

▼ 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)

Jim 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取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取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と、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日目のデプスが、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サスが提供する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により、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な情報であるため、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される勘定科目は、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）

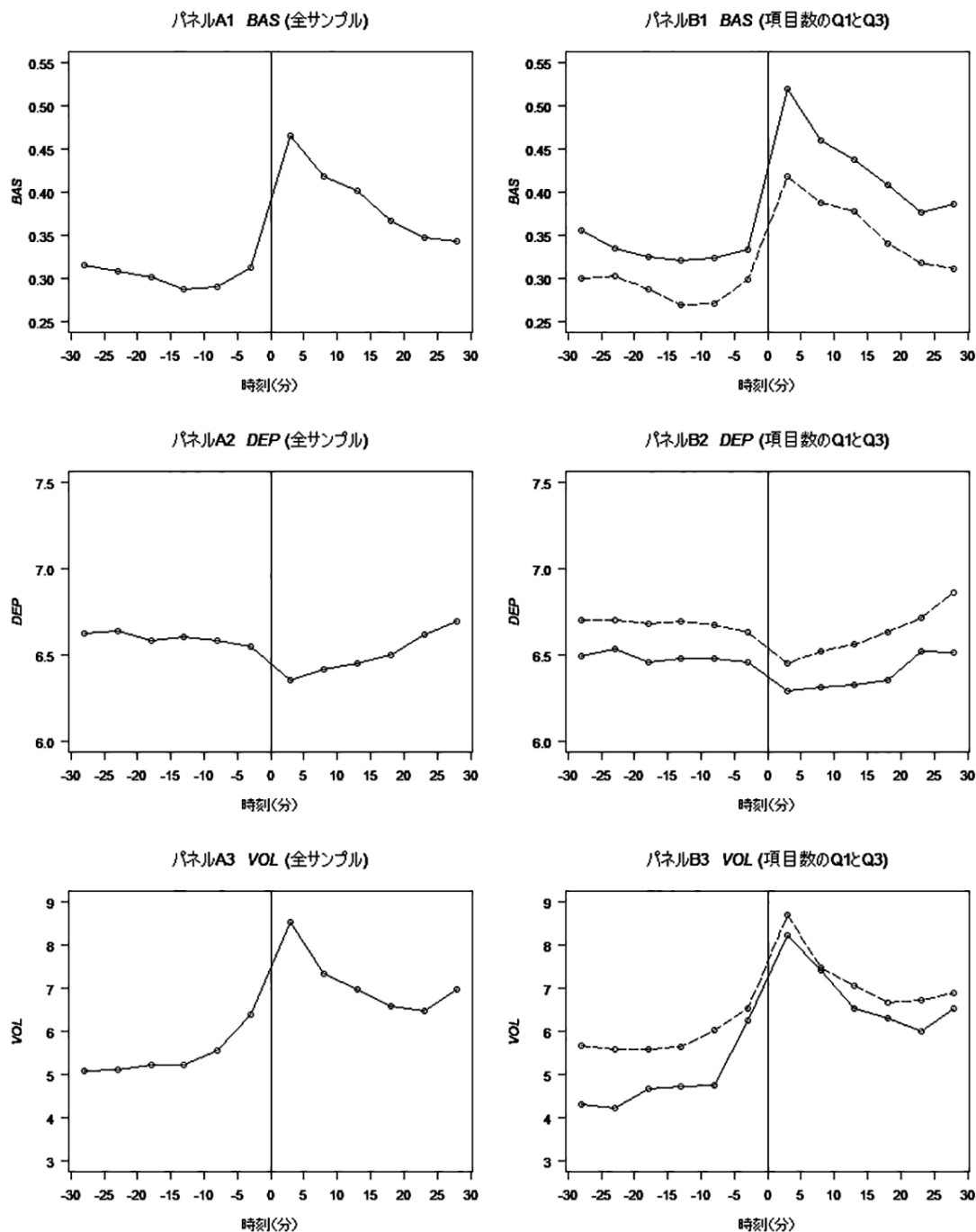
本項では、サンプル全体について決算発表直後の各測定ウィンドウにおける流動性の状況をグラフで示し、そのうえで、複雑性を表す項目数によりグループ分けすることによって、複雑性と流動性の関係について検討する。外れ値について処理するために、連続変数については、上下5%をウィンソライズしている⁷⁾。

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分間以内に発生し、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るが、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ると推測される。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>Elno</i>				0.170 (0.087)		0.161 (0.082)	-0.027 (-0.014)
<i>Flno</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わがる。

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×-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%÷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。

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

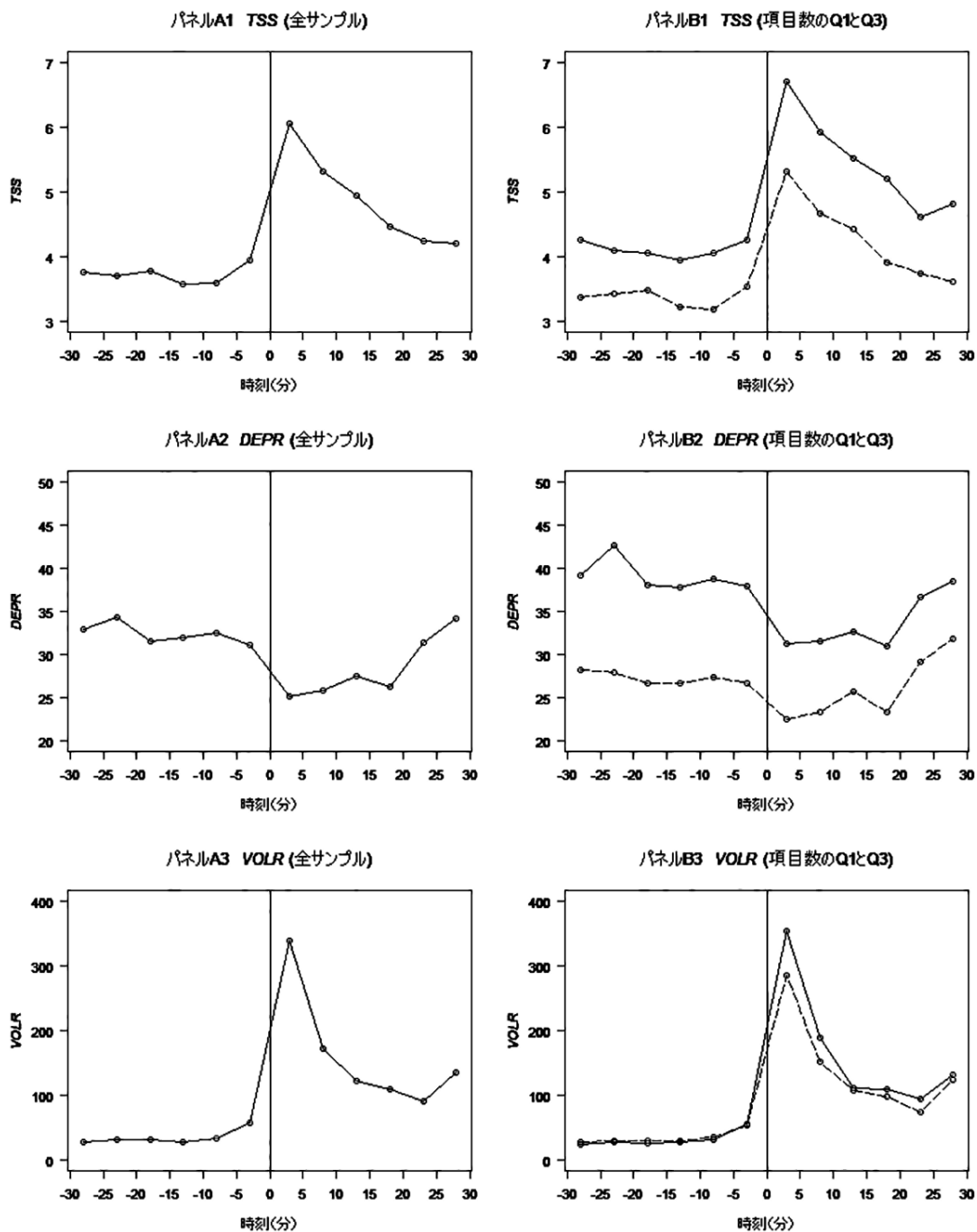
$$\text{取引量} = \frac{\text{一定期間の中で取引された株式数}}{\text{決算発表当日の発行済株式数}} \times 10^6 \quad (6)$$

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_0 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>EInno</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>FInno</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>EInno</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>FInno</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>EInno</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>FInno</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。

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
パネルA グループ別スプレッドの平均					
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
パネルB 統計的検定の結果					
<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みると、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>Item_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（*Item_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

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

	(31)	(32)	(33)	(34)	(35)	(36)
被説明変数：	<i>BAS05.D</i>	<i>BAS10.D</i>	<i>BAS15.D</i>	<i>BAS20.D</i>	<i>BAS25.D</i>	<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っており、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)と比較すると、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.
- Avdis, 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-earning-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.
- 金突群, 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.
- 金突群, 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.