

## 日経 225 先物，日経 225mini，日経 225 マイクロ先物の注文不均衡とリターン

吉田 靖\*

## 1 はじめに

2023 年 5 月 29 日，大阪取引所は日経 225 マイクロ先物取引，日経 225 ミニオプション取引，TONA3 か月金利先物取引等の 6 商品の取引を新たに開始した。その中でも日経 225 マイクロ先物取引は取引量の拡大が顕著であり，2024 年 2 月の取引高は 5,203,961 枚と日経 225 先物の 1,450,269 枚や日経 225 オプション全体の 1,635,220 枚を上回っている<sup>1</sup>。また，同一の取引所の売買システム内で，日経平均株価という全く同一の原資産を持つ異なる先物が比較的高い流動性を保ちながら 3 商品取引されている例もあまりないことから，本稿では日経 225 先物，日経 225mini，日経 225 マイクロ先物の 1 分間隔の価格と約定データを用いて，これら 3 商品の価格変動の特徴を特に注文不均衡と関連付けて分析を行う。

まず，これら 3 商品の主な取引制度を比較すると表 1 のようになり，最も大きな違いは取引単位であり，呼値の単位は日経 225 先物のみが異なる。限月についてはそれぞれ異なるが，特に日経 225 先物は四半期限月のみとなっている。

表 1 大阪取引所上場の日経平均株価を原資産とする先物商品の主な取引制度比較

名称	日経225先物	日経225mini	日経225マイクロ先物
取引開始日	1988年9月3日	2006年7月18日	2023年5月29日
取引単位	日経平均株価×1,000円	日経平均株価×100円	日経平均株価×10円
呼値の単位	10円	5円	5円
限月取引	四半期限月(最長8年) 6・12月限:直近の16限月 3・9月限:直近の3限月	四半期限月(最長5年) 6・12月限:直近の10限月 3・9月限:直近の3限月 その他の限月(最長5か月) 直近の3限月	四半期限月:直近の2限月  その他の限月:直近の2限月
立会時間	<日中>オープニング:8:45,レギュラーセッション:8:45~15:10,クロージング:15:15 <夜間>オープニング:16:30,レギュラーセッション:16:30~翌5:55,クロージング:翌6:00 オープニングで取引が成立しない場合,レギュラーセッションに移行 クロージングで取引が成立しない場合,ザラ場引け		
取引最終日	各限月の第2金曜日(休業日に当たる場合は,順次繰り上げ)の前日に終了する取引日		
J-NET取引	あり(呼値の単位:0.0001円,最低取引単位:1単位)		なし

出所：日本取引所グループウェブサイトを元に著者作成

次に，2023 年 1 月から 2024 年 2 月までの取引高の推移を表 2 により見ると，5 月に上場するまでは日経 mini のシェアが 90%強であったのに対し，上場して以降は日経 225 マイクロ先物が徐々にシェアを伸ばし，日経 225mini のシェアが縮小していることがわかる。

\* 東京経済大学 経営学部 教授，統計数理研究所 客員教授

<sup>1</sup> 取引金額で見ると，日経 225 マイクロ先物の同月は約 19,641 億円で，最大の日経 225mini の約 783,152 億円や同時に取引を開始した TONA3 か月金利先物の約 35,521 億円との差は大きい。

ただし、日経 225mini の取引高そのものには減少傾向は見られない。

表 2 大阪取引所上場の日経平均株価を原資産とする先物商品の取引高の推移

年月	日経225先物		日経225mini		日経225マイクロ先物	
	取引高 (枚)	シェア (%)	取引高 (枚)	シェア (%)	取引高 (枚)	シェア (%)
2023年01月	1,346,368	7.4	16,798,480	92.6		
2023年02月	1,182,819	7.1	15,382,518	92.9		
2023年03月	2,569,403	8.7	26,798,762	91.3		
2023年04月	1,135,536	6.2	17,105,146	93.8		
2023年05月	1,738,685	7.4	21,575,677	92.4	35,618	0.2
2023年06月	2,977,162	9.3	27,896,758	86.9	1,211,276	3.8
2023年07月	1,591,313	6.5	21,367,754	86.7	1,678,795	6.8
2023年08月	1,478,707	5.9	20,777,137	82.3	2,991,830	11.8
2023年09月	1,989,839	8.2	19,700,645	80.9	2,649,048	10.9
2023年10月	1,828,319	5.6	26,087,874	79.8	4,767,589	14.6
2023年11月	1,336,327	5.7	18,388,262	78.0	3,852,788	16.3
2023年12月	1,921,577	8.0	18,606,850	77.0	3,635,796	15.0
2024年01月	1,409,668	5.2	21,019,789	77.4	4,721,972	17.4
2024年02月	1,450,269	5.3	20,797,388	75.8	5,203,961	19.0

出所： 日本取引所グループウェブサイトを元に著者作成

さらに、大阪取引所の投資部門別取引状況により、これらの先物を活発に売買している部門を見ると、例えば 2024 年 2 月（2 月 5 日から 3 月 1 日まで）では日経 225 マイクロ先物の全取引高に占める海外投資家計の合計が 61.7% で最も多く、次いで個人計の合計が 38.0% であるのに対し、日経 225 先物の海外投資家計の合計は 86.6%、日経 225mini は同様に 79.5% で残りの大半は個人計である。このように 2 位ながらも個人のシェアが高くなっている傾向は日経 225 マイクロ先物が上場されてから本稿執筆時点まで続いている。

一方、理論的にこの 3 商品の先物を考えると、清算に用いる原資産の SQ 値は全く同一であり、満期も同じであれば理論的な価値は同じで、取引に伴うコストが存在しなければ、一物一価の法則が成り立つはずである。しかしながら、現実の市場にはさまざまな摩擦によるコストが存在し、短期的には同一の価格が市場で形成されるとは限らない。このためこれらの現象を分析対象とする多くのマーケット・マイクロストラクチャーの実証研究が存在している中で、これら 3 商品の違いが表 1 のように限定されていることは、研究目的によっては実験計画に適しており、結論の説得力が増す可能性が高くなることが期待される。

経済学にとって一物一価の法則は最も基本的な検証課題のひとつであり、古くから多くの実証研究が存在している。その中でも株式およびそのデリバティブを対象とした研究として代表的なものは、内外の株式市場において、デリバティブ取引の隆盛による現物市場への影響が実務的にも懸念された時期に、Kawaller *et al.* (1987) や Brenner *et al.* (1989) などのような現物市場と先物市場の関係を検証する一連の研究がある。

その後、Hasbrouck (1995) が同じ銘柄が複数の市場で取引されている場合の価格決定の主導権すなわち価格発見力を比較するための指標として、ベクトル誤差修正モデルによる情報シェア指標を提案し、他にも同様な指標として Gonzalo and Granger (1995) の common

factor component share なども提案されている。特に分析対象として本研究に近いものとしては Fassas(2021) が S&P 500 や Nasdaq 100 など 4 つの株価指数のマイクロ E-Mini 先物の上場を契機として E-Mini 先物と比較し、1 分間隔のリターンデータによってマイクロ E-Mini 先物の価格発見機能が E-Mini 先物と同等であることを示している。

しかし、一物一価の法則の研究としては、それを短期的に妨げる要因の検証が欠かせず、大きな要因のひとつと考えられる流動性を同時に織り込んだモデルを作成することは重要でありながら比較的多くないと見られる。本稿ではこの問題の解決にまでは至っていないが、検証課題として重要であることを 3 商品の 1 分間隔のデータによって指摘する。

## 2 データと分析モデル

本稿の目的に沿って検証に利用可能な範囲で条件を整えることを優先し、まず、同一の限月の先物を使うことが望ましい。また日経 225 マイクロ先物の上場直後の過渡期よりも、安定期のデータを利用すべきである。この点で前節の表 2 に示すように 2023 年 10 月以降本稿執筆時点まではその取引高シェアは一定の範囲を保っており、取引参加者の習熟度もある程度のレベルに達していると考えられる。この結果、これら 3 商品共に取引が多い 2023 年 12 月限のデータを用いる。このため本稿では 2023 年 10 月 31 日 (火) の 16:30 から 11 月 30 日 (木) 15:10 までの気配データと約定データにより 1 分間隔のデータを作成し検証に用いる。データベースは日経メディアマーケティング株式会社の「NEEDS ティックデータ」を利用する。本データベースは約定に関するデータはすべて収録しているが、気配データは約 100ms 間隔のスナップショットとなっており、厳密性にやや欠けるが、1 分間の観測値として存在する最後の最良売気配値と最良買気配値の仲値を価格データとして用いることとする。この 1 分間に気配値の更新がなかった場合は、それ以前からの気配値が続いているので、さかのぼり同じ価格とする。なお、分析期間の全セッションで取引開始直後の 1 分間に気配値データが存在しており、セッションをまたいで価格が引き継がれることはない。この結果、各先物には 23,840 件の時系列データが存在している。

ザラ場での売注文と買注文のどちらが優勢かを示すために、1 分間の約定データのうち直前の売気配値での約定件数から直前の買気配値での約定件数を差し引き、売気配値約定超過件数とし、注文不均衡を表す変数とする。なお、本指標は約定件数ベースであるので、約定枚数や取引金額の差異を反映していない。さらに、本指標は裾が広い分布となっているため、一部の極端な値が推計結果に与える影響が懸念されることから、元データの 1 標準偏差に近い  $\pm 20$  の範囲に収まるよう 20 を超える値は 20 とし、-20 未満の値は -20 とする。

これまでの多くの実証研究はリターンやボラティリティに関しては動的な変動を考慮しているが、流動性指標についてはある時点乃至期間の計測の比較などにとどまっていることを改善するため、本稿での検証には注文不均衡指標を含めたベクトル自己回帰 (VAR) モデルを使用する。これは分析対象の 3 先物はいずれも流動性が高く、売買スプレッドは最小の呼値 (1 ティック) であることが多いことと、個別株式の流動性の計測とは異なり、基

本的に同一の価値で共に変動しているため、価格変動は他の先物の売買からも影響を受けることによる。モデルとしては、注文不均衡の内生性を考慮する必要性は高いと考えられるが、本稿では注文不均衡を取り入れるモデルの重要性を指摘するにとどめ、より精緻なモデルの定式化は今後の課題とする。

モデルの推計前に VAR モデルの計測に必要な単位根検定を Augmented Dickey-Fuller 検定により行った。結果の詳細は省略するが、価格の対数を用いた場合、単位根を持つという帰無仮説を棄却できない場合もあるが、価格の対数値の 1 階階差とした場合には単位根を持つという帰無仮説を棄却することを確認したため、以後、3 先物の 1 分間隔の対数リターンを変数として用いる。

以上により作成した 6 変数の基本統計量を表 3 に、相関係数を表 4 に示す。当然ではあるが、呼値が同じ日経 225mini と日経 225 マイクロ先物のリターンはほぼ同様な変動をしていることがわかる。また売気配値約定超過件数とリターンの相関を見るとわずかではあるが、日経 225 マイクロ先物の売気配値約定超過件数がどの先物に対しても相関が最も高くなっている。さらに、売気配値約定超過件数同士の相関を見ると、投資部門のシェアが異なる日経 225mini と日経 225 マイクロ先物の相関係数が最も高くなっている点が興味深い。

表 3 基本統計量

	リターン(%)			売気配値約定超過件数		
	日経225先物	日経225mini	日経225マイクロ先物	日経225先物	日経225mini	日経225マイクロ先物
平均	0.0003	0.0003	0.0003	-0.0688	0.1225	0.1250
メジアン	0.0000	0.0000	0.0000	0	0	0
最大値	0.4716	0.4716	0.4716	20	20	20
最小値	-0.2439	-0.2440	-0.2440	-20	-20	-20
標準偏差	0.0285	0.0270	0.0268	6.2480	13.5094	9.1127
歪度	0.1125	0.1445	0.1437	-0.0306	-0.0058	0.0036
尖度	8.8039	10.3675	10.5074	5.3190	1.8283	3.3703

出所： 筆者作成

表 4 相関係数

	リターン(a)			売気配値約定超過件数(b)		
	日経225先物	日経225mini	日経225マイクロ先物	日経225先物	日経225mini	日経225マイクロ先物
日経225先物(a)	1.0000	0.9275	0.9266	0.4225	0.3844	0.4701
日経225mini(a)	0.9275	1.0000	0.9909	0.4228	0.4068	0.4968
日経225マイクロ先物(a)	0.9266	0.9909	1.0000	0.4252	0.4072	0.5033
日経225先物(b)	0.4225	0.4228	0.4252	1.0000	0.4638	0.4506
日経225mini(b)	0.3844	0.4068	0.4072	0.4638	1.0000	0.5866
日経225マイクロ先物(b)	0.4701	0.4968	0.5033	0.4506	0.5866	1.0000

出所： 筆者作成

### 3 推計結果

Schwarz 情報量規準を用いると内生変数の最適なラグ数は 21 となったため、このラグ数を指定して VAR モデルを推計し、表 5 に掲載している。なおラグ数が多いため一部掲載を省略しているが、前後から類推可能な推計結果である。外生変数に売気配値約定超過件数のなしとありの 2 とおりを比較すると、表 5 のとおり赤池情報量規準によっても Schwarz 情報量規準によっても、外生変数ありがモデルとして選択される。特に日経 225 先物が他の先物の説明変数となっている係数の符号が逆転していることにも注意が必要である。なお

外生変数のラグ数は Schwarz 情報量規準によって選択している。

表 5 VAR モデルの推計結果

被説明変数	外生変数なし			外生変数あり		
	日経225先物	日経225mini	日経225マイクロ先物	日経225先物	日経225mini	日経225マイクロ先物
日経225先物(-1)	-0.9541700 *	-0.0095761 *	-0.0046987 *	-0.8348001 *	0.1123918 *	0.1177095 *
日経225先物(-2)	-0.9049754 *	-0.0158073 *	-0.0099735 *	-0.8015910 *	0.0895525 *	0.0956601 *
日経225先物(-3)	-0.8749159 *	-0.0285579 *	-0.0252977 *	-0.7682437 *	0.0811248 *	0.0854587 *
日経225先物(-4)	-0.8333030 *	-0.0282304 *	-0.0235921 *	-0.7322247 *	0.0757707 *	0.0813952 *
日経225先物(-5)	-0.7662626 *	-0.0106644 *	-0.0039224 *	-0.6757764 *	0.0824946 *	0.0901889 *
(途中省略)						
日経225先物(-21)	-0.0394176 *	0.0050277 *	0.0056796 *	-0.0509434 *	-0.0065940 *	-0.0060059 *
日経225mini(-1)	0.2165586	-0.7116251	0.1910197	0.2771861	-0.6487786	0.2566497
日経225mini(-2)	0.3265143	-0.5606134	0.2754215	0.3914636	-0.4914491	0.3491625
日経225mini(-3)	0.3102360	-0.5248251	0.2584699	0.4106832	-0.4178388	0.3713670
日経225mini(-4)	0.2660492	-0.5459536	0.1823747	0.4418025	-0.3622144	0.3732196
日経225mini(-5)	0.3874520	-0.3863631	0.2945605	0.5510202	-0.2143489	0.4739146
(途中省略)						
日経225mini(-21)	0.0060561	-0.0452432	0.0012656	0.0868850	0.0372796	0.0850093
日経225マイクロ先物(-1)	0.7159926	0.7010107	-0.2041873	0.4234686	0.4016444	-0.5094436
日経225マイクロ先物(-2)	0.5650995	0.5644707	-0.2759271	0.3810386	0.3716563	-0.4767170
日経225マイクロ先物(-3)	0.5579632	0.5473246	-0.2389939	0.3458507	0.3247192	-0.4699711
日経225マイクロ先物(-4)	0.5705217	0.5781523	-0.1544861	0.2842632	0.2805016	-0.4608828
日経225マイクロ先物(-5)	0.3790508	0.3984276	-0.2894456	0.1237332	0.1317717	-0.5646833
(途中省略)						
日経225マイクロ先物(-21)	0.0380746	0.0405630	-0.0059820	-0.0307885	-0.0298850	-0.0775421
定数項	0.0003048 **	0.0002955 **	0.0002953 **	0.0002542 **	0.0002448 **	0.0002423 **
売気配値約定超過件数						
日経225先物				0.0008567 **	0.0008774 **	0.0008756 **
日経225mini				0.0002505 **	0.0002551 **	0.0002590 **
日経225マイクロ先物				0.0011827 **	0.0011952 **	0.0012087 **
日経225先物(-1)				0.0000104 **	0.0000027 **	-0.0000024 **
日経225mini(-1)				-0.0000916 **	-0.0000897 **	-0.0000900 **
日経225マイクロ先物(-1)				-0.0001441 **	-0.0001418 **	-0.0001332 **
日経225先物(-2)				0.0000282 **	0.0000356 **	0.0000413 **
日経225mini(-2)				-0.0000663 **	-0.0000634 **	-0.0000635 **
日経225マイクロ先物(-2)				-0.0000452 **	-0.0000441 **	-0.0000379 **
決定係数	0.0713	0.0086	0.0040	0.3694	0.3536	0.3583
自由度調整済決定係数	0.0688	0.0058	0.0012	0.3674	0.3515	0.3563
残差平方和	16.9543	16.1157	16.0398	11.5123	10.5075	10.3336
標準誤差	0.0272	0.0265	0.0265	0.0224	0.0214	0.0212
F値	27.9142	3.1404	1.4481	186.2189	173.8724	177.4939
対数尤度	50203.312	50785.680	50839.869	54647.258	55695.711	55887.256
赤池情報量基準	-4.3675	-4.4183	-4.4230	-4.7539	-4.8452	-4.8619
Schwarz情報量基準	-4.3451	-4.3958	-4.4006	-4.7283	-4.8196	-4.8363

(注) \*\* は有意水準 1% で帰無仮説を棄却し, \* は有意水準 5% で帰無仮説を棄却することを示す。

出所: 筆者作成

以上により、注文不均衡を変数に含んだモデルの優位性が明らかになったので、このモデルによるインパルス応答関数を示した図 1 により、各イノベーションの影響を見る。第 1 に、日経 225 先物は他の先物と比べて、1 期目で大きな反応となり、翌期でマイナスとなる調整が発生していることがわかる。第 2 に日経 225mini は自分自身と日経 225 マイクロ先物からのイノベーションには第 1 と同様のパターンでやや小さめの反応となっている。第 3 に、日経 225 先物から日経 225mini へは 2 期目のプラスの反応以外は小さな反応となっている。このパターンの反応は日経 225 マイクロ先物への他の先物からのイノベーションにも現れているが、他の先物のパターンよりはいずれも小さい反応となっている。

#### 4 おわりに

本稿では 2023 年 11 月の日経 225 先物、日経 225mini、日経 225 マイクロ先物の 2023 年 12 月限の 1 分間隔の価格と約定データを用いて、これらの商品の違いは主として取引単位(倍率)と呼値であるが、注文不均衡が価格形成に短期的には異なる影響を与えている可能

性を指摘し、価格発見機能の検証に用いられるVARモデルがリターンのみの変数となっている場合に、重要な変数が欠けている例があることを示している。注文不均衡をどのように定式化するか等の問題は残されており、より精緻な検証を行う必要がある。

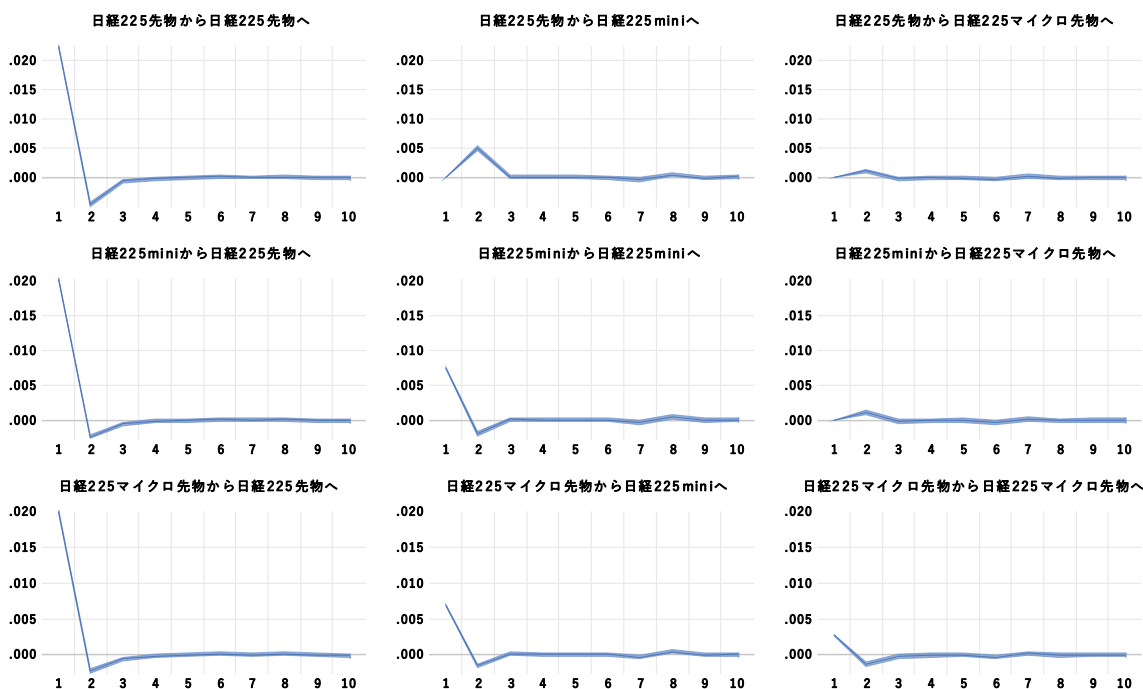


図1 VARモデルによるインパルス応答関数

出所：筆者作成

### 参考文献

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).

Fassas, A. P. (2021) "Price discovery in a new futures market: Micro E-Mini index futures," *The Journal of Derivatives* Fall,29 (1)70-94 doi10.3905/jod.2021.1.131

Gonzalo, J. and Granger, C. (1995) "Estimation of common long-memory components in cointegrated systems," *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(1), 27-35.

Hasbrouck, J. (1995) "One security, many markets: Determining the contributions to price discovery," *The Journal of Finance*, 50(4), 1175-1199.

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

### 謝辞

本研究は日本学術振興会 科学研究費 基盤研究(C) JP19K01758, および統計数理研究所一般研究 1(2023-ISMCRP-1006)および東京経済大学個人研究助成費課題番号 22-27 による助成を受けたものです。

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。  
 筆者および株式会社大阪取引所は、本資料に基づく投資あるいは類似の行為により発生した如何なる損失や損害に対して、一切の責任を負うものではありません。