正 Jones モデルでは正常発生高について定常性の棄却される比率が約 25% と高い。対照的に CFO Jones モデルと CFO 修正 Jones モデルでは異常発生高について定常性が棄却される比率が約 13% と若干高い。以上より、たとえ業種別にクロ

スセクション回帰を使用したとしても、異常発生高の測定モデルにより、正常発生高、異常発生高の持つ持続性は大きく異なることが明らかとなった。

業種別クロスセクション分析により推定を行った場合（パネルB）について我々が得た観察事実は、パネルCの時系列回帰により異常発生高を測定した場合についてもほぼ同様である。ただしJonesモデル、修正Jonesモデルを使用した場合に正常発生高の定常性が棄却される比率は40%を超えており、時系列モデルを適用する上での潜在的な問題は、こちらの場合により深刻であると考えられる。

こうしたモデル間での違いは、説明変数に営業

キャッシュフロー増分が含まれているかどうかによって説明されるものと我々は考える。2節で既に議論したように、営業キャッシュフロー増分（ ΔCFO ）が説明変数に含まれる場合に、最小2乗推定量の持つ統計的性質より、キャッシュフロー増分と異常発生高の同時点での相関はゼロになるため、そのことが正常・異常発生高の持続性に大きな影響を与える。明確な理由も解釈の無いままに、キャッシュフロー増分（ ΔCFO ）が説明変数に付加され、それによる自由度修正決定係数の上昇、あるいは結果として得られる異常発生高を利用した投資戦略の有効性が重視されてきたのがこれまでの経緯であろうが、ここで得られた結果からすれば、会計数値の持続性の測定、そして

表4 自己相関係数の分布と定常性棄却率

パネル A. 特別利益・損失調整前利益、営業キャッシュフロー、会計発生高の自己相関係数の分布

		EBEI	CFO	ACC
1階の自己相関係数の分布	10%ile	0.051	-0.310	-0.363
	1st Qu.	0.242	-0.169	-0.212
	Median	0.449	-0.001	-0.052
	Mean	0.417	0.004	-0.046
	3rd Qu.	0.619	0.183	0.114
	90%ile	0.735	0.332	0.282
H_0 (定常性) 棄却率		39.873	17.440	11.322

パネル B. 業種別クロスセクション回帰モデルを使用した場合

		Jones		修正 Jones		CFO Jones		CFO 修正 Jones	
		NAC	ABNAC	NAC	ABNAC	NAC	ABNAC	NAC	ABNAC
1階の自己相関係数の分布	10%ile	-0.168	-0.376	-0.185	-0.362	-0.522	-0.024	-0.526	-0.009
	1st Qu.	0.002	-0.247	-0.020	-0.239	-0.402	0.115	-0.399	0.121
	Median	0.195	-0.084	0.182	-0.081	-0.264	0.264	-0.263	0.263
	Mean	0.180	-0.084	0.170	-0.078	-0.237	0.253	-0.238	0.257
	3rd Qu.	0.381	0.073	0.376	0.076	-0.100	0.405	-0.094	0.409
	90%ile	0.498	0.218	0.498	0.216	0.074	0.513	0.075	0.521
H_0 (定常性) 棄却率		25.809	6.048	25.316	5.977	10.127	13.010	9.212	12.729

パネル C. 個別銘柄時系列回帰モデルを使用した場合

		Jones		修正 Jones		CFO Jones		CFO 修正 Jones	
		NAC	ABNAC	NAC	ABNAC	NAC	ABNAC	NAC	ABNAC
1階の自己相関係数の分布	10%ile	-0.036	-0.397	-0.120	-0.379	-0.590	-0.016	-0.599	-0.011
	1st Qu.	0.148	-0.270	0.086	-0.251	-0.484	0.125	-0.498	0.132
	Median	0.379	-0.110	0.331	-0.096	-0.334	0.271	-0.352	0.280
	Mean	0.357	-0.108	0.316	-0.090	-0.301	0.253	-0.315	0.260
	3rd Qu.	0.580	0.044	0.561	0.069	-0.160	0.394	-0.174	0.406
	90%ile	0.733	0.184	0.727	0.214	0.047	0.504	0.014	0.510
H_0 (定常性) 棄却率		43.390	2.743	40.295	3.868	11.674	5.837	10.549	7.736

accruals effectsの背後に存在するであろう構造の解明のためには、キャッシュフローの増加（減少）が現時点と将来の経営者の利益調整行動に与えるであろう影響の分析、また経営者の反応関数の識別について、さらに慎重に検討すべきであろう。

4. 合理的期待形成の検証方法

Fama (1991) が述べているように、情報の取得に要するコストと取引コストを考慮した場合、株価の予測可能性は市場効率性成立のための必要十分条件ではない。具体例としては、異常発生高を利用する投資戦略から年3%の超過リターンが獲得可能であると期待されたとしても、その投資戦略の実現に年4%のコストを必要とするならば、予測可能であっても依然として市場は効率的である。しかし本研究では、Fama (1970) と同様に情報取得コストと取引コストがゼロである市場を前提として、以降で市場効率性を議論することにする。したがって以降のMishkin (1983) テストは、正確には情報・取引コストの無い資本市場を仮定して予測可能性を検証していることになる。

今、投資家の第 t 期末の情報集合を F_t 、第 j 証券の t 期でのリターンを $r_{j,t}$ 、ベンチマークとなるアセットプライシングのもとでの均衡リターンを $r_{j,t}^*$ とする。証券リターンが予測可能でないとは、第 $t-1$ 期末に入手可能な情報集合 F_{t-1} のもとでのアブノーマル・リターンの条件付期待値がゼロ（フェア・ゲーム、Fama, 1970）であることなので、よって

$$E(r_{j,t} - r_{j,t}^* | F_{t-1}) = 0 \quad (5)$$

が成立するときには予測不可能、かつ市場は効率的と判断される。ここでベクトル Y_t を証券リターンと関連性を持つ (relevant) な変数とすれば、Mishkin (1983, p.11) で示されるように、条件(5)

と整合的なモデルは

$$r_{j,t} - r_{j,t}^* = \beta_j^t (Y_t - Y_t^*) + \varepsilon_{j,t} \quad (6)$$

である。（ここで Y_t^* は $t-1$ 期末時点での Y_t の最適予測値、 β_j^t はベクトル β_j の転置を表わす。）ここで Y_t として特別利益・損失調整前利益 (EBEI) を仮定し、かつ1階の自己回帰モデル

$$EBEI_{j,t} = \gamma_{j,0} + \gamma_{j,1} EBEI_{j,t-1} + v_{j,t} \quad (7)$$

により EBEI の最適予測が可能であるとする。したがって、(6)、(7) 式より予測方程式、評価方程式から成る以下の方程式系 (8) を得る。

$$\begin{aligned} EBEI_{j,t} &= \gamma_{j,0} + \gamma_{j,1} EBEI_{j,t-1} + v_{j,t} \\ r_{j,t} - r_{j,t-1}^* &= \beta_j (EBEI_{j,t} - r_{j,0}^* - r_{j,1}^* EBEI_{j,t-1}) + \varepsilon_{j,t} \end{aligned} \quad (8)$$

さらに会計上の恒等式として、

$$\begin{aligned} EBEI_{j,t} &= CFO_{j,t} + ACC_{j,t} \\ &= CFO_{j,t} + NAC_{j,t} + ABNAC_{j,t} \end{aligned} \quad (9)$$

が成立するため、(8)、(9) 式より、Sloan (1996) における分析対象モデル

$$\begin{aligned} EBEI_{j,t} &= \gamma_{j,0} + \gamma_{j,1} CFO_{j,t-1} + \gamma_{j,2} ACC_{j,t-1} + v_{j,t}, \\ r_{j,t} - r_{j,t}^* &= \beta_j (EBEI_{j,t} - r_{j,0}^* - \gamma_{j,1}^* CFO_{j,t-1} - r_{j,2}^* ACC_{j,t-1}) + \varepsilon_{j,t} \end{aligned} \quad (10)$$

および Xie (2001) での分析対象モデル

$$\begin{aligned} EBEI_{j,t} &= \gamma_{j,0} + \gamma_{j,1} CFO_{j,t-1} + \gamma_{j,2} NAC_{j,t-1} \\ &\quad + \gamma_{j,3} ABNAC_{j,t-1} + v_{j,t}, \\ r_{j,t} - r_{j,t}^* &= \beta_j (EBEI_{j,t} - r_{j,0}^* - \gamma_{j,1}^* CFO_{j,t-1} - r_{j,2}^* NAC_{j,t-1} - r_{j,3}^* ABNAC_{j,t-1}) \\ &\quad + \varepsilon_{j,t} \end{aligned} \quad (11)$$

を得る。

Sloan (1996)、Xie (2001) が証券リターンと関連性を持つ変数として1変量時系列 EBEI を用いたのに対して、Kubota and Takehara (2011) は、 CFO 、 NAC 、 $ABNAC$ が3変量時系列 $X_{j,t}$ を構成するものと仮定し、 $X_{j,t}$ に対する最適予測モデルとして1階の自己回帰モデル (first order vector autoregressive model, VAR (1)) を導入

した⁷⁾。この時の (7) 式に対応する予測方程式は以下の (12) 式で与えられる。

$$X_{j,t} = \begin{pmatrix} CFO_{j,t} \\ NAC_{j,t} \\ ABNAC_{j,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_{j,01} \\ \gamma_{j,02} \\ \gamma_{j,03} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{j,11} & \gamma_{j,12} & \gamma_{j,13} \\ \gamma_{j,21} & \gamma_{j,22} & \gamma_{j,23} \\ \gamma_{j,31} & \gamma_{j,32} & \gamma_{j,33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} CFO_{j,t-1} \\ NAC_{j,t-1} \\ ABNAC_{j,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{j,1t} \\ v_{j,2t} \\ v_{j,3t} \end{pmatrix} = \Gamma_{j,0} + \Gamma_j X_{j,t-1} + v_{j,t} \quad (12)$$

したがってモデル (10)、(11) に対応する評価対象モデルは、Kubota and Takehara (2011) では

$$X_{j,t} = \Gamma_{j,0} + \Gamma_j X_{j,t-1} + v_{j,t} \quad (13)$$

$$r_{j,t} - r_{j,t}^* = \beta_j^t (X_{j,t} - \Gamma_{j,0}^* - \Gamma_j X_{j,t-1}) + \varepsilon_{j,t}$$

となる。

効率的市場においては、予測方程式と評価方程式内の対応するパラメータが等しくなければならない。したがって帰無仮説は

Sloan (1996)

$$H_0 : r_{j,0} = r_{j,0}^*, r_{j,1} = r_{j,1}^*, r_{j,2} = r_{j,2}^*.$$

Xie (2001)

$$H_0 : r_{j,0} = r_{j,0}^*, r_{j,1} = r_{j,1}^*, r_{j,2} = r_{j,2}^*, r_{j,3} = r_{j,3}^*.$$

Kubota and Takehara (2011)

$$H_0 : \Gamma_{j,0} = \Gamma_{j,0}^*, \Gamma_j = \Gamma_j^*.$$

である。観測数を N 、無制約の場合 (Unconstrained) の評価方程式の残差 2 乗和 (Sum of Squared Residuals) を SSR^U 、帰無仮説の等式条件を制約条件とした場合 (Constrained) の評価方程式残差 2 乗和を SSR^C とするとき、いずれの場合にも検定量は尤度比

$$2N \cdot \ln(SSR^C / SSR^U) \quad (14)$$

で与えられ (Mishkin 1983, p. 20)、帰無仮説での制約対象となるパラメータ数を q ($=3, 4$ or 12) として、その漸近分布は自由度 q のカイ 2 乗分布 ($\chi^2(q)$) に従う。

5. 合理的期待形成テストの結果

それでは異常発生高の測定方法の違いは、Mishkin テストの結果にどのような影響を与えるのであろうか。前節で説明した Mishkin (1983) の方法を発展させた会計数値に関する情報効率性のテストは、個別銘柄の時系列データに関して適用されるべきものであり、Sloan (1996)、Xie (2001) で実施されたような pooled sample を用いた推定は不適切である。Pooled sample を使用した分析においては、サンプル数は大幅に増加するものの、その一方でモデル内のパラメータの企業間での不均一性、および会計情報の時系列について系列相関を無視していることになる。つまり、モデル (11) 内において、earnings response coefficient β_j 、および数値の持続性の判断材料となる $\gamma_j, j = 0, \dots, 3$ は銘柄ごとに異なる値を取らなければならないのに対して、pooled sample では全銘柄に共通したパラメータの値を 1 種類だけ求めることになる。Teets and Wasley (1996) は、このような pooled sample を使用した場合の推定バイアスの問題を指摘しており、同様に著者らも pooled sample を用いた分析は基本的には支持しない。しかしながら、Sloan (1996)、Xie (2001) による米国市場での結果との直接的な比較という観点からは、pooled sample を使用した分析も必要、かつ会計研究者にとって有益であると考え、本節では最初に Xie (2001) との比較となるモデル (11) を pooled sample を使用して推定した結果を表 5 に示し、続いて同じく pooled sample を使用した推定を行うものの予測方程式として VAR (1) を想定したモデル (12) についての結果を表 6 に示す。

表 5 パネル A, B においてもっとも重要な結果は、8 種類の異常発生高の測定方法の全てについて、pooled sample のもとでは市場効率性が棄却

される点である。すなわち pooled sample での結果が信頼できるのであれば、異常発生高の測定方法に関係なく、株式市場は会計利益とその構成項目の持つ情報を正しくは認識できておらず、株価はミスプライシングされていると判断されることになる。

次に推定されたパラメータについて見てみよう。Xie (2001) ではクロスセクション回帰での Jones モデルが、Kubota and Takehara (2011) ではクロスセクション回帰での CFO 修正 Jones モデルが異常発生高の測定に使用されたが、ここでの検証結果により、どちらのモデルを使用した

としても日本市場での結果に大きな差はないことが明らかとなった。パラメータは予測方程式では修正 Jones モデルを除いて異常発生高に対応する γ_3 が最も小さく、逆に評価方程式では例外なく γ_3^* が最も大きいため、異常発生高の持続性が最も低いものの、株式市場は異常発生高の持続性を過大評価していることになる。この結果については、Xie (2001) が米国市場において得た結果とほぼ同一である。

次に表 5 パネル B に結果が示された時系列回帰により異常発生高を推定した場合についてであるが、ここで興味深いのは、クロスセクション回帰

表 5 Pooled Sample, AR(1)の仮定の下での Mishkin テスト結果

パネル A. 業種別クロスセクション回帰				
推定モデル	Jones		修正 Jones	
	Forecast	Valuation	Forecast	Valuation
CFO	0.701	0.773	0.701	0.772
NAC	0.676	0.750	0.672	0.744
ABNAC	0.695	0.789	0.690	0.776
検定量	Likelihood Ratio	<i>p</i> -value	Likelihood Ratio	<i>p</i> -value
	362.739	0.000	362.340	0.000
推定モデル	CFO Jones		CFO 修正 Jones	
	Forecast	Valuation	Forecast	Valuation
CFO	0.702	0.763	0.702	0.761
NAC	0.683	0.739	0.683	0.734
ABNAC	0.672	0.834	0.675	0.824
検定量	Likelihood Ratio	<i>p</i> -value	Likelihood Ratio	<i>p</i> -value
	376.649	0.000	376.427	0.000
パネル B. 個別銘柄時系列回帰				
推定モデル	Jones		修正 Jones	
	Forecast	Valuation	Forecast	Valuation
CFO	0.517	0.516	0.517	0.521
NAC	0.499	0.492	0.493	0.548
ABNAC	0.496	0.503	0.499	0.464
検定量	Likelihood Ratio	<i>p</i> -value	Likelihood Ratio	<i>p</i> -value
	342.183	0.000	352.182	0.000
推定モデル	CFO Jones		CFO 修正 Jones	
	Forecast	Valuation	Forecast	Valuation
CFO	0.517	0.518	0.516	0.517
NAC	0.496	0.504	0.490	0.505
ABNAC	0.497	0.487	0.506	0.495
検定量	Likelihood Ratio	<i>p</i> -value	Likelihood Ratio	<i>p</i> -value
	342.162	0.000	341.799	0.000

モデル (11) における forecasting equation, valuation equation 内のパラメータ推定値、および尤度比検定量と対応する有意確率 (*p*-value)。

の場合と傾向が異なり、予測方程式と評価方程式の間で推定されたパラメータがそれほど大きな差は観察されず、同時に営業キャッシュフロー、正常発生高、異常発生高の三者間でも $\gamma_j, j=0, \dots, 3$ の差が小さいことである。

ただし我々は pooled sample を用いて Mishkin テストを実施することは基本的に誤りであると考えているので、パラメータ推定値についてこれ以上の議論は行わない。表4において既に確認したように、正常発生高の1階の自己相関の90パーセントイルがクロスセクション回帰時には Jones モデル、修正 Jones モデルともに0.498であったのに対して、表5 パネルAの予測方程式における正常発生高の係数 γ_2 の推定値0.676 (Jonesモデル)、0.701 (修正 Jones モデル) は持続性の評価結果としては高すぎる。同様に営業キャッシュフローの自己相関はゼロに近く、早く平均へと回帰する性質を持っていたにも関わらず、 γ_1 の推定値は0.7とゼロからはかけ離れており、これは利益(EBEI)の1階の自己相関の平均値0.417よりもはるかに高い。これらの観察結果から、pooled sample を使用した推定結果をもとにして、会計利益とその構成項目の持続性、および合理的期待形成に関する議論を行うことの危険性は明らかであろう。

なお参考のため、pooled sample を使用して Kubota and Takehara (2011) が検証している VAR (1) を前提としたモデル (13) について Mishkin テストを実施した場合の結果について、尤度比と対応する有意確率のみを表6に示す。表

6より予測方程式としてVAR (1) を使用したとしても、pooled sample を使用する限りにおいては帰無仮説である合理的期待形成はやはり棄却される。

次に個別銘柄の時系列データを使用して銘柄ごとに Mishkin テストを適用した場合の結果を示す。最初に予測方程式として Sloan (1996)、Xie (2001) と同様に AR (1) を想定したモデル (11) について、個別企業ごとの検定量 (尤度比) に対応する有意確率の分布を図1、および図2に示し、予測方程式としてVAR (1) を想定した場合の有意確率の分布を図3、図4に示す。図1、図3が業種別クロスセクション回帰により異常発生高を推定した場合、図2、図4が個別銘柄別時系列回帰により異常発生高を推定した場合である。

まず図1、2に示された8枚のグラフが非常によく似たものであることから明らかなように、pooled sample を使用せず個別銘柄ごとに予測方程式をAR (1) として Mishkin テストを適用したとしても、異常発生高の測定方法は Mishkin テストの結果に対して大きな影響を与えてはいない。同様に図3、4からわかるように、有意確率の分布は予測方程式がVAR (1) の場合についても、異常発生高推定モデルの影響はほとんど受けていない。

ただし予測方程式としてAR (1) とVAR (1) のいずれを用いるかにより実証結果が大きく異なることには我々も注意を払わねばならない。表7に有意確率が0.05 (5%) を下回り、帰無仮説で

表6 Pooled Sample, VAR(1)の仮定の下でのMishkinテスト結果

	業種別クロスセクション回帰		個別銘柄時系列回帰	
	Likelihood Ratio	p-value	Likelihood Ratio	p-value
Jones	301.281	0.000	265.562	0.000
修正 Jones	310.693	0.000	275.616	0.000
CFO Jones	316.188	0.000	274.086	0.000
CFO 修正 Jones	316.147	0.000	262.798	0.000

図1 有意確率の分布（クロスセクション回帰・AR(1)）

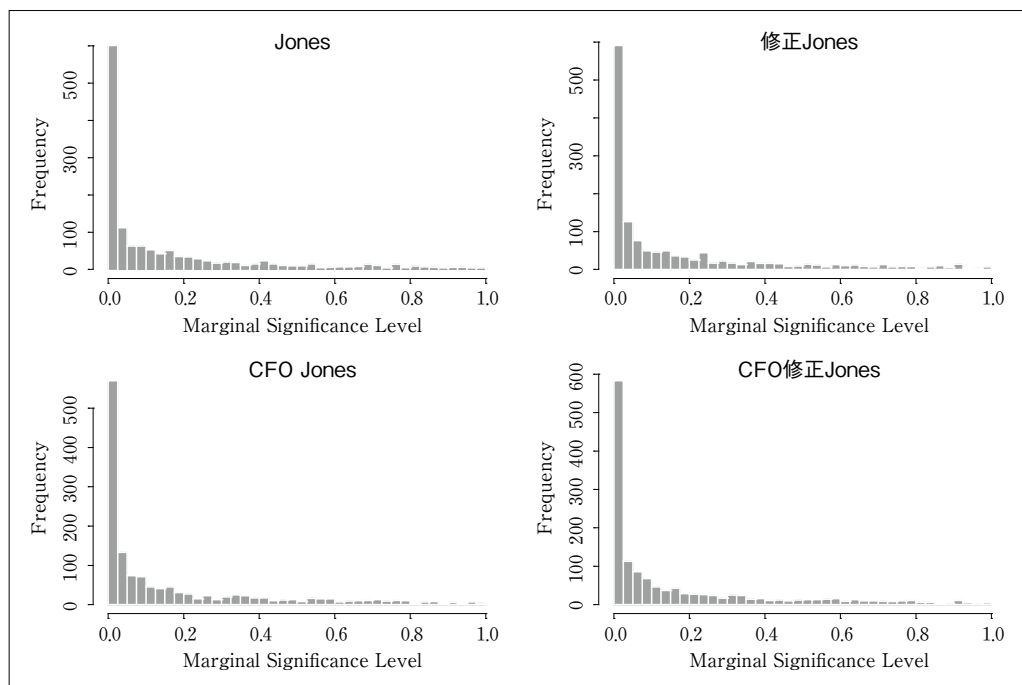


図2 有意確率の分布（時系列回帰・AR(1)）

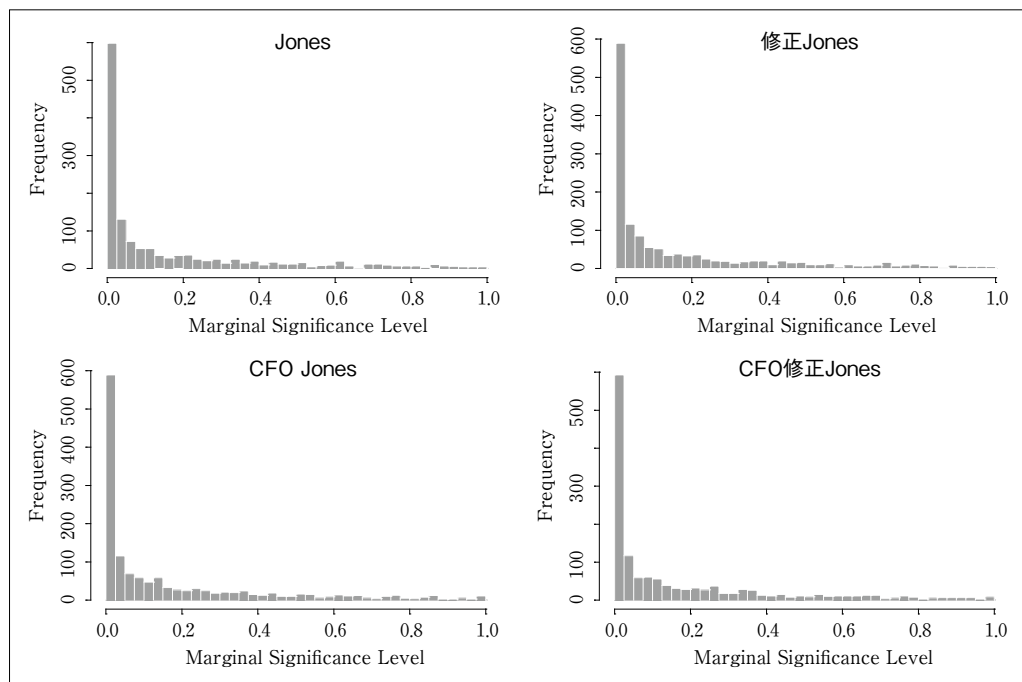


図3 有意確率の分布（クロスセクション回帰・VAR(1)）

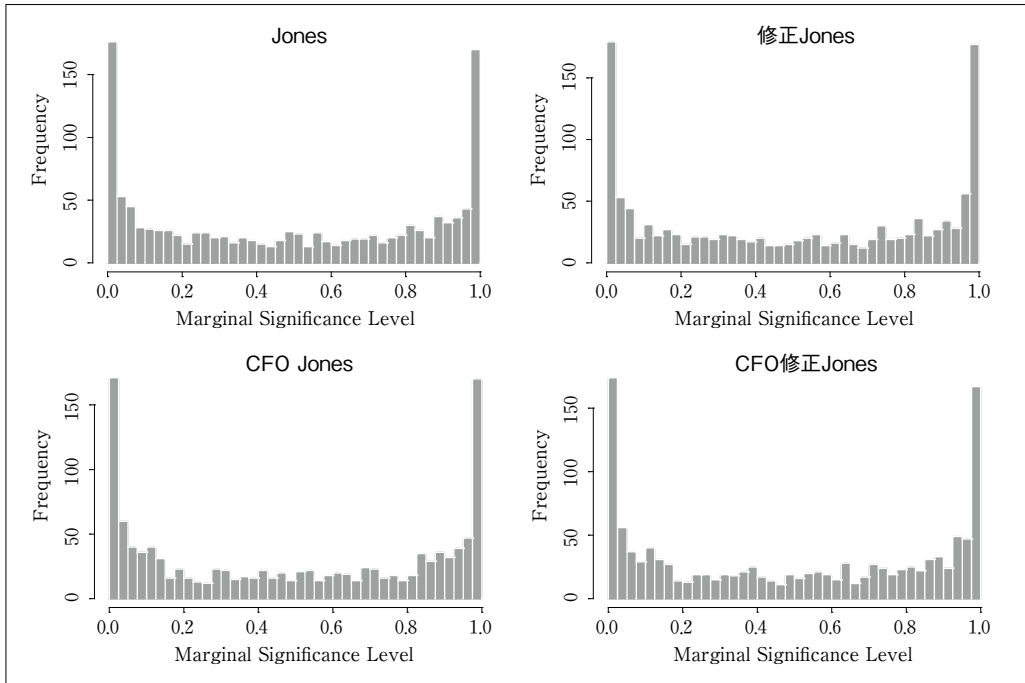


図4 有意確率の分布（時系列回帰・VAR(1)）

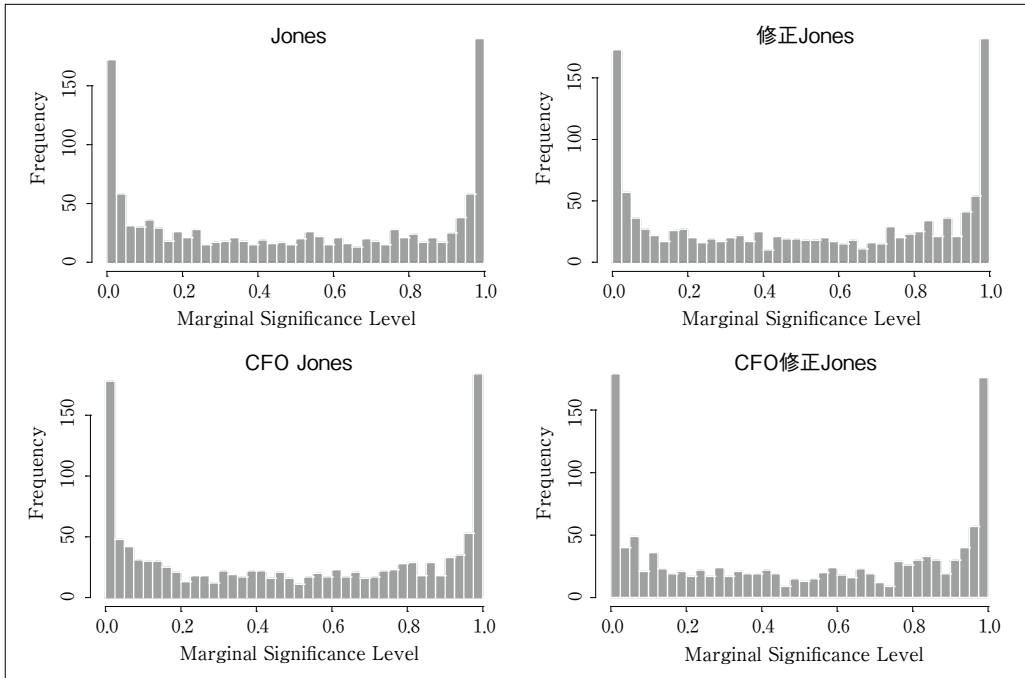


表7 Mishkin テストを個別銘柄の時系列に適用した場合の検定量の分布

パネル A. 予測方程式として AR (1) を使用した場合

	業種別クロスセクション回帰				個別銘柄時系列回帰			
	1st Qu.	Median	3rd Qu.	棄却率	1st Qu.	Median	3rd Qu.	棄却率
Jones	5.689	9.600	15.761	50.965	5.565	9.823	15.959	52.109
修正 Jones	5.552	9.674	15.478	51.251	5.534	9.567	15.932	50.393
CFO Jones	5.435	9.508	15.721	50.250	5.466	9.549	15.359	50.393
CFO 修正 Jones	5.457	9.440	15.674	49.750	5.309	9.644	15.621	50.751

パネル B. 予測方程式として VAR (1) を使用した場合

	業種別クロスセクション回帰				個別銘柄時系列回帰			
	1st Qu.	Median	3rd Qu.	棄却率	1st Qu.	Median	3rd Qu.	棄却率
Jones	6.684	11.386	18.270	18.276	6.310	11.321	18.034	18.474
修正 Jones	6.574	11.211	18.119	18.545	6.514	11.119	17.896	18.489
CFO Jones	6.573	11.281	18.484	18.450	6.528	11.206	18.094	18.051
CFO 修正 Jones	6.670	11.131	18.162	18.298	6.572	10.872	18.112	17.548

ある合理的期待形成が棄却される企業の比率を示す。この表より予測方程式が AR (1) の場合に帰無仮説が棄却される企業の比率が 49.8% ~ 52.1% である。一方で予測方程式が VAR (1) の場合には同比率は 17.6% ~ 18.5% であり、つまり 80% 以上の企業について利益情報の合理的期待形成は棄却されないことになる。

6. 結論と将来の課題

本研究では、異常会計発生高の測定のための代表的なモデル群、具体的には Jones モデル、修正 Jones モデル、CFO Jones モデル、CFO 修正 Jones モデルの 4 種類のモデルについて、クロスセクション回帰、時系列回帰の両方で推定を行い、合計 8 種類の異なる異常発生高を計算した。それらを用いて、異常発生高の測定方法が市場効率性と、会計数値としての持続性の検証結果にどのような影響を及ぼすのかについて検証した。

実証分析の結果から、Mishkin テストにおいて pooled sample を使用するか、あるいは個別銘柄の時系列データを使用するかに関わりなく、異常発生高の推定方法はテスト結果に対してはほとん

ど影響を与えないことが明らかとなった。Pooled sample の場合には、例外なく合理的期待形成は棄却され、ある種のミスマッチングにより、accruals effect が説明されるという結論に至る。一方で、最適予測モデルとして VAR (1) を想定し、個別企業ごとに Mishkin テストを実施した場合には、すべての推定方法に共通して、80% 強の企業について合理的期待形成仮説は棄却されなかった。

合理的期待形成テストとは対照的に、異常発生高の測定方法の違いは、会計数値としての持続性の測定結果には大きな影響を生じさせた。測定のための回帰モデルの説明変数として、営業キャッシュフロー増分が含まれるかどうかによって依存して、持続性の一尺度である 1 階の自己相関係数の分布には大きな変化が生ずることを、本研究は明らかにした。

したがって、会計発生高に含まれる情報についての合理的期待形成が棄却されないとしても、市場参加者がその情報内容をどのように解釈しているのかについては、未だ解明されてはいないことになる。Xie (2001) と同じ設定での Mishkin テストにおいて観察された利益の構成項目の持続性

(表5、パネルA)が、表4での自己相関としての持続性の測定結果と全くと言って良いほど整合的でない事実は、多くの先行研究における pooled sample を用いた分析手法の妥当性と、そこで得られた結果に基づくこれまでの推論に関して疑念を抱かせる。このため会計利益と、その構成項目である営業キャッシュフロー、会計発生高の持つ時系列特性の検証を起点として、利益調整行動についてさらなる研究が進展することが望まれる。

《注》

- 1) ただし Xie (2001) では評価方程式には含まれない切片項が含まれており、厳密な意味では合理的期待形成のテストとはなっていない。この点については、Sloan (1996) の (11) 式と Xie (2001) の (3) 式を比較されたい。
- 2) 具体的には(水産・農林業、鉱業)、(石油・石炭製品、ゴム製品)を集約した他に、証券コード協議会の大分類「運輸・情報通信業」に属する5業種(陸運業、海運業、空運業、倉庫・運輸関連業、情報・通信業)を1業種として扱っている。
- 3) ただし定数項については前期末総資産で除してはいない。これは総資産逆数が説明変数に付加されることにより、企業規模と利益の質の一指標である異常会計発生高が無相関となる状況は避けるべきであると考えられている。
- 4) 会計利益の持続性と自己相関係数との関係については Kormendi and Lipe (1987) において明らかにされた。同論文では 'earnings innovation' が株価に与える影響が大きいほど、利益の持続性はより高いと定義されている。この定義に従うならば、利益がホワイトノイズ(つまり自己相関係数が0)でない限り、earnings innovationが株価に対して与える影響もゼロではない。したがって Schipper and Vincent (2003, p.99) における "a mean reverting process has no persistence" との(おそらくは誤った)主張はわれわれの場合には適用されず、本研究において1階の自己相関係数を持続性の連続的な尺度と考えることに問題はない。
- 5) 時系列の定常性と Mishkin テストの関連について配慮しながら、より慎重な分析が実施されるべきとの指摘を匿名の査読者よりいただいたことに著者らは感謝する。このため論文の改訂に際しては、帰無仮説を定常性としてテスト方法を KPSS テストに変更している。
- 6) KPSS テストは、データ解析言語 R の contribution package 'tseries' に含まれる関数 kps.test を使用して実施した。
- 7) VAR (1) を最適予測モデルとして選択した理由は、会計利益の時系列については、年次データであることからサンプル数を大きくとることが不可能であり、必然的に次数(ラグ)が低くパラメータ数が小さなモデルしか候補にならない

いたためである。ただし、最大次数3として、AIC、SC (Schwartz criterion) 等を用いて最適モデルを決定した結果、SCのもとでは VAR (1) が最も多くの企業について選択された。

《参考文献》

- Chan, K., Jegadeesh, N., Sougiannis, T., 2004. The accrual effect on future earnings. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 22, 97-121.
- Dechow, P., Sloan, R., Sweeney, A., 1995. Detecting earnings management. *Accounting Review* 70, 193-225.
- DeFond, M., Jiambalvo, J. 1994. Debt covenant violation and manipulation of accruals: Accounting choices in troubled companies. *Journal of Accounting and Economics* 17, 145-176.
- Fama, E., 1970. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance* 25 (2), 383-417.
- Fama, E., 1991. Efficient capital markets: II. *Journal of Finance* 46 (5), 1575-1617.
- Fama, E., French, K., 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Francis J., Smith, M., 2005. A reexamination of the persistence of accruals and cash flows. *Journal of Accounting Research* 43, 413-451.
- Jones, J., 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29, 193-228.
- Kasznik, R., 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37, 57-81.
- Kormendi, R., Lipe R., 1987. Earnings innovations, earnings persistence, and stock returns. *Journal of Business* 60, 323-345.
- Kraft, A., Leone, A., Wasley, C., 2007. Regression-based tests of the market pricing of accounting numbers: The Mishkintest and ordinary least squares. *Journal of Accounting Research* 45, 1081-1114.
- Kubota, K., Suda, K., Takehara, H., 2010. Dissemination of accruals information, role of semi-annual reporting, and analysts' earnings forecasts: Evidence from Japan. *Journal of International Financial Management and Accounting* 21, 120-160.
- Kubota, K., Takehara, H., 2011. Market efficiency, role of earnings information, and stock returns: A vector autoregressive model approach. *The Japanese Accounting Review* 1, 17-37.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., Shin, Y., 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic

- time series have a unit root? *Journal of Econometrics* 54, 159-178.
- Lipe R., 1990. The relation between stock returns and accounting earnings given alternative information. *The Accounting Review* 65, 49-71.
- Mishkin, F., 1983. *A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics: Testing Policy Ineffectiveness and Efficient-Markets Model*. University of Chicago Press, Chicago.
- 奥村雅史, 2003. 個別財務諸表情報と株価の関係: Mishkinテストによる研究. 『早稲田商学』 397, 141-158.
- Schipper, K., Vincent, L., 2003. Earnings quality. *Accounting Horizons: Supplement* 17, 97-110.
- Sloan, R., 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review* 71, 289-318.
- 須田一幸, 首藤昭信, 2004. 経営者の利益予想と裁量的会計行動. 須田一幸編著『ディスクロージャーの戦略と効果』森山書店, 211-229.
- Teets, W., Wasley, C., 1996. Estimating earnings response coefficients: Pooled versus firm-specific models. *Journal of Accounting and Economics* 21, 279-295.
- Xie, H., 2001. The mispricing of abnormal accruals. *The Accounting Review* 76, 357-373.

最適資本構成に基づく最適配当政策に係る一考察 — バランスシート・マネジメントと説明責任の視点から — *

Proposition of the Optimal Dividend Policy based upon Optimal Capital Structure from the Viewpoint of Balance Sheet Management and Accountability

柳 良 平 (エーザイ 執行役員IR部長・早稲田大学大学院 兼任講師)
Ryohei Yanagi, Eisai Co., Ltd./Waseda University Graduate School

2011年5月29日受付；2011年8月12日受理

要 約

本稿では、企業価値最大化の為に配当政策とディスクロージャーの在り方につき、先行研究、市場の実勢、投資家サーベイや個別ヒアリング、事業会社の開示事例などに基づき考察する。わが国においては配当のシグナリング効果が明確であり、企業も投資家も安定配当志向が強く、いわば配当や配当性向は聖域になっている。しかし、日米企業を比較すると、平均配当性向には大差はないが、日本企業の平均ROEは米国企業の約半分の水準である。日本企業には見落されがちであるが、本来、投資家にとっては、価値創造の観点から配当性向よりもROEが重要である。すなわち、フリーキャッシュフロー仮説に基づくエージェンシーコストを低減して、最適資本構成を目指すことが株主価値最大化の要諦である。そこから「最適現金保有レベル」と「最適配当金額」を戦略的に決定すべきなのである。知見の高い投資家はそれを望んでおり、コーポレート・ガバナンスの劣後する企業の保有現金は企業価値評価においてディスカウントされることが実証されている。今後はバランスシート・マネジメントからの配当政策を検討して、ディスクロージャーにおいて説明責任を果たすことが求められる。

Summary

This Paper aims to envision the optimal dividend policy and its disclosure in order to maximize corporate value based upon empirical researches, investor survey and interview, examples of corporate disclosure to that effect. In Japan, signaling effects of dividend have been significantly observed. Given that, investors as well as corporate entities have compelling propensity to stable dividend policy as a 'sanctuary'. However, compared with US, despite the same level of dividend payout ratio, the average ROE in Japan has been almost half of that in US. Fundamentally ROE comes before dividend payout ratio to investors from the viewpoint of value creation albeit often overlooked in Japan. It is critical in maximization of shareholder value that the optimal capital structure be sought after while reducing agency cost on free cash flow hypothesis. Hence 'optimal cash-holding level' and 'optimal dividend amount' should be strategically determined. With sophisticated investors mandating the dividend policy to that effect, it is proved by empirical researches that cash-holdings by the companies without proper corporate governance are discounted in valuation. Going forward, it is imperative that corporate entities hammer out the optimal dividend policy based upon balance sheet governance and fulfill the accountability in the disclosure thereof.

* 本稿は日本ディスクロージャー研究会第3回研究大会「統一論題：配当政策とディスクロージャーが企業評価に及ぼす影響」統一論題報告第3報告および統一論題討論（2011年5月22日 於：法政大学）における筆者による報告と討論をベースにしている。報告当日において音川和久氏（神戸大学）、石川博行氏（大阪市立大学）、加賀谷哲之氏（一橋大学）、坂上学氏（法政大学）から有益なコメントを頂戴した。ここに謝意を表す。

1. はじめに

「配当はパズル (Black 1976)」と言われる。MM 配当無関連命題 (Miller and Modigliani (1961)) によれば、完全市場の前提では配当は企業価値の総和に影響を及ぼさないが、現実の市場では、配当政策とそのディスクロージャーは様々な形で企業価値に影響を及ぼしている。その趣旨でシグナリング仮説、フリーキャッシュフロー仮説、ケータリング仮説、ライフサイクル仮説、ベッキングオーダー仮説等様々な学説が存在する。本稿では、わが国における企業価値評価に影響の大きいシグナリング仮説とフリーキャッシュフロー仮説にフォーカスして、グローバルな投資家サーベイの結果も勘案しつつ、最適な配当政策を考察する。

2. 配当シグナリング仮説と「安定配当の呪縛」

石川 (2010) が実証するように、日本では配当は「聖域」であり、欧米と比べて株価との相関が高く、シグナリング仮説を支える強力な corroboration 効果が確認されている¹⁾。したがって、減益時においても配当の下方硬直性が強く経営者の安定配当神話は根強い。井手 (2005) によれば、戦後の日本経済の成長過程では銀行主導で持合いが広まり、その結果、株式は「確定利付債券」のように、配当は「固定金利」のように扱われてきた歴史もある。

生命保険協会の調査 (生保協会 2011) によれば、74%の日本企業が「安定配当」志向であり、減益でも大半が配当維持するとしている。一方、国内機関投資家の配当重視も根強く、その37%は「安定配当」を業績連動よりも支持している。さらに、40%の企業は配当政策の指標として「配当性向」

を採択し、投資家の77%が「配当性向」を支持、生保協会も配当性向30%を要請している²⁾。また、花枝・芹田 (2008) は、日本企業の84%が減配しないことが重要であると考えていることを示している (米国においても、Brav et al. (2004) は「有配企業」は安定配当志向が強いことを示唆)。

上記は配当の corroboration 効果を裏付けるが、そこでは Prakash and Rappaport (1977) の示唆する「情報インダクタンス」が顕著であり、長期投資先送りや会計上の利益調整といった「安定配当の呪縛」に陥り、必ずしも企業価値の最大化に繋がらないケースもあろう。

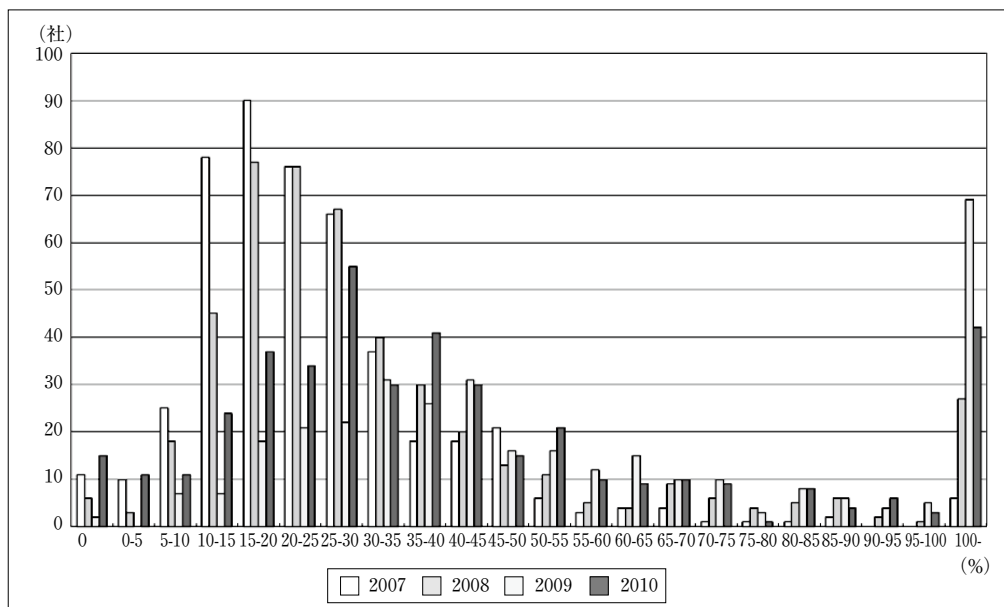
3. ROEの重要性とDOE (純資産配当率) による考察

配当性向に関しては、平成21年度米国平均38%、日本平均34%と、概ね30%台で同一あり、米国に追いついたといわれる (生保協会2011)。しかしながら、日米の配当性向の分布を分析してみると、「同一レベルの平均配当性向でも個別内容が対照的」であることがわかる。図1に日本企業の配当性向の分布を示したが、横並び意識からライフサイクル仮説も成り立たず、20-30%のレンジに集中していることがわかる。

一方、図2の米国企業の配当性向の分布では、ばらつきが大きく、最多は無配の企業である。ライフサイクル仮説が成り立ち、成長企業は無配を選択しているようである。

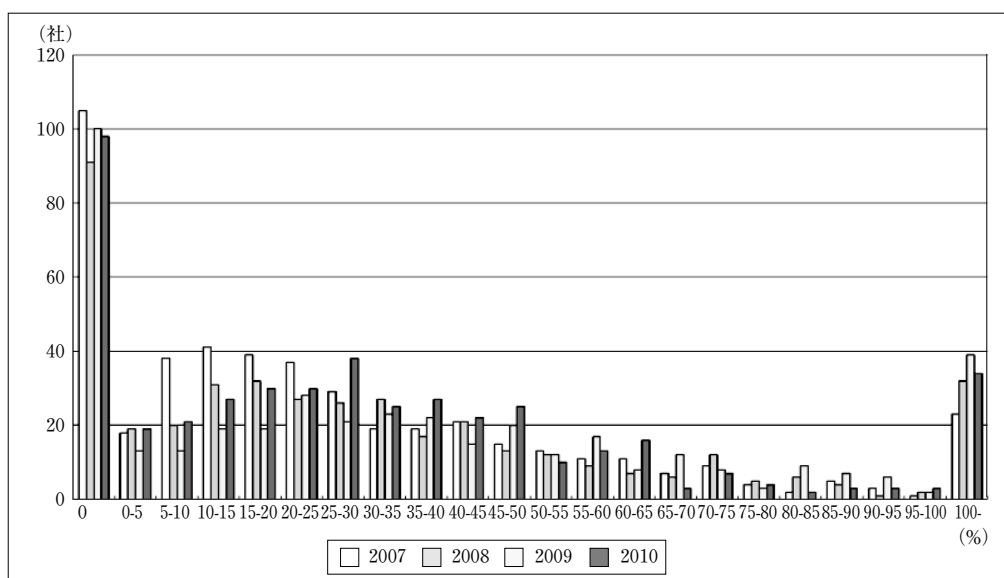
この「配当性向のマジック」は企業価値創造で大きな意味を持つ。平均配当性向で米国に追いついても、日本企業の配当政策に投資家の不満が根強いのは、ROEの低さや過剰現金保有、低PBR等に起因する蓋然性が高い。配当性向よりもROEのほうが株主価値との相関は強く³⁾、資本コストの意識とROE重視の姿勢が求められる。

図1 日本の配当性向の分布（TOPIX500）



みずほ証券の協力を得て筆者作成

図2 米国の配当性向の分布（S&P500）



みずほ証券の協力を得て筆者作成

例えば、バリュエーションとしてのPBRを分解して国際比較をしてみると表1のようになる⁴⁾。

PBRはPERとROEの積であり、日本株の低調、あるいは株価の解散価値割れ評価の一因は低位

表 1

	PBR (倍)	PER (倍)	ROE
日経平均	1.2	16	7.5%
米国ダウ	2.9	15	19.3%
英国FTSE	1.9	13	14.6%
ドイツDAX	1.7	14	12.1%

ROEにあることは明白である。日本企業のROEのレベルは先進国で最下位レベルであり、PERは「資本コストとEPS永久成長率の差」の逆数であり、資本コストはCAPM(Capital Asset Pricing Model)によればリスクフリーレートを包含しており、EPS成長率と(国債金利、インフレ率、GDP成長率との連関から)一部相殺しあう関係にあり、先進国では概ね同一レベルに収斂される⁵⁾ので、PBRの差異はROEの違いに帰結する傾向にある。

そこで、ROEの論点もミックスした株主還元指標として、DOEに注目したい⁶⁾。DOEはROEと配当性向の積に分解できるハイブリッドポリシーである。つまり、ROEを高めてキャピタルゲインで株主に報い、配当性向を高めてインカムゲインで株主に報いるという2つの価値創造を企図している。

DOEはハイブリッドゆえに、ライフサイクル仮説とも整合できる。成長企業は投資を優先して高いROEを維持していれば配当性向が低くても株主の信任は得られる。逆に成熟企業は投資よりも安定した高配当、高配当性向が投資家の信任を得る。つまり、成熟企業は積極配当で還元し、成長企業は配当を抑制してでも成長機会に積極投資すればよいので、配当のマクロ経済効果の1つである資金再分配の効率化とも整合する。しかしながら、株主価値では、ROEと資本コストが鍵であり、低位安定のDOEでは投資家の信任は得られない。負債金利支払とは異なる資本コストとい

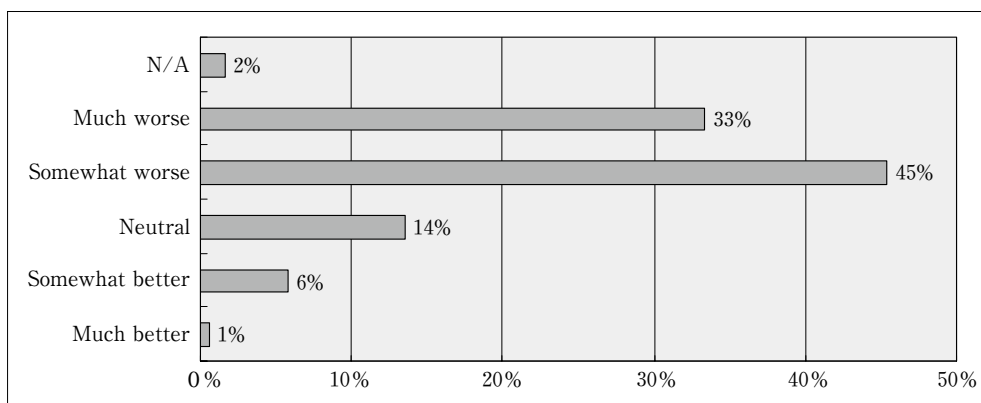
うファイナンス理論上の「概念」と配当金支払いという「現実の現金」の混同ではあるが、DOEを応用して株主資本コスト以上を現金配当で投資家に還元できれば有効な株主還元ポリシーになる可能性がある。実際に資本コストを上回る現金配当を維持する趣旨でDOEの目標設定を行っているエーザイの配当政策(目標DOE 8%以上)は投資家からの評価が高い。日本企業の平均DOEは2%レベルで、米国平均の5%レベルから乖離している(生保協会 2011)ので投資家から説明責任が問われている。

4. フリーキャッシュフロー仮説と投資家の「ボイス」

資本効率の観点から価値最大化を図る配当政策では、安定配当よりもJensen(1986)の主張するフリーキャッシュフロー仮説に基づくエージェンシーコストの削減と最適資本構成が重要である。その根拠は、UBS証券の協力を得て筆者が取り纏めた世界約200社の主要機関投資家サーベイが示唆している⁷⁾。図3に「欧米と比べて日本企業の配当政策はどうか」という設問に対する回答を示しているが、日米平均配当性向に顕著な差異が見られないにもかかわらず、78%の投資家が不満を表明している。

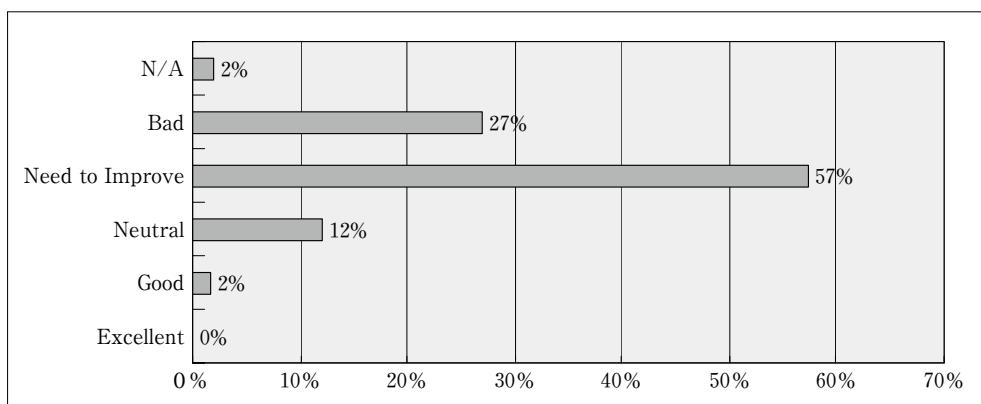
エージェンシーコストの背景を確認するために、図表4に「欧米と比べて日本企業のコーポレート・ガバナンスはどうか」という設問への回答

図3 How about Dividend Policy of Japanese Companies Compared with US and EU?
 (欧米と比べて日本企業の配当政策はどうか)



UBS証券の協力を得て筆者作成

図4 How about Corporate Governance of Japanese Companies?
 (欧米と比べて日本企業のコーポレート・ガバナンスはどうか)



UBS証券の協力を得て筆者作成

を示した。84%の投資家が要改善であるとしている。なお、後述するACGA（2008）では世界の有力投資家の意見として、「株主重視の連関で、配当政策とガバナンスは表裏一体の関係にあり、日本企業はそれらを総合的に改善することが必要である」としている。

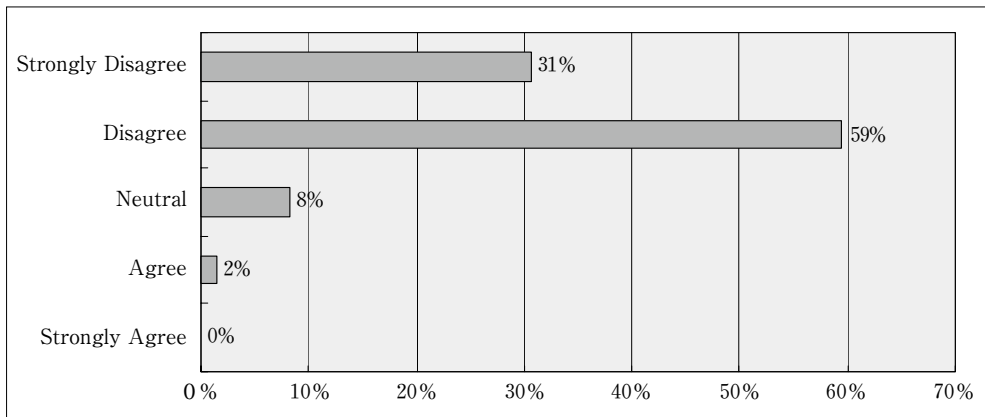
さらに、図表5では、株主価値と相関が高い「資本効率とROE」を尋ねているが、90%の投資家が日本企業のROEに代表される資本効率が不十分であるとしている。

最後に、図6では、「投資判断において日本企業の資本構成を重視するか」という質問への回答を示している。その結果、投資家の84%が、資本構成を重視すると主張している。総括として、ガバナンスと資本効率の観点から最適資本構成を企図することが重要であると考えられる。

最適資本構成と関連して、バランスシート・ガバナンスとも呼ぶべき、「保有現金レベルと配当政策の関係」が重要である。Dittmar et al. (2007) や諏訪部 (2006) が示唆するように、ガバナン

図5 Capital Efficiency and ROE of Japanese Companies are sufficient?

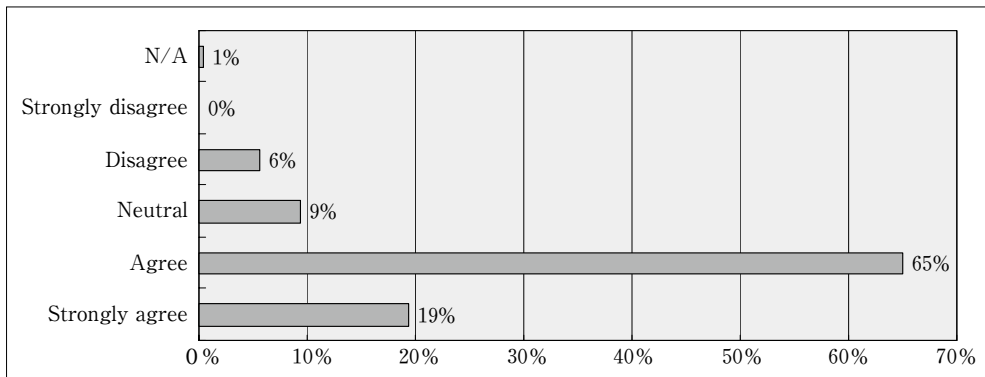
(日本企業の資本効率とROEは十分か)



UBS証券の協力を得て筆者作成

図6 Capital Structure of Japanese Companies is Important factor in Investment Decision?

(投資判断において日本企業の資本構成を重視するか)



UBS証券の協力を得て筆者作成

スが良ければ保有現金はリアルオプションになり、資本コストを上回る投資に有効に使う、あるいは株主に還元されると受け止められる。一方、ガバナンスが悪ければ保有現金はエージェンシーコストになる⁸⁾。すなわち、日本企業の一部は投資家から、「経営陣の保身のためにキャッシュを溜め込んでいて株主価値を破壊する恐れがある」とみなされている。経営者はIRの場において配当政策と保有現金レベルについての説明責任を果たすべきである。

日本企業の配当と現金保有の関連では、株主アクティビズムがピークであった2007年の株主総会で史上最多の増配提案が提出された。結局、株主総会では提案株主側の全敗であったが、増配提案自体は投資家が日本企業の配当政策に何を求めているのかを示唆する顕著な事例であった。ケース研究として、筆者が2007年4月から2008年12月までに行った主な増配提案者とのインタビューを要約する⁹⁾。まず、提案理由は全投資家が「エージェンシーコストの低減」であると回答をして

いる。そして提案目的はROEの向上、最適資本構成への矯正であった。当該個別インタビュー結果は既述の投資家200社アンケートの結果とも整合する。一方、米国のアクティビズム研究では、Brav et al. (2006) が株主アクティビストの投資先関与で超過リターンが5 - 7%発生、ROEは6%から10%へ向上したという貢献を報告している。

海外投資家のオピニオンリーダーであるACGAは、「日本のコーポレート・ガバナンス白書 2008」を公表し、社外取締役導入と資本効率の改善を求め、配当政策の重要性も強調している¹⁰⁾。特に、キャッシュの蓄積は、「会社形式をとった一種の“貯金箱”であり、現経営陣の地位保全に繋がり、株主の利益にはならないし資本市場の歪みに通じる」と警告している。

5. 「最適資本構成に基づく最適配当政策」の提言と開示事例

配当シグナリング仮説は、わが国では強力なcorroboration効果に支えられており、情報インダクタンسからも安定配当は一定の合理性があるが、本来の価値の最大化のためにはフリーキャッシュフロー仮説を勘案してエージェンシーコスト低減を図る必要がある。本稿では、コーポレート・ガバナンスに根ざした最適資本構成に基づく最適配当政策とそのディスクロージャーを提言したい。その論拠は先行研究および内外投資家約200社のサーベイ、ケース研究としての増配提案株主とのインタビュー結果等である。

企業は株主のエージェントとして価値最大化を目指す。その際に企業価値は基本的にDCFに収斂されるが、最適資本構成による持続的なWACCの最小化が鍵になる。エージェンシーコストを抑制しつつトレードオフ理論やベッキング

オーダー理論に基づいて最適資本構成を求めるが、実務上はクレジットを勘案した「信用格付け類推法」が簡便法として適しており、トレードオフ理論から格付BBB同等レベルの財務指標を最適資本構成とする。しかし、資金調達余力にも鑑み、Financial Slack (Myers (1983)¹¹⁾ による修正ベッキングオーダー仮説) のため1ノッチ上の格付Aレベルの指標を目標に配当（または自社株買い）により資本構成を調整することが現実的である¹²⁾。その上で、投資機会、シグナリング、安定配当、ROE、DOEターゲットなどを用いて、エージェンシーコストも勘案して最適配当を決定すべきであり、資本構成を無視した単純な横並びの安定配当（配当性向）には欠陥がある。

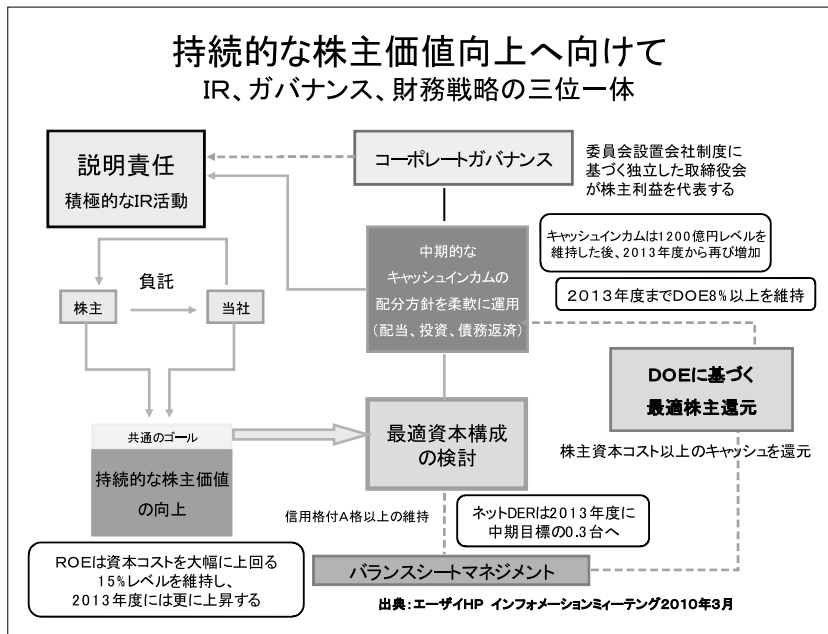
さらにバランスシート・ガバナンスとして、配当政策（または自社株買い）で調整可能な保有現金についても最適レベルを求め説明責任を果たすべきである（例えば運転資金トレンドから月商の2カ月分相当の手元現金を正当化することなどが考えられる¹³⁾）。既述のDittmar et al. (2007) が実証するように、コーポレート・ガバナンスが劣る企業の現金はエージェンシーコストとみなされてディスカウントされ、良好なガバナンス企業の保有現金はリアルオプションになりプレミアム評価を受ける。

こうした「最適資本構成に基づく最適配当政策」を具現化した開示事例として、エーザイのディスクロージャーを図表7に掲げる¹⁴⁾。

6. おわりに

配当政策は一意ではなく、企業ごとのコーポレート・ガバナンス、成長戦略、投資計画、最適資本構成、最適現金保有レベル等にも鑑みて総合的に決定され、そのディスクロージャーにおいて個別に説明されるべきものである。本稿では「最適

図7 最適資本構成に基づく最適配当政策のディスクロージャー事例



エーザイ株式会社のホームページより

資本構成に基づく最適配当政策」の提言を行ったが、絶対的な解はない。IFRS時代を迎えて日本企業の配当政策も、これまでの画一的な安定配当志向から、プリンプル・ベースで個別説明が必要なフェーズに移行していく蓋然性が高い。

本稿では、グローバルな投資家サーベイを軸に定性的アプローチにより最適配当政策の提言を行ったが、今後は、最適資本構成を遡る配当政策と企業価値との相関を定量的アプローチも含めて分析していくことを研究課題としたい。

《注》

1) 石川 (2010) は2007年4月28日から2009年2月18日の日本経済新聞に純利益予想と配当予想の異動の少なくともどちらか一方が掲載された8,921個のサンプルから、発表10日前から30日後までの累積平均異常リターンを分析しているが、持続的な corroborator effects として、発表日からの30日間の累積平均異常リターンは、ほぼ安定的に増益で増配の場合は+約8%であるが、利益が横ばいでも増配すれば+

約4%、減益で減配の場合は▲約8%のところ、減益でも配当維持すれば▲約2%で済むことが観察される。

2) 生命保険協会の調査結果は、生保協会のホームページ (<http://www.seiho.or.jp/data/news/h22/pdf/20110318kabuhonbun.pdf>) で参照できる。生命保険協会は株主・投資家の立場から、株式発行企業による株式価値向上に向けた取り組みについて昭和49年度より継続的に調査を行っている。引用した平成22年度調査では、上場企業では、1,129社を対象にアンケート実施期間を平成22年10月12日～11月12日として、回答社数：658社、回答率：58.3%であった。一方、機関投資家では、国内150社を対象として、アンケート実施期間が平成22年10月12日～11月12日で、回答社数：90社、回答率：60.0%であった。

3) ROEと株主価値 (株主のトータルリターンとしてのキャピタルゲインとインカムゲインの合計と定義) の相関関係については、日経ヴェリタス2011年7月3日号特集記事で日本企業の過去10年間の実績を紹介している。また、柳(2010)の180頁は野村證券金融経済研究所のデータを用いて、1981年から2006年の日本企業の平均ROEの5.1%が同期間の日本株トータルリターン5.1%と一致していることを示している(米国企業でも同様の高い相関関係が観察されている)。ROEは株主持分である株主資本が投資され、どの程度の収益率で増加するかを示す指標(その増分が再投資されるか配当原資となる)であり、PBR (PER x ROE) から考察しても株主価値との相関関係は高い。井手 (2005) も同じ立

- 場をとる。一方、配当性向は利益創出よりも利益配分の問題であり、株主のトータルリターンとの相関関係はROEよりも低いはずである。生保協会（2011）、TOPIX（配当込み指数）、S&P500（配当込み指数）の2000-2008年の9年間のデータから株主トータルリターンとの相関係数を調査してみると、配当性向は安定配当志向から、むしろ負の相関係数（-0.68）となっている一方、ROEは理論どおり正の相関係数（0.66）になっている。（同期間、米国企業でも株主価値と配当性向の相関係数はマイナス、ROEとの相関係数はプラスである。この傾向はリーマンショックの影響の強い2008年を除いて計算しても日米ともに同じであった）
- 4) 2011年1月7日現在の各国のPBR、PER基礎数値を日本経済新聞、トムソン・ロイターよりデータを入手して作成。ROEについては計算式から逆算して試算してある。
 - 5) PER国際比較はBloombergより入手可能。また、わかりやすい比較グラフなどは、投資情報サイト銀行.INFOなどのインターネットサイトでも閲覧できる。先進国では概ね15倍レベルに収斂される傾向がある（<http://www.ginkou.info/modules/per/>）。なお、PERが「資本コストとEPS永久成長率の差」の逆数となることの説明は、柳（2010）の49頁を参照。
 - 6) 平成19年2月26日付東証通達「決算短信の総合的な見直しに係る留意事項について」により、2007年3月末以降に終了した会計年度の連結決算短信サマリー情報が開示が義務付けられている。
 - 7) 2007年10月末現在でUBS証券および筆者が行った投資家サーベイ調査データより、UBS証券の協力を得て筆者作成。サーベイでは、日本株に投資をする世界の主な機関投資家192社（日本株投資金額では太宗を占める）に個別ヒアリングの上、アンケート用紙書面で回答を得た。有効回答の内訳は、ほぼ内外均等に国内91社、海外101社である。やや海外投資家の目録の方が厳しい傾向が見られるが、基本的に国内と海外では回答内容に顕著な差は見られなかった。なお、紙面の都合上、サーベイ結果全体ではなくて、一部抜粋のみで本稿は報告している。
 - 8) Dittmar et al. (2007) は1990-2003年の米国企業1,958社（延べ13,250個のサンプル）を対象に実証研究を行ったが、その結果、コーポレート・ガバナンスが劣化する企業の保有する現金の現在価値は1ドルあたり0.42-0.88ドルであり、コーポレート・ガバナンスの優良な企業の保有する現金の現在価値は1ドルあたり1.27-1.62ドルであることを示唆している。また、諏訪部（2006）は東証一部（金融・異常値は除外）全銘柄の1990年6月-2006年5月末までのデータを分析。全期間分析では、保有現金の市場価値は平均1.007倍とほぼ簿価程度であることを示唆。ただし、2006年6月以降のモデルの平均値は0.858と簿価割れしている。また、個別企業間格差が大きく、たとえば株主構成でガバナンスが効く（外国人・機関投資家比率が高い）企業は1標準偏差あたり平均で23.1%保有現金の市場価値が高く、逆にガバナンスの標準偏差が1下がると企業の保有現金は23.1%ディスカウントされることを実証している。
 - 9) 2007年4月-2008年12月にかけて、筆者は2007年6月の株主総会で増配提案を行った主要投資家とそれぞれ複数回面談を行った。具体的には、電源開発等に増配提案を出したTCI（The Children's Investment）、フクダ電子等に提案したSteel Partners、シンニクタンへ提案したSafe Harbor Advisors、小野薬品工業へ提案したBrandesの4社が対象である。現在、Brandes以外は事実上、日本市場から撤退した。Brandesはその主張を事前に論文に纏めており（Brandes 2006）、Brandesのホームページ（<http://www.brandes.com/Institute/Documents/Balance%20Sheet%20Cash-Unlocking%20Value%20in%20Japan%200407.pdf>）で参照できる。
 - 10) ACGA (Asian Corporate Governance Association) による「日本のコーポレート・ガバナンス白書2008」はACGAのホームページ（http://www.acga-asia.org/public/files/Japan%20WP_%20May2008.pdf）で参照できる。ACGAはCaplars、Railpen、Hermes等世界を代表する巨大年金を中心に約80社の投資家をメンバーとする団体で、日本株投資金額は総額11兆円を超える。
 - 11) Myers (1983) は、資本構成も配当同様に「パズル」であり、絶対的な解はないとするが、静的なトレードオフ理論に加え、動的なベッキングオーダー理論を主張している。つまり、資本コストの最小化を志向しつつも、企業は情報の非対称性と倒産リスクを勘案しており、さらにFinancial Slack（将来投資の為の借り入れ余力）も確保して資本構成を決定するとしている。
 - 12) 本稿では配当政策を論じていることから、ここでは配当による現金調整をメインに記述した。実際には、日本では配当シグナリング効果が強いこと、配当の硬直性（安定配当志向）が高いことから、柔軟かつ機動的に保有現金を調整できる自社株買いのほうが適しているケースも多い。ただし、既述の増配提案株主のインタビューでは、株主総会決議で実行が確定する配当に対して、自社株買いでは、枠は確保できても、インサイダー情報の有無、市場の流動性、株価のレベル、経営陣のコミットメント等の諸事情によっては満額実行されない可能性があるため、投資家としては強い懸念があり、強制力のある増配の方を好むとの意見であった。保有現金レベルの調整を配当で行うか自社株買いで行うかは、状況によってケースバイケースで検討すべき問題である。
 - 13) 日本IR協議会、東京証券取引所、生保協会等から表彰され、投資家からの評価の高い代表例としてエーザイ、資生堂の両社は、売掛金と買掛金のギャップを埋める運転資金必要額として、IRで月商の2ヶ月程度の最適現金保有レベルを説明している。文献としては、辻（2010）の273頁がエーザイの説明をしており、砂川・川北・杉浦（2008）の315頁が資生堂のケースを紹介している。
 - 14) エーザイ株式会社のホームページ（http://www.eisai.co.jp/pdf/ir/mat/4523_100305.pdf）で参照できる。当該スライドは2010年3月のインフォメーション・ミーティングにおけるCEO説明資料の一部である、2010年同社アニュアル

レポート等でも採用、開示されている。こうした最適資本構成に基づく配当政策のIRは、既述の生保協会報告書（生保協会 2011）の中で、「当協会からの要望の視点を満たす企業の例示」として評価されている。

《参考文献》

- Asian Corporate Governance Association, 2008. White Paper on Corporate Governance in Japan, ACGA (http://www.acga-asia.org/public/files/Japan%20WP_%20May2008.pdf)
- Black, F., 1976. The Dividend Puzzle, *Journal of Portfolio Management*, 2 (Winter 1976), 5-8.
- Brandes Institute, 2006. Balance Sheet Cash: Unlocking Value in Japan, The Brandes Institute (<http://www.brandes.com/Institute/Documents/Balance%20Sheet%20Cash-Unlocking%20Value%20in%20Japan%200407.pdf>)
- Brav A., Graham J.R., Harvey C.R., Michaely R., 2005. Payout policy in the 21st century, *Journal of Financial Economics*, 77 (3), 483-527.
- Brav, A., Jiang, W., Partnoy, F., and Thomas, R., 2006. Hedge fund activism, corporate governance, and firm performance, *European Corporate Governance Institute*.
- Dittmar, A., Mahrt-Smith, J., 2007. Corporate governance and the value of cash holdings. *Journal of Financial Economics* 83, 599-634.
- 花枝英樹・芹田敏夫, 2009. 「ベアアウト政策のサーベイ調査：日米比較を中心に」『証券アナリストジャーナル』2009年8月号
- 井手正介, 2005. 「不均衡発展の60年-低収益経営システムの盛衰と新時代の幕開け」, 東洋経済新報社.
- 砂川伸幸・川北英隆・杉浦秀徳, 2008. 『日本企業のコーポレートファイナンス』, 日本経済新聞出版社.
- 石川博行, 2010. 『株価を動かす配当政策—コロボレーション効果の実証分析』, 中央経済社.
- Jensen, M. 1986. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. *American Economic Review*, 76, 323-329.
- Miller and Modigliani, 1961. Dividend Policy, Growth and Valuation of Shares, *Journal of Business* 34, 411-433.
- Myers, S. 1983. The Capital Structure Puzzle, *The Journal of Finance* 39, 575-592.
- Prakash, P. Rappaport, A. 1977. Information Inductance and its Significance for Accounting. *Accounting Organizations and Society*, Vol.2, No.1, pp.29-38.
- 生命保険協会, 2011. 「平成22年度生命保険協会調査株式価値向上に向けた取り組みについて—調査結果—」, 生命保険協会 (<http://www.seiho.or.jp/data/news/h22/pdf/20110318kabu-honbun.pdf>)
- 諏訪部貴詞, 2006. 「株主価値を向上させる配当政策」『証券アナリストジャーナル』2006年7月号, 34-47.
- 辻正雄編著, 2010. 『ケーススタディ戦略管理会計』, 中央経済社.
- 柳良平, 2009. 『企業価値最大化の財務戦略』, 同友館.
- 柳良平, 2010. 『企業価値を高める管理会計の改善マニュアル』, 中央経済社.

日本ディスクロージャー研究学会 第3回研究大会プログラム

主催校 法政大学
大会準備委員長 神谷健司
大会準備委員 大下勇二、坂上 学、中野貴之、竹口圭輔、川島健司
開催日 2011年5月22日(日)
開催場所 法政大学 市ヶ谷キャンパス

自由論題報告

1. 第1報告 10:00~10:30
2. 第2報告 10:30~11:00
3. 第3報告 11:00~11:30

●第1会場 外濠校舎3階 S305

司会 太田康広氏(慶應義塾大学)

1. 岩崎拓也氏(関西大学)・乙政正太氏(関西大学)・椎葉 淳氏(大阪大学)・
首藤昭信氏(神戸大学)

「保守主義会計と経営者報酬の支給」

2. 竹原 均氏(早稲田大学)

「Abnormal accrualsの推定方法が持続性とMishkinテスト結果に及ぼす影響について」

3. 円谷昭一氏(一橋大学)

「会計情報とコーポレート・ガバナンスに関する研究」

●第2会場 外濠校舎3階 S306

司会 星野優太氏(名古屋市立大学)

1. 川島健司氏(法政大学)

「勘定科目の使用法に関する定性的調査—なぜ、損益計算書で『営業収入』と表記されるのか」

2. 古山 徹氏(日経メディアマーケティング)

「日本航空の支払能力の状況について」

3. 宗岡 徹氏(関西大学)

「医薬品等の安全に係るディスクロージャー」

●第3会場（院生コロキウム） 外濠校舎3階 S307

司会 浅野信博氏（大阪市立大学）

1. 澁澤 洋氏（立教大学大学院博士課程）

「わが国機械産業におけるオーナー経営者と非オーナー経営者－企業の成長要因－」

コメンテーター：松本祥尚氏（関西大学）

2. 岡 圭介氏（立教大学大学院博士課程）

「公益事業の増資による資金調達コストと企業価値」

コメンテーター：平井裕久氏（高崎経済大学）

■ 昼休み 11:30～12:30

理事会 11:40～12:20 ポアソナードタワー26階会議室A

■ 統一論題報告 外濠校舎3階 S305

「配当政策とディスクロージャーが企業評価に及ぼす影響」

司会 音川和久氏（神戸大学）

・第1報告 12:30～13:00

加賀谷哲之氏（一橋大学）

「日本企業の配当行動とディスクロージャーの役割」

・第2報告 13:00～13:30

石川博行氏（大阪市立大学）

「投資政策と配当政策の関連性－コロボレーション効果の観点から－」

・第3報告 13:30～14:00

柳 良平氏（エーザイ・早稲田大学）

「最適資本構成に基づく最適配当政策に係る一考察－バランスシートマネジメントと説明責任の視点から－」

■ 会員総会 14:10～14:50 外濠校舎3階 S305

■ 統一論題討論 15:00～16:30 外濠校舎3階 S305

座長 音川和久氏（神戸大学）

討論者 加賀谷哲之氏（一橋大学）

石川博行氏（大阪市立大学）

柳 良平氏（エーザイ・早稲田大学）

■ 懇親会 17:00～ ポアソナードタワー26階スカイホール

日本ディスクロージャー研究学会
第4回研究大会プログラム・第5回研究カンファレンスプログラム

主催校 日本大学
大会準備委員長 村井秀樹
大会準備委員 坂上 学
開催日 2012年1月8日(日)
開催場所 日本大学 商学部キャンパス

自由論題報告

1. 第1報告 10:00~10:35
2. 第2報告 10:35~11:10
3. 第3報告 11:10~11:45
(報告25分、質疑応答10分)

●第1会場 2号館2階 2202

司会 野口晃弘氏(名古屋大学)

1. 宮川 宏氏(専修大学大学院博士課程)
「最適な開示内容のためのディスクロージャー情報の統合化」
2. 佐藤綾子氏(早稲田大学大学院博士課程)
「地方自治体のディスクロージャー機能と地方議会」
3. 岡東 務氏(城西国際大学)
「日立製作所の研究」

●第2会場 2号館2階 2203

司会 薄井 彰氏(早稲田大学)

1. 村上敏也氏(慶應義塾大学大学院博士課程)
「決算発表前の期間における投資家の期待修正に関する研究—事前調整的な企業群(Early Birds)の存在について」
2. 清松敏雄氏(多摩大学)
「新規株式公開企業による利益調整行動の要因分析」
3. 柴 健次氏(関西大学)・鈴木忠雄氏(福島学院大学)・中島真澄氏(福島学院大学)
「情報開示の数理的アプローチと環境安全マネジメントにおける監視機構設立への応用」

現代ディスクロージャー研究カンファレンス 2号館2階 2201

(報告20分、コメント20分、質疑応答20分)

司会 吉田 靖氏 (千葉商科大学)

・大学院生セッション 9:30~10:30

報告者:市原啓善氏 (名古屋市立大学)

「我が国における減配回避と報告利益管理行動の分析」

コメンテーター:青木康晴氏 (名古屋商科大学)

・研究カンファレンス I 10:30~11:30

報告者:野間幹晴氏 (一橋大学)・奈良沙織 (筑波大学大学院)

「企業規模による予想利益の精度と価値関連性—経営者予想とアナリスト予想を中心に—」

コメンテーター:太田浩司氏 (関西大学)

・研究カンファレンス II 11:30~12:30

報告者:野田健太郎氏 (日本経済研究所)

「BCP開示が株主資本コストに与える影響」

コメンテーター:音川和久氏 (神戸大学)

昼食休憩 12:30~13:20

理事会 12:40~13:20 2号館2階 2206

会員総会 13:30~14:30 3号館2階中講堂

会長選挙及び理事選挙

統一論題報告 14:40~16:10 3号館2階中講堂

「東日本大震災後の企業のディスクロージャーの変化と日本経済の再生を考える」

司会 黒川行治氏 (慶應義塾大学)

・第1報告 14:40~15:10

亀川雅人氏 (立教大学)

「東日本大震災で考察する市場と組織の情報問題」

・第2報告 15:10~15:40

吉田和生氏 (名古屋市立大学)

「震災後の会計情報と経営者行動について—退職給付会計の即時認識を中心として—」

・第3報告 15:40~16:10

柴 健次氏 (関西大学)

「東日本大震災後のディスクロージャー研究の在り方について」

統一論題討論 16:30~18:00 3号館2階中講堂

座長 黒川行治氏 (慶應義塾大学)

討論者 亀川雅人氏 (立教大学)

吉田和生氏 (名古屋市立大学)

柴 健次氏 (関西大学)

懇親会 18:15~ 3号館1階学生食堂

日本ディスクロージャー研究学会 第5回研究大会プログラム

主催校 青山学院大学
大会準備委員長 小西範幸
大会準備委員 多賀谷充、橋本 尚、八田進二、町田祥弘、為房 牧、平松 藍
開催日 2012年6月10日(日)
開催場所 青山学院大学 青山キャンパス

自由論題報告

1. 第1報告 9:00~9:35
2. 第2報告 9:35~10:10
3. 第3報告 10:20~10:55
4. 第4報告 10:55~11:30

●第1会場 16号館2階 16202

(報告25分、質疑応答10分)

司会 米山正樹氏(東京大学)

1. 仁川栄寿氏(中部大学)
「キャッシュ・フローによる業績評価の視点」
2. 石坂信一郎氏(岐阜経済大学)
「非営利組織における税務上の課題—寄附金税制の検討—」
3. 竹原 均氏(早稲田大学)
「An examination of relationship between earnings quality and corporate social performance: Evidence from Japan」
4. 櫻田 讓氏(北海道大学)
「みなし配当・みなし譲渡課税が資本剰余金配当に与える影響について」

●第2会場(院生コロキウム) 16号館3階 16301

(報告20分、コメント10分、質疑応答5分)

司会 橋本 尚氏(青山学院大学)

1. 早乙女俊一氏(青山学院大学大学院生)
「研究開発支出の会計処理—当初認識時の取り扱いを中心として—」
コメンテーター: 加賀谷哲之氏(一橋大学)

2. 黄 耀偉氏（慶應義塾大学大学院生）

「経営者予想の誤差と価値関連性」

コメンテーター：浅野敬志氏（首都大学東京）

3. 平松 藍氏（青山学院大学大学院生）

「ASB「営業および財務概況（OFR）」の検討—英国会社法の開示規定との比較を通して—」

コメンテーター：古庄 修氏（日本大学）

4. 村上敏也氏（慶應義塾大学大学院生）

「決算発表前の事前調整的な期待修正（EarlyBirds）と株価変化」

コメンテーター：音川和久氏（神戸大学）

特別講演 11：40～12：40 16号館 2階 16201

司会 多賀谷充氏（青山学院大学）

講演者 佐々木清隆氏（金融庁検査局審議官（公認会計士・監査審査会事務局長））

「監査に対する信頼の向上に向けて：公認会計士・監査審査会の活動の現状と今後の課題」

昼休み 12：40～13：40

理事会 12：45～13：30 16号館 4階 16405

統一論題報告 13：40～15：20 16号館 2階 16201

「非財務情報の戦略的開示と保証の方向性」

司会 町田祥弘氏（青山学院大学）

・第1報告 13：40～14：05

中條祐介氏（横浜市立大学）

「日本企業における非財務情報のディスクロージャー」

・第2報告 14：05～14：30

秋葉賢一氏（早稲田大学）

「財務報告制度と非財務情報」

・第3報告 14：30～14：55

松本祥尚氏（関西大学）

「非財務情報に対する信頼性付与策とその保証水準の多層性」

・第4報告 14：55～15：20

神林比洋雄氏（プロティビティ LLC）

「統合報告—経営の透明性と説明責任—」

会員総会 15：40～16：20 16号館 2階 16202

統一論題討論 16:35~17:55 16号館2階 16201

座長 町田祥弘氏 (青山学院大学)

討論者 中條祐介氏 (横浜市立大学)

秋葉賢一氏 (早稲田大学)

松本祥尚氏 (関西大学)

神林比洋雄氏 (プロティビティ LLC)

懇親会 18:20~ 青学会館 (アイビーホール) 2階ミルトス

Editor's Note

『現代ディスクロージャー研究』第12号は、カンファレンスの報告論文1本とその討論、自由投稿論文1本、実務展望1本を収録しました。各分野をリードする研究者から最先端の研究を投稿していただき、心より御礼申し上げます。また、会員の皆様におきましては、快く査読委員をお引き受けいただき、長期間にわたって審査を担当していただきました。査読委員による適確なコメントは、本学会誌の質的水準の維持・向上にとり最も重要な要件であります。この第12号においても、コメントを通じた修正により、投稿論文が改善されて、貴重な研究を掲載することができたと思います。本学会誌の編纂に携わったすべての会員の皆様にあらためて感謝申し上げます。

本学会誌は國村道雄初代委員長、須田一幸第二代委員長、薄井彰前委員長及び各編集委員会編集委員のご尽力によって編集・出版されてきました。特に、薄井前委員長を中心とする委員会において、編集規程、投稿規程などの作成・整理、カンファレンス・大学院生セミナーの開催など多くの改革がすすめられました。この3年間はこれらを基本とし、当学会誌の編集委員会を運営してまいりました。この間、ディスクロージャー研究会と経営ディスクロージャー研究会が統合し、現在の日本ディスクロージャー研究会になりました。その統合後においても、従前の厳格な審査体制を堅持して、その編集を行ってきました。特に、15名の編集委員の先生の方々には、論文の査読をはじめ、積極的で素早い審議、カンファレンスにおける司会やコメンテータの担当など、3年以上の長期間にわたりご協力頂き、本当に感謝申し上げます。

この3年間に非常に残念なことといたしまして、須田一幸先生が2011年5月31日にご逝去されました。須田先生は、編集委員長（2002-2005年）、事務局長（2005-2009年）、副会長（2005-2011年）とディスクロージャー研究会の発足以来、当該学会の管理・運営に多大なご尽力をされました。須田先生がお亡くなりになられたのは、本学会のみならず、我が国のディスクロージャー研究にとって、本当に残念であり悔やまれてなりません。本学会では、故人を偲ぶとともにそのご功績を讃え、故須田先生追悼事業をたちあげて、追悼号の発行を計画しています。この追悼号の編集につきましても、力量不足ですが引き続き担当させていただきますので、会員の皆様のご協力・ご支援を賜りたくお願い申し上げます。

これまで通りの投稿論文を対象とする研究誌の編集につきましては、次号からは中條祐介編集委員長が担当いたします。新委員長のもとで『現代ディスクロージャー研究』が飛躍的な発展を遂げることを信じています。会員の皆様におきましては、変わらぬご協力とご支援を心からお願い申し上げます。

研究誌編集委員長

吉田和生

編集データ

『現代ディスクロージャー研究』第12号の編集状況は次の通りである。すべての原稿は、研究誌編集委員会が採否を決定した。論文セッションの原稿は、複数の匿名査読委員によってレビューされている。

論文セッション	
受付数	3
受理数（採択率）	2（67%）
討論セッション	
受付数	1
受理数	1
実務展望セッション	
受付数	1
受理数	1

研究誌編集委員会

謝 辞

査読委員の長期にわたる真摯なレビューがなければ、学会誌の品質はけっして確保できませんでした。現代ディスクロージャー研究編集委員会は、ここに記して、第12号の査読委員、並びに、査読プロセス中のために第11号で掲載を差し控えさせて頂いた査読委員の皆様へ感謝の意を表します。謹んで御礼申し上げます。

石川 博行	大阪市立大学
上枝 正幸	青山学院大学
榎本 正博	東北大学
奥田 真也	大阪学院大学
奥村 雅史	早稲田大学
音川 和久	神戸大学
北川 教央	神戸大学
竹原 均	早稲田大学
吉田 靖	千葉商科大学

(敬称略、五十音順)

研究誌編集委員会

『現代ディスクロージャー研究』 投稿規程

日本ディスクロージャー研究学会研究誌編集委員会

1. 投稿資格

- (1) 本学会の会員、入会申込者
- (2) 共同執筆の場合には、執筆者のうち少なくとも1人が本学会の会員とします。

2. 論稿の種類

日本語で執筆された未刊行の著作。他誌に投稿中の著作を除きます。執筆者は、(1) 論文 (Articles)、(2) 実務展望 (Practical Views)、(3) 書評 (Book Reviews)、(4) その他のいずれかのセッションに投稿してください。「論文」のセッションには、新しい知見や理論が示された独創的な原著論文、総括論文など、「実務展望」には、ディスクロージャー実務に関する提言、論評、解説などを含みます。「書評」はディスクロージャーの研究と実務に重要な著書の論評とします。

3. 字数

「論文」セッションの投稿原稿には字数制限を特に設けません。ただし、会誌の掲載に際し、編集委員会が字数を制限することがあります。「実務展望」セッションの投稿原稿は5,000字以内、「書評」セッションの投稿原稿は1,000字以内とします。

4. 査読

「論文」セッションの投稿原稿については、査読委員（匿名）による査読意見を参考にして、編集委員会が掲載の採否を決定します。「実務展望」と「書評」の各セッションの投稿原稿については、査読委員による査読を実施せず、編集委員の査読意見を参考にして編集委員会が掲載の採否を決定します。

5. 投稿先

投稿原稿を随時受け付けます。執筆者は、投稿するセッションを指定し、MS Word形式の文書ファイルを本学会のホームページに投稿して下さい。

<http://www.jardis.org/cgi-bin/submission/index.cgi>

6. 受理原稿の公表

編集委員会が掲載を決定した受理原稿は、会誌が刊行されるまでの一定期間、本学会のホームページにオンラインで公表されます。

7. 著作権の取扱い

2006年11月19日に開催された理事会は著作権の取扱いを次のように決定し、会員総会で報告しました。

- (1) 会誌に掲載される著作物の著作権は、編集委員会が最終稿を受理した時点から、原則として、本学会に帰属します。本学会が著作権を有する著作物の著作者は、編集委員会に事前に文書で申し出を行い、許諾を得た上で、著作物を使用することができます。編集委員会は、特段の事由がない限り、これを許諾します。
- (2) 会誌に掲載された著作物が第三者の著作権その他の権利および利益を侵害するものであるとの申し出があった場合には、当該著作物の著作者が一切の責任を負います。
- (3) 第三者から、本学会が著作権を有する著作物の使用要請があった場合には、本学会は理事会において審議した上で、それを許諾する場合があります。なお、著作権の使用許諾に伴う収入は本学会の会計に組み入れられます。
- (4) 2006年11月19日より前に会誌に掲載された著作物の著作権については、著作者から文書で申し出があり、本学会が理事会においてその申し出を承認した場合を除き、上記(1)(2)(3)の規程に従い取り扱うものとします。

8. 様式

(1) 表紙

表紙に論題（日本語、英語）、氏名（日本語、英語）、所属と肩書き（日本語、英語）、論文要旨（日本語（500字）、英語（200words））、連絡先（氏名、住所、電話番号、Fax番号、E-mailアドレス）、謝辞を記載します。

表紙には頁をつけず、1頁から本文をはじめます。査読を円滑に実施するために、執筆者を特定、あるいは類推させるような文言を記載しないで下さい。

(2) フォント

日本語はMS明朝、英語はTimes New Romanとします。見出し、図、表の題目のフォントはMSゴシック（太字）。漢字、ひらがな、カタカナ以外の文字（例えば、数字、アルファベット）は半角にします。文字化けを避けるため、特殊なフォントの文字（例えば丸数字①②など）を使用しないで下さい。フォントサイズ等はつぎの通りです。

論題	14ポイント	センタリング
執筆者名	11ポイント	右寄せ
所属	11ポイント	右寄せ
論文要旨	10ポイント	左寄せ
本文	11ポイント	左寄せ
見出し	12ポイント	左寄せ

参考文献 10ポイント 左寄せ
注（文末）10ポイント 左寄せ

（3）スタイル

本文の章や節は、以下のように分けて下さい。

（1行空き）

1. 見出し

（1行空き）

本文

1.1. 見出し

本文

1.1.1. 見出し

本文

注

参考文献

（4）表記

横書き、新仮名遣い、当用漢字、新字体を使用して下さい。本文の句読点は、句点（。）と読点（、）にします。

（5）図、表

図表は必要最小限にして下さい。図と表はそれぞれ通し番号（図1、図2、表1、表2、…）をつけます。図と表は、本文と区別して、参考文献リストの後の頁に配置します。なお、本文中に図と表の挿入位置を指示して下さい。

（6）数式

数式はできる限り簡潔な表現にして下さい。添え字の添え字等は避けること。また、数式の導出過程や計算プロセスを冗長に記載しないで下さい。

数式番号（（1）、（2）、…のようにカッコ付き通し番号）を数式の右側に配置して下さい。数式の変数は可能な限りイタリックとする。ただし、exp、log、lim、数字、大文字のギリシャ文字等は立体を使用します。

（7）引用

文献を引用する場合には、著者（発行年）（例 田中（2006）、Ball and Brown（1968））として下さい。

(8) 参考文献

研究に引用した論文、著書、参考URLのリストを論文の最後に記載します。ページにはp.やpp.を使用しないで下さい。和文献の句読点は、全角(,) (.)を使用する。

和文献と洋文献を区別せずに、著者氏名のアルファベット順に記載して下さい。

・単行本

著者名, 発行年. 『書名 (副題を含む)』, 第X版, 発行所.

・論文

著者名, 発行年. 「論文名 (副題を含む)」『雑誌名』第X巻第Y号, 掲載頁.

・編著に収録された論文

著者名, 発行年. 「論文名 (副題を含む)」, 編者『書名 (副題を含む)』第X版, 発行所, 掲載頁.

Ball, R., Brown, P., 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers.
Journal of Accounting Research 6, 159-178.

Watts, R., Zimmerman, J., 1986. Positive Accounting Theory. Prentice Hall, Englewood
Cliffs, NJ.

参考文献の英字はすべて立体にして下さい。

現代ディスクロージャー研究 No.12

2012年10月20日 発行

©発行者 日本ディスクロージャー研究学会
発行所 〒108-8345
東京都港区三田2-15-45
慶應義塾大学
商学部会計研究室 黒川行治気付
印刷所 株式会社NPCコーポレーション
