

取引開始前の気配更新と価格発見

太田 亘[†]

(受付 2010年9月24日; 改訂 2011年1月25日; 採択 1月26日)

要 旨

本稿では, unbiasedness regression により, 東京証券取引所の取引開始前に配信される気配の情報効率性について分析した. 他の取引所と同様, 東京証券取引所の取引開始前の気配もノイズではなく新情報が反映しており, 投資家は気配を通じた学習を行っていると考えられる. 取引開始前の気配の更新は, 価格が大きく動く日ほど活発である. また, 価格変化の大きさや気配更新の活発さにかかわらず, 取引開始直後にはほぼ情報効率的な価格形成がなされている. 以上より, 価格変化が大きく価格発見が困難であるときには, 気配を活発に更新しながら価格発見を行っている可能性がある.

キーワード: 情報効率性, 価格発見, 寄前気配, unbiasedness regression.

1. はじめに

情報は価格にどのように織り込まれていくだろうか. また, 本源的価値の探索を価格発見というが, この価格発見はどのように行われるだろうか. 証券取引所の取引時間中は, 取引を通じて情報が価格に織り込まれていくと考えられる. 例えば Kyle (1985) のモデルでは, 一般の投資家に加えて情報上優位な投資家が注文を出し, 一般の投資家も価格や注文情報から自分の知らない情報を推測したうえで取引する過程を通じ価格発見が行われ, 情報が価格に反映して行く. では, 取引をせず, 投資家の注文を反映した気配 (indicative quote) を単に提示しているだけの場合, 情報が気配に反映されるだろうか. 取引前の注文をコストなくキャンセルすることができ, しかも取引開始前に出された注文に対して注文間の優先ルールである時間優先が適用されない場合には, 投資家が後からキャンセルするつもりで適当な注文を出したり, 価格操作を狙った注文を出したりすることにより, 気配に新情報が反映しない可能性がある.

この問題に関し, Biais et al. (1999) は, unbiasedness regression とよばれる手法を用い, パリ証券取引所の取引開始前に配信されている気配には新情報が反映しており, それを通じて投資家間で学習が行われている, という実証結果を示している. その他の取引所についても, Cao et al. (2000), Madhavan and Panchapagesan (2000), Barclay and Hendershott (2003, 2008), Comerton-Forde and Rydge (2006), Chen et al. (2009) などの研究が, 取引開始前の気配に新情報が織り込まれている, という結果を報告している. 本稿では, 東京証券取引所 (東証) について Biais et al. (1999) と同様の手法を用い, 取引開始前の気配を通じた価格発見について分析を行う.

本稿では, 取引開始前の気配について, 次の3つの仮説を検証する. 仮説1は「取引開始前の気配はノイズではなく, 新情報が反映している」である. この仮説は既に Biais et al. (1999)

[†] 大阪大学大学院 経済学研究科: 〒560-0043 大阪府豊中市待兼山町 1-7

等の先行研究が他の市場について検証しているが、本稿でも東証について検証する。先行研究は、取引開始前の気配の水準のみを問題にしているが、実際には取引開始前の気配が活発に更新される日とそうでない日とがある。これに関し、取引開始前の気配の更新頻度が価格発見と何らかの関係があるのか、例えば気配の頻繁な更新は価格操作によるものなのか、については必ずしも明らかになっていない。そこで本稿独自の分析として、仮説2「価格変化が大きな日に、取引開始前に気配が頻繁に更新される」および仮説3「取引開始時の価格形成は、価格変化・気配の更新頻度の影響を受けない」を検証する。

取引価格ではなく気配を通じた価格発見または学習についての理論研究には、Kobayashi (1977), Jordan (1982), Vives (1995) などがある。この中で Kobayashi (1977) は、証券市場における合理的期待均衡を探索するにあたり、投資家の数が多いとき、均衡価格を見つけるまでに気配の更新をより多くの回数行う必要がある可能性を示している。この結論は、情報が偏在しており価格発見が難しいと考えられるとき、例えば前日取引終了後の重大なニュースにより本源的価値が大きく変化すると投資家が予想するとき、新しい均衡価格を発見するにあたり、気配を頻繁に更新しながら学習や情報交換を行い、その結果、情報効率的な価格形成を行うことのできる可能性があることを示唆している。本源的価値の変化は観察不可能であるため、本稿では取引価格の変化を本源的価値の変化または価格発見の難しさの代理変数とする。そのうえで、仮説2のように、前日から価格が大きく変化したときに取引開始前の気配の更新頻度が高いか、また仮説3のように気配の更新頻度が高いときにも通常と同様な価格形成が行われているか、を検証する。

気配更新と価格変化との関係は、例えば価格操作や取引所外での情報共有の影響も受ける。価格操作が情報非効率的な価格形成を狙う活動であるとする、価格操作者が取引開始前に発注・キャンセルを繰り返すことで気配の更新が活発になるとき、それによって価格変動が大きくなり、同時に取引開始後の取引価格の情報効率性が損なわれると考えられる。この場合、仮説2と整合的であるが、仮説3と不整合な実証結果が得られる。また価格操作者が、自分の操作と反対方向に価格が動くリスクを避けるために、本源的価値の変化が小さいと予想されるときに価格操作を行おうとするのであれば、価格変化が小さいときに気配の更新頻度が高くなる。このような価格操作が頻繁に行われている場合には、仮説2と不整合な実証結果が得られる。一方、公表情報などにより取引開始前の気配更新を必要とすることなく価格発見が行われる場合にも、仮説2と不整合な可能性が高くなる。逆に、仮説2および仮説3と整合的な結果が得られるとき、取引開始前の気配が頻繁に更新されるのは、価格操作などのためというよりも、本源的価値を発見するためである可能性が高い。

以上3つの仮説を検証するため、2004年1月から2005年12月までの2年間において、日経平均採用銘柄中170銘柄の1日の取引開始前の気配について分析を行った。分析結果は、仮説1, 2, 3のいずれとも整合的であった。まず仮説1について、先行研究が分析した他の市場と同様、東証においても取引前の気配に新情報が反映されている。仮説2の価格変化の大きさと取引開始前の気配の更新について、価格変化が大きかった日ほど、気配が活発に更新されている。仮説3について、価格変化が大きかった日には、取引開始前の気配の調整が相対的に遅い傾向がある。しかし、市場全体の共通要因に対する価格付けについても、各銘柄の固有要因に対する価格付けについても、取引開始直後には情報効率的な価格形成がなされている。また、気配の更新頻度が高いときに、気配が過剰または過小に反応する傾向は観察されなかった。これは、取引開始前の気配について、価格操作が頻繁に行われているわけではないことを示唆している。以上より、取引開始前の気配には新情報が反映しているとともに、特に本源的価値が大きく変動したと考えられる価格変動が大きいたときには、取引開始前に気配を頻繁に更新しながら価格発見を行っているといえる。なお、東証は、特別気配の更新値幅という価格制限ルー

ルにより、取引時間中の価格変動を抑えているが、このルールは取引開始前には適用されない。しかし取引開始前において、取引開始直後に価格制限ルールの発動が予想される場合には、気配の過剰な変動が観察される。

以下ではまず、分析期間中に東証が配信していた気配情報について説明し、次に分析手法として用いる unbiasedness regression について説明する。その後、サンプルについて説明し、第5節で基本モデルにより仮説1を検証したうえで、第6節で取引開始前の気配の更新頻度に関し仮説2を検証する。さらに第7節において気配の更新頻度が価格形成に与える影響についての仮説3に関する実証結果をまとめ、最後に結論を述べる。

2. 東証の配信情報

本節では、東証の取引ルールおよび公表情報のうち、本稿の分析において重要となる寄前気配と特別気配に関連するルールとともに、東証の配信情報を簡潔に説明する。

2.1 取引ルールと気配配信

東証の取引時間(立会時間)は、9時から11時までの前場と、12時30分から15時の後場からなる。東証は、証券会社等の取引参加者からの注文を8時から11時および12時5分から15時まで受け付ける。取引所が受け取った注文は、最初の約定時点まではすべて未執行であるが、未執行の注文は板に記録される。東証は前場開始前8時20分から9時直前までと、後場開始前12時5分から12時30分直前まで、板の情報のうち一部を寄前気配として配信している。また取引時間中にも類似の板情報を配信している。これらの情報は、取引所に注文が入り板が変化するのに応じて更新される。

取引開始後最初の約定には、板寄せ方式とよばれるコール・オークションが用いられ、最初の約定の時点を送付きとよぶ。東証は、特別気配の更新値幅とよばれる価格制限ルールにより、直近の取引価格に比べて特別気配の更新値幅を超える大きな価格変化が起こる場合、即時の約定を中止して特別気配を配信し、その後一定の条件が満たされたときに約定を行う。特別気配として配信されるのは、その時点で価格制限にかからない限界の価格、すなわちその時点で即時に約定を行うことのできる価格である。取引開始直後に特別気配が配信されない場合には、取引開始前に寄前気配が配信され、取引開始の9時0分または12時30分に寄付いて最初の約定が行われ、その後、最良売り気配と最良買い気配を含む上下5本気配とよばれる板情報が配信される。一方、前日終値に比べて特別気配の更新値幅を超える価格変化が発生する場合は、取引開始前に寄前気配が配信され、9時0分または12時30分から特別気配が配信され、板寄せ方式および価格変化の条件が満たされたときに寄付いて最初の約定が行われ、その後上下5本気配が配信される。すなわち、取引開始の9時0分または12時30分以降に特別気配が配信される場合があり、その特別気配はルールにより価格変化が抑えられている。

特別気配の更新値幅による価格制限は、5分ごとに緩和される。そのため、取引開始時から特別気配が配信されている場合、9時5分や9時10分に価格制限の制約が緩和されることで送付き、特別気配の配信から上下5本気配の配信に移行する可能性が高い。

2.2 寄前気配

取引開始前に配信される寄前気配は、基本的に、売り買いの累積数量が逆転する上側の価格を最良売り気配、下側の価格を最良買い気配として情報が配信され、さらにその気配での累積数量も公表される。この時点で仮想的に約定を行うとき、価格は最良売り気配か最良買い気配となる。そのため、寄前気配は、1日の最初の取引価格がどのような水準になるかの情報を投資家に与える可能性がある。また最良気配に追加して、最良売り気配から高い方向に4つの売

り気配, 最良買い気配から低い方向に4つの買い気配, およびそれらの気配で待っている指値注文の合計数量も配信される. 売り注文と買い注文がクロスしておらず, その時点で仮想的に板寄せ方式を行った場合に約定数量がゼロとなる場合には, 板上の買い指値注文のうち最も高い価格を最良買い気配, 板上の売り指値注文のうち最も低い価格を最良売り気配として寄前気配が配信される.

例として, 80円から85円までそれぞれ1単位の買い指値注文が出ており, 同時に84円から89円までそれぞれ1単位の売り指値注文が出ている状況を考えよう. 成行注文はないものとする. 表1は, この状況を示している. 価格優先の原則により, 売り(買い)注文は価格の低い(高い)注文が優先されるので, 売り(買い)注文については価格の低い(高い)方から累積数量を計算する. 売りと買いの累積数量が逆転するのは, 84円と85円の間である. よってこの例の場合, 寄前気配として, 85円で2単位の最良売り気配, 86円から89円まで1単位の売り気配, 84円で2単位の最良買い気配, 80円から83円まで1単位の買い気配が配信される.

取引開始後は特別気配の更新値幅の制約を受けるが, 取引開始前にはそのような制約はない. そのため, 寄前気配は基本的に制約なく自由に変動する. 但し, 制限値幅とよばれる一日の価格制限ルールがあり, これにより投資家の出すことのできる指値注文の価格帯が制限され, よって寄前気配も同様に制限値幅の制約を受けることになる.

東証では, 注文をいつでも自由にキャンセルすることができるとともに, 取引開始時の板寄せ方式の注文優先順序として時間優先を用いていない. そのため, 投資家にとって, 取引開始前の早い段階から特定価格にコミットする指値注文を出すインセンティブは小さい. また, 価格操作を狙うなどの動機で, 寄前気配を大きく動かすような注文を出し, 取引開始直前にキャンセルする, という発注行動をコストゼロで行うことが可能である. このように, 東証のルールの下では, 寄前気配に新情報が反映されにくいと考えられる. 例えば Biais et al. (2009) は, 寄付き前の注文をキャンセルできるルールの場合に比べ, キャンセルできないルールの場合には, より適切な価格形成が行われる, という実験結果を示している. キャンセルや時間優先に関するルール変更が東証の寄前気配の形成にどのような影響を与えるかについての分析は, 今後の課題として残されている.

表1. 寄前気配. 寄前気配の配信方法の具体例を示している. 売り(買い)注文数量は, 80円から89円の価格に出された指値注文の数量である. 成行注文はない. 表は, この状況における売り買いの累積数量および寄前気配を示している.

価格 (円)	売り注文 数量	買い注文 数量	売り注文 累積数量	買い注文 累積数量	売り 寄前気配	買い 寄前気配
89	1		6	0	1	
88	1		5	0	1	
87	1		4	0	1	
86	1		3	0	1	
85	1	1	2	1	2	
84	1	1	1	2		2
83		1	0	3		1
82		1	0	4		1
81		1	0	5		1
80		1	0	6		1

3. 分析方法

本稿で用いる unbiasedness regression は、証券の本源的価値を v 、それ以前のある時点 0 での本源的価値の推定値を $E(v|I_0)$ 、時点 0 と本源的価値 v が明らかになる時点の中間時点 τ における価格を P_τ としたとき、

$$(3.1) \quad v - E(v|I_0) = \alpha + \beta(P_\tau - E(v|I_0)) + \epsilon$$

とする回帰分析である。 α と β は回帰係数、 ϵ は誤差項であり、以下でも同様とする。取引日 d の終値を $P_{c,d}$ とおき、 $v = P_{c,d}$ 、 $E(v|I_0) = P_{c,d-1}$ 、取引日 d の時点 τ における価格を $P_{\tau,d}$ としよう。Biais et al. (1999) は、複数取引日のデータを用いて、取引開始前および開始後の各時点 τ ごとに、

$$\frac{P_{c,d} - P_{c,d-1}}{P_{c,d-1}} = \alpha + \beta \frac{P_{\tau,d} - P_{c,d-1}}{P_{c,d-1}} + \epsilon_d$$

とする回帰式を推計している。このとき

$$\beta = \frac{\text{Cov}(P_{c,d} - P_{c,d-1}, P_{\tau,d} - P_{c,d-1})}{\text{Var}(P_{\tau,d} - P_{c,d-1})} = 1 + \frac{\text{Cov}(P_{c,d} - P_{\tau,d}, P_{\tau,d} - P_{c,d-1})}{\text{Var}(P_{\tau,d} - P_{c,d-1})}$$

である。時点 τ の価格 $P_{\tau,d}$ に、時点 0 以降に発生した新情報が全く反映されておらず、 $\text{Cov}(P_{c,d} - P_{c,d-1}, e_{\tau,d}) = 0$ となる $e_{\tau,d}$ に対して $P_{\tau,d} = P_{c,d-1} + e_{\tau,d}$ であれば、 $\beta = 0$ となる。それに対して新情報が反映し価格発見が行われていれば、 $\beta > 0$ となる。一方、価格が情報効率的でランダムウォークしていれば、時点 τ にかかわらず $\text{Cov}(P_{c,d} - P_{\tau,d}, P_{\tau,d} - P_{c,d-1}) = 0$ であり、 $\beta = 1$ となる。一方、 $\text{Cov}(P_{c,d} - P_{\tau,d}, P_{\tau,d} - P_{c,d-1}) > 0$ のとき $\beta > 1$ であり、このとき情報効率的な価格に比べて過小反応が起こっている、と解釈することができる。逆に、 $\beta < 1$ となるのは $\text{Cov}(P_{c,d} - P_{\tau,d}, P_{\tau,d} - P_{c,d-1}) < 0$ のときであり、この場合には情報効率的な価格に比べて過剰反応が起こっている、と解釈することができる。また、価格制限ルールにより特別気配が提示されている場合、価格変化がルールによって過小となるので、 β の推計値が大きくなると予想される。

Biais et al. (1999) は、パリ証券取引所に上場されている 39 銘柄の 19 日分のデータを用い、39 銘柄から計算した指数および個別銘柄について、unbiasedness regression を行っている。指数については、取引開始前の β の推計値は 1 未満の正の値をとり、取引開始前の気配に新情報が反映しており、また取引開始が近づくほど β の推計値は 1 に向けて大きくなり、取引開始時には推計値がほぼ 1 となって情報効率的な価格形成が行われている、という実証結果を示している。一方、個別銘柄については、取引開始前から気配に新情報が反映しているものの、 $\beta =$ の推計値がほぼ 1 となるのは取引開始から 30 分程度経過した後である、と報告している。

4. サンプル

本稿で用いるデータは、日経メディアマーケティング提供のティックデータおよびポートフォリオ・マスターである。本節では、分析対象期間および銘柄、分析対象日、データ加工方法を説明する。

4.1 分析対象期間および銘柄

分析対象期間は、2004 年および 2005 年の 2 年間である。分析対象銘柄は、期間中の最低価格が 200 円を超えている銘柄の中で、東証に継続して上場されているとともに日経平均株価の算出に継続して採用されており、さらに American Depositary Receipt (ADR, 米国預託証券) がニューヨーク証券取引所または NASDAQ に上場されていない銘柄である。この基準を満たす銘柄は 170 ある。以下では銘柄を $i = 1, \dots, 170$ で表す。

東証における価格の最小の変化幅である呼値の刻みは、2000円以下の価格帯では1円である。価格が200円を下回る場合、呼値の刻みの価格に対する比率が0.5%以上となり、価格が離散であることから発生する誤差が大きくなる。そのため分析対象外とする。

日経平均先物取引において指数に関する価格発見が行われているときには、日経平均株価算出に採用されている銘柄と採用されていない銘柄とでは、寄前気配の更新や価格発見に差がある可能性が発生する。そのため、本稿の分析では、日経平均株価に採用されている銘柄に分析対象を限定した。日経平均採用・非採用が価格発見に与える影響に関する分析は、今後の課題である。

またADRが取引されている銘柄では価格発見の一部が外国市場で行われ、ADRが取引されていない銘柄と取引開始前の価格発見において差が発生する可能性がある。その差の影響を避けるため、本研究では、ADRが取引されていない銘柄に分析対象を限定する。指数先物取引の影響と同様、ADR取引の影響に関する分析も、今後の課題である。

4.2 分析対象日

本稿の unbiasedness regression では、1日の取引開始時前後の価格形成を分析するため、前日価格および当日価格を同時に用いる。そのため、前日から当日にかけて価格に断絶があると考えられる以下の取引日を分析対象から除外する。まず午後の取引が行われぬ各年最初の取引日の翌日、システムトラブルのあった2005年11月1日およびその翌日を分析対象外とする。また当日の始値形成を分析するため、派生証券の清算値段決定の影響がある各月第2金曜日(休日の場合は前日)を分析対象外とする。各銘柄の権利落ち日には、価格に理論上ジャンプが発生するため、多くの銘柄で権利落ち日となる2004年3月26日、2004年9月27日、2005年3月28日、2005年9月27日を分析対象外とする。最後に、午後の取引が行われぬ各年最初と最後の取引日も分析対象から外す。以上を除外した取引日数は455日である。以下では $D=455$ とし、取引日を $d=1, \dots, D$ により表す。

さらに個別銘柄について、各銘柄の権利落ち日を分析対象外とする。具体的には、ある銘柄の権利落ち日が先に除いた2004年3月26日、2004年9月27日、2005年3月28日、2005年9月27日以外の場合は、その銘柄についてその日を欠損値とする。

4.3 気配の計測

分析対象とする気配は次の通りである。取引開始前も開始後も、最良売り気配と最良買い気配の仲値(平均)を気配とする。特別気配が配信されている場合は、特別気配を気配とする。また、最良売り(買い)気配しか配信されていない場合には、最良売り(買い)気配を気配とする。最良売り気配も最良買い気配も配信されていない場合は、欠損値とする。

東証の配信データは、時刻が分単位で記録されている。そのため本稿では、時刻を分単位で計測し、各時刻の最後、すなわち次の時刻の直前の気配を分析対象とする。例えば、8時59分の気配は9時0分直前の気配、9時0分の気配は取引開始後1分経過した9時1分直前の気配である。以下では、時刻を t により表し、例えば $t=8:59$ は8時59分を意味するものとする。

4.4 本源的価値の代理変数

式(3.1)の unbiasedness regression では、本源的価値 v の代理変数およびそれ以前における本源的価値の推定値 $E(v|I_0)$ の代理変数を選択する必要がある。本稿では、本源的価値 v に当日10時55分の最良気配の仲値、本源的価値の推定値 $E(v|I_0)$ に前日14時55分の最良気配の仲値を用いる。Amihud and Mendelson (1991)により、東証の前場終値は、少なくとも前場始値に比べて情報効率であることが知られている。また前場終値に対して後場終値は午後の価格変化も含むため、前場開始前の価格形成の分析にあたり推計誤差が大きくなる可能性がある。そ

のため、本源的価値に当日の終値ではなく、前場の終値付近の気配を用いる。Comerton-Forde and Rydge (2006)も同様に、本源的価値の代理変数に11時の最良気配の仲値を用いている。また終値形成は、Madhavan et al. (1997), Cushing and Madhavan (2000), Hillion and Suominen (2004), Chang et al. (2008)などが議論しているように、ディーラーの在庫費用の増加、機関投資家の大口注文、価格操作等の影響を受ける可能性がある。そのため取引終了時ではなく、取引終了5分前である10時55分および14時55分の最良気配の仲値を、本源的価値 v および本源的価値の推定値 $E(v|I_0)$ の代理変数として用いる。

Barclay and Hendershott (2008)が議論しているように、観察される価格が、本源的価値にノイズのつた値である場合、unbiasedness regression の推計値はバイアスをもつ。しかし、どのようにバイアスが発生するかは、ノイズの構造に依存する。より適切な推計のための変数選択は、今後の課題として残されている。

4.5 指数および市場リターン

各銘柄の各時刻の気配から時価総額を計算し、分析対象170銘柄の時価総額の合計を指数とする。但し、個別銘柄の分析では、第4.3節で説明したように、売り気配および買い気配の提示がない場合には、当該時刻を欠損値とするが、指数の計算においては欠損値にせず、直近の気配を指数の計算に用いる。この指数は、株式分割や売買単位変更等の影響は受けませんが、配当落ちにより誤差が発生する可能性があるとともに、特別気配の影響を受ける。配当落ちからの誤差を少なくするため、第4.2節で説明したように、配当落ちが集中する3月末および9月末を分析対象から除外している。また、一部の銘柄で特別気配が提示されるか提示が予想されるときには、指数にバイアスが発生する可能性がある。そのため、第4.1節で説明したように、日経平均株価の算出に採用され、売買が活発で特別気配が提示される可能性の少ない銘柄に分析対象を限定している。

指数の変化率を市場リターンとする。取引日 d において、前日14時55分から当日時刻 t までの指数の変化率を $\Delta p_{t,d}^M$ とし、特に前日14時55分から当日10時55分までの指数の変化率を $\Delta p_{c,d}^M$ とする。10時55分または14時55分に特別気配が提示されている銘柄が多い場合、市場リターンにバイアスの発生する可能性が大きくなる。しかし、指数を計算する銘柄×日のうち、10時55分において特別気配が配信されていたのは0.003%、14時55分において特別気配が配信されていたのは0.004%である。そのため、本源的価値計測時点である10時55分および14時55分における指数に対する特別気配の直接的影響は小さいと考えられる。

4.6 トータルリターンおよび固有リターン

個別銘柄の収益率をトータルリターンとよび、銘柄 i 取引日 d について、前日14時55分から当日時刻 t までのトータルリターンを $\Delta p_{t,d}^{T,i}$ とする。特に前日14時55分から当日10時55分までのトータルリターンを $\Delta p_{c,d}^{T,i}$ とする。

トータルリターンを、市場全体にかかわる共通要因による変動と、それ以外の銘柄固有要因による変動とに分解することができる。前節で説明した市場リターンは、共通要因による価格変動を表す。例えば Tse (1999) は、指数に関する価格発見は、指数先物取引においても行われている、という実証結果を報告している。そのため、指数先物取引の影響を受ける共通要因の価格変動を取り除き、各銘柄の固有要因に関する価格発見に関しても分析する。固有要因による価格変動を固有リターンとよぶが、本稿では、トータルリターンを市場リターンに回帰するモデルであるインデックス・モデルを推計し、その残差を固有リターンとする。そして、市場リターン、固有リターン、トータルリターンのそれぞれの価格発見を分析する。Biais et al. (1999)も同様に、市場リターン、各銘柄のトータルリターンおよび固有リターンに対して分析を行っている。

具体的に、固有リターンを次のように推計する。銘柄 i 取引日 d について、前日 14 時 55 分から当日時刻 t までの固有リターン $\Delta p_{t,d}^{Ii}$ は、銘柄 i 時刻 t ごとのインデックス・モデルの切片の推計値を $\hat{\alpha}_t^i$ 、傾きの推計値を $\hat{\beta}_t^i$ としたとき、 $\Delta p_{t,d}^{Ii} = \Delta p_{t,d}^{Ti} - \hat{\alpha}_t^i - \hat{\beta}_t^i \Delta p_{t,d}^M$ である。特に前日 14 時 55 分から当日 10 時 55 分までの固有リターンを $\Delta p_{c,d}^{Ii}$ とする。すなわち、 $\Delta p_{c,d}^{Ii} = \Delta p_{c,d}^{Ti} - \hat{\alpha}_{10:55}^i - \hat{\beta}_{10:55}^i \Delta p_{c,d}^M$ である。

固有リターンの計測にあたり、インデックス・モデルの傾きの推計誤差が結果に影響を与える可能性がある。そのため仮説 3 の検証では、固有リターンを、トータルリターンと市場リターンの差とする場合の推計結果についても検討する。

本稿では、各銘柄のトータルリターンに影響を与える共通要因として、市場リターンのみを考えるが、これ以外の要因を考えることも可能である。例えば Fama and French (1993) は、市場リターン以外に、小型株と大型株のリターンの差であるサイズ・ファクターと、簿価/時価比率の高い銘柄と低い銘柄のリターンの差であるバリュエーション・ファクターを共通要因として考えている。しかし、サイズ・ファクターやバリュエーション・ファクターを 1 分間隔で計測するにあたり、より多くの銘柄の気配を用いる必要があり、それら銘柄は売買がより不活発で価格制限の影響をより強く受けるため、推計誤差がより大きくなると考えられる。そのため本稿では、共通要因として市場リターンのみを考える。市場リターン以外の共通要因についての価格発見、および市場リターン以外の共通要因を考慮した後の固有リターンについての価格発見に関する分析は、今後の課題である。

4.7 気配更新頻度

寄前気配の更新頻度が価格形成に与える影響を分析するため、各銘柄各時刻分単位で、寄前気配のうち最良気配が更新された回数を計測し、気配更新頻度とする。さらに市場リターン、固有リターン、トータルリターンと同様に、市場更新頻度、固有更新頻度、総更新頻度の 3 種類を考える。取引日 d 時刻 t の市場更新頻度 $q_{t,d}^M$ を、各銘柄について寄前気配の配信開始から時刻 t までの累積の気配更新頻度を全銘柄について合計した値の対数値とする。銘柄 i 取引日 d 時刻 t の総更新頻度 $q_{t,d}^{Ti}$ を、その銘柄の寄前気配の配信開始から時刻 t までの累積の気配更新頻度の対数値とする。銘柄 i 取引日 d 時刻 t の固有更新頻度 $q_{t,d}^{Ii}$ は、銘柄 i 時刻 t ごとに被説明変数を $q_{t,d}^{Ti}$ 、説明変数を $q_{t,d}^M$ とし、 $d=1, \dots, D$ の観測値を用いて推計した回帰モデルの残差とする。すなわち切片の推計値を $\hat{\alpha}_t^i$ 、傾きの推計値を $\hat{\beta}_t^i$ としたとき、 $q_{t,d}^{Ii} = q_{t,d}^{Ti} - \hat{\alpha}_t^i - \hat{\beta}_t^i q_{t,d}^M$ である。銘柄ごとの回帰モデルについて、説明変数の係数の推計値 $\hat{\beta}_t^i$ の平均は 0.926、決定係数の平均は 0.379 である。市場更新頻度、固有更新頻度、総更新頻度のいずれも 8 時 59 分まで計測されるが、9 時 0 分以降は 8 時 59 分と同じ値をとるものとする。

寄前気配として最良気配の外側の気配も配信されているが、本稿では最良気配の更新のみを分析対象とする。寄前気配のうち最良気配は、仮想的取引価格に影響を与えるような注文が出た場合に更新されるのに対し、最良気配の外側の気配は、仮想的取引価格に直接影響を与えない注文が出た場合に更新される。ここでは、価格形成においてより重要であると考えられる最良気配に焦点を絞る。例えば Cao et al. (2009) は、取引時間中の板について、最良気配の外側の効果を含めて分析し、最良気配の情報が最も重要であると報告している。寄前気配における最良気配の外側および数量の情報についての分析は、今後の課題である。

4.8 特別気配ダミー

東証の価格制限ルールにより、取引開始後に配信される特別気配は、価格変化が抑えられた気配となっている。一方、価格制限ルールの発動が予想されるとき、投資家の戦略的発注行動により、取引開始前の気配も価格制限の影響を受ける可能性がある。例えば Subrahmanyam (1997) は、取引停止が予想される場合の戦略的発注行動について理論分析を行っており、一方、

George and Hwang (1995) は、東証における取引停止について実証分析を行っている。

このような特別気配の影響をコントロールするため、特別気配ダミーを用いた分析を行う。銘柄 i 取引日 d の特別気配ダミー L_d^i を、9時1分直前までに最初の約定があった日にゼロ、それ以外の日に1をとるダミー変数とする。言い換えると、 L_d^i は、寄付きが1分以上遅延し、9時1分に特別気配が配信されていた日に1をとるダミー変数である。

市場全体についての特別気配ダミー L_d^M を、多くの銘柄で寄付きが1分以上遅れたことを表すダミー変数とする。各取引日について9時1分直前までに最初の約定があった銘柄を数え、その平均をとると、148.5銘柄である。これを利用し、 L_d^M を、9時1分までに最初の約定があった銘柄が170銘柄中148銘柄以下である日に1、それ以外の日にゼロをとるダミー変数とする。

ダミー変数 L_d^i および L_d^M の値は、9時1分直前を基準とし、同一銘柄同一日においてすべての時刻で共通とする。ここで投資家は、9時0分前において、9時1分までに約定が開始されるかを完全予見できると仮定している。取引開始前の気配の水準により、特別気配の配信がある程度予想できるのであれば、特に8時59分において、1分後に寄付しているかを完全予見できるとする仮定は、それほど強い仮定ではないと考えられる。

5. 基本モデルの推計

本節では、仮説1「取引開始前の気配はノイズではなく、新情報が反映している」について、分析方法を説明した後、市場リターン、固有リターン、トータルリターンのそれぞれについての unbiasedness regression の推計結果を報告する。

5.1 基本モデル

推計にあたり、東証の価格制限ルールを考慮して、特別気配ダミーとリターンとのクロス項を含める。市場リターンについては、時刻 t ごとに、取引日 $d=1, \dots, D$ の観測値を用いて、

$$\Delta p_{c,d}^M = \alpha + \beta \Delta p_{t,d}^M + \gamma L_d^M \Delta p_{t,d}^M + \epsilon_d$$

を推計する。 α と β に加え γ も回帰係数であり、以下でも同様とする。 β の推計値が気配の情報効率性の指標であり、0よりも大きければノイズでなく新情報を含んでおり、1であれば情報効率的、0超1未満であれば過剰反応、1超であれば過小反応であることを意味する。また γ の推計値が0以外るとき、取引開始直後の特別気配の配信が、価格形成に影響を与えている。unbiasedness regression に特別気配ダミーとリターンとのクロス項を含むことについて、例えば Comerton-Forde and Rydge (2006) も同様に、ダミー変数とリターンとのクロス項を含めた unbiasedness regression を推計している。

固有リターンについては、銘柄 i 時刻 t ごとに、取引日 $d=1, \dots, D$ の観測値を用いて、

$$\Delta p_{c,d}^{Ii} = \alpha + \beta \Delta p_{t,d}^{Ii} + \gamma L_d^i \Delta p_{t,d}^{Ii} + \epsilon_d$$

を推計する。トータルリターンについても同様に、銘柄 i 時刻 t ごとに、取引日 $d=1, \dots, D$ の観測値を用いて、

$$\Delta p_{c,d}^{Ti} = \alpha + \beta \Delta p_{t,d}^{Ti} + \gamma L_d^i \Delta p_{t,d}^{Ti} + \epsilon_d$$

を推計する。

仮説1の検証において、帰無仮説は、8時59分以前の推計において、リターンの係数 β がゼロ、である。一方、対立仮説は、リターンの係数 β が正、である。

固有リターンおよびトータルリターンの銘柄ごとの推計では、以下の観測値を外れ値として推計から外す。東証では未執行の注文をペナルティなく自由にキャンセルすることができ、

寄前気配は寄付き直前のキャンセルを意図した注文の影響を受ける可能性がある。すなわち、価格操作を狙うなど売買を意図しない注文により寄前気配が大きく変動し、それに応じて一部の観測値が、回帰分析における外れ値になる可能性がある。どれを外れ値と考えるかは、実際に寄付きで取引しようとする投資家にとって重要な問題であるとともに、推計結果にバイアスをもたらす可能性がある点で価格形成を評価するうえでも重要である。外れ値の識別にどのような方法を用いるのが適切であるかは、本稿の分析を超える問題であるが、ここでは、固有リターンの各銘柄各時刻の推計において、被説明変数 $\Delta p_{i,d}^{I_i}$ および説明変数 $\Delta p_{i,d}^{I_i}$ のそれぞれの1パーセントイルと99パーセントイルの外側にある観測値を外れ値として除外する。サンプルを統一するため、外れ値とされた同じタイミングの観測値を、トータルリターンを用いる推計においても除外する。

銘柄ごとの推計により、各時刻において170銘柄の説明変数の係数の推計値が得られるが、これに対してt検定を行い係数の有意性を判断する。但し銘柄間での残差の相関の影響を考慮するため、Chordia et al. (2008)と同様、各銘柄の残差の分散と銘柄間での残差の相関が銘柄に関わらず同一であると仮定したもとのt値を修正する。なお自由度170のt分布の上側確率0.025を与える確率点は1.974、上側確率0.01を与える確率点は2.348である。

特別気配ダミーとリターンとのクロス項の係数 γ は、次のような符号になると予想される。価格制限は5分ごとに緩和されるため、9時0分以降9時4分までは、価格制限により気配の変化が過小となり、 γ の推計値は正になると予想される。8時59分以前における推計では、 γ の推計値の符号は予めわからない。但し、板寄せ方式では価格優先の原則が適用され、売り注文であれば価格のより低い注文、買い注文であれば価格のより高い注文が約定において優先されるが、投資家が執行を確実にするためにこのような注文を競って出すのであれば、寄前気配が情報効率的な水準を超えて大きく変化することで過剰反応となり、 γ の推計値は負になる。

5.2 推計結果

表2は、市場リターン、固有リターン、トータルリターンのそれぞれについて、8時55分から9時5分の各時刻ごとに、unbiasedness regressionの推計結果をまとめたものである。固有リターンとトータルリターンについては、各時刻各銘柄ごと回帰を行い、各時刻について170銘柄の説明変数の係数の推計値の平均および決定係数の平均を表に示している。括弧内はt値である。()の場合は説明変数の係数がゼロと有意に異なるか、[]の場合は説明変数の係数が1と有意に異なるか、を検定するためのt値を示している。

8時55分から8時59分の推計において、リターンの係数は、市場リターン、固有リターン、トータルリターンのいずれにおいても正であり、また有意水準1%で係数ゼロの帰無仮説は棄却される。これは、仮説1と整合的な結果であり、先行研究と同様、取引を伴わない気配に新情報が反映していることを示している。係数の大きさは、9時前は1よりも小さく過剰反応が観察されるが、9時に近づくほど1に近づいており、取引開始がせまるほど気配の過剰な変動が抑制されている、と解釈することができる。

取引開始後9時0分から9時5分について、市場リターン、固有リターン、トータルリターンのいずれの係数の推計値も約1で、1と有意に異ならない。これは、取引開始後1分以内に情報効率的な価格形成が行われていることを示唆している。

取引開始前における価格制限の影響について、固有リターンとトータルリターンでは、リターンと特別気配ダミーとのクロス項の係数の推計値は、8時55分から8時58分まではゼロと有意に異ならないが、8時59分には負となり、しかもゼロと有意に異なる。この結果は、価格制限が予想される時、取引開始直前に気配が過剰に変動する、または気配が過剰に変動するとき価格制限にかかりやすい、ということを示唆している。市場リターンについては、取引

表 2. 基本モデルの推計結果. 2004 年から 2005 年において, 継続的に日経平均採用銘柄であり ADR が取引されていない 170 銘柄について, unbiasedness regression の推計結果を示している. 市場リターンは 170 銘柄の時価総額の変化率, トータルリターンは個別銘柄の収益率, 固有リターンは個別銘柄のインデックス・モデルの残差である. () 内は係数がゼロと有意に異なるかを検定するための t 値, [] 内は係数が 1 と有意に異なるかを検定するための t 値である. 固有リターンおよびトータルリターンの場合は銘柄ごとにも推計し, 係数の平均および R^2 の平均, 残差相関修正後の t 値を報告している.

パネル A: 被説明変数:市場リターン ($\Delta p_{c,d}^M$)									
時刻 t	定数項		$\Delta p_{t,d}^M$			$L_d^M \Delta p_{t,d}^M$		R^2	
8:55	0.000	(1.69)	0.460	(7.03)	[-8.24]	0.121	(1.64)	0.438	
8:56	0.000	(1.55)	0.497	(7.52)	[-7.60]	0.103	(1.40)	0.462	
8:57	0.000	(1.54)	0.521	(7.70)	[-7.08]	0.095	(1.26)	0.472	
8:58	0.000	(1.25)	0.556	(8.00)	[-6.38]	0.093	(1.20)	0.492	
8:59	-0.000	(-0.10)	0.809	(10.8)	[-2.55]	0.030	(0.37)	0.612	
9:00	-0.000	(-1.74)	1.037	(11.2)	[0.40]	0.318	(3.01)	0.621	
9:01	-0.000	(-1.25)	0.990	(11.3)	[-0.12]	0.324	(3.20)	0.621	
9:02	-0.000	(-0.86)	0.985	(11.4)	[-0.18]	0.303	(3.04)	0.623	
9:03	-0.000	(-0.61)	0.977	(11.6)	[-0.27]	0.289	(2.96)	0.627	
9:04	-0.000	(-0.40)	0.977	(11.7)	[-0.28]	0.283	(2.92)	0.631	
9:05	-0.000	(-0.28)	0.956	(12.2)	[-0.57]	0.115	(1.32)	0.649	
パネル B: 被説明変数:固有リターン ($\Delta p_{c,d}^{I_i}$)									
時刻 t	定数項		$\Delta p_{t,d}^{I_i}$			$L_d^i \Delta p_{t,d}^{I_i}$		R^2	
8:55	-0.000	(-6.30)	0.479	(20.1)	[-21.9]	0.039	(1.87)	0.233	
8:56	-0.000	(-6.36)	0.510	(20.6)	[-19.8]	0.024	(1.25)	0.249	
8:57	-0.000	(-5.69)	0.548	(20.9)	[-17.3]	0.003	(0.17)	0.267	
8:58	-0.000	(-4.91)	0.603	(21.2)	[-14.0]	-0.032	(-1.48)	0.293	
8:59	-0.000	(-2.98)	0.751	(31.1)	[-10.3]	-0.133	(-5.93)	0.336	
9:00	-0.000	(-6.28)	1.008	(52.6)	[0.40]	0.167	(5.00)	0.353	
9:01	-0.000	(-6.39)	1.000	(55.4)	[-0.01]	0.212	(6.10)	0.370	
9:02	-0.000	(-6.50)	0.998	(58.7)	[-0.12]	0.233	(6.82)	0.384	
9:03	-0.000	(-6.45)	0.999	(59.0)	[-0.06]	0.228	(6.78)	0.395	
9:04	-0.000	(-6.74)	1.009	(62.6)	[0.53]	0.221	(6.20)	0.407	
9:05	-0.000	(-5.60)	1.003	(67.1)	[0.18]	-0.024	(-1.03)	0.447	
パネル C: 被説明変数:トータルリターン ($\Delta p_{c,d}^{T_i}$)									
時刻 t	定数項		$\Delta p_{t,d}^{T_i}$			$L_d^i \Delta p_{t,d}^{T_i}$		R^2	
8:55	0.000	(0.44)	0.524	(5.06)	[-4.60]	0.116	(1.64)	0.313	
8:56	0.000	(0.32)	0.56	(5.43)	[-4.28]	0.086	(1.24)	0.330	
8:57	0.000	(0.25)	0.601	(5.71)	[-3.79]	0.055	(0.77)	0.346	
8:58	0.000	(0.01)	0.672	(6.39)	[-3.11]	-0.001	(-0.02)	0.372	
8:59	-0.000	(-0.57)	0.864	(12.2)	[-1.91]	-0.144	(-2.09)	0.420	
9:00	-0.000	(-0.77)	1.054	(19.2)	[0.98]	0.270	(2.52)	0.448	
9:01	-0.000	(-0.58)	1.029	(19.0)	[0.53]	0.307	(2.78)	0.462	
9:02	-0.000	(-0.34)	1.022	(20.0)	[0.43]	0.322	(2.88)	0.476	
9:03	-0.000	(-0.24)	1.015	(20.5)	[0.30]	0.323	(2.96)	0.484	
9:04	-0.000	(-0.15)	1.017	(22.1)	[0.38]	0.319	(2.83)	0.495	
9:05	-0.000	(-0.18)	1.014	(22.6)	[0.32]	0.022	(0.28)	0.518	

開始前のクロス項の係数の推計値は正でゼロと有意に異ならず、過剰反応は観察されない。但し、この結果は、市場リターンについての特別気配ダミーの定義に依存している。表2パネルAでは、市場全体についての特別気配ダミー L_d^M は、第4.8節で定義したように、9時1分までに最初の約定があった銘柄が170銘柄中148銘柄以下である日に1をとるダミー変数としている。これに対して例えば、148銘柄ではなく100銘柄以下である日に1をとると特別気配ダミーの定義を変更した場合、8時59分におけるリターンと特別気配ダミーとのクロス項の係数の推計値は、有意ではないものの負となる。

取引開始後の価格制限の影響について、リターンと特別気配ダミーとのクロス項の係数の推計値は、市場リターン・固有リターン・トータルリターンのいずれの場合も、9時0分から9時4分まで正でゼロと有意に異なり、価格制限が緩和される9時5分にゼロと有意に異ならない値にまで低下している。これは取引ルールから予想される結果である。

6. 取引開始前の気配更新

本節では、取引開始前の気配更新に関する仮説2「価格変化が大きい日に、取引開始前に気配が頻繁に更新される」についての分析を行う。本稿では、価格変化が大きな日を価格発見が困難である日とするが、第6.1節でこの理由を説明し、また具体的に変数の定義を行う。そのうえで、寄前気配更新の平均的な頻度を示し、さらに価格変化と気配更新についての回帰分析の推計結果を報告する。

6.1 価格発見の困難さの指標

価格発見が困難であるとき、寄前気配を通じた価格発見活動がより重要となる可能性がある。そのため、仮説2のように、価格発見が困難であるとき寄前気配が活発に更新されるかを検証する。同時に仮説3のように、価格発見が困難であるときであっても、寄前気配を通じた価格発見を行うことで、価格発見が容易であるときと同様に十分な価格発見が行われているかを検証する。価格発見は、本源的価値の変化が大きいときにより難しいと考えられる。また仮説1の検証結果より、9時0分の気配は平均的に情報効率的であり、本源的価値に近いと考えられる。そのため本稿では、前日14時55分から取引開始9時0分までの市場リターンおよび固有リターンを、寄付きにおける価格発見の難しさの代理変数とする。8時59分以前には、前日から当日9時0分までの価格変化率が不明であるもとで価格発見を行う、または不明であるので価格発見を行うが、事後的に価格変化が大きかった日を価格発見が困難であった日と考え、その日にどのように価格発見を行ったかを分析することになる。

価格発見の難しさの代理変数として、前日14時55分から当日9時0分までのリターンを用いるのは、以下の4つの理由による。(1)前節の分析から、特別気配が配信されていなければ、9時0分の価格は情報効率的である。(2)寄付きの価格発見の分析であるので、寄付きから大きく時間が経過しない方が望ましい。(3)8時59分以前までのリターンを用いる場合には、寄前気配に含まれるノイズの影響を受けてしまう。また、(4)分析の主な対象は8時58分や8時59分であり、9時0分という2分先または1分先までの価格変化に対して完全予見を仮定することに重大な問題はないと考えられる。

価格変動と気配更新との関係を調べるために、1日の価格変化の大きさによって取引日を4つにグループ分けしたうえで、8時55分から8時59分までの気配更新頻度の平均を計測する。グループ分けは、市場リターンの絶対値が大きい日に1をとるダミー変数 V_d^M 、および銘柄 i の固有リターンの絶対値が大きい日に1をとるダミー変数 $V_d^{i^*}$ を用いる。 V_d^M は、前日14時55分から当日9時0分までの市場リターン $\Delta p_{9:00,d}^M$ を用い、 $d=1, \dots, D$ の観測値より平均 $\mu_{9:00}^{pM}$ と標準偏差 $\sigma_{9:00}^{pM}$ を計算し、平均からの乖離の絶対値が標準偏差の半分を超える

$|\Delta p_{9:00,d}^M - \mu_{9:00}^{pM}| > \sigma_{9:00}^{pM}/2$ である日に 1, それ以外の日にゼロをとるダミー変数である。 V_d^{Ii} は、銘柄 i について前日 14 時 55 分から当日 9 時 0 分までの固有リターン $\Delta p_{9:00,d}^{Ii}$ を用い、まず $d=1, \dots, D$ の観測値より標準偏差 $\sigma_{9:00}^{pi}$ を計算し、固有リターンの絶対値がその標準偏差の半分を超える $|\Delta p_{9:00,d}^{Ii}| > \sigma_{9:00}^{pi}/2$ である日に 1, それ以外の日にゼロをとるダミー変数である。さらに (V_d^M, V_d^{Ii}) により、取引日を (0,0), (1,0), (0,1), (1,1) の 4 つに分類し、共通要因により価格が大きく動いたか、固有要因で価格が大きく動いたか、を区別する。

本稿では、当日 9 時 0 分までのリターンを価格発見の困難さの代理変数とするが、仮説 3 の分析ではリターンを直接用いず、前段で説明したダミー変数 V_d^M および V_d^{Ii} を用いる。リターンの大小と本源的価値の変化率の大小が多くの日で逆転するほどダミー変数の誤差が大きくなるが、基本モデルの推計結果より 9 時 0 分の気配は平均的に情報効率的であるため、誤差が非常に大きな訳ではないと予想される。また価格制限により、本源的価値が大きく変化するときリターンが過小になるが、価格制限にかからない日のリターンよりもリターンを小さくする訳ではないので、 V_d^M および V_d^{Ii} は、価格制限から大きなバイアスを受けない。以上のように、特に仮定 3 の検証では、価格変化の大きさを価格発見の難しさの代理変数とすることから発生する問題は、より小さいと考えられる。

価格発見の困難さに関し、例えば前日取引終了後から当日取引開始前までに何らかの情報の公表がある場合に価格発見が困難である、として分析する方法が考えられる。例えば取引開始直前の企業情報や政府統計の公表は、価格発見の困難さに影響を与える可能性がある。しかし、特に銘柄固有のリターンについて、分析のために十分な数の情報公開を特定することは難しいと考えられる。そのため本稿では、価格の変化率を価格発見の困難さの代理変数とする。企業の情報公開や政府統計の公表が、寄付きの価格形成にどのような影響を与えるかについての分析は、今後の課題である。

6.2 気配更新頻度

表 3 は、 (V_d^M, V_d^{Ii}) を用いて取引日を分類したうえで、寄前気配の配信開始から時刻 t までの累積の気配更新頻度の平均を銘柄ごとと求め、さらに銘柄間の平均を計算した値を示している。表より、取引開始が近づくほど投資家が活発に注文を出し、気配が頻繁に更新されていることがわかる。例えば、価格変化の小さな $(V_d^M, V_d^{Ii}) = (0,0)$ の日には、8 時 55 分までの累積の気配更新頻度は平均 49.0 回あったところ、8 時 56 分では 52.1 回であり、8 時 56 分台の 1 分間に最良気配を動かす注文が 3 回程度発注されていることがわかる。これが 8 時 59 分台には 7 回

表 3. 価格変化と累積気配更新頻度. 2004 年から 2005 年において、継続的に日経平均採用銘柄であり ADR が取引されていない 170 銘柄の、寄前気配配信開始から各時刻までの累積の気配更新頻度を示している。市場リターンの大小および固有リターンの大小により条件付けているが、 V_d^M は前日 14 時 55 分から当日 9 時 0 分までの市場リターンが大きな日に 1 をとるダミー変数、 V_d^{Ii} は銘柄 i の前日 14 時 55 分から当日 9 時 0 分までの固有リターンが大きな日に 1 をとるダミー変数である。リターンの大小により取引日をグループ分けしたうえで、各銘柄各時刻ごとに累積の気配更新頻度の平均を求め、さらに銘柄間における平均値を示している。

	V_d^M	0	1	0	1
時刻 t	V_d^{Ii}	0	0	1	1
8:55		49.0	53.2	54.8	57.9
8:56		52.1	56.8	58.6	62.0
8:57		55.7	60.8	62.8	66.4
8:58		60.0	65.6	67.8	71.7
8:59		67.3	72.9	75.5	79.4

程度に増加する。

価格変化と気配更新の活発さの関連について、共通要因により価格が大きく変化する日も、銘柄固有要因により価格が大きく変化する日も、そうでない日に対して気配が活発に更新されている。具体的には、 $V_d^M = 0$ または $V_d^M = 1$ のもとで、いずれの時刻においても $V_d^{Ii} = 0$ より $V_d^{Ii} = 1$ の場合に気配の更新頻度が高い。同様に $V_d^{Ii} = 0$ または $V_d^{Ii} = 1$ のもとで、 $V_d^M = 0$ より $V_d^M = 1$ の場合に気配の更新頻度が高い。この結果は、仮説2と整合的である。

6.3 価格変化と気配更新

仮説2を検証するため、被説明変数を市場更新頻度、固有更新頻度または総更新頻度とし、説明変数を価格変化の指標とした回帰分析を行った。本来の説明変数は、価格発見の難しさの指標であるが、代理変数として、前日14時55分から当日9時0分の市場リターンの絶対値 $|\Delta p_{9:00,d}^M|$ および前日14時55分から当日9時0分の固有リターンの絶対値 $|\Delta p_{9:00,d}^{Ii}|$ を用いる。これらリターンは、 V_d^M および V_d^{Ii} の定義に用いたりターンである。

市場更新頻度 $q_{8:59,d}^M$ と価格変化との関係を調べるため、取引日 $d=1, \dots, D$ の観測値を用いて、

$$q_{8:59,d}^M = \alpha + \gamma |\Delta p_{9:00,d}^M| + \epsilon_d$$

を推計する。また固有更新頻度 $q_{8:59,d}^{Ii}$ と総更新頻度 $q_{8:59,d}^{Ti}$ について、銘柄 i ごと、取引日 $d=1, \dots, D$ の観測値を用いて、

$$q_{8:59,d}^{Ii} = \alpha + \beta |\Delta p_{9:00,d}^{Ii}| + \gamma |\Delta p_{9:00,d}^M| + \epsilon_d$$

$$q_{8:59,d}^{Ti} = \alpha + \beta |\Delta p_{9:00,d}^{Ii}| + \gamma |\Delta p_{9:00,d}^M| + \epsilon_d$$

を推計する。

仮説2の検証において、市場更新頻度の推計における帰無仮説は、市場リターンの絶対値の係数 γ がゼロ、対立仮説は係数が正、である。固有更新頻度の推計における帰無仮説は、固有リターンの絶対値の係数 β がゼロ、対立仮説は係数が正、である。総更新頻度の推計における帰無仮説は、固有リターンの絶対値の係数 β および市場リターンの絶対値の係数 γ がゼロ、対立仮説はいずれかの係数が正、である。

表4が推計結果を示している。括弧内の数値はt値である。固有更新頻度および総更新頻度の推計では、各銘柄ごとに推計を行い、係数の推計値の平均および決定係数の平均を示しており、また括弧内には残差相関修正後のt値を示している。仮説2の帰無仮説は、市場更新頻度および固有更新頻度では有意水準1%で棄却される。総更新頻度では、固有リターンの絶対値の係数ゼロの帰無仮説は有意水準1%で棄却され、市場リターンの絶対値の係数ゼロの帰無仮説も有意水準1%で棄却される。2つの係数がともにゼロであるという帰無仮説について各銘

表4. 価格変化と寄前気配の更新。2004年から2005年において、継続的に日経平均採用銘柄でありADRが取引されていない170銘柄について、8時59分までの気配更新を被説明変数、前日14時55分から当日9時0分までの価格変化を説明変数とした回帰モデルの推計結果を示している。括弧内はt値である。被説明変数が固有更新頻度および総更新頻度の場合、銘柄ごと推計し、係数の平均および R^2 の平均、残差相関修正後のt値を報告している。

被説明変数	定数項	固有リターンの 絶対値 ($ \Delta p_{9:00,d}^{Ii} $)		市場リターンの 絶対値 ($ \Delta p_{9:00,d}^M $)		R^2
市場更新頻度 ($q_{8:59,d}^M$)	9.370 (567.3)			19.17 (5.60)		0.065
固有更新頻度 ($q_{8:59,d}^{Ii}$)	-0.071 (-8.45)	14.38 (15.6)		-0.405 (-0.25)		0.054
総更新頻度 ($q_{8:59,d}^{Ti}$)	4.033 (17.25)	16.93 (3.90)		17.47 (3.09)		0.068

柄ごと F 検定を行うと、F 値の平均は 16.3 であり、また 92.9% の銘柄で帰無仮説は有意水準 1% で棄却される。以上より、気配の更新は仮説 2 と整合的であり、市場リターンの絶対値が大きいときに市場全体で気配の更新が活発になっており、固有リターンの絶対値が大きいときに銘柄独自に気配の更新が活発になっている、といえる。

7. 気配更新が価格発見に与える影響

本節では、仮説 3「取引開始時の価格形成は、価格変化・気配の更新頻度の影響を受けない」についての分析を行う。まず回帰モデルを説明したうえで推計結果を報告し、その後に頑健性について議論する。

7.1 回帰モデル

第 5 節の基本モデルでは、前日からのリターン、および特別気配ダミーとリターンとのクロス項を説明変数とした。本節における unbiasedness regression では、さらに、価格変化および気配更新の活発さを表すダミー変数とリターンとのクロス項を説明変数に追加し、推計を行う。

市場リターンの推計では、ダミー変数 $H_{t,d}^M$ 、 V_d^M 、 $H_{t,d}^M V_d^M$ を用いる。 V_d^M は、第 4.8 節で定義したように、市場リターンの絶対値が大きい日に 1 をとるダミー変数である。 $H_{t,d}^M$ は、時刻 t までの市場全体の気配更新が通常の日よりも多いことを表すダミー変数である。具体的には、市場更新頻度 $q_{t,d}^M$ を用い、各時刻 t ごと、 $d=1, \dots, D$ の観測値を用いて $q_{t,d}^M$ の平均 μ_t^{qM} と標準偏差 σ_t^{qM} を計算し、 $q_{t,d}^M$ がその平均プラス標準偏差の半分を超えた $q_{t,d}^M > \mu_t^{qM} + \sigma_t^{qM}/2$ のときに 1、それ以外はゼロをとるダミー変数とする。推計するモデルは、

$$\Delta p_{c,d}^M = \alpha + \beta_1 \Delta p_{t,d}^M + \beta_2 H_{t,d}^M \Delta p_{t,d}^M + \beta_3 V_d^M \Delta p_{t,d}^M + \beta_4 H_{t,d}^M V_d^M \Delta p_{t,d}^M + \gamma L_d^M \Delta p_{t,d}^M + \epsilon_d$$

である。

固有リターンの推計では、ダミー変数 $H_{t,d}^{Ii}$ 、 V_d^{Ii} 、 $H_{t,d}^{Ii} V_d^{Ii}$ を用いる。 V_d^{Ii} は、第 4.8 節で定義したように、各銘柄の固有リターンの絶対値が大きい日に 1 をとるダミー変数である。 $H_{t,d}^{Ii}$ は、銘柄固有の要因により時刻 t までの気配更新が活発であるときに 1 をとるダミー変数である。具体的には、固有更新頻度 $q_{t,d}^{Ii}$ を用い、銘柄 i 時刻 t のそれぞれについて、各日の観測値を用いて $q_{t,d}^{Ii}$ の標準偏差 σ_t^{qIi} を求め、 $q_{t,d}^{Ii}$ が標準偏差の半分を超えた $q_{t,d}^{Ii} > \sigma_t^{qIi}/2$ のときに 1、そうでないときにゼロをとるダミー変数とする。推計するモデルは、

$$\Delta p_{c,d}^{Ii} = \alpha + \beta_1 \Delta p_{t,d}^{Ii} + \beta_2 H_{t,d}^{Ii} \Delta p_{t,d}^{Ii} + \beta_3 V_d^{Ii} \Delta p_{t,d}^{Ii} + \beta_4 H_{t,d}^{Ii} V_d^{Ii} \Delta p_{t,d}^{Ii} + \gamma L_d^{Ii} \Delta p_{t,d}^{Ii} + \epsilon_d$$

である。

トータルリターンの推計では、ダミー変数 $H_{t,d}^{Ti}$ 、 V_d^{Ti} 、 $H_{t,d}^{Ti} V_d^{Ti}$ を用いる。 $H_{t,d}^{Ti}$ は、各銘柄の気配更新が通常よりも頻繁であるとき 1 をとるダミー変数である。このダミー変数は、銘柄 i 時刻 t ごとに、総更新頻度 $q_{t,d}^{Ti}$ の各日の観測値を用いて平均 μ_t^{qTi} および標準偏差 σ_t^{qTi} を計算し、 $q_{t,d}^{Ti}$ が平均プラス標準偏差の半分を超えた $q_{t,d}^{Ti} > \mu_t^{qTi} + \sigma_t^{qTi}/2$ のときに 1、それ以外のときにゼロをとるダミー変数である。 V_d^{Ti} は市場リターンと固有リターンの絶対値のいずれかが大きいときに 1、それ以外はゼロをとるダミー変数であり、 $V_d^{Ti} = 1 - (1 - V_d^M)(1 - V_d^{Ii})$ と定義する。これらダミー変数を用いて、

$$\Delta p_{c,d}^{Ti} = \alpha + \beta_1 \Delta p_{t,d}^{Ti} + \beta_2 H_{t,d}^{Ti} \Delta p_{t,d}^{Ti} + \beta_3 V_d^{Ti} \Delta p_{t,d}^{Ti} + \beta_4 H_{t,d}^{Ti} V_d^{Ti} \Delta p_{t,d}^{Ti} + \gamma L_d^{Ti} \Delta p_{t,d}^{Ti} + \epsilon_d$$

を推計する。

仮説 3 の検証における帰無仮説は次のようになる。表 2 の基本モデルの推計結果より、 $j \in \{M, Ii, Ti\}$ のそれぞれについて、取引開始直後の 9 時 0 分における $\Delta p_{t,d}^j$ の係数の推計値は 1

と有意に異ならない. この推計値を基準にし, 価格変化の大きい場合や気配の更新が活発な場合にも, $\Delta p_{t,d}^j$ の係数の推計値が 1 と有意に異ならないかを検証する. 帰無仮説は, 9 時 0 分において, $\Delta p_{t,d}^j$ の係数が 1, かつ $H_{t,d}^j \Delta p_{t,d}^j$ の係数がゼロ, かつ $V_d^j \Delta p_{t,d}^j$ の係数がゼロ, かつ $H_{t,d}^j V_d^j \Delta p_{t,d}^j$ の係数がゼロであり, 対立仮説はいずれかの係数が上記と異なる, である. もし unbiasedness regression の係数の推計値にバイアスがあったとしても, 価格変化の大きな日や気配更新が活発な日にも同様にバイアスが発生するのであれば, ダミー変数とリターンとのクロス項の係数がゼロであるかを検定することで, 日によって気配の情報効率性に相違があるかを検証することができる.

7.2 推計結果

推計結果を表 5 にまとめている. 係数の推計値の下の () 内には推計値がゼロと異なるかを検定するための t 値を示しており, [] 内には推計値が 1 と異なるかを検定するための t 値を示している. F 値は, 仮説 3 について F 検定を行った場合の値である. 固有リターンおよびトータルリターンの推計では, 各銘柄ごと推計し, 係数の推計値の平均, 決定係数の平均, および仮説 3 についての F 値の平均を報告している. t 値は, 残差相関修正後の値である. F 値の下の <> 内には, 仮説 3 に関する F 検定において, 帰無仮説を有意水準 5% で棄却した銘柄の比率を示している.

市場リターンについて, 表 5 パネル A が示すように, 8 時 59 分前は, $V_d^M \Delta p_{t,d}^M$ の係数の推計値が正でゼロと有意に異なる. これは, 価格変化が大きな日において, 取引開始前の気配は, 寄り付きにおける大きな価格変化を十分に読み込んでおらず, 相対的に気配の調整に遅延が発生していることを示している. しかし 8 時 59 分から 9 時 1 分にかけて, $\Delta p_{t,d}^M$ の係数の推計値は 1 と有意に異ならず, また $\Delta p_{t,d}^M$ とダミー変数とのクロス項の係数の推計値は, 特別気配ダミー L_d^M とのクロス項を除いて, それぞれゼロと有意に異ならない. 仮説 3 についての F 検定では, 9 時 0 分に有意水準 5% で帰無仮説を棄却しない. この結果は, 価格変化の大きさおよび気配の更新頻度にかかわらず, 9 時 0 分には共通要因についての価格発見が完了していることを示唆しており, 仮説 3 と整合的である.

固有リターンについての表 5 パネル B の結果より, 8 時 59 分の $\Delta p_{t,d}^{Ii}$ の係数の推計値は 0.496 で 1 と有意に異なり, $V_d^{Ii} \Delta p_{t,d}^{Ii}$ の係数の推計値は 0.278 でゼロと有意に異なる. また 80% 以上の銘柄で仮説 3 についての帰無仮説が有意水準 5% で棄却される. この結果は, 取引開始直前までに固有要因に関する価格発見は完了せず, 特に価格変化が大きいときに気配がゆっくりと反応する傾向があることを示している. 一方, 9 時 0 分および 9 時 1 分における $\Delta p_{t,d}^{Ii}$ の係数の推計値は 1 と有意に異ならず, $\Delta p_{t,d}^{Ii}$ とダミー変数とのクロス項の係数の推計値は, 特別気配ダミー L_d^{Ii} とのクロス項を除いて, それぞれゼロと有意に異ならない. 仮説 3 についての F 検定において, 有意水準 5% で帰無仮説を棄却する銘柄の比率は, 8 時 59 分において 85% であるのに対し, 9 時 0 分には約 25% であり, 大幅な低下が観察される. 以上より, 固有要因の価格発見は 9 時 0 分にはほぼ完了している, と考えられる. これは, 仮説 3 と整合的な結果である. パネル C のトータルリターンに関する推計結果は, 市場リターンの結果と固有リターンの結果の間であり, トータルリターンについても仮説 3 と整合的である.

取引開始前の気配を通じて価格操作が行われているとき, 気配の活発な更新が気配の過剰反応と結びつく場合には, 気配更新の活発さを表すダミー変数 $H_{t,d}^j$ ($j \in \{M, Ii, Ti\}$) とリターンとのクロス項の係数が負になると予想される. しかし表 5 のいずれの推計結果でも, このダミー変数を含むクロス項の係数の推計値はゼロと有意に異ならない. 一方, 気配更新を被説明変数とした回帰分析の表 4 の推計結果は, 価格変化が大きくなときに気配の更新が活発であることを示している. これは, 価格操作により気配が頻繁に更新され, よって価格が大きく変化し

表 5. 価格変化と気配更新に関する推計結果. 2004 年から 2005 年において, 継続的に日経平均採用銘柄であり ADR が取引されていない 170 銘柄について, unbiasedness regression の推計結果を示している. () 内は係数の推計値がゼロと有意に異なるかを検定するための t 値, [] 内は係数の推計値が 1 と有意に異なるかを検定するための t 値である. F 値は, 仮説 3 について F 検定を行った場合の値である. 被説明変数が固有リターンおよびトータルリターンの場合は, 銘柄ごとに推計し, 係数の推計値の平均, R^2 の平均, 残差相関修正後の t 値, F 値の平均を報告している. F 値の下の $\langle \rangle$ 内は, 仮説 3 に関する F 検定において, 帰無仮説を有意水準 5% で棄却した銘柄の比率である.

パネル A: 被説明変数:市場リターン ($\Delta p_{c,d}^M$)									
時刻 t	定数項	$\Delta p_{t,d}^M$	$H_{t,d}^M \Delta p_{t,d}^M$	$V_d^M \Delta p_{t,d}^M$	$H_{t,d}^M V_d^M \Delta p_{t,d}^M$	$L_d^M \Delta p_{t,d}^M$	R^2	F 値	
8:57	0.001	0.253	0.163	0.470	-0.271	-0.057	0.490	16.7	
	(2.27)	[-7.35]	(0.52)	(3.71)	(-0.86)	(-0.64)			
8:58	0.001	0.304	0.134	0.442	-0.253	-0.041	0.507	13.8	
	(1.96)	[-6.60]	(0.42)	(3.38)	(-0.78)	(-0.45)			
8:59	0.000	0.801	-0.208	0.039	0.106	0.040	0.615	2.33	
	(0.24)	[-1.23]	(-0.62)	(0.22)	(0.31)	(0.46)			
9:00	-0.000	1.335	-0.532	-0.299	0.378	0.382	0.625	1.24	
	(-1.73)	[1.39]	(-1.24)	(-1.17)	(0.86)	(3.35)			
9:01	-0.000	1.12	-0.402	-0.109	0.252	0.363	0.624	0.84	
	(-1.02)	[0.54]	(-0.96)	(-0.45)	(0.58)	(3.32)			
パネル B: 被説明変数:固有リターン ($\Delta p_{c,d}^{Ii}$)									
時刻 t	定数項	$\Delta p_{t,d}^{Ii}$	$H_{t,d}^{Ii} \Delta p_{t,d}^{Ii}$	$V_d^{Ii} \Delta p_{t,d}^{Ii}$	$H_{t,d}^{Ii} V_d^{Ii} \Delta p_{t,d}^{Ii}$	$L_d^{Ii} \Delta p_{t,d}^{Ii}$	R^2	F 値	
8:57	-0.000	0.255	0.015	0.346	0.023	-0.032	0.287	33.8	
	(-5.58)	[-31.7]	(0.32)	(12.5)	(0.45)	(-1.56)		$\langle 99.4 \rangle$	
8:58	-0.000	0.319	0.025	0.333	0.006	-0.064	0.311	26.8	
	(-4.93)	[-25.8]	(0.48)	(11.1)	(0.10)	(-3.04)		$\langle 97.1 \rangle$	
8:59	-0.000	0.496	0.042	0.278	-0.007	-0.147	0.348	9.08	
	(-3.22)	[-15.3]	(0.61)	(7.76)	(-0.09)	(-6.54)		$\langle 84.1 \rangle$	
9:00	-0.000	1.077	0.133	-0.105	-0.042	0.157	0.358	1.69	
	(-6.62)	[1.32]	(0.89)	(-1.76)	(-0.27)	(4.67)		$\langle 24.7 \rangle$	
9:01	-0.000	1.016	0.067	-0.042	0.003	0.203	0.376	1.70	
	(-6.47)	[0.35]	(0.59)	(-0.92)	(0.03)	(5.79)		$\langle 18.2 \rangle$	
パネル C: 被説明変数:トータルリターン ($\Delta p_{c,d}^{Ti}$)									
時刻 t	定数項	$\Delta p_{t,d}^{Ti}$	$H_{t,d}^{Ti} \Delta p_{t,d}^{Ti}$	$V_d^{Ti} \Delta p_{t,d}^{Ti}$	$H_{t,d}^{Ti} V_d^{Ti} \Delta p_{t,d}^{Ti}$	$L_d^{Ti} \Delta p_{t,d}^{Ti}$	R^2	F 値	
8:57	0.000	0.351	-0.009	0.296	-0.048	0.047	0.356	24.3	
	(0.43)	[-4.65]	(-0.03)	(2.06)	(-0.13)	(0.67)		$\langle 90.6 \rangle$	
8:58	0.000	0.451	-0.032	0.268	-0.030	-0.008	0.382	16.3	
	(0.17)	[-3.52]	(-0.09)	(1.72)	(-0.08)	(-0.11)		$\langle 86.5 \rangle$	
8:59	-0.000	0.693	-0.159	0.198	0.113	-0.140	0.426	3.59	
	(-0.45)	[-1.79]	(-0.35)	(1.17)	(0.25)	(-2.03)		$\langle 46.5 \rangle$	
9:00	-0.000	1.199	-0.200	-0.137	0.175	0.277	0.452	1.38	
	(-0.78)	[0.77]	(-0.33)	(-0.50)	(0.29)	(2.56)		$\langle 16.5 \rangle$	
9:01	-0.000	1.101	-0.144	-0.058	0.102	0.315	0.467	1.40	
	(-0.55)	[0.51]	(-0.23)	(-0.28)	(0.16)	(2.83)		$\langle 17.1 \rangle$	

ているためである可能性がある。もし価格操作が頻繁に行われているのであれば、取引開始後に価格の情報効率性が低下すると考えられるが、表2および表5の推計結果は、取引開始直後の価格形成は情報効率的であることを示している。以上の結果は、気配更新が活発になったときに価格操作が行われているというよりも、価格変化が大きく価格発見が困難であるときに、投資家が寄付き前に活発に発注・キャンセルを繰り返しながら寄前気配を通じて学習や情報交換を行いながら価格発見をしている、という見方と整合的である。但し、本稿の目的は、気配の更新と価格発見との平均的な関係を分析することであり、価格操作に関するより詳細な分析は、今後の課題である。

7.3 頑健性

表5の推計結果のうち、特に固有リターンの分析において推計上の誤差が大きくなる可能性がある。しかし表6に示すように、次の4つの方法による推計結果も表5とほぼ同様であった。

まず固有リターンの推計そのものについて、固有リターンをインデックス・モデルの残差としているため、インデックス・モデル推計における誤差の影響を受ける。そのためケース1では、固有リターンをトータルリターンと市場リターンとの差と定義した場合の推計を行う。次に、表5の推計では、固有リターンの1パーセンタイルと99パーセンタイルの外側にある観測値を外れ値として分析対象から除外している。この影響をみるために、ケース2では、すべ

表6. 固有リターンの推計における頑健性。2004年から2005年において、継続的に日経平均採用銘柄でありADRが取引されていない170銘柄について、unbiasedness regressionの推計結果を示している。銘柄ごと推計し、係数の推計値の平均および R^2 の平均、残差相関修正後のt値を報告している。但し()内は係数の推計値がゼロと有意に異なるかを検定するためのt値、[]内は係数の推計値が1と有意に異なるかを検定するためのt値である。F値は、銘柄ごと仮説3についてF検定を行った場合の値の平均である。F値の下の<>内は、仮説3に関するF検定において、帰無仮説を有意水準5%で棄却した銘柄の比率である。

時刻 t	定数項	$\Delta p_{t,d}^{i,i}$	$H_{t,d}^{i,i} \Delta p_{t,d}^{i,i}$	$V_{t,d}^{i,i} \Delta p_{t,d}^{i,i}$	$H_{t,d}^{i,i} V_{t,d}^{i,i} \Delta p_{t,d}^{i,i}$	$L_{t,d}^{i,i} \Delta p_{t,d}^{i,i}$	R^2	F 値
ケース1: 固有リターンをトータルリターンと市場リターンの差とする								
8:59	-0.000	0.475	0.031	0.300	-0.005	-0.129	0.359	9.2
	(-1.79)	[-14.7]	(0.42)	(8.10)	(-0.07)	(-5.33)		<87.1>
9:00	-0.000	1.079	0.217	-0.110	-0.141	0.194	0.370	1.7
	(-0.90)	[1.40]	(1.63)	(-1.94)	(-1.02)	(5.09)		<24.1>
ケース2: 外れ値の除外なし								
8:59	0.000	0.538	0.048	0.268	-0.038	-0.260	0.402	11.55
	(0.99)	[-14.1]	(0.78)	(7.70)	(-0.57)	(-10.2)		<80.0>
9:00	-0.000	1.091	0.186	-0.106	0.002	0.332	0.404	2.23
	(-5.11)	[1.94]	(1.49)	(-2.18)	(0.02)	(9.66)		<31.2>
ケース3: 固有リターンの2パーセンタイルと98パーセンタイルの外側を除外								
8:59	-0.000	0.458	0.046	0.286	-0.001	-0.107	0.318	9.67
	(-4.47)	[-16.6]	(0.67)	(7.84)	(-0.02)	(-4.68)		<87.6>
9:00	-0.000	1.028	0.113	-0.094	-0.038	0.096	0.325	1.69
	(-7.98)	[0.44]	(0.74)	(-1.46)	(-0.24)	(2.76)		<24.1>
ケース4: 9時0分に特別気配が配信されていた $L_{t,d}^{i,i} = 1$ の場合に除外								
8:59	-0.000	0.466	0.024	0.308	0.028		0.306	9.27
	(-4.84)	[-15.0]	(0.30)	(7.85)	(0.34)			<80.6>
9:00	-0.000	1.080	0.062	-0.092	-0.020		0.322	1.66
	(-6.15)	[1.19]	(0.37)	(-1.36)	(-0.12)			<22.4>

での観測値を用いて推計を行い、ケース3では、2パーセントと98パーセントの外側にある観測値を分析対象から外した推計を行う。最後にケース4では、特別気配の配信が取引開始直前の気配に影響を与えていることを考慮して、9時0分に特別気配が配信されていた観測値をすべて除外した推計を行う。この場合には、特別気配ダミーとリターンとのクロス項は回帰モデルから外される。

固有リターンについて以上の4つのケースの推計を行った結果を表6にまとめている。掲載している情報は表5と同一である。表6の推計結果は、いずれのケースも表5パネルBとほぼ同様であり、推計において固有リターンの計算方法および外れ値の影響は大きくないと考えられる。

8. おわりに

本稿では、東証における取引開始前の価格発見について、unbiasedness regressionによる分析を行った。他の取引所と同様、取引開始前に配信されている気配はノイズではなく新情報が反映している。また、価格変化が大きく価格発見が困難であると考えられる日において、取引開始前に投資家が活発に注文を出したりキャンセルしたりすることにより気配が頻繁に更新されている。さらに、価格の情報効率性は価格変化の大きさや寄前気配の更新頻度の影響を受けず、取引開始直後に価格発見はほぼ完了し、情報効率的な価格形成がなされている。

本稿の分析より、寄前気配の更新頻度は、価格発見と結びついていることがわかった。取引開始前の価格発見が困難であるとき、注文やキャンセルを活発に繰り返すことを通じて学習または情報交換を行い、本源的価値を探索していると推測される。しかし、寄前気配から具体的にどのように学習および情報交換をしているかに関しては不明である。そのため、例えば取引開始前における大口注文の発注や注文のキャンセルが価格形成にどのような影響を与えているかを分析する必要がある。また本研究では、日経平均株価採用銘柄のうちADRが取引されていない銘柄に分析対象を限定している。株価指数算出への採用やADRの取引が、取引開始時の価格発見にどのような差異をもたらしているかについての分析も、今後の課題として残されている。

謝 辞

本稿は「取引開始前および取引開始後の価格発見」の一部を改訂したものです。レフェリー、宇野淳氏および大庭昭彦氏、日本ファイナンス学会第18回大会、応用経済時系列研究会第27回研究報告会、大阪大学金融・保険教育研究センター中之島ワークショップの参加者からの貴重なコメントに感謝します。なお、本研究は文部科学省科学研究費補助金(課題番号21243019)の援助を受けています。

参 考 文 献

- Amihud, Y. and Mendelson, H. (1991). Volatility, efficiency, and trading: Evidence from the Japanese stock-market, *Journal of Finance*, **46**, 1765–1789.
- Barclay, M. J. and Hendershott, T. (2003). Price discovery and trading after hours, *Review of Financial Studies*, **16**, 1041–1073.
- Barclay, M. J. and Hendershott, T. (2008). A comparison of trading and non-trading mechanisms for price discovery, *Journal of Empirical Finance*, **15**, 839–849.
- Biais, B., Hillion, P. and Spatt, C. (1999). Price discovery and learning during the preopening period

- in the Paris Bourse, *Journal of Political Economy*, **107**, 1218–1248.
- Biais, B., Bisiere, C. and Pouget, S. (2009). Equilibrium discovery and preopening mechanisms in an experimental market, IDEI Working Paper, n. 543, IDEI, Toulouse.
- Cao, C., Ghysels, E. and Hatheway, F. M. (2000). Price discovery without trading: Evidence from the Nasdaq preopening, *Journal of Finance*, **55**, 1339–1365.
- Cao, C., Hansch, O. and Wang, X. X. (2009). The information content of an open limit-order book, *Journal of Futures Markets*, **29**, 16–41.
- Chang, R. P., Rhee, S. G., Stone, G. R. and Tang, N. (2008). How does the call market method affect price efficiency? Evidence from the Singapore stock market, *Journal of Banking and Finance*, **32**, 2205–2219.
- Chen, T., Cai, J. and Ho, R. Y. K. (2009). Intraday information efficiency on the Chinese equity market, *China Economic Review*, **20**, 527–541.
- Chordia, T., Roll, R. and Subrahmanyam, A. (2008). Liquidity and market efficiency, *Journal of Financial Economics*, **87**, 249–268.
- Comerton-Forde, C. and Rydge, J. (2006). The influence of call auction algorithm rules on market efficiency, *Journal of Financial Markets*, **9**, 199–222.
- Cushing, D. and Madhavan, A. (2000). Stock returns and trading at the close, *Journal of Financial Markets*, **3**, 45–67.
- Fama, E. F. and French, K. R. (1993). Common risk-factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, **33**, 3–56.
- George, T. J. and Hwang, C.-Y. (1995). Transitory price changes and price-limit rules: Evidence from the Tokyo Stock Exchange, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **30**, 313–327.
- Hillion, P. and Suominen, M. (2004). The manipulation of closing prices, *Journal of Financial Markets*, **7**, 351–375.
- Jordan, J. S. (1982). A dynamic-model of expectations equilibrium, *Journal of Economic Theory*, **28**, 235–254.
- Kobayashi, T. (1977). A convergence theorem on rational expectations equilibrium with price information, Working Paper No. 79, Economic Series, Institute for Mathematical Studies in the Social Sciences, Stanford University.
- Kyle, A. S. (1985). Continuous auctions and insider trading, *Econometrica*, **53**, 1315–1335.
- Madhavan, A. and Panchapagesan, V. (2000). Price discovery in auction markets: A look inside the black box, *Review of Financial Studies*, **13**, 627–658.
- Madhavan, A., Richardson, M. and Roomans, M. (1997). Why do security prices change? A transaction-level analysis of NYSE stocks, *Review of Financial Studies*, **10**, 1035–1064.
- Subrahmanyam, A. (1997). The ex ante effects of trade halting rules on informed trading strategies and market liquidity, *Review of Financial Economics*, **6**, 1–14.
- Tse, Y. (1999). Price discovery and volatility spillovers in the DJIA index and futures markets, *Journal of Futures Markets*, **19**, 911–930.
- Vives, X. (1995). The speed of information revelation in a financial market mechanism, *Journal of Economic Theory*, **67**, 178–204.

Quote Revisions and Price Discovery before Market Opening

Wataru Ohta

Graduate School of Economics, Osaka University

This paper investigates the informational efficiency of preopening quotes of the Tokyo Stock Exchange by unbiasedness regression. As with other exchanges, preopening quotes reflect new information, suggesting that traders learn information from them. The larger the price change of the day, the more frequently preopening quotes are revised. The informational efficiency of opening prices are not deteriorated by the frequency of quote revisions, implying that traders learn information from active revisions of preopening quotes on days with large price movements.