



日本取引所グループ
JAPAN EXCHANGE GROUP

JPX WORKING PAPER

JPXワーキング・ペーパー

人工市場を用いたショートサイドの

市場非効率性に関する分析

則武 誉人, 逸見 龍太, 南雲 将太, 水田 孝信, 和泉 潔

2022年3月9日

Vol. 38

JPX ワーキング・ペーパーは、株式会社日本取引所グループ及びその子会社・関連会社（以下「日本取引所グループ等」）の役職員及び外部研究者による調査・研究の成果を取りまとめたものであり、学会、研究機関、市場関係者他、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図しております。なお、掲載されているペーパーの内容や意見は執筆者個人に属し、日本取引所グループ等及び筆者らが所属する組織の公式見解を示すものではありません。

人工市場を用いたショートサイドの 市場非効率性に関する分析*

則武 誉人[†], 逸見 龍太[†], 南雲 将太[‡], 水田 孝信[§], 和泉 潔^{**}

2022年3月9日

概要

人工市場モデルを用いて、証券（株式）市場の約定価格がファンダメンタル価格を上回るショートサイド（割高）の非効率性はどのような要因で顕在化するかを分析した。エージェントが出す買いと売りの注文数量に差を設け、買いの数量に対して売りの数量を少なくした場合は、市場非効率性のうちショートサイドの内訳がロングサイド（割安）のそれを上回った。一方で、エージェントの注文価格の決定に用いられるファンダメンタル価格を緩やかに上昇させた場合は、ショートサイドの内訳がロングサイドのそれを上回ることが確認できなかった。また、ショートサイドの市場非効率性が顕在化するメカニズムは、ファンダメンタル価格から一定の範囲で板に提示される売注文の数量が買注文と比べて少なくなり、買注文によるマーケットインパクトが大きくなることで、最良売気配の価格がファンダメンタル価格から乖離することを議論する。東京証券取引所の注文データを用いた実証分析では、発注数量における売りと買いの比率（売/買比率）を算出した。東証市場第一部に属する銘柄群では売/買比率の中央値が1を中心に分布していたのに対し、それ以外の市場区分では多くの銘柄で売注文の数量が買注文よりも少ない傾向にあった。

* 本稿に示されている内容は、筆者ら個人に属し、株式会社日本取引所グループ及びその子会社・関連会社、著者らが所属する組織の公式見解を示すものではありません。また、ありうべき誤りは、すべて筆者個人に属します。連絡先：則武 誉人 (yoshito.noritake@gmail.com)

[†] 三井住友 DS アセットマネジメント株式会社

[‡] 株式会社 日本証券クリアリング機構

[§] スパークス・アセット・マネジメント株式会社

^{**} 東京大学大学院工学系研究科 システム創成学専攻

1. はじめに

価格の非効率性は証券（株式）市場に投資するアルファ¹の源泉として位置づけられているが、ロングサイドよりもショートサイドにおいて、より大きい非効率性があることが議論されている。

要因の一つとして、空売りに関する制約により、割安とされる銘柄への投資よりも割高とされる銘柄への投資（空売り）が少ないためという仮説が挙げられる[1]。例えば空売りするための株式は貸借取引などを通じて調達される²が、貸株に充てられる在庫の不足や調達に伴うコストの上昇など、空売りをを行う上で様々な制約が存在する。これら空売りの制約の存在によって、価格が下落することへの懸念が実際の投資に反映されにくいというのがこの仮説の趣旨である。

もう一つの要因として、公表される情報の内容に偏向があるためという仮説が挙げられる。例えば[2]は米国企業による開示情報のヒストリカルデータを用いて時系列での類似性を測り、会計報告の用語や構造などに変更のあった企業群をショートして、変更のなかった企業群をロングする株式ポートフォリオがリターンを獲得したことに着目した。また、[3]は証券会社から発行されたレポートにおいて、売り推奨よりも買い推奨が多いという調査結果を示した³。この背景は、ポジティブな情報は投資家に対して積極的に公表される一方で、ネガティブな情報の公表には経営者やアナリストらが消極的もしくは硬直的になりやすくなることが考えられる[1]。

しかし、現実の価格形成には様々な要素が加わるため、上に挙げた要因が個別に変化した場合にどのような影響があるのかという議論や、影響があるのだとすればそれはどのようなメカニズムなのか考察することは実証研究を介してだけでは難しい。そこで、コンピューターで証券市場を模したエージェントベースモデルを作り検証する、人工市場シミュレーションの手法を用いる。なお、人工市場シミュレーションで用いるモデルを人工市場モデルと呼ぶ。

人工市場モデルでは投資家を模倣した複数のエージェントと、模倣した取引所を設け、シミュレーションそのものはコンピューター内で完結する⁴。そして、投資家による売りの発注に制約がある状況と、ポジティブな内容の情報がより多く公表される状況をそれぞれモデル化し、要因（パラメータ）を個別に変化させることで、シミュレーションによって約定した価格とエージェントの注文価格の決定に用いられるファンダメンタル価格の乖離

¹ 投資により得られる超過リターンのこと。

² 本邦においては、ネイキッド・ショート・セリング（売付けの際に株の手当てがなされていない空売り）が禁止されているため。

³ 売り推奨の場合と買い推奨の場合で、市場の反応が非対称であることも指摘している。

⁴ このため、実際の株式市場とは独立した分析である点は留意されたい。

(市場非効率性)⁵のうち、ショートサイド、すなわちファンダメンタル価格を上回る割高側の内訳が取引終了時に大きくなるかを検証する。検証に続いて、ショートサイドの市場非効率性が顕在化するメカニズムについても考察を行う。

また本研究では、実証分析として東京証券取引所の注文データを用いて売注文と買注文の発注された数量の比率を算出し、空売りに関する制約（貸借市場への株券の供給）と人工市場モデルのパラメータの関係について考察する。

⁵ 実験市場や人工市場シミュレーションの手法を用いて、直接の測定が可能[6]。

2. 人工市場モデル

本研究では[6]をベースに、分析の目的を果たせる範囲でできるだけシンプルな人工市場モデルを構築した。[4]によれば、多くの場合は複雑なエージェントベースモデルを用いても再現できる *stylized fact*、すなわち実際の市場にみられる統計的性質の種類が増えないことが報告されている。また、パラメータが多く複雑なモデルほど結果の考察が困難になるため、本研究でも実際の市場を完全に再現することは目的としていない。

同時に、本研究では平常時の市場における取引を想定し、シミュレーションで個別に変化させるパラメータ⁶は元の値から大きな違いが生じないように決定した。この理由は、本研究の人工市場モデルでの約定方法が後述の通り連続ダブルオークション方式（ザラバ方式）であり、極端なパラメータを当てはめたことで急激な価格変動が頻発するようなシミュレーションになってしまうと、通常のザラバ方式だけでは価格決定メカニズムを再現したとは言いきれないためである⁷。

空売りに焦点を当てた人工市場シミュレーションの研究は[7]などが当てはまるが、本研究の分析目的のような、約定価格がファンダメンタル価格から乖離する非効率性のうち、ショートサイドとロングサイドの非対称性に着目した研究は見当たらない。また、エージェントの注文価格の決定に用いられるファンダメンタル価格の変化に関しても、[7]のようにある時点で急落をさせる研究は存在するが、平常時に公表される情報の内容に着目したような、より緩やかな変化を取り扱った研究も見当たらない。

2.1. 取引のプロセス

本モデルは1つの証券を取引対象とする⁸。価格決定メカニズムは売り手と買い手の双方の注文で提示価格が合致すると、同じ数量の注文がその価格で直ちに約定するザラバ方式とする。

投資家として n 体のエージェントを用意し、エージェント $j = 1$ から順番に $j = 1, 2, 3, \dots$ と注文を出す。エージェント $j = n$ まで注文を出すと、次の時刻には最初のエージェント $j = 1$ から発注が繰り返される。時刻 t はエージェント1体が発注するごとに $t = 1, 2, 3, \dots$ と1ずつ増える。つまり、注文を出しただけで約定が無い場合も時刻は進む。

⁶ 後述するパラメータ q と d である。

⁷ 現実の株式市場における特別気配の仕組みを設けるなど、モデルをより複雑にする必要があるとも考えられる。

⁸ コーポレートアクションなどによる価値の変化は無いと仮定する。

エージェント j は注文価格と売り買いの別を以下のように決定する。時刻 t にエージェント j が予想する価格の変化率（予想リターン） $r_{e,j}^t$ は、

$$r_{e,j}^t = \frac{w_{1,j} \log \frac{P_f^t}{P^{t-1}} + w_{2,j} r_{h,j}^t + u_j \epsilon_j^t}{w_{1,j} + w_{2,j} + u_j} \quad (1)$$

ここで、 $w_{i,j}$ はエージェント j の第 i 項目の重みであり、シミュレーションで参照する乱数表の決定時にそれぞれ0から $w_{i,max}$ までの一様乱数として定める。また、 u_j はエージェント j の第3項目の重みであり、0から u_{max} までの一様乱数として定める。 \log は自然対数である。 P_f^t は時刻 t でのファンダメンタル価格、 P^{t-1} は時刻 $t-1$ での約定価格（時刻 $t-1$ で約定が無かった場合は、最も近い時刻の価格を参照する。ただし $t=1$ の時、 $P^{t-1} = P_f^1$ とする⁹。） ϵ_j^t は時刻 t 、エージェント j の攪乱項であり、平均0、標準偏差 σ_ϵ の正規分布に従う乱数である。 $r_{h,j}^t$ は時刻 t にエージェント j が計測した過去リターンであり、 $r_{h,j}^t = \log(P^{t-1}/P^{t-\tau_j-1})$ である。ここで、 τ_j は乱数表の決定時に1から τ_{max} までの一様乱数としてエージェントごとに定める。

式(1)（分子）の第1項目は約定価格とファンダメンタル価格の乖離に基づき投資を判断するファンダメンタル投資家の成分である。 P^{t-1} がファンダメンタル価格と比較して安（高）ければプラス（マイナス）の予想リターンを示す。第2項目は過去の価格変化に基づき投資を判断するテクニカル投資家の成分である。 $r_{h,j}^t$ がプラス（マイナス）ならプラス（マイナス）の予想リターンを示す。第3項目はノイズを表す。

続いて予想価格 $P_{e,j}^t$ は、

$$P_{e,j}^t = P^{t-1} \exp(r_{e,j}^t) \quad (2)$$

として求まる。注文価格 $P_{o,j}^t$ は平均 $P_{e,j}^t$ 、標準偏差 P_σ^t の正規分布に従う乱数である。 P_σ^t は式(3)で求まる。なお、 σ は時刻に依存しない定数である。

$$P_\sigma^t = P_{e,j}^t \sigma \quad (3)$$

売り買いの別は予想価格 $P_{e,j}^t$ と注文価格 $P_{o,j}^t$ の大小関係で決まる。すなわち、

$$\begin{aligned} P_{e,j}^t > P_{o,j}^t &\text{なら買い} \\ P_{e,j}^t < P_{o,j}^t &\text{なら売り} \end{aligned} \quad (4)$$

と定める（ただし、時刻 $t \leq 20,000$ は板構築期間として、式(4)によらず $P_{o,j}^t > P_f^1$ ならば売り、逆に $P_{o,j}^t < P_f^1$ ならば買いと定める。）。注文価格の変化幅の最小単位（ティックサイズ）は δP とし、それより小さい端数は調整する¹⁰。

本モデルではザラバ方式で価格が形成されるため、買（売）注文が提示した価格よりも安い売りの（高い買いの）注文が板に存在すれば、価格優先の原則に沿って順次約定する。時刻 t に出された注文によって約定した価格を P^t とみなす¹¹。注文が全て約定しなかつ

⁹ 後述する $P^{t-\tau_j-1}$ も同様に扱う。

¹⁰ 売注文なら切り上げ、買注文なら切り下げを行う。

¹¹ 一度に複数の注文と約定した場合は、最後の価格を採用する。

た場合は板に残す。注文が板に残ってから時刻 t_c だけ経過しても約定しない場合はキャンセルされる。また、全てのエージェントは取引が終了する時刻 t_e まで、注文を順番($j = 1, \dots, n$)に何回でも出すことができる (キャッシュが無限大)。

2.2. 売りの発注に制約がある状況

本研究では[6]からの違いとして、売注文の数量が買注文よりも平均的に少ない状況をシミュレーションできるようにした。なぜなら、キャッシュがあれば買いの発注に制約はないが、空売りには株式を調達する必要があるほか、貸株に充てられる在庫の不足や調達コストの上昇などの制約も存在するため、投資家は買いほど自由に売りを発注できないと考えられるからである。この状況は、人工市場モデルでは買注文に対して売注文の数量が少ないというシミュレーションに一般化することができる。

具体的には、買注文の数量を 100、売注文の数量を式(5)の通りパラメータ q

$$q = \{100, 99, 98, 95, 90\} \quad (5)$$

とした¹²。 $q = 100$ ならば買いと売りの注文の数量に差はないが、 q が低くなるにしたがって売注文の数量のみが少なくなる。すなわち、パラメータ q は、市場に発注される売注文の総量がどれだけ減少するかを表す。また、取引 (1回のシミュレーション) の開始から終了を通じて q の値は一定とした。

2.3. ポジティブな内容の情報がより多く公表される状況

また、本研究では[6]からの違いとして、エージェントが注文価格を決定する際に用いられるファンダメンタル価格が時刻の経過とともに緩やかに上昇する状況をシミュレーションできるようにした¹³。具体的には、ファンダメンタル価格 P_f^t を式(6)の通り定義し、

$$P_f^t = \begin{cases} P_f^1 & (t \leq \text{板構築期間}) \\ P_f^1 \left(1 + d \times \frac{t - \text{板構築期間}}{t_e - \text{板構築期間}} \right) & (t > \text{板構築期間}) \end{cases} \quad (6)$$

時刻 t_e におけるファンダメンタル価格の上昇率を式(7)の通りパラメータ $d(\%)$

$$d = \{\pm 0, +1, +2, +5, +10\} \quad (7)$$

¹² 一回あたりの注文価格 $P_{o_j}^t$ は同一の価格とする。

¹³ [2]や[3]の結果を踏まえ、本研究のシミュレーションで想定する平常時の市場ではファンダメンタル価格が一定か、少し上昇する状態に近いと仮定し、このようにモデル化した。

とした。 $d = \pm 0$ であれば公表される情報の内容は均等でファンダメンタル価格も一定となるが、 d が高くなるにしたがってポジティブな内容の情報がネガティブな内容の情報よりも多く公表されることを表す。 $d > 0$ の場合は時刻の経過とともにファンダメンタル価格が上昇し、それに沿ってエージェントの予想価格の水準も上昇することになる。

2.4. 市場非効率性の非対称性を測る指標

本研究では、ファンダメンタル価格と約定価格の乖離におけるショートサイドとロングサイドの内訳を直接測定するため、[6]に登場した市場非効率性の指標 M_{ie}

$$M_{ie} = \frac{1}{t_e} \sum_{t=1}^{t_e} \frac{|P^t - P_f|}{P_f} \quad (8)$$

に基づき、時刻 t の約定価格 P^t ¹⁴がファンダメンタル価格より高い（ショートサイド）場合の市場非効率性 $M_{ie,ov}$ 、逆に P^t がファンダメンタル価格より低い（ロングサイド）場合の市場非効率性 $M_{ie,uv}$

$$M_{ie,ov} = \sum_{\substack{1 \leq t \leq t_e \\ P^t > P_f^t}} \frac{|P^t - P_f^t|}{P_f^t} \quad (9)$$

$$M_{ie,uv} = \sum_{\substack{1 \leq t \leq t_e \\ P^t < P_f^t}} \frac{|P^t - P_f^t|}{P_f^t}$$

を新たに定義する。 $||$ は絶対値を表す。 $d > 0$ の場合、ファンダメンタル価格の途中の上昇は $|P^t - P_f^t|$ に含まない。 $M_{ie,ov}$ と $M_{ie,uv}$ は、 M_{ie} と同様に0以上の値を取り、0なら完全に効率的、値が大きくなればなるほど非効率であることを示す。

非効率性が確認された場合、 $\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$ を算出し、その結果が0より大きければショートサイドの内訳が大きいことが、逆に0より小さければロングサイドの内訳が大きいことが確かめられる。

¹⁴ 時刻 t で約定が無かった場合は、最も近い時刻の価格を参照する。

3. シミュレーション結果

本研究では、人工市場モデルの所与のパラメータを $n = 1,000$ 、 $w_{1,max} = 1$ 、 $w_{2,max} = 10$ 、 $u_{max} = 1$ 、 $\sigma_\epsilon = 0.06$ 、 $\tau_{max} = 10,000$ 、 $\sigma = 0.003$ 、 $t_c = 20,000$ 、 $\delta P = 10$ 、 $P_f^1 = 10,000,000$ と設定した。また、 $t_e = 5,000,000$ とした（各エージェントは5,000回ずつ発注する）。

続いて、売りの発注に制約がある状況として、 $d = \pm 0$ に固定し、式(5)の通り q を変化させたパターンと、ポジティブな内容の情報がより多く公表される状況として、 $q = 100$ に固定し、式(7)の通り d を変化させたパターンを（他の条件は全て揃えて）シミュレーションした。これを、結果を安定させるため乱数表を変更して50回ずつ繰り返した。シミュレーション後、各パターン毎の $\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$ の平均値を求めた（なお、全ての結果でショートサイドとロングサイド双方に市場非効率性があったことを確認した。）。

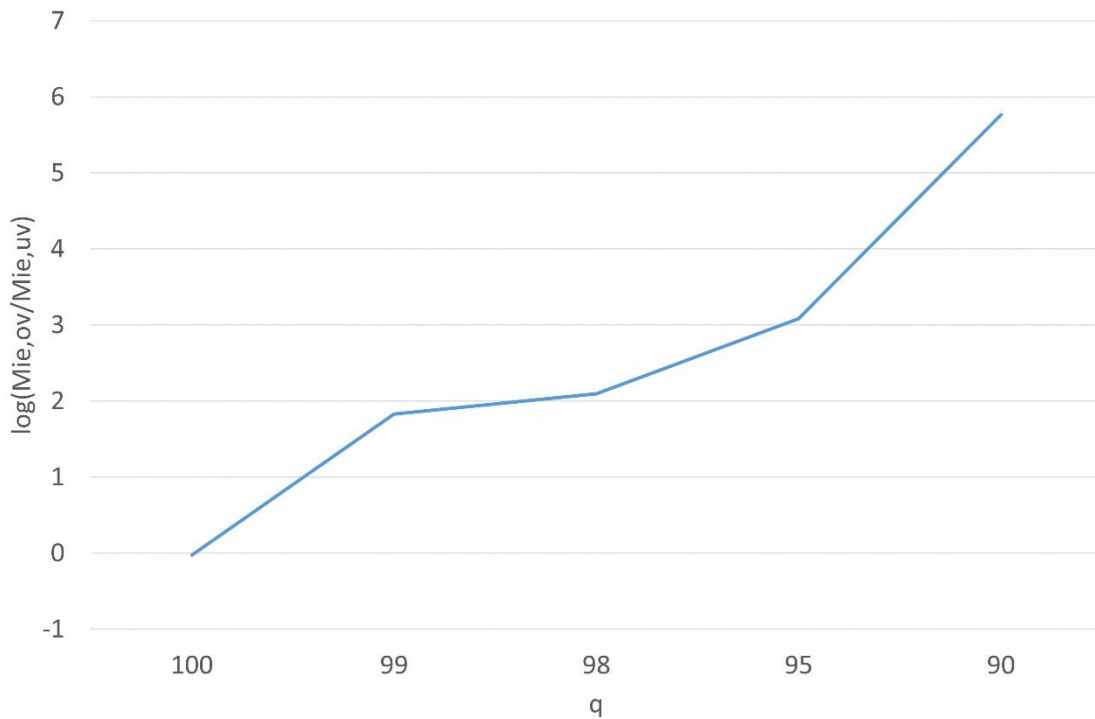


図 1 q 毎の $\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$

3.1. q を変化させた時の $\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$

表 1 q 毎の $\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$

q	100	99	98	95	90
$\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$	-0.027	1.827	2.095	3.082	5.765

パラメータ q 毎の $\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$ を表 1 に示す (図 1 は同じ結果の折れ線グラフである。)。 $q = 100$ の場合、市場非効率性におけるショートサイドとロングサイドの内訳に大きな差は無いが、 q が小さくなるにしたがって $\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$ は大きくなった¹⁵。以上より、市場に発注される売注文の数量の減少はショートサイドの市場非効率性を顕在化する結果を得た。

3.2. d を変化させた場合の $\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$

表 2 d 毎の $\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$

d	± 0	+1	+2	+5	+10
$\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$	-0.027	-0.033	-0.036	-0.054	-0.063

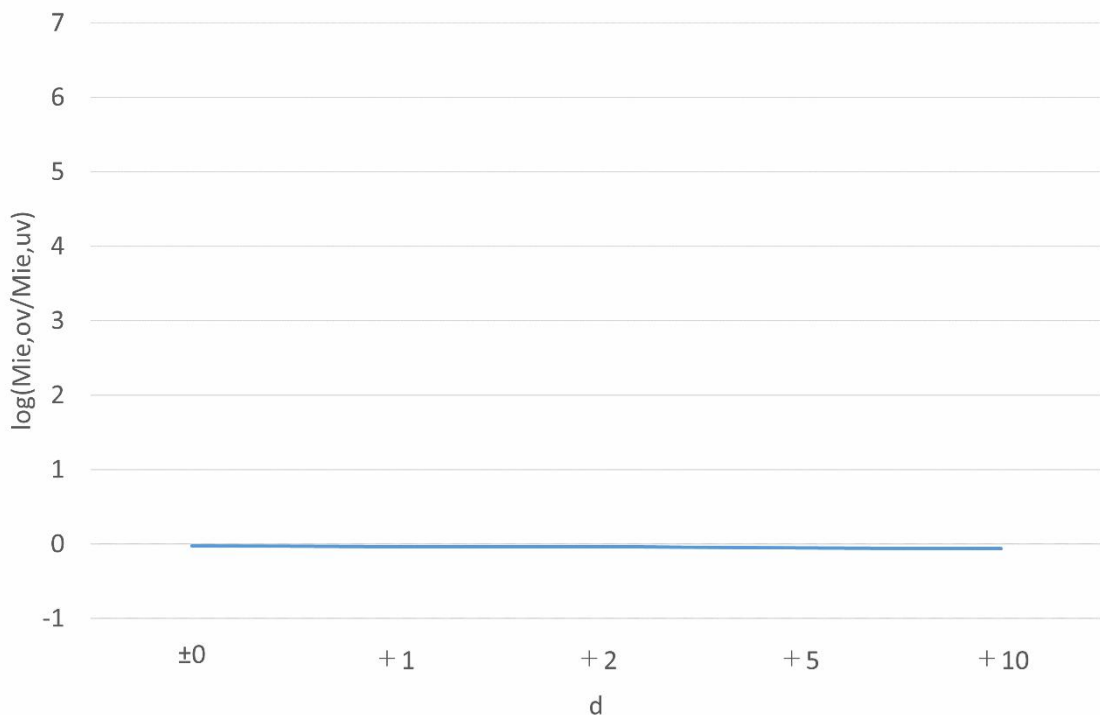


図 2 d 毎の $\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$

¹⁵ 時系列の推移は付録 B を参照のこと。

パラメータ d 毎の $\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$ を表 2 に示す (図 2 は同じ結果の折れ線グラフである。)。 $d = \pm 0$ の場合、市場非効率性におけるショートサイドとロングサイドの内訳に大きな差は無く、 d を高くしてもショートサイドの内訳は大きくならなかった (むしろ、表 2 の結果からは d が高くなるにしたがって $\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$ がわずかに小さくなったことが分かる。)。以上より、ファンダメンタル価格の緩やかな上昇がショートサイドの市場非効率性を顕在化する結果は確認できなかった。

4. メカニズムの考察

本章では約定価格がファンダメンタル価格を上回る非効率性が顕在化するメカニズムを議論する。本研究では $\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$ の他に、メカニズムの考察のため次の3つの指標も算出した。

まず、板の厚さを算出した。具体的には、時刻 t の発注が行われる前に、ファンダメンタル価格 P_f^t から上下0.6%の範囲に提示された（未約定の）注文を売り買い別に集計する。集計は時刻100,000が経過するごとに行い（1回のシミュレーションで計50回集計される）¹⁶、計50回分の平均値を板の厚さと定義した。

次に、マーケットインパクトを算出した。ザラ場方式での約定は(A)買注文が出されたことで成立する場合と、(B)売注文が出されたことで成立する場合の2通りがあるが、具体的には、(A)の場合に（時刻 t で）最良売気配の価格が変化した幅 $\Delta \text{Best Ask}^t$ 、(B)の場合に最良買気配の価格が変化した幅 $\Delta \text{Best Bid}^t$ を用いて、

$$\frac{1}{\# \text{ of execution by Buy Order}} \sum \frac{\Delta \text{Best Ask}^t}{P_f^t} \quad (10)$$

$$\frac{1}{\# \text{ of execution by Sell Order}} \sum \frac{|\Delta \text{Best Bid}^t|}{P_f^t}$$

の通り、全ての約定に対して(A)(B)別に平均した値をマーケットインパクトと定義した。

続いて、各最良気配とファンダメンタル価格のスプレッドを算出した。時刻 t に発注、約定、注文のキャンセルの処理全てが終わった後の最良売気配の価格を Best Ask^t 、最良買気配の価格を Best Bid^t として、全時刻（ただし、板構築期間を除く）で

$$\frac{\text{Best Ask}^t - P_f^t}{P_f^t}, \quad \frac{P_f^t - \text{Best Bid}^t}{P_f^t} \quad (11)$$

を平均した。

4.1. q を変化させた時の各指標の結果

まずパラメータ q 毎の板の厚さを買い側 (buyer's side) と売り側 (seller's side) に分けて集計した結果を表3に示す（図3は同じ結果の棒グラフである。）。 $q = 100$ の場合、板の厚さは買い側と売り側でほぼ拮抗しているが、 q が小さくなるにしたがって、ファンダメンタル価格 P_f^t から上下0.6%の範囲に提示された買注文の数量が増加し、反対に売注文の数量は減少した。

¹⁶ 該当する注文を全て探索する処理を行うため、全ての時刻で集計を行った場合、シミュレーションの所要時間が極めて長くなる。

表 3 q 毎の板の厚さ

q	100	99	98	95	90
買い側	88,619	183,407	195,547	239,604	308,107
売り側	90,957	37,388	33,241	18,945	4,577

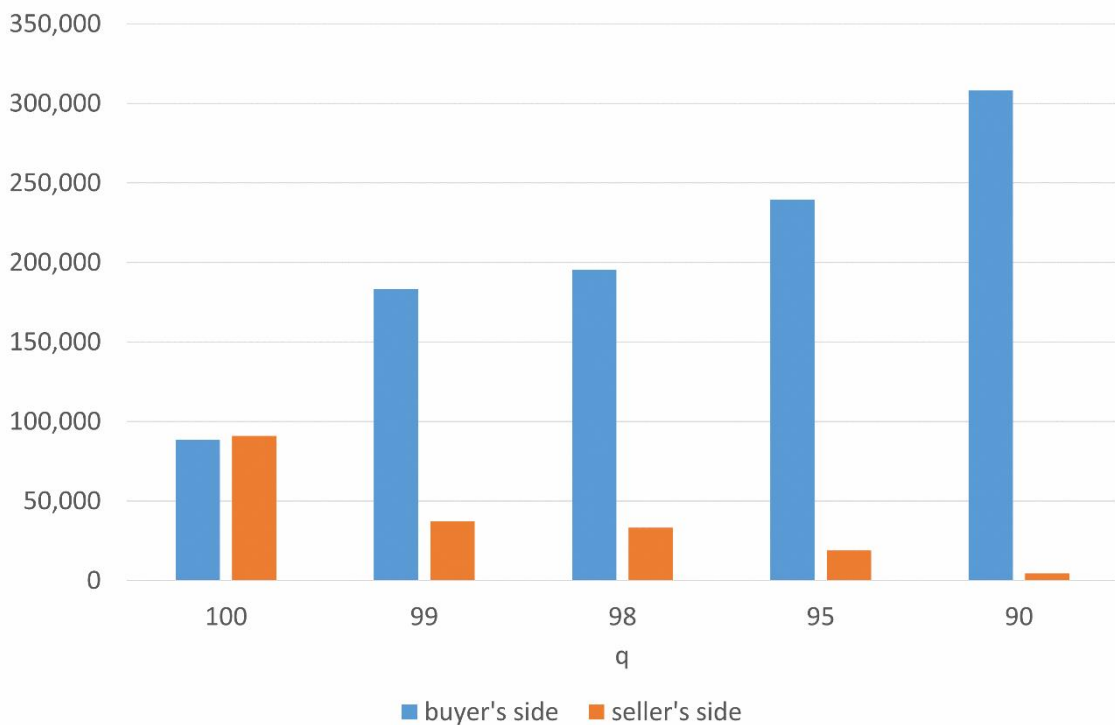


図 3 q 毎の板の厚さ

次に、パラメータ q 毎のマーケットインパクトを(A)と(B)の場合に分けて表 4 に示す (図 4 は同じ結果の棒グラフである。)。 $q = 100$ の場合、マーケットインパクトも(A)と(B)の場合でほぼ拮抗しているが、 q が小さくなるにしたがって、買注文による約定が最良売気配に対して与える変化率が大きくなり、反対に売注文による約定が最良買気配に対して与える変化率は小さくなった。

続いてパラメータ q 毎の各最良気配とファンダメンタル価格のスプレッドを表 5 に示す (図 5 は同じ結果の折れ線グラフである。)。 q が小さくなるにしたがって、最良売気配はファンダメンタル価格と比べて高くなり、反対に最良買気配はファンダメンタル価格と比べて低くなった。

表 4 q 毎のマーケットインパクト

q	100	99	98	95	90
(A)の場合	0.0232%	0.0239%	0.0242%	0.0249%	0.0265%
(B)の場合	0.0232%	0.0204%	0.0203%	0.0199%	0.0193%

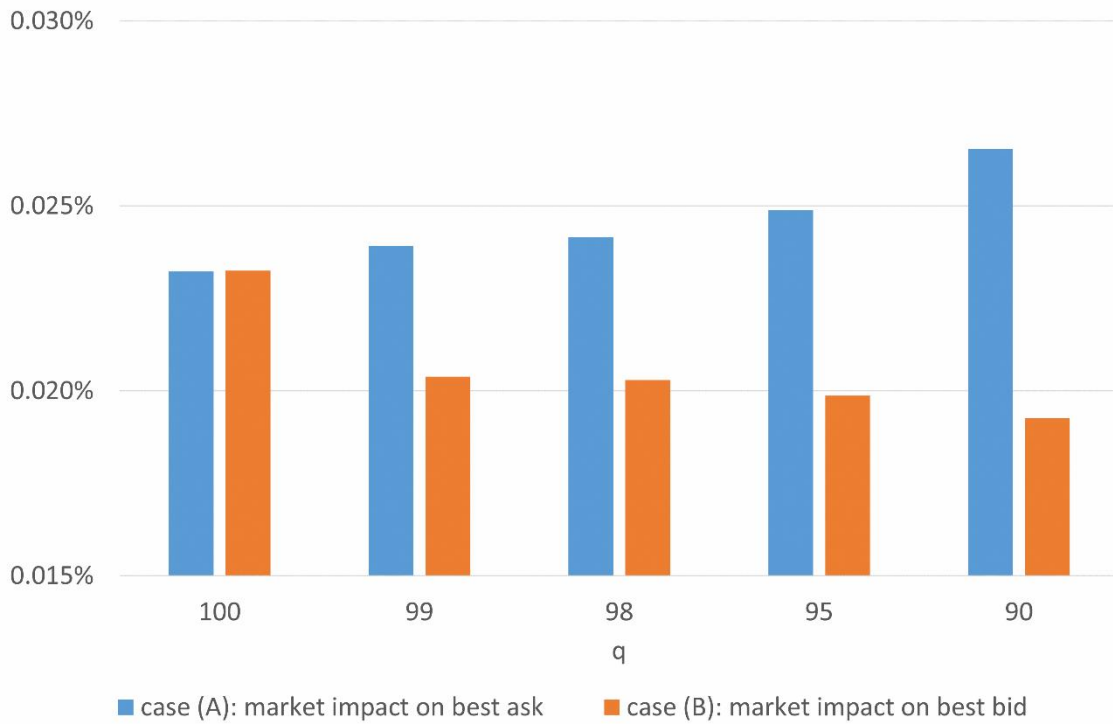


図 4 q毎のマーケットインパクト

表 5 q毎の対ファンダメンタル価格のスプレッド

q	100	99	98	95	90
$\frac{\text{Best Ask}^t - P_f^t}{P_f^t}$	0.067%	0.315%	0.348%	0.466%	0.694%
$\frac{P_f^t - \text{Best Bid}^t}{P_f^t}$	0.075%	-0.198%	-0.231%	-0.348%	-0.574%

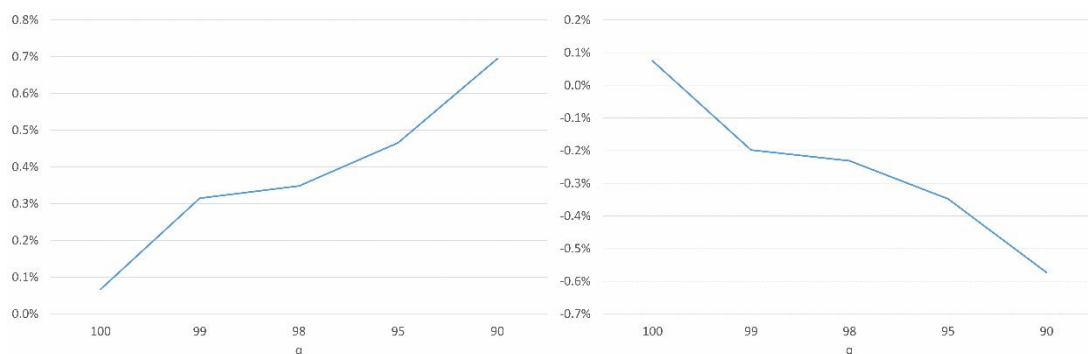


図 5 q毎の $\frac{\text{Best Ask}^t - P_f^t}{P_f^t}$ (左) と $\frac{P_f^t - \text{Best Bid}^t}{P_f^t}$ (右)

4.2. d を変化させた時の各指標の結果

同様にパラメータ d 毎の板の厚さを買い側と売り側に分けて集計した結果（表 6 と図 6）、(A)と(B)の場合別のマーケットインパクト（表 7 と図 7）、各最良気配とファンダメンタル価格のスプレッド（表 8 と図 8）をそれぞれ示す。 d が高くなった場合は、 $d = \pm 0$ の場合と比べて各指標の結果に生じた影響は軽微であった（わずかではあるが、 d が高くなるにしたがってファンダメンタル価格 P_f^t から上下 0.6%の範囲に提示された売注文の数量が増加し、売注文による約定が最良買気配に与える変化率が大きくなり、最良買気配とファンダメンタル価格のスプレッドが広がった。）。

表 6 d 毎の板の厚さ

d	± 0	+1	+2	+5	+10
買い側	88,619	90,165	86,974	86,359	82,496
売り側	90,957	92,712	92,194	94,525	98,234

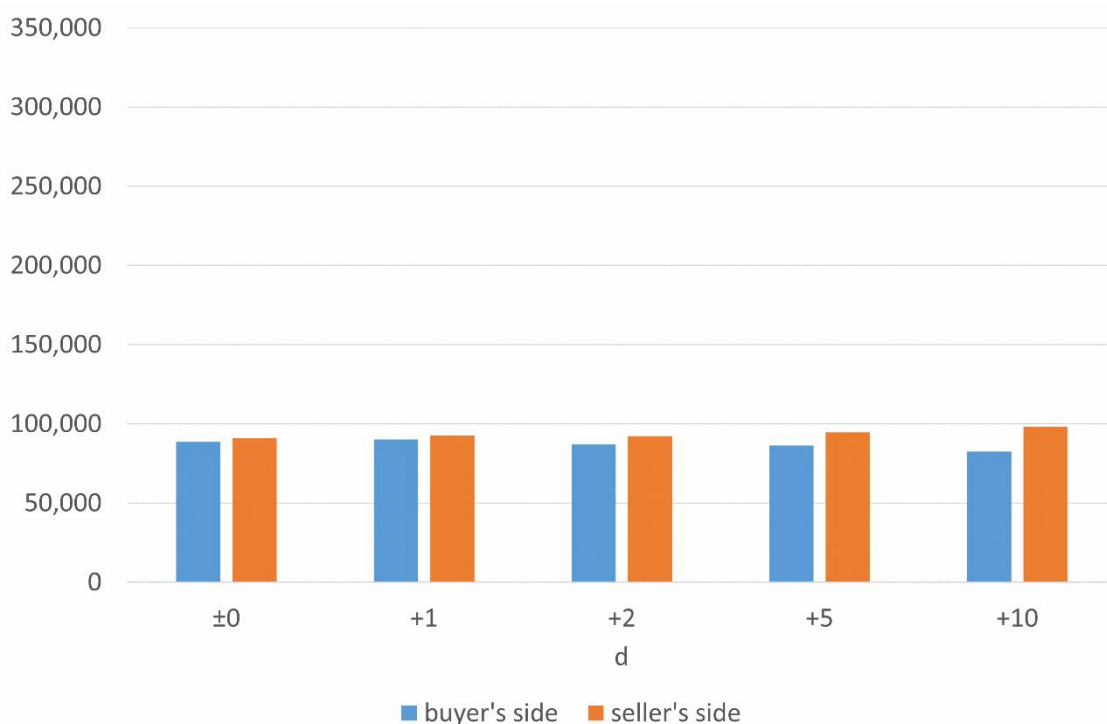


図 6 d 毎の板の厚さ

表 7 d 毎のマーケットインパクト

d	± 0	+1	+2	+5	+10
(A)の場合	0.0232%	0.0232%	0.0232%	0.0230%	0.0228%
(B)の場合	0.0232%	0.0233%	0.0234%	0.0235%	0.0237%

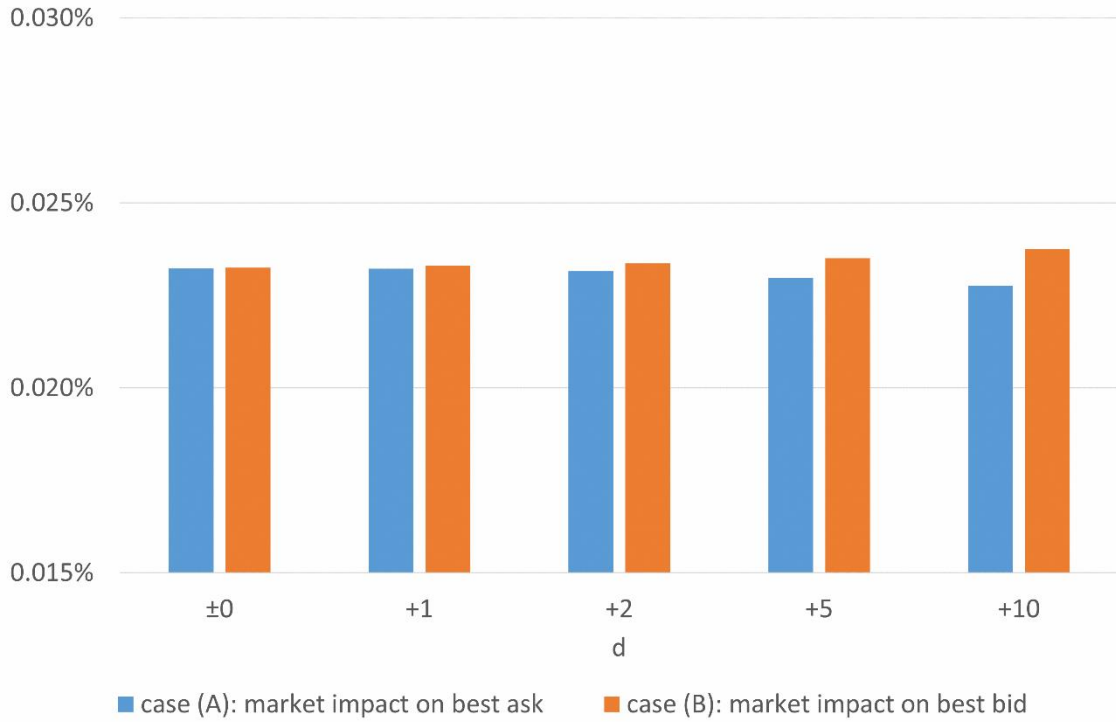


図 7 d 毎のマーケットインパクト

表 8 d 毎の対ファンダメンタル価格の спреッド

d	± 0	+1	+2	+5	+10
$\frac{\text{Best Ask}^t - P_f^t}{P_f^t}$	0.067%	0.066%	0.065%	0.062%	0.061%
$\frac{P_f^t - \text{Best Bid}^t}{P_f^t}$	0.075%	0.076%	0.076%	0.079%	0.081%

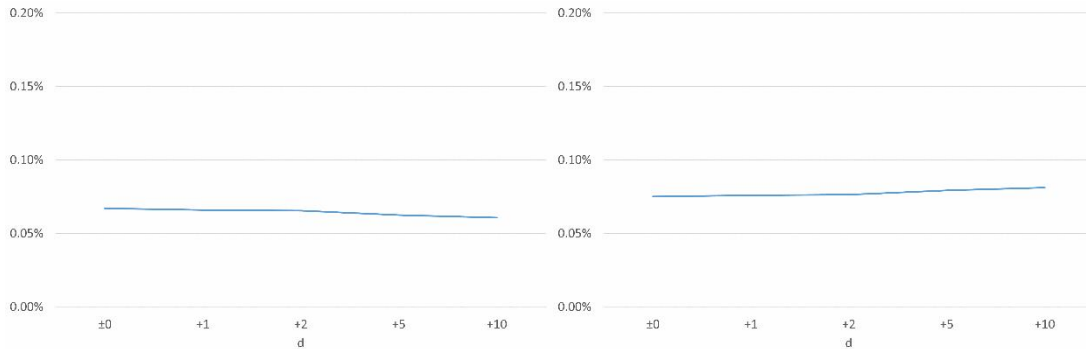


図 8 d 毎の $\frac{\text{Best Ask}^t - P_f^t}{P_f^t}$ (左) と $\frac{P_f^t - \text{Best Bid}^t}{P_f^t}$ (右)

4.3. ショートサイドの市場非効率性が顕在化するメカニズム

パラメータ q が 100 から小さくなるにしたがって $\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$ は大きくなったが、同時に P_f^t から一定の範囲に提示された売注文の数量は減り、買注文による約定のマーケットインパクトが大きく、最良売気配はファンダメンタル価格と比べて高くなった。一方で、パラメータ d が高くなった場合は $d = \pm 0$ の場合と比べて $\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$ に大きな変化はなく（むしろ、わずかに減少した）、板の厚さの買い側、売り側の差異、(A)と(B)別のマーケットインパクト、各最良気配とファンダメンタル価格のスプレッドにも顕著な影響は見られなかった（むしろ q を小さくしたシミュレーションの結果と比べ、わずかに逆の傾向が見られた）。

以上より、本章で示した 3 つの指標がショートサイドの市場非効率性を顕在化するメカニズムと密接に関連していると考えられる。前述した結果と整合する、本研究の人工市場モデルで市場非効率性におけるショートサイドの内訳が大きくなったプロセスは、パラメータ q を小さくしたことでファンダメンタル価格 P_f^t から一定範囲に残る売注文の数量が減少し、エージェントが買注文を（時刻 t に最良売気配 Best Ask^{t-1} 以上の価格で）出した時に最良売気配の変化 $\Delta \text{Best Ask}^t$ が大きくなりやすくなった、その結果、最良売気配の価格 Best Ask^t がファンダメンタル価格からより高く乖離し、時刻 $t+1$ 以降もファンダメンタル価格 P_f^{t+1} から高い水準で約定しやすくなったことである（反対にパラメータ d を高くしたことでロングサイドの内訳がわずかに増加したプロセスは、直前に約定価格が更新されなかった場合もファンダメンタル価格が上昇し、そこから一定範囲に残る買い注文の数量が減少したことが一連の契機だと考えられる。）。

5. 実証分析

本章では、東京証券取引所の注文データを用いた実証を行う。

空売りが用いられる傾向には市場区分ごとに差があることが指摘されている。例えば[8]は 2015 年から 2019 年までの東証における約定データを用いて、市場第一部の空売りの比率が 30%程度であったのに対し、その他の市場区分に属する銘柄群では 5%程度だったことを示した。この背景として、[8]は[9]の結果を踏まえ、機関投資家による株式の保有割合の差（市場第一部の方が高い）が貸借市場への株式の供給に影響したことなどを述べた。

一方で、空売りの利用と発注における売り買いの比率について議論された例は少ない。本研究では、市場区分ごとのパラメータ q の推計を試みる。

5.1. データと集計方法

まず、分析対象期間は 2020 年 1 月から同年 12 月までの全営業日を対象とした。次に、対象期間で東京証券取引所が受け付けた全ての新規、変更の注文を抽出した¹⁷。分析対象銘柄は東京証券取引所に上場する内国株とした。そのうち、全営業日で売注文と買注文の両方が発注された銘柄に絞り込み、分析対象期間で上場、上場廃止、市場変更のあった銘柄を除いた。

続いて、式(12)のとおり銘柄別の売/買比率を営業日ごとに算出した。その後、売注文または買注文のいずれかの発注が極端に集中した営業日の結果の影響を除くため、分析対象期間における銘柄別の中央値を求めた。

$$\text{売/買比率} = \frac{\text{売注文が発注された数量}}{\text{買注文が発注された数量}} \quad (12)$$

5.2. 結果

市場第一部とそれ以外¹⁸の市場区分に分け、分析対象期間で求められた売/買比率の中央値の分布を表 9 と図 9 に示す¹⁹。なお、図 9 においては箱の中央にある線が中央値を示し、箱の上の線と下の線はそれぞれ 75%点と 25%点を示す。また、箱の上側のひげの端は 75%点+1.5×四分位範囲を、下側のひげの端は 25%点-1.5×四分位範囲をそれぞれ示し、上下の

¹⁷ つまり、立会時間以外に受け付けた注文も含む。

¹⁸ 市場第二部、マザーズ、JASDAQ スタンダード、JASDAQ グロース。

¹⁹ 1 か月ごとに期間を区切っての集計も行った。付録 C を参照のこと。

ひげの端を超えた銘柄は外れ値として示す。ただし、四分位範囲は 75%点-25%点である。

表 9 売/買比率 中央値の統計量

	市場第一部	市場第一部 以外
最大値	1.496	2.086
75%点	1.018	0.973
中央値	0.998	0.861
25%点	0.955	0.758
最小値	0.520	0.372
標本数	2133	1404
>1	1011	281
<1	1119	1116
=1	3	7

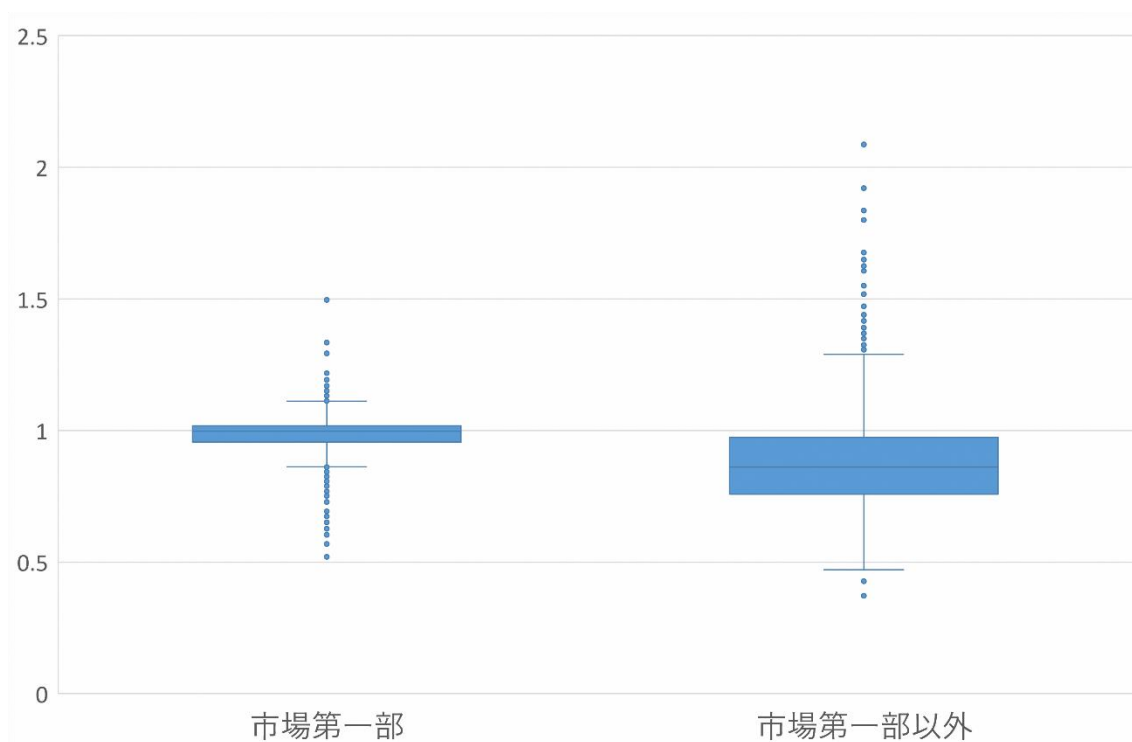


図 9 売/買比率 中央値の分布

市場第一部では売/買比率の中央値がほぼ 1 を中心に分布していたのに対し、それ以外の市場区分では分析対象期間で求められた売/買比率の中央値の（銘柄群内）中央値が 0.861 となり、約 8 割の銘柄で 1 を下回る結果となった。

[8]で検証された、市場第一部では空売りが行われる比率が相対的に高く、それ以外の市場区分では空売りの比率が低かったという結果と照らし合わせると、市場第一部で売/買比率の中央値がほぼ 1 を中心に分布した背景は空売りの比率が高かったことが、それ以外で売/買比率の中央値が 1 を下回る傾向にあった背景は空売りの比率が低かったことが可能性として考えられる。

また、東京証券取引所による株式分布状況調査²⁰によれば、2020 年度末の国内金融機関による株式の保有金額及び割合が、市場第一部で約 220 兆円、30.7%だったのに対し、それ以外の市場区分では約 2 兆円、8.0%だったことも踏まえると、本研究の分析対象期間でも、市場第一部以外の市場区分では機関投資家による貸借市場への株式の供給を背景とする空売りの発注がより大きい制約を受けたことが推測できる。

以上の結果から、空売り比率が低いと考えられる市場区分においては（一部の銘柄を除いて）発注全体における売注文の数量が買注文よりも少ない傾向にあった。これを、売りの発注に制約がある状況をシミュレーションした本研究の人工市場モデル（前述 2.2）に照らし合わせると、市場第一部に属する銘柄のパラメータ q は平常時で 100 に近かったことが考えられるが、それ以外の市場区分では多くの銘柄でパラメータ q が 100 よりも小さい状況が続いていた可能性があった。

²⁰ <https://www.jpx.co.jp/markets/statistics-equities/examination/01.html>

6. まとめ

本研究では、約定価格がファンダメンタル価格を上回るショートサイドの非効率性が顕在化する要因は、割高な銘柄への投資（空売り）が少ないためという仮説と、投資家に対して公表される情報の内容に偏向がある（ポジティブな内容がより多い）という仮説に着目した。そして[6]の人工市場モデルをベースに、売注文の数量だけを減らした場合とファンダメンタル価格が緩やかに上昇した場合のシミュレーションを行った。同時に市場非効率性におけるショートサイドとロングサイドの内訳を測定し、売注文の数量だけを減らした場合はショートサイドの内訳が大きくなることを確認した（これは[7]の結論とも整合する。）。一方でファンダメンタル価格が緩やかに上昇した場合はそのような結果は確認できなかった。

また、本研究で明らかになったショートサイドの市場非効率性が顕在化するメカニズムは、（注文板で）ファンダメンタル価格から一定の範囲に提示された売り注文の総数量が減少し、買注文（の発注価格が高い場合）のマーケットインパクトが大きくなるため、最良売気配がファンダメンタル価格と比べて高く乖離し、割高な価格で約定しやすくなったことだと考えられる。

加えて、東京証券取引所の注文データを用いた実証分析では、市場第一部では発注数量における売/買比率の中央値がほぼ 1 を中心に分布していたのに対し、それ以外の市場区分では多くの銘柄で売注文の数量が買注文を下回る傾向にあった。

今後の課題であるが、まず挙げられるのはファンダメンタル価格が下落するパターン（急落を含む）のシミュレーションであろう。本研究ではファンダメンタル価格の上昇と市場非効率性のショートサイドの内訳が大きくなることとの関係は確認できなかったが、もしファンダメンタル価格が約定価格と比べて低い水準に下落した場合はショートサイドの市場非効率性が顕在化することも考えられる。また、ファンダメンタル価格の下落がどの程度であれば、ショートサイドの内訳の方が大きくなるかという閾値の観点からの分析も重要であろう。次に、ショートサイドで発生した市場非効率性が解消される分析も今後の課題である。本研究ではショートサイドの市場非効率性が解消されるプロセスについては言及・考察できていない。

参考文献

- [1] Gastineau, Gary L., Olma, Andrew R., and Zielinski, Robert G.: Equity Portfolio Management, in *CFA Program Curriculum: level III, 2018*, Vol.4, pp.254-324 (2017)
- [2] Cohen, Lauren., Malloy, Christopher., and Nguyen, Quoc.,: Lazy Prices, *The Journal of Finance*, Vol.75, No.3, pp.1371-1415 (2020)
- [3] Womack, Kent L.,: Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value?, *The Journal of Finance*, Vol.51, No.1, pp.137-167 (1996)
- [4] Chen, S., Chang, C., and Du, Y.,: Agent-based economic models and econometrics, *The Knowledge Engineering Review*, 27(2), pp.187-219 (2012)
- [5] Cont, R.,: Empirical Properties of Asset Returns: Stylized Facts and Statistical Issues, *Quantitative Finance*, Vol.1, No.2, pp.223-236 (2001)
- [6] 水田 孝信, 則武 誉人, 早川 聡, 和泉 潔: 人工市場シミュレーションを用いた取引システムの高速化が価格形成に与える影響の分析, *JPX ワーキング・ペーパー*, Vol.9, 日本取引所グループ, 2015
- [7] 水田 孝信, 和泉 潔, 八木 勲, 吉村 忍: 人工市場を用いた値幅制限・空売り規制・アップティックルールの検証と最適な制度の設計, *電気学会論文誌 論文誌 C*, Vol.133, No. 9, pp.1694-1700 (2013)
- [8] 櫻井 駿平, 上原 大季, 保坂 豪: 東証売買内訳データ (信用取引・空売り) の分析, *JPX ワーキングペーパー*, Vol.35, 日本取引所グループ, 2021
- [9] 宇野 淳・梅野 淳也・室井 理沙: 日本株レンディング市場の実証分析 ―株券貸借モデルによる空売り規制効果の測定―, *証券アナリストジャーナル* 2009 年 6 月号

謝辞

本稿の作成にあたっては、日本取引所グループ等のスタッフから有益な助言をいただいた。ここに謝意を表する。

付録 A stylized fact の再現結果等

[6]の人工市場モデルは、代表的な stylized fact として fat tail と volatility clustering を再現するよう設計されている。パラメーター q と d を変化させた場合も、これらの再現結果が損なわれていないか確認した。なお、fat tail の基準はリターンの尖度が正であること²¹、volatility clustering の基準は二乗したリターンの自己相関が正であることを指す[5]²²。

表 10 q 毎の stylized fact

q	100	99	98	95	90
尖度	15.13	14.11	14.09	14.08	14.09
Lag1	0.052	0.047	0.046	0.047	0.047
Lag2	0.052	0.046	0.046	0.046	0.046
自己相関 Lag3	0.050	0.044	0.043	0.044	0.044
Lag4	0.047	0.042	0.042	0.042	0.042
Lag5	0.044	0.040	0.040	0.040	0.040

表 11 d 毎の stylized fact

d	+1	+2	+5	+10
尖度	15.12	15.13	15.12	15.13
Lag1	0.052	0.052	0.052	0.052
Lag2	0.052	0.052	0.052	0.052
自己相関 Lag3	0.050	0.050	0.050	0.050
Lag4	0.048	0.048	0.048	0.047
Lag5	0.045	0.044	0.045	0.045

表 10 と表 11 に各統計量の 50 回分の平均値をパターンごとに示す²³。個別の結果は省略するが、全ての q と d のパターンで 50 回とも fat tail と volatility clustering を再現した。

また参考までに、パラメーター q と d を変化させた場合の注文の即時約定率²⁴と、 $t = t_e$ までの取消率（いずれも買いと売り別、数量ベース）を表 12 と表 13 に示す²³。これらも 50 回分の平均値を取った結果である。

²¹ 正規分布の尖度が 0 の時。

²² 統計量の算出には時刻 1 が経過するごとのリターン（板構築期間を除く）を用いた。

²³ $d = \pm 0$ の時、 $q = 100$ の場合と同じ結果になる。

²⁴ 即時約定率の定義：発注されて直ちに（板に残らずに）約定した数量 ÷ 全発注数量

表 12 q 毎の注文の即時約定率・取消率

q	即時約定率		取消率	
	買注文	売注文	買注文	売注文
100	32.32%	32.31%	35.17%	35.17%
99	31.33%	33.13%	36.10%	35.03%
98	31.09%	33.37%	36.43%	34.72%
95	30.44%	34.30%	37.18%	33.47%
90	29.21%	35.94%	38.60%	31.42%

表 13 d 毎の注文の即時約定率・取消率

d	即時約定率		取消率	
	買注文	売注文	買注文	売注文
+1	32.35%	32.23%	35.23%	35.23%
+2	32.39%	32.17%	35.25%	35.23%
+5	32.55%	32.03%	35.22%	35.23%
+10	32.78%	31.80%	35.21%	35.22%

付録 B 時系列でみた市場非効率性の非対称性の推移

本文で示した $\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$ は時刻 $t = t_e$ の結果だが、時刻 100,000 が経過するごとに同様の算出方法で市場非効率性の非対称性を測った結果を図 10 に示す。なお、本研究ではパラメーター q を小さくした場合にショートサイドの内訳が大きくなったため、式(5)のパターンについて結果を示した。 $q < 100$ の場合、時刻 300,000 が経過するまでは非対称性を示す値が増し、その後は増加のペースが緩やかになったことが分かる。また、時刻が経過する中でショートサイドの市場非効率性が解消される様子は見られなかった。市場非効率性がショートサイドで発生するプロセスと、それが解消されるプロセスは分かれているとも考えられる。

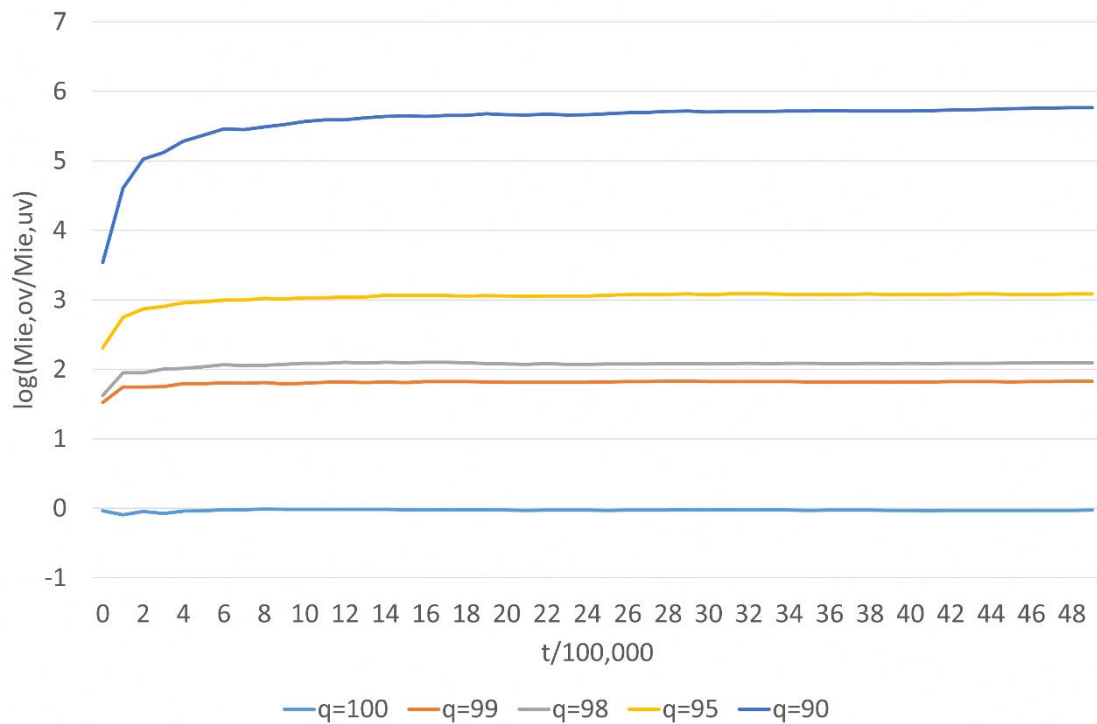


図 10 時刻 100,000 ごとの $\log(M_{ie,ov}/M_{ie,uv})$

付録C 発注における売/買比率の1ヶ月ごとの推移

式(12)で示した売/買比率の算出に関して、分析対象期間を1ヶ月ごとに区切り同様の実証分析を行った。市場第一部の結果を表14と図11、それ以外の市場区分の結果を表15と図12に示す。

どの月においても売/買比率の中央値は市場第一部が1近辺、それ以外の市場区分が1よりも低い水準で分布していた。また、月によってばらつきはあるものの、市場第一部以外では売/買比率の（分析期間内）中央値が1未満となる銘柄がサンプル（標本数）の中で多くを占めていた。

表14 売/買比率 中央値の統計量（市場第一部・1ヶ月ごと）

	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
最大値	1.753	1.890	1.573	1.776	1.895	2.013	1.760	1.866	2.147	3.241	2.053	1.681
75%点	1.005	1.011	1.048	1.029	1.032	1.050	1.063	1.036	1.021	1.066	1.038	1.035
中央値	0.954	0.965	1.009	0.993	0.992	1.010	1.019	0.991	0.978	1.019	0.998	0.997
25%点	0.878	0.887	0.953	0.949	0.937	0.961	0.968	0.929	0.915	0.969	0.941	0.945
最小値	0.324	0.233	0.413	0.272	0.111	0.266	0.382	0.278	0.237	0.189	0.165	0.147
標本数	2158	2158	2159	2166	2169	2166	2167	2171	2170	2176	2174	2174
>1	584	672	1207	969	979	1224	1318	975	817	1355	1066	1037
<1	1573	1486	952	1194	1190	942	846	1196	1353	821	1107	1137
=1	1	0	0	3	0	0	3	0	0	0	1	0

表15 売/買比率 中央値の統計量（市場第一部以外・1ヶ月ごと）

	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
最大値	3.286	3.078	5.172	4.961	4.199	4.584	3.705	3.745	3.444	3.865	3.600	4.198
75%点	0.941	0.919	1.027	0.993	1.022	1.083	1.116	1.042	1.055	1.081	1.062	1.035
中央値	0.771	0.730	0.853	0.846	0.874	0.919	0.929	0.855	0.859	0.877	0.862	0.854
25%点	0.638	0.572	0.716	0.710	0.734	0.768	0.765	0.710	0.693	0.695	0.681	0.675
最小値	0.109	0.075	0.054	0.055	0.089	0.070	0.244	0.142	0.080	0.164	0.125	0.135
標本数	1506	1499	1471	1493	1500	1493	1493	1499	1495	1500	1506	1499
>1	282	281	403	350	414	538	569	444	444	509	484	431
<1	1222	1218	1060	1135	1085	954	915	1053	1047	988	1017	1068
=1	2	0	8	8	1	1	9	2	4	3	5	0

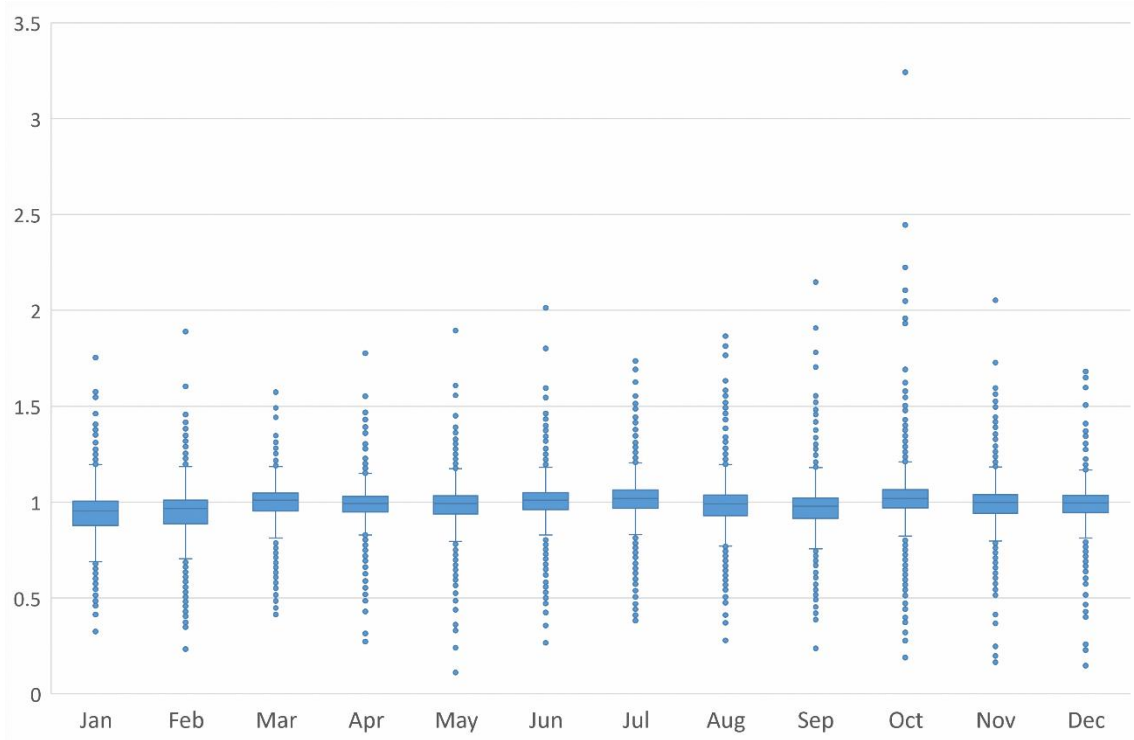


図 11 売/買比率 中央値の分布 (市場第一部・1ヶ月ごと)

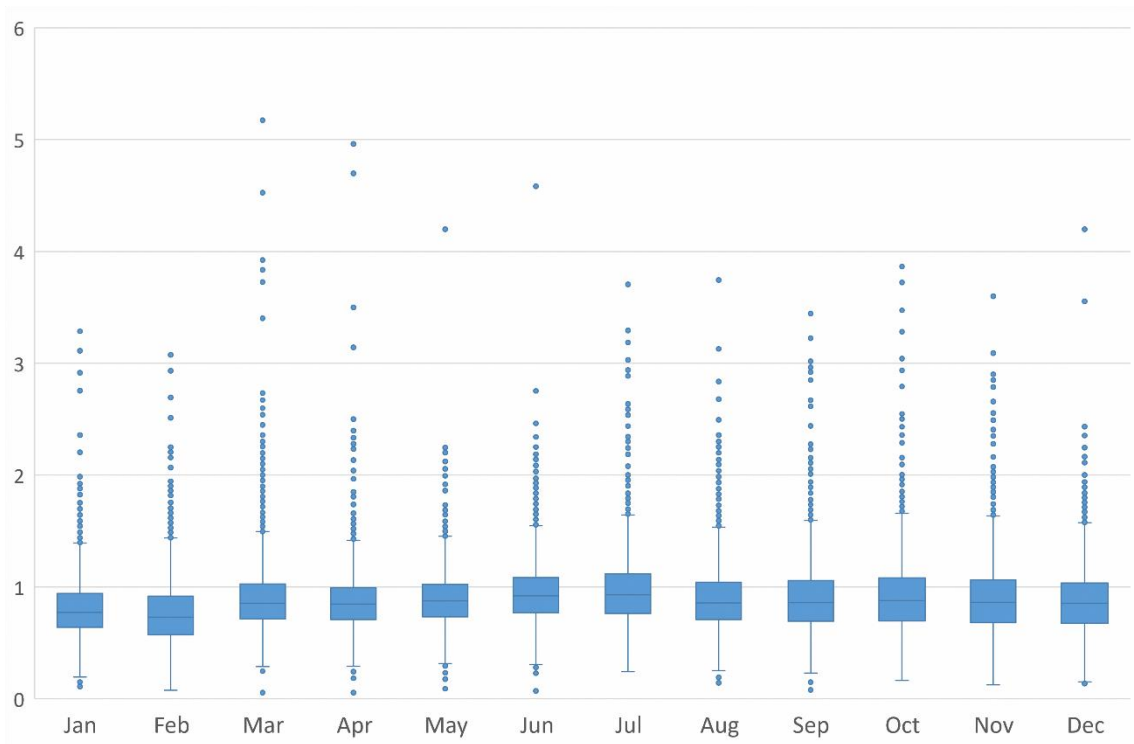


図 12 売/買比率 中央値の統計量 (市場第一部以外・1ヶ月ごと)