

## 日経平均先物市場の市場の質の計測

大阪大学 大学院経済学研究科

数理・データ科学教育研究センター 大屋幸輔

### 1 はじめに

市場が市場参加者にとってどのようにあるべきかは、その参加主体の属性により異なっており、一義的な良さで測れるものではないが、経済学においては「効率的市場仮説」があり、取引対象の観測される価格とその対象の本源的価値のあいだに乖離がない場合、その市場は効率的と呼ばれている。本源的価値とは、すべての投資家が情報を共有し、情報の非対称性がない状況での均衡価格とされる。市場が効率的である状況では、文字通り、取引価格＝本源的価値であり、いわゆるプライシング・エラーは存在しないことになる。しかし、投資家間に情報の非対称性がないという仮定は現実的とは言い難く、さらに価格の離散性などのマイクロストラクチャー・ノイズもプライシング・エラーの源泉となりうるため、むしろプライシング・エラーそのものは存在していると考え、取引価格と本源的価値の乖離は、取引に必要なコスト（取引コスト）と考えることもできる。

市場の質を効率性という経済学的観点から見た場合、その取引コストの大きさが一つの指標となり得るが、その大きさ自体に加えて、どのような状況において、それが増加、あるいは減少するのかということも興味深い。本稿ではそのような観点から、新たに稼働を開始した J-GATE3.0 の稼働日（2021年9月21日）の前後で日経平均先物市場の質がどのように変化したのかについて、Hasbrouck (1993) の提案した手法をもちいて検証していく。同じような観点から同市場の価格発見機能について検証したものに森保 (2017) がある。森保 (2017) では Hasbrouck (1991) の分析モデルを利用しているが、計測対象としているのは価格発見に対する取引の寄与度である点が本稿とは異なっている。

### 2 モデル

取引価格が本源的価値と等しい状況を効率的であると述べたが、その本源的価値と等しい価格を効率的価格と呼ぶことにする。そうすると市場が効率的ではない場合、取引価格と効率的価格の間に乖離が生じていることになる。効率的価格  $m_t$  の過程には Hasbrouck (1993) と同様にマルチンゲール過程で最も利用されるランダム・ウォークを仮定する。取引価格を  $p_t$  とし、効率的価格  $m_t$  からの乖離  $p_t - m_t$  を取引コストを表すプライシング・

エラー  $s_t$  と定義する。

$$\text{取引価格} \quad p_t = m_t + s_t, \quad s_t \sim WN(0, \sigma_s^2) \quad (1)$$

$$\text{効率的価格} \quad m_t = m_{t-1} + w_t, \quad w_t \sim WN(0, \sigma_w^2) \quad (2)$$

Hasbrouck (1991) では  $p_t$  に最良売り気配と最良買い気配の仲値の対数値を使っているのに対し、Hasbrouck (1993) では取引価格と効率的価格の乖離をとらえるため、 $p_t$  には約定価格の対数値をもちいている。プライシング・エラー  $s_t$  は平均ゼロ、分散  $\sigma_s^2$  の弱定常過程とし、さらに  $s_t$  は効率的価格  $m_t$  を駆動するイノベーション  $w_t$  と「関連する部分 ( $\alpha w_t$ )」と「無関連な部分 ( $\eta_t$ )」に分ける構造を仮定する。

$$s_t = \alpha w_t + \eta_t \quad (3)$$

イノベーション  $w_t$  に関しては、時点  $t$  での取引が買い主導なら +1、売り主導なら -1 とするオーダーフローを表す変数  $x_t$  と  $x_t$  と無関連な  $u_t$  をもちいて

$$w_t = \gamma x_t + u_t \quad (4)$$

と仮定する。この式では取引対象の本源的価値が現在の価値よりも高くなる、あるいは低くなるかどうかは、オーダーフロー  $x_t$  からの情報と、それとは無関連な部分  $u_t$  によって規定されているとしている。目的はプライシング・エラー  $s_t$  の変動の大きさを表す  $\sigma_s$  を推定することにある。観測可能な変数は  $p_t$  と  $x_t$  であり、効率的価格  $m_t$  やプライシング・エラー  $s_t$  は直接観測することはできない。Hasbrouck (1993) は収益率  $r_t = \Delta p_t$  と取引に関連する変数として、 $x_t$  に加えて符号付き取引量  $x_t \times$  取引量、 $x_t \times \sqrt{\text{取引量}}$  を要素に持つベクトルによるベクトル自己回帰 (VAR) モデルをもちいて、 $\sigma_s$  を推定している\*1。以下では符号付き取引量を含めたオーダーフローに関する変数からなるベクトルをあらためて  $x_t$  としている。

$$\begin{pmatrix} r_t \\ x_t \end{pmatrix} = \sum_{\ell=1}^k \begin{pmatrix} a_\ell & b_\ell \\ c_\ell & d_\ell \end{pmatrix} \begin{pmatrix} r_{t-\ell} \\ x_{t-\ell} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \end{pmatrix} \quad (5)$$

具体的な推定手続きは示さないが、(1) から (4) で記述された構造モデルから得られる  $r_t$  の自己共分散と (5) から導かれる  $r_t$  の VMA 表現からの自己共分散の関係を利用することで、 $\sigma_s$  の推定値を得ることができる。

\*1 正確には (3) において  $\eta_t = 0$  の仮定のもとでの推定値である。その値は  $\eta_t = 0$  と仮定せずに推定された  $\sigma_s$  の推定値の下限となっていることが分かっている。詳細は Hasbrouck (1993) を参照。

### 3 分析

J-GATE3.0が稼働を開始した2021年9月21日の前後で日経平均先物市場の質がどのように変化したのかを検証するために、日経225先物と日経225miniのそれぞれのプライシング・エラーの標準偏差である $\sigma_s$ を推定する。分析期間はJ-GATE3.0の稼働開始日の前後の15取引日（2021年8月30日から2021年9月17日と2021年9月22日から2021年10月13日）とした\*2。日経225先物と日経225miniについては、どちらも約定件数の大きさから判断した中心限月を選択した。 $\sigma_s$ の推定については、日中立会時間帯（レギュラー・セッション）に観測された約定価格とオーダーフローに関して観測されたデータをもちいた\*3。推定に際しては、10秒間隔での収益率と同区間における買い主導と売り主導それぞれによる約定件数の和を当該区間のオーダーフローとし、符号付き取引量も同様の手続きによってもとめた。さらに推定された $\sigma_s$ の相対的な大きさを測るために、日中の約定時点における買い気配と売り気配の対数値の差をもとめ、その算術平均を平均スプレッドとして利用した。

図1は各取引日における日経225先物と日経225miniのそれぞれの $\sigma_s$ の推定値と対応する平均スプレッドである。平均スプレッドは日経225miniの方が小さいが、 $\sigma_s$ の推定

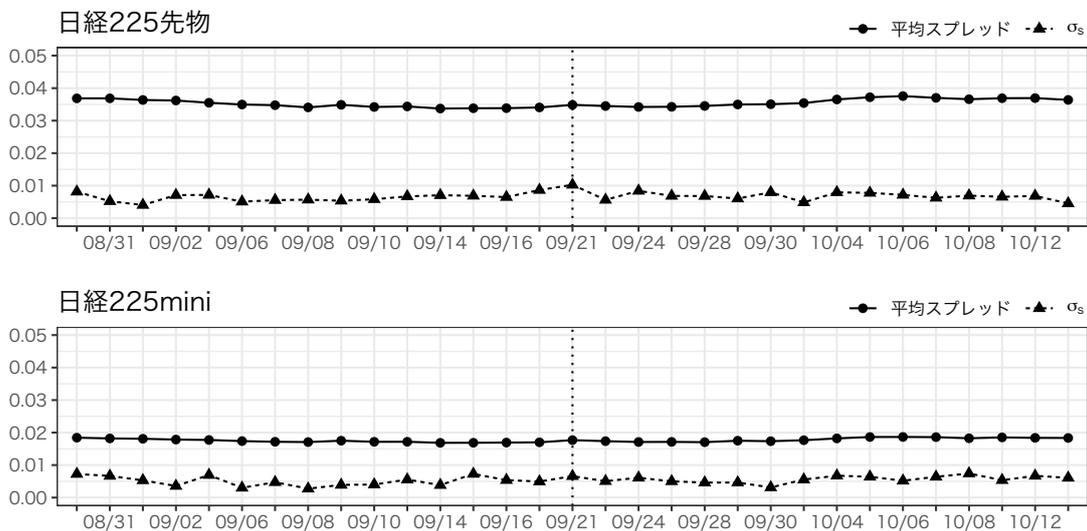


図1 推定された $\sigma_s$ と平均スプレッド

\*2 分析期間の日数については森保 (2017) を参考にした。

\*3 いずれも「日経 NEEDS ティックデータファイル」を利用した。また買い主導か売り主導かのオーダーフローの判断は Lee and Ready (1991) による tick test をもちいた。

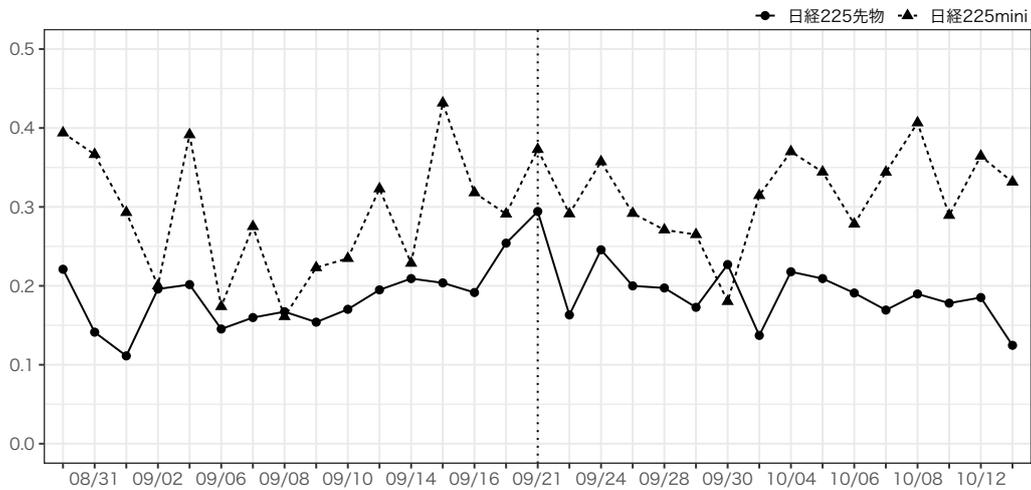


図2 平均スプレッドに対する  $\sigma_s$  の比

値に関してはどちらも同程度の大きさに推移している。J-GATE3.0の稼働開始日の前後の期間での平均スプレッド、 $\sigma_s$ の推定値のどちらの水準にも大きな変化は見出せない。平均スプレッドと比べてどの程度のプライシング・エラーがあるかという観点から日経225先物と日経225miniを比べた図2からは、日経225先物の方が平均スプレッドに占めるプライシング・エラーの程度が小さいことわかる。表1は日経225先物と日経225miniにおける平均スプレッドに対するプライシング・エラーの割合のJ-GATE3.0の稼働開始前後での平均とそれらの差についてまとめたものである。平均の差からは、日経225先物と日経225miniのどちらにおいても、J-GATE3.0稼働以後に、わずかにプライシング・エラーの割合が増加しているように見えるが、いずれも統計的に有意な差ではなかった。差の差(DiD)は日経225miniにおける平均の差の方が大きいことを示しているが、この

表1 平均スプレッドに対するプライシング・エラーの割合

	平均(導入前)	平均(導入後)	差 <sup>a</sup>	標準誤差 <sup>b</sup>	p値
日経225先物	0.1814	0.1872	0.0058	0.0122	0.6369
日経225mini	0.2871	0.3133	0.0263	0.0252	0.2967
DiD			0.0205	0.0280	0.4635

<sup>a</sup> 平均(導入後)から平均(導入前)を引いている。またDiDでは日経225miniでの平均の差から日経225先物での平均の差を引いている。

<sup>b</sup> 統計的推測には、各取引日ごとに推定された $\sigma_s$ における自己相関を考慮して、Newey-Westによる頑健標準誤差をもちいている。

値についても統計的には有意な差ではなく、日経 225 先物と日経 225mini の間で、プライシング・エラーの割合の変化の大きさに差はなかったといえる。

## 4 おわりに

本稿では日経 225 先物と日経 225mini において、本源的価値である効率的価格と取引価格との間にどの程度のプライシング・エラーがあるかを検証した。J-GATE3.0 の稼働前後で平均スプレッドに対するプライシング・エラーの割合に変化は検出されなかったが、対象とした分析期間で日経 225 先物と日経 225mini におけるプライシング・エラーが十分に小さかったことが理由の一つと考えられる。また本稿が分析対象とした日中立会時間帯（レギュラー・セッション）においては、J-GATE3.0 の導入にかかる制度変更の日経 225 先物と日経 225mini への影響はとらえることができなかったが、取引時間の拡大にかかる影響を検証するにはナイト・セッションを分析対象とするなどの今後のさらなる検証が必要とされる。

## 参考文献

- Hasbrouck, J. (1991), “The summary informativeness of stock trades: An econometric analysis,” *The Review of Financial Studies*, 4(3), 571–595.
- Hasbrouck, J. (1993), “Assessing the quality of a security market: A new approach to transaction-cost measurement,” *The Review of Financial Studies*, 6(1), 191–212.
- Lee, C. M. and Ready, M. J. (1991), “Inferring trade direction from intraday data,” *The Journal of Finance*, 46(2), 733–746.
- 森保洋 (2017), 「高速取引が日経平均先物市場の価格発見に与える影響」, 『先物・オプションレポート』, 29(3), 大阪取引所.

本資料に関する著作権は、株式会社大阪取引所にあります。  
本資料の一部又は全部を無断で転用、複製することはできません。  
本資料の内容は、株式会社大阪取引所の意見・見解を示すものではありません。  
本資料は、デリバティブ商品の取引の勧誘を目的としたものではありません。