

現代ディスクロージャー研究
Contemporary Disclosure Research

AEA J

The Accounting and Economic Association of Japan

日本経済会計学会

Volume 18, Issue 1 (No.18) March 2021

現代ディスクロージャー研究

No.18 2021年3月

日本経済会計学会

目 次

■ 論 文

経営者交代と業績予想情報	石田 惣平 (1)
	蜂谷 豊彦
地域銀行の個別貸倒引当金繰入額に係るシグナリング仮説の検証	梅澤 俊浩 (37)

投稿規程

Contemporary Disclosure Research

No.18 2021 • March

The Accounting and Economic Association of Japan

CONTENTS

▀ Articles

Top Executive Turnover and Management Forecast Information

..... Souhei Ishida (1)

Toyohiko Hachiya

Signaling through specific loan loss provision in the Japanese regional banking industry Toshihiro Umezawa (37)

Instructions for Authors

日本経済会計学会

2019.6～

会 長（代表理事）

薄井 彰（早稲田大学） 総務・研究（全般、『Accounting Letters』担当）、
Accounting Letters 主編集者

名誉会長

柴 健次（関西大学） 黒川 行治（慶應義塾大学） 薄井 彰（早稲田大学）

副会長（専務理事）

坂上 学（法政大学） 総務（全般）・研究（全般、データベース協議会担当）、
次期会長候補
奥村 雅史（早稲田大学） 総務（全般）、研究（ソサイエティ担当）、
日本経営分析学会（BAA）会長
中條 祐介（横浜市立大学） 総務（全般）、研究（地区部会担当）、東日本部会長
向 伊知郎（愛知学院大学） 総務、研究（地区部会担当）西日本部会長
吉田 和生（名古屋市立大学） 総務（全般）、研究（ソサイエティ担当）、
日本ディスクロージャー研究学会（JARDIS）

常務理事

浅野 敬志（首都大学東京） 総務（会計担当）、研究（『経営分析研究』担当）
浅野 信博（大阪市立大学） 総務、研究（西日本地区担当）
石川 博行（大阪市立大学） 研究、会誌（『現代ディスクロージャー研究』担当）、
現代ディスクロージャー研究編集委員会委員長
太田 康広（慶應義塾大学） 研究、会誌（『Accounting Letters』担当）
奥田 真也（名古屋市立大学） 総務（会員担当）、研究（国際担当）
音川 和久（神戸大学） 総務、会誌（『現代ディスクロージャー研究』担当）
乙政 正太（関西大学） 総務、研究（データベース協議会担当）
木村 史彦（東北大学） 総務、研究（東日本地区担当）
阪 智香（関西学院大学） 総務（広報担当）、研究
首藤 昭信（東京大学） 総務、研究（東日本地区担当）
町田 祥弘（青山学院大学） 総務（会計担当）、研究
山本 達司（同志社大学） 研究、会誌（『経営分析研究』担当）、
『経営分析研究』編集委員会委員長

吉田 靖 (東京経済大学) 研究 (学術賞審査担当)、会誌 (『経営分析研究』担当)、
学術賞審査委員会委員長、日本経済学会連合会評議員

理事

青淵 正幸 (立教大学)	石坂信一郎 (岐阜経済大学)
稲葉 喜子 (株式会社はやぶさコンサルティング)	
上野 雄史 (静岡県立大学)	榎本 正博 (神戸大学)
海老原 崇 (武蔵大学)	大鹿 智基 (早稲田大学)
太田 三郎 (千葉商科大学)	太田 浩司 (関西大学)
大沼 宏 (中央大学)	加賀谷哲之 (一橋大学)
木村 敏夫 (流通科学大学)	國部 克彦 (神戸大学)
白銀 良三 (国土館大学)	仁川 栄寿 (中部大学)
田村香月子 (関西大学)	中島 真澄 (文京学院大学)
中野 貴之 (法政大学) 事務局長	平井 裕久 (神奈川大学)
平岡 秀福 (創価大学)	福多 裕志 (法政大学)
古山 徹 (嘉悦大学)	村井 秀樹 (日本大学)
森 久 (明治大学)	

監事

神谷 健司 (法政大学)	田宮 治雄 (東京国際大学、公認会計士)
林 隆敏 (関西学院大学)	宗岡 徹 (関西大学)

幹事

川島 健司 (法政大学)	高橋由香里 (武蔵大学)
高橋美穂子 (法政大学)	成岡 浩一 (専修大学)
宮川 宏 (目白大学)	米岡 英治 (茨城キリスト教大学)

日本経済会計学会は、2019年6月1日に、旧日本経営分析学会と旧日本ディスクロージャー研究学会を統合して設立された(旧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)。本会は、会計学、経営学、経済学及びその他関連分野の研究、ディスクロージャー、経営分析及びその他関連領域の研究、それらの研究の普及と提言、並びに会員相互の交流をはか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

旧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
2015-2018年 薄井 彰
2018-2019年 坂上 学

旧日本経営分析学会

2011年度-2013年度 宮本 順二郎
2014年度-2016年度 森 久
2017年度-2019年度 薄井 彰

日本経済会計学会

2019年 - 薄井 彰

学会Home Page <https://aea-j.org/>

学会事務局

〒102-8160

東京都千代田区富士見2-17-1

法政大学キャリアデザイン学部 中野貴之研究室気付

日本経済会計学会連絡事務所

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。

2018.4-2021.3

編集委員長

石川 博行 大阪市立大学

副編集委員長

山本 達司 同志社大学 音川 和久 神戸大学

編集委員

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	中央大学	乙政 正太	関西大学
阪 智香	関西学院大学	椎葉 淳	大阪大学
首藤 昭信	東京大学	田口 聡志	同志社大学
中野 誠	一橋大学	田澤 宗裕	名城大学
町田 祥弘	青山学院大学	米山 正樹	東京大学

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
2015-2018	奥村 雅史

▼ 論 文 ▲

経営者交代と業績予想情報

Top Executive Turnover and Management Forecast Information

石 田 惣 平 (埼玉大学 准教授)
Souhei Ishida, Saitama University
蜂 谷 豊 彦 (一橋大学 教授)
Toyohiko Hachiya, Hitotsubashi University

2019年1月20日受付；2019年10月6日改訂稿受付；2019年11月1日論文受理

要 約

本研究は、経営者交代の意思決定において、業績予想情報が利用されているかどうかを検証している。主たる発見事項は次の通りである。第1に、業績予想の誤差や改訂幅が大きい企業の経営者ほど交代させられる確率は高いことが明らかとなっている。第2に、企業業績が高い企業ほど、経営者交代と業績予想の誤差あるいは改訂幅との関係は弱くなることが確認されている。第3に、株式持合比率が低い企業ほど、経営者交代と業績予想の誤差あるいは改訂幅との関係は強くなることがわかっていて、第4に、誤差や改訂幅の大きい業績予想を公表する者から小さい業績予想を開示する者に経営者が交代した場合、その後の企業業績が改善することが示されている。これらの発見事項は、業績予想情報は経営者の能力を評価するのに利用されていること、また業績予想情報にもとづく経営者交代は効率的なものであることを示唆している。

Summary

This study examines whether management forecast information released by a top executive is used as reason to replace him. We provide evidence that the probability of a top executive's turnover is positively related with the magnitude of management forecast error or revision. In addition, we find that the positive relation between top executive turnover and management forecast error or revision is weaker when firm performance is good. We also show that the positive relation between top executive turnover and management forecast error or revision is stronger when cross-shareholding ratio is low. Finally, we find evidence of improved performance in the subsequent years following the appointment of a top executive who discloses management forecast with a smaller degree of error or revision. These findings suggest that management forecast information is used to assess the top executive's capabilities, and top executive turnover based on management forecast information is efficient.

1. はじめに

これまで数多くの研究において、経営者が公表する業績予想には将来の企業業績に関する経営者の私的情報が含まれていることから、資本市場において重要な情報源であり、ゆえに投資家の意思決定に大

* 本研究は、日本ディスクロージャー研究会第16回研究大会（於法政大学）および日本ディスクロージャー研究会第4回JARDISワークショップ（於小樽商科大学）にて報告した論文を、加筆・修正したものである。報告においては、司会をお引き受け頂いた海老原崇先生（武蔵大学）、榎本正博先生（神戸大学）、フロアの先生方より、有益なコメントを頂いた。また、投稿論文の修正に際し、2名の匿名の査読者から有益なコメントを頂いた。ここに記して御礼申し上げる。なお、本研究は、JSPS科研費（18K12890）の助成による研究成果である。最後に、本稿における表記および内容の誤り等に関する責任は、すべて筆者2名に帰属する。

きな影響を及ぼすことが報告されている (Ajinkya and Gift(1984)、Baginski and Hassell(1990)、Coller and Yohn(1997)、Conroy et al.(1998)、Frankel et al.(1995)、後藤・桜井(1993)、Hassell et al.(1988)、Kasznik and Lev(1995)、Lennox and Park(2006)、村宮(2005)、太田(2005)、Ota(2010)、Patell(1976)、Pownall and Waymire(1989)、Waymire(1986)、Williams(1996))。他方、近年の研究では、業績予想情報には経営者の経営能力¹⁾が反映されているために (Baik et al.(2011)、Goodman et al.(2014)、Ishida et al.(2021))、経営者交代の意思決定を下す際にも重要な情報源となっていることが指摘されている (Lee et al.(2012))。

株主は企業経営に必要となる資金を提供する傍ら、経営者に経営を一任し、株主の富を高めるような戦略を選択し、実行するよう求める (Fama and Jensen(1983)、Jensen(1993)、Jensen and Meckling(1976))。しかし、経営者を任命する際、経営者が株主の富を高めるような戦略を選別し、実行できる能力を有しているかを判断するための情報は僅かであるため、経営能力の高い者に企業経営を任すことができるかは必ずしも定かではなく、時に経営能力の乏しい者に経営を委託してしまう可能性もある。そこで、株主は経営者にその任をゆだねたのちに、取締役会に経営者の監視を依頼する。そして、株主から依頼を受けた取締役会は経営者のとった行動や公表した情報にもとづいて経営者の能力を評価し、能力のない者を交代させる (Dikolli et al.(2014)、Murphy and Zimmerman(1993)、Warner et al.(1988)、Weisbach(1988))。

取締役会が経営者の交代を検討する際、経営者が公表する業績予想は重要な情報源となる可能性がある。たとえば、期初時点で正確度の高い業績予想を公表できる経営者は、将来予測能力に長けているため、株主の富を高めるための戦略を選別する能力も高いと考えられる。これは、株主の富を高めるには正味現在価値 (net present value: NPV) が正である投資案件を選択する必要があるが (Abel(1983)、Hayashi(1982))、NPVの算定には当該案件を実行することで将来どれだけのキャッシュ・フローが得られるかを高い正確度をもって予想する必要があるためである (Brennan(2003))。このことは、業績予想には経営者の能力が反映されており (Baik et al.(2011)、Goodman et al.(2014)、Ishida et al.(2021))、経営者交代の意思決定が下される際に有用な情報となる可能性があることを意味する。

Lee et al.(2012) は、正確度の低い業績予想を公表する経営者ほど交代させられる確率が高まることを発見しており、業績予想情報が経営者交代の意思決定を下すにあたり利用されていることを報告している。Lee et al.(2012)の発見事項は、業績予想の新たな役割に焦点をあてた点で示唆に富むものである。ただし、制度的な差異が存在するため、その検証結果をそのまま日本企業にも適用可能であるかには議論の余地がある。Lee et al.(2012)が分析の対象とする米国では、経営者を監視する役割を担う取締役の指名において、多くの企業が独立の委員会を設置するなどしてその選任プロセスから経営者の影響力の排除が図られている (Gordon(2007))。このように、取締役会が経営者を適切に監視する環境が整っているため、経営者が公表した業績予想の正確度が低い場合には、その将来予測能力の低さを加味して、取締役会が当該経営者を交代する可能性がある。

1) 本研究では経営能力を、株主の富を高めるような戦略を選択し、実行する能力と定義する。これは、会社の所有者は株主であり、株主から企業経営を委託された経営者の目標が株主の富の創造であると想定すると (Fama and Jensen (1983)、Jensen (1993)、Jensen and Meckling (1976))、経営者には株主の富を高めるような戦略を選別し、その戦略を実行することが求められると考えられるためである。

これに対して、日本ではほとんどの企業において取締役の指名を行う独立の委員会が存在しておらず、経営者が取締役の選任に大きな影響を及ぼしていることが指摘されている（宮島・小川（2012）、内田（2012））。そのため、たとえ業績予想に経営者の能力が反映されていたとしても、その情報にもとづいて経営者を交代するといった意思決定が下されることは稀かもしれない。一方、2000年以降、株式相互持ち合いの解消と海外機関投資家の買い増しが進み、株主による直接的な圧力が増したことで、近年では能力の乏しい経営者は交代させられるようになってきているとの報告もある（Miyajima et al.(2018)）。そのため、経営者が公表した業績予想の正確度が低いことが判明し、その者の能力が乏しいことが明らかとなった場合には、株主からの退任圧力が強まる可能性もある。このように、日本では業績予想情報と経営者交代との関係は実証課題であるといえる。

加えて、Lee et al.(2012)の検証結果は統計上の問題を孕んでいるため、その解釈には注意が必要である。米国では、業績予想の開示が任意で行われているため、その分析結果はセレクション・バイアスの影響を受けている可能性がある²⁾。また、米国企業の多くはポイント形式ではなく、レンジ形式の予想を公表しているため、業績予想の誤差など分析に必要な変数の作成にあたって、測定誤差の問題が懸念される³⁾。他方、東京証券取引所の要請により、日本の株式市場に上場している企業には業績予想の開示が求められているだけでなく、原則的にポイント形式で予想を開示することが要請されている。このため、ほとんどの日本企業が業績予想を開示しており、またその大部分がポイント形式である（浅野（2018）、Kato et al.(2009)、Ota(2010)）。このことから、日本企業を対象とするとことで、Lee et al.(2012)が抱える統計上の問題を緩和することができる。

2005年から2013年までの18,066企業・年のサンプルを用いて、経営者交代と業績予想情報との関係进行分析したところ、次の結果が得られている。第1に、業績予想の誤差や改訂幅が大きい企業の経営者ほど交代させられる確率は高いことが明らかとなっている。第2に、企業業績が好調な企業ほど、経営者交代と業績予想の誤差あるいは改訂幅との関係は弱くなることが確認されている。第3に、株式持合比率が低い企業ほど、経営者交代と業績予想の誤差あるいは改訂幅の関係は強くなることがわかっている。第4に、誤差や改訂幅の大きい業績予想を公表する者から小さい業績予想を開示する者に経営者が交代した場合、その後の企業業績が改善することが示されている。これらの発見事項は、業績予想情報は経営者の能力を評価するのに利用されていること、また業績予想情報にもとづく経営者交代は効率的なものであることを示唆している。

本研究には大きく3つの貢献がある。1つ目は、日本企業を分析の対象とした場合にも、業績予想の正確度と経営者交代との間に一定の関係があることを明らかにしたうえで、そうした関係が生まれたプロセスを解明した点である。Lee et al.(2012)は米国企業を対象に業績予想の誤差と経営者交代との間には正の関係があることを報告している。しかし、米国とは異なり、ほとんどの日本企業では取締役会が経営者を適切に監視する環境が整っていない。一方、2000年以降、株式相互持ち合いの解消と海外機関投資家の買い増しが進んだことにより、株主が直接的に経営者に対し退任圧力をかける環境が生ま

2) 米国企業を分析の対象としているLee et al. (2012)は、業績予想を公表している企業はサンプルの僅か22.8%であることを報告している。

3) 米国企業をサンプルとしているLee et al. (2012)では、サンプルのうちレンジ形式で予想を公表している企業の割合は76.5%である一方、ポイント形式で公表している企業の割合は僅か23.5%であることが確認されている。

れた。本研究はこうした株主構造の変化によって、業績予想情報のように経営者の能力を反映する情報にもとづいて経営者交代の意思決定が下されるようになったと推察しており、上記の見解と整合的な検証結果を得ている。

2つ目は、業績予想研究においてしばしば指摘される統計上の問題を緩和したうえで、業績予想の正確度と経営者交代との関係を明らかにした点である。Lee et al.(2012)が検証の対象としている米国では、業績予想の開示が任意で行われているため、その分析結果にはセレクション・バイアスの問題が懸念される。さらに、米国では多くの企業がポイント形式ではなく、レンジ形式の予想を公表しているため、業績予想の誤差など分析に必要な変数の作成にあたって、測定誤差の問題が付きまとう。これに対して、東京証券取引所の要請により、日本の上場企業には業績予想の開示が求められるだけでなく、原則的にポイント形式で予想を開示する必要がある。このことから、日本企業をサンプルとすることによって、Lee et al.(2012)が抱える統計上の問題を緩和したうえで経営者交代と業績予想の正確度との関係を検証することが可能となっている。

第3に、経営者交代の意思決定において業績予想情報が利用されているだけでなく、業績予想情報にもとづいておこなわれた経営者交代が効率的なものであることを明らかにした点である。Lee et al.(2012)は、業績予想情報が経営者交代の意思決定に参照されていることを示した点で新規性に富むものであるが、実際に業績予想情報にもとづいてなされた経営者交代が効率的なものであるかどうかに関しては明らかにされていない。仮に業績予想の正確度が経営者の能力を反映したものであるならば、それにもとづいておこなわれた経営者交代は将来の企業業績を改善すると予想される。本研究は正確度の低い業績予想を公表してしまった者から正確度の高い予想を公表することができる者に経営者が交代した場合に、将来業績が改善することを示すことによって、この点を補完している。

本研究の構成は次の通りである。第2節では、日本における業績予想の開示制度を概観する。続いて第3節では、先行研究を整理し、本研究の仮説を提示する。第4節では、リサーチ・デザインおよびサンプルについて説明する。第5節では分析結果を報告する。第6節では頑健性分析、第7節では追加分析を行う。第8節は本研究のまとめである。

2. 日本の業績予想の開示制度

日本の業績予想の開示制度にはいくつか特徴的な点がある。第1に、東京証券取引所により業績予想の開示が要請されている点である。東京証券取引所の「有価証券上場規程」および「決算短信の様式及び記載要領」では、上場企業に対して遅くとも決算期末後45日以内に決算短信を公表することを求めており、また決算短信の中で売上高、営業利益、経常利益、当期純利益、1株当たり当期純利益の次期の業績予想の開示を要求している。なお、実務的な要請もあり、東京証券取引所は2012年3月に公表した「業績予想開示に関する実務上の取扱いについて」において、業績予想以外の将来予想情報の開示も認めている。ただし、それでもほとんどの企業が業績予想を開示している。近年の業績予想の開示実務を調査している浅野(2018)では、2012年から2017年までの間に業績予想を開示している企業の割合は96.5%にのぼることが確認されている。

第2に、原則としてポイント形式で予想を開示することが求められている点である。東京証券取引所の「決算短信の様式及び記載要領」では、原則としてポイント形式による予想の開示を求めており、レンジ形式の予想の開示はポイント形式による予想の開示がかえって投資家に誤解を与える恐れがある場合に限定している。なお、先に述べた「業績予想開示に関する実務上の取扱いについて」において、東京証券取引所は個別の事情に応じて、レンジ形式による予想の開示も認めることとなった。ただし、2012年以降もレンジ形式で予想を開示している企業の割合はごく僅かである。たとえば、浅野(2018)は、2012年から2017年までの間に業績予想を開示している企業のうち、レンジ形式で予想を公表している割合は僅か0.5%であることを報告している。

第3に、必要に応じて予想を修正することが求められている点である。「有価証券上場規程」では、直近に公表された業績予想に比して新たに算出した予想値が大きく異なり、またその差が投資家の投資判断に重要な影響を及ぼすと考えられる場合に、新たな業績予想を開示することが要請されている。なお、新たな業績予想を開示しなければならない基準に関しては、「有価証券上場規程施行規則」において個別に定められている。売上高については、新たに算出した予想値を公表された直近の予想値で除して得た数値が1.1以上又は0.9以下である場合に、新たな予想値を公表することが必要となる。営業利益、経常利益、当期純利益に関しては、新たに算出した予想値を公表された直近の予想値で除して得た数値が1.3以上又は0.7以下である場合、企業には新たな予想値を開示することが求められる。

以上のように、日本の株式市場に上場している企業には業績予想の開示が実質的に義務化されており、ほとんどの日本企業が業績予想の開示を行っている。このような制度的特徴を有しているため、日本企業をサンプルとする場合には、業績予想研究においてしばしば指摘されるセレクション・バイアスの問題を緩和することが可能となる。さらに、業績予想を開示する際も、原則的にポイント形式で予想を開示することが要請されているため、大部分の企業がポイント形式で予想を公表している。このことは、日本企業を分析の対象とすることによって、業績予想の正確度を代理する変数の作成において生じる測定誤差の問題を軽減できることを意味している。

3. 先行研究と仮説構築

株主は企業経営に必要な資金を提供する傍ら、経営者に経営を委託し、株主の富を高めるような戦略を選択し、実行するよう求める(Fama and Jensen(1983)、Jensen(1993)、Jensen and Meckling(1976))。しかし、経営者を任命する際、当該経営者に株主の富を高めるような戦略を選択し、実行できる能力が備わっているかを判断するための情報は僅かであるため、経営能力の高い者に企業経営を任すことができるとは限らない。それゆえ、時に経営能力に乏しい者に企業経営を一任してしまう可能性もある。そこで、株主は経営者にその任をゆだねたのちに、取締役会に経営者の監視を依頼する。そして、経営者から依頼を受けた取締役会は経営者のとった行動や公表した情報にもとづいて経営能力を評価し、能力のない者を交代させる(Dikolli et al.(2014)、Murphy and Zimmerman(1993)、Warner et al.(1988)、Weisbach(1988))。

取締役会が経営者の能力を評価する際、経営者が公表する業績予想は重要な情報源となる可能性があ

る。たとえば、正確度の高い予想を公表する経営者は、将来の経営環境を予測し、それが企業の提供する製品やサービスの需要および費用構造に与える影響を予想することに長けているといえる。他方、そのような将来予測能力を有する経営者は、株主の富を高めるための戦略を選別する能力も高いと考えられる。これは、株主の富を高めるには、NPVが正である投資案件を選択する必要がある(Abel(1983)、Hayashi(1982))、その算定にあたっては、当該案件を実行することでどれだけの支出を伴い、その結果将来どれだけの収入が得られるのかを高い正確度をもって予測することが求められるためである(Brennan(2003))。それゆえ、正確度の高い予想を行う能力と株主の富を高める戦略を選別する能力は重なりあっていると考えられる。

先行研究からは、上記の見解を支持する結果が得られている。Goodman et al.(2014)は米国企業を対象として、予想の正確度と企業の投資意思決定の関係を調査している。分析の結果、過去3年の間に平均的に正確度の高い業績予想を公表する企業ほど、M&A公表時の累積異常株式リターンが高いこと、M&A実施前に比べて実施後の収益性が高いこと、M&A実施後にのれんが減損される確率が低いこと、およびM&A実施後に会社分割が行われる確率が低いことを発見している。また、過去3年間に平均的に正確度の高い業績予想を公表する企業ほど、設備投資や研究開発投資に関して過少投資や過剰投資といった非効率的な投資が行われにくいことが確認されている。以上の発見事項は、正確度の高い予想を公表するために必要な能力と株主の富を高める戦略を選別するにあたって求められる能力は密接に関連していることを示している。

直接的に、業績予想の正確度に経営者の能力が反映されているかを検証した研究もある。Baik et al.(2011)は米国企業をサンプルとして、能力の高い経営者が在籍する企業ほど業績予想の正確度が高いことを報告している⁴⁾。日本企業を対象とした研究も存在する。日本では、多くの企業が各事業部門から上がってくる数値をもとにボトムアップ方式で業績予想数値を作成していることがアンケート調査から明らかとなっている(円谷(2009))。他方、ボトムアップ方式で作成された業績予想も最終的に開示を行う経営者の責に帰す側面もあるため、経営者が相当程度の影響を及ぼしている可能性もある⁵⁾。それゆえ、業績予想に経営者の能力が反映されているかは実証課題だといえる。Ishida et al.(2021)は日本企業を対象に、経営者の能力と業績予想の正確度の関係を検証したところ、能力が高い経営者が属する企業ほど業績予想の正確度が高いことを報告している⁶⁾。

ここまで見てきたように、業績予想の正確度に経営者の能力が反映されていることを踏まえると、取

4) Baik et al. (2011) は経営者能力の代理変数として、経営者に関するニュース記事の数、産業調整済総資産利益率、Demerjian et al. (2012) が考案した経営能力スコアを用いており、それぞれの変数について業績予想の誤差との間に有意な負の関係があることを報告している。

5) 石田 (2020) は日本企業を対象として、業績予想の正確度が経営者の在任期間に応じて変化するかどうかを検証している。検証の結果、経営者の在任期間が長くなるにつれ業績予想の正確度は高くなる一方で、一定の年数を過ぎると逆に低下することが明らかとなっている。また、分析モデルに企業固定効果を含めた場合に比べて、経営者固定効果を含めた場合の方が、自由度修正済決定係数が高いことを示している。これらの結果は、日本企業においても業績予想作成プロセスにおいて経営者が一定の影響を及ぼしていることを示唆するものである。

6) Ishida et al. (2021) は経営者能力の代理変数として、Demerjian et al. (2012) が考案した経営能力スコアを用いており、経営能力スコアと業績予想の誤差との間に有意な負の関係があることを報告している。さらに、頑健性分析において、産業調整済株式リターン、産業調整済総資産利益率、経営能力スコアの3つの変数に関して主成分分析を行って作成した合成変数を経営者能力の代理変数として用いており、当該変数と業績予想の誤差との間に有意な負の関係があることを報告している。また、有意性は低下するものの、合成変数の構成要素である産業調整済株式リターンと産業調整済総資産利益率それぞれについても業績予想の誤差との間に負の関係があることを確認している。

締役会が経営者交代の意思決定を下す際、業績予想の正確度が加味される可能性がある。Lee et al.(2012) は経営者交代と業績予想の正確度との関係を検証することを通じて、上記の点を調査している。米国企業を分析の対象としたところ、正確度の低い業績予想を公表する経営者ほど交代させられる確率が高いことを発見している。このことは、経営者交代の意思決定において業績予想情報が利用されていることを示唆するものである。Lee et al.(2012) の発見事項は、業績予想の新たな役割に焦点をあてた点で示唆に富むものだといえる。しかしながら、制度的な違いが存在するため、Lee et al.(2012) の検証結果をそのまま日本企業にも適用可能であるかには議論の余地がある。

米国では、経営者を監視する役割を担う取締役の指名において、独立の委員会を設置するなどしてその選任プロセスから経営者の影響力の排除が図られている（Gordon(2007)）。たとえば、Shivdasani and Yermack(1999) は、1994年時点でFortune500に含まれている企業を調査したところ、その77.5%において指名委員会が設けられていることを確認している。さらに、ニューヨーク証券取引所が2003年に公表した「上場規則」（NYSE Listed Company Manual）の中では、独立社外取締役のみで構成された指名委員会を設立することを上場企業に義務付けており、より一層の経営者の影響力の排除が図られている。このように、米国では取締役会が経営者の目を気にせず適切に監視する環境が整っているため、経営者が公表した業績予想の正確度が低い場合には、その将来予測能力の低さを加味して、取締役会が当該経営者を交代する可能性がある。

これに対して、日本ではほとんどの企業において取締役の指名を行う独立の委員会が存在していない。会社法上、公開会社は監査役会設置会社あるいは委員会設置会社のいずれかの形態をとることになるが⁷⁾、上場企業の大部分を占める監査役会設置会社では独立の指名委員会を設けることが義務付けられていない。また、指名委員会の設置が義務となっている委員会設置会社においても、大半の企業で指名委員会の委員として経営者が名を連ねているのが現状である（齋藤(2011)）。このため、経営者が取締役の選任に大きな影響を及ぼしていることが指摘されている（宮島・小川(2012)、内田(2012)）。このような状況においては、たとえ業績予想情報に経営者の能力が反映されていたとしても、その情報にもとづいて経営者を交代するといった意思決定が下されることは稀かもしれない。

他方、近年の研究からは、日本企業においても経営能力の低さが明るみに出た場合には、経営者が交代させられる可能性は高くなることが報告されている。Miyajima et al.(2018) は東証第1部上場企業を対象に、経営者交代と自己資本利益率との関係を調査している。分析の結果、自己資本利益率が低い企業の経営者ほどが交代させられる確率が高まること、またその関係は年々強くなっていることを確認している。この結果について、Miyajima et al.(2018) は株式所有構造の変化を挙げている。すなわち、2000年以降、株式相互持ち合いの解消が進み、物言わぬ株主が減少する中で、日本株の買い増しを進めてきた海外機関投資家が議決権行使やエンゲージメントを通じて、株主の富を毀損するような経営者に対し退任圧力をかけてきたと考えられる⁸⁾。実際に、Miyajima et al.(2018) は経営者交代と自己資本利

7) 2014年に改正された会社法では、監査等委員会設置会社の形態をとることを公開会社に認めている。監査等委員会設置会社とは、監査役会に代わって過半数の社外取締役を含む取締役3名以上で構成される監査等委員会が、取締役の職務執行の監視を担うものである。また、この改正に伴い、委員会設置会社は指名委員会等設置会社に名称変更されている。

8) 日本企業の株式所有構造の変遷を調査している宮島・新田(2011)では、1987年に15.1%であった株式持比率が2008年には9.0%まで減少している一方で、同時期の海外機関投資家持比率は3.3%から11.7%まで増加していることを報告している。また、Miyajima et al.(2018)では、1990年から2013年までの間に、海外機関投資家持比率が3.3%から16.6%まで上昇していることが確認されている。

益率との関係が海外機関投資家持株比率の高低に応じて変化することを報告している。

このように株式相互持ち合いの解消が進む一方で、海外機関投資家の日本株買いが増加している近年の状況を踏まえると、日本企業においても、業績予想情報が経営者交代の意思決定に影響を及ぼす可能性がある。とりわけ、日本では東京証券取引所の要請により、業績予想の開示が実質的に強制されており、ほとんどの企業でその開示が行われている。つまり、業績予想は取締役のような内部者のみが参照できる情報ではなく、すべての株主が利用可能な情報であるため、海外機関投資家を含む株主は業績予想情報を通じて、経営者の経営能力の良し悪しを判断することができる。そして、業績予想情報をもとに経営者の能力が低いと判断した場合には、直接的に当該経営者に退任圧力をかけることを試みるかもしれない。この結果、業績予想の正確度が低い企業の経営者ほど交代させられる可能性は高まると予想される。そこで、本研究は以下の仮説を構築する。

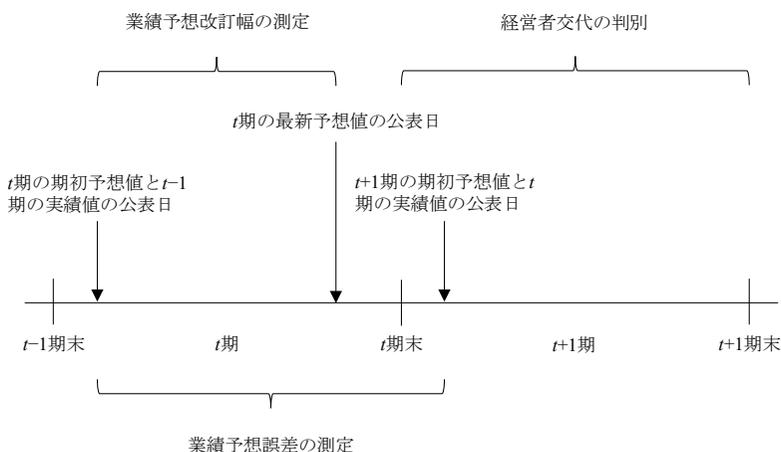
仮説：正確度の低い業績予想を開示する経営者ほど交代させられる確率が高い。

4. リサーチ・デザイン

4.1. 分析モデル

図1は、分析のタイムラインを示している。本研究は業績予想の正確度の代理変数として、Lee et al.(2012)でも採用されている期初予想値と実績値の乖離である業績予想の誤差に加えて、最新予想値と期初予想値の乖離である業績予想の改訂幅を用いる。これは、期初時点で正確度の高い予測を行うことができる場合、期初予想値と実績値の差が小さいだけでなく、事後的に大きな予想の改訂を行う必要が

図1 分析のタイムライン



注：上の図は、分析のタイムラインを示している。本研究は t 期の業績予想の誤差および改訂幅にもとづいて、 $t+1$ 期に経営者が交代させられるかどうか決定すると想定している。

ないことから、業績予想の改訂幅もまた業績予想の正確度を代理するものであると考えられること、および業績予想の改訂幅は業績予想の誤差よりもより早いタイミングで株主に認識されるため、株主が業績予想情報を用いて経営者の能力を評価する際によりタイムリーな情報となる可能性があるためである。なお、決算日以降に公表された予想値は実績値の事前公表としての側面が強いため（Rogers and Stocken(2005)、Skinner(1997)、円谷(2008))、最新予想値には決算日以前に公表された業績予想を採用している。

図1からわかる通り、本研究は t 期の業績予想の正確度にもとづいて、 $t+1$ 期に経営者が交代させられるかどうかを決定することを想定している。このような前提を置いているのは、業績予想の正確度の代理変数である業績予想の誤差は $t+1$ 期の期首時点、業績予想の改訂幅は t 期の期末時点で判明するものであるため、その情報を用いて経営者交代の意思決定が下されるのは $t+1$ 期の期中であると想定しているためである⁹⁾。なお、本研究では社長の役職に就く者を経営者と定義する¹⁰⁾。これは、日本の取締役会において社長が最も強い権限を有しており、それゆえ社長が会社の最高責任者として広く認知されているためである（Kang and Shivdasani(1995)、Kaplan(1994)、乙政(2004)）。そして、 t 期から $t+1$ 期にかけて社長の役職に就く者が他の者に交代している場合に、 $t+1$ 期に経営者が交代したと判定している¹¹⁾。

本研究は仮説の検証にあたり、(1)式の二項プロビット・モデルを最尤法により推定する。被説明変数は経営者交代ダミー（ $TURN_{i,t+1}$ ）である。説明変数のうち本研究が関心を寄せる変数は業績予想の誤差（ $|FE_{i,t}|$ ）あるいは改訂幅（ $|FR_{i,t}|$ ）である。 $|FE_{i,t}|$ （ $|FR_{i,t}|$ ）の係数が有意な正の値をとれば、誤差（改訂幅）の大きい業績予想を開示する経営者ほど交代させられる確率が高いこと、すなわち仮説が支持されたことを意味する。なお、予想値はポイント形式のもののみを用いている。また、変数の作成にあたっては当期純利益に関する予想値を用いる¹²⁾。これは、当期純利益が特別損益まで含めた全ての収益と費用の差額であり、その予想にはより高い将来予測能力が必要であるため、当期純利益の予想値には経営能力が強く反映されており、当期純利益に関して誤差の少ない予想を公表できる経営者ほど、交代させられる可能性も低いと考えられるためである。

- 9) 多くの場合、経営者が交代するのは株主総会である。しかし、会社法上、経営者を選定・解職する権限は株主総会ではなく取締役会にあるため、経営者の交代は株主総会開催日以外でも行われる場合がある。そのため、本研究では経営者が交代したか否かを判別する期間として、株主総会の開催日といった一時点ではなく、 $t+1$ 期の期中というような幅をもたせている。
- 10) 本研究では社長の役職を持つ者が企業に存在しない場合には、当該企業をサンプルから除外している。また、社長兼最高経営責任者や会長兼社長といった社長と他の役職を兼任している者も経営者と識別している。なお、社長と他の役職を兼任している者をサンプルから除外して分析を行った場合も、検証結果は変わらないことを確認している。具体的には、説明変数に $|FE_{i,t}|$ を用いた場合には、 $|FE_{i,t}|$ の係数は0.706と1%水準で有意な正の値であることを確認している。また、 $|FR_{i,t}|$ を説明変数とする場合には、 $|FR_{i,t}|$ の係数は0.843と1%水準で有意な正の値をとることがわかっている。
- 11) 経営者が交代する理由は、大別すると、一定期間経営者の任を果たしたあとで、任期満了のため経営者が自発的に退任する通常の交代と、経営能力の低さが問題となって交代を余儀なくされる懲罰的な交代がある（Huson et al. (2001)、Miyajima et al. (2018)）。業績予想情報にもとづいてなされる交代は、業績予想情報が経営者の経営能力を反映していることによって生じるものであるため、分析を行うにあたっては、懲罰的な交代に注目する必要があるかもしれない。ただし、Kaplan and Minton (2012)は通常の交代と懲罰的な交代を区分すること自体が非常に困難であり、これらを区分することによる測定誤差の問題は深刻であるとし、懲罰的な交代と通常の交代を区分せずに経営者交代に影響を及ぼす要因を検証している。本研究もKaplan and Minton (2012)に倣い、通常の交代と懲罰的な交代を区分せずに分析を行っている。なお、第6節の頑健性分析において、懲罰的な交代に注目した分析も行っているが、分析結果は変わらないことを確認している。
- 12) 当期純利益に関する予想値の代わりに、経常利益に関する予想値を用いた場合にも分析結果は頑健であることを確認している。具体的には、 $|FE_{i,t}|$ を説明変数とした場合、 $|FE_{i,t}|$ の係数は0.870であり、1%水準で有意な正の値であることがわかっている。さらに、 $|FR_{i,t}|$ を説明変数とする場合には、 $|FR_{i,t}|$ の係数は1.022であり、1%水準で有意な正の値をとることを確認している。

$$\begin{aligned}
TURN_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1|FE_{i,t}| \text{ (or } |FR_{i,t}|) + \beta_2ADJROE_{i,t} + \beta_3CAR_{i,t} + \beta_4GROWTH_{i,t} \\
& + \beta_5STDRET_{i,t} + \beta_6SIZE_{i,t} + \beta_7MTB_{i,t} + \beta_8LEV_{i,t} + \beta_9TENURE_{i,t} \\
& + \beta_{10}DTENURE_{i,t} + \beta_{11}AGE_{i,t} + \beta_{12}DAGE_{i,t} + \beta_{13}OWN_{i,t} + \beta_{14}BSIZE_{i,t} \\
& + \beta_{15}OUT_{i,t} + \beta_{16}INST_{i,t} + \beta_{17}CROSS_{i,t} + \beta_{18}YEAR_{i,t} + \beta_{19}INDUSTRY_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1},
\end{aligned} \tag{1}$$

Lee et al.(2012)を参考に、(1)式にはいくつかのコントロール変数を組み込んでいる。第1に、企業業績の変数である。先行研究では会計利益や株式リターンが高い企業の経営者ほど交代させられる確率が低いことが確認されている (Dikolli et al.(2014)、Murphy and Zimmerman(1993)、Miyajima et al.(2018)、乙政(2004)、Warner et al.(1988)、Weisbach(1988))。そこで、産業調整自己資本利益率 ($ADJROE_{i,t}$)、累積異常株式リターン ($CAR_{i,t}$) をコントロールする。また、日本では売上高成長率が経営指標として重視されており、売上高成長率が低い企業の経営者ほど交代させられる確率が高いことが報告されているため (Kaplan(1994))、売上高成長率 ($GROWTH_{i,t}$) を含める。その他、極端な株式リターンの変動は経営者交代の確率を高めることが示されていることから (DeFond and Park(1999))、株式リターンの標準偏差 ($STDRET_{i,t}$) を組み込む。

第2に、企業特性に関する変数である。1つ目は企業規模である。先行研究では、企業規模と経営者交代との間には正の関係が存在することが確認されている (Huson et al.(2001))。これは、規模の大きい企業ほど内部昇進プロセスが確立されており、経営者交代が起きやすいためだと推察される。2つ目は成長機会である。成長機会に乏しい企業ほど、将来成長する見込みが薄いため、経営者が交代させられる確率は高まるだろう (Hazarika et al.(2012))。3つ目は負債比率 ($LEV_{i,t}$) である。負債比率が高いほど、倒産する可能性が高く、企業業績の極端な悪化を招きかねないため、経営者が交代させられる可能性が高まると考えられる (Gilson(1989))。これらの点を踏まえて、本研究は企業規模 ($SIZE_{i,t}$)、成長機会 ($MTB_{i,t}$)、負債比率 ($LEV_{i,t}$) の3つの企業特性をコントロール変数として(1)式に組み込んでいる。

第3に、経営者特性の変数である。経営者の在任年数が長いほど取締役会を支配できるようになり、経営者は交代されにくくなる (Lee et al.(2012))。そこで、本研究は経営者の在任年数 ($TENURE_{i,t}$) を組み込む。また、日本企業には、4年あるいは6年の任期を終えると、経営者は任期満了となり退任するといった慣習があるため (田中・守島(2004))、経営者の在任年数が4年あるいは6年を示すダミー ($DTENURE_{i,t}$) を加える。さらに、経営者は一定の年齢に達すると定年を迎え、会社を去るため、年齢の高い経営者ほど交代の確率が高くなる (Goyal and Park(2002))。このことから、経営者の年齢 ($AGE_{i,t}$) および経営者の年齢が64歳から66歳までであることを示すダミー ($DAGE_{i,t}$) を含める。最後に、経営者持株比率である。経営者は多くの自社株を持つことで、株主からの圧力を受けにくくなり、交代させられる可能性が低下する (Denis et al.(1997))。よって、本研究は経営者持株比率 ($OWN_{i,t}$) をコントロールする。

第4に、コーポレート・ガバナンスに関する変数である。まず、取締役会規模である。規模の小さい取締役会ほど効率的な意思決定が促されるゆえ、経営能力に乏しい経営者が交代させられる確率は高く

なるかもしれない（Yermack(1996)）。そこで、取締役会規模（ $B_{SIZE}_{i,t}$ ）を組み込む。次に、社外取締役比率である。取締役会の独立性が高い企業ほど、経営者に対する取締役会の監視が強まり、能力の低い経営者が交代させられる可能性が高まると考えられる（Weisbach(1988)）。よって、社外取締役比率（ $OUT_{i,t}$ ）をコントロールする。最後に、機関投資家持株比率と株式持合比率である。機関投資家は監視能力が高く、能力の低い経営者を積極的に交代させるよう圧力をかける（Aggarwal et al.(2011)）。他方、株式の持ち合いを行っている企業の経営者ほど、株主の圧力が緩和され、交代を免れるかもしれない（Miyajima et al.(2018)）。このことから、本研究は機関投資家持株比率（ $INST_{i,t}$ ）と株式持合比率（ $CROSS_{i,t}$ ）をコントロール変数に含める。

この他に、年ダミー（ $YEAR_{i,t}$ ）と産業ダミー（ $INDUSTRY_{i,t}$ ）をコントロールする。本研究は産業区分として東証業種33分類を採用しており、当該基準にもとづいて $INDUSTRY_{i,t}$ を作成している。各変数の詳細な定義については付録にまとめているため、そちらを参照してほしい。なお、仮説の検証にあたっては、連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。ただし、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。また、企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差にもとづいてp値を算出している（Petersen(2009)）。

4.2. サンプル

本研究のサンプルは2005年から2013年までの以下の条件を満たす企業である。(1) 日本の株式市場に上場している企業、(2) 決算月数が12カ月である企業、(3) 日本基準にもとづいて財務諸表を作成している企業、(4) 金融業に該当しない企業、(5) 分析に用いる変数が全て入手可能な企業である。なお、財務情報のデータについては連結財務諸表のデータが取得できる場合にはそちらを優先的に使用している。また、業績予想のデータは決算短信、その他の財務情報のデータは有価証券報告書に記載されている値を用いている。これらの条件を通して、18,066企業・年をサンプルとして抽出している。サンプルの抽出期間を2005年から2013年までとしているのは、 $TURN_{i,t+1}$ や $TENURE_{i,t}$ のような経営者特性に関する変数を作成するのに必要なデータが2005年から2013年までしか入手できないためである。

本研究で用いる財務情報と株価についてのデータはNEEDS-FinancialQUEST、コーポレート・ガバナンスに関するデータはNEEDS-Cgesから入手している。また、経営者についてのデータはNEEDS-Cgesおよび役員情報データベースから収集している。具体的にはまず、NEEDS-Cgesに収録されている代表者の役職から社長の肩書を有するものを抽出し、代表者就任日にもとづいてその者の在任年数を計算する。この在任年数のデータを用いて、 $TURN_{i,t+1}$ 、 $TENURE_{i,t}$ 、 $DTENURE_{i,t}$ の各変数を作成している。 $AGE_{i,t}$ 、 $DAGE_{i,t}$ 、 $OWN_{i,t}$ のそれぞれについては、役員情報データベースに役員の生年月日、持株数が収録されているので、それらのデータを用いて変数の作成を行っている。なお、各データベースは日本経済新聞社が提供するものである。

表1は記述統計量を示している。被説明変数である $TURN_{i,t+1}$ について注目すると、その平均値は0.142である。すなわち、本研究のサンプルのうち14.2%は $t+1$ 期に経営者が交代していることを示している。東証一部上場企業よりサンプルを無作為に抽出し、日本企業の経営者交代の要因を調査しているMiyajima et al.(2018)では、2005年から2013年までの間に経営者が交代している企業の割合は15.1%で

あることが報告されており、おおむね整合的な値となっている。次に、本研究が関心寄せる説明変数である $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ をみると、その平均値はそれぞれ0.066と0.045である。このことは、期首株式時価総額に対して期初予想値と実績値の乖離が平均的に6.6%あること、および本研究のサンプルは決算日までに業績予想を改訂することにより、期初予想値と実績値の乖離を68.9% ($=0.045 \div 0.066$) 修正していることを示している。

表1 記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	25%	中央値	75%	最大値
$TURN_{i,t+1}$	0.142	0.349	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$ FE_{i,t} $	0.066	0.127	0.000	0.008	0.023	0.063	1.392
$ FR_{i,t} $	0.045	0.093	0.000	0.000	0.013	0.044	0.881
$ADJROE_{i,t}$	-0.014	0.147	-0.980	-0.039	-0.002	0.040	0.607
$CAR_{i,t}$	0.032	0.361	-1.211	-0.175	0.011	0.207	1.756
$GROWTH_{i,t}$	0.024	0.159	-0.558	-0.048	0.018	0.083	0.930
$STDRET_{i,t}$	0.102	0.066	0.020	0.061	0.085	0.122	0.516
$SIZE_{i,t}$	10.546	1.625	6.418	9.378	10.443	11.586	14.802
$MTB_{i,t}$	1.245	1.229	0.162	0.587	0.884	1.428	11.973
$LEV_{i,t}$	2.013	2.217	0.035	0.614	1.330	2.592	21.074
$TENURE_{i,t}$	7.335	7.726	1.000	2.000	5.000	9.000	41.000
$DTENURE_{i,t}$	0.177	0.382	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$AGE_{i,t}$	60.857	7.807	37.000	57.000	62.000	66.000	79.000
$DAGE_{i,t}$	0.220	0.414	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$OWN_{i,t}$	0.038	0.087	0.000	0.000	0.002	0.023	0.505
$BFSIZE_{i,t}$	8.308	3.455	3.000	6.000	8.000	10.000	25.000
$OUT_{i,t}$	0.078	0.119	0.000	0.000	0.000	0.143	0.500
$INST_{i,t}$	0.132	0.146	0.000	0.011	0.077	0.211	0.605
$CROSS_{i,t}$	0.082	0.085	0.000	0.007	0.059	0.125	0.373

注：上の表は記述統計量である。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。

5. 検証結果

5.1. 単変量分析

(1) 式の推定を行う前に、ここでは単変量分析によって、経営者交代と業績予想情報との関係を検証する。具体的には、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ の各変数を年ごとに五分位群に区分し、五分位群ごとに $TURN_{i,t+1}$ の平均値を計算する。そして、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ それぞれの第5五分位群と第1五分位群の $TURN_{i,t+1}$ の平均値の差の有意性をWelchのt検定によって検証する。仮に、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ それぞれの第5五分位群と第1五分位群の $TURN_{i,t+1}$ の平均値の差が有意な正の値をとる場合、業績予想の誤差や改訂幅が大きい企業の経営者ほど交代させられる可能性が高いこと、すなわち先の仮説が支持されることを意味する。

表2は単変量分析の結果である。列Aの $|FE_{i,t}|$ に関する分析結果についてみると、第5五分位群と

第1五分位群の $TURN_{i,t+1}$ の平均値の差は0.041と1%水準で有意な正の値をとっていることがわかる。また、列Bの $|FR_{i,t}|$ に関する結果についても同様に、第5五分位群と第1五分位群の $TURN_{i,t+1}$ の平均値の差は0.050と1%水準で有意な正の値である。これらの分析結果は、正確度の低い業績予想を開示する経営者ほど交代させられる可能性が高いことを示しており、米国とは制度的な要因が異なる日本においても、Lee et al.(2012) と整合的な結果が得られることを意味している。

表2 単変量分析

	$ FE_{i,t} $	$ FR_{i,t} $
	A	B
第1五分位群	0.136	0.126
第2五分位群	0.131	0.130
第3五分位群	0.131	0.141
第4五分位群	0.136	0.140
第5五分位群	0.176	0.176
第5五分位群 - 第1五分位群	0.041	0.050
p値	(<0.001)	(<0.001)

注：上の表は $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ のそれぞれを年ごとに五分位群に分割し、五分位群ごとの $TURN_{i,t+1}$ の平均値および第5五分位群と第1五分位群の $TURN_{i,t+1}$ の平均値の差をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。平均値の差の検定には Welch の t 検定を用いている。

5.2. 多変量分析

次に、(1) 式の推定を行い、経営者交代に影響を及ぼす要因をコントロールしたうえで、経営者交代と業績予想の正確度との関係を検証する。まず、説明変数とコントロール変数の相関関係を確認することで、(1) 式を推定した際に、多重共線性の問題が懸念されるかどうかを調査する。表3は相関マトリックスであり、下三角行列はPearsonの相関係数、上三角行列はSpearmanの相関係数を示している。表3から、 $ADJROE_{i,t}$ と $|FE_{i,t}|$ とのPearsonの相関係数は-0.504、 $|FR_{i,t}|$ とのPearsonの相関係数は-0.452であり、どちらも高い相関関係を有していることがわかる。そこで、本研究は $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ を説明変数とする場合に、 $ADJROE_{i,t}$ を除いて(1) 式を推定することを試みている。分析結果は、 $ADJROE_{i,t}$ を(1) 式に含めた場合と概ね変わらない¹³⁾。このことから、本研究の分析において、多重共線性の問題は検証結果に大きな影響を与えないといえる。

表4は(1) 式の二項プロビット・モデルを最尤法により推定した結果を示している。なお、列Aと列Bはそれぞれ説明変数として $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ を用いた場合の分析結果を報告している。はじめに列Aに目を向けると、 $|FE_{i,t}|$ の係数は0.678であり、1%水準で有意な正の値をとっていることが確認できる。このことから、業績予想の誤差が大きい企業の経営者ほど交代させられる確率が高いことがわかる。続いて、列Bを見ると、本研究が注目すべき $|FR_{i,t}|$ の係数は0.834と1%水準で有意な正の値を示している。すなわち、業績予想の改訂幅が大きい企業の経営者ほど交代させられる確率が高いといえる。これらの分析結果から、正確度の低い業績予想を開示する経営者ほど交代させられる可能性が高く、日本企業を

13) $ADJROE_{i,t}$ を除いて(1) 式の推定を行った場合の分析結果は次の通りである。 $|FE_{i,t}|$ を説明変数する場合、 $|FE_{i,t}|$ の係数は0.975であり、1%水準で有意な正の値であることを確認している。また、 $|FR_{i,t}|$ を説明変数する場合には、 $|FR_{i,t}|$ の係数は1.226であり、1%水準で有意な正の値であることがわかっている。

表3 相関マトリックス

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
$TURN_{i,t+1}$	(1)		0.035	0.044	-0.039	-0.010	-0.026	0.020
$ FE_{i,t} $	(2)	0.060		0.700	-0.286	0.058	-0.239	0.280
$ FR_{i,t} $	(3)	0.061	0.860		-0.249	-0.008	-0.230	0.234
$ADJROE_{i,t}$	(4)	-0.068	-0.504	-0.452		0.220	0.295	0.028
$CAR_{i,t}$	(5)	-0.006	0.022	0.001	0.191		0.141	0.176
$GROWTH_{i,t}$	(6)	-0.015	-0.219	-0.240	0.239	0.117		-0.024
$STDRET_{i,t}$	(7)	0.023	0.252	0.236	-0.079	0.341	0.032	
$SIZE_{i,t}$	(8)	0.029	-0.174	-0.138	0.177	0.011	0.048	-0.226
$MTB_{i,t}$	(9)	0.015	-0.049	-0.055	-0.004	0.103	0.228	0.264
$LEV_{i,t}$	(10)	0.017	0.361	0.332	-0.170	-0.078	-0.138	0.048
$TENURE_{i,t}$	(11)	0.006	0.006	-0.003	0.014	-0.017	0.009	-0.011
$DTENURE_{i,t}$	(12)	0.107	-0.037	-0.031	0.028	0.011	0.002	-0.019
$AGE_{i,t}$	(13)	0.179	-0.084	-0.060	0.058	0.039	-0.068	-0.188
$DAGE_{i,t}$	(14)	0.072	-0.047	-0.037	0.040	0.009	-0.006	-0.057
$OWN_{i,t}$	(15)	-0.076	0.051	0.033	-0.014	-0.053	0.077	0.156
$BSIZE_{i,t}$	(16)	0.043	-0.155	-0.127	0.088	-0.005	0.019	-0.199
$OUT_{i,t}$	(17)	0.025	0.019	0.020	-0.027	-0.010	-0.009	0.088
$INST_{i,t}$	(18)	0.012	-0.159	-0.128	0.156	0.027	0.083	-0.036
$CROSS_{i,t}$	(19)	-0.017	-0.093	-0.078	0.038	0.027	-0.027	-0.196
		(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	
$TURN_{i,t+1}$	(1)	0.031	0.016	0.017	0.068	0.107	0.216	
$ FE_{i,t} $	(2)	-0.205	-0.264	0.335	0.018	-0.028	-0.049	
$ FR_{i,t} $	(3)	-0.084	-0.172	0.216	-0.010	-0.017	-0.003	
$ADJROE_{i,t}$	(4)	0.198	0.289	-0.158	0.010	0.017	0.024	
$CAR_{i,t}$	(5)	0.041	0.111	-0.057	-0.009	0.016	0.041	
$GROWTH_{i,t}$	(6)	0.082	0.269	-0.169	0.020	0.008	-0.033	
$STDRET_{i,t}$	(7)	-0.157	0.123	0.022	-0.007	-0.008	-0.124	
$SIZE_{i,t}$	(8)		0.116	0.133	-0.161	0.063	0.219	
$MTB_{i,t}$	(9)	-0.062		-0.418	-0.051	0.014	-0.068	
$LEV_{i,t}$	(10)	0.088	-0.232		-0.034	-0.001	0.103	
$TENURE_{i,t}$	(11)	-0.154	-0.024	-0.009		0.021	0.149	
$DTENURE_{i,t}$	(12)	0.063	0.000	-0.010	-0.154		0.063	
$AGE_{i,t}$	(13)	0.250	-0.153	0.046	0.206	0.036		
$DAGE_{i,t}$	(14)	0.127	-0.047	0.013	-0.058	0.071	0.277	
$OWN_{i,t}$	(15)	-0.320	0.114	-0.045	0.435	-0.111	-0.188	
$BSIZE_{i,t}$	(16)	0.577	-0.017	-0.015	-0.103	0.048	0.241	
$OUT_{i,t}$	(17)	-0.025	0.109	-0.052	-0.098	0.010	-0.079	
$INST_{i,t}$	(18)	0.628	0.122	-0.219	-0.104	0.053	0.124	
$CROSS_{i,t}$	(19)	0.207	-0.181	0.052	-0.039	0.037	0.205	
		(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	
$TURN_{i,t+1}$	(1)	0.072	-0.080	0.046	0.024	0.018	-0.024	
$ FE_{i,t} $	(2)	-0.026	0.120	-0.205	-0.020	-0.234	-0.086	
$ FR_{i,t} $	(3)	-0.002	0.023	-0.100	-0.009	-0.087	-0.030	
$ADJROE_{i,t}$	(4)	0.035	-0.048	0.092	0.003	0.212	-0.013	
$CAR_{i,t}$	(5)	0.015	-0.040	0.014	-0.014	0.029	0.046	
$GROWTH_{i,t}$	(6)	0.008	0.029	0.050	-0.026	0.123	-0.003	
$STDRET_{i,t}$	(7)	-0.034	0.046	-0.185	0.044	0.055	-0.220	
$SIZE_{i,t}$	(8)	0.125	-0.505	0.583	0.025	0.646	0.285	
$MTB_{i,t}$	(9)	-0.010	-0.148	0.078	0.097	0.256	-0.162	
$LEV_{i,t}$	(10)	0.053	-0.003	0.050	-0.061	-0.274	0.146	
$TENURE_{i,t}$	(11)	-0.040	0.583	-0.120	-0.096	-0.112	-0.005	
$DTENURE_{i,t}$	(12)	0.071	-0.088	0.048	0.017	0.058	0.041	
$AGE_{i,t}$	(13)	0.352	-0.150	0.236	-0.037	0.125	0.235	
$DAGE_{i,t}$	(14)		-0.144	0.117	-0.008	0.084	0.094	
$OWN_{i,t}$	(15)	-0.113		-0.362	-0.160	-0.391	-0.117	
$BSIZE_{i,t}$	(16)	0.104	-0.258		0.080	0.380	0.295	
$OUT_{i,t}$	(17)	-0.021	-0.031	-0.005		0.056	-0.102	
$INST_{i,t}$	(18)	0.072	-0.185	0.356	0.031		0.139	
$CROSS_{i,t}$	(19)	0.080	-0.239	0.226	-0.103	0.060		

注：上の表は相関マトリックスである。下三角行列はPearsonの相関係数、上三角行列はSpearmanの相関係数を示している。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。太文字は5%水準で有意であることを示している。

対象とした場合にも、Lee et al.(2012) と整合的な結果が得られることが確認できる。

続いて、コントロール変数に関する分析結果に目を向ける。説明変数が $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ いずれの場合にも係数が一貫して有意な正の値をとっているのは、 $GROWTH_{i,t}$ 、 $STDRET_{i,t}$ 、 $MTB_{i,t}$ 、 $DTENURE_{i,t}$ 、 $AGE_{i,t}$ 、 $DAGE_{i,t}$ 、 $OUT_{i,t}$ の各係数である。 $GROWTH_{i,t}$ と $MTB_{i,t}$ を除いては、すべて予想と整合的な結果である。成長機会が豊富な企業では、それらの成長機会を選別し実行できるような高い能力を有する経営者に対する需要が高まるため（Smith and Watts(1992)）、経営者交代が活発に行われているのかもしれない。これに対して、係数が一貫して有意な負の値を示しているのは、 $ADJROE_{i,t}$ 、 $CAR_{i,t}$ 、 $LEV_{i,t}$ 、 $OWN_{i,t}$ 、 $CROSS_{i,t}$ の各係数である。 $LEV_{i,t}$ の係数のみが本研究の予想と異なり負の値をとっているが、これは負債比率が高い企業ほど株主の相対的な持分が低下し、株主からの規律付けが緩和したこと起因する結果であると推察される。

表4 多変量分析

	$TURN_{i,t+1}$			
	A		B	
	係数	p 値	係数	p 値
定数項	-4.773	(<0.001)	-4.740	(<0.001)
$ FE_{i,t} $	0.678	(<0.001)		
$ FR_{i,t} $			0.834	(<0.001)
$ADJROE_{i,t}$	-0.519	(<0.001)	-0.579	(<0.001)
$CAR_{i,t}$	-0.173	(<0.001)	-0.162	(0.001)
$GROWTH_{i,t}$	0.219	(0.005)	0.235	(0.002)
$STDRET_{i,t}$	1.260	(<0.001)	1.259	(<0.001)
$SIZE_{i,t}$	-0.002	(0.795)	-0.005	(0.601)
$MTB_{i,t}$	0.031	(0.013)	0.030	(0.018)
$LEV_{i,t}$	-0.019	(0.002)	-0.017	(0.006)
$TENURE_{i,t}$	0.003	(0.194)	0.003	(0.191)
$DTENURE_{i,t}$	0.368	(<0.001)	0.367	(<0.001)
$AGE_{i,t}$	0.050	(<0.001)	0.049	(<0.001)
$DAGE_{i,t}$	0.100	(0.005)	0.100	(0.005)
$OWN_{i,t}$	-1.896	(<0.001)	-1.883	(<0.001)
$BSIZE_{i,t}$	0.003	(0.610)	0.003	(0.613)
$OUT_{i,t}$	0.275	(0.001)	0.270	(0.001)
$INST_{i,t}$	-0.153	(0.396)	-0.141	(0.434)
$CROSS_{i,t}$	-0.886	(<0.001)	-0.894	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
Pseudo-R ²		0.087		0.087
N		18,066		18,066

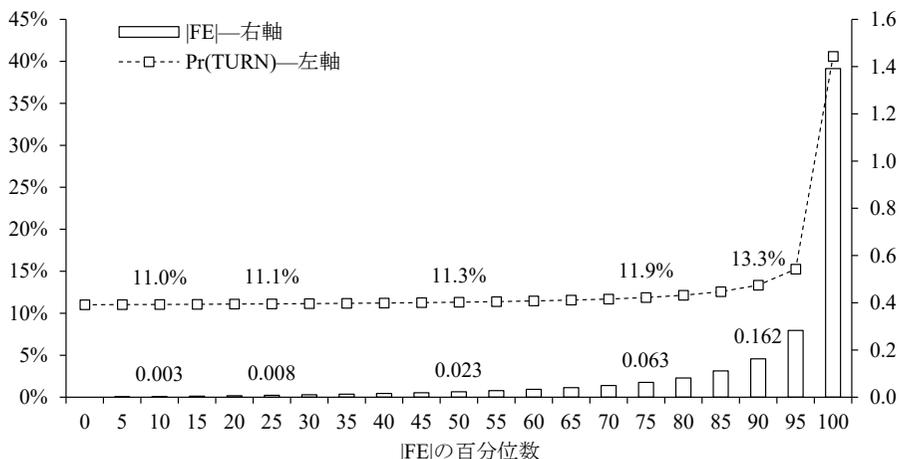
注：上の表は(1)式の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。p値は企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差を用いて算出している（Petersen(2009)）。

本研究はまた、経営者交代の意思決定において業績予想の正確度がどの程度の影響を及ぼすのかを調査するために、 $|FE_{i,t}|$ ($|FR_{i,t}|$) の百分位数ごとの $TURN_{i,t+1}$ の予測値を計算している。図2は計算結果を図示したものである。なお、 $TURN_{i,t+1}$ の予測値の算出にあたっては、表4の列A（列B）の分析結果を用いており、コントロール変数に関しては各変数の平均値で固定している。 $|FE_{i,t}|$ ($|FR_{i,t}|$) の値が第1十分位数から第9十分位数まで変化した場合、 $TURN_{i,t+1}$ の予測値は2.2ポイント（2.0ポイント）変

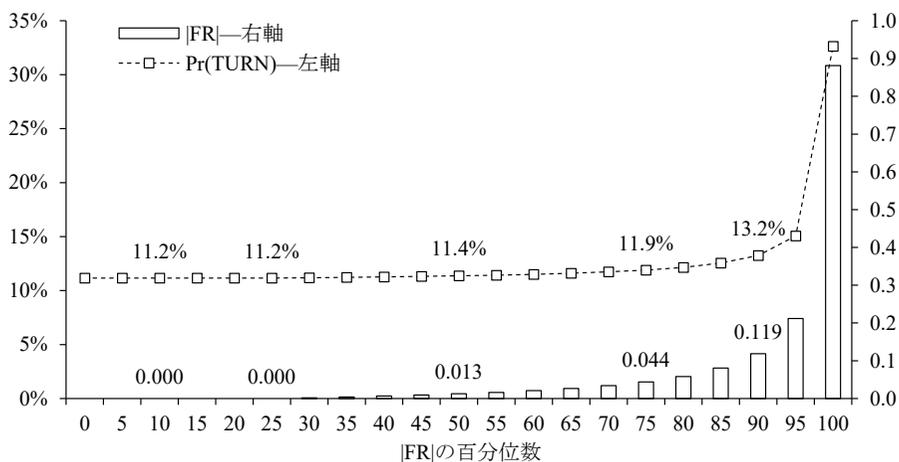
化している。これらの経済的な大きさを検討するために、 $ADJROE_{i,t}$ と $CAR_{i,t}$ についても同様の計算を行ったところ、第1十分位数から第9十分位数までの $TURN_{i,t+1}$ の予測値の変化は2.4ポイント（2.6ポイント）と2.7ポイント（2.6ポイント）であった。以上の結果は、業績予想の正確度も企業業績と同程度の影響を及ぼしていることを示唆している。

図2 業績予想情報と経営者交代の予測確率

パネルA：業績予想誤差の絶対値と経営者交代の予測確率



パネルB：業績予想改訂幅の絶対値と経営者交代の予測確率



注：上の図は、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ それぞれの百分位数ごとの $TURN_{i,t+1}$ の予測値を示している。各変数の定義は付録に記している。なお、 $TURN_{i,t+1}$ の予測値の算出には、表4の分析結果を用いており、コントロール変数に関しては各変数の平均値で固定している。

6. 頑健性分析

6.1. 懲罰的な交代

続いて、分析結果の頑健性を確保するためにいくつかの分析を行う。先行研究の中には、一定期間経営者の任を果たしたあとで任期満了のため経営者が自発的に退任する通常の交代と、能力の低さが問題となって交代を余儀なくされる懲罰的な交代を区分し、懲罰的な交代に焦点をあて検証を行う研究もある（Huson et al.(2001)、Miyajima et al.(2018)）。そこで、本研究も懲罰的交代ダミー（ $FORCED_{i,t+1}$ ）を作成し、業績予想の正確度と懲罰的な経営者交代との関係を検証する。業績予想情報にもとづく交代は、業績予想の正確度が経営者の能力を反映していることによって生じるものであるため、業績予想の正確度が低い企業の経営者ほど懲罰的な交代の可能性が高まるといえる。Miyajima et al.(2018)に倣い、 $FORCED_{i,t+1}$ は*t*+1期に経営者が交代して退任した経営者が取締役会に残っていなければ1それ以外は0をとるダミー変数と定義する¹⁴⁾。

表5は(1)式の被説明変数に $FORCED_{i,t+1}$ を用いた場合の分析結果を示している。列Aは説明変数として $|FE_{i,t}|$ を用いた場合の分析結果であり、 $|FE_{i,t}|$ の係数が1%水準で有意な正の値をとっていることが確認できる。すなわち、業績予想の誤差が大きい企業の経営者ほど懲罰的な交代の可能性が高まるといえる。列Bは説明変数として $|FR_{i,t}|$ を用いた分析結果を示している。列Bから、 $|FR_{i,t}|$ の係数もまた1%水準で有意な正の値をとっていることがわかる。このことから、業績予想の改訂幅と懲罰的な交代との間にも統計的に有意な正の関係があるといえよう。以上の分析結果は、業績予想の正確度が低い企業の経営者ほど懲罰的な交代の可能性が高まることを意味しており、本研究の発見事項は懲罰的な交代に焦点をあてた場合にも頑健であることを示している。

6.2. 符号付きの業績予想情報

本研究では、業績予想の正確度と経営者交代との間に一定の関係が確認されたのは、業績予想の正確度には経営者の将来予測能力が反映されており、そうした能力にもとづいて経営者が評価されるためであると考えている。しかし、業績予想の正確度を代理する業績予想の誤差や改訂幅は部分的に企業業績も反映しているゆえ、表4の結果は企業業績の影響を反映したものであるかもしれない。たとえば、期初予想値と実績値の差が正である企業の経営者が交代させられたとしても、あるいは最新予想値と期初予想値の差が負である企業の経営者が交代させられたとしても、それは企業業績の極端な悪化を反映したものであって、経営者の将来予測能力を反映していることに起因したものだとは結論付けることはでき

14) 日本企業の経営者交代の要因を調査しているKaplan (1994)は、社長を経営者としたうえで、経営者が交代したあとに会長職に就けるか否かによって、通常の交代と懲罰的な交代を区分している。ただし、日本企業の中には、慣行として、退任した経営者が会長職に就くことを禁じている企業もある（Miyajima et al. (2018)）。そこで、本研究は、交代した経営者が取締役会に残れるか否かによって通常の交代と懲罰的な交代を分類している。企業の慣行によって、交代した経営者が会長職に就くことを禁じている企業でも、通常、取締役として取締役会には残る。ゆえに、経営者が交代したあとに取締役会に残れる場合を通常の交代、取締役会に残れない場合を懲罰的な交代に区分することができよう。なお、Kaplan (1994)に倣い、 $FORCED_{i,t+1}$ を*t*+1期に経営者が交代して退任した経営者が会長職に就けなかったならば1それ以外は0をとるダミー変数と定義し、分析を行った場合にも本研究の検証結果は頑健であることを確認している。具体的には、 $|FE_{i,t}|$ を説明変数とした場合、 $|FE_{i,t}|$ の係数は0.592であり、1%水準で有意な正の値であることがわかっていいる。さらに、 $|FR_{i,t}|$ を説明変数する場合には、 $|FR_{i,t}|$ の係数は0.770であり、1%水準で有意な正の値をとることを確認している。

表5 懲罰的な交代

	$FORCED_{i,t+1}$			
	A		B	
	係数	p値	係数	p値
定数項	-7.093	(<0.001)	-7.111	(<0.001)
$ FE_{i,t} $	0.583	(<0.001)		
$ FR_{i,t} $			0.754	(<0.001)
$ADJROE_{i,t}$	-0.639	(<0.001)	-0.682	(<0.001)
$CAR_{i,t}$	-0.149	(0.046)	-0.138	(0.062)
$GROWTH_{i,t}$	-0.008	(0.924)	0.009	(0.916)
$STDRET_{i,t}$	0.850	(0.021)	0.851	(0.027)
$SIZE_{i,t}$	-0.027	(0.070)	-0.029	(0.053)
$MTB_{i,t}$	0.026	(0.041)	0.025	(0.056)
$LEV_{i,t}$	-0.004	(0.534)	-0.003	(0.603)
$TENURE_{i,t}$	-0.009	(0.022)	-0.009	(0.022)
$DTENURE_{i,t}$	0.257	(<0.001)	0.257	(<0.001)
$AGE_{i,t}$	0.030	(<0.001)	0.030	(<0.001)
$DAGE_{i,t}$	0.149	(0.004)	0.149	(0.004)
$OWN_{i,t}$	-3.124	(<0.001)	-3.113	(<0.001)
$BSIZE_{i,t}$	-0.020	(0.004)	-0.020	(0.004)
$OUT_{i,t}$	0.358	(0.001)	0.353	(0.002)
$INST_{i,t}$	-0.468	(0.001)	-0.460	(0.001)
$CROSS_{i,t}$	-1.714	(<0.001)	-1.722	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
Pseudo-R ²		0.093		0.093
N		18,066		18,066

注：上の表は(1)式の被説明変数に $FORCED_{i,t+1}$ を用いた場合の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。p値は企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差を用いて算出している (Petersen (2009))。

ない。

上記の可能性を調査するために、業績予想の誤差が正であることを示すダミー ($FE_POS_{i,t}$) と負であることを示すダミー ($FE_NEG_{i,t}$) を作成し、 $|FE_{i,t}|$ の代わりに $|FE_{i,t}| \times FE_POS_{i,t}$ と $|FE_{i,t}| \times FE_NEG_{i,t}$ を用いて(1)式の推定を行う。また、業績予想の改訂幅が正であることを示すダミー ($FR_POS_{i,t}$) と負であることを示すダミー ($FR_NEG_{i,t}$) を作成し、 $|FR_{i,t}|$ の代わりに $|FR_{i,t}| \times FR_POS_{i,t}$ と $|FR_{i,t}| \times FR_NEG_{i,t}$ を用いる。 $|FE_{i,t}| \times FE_NEG_{i,t}$ ($|FR_{i,t}| \times FR_POS_{i,t}$) の係数が有意な正である場合、期初予想値(最新予想値)と実績値(期初予想値)の差が負(正)である企業においても経営者交代と業績予想の誤差(改訂幅)の間に正の関係があること、すなわち表4の結果は業績予想の誤差(改訂幅)が企業業績を捉えたことに起因するものである可能性は低いといえる。

表6の列Aは、 $|FE_{i,t}|$ の代わりに $|FE_{i,t}| \times FE_POS_{i,t}$ と $|FE_{i,t}| \times FE_NEG_{i,t}$ を説明変数に用いて推定を行った結果を示している。 $|FE_{i,t}| \times FE_NEG_{i,t}$ の係数は5%水準で有意な正の値をとっていることが確認できる。また、 $|FE_{i,t}| \times FE_POS_{i,t}$ と $|FE_{i,t}| \times FE_NEG_{i,t}$ の係数の差が0と等しいかをWald検定によって検証したところ、係数の差が0という帰無仮説は棄却されない。列Bは、 $|FR_{i,t}|$ の代わりに $|FR_{i,t}| \times FR_POS_{i,t}$ と $|FR_{i,t}| \times FR_NEG_{i,t}$ を用いた場合の結果をまとめたものである。列Bからは、 $|FR_{i,t}| \times$

表6 符号付きの業績予想情報

	$TURN_{i,t+1}$			
	A		B	
	係数	p値	係数	p値
定数項	-4.776	(<0.001)	-4.745	(<0.001)
$ FE_{i,t} \times FE_POS_{i,t}$	0.659	(<0.001)		
$ FE_{i,t} \times FE_NEG_{i,t}$	0.868	(0.013)		
$ FR_{i,t} \times FR_POS_{i,t}$			1.328	(0.005)
$ FR_{i,t} \times FR_NEG_{i,t}$			0.785	(<0.001)
$ADJROE_{i,t}$	-0.539	(<0.001)	-0.608	(<0.001)
$CAR_{i,t}$	-0.179	(<0.001)	-0.173	(0.001)
$GROWTH_{i,t}$	0.215	(0.010)	0.226	(0.006)
$STDRET_{i,t}$	1.254	(<0.001)	1.246	(<0.001)
$SIZE_{i,t}$	-0.002	(0.801)	-0.005	(0.606)
$MTB_{i,t}$	0.031	(0.014)	0.031	(0.018)
$LEV_{i,t}$	-0.020	(0.002)	-0.018	(0.006)
$TENURE_{i,t}$	0.003	(0.194)	0.003	(0.189)
$DTENURE_{i,t}$	0.368	(<0.001)	0.368	(<0.001)
$AGE_{i,t}$	0.050	(<0.001)	0.049	(<0.001)
$DAGE_{i,t}$	0.100	(0.005)	0.100	(0.005)
$OWN_{i,t}$	-1.895	(<0.001)	-1.881	(<0.001)
$BSIZE_{i,t}$	0.003	(0.608)	0.003	(0.612)
$OUT_{i,t}$	0.273	(0.001)	0.269	(0.001)
$INST_{i,t}$	-0.149	(0.405)	-0.135	(0.452)
$CROSS_{i,t}$	-0.885	(<0.001)	-0.892	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
$ FE_{i,t} \times FE_POS_{i,t} - FE_{i,t} \times FE_NEG_{i,t}$	-0.209	(0.449)		
$ FR_{i,t} \times FR_POS_{i,t} - FR_{i,t} \times FR_NEG_{i,t}$			0.543	(0.170)
Pseudo-R ²		0.088		0.087
N		18,066		18,066

注：上の表は(1)式の説明変数に $|FE_{i,t}| \times FE_POS_{i,t}$ と $|FE_{i,t}| \times FE_NEG_{i,t}$ あるいは $|FR_{i,t}| \times FR_POS_{i,t}$ と $|FR_{i,t}| \times FR_NEG_{i,t}$ を用いた場合の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。p値は企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差を用いて算出している（Petersen（2009））。

$FR_POS_{i,t}$ の係数は1%水準で有意な正の値であり、また $|FR_{i,t}| \times FR_POS_{i,t}$ と $|FR_{i,t}| \times FR_NEG_{i,t}$ の係数の差が0という帰無仮説は棄却されることがわかる。以上の分析結果から、表4の発見事項は業績予想の正確度を代理する業績予想の誤差や改訂幅が企業業績の極端な悪化を反映したことに起因するものである可能性は低いといえよう。

6.3. 期待外業績予想正確度

業績予想に関する先行研究からは、経営者は時として業績予想に意図的なバイアスをかけることが知られている（Baik et al.(2011)、Ishida et al.(2021)、Rogers and Stocken(2005)）。そのため、本研究で用いている業績予想の誤差や改訂幅の変数には経営者の能力だけでなく、そうしたバイアスも含まれていることになる。仮にこうしたバイアスと経営者交代とが関連している場合、表4の発見事項は業績予想の誤差や改訂幅が経営者の能力を反映していることの結果というよりも、経営者が業績予想に意図

的なバイアスをかけたことに対する罰則として生じている可能性がある。そこで、こうした可能性の影響を考慮するために、経営者の能力以外に業績予想の誤差や改訂幅に影響を及ぼす要因の効果を排除したうえで、経営者交代との関係を検証する。

本研究は(2)式のプーリング回帰モデルを最小二乗法により推計することで、経営者の能力以外の要因の影響を排除した業績予想の誤差の期待外部分 ($unexp|FE_{i,t}|$) と改訂幅の期待外部分 ($unexp|FR_{i,t}|$) を求める。なお、経営者の能力以外に業績予想の誤差や改訂幅に影響を及ぼす要因としては、Baik et al.(2011) と Ishida et al.(2021) に倣い、企業規模 ($SIZE_{i,t}$)、損失ダミー ($LOSS_{i,t}$)、増益ダミー ($POUSE_{i,t}$)、総資産利益率の標準偏差 ($STDROA_{i,t}$)、株式ベータ ($BETA_{i,t}$)、市場モデルの残差の標準偏差 ($RESID_{i,t}$)、市場競争度 ($CONCENT_{i,t}$)、経営者持株比率 ($OWN_{i,t}$)、社外取締役比率 ($OUT_{i,t}$)、国内機関投資家持株比率 ($INST_{i,t}$)、期初予想値公表日から実績値公表日までの日数 ($TIME_{i,t}$)、年ダミー ($YEAR_{i,t}$)、産業ダミー ($INDUSTRY_{i,t}$) を取り上げる¹⁵⁾。 $unexp|FE_{i,t}|$ と $unexp|FR_{i,t}|$ は(2)式の被説明変数をそれぞれ $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ とした場合の残差である。

$$\begin{aligned} |FE_{i,t}| \text{ (or } |FR_{i,t}|) = & \beta_0 + \beta_1 SIZE_{i,t} + \beta_2 LOSS_{i,t} + \beta_3 POUSE_{i,t} + \beta_4 STDROA_{i,t} \\ & + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 RESID_{i,t} + \beta_7 CONCENT_{i,t} + \beta_8 OWN_{i,t} + \beta_9 OUT_{i,t} \\ & + \beta_{10} INST_{i,t} + \beta_{11} TIME_{i,t} + \beta_{12} YEAR_{i,t} + \beta_{13} INDUSTRY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (2)$$

表7のパネルAは(2)式の推定結果である。列Aは被説明変数を $|FE_{i,t}|$ 、列Bは被説明変数を $|FR_{i,t}|$ とした場合の推定結果である。 $CONCENT_{i,t}$ と $OUT_{i,t}$ 以外の変数の係数は統計的に有意な値を示しており、本研究で取り上げている要因の多くが業績予想の誤差や改訂幅に影響を及ぼしていることがわかる。パネルBの列Aと列Bはそれぞれ、(2)式の推計結果をもとに算出した $unexp|FE_{i,t}|$ と $unexp|FR_{i,t}|$ を(1)式の説明変数に用いた場合の検証結果を報告している。列Aを見ると、 $unexp|FE_{i,t}|$ の係数は1%水準で有意な正の値をとっていることが確認できる。また、列Bに目を向けると、 $unexp|FR_{i,t}|$ の係数は1%水準で有意な正の値であることがわかる。以上から、本研究の検証結果は経営者の能力以外の要因が業績予想の誤差や改訂幅の変数に含まれる可能性を考慮した場合にも頑健であるといえる。

6.4. 内生性

(1)式の推定を行うにあたっては、企業業績、企業特性、経営者特性、コーポレート・ガバナンスなど経営者交代に影響を及ぼすと考えられる様々な要因をコントロールしている。ただし、これらの変数は観察可能な要因のみから構成されており、組織構造、組織文化、慣習など観察不可能な要因についてはコントロール変数として(1)式には含まれていない。仮にこうした要因が経営者交代の発生確率だけでなく、業績予想情報にも影響を及ぼすのであれば、表4の検証結果は内生性の問題を孕んでいること

15) Ishida et al.(2021)は業績予想の誤差や改訂幅に及ぼす要因として $INDUSTRY_{i,t}$ の代わりに企業ダミーを取り上げている。そこで、本研究も(2)式に企業ダミーを含めて推定を行い、 $unexp|FE_{i,t}|$ と $unexp|FR_{i,t}|$ を求めたうえで、(1)式の推定を試みている。分析の結果は次の通りである。まず、 $unexp|FE_{i,t}|$ を説明変数とする場合、 $unexp|FE_{i,t}|$ の係数は0.404であり、5%水準で有意な正の値をとっていることを確認している。次に、説明変数に $unexp|FR_{i,t}|$ を用いた場合、 $unexp|FR_{i,t}|$ の係数は0.621であり、1%水準で有意な正の値を示していることがわっている。

表7 期待外業績予想正確度

パネルA：期待外業績予想正確度の推定

	$ FE_{i,t} $		$ FR_{i,t} $	
	A		B	
	係数	p値	係数	p値
定数項	-0.204	(<0.001)	-0.142	(<0.001)
$SIZE_{i,t}$	0.009	(<0.001)	0.007	(<0.001)
$LOSS_{i,t}$	0.150	(<0.001)	0.101	(<0.001)
$POUSE_{i,t}$	-0.006	(<0.001)	-0.006	(<0.001)
$STDROA_{i,t}$	0.144	(<0.001)	0.101	(<0.001)
$BETA_{i,t}$	-0.025	(<0.001)	-0.015	(<0.001)
$RESID_{i,t}$	0.031	(<0.001)	0.020	(<0.001)
$CONCENT_{i,t}$	-0.087	(0.346)	-0.062	(0.379)
$OWN_{i,t}$	-0.019	(0.048)	-0.015	(0.038)
$OUT_{i,t}$	-0.015	(0.019)	-0.006	(0.205)
$INST_{i,t}$	-0.052	(<0.001)	-0.037	(<0.001)
$TIME_{i,t}$	0.000	(<0.001)	0.000	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
Adjusted-R ²		0.398		0.349
N		17,624		17,624

パネルB：期待外業績予想正確度と経営者交代

	$TURN_{i,t+1}$			
	A		B	
	係数	p値	係数	p値
定数項	-4.698	(<0.001)	-4.686	(<0.001)
$unexp FE_{i,t} $	0.522	(0.002)		
$unexp FR_{i,t} $			0.663	(0.001)
$ADJROE_{i,t}$	-0.693	(<0.001)	-0.717	(<0.001)
$CAR_{i,t}$	-0.168	(<0.001)	-0.160	(<0.001)
$GROWTH_{i,t}$	0.188	(0.004)	0.202	(0.002)
$STDRET_{i,t}$	1.401	(<0.001)	1.370	(<0.001)
$SIZE_{i,t}$	-0.009	(0.346)	-0.009	(0.310)
$MTB_{i,t}$	0.033	(0.010)	0.032	(0.012)
$LEV_{i,t}$	-0.014	(0.015)	-0.013	(0.025)
$TENURE_{i,t}$	0.003	(0.250)	0.003	(0.248)
$DTENURE_{i,t}$	0.378	(<0.001)	0.378	(<0.001)
$AGE_{i,t}$	0.050	(<0.001)	0.050	(<0.001)
$DAGE_{i,t}$	0.103	(0.004)	0.104	(0.004)
$OWN_{i,t}$	-1.815	(<0.001)	-1.806	(<0.001)
$BSIZE_{i,t}$	0.003	(0.581)	0.003	(0.581)
$OUT_{i,t}$	0.304	(<0.001)	0.303	(<0.001)
$INST_{i,t}$	-0.200	(0.261)	-0.189	(0.286)
$CROSS_{i,t}$	-0.891	(<0.001)	-0.893	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
Pseudo-R ²		0.088		0.088
N		17,624		17,624

注：上の表のパネルAは(2)式の推定結果をまとめたものであり、パネルBは(1)式の説明変数に $unexp|FE_{i,t}|$ あるいは $unexp|FR_{i,t}|$ を用いた場合の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。パネルBのp値は企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差を用いて算出している（Petersen(2009)）。

になる。ここでは、この問題に対処するために2つの分析を行う。

まず、企業固定効果を含めた分析を行う。企業固定効果を分析モデルに含めることにより、時間に関して不変な企業特性をコントロールすることができる。具体的には、(1)式の $INDUSTRY_{i,t}$ の代わりに $FIRM_{i,t}$ を含める。 $FIRM_{i,t}$ は企業ダミーである。なお、 $FIRM_{i,t}$ を含めて(1)式を推定するにあたり、線形確率モデルとして最小二乗法により推計を行う¹⁶⁾。これは、企業固定効果を含めてプロビット・モデルを最尤法により推定できないこと、およびロジット・モデルの場合には企業固定効果を含めることはできるものの、経営者が一度も交代したことの無い企業がサンプルから欠落してしまい、サンプル・サイズが大幅に小さくなってしまうためである。

表8は、企業固定効果を含めて(1)式の推計を行った結果を示している。説明変数に $|FE_{i,t}|$ を用いた場合の分析結果を報告している列Aからは、 $|FE_{i,t}|$ の係数が1%水準で有意な正の値をとっていることがわかる。列Bは $|FR_{i,t}|$ を説明変数とした場合の推定結果を示している。 $|FE_{i,t}|$ の分析結果と同じよ

表8 企業固定効果

	$TURN_{i,t+1}$			
	A		B	
	係数	p値	係数	p値
$ FE_{i,t} $	0.094	(0.008)		
$ FR_{i,t} $			0.131	(0.008)
$ADJROE_{i,t}$	-0.094	(0.002)	-0.097	(<0.001)
$CAR_{i,t}$	-0.009	(0.292)	-0.008	(0.356)
$GROWTH_{i,t}$	0.011	(0.583)	0.014	(0.503)
$STDRET_{i,t}$	0.045	(0.478)	0.040	(0.532)
$SIZE_{i,t}$	-0.008	(0.597)	-0.007	(0.626)
$MTB_{i,t}$	0.011	(0.017)	0.011	(0.018)
$LEV_{i,t}$	0.003	(0.253)	0.003	(0.275)
$TENURE_{i,t}$	0.014	(<0.001)	0.014	(<0.001)
$DTENURE_{i,t}$	0.087	(<0.001)	0.087	(<0.001)
$AGE_{i,t}$	0.017	(<0.001)	0.017	(<0.001)
$DAGE_{i,t}$	-0.003	(0.687)	-0.003	(0.693)
$OWN_{i,t}$	-0.574	(0.001)	-0.575	(0.001)
$BSIZE_{i,t}$	0.007	(0.006)	0.007	(0.006)
$OUT_{i,t}$	0.083	(0.010)	0.082	(0.011)
$INST_{i,t}$	-0.060	(0.366)	-0.060	(0.362)
$CROSS_{i,t}$	-0.056	(0.612)	-0.053	(0.629)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$FIRM_{i,t}$	含める		含める	
Adjusted-R ²		0.109		0.109
N		18,066		18,066

注：上の表は企業固定効果を含めた場合の(1)式の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。p値は企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差を用いて算出している (Petersen (2009))。

16) 被説明変数がダミー変数である分析モデルを線形確率モデルとして最小二乗法により推定する場合、予測される確率は0から1までの間を取らない場合がある、あるいは係数の推定にバイアスが発生する、といった問題が生じる (Wooldridge (2002))。しかし、本研究は経営者交代の予測確率の算出を主たる目的としているわけではなく、また先行研究においては線形確率モデルによる係数の推定値のバイアスはプロビット・モデルやロジット・モデルと比べて深刻なものではないことが報告されている (Angrist and Pischke (2008), Noreen (1988))。さらに、経営者交代に関する先行研究の中には、線形確率モデルを使用しているものも存在する (Abe (1997), Chyz and Gaertner (2018))。

うに、企業固定効果を含めた場合にも、 $|FR_{i,t}|$ の係数は1%水準で有意な正の値をとっていることが確認できる。これらの検証結果は、時間に関して不変な企業特性をコントロールした場合にも、表4の分析結果は頑健であることを示している。

次に、操作変数法を用いた分析を行う。本研究では操作変数として $STDROA_{i,t}$ および $TIME_{i,t}$ を用いる。 $STDROA_{i,t}$ は経営環境の不確実性を捉える変数であり、 $TIME_{i,t}$ は期初予想値公表日から実績値公表日までの日数差を表す変数である。 $STDROA_{i,t}$ および $TIME_{i,t}$ が操作変数として機能するためには、次の2つの条件を満たす必要がある。ひとつは操作変数である $STDROA_{i,t}$ と $TIME_{i,t}$ が内生変数である $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ のそれぞれと強い相関を有しているという条件、もうひとつは操作変数である $STDROA_{i,t}$ と $TIME_{i,t}$ が誤差項と相関関係を有していないという条件である（Wooldridge(2002)）。

不確実な環境で経営している企業ほど、正確度の高い業績予想を公表することが困難になると考えら

表9 操作変数法

パネルA：業績予想誤差

	1段階目		2段階目	
	$ FE_{i,t} $		$TURN_{i,t+1}$	
	係数	p値	係数	p値
定数項	-0.059	(0.018)	-4.987	(<0.001)
$STDROA_{i,t}$	0.306	(<0.001)		
$TIME_{i,t}$	0.000	(<0.001)		
$ FE_{i,t} $			3.032	(0.006)
$ADJROE_{i,t}$	-0.367	(<0.001)	0.395	(0.362)
$CAR_{i,t}$	0.031	(<0.001)	-0.242	(<0.001)
$GROWTH_{i,t}$	-0.037	(<0.001)	0.290	(0.003)
$STDRET_{i,t}$	0.188	(<0.001)	0.659	(0.059)
$SIZE_{i,t}$	-0.004	(<0.001)	0.012	(0.454)
$MTB_{i,t}$	-0.001	(0.057)	0.033	(0.005)
$LEV_{i,t}$	0.017	(<0.001)	-0.058	(0.003)
$TENURE_{i,t}$	0.000	(0.297)	0.002	(0.258)
$DTENURE_{i,t}$	-0.004	(0.031)	0.387	(<0.001)
$AGE_{i,t}$	-0.001	(<0.001)	0.052	(<0.001)
$DAGE_{i,t}$	-0.001	(0.434)	0.109	(<0.001)
$OWN_{i,t}$	0.012	(0.253)	-1.847	(<0.001)
$BSIZE_{i,t}$	-0.001	(0.007)	0.005	(0.288)
$OUT_{i,t}$	0.003	(0.650)	0.301	(0.006)
$INST_{i,t}$	0.021	(0.006)	-0.261	(0.052)
$CROSS_{i,t}$	-0.062	(<0.001)	-0.711	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$		含める		含める
$INDUSTRY_{i,t}$		含める		含める
Adjusted-R ² / Pseudo-R ²		0.428		0.055
N		17,655		17,655
弱相関の検定				
Anderson 正準相関尤度比統計量				234.001
p値				(<0.001)
過剰識別の検定				
Sargan 統計量				0.042
p値				(0.838)

注：上の表は操作変数法を用いた場合の(1)式の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。

パネルB：業績予想改訂幅

	1段階目		2段階目	
	FR _{it}		TURN _{it,t+1}	
	係数	係数	係数	係数
定数項	-0.052	(0.008)	-4.907	(<0.001)
STDROA _{it}	0.215	(<0.001)		
TIME _{it}	0.000	(<0.001)		
FR _{it}			4.373	(0.007)
ADJROE _{it}	-0.230	(<0.001)	0.285	(0.472)
CAR _{it}	0.011	(<0.001)	-0.197	(<0.001)
GROWTH _{it}	-0.047	(<0.001)	0.387	(0.001)
STDRET _{it}	0.156	(<0.001)	0.542	(0.157)
SIZE _{it}	-0.001	(0.080)	0.004	(0.791)
MTB _{it}	-0.001	(0.107)	0.032	(0.007)
LEV _{it}	0.011	(<0.001)	-0.055	(0.003)
TENURE _{it}	0.000	(0.670)	0.002	(0.224)
DTENURE _{it}	-0.003	(0.030)	0.389	(<0.001)
AGE _{it}	0.000	(0.011)	0.052	(<0.001)
DAGE _{it}	-0.001	(0.337)	0.111	(<0.001)
OWN _{it}	0.006	(0.497)	-1.825	(<0.001)
BSIZE _{it}	0.000	(0.033)	0.005	(0.305)
OUT _{it}	0.005	(0.354)	0.286	(0.009)
INST _{it}	0.009	(0.105)	-0.236	(0.075)
CROSS _{it}	-0.041	(<0.001)	-0.718	(<0.001)
YEAR _{it}	含める		含める	
INDUSTRY _{it}	含める		含める	
Adjusted-R ² / Pseudo-R ²		0.366		0.051
N		17,655		17,655
弱相関の検定				
Anderson 正準相関尤度比統計量				187.628
p 値				(<0.001)
過剰識別の検定				
Sargan 統計量				0.084
p 値				(0.772)

注：上の表は操作変数法を用いた場合の(1)式の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、|FE_{it}|と|FR_{it}|については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。

れる (Ajinkya et al.(2005))。一方で、経営環境の不確実性は経営者のコントロールできる要因ではないため、経営者交代には直接的に影響を与えるものではない (Lee et al.(2012))。また、期初予想値と実績値の公表に日数差があるほど、正確度の高い業績予想を開示することは難しくなるものの (Baik et al.(2011))、そうした日数差が経営能力の評価と直接的に関係しているとは考えにくい。このことから、STDROA_{it}とTIME_{it}は操作変数の条件を満たすと考えられる。

表9は、操作変数法を用いた分析結果をまとめたものである。パネルAは|FE_{it}|に関する検証結果である。2段階目の推定結果に注目すると、|FE_{it}|の係数は1%水準で有意な正の値であることがわかる。なお、STDROA_{it}とTIME_{it}が操作変数として機能するための条件を満たすかを調査したところ、Anderson 正準相関尤度比統計量は有意な値であることから、操作変数と説明変数が無相関であるという帰無仮説は棄却される。他方、Sargan 統計量は有意な値ではないことから、操作変数と誤差項が無

相関であるという帰無仮説は棄却されない。このことから、 $STDROA_{i,t}$ と $TIME_{i,t}$ は操作変数としての条件を満たしているといえる。

続いて、 $|FR_{i,t}|$ に関する分析結果を示したパネルBに目を向ける。2段階目の推定結果から、 $|FR_{i,t}|$ の係数が1%水準で有意な正の値であることが確認できる。また、パネルA同様、 $STDROA_{i,t}$ と $TIME_{i,t}$ が操作変数として機能するための条件を満たすかを調査したところ、Anderson 正準相関尤度比統計量は有意な値であるのに対して、Sargan 統計量は有意な値ではない。すなわち、 $|FR_{i,t}|$ を説明変数として用いる場合にも、 $STDROA_{i,t}$ と $TIME_{i,t}$ は操作変数としての条件を満たしているといえる。以上から、表4の検証結果は内生性の問題に対応してもなお、頑健であることが確認できる。

7. 追加分析

7.1. 企業業績の影響

本研究は追加的に、業績予想の正確度と経営者交代との関係が特定の状況において変化する可能性があるのかを調査する。まず、企業業績に注目する。Lee et al.(2012)によれば、業績予想の正確度と経営者交代との関係は企業業績が高い場合に弱くなることが報告されている。そもそも経営者を交代すること自体には、新しい経営者を探したり、事業の連続性が途切れたりといった様々な費用が伴う。そのため、安易に経営者を交代することはできず、企業業績が全体的に良好な場合には、たとえ業績予想の正確度が低くとも経営者交代に伴う費用の大きさを加味して、経営者交代の意思決定が下されないかもしれない。

本研究は上記の点を検証するために、(1)式に $|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ あるいは $|FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ を追加的に組み込んだ(3)式を推定する¹⁷⁾。なお、(3)式のように交差項を含めたモデルをプロビット・モデルとして最尤法により推定すると係数の解釈が困難となるため (Ai and Norton(2003))、線形確率モデルとして最小二乗法により推定している¹⁸⁾。説明変数のうち本研究が関心を寄せるのは $|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ あるいは $|FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ の係数である。 $|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ ($|FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$)の係数が有意な負の値をとるのであれば、企業業績が良好な企業ほど業績予想の誤差（改訂幅）と経営者交代との関係が弱くなることを意味する。

17) 本研究は $|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ あるいは $|FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ の代わりに、 $|FE_{i,t}| \times CAR_{i,t}$ あるいは $|FR_{i,t}| \times CAR_{i,t}$ を(3)式に組み込んだ場合の検証も行っている。検証の結果、説明変数として $|FE_{i,t}|$ および $|FE_{i,t}| \times CAR_{i,t}$ を用いた場合には、 $|FE_{i,t}| \times CAR_{i,t}$ の係数は -0.062 と5%水準で有意な負の値をとっていることを確認している。また、 $|FR_{i,t}|$ および $|FR_{i,t}| \times CAR_{i,t}$ を説明変数とした場合には、 $|FR_{i,t}| \times CAR_{i,t}$ の係数は -0.074 であり、5%水準で有意な負の値であることがわかっている。

18) ただし、(3)式を線形確率モデルとして最小二乗法により推定を行った場合にも、連続変数同士の交差項を用いる場合には交差項を構成する変数についてセンタリングを行い、それらをもとに交差項を作成しない限り、交差項の係数の解釈が複雑となる (太田(2018))。そこで、(3)式の推定を行うにあたっては、 $|FE_{i,t}|$ ($|FR_{i,t}|$)と $ADJROE_{i,t}$ のそれぞれについてセンタリングを行い、センタリング後の $|FE_{i,t}|$ ($|FR_{i,t}|$)と $ADJROE_{i,t}$ にもとづいて、 $|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ ($|FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$)を計算している。

$$\begin{aligned}
TURN_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1|FE_{i,t}| \text{ (or } |FR_{i,t}|) + \beta_2|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t} \text{ (or } |FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}) \\
& + \beta_3ADJROE_{i,t} + \beta_4CAR_{i,t} + \beta_5GROWTH_{i,t} + \beta_6STDRET_{i,t} \\
& + \beta_7SIZE_{i,t} + \beta_8MTB_{i,t} + \beta_9LEV_{i,t} + \beta_{10}TENURE_{i,t} + \beta_{11}DTENURE_{i,t} \\
& + \beta_{12}AGE_{i,t} + \beta_{13}DAGE_{i,t} + \beta_{14}OWN_{i,t} + \beta_{15}BSIZE_{i,t} + \beta_{16}OUT_{i,t} \\
& + \beta_{17}INST_{i,t} + \beta_{18}CROSS_{i,t} + \beta_{19}YEAR_{i,t} + \beta_{20}INDUSTRY_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1},
\end{aligned} \tag{3}$$

表10は、(3)式を推定した結果をまとめたものである。列Aは(3)式の説明変数として $|FE_{i,t}|$ および $|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ を用いた場合の推定結果を示している。 $|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ の係数は1%水準で有意な負の値をとっている。このことは、企業業績が高い企業ほど、業績予想の誤差と経営者交代との関係は弱くなることを意味している。次に、 $|FR_{i,t}|$ および $|FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ を(3)式の説明変数に用いた場合の検証結果を報告している列Bに目を向けると、 $|FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ の係数は1%水準で有意な負の値であることが確認できる。すなわち、業績予想の改訂幅と経営者交代との正の関係は企業業績が高

表10 企業業績の影響

	$TURN_{i,t+1}$			
	A		B	
	係数	p値	係数	p値
定数項	-0.495	(<0.001)	-0.492	(<0.001)
$ FE_{i,t} $	0.123	(0.004)		
$ FR_{i,t} $			0.144	(0.008)
$ FE_{i,t} \times ADJROE_{i,t}$	-0.130	(<0.001)		
$ FR_{i,t} \times ADJROE_{i,t}$			-0.229	(<0.001)
$ADJROE_{i,t}$	-0.101	(0.005)	-0.110	(0.001)
$CAR_{i,t}$	-0.027	(0.002)	-0.025	(0.004)
$GROWTH_{i,t}$	0.042	(0.007)	0.045	(0.004)
$STDRET_{i,t}$	0.234	(<0.001)	0.235	(<0.001)
$SIZE_{i,t}$	0.000	(0.864)	-0.001	(0.656)
$MTB_{i,t}$	0.006	(0.050)	0.006	(0.062)
$LEV_{i,t}$	-0.004	(0.008)	-0.003	(0.016)
$TENURE_{i,t}$	0.001	(0.178)	0.001	(0.171)
$DTENURE_{i,t}$	0.091	(<0.001)	0.091	(<0.001)
$AGE_{i,t}$	0.009	(<0.001)	0.009	(<0.001)
$DAGE_{i,t}$	0.017	(0.029)	0.017	(0.029)
$OWN_{i,t}$	-0.263	(<0.001)	-0.262	(<0.001)
$BSIZE_{i,t}$	0.001	(0.359)	0.001	(0.369)
$OUT_{i,t}$	0.062	(<0.001)	0.061	(0.001)
$INST_{i,t}$	-0.043	(0.256)	-0.041	(0.276)
$CROSS_{i,t}$	-0.184	(<0.001)	-0.185	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
Adjusted-R ²		0.062		0.062
N		18,066		18,066

注：上の表は(3)式の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。また、 $|FE_{i,t}|$ 、 $|FR_{i,t}|$ 、 $ADJROE_{i,t}$ はセンタリングを行い、センタリング後の値を用いて $|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ および $|FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ を作成している。p値は企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差を用いて算出している (Petersen (2009))。

くなるにつれて弱まるといえる。

7.2. 株式持合比率の影響

次に、業績予想の正確度と経営者交代との関係に株式持合比率が影響を及ぼすかどうかを検証する。本研究は、ほとんどの企業において取締役の指名を行う独立の委員会が存在しない日本において、経営者交代の意思決定が下される際に業績予想の正確度が加味されるのは、株式相互持ち合いの解消が進む一方、海外機関投資家の日本株買いが増したことによって、株主が直接的に経営者に退任圧力をかける構造が生まれたためであると推察している。仮にそうであるならば、株式相互持ち合いの解消が進み、物言わぬ株主が減少している企業の経営者ほど、正確度の低い業績予想を開示することによって交代させられる可能性が高くなると予想される¹⁹⁾。

本研究は、(1)式に $|FE_{i,t}| \times CORSS_{i,t}$ あるいは $|FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ を組み込んだ(4)式を推定することによって、上記の予想を検証する。なお、(4)式は(3)式と同じように、線形確率モデルとして最小二乗法により推定を行っている²⁰⁾。説明変数のうち本研究が関心を寄せるのは $|FE_{i,t}| \times CORSS_{i,t}$ あるいは $|FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ の係数である。 $|FE_{i,t}| \times CORSS_{i,t}$ ($|FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$) の係数が有意な負の値をとるのであれば、上記の予想が支持されること、すなわち株式持合比率が低い企業ほど業績予想の誤差（改訂幅）と経営者交代との関係が強くなることを意味する。

$$\begin{aligned} TURN_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1|FE_{i,t}| \text{ (or } |FR_{i,t}|) + \beta_2|FE_{i,t}| \times CROSS_{i,t} \text{ (or } |FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}) \\ & + \beta_3ADJROE_{i,t} + \beta_4CAR_{i,t} + \beta_5GROWTH_{i,t} + \beta_6STDRET_{i,t} \\ & + \beta_7SIZE_{i,t} + \beta_8MTB_{i,t} + \beta_9LEV_{i,t} + \beta_{10}TENURE_{i,t} + \beta_{11}DTENURE_{i,t} \\ & + \beta_{12}AGE_{i,t} + \beta_{13}DAGE_{i,t} + \beta_{14}OWN_{i,t} + \beta_{15}BSIZE_{i,t} + \beta_{16}OUT_{i,t} \\ & + \beta_{17}INST_{i,t} + \beta_{18}CROSS_{i,t} + \beta_{19}YEAR_{i,t} + \beta_{20}INDUSTRY_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}, \end{aligned} \quad (4)$$

表11は、(4)式の推定結果である。列Aは(4)式の説明変数として $|FE_{i,t}|$ と $|FE_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ を用いた場合、列Bは $|FR_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ を用いた場合の結果を示している。列Aからは、 $|FE_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ の係数は1%水準で有意な負の値であることがわかる。続いて、列Bを見ると、 $|FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ の係数は1%水準で有意な負の値をとっていることが確認できる。以上の検証結果は、株式持合比率が低下するにつれて、業績予想の正確度と経営者交代の関係は強まることを示しており、日本においても経営者交代と業績予想の正確度との間に一定の関係が観察された背景には、株式相互持ち合い

19) 他方、海外機関投資家によって株式が買い増され、議決権行使やエンゲージメントを通じて経営者に対して強い圧力がかけている企業の経営者ほど、正確度の低い業績予想を開示することによって交代させられる可能性が高くなるとも考えられる。ただし、本研究は海外機関投資家に注目した分析を行っていない。これは、本研究がコーポレート・ガバナンスに関するデータを収集するために利用している NEED-Cges には国内機関投資家持株比率のデータしか収録されていないこと、および Miyajima et al. (2018) では国内機関投資家の存在によって経営能力の低い経営者の交代が促されるわけではないことが報告されているためである。実際には、 $|FE_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ ($|FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$) の代わりに、 $|FE_{i,t}| \times INST_{i,t}$ ($|FR_{i,t}| \times INST_{i,t}$) を(4)式に組み込んで検証を行ったところ、 $|FE_{i,t}| \times INST_{i,t}$ ($|FR_{i,t}| \times INST_{i,t}$) の係数は有意な値をとらないことが確認されている。

20) (4)式の推定を行うにあたっては、(3)式と同じように、 $|FE_{i,t}|$ ($|FR_{i,t}|$) と $CROSS_{i,t}$ のそれぞれについてセンタリングを行い、センタリング後の $|FE_{i,t}|$ ($|FR_{i,t}|$) と $CROSS_{i,t}$ にもとづいて、 $|FE_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ ($|FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$) を計算している。

表11 株式持合比率の影響

	$TURN_{i,t+1}$			
	A		A	
	係数	係数	係数	係数
定数項	-0.500	(<0.001)	-0.495	(<0.001)
$ FE_{i,t} $	0.139	(0.004)		
$ FR_{i,t} $			0.183	(0.002)
$ FE_{i,t} \times CROSS_{i,t}$	-0.684	(<0.001)		
$ FR_{i,t} \times CROSS_{i,t}$			-0.747	(<0.001)
$ADJROE_{i,t}$	-0.112	(0.001)	-0.124	(<0.001)
$CAR_{i,t}$	-0.028	(0.001)	-0.026	(0.003)
$GROWTH_{i,t}$	0.044	(0.006)	0.048	(0.002)
$STDRET_{i,t}$	0.229	(<0.001)	0.229	(<0.001)
$SIZE_{i,t}$	0.000	(0.993)	-0.001	(0.776)
$MTB_{i,t}$	0.007	(0.028)	0.007	(0.032)
$LEV_{i,t}$	-0.004	(0.010)	-0.003	(0.022)
$TENURE_{i,t}$	0.001	(0.167)	0.001	(0.166)
$DTENURE_{i,t}$	0.091	(<0.001)	0.091	(<0.001)
$AGE_{i,t}$	0.009	(<0.001)	0.009	(<0.001)
$DAGE_{i,t}$	0.017	(0.028)	0.018	(0.028)
$OWN_{i,t}$	-0.263	(<0.001)	-0.262	(<0.001)
$BSIZE_{i,t}$	0.001	(0.373)	0.001	(0.379)
$OUT_{i,t}$	0.061	(<0.001)	0.061	(<0.001)
$INST_{i,t}$	-0.042	(0.263)	-0.040	(0.290)
$CROSS_{i,t}$	-0.191	(<0.001)	-0.190	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
Adjusted-R ²		0.062		0.062
N		18,066		18,066

注：上の表は(4)式の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。また、 $|FE_{i,t}|$ 、 $|FR_{i,t}|$ 、 $CROSS_{i,t}$ はセンタリングを行い、センタリング後の値を用いて $|FE_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ および $|FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ を作成している。p値は企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差を用いて算出している(Petersen(2009))。

の解消が進み、株主が直接的に経営者に退任圧力をかける構造が生まれたためであることを示唆している。

7.3. 経営者交代前後の企業業績の変化と業績予想正確度の変化

ここまでの分析から、経営者交代の意思決定が下される際に、業績予想の誤差や改訂幅といった業績予想情報が参照されていることが明らかとなった。本研究では、こうした検証結果が得られた理由を、業績予想の正確度には経営者の能力が反映されており、株主は業績予想情報を通じて経営者の経営能力の良し悪しを判断し、経営者の能力が低いと判断した場合には、より直接的に当該経営者に退任圧力をかけるためであると考えている。仮にこの見解が正しいのであれば、業績予想の正確度にもとづいて行われた経営者の交代は効率的であるといえる。そこで、業績予想の正確度にもとづいて下された経営者交代が効率的なものであるか否かを検証する。

本研究は、経営者交代前後の業績予想の正確度の変化と企業業績の変化の関係に注目する。業績予想の誤差にもとづいて行われた経営者の交代が効率的なものであれば、誤差の大きい業績予想を公表してしまった経営者から誤差の小さい業績予想を公表できる経営者に交代した場合に、将来の企業業績は大

幅に改善するものと考えられる。あるいは、業績予想の改訂幅にもとづいて下された経営者の交代が効率的であるならば、業績予想を大きく修正する経営者から僅かな修正で済む経営者に交代した場合に、企業業績は改善すると予想される。

上記の見解を検証するために、サンプルを $TURN_{i,t+1}$ が 1 をとる企業に限定したうえで、(5) 式と (6) 式のプーリング回帰モデルを最小二乗法により推定する。(5) 式と (6) 式の被説明変数はそれぞれ産業調整済総資産利益率の変化 ($\Delta ADJROA_{i,t+3}$) と産業調整済営業キャッシュ・フローの変化 ($\Delta ADJOCF_{i,t+3}$) であり、説明変数のうち本研究が関心を寄せるのは業績予想の誤差の変化 ($\Delta |FE_{i,t+1}|$) あるいは業績予想の改訂幅の変化 ($\Delta |FR_{i,t+1}|$) である。 $\Delta |FE_{i,t+1}|$ ($\Delta |FR_{i,t+1}|$) の係数が有意な負の値をとる場合、誤差 (改訂幅) の大きい業績予想を公表してしまった経営者から誤差 (改訂幅) の小さい予想を公表することができる経営者に交代したことで、将来業績が改善することを意味する。

$$\begin{aligned} \Delta ADJROA_{i,t+3} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta |FE_{i,t+1}| \text{ (or } \Delta |FR_{i,t+1}|) + \beta_2 \Delta SIZE_{i,t+3} \\ & + \beta_3 \Delta MTB_{i,t+3} + \beta_4 \Delta LEV_{i,t+3} + \beta_5 YEAR_{i,t} + \beta_6 INDUSTRY_{i,t} + \varepsilon_{i,t+3}, \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \Delta ADJOCF_{i,t+3} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta |FE_{i,t+1}| \text{ (or } \Delta |FR_{i,t+1}|) + \beta_2 \Delta SIZE_{i,t+3} \\ & + \beta_3 \Delta MTB_{i,t+3} + \beta_4 \Delta LEV_{i,t+3} + \beta_5 YEAR_{i,t} + \beta_6 INDUSTRY_{i,t} + \varepsilon_{i,t+3}, \end{aligned} \quad (6)$$

(5) 式と (6) 式の推定を行うにあたっては、企業規模の変化 ($\Delta SIZE_{i,t+3}$)、成長性の変化 ($\Delta MTB_{i,t+3}$)、負債比率の変化 ($\Delta LEV_{i,t+3}$) をコントロールする。また、年効果および産業効果をコントロールするために、 $YEAR_{i,t}$ と $INDUSTRY_{i,t}$ を組み込んでいる。各変数の詳細な定義については付録にまとめているため、そちらを参照してほしい。なお、仮説の検証にあたっては、連続変数は年ごとに上下 1% でウィンソライズを施している。また、企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差にもとづいて p 値を算出している (Petersen (2009))。

表12のパネル A は (5) 式の推定結果である。列 A と列 B はそれぞれ説明変数として $\Delta |FE_{i,t+1}|$ と $\Delta |FR_{i,t+1}|$ を用いた場合の検証結果であり、どちらの係数も 1% 水準で有意な負の値をとっていることが確認できる。パネル B は (6) 式を推定した結果をまとめたものであり、列 A と列 B はそれぞれ説明変数として $\Delta |FE_{i,t+1}|$ と $\Delta |FR_{i,t+1}|$ を用いた場合の検証結果を報告している。列 A と列 B から、 $\Delta |FE_{i,t+1}|$ と $\Delta |FR_{i,t+1}|$ どちらの係数も 1% 水準で有意な負の値をとっていることがわかる。これらの分析結果は、業績予想の正確度にもとづいて経営者の交代が行われた場合、将来業績が改善することを示している。このことから、業績予想情報にもとづく経営者交代は効率的であるといえる。

表12 経営者交代前後の企業業績の変化と業績予想正確度の変化

パネルA：産業調整済総資産利益率の変化

	$\Delta ADJROA_{i,t+3}$			
	A		B	
	係数	p値	係数	p値
定数項	-0.004	(0.687)	-0.005	(0.609)
$\Delta FE_{i,t+1} $	-0.102	(<0.001)		
$\Delta FR_{i,t+1} $			-0.105	(<0.001)
$\Delta SIZE_{i,t+3}$	0.033	(0.090)	0.033	(0.109)
$\Delta MTB_{i,t+3}$	0.005	(0.092)	0.005	(0.160)
$\Delta LEV_{i,t+3}$	-0.008	(<0.001)	-0.007	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
Adjusted-R ²		0.125		0.102
N		2,308		2,307

パネルB：産業調整済営業キャッシュ・フローの変化

	$\Delta ADJOCF_{i,t+3}$			
	A		B	
	係数	p値	係数	p値
定数項	0.033	(0.026)	0.033	(0.027)
$\Delta FE_{i,t+1} $	-0.043	(0.001)		
$\Delta FR_{i,t+1} $			-0.050	(0.002)
$\Delta SIZE_{i,t+3}$	0.043	(0.008)	0.043	(0.010)
$\Delta MTB_{i,t+3}$	0.002	(0.278)	0.002	(0.344)
$\Delta LEV_{i,t+3}$	-0.004	(0.001)	-0.004	(0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
Adjusted-R ²		0.033		0.031
N		2,308		2,307

注：上の表のパネルAは(5)式の推定結果をまとめたものであり、パネルBは(6)式の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。p値は企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差を用いて算出している (Petersen(2009))。

8. おわりに

本研究は、経営者交代の意思決定において、業績予想情報が利用されているかどうかを検証している。検証の結果は次の通りである。第1に、業績予想の誤差や改訂幅が大きい企業の経営者ほど交代させられる確率が高いことが確認されている。第2に、企業業績が良好な企業ほど、経営者交代と業績予想の誤差あるいは改訂幅との関係は弱まることわかっている。第3に、株式持合比率が低い企業ほど、経営者交代と業績予想の誤差あるいは改訂幅の関係は強くなることが明らかとなっている。第4に、誤差や改訂幅の大きい業績予想を公表する者から小さい業績予想を開示する者に経営者が交代した場合、その後の企業業績が改善することが示されている。これらの検証結果は、業績予想情報は経営者の能力を評価するのに利用されていること、また業績予想情報にもとづく経営者交代は効率的であることを示唆している。

本研究には次のような貢献がある。1つ目は、日本企業をサンプルとした場合にも、業績予想の正確度と経営者交代との間に一定の関係があることを示したうえで、そうした関係が生まれたプロセスを明

らかにした点である。Lee et al.(2012)は米国企業を対象に業績予想の誤差と経営者交代との間には正の関係があることを報告している。しかし、日本では米国とは異なり、ほとんどの企業において取締役会が経営者を適切に監視する環境が整備されていない。他方、2000年以降、株式相互持ち合いの解消が進む一方、海外機関投資家が日本株の買い増しを進めたことにより、株主が直接的に経営者に対し退任圧力をかける環境が生まれた。本研究はこうした株主構造の変化によって、業績予想情報のように経営者の能力を反映する情報にもとづいて経営者交代の意思決定が下されるようになったと推察しており、上記の見解と整合的な結果を得ている。

2つ目は、業績予想研究においてしばしば指摘される統計上の問題を軽減したうえで、業績予想の正確度と経営者交代との関係を検証した点である。Lee et al.(2012)が検証の対象としている米国では、業績予想の開示が任意で行われているため、その分析結果はセレクション・バイアスの影響を受けている可能性がある。また、米国企業の多くはポイント形式ではなく、レンジ形式の予想を公表しているため、業績予想の誤差など分析に必要な変数の作成にあたって、測定誤差の問題が懸念される。他方、東京証券取引所の要請により、日本の株式市場に上場している企業には業績予想の開示が求められるだけでなく、原則的にポイント形式で予想を開示することが要請されている。このことから、日本企業を対象としたことによって、Lee et al.(2012)が抱える統計上の問題を緩和したうえで経営者交代と業績予想の正確度との関係を検証できたといえる。

第3に、経営者交代の意思決定において業績予想情報が利用されているだけでなく、業績予想情報にもとづいておこなわれた経営者交代が効率的なものであることを示した点である。Lee et al.(2012)は、業績予想情報が経営者交代の意思決定に参照されていることを示した点で新規性に富むものであるが、実際に業績予想情報にもとづいてなされた経営者交代が効率的なものであるかどうか、すなわち将来の企業業績を改善させるものであるか否かについては明らかにされていない。仮に業績予想の正確度が経営者の能力を反映したものであるならば、それにもとづいておこなわれた経営者交代は将来の企業業績を改善するものであると予想される。本研究は正確度の低い業績予想を公表してしまった者から正確度の高い予想を公表することができる者に経営者が交代した場合に、将来業績が改善することを示すことによって、この点を補完している。

《参考文献》

- Abe, Y., 1997. Chief executive turnover and firm performance in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies* 11 (1), 2-26.
- Abel, A., 1983. Optimal investment under uncertainty. *American Economic Review* 73 (1), 228-233.
- Aggarwal, R., Erel, I., Ferreira, M., Matos, P., 2011. Does governance travel around the world? Evidence from institutional investors. *Journal of Financial Economics* 100 (1), 154-181.
- Ai, C., Norton, E. C., 2003. Interaction terms in logit and probit models. *Economics Letters* 80 (1), 123-129.
- Ajinkya, B. B., Gift, M. J., 1984. Corporate managers' earnings forecasts and symmetrical adjustments of market expectations. *Journal of Accounting Research* 22 (2), 425-444.
- Ajinkya, B. B., Bhojraj, S., Sengupta, P., 2005. The association between outside directors, institutional investors and the properties of management earnings forecasts. *Journal of Accounting Research* 43 (3), 343-376.
- Angrist, J. D., Pischke, J. S., 2008. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
- 浅野敏志, 2018. 『会計情報と資本市場：変容の分析と影響』中央経済社.
- Baginski, S. P., Hassell, J. M., 1990. The market interpretation of management earnings forecasts as a predictor of subsequent financial analyst forecast revision. *The Accounting Review* 65 (1), 175-190.
- Baik, B., Farber, D. B., Lee, S., 2011. CEO ability and management earnings forecasts. *Contemporary Accounting Research* 28 (5), 1645-1668.
- Brennan, M., 2003. Corporate investment policy. in Constantinides, G. M., Harris, M., Stulz, R. M., eds., *Handbook of the Economics of Finance*, North Holland, 167-214.
- Chyz, J., Gaertner, F. B., 2018. Can paying "too much" tax contribute to forced CEO turnover? *The Accounting Review* 93 (1), 103-130.
- Coller, M., Yohn, T. L., 1997. Management forecasts and information asymmetry: An examination of bid-ask spreads. *Journal of Accounting Research* 35 (2), 181-191.
- Conroy, R. M., Harris, R. S., Park, Y. S., 1998. Fundamental information and share prices in Japan: Evidence from earnings surprises and management predictions. *International Journal of Forecasting* 14 (2), 227-244.
- DeFond, M. L., Park, C. W., 1999. The effect of competition on CEO turnover. *Journal of Accounting and Economics* 27 (1), 35-56.
- Demerjian, P. R., Lev, B., McVay, S. E., 2012. Quantifying managerial ability: A new measure and validity tests. *Management Science* 58 (7), 1229-1248.
- Denis, D. J., Denis, D. K., Sarin, A., 1997. Ownership structure and top executive turnover. *Journal of Financial Economics* 45 (2), 193-221.
- Dikolli, S. S., Mayew, W. J., Nanda, D., 2014. CEO tenure and the performance-turnover relation. *Review of Accounting Studies* 19 (1), 281-327.
- Fama, E. F., Jensen, M. C., 1983. Separation of ownership and control. *The Journal of Law and Economics* 26 (2), 301-325.
- Frankel, R., McNichols, M., Wilson, G. P., 1995. Discretionary disclosure and external financing. *The Accounting Review* 70 (1), 135-150.
- Gilson, S. C., 1989. Management turnover and financial distress. *Journal of Financial Economics* 25 (2), 241-262.
- Goodman, T. H., Neamtiu, M., Shroff, N., White, H. D., 2014. Management forecast quality and capital investment decisions. *The Accounting Review* 89 (1), 331-365.
- Gordon, J. N., 2007. The rise of independent directors in the United States, 1950-2005: Of shareholder value and stock market prices. *Stanford Law Review* 59 (6), 1465-1568.
- 後藤雅敏・桜井久勝, 1993. 「利益予測の改訂情報とインサイダー取引規制」『企業会計』第45巻第9号, 1279-1284.
- Goyal, V. K., Park, C. W., 2002. Board leadership and CEO turnover. *Journal of Corporate Finance* 8 (1), 49-66.
- Hassell, J. M., Jennings, R. H., Lasser, D. J., 1988. Management earnings forecasts: Their usefulness as a source of firm-specific information to security analysts. *Journal of Financial Research* 11 (4), 303-319.
- Hayashi, F., 1982. Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation. *Econometrica* 50 (1), 213-224.
- Hazarika, S., Karpoff, J. M., Nahata, R., 2012. Internal corporate governance, CEO turnover, and earnings management. *Journal of Financial Economics* 104 (1), 44-69.
- Huson, M. R., Parrino, R., Starks, L. T., 2001. Internal monitoring mechanisms and CEO turnover: A long-term perspective. *The Journal of Finance* 56 (6), 2265-2297.

- 石田惣平, 2021. 「経営者の在任期間と業績予想の正確度」『会計プロGRESS』第21号, 63-79.
- Ishida, S., Kochiyama, T., Shuto, A., 2021. Are more able managers good future tellers? Learning from Japan. *Journal of Accounting and Public Policy*, forthcoming.
- Jensen, M. C., 1993. The modern industrial revolution and the challenge to internal control systems. *The Journal of Finance* 48 (3), 831-880.
- Jensen, M. C., Meckling, W. H., 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 (4), 305-360.
- Kang, J. K., Shivdasani, A., 1995. Firm performance, corporate governance, and top executive turnover in Japan. *Journal of Financial Economics* 38 (1), 29-58.
- Kaplan, S. N., 1994. Top executive rewards and firm performance: A comparison of Japan and the United States. *Journal of Political Economy* 102 (3), 510-546.
- Kaplan, S. N., Minton, B. A., 2012. How has CEO turnover changed? *International Review of Finance* 12 (1), 57-87.
- Kasznik, R., Lev, B., 1995. To warn or not to warn: Management disclosures in the face of an earnings surprise. *The Accounting Review* 70 (1), 113-134.
- Kato, K., Skinner, D. J., Kunimura, M., 2009. Management forecasts in Japan: An empirical study of forecasts that are effectively mandated. *The Accounting Review* 84 (5), 1575-1606.
- Lee, S., Matsunaga, S. R., Park, C. W., 2012. Management forecast accuracy and CEO turnover. *The Accounting Review* 87 (6), 2095-2122.
- Lennox, C. S., Park, C. W., 2006. The informativeness of earnings and management's issuance of earnings forecasts. *Journal of Accounting and Economics* 42 (3), 439-458.
- 宮島英昭・新田敬祐, 2011. 「株式所有構造の多様化とその帰結：株式持ち合いの解消・「復活」と海外投資家の役割」, 宮島英昭編著『日本の企業統治』, 東洋経済新報社, 105-149.
- 宮島英昭・小川亮, 2012. 「日本企業の取締役会構成の変化をいかに理解するか：取締役会構成の決定要因と社外取締役の導入効果」『旬刊商事法務』第1973号, 81-95.
- Miyajima, H., Ogawa, R., Saito, T., 2018. Changes in corporate governance and top executive turnover: The evidence from Japan. *Journal of the Japanese and International Economies* 47, 17-31.
- 村宮克彦, 2005. 「経営者が公表する予想利益の精度と資本コスト」『証券アナリストジャーナル』第43巻第9号, 83-97.
- Murphy, K. J., Zimmerman, J. L., 1993. Financial performance surrounding CEO turnover. *Journal of Accounting and Economics* 16 (1-3), 273-315.
- Noreen, E., 1988. An empirical comparison of probit and OLS regression hypothesis tests. *Journal of Accounting Research* 26 (1), 119-133.
- 太田浩司, 2005. 「予想利益の精度と価値関連性：I/B/E/S、四季報、経営者予想の比較」『現代ファイナンス』第18号, 141-159.
- 太田浩司, 2018. 「交差項を含むOLSおよびProbitモデルの解釈：図による説明」『関西大学商学論集』第63巻第3号, 37-58.
- Ota, K., 2010. The value relevance of management forecasts and their impact on analysts' forecasts: empirical evidence from Japan. *Abacus* 46 (1), 28-59.
- 乙政正太, 2004. 『利益調整メカニズムと会計情報』森山書店.
- Patell, J., 1976. Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior: Empirical tests. *Journal of Accounting Research* 14 (2), 246-276.
- Petersen, M. A., 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of Financial Studies* 22 (1), 435-480.
- Pownall, G., Waymire, G., 1989. Voluntary disclosure credibility and securities prices: Evidence from management earnings forecasts, 1969-73. *Journal of Accounting Research* 27 (2), 227-245.
- Rogers, J. L., Stocken, P. C., 2005. Credibility of management forecasts. *The Accounting Review* 80 (4), 1233-1260.
- 齋藤卓爾, 2011. 「日本企業による社外取締役の導入の決定要因とその効果」, 宮島英昭編著『日本の企業統治』, 東洋経済新報社, 181-213.
- Shivdasani, A., Yermack, D., 1999. CEO involvement in the selection of new board members: An empirical analysis. *The Journal of Finance* 54 (5), 1829-1853.
- Skinner, D. J., 1997. Earnings disclosures and stockholder lawsuits. *Journal of Accounting and Economics* 23 (3), 249-282.
- Smith, C., Watts, R., 1992. The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies. *Journal of Financial Economics* 32 (3), 263-292.
- 田中一弘・守島基博, 2004. 「戦後日本の経営者群像」『一橋ビジネスレビュー』第52巻第2号, 30-48.

- 円谷昭一, 2008. 「経営者業績予想の駆け込み修正の研究：その実態と実証会計学への影響」『証券アナリストジャーナル』第46巻第5号, 70-81.
- 円谷昭一, 2009. 「会社業績予想における経営者バイアスの影響」『証券アナリストジャーナル』第47巻第5号, 77-88.
- 内田交謹, 2012. 「社外取締役割合の決定要因とパフォーマンス」『証券アナリストジャーナル』第50巻第5号, 8-18.
- Warner, J. B., Watts, R. L., Wruck, K. H., 1988. Stock prices and top management changes. *Journal of Financial Economics* 20, 461-492.
- Waymire, G., 1986. Additional evidence on the accuracy of analyst forecasts before and after voluntary management earnings forecasts. *The Accounting Review* 61 (1), 129-142.
- Weisbach, M. S., 1988. Outside directors and CEO Turnover. *Journal of Financial Economics* 20, 431-460.
- Williams, P. A., 1996. The relation between a prior earnings forecast by management and analyst response to a current management forecast. *The Accounting Review* 71 (1), 103-115.
- Wooldridge, J. M., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.
- Yermack, D., 1996. Higher market valuation of companies with a small board of directors. *Journal of Financial Economics* 40 (2), 185-211.

付録 変数の定義

変数	定義
主分析	
$TURN_{i,t+1}$	= $t+1$ 期に経営者が交代していれば1 それ以外は0をとるダミー変数。ここで、経営者は社長の肩書を持つ者（会長などの他の役職を兼任している者も含む）であり、交代とは社長が新たなものに代わる場合を指す。
$ FE_{i,t} $	= t 期の業績予想誤差の絶対値を $t-1$ 期末の株式時価総額で除した値。業績予想誤差は期初予想値と実績値の差である。
$ FR_{i,t} $	= t 期の業績予想改訂幅の絶対値を $t-1$ 期末の株式時価総額で除した値。業績予想改訂幅は最新予想値と期初予想値の差であり、最新予想値には決算日以前に公表された業績予想を採用している。
$ADJROE_{i,t}$	= t 期の産業調整済自己資本利益率。産業調整済自己資本利益率は自己資本利益率から同一産業・年の中央値を控除した値である。自己資本利益は t 期当期純利益を $t-1$ 期末の自己資本で除した値である。なお、自己資本が0以下の場合は欠損値として扱っている。
$CAR_{i,t}$	= t 期の累積異常月次株式リターン。異常月次株式リターンは個別企業の月次の株式リターンからTOPIXの月次のリターンを控除した値であり、累積異常月次株式リターンは異常月次株式リターンを12ヶ月間にわたって累積させた値である。
$GROWTH_{i,t}$	= t 期の売上高成長率。
$STDRET_{i,t}$	= t 期の月次株式リターンの標準偏差。
$SIZE_{i,t}$	= t 期の売上高の自然対数。
$MTB_{i,t}$	= t 期末の自己資本に対する株式時価総額の比率。なお、自己資本が0以下の場合は欠損値として扱っている。
$LEV_{i,t}$	= t 期末の株式時価総額に対する負債の比率。
$TENURE_{i,t}$	= t 期末の経営者の在任年数。
$DTENURE_{i,t}$	= t 期末の経営者の在任年数が4年あるいは6年であれば1 それ以外は0をとるダミー変数。
$AGE_{i,t}$	= t 期末の経営者の年齢。
$DAGE_{i,t}$	= t 期末の経営者の年齢が64歳から66歳の間であれば1 それ以外は0をとるダミー変数。
$OWN_{i,t}$	= t 期末の経営者持株比率。
$BSIZE_{i,t}$	= t 期末の取締役人数。
$OUT_{i,t}$	= t 期末の取締役人数に対する社外取締役人数の比率。
$INST_{i,t}$	= t 期末の国内機関投資家持株比率。
$CROSS_{i,t}$	= t 期末の株式持合比率。
頑健性分析	
$FORCED_{i,t+1}$	= $t+1$ 期に経営者が交代していて退任した経営者が取締役会に残っていなければ1 それ以外は0をとるダミー変数。
$FE_POS_{i,t}$	= t 期の業績予想誤差が0以上であれば1 それ以外は0をとるダミー変数。
$FE_NEG_{i,t}$	= t 期の業績予想誤差が0未満であれば1 それ以外は0をとるダミー変数。
$FR_POS_{i,t}$	= t 期の業績予想改訂幅が0以上であれば1 それ以外は0をとるダミー変数。
$FR_NEG_{i,t}$	= t 期の業績予想改訂幅が0未満であれば1 それ以外は0をとるダミー変数。
$LOSS_{i,t}$	= t 期の当期純利益が0未満であれば1 それ以外は0をとるダミー変数。
$POSUE_{i,t}$	= t 期の当期純利益が $t-1$ 期の当期純利益より高ければ1 それ以外は0をとるダミー変数。
$STDROA_{i,t}$	= t 期における過去5年間の総資産営業利益率の標準偏差。
$BETA_{i,t}$	= t 期の決算日を起点とした過去240営業日の日次データをもとに市場モデルを用いて推定した株式ベータ。なお、市場モデルの推定にあたっては、市場リターンとしてTOPIXの日次リターンを採用している。
$RESID_{i,t}$	= t 期の決算日を起点とした過去240営業日の日次データをもとに市場モデルを用いて推定した残差の標準偏差。なお、市場モデルの推定にあたっては、市場リターンとしてTOPIXの日次リターンを採用している。
$CONCENT_{i,t}$	= t 期の市場競争度。市場競争度は同一産業・年における各社の売上高シェアの2乗和である。
$TIME_{i,t}$	= t 期の当期純利益の期初予想値を公表した日から実績値を公表した日までの日数。
$unexp FE_{i,t} $	= t 期の業績予想誤差の絶対値の期待外部分。
$unexp FR_{i,t} $	= t 期の業績予想改訂幅の絶対値の期待外部分。
追加分析	
$AADJROA_{i,t+3}$	= t 期から $t+3$ 期にかけての産業調整済総資産利益率の変化。産業調整済総資産利益率は当期純利益を総資産で除した値から同一産業・年の平均値を控除した値である。平均値の算出にあたっては $t-1$ 期末の株式時価総額にもとづく加重平均を採用している。

$\Delta ADJOCF_{i,t+3}$	= t 期から $t+3$ 期にかけての産業調整済営業キャッシュ・フローの変化。産業調整済営業キャッシュ・フローは営業キャッシュ・フローを総資産で除した値から同一産業・年の平均値を控除した値である。平均値の算出にあたっては $t-1$ 期末の株式時価総額にもとづく加重平均を採用している。
$\Delta FE_{i,t+1} $	= t 期から $t+1$ 期にかけての業績予想誤差の絶対値を期首株式時価総額で除した値の変化。
$\Delta FR_{i,t+1} $	= t 期から $t+1$ 期にかけての業績予想改訂幅の絶対値を期首株式時価総額で除した値の変化。
$\Delta SIZE_{i,t+3}$	= t 期から $t+3$ 期にかけての売上高の自然対数の変化。
$\Delta MTB_{i,t+3}$	= t 期から $t+3$ 期にかけての自己資本に対する株式時価総額の比率の変化。
$\Delta LEV_{i,t+3}$	= t 期から $t+3$ 期にかけての株式時価総額に対する負債の比率の変化。

▼ 論 文 ▲

地域銀行の個別貸倒引当金繰入額に係る シグナリング仮説の検証*

Signaling through specific loan loss provision in the Japanese regional banking industry

梅 澤 俊 浩 (龍谷大学 准教授)
Toshihiro Umezawa, Ryukoku University

2020年3月31日受付；2020年8月5日修正稿受付；2020年10月8日論文受理

要 約

本研究の目的は、日本の地域銀行を分析対象として、個別貸倒引当金繰入額に係るシグナリング仮説を検証することである。シグナリング仮説とは、銀行が、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を繰り入れると、市場はそうした銀行の行動を、将来の業績見通しの良さを含意するシグナルとして、高く評価するというストーリーである。本研究は、2000年度から2016年度までのデータを使って、シグナリング・メカニズムは、銀行危機が深刻であるときには機能するが、銀行危機から平時に移行するにつれて、機能しなくなることを見出している。

Summary

The purpose of this research is to investigate signaling effects through specific loan loss provision (i.e. SLLP) in the Japanese regional banking industry. Japanese banks faced very serious bad-loan problem from the late 1990s to the early 2000s. Using dataset from FY2000 to FY2016, I find that SLLP is positively related with bank's stock return and future performance during domestic banking crisis. These results suggest that signaling mechanism works well during domestic banking crisis.

1. はじめに

本研究の目的は、上場地域銀行を分析対象として、個別貸倒引当金繰入額¹⁾のシグナリング仮説を検証することである。個別貸倒引当金繰入額のシグナリング仮説とは、銀行が、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上すると、市場はそうした銀行の行動を、将来の業績見通しの良さを含意

*本研究は、日本ディスクロージャー研究学会第8回研究大会(於専修大学)の報告を、加筆・修正したものである。報告においては、司会をお引き受けいただいた一ノ宮士郎先生(専修大学)、フロアの先生方より、有益なコメントを頂いた。さらに、作成段階において、薄井彰先生(早稲田大学)より有益なコメントを頂いた。また、投稿論文の修正に際し、2名の匿名の査読者から論文の改善につながる詳細なコメントを頂いた。ここに記して御礼申し上げる。なお、本研究は、JSPS科研費(16K03994 および19K02022)の助成による研究成果である。最後に、本研究における表記および内容の誤り等に関する責任は、すべて筆者に帰属する。

連絡住所：梅澤俊浩 〒612-8577 京都市伏見区深草塚本町67 龍谷大学経営学部
e-mail umezawa@biz.ryukoku.ac.jp

1) 銀行の貸倒引当金 (Loan Loss Allowance: LLA) は、主に、一般貸倒引当金 (General Loan Loss Allowance: GLLA) と個別貸倒引当金 (Specific Loan Loss Allowance: SLLA) から構成されている。そのため、貸倒引当金繰入額 (Loan Loss Provision: LLP) も、主に、一般貸倒引当金繰入額 (General Loan Loss Provision: GLLP) と個別貸倒引当金繰入額 (Specific Loan Loss Provision: SLLP) からなる。

するシグナルとして、高く評価するというストーリーである。信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上すると、銀行は追加的なコストを負担することになる。もし将来の業績見通しの良い銀行と悪い銀行との間に相対的なコスト差が生じているのであれば、その追加的なコストは、将来の業績見通しの良い銀行にとっては割に合う一方で、将来の業績見通しが悪い銀行にとっては割が合わない。つまり、将来の業績見通しの良い銀行は、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する一方で、それが悪い銀行は行わないものと考えられる。よって、市場は、銀行の行動をみるだけで、銀行の真の将来の業績見通しを識別できるのである。

本研究の第一の問題意識は、将来業績を私的情報、信用リスクに比して過大な個別貸倒引当金繰入額をシグナルとするシグナリング・メカニズムが安定的に機能しているか否かである。償却・引当は、従来は、大蔵省によって資産査定が行われ、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。そのため、バブル経済崩壊後から1997年に銀行危機が起こる頃まで、銀行の不良債権処理は遅れていたが、1998年から、金融関連法の整備や機構改革で金融監督政策が実質的に立ち上がった（例えば、櫻川 2006; 佐藤 2007; 中林・川嶋 2014）。償却・引当は、銀行自らが実施する資産査定の結果を踏まえて、企業会計原則や全国銀行協会の決算経理要領等に基づいて、各行が定める基準に従って実施されることとなったのである。それに伴って、銀行経営者の償却・引当のインセンティブ構造も変化していると考えられる（例えば、梅澤 2016）。よって、本研究は、分析に必要なデータが利用可能となった2000年度から2016年度までの分析期間を通じて、シグナリング・メカニズムが安定的に機能しているか否かを検証する。

本研究の第二の問題意識は、銀行危機が終息した後も、シグナリング・メカニズムは機能しているか否かである。銀行危機の際には、業績や財務の健全性の点で銀行間の格差が顕著であったために、将来の業績見通しの異なる銀行が異なる行動を選択することによって、シグナリング・メカニズムが機能すると期待される。しかし、銀行危機が終息した後は、金融監督行政が平時対応へと移行し、業績や財務の健全性の点で銀行間の格差が縮小するにつれて、「銀行の行動」と「市場の評価」の双方の関係が弱まり、最終的には、シグナリング・メカニズムは機能しなくなる可能性がある。よって、本研究は、銀行危機が終息した後も、シグナリング・メカニズムは機能しているか否かを検証する。

分析の結果、銀行危機の際には、(1) 信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。(2) 信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い、という結果を得ている。しかし、銀行危機が終息した後、そうした結果は得られない。よって、本研究は、「シグナリング・メカニズムは、銀行危機が深刻なときには機能するが、銀行危機から平時に移行するにつれて、機能しなくなる。」と結論付けられる。

本研究の貢献は、日本の上場地域銀行のデータを使用して、個別貸倒引当金繰入額のシグナリング仮説の検証を行ったことである。従来の先行研究は、暗黙的に、「銀行の行動」と「市場の評価」の双方が安定的であることを仮定することによって、シグナリング仮説の検証を行っていた。しかし、個別貸倒引当金繰入額にはタイムトレンドがある。つまり、銀行業の不良債権比率が低下するにつれて、個別貸倒引当金繰入額も減少している。そこで、本研究は、そのタイムトレンドを考慮するなどして、銀行危機から平時に移行するにつれて、シグナリング・メカニズムが機能しなくなることを見出している。

本研究で得られた知見は、今後の金融監督行政や会計制度に係る制度設計に寄与するものと期待される。

本研究の構成は、以下のとおりである。2.においてシグナリング・メカニズムを概説してから、先行研究のレビューを行う。3.において日本の償却・引当制度を概説したうえで、仮説を設定する。4.のリサーチデザインにおいて実証モデルとデータについて説明をする。5.において分析結果とその結果の検討を行ってから、6.において発見事項を要約する。

2. シグナリング仮説と先行研究

2.1. 貸倒引当金繰入額のシグナリング仮説と先行研究

貸倒引当金繰入額のシグナリング仮説は、シグナリング理論（Spence 1973）の枠組みに則って、以下のように説明される。将来業績が良い銀行と悪い銀行が営業しているとする。まず、(1) 各銀行はシグナルとなる行動（つまり、信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上するか否かの二択）を選択した後の市場の反応を事前に予測してから、自行の行動を決定する。このとき、将来の業績見通しの異なる銀行が異なる行動を選択するという自己選択が働くとするれば、将来業績が良い銀行は信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する一方で、将来業績が悪い銀行は信用リスクに見合った貸倒引当金繰入額を計上する。次いで、(2) 市場が、シグナルとなる行動の含意を正しく解釈して、それに応じて異なる評価を行う。そして、最後に、(3) 銀行と市場が事後的にお互いの結果を確認しあい、事前の予測がおおむね当たると、銀行と市場の共有している信念が安定的な状態となるため、シグナリング・メカニズムは安定的に機能することとなる。ここでの要点は、自己選択が期待通りに働くか否かであるが、この点については2.2.米国の先行研究と3.仮説にて詳しく説明する。

シグナリング理論の枠組みに則って、シグナリング仮説は、(1) 銀行の貸倒引当金繰入額に係る仮説（将来の業績見通しの良い銀行ほど、当期に信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する。）、(2) 市場の評価に係る仮説（信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。）、(3) 銀行の将来業績に係る仮説（信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。）の3つの仮説に分解できる。

しかし、その3つの仮説を同時に検証している先行研究はない。その理由は、受動的シグナル（passive signal）と能動的シグナル（active signal）の二種類のシグナルがある（Spence 1976）ためである。受動的シグナルとは、信用リスクに比して過大な貸倒引当金繰入額の将来業績についての含意のことをいう。つまり、「信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。」という関係があるとき、信用リスクに比して過大な貸倒引当金繰入額は、将来業績が高いことを含意するのである。他方で、能動的シグナルとは、信用リスクに比して過大な貸倒引当金繰入額を通じて将来の業績見通しを伝えるという銀行経営者の選択によって発せられたシグナルをいう。この能動的シグナルは、受動的シグナルの部分集合となる。よって、実証分析において、受動的シグナルと能動的シグナルを区別することは難しいのである。

そのため、先行研究は、3つの仮説のうちのひとつあるいは2つの仮説の検証を行っている²⁾。例え

2) (1) については、 LLP_{it} を被説明変数、 $CHEBTP_{it+1}$ を説明変数とするモデルを用いて分析が行われている。ここで、 $CHEBTP_{it+1}$ は、 μ

ば、Kanagaretnam et al. (2004)、加藤 (2004) や梅澤 (2016) は、信用リスクに比して過大な貸倒引当金繰入額を通じて将来の業績見通しを伝えるという銀行経営者の選択によってシグナルが発せられることを前提として、(1)銀行の貸倒引当金繰入額に係る仮説を検証している³⁾。他方で、Wahlen(1994)、Liu et al. (1997)、Beaver et al. (1997) や Ahmed et al. (1999) は、(2)市場の評価に係る仮説と(3)銀行の将来業績に係る仮説の2つの仮説の検証を行っているが、それらは、信用リスクに比して過大な貸倒引当金繰入額の将来業績についての含意を検証しているのである。このアプローチは、配当のシグナリング仮説 (例えば、Miller and Rock 1985; John and Williams 1985) や、CSR支出 (Corporate social responsibility expenditure) のシグナリング仮説 (Lys et al. 2015) の検証においても採用されており、経営者に将来の業績見通しを伝える意図がないとしても、配当金の変更やCSR支出が将来のキャッシュ・フローを含意すると想定して検証が行われている (例えば、Allen and Michaely 2003; Lys et al. 2015)。よって、本研究も、この先行研究のアプローチを採用して、(2)市場の評価に係る仮説と(3)銀行の将来業績に係る仮説の検証を行うこととする⁴⁾。

2.2. 米国の先行研究のレビュー

市場の評価に係る仮説と銀行の将来業績に係る仮説に関する米国の先行研究において、首尾一貫した結果は得られていない。例えば、Wahlen (1994) は、1977年から1988年までを分析期間として、市場の評価と銀行の将来業績の分析を行っている。その結果は、(1)信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。そして、(2)信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高いことを示唆している。また、Liu et al. (1997) は、1984年の第1四半期から1991年の第1四半期までを分析期間として、(1)貸倒引当金繰入額は、第4四半期、かつ、自己資本比率が低い(自己資本比率が中央値未満)場合にのみ、株式収益率と正に相関することを見出している。そして、(2)当期の第4四半期の貸倒引当金繰入額と将来業績の正の関係を見出している。Beaver et al. (1997) も、1984年の第4四半期から1991年の第2四半期までを分析期間として、Liu et al. (1997) と同様の分析結果を得ている。他方で、Ahmed et al. (1999) は、1986年から1995年までを分析期間として、主にWahlen (1994) のリサーチデザインに依拠して、(1)市場の評価に係る仮説、(2)銀行の将来業績に係る仮説の検証を行ったが、シグナリング仮説と統合的な分

³⁾ t 期末における $CHEBTBP_{i,t+1}$ の期待値として採用されており、将来の業績見通しの代理変数である。他方で、(3)については、 $CHEBTBP_{i,t+1}$ を被説明変数、 LLP_{it} を説明変数とするモデルを用いて分析が行われている。ここで、 $CHEBTBP_{i,t+1}$ は $t+1$ 期末における $CHEBTBP_{i,t+1}$ の実現値として採用されている。(1)と(3)は、分析上は、被説明変数と説明変数を入れ替えただけに過ぎないが、(1)と(3)のモデルにおける $CHEBTBP_{i,t+1}$ の含意は異なる点は留意されたい。なお、変数の定義については表1を、銀行業を対象とした会計研究についてはRyan (2011) やBeatty and Liao (2014) を参照のこと。

³⁾ 加藤 (2004) は、都市銀行、長期信用銀行、信託銀行および地域銀行を分析対象、1995年度から2000年度までを分析期間、リスク管理債権をコントロール変数として、(1)銀行は将来の業績見通しが良いほど、信用リスクに比して過大に貸倒引当金や個別貸倒引当金を繰り入れること、さらに、(2)本格的に制度改革が始まった1998年度以降になると、その関係が強まっていることを見出している。また、梅澤 (2016) は、上場地域銀行を分析対象、2001年度から2011年度までを分析期間、金融再生法開示債権をコントロール変数として、銀行は将来の業績見通しが良いほど、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金を繰り入れることを見出している。両研究は主に銀行危機前後の期間を分析期間としているが、いずれもシグナリング仮説のうち、銀行の貸倒引当金繰入額に係る仮説と統合的な結果を得ている。

⁴⁾ このアプローチを採用することは、シグナリング仮説の実証研究の限界のひとつであるが、受動的シグナルと能動的シグナルを区別できない以上、現実的な (practical) アプローチであると考えられている (例えば、Lys et al. 2015)。

析結果を得られなかった。また、Kilic et al. (2013) は、1998年から2003年までを分析期間として、裁量的な貸倒引当金繰入額が株式収益率に正の影響を及ぼすことを見出している⁵⁾。さらに、Liu and Ryan (2006) は、1991年から2000年までを分析期間として、貸倒引当金繰入額と将来業績との間に有意な関係を見出せなかった。

このように、米国の先行研究において、首尾一貫した結果が得られていない原因として次の2つが考えられる。第一に、シグナルの情報内容の曖昧さである。シグナリング理論 (Spence 1973) によれば、(1) シグナルとなる行動はコストを伴うこと、さらに、(2) 将来業績の良い銀行と悪い銀行のシグナルには相対的なコスト差があることが必要とされる。しかし、米国の設定において、貸倒引当金繰入額は、業績指標である利益を減少させる一方で、財務の健全性の指標である自己資本比率を高める⁶⁾。つまり、米国の設定において、貸倒引当金繰入額が便益なのかコストなのかは曖昧なのである (Wahlen 1994)。よって、米国の設定においては、こうしたシグナルの情報内容の曖昧さのために、首尾一貫した結果が得られていない可能性がある。

第二に、分析期間の問題を指摘できる。シグナリング・メカニズムは、何らかの影響によって、それぞれの関係が弱まると、「銀行の行動」と「市場の評価」の双方の安定性が失われていき、最終的には、シグナリング・メカニズムは機能しなくなる可能性がある。

Ahmed et al. (1999) は、シグナリング仮説と整合的な分析結果を得られなかった原因として、シグナリング仮説と整合的な結果はWahlen (1994) の分析期間に固有のものと解釈している。実際に、Wahlen (1994) と Ahmed et al. (1999) の分析期間において、銀行業の業況は異なる。米国では1980年代から1990年代初頭にかけて銀行危機が起きている。連邦預金保険公社 (Federal Deposit Insurance Corporation : FDIC) は、銀行危機時の1983年から1989年にかけて、米国銀行システムの支払い能力を保護するためだけにすべての時間を費やしたとされるほど、銀行危機は深刻であったとされる (Federal Deposit Insurance Corporation 1997)。しかし、米国は、この危機を乗り越えて、1990年代初頭から2000年代まで長期の景気拡大局面を経験している⁷⁾。よって、Wahlen (1994) は主に銀行危機の期間を分析し、Ahmed et al. (1999) は主に銀行危機後の景気拡大局面を分析したために、両研究の分析結果が異なっていたものと推測される。

5) Kilic et al. (2013) の主目的は、財務会計基準書第133号「デリバティブ及びヘッジ活動に関する会計処理」が、貸倒引当金繰入額の調整による利益平準化行動に及ぼす影響を分析することである。この分析の主目的はシグナリング仮説の検証ではないものの、デリバティブを使用している銀行のサブサンプルでは株式収益率と貸倒引当金繰入額との間に正の有意な関係を見出しているが、デリバティブを使用していない銀行のサブサンプルではそのような関係を見出せなかった。

6) 1988年7月11日に、主要10ヶ国中央銀行総裁会議にて「自己資本の測定と基準に関する国際的統一化」が合意された (パーゼル合意)。このパーゼル合意に基づく自己資本比率規制において、分子の自己資本は、基本的項目 (Tier 1)、補完的項目 (Tier 2) および準補完的項目 (Tier 3) の合計額から控除項目を控除して算定される。パ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。ここで、税率を τ とすると、米国の規制では、貸倒引当金繰入額は、費用として、利益を減少させるため、貸倒引当金繰入額 $\times (1 - \tau)$ だけ Tier1 を減少させる。他方で、貸倒引当金は、非期待損失の備え (つまり、資本) として、上限付で Tier2 に算入できるため、その限度内である限り、貸倒引当金繰入額はその額だけ Tier2 を増加させる。なお、米国の1985年に定められた国内規制は、貸倒引当金の全額を分子に算入することを認めていた。つまり、いずれの規制下においても、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。よって、銀行経営者と市場の双方にとって、貸倒引当金繰入額はコストなのか便益なのか曖昧なのである。

7) 景気循環については、景気拡大局面 (boom) と景気後退局面 (recession) の二局面に分ける考え方や、好況、後退、不況、回復の四局面に分ける考え方がある。なお、日本の内閣府は二局面方式を採用している。

同様に、Liu et al.(1997)とBeaver et al.(1997)は主に銀行危機の期間を分析し、Liu and Ryan(2006)は主に銀行危機後の景気拡大局面を分析しているため、シグナリング仮説の検証結果が異なるものと推測される。Ryan(2011)も、先行研究を整理して、景気後退局面にシグナリング仮説と整合的な結果が得られる一方で、景気拡大局面にはシグナリングの効果が得られていないという米国の先行研究を引き合いに出し、ビジネス・サイクルによってシグナルに対する解釈が異なるのではないかと推測している⁸⁾。よって、銀行危機や景気後退局面には、シグナリング・メカニズムは機能していたが、銀行危機の終息やビジネス・サイクルの反転といった銀行業の業況に起因して、「銀行の行動」と「市場の評価」の双方の安定性が失われたために、先行研究において首尾一貫した証拠が得られていない可能性がある。

2.3. 日本の先行研究

前項の米国の先行研究のレビューに基づいて、日本の先行研究を整理する。第一に、市場の評価に係る仮説について、音川(1998)は、東証1部上場の都市銀行、長期信用銀行、信託銀行および地域銀行を分析対象、1992年度から1996年度までを分析期間、リスク管理債権をコントロール変数として、貸倒引当金、償却債権取立勘定および海外債権引当勘定の合計額と株価の負の関係を見出している。また、大日方(1998)は、上場銀行を分析対象、1991年度から1996年度までを分析期間として、不良債権のコントロールを行わずに、貸倒引当金繰入額と株価の正の関係、償却債権取立勘定への繰入額と株価の負の関係を示している。しかし、貸倒引当金繰入額と償却債権取立勘定への繰入額はグロスのリターンとは有意な関係を示していない。両研究は、銀行危機が本格化する1997年度以前を分析期間としているが、市場の評価に係る仮説と整合的な結果を得られていない⁹⁾。

第二に、銀行の将来業績に係る仮説について、大日方(1998)は、上場銀行を分析対象、1991年度から1996年度までを分析期間として、不良債権のコントロールを行わずに、当期の貸倒引当金繰入額と翌期の当期利益の正の関係、当期の償却債権取立勘定への繰入額と翌期の当期利益の負の関係を示している¹⁰⁾。また、高須(2018)は、都市銀行と地域銀行を分析対象、2001年度から2011年度までを分析期間、金融再生法開示債権をコントロール変数として、裁量的な貸倒引当金と将来業績の有意な関係を見出していない¹¹⁾。両研究は、分析期間が重複していないが、銀行の将来業績に係る仮説と整合的な結果を得られていない点は共通している。

以上のように、日本の先行研究において、市場の評価に係る仮説および銀行の将来業績に係る仮説は支持されていない。これらの仮説が支持されない原因として、米国の先行研究と同様に、(1)シグナル

8) 米国の貸倒引当金は、日本の一般貸倒引当金に相当するため、米国において貸倒引当金繰入額はビジネス・サイクルの影響を受けやすいという性質がある。

9) 音川(1998)と大日方(1998)の分析期間における貸倒引当金は現在の一般貸倒引当金、償却債権取立勘定は現在の個別貸倒引当金に相当する。なお、大日方(1998)では、償却債権取立勘定には特定海外債権引当勘定も含まれている。

10) 大日方(1998)の貸倒引当金と償却債権取立勘定は注9と同様のものである。

11) 高須(2018)は、(1)貸倒引当金(ストック)の分析を行っている点と、(2)二段階推定を行っている点に特徴がある。二段階推定モデルでは、はじめに、貸倒引当金の期待モデルを推定し、その予測値を非裁量的な貸倒引当金、その残差を裁量的な貸倒引当金と仮定する。次に、翌期の将来業績を被説明変数、当期の裁量的な貸倒引当金を説明変数とするモデルを推定し、裁量的な貸倒引当金の係数の有意水準によって仮説を検定するという手法である。なお、先行研究において、翌期の将来業績を被説明変数とすることが一般的であるが、高須(2018)は、将来業績の変数として、税引前利益、貸倒引当金繰入額および貸出金償却の和の $t+1$ 期から $t+5$ 期までの平均値を採用している。

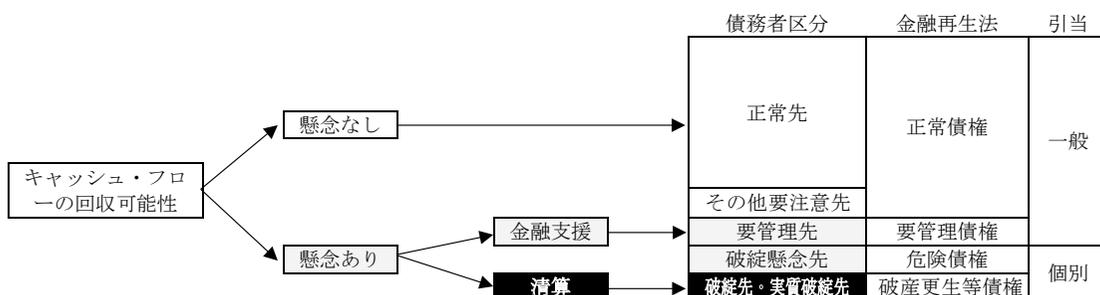
の情報内容の曖昧さと、(2) 分析期間の2つの問題が考えられるが、これらの点については、3. 仮説および4. リサーチデザインにおいて説明する。

3. 仮説

3.1. 日本の償却・引当制度と仮説

シグナリング理論 (Spence 1973) によれば、(1) シグナルとなる行動はコストを伴うこと、さらに、(2) 将来業績の良い銀行と悪い銀行のシグナルには相対的なコスト差があることが必要とされる。日本の設定において、次の二つの理由から、信用リスクに比して過大な個別貸倒引当金繰入額は、将来の業績見通しの良さを含意するシグナルとして機能する可能性がある¹²⁾。

図1 銀行の与信管理と債務者区分との関係



(注) 債務者区分は自己査定 of 債務者区分を、金融再生法は金融再生法開示債権の区分を示している。なお、自己査定 of 債務者区分は非開示である一方で、金融再生法開示債権は開示が行われている。また、引当は貸倒引当金としており、一般は一般貸倒引当金、個別は個別貸倒引当金である。

出所：筆者作成

第一に、日本の貸倒引当金（繰入額）は、主に、一般貸倒引当金（繰入額）と個別貸倒引当金（繰入額）から構成されているが、そのうち、個別貸倒引当金は、明確に、不良債権処理コストである¹³⁾。図1は、銀行の与信管理と自己査定 of 債務者区分との対応関係を示している。(1) 元本と利息のキャッシュ・フローの回収可能性に懸念のない債務者は「正常先」あるいは「その他要注意先」に、(2) 元本と利息のキャッシュ・フローの回収可能性に懸念のある債務者は「要管理先」あるいは「破綻懸念先」に、(3) 元本と利息のキャッシュ・フローの回収を期待できない債務者は「実質破綻先」あるいは「破綻先」にそれぞれ区分される。信用リスクの高い「破綻懸念先」と「破綻先・実質破綻先」を対象にして個別

12) 米国において、貸倒引当金繰入額は自己資本を高めるため、Wahlen (1994) は、追加分析として、成長性の可能性も検証している。しかし、本研究のように、個別貸倒引当金繰入額に焦点を当てる場合には、成長性の可能性を排除できる。

13) 日本の規制では、図1に示すように、信用リスクの低い「正常先」と「要注意先（その他要注意先と要管理先）」を対象にして一般貸倒引当金が見積もられる。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、費用として、利益を減少させるため、一般貸倒引当金繰入額 $\times (1 - \tau)$ だけTier1を減少させる。他方で、一般貸倒引当金は、非期待損失の備え（つまり、資本）として、上限付でTier2に算入できるため、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。つまり、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。よって、日本の設定では、銀行経営者と市場の双方にとって、一般貸倒引当金繰入額はコストなのか便益なのか曖昧なのである。

貸倒引当金が見積もられ、その繰入額は、費用として、利益の減少を通じて、自己資本を減少させる。さらに、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であるため、自己資本のTier2に算入されない代わりに、リスクアセットから控除される。このように、個別貸倒引当金の積み増しは、分子も分母も減少させるものの、自己資本比率を低下させる（梅澤 2016, 80）。よって、銀行経営者と市場の双方にとって、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ため、不良債権処理コストとみなされる。

第二に、将来業績の良い銀行と悪い銀行のシグナルには相対的なコスト差があることが必要とされる。会計ルールは、銀行に信用リスクに見合った個別貸倒引当金を計上することを要求している¹⁴⁾。もし信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上すると、銀行は追加的なコストを負担しなければならなくなる。個別貸倒引当金繰入額は不良債権処理コストであるため、業績指標である利益を減らし、自己資本の減少を通じて、財務の健全性の指標である自己資本比率も低下させてしまう。そのため、その追加的なコストは、将来の業績見通しの良い銀行にとっては割に合う一方で、それが悪い銀行にとっては割に合わない。つまり、自己選択が働き、将来の業績見通しの良い銀行は、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する一方で、将来の業績見通しの悪い銀行は、行わないものと考えられる。よって、市場は、銀行の行動をみるだけで、銀行の真の将来の業績見通しを識別できるのである。

このように、日本の設定において、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上することは、シグナリング理論におけるシグナルの要件を充たしている。しかし、日本の先行研究、特に、市場の評価に係る仮説や銀行の将来業績に係る仮説の検証において、個別貸倒引当金繰入額へのフォーカスは十分になされていなかった。そのため、先行研究において、これらの仮説と整合的な結果が得られなかったものと推測される。そこで、本研究は、銀行が、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上すると、市場は、そうした銀行の行動を将来の業績見通しの良さを含意するシグナルとして高く評価し、実際にシグナルとなる行動をとった銀行の業績が良いことが明らかになることによって、シグナリング・メカニズムは安定的に機能すると想定する。つまり、本研究は、シグナリング・メカニズムが安定的に機能しているか否かを検証するものである。よって、次の仮説1（H1）が導かれる。

H1：将来業績を私的情報、信用リスクに比して過大な個別貸倒引当金繰入額をシグナルとするシグナリング・メカニズムは安定的に機能している。

前項で説明したように、シグナリング仮説は、(1) 市場の評価に係る仮説と (2) 銀行の将来業績に

14) 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における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個別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、銀行経営者は、信用リスクに比して個別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。

係る仮説に分解される。

H1.1：信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。

H1.2：信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。

3.2. 不良債権比率とシグナリング・メカニズム

H1は、シグナリング・メカニズムが安定的に機能しているか否かを検証するものである。つまり、本研究の分析期間を通じて、「銀行の行動」と「市場の評価」の双方が安定的であるか否かを論点としている。しかし、米国の先行研究のレビューにより、銀行危機の終息やビジネス・サイクルの反転といった銀行業の業況に起因して、それぞれの関係が弱まると、「銀行の行動」と「市場の評価」の双方の安定性が失われていき、シグナリング・メカニズムは安定的に機能しなくなる可能性がある。そこで、本研究の第二の論点は、銀行業の業況がシグナリング・メカニズムの機能に影響を及ぼすか否かである。

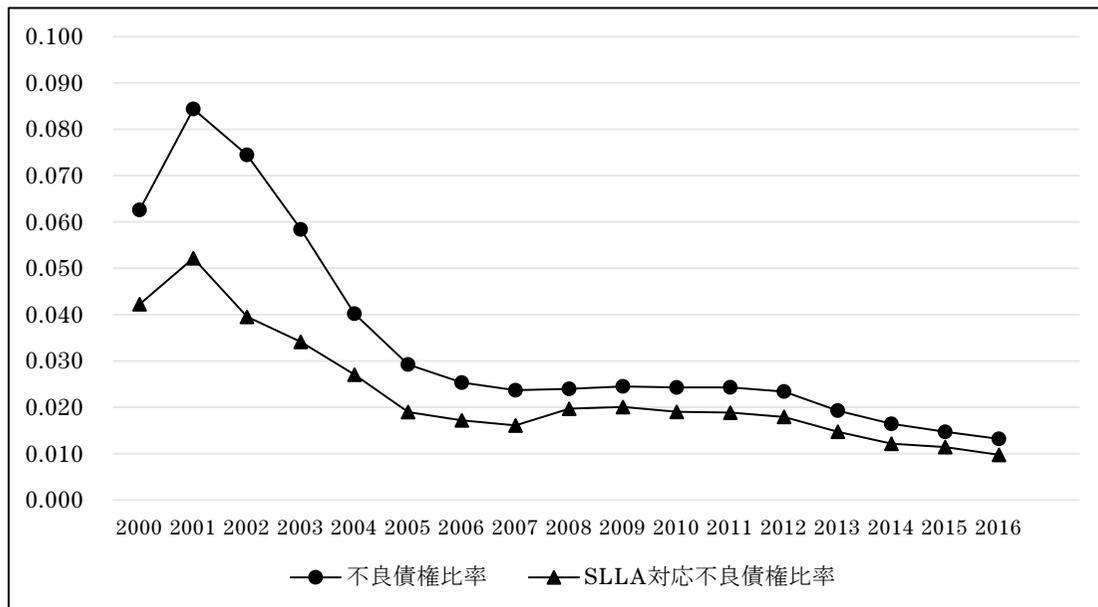
個別貸倒引当金繰入額は、不良債権比率との連動性が高い¹⁵⁾。Liu and Ryan (1995) は、不良債権の変化は、貸倒引当金繰入額よりも、相対的に非裁量的かつ適時性が高いと説明している。また、Reinhart and Rogoff (2011) は、不良債権の増加は銀行危機の兆候をよりよく示すと指摘している。さらに、不良債権比率の決定要因を分析している先行研究は、不良債権比率がマクロ経済要因と銀行固有要因の双方の影響を受けることを示している（例えば、Berger and DeYoung 1997; Podpiera and Weill 2008; Salas and Saurina 2002; Louzis et al. 2012)。つまり、不良債権比率にはマクロ経済要因と銀行固有要因が集約されているため、不良債権比率は、銀行業の業況をより良く記述する指標であると考えられる。よって、本研究は、銀行業の不良債権比率の水準とその推移に着目することによって、銀行業の業況が個別貸倒引当金繰入額のシグナリング・メカニズムに及ぼす影響を検討する。

図2は、本研究の分析期間である2000年度（2001年3月期）から2016年度（2017年3月期）までの銀行業の不良債権比率¹⁶⁾とSLLA対応不良債権比率の推移を示している。ここで、銀行業のSLLA対応不良債権比率とは、個別貸倒引当金（SLLA）の引当対象債権である「破産更生等債権」と「危険債権」の合計を総与信の合計で除したものである。バブル経済崩壊の影響を受けて、銀行業の業績は低迷し、不良債権の処理に追われていたが、1997年に、三洋証券、山一証券および北海道拓殖銀行が破綻し、金融危機が勃発した。1998年になると金融関連法の整備や機構改革で金融監督政策が実質的に立ち上がった（例えば、櫻川 2006; 佐藤 2007; 中林・川嶋 2014) もの、不良債権は増加を続け、銀行業の不良債権比率は2001年度に0.084のピークを示している。しかし、「金融再生プログラム－主要行の不良債権問題解決を通じた経済再生－」（2002年10月30日）の実施等により不良債権問題への緊急対応がな

15) 図1に示すように、個別貸倒引当金は、自己査定「破綻懸念先」と「破綻先・実質破綻先」の未保全部分に対して見積りが行われる。自己査定「破綻懸念先」と「破綻先・実質破綻先」の開示は行われていないが、それらはそれぞれ金融再生法開示債権の「危険債権」と「破産更生等債権」に相当する。なお、本研究のサンプルにおいて、「破産更生等債権」と「危険債権」は不良債権（一般に、不良債権とは、金融再生法開示債権の「破産更生等債権」、「危険債権」と「要管理債権」の合計をいう。）のおよそ70%を占めている。

16) 銀行業とは、都市銀行、旧長期信用銀行、信託銀行、地方銀行、第二地方銀行のことをいう。銀行業の不良債権比率とは、銀行業の金融再生法開示債権の「破産更生等債権」、「危険債権」と「要管理債権」の合計を総与信の合計で除したものである。

図2 銀行業の不良債権比率の推移



(注) 銀行業とは都市銀行、旧長期信用銀行、信託銀行、地方銀行および第二地方銀行のことをいい、これら銀行の金融再生法開示債権の「破産更生等債権」、「危険債権」と「要管理債権」の合計を総与信の合計で除したものが、銀行業の不良債権比率である。SLLA対応不良債権比率は、個別貸倒引当金（SLLA）の引当対象の「破産更生等債権」と「危険債権」の合計を総与信の合計で除した比率である。そのため、不良債権比率とSLLA対応不良債権比率の差は、一般貸倒引当金（GLLA）の引当対象の「要管理債権」の合計を総与信の合計で除したGLLA対応不良債権比率を示している。

出所：『金融庁の1年』各号のデータを使用して、筆者作成

された結果、銀行業の不良債権比率は2004年度には0.040と半減し、2005年度には不良債権問題も終息している（例えば、池尾 2009, xvii）。そこで、2005年度からは、「金融改革プログラム－金融サービス立国への挑戦－」（2004年12月24日）の実施等により、金融監督行政が銀行危機対応から平時対応へと移行し始めた。サブプライム問題に端を発した世界金融危機（2007年末頃から2009年頃まで）や東日本大震災（2011年3月11日）に見舞われ、公的資金が注入された銀行があったものの、銀行業の不良債権比率は、2005年度の0.029を一度も上回ることなく、2016年度には0.013まで低下している。以上より、本研究の分析期間は、おおむね（1）2000年度から2004年度までの銀行危機期間と、（2）2005年度から2016年度までの平時期間に大別できる。

この銀行危機期間において、シグナリング・メカニズムは機能すると期待される。銀行危機の際には、銀行業の業績や財務の健全性が悪化するとともに、銀行間格差が拡大すると、銀行業に対する預金者や市場参加者といった利害関係者の関心が高まる。そこで、監督当局は、信用秩序を維持するための施策のひとつとして、銀行経営者や監査人に信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上するプレッシャーを与える可能性がある¹⁷⁾。例えば、堀内（2006, 102）は、銀行危機の際の「金融庁主導による不良債権の査定や償却が過大であった可能性を否定できない。」と述べている。もしそうであったと

17) 会計基準設定者（監査人）の目的と監督当局の目的は異なっている（例えば、Wall and Koch 2000; 日本経済新聞 2004a; Bushman and Landsman 2010; Balla et al. 2012; Bushman 2014; 見嶋 2015; Bushman 2016; Nicoletti 2018）ため、財務諸表の適正な償却・引当ノ

しても、将来の業績見通しの良い銀行は容易に個別貸倒引当金繰入額を増やすことができる一方で、将来の業績見通しの悪い銀行にとってのコストは非常に大きくなる¹⁸⁾。実際に、加藤（2004）は、本格的に制度改革が始まった1998年度以降になると将来の業績見通しの良い銀行ほど、信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額や個別貸倒引当金繰入額を計上するという関係が強まっていることを見出している。もしそうであれば、市場は、銀行の個別貸倒引当金繰入額をみれば、その含意を正しく解釈できる。よって、銀行危機期間には、シグナリング・メカニズムが機能するための前提条件が整っている。

しかし、銀行危機が終息するにつれて、「銀行の行動」と「市場の評価」のそれぞれが弱まっていき、シグナリング・メカニズムは機能しなくなるかもしれない。銀行危機が終息するにつれて、銀行業の業績や財務の健全性は改善し、銀行間の格差も縮小する。それに伴って、金融監督行政¹⁹⁾が銀行危機対応から平時対応へと移行すると、銀行経営者や監査人に対して信用リスクに比して過大な個別貸倒引当金繰入額を求めるプレッシャーは弱まると考えられる。実際に、中小・地域金融機関に対しては、2003年度から、地域密着型金融²⁰⁾が展開されており、主要行のように具体的な不良債権処理目標は設定されず、実質的に自己査定と償却・引当の厳格化は猶予されたかたちになっている。そのため、地域銀行の不良債権処理インセンティブは低下していると考えられる。このように、銀行危機が終息するにつれて、シグナリング・メカニズムが機能するための前提条件が崩れていくと、「銀行の行動」と「市場の評価」のそれぞれが弱まっていき、シグナリング・メカニズムは機能しなくなる可能性がある。よって、次の仮説2（H2）が導かれる。

H2：銀行危機から平時に移行するにつれて、将来業績を私的情報、信用リスクに比して過大な個別貸倒引当金繰入額をシグナルとするシグナリング・メカニズムの機能は低下する。

H2も、H1と同様に、（1）市場の評価に係る仮説と（2）銀行の将来業績に係る仮説に分解される。

、額と監督当局が望む償却・引当額との間には利益相反があり得る（例えば、越智 2013；児嶋 2015,189）。例えば、2000年事務年度から、主要行に対しては、通年専担検査による年1回の検査が実施され、地域銀行については、2～3年に1回の周期の検査が実施されている。銀行危機の際には、不良債権の認識不足を是正したり、貸倒引当金の要追加額を明らかにしたりするために（例えば、佐藤 2007）、主要行を対象として、自己査定と金融検査の結果の格差が著しい場合には業務改善命令を发出する仕組みが導入されていた。また、地域銀行に対しても、日本公認会計士協会は、2004年3月23日に、会計監査と金融検査の引当額の関係に関する調査結果を公表している（日本経済新聞2004b；日経金融新聞2004）。地域銀行106行と担当会計士101名の回答によると、乖離率が20%未満の銀行が60%を占める一方で、20%以上の銀行も30%から40%あったとされる。こうした調査が行われた背景には、監督当局からの強いプレッシャーがあったためと考えられる。

18) 1998年度（1999年3月期）から国際基準も国内基準も連結・単体の自己資本比率規制に係る規定が整備され、国際基準行には8%、国内基準行には4%の最低所要比率が要求されている。そのため、業績と財務の健全性の双方が悪化している銀行にとっては、個別貸倒引当金繰入額を増やすためのコストは非常に大きいと考えられる。

19) 注17で述べた、主要行を対象とした償却・引当額の乖離額と乖離率の開示は、2008年度をもって終了となっている。開示が終了となった理由として、乖離の縮小に伴い各行は是正を求める初期の目的が達成されたとの判断によるものと考えられている（越智 2013, 99）。また、世界金融危機を受けて、2009年に「中小企業者等に対する金融の円滑化を図るための臨時措置に関する法律」（以下、中小企業金融円滑化法）が施行されたことによって、不良債権の最終処理が先送りされている。中小企業金融円滑化法は、2009年12月4日に施行され、2011年3月31日までの時限立法であったが、2度延長され、2013年3月31日に失効している。金融庁は中小企業金融円滑化法の施行に伴って、銀行に「貸付条件の変更実施状況の報告」を求めていたが、失効後も、2018年度（2019年3月期）まで任意での報告を求めていた。

20) 地域密着型金融は、2003年度から2004年度までを「集中改善期間」、2005年度から2006年度までを「重点強化期間」として実施された後、時限プログラムから恒久的な枠組みへととなっている。

H2.1：銀行危機から平時に移行するにつれて、「信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。」という関係は弱まる。

H2.2：銀行危機から平時に移行するにつれて、「信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。」という関係は弱まる。

なお、H2は、シグナリング・メカニズムが安定的に機能している（H1）ことを前提として設定されている。つまり、もしシグナリング・メカニズムが安定的に機能している（H1）との証拠が得られるのであれば、H2は銀行危機から平時に移行するにつれて、そのシグナリング・メカニズムの機能が低下するか否かを検証することとなる。しかし、シグナリング・メカニズムが安定的に機能している（H1）との証拠が得られないのであれば、H2は、銀行危機の際にシグナリング・メカニズムは機能するか否かを検証することとなる。

4. リサーチデザイン

4.1. 実証モデル

本研究は、先行研究（例えば、Wahlen 1994; Liu et al. 1997; Beaver et al. 1997; Ahmed et al. 1999）に倣って、貸倒引当金（ストック）ではなく、貸倒引当金繰入額（フロー）の実証モデルを構築して分析を行う²¹⁾。本研究のデータにおいて、貸倒引当金繰入額（ LLP_{it} ）、一般貸倒引当金繰入額（ $GLLP_{it}$ ）、個別貸倒引当金繰入額（ $SLLP_{it}$ ）のそれぞれの非負の値は繰入額を、負の値は戻入益を示している。また、各モデルの説明変数として、自己査定各区分の債権のデータが必要となるが、自己査定各区分の債権は非開示である。そこで、本研究は、その代理変数として、金融再生法開示債権を採用する²²⁾（例えば、梅澤 2016; 高須・中野 2016; 高須 2018）。

4.1.1. 市場の評価の実証モデル

(1) 式は、「H1.1：信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。」を分析するためのリターンモデル（以下、RETモデル）である。(1) 式は、株式収益率（ RET_{it} ）を被説明変数、当期の税引前利益（ EBT_{it} ）を説明変数とする線型関数として記述される（例えば、Liu et al. 1997; Beaver et al. 1997）。ここで、被説明変数の RET_{it} は、当期の決算日の9ヶ月前から3ヶ月後までの12ヶ月間の株式収益率であり、 $RET_{it} = (P_{it} - P_{it-1}) \div P_{it-1}$ で計算される。ここで、 P_{it} は銀行iのt期の決算日から3ヶ月後（t+1期の6月末）の権利落・配当落修正済みの株価である。

21) 本研究は統計ソフトSTATAを使って実証モデルの係数を推定している。表6から表13の説明変数の係数については、Wooldridge (2010)と西山他(2019)に従って、銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算されたt値を用いて、5%基準で有意性を判定している。

22) 自己査定各区分の債権の代理変数の候補としては、リスク管理債権と金融再生法開示債権の二種類がある。梅澤(2015)は、貸倒引当金繰入額の期待モデルの推定において、Vuong検定を使って、リスク管理債権と金融再生法開示債権の有用性を検定している。その結果から、金融再生法開示債権を選択することを薦めている。なお、本研究は、後述するように、リスク管理債権を選択した分析も行っている。

なお、後述する $FCTD_{it}$ 、 $TIME_t$ と $INPLR_t$ を除いて、説明変数はすべて期首の時価総額でデフレートしている。

(1) 式は、一段階推定モデルである²³⁾ (例えば、Liu et al. 1997; Beaver et al. 1997)。つまり、税引前利益 (EBT_{it}) を、調整前利益²⁴⁾ ($EBTP_{it}$)、一般貸倒引当金繰入額 ($GLLP_{it}$) と個別貸倒引当金繰入額 ($SLLP_{it}$) に分解したうえで、金融再生法開示債権の各変数の期末値から期首値を差し引いた差分 ($CHNPL0_{it}$ 、 $CHNPL1_{it}$ 、 $CHNPL2_{it}$ および $CHNPL3_{it}$) をモデルに含めることによって、「 $GLLP_{it}$ の信用リスクの変化に見合う部分」と「 $SLLP_{it}$ の信用リスクの変化に見合う部分」がコントロールされると期待される²⁵⁾ (例えば、Liu et al. 1997; Beaver et al. 1997)。それゆえ、(1) 式の $GLLP_{it}$ の係数と $SLLP_{it}$ の係数はそれぞれの信用リスクの変化に見合わない部分を捉えると期待される。H1.1 より、 $SLLP_{it}$ の係数は正と予測される一方で、 $GLLP_{it}$ の係数について予測はできない。また、 $EBTP_{it}$ の係数は正と予測される。正常債権である $CHNPL0_{it}$ の係数は正、不良債権である $CHNPL1_{it}$ 、 $CHNPL2_{it}$ および $CHNPL3_{it}$ の係数は負と予測される。

また、日本の設定において、上場企業は業績予想の発表を要請されているため、個別貸倒引当金繰入額のシグナリング効果と業績予想は、将来業績に関する情報伝達という点において競合関係にある可能性がある。しかし、これまでそれらの関係についての実証研究は行われていないため、期初の業績予想と個別貸倒引当金繰入額が代替関係にあるか補完関係にあるかは実証の問題である。そこで、業績予想の影響をコントロールするために、翌期の当期利益の増益予想ダミー ($FCTD_{it}$) を (1) 式に含めている²⁶⁾。 $FCTD_{it}$ は、増益予想、つまり、翌期の当期利益に関する期初の業績予想値が当期の当期利益以上であれば 1、そうでなければ 0 をとるダミー変数である。 $FCTD_{it}$ の係数は正と予測される。

$$RET_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EBTP_{it} + \alpha_2 GLLP_{it} + \alpha_3 SLLP_{it} + \alpha_4 SLLP_{it} \times TIME_t (or INPLR_t) + \alpha_5 FCTD_{it} + \alpha_6 CHNPL0_{it} + \alpha_7 CHNPL1_{it} + \alpha_8 CHNPL2_{it} + \alpha_9 CHNPL3_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

さらに、「H2.1：銀行危機から平時に移行するにつれて、「信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。」という関係は弱まる。」を検証するために、

23) RET モデルについては標準的なモデルはなく、一段階推定モデルと二段階推定モデルの二種類が存在する。例えば、Wahlen (1994)、Ahmed et al. (1999)、Kilic et al. (2013) は二段階推定モデルを採用している。二段階推定モデルでは、はじめに、貸倒引当金繰入額の期待モデルを推定し、その予測値を信用リスクの変化に見合った貸倒引当金繰入額、その残差を信用リスクの変化に見合わない貸倒引当金繰入額と仮定する。次に、この両変数を、貸倒引当金繰入額の代わりに、(1) 式の説明変数として、(1) 式を推定するというモデルである。しかし、二段階推定モデルの場合には、信用リスクの変化に見合わない貸倒引当金繰入額の推定に問題があるため、本研究では採用していない。

24) $EBTP_{it}$ は、税引前利益 (EBT_{it}) と貸倒引当金繰入額 (LLP_{it}) の和として計算される (例えば、Wahlen 1994; Liu et al. 1997; Ahmed et al. 1999; 矢瀬 2008; 梅澤 2016)。

25) 図 1 に示すように、一般貸倒引当金は、信用リスクの低い「正常先」、「その他要注意先」と「要管理先」を対象にして見積もられる。「正常先」と「その他要注意先」は金融再生法開示債権の「正常債権 (NPL0)」、「要管理先」は金融再生法開示債権の「要管理債権 (NPL1)」に対応する。ここで、本研究は、表記の統一のため、正常債権 (NPL0) 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。また、 $GLLP_{it}$ と $SLLP_{it}$ の信用リスクの変化に見合わない部分は、機会主義的あるいは私的情報を伝達するために銀行経営者によって調整された部分であると想定される。そのため、厳密に言えば、 $SLLP_{it}$ の信用リスクの変化に見合わない部分には、シグナリング以外の目的のために調整された部分も含まれる点には留意されたい。

26) (1) 式には、モデルの構造上、翌期の調整前利益の業績予想値をモデルに含めることが望ましい。しかし、貸倒引当金繰入額の予想値は開示されていないため、調整前利益の予想値を利用することができない。そこで、次善の策として、 $CHEBTP_{it+1}$ に対応する変数として、翌期の当期利益の増益予想ダミー ($FCTD_{it}$) を (1) 式に含めている。

SLLP_{it}とTIME_t（あるいはINPLR_t）の交差項を(1)式に含めている。ここで、TIME_tは分析期間の始点の年度を1とするタイムトレンド変数である。また、TIME_tの代替的な変数として、銀行業の不良債権比率の逆数（INPLR_t）も採用している。INPLR_tは1を金融庁が公表している銀行業の不良債権比率（NPLR_t）²⁷⁾で除した比率である。銀行危機から平時に移行するにつれて（つまり、不良債権比率が低下するにつれて）、SLLP_{it}の係数は小さくなると予測されるため、SLLP_{it}×TIME_t（あるいはINPLR_t）の係数は負と予測される²⁸⁾。

4.1.2. 銀行の将来業績の実証モデル

(2)式は、「H1.2：信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。」を分析するためのモデル（以下、CHEBTPモデル）である。本研究は、銀行の業績の代理変数として、CHEBTPを採用する（例えば、Wahlen 1994; Ahmed et al. 1999）。ここで、CHEBTP_{it+1} = EBTP_{it+1} - EBTP_{it}である。そのため、(2)式は、翌期の業績（CHEBTP_{it+1}）を被説明変数、当期の業績（CHEBTP_{it}）を説明変数とする線型関数として記述される。CHEBTP_{it}の係数は負と予測される。なお、TIME_tとINPLR_tを除いて、変数はすべて期首の時価総額でデフレートしている。

(2)式は、(1)式と同様に、一段階推定モデルである（例えば、Liu et al. 1997; Beaver et al. 1997）。そのため、一般貸倒引当金繰入額（GLLP_{it}）と個別貸倒引当金繰入額（SLLP_{it}）を説明変数としたうえで、金融再生法開示債権の各変数の期末値から期首値を差し引いた差分（CHNPL0_{it}、CHNPL1_{it}、CHNPL2_{it}およびCHNPL3_{it}）をモデルに含めることによって、「GLLP_{it}の信用リスクの変化に見合う部分」と「SLLP_{it}の信用リスクの変化に見合う部分」がコントロールされると期待される（例えば、Liu et al. 1997; Beaver et al. 1997）。それゆえ、(2)式のGLLP_{it}の係数とSLLP_{it}の係数はそれぞれの信用リスクの変化に見合わない部分を捉えると期待される。H1.2より、SLLP_{it}の係数は正と予測される一方で、GLLP_{it}の係数について予測はできない。正常債権であるCHNPL0_{it}の係数は正、不良債権であるCHNPL1_{it}、CHNPL2_{it}およびCHNPL3_{it}の係数は負と予測される。

$$CHEBTP_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 CHEBTP_{it} + \beta_2 GLLP_{it} + \beta_3 SLLP_{it} + \beta_4 SLLP_{it} \times TIME_t (or INPLR_t) + \beta_5 CHNPL0_{it} + \beta_6 CHNPL1_{it} + \beta_7 CHNPL2_{it} + \beta_8 CHNPL3_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

さらに、「H2.2：銀行危機から平時に移行するにつれて、「信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。」という関係は弱まる。」を検証するために、SLLP_{it}とTIME_t（あるいはINPLR_t）の交差項を(2)式に含めている。銀行危機から平時に移行するにつれて（つまり、不良債権比率が低下するにつれて）、SLLP_{it}の係数は小さくなると予測されるため、これらの交差項の係数は負と予測される。

4.2. 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地域銀行を分析対象とする。ま

27) NPLR_tは、図2の不良債権比率と同じ比率である。

28) 銀行危機から平時への移行過程を、TIME_tは線型として記述し、INPLR_tは非線型として記述する。

ず、本研究は単体データを使用する。その理由は、第一に、個別貸倒引当金繰入額が単体データのみ利用可能なためである。第二に、金融再生法開示債権のデータが単体データのみ利用可能なためである。第三に、1998年度（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ためである。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。

次に、本研究は、2000年度（2001年3月期）から2016年度（2017年3月期）までを分析期間とする。その理由は、地域銀行の金融再生法開示債権の開示が1999年度（1999年9月期）から開始されたためである。そのため、本研究は、1999年度（2000年3月期）から2017年度（2018年3月期）までの19年間のデータを利用できるが、前項で説明したように、当期と前期の差分あるいは次期と当期の差分によって特定の変数を計算するため、3期間分のデータが必要となる。よって、分析期間は、2000年度から2016年度までの17年間となる。

サンプルは、(1) 単独上場²⁹⁾、(1) 前期・当期・次期の3期連続して決算月数が12カ月、(2) 当期および次期に合併をしていない、(4) 分析に必要な変数がすべて利用可能という基準によって選択しており、最終的なサンプルは、97行、1,331銀行-年度の不完備パネル・データである。また、本研究はデフレータには期首の時価総額を採用する。なお、各年度の地域銀行数が100行未満であるため、外れ値の処理は、年度ごとに行わずに、総サンプルを対象にして、被説明変数および説明変数（ただし、 BUF_{it-1} 、 $TIME_t$ 、 $INPLR_t$ 、 $IRNPLR_t$ と各ダミー変数を除く）のそれぞれを上下0.5%でwinsorizeしている。

変数の定義は表1に、本研究のサンプル構成は表2に示している。表2は、地域銀行（地方銀行と第二地方銀行）の合計、地方銀行と第二地方銀行の別に示している。(1) 列は預金保険機構のホームページに記載されている各年度の銀行数（未上場銀行も含む）、(2) 列は本研究のサンプルを示している。本研究のサンプルは、約0.714（ $=1,331 \div 1,864$ ）をカバーしている。

データソースについては、『全国銀行財務諸表分析³⁰⁾』（全国銀行協会）および『日経Financial-Quest』（日本経済新聞社）に収録されているデータを使用する。なお、これらのデータベースにおいて欠損値あるいは未収録のデータについては、各銀行の『有価証券報告書』および『ディスクロージャー誌』から手収集している。また、株価と権利落・配当落修正済み株価は『QUICK Astra Manager』（QUICK）に収録されている月次データを使用する。

29) 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。また、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。この点も、本研究が地域銀行を分析対象とする理由のひとつである。

30) 全国銀行協会のホームページ（<https://www.zenginkyo.or.jp/stats/year2-02/>）から入手可能である。

表1 変数表

VARIABLES	変数の定義
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
SLLP _{it}	銀行iのt期の個別貸倒引当金繰入額
CHNPL0 _{it}	銀行iの正常債権のt期の値からt-1期の値を差し引いた差分
CHNPL1 _{it}	銀行iの要管理債権のt期の値からt-1期の値を差し引いた差分
CHNPL2 _{it}	銀行iの危険債権のt期の値からt-1期の値を差し引いた差分
CHNPL3 _{it}	銀行iの破産更生等債権のt期の値からt-1期の値を差し引いた差分
CHRNPL0 _{it}	銀行iの正常貸出金のt期の値からt-1期の値を差し引いた差分。なお、正常貸出金 (RNPL0 _{it}) は、貸出金からリスク管理債権の合計額を差し引いて計算している (例えば、梅澤 2016)。
CHRNPL1 _{it}	銀行iの貸出条件緩和債権と3ヵ月以上延滞債権の合計のt期の値からt-1期の値を差し引いた差分
CHRNPL2 _{it}	銀行iの延滞債権のt期の値からt-1期の値を差し引いた差分
CHRNPL3 _{it}	銀行iの破綻先債権のt期の値からt-1期の値を差し引いた差分
RET _{it}	銀行iのt期の決算日の9ヵ月前から3ヵ月後までの12ヵ月間の株式収益率であり、 $RET_{it} = (P_{it} - P_{it-1}) \div P_{it-1}$ で計算される。ここで、P _{it} は銀行iのt期の決算日から3ヵ月後 (t+1期の6月の最終営業日) の権利落・配当落修正済みの株価である。
EBTP _{it}	銀行iのt期の調整前利益。銀行iのt期の税引前利益 (EBT _{it}) に貸倒引当金繰入額 (LLP _{it}) を足し戻して計算している。
FCTD _{it}	増益予想ダミー。銀行iのt期の決算発表日に公表されたt+1期の当期利益に関する業績予想値からt期の当期利益を差し引いた値が非負であれば1、負であれば0をとるダミー変数。
CHBTP _{it+1}	EBTP _{it+1} - EBTP _{it}
BUF _{it-1}	銀行iのt-1期の国際・国内基準の自己資本比率から最低所要比率を差し引いた資本バッファ。ここで、最低所要比率については、国際基準行は0.08、国内基準行は0.04である。
TIME _t	分析期間の始点の年度を1としたタイムトレンド変数
INPLR _t	t期の金融再生法開示債権に基づいて計算された不良債権比率の逆数。不良債権比率は、銀行業の要管理債権、危険債権および破産更生等債権の合計額を総与信で除して計算している。
IRNPLR _t	t期のリスク管理債権に基づいて計算された不良債権比率の逆数。不良債権比率は、銀行業のリスク管理債権の合計額 (貸出条件緩和債権、3ヵ月以上延滞債権、延滞債権および破綻先債権の合計) を貸出金で除して計算している。

(注) BUF_{it-1}、TIME_t、INPLR_t、IRNPLR_tおよびダミー変数を除いて、期首の時価総額でデフレートしている。

表2 サンプル

年度	地域銀行		地方銀行		第二地方銀行	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
2000	121	91	64	60	57	31
2001	120	87	64	59	56	28
2002	117	83	64	56	53	27
2003	114	80	64	54	50	26
2004	112	81	64	54	48	27
2005	111	81	64	55	47	26
2006	110	80	64	54	46	26
2007	109	80	64	54	45	26
2008	108	78	64	53	44	25
2009	106	74	64	50	42	24
2010	105	75	63	51	42	24
2011	106	75	64	50	42	25
2012	105	74	64	50	41	24
2013	105	76	64	51	41	25
2014	105	75	64	51	41	24
2015	105	71	64	48	41	23
2016	105	70	64	46	41	24
Total	1,864	1,331	1,087	896	777	435

(注) (1) 列は預金保険機構のホームページに記載されている各年度の銀行数 (未上場銀行も含む)、(2) 列は本研究のサンプルを示している。なお、銀行法により、銀行の決算期は3月と定められている。

5. 分析結果

5.1. 記述統計

5.1.1. 記述統計量と相関表

表3は、各モデルの変数の記述統計量を示している。まず、 $GLLP_{it}$ と $SLLP_{it}$ の記述統計量は、両変数の特性の相違を示している。 $GLLP_{it}$ の平均値（中央値）は -0.004 （ -0.004 ）である。これは、 $GLLP_{it}$ が自己査定 normally 先と要注意先に対応するため、 $GLLP_{it}$ は繰入額から戻入益に（あるいは戻入益から繰入額に）反転する傾向があることを示している。他方で、 $SLLP_{it}$ の平均値（中央値）は 0.060 （ 0.035 ）、Q1も正の値を示しており、 $GLLP_{it}$ と比べると戻入益の割合は小さい。これは $SLLP_{it}$ が自己査定の破綻懸念先と破綻先・実質破綻先に対応するためである。なお、5.1.2.において、 $SLLP_{it}$ の年度別の記述統計量（表5）も示している。

次に、金融再生法開示債権の平均値（中央値）をみると、 $CHNPL0_{it}$ は 0.360 （ 0.323 ）、 $CHNPL1_{it}$ は -0.005 （ -0.007 ）、 $CHNPL2_{it}$ は -0.008 （ -0.011 ）、 $CHNPL3_{it}$ は -0.020 （ -0.012 ）である。正常債権（ $CHNPL0_{it}$ ）は増加の割合が大きい一方で、不良債権（ $CHNPL1_{it}$ 、 $CHNPL2_{it}$ 、 $CHNPL3_{it}$ ）は減少の割合が大きい。なお、2001年度から2011年度までを分析期間としている梅澤（2016）の記述統計量（表1）において、 $CHNPL2_{it}$ の平均値（中央値）は正の値であった。この相違は、本研究が平時期間に該当する2012年度から2016年度までも分析期間に含めているためと考えられる。最後に、 RET_{it} の平均値（中央値）は 0.025 （ 0.001 ）、 $CHEBTP_{it+1}$ は 0.004 （ 0.002 ）である。

表3 変数の記述統計量

VARIABLES	Mean	STD	Q1	Median	Q3
LLP_{it}	0.056	0.097	0.006	0.028	0.070
$GLLP_{it}$	-0.004	0.034	-0.017	-0.004	0.007
$SLLP_{it}$	0.060	0.084	0.012	0.035	0.075
$CHNPL0_{it}$	0.360	0.721	-0.031	0.323	0.701
$CHNPL1_{it}$	-0.005	0.107	-0.045	-0.007	0.018
$CHNPL2_{it}$	-0.008	0.136	-0.058	-0.011	0.036
$CHNPL3_{it}$	-0.020	0.093	-0.045	-0.012	0.012
$CHRNPL0_{it}$	0.373	0.701	-0.007	0.335	0.705
$CHRNPL1_{it}$	-0.012	0.102	-0.049	-0.009	0.015
$CHRNPL2_{it}$	-0.008	0.159	-0.068	-0.016	0.032
$CHRNPL3_{it}$	-0.010	0.055	-0.023	-0.004	0.005
RET_{it}	0.025	0.245	-0.128	0.001	0.158
$EBTP_{it}$	0.123	0.101	0.085	0.124	0.171
$FCTD_{it}$	0.612	0.487	0.000	1.000	1.000
$CHEBTP_{it+1}$	0.004	0.106	-0.030	0.002	0.032
BUF_{it-1}	0.059	0.018	0.047	0.058	0.070

表4は、各モデルの変数のPearsonの相関表である。まず、 $GLLP_{it}$ および $SLLP_{it}$ 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、 $GLLP_{it}$ と $SLLP_{it}$ は、 $CHNPL0_{it}$ とは負に相関しており、 $CHNPL1_{it}$ 、 $CHNPL2_{it}$ および $CHNPL3_{it}$ と正の相関である。次に、 RET_{it} は、 $EBTP_{it}$ と正に相関しているが、 $GLLP_{it}$ 、 $SLLP_{it}$ および $FCTD_{it}$ とは負に相関している。ここで、 $GLLP_{it}$ および $SLLP_{it}$ は、

FCTD_{it}と正の相関関係にある。また、CHEBTP_{it+1}は、GLLP_{it}およびSLLP_{it}と正の相関関係にある。なお、これらの変数間の相関は比較的高いものの、VIFを確認したところ、本研究のPooled推定において、多重共線性の影響はみられなかった。

表4 相関表

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
(1) LLP _{it}	1.000														
(2) GLLP _{it}	0.521	1.000													
(3) SLLP _{it}	0.934	0.224	1.000												
(4) CHNPL0 _{it}	-0.378	-0.245	-0.346	1.000											
(5) CHNPL1 _{it}	0.200	0.395	0.077	-0.238	1.000										
(6) CHNPL2 _{it}	0.293	0.192	0.285	-0.191	0.187	1.000									
(7) CHNPL3 _{it}	0.169	0.166	0.130	-0.140	0.041	-0.021	1.000								
(8) CHRNPL0 _{it}	-0.374	-0.246	-0.341	0.989	-0.246	-0.192	-0.142	1.000							
(9) CHRNPL1 _{it}	0.097	0.315	-0.003	-0.176	0.882	0.178	-0.015	-0.166	1.000						
(10) CHRNPL2 _{it}	0.340	0.249	0.315	-0.279	0.272	0.728	0.345	-0.300	0.033	1.000					
(11) CHRNPL3 _{it}	0.112	0.131	0.069	-0.090	0.036	0.005	0.732	-0.093	-0.001	0.134	1.000				
(12) RET _{it}	-0.127	-0.113	-0.108	0.255	-0.059	-0.082	-0.134	0.251	-0.035	-0.136	-0.092	1.000			
(13) EBTP _{it}	0.093	-0.086	0.142	0.221	-0.093	-0.058	-0.168	0.228	-0.048	-0.153	-0.165	0.355	1.000		
(14) FCTD _{it}	0.316	0.251	0.269	-0.201	0.050	0.097	0.081	-0.193	0.011	0.143	0.061	-0.088	-0.151	1.000	
(15) CHEBTP _{it+1}	0.071	0.103	0.067	-0.018	-0.026	-0.053	0.010	-0.006	-0.012	-0.045	-0.017	0.048	0.524	0.093	1.000
(16) BUF _{it-1}	-0.319	-0.036	-0.347	0.202	-0.032	0.024	0.068	0.203	0.004	-0.006	0.054	0.070	-0.007	-0.135	-0.037

(注) ゴシック体は1%水準で有意、斜字は5%水準で有意であることを示している。

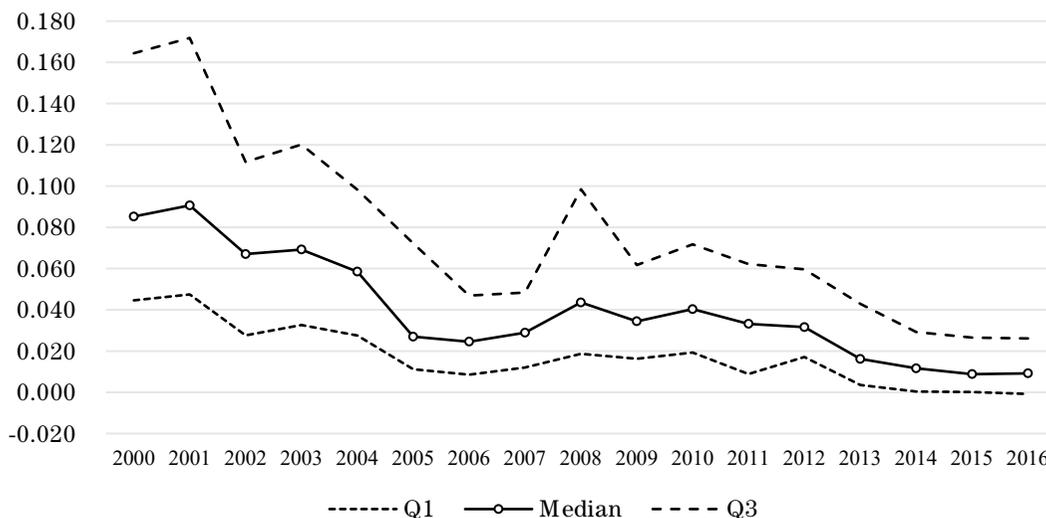
5.1.2. タイムトレンド分析

表5は、SLLP_{it}の年度別の記述統計量であり、図3は、表5に基づいて、SLLP_{it}の第1四分位(Q1)、中央値(Median)、第3四分位(Q3)を図示したものである。表5と図3が示すように、SLLP_{it}の平均値と標準偏差は減少傾向にある。つまり、SLLP_{it}にはタイムトレンドがある。これは、3.2.で述べた

表5 SLLP_{it}の年度別記述統計量

年度	Mean	STD	Q1	Median	Q3	非負の割合
2000	0.127	0.122	0.045	0.085	0.164	1.000
2001	0.128	0.117	0.047	0.091	0.172	0.943
2002	0.099	0.112	0.028	0.067	0.112	0.952
2003	0.092	0.103	0.033	0.069	0.120	0.950
2004	0.078	0.094	0.028	0.059	0.098	0.938
2005	0.058	0.081	0.011	0.027	0.072	0.926
2006	0.038	0.060	0.009	0.025	0.047	0.950
2007	0.038	0.040	0.012	0.029	0.048	0.938
2008	0.068	0.077	0.019	0.044	0.098	0.910
2009	0.053	0.070	0.016	0.034	0.062	0.905
2010	0.057	0.056	0.019	0.040	0.072	0.933
2011	0.041	0.047	0.009	0.033	0.062	0.893
2012	0.041	0.042	0.017	0.032	0.060	0.932
2013	0.025	0.031	0.004	0.016	0.043	0.829
2014	0.016	0.025	0.000	0.012	0.029	0.773
2015	0.018	0.031	0.000	0.009	0.027	0.761
2016	0.012	0.027	-0.001	0.009	0.026	0.729
Total	0.060	0.084	0.012	0.035	0.075	0.902

(注) 非負の割合とは、SLLPが非負の値をとるオブザベーションの割合である。

図3 SLLP_{it}のQ1、MedianおよびQ3の推移


出所：表5に基づいて筆者作成

ように、銀行業の不良債権比率（図2）とSLLP_{it}（図3）が連動していることを示唆している。しかし、表3の記述統計量は、SLLP_{it}を含む不良債権に関連する変数のタイムトレンドを十分に記述できていない。そこで、本研究は、データを要約するために、これらの変数をタイムトレンド変数（TIME_t）と、2つのダミー変数（Subprime_tとEarthquake_t）に回帰する。ここで、TIME_tは分析期間の始点の年度を1とするタイムトレンド変数である。Subprime_tはリーマンショックが発生した2008年度であれば1、それ以外の年度であれば0をとるダミー変数である。Earthquake_tは東日本大震災が発生した2010年度であれば1、それ以外の年度であれば0をとるダミー変数である。Subprime_tとEarthquake_tをコントロールする理由は、不良債権の深刻度は2001年度をピークに低下しているものの、リーマンショックが発生した2008年度と東日本大震災が発生した2010年度に一時的に不良債権が増加しているからである。

表6は、貸倒引当金繰入額（GLLP_{it}、SLLP_{it}）、金融再生法開示債権（CHNPL0_{it}、CHNPL1_{it}、CHNPL2_{it}、CHNPL3_{it}）、株式収益率（RET_{it}）と調整前利益（EBTP_{it}、CHEBTP_{it+1}）のタイムトレンドを要約している。表6をみると、被説明変数がGLLP_{it}、SLLP_{it}、CHNPL1_{it}とCHNPL2_{it}の場合、TIME_tの係数は有意に負である。他方で、CHNPL0_{it}、RET_{it}とEBTP_{it}の場合、TIME_tの係数は有意に正である。これらの分析結果は、不良債権処理が進み、不良債権コストが減少すると、業績指標は改善に向かうことを示唆している。そのため、不良債権問題が深刻であった頃には、シグナルに相対的なコスト差が生じていたとしても、銀行業の不良債権比率が低下するにつれ、その相対的なコスト差は縮小していると推測される。しかし、この分析では、銀行危機から平時に移行するにつれて（つまり、不良債権比率が低下するにつれて）、シグナリング・メカニズムの機能にいかなる影響が生じているのかは明らかではない。そこで、次に、多変量解析の分析結果を考察する。

表6 タイムトレンド分析の結果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	GLLP _{it}	SLLP _{it}	CHNPL0 _{it}	CHNPL1 _{it}	CHNPL2 _{it}	CHNPL3 _{it}	RET _{it}	EBTP _{it}	CHEBTP _{it+1}
TIME _t	-0.001*** (-5.63)	-0.006*** (-10.32)	0.068*** (13.34)	-0.002*** (-5.28)	-0.003*** (-4.00)	-0.001 (-1.05)	0.008*** (9.71)	0.004*** (6.04)	-0.001 (-1.71)
Subprime _t	0.012*** (3.19)	0.015 (1.95)	0.126 (1.91)	-0.083*** (-8.98)	-0.021 (-1.44)	0.070*** (5.64)	-0.217*** (-14.03)	-0.146*** (-10.03)	0.129*** (7.74)
Earthquake _t	-0.001 (-0.13)	0.017*** (2.89)	-0.259*** (-3.54)	0.003 (0.37)	0.032** (2.09)	-0.006 (-0.67)	-0.149*** (-7.59)	-0.020** (-2.06)	0.021 (1.98)
Constant	0.004*** (2.76)	0.110*** (21.77)	-0.228*** (-5.18)	0.019*** (4.94)	0.014** (2.47)	-0.019*** (-4.35)	-0.022*** (-3.26)	0.091*** (15.10)	-0.000 (-0.08)
Bank FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO
Observations	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331
Number of banks	97	97	97	97	97	97	97	97	97
Adj. R-squared	0.023	0.165	0.231	0.046	0.010	0.032	0.077	0.198	0.081

(注) 括弧内の数値は銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算したt値である。

***、**印はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示している。

5.2. 分析結果

5.2.1. 市場の評価と銀行の将来業績の分析結果

表7は、RETモデル(1)式の分析結果を示しており³¹⁾、(1)列から(3)列までのEBTP_{it}の係数はいずれも1%水準で有意に正、FCTD_{it}の係数はいずれも5%水準で有意に正、CHNPL0_{it}の係数はいずれも1%水準で有意に正、CHNPL3_{it}の係数はいずれも1%水準で有意に負である。(1)列はベースラインの分析結果、(2)列はSLLP_{it}とTIME_tの交差項(SLLP_{it} × TIME_t)を含めている分析結果、(3)列はSLLP_{it}とINPLR_tの交差項(SLLP_{it} × INPLR_t)を含めている分析結果である。はじめに、(1)列のベースラインの分析結果をみると、SLLP_{it}の係数は-0.000であり、有意ではない。次に、(2)列をみると、SLLP_{it}の係数は0.281であり、5%水準で有意である。SLLP_{it} × TIME_tの係数は-0.060であり、1%水準で有意である。さらに、(3)列をみると、SLLP_{it}の係数は0.428であり、1%水準で有意である。SLLP_{it} × INPLR_tの係数は-0.018であり、1%水準で有意である³²⁾。また、(4)列から(6)列までの分析結果は、(1)列から(3)列までのそれぞれのモデルに期首の資本バッファ(BUF_{it-1})を追加して推定した結果である。Liu et al. (1997)とBeaver et al. (1997)は、自己資本比率が低い(自己資本比率が中央値未満)場合にのみ、貸倒引当金繰入額は株式収益率と正に相関することを見出している。そこで、コントロール変数として、BUF_{it-1}を追加して推定している。BUF_{it-1}の係数は有意ではなく、(1)列から(3)列までと同様の分析結果を得ている³³⁾。

31) 表7の(1)列から(6)列について、pooled推定、固定効果推定と変量効果推定をそれぞれ行っているが、変量効果推定は、個体特有効果 ν の分散 σ_ν の推定値が0となり、pooled推定と同等であることが示されている。そして、F検定の統計量が有意であり、変量効果推定はpooled推定と同等であるため、固定効果推定の結果が選択されている。表8から表13も同様の理由により、固定効果推定の結果が選択されている。

32) 主要行のみの不良債権比率や協同組織金融機関(信用金庫と信用組合)も含めた不良債権比率を使用しても同様の結果を得ている。

33) (1)列のモデルに、各年度のBUF_{it-1}が中央値未満であれば1、そうでなければ0をとるダミー変数とSLLP_{it}の交差項を含めて推定を行ったが、その交差項の係数は有意ではなかった。

表7 RETモデル(1)式の分析結果（金融再生法開示債権を選択）

VARIABLES	Predicted	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Sign	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016
EBTP _{it}	+	0.381*** (5.72)	0.407*** (5.92)	0.405*** (6.04)	0.383*** (5.79)	0.408*** (5.96)	0.406*** (6.08)
FCTD _{it}	+	0.024** (2.13)	0.027** (2.36)	0.027** (2.38)	0.023** (2.05)	0.026** (2.31)	0.027** (2.33)
GLLP _{it}	?	-0.116 (-0.62)	-0.182 (-1.06)	-0.162 (-0.93)	-0.121 (-0.64)	-0.185 (-1.07)	-0.165 (-0.93)
SLLP _{it}	+	-0.000 (-0.00)	0.281** (2.39)	0.428*** (2.92)	0.010 (0.11)	0.284** (2.42)	0.428*** (2.91)
SLLP _{it} × TIME _t	-		-0.060*** (-3.61)			-0.059*** (-3.53)	
SLLP _{it} × INPLR _t	-			-0.018*** (-3.79)			-0.018*** (-3.72)
CHNPL0 _{it}	+	0.042*** (3.87)	0.040*** (3.87)	0.039*** (3.80)	0.041*** (3.84)	0.040*** (3.85)	0.039*** (3.78)
CHNPL1 _{it}	-	-0.039 (-0.62)	-0.045 (-0.72)	-0.051 (-0.83)	-0.039 (-0.62)	-0.045 (-0.72)	-0.051 (-0.82)
CHNPL2 _{it}	-	-0.014 (-0.35)	-0.014 (-0.35)	-0.015 (-0.38)	-0.017 (-0.42)	-0.015 (-0.39)	-0.017 (-0.42)
CHNPL3 _{it}	-	-0.143*** (-2.76)	-0.149*** (-2.92)	-0.144*** (-2.84)	-0.147*** (-2.83)	-0.152*** (-2.95)	-0.147*** (-2.86)
BUF _{it-1}	?				0.415 (0.91)	0.278 (0.60)	0.234 (0.51)
Constant		-0.047** (-2.01)	-0.077*** (-3.03)	-0.067*** (-2.79)	-0.067** (-2.01)	-0.090*** (-2.67)	-0.078** (-2.36)
Bank FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations		1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331
Number of banks		97	97	97	97	97	97
Adj. R-squared		0.585	0.588	0.589	0.585	0.588	0.589
F-value		2.76***	2.69***	2.77***	2.77***	2.69***	2.78***

(注) 括弧内の数値は銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算したt値である。
 ***、**印はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示している。

表8は、CHEBTTPモデル(2)式の分析結果を示しており、(1)列から(3)列までのCHEBTTP_{it}の係数はいずれも1%水準で有意に負である。(1)列はベースラインの分析結果であり、(2)列はSLLP_{it} × TIME_tを、(3)列はSLLP_{it} × INPLR_tを含めて推定を行っている。はじめに、(1)列のベースラインの分析結果をみると、SLLP_{it}の係数は0.067であり、有意ではない。次に、(2)列をみると、SLLP_{it}の係数は0.289であり、1%水準で有意である。SLLP_{it} × TIME_tの係数は-0.046であり、1%水準で有意である。さらに、(3)列をみると、SLLP_{it}の係数は0.389であり、1%水準で有意である。SLLP_{it} × INPLR_tの係数は-0.013であり、1%水準で有意である。(4)列から(6)列までは、表7と同様に、(1)列から(3)列までのそれぞれのモデルにBUF_{it-1}を追加して推定した結果である。BUF_{it-1}の係数はいずれも1%水準で有意に負を示しているものの、(1)列から(3)列までと同様の分析結果を得ている。

まとめると、表7および表8は、SLLP_{it}が、平均的に、RET_{it}およびCHEBTTP_{it+1}に影響を及ぼさな

表8 CHEBTPモデル(2)式の分析結果(金融再生法開示債権を選択)

VARIABLES	Predicted	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Sign	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016
CHEBTP _{it}	-	-0.390*** (-10.54)	-0.384*** (-10.60)	-0.386*** (-10.52)	-0.413*** (-11.69)	-0.408*** (-11.91)	-0.411*** (-11.78)
GLLP _{it}	?	0.127 (1.01)	0.079 (0.64)	0.095 (0.78)	0.145 (1.15)	0.093 (0.76)	0.110 (0.91)
SLLP _{it}	+	0.067 (1.05)	0.289*** (3.00)	0.389*** (3.62)	0.031 (0.53)	0.271*** (2.94)	0.388*** (3.69)
SLLP _{it} × TIME _t	-		-0.046*** (-3.25)			-0.050*** (-3.59)	
SLLP _{it} × INPLR _t	-			-0.013*** (-3.61)			-0.015*** (-4.10)
CHNPL0 _{it}	+	0.007 (1.22)	0.006 (1.12)	0.005 (1.01)	0.008 (1.46)	0.007 (1.41)	0.007 (1.29)
CHNPL1 _{it}	-	0.021 (0.52)	0.016 (0.42)	0.012 (0.30)	0.020 (0.51)	0.015 (0.41)	0.010 (0.26)
CHNPL2 _{it}	-	-0.052 (-1.91)	-0.052 (-1.86)	-0.053 (-1.90)	-0.043 (-1.60)	-0.041 (-1.51)	-0.042 (-1.55)
CHNPL3 _{it}	-	-0.013 (-0.24)	-0.019 (-0.35)	-0.015 (-0.27)	0.003 (0.06)	-0.002 (-0.05)	0.002 (0.04)
BUF _{it-1}	?				-1.416*** (-4.24)	-1.520*** (-4.42)	-1.560*** (-4.50)
Constant		-0.068*** (-3.55)	-0.087*** (-4.47)	-0.079*** (-4.19)	0.002 (0.09)	-0.014 (-0.61)	-0.004 (-0.15)
Bank FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations		1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331
Number of banks		97	97	97	97	97	97
Adj. R-squared		0.351	0.361	0.363	0.365	0.378	0.380
F-value		1.66***	1.63***	1.52***	2.00***	2.02***	1.98***

(注) 括弧内の数値は銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算したt値である。
***、**印はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示している。

いことを示している。よって、本研究の分析期間を通じて、シグナリング・メカニズムが安定的に機能している証拠は得られない。しかし、SLLP_{it}とTIME_t(あるいはINPLR_t)の交差項を含めた分析結果は、SLLP_{it}はRET_{it}およびCHEBTP_{it+1}に正の影響を及ぼすものの、時間の経過あるいは不良債権比率の低下につれて、その影響が弱まることを示している。よって、銀行危機から平時に移行するにつれて、シグナリング・メカニズムの機能が低下することが示唆される。

また、BUF_{it-1}は、RETモデル(1)式において有意ではない一方で、CHEBTPモデル(2)式において有意に負であるため、CHEBTPモデル(2)式にはBUF_{it-1}を含めることが望ましいと考えられる。

5.2.2. 銀行危機期間と平時期間を特定した分析結果

表7および表8の結果を受けて、次に、銀行危機の際にシグナリング・メカニズムは機能するか否かを分析する。3.2.で述べたように、銀行業の不良債権比率は2004年度には0.040と半減し、2005年度には不良債権問題も終息している(例えば、池尾 2009, xvii)ため、分析上の銀行危機期間の終点として

2004年度が有力な候補となる。しかし、実際に、そのような銀行危機期間とシグナリング・メカニズムが機能している期間が対応しているのかはわからない。そこで、分析上の銀行危機期間の終点と平時期間の始点を1会計年度ずつずらして推定を行うことによって、その分析結果から、シグナリング・システムが機能している期間を特定する。具体的には、RETモデル(1)式およびCHEBTPモデル(2)式において、 $SLLP_{it}$ と $TIME_t$ の交差項に替えて、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数(特定の平時期間であれば1、そうでなければ0をとるダミー変数)の交差項をモデルに含めることによって、 $SLLP_{it}$ の係数の有意性の検定(つまり、銀行危機期間における $SLLP_{it}$ の係数の有意性の検定)と、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数の有意性の検定(つまり、銀行危機期間と平時期間の $SLLP_{it}$ の係数の差の検定)を行う。なお、 $SLLP_{it}$ の係数とその交差項の係数の合計は平時期間の $SLLP_{it}$ の係数である。

表9は、RETモデル(1)式の分析結果である。図2に示したように、2001年度が不良債権比率のピークであるため、(1)列は2000年度から2001年度までを銀行危機期間、2002年度から2016年度までを平時期間と特定した場合の分析結果である。ここで、 $from\ 2002_t$ は平時期間の始点が2002年度であることを意味しており、2002年度以降であれば1、それ以前の期であれば0をとる平時期間ダミー変数である。そのため、 $SLLP_{it}$ の係数は銀行危機期間の $SLLP_{it}$ の係数である。そして、 $SLLP_{it}$ と $from\ 2002_t$ の交差項($SLLP_{it} \times from\ 2002_t$)の係数が有意であれば、 $SLLP_{it}$ の係数が銀行危機期間と平時期間とで異なることを示唆する。この $from\ 2002_t$ と同様に、(2)列から(6)列の $from\ 2003_t$ から $from\ 2007_t$ の四桁の数字も平時期間の始点の会計年度を意味しており、当該年度以降であれば1、それ以前の期であれば0をとる平時期間ダミー変数である。

まず、(1)列から(6)列までの $EBTP_{it}$ の係数はいずれも1%水準で有意に正、 $FCTD_{it}$ の係数はいずれも5%水準で有意に正、 $CHNPL0_{it}$ の係数はいずれも1%水準で有意に正、 $CHNPL3_{it}$ の係数はいずれも1%水準で有意に負である。次に、(1)列をみると、 $SLLP_{it}$ の係数は0.182、 $SLLP_{it} \times from\ 2002_t$ の係数は-0.284であるが、双方ともに有意ではない(ただし、双方とも10%水準では有意)。(2)列をみると、 $SLLP_{it}$ の係数は0.226であり、5%水準で有意、 $SLLP_{it} \times from\ 2003_t$ の係数は-0.425であり、5%水準で有意である。(3)列をみると、 $SLLP_{it}$ の係数は0.218であるが有意ではなく(ただし、10%水準では有意)、 $SLLP_{it} \times from\ 2004_t$ の係数は-0.532であり、1%水準で有意である。(4)列と(5)列において、 $SLLP_{it}$ の係数はいずれも有意ではないが、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数はいずれも有意に負である。(6)列において、 $SLLP_{it}$ の係数と $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数はいずれも有意ではない。よって、2000年度から2002年度を銀行危機期間、2003年度から2016年度までを平時期間と特定した場合には、 $SLLP_{it}$ の係数は有意に正、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数は有意に負であり、それらの係数の合計は負である。

表10は、CHEBTPモデル(2)式の分析結果である。表9と同様に、(1)列は2000年度から2001年度までを銀行危機期間、2002年度から2016年度までを平時期間とした場合の分析結果であり、(2)列から(6)列は、(1)列を基準として、銀行危機期間の終点と平時期間の始点を1会計年度ずつずらしている。なお、表8の分析結果を踏まえて、(2)式に BUF_{it-1} を含めている。まず、 $CHEBTP_{it}$ の係数はいずれも1%水準で有意に負、 BUF_{it-1} の係数はいずれも1%水準で有意に負を示している。次に、(1)列をみると、 $SLLP_{it}$ の係数は0.230、 $SLLP_{it} \times from\ 2002_t$ の係数は-0.301であり、双方ともに5%水準で有意で

表9 RETモデル(1)式の分析結果(金融再生法開示債権を選択、銀行危機期間を特定した分析)

VARIABLES	Predicted	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Sign	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016
EBTP _{it}	+	0.400*** (5.64)	0.405*** (5.84)	0.409*** (6.12)	0.393*** (5.89)	0.385*** (5.80)	0.384*** (5.78)
FCTD _{it}	+	0.026** (2.26)	0.028** (2.44)	0.028** (2.49)	0.026** (2.32)	0.026** (2.27)	0.025** (2.20)
GLLP _{it}	?	-0.136 (-0.76)	-0.156 (-0.88)	-0.128 (-0.72)	-0.142 (-0.80)	-0.160 (-0.90)	-0.142 (-0.79)
SLLP _{it}	+	0.182 (1.72)	0.226** (2.16)	0.218 (1.93)	0.125 (1.11)	0.098 (0.95)	0.054 (0.52)
SLLP _{it} × from2002 _t	-	-0.284 (-1.67)					
SLLP _{it} × from2003 _t	-		-0.425** (-2.43)				
SLLP _{it} × from2004 _t	-			-0.532*** (-4.17)			
SLLP _{it} × from2005 _t	-				-0.414** (-2.38)		
SLLP _{it} × from2006 _t	-					-0.402*** (-3.32)	
SLLP _{it} × from2007 _t	-						-0.268 (-1.95)
CHNPL0 _{it}	+	0.042*** (3.86)	0.042*** (3.92)	0.039*** (3.83)	0.039*** (3.81)	0.040*** (3.86)	0.041*** (3.88)
CHNPL1 _{it}	-	-0.047 (-0.77)	-0.062 (-1.01)	-0.058 (-0.92)	-0.049 (-0.79)	-0.042 (-0.68)	-0.039 (-0.63)
CHNPL2 _{it}	-	-0.020 (-0.50)	-0.027 (-0.66)	-0.024 (-0.61)	-0.012 (-0.31)	-0.015 (-0.37)	-0.012 (-0.31)
CHNPL3 _{it}	-	-0.155*** (-3.05)	-0.157*** (-3.15)	-0.156*** (-3.11)	-0.139*** (-2.70)	-0.135** (-2.56)	-0.140*** (-2.67)
Constant		-0.071*** (-2.81)	-0.075*** (-3.06)	-0.076*** (-3.02)	-0.064** (-2.54)	-0.060** (-2.49)	-0.054** (-2.23)
Bank FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations		1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331
Number of banks		97	97	97	97	97	97
Adj. R-squared		0.586	0.588	0.590	0.588	0.587	0.586

(注) 括弧内の数値は銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算したt値である。
***、**印はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示している。

ある。(2)列から(4)列においても、SLLP_{it}の係数は正で有意、SLLP_{it}と平時期間ダミー変数の交差項の係数は負で有意である。(5)列と(6)列において、SLLP_{it}の係数は有意ではないが、SLLP_{it}と平時期間ダミー変数の交差項の係数は負で有意である。よって、銀行危機期間の終点が2001年度、2002年度、2003年度あるいは2004年度である場合には、SLLP_{it}の係数はいずれも有意に正、SLLP_{it}と平時期間ダミー変数の交差項の係数はいずれも有意に負であり、それらの係数の合計はいずれも負である。

まとめると、表9および表10は、2000年度を始点とする特定の銀行危機期間において、SLLP_{it}は

表10 CHEBTPモデル(2)式の分析結果(金融再生法開示債権を選択、銀行危機期間を特定した分析)

VARIABLES	Predicted	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Sign	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016
CHEBTP _{it}	-	-0.405*** (-11.89)	-0.403*** (-11.65)	-0.408*** (-11.89)	-0.412*** (-11.80)	-0.412*** (-11.77)	-0.414*** (-11.87)
GLLP _{it}	?	0.127 (1.07)	0.115 (0.99)	0.142 (1.20)	0.126 (1.04)	0.117 (0.93)	0.118 (0.92)
SLLP _{it}	+	0.230** (2.32)	0.255*** (2.97)	0.192** (2.59)	0.144** (2.17)	0.100 (1.43)	0.090 (1.35)
SLLP _{it} × from2002 _t	-	-0.301** (-2.29)					
SLLP _{it} × from2003 _t	-		-0.408*** (-4.13)				
SLLP _{it} × from2004 _t	-			-0.383*** (-3.75)			
SLLP _{it} × from2005 _t	-				-0.371*** (-3.28)		
SLLP _{it} × from2006 _t	-					-0.283** (-2.40)	
SLLP _{it} × from2007 _t	-						-0.289** (-2.52)
CHNPL0 _{it}	+	0.009 (1.54)	0.009 (1.57)	0.007 (1.26)	0.006 (1.23)	0.007 (1.33)	0.007 (1.38)
CHNPL1 _{it}	-	0.011 (0.29)	-0.002 (-0.06)	0.006 (0.17)	0.011 (0.30)	0.018 (0.47)	0.020 (0.53)
CHNPL2 _{it}	-	-0.049 (-1.80)	-0.054 (-1.92)	-0.049 (-1.73)	-0.040 (-1.50)	-0.043 (-1.60)	-0.040 (-1.46)
CHNPL3 _{it}	-	-0.011 (-0.23)	-0.011 (-0.23)	-0.006 (-0.13)	0.007 (0.13)	0.009 (0.18)	0.007 (0.13)
BUF _{it-1}	?	-1.445*** (-4.34)	-1.468*** (-4.34)	-1.533*** (-4.35)	-1.531*** (-4.38)	-1.499*** (-4.22)	-1.454*** (-4.26)
Constant		-0.019 (-0.78)	-0.018 (-0.74)	-0.009 (-0.37)	-0.005 (-0.20)	-0.002 (-0.08)	-0.003 (-0.13)
Bank FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations		1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331
Number of banks		97	97	97	97	97	97
Adj. R-squared		0.373	0.381	0.379	0.377	0.371	0.371

(注) 括弧内の数値は銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算したt値である。
 ***, **印はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示している。

RET_{it}およびCHEBTP_{it+1}に有意に正の影響を及ぼすが、それに対応する平時期間には、その影響は有意に低下して、SLLP_{it}はRET_{it}およびCHEBTP_{it+1}に正の影響を及ぼさないことを示している。よって、2000年度を始点とする特定の銀行危機期間には、シグナリング・メカニズムが機能していることが示唆される。また、銀行危機期間において、FCTD_{it}とSLLP_{it}は双方ともにRET_{it}に有意に正の影響を及ぼすことから、それらは補完関係にあることを示唆している。

なお、これらの分析結果は、自己査定 of 債権の代理変数や分析期間を変更しても、同様の結果を得ら

れるとは限らない。例えば、本研究は、5%基準で有意性を判定しているが、表9において、銀行危機期間の終点が2001年度の場合（(1)列）の $SLLP_{it}$ の係数は10%水準で有意に正、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数は10%水準で有意に負、銀行危機期間の終点が2003年度の場合（(3)列）の $SLLP_{it}$ の係数も10%水準で有意に正である。自己査定 of 債権の代理変数や分析期間を変更すると、これらの係数の有意性が変化する可能性がある。そこで、5.3.において自己査定 of 債権の代理変数と分析期間の点から追加分析を行う。

5.3. 追加分析

5.3.1. リスク管理債権を選択した分析結果

追加分析として、自己査定 of 債権の代理変数としてリスク管理債権を選択した分析を行っている。本研究は、自己査定 of 債権の代理変数として金融再生法開示債権を選択している。その理由は、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ためである（例えば、梅澤2015）。実際に、2000年度以降を分析期間としている梅澤（2016）、高須・中野（2016）、高須（2018）は、金融再生法開示債権を選択している。しかし、2000年度以前も分析期間に含めている奥田（2001）、加藤（2004）および矢瀬（2008）はいずれも自己査定 of 債権の代理変数としてリスク管理債権を選択している。選択した代理変数によって、貸倒引当金繰入額の信用リスクの変化に見合う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とリスク管理債権の選択問題は、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、自己査定 of 債権の代理変数として、リスク管理債権を選択して表7から表10と同様の分析を行っている³⁴⁾。分析結果は示していないが、 $SLLP_{it}$ の係数、 $SLLP_{it} \times TIME_t$ （あるいは $IRNPLR_t$ ）の係数および $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数については表7から表10と同様の傾向を示している³⁵⁾。よって、自己査定 of 債権の代理変数として、金融再生法開示債権を選択してもリスク管理債権を選択しても、 $SLLP_{it}$ の係数とその交差項の係数については同様の分析結果を得ることが確認された。

5.3.2. 分析期間に1999年度を含めて、リスク管理債権を選択した分析結果

分析期間に1999年度を含めて、1999年度から2016年度までを分析期間とした分析を行っている。銀行危機を1997年度から2004年度までの8年間とする（例えば、櫻川2006; 佐藤2007; 中林・川嶋2014; 池尾2009）と、本研究は1997年度から1999年度までの3年間を分析期間に含めていないため、本研究の分析期間は、銀行危機の期間を十分カバーできていない一方で、平時の期間を十分カバーしているといえる。そのため、本研究は、分析上の銀行危機期間において $SLLP_{it}$ が RET_{it} および $CHEBTP_{it+1}$ に及ぼす影響を十分捉えていない可能性がある。自己査定 of 債権の代理変数として、金融再生法開示債権を選択した場合には分析期間を過去に延長することはできないが、リスク管理債権を選択した場合には分

34) リスク管理債権を選択しているため、 $INPLR_t$ に替えて $IRNPLR_t$ をモデルに含めて分析を行っている。定義については表1を参照のこと。なお、主要行のみの不良債権比率や協同組織金融機関（信用金庫と信用組合）も含めた不良債権比率を使用しても同様の結果を得ている。

35) $CHRNPL3_{it}$ は $CHNPL3_{it}$ に相当するが、 RET モデル(1)式については、表7と表9では $CHNPL3_{it}$ の係数はいずれも1%水準で有意に負であるが、リスク管理債権を選択した追加分析では、 $CHRNPL3_{it}$ の係数はいずれも有意ではない。

析期間を過去に延長することができる。リスク管理債権を選択した5.3.1.の追加分析の結果は、金融再生法開示債権を選択した表7から表10までの分析結果と同様の傾向を示している。そこで、金融再生法開示債権を選択した場合とリスク管理債権を選択した場合の分析結果が同様であると想定したうえで、分析期間に1999年度を含めて、1999年度から2016年度までを分析期間、自己査定 of 債権の代理変数としてリスク管理債権を選択して、表7から表10と同様の分析を行っている³⁶⁾。

まず、表7と表8と同様に、 $SLLP_{it}$ と $TIME_t$ （あるいは $IRNPLR_t$ ）の交差項を含めて分析を行っている。分析結果は示していないが、RETモデル(1)式とCHEBTTPモデル(2)式の分析結果はそれぞれ表7と表8と同様の傾向を示している。つまり、1999年度から2016年度までを分析期間としても、平均的に、 $SLLP_{it}$ は RET_{it} および $CHEBTTP_{it+1}$ に影響を及ぼさないことを示している。また、 $SLLP_{it}$ と $TIME_t$ （あるいは $IRNPLR_t$ ）の交差項を含めた分析結果は、 $SLLP_{it}$ は RET_{it} および $CHEBTTP_{it+1}$ に正の影響を及ぼすものの、時間の経過あるいは不良債権比率の低下につれて、その影響が弱まることを示している。

この分析結果を踏まえて、表9と表10と同様に、銀行危機の際にシグナリング・メカニズムは機能するか否かを分析する。表11は、RETモデル(1)式の分析結果を示している。まず、(1)列から(6)列までの $EBTP_{it}$ の係数はいずれも1%水準で有意に正、 $FCTD_{it}$ の係数はいずれも5%水準で有意に正、 $CHNPL0_{it}$ の係数はいずれも1%水準で有意に正である。次に、(1)列をみると、 $SLLP_{it}$ の係数は0.202であり、5%水準で有意である。 $SLLP_{it} \times from2002_t$ の係数は-0.310であるが、有意ではない(ただし、10%水準では有意)。(2)列をみると、 $SLLP_{it}$ の係数は0.231であり、1%水準で有意である。 $SLLP_{it} \times from2003_t$ の係数は-0.447であり、5%水準で有意である。(3)列をみると、 $SLLP_{it}$ の係数は0.228であり、5%水準で有意である。 $SLLP_{it} \times from2004_t$ の係数は-0.568であり、1%水準で有意である。(4)列から(6)列において、 $SLLP_{it}$ の係数はいずれも有意ではないが、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数はいずれも有意に負である。よって、銀行危機期間の終点が2002年度あるいは2003年度である場合には、 $SLLP_{it}$ の係数は有意に正、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数は有意に負であり、それらの係数の合計はいずれも負である。

表12は、CHEBTTPモデル(2)式の分析結果を示している。表12をみると、銀行危機期間の終点が2001年度、2002年度、2003年度あるいは2004年度である場合、 $SLLP_{it}$ の係数は有意に正、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数は有意に負であり、それらの合計はいずれも負である。よって、表12は表10と同様の傾向である。

まとめると、CHEBTTPモデル(2)式の分析結果(表12)は、表10と同様の傾向を示しているが、RETモデル(1)式の分析結果(表11)は、表9と異なる傾向を示している。RETモデル(1)式の分析結果をみると、銀行危機期間の終点が2001年度と2003年度の場合の $SLLP_{it}$ の係数は、2000年度以降を分析期間とする表9では5%基準では有意ではない(ただし、双方とも10%水準では有意)が、1999年度以降を分析期間とする表11では5%水準で有意に正である。この相違の原因のひとつとして、サンプルサイズの問題が考えられる。サンプルサイズが大きくなると、t値は大きくなるため、表11の

36) 現行のリスク管理債権は1997年度から開示されているため、 $CHRNPL0_{it}$ から $CHRNPL3_{it}$ は1998年度から利用可能であるが、 BUF_{it-1} が1999年度から利用可能となるため、1999年度のみを分析期間に含めている。

表11 RETモデル(1)式の分析結果(リスク管理債権を選択、銀行危機期間を特定した分析)

VARIABLES	Predicted	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Sign	1999-2016	1999-2016	1999-2016	1999-2016	1999-2016	1999-2016
EBTP _{it}	+	0.398*** (6.04)	0.402*** (6.33)	0.405*** (6.65)	0.392*** (6.46)	0.383*** (6.32)	0.382*** (6.29)
FCTD _{it}	+	0.025** (2.31)	0.027** (2.47)	0.027** (2.48)	0.026** (2.33)	0.025** (2.28)	0.024** (2.20)
GLLP _{it}	?	-0.198 (-1.26)	-0.225 (-1.48)	-0.203 (-1.29)	-0.212 (-1.34)	-0.227 (-1.42)	-0.207 (-1.28)
SLLP _{it}	+	0.202** (2.32)	0.231*** (2.81)	0.228** (2.42)	0.154 (1.62)	0.132 (1.51)	0.090 (0.97)
SLLP _{it} × from2002 _t	-	-0.310 (-1.74)					
SLLP _{it} × from2003 _t	-		-0.447** (-2.57)				
SLLP _{it} × from2004 _t	-			-0.568*** (-4.54)			
SLLP _{it} × from2005 _t	-				-0.492*** (-2.82)		
SLLP _{it} × from2006 _t	-					-0.508*** (-4.21)	
SLLP _{it} × from2007 _t	-						-0.372*** (-2.70)
CHRNPL0 _{it}	+	0.039*** (3.48)	0.039*** (3.55)	0.036*** (3.45)	0.036*** (3.41)	0.037*** (3.45)	0.038*** (3.46)
CHRNPL1 _{it}	-	-0.027 (-0.52)	-0.042 (-0.78)	-0.035 (-0.67)	-0.028 (-0.54)	-0.026 (-0.50)	-0.024 (-0.45)
CHRNPL2 _{it}	-	-0.032 (-0.93)	-0.036 (-1.00)	-0.034 (-0.93)	-0.021 (-0.58)	-0.020 (-0.56)	-0.018 (-0.50)
CHRNPL3 _{it}	-	-0.050 (-0.66)	-0.056 (-0.73)	-0.041 (-0.57)	-0.033 (-0.44)	-0.034 (-0.45)	-0.049 (-0.64)
Constant		-0.044 (-1.45)	-0.049 (-1.64)	-0.050 (-1.71)	-0.041 (-1.40)	-0.037 (-1.25)	-0.032 (-1.10)
Bank FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations		1,423	1,423	1,423	1,423	1,423	1,423
Number of banks		98	98	98	98	98	98
Adj. R-squared		0.555	0.557	0.559	0.557	0.557	0.555

(注) 括弧内の数値は銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算したt値である。
***、**印はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示している。

SLLP_{it}の係数は5%水準で有意となった可能性がある。換言すると、銀行危機期間が1年度分追加されたために、SLLP_{it}の係数は5%水準で有意となったのかもしれない。本来であれば、1997年度から2004年度までの銀行危機期間(例えば、櫻川 2006; 佐藤 2007; 中林・川嶋 2014; 池尾 2009)をすべて分析期間に含めて分析することが望ましい。しかし、データの制約上これ以上過去にさかのぼって分析期間(銀行危機期間)を拡張することはできないため、この点については、本研究の限界の一つであると考えられる。

表12 CHEBTPモデル(2)式の分析結果（リスク管理債権を選択、銀行危機期間を特定した分析）

VARIABLES	Predicted	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Sign	1999-2016	1999-2016	1999-2016	1999-2016	1999-2016	1999-2016
CHEBTP _{it}	-	-0.436*** (-13.63)	-0.434*** (-13.15)	-0.437*** (-13.46)	-0.439*** (-13.46)	-0.440*** (-13.48)	-0.441*** (-13.60)
GLLP _{it}	?	0.208 (1.86)	0.191 (1.73)	0.212 (1.89)	0.202 (1.78)	0.202 (1.77)	0.202 (1.74)
SLLP _{it}	+	0.163** (2.06)	0.188** (2.59)	0.145** (2.23)	0.112** (2.00)	0.074 (1.34)	0.069 (1.28)
SLLP _{it} × from2002 _t	-	-0.241** (-2.41)					
SLLP _{it} × from2003 _t	-		-0.349*** (-4.23)				
SLLP _{it} × from2004 _t	-			-0.337*** (-3.62)			
SLLP _{it} × from2005 _t	-				-0.340*** (-2.97)		
SLLP _{it} × from2006 _t	-					-0.249** (-2.37)	
SLLP _{it} × from2007 _t	-						-0.269*** (-2.87)
CHRNPL0 _{it}	+	0.011** (2.01)	0.011** (2.05)	0.009 (1.81)	0.009 (1.76)	0.010 (1.80)	0.010 (1.83)
CHRNPL1 _{it}	-	-0.030 (-1.06)	-0.041 (-1.43)	-0.034 (-1.19)	-0.030 (-1.10)	-0.029 (-1.04)	-0.027 (-1.00)
CHRNPL2 _{it}	-	-0.049 (-1.74)	-0.052 (-1.94)	-0.047 (-1.76)	-0.039 (-1.52)	-0.038 (-1.46)	-0.037 (-1.42)
CHRNPL3 _{it}	-	-0.012 (-0.14)	-0.017 (-0.20)	-0.008 (-0.09)	0.000 (0.00)	-0.006 (-0.07)	-0.010 (-0.12)
BUF _{it-1}	?	-1.307*** (-4.15)	-1.317*** (-4.17)	-1.382*** (-4.22)	-1.389*** (-4.25)	-1.371*** (-4.12)	-1.338*** (-4.16)
Constant		0.016 (0.88)	0.013 (0.79)	0.019 (1.09)	0.022 (1.25)	0.025 (1.44)	0.024 (1.39)
Bank FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations		1,423	1,423	1,423	1,423	1,423	1,423
Number of banks		98	98	98	98	98	98
Adj. R-squared		0.376	0.382	0.381	0.379	0.374	0.375

(注) 括弧内の数値は銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算したt値である。
 ***, **印はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示している。

5.3.3. 将来業績の代理変数として調整前利益を選択した分析結果

追加分析として、将来業績の代理変数として調整前利益 (EBTP_{it+1}) を選択して (例えば, Liu et al. 1997; Beaver et al. 1997; Liu and Ryan 2006)、表8および表10と同様の分析を行っている。具体的には、(2)式の被説明変数 (および説明変数) をCHEBTP_{it+1(t)} からEBTP_{it+1(t)} に替えたモデル (以下、EBTPモデル) によって、(1) 自己査定 of 債権の代理変数として金融再生法開示債権を選択した分析、(2) リスク管理債権を選択した分析、(3) 分析期間に1999年度を含めて、リスク管理債権を選択した分析を行っている。なお、この3つの分析結果は同様の傾向を示しているため、ここでは、(1) 自己査

定の債権の代理変数として金融再生法開示債権を選択した分析結果のみを示すこととする。

まず、表8と同様に、EBTPモデルに $SLLP_{it} \times TIME_t$ (INPLR_t)を含めて分析を行っている。分析結果は示していないが、 $EBTP_{it}$ と $CHNPL0_{it}$ の係数はいずれも有意に正、 $CHNPL2_{it}$ 、 $CHNPL3_{it}$ と BUF_{it-1} の係数はいずれも有意に負である。 $SLLP_{it}$ の係数はいずれも有意に正であるが、 $SLLP_{it} \times TIME_t$ の係数は負であるもののいずれも有意ではない。 $SLLP_{it} \times INPLR_t$ の係数は、 BUF_{it-1} を含めない場合は有意ではないが、 BUF_{it-1} を含めた場合は有意に負である。

次に、表10と同様に、銀行危機の際にシグナリング・メカニズムは機能するか否かを分析する。表13

表13 EBTPモデルの分析結果 (金融再生法開示債権を選択、銀行危機期間を特定した分析)

VARIABLES	Predicted	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Sign	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016
$EBTP_{it}$	-	0.180*** (4.32)	0.182*** (4.42)	0.181*** (4.46)	0.176*** (4.37)	0.170*** (4.09)	0.170*** (4.10)
$GLLP_{it}$?	0.076 (1.04)	0.067 (0.94)	0.086 (1.14)	0.070 (0.91)	0.056 (0.72)	0.060 (0.78)
$SLLP_{it}$	+	0.364*** (4.15)	0.386*** (5.47)	0.350*** (5.08)	0.344*** (5.32)	0.312*** (4.89)	0.294*** (4.71)
$SLLP_{it} \times from2002_t$	-	-0.199** (-2.12)					
$SLLP_{it} \times from2003_t$	-		-0.281*** (-3.04)				
$SLLP_{it} \times from2004_t$	-			-0.280** (-2.20)			
$SLLP_{it} \times from2005_t$	-				-0.363*** (-2.65)		
$SLLP_{it} \times from2006_t$	-					-0.322** (-2.14)	
$SLLP_{it} \times from2007_t$	-						-0.293 (-1.78)
$CHNPL0_{it}$	+	0.016*** (2.73)	0.016*** (2.78)	0.014*** (2.79)	0.014*** (2.80)	0.014*** (2.83)	0.015*** (2.84)
$CHNPL1_{it}$	-	0.011 (0.34)	0.001 (0.04)	0.007 (0.20)	0.008 (0.25)	0.015 (0.47)	0.017 (0.53)
$CHNPL2_{it}$	-	-0.055** (-2.31)	-0.059** (-2.44)	-0.056** (-2.31)	-0.049** (-2.06)	-0.051** (-2.24)	-0.049** (-2.03)
$CHNPL3_{it}$	-	-0.080** (-2.24)	-0.081** (-2.19)	-0.078** (-2.08)	-0.068 (-1.84)	-0.064 (-1.77)	-0.068 (-1.92)
BUF_{it-1}	?	-1.015*** (-4.00)	-1.035*** (-4.07)	-1.078*** (-4.04)	-1.103*** (-4.07)	-1.086*** (-3.98)	-1.028*** (-3.88)
Constant		0.052** (2.56)	0.052** (2.60)	0.058*** (2.79)	0.059*** (2.88)	0.062*** (3.03)	0.061*** (2.97)
Bank FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations		1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331
Number of banks		97	97	97	97	97	97
Adj. R-squared		0.387	0.393	0.392	0.398	0.393	0.391

(注) 括弧内の数値は銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算したt値である。
***、**印はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示している。

は、EBTPモデルの分析結果を示している。(1)列は2000年度から2001年度までを銀行危機期間、2002年度から2016年度までを平時期間とした場合の分析結果である。まず、 $EBTP_{it}$ の係数はいずれも1%水準で有意に正、 BUF_{it-1} の係数はいずれも1%水準で有意に負を示している。次に、(1)列をみると、 $SLLP_{it}$ の係数は0.364、 $SLLP_{it} \times from2002_t$ の係数は-0.199であり、双方ともに有意である。(2)列から(5)列においても、 $SLLP_{it}$ の係数は正で有意、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数は負で有意である。(6)列において、 $SLLP_{it}$ の係数は正で有意であるが、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数は有意ではない。

まとめると、EBTPモデルの分析結果は、本研究の分析期間において、 $SLLP_{it}$ は平均的に $EBTP_{it+1}$ に有意に正の影響を及ぼすことを示している³⁷⁾。よって、本研究の分析期間を通じて、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高いという関係が安定的に成立していることを示唆している。

5.4. 分析結果の要約と先行研究との整合性

5.4.1. 分析結果の要約

分析結果をまとめると、はじめに、ベースラインの分析結果（表7の(1)列、表8の(1)列）は、平均的に、シグナリング・メカニズムが機能していないことを示唆している。まず、RETモデル(1)式の分析結果（表7の(1)列）より、「H1.1：信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。」は支持されない。次に、CHEBTPモデル(2)式の分析結果（表8の(1)列）より、「H1.2：信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。」は支持されない。よって、H1は支持されず、本研究の分析期間を通じて、シグナリング・メカニズムが安定的に機能しているとはいえない。

しかし、本研究の分析期間において、シグナリング・メカニズムは全く機能していなかったというわけではない。時間の経過あるいは不良債権比率の推移を考慮に入れた分析結果（表7の(2)列と(3)列、表8の(2)列と(3)列）は、時間の経過あるいは不良債権比率の低下につれて、シグナリング・メカニズムの機能が低下することを示している。まず、RETモデル(1)式の分析結果（表7の(2)列と(3)列）は、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価されるものの、時間の経過あるいは不良債権比率の低下につれて、それらの関係が弱まることを示している。次に、CHEBTPモデル(2)式の分析結果（表8の(2)列と(3)列）は、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高いものの、時間の経過あるいは不良債権比率の低下につれて、それらの関係が弱まることを示している。よって、本研究の分析期間において、シグナリング・メカニズムは、不良債権比率が高いときには機能していたが、不良債権比率の低下につれて、その機能は低下したものと解釈できる。

そこで、サンプルを銀行危機期間と平時期間に特定した分析結果をまとめると、まず、RETモデル

37) 追加分析として、銀行危機期間の終点が2007年度の場合から2015年度の場合までのそれぞれについても分析を行っている。分析結果は示していないものの、その結果は、 $SLLP_{it}$ の係数はいずれも正で有意である一方で、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数はいずれも有意ではないことを示している。

(1) 式の分析結果 (表9および表11) について、表9では銀行危機の始点を2000年度、その終点を2002年度とした場合 (表11では銀行危機の始点を1999年度、その終点を2002年度あるいは2003年度とした場合)、銀行危機期間では、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価されるという関係が得られる一方で、平時期間ではそうした関係はみられない。

次に、CHEBTPモデル(2)式の分析結果(表10および表12)について、表10では銀行危機の始点を2000年度、その終点を2001年度、2002年度、2003年度あるいは2004年度とした場合(表12では銀行危機の始点を1999年度、その終点を2001年度、2002年度、2003年度あるいは2004年度とした場合)、銀行危機期間では、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高いという関係が得られる一方で、平時期間ではそうした関係はみられない。

まとめると、RETモデル(1)式の分析結果(表9および表11)とCHEBTPモデル(2)式の分析結果(表10および表12)はおおむねH2と整合的である。2000年前後の銀行危機が深刻な頃、少なくとも2002年度までを銀行危機と特定した場合には、市場の評価に係る仮説(信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。)と、銀行の将来業績に係る仮説(信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。)のそれぞれの関係が双方ともに成立していた。しかし、それらの関係は、銀行危機が終息した後は、双方ともに成立していない。よって、H2は支持され、シグナリング・メカニズムは、銀行危機の際には機能するが、平時には機能しないものと解釈できる。

なお、分析結果をみると、市場の評価に係る仮説と銀行の将来業績に係る仮説のそれぞれの関係が成立する期間は異なっている。理論上、「銀行の行動」と「市場の評価」は同時に安定性を失うというよりも、いずれか一方の安定性が失われてから、もう一方の安定性も失われると考えられる。そのため、分析結果をみる限りでは、「市場の評価」の安定性が先に失われて、その後に「銀行の行動」の安定性も失われたことによって、シグナリング・メカニズムは機能しなくなったものと解釈される³⁸⁾。

また、追加分析として、将来業績の代理変数として調整前利益($EBTP_{it+1}$)を選択した分析も行っている。EBTPモデルの分析結果(表13)は、本研究の分析期間を通じて、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高いという関係が安定的に成立していることを示唆している。他方で、RETモデル(1)式の分析結果(表7、表9および表11)とCHEBTPモデル(2)式の分析結果(表8、表10および表12)は、それぞれの関係は安定的ではなく、銀行危機期間のみ成立することを示唆している。そのため、EBTPモデルの分析結果は、RETモデル(1)式とCHEBTPモデル(2)式の分析結果と整合的ではない。銀行の利益平準化仮説の検証において、調整前利益は、銀行経営者の利益平準化のインセンティブの代理変数でもある³⁹⁾。そのため、EBTPモデルの分析結果は、シグナリング仮説ではなく、利益平準化仮説と関連する何かを捉えている可能性がある。しかし、それを明らかにすることは本研究の研究範囲を超えるためここでは立ち入らないこととする。

38) RETモデル(1)式の分析結果(表9および表11)を踏まえると、分析期間(銀行危機期間)を過去にさかのぼって延長すると、RETモデル(1)式の $SLLP_{it}$ の係数とその交差項の係数が有意となり、市場の評価に係る仮説と銀行の将来業績に係る仮説のそれぞれの関係が成立する期間が同じになる可能性を排除できない。しかし、この点については、データの制約上、検証できないため、本研究の限界の一つであると考えられる。

39) 利益平準化仮説は、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)が多い銀行ほど、貸倒引当金繰入額を増加して利益を平準化するという仮説である。

5.4.2. 本研究の分析結果と先行研究の分析結果との整合性

本研究の分析結果をまとめると、シグナリング・メカニズムは安定的には機能していないものの、銀行危機が深刻な頃には、銀行の行動がシグナルとなり、それに見合った市場の評価が実現し、銀行と市場の共有している信念が安定することによって、翌期も銀行行動がシグナルとなる、という循環が生まれ、シグナリング・メカニズムは機能していた。しかし、不良債権処理のヤマ場を越え、銀行の不良債権処理の重要性が低下するにつれて、上記の循環も滞り、シグナリング・メカニズムは機能しなくなったと考えられる。よって、本研究は、「シグナリング・メカニズムは、銀行危機が深刻なときには機能するが、銀行危機から平時に移行するにつれて、機能しなくなる。」と結論付けられる。

こうした本研究の結論は、日本の先行研究の分析結果とも整合的であると考えられる。まず、市場の評価の分析について、音川（1998）は1992年度から1996年度までを分析期間として、貸倒引当金、償却債権取立勘定および海外債権引当勘定の合計額と株価の負の関係を見出している。大日方（1998）は1991年度から1996年度までを分析期間として、貸倒引当金繰入額と株価の正の関係、償却債権取立勘定への繰入額と株価の負の関係を示している。他方で、本研究は、2000年度から2016年度まで（追加分析として、1999年度から2016年度まで）を分析期間として、(1) 銀行危機の際に、株式収益率と個別貸倒引当金繰入額の正の関係を見出しているものの、(2) 銀行危機が終息した後は、それが正の関係を示さないことを見出している。これらの研究を併せてみると、2000年前後に不良債権比率が高まるにつれて、「信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。」という関係が生じたものの、不良債権比率が低下するにつれて、そうした関係がなくなると推測される。

次に、銀行の将来業績の分析について、大日方（1998）は、1991年度から1996年度までを分析期間として、当期の償却債権取立勘定への繰入額と翌期の当期利益の負の関係を示しており、銀行の将来業績に係る仮説と整合的な結果を得られていない。他方で、本研究は、2000年度から2016年度まで（追加分析として、1999年度から2016年度まで）を分析期間として、(1) 銀行危機の際に、当期の個別貸倒引当金繰入額と将来業績の正の関係を見出しているものの、(2) 銀行危機が終息した後は、それが正の関係を示さないことを見出している。これらの研究を併せてみると、2000年前後に不良債権比率が高まるにつれて、「信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。」という関係が生じたものの、不良債権比率が低下するにつれて、そうした関係がなくなると推測される。

以上のように、日本の先行研究と本研究の分析結果を併せてみると、銀行危機が深刻となり、金融監督政策が立ち上がるにつれて、シグナリング・メカニズムが機能し始めた。しかし、銀行危機が終息するにつれて、シグナリング・メカニズムは機能しなくなったと解釈できる。また、日米両国でシグナリング・メカニズムが機能する状況は似通っていることがわかる。Wahlen (1994) の銀行危機期間には、銀行行動がシグナルとなり、それに見合った市場の評価が実現し、銀行と市場の共有している信念が安定することによって、翌期も銀行行動がシグナルとなる、という循環が生まれ、シグナリング・メカニズムは機能していた。しかし、銀行危機のヤマ場を越えた、Ahmed et al.(1999)の景気拡大局面には、上記の循環も滞り、シグナリング・メカニズムは機能しなくなったと解釈できる。よって、「シグナリ

ング・メカニズムは、銀行危機が深刻なときには機能するが、銀行危機から平時に移行するにつれて、機能しなくなる。」という本研究の結論は、日米両国の先行研究の分析結果とも整合的であると考えられる。

6. 発見事項の要約

本研究は、不良債権比率が高いときには、個別貸倒引当金繰入額のシグナリング仮説と整合的な実証結果を得ている。つまり、銀行危機の際には、(1) 信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。(2) 信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い、という関係が双方ともに成立していた。これらの分析結果は、銀行危機の際には、シグナリング・メカニズムが機能していることを示唆している。しかし、不良債権比率が低下するにつれて、銀行危機が終息した後には、それらの関係は双方ともに成立していない。これらの分析結果は、平時には、シグナリング・メカニズムが機能していないことを示唆している。以上より、本研究は、「シグナリング・メカニズムは、銀行危機が深刻なときには機能するが、銀行危機から平時に移行するにつれて、機能しなくなる。」と結論付けられる。

本研究の残された課題は、シグナリング・メカニズムが機能しはじめる過程を検証することである。本研究は、銀行危機から平時に移行する期間を分析期間として、シグナリング・メカニズムは機能しなくなったことを明らかにした。この結果を先行研究と併せてみると、1990年代前半の平時から2000年前後の銀行危機へ移行するにつれて、シグナリング・メカニズムが機能し始めたものと推測される。しかし、1990年代を分析期間とする場合、国内の不良債権の開示制度の整備が十分になされていないため、分析に必要なデータを利用することができない。そこで、本研究に残された課題は、今後、不良債権問題が生じた際に、シグナリング仮説の検証を行うことによって、シグナリング・メカニズムが機能し始める過程を明らかにすることである。こうした分析によって、シグナリング・メカニズムの機能をより明らかにできると考えられるが、それは別の機会に行うこととする。

《参考文献》

- Ahmed, A., 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.
- Allen, F., Michaely, R., 2003. Payout policy. In *Handbook of the Economics of Finance*, ed. Constantinides, G., Harris, M., Stulz, R., 337-429. Elsevier: North Holland.
- Balla, E., Rose, M., Romero, J., 2012. Loan loss reserve accounting and bank behavior. Federal Reserve Bank of Richmond *Economic Brief* 12-03, 1-4.
- Beatty, A., Liao, W., 2014. Financial accounting in the banking industry: A review of the empirical literature. *Journal of Accounting and Economics* 58, 339-383.
- Beaver, W., Ryan, S., Wahlen, J., 1997. When is "Bad News" viewed as "Good News"? *Financial Analysts Journal* 53, 45-53.
- Berger, A., DeYoung, R., 1997. Problem loans and cost efficiency in commercial banks. *Journal of Banking & Finance* 21, 849-870.
- Bushman, R., 2014. Thoughts on financial accounting and the banking industry. *Journal of Accounting and Economics* 58, 384-395.
- Bushman, R., 2016. Transparency, accounting discretion, and bank stability. *Economic Policy Review* 22, 129-149.

- Bushman, R., Landsman, W., 2010. The pros and cons of regulating corporate reporting: A critical review of the arguments. *Accounting and Business Research* 40, 259-273.
- 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.
- Federal Deposit Insurance Corporation, 1997. An Examination of the Banking Crises of the 1980s and Early 1990s, History of the Eighties - Lessons for the Future, Vol. 1, Federal Deposit Insurance Corporation.
- 堀内昭義, 2006. 「日本の銀行危機とその対応策の評価」『フィナンシャル・レビュー』第86号, 99-121.
- 池尾和人編, 2009. 『不良債権と金融危機』, 慶応義塾大学出版会.
- John, K., Williams, J., 1985. Dividends, dilution, and taxes: A signaling equilibrium. *Journal of Finance* 40, 1053-1070.
- Kanagaretnam, K., Lobo, G., Yang, D., 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』第64巻第1号, 61-70.
- Kilic, E., Lobo, G., Ranasinghe, T., Sivaramakrishnan, K., 2013. The Impact of SFAS 133 on income smoothing by banks through loan loss provisions. *The Accounting Review* 88, 233-260.
- 児嶋隆, 2015. 『銀行の不良債権処理と会計・監査』, 中央経済社.
- 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., 2006. Income smoothing over the business cycle: Changes in banks' coordinated management of provisions for loan losses and loan charge-offs from the pre-1990 bust to the 1990s boom. *The Accounting Review* 81, 421-441.
- 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.
- Louzis, D., Vouldis, A., Metaxas, V., 2012. Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios. *Journal of Banking & Finance* 36, 1012-1027.
- Lys, T., Naughton, J., Wang, C., 2015. Signaling through corporate accountability reporting. *Journal of Accounting Research* 60, 56-72.
- Lys, T., Watts, R., 1994. Lawsuits against auditors. *Journal of Accounting Research (Suppl.)*, 65-93.
- Miller, M., Rock, K., 1985. Dividend policy under asymmetric information. *Journal of Finance* 40, 1031-1051.
- 中林真幸・川嶋稔哉, 2014. 「1990年代末から2000年代における銀行不良債権処理の進行」, FSA Institute Discussion Paper Series DP2014-1, 1-63 (<https://www.fsa.go.jp/frtc/seika/discussion/2014/02.pdf>).
- Nicoletti, A., 2018. The effects of bank regulators and external auditors on loan loss provisions. *Journal of Accounting and Economics* 66, 244-265.
- 日本経済新聞, 2004a. 「薄らぐ3月危機、でも不安残る——検査と監査、協調課題（けいざい解説）」（2004年3月14日朝刊）.
- 日本経済新聞, 2004b. 「地銀監査と金融検査の引当額、かい離率「受容範囲内」——会計士協調べ。」（2004年3月24日朝刊）.
- 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).
- 日経金融新聞, 2004. 「公認会計士協が「地銀監査」報告——「検査」との格差不信残す（プリズム）」（2004年3月24日朝刊）.
- 西山慶彦・新谷元嗣・川口大司・奥井亮, 2019. 『計量経済学』, 有斐閣.
- 大日方隆, 1998. 「不良債権の償却情報の意味 - “Earnings Response Coefficient” の検証を通じて -」, IMES Discussion Paper Series No.98-J-32, 1-63 (<https://www.imes.boj.or.jp/research/papers/japanese/98-J-32.pdf>).
- 越智信仁, 2013. 「銀行監督と会計士業務の連携強化：金融危機後の議論を踏まえた改善策と課題」『企業研究』第23号, 89-117.
- 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』第126巻第5号, 553-565.
- 音川和久, 1998. 「不良債権の会計情報と株価形成」『会計』第154巻第2号, 41-53.
- Podpiera, J., Weill, L., 2008. Bad luck or bad management? Emerging banking market experience. *Journal of Financial Stability* 4, 135-148.
- Reinhart, C., Rogoff, K., 2011. From financial crash to debt crisis. *American Economic Review* 101, 1676-1706.
- Ryan, S., 2011. Financial reporting for financial instruments. *Foundations and Trends® in Accounting* 6: 3-4.
- 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』第86号, 122-141.
- Salas, V., Saurina, J., 2002. Credit risk in two institutional regimes: Spanish commercial and savings banks. *Journal of Financial Services Research* 22, 203-224.
- 佐藤隆文編, 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.

- Spence, A., 1973. Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics* 87, 355-379.
- Spence, A., 1976. Competition in salaries, credentials, and signaling prerequisites for jobs. *The Quarterly Journal of Economics* 90, 51-74.
- St. Pierre, K., Anderson, J., 1984. An analysis of the factors associated with lawsuits against public accountants. *The Accounting Review* 59, 242-263.
- 高須悠介, 2018. 「貸倒引当金の保守性と将来業績」『横浜経営研究』第38巻第3・4号, 165-180.
- 高須悠介・中野誠, 2016. 「貸倒引当金の保守性と利益評価」『横浜経営研究』第36巻第3・4号, 33-54.
- Thoman, L., 1996. Legal damages and auditor efforts. *Contemporary Accounting Research* 13, 275-306.
- 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』第51号, 75-107.
- 梅澤俊浩, 2016. 「地方銀行の貸倒引当金繰入額に係る裁量的行動」『現代ディスクロージャー研究』第15号, 41-84.
- Wahlen, J., 1994. The nature of information in commercial bank loan loss disclosures. *The Accounting Review* 69, 455-478.
- Wall, L., Koch, T., 2000. Bank loan-loss accounting: A review of theoretical and empirical evidence. *Economic Review (Federal Reserve Bank of Atlanta)* 85 Second Quarter, 1-19.
- Wooldridge, J., 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, second edition. MIT Press, Cambridge (MA).
- 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』第45巻第2号, 65-88.

日本経営分析学会・日本ディスクロージャー研究学会 (第18回研究大会) 連合大会2018プログラム

主催社・主催校 日本経済新聞社・関西学院大学

統一シンポジウム・テーマ 「わが国の会計、監査、およびディスクロージャーの在り方」 「経営分析の研究および教育の今後」

連合大会準備委員会

日本経営分析学会	準備委員長	中嶋規夫 (日本経済新聞社)
日本ディスクロージャー研究学会	準備委員長	大村 泰 (日経メディアマーケティング)

連合大会プログラム委員会

日本経営分析学会	委員長	阪 智香 (関西学院大学)
	委員 (事務局)	浅野信博 (大阪市立大学)
	委員	田村香月子 (関西大学)
	委員	井上修一 (日本経済新聞社)
日本ディスクロージャー研究学会	委員長	乙政正太 (関西大学)
	委員 (事務局)	榎本正博 (神戸大学)
	委員	三輪一統 (神戸大学)
	委員	神谷佳緒里 (日経メディアマーケティング)
	委員	古山 徹 (日経メディアマーケティング)

開催日 2018年10月13日 (土) ~14日 (日)

開催場所 日本経済新聞社 大阪本社・関西学院大学・大阪梅田キャンパス

10月13日 (土)

会場：日本経済新聞社大阪本社1階カンファレンスルーム

参加受付 9：30～17：00 1階ホール

17：20～ 三井ガーデンホテル大阪淀屋橋

BAA理事会 12：40～13：20 日本経済新聞社大阪本社7階7A会議室

懇親会 17：30～ 三井ガーデンホテル大阪淀屋橋

10月14日 (日)

会場：関西学院大学大阪梅田キャンパス

参加受付 10：20～12：10 1404教室

12：10～14：20 1005教室

データベース協議会 10：40～12：10 1401教室、1402教室

賛助法人展示ブース 10：40～12：10 1403教室

会員控室（午後は受付と共用） 10：20～14：30 1005教室

BAA・JARDIS理事会 14：40～17：00 1005教室

【賛助企業】

- ・株式会社アイフィスジャパン
- ・大阪商工会議所
- ・株式会社QUICK
- ・株式会社税務研究会
- ・株式会社中央経済社
- ・株式会社東洋経済新報社
- ・日経メディアマーケティング株式会社
- ・株式会社日本経済新聞社
- ・株式会社ネオステージ
- ・ビューロー・ヴァン・ダイク・エレクトロニック・パブリッシング株式会社
- ・株式会社プロネクサス
- ・マージェント・ジャパン株式会社

●10月13日（土）

【連合大会シンポジウム I】 10：00～11：30

テーマ：「経営分析の研究および教育の今後」

- 10：00～10：05 司会・コーディネータ挨拶および趣旨説明
中條祐介（横浜市立大学教授、JARDIS副会長）
- 10：05～10：15 薄井 彰（早稲田大学教授、BAA会長）
- 10：15～10：25 坂上 学（法政大学教授、JARDIS会長）
- 10：25～10：35 坂本恒夫（明治大学名誉教授、BAA元会長）
- 10：35～10：45 柴 健次（関西大学教授、JARDIS元会長）
- 10：45～11：30 パネルディスカッション

休憩 11：30～14：30

- 11：30～12：40 JARDIS会員総会・学術賞授与式・推戴式
- 12：40～13：20 BAA理事会 日本経済新聞社大阪本社7階7A会議室
- 13：20～14：30 BAA会員総会・学会賞授与式

【連合大会シンポジウムⅡ】 14：30～17：00

「わが国の会計、監査、およびディスクロージャーの在り方」

14：30～14：35 司会・コーディネータ挨拶および趣旨説明
奥村雅史（早稲田大学教授、BAA副会長）

基調講演

14：35～15：05 薄井 彰（早稲田大学教授、日本経営分析学会会長、
日本ディスクロージャー研究学会前会長）

「日本の会計、監査、およびディスクロージャーの研究とグローバルスタンダード」

15：05～15：35 関根愛子（日本公認会計士協会会長）

「わが国の公認会計士監査と公認会計士の果たすべき役割」

15：35～16：05 前田昌孝（日本経済新聞社編集委員）

「投資家から見たディスクロージャーの課題」

16：05～16：15 休憩

16：15～17：00 パネルディスカッション

懇親会 17：30～19：30 三井ガーデンホテル大阪淀屋橋

●10月14日（日）

【データベース協議会】 10：40～12：10

1401教室

10：40～11：20 日経メディアマーケティング

11：30～12：10 QUICK

1402教室

10：40～11：20 ネオステージ

11：30～12：10 マージェント・ジャパン

【賛助法人展示ブース】 10：40～12：10 1403教室

【自由論題報告Ⅰ】 10：40～12：10

BAA 01－経営分析（会計分析）

<第1会場>14階1405教室

司会：向伊知郎（愛知学院大学）

10：40～11：25 蔣 飛鴻（実践女子大学）

「中国会計基準のIFRSsへのコンバージェンスと会計情報の質」

11：25～12：10 井端和男（井端和男公認会計士事務所）

「グラフによる売上債権異常発見法」

JARDIS 01－会計ディスクロージャー

<第2会場>14階1406教室

司会：木村史彦（東北大学）

10：40～11：25 石田惣平（埼玉大学）・蜂谷豊彦（一橋大学）

「経営者の在任期間と業績予想に対するバイアス」

11：25～12：10 梅澤俊浩（北九州市立大学）

「地域銀行における部分直接償却、貸出金償却および償却債権取立益の関係」

JARDIS 02－社会ディスクロージャー

<第3会場>14階1408教室

司会：林 隆敏（関西学院大学）

10：40～11：25 黒木 淳（横浜市立大学）

「医療法人における財務状況の現状と課題—医療法人事業報告データを用いた実態分析—」

11：25～12：10 平田沙織（長岡大学）

「社会福祉法人のディスクロージャーにおける一試論—統合報告書作成を中心に—」

【自由論題報告Ⅱ】 13：00～14：30

BAA 02－経営分析（業種別経営分析）

<第4会場>13階8号室

司会：山本達司（同志社大学）

13：00～13：45 秋葉 健（高崎経済大学）

「日本における旅客鉄道事業の輸送密度と営業収支の関連性—平成27年度鉄道統計年報を基にして—」

13：45～14：30 加藤仁史（明治大学）

「建設会社における生産性と営業力の役割」

JARDIS 03－市場ディスクロージャー

<第2会場>14階1406教室

司会：北川教央（神戸大学）

13：00～13：45 根建晶寛（福島大学）

「ディスクロージャーと利益の関係性が配当政策に与える影響—当期純利益はいかなる時に相対的に有用な財務情報となりうるか—」

13：45～14：30 金 奕群（早稲田大学）

「決算短信におけるXBRL適用と投資家のアンダーリアクション—適用前後の株価ドリフトの分析—」

BAA & JARDIS 01－コーポレートガバナンス

司会：音川和久（神戸大学）

<第3会場>14階1408教室

13：00～13：45 大沼 宏（東京理科大）・石黒武秀（東京理科大）

「経営者の自信過剰と租税負担削減行動」

13：45～14：30 今西史弥（大阪市立大学）

「ゴーイング・コンサーン情報開示と監査人の交代」

14：40～17：00 BAA・JARDIS理事会 1005教室（10階）

日本経営分析学会・日本ディスクロージャー研究学会

第36回年次大会2019プログラム

主催校 早稲田大学

統一論題 「会計、経営と経済の境界と融合」

第36回年次大会準備委員会

委員長 薄井 彰 (早稲田大学)

副委員長 奥村雅史 (早稲田大学)

大鹿智基 (早稲田大学)

委員 坂上 学 (法政大学)

浅野敬志 (首都大学東京)

海老原崇 (武蔵大学)

稲葉喜子 (はやぶさコンサルティング)

川島健司 (法政大学)

佐々木貴司 (PwCあらた監査法人)

首藤昭信 (東京大学)

新谷 理 (城西国際大学)

鈴木智英 (早稲田大学)

高橋克幸 (早稲田大学)

高橋美穂子 (法政大学)

高橋由香里 (武蔵大学)

中野貴之 (法政大学)

成岡浩一 (専修大学)

町田祥弘 (青山学院大学)

宮川 宏 (目白大学)

米岡英治 (茨城キリスト教大学)

若林利明 (上智大学)

プログラム委員会

委員長 首藤昭信 (東京大学)

副委員長 吉田 靖 (東京経済大学)

奥田真也 (名古屋市立大学)

委員 薄井 彰 (早稲田大学)

坂上 学 (法政大学)

浅野敬志 (首都大学東京)

浅野信博 (大阪市立大学)

岩崎拓也 (関西大学)

海老原崇 (武蔵大学)

太田康広 (慶應義塾大学)

大沼 宏 (中央大学)

北川教央 (神戸大学)

阪 智香 (関西学院大学)

平井裕久 (神奈川大学)

町田祥弘 (青山学院大学)

開催日 2019年7月12日(金)～14日(日)

開催場所 早稲田大学・早稲田キャンパス

7月12日(金)

会場：早稲田大学 早稲田キャンパス11号館

学会賞審査委員会 14：00～15：00 11号館4階第2会議室

編集委員会 15：30～16：30 11号館4階第2会議室

理事会 17：00～19：00 11号館4階第4会議室

7月13日(土)

会場：早稲田大学 早稲田キャンパス 18号館国際会議場
参加受付 9：30～17：00 18号館国際会議場1階ロビー
学術賞受賞記念講演 10：00～12：00 井深大記念ホール
会員総会 13：00～14：00 井深大記念ホール
基調講演 14：10～16：10 井深大記念ホール
特別講演・公開講座 16：30～18：00 井深大記念ホール
懇親会 18：30～20：00 25号館大隈ガーデンハウス3階

7月14日(日)

会場：早稲田大学 早稲田キャンパス18号館国際会議場
参加受付 9：30～15：00 18号館国際会議場1階ロビー
理事会企画領域別シンポジウム 1階 井深大記念ホール
経営分析領域 10：00～12：00
ディスクロージャー領域 13：00～15：00
プログラム委員会企画セッション
15：20～17：20 1階 井深大記念ホール
特別プロジェクト最終報告 15：20～16：40 3階第2会議室
一般報告(自由論題)・一般企画セッション
10：00～17：20 3階第1・2会議室
学生ポスター報告セッション
12：00～12：20 フラッシュトーク 3階 第1・2会議室
13：00～17：20 ポスター報告 4階 共同研究室
データベース協議会 10：00～12：00 3階 第3会議室

賛助法人展示ブース(両日) 10：00～17：00 1階ロビー
会員控室(両日) 10：00～17：00 3階第3会議室(飲食可)

【賛助企業】

- ・株式会社アイフィスジャパン
- ・株式会社QUICK
- ・株式会社税務研究会
- ・株式会社中央経済社
- ・株式会社東洋経済新報社
- ・日経メディアマーケティング株式会社
- ・株式会社ネオステージ

- ・株式会社プロネクサス
- ・マージェント・ジャパン株式会社

● 7月13日 (土)

【学術賞受賞記念講演】 10:00~12:00 1階 井深大記念ホール

司会 向伊知郎 (愛知学院大学)

10:00~11:00 浅野敬志 (首都大学東京) 2018年度日本経営分析学会賞

「資本市場の変容と会計研究の方向性」

11:00~12:00 田口聡志 (同志社大学) 2017年度日本ディスクロージャー研究学会賞

「Disclosure is a gift that encourages trust and reciprocity」

休憩 12:00~13:00

【会員総会】 13:00~14:00 1階 井深大記念ホール

【基調講演】 14:10~16:10 1階 井深大記念ホール

1. 14:10~15:10 司会 吉田和生 (名古屋市立大学)

薄井 彰 (早稲田大学) 「株価、利益、簿価と保守的会計慣行」

2. 15:10~16:10 司会 吉田 靖 (東京経済大学)

池田昌幸 (早稲田大学) 「会計情報の確率分布と経済価値」

コーヒープレイク 16:10~16:30 3階第3会議室

【特別講演・公開講座】

主催 日本経営分析学会・日本ディスクロージャー研究学会

共催 早稲田大学商学部・産業経営研究所

16:30~18:00 1階 井深大記念ホール

「次世代のCEO、CFOに求められる力：教育と人材」 座長 薄井 彰 (早稲田大学)

白見好生 (株式会社野村総合研究所取締役)

「企業経営と株主、投資家、顧客及びその他のステークホルダーとの対話」

柳 良平 (エーザイ株式会社常務執行役CFO兼早稲田大学客員教授)

「次世代CFOの財務・非財務戦略の理論と実践」 討論者 鈴木智英 (早稲田大学)

【懇親会】 18:30~20:30 25号館 大隈ガーデンハウス 3階

● 7月14日 (日)

【理事会企画セッション】 1階 井深大記念ホール

1. 経営分析領域シンポジウム 10:00~12:00

「企業家精神と投資の経済計算」 座長 坂本恒夫 (明治大学)

基調報告 亀川雅人 (立教大学)

討論者 薄井 彰 (早稲田大学) 大坪 稔 (九州大学) 中嶋教夫 (明星大学)

2. ディスクロージャー領域シンポジウム 13:00~15:00

「実験的会計研究の未来」 座長 坂上 学 (法政大学)

討論者 田口聡志 (同志社大学) 上枝正幸 (青山学院大学)

廣瀬喜貴 (大阪市立大学)

【特別プロジェクト最終報告】

15:20~16:40 3階 第2会議室

司会 田口聡志 (同志社大学)

「決算短信の簡素化に伴う経営者の開示戦略に関する数理モデル」

主査 若林利明 (上智大学) 三輪一統 (大阪大学)

コーヒーブレイク 15:00~15:20 3階第3会議室

【プログラム委員会企画セッション】

15:20~17:20 1階 井深大記念ホール

「査読付きジャーナルの特徴と公刊のポイント」 座長 薄井 彰 (早稲田大学)

討論者 奥田真也 プログラム委員会副委員長

石川博行『現代ディスクロージャー研究』編集委員長

榎本正博『The Japanese Accounting Review』編集委員

奥村雅史『会計プロGRESS』編集委員長

山本達司『経営分析研究』編集委員長

【一般報告 (自由論題)・一般企画セッション】

I 10:00~12:00 II 12:20~15:00 III 15:20~17:20 3階 第1・2会議室

【学生ポスター報告セッション】

12:00~12:20 フラッシュトーク 3階 第1・2会議室

13:00~17:20 ポスター報告 4階 共同研究室

【データベース協議会】 10:00~12:00 3階 第3会議室

日本経済会計学会 AEAJ Annual Meeting 2020 On Demand

第37回年次大会プログラム

主催校 早稲田大学

統一論題 「非財務情報と企業価値」

第37回年次大会準備委員会

委員長 薄井 彰 (早稲田大学)

副委員長 奥村雅史 (早稲田大学)

米岡英治 (茨城キリスト教大学)

委員 稲葉喜子 (はやぶさコンサルティング)

川島健司 (法政大学)

金 奕群 (早稲田大学)

佐々木貴司 (PwCあらた有限責任監査法人)

新谷 理 (城西国際大学)

高橋美穂子 (法政大学)

高橋由香里 (武蔵大学)

中野貴之 (法政大学)

成岡浩一 (専修大学)

宮川 宏 (目白大学)

プログラム委員会

委員長 坂上 学 (法政大学)

副委員長 向 伊知郎 (愛知学院大学)

委員 浅野敬志 (東京都立大学)

海老原 崇 (武蔵大学)

大鹿智基 (早稲田大学)

太田康広 (慶應義塾大学)

奥村雅史 (早稲田大学)

木村史彦 (東北大学)

小宮山賢 (早稲田大学)

首藤昭信 (東京大学)

中條祐介 (横浜市立大学)

町田祥弘 (青山学院大学)

吉田和生 (名古屋市立大学)

吉田 靖 (東京経済大学)

開催日 2020年7月25日 (土)

開催場所 早稲田大学

報告会場 日本経済会計学会 Website (URL <https://www.aea-j.org/>)

7月25日 (土)

オンライン会場 URL <https://www.aea-j.org/>

2020年7月25日10:00から入場可能。

第1部 On Demand 配信 配信時間 10:00~17:00

開会挨拶 会長・準備委員長 薄井 彰 (早稲田大学)

セッション1 統一論題報告

セッション2 経営分析セミナー

- セッション3 財務会計分析Ⅰ（マーケット分析）
- セッション4 財務会計分析Ⅱ（テキスト分析）
- セッション5 ディスクロージャー モデリング
- セッション6 今日の課題、教育
- セッション7 データベース協議会
データベース展示ブース

第2部Live配信 配信時間 17:30~18:30

セッション1 統一論題討論

閉会挨拶 プログラム委員長 坂上 学（法政大学）

振り返り配信（On Demand配信） 2020年7月26日（日）～8月2日（日）23:59:59

参加受付 2020年7月25日（土）～8月2日（日）

〔コメント受付 2020年7月25日（土）～7月26日（日）〕

〔コメント回答 2020年7月30日（木）～8月2日（日）〕

大会本部 早稲田大学 11号館 大会議室 早稲田キャンパス

【統一論題】

10:00~17:00 セッション1 On Demand配信（統一論題1報告40分）

1. 「統一論題解題」 座長 向 伊知郎（愛知学院大学）
2. 「学術研究で考慮すべきコーポレート・ガバナンスの新動向と開示」
円谷昭一（一橋大学）
3. 「日本における「気候変動リスク」開示の現状と課題」
松山將之（日本政策投資銀行）
4. 「ESG情報の開示と企業価値」
阪 智香（関西学院大学）

17:30~18:30 セッション1 Live配信

統一論題討論

司会 向 伊知郎

討論者 円谷昭一 松山將之 阪 智香

【第5回 経営分析Virtual Seminar】

10:00~17:00 セッション2 On Demand配信（セミナー時間3時間）

司会 小宮山 賢（早稲田大学、公認会計士）

会長挨拶 薄井 彰（早稲田大学）

「新リース基準IFRS第16号の解説と実務－基準書の詳説と論点、実務上の対応、財務諸表における表示と開示の紹介－」

小山智弘（公認会計士、EY新日本有限責任監査法人）

討論者 小山智弘 薄井 彰 佐々木貴司（PwCあらた有限責任監査法人）

（2020年7月11日15：00～18：00に早稲田大学で収録）

【一般報告】

10：00～17：00 セッション3 / 4 / 5 / 6 On Demand配信（一般報告1 報告40分）

【財務会計分析Ⅰ（マーケット分析）セッション3】

1. 「減配と報告利益管理行動に関する実証分析」

報告者 市原啓善（小樽商科大学）

司会 首藤昭信（東京大学）

2. 「経営者予想とのれん計上における予測能力」

報告者 奈良沙織（明治大学）・野間幹晴（一橋大学）

司会 木村史彦（東北大学）

3. 「リキャップCBを通じた資本調整行動とその決定要因」

報告者 塚原 慎（帝京大学）・寺嶋康二（千葉商科大学）・積 惟美（亜細亜大学）

司会 吉田 靖（東京経済大学）

【財務会計分析Ⅱ（テキスト分析）セッション4】

1. 「テキストマイニングを用いた我が国有価証券報告書の記述情報の分析」

報告者 矢澤憲一（青山学院大学）・伊藤健顕（甲南大学）・金 鉉玉（東京経済大学）

司会 町田祥弘（青山学院大学）

2. 「有価証券報告書における定性的情報の記述情報量と可読性の決定要因に関する実証研究」

報告者 中島隆広（神戸大学）

司会 海老原崇（武蔵大学）

3. 「上場卸売業におけるアナリストカバレッジや経営施策が企業価値に与える影響について」

報告者 片山博文（関西大学）・伊佐田文彦（関西大学）

司会 吉田和生（名古屋市立大学）

【ディスクロージャーモデリング】セッション5】

1. 「企業によるコミュニケーションとアナリスト予想のタイミング」

報告者 小谷 学（熊本学園大学）

司 会 太田康広 (慶應義塾大学)

2. Does a leading indicator related to a customer improve a firm's profit?

報告者 濱村純平 (桃山学院大学)

司 会 太田康広 (慶應義塾大学)

【今日の課題、教育】セッション6

1. What Factors Affect Academic Performance in Introductory Accounting? Using of Structural Equations Modeling.

Speakers : Masumi Nakashima (Bunkyo Gakuin University)

Madoka Takahashi (Bunkyo Gakuin University)

Moderator : Tomoki Oshika (Waseda University)

2. 「COVID-19とディスクロージャー」

報告者 金 鉦玉 (東京経済大学) 藤谷涼佑 (東京経済大学)

司 会 浅野敬志 (東京都立大学)

3. 「銀行経営におけるサイバーセキュリティ・リスク管理について」

報告者 高正 智 (金沢学院大学)

司 会 中條祐介 (横浜市立大学)

【データベース協議会】

10:00~17:00 セッション7 On Demand 配信

司 会 奥村雅史 (早稲田大学)・高橋美穂子 (法政大学)

「データベース紹介と研究・教育の利用事例」

【データベース展示ブース】

【賛助企業】

- ・株式会社アイフィスジャパン
- ・株式会社QUICK
- ・株式会社中央経済社
- ・株式会社東洋経済新報社
- ・日経メディアマーケティング株式会社
- ・株式会社ネオステージ
- ・株式会社プロネクサス
- ・マージェント・ジャパン株式会社

第2回西日本部会（2019年度）

日 時：2019年9月21日（土）

場 所：愛知学院大学名城公園キャンパス アガルスタワー5階2502教室

基調講演 13：10～14：10

薄井 彰（日本経済会計学会会長・早稲田大学教授）「バリューとグロース」

研究報告 14：25～17：40

第1報告：野口倫央（愛知学院大学）

「IFRSと日本基準のレリバンス比較—のれんの会計処理が及ぼす影響」

第2報告：中川豊隆（岡山大学）「ファンダメンタル分析に関する考察」

第3報告：田村香月子（関西大学）「信用格付の手法と考え方、およびソブリンが及ぼす影響」

第3回西日本研究部会（2019年度）

日 時：2020年2月22日（土） 14：30～18：00

場 所：関西大学千里山キャンパス 第2学舎2号館C棟5階C506教室

講 演：井上浩一（関西学院大学専門職大学院客員教授・公認会計士）

「近年の不正調査に関する課題と提言」

研究報告

第1報告：塙平真由（大阪市立大学大学院）・屋嘉比潔（大阪市立大学大学院）・
渡辺大貴氏（大阪市立大学大学院）

「わが国企業の経営状況と障害者雇用の関係について」

第2報告：大西 靖（関西大学）「企業による持続可能開発目標のマネジメント」

第3報告：井口義久（青森中央学院大学）

「有限期間の見積財務諸表における $IRR \geq ke$ と $ROE^* \geq ROE^{**}$ 」

第53回ディスクロージャー研究会議

日 時：2020年3月2日（月） 14：00～16：00

場 所：株式会社プロネクサス セミナールーム

テ ー マ：鈴木健嗣（一橋大学）「日本企業の資本政策について」

Editor's Note

旧ディスクロージャー研究学会、旧日本ディスクロージャー研究学会を経て、2019年6月に旧日本経営分析学会と統合して誕生した日本経済会計学会の下で、初めて『現代ディスクロージャー研究』を発刊し、皆様にお届けできることになりました。学会統合により、『現代ディスクロージャー研究』が扱う領域は、これまでのディスクロージャーに関する研究に加えて、会計学、経営学、経済学、経営分析、およびその他関連研究といった広範囲の研究領域をカバーすることになりますが、自他ともに認める日本のトップジャーナルの1つとしての位置付けは、今後も変わることはありません。

本18号においては、論文セッションに7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(次ページの編集データ参照)。

1本目の論文は、経営者予想の正確度と経営者交代の関係を検証したものです。分析の結果、経営者予想の正確度が低い経営者ほど、営者交代の可能性が高くなるという証拠を提示しています。また、経営者予想の正確度と経営者交代の関係が企業業績の良し悪しや株式持合の程度とどのように関係しているのかも明らかにしています。

2本目の論文は、日本の地域銀行を分析対象として、個別貸倒引当金繰入額が将来業績のシグナルとなっているかどうかを検証したものです。分析の結果、個別貸倒引当金繰入額を過大に計上している銀行ほど将来業績が良好で株価も高いという証拠を提示しています。そのシグナリング効果が景気変動とどのように関係しているのかも明らかにしています。

いずれの論文も、日本独自の制度環境をうまく利用した実証研究であり、オリジナリティの高い研究テーマについて、様々な角度から丁寧な検証が行われており、査読委員から高い評価を得ています。また、字数制限を設けていない本学会誌の特徴を活かし、ボリュームが非常に大きい点も共通しています。今後も十分な紙幅をとって完成度の高い論文の掲載を継続する予定です。

最後になりましたが、査読をご快諾いただき、本学会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申し上げます。

『現代ディスクロージャー研究』編集委員長
石川博行

編集データ

『現代ディスクロージャー研究』第18号の編集状況は、次のとおりである。全ての原稿は、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	7
受理数（採択率）	2（29%）

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。編集委員会は、ここに記して、第18号の査読委員の皆様へ感謝の意を表します。

浅野 敬志 東京都立大学
一ノ宮 士郎 専修大学
榎本 正博 神戸大学
大鹿 智基 早稲田大学
大沼 宏 中央大学
音川 和久 神戸大学
乙政 正太 関西大学
首藤 昭信 東京大学
高須 悠介 横浜国立大学
高田 知美 神戸大学
田澤 宗裕 名城大学
村宮 克彦 大阪大学
山口 朋泰 東北学院大学
(敬称略、五十音順)

編集委員会

日本経済会計学会

『現代ディスクロージャー研究』執筆要領

2006年（平成18年）12月28日制定

2019年（令和元年）11月7日改訂

I 学会誌の目的

日本経済会計学会は、会計学、経営学、経済学及びその他関連分野の研究、ディスクロージャー、経営分析及びその他関連領域の研究、並びにそれらの研究の普及と提言を目的として、『現代ディスクロージャー研究』を発行する。

II 投稿者の資格

1. 投稿者は、本学会の会員又は入会申込者とする。
2. 共同執筆の場合には、執筆者の半数以上が本学会の会員又は入会申込者とする。

III 論稿の種類

1. 投稿する論稿は、日本語で執筆された未刊行の著作とする。ただし、他誌に投稿中の著作を除く。
2. 投稿者は、(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を選択する。
3. 「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、総括論文等を掲載する。「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、現代ディスクロージャー研究編集委員会（以下、「本編集委員会」という。）が掲載の採否を決定する。
4. 「実務展望」には、会計、経営及び経済の実務、並びにディスクロージャー及び経営分析の実務に関する提言、論評、解説等を掲載する。「実務展望」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、編集委員の意見を参考にして本編集委員会が掲載の採否を決定する。
5. 「書評」には、会計、経営及び経済の研究と実務、並びにディスクロージャー及び経営分析の研究と実務に重要な著書の論評を掲載する。「書評」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、編集委員の意見を参考にして本編集委員会が掲載の採否を決定する。

IV 論稿のフォーマット

1. 論文、実務展望、書評及びその他の原稿は、著者情報と本文で構成する。
2. 原稿はA4用紙で作成する。日本語原稿については読点「、」と句点「。」を用い、英語原稿についてはコンマ「,」とピリオド「.」を用いる。
3. 表紙には、著者情報を記載する。論稿のタイトル、著者（複数の場合は著者全員）の氏名及び所属機関を、それぞれ日本語と英語で記載する。さらに、連絡先（住所・電話番号・ファックス・

emailアドレス)、Corresponding Author、謝辞を記載する。

4. 本文については、論稿のタイトル（日本語と英語）、1行あけて要約（概ね日本語500字と英語200words）、1行あけて5つ以内のキーワードを記載し、2行あけて論文等の本文を記述する。本文には、著者を特定する情報は記載しない。本文は、主たる記述、注、文献リスト、図表の順とする。
5. 「論文」セッションの投稿原稿には字数制限を特に設けない。ただし、学会誌の掲載に際し、本編集委員会が字数を制限することがある。「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字以内とする。
6. 様式

(1) 表紙及び本文

表紙には頁をつけず、1頁から本文をはじめ。 「論文」セッションの投稿原稿は、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。

(2) フォント

日本語はMS明朝、英語はTimes New Romanとする。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)は半角にする。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。フォントサイズ等はつぎの通りである。

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、以下のように分ける。

(1行空)

1. 見出し

(1行空)

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、新字体を使用する。本文の句読点は、句点（。）と読点（、）にする。

(5) 図、表

図表は必要最小限にする。図と表はそれぞれ通し番号（図1、図2、表1、表2、…）をつける。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する。なお、本文中に図と表の挿入位置を指示する。

(6) 数式

数式はできる限り簡潔な表現にする。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。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する。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する。

(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））とする。

(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する。頁数にはp.やpp.を使用しない。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する。

- ・ 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,

- ・ ウェブページ

当該URLと閲覧日を次のように示す。

<https://www.asb.or.jp/jp/>（閲覧日20XX年X月X日）

V プリント版及びオンライン版について

1. 『現代ディスクロージャー研究』はプリント版で刊行される。
2. 本編集委員会が掲載を決定した受理原稿は、『現代ディスクロージャー研究』が刊行されるまでの一定期間、日本経済会計学会のホームページにオンラインで公表される。
3. 『現代ディスクロージャー研究』はオンラインで公表される。

VI 著作権について

1. 『現代ディスクロージャー研究』に掲載される著作物の著作権は、本編集委員会が最終稿を受理した時点から、原則として、日本経済会計学会に帰属する。
2. 日本経済会計学会が著作権を有する著作物の著作者は、本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る。本編集委員会は、特段の事由がない限り、許諾するものとする。
3. 『現代ディスクロージャー研究』に掲載された著作物が第三者の著作権その他の権利及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うものとする。
4. 第三者から、日本経済会計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、日本経済会計学会は、理事会において審議した上で、それを許諾することができる。なお、著作権の使用許諾に伴う収入は、日本経済会計学会の会計に組み入れるものとする。
5. 旧ディスクロージャー研究学会、旧日本経営ディスクロージャー研究学会及び旧日本ディスクロージャー研究学会に帰属する著作権は日本経済会計学会が継承するものとする。
6. 2006年11月19日に開催されたディスクロージャー研究学会理事会が著作権の取り扱いを決議したより前に、『現代ディスクロージャー研究』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、日本経済会計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、4及び5に従い取り扱うものとする。

現代ディスクロージャー研究 No.18

2021年3月31日 発行

©発行者 日本経済会計学会
発行所 〒102-8160
東京都千代田区富士見2-17-1
法政大学キャリアデザイン学部
中野貴之研究室気付
日本経済会計学会連絡事務所

印刷所 株式会社NPCコーポレーション

Neostage

ネオステージの 財務データサービス



上場企業 データベース

優れたコストパフォーマンス

非営利法人 データ

業界唯一の財務データを提供

• 開示Net

上場企業分析データベース
有報/短信/財務データEXCEL/監査人検索

• 総務Net

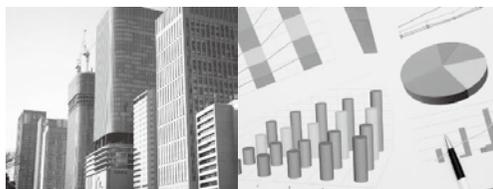
株主総会関連データベース
招集通知・決議事項検索/議決権行使分析

• 医療法人

全国50,000件の事業報告書・財務情報、
CSV形式で提供、ASP型サービスも提供

• 社会福祉法人

全国20,000件の現況報告書・財務情報、
監査・ガバナンス情報、CSV形式で提供



決算書や事業報告書等のデータ入力、データベース構築の
お手伝いもしておりますので、ご相談ください。

< お問い合わせ先 >

株式会社ネオステージ 営業企画部

<http://www.neostage.co.jp/>

mail: sales@neostage.co.jp

TEL: 03-6206-0151

“日経の確かな情報で、企業ガバナンスを紐解く”

企業ガバナンス 関連データセット

- ☑ 上場会社の時系列データを統一フォーマットで
- ☑ 日経独自の調査・評価データも
- ☑ 集計・分析に適したフラグ化した情報

コーポレートガバナンス 報告書

ガバナンスの体制、社外取締役人数、監査体制、報酬額の開示状況、買収防衛策の有無などを収録。

役員

役員数、役員報酬額、女性役員比率、個別役員の氏名、担当職などを収録。

個別役員報酬

有報「コーポレート・ガバナンスの状況等」より、報酬、賞与、退職慰労金、ストックオプションなどを収録。

株主総会 関連データ

株主総会の議案と決議結果を収録。各議案および定款変更議案は、内容の分類も付与しています。

企業リスク ウォッチ

不適切会計、情報流出、社員の不祥事など企業のガバナンスやコンプライアンスに関わる情報を収録。

監査法人・監査意見

有報「監査報告書」より監査法人名、会計士、監査意見を収録。

企業ガバナンスの多面的な分析に必要な詳細なデータと、ガバナンス評価を行うツールをExcelもしくはCSVでご提供します。

コーポレート・ガバナンス 評価システム (NEEDS-Cges)

約150指標をもとに上場企業の企業統治度を定量的に評価、特徴を多角的に把握するためのツールです。

利用者のガバナンスに対する考え方を反映したランキングが作成できます。

また、関連する基礎データを数多く収録。企業統治に関する研究などで幅広くご利用いただけます。

各データ、ツールの提供形態・収録対象期間は異なります。

お問い合わせ・お申し込みは

日経メディアマーケティング株式会社

〒101-0047 東京都千代田区内神田2-2-1 鎌倉河岸ビル3階

詳細なパンフレットなどをご用意しております。詳しくはお問い合わせください。

弊社HP

<https://www.nikkeimm.co.jp/>

メールでのお問い合わせ

webinfo@nikkeimm.co.jp



MERGENT
by FTSE Russell

dun & bradstreet

CONNECT WITH YOUR BUSINESS COMMUNITY

Mergent has been serving public and academic libraries for over 100 years. As the exclusive provider of Dun & Bradstreet Library Solutions, we provide complete solutions to libraries and their patrons in the form of global business and financial data in easy to use products for academic, small business, consumer and job research.

Mergent.com

NEW

FactSet Academic Package

大学でのオンライン授業、研究・論文作成などアクティブラーニングを強力にサポートします



Web版だから どこでも使える

場所を問わず、いつでもどこでもデータベースにアクセスできます。Windows、Macどちらでもご利用可能です(※)。

※Google Chrome (推奨)

グローバルな マイクロ・マクロデータを 手軽に分析

世界200ヶ国以上、350万社の上場・非上場企業を網羅。企業概要・決算財務/予想・時価・バリュエーションや各種指数、商品市況、ニュース等のマーケットデータ、経済マクロ・産業統計マクロデータが充実。

主なデータ・機能

- ・財務データ
- ・株主データ
- ・M&Aデータ
- ・サプライチェーンデータ
- ・レーティング
- ・競合他社分析
- ・スクリーニング機能
- ・レポート機能
- ・Excelダウンロード

利用人数に応じた お得なプラン

ご利用人数に応じた2つのパッケージをご用意しています。

Faculties Package

QUICK FactSet Workstation Web版

~100 ID

Campus Wide Package

QUICK FactSet Workstation Web版

~500 ID

※どちらのパッケージも QUICK FactSet Workstation インストール版 1ID をご利用いただけます
※さらにご利用人数が多い場合は、別途お見積りいたします

資料請求・お問合せはこちら▶



<https://corporate.quick.co.jp/biz/>



株式会社 **Quick** Biz サービス本部
【TEL】03-6733-9003 【MAIL】seles.3.c@quick.jp

日本経済会計学会
AEA J