

# 指値注文市場における注文不均衡とマーケットインパクトの日中変動：東京金先物市場における分析

吉 田 靖

## 1. はじめに

金融・証券市場は、単に流動性を提供する場としてのみではなく、価格の発見機能を通じて、効率的な資源配分に寄与して経済の厚生を向上させ、また、金融センターの中心となる社会的インフラでもあり、国全体の競争力向上にとっても重要な存在である。これらの市場を構成する取引所に対する近年の投資家のニーズは、取引システムの安定性、高速性、取引時間の延長から、決済制度、法的な規制の改善まで多岐に亘っている。このような状況の中で各取引所では、取引システムの機能改善、取引時間の延長などの対策を実施している。一方で、処理速度の高速化をフラッシュクラッシュの発生の一因とする意見や、そのような極端な事例にまでは至らないまでも高頻度取引が他の取引参加者の収益機会を奪っているという意見や、逆に市場に流動性を供給しているという意見もあり、市場のマイクロストラクチャーを理論的に解明し、実際の高頻度データに基づいて分析することが重要になっている<sup>1)</sup>。

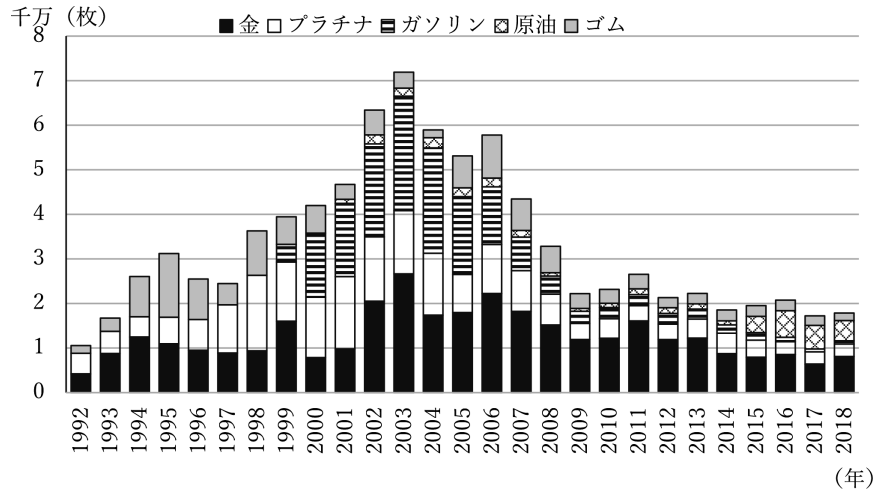
しかし、このような取引所の重要性にもかかわらず、日本の代表的な商品市場である東京商品取引所の出来高は図1のように2003年をピークとして下降し、2009年以降はほぼ横這い乃至弱含みで低迷している<sup>2)</sup>。

個別の出来高を見ると、プラチナやガソリンが最大の出来高となった期間も存在しているが、2005年以降は金先物が最大の出来高となっており、約3割強から6割のシェアとなっている。金先物の出来高と価格の推移は図2のとおりであるが、2000年から2012年の間、価格は上昇傾向にありながら、出来高は金単独で見ても2003年をピークとして下降トレンドにあるように見える。

その他の商品先物としては、図1のように原油の出来高がやや増加している。また、東京商品取引所では2019年9月17日に電力先物が上場されたが、10月16日までの1か月間の売買高は合計93枚と静かなスタートとなった。東京商品取引所は2019年10月1日に日本取引所の子会社となり、金などの貴金属と農産物のデリバティブは2020年に同じ日本取引所傘下の大阪取引所に移管されるとみられている。また、世界的に見ても、金は安全資産としての役割や、工業製品としての需要や宝飾需要もあり、経済全体としても注目度が高い商

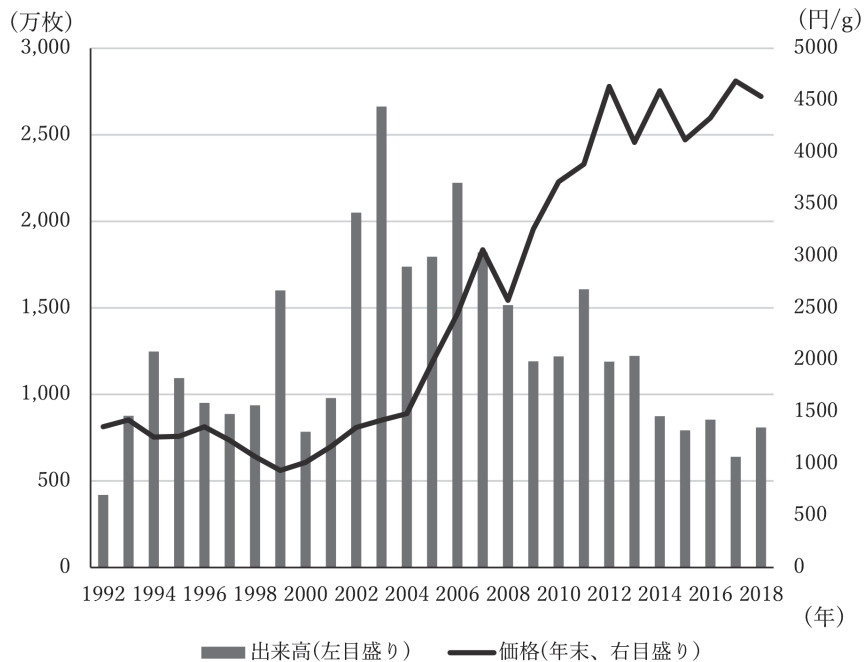
指値注文市場における注文不均衡とマーケットインパクトの日中変動

図1 主な商品先物の年間出来高の推移



注：出来高は標準取引全限月の年間集計  
出所：東京商品取引所公表データにより筆者作成

図2 金先物の価格と出来高の推移



注：価格は期先。出来高は全限月の合計。  
出所：東京商品取引所のデータをもとに筆者作成

品となっている。このような金先物取引の現況に鑑みて、本研究では東京商品取引所における金先物を分析対象として、約定および気配の更新を用いた高頻度データにより、日中の注文不均衡がリターンに与える影響からマーケットインパクトを計測し、流動性を分析することを目的とする。特に次節で述べるとおり東京商品取引所では2016年9月20日から、システムの高速化と取引時間の延長を行っている。延長された時間帯の中には、早朝の取引量の少ない時間帯も含まれることから、この時期の市場の流動性が時間帯によって異なるかどうかを検証することに意義があると考えられる。

## 2. データ

東京商品取引所は、東京証券取引所や大阪取引所と同様に以前よりオーダードリブン市場であり、取引は個別競争売買により約定され、外国為替市場や海外の取引所のような売りと買いの価格を常に提示する義務のあるマーケットメーカーは存在しない。このような市場での典型的な注文は、指値注文と成行注文である。未約定の指値注文により気配値が構成され、ある時刻における買い指値注文のうち最も高い指値が最良買い気配、最も安い売り指値注文が最良売り気配である。成行注文は価格を問わずその時点での最良気配で売買を成立させるもので、そのため指値注文より優先されて約定する。

東京商品取引所で2016年9月20日から利用されている取引システムは、大阪取引所で2016年7月19日から利用されている「J-GATE」を共同利用しているものである。これにより、商品デリバティブと金融デリバティブを同じ環境で売買できるようになり、また処理速度の一層の高速化により、高速売買を手がける海外のプロップハウスが参加しやすい環境を整えられたと言われている。

新システムの導入により、貴金属は日中立合が9時00分から15時15分までだったものが8時45分から15時10分までがザラバ、15時15分に引板合わせとなり、また夜間立合は16時30分から翌朝4時00分だったものが16時30分から翌朝5時25分までがザラバ、5時30分に引板合わせとなり、取引時間の延長も実施された。

今回の分析に用いたデータは、「レベル1マーケットデータ」と呼ばれるもので、板の更新と5本気配が変わる都度の5本気配情報、約定が発生する都度の約定情報の2種類のレコードから構成されており、データ収録はナノ秒単位である。したがって、個別の注文フローのデータは含まれていないことにより、Chiu et al. (2014) や Chiu et al. (2017) のような注文のタイプ別の影響を計測することはできない。また、本研究ではザラバ時間中のマーケットインパクトを分析の対象とするので、立会開始時刻前の気配情報および引板合わせの情報は除外する。

分析にあたって、貴金属先物は約1年先を最長とする満期の異なる6限月が同時に上場さ

れ、約2か月毎に期近が満期を迎えると新しい期先が上場されて銘柄が変わっていくことを考慮する必要がある。芹田他(2005)や岩壺(2014)、吉田(2016)などの先行研究は各指標算出時点での最も満期が長い期先物が分析期間中に継続していると見做して各指標を算出して分析をしているが、本研究では、最も流動性が高いと思われる期先物を1銘柄選択し、その銘柄が期先物となっている期間を分析対象とする。すなわち、分析に用いる期間は新システム導入後の最初の新月である2017年10月限の発会日であった2016年10月27日から次の新月発会日の前営業日であった2016年12月22日までとする。

日中のマーケットインパクトの変動を計測するため、取引時間を時刻により[8:45, 8:50)のように5分間隔の半開区間で区切る。これにより、1日の取引時間は234区間となる。なお、ザラバ終了時刻を過ぎているレコードが少数存在するがこれらは計測から除外する。

価格は(1)式のように区間の終了時点の最良気配値をその時点の最良気配数量で加重する Gatheral and Oomen (2010) のマイクロ・プライス (micro-price) を使用する。

$$p_v = \frac{v_a p_b + v_b p_a}{v_a + v_b} \quad (1)$$

ここで、 $p_v$  はマイクロ・プライス、 $v_a$  は最良売り気配の数量、 $v_b$  は最良買い気配の数量、 $p_a$  は最良売り気配値、 $p_b$  は最良買い気配値である。

5分間のリターン  $r$  は前区間と当該区間のマイクロ・プライスの対数差分を使用し、ザラバの最初の区間のリターンは欠測値とする。約定の分類については、最良売り気配値で約定した場合を「買い成行注文」で約定したとみなし、最良買い気配値で約定した場合を「売り成行注文」で約定したとみなす。したがって、厳密には例えば最良売り気配値以上の価格を指定した買い指値注文で約定した場合も「買い成行注文」とみなされることになる。それぞれの区間内の約定頻度を算出し、「買い成行注文」約定回数を  $b$  とし、「売り成行注文」約定回数を  $s$  とし、(2) 式のとおりこの差  $b-s$  を注文不均衡  $oi$  とする。

$$oi = b - s \quad (2)$$

この他に、基本的な流動性の尺度として、気配スプレッドもしくはビッド・アスク・スプレッドを(3)式により定義する。気配スプレッドは最良売り気配値と最良買い気配値の乖離を示すものである。金先物価格は、金1g当たりの価格であり、1ティック1円であるので、ティック単位に変換した指標を宇野(2011)に従いティック・スプレッドと呼ぶとき、本研究では気配スプレッドとティック・スプレッドは同値である。

$$\text{気配スプレッド} = p_a - p_b \quad (3)$$

最後にデプス指標は、それぞれの最良気配における注文の枚数とする。

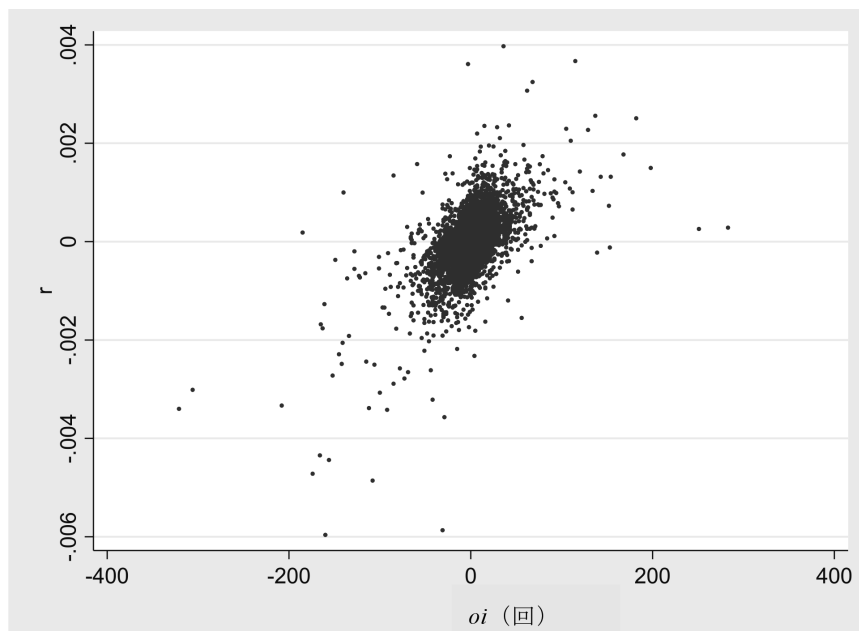
以上の指標の基本統計量を表1に示す。表1の統計量から、特に出来高、イベント数、

表 1 基本統計量  
 $n=9048$

変数名	単位	平均	標準偏差	最小	最大
出来高	枚	121.2120	212.3934	0	4249
イベント数	回	3672.0030	3816.1930	0	59886
気配スプレッド	円	1.1023	0.1406	0.9965	5.2753
買いデプス	枚	39.2807	19.4979	1.0000	314.6907
売りデプス	枚	40.5091	20.0465	1.0169	265.1411
買い約定回数 $b$	回	20.2957	34.9349	0	707
売り約定回数 $s$	回	20.7318	36.7835	0	738
注文不均衡 $oi$	回	-0.4361	19.7210	-321	283
リターン $r$		-0.0000043	0.0004531	-0.0059621	0.0039728

2016年10月27日から2016年12月22日までの金先物期先物の5分間隔での流動性指標  
 出所：筆者作成

図 3 リターンと注文不均衡の散布図



買い約定回数および売り約定回数はそれぞれの平均に比べて標準偏差が大きく、変動が大きいことがわかる。一方、気配スプレッドはごく希に大きな値となるが標準偏差は小さな値となっており、気配スプレッドでみた流動性は他の流動性指標より安定している可能性がある。

次に実際の推計を行う前に、リターンと注文不均衡の散布図を図3に示す。図3からは明らかに正の相関が存在し、買い約定回数が相対的に多い区間では正のリターンが多く、売り

約定回数が相対的に多い区間では負のリターンが多くなっていることがわかる。

### 3. 推計方法

注文不均衡とマーケットインパクト関係を分析している先行研究の代表例としては、Su et. al (2011) および Ranaldo (2004) 等がある。彼らはリターンの変動を GARCH モデルで記述するなど精緻なものとなっている。また、Hautsch and Huang (2012) は VAR モデルによるマーケットインパクトを計測している。このような中で、本研究では約 2 か月間のデータで限定されているので通常の回帰分析によることとした。

前節で作成した 5 分間隔の注文不均衡  $oi$  と、0 時台、1 時台などの時間帯  $h$  によるダミー変数  $D_h$  との積を説明変数とし、5 分間隔のリターン  $r$  を被説明変数、 $c$  を定数項、 $\varepsilon$  を攪乱項として (4) 式のスペシフィケーションによる回帰分析を行う。本研究では (4) 式の回帰係数  $\beta_h$  によりマーケットインパクトを計測する。また、先行研究では説明変数のラグなども考慮されているが、今回は同じ区間の変数のみを使用している。なお、ダミー変数  $D_h$  は区間  $t$  が  $h$  時台に属する場合には 1、そうでない場合は 0 である。

$$r_t = c + \sum \beta_h D_h oi_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

### 4. 推計結果

(4) 式の推計結果を表 2 に示す。

表 2 によると、係数は有意水準 1% で、定数項を除きほぼ有意となっており、決定係数は 0.3468 とシンプルなモデルではあるが説明力は高くなっている。係数部分を折れ線グラフにすると図 4 のようになり、朝方の寄り付きの時間帯、および 12 時から 15 時の時間帯のマーケットインパクトが他の時間帯よりも小さくなっており、早朝の 4 時台などの時間帯はマーケットインパクトが大きくなっていることがわかる。

### 5. まとめ

今回の分析結果は、東京商品取引所のシステム更新により、取引時間を延長した早朝の時間帯でマーケットインパクトが大きくなっていることを示唆している。しかし、その詳細はより精緻な計測モデルの利用、データの延長、旧システムとの比較等が必要であり、今後の課題である。特に Darrat et al. (2003) のような情報による影響を検証すべきであろう。

電子取引の拡大は著しいが、その主たる取引手法である指値注文市場のマーケットマイク

表2 推計結果 (OLS)

注文不均衡の係数 ( $\beta$ )				
時間帯 (時台)	係数	標準誤差	$t$ 値	$P$ 値
0	0.00001270	0.00000065	19.62	0.000
1	0.00001800	0.00000089	20.18	0.000
2	0.00001100	0.00000085	12.88	0.000
3	0.00001560	0.00000113	13.79	0.000
4	0.00002040	0.00000152	13.37	0.000
5	0.00001640	0.00000284	5.79	0.000
8	0.00000665	0.00000201	3.30	0.001
9	0.00001030	0.00000089	11.60	0.000
10	0.00001720	0.00000070	24.55	0.000
11	0.00001700	0.00000090	18.76	0.000
12	0.00000954	0.00000095	10.04	0.000
13	0.00000765	0.00000104	7.36	0.000
14	0.00000760	0.00000085	8.91	0.000
15	0.00000742	0.00000198	3.75	0.000
16	0.00001310	0.00000169	7.79	0.000
17	0.00001670	0.00000089	18.70	0.000
18	0.00001120	0.00000127	8.82	0.000
19	0.00001180	0.00000105	11.22	0.000
20	0.00001390	0.00000136	10.22	0.000
21	0.00001290	0.00000106	12.17	0.000
22	0.00001140	0.00000070	16.26	0.000
23	0.00001440	0.00000048	30.22	0.000
定数項	0.00000325	0.00000388	0.84	0.402

決定係数=0.3468, 自由度調整済決定係数=0.3452

観測データ数=8,970,  $RMSE=0.00037$

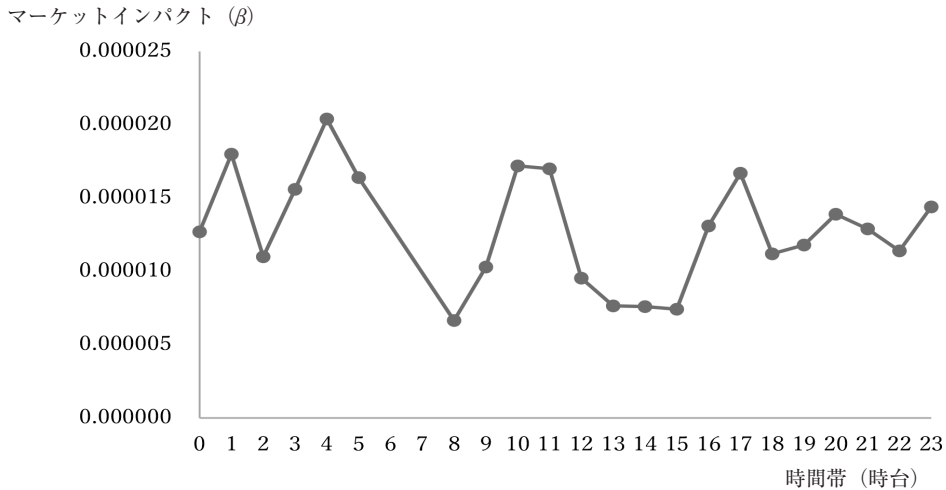
注) 5時台, 8時台, 15時台, 16時台の時間帯の取引時間は60分間ではない。

ロストラクチャーには以上のように研究上の課題も多い。本研究により、売買スプレッドなどのよく用いられている流動性指標に加えて、マーケットインパクトを計測することの重要性および取引時間帯による変動を分析することの重要性は確認することができた。

## 謝辞

本研究は平成31年(令和元年)度科学研究費基盤研究(C)課題番号19K01758による助成, 統計数理研究所共同研究プログラム(2019—ISMCRP—一般研究1-00128, 2019—ISMCRP—一般研究1-00147), および東京経済大学平成30年度国内研究員による助成を受けたものです。また利用している取引データは東京商品取引所から提供されたもので

図4 日中のマーケットインパクトの推移



出所：筆者作成

す。記して感謝致します。

注

- 1) 例として, Foucalt et al. (2005) はオーダードリブン市場の理論モデルを提案している。また, 取引制度を検証している研究としては, Fan and Lai (2006) および Ohta (2006) などがある。
- 2) この要因は, 山岡 (2016) により詳しく解説されている。

参考文献

- [1] 岩壺健太郎. 2014. 「第9章 金先物市場の流動性と効率性」, 池尾和人・大野早苗編著『コモディティ市場と投資戦略』勁草書房。
- [2] 宇野淳. 2011. 「第7章 ティックデータによる流動性の計測」早稲田大学大学院ファイナンス研究科編『株式市場の流動性と投資家行動—マーケット・マイクロストラクチャー理論と実証』中央経済社。
- [3] 芹田敏夫, 濱田隆道, 荒木浩介, 坂本智幸. 2005. 「金先物市場の日中の価格形成と流動性: 取引データに基づく実証研究」『東京工業品取引所市場構造研究所ワーキングペーパー』No. 05-01。
- [4] 山岡博士. 2016. 「第2章 我が国の商品先物市場」『コモディティ市場のマイクロストラクチャー』中央経済社。
- [5] 吉田靖. 2016. 「第5章 商品先物の軽輩データによる流動性分析」『コモディティ市場のマイクロストラクチャー』中央経済社。
- [6] Chiu, Junmao, Huimin Chung, and George H. K. Wang. 2014. Intraday liquidity provision by trader types in a limit order market: Evidence from Taiwan index futures. *Journal of Futures*



- Markets* 34: 145–72. 10.1002/fut.21586.
- [ 7 ] —. 2017. Order aggressiveness, trading patience, and trader types in a limit order market. *Journal of Futures Markets* 37: 1094–123. 10.1002/fut.21832.
- [ 8 ] Darrat, Ali F., Shafiqur Rahman, and Maosen Zhong. 2003. Intraday trading volume and return volatility of the DJIA stocks: A note. *Journal of Banking & Finance* 27: 2035–43. 10.1016/s0378-4266 (02) 00321-7.
- [ 9 ] Fan, Yu-Ju, and Hung-Neng Lai. 2006. The intraday effect and the extension of trading hours for Taiwanese securities. *International Review of Financial Analysis* 15: 328–47. 10.1016/j.irfa.2006.02.005.
- [10] Foucault, Thierry, Ohad Kadan, and Eugene Kandel. 2005. Limit order book as a market for liquidity. *Review of Financial Studies* 18: 1171–217. 10.1093/rfs/hhi029.
- [11] Gatheral, Jim, and Roel C. A. Oomen. 2010. Zero-intelligence realized variance estimation. *Finance and Stochastics* 14: 249–83. 10.1007/s00780-009-0120-1.
- [12] Hautsch, Nikolaus, and Ruihong Huang. 2012. The market impact of a limit order. *Journal of Economic Dynamics and Control* 36: 501–22. 10.1016/j.jedc.2011.09.012.
- [13] Ohta, Wataru. 2006. An analysis of intraday patterns in price clustering on the Tokyo Stock Exchange. *Journal of Banking & Finance* 30: 1023–39. 10.1016/j.jbankfin.2005.07.017.
- [14] Ranaldo, Angelo. 2004. Order aggressiveness in limit order book markets. *Journal of Financial Markets* 7: 53–74. 10.1016/s1386-4181 (02) 00069-1.
- [15] Su, Yong-Chern, Han-Ching Huang, and Shiue-Fang Lin. 2011. Dynamic relations between order imbalance, volatility and return of top gainers. *Applied Economics* 44, (12): 1509–19. doi.org/10.1080/00036846.2010.543080.