



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

---

人工市場シミュレーションを用いたマーケットメイカーの  
スプレッドが市場出来高に与える影響の分析

草田 裕紀  
水田 孝信  
早川 聡  
和泉 潔  
吉村 忍

2014年7月7日

Vol. 05

#### 備考

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」という。）の役職員並びに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筆者ら個人に属し、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。

# 人工市場シミュレーションを用いたマーケットメイカーの スプレッドが市場出来高に与える影響の分析\*

草田 裕紀<sup>†</sup>, 水田 孝信<sup>‡</sup>, 早川 聡<sup>§</sup>, 和泉 潔<sup>¶</sup>, 吉村 忍<sup>†</sup>

2014年7月7日

## 概要

本研究では、人工市場を用いて高頻度取引を行うマーケットメイカーが株式市場の出来高に与える影響の分析を行った。近年高頻度取引や代替市場の増加による株式市場の複雑化が指摘されており、本研究では2つの取引市場間の出来高シェアの関係に着目してマーケットメイカーの影響を検証した。検証の結果、一方の取引市場において、マーケットメイカーのビッド・オファー・スプレッドは他方の取引市場のビッド・オファー・スプレッドの平均値以上の値でも2つの取引市場間の出来高シェアの変化に影響を与えることを明らかにした。この分析は、取引所が導入すべきマーケットメイカーに関する制度を議論する際に有意義なものであると考えられる。

---

\* 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・関連会社及び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：草田 裕紀 (yuki.kusada2@gmail.com)

<sup>†</sup> 東京大学大学院工学系研究科

<sup>‡</sup> スパークス・アセット・マネジメント株式会社

<sup>§</sup> 株式会社大阪取引所 IT 推進室

<sup>¶</sup> 独立行政法人科学技術振興機構 CREST

# 1 はじめに

金融商品取引における電子化の普及やグローバル化の進展を背景として、近年、米国や欧州を中心に取引市場間の競争が激しさを増している<sup>\*1</sup>。ニューヨーク証券取引所やロンドン証券取引所に代表される伝統的な証券取引所に加えて、情報通信技術を駆使し取引コストを抑えた代替執行市場が登場し、同一銘柄の株式が複数の取引市場において取引されるという市場分断化が起きており、その是非が活発に議論されている。本邦においても、PTS (Proprietary Trading System) と呼ばれる私設取引システムが出現するなど、取引市場間の競争が始まっている<sup>\*2</sup>。

取引市場間での出来高シェアを決める要因には、取引制度として、ティックサイズ（呼値の刻み、注文価格の最小単位）の細かさ、取引時間、決済の方法、取り扱う注文の多様性、マーケットメイカー制度などがあり、取引システムとしては、高速性<sup>\*3</sup>、システムの安定性など様々な要因があると言われている<sup>\*4</sup>。日本取引所グループでは、流動性を確保する観点から、先物及びオプション市場にマーケットメイカー制度が導入されている。売りと買いに同時に高頻度で注文する戦略を取るマーケットメイカーについて実証分析を行った研究として Hagströmer and Nordén (2013) がある。また Darley and Outkin (2007) は NASDAQ 市場についての実証分析とマルチエージェントシミュレーションを用いてマーケットメイカーについても分析している。しかし、どのようなマーケットメイカーが出来高シェアを奪うことが出来るのか、実証研究だけで分析を行うのは困難が伴う。というのも、試したことがないマーケットメイカーの提示スプレッドや過去にないティック・サイズが導入された場合の分析ができない上、シェアの推移にはさまざまな要因が複雑に関わっており実証研究ではマーケットメイカーの効果だけを取り出すのは困難だからである。

このような実社会で導入されることがない制度や規制を検証する方法として、コンピュータ上で仮想的にその状況を作り出し検証する、社会シミュレーションという手法がある。社会シミュレーションは、例えば、自動車道の整備が交通渋滞へ与える影響分析や、テロや火災、伝染病が発生した場合の避難の方法やあるべき対策の分析などで、大きな成果をあげている<sup>\*5</sup>。金融の分野においても、コンピュータ上に取引参加者と取引市場を再現した人工市場<sup>\*6</sup>を用いたシミュレーション研究が行われている。人工市場モデルを用いたシミュレーション研究は、取引市場の規制や制度の効果検証<sup>\*7</sup>など、多くの成果をあげている<sup>\*8</sup>。マーケットメイカーについて人工市場モデルを用いたシミュレーション研究に Wang et al. (2013) がある。しかしながら、人工市場モデルを用いて、マーケットメイカーとティックサイズが取引市場間の出来高シェアに与える影響について議論した研究はない。

本研究では、人工市場モデルを用いたシミュレーションを行い、マーケットメイカーの有無と初期

---

<sup>\*1</sup> 海外の取引市場の競争状況を報告したレポートとして井上 (2007, 2009); 深見 (2012)。

<sup>\*2</sup> 日本における最近の PTS の動向をレポートしたものととして大崎 (2012)。

<sup>\*3</sup> 取引市場間の競争における高速化の重要性に関しての解説に水田 (2012) がある。

<sup>\*4</sup> 取引市場間競争に影響を与える要素をまとめたものとして宇野・大崎 (2012), 清水 (2013)。

<sup>\*5</sup> 例えば、実世界とエージェントシミュレーション協同研究委員会 (2012) などが詳しい。

<sup>\*6</sup> 関連研究として Thurner et al. (2012); 水田他 (2013a,b) など多数。

<sup>\*7</sup> Westerhoff (2008); Yagi et al. (2010); 八木他 (2011); Kobayashi and Hashimoto (2011); Thurner et al. (2012); 水田他 (2013a,b) など多数。

<sup>\*8</sup> 優れたレビューとして LeBaron (2006); Chen et al. (2009)。

の出来高シェアのみが異なる 2 つの取引市場 A 及び取引市場 B がある場合に、どのようにシェアが移り変わるかを分析した。その結果、取引高が相対的に少ない取引市場 B においてのみ指値注文を出すマーケットメイカーの提示する気配スプレッド  $\theta$  が、相対的に取引高が多い取引市場 A のビッド・オファー・スプレッドの平均値  $\bar{\theta}_A$  より大きな値となっても、取引市場 B は取引市場 A からシェアを奪うことが出来ることが分かった。またそのシェアを奪うメカニズムについて言及した。また、東京証券取引所の実取引市場データを用いた簡単な実証分析も行い、シミュレーション結果との比較も行った。これらの分析は、取引市場がマーケットメイカー制度をどのようなものにすべきかという議論の際に有意義なものであると考えられる。

以後 2 節では本研究で用いた人工市場モデルを説明する。3 節ではシミュレーション結果を示し、4 節で実際のデータとの簡単な比較を行う。5 節でまとめと今後の課題を述べる。

## 2 人工市場モデル

本研究では水田他 (2013b) の人工市場モデルをベースに、新たにマーケットメイカーの役割を果たすエージェントを加えてモデルを構築した。Chiarella et al. (2009) では、シンプルでありながら、実証分析で得られた長期間に存在する価格変動の統計的性質を再現できるエージェントモデルの構築に成功している。水田他 (2013b) では、Chiarella et al. (2009) のモデルでは再現されていなかった、注文の成約率 (約定率)、注文のキャンセル率といった高頻度取引にかかわる統計量も再現した。人工市場モデルを用いたシミュレーション研究は、実際の市場にみられる多くの統計的性質 (stylized fact<sup>\*9</sup>) を再現したり規制の効果を検証したりと、多くの成果をあげている<sup>\*10</sup>。一方で、多くの人工市場モデルはパラメータが多すぎて不必要に複雑すぎるという指摘もされている (Chen et al. (2009))。なぜなら、モデルの妥当性は実証分析で得られている fat-tail<sup>\*11</sup> や volatility-clustering<sup>\*12</sup> といった代表的な stylized fact が再現できるかどうかで評価されるが、モデルを複雑にしても多くの場合は、再現できる stylized fact の種類が増えたり再現の精度が上がったりしないからである。そのため、できるだけシンプルなモデルで stylized fact を再現できた方がよいという主張がなされている。というのもパラメータが多く複雑なモデルほど、モデルや計算結果の評価が難しくなるからである。そのため本研究においても水田他 (2013b) と同様に、分析目的を果たせる範囲内でなるべくシンプルなモデルの構築を行った。実際の取引市場を完全に再現することを目的としておらず、実際には存在するであろう投資家をすべて網羅することはあえて行わなかった。

### 2.1 価格メカニズム

本モデルは 1 つの株式のみを取引対象にし、また 2 つの取引市場 A と取引市場 B で取引できる場合をモデル化した。ここで取引市場 A は相対的に初期の取引高が多く、マーケットメイカーが存在しない市場であり、取引市場 B は相対的に初期の取引高が少なく、マーケットメイカーが存在する市場であ

---

<sup>\*9</sup> Cont (2001) に整理されている。

<sup>\*10</sup> 優れたレビューとして LeBaron (2006); Chen et al. (2009)。

<sup>\*11</sup> 価格の騰落率の尖度がプラスであること。

<sup>\*12</sup> 価格の騰落率の標準偏差が自己相関を持つこと。

る。それ以外の条件はすべて同じである。価格決定メカニズムは、ザラバ方式（連続 double auction 方式）<sup>\*13</sup>とした。価格の変化幅の最小単位は  $\Delta P$  とし、それより小さい端数は、買い注文の場合は切り捨て、売り注文の場合は切り上げる。取引主体として  $n$  体のスタイライズドトレーダーと 1 体のマーケットメイカーが存在する。本モデルの価格決定メカニズムはザラバ方式（連続 double auction）であるため、買い（売り）注文の場合、注文価格より安い（高い）注文が既に存在すれば最も安い（高い）売り（買い）注文と即座にマッチングされ取引が成立する。本研究ではこれを、成行注文と呼ぶ。マッチングする注文がなければ注文を残す。本研究ではこれを指値注文と呼ぶ。指値注文は時刻  $t_c$  経過してもマッチングされなかった場合に、キャンセルされる。なお、各スタイライズドトレーダーは資産を何単位でも買うことができ（キャッシュが無限大）、空売りも自由に行うことができる。

## 2.2 スタイライズドトレーダー

スタイライズドトレーダーは番号  $j = 1$  から順番に  $j = 2, 3, 4$ , と発注を行う。最後のスタイライズドトレーダー  $j = n$  の発注後、次の時刻には、また初めのスタイライズドトレーダー  $j = 1$  から発注を繰り返す。時刻  $t$  は 1 体のスタイライズドトレーダーが発注するごとに 1 増える。つまり、発注しただけで取引が成立しない場合も時刻が進む。スタイライズドトレーダー  $j$  は注文価格、売り買いの別を以下のように決定する。時刻  $t$  におけるスタイライズドトレーダー  $j$  の期待リターン  $r_{e,j}^t$  を、

$$r_{e,j}^t = \frac{1}{\sum_{i=1}^3 w_{i,j}} \left( w_{1,j} \log \frac{P_f}{P^{t-1}} + w_{2,j} r_{h,j}^{t-1} + w_{3,j} \epsilon_j^t \right) \quad (1)$$

とする。ここで、 $w_{i,j}$  はスタイライズドトレーダー  $j$  の  $i$  項目の重みであり、シミュレーション開始時に、それぞれ 0 から  $w_{i,max}$  まで一様乱数で決める。 $P_f$  は時間によらず一定のファンダメンタル価格、 $P^t$  は時刻  $t$  での取引価格（当該時刻に取引が成立しなかった場合には、時刻を遡って最後に取引が成立した価格とし、時刻  $t = 0$  では  $P^t = P_f$  とする）、 $\epsilon_j^t$  は時刻  $t$ 、スタイライズドトレーダー  $j$  の乱数項であり、平均 0、標準偏差  $\sigma_\epsilon$  の正規分布乱数である。 $r_{h,j}^t$  は時刻  $t$  にスタイライズドトレーダー  $j$  が計測した過去リターンであり、 $r_{h,j}^t = \log(P^{t-1}/P^{t-\tau_j})$  である<sup>\*14</sup>。ここで  $\tau_j$  はシミュレーション開始時に 1 から  $\tau_{max}$  までの一様乱数でスタイライズドトレーダーごとに決める。式 (1) の第 1 項目はファンダメンタル価格と比較して安ければプラスの期待リターンを高めればマイナスの期待リターンを示す、ファンダメンタルな投資家の成分である。第 2 項目は過去のリターンがプラス（マイナス）ならプラス（マイナス）の期待リターンを示す、テクニカルな投資家の成分であり、第 3 項目はノイズを表している。期待リターン  $r_{e,j}^t$  より期待価格  $P_{e,j}^t$  は、

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

<sup>\*13</sup> 売り手と買い手の双方が価格を提示し、売り手と買い手の提示価格が合致するとその価格で直ちに取引が成立する方式。Friedman (1993); 東京証券取引所 (2012) 参照。

<sup>\*14</sup>  $t < \tau_j$  のときは  $r_{h,j}^t = \log(P^{t-1}/P_f)$  とする。

で求まる．注文価格  $P_{o,j}^t$  は平均  $P_{e,j}^t$ ，標準偏差  $P_\sigma$  の正規分布乱数で決める．ここで， $P_\sigma$  は定数である．そして，売り買いの別は期待価格  $P_{e,j}^t$  と注文価格  $P_{o,j}^t$  の大小関係で決める．すなわち，

$$\begin{aligned} P_{e,j}^t > P_{o,j}^t &\text{なら 1 単位の買い} \\ P_{e,j}^t < P_{o,j}^t &\text{なら 1 単位の売り} \end{aligned} \quad (3)$$

とし，注文数量は常に 1 単位に固定する．なお実際に注文を行う際，取引市場の最小ティックサイズが  $\Delta P$  とすると，それより小さい端数は，買い注文の場合は切り捨て，売り注文の場合は切り上げる．本研究では，1 つの株式を 2 つの取引市場で取引できる場合を調べた．2 つの取引市場はマーケットメイカーの有無と，以下に述べる出来高（売買取引が成立した数量）のシェア  $W_A, W_B$  の初期値以外は全く同じである．2 つの取引市場 A, B がある場合，各スタイルズドトレーダーはどちらの取引市場に注文を出すかを決める必要がある．スタイルズドトレーダーは注文を出すごとにどちらの取引市場に出すかを判定する．買い（売り）注文の場合，取引市場 A, B ごとに最も安い（高い）売り（買い）注文を探す．取引市場 A, B の最良価格が異なり，かつ少なくともいずれかの取引市場で成行注文となる場合は，より良い最良価格（買い（売り）注文の場合安い（高い）方の最良価格）を提示している取引市場に注文を出す．その他の場合，つまり 2 つの取引市場の最良価格が同じか，いずれの最良価格においても指値注文となる場合は，確率  $W_A$ ，

$$W_A = \frac{T_A}{T_A + T_B} \quad (4)$$

で取引市場 A を選ぶ．ここで， $T_A$  は取引市場 A の過去  $t_{AB}$  期間の出来高， $T_B$  は取引市場 B のそれである．したがって取引市場 B を選ぶ確率  $W_B$  は，確率  $W_B = 1 - W_A = T_B / (T_A + T_B)$  となる．また，時刻  $t_{AB}$  に達するまでの  $W_A$  は出来高シェアの初期値として外から与える．取引市場の選択についてまとめると，成行注文で取引価格が異なる場合は，必ず有利となる取引市場に，その他の場合は，出来高のシェアに応じて注文を出す．

## 2.3 マーケットメイカー

マーケットメイカーの注文方法として，各スタイルズドトレーダーが注文を行う間，つまり時刻  $t$  と時刻  $t+1$ ，時刻  $t+1$  と時刻  $t+2$  の間といったタイミングで，買いと売りに 1 単位ずつ取引市場 B にのみ指値注文を行う．これは現実のマーケットメイカーは高速で高頻度の売買を行っているためである．またマーケットメイカーが注文を出す際には，約定しなかった前回の買い注文と売り注文をキャンセルしてから注文を出し直すようにした．また取引市場にあるもっとも高い買い注文（もっとも安い売り注文）を最良買い気配（最良売り気配）と呼び，マーケットメイカーは注文を出す取引市場だけではなく，2 つの取引市場の最良気配値を参照するようにした．これはマーケットメイカーは常に市場にある指値注文の価格を考慮して注文価格を決定し，高速で注文価格を更新していると考えられるからである．注文価格については，時刻  $t$  における取引市場 A の最良買い気配を  $P_A^{t,buy}$ ，最良売り気配を  $P_A^{t,sell}$ ，取引市場 B の最良買い気配を  $P_B^{t,buy}$ ，最良売り気配を  $P_B^{t,sell}$ ，マーケットメイカー固有のスプレッドを  $\theta$  とすると，時刻  $t$  と時刻  $t+1$  の間に出すマーケットメイカーの買い注文価格  $P_{o,m}^{t,buy}$  と売り注文価格

$P_{o,m}^{t,sell}$  は,

$$\begin{aligned} P_{o,m}^{t,buy} &= (\max\{P_A^{t,buy}, P_B^{t,buy}\} + \min\{P_A^{t,sell}, P_B^{t,sell}\} - P_f \times \theta) / 2 \\ P_{o,m}^{t,sell} &= (\max\{P_A^{t,buy}, P_B^{t,buy}\} + \min\{P_A^{t,sell}, P_B^{t,sell}\} + P_f \times \theta) / 2 \end{aligned} \quad (5)$$

のように決定した。なおスタイライズドトレーダーと同様に、実際に注文を行う際は取引市場の最小ティックサイズが  $\Delta P$  とすると、それより小さい端数は、買い注文の場合は切り捨て、売り注文の場合は切り上げる。

### 3 シミュレーション結果

本研究では、水田他 (2013b) と同じである、以下のパラメータを用いた。水田他 (2013b) では、さまざまなパラメータを検討し妥当性検証を行った結果、これらのパラメータを決定している。例えば、テクニカル投資家の成分が十分多くないと fat-tail と volatility-clustering が再現されないことが知られているため、これらが十分再現されるようテクニカル投資家成分の最大値  $w_{2,max}$  をファンダメンタル投資家のそれ  $w_{1,max}$  より大きくし、調整した<sup>\*15</sup>。また後に述べるように、騰落率の標準偏差が実際の取引市場と同じくらいの値になるようにノイズ成分のばらつき  $\sigma_e$  を、約定率やキャンセル率が同程度になるように注文価格のばらつき  $P_\sigma$  を調整した<sup>\*16</sup>。スタイライズドトレーダーの個体数については、増加させても結果に大きな影響を及ぼさない水準にし、またマーケットメイカーの個体数に関しては、取引戦略は 1 種類になるものの十分な注文量を確保でき、マーケットメイカーの影響分析を簡単にするために個体数 1 とした。まとめると、スタイライズドトレーダーの個体数  $n = 1000$ 、マーケットメイカーの個体数 1、ファンダメンタル成分への重みの最大値  $w_{1,max} = 1$ 、テクニカル成分への重みの最大値  $w_{2,max} = 10$ 、ノイズ成分への重みの最大値  $w_{3,max} = 1$ 、テクニカル成分を計算する際に遡る最も過去の時刻  $\tau_{max} = 10000$ 、ノイズ成分の標準偏差  $\sigma_e = 0.06$ 、注文価格決定差の際の標準偏差  $P_\sigma = 30$ 、指値注文の最大有効期間  $t_c = 20000$ 、2 つの取引市場における最良価格が同一の場合や指値注文場合の発注確率計算期間、及びその初期固定期間  $t_{AB} = 100000$ 、ファンダメンタル価格  $P_f = 1000000$  とした。これらのパラメータの組み合わせについて、複数条件での並行シミュレーションのプラットフォームである OACIS(Murase et al. (2014)) を用いて、乱数系列を変えて 10 回ずつシミュレーション実験を行った。

#### 3.1 妥当性検証

表 1 は、取引市場が 1 つの場合において、ティックサイズを様々に変化させた場合の統計量を示した。ここでティックサイズは、ファンダメンタル価格  $P_f$  に対する比率で示した。取引は概ね価格  $P_f$  周辺で行われたため、このティックサイズは概ね 1 ティック動いた場合の価格の騰落率の大きさを示している。また、本研究の時刻  $t$  は何かしらの注文が入るごとに増加するティック時間であるが、概ね  $t = 20000$  期間で実際の市場での 1 営業日の約定 (売買成立) 件数<sup>\*17</sup>に達するため、この期間を 1 営業日

<sup>\*15</sup> Yamada et al. (2009).

<sup>\*16</sup> 水田他 (2013b).

<sup>\*17</sup> 実際の市場の統計量のうち、1 銘柄あたりの 1 営業日の約定件数 (ティック回数)、約定率、キャンセル率は東京証券取引所 (2010) を参照。

表1 ティックサイズを様々に変化させた場合の統計量

	ティックサイズ(%)	0.0001%	0.001%	0.01%	0.1%	1%
注文状況	約定率	24.3%	24.3%	24.3%	24.0%	22.4%
	キャンセル率	25.7%	25.7%	25.7%	26.0%	27.5%
	1日約定件数	6540	6536	6535	6482	6189
騰落率の標準偏差	1ティック(1期間)	0.052%	0.052%	0.053%	0.062%	0.170%
	1日(20000期間)	0.609%	0.607%	0.600%	0.627%	1.186%
尖度		1.42	1.40	1.38	1.04	1.58

騰落率の2乗の自己相関	ラグ	0.0001%	0.001%	0.01%	0.1%	1%
	1	0.233	0.231	0.233	0.215	0.018
	2	0.144	0.142	0.140	0.123	0.010
	3	0.113	0.111	0.113	0.093	0.009
	4	0.092	0.093	0.095	0.076	0.005
	5	0.080	0.080	0.080	0.066	0.0004

と定義した。これより水田他 (2013b) と同様に上記のような結果であることが確認できた。すなわち約定率<sup>\*18</sup>、キャンセル率<sup>\*19</sup>ともにいずれのティックサイズにおいても実際の市場の値に近い値<sup>\*15</sup>を得ており、モデルの妥当性を示唆している。1日(20000期間)ごとの騰落率の標準偏差も、概ね実際の市場に近い値<sup>\*20</sup>が得られ、この側面からもモデルの妥当性を示唆している。ただし、ティックサイズが1%になると、1ティックごと、及び、1日ごとの両方の騰落率の標準偏差が上昇していることも分かる。

人工市場モデルの妥当性は実証分析で得られている fat-tail や volatility-clustering といった代表的な stylized fact が再現できるかどうかで評価される場合が多い。表1では、10秒(約10期間)ごとの騰落率を用いて計算した尖度と騰落率の2乗の自己相関も示している。いずれのシミュレーションでも尖度がプラスで fat-tail となっており、騰落率の2乗の自己相関もラグがあってもプラスで volatility-clustering も再現されており、モデルが妥当であることを示している。しかし、ティックサイズが1%の場合のみ、ラグが大きくなると騰落率の2乗の自己相関はプラスにならずほとんどゼロになってしまっている。これは、ティックサイズが大きすぎるため、10秒間だと騰落の大きさが0か1ティック分の1%しかほとんどとれないため、徐々にボラティリティが上昇したり減少したりできなくなっていることが考えられる。実際の市場でもこのようになっているかどうか調べる必要があるが今後の課題である。

\*18 約定率 =  $\frac{\text{約定件数}}{\text{注文件数} + \text{キャンセル件数}}$

\*19 キャンセル率 =  $\frac{\text{キャンセル件数}}{\text{注文件数} + \text{キャンセル件数}}$

\*20 本研究のシミュレーションではオーバーナイトが存在しないので、ここでの1日ごとの騰落率の標準偏差は、実際の市場のイントラデイのボラティリティに相当する。実際の市場の値は宇野・大崎(2012)を参照。

## 3.2 シェアの推移

次に取引市場が2つある場合のシェアの移り変わりを調べた。取引市場 A と取引市場 B は、初期の出来高シェアとマーケットメイカーの有無以外は全く同じである。このような2つの取引市場のうち一方の取引市場 B にのみマーケットメイカーが指値注文を出す場合を考察した。図1は、取引市場 A の出来高のシェアの推移である。初期値として、 $W_A = 0.9$  とし<sup>\*21</sup>、また取引市場 A と取引市場 B のティックサイズは  $\Delta P_A = 0.001\%$ 、 $\Delta P_B = 0.001\%$  とした。この時、マーケットメイカーのスプレッド  $\theta$  を徐々に変化させて取引市場間のシェアの推移を観察した。図1より、マーケットメイカーのスプレッド  $\theta$  は小さければ小さいほどシェアを奪うのにかかる時間が短くなることが分かる。それと同時に、水田他 (2013b) の結果であるティックサイズが十分小さい取引市場間においてティックサイズの切り下げはシェアの変化に影響を与えないという結論があるが、マーケットメイカーが存在する場合はシェアの変化が確認されることが分かる。

表2は、両取引市場のティックサイズ  $\Delta P_A\%$ 、 $\Delta P_B\%$  とマーケットメイカーのスプレッド  $\theta$  をさまざまに変化させた場合の500営業日後の取引市場 B の出来高シェアを表にしたものである。また下部に、マーケットメイカーが存在しない場合のシミュレーションから求めた取引市場 A と取引市場 B のビッド・オファー・スプレッドの平均値を表示した。そして、取引市場 A のビッド・オファー・スプレッドを境界にして表を分割するように線を引いた。この時注目すべきは、両方の取引市場のティックサイズが十分小さい場合、マーケットメイカーのスプレッド  $\theta$  が取引市場 A のビッド・オファー・スプレッド  $\theta_A$  の平均値  $\bar{\theta}_A$  よりも大きい場合でも取引市場 B がシェアを奪っている点である。また取引市場のティックサイズが1%といったように大きい場合は、マーケットメイカーのスプレッド  $\theta$  が小さくても完全にシェアを奪えてないことが分かる。これは水田他 (2013b) にあるように取引市場のティックサイズが大きすぎて価格変動がほぼ1ティック分しか変化せず、ティックサイズに対しマーケットメイカーのスプレッド  $\theta$  が小さすぎるためである。

また、表3は両取引市場のティックサイズ  $\Delta P_A\%$ 、 $\Delta P_B\%$  とマーケットメイカーのスプレッド  $\theta$  をさまざまに変化させた場合の全取引市場の総取引数に占めるマーケットメイカーの取引数の割合である。この表3にも表2と同様に取引市場 A のビッド・オファー・スプレッドの平均を境に線を引いた。この表3から分かるように、素早くシェアを獲得するにはよりマーケットメイカーがより多く約定に関与する必要がある。また、マーケットメイカーの取引割合があまりに小さいとシェアの推移が観察できない。このことからマーケットメイカーの存在によって流動性が高まり、実際にマーケットメイカーの注文が約定することでシェアが推移していると判断できる。また取引市場のティックサイズは小さいほうがマーケットメイカーの全取引市場の総取引数に占めるマーケットメイカーの取引数の割合は高い。これは、図2のようにマーケットメイカーが提示したい希望の注文価格と実際の注文との差が、ティックサイズの大きさによって違うことに起因する。つまり、ティックサイズが小さければ希望の注文価格により近い価格で注文を行うことが出来るため、よりマーケットメイカーのスプレッドをタイトに保つことが出来るのである。

<sup>\*21</sup> 初めの  $W_A$  を変えた場合でも本質的な結果は変わらなかった。

取引市場Aの出来高シェア推移  
両取引市場のティックサイズが0.001%の場合

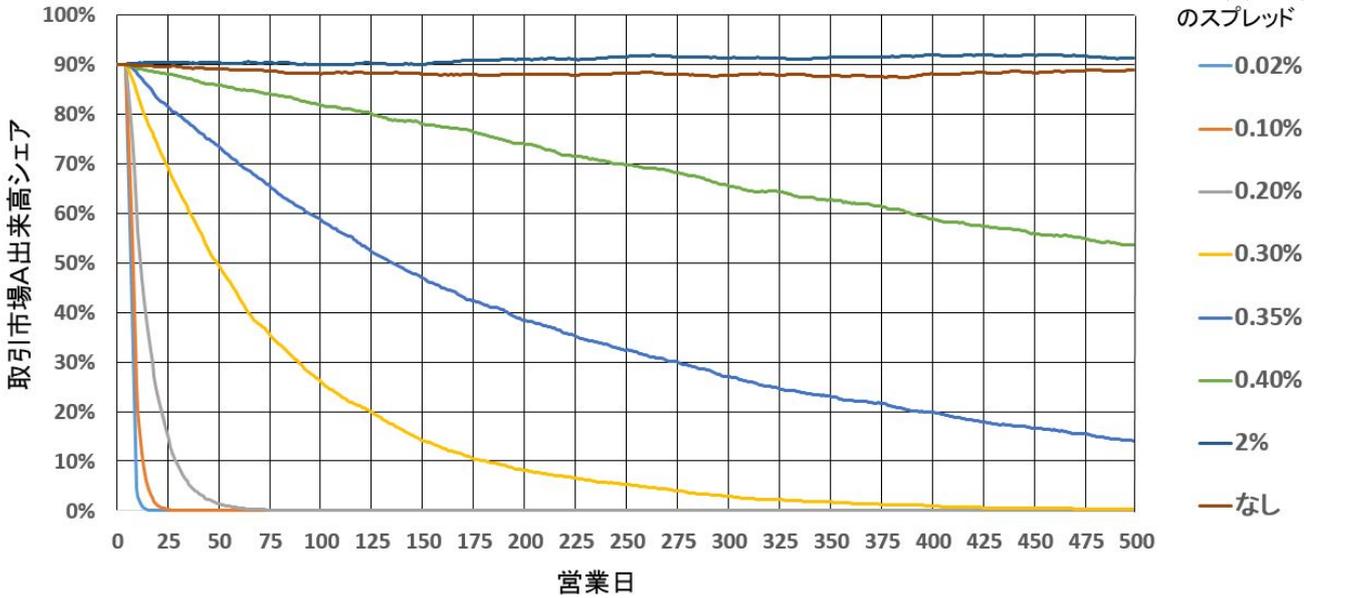


図1 マーケットメイカーのスプレッド  $\theta$  を様々に変化させた時の取引市場 A の出来高のシェアの推移 (両取引市場のティックサイズは 0.001%)

表2 両取引市場のティックサイズ  $\Delta P_A\%$ ,  $\Delta P_B\%$  とマーケットメイカーのスプレッド  $\theta$  をさまざまに変化させた場合の 500 営業日後の取引市場 B の出来高シェア

500営業日後の 取引市場Bの出来高シェア		両取引市場のティックサイズ					
		0.0001%	0.001%	0.01%	0.1%	1%	
マーケットメイカーの スプレッド $\theta$	0.02%	100%	100%	100%	100%	100%	65%
	0.1%	100%	100%	100%	100%	100%	60%
	0.2%	100%	100%	100%	100%	100%	60%
	0.3%	100%	100%	100%	100%	94%	67%
	0.35%	95%	86%	81%	15%	15%	63%
	0.4%	48%	46%	38%	23%	23%	61%
	2%	12%	9%	10%	6%	6%	9%
	なし	9%	11%	10%	4%	4%	12%
取引市場Aビット・ オファー・スプレッド		0.16%	0.15%	0.15%	0.21%	1.01%	
取引市場Bビット・ オファー・スプレッド		0.30%	0.28%	0.30%	0.36%	1.03%	

表3 両取引市場のティックサイズ  $\Delta P_A\%$ ,  $\Delta P_B\%$  とマーケットメイカーのスプレッド  $\theta$  をさまざまに変化させた場合の全取引市場の総取引数に占めるマーケットメイカーの取引数の割合の平均

2つの取引市場の総取引高に対する マーケットメイカーの取引高割合の平均		両取引市場のティックサイズ				
		0.0001%	0.001%	0.01%	0.1%	1%
マーケットメイカーの スプレッド $\theta$	0.02%	92.0%	91.7%	90.5%	35.9%	0.4%
	0.1%	59.6%	59.0%	57.3%	34.9%	0.5%
	0.2%	25.7%	23.1%	20.4%	5.4%	0.4%
	0.3%	4.4%	3.7%	3.0%	1.2%	0.5%
	0.35%	1.8%	1.3%	0.9%	0.1%	0.4%
	0.4%	0.3%	0.3%	0.2%	0.1%	0.4%
	2%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
なし	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	
取引市場Aビット・ オファー・スプレッド		0.16%	0.15%	0.15%	0.21%	1.01%
取引市場Bビット・ オファー・スプレッド		0.30%	0.28%	0.30%	0.36%	1.03%

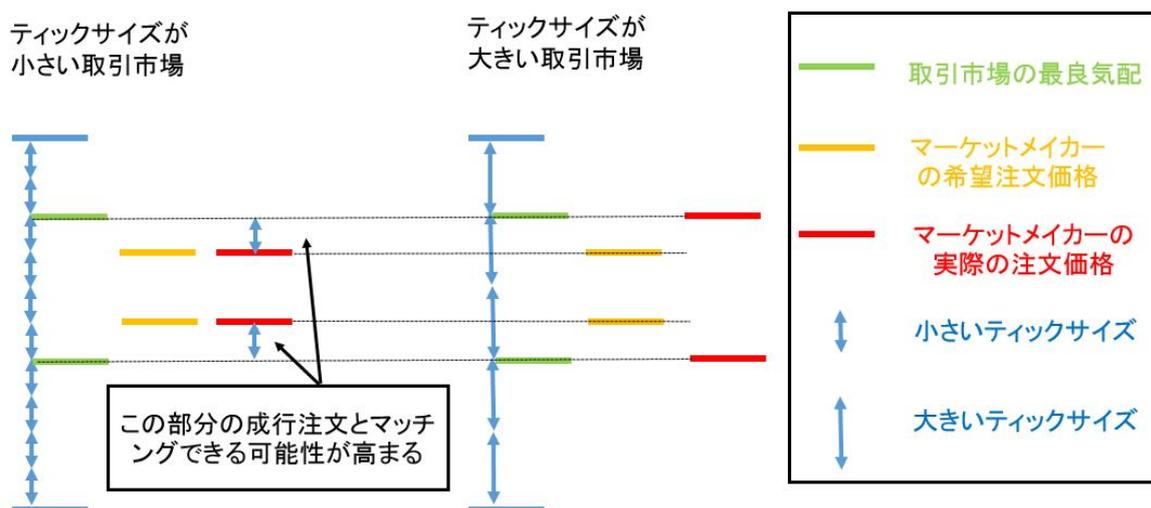


図2 ティックサイズが小さい取引市場のほうがマーケットメイカーの取引関与率が高くなるメカニズム

### 3.3 出来高シェアが変動するメカニズム

前節では、マーケットメイカーのスプレッド  $\theta$  が、メインとなっている取引市場 A のビッド・オファー・スプレッド  $\theta_A$  より平均的に大きい場合でもシェアの推移が観察されることを示した。ここでは、両取引市場の最良気配とマーケットメイカーの注文価格、また約定しているタイミングを調べ、そのメカニズムを分析した。例として、両方の取引市場のティックサイズが 0.01%、マーケットメイカーのスプレッド  $\theta = 0.35\%$  の場合を調べた。図3はマーケットメイカーが約定しない時の状態、図4はマーケットメイカーが約定する時の状態を示している。この際、両取引市場のティックサイズが十分に小さい時の取引市場 A のビッド・オファー・スプレッドの平均  $\bar{\theta}_A$  は約 0.15% である。したがってマーケットメイカーのスプレッド  $\theta$  は 0.35% であるため、はるかに大きいことが分かる。これらのデータを分析すると、通常は図3のように、マーケットメイカーの注文は取引市場の最良気配の外側にある場

マーケットメイカー非約定時の注文価格、最良気配と取引価格の変化  
 (例)ティックサイズが0.01%  
 マーケットメイカーのスプレッド $\theta$ が0.35%

□ スタイライズドトレーダー  
 同士の約定タイミング

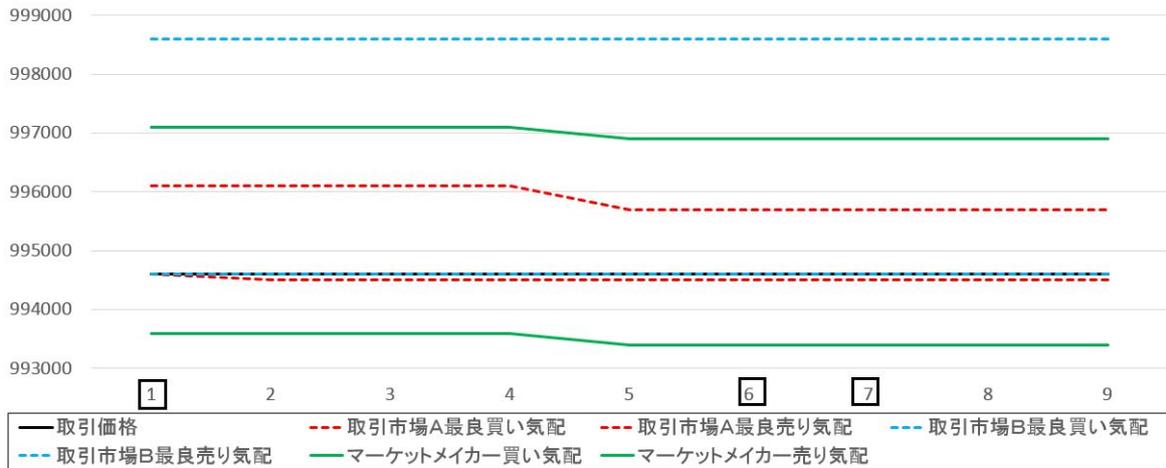


図3 平常時の価格変動

マーケットメイカー約定時の注文価格、最良気配と取引価格の変化  
 (例)ティックサイズが0.01%  
 マーケットメイカーのスプレッド $\theta$ が0.35%

□ スタイライズドトレーダー  
 同士の約定タイミング  
 □ スタイライズドトレーダー  
 とマーケットメイカー  
 の約定タイミング

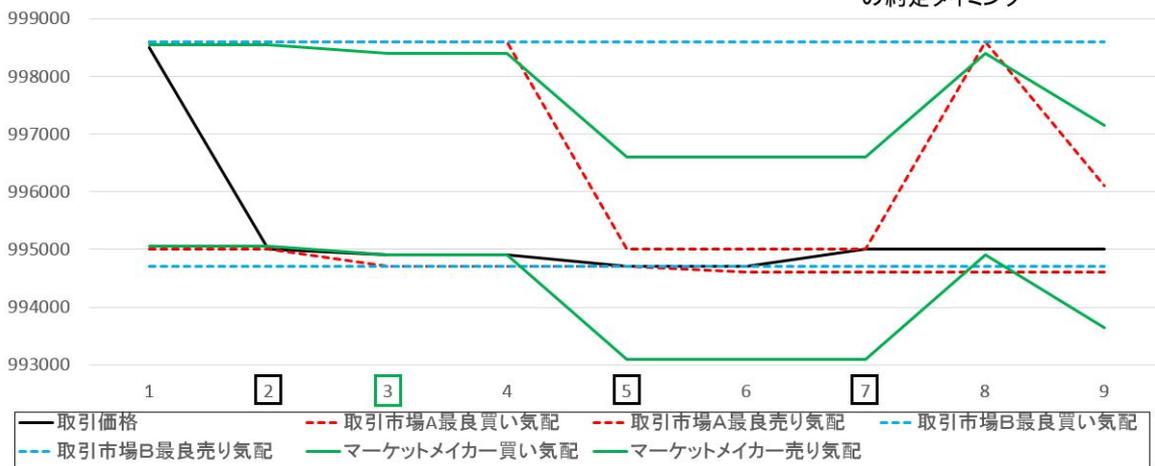


図4 マーケットメイカー約定時の価格変動

合が大半である。しかし、図4のように、ステップ2で取引市場Aの最良買い気配がスタイライズドトレーダーによって約定され、取引市場Aのビッド・オファー・スプレッド $\theta_A$ が一時的に大きくなることもある。この時に、マーケットメイカーの注文が内側に入り、その結果、スタイライズドトレーダーの注文との間で約定するといった状況が確認されたのである。これらを繰り返すことでシェアの推移が起こると考えられる。

これらのメカニズムを図5、図6にまとめた。大半は図5のような状態となっており、取引市場Aのビッド・オファー・スプレッド $\theta_A$ はマーケットメイカーのスプレッド $\theta$ より小さい。しかし、一時的に図6のような取引市場Aのビッド・オファー・スプレッド $\theta_A$ がマーケットメイカーのスプレッド $\theta$

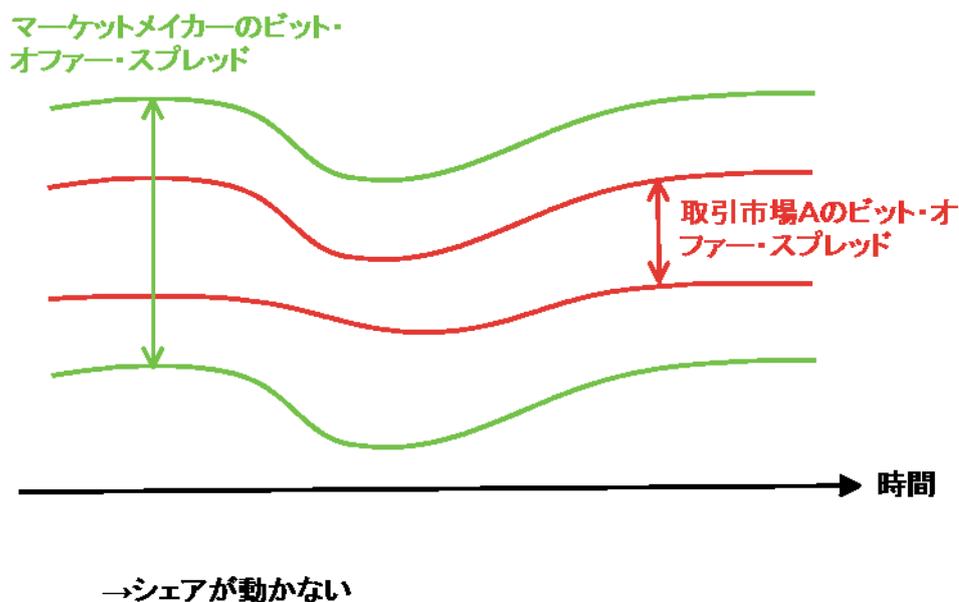


図5 シェア変動メカニズム（平常時）

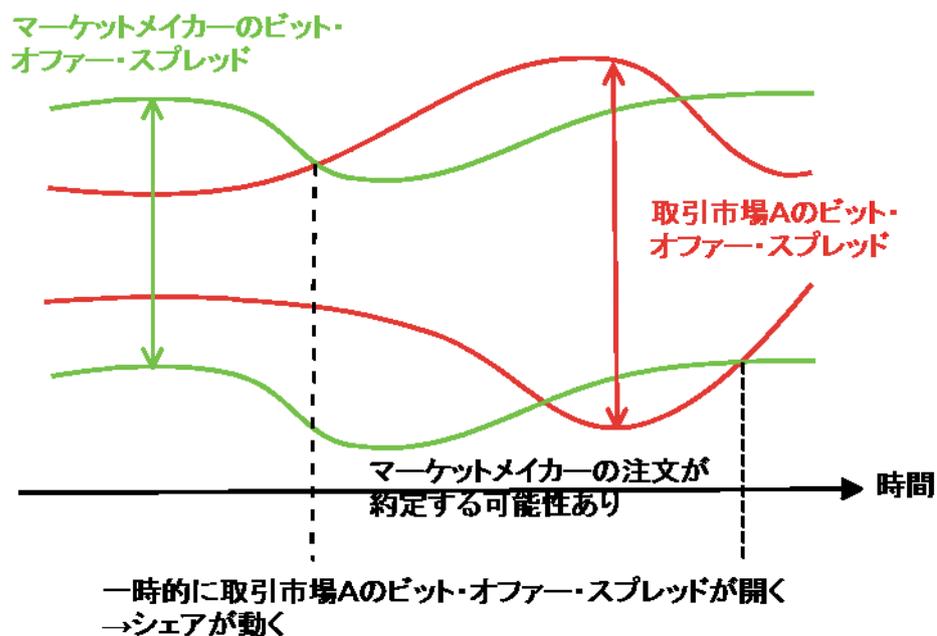


図6 シェア変動メカニズム（マーケットメイカー約定時）

を上回る場合がある。この期間はマーケットメイカーの注文が約定される可能性がある。しかし、もちろんマーケットメイカーの注文が取引市場 B の最良気配になっている必要がある。

### 3.4 マーケットメイカーの妥当性

マーケットメイカーの妥当性について簡単に述べておく。マーケットメイカーの発注行動やスプレッドについては数多く研究されている<sup>\*22</sup>。しかし今回は用いたマーケットメイカーのモデルを非常にシン

<sup>\*22</sup> Huang and Stoll (1997), Glosten and Milgrom (1985), Demsetz (1968) など多数。

表4 両取引市場のティックサイズ  $\Delta P_A\%$ ,  $\Delta P_B\%$  とマーケットメイカーのスプレッド  $\theta$  をさまざまに変化させた場合のマーケットメイカーの利得

500営業日後の マーケットメイカーの利得(単位:100万)		両取引市場のティックサイズ				
		0.0001%	0.001%	0.01%	0.1%	1%
マーケットメイカー のスプレッド $\theta$	0.02%	266	243	262	493	-6
	0.1%	857	849	854	482	5
	0.2%	793	710	647	155	-3
	0.3%	230	194	154	39	-5
	0.35%	114	83	54	3	4
	0.4%	24	21	15	5	0
	2%	0	0	0	0	0
	なし	0	0	0	0	0
取引市場Aビット・ オファー・スプレッド		0.16%	0.15%	0.15%	0.21%	1.01%
取引市場Bビット・ オファー・スプレッド		0.30%	0.28%	0.30%	0.36%	1.03%

プルにしておき、また個体数も1体と設定した。現実世界のマーケットメイカーは多数存在する場合もあるが、取引市場間のシェアの推移がどの要因の作用されるのかを分かりやすくするためにあえてシンプルなモデルにしたのである。またこのモデルに関して言えば、マーケットメイカーの注文量は十分な量を担保できており、また、その他のトレーダーすなわちスライズドトレーダー各個体の発注タイミングの間において、常にその提示する注文値段を変更できるモデルとなっており、マーケットメイカーの個体数は大きな影響を及ぼさないとと言える。さらにマーケットメイカーの利得についても簡単に触れておく。マーケットメイカーの利得は基本的にプラスである必要がある。表4は両取引市場のティックサイズ  $\Delta P_A\%$ ,  $\Delta P_B\%$  とマーケットメイカーのスプレッド  $\theta$  をさまざまに変化させた場合のマーケットメイカーの利得をまとめたものである。この表4から分かるように、マーケットメイカーの利得はティックサイズが水田他(2013b)にある標準偏差の騰落率以下の取引市場(この場合はティックサイズ0.05%以下の取引市場)の場合、必ず正の値を取っている。実際の取引市場のマーケットメイカーは損失が膨らむと撤退を余儀なくされる。そのため、損を出し続けつつも注文を出し続けることは出来ない。本研究のシミュレーションでは、ティックサイズが1%以外の場合はこのようなことが起きておらず、現実の金融市場でも存在可能なマーケットメイカーであると考えられる。従って、少なくとも現実から乖離したモデルではないと言えるだろう。

## 4 簡単な実証分析での確認

3.3 節で示したシミュレーション結果で確認された図 5、図 6 のようにマーケットメイカーのスプレッドが広くても流動性の移転が起きるメカニズム，すなわち平均的には気配スプレッドがタイトである取引市場 A において取引が成立するなどして，最良買い気配，又は売り気配の少なくともどちらか一方が，一時的に取引市場 B のマーケットメイカーの気配が最良気配となることによって取引市場 B において取引が成立するという現象について，簡単な実証分析を通じて現実の取引市場における状況を確認した．今回の実証分析は，日本のデリバティブ市場のデータを用いて行った．対象としたデータは，東京証券取引所（以下，「東証」と記す．）に上場<sup>\*23</sup>する TOPIX 先物取引のラージ取引及びミニ取引である．TOPIX とは，東証第一部に上場している全ての日本企業（内国普通株式全銘柄）<sup>\*24</sup>を対象とした，時価総額加重型の株価指数であり，TOPIX 先物とは，この TOPIX を取引対象（原資産）とする先物取引である．ラージ取引とミニ取引には，表 5 に掲げるとおり，取引単位とティックサイズについてはミニ取引がラージ取引よりも小さく，ミニ取引にはマーケットメイカー制度が導入されているという制度上の違いがあるものの，取引対象が同一であるため，経済的にはその価格は同一である．ミニ取引に導入されているマーケットメイカー制度では，前場及び後場の立会時間の 80% 以上に渡って，第 1 限月に対し，スプレッド 1.0 ポイント以内で，100 単位以上の売り気配及び買い気配を提示するという義務を課す一方，提示実績に応じて取引手数料の割引等が受けられるインセンティブを設けている．東京証券取引所（2014）によると，2014 年 2 月時点でミニ取引については 19 社のマーケットメイカーが指定されている．2013 年の年間取引契約金額では，ラージ取引がミニ取引のおよそ 70 倍の規模となっている．用いたデータの期間は，比較的取引市場に大きな変動がなく，取引最終日（SQ 日）の前後を避けた 2013 年 10 月 28 日からの 5 日間，及び 2013 年 11 月 18 日からの 5 日間の計 10 日間で，第 1 限月取引である 2013 年 12 月限月を対象とした．時間帯は，マーケットメイカー制度の対象である前場及び後場に限っている．当該期間において提示されているラージ取引及びミニ取引の最良気配スプレッドの状況について，また，ミニ取引の売り気配又は買い気配のどちらか一方が，ラージ取引よりも優先する価格となる状態（以下，「状態 A」と示す．）を，気配提示時間の時間加重平均ベースで算出した．結果を表 6 に示す．ラージ取引の気配スプレッドは平均 0.511 ポイントと，ほぼ 1 ティックであるが，ミニ取引は平均 0.759 ポイントと，3 ティック程度となっており，ラージ取引よりもスプレッドが開いていることが確認できる．マーケットメイカー制度では 1.0 ポイントとなっているにも関わらず，ミニ取引の平均スプレッドが 0.759 ポイントと狭くなっているのは，複数のマーケットメイカーが気配を提示することで提示価格のズレが生じることに起因すると推測される．このように平均スプレッドは，ラージ取引がミニ取引よりも明らかに狭くなっているものの，状態 A で示した売り又は買い気配の少なくともどちらか一方において，ミニ取引の気配がラージ取引よりも優先する価格となっている時間が前場及び後場の全時間帯のうち，16.7% に上る．このことは，3.3 節で示したシミュレーション結果で確認された流動性移転のメカニズム，すなわちマーケットメイカーのスプレッドが取引市場 A（ここではラージ取引が該当

<sup>\*23</sup> 2014 年 3 月 24 日に大阪証券取引所との取引市場統合により，TOPIX 先物取引は大阪取引所に移管された．

<sup>\*24</sup> 2014 年 2 月 3 日現在，1, 787 社にのぼる．

表5 TOPIX 先物取引（ラージ取引とミニ取引）について

		ラージ取引	ミニ取引
取引対象		TOPIX	
取引単位	円	TOPIX × 10,000	TOPIX × 1,000
ティックサイズ	ポイント	0.5	0.25
マーケットメイカー制度		なし	あり
取引高*	単位	22,714,121	3,156,452
取引契約金額*	億円	2,556,394	34,877
市場開設		1988年9月3日	2008年6月16日

\*取引高及び取引契約金額は、2013年の年間合計値。

表6 TOPIX 先物取引における気配スプレッドの状況

取引日	ラージ取引	ミニ取引	状態A*
2013/10/28	0.506	0.728	17.1%
2013/10/29	0.508	0.783	19.5%
2013/10/30	0.506	0.757	23.1%
2013/10/31	0.510	0.684	22.3%
2013/11/01	0.504	0.791	21.5%
2013/11/18	0.510	0.753	12.1%
2013/11/19	0.514	0.717	12.0%
2013/11/20	0.509	0.715	12.8%
2013/11/21	0.520	0.796	14.9%
2013/11/22	0.521	0.862	11.7%
平均	0.511	0.759	16.7%

\*ミニ取引の売り気配ないし、買い気配がラージ取引よりも優先する価格となっている状態。

する) よりも広いにも関わらず、売り又は買い気配のどちらかで、取引市場 B の最良気配が市場 A の気配の内側に入る (優先する気配となる) ことで取引市場 B に取引が発生する状況が実市場でも十分に観測できることを意味している。

## 5 まとめと今後の課題

本研究では、人工市場モデルを用いたシミュレーションを行い、マーケットメイカーの有無と初期の出来高（売買取引の量）のシェアが異なる2つの取引市場がある場合、どのようにシェアが移り変わるかを分析した。取引高が相対的に少ない取引市場Bにのみ指値注文を出すマーケットメイカーの提示するビッド・オファー・スプレッド $\theta$ は相対的に取引高が多い取引市場Aのビッド・オファー・スプレッドの平均値 $\bar{\theta}_A$ より大きな値でもシェアを奪うことが出来ることが分かった。またそのシェアを奪うメカニズムについて言及した。また、簡単な実証分析も行い、シミュレーション結果との比較を行った。これらの分析は、取引市場がマーケットメイカー制度をどのようなものにすべきかという議論の際に有意義なものであると考えられる。

今後の課題としてより詳細な実証分析との比較があげられる。今回の実証分析は簡易なものであり、類似した状況を確認したが、TOPIXミニ市場ではTOPIX市場と比べ、投資家の種類が異なり、またシェアの移り変わりのスピードが違うため、明確な結論を出すことができなかった。この比較の詳細は今後の課題である。

また、複数のマーケットメイカーが存在する場合の分析についても今後の課題である。というのも現実にはマーケットメイカーは複数存在しており、提示されるマーケットメイカーの最良気配は同じ戦略に基づかないからである。今回の実験では注文量に関しては十分であったものの戦略が1種類であった。実証分析では、複数の戦略を取るマーケットメイカーが存在しているデータを分析しているため、複数の取引戦略を持つマーケットメイカーが存在するシミュレーションを用いた分析は今後の課題である。

さらに、今回のシミュレーションモデル自体にも今後の課題がいくつかある。今回は完全競争下でのシェアの移り変わりを分析したが、実際には取引市場Aにしか注文を出さない投資家がいったりと競争は完全ではない。また、マーケットメイカー以外の競争要因、例えば取引システムの高速性や大口の投資家にとっての利便性などの差は全く考慮していない。注文のキャンセルはスタイライズドトレーダーによらず同じルールを用い、注文の分布も正規分布で一様である。実際には状況に応じてキャンセルの仕方や注文分布は異なり、重要な影響を与える可能性があるため今後検討すべきである。また、出来高シェア以外の、例えば注文量や板の厚さなどで指値注文をどちらに入れるか判断していることも考えられる。さらには、その注文の待ち行列が短いほうに入れるなどの工夫をすることも考えられる<sup>\*25</sup>。ヒューマントレーダーが注文を入れる場合、ティックサイズが小さすぎると同一価格の注文がほとんどなくなり注文情報が分散しすぎて見づらくなる、といった効果も一切考慮されていない。本研究の指値注文の取引市場選択ルールは単純すぎる恐れがある。特に過去5日間のシェアで、発注確率を決めたが、この日数に関して議論が必要である。

もっと深く分析すべき課題もある。取引市場のビッド・オファー・スプレッドのボラティリティとマーケットメイカーのリスク許容度である。取引市場のビッド・オファー・スプレッドのボラティリティの大きさは今回のシミュレーションの結果に影響を与えるため、今後の課題として、取引市場の

---

\*25 宇野・大崎(2012)が指摘。

ビッド・オファー・スプレッドのボラティリティを変化させた場合の考察も必要である。マーケットメイカーのリスク許容度に関しては、今回のモデルではリスク許容度を重要視せずにモデル化を行った。本研究ではマーケットメイカーが極端に偏ったポジションを持つことは確認されなかったが、現実にはマーケットメイカーごとにリスク許容度は決まっているため、リスク許容度を超えた場合、損切りであっても行うようなモデルで検証してみる必要がある。その際のマーケットメイカーの利益の推移を見るなどの分析が必要であろう。なおマーケットメイカーの発注行動やスプレッドについては、Huang and Stoll (1997); Glosten and Milgrom (1985); Demsetz (1968) 等で研究されているため、これらを参考に今後モデルを改良し、今回の実験と比較するべきである。

## 参考文献

- Chen, S., Chang, C., Du, Y. 2009. Agent-based economic models and econometrics. Knowledge Engineering Review.
- Chiarella, C., Iori, G., Perelló, J. 2009. The impact of heterogeneous trading rules on the limit order book and order flows. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33 (3), 525–537.
- Cont, R. 2001. Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues. *Quantitative Finance*, 1, 223–236.
- Demsetz, H. 1968. The cost of transacting. *Quarterly Journal of Economics*, 82, 33–53.
- Friedman, D. 1993. The double auction market institution: A survey. *The Double Auction Market: Institutions, Theories, and Evidence*, 3–25.
- 深見泰孝 2012. 「新たな段階に入った欧州の取引所間競争」, 『証券レビュー』, 52 (10), 135–152.
- Glosten, L. R., Milgrom, P. R. 1985. Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of Financial Economics*, 14 (4), 71–100.
- Hagströmer, B., Nordén, L. 2013. The diversity of high-frequency traders. *Journal of Financial Markets*.
- 井上武 2007. 「米国株式市場間競争のもう一つの側面」, 『野村資本市場クォータリー』 (冬号), 123–135.
- 2009. 「新たな段階に入った欧州の取引所間競争」, 『野村資本市場クォータリー』 (冬号), 178–195.
- 実世界とエージェントシミュレーション協同研究委員会 2012. 「実世界とエージェントシミュレーション」, [http://www.bookpark.ne.jp/cm/ieej/detail.asp?content\\_id=IEEJ-GH1262-PRT](http://www.bookpark.ne.jp/cm/ieej/detail.asp?content_id=IEEJ-GH1262-PRT).
- Kobayashi, S., Hashimoto, T. 2011. Benefits and limits of circuit breaker: Institutional design using artificial futures market. *Evolutionary and Institutional Economics Review*, 7 (2), 355–372.
- LeBaron, B. 2006. Agent-based computational finance. *Handbook of computational economics*, 2, 1187–1233.
- 水田孝信 2012. 「金融市場における最新情報技術: 1. 金融の役割と情報化の進展-市場の高速化と課題-」, 『情報処理』, 53 (9), 892–897.
- 水田孝信・和泉潔・八木勲・吉村忍 2013a. 「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』, 133 (9), 1694–1700.

- 水田孝信・早川聡・和泉潔・吉村忍 2013b. 「人工市場シミュレーションを用いた取引市場間におけるティックサイズと取引量の関係性分析」, 『JPX ワーキングペーパー no2』.
- Murase, Y., Uchitane, T., Ito, N. 2014. A tool for parameter-space explorations. Proceedings of 27th Annual the Center for Simulational Physics Workshop <https://www.csp.uga.edu/Workshop/2014/>.
- Darley, V., Outkin, A. V. 2007. A NASDAQ Market Simulation. World Scientific.
- 大崎貞和 2012. 「期待される PTS 利用の拡大」, 『金融 IT フォーカス』(9月号), 8-9.
- Huang, R. D., Stoll, H. R. 1997. The components of the bid-ask spread: A general approach. The Review of Financial Studies Winter, 10 (4), 995-1034.
- 清水葉子 2013. 「HFT、PTS、ダークプールの諸外国における動向～欧米での証券市場間の競争や技術革新に関する考察～」, FSA Institute Discussion Paper Series.
- Turner, S., Farmer, J., Geanakoplos, J. 2012. Leverage causes fat tails and clustered volatility. Quantitative Finance, 12 (5), 695-707.
- 東京証券取引所 2010. 「arrowhead(東証株式売買システム)の(1)IT Jaoan Award2010 経済産業大臣賞(グランプリ)受賞及び(2)arrowhead 稼働後6ヶ月の運転状況について」, <http://www.tse.or.jp/news/30/b7gje6000000rmw5-att/b7gje6000000rrr5.pdf>.
- 2012. 「東証公式株サポーター 株式取引編 第5版」.
- 2014. 「マーケットメイカー制度」, Proceedings of 27th Annual the Center for Simulational Physics Workshop, [http://www.tse.or.jp/rules/futures/market\\_maker.html](http://www.tse.or.jp/rules/futures/market_maker.html).
- 宇野淳・大崎貞和 2012. 『証券市場のグランドデザイン』, 72-94, 中央経済社.
- Wang, C., Izumi, K., Mizuta, T., Yoshimura, S. 2013. Investigating the impact of trading frequencies of market makers: a multi-agent simulation approach. SICE Journal of Control, Measurement, and System Integration, 6 (3).
- Westerhoff, F. 2008. The use of agent-based financial market models to test the effectiveness of regulatory policies. Jahrbucher Fur Nationalokonomie Und Statistik, 228 (2), 195.
- 八木勲・水田孝信・和泉潔 2011. 「人工市場を利用した空売り規制が与える株式市場への影響分析」, 『人工知能学会論文誌』, 26 (1), 208-216.
- Yagi, I., Mizuta, T., Izumi, K. 2010. A study on the effectiveness of short-selling regulation using artificial markets. Evolutionary and Institutional Economics Review, 7 (1), 113-132.
- Yamada, K., Takayasu, H., Ito, T., Takayasu, M. 2009. Solvable stochastic dealer models for financial markets. Physical Review E, 79, 51-120.