



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

人工市場を用いた自己資本比率規制に基づく
市場リスク管理が複数資産市場に与える影響の分析

米納 弘渡
和泉 潔

2016年12月14日

Vol. 18

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。

人工市場を用いた自己資本比率規制に基づく 市場リスク管理が複数資産市場に与える影響の分析*

米納 弘渡[†] 和泉 潔[†]

2016年12月14日

概要

本研究ではポートフォリオ最適化を行うエージェントを用いて、自己資本比率規制に基づく市場リスク管理が単一及び複数資産を扱う連続ダブルオークション市場に与える影響を調査した。得られた結果は以下の通りである：1. 自己資本比率規制に基づく市場リスク管理を行う市場参加者数の増加は複数財の連続ダブルオークション市場を不安定化させる；2. 分散投資の増加（複数財取引を行う市場参加者数の増加，及び，市場参加者が扱う財の種類増加）は自己資本比率規制に基づく市場リスク管理が持つ連続ダブルオークション市場への不安定化効果を緩和する。

* 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等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：米納弘渡 (hyoneno@socsim.org)

[†] 東京大学大学院工学系研究科

1 はじめに

1984年に起きたコンチネンタル・イリノイ銀行の破綻は、国際業務を行う1つの金融機関の決済不履行が他の金融機関の決済不履行の原因となることで決済不履行が連鎖する危険性を示唆した (FDIC, 1998). このように、1市場参加者の決済不履行が他の市場参加者に波及し決済システム全体あるいは金融システム全体を麻痺させるようなリスクをシステムミックリスクと言う。

1988年、バーゼル銀行監督委員会は、システムミックリスクにより生み出される国際金融システムの不安定化を防ぐために、国際業務銀行の自己資本比率に関する規制導入に合意した (BCBS, 1996). こうして導入された銀行規制の国際統一基準をバーゼル規制と呼ぶ。1988年に合意された時点 (バーゼル I) での自己資本比率規制では、債権の貸し倒れなどの信用リスクが念頭に置かれていたが、2005年の改訂以降 (バーゼル II, バーゼル III) の自己資本比率規制では、信用リスクだけでなく市場リスクについても考慮がなされている。自己資本比率規制に基づきリスク管理を行う銀行には、自己資本比率が8%以上となるように資産運用を行うことが義務付けられており、より市場リスクの高い資産をより多く持てば持つほどより多くの自己資本を持つことが要求される。しかし、Benink et al. (2008) は、自己資本比率規制に基づき市場リスク管理を行う銀行が資産市場での価格変動が激しい時期に資産市場で高市場リスク資産の売却・購入手控を行う可能性があることを指摘している。こうした銀行の行動は資産市場の価格を更に下落・変動させる原因となりうるため、自己資本比率規制に基づく市場リスク管理の導入は逆に資産市場を不安定化させる可能性がある。

そこで本研究では Benink et al. (2008) が指摘したケースに着目し、人工市場アプローチを用いて、自己資本比率規制に基づく市場リスク管理が資産市場に与える影響を調査する。人工市場アプローチを用いるのは、このアプローチが実証データによる分析が困難な制度設計に関する情報を手に入れる上で非常に有益な手法だからである。

自己資本比率規制に基づく市場リスク管理の資産市場への影響を扱った研究としては Hermsen (2010) がある。Hermsen (2010) は財の需給のバランスによって財の価格が決定されるワルラス型の単一財市場のモデルを構築した。そして、Benink et al. (2008) が指摘したケースを想定した状態で、自己資本比率規制に基づき市場リスク管理を行う市場参加者の割合 r を操作し、自己資本比率規制に基づく市場リスク管理が市場に与える影響を調査した。その結果、「自己資本比率規制に基づき市場リスク管理を行う市場参加者の割合 r が増えるほど、市場が不安定化する」ということが示された。しかし、現実の金融市場で扱われる財の種類は1種類だけではない。また、現実の金融市場はザラバ市場 (連続ダブルオークション市場) であるため、現実の金融市場では市場価格も需給 (各財の総売買数量) だけでなく注文価格によっても影響を受けると考えられる。

そこで本研究では、ポートフォリオ最適化を行うエージェントを用いて、自己資本比率規制に基づく市場リスク管理の普及が複数財を扱うザラバ市場に与える影響について調査する。

2 モデル

図1は本研究のモデルの概要を示したものである。G 財資産市場 ($G = 1, 2, 3, 4$) は銘柄1から銘柄GまでのG種類の銘柄から構成される。市場には、以下の4タイプのトレーダー(エージェント)が存在する。

- タイプ1. リスク管理なし単一財トレーダー：1種の銘柄だけを取引し、自己資本比率規制に基づく市場リスク管理を行う。
- タイプ2. リスク管理なし複数財トレーダー：G種の銘柄全てを取引し、自己資本比率規制に基づく市場リスク管理を行わない。
- タイプ3. リスク管理あり単一財トレーダー：1種の銘柄だけを取引し、自己資本比率規制に基づく市場リスク管理を行う。
- タイプ4. リスク管理あり複数財トレーダー：G種の銘柄全てを取引し、自己資本比率規制に基づく市場リスク管理を行わない。

各銘柄 $j(j = 1, \dots, G)$ の取引にはそれぞれ1,000体のトレーダーが参加しており、各銘柄における各タイプの比率(パーセンテージ)は表1の通りである。ここで、各銘柄を取引している複数財トレーダーは全員全銘柄で同一のトレーダーである。そのため、各銘柄における複数財トレーダーの比率(パーセンテージ)を q とすれば、各銘柄での単一財トレーダーの数 N_s と複数財トレーダーの数 N_m はそれぞれ、 $N_s = 10 \times (100 - q)$, $N_m = 10 \times q$ を満たし、市場全体での市場参加者総数は $G \times N_s + N_m = G \times (1,000 - 10 \times q) + 10 \times q$ 体となる。

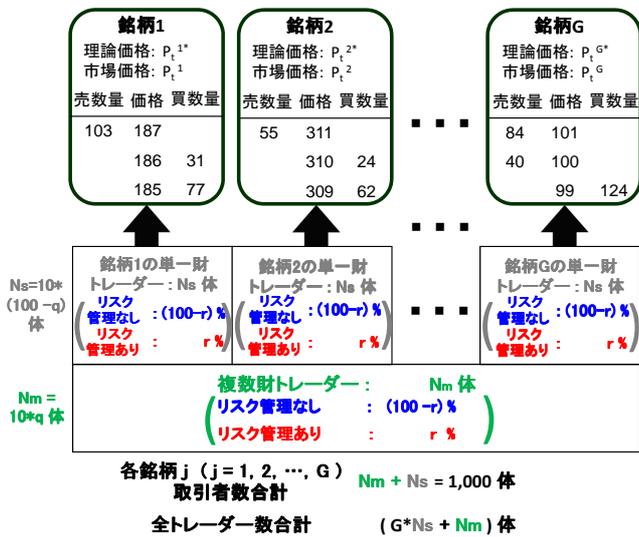


表1 各銘柄での各タイプのトレーダーの比率:

各銘柄の取引者 総数: 1,000 人	リスク管理あり ($(100 - r)\%$)	リスク管理なし ($r\%$)
単一財取引 ($(100 - q)\%$)	タイプ1	タイプ3
複数財取引 ($q\%$)	タイプ2	タイプ4

各銘柄での以下の4タイプのエージェントの比率:

- タイプ1. リスク管理なし単一財トレーダー;
 - タイプ2. リスク管理なし複数財トレーダー;
 - タイプ3. リスク管理あり単一財トレーダー;
 - タイプ4. リスク管理あり複数財トレーダー
- (但し、 r と q は互いに独立。)

図1 複数財資産市場の構造

本研究では、各銘柄でのリスク管理ありトレーダーの比率(パーセンテージ) r と複数財トレーダーの比率(パーセンテージ) q を互いに独立に操作し、自己資本比率規制に基づく市場リスク管理が連続ダブルオークション・メカニズムに従うG 財資産市場に与える影響について調査する。

2.1 市場

本研究では、ザラバ (連続ダブルオークション) 単一財市場のモデルである Torii et al. (2015) をポートフォリオ最適化を行うエージェントが取引を行う複数財市場に拡張する。

図 2 は、3 財資産市場 (銘柄 X, Y, Z) で、市場から呼び出されたトレーダー i, j, k, l が各銘柄に注文を出し、時間単位ラウンドが更新される様子を表したものである。ここでラウンドとは、市場に G 個以上の注文が出されることで更新される時間単位のことである。図 2 であるトレーダーのある銘柄への注文量が負 (正) になっている場合、それは、そのトレーダーがその銘柄へ売 (買) 注文を出していることを意味している。一方、図 2 であるトレーダーのある銘柄への注文量が 0 になっている場合、それは、そのトレーダーがその銘柄へ注文を何も出していないことを意味している。また、あるステップであるトレーダー m が市場に出した注文の数 (注文数) N_m は、そのステップにそのエージェントが正の売買数量の売注文/買注文を市場に出した銘柄の数で与えられる。具体的にはたとえば、トレーダー i は、銘柄 Y には売数量 10 の売注文を出しているが、銘柄 X, Z には注文を何も出していない。そのため、トレーダー i の注文集 N_i は $N_i = 1$ である。一方、トレーダー l は銘柄 X, Y, Z にそれぞれ、売数量 2 の売注文、買数量 3 の買注文、買数量 4 の買注文を出している。そのため、トレーダー l の注文数 N_l は $N_l = 3$ である。市場は、市場全体の参加者の中からランダムに 1 体を選び呼び出し、市場に呼び出されたトレーダーは自身の取引戦略 (アルゴリズム) に従い各銘柄毎へ注文を出す。トレーダーを出した注文の総数が G 以上になるまで、市場はトレーダーを選び、呼び出すことを繰り返し、注文の総数が G 以上になった時点で次のラウンドへ進む。たとえば図 2 では、トレーダー i, j, k, l はそれぞれ 1, 1, 0, 3 個の注文を出している。そのため、トレーダー l が注文を出し終えた $t = 5$ の時点で注文の総数は、 $\sum_{m \in \{i, j, k, l\}} N_m = 1 + 1 + 0 + 3 = 5 \geq G = 3$ を満たし、 $t = 5$ の時点で市場は次のラウンドへ進む。

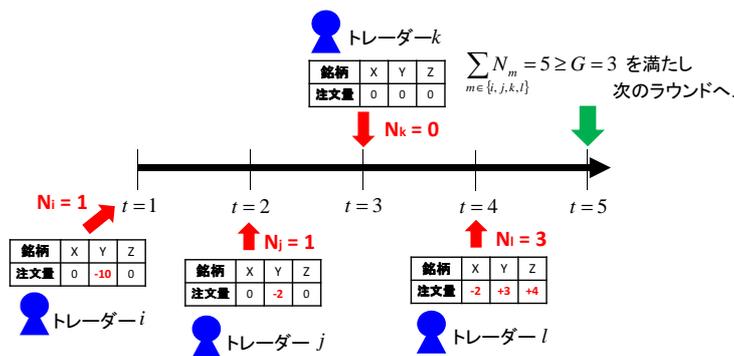


図 2 3 財資産市場 (銘柄 X, Y, Z) で、市場から呼び出されたトレーダーが各銘柄に注文を出している様子

G 財資産市場 ($G = 1, 2, 3, 4$) で扱われる各銘柄 j ($j = 1, \dots, G$) のラウンド T における市場価格 P_T^j は、そのラウンドにトレーダーが各銘柄に出した注文をもとに、ザラバ方式 (連続ダブルオークション・メカニズム) により決定される。各銘柄 j の最小単位は 1 である。

また、各銘柄 j のラウンド T における理論価格 P_T^{j*} は、その対数リターンが、各銘柄間で無相関なランダム・ウォーク (多変量正規分布) に従うように設定した。各銘柄の初期状態での理論価格と市場価格はそれぞれ 400 円、理論価格のランダム・ウォークの標準偏差は 0.0005 円である。

2.2 取引戦略について

上述したように、本モデルにおける市場参加者としては表 1 に書かれた 4 タイプのトレーダーが存在する。しかしながら、これら 4 タイプのトレーダーは全員同一の取引戦略に従う。本小節では、全トレーダーが従う取引戦略と、その取引戦略で使用される 2 つのポートフォリオについて解説する。

本研究のトレーダーは全員、2 種類のポートフォリオを持つ。一つは現在ポートフォリオ、もう一つは最適ポートフォリオである。

銘柄 1 から銘柄 M の M 種類の銘柄を扱う各トレーダーの現在ポートフォリオは、そのトレーダーの現時点での銘柄 $j(j = 1, \dots, M)$ の保有量を要素とする M 次元のベクトルとして定義される。ここで M は、単一財トレーダー (タイプ 1 と 3) では $M = 1$ 、複数財トレーダー (タイプ 2 と 4) では $M = G$ である。 $G = 1$ では単一財トレーダーと複数財トレーダーの間に違いは一切存在しない。

現在ポートフォリオは、そのトレーダーの注文が市場により約定されたときに更新される。各トレーダーによる注文は以下の手順で行われる。まず各トレーダーは各銘柄の注文をする前に、これまで自分が注文した未約定の注文全てをキャンセルする*1。そしてその後、自分の現在ポートフォリオが自分の最適ポートフォリオと等しくなるように各銘柄の注文量 (売数量・買数量) を決定し、各銘柄に指値注文を行う。指値注文の注文価格は Chiarella and Iori (2002), Torii et al. (2015) の方法で計算された各銘柄の市場価格の期待値である。

最適ポートフォリオは、150 ラウンド毎に、予算制約と空売制約 (財の保有量に関する非負制約) という 2 つの (線形) 制約の下で計算・更新される。トレーダー i のラウンド T での最適ポートフォリオ x_T^{i*} は、Markowitz (1952) の平均分散アプローチに基づき、式 1 で表される $Eu_T^i(x_T^{i*})$ を最大化するポートフォリオ $x_T^{i*} = (x_T^{i*1}, \dots, x_T^{i*M*})$ として計算される。

$$Eu_T^i(x_T^{i*}) = \sum_{j=1}^M \mu_{TP}^{ij} * (P_{TP}^j * x_j^* / CAP_{TP}^i) - (b^i / 2) * \sum_{j=1}^M \sum_{k=1}^M \sigma_{TP}^{ijk} * (P_{TP}^j * x_{TP}^{j*} / CAP_{TP}^i) * (P_{TP}^k * x_{TP}^{k*} / CAP_{TP}^i) \quad (1)$$

ここで、 $P_{TP} = (P_{TP}^1, \dots, P_{TP}^M)$ は 150 ラウンド毎に更新される期 TP ($TP = [T/150]$) での市場価格の価格ベクトル、 CAP_{TP}^i は P_{TP} を用いて計算したトレーダー i の総資産の時価総額、 b^i はトレーダー i のリスク回避度である。また、 μ_{TP}^{ij} と $\sigma_{TP}^i = \{\sigma_{TP}^{ijk}\}$ はそれぞれ、トレーダー i が今期 TP に予想した各銘柄 j の対数市場リターンの期待リターンと、対数市場リターンの分散共分散行列である。

μ_{TP}^{ij} は、Chiarella and Iori (2002), Torii et al. (2015) と同様の方法で、過去 τ_i 期分の 150 ラウンド毎の対数市場リターンの時系列を用いて計算した。具体的には、各トレーダー i はまず、ファンダメンタル分析に基づき予想した期待リターン、チャート分析に基づき予想した期待リターン、乱数のそれぞれを計算し、それら 3 つの荷重平均を自身の期待リターンとして用いた。150 ラウンド毎に更新される

*1 尚、トレーダーの総資産額が市場で扱われている銘柄の中での最小価格を下回った場合には、そのトレーダーは破産したものと見なし、そのトレーダーに取引をさせないようにした。

期 TP ($TP = [T/150]$) でトレーダー i の予想する銘柄 j の市場価格の期待リターン μ_{TP}^{ij} は式 2 で与えられる。

$$\mu_{TP}^{ij} = \frac{1}{w_F^i + w_C^i + w_N^i} (w_F^i F_{TP}^{ij} + w_C^i C_{TP}^{ij} + w_N^i \epsilon_{TP}^{ij}) \quad (2)$$

ここで、 $F_{TP}^{ij} = \frac{1}{\tau^i} \ln \frac{P_{TP}^{j*}}{P_{TP}^i}$ はファンダメンタル分析に基づき予想した期待リターン、 $C_{TP}^{ij} = \frac{1}{\tau^i} \sum_{k=1}^{\tau^i} \ln \frac{P_{TP-k+1}^j}{P_{TP-k}^i}$ はチャート分析に基づき予想した期待リターン、 $\epsilon_{TP}^{ij} \sim N(0, NS_i)$ は平均 0、標準偏差 $NS_i (NS_i \geq 0)$ の正規乱数であり、 w_F^i, w_C^i, w_N^i はそれぞれ、期待リターン予想時のトレーダー i の各成分への重みづけの度合いである。

σ_{TP}^i としては、対数市場リターンの時系列から計算した分散共分散行列と対数ファンダメンタルリターンの時系列から計算した分散共分散行列を平均して得た行列を用いた*2。

2.3 自己資本比率規制に基づく市場リスク管理について

本研究では、バーゼル II の自己資本比率規制を参考にして、「リスク管理ありトレーダー (タイプ 3 と 4) は VaR *3 を用いて自身の自己資本比率を計算し、自身の自己資本比率が一定の閾値を下回ると、自身の取引戦略よりも市場リスク管理のための行動 (以下、リスク管理行動) を優先する」と想定した。

リスク管理ありトレーダーも、リスク管理なしトレーダーと同様、最適ポートフォリオと現在ポートフォリオという 2 種類の最適ポートフォリオを持つ。これら 2 つのポートフォリオのどちらかで計算した自己資本比率が一定の閾値を下回り、どちらかのポートフォリオがリスク管理対象となった場合にのみ、リスク管理ありトレーダーはリスク管理行動を取る。

具体的にはリスク管理ありトレーダーのポートフォリオがリスク管理対象となるかは式 (3) で決まるものとした*4。

$$[\text{自己資本比率}] = \frac{[\text{自己資本}]}{12.5 * [\text{市場リスク}]} = \frac{0.1 * [\text{総資産額}] / 12.5}{C * (1.0 - \exp(\text{VaR}))} \geq 0.08 \quad (3)$$

ここで、 C は 5 ラウンド毎に更新される現時点での各銘柄の市場価格を用いて計算したポートフォリオの時価総額である。また、市場リスクについては、市場リスクを観察期間 250 期、保有期間 10 期、信頼区間 99% の 5 ラウンド毎 (つまり、1 期 5 ラウンド) の市場価格の対数リターンの VaR と定義して計算した。

VaR の計算時には、FFR+ (2008) を基に、5 ラウンド毎の各銘柄の市場価格の対数リターンに期待値 0 の多変量正規分布を仮定し、市場 VaR の計算方法の一つであるルート T 倍法を用いて VaR を式 (4)

*2 σ_{TP}^i をこのような形で計算したのは、対数市場リターンの時系列から計算した分散共分散行列をそのまま用いると、「市場価格が途中で静止してしまう」という現象が稀にはあるが過去見られたからである。

*3 VaR (Value at Risk) とは、過去のデータと統計手法を用いて計算された一定の確率の範囲内の保有資産の予想最大損失 (最小リターン) のことである。

*4 尚、現実を単純化し作成された本研究のモデルでは各市場参加者は借入を一切行っていない。そのため、特に仮定を設けない限り、本研究のモデル上では自己資本と総資産額は等しくなる。しかし、それでは自己資本比率が今回想定した閾値を下回る頻度が著しく低くなると考えられる。そのため、今回は、自己資本は総資産の 1/10 だと仮定して式 3 を作成した。

で計算した^{*5}.

$$VaR = V(x) = -1.0 * [99\% \text{ 信頼区間}] * \sqrt{T} * \sqrt{x * \Sigma * x} \quad (4)$$

ここで、 $T = 10$ は 1 期 5 ラウンドとしたときのリスク資産の保有期間、感応度 x はポートフォリオ、 Σ は各銘柄の 5 ラウンド毎の市場価格の対数リターンの時系列 250 期分から計算された分散共分散行列である。

リスク管理ありトレーダーは、自身の取引戦略に従い計算した最適ポートフォリオがリスク管理対象となると、リスク管理行動実行時用の方法で最適ポートフォリオを計算しなおし、それと自分の現在ポートフォリオが等しくなるように各銘柄の注文量 (売数量・買数量) を決定する。

本研究では、各リスク管理ありトレーダーは、ポートフォリオ x がリスク管理対象となる度合い $B(x)$ と、通常時用の最適ポートフォリオの計算法で用いた分散共分散アプローチの目的関数 $u(x)$ という 2 つの関数を用いて、リスク管理行動実行時に最適ポートフォリオ x^* を以下の手順で再計算すると仮定した。

b0. 初期状態：ポートフォリオ x の初期状態は、通常時の計算法で求めた最適ポートフォリオとする。

b1. リスク管理対象外のポートフォリオの探索：

以下を繰り返す。リスク管理対象となっている初期状態のポートフォリオから管理対象外のポートフォリオを探す。

b1-1. 現時点のポートフォリオ x としたとき、 x のチェビシェフ距離 1 のポートフォリオを全て取ってきて、それらと x から成るポートフォリオの集合を X とする。

b1-2. X の各要素 y の中で最小の $B(y)$ を与える y^* を選ぶ。

b1-3. $B(y^*)$ が負の値ならば $z = y^*$ として b2. に進む。 $B(y^*)$ が正ならば $x = y^*$ として b1-1. に戻る。

b2. 局所的な最適ポートフォリオの探索：

以下を繰り返す。b1. で計算された z からリスク管理行動実行時用の最適ポートフォリオ x^* を探す。

b2-1. 現時点のポートフォリオ z としたとき、 z のチェビシェフ距離 1 のポートフォリオを全て取ってきて、それらと z から成るポートフォリオの集合を $W1$ とする。

b2-2. $W1$ の各要素 w の中で、予算制約、空売制約 (財の保有量に関する非負制約)、リスク管理制約 ($B(w) < 0$) の 3 つの制約全てを満たす w だけを取り出して作った $W1$ の部分集合を $W2$ とする。

b2-3. $W2$ の各要素 w の中で最大の $u(w)$ を与える w^* を選ぶ。

b2-4. $u(w^*)$ の値が前回 b2-4. に来た時の $u(w^*)$ より大きければ $z = w^*$ として b2-1. に戻る。そうでなければ $x^* = w^*$ として最適化の計算を終了する。

^{*5} 尚、VaR の観察期間、保有期間、信頼区間のパラメータ値も、バーゼル II を参考に決定した。

$B(x)$ は式 (5) で与えられる.

$$B(x) = C * (1.0 - \exp(V(x))) - 0.1 * [\text{総資産額}] \quad (5)$$

式 (5) は式 (4) を代入した式 (3) を式変形して得た式であり, $B(x)$ が正ならば x はリスク管理対象となる.

一方, 現在ポートフォリオがリスク管理対象となった場合, リスク管理ありトレーダーは注文方式を指値注文から成行注文に変更して注文を行う. これは, 約定を起きやすくさせて, 自身の現在ポートフォリオが自身の最適ポートフォリオになる時期を早めるためである^{*6}.

3 結果・議論

本研究では, リスク管理ありトレーダーの各銘柄での比率 (パーセンテージ) r と, 複数財トレーダーの各銘柄での比率 (パーセンテージ) q を互いに独立に操作し, 自己資本比率規制に基づく市場リスク管理が連続ダブルオークション・メカニズムに従う G 財資産市場に与える影響について調査した^{*7}. より具体的には, 以下の 2 つを調査した.

- e1. 「自己資本比率規制に基づく市場リスク管理が各 G 財資産連続ダブルオークション市場 ($G = 1, 2, 3, 4$) にどのような効果を与えるか」を, $q = 100$ (全員が複数財トレーダー) という条件の下でリスク管理ありトレーダーの比率 (パーセンテージ) $r = 0, 1, 5, 10, 20$ を操作して調査.
- e2. 「自己資本比率規制に基づく市場リスク管理が各 G 財資産連続ダブルオークション市場に与える効果の強さが複数財トレーダーの数の増減によりどのような影響を受けるか」を $r = 20$ の連続ダブルオークション市場で扱われる財の種類の数 $G (G = 1, 2, 3, 4)$ と複数財トレーダーの比率 (パーセンテージ) $q = 0, 10, 20, \dots, 100$ を操作して調査.

また, 自己資本比率規制に基づく市場リスク管理が市場に与える影響を見るための指標としては, 各パラメータセット毎での 1 銘柄辺りのスパイク数の平均 N_{DV} を使用した. ここで, 各ラウンド T での市場価格と理論価格の乖離度 DV_T を式 (6) で定義すると, スパイク数とは「乖離度 DV_T が $DV_T \leq -0.5$ を満たした回数」のことである.

$$DV_T = \ln(P_T/P_T^*) \quad (6)$$

本研究では, スパイク数を, 正の方向に市場価格が理論価格から乖離したケースはカウントせず, 負の方向に乖離したケースだけカウントする形で定義した. このような形でスパイク数を定義したのは, 「今回得られたシミュレーションの結果では, 自己資本比率規制に基づく市場リスク管理の導入によって生じた乖離が負の方向に生じていたため」である. 実際たとえば, パラメータを $G = 1, r = 800$ と設

^{*6} リスク管理ありトレーダーが使用する最適ポートフォリオは, それが通常時用の方法で計算されたものでもリスク管理行動実行時用の方法で計算されたものでもどちらでも, それらがリスク管理ありトレーダーにより使用される際には常にリスク管理対象外である. そのため, 現在ポートフォリオが最適ポートフォリオと等しくなれば現在ポートフォリオもリスク管理対象外となる. リスク管理ありトレーダーが自身の現在ポートフォリオがリスク管理対象となったときに成行注文を行い, 自身の現在ポートフォリオが自身の最適ポートフォリオになる時期を早めようとするのはこのためである.

^{*7} 尚, これらのパラメータ空間を調査する際, 我々は, コンピュータ・シミュレーション用の探索ソフトである Murase et al. (2014) を使用した.

定し、1 試行 300,000 ラウンドのシミュレーションで、 $DV_T \leq -0.5$ を満たした回数と $DV_T \geq 0.5$ を満たした回数を調べてみると、それぞれの結果は 2,124 回と 0 回で、前者の方が後者より遥かに値が大きかった。

シミュレーションは 1 パラメータセット辺り 20 試行ずつ行い、各試行は、理論価格だけを 30,000 ラウンド動かした後に 300,000 ラウンド市場を動かした。そして、市場を動かしている間だけ各銘柄各ラウンド T での乖離度 DV_T ^{*8} を求め、そこから N_{DV} を各パラメータセット毎に求めた^{*9}。

また、初期状態では、各トレーダーの初期資産についてはそれぞれ、表 2、表 3 のように設定した。このような初期資産にしたのは、市場全体での各銘柄の総取引量と現金の総額が G に関わらず、一定になるようにするためである。

表 2 銘柄 j のみを扱う単一財トレーダーの初期資産構成

銘柄 j の初期保有量	50 個
現金の初期保有額	15,000 円
初期総資産額	$15,000 + 400 * 50$ 円

表 3 G 種全ての銘柄を扱う複数財トレーダーの初期資産構成

銘柄 1 の初期保有量	50 個
...	...
銘柄 G の初期保有量	50 個
現金の初期保有額	$15,000 * G$ 円
初期総資産額	$(15,000 + 400 * 50) * G$ 円

3.1 自己資本比率規制に基づく市場リスク管理が G 財資産連続ダブルオークション市場 ($G = 1, 2, 3, 4$) に与える効果

図 3 は、実験 e1. の結果である。横軸は複数財トレーダーの比率 (パーセンテージ) $r = 0, 1, 5, 10, 20$ 、縦軸は「乖離度 DV_T が $DV_T \leq -0.5$ となった回数」の 1 銘柄辺りの平均 N_{DV} 、各系列は市場で扱われる財の種類の数 $G = 1, 2, 3, 4$ である。

図 3 を見ると、 G の値に関わらず、複数財トレーダーの比率 (パーセンテージ) r が増加すると N_{DV} が増加していることがわかる。つまり、自己資本比率規制に基づく市場リスク管理の導入が逆に市場を不安定化させている。この結果は複数財を取り扱う連続ダブルオークション市場でも Hermsen (2010) の結果が成り立つことを示している。

^{*8} 各試行で、市場を動かす前に 30,000 ラウンドの間理論価格だけを動かしたのは、トレーダーがポートフォリオ最適化計算をするには、一定期間の過去の対数リターンの時系列データが必要だからである。

^{*9} 言い換えれば、本研究で得られた各パラメータセットでの N_{DV} とは、「そのパラメータセットの全 20 試行 $\times G$ 銘柄 \times 300,000 ラウンド (= 6,000,000 $\times G$ ラウンド) 中で $DV_T \leq -0.5$ となった回数の総計を G で割ったもの」である。

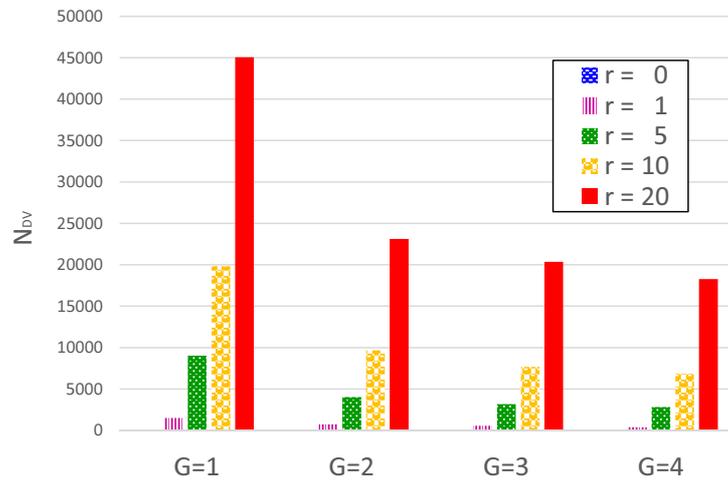


図3 自己資本比率規制に基づく市場リスク管理が G 財資産連続ダブルオークション市場に与える効果

3.2 複数財取引が自己資本比率規制に基づく市場リスク管理による G 財資産市場への効果に与える影響

図4は、実験 e2. の結果である。横軸は複数財トレーダーの比率 (パーセンテージ) $r = 0, 10, \dots, 100$, 縦軸は「乖離度 DV_T が $DV_T \leq -0.5$ となった回数」の1銘柄辺りの平均 N_{DV} , 各系列は市場で扱われる財の種類の数 $G = 1, 2, 3, 4$ である。

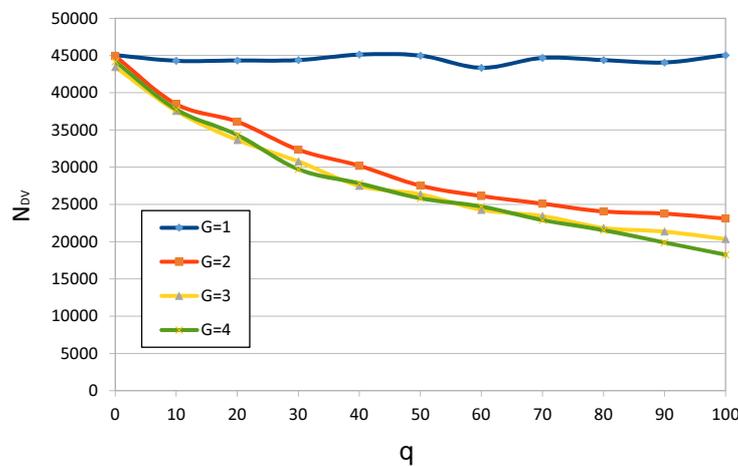


図4 複数財取引が自己資本比率規制に基づく市場リスク管理による G 財資産市場への効果に与える影響

ここで、 $G = 1$ では単一財トレーダーと複数財トレーダーに違いはない。また全ての G で $q = 0$ では、市場参加者は全員単一財トレーダーである。そのため、 $G = 1$ での結果全てと、各 G での $q = 0$ の結果はすべてほぼ同じ結果となっている。多少ズレがあるのはすべて乱数による誤差の影響である。

図4を見ると、 G の値に関わらず、複数財トレーダーの比率 (パーセンテージ) q の増加に伴い N_{DV} が減少していっていることがわかる。つまり、この結果は、全ての $G > 1$ で、複数財取引の増加が自己資本比率規制に基づく市場リスク管理が持つ資産市場への不安定化効果を緩和することを示している。

また、 G による結果の違いを見ると、 $q > 0$ では基本的には、 G の増加に伴い N_{DV} が減少していく傾

向が見て取れる。そのため、この結果は、自己資本比率規制に基づく市場リスク管理が持つ市場への不安定化効果は取引をする財の種類を増加させることで抑えられる可能性をも示唆している。

4 まとめと今後の展望

本研究では、「自己資本比率規制に基づく市場リスク管理を行うトレーダーは資産市場での価格変動が激しい時期に、資産市場で高市場リスク資産の売却・購入手控を行う」と想定し、ポートフォリオ最適化を行うエージェントを用いて、自己資本比率規制に基づく市場リスク管理が単一及び複数資産を扱う連続ダブルオークション市場に与える影響を調査した。得られた結果は以下の通りである。

1. 自己資本比率規制に基づく市場リスク管理を行う市場参加者数の増加は複数財の連続ダブルオークション市場を不安定化させる。
2. 分散投資の増加 (複数財取引を行う市場参加者数の増加, 及び, 市場参加者が扱う財の種類増加) は自己資本比率規制に基づく市場リスク管理が持つ連続ダブルオークション市場への不安定化効果を緩和する。

これらの結果は、自己資本比率規制に基づく市場リスク管理が持つ市場への不安定化効果は取引をする財の種類を増加させることで抑えられる可能性を示唆している。

しかし一方で、本研究の結果では、財の種類の数増加に伴って財の種類の数 1 単位増加辺りの不安定化効果の緩和の度合いが減少していく傾向も見られた。このような結果が得られた理由としては、トレーダーのポートフォリオ最適化に Markowitz (1952) の手法を用いたことが原因であると考えられる。なぜなら、トレーダーが取引する財の種類の数増加が VaR によるリスク管理が持つ連続ダブルオークション市場への不安定化効果を緩和しているとすれば、G が増加しても、G の増加に伴いトレーダーが取引する財の種類の数が増加しなければ、不安定化効果の緩和は生じないと予想されるからである。そのため、今後の研究では、Markowitz (1952) 以外のポートフォリオ最適化の手法をトレーダーの取引戦略に用いた場合の結果を調査することが期待される。

また、本研究ではリスク管理のために使用するリスク指標として VaR を用いた。しかしたとえば 2010 年に合意されたバーゼル規制 (バーゼル III) では、VaR に代わるリスク指標として、期待ショートフォール (ES) が用いられている。そのため、VaR 以外のリスク指標を用いた場合にどのような結果が得られるかについても今後の調査が期待される。

謝辞

本研究は、JST, CREST の支援を受け、文部科学省ポスト「京」萌芽的課題 2「複数の社会経済現象の相互作用のモデル構築とその応用研究」の元で実施したものです。

参考文献

- BCBS 1996. International convergence of capital measurement and capital standards. Accessed: 2016-08-31.
- Benink, H., Daniélsson, J., Jónsson, Á. 2008. On the role of regulatory banking capital. *Financial markets, institutions & instruments*, 17 (1), 85–96.
- Chiarella, C., Iori, G. 2002. A simulation analysis of the microstructure of double auction markets. *Quantitative Finance*, 2, 346–353.
- FDIC 1998. Chapter 7: Continental Illinois and “Too Big to Fail”, Volume I: An Examination of the Banking Crises of the 1980s and Early 1990s, *History of the Eighties - Lessons for the Future*. Accessed: 2016-08-31.
- FFR+ 2008. 「VaR の計測と検証」. Accessed: 2016-08-31.
- Hermsen, O. 2010. Does basel ii destabilize financial markets? an agent-based financial market perspective. *The European Physical Journal B*, 73 (1), 29–40.
- Markowitz, H. 1952. Portfolio selection. *The journal of finance*, 7 (1), 77–91.
- Murase, Y., Uchitane, T., Ito, N. 2014. A tool for parameter-space explorations. *Physics Procedia*, 57C, 73–76.
- Torii, T., Izumi, K., Yamada, K. 2015. Shock transfer by arbitrage trading: analysis using multi-asset artificial market. *Evolutionary and Institutional Economics Review*, 12 (2), 395–412.