

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

AEAJ

The Accounting and Economic Association of Japan

日本経済会計学会

Volume 19, Issue 1 (No.19) March 2022

現代ディスクロージャー研究

No.19 2022年3月

日本経済会計学会

目 次

■ 論 文

財務諸表情報の複雑性と株式流動性

—XBRLを用いて測定した複雑性と決算発表直後の投資家行動—

.....金 突群 (1)
奥村 雅史

企業のライセンス戦略と自発的開示

.....山口 貴史 (33)

投稿規程

Contemporary Disclosure Research

No.19 2022 • March

The Accounting and Economic Association of Japan

CONTENTS

■ Articles

Complexity of Financial Statement Information and Stock Liquidity

— Complexity Measured by XBRL Tags and Investors Reaction after Earnings
Announcement — Jin Yiqun (1)

Masashi Okumura

Firms' Licensing Strategies and Voluntary Disclosure

..... Takafumi Yamaguchi (33)

Instructions for Authors

日本経済会計学会

2021.4－

会 長（代表理事）

坂上 学（法政大学）

副会長（専務理事）

奥村 雅史（早稲田大学）	次期会長
向 伊知郎（愛知学院大学）	日本経営分析学会会長
中條 祐介（横浜市立大学）	日本ディスクロージャー研究学会会長
吉田 靖（東京経済大学）	東日本部会長
吉田 和生（名古屋市立大学）	西日本部会長

常務理事

浅野 敬志（東京都立大学）	『経営分析研究』担当
浅野 信博（大阪市立大学）	『経営分析研究』編集委員長
石川 博行（大阪市立大学）	西日本地区担当
薄井 彰（早稲田大学）	Accounting Letters 主編集者
太田 康広（慶應義塾大学）	Accounting Letters 担当
奥田 真也（名古屋市立大学）	会員担当
音川 和久（神戸大学）	『現代ディスクロージャー研究』担当
木村 史彦（東北大学）	データベース協議会担当
阪 智香（関西学院大学）	広報担当
首藤 昭信（東京大学）	東日本地区担当
中野 貴之（法政大学）	学術賞審査委員長
中野 誠（一橋大学）	『現代ディスクロージャー研究』編集委員長
町田 祥弘（青山学院大学）	会計担当
山本 達司（同志社大学）	日本経済学会連合会評議員

理 事

青淵 正幸（立教大学）	
稲葉 喜子（はやぶさコンサルティング）	内部監査担当
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）	大沼 宏（中央大学）
加賀谷哲之（一橋大学）	亀川 雅人（文京学院大学）
川島 健司（法政大学）	事務局長 小西 範幸（青山学院大学）

椎葉 淳 (大阪大学)	柴 健次 (関西大学)
田口 聡志 (同志社大学)	竹原 均 (早稲田大学)
田村香月子 (関西大学)	円谷 昭一 (一橋大学)
中島 真澄 (文京学院大学)	成岡 浩一 (専修大学)
野間 幹晴 (一橋大学)	林 隆敏 (関西学院大学)
平井 裕久 (神奈川大学) 経営分析セミナー担当	
福多 裕志 (法政大学) 日本経済学会連合評議員	
古山 徹 (嘉悦大学)	宮川 宏 (専修大学)
向山 敦夫 (大阪市立大学)	村宮 克彦 (大阪大学)
米岡 英治 (茨城キリスト教大学) Website担当	

監 事

神谷 健司 (法政大学)	田宮 治雄 (東京国際大学)	宗岡 徹 (関西大学)
--------------	----------------	-------------

幹 事

大洲 裕司 (青山学院大学) 会員担当	高橋由香里 (武蔵大学) 会員担当
高橋美穂子 (法政大学) 賛助会員担当	井上 謙仁 (近畿大学) 機関誌担当
太田 裕貴 (静岡産業大学) 会計担当	

日本経済会計学会は、2019年6月1日に、日本経営分析学会と日本ディスクロージャー研究学会を統合して創立された（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

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

日本経営分析学会

1984年-2002年 高松 和男
2002年-2003年 森脇 彬
2003年-2008年 青木 茂男
2008年-2011年 坂本 恒夫
2011年-2014年 宮本順二郎
2014年-2017年 森 久
2017年-2019年 薄井 彰

日本経済会計学会

2019年-2021年 薄井 彰

日本ディスクロージャー研究学会 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）

学会 Website <https://www.aea-j.org/>

学会事務局

〒102-8160 東京都千代田区富士見2-17-1
法政大学経営学部 川島健司研究室気付
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。

2021.4-

編集委員長

中野 誠 (一橋大学)

副編集委員長

音川 和久 (神戸大学) 首藤 昭信 (東京大学)

編集委員

榎本 正博 (神戸大学)	大鹿 智基 (早稲田大学)
太田 康広 (慶應義塾大学)	大塚 成男 (熊本学園大学)
大沼 宏 (中央大学)	加賀谷哲之 (一橋大学)
金 鉉玉 (東京経済大学)	木村 史彦 (東北大学)
阪 智香 (関西学院大学)	椎葉 淳 (大阪大学)
高田 知実 (神戸大学)	田口 聡志 (同志社大学)
田澤 宗裕 (名城大学)	野間 幹晴 (一橋大学)
町田 祥弘 (青山学院大学)	村宮 克彦 (大阪大学)
山本 達司 (同志社大学)	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
2018-2021	石川 博行

■ 論 文 ■

財務諸表情報の複雑性と株式流動性 —XBRLを用いて測定した複雑性と 決算発表直後の投資家行動—

Complexity of Financial Statement Information and Stock Liquidity — Complexity Measured by XBRL Tags and Investors Reaction after Earnings Announcement —

金 奕 群 (早稲田大学)

Jin Yiqun, Waseda University

奥 村 雅 史 (早稲田大学)

Masashi Okumura, Waseda University

2021年2月5日受付；2021年5月24日改訂稿受付；2021年8月25日論文受理

要 約

決算発表情報のような企業の公表情報について、投資家が負担する情報処理のためのコストは、投資家個人の情報処理活動だけでなく、株式市場の効率性にも影響を与える。先行研究によれば、開示情報の情報処理コストは、認識コスト、獲得コスト、統合コストの3種類にわけられる。情報通信技術の活用により、認識コストと獲得コストが低減し、企業価値の評価がより効率的となったという証拠が提供されている一方、統合コストについては、直接的に観察あるいは測定することが困難であるとされてきた。

本研究は、財務諸表情報の複雑性に着目し、複雑な情報を処理するための統合コストが、決算発表直後の流動性に与える影響を分析する。具体的には、Avdis and Banerjee (2019) は、情報の複雑性が情報開示後の流動性に2種類の影響、すなわち、逆選択効果と競争効果を与えることを示しており、本研究はそれにもとづいて情報の複雑性と流動性に関する仮説を提示し検証した。分析の結果、財務諸表情報の複雑性が低いほど、決算発表直後における株式の流動性が大きく低下することが明らかとなった。この結果は、財務諸表情報の複雑性が高いほど、統合コストがより上昇するため、投資家間における情報格差が生じにくくなり、逆選択効果が支配的となっていることを示唆している。

Summary

Information processing (IP) costs affect not only individuals' decision making related to IP, but also the efficiency of stock market. Previous studies identified three types of IP costs which are awareness costs, acquisition costs and integration costs. Even though there are evidence showing that information technologies have reduced the costs of awareness and acquisition, the integration costs are hard to be directly observed and measured.

This study empirically analyses how complex information that costs investors more to integrate, influences stock liquidity just after earnings announcement. Based on the analytical model by Avdis and Banerjee (2019), the effect of complexity on liquidity depends on the tradeoff between the adverse selection effect and the competitive effect. The results show that after earnings announcement higher complexity of disclosed information leads to smaller amount of liquidity decreasing. This infers that, after earnings announcement, the adverse selection effect dominates. High integration costs dismiss informed traders' advantage, hence the level of information asymmetry among market participants is lowered.

キーワード：情報複雑性、株式流動性、マイクロストラクチャー、ティックデータ、XBRL

*謝辞：本研究はJSPS科研費 JP16K04014の助成を受けたものです。投稿論文の修正に際し、査読者から論文の改善につながる貴重な意見を頂きました。ここに記して御礼申し上げます。

連絡住所：金 奕群 東京都新宿区西早稲田1-6-1 E-mail: jinguanyan@asagi.waseda.jp
奥村雅史 東京都新宿区西早稲田1-6-1 E-mail: masashi@waseda.jp

1. はじめに

上場企業は、定期的あるいは不定期に情報開示を行う。そのような情報は、企業と投資家の間における情報の非対称性を緩和することが期待されるが、そこでは、投資家は公表情報を処理するためのコストを負担しなければならない。Blankespoor et al. (2020) は、開示情報と情報処理コストとの関係に関する研究をレビューし、情報処理コストが、認識コスト (awareness costs)、獲得コスト (acquisition costs)、統合コスト (integration cost) の3つに分類できることを示した。具体的には、投資家が、企業の開示情報について情報処理するには、まず、特定の開示情報の存在を認識する必要があり、そのために認識コストが発生する。続いて、投資家は、開示情報から自らの価値評価モデルで使用する「シグナル」を抽出する必要があり、そのために獲得コストが発生する。そして、最後に、抽出されたシグナルに関連して、連続的な選択¹⁾を通じて、株式売買の意思決定が実行される。この段階では、複数の情報を使用して、最終的な意思決定に収れんさせるための統合コストが発生する。なお、Blankespoor et al. (2020) は、情報処理活動に伴って生じるコストとして、上記の3つのコストに加えて、特定の情報処理活動を実行するために資源を投入することによって、他の活動ができなくなることから生じる機会コストの存在も指摘している。

近年、投資家の情報処理コストを低減させるために、さまざまな情報通信技術が活用されている。たとえば、1998年には東京証券取引所によって、適時開示情報伝達システム (Timely Disclosure network) が整備され、2004年には金融商品取引法にもとづく電子開示システムであるEDINET (Electronic Disclosure for Investors' NETwork) が導入された。これらのシステムによって、インターネットを通じて、上場企業は決算発表 (決算短信の提出) や有価証券報告書等の情報を開示でき、投資家も開示情報を利用できるようになった。さらに、金融庁と取引所が2008年度から企業に対して財務諸表情報をXBRL (eXtensible Business Reporting Language) 形式で提出することを要求したことから、投資家は財務諸表情報における詳細情報 (たとえば、特定の勘定科目に関する情報) を容易に獲得できるようになった。これらの開示規制の変化は、投資家が負担する認識コストと獲得コストを格段に低減させたと推測でき、実際に、認識コストと獲得コストの削減により、価値評価の修正がより効率的となったという証拠を提供した実験研究 (たとえば、Hodge et al. (2004)、Arnold et al. (2012) 等) と実証研究 (Efendi et al. (2014)、Chen et al. (2017)、Bai et al. (2014)、金 (2019a) 等) が存在している。これに対して、統合コストについては、これを直接的に観察、あるいは、測定することは困難である²⁾。

Blankespoor et al. (2020) は、投資家が情報獲得の段階では情報が有する価値へのインプリケーションを理解していないことを許容することによって、情報獲得の定義を単純化し、情報統合の段階においてインプリケーションを理解するものとしている。本研究は、この定義にもとづいて、財務諸表情報の

1) たとえば、財務諸表情報について、どのような勘定科目の情報を価値評価モデルに入れるか、それにどのようにウェイトを付けるかのような連続的な選択であり、財務諸表情報から獲得したシグナルを、株式売買の意思決定に収れんさせるプロセスを意味している。

2) Simon (1990) は、特定の問題解決にあたって、その領域に関する大量な知識を記憶に蓄積した熟達者のほうが、効率的に問題を解決できると主張した。しかし、個々の投資家の所有している知識、あるいは、価値評価のために使用されているモデルを直接的に観察することはできない。

複雑性と統合コストに着目する。

2007年7月、アメリカ証券取引委員会（Securities and Exchange Commission）は、財務諸表情報の複雑性に関して検討するために、財務報告改善諮問委員会（Advisory Committee on Improvements to Financial Reporting）を設置した。同諮問委員会の最終報告書（SEC, 2008）において、複雑性は、情報の作成側と情報の利用側の双方の問題として認識されている。情報作成者にとっては、複雑性が高まると会計基準を適切に適用することが困難となる一方、情報利用者（投資家、監査人、アナリスト等）は、複雑性が高まると取引の実質や企業の財政状態を理解することが困難となると指摘している。情報利用者における理解困難性は、言い換えると、複雑な財務諸表情報を処理するために、高い統合コストを負担する必要があることを意味している。すなわち、他の処理コストが一定であるとする、財務諸表情報の複雑性の増大は、統合コストの増大を通じて、情報利用者における情報処理コストを高めることになる。

本研究は、複雑な情報を処理するための統合コストが、決算発表直後の流動性にどのような影響を与えるかを検証するが、検証にあたって数理モデルによる分析的研究（以下、アナリティカル研究と記す）である Avdis and Banerjee (2019) にもとづいて仮説を設定する。Avdis and Banerjee (2019) は、投資家の限定合理性を前提としており、そこでは、企業によって開示された情報が瞬時には株価に織り込まれず、一部の投資家がコストを負担して情報処理を行うことによって、他の市場参加者より情報優位（informed）となることを仮定している。そして、投資意思決定のために投資家が負担する情報処理コストを、情報処理の成果である私的情報の精度と関係付けることによって、情報の複雑性の程度を定義している。そこでは、情報の複雑性が低い場合、情報処理を実行するトレーダーは、低コストで高精度の私的情報を産出できるものとしている。そのような情報の複雑性は、情報開示後の流動性に2種類の影響、すなわち、逆選択効果（adverse selection effect）と競争効果（competitive effect）を与える可能性があり、前者が支配的である場合に情報の複雑性は開示後の流動性と正に相関し、後者が支配的である場合に情報の複雑性は開示後の流動性と負に相関することが示されている。本研究は、Avdis and Banerjee (2019) に依拠して、逆選択効果と競争効果のいずれが株式市場において支配的であるかを検証する。

決算発表に起因する投資家の反応をより正確に観察するためには、短時間の測定ウィンドウを設定する必要があることが、Lee et al. (1993) 等の先行研究によって示されている。これらにしたがって、本研究では、決算発表時点を基準として決算発表直前の30分間と決算発表直後の30分間（合計60分間）について、5分間隔で測定ウィンドウを設定し、ビッド・アスク・スプレッド（bid-ask spread、以下、スプレッドと記す）によって流動性の変化を測定する。また、情報の複雑性を測定するために、Hoitash and Hoitash (2018) にしたがって、XBRL形式の提出物におけるタグ数を使用する。Hoitash and Hoitash (2018) においては、従来の実証研究に使用された複雑性の代理変数である、セグメント数、定性情報の複雑性、規模と比べて、タグ数のほうが複雑性をよりよく説明できることが示されている。

分析の結果、決算発表後、株式の流動性は低下するが、財務諸表情報の複雑性が低い場合には決算発表直後における株式の流動性が大きく低下する一方、財務諸表情報の複雑性が高い場合には流動性の低下は緩やかであることが明らかとなった。これは、決算発表直後において、逆選択効果が支配的となっ

ていること、言い換えると、複雑な財務諸表情報を処理するための情報処理コストが高いことによって情報優位性の獲得が困難となるため、決算発表直後において、投資家間の情報格差が拡大しづらいことを意味する。このような事実は、これまで決算発表に関連する株式市場の研究では明らかにされていないものであり、本研究の貢献であるといえる。

本研究の構成は以下のとおりである。第2節は、情報開示が行われた後の株式流動性の変化に注目したアナリティカル研究とアーカイバル研究をまとめたうえで、仮説を設定する。第3節は、変数の測定とサンプル選択の方法について説明する。第4節は、単変量分析、多変量分析、頑健性テストの方法および結果を報告する。第5節は、本研究の結論と将来の課題について述べる。

2. 仮説構築

2.1 情報開示前後の株式流動性と情報処理コストに関するアナリティカル研究

開示情報に関する情報処理コストをどの程度支払うかは、投資家個人の経済的選択の問題である。投資家は、情報処理コストが情報処理することによって得られる期待収益を上回るのであれば、情報処理することを放棄するであろう。その場合には、株式価格は当該開示情報を反映せず株式市場が非効率となるため、結果として、情報処理コストは投資家個人の投資意思決定に影響するのみならず、株式市場の効率性にも影響を与えることになる。

本研究は、複雑な情報を処理するための統合コストと情報開示前後の株式流動性の関係に注目する。まず、投資家における情報処理コストについては、Grossman and Stiglitz (1980) から始まる一連の研究が重要な洞察を与えている。それらの研究においては、株式市場は企業によって開示された情報を瞬時に株価に織り込むことはできないという前提のもとで、企業が情報開示を行うと、一部のトレーダーがコストを負担して情報処理を行い、他の市場参加者より情報優位となることが仮定されている。情報優位性を獲得したトレーダー(以下、情報をもとに取引を行うトレーダーを情報トレーダーと記す)は、情報処理の成果である私的情報にもとづいて、株式売買の注文を出す。そのような売買注文が、株式に対する全体の需要量を変化させ、結果として開示情報が徐々に株価に織り込まれる。さらに、アナリティカル研究では、流動性を株式市場において取引を実行することの容易さと定義したうえで、流動性の分析において、需要量の変化に起因する価格の変化に注目する。

複数の市場参加者が存在する設定のもとで、Kim and Verrecchia (1994) は情報開示に起因する流動性の変化を分析した。彼らのモデルは、情報開示前において市場価格がすべての開示済みの情報を反映していることを仮定している。そのため、未処理の情報が存在しないので、情報トレーダーによる売買注文は存在せず、すべての取引は、常に取引を実行しているトレーダー(以下、流動性トレーダーと記す)のみによって行われている。情報開示後、情報トレーダーは一定のコストを負担して情報処理を実行することによって私的情報を獲得し、それにもとづいて取引を行う。結果として、取引価格が情報トレーダーによる需要量の増加に影響されるため、市場の流動性は、情報開示前より低下する。Kim and Verrecchia (1994) においては、情報処理コストに関して、市場全体が負担する情報処理コストが高いほど、流動性が低下することが示されているものの、各情報トレーダーが負担する情報処理コストは一

定であると仮定されており、処理対象の情報における特性については考慮されていない。

Avdis and Banerjee (2019) は、情報における特性のひとつである複雑性と情報開示前後における流動性の変化について分析した。分析にあたっては、開示情報の複雑性を情報処理コストと私的情報の精度との関係において定義し³⁾、特定の開示情報を高精度の私的情報に変換するために負担しなければならない情報処理コストが低いほど、当該情報の複雑性が低いとしている。

Avdis and Banerjee (2019) は、このような開示情報の複雑性が、情報開示前後における流動性の変化に2種類の影響を与えることを示している。ひとつめの影響は、逆選択効果と呼ばれ、流動性を低下させる効果を発揮する。具体的には、開示情報の複雑性が低い場合、情報トレーダーは低い情報処理コストを支払うことによって、株式の本源的価値に関する高精度の私的情報を産出できる。そうすると、情報トレーダーと他の市場参加者との間の情報格差が拡大し、結果として、情報劣位にある市場参加者の取引意欲が低下するので、情報トレーダーは、取引を実行するためにより高い取引コストを支払う必要が生じることになる。もうひとつの影響は、競争効果と呼ばれ、逆選択効果とは反対に流動性を高める効果を発揮する。具体的には、開示情報の複雑性が低い場合、情報優位になるための情報処理コストが低いことによって、情報優位性を持つトレーダーが多くなるとともに、情報トレーダー間で所有している私的情報の相関が高くなる。その結果、情報トレーダーたちが利益獲得を目的に、より積極的に取引を実行するようになる。

Avdis and Banerjee (2019) のモデルの均衡においては、情報開示に起因する流動性の低下幅が、逆選択効果と競争効果の大小関係によって左右されることが示されている。すなわち、逆選択効果が支配的であると、開示情報の複雑性と情報開示後の流動性は正に相関するので、複雑性が低いほど情報開示後の流動性の低下幅が大きくなる。一方、競争効果が支配的であると、開示情報の複雑性と情報開示後の流動性は負に相関するので、開示情報の複雑性が低いほど流動性の低下幅が小さくなる。

なお、Kim and Verrecchia (1994) と Avdis and Banerjee (2019) は、均衡状態における比較静学分析を行っている。そこにおいて情報トレーダーは、私的情報にもとづく取引を通じて自分が負担する情報処理のコストを回収することを前提として、情報処理を実行し、株価が開示情報を完全に反映する時点では、情報トレーダーの情報優位性は消滅することになる。この点については、現実には、情報処理を実行するために時間がかかり、トレーダー間で情報処理スピードに差異が存在する。そこで、実際に情報開示後の動向を分析する際には、情報処理のためにかかった時間と情報優位性の持続時間についても検討対象とするべきである。次項では、情報開示直後の市場の動向、すなわち、時間の推移に伴う流動性の変化に注目したアーカイバル研究について整理する。

2.2 日中取引データを用いたアーカイバル研究

Blankespoor et al. (2020) のレビューおよび筆者による調査では、情報開示の複雑性と流動性の関係を検証したアーカイバル研究は見当たらないが、決算発表時刻を特定して日中取引データを用いて、決算発表に起因する流動性の変化を検証した研究として Lee et al. (1993)、Libby et al. (2002)、Pronk

3) Avdis and Banerjee (2019) では、「明瞭性 (clarity)」という用語が使用されている。ここでは、奥田 (2005) と同様に反対の概念である「複雑性」という用語を使用する。

(2006) があげられる。

Lee et al. (1993) は、1988年1月4日～1988年12月30日の取引時間内に行われた決算発表をサンプルとして、決算発表に関連する流動性の変化を分析した。1日の取引時間を30分間ごとに、合計13個の測定間隔にわけ、決算発表時刻が含まれている測定間隔の前後の26間隔（合計53個の測定間隔）を決算発表期間、それ以外の期間を非決算発表期間として設定した。流動性の代理変数として、スプレッド、デプス（最良売気配と最良買気配における株式数の合計）を採用し、それぞれについて、測定間隔の最後の時点における値を使用している。

分析の結果、Lee et al. (1993) は、非決算発表期間と比べて、決算発表期間における発表時刻前にあって、スプレッドが増大し、デプスが縮小したことを示した。このような流動性の低下は、発表時刻後の期間においても継続しているが、取引量をコントロールすると、決算発表を含む30分の測定間隔以外、スプレッドの拡大とデプスの縮小は統計的に有意なものではなかった。そして、決算発表期間中の流動性について詳細な分析を行った結果、決算発表を含む30分の間隔において、スプレッド、デプス、取引量が、決算発表前より大きく増加し、それ以降の間隔において、スプレッドはすぐに決算発表前と同じ水準まで縮小したが、デプスと取引量については低下しなかったことがわかった⁴⁾。

Libby et al. (2002) と Pronk (2006) は、Lee et al. (1993) と類似したリサーチデザインを採用した。Libby et al. (2002) は、決算発表前より決算発表後にデプスと取引量が増加し、スプレッドが縮小したという結果を提示したが、その結果は決算発表前後の10間隔の平均値であった。Pronk (2006) は、決算発表前の結果を報告していないが、決算発表後のスプレッドとデプスについて、1間隔ごとの値を提示し、Lee et al. (1993) と同様に、スプレッドが決算発表直後に一時的に拡大し、そのあとすぐ縮小したことを明らかにした。

日本市場を研究対象とした決算発表に起因する流動性の変化を検証した研究として、音川 (2009) があげられる。音川 (2009) は決算発表日の前後10日間のスプレッドやデプスを分析した結果、決算発表の当日においてのみスプレッドが拡大し、デプスが縮小したことを示した。この結果は、上述した海外の先行研究と一致している。なお、流動性の変化ではないが、情報開示に対する投資家の反応を日中取引データで検証した研究として音川・森脇 (2017a)、音川・森脇 (2017b)、音川 (2018)、村宮・竹原 (2018) があげられる。音川・森脇 (2017a) は決算発表、音川・森脇 (2017b) と音川 (2018) は決算発表と有価証券報告書の開示に注目し、株価または取引量の変化について、30分間隔または1分間隔の測定値を示した。分析結果においては、決算発表の直後に大きな株価変化と取引量の増加が観察された一方、有価証券報告書が開示された前後の短期間において、顕著な株価変化や取引量の増加は観察されなかった。また、決算発表後の期間に関して、決算発表を含む30分間の測定ウィンドウの株式リターンのみが統計的に有意であり、それ以外のウィンドウにおける株式リターンはゼロと有意に異なっ

4) Lee et al. (1993) の Figure 3 と Table 6 を参照されたい。Figure 3 で決算発表を含む30分間の測定ウィンドウと決算発表直前の30分間の比較が示されているが、そこでは統計的な有意水準が示されていない。Table 6 は取引量をコントロールしたうえで、スプレッドとデプスの変化の統計的有意性を検証している。スプレッドについて、決算発表を含む30分間の測定ウィンドウは、他の測定ウィンドウより有意に高くなっている。デプスについて、決算発表を含む30分間の測定ウィンドウは、非決算発表期間と有意に異ならない。しかし、決算発表より1日前のデプスが、非決算発表期間より有意に低くなっているため、決算発表より1日前と比べて、決算発表を含む30分間のデプスが上昇したといえる。なお、4.1項では、本研究の測定結果について、Lee et al. (1993) におけるデプスの上昇と比較しながら説明する。

いないことが示された。なお、それ以外の情報開示に関して、村宮・竹原（2018）は、業績予想修正が公表された5分間以内において、取引量が非公表期間より大きく上昇し、株式リターンの反応がほとんど5分間以内に発生したことを明らかにした。

上述したアーカイバル研究の検証結果から、決算発表に起因する取引がきわめて短期間に行われていることが示唆される。決算発表後における一時的な流動性の低下（スプレッドの拡大）について、Lee et al. (1993) と音川（2009）は、Kim and Verrecchia (1994) にもとづいて、情報開示後、速やかに私的情報を産出したトレーダーが現れることによって、市場参加者の間に情報格差が発生するが、その後、情報処理が完了したトレーダー数が増加し、株価も徐々に開示情報を反映するようになるため、情報トレーダーの情報優位性が長時間に持続せず、流動性が回復すると解釈した。なお、音川・森脇（2017a）と音川・森脇（2017b）は決算発表以外の間隔における株式リターンがゼロと有意に異なっていないことを示したが、これは、決算発表後の30分以降、私的情報にもとづく取引から利益を獲得できないことの証左である。

これまでのアーカイバル研究は、決算発表後に流動性が一時的に低下することを明らかにした。しかし、そこでは、投資家が開示情報を処理するために負担するコストと流動性の関係については未だに明らかにされていない課題である。そこで、本研究は、2.1でレビューしたアナリティカル研究にもとづいて、情報処理コストと関係する開示情報の複雑性と情報開示前後における株式流動性の変化との関連性を検証する。実際に、逆選択効果と競争効果のいずれが強いのかは実証的な問題であるため、本研究は、以下の仮説を設定する。

H_a ：情報開示（決算発表）の直後は、逆選択効果が支配的であるため、開示情報（財務諸表情報）の複雑性が高いほど、流動性の低下幅が小さい。

H_b ：情報開示（決算発表）の直後は、競争効果が支配的であるため、開示情報（財務諸表情報）の複雑性が高いほど、流動性の低下幅が大きい。

3. 変数の測定とサンプル選択

3.1 イベントウィンドウと流動性の測定

2.2でレビューしたアーカイバル研究の結果は、決算発表直後にトレーダー間に発生した情報格差を観察するために、短い測定ウィンドウを設定する必要があることを示唆している。そこで、本研究は、決算発表時点を基準として、決算発表直前の30分間と決算発表直後の30分間（合計60分間）について、5分間ごとに測定間隔を設定する。

分析においては、流動性の代理変数としてスプレッドを利用する。第2節の仮説構築により、決算発表が行われると、速やかに私的情報を産出したトレーダーと他の市場参加者の間に情報格差が発生する。他の市場参加者は、情報優位性を持つトレーダーとの取引から発生しうる損失を回避するために、売気配の価格を切り上げ、買気配の価格を切り下げる。その結果、スプレッドは、即時に取引を成立させようとするトレーダーが負担しなければいけない取引コストの水準であり、取引を実行するための困難さ

(非流動性)を表すといえるため、流動性の代理変数とする。

特定の時点におけるスプレッドは、以下の式(1)で示すように、最良売気配の価格と最良買気配の価格の差を、両者の平均値で割った比率として計算される。分析においては、各測定間隔におけるスプレッドの単純平均値である *BAS* を利用する。

$$\text{スプレッド} = \frac{(\text{最良売気配の価格} - \text{最良買気配の価格})}{(\text{最良売気配の価格} + \text{最良買気配の価格}) / 2} \times 100\% \quad (1)$$

上記の Lee et al. (1993) 等以外、Huang and Stoll (1996)、Holden and Jacobsen (2014) 等の先行研究においては、デプス、価格インパクト等も流動性の指標として使用されている。デプスとは市場価格に影響を与えず、一度に取引を実行できる市場の厚みを表す指標である。通常、最良気配における株式数が豊富な場合(市場が厚い場合)、スプレッドが拡大しづらいが、スプレッドが十分に拡大している場合には、一度に売買できる株式数が多くても、トレーダーは取引によって利益を獲得できないので、デプスは取引コストの水準を直接反映しない可能性がある。そこで、本研究は決算発表前後におけるスプレッドの変化を主要な分析対象とするが、先行研究との比較のためにデプスの変化も提示する。

特定の時点におけるデプスは、式(2)で示すように、最良売気配の株式数と最良買気配の株式数の合計の自然対数値として計算される。デプスが0である場合が存在するため、1を加えている。分析においては、各測定間隔におけるデプスの単純平均値である *DEP* を利用する。

$$\text{デプス} = \log(\text{最良売気配の株式数} + \text{最良買気配の株式数} + 1) \quad (2)$$

価格インパクトとは、特定の売買注文が価格に与える影響を表す指標である。市場の流動性が低いほど、価格インパクトが大きい。ここで、当該指標が流動性の指標として適切であるために必要となる前提のひとつは、特定の売買注文からの一定間隔において、市場全体による株式価値に対する期待が変化していないことである。本研究は、決算発表の直後、すなわち、決算情報が徐々に株価に織り込まれる短期間に注目しているため、価値に対する市場参加者の期待が変化していないという前提が担保されない。価格の変化が投資家の株式価値に対する期待の変化を反映している可能性があるため、本研究では価格インパクトを採用しない。

最後に、流動性の指標と同時に、先行研究においては取引量の結果も提示されている。取引量とは、事後的に取引が行われた量を表す指標であり、流動性の指標とは区別されている。アナリティカル研究は、情報開示後、流動性取引に加えて私的情報にもとづく取引が現れるため、取引量が増加すると主張している。そこで、取引量の増加を踏まえて、流動性の変化を評価する必要があるため、流動性の指標と同時に取引量の結果を提示する。

特定の期間にわたる取引量は、以下の式(3)で示すように、一定の測定間隔内に取引された株式数の合計の自然対数値として計算される。取引量が0である場合が存在するため、1を加えている。取引量の変数名は *VOL* である。

$$\text{取引量} = \log(\text{一定間隔内に取引された株式数} + 1) \quad (3)$$

決算発表日と決算発表時刻のデータは、決算発表のタイミングが分単位で記録されている株式会社プロネクスが提供するeolデータベースから取得した。なお、流動性の代理変数を計算するために、日本経済新聞社の「ティックデータ（個別株）」を利用する。当該データは、気配の1変化を1レコードとして記録しており、1マイクロ秒単位で記録されている。ティックデータと決算発表時刻データの記録時間を合わせることで、各測定間隔における*BAS*、*DEP*、*VOL*を計算する。

なお、4.3において、分析結果の頑健性を確保するために、スプレッド、デプス、取引量に関して上記以外の測定方法を採用した場合の結果を提示する。

3.2 複雑性の測定

本研究は、決算短信のXBRL形式の提出物を用いて、Hoitash and Hoitash (2018)にしたがって、複雑性の代理変数を作成する。XBRLは、各種事業報告用の情報を円滑に作成、流通、利用することを目的として開発されたコンピュータ言語である。XBRL形式の財務情報は、従来から多くのアーカイバル研究で利用されてきたデータベンダーが一部の勘定を集約して作成している商用データベースのデータと異なり、企業が創意工夫した生の開示情報である。そのため、XBRLデータを利用することによって、財務報告の実態を勘定の集約による情報の喪失なしに、直接に把握できる。

Hoitash and Hoitash (2018)は、米国企業が提出する10Kファイルの中で、財務諸表情報（財務諸表本表と注記情報）に付けたXBRLタグの数を複雑性の指標として利用した。彼らは、タグ数が多くなるほど、財務諸表の作成と利用のために必要とされる会計基準の知識も多くなり、過ちが発生する確率も高くなるという予想を実証的に確認した。具体的には、複雑性が増加すると、虚偽表示の確率、重大な欠陥が発生する確率が高くなっていることが示された。なお、従来の実証研究に使用された複雑性の代理変数である、セグメント数、定性情報の複雑性、規模と比べて、タグ数のほうが複雑性をよりよく説明できている可能性が高いことも示されている。Hoitash and Hoitash (2018)を踏まえて、Hoitash et al. (2021)は、財務諸表の複雑性が情報利用者であるアナリストのパフォーマンスに与える影響を検証し、タグ数が多いほど、アナリスト予測の精度が低下し、分散が大きくなり、予測の修正回数も多くなることを示した。さらに、同研究は、タグを財務諸表の本表、注記、公正価値等に分類し、分類ごとの影響も検証した。

本研究は、Hoitash and Hoitash (2018)にしたがって、XBRLのタグ数を複雑性の代理変数として使用するが、日本企業におけるXBRLの適用範囲は、Hoitash and Hoitash (2018)が分析対象とした米国企業と異なるため、Hoitash and Hoitash (2018)の指標をそのまま適用することはできない。そこで、以下では、日本企業がXBRL形式の提出書類を作成する際のタグ付けの方法と本研究における複雑性の測定方法について説明する⁵⁾。

前述したように、日本においては、金融庁が2008年にEDINETタクソノミを公表し、上場企業に対して、XBRL形式による書類の提出を要求した。タクソノミとは、さまざまな開示書類の電子的雛型であり、提出者はタクソノミに定義された項目に、具体的な情報内容を埋め込んで、インスタンスと呼ば

5) 日本におけるXBRLの適用経過と決算短信におけるXBRLの適用範囲に関して、金融庁（2021）と日本取引所グループ（2015）を参照されたい。

れる提出物を作成する。当初、XBRLの対象範囲は財務諸表の本表のみであったが、2013年末から次世代EDINETタクソノミの公表とインラインXBRLの適用により、XBRLの対象範囲が拡大し、有価証券報告書については、報告書全体が対象になった。開示情報にXBRLのタグをつける際に、包括タグと詳細タグの2種類のタグが使用されている。前者は、複数の情報をまとめて1個のテキストブロックとする際に使用される。後者は、文章、金額、数値等の情報ごとにタグ付けする際に使用される。現状においては、有価証券報告書を提出する際に、財務諸表本表と注記情報の一部が詳細タグ付けの範囲となっている。

投資家に最も早く開示される決算発表の際に提出される決算短信は、サマリー情報と添付資料によって構成される。この書類についてもXBRLが適用されているが、添付資料に含まれている財務諸表情報については、財務諸表本表のみがXBRLの適用範囲となっている。

XBRL形式の財務諸表において、表1のように、勘定科目ごとにXBRLタグが付けられており、タグ名で勘定科目を判別でき、タグの属性で当該勘定科目の測定対象、会計期間、単位などが特定される。表1の中で示された例は財務諸表本表の中で使用された「売上高」勘定である。通常、財務諸表を開示する際に、前年度分も比較財務諸表として開示される。「contextRef」属性の値を用いて、会計数値の測定期間を判別でき、当年度の値と前年度の値を区別できる。

表1 XBRLによる勘定科目の表示例

前年度の売上高：	<jppfs_cor:NetSales contextRef="Prior1YearInstant" unitRef="JPY" decimals="-6">365000000</jppfs_cor:NetSales>
当年度の売上高：	<jppfs_cor:NetSales contextRef="CurrentYearDuration" unitRef="JPY" decimals="-6">233000000</jppfs_cor:NetSales>

注：前年度の売上高が365百万円であり、当年度の売上高が233百万円の情報を表している。「NetSales」がタグ名であり、売上高を意味している。また、「contextRef」、「unitRef」、「decimals」は、タグの属性であり、コンテキスト情報(当年度または前年度)、通貨単位(日本円)、表示数値の単位(百万)を表している。

本研究は、財務諸表情報の複雑性と流動性の変化を検証するために、決算短信の中で開示された財務諸表におけるタグ数を複雑性の代理変数とする。したがって、XBRLタグ数の合計は、本表で使用される勘定科目の数となる。なお、決算短信には、当年度と前年度の財務諸表が含まれており、金(2019b)は両者において使用される勘定科目が必ずしも同様ではないことを示した。本研究では、「contextRef」属性を用いて、当年度の財務諸表の中で使用された勘定科目の数を複雑性の指標とする。

以上、日本におけるXBRLの適用範囲は、米国のものと差異があるため、本研究の測定指標はHoitash and Hoitash (2018)の指標そのものではなく、注記情報を含まない、財務諸表本表から計算される。財務諸表本表は、決算情報において中心的情報であるため、その複雑性が財務諸表情報の複雑性の重要な部分を構成する。そのため、本研究が採用する指標である財務諸表本表におけるタグ数も情報の複雑性を表す重要な指標となる。

決算短信のXBRL形式の提出物を前述のeolデータベースから取得した。なお、4.3.3においては、複雑性に関する代替的な測定指標を用いた場合の分析結果について説明する。

3.3 サンプル選択

ティックデータの入手可能性により、本研究は、2019年に行われた決算発表からサンプルを選択した。まず、流動性を適切に測定するためには、株式の売買取引が活発に行われていることが必要であるため、東証一部に上場している企業に限定する。さらに、3.1で述べたように測定ウィンドウを30分間に設定しているため、決算発表前後の30分間に、取引が連続的に行われているという条件を追加する。東京証券取引所においては、証券営業日の09:00～11:30と12:30～15:00が立会時間であり、この時間帯で株式売買が可能であるため、決算発表前後の30分間に取引が連続的に行われているという条件を追加することによって、サンプルは、09:31～11:00と13:01～14:30の間に決算発表を行った企業に限定されることになる。表2は、09:00～15:00の期間を30分ごとに区切ったうえで、各時間帯に決算発表を行った会社数を示している。

表2 決算発表時刻と社数

時 刻	会社数	時 刻	会社数
～08:59	4	12:01～12:30	22
09:00～09:30	5	12:31～13:00	79
09:31～10:00	6*	13:01～13:30	48*
10:01～10:30	2*	13:31～14:00	169*
10:31～11:00	30*	14:01～14:30	54*
11:01～11:30	43	14:31～15:00	886
11:31～12:00	38	15:01～	704

注：*は、決算発表前後30分の取引が連続的であることを意味している。合計2,090社のうち、決算発表前後30分の取引が連続的である企業数が309社である。

上記の条件に加えて、日本基準を採用していること、および通期決算月が2019年3月であることの2つの条件を追加する。それぞれの理由について、以下のとおりである。

まず、企業が採用している会計基準により、XBRL形式の財務諸表に関する開示の要求が異なる。米国基準を採用している企業に関しては、XBRL形式の開示が要求されていない。国際会計基準（以下、IFRSと記す）を採用している企業に関しては、XBRL形式の開示が要求されるが、日本基準の財務諸表本表と比べて、様式と要求される勘定科目等がそもそも異なっており、日本基準の財務諸表で使用する勘定科目は、IFRSでは注記情報として開示される場合が多い。これに対応して、XBRL形式の提出物の作成のために金融庁が公表したEDINETタクソノミにおいては、日本基準タクソノミとIFRSタクソノミは別物となっている。このようなXBRL作成上のバイアスを排除するために、本研究は日本基準を採用する企業に限定する。

また、通期決算発表に限定する理由は、四半期決算短信と通期決算短信の様式は異なっており、四半期決算短信においては、株主資本等変動計算書、キャッシュ・フロー計算書の開示が要請されていないため、四半期決算短信と通期決算短信の財務諸表本表におけるタグ数が意味する複雑性を同等に扱うことが適切ではないと考えたからである。なお、Libby et al. (2002) は、四半期決算発表と通期決算発表に対する、スプレッド、デプス、取引量の変化は、統計的に有意に異なっていることを明らかにしており、これが日本にも妥当する場合には、両者をサンプルに含めると、流動性の変化の分析に影響してしまうことも通期決算発表に限定するもうひとつの理由である。

最後に、決算月が2019年3月である企業に限定する理由は、Blankespoor et al. (2020) が指摘した4種類目の情報処理コストである機会コストをコントロールするためである。Blankespoor et al. (2020) により、特定の企業の開示情報を処理するために、他の活動ができなくなることによって、投資家にとって機会コストが発生する。実際に、決算発表数が多い日より少ない日における株式の流動性は大きく上回っており、その差も統計的に有意である⁶⁾。すなわち、機会コストと流動性の間に一定の相関関係が存在することが示唆される。本研究は、複雑な情報を統合するためのコストに注目しているため、機会コストの差異を分析から排除するために3月決算企業を対象とすることにした。

以上のサンプル選択のプロセスは、以下の表3で示されており、最終的にはサンプルサイズが241社となっている。

表3 サンプル選択のプロセス

条 件	社数
2019年に東証一部に上場している	2,127
2019年の中で行われた決算発表の時刻が取得可能	2,090
決算発表前後の30分間に、取引が連続的に行われている	309
2019年3月に通期決算	275
日本基準の財務諸表が含まれているXBRL形式の決算短信データが取得可能	241

4. 分析方法と結果

4.1 単変量分析（グラフを用いた検討）

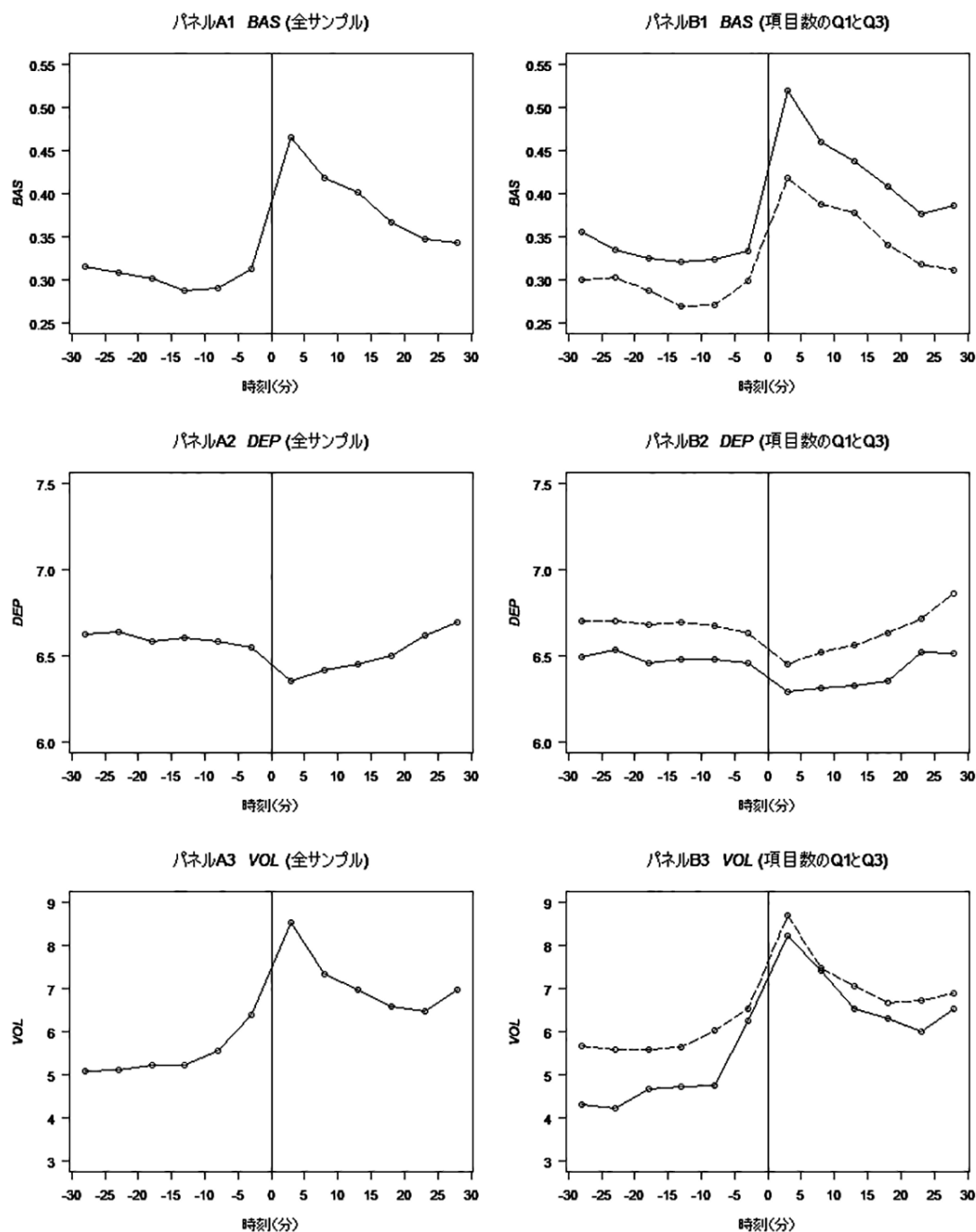
本項では、サンプル全体について決算発表直後の各測定ウィンドウにおける流動性の状況をグラフで示し、そのうえで、複雑性を表す項目数によりグループ分けすることによって、複雑性と流動性の関係について検討する。外れ値について処理するために、連続変数については、上下5%をウィンソライズしている⁷⁾。

まず、図1のパネルA1～A3（左側の列）は、サンプル全体の決算発表直前および直後の30分間に關して、5分間隔ごとのスプレッド (*BAS*)、デプス (*DEP*)、取引量 (*VOL*) の推移を示している。スプレッドとデプスは、5分間隔の平均値であり、取引量は5分間隔の累積値である。スプレッドについては、決算発表直後に大きく拡大したことが明らかであり、その拡大のほとんどが決算発表直後の最初の5分以内に発生し、その後は縮小する傾向が観察される。デプスは、決算発表直後の5分間に縮小したが、25分以降、決算発表直前より高い水準まで上昇した。また、取引量は、決算発表直後の5分間に増加し、そのあとも決算発表直前より高い水準を維持している。決算発表直後におけるスプレッドの拡大、デプスの縮小、取引量の増加は、アナリティカル研究の主張と整合的である。すなわち、決算発表

6) 決算月が2019年3月末である企業は、東証一部上場企業の約7割を占めており、決算発表集中期間の中で決算発表を行っている。本研究の調査により、サンプルを3月決算企業に限定する場合、同じ日に行われた決算発表数の平均値が187,242件であり、3月決算企業以外の場合、同じ日に行われた決算発表数の平均値が僅か22,140件である。なお、決算発表前後の30分間に、取引が連続的に行われている企業に限定し、スプレッド水準を確認すると、決算発表後の水準が大きく異ならないが、決算発表前の水準について、3月決算企業以外の水準が3月決算企業より低く、両者の差が統計的に有意である。

7) 上下1%をウィンソライズした場合の検証結果を、上下5%をウィンソライズした場合の検証結果と比較すると、主要な説明変数の符号と統計的有意性は一致しているが、その他の説明変数の有意水準が若干低下した。

図1 決算発表直前後におけるスプレッド、デプス、取引量の変化



注：パネルB1～B3における実線と破線は、それぞれ、サンプルを項目数によってわけた最も少ないグループ（Q1）と最も多いグループ（Q3）である。

直後、情報処理能力が高い投資家が他の投資家より早く決算情報を処理することによって、投資家間における情報の非対称性が増加し、流動性が低下する。それと同時に、情報処理能力が優れている投資家が私的情報を利用して利益を獲得するために取引量を増加させたと解釈できる。なお、決算発表5分以降におけるスプレッドの縮小とデプスの拡大については、情報処理が完了したトレーダー数の増加にともなって、私的情報を産出できたトレーダーの情報優位性が持続していないことが原因であると推測できる。

本研究では、測定間隔を30分間としたLee et al. (1993) より短い間隔で分析を行うことによってLee et al. (1993) では把握できなかった事実が明らかとなったことを指摘しておきたい。本研究とLee et al. (1993) を比較すると、決算発表直後におけるスプレッドの拡大と取引量の増加に関する結果は一致しているが、決算発表直後のデプスについては相違している。本来、追加的な注文がない場合、特定時点における最良気配の注文が約定すると、デプスは縮小し、さらに、すべての最良気配の注文が約定したら、スプレッドが拡大することによって、取引コストが高まるはずである。しかし、Lee et al. (1993) においては、決算発表直後にスプレッドが拡大しているにもかかわらずデプスの拡大が観察されており、その原因は明らかとされなかった。それに対して、本研究では、決算発表直後の5分から20分間においてスプレッドの拡大とデプスの縮小が同時に観察された。この結果は、私的情報にもとづく取引が行われた後、最良気配の株式数が減少しつつ、スプレッドが拡大したことを示唆している。このことは、本研究がLee et al. (1993) よりも測定間隔を短くすることによってはじめて明らかとなったのであり、分析の間隔を短くすることによってより厳密な分析が可能となったことを示唆している。

次に、図1のパネルB1～B3（右側の列）は複雑性を表す項目数と流動性との関係を示している。パネルB1～B3においては、サンプルを項目数が最も少ないグループQ1、中程度のグループQ2、項目数が最も多いグループQ3に分けたうえで、Q1（実線）とQ3（破線）のスプレッド、デプス、取引量の推移が示されている。スプレッドについて、決算発表直後の期間において、項目数が少ないQ1の増加幅は、項目数が多いQ3より著しく大きい。デプスについては、決算発表直後の5分間において、デプスの縮小幅はほぼ同様な水準である。取引量については、決算発表の直前と直後ともに、Q1はQ3を下回っているが、増加幅を比較すると、Q1の方が著しく大きいことがわかる。

決算発表直後におけるデプスの縮小幅がほぼ同様であるが、スプレッドの拡大幅が項目数と負に相関しているという結果は、逆選択効果が支配的であることを示唆している。具体的には、財務諸表情報の複雑性が低いときに、情報トレーダーは低コストで高精度の私的情報を産出でき、これによって、情報劣位にある他の市場参加者の取引意欲が低下する。その結果として、情報トレーダーが私的情報にもとづく取引を実行するために負担する取引コストが高くなり、流動性が大きく低下するのである。取引量の増加に関しても、複雑性が低い情報に対する情報処理が完了した投資家は、利益を獲得するために、取引量を大きく増加させたと解釈できる。

決算発表直後の5分間とは別に、それ以降におけるスプレッドとデプスの変化に関しても、Q1とQ3の差異が観察される。スプレッドについて、Q1の拡大幅がQ3より大きく、決算発表後の30分間にわたって高い水準を維持している一方で、Q3のスプレッドは25～30分の間に、ほぼ決算発表直前の水準に縮小した。デプスについて、Q3は20～25分の間に決算発表直前の水準を超え、Q1より拡大幅が著しく

大きい。このような結果は、複雑な情報を開示した企業における流動性の回復が早くなっていることを意味し、複雑な情報を処理することによって獲得した私的情報の精度が低く、情報優位性が長く持続しないことを示唆している可能性がある。

4.2 多変量分析

Lee et al. (1993) と音川 (2009) は、決算発表前後に流動性が変化したことを検証するために、企業ごとに時系列の回帰分析を行った。Libby et al. (2002) と Pronk (2006) は、流動性の変化幅をめぐって、四半期決算発表と通期決算発表の差異、取引時間内発表と取引時間外発表の差異について分析した研究であるが、それらにおいて利用した検証モデルはいずれも理論から導かれたものではない。被説明変数である流動性の代理変数について、Libby et al. (2002) と Pronk (2006) はともに決算発表後の13個の30分間隔を用いて測定したが、検証モデルにおける説明変数が異なっている。なお、スプレッドとデプスの相関関係をコントロールするために、2段階回帰分析を利用しているが、そのための操作変数も異なっている。このように、決算発表後における流動性の変化に影響を与える要因を検証するためのモデルについて、合意されたものはない。このように分析上利用すべき共通のモデルがないこと、さらに、本研究は極めて短い間隔でスプレッド等の指標を測定していることから、独自に考案したモデルを利用する。

本研究は、以下の式（4）を利用し、最小二乗法による回帰分析を行う⁸⁾。

$$BAS.D_i = \beta_0 + \beta_1 Item_num_i + \beta_2 DEP.D_i + \beta_3 VOL.D_i + \beta_4 Size_i + \beta_5 Inno_i + \varepsilon \quad (4)$$

流動性の低下幅に影響を与える要因を検証するために、 $BAS.D_i$ を被説明変数とする。 $BAS.D_i$ とは、企業*i*による決算発表の直後と直前におけるスプレッドの差を意味している。 $Item_num_i$ は、3.2で説明したように、当年度の財務諸表の中で使用されたタグの数である。 $Item_num_i$ が大きいほど、企業*i*が開示した財務情報は複雑であることを意味する。

コントロール変数については、まず、上述のように最良気配における株式数が豊富であるほどスプレッドが拡大しづらいため、デプスの変化をコントロール変数とする。デプスは流動性のひとつの側面であるが、デプスの増減は私的情報に基づくトレーダーが取引を成立させるために負担するコストを直接に反映していない可能性があるため、ここで、デプスを被説明変数とはせず、コントロール変数としている。式（4）の $DEP.D_i$ は、企業*i*による決算発表の直後と直前のデプスの差を意味している。続いて、第2節でレビューしたアナリティカル研究によると、決算発表後、私的情報に基づく取引が行われることにより、市場全体の取引量が増加する。取引量の増加を踏まえて、流動性の変化を評価する必要があるため、取引量の変化もコントロールする必要がある。式（4）の $VOL.D_i$ は、企業*i*による決算発表の直後と直前における取引量の差である。

上述した変数に加えて、本研究は、Pronk (2006) にしたがって、企業の情報環境と決算発表の内容

8) 本研究におけるスプレッドとデプスの相関関係については、先行研究と異なり、短期間ウィンドウで測定しているため、両者の相関関係が低く、20分間以内の場合には、相関係数が有意ではない。そのため、多変量分析においては、2段階回帰分析を使用しないことにする。

をコントロールする変数を追加する。情報環境の代理変数として、企業規模を利用する。規模が大きいほど、企業の決算発表情報に注目する投資家が多く存在し、情報が素早く価格に反映する可能性があるため、スプレッドの拡大を抑えたと推測される。式（４）の $Size_i$ は、企業 i の規模を表す変数である。最後に、決算発表の内容がその直前における市場の期待値と大きく変わらない場合、情報トレーダーに対して追加的な情報処理を実行する意欲も低下するため、スプレッドの拡大が抑えられる可能性がある。式（４）の $Inno_i$ は、決算発表内容の代理変数であり、経営者の業績予想と利益の実績値の差によって計算される。

4.2.1 基本統計量と相関マトリックス

多変量分析のために使用される代理変数の基本統計量は、以下の表４で示される。外れ値について処理するために、連続変数については、上下５％をウィンソライズしている。

表４ 基本統計量

変数名	平均	標準偏差	最小値	25%	中央値	75%	最大値
<i>BAS05.D</i>	0.148	0.164	-0.089	0.028	0.106	0.229	0.525
<i>BAS10.D</i>	0.147	0.152	-0.072	0.031	0.105	0.231	0.496
<i>BAS15.D</i>	0.144	0.145	-0.055	0.030	0.111	0.223	0.472
<i>BAS20.D</i>	0.136	0.138	-0.051	0.026	0.102	0.208	0.437
<i>BAS25.D</i>	0.127	0.140	-0.073	0.021	0.093	0.200	0.446
<i>BAS30.D</i>	0.118	0.132	-0.074	0.021	0.079	0.210	0.416
<i>DEP05.D</i>	-0.184	0.379	-0.953	-0.416	-0.143	0.065	0.430
<i>DEP10.D</i>	-0.181	0.348	-0.920	-0.413	-0.149	0.065	0.395
<i>DEP15.D</i>	-0.159	0.342	-0.907	-0.403	-0.111	0.075	0.404
<i>DEP20.D</i>	-0.133	0.316	-0.745	-0.382	-0.102	0.081	0.402
<i>DEP25.D</i>	-0.120	0.308	-0.692	-0.355	-0.091	0.088	0.421
<i>DEP30.D</i>	-0.095	0.311	-0.682	-0.310	-0.079	0.125	0.480
<i>VOL05.D</i>	2.041	2.142	-1.231	0.611	1.749	2.763	7.314
<i>VOL10.D</i>	1.744	1.510	-0.693	0.721	1.588	2.406	5.707
<i>VOL15.D</i>	1.661	1.380	-0.635	0.773	1.479	2.294	5.240
<i>VOL20.D</i>	1.554	1.252	-0.496	0.721	1.423	2.210	4.615
<i>VOL25.D</i>	1.401	1.055	-0.496	0.711	1.323	2.060	3.628
<i>VOL30.D</i>	1.412	1.018	-0.302	0.639	1.348	2.068	3.628
<i>Item_num</i>	161.527	26.576	125.000	142.000	156.000	177.000	220.000
<i>MKTV</i>	10.874	1.253	9.019	9.939	10.686	11.754	13.468
<i>EInno</i>	0.006	0.006	0.000	0.001	0.004	0.011	0.018
<i>FInno</i>	0.018	0.020	0.001	0.004	0.012	0.024	0.079

注：25%と75%は、それぞれ、第１四分位値と第３四分位値を意味している。

被説明変数である *BAS.D* については、複数の測定期間について計算している。*BAS05.D* は、式（１）で計算された *BAS* の決算発表直後５分間の平均値と決算発表直前５分間の平均値の差である。*BAS05.D* の平均値が正であり、第１四分位の値も０を上回っている。すなわち、４分の３以上の企業において、決算発表直前と比べて、決算発表直後のスプレッドが拡大したことがわかる。また、*BAS05.D* と同様に、*BAS10.D*、*BAS15.D*、*BAS20.D*、*BAS25.D*、*BAS30.D* は、それぞれ、10分、15分、20分、25分、30分の間隔で測定した決算発表直後と直前の *BAS* の平均値の差である。測定間隔が長くなると、変数の平均値が０に近づいている。すなわち、決算発表に起因するスプレッドの拡大は、直後の５分間で最も顕著で

あり、間隔が長くなるとともに、決算発表直前と直後のスプレッドの差異が縮まる。

*DEP05.D*は、式（２）で計算された*DEP*の決算発表直後５分間の平均値と決算発表直前５分間の平均値の差である。*DEP05.D*の平均値が負であり、中央値の値も０より小さい。すなわち、半分以上の企業において、決算発表直前と比べて、決算発表直後のデプスが縮小したことを示している。また、*DEP05.D*と同様に、*DEP10.D*、*DEP15.D*、*DEP20.D*、*DEP25.D*、*DEP30.D*は、それぞれ、10分、15分、20分、25分、30分の間隔で測定した決算発表直後と直前の*DEP*の平均値の差である。測定間隔が長くなるほど、変数の平均値が０に近づいている。すなわち、決算発表に起因するデプスの縮小は、直後の５分間で最も顕著であり、間隔が長くなるとともに、決算発表直前と直後のデプスの差異が縮まる。

*VOL05.D*は、式（３）で計算された*VOL*の決算発表直後５分間の値と、決算発表直前５分間の値の差である。*VOL05.D*の平均値が正であり、第１四分位の値も０を上回っている。すなわち、４分の３以上の企業において、決算発表直前と比べて、決算発表直後の取引量が増加したことがわかる。また、*VOL05.D*と同様に、*VOL10.D*、*VOL15.D*、*VOL20.D*、*VOL25.D*、*VOL30.D*は、それぞれ、10分、15分、20分、25分、30分の間隔で測定した*VOL*の差である。測定ウィンドウが長くなると、変数の平均値が減少している⁹⁾。

続いて、主要な説明変数である*Item_num*の平均値は161.527であり、第１四分位と第３四分位の値がそれぞれ、142と177である。四分位範囲により、半分以上の企業が財務諸表本表の中でおよそ140～180個のタグを使用していることがわかる。

他の説明変数については、規模の影響をコントロールするための変数は*MKTV*であり、*MKTV*は決算発表前日の終値で計算した時価総額を対数変換したものである。また、決算発表の内容をコントロールするための変数は*ElInno*と*FlInno*である。*ElInno*と*FlInno*は、それぞれ、当期純利益のイノベーションと次期予想利益のイノベーションを時価総額でデフレートした値の絶対値である。ここで、当期純利益のイノベーションとは、当期純利益の実績と決算発表前に最後に公表された経営者予想の差であり、次期予想利益のイノベーションとは、決算発表において公表された次期予想利益と当期純利益の実績の差である。

表５は、相関マトリックスである。スプレッドの変化については、測定間隔の長さを問わず、項目数との相関係数が統計的に有意であり、その値が負となっている。この結果は、図１と同様に、財務諸表に使用された勘定科目の数が多いほど、スプレッドの拡大幅が小さく、決算発表直前と比べて直後の流動性の低下幅が小さくなっていることを意味している。すなわち、複雑性と流動性の関係について、逆選択効果が支配的となっていることを示唆している。

デプスの変化については、10分間隔を使用した結果以外、項目数との相関係数は正であるが、30分間隔を使用した結果以外、相関係数が統計的に有意ではなかった。取引量の変化については、測定間隔の長さを問わず、項目数との相関係数が負である。この結果は図１と同様に、勘定科目の数が多いほど、取引量の増加幅が小さいことを意味しているが、統計的に有意ではなかった。

9) *VOL*は一定の測定間隔内に取引された株式数の合計の自然対数値であるため、決算発表直前後の*VOL*の差は、取引された株式数の比の自然対数となる。表４の基本統計量に示すように、測定期間が長くなると、その比が低下している。なお、4.3.1では、代替的な測定方法で計算された取引量変化の変数（表10の*VOLRD*）を用いた検証結果を示す。

表5 相関マトリックス

	<i>DEP05.D</i>	<i>DEP10.D</i>	<i>DEP15.D</i>	<i>DEP20.D</i>	<i>DEP25.D</i>	<i>DEP30.D</i>	<i>VOL05.D</i>	<i>VOL10.D</i>
<i>BAS05.D</i>	-0.017						0.030	
<i>BAS10.D</i>		-0.042						0.109*
<i>BAS15.D</i>			-0.085					
<i>BAS20.D</i>				-0.143**				
<i>BAS25.D</i>					-0.198***			
<i>BAS30.D</i>						-0.246***		
<i>DEP05.D</i>							-0.054	
<i>DEP10.D</i>								-0.028

	<i>VOL15.D</i>	<i>VOL20.D</i>	<i>VOL25.D</i>	<i>VOL30.D</i>	<i>Item_num</i>	<i>MKTV</i>	<i>ElInno</i>	<i>FlInno</i>
<i>BAS05.D</i>					-0.188***	-0.139**	0.030	0.126*
<i>BAS10.D</i>					-0.195***	-0.164**	0.047	0.116*
<i>BAS15.D</i>	0.087				-0.193***	-0.211***	0.054	0.124*
<i>BAS20.D</i>		0.046			-0.203***	-0.237***	0.033	0.128*
<i>BAS25.D</i>			0.061		-0.207***	-0.235***	0.045	0.130**
<i>BAS30.D</i>				0.067	-0.208***	-0.241***	0.061	0.119*
<i>DEP05.D</i>					0.011	-0.088	0.022	-0.124*
<i>DEP10.D</i>					-0.011	-0.072	0.027	-0.105
<i>DEP15.D</i>	0.005				0.019	-0.031	0.006	-0.140**
<i>DEP20.D</i>		0.001			0.034	-0.027	-0.015	-0.143**
<i>DEP25.D</i>			0.015		0.083	0.031	-0.060	-0.159**
<i>DEP30.D</i>				0.036	0.133**	0.080	-0.056	-0.130**
<i>VOL05.D</i>					-0.015	-0.200***	0.076	0.159**
<i>VOL10.D</i>					-0.049	-0.194***	0.109*	0.231***
<i>VOL15.D</i>					-0.067	-0.219***	0.161**	0.250***
<i>VOL20.D</i>					-0.068	-0.206***	0.134**	0.239***
<i>VOL25.D</i>					-0.078	-0.155**	0.151**	0.240***
<i>VOL30.D</i>					-0.098	-0.164**	0.162**	0.236***
<i>Item_num</i>						0.230***	0.044	0.079
<i>MKTV</i>							-0.137**	-0.206***
<i>ElInno</i>								0.236***

注：*、**、***は、それぞれ、0.1、0.05、0.01の有意水準を表している。

なお、企業規模が大きいほど、より複雑な情報を開示する可能性が高いため、*MKTV*と*Item_num*が有意に正に相関している。また、*MKTV*は、スプレッドの変化、取引量の変化と負に相関している。すなわち、規模が大きいほど、決算発表に起因するスプレッド、取引量の変化幅が小さいことが示唆されている。情報内容（イノベーション）については、スプレッド、デプス、取引量の変化との相関係数の符号はほぼ一致しているが、*FlInno*のほうは、スプレッド、デプス、取引量の変化と有意に相関している場合が多い。*FlInno*とスプレッドが正に相関していることは、次期予想利益のイノベーションが大きいほど、情報トレーダーは財務諸表の情報を詳細に分析し、他の市場参加者の間に発生する情報格差が大きくなり、スプレッドも拡大することを示唆している可能性がある。

4.2.2 多変量分析の結果

本研究は、財務諸表情報の複雑性が決算発表直後の流動性の変化にどのような影響を与えているかを検証するために、決算発表前後の5分から30分間について分析した。

まず、スプレッド、デプス、取引量の変化が最も著しい決算発表前後の5分間に注目する。表6は、測定間隔を5分間として計算された*BAS05.D*を被説明変数とした場合の分析結果であり、各説明変数の係数、有意水準、t値を示している。

表6 多変量分析の結果（前後5分間のスプレッドの変化）

被説明変数：	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>BAS05.D</i>						
切片	0.345*** (5.370)	0.337*** (5.151)	0.456*** (4.523)	0.330*** (4.993)	0.448*** (4.276)	0.330*** (4.889)	0.422*** (3.831)
<i>Item_num</i>	-0.001*** (-3.106)	-0.001*** (-3.085)	-0.001*** (-2.705)	-0.001*** (-3.089)	-0.001*** (-2.697)	-0.001*** (-3.072)	-0.001*** (-2.696)
<i>DEP05.D</i>		-0.004 (-0.155)			-0.008 (-0.277)	0.001 (0.038)	-0.003 (-0.099)
<i>VOL05.D</i>		0.003 (0.597)			0.002 (0.314)	0.0003 (0.059)	-0.001 (-0.126)
<i>MKTV</i>			-0.012 (-1.430)		-0.012 (-1.351)		-0.010 (-1.056)
<i>EInno</i>				0.170 (0.087)		0.161 (0.082)	-0.027 (-0.014)
<i>FInno</i>				1.151** (2.123)		1.149** (2.070)	1.032* (1.822)
サンプルサイズ	241	241	241	232	241	232	232
Adjusted R ²	3.5%	2.8%	3.9%	4.3%	3.2%	3.5%	3.5%

注：*、**、***は、それぞれ、0.1、0.05、0.01の有意水準を表している。

表6における分析（1）は、コントロール変数を入れていないモデルの分析結果である。それ以外の結果は、コントロール変数であるデプス、取引量、規模、決算発表の情報内容の変数を組み合わせてモデルに入れた場合の分析結果である。決算発表と同時に、次期予想利益を公表していない企業が存在するため、次期予想利益のイノベーションを計算できないケースがあるので、サンプルサイズに差異が発生している。

複雑性の代理変数である*Item_num*の係数は、いずれの場合も統計的に有意であり、その値が負となっている。これは、決算発表後、スプレッドが拡大し、項目数が少ないほどスプレッドの拡大幅が大きくなることを意味する。この結果は、仮説*H_a*を支持しており、財務諸表情報の複雑性が低いほど、決算発表直後における株式の流動性の低下幅が大きくなり、逆選択効果が支配的となっていることを示唆している。なお、コントロール変数について、係数が統計的に有意なものは次期予想利益のイノベーションのみであり、スプレッドと正に相関している。この結果は、単変量の相関係数と一致しており、次期予想利益のイノベーションが大きいほど、情報トレーダーは財務諸表の情報を詳細に分析し、他の市場参加者の間に発生する情報格差が大きくなり、スプレッドも大幅に拡大すると解釈できる。

表7は、決算発表直前後の10分～30分間を測定間隔として計算されたスプレッドの変化を被説明変数とした場合の分析結果である。

表7の結果における項目数の係数が依然として統計的に有意であり、その値が負となっている。表7の結果は、測定間隔を5分間とした場合の分析結果と一致しており、項目数がスプレッドと負に相関しているため、表6の結果と同様に、仮説*H_a*を支持している。すなわち、財務諸表情報の複雑性が低い

表7 多変量分析の結果（前後30分間のスプレッドの変化）

被説明変数：	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	<i>BAS10.D</i>	<i>BAS15.D</i>	<i>BAS20.D</i>	<i>BAS25.D</i>	<i>BAS30.D</i>
切片	0.412*** (4.069)	0.459*** (4.778)	0.490*** (5.414)	0.459*** (5.074)	0.414*** (4.846)
<i>Item_num</i>	-0.001*** (-2.668)	-0.001** (-2.456)	-0.001** (-2.496)	-0.001** (-2.408)	-0.001** (-2.214)
<i>DEPD</i>	-0.018 (-0.612)	-0.032 (-1.161)	-0.057** (-2.026)	-0.076*** (-2.619)	-0.086*** (-3.207)
<i>VOLD</i>	0.006 (0.869)	0.002 (0.275)	-0.003 (-0.385)	0.001 (0.070)	0.002 (0.234)
<i>MKTV</i>	-0.011 (-1.365)	-0.017** (-2.215)	-0.021*** (-2.803)	-0.020*** (-2.653)	-0.018*** (-2.626)
<i>EInno</i>	0.422 (0.233)	0.455 (0.266)	-0.125 (-0.078)	-0.043 (-0.026)	0.355 (0.234)
<i>FInno</i>	0.675 (1.287)	0.618 (1.243)	0.618 (1.320)	0.545 (1.153)	0.394 (0.899)
サンプルサイズ	232	232	232	232	232
Adjusted R ²	4.5%	5.9%	8.3%	9.4%	10.8%

注：デプスと取引量の変化について、個々のモデルにおいては、異なるウィンドウで測定した値が使用されている。また、*、**、***は、それぞれ、0.1、0.05、0.01の有意水準を表している。

ほど、決算発表直後に株式の流動性が大きく低下するため、逆選択効果が支配的となっていることが示唆される。また、測定間隔が長くなると、t値の絶対値が低下し、係数の有意水準が低くなることからわかる。

表6と表7においては、*Item_num*の係数が-0.001であるため、他の変数を一定とする場合、財務諸表の複雑性が第3四分位（177）から第1四分位（142）へ低下すると、被説明変数は0.035（ $= -35 \times -0.001$ ）大きくなる。被説明変数は、スプレッドの変化であり、スプレッドは、売気配と買気配の価格の差を伸値で標準化した比率である。したがって、決算発表の直後において、第1四分位企業のスプレッドの変化は、第3四分位企業のスプレッドの変化より大きく、両者の差が株式価値の0.035%に相当する。測定間隔が5分間である場合、*BAS.D*の平均値が0.148であるため、第3四分位から第1四分位までスプレッドの変化の増分は、その平均値の23.6%（ $= 0.035\% \div 0.148\%$ ）に相当する。

コントロール変数において、前後の測定ウィンドウが長くなると、スプレッドの変化と統計的に有意に関連する変数が観察される。まず、測定間隔が15分以上となる場合、*MKTV*の係数が統計的に有意であり、その値が負となっている。*MKTV*は、企業規模の代理変数であり、規模が大きいほど、企業の情報環境も優れているため、時間の経過とともに情報処理が完了し私的情報を獲得したトレーダーが速やかに増加すると推測でき、その結果、企業規模とスプレッドの関係が負に相関すると理解できる。また、測定間隔が20分以上となる場合、*DEPD*の係数が統計的に有意であり、その値が負となっている。デプスの増加は、最良気配における株式数が増加していることを意味する。情報処理が完了したトレーダーが、私的情報に基づく取引を実行しはじめた結果、注文数が増加し、スプレッドが拡大しづらくなったと理解できる。

4.3 頑健性テスト

4.3.1 スプレッド、デプス、取引量に関する代替的な測定方法

スプレッド、デプス、取引量について、上述の分析では、先行研究と同様な測定方法を使用している。本項では、分析結果の頑健性を確認するために、代替的な測定方法を使用した場合の分析結果を提示する。

まず、スプレッドの測定について、呼値の刻みの違いを考慮する。東京証券取引所では、売買の対象となる銘柄とその価格水準によって、呼値の刻みが異なっている。呼値の刻みが小さい銘柄に対して、式（１）のような計算方法を採用する場合、スプレッドが相対的に小さく算定される可能性がある。したがって、以下のような調整方法を使用し、スプレッドの代替的な変数 *TSS* を計算する。具体的に、呼値の刻みは、表８のように決められている。

表８ 呼値の刻みの決定方法

値段の水準	TOPIX100構成銘柄	その他の銘柄
1,000円以下	0.1円	1円
3,000円以下	0.5円	1円
5,000円以下	1円	5円
10,000円以下	1円	10円
30,000円以下	5円	10円
50,000円以下	10円	50円
100,000円以下	10円	100円
300,000円以下	50円	100円
500,000円以下	100円	500円
1,000,000円以下	100円	1,000円
3,000,000円以下	500円	1,000円
5,000,000円以下	1,000円	5,000円
10,000,000円以下	1,000円	10,000円
30,000,000円以下	5,000円	10,000円
50,000,000円以下	10,000円	50,000円
50,000,000円超	10,000円	100,000円

たとえば、値段が3,010円で売買されたTOPIX100に属している銘柄に関して、呼値の刻みが1円であるが、値段が3,000円以下に下落したならば、呼値の刻みが0.5円となる。本研究は、呼値の刻みの影響を考慮するために、表９の例で示すように調整計算する。

表９ 呼値の刻みに関する調整方法の例示（TOPIX100企業）

	最良売気配の価格	最良買気配の価格	スプレッドの計算
例示 1	3,010	3,005	$(3,010 - 3,005) / 1 = 5$
例示 2	2,998	2,995	$(2,998 - 2,995) / 0.5 = 6$
例示 3	3,003	2,998	$(3,003 - 3,000) / 1 + (3,000 - 2,998) / 0.5 = 7$

注：TOPIX100企業においては、株価が3,000～5,000円である場合には、呼び値の刻みが1円となり、株価が1,000～3,000円である場合には、呼び値の刻みが0.5円となる。

すなわち、もし、最良気配の価格が呼値の刻みの区分をまたがっていない場合、スプレッドは、価格の差を該当区分における呼値の刻みで除した結果とする（例示１および例示２）。もし、最良気配の価格が呼値の刻みの区分をまたがっている場合、スプレッドは、最良売気配価格と区分値の差を該当区分における呼値の刻みで除したものと、区分値と最良買気配価格の差を該当区分における呼値の刻みで除

したもの合計とする（例示3）。

デプスと取引量について、株式を多く発行している企業に対して、式（2）と（3）のような計算方法を採用する場合には、デプスと取引量が相対的に大きく算定される可能性がある。したがって、その影響を排除するために、式（5）と（6）で示されているように、それぞれの指標を発行済株式数でデフレートする。すなわち、新しい指標は、最良気配における株式数または取引された株式数と発行済株式数の比率とする。発行済株式数の桁数が大きいので、測定結果を見やすくするために10の6乗をかけた変数とする。それぞれの変数名は、*DEPR*と*VOLR*である。

$$\text{デプス} = \frac{(\text{最良売気配の株式数} + \text{最良買気配の株式数})}{\text{決算発表当日の発行済株式数}} \times 10^6 \quad (5)$$

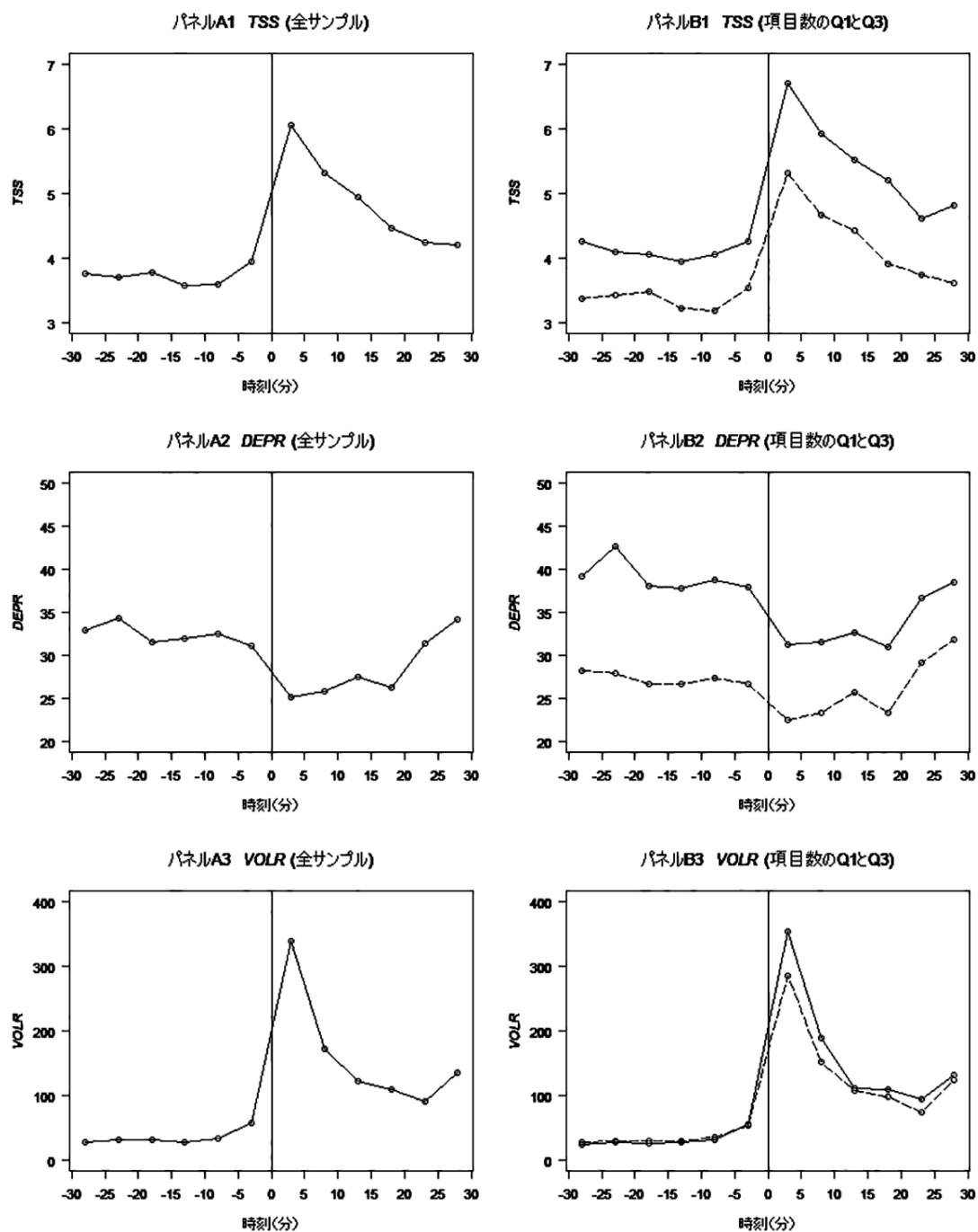
$$\text{取引量} = \frac{\text{一定期間の中で取引された株式数}}{\text{決算発表当日の発行済株式数}} \times 10^6 \quad (6)$$

代替的な測定方法を使用した単変量分析の結果を、図2で示している。外れ値について処理するために、連続変数については、上下5%をウィンソライズしている。

図2のパネルA1～A3（左側の列）は、サンプル全体の決算発表直前および直後の30分間に関して、5分間隔ごとのスプレッド（*TSS*）、デプス（*DEPR*）、取引量（*VOLR*）の推移を示している。スプレッドとデプスは、5分間隔の平均値であり、取引量は5分間隔の累積値である。スプレッドについては、決算発表直後の5分間に大きく拡大し、その後も高い水準を維持している。デプスについては、決算発表直後に一時的に縮小したが、そのあと徐々に拡大し、25分間以降、決算発表直前の水準を超えた。取引量については、決算発表直後の5分間に増加し、そのあとも決算発表直前より高い水準を維持している。決算発表直後におけるスプレッドの拡大、デプスの縮小、取引量の増加は、アナリティカル研究の主張と整合的であり、代替的な測定方法を使用する場合においても図1のパネルA1～A3と同様な動きが観察されている。

図2のパネルB1～B3（右側の列）においては、サンプルを項目数が最も少ないグループQ1、中程度のグループQ2、最も多いグループQ3に分けたうえで、Q1（実線）とQ3（破線）のスプレッド、デプス、取引量の推移が示されている。スプレッドについては、決算発表直後の期間において、項目数が少ないQ1の増加幅は、項目数が多いQ3より大きい。すなわち、呼値の刻みによって、スプレッドを調整した場合の結果においても、図1の結果と同様であり、項目数が多いほど、決算発表直後におけるスプレッドの拡大幅が小さくなっており、複雑な情報が開示された場合に流動性の低下幅が小さいことを示唆している。デプスについては、図1の結果と違い、Q3の水準がQ1を下回っているため、デプスの水準が発行済株式数の影響を受けていることがわかる。しかし、決算発表直後の変化に注目すると、デプスの縮小はほぼ同水準で、Q1のほうがわずかに大きい。取引量については、図1の結果と違い、決算発表直後にQ3の水準がQ1を下回っている。デプスと同様に、取引量の水準も発行済株式数の影響を受けている。しかし、ここでも、決算発表直前後の変化に注目すると、決算発表直前の期間において両者の差が観察されないが、決算発表直後の期間においてQ1がQ3を上回っている。これは、発行済株式数によって取引量を調整した後の結果も図1の結果とほぼ同様であり、項目数が少ないほど、取引量が大きく増加することを示している。

図2 代替的な測定方法



注：パネル B1～B3における実線と破線は、それぞれ、サンプルを項目数によってわけた最も少ないグループ（Q1）と最も多いグループ（Q3）である。

以上の単変量の分析結果は、デプスと取引量に関して、その水準は測定方法に影響されるが、本研究が注目している決算発表前後の変化と項目数の関係は測定方法が異なっても同様な傾向を示している。

続いて、代替的な測定方法を使用した場合の多変量分析の結果を説明する。表10は、変数の基本統計量を示している。図2で示されている状況と同様に、決算発表直後において、スプレッドの拡大、デプスの縮小、取引量の増加が観察される。また、スプレッドの変化は、直後の5分間で最も顕著であり、間隔が長くなるとともに、直前と直後の差異が縮まることも観察される。なお、冗長となるため¹⁰⁾、すべての変数間の相関マトリックスを示すことはしないが、当初の測定方法による元の変数と代替的な測定方法を使用した場合の変数の相関を表10の最右列で示している。スプレッドとデプスについては、当初の測定方法による元の変数とかなり高い水準で相関している。取引量については、測定間隔の累積値を使用しており、前後の変化が大きい場合、自然対数値に変換した元の変数との相関係数が低下している。

表10 代替的な測定方法の基本統計量と相関係数

変数名	平均	標準偏差	最小値	25%	中央値	75%	最大値	相関係数
<i>TSS05.D</i>	1.962	2.629	-1.106	0.259	1.090	2.764	9.286	0.853***
<i>TSS10.D</i>	1.981	2.459	-0.693	0.249	1.156	2.911	8.552	0.842***
<i>TSS15.D</i>	1.908	2.336	-0.505	0.262	1.125	2.579	8.192	0.838***
<i>TSS20.D</i>	1.814	2.307	-0.586	0.218	1.073	2.393	8.224	0.835***
<i>TSS25.D</i>	1.743	2.348	-0.635	0.206	1.035	2.380	8.658	0.844***
<i>TSS30.D</i>	1.614	2.190	-0.708	0.184	0.910	2.085	7.807	0.848***
<i>DEPR05.D</i>	-5.826	12.635	-39.663	-9.162	-1.831	1.157	12.447	0.789***
<i>DEPR10.D</i>	-6.218	12.962	-43.514	-8.535	-2.003	0.765	9.835	0.770***
<i>DEPR15.D</i>	-5.242	12.203	-39.457	-7.992	-1.513	0.918	11.687	0.818***
<i>DEPR20.D</i>	-4.771	11.690	-37.361	-6.555	-1.313	1.290	10.882	0.807***
<i>DEPR25.D</i>	-4.686	12.200	-40.745	-6.244	-1.348	1.339	11.236	0.794***
<i>DEPR30.D</i>	-4.361	12.520	-43.233	-6.244	-1.074	1.838	11.425	0.787***
<i>VOLR05.D</i>	283.492	376.011	-17.482	24.205	127.399	357.074	1385.597	0.298***
<i>VOLR10.D</i>	414.901	511.696	-16.787	47.826	199.749	563.739	1817.589	0.397***
<i>VOLR15.D</i>	504.105	615.551	-21.621	72.103	252.151	653.321	2158.491	0.397***
<i>VOLR20.D</i>	577.349	705.076	-42.568	77.949	297.997	752.242	2452.191	0.439***
<i>VOLR25.D</i>	635.800	773.827	-31.478	95.008	310.828	871.730	2700.452	0.501***
<i>VOLR30.D</i>	745.447	898.705	-41.387	110.213	375.834	964.206	3217.647	0.525***

注：*、**、***は、それぞれ、0.1、0.05、0.01の有意水準を表している。

表11は、多変量分析の結果を示している。当初の被説明変数 (*BAS.D*) を維持し、説明変数のデプス、取引量を発行済株式数によって調整した値 (*DEPR.D*、*VOLR.D*) を使用した場合、項目数の係数が統計的に有意であり、その値は0を下回っている。なお、スプレッドに関して、呼値の刻みによって調整した後の値 (*TSS.D*) を被説明変数として、説明変数のデプスと取引量を当初のまま (*DEP.D*、*VOL.D*) または発行済株式数によって調整した値 (*DEPR.D*、*VOLR.D*) を使用した場合、項目数の係数が依然として統計的に有意であり、その値が負となっている。すなわち、測定方法を問わず、仮説 H_a が支持される。

表11の分析結果(19)においては、*Item_num*の係数が-0.018であるため、他の変数を一定とする場合、財務諸表の複雑性が第3四分位(177)から第1四分位(142)へ低下すると、被説明変数は0.63 (=35 × -0.018) 大きくなる。株価水準によって刻みの値が変化するため、呼び値の刻みによって調整したス

10) 当初の結果(表5)を比較すると、有意水準が変化した場合があるが、相関係数の符号は表5と同様である。

表11 多変量分析の結果（代替的な測定方法を使用した場合）

被説明変数：	(13) <i>BAS05.D</i>	(14) <i>BAS10.D</i>	(15) <i>BAS15.D</i>	(16) <i>BAS20.D</i>	(17) <i>BAS25.D</i>	(18) <i>BAS30.D</i>
切片	0.424*** (3.956)	0.453*** (4.555)	0.478*** (5.064)	0.478*** (5.301)	0.447*** (4.847)	0.410*** (4.722)
<i>Item_num</i>	-0.001** (-2.338)	-0.001** (-2.405)	-0.001** (-2.281)	-0.001** (-2.328)	-0.001** (-2.299)	-0.001** (-2.255)
<i>DEPR.D</i>	0.001 (0.795)	0.001 (1.020)	0.0002 (0.312)	-0.0003 (-0.417)	-0.001 (-1.323)	-0.001* (-1.801)
<i>VOLR.D</i>	0.0001*** (3.593)	0.0001*** (3.273)	0.00004** (2.595)	0.00003** (2.071)	0.00002* (1.731)	0.00002 (1.617)
<i>DEP.D</i>						
<i>VOL.D</i>						
<i>MKTV</i>	-0.014 (-1.528)	-0.017** (-2.020)	-0.021*** (-2.601)	-0.021*** (-2.811)	-0.019** (-2.515)	-0.018** (-2.463)
<i>ElInno</i>	-0.505 (-0.263)	0.005 (0.003)	0.070 (0.042)	-0.437 (-0.272)	-0.249 (-0.153)	0.211 (0.138)
<i>FlInno</i>	0.463 (0.805)	0.264 (0.496)	0.292 (0.572)	0.360 (0.742)	0.385 (0.788)	0.263 (0.575)
サンプルサイズ	232	232	232	232	232	232
Adjusted R ²	8.9%	8.6%	8.1%	8.4%	8.7%	9.2%

表11 多変量分析の結果（代替的な測定方法を使用した場合） 続き

被説明変数：	(19) <i>TSS05.D</i>	(20) <i>TSS10.D</i>	(21) <i>TSS15.D</i>	(22) <i>TSS20.D</i>	(23) <i>TSS25.D</i>	(24) <i>TSS30.D</i>
切片	4.353*** (2.447)	4.751*** (2.857)	5.409*** (3.409)	5.877*** (3.764)	5.560*** (3.529)	4.850*** (3.281)
<i>Item_num</i>	-0.018*** (-2.684)	-0.017*** (-2.695)	-0.016*** (-2.642)	-0.016*** (-2.640)	-0.015** (-2.416)	-0.013** (-2.260)
<i>DEPR.D</i>						
<i>VOLR.D</i>						
<i>DEP.D</i>	0.804* (1.742)	0.624 (1.329)	0.334 (0.739)	-0.234 (-0.487)	-0.703 (-1.396)	-0.876* (-1.884)
<i>VOL.D</i>	0.00002 (0.0003)	0.061 (0.552)	0.023 (0.199)	-0.024 (-0.192)	0.035 (0.233)	0.091 (0.624)
<i>MKTV</i>	0.044 (0.298)	-0.016 (-0.118)	-0.099 (-0.756)	-0.151 (-1.175)	-0.154 (-1.193)	-0.134 (-1.116)
<i>ElInno</i>	3.933 (0.124)	14.676 (0.494)	13.86 (0.490)	9.348 (0.337)	10.116 (0.358)	12.476 (0.476)
<i>FlInno</i>	12.642 (1.382)	6.387 (0.742)	5.506 (0.670)	4.428 (0.548)	2.516 (0.306)	0.562 (0.074)
サンプルサイズ	232	232	232	232	232	232
Adjusted R ²	2.2%	2.2%	2.0%	2.4%	3.0%	3.8%

表11 多変量分析の結果（代替的な測定方法を使用した場合） 続き

被説明変数：	(25) <i>TSS05.D</i>	(26) <i>TSS10.D</i>	(27) <i>TSS15.D</i>	(28) <i>TSS20.D</i>	(29) <i>TSS25.D</i>	(30) <i>TSS30.D</i>
切片	5.121*** (2.908)	5.879*** (3.567)	6.099*** (3.888)	6.042*** (3.893)	5.623*** (3.513)	5.164*** (3.454)
<i>Item_num</i>	-0.016** (-2.436)	-0.016** (-2.592)	-0.016** (-2.596)	-0.015** (-2.574)	-0.014** (-2.378)	-0.013** (-2.365)
<i>DEPR.D</i>	0.027* (1.925)	0.028** (2.139)	0.019 (1.459)	0.006 (0.476)	-0.007 (-0.506)	-0.008 (-0.704)
<i>VOLR.D</i>	0.001** (2.145)	0.001* (1.920)	0.0004 (1.448)	0.0003 (1.251)	0.0002 (1.110)	0.0002 (1.183)
<i>DEP.D</i>						
<i>VOL.D</i>						
<i>MKTV</i>	-0.066 (-0.450)	-0.132 (-0.957)	-0.170 (-1.296)	-0.178 (-1.370)	-0.163 (-1.218)	-0.149 (-1.198)
<i>ElInno</i>	0.271 (0.009)	12.908 (0.440)	12.212 (0.436)	6.976 (0.252)	8.717 (0.309)	12.647 (0.482)
<i>FlInno</i>	6.684 (0.708)	1.785 (0.202)	2.353 (0.277)	1.651 (0.198)	1.002 (0.118)	-0.399 (-0.051)
サンプルサイズ	232	232	232	232	232	232
Adjusted R ²	4.2%	4.6%	3.5%	3.0%	2.8%	3.1%

注：デブスと取引量の変化について、個々のモデルにおいては、異なるウィンドウで測定した値が使用されている。また、*、**、***は、それぞれ、0.1、0.05、0.01の有意水準を表している。

ブレッドの変化である被説明変数への影響は注意して解釈する必要がある。本研究が使用したサンプルの中で、TOPIX100構成銘柄の株価は3,000～5,000円の範囲内であるため、表8で示す刻みの値は少なくとも株式価値の0.02%に相当する。その他の銘柄の株価は10,000円以下であるため、刻みの値は少なくとも株式価値の0.1%に相当する。したがって、決算発表の直後において、TOPIX100構成銘柄の場合、第1四分位企業のスプレッドは第3四分位企業より少なくとも株式価値の0.0126%だけ大きくなっており、その他の銘柄の場合、第1四分位企業のスプレッドは第3四分位企業より少なくとも株式価値の0.063%だけ大きくなっている¹¹⁾。

以上から、スプレッド、デプス、取引量について代替的な測定方法を使用した場合にも、項目数がスプレッドの拡大と負に相関しているため、決算発表直後の期間において、逆選択効果が支配的となっていることが示唆された。

4.3.2 項目数と企業規模の関係

企業規模が大きい場合には、展開する事業が複雑となり、開示された財務諸表情報も複雑になる可能性がある。本項は、頑健性テストとして、項目数と企業規模の関係を比較する。

そのために、サンプルを項目数と規模（時価総額）の大きさにより、それぞれ3つのグループに分け、項目数が最も少ないまたは時価総額が最も小さいグループをQ1、項目数が最も多いまたは時価総額が最も大きい企業のグループをQ3とする。さらに、項目数と時価総額のQ1とQ3において、重複している企業と重複していない企業を区別したうえで、決算発表直前後の5分間のスプレッドの変化（*BAS05.D*、*TSS05.D*）を比較する。

表12 項目数と規模によるグループ分けの効果比較

グループの分け方：	項目数	項目数による グループから 重複xを除く	項目数と時価 総額の重複(x)	時価総額によ るグループか ら重複xを除 く	時価総額
サンプルサイズ：	85,78	46,45	39,33	42,47	81,80
<u>パネルA グループ別スプレッドの平均</u>					
Q1の <i>BAS05.D</i>	0.178	0.162	0.197	0.140	0.167
Q3の <i>BAS05.D</i>	0.117	0.114	0.121	0.116	0.118
Q1の <i>TSS05.D</i>	2.330	2.245	2.431	1.881	2.145
Q3の <i>TSS05.D</i>	1.524	1.181	1.993	1.533	1.723
<u>パネルB 統計的検定の結果</u>					
<i>BAS05.D</i> の差	0.061	0.049	0.076	0.024	0.049
t検定	<0.05		<0.1		<0.1
Wilcoxon 検定	<0.01	<0.1	<0.05		
<i>TSS05.D</i> の差	0.806	1.064	0.438	0.347	0.423
t検定	<0.1	<0.05			
Wilcoxon 検定	<0.05	<0.05			

注：「<0.10」、「<0.05」、「<0.01」は、それぞれ、0.1、0.05、0.01の有意水準を表している。空白は、統計的に有意ではないことを意味している。

11) 多くの証券会社においては、10万円以下の約定価額の場合、100円程度の売買手数料を要求しており、売買手数料の100円は少なくとも株式価値の0.001%に相当する。第3四分位から第1四分位までスプレッドの変化の増分は、この水準を超えている。

表12の1行目は、グループの分け方を示しており、2行目は、Q1（左側の値）とQ3（右側の値）の企業数を示している。パネルAは、各グループにおけるスプレッド変化の平均値を示しており、パネルBはスプレッド変化の差と統計的検定の結果を示している。まず、どのようなサンプルの分け方によっても、項目数が多いまたは規模が大きい場合ともに、スプレッドの拡大幅が小さくなっていることがわかる。

一方、項目数をグループ分けの基準とする場合の差が、時価総額をグループ分けの基準とする場合より大きい。さらに、重複している企業（x）を除いたグループ間の差異に関する統計的検定の結果を見ると、パネルBの右から2列目において統計的に有意性がないことがわかる。これらの結果は、規模（時価総額）より項目数のほうが、決算情報の複雑性と流動性の関係をより明確に反映していることを示唆している。

4.3.3 追加分析 複雑性に関する代替的測定方法

以上、本研究は、財務諸表本表の中で使用された勘定科目数を複雑性の代理変数として、複雑性が決算発表直後におけるスプレッドの拡大幅と負に相関していることを明らかにした。しかし、決算発表の情報、すなわち、決算短信には、財務諸表本表だけではなく、注記やその他の定性的情報も開示されている場合が存在している。本項では、複雑性に関して他の代理変数を使用した場合の分析結果を説明する。

財務諸表本表の情報について、XBRL形式の提出が要求されており、投資家は機械的に当該情報を獲得できる。財務諸表情報をXBRL形式で表示する際に、多くの勘定科目はEDINETタクソノミにより定義されているものであるが、企業がタクソノミを拡張し、独自に定義した項目（以下、拡張項目と記す）を使用する場合もある。そのような拡張項目に対して、追加的な情報処理コストを負担する可能性があるため、ここでは拡張項目数を複雑性の代理変数として、決算発表直後における流動性の変化に与える影響を検証する。

続いて、財務諸表本表の情報を含めて、決算短信全体の複雑性の代理変数として、PDF形式の決算短信のページ数を使用する。Loughran and McDonald (2014) は、開示情報の可読性（readability）を開示情報の中で価値関連性が高い情報を統合する際に影響する性質であるとし、ファイルのサイズが可読性を表すために適切な代理変数であることを主張した。ファイルのサイズは、開示書類の中で使用された図表などの解像度に大きく影響されるため、ここでは、PDFファイルのビット数ではなく、ページ数を使用する。

表13 代替的な測定方法の基本統計量と相関係数

変数名	平均	標準偏差	最小値	25%	中央値	75%	最大値	相関係数
<i>Eltem_num</i>	3.469	3.291	0.000	1.000	2.000	5.000	12.000	0.339***
<i>Page_num</i>	23.108	6.571	16.000	18.000	21.000	27.000	39.000	0.686***

注：*、**、***は、それぞれ、0.1、0.05、0.01の有意水準を表している。

拡張項目数（*Eltem_num*）とページ数（*Page_num*）の基本統計量を表13で示す。外れ値について処理するために、連続変数については、上下5%をウィンソライズしている。拡張項目数については、平

均値が3を超えたが、中央値が2である。すなわち、半数以上の企業は2個以下の拡張項目を使用している。項目数の平均が160を超えているため、拡張項目の割合がかなり低いことは、金融庁のEDINETタクソノミが開示実務に合わせて、項目を包括的に定義していることを反映している。ページ数については、多くの企業が20ページ以上の決算短信を開示していることがわかる。なお、冗長になるため¹²⁾、すべての変数に関する相関マトリックスを提示することはしないが、各変数と項目数との相関係数を表13の最右列に示している。いずれの変数も項目数と高い水準で正に相関している。とくに、ページ数に関しては、相関係数が大きく、財務諸表本表における項目数が多い場合に、他の情報も多く開示されていることが示唆される。

表14 追加分析の結果

被説明変数：	(31) <i>BAS05.D</i>	(32) <i>BAS10.D</i>	(33) <i>BAS15.D</i>	(34) <i>BAS20.D</i>	(35) <i>BAS25.D</i>	(36) <i>BAS30.D</i>
切片	0.337*** (3.203)	0.338*** (3.511)	0.394*** (4.331)	0.431*** (5.018)	0.402*** (4.718)	0.368*** (4.609)
<i>Page_num</i>	-0.002 (-1.392)	-0.003* (-1.672)	-0.002 (-1.523)	-0.002* (-1.659)	-0.002* (-1.784)	-0.003** (-1.989)
<i>DEPD</i>	-0.008 (-0.276)	-0.021 (-0.731)	-0.034 (-1.255)	-0.060** (-2.147)	-0.082*** (-2.819)	-0.093*** (-3.495)
<i>VOL.D</i>	-0.0004 (-0.070)	0.007 (0.959)	0.002 (0.311)	-0.003 (-0.387)	0.001 (0.127)	0.003 (0.301)
<i>MKT.V</i>	-0.013 (-1.449)	-0.014* (-1.688)	-0.020** (-2.524)	-0.023*** (-3.109)	-0.021*** (-2.905)	-0.019*** (-2.779)
<i>ElInno</i>	-0.309 (-0.155)	0.152 (0.083)	0.219 (0.127)	-0.349 (-0.216)	-0.283 (-0.174)	0.138 (0.091)
<i>FlInno</i>	0.873 (1.535)	0.538 (1.023)	0.502 (1.009)	0.512 (1.093)	0.435 (0.924)	0.305 (0.701)
サンプルサイズ	232	232	232	232	232	232
Adjusted R ²	1.2%	2.6%	4.4%	6.9%	8.4%	10.4%

注：デプスと取引量の変化について、個々のモデルにおいては、異なるウィンドウで測定した値が使用されている。また、*、**、***は、それぞれ、0.1、0.05、0.01の有意水準を表している。

多変量分析の結果は表14で示されている。スプレッド、デプス、取引量に関して、代替的な測定方法を使用した場合の結果はここで示した結果と同様であるため、ここでは省略している。また、拡張項目数を複雑性の代理変数とした場合の結果は、統計的に有意な結果が得られていないため省略している。これは、拡張項目を使用する頻度が低いため、拡張項目が投資家の情報処理コストと決算発表直後におけるスプレッドの拡大に与える影響が小さいことを示唆している可能性がある。

ページ数に関しては、測定間隔が5分と15分以外の場合、係数が統計的に有意であり、その値が負となっている。すなわち、開示書類が短いほど、決算発表直後におけるスプレッドの拡大が大きくなる。項目数を使用した結果と同様に、開示情報の複雑性が低いほど、決算発表直後における株式の流動性が大きく低下することを示唆している。しかしながら、係数の有意水準の変化は、項目数を使用した場合と異なり、具体的には、ページ数を複雑性の代理変数とした場合には、測定間隔が長くなると有意水準が高まっている。これは、当初の結果と比較すると、財務諸表本表の情報は、XBRLによる開示

12) *Eltem_num*と*Page_num*が*Item_num*と高い有意水準で正に相関しているため、他の変数との相関関係は*Item_num*と類似している。当初の結果(表5)を比較すると、有意水準が変化した場合があるが、相関係数の符号は表5と基本的に同様である。

が要求されているため、機械的な情報処理を通じて短時間に情報優位性を獲得できるが、本表以外の情報については、それを処理するのに時間がかかるため、投資家間における情報格差の拡大が遅く現れていることを示唆している可能性がある。

5. おわりに

Blankespoor et al. (2020) は、投資家が決算発表のような公表情報を処理するために負担しなければならないコストは、認識コスト、獲得コスト、統合コストの3つに分類できるとした。現在、決算発表情報（決算短信）はTDnetを通じて配信されているため、投資家は機械的にTDnetを監視することによって、開示情報の存在を認識できる。そして、財務諸表本表の情報に関して、XBRL形式による提出が要求されているため、投資家は、XBRLファイルを機械的に処理することにより、必要なシグナルを獲得できる。そして最終的に、投資家は、個々のシグナルを株式売買の意思決定に取れんさせるために、情報統合を行う。

本研究は、上述のような投資家像を想定し、情報処理の最終段階において投資家が負担するコスト（統合コスト）が、決算発表直後の流動性の変化にどのような影響を与えているかを開示情報の複雑性に注目し分析した。具体的には、Avdis and Banerjee (2019) が主張する逆選択効果と競争効果のいずれが市場において支配的かを、それぞれを対立仮説として検証した。

本研究は、分析の精緻化を図るために先行研究より短い測定間隔、すなわち、決算発表前後の30分間隔について、5分間隔でスプレッドの平均を測定した。複雑性については、Hoitash and Hoitash (2018) に倣い、XBRL形式の財務諸表情報を用いて、本表の中で使用された勘定科目の数を代理変数として利用した。分析の結果、決算発表直後において流動性が低下し、流動性の低下幅は、情報の複雑性と負に関係することがわかった。このような結果は、競争効果より逆選択効果が支配的となっていることを意味し、それは複雑な情報が開示された場合、情報処理コストの上昇により、投資家間における情報格差が拡大しづらいことを示唆している。

本研究は、情報の複雑性に着目して情報処理コストの一部である統合コストについて実証的に分析した研究であるとともに、情報の複雑性と流動性の関係に関する実証的な証拠を提示した初めての研究でもある。そして、本研究は、情報の複雑性が、投資家の情報処理コストの大小を通じて市場の効率性に影響しており、さらに、決算発表直後の極めて短時間においてその影響が生じていることを実証的に明らかにした。このことは、本研究の貢献である。

さらに、このような証拠は、従来のように30分間隔でスプレッドを測定した場合には明らかにできず、5分という短い間隔での測定によってはじめて得られる知見であることを示した点は、今後の研究方法に対する重要な示唆を与えるものである。また、決算発表直後の極めて短時間に発生した投資家間の情報格差と取引について、一部の投資家が機械を用いて情報統合と売買注文を行っていることが想定されるが、本研究の分析結果からみると、たとえ機械的な情報統合と売買注文の実行が行われるとしても、本研究が想定する人間の投資家が取っている行動に大きく影響しない、あるいは人間の投資家と大きく異なる行動を取っている可能性があることが示唆される。このようなことも、本研究から得られる

追加的なインプリケーションである。そして、以上に加えて、わが国においては、有価証券報告書や決算短信においてXBRLが積極的に導入されているにもかかわらず、XBRLを用いた先行研究の蓄積が極めて少ない。XBRLの提出書類を利用した本研究はXBRLを利用した希少な研究であり、今後の研究におけるXBRLの利用を促進するであろうと考える。

本研究には、以下のような課題が残されている。まず、主要な分析において、複雑性の代理変数として、決算短信の一部である財務諸表本表における勘定科目数だけを使用している。財務諸表本表情報の複雑性が、流動性の変化と関係を有することを特定していることは本研究の特徴であるが、その他の開示情報と流動性の関係を反映していない。この点については、より多くの開示情報の複雑性について分析を試みる必要がある。また、本研究は、短時間における流動性の変化に注目し、企業間の差異が生じた原因を検証するために、独自に考案した分析モデルを使用した。当該モデルが流動性の変化に影響を与える要因を十分にコントロールしていない恐れがある。最後に、本研究の結果は、情報開示直後において平均的に逆選択効果が支配的となっていることを示唆しているが、個別企業において競争効果が支配していることを否定するものではない。この点について、どのような企業において逆選択効果または競争効果が支配的となっているかを明らかにすることも今後の課題である。

《参考文献》

- Arnold, V., Bedard, J., Phillips, J., Sutton, S., 2012. The impact of tagging qualitative financial information on investor decision making: Implications for XBRL. *International Journal of Accounting Information Systems* 13 (2), 2-20.
- Avdish, E., Banerjee, S., 2019. Clear and liquid: The interaction of firm disclosure and trader competition. Working Paper.
- Bai, Z., Sakaue, M., Takeda, F., 2014. The impact of XBRL adoption on the information environment: Evidence from Japan. *The Japanese Accounting Review* 4, 49-74.
- Blankespoor, E., deHaan, E., Marinovic, I., 2020. Disclosure processing costs, investors' information choice, and equity market outcomes: A review. *Journal of Accounting and Economics* 70 (2-3), 1-46.
- Chen, S., Guo, J., Tong, X., 2017. XBRL implementation and post-earnings-announcement drift: The impact of state ownership in China. *Journal of Information Systems* 31 (1), 1-19.
- Efendi, J., Park, J., Smith, L., 2014. Do XBRL filings enhance informational efficiency? Early evidence from post-earnings announcement drift. *Journal of Business Research* 67 (6), 1099-1105.
- Grossman, S., Stiglitz, J., 1980. On the impossibility of informationally efficient markets. *The American Economic Review* 70 (3), 393-408.
- Hodge, F., Kennedy, J., Maines, L., 2004. Does search-facilitating technology improve the transparency of financial reporting? *The Accounting Review* 79 (3), 687-703.
- Hoitash, R., Hoitash, U., 2018. Measuring accounting reporting complexity with XBRL. *The Accounting Review* 93 (1), 259-287.
- Hoitash, R., Hoitash, U., Yezegel, A., 2021. Can sell-side analysts' experience, expertise and qualifications help mitigate the adverse effects of accounting reporting complexity? *Review of Quantitative Finance and Accounting* 57 (3), 859-897.
- Holden, C., Jacobsen, S., 2014. Liquidity measurement problems in fast, competitive markets: Expensive and cheap solutions. *Journal of Finance* 69 (4), 1747-1785.
- Huang, R., Stoll, H., 1996. Dealer versus auction markets: A paired comparison of execution costs on NASDAQ and the NYSE. *Journal of Financial Economics* 41 (3), 313-357.
- Kim, O., Verrecchia, R., 1994. Market liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics* 17 (1-2), 41-67.
- 金奕群, 2019a. 「決算短信に対するXBRL適用と投資家による情報処理：適用前後の株価ドリフトの分析」『証券アナリストジャーナル』第57巻第9号, 73-82.
- 金奕群, 2019b. 「XBRLを用いた財務諸表情報における相互運用性の測定」『商学研究科紀要』第89号, 41-64.

- 金融庁, 2021. 「2021年版EDINETタクソノミの公表について」.
- Kyle, A., 1985. Continuous auctions and insider trading. *Econometrica* 53 (6), 1315-1335.
- Lee, C., Mucklow, B., Ready, M., 1993. Spreads, depths, and the impact of earnings information: An intraday analysis. *Review of Financial Studies* 6 (2), 345-374.
- Libby, T., Mathieu, R., Robb, S., 2002. Earnings announcements and information asymmetry: An intra-day analysis. *Contemporary Accounting Research* 19 (3), 449-472.
- Loughran, T., McDonald, B., 2014. Measuring readability in financial disclosures. *Journal of Finance* 69 (4), 1643-1671.
- 村宮克彦・竹原均, 2018. 「ビッグデータと会計研究」『証券アナリストジャーナル』第56巻第12号, 25-35.
- 日本取引所グループ, 2015. 「適時開示情報のXBRL化」.
- 奥田真也, 2005. 「情報の複雑性が資本市場参加者に与える影響について」『現代ディスクロージャー研究』第6号, 39-48.
- 音川和久, 2009. 『投資家行動の実証分析－マーケット・マイクロストラクチャーに基づく会計学研究』, 中央経済社.
- 音川和久, 2018. 「大規模データとしての会計情報と資本市場研究」『会計』第193巻第1号, 12-24.
- 音川和久・森脇敏雄, 2017a. 「決算発表時刻と株価反応－日中取引データを用いた実証分析－」『JSDAキャピタルマーケットフォーラム（第1期）論文集』日本証券業協会, 65-88.
- 音川和久・森脇敏雄, 2017b. 「有価証券報告書と決算短信の有用性比較」『神戸大学大学院経営学研究科ディスカッションペーパー』, 2017-29.
- Pronk, M., 2006. The impact of intraday timing of earnings announcements on the bid-ask spread and depth. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 21 (1), 37-54.
- Securities and Exchange Commission, 2008. Final Report of the Advisory Committee on Improvements to Financial Reporting to the United States Securities and Exchange Commission.
- Simon, H., 1990. Invariants of Human Behavior. *Annual Review of Psychology* 41, 1-20.

■ 論 文 ■

企業のライセンス戦略と自発的開示

Firms' Licensing Strategies and Voluntary Disclosure

山口 貴 史 (大東文化大学 准教授)
Takafumi Yamaguchi, Daito Bunka University

2021年7月22日受付；2021年12月6日修正稿受付；2022年1月11日論文受理

要 約

製品市場における企業の自発的開示を議論するためには、企業がどのような状況に直面しているかを考慮して分析することが重要である。企業は保有する技術を自社製品の生産に利用するだけでなく、同業他社にライセンスすることもある。本稿は、技術のライセンス供与および生産活動から収益を得る企業がライセンスの供与相手である同業他社と数量競争を行う状況における、企業のライセンス戦略と自発的開示の関係を理論的に分析する。

本稿の主要な結果は次のようである。企業が開示するライセンス対象の技術に関する情報は、ライセンス契約を結ばないケースにおいては企業固有情報、ライセンス契約を結ぶケースにおいては産業共通情報となり、このことが企業の自発的開示に影響する。ライセンス契約を結ばないケースにおいて、企業は常に開示を選択する。ライセンス契約を結ぶケースにおいて、企業は製品市場の競争の程度およびライセンスについての交渉力を勘案して開示意思決定を行い、競争が激しく、ライセンスについての交渉力が低いときに、企業は非開示を選択する。このとき、企業のライセンス戦略を加味すると、ライセンス契約を結ばず自発的開示を選択し生産活動に力を入れるようになるので、結果、非開示が選択される可能性は低くなる。

Summary

It is important to consider and analyze the situation facing firms when discussing their voluntary disclosure in product markets. Firms use the technologies they possess to create products and license them to peers in the same industry. This paper theoretically analyzes the relationship between firms' licensing strategies and voluntary disclosure in situations where firms earn revenue from technology licensing and production activities compete in quantity with licensing peers. The main results of this paper are as follows. Without licensing agreements, information about licensed technologies is firm-specific, whereas with licensing agreements, the information is industry-common and affects firms' voluntary disclosure. In cases without licensing agreements, firms always choose to disclose. In cases with licensing agreements, firms make disclosure decisions considering the degree of competition in product markets and their bargaining power with regard to licensing. Firms choose non-disclosure when competition is fierce and bargaining power with regard to licensing is low. In this situation, considering firms' licensing strategies, firms choose voluntary disclosure and focus on production activities without licensing agreements. As a result, it is less likely that non-disclosure will be chosen.

キーワード：自発的開示 製品市場 数量競争 ライセンス戦略

* 本稿の作成にあたり、椎葉 淳教授（大阪大学大学院経済学研究科）から多くの有益なコメントをいただいた。また、2名の匿名の査読者からも大変貴重なコメントをいただいた。ここに記して深く感謝申し上げたい。ただし、本稿における全ての誤謬は筆者に帰するものである。なお、本稿は、JSPS 科研費JP18K12900の助成を受けたものである。

1. はじめに

企業は、自社で開発した技術および技術を活用した製品について自発的に開示することがある。自動車業界においてはモーターショーが開催され、トヨタ自動車株式会社、日産自動車株式会社、マツダ株式会社をはじめとする数多くの企業が自社の最新技術や技術を活用した製品を公開している。また各企業は、技術説明会や企業のホームページにおいて独自に技術情報を開示することもある。たとえば近年注目を集めている電気自動車に関する技術について、トヨタ自動車株式会社は技術説明会を開催し、その動画をホームページにおいて配信している¹⁾。また日産自動車株式会社は、自社が保有する電動化技術についてホームページに記載している²⁾。このような情報は、ブランディングや広告宣伝、あるいは業界全体として協力して取り組む姿勢を引き出すためのコミットメントという意味合いはあるものの、企業価値の向上を目的として行う企業の自発的な開示の一環であり、資本市場における投資家の証券投資意思決定に資する。

一方で、公的に開示される情報であるため、製品市場における同業他社も情報を観察することが可能になる。このことについてGraham et al. (2005) は、投資家に信頼できる正確な情報を提供する一方で、機密情報を同業他社に漏らすことになり、企業が自発的な情報開示を行わない状況もあると指摘している。よって、製品市場における自発的な開示行動を議論するためには、企業がどのような状況に直面しているかを考慮して分析を行うことが重要であるといえる。

そこで、本稿においては、製品市場における企業の自発的な開示行動について、特に、企業が保有する技術を自社製品の生産に利用するだけでなく、同業他社にライセンスする状況に焦点を当てる³⁾。

自動車業界においてはトヨタ自動車株式会社が、ハイブリッド技術について2010年にマツダ株式会社に対し技術のライセンスを供与している⁴⁾。2019年には、電気自動車市場の成長に対応するために、自社が保有している特許実施権を無償で提供し、有償で技術サポートの実施を行うことを公表している⁵⁾。加えて、中国の電気自動車のスタートアップ、奇点汽車（上海市）に電動化技術を販売してい

1) トヨタ自動車株式会社ホームページ「EVの普及を目指して」

<https://global.toyota.jp/newsroom/corporate/28416855.html>（閲覧日2021年7月5日）

2) 日産自動車株式会社ホームページ「テクノロジー」

<https://www.nissan-global.com/JP/TECHNOLOGY/>（閲覧日2021年7月5日）

3) 妹尾他（2018）において紹介されているように、わが国においては、技術のライセンスを同業他社に有償または無償で供与することが、古くから行われてきた。たとえば、1960年代から1970年代にかけて日清食品ホールディングス株式会社は、即席麺の特許を同業他社にライセンス供与することで市場の拡大に成功した。1970年代から1980年代にかけては、株式会社日清製粉グループ本社が、冷凍麺製造法の特許を同業他社に開放している。また、Motohashi（2008）が指摘しているように、わが国においては生産設備に限界があることから中小企業の方が大企業に比べ自社技術を外部に供与することが多い。わが国の中小企業が、国内外の同業他社にライセンスを供与している事例については、特許庁が知的財産権活用企業事例集において紹介している。

特許庁ホームページ「『知的財産権活用企業事例集2014』について」

<https://www.jpo.go.jp/support/example/kigyoujirei2014.html>（閲覧日2021年7月5日）

「『知的財産権活用企業事例集2016』について」

<https://www.jpo.go.jp/support/example/kigyoujirei2016.html>（閲覧日2021年7月5日）

「『知的財産権活用企業事例集2018』について」

<https://www.jpo.go.jp/support/example/kigyoujirei2018.html>（閲覧日2021年7月5日）

4) 「トヨタとマツダ、ハイブリッドシステムの技術ライセンス供与に合意」

<https://global.toyota/en/detail/1334663>（閲覧日2021年7月5日）

5) 「トヨタ自動車、ハイブリッド車開発で培ったモーター・PCU・システム制御等車両電動化技術の特許実施権を無償で提供」

<https://global.toyota.jp/newsroom/corporate/27511695.html>（閲覧日2021年7月5日）

る⁶⁾。一方で日産自動車株式会社は、自動車事業で培った技術について同業他社に対するライセンス供与は行っていない。

両企業ともに、機密情報を同業他社に伝えてしまうというリスクがあるにも関わらず、ライセンス供与の対象となる技術あるいはその周辺技術の情報、技術を活用した製品に関連する情報をモーターショー、技術説明会あるいは企業のホームページなどで自発的に開示している。本稿はこのような状況を考察するために、理論モデルを用い製品市場における競争を加味した上で企業のライセンス戦略と自発的開示行動の相互作用を分析する。

製品市場において、私的情報を保有する経営者が行う自発的開示を分析した理論研究については、Vives (1984)、Gal-Or (1985)、Darrough (1993) およびRaith (1996) などが存在する。これらの研究においては、不確実性が存在する複占市場において、私的情報を保有する企業が、情報の非対称性を解消するために自発的開示を行うのか否かといった観点から分析を行い、製品市場の中でも複占市場のような競争的市場においては、相手企業が存在するため、分析上の設定により企業の開示戦略が異なってくることを理論的に示している。後続する Pae (2000, 2002)、Arya and Mittendorf (2007)、Arya, et al. (2010) およびBagnoli and Watts (2010, 2015) といった研究においては、さまざまな状況下における製品市場の競争と企業の自発的開示戦略の関係を分析している。しかしながら、製品市場における情報開示を扱う一連の研究において、ライセンス契約を結ぶか否かといったライセンス戦略との関係に焦点を当てた分析は、筆者の知る限りほとんど存在しない。

一方で、製品市場における競争を加味したライセンス供与の意思決定については、ライセンス保有企業にとっての最適なライセンス方式を分析する文献において検討されている。この分野の研究は、Arrow (1962)、Kamien and Tauman (1986) をはじめとして数多く存在するが、その中でも本稿と同様に、保有する技術を自社製品の生産に利用するだけでなく、同業他社にライセンスする、いわゆるインサイダー型のライセンス保有企業を扱った文献としてWang (1998)、Wang and Yang (1999)、Poddar and Sinha (2004)、Filippini (2005) およびSen and Tauman (2007) などが存在する。

一連の研究におけるライセンス供与の意思決定はArora and Fosfuri (2003) が述べているようにライセンスの供与によりもたらされる収入効果 (revenue effect) と利益逸失効果 (rent dissipation effect) を考慮して行われる。収入効果はライセンス料から生じ、利益逸失効果は同業他社に技術のライセンスの供与をすることで、自社が技術を独占利用し生産活動を行った場合に獲得できたはずの利益を逸失することから生じる。なおArora and Fosfuri (2003) は、ライセンス保有企業が製品市場における競争のみならず技術市場の競争にも直面する状況、つまり垂直的に関連する市場構造がライセンス供与の意思決定に与える影響を分析している⁷⁾。

本稿は、技術市場における競争や最適なライセンス方式には焦点を当てていないが、先行研究において扱われていないライセンス保有企業による自発的開示行動が、収入効果と利益逸失効果にどのように

6) 朝日新聞デジタル 2019年4月15日「トヨタ、中国の奇点汽車に電気自動車技術を販売」
<https://www.asahi.com/business/reuters/CRBKCN1RR0Y1.html> (閲覧日2021年7月5日)

7) Arora and Fosfuri (2003) におけるインプリケーションに着目した実証研究としてFosfuri (2006)、Kim and Vonotras (2006)、西村・岡田 (2013) および金間・西川 (2017) などが存在する。

作用し、ライセンス供与の意思決定に影響するかを分析する⁸⁾。

製品市場における競争を考慮したうえで、企業のライセンス戦略と自発的開示の意思決定の関係性に着目した本稿の直接的な先行研究として Arya et al. (2017) が存在する。Arya et al. (2017) は、技術のライセンス供与を受けた企業がライセンスの効果に関するシグナルをもとに生産量を決定するケースを分析している。Arya et al. (2017) における結論は、技術のライセンス供与を受けた企業が、シグナルを観察しライセンスの効果について予測した上で生産量を決定する状況において、シグナルにライセンスの効果に関する情報がより織り込まれていると、シグナルを観察することで効率的に生産量を決定できるようになるので、技術を他社にライセンスする企業はそのことを見越して情報開示をするというものである⁹⁾。また Arya et al. (2017) においては、他社に技術のライセンス供与を行うことによつてのみ収入を得るいわゆるアウトサイダー型のライセンス保有企業を想定してモデルを構築している¹⁰⁾。たとえば前述の日産自動車株式会社は、同業他社には技術のライセンスを供与していないが、他業種の企業に対する技術のライセンス供与を積極的に推し進めており、この側面からはアウトサイダー型といえる。

しかしながら、Arya et al. (2017) は、技術を利用した生産活動と同業他社に対するライセンス供与の両方を行うインサイダー型のライセンス保有企業については扱っていない。そこで本稿においては、インサイダー型のライセンス保有企業が同業他社と数量競争を行う状況に着目し、ライセンス戦略と自発的開示の関係を理論的に検討する。

分析結果は、次のようである。まず、ライセンス保有企業は、ライセンス契約を結ばないケースにおいて開示を選択する。原因は、ライセンス技術がもたらす効果についての情報は、ライセンス契約を結ばないケースにおいては企業固有情報として扱われるからである。このような数量競争下において企業固有情報が開示されるという結果は Darrough (1993) と首尾一貫する¹¹⁾。つづいて、ライセンス技術がもたらす効果についての情報が産業共通情報として扱われるライセンス契約を結ぶケースにおいて、ライセンス保有企業は市場の競争の程度およびライセンスについての交渉力を勘案して開示意思決定を行う。ライセンス保有企業は、市場の競争が激しくなく交渉力が高いときには開示を選択し、技術のライセンス供与を受ける企業の期待利潤を高めることでライセンス収入の増加につなげる。一方で、市場の競争が激しく交渉力が低いときに、ライセンス保有企業は非開示を選択し、このとき自社の生産活動に力を入れることで期待利潤を高める。

Darrough (1993) は、数量競争に直面している 2 社は、産業共通情報を開示すると自社の期待利潤が減少し、相手企業の期待利潤が増加するので開示しないという結果を得ている。一方、本稿において

8) イノベーション・マネジメントの文脈においても、ライセンス供与の意思決定の要因についての分析が行われている。Teece (1986) は、専有可能性と補完的資産の有無、Hill (1992) は、模倣の速度、先行者優位および取引費用がライセンス供与の意思決定に影響することを指摘しているが、本稿は製品市場における競争とライセンス供与の意思決定の関連性に焦点を当てるため、これらについては扱わない。なお、専有可能性を高めるための手段として特許権、商標権などの取得があげられるが、本稿においては特許取得の意思決定問題は扱わず、特許の取得を通じて専有可能性が確保されたライセンス技術を供与する状況を仮定してモデルを構築している。

9) ただし、価値にノイズを加えた一般的なシグナルを扱った本稿と異なり、Arya et al. (2017) は株価がシグナルとなるケースを扱っている。

10) その他にもアウトサイダー型のライセンス保有企業のライセンス供与と自発的開示行動の関係を扱った理論研究として Gleave and Feess (2016) がある。

11) Darrough (1993) については、三輪・呉・椎葉 (2013) において詳しくサーベイされている。

は、産業共通情報が開示されるケースが生じている。理由は、インサイダー型のライセンス保有企業が、自社の生産活動から得られる期待利潤だけでなく、ライセンスの供与を受ける企業が生産活動に応じて決まるライセンス収入も考慮するからである。つまり、ライセンス契約を結ぶケースは、非協力ゲームであるにもかかわらず、両企業が協力してそれぞれの期待利潤の合計を最大化するような状況となることが原因である。

さらに、ライセンス契約を結ぶか否かといったライセンス保有企業にとっての最適なライセンス戦略を検討した。市場の競争力が高く、技術をライセンスせずに独占的に利用することにより高い利潤を獲得でき、かつライセンスについての交渉力が低い、利益逸失効果が高く収入効果が低い状況においては、ライセンス保有企業はライセンス契約を結んだうえで非開示を選択するよりも、ライセンス契約を結ばず自発的開示を行い、技術を独占利用し生産活動に力を入れるようになることがわかった。このことは、ライセンス戦略を加味すると企業は自発的開示を行う可能性が高いことを示す。

これらは先行研究においては得られていない本稿独自の結果である。本稿の貢献は、まだ十分に蓄積されていない企業のライセンス戦略と自発的情報開示の関係に焦点を当てたことにある。製品市場における競争と企業の情報開示の関係は理論および実証研究においてさまざまな視点で分析されているが、ライセンス戦略に着目した研究はほとんど存在しない。本稿と同様にライセンス戦略に着目した研究とした Arya et al. (2017) があるが、本稿は、Arya et al. (2017) では扱われていないインサイダー型のライセンス保有企業による自発的情報開示が製品市場の競争に与える影響を分析している。

本稿の構成は以下のようである。まず第2節においてモデルの基本設定について説明する。第3節においては、企業がライセンス契約を結ばないケースの開示意思決定を、第4節においては、企業がライセンス契約を結ぶケースの開示意思決定をそれぞれ分析する。第5節において両ケースの比較を行い、最適なライセンス戦略を検討する。最後の第6節において簡潔にまとめを行う。

2. モデルの基本設定

製品市場において、ライセンスの対象となる技術（以降、ライセンス技術）を供与するライセンス保有企業（企業1）および供与を受ける同業他社（企業2）が存在し、両企業が複占市場において数量競争を行う状況を考える¹²⁾。ライセンス契約を結んだ場合、企業1はライセンス技術を企業2に供与し収入を得るとともに、複占市場において自らライセンス技術を利用して製品を生産し企業2と数量競争を行う。一方で、ライセンス戦略を結ばなかった場合、企業1はライセンス技術を独占利用して製品を生産し、複占市場において企業2と数量競争を行う¹³⁾。一般的には、特許権を保有している企業は、特許技術を独占的に活用することで利潤を得る。しかしながら、たとえば、市場に技術を普及させたいケースや自社の生産設備に限界があるケースにおいて、同業他社に保有する技術をライセンスすることで利潤を得る戦略も取りうる。

12) Kreps and Scheinkman (1983) が指摘しているように、企業が価格設定を行う前に生産能力（供給量）を決定する場合価格競争の均衡は数量競争の均衡の特徴を持つ。そこで本稿においては、まず数量競争を分析対象とする。

13) ただし、本稿においては、同業他社である企業2が企業1とライセンス契約を結ばず、企業1の開発した技術を模倣して生産活動を行うことはできないと仮定する。

まず各企業の逆需要関数を次のように定義する。

$$p_1 = a_1 - q_1 - tq_2 - c, \quad p_2 = a_2 - q_2 - tq_1 - c. \quad (1)$$

q_1 および q_2 はそれぞれ企業 1 および企業 2 の生産量、 p_1 および p_2 はそれぞれ企業 1 および企業 2 の製品価格である。 t は製品の代替性であり、 $0 \leq t \leq 1$ である。 t が高いほど市場の競争が激しいことをあらわす。 c は限界費用で、正の定数である。また各企業の需要は次のようにあらわされる。

$$\tilde{a}_1 = a + \tilde{y}, \quad a_2^{NL} = a, \quad \tilde{a}_2^L = a + \tilde{y}. \quad (2)$$

a は需要切片をあらわす定数で、 $\tilde{y}$ は、ライセンス技術に対する消費者の嗜好あるいは需要を示す。 $\tilde{y}$ には、不確実性があり、平均 $\bar{y}$ 、分散 σ_y^2 の正規分布に従うと仮定する¹⁴⁾。なおライセンス技術を利用したときの需要の変化が企業 1 と企業 2 で等しい、つまり $\tilde{a}_1 = \tilde{a}_2^L = a + \tilde{y}$ であると仮定する。

本稿においては、企業 1 が $\tilde{y}$ を観察し、 $\tilde{y}$ についてのシグナル $\tilde{s}$ を公的に開示するか否か意思決定を行う状況を分析する。 $\tilde{s}$ は以下のようである。

$$\tilde{s} = \tilde{y} + \tilde{\epsilon}. \quad (3)$$

ここで、 $\tilde{\epsilon}$ は平均 0 分散 σ_ϵ^2 の正規分布に従うと仮定する。 $\tilde{\epsilon}$ が他の変数と独立であることも併せて仮定している。また、以下のことを仮定する。企業 1 は $\tilde{y}$ の実現値である y について観察可能であるのに対し、企業 2 は y について直接観察できない。しかしながら、企業 2 は企業 1 が開示を選択したとき y についてのシグナル s を観察できる。ただし企業 1 が非開示を選択したとき、企業 2 は s を観察できない。ライセンスの供与を受ける企業は、ライセンス保有企業ほど正確にライセンス技術について理解しているわけではなく、企業間に情報の非対称性が存在する。シグナルはこの情報の非対称性を解消する。たとえば、ライセンス供与の対象となる技術あるいはその周辺技術の情報、技術を用いた製品などを観察することで、供与を受ける企業は、技術に対する消費者の嗜好あるいは需要などを予測することが可能になる。本稿のセッティングはこのような状況を描写している¹⁵⁾。

モデルのタイムラインをあらわすと次のようである。

1. 企業 1 が、保有する技術のライセンスを供与する契約を企業 2 と行うか否かといったライセンス戦略を決定する。
2. 企業 1 が、開示戦略を決定する。
3. ライセンスを供与することを事前に決定しているとき、企業 1 と企業 2 は、ライセンス契約を結び、企業 1 がライセンス料を決定する。
4. 企業 1 は、 y を観察し、事前の開示戦略をもとに y に関するシグナル s を開示するあるいは開示しない。

14) 正規分布を仮定しているので均衡において価格や生産量が負になるケースが生じうるが、本稿は先行研究と同様に分散が十分に小さいと仮定することで、このような状況は無視する。くわしくは Darrough (1993) を参照のこと。

15) ライセンス契約時に、ライセンス供与企業である企業の機密情報について秘密保持契約を結んだうえで当事者間のみで共有することがあるが、このシグナルはそのような情報ではなく、公的に開示され、資本市場における投資家も観察可能な情報であると仮定する。

5. 企業 1 および企業 2 が、製品市場において生産活動を行う。
6. 利潤が確定する。

次節においては、まずライセンス契約を結ばないケースを検討する。なお本稿のモデルにおいて使用している記号の説明については Appendix の図表 1 においてまとめている。

3. ライセンス契約を結ばないケース

ライセンス契約を結ばないケースにおいては記号の右上に NL を付する。バックワード・インダクションを用いてタイムラインの 5 から計算する。企業 1 が開示するケースにおける各企業の価格は (1) 式の逆需要関数を利用して次のようにあらわすことができる。

$$\tilde{p}_{1d}^{NL} = a + E[\tilde{y}|y, s] - q_{1d}^{NL} - tE[\tilde{q}_{2d}^{NL}|y, s] - c. \quad (4)$$

$$\tilde{p}_{2d}^{NL} = a - q_{2d}^{NL} - tE[\tilde{q}_{1d}^{NL}|s] - c. \quad (5)$$

企業 1 のみがライセンス技術を利用して生産を行うので、(4) 式の右辺第 2 項目には、 $E[\tilde{y}|y, s] = y$ が組み込まれている。企業 1 は、 y を観察し、(3) 式であらわされる y に関するシグナル s を開示するか否かを決定する。企業 1 が開示を選択したとき、企業 2 は s をもとに価格に生産量を乗じた形であらわされる期待利潤 $E[\tilde{\pi}_{1d}^{NL}]$ および $E[\tilde{\pi}_{2d}^{NL}]$ を最大化する生産量を選択する。企業 1 および企業 2 は、それぞれ以下の式を最大化する生産量を決定する。なお開示のケースにおいては d を非開示のケースにおいては nd を記号の右下に付している。

$$\text{Max}_{q_{1d}^{NL}} E[(a + y - q_{1d}^{NL} - t\tilde{q}_{2d}^{NL} - c)q_{1d}^{NL}|y, s]. \quad (6)$$

$$\text{Max}_{q_{2d}^{NL}} E[(a - q_{2d}^{NL} - t\tilde{q}_{1d}^{NL} - c)q_{2d}^{NL}|s]. \quad (7)$$

一階条件により得られる最適反応関数は次のようである。なお二階条件が負であることは満たされている。

$$\tilde{q}_{1d}^{NL} = \frac{1}{2} (a + y - tE[\tilde{q}_{2d}^{NL}|y, s] - c). \quad (8)$$

$$\tilde{q}_{2d}^{NL} = \frac{1}{2} (a - tE[\tilde{q}_{1d}^{NL}|s] - c). \quad (9)$$

最適反応関数をみていくと、相手企業の生産量の期待値が増加すると、自社の生産量を減少させる戦略的代替関係にあることがわかる。(9) 式右辺第 2 項は、企業 1 が s を開示することにより自身の生産量に関する情報を企業 2 に伝えることが可能になることを意味する。このことを Raith (1996) は、戦略効果と呼んでいる。最適反応関数からライセンス契約を結ばないケースにおける企業が選択する生産量を導出すると、以下のようである。なお、計算過程は Appendix に記載している。

補題1 ライセンス契約を結ばないケースにおいて、各企業の生産量は次のようになる。

$$q_{1d}^{NL} = \frac{a-c}{2+t} + \frac{y}{2} + \frac{t^2(\sigma_e^2 \bar{y} + \sigma_y^2 s)}{2(4-t^2)(\sigma_y^2 + \sigma_e^2)}. \quad (10)$$

$$q_{1nd}^{NL} = \frac{a-c}{2+t} + \frac{y}{2} + \frac{t^2 \bar{y}}{2(4-t^2)}. \quad (11)$$

$$q_{2d}^{NL} = \frac{a-c}{2+t} - \frac{t(\sigma_e^2 \bar{y} + \sigma_y^2 s)}{(4-t^2)(\sigma_y^2 + \sigma_e^2)}. \quad (12)$$

$$q_{2nd}^{NL} = \frac{a-c}{2+t} - \frac{t \bar{y}}{4-t^2}. \quad (13)$$

補題1 から、いくつかのインプリケーションが得られる。ここで、2変量条件付期待値の公式より $(\sigma_e^2 \bar{y} + \sigma_y^2 s)/(\sigma_y^2 + \sigma_e^2) = E[\bar{y}|s]$ であり、 $\bar{y} = E[\bar{y}]$ であることに注意する。(10) 式は、 y および $E[\bar{y}|s]$ の増加とともに増加し、(12) 式は、 $E[\bar{y}|s]$ の増加とともに減少していることがわかる。また (11) 式は、 y および $E[\bar{y}]$ の増加とともに増加し、(13) 式は、 $E[\bar{y}]$ の増加とともに減少することも観察できる。

企業1は y を観察し、 y が大きければ生産量を増やす。また、企業1しか利用できない y に関連する情報を開示することにより、企業1はライセンス技術を用いて生産量を増やすことを企業2に伝達でき、企業2の生産量を減少させることができる。このことは、 y についての情報が企業2の最適反応関数である (9) 式に組み込まれない企業1の固有情報となっていることから説明できる。企業固有情報に関する s の開示は、企業1の生産量に関する情報を企業2に伝える戦略効果を持つ。 $E[\bar{y}] \leq E[\bar{y}|s]$ となるような s を開示すると、(9) 式が減少し (8) 式が増加することになり、 $E[\bar{y}] > E[\bar{y}|s]$ のケースはその逆になる。なお市場の競争が激しく t が高いとき、(10) 式および (11) 式の右辺第3項は大きくなり、(12) 式および (13) 式の右辺第2項は小さくなる。

続いて、各企業の期待利潤を導出する。ライセンス契約を結ばないケースにおける各企業の期待利潤を求めると、それぞれ次のようである¹⁶⁾。

$$E[\tilde{\pi}_{1d}^{NL}] = \left(\frac{a-c}{2+t} + \frac{2\bar{y}}{4-t^2} \right)^2 + \frac{\sigma_y^2}{4} + \frac{t^2(8-t^2)\sigma_y^4}{4(4-t^2)^2(\sigma_y^2 + \sigma_e^2)}. \quad (14)$$

$$E[\tilde{\pi}_{1nd}^{NL}] = \left(\frac{a-c}{2+t} + \frac{2\bar{y}}{4-t^2} \right)^2 + \frac{\sigma_y^2}{4}. \quad (15)$$

$$E[\tilde{\pi}_{2d}^{NL}] = \left(\frac{a-c}{2+t} - \frac{t\bar{y}}{4-t^2} \right)^2 - \frac{t^2\sigma_y^4}{(4-t^2)^2(\sigma_y^2 + \sigma_e^2)}. \quad (16)$$

$$E[\tilde{\pi}_{2nd}^{NL}] = \left(\frac{a-c}{2+t} - \frac{t\bar{y}}{4-t^2} \right)^2. \quad (17)$$

(14) 式および (15) 式を比較することで以下の命題が得られる。

命題1 ライセンス契約を結ばないケースにおいては、企業1は常にか開示を選択する。

16) 企業1が開示するケースにおいて $p_{1d}^{NL} = q_{1d}^{NL}$ であることから、 $E[\tilde{\pi}_{1d}^{NL}|s] = q_{1d}^{NL2}$ である。また繰り返し期待値の法則より、 $E[\tilde{\pi}_{1d}^{NL}] = E[E[\tilde{\pi}_{1d}^{NL}|s]] = E[q_{1d}^{NL2}] = E[q_{1d}^{NL}]^2 + \text{Var}[q_{1d}^{NL}]$ となる。非開示および企業2のケースも繰り返し期待値の法則を利用して計算できる。

(10) 式から (13) 式の期待値を計算すると、(10) 式と (11) 式、(12) 式と (13) 式はそれぞれ等しくなる。 $E[\tilde{\pi}^{NL}] = E[\tilde{q}^{NL}]^2 + \text{Var}[\tilde{q}^{NL}]$ であることから、 y に関する情報を開示することによる期待利潤の変化は、生産量の分散の変化が原因であり、生産量の分散の増加とともに期待利潤は増加することがわかる。企業固有情報に関する s の開示は、企業 1 の生産量に関する情報を企業 2 に伝える戦略効果を持ち、(10) 式の右辺第 3 項において、シグナル s の項は正となっている。よって s と右辺第 2 項の y の相関は正である。このことから、 s を開示することで生産量の分散は大きくなるので、開示が選択されることになる。

ライセンス契約を結ばないケースにおいては、企業 1 が常に開示を選択するので企業 2 の生産量は (12) 式、期待利潤は (16) 式であらわされることになる。しかしながら、(12) 式の実産量の期待値あるいは (16) 式の期待利潤が正でなければ、企業 2 は市場から撤退する。つまり、(12) 式の期待値および (16) 式がともに正であることは企業 2 が市場から撤退しない条件であり、2 つの条件をまとめると次のようである。

$$\frac{(a-c)(2-t)}{t} - \bar{y} - \frac{\sigma_y^2}{\sqrt{\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2}} > 0. \quad (18)$$

(18) 式から不確実性を捨象し、かつ $t=1$ とした $a - \bar{y} - c > 0$ という条件は、Wang (1998) においても言及されている。つづいて、ライセンス契約を結ぶケースを検討する。

4. ライセンス契約を結ぶケース

ライセンス契約を結ぶケースにおいては記号の右上に L を付す。バックワード・インダクションを用いてタイムラインの 5 から計算する。なおライセンス契約は固定料金で行われるものとする。開示のケースにおける価格は、(1) 式の逆需要関数を利用して、次のようである。

$$\tilde{p}_{1d}^L = a + E[\tilde{y}|y, s] - q_{1d}^L - tE[\tilde{q}_{2d}^L | y, s] - c. \quad (19)$$

$$\tilde{p}_{2d}^L = a + E[\tilde{y}|s] - q_{2d}^L - tE[\tilde{q}_{1d}^L | s] - c. \quad (20)$$

ライセンス契約を結ぶと企業 2 はライセンス技術を利用できるので、(5) 式と比較すると、(20) 式右辺 2 項目に $E[\tilde{y}|s]$ が追加されている。企業 1 は y を観察し、(3) 式であらわされる y に関するシグナル s を開示するか否かを決定する。企業 1 が開示を選択したとき、企業 2 は s をもとに期待利潤を最大化する生産量を選択できる。ただし、ライセンス契約を結ばないケースと異なり、利潤は自社の価格に生産量を乗じた値とライセンス料から構成されることに注意する。企業 1 および企業 2 は、それぞれ以下の式を最大化する生産量を決定する。

$$\text{Max}_{q_{1d}^L} E[(a + y - q_{1d}^L - t\tilde{q}_{2d}^L - c)q_{1d}^L | y, s] + \omega F_d^L. \quad (21)$$

$$\text{Max}_{q_{2d}^L} E[(a + \tilde{y} - q_{2d}^L - t\tilde{q}_{1d}^L - c)q_{2d}^L | s] - \omega F_d^L. \quad (22)$$

(21) 式および (22) 式最終項の ωF_d^L は、企業 1 が企業 2 から受け取るライセンス料である。企業 2 は、対価としてライセンス料 ωF_d^L を支払い、企業 1 とライセンス契約を結ぶことにより、ライセンス技術を利用できる。ここで F_d^L はライセンス料のベースを示し、 ω は、企業 1 のライセンスについての交渉力を示し、 $0 \leq \omega \leq 1$ である¹⁷⁾。 ω が 1 に近ければ、企業 1 の交渉力が強く、ライセンス料は高くなる。

一階条件により得られる最適反応関数は次のようである。なお、2 階条件が負であることは満たされている。

$$\bar{q}_{1d}^L = \frac{1}{2} (a + y - tE[\bar{q}_{2d}^L | y, s] - c). \quad (23)$$

$$\bar{q}_{2d}^L = \frac{1}{2} (a + E[\bar{y} | s] - tE[\bar{q}_{1d}^L | s] - c). \quad (24)$$

(8) 式および (9) 式と同様に、各企業ともに相手企業の生産量の期待値が増加すると、自社の生産量を減少させる戦略的代替関係にあることがわかる。ここで、(24) 式右辺第 2 項 $E[\bar{y} | s]$ は、企業 2 が s をもとに $\bar{y}$ について評価できるようになることを示す。このことを Raith (1996) は、直接効果と呼んでいる。また、(24) 式右辺 3 項は、企業 1 が s を開示することにより自身の生産量に関する情報を企業 2 に伝えることができることを示す。このことを Raith (1996) は、戦略効果と呼んでいる。最適反応関数からライセンス契約を結ぶケースにおける企業が選択する生産量を導出すると、以下のようである。計算過程は Appendix に記載する。

補題 2 ライセンス契約を結ぶケースにおいて、各企業の実生産量は次のようである。

$$q_{1d}^L = \frac{a - c}{2 + t} + \frac{y}{2} - \frac{t(\sigma_e^2 \bar{y} + \sigma_y^2 s)}{2(2 + t)(\sigma_y^2 + \sigma_e^2)}. \quad (25)$$

$$q_{1nd}^L = \frac{a - c}{2 + t} + \frac{y}{2} - \frac{t\bar{y}}{2(2 + t)}. \quad (26)$$

$$q_{2d}^L = \frac{a - c}{2 + t} + \frac{\sigma_e^2 \bar{y} + \sigma_y^2 s}{(2 + t)(\sigma_y^2 + \sigma_e^2)}. \quad (27)$$

$$q_{2nd}^L = \frac{a - c}{2 + t} + \frac{\bar{y}}{2 + t}. \quad (28)$$

補題 2 から以下のようなインプリケーションが得られる。なお $(\sigma_e^2 \bar{y} + \sigma_y^2 s) / (\sigma_y^2 + \sigma_e^2) = E[\bar{y} | s]$ であり、 $\bar{y} = E[\bar{y}]$ である。開示のケースにおける (25) 式をみていくと、 y の増加および $E[\bar{y} | s]$ の減少とともに増加することが観察でき、(27) 式をみていくと、 $E[\bar{y} | s]$ の増加とともに増加することがわかる。また非開示のケースにおける (26) 式は、 y の増加および $E[\bar{y}]$ の減少とともに増加し、(28) 式は、 $E[\bar{y}]$ の増加とともに増加することも観察できる。

企業 1 は y を観察し、 y が大きければ生産量を増やす。また、企業 1 が y を開示することにより、企業 2 の生産量が増加し、結果企業 1 の生産量は減少する。このことは、ライセンス契約を結ぶケースにおいて、 y は各企業の最適反応関数である (23) 式および (24) 式に組み込まれる産業共通情報とな

17) 本来であればナッシュ交渉等をモデルに組み込むべきであるがモデルの簡単化のためにこのような設定を用いている。

っていることが原因である。産業共通情報に関する s の開示は、企業 2 が y を予測可能になる直接効果と企業 1 の生産量に関する情報を企業 2 に伝える戦略効果を併せ持つ。直接効果は、 $E[\bar{y}] \leq E[\bar{y}|s]$ となるような s を開示すると、(24) 式右辺第 2 項を増加させ、(23) 式を減少させることになる。戦略効果としては、 $E[\bar{y}] \leq E[\bar{y}|s]$ となるような s を開示すると、(24) 式右辺第 3 項を減少させ、(23) 式を増加させることができる。 $E[\bar{y}] > E[\bar{y}|s]$ となるような s を開示すると、それぞれ逆の結果となる。2 つの効果は直接効果の方が高くなるので、(25) 式の右辺第 3 項において、 s の項は負となり、(27) 式の右辺第 2 項において正となる。なお市場の競争が激しく t が高いとき、(25) 式および (26) 式の右辺第 3 項は大きくなり、(27) 式および (28) 式の右辺第 2 項は小さくなる。つづいて、各企業の期待利潤をみていく¹⁸⁾。

$$E[\tilde{\pi}_{1d}^L] = \left(\frac{a + \bar{y} - c}{2 + t} \right)^2 + \frac{\sigma_y^2}{4} - \frac{t(4+t)\sigma_y^4}{4(2+t)^2(\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2)} + \omega F_d^L. \quad (29)$$

$$E[\tilde{\pi}_{1nd}^L] = \left(\frac{a + \bar{y} - c}{2 + t} \right)^2 + \frac{\sigma_y^2}{4} + \omega F_{nd}^L. \quad (30)$$

$$E[\tilde{\pi}_{2d}^L] = \left(\frac{a + \bar{y} - c}{2 + t} \right)^2 + \frac{\sigma_y^4}{(2+t)^2(\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2)} - \omega F_d^L. \quad (31)$$

$$E[\tilde{\pi}_{2nd}^L] = \left(\frac{a + \bar{y} - c}{2 + t} \right)^2 - \omega F_{nd}^L. \quad (32)$$

(29) 式の右辺第 2 項、第 3 項、(30) 式の右辺第 2 項および (31) 式の右辺第 2 項は、生産量の分散を計算した値である。不確実性のある y を開示することによる期待利潤の変化は、生産量の分散の変化が原因であることから生産量の分散の増加とともに期待利潤は増加する。このことはライセンス契約を結ばないケースと同様である。産業共通情報に関する s の開示は、企業 1 の生産量に関する情報を企業 2 に伝える戦略効果と企業 2 が y を予測可能になる直接効果を併せ持ち、直接効果の方が大きいので、(25) 式の右辺第 3 項において、シグナル s の項は負となっている。よって s と右辺第 2 項の y の相関は負である。このことから、 s を開示することで生産量の分散は小さくなるので、ライセンス料を考慮しなければ、企業 1 が開示すると期待利潤が減少する。また t が高ければ、(29) 式右辺第 3 項は減少する。このことは、企業 1 にとって市場の競争が激しいほど情報開示による期待利潤の減少が大きくなることを意味する。

つづいて、最適なライセンス料のベースとなる F_d^L および F_{nd}^L を導出する。ライセンス契約を結ばないときの企業 2 の利潤は、価格に生産量を乗じた値であらわされる。また、企業 2 がライセンス契約を結び、ライセンスを利用し生産活動を行うことで価格に生産量を乗じた値は変化する。企業 1 はこの差をベースに固定料金のライセンス料を決定する。このような設定は Kamien and Tauman (1986)、Wang (1998)、Arya and Mittendorf (2006) といった最適なライセンス契約方式を扱った理論研究に依拠している。

命題 1 よりライセンス契約を結ばないケースにおいて企業 1 は常にか開示を選択する。よってライセン

18) $E[\tilde{\pi}_{1d}^L] = E[\tilde{q}_{1d}^{L2} + \omega F_d^L] = E[\tilde{q}_{1d}^{L2}] + \text{Var}[\tilde{q}_{1d}^L] + \omega F_d^L$ であることに注意する。なお非開示および企業 2 のケースも繰り返し期待値の法則を利用して計算する。

ス契約を結ぶケースにおいて企業1が開示を選択するとき、 $E[\bar{p}_{2d}^L \bar{q}_{2d}^L] = E[\bar{q}_{2d}^{L2}]$ から $E[\bar{p}_{2d}^{NL} \bar{q}_{2d}^{NL}] = E[\bar{q}_{2d}^{NL2}] = E[\bar{\pi}_{2d}^{NL}]$ を差し引いた値が F_d^L となり、企業1が非開示を選択するとき、 $E[\bar{p}_{2nd}^L \bar{q}_{2nd}^L] = E[\bar{q}_{2nd}^{L2}]$ から $E[\bar{p}_{2nd}^{NL} \bar{q}_{2nd}^{NL}] = E[\bar{q}_{2nd}^{NL2}] = E[\bar{\pi}_{2nd}^{NL}]$ を差し引いた値が F_{nd}^L となる¹⁹⁾。

$$F_d^L = E[\bar{q}_{2d}^{L2}] - E[\bar{\pi}_{2d}^{NL}] = \left(\frac{a + \bar{y} - c}{2 + t} \right)^2 + \frac{\sigma_y^4}{(2 + t)^2 (\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2)} - \left(\frac{a - c}{2 + t} - \frac{t\bar{y}}{4 - t^2} \right)^2 + \frac{t^2 \sigma_y^4}{(4 - t^2)^2 (\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2)}. \quad (33)$$

$$F_{nd}^L = E[\bar{q}_{2nd}^{L2}] - E[\bar{\pi}_{2nd}^{NL}] = \left(\frac{a + \bar{y} - c}{2 + t} \right)^2 - \left(\frac{a - c}{2 + t} - \frac{t\bar{y}}{4 - t^2} \right)^2 + \frac{t^2 \sigma_y^4}{(4 - t^2)^2 (\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2)}. \quad (34)$$

各企業の期待利潤は、(29) 式から (32) 式に、(33) 式および (34) 式を代入することで導出できる。(29) 式および (30) 式を比較し、企業1の開示意思決定を導出する。開示のケースと非開示のケースの境界値 $k = E[\bar{\pi}_{1d}^L] - E[\bar{\pi}_{1nd}^L]$ を求めると、次のようである。

$$k = \frac{(4\omega - 4t - t^2) \sigma_y^4}{4(2 + t)^2 (\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2)}. \quad (35)$$

(35) 式は、分子の $4\omega - 4t - t^2$ の正負で大小関係が入れ替わる。 $4\omega - 4t - t^2$ を t について解くと $t = -2 \pm 2\sqrt{\omega + 1}$ となり、 $0 \leq t \leq 1$ の範囲内に存在しうるのは $t = -2 + 2\sqrt{\omega + 1}$ である。また、 $4\omega - 4t - t^2$ は $0 \leq t \leq 1$ の範囲内において t について単調減少なので、次の命題を導くことができる。

命題2 ライセンス契約を結ぶケースにおいて、企業1は $t > -2 + 2\sqrt{\omega + 1}$ のとき非開示を選択し、 $t \leq -2 + 2\sqrt{\omega + 1}$ のとき開示を選択する。

インサイダー型のライセンス保有企業である企業1は、ライセンス収入から利潤を得るとともに自社でもライセンスを活用し、製品市場において生産を行うことで利潤を得る。 $t > -2 + 2\sqrt{\omega + 1}$ の市場の競争が激しいケースにおいては、企業1は、 y に関するシグナル s を非開示にして、自社の生産活動から得られる期待利潤を高める戦略をとる。一方で、 $t \leq -2 + 2\sqrt{\omega + 1}$ の市場の競争が激しくないケースにおいては、 s を開示して企業2の期待利潤を高め、ライセンス収入を増加させる戦略をとる。また企業1の交渉力を示す ω が大きい、つまりライセンス収入が高いときには、 $-2 + 2\sqrt{\omega + 1}$ は大きくなり、開示の領域が広がる。この理由は、企業1にとって開示により企業2の期待利潤を高めることがライセンス収入および期待利潤の増加につながるからである。なお開示のケースと非開示のケースの期待利潤の差は、(35) 式になるので、企業1の期待利潤は常に開示のケースの方が高くなる。

$-2 + 2\sqrt{\omega + 1}$ に $\omega = 1$ を代入した $-2 + 2\sqrt{2}$ という値は、Darrough (1993) においても言及されている。Darrough (1993) は、企業1および企業2が、本稿の設定における $\bar{y}$ にあたる不確実性のある産業共通情報を私的に保有し、開示および非開示の意思決定をするケースを分析している。Darrough (1993) における数量競争下での産業共通情報の開示についてのインプリケーションは次のようである。企業1および企業2のいずれかが産業共通情報を開示すると、もう一方の企業は開示された情報を利用

19) 数量競争下の企業の利潤は、均衡における生産量の二乗として計算されることに注意する。

することで情報の不確実性を減少させることができるので、各企業ともに非開示を選択する。このとき企業1および企業2ともに $t \leq -2 + 2\sqrt{2}$ のとき、ともに開示した方が両企業の期待利潤が高くなるにもかかわらず、非協力ゲームのもとで開示は選択されない。しかしながら、仮に2社が拘束力のある合意を行い、ともに開示すると両社の期待利潤の合計は開示のケースが非開示のケースを上回ることになる。

本稿においてはインサイダー型のライセンス保有企業に焦点を当てており、インサイダー型のライセンス保有企業である企業1は自社の生産活動からの利潤だけでなく、企業2の生産活動からの利潤に依存するライセンス収入も考慮して開示意思決定を行う。よって、非協力ゲームであるにもかかわらず、企業1が企業2と協力して両社の期待利潤の合計を最大化するような状況となっている。また、(35)式から $t \leq -2 + 2\sqrt{\omega + 1}$ の開示のケースの方が、 $t > -2 + 2\sqrt{\omega + 1}$ の非開示のケースより期待利潤が高くなることも確認できる。

本節においては、企業1がライセンス契約を結ぶケースにおける開示意思決定を検討した。次節においては、ライセンス契約を結ぶか否かといった最適なライセンス戦略を検討する。

5. ライセンス戦略

本節においては、ライセンス契約を結んだときの期待利潤である(29)式、(30)式と(14)式であらわされるライセンス契約を結ばないときの期待利潤を比較することで、企業1のライセンス戦略を分析する。ただし(18)式の条件に注意する。

まず、(14)式および(30)式を比較する。ただし $t > -2 + 2\sqrt{\omega + 1}$ である。

$$\begin{aligned} E[\pi_{1nd}^L] - E[\pi_{1d}^{NL}] = & -\frac{t\bar{y}\{4(a-c) + 4\bar{y} - 2t(a-c) - t\bar{y}\}}{(4-t^2)^2} \\ & + \frac{4\bar{y}\omega\{2(a-c) + \bar{y} - t(a-c) - t\bar{y}\}}{(4-t^2)^2} + \frac{t^2\{4(2-\omega) - t^2\}\sigma_y^4}{4(4-t^2)^2(\sigma_y^2 + \sigma_e^2)}. \end{aligned} \quad (36)$$

(36)式の右辺第1項は、ライセンスを供与したとき企業1が生産活動から獲得できる期待利潤を示す(30)式の右辺第1項および第2項から、ライセンスを供与しないとき企業1が生産活動から獲得できる期待利潤を示す(14)式の右辺第1項および第2項を差し引いて導出している。 t の範囲を考慮すると、(36)式の右辺第1項は負であることが観察でき、ライセンスの供与をすることにより企業1は自社で技術を独占利用した場合に獲得できた利潤を失っていることを示す。このことは、Arora and Fosfuri (2003)が述べている利益逸失効果にあたる。(36)式の右辺第2項および第3項は、(30)式の右辺第3項であらわされているライセンス料から導出しており、Arora and Fosfuri (2003)が述べている収入効果にあたる。

つまり、ライセンス保有企業は、(36)式が正で収入効果が高ければライセンスを供与し、(36)式が負で利益逸失効果が高ければライセンスを供与しないことになる。つづいて(36)式の右辺第1項および第2項を τ とおき、(14)式および(29)式を比較する。ただし $t \leq -2 + 2\sqrt{\omega + 1}$ である。

$$E[\tilde{\pi}_{1d}^L] - E[\tilde{\pi}_{1d}^{NL}] = \tau + \frac{t^2\{4(2-\omega) - t^2\}\sigma_y^4}{4(4-t^2)^2(\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2)} + \frac{(4\omega - 4t - t^2)\sigma_y^4}{4(2+t)^2(\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2)}. \quad (37)$$

(36) 式と同様に、(37) 式においても正であればライセンスを供与し、負であればライセンスを供与しないことになる。(36) 式および (37) 式が正あるいは負となる十分条件を検討する。 τ を整理すると、次のようである。

$$\tau \equiv \frac{2\bar{y}(a-c)(2\omega-t)(2-t) + 4\omega\bar{y}^2(1-t) + t\bar{y}^2(t-4)}{(4-t^2)^2}. \quad (38)$$

$0 \leq \omega \leq 1$ および $0 \leq t \leq 1$ であることに注意すると、(36) 式右辺第 3 項、(37) 式右辺第 2 項は正である。また (37) 式は、 $t \leq -2 + 2\sqrt{\omega+1}$ なので、(37) 式右辺第 3 項は 0 以上である。(38) 式をみていくと、第 1 項の $2-t$ は正で、第 2 項は 0 以上、第 3 項は負である。よって、次の命題を導くことができる。

命題 3 企業 1 がライセンス契約を結ぶ十分条件 (の一つ) は、 $2\omega - t$ が正であり、 a が十分に大きいことである。また、企業 1 がライセンス契約を結ばない十分条件 (の一つ) は、 $2\omega - t$ が負であり、 a が十分に大きくかつ分散の項が十分に小さいことである。ただし、 $(a-c)(2-t)/t - \bar{y} - \sigma_y^2/\sqrt{\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2} > 0$ を満たす必要がある。

命題 3 の前半部分は、ライセンス契約を結ぶ十分条件の一つである。 $2\omega - t$ が正であることは、市場の競争を示す t が小さく、ライセンス契約における交渉力 ω が大きいことを示している。このとき t と $-2 + 2\sqrt{\omega+1}$ の関係を観察すると、 $t \leq -2 + 2\sqrt{\omega+1}$ となる可能性が高く、企業 1 はライセンス契約を結び開示を選択する。技術を独占して利用しても生産活動から得られる期待利潤が高くなく、かつ高いライセンス収入を交渉により獲得することが期待できる、つまり利益逸失効果が低く、収入効果が高いとき、企業 1 はライセンス契約を結んだうえで自発的開示を行い、自社の生産活動およびライセンス収入双方から利潤を獲得する戦略をとる。

命題 3 の後半部分は、ライセンス契約を結ばない十分条件の一つである。 $2\omega - t$ が負のときは、 ω が小さく収入効果が低いのでライセンス収入が期待できない。かつ t が大きいので市場の競争が激しく、技術を独占的に利用することによりライセンス保有企業は利潤を獲得することができる、つまり利益逸失効果が高い。このとき t と $-2 + 2\sqrt{\omega+1}$ の関係を観察すると、 $t > -2 + 2\sqrt{\omega+1}$ となり、企業 1 はライセンス契約を結び非開示を選択する。しかしながら命題 1 から観察できるように、ライセンス契約を結ばないときには企業 1 は常に自発的開示を行う。すなわち技術を独占して利用することで生産活動から得られる期待利潤が高くなり、かつライセンス収入が交渉により獲得することが期待できないとき、企業 1 はライセンス契約を結ばず、自発的開示を行い自社の生産活動にのみ力を入れることで利潤を獲得する戦略をとる。これらの結果は、ライセンス戦略を加味すると企業 1 は自発的開示を選択する可能性が高いことを示している。

6. まとめ

本稿は、技術のライセンス供与および生産活動から収入を得るインサイダー型のライセンス保有企業が、ライセンスの供与相手である同業他社と数量競争を行う状況下において行う自発的開示の意思決定と、保有する技術をライセンスすべきか否かといったライセンス戦略との関係について理論モデルを用いて分析した。本稿の結果は、先行研究には見られない独自のものであり、かつ製品市場における自発的開示とライセンス戦略の関係を分析した理論モデルは数少ないことから、理論研究、実証研究および実験研究に一定の貢献があるように思える。

複占市場における競争と自発的開示の関係を扱った実験研究としてSanker（1995）のモデルをもとに実験をおこなったAckert et al.（2000）がある²⁰⁾。本稿は、経営者がシグナルを確実に入手するような状況を扱い、かつライセンスの意思決定問題を分析していることがAckert et al.（2000）と異なる。この点に注意するとAckert et al.（2000）を拡張した実験研究を行うことが期待できる。

ただし、本稿においては課題がいくつか残されている。まずライセンス保有企業が行う自発的情報開示に焦点を当てるため、Kamien and Tauman（1986）、Wang（1998）、Arya and Mittendorf（2006）など数多くの文献において行われている最適なライセンス契約の方式について扱っていないことがあげられる。特に、モデルの簡便化のために、ライセンスの契約方式として実務であまり利用されていない固定料金制を扱ったことは本稿の限界の一つである²¹⁾。Colombo and Filippini（2016）においては、生産量、総額、収益ベースのロイヤリティおよびそれらと固定料金を組み合わせた契約方式をモデル化している。企業の自発的開示の意思決定とさまざまなライセンス契約方式の関係を分析することで新たな知見が得られるかもしれない。

さらには、価格競争のケースやライセンス供与を受ける企業が情報優位のケースにおいては、ライセンス保有企業の意思決定が変化する可能性がある。これらを考慮したモデルを構築することが今後の課題となる。

《参考文献》

- Ackert, L. F., Church, B. K., Sankar, M. R., 2000. Voluntary Disclosure under Imperfect Competition: Experimental Evidence. *International Journal of Industrial Organization* 18(1), 81-105.
- Arora, A., Fosfuri, A., 2003. Licensing the Market for Technology. *Journal of Economic Behavior and Organization* 52(2), 277-295.
- Arrow, K. J., 1962. Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention. *Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention*. ed. R. R. Nelson, in *The Rate and Direction of Inventive Activity*, Princeton University Press.
- Arya, A., Mittendorf, B., 2006. Enhancing Vertical Efficiency through Horizontal Licensing. *Journal of Regulatory Economics* 29(3), 333-342.
- Arya, A., Mittendorf, B., 2007. The Interaction among Disclosure, Competition between Firms, and Analyst Following. *Journal of Accounting and Economics* 43(2-3), 321-339.
- Arya, A., Frimor, H., Mittendorf, B., 2010. Discretionary Disclosure of Proprietary Information in a Multisegment Firm.

20) Ackert et al.（2000）については、椎葉・高尾・上枝（2010）において詳しくサーベイされている。

21) Wang（1998）が指摘するように、固定料金制と比べ生産量ベースのロイヤリティを用いると、ライセンスを供与する企業は製品市場の競争において限界費用の面でライセンスの供与を受けた企業に対し有利になる。このことからライセンス保有企業は、より自社の生産活動を重視する戦略を取ることが考えられる。

- Management Science 56(4), 645-658.
- Arya, A., Mittendorf, B., Ramanan, R. N. V., 2017. Synergy between Accounting Disclosures and Forward-Looking Information in Stock Prices. *The Accounting Review* 92(2), 1-17.
- Bagnoli, M., Watts, S., 2010. Oligopoly, Disclosure, and Earnings Management. *The Accounting Review* 85(4), 1191-1214.
- Bagnoli, M., Watts, S., 2015. Competitive Intelligence and Disclosure. *The RAND Journal of Economics* 46(4), 709-729.
- Colombo, S., Filippini, L., 2016. Revenue Royalties. *Journal of Economics* 118(1), 47-76.
- Darrrough, M. N., 1993. Disclosure Policy and Competition: Cournot vs. Bertrand. *The Accounting Review* 68(3), 534-561.
- Filippini, L., 2005. Licensing Contract in a Stackelberg Model. *Manchester School* 73(5), 582-598.
- Fosfuri, A., 2006. The Licensing Dilemma: Understanding the Determinants of the Rate of Technology Licensing. *Strategic Management Journal* 27(12), 1141-1158.
- Gal-Or, E., 1985. Information Sharing in Oligopoly. *Econometrica* 53(2), 329-343.
- Gleave, S., Feess, E., 2016 Fixed Fee Licensing for Cost-Reducing Technologies: Should Innovators Reveal their Private Information? *Review of Managerial Science* 10(4), 781-799.
- Graham, J. R., Harvey, C., Rajgopal, S., 2005. The Economic Implications of Corporate Financial Reporting. *Journal of Accounting and Economics* 40(1-3), 3-73.
- Hill, C. W., 1992. Strategies for Exploiting Technological Innovations: When and When not to License. *Organization Science*, 3(3), 428-441.
- Kamien, M., Tauman, Y., 1986. Fees versus Royalties and the Private Value of a Patent. *The Quarterly Journal of Economics* 101(3), 471-492.
- 金間大介・西川浩平, 2017. 「アウトバウンド型オープン・イノベーションの促進要因」『組織科学』第51巻第2号, 74-89.
- Kim, Y., Vonortas, N. S., 2006. Technology Licensing Partners. *Journal of Economics and Business* 58(4), 273-289.
- Kreps, D. M., Scheinkman, J. A., 1983. Quantity Precommitment and Bertrand Competition Yield Cournot Outcomes. *The Bell Journal of Economics* 14(2), 326-337.
- Poddar, S., Sinha, U. B., 2004. On Patent Licensing in Spatial Competition. *Economic Record* 80(249), 208-218.
- 三輪一統・呉重和・椎葉淳, 2013. 「製品市場における企業の情報開示行動: Darrrough (1993) のレビューと考察」『大阪大学経済学』第63巻第2号, 91-118.
- Motohashi, K., 2008. Licensing or not Licensing? An Empirical Analysis of the Strategic Use of Patents by Japanese Firms. *Research Policy* 37(9), 1548-1555.
- 西村淳一・岡田羊祐, 2013. 「日本企業による特許・ノウハウライセンスの決定要因」『日本経済研究』第69巻, 55-95.
- Pae, S., 2000. Information Sharing in the Presence of Preemptive Incentives: Economic Consequences of Mandatory Disclosure. *Review of Accounting Studies* 5(4), 331-350.
- Pae, S., 2002. Optimal Disclosure Policy in Oligopoly Markets. *Journal of Accounting Research* 40(3), 901-932.
- Raith, M., 1996. A General Model of Information Sharing in Oligopoly. *Journal of Economic Theory* 71(1), 260-288.
- Sankar, M. R., 1995. Disclosure of Predecision Information in a Duopoly. *Contemporary Accounting Research* 11(2), 829-859.
- Sen, D., Tauman, Y., 2007. General Licensing Schemes for a Cost-reducing Innovation. *Games and Economic Behavior* 59(1), 163-186.
- 妹尾堅一郎・伊澤久美・丸島和也・瀬川丈史・久保恵美, 2018. 「食品産業におけるバイブラインのプラットフォーム武装—知財マネジメントを活用したオープン&クローズ戦略—」『日本知財学会誌』第15巻第1号, 45-50.
- 椎葉淳・高尾裕二・上校正幸, 2010. 『会計ディスクロージャーの経済分析』同文館出版.
- Teece, D. J., 1986. Profiting from Technological Innovation: Implications for Integration, Collaboration, Licensing and Public Policy. *Research Policy* 15(6), 285-305.
- Vives, X., 1984. Duopoly Information Equilibrium: Cournot and Bertrand. *Journal of Economic Theory* 34(1), 71-94.
- Wang, X. H., 1998. Fee versus Royalty Licensing in a Cournot Duopoly Model. *Economics Letters* 60(1), 55-62.
- Wang, X. H., Yang, B. Z., 1999. On Licensing under Bertrand Competition. *Australian Economic Papers* 38(2), 106-119.

Appendix

Appendix においては、本稿のモデルで使用する記号の説明および計算結果の導出過程を記載する。

モデルで使用する記号の説明について

本稿のモデルで使われている記号の説明について、図表 1 にまとめている。

図表 1 本稿のモデルで使用している記号の説明

記号	説明	記号	説明
$a_1(a_2)$	企業 1 の需要（企業 2 の需要）	NL	ライセンス契約を結ばないケース
a	需要切片	L	ライセンス契約を結ぶケース
y	ライセンス技術からもたらされる需要	$p_1(p_2)$	企業 1 の製品価格（企業 2 の製品価格）
s	y についてのシグナル	$q_1(q_2)$	企業 1 の生産量（企業 2 の生産量）
ϵ	シグナルに含まれるノイズ	d	開示のケース
$\pi_1(\pi_2)$	企業 1 の利潤（企業 2 の利潤）	nd	非開示のケース
c	限界費用	F	固定料金のライセンス料のベース
t	製品の代替性	ω	ライセンスについての企業 1 の交渉力

補題 1 の導出

開示のケースにおいて、企業 1 は、 y 、 s を企業 2 は s を観察可能であることに注意する。開示のケースにおける各企業の最適反応関数は、本文の (8) 式および (9) 式であらわされている。また、各企業の生産量について次のような線形戦略を仮定する。

$$q_{1d}^{NL} = \alpha_{1d}^{NL} + \beta_{1d}^{NL} y + \gamma_{1d}^{NL} s. \quad (A.1)$$

$$q_{2d}^{NL} = \alpha_{2d}^{NL} + \gamma_{2d}^{NL} s. \quad (A.2)$$

α_{1d}^{NL} 、 β_{1d}^{NL} 、 γ_{1d}^{NL} 、 α_{2d}^{NL} および γ_{2d}^{NL} は定数である。企業 1 および企業 2 は、保有する情報をもとに相手の生産量を予測する。すなわち、次のような予測を立てる。

$$E[\tilde{q}_{2d}^{NL} | y, s] = \alpha_{2d}^{NL} + \gamma_{2d}^{NL} s. \quad (A.3)$$

$$E[\tilde{q}_{1d}^{NL} | s] = \alpha_{1d}^{NL} + \beta_{1d}^{NL} E[\tilde{y} | s] + \gamma_{1d}^{NL} s. \quad (A.4)$$

ここで 2 変量条件付期待値の公式を利用して、 $E[\tilde{y} | s]$ は次のように計算できる。

$$E[\tilde{y} | s] = \bar{y} + \frac{\sigma_y^2}{\sigma_y^2 + \sigma_\epsilon^2} (s - \bar{y}) = \frac{\sigma_\epsilon^2}{\sigma_y^2 + \sigma_\epsilon^2} \bar{y} + \frac{\sigma_y^2}{\sigma_y^2 + \sigma_\epsilon^2} s. \quad (A.5)$$

(8) 式、(9) 式および (A.1) 式から (A.5) 式より次のようにあらわすことができる。

$$2(\alpha_{1d}^{NL} + \beta_{1d}^{NL} y + \gamma_{1d}^{NL} s) = a - c + y - t(\alpha_{2d}^{NL} + \gamma_{2d}^{NL} s). \quad (A.6)$$

$$2(\alpha_{2d}^{NL} + \gamma_{2d}^{NL}s) = a - c - t \left\{ \alpha_{1d}^{NL} + \beta_{1d}^{NL} \left(\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2} \bar{y} + \frac{\sigma_y^2}{\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2} s \right) + \gamma_{1d}^{NL}s \right\}. \quad (\text{A.7})$$

よって、以下のような関係式が得られる。

$$\begin{aligned} 2\alpha_{1d}^{NL} &= a - c - t\alpha_{2d}^{NL}, \quad 2\alpha_{2d}^{NL} = a - c - \frac{t\beta_{1d}^{NL}\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2} \bar{y} - t\alpha_{1d}^{NL}, \quad 2\beta_{1d}^{NL} = 1, \\ 2\gamma_{1d}^{NL} &= -t\gamma_{2d}^{NL}, \quad 2\gamma_{2d}^{NL} = -\frac{t\beta_{1d}^{NL}\sigma_y^2}{\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2} - t\gamma_{1d}^{NL}. \end{aligned} \quad (\text{A.8})$$

ライセンス契約を結ばないケースにおける生産量は、(A.1) 式および (A.2) 式であらわされるので、本稿における補題 1 の結果が得られる。なお非開示のケースは、開示のケースの値を $\sigma_\varepsilon^2 \rightarrow \infty$ とすることによって導出可能である。

補題 2 の導出

開示のケースにおいて、企業 1 は、 y 、 s を企業 2 は s を観察可能であることに注意する。開示のケースにおける各企業の最適反応関数は、本文の (23) 式および (24) 式であらわされている。また、各企業の実生産量について次のような線形戦略を仮定する。

$$q_{1d}^L = \alpha_{1d}^L + \beta_{1d}^L y + \gamma_{1d}^L s. \quad (\text{A.9})$$

$$q_{2d}^L = \alpha_{2d}^L + \gamma_{2d}^L s. \quad (\text{A.10})$$

α_{1d}^L 、 β_{1d}^L 、 γ_{1d}^L 、 α_{2d}^L および γ_{2d}^L は定数である。企業 1 および企業 2 は、保有する情報をもとに相手の生産量を予測する。すなわち、次のような予測を立てる。

$$E[\tilde{q}_{2d}^L | y, s] = \alpha_{2d}^L + \gamma_{2d}^L s. \quad (\text{A.11})$$

$$E[\tilde{q}_{1d}^L | s] = \alpha_{1d}^L + \beta_{1d}^L E[\bar{y} | s] + \gamma_{1d}^L s. \quad (\text{A.12})$$

(23) 式、(24) 式、(A.5) 式および (A.9) 式から (A.12) 式より次のようにあらわすことができる。

$$2(\alpha_{1d}^L + \beta_{1d}^L y + \gamma_{1d}^L s) = a - c + y - t(\alpha_{2d}^L + \gamma_{2d}^L s). \quad (\text{A.13})$$

$$\begin{aligned} 2(\alpha_{1d}^L + \gamma_{1d}^L s) &= a - c + \left(\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2} \bar{y} + \frac{\sigma_y^2}{\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2} s \right) \\ &\quad - t \left\{ \alpha_{1d}^L + \beta_{1d}^L \left(\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2} \bar{y} + \frac{\sigma_y^2}{\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2} s \right) + \gamma_{1d}^L s \right\}. \end{aligned} \quad (\text{A.14})$$

よって、以下のような関係式が得られる。

$$2\alpha_{1d}^L = a - c - t\alpha_{2d}^L, \quad 2\alpha_{2d}^L = a - c + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2} \bar{y} - \frac{t\beta_{1d}^L\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2} \bar{y} - t\alpha_{1d}^L, \quad 2\beta_{1d}^L = 1.$$

$$2\gamma_{1d}^L = -t\gamma_{2d}^L, \quad 2\gamma_{2d}^L = \frac{\sigma_y^2}{\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2} - \frac{t\beta_{1d}^L \sigma_y^2}{\sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2} - t\gamma_{1d}^L. \quad (\text{A.15})$$

ライセンス契約を結ぶケースにおける生産量は、(A.9) 式および (A.10) 式であらわされるので、本稿における補題 1 の結果が得られる。なお非開示のケースは、開示のケースの値を $\sigma_\varepsilon^2 \rightarrow \infty$ とすることによって導出可能である。

日本経済会計学会 第1回秋季大会
AEAJ Autumn Meeting 2020

第19回ディスクロージャーカンファレンス
主催 日本ディスクロージャー研究学会
JARDIS Disclosure Conference 2020

第36回経営分析カンファレンス
主催 日本経営分析学会
JSBA Business Analysis Conference 2020

プログラム

主 催 校 早稲田大学

統一論題 「COVID-19感染拡大下における情報開示の実態と分析」

AEAJ2020第1回秋季大会準備委員会

委員長 薄井 彰（早稲田大学）

副委員長 坂上 学（法政大学）

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）

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（専修大学）

**日本ディスクロージャー研究学会（JARDIS）第19回ディスクロージャーカンファレンス
プログラム委員会**

委員長 吉田和生（JARDIS会長 名古屋市立大学）

委員 吉田 靖（東京経済大学） 音川和久（神戸大学）

浅野敬志（東京都立大学） 町田祥弘（青山学院大学）

奥田真也（名古屋市立大学） 山田哲弘（中央大学）

日本経営分析学会（JSBA）第36回経営分析カンファレンス

プログラム委員会

委員長 奥村雅史（JSBA 会長 早稲田大学）
委員 山本達司（同志社大学） 浅野信博（大阪市立大学）
阪 智香（関西学院大学） 首藤昭信（東京大学）
大沼 宏（中央大学） 古山 徹（嘉悦大学）

開催日 2020年12月12日（土）～13日（日）

開催場所 オンライン開催

●第1日 12月12日（土）

日本経済会計学会第1回秋季大会

統一論題	10：10～12：05
学術賞受賞記念講演	13：00～13：40
AEAJ 会長講演	13：50～14：50
会員総会	15：00～16：00
統一論題討論	16：30～18：00

●第2日 12月13日（日）

AEAJ 招聘講演 12：30～13：30

日本ディスクロージャー研究学会（JARDIS）第19回ディスクロージャーカンファレンス

査読済一般報告・討論	10：00～11：25
ポスター報告	11：30～11：40・14：00～14：40

日本経営分析学会（JSBA）第36回経営分析カンファレンス

一般報告	14：00～16：55
ポスター報告	11：30～11：40・16：15～16：55
データベース協議会	10：00～16：55
懇親会	17：10～18：40

振り返り配信（On Demand 配信） 2020年12月14日（月）～30日（水） 23：59：59

[参加受付 2020年12月12日（土）～30日（水）]

[質問受付 2020年12月13日（日）～30日（水）]

【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
- ・株式会社プロネクス
- ・マージェント・ジャパン株式会社

●第1日 12月12日（土）

日本経済会計学会第1回秋季大会

10：00 開会挨拶 準備委員長 薄井 彰（早稲田大学）

【統一論題 on Zoom】 10：10～12：05 セッション1 Live配信

「COVID-19感染拡大下における情報開示の実態と分析」

（統一論題1 報告25分）

1. 「統一論題解題」

座 長 中條祐介（横浜市立大学）

2. 「COVID-19下における監査の実態と分析」

報告者 小澤義昭（桃山学院大学）

3. 「COVID-19下における業績予想のレンジ開示の実態と分析」

報告者 浅野敬志（東京都立大学）

4. 「COVID-19とディスクロージャー：非財務情報に焦点を当てて」

報告者 金 鉉玉（東京経済大学）

5. 「COVID-19と財務分析」

報告者 中條良美（阪南大学）

【学術賞受賞記念講演 on Zoom】 13：00～13：40 セッション2 Live配信

JARDIS学会賞受賞記念講演

「ミスリポーティングについて」

報告者 奥村雅史（早稲田大学）

司 会 吉田和生（名古屋市立大学）

【AEAJ会長講演 on Zoom】 13：50～14：50 セッション3 Live配信

「ディスクロージャー」

報告者 薄井 彰（早稲田大学）

司 会 坂上 学（法政大学）

【会員総会 on Zoom】 15：00～16：00 セッション4 Live配信

【統一論題討論 on Zoom】 16：30～18：00 セッション5 Live配信

「COVID-19感染拡大下における情報開示の実態と分析」

司 会 中條祐介

討論者 小澤義昭・浅野敬志・金 鉉玉・中條良美

●第2日 12月13日（日）

■ AEAJ招聘講演 on Zoom

12：30～13：30 セッション6 Live配信

「オンライン授業と教育ICTの活用—これまでの振り返りと将来課題」

報告者 田浦健次朗（東京大学大学院情報理工学系研究科教授・東京大学情報基盤センター長）

司 会 阪 智香（関西学院大学）

■ 日本ディスクロージャー研究学会（JARDIS）第19回ディスクロージャーカンファレンス

【査読済一般報告・討論】セッション7 On Demand配信

10：00～10：40

1. 「企業の情報環境と利益発表前の投資家行動の関連性」

報告者 森脇敏雄（北九州市立大学）

司 会 浅野敬志（東京都立大学）

10：45～11：25

2. 「効率的市場における利益発表後ドリフトの発生原因について」

報告者 小谷 学（熊本学園大学）

司 会 音川和久（神戸大学）

【ポスター報告】セッション8 On Demand配信

11：30～11：40

JARDIS&JSBA フラッシュトーク

司 会 吉田和生（名古屋市立大学）

14：00～14：40

1. 「事業の不確実性が経営者の利益操作に及ぼす影響」

報告者 山村孝生（早稲田大学大学院）

司 会 山田哲弘（中央大学）

■ 日本経営分析学会（JSBA）第36回経営分析カンファレンス

【一般報告】セッション9 On Demand 配信

14：00～14：40

1. “How Measure the Value of Intangible Assets with the Residual Income CAP Model”

報告者 小林 秀二（早稲田大学）

司 会 小野慎一郎（大分大学）

14：45～15：25

2. 「戦略的提携と監査報酬の関係性」

報告者 大沼 宏（中央大学）・藤田健人（中央大学大学院）・石黒武秀（中央大学大学院）

司 会 高田知実（神戸大学）

15：30～16：10

3. “Coarse Performance Evaluation for Envious Agents”

報告者 大橋英司（Alberta School of Business, University of Alberta）

司 会 奥田真也（名古屋市立大学）

16：15～16：55

4. 「企業不祥事に伴うファミリーの経営権の変化」

報告者 藤井敏央（青山学院大学大学院）

司 会 宮川 宏（専修大学）

【ポスター報告】セッション10 On Demand 配信

11：30～11：40

JARDIS&JSBA フラッシュトーク

司 会 吉田和生（名古屋市立大学）

16：15～16：55

1. 「国立病院機構と病院経営の持続可能性評価」

報告者 見村千尋（早稲田大学大学院）

司 会 大沼 宏（中央大学）

■ データベース協議会

10：00～16：55 セッション11 On Demand 配信

司 会 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」

- ・株式会社QUICK
- ・株式会社ネオステージ
- ・マージェント・ジャパン株式会社
- ・株式会社プロネクサス
- ・日経メディアマーケティング株式会社

データベース・バーチャル展示 第2日終日

懇親会 on Zoom

17：10～18：40

閉会の辞 奥村雅史（JSBA 会長）・吉田和生（JARDIS 会長）

第6回・第7回・第8回・第9回 経営分析セミナー

経営分析研究・教育の方法論に関する第6回・第7回・第8回・第9回経営分析セミナーを開催しました。

ビデオ視聴期間：① 2021年3月7日（日）～3月28日（日）

② 2021年3月15日（月）～4月4日（日）

③ 2021年2月28日（日）～3月21日（日）

④ 2021年3月14日（日）～4月4日（日）

質疑応答：① 2021年3月20日（土）13：00～17：00

② 2021年3月28日（日）13：00～17：00

③ 2021年3月13日（土）13：00～17：00

④ 2021年3月27日（土）13：00～17：00

第6回 ①Rによる統計的データ分析（基礎）

講師：山本義郎氏（東海大学理学部教授）

第7回 ②Rによる統計的データ分析（応用）

講師：山本義郎氏（東海大学理学部教授）

第8回 ③Pythonによる統計的データ分析（基礎）

講師：久保田貴文氏（多摩大学経営情報学部准教授）

第9回 ④Pythonによる統計的データ分析（応用）

講師：久保田貴文氏（多摩大学経営情報学部准教授）

第5回 AEAJ Workshop

第5回 AEAJ Workshop プログラム委員会

委員長 坂上 学（法政大学）

委 員 太田康広（慶應義塾大学） 田代樹彦（名城大学）

村上裕太郎（慶應義塾大学） 村宮克彦（大阪大学）

開催日 2021年3月16日（火）

報告会場 オンライン開催

10：00～11：00

開会の挨拶とセミナーセッション

開会挨拶・司会 坂上 学（法政大学・プログラム委員長）

薄井 彰（早稲田大学・AEAJ 会長）

「最先端研究の実際」

11：10～12：10

研究報告1 濱村純平（桃山学院大学）

“Disclosure Policy for Relative Performance Indicators under Product Market Competition”

12：10～13：00

ランチセッション

株式会社 QUICK

13：00～14：00

研究報告2 小山真実（神戸大学）

“The Ratchet Effect in Teams: The Impacts of Learning and Inequity Aversion”

14：10～15：10

研究報告3 石田惣平（埼玉大学）

「業績予想の正確度と融資契約」

15：20～16：20

研究報告4 藤谷涼佑（東京経済大学）・金鉉玉（東京経済大学）・山田和郎（立命館大学）

“Information Transfer of Corporate Disclosure in Pandemic Era”

16：30～17：30

研究報告5 若林利明（上智大学）・村上裕太郎（慶應義塾大学）

“Contracting or Target Setting? Which Decision Right Should be Delegated?”

17：30～19：30

懇親会（SpatialChat）

第10回・第11回・第12回・第13回 経営分析セミナー

経営分析研究・教育の方法論に関する第10回・第11回・第12回・第13回経営分析セミナーを開催しました。

ビデオ視聴期間：①～④いずれも、2021年7月5日（月）～7月24日（土）

質 疑 応 答：①および② 2021年7月24日（土）10：00～12：00

③および④ 2021年7月24日（土）13：00～15：00

第10回 ①Rによる統計的データ分析（基礎）

講師：山本義郎氏（東海大学理学部教授）

第11回 ②Rによる統計的データ分析（応用）

講師：山本義郎氏（東海大学理学部教授）

第12回 ③Pythonによる統計的データ分析（基礎）

講師：久保田貴文氏（多摩大学経営情報学部准教授）

第13回 ④Pythonによる統計的データ分析（応用）

講師：久保田貴文氏（多摩大学経営情報学部准教授）

日本経済会計学会 第38回年次大会

AEAJ 38th Annual Meeting 2021 プログラム

主 催 校 法政大学

統一論題 「人事評価の会計学」

AEAJ2021第38回年次大会準備委員会

委員長 福多裕志

委 員 神谷健司 川島健司 坂上 学

高橋美穂子 竹口圭輔 中野貴之

ホームページ技術支援協力 米岡英治（茨城キリスト教大学）

開 催 日 2021年7月31日（土）

開催場所 オンライン開催

旧理事及び新理事による合同理事会	9：00～10：30
一般報告（午前の部）	11：00～12：00
昼食休憩・データベース協議会	12：00～13：00
統一論題（報告）	13：00～14：20
一般報告（午後の部）	14：30～15：30
統一論題（討論）	15：40～17：10
会員総会	17：15～18：15
懇親会	18：20～19：20

振り返り配信（オンデマンド配信） 2021年8月1日（日）00：00：00～7日（土）23：59：59

〔質問受付 2021年7月26日（月）～31日（土）〕

【賛助企業】

- ・株式会社アイ・エヌ情報センター
- ・株式会社アイフィスジャパン
- ・株式会社QUICK
- ・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
- ・マージェント・ジャパン株式会社

9 : 00～10 : 30 旧理事及び新理事による合同理事会
10 : 30 Zoom ミーティング会場の開場
10 : 50～11 : 00 開会の辞（福多裕志・大会準備委員長）

■ 一般報告（午前部）

11 : 00～12 : 00

司会 竹口圭輔（法政大学）

（1）中島真澄（文京学院大学）

“Fraud Detection Method by a Text Analysis of CEO Letters Perspective of Obfuscation Hypothesis: Evidence from Japanese Firms Listed on the U.S. Stock Exchange”

（2）下田卓治（筑波大学大学院）

「社会活動が企業価値に与える影響の研究」

（3）藤田健人（中央大学大学院）

「企業グループにおける Principal-Principal conflict と利益調整の分析」

（4）澤田雄介（新潟医療福祉大学）・田口聡志（同志社大学）

“Unintended Consequences of Budget Participation and Performance Reporting: An Experimental Study”

■ 昼食休憩・データベース協議会

12 : 00～13 : 00

- ・株式会社 QUICK
- ・株式会社 アイ・エヌ情報センター
- ・日経メディアマーケティング株式会社

■ 統一論題（報告）

13 : 00～14 : 20

「人事評価の会計学」

13 : 00～13 : 10

座長解題 太田康広（慶應義塾大学）

13 : 10～13 : 30

第1 報告 西谷順平（立命館大学）

「キャリアコンサーンについて」

13 : 35～13 : 55

第2報告 松田康弘（東北大学）

「相対的業績評価について」

14：00～14：20

第3報告 村上裕太郎（慶應義塾大学）

「キャリア・コンサーンのモデルの財務会計分野への応用」

14：20～14：30 休憩

■ 一般報告（午後の部）

14：30～15：30

司会 奥田真也（名古屋市立大学）

（1）大橋英司（University of Alberta）

“Unilateral Envy, Pay Inversion, and the Cost of Age-Diversity”

（2）寺嶋康二（千葉商科大学）・塚原慎（帝京大学）・積惟美（亜細亜大学）

「経営者の心理的特性と自社株買い：Overconfidenceに着目して」

（3）張瀟月（早稲田大学）・金奕群（早稲田大学）

「決算説明会における質疑応答内容の開示と情報の非対称性との関係」

（4）孔炳龍（駿河台大学）

「経営者財務会計行動論：報告式と勘定式の選択について」

15：30～15：40 休憩

■ 統一論題（討論）

15：40～17：10

「人事評価の会計学」

座 長：太田康広（慶應義塾大学）

討論者：西谷順平（立命館大学）

松田康弘（東北大学）

村上裕太郎（慶應義塾大学）

17：15～18：15 会員総会

18：15～18：20 閉会の辞（坂上学・学会長）

18：20～19：20 懇親会（SpatialChat）

日本経済会計学会 第2回秋季大会
AEAJ Autumn Meeting 2021

第20回ディスクロージャーカンファレンス
主催 日本ディスクロージャー研究学会
JARDIS Disclosure Conference 2021

第37回経営分析カンファレンス
主催 日本経営分析学会
JSBA Business Analysis Conference 2021

プログラム

主催校 専修大学

統一論題 「ディスクロージャー研究の新展開」

AEAJ2021第2回秋季大会準備委員会

委員長 大柳康司

副委員長 成岡浩一

委員 宮川 宏 国田清志 菱山 淳 金 鐘勲
一ノ宮士郎 内野里美 松本 徹

ホームページ運営担当 米岡英治（茨城キリスト教大学）

日本ディスクロージャー研究学会（JARDIS）第20回ディスクロージャーカンファレンス
プログラム委員会

委員長 中條祐介（横浜市立大学）

委員 石川博行（大阪市立大学） 榎本正博（神戸大学）

河瀬宏則（横浜市立大学） 中野 誠（一橋大学）

日本経営分析学会（JSBA）第37回経営分析カンファレンス

日本経営分析学会（JSBA）会長 向伊知郎（愛知学院大学）

経営分析研究編集委員長 浅野信博（大阪市立大学）

開催日 2021年12月18日（土）～19日（日）

開催場所 オンライン開催

第1日 12月18日（土）

日本経営分析学会（JSBA）第37回経営分析カンファレンス（第1部）

一般報告	10：00～12：10
AEAJ 統一論題報告	13：00～14：25
AEAJ 学術賞受賞記念講演	14：40～16：20
AEAJ 統一論題討論	16：30～18：00

第2日 12月19日（日）

日本ディスクロージャー研究学会（JARDIS）第20回ディスクロージャーカンファレンス

一般報告	10：00～12：10
JARDIS&JSBA ポスター報告	12：15～13：50
日本経営分析学会（JSBA）第37回経営分析カンファレンス（第2部）	
一般報告	14：40～16：55
AEAJ データベース協議会	10：00～17：00
懇親会	17：15～18：30

[参加受付 2021年12月18日（土）～19日（日）]

【賛助企業】

- ・株式会社アイ・エヌ情報センター
- ・株式会社アイフィスジャパン
- ・株式会社QUICK
- ・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
- ・マージェント・ジャパン株式会社

●第1日 12月18日（土）

9：50 開会挨拶 準備委員長 大柳康司（専修大学）

日本経済会計学会（AEAJ）会長 坂上 学（法政大学）

日本経営分析学会（JSBA）第37回経営分析カンファレンス（第1部）

【一般報告】セッション1 Live配信

10：00～10：40

1. 「従業員の就業環境が企業業績に及ぼす影響：若年離職率に着目して」

報告者 松本智広（東京都立大学大学院）

司 会 山本達司（同志社大学）

10：45～11：25

2. 「中小企業における早期審査の有効性について」

報告者 金子宝麒（早稲田大学大学院）

司 会 福多裕志（法政大学）

11：30～12：10

3. 「US-GAAP&IFRS適用企業の無形資産の実態分析」

報告者 大倉雄次郎（関西大学）

司 会 古山 徹（嘉悦大学）

AEAJ 統一論題報告

13：00～14：25 セッション2 Live配信

「ディスクロージャー研究の新展開」

1. 「統一論題解題」

座 長 金 鉉玉（東京経済大学）

2. 「テキストマイニングを用いた財務報告研究」

報告者 矢澤憲一（青山学院大学）

3. 「株式市場の不確実性と経営者による会計行動」

報告者 北川教央（神戸大学）

4. 「従業員への付加価値分配とサステナビリティ」

報告者 大鹿智基（早稲田大学）

AEAJ 学術賞受賞記念講演

14：40～16：20 セッション3 Live配信

14：40～15：20

ディスクロージャー研究最優秀論文賞 受賞記念講演

「価値関連性研究の意義とエビデンス・ベースの基準設定—銀行研究を基礎として—」

報告者 赤塚尚之（滋賀大学）・海老原崇（武蔵大学）

司 会 中條祐介（横浜市立大学）

15：30～16：20

日本経済会計学会学会賞（著書の部）受賞記念講演

「財務制限条項の実態・影響・役割」

報告者 中村亮介（筑波大学）・河内山拓磨（一橋大学）

司 会 奥村雅史（早稲田大学）

■ AEAJ 統一論題討論

16：30～18：00 セッション4 Live配信

「ディスクロージャー研究の新展開」

座 長 金 鉉玉

討論者 矢澤憲一・北川教央・大鹿智基

●第2日 12月19日（日）

■ 日本ディスクロージャー研究学会（JARDIS）第20回ディスクロージャーカンファレンス

【一般報告】セッション5 Live配信

10：00～10：40

1. 「虚偽表示の発覚により監査パートナーに生じる帰結の実証分析」

報告者 尾関規正（東北大学）・高田知実（神戸大学）

司 会 浅野信博（大阪市立大学）

10：45～11：25

2. 「決算発表時における Audit Completenessと財務報告の質の関係」

報告者 屋嘉比潔（大阪市立大学大学院）

司 会 榎本正博（神戸大学）

11：30～12：10

3. 「営利企業との競争環境が非営利組織のガバナンスに与える影響に関する実証研究—社会福祉法人を対象とした分析—」

報告者 夏吉裕貴（横浜市立大学大学院）

司 会 若林利明（上智大学）

■ JARDIS&JSBA ポスター報告

セッション6 Live配信

12：15～12：20 JARDISフラッシュトーク

司 会 中條祐介（横浜市立大学）

1. 「IPOのアンダープライシングと成長戦略」

報告者 古郡由佳（早稲田大学大学院）

12：20～12：45 JSBAフラッシュトーク

司 会 向伊知郎（愛知学院大学）

1. 「ESG投資パフォーマンスの分析—ESGバブル発生の可能性について」

報告者 江沢拓宣（早稲田大学大学院）

2. 「IT投資がもたらす企業価値の向上について」

報告者 長安祥紀（早稲田大学大学院）

3. 「日本企業へのアクティビズムと、被介入企業の業績推移」

報告者 星野祐介（早稲田大学大学院）

4. 「総合商社における多角化ディスカウントの影響」

報告者 古館清州（早稲田大学大学院）

5. 「企業文化の類似性がM&Aに及ぼす影響」

報告者 泉澤博也（早稲田大学大学院）

12：50～13：50 JARDIS&JSBA ポスター報告質疑応答

■ 日本経営分析学会（JSBA）第37回経営分析カンファレンス（第2部）

【一般報告】セッション7 Live配信

14：00～14：40

1. 「四半期キャッシュ・フロー計算書の任意開示にかかる基礎研究」

報告者 松本紗矢子（北海道情報大学）・屋嘉比潔（大阪市立大学大学院）・
浅野信博（大阪市立大学）

司 会 田代樹彦（名城大学）

14：45～15：25

2. 「銀行業の信用リスクに関するKAMの初年度適用」

報告者 佐々木貴司（PwCあらた有限責任監査法人）

司 会 林 隆敏（関西学院大学）

15：30～16：10

3. 「状態空間形式に基づく現在価値モデルの統計的推測」

報告者 千葉 賢（愛知学院大学）

司 会 奥田真也（名古屋市立大学）

16：15～16：55

4. 「のれんの経済的減損に関する日本企業の実態と市場の評価」

報告者 眞鍋和弘（名古屋外国語大学）・野口倫央（愛知学院大学）

司 会 浅野敬志（東京都立大学）

■ AEAJ データベース協議会

10：00～17：00 セッション 8 On Demand 配信

司 会 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」

- ・株式会社アイ・エヌ情報センター
- ・株式会社アイフィスジャパン
- ・株式会社QUICK
- ・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
- ・マージェント・ジャパン株式会社

データベース・バーチャル展示 第2日終日

■ 懇親会 on SpatialChat

17：15～18：30

Editor's Note

2019年6月に統合して誕生した日本経済会計学会の下で、2号目の『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したが、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。加えて、出来るだけスピーディーな査読を実施して、会員の便益向上を目指したいと考えています。

本19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)。

いずれの論文も、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、ボリュームも大きくなっています。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。会員の皆様の積極的な投稿をお待ちしています。

最後になりましたが、査読をご快諾いただき、公平・中立・迅速な査読を通じて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た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
中野 誠

編集データ

『現代ディスクロージャー研究』第19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19号の査読委員の皆様には感謝の意を表します。

石田 惣平	立教大学
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
音川 和久	神戸大学
木村 太一	慶應義塾大学
島田 佳憲	埼玉大学
田口 聡志	同志社大学
高田 知実	神戸大学
中野 誠	一橋大学
平井 裕久	神奈川大学
村上裕太郎	慶應義塾大学
森脇 敏雄	北九州市立大学

(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る。「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行空き）

1. 見出し

（1行空き）

本文

1.1. 見出し

本文

1.1.1. 見出し

本文

注

参考文献

(4) 表記

横書き、新仮名遣い、当用漢字、新字体を使用する。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こととする。
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.19

2022年3月31日 発行

©発行者 日本経済会計学会
編集者 中野 誠
発行所 〒102-8160
東京都千代田区富士見 2-17-1
法政大学経営学部
川島健司研究室気付
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

アイ・エヌ情報センターよりご案内

弊社は、1984年の創業以来、独自のデータ加工ノウハウを生かした企業情報、ファイナンス、経済・産業のデータベースサービスを展開し、金融機関・事業会社様だけでなく、大学・教育機関の皆様にもご活用頂いております。

企業情報データサービス

企業の開示書類や財務データを最大1961年から収録しているデータベースサービスです。膨大な企業情報・財務情報から、必要な時に必要な情報を取得することができます。

aeol
aeol 企業ナビ



ファイナンスデータサービス

債券や株式、自社株、M&A、A B S等、各種ファイナンスデータを収録しています。詳細なデータを分かりやすく閲覧でき、簡単に取得することができます。

INDB Funding Eye
INDB Funding View



経済統計データサービス

データ収集やメンテナンス業務を効率化するデータベースサービスです。各種経済指標や業界・産業データ等を独自の切り口で簡単に取得することができます。

INDB Finder Pro
INDB 大規模統計Finder
INDB CD-ROM
統計書シリーズ



企業情報プラットフォーム

ファイナンスデータ、財務データ、M & A、株価、大株主情報、役員、適時開示など様々な企業情報を簡単な操作で取得できるツールです。タブレット、スマートフォンからご利用頂けます。

INDB Relations



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

FactSet Academic Package

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)

ご利用
料金

年額 **200** 万円 (税込 220 万円)

FactSet Academic Package (Faculties)
パッケージ内容

- ・ QUICK FactSet Workstation インストール版 1 ID
- ・ QUICK FactSet Workstation Web 版 ~ 100 ID

※必要な先生・研究者・学生の人数分発行します
※ご利用人数が多い場合は、別途お見積り申し上げます

グローバルな ミクロ・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

詳細資料はこちら▶

<https://www.quickbiz.jp/>



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



“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となる詳細なデータと、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

■ IFIS コンセンサス データサービス

「アナリスト予想コンセンサス」をご要望のデータ期間分ご提供します。

- 独自のコンセンサス計算ポリシーをもとに日次でデータを算出しております。
- 緻密性・即時性における高い評価から日本株式市場のデファクトスタンダードとなっております。
- 算出された予想数値データを日々配信するサービスもございます。

主要証券会社のアナリストによる最新の業績予想をもとに算出した**コンセンサスデータ**をご要望のデータ期間分ご提供致します。また「**アナリスト予想コンセンサスデータ**」のほか、「**会社予想・経営者予想データ**」も併せてご提供可能です。

【カバレッジ】

国内上場企業 約1,300社

時価総額ベースで国内上場企業の約90%をカバー
(カバー状況は日々変化します)

【収録期間】

2001年4月～

【提供方法】

CD • DVD

(毎営業日ごとにご提供する場合の配信方法)

FTP 若しくは E-mail

【算出項目】

計算母集団の各項目毎の平均値、中央値、最大値、最小値、標準偏差、サンプル数も提供致します。

【即時性・更新頻度】

東京オフィスにて入力作業を行い、データを毎日更新しています。

【精緻性・チェック体制】

最新のデータを反映するための“リセット”を行う独自の計算ポリシーやダブルエントリー・3段階のチェック体制によるデータの精緻性などが、機関投資家や証券会社、大学・研究機関等のユーザーの皆様に高い評価を頂いています。

【IFISコンセンサスのご利用実績】

国内大手証券会社、外資系証券会社の発行する機関投資家向けレポートで、自社アナリスト予想との対比としてIFISコンセンサスをご使用頂いております。

また、機関投資家においてはIFISコンセンサスが日本企業のアナリストコンセンサスとしてデータベース化され運用業務、クォンツ分析、社内向け資料などにもご活用頂いております。

加えて学術機関の研究者の皆様にも、実証研究用の分析データとしてご活用いただいております。

証券会社

コンセンサス算出項目

主要証券会社
19社

日系11社
外資系8社

- ・レーティング
- ・目株価価
- ・売上高
- ・営業利益
- ・経常利益
- ・当期利益
- ・非支配持分含む
当期利益
- ・包括利益
- ・EPS
- ・希薄化EPS
- ・DPS
- ・CFPS
- ・設備投資額
- ・減価償却費
- ・EBITDA
- ・営業CF
- ・ROE

[illegible]

●お問い合わせ先

株式会社アイフィスジャパン
投資情報ビジネスグループ

〒101-0065 東京都千代田区西神田3-1-6 日本弘道会ビル

TEL : 03-5275-6331 FAX : 03-5226-5080 MAIL : cmsupport@ifis.co.jp

ESG情報の決定版! ESGファンドの設計、学術研究、他社分析に

CSRデータ

東洋経済データサービス / ToyoKeizai Data Services

『CSR企業総覧』に掲載した約1600社のCSR情報を収録しています。全上場企業と主要未上場企業を対象に、1000にも及ぶ詳細項目を調査した国内最大規模のCSRデータベースです。ランキングデータ、格付けデータもごさいます。



紹介ページはこちらから
<https://bit.ly/32Aq5uR>

**[ファイル構成
および収録項目]**

※単編でのご利用も
可能です

① CSR全般編

ESGの情報開示、内部通報、社会貢献支出、リスクマネジメント、
社会課題解決ビジネス、SDGsの17目標の対応 等

② 雇用・人材活用編

従業員数、平均年齢、勤続年数、障害者雇用、有給休暇取得率、
産休・育休制度について、非正規雇用から正社員への登用事例 等

③ 環境編

環境会計、環境監査、環境マネジメントシステム、グリーン購入、
気候変動への対応、生物多様性保全への取り組み 等

2006年版以降の過去データで時系列分析が可能です

[ファイル形式]

CSV形式のテキストファイル
CD-Rまたはデータダウンロードサービスにて提供

[発売時期]

年1回 発売

[ご利用料金]

ご利用条件によって異なるため、下記までお問い合わせください
アカデミック価格の設定もごさいます

お問い合わせ

東洋経済新報社
データベース営業部

〒103-8345 東京都中央区日本橋本石町1-2-1

<https://biz.toyokezai.net/data/>



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

日本経済会計学会
AEA J