

価格インパクトの日中変動*1

法政大学経営学部 高橋慎

1 はじめに

金融市場において価格変化の要因を調べることは、金融経済学者をはじめ多くの研究者の長年の主要課題のひとつである。これまで、注文量（取引量）、売買の種別、ビッド・アスク・スプレッド（売値と買値との差）など、価格変化に影響を及ぼすさまざまな要因が挙げられ、検証されてきた (Hasbrouck (1991))。特に、注文量が価格変化に及ぼす影響は価格インパクト (Price Impact) または市場インパクト (Market Impact) と呼ばれ、短期および長期における影響や、注文量と価格インパクトの間の非線形関係など、その特性が多角的に研究されてきた (Bouchaud et al. (2009))。

近年では、売買注文の全てまたは一部を記録した高頻度データが比較的安価に入手できるようになったことから、注文ごとの価格インパクト (Hautsch and Huang (2012)) や、数秒ごとの注文不均衡（買い注文量と売り注文量の差）と価格変化の関係 (Cont et al. (2014)) も研究されている。また、価格インパクトは、取引されている金融商品が市場においてどれだけ売買しやすいかを表す流動性と密接に関係することが知られている (Deuskar and Johnson (2011))。

価格インパクトや手数料、ビッド・アスク・スプレッドは、金融商品を売買するためにかかる費用として、取引コストと呼ばれる。機関投資家や年金ファンドのように、大量の株式を売買する市場参加者にとっては、価格インパクトが取引コストの大部分を占める (Frazzini et al. (2018))。そのため、株式の売買によって利益を得られるかどうかを事前に把握するには、価格インパクトの推定と予測が欠かせない。したがって、価格インパクトは学術と実務のどちらにおいても重要な研究対象である。

高橋 (2016) では、日経 225mini の高頻度データを用いて、Cont et al. (2014) が提案した価格インパクトモデルを推定し、注文フロー不均衡 (Order Flow Imbalance, OFI) が価格変化の約 70% を説明することを示した。また、高橋 (2018) では、日経 225 先物と日経 225mini の高頻度データを用いて、デリバティブ取引システム J-GATE の稼働前後における日経 225 先物市場の日中流動性を検証し、J-GATE 稼働後に日経 225 先物は流動性が高くなっている一方、日経 225mini は流動性が低くなっていることを示した。

本稿では、日経 225 先物および日経 225mini の高頻度データを用いて、Cont et al. (2014) が提案した価格インパクトモデルを推定し、価格インパクトの日中変動を分析する。また、2016年7月19日のJ-GATEリプレースの影響も検証する。

2 データ

本稿の分析では、日経 NEEDS ティックデータの株価指数先物・オプションデータ『複数気配版』から抽出した、日経 225 先物および日経 225mini の高頻度データを利用する。データには、すべての取引と気配更新についての情報が記録されている。分析期間は、J-GATE リプレースの 2016年7月19日の前後の 2016年6月13日から 2016年8月19日までの 48日間である。すべての取引日において、2016年9月限月の

*1 この研究の一部は、科研費 19H00588、16H03605、および法政大学イノベーション・マネジメント研究センター研究プロジェクト「金融市場における情報伝播とその周辺に関する統計分析」からの助成を受けた。

表1 10秒毎の価格変化と OFI の要約統計量

全期間	日経 225 先物 (111,601 個)				日経 225mini (112,320 個)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
価格変化	0.00	0.57	-60.50	19.00	0.00	0.96	-118.50	157.00
OFI	0.00	0.56	-30.28	33.84	-0.01	2.51	-134.71	148.20

8:45-15:15 のデータを用いて、10 秒毎の価格変化 (ティックサイズ*²で基準化した売り気配と買い気配の平均の変化) と OFI (1,000 で除したもの) を計算した。(詳しい計算方法は Cont et al. (2014) と高橋 (2016) を参照されたい)。

表 1 は、価格変化と OFI の要約統計量である。括弧内はそれぞれのデータの観測数を表す (気配更新のない 10 秒区間のデータは削除したため、観測数は若干異なる)。日経 225 先物と日経 225mini のどちらも、価格変化と OFI の平均はほぼ 0 である。また、平均に比べて標準偏差が大きく、価格変化と OFI のどちらも大きく変動する区間があることがわかる。

3 価格インパクトモデル

Cont et al. (2014) は、短時間での価格変化と OFI の間の局所的な関係を、次のようにモデル化した。

$$\Delta P_{k,i} = \beta_i OFI_{k,i} + \epsilon_{k,i} \quad (1)$$

ここで、 $\Delta P_{k,i}$ と $OFI_{k,i}$ は区間 $[t_{k-1,i}, t_{k,i}] \subset [T_{i-1}, T_i]$ の価格変化と OFI である。 $[T_{i-1}, T_i]$ は $[t_{k-1,i}, t_{k,i}]$ を含むより長い区間で、 β_i はその区間の価格インパクト係数を表している。また、 $\epsilon_{k,i}$ はその他の複雑な要素 (最良気配以外での注文など) の影響をまとめた誤差項である。

価格インパクトモデル (1) は、各 i について OLS により簡単に推定できるだけでなく、 β_i と $\epsilon_{k,i}$ の分布について、金融資産市場でよく観測される日中変動も捉えることができる。次節では、日経 225 先物および日経 225mini の価格変化と OFI を用いて価格インパクトモデル (1) を推定し、価格インパクト係数の日中変動を分析する。

4 価格インパクトモデルの推定結果

価格インパクトモデル (1) に定数項を加えた回帰モデル

$$\Delta P_{k,i} = \alpha_i + \beta_i OFI_{k,i} + \epsilon_{k,i} \quad (2)$$

を各 15 分区分 I_i について最小二乗推定した結果が表 2 にまとめられている。要約統計量は、十分な価格変化がなく推定できなかった区間を除いた 15 分区分について計算している。 t^* は推定した回帰係数の t 値*³の絶対値が 2 以上となる割合を表す。日経 225 先物については、定数項は 98% 以上が有意でない一方、価格インパクト係数は 96.5% が有意である。また、自由度修正済み決定係数 \bar{R}_i^2 の 75% 以上は 0.42 より大きいことか

*2 日経 225 先物と日経 225mini のティックサイズは、それぞれ 1000 と 500 とした。

*3 標準誤差にはラグの長さを 10 とした Newey-West 推定量を用いた。

表2 各15分区分間 I_i の回帰係数の推定値 $\hat{\alpha}_i$, $\hat{\beta}_i$ と自由度修正済み決定係数 \bar{R}_i^2 の要約統計量

	日経225先物 (1,242 区分間)					日経225mini (1,248 区分間)				
	平均	25%	50%	75%	t^*	平均	25%	50%	75%	t^*
$\hat{\alpha}$	-0.000	-0.007	-0.000	0.006	0.018	0.001	-0.012	0.0006	0.014	0.061
$\hat{\beta}$	5.004	3.409	4.570	6.141	0.965	1.879	1.443	1.737	2.130	0.983
\bar{R}_i^2	0.523	0.426	0.531	0.635		0.724	0.661	0.763	0.822	

25% は第1四分位数、50% は中央値、75% は第3四分位数を表す

t^* は t 値の絶対値が2以上となる割合を表す

らから、OFIは価格変化の変動の大きな要因であることが示唆される。日経225miniについても同様の結果が得られている。特に、 \bar{R}_i^2 は、75%以上が0.66より大きく、OFIは価格変化の主要因であることが示唆される。また、日経225miniの価格インパクトは日経225先物よりも小さいことが顕著である。

5 価格インパクトモデルの日中変動とJ-GATEリプレースの影響

図1は、基準化した価格インパクトを8:45-15:15の各15分区分間に対して描いたものである。日経225先物と日経225miniのどちらについても、価格インパクトは8:45から徐々に増加し、12番目の15分区分間(11:30-11:45)からは徐々に減少する傾向にあることが観察される。このような逆U字型の日中変動は、Cont et al. (2014)で示されていた単調減少型の日中変動とは顕著に異なる。また、J-GATEリプレース後に、8:45-9:00の価格インパクトが増加しているようにも見える。

価格インパクトの日中変動とJ-GATEリプレースの影響を検証するため、次のような回帰モデルを推定する。

$$\hat{\beta}_i = \gamma_0 + \gamma_1 D_i + \delta_0 \text{Replace}_i + \delta_1 (D_i \times \text{Replace}_i) + e_i \quad (3)$$

ここで、 D_i は8:45-9:00を除く25区間のダミー変数行列、 Replace_i はJ-GATEリプレース後に1となるダミー変数である。図2は、ダミー回帰係数 $\gamma_0, \gamma_1, \delta_0, \delta_1$ の t 値^{*4}を表している。日経225先物と日経225miniのどちらについても、 γ_0, γ_1 はすべて有意に正であることから、8:45-9:00の価格インパクトは他の区間に比べて小さいことが示された。また、 δ_0 も有意に正であることから、J-GATEリプレース後に8:45-9:00の価格インパクトが増加することが示唆される。これは、J-GATEリプレース後に日中立会開始時刻が8:45に前倒しされた影響であると考えられる。さらに、 δ_1 の多くは有意に負であることから、J-GATEリプレース後に8:45-9:00以外の区間では価格インパクトが減少することが観察される。

6 おわりに

本稿では、日経225先物および日経225miniの高頻度データを用いて、Cont et al. (2014)が提案した価格インパクトモデルを推定し、価格インパクトの日中変動およびJ-GATEリプレースの影響を分析した。推定した価格インパクトをダミー回帰によって分析した結果、8:45-9:00の価格インパクトは、他の時間帯に比べ

*4 標準誤差にはラグの長さを10としたNewey-West推定量を用いた。

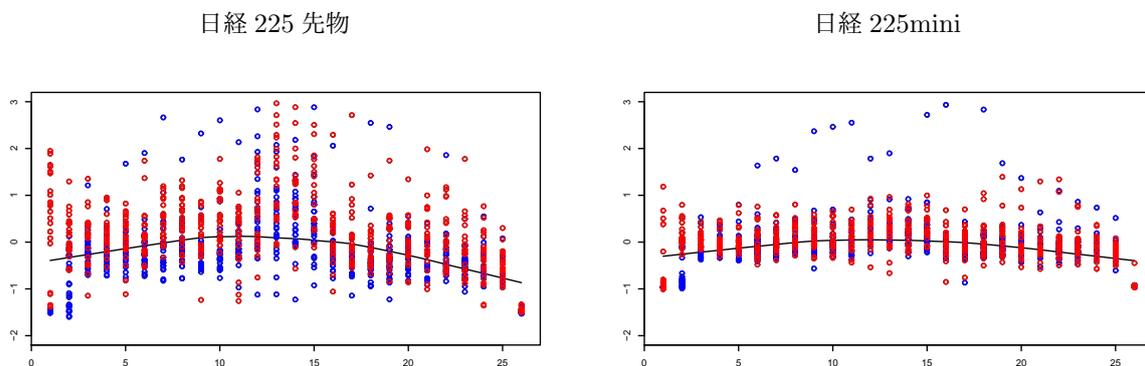


図1 基準化した価格インパクト係数の日中変動 (○は J-GATE リプレース前、○はリプレース後を表す)

日経 225 先物 (決定係数 $R^2 = 0.833$)

日経 225mini (決定係数 $R^2 = 0.578$)

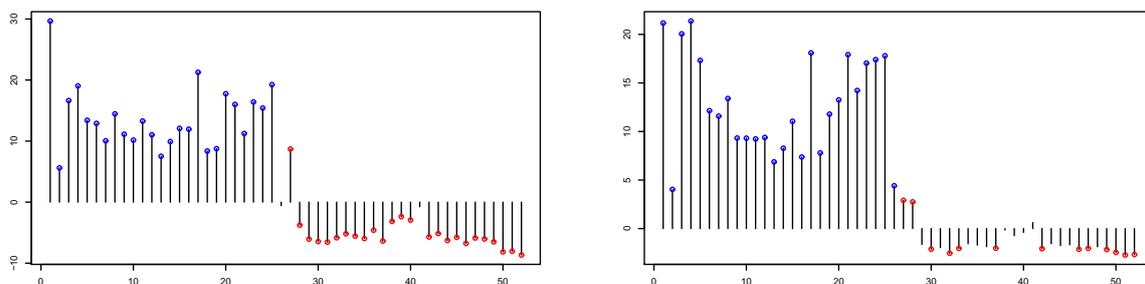


図2 回帰モデル (3) の係数の t 値 (○は γ_0, γ_1 の t 値が 2 以上、○は δ_0, δ_1 の t 値が 2 以上であることを表す)

て小さいことが示唆された。また、J-GATE リプレース後には、8:45-9:00 の価格インパクトは増加し、その他の時間帯の価格インパクトは減少することが示された。本研究で観察された価格インパクトの逆 U 字型の日中変動は、先行研究とは異なるものであり、より詳細な分析が必要である。

本稿では扱わなかったが、Hautsch and Huang (2012) のように異なる種類の注文 (成行注文、指値注文、指値注文の取消) が価格変化に及ぼす影響を分析することは興味深い。また、マクロ経済指標の公表や中央銀行のアナウンスメントにより、注文が活発になり、ボラティリティ (価格変化の分散または標準偏差) が急上昇することが知られている (Andersen et al. (2003, 2007), Hautsch et al. (2011))。このようなニュースの価格インパクトへの影響を分析することも今後の課題としたい。

参考文献

Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., and Vega, C. (2003), “Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange,” *American Economic Review*, **93**, 1, 38–62.

Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., and Vega, C. (2007), “Real-time Price Discovery in Global

- Stock, Bond and Foreign Exchange Markets,” *Journal of International Economics*, **73**, 2, 251–277.
- Hautsch, N., Hess, D., and Veredas, D. (2011), “The Impact of Macroeconomic News on Quote Adjustments, Noise, and Informational Volatility,” *Journal of Banking & Finance*, **35**, 10, 2733–2746.
- Bouchaud, J.-P., Farmer, J. D. and Lillo, F. (2009), “How Markets Slowly Digest Changes in Supply and Demand,” in *Handbook of Financial Markets: Dynamics and Evolution*, ed. by Hens, T. and K. R. Schenk-Hoppé, K. R., chap. 2, 57–160, Elsevier.
- Cont, R., Kukanov, A. and Stoikov, S. (2014), “The Price Impact of Order Book Events,” *Journal of Financial Econometrics*, **12**, 1, 47–88.
- Deuskar, P. and Johnson, T. C. (2011), “Market Liquidity and Flow-Driven Risk,” *Review of Financial Studies*, **24**, 3, 721–753.
- Frazzini, A. Israel, R., and Moskowitz, T. J. (2018), “Trading Costs,” Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3229719>.
- 高橋慎 (2016), 「注文フロー不均衡と価格インパクト」, 『先物・オプションレポート』 **28**, 4, 1–5.
- 高橋慎 (2018), 「J-GATE 稼働と日経 225 先物市場の日中流動性」, 『先物・オプションレポート』 **30**, 3, 1–5.
- Hasbrouck, J. (1991), “Measuring the Information Content of Stock Trades,” *Journal of Finance*, **46**, 1, 179–207.
- Hautsch, N. and Huang, R. (2012), “The Market Impact of A Limit Order,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, **36**, 4, 501–522.

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。