

日経 225 先物、日経 225mini、TOPIX 先物の先行遅行関係の推計

東京経済大学 経営学部 教授 吉田 靖

1 はじめに

金融商品に関する研究とは、その価格形成あるいは価格変動の要因を分析するものが大半であると言って過言ではないであろう。特に先行する要因を発見し、その要因による取引で収益を安定的に獲得できれば、市場の効率性に関する反証となりうる。さらに類似性の高い商品間で、先行する商品があったとすれば、その説得力はさらに増すことになり、市場あるいは金融商品の価格発見機能の評価にもつながる。そのため、これらの研究は古くから活発に行われているが、情報処理能力の高度化と取引の高速化が進んだ今日の市場でこのような関係は発見されるであろうか。本稿では、これまでの先行遅行関係の研究動向を概観し、大阪取引所に上場されている日経 225 先物、日経 225mini、TOPIX 先物による分析を試行する。

2 先行研究

分析の対象を株価指数の関連商品に関する高頻度データによる実証分析に限定した場合、比較的初期の研究として、Kawaller et al.(1987)がある。彼らは CME の 1984 年から 1985 年の S&P500 先物と S&P500 指数の 1 分毎のデータに 3 段階最小 2 乗法を適用して分析し、先物の方が 20 分間から 45 分間先行しているとしている。

日経平均の先物と指数を分析したものとしては、Brenner et al.(1989)があるが、先行遅行関係の分析は行っておらず、本稿の対象と同様な分析の初期のものとしては、Lim(1992)があり、1988 年と 1989 年からそれぞれ 10 日間の 5 分毎の日経平均の指数と SIMEX(当時)の先物のデータを使用しているが、先行遅行関係は見いだせないとしている。一方、Iihara et al. (1996)は、大阪証券取引所(当時、以下大証)に上場されていた日経 225 先物と同指数の 1989 年 3 月から 1991 年 3 月までを 3 期に分け、5 分毎のデータを用いて分析した結果、期間により異なるが先物は指数に対して 5 分間から 20 分間先行しているとしている。

異なる市場の日経 225 先物同士を比較した研究として、Bacha and Vila(1994)があるが、彼らは SIMEX、大証および CME のボラティリティを比較している。先行遅行関係の研究としては、Shyy and Shen(1997)が SIMEX と大証の日経 225 先物の 1992 年 8 月 26 日から 1994 年 10 月 20 日までの 1 分毎のデータを用いて、GMM 回帰による Granger 因果分析を行っており、双方向に数分間の範囲での因果性があることを示している。

大証と SGX の日経 225 先物および大証の日経 225mini を分析した研究としては、森保(2010)が日経 225mini 上場前後の期間として、2006 年 4 月 19 日から 2006 年 10 月 11 日までの期間で、ティックデータから 1 秒間隔のデータを作成し、Vector Error Correction モデルによるインパルス応答関数を推計し、各先物のショックによる影響は約 1 分間程度の時間で収束することと、Hasbrouck(1995)のモデルにより価格発見機能としては、SGX が優位であるが日経 225mini の上場により SGX の優位性が相対的には低下したことを示している。

これらの研究に見られるように、通常の時系列分析の手法を利用するに際して2商品以上を対象とする場合、そのデータを等間隔のデータとして同期するものにする必要があり、5分毎、1分毎、さらには1秒ごとのデータが過去においては用いられていた。しかしながら、実際の市場では取引の成立や板を変化させる注文の到着は不等間隔であり、現在では点過程モデルによる分析も行われるようになっていく。さらに Hayashi and Yoshida(2005)による非同期に観測されるデータを対象とした共分散・相関係数が提案され、高頻度時系列データを同期化することなく分析することが可能になった。さらにこれを先行遅行関係の分析に応用した Hoffmann et al.(2013) の手法を現物株式に適用した林(2015, 2016)などの研究がある。さらに新しい統計学的な手法としては Koike(2021)などが提案されており、Koike(2021)の中では S&P500 指数と E-mini S&P 500 先物および S&P500 の ETF を対象とした実証分析の例が示されている。

3 本稿の目的とデータ

大阪取引所のデリバティブ市場の取引システムは2016年7月19日から新しい J-GATE となり、平均注文処理レイテンシは、それ以前の2ミリ秒から100マイクロ秒となるなどの高速処理が可能になっている。また、日経225min は取引単位が日経225先物の10分の1で、呼値の単位については日経225先物の10円に対し5円とするなど上場当初は個人投資家の売買の受け皿であり、日経225先物に比べて売買は少なかったが、現在では高頻度取引の増加により、日経225先物を上回る取引金額となっている。

このような中で、日経225先物、日経225mini、TOPIX先物間の価格変動の同期化は高まっているとみられるが、これを Hoffmann et al.(2013) の手法による先行遅行関係の推計を利用して計測する。

データとしては2019年10月および11月の2019年12月限月の日中セッションの取引を使用する。価格データとしては次式で定義される Gatheral and Oomen(2010)のマイクロ・プライス(micro-price)の対数を使用する。

$$p_v = \frac{v_a p_b + v_b p_a}{v_a + v_b}$$

ここで、 p_v はマイクロ・プライス、 v_a は最良売気配の数量、 v_b は最良買気配の数量、 p_a は最良売気配値、 p_b は最良買気配値である。マイクロ・プライスの使用を選択する理由は、データの発生時間間隔より短い先行遅行関係は原理的に推計が不可能であり、約定によるティックデータよりも、気配値の情報を反映させる方がより高頻度のデータとして扱えるためである。また、一般的な仲値は最良売気配と最良買気配の価格データのみで決定するため、最良売気配と最良買気配の数量(板の枚数)の変化による影響を受けないが、マイクロ・プライスの使用により、敏感かつ高頻度に最良売気配と最良買気配の情報を反映させることができる。なお、夜間は取引量が比較的小さいため、本稿の分析からは除外し、寄付直後の最良売気配と最良買気配が等しい場合や15時10分0秒以降のデータも除外することとする。推計期間は1日として、各日の推計を行う。データベースに収録されている最小時間単位は1ミリ秒である。

4 推計結果

推計にはRのyuimaパッケージのllag関数を用いている。

表1 日経225先物、日経225mini、TOPIX先物の先行遅行関係(単位:ミリ秒)

日付	日経225min→日経225先物	日経225min→TOPIX先物	日経225先物→TOPIX先物
2019年10月 1日	14.1	14.1	0.1
2019年10月 2日	2.0	23.0	0.1
2019年10月 3日	-0.9	14.0	15.0
2019年10月 4日	-2.0	9.1	0.1
2019年10月 7日	-14.9	13.1	0.1
2019年10月 8日	2.0	28.1	16.0
2019年10月 9日	-9.0	5.0	15.0
2019年10月 10日	-2.0	14.0	0.1
2019年10月 11日	-14.9	0.1	32.0
2019年10月 15日	11.0	16.0	-15.9
2019年10月 16日	-1.0	-1.0	16.0
2019年10月 17日	-7.0	14.1	14.1
2019年10月 18日	10.0	10.0	-15.9
2019年10月 21日	12.0	-7.9	-15.0
2019年10月 23日	14.1	1.0	-2.0
2019年10月 24日	0.1	14.0	-16.0
2019年10月 25日	0.0	14.0	-2.9
2019年10月 28日	0.1	0.1	-16.0
2019年10月 29日	0.0	-14.9	31.0
2019年10月 30日	-5.9	11.1	15.1
2019年10月 31日	0.0	2.0	2.0
2019年11月 1日	-5.9	0.1	13.1
2019年11月 5日	-7.9	5.1	16.0
2019年11月 6日	0.1	14.1	12.0
2019年11月 7日	3.0	14.1	0.1
2019年11月 8日	15.1	13.1	31.1
2019年11月 11日	0.1	0.1	0.1
2019年11月 12日	0.1	15.1	0.1
2019年11月 13日	0.1	-14.9	15.0
2019年11月 14日	0.1	0.1	-14.9
2019年11月 15日	0.1	0.1	15.0
2019年11月 18日	0.1	0.1	15.1
2019年11月 19日	15.1	-14.9	62.1
2019年11月 20日	0.1	-14.9	-32.0
2019年11月 21日	0.1	0.1	-14.9
2019年11月 22日	0.1	0.1	31.1
2019年11月 25日	0.1	0.1	-30.9
2019年11月 26日	0.1	15.1	-15.9
2019年11月 27日	15.1	0.1	-15.0
2019年11月 28日	0.1	0.1	15.0
2019年11月 29日	16.1	16.1	-16.0
平均	1.5	5.6	3.9
標準偏差	7.7	10.3	19.0

計測結果を表1に示す。この数値がプラスであることは、表頭の→の左の先物が右の先物に先行していることを示している。しかし、この結果の数値には注意が必要である。すなわち、Hoffmann et al.(2013)の手法では、lead-lagのパラメータを θ としたときのHayashi and Yoshida(2005)による相関係数を推計したときのコントラスト関数 $U(\theta)$ の絶対値を最大にする θ を反復計算により求める。このとき、 θ は一意に定まるが、図1に示すように実際の $U(\theta)$ の値は±100ミリ秒程度の範囲でフラットであり、表1に示すほどの精度はないと考えられる。日々の値も正負の値があり、平均すると日経225miniが最も先行しており、日経225先物、TOPIX先物の順ではあるが、その標準偏差は平均値に比較して大きく、本稿の手法およびデータによる計測結果としては明確な差は観測できないと考えるのが妥当であろう。

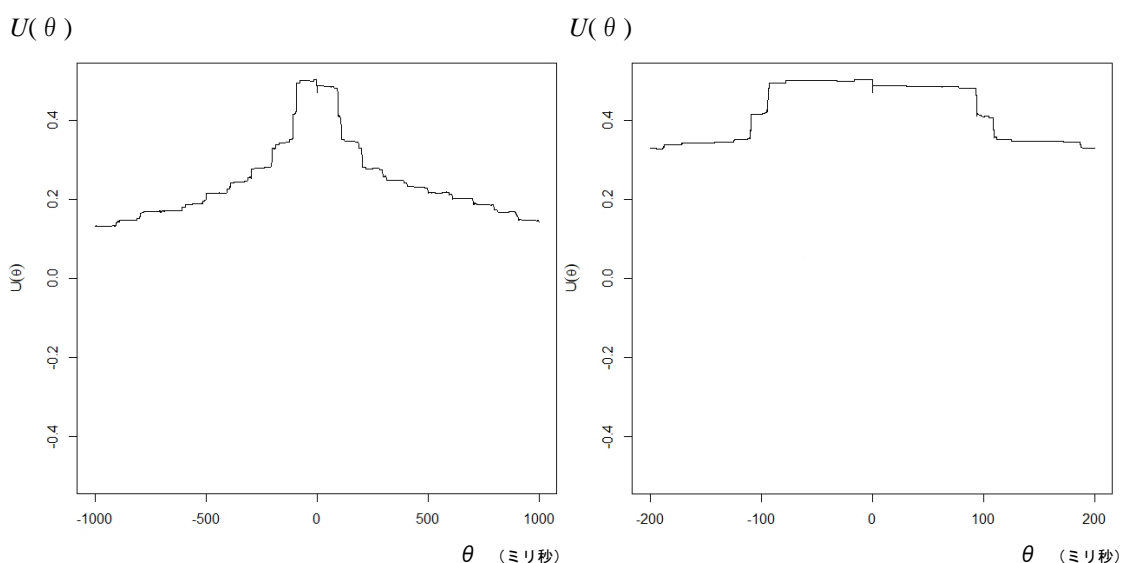


図1 コントラスト関数の最適化の状況

探索の刻み幅は0.1ミリ秒で、右図は左図の θ の探索範囲を狭くしたものである。

2019年10月1日の日経225先物→TOPIX先物の先行遅行時間計測時のものを例示している。

5 まとめ

日経225先物、日経225mini、TOPIX先物の先行遅行関係を分析するため、2019年10月および11月の2019年12月限月の日中セッションのミリ秒単位の非同期のマイクロ・プライスを対象としHoffmann et al.(2013)の手法を適用したところ、明確には先行遅行関係が観測されないという結果となった。さらに細かい時刻が利用可能なデータを用いれば、わずかな差を検出できる可能性は残されている。

謝辞

本研究は日本学術振興会 科学研究費 基盤研究(C) 19K01758 による助成、統計数理研究所共同研究プログラム 2020-ISMCRP-1008 による助成および東京経済大学個人研究助成費課題番号 D20-33 による助成を受けたものです。

参考文献

- 林高樹(2015) 高頻度注文板データによる 2014 年東証ティックサイズ変更の国内株式市場への影響分析, 証券アナリストジャーナル, 53(4), 29-39.
- 林高樹(2016) 国内高速 3 株式市場間の注文板形成の先行遅行関係分析, 『ファイナンスにおける数値計算手法の新展開(ジャフィー・ジャーナル:金融工学と市場計量分析)』(日本金融・証券計量・工学学会 編), 128-155,朝倉書店.
- 森保洋(2010) 日経 225 先物市場の価格発見機能、経営と経済, 長崎大学経済学会第 90 巻 3 号 350-363.
- Bacha, O. and Vila, A. (1994) "Futures markets, regulation and volatility: The case of the Nikkei stock index futures markets," *Pacific-Basin Finance Journal*, 2(2-3), 201-225.
- Brenner, M., Subrahmanyam, M., and Uno, J. (1989) "The behavior of prices in the Nikkei spot and futures market," *Journal of Financial Economics*, 23(2), 363-383. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(89\)90063-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(89)90063-9).
- Gatheral, J. and Oomen, R.C.A. (2010) "Zero-intelligence realized variance estimation," *Finance and Stochastics*, 14(2), 249-283.
- Hasbrouck, J. (1995) "One security, many markets: Determining the contributions to price discovery," *The Journal of Finance*, 50(4), 1175-1199.
- Hayashi, T. and Yoshida, N., (2005) "On covariance estimation of non-synchronously observed diffusion processes," *Bernoulli*, 11 (2), 359 - 379. <https://doi.org/10.3150/bj/1116340299>
- Hoffmann, M., Rosenbaum M., and Yoshida, N. (2013) "Estimation of the lead-lag parameter from non-synchronous data." *Bernoulli*, 19 (2), 426 - 461. <https://doi.org/10.3150/11-BEJ407>
- Iihara, Y., Kato, K. and Tokunaga, T. (1996) "Intraday return dynamics between the cash and the futures markets in Japan," *Journal of Futures Market*, 16, 147-162.
- Kawaller, I., Koch, P., and Koch, T. (1987) "The temporal price relationship between S&P 500 futures and the S&P 500 index," *The Journal of Finance*, 42(5), 1309-1329. doi:10.2307/2328529
- Koike, Y. (2021) "Inference for time-varying lead-lag relationships from ultra-high-frequency data," *Japanese Journal of Statistics and Data Science*. <https://doi.org/10.1007/s42081-021-00106-2>
- Lim, K. (1992) "Arbitrage and price behavior of the Nikkei stock index futures," *Journal of Futures Markets*, 12 (2), 151-161.
- Shyy, G. and Shen, C. (1997) "A comparative study on interday market volatility and intraday price transmission of Nikkei/JGB futures markets between Japan and Singapore," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 9, 147-163. <https://doi.org/10.1023/A:1008260409114>

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。