

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 2016年3月

NO.15

日本ディスクロージャー研究学会

No.15
2016.3

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.15 2016年3月

日本ディスクロージャー研究学会

目 次

▼ 名誉会員からのメッセージ

スキナー教授の日本的セッティング論について 國村 道雄 (1)

▼ 論 文

K-IFRSの自発的適用が情報の非対称性に与えた影響 金 鐘勲 (7)

地方銀行の貸倒引当金繰入額に係る裁量的調整行動 梅澤 俊浩 (41)

投稿規程

Contemporary Disclosure Research

No.15 2016 • March

The Japanese Association for Research in Disclosure

CONTENTS

Message from an Emeritus Member

Theory of the Japanese Setting by Professor Skinner

..... Michio Kunimura (1)

Articles

The Effects of Voluntary Adoption of K-IFRS on Information Asymmetry

..... Jonghoon Kim (7)

Discretionary behavior through loan loss provision
in the Japanese banking industry

..... Toshihiro Umezawa (41)

Instructions for Authors

日本ディスクロージャー研究学会

2015.4-2018.3

会 長

薄井 彰 早稲田大学

名誉会長

黒川 行治 慶應義塾大学 柴 健次 関西大学

副会長

奥村 雅史 早稲田大学 総務、会誌（『現代ディスクロージャー研究』担当）

坂上 学 法政大学 総務、研究（東日本地区担当）

常任理事

石川 博行 大阪市立大学 総務、研究（西日本地区担当）

大柳 康司 専修大学 総務（会員担当）、会誌（『経営ディスクロージャー研究』担当）

乙政 正太 関西大学 研究、会誌（『経営ディスクロージャー研究』担当）

中條 祐介 横浜市立大学 総務（会員担当）、会計

町田 祥弘 青山学院大学 総務、会計

吉田 和生 名古屋市立大学 総務（会報担当）、研究（中部地区担当）

吉田 靖 東京経済大学 研究、会誌（『現代ディスクロージャー研究』担当）

理 事

浅野 敬志 首都大学東京

浅野 信博 大阪市立大学

岩淵 昭子 東京経営短期大学

太田 浩司 関西大学

太田 康広 慶應義塾大学

奥田 真也 名古屋市立大学

音川 和久 神戸大学

加賀谷 哲之 一橋大学

亀川 雅人 立教大学

木村 史彦 東北大学

小西 範幸 青山学院大学

多賀谷 充 青山学院大学

竹原 均 早稲田大学

野口 晃弘 名古屋大学

八田 進二 青山学院大学

古山 徹 日経メディアマーケティング株式会社

村井 秀樹 日本大学

弥永 真生 筑波大学

山本 達司 大阪大学

監 事

神谷 健司 法政大学 黒川 保美 専修大学
田宮 治雄 東京国際大学、公認会計士

幹 事

稲葉 喜子 株式会社はやぶさコンサルティング
海老原 崇 武蔵大学
大鹿 智基 早稲田大学

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 眞也
2009-2010年 黒川 行治

日本ディスクロージャー研究学会

2010-2012年 柴 健次
2012-2015年 黒川 行治

学会 Home Page <http://www.jardis.org/>

学会事務局

〒169-8050 東京都新宿区西早稲田1-6-1
早稲田大学商学部 大鹿研究室気付

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。

2015.4-2018.3

編集委員長

奥村 雅史 早稲田大学

副編集委員長

音川 和久* 神戸大学 吉田 靖 東京経済大学

編集委員

石川 博行	大阪市立大学	榎本 正博	神戸大学
大鹿 智基	早稲田大学	太田 浩司	関西大学
太田 康広	慶應義塾大学	大沼 宏	東京理科大学
乙政 正太	関西大学	阪 智香	関西学院大学
坂上 学	法政大学	首藤 昭信	東京大学
竹原 均	早稲田大学	田澤 宗裕	名城大学
中野 誠	一橋大学	米山 正樹	東京大学

(*の委員は2015年5月に就任)

歴代編集委員長

1999-2002	國村 道雄
2002-2005	須田 一幸
2005-2008	薄井 彰
2008-2012	吉田 和生
2012-2015	中條 祐介

スキナー教授の日本的セッティング論について*

Theory of the Japanese Setting by Professor Skinner

國村道雄(名古屋市立大学 名誉教授)
Michio Kunimura, Nagoya City University

1. はじめに

小稿では、ダグラス スキナー (Douglas J. Skinner) シカゴ大学教授による日本会計研究の貴重な経験から会計研究のあるべき姿を学びたい。

最近、スキナー教授の評論“Accounting Research in the Japanese Setting,” (*The Japanese Accounting Review* June 2011, pp.135-140) を読んだ (以下では、「スキナー評論2011」という)。表題のとおり「日本的セッティングのもとでの会計研究」に関する興味深い評論である。ここに日本的セッティングとは、「ユニークな日本的枠組みの分析視点の特定化」のことである。教授は、会計制度の「経済的影響」に着目しそれぞれの経済主体がそれぞれの会計基準を持つべきであるとする新古典派研究者の日ごろの主張を尊重し、*The Accounting Review* や *Journal of Accounting and Economics* などといったきわめて厳しいジャーナル上で戦い、会計とファイナンスに限定しても40編を優に超える論文がこれらのトップジャーナルで採択されている。超一流の会計研究者である。しかし教授は気を緩めることなく、さらに加えて、日本の資本市場と会計制度に強い関心を示し、この困難な日本研究を精力的に続けている。

それはなぜか。スキナー評論2011はこの問いに対する1つの回答である。

スキナー評論2011は「要約」、「本文」および「参考文献」から構成されている。「本文」の前半部分は、会計と経済がテーマであり、後半部分は監査と資本市場・配当が取り上げられている。小稿ではとりあえず前半のみをとりあげ、それに見出しをつけた (後半は後日を期したい)。なお、「要約」は全訳、「本文」は抄訳であり、いずれも太字とし、小生の解説である追加部分は細字とし、一目で区別できるようにした。「参考文献」は原文献を太字とし、細字で小生分を追加した。

要約

日本には他の国にはないユニークな日本的セッティングが数多くあり、そのユニークさが研究者に多くの研究の機会を提供してくれる。財務報告とディスクロージャーの研究を展開するために日本的セッティングを利用するたくさんの研究者たちが現れること、そのかれらをわれわれが支援できることがわたしの望みである。(スキナー評論2011 p.135)

このように「要約」で教授は、日本には、ユニークな日本的セッティングがたくさんあり研究業

*小稿は、2014年12月20日に、日本ディスクロージャー研究学会から名誉会員の称号を拝戴した記念として執筆されたエッセイです。黒川行治日本ディスクロージャー研究学会前会長、薄井 彰日本ディスクロージャー研究学会会長、吉田和生日本ディスクロージャー研究学会常任理事はじめ、当学会の多くの会員みなさまに大変お世話になりました。厚く御礼申し上げます。

績を出しやすい、という研究者にとってのメリットに着目する。次に、この評論を公刊する機会を与えてくれた山地秀俊ジャパンーズ アカウンティング レビュー編集主幹 (*The Japanese Accounting Review, Editor-in-chief*) に謝辞を述べている。そのあと日本のセッティングの本質を次のように語っている。

日本の美

今日まで、私は日本の資本市場に焦点をあて、4つのプロジェクトを実行してきた。利益操作 (Earnings management)、経営者の業績予想のディスクロージャー (Management forecasts disclosure)、監査、企業の配当支払いである。この評論のゴールは、財務会計とディスクロージャーという私が専門とする主要分野に焦点を合わせ、日本的セッティングを用いる会計研究に光をあてることである。なぜ私が日本の企業の研究を続けているのかとみづからに問うてみよう。その答えはいたって簡単である。つまり日本的セッティングは、ユニークなあるいは特異な制度的特徴を特定するチャンスをおとりに与えてくれるからである。米国から持ち込んだデータを使ったり、米国の類似の制度的セッティングを使ったとしても答えることができない疑問に、私はこの日本の制度的特徴を当てはめて答えることが許されるからである。

ここでの研究の目的は、日本に焦点をあてることではない。そうではなくて日本の環境の特異な性質を掘り起こすことにより北米など日本以外では手に入らない興味深い日本的セッティングの特定化作業のための準備をすることである。今は未解決だが近い将来我々が答えられそうな問題を見つけるのがポイントである。「日本の美」がうつくしいのは、それが真にユニークであり、この方法での研究の機会が多いからである。(スキナー

評論2011, p.135)

このようにスキナー教授は、日本の特徴をもつ素晴らしい仕組みが数多くあり、日本の研究者は恵まれているとの主張は首尾一貫している。教授は北米の会計研究者の一人として、その研究姿勢を語り、新古典派アプローチの研究の厳しさを身をもって伝えている¹⁾。

2. 利益操作の裏表

スキナー教授は、次に、会計学の中心的テーマの1つである利益操作について語る。具体例は「繰延税金資産による利益操作」である。収益と費用の評価のタイミングと税務当局が認める益金と損金の計上のタイミングの違いが問題となり、会計上の評価が企業会計上は適切であるとの前提のもとに課税利益が修正される。これが税効果会計である。スキナー教授はまずこの修正の過程で利益操作が入り込む事実を検証する。しかしSkinner教授はこのような会計寄りの見方を理解するものの、何となく納得がいかない、というところから教授の話は佳境に入る。

1998年、私は繰延税金資産の支払い可能性を調整する評価勘定である評価性引当金 (Valuation allowance) が利益操作に使われているとする論文 (Miller・Skinner,1998) を Miller教授と共同で発表した。今期、利益が不足する企業は評価性引当金を減らして利益をかさ上げし、十分利益のある企業は引当金を増やして利益を減らすというストーリーである。しかし、その実証結果は、評価性引当金が利益操作に使われているというには、説得力に乏しかった。(スキナー評論2011, p.136)

Miller・Skinner(1998)の実証結果をみて、「こ

れはチャンス」とばかりに世界中の会計学者から追従者が次から次へと現れた。もともと会計学者は見越し繰延べといった簿記テクニックの誘惑に弱い。そのため、仮説の導出部分が簿記テクニックに依存しており、Miller・Skinner Modelと似たりよったりでは、結果は初めから決まっている。

ところが数年後、私は解決の糸口を意外なところで見つけた。私はシカゴ大学の日本と韓国のマネージャークラスを対象にしたMBAの財務会計科目を担当していた。授業に魅力を持たせるため、自社の決算書のコピーを持参するように彼らに依頼した。持参した決算書の1つは日本の大手銀行のものだった。私は日本の大手銀行の巨額の繰延税金資産の存在にすぐに気づいた。この発見はSkinner (2008) への長い旅路の始まりだった。この論文では1990年代の日本の金融危機における繰延税金会計の役割を検証した。これが日本的セッティングだったのだ。そこでは会計が日本の個々の銀行のためだけでなく金融部門全体のためになるように大きな経済的成果をにぎっていた。1998会計年度には銀行セクターは6.6兆円もの純繰延税金資産を増やしていたのだ (Skinner 2008)。

そして衝撃的なことに、最近の米国の金融危機で同じ現象が生じていた。2009年9月30日現在、シティーグループが実に14億ドルの繰延税金資産をティア1、つまり基本資本として蓄積していたのである。(スキナー評論2011, p.136)

企業会計と税務会計の計上時期のミスマッチを調整する会計的仕組みのなかで繰延税金資産が蓄積され資本の充実手段として意識されるようになってきた。このように税効果会計は、2000年ころにBIS規制に受け身で対応し不良債権の処理を進めるという消極的な行動を転換し、公的資金の

注入も辞さない安定した基本資本（ティア1）として自己資本を補強するセッティングとして意識し、信用維持手段として機能することとなった。ここに2000年代、不安定ながらも銀行の信用は救われたのである。これこそが、まさに日本的セッティングそのものである。このシステムがなければその10年前山一、長銀、日債銀、北拓銀が崩壊した時と同様に日本の最大手銀行のいくつかは倒産し、経済に大混乱が生じていたであろう。

借方・貸方で複式に記録される簿記は、原理的に2面性をもっている。繰延税金資産もその例外ではない。評価性引当金の簿記的なエレガントさに目をうばわれ、その寄って立つ経済的背景を見落としてはならない、とスキナー教授は警鐘を鳴らす。

3. 実質的に強制的な開示

日本的セッティングの2つ目の適用例は、*The Accounting Review*に掲載されたわれわれの共同論文Kato・Skinner・Kunimura (2009) である。テーマは「経営者の業績予想の開示」である。スキナー教授はなぜ共同研究なのか、から語り始めた。

この2つ目のプロジェクトでは、日本のディスクロージャー制度が絡むだけに、制度的セッティングを詳しく知っていることが不可欠である。ところが私は日本人でもなければ、日本に住んでもいない。そんな私に「詳しく知っている」ことと要求するのは、無理な相談である。幸い経営者の業績予想の研究で最近国際学会で、優れた実証研究を発表している大阪経済大学の加藤千雄教授とはオーストラリアでの国際学会以来友人付き合いをしている。経営者の業績予想の実証論文を書いたことのある名古屋市立大学の國村道雄名誉教授

は加藤教授の大学院時代の教え子である。ということに加藤教授を中心にこれら3人による共同研究が始まった。

ほとんどの国では経営者による業績予想の開示は、任意 voluntarily である。このことは、資本市場への影響に関する何らかの配慮がなされなければならないということの意味する。その配慮は業績予想を発信する経営者の動機づけに関連する。しかし日本ではほとんどすべての企業が業績予想を開示しており、これら予想は任意開示とはいええず実質的に強制開示であるといわざるをえない。この事実はそのセッティングの性格を相当程度変化させる。(スキナー評論2011, p.136)

例えば企業情報における情報の非対称性が弱まるなどの変化をもたらすだろう。

日本でも業績予想は証券取引所の自主ルールである『適時開示制度』で管理される。直近3年間の予想情報の開示実態を見ると、実に、99%を超える圧倒的割合の東証上場企業が自社の業績予想を開示している。99%の上場企業が証券取引所が指定する決算サマリーである「決算短信」に業績予想を記載し開示するとき、それはもはや“任意開示”とは呼べない。実質的に強制的な (Effectively mandated) 開示といわざるをえない。

このように”実質的に強制的な経営者による業績予想の開示”を日本のセッティングとして位置づけタイトルもこれに沿って変更した。この変更により、3名の研究者の共同プロジェクトは内容的に一気に引き締め、質的に大きく進展することとなった。

業績予想が任意開示という制度のもとでは、経営者の予測開示の意図を配慮しなければならない。しかし「実質的に強制的な開示」という日本のセッティングの下では必ずしもこの難問を配慮しないでもよい。この日本のセッティングは、将来、

予想情報の本質を探るうえでの大きなメリットとなるであろう。

この論文の主要な発見は次のとおりであり、常識破りで魅力的である。すなわち、「多くの経営者は、決算期の初期段階での開示では楽観的予想が多く、事後の実績値から事前の予想値を差し引いた予測誤差は平均的にはマイナスになる。そしてそのマイナス方向への歪みはかなり頑強である。マイナスの予測誤差はしばらくは続くが、決算日が近づくにつれ徐々に修正されマイナス値は小さくなる。この傾向は業績の悪い企業ほどまた役員採用で保守的な企業ほど強い」、というものである。

日本が世界に誇りうる「実質的に強制的な業績予想の開示」は紛れもなく代表的な日本のセッティングである。内部情報を持つ経営者のまわりにアナリストがぞろぞろと集まってくる Herding 現象などその応用範囲も極めて広い。

「実質的に強制的な予想開示」の研究は、いま始まったばかりである。

4. 「ほんもの」と「複製」：むすびにかえて

この論文でスキナー教授は、研究上のモノマネ (複製 replica) に対し次のように厳格な姿勢を示す。スキナー教授は言う。

このあたりで、一言、複製の警告をするのはたぶん有効だろう。米国や英国といった他の国々で行った研究を日本のデータを使ってただ単に複製を作るのは、研究としては十分とは言えない。確かに、この追加研究で異なった環境設定でも結果は頑健との情報が付け加わるが、それは日本以外の研究者にとっては決して興味深い結果ではない。(スキナー評論2011, p.137-138)

日本の研究者のなかには耳が痛い人もいることだろう。しかし、研究者としてはきわめて当然に持つべき心構えである。

いまひとつ。独創性は一体どこから生まれてくるのだろうか。身体を張って体験してみる以外に方法はないであろう。ただ幸いなことに、わが国の会計や金融の分野には、興味深い日本的セッティングが未開発のまま数多くうずもれている。研究者は自らの鋭くもやさしい目を信じ、前へ踏み出せばよいのである。

《注》

- 1) 伊藤邦雄教授によれば、「これまで会計基準を根底で支えてきた伝統的なパラダイムは、企業の経営成績や財政状態をいかに適正に表示すべきか、というものであった。……そうした視点から会計のあり方を論ずるという立場がポピュラーであった。……アメリカでは1970年代の中頃から個々の会計基準がさまざまな主体に与える経済的影響(economic

consequences)を基準設定にあたって考慮すべきだとする有力な立場が登場してきた。……そうした立場を強力に主張する論者(経済的影響学派)は、……会計基準等の設定は政治経済学の領域に属すると主張する。」(伊藤邦雄2012, 109頁)

《参考文献》

- 伊藤邦雄 2012 ゼミナール 現代会計入門 日本経済新聞社
- Kato Kazuo, Douglas J. Skinner and Michio Kunimura 2009, Management forecasts in Japan; an empirical study of forecasts that are effectively mandated *The Accounting review* 84 September 1575-1604.
- Miller, G., S. and. D, J. Skinner. 1998. Determinants of the valuation allowance for deferred tax assets under SFAS No.109, *The Accounting Review*, Vol. 73, No.2 pp.213-233.
- Skinner D, J, 2008, The rise of deferred tax assets in Japan, the role of deferred tax accounting in the Japanese Banking crisis. *Journal of accounting and economics* 46 (December):218-239.
- Skinner, D. J, 2011 Accounting Research in the Japanese Setting, *The Japanese Accounting Review* 1.1 134-140.

K-IFRSの自発的適用が情報の非対称性に与えた影響*

The Effects of Voluntary Adoption of K-IFRS on Information Asymmetry

金 鐘 勲(一橋大学大学院商学研究科 博士後期課程)
Jonghoon Kim, Hitotsubashi University

2015年9月30日受付；2015年11月10日最終稿受付；2015年12月1日論文受理

要 約

本稿では、Heckman (1979) 型の2段階トリートメント効果モデルを用いてK-IFRSの自発的適用が投資家間の情報の非対称性に与える影響について分析を行っている。分析結果は次の通りである。第1に、平均的にみると、K-IFRSを自発的に適用した企業とK-GAAPを継続適用している企業の間に情報の非対称性に有意な差は観察されないことが確認された。第2に、K-IFRSの自発的適用が情報の非対称性の低下に寄与する単独効果は認められるものの、その効果は規模が大きく優れた情報環境を有する企業ほど弱まる事が確認された。これらの発見事項は、K-IFRSの自発的適用に伴い情報開示が改善し投資家間の情報の非対称性が有意に低下すると期待できるのは、規模が小さく情報環境が脆弱な企業に限定されることを示唆している。

Summary

Using Heckman (1979) type two-stage treatment effects model, this study examines the effects of voluntary adoption of K-IFRS on information asymmetry. My results are as follows. First, on average there is no difference between the information asymmetry of voluntary K-IFRS adopters and that of K-IFRS non-adopters. Second, although there exists stand-alone effect of voluntary adoption of K-IFRS on reducing information asymmetry, this effect becomes less in larger firms whose information environment is already rich. These findings suggest that it is only for smaller firms whose information environment is poor that we can expect information asymmetry to be reduced by voluntarily adopting K-IFRS.

1. はじめに

K-IFRS (韓国採択国際会計基準: Korean International Financial Reporting Standards)¹⁾の自発的適用²⁾は、投資家間の情報の非対称性にどのような影響を与えたのか? 本稿の目的は、こうした問いに対する答えを探ることである。本稿

がこうした問いに取り組む背景には以下の3つの問題意識が存在する。

1つ目はKorea Discountである。長年にわたって、海外の投資家から韓国企業の開示する会計情報は信頼性が低く、企業の実態を適切に反映していないと評価されてきた。その結果、韓国企業の企業価値は他国企業に比べて相対的に低く見積

*本稿は、第8回現代ディスクロージャー研究カンファレンス(2014年12月20日名古屋市立大学滝子キャンパスにて開催)での発表論文を加筆・修正したものであります。カンファレンスを準備して頂いたのみならず司会をお引き受け下さいました中條祐介先生(横浜市立大学)と貴重なコメントを賜りましたコメンテーターの太田浩司先生(関西大学)に深く感謝申し上げます。また査読段階においては、編集委員長の奥村雅史先生(早稲田大学)および2名の匿名レフェリーの先生方から大変貴重なコメントを賜りました。ここに記して心より感謝申し上げます。

もられてきた。これはしばしば Korea Discount と呼ばれている。そこで韓国では、Korea Discount を解消することを目的に、2011年度より全上場企業を対象に K-IFRS の強制適用を開始した。また、2009年度からは韓国企業が K-IFRS を自発的に適用することが認められており、2009年度には14社、2010年度には48社と計62社が K-IFRS を自発的に適用している。このように、K-IFRS は Korea Discount 現象を改善するために導入されたものであるが、その経済効果についてはまだ研究の蓄積が少ない。そのため、本稿では K-IFRS 導入の経済効果を探りたい。

2つ目は先行研究の問題である。K-IFRS 自発的適用の経済効果を検証した研究としては Kim (2011) を取り上げることができるが、ここには分析上の問題点が存在するように思われる。例えば、Kim (2011) は K-IFRS 自発的適用企業と非適用企業との間には情報の非対称性や利益の質に有意な差がなく、K-IFRS 自発的適用企業については自発的適用後に利益の質が有意に改善されたことを発見しているが、分析手法に少なくとも3つの問題点を抱えていた。それらは、第1に、自己選択バイアスをコントロールしていないために、研究結果の内的妥当性に欠けている。第2に、分析に含まれる企業を韓国証券取引所 (Korean Stock Exchange : KSE) に上場する企業に限定していることで、相対的に規模の大きい企業だけが検証結果に反映されることになるため、検証結果の外的妥当性に欠けている。第3に、情報の非対称性の代理変数として売買回転率と売買金額を用いているため、従属変数における測定誤差の問題のゆえ、分析結果にノイズが含まれている可能性が高いことである。したがって、本稿ではこれらの問題点を考慮した上で分析を行う。つまり、本稿は Leuz and Verrecchia (2000) のモデルにもとづき、自己選択バイアスといった内生性の問

題の影響を十分に考慮しながら、K-IFRS の自発的適用が情報の非対称性に与えた影響を検証する。具体的には、本稿は、金(2014; 2016)で観察された K-IFRS 自発的適用企業の特性を踏まえ、自己選択バイアスの影響を十分に考慮した分析を行うことで検証結果の内的妥当性を確保し、分析に含まれる企業をコスタック (Korea Securities Dealers Automated Quotations : KOSDAQ) に上場する企業を含む全上場企業にまで拡張することでその外的妥当性の確保に努める。また、本稿は投資家間の情報の非対称性の代理変数としてビッド・アスク・スプレッドを用いる。ビッド・アスク・スプレッドは投資家間の情報の非対称性をより適切に捉えた変数であり (桜井 2012)、これを用いることで従属変数における測定誤差の問題を緩和し、検証結果の信頼性が高まるといえる。

3つ目は財務報告の公平性を評価する実証会計学の文献の不足である。金融商品取引法に基づく財務会計の重要な目的の1つは、投資意思決定に有用な情報を全ての投資家に開示することであり、それによって様々なタイプの投資家間に存在する情報の非対称性を改善し、市場の公平性・透明性を向上させることが期待されている (音川 2009)。しかし、この観点から実施された日本の実証研究は必ずしも多くないと思われる。例えば、須田 (2008) は、これまでの実証会計学が会計情報の価値関連性など財務報告の効率性に結びつく分析に傾斜し財務報告の公平性を判断する証拠はほとんど示されなかったと指摘した上で、財務報告の公平性を検証する実証会計学の重要性を強調している。また、桜井 (2009) は、会計制度設計の実証的評価規準として①投資意思決定有用性のような会計情報の質的特性に基づくもの、②資金調達や事業投資などの面で企業経営に及ぼした経済的帰結に基づくもの、③情報格差の解消や流動性の向上を通じた証券市場機能の強化に基

づくもの、といった3の規準を取り上げ、これらの評価規準が相互補完的な関係にあると述べている。同様に、Lev (1988) やLevitt (1998) でも、会計制度設計の評価に際しては上記の観点が重視されるべきことが述べられている。したがって、K-IFRS導入といった会計制度設計の効果を事後的に評価する際の評価規準として、投資家間の情報の非対称性に与えた影響に着目することは有意義であると考えられる。

本稿は、韓国のK-IFRS導入事例、特にK-IFRS自発的適用の経済効果を分析する。なぜならば、昨今、日本企業におけるIFRS自発的適用の経済的帰結への関心が高まっているが（橋本 2015）、IFRSを自発的に適用した日本企業は少なく、精緻なりサーチ・デザインを構築するための十分なサンプル・サイズがまだ確保されていない（井上・石川 2014）からである。他方、韓国におけるK-IFRSの自発的適用企業は、2009年度には14社、2010年度には48社と計62社存在しており、実証分析を行う上で必要なサンプル・サイズが十分に確保されていると言える。また、近年のIFRS研究では、IFRS適用による経済的帰結が国の制度的環境によって大きく左右されることが確認されており（Ball et al. 2000；Ball et al. 2003；Leuz and Wysocki 2008）、法と経済に関する近年の研究では、韓国は日本と最も類似した制度的環境を有する国であることが確認されている（La Porta et al. 2008；Leuz et al. 2003；Leuz 2010）。したがって、K-IFRSの自発的適用が情報の非対称性に与えた影響をもとに日本におけるIFRS自発的適用のそれを推察できる可能性があると考えられる。ここに、韓国のK-IFRS導入事例、特にK-IFRS自発的適用の経済効果を分析する意義がある。

本稿の構成は次の通りである。第2節では本稿の分析に用いる理論的フレームワークを提示し、仮説の構築を行う。第3節では検証モデルを説明

し、サンプルの抽出手続きおよび記述統計量を示す。第4節では主分析を、第5節では追加分析を行う。第6節では感応度テストを実施し、第7節では本稿の結論および残された課題について述べる。

2. 理論的フレームワークと仮説の構築

2.1. 投資家間の情報の非対称性

投資家間の情報の非対称性は、株式市場における逆選択問題を引き起こす。投資家間に情報の非対称性が存在する状況下では、情報劣位にある投資家は情報優位にある投資家との取引を懸念する。情報優位にある投資家は現在の市場価格が適正価格と比べて高すぎる（低すぎる）ことを認識しているため、現在の市場価格での購入（売却）を控えるかもしれないからである。情報優位にある投資家のこうした見立てが正しい場合、情報劣位にある投資家は適正価格に比べて高い（低い）価格で証券を購入（売却）することになるため、損失を被ることになる。そのため、情報優位にある投資家との取引によって被るであろう損失から自らを保護するために、情報劣位にある投資家は買い価格（売り価格）を低める（高める）ようになる。結果、株式の価格は情報優位にある投資家と取引を行う確率と、情報優位にある投資家の潜在的な情報優位の程度を反映するように調整される（Glosten and Milgrom 1985）。上記で説明された株式売買時の情報劣位にある投資家による自己防衛策は、株式の流通市場におけるビット・アスク・スプレッドを拡大させる。同様に、情報の非対称性と逆選択の問題は、情報劣位にある投資家の取引量を減少させる（Copeland and Galai 1983；Kyle 1985）。

こうした中で、企業の情報開示は市場での情報に関する条件を投資家間で平等にすることで逆選択問題を緩和させ、当該株式の市場流動性を増加

させることが可能である (Verrecchia 2001)。そこには2通りのメカニズムが存在する。ひとつは、より多くの情報が公に開示されることで、投資家が私的な情報を有することをより難しく、よりコストのかかるものとさせる。その結果、私的な情報を有している投資家の数は減少し、情報劣位にある投資家が情報優位にある投資家と取引をする確率も減少する。いまひとつは、より多くの情報開示を行うことで企業価値に関する不確実性を減少させ、結果的に情報優位にある投資家が有していたかもしれない潜在的な情報優位を減少させる。双方の効果はともに、情報劣位にある投資家の価格調整の程度を減少させ、結果的に株式の市場流動性を増加させる (Hail and Leuz 2007)。まとめると、企業の情報開示の増加は、企業の発行する株式の流動性と正の関係を有していると予測する理論研究は数多く存在しており (Kyle 1985 ; Glosten and Milgrom 1985 ; Diamond and Verrecchia 1991)、会計・ファイナンスに関する実証研究でも、こうした理論研究と整合的な結果が得られている (Lang and Lundholm 1993 ; Welker 1995 ; Lang and Lundholm 1996 ; Lang and Lundholm 2000 ; Healy et al. 1999)。

2.2. K-IFRSと投資家間の情報の非対称性

ところで、金融監督院(2009、p.187~194)は、K-GAAPからK-IFRSへの移行には以下の4つの変化が伴ったと述べている。

1つ目は連結中心の開示体制への変換である。K-GAAPのもとでは、企業の開示する主たる財務諸表が個別財務諸表であり、連結財務諸表は付随的なものとしてしか見なされてこなかった。これに対して、K-IFRSのもとでは連結財務諸表が企業の開示する主たる財務諸表となり、それに伴って年次報告、半期・四半期報告など企業の行う全ての情報開示が連結財務諸表を主体として行わ

れるようになった。特に、K-IFRSのもとでは非財務情報に関する連結開示も要求されており、このことによって企業の連結実態に関する情報開示が拡大すると考えられる。さらに、K-GAAPのもとでは資産総額100億ウォン未満の会社および特別目的会社 (Special Purpose Entity : SPE)は連結対象企業とされていなかったのに対して、K-IFRSのもとではそれらの企業も連結対象企業の範囲に含まれることになり、連結の範囲も広がる。このような連結中心の開示体制への変換により、K-IFRSのもとでは企業の連結実態に関する情報開示が改善すると考えられるため、こうした変化は投資家間の情報の非対称性を緩和すると考えられる。

2つ目は公正価値評価の拡大である。K-GAAPのもとでは資産と負債の評価方法として、公正価値 (Fair Market Value) による評価と取得原価 (Historical Cost) による評価とが挙げられ、客観的な評価の困難な項目については取得原価による評価を求める項目が多かった。一方でK-IFRSのもとでは、資産と負債に関する公正価値評価が拡大している。例えば、K-GAAPのもとでは清算価値 (VBO : Vested Benefit Obligation) の概念にもとづいて退職給付債務を見積もるのに対して、K-IFRSのもとでは予測給付債務 (PBO : Projected Benefit Obligation) の概念にもとづいて退職給付債務を見積もることになる。また、K-GAAPは、2008年から有形固定資産についてのみ公正価値による再評価を認めていたが、K-IFRSのもとでは無形固定資産および投資用不動産にまで公正価値による再評価が拡大している。つまり、K-IFRSのもとでは資産と負債の未実現の公正価値評価差額が表面化することで財務諸表を通じた企業実態の透明性が向上し企業の情報開示が改善すると考えられるため、こうした変化は投資家間の情報の非対称性を緩和すると考え

られる。

3つ目は経済的実質などを反映した会計処理への変更である。K-GAAPのもとでは取引の実質を反映した会計処理よりはむしろ、一部の項目について法的または政治的理由による会計処理が規定されていた。例えば、会社法上の規定に従い、償還請求権付優先株式を資本として処理することが定められていた。他方、K-IFRSのもとではその経済的実質を重視し、償還請求権付優先株式は負債として処理されることになっている。つまり、K-IFRSのもとでは企業の経済的実質を反映した会計処理が行われるため、財務諸表がより適切に企業の実態を投資家に伝えると考えられる。また、こうした変化は投資家間の情報の非対称性を緩和すると考えられる。

4つ目は原則主義の会計基準への変更である。つまり、細則主義（rule-based）の会計基準であるK-GAAPのもとでは個々の取引に関する具体的な会計処理の方法とその手続きが詳細に規定されていたのに対して、原則主義（principle-based）の会計基準であるK-IFRSのもとでは個々の取引に関する詳細で具体的な会計処理の方法が規定されるよりはむしろ、経営者自らが企業の経済的実質を反映した会計処理を行えるように会計処理に関する基本的な方針のみが提示されることになる。このため、K-IFRSのもとでは経営者が企業の経済的実質を適切に反映すると考える会計処理の方法を自らが判断して選択しなければならず、その結果こうした判断の根拠を投資家に正しく伝えるべく企業の開示する注記情報が増加することが期待される（韓国取引所 2011、p.82）。

実際、Song et al. (2010)とSeo and Cho (2011)は、K-IFRSを自発的に適用した企業の開示資料に関する実態調査を実施し、K-IFRSの適用に伴って企業の開示する注記情報が大幅に増加したとしている。このように、原則主義の会計基準への

変更に伴い企業の実態を把握するのに有用な注記情報の開示が増加するのであれば、こうした変化は投資家間の情報の非対称性を緩和すると考えられる。以上の議論をまとめると、K-IFRSを自発的に適用した企業の方がK-GAAPを継続的に適用している企業よりも投資家間の情報の非対称性は有意に低いと予測される。そこで、本稿では次の仮説を導出する。

仮説1：K-IFRSを自発的に適用した企業の方が、K-GAAPを継続適用している企業よりも投資家間の情報の非対称性は低い。

K-IFRSの自発的適用に伴い企業の情報開示が改善し、投資家間の情報の非対称性が緩和するとしても、その効果は、企業のもともとの情報環境の良否によって異なってくる可能性がある。つまり、K-IFRSの自発的適用を情報開示環境の改善と考えたとすると、既に優れた情報環境を有する企業においてはK-IFRSの自発的適用に伴う情報開示環境の増分的改善の効果が乏しく、結果的に投資家間の情報の非対称性が有意には低下しない可能性があると考えられる。その反面、もともとの情報環境が脆弱な企業においてはK-IFRSの自発的適用に伴い情報開示環境が大幅に改善し、投資家間の情報の非対称性が有意に低下する可能性がある。一般に、規模の大きな企業ほど、優れた情報環境を有することが知られている（Atiase 1985；Freeman 1987；King et al. 1990；Lang and Lundholm 1993；Skinner 1994；Mitra and Cready 2005）。したがって、K-IFRSの自発的適用に伴い企業の情報開示環境が改善し投資家間の情報の非対称性が緩和するのであれば、その程度は、規模が大きく優れた情報環境を有する企業ほど弱まると予測される。そこで、本稿は次の仮説

を導出する。

仮説 2 : K-IFRS の自発的適用に伴い投資家間の情報の非対称性が緩和する程度は、規模が大きい企業ほど弱まる。

3. 検証モデル、サンプルの抽出および記述統計量

3.1. 検証モデル

〈第 2 段階目のビット・アスク・スプレッド、売買回転率、ボラティリティ・モデル (Leuz and Verrecchia 2000) 〉

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i \quad (1) \\ & + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i \\ & + \beta_3 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_i \\ & + \beta_4 \text{Log}(\text{Volatility})_i \\ & + \beta_5 \text{Log}(\text{Free Float})_i \\ & + \beta_6 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i \\ & + 1\text{StageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 K\text{-IFRS}_i \quad (2) \\ & \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i \\ & + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i \\ & + \beta_4 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_i \\ & + \beta_5 \text{Log}(\text{Volatility})_i \\ & + \beta_6 \text{Log}(\text{Free Float})_i \\ & + \beta_7 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i \\ & + 1\text{StageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Turnover_Median}_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i \quad (3) \\ & + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i \\ & + \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Volatility}_i \\ & + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i \\ & + 1\text{StageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Turnover_Median}_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 K\text{-IFRS}_i \quad (4) \\ & \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i \\ & + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i \\ & + \beta_4 \text{Free Float}_i + \beta_5 \text{Volatility}_i \\ & + \beta_6 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i \\ & + 1\text{StageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Volatility}_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i \quad (5) \\ & + \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Beta}_i \\ & + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i \\ & + 1\text{StageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

$$\text{Volatility}_i = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 K\text{-IFRS}_i \quad (6)$$

$$\begin{aligned} & \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i \\ & + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i \\ & + \beta_4 \text{Free Float}_i + \beta_5 \text{Beta}_i + \beta_6 \text{IMR}_i \\ & + \text{Industry Dummies}_i \\ & + 1\text{StageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})$ = 日々の取引終了時点の最良売り指値 (best ask price) から最良買い指値 (best bid price) を控除した差額を両者の単純平均値で除した値として定義されるビット・アスク・スプレッドの平均値 (測定期間³⁾: 2010/06/01~2011/05/31) の自然対数

Turnover_Median = 日次売買回転率 (日次取引高 / 日次発行済株式総数) の中央値 (測定期間: 2010/06/01~2011/05/31)

Volatility = 日次株式リターンの標準偏差 (測定期間: 2010/06/01~2011/05/31)

$K\text{-IFRS}$ = K-IFRS を自発的に適用した企業である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数

$\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数

$\text{Log}(\text{Turnover_Average})$ = 日次売買回転率 (日次取引高 / 日次発行済株式総数) の平均値 (測定期間: 2010/06/01~2011/05/31) の自然対数

$\text{Log}(\text{Volatility})$ = Volatility の自然対数

Free Float = t 期の浮動株比率 (1 - 発行済株式数の 5% 以上⁴⁾ を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率 ÷ 100)

$\text{Log}(\text{Free Float})$ = Free Float の自然対数

Beta = t 期の株式ベータ

IMR = Heckman (1979) 型の 2 段階トリートメント効果モデルの第 1 段階目のプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比

Industry Dummies = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数

$1\text{StageVariablesExceptER}$ = Heckman (1979) 型の

2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる5つの変数を除外した諸変数

◀第1段階目のK-IFRSを自発的に適用した企業の特徴を説明するプロビット・モデル（金 2014；2016）▶

$$\text{Prob}(K-IFRS_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}(\text{Size_Asset})_{it-1} \quad (7)$$

$$+ \beta_2 \text{ROA}_{it-1} + \beta_3 \text{Leverage}_{it-1} + \beta_4 \text{Growth}_{it-1}$$

$$+ \beta_5 \text{Export}_{it-1} + \beta_6 \text{Forcg}_{it-1} + \beta_7 \text{Maxcg}_{it-1}$$

$$+ \beta_8 \text{Eissue}_{it} + \beta_9 \text{Dissue}_{it} + \beta_{10} \text{Cross}_{it-1}$$

$$+ \beta_{11} \text{PBR}_{it-1} + \beta_{12} \text{N_PBR}_{it-1}$$

$$+ \beta_{13} \text{D_Accruals}_{it-1} + \beta_{14} \text{Goodwill}_{it-1}$$

$$+ \beta_{15} \text{Revalue}_{it-1} + \beta_{16} \text{Retire}_{it-1}$$

$$+ \beta_{17} \text{Forexch}_{it-1} + \beta_{18} \text{Deriva}_{it-1}$$

$$+ \beta_{19} \text{Consol}_{it-1} + \beta_{20} \text{Chaebol}_i + \varepsilon_i$$

K-IFRS = K-IFRSを自発的に適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数

Log(Size_Aset) = *t*-1期の期末資産総額の自然対数

ROA = *t*-1期の当期純利益/*t*-1期の期末資産総額

Leverage = *t*-1期の期末負債総額/*t*-1期の期末資産総額

Growth = (*t*-1期の売上高 - *t*-2期の売上高)/*t*-2期の売上高

Export = *t*-1期の海外売上高/*t*-1期の売上高

Forcg = *t*-1期の期末外国人投資家の所有割合（普通株式）

Maxcg = *t*-1期の筆頭株主持株比率

Eissue = *t*期の株主資本等変動計算書上の新規株式発行による資本金の増加が正である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数

Dissue = *t*期のキャッシュ・フロー計算書上の財務活動によるキャッシュ・フローにおける非流動負債の増加（社債の発行+長期借入金の増加）が正の値である場合には1を、そう

でない場合には0をとるダミー変数

Cross = 2009年12月時点で企業が海外証券取引所に重複上場している場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数

PBR = (*t*-1期の期末普通株式時価総額 + *t*-1期の期末優先株式時価総額)/*t*-1期の期末純資産総額
N_PBR = *t*-1期の企業のPBRが負である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数

D_Accruals = Jones (1991)、Dechow et al. (1995)、Kaszniak (1999)、Kothari et al. (2005)にしたがって各年および各産業ごとに推定された係数を用いて算出された企業の裁量的発生高に関する4つの推定値の絶対値を主成分分析 (principal component analysis) によって単一尺度化した値

Goodwill = *t*-1期の期末のれん額/*t*-1期の期末資産総額

Revalue = *t*-1期の期末再評価差額金の額/*t*-1期の期末資産総額

Retire = *t*-1期の期末退職給付引当金/*t*-1期の期末総資産

Forexch = *t*-1期の為替換算損益の絶対値/*t*-1期の期末総資産

Deriva = *t*-1期の期末繰延ヘッジ損益の絶対値/*t*-1期の期末総資産

Consol = *t*-1期に連結財務諸表を作成している企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数

Chaebol = 1997年時点における30大財閥のうち、2008年現在にもなお存在しており、かつ30大財閥として引き続き指定されている15の企業グループに企業が属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数

本稿はLeuz and Verrecchia (2000)にしたがって、情報の非対称性の代理変数としてビッド・ア

スク・スプレッド、売買回転率、および株式リターンのボラティリティの3つの尺度を用いる。上記の(1)式と(2)式はビッド・アスク・スプレッド・モデル、(3)式と(4)式は売買回転率モデル、(5)式と(6)式はボラティリティ・モデルである。また、(1)(3)(5)式は仮説1に関する推定モデルであり、(2)(4)(6)式は仮説2に関する推定モデルである。各モデルに含まれるコントロール変数の定義および測定方法は全て、Leuz and Verrecchia (2000) に従っている。

まず、各モデルの従属変数についてみることにしよう。第1に、ビッド・アスク・スプレッド・モデルの従属変数である $\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})$ は、日々の取引終了時点⁵⁾の最良売り指値⁶⁾(best ask price) から最良買い指値 (best bid price) を控除した差額を両者の単純平均値で除した値として定義される日次ビッド・アスク・スプレッドの平均値であり、対数変換を施している。第2に、売買回転率モデルの従属変数である Turnover_Median は、日次取引高を日次発行済株式総数で除した値として定義される日次売買回転率の中央値である。第3に、ボラティリティ・モデルの従属変数である Volatility は、日次株式リターンの標準偏差である。本稿はLeuz and Verrecchia (2000) 同様、投資家間の情報の非対称性とビッド・アスク・スプレッドおよび株式リターンのボラティリティとの間には正の関係が、売買回転率との間には負の関係があると考えられる。

次に、仮説1と仮説2に関する各推定モデルで関心を寄せる変数についてみることにしよう。第1に、仮説1に関する推定モデルである(1)(3)(5)式で関心を寄せる変数は、K-IFRSを自発的に適用した企業であるか否かを示すダミー変数 $K\text{-IFRS}$ である。(1)式と(5)式を推定した結果、 $K\text{-IFRS}$ の係数が有意に負であれば仮説1は支持されることになる。他方、(3)式では、 $K\text{-IFRS}$

の係数が有意に正であれば仮説1が支持されることになる。第2に、仮説2に関する推定モデルである(2)(4)(6)式で関心を寄せるのは $K\text{-IFRS}$ と普通株式時価総額の自然対数、つまり企業の規模を表す変数である $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ との交差項 $K\text{-IFRS} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})$ である。(2)式と(6)式において $K\text{-IFRS} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の係数が有意に正であれば仮説2は支持されることになる。他方、(4)式では $K\text{-IFRS} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の係数が有意に負であれば仮説2は支持されることになる。

ただし、K-IFRSを自発的に適用した企業とK-GAAPを継続適用している企業とでは、そもそもの企業特性がシステムティックに異なることが知られている(金 2014; 2016)。このため、K-IFRS自発的適用企業とK-GAAP継続適用企業の間に存在するこうした企業特性の違いをコントロールせずに重回帰分析を行うと、K-IFRSの係数は自己選択バイアスの影響を受けることになる(Heckman 1978)。したがって、本稿はこうした自己選択バイアスへの潜在的な懸念を緩和するために、金(2014; 2016)で観察されているK-IFRS自発的適用企業の特性を踏まえ、Heckman(1979)型の2段階トリートメント効果モデル(Greene 1997)を用いる。

具体的には、本稿は(7)式に示されている、K-IFRSを自発的に適用した企業の特性を説明する第1段階目のプロビット・モデルの推定から逆ミルズ比(Inverse Mill's Ratio)を計算し、それを第2段階目の重回帰分析における追加的な独立変数(IMR)として組み込む(Leuz and Verrecchia 2000; Leuz 2003)。また、第2段階目の各式の推定にあたっては、会計学における選択モデルの使用についてのLennox et al. (2012)の指摘⁷⁾を反映し、第1段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約の条件を満

たとえと考えられる5つの変数、すなわち *Revalue*、*Retire*、*Forexch*、*Deriva*、*Consol*を除く諸変数 (*1StageVariablesExceptExclusionRestrictions*) を第2段階目の推定の際にも組み込んでいる。

すなわち、これらの変数はK-GAAPとK-IFRSの間に存在する会計基準の違いを表す変数であるため、第1段階目のK-IFRS自発的適用の意思決定には影響を与えるものの第2段階目の情報の非対称性には直接影響を与えないものと考えられる。なぜなら、企業が会計基準の変更によるポジティブな影響を享受するため、またはネガティブな影響を回避するために2つの会計基準の違いを分析し、それをK-IFRSの自発的適用の意思決定に反映させているとしても、効率的市場を仮定する限り、根底にある企業の経済的実質の変化を伴わない単なる会計基準の違いに起因する見せかけの利益などには市場は反応しないはずだからである。したがって、本稿はこれらの変数が第1段階目の選択モデルを通じてのみ第2段階目の従属変数に影響を与える変数、すなわち唯一経路条件を満たす外生的操作変数と考え、第2段階目の推定の際にこれらの変数を除外する⁸⁾。

3.2. サンプルの抽出⁹⁾

韓国の株式市場は、韓国証券取引所 (Korean Stock Exchange : 以下、KSE) とコスダック (Korea Securities Dealers Automated Quotations : 以下、KOSDAQ)¹⁰⁾ の2つの市場から構成される。本稿は、2010年度¹¹⁾ にKSEまたはKOSDAQに上場している上場企業全社を分析対象とする。また、本稿は次の3つのデータベースから分析に必要なデータを取得している。財務データはNICE評価情報社の提供するKIS-ValueⅢから取得しており、浮動株比率の計算に必要な株式所有構造に関するデータはFn Guide社から取得している。ビッド・アスク・スプレッドの計算に必要な日次気配情報に関するデータは、韓国取引所の提供する「種目別売買情報：拡張型」から取得している。ただし、本稿は次の基準に該当する企業は、サンプルから除外している。すなわち、①決算月が12月ではない企業¹²⁾、②金融業および保険業に属する企業、③分析に必要なデータを入手できない企業である。なお、分析に用いる連続変数については、市場ごとの上下0.5%を基準にウィンザライズを実施している。表1はサンプルの抽出手続きを示している。本稿の最終サンプルは1,500企業である。

表1 サンプルの選択

年度	市場	個数	%	K-IFRS=1	K-IFRS=0
2010	KSE	777	43.02%	33	744
	KOSDAQ	1,029	56.98%	28	1,001
合計		1,806	100%	61	1,745
差引	12月決算企業ではない	114	6.31%	2	112
	金融・保険業に属する	54	2.99%	0	54
	データに欠測値がある	138	7.64%	2	136
最終サンプル		1,500	83.06%	57	1,443

(注) 2010年度にKSEまたはKOSDAQに上場している上場企業全社1,806社をベースとして、そこから①～③の企業を除去している。①は決算月が12月ではない企業である；②は金融および保険業に属する企業である；③は分析に必要なデータを入手できない企業である。最終的に本稿で使用しているサンプルは、表中太字で示されている、1,500企業 (83.06%) である。本稿は、次の3つのデータベースから分析に必要なデータを取得している。つまり、本稿の分析に用いる財務データはNICE評価情報社の提供するKIS-ValueⅢから取得しており、浮動株比率の計算に必要な株式所有構造に関するデータはFn Guide社から取得している。また、ビッド・アスク・スプレッドの計算に必要な日次気配情報に関するデータは、韓国取引所の提供する「種目別売買情報：拡張型」から取得している。

3.3. 記述統計量

表2は分析に用いられる各変数の記述統計量を示しており、表3は各変数間の相関係数を示している。まず、第1段階目のプロビット・モデルに含まれる変数に関する記述統計量を示した表2のパネルAについてみると、*Size_Asset*の平均値は689,000億円であるのに対して中央値が100,000億円であり、極めて右に歪んだ分布を示していたことがわかる。しかし、対数変換した後の変数である $\text{Log}(\text{Size_Asset})$ の平均値と中央値はそれぞれ25.631と25.330であることから、対数変換を行うことにより、ほぼ左右対称に近い分布をとるようになったことが示唆される。同様に、*Leverage*も平均値(0.415)と中央値(0.412)の差はさほど大きくなく、ほぼ左右対称に近い分布をとることが示されている。その一方で、*ROA*の平均値(中央値)は0.007(0.033)であり、やや左に歪んだ分布を示していた。また、*Growth*、*Export*、*Forecg*、*Maxcg*、*PBR*の平均値は0.088、0.275、0.055、0.399、1.428であるのに対して中央値は0.035、0.120、0.008、0.389、0.990であることから、5つの変数ともに右に歪んだ分布をとることが示されている。

また、全体サンプルのうち、株式による資金調達を行った企業(*Eissue*)、負債による資金調達を行った企業(*Dissue*)、海外証券取引所に重複上場している企業(*Cross*)、*PBR*が負の値を示している企業(*N_PBR*)の占める割合はそれぞれ23.5%(353社)、41.3%(619社)、1.9%(29社)、0.5%(7社)であることがわかる。企業がK-GAAPの下で透明性の高い財務報告を行っている程度を表す変数である *D_Accruals* についてみると、*D_Accruals*の平均値は-0.153であるのに対して中央値は-0.509であり、*D_Accruals*は大きく右に歪んだ分布を示していることがわかる。また、*D_Accruals*の最小値は-1.164である一方で最大値は

12.404であることから、当該変数の最小値と最大値との差が極めて大きいこともみてとれる。これらのことは、韓国企業がK-GAAPの下で透明性の高い財務報告を行っている程度は平均的に低いこと、またその程度には企業間におけるバラツキが存在することを示唆する。

Goodwill、*Revalue*、*Retire*、*Forexch*、*Deriva*、*Consol*は、K-GAAPとK-IFRSの間に存在する会計基準の違いがK-IFRSの自発的適用の意思決定に与える影響をとらえる変数である。連続変数である *Goodwill*、*Revalue*、*Retire*、*Forexch*、*Deriva*の平均値(中央値)は0.007(0.000)、0.029(0.000)、0.013(0.008)、0.006(0.002)、0.000(0.000)であるため、会計基準の違いに関する連続変数は全て右に歪んだ分布をとることが示されている。他方、ダミー変数である *Consol*は平均値(中央値)が0.473(0.000)であることから、K-IFRSを自発的に適用する1年前に連結財務諸表を作成していた企業の割合は約47.3%(710社)、そうでない企業の割合は約52.7%(790社)となり、拮抗していることが分かる。最後に、*Chaebol*の平均値が0.061であることは、韓国企業のうち財閥企業グループに属する企業の割合が約6.1%(91社)であることを意味する。

次に、第2段階目の各モデルに含まれる変数に関する記述統計量を示した表2のパネルBについてみると、本稿が関心を寄せる変数である *K-IFRS*の平均値は3.8%であり、このことは全体サンプルのうちの3.8%である57社がK-IFRSを自発的に適用していることを意味する。また、本稿の従属変数である *Bid-Ask Spread*、*Turnover_Median*、*Volatility*は平均値が0.006、0.008、0.031であるのに対して中央値は0.005、0.005、0.029であることから、ほぼ左右対称に近いがやや右に歪んだ分布をとることが示されている。他方、本稿のコントロール変数についてみると、*Size_Mcap*

は平均値が582.000億円であるのに対して中央値が64.000億円であり、極めて右に歪んだ分布を示していた。同様に、*Turnover_Average*も平均値と中央値がそれぞれ0.015と0.008であり、やや右に歪んだ分布をとることが示されている。*Free Float*と*Volatility*の平均値（中央値）もそれぞれ0.535（0.528）、0.870（0.845）、であることから、分布はやや右に歪んでいるが、ほぼ左右対称に近い分布をとることが示されている。

また、前節で述べたように本稿の第2段階目のビッド・アスク・スプレッド・モデルに含まれる従属変数とコントロール変数は全て、Leuz and Verrecchia（2000）に従って対数変換している。そこで対数変換した後の値についてもみると、*Log(Bid-Ask Spread)*、*Log(Size_Mcap)*、*Log(Turnover_Average)*、*Log(Volatility)*、*Log(Free Float)*の平均値（中央値）はそれぞれ-5.244（-5.252）、25.169（24.883）、-4.831（-4.770）、-3.554（-3.552）、-0.696（-0.638）であった。このことから、対数変換を行うことにより、本稿の分析に用いる変数は全てほぼ左右対称に近い分布をとるようになったことが示唆される。

表2のパネルCとパネルDでは、本稿の第2段階目の分析に用いられる各変数に関する記述統計量を、K-IFRSを自発的に適用した企業のグループ（*K-IFRS*=1）とK-GAAPを継続適用している企業のグループ（*K-IFRS*=0）とに分けて、それぞれ示している。またパネルEでは、両グループの平均値と中央値の差に関する単変量分析の結果を報告している。なお、平均値の差の検定に用いられている検定方法はt検定であり、中央値の差の検定に用いられている検定方法はWilcoxon rank-sum 検定（Mann-Whitney 検定）である。

まず、K-IFRSを自発的に適用した企業とK-GAAPを継続適用している企業間の*Bid-Ask Spread*、*Size_Mcap*、*Volatility*の平均値（中央値）

の差が目立つ。すなわち、平均値（中央値）の差の検定の結果からは、K-IFRSを自発的に適用した企業の方がK-GAAPを継続適用している企業に比べて、ビッド・アスク・スプレッドが5%（5%）水準で有意に低く、規模が1%（1%）水準で有意に大きく、株式リターンの変動係数が10%（10%）水準で有意に低いことが示唆される。また、対数変換した値についてみると、両グループ間のビッド・アスク・スプレッドの平均値の差が1%水準で有意となっていることが見て取れる。他方、両グループ間の売買回転率の平均値（*Turnover_Average*）、売買回転率の中央値（*Turnover_Median*）、浮動株比率（*Free Float*）、および株式ベータ（*Beta*）の平均値と中央値の差は、対数変換の有無に関係なくいずれの検定においても有意ではなかった。

最後に、本稿の分析に用いる変数間の相関係数を示した表3についてみると、まず第1段階目の分析に用いられる変数間の相関が高いことが見て取れる（表3のパネルA）。次に、第2段階目の分析に用いられる各変数の相関係数を示した表3のパネルBについてみると、各モデルの従属変数である*Log(Bid-Ask Spread)*、*Turnover_Median*、*Volatility*とK-IFRSとの相関係数はそれぞれ、-0.073、-0.008、-0.045であることがわかる。このことから、K-IFRSの自発的適用とビッド・アスク・スプレッド、売買回転率の中央値、および株式リターンの変動係数との間には負の相関関係が存在することが示唆される。しかし、以上の単変量分析と相関係数は、各モデルの従属変数に影響を与える他の独立変数の影響を全く考慮していない。このため、ここで得られた結果はあくまでも多変量分析を行う前の予備的なものとして解釈されるべきである。

表2 記述統計量

パネルA : First Stage								
	平均	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	<i>n</i>
<i>Size_Asset</i>	689.000	2,830.000	9.890	54.000	100.000	262.000	35,400.000	1,500
<i>Log(Size_Asset)</i>	25.631	1.407	23.015	24.712	25.330	26.292	31.199	1,500
<i>ROA</i>	0.007	0.150	-1.047	-0.011	0.033	0.079	0.354	1,500
<i>Leverage</i>	0.415	0.202	0.029	0.254	0.412	0.557	1.006	1,500
<i>Growth</i>	0.088	0.504	-0.908	-0.133	0.035	0.188	4.141	1,500
<i>Export</i>	0.275	0.317	0.000	0.000	0.120	0.525	1.000	1,500
<i>Forcg</i>	0.055	0.106	0.000	0.001	0.008	0.055	0.650	1,500
<i>Maxcg</i>	0.399	0.170	0.044	0.278	0.389	0.513	0.858	1,500
<i>Eissue</i>	0.235	0.424	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	1,500
<i>Dissue</i>	0.413	0.492	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000	1,500
<i>Cross</i>	0.019	0.138	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	1,500
<i>PBR</i>	1.428	1.434	-0.066	0.630	0.990	1.677	12.078	1,500
<i>N_PBR</i>	0.005	0.068	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	1,500
<i>D_Accruals</i>	-0.153	1.328	-1.164	-0.897	-0.509	0.083	12.404	1,500
<i>Goodwill</i>	0.007	0.034	0.000	0.000	0.000	0.000	0.376	1,500
<i>Revalue</i>	0.029	0.060	0.000	0.000	0.000	0.026	0.388	1,500
<i>Retire</i>	0.013	0.016	0.000	0.002	0.008	0.017	0.097	1,500
<i>Forexch</i>	0.006	0.011	0.000	0.000	0.002	0.007	0.114	1,500
<i>Deriva</i>	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.009	1,500
<i>Consol</i>	0.473	0.499	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000	1,500
<i>Chaebol</i>	0.061	0.239	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	1,500

パネルB : Second Stage								
	平均	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	<i>n</i>
<i>K-IFRS</i>	0.038	0.191	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	1,500
<i>Bid-Ask Spread</i>	0.006	0.004	0.001	0.004	0.005	0.007	0.023	1,500
<i>Size_Mcap</i>	582.000	2,620.000	4.260	31.000	64.000	170.000	33,700.000	1,500
<i>Turnover_Average</i>	0.015	0.019	0.000	0.004	0.008	0.019	0.123	1,500
<i>Turnover_Median</i>	0.008	0.009	0.000	0.002	0.005	0.010	0.060	1,500
<i>Volatility</i>	0.031	0.014	0.007	0.022	0.029	0.036	0.100	1,500
<i>Free Float</i>	0.535	0.186	0.100	0.401	0.528	0.674	0.971	1,500
<i>Beta</i>	0.870	0.432	-0.138	0.545	0.845	1.165	2.159	1,500
<i>Log(Bid-Ask Spread)</i>	-5.244	0.533	-6.607	-5.592	-5.252	-4.894	-3.785	1,500
<i>Log(Size_Mcap)</i>	25.169	1.516	22.172	24.156	24.883	25.857	31.148	1,500
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-4.831	1.216	-8.502	-5.636	-4.770	-3.988	-2.098	1,500
<i>Log(Turnover_Median)</i>	-5.499	1.220	-9.671	-6.284	-5.375	-4.595	-2.817	1,500
<i>Log(Volatility)</i>	-3.554	0.418	-4.987	-3.808	-3.552	-3.313	-2.307	1,500
<i>Log(Free Float)</i>	-0.696	0.397	-2.305	-0.914	-0.638	-0.395	-0.030	1,500

パネルC : Second Stage (<i>K-IFRS</i> =1)								
	平均	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	<i>n</i>
<i>K-IFRS</i>	1.000	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	57
<i>Bid-Ask Spread</i>	0.005	0.003	0.001	0.003	0.004	0.007	0.014	57
<i>Size_Mcap</i>	2,800.000	6,550.000	11.300	42.100	128.000	995.000	33,700.000	57
<i>Turnover_Average</i>	0.013	0.016	0.001	0.004	0.008	0.017	0.072	57
<i>Turnover_Median</i>	0.007	0.007	0.000	0.002	0.005	0.008	0.034	57
<i>Volatility</i>	0.028	0.011	0.010	0.021	0.026	0.033	0.056	57
<i>Free Float</i>	0.559	0.161	0.202	0.478	0.531	0.669	0.879	57
<i>Beta</i>	0.852	0.426	0.122	0.536	0.838	1.129	2.041	57
<i>Log(Bid-Ask Spread)</i>	-5.441	0.586	-6.607	-5.773	-5.479	-4.976	-4.272	57
<i>Log(Size_Mcap)</i>	26.164	2.275	23.151	24.462	25.576	27.626	31.148	57
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-4.912	1.119	-7.576	-5.504	-4.892	-4.062	-2.638	57
<i>Log(Turnover_Median)</i>	-5.456	1.146	-8.189	-6.046	-5.337	-4.782	-3.368	57
<i>Log(Volatility)</i>	-3.647	0.392	-4.577	-3.871	-3.645	-3.401	-2.890	57
<i>Log(Free Float)</i>	-0.627	0.315	-1.601	-0.738	-0.633	-0.402	-0.129	57

K-IFRSの自発的適用が情報の非対称性に与えた影響（金）

パネルD：Second Stage (K-IFRS=0)

	平均	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	n
K-IFRS	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1,443
Bid-Ask Spread	0.006	0.004	0.001	0.004	0.005	0.008	0.023	1,443
Size_Mcap	494.000	2,290.000	4.260	30.900	62.500	164.000	33,700.000	1,443
Turnover_Average	0.015	0.019	0.000	0.004	0.009	0.019	0.123	1,443
Turnover_Median	0.008	0.009	0.000	0.002	0.005	0.010	0.060	1,443
Volatility	0.031	0.014	0.007	0.022	0.029	0.037	0.100	1,443
Free Float	0.534	0.187	0.100	0.397	0.528	0.674	0.971	1,443
Beta	0.871	0.433	-0.138	0.548	0.848	1.165	2.159	1,443
Log(Bid-Ask Spread)	-5.237	0.530	-6.607	-5.590	-5.247	-4.890	-3.785	1,443
Log(Size_Mcap)	25.129	1.466	22.172	24.154	24.858	25.821	31.148	1,443
Log(Turnover_Average)	-4.828	1.219	-8.502	-5.642	-4.764	-3.974	-2.098	1,443
Log(Turnover_Median)	-5.501	1.224	-9.671	-6.297	-5.378	-4.594	-2.817	1,443
Log(Volatility)	-3.550	0.418	-4.987	-3.803	-3.550	-3.308	-2.307	1,443
Log(Free Float)	-0.699	0.399	-2.305	-0.924	-0.639	-0.395	-0.030	1,443

パネルE：平均差の検定

	K-IFRS = 1 - K-IFRS = 0		検定統計量	
	平均値差	中央値差	t-statistic	z-statistic
Bid-Ask Spread	-0.001	-0.001	2.17**	2.41**
Size_Mcap	2,306.000	65.500	-6.63***	-3.13***
Turnover_Average	-0.002	-0.001	0.96	0.61
Turnover_Median	-0.001	0.000	0.30	-0.28
Volatility	-0.003	-0.003	1.73*	1.70*
Free Float	0.025	0.003	-0.98	-1.01
Beta	-0.019	-0.010	0.33	0.27
Log(Bid-Ask Spread)	-0.204	-0.232	2.84***	2.41**
Log(Size_Mcap)	1.035	0.718	-5.09***	-3.13***
Log(Turnover_Average)	-0.084	-0.128	0.51	0.61
Log(Turnover_Median)	0.045	0.041	-0.27	-0.28
Log(Volatility)	-0.097	-0.095	1.70*	1.70*
Log(Free Float)	0.072	0.006	-1.33	-1.01

(注) 本表では、分析に用いられる各変数の記述統計量を示している。なお、Size_McapとSize_Assetの単位はW10億であり、¥100=W1,000を仮定した場合、W10億は¥1億に当たる。変数の定義は以下のようである。

<第1段階目の分析に関する変数> Size_Asset=t-1期の期末資産総額；Log(Size_Asset)=Size_Assetの自然対数；ROA=t-1期の当期純利益/t-1期の期末資産総額；Leverage=t-1期の期末負債総額/t-1期の期末資産総額；Growth=(t-1期の売上高-t-2期の売上高)/t-2期の売上高；Export=t-1期の海外売上高/t-1期の売上高；Forcg=t-1期の期末外国人投資家の所有割合(普通株式)；Maxcg=t-1期の筆頭株主持株比率；Eissue=t期の株主資本等変動計算書上の新規株式発行による資本金の増加が正である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；Dissue=t期のキャッシュ・フロー計算書上の財務活動によるキャッシュ・フローにおける非流動負債の増加(社債の発行+長期借入金)の増加が正の値である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；Cross=2009年12月時点で企業が海外証券取引所に重複上場している場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；PBR=(t-1期の期末普通株式時価総額+t-1期の期末優先株式時価総額)/t-1期の期末純資産総額；N_PBR=t-1期の企業のPBRが負である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；D_Accruals=Jones(1991)、Dechow et al.(1995)、Kasznik(1999)、Kothari et al.(2005)にしたがって各年および各産業ごとに推定された係数を用いて算出された企業の裁量的発生高に関する4つの推定値の絶対値を主成分分析(principal component analysis)によって単一尺度化した値；Goodwill=t-1期の期末のれん額/t-1期の期末資産総額；Revalue=t-1期の期末再評価差額金の額/t-1期の期末資産総額；Retire=t-1期の期末退職給付引当金/t-1期の期末総資産；Forexch=t-1期の為替換算損益の絶対値/t-1期の期末総資産；Deriva=t-1期の期末繰延ヘッジ損益の絶対値/t-1期の期末総資産；Consol=t-1期に連結財務諸表を作成している企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；Chaebol=1997年時点における30大財閥のうち、2008年現在にもなお存在しており、かつ30大財閥として引き続き指定されている15の企業グループに企業が属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数

<第2段階目の分析に関する変数> K-IFRS=K-IFRSを自発的に適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；Bid-Ask Spread=日々の取引終了時点の最良売り指値から最良買い指値を控除した差額を両者の単純平均値で除した値として定義されるビッド・アスク・スプレッドの平均値；Size_Mcap=t期の普通株式時価総額；Turnover_Average=日次売買回転率(日次取引高/日次発行済株式総数)の平均値；Turnover_Median=日次売買回転率(日次取引高/日次発行済株式総数)の中央値；Volatility=日次株式リターン標準偏差；Free Float=t期の浮動株比率(1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100)；Beta=t期の株式ベータ；Log(Bid-Ask Spread)=Bid-Ask Spreadの自然対数；Log(Size_Mcap)=Size_Mcapの自然対数；Log(Turnover_Average)=Turnover_Averageの自然対数；Log(Turnover_Median)=Turnover_Medianの自然対数；Log(Volatility)=Volatilityの自然対数；Log(Free Float)=Free Floatの自然対数 * 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

表3 相関係数

パネルA : First Stage		(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)	(m)	(n)	(o)	(p)	(q)	(r)	(s)	(t)	(u)	(v)		
variables																									
(a) <i>K-IFRS</i>		1.000																							
(b) <i>Size_Asset</i>		0.125	1.000																						
(c) <i>Log(Size_Asset)</i>		0.123	0.617	1.000																					
(d) <i>ROA</i>		0.023	0.054	0.222	1.000																				
(e) <i>Leverage</i>		0.018	0.098	0.196	-0.255	1.000																			
(f) <i>Growth</i>		0.070	-0.006	-0.016	0.187	0.005	1.000																		
(g) <i>Export</i>		0.038	0.100	0.100	0.085	0.090	0.008	1.000																	
(h) <i>Forg</i>		0.086	0.373	0.481	0.163	-0.044	0.004	0.009	1.000																
(i) <i>Maxcg</i>		-0.043	-0.056	0.161	0.285	-0.083	-0.018	-0.091	0.029	1.000															
(j) <i>Issue</i>		0.021	-0.074	-0.209	-0.316	0.131	0.067	0.049	-0.132	-0.317	1.000														
(k) <i>Disse</i>		0.025	0.164	0.323	0.067	0.303	0.042	0.039	0.044	0.000	-0.012	1.000													
(l) <i>Cross</i>		0.137	0.580	0.368	0.035	0.030	-0.028	0.047	0.262	-0.045	-0.062	0.077	1.000												
(m) <i>PBR</i>		0.003	-0.010	-0.101	-0.085	0.123	0.086	0.049	0.076	-0.167	0.180	-0.063	0.059	1.000											
(n) <i>N_PBR</i>		0.038	0.008	-0.006	-0.119	0.197	0.071	0.004	-0.018	-0.050	0.123	-0.018	-0.010	-0.068	1.000										
(o) <i>D_Accrnals</i>		-0.023	-0.052	-0.160	-0.187	0.096	0.181	-0.010	-0.074	-0.123	0.214	-0.095	0.002	0.131	0.206	1.000									
(p) <i>Goodwill</i>		0.124	-0.023	-0.085	-0.073	-0.006	0.099	-0.039	-0.033	-0.032	0.072	-0.018	0.036	0.080	0.023	0.053	1.000								
(q) <i>Revalue</i>		0.010	-0.005	0.104	-0.062	0.200	-0.062	0.007	-0.080	0.074	-0.017	0.123	-0.010	-0.125	0.009	-0.082	-0.075	1.000							
(r) <i>Retire</i>		-0.034	-0.052	-0.093	-0.007	0.128	-0.030	0.024	-0.042	0.022	-0.040	-0.006	-0.040	-0.008	-0.021	-0.047	-0.032	0.005	1.000						
(s) <i>Forexch</i>		0.110	0.079	0.093	-0.112	0.207	-0.048	0.299	0.009	-0.104	0.071	0.054	0.070	-0.017	-0.016	-0.003	-0.009	0.000	-0.002	1.000					
(t) <i>Deriva</i>		-0.006	0.122	0.157	0.030	0.081	0.022	0.023	0.046	0.025	-0.003	0.080	0.090	0.003	-0.013	-0.046	-0.030	0.018	-0.038	0.067	1.000				
(u) <i>Consol</i>		0.133	0.212	0.448	-0.006	0.093	-0.055	0.136	0.195	0.065	-0.076	0.166	0.122	-0.058	-0.006	-0.088	-0.045	0.007	-0.061	0.141	0.080	1.000			
(v) <i>Chaehol</i>		0.183	0.340	0.435	-0.007	0.114	-0.005	0.042	0.187	0.011	-0.049	0.133	0.228	0.022	0.024	-0.054	-0.009	0.013	0.000	0.073	0.086	0.162	1.000		

パネルB : Second Stage

variables		(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)	(m)	(n)								
(a) <i>K-IFRS</i>		1.000																					
(b) <i>Bid-Ask Spread</i>		-0.056	1.000																				
(c) <i>Size_Mcap</i>		0.169	-0.213	1.000																			
(d) <i>Turnover_Average</i>		-0.008	-0.246	-0.091	1.000																		
(e) <i>Turnover_Median</i>		-0.045	0.285	-0.125	0.609	0.524	1.000																
(f) <i>Volatility</i>		0.025	-0.106	0.045	0.454	0.497	0.386	1.000															
(g) <i>Free Float</i>		-0.008	-0.371	0.065	0.277	0.378	0.170	0.337	1.000														
(h) <i>Beta</i>		-0.073	0.937	-0.328	-0.160	-0.295	0.242	-0.132	-0.403	1.000													
(i) <i>Log(Bid-Ask Spread)</i>		0.131	-0.569	0.601	-0.200	-0.053	-0.354	-0.171	0.110	-0.680	1.000												
(j) <i>Log(Size_Mcap)</i>		-0.013	-0.302	-0.067	0.799	0.765	0.643	0.579	0.477	-0.313	-0.166	1.000											
(k) <i>Log(Turnover_Average)</i>		0.007	-0.443	0.017	0.704	0.791	0.510	0.594	0.536	-0.469	0.017	0.921	1.000										
(l) <i>Log(Turnover_Median)</i>		-0.044	0.207	-0.129	0.597	0.526	0.948	0.394	0.261	0.178	-0.324	0.711	0.571	1.000									
(m) <i>Log(Volatility)</i>		0.034	-0.143	0.048	0.415	0.458	0.339	0.968	0.349	-0.169	-0.154	0.577	0.599	0.358	1.000								
(n) <i>Log(Free Float)</i>																							

(注) 本表では、分析に用いられる各変数間のピアソン相関係数を示している。変数の定義は以下のようである。

<第1段階目の分析に関する変数> $Size_Asset = t-1$ 期の期末資産総額； $Log(Size_Asset) = Size_Asset / t-1$ 期の当期純利益/ $t-1$ 期の期末資産総額； $Leverage = t-1$ 期の期末負債総額/ $t-1$ 期の期末資産総額； $Growth = (t-1)$ 期の売上高 - $t-2$ 期の売上高/ $t-2$ 期の売上高/ $t-1$ 期の海外売上高/ $t-1$ 期の売上高； $Forcg = t-1$ 期の期末外国人投資家の所有割合（普通株式）； $Maxcg = t-1$ 期の期末株主資本等変動計算書上の新規株式発行による資本金の増加が正である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $Disstue = t-1$ 期のキャッシュ・フロー計算書上の財務活動による非流動負債の増加（社債の発行+長期借入金）の増加が正の場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $Cross = 2009$ 年12月時点で企業が海外証券取引所に重複上場している場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $PBR = (t-1)$ 期の期末普通株式時価総額 + $t-1$ 期の期末優先株式時価総額/ $t-1$ 期の期末純資産総額； $N_PBR = t-1$ 期の企業のPBRが負である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $D_Accruals = Jones$ (1991)、Dechow et al. (1995)、Kasznik (1999)、Kothari et al. (2005)にしたがって各年および各産業ごとに推定された企業の裁量的発生高に関する4つの推定値の絶対値を主成分分析（principal component analysis）によって単一尺度化した値； $Goodwill = t-1$ 期の期末のれん額/ $t-1$ 期の期末資産総額； $Revalue = t-1$ 期の期末再評価差額の額/ $t-1$ 期の期末資産総額； $Retire = t-1$ 期の期末退職給付当引金/ $t-1$ 期の期末退職給付当引金； $Forecast = t-1$ 期の為替換算損益の絶対値/ $t-1$ 期の期末再評価差額の額/ $t-1$ 期の期末純資産； $Consol = t-1$ 期の期末総資産； $Goodwill = t-1$ 期の期末のれん額/ $t-1$ 期の期末純資産； $Forecast = t-1$ 期の為替換算損益の絶対値/ $t-1$ 期の期末再評価差額の額/ $t-1$ 期の期末純資産； $Chaebol = 1997$ 年時点における30大財閥のうち、2008年現在にもなお存在している場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $Chaebol = 1997$ 年時点における30大財閥のうち、2008年現在にもなお存在している場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数

<第2段階目の分析に関する変数> $K-IFRS = K-IFRS$ を自発的に適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $Bid-Ask Spread =$ 日々の取引終了時点の最良売り指値から最良買い指値を控除した値として定義されるビッド・アスク・スプレッドの平均値； $Size_Mcab = t$ 期の普通株式時価総額； $Turnover_Average =$ 日次発行済株式総数の平均値/ t 期発行済株式総数の平均値として定義されるビッド・アスク・スプレッドの平均値； $Size_High / 日次発行済株式総数$ の中央値； $Volatility =$ 日次株式リターンの標準偏差； $Free Float = t$ 期の浮動株比率（1 - 発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率 $\div 100$ ）； $Beta = t$ 期の株式ベータ； $Log(Bid-Ask Spread) = Bid-Ask Spread$ の自然対数； $Log(Size_Mcab) = Size_Mcab$ の自然対数； $Log(Turnover_Average) = Turnover_Average$ の自然対数； $Log(Turnover_Median) = Turnover_Median$ の自然対数； $Log(Volatility) = Volatility$ の自然対数；

4. 検証結果

前述したように、本稿で関心を寄せる変数である $K-IFRS$ の係数は自己選択バイアスの影響を受けやすい。そこで、本稿はそうした潜在的な自己選択バイアスに対処するために、Heckman (1979) 型の2段階トリートメント効果モデルを用いている。具体的には、本稿は表3に示されている、 $K-IFRS$ を自発的に適用した企業の特徴を説明する第1段階目のプロビット・モデルの推定から逆ミルズ比を計算し、それを第2段階目の各モデルにおける追加的な独立変数 IMR として組み込むことで、潜在的な自己選択バイアスの影響を緩和しようと試みる。まず、表4の第1段階目の推定結果についてみると、本稿で用いる第1段階目のプロビット・モデルの説明力は19.20%であることがわかる。このことは、 $K-IFRS$ 選択に関する本稿の第1段階目のプロビット・モデルが、韓国企業の $K-IFRS$ 自発的適用に関する選択行動を約19.20%説明していることを意味する。推定結果からは、係数の値が有意ではない変数が存在することがわかる。これは、表3のパネルBで示されているように本稿の第1段階目の分析に用いられる変数間の相関関係が高く、ゆえに変数間の多重共線性の問題に起因している可能性があると考えられる。しかし、本稿の関心事項は、第1段階目のプロビット・モデルに含まれる諸変数の線形結合として計算される逆ミルズ比を得ることに限定される。このため、ここでは各変数間に存在する多重共線性の問題、および各変数の有意水準に関する詳しい議論は行わないことにする。

表5のパネルAからパネルCは本稿の第2段階目の各モデルの推定結果を示したものである。パネルAはビッド・アスク・スプレッド・モデル、パネルBは売買回転率モデル、パネルCはボラテイルリティ・モデルの推定結果をそれぞれ示してい

表4 第1段階目の推定結果

K-IFRS Selection Probit Model (First Stage)		
Variables	coefficient	z-statistic
<i>constant</i>	-0.2084	-0.12
<i>Log(Size_Asset)</i>	-0.0840	-1.25
<i>ROA</i>	1.3321	1.85*
<i>Leverage</i>	0.0309	0.07
<i>Growth</i>	0.2685	2.93***
<i>Export</i>	-0.0664	-0.31
<i>Forcg</i>	0.6572	1.14
<i>Maxcg</i>	-0.6544	-1.43
<i>Eissue</i>	0.2891	1.55
<i>Dissue</i>	-0.1296	-0.89
<i>Cross</i>	0.6153	2.03**
<i>PBR</i>	-0.0510	-0.93
<i>N_PBR</i>	1.0541	1.67*
<i>D_Accruals</i>	-0.1229	-2.09**
<i>Goodwill</i>	4.9936	4.05***
<i>Revalue</i>	1.9866	1.68*
<i>Retire</i>	-2.0876	-0.36
<i>Forexch</i>	12.1627	2.49**
<i>Deriva</i>	-103.6892	-1.06
<i>Consol</i>	0.7121	4.15***
<i>Chaebol</i>	0.9359	4.65***
<i>Pseudo R²</i>	0.1920	
<i>N</i>	1,500	

(注) 表中では、以下の各モデルの回帰式を推定した結果を載せている。なお、係数推定値の検定統計量の算定には、White(1980)の示す、不均一分散に頑健な標準誤差を用いている。

K-IFRS Selection Probit Model (First Stage) :

$$\text{Prob}(K\text{-IFRS}_i=1) = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}(\text{Size_Asset})_{i,t-1} + \beta_2 \text{ROA}_{i,t-1} + \beta_3 \text{Leverage}_{i,t-1} + \beta_4 \text{Growth}_{i,t-1} + \beta_5 \text{Export}_{i,t-1} + \beta_6 \text{Forcg}_{i,t-1} + \beta_7 \text{Maxcg}_{i,t-1} + \beta_8 \text{Eissue}_{i,t-1} + \beta_9 \text{Dissue}_{i,t-1} + \beta_{10} \text{Cross}_{i,t-1} + \beta_{11} \text{PBR}_{i,t-1} + \beta_{12} \text{N_PBR}_{i,t-1} + \beta_{13} \text{D_Accruals}_{i,t-1} + \beta_{14} \text{Goodwill}_{i,t-1} + \beta_{15} \text{Revalue}_{i,t-1} + \beta_{16} \text{Retire}_{i,t-1} + \beta_{17} \text{Forexch}_{i,t-1} + \beta_{18} \text{Deriva}_{i,t-1} + \beta_{19} \text{Consol}_{i,t-1} + \beta_{20} \text{Chaebol}_i + \varepsilon_i$$

ただし、*K-IFRS*=*K-IFRS*を自発的に適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Log(Size_Asset)*=*t-1*期の期末資産総額の自然対数；*ROA*=*t-1*期の当期純利益/*t-1*期の期末資産総額；*Leverage*=*t-1*期の期末負債総額/*t-1*期の期末資産総額；*Growth*=(*t-1*期の売上高-*t-2*期の売上高)/*t-2*期の売上高；*Export*=*t-1*期の海外売上高/*t-1*期の売上高；*Forcg*=*t-1*期の期末外国人投資家の所有割合（普通株式）；*Maxcg*=*t-1*期の筆頭株主持株比率；*Eissue*=*t*期の株主資本等変動計算書上の新規株式発行による資本金の増加が正である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Dissue*=*t*期のキャッシュ・フロー計算書上の財務活動によるキャッシュ・フローにおける非流動負債の増加（社債の発行+長期借入金の増加）が正の値である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Cross*=2009年12月時点で企業が海外証券取引所に重複上場している場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*PBR*=(*t-1*期の期末普通株式時価総額+*t-1*期の期末優先株式時価総額)/*t-1*期の期末純資産総額；*N_PBR*=*t-1*期の企業の*PBR*が負である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*D_Accruals*=Jones(1991)、Dechow et al. (1995)、Kasznik (1999)、Kothari et al. (2005)にしたがって各年および各産業ごとに推定された係数を用いて算出された企業の裁量的発生高に関する4つの推定値の絶対値を主成分分析（principal component analysis）によって単一尺度化した値；*Goodwill*=*t-1*期の期末のれん額/*t-1*期の期末資産総額；*Revalue*=*t-1*期の期末再評価差額金の額/*t-1*期の期末資産総額；*Retire*=*t-1*期の期末退職給付引当金/*t-1*期の期末総資産；*Forexch*=*t-1*期の為替換算損益の絶対値/*t-1*期の期末総資産；*Deriva*=*t-1*期の期末繰延ヘッジ損益の絶対値/*t-1*期の期末総資産；*Consol*=*t-1*期に連結財務諸表を作成している企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Chaebol*=1997年時点における30大財閥のうち、2008年現在にもなお存在しており、かつ30大財閥として引き続き指定されている15の企業グループに企業が属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；であり、下添字*i, t*は、それぞれ、企業、年度を表している。* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

表5 第2段階目の推定結果

パネルA：Bid-Ask Spread Model ^a				
Variables	仮説1		仮説2	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	1.3595	6.23***	1.4083	6.54***
<i>K-IFRS</i>	0.0512	1.06	-1.2844	-1.77*
<i>K-IFRS</i> × <i>Log(Size_Mcap)</i>			0.0514	1.79*
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-0.2244	-17.27***	-0.2252	-17.37***
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-0.3444	-34.84***	-0.3443	-34.87***
<i>Log(Volatility)</i>	0.6764	21.90***	0.6751	21.98***
<i>Log(Free Float)</i>	-0.0515	-1.88*	-0.0535	-1.94*
<i>IMR</i>	0.0512	2.62***	0.0473	2.45**
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included	
<i>1Stage Variables Except ER</i>	Included		Included	
<i>VIF for IMR</i>	2.67		2.68	
<i>Adj.R²</i>	0.7934		0.7947	
<i>N</i>	1,500		1,500	
パネルB：Turnover Model ^b				
Variables	仮説1		仮説2	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	-0.0353	-6.62***	-0.0351	-6.58***
<i>K-IFRS</i>	-0.0009	-0.99	-0.0057	-0.61
<i>K-IFRS</i> × <i>Log(Size_Mcap)</i>			0.0002	0.53
<i>Log(Size_Mcap)</i>	0.0031	7.95***	0.0031	7.94***
<i>Free Float</i>	0.0209	11.76***	0.0209	11.76***
<i>Volatility</i>	0.3143	11.66***	0.3141	11.64***
<i>IMR</i>	-0.0011	-1.94**	-0.0011	-1.96**
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included	
<i>1Stage Variables Except ER</i>	Included		Included	
<i>VIF for IMR</i>	2.66		2.67	
<i>Adj.R²</i>	0.4579		0.4576	
<i>N</i>	1,500		1,500	
パネルC：Volatility Model ^c				
Variables	仮説1		仮説2	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	0.0814	9.44***	0.0824	9.56***
<i>K-IFRS</i>	-0.0015	-1.21	-0.0247	-1.78*
<i>K-IFRS</i> × <i>Log(Size_Mcap)</i>			0.0009	1.73*
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-0.0006	-0.81	-0.0006	-0.83
<i>Free Float</i>	0.0151	4.51***	0.0150	4.48***
<i>Beta</i>	0.0034	4.45***	0.0034	4.48***
<i>IMR</i>	-0.0001	-0.05	-0.0001	-0.12
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included	
<i>1Stage Variables Except ER</i>	Included		Included	
<i>VIF for IMR</i>	2.66		2.67	
<i>Adj.R²</i>	0.4477		0.4479	
<i>N</i>	1,500		1,500	

(注) 表中では、以下の各モデルの回帰式を推定した結果を載せている。なお、係数推定値の検定統計量の算定には、White(1980)の示す、不均一分散に頑健な標準誤差を用いている。

^aBid-Ask Spread Model:

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Volatility})_i$$

$$\begin{aligned} & +\beta_2 \text{Log}(\text{Free Float})_i + \beta_3 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \\ \text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 K\text{-IFRS}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_i \\ & + \beta_5 \text{Log}(\text{Volatility})_i + \beta_6 \text{Log}(\text{Free Float})_i + \beta_7 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i \\ & + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

ただし、 $\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})$ = 日々の取引終了時点の最良売り指値から最良買い指値を控除した差額を両者の単純平均値で除した値として定義されるビッド・アスク・スプレッドの平均値の自然対数； $K\text{-IFRS}$ = $K\text{-IFRS}$ を自発的に適用した企業である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； $\text{Log}(\text{Turnover_Average})$ = 日々売買回転率（日々取引高 / 日々発行済株式総数）の平均値の自然対数； $\text{Log}(\text{Volatility})$ = 日々株式リターンの標準偏差の自然対数； $\text{Log}(\text{Free Float})$ = t 期の浮動株比率（1 - 発行済株式数の 5 % 以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率 ÷ 100）； IMR = Heckman (1979) 型の 2 段階トリートメント効果モデルの第 1 段階目のプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比； Industry Dummies = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数； $\text{IStageVariablesExceptER}$ = Heckman (1979) 型の 2 段階トリートメント効果モデルの第 1 段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる 5 つの変数を除外した諸変数；であり、下添字 i は、企業を表している。

^bTurnover Model :

$$\begin{aligned} \text{Turnover_Median}_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Volatility}_i + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i \\ & + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \\ \text{Turnover_Median}_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 K\text{-IFRS}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_4 \text{Free Float}_i + \beta_5 \text{Volatility}_i \\ & + \beta_6 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

ただし、 Turnover_Median = 日々売買回転率（日々取引高 / 日々発行済株式総数）の中央値； $K\text{-IFRS}$ = $K\text{-IFRS}$ を自発的に適用した企業である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； Free Float = t 期の浮動株比率（1 - 発行済株式数の 5 % 以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率 ÷ 100）； Volatility = 日々株式リターンの標準偏差； IMR = Heckman (1979) 型の 2 段階トリートメント効果モデルの第 1 段階目のプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比； Industry Dummies = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数； $\text{IStageVariablesExceptER}$ = Heckman (1979) 型の 2 段階トリートメント効果モデルの第 1 段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる 5 つの変数を除外した諸変数；であり、下添字 i は、企業を表している。

^cVolatility Model :

$$\begin{aligned} \text{Volatility}_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Beta}_i + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i \\ & + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \\ \text{Volatility}_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 K\text{-IFRS}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_4 \text{Free Float}_i + \beta_5 \text{Beta}_i + \beta_6 \text{IMR}_i \\ & + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

ただし、 Volatility = 日々株式リターンの標準偏差； $K\text{-IFRS}$ = $K\text{-IFRS}$ を自発的に適用した企業である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； Free Float = t 期の浮動株比率（1 - 発行済株式数の 5 % 以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率 ÷ 100）； Beta = t 期の株式ベータ； IMR = Heckman (1979) 型の 2 段階トリートメント効果モデルの第 1 段階目のプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比； Industry Dummies = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数； $\text{IStageVariablesExceptER}$ = Heckman (1979) 型の 2 段階トリートメント効果モデルの第 1 段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる 5 つの変数を除外した諸変数；であり、下添字 i は、企業を表している。* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

る。まず、表 5 のパネル A についてみることにしよう。仮説 1 に関する検証結果である左側のコラムについてみると、 IMR の係数は 0.0512 で、1 % 水準で有意な正の値を示している ($t=2.62$)。このことは、ビッド・アスク・スプレッド・モデルにおいて自己選択バイアスをコントロールすることの重要性を示している。しかし、仮説 1 の検証の際に関心を寄せる変数である $K\text{-IFRS}$ の係数は 0.0512 で有意ではなく ($t=1.06$)、予測された符号とも一致していない。このことは、平均的にみると $K\text{-IFRS}$ を自発的に適用した企業と $K\text{-GAAP}$ を継続適用している企業のビッド・ア

スク・スプレッドの間に有意な差がないことを示唆する。次に、仮説 2 に関する検証結果である右側のコラムに目を向ける。このコラムでは $K\text{-IFRS}$ 自発的適用のビッド・アスク・スプレッドに与える影響が、規模が大きく優れた情報環境を有する企業と、規模が小さく脆弱な情報環境を有する企業とで異なるかを調査している。ここで興味深いのは、 $K\text{-IFRS}$ の係数が -1.2844 で、10%水準で有意な負の値を示していることである ($t=-1.77$)。ここでの $K\text{-IFRS}$ の係数は $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ がゼロに近づく場合の限界効果 (limit effect) を捉えるため、このことは規模が小さく

脆弱な情報環境を有する企業では、K-IFRSの自発的適用がビッド・アスク・スプレッドに負の影響を与えていること、すなわちビッド・アスク・スプレッドを有意に低下させていることを示唆する。また、ここでは $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ がビッド・アスク・スプレッドに与える直接的効果と間接的効果を捉えることが可能である。つまり、コントロール変数としての $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の係数が -0.2252 で、1%水準で有意に負であることは ($t = -17.37$)、企業の規模がビッド・アスク・スプレッドに与える直接的効果は負であること、すなわち一般的には規模が大きく優れた情報環境を有する企業ほどビッド・アスク・スプレッドが低いことを意味する。他方、 $K\text{-IFRS}$ と $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の交差項である $K\text{-IFRS} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の係数が 0.0514 で、10%水準で有意に正であることは ($t = 1.79$)、企業の規模がビッド・アスク・スプレッドに与える間接的効果は正であること、つまり規模が大きく優れた情報環境を有する企業ではK-IFRSの自発的適用によってビッド・アスク・スプレッドが低下する効果が弱まっていることを示唆する¹³⁾。

続いて、表5のパネルBについてみることにしよう。まず仮説1に関する検証結果である左側のコラムについてみると、 IMR の係数は -0.0011 で、5%水準で有意な負の値を示している ($t = -1.94$)。しかし、 $K\text{-IFRS}$ の係数は -0.0009 で有意ではなく ($t = -0.99$)、予測された符号とも一致していない。このことは、K-IFRSを自発的に適用した企業とK-GAAPを継続適用している企業の売買回転率の間に有意な差がないことを示唆する。他方、ビッド・アスク・スプレッド・モデルの場合とは違って、仮説2に関する検証結果である右側のコラムにおいても、 $K\text{-IFRS}$ と $K\text{-IFRS} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の係数は -0.0057 と 0.0002 でいずれも有意ではなく ($t = -0.61, 0.53$)、その符号も予測とは

逆である。売買回転率は、ポートフォリオ組み換え、流動性ショック、投資家のリスク選好の変化などといった情報の非対称性とは関係のない他の様々な要因によっても影響を受ける可能性が高い (Bartov and Bodnar 1996; Leuz and Verrecchia 2000)。つまり、従属変数における測定誤差の問題がこのような分析結果をもたらした可能性がある。

次に、表5のパネルCに目を向ける。まず仮説1に関する検証結果である左側のコラムについてみると、 IMR の係数は -0.0001 で、ビッド・アスク・スプレッド・モデルと売買回転率モデルの場合とは異なり、有意ではない ($t = -0.05$)。このことは、ボラティリティ・モデルにおける $K\text{-IFRS}$ の係数が自己選択バイアスの影響を受ける程度は、他の2つのモデルに比べて相対的に低いことを意味している¹⁴⁾。また、 $K\text{-IFRS}$ の係数は -0.0015 で予測と一致して負の値を示してはいるが有意ではない ($t = -1.21$)。このことは平均的にみるとK-IFRSを自発的に適用した企業とK-GAAPを継続適用している企業の株式リターンのボラティリティの間に有意な差がないことを示唆する。次に、仮説2に関する検証結果である右側のコラムに目を向ける。ここではビッド・アスク・スプレッド・モデルの場合と同様に、 $K\text{-IFRS}$ の係数が -0.0247 で、10%水準で有意な負の値を示している ($t = -1.78$)。このことは、規模が小さく脆弱な情報環境を有する企業では、K-IFRSの自発的適用が株式リターンのボラティリティに負の影響を与えること、すなわち株式リターンのボラティリティを有意に低下させていることを示唆する。

また、ここでも $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ が株式リターンのボラティリティに与える直接的効果と間接的効果を捉えることが可能である。つまり、コントロール変数としての $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の係数が

-0.0006で負の値を示していることは ($t=-0.83$)、企業の規模が株式リターンのボラティリティに与える直接的効果が(有意ではないものの)負である可能性、つまり一般的に規模が大きく優れた情報環境を有する企業では株式リターンのボラティリティが低い可能性を示唆する。他方、 $K-IFRS$ と $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の交差項である $K-IFRS \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の係数が0.0009で、10%水準で有意に正であることは ($t=1.73$)、企業の規模が株式リターンのボラティリティに与える間接的効果は正であること、つまり規模が大きく優れた情報環境を有する企業では $K-IFRS$ の自発的適用によって株式リターンのボラティリティが低下する効果が弱まっていることを示唆する。

5. 時系列での変化を検証した分析

本稿の表5に示した主分析においては、 $K-IFRS$ を自発的に適用した企業と $K-GAAP$ を継続適用している企業との間に情報の非対称性、すなわちビッド・アスク・スプレッド、売買回転率、および株式リターンのボラティリティに有意な差があるか否かを検証するためにクロスセクション分析を行った。しかし、このようなリサーチ・デザインは企業間で情報の非対称性に有意な差が検出されたとしても、それはあくまで水準 (level) に関する検証であって、変化 (change) に関する検証ではない。つまり、相関関係については言及できても、因果関係については積極的な結論を導くのは困難である。したがって、本節では時系列での変化を用いた分析を行うことによって、主分析で得られた検証結果の因果関係について確認をする。具体的には、本節では $K-IFRS$ の自発的適用企業であることを示すダミー変数 ($K-IFRS$)、 $K-IFRS$ の自発的適用後の期間¹⁵⁾である2010年度を示すダミー変数 ($Post$)、およびそれらの変数の

交差項 ($K-IFRS \times Post$) をモデルに組み込む差分の差分推定 (Difference-in-Differences Estimation : 以下、DID推定と呼ぶ) を行うことで (Card 1990 ; Card and Krueger 1994)、前節で行った仮説1に関する検証結果の因果関係について検証を行う。

本節ではまた、上記のDID推定の推定モデルに含まれる変数以外に、企業の規模を表す変数である $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ と $K-IFRS$ 、 $Post$ との交差項である $K-IFRS \times Post \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})$ を追加的にモデルに組み込んだ分析を行う。これはショックに対する感応度を追加したDID推定 (DID Plus Sensitivity to Shock : 以下、DID-PSS推定と呼ぶ) と呼ばれ (Qiu and Yu 2009 ; Giroud and Mueller 2010 ; Atanasov and Black 2014)、これによって前節で行った仮説2に関する検証結果の因果関係についても検証を行うことができる。本節のDID推定およびDID-PSS推定では主分析と同様に、情報の非対称性に関して3つの分析モデルを取り上げる。すなわち、下記の(8)式と(9)式はビッド・アスク・スプレッド・モデル、(10)式と(11)式は売買回転率モデル、(12)式と(13)式はボラティリティ・モデルである。また、(8)(10)(12)式と(9)(11)(13)式はそれぞれDID推定と、DID-PSS推定における推定モデルを示している。各モデルに含まれる変数の定義および測定方法は、主分析と同様である。

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 K-IFRS_{it} + \beta_2 Post_{it} \quad (8)$$

$$+ \beta_3 K-IFRS_{it} \times Post_{it} \\ + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ + \beta_5 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} \\ + \beta_6 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} \\ + \beta_7 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} \\ + \text{Industry Dummies}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 K-IFRS_{it} + \beta_2 Post_{it} \quad (9)$$

$$+ \beta_3 K-IFRS_{it} \times Post_{it} + \beta_4 K-IFRS_{it} \\ \times Post_{it} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ + \beta_6 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} \\ + \beta_7 \text{Log}(\text{Volatility})_{it}$$

$$\begin{aligned} & + \beta_8 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} \\ & + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it} \\ \text{Turnover_Median}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_t \quad (10) \\ & + \beta_3 K\text{-IFRS}_i \times \text{Post}_t \\ & + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_5 \text{Free Float}_{it} + \beta_6 \text{Volatility}_{it} \\ & + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Turnover_Median}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_t \quad (11) \\ & + \beta_3 K\text{-IFRS}_i \times \text{Post}_t + \beta_4 K\text{-IFRS}_i \\ & \times \text{Post}_t \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_6 \text{Free Float}_{it} + \beta_7 \text{Volatility}_{it} \\ & + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Volatility}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 K\text{-IFRS}_i \quad (12) \\ & \times \text{Post}_t + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_5 \text{Free Float}_{it} + \beta_6 \text{Beta}_{it} \\ & + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Volatility}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 K\text{-IFRS}_i \quad (13) \\ & \times \text{Post}_t + \beta_4 K\text{-IFRS}_i \times \text{Post}_t \\ & \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_6 \text{Free Float}_{it} + \beta_7 \text{Beta}_{it} \\ & + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

本節のDID推定およびDID-PSS推定に用いるサンプル期間は、2009年度を除く2005年度から2010年度までの計5年間である。具体的には、本節のDID推定およびDID-PSS推定においては、Heckman (1979) 型の2段階トリートメント効果モデルの推定の際と同様にK-IFRS自発的適用後の期間については2010年度のデータを使用し、DID推定およびDID-PSS推定を適用するにあたって追加的に必要とされるK-IFRS自発的適用前の期間については2005年度から2008年度までのデータを用いている¹⁶⁾。その理由は、前述したように韓国におけるK-IFRSの自発的適用企業は、2009年度に14社、2010年度に48社で計62社であることから2009年度のデータをK-IFRS自発的適用前の期間として用いたのでは2009年度にK-IFRSを自発的に適用した企業14社のK-IFRS適用前の状況を測定することができないためである。その結果、本節の分析に用いるサンプル期間は2009年度を除く2005年度から2010年度までの

5年間となり、本節ではHeckman (1979) 型の2段階トリートメント効果モデルの際に用いた1,500企業をベースに2009年度を除く2005年度から2010年度までの5年間にわたり分析に必要な全てのデータを連続して入手できる6,235企業・年(1,247企業×5年)を最終サンプルとしている。なお、分析に用いる連続変数については、市場ごとに上下0.5%を基準にウィンザライズしている。

表6は、時系列での変化を検証した分析の推定結果を示している。具体的には、パネルAはビット・アスク・スプレッド・モデルの推定結果、パネルBは売買回転率モデルの推定結果、パネルCはボラティリティ・モデルの推定結果を示している。また、各パネルの左側のコラムはDID推定の検証結果、右側のコラムはDID-PSS推定の検証結果である。DID推定で関心を寄せる変数はK-IFRS×Postであり、K-IFRSの自発的適用企業における情報の非対称性の代理変数がK-IFRSの自発的適用前後において平均的に変化した程度を表している。また、DID-PSS推定で関心を寄せる変数はK-IFRS×Post×Log(Size_Mcap)であり、企業規模(したがって、企業の情報環境の良否の程度)に応じてK-IFRSの自発的適用企業の情報の非対称性の代理変数がK-IFRSの自発的適用前後において増分的に変化(incrementally change)した程度を表している。

まず表6のパネルAからパネルCの左側のコラムについてみると、K-IFRS×Postの係数はビット・アスク・スプレッド・モデル、売買回転率モデル、ボラティリティ・モデルそれぞれにおいて0.0739、-0.0007、0.0005で有意ではなく(t=1.35、-0.46、0.26)、予測された符号とも整合していない。このことは、K-IFRSの自発的適用企業における情報の非対称性の3つの代理変数が、K-IFRSの自発的適用前後において平均的には変化しなかつ

たことを示唆しており、クロスセクションでの検証結果と首尾一貫した結果である。

次に、表6のパネルAからパネルCの右側のコラムについてみると、パネルAのビッド・アスク・スプレッド・モデルとパネルCのボラティリティ・モデルにおける*K-IFRS*×*Post*の係数がそれぞれ-1.8537と-0.0435で、ともに1%水準で有意な負の値を示しているのに対して ($t=-2.73$ 、 -2.69)、*K-IFRS*×*Post*×*Log(Size_Mcap)*の係数は0.0737と0.0017で、ともに1%水準で有意な正の値を示していることがわかる ($t=2.75$ 、 2.87)。このことは、規模が小さく脆弱な情報環

境を有する企業では*K-IFRS*の自発的適用が投資家間の情報の非対称性を有意に低下させるのに対して、規模が大きく優れた情報環境を有する企業ではその効果が弱まることを示唆する。したがって、時系列での変化に関する検証結果からもクロスセクション分析でのそれと首尾一貫した結果が得られており、本稿の主分析の検証結果には相関関係のみならず、因果関係もまた存在すると考えられる。なお、主分析の場合と同様に、パネルBの売買回転率モデルの推定結果からは有意な結果が得られていない。これは従属変数における測定誤差の問題に起因するものと考えられる。

表6 時系列での変化に関する検証結果

パネルA : Bid-Ask Spread Model ^a				
Variables	DID		DID-PSS	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	1.6095	21.91***	1.6451	22.68***
<i>K-IFRS</i>	0.0017	0.10	0.0035	0.20
<i>Post</i>	-0.1621	-17.87***	-0.1618	-17.83***
<i>K-IFRS</i> × <i>Post</i>	0.0739	1.35	-1.8537	-2.73***
<i>K-IFRS</i> × <i>Post</i> × <i>Log(Size_Mcap)</i>			0.0737	2.75***
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-0.2554	-89.65***	-0.2569	-91.82***
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-0.3505	-70.99***	-0.3507	-70.99***
<i>Log(Volatility)</i>	0.5685	32.01***	0.5683	31.97***
<i>Log(Free Float)</i>	0.0030	0.26	0.0028	0.25
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included	
<i>Adj.R</i> ²	0.7942		0.7948	
<i>N</i>	6,235		6,235	

パネルB : Turnover Model ^b				
Variables	DID		DID-PSS	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	-0.0124	-3.14***	-0.0120	-3.03
<i>K-IFRS</i>	-0.0006	-0.58	-0.0005	-0.56
<i>Post</i>	-0.0027	-7.22***	-0.0027	-7.21***
<i>K-IFRS</i> × <i>Post</i>	-0.0007	-0.46	-0.0187	-1.37
<i>K-IFRS</i> × <i>Post</i> × <i>Log(Size_Mcap)</i>			0.0007	1.38
<i>Log(Size_Mcap)</i>	0.0001	0.57	0.0001	0.45
<i>Free Float</i>	0.0313	23.34***	0.0313	23.34***
<i>Volatility</i>	0.1275	3.52***	0.1274	3.52***
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included	
<i>Adj.R</i> ²	0.2568		0.2568	
<i>N</i>	6,235		6,235	

パネルC：Volatility Model^c

Variables	DID		DID-PSS	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
constant	0.1114	17.54***	0.1122	17.37***
K-IFRS	-0.0010	-1.02	-0.0010	-0.98
Post	-0.0063	-11.86***	-0.0064	-11.86***
K-IFRS × Post	0.0005	0.26	-0.0435	-2.69***
K-IFRS × Post × Log(Size_Mcap)			0.0017	2.87***
Log(Size_Mcap)	-0.0037	-13.81***	-0.0037	-13.68***
Free Float	0.0204	8.25***	0.0203	8.25***
Beta	0.0089	10.09***	0.0089	10.10***
Industry Dummies	Included		Included	
Adj.R ²	0.1107		0.1107	
N	6,235		6,235	

(注) 表中では、以下の各モデルの回帰式を推定した結果を載せている。なお、係数推定値の検定統計量の算定には、White(1980)の示す、不均一分散に頑健な標準誤差を用いている。

^aBid-Ask Spread Model：

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_i + \beta_3 K\text{-IFRS}_i \times \text{Post}_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_7 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_i + \beta_3 K\text{-IFRS}_i \times \text{Post}_i + \beta_4 K\text{-IFRS}_i \times \text{Post}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_7 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_8 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it}$$

ただし、 $\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})$ = 日々の取引終了時点の最良売り指値から最良買い指値を控除した差額を両者の単純平均値で除した値として定義されるビッド・アスク・スプレッドの平均値の自然対数； $K\text{-IFRS}$ = $K\text{-IFRS}$ を自発的に適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； Post = $K\text{-IFRS}$ の自発的適用後の期間である2010年度を示すダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； $\text{Log}(\text{Turnover_Average})$ = 日次売買回転率(日次取引高/日次発行済株式総数)の平均値の自然対数； $\text{Log}(\text{Volatility})$ = 日次株式リターンの標準偏差の自然対数； $\text{Log}(\text{Free Float})$ = t 期の浮動株比率(1 - 発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率 ÷ 100)の自然対数； Industry Dummies = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；であり、下添字 i, t はそれぞれ、企業、年度を表している。

^bTurnover Model：

$$\text{Turnover_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_i + \beta_3 K\text{-IFRS}_i \times \text{Post}_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Free Float}_{it} + \beta_6 \text{Volatility}_{it} + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Turnover_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_i + \beta_3 K\text{-IFRS}_i \times \text{Post}_i + \beta_4 K\text{-IFRS}_i \times \text{Post}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Free Float}_{it} + \beta_7 \text{Volatility}_{it} + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it}$$

ただし、 Turnover_Median = 日次売買回転率(日次取引高/日次発行済株式総数)の中央値； $K\text{-IFRS}$ = $K\text{-IFRS}$ を自発的に適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； Post = $K\text{-IFRS}$ の自発的適用後の期間である2010年度を示すダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； Free Float = t 期の浮動株比率(1 - 発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率 ÷ 100)； Volatility = 日次株式リターンの標準偏差； Industry Dummies = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；であり、下添字 i, t はそれぞれ、企業、年度を表している。

^cVolatility Model：

$$\text{Volatility}_{it} = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_i + \beta_3 K\text{-IFRS}_i \times \text{Post}_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Free Float}_{it} + \beta_6 \text{Beta}_{it} + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Volatility}_{it} = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_i + \beta_3 K\text{-IFRS}_i \times \text{Post}_i + \beta_4 K\text{-IFRS}_i \times \text{Post}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Free Float}_{it} + \beta_7 \text{Beta}_{it} + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it}$$

ただし、 Volatility = 日次株式リターンの標準偏差； $K\text{-IFRS}$ = $K\text{-IFRS}$ を自発的に適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； Post = $K\text{-IFRS}$ の自発的適用後の期間である2010年度を示すダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； Free Float = t 期の浮動株比率(1 - 発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率 ÷ 100)； Beta = t 期の株式ベータ； Industry Dummies = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；であり、下添字 i, t はそれぞれ、企業、年度を表している。* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

6. 感応度テスト

6.1. exclusion restrictionsの変更

本稿の主分析では、排除制約を満たすと考えられる変数、すなわち exclusion restrictions として①*Revalue*、②*Retire*、③*Forexch*、④*Deriva*、⑤*Consol*の5つの変数を取り上げ、第2段階目の推定から除外している。しかしながら、この exclusion restrictions を決めるのは非常にセンシティブな問題であるため、本節では exclusion restrictions の選択に対する感応度テストを実施する。表7は仮説1の検証結果に関する感応度テストの結果を示しており、表8は仮説2の検証結果に関するそれを示している。また、各表のパネルAはビッド・アスク・スプレッド・モデル、パネルBは売買回転率モデル、パネルCはボラティリティ・モデルに関する感応度テストの結果である。

さらに、各表および各パネルの(a)式は主分析の推定結果と比較するために示したものであり、exclusion restrictions として先述した変数①から⑤の全てを選択した場合（すなわち、①から⑤の全てを推定から除外した場合）の推定結果である。他方、(b)式は①を exclusion restrictions から除外し推定に含めた場合、(c)式は①と②を exclusion restrictions から除外し推定に含めた場合、(d)式は①、②、③を exclusion restrictions から除外し推定に含めた場合、(e)式は①、②、③、④を exclusion restrictions から除外し推定に含めた場合、そして(f)式は①、②、③、④、⑤を exclusion restrictions から除外し推定に含めた場合の推定結果である¹⁷⁾。

感応度テストの結果、推定から除外される exclusion restrictions の数が減少するにつれて *IMR* の VIF が高くなり、その有意性が失われていくことがわかる。特に、先述した変数①から⑤

の全てを exclusion restrictions から除外し推定に含めた場合の推定結果である(f)式における *IMR* の VIF は全ての場合において500を超えており、(e)式におけるそれと比べて大きく拡大していることがわかる。このことから、Heckman (1979) 型の2段階トリートメント効果モデルの推定の際に *IMR* の係数が正しく推定されるには少なくとも1つの有効な exclusion restrictions が存在しなければならないことが示唆される。しかしながら、(b)から(f)式のいずれの結果からみても主分析の結論は一貫している。したがって、本稿の主分析の結論は exclusion restrictions の選択に対して頑健であるといえる。

6.2. K-IFRS 自発的適用前の期間の変更

本稿の DID 推定および DID-PSS 推定に用いるサンプル期間は、2009年度を除く2005年度から2010年度までの計5年間であり、K-IFRS 自発的適用後の期間については2010年度のデータを使用し、K-IFRS 自発的適用前の期間については2005年度から2008年度までのデータを用いていた。したがって、本節では K-IFRS 自発的適用前の期間をそれぞれ2008年度、2007年度、2006年度、2005年度とした場合においても同様の結果が得られるかを確認する。表記はしていないものの、感応度テストの結果、開始年度を変えても表6における推定結果に変化はなかった。したがって、本稿の DID 推定および DID-PSS 推定の結果は、K-IFRS 自発的適用前の期間の選択に対して頑健であるといえる。

7. 結論および残された課題

本稿では、Heckman (1979) 型の2段階トリートメント効果モデルを用いて K-IFRS の自発的適用が投資家間の情報の非対称性に与える影響に

表7 仮説1の検証結果に関する感応度テスト

パネルA : Bid-Ask Spread Model ^a				パネルB : Turnover Model ^b			
Variables	(a) coefficient	(b) t-statistic	(c) coefficient	(d) t-statistic	(e) coefficient	(f) t-statistic	
<i>constant</i>	1.3595	6.23***	1.3515	6.13***	1.3998	6.36***	
<i>K-IFRS</i>	0.0512	1.06	0.0515	1.06	0.0524	1.10	
<i>IMR</i>	0.0512	2.62***	0.0495	2.41**	0.0310	1.43	
<i>Revalue</i>		-0.0083	-0.0092	-0.07	-0.0477	-0.37	
<i>Retire</i>			0.2373	0.59	0.2451	0.62	
<i>Forexch</i>				-1.5206	-2.21**	-2.22**	
<i>Deriva</i>					1.8059	0.25	
<i>Consol</i>						0.3152	
<i>Control Variables</i>	Included		Included		Included		
<i>IStage VarExceptER</i>	Included		Included		Included		
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included		
<i>VIF for IMR</i>	2.67	2.84	2.88	3.36	3.67	552.90	
<i>Adj.R²</i>	0.7934	0.7933	0.7932	0.7937	0.7936	0.7938	
<i>N</i>	1,500	1,500	1,500	1,500	1,500	1,500	
パネルB : Turnover Model ^b							
Variables	(a) coefficient	(b) t-statistic	(c) coefficient	(d) t-statistic	(e) coefficient	(f) t-statistic	
<i>constant</i>	-0.0353	-6.62***	-0.0353	-6.68***	-0.0341	-6.23***	
<i>K-IFRS</i>	-0.0009	-0.99	-0.0009	-1.00	-0.0009	-0.98	
<i>IMR</i>	-0.0011	-1.94*	-0.0009	-1.55	-0.0012	-1.81*	
<i>Revalue</i>		0.0033	0.0033	1.04	0.0026	0.78	
<i>Retire</i>			-0.0058	-0.55	-0.0057	-0.50	
<i>Forexch</i>				-0.0235	-0.0249	-1.27	
<i>Deriva</i>					0.0876	0.54	
<i>Consol</i>						-0.0035	
<i>Control Variables</i>	Included		Included		Included		
<i>IStage VarExceptER</i>	Included		Included		Included		
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included		
<i>VIF for IMR</i>	2.66	2.83	2.86	3.35	3.66	551.62	
<i>Adj.R²</i>	0.4579	0.4580	0.4577	0.4579	0.4576	0.4574	
<i>N</i>	1,500	1,500	1,500	1,500	1,500	1,500	

パネルC : Volatility Model^c

	(a)		(b)		(c)		(d)		(e)		(f)	
Variables	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
constant	0.0814	9.44***	0.0815	9.43***	0.0832	9.52***	0.0843	9.72***	0.0828	9.31***	0.0900	6.62***
K-IFRS	-0.0015	-1.21	-0.0015	-1.21	-0.0015	-1.26	-0.0015	-1.24	-0.0015	-1.26	-0.0014	-1.11
IMR	0.0001	-0.05	-0.0001	-0.09	0.0002	0.18	-0.0002	-0.26	0.0000	0.02	-0.0090	-0.80
Retire			-0.0009	-0.17	-0.0007	-0.13	-0.0016	-0.30	-0.0012	-0.23	-0.0170	-0.85
Forexch					-0.0445	-2.65***	-0.0443	-2.65***	-0.0456	-2.72***	-0.0291	-1.14
Deriva							-0.0348	-0.83	-0.0301	-0.71	-0.1229	-1.04
Consol									-0.2889	-1.31	0.5408	0.52
Control Variables	Included		Included		Included		Included		Included		Included	
IStage VarExceptER	Included		Included		Included		Included		Included		Included	
Industry Dummies	Included		Included		Included		Included		Included		Included	
VIF for IMR	2.66		2.83		2.87		3.36		3.66		551.46	
Adj.R ²	0.4477		0.4473		0.4493		0.4494		0.4494		0.4492	
N	1,500		1,500		1,500		1,500		1,500		1,500	

(注) 表中では、以下の各モデルの回帰式を推定した結果を載せている。なお、係数推定値の検定統計量の算定には、White (1980) の示す、不均一分散に頑健な標準誤差を用いている。

^aBid-Ask Spread Model :

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Volatility})_i + \beta_5 \text{Log}(\text{Free Float})_i + \beta_6 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStage Variables Except ER} + \varepsilon_i$$

ただし、 $\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})$ = 日々の取引終了時点の最良売り指値から最良買い指値を控除した差額を画者の単純平均値で除した値として定義されるビッド・アスク・スプレットの平均値の自然対数； $K\text{-IFRS}$ = $K\text{-IFRS}$ を自発的に適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； $\text{Log}(\text{Turnover_Average})$ = 日次取引高/日次発行済株式総数の平均値の自然対数； $\text{Log}(\text{Volatility})$ = 日次株式リターンンの標準偏差の自然対数； $\text{Log}(\text{Free Float})$ = t 期の浮動株比率(1 - 発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率 ÷ 100)； IMR = Heckman (1979) 型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定される逆ミルズ比； Industry Dummies = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{IStage Variables Except ER}$ = Heckman (1979) 型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、下添字 i は、企業を表している。

^bTurnover Model :

$$\text{Turnover Median}_i = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Volatility}_i + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStage Variables Except ER} + \varepsilon_i$$

ただし、 Turnover Median = 日次取引高/日次発行済株式総数の中央値； $K\text{-IFRS}$ = $K\text{-IFRS}$ を自発的に適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； Free Float = t 期の浮動株比率(1 - 発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率 ÷ 100)； Volatility = 日次株式リターンンの標準偏差； IMR = Heckman (1979) 型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定される逆ミルズ比； Industry Dummies = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{IStage Variables Except ER}$ = Heckman (1979) 型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、下添字 i は、企業を表している。

^cVolatility Model :

$$\text{Volatility}_i = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Beta}_i + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStage Variables Except ER} + \varepsilon_i$$

ただし、 Volatility = 日次株式リターンの標準偏差； $K\text{-IFRS}$ = $K\text{-IFRS}$ を自発的に適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；

$Log(Size_Mcap) = t$ 期の普通株式時価総額の自然対数; $Free\ Float = t$ 期の浮動株比率(1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の特株比率 $\div 100$); $Beta = t$ 期の株式ベータ; $IMR = Heckman(1979)$ 型の2段階トリートメント効果モデルのプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比; $Industry\ Dummies =$ 標準産業分類に基いて当該産業に属する場合に1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; $1Stage\ Variables\ ExceptER =$ Heckman(1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる5つの変数を除外した諸変数; であり、下添字 i は、企業を表している。* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

表8 仮説2の検証結果に関する感応度テスト

パネルA : Bid-Ask Spread Model				パネルB : Turnover Model Model								
Variables	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)					
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	t-statistic					
<i>constant</i>	1.4083	6.54***	1.4085	6.53***	1.4010	6.45***	1.4495	6.66***	1.4701	6.55***	1.1301	3.11***
<i>K-IFRS</i>	-1.2844	-1.77*	-1.2842	-1.77*	-1.2789	-1.77*	-1.2801	-1.79*	-1.2945	-1.81*	-1.2556	-1.73*
<i>K-IFRS</i> × <i>Log(Size_Mcap)</i>	0.0514	1.79*	0.0514	1.79*	0.0512	1.78*	0.0513	1.81*	0.0518	1.82*	0.0500	1.73*
<i>IMR</i>	0.0473	2.45**	0.0471	2.35**	0.0459	2.26**	0.0274	1.26	0.0241	1.04	0.4541	1.21
<i>Revalue</i>			-0.0038	-0.03	-0.0046	-0.04	-0.0433	-0.34	-0.0478	-0.37	0.7072	1.05
<i>Retire</i>					0.2064	0.52	0.2142	0.55	0.2296	0.59	-0.5570	-0.71
<i>Forexch</i>							-1.5261	-2.26**	-1.5840	-2.31**	2.8508	0.71
<i>Deriva</i>									3.5323	0.49	-36.1610	-1.02
<i>Consol</i>											0.2727	1.15
<i>Control Variables</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included	
<i>1Stage VarExceptER</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included	
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included	
<i>VIF for IMR</i>	2.68		2.85		2.88		3.37		3.69		556.55	
<i>Adj. R²</i>	0.7947		0.7946		0.7945		0.7950		0.7949		0.7950	
<i>N</i>	1,500		1,500		1,500		1,500		1,500		1,500	

パネルA : Turnover Model Model				パネルB : Turnover Model Model								
Variables	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)					
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	t-statistic					
<i>constant</i>	-0.0351	-6.58***	-0.0353	-6.64***	-0.0351	-6.64***	-0.0343	-6.41***	-0.0338	-6.18***	-0.0291	-3.74***
<i>K-IFRS</i>	-0.0057	-0.61	-0.0058	-0.63	-0.0059	-0.64	-0.0060	-0.65	-0.0064	-0.69	-0.0069	-0.75
<i>K-IFRS</i> × <i>Log(Size_Mcap)</i>	0.0002	0.53	0.0002	0.55	0.0002	0.56	0.0002	0.57	0.0002	0.61	0.0002	0.69
<i>IMR</i>	-0.0011	-1.96**	-0.0009	-1.66*	-0.0009	-1.57	-0.0012	-1.83*	-0.0013	-1.84*	-0.0071	-0.95
<i>Revalue</i>			0.0033	1.03	0.0034	1.04	0.0028	0.83	0.0026	0.79	-0.0076	-0.56
<i>Retire</i>					-0.0059	-0.56	-0.0058	-0.56	-0.0054	-0.51	0.0053	0.30
<i>Forexch</i>							-0.0235	-1.23	-0.0251	-1.27	-0.0852	-1.14
<i>Deriva</i>									0.0947	0.58	0.6326	0.91
<i>Consol</i>											-0.0037	-0.78

<i>Control Variables</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included
<i>IStage VarExceptER</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included
<i>VIF for IMR</i>	2.67	2.84	2.87	3.36	3.68	555.26					
<i>Adj. R²</i>	0.4576	0.4577	0.4574	0.4576	0.4573	0.4571					
<i>N</i>	1,500	1,500	1,500	1,500	1,500	1,500					

パネルC：Volatility Model

Variables	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
	coefficient	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient
<i>constant</i>	0.0824	0.0825	9.55***	0.0854	9.85***	0.0922
<i>K-IFRS</i>	-0.0247	-0.0246	-1.77*	-0.0258	-1.87*	-0.0256
<i>K-IFRS × Log(Size_Mcap)</i>	0.0009	0.0009	1.73*	0.0009	1.82*	0.0009
<i>IMR</i>	-0.0001	-0.0001	-0.16	-0.0003	-0.33	-0.0103
<i>Revalue</i>		-0.0008	-0.15	-0.0015	-0.22	-0.0191
<i>Retire</i>			-0.0451	-0.0448	-2.68***	-0.0272
<i>Forexch</i>				-0.0349	-0.84	-0.1363
<i>Deriva</i>					-1.18	0.6868
<i>Consol</i>						-0.0065
<i>Control Variables</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>IStage VarExceptER</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>Industry Dummies</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>VIF for IMR</i>	2.67	2.84	2.88	3.36	3.68	555.02
<i>Adj. R²</i>	0.4479	0.4476	0.4496	0.4497	0.4496	0.4495
<i>N</i>	1,500	1,500	1,500	1,500	1,500	1,500

(注) 表中では、以下の各モデルの回帰式を推定した結果を載せている。なお、係数推定値の検定統計量の算定には、White (1980) の示す、不均一分散に頑健な標準誤差を用いている。

^aBid-Ask Spread Model ;

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 K\text{-IFRS}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_i + \beta_5 \text{Log}(\text{Volatility})_i + \beta_6 \text{Log}(\text{Free Float})_i + \beta_7 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStage VariablesExceptER}_i + \epsilon_i$$

ただし、*Log(Bid-Ask Spread)* = 日々の取引終了時点の最良売り指値から最良買い指値を控除した差額を画者の単純平均値で除した値として定義されるビッド・アスク・スプレッドの平均値の自然対数；*K-IFRS* = *K-IFRS* = *K-IFRS* を自発的に適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株時価総額の自然対数；*Log(Turnover_Average)* = 日次発行済株式総数の平均値の自然対数；*Log(Volatility)* = 日次株式リターン標準偏差の自然対数；*Log(Free Float)* = *t*期の浮動株比率(1 - 発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率 ÷ 100)；*IMR* = Heckman (1979) 型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比；*Industry Dummies* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*IStage VariablesExceptER* = Heckman (1979) 型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる5つの変数を除外した諸変数；であり、下添字*i*は、企業を表している。

^bTurnover Model :

$$\text{Turnover_Median}_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \cdot K\text{-IFRS}_i \times \text{Log(Size_Mcap)}_i + \beta_3 \cdot \text{Log(Size_Mcap)}_i + \beta_4 \cdot \text{Free Float}_i + \beta_5 \cdot \text{Volatility}_i + \beta_6 \cdot \text{JMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + I(\text{Stage Variables Except ER}) + \varepsilon_i$$

ただし、*Turnover_Median* = 日次取引高 / 日次発行済株式総数 (日次取引高 / 日次発行済株式総数) の中央値；*K-IFRS* = *K-IFRS* を自発的に適用した企業である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t* 期の普通株式時価総額の自然対数；*Free Float* = *t* 期の浮動株比率 (1 - 発行済株式数の 5% 以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率 ÷ 100)；*Volatility* = *Industry Dummies* = 標準偏差；*JMR* = Heckman (1979) 型の 2 段階トリートメント効果モデルの第 1 段階目のプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比；*Industry Dummies* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；*I(Stage Variables Except ER)* = Heckman (1979) 型の 2 段階トリートメント効果モデルの第 1 段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる 5 つの変数を除外した諸変数；であり、下添字 *i* は、企業を表している。

^cVolatility Model :

Volatility = $\beta_0 + \beta_1 \cdot K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \cdot K\text{-IFRS}_i \times \text{Log(Size_Mcap)}_i + \beta_3 \cdot \text{Log(Size_Mcap)}_i + \beta_4 \cdot \text{Free Float}_i + \beta_5 \cdot \text{Beta}_i + \beta_6 \cdot \text{JMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + I(\text{Stage Variables Except ER}) + \varepsilon_i$ ；ただし、*Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差；*K-IFRS* = *K-IFRS* を自発的に適用した企業である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t* 期の普通株式時価総額の自然対数；*Free Float* = *t* 期の浮動株比率 (1 - 発行済株式数の 5% 以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率 ÷ 100)；*Beta* = *t* 期の株式ベータ；*JMR* = Heckman (1979) 型の 2 段階トリートメント効果モデルの第 1 段階目のプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比；*Industry Dummies* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；*I(Stage Variables Except ER)* = Heckman (1979) 型の 2 段階トリートメント効果モデルの第 1 段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる 5 つの変数を除外した諸変数；であり、下添字 *i* は、企業を表している。 * 10%水準で有意 ** 5%水準で有意

ついて分析を行った。分析結果は以下の通りである。

第 1 に、平均的にみると、*K-IFRS* を自発的に適用した企業と *K-GAAP* を継続適用している企業の間情報非対称性に有意な差は観察されないことが確認された。

第 2 に、*K-IFRS* の自発的適用が情報の非対称性の低下に寄与する単独効果 (stand-alone effect) は認められるものの、その効果は規模が大きく優れた情報環境を有する企業ほど弱まることが確認された。これらの発見事項は、*K-IFRS* の自発的適用に伴い情報開示が改善し投資家間の情報の非対称性が有意に低下すると期待できるのは、規模が小さく情報環境が脆弱な企業に限定されることを示唆している。このことは、*DID* 推定と *DID-PSS* 推定といった時系列での変化にもとづいた検証を行った場合にも首尾一貫しており、本稿の分析結果には相関関係のみならず、因果関係もまた存在すると考えられる。

もともと、本稿は韓国企業の *K-IFRS* 導入効果を検証したものであり、2011年度から実施された全上場企業への強制適用が決定した後に *K-IFRS* を自発的に適用した企業を取り扱っている。一方で、日本の場合には、現時点ではまだ *IFRS* の強制適用を決定していない。したがって、韓国の *K-IFRS* 自発的適用企業と日本の *IFRS* 自発的適用企業ではその性質が異なる可能性があり、本稿で得られた証拠をそのまま日本企業に当てはめることには注意を要する。それにも関わらず、本稿には以下のような貢献があると考えられる。

1 つ目は、実務的貢献である。つまり、本稿で得られた証拠は *K-IFRS* の自発的適用が企業の資本コストを構成する有意な要素とされるビッド・アスク・スプレッド (Amihud and Mendelson 1986 ; Amihud and Mendelson 1989) に与える

影響を検証している点で、IFRSを適用している企業またはIFRSの適用を予定している企業の関心を引くと考えられる。

2つ目は、実践的貢献である。つまり、本稿はHeckman型の2段階トリートメント効果モデルを用いる際の排除制約を満たす変数の重要性(Lennox et al. 2012)を認識し、その選択に関する知見を与えている点で、Heckman型のトリートメント効果モデルを用いる今後の研究への実践的な示唆を有すると期待される。

3つ目は、学術的な貢献である。つまり、本稿はK-IFRSの自発的適用が情報の非対称性に及ぼす影響は企業間で異なることを示している点で、K-IFRS導入の経済効果に関する研究の蓄積、およびIFRS適用の効果に関する近年の議論に貢献するものである。また、本稿はK-IFRSの自発的適用が投資家間の情報の非対称性に与えた影響を検証しており、その1つの代理変数としてビッド・アスク・スプレッドを用いた分析を行っている。この点で、本稿はマーケット・マイクロストラクチャーの分析手法を援用した会計学、および財務報告の公平性を評価する実証会計学の文献の蓄積に貢献するものである。

ただし、本稿の分析では解明しきれていない点も存在する。1つ目は、K-IFRSの適用効果が非線形である可能性を考慮できていない点である。例えば、極めて規模の小さい企業の場合にはK-IFRSの自発的適用に伴うコストがベネフィットを上回る可能性があり、それによって投資家間の情報の非対称性がむしろ悪化する可能性もある。このため、小企業であればあるほどK-IFRS自発的適用の効果が大きいというわけではなく、その効果が最大となるような企業規模が存在するかもしれない。しかし本稿ではそうした観点からの分析が十分に行われていないため、本稿で得られたK-IFRS適用のベネフィットに関する解釈に

あたっては注意が必要である。2つ目は、大企業については投資家間の情報の非対称性がむしろ悪化した可能性があることである。本稿はその増分の効果が次第に低減するという対数関数の特性を考慮しこの点についての積極的な議論は行っていない。しかし、Bushee and Noe (2000)は、情報開示の改善が短期的な売買を行う機関投資家による取引を促し、株式リターンのボラティリティを増大させることを示している。また、機関投資家は優れた情報処理能力と私的な情報収集能力を有する洗練された投資家であり(音川 2009)、一般に大企業ほど機関投資家が主導する取引の割合が高いことが知られている(Foster et al. 1984; Walther 1997; Lee and Radhakrishna 2000; Bhattacharya 2001)。このため、K-IFRSの自発的適用に伴い情報開示が改善された結果、短期的な売買を行う機関投資家の取引が促され、結果的に大企業の場合には洗練された投資家である機関投資家とそうでない一般投資家の間で、情報の非対称性がむしろ悪化したかもしれない。しかし、この点については今後の更なる精緻な検討が必要と思われる。このため、このような扱いきれなかった点に関しては今後の検証課題としたい。

《注》

- 1) K-IFRSとは、韓国国内の法体系上の効力を持たせるために、法的権威のある機関が公式的な手続きを経ることで韓国の会計基準として採用された国際会計基準(International Financial Reporting Standards: 以下IFRS)である(金融監督院 2009)。
- 2) IFRSの自発的適用は早期適用と任意適用とに区分される。任意適用とは、IFRSの強制適用が決定する前にIFRSを自発的に適用する適用のタイプのことを指しており、早期適用とはIFRSの強制適用が決定した後に、強制適用時にIFRSを自発的に適用する適用のタイプのことを指している。したがって、厳密にいうと日本におけるIFRSの自発的適用企業は全て任意適用企業となり、韓国におけるそれは全て早期適用企業となる。本稿では、IFRSの任意適用と早期適用を比較するような分析は行っていないことから両者を含む意味で自発的適用という用語を用いるが、厳密にい

えば早期適用と任意適用の用語は区別されることには注意されたい。

- 3) 本稿は2010年度のデータを用いており、2010年6月1日から2011年5月31日までをビッド・アスク・スプレッド、売買回転率、および日次株式リターンボラティリティの測定期間としている。これは、K-IFRSを自発的に適用した企業には、半期・四半期財務報告もまたK-IFRSに基づいて作成することが要求されるため、この影響をも捉えようとしたためである。具体的には、韓国の場合には12月決算であることが一般的であり、半期・四半期財務報告については各半期・四半期終了後45日以内に半期・四半期財務報告書を提出すること、および年次財務報告については会計年度終了後60日以内に年次財務報告書を提出することが原則である。ただし、K-IFRSを適用した企業のうち連結財務諸表を作成する企業については（自発的適用の場合と強制適用の場合の双方の場合を含む）、K-IFRSを適用してからの最初の2年間はK-IFRSに基づいた半期・四半期財務報告書の提出期限を各半期・四半期終了後60日以内としている。すなわち、K-IFRSを2009年度または2010年度に自発的に適用した韓国企業のうち連結財務諸表を作成する企業（48社/57社=約84%）の2010年度第1四半期中間財務報告書の提出期限は2010年5月31日になる。したがって、本稿で設定したビッド・アスク・スプレッドの測定期間は2010年度第1四半期中間財務報告書の影響から2010年度年次財務報告（2010年度年次財務報告書の提出期限：2011年3月31日）の影響を捉えている一方で、2011年度第1四半期中間財務報告（2011年度第1四半期中間財務報告書の提出期限：2011年5月31日）の影響は排除していることになる。ただし、K-IFRSを自発的に適用した企業の中にも連結財務諸表を作成しない企業が約16%（9社/57社）ほど存在しており、そうした企業の場合には本稿で設定した測定期間のうち最初と最後の15日については測定誤差が生じることになる。
- 4) Leuz and Verrecchia (2000) は、企業の内部者の存在がビッド・アスク・スプレッドに及ぼす影響をコントロールするために浮動株比率を彼らのモデルに組み込んでいる。韓国は企業について5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率に関する情報を開示することを義務付けている。このため、本稿では発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率に基づいて浮動株比率を算定している。
- 5) 最良気配価格は時々刻々と変化するものであるが、韓国取引所は取引日の終了時点における気配情報しか販売していない。そのため、本稿では日々の終了時点の気配情報に基づいてビッド・アスク・スプレッドを計算している。
- 6) ニューヨーク証券取引所 (NYSE) やナスダック (NASDAQ) とは異なり、韓国証券取引所 (KSE) とコスダック (KOSDAQ) は東京証券取引所と同様にオーダー・ドリブン型の市場構造をもつ。したがって、売り気配値や買い気配値を提示するスペシャリストやマーケット・メーカーは存在しない。韓国証券取引所とコスダックの市場構造

については、Eom (2011) を参照されたい。

- 7) Lennox et al. (2012) は2000年以来、会計学分野において Heckman (1979) のオリジナルのサンプル選択モデル、およびそれを応用した2段階トリートメント効果モデルを用いた文献に関する検討を行い、検討された研究のほとんどが第1段階目のプロビット推定に含まれた独立変数を第2段階の推定の際に含めていないことを問題視している。この場合、第1段階目のプロビット推定に含まれた独立変数が第2段階の推定における従属変数と相関関係を有している可能性が高く、第1段階目のプロビット推定で計算された逆ミルズ比は当該独立変数の影響をすでに反映しているため、第2段階の推定において第1段階目のプロビット推定に含まれた独立変数を省略することは、IMRと第2段階の推定における従属変数間の機械的な同時相関関係 (mechanical contemporaneous relation) を生じさせる可能性が高いからである。さらに、仮に第1段階目のプロビットの推定に含まれた独立変数を第2段階の推定の際に含めるとしても、推定されたIMRの係数は多重共線性の問題の影響を受けやすいため、彼らが考えるこの種の問題への最善の解決策は、第1段階の推定において t 期の変数ではなく第2段階の推定における従属変数との機械的な同時相関関係の程度が弱い $t-2$ 期の変数を用いること、加えて当該変数を第2段階の推定にも独立変数として含めることであると助言している。したがって、本稿の分析においても Lennox et al. (2012) での指摘事項、および企業のK-IFRSを自発的に適用するか否かに関する意思決定はK-IFRSを自発的に適用することによる経済的ベネフィットが（もしあれば）実在化するよりも前に行われることを考慮し (Maddala 1991)、1段階目のプロビット推定を行うにあたってK-IFRSを2010年度に自発的に適用した企業については2009年度末のデータを、2009年度にK-IFRSを自発的に適用した企業については2008年度末のデータをそれぞれ用いている。ただし、K-IFRS=0の企業については2009年度末のデータが用いられている。これは、本稿がクロスセクション分析を行っているため、データを一直線に揃える必要があったからである。つまり、本稿の第1段階目のプロビット推定の際には2009年度にK-IFRSを自発的に適用した企業のみが2008年度末のデータに基づくことになる。本稿ではこうした問題を回避するために、第1段階目のプロビット推定を行うにあたって2009年度にK-IFRSを自発的に適用した企業、2010年度にK-IFRSを自発的に適用した企業、およびK-IFRS非適用企業の全てについて2008年度末のデータを用いた分析も行って見たが、IMRの係数が有意ではなくなることを除くと第4節で提示する結果と質的に同様の結果が得られている。ただし、IMRの係数が有意ではなくなるのは、K-IFRSを2010年度に自発的に適用した企業が57社のうち44社でK-IFRS自発的適用企業全体の大多数を占めることから、 $t-2$ 期のデータを用いることで第1段階目の推定の説明力が弱まったことに起因しているものと考えられる。
- 8) *Goodwill*もK-GAAPとK-IFRSの間に存在する会計基準

の違いを表す変数であるものの、本稿は*Goodwill*を第2段階目の推定の際に除外していない。K-GAAPはのれんに対する規則償却かつ減損処理を要求していたが、K-IFRSはのれんに対する減損処理のみを要求している。のれんの減損損失の認識タイミングについては不確実性が高いと仮定すると、*Goodwill*の値が高い企業ほど将来に減損損失が認識された場合に利益のボラティリティが高まる可能性が高く、それは株式リターンへのボラティリティにも影響を与えると考えることができる。つまり、K-GAAPのもとでの*Goodwill*の値は、将来の株式リターンのボラティリティに影響を与えうる潜在的な要因と考えることができるのである。こうした影響は、日次株式リターンのボラティリティがコントロール変数として組み込まれているビッド・アスク・スプレッド・モデルと売買回転率モデルにおいても表われうるが、当該変数を従属変数とするボラティリティ・モデルにおいてより顕著であると考えられる。こうした理由により、会計基準の違いを表す他の諸変数とは違って、本稿は*Goodwill*を第2段階目の推定の際にも組み込んでいる。

- 9) 韓国におけるK-IFRS自発的適用企業は計62社であるものの、そのうちSD (KOSDAQ市場上場企業)は2010年6月に上場廃止となったため、2010年度の初期サンプルには含まれていない。
- 10) KOSDAQは、韓国の店頭取引市場のことであり、米国のNASDAQや日本のJASDAQに該当するものである。
- 11) ここでいう2010年度とは、2010年1月から2010年12月までに決算を迎えた会社を示す。
- 12) 韓国企業の決算月は12月であることが一般的であり、2010年度を基準で全上場企業 (KSE + KOSDAQ) 1,806社のうち、約94%が12月決算企業である。
- 13) *K-IFRS*と*K-IFRS*×*Log (Size_Mcap)*の係数の解釈の仕方については、Giroud and Mueller (2010)、p.318~319に倣っている。
- 14) Leuz and Verrecchia (2000) においても同様の傾向が観察されている。
- 15) 本稿では「自発的適用後の期間」という用語を、「K-IFRSの自発的適用企業がK-IFRSに基づいて財務報告を行っている期間」という意味で用いており、「自発的適用前の期間」という用語を「K-IFRSの自発的適用企業がK-GAAPに基づいて財務報告を行っていた期間」という意味で用いている。このため、「自発的適用後の期間」には「自発的適用初年度」も含まれることに注意されたい。また、本稿が「自発的適用後の期間」について2010年度のデータを用いているのは、主分析におけるクロスセクション分析とのサンプルの整合性を保つためである。さらに、本稿が「2011年度以降の期間」を「自発的適用後の期間」に含めていない理由は、韓国では2011年から全上場企業に対してK-IFRSの強制適用が実施されており、2010年度まではK-GAAPに基づいて財務報告を行っていた本稿のコントロール企業が全てK-IFRSに転換し、本稿のリサーチ・デザイン上のコントロール企業がもはや存在しなくなるためである。

- 16) K-IFRS自発的適用前の期間を2005年度からにしたのは、Fn Guide社から取得した浮動株比率の計算に必要な株式所有構造に関するデータが2005年からしか利用できないからである。
- 17) 本稿で指定したexclusion restrictionsは、*Revalue*、*Retire*、*Forexch*、*Deriva*、*Consol*の計5つである。そのため、感応度分析の際に考えられる組み合わせとしては31の組み合わせ (${}_3C_1+{}_5C_2+{}_5C_3+{}_5C_4+{}_5C_5$) が出てくる。本稿は紙幅の関係で31の組み合わせ全てについての推定結果は表記していないものの、本稿では表記していない残りの26の組み合わせについて、以下に示す推定結果と質的に同様の結果を得ている。

《引用文献》

- Amihud, Y., Mendelson, H., 1986. Asset Pricing and the Bid-Ask Spread. *Journal of Financial Economics* 17, 223-249.
- Amihud, Y., Mendelson, H., 1989. The Effects of Beta, Bid-Ask Spread, Residual Risk, and Size on Stock Returns. *The Journal of Finance* 44, 479-486.
- Atanasov, V., Black, B., 2014. Shock-Based Causal Inference in Corporate Finance Research. Working Paper.
- Atiase, R. K., 1985. Predisclosure Information, Firm Capitalization, and Security Price Behavior Around Earnings Announcements. *Journal of Accounting Research* 23, 21-36.
- Ball, R., Kothari, S. P., Robin, A., 2000. The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 29, 1-51.
- Ball, R., Robin, A., Wu, J., 2003. Incentives versus Standards: Properties of Accounting Income in Four East Asian Countries. *Journal of Accounting and Economics* 36, 235-270.
- Bartov, E., Bodnar, G. M., 1996. Alternative Accounting Methods, Information Asymmetry and Liquidity: Theory and Evidence. *The Accounting Review*, 397-418.
- Bhattacharya, N., 2001. Investors' Trade Size and Trading Responses Around Earnings Announcements: An Empirical Investigation. *The Accounting Review* 76, 221-244.
- Bushee, B., Noe, C., 2000. Corporate Disclosure Practices, Institutional Investors, and Stock Return Volatility. *Journal of Accounting Research* 38, 171-202.
- Card, D., 1990. The Impact of Mariel Boatlift on the Miami Labor Market. *Industrial and Labor Relations Review* 43, 245-257.
- Card, D., Krueger, A., 1994. Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *The American Economic Review* 84, 772-793.
- Copeland, T., Galai, D., 1983. Information Effects on the Bid-Ask Spread. *The Journal of Finance* 38, 1457-1469.

- Dechow, P. M., Sloan, R. G., Sweeney, A. P., 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70, 193-225.
- Diamond, D., Verrecchia, R., 1991. Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital. *The Journal of Finance* 46, 1325-1359.
- Eom, K. S., 2011. Market Microstructure in the Korean Financial Markets: A Survey. *Asian Review of Financial Research* 24, 525-620.
- Foster, G., Olsen, C., Shevlin, T., 1984. Earnings Releases, Anomalies, and the Behavior of Security Returns. *The Accounting Review* 59, 574-603.
- Freeman, R., 1987. The Association between Accounting Earnings and Security Returns for Large and Small Firms. *Journal of Accounting and Economics* 9, 195-228.
- Giroud, X., Mueller, H. M., 2010. Does Corporate Governance Matter in Competitive Industries? *Journal of Financial Economics* 14, 71-100.
- Glosten, L., Milgrom, P., 1985. Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders. *Journal of Financial Economics* 14, 71-100.
- Greene, W., 1997. *Econometric Analysis*. 3rd ed. Upper Saddle River, N.J.: Prentice-Hall.
- Hail, L., Leuz, C., 2007. Capital Market Effects of Mandatory IFRS Reporting in the EU: Empirical Evidence. Working Paper.
- 橋本尚, 2015. 『利用者指向の国際財務報告』, 同文館出版.
- Healy, P., Hutton, A., Palepu, K., 1999. Stock Performance and Intermediation Changes Surrounding Sustained Increases in Disclosure. *Contemporary Accounting Research* 16, 485-520.
- Heckman, J., 1978. Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System. *Econometrica* 46, 931-959.
- Heckman, J., 1979. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47, 153-161.
- 井上謙仁・石川博行, 2014. 「IFRSが資本市場に与えた影響」『証券アナリストジャーナル』第52巻第9号, 28-40.
- Jones, J. J., 1991. Earnings Management During Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research* 29, 193-228.
- 韓国取引所, 2011. 『投資家と共に読む国際会計基準(IFRS)』 Essay Publishing. [Printed in Korean]
- Kasznik, R., 1999. On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management. *Journal of Accounting Research* 37, 57-81.
- 金鐘勳, 2014. 「K-IFRSを自発的に導入した韓国企業の特徴：報告インセンティブを中心に」, 第73回日本会計研究学会自由論題報告.
- 金鐘勳, 2016. 「K-IFRSを自発的に適用した韓国企業の特徴」, 一橋大学日本企業研究センターワーキングペーパーシリーズ No.202. <http://hdl.handle.net/10086/27668>
- Kim, Y. S., 2011. The Effects of Early Adoption of K-IFRS on Information Asymmetry and Quality of Earnings. *Accounting Information Review* 29, 273-299. [Printed in Korean]
- King, R., Pownall, G., Waymire, G., 1990. Expectations Adjustment via Timely Management Forecasts: Review, Synthesis, and Suggestions for Future Research. *Journal of Accounting Literature* 9, 113-144.
- 金融監督院, 2009. 『国際会計基準の理解と導入準備〔改正補充版〕』, 金融監督院会計制度室. [Printed in Korean]
- Kothari, S. P., Leone, A. J., Wasley, C. E., 2005. Performance Matched Discretionary Accrual Measures. *Journal of Accounting and Economics* 39, 163-197.
- Kyle, A. S., 1985. Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica* 53, 1315-1335.
- Lang, M., Lundholm, R., 1993. Cross-Sectional Determinants of Analyst Ratings of Corporate Disclosures. *Journal of Accounting Research* 31, 246-271.
- Lang, M., Lundholm, R., 1996. Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior. *The Accounting Review* 71, 467-492.
- Lang, M., Lundholm, R., 2000. Voluntary Disclosure and Equity Offerings: Reducing Information Asymmetry or Hying the Stock? *Contemporary Accounting Research* 17, 623-662.
- La Porta, R., Lopez-De-Silanes, F., Shleifer, A., 2008. Economic Consequences of Legal Origins. *Review of Financial Studies* 46, 285-332.
- Lee, C. M. C., Radhakrishna, B., 2000. Inferring Investor Behavior: Evidence from TORQ Data. *Journal of Financial Markets* 3, 83-111.
- Lennox, C., Francis, J., Wang, Z., 2012. Selection Models in Accounting Research. *The Accounting Review* 87, 589-616.
- Leuz, C., Verrecchia, R., 2000. The Economic Consequences of Increased Disclosure. *Journal of Accounting Research* 38, 91-124.
- Leuz, C., 2003. IAS Versus U.S. GAAP: Information Asymmetry-Based Evidence from Germany's New Market. *Journal of Accounting Research* 41, 445-472.
- Leuz, C., Nanda, D., Wysocki, P., 2003. Earnings Management and Investor Protection: an International Comparison. *Journal of Financial Economics* 69, 505-527.
- Leuz, C., Wysocki, P., 2008. Economic Consequences of Financial Reporting and Disclosure Regulation: A Review and Suggestions for Future Research. Working paper.
- Leuz, C., 2010. Different Approaches to Corporate Reporting Regulation: How Jurisdictions Differ and Why. *Accounting and Business Research* 40, 229-256.
- Lev, B., 1988. Toward a Theory of Equitable and Efficient Accounting Policy. *The Accounting Review* 63, 1-22.
- Levitt, A., 1998. The Importance of High Quality Accounting Standards. *Accounting Horizons* 12, 79-82.
- Maddala, G. S., 1991. A Perspective on the Use of Limited-Dependent and Qualitative Variables Models in Accounting

- Research. *The Accounting Review* 66, 788-807.
- Mitra, S. A., Cready, W. M., 2005. Institutional Stock Ownership, Accrual Management, and Information Environment. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 20, 257-286.
- 音川和久, 2009. 『投資家行動の実証分析－マーケット・マイクロストラクチャーに基づく会計学研究』, 中央経済社.
- Qiu, J., Yu, F., 2009. The Market for Corporate Control and the Cost of Debt. *Journal of Financial Economics* 93, 505-524.
- 桜井久勝, 2009. 「会計制度設計の実証的評価規準」『国民経済雑誌』第200巻第5号, 1-16.
- 桜井久勝, 2012. 「ビッド・アスク・スプレッドによる実証の薦め」『会計』第181巻第5号, 599-612.
- Seo, R. J., Cho, S. P., 2011. A Case Study on Application and Disclosure of the Principle-Based Standards in K-IFRS Adoption Companies. *Korean Accounting Journal* 20, 393-426. [Printed in Korean]
- Skinner, D., 1994. Why Firms Voluntarily Disclose Bad News. *Journal of Accounting Research* 32, 38-60.
- Song, I. M., Yang, D. H., Kim, I. S., 2010. IFRS Early Adoption: Firm Characteristics and Financial Statement Effects. *Korean Accounting Journal* 19, 345-370. [Printed in Korean]
- 須田一幸, 2008. 「財務報告の効率性と公平性」『会計』第173巻第1号, 64-81.
- Verrecchia, R., 2001. Essays on Disclosure. *Journal of Accounting and Economics* 32, 97-180.
- Walther, B. R., 1997. Investor Sophistication and Market Earnings Expectations. *Journal of Accounting Research* 35, 157-179.
- Welker, M., 1995. Disclosure Policy, Information Asymmetry, and Liquidity in Equity Markets. *Contemporary Accounting Research* 11, 801-827.
- White, H., 1980. A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica* 48, 817-838.

地方銀行の貸倒引当金繰入額に係る 裁量的調整行動*

Discretionary behavior through loan loss provision in the Japanese banking industry

梅 澤 俊 浩 (北九州市立大学 准教授)
Toshihiro Umezawa, The University of Kitakyushu

2015年6月2日受付；2015年9月26日および10月23日改訂稿受付；

2015年11月12日最終稿受付；2015年12月28日論文受理

要 約

本研究の目的は、日本の銀行業の貸倒引当金繰入額の裁量的調整行動を分析することである。日本の貸倒引当金繰入額は主に一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額から構成されている。邦銀を対象とした研究の独自性は、一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額のデータと、それらの引当対象債権のデータを利用できる点にある。本研究は、それらのデータを利用して、地方銀行の経営者の貸倒引当金繰入額の調整行動を分析している。その結果、第一に、一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額の調整を使った利益平準化仮説を支持する証拠を得ている。第二に、個別貸倒引当金繰入額の調整を使ったシグナリング仮説を支持する証拠を得ている。第三に、特定の実証モデルの推定結果に限るという条件付であるが、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説を支持する証拠を得ている。

Summary

The purpose of this research is to investigate discretionary behavior of bank manager through loan loss provision (i.e. LLP) in the Japanese banking industry. In Japan, LLP mainly consists of general loan loss provision (i.e. GLLP) and specific loan loss provisions (i.e. SLLP). Using dataset of Japanese regional bank, I examine discretionary behavior of bank managers by developing LLP model, GLLP model and SLLP model. I find evidence that: (i) bank managers manage GLLP and SLLP to smooth earnings, (ii) SLLP is positively related with future earnings changes consistent with signaling results, and (iii) GLLP is used for capital management, but this result depend on specific GLLP models.

1. はじめに

銀行業は、自己資本比率を中核とする健全性規制の下で、財務の健全性を維持しつつも、リスクを取って金融仲介を行い、収益を上げている。金融制度設計のあり方を検討するには、その規制のもとで銀行の経営者がどのような行動をとるかについて考えておく必要がある。会計ルールは経営

者に会計数値の見積もりについて一定の裁量を与えており、経営者はその裁量の範囲内で会計数値を調整できる。それゆえ、銀行の経営者は、その裁量の範囲内で、機会主義的に貸倒引当金繰入額を調整したり、私的情報を市場に伝達するために貸倒引当金繰入額を調整したりするのである。

先行研究の多くは、米国の銀行を対象にして、自己資本比率調整仮説、利益平準化仮説およびシ

*本論文の作成にあたり、2名の匿名の査読委員から非常に有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝申し上げる。

グナリング仮説などの検証を通じて、銀行経営者の貸倒引当金繰入額の調整行動の証拠を報告している。しかし、各国の規制の制度的枠組みは異なっている。そのため、日本の規制の制度的枠組みは、日本の銀行経営者に、諸外国の銀行経営者とは異なる、貸倒引当金繰入額の調整インセンティブを付与している可能性があり、それは検証すべき課題である。そこで、本研究は、日本の銀行経営者の貸倒引当金繰入額の調整行動を分析する。

米国の制度と比較すると、日本の貸倒引当金は、主として一般貸倒引当金および個別貸倒引当金から構成されている点に特徴がある。一般貸倒引当金は、信用リスクが低い債権を対象に、過年度の実績に基づく予想損失率を使って、総括的に算定がなされる。一般貸倒引当金は、非期待損失の備えとしての資本と位置づけられるため、自己資本比率の算定の際に分子への算入が認められている。他方で、個別貸倒引当金は、信用リスクが高い債権を対象に、債務者別に算定がなされる。個別貸倒引当金は、期待損失に対応する不良債権処理コストと位置づけられるため、自己資本比率の算定に際して分子への算入が認められない一方で、分母から控除される。

この制度上の相違は、銀行の経営者に、一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額のそれぞれに対して異なる調整インセンティブを付与しているものと予測される。しかし、日本の銀行を対象とした先行研究は、この貸倒引当金の制度的特徴を十分に考慮することなく、貸倒引当金繰入額の調整行動を分析している。そのため、銀行経営者の一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額の調整行動の相違は明らかになっていない。そこで、本研究は、日本の制度的特徴を明示的に考慮に入れて分析を行なうことによって、先行研究の拡張を試みる。

本研究の発見事項は次のとおりである。第一

に、利益平準化仮説と整合的な結果が得られた。銀行経営者は、一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額のそれぞれを調整して、利益の平準化を行っている。第二に、シグナリング仮説と整合的な結果が得られた。銀行経営者は、翌期の業績が高いほど、個別貸倒引当金繰入額を増やしている。この結果は、追加的な不良債権処理コストが割に合う、将来の高業績銀行の経営者が、個別貸倒引当金繰入額を増やして、シグナルを送っていることを示唆している。第三に、特定の実証モデルの推定結果に限るという条件付であるが、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説と整合的な結果が得られた。調整前の自己資本比率が低い銀行の経営者ほど、一般貸倒引当金繰入額を積み増して、自己資本比率を高めている。

本研究の貢献は、現在の自己資本比率規制の制度的枠組みが定着しはじめた2001年度以降を対象として、地方銀行の経営者の貸倒引当金繰入額の調整行動を、その構成要素レベルで分析した点にある。一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額の制度上の相違を明示的に考慮に入れて分析することで、地方銀行の経営者の貸倒引当金繰入額の調整行動の実態を明らかにした。資産査定と償却・引当の結果は、公認会計士による外部監査を経て、金融庁の金融検査によってその正確性が評定される。それゆえ、本研究で得られた知見は、金融庁の政策や公認会計士の監査実務に有益な証拠を提供すると期待される。

本論文の構成は以下のとおりである。2.において、規制の制度的枠組みを概説してから、3.において、仮説を設定する。次に、4.のリサーチデザインにおいて、仮説検定のための実証モデルを構築し、分析に使用するデータを説明する。さらに、5.において、分析結果の報告を行い、6.において追加分析の結果を報告する。最後に、7.において、

本研究の要約と今後の展望を述べる。

2. 銀行業の規制の制度的枠組み

銀行業は規制産業である。それゆえ、規制の制度的枠組みが銀行経営者の貸倒引当金繰入額の調整インセンティブに影響を及ぼすものと考えられる。バーゼル銀行監督委員会は、1988年に、自己資本比率規制の国際統一基準を合意した（つまり、バーゼル I）。佐藤（2007）は、自己資本比率規制の変遷について、(1) 早期是正措置など一連の措置が導入される以前の1991年度から1997年度までを限定適用期、(2) それら一連の措置が導入され預金保険法の包括改正で枠組み整備が一段落する1998年度から2000年度までを枠組み強化期、そして、(3) それらの枠組み強化が定着していく2001年度以降を枠組み定着期としている。本節では、佐藤（2007）の分類に基づいて、日本の銀行業の規制の制度的枠組みについて概説する。

2.1 限定適用期：1991年度-1997年度

日本では、このバーゼル I は1991年3月期から早期適用が開始され、1993年3月期から本格適用となっている。しかし、日本の自己資本比率規制は、国際基準と国内基準の二本立てによる枠組みでスタートした。適用の対象となる銀行は、海外営業拠点を有して国際業務に携わる銀行（以下、国際基準行）のみであった。国際基準行には、連結ベースで算出されたリスクアセット基準の自己資本比率が8%以上であることが要求されてはいたものの、目標基準比率への未達は具体的な行政措置の発動と結びついていなかった。他方で、国際基準行以外の銀行（以下、国内基準行）に適用された指標は、大蔵省の基本通達による単独ベースのギアリング・レシオのままであった¹⁾。監督当局は、国内基準行に、その指標を一定水準以

上とするようにと行政指導をするに留まっていた。

資産査定や償却・引当ルールは、自己資本比率の正確性を担保するためのインフラである。しかし、この期間において、そのインフラの整備は不十分なままであった。従来の銀行会計は、銀行法、通達と行政指導によって規制されていた（つまり、事前規制型の金融行政）。銀行は、大蔵省通達である「決算経理基準」と「不良債権償却証明制度」のもと、法人税法規定に沿った不良債権処理会計が求められていた²⁾。そのため、資産査定（つまり、債務者区分と資産分類）は大蔵省が担当し、償却・引当の実務は、税法の繰入基準の規定に則って、法人税法上の無税償却要件を満たすものを中心に実施されていた。よって、限定適用期において、償却・引当実務は、税法基準に制約されていたため、有税の償却・引当インセンティブを付与する制度的枠組みはなかった。その結果、1990年代後半の不良債権処理が問題となっていた頃は、実態に比して貸倒引当金の計上不足の状況、つまり、信用リスクに比して過少な貸倒引当金の計上が一般的であった。

2.2 枠組み強化期：1998年度-2000年度

1998年4月から、金融監督行政の中核的手法となる早期是正措置制度³⁾が導入され、自己資本比率の目標基準比率への未達は具体的な行政措置の発動と結びついた。それに対応して、自己資本比率規制、金融行政のあり方および銀行会計が変更された。まず、国内基準行にもバーゼル I に準拠した自己資本比率が適用されることになった。そして、1999年3月期から国際統一基準も国内基準も連結・単体基準の自己資本比率規制に係る規定が整備された。なお、国際基準行には8%以上、国内基準行には4%以上の自己資本比率が要求されている。

次に、金融行政が、従来の事前指導型から、自己資本比率という客観的な指標を用いた事後チェック型に転換した。1998年に金融監督庁（現、金融庁）が発足し、「正確な事実認識に基づきルールに則った透明性の高い行政を目指す」という目標が明示的に意識され、推進されるようになった（佐藤 2010）。早期是正措置制度の前提は、銀行の資産内容の実態ができる限り正確かつ客観的に反映された財務諸表が作成され、これに基づき正確な自己資本比率が算出されることである。早期是正措置導入を契機に、資産査定は大蔵省が行うものから、銀行自らが自己査定基準を設定したうえで、債権回収の危険性の度合いに応じて債権を分類することになった。

さらに、銀行会計も制度変更がなされた。1998年6月の全国銀行協会連合会通達「銀行業における決算経理基準について」により、銀行の貸倒引当金は、一般貸倒引当金（General Loan Loss Allowance: GLLA）、個別貸倒引当金（Specific Loan Loss Allowance: SLLA）、特定海外債権引当勘定⁴⁾を総称するものとなった⁵⁾。償却・引当も、法人税法の規定にとらわれることなく、自己査定の結果を踏まえて、会社法や企業会計原則等に基づき、各行が定める基準に従って実施されることとなった。そして、1999年7月の預金等受入金融機関に係る検査マニュアル（以下、金融検査マニュアル）の発出によって、資産査定、償却・引当および自己資本比率が整合性を持って連動することになった。よって、この新しい制度的枠組みは、銀行経営者に特定の目的のために貸倒引当金繰入額を調整するインセンティブを付与している可能性がある。

2.3 枠組み定着期：2001年度以降

2001年度以降の枠組み定着期では、枠組み強化期で整備された制度的枠組みの実施面に重点が

シフトした。ここでは、監督当局および監査法人の対応についてそれぞれ説明する。

2002年10月の「金融再生プログラム」の「新しい金融行政の枠組み」において、「早期是正措置の厳格化」と「早期警戒制度の活用」が示された。まず、早期是正措置に係る業務改善命令を受けた銀行は、それまでの原則3年から原則1年で自己資本比率を改善することとなった。次に、早期是正措置を補強する予防的対応として、早期警戒制度が、2002年12月に導入された。これらによって施策の実効性が高められた。

早期警戒制度は、早期是正措置の対象とならない銀行であっても、監督当局による日常のモニタリングによって、将来的に問題が顕在化する兆候のある銀行を洗い出し、その銀行に早目の対応を促すものである。監督当局は、早期警戒制度の設定基準に応じて、(1) 収益性、(2) 安定性および(3) 資金繰りの改善が必要な銀行に対して、ヒアリング等を行う。そして、もし必要があれば、銀行法第24条に基づいた報告を求めることを通じて、改善を促すものとされている⁶⁾。つまり、早期警戒制度で設定された基準に該当する場合であっても、監督当局が必ずしも直ちに経営改善を求めるというわけではない。しかし、早期警戒制度の導入は、早期是正措置の対象とならない銀行の経営者にも経営改善のプレッシャーを及ぼすものである。よって、早期警戒制度の導入は、早期是正措置の対象とならない銀行の経営者にも経営改善を推し進めるインセンティブを付与している可能性がある。

さらに、バーゼルⅡが2007年3月期から日本の銀行に適用となっている。バーゼルⅡでは、選択する信用リスクの計算方式によって、自己資本比率の算定における一般貸倒引当金と個別貸倒引当金の扱いは異なる。標準的手法を選択した場合は、バーゼルⅠと同様に、国際基準行はリスクア

セットの1.25%まで、国内基準行はその0.625%まで、一般貸倒引当金を自己資本のTier2に参入可能である⁷⁾。また、個別貸倒引当金もリスクアセット額から控除が認められる。本研究は、2007年3月期以降については、地方銀行が標準的手法を選択していることを前提に議論を進める。

また、この新しい制度的枠組みのもとでは、作成された財務諸表は、公認会計士による外部監査を経て、監督当局の金融検査⁸⁾によってその正確性が評定されるものとなっている。そこでの焦点のひとつは、信用リスクに見合った貸倒引当金が計上されていることである。実際に、銀行の経営破綻に対して、銀行に損害賠償を求める民事裁判で、虚偽記載の有無の判断において、貸倒引当金過少計上の有無がひとつの争点となっている（日本公認会計士協会 2013）。期待訴訟コストは、利益の過少計上よりも、利益の過大計上のほうが高い（例えば、St. Pierre and Anderson 1984; Lys and Watts 1994）。それゆえ、増加した法的責任は、監査人を過度に保守的な報告をするように促すかもしれない（例えば、Thoman 1996; Deng et al. 2012）。

もしそうであれば、監査人は、信用リスクに比して過少な貸倒引当金の計上を回避する一方で、信用リスクに比して過大な計上を促すインセンティブを持つと考えられる。よって、本研究は、新しい制度的枠組みのもとでは、銀行経営者は、信用リスクに比して貸倒引当金を過大に計上することはできるとしても、過少に計上することは難しいものと仮定して、議論を行うこととする。

3. 先行研究と仮説設定

銀行経営者の貸倒引当金繰入額の調整行動の検証は、自己資本比率調整仮説（例えば、Moyer 1990; Kim and Kross 1998; Ahmed et al. 1999;

奥田 2001; 矢瀬 2008）、利益平準化仮説（例えば、Ahmed et al. 1999; Kanagaretnam et al. 2003; 大日方 1998; 加藤 2004; 矢瀬 2008）およびシグナリング仮説（例えば、Wahlen 1994; Beaver and Engel 1996; 加藤 2004; 矢瀬 2008）の3つの仮説を中心に行われている。本節は、自己資本比率調整仮説、利益平準化仮説およびシグナリング仮説に加え、不良債権処理仮説の設定を行う。

3.1 自己資本比率調整仮説⁹⁾

本項は、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説を設定する。事後チェック型の金融行政において、自己資本比率の水準は早期是正措置の発動と結びついている。この行政措置発動に伴うコスト負担を避けるために、自己資本比率の低い銀行の経営者は、自己資本比率を高めるインセンティブを持つ（例えば、Moyer 1990; Kim and Kross 1998; Ahmed et al. 1999）。これは自己資本比率調整仮説と呼ばれる。

自己資本比率は、自己資本を分子とし、リスクアセットを分母として算定される¹⁰⁾。分子の自己資本は、会計上の株主資本を調整したものである。それは基本的項目（Tier1）、補完的項目（Tier2）および準補完的項目（Tier3）¹¹⁾の合計額から控除項目を控除して算定される。なお、Tier1は全額算入されるが、Tier2とTier3は、その合計額がTier1を上限として算入される。

しかし、バーゼル銀行監督委員会は、自己資本比率の構成要素およびその算定方法について、各国の法制度を考慮して、各国監督当局の裁量を認めている。米国の設定では、貸倒引当金は自己資本比率の分子にカウントされるので、貸倒引当金の積み増しは、自己資本比率を高めることとなる。そのために、自己資本比率の低い銀行の経営者は、自己資本比率を高めるために、裁量的に貸倒引当金繰入額を調整するインセンティブを持つのであ

る。米国の設定では、Moyer (1990)、Beatty et al. (1995)、Kim and Kross (1998)、Ahmed et al. (1999) は、自己資本比率調整仮説と整合的な実証結果を報告している。

日本の設定では、矢瀬 (2008) は、1998年度から2006年度までのデータを使って、都市銀行、地方銀行および第二地方銀行を対象にして、自己資本調整仮説を検証している。矢瀬 (2008) は、櫻川 (2006) を参考にして、1998年度から2001年度までを金融監督政策立ち上がり期、2002年度から2006年度までを金融監督行政機能期として、貸倒引当金繰入額の期待モデルを使って、それぞれの期間で仮説の検証を行っている。その結果、金融監督行政機能期においてのみ、期首の自己資本比率が高いほど、貸倒引当金繰入額が少ないことを見出している。しかし、日本の設定では、一般貸倒引当金と個別貸倒引当金の扱いは異なるため、矢瀬 (2008) のように貸倒引当金繰入額に焦点を当てた分析では、自己資本比率調整仮説を検証しているとはいえない。

日本の設定では、一般貸倒引当金繰入額は、費用なので、利益を減少させる。しかし、一般貸倒引当金は、非期待損失の備えとしての資本と位置づけられているため、上限付でTier2にカウントされる。よって、一般貸倒引当金の積み増しは、自己資本比率を高めることとなる。他方で、個別貸倒引当金繰入額も、費用なので、利益を減少させる。しかし、個別貸倒引当金は、期待損失に対応する不良債権処理コストと位置付けられているため、Tier2にカウントされない一方で、リスクアセットから控除される。そのため、後述するように、個別貸倒引当金の積み増しは、自己資本比率を低下させる。この相違は、経営者に2つの貸倒引当金に対して異なる調整インセンティブを付与していると考えられる。よって、日本の設定では、一般貸倒引当金繰入額と個別貸倒引当金繰入

額のそれぞれの期待モデルを使って、自己資本比率仮説を検証する必要がある。

奥田 (2001) は、1998年度および1999年度のデータを使って、地方銀行・第二地方銀行を対象に自己資本調整仮説を検証している。奥田 (2001) の貢献は、リスク管理債権を使って、一般貸倒引当金繰入額と個別貸倒引当金繰入額のそれぞれの期待モデルを構築して、自己資本比率調整仮説の検証をはじめて行なった点にある。奥田 (2001) は、自己資本比率が低い銀行ほど、一般貸倒引当金繰入額を増加させる、と仮説を設定している。しかし、自己資本比率調整仮説を支持する首尾一貫した証拠は得られていない。

そこで、本研究は、奥田 (2001) を参考に、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説を検証する¹²⁾。一般貸倒引当金（繰入額）は自己資本比率の分子のTier1にもTier2にも影響を及ぼすが、分母のリスクアセットには影響を及ぼさない。ここで、税率を τ とすると、一般貸倒引当金繰入額は一般貸倒引当金繰入額 $\times (1 - \tau)$ ¹³⁾だけTier1を減少させる。他方で、一般貸倒引当金は、上限付でTier2に算入できるので、その限度内である限り、一般貸倒引当金繰入額はその額だけTier2を増加させる。よって、ある特定の条件下では、一般貸倒引当金繰入額は自己資本比率に対して正の影響を持つ。

本研究は、銀行経営者が、その条件を考慮に入れた上で、一般貸倒引当金繰入額を調整できると仮定する。もしそうであれば、貸倒引当金繰入額を調整前の自己資本比率（つまり、調整前自己資本比率）が相対的に低い銀行の経営者ほど、一般貸倒引当金繰入額を調整して自己資本比率を高めるインセンティブが強いと予測される。よって、調整前自己資本比率が相対的に低い銀行の経営者は、調整前自己資本比率が相対的に高い銀行の経営者よりも、一般貸倒引当金繰入額を増やして自

己資本比率を高めるとの仮説が導かれる。

H 1 (G) : 調整前自己資本比率が相対的に低い銀行の経営者は、調整前自己資本比率が相対的に高い銀行の経営者よりも、自己資本比率を高めるために、一般貸倒引当金繰入額を増加させる。

3.2 不良債権処理仮説

本項では、個別貸倒引当金繰入額に係る不良債権処理仮説を設定する。はじめに、個別貸倒引当金が自己資本比率に及ぼす影響を説明する。個別貸倒引当金は分子にも分母にも影響を及ぼす。まず、分子への影響については、個別貸倒引当金繰入額は、個別貸倒引当金繰入額 $\times (1 - \tau)$ だけ Tier1 を減少させる。しかし、個別貸倒引当金の Tier2 への算入は認められていない。次に、分母への影響については、個別貸倒引当金の計上額と部分直接償却の実施額については、リスクアセット額から控除される。つまり、個別貸倒引当金繰入額は、その額だけ、リスクアセットを減少させる。このように、個別貸倒引当金繰入額は、個別貸倒引当金繰入額 $\times (1 - \tau)$ しか分子を減少させない一方で、その繰入額的全額が分母から控除される。しかしそれでも個別貸倒引当金の繰入は自己資本比率を低下させる¹⁴⁾。よって、個別貸倒引当金繰入額は不良債権処理コストである。

自己資本比率が最低所要比率に比して十分高い水準にある銀行であっても、監督当局の監視から開放されているわけではない。監督当局は、早期警戒制度に代表されるように、早期是正措置とは別に、様々な形で銀行と意思疎通を図りながら、銀行の経営者に、自助努力を促したり、インセンティブを付与したりして、財務の健全性の悪化が顕在化する前に、予防的な対応を取ることを促している（佐藤 2010）。よって、そのような監督当

局の予防的な対応は、銀行の経営者に、早期是正措置の発動基準に抵触しない程度までは、短期的な自己資本比率の低下を犠牲にしても、長期的な視点から、不良債権処理を加速するインセンティブを付与しているかもしれない。本研究は、これを不良債権処理仮説と呼ぶ。

もしそうであれば、次の2つのシナリオが考えられる。ひとつは、調整前自己資本比率が高い銀行は、財務の健全性に余裕があるので、不良債権処理を推し進めるといふシナリオである。もしそうであれば、調整前自己資本比率が相対的に高い銀行の経営者は、調整前自己資本比率が相対的に低い銀行の経営者よりも、財務体質に余裕があるので、不良債権処理を加速するインセンティブが強い。よって、調整前自己資本比率が相対的に高い銀行の経営者は、調整前自己資本比率が相対的に低い銀行の経営者よりも、財務体質に余裕があるので、個別貸倒引当金繰入額を増加させるとの仮説が導かれる。

H2-1(S) : 調整前自己資本比率が相対的に高い銀行の経営者は、調整前自己資本比率が相対的に低い銀行の経営者よりも、個別貸倒引当金繰入額を増加させる。

もうひとつのシナリオは、調整前自己資本比率が低い銀行は、財務体質を改善するために、早期是正措置の発動基準に抵触しない程度まで、不良債権処理を推し進めるといふものである。もしそうであれば、調整前自己資本比率が相対的に低い銀行の経営者は、調整前自己資本比率が相対的に高い銀行の経営者よりも、財務体質を改善するために、不良債権処理を加速するインセンティブが強い。よって、調整前自己資本比率が相対的に低い銀行の経営者は、調整前自己資本比率が相対的に高い銀行の経営者よりも、財務体質を改善する

ために、個別貸倒引当金繰入額を増加させるとの仮説が導かれる。

H2-2(S)：調整前自己資本比率が相対的に低い銀行の経営者は、調整前自己資本比率が相対的に高い銀行の経営者よりも、個別貸倒引当金繰入額を増加させる。

3.3 利益平準化仮説

利益平準化行動の動機については諸説ある（例えば、Lambert 1984; Fudenberg and Tirole 1995; Truman and Titman 1988; Goel and Thakor 2003）。そのため、ほとんどの実証研究が、その動機を特定することなく、経営者が利益平準化の動機を持つことを暗黙的あるいは明示的に仮定して、利益平準化目的の貸倒引当金繰入額の調整行動を分析している。しかし、その実証結果は首尾一貫した結論を得られていない。米国の設定では、Wahlen (1994) や Kanagaretnam et al. (2003) は、銀行が利益平準化のために裁量的な貸倒引当金繰入額を使うことを見出している。他方で、Moyer (1990)、Ahmed et al. (1999) などの研究はそうした証拠を得られなかった。

日本の設定では、大日方 (1998) は、引当・償却実務が税法基準に制約されていた1981年度から1995年度までの15年間のデータを使って、都市銀行、長期信用銀行および信託銀行を対象に、経常利益平準化説を検証している¹⁵⁾。その結果、長期信用銀行と信託銀行では、利益平準化仮説を支持する証拠を得ている。また、加藤(2004) は、利益平準化仮説の検証を目的としてはいないものの、経常利益平準化仮説と整合的な結果を得ている。さらに、矢瀬 (2008) は1992年度から2006年度までのデータを使って、都市銀行、地方銀行および第二地方銀行を対象にして税引前利益平準化仮説を検証している。

しかし、大日方 (1998) や加藤 (2004) のような経常利益の平準化行動の分析では、貸倒引当金戻入益の影響を捉えることができない。損益計算書において、一般貸倒引当金繰入額と個別貸倒引当金繰入額は一括りにされ、貸倒引当金繰入額として扱われている。ここで重要な点は、貸倒引当金繰入額は、負の場合、貸倒引当金戻入益と名称が変わることである¹⁶⁾。貸倒引当金繰入額はその他経常費用に計上される一方で、貸倒引当金戻入益は、2011年3月期までは特別利益に、2012年3月期からはその他経常収益に計上される。そのため、2011年3月期までに限って言えば、経常利益に影響を及ぼすのは貸倒引当金繰入額のみとなる。本研究の分析期間は2002年3月期から2012年3月期までの11年間である。よって、貸倒引当金の繰入額と戻入益の両方の影響を捉えるためには、経常利益ではなく、税引前利益の利益平準化行動を検証しなくてはならない。

そこで、本研究は、貸倒引当金繰入額を使った税引前利益の平準化行動を分析する。本研究は、先行研究に倣って、銀行経営者が、貸倒引当金繰入額を調整して利益平準化をするインセンティブを持つとする。また、本研究は、銀行経営者は貸倒引当金繰入額を増やすことはできるとしても、減らすことは難しいと仮定する。もしそうであれば、貸倒引当金繰入額を繰り入れる前の利益（つまり、調整前利益）が多い銀行の経営者ほど、貸倒引当金繰入額を調整して利益平準化を実行するインセンティブが強いと予測される。よって、調整前利益が相対的に多い銀行の経営者は、調整前利益が相対的に少ない銀行の経営者よりも、貸倒引当金繰入額を増やして利益平準化を実行すると仮説が導かれる。

H 3 (G, S, L)：調整前利益が相対的に多い銀行の経営者は、調整前利益が相対的に

少ない銀行の経営者よりも、利益を平準化するために、貸倒引当金繰入額を増加する。

3.4 シグナリング仮説

銀行業のシグナリング仮説は、将来業績（つまり、私的情報）の異なる銀行が自発的に異なる貸倒引当金の水準を選択する（つまり、自己選択）ために、貸倒引当金の水準がシグナルとなり、銀行経営者の私的情報が投資家に伝達される、というものである。米国銀行を対象とした初期の研究結果は、市場が貸倒引当金（繰入額）をグッドニュースと解釈していることを示唆している（例えば、Beaver et al. 1989; Elliott et al. 1991; Griffin and Wallach 1991）。これらは貸倒引当金のシグナリング効果と解釈されており、それ以降、貸倒引当金（繰入額）のシグナリング仮説の検証が行われている。

シグナリングの理論モデル（Spence 1973）は、二段階のモデルになっている。第一段階は、銀行経営者の行動に関する予測（以下、銀行行動に係るシグナリング仮説）であり、第二段階は、市場の評価に関する予測（以下、市場評価に係るシグナリング仮説）である。銀行経営者にとって、信用リスクに比して過大な貸倒引当金（つまり、シグナル）はコストである。しかし、そのコストが割に合うかどうかは銀行の将来業績の水準（つまり、私的情報）によって異なる。すなわち、将来の高業績銀行にとってはそのコストは割に合うが、将来の低業績銀行にとっては割に合わない。よって、コストが割に合う、将来高業績の銀行のみがシグナルを送る（第一段階）ので、投資家はそのシグナルを観察することで高業績銀行と低業績銀行を識別できる（第二段階）のである。

先行研究の中には、第一段階および第二段階の2つのシグナリング仮説を両方とも検証するもの

（例えば、Ahmed et al. 1999）もあれば、いずれか一方の仮説のみを検証しているもの（例えば、Wahlen 1994; Beaver and Engel 1996; Liu et al. 1997; Kanagaretnam et al. 2004; 加藤 2004）もある。本研究は、銀行行動に係るシグナリング仮説を検証する。

シグナリング仮説の検証で重要な点は、シグナリング仮説の前提条件が必ずしも満たされていないということである。Wahlen (1994)によると、米国の設定では、貸倒引当金繰入額は、費用として、業績指標である利益を減少させ、純資産を減少させる。その一方で、貸倒引当金が分子に加算されるので、財務の健全性の中核指標である自己資本比率は増加させる。このために、貸倒引当金繰入額はコストなのか便益なのか曖昧となるのである。

日本の設定でも、貸倒引当金繰入額はコストなのか便益なのか曖昧となる。まず、一般貸倒引当金繰入額は、銀行の業績指標（つまり、利益）を低下させる一方で、財務の健全性の指標（つまり、自己資本比率）を高める。このため、銀行経営者にとって、一般貸倒引当金繰入額はコストなのか便益なのか曖昧となる。次に、個別貸倒引当金繰入額は、業績指標も財務の健全性の指標も低下させるので、明確に、不良債権処理コストとみなされる。そして、その一般貸倒引当金繰入額と個別貸倒引当金繰入額が一括りにされたものが、貸倒引当金繰入額である。よって、貸倒引当金繰入額は、一般貸倒引当金繰入額の影響を受けて、コストなのか便益なのか曖昧となる。

加藤（2004）は、1995年度から2000年度のデータを使って、銀行行動に係るシグナリング仮説の検証を行っている。加藤（2004）は貸倒引当金繰入額モデルを使った主分析に加え、個別貸倒引当金繰入額モデルを使った追加分析も行っている。それらの実証結果はいずれも銀行行動に係る

シグナリング仮説と整合的なものであった。

本研究は、日本の設定においても、米国の設定における Wahlen (1994) と同様に、貸倒引当金繰入額にシグナルとしての曖昧さがあることを認めた上で、銀行行動に係るシグナリング仮説（例えば、Kanagaretnam et al. 2004; 加藤 2004）のみに検証する¹⁷⁾。ここで、銀行経営者は、貸倒引当金繰入額の調整によって、市場にシグナルを伝達できると信じているとする。もしそうであれば、将来の収益性が高い銀行の経営者ほど、その私的情報を市場に伝達するために、貸倒引当金を信用リスクに比して過大に調整するインセンティブが強いと予測される。よって、将来の収益性が相対的に高い銀行の経営者は、将来の収益性が相対的に低い銀行の経営者経営者よりも、シグナルを市場に伝達するために、貸倒引当金繰入額を増加せるとの仮説が導かれる。

H 4 (G, S, L) : 将来の収益性が相対的に高い銀行の経営者は、将来の収益性が相対的に低い銀行の経営者経営者よりも、市場に私的情報をシグナルするために、貸倒引当金繰入額を増加する。

4. リサーチデザイン

本節では、仮説検定で使用する実証モデルとその分析方法について説明をする。はじめに、4.1において金融検査マニュアルの資産査定と償却・引当の制度を、4.2において金融再生法開示債権およびリスク管理債権の開示制度を概説する。次に、4.3において貸倒引当金繰入額の期待モデルを構築する。さらに、4.4において仮説検定のためのインセンティブ変数と実証モデルについて説明する。最後に4.5において分析で使用するデー

タについて説明する。

4.1 資産査定と償却・引当の制度

本研究は、金融検査マニュアルの資産査定および償却・引当の実務を前提に、一般貸倒引当金繰入額 (General Loan Loss Provision: GLLP) および個別貸倒引当金繰入額 (Specific Loan Loss Provision: SLLP) のそれぞれの期待モデルを構築する。金融検査マニュアルは、都市銀行、長期信用銀行、信託銀行、地方銀行、第二地方銀行、信用金庫および信用組合等の預金等受入金融機関を対象として、資産査定基準に関する基本的な考え方を示している。

図1は、金融検査マニュアルの資産査定（債務者区分および分類区分）と各貸倒引当金との関係を示している¹⁸⁾。資産査定は、はじめに、原則として信用格付¹⁹⁾に基づき、5つの債務者区分を決定する。ここで、債務者区分とは、金融マニュアルによると、「債権を債務者の財政状態および経営成績等を基礎として正常先、要注意先、破綻懸念先、実質破綻先および破綻先に区分することをいう。」とされている。次いで、債務者ごとに個々の債権の毀損の程度や担保・保証等の保全状況を勘案して、個々の債権を非分類(以下、I分類)、II分類、III分類、IV分類の4段階に分類する。この資産査定結果を踏まえて、引当・償却が実施される²⁰⁾。図1の2種類の網掛部分は、それぞれ一般貸倒引当金（薄い網掛部分）と個別貸倒引当金（濃い網掛部分）が引き当てられる対象債権を示している。

なお、信用リスクの低い債権を対象とする一般貸倒引当金額は統計的に引当額を算定し、他方で、信用リスクが高い債権を対象とする個別貸倒引当金額は債務者ごとに算定がなされる²¹⁾²²⁾。そのため、経営者は、一般貸倒引当金に比して、比較的容易に個別貸倒引当金を調整できると考えられ

図1：債務者区分、分類区分と貸倒引当金との関係

債務者区分		分類区分			
		I分類	II分類	III分類	IV分類
正常先		すべて			
要 注 意 先	その他要注意先	預金担保などの 優良担保・保証 による保全部分	I分類以外の 部分		
	要管理先				
破綻懸念先		預金担保などの 優良担保・保証 による保全部分	不動産担保な どの一般担保 ・保証による 保全部分	I・II分類以外 の部分	
破綻先・実質破綻先				担保評価額と処 分可能見込額と の差額	

薄い網掛：一般貸倒引当金、濃い網掛：個別貸倒引当金
 全国銀行協会企画部広報室（2004）および銀行経理問題研究会（2012）を参考に筆者作成

る²³⁾。

4.2 金融再生法開示債権とリスク管理債権

資産査定各債務者区分の債権額は直接開示されることはない。その代わりに、銀行には、銀行法と金融再生法の2つの法律によって、不良債権などの過去2年分の状況を開示することが義務付けられている²⁴⁾。銀行法に基づく開示債権のことをリスク管理債権といい、金融再生法に基づく開示債権のことを金融再生法開示債権という。

図2は、自己査定、金融再生法開示債権、リスク管理債権および各貸倒引当金との関係を示している。はじめに、開示対象債権について説明をする。金融再生法開示債権は、開示対象債権として、貸出金のほかに、貸付有価証券、外国為替、未収利息、仮払金および支払承諾見返なども含む。他方で、リスク管理債権の開示対象債権は貸出金に限定されている。よって、開示債権の点からは、金融再生法開示債権のほうが、自己査定との対応度が高いといえる。

次に、開示債権区分について説明をする。金融再生法開示債権として、「正常債権（NPL0）」、「要管理債権（NPL1）」、「危険債権（NPL2）」、「破産

更正等債権（NPL3）」がそれぞれ開示されている。他方で、リスク管理債権として、「貸出条件緩和債権（RNPL11）」、「3ヶ月以上延滞債権（RNPL12）」、「延滞債権（RNPL2）」、「破綻先債権（RNPL3）」がそれぞれ開示されている。しかし、リスク管理債権においては、金融再生法開示債権の正常債権（NPL0）に相当する債権の開示はなされていない。そこで、本研究は、貸出金からリスク管理債権の合計額を控除して、「正常貸出金（RNPL0）」を計算している。なお、金融再生法開示債権の場合NPL1、NPL2およびNPL3は不良債権である一方で、NPL0は正常債権である。同様に、リスク開催権の場合も、RNPL11、RNPL12、RNPL2およびRNPL3は不良債権である一方で、RNPL0は正常債権である²⁵⁾。

さらに、図2に則って、一般貸倒引当金および個別貸倒引当金のそれぞれの観点から、自己査定と金融再生法開示債権およびリスク管理債権との対応関係を説明する。第一に、一般貸倒引当金の引当対象債権について説明する。金融再生法開示債権の「正常債権（NPL0）」は自己査定の「その他の要注意先」および「正常先」に、「要管理債権（NPL1）」は自己査定の「要管理先」にそれぞ

図2：自己査定、金融再生法開示債権およびリスク管理債権の関係

	引当金明細書	自己査定 of 債務者区分		金融再生法開示債権	リスク管理債権		
	金融商品取引法	金融検査マニュアル		金融再生法施行規則 第4条	銀行法施行規則 第19条の2		
開示範囲	単独のみ開示	非開示		単独のみ開示	単独・連結開示		
区分	一般貸倒引当金 (GLLA) (不特定債権に対して設定される)	正常先		正常債権 (NPL0)	正常貸出金 (RNPL0)		
		要 注 意 先	その他要注意先			要管理債権 (NPL1)	貸出条件緩和債権 (RNPL11) 3ヵ月以上延滞債権 (RNPL12)
			要 管 理 先	貸出条件緩和債権			
				3ヵ月以上延滞債権			
	個別貸倒引当金 (SLLA) (特定債権に対して設定される)	破綻懸念先		危険債権 (NPL2)	(注1)		
		実質破綻先			破産更生債権及びこれら に準ずる債権 (NPL3)	延滞債権 (RNPL2)	
破綻先		(注1)	破綻先債権 (RNPL3)				

(注1) 開示対象債権の相違を示している。

(注2) 正常貸出金 (RNPL0) とはリスク管理債権の正常債権のことである。正常貸出金 (RNPL0) は、実際には、開示されていないが、正常貸出金 (RNPL0) を利用して分析を行うので、参考のために正常貸出金 (RNPL0) を表示している。なお、正常貸出金 (RNPL0) = 貸出金 (LOAN) - リスク管理債権の合計、で算出している。

(注3) 3ヵ月以上延滞債権および貸出条件緩和債権は、自己査定では債務者単位であるが、リスク管理債権では債権単位である。

銀行経理問題研究会 (2012) を参考に筆者作成

れ相当する。他方で、リスク管理債権の「正常貸出金 (RNPL0)」は自己査定の「その他の要注意先」および「正常先」に、「3ヵ月以上延滞債権 (RNPL12)」および「貸出条件緩和債権 (RNPL11)」は自己査定の「要管理先」にそれぞれ相当する。

ここで、金融再生法開示債権の要管理債権 (NPL1) は、リスク管理債権では貸出条件緩和債権 (RNPL11) および3ヵ月以上延滞債権 (RNPL12) の合計に相当する。しかし、後述する、表1の記述統計量に示すとおり、RNPL12は、平均値、第1四分位、中央値、第3四分位および標準偏差のいずれの値も0.000であるため、 $NPL1 \approx RNPL11$ と近似できる。よって、一般貸倒引当金算定の観点から、分類方法について、自己査定は、金融再生法開示債権およびリスク管理債権と同程度に対応していると考えられる。

第二に、個別貸倒引当金の引当対象債権について説明する。金融再生法開示債権の「危険債権

(NPL2)」および「破産更正等債権 (NPL3)」はそれぞれ自己査定の「破綻懸念先」および「破綻先・実質破綻先」に該当する。他方で、リスク管理債権の「延滞債権 (RNPL2)」および「破綻先債権 (RNPL3)」はそれぞれ自己査定の「実質破綻先・破綻懸念先」および「破綻先」に該当する。ゆえに、金融再生法開示債権とリスク管理債権とは債権の括り方が異なっている。

ここで、自己査定の「破綻懸念先」は要必要額を引当てることになっている。他方で、「破綻先・実質破綻先」は全額引当である。つまり、リスク管理債権の「延滞債権」は引当方法の異なる2種類の債権を一括りにしていることになる。よって、個別貸倒引当金算定の観点から、自己査定は、リスク管理債権よりも、金融再生法開示債権との対応度が高いことがわかる。

まとめると、自己査定の債権は、リスク管理債権よりも、金融再生法開示債権との対応度が高い

ことがわかる。そのため、本研究は、金融再生法開示債権を自己査定 of 債権額の代理変数として、各貸倒引当金繰入額の期待モデルを構築する。

4.3 貸倒引当金繰入額の期待モデルの構築

本項では、各貸倒引当金繰入額の期待モデルを構築する。はじめに、図1の金融検査マニュアルの資産査定および償却・引当を前提として、一般貸倒引当金（GLLA）および個別貸倒引当金（SLLA）の期待モデルを構築する。本研究は、前項で説明したように、金融再生法開示債権を自己査定 of 債権額の代理変数とする。自己査定 of 「正常先・その他要注意先」、「要管理先」、「破綻懸念先」、「破綻先・実質破綻先」は、金融再生法開示債権の「正常債権（NPL0）」、「要管理債権（NPL1）」、「危険債権（NPL2）」、「破産更正等債権（NPL3）」にそれぞれ対応する。それゆえ、一般貸倒引当金（GLLA）および個別貸倒引当金（SLLA）の期待モデルは、(1)式および(2)式のように記述される²⁶⁾。ここで、 g と s はそれぞれ一般貸倒引当金と個別貸倒引当金、 i は銀行、 t は年度である。

NPL1、NPL2およびNPL3は不良債権である一方で、NPL0は正常債権である。制度上、正常債権であるNPL0も引当対象債権とされている。しかし、もしNPL0の信用リスクが僅少あるいはゼロと近似できれば、NPL0の係数 $\alpha_1=0$ となる。よって、(1)式および(2)式の係数は、 $0 \leq \alpha_1 < \alpha_2 < 1$ および $0 < \beta_1 < \beta_2 < 1$ と予測される。なお、補遺において、(1)式および(2)式の推定結果を報告している。

$$GLLA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NPL0_{it} + \alpha_2 NPL1_{it} + \varepsilon_{git} \quad (1)$$

$$SLLA_{it} = \beta_0 + \beta_1 NPL2_{it} + \beta_2 NPL3_{it} + \varepsilon_{sit} \quad (2)$$

次に、洗替法を前提として、当期の貸倒引当金

繰入額（ LLP_t ）と当期および前期の貸倒引当金（ LLA_t および LLA_{t-1} ）との関係を定式化する。貸倒引当金の会計処理は原則として洗替法によって行われる。「前期末残高（ LLA_{t-1} ）」は、 t 期中に直接償却や債権売却によってその一部が取り崩されるため、 t 期末時点において、その残額は「 $(1 - \omega_t) \times LLA_{t-1}$ 」となる。ここで、 $\omega_t (0 \leq \omega_t < 1)$ は、「前期末残高（ LLA_{t-1} ）」のうち t 期中に直接償却や債権売却により取り崩された割合である。その残額を「当期末残高（ LLA_t ）」から控除した額が、「当期の貸倒引当金繰入額（ LLP_{t-1} ）」である。よって、当期の一般貸倒引当金繰入額（ $GLLP_t$ ）および当期の個別貸倒引当金繰入額（ $SLLP_t$ ）はそれぞれ(3)式および(4)式のように記述される。

$$\begin{aligned} GLLP_{it} &= GLLA_{it} - (1 - \omega_{git}) GLLA_{it-1} \\ &\doteq GLLA_{it} - GLLA_{it-1} \end{aligned} \quad (3)$$

$$SLLP_{it} = SLLA_{it} - (1 - \omega_{sit}) SLLA_{it-1} \quad (4)$$

ここで、 $\omega_{gt} (0 \leq \omega_{gt} < 1)$ および $\omega_{st} (0 \leq \omega_{st} < 1)$ はそれぞれ t 期中に直接償却や債権売却により $GLLA_{t-1}$ および $SLLA_{t-1}$ が取り崩された割合である。なお、一般貸倒引当金の目的使用による取り崩しは非常に稀である。そのため、もし $\omega_{gt} \doteq 0$ であれば、(3)式の第二行目のように、 t 期の一般貸倒引当金繰入額は、 $t-1$ 期および t 期の一般貸倒引当金の差分と近似される。

さらに、この(3)式および(4)式のそれぞれに(1)式および(2)式の貸倒引当金モデルを代入すると、各貸倒引当金繰入額モデルは(5)式および(6)式のように記述される。ここで、定数項 δ_0 および γ_0 と誤差項 u_{git} および u_{sit} は欠落変数の影響を反映する。なお、もし $\omega_{gt} \doteq 0$ であれば、(5)式は三行目のように近似される。

$$\begin{aligned}
 GLLP_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 NPL0_{it} + \alpha_2 NPL1_{it} \\
 &\quad - (1 - \omega_{git}) (\alpha_0 + \alpha_1 NPL0_{it-1} + \alpha_2 NPL1_{it-1}) \\
 &\quad + \varepsilon_{git} - (1 - \omega_{git}) \varepsilon_{git-1} \\
 &= \delta_0 + \delta_1 CHNPL0_{it} + \delta_2 CHNPL1_{it} + \delta_3 NPL0_{it-1} \\
 &\quad + \delta_4 NPL1_{it-1} + u_{git} \\
 &\doteq \delta_0 + \delta_1 CHNPL0_{it} + \delta_2 CHNPL1_{it} + u_{git} \quad (5)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 SLLP_{it} &= \beta_0 + \beta_1 NPL2_{it} + \beta_2 NPL3_{it} \\
 &\quad - (1 - \omega_{sit}) (\beta_0 + \beta_1 NPL2_{it-1} + \beta_2 NPL3_{it-1}) \\
 &\quad + \varepsilon_{sit} - (1 - \omega_{sit}) \varepsilon_{sit-1} \\
 &= \gamma_0 + \gamma_1 CHNPL2_{it} + \gamma_2 CHNPL3_{it} + \gamma_3 NPL2_{it-1} \\
 &\quad + \gamma_4 NPL3_{it-1} + u_{sit} \quad (6)
 \end{aligned}$$

最後に、貸倒引当金繰入額は一般貸倒引当金繰入額と個別貸倒引当金繰入額の合計なので、その期待モデルは、(5)式と(6)式を結合した(7)式で記述される。

$$\begin{aligned}
 LLP_{it} &= (\delta_0 + \gamma_0) + \delta_1 CHNPL0_{it} + \delta_2 CHNPL1_{it} \\
 &\quad + \gamma_1 CHNPL2_{it} + \gamma_2 CHNPL3_{it} + \delta_3 NPL0_{it-1} \\
 &\quad + \delta_4 NPL1_{it-1} + \gamma_3 NPL2_{it-1} + \gamma_4 NPL3_{it-1} \\
 &\quad + (u_{git} + u_{sit}) \quad (7)
 \end{aligned}$$

ここで、説明変数の係数の符号について説明する。NPL1、NPL2およびNPL3は不良債権である一方で、NPL0は正常債権である。そのため、各貸倒引当金繰入額モデルにおいて、CHNPL1、CHNPL2およびCHNPL3の係数の符号は、CHNPL0の係数の符号と異なる場合が生じうる。まず、CHNPL1、CHNPL2およびCHNPL3が正(負)の場合、それは信用リスクの増加(減少)を意味する。それゆえ、それらが正(負)であれば、各貸倒引当金繰入額は増えるので、それらの係数は正と予測される。また、それらの係数の大きさは、それらの信用リスクの大きさに比例して、CHNPL1の係数 < CHNPL2の係数 < CHNPL3の係数と予測される。

次に、CHNPL0については2つの状況が考えら

れる。ひとつは、不良債権と同様に、CHNPL0が、正(負)の場合、それは信用リスクの増加(減少)を意味する状況である。もしそうであれば、CHNPL0の係数は正と予測される。

もうひとつは、もしNPL0の信用リスクが僅少あるいはゼロであれば、CHNPL0が正の場合、それは信用リスクの増加ではなく、信用リスクが僅少な、質の高い債権の増加という状況である。一般に、正常債権は、景気上昇局面において、新規貸出の増加に伴い増加する一方で、景気後退局面において、貸出の減少や正常先から破綻懸念先以下へ下方遷移することによって減少する。そのため、CHNPL0は、正であれば、貸出ポートフォリオの質の向上を意味する一方で、負であれば、貸出ポートフォリオの質の劣化を意味する。よって、CHNPL0は貸出ポートフォリオの質の変化をコントロールすると期待され、その係数は負と予測される²⁷⁾。

また、(5)式および(6)式は、t期中の直接償却や債権売却による取崩の影響を、期首の債権変数(NPL0_{t-1}、NPL1_{t-1}、NPL2_{t-1}およびNPL3_{t-1})の係数で捉える設計になっている。そのため、個別貸倒引当金の引当対象であるNPL2_{t-1}およびNPL3_{t-1}の係数は正と予測される。他方で、一般貸倒引当金は、(3)式で示したように、直接償却と債権売却による取崩はないものと想定できるので、一般貸倒引当金の引当対象であるNPL0_{t-1}およびNPL1_{t-1}の係数はゼロと予測される。

4.4 実証モデルとその推定方法

本項は、仮説検定で使用する実証モデルの説明をする。本研究は、自己資本比率調整仮説(あるいは不良債権処理仮説)、利益平準化仮説およびシグナリング仮説を同時に検証する。これら仮説のうち、いずれかひとつの仮説を検証する場合でもあっても、その他の仮説のインセンティブ変数

をコントロール変数としてモデルに含める必要があるためである。本研究の実証モデルは、前項で構築した貸倒引当金繰入額の期待モデル（(5)式～(7)式）に、銀行経営者の事前のインセンティブの代理変数とコントロール変数を追加したものであり、(8)式から(10)式のように記述される²⁸⁾。

$$\begin{aligned} GLLP_{it} = & \delta_0 + \delta_1 CHNPL0_{it} + \delta_2 CHNPL1_{it} \\ & + \delta_3 NPL0_{it-1} + \delta_4 NPL1_{it-1} + \delta_5 SIZE_{it-1} \\ & + \delta_6 AdjCAP_{it} + \delta_7 EBTP_{it} + \delta_8 CHEBTP_{it+1} \\ & + \delta_9 DNEGEBTP_{it} + u_{sit} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} SLLP_{it} = & \gamma_0 + \gamma_1 CHNPL2_{it} + \gamma_2 CHNPL3_{it} \\ & + \gamma_3 NPL2_{it-1} + \gamma_4 NPL3_{it-1} + \gamma_5 SIZE_{it-1} \\ & + \gamma_6 AdjCAP_{it} + \gamma_7 EBTP_{it} + \gamma_8 CHEBTP_{it+1} \\ & + \gamma_9 DNEGEBTP_{it} + u_{sit} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} LLP_{it} = & \theta_0 + \theta_1 CHNPL0_{it} + \theta_2 CHNPL1_{it} \\ & + \theta_3 CHNPL2_{it} + \theta_4 CHNPL3_{it} + \theta_5 NPL0_{it-1} \\ & + \theta_6 NPL1_{it-1} + \theta_7 NPL2_{it-1} + \theta_8 NPL3_{it-1} \\ & + \theta_9 SIZE_{it-1} + \theta_{10} AdjCAP_{it} + \theta_{11} EBTP_{it} \\ & + \theta_{12} CHEBTP_{it+1} + \theta_{13} DNEGEBTP_{it} + z_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

銀行経営者の事前のインセンティブの代理変数（AdjCAP_t、EBTP_t、CHEBTP_{t+1}）について説明をする。第一に、(11)式の調整前自己資本比率（AdjCAP_t）は、自己資本比率仮説および不良債権処理仮説を検証するための銀行経営者の事前のインセンティブの代理変数である²⁹⁾。まず、一般貸倒引当金繰入額（GLLP_t）も個別貸倒引当金繰入額（SLLP_t）も、Tier1_tを減少させる。よって、貸倒引当金繰入額（LLP_t）は内生変数である。この影響を調整するために、Tier1_tに(1-τ)×LLP_tを戻し入れている。次に、一般貸倒引当金（GLLA_t）は上限付きでTier2_tにカウントされる。GLLA_t=GLLA_{t-1}+GLLP_tのうち、右辺第一項のGLLA_{t-1}は先決変数である³⁰⁾が、他方で、右辺第二項のGLLP_tは内生変数である。よって、Tier2_tからは、

GLLA_tでなく、GLLP_tを控除している。さらに、国際基準行と国内基準行は最低所要比率（Benchmark）が異なるので、それを調整するためにそれぞれの最低所要比率を控除する。なお、国際基準行の最低所要比率は0.08、国内基準行の最低所要比率は0.04である。最低所要比率を控除しているため、AdjCAP_tは自己資本比率のスラックである。

$$AdjCAP_{it} = \frac{Tier1_{it} + (1-\tau) \times LLP_{it} + Tier2_{it} - GLLP_{it} - \text{控除項目}_{it}}{RiskAsset_{it}} - Benchmark \quad (11)$$

ここで

- Tier1_{it} : 銀行iのt期の基本的項目
- Tier2_{it} : 銀行iのt期の補完的項目合計のうち自己資本への算入額
- 控除項目_{it} : 銀行iのt期の控除項目
- LLP_{it} : 銀行iのt期の貸倒引当金繰入額
- GLLP_{it} : 銀行iのt期の一般貸倒引当金繰入額
- RiskAsset_{it} : 銀行iのt期のリスクアセット
- Benchmark : 国際基準は0.08、国内基準は0.04
- τ : 税率であり、τ=0.4とする

自己資本比率調整仮説(H1 (G))は、(8)式の一般貸倒引当金繰入額モデルで検証を行なう。AdjCAP_tが低いほど、GLLP_tは多いので、AdjCAP_tの係数の符号は負と予測される。不良債権処理仮説(H2-1 (S) およびH2-2 (S))は、(9)式の個別貸倒引当金繰入額モデルで検証を行なう。H2-1 (S) は、AdjCAP_tが高いほど、SLLP_tは多いという仮説なので、AdjCAP_tの係数の符号は正と予測される。他方で、H2-2 (S) は、AdjCAP_tが低いほど、SLLP_tは多いという仮説なので、AdjCAP_tの係数の符号は負と予測される。

第二に、調整前利益 ($EBTP_t$) は、利益平準化仮説を検証するための銀行経営者の事前のインセンティブの代理変数である。Ahmed et al. (1999) や Kanagaretnam et al. (2003) などと同様に、 $EBTP_t = \text{税引前利益 (EBT}_t) + \text{貸倒引当金繰入額 (LLP}_t)$ とする。一般貸倒引当金繰入額も個別貸倒引当金繰入額も利益平準化インセンティブに対応する調整の方向が同じなので、(8)式から(10)式の各貸倒引当金繰入額の実証モデルの $EBTP_t$ の係数の符号は等しくなる。よって、 $EBTP_t$ が多いほど、 LLP_t ($SLLP_t$ および $GLLP_t$) は多いので、 $EBTP_t$ の係数の符号は正と予測される。

第三に、 $CHEBTP_{t+1}$ はシグナリング仮説を検証するための銀行経営者の事前のインセンティブの代理変数である。本研究は、Ahmed et al. (1999) や Kanagaretnam et al. (2003) と同様に、 $CHEBTP_{t+1} = EBTP_{t+1} - EBTP_t$ とする。一般貸倒引当金繰入額も個別貸倒引当金繰入額もシグナリングのインセンティブに対応する調整の方向が同じなので、(8)式から(10)式の各貸倒引当金繰入額の実証モデルの $CHEBTP_{t+1}$ の係数の符号は等しくなる。 $CHEBTP_{t+1}$ が多いほど、 $SLLP_t$ も $GLLP_t$ も多いので、 $CHEBTP_{t+1}$ の係数は正と予測される。

次に、コントロール変数 ($SIZE_{t-1}$ および $DNEGEBTP_t$) について説明する。第一に、規模の影響をコントロールするために期首の総資産の自然対数値 ($SIZE_{t-1}$) を採用する。第二に、ビッグ・バスなど影響をコントロールするために、矢瀬 (2008) と同様に、 $EBTP_t < 0$ なら 1、それ以外なら 0 のダミー変数 ($DNEGEBTP_t$) を採用し、その係数の符号は正と予測する。 $EBTP_t$ がマイナスの場合、銀行経営者の事前の利益平準化インセンティブは、当期に貸倒引当金繰入額を過大に積み増して、ビッグ・バスのような損失処理

をして、翌期のV字回復を演出するようなインセンティブにスイッチする可能性がある。その場合、 $DNEGEBTP_t$ は、利益平準化とシグナリングの両方のインセンティブに影響を及ぼすと考えられる。

本研究は、実証モデル ((8)式~(10)式)を、年度ダミー変数がありとなしの2種類のPooled回帰モデル、銀行と年度の二元配置の固定効果モデルおよび変量効果モデルで推定する³¹⁾。固定効果モデルは、時間を通じて変化しない要因はすべて固定効果として除去するため、欠落変数バイアスを除去できる可能性が高い。

本研究は、F検定とHausman検定によって、この4種類のモデルの優先順位を決定する。まず、「固定効果がすべてゼロである」という帰無仮説を設定して、F検定によって、固定効果モデルとPooled回帰モデルの優劣を決定する。さらに、「固定効果と説明変数は独立である」という帰無仮説を設定して、Hausman検定によって、固定効果モデルと変量効果モデルの優劣を決定する。しかし、本研究のサンプルは不完備パネル・データのため、Breusch and Pagan検定によって、変量効果モデルとPooled回帰モデルの優劣を決定することができない。

そこで、本研究は、推定結果の優先順位を決めるために、次のルールを採用する。まず、固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却される場合は、固定効果モデルの推定結果を優先する。次に、固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されない場合は、変量効果モデルを優先する。最後に、固定効果モデルのF値が有意でない、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されない場合は、年度ダミー付のPooled回帰モデルの推定結果を優先する。

なお、本研究において、F検定、Hausman検

定および実証モデルの推定係数の有意性は5%基準で判断する。

4.5 データ

本研究は、地方銀行協会および第二地方銀行協会に加盟している上場銀行を対象とする³²⁾。分析期間は、2002年3月期（2001年度）から2012年3月期（2011年度）までの11年間である。そのうち、(1) 単独上場³³⁾、(2) 当期および次期に合併をしていない、(3) 前々期・前期・当期・次期の4期連続して決算月数が12カ月、(4) 分析に必要な変数がすべて利用可能、(5) 2007年3月期のバーゼルⅡの適用以降については、標準的手法を採用している、という条件を満たした銀行を抽出した。さらに、外れ値として、各説明変数(DNEGEBTPを除く)のそれぞれの最大値と最小値を外れ値³⁴⁾として除外してから、固定効果モデルで分析するために、オブザベーション数が2未満の銀行を除外³⁵⁾している。最終的なサンプルは、87行、783銀行-年度の不完備パネル・データである。なお、本研究はデフレータには期首の総資産を採用する。

まず、この分析期間を選択した理由は、2002年3月期（2001年度）から自己資本比率に基づく早期是正措置制度や金融再生法開示債権のディスクロージャー制度³⁶⁾などの枠組み定着期と考えられるからである（佐藤 2007）。また、単体データを使用する理由は、第一に、一般貸倒引当金と個別貸倒引当金が単体データのみ利用可能であるからである。第二に、金融再生法開示債権のデータが単体データのみで利用可能であるからである。第三に、1999年3月期から国際統一基準も国内基準も連結・単体基準の自己資本比率規制に係る規定が整備されているからである。よって、単体データだけの分析でも十分価値があると考えられる。

データソースは、有価証券報告書はeolから、財務諸表や自己資本比率のデータは日経Financial-Questから収集した。一般貸倒引当金と個別貸倒引当金は、有価証券報告書の「引当金明細書」から手収集した。個別貸倒引当金繰入額は全国銀行協会の全国銀行財務諸表分析から収集した。一般貸倒引当金繰入額は引当金明細書の数値から計算した。

5. 分析結果

本節は、実証モデルによる仮説検定の結果を報告する。はじめに、5.1において、記述統計量と相関表を示してから、5.2において、仮説検定の結果を報告する。

5.1 記述統計量

表1は記述統計量を示している。まず、貸倒引当金繰入額 (LLP_t) の平均値（中央値）は0.002（0.001）である。一般貸倒引当金繰入額 ($GLLP_t$) と個別貸倒引当金繰入額 ($SLLP_t$) を比較すると、 $GLLP_t$ は平均値（中央値）は-0.000（-0.000）、 $SLLP_t$ は平均値（中央値）は0.003（0.002）である。

次に、金融再生法開示債権に注目すると、期首の総与信額 (NPL_{t-1}) の平均値（中央値）は0.682（0.684）である。その内訳を見ると、正常債権の ($NPL0_{t-1}$) の平均値（中央値）は0.644（0.645）であり、 NPL_{t-1} のおよそ95%が $NPL0_{t-1}$ となっている。また、破産更正等債権 ($NPL3_{t-1}$) および危険債権 ($NPL2_{t-1}$) の合計が NPL_{t-1} に占め割合はおよそ4%で、要管理債権 ($NPL1_{t-1}$) と正常債権 ($NPL0_{t-1}$) の合計が NPL_{t-1} に占める割合はおよそ96%である。リスク管理債権についても金融再生法開示債権と同様の傾向が読み取れる。なお、金融再生法開示債権の要管理債権 ($NPL1_{t-1}$) は、リ

表1：貸倒引当金繰入額モデルの被説明変数と説明変数の記述統計量：(N=783)

変数	和変数名	平均	標準偏差	Q1	中央値	Q3
被説明変数（貸倒引当金繰入額）						
LLP _{it}	貸倒引当金繰入額	0.002	0.003	0.000	0.001	0.003
GLLP _{it}	一般貸倒引当金繰入額	-0.000	0.001	-0.001	-0.000	0.000
SLLP _{it}	個別貸倒引当金繰入額	0.003	0.003	0.001	0.002	0.003
説明変数（金融再生法開示債権）						
CHNPL _{it}	△総与信額	0.007	0.021	-0.005	0.007	0.018
CHNPL0 _{it}	△正常債権	0.009	0.022	-0.004	0.009	0.021
CHNPL1 _{it}	△要管理債権	-0.001	0.004	-0.003	-0.001	0.001
CHNPL2 _{it}	△危険債権	0.000	0.005	-0.003	0.000	0.002
CHNPL3 _{it}	△破産更正等債権	-0.001	0.003	-0.002	-0.001	0.001
NPL _{it-1}	総与信額 = $\sum_{k=0}^3 \text{NPLk}_{it-1}$	0.682	0.066	0.634	0.684	0.731
NPL0 _{it-1}	正常債権	0.644	0.060	0.600	0.645	0.691
NPL1 _{it-1}	要管理債権	0.010	0.007	0.004	0.008	0.014
NPL2 _{it-1}	危険債権	0.018	0.009	0.012	0.016	0.023
NPL3 _{it-1}	破産更正等債権	0.010	0.007	0.006	0.008	0.014
説明変数（リスク管理債権）						
CHLOAN _{it}	△貸出金	0.008	-0.090	-0.004	0.008	0.019
CHRNPL0 _{it}	△正常貸出金	0.010	-0.086	-0.003	0.010	0.022
CHRNPL11 _{it}	△貸出条件緩和債権	-0.001	-0.016	-0.003	-0.001	0.000
CHRNPL12 _{it}	△3ヵ月以上延滞債権	0.000	-0.003	0.000	0.000	0.000
CHRNPL2 _{it}	△延滞債権	-0.001	-0.029	-0.003	-0.001	0.001
CHRNPL3 _{it}	△破綻先債権	0.000	-0.014	-0.001	0.000	0.000
LOAN _{it-1}	貸出金 = $\sum_{k=0}^3 \text{RNPLk}_{it-1}$	0.668	0.483	0.623	0.670	0.716
RNPL0 _{it-1}	正常貸出金	0.630	0.465	0.588	0.632	0.673
RNPL11 _{it-1}	貸出条件緩和債権	0.010	0.000	0.004	0.008	0.014
RNPL12 _{it-1}	3ヵ月以上延滞債権	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
RNPL2 _{it-1}	延滞債権	0.024	0.002	0.015	0.022	0.030
RNPL3 _{it-1}	破綻先債権	0.004	0.000	0.001	0.003	0.005
説明変数						
SIZE _{it-1}	ln(総資産)	14.517	0.723	14.056	14.591	15.005
CAP _{it}	自己資本比率	0.102	0.016	0.092	0.101	0.112
CAP1 _{it}	自己資本比率 - Benchmark	0.059	0.017	0.048	0.057	0.069
AdjCAP _{it}	調整前自己資本比率((11)式)	0.061	0.017	0.051	0.061	0.071
AdjCAP1 _{it}	SLLP調整前自己資本比率	0.061	0.016	0.051	0.060	0.071
EBT _{it}	税引前当期利益	0.002	0.005	0.001	0.003	0.004
EBTP _{it}	調整前利益 = EBT _{it} + LLP _{it}	0.004	0.004	0.003	0.004	0.006
CHEBTP _{it+1}	EBTP _{it+1} - EBTP _{it}	0.000	0.004	-0.001	0.000	0.001
DNEGEBTP _{it}	EBTP _{it} < 0なら1のダミー変数	0.083	0.276	0.000	0.000	0.000

△は前期値と当期値の差分を意味している。変数は、SIZE_{it-1}、CAP_{it}、CAP1_{it}、AdjCAP_{it}、AdjCAP1_{it}およびDNEGEBTP_{it}を除いて、すべて期首の総資産でデフレートしている。

スク管理債権の貸出条件緩和債権 (RNPL11_{t-1}) と3ヵ月以上延滞債権 (RNPL12_{t-1}) の合計に相当する。しかし、RNPL12_{t-1}は、平均値、第1四分位、中央値、第3四分位および標準偏差のいずれの値も0.000である。よって、NPL1_{t-1} ≐ RNPL11_{t-1} と近似できる。

さらに、経営者の事前のインセンティブ変数の記述統計量を確認する。AdjCAP_tは、GLLP_tおよびSLLP_tの調整を施してからベンチマーク(国際基準行は0.08、国内基準行は0.04)を控除した指標であり、平均値(中央値)は0.061(0.061)になる。ここで、ベンチマークおよびSLLP_tのそれ

それが指標に及ぼす影響を確認しておく。まず、 $CAP1_t$ は、 CAP_t からベンチマークを控除したスラックの指標であり、平均値（中央値）は0.059（0.057）である。次に、 $AdjCAP1_t$ は、奥田（2001）と同様に、 $SLLP_t$ の調整を施してから、ベンチマークを控除した指標である。 $AdjCAP1_t$ の平均値（中央値）は0.061（0.060）である。 $AdjCAP1_t$ が $CAP1_t$ よりも高い理由は、 $SLLP_t$ が、主として、正（つまり、繰入額）だからである。

また、税引前当期利益（ EBT_t ）の平均値（中央値）は0.002（0.003）、調整前利益（ $EBTP_t$ ）の平均値（中央値）は0.004（0.004）である。このことから、貸倒引当金繰入額（ LLP_t ）が $EBTP_t$ に及ぼす影響がみてとれる。最後に、 $DNEGEBTP_t$ をみると、 $EBTP_t < 0$ の割合は0.083である。

表2は貸倒引当金繰入額モデルの推定に使用する変数のPearsonの相関表である。まず、金融再生法開示債権とリスク管理債権との相関関係を確認する。正常債権（ $NPL0_{t-1}$ ）と正常貸出金（ $RNPL0_{t-1}$ ）との相関係数は0.987、要管理債権（ $NPL1_{t-1}$ ）と貸出条件緩和債権（ $RNPL1_{t-1}$ ）との相関係数は0.959、危険債権（ $NPL2_{t-1}$ ）と破綻先債権（ $RNPL2_{t-1}$ ）との相関係数は0.904、破産更正等債権（ $NPL3_{t-1}$ ）と延滞債権（ $RNPL3_{t-1}$ ）との相関係数は0.805となっており、高い相関関係を示している。しかし、要管理債権（ $NPL1_{t-1}$ ）と3ヵ月以上延滞債権（ $RNPL12_{t-1}$ ）との相関係数は0.405となっており、 $CHNPL1_{t-1}$ と $CHRNPL12_{t-1}$ との相関係数は0.014で有意ではない。

次に、一般貸倒引当金繰入額（ $GLLP_t$ ）および個別貸倒引当金繰入額（ $SLLP_t$ ）のそれぞれと各金融再生法開示債権との相関関係をみると、 $GLLP_t$ および $SLLP_t$ はそれぞれ $CHNPL0_t$ と負の相関である。これは、貸倒引当金の設定において、 $CHNPL0_t$ が、信用リスクの増加ではなく、貸出ポートフォリオの質の向上という側面を捉えてい

表2：貸倒引当金繰入額モデルの被説明変数と説明変数のPearsonの相関表

変数	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25		
1 LLP_t	1.000																										
2 $GLLP_t$	0.549	1.000																									
3 $SLLP_t$	0.921	0.216	1.000																								
4 $NPL0_t$	0.187	0.081	0.186	1.000																							
5 $NPL1_{t-1}$	0.254	-0.054	0.319	0.114	1.000																						
6 $NPL2_{t-1}$	0.192	-0.073	0.295	0.081	0.419	1.000																					
7 $NPL3_{t-1}$	0.365	0.027	0.427	0.245	0.434	0.481	1.000																				
8 $CHNPL0_t$	-0.335	-0.199	-0.309	-0.034	-0.090	-0.149	-0.213	1.000																			
9 $CHNPL1_t$	0.177	0.419	0.111	0.009	-0.289	-0.040	0.042	-0.269	1.000																		
10 $CHNPL2_t$	0.306	0.209	0.275	0.006	-0.121	-0.426	-0.064	-0.199	0.130	1.000																	
11 $CHNPL3_t$	0.139	0.063	0.136	0.011	-0.124	-0.072	-0.377	-0.058	-0.025	-0.038	1.000																
12 $RNPL0_{t-1}$	0.177	0.076	0.178	0.987	0.056	0.061	0.221	-0.017	0.002	0.015	0.012	1.000															
13 $RNPL1_{t-1}$	0.276	-0.042	0.338	0.085	0.959	0.419	0.427	-0.113	-0.261	-0.092	-0.105	0.033	1.000														
14 $RNPL2_{t-1}$	0.151	0.038	0.164	0.178	0.405	0.178	0.254	-0.120	-0.057	-0.069	-0.056	0.118	0.388	1.000													
15 $RNPL2_{t-1}$	0.229	-0.066	0.300	0.145	0.449	0.904	0.683	-0.131	-0.053	-0.369	-0.203	0.119	0.374	0.193	1.000												
16 $RNPL3_{t-1}$	0.329	0.052	0.374	0.241	0.362	0.325	0.805	-0.256	0.090	0.015	-0.289	0.229	0.359	0.166	0.410	1.000											
17 $CHRNPL0_t$	-0.329	-0.199	-0.302	-0.015	-0.046	-0.129	-0.182	0.967	-0.271	-0.209	-0.064	-0.013	-0.075	-0.073	-0.089	-0.238	1.000										
18 $CHRNPL1_t$	0.117	0.370	-0.038	0.019	-0.277	-0.050	0.038	-0.230	0.914	0.111	-0.057	0.009	-0.315	0.052	-0.003	0.082	-0.222	1.000									
19 $CHRNPL2_t$	-0.069	-0.022	-0.075	-0.027	-0.164	-0.094	-0.067	0.057	0.014	0.063	0.000	-0.012	-0.147	-0.497	-0.087	-0.044	0.051	0.007	1.000								
20 $CHRNPL3_t$	0.334	0.217	0.306	-0.002	-0.123	-0.352	-0.167	-0.223	0.151	0.782	0.360	0.011	-0.025	-0.041	-0.447	0.002	-0.247	-0.030	-0.021	1.000							
21 $SIZE_{t-1}$	0.130	0.065	0.112	0.030	-0.115	-0.028	-0.269	-0.041	-0.017	-0.002	0.699	0.029	-0.101	-0.028	-0.074	-0.417	-0.048	-0.044	0.010	1.000							
22 $SIZE_{t-1}$	-0.250	0.011	-0.163	-0.378	-0.069	-0.187	-0.367	0.028	0.043	0.003	-0.009	-0.394	-0.063	0.044	-0.264	-0.356	0.031	0.043	-0.010	-0.023	1.000						
23 $AdCAP_t$	-0.248	-0.142	-0.240	-0.258	-0.402	-0.368	-0.376	0.111	-0.070	0.059	0.099	-0.246	-0.363	-0.228	-0.407	-0.342	0.109	-0.075	0.068	0.072	0.097	1.000					
24 $EBTP_t$	0.036	-0.107	0.065	0.048	0.090	-0.057	0.065	0.182	-0.090	-0.040	-0.131	0.046	0.094	-0.030	-0.009	-0.006	0.182	-0.067	-0.049	-0.068	0.119	1.000					
25 $CHEBT_{t-1}$	0.082	0.087	0.081	0.021	0.100	0.089	0.043	-0.071	-0.007	-0.097	0.058	0.014	0.093	0.148	0.062	0.082	-0.067	-0.033	-0.042	-0.016	0.031	0.030	1.000				
26 $DNEGEBTP_t$	0.185	0.239	0.149	0.060	-0.003	0.111	0.029	-0.139	0.064	0.056	0.088	0.064	-0.009	0.092	0.089	0.042	-0.144	0.051	-0.021	0.073	0.101	-0.089	-0.227	-0.735	1.000	0.597	

P値が5%未満の場合は、数値を太字にしている。

ると解釈される。また、 $GLLP_t$ は、 $CHNPL1_t$ および $CHNPL2_t$ とそれぞれ正の相関を示し、 $SLLP_t$ は、 $CHNPL2_t$ および $CHNPL3_t$ とそれぞれ正の相関を示している。ここで、 $CHNPL2_t$ は、理論上、 $SLLP_t$ とは相関するとしても、 $GLLP_t$ とは相関しないはずである。しかし、 $GLLP_t$ と $CHNPL2_t$ が正に相関するという事は、一般貸倒引当金の見積もりが、個別貸倒引当金の引当対象債権である危険債権 ($NPL2_{t-1}$) を加味して行われている可能性を示唆するものである。この点については、6. 追加分析において検討する。以上の傾向は、リスク管理債権でも類似している。

最後に、経営者の事前のインセンティブ変数の相関係数を確認する。 $AdjCAP_t$ は、 $GLLP_t$ および $SLLP_t$ とそれぞれ負の相関である。財務の健全性が高いほど、貸倒引当金の積み増し額が少ないことを示唆している。次に、 $EBTP_t$ は、予測に反して、 $GLLP_t$ とは負の相関、 $SLLP_t$ とは相関していない。さらに、 $CHEBTP_{t-1}$ は、予測どおり、5%水準で $GLLP_t$ および $SLLP_t$ とそれぞれ正の相関である。また、 $DNEGEBTP_t$ は、予測どおり、 $GLLP_t$ および $SLLP_t$ と正の相関である。 $AdjCAP_t$ 、 $EBTP_t$ 、 $CHEBTP_{t-1}$ および $DNEGEBTP_t$ の関係はすべて正の相関である。

なお、これらの説明変数間の相関は比較的高いものの、(8)式から(10)式の推定において、多重共線性の影響はみられなかった。

5.2 仮説検定の結果³⁷⁾

本研究は、(8)式から(10)式までの実証モデルを、年度ダミー変数がありとなしの2種類のPooled回帰モデル、銀行と年度の二元配置の固定効果モデルおよび変量効果モデルで推定している。表3のPanel AからPanel Cはそれぞれ(8)式から(10)式の推定結果を示している。なお、本研究は、F検定、Hausman検定および実証モデル

の推定係数の有意性は5%基準で判断する。

Panel Aは一般貸倒引当金繰入額モデル((8)式)の推定結果である。固定効果モデルのF値が有意でない、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されないため、年度ダミー付きのPooled回帰モデルの推定結果を優先する。まず、インセンティブ変数の推定係数をみると、 $AdjCAP$ の推定係数は10%水準では有意に負である。しかし、本研究は5%基準で有意性を判断するため、自己資本比率調整仮説(H1(G))は支持されない。 $EBTP$ の推定係数は1%水準で有意に正であり、利益平準化仮説(H3(G))と整合的である。 $CHEBTP$ の推定係数は有意ではなかった。さらに、 $DNEGEBTP$ の推定係数は、予測どおり、1%水準で有意に正である。

次に、Panel Aの金融再生法開示債権の各変数の推定係数をみると、不良債権の $CHNPL1$ の推定係数は1%水準で有意に正である。他方で、正常債権の $CHNPL0$ の推定係数は5%水準で有意に負である。ここで、 $CHNPL1$ と比べると、 $CHNPL0$ の経済的インパクトは非常に小さいことから、 $CHNPL0$ は貸出ポートフォリオの質の変化を捉えていると解釈される³⁸⁾。また、 $NPL0$ および $NPL1$ の推定係数は有意ではないため、(3)式の予測と整合的である。

Panel Bは個別貸倒引当金繰入額モデル((9)式)の推定結果である。固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されるため、固定効果モデルの推定結果を優先する。まず、インセンティブ変数の推定係数をみると、 $AdjCAP$ の推定係数は10%水準では有意に正である。しかし、本研究は5%基準で有意性を判断するため、不良債権処理仮説(H2-1(S))は支持されない。 $EBTP$ の推定係数は1%水準で有意に正であり、利益平準化仮説(H3(S))と整合的である。また、 $CHEBTP$ の推定係数は5%

水準で有意に正であり、銀行行動に係るシグナリング仮説（H4（S））と整合的である。さらに、DNEGEBTPの推定係数は、予測どおり、1%水準で有意に正である。

次に、Panel Bの金融再生法開示債権の各変数の推定係数は予測どおりの結果を得ている。CHNPL3およびCHNPL2の推定係数は有意に正であり、推定係数の大きさも信用リスクの高いCHNPL3のほうが大きい。また、期首のNPL3およびNPL2の推定係数も有意に正であり、 t 期中の直接償却や債権売却による取崩の影響を捉えているものと解釈される。

Panel Cは貸倒引当金繰入額モデル（(10)式）の推定結果を示している。固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されないため、変量効果モデルを優先する。まず、インセンティブ変数の推定係数をみると、EBTPおよびCHEBTPの推定係数はそれぞれ1%水準で有意に正である。それぞれ利益平準化仮説（H3（L））およびシグナリング仮説（H4（L））と整合的である。また、DNEGEBTPの推定係数は1%水準で有意に正である。

次に、Panel Cの金融再生法開示債権の各変数の推定係数をみると、不良債権であるCHNPL1、CHNPL2およびCHNPL3の推定係数はすべて有意に正である一方で、正常債権であるNPL0の推定係数は有意に負である。この推定結果はPanel AおよびPanel Bの推定結果と同様の傾向である。また、NPL1、NPL2およびNPL3の推定係数はすべて有意に正である一方で、NPL0の推定係数は有意ではない。

以上の推定結果をまとめると、第一に、一般貸倒引当金繰入額モデルにおいてAdjCAPの推定係数は10%水準で有意に負、個別貸倒引当金繰入額モデルにおいてAdjCAPの推定係数は10%水準で有意に正であった。しかし、本研究は5%基

準で有意性を判断するため、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説（H1（G））および個別貸倒引当金繰入額に係る不良債権処理仮説（H2-1（S））は支持されない。

第二に、一般貸倒引当金繰入額、個別貸倒引当金繰入額および貸倒引当金繰入額の3つの実証モデルのそれぞれにおいて、利益平準化仮説（H2（G, S, L））と整合的な結果が得られている。つまり、銀行経営者は、一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額のそれぞれを調整して、利益の平準化を行っているものと解釈される。

第三に、CHEBTPの推定係数は、貸倒引当金繰入額モデルおよび個別貸倒引当金繰入額モデルでは有意であるが、一般貸倒引当金繰入額モデルでは有意ではない。よって、個別貸倒引当金繰入額および貸倒引当金繰入額に係るシグナリング仮説（H3（S, L））は支持される。ここで、一般貸倒引当金繰入額は便益なのかコストなのか曖昧である一方で、個別貸倒引当金繰入額は不良債権処理コストである。それゆえ、この結果は、追加的な不良債権処理コストが割に合う、将来の高業績銀行の経営者は、個別貸倒引当金繰入額を増加させて、シグナルを送っているものと解釈される。

6. 追加分析と分析の総括

本節は追加分析の結果を報告する。銀行業の貸倒引当金繰入額に係る実証結果は、分析に用いる実証モデルに依存することが知られている（例えば、Ahmed et al. 1999; Beatty and Liao 2014）。そこで、表3の仮説検定の結果が、(8)式から(10)式に固有の結果であるかどうかを確認する。そのため、6.1から6.4において、(8)式から(10)式のそれぞれに修正を施したモデルを使って、再分析を行なう。そのうえで、6.5において、分析の総括を行う。

表3：自己資本比率調整仮説、不良債権処理仮説、利益平準化説およびシグナリング仮説の検定結果

Panel A: 一般貸倒引当金繰入額モデル ((8)式) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.002	-0.001	-0.032	-0.006
		-1.53	-1.32	-3.21 ***	-1.80
<i>CHNPL0</i>	+/-	-0.004	-0.005	-0.004	-0.005
		-1.98 **	-2.18 **	-1.40	-2.09 **
<i>CHNPL1</i>	+	0.140	0.154	0.161	0.149
		7.92 ***	7.40 ***	7.49 ***	10.35 ***
<i>NPL0</i>	+	0.001	0.000	0.004	0.003
		1.43	0.46	2.08 **	1.84
<i>NPL1</i>	+	0.003	0.011	0.031	0.014
		0.32	1.02	2.00 **	1.31
<i>SIZE</i>	?	0.000	0.000	0.002	0.000
		1.08	0.74	3.04 ***	1.58
<i>AdjCAP</i>	-	-0.004	-0.006	-0.026	-0.018
		-1.37	-1.75	-2.92 ***	-3.49 ***
<i>EBTP</i>	+	0.064	0.073	0.106	0.088
		3.85 ***	3.51 ***	3.91 ***	3.55 ***
<i>CHEBTP</i>	+	-0.005	0.008	0.017	0.006
		-0.34	0.44	0.84	0.32
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.002	0.001	0.001	0.001
		5.37 ***	3.87 ***	4.04 ***	5.87 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			2.68 ***	0.93	
<i>Hausman</i>					15.17
<i>R-Square</i>		0.249	0.275	0.336	0.238

Panel B: 個別貸倒引当金繰入額モデル ((9)式) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.003	-0.002	-0.011	-0.002
		-1.62	-1.24	-0.86	-0.67
<i>CHNPL2</i>	+	0.241	0.241	0.242	0.249
		8.98 ***	8.82 ***	9.68 ***	15.32 ***
<i>CHNPL3</i>	+	0.278	0.265	0.267	0.269
		5.94 ***	5.16 ***	5.52 ***	12.23 ***
<i>NPL2</i>	+	0.063	0.061	0.055	0.070
		4.40 ***	4.18 ***	3.26 ***	6.27 ***
<i>NPL3</i>	+	0.167	0.152	0.132	0.146
		8.36 ***	6.96 ***	5.09 ***	8.96 ***
<i>SIZE</i>	?	0.000	0.000	0.001	0.000
		1.07	0.04	0.66	0.20
<i>AdjCAP</i>	+/-	-0.007	-0.001	0.021	0.002
		-1.53	-0.17	1.88	0.33
<i>EBTP</i>	+	0.289	0.278	0.145	0.223
		7.68 ***	6.91 ***	2.95 ***	6.32 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.113	0.125	0.073	0.102
		3.63 ***	3.11 ***	2.02 **	3.64 ***

地方銀行の貸倒引当金繰入額に係る裁量的調整行動（梅澤）

<i>DNEGEBTP</i>	+	0.002 4.62 ***	0.002 3.85 ***	0.002 3.11 ***	0.002 5.09 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			2.14 **	3.22 ***	
<i>Hausman</i>					55.61 ***
<i>R-Square</i>		0.494	0.508	0.653	0.395

Panel C: 貸倒引当金繰入額モデル（(10)式）の推定結果（金融再生法開示債権）

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.003 -1.41	-0.004 -1.58	-0.033 -1.87	-0.006 -1.37
<i>CHNPL0</i>	+/-	-0.018 -4.30 ***	-0.020 -4.56 ***	-0.015 -3.13 ***	-0.017 *** -3.96
<i>CHNPL1</i>	+	0.122 3.00 ***	0.137 2.74 ***	0.120 2.57 **	0.122 *** 4.58
<i>CHNPL2</i>	+	0.252 8.18 ***	0.262 8.15 ***	0.265 8.34 ***	0.266 *** 12.83
<i>CHNPL3</i>	+	0.289 6.04 ***	0.261 4.95 ***	0.265 5.06 ***	0.271 *** 9.87
<i>NPL0</i>	+	0.002 1.27	0.002 1.44	0.004 1.04	0.004 1.87
<i>NPL1</i>	+	0.048 2.74 ***	0.030 1.23	0.031 1.08	0.047 2.42 **
<i>NPL2</i>	+	0.045 2.60 **	0.051 2.95 ***	0.041 1.73	0.051 3.41 ***
<i>NPL3</i>	+	0.139 6.25 ***	0.133 5.62 ***	0.118 3.72 ***	0.124 5.94 ***
<i>SIZE</i>	?	0.000 0.71	0.000 0.28	0.002 1.61	0.000 0.66
<i>AdjCAP</i>	?	-0.008 -1.49	-0.005 -0.84	-0.001 -0.04	-0.008 -0.96
<i>EBTP</i>	+	0.356 7.92 ***	0.349 6.80 ***	0.243 3.93 ***	0.292 6.56 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.107 2.93 ***	0.141 3.06 ***	0.095 2.16 **	0.104 3.05 ***
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.004 5.49 ***	0.003 3.85 ***	0.002 3.33 ***	0.003 5.84 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			3.26 ***	2.22 ***	
<i>Hausman</i>					14.08
<i>R-Square</i>		0.487	0.509	0.611	0.396

各説明変数の行の上段の数値は推定係数、下段の数値はt値である。Pooled 回帰モデルと固定効果モデルは、銀行と年度で標準誤差を補正したt値である。変量効果モデルは Wansbeek and Kapteyn (1989) に基づいて誤差項の共分散構造を特定している。F-value は「固定効果なしに対する F 検定」である。Hausman は、二元配置の固定効果モデルと変量効果モデルの Hausman 検定統計量である。

** : p値<0.05 *** : p値<0.01

6.1 リスク管理債権モデルの推定結果

本研究は、自己査定の債権額の代理変数として金融再生法開示債権を選択して、実証モデル（以下、金融再生法開示債権モデル）を構築し、仮説検定を行った。その理由は、自己査定の債権額は、リスク管理債権よりも、金融再生法開示債権との対応度が高いためである。しかし、奥田（2001）、加藤（2004）および矢瀬（2008）はいずれも自己査定の債権額の代理変数としてリスク管理債権を選択して、実証モデル（以下、リスク管理債権モデル）を構築し、仮説検定を行っている。選択したモデルによって、貸倒引当金繰入額の非裁量的な部分のコントロールの程度が決まるので、金融再生法開示債権モデルとリスク管理債権モデルのモデル選択問題は、本研究の仮説検定の結果に影響を及ぼす可能性がある。そこで、リスク管理債権モデルを使って追試を行った。

表4は、リスク管理債権モデルの推定結果を示している。Panel Aは一般貸倒引当金繰入額モデル（(8)式に相当）の推定結果である。固定効果モデルのF値が有意でない、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されないため、年度ダミー付のPooled回帰モデルの推定結果を優先する。まず、インセンティブ変数の有意性をみると、表3のPanel Aの推定結果と同様に、EBTPの推定係数は有意に正であった。しかし、AdjCAPは10%水準でも有意ではなく、CHEBTPの推定係数は有意ではなかった。次に、リスク管理債権の各変数の推定係数をみると、表3のPanel Aの金融再生法開示債権モデルの推定結果と同様に、CHRNPL11の推定係数は有意に正である一方で、CHRNPL0の推定係数は有意に負である。CHRNPL12およびRNPL12の推定係数はいずれも有意ではなかった。

Panel Bは個別貸倒引当金繰入額モデル（(9)式に相当）の推定結果である。固定効果モデルの

F値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されるため、固定効果モデルの推定結果を優先する。まず、インセンティブ変数の有意性をみると、EBTPの推定係数は、表3のPanel Bの推定結果と同様に、1%水準で有意に正である。しかし、AdjCAPは10%水準でも有意ではなくなった。さらに、CHEBTPの推定係数も有意ではなく、表3のPanel Bの結果と異なっている。次に、リスク管理債権の各変数の推定係数をみると、表3のPanel Bの金融再生法開示債権モデルの推定結果と同様に、すべて有意に正である。

Panel Cは貸倒引当金繰入額モデル（(10)式に相当）の推定結果を示している。固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されないため、変量効果モデルを優先する。まず、インセンティブ変数の有意性をみると、EBTPおよびCHEBTPの推定係数は、表3のPanel Bの結果と同様に、それぞれ1%水準で有意に正である。それぞれ利益平準化仮説およびシグナリング仮説と整合的である。次に、リスク管理債権の各変数の推定係数をみると、3ヵ月以上延滞債権（CHRNPL12およびRNPL12）は有意ではなかった。表3のPanel Bの金融再生法開示債権モデルの結果と同様に、CHRNPL0の推定係数は負、それ以外の推定係数は正であった。

まとめると、表4のリスク管理債権の各変数の推定係数は、表3の金融再生法開示債権の各変数の推定結果と同様の傾向を示している。しかし、金融再生法開示債権モデルとリスク管理債権モデルとでは、仮説検定の結果において異なる点がある。表3の金融再生法開示債権モデルの推定結果では、一般貸倒引当金繰入額モデルのAdjCAPの推定係数は10%水準で有意に負、個別貸倒引当金繰入額モデルのAdjCAPの推定係数は10%水準で有意に正、CHEBTPの推定係数は5%水準で有意に正であった。しかし、表4のリスク管理

表4：リスク管理債権モデルの推定結果

Panel A: 一般貸倒引当金繰入額モデル（(8)式に相当）の推定結果（リスク管理債権）

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.002	-0.002	-0.029	-0.005
		-1.92	-1.65	-2.82 ***	-1.85
<i>CHRNPL0</i>	+/-	-0.006	-0.006	-0.006	-0.007
		-2.59 **	-2.69 ***	-2.02 **	-2.82 ***
<i>CHRNPL11</i>	+	0.126	0.132	0.136	0.128
		6.86 ***	6.07 ***	6.14 ***	8.77 ***
<i>CHRNPL12</i>	+	-0.121	-0.154	-0.099	-0.155
		-0.65	-0.87	-0.45	-0.80
<i>RNPL0</i>	+	0.001	0.001	0.004	0.003
		1.78	0.79	2.34 **	2.04 **
<i>RNPL11</i>	+	0.010	0.017	0.034	0.019
		1.20	1.48	2.04 **	1.72
<i>RNPL12</i>	+	-0.228	-0.260	-0.226	-0.315
		-1.56	-1.82	-0.84	-1.48
<i>SIZE</i>	?	0.000	0.000	0.002	0.000
		1.41	1.03	2.63 ***	1.56
<i>AdjCAP</i>	-	-0.004	-0.005	-0.025	-0.016
		-1.20	-1.61	-2.88 ***	-3.19 ***
<i>EBTP</i>	+	0.057	0.072	0.103	0.082
		3.50 ***	3.55 ***	3.81 ***	3.25 ***
<i>CHEBTP</i>	+	-0.003	0.014	0.020	0.008
		-0.22	0.80	1.02	0.44
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.002	0.001	0.001	0.001
		5.17 ***	3.73 ***	3.89 ***	5.68 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			2.67 ***	0.88	
<i>Hausman</i>					14.45
<i>R-Square</i>		0.219	0.245	0.307	0.206

Panel B: 個別貸倒引当金繰入額モデル（(9)式に相当）の推定結果（リスク管理債権）

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.002	-0.001	-0.015	-0.002
		-1.40	-0.95	-1.18	-0.71
<i>CHRNPL2</i>	+	0.220	0.218	0.226	0.228
		8.88 ***	8.68 ***	9.88 ***	15.96 ***
<i>CHRNPL3</i>	+	0.323	0.295	0.271	0.296
		5.59 ***	4.95 ***	4.78 ***	7.21 ***
<i>RNPL2</i>	+	0.079	0.077	0.073	0.082
		6.58 ***	6.41 ***	5.37 ***	9.24 ***
<i>RNPL3</i>	+	0.247	0.212	0.172	0.209
		6.95 ***	5.23 ***	3.73 ***	5.91 ***
<i>SIZE</i>	?	0.000	0.000	0.001	0.000
		0.74	-0.33	0.97	0.27
<i>AdjCAP</i>	+/-	-0.006	0.000	0.017	0.001
		-1.22	-0.07	1.50	0.18
<i>EBTP</i>	+	0.310	0.304	0.166	0.234
		7.82 ***	7.10 ***	3.24 ***	6.63 ***

<i>CHEBTP</i>	+	0.095 3.34 ***	0.113 3.09 ***	0.055 1.63	0.080 2.87 ***
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.003 5.13 ***	0.002 4.39 ***	0.002 3.64 ***	0.002 5.76 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			1.82 *	3.25 ***	
<i>Hausman</i>					28.63 ***
<i>R-Square</i>		0.476	0.491	0.641	0.378

Panel C: 貸倒引当金繰入額モデル ((10)式に相当) の推定結果 (リスク管理債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.004 -1.49	-0.005 -1.69	-0.037 -2.11 **	-0.008 -1.76
<i>CHRNPL0</i>	+ / -	-0.018 -4.15 ***	-0.020 -4.56 ***	-0.016 -3.14 ***	-0.017 -3.92 ***
<i>CHRNPL11</i>	+	0.126 2.97 ***	0.139 2.68 ***	0.122 2.77 ***	0.128 4.78 ***
<i>CHRNPL12</i>	+	0.270 0.63	0.173 0.43	0.151 0.42	0.090 0.26
<i>CHRNPL2</i>	+	0.236 8.37 ***	0.245 8.37 ***	0.258 9.28 ***	0.252 13.56 ***
<i>CHRNPL3</i>	+	0.359 4.78 ***	0.282 3.52 ***	0.269 3.31 ***	0.302 5.96 ***
<i>RNPL0</i>	+	0.002 1.59	0.003 1.69	0.006 1.48	0.005 2.22 **
<i>RNPL11</i>	+	0.053 2.88 ***	0.039 1.48	0.034 1.19	0.056 2.87 ***
<i>RNPL12</i>	+	-0.071 -0.20	-0.092 -0.28	-0.168 -0.37	-0.374 -1.03
<i>RNPL2</i>	+	0.064 4.70 ***	0.069 5.08 ***	0.070 3.92 ***	0.071 6.05 ***
<i>RNPL3</i>	+	0.197 4.41 ***	0.173 3.47 ***	0.152 2.48 **	0.173 3.92 ***
<i>SIZE</i>	?	0.000 0.60	0.000 0.23	0.002 1.76	0.000 0.97
<i>AdjCAP</i>	?	-0.008 -1.37	-0.004 -0.62	-0.003 -0.22	-0.008 -0.98
<i>EBTP</i>	+	0.372 8.00 ***	0.370 6.90 ***	0.259 4.02 ***	0.301 6.77 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.094 2.70 ***	0.133 3.01 ***	0.078 1.87	0.087 2.57 **
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.004 5.72 ***	0.003 4.08 ***	0.003 3.57 ***	0.003 6.34 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			3.16 ***	2.29 ***	
<i>Hausman</i>					15.50
<i>R-Square</i>		0.478	0.499	0.607	0.393

各説明変数の行の上段の数値は推定係数、下段の数値はt値である。Pooled回帰モデルと固定効果モデルは、銀行と年度で標準誤差を補正したt値である。変量効果モデルはWansbeek and Kapteyn (1989) に基づいて誤差項の共分散構造を特定している。F-valueは「固定効果なしに対する F 検定」である。Hausmanは、二元配置の固定効果モデルと変量効果モデルのHausman検定統計量である。

** : p値<0.05 *** : p値<0.01

債権モデルの推定結果では、それらの推定係数は10%水準でも有意になっていない。

その理由のひとつとして、金融再生法開示債権モデルと比較すると、リスク管理債権モデルは、貸倒引当金繰入額の非裁量的な部分を十分にコントロールできていない可能性があることを指摘できる。4.2で説明したとおり、自己査定 of 債権は、リスク管理債権よりも、金融再生法開示債権との対応度が高い。実際に、表3の金融再生法開示債権モデルと表4のリスク管理債権モデルの各決定係数を比較すると、金融再生法開示債権モデルの決定係数のほうが高い。

さらに、梅澤（2015）は、各貸倒引当金繰入額の期待モデル（(5)式～(7)式）を使って、代替情報である金融再生法開示債権とリスク管理債権のいずれの有用性が高いのかをVuong検定によって統計的に検証している。その結果、金融再生法開示債権に比べて、リスク管理債権のほうが有用であるという結果は得られなかった。

こうした理由から、本研究は、リスク管理債権モデルでは、貸倒引当金繰入額の非裁量的な部分のコントロールが不十分であるために、金融再生法開示債権モデルと同様の結果を得られなかったものと考えられる。よって、本研究は、リスク管理債権モデルの仮説検定結果ではなく、金融再生法開示債権の仮説検定結果を優先する。

6.2 引当対象外の債権の影響を考慮に入れたモデルの推定結果³⁹⁾

本研究は、金融検査マニュアルに則って、自己査定の債務者区分と分類区分を所与として、期待モデルを構築している。つまり、理論上、GLLPは、正常債権（CHNPL0）や要管理債権（CHNPL1）とは相関するとしても、危険債権（CHNPL2）や破産更正等債権（CHNPL3）とは相関しないと想定している。同様に、SLLPは、CHNPL2やCHNPL3

とは相関するとしても、CHNPL0やCHNPL1とは相関しないと想定している。しかし、実務では、一般貸倒引当金の算定において、危険債権（CHNPL2）を考慮に入れたり、個別貸倒引当金の算定において、要管理債権（CHNPL1）を考慮に入れたりしているかもしれない。実際に、表2の相関表では、GLLPとCHNPL2が正に相関している。

そこで、本研究は、引当対象外債権も実証モデルに加えて、追試を行った。具体的には、一般貸倒引当金繰入額モデルには、危険債権（CHNPL2およびNPL2）と破産更正等債権（CHNPL3およびNPL3）を追加する一方で、個別貸倒引当金繰入額モデルには、正常債権（CHNPL0およびNPL0）および要管理債権（CHNPL1およびNPL1）を追加して、それぞれを再推定した。その推定結果は表5に示している。

表5のPanel Aは、一般貸倒引当金繰入額モデル（(8)式に相当）の推定結果である。固定効果モデルのF値が有意でない、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されないため、年度ダミー付のPooled回帰モデルの推定結果を優先する。まず、インセンティブ変数の推定係数をみると、表3のPanel Aの推定結果と同様に、EBTPの推定係数は1%水準で有意に正である。しかし、表3のPanel Aの推定結果と異なり、AdjCAPは1%水準で有意に負である。次に、各金融再生法開示債権の推定係数をみると、表3のPanel Aと同様に、CHNPL1の推定係数は有意に正であった。しかし、表3のPanel Aの推定結果と異なり、CHNPL0の推定係数は有意ではない。そして、予測に反して、CHNPL2の推定係数は有意に正であった。よって、危険債権（CHNPL2およびNPL2）と破産更正等債権（CHNPL3およびNPL3）がGLLPに及ぼす影響を考慮に入れると、表3と異なり、一般貸倒引当金繰入額に係る自己

表5：引当対象外債権を考慮に入れたモデルの推定結果

Panel A: 一般貸倒引当金繰入額モデル (8)式に相当) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.001	-0.001	-0.022	-0.002
		-0.61	-0.84	-2.35 **	-0.58
<i>CHNPL0</i>	+/-	-0.003	-0.003	-0.003	-0.003
		-1.52	-1.55	-1.02	-1.43
<i>CHNPL1</i>	+	0.142	0.159	0.168	0.157
		8.26 ***	8.24 ***	8.21 ***	11.07 ***
<i>CHNPL2</i>	?	0.031	0.040	0.036	0.037
		2.50 **	3.07 ***	2.28 **	3.36 ***
<i>CHNPL3</i>	?	0.031	0.025	0.016	0.021
		1.61	1.27	0.77	1.44
<i>NPL0</i>	+	0.001	0.000	0.003	0.002
		1.01	0.30	1.44	1.08
<i>NPL1</i>	+	0.012	0.019	0.042	0.025
		1.38	1.80	2.66 ***	2.23 **
<i>NPL2</i>	?	-0.013	-0.010	-0.020	-0.018
		-1.85	-1.40	-1.65	-2.22 **
<i>NPL3</i>	?	0.000	0.001	-0.007	-0.006
		-0.05	0.11	-0.56	-0.57
<i>SIZE</i>	?	0.000	0.000	0.002	0.000
		0.54	0.48	2.29 **	0.68
<i>AdjCAP</i>	-	-0.007	-0.008	-0.029	-0.019
		-2.20 **	-2.42 **	-3.38 ***	-3.98 ***
<i>EBTP</i>	+	0.070	0.070	0.098	0.084
		4.16 ***	3.29 ***	3.58 ***	3.47 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.003	0.013	0.023	0.014
		0.23	0.74	1.11	0.76
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.002	0.001	0.001	0.001
		5.26 ***	3.75 ***	3.70 ***	5.43 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			2.79 ***	0.91	
<i>Hausman</i>					14.40
<i>R-Square</i>		0.281	0.307	0.364	0.271

Panel B: 個別貸倒引当金繰入額モデル (9)式に相当) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.002	-0.003	-0.005	-0.003
		-1.08	-1.22	-0.37	-1.27
<i>CHNPL0</i>	?	-0.015	-0.016	-0.013	-0.015
		-4.48 ***	-4.51 ***	-3.25 ***	-4.19 ***
<i>CHNPL1</i>	?	-0.023	-0.022	-0.048	-0.028
		-0.66	-0.53	-1.28	-1.26
<i>CHNPL2</i>	+	0.221	0.223	0.233	0.230
		8.62 ***	8.25 ***	9.52 ***	13.80 ***
<i>CHNPL3</i>	+	0.258	0.244	0.253	0.248
		5.70 ***	4.92 ***	5.40 ***	11.08 ***
<i>NPL0</i>	?	0.001	0.002	0.001	0.003
		0.76	1.23	0.42	1.61
<i>NPL1</i>	?	0.031	0.012	-0.011	0.018
		2.06 **	0.56	-0.48	1.16

<i>NPL2</i>	+	0.052 3.62 ***	0.054 3.73 ***	0.056 3.04 ***	0.062 5.64 ***
<i>NPL3</i>	+	0.144 7.11 ***	0.139 6.57 ***	0.124 4.74 ***	0.134 8.30 ***
<i>SIZE</i>	?	0.000 0.42	0.000 0.09	0.000 0.12	0.000 0.34
<i>AdjCAP</i>	+/-	-0.004 -0.74	0.000 -0.05	0.018 1.71	0.002 0.27
<i>EBTP</i>	+	0.293 7.10 ***	0.287 6.36 ***	0.160 3.09 ***	0.247 6.91 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.105 3.29 ***	0.128 3.18 ***	0.075 2.05 **	0.109 3.85 ***
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.002 4.80 ***	0.002 3.60 ***	0.002 3.04 ***	0.002 5.12 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			1.57	3.03 ***	
<i>Hausman</i>					41.27 ***
<i>R-Square</i>		0.514	0.524	0.661	0.422

各説明変数の行の上段の数値は推定係数、下段の数値はt値である。Pooled 回帰モデルと固定効果モデルは、銀行と年度で標準誤差を補正したt値である。変量効果モデルはWansbeek and Kapteyn (1989) に基づいて誤差項の共分散構造を特定している。F-valueは「固定効果なしに対する F 検定」である。Hausmanは、二元配置の固定効果モデルと変量効果モデルのHausman 検定統計量である。

** : p値<0.05 *** : p値<0.01

資本比率調整仮説 (H1(G)) と整合的な結果が得られる。

Panel Bは、個別貸倒引当金繰入額モデル ((9)式に相当) の推定結果である。固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman 検定によって帰無仮説が棄却されるため、固定効果モデルの推定結果を優先する。まず、インセンティブ変数の推定係数をみると、表3のPanel Bの推定結果と同様に、AdjCAPの推定係数は10%水準で有意に正、EBTPの推定係数は1%水準で有意に正、およびCHEBTPの推定係数は5%水準で有意に正である。次に、正常債権 (CHNPL0およびNPL0) および要管理債権 (CHNPL1およびNPL1) の各推定係数をみると、CHNPL0の推定係数は有意に負である。よって、正常債権 (CHNPL0およびNPL0) および要管理債権 (CHNPL1およびNPL1) がSLLPに及ぼす影響を考慮に入れても、個別貸倒引当金繰入額に係る仮説検定の結果は影響を受けない。

6.3 Beatty and Liao (2014) 型モデルの推定結果

Beatty and Liao (2014) は、実証モデルにおいて、不良債権の変数はストック変数ではなく、フロー変数であることが望ましいと主張している。そこで、本研究は、金融再生法開示債権の期首のストック変数 ($NPL0_{t-1}$, $NPL1_{t-1}$, $NPL2_{t-1}$ および $NPL3_{t-1}$) をそれぞれフロー変数 ($CHNPL0_{t-1}$, $CHNPL1_{t-1}$, $CHNPL2_{t-1}$ および $CHNPL3_{t-1}$) に置き換えて推定を行った。

表6はその推定結果を示している。まず、Panel Aの一般貸倒引当金繰入額モデル ((8)式に相当) については、年度ダミー付きのPooled 回帰モデルが優先され、AdjCAPは5%水準で有意に負、EBTPは1%水準で有意に正である。次に、Panel Bの個別貸倒引当金繰入額モデル ((9)式に相当) については、固定効果モデルが優先され、AdjCAPの推定係数は10%水準で有意に正、EBTPの推定係数は1%水準で有意に正、

CHEBTPの推定係数は5%水準で有意に正である。また、Panel Cの貸倒引当金繰入額モデル((10)式に相当)については、固定効果モデルが優先され、EBTPの推定係数は1%水準で有意に正、CHEBTPの推定係数は5%水準で有意に正である。よって、金融再生法開示債権の期首のストック変数をそれぞれフロー変数に置き換えて推

定すると、表3と異なり、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説(H1(G))と整合的な結果が得られる。

6.4 Ahmed et al. (1999) 型モデルの推定結果

Ahmed et al. (1999) や奥田 (2001) は、不良債権の期首のストック変数 ($NPL_{0,t-1}$ 、 $NPL_{1,t-1}$ 、

表6 : Beatty and Liao (2014) 型モデルの推定結果

Panel A: 一般貸倒引当金繰入額モデル ((8)式に相当) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.000	-0.001	-0.025	-0.002
		-0.60	-1.02	-2.51 **	-0.68
<i>CHNPL_{0,t}</i>	+ / -	-0.006	-0.006	-0.005	-0.006
		-2.67 ***	-2.50 **	-1.84	-2.61 ***
<i>CHNPL_{1,t}</i>	+	0.137	0.142	0.141	0.138
		8.57 ***	7.71 ***	7.35 ***	10.71 ***
<i>CHNPL_{0,t-1}</i>	+	0.003	0.002	0.002	0.003
		2.14 **	1.51	0.79	1.78
<i>CHNPL_{1,t-1}</i>	+	-0.007	-0.007	-0.003	-0.008
		-0.74	-0.60	-0.27	-0.74
<i>SIZE</i>	?	0.000	0.000	0.002	0.000
		0.62	0.45	2.56 **	0.95
<i>AdjCAP</i>	-	-0.006	-0.007	-0.026	-0.018
		-2.28 **	-2.18 **	-2.92 ***	-3.73 ***
<i>EBTP</i>	+	0.066	0.074	0.108	0.087
		4.08 ***	3.91 ***	3.99 ***	3.65 ***
<i>CHEBTP</i>	+	-0.002	0.008	0.018	0.005
		-0.14	0.46	0.84	0.26
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.002	0.001	0.001	0.001
		5.39 ***	3.90 ***	4.05 ***	6.03 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			2.42 ***	0.81	
<i>Hausman</i>					11.07
<i>R-Square</i>		0.252	0.275	0.329	0.238

Panel B: 個別貸倒引当金繰入額モデル ((9)式に相当) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.011	0.011	0.007	0.012
		7.58 ***	7.73 ***	0.40	4.12 ***
<i>CHNPL_{2,t}</i>	+	0.178	0.161	0.198	0.184
		6.73 ***	6.48 ***	8.47 ***	11.78 ***
<i>CHNPL_{3,t}</i>	+	0.153	0.150	0.186	0.175
		2.95 ***	2.89 ***	4.04 ***	8.35 ***
<i>CHNPL_{2,t-1}</i>	+	0.007	-0.016	0.007	-0.001
		0.34	-0.73	0.41	-0.09
<i>CHNPL_{3,t-1}</i>	+	0.014	-0.002	0.017	0.011
		0.70	-0.10	0.98	0.68

地方銀行の貸倒引当金繰入額に係る裁量的調整行動（梅澤）

<i>SIZE</i>	?	-0.001 -5.25 ***	-0.001 -6.82 ***	0.000 -0.40	-0.001 -3.56 ***
<i>AdjCAP</i>	+/-	-0.036 -6.57 ***	-0.013 -2.19 **	0.023 1.87	-0.002 -0.26
<i>EBTP</i>	+	0.373 8.01 ***	0.366 7.62 ***	0.170 3.23 ***	0.254 6.54 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.147 4.61 ***	0.132 3.38 ***	0.078 2.16 **	0.104 3.38 ***
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.003 4.94 ***	0.003 4.78 ***	0.002 3.14 ***	0.002 5.38 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			10.42 ***	5.74 ***	
<i>Hausman</i>					488.57 ***
<i>R-Square</i>		0.291	0.376	0.609	0.263

Panel C: 貸倒引当金繰入額モデル（(10)式に相当）の推定結果（金融再生法開示債権）

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.011 6.27 ***	0.010 5.90 ***	-0.015 -0.79	0.011 3.26 ***
<i>CHNPL_{0,t}</i>	+/-	-0.033 -6.82 ***	-0.030 -6.15 ***	-0.020 -3.81 ***	-0.025 -5.44 ***
<i>CHNPL_{1,t}</i>	+	0.085 1.99 **	0.080 1.66	0.094 2.27 **	0.085 3.29 ***
<i>CHNPL_{2,t}</i>	+	0.189 6.86 ***	0.186 6.79 ***	0.233 8.38 ***	0.216 11.23 ***
<i>CHNPL_{3,t}</i>	+	0.176 3.52 ***	0.149 3.01 ***	0.192 4.11 ***	0.181 7.09 ***
<i>CHNPL_{0,t-1}</i>	+	-0.004 -0.83	-0.001 -0.27	-0.005 -1.09	-0.004 -1.22
<i>CHNPL_{1,t-1}</i>	+	0.046 2.22 **	-0.009 -0.35	-0.018 -0.75	-0.009 -0.42
<i>CHNPL_{2,t-1}</i>	+	-0.002 -0.10	-0.011 -0.46	0.007 0.36	0.002 0.11
<i>CHNPL_{3,t-1}</i>	+	0.005 0.23	-0.006 -0.27	0.014 0.69	0.010 0.50
<i>SIZE</i>	?	-0.001 -4.35 ***	-0.001 -5.31 ***	0.001 0.82	-0.001 -2.53 **
<i>AdjCAP</i>	?	-0.036 -6.24 ***	-0.021 -3.08 ***	-0.002 -0.13	-0.020 -2.25 **
<i>EBTP</i>	+	0.486 9.27 ***	0.463 8.51 ***	0.278 4.51 ***	0.363 7.76 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.160 4.32 ***	0.166 3.66 ***	0.103 2.37 **	0.131 3.54 ***
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.004 6.05 ***	0.003 4.74 ***	0.003 3.52 ***	0.003 5.88 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			6.88 ***	3.44 ***	
<i>Hausman</i>					43.39 ***
<i>R-Square</i>		0.385	0.436	0.587	0.311

各説明変数の行の上段の数値は推定係数、下段の数値はt値である。Pooled回帰モデルと固定効果モデルは、銀行と年度で標準誤差を補正したt値である。変量効果モデルはWansbeek and Kapteyn (1989)に基づいて誤差項の共分散構造を特定している。F-valueは「固定効果なしに対するF検定」である。Hausmanは、二元配置の固定効果モデルと変量効果モデルのHausman検定統計量である。

** : p値<0.05 *** : p値<0.01

NPL_{2,t-1}およびNPL_{3,t-1}) を含めない実証モデルを採用している。Ahmed et al. (1999) はそのモデルでは利益平準化仮説と整合的な結果を得られなかった。しかし、期首の不良債権のストック変数を追加した実証モデルで追試を行ったところ、利益平準化仮説と整合的な結果を得られたと報告している。そこで、本研究は、金融再生法開示債権の期首のストック変数 (NPL_{0,t-1}, NPL_{1,t-1}, NPL_{2,t-1}およびNPL_{3,t-1}) を除外した実証モデルを推定した。

表7はその推定結果を示している。まず、Panel Aの一般貸倒引当金繰入額モデル ((8)式に相当) については、年度ダミー付きのPooled回帰モデルが優先され、AdjCAPの推定係数は5%水準で有意に負、EBTPの推定係数は1%水準で有意に正である。次に、Panel Bの個別貸倒引当金繰入額モデル ((9)式に相当) については、固定効果モデルが優先され、AdjCAPの推定係数は10%水準で有意に正、EBTPの推定係数は1%水準で有意に正、CHEBTPの推定係数は5%水準で有意に正である。また、Panel Cの貸倒引当金繰入額モデル ((10)式に相当) については、固定効果モデルが優先され、EBTPの推定係数は1%水準で有意に正、CHEBTPの推定係数は5%水準で有意に正である。よって、金融再生法開示債権の期首のストック変数を除外して推定すると、表3と異なり、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説 (H1(G)) と整合的な結果が得られる。

6.5 分析の総括

本項では、分析の総括を行なう。本研究は、主分析として、(8)式から(10)式の推定結果 (表3) を報告している。さらに、追加分析として、(8)式から(10)式のそれぞれに (a) から (c) の修正を施したモデルの推定結果 (表5～表7) を報告

している。

- (a) 引当対象外債権を追加したモデル (表5)
- (b) Beatty and Liao (2014) の主張を踏まえ、(8)式から(10)式の各金融再生法開示債権の期首のストック変数 (NPL_{0,t-1}, NPL_{1,t-1}, NPL_{2,t-1}, NPL_{3,t-1}) をそれぞれフロー変数 (CHNPL_{0,t-1}, CHNPL_{1,t-1}, CHNPL_{2,t-1}, CHNPL_{3,t-1}) に置き換えたモデル (表6)
- (c) Ahmed et al. (1999) や奥田 (2001) と同様に、(8)式から(10)式の各金融再生法開示債権の期首のストック変数 (NPL_{0,t-1}, NPL_{1,t-1}, NPL_{2,t-1}, NPL_{3,t-1}) を除外したモデル⁴⁰⁾ (表7)

まず、一般貸倒引当金繰入額モデル ((8)式) のAdjCAPの推定係数は、(8)式では10%水準で有意に負である (表3)。その場合、本研究は、5%基準で有意性を判断するため、自己資本比率調整仮説は支持されない。しかし、(8)式に(a) から (c) のいずれかの修正を施せば、AdjCAPの推定係数は5%水準で有意に負となる⁴¹⁾。よって、本研究は、(8)式に修正を施した特定のモデルの推定結果に限るという条件付で、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説 (H1(G)) は支持されたものと結論付けることとする。つまり、銀行経営者は、自己資本比率が低いときに、一般貸倒引当金繰入額を増やして、自己資本比率を高めているものと解釈される。

次に、個別貸倒引当金繰入額モデル ((9)式) に (a) から (c) の調整を施したとしても、固定効果モデルが優先され、AdjCAPの推定係数は10%水準で有意に正である。しかし、本研究は5%基準で有意性を判断している。よって、個別貸倒引当金繰入額に係る不良債権処理仮説 (H2-1(S)) は支持されなかったものとする⁴²⁾。

さらに、(8)式から(10)式のEBTPの推定係数

表7：Ahmed et al. (1999) 型モデルの推定結果

Panel A: 一般貸倒引当金繰入額モデル（(8)式に相当）の推定結果（金融再生法開示債権）

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.001	-0.001	-0.027	-0.002
		-0.64	-1.06	-2.83 ***	-0.89
<i>CHNPL0</i>	+/-	-0.005	-0.005	-0.005	-0.005
		-2.13 **	-2.23 **	-1.78	-2.42 **
<i>CHNPL1</i>	+	0.139	0.146	0.144	0.141
		8.71 ***	8.15 ***	7.75 ***	11.09 ***
<i>SIZE</i>	?	0.000	0.000	0.002	0.000
		0.60	0.47	2.88 ***	1.14
<i>AdjCAP</i>	-	-0.005	-0.007	-0.026	-0.019
		-2.06 **	-2.20 **	-2.96 ***	-3.76 ***
<i>EBTP</i>	+	0.070	0.078	0.111	0.093
		4.47 ***	4.13 ***	4.14 ***	3.88 ***
<i>CHEBTP</i>	+	-0.002	0.011	0.019	0.007
		-0.17	0.60	0.93	0.41
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.002	0.001	0.001	0.002
		5.53 ***	3.97 ***	4.12 ***	6.12 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			2.66 ***	0.85	
<i>Hausman</i>					12.42
<i>R-Square</i>		0.248	0.273	0.328	0.234

Panel B: 個別貸倒引当金繰入額モデル（(9)式に相当）の推定結果（金融再生法開示債権）

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.011	0.011	0.004	0.012
		7.55 ***	7.80 ***	0.26	4.09 ***
<i>CHNPL2</i>	+	0.178	0.164	0.196	0.185
		6.78 ***	6.68 ***	8.86 ***	12.15 ***
<i>CHNPL3</i>	+	0.153	0.148	0.184	0.173
		2.96 ***	2.91 ***	4.06 ***	8.36 ***
<i>SIZE</i>	?	-0.001	-0.001	0.000	-0.001
		-5.22 ***	-6.88 ***	-0.26	-3.54 ***
<i>AdjCAP</i>	+/-	-0.036	-0.013	0.022	-0.002
		-6.57 ***	-2.22 **	1.83	-0.24
<i>EBTP</i>	+	0.371	0.366	0.174	0.255
		8.04 ***	7.66 ***	3.24 ***	6.57 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.145	0.133	0.077	0.103
		4.56 ***	3.37 ***	2.16 **	3.37 ***
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.003	0.003	0.002	0.002
		4.91 ***	4.70 ***	3.21 ***	5.44 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			10.40 ***	5.74 ***	
<i>Hausman</i>					74.37 ***
<i>R-Square</i>		0.290	0.375	0.608	0.263

Panel C: 貸倒引当金繰入額モデル ((10)式に相当) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.010 6.21 ***	0.010 6.09 ***	-0.013 -0.70	0.011 3.45 ***
<i>CHNPL0</i>	+ / -	-0.036 -7.56 ***	-0.030 -6.44 ***	-0.021 -3.94 ***	-0.026 -5.69 ***
<i>CHNPL1</i>	+	0.083 2.03 **	0.080 1.68	0.092 2.21 **	0.082 3.24 ***
<i>CHNPL2</i>	+	0.189 6.91 ***	0.187 7.04 ***	0.228 8.70 ***	0.212 11.37 ***
<i>CHNPL3</i>	+	0.173 3.50 ***	0.149 3.03 ***	0.188 4.05 ***	0.176 7.00 ***
<i>SIZE</i>	?	-0.001 -4.20 ***	-0.001 -5.49 ***	0.001 0.72	-0.001 -2.72 ***
<i>AdjCAP</i>	?	-0.039 -6.65 ***	-0.021 -3.09 ***	-0.001 -0.10	-0.020 -2.26 **
<i>EBTP</i>	+	0.473 9.26 ***	0.462 8.49 ***	0.282 4.47 ***	0.367 7.94 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.158 4.23 ***	0.167 3.66 ***	0.105 2.41 ***	0.132 3.61 ***
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.004 5.87 ***	0.003 4.64 ***	0.003 3.51 ***	0.003 5.94 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			7.61 ***	3.50 ***	
<i>Hausman</i>					38.86 ***
<i>R-Square</i>		0.379	0.435	0.585	0.309

各説明変数の行の上段の数値は推定係数、下段の数値はt値である。Pooled回帰モデルと固定効果モデルは、銀行と年度で標準誤差を補正したt値である。変量効果モデルはWansbeek and Kapteyn (1989)に基づいて誤差項の共分散構造を特定している。F-valueは「固定効果なしに対するF検定」である。Hausmanは、二元配置の固定効果モデルと変量効果モデルのHausman検定統計量である。

** : p値<0.05 *** : p値<0.01

は、それらのモデルに(a)から(c)の修正を施したとしても、1%水準で有意に正であり、利益平準化仮説(H3(G, S, L))と整合的な結果が得られている。つまり、銀行経営者は、一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額のそれぞれを調整することによって、利益の平準化を行っているものと解釈される。

また、個別貸倒引当金繰入額モデル((9)式)および貸倒引当金繰入額モデル((10)式)のCHEBTPの推定係数は、それらのモデルに(a)から(c)の修正を施したとしても、1%水準あるいは5%水準で有意である。しかし、一般貸倒引当金繰入額モデル((8)式)のCHEBTPの推定

係数は、(8)式に(a)から(c)の修正を施したとしても、有意ではなかった。よって、個別貸倒引当金繰入額および貸倒引当金繰入額に係るシグナリング仮説(H3(S, L))は支持される。ここで、一般貸倒引当金繰入額は便益なのかコストなのか曖昧である。他方で、個別貸倒引当金繰入額は不良債権処理コストである。それゆえ、この結果は、追加的な不良債権処理コストが割に合う、将来の高業績銀行の経営者が、個別貸倒引当金繰入額を増加させて、シグナルを送っているものと解釈される。

7. 要約と今後の展望

本研究は、銀行経営者の貸倒引当金繰入額の調整行動を分析した。本研究の特徴は、貸倒引当金繰入額の調整行動に加えて、その構成要素である、一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額のそれぞれの調整行動も分析した点にある。

まず、分析の総括を行なうと、第一に、利益平準化仮説と整合的な結果が得られた。銀行経営者は、一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額のそれぞれを調整して、利益の平準化を行っている。第二に、銀行行動に係るシグナリング仮説と整合的な結果が得られた。銀行経営者は、翌期の業績が高いほど、個別貸倒引当金繰入額を増やしている。一般貸倒引当金繰入額は便益なのかコストなのかが曖昧である。他方で、個別貸倒引当金繰入額は不良債権処理コストである。それゆえ、この結果は、追加的な不良債権処理コストが割に合う、将来の高業績銀行の経営者が、個別貸倒引当金繰入額を増やして、シグナルを送っていることを示唆している。第三に、特定の実証モデルの推定結果に限るという条件付であるが、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説と整合的な結果が得られた。調整前の自己資本比率が低い銀行の経営者ほど、一般貸倒引当金繰入額を積み増して、自己資本比率を高めていることを示唆している。

次に、本研究の実証結果の適用範囲について言及する。第一に、本研究は上場地方銀行・第二地方銀行の経営者の裁量行動を分析したものである。そのため、本研究の分析結果をもって、都市銀行や信託銀行、さらには信用金庫や信用組合の経営者の裁量行動を論じることはできないかもしれない。第二に、本研究の分析期間は、自己資本比率規制の制度的枠組みが定着しはじめた2001年度以降である。早期是正措置導入以前と以降と

では、金融制度の制度的枠組みが大きく異なるため、銀行経営者のインセンティブ構造が異なっている可能性がある。そのため、本研究の分析結果をもって、早期是正措置以前の銀行経営者の裁量行動を解釈することは避けるべきである。

最後に、本研究の課題について言及する。第一に、本研究は、2001年度以降の制度的枠組みの定着期において、銀行経営者は、信用リスクに比して貸倒引当金を過大に計上することはできるとしても、過少に計上することは難しいとの仮定を置いている。しかし、この仮定の妥当性については検証の余地があると考えられる。第二に、本研究は、コントロール変数として、期首の貸倒引当金や貸出金償却などを採用していない。しかし、これらのコントロール変数が仮説検定の結果に及ぼす影響の検証も必要かもしれない。第三に、本研究は、市場評価に係るシグナリング仮説の検証を行っていない。以上の課題は、今後の課題としたい。

補遺

本研究は、(5)式から(7)式の貸倒引当金繰入額の期待モデルに基づいて、実証モデルを構築する。その(5)式から(7)式の各貸倒引当金繰入額モデルは、(1)式および(2)式の各貸倒引当金モデルを前提としている。そこで、補遺では、一般貸倒引当金モデル((1)式)および個別貸倒引当金モデル((2)式)、さらに、それらを結合した貸倒引当金モデル((1)+(2)式)を推定して、各推定係数の有意性および符号を確認する。

ここで、NPL1、NPL2およびNPL3は不良債権である一方で、NPL0は正常債権である。制度上、正常債権であるNPL0も引当対象債権とされている。しかし、もしNPL0の信用リスクが僅少あるいはゼロと近似できれば、NPL0の係数 $\alpha_1=0$ とな

る。よって、(1)式および(2)式の係数は、 $0 \leq \alpha_1 < \alpha_2 < 1$ および $0 < \beta_1 < \beta_2 < 1$ と予測される。

はじめに、(1)式および(2)式の被説明変数と説明変数の記述統計量と相関表を確認する。表8は、(1)式および(2)式の被説明変数および説明変数の記述統計量である。RNPL12は、平均値、第1四分位、中央値、第3四分位および標準偏差のいずれの値も0.000である。よって、 $NPL1_{t-1} \approx RNPL11_{t-1}$ と近似できる。

表9は、(1)式および(2)式の被説明変数および説明変数のPearsonの相関表である。表9をみると、正常債権(NPL0)と正常貸出金(RNPL0)との相関係数は0.992、要管理債権(NPL1)と貸出条件緩和債権(RNPL11)との相関係数は0.969、危険債権(NPL2)と破綻先債権(RNPL2)との相関係数は0.907、破産更正等債権(NPL3)と延滞債権(RNPL3)との相関係数は0.817となっており、高い相関関係を示している。しかし、要

表8：貸倒引当金モデルの被説明変数と説明変数の記述統計量：(N=783)

変数	和変数名	平均	標準偏差	Q1	中央値	Q3
被説明変数(貸倒引当金)						
LLA_{it}	貸倒引当金	0.012	0.007	0.007	0.011	0.015
$GLLA_{it}$	一般貸倒引当金	0.004	0.002	0.003	0.004	0.005
$SLLA_{it}$	個別貸倒引当金	0.008	0.005	0.004	0.007	0.010
説明変数(金融再生法開示債権)						
NPL_{it}	総与信額 = $\sum_{k=0}^3 NPLk_{it}$	0.689	0.067	0.640	0.690	0.738
$NPL0_{it}$	正常債権	0.653	0.064	0.606	0.654	0.698
$NPL1_{it}$	要管理債権	0.009	0.007	0.004	0.007	0.013
$NPL2_{it}$	危険債権	0.018	0.009	0.012	0.016	0.022
$NPL3_{it}$	破産更正等債権	0.010	0.006	0.005	0.008	0.012
説明変数(リスク管理債権)						
$LOAN_{it}$	貸出金 = $\sum_{k=0}^3 RNPLk_{it}$	0.676	0.066	0.627	0.677	0.725
$RNPL0_{it}$	正常貸出金	0.640	0.063	0.595	0.639	0.684
$RNPL11_{it}$	貸出条件緩和債権	0.009	0.007	0.003	0.007	0.013
$RNPL12_{it}$	3ヵ月以上延滞債権	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
$RNPL2_{it}$	延滞債権	0.023	0.011	0.015	0.021	0.029
$RNPL3_{it}$	破綻先債権	0.003	0.003	0.001	0.002	0.004

変数は、すべて期首の総資産でデフレートしている。

表9：貸倒引当金モデルの被説明変数と説明変数のPearsonの相関表

変数	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1 LLA_{it}	1.000										
2 $GLLA_{it}$	0.681	1.000									
3 $SLLA_{it}$	0.962	0.456	1.000								
4 $NPL0_{it}$	-0.010	0.009	-0.016	1.000							
5 $NPL1_{it}$	0.441	0.510	0.347	0.034	1.000						
6 $NPL2_{it}$	0.576	0.370	0.562	-0.009	0.415	1.000					
7 $NPL3_{it}$	0.758	0.375	0.782	0.163	0.423	0.477	1.000				
8 $RNPL0_{it}$	-0.013	0.006	-0.017	0.992	-0.010	-0.019	0.149	1.000			
9 $RNPL11_{it}$	0.452	0.497	0.364	0.010	0.969	0.428	0.422	-0.031	1.000		
10 $RNPL12_{it}$	0.103	0.092	0.091	0.137	0.365	0.121	0.213	0.101	0.359	1.000	
11 $RNPL2_{it}$	0.688	0.423	0.680	0.061	0.456	0.907	0.704	0.048	0.409	0.131	1.000
12 $RNPL3_{it}$	0.622	0.280	0.652	0.158	0.365	0.373	0.817	0.149	0.362	0.146	0.475

P値が5%未満の場合は、数値を太字にしている。

管理債権（NPL1）と3ヵ月以上延滞債権（RNPL12）との相関係数は0.365となっている。また、正常債権（NPL0）と正常貸出金（RNPL0）は、貸倒引当金（LLA）、一般貸倒引当金（GLLA）および個別貸倒引当金（SLLA）のいずれとも相関していない。

次に、(1)式、(2)式および(1) + (2)式の推定結果を確認する。表10は金融再生法開示債権モデルの推定結果である。Panel A、Panel BおよびPanel Cはそれぞれ、(1)式、(2)式および(1)+(2)式の推定結果である。すべてのPanelにおいて、固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されるため、固定効果モデルの推定結果を優先する。

表10のPanel Aの一般貸倒引当金モデル（(1)式）の推定結果をみると、NPL1の推定係数は、予測どおり、有意に正である。しかし、NPL0の推定係数はゼロと有意に異ならない。よって、NPL0の信用リスクは僅少あるいはゼロと近似できるため、NPL0に対して引当はなされていないものと解釈できる。次に、Panel Bの個別貸倒引当金モデル（(2)式）の推定結果をみると、NPL2およびNPL3の推定係数は、予測どおり、有意に正である。推定係数の大きさも、予測どおり、NPL2よりもNPL3のほうが大きい。最後に、Panel Cの貸倒引当金モデル（(1) + (2)式）の推定結果をみると、NPL2およびNPL3の推定係数は、予測どおり、有意に正である。さらに、推定係数の大きさも、予測どおり、NPL2よりもNPL3のほうが大きい。しかし、NPL0およびNPL1の推定係数は有意ではない。

さらに、本研究は、引当対象外債権を実証モデルに加えた推定も行っている。本研究は、金融検査マニュアルに則って、自己査定債務者区分と分類区分を所与として、貸倒引当金の期待モデルを構築している。しかし、実務では、一般貸倒引

当金の算定において、危険債権（NPL2）や破産更正等債権（NPL3）を考慮に入れたり、個別貸倒引当金の算定において、正常債権（NPL0）や要管理債権（NPL1）を考慮に入れたりしているかもしれない。実際に、表9の相関表では、GLLAはNPL2およびNPL3と正に相関している。そこで、本研究は、金融再生法開示債権の変数をすべて実証モデルに加えて、追試を行った。その追試の結果は表11である。

表11のPanel Aは一般貸倒引当金モデル（(1)式に相当）の推定結果である。固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されないため、変量効果モデルを優先する。まず、NPL0およびNPL1の推定係数は、表10と同様である。つまり、NPL1の推定係数は、予測どおり、有意に正であるが、NPL0の推定係数はゼロと有意に異ならない。次に、焦点となっているNPL2およびNPL3の推定係数は有意に正である。これらの結果に対するひとつの解釈として、銀行経営者は、経済状況の変化や貸出債権ポートフォリオの構成の変化の指標として、危険債権や破産更正等債権の変化を考慮に入れて一般貸倒引当金の算定しているのかもしれない。

Panel Bは個別貸倒引当金モデル（(2)式に相当）の推定結果である。固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されるため、固定効果モデルの推定結果を優先する。まず、NPL2およびNPL3の推定係数は、表10と同様に、それぞれ有意に正である。次に、焦点となっているNPL0およびNPL1の推定係数はいずれも有意ではない。

以上より、NPL1、NPL2およびNPL3は不良債権である一方で、NPL0は正常債権である。制度上、正常債権であるNPL0も引当対象債権とされている。しかし、実際には、NPL0の信用リスクは僅少あるいはゼロと近似できる。この結果は、

表10：貸倒引当金モデルの推定結果

Panel A: 一般貸倒引当金モデル ((1)式) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.003 4.96 ***	0.003 4.32 ***	0.004 2.79 ***	0.004 3.83 ***
<i>NPL0</i>	+	0.000 -0.29	-0.001 -0.59	-0.003 -1.43	-0.001 -0.68
<i>NPL1</i>	+	0.144 12.95 ***	0.151 8.44 ***	0.104 5.78 ***	0.125 11.61 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			1.90 **	6.27 ***	
<i>Hausman</i>					6.27 **
<i>R-Square</i>		0.260	0.278	0.606	0.151

Panel B: 個別貸倒引当金モデル ((2)式) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.000 -0.32	-0.001 -1.47	-0.001 -1.19	-0.001 -2.24 **
<i>NPL2</i>	+	0.156 7.35 ***	0.155 7.48 ***	0.207 8.72 ***	0.189 12.21 ***
<i>NPL3</i>	+	0.562 13.47 ***	0.570 12.51 ***	0.598 11.10 ***	0.580 28.65 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			1.59	9.84 ***	
<i>Hausman</i>					7.79 **
<i>R-Square</i>		0.658	0.665	0.856	0.624

Panel C: 貸倒引当金モデル ((1)+(2)式) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.010 7.32 ***	0.009 6.21 ***	-0.000 -0.00	0.006 2.48 **
<i>NPL0</i>	+	-0.012 -6.10 ***	-0.012 -5.60 ***	-0.002 -0.44	-0.006 -1.95
<i>NPL1</i>	+	0.072 2.42 **	0.067 1.50	0.020 0.49	0.036 1.51
<i>NPL2</i>	+	0.188 7.58 ***	0.192 7.84 ***	0.272 9.30 ***	0.245 11.96 ***
<i>NPL3</i>	+	0.644 13.88 ***	0.654 13.33 ***	0.655 12.01 ***	0.639 24.74 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			1.14	9.16 ***	
<i>Hausman</i>					12.13 **
<i>R-Square</i>		0.652	0.657	0.848	0.615

各説明変数の行の上段の数値は推定係数、下段の数値はt値である。Pooled回帰モデルと固定効果モデルは、銀行と年度で標準誤差を補正したt値である。変量効果モデルはWansbeek and Kapteyn (1989)に基づいて誤差項の共分散構造を特定している。F-valueは「固定効果なしに対する F 検定」である。Hausmanは、二元配置の固定効果モデルと変量効果モデルのHausman検定統計量である。

** : p値<0.05 *** : p値<0.01

表 11: 引当対象外債権を考慮に入れたモデルの推定結果

Panel A: 一般貸倒引当金モデル ((1)式に相当) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.003 4.54 ***	0.003 4.18 ***	0.001 0.87	0.003 2.61 ***
<i>NPL0</i>	+	-0.001 -1.00	-0.002 -1.65	-0.001 -0.63	-0.001 -0.42
<i>NPL1</i>	+	0.110 8.93 ***	0.131 7.40 ***	0.078 4.13 ***	0.088 8.21 ***
<i>NPL2</i>	?	0.032 3.66 ***	0.034 3.86 ***	0.055 4.19 ***	0.047 4.96 ***
<i>NPL3</i>	?	0.047 3.93 ***	0.047 3.76 ***	0.049 3.34 ***	0.049 4.11 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			1.88 **	6.28 ***	
<i>Hausman</i>					4.30
<i>R-Square</i>		0.306	0.322	0.631	0.250

Panel B: 個別貸倒引当金モデル ((2)式に相当) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.007 6.67 ***	0.006 5.50 ***	-0.001 -0.43	0.003 1.59
<i>NPL0</i>	?	-0.011 -6.94 ***	-0.010 -6.14 ***	-0.001 -0.21	-0.005 -2.12 **
<i>NPL1</i>	?	-0.038 -1.62	-0.065 -1.92	-0.058 -1.87	-0.052 -2.62 ***
<i>NPL2</i>	+	0.156 7.58 ***	0.158 7.76 ***	0.217 9.25 ***	0.197 12.11 ***
<i>NPL3</i>	+	0.597 14.32 ***	0.607 13.83 ***	0.605 11.28 ***	0.593 28.69 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			1.91 **	9.09 ***	
<i>Hausman</i>					12.34 **
<i>R-Square</i>		0.676	0.684	0.858	0.630

各説明変数の行の上段の数値は推定係数、下段の数値はt値である。Pooled回帰モデルと固定効果モデルは、銀行と年度で標準誤差を補正したt値である。変量効果モデルはWansbeek and Kapteyn (1989)に基づいて誤差項の共分散構造を特定している。F-valueは「固定効果なしに対するF検定」である。Hausmanは、二元配置の固定効果モデルと変量効果モデルのHausman検定統計量である。

** : p値<0.05 *** : p値<0.01

(1)式および(2)式に引当対象外債権を追加しても同様である。よって、本研究は、一般貸倒引当金モデルにおいて、NPL0の信用リスクは僅少あるいはゼロと近似できることを前提として議論を展開する。

《注》

- 1) 大蔵省は、1982年4月1日付の蔵銀第901号大蔵省銀行局長通達「普通銀行の業務運営に関する基本事項等について」(以下、基本事項等通達)において、自己資本比率等の指導基準を示している。基本事項等通達は、1986年に一部改正がなされたのち、1998年に廃止されている。
- 2) 従来不良債権処理制度と銀行会計については岩崎(2007; 2010)を参照のこと。

- 3) 1996年6月21日付で「金融機関等の経営の健全性確保のための関係法律の整備に関する法律」が成立・施行された。これに基づく銀行法等の改正により、1998年4月から、早期是正措置制度（銀行法第26条）が導入された。導入当初の発動基準は3段階であったが、現在は4段階となっている。
- 4) 特定海外債権引当勘定の金額は、一般貸倒引当金および個別貸倒引当金のそれに比べ、著しく小さい。そのため、本研究は、特定海外債権引当勘定およびその影響を無視する。
- 5) 自己査定におけるIV分類債権の直接償却については、税法が担保処分等の完了を要件としていたため、長期間償却できずに貸借対照表に計上されたまま不良債権の公表対象になっていた。その解決策が強く認められ、1998年10月6日付の全国銀行協会連合会通達「担保・保証付債権の貸倒償却の取り扱いについて(ご連絡)」により、1999年3月期から、IV分類債権のうち無税直接償却できないものについても、会計上は直接償却できることとなった。つまり、部分直接償却が認められたのである。
- 6) 2003年3月の「リレーションシップバンキングの機能強化に関するアクションプログラム」を受けて、監督当局は信用リスクの改善も促すものとされている。
- 7) 本研究のサンプルのうち、常陽、千葉、横浜、八十二、静岡、滋賀、山陰合同、中国、伊予および福岡は基礎的内部格付手法を選択しているが、それ以外の銀行はすべて標準的手法を選択している。よって、本研究は、地方銀行が標準的手法を選択していることを前提に議論を進める。なお、詳しくは佐藤(2007)を参照のこと。
- 8) 金融検査の目的は、金融機関の自己査定や償却・引当並びに会計監査人の厳格な外部監査を前提として、自己査定体制と償却・引当体制がそれぞれ有効に機能しているかを検証することにある。
- 9) 本項における自己資本比率規制の制度に関する記述は、佐藤(2007)を参考にしている。
- 10) 自己資本比率の各構成要素の定義については、佐藤(2007)を参照のこと。
- 11) 市場リスク規制適用銀行は、基本的項目が信用リスクアセットの額の4%以上であれば、Tier3(一定の条件を満たす期間2年以上の劣後債の額)を自己資本比率に算入できる。
- 12) 奥田(2001)は、個別貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説の検証も行っている。それは、早期是正措置に伴うコスト負担を避けるために、自己資本比率の低い銀行の経営者は、自己資本比率を調整するインセンティブを持つというシナリオから導き出されたものであった。そのため、奥田(2001)は、自己資本比率が低い銀行ほど、個別貸倒引当金繰入額を減少させる、と仮説を設定している。奥田(2001)の分析期間は新制度への移行期間内の1998年度と1999年度である。特に1998年度には、金融検査マニュアルはまだ発表されていなかった。しかし、新しい制度的枠組みのもとでは、金融検査マニュアルに則って、資産査定と償却・仮説引当がなされ、作成された財務諸表は、公認会計士による外部監査を経て、監督当局の金融検査によってその正確性が評定されるものとなっている。それゆえ、本研究は、2001年度以降の枠組み定着期では、銀行経営者が個別貸倒引当金繰入額を減少させるのは困難であると仮定している。よって、本研究は、奥田(2001)の個別貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説の検証を行わない。
- 13) 本研究は $\tau=0.4$ とする。よって、一般貸倒引当金繰入額は、一般貸倒引当金繰入額 $\times 0.6$ だけTier1を減少させる。
- 14) 個別貸倒引当金繰入額(SLLP)が自己資本比率の分子と分母に及ぼす影響をそれぞれ考察する。まず、SLLPがゼロの場合、自己資本比率が $0.04(4\%)$ で、分子は40、分母は1,000であったとする。次に、SLLP=5の場合、そのSLLPが分子と分母のそれぞれに及ぼす影響をそれぞれ考察する。なお、SLLPは、本研究の記述統計量を参考に、分母の0.02が個別貸倒引当金、その0.4がSLLPとしている。第一に、SLLPが分子に及ぼす影響を確認する。分子から $(1-\tau)\times SLLP$ が控除される。ここで、 τ は税率で、 $\tau=0.4$ とする。自己資本比率は $\{(40-(1-0.4)\times 5)\}/1,000=0.037$ となる。つまり、SLLPは自己資本比率を0.003(0.3%)減少させる。第二に、SLLPが分母に及ぼす影響を確認する。分母からSLLPが控除される。自己資本比率は $40/(1,000-5)=0.0402$ となる。つまり、SLLPは自己資本比率を0.0002(0.02%)増加させる。以上より、個別貸倒引当金繰入額は自己資本比率を低下させる。
- 15) 大日方(1998)は、一般貸倒引当金、債権償却特別勘定と特定海外債権引当勘定のそれぞれのデータが利用可能でないとの理由から、貸倒引当金に一括して分析をしている。
- 16) 本研究のサンプルの783銀行・年のうち、一般貸倒引当金戻入益の割合は0.596、個別貸倒引当金戻入益の割合は0.066、貸倒引当金戻入益の割合は0.125となっている。
- 17) シグナリング仮説の趣旨からすると、銀行経営者は、一般貸倒引当金繰入額ではなく、個別貸倒引当金繰入額の増加を通じて、シグナルを市場に伝達すると予測される。しかし、倒引当金繰入額が便益なのかコストなのか曖昧である米国の設定においても、シグナリング仮説と整合的な実証結果が得られている(例えば、Wahlen 1994)。そのため、本研究は、一般貸倒引当金繰入額および貸倒引当金繰入額にシグナルとしての曖昧さがあることを認めた上で、銀行経営者が、市場に私的情報をシグナルするために、それらを等しく調整すると前提として仮説を設定する。
- 18) 金融検査マニュアルは2007年に全面改訂がなされている。
- 19) 国内基準行は、信用格付けを行わずに債務者区分を行うことができる。
- 20) 銀行経営者による裁量的な条件変更も考えられる。その場合、条件変更をし、債務者区分を引き下げ(上げ)ることによって、貸倒引当金の積み増し(取り崩し)が行われる。Wahlen(1994)は期待外債権額を推計しているが、それは実体的裁量行動である。それに対して、本研究の目的は、自己査定の債務者区分と分類区分を所与として、会計的裁量行動の分析をするための貸倒引当金繰入額の期待モデルの構築を目指すものである。
- 21) 「正常先」および「要注意先」については、保全状況によらず債権全額(不特定の債権)を対象に、過去の一定期間にお

ける予想損失率に基づき算定した予想損失相当額を一般貸倒引当金として計上する。その一方で、「破綻懸念先」および「破綻先・実質破綻先」については、債務者ごとに、担保等で保全されていないⅢ分類とⅣ分類を対象に個別貸倒引当金が設定される。第一に、「正常先」については、過去の貸倒実績率などに基づき、今後1年間の予想損失額を見積もり、その額に相当する金額を一般貸倒引当金として計上する。第二に、「要注意先」のうち、「要管理先」については、過去の貸倒実績率などに基づき、平均残存期間または今後3年間の予想損失額を見積もり、その額に相当する金額を一般貸倒引当金として計上する。他方で、「要注意先」のうち、「その他要注意先」については、過去の貸倒実績率などに基づき、今後1年間の予想損失額を見積もり、その額に相当する金額を一般貸倒引当金として計上する。第三に、「破綻懸念先」については、Ⅲ分類の今後3年間の予想損失相当額を個別貸倒引当金として計上する。予想損失額の算定は、「破綻懸念先」に区分された債務者の過去の損失率の実績に基づき算定された予想損失率をⅢ分類額に乗じて予想損失額とする方法、キャッシュ・フロー見積法（DCF法）などが認められている。第四に、「破綻先・実質破綻先」については、Ⅲ分類の全額を個別貸倒引当金として計上する。Ⅳ分類については、債務者ごとに、全額を個別貸倒引当金として計上するか、あるいは直接償却（つまり、部分直接償却）する。

- 22) 米国銀行における貸倒引当金の見積もり方法には、債務者ごとに個別に判断される方法（loan-by-loan basis）と過去の貸倒実績率と債権総額の積から算出する方法（statistical method）とがあり、それらの適用は貸出先の債務者のタイプによって決まるとされている（Liu and Ryan 1995; Liu et al. 1997; Ryan 2007）。米国における償却・引当実務については、Wall and Koch (2000) や Ryan (2007) も参照のこと。
- 23) 経営者は一般貸倒引当金および個別貸倒引当金をそれぞれ裁量的に調整する余地を持つ。第一に、一般貸倒引当金の調整手段は、自己査定した債務者区分と分類区分を所与とすると、予想損失率の調整に限定される。金融検査マニュアルの償却・引当（別表1）によると、「過去の損失率の実績を算出し、これに将来の損失発生見込みに係る必要な修正を行い、予想損失率を求め」とあるため、理論上は、一般貸倒引当金を裁量的に調整できる。第二に、個別貸倒引当金の調整手段は、自己査定した債務者区分と分類区分を所与とすると、「破綻懸念先」のⅢ分類のみである。「破綻先・実質破綻先」についてはⅢ分類額およびⅣ分類額は全額を予想損失とするため、裁量的な見積もりの余地はないためである。「破綻懸念先」については、原則として、個別債務者ごとに今後3年間の予想損失額を見積もるが、複数の算定方法が認められており、算定方法の選択とその算定は各銀行の裁量に大きく委ねられている。そのため、経営者は、一般貸倒引当金に比して、比較的容易に個別貸倒引当金を調整できると考えられる。
- 24) リスク管理債権および金融再生法開示債権は、担保等保全

額（Ⅰ分類とⅡ分類）と回収不能額（Ⅲ分類とⅣ分類）を区分することなく、その総額のみを開示している。

- 25) 本研究は、表記の統一のため、正常債権（NPL0）も正常貸出金（RNPL0）も不良債権NPL（Non-Performing Loan）と表記はしているものの、実際には正常債権PL（Performing Loan）である点は留意されたい。
- 26) 一般貸倒引当金の算定については、実務では、自己査定した各区分の債権に予想損失率を乗じて引当額を算出している。しかし、自己査定した区分と金融再生法開示債権の区分は異なる。この(1)式は「正常先」と「その他要注意先」を一括りにしているため、それらに対する予想損失率が等しいことを暗黙的に仮定している。その意味において、もし係数をプールの回帰で推定すると、係数 α_1 と α_2 はそれぞれ「その他要注意先・正常先」と「要注意先」に対する銀行・年で一定の予想損失率を測定する。個別貸倒引当金の算定については、実務では、個別貸倒引当金は個別債務者ごとに見積もりがなされる。しかし、係数をプールの回帰で推定すると、係数 β_1 と β_2 はそれぞれ「破綻懸念先」と「破綻先・実質破綻先」に対する銀行・年で一定の引当率と解釈される。なお、個別貸倒引当金の引当対象はⅢ分類およびⅣ分類のみであるが、「危険債権（NPL2）」および「破産更生債権（NPL3）」は各区分の（Ⅰ分類・Ⅱ分類を含む）グロスの債権総額である。このため、(2)式、(6)式および(9)式の係数は過少に推定される。
- 27) 新規貸出は、長期的には、正常先から破綻懸念先以下へ下方遷移することによって、貸出ポートフォリオの質を劣化させるかもしれない（Foos et al. 2010）。しかし、本研究は、新規の貸出は内部格付に基づいて審査を受けているため、今後1年間という短期間のうちに質が劣化することはないと想定する。
- 28) 先行研究の中には、説明変数として、期首の貸倒引当金や当期の貸出金償却を採用しているものもある。たとえば、Beaver and Engel (1996) や Cheng et al. (2011) は説明変数として、貸出金償却を採用している。また、Kanagaretnam et al. (2009, 2010a, 2010b, 2014) は、説明変数として、期首の貸倒引当金を採用している。しかし、本研究の期待モデルは、その構造上、それらの変数を必要としていない。なお、Beaver and Engel (1996) は、期首の貸倒引当金には過去に行われた裁量的な積み増しが含まれている可能性があるため、期待モデルに期首の貸倒引当金を加えるのは望ましくないとしている。また、Beatty and Liao (2014) は、期首の貸倒引当金と当期の貸出金償却が期待モデルに及ぼす影響を分析した結果、それらは余分な変数であると結論付けている。このように、米国銀行を分析対象とした先行研究においても、期首の貸倒引当金と当期の貸出金償却を説明変数に加えるかどうかは研究者によって意見は分かっている。
- 29) Tier3は市場リスク規制が課せられている銀行のみ計上することになっている。サンプルに市場リスク規制が課されている銀行はない。また、SLLPが自己資本比率の分母に及ぼす影響は、分子に及ぼす影響に比して、小さい。そこで、

本研究はSLLPが自己資本比率の分母に及ぼす影響を無視して、自己資本比率の分母には何も調整を施さない。

- 30) 一般貸倒引当金において、直接償却や債権売却による取り崩しは非常に稀なので、 t 期に $GLLA_{t-1}$ が取り崩されることないと想定している。
- 31) 太田 (2013) は、Pooled 帰帰モデルに優先して、企業と年度の二元配置の固定効果モデルで実証モデルを推定し、さらに、クラスター頑健手法を使って、企業と年度のクラスタリングを補正したロバストな標準誤差を計算して、推定係数の有意性検定を行うことを推奨している。また、Amir et al. (2015) は、企業と年度の二元配置の固定効果モデルによって、Sloan (1996) およびBasu (1997) の追試を行った。その結果を踏まえて、会計分野においても、企業と年度の二元配置の固定効果モデルによって実証モデルを推定することが必要であると主張している。
- 32) 上場銀行と未上場銀行とは会計数値調整インセンティブが異なる (例えば、Nichols et al. 2009) ので、本研究は上場銀行に絞って分析を行なう。
- 33) サンプルは単独上場銀行に限定しているため、上場持株会社傘下の銀行はサンプルから除外される。都市銀行は、2002年12月に三井住友フィナンシャル・グループ、2003年1月にみずほフィナンシャル・グループ、2005年10月に三菱UFJフィナンシャル・グループが発足したため、単独上場銀行としてサンプルに含まれるオブザベーション数が制限される。このため本研究は地方銀行のみを分析対象とした。
- 34) 各年の各変数の最大値と最小値を取り除くとサンプルが大幅に減少するため、全サンプルで各変数の最大値と最小値を取り除いている。
- 35) 本研究は統計ソフトSASを使って分析を行なっている。SASで二元配置の固定効果や変量効果の分析を行なう際には、各銀行は2つ以上のオブザベーションが必要となる。
- 36) 都銀・長信銀・信託銀は1999年3月期から、地銀・第二地銀は1999年9月期から、信金は2000年3月期からである。
- 37) 本研究は統計ソフトSASを使って分析を行なっている。SASの場合、PANELプロシジャを使って二元配置の固定効果モデルと変量効果モデルを推定できる。しかし、PANELプロシジャでは、Petersen (2009) やCameron et al. (2011) のようなクラスター頑健手法を使って、銀行と年度の二元配置のロバストな標準誤差を計算できない。そこで、固定効果モデルはSURVEYREGプロシジャを使って、最小二乗ダミー変数推定 (least square dummy variables: LSDV) を行い、SURVEYREGプロシジャに備わっているクラスター頑健手法を使って、銀行と年度の二元配置のロバストな標準誤差を計算している。他方で、変量効果モデルは、クラスター頑健手法を使って、銀行と年度の二元配置のロバストな標準誤差を計算することができない。そこで、変量効果モデルは、PANELプロシジャのVCOMPオプションでWKを指定して、Wansbeek and Kapteyn (1989) に基づいて、誤差項の共分散構造を特定する。
- 38) 補遺において、(1)式および(2)式の各貸倒引当金モデルを

推定している。その結果、 $NPL_{0,t}$ の推定係数はゼロと有意に異ならなかった。つまり、 $NPL_{0,t}$ の信用リスクが僅少あるいはゼロと近似すると解釈される。それを前提とすると、 $CHNPL_{0,t}$ は、信用リスクの増加ではなく、信用リスクが僅少な、質の高い新規貸出の増加であると考えられる。

- 39) 引当対象外債権の分析は、匿名の査読委員の提言に基づくものである。査読委員の提言に感謝する。
- 40) この(c)の修正を施した(8)式は、 $\omega_g \equiv 0$ と特定した場合のモデルである。
- 41) 推定結果は未掲載であるが、(8)式から $NPL_{0,t-1}$ および $NPL_{1,t-1}$ のいずれか一方のみを除外したモデルでは、AdjCAPの推定係数は10%水準で有意に負、EBTPの推定係数は1%水準で有意に正のままである。
- 42) (b)あるいは(c)の修正を施した(9)式の推定結果(表6および表7)をみると、pooled 帰帰モデルでは、AdjCAPの推定係数は有意に負である。この結果は、不良債権処理仮説(H2-2(S))と整合的である。(9)式は t 期中の直接償却や債権売却による取崩の影響を、期首の債権変数($NPL_{2,t-1}$ および $NPL_{3,t-1}$)の係数で捉える設計になっている。しかし、(b)の修正を施した場合(表6)、 $CHNPL_{2,t-1}$ および $CHNPL_{3,t-1}$ の推定係数は有意ではない。(c)の修正を施した場合(表7)、期首の債権変数($NPL_{2,t-1}$ および $NPL_{3,t-1}$)は(9)式から除外されている。よって、本研究の分析は、個別貸倒引当金繰入額モデルにおいて、固定効果モデルが欠落変数バイアスを除去していることを示唆している。

《参考文献》

- Ahmed, A. S., Takeda, C., Thomas, S., 1999. Banks loan loss provision: A reexamination of capital management and signaling effects. *Journal of Accounting and Economics* 28, 1-25.
- Amir, E., Carabias, J. M., Jona, J., Livne, G., 2015. Fixed-effects in empirical accounting research, SSRN Working Paper Series (http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2634089).
- Basu, S., 1997. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of accounting and economics* 24, 3-37.
- Beatty, A., Chamberlain, S.L., Magliolo, J., 1995. Managing financial reports of commercial bank: The influence of taxes, regulatory capital, and earnings. *Journal of Accounting Research* 33, 231-261.
- Beatty, A., Liao, W. S., 2014. Financial accounting in the banking industry: A review of the empirical literature. *Journal of Accounting and Economics* 58, 339-383.
- Beaver, W. H., Eger, C., Ryan, S., Wolfson, M., 1989. Financial reporting and the structure of bank share prices. *Journal of Accounting Research* 27, 157-178.
- Beaver, W.H., Engel, E.E., 1996. Discretionary behavior with

- respect to allowances for loan losses and the behavior of security prices. *Journal of Accounting and Economics* 22, 177-296.
- Cameron, A. C., Gelbach, J. B., Miller, D. L., 2011. Robust inference with multiway clustering. *Journal of Business and Economic Statistics* 29, 238-249.
- Cheng, Q., Warfield, T., Ye, M., 2011. Equity incentives and earnings management: Evidence from the banking industry. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 26, 317-349.
- Deng, M., Melumad, N., Shibano, T., 2012. Auditors' liability, investments, and capital markets: A potential unintended consequence of the Sarbanes-Oxley Act. *Journal of Accounting Research* 50, 1179-1215.
- Elliott, J. A., Hanna, J. D., Shaw, W. H., 1991. The evaluation by the financial markets of changes in bank loan loss reserve levels. *The Accounting Review* 66, 847-861.
- Foos, D., Norden, L., Weber, M., 2010. Loan growth and riskiness of banks. *Journal of Banking and Finance* 34, 2929-2940.
- Fudenberg, D., Tirole, J., 1995. A theory of income and dividend smoothing based on incumbency rents. *Journal of Political Economy* 103, 75-93.
- 銀行経理問題研究会, 2012. 『銀行経理の実務 第8版』, 金融財政事業研究会.
- Goel, A. M., Thakor, A. V., 2003. Why do firms smooth earnings? *Journal of Business* 76, 151-192.
- Griffin, P. A., Wallach, S. J. R., 1991. Latin American lending by major U.S. banks: The effects of disclosures about nonaccrual loans and loan loss provisions. *The Accounting Review* 66, 830-846.
- 岩崎美智和, 2007. 『不良債権処理の制度的枠組みの変遷』, 埼玉大学大学院経済科学研究科博士論文.
- 岩崎美智和, 2010. 「不良債権処理制度と貸出条件緩和」, 伊藤修・埼玉大学金融研究室編 『バブルと金融危機の論点』, 日本経済評論社.
- Kanagaretnam, K., Krishnan, G., Lobo, G.J., 2009. Is the market valuation of banks' loan loss provision conditional on auditor reputation? *Journal of Banking and Finance* 33, 1039-1047.
- Kanagaretnam, K., Krishnan, G.V., Lobo, G.J., 2010a. An Empirical analysis of auditor independence in the banking industry. *The Accounting Review* 85, 2011-2046.
- Kanagaretnam, K., Lim, C.Y., Lobo, G.J., 2010b. Auditor reputation and earnings management: International evidence from the banking industry. *Journal of Banking and Finance* 34, 2318-2327.
- Kanagaretnam, K., Lim, C.Y., Lobo, G.J., 2014. Effects of international institutional factors on earnings quality of banks. *Journal of Banking and Finance* 39, 87-106.
- Kanagaretnam, K., Lobo, G., Mathieu, R., 2003. Managerial incentives for income smoothing through bank loan loss provisions. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 20, 63-80.
- Kanagaretnam, K., Lobo, G., Yang, D.H., 2004. Determinants of Signaling by Banks through Loan Loss Provisions. *Journal of Business Research* 58, 312-320.
- 加藤千雄, 2004. 「邦銀の不良債権処理行動について」『産業経理』 64(1), 61-70.
- Kim, M., Kross, W., 1998. The impact of the 1989 change in bank capital standards on loan loss provisions and loan write-offs. *Journal of Accounting and Economics* 25, 69-99.
- Lambert, R.A., 1984. Income smoothing as rational equilibrium behavior. *The Accounting Review* 59, 604-618.
- Liu, C., Ryan, S., 1995. The effect of bank loan portfolio composition on the market reaction to and anticipation of loan loss provisions. *Journal of Accounting Research* 33, 77-94.
- Liu, C., Ryan, S., Wahlen, J., 1997. Differential valuation implications of loan loss provisions across banks and fiscal quarters. *The Accounting Review* 72, 133-146.
- Lys, T., Watts, R., 1994. Lawsuits against auditors. *Journal of Accounting Research (Suppl.)*, 65-93.
- Moyer, S. E., 1990. Capital adequacy ratio regulations and accounting choices in commercial banks. *Journal of Accounting and Economics* 13, 123-154.
- Nichols, D.C., Wahlen, J.M., Wieland, M.M., 2009. Publicly traded versus privately held: implication for conditional conservatism in banking accounting. *Review of Accounting Studies* 14, 88-122.
- 日本公認会計士協会, 2013. 「監査人の法的責任に関する裁判例」, 法規委員会研究報告第15号 (http://www.hp.jicpa.or.jp/specialized_field/15.html at 2014/10/15).
- 大日方隆, 1998. 「邦銀大手の債権償却 - 利益平準化仮説の検証 -」『横浜経営研究』 18(4), 300-320.
- 奥田真也, 2001. 「銀行の貸倒引当金設定をめぐる会計政策: 税務政策・自己資本比率規制への対応の観点から」『一橋論叢』 126(5), 553-565.
- 太田浩司, 2013. 「パネル・データ分析におけるクラスター頑健手法の使用について」『証券アナリストジャーナル』 51(11), 77-87.
- Petersen, M.A., 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *The Review of Financial Studies* 22, 435-480.
- Ryan, S., 2007. *Financial Instruments and Institutions: Accounting and Disclosure Rules*, 2nd Edition, Wiley.
- 櫻川昌哉, 2006. 「金融監督政策の変遷: 1992-2005」『フィナンシャル・レビュー』 86, 122-141.
- 佐藤隆文, 2007. 「バーゼルⅡと銀行監督—新しい自己資本比率規制」, 東洋経済新報社.
- 佐藤隆文, 2010. 「金融行政の座標軸—平時と有事を超えて」, 東洋経済新報社.
- Sloan, R. G., 1996. Do stock price fully reflect information in accruals and cash flow about future earnings? *The*

- Accounting Review 71, 289-315.
- Spence, A.M., 1973. Job market. *Quarterly Journal of Economics* 87, 355-379.
- St. Pierre, K., Anderson, J., 1984. An analysis of the factors associated with lawsuits against public accountants. *The Accounting Review* 59, 242-263
- Thoman, L., 1996. Legal damages and auditor efforts. *Contemporary Accounting Research* 13(1), 275-306.
- Trueman, B., Titman, S., 1988. An explanation of accounting income smoothing. *Journal of Accounting Research* 26, 127-139.
- 梅澤俊浩, 2015. 「銀行業における貸倒引当金繰入額の期待モデルの構築」『産業経営』51, 75-107.
- Wall, L.D., Koch, T.W., 2000. Bank loan-loss accounting: A review of theoretical and empirical evidence, *Economic Review* (Federal Reserve Bank of Atlanta) Second Quarter, 1-19.
- Wahlen, J.M., 1994. The nature of information in commercial bank loan loss disclosures. *The Accounting Review* 69, 455-478.
- Wansbeek, T., Kapteyn, A., 1989. Estimation of the error-components model with incomplete panels. *Journal of Econometrics* 41, 341-361.
- 矢瀬敏彦, 2008. 「日本の銀行における裁量的会計行動の分析 : BIS規制導入以降の銀行の行動」『オイコノミカ』45 (2), 65-88.
- 全国銀行協会企画部広報室, 2004. 『やさしい銀行のよみ方 Part2 ～くわしくわかる銀行のディスクロージャー～』, 全国銀行協会.

日本ディスクロージャー研究学会 第10回研究大会プログラム

主催校	名古屋市立大学
大会準備委員長	吉田和生
大会準備委員会	奥田真也、小川淳平、高橋二郎
アドバイザー委員会	黒川行治、薄井彰、坂上学
開催日	2014年12月20日（土）
開催場所	名古屋市立大学 滝子キャンパス

自由論題報告、研究カンファレンス

- (1)第1 報告 9時30分～10時10分
- (2)第2 報告 10時10分～10時50分
- (3)第2 報告 11時00分～11時40分
- (4)第4 報告 11時40分～12時20分

●第1会場 3号館203教室

司会者：木村 史彦氏（東北大学）

- (1) 報告者：鈴木 智大氏（亜細亜大学）・河内山 拓磨氏（亜細亜大学）
「包括利益の導入が企業の投資行動に与える影響」
- (2) 報告者：浅野 信博氏（大阪市立大学）
「わが国の会計学研究におけるメタ・アナリシスの適用可能性」
- (3) 報告者：井出 真吾氏（ニッセイ基礎研究所）・竹原 均氏（早稲田大学）
「我が国の株式市場における特許情報の価値関連性に関する実証分析」
- (4) 報告者：大沼 宏氏（東京理科大学）・櫻田 譲氏（北海道大学）
「移転価格税制の適用と企業評価の決定要因（仮題）」

●第2会場 3号館301教室

司会者：吉田 靖氏（東京経済大学）

- (1) 報告者：呉 重和氏（名古屋商科大学）・李 東俊氏（名古屋商科大学）
「垂直取引における企業間契約情報の共有と開示」
- (2) 報告者：米岡 英治氏（ソニーデジタルネットワークアプリケーションズ株式会社）
「中小企業の知的資産経営報告書の現状」
- (3) 報告者：岡田 高明氏（藍澤証券株式会社）
「ディスクロージャー資料に基づく企業研究：したたかに変貌する米系大手投資銀行ゴールドマン・サックス・グループ社」

- (4) 報告者：木下 靖朗氏（ニッセイアセットマネジメント株式会社）
「投資家と企業経営者の関係性と望ましいエンゲージメントのあり方」

●第3会場 3号館302教室

司会者：田澤 宗裕氏（名城大学）

- (1) 報告者：石田 惣平氏（一橋大学大学院）
「会計保守主義と企業の倒産可能性」
- (2) 報告者：森脇 敏雄氏（神戸大学大学院）
「決算発表の集中化が利益情報に対する株価形成に与える影響」
- (3) 報告者：壁谷 順之氏（ノースアジア大学）
「適格退職年金制度の廃止に関する要因分析」
- (4) 報告者：松山 将之氏（日本政策投資銀行）
「銀行業におけるヘッジ活動の現状とヘッジ会計適用における今後の課題について」

第8回『現代ディスクロージャー研究』カンファレンス 3号館101教室

11時00分～12時00分

司会：中條 祐介（横浜市立大学）

報告者：金 鐘勲（一橋大学大学院商学研究科博士後期課程）

「K-IFRSの自発的適用が情報の非対称性に与えた影響」

コメンテーター：太田 浩司（関西大学）

昼食休憩 12：20～13：30

（理事会 12：20～13：20）

会員総会 13：30～14：00 3号館201教室

役員選挙 14：00～14：15 3号館201教室

会長講演 14：30～15：15 3号館201教室

日本ディスクロージャー研究学会会長 黒川 行治氏

統一論題報告 15：30～16：00 3号館201教室

統一論題テーマ『ディスクロージャー研究の新動向』

司会 奥田 真也氏（名古屋市立大学）

報告1 15時30分～16時00分 坂上 学氏（法政大学）

「テキストマイニングとディスクロージャー研究」

報告2 16時00分～16時30分 音川 和久氏（神戸大学）

「アノマリーとディスクロージャー研究」

報告3 16時30分～17時00分 上枝 正幸氏（青山学院大学）

「実験研究とディスクロージャー研究」

統一論題討論 17時15分～18時00分

司会 奥田 真也氏（名古屋市立大学）

坂上 学氏（法政大学）

音川 和久氏（神戸大学）

上枝 正幸氏（青山学院大学）

懇親会 18：15～ 大学生協

日本ディスクロージャー研究学会 第11回研究大会プログラム

主催校 明星大学
大会準備委員長 中嶋教夫
大会準備委員会 遠谷貴裕、清松敏雄（多摩大学）
開催日 2015年6月20日（土）
開催場所 明星大学 日野校

自由論題報告（10：00-12：00）会場：28-301

- (1)第1報告 10時00分～10時30分
- (2)第2報告 10時30分～11時00分
- (3)第2報告 11時00分～11時30分
- (4)第4報告 11時30分～12時00分

司会：古山 徹（日経メディアマーケティング）

- (1) 報告者：中嶋 教夫（明星大学）
「明星大学におけるBSCの活用について」
- (2) 報告者：松田 道春（有限責任監査法人トーマツ）
「株式非上場化における内部統制監査制度の影響」

司会：大鹿 智基（早稲田大学）

- (3) 報告者：畔上 達也（格付投資情報センター）
「経営者予想を用いた残余利益モデルと異常利益成長モデルの評価精度の比較」
- (4) 報告者：村上 暢子（筑波大学大学院）
「M&A実施企業の経営効率性に関する研究—資金調達・経営資源獲得・利益創出プロセスの実証分析—」

特別プロジェクト中間報告（10：40-12：00）会場：28-203

司会：米山 正樹（東京大学）

- (1) 村井委員会：地域の再生可能エネルギーの展開とディスクロージャー
- (2) 野口委員会：負債と資本の中間項目の開示

昼食休憩（新旧理事会 28-306）

会員総会（12：50-13：50）会場：28-203

統一論題報告：特別プロジェクト最終報告 13：55-15：55 会場：28-203

司会：柴 健次（関西大学）

(1) 海老原 崇（武蔵大学）

「東日本大震災と決算短信公表後の株価ドリフト」

(2) 奥村 雅史（早稲田大学）・吉田 靖（東京経済大学）

「東日本大震災に関するディスクロージャー行動—適時開示情報に関する調査結果—」

(3) 太田 三郎・中島 真澄（千葉商科大学）

「東日本大震災被災企業の復興・再生分析—Ota-Nakashima CSR モデルの適用」

(4) 金子 友裕（東洋大学）

「東日本大震災後の中小企業の現状と課題—税理士アンケートを通じて—」

統一論題報告 16：05-17：05 会場：28-203

統一論題テーマ『巨大災害と資本市場のディスクロージャー』

司会：薄井 彰（早稲田大学）

(1) 本間 基照（インターリスク総研）

「大震災後に考えるリスク管理とディスクロージャー」

(2) 浅野 敬志（首都大学東京）

「震災後の経営者の業績予想開示行動と情報環境」

パネルディスカッション 17：10-17：50 会場：28-203

司会：薄井 彰（早稲田大学）

座長：柴 健次（関西大学）

パネラー：浅野 敬志（首都大学東京）

海老原 崇（武蔵大学）

奥村 雅史（早稲田大学）

金子 友裕（東洋大学）

中島 真澄（千葉商科大学）

本間 基照（インターリスク総研）

吉田 靖（東京経済大学）

懇親会 18：30— 大学生協食堂

日本ディスクロージャー研究学会 第12回研究大会プログラム

主催校 早稲田大学
大会準備委員長 奥村雅史
大会準備委員会 河 榮徳、薄井 彰、大鹿智基、海老原崇（武蔵大学）、
稲葉喜子（株式会社はやぶさコンサルティング）
開催日 2015年12月20日（日）
開催場所 早稲田大学 早稲田キャンパス

自由論題報告（10：00～12：20）

●第1会場 11号館506教室

司会 海老原 崇（武蔵大学）

第1報告 10：00～10：30

David Lau（The University of Auckland）・太田浩司（関西大学）

“Why do managers revise their forecasts downward to avoid reporting negative earnings surprises?: Evidence from Japan”

第2報告 10：35～11：05

木村 史彦（東北大学）

「連結子会社における利益マネジメントとその影響要因」

司会 太田 浩司（関西大学）

第3報告 11：15～11：45

竹原 均（早稲田大学）

「回帰分析モデルの設定と会計発生高アノマリーの頑健性」

第4報告 11：50～12：20

工藤 一郎（工藤一郎国際特許事務所・円谷昭一（一橋大学）

「無形資産ディスクロージャーにおける新指標の提案」

●第2会場 11号館507教室

司会 浅野 敬志（首都大学東京）

第1報告 10：00～10：30

大沼 宏（東京理科大学大学院）・吉田 契（東京理科大学大学院院生）

「包括利益における会計上の保守主義に関する実証研究」

第2報告 10：35～11：05

遠谷 貴裕（明星大学）

「ストックオプションの付与と経営者の機会主義的行動」

司会 町田 祥弘（青山学院大学）

第3報告 11：15～11：45

円谷 昭一（一橋大学）・中村 充博（一橋大学大学院院生）

「機関投資家による議決権行使判断の決定要因—機関投資家の特性という観点から—」

第4報告 11：50～12：20

林 順一（青山学院大学）

「取締役会評価の開示—英国の事例とわが国への示唆」

昼休み 12：20～13：20

会員総会 13：20～13：50 11号館505教室

統一論題 14：00～17：30 11号館505教室

司会 奥村 雅史（早稲田大学）

座長 亀川 雅人（立教大学）

解題 14：00～14：10

第1報告 14：10～14：40

永岡 英則（株式会社VOYAGE GROUP）

「CFOの役割から考える積極的ディスクロージャーのあり方」

第2報告 14：40～15：10

高山 昌茂（公認会計士）

「不適切な会計処理問題を考える」

第3報告 15：20～15：50

青木 英孝（中央大学）

「企業のカバナンス改革は意図的な不正行為の防止に有効か？」

第4報告 15：50～16：20

三和裕美子（明治大学）

「ファンドによる企業支配と適時開示」

パネルディスカッション 16：30～17：30

懇親会 15：45— 11号館4階大会議室

Editor's Note

皆様のご協力をいただき、『現代ディスクロージャー研究』第15号をお届けできることになりました。本号は、私が2015年4月に編集委員長とならせていただいてから最初の号となります。『現代ディスクロージャー研究』は、歴代の会長、理事、編集委員長、会員の皆様の多大なご尽力により、ディスクロージャー研究の領域では、自他ともに認めるトップジャーナルの一つとなっています。これまでの編集委員長のご努力に思いを馳せながら、身が引き締まる思いで、この1年間、編集委員長という重職を務めさせていただきました。

本号においては、論文セッションに5本の投稿があり、厳正な審査の結果、2本が採択されました。また、これらの他に招聘論文を掲載させていただくことができました（次ページの編集データ参照）。

1本目の論文は、K-IFRS(Korean International Financial Reporting Standards)に関連する実証研究で、本誌主催の第8回研究カンファレンスにおける報告をもとに執筆されたものです。当該論文は、研究カンファレンスにおけるディスカッションと査読を経て、大幅に改善され完成に至ったもので、執筆者のひたむきな修正作業と査読委員の根気強いアドバイスの賜物であります。若手研究者養成というカンファレンスの目的が実現したよい例であるといえます。

2本目の論文は、日本の地方銀行業による貸倒引当金繰入における裁量行動を分析する論文です。日本の会計実務を研究上十分に反映しており、丁寧な検証が行われています。大部の論文となっておりますが、これは、本誌が原稿に字数制限をつけていないことによって、オリジナリティの高い研究が説得的に展開されたことを意味しています。

これらの論文に加えて、本号では、2014年度に名誉会員になられた國村道雄氏（名古屋市立大学名誉教授）からの会員へのメッセージを掲載することができました。日本における会計研究のあるべき1つの姿をシカゴ大学のDouglas J. Skinner教授の論考を利用しながら示された氏のメッセージは、われわれ会員に対する叱咤激励であり、われわれの研究姿勢に長くよい影響を与えるものと思います。

最後になりましたが、査読をご快諾いただき、本誌の研究水準の向上に貢献していただいた査読委員の皆様にあらためて感謝いたします。また、不慣れな編集委員長を支えていただいた、編集委員会の先生方に衷心より御礼申し上げます。

『現代ディスクロージャー研究』編集委員長
奥村雅史

編集データ

『現代ディスクロージャー研究』第15号の編集状況は、次のとおりである。全ての原稿は、研究誌編集委員会が採否を決定した。また、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	4
受理数（採択率）	2（50%）

招聘論文

名誉会員によるもの	1
-----------	---

研究誌編集委員会

謝 辞

査読委員による真摯なレビューによって、本誌の高い品質が確保されました。研究誌編集委員会は、ここに記して、第15号の査読委員の皆様へ感謝の意を表します。

太田 浩司	関西大学
音川 和久	神戸大学
乙政 正太	関西大学
加藤 千雄	大阪経済大学
杉本 徳栄	関西学院大学
野口 晃弘	名古屋大学
吉田 靖	東京経済大学

(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

ディスクロージャー研究学会

編集委員会 2006年12月28日制定

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編集委員会 2014年 5月 5日改訂

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

日本語または英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。

2014年5月9日に開催された日本ディスクロージャー研究学会理事会は、ディスクロージャー研究学会に帰属する著作権および著作権の取扱いが日本ディスクロージャー研究学会に継承されていることを確認しました。

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。頁数には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.15

2016年3月31日 発行

©発行者 日本ディスクロージャー研究学会
発行所 〒169-8050
東京都新宿区西早稲田1-6-1
早稲田大学商学部
大鹿智基研究室気付

印刷所 株式会社NPCコーポレーション
