

決算発表前後におけるビッド・アスク・ スプレッドのイントラディ変化

金 奕 群
奥 村 雅 史

1. はじめに

企業による情報開示は、企業と投資家の間における情報の非対称性を緩和すると期待される。投資家は公表情報を処理して価値評価を行うが、そこでは情報処理コストを負担しながら、時間をかけて情報処理を実行する。したがって、企業が公表する情報は公表後に瞬時に株価に織り込まれるわけではない。一方、上場企業の経営者は、証券取引所の取引時間内または取引時間外に情報開示を行うことを選択できる（以下、前者を時間内発表、後者を時間外発表と記す）。情報がいずれの時間に公表されるかに応じて投資家において情報処理にかけることができる時間の長さ（情報の公表から取引を行うまでの時間）に差が生じる。それに加えて、後述するように、証券取引所においては、取引時点によって価格形成方法が異なっている。これらを背景として、国内外の先行研究は、時間内・外の決算情報の開示（決算発表）を比較することによって、情報内容が株価に織り込まれる速度が異なっていることを示した。

決算発表が行われた後、一部の投資家が情報処理コストを負担して情報処理することによって、情報優位性を獲得する。投資家間に情報処理速度の差異を

認める場合、投資家全員の情報処理が完了するまで、情報格差が発生していると推測できる。時間内発表の場合、他者より速く情報優位性を獲得した投資家はいち早く株式売買を実行できるが、時間外発表の場合、取引開始時点まで取引を実行できないので、情報処理が完了した投資家数が取引時間外において増加すると推測できる。したがって、発表前後の取引が連続的に実行可能であるか否かは、決算発表後の直近の取引における投資家間の情報格差に影響を与える可能性がある。本研究は、決算発表前後におけるビッド・アスク・スプレッド（以下、スプレッドと記す）の変化に注目し、日中売買データを用いて、決算発表前後の取引が連続的に実行可能である場合と不連続である場合のスプレッド変化の違いを明らかにする。

本研究は、日本企業における決算情報がその公表時間によってスプレッドにどのように反映するかを分析した初めての研究であり、これまでの海外における同様な研究の分析手法を精緻化することによって、先行研究では示されなかった事実を明らかにしている。

第2節では先行研究について概説し、第3節では研究デザインについて説明する。第4節では、スプレッドおよび関連する指標についての分析結果を示し、その結果について投資家の戦略的行動の観点から解釈する。第5節では、まとめと今後の課題について説明する。

2. 先行研究

2.1 アナリティカル研究の主張

株式売買における売値と買値の差額（スプレッド）は、流動性の指標として頻繁に利用されている。流動性とは、株式市場において取引を実行することの容易さを表す概念であり、Kyle (1985) は、流動性にはタイトネス (tightness)、デプス (depth)、レジリエンシー (resiliency) の3つの側面があると指摘している。タイトネスとは、いかに低い取引コストで取引を実行できるかを表す

概念であり、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株式数を表す概念である。そして、レジリエンシーとは、取引によって一時的に変動した市場価格が、正常な水準に回復するスピードを表す概念である。一方、多くのアナリティカル研究は、流動性を分析するために、需要量の変化に起因する価格の変化に注目している⁽¹⁾。

株式の流動性に関して、重要な洞察を提供している代表的なアナリティカル研究に、Grossman and Stiglitz (1980) から始まる一連の研究がある。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性となることが仮定されている。そこでは、情報処理によって情報優位性を獲得したトレーダーは、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。

情報開示に起因する流動性の変化を分析した研究として Kim and Verrecchia (1994) があげられる。同研究では、特定の情報（例えば、決算情報）が開示される前、市場価格はすべての開示済みの情報を反映しており、処理対象となる情報が存在しないため、それに基づく売買注文も存在しないことが仮定される。一方、決算発表が行われると、一部の市場参加者（以下、情報トレーダーと記す）が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情報優位性を獲得し、情報処理の成果である私的情報に基づいた売買注文をマーケット・メーカーに提示する。マーケット・メーカーは、すべての売買注文に応じる必要があり、注文数に基づいて株価を設定する。Kim and Verrecchia (1994) により、マーケット・メーカーは、決算発表後に情報優位性を持つ情報トレー

(1) 例えば、Kyle (1985), Diamond and Verrecchia (1991), Kim and Verrecchia (1994) 等があげられる。

ダーとの取引で生じる損失を避けるために、スプレッドを拡大させる。結果として、市場参加者の間に情報の非対称性が発生しているが、情報トレーダーによる取引の増加により、取引量は決算発表前より増加する。なお、取引価格は情報優位性を持つトレーダーの需要量の増加に影響されるようになるため、株式の流動性は低下する。

Kim and Verrechia (1994) では、すべての情報トレーダーが情報処理を完了させた後に売買注文を提示し、マーケット・メーカーは情報開示から取引までの一定期間内に集めたすべての売買注文を単一価格で一括して処理する取引方法が適用されている。しかしながら、実際の証券取引所では、取引時点によって価格形成方法が異なっている。たとえば、東京証券取引所（以下、東証と記す）では、取引開始時、取引終了時等の取引においては、板寄せ方式により価格が決定され、それ以外の取引においては、ザラバ方式により価格が決定される。ザラバ方式の場合、個別の売買注文に対して、価格優先の原則と時間優先の原則が適用される。価格優先の原則とは、売りについては、値段が最も低い注文が優先され、買いについては値段が最も高い注文が優先される原則である。時間優先の原則とは、同じ値段の注文については先に出された注文が優先される原則である。一方、板寄せ方式の場合、価格優先の原則のみが適用され、新しい約定が成立するまですべての注文が同時に提出されたものとみなされる。なお、そこでは売り注文と買い注文から合致する値段を求め、単一価格で売買注文を処理する。

したがって、取引が連続的に実行できる時間帯に行われた決算発表（時間内発表）について情報トレーダー間に処理速度の差異があるとする、他者より先に情報処理を完了させた情報トレーダーの売買注文が先に市場に到着し、優先的に約定される可能性がある。そして、そこでは、情報処理が完了したか否かにより、情報トレーダー間に情報格差が発生していることが推測される。

Gennotte and Trueman (1996) は、本研究で問題とする流動性については

分析していないが、決算発表の時間帯が株価形成に影響しているか否かを分析した。具体的には、決算情報について、時間内発表のほうが時間外発表よりも株価に正確に反映されていることを明らかにした。彼らは、このような結果が得られる理由を、以下のように説明している。Gennotte and Trueman (1996) では、トレーダーの注文に応じて流動性を提供するマーケット・メーカーが存在し、マーケット・メーカーは決算発表の情報から企業の将来収益性を予測することはせず、トレーダーの注文数合計のみにより株価を設定する。また、決算発表が行われた後、決算情報を処理する情報トレーダー以外にも、決算情報以外の理由で売買注文をマーケット・メーカーに提示するトレーダーが存在する。このような設定のもと、取引時間内に行われた決算発表については、情報トレーダーは情報処理を行った後、直ちにマーケット・メーカーへ売買注文を提示する。その場合、マーケット・メーカーは、売買注文の多くが情報トレーダーにより提示されたことを判別したうえで、それに基づいて価格設定を行う。一方、取引時間外に決算発表が行われた場合、翌日の取引開始前まで、情報処理をしないトレーダーの売買注文がより多く集まるため、マーケット・メーカーは情報トレーダーが提示した売買注文とそれ以外のトレーダーが提示した売買注文を正確に判別できなくなる。その結果、売買注文の合計に基づいて行われた価格設定は、時間内発表の場合と比較して、決算発表の情報を正確に反映できなくなってしまう。

上述したアナリティカル研究の主張が現実と整合的か否かは実証的課題であり、次項では、これらの仮説に関連して行われたアーカイバル研究を整理する。

2.2 アーカイバル研究の示唆

海外における研究の中で、決算発表時刻を特定し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ものとして Lee et al. (1993), Libby et al. (2002), Pronk (2006) があげられる。

Lee et al. (1993) は、時間内発表をサンプルとして、決算発表前後の株式流動性などの変化を分析した。彼らは、30分を1つの測定間隔として、1日の取引時間を13個の間隔にわけた後、各間隔のスプレッドを測定した。分析の結果、非決算発表期間と比べて発表時刻前におけるスプレッドの拡大が示された。スプレッドの拡大は、発表後の期間においても継続していることが観察されたが、取引量をコントロールすると、決算発表を含む間隔以外の結果は統計的に有意なものではなかった。なお、決算発表前の間隔と比べて、決算発表を含む間隔のスプレッドが大きく拡大し、取引量が増加したことも明らかとなった。なお、決算発表を含む間隔より後において、スプレッドはすぐに縮小した⁽²⁾。

Lee et al. (1993) は、Kim and Verrecchia (1994) にもとづいて分析結果を解釈した。すなわち、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く持続しないのである。

Libby et al. (2002) と Pronk (2006) は、Lee et al. (1993) と同様に30分の測定間隔を設定し、取引時間内・外に行われた決算発表後の流動性の変化に注目した。図表1は、Libby et al. (2002) と Pronk (2006) の分析結果の主要な部分を比較のためにまとめたものである⁽³⁾。

Libby et al. (2002) は、決算発表前後の気配スプレッド変化を比較することによって、時間内発表の場合にはスプレッドが縮小し、時間外発表の場合にはスプレッドが拡大するという結果を提示した。なお、発表時刻を問わず、取引量の増加が観察されたが、時間外発表の増加幅が大きいことも示されている。一方、Pronk (2006) は、時間外発表より時間内発表のほうが、発表後のスプ

(2) Lee et al. (1993) の Figure 3 と Table 6 を参照されたい。決算発表を含む間隔と決算発表直前の間隔におけるスプレッドの変化は、Figure 3 で示されており、Table 6 では統計的検定の有意性を示している。決算発表を含む間隔のスプレッドは、他の間隔より有意に高くなっている。

(3) 気配スプレッドと実効スプレッドの計算方法については、3.1 で説明している。

図表 1 Libby et al. (2002) と Pronk (2006) の比較

先行研究	変数	サンプル	主要な分析結果
Libby et al. (2002)	気配スプレッド	時間内発表	発表前と比べて、発表後の期間における気配スプレッドは縮小した。
		時間外発表	発表前と比べて、発表後の期間における気配スプレッドは拡大した。
	取引量	時間内発表	発表前と比べて、時間内・外発表を問わず、取引量は増加し、時間外発表の増加幅が大きい。
		時間外発表	
Pronk (2006)	気配スプレッド	時間内発表	非発表期間と比べて、時間内・外発表を問わず、気配スプレッドは拡大し、時間内発表の拡大幅が大きい。
		時間外発表	
	実効スプレッド	時間内発表	非発表期間と比べて、実効スプレッドは拡大した。
		時間外発表	非発表期間と比べて、実効スプレッドは縮小した。
	取引量	時間内発表	非発表期間と比べて、時間内・外発表を問わず、取引量は増加し、時間外発表の増加幅が大きい。
		時間外発表	

注：Libby et al. (2002) の Table 1 と Pronk (2006) の Table 3 で示した結果により作成した。

レッドの拡大幅が大きいことを提示しており、それは Libby et al. (2002) とは異なるものであった。なお、発表時刻を問わず、取引量の増加が観察され、時間外発表の増加幅が大きいことが示されており、取引量に関する結果は Libby et al. (2002) と同様であった。

Libby et al. (2002) は、分析結果を解釈するために、2.1 で述べた Gennotte and Trueman (1996) を参考にしている。すなわち、そこでは、決算発表が取引時間外に行われる場合、翌日の取引開始前に情報処理を実施しないトレーダーの注文が集まりやすく、マーケット・メーカーが決算発表情報のインプリケーションを評価しづらくなるため、取引時間内に行われる決算発表よりスプレッドが大きく拡大すると解釈している。一方、Pronk (2006) は、Greene

and Watts (1996) が提示した結果を根拠に, Gennotte and Trueman (1996) の主張が必ずしも正確ではないと述べている。具体的には, Greene and Watts (1996) は, 時間外発表について, 翌日の最初の取引は決算発表情報を反映していること, すなわち, 決算情報を処理していないトレーダーの売買注文は, 価格形成の効率性に大きく影響していないことを示している。そのため, Pronk (2006) は, 取引の不連続性が流動性の変化に与える影響に関して, 単一方向の仮説 (スプレッドが拡張する, あるいは縮小するとする仮説) を設定できないと主張し, スプレッドに関する Pronk (2006) の結果が Libby et al. (2002) の結果と異なることはありえるとしている。

続いて, 日本市場に注目した先行研究をまとめる。まず, 音川 (2009) は日次データを使用して, 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。分析結果は, Lee et al. (1993) と整合的であり, 決算発表後の短期間 (当日) のみ, スプレッドの拡大が観察された。

なお, 流動性の変化ではないが, 音川・森脇 (2017a), 音川・森脇 (2017b), 音川 (2018), 村宮・竹原 (2018) は日中売買データを利用して情報開示後の投資家の反応を検証した。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, 30 分または 1 分の測定間隔を設定して株価または取引量の変化を測定した。決算発表の直後には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, 決算発表を含む 30 分間隔以外の間隔における株式リターンはゼロと有意に異なっていないことが示された。なお, 村宮・竹原 (2018) は, 業績予想修正の開示後の 5 分間以内において, 取引量が非開示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。

取引時間内・外に行われた情報開示に対する投資家の反応の違いについて,

音川・森脇（2017a）は発表時刻を問わず、発表直後の 30 分間隔に株価が情報内容に強く反応していることを示した。一方、業績予想の修正発表に関して、村宮・竹原（2018）は、時間外発表と比べて、時間内発表の直後に取引量の反応が大きく、株価の反応が迅速であることを示した。このような結果は、2.1 で述べた Gennotte and Trueman（1996）の主張と整合的であるが、取引量の変化に関して、Libby et al.（2002）と Pronk（2006）の決算発表に関する検証結果と異なっていた。

以上に加えて、決算発表前後の取引が不連続である場合、翌日の始値の価格決定方法も株価反応に影響を与えていることが示されている。具体的に、Greene and Watts（1996）は取引時間内・外に行われた決算発表後の株価反応の比較に加えて、始値の決定方法が異なるニューヨーク証券取引所（以下、NYSE と記す）と NASDAQ の上場企業による決算発表後の株価反応を比較した。NYSE における始値の決定方法は、東証と類似しており、複数の売買注文が単一価格で執行される一方、NASDAQ においては、寄付きが行われず、取引開始時刻以降に個別の売買注文がマーケット・メーカーとの取引により執行される。Greene and Watts（1996）は、時間外発表に関して、NASDAQ のほうが株価の反応が迅速であるという結果を提示した。このような結果は、複数の売買注文を同時に執行する場合には始値を形成するために、時間がかかることを示唆している。

以上に述べた、アナリティカル研究の主張とアーカイバル研究の示唆により、本研究は、Pronk（2006）と同様に単一方向の対立仮説を提示せず、価格形成プロセスの違いを考慮したうえで、決算発表前後において取引が連続的に実行できるか否かが、スプレッドの変化にどのような影響を与えるかを分析する。

3. 研究デザイン

3.1 測定間隔の長さとは各変数の測定方法

決算発表前後におけるスプレッドの時系列変化を観察するために、人為的に決算発表前後の期間を一定の間隔に分ける。東証の立会時間は、前場は9時から11時30分まで、後場は12時30分から15時までである。本研究は、まず、図表2で示すように、一日の立会時間を60個の5分間隔に分ける。

図表2 一日の取引時間を60個の間隔に分ける方法

前・後場	間隔開始時刻	間隔終了時刻	番号
前場	09:00	09:04	1
	09:05	09:09	2
	(中略)		
	11:20	11:24	29
	11:25	11:30	30
(昼休み)			
後場	12:30	12:34	31
	12:35	12:39	32
	(中略)		
	14:50	14:54	59
	14:55	15:00	60

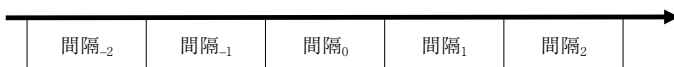
間隔の開始時刻から終了時刻までに発生したレコード⁽⁴⁾を利用して間隔の値を計算する。たとえば、9時ちょうどから5分間のレコードを利用してその日の1つめの間隔の値を計算する。なお、11時30分と15時00分に発生した取引は、それぞれ、前・後場の最後の間隔に含まれる。ここで、5分間隔を設定

(4) 本研究は日本経済新聞社の「ティックデータ（個別株・最良気配版）」を使用している。当該データにおいては、約定と気配の変化を1レコードとして記録している。

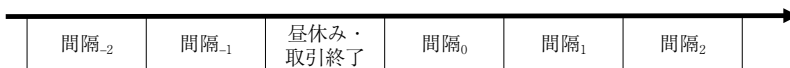
した理由は、決算発表の多くは発表時刻の分数が5の倍数なので、決算発表時刻を特定の間隔開始時刻と一致させるためである。さらに、決算発表前後の取引が連続であるか否かに分けて、図表3で示した方法で、決算発表が行われた間隔₀を特定する。

図表3 間隔₀を特定する方法

パネル A 決算発表前後の取引が連続である場合



パネル B 決算発表前後の取引が不連続である場合



決算発表前後の取引が連続である場合、パネル A で示すように、決算発表時刻が含まれている間隔を間隔₀とする。決算発表前後の取引が不連続である場合（昼休みあるいは取引終了後の発表の場合）、パネル B で示すように、取引開始時刻（後場開始あるいは翌営業日開始）からの5分間を間隔₀とする。さらに、両方の場合において間隔₀前後の30個の間隔（計61個の間隔）をイベント期間として設定する。

続いて、決算情報に対する投資家の反応を観察するための代理変数の測定方法について説明する。まず、間隔_{*t*}の株式リターン Ret_t 、取引量 Vol_t の計算方法は図表4で示されている。間隔_{*t*}の株式リターン Ret_t は、間隔_{*t*}に発生した最後の約定の価格 $Price_t$ と間隔_{*t-1*}に発生した最後の約定の価格 $Price_{t-1}$ の差を $Price_{t-1}$ で割った比率となる。もし、間隔_{*t*}に約定が発生しなかった場合、 $Price_t$ は $Price_{t-1}$ の値を継続し、 Ret_t が0となる。また、反応の大きさを観察するため、リターンの絶対値 $AbsRet_t$ を使用する。間隔_{*t*}の取引量 Vol_t は、間隔_{*t*}に発生した個々の約定の株式数 Vol_i ($i=1,2,3,...,N$) を累積した値である。

図表4 間隔 t_i における株式リターンと取引量の計算方法

変数	計算式
株式リターン	$Ret_t = \frac{Price_t - Price_{t-1}}{Price_{t-1}} \times 100\%$
取引量	$Vol_t = \sum_i^N Vol_i$

スプレッドの計算方法については、図表5で示しているように2つの方法がある。ひとつめは、気配スプレッド $QBAS_i$ と呼ばれ、最良売り気配の価格 $AskPrice_i$ と最良買い気配の価格 $BidPrice_i$ の差額を両者の平均値（仲値と呼ばれる） $MidPrice_i$ で割った比率である。もうひとつは、実効スプレッド $EBAS_i$ と呼ばれ、約定価格 $Price_t$ と仲値の差の2倍を仲値で割った比率に売買を表すインジケーター変数 q_i をかけたものとなる。売り気配で約定するなら約定価格が仲値より大きく、 q_i の値を1とする。買い気配で約定するなら約定価格が仲値より小さくなるが、その場合も差を正值とするため、 q_i の値を-1とする。

図表5 スプレッドの計算方法

変数	計算式
気配スプレッド	$QBAS_i = \frac{AskPrice_i - BidPrice_i}{MidPrice_i} \times 100\%$
実効スプレッド	$EBAS_i = q_i \times \frac{2 \times (Price_i - MidPrice_i)}{MidPrice_i} \times 100\%$

注： $MidPrice_i = 1 / 2 \times (AskPrice_i + BidPrice_i)$

図表5で示したのは、一定時点の注文状況あるいは一定の約定を特定した場合のスプレッドの計算方法である。スプレッドの時系列変化を観察するために、本研究は、間隔末時点の値 ($QBAS_E_t$ と $EBAS_E_t$) と間隔平均値 ($QBAS_M_t$ と $EBAS_M_t$) の両方を計算する。なお、間隔 t_i に新たな注文がなかった場合、

気配スプレッドは間隔 $_{t-1}$ の値を継続する。また、間隔 $_t$ の中に約定が成立しなかった場合、実効スプレッドは間隔 $_{t-1}$ の値を継続する。

本研究は、上記の変数について、決算発表期間中の値（以下、未調整値と記す）に加えて、非決算発表期間と比較した、各変数の異常値も計算する。具体的に、決算発表日の40取引日前から11取引日前の期間を非決算発表期間として、非決算発表期間の各取引日も60個の間隔にわけて、間隔ごとの平均値を計算する⁽⁵⁾。そのうえで、リターン、取引量、気配スプレッド、実効スプレッドに関しては、未調整値から非決算発表期間の値を引いた値をそれぞれ、異常リターン $ARet_t$ 、異常取引量 $AVol_t$ 、異常気配スプレッドの間隔末値 $AQBAS_E_t$ 、異常気配スプレッドの間隔平均値 $AQBAS_M_t$ 、異常実効スプレッドの間隔末値 $AEBAS_E_t$ 、異常実効スプレッドの間隔平均値 $AEBAS_M_t$ とする。また、反応の大きさを観察するため、異常リターンの絶対値 $AbsARet_t$ を使用する。

3.2 サンプル選択と分類

サンプル選択の条件は図表6で示されている。本研究は、東証一部に上場する企業が2016年3月期、2017年3月期、2018年3月期に行った年次決算発表のうち、図表6の条件を満たす3,428件の決算発表をサンプルとして使用する。決算発表が行われた日時のデータは、株式会社プロネクサスの「eol」データベースから入手した。

図表6 サンプル選択の条件

条件	観測値数
2016年～2018年の間に東証一部に上場している	5,937
決算月が3月であり、決算月数が12ヶ月である	4,302
ティックデータ、決算発表の日時データが取得可能である	3,428

(5) 付録Aでは、非決算発表期間における各変数の日中推移を示している。

本研究は、決算発表前後の取引の連続性により、サンプルを分類する。各分類のサンプルサイズは、図表7で示されている。先行研究では、決算発表の時刻によりサンプルを時間内・外発表に分類しているが、取引開始・終了時刻に決算発表が行われた場合、その直前・後の間隔内に引け・寄付きの取引が含まれるため、時間内発表の一部に取引の不連続性が影響してしまう。そこで、本研究では、より厳密に取引の不連続性の影響を分析するために、決算発表が行われた間隔₀、決算発表より前の1個目の間隔₋₁、決算発表より後の1個目の間隔₁が立会時間内の決算発表を連続サンプルとし、それ以外を不連続サンプルとする。不連続サンプルのうち2,302個は、14時25分以降行われた決算発表であり、そのうち1,146個の観測値が15時に行われた決算発表である。一方、連続サンプルの多くは、後場中の決算発表である。

2.2で述べたように、寄付きの取引では、複数の売買注文を執行する価格を形成するために時間がかかる。本研究は5分という短い測定間隔を使用しているため、不連続サンプルの取引量を計算する際に、間隔₀における取引量が0である場合が多く発生している。このことは、取引量に加えて、実効スプレッドの計算にも影響を与える。そのため、ここでは、不連続サンプルのうち、間隔₀における取引量が0である観測値を除いたサンプルを限定不連続サンプルとして、間隔₀における取引量が0となることの影響を検討する。

図表7 連続と不連続の分類

連続サンプル		不連続サンプル		限定不連続サンプル	
発表時刻	N	発表時刻	N	発表時刻	N
09:05～11:24	98	～09:04	4	～09:04	3
12:35～14:24	865	11:25～12:34	159	11:25～12:34	132
		14:25～	2,302	14:25～	1,550
計	963	計	2,465	計	1,685

4. 測定結果

4.1 株価反応および取引量の分析

本項では、リターンと取引量の変化を明らかにすることによって決算発表情報の織り込み状況を確認する。図表8の1行目はリターンの絶対値、2行目は取引量の変化を示しており、これらのすべては決算発表期間中に発生した未調整値である。左側が連続サンプル、中が不連続サンプル、右側が限定不連続サンプルである。

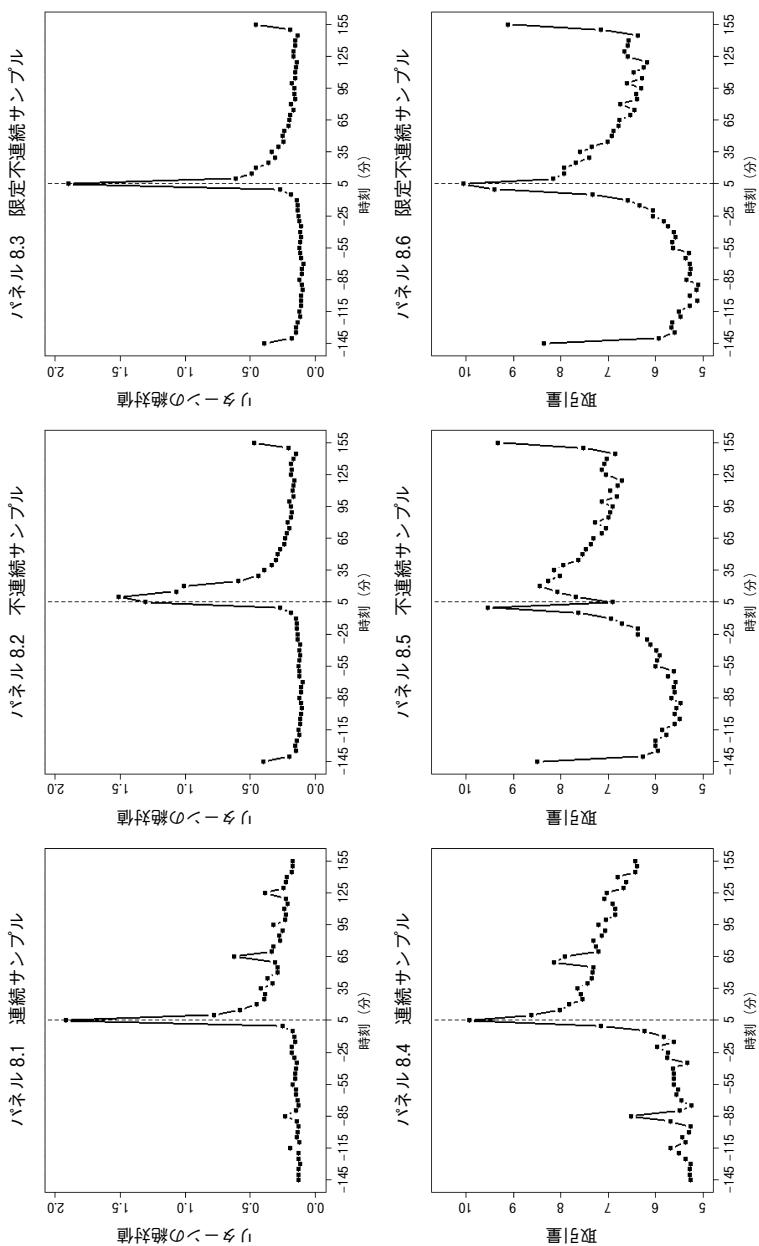
連続サンプルの結果をみると、リターンの絶対値は、決算発表が行われた間隔₀（間隔₀の値は5分の所にプロットしている）において大きく反応したが、その後間隔₁において、ピークからの下落幅がかなり大きい。取引量は、決算発表前の間隔₋₁から大きく増加し、間隔₀をピークにその後下落している。なお、リターンの絶対値と取引量のいずれも、決算発表後の2時間が経過するまで、決算発表前より高い水準で継続している。

不連続サンプルの結果をみると、リターンの絶対値は、間隔₀において連続サンプルより小さいが、間隔₁の値が間隔₀を上回っており、その後も、決算発表前より大きい値が継続している。取引量は、間隔₀で大きく下落したが、間隔₁から増加し、決算発表前より大きい値が継続している。

限定不連続サンプルの結果をみると、リターンの絶対値は、間隔₋₁から間隔₁までの反応が連続サンプルと類似している。取引量は、間隔₋₁から間隔₀まで増加し、間隔₁から下落し続けたが、決算発表前より高い水準で継続している。

不連続サンプルと限定不連続サンプルの結果において、間隔₋₁から間隔₀までに違いが発生しているが、その理由としては、まず、不連続サンプルの場合、間隔₋₁では引けの取引が含まれており、間隔₀では寄付きの取引が含まれていないものが多く存在することが考えられる。これらの結果について、約定成立の方法による影響をコントロールするために、決算発表期間と非決算発表期間

図表8 リターンの絶対値と取引量の変化



の差額で計算された異常な株式リターンの絶対値と取引量の変化を図表9で示している。

異常リターンの絶対値は、どのサンプルを使用しても、図表8で示されているリターンの絶対値の未調整値の変化と類似している。異常取引量は、どのサンプルを使用しても、間隔₋₂以前の値が0より小さく、間隔₋₁の値がほぼ0である。

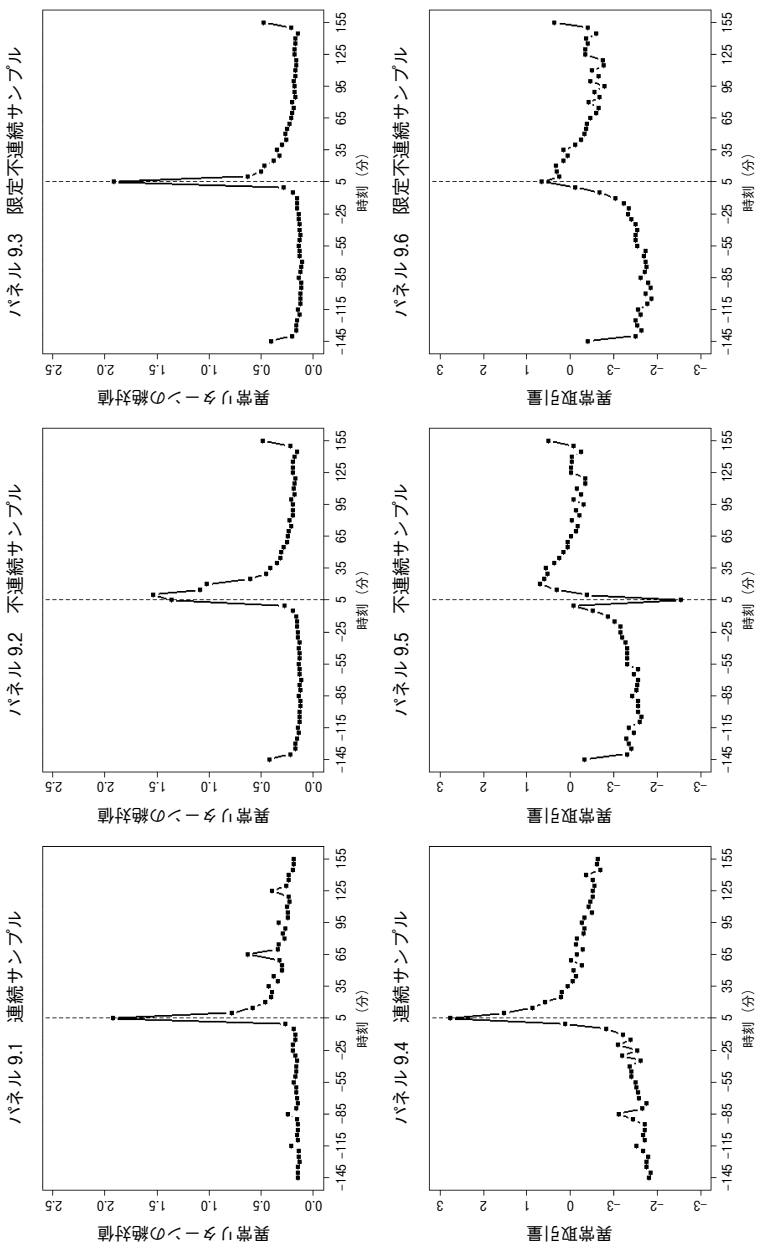
連続サンプルの結果をみると、異常取引量の全体の傾向が未調整値と類似しており、観察期間中の増減が未調整値より緩やかとなっている。不連続サンプルの結果をみると、異常取引量は、間隔₀において負の値に大きく下落した。限定不連続サンプルの結果をみると、異常取引量は、間隔₋₁から間隔₀において、負正の値に変化した。

未調整値と異常値の結果をまとめると、株価の変化に関して、連続サンプルの場合、間隔₀における反応が最も大きく、間隔₋₁以降の下落も速かった。不連続サンプルの場合、間隔₀における反応は、連続サンプルと比べて大きくないが、間隔₋₁の反応は間隔₀を上回っている。しかし、間隔₀に取引量が0である企業を除いた場合、リターンの絶対値あるいは異常リターンの絶対値の変化は、連続サンプルと類似したものとなっている。

取引量は、連続サンプルの場合、間隔₀において大きく増加した。不連続サンプルの場合、間隔₀の値は間隔₋₁を大きく下回っている。しかし、間隔₀の取引量が0である企業を除いた場合、間隔₀の取引量は間隔₋₁を上回っており、異常取引量も正の値に増加した。このことから、不連続サンプルの取引量の結果が、間隔₀に取引量が0である企業の影響を強く受けたものであることがわかる。

リターンと取引量の変化に関しては、本研究が設定している測定間隔が先行研究より短いため、計算結果をそのまま比較することはできないが、おおむね2.2で述べた音川・森脇(2017a)、村宮・竹原(2018)と整合的である。すな

図表9 異常リターンの絶対値と異常取引量の変化



わち、リターンと取引量のいずれも決算発表直後に強く反応しており、間隔₀の値を比較すると、不連続サンプルと比べて、連続サンプルのリターンと取引量の反応が大きいことが示されている。

2.1 では、アナリティカル研究に基づいて、決算発表が行われた後、一部の投資家は情報処理を行うことによって情報優位性を獲得し、情報処理の成果である私的情報に基づいて売買注文を提示すると述べた。以下では、情報処理を行う投資家間における戦略的行動の視点から分析結果を解釈する。

決算発表前後の取引が連続である場合、価格優先の原則と時間優先の原則の両方が適用されているため、情報処理が完了した投資家は、利益を獲得するために、速やかに売買注文を提示する必要がある。その結果、図表8と図表9で示しているとおり、連続サンプルのリターンと取引量は間隔₀から大きく反応する。一方、決算発表前後の取引が不連続である場合、翌営業日の取引開始まで時間があるため、多くの投資家は自らの情報処理を完了させることができる。それに加えて、寄り付きの取引では、価格優先の原則のみが適用されている。情報優位性を持つ投資家にとっては、約定成立まで、板の状況から約定が成立しそうな価格を観察しながら、自らの売買注文を提示する。しかし、それぞれの投資家が保有している私的情報は同質ではないため、投資家は板の状況から学習することによって私的情報を修正できる。私的情報の修正が完了するまで投資家は取引を行わないので、約定の成立が遅れ、その結果、不連続サンプルの一部は間隔₀における取引量が0となっている。一方、寄り付きの約定価格は、約定成立時点におけるそれぞれの私的情報の共通部分だけを反映している可能性があるため、決算発表直後の寄り付き以降、情報優位性を持つ投資家は、寄り付きの約定価格に反映されていない私的情報を用いて、取引を行う。その結果、間隔₀において、限定不連続サンプルの異常取引量が0をわずかに超えていると推測する。

4.2 気配スプレッドの変化

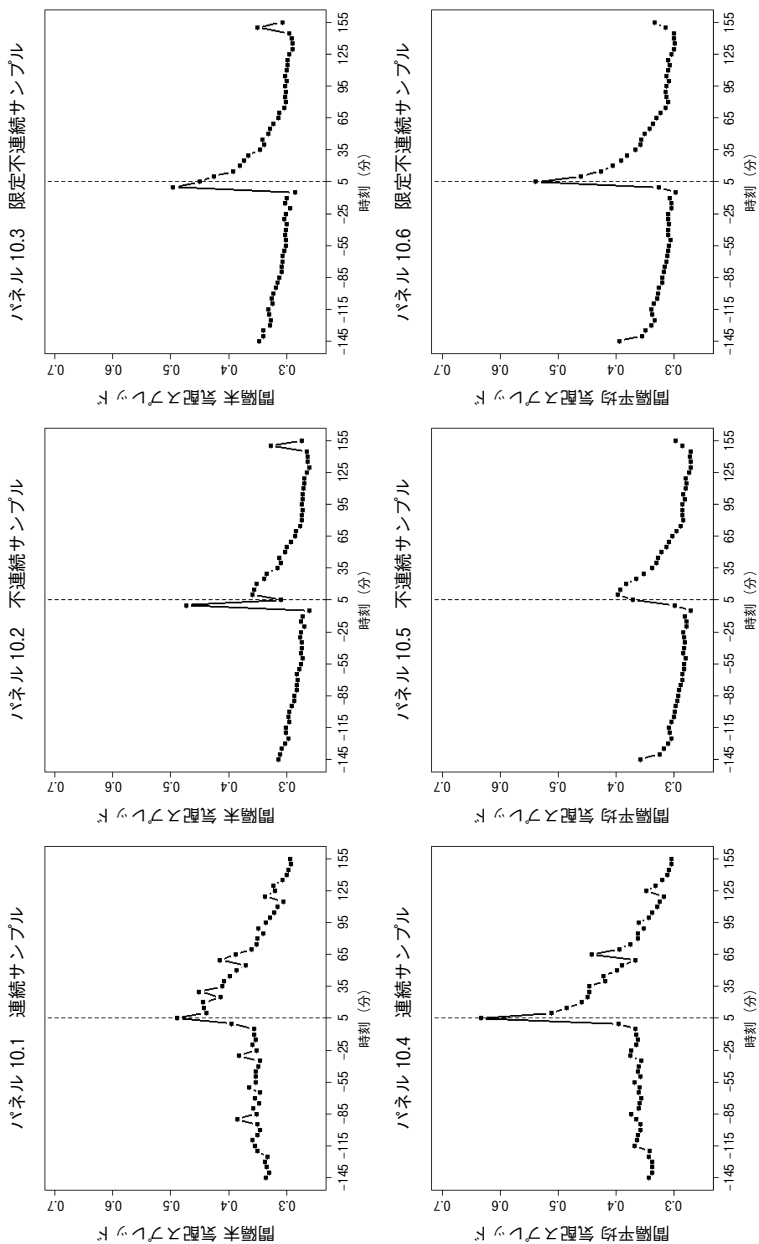
本項では、決算発表前後の取引の連続性を考慮して、スプレッドの変化を示している。図表10は、決算発表期間中に発生した気配スプレッドの変化を示しており、1行目が間隔末の値、2行目が間隔平均値である。列の配置は4.1と同様に、左側が連続サンプル、中が不連続サンプル、右側が限定不連続サンプルである。

連続サンプルの結果をみると、間隔₀で、間隔末値と間隔平均値のいずれも拡大し、その後縮小したが、決算発表前より大きい値が1時間以上継続している。なお、間隔₀における間隔平均値が間隔末値を上回っている。不連続サンプルの結果をみると、間隔₀において、間隔末値は縮小し、間隔平均値は拡大した。そして両者のいずれも、決算発表後の1時間以上、発表前より大きい値が継続している。なお、間隔末値と間隔平均値を問わず、不連続サンプルの値は連続サンプルの値を下回っている。一方、限定不連続サンプルの結果をみると、不連続サンプルの結果と同様に、間隔₋₁から間隔₀まで、間隔末値は縮小し、間隔平均値は拡大したが、間隔末値の縮小幅は小さく、間隔平均値の拡大幅は大きい。

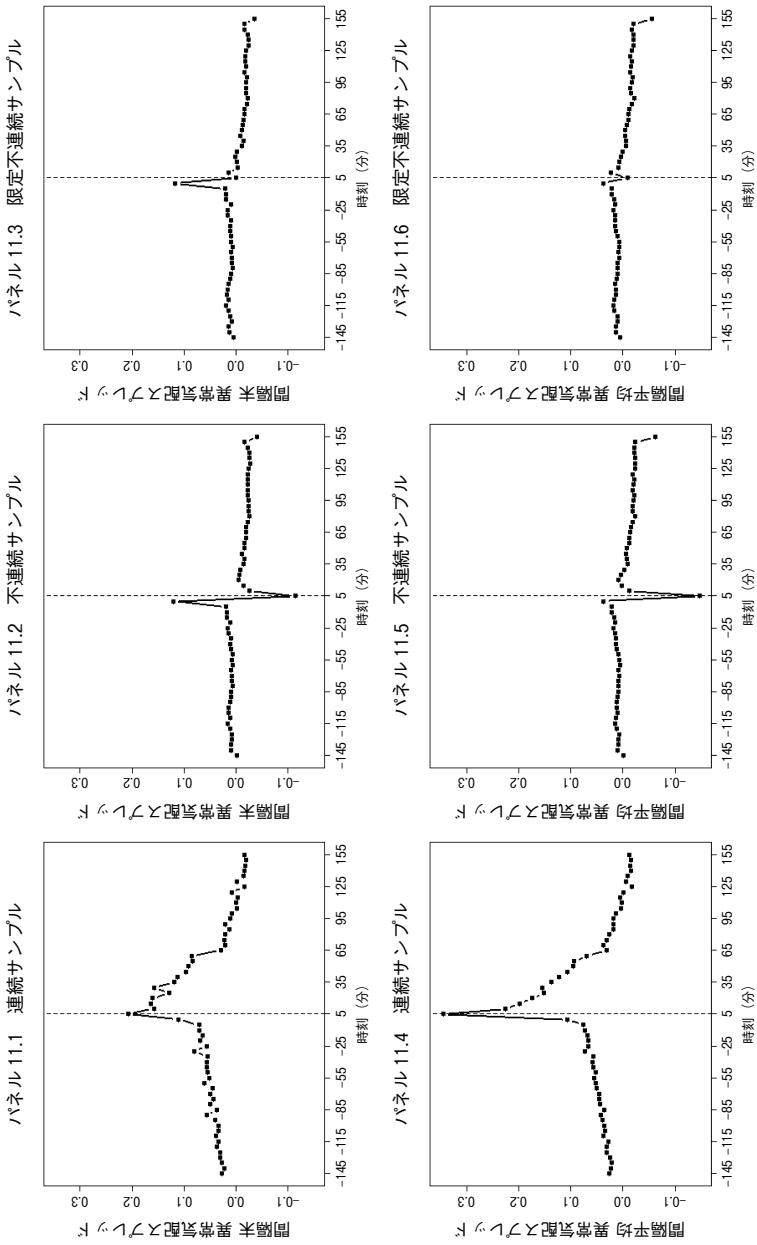
続いて、約定成立の方法による影響をコントロールするために、決算発表期間と非決算発表期間の差額で計算された異常な気配スプレッドの変化を図表11で示す。

どのサンプルにおいても、間隔₋₁における異常気配スプレッドはその前の間隔₋₂より拡大した。連続サンプルの結果をみると、異常気配スプレッドの全体の傾向が未調整値と類似しており、観察期間中の間隔平均値の増減は未調整値より緩やかとなっている。なお、決算発表前の異常気配スプレッドは0を上回っている。不連続サンプルの結果をみると、間隔₀で異常気配スプレッドは縮小し、間隔₀の値は0を大きく下回っている。限定不連続サンプルの結果をみると、間隔₋₁から間隔₀まで変化の方向が不連続サンプルと同様であるが、間隔₀にお

図表10 気配スプレッドの変化



図表 11 異常気配スプレッドの変化



ける間隔末値はほぼ0であり、間隔平均値は0を下回っている。なお、不連続サンプルと限定連続サンプルの決算発表前における異常気配スプレッドは、0をわずかに上回っている。

未調整値と異常値の結果をまとめると、連続サンプルの場合、決算発表にむけて気配スプレッドが拡大し、間隔 t_0 でピークになってから速やかに縮小するが、決算発表前より大きい値が発表後の1時間程度継続している。不連続サンプルの場合、未調整値と異常値の変化が大きく異なっており、間隔 t_0 における異常気配スプレッドは、非決算発表期間を大きく下回っており、間隔 t_1 において異常気配スプレッドが拡大した。間隔 t_0 において取引量が0である企業を除いた場合、変化の方向は変わらないが、変化幅が小さくなった。

気配スプレッドの変化に関しても、本研究における測定間隔の設定が先行研究と異なるため、計算結果をそのまま比較することはできないが、短い測定間隔で観察した本研究では、連続サンプルの気配スプレッドが決算発表後に拡大したことは、Libby et al. (2002) の結果と整合的ではない。なお、決算発表後における気配スプレッドの拡大幅に関して、連続サンプルが不連続サンプルより大きいことは、Pronk (2006) の結果と整合的であるといえる。

2.1 では、決算発表が行われた後、投資家の間に情報処理速度の差異が存在することを認める場合、投資家の間に情報格差が発生すると述べた。時間の経過とともに、情報処理が完了した投資家が増加し、投資家間の情報格差も徐々に縮小する。以下では、4.1 と同様に情報処理を行う投資家間における戦略的行動の視点から計算結果を解釈する。

決算発表前後の取引が連続的である場合、情報劣位にある投資家は、情報優位性を持つ投資家との取引で発生しうる損失を回避するために、直ちに売り気配の価格を切り上げ、買い気配の価格を切り下げる。その結果、気配スプレッドの値が決算発表の直後に大きく拡大する。しかし、決算発表後の一定時間には、情報処理が完了した投資家が増加し、株価が徐々に私的情報を反映する。

気配スプレッドは、決算発表前と同様な水準に縮小し、異常気配スプレッドの値も負になる。

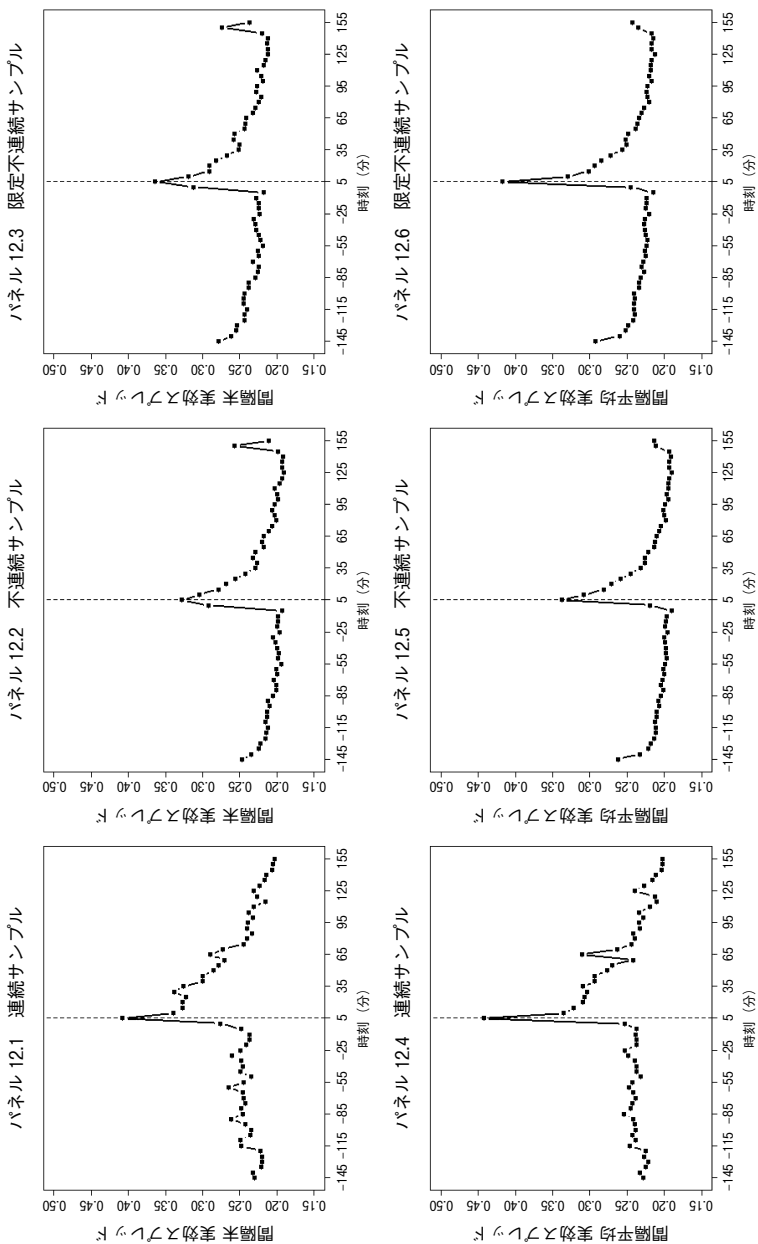
一方、決算発表前後の取引が不連続である場合、翌営業日の取引開始までに多くの投資家は自らの情報処理を完了させ、投資家間の情報格差が小さくなっている可能性がある。寄り付きの取引では、価格優先の原則のみが適用されており、情報優位性を持つ投資家は、約定を成立させるために、可能な範囲で売り気配の価格を切り下げ、買い気配の価格を切り上げる。したがって、不連続サンプルの決算発表直後の寄り付き取引では、情報優位性を持つ投資家間の価格競争が激しく、その結果、異常気配スプレッドが大きく下落している。一方、それぞれの投資家が保有している私的情報は同質ではないため、ある時点において私的情報の共通部分を反映した価格で約定ができて、投資家の間の情報格差は完全には消滅せず、寄り付き以降、情報優位性を持つ投資家は、約定価格に反映されていない私的情報を用いて取引を行う。その結果、間隔₁以降で異常気配スプレッドが0をわずかに超える値まで拡大した。

4.3 実効スプレッドの変化

本項では、約定価格と最良気配価格の差で計算された実効スプレッドの変化を示している。図表12は、決算発表期間中に発生した実効スプレッドの変化を示しており、1行目が間隔末の値、2行目が間隔平均値である。列の配置は4.1と同様であり、左側が連続サンプル、中が不連続サンプル、右側が限定不連続サンプルである。

連続サンプルの結果をみると、実効スプレッドの変化は気配スプレッドと類似しているが、間隔₀の変化をみると、気配スプレッドと比べて、間隔末値と間隔平均値の違いが小さくなっている。不連続サンプルの結果をみると、間隔末値は気配スプレッドの結果と異なり、間隔₀ではなく間隔₁で縮小した。また、限定不連続サンプルの結果をみると、間隔₀における拡大幅が、不連続サ

図表12 実効スプレッドの反応



ンプルより大きい。

続いて、価格決定方法による影響をコントロールするため、決算発表期間と非決算発表期間の差額で計算された異常な実効スプレッドの変化を図表13で示している。

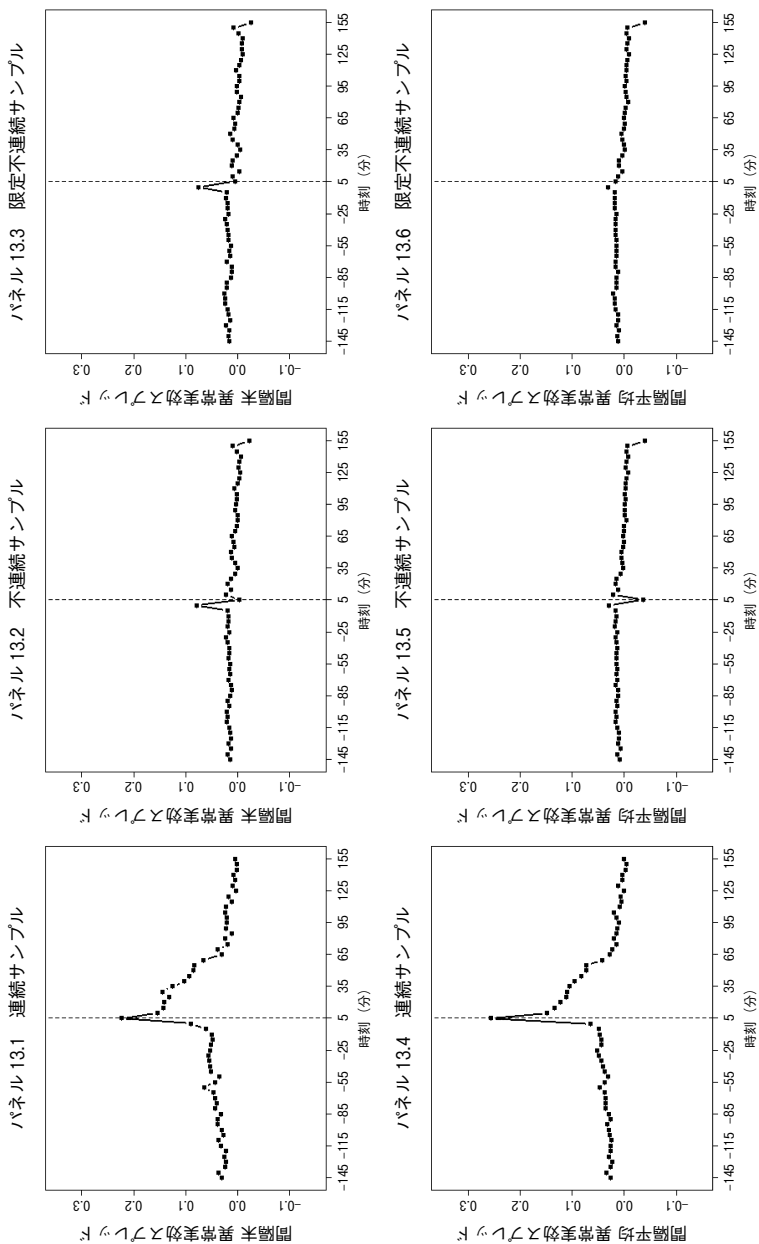
いずれの結果をみても、異常実効スプレッドの変化は異常気配スプレッドと類似しているが、間隔₀での変化に関しては、変化幅が異常気配スプレッドより小さく、間隔末値と間隔平均値の違いも小さくなっている。決算発表直後に、連続サンプルの異常実効スプレッドが拡大し、不連続サンプルの異常実効スプレッドが縮小しているが、その結果は、Pronk (2006) の結果と整合的である。

未調整値と異常値の結果をまとめると、連続サンプルの場合、決算発表にむけて実効スプレッドが拡大し、間隔₀でピークになった後に速やかに縮小するが、決算発表前より大きい値が発表後の1時間程度継続している。不連続サンプルの場合、未調整値と異常値の変化が大きく異なっており、間隔₀における異常実効スプレッドは、非決算発表期間を下回っており、その後間隔₁で拡大した。間隔₀の取引量が0である企業を除いた場合、間隔₀での異常実効スプレッドの縮小幅は不連続サンプルよりかなり小さくなっている。

4.2では、情報処理を行う投資家間における戦略的行動の視点から気配スプレッドの分析結果を解釈した。ここでは、気配スプレッドと実効スプレッドの違いが発生している理由に注目する。気配スプレッドと実効スプレッドの分母は最良売り気配価格と最良買い気配の価格の仲値である。前者の分子は最良気配価格の差であるが、後者の分子は約定価格と仲値の差である。したがって、最良気配価格の間で約定が成立する場合、実効スプレッドの値が必ず気配スプレッドより小さい。

不連続サンプルの中で、間隔₀の取引量が0である企業が一定数存在し、その場合、間隔₁における低い値が間隔₀に継続されるため、間隔₁から間隔₀までの実効スプレッドの拡大幅が限定不連続サンプルより小さくなり、同時に異

図表 13 異常実効スプレッドの反応



常実効スプレッドの縮小幅が大きくなっている。

5. おわりに

本研究は、日中売買データを用いて、決算発表前後におけるスプレッドの変化を分析した。分析の精緻化を図るために、先行研究の測定間隔が30分であったのに対して、本研究では5分というより短い間隔を設定することによって、先行研究では明らかにされていなかった、決算発表直後の極めて短時間における気配スプレッド、実効スプレッドの変化の詳細を明らかにすることができた。また、決算発表後、投資家は株式売買の意思決定のために、時間をかけて情報処理を実行する必要がある、さらに、証券取引所では、取引時間内・外において価格形成方法が異なっている。本研究は、これらの要因がスプレッドの変化に与える影響を明らかにするために、決算発表前後の取引が連続であるか否かによりサンプルをわけて分析した。

分析の結果、決算発表前後の取引が連続である場合、決算発表が行われた間隔において、気配スプレッドがピークまで拡大し、その後の下落は迅速であった。決算発表前後の取引が不連続である場合も、気配スプレッドは拡大したが、その水準は非決算発表期間を大きく下回っていた。さらに、取引開始5分以内に約定がなかった観測値を除いて再計算した場合、異常スプレッドの変化の方向は変わらないが、変化幅は小さいものであった。なお、実効スプレッドの変化はおおむね気配スプレッドと類似しているが、計算方法の違いを原因として、変化幅は気配スプレッドより小さくなった。

本研究は、日本の株式市場に注目し、決算発表前後の短期間におけるスプレッドの変化を詳細に分析する初めての研究である。そして、本研究は、日本では Libby et al. (2002) ではなく Pronk (2006) の分析結果と整合的であることを明らかにした。さらに、このような証拠は、サンプルを詳細にわけること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といえる。

本研究では、上記のような結果について、決算発表情報を処理することによって情報の優位性を獲得した投資家が戦略的に行動しているという視点から以下のように解釈した。すなわち、決算発表前後の取引が連続である場合、短時間に情報処理を完了した投資家は少なく、投資家間における情報格差が大きいため、決算発表の直後にスプレッドは大きく拡大する。一方、決算発表前後の取引が不連続である場合、翌営業日の取引開始までに多くの投資家が自らの情報処理を完了させるため、投資家間の情報格差は小さくなる。その結果、情報優位性を持つ投資家の価格競争が激しくなるので、スプレッドの未調整値は拡大するが、その水準は非決算発表期間の値を下回る。

本研究には、以下のような課題が残されている。まず、決算発表前後におけるリターンの絶対値、取引量、スプレッドの変化に関して、単変量の変化のみに基づき測定結果を解釈したが、投資家間の競争状態を代理する適切な変数を作成し、これを分析に織り込むによって分析を精緻化することは今後の課題である。なお、取引開始5分以内に約定が成立したか否かで限定不連続サンプルを作成し、その特徴を明らかにしたが、寄り付きの約定価格を形成するために時間がかかった（取引開始5分以内に約定が成立しなかった）企業の決算発表情報の特徴を明らかにすることも今後の課題である。

〈謝辞〉本研究はJSPS 科研費 JP16K04014 の助成を受けたものである。

参考文献

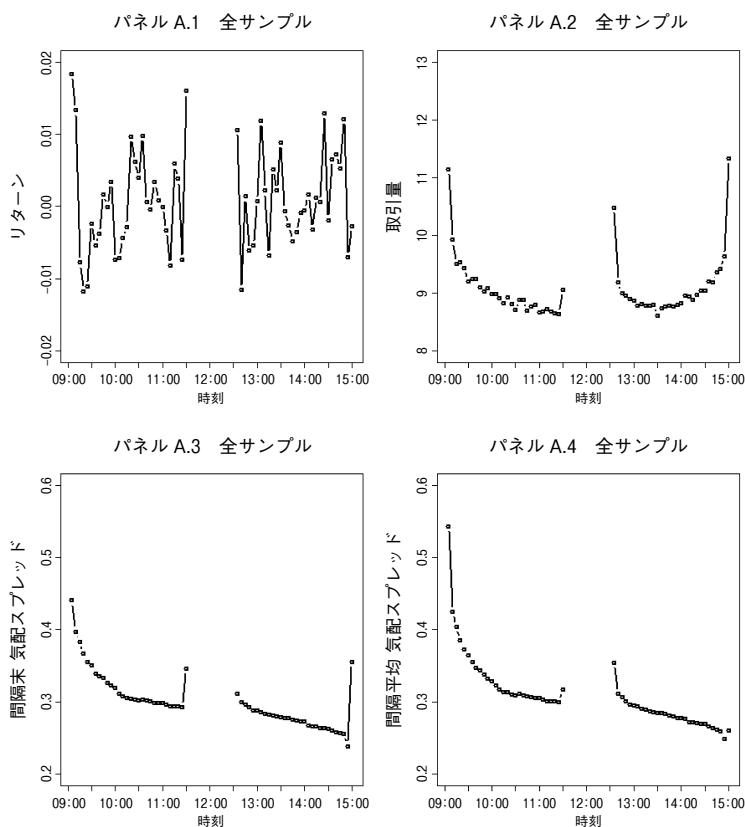
- Diamond, D., and R. Verrecchia. 1991. Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The Journal of Finance* 46 (4), 1325-1359.
- Gennotte, G., and B. Trueman. 1996. The strategic timing of corporate disclosures. *The Review of Financial Studies* 9 (2), 665-690.
- Greene, J., and S. Watts. 1996. Price discovery on the NYSE and the NASDAQ: The case of overnight and daytime news releases. *Financial Management* 25 (1), 19-42.
- Glosten, L., and P. Milgrom. 1985. Bid, ask and transaction prices in a specialist market with hetero-

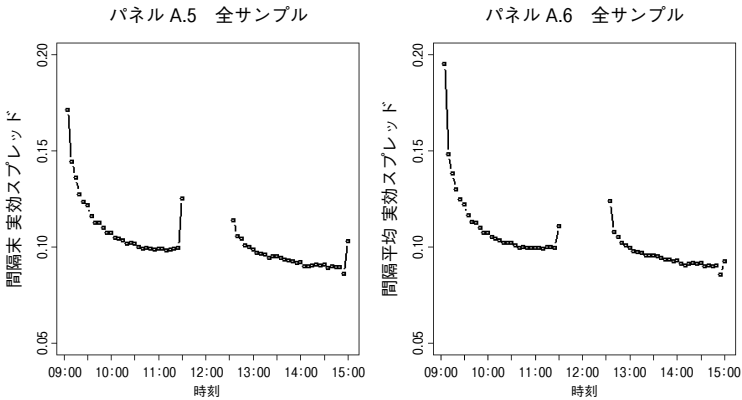
- geneously informed traders. *Journal of Financial Economics* 14 (1), 71-100.
- Grossman, S., and J. Stiglitz. 1980. On the impossibility of informationally efficient markets. *The American Economic Review* 70 (3), 393-408.
- Hasbrouck, J. 2007. *Empirical Market Microstructure*, Oxford University Press.
- Kim, O., and R. Verrecchia. 1991a. Market reaction to anticipated announcements. *Journal of Financial Economics* 30 (2), 273-309.
- Kim, O., and R. Verrecchia. 1991b. Trading volume and price reactions to public announcements. *Journal of Accounting Research* 29 (2), 302-321.
- Kim, O., and R. Verrecchia. 1994. Market liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics* 17 (1-2), 41-67.
- Kim, O., and R. Verrecchia. 1997. Pre-announcement and event-period private information. *Journal of Accounting and Economics* 24 (3), 395-419.
- Kyle, A. 1985. Continuous auctions and insider trading. *Econometrica* 53 (6), 1315-1335.
- Lee, C., Mucklow, B., and M. Ready. 1993. Spreads, depths, and the impact of earnings information: An intraday analysis. *Review of Financial Studies* 6 (2), 345-374.
- Libby, T., Mathieu, R., and S. Robb. 2002. Earnings announcements and information asymmetry: An intra-day analysis. *Contemporary Accounting Research* 19 (3), 449-472.
- 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.
- 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.
- Verrecchia, R. 2001. Essays on disclosure. *Journal of Accounting and Economics* 32 (1-3), 97-180.

付録 非決算発表期間における各変数の日中変化

本研究は、決算発表日の 40 取引日前から 11 取引日前の期間を非決算発表期間として、非決算発表期間の各取引日を 60 個の間隔にわけて、間隔ごとの各変数の平均値を計算した。どのサブサンプル（連続サンプル、不連続サンプル、限定不連続サンプル）においても、非決算発表期間の値は大きく異ならないため、以下の図表 A は全サンプルを用いた計算結果を示している。

図表 A 非決算発表期間における各変数の日中変化





リターンの絶対値（パネル A.1）の変化をみると、1 つめの間隔の値は、他の間隔より高いが、一日の変動幅がかなり小さい。取引量の変化（パネル A.2）をみると、前場または後場の最初と最後の間隔において、他の間隔より多くの取引が行われており、後場中の取引量は前場より多いことがわかる。

気配スプレッドの変化（パネル A.3 とパネル A.4）を見ると、前場または後場の最初と最後の間隔における間隔末値と間隔平均値のいずれも、他の間隔より大きく、前場内の気配スプレッドが後場より大きい。実効スプレッドの変化（パネル A.5 とパネル A.6）をみると、気配スプレッドと類似しているが、変化幅が気配スプレッドより小さい。