

高速取引の効率性と国内金融機関のシステミック・
リスクに関する研究-流動性リスクへのミクロとマク
ロの視点からのアプローチ-

メタデータ	言語: jpn 出版者: 公開日: 2015-08-07 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 永田, 真一 メールアドレス: 所属:
URL	http://hdl.handle.net/10291/17470

明治大学大学院先端数理科学研究科

2014 年度

博士学位請求論文

高速取引の効率性と国内金融機関の
システミック・リスクに関する研究
～流動性リスクへのミクロとマクロの
視点からのアプローチ～

A study on the efficiency of high-speed trading and the
Systemic risks of domestic financial institutions
-Approach to liquidity risks from micro/macro Perspective-

学位請求者 現象数理学専攻

永田 真一

目次

第1章	研究の背景と目的	3
1.1.	本研究の目的と概要	3
1.2.	マーケットマイクロストラクチャー	4
1.3.	システミック・リスク分析	7
第I部	マーケットマイクロストラクチャー	10
第2章	第I部序章	11
第3章	高速取引と市場効率性に関する分析	15
3.1.	実効スプレッドと逆選択コスト	15
3.2.	分析	16
3.2.1.	データ	16
3.2.2.	基本統計	18
3.2.3.	実効取引コストと恒久的マーケットインパクト	18
3.2.4.	価格発見機能	22
3.2.5.	考察と結論	23
3.3.	大型・小型株分類による分析	24
3.3.1.	分析結果	26
3.3.2.	まとめ	38
3.4.	全体のまとめ	39
第4章	VWAPスプレッドによる高速取引の影響分析	40
4.1.	研究の背景	40
4.1.1.	VWAPを取り巻く最近の動向・先行研究	40
4.1.2.	マーケットメーカー制とオーダードリブン制	41
4.1.3.	分析の方法とデータ	43
4.2.	実証分析	45
4.2.1.	基本統計	45
4.2.2.	VWAPスプレッド推定	47
4.2.3.	ボラティリティ推定	50
4.2.4.	回帰分析	52
4.3.	まとめ	53

第II部 システミック・リスク	56
第5章 第II部序章	57
5.1. はじめに	57
5.2. システミック・リスクを巡る先行研究	61
5.2.1. ミクロプルーデンス的なリスク管理	61
5.2.2. マクロプルーデンス的なリスク管理	63
5.2.3. システミック・リスクの計量モデル	64
5.2.4. 相互関連性と流動性	64
第6章 システミック・リスク評価の数理モデル	66
6.1. TARCH-DCC	66
6.2. MES	68
6.3. SRISK	69
6.4. ES と SES	70
6.5. CoVaR	72
6.6. シャープレイ値 (Shapley value)	73
第7章 システミック・リスクの実証分析	76
7.1. 国内金融機関のシステミックリスクの分析 (1)	76
7.1.1. データ	76
7.1.2. 分散・相関値推定	77
7.1.3. MES 推定	85
7.1.4. SRISK 推定	88
7.1.5. 推定の結果	90
7.2. まとめ	94
7.3. 国内金融機関のシステミックリスクの分析 (2)	95
7.3.1. はじめに	95
7.3.2. データ	96
7.3.3. 推定法	98
7.3.4. 結果	100
7.4. まとめ	109

第1章 研究の背景と目的

1.1. 本研究の目的と概要

2000年以降IT技術の発展と国境のボーダレス化に伴う金融機関の国際化は、それまでの金融商品取引システムを大きく変え、同様に、ファイナンス分野のリスク管理も特にリーマンショック以降、マイクロプルーデンス政策¹からマクロプルーデンス政策²からのリスク管理の重要性が高まった。

中でもヨーロッパはEU統合以降、それまでの伝統的な株式等の「取引所」は、効率的かつ低コストで取引可能なATS(Alternative Trading System)やECN(Electronic Communication Network)等の台頭により統廃合が加速し、結果として取引システムは、市場参加者の秘匿性の向上やレイテンシーの短縮化により利便性が大幅に向上した。しかしその一方で、フラッシュ・クラッシュ³やホット・ポテト効果⁴、アルゴリズムによる誤発注等の未解決な問題点も指摘される。

日本国内の株式や為替取引もIT技術の発展と規制緩和により大きく変貌を遂げた。例えばPTS市場⁵やFX取引(外国証拠金取引)の誕生は、主市場を介さず金融商品を売買できるが、その利便性の高さと取引コストの低さから急速に売買シェアを伸ばしている。また伝統的な取引市場である東京証券取引所(以下東証)も2010年1月にアローヘッド・システム⁶を導入や呼値の細分化を行い、取引の効率化を促進させた。2013年には大阪証券取引所を吸収合併し日本取引所グループを発足させ東アジアNo1の金融商品取引所を目指している。

このような時代背景に、アカデミックでの研究もリーマンショック以降大きな変化が見られた。リーマンショック以前は、リスク管理はバリュー・アット・リスク(VaR)のように、金融危機発生を想定した単独金融機関の保有資産の予想損失額を定量的に計算し、それに基づいて政府や中央銀行が必要追加資本額を決定する等、マイクロプルーデンス的な視点に立ったリスク管理が一般的であった。しかしリーマンショックはリスクの波及スピードのと被害規模の大きさから、もはや単独の国ごとの政策では対応できず、バーゼル合意のような国際統一基準の強化、所謂マクロプルーデンス的なリスク管理の必要性が高まった。

しかし金融工学全般にも言えることだが、これらの研究・議論は主に欧米を中心に(欧米の金融機関・取引所を想定し)進められている。その理由の一つとして、欧米では金融機関も一般企業と同様、業績不振や巨額損失により比較的容易に破綻や倒産を引き起こす場合が多い。そのため株主・投資家、或いは取引先企業の保護の観点から、金融機関に情報開示

¹個別の金融機関の経営を監視・監督し破綻を未然に防ぐ政策。

²システムック・リスクに対応するため、金融機関全体に行う政策。例えば、金融機関全体に対する業務規制や自己資本比率を規制するバーゼル規制がある。

³僅か数分間の間に大幅に株式が下落すること。

⁴ここでは瞬時のうちに、大量の売買が成立すること。アルゴリズムの誤差動の場合もある。

⁵私設取引システム(Proprietary Trading System)のこと。日本では金融商品取引所を介さずに有価証券を売買することが出来る電子取引システムのことを言う。

⁶東証によると、取引の高速性・信頼性・拡張性を兼ね備えた株式売買システムの呼称。

制度やリスク管理に対して厳格さが求められている。一方日本では、90年代後半に見られたように財務省或いは日銀の主導下で、護送船団方式や公的資金の注入・吸収合併等で、ほとんどの金融機関が破綻にまで追い込まれる場合が少ない。その他にも銀行業務の違い等も考えられるが、欧米では金融機関の厳格な情報開示義務と定量的なリスク計測の必要性があり、そのためリスク管理の手法と定量的なリスク評価の計算が発展したと考えられる。これはマーケット・マイクロストラクチャーの研究も同じで、常に多くの取引所が混在し、効率性を追求する市場間競争に晒されている欧米とは異なり、長年、取引所集中義務⁷の規制に守られてきた東証のように独占的な取引所しか存在しない本国は、市場間競争の主要なテーマである「価格発見機能」や取引の「効率性」に関する研究も少ない。

よって本国は、マーケット・マイクロストラクチャーや金融リスク分析の研究を行う場合、欧米で開発されたモデルや手法を直接分析に用いることが多い。そこでの注意点は、計算される結果が国ごとの取引制度・規則や取引慣習の違いから信頼性が低下している可能性がある、そのことに関する議論を行い、モデルや手法に工夫・改善を行ったかどうかである。要するに単純に海外のモデルを用いて国内市場を分析しても、海外同様に信頼性の高い結果を得られるとは限らないということである。

このような現状を鑑みて、本研究は最初に海外で開発された手法を直接本国の分析に当てはめ、そこから得られる結果の信頼性を低下させている理由を調べ、最後に国内向けの手法を提案することを目的としている。具体的には、2章と3章で2010年1月に東証に導入されたアローヘッドシステムの効果をスプレッド分析を使い、取引コストの側面から見た効率性を議論し、4章5章でBrownlees and Engle(2012)で提案されたSRISK(Systemic Risk)を使って国内金融機関のシステミック・リスクを議論した。

今現在の研究成果は、スプレッド分析に関して国内市場(オーダードリブン制市場)向けに、VWAPを用いた手法を提案したが、その信頼性に関してはまだ深い議論を行っていない。システミック・リスクに関しては、海外で提案された手法を直接本国に用いることによって、国内特有の問題点を確認することはできたが、それらを考慮した国内向けの手法は提案しきれてなく研究段階にある。

1.2. マーケットマイクロストラクチャー

マーケットマイクロストラクチャーとは主に、取引市場の構造を取引データを分析し、そのメカニズム・インパクト等を検証・分析することである。先に説明したように本国のこの分野における研究は欧米に比べ遅れていると言える。そのため欧米で提案された手法やモデルを直接本国で用いることが多い。

例えば株価と市場ポートフォリオの関係性を評価したCAPM(Capital Asset Pricing Model)は、ある資産*i*の期待リターンと市場ポートフォリオ*m*の期待リターンの関係性を、

$$E(r_i) = r_f + \beta_{im}[E(r_m) - r_f]$$

によって表した。ここで資産の期待リターン $E(r_i)$ 及び市場の期待リターン $E(r_m)$ は過去の株価系列から求められる。CAPMの信頼性に関する議論はここでは行わないが、単純に海外の株式と比較して本国の株式が割高か割安かを議論する場合にCAPMを用いても、国ご

⁷株取引において証券会社が顧客投資家から売買注文を受けた場合、自己売買部門や第三者と取引をさせるのではなく、必ず証券取引所に注文を集中させなければならないこと。1998年12月に廃止。

とに株式取引システムに関する規制・規則から取引環境の取引習慣・風習まで異なっているため、株価が形成される過程も国ごとに違いが生じていると考えられる。以上から株価時系列をパラメータとしてCAPMで理論的な価格を計算しても、海外の株式と割高・割安を比較するのは難しいと思われる。

また本研究のテーマであるスプレッド分析を使って取引コストの面から見た効率性を比較する場合も、Kyle(1985)が示した三つの特徴に基づいて議論することが国内でも一般的になっている。即ち、1) 価格指標性 (Tightness) : 短期的に売り持ちと買い持ちを反転させるために必要な費用、2) 厚み (Depth) : 価格に影響を与えずに取引できる量、3) 回復力 (Resiliency) : 情報に基づかない価格変化から回復する速さである。しかしKyle(1985)はマーケットメーカー制を採用している取引所を想定した研究であるため、マーケットメーカーが提示するビッド・アスク・スプレッド⁸を評価する手法に他ならない。そのためオーダードリブン制を採用している取引所はマーケットメーカーのように常に流動性を供給する専門業者が不在で、取引所に随時発注される顧客からの指値注文によってビッド・アスク・スプレッドが形成される。この一例からもKyle(1985)に示された手法でオーダードリブン制市場を評価しても、その意味合いは異なるのではないと思われる。

そこで本研究は、スプレッド分析に代わる東証（オーダードリブン制）の取引コストの側面から見た効率性を評価する方法として、VWAP 価格を用いた方法を提案した。しかし最初に2010年1月に東証に導入されたアローヘッドシステムの効果を見るため、その前後数カ月間の1/1000秒単位で打刻されたティックデータを使って価格発見機能、マーケット・インパクト、取引コストを比較した。

ここでスプレッドとは、一般にマーケットメーカーが提示する最良売買気配値のことで、

$$\begin{aligned}
 ESPD_d &= \frac{1}{N_d} \sum_{i=1}^{N_d} D_{t_i} \frac{P_{t_i} - M_{t_i-}}{M_{t_i-}} \\
 ADVS_d &= \frac{1}{N_d} \sum_{i=1}^{N_d} D_{t_i} \frac{M_{t_i+\tau} - M_{t_i-}}{M_{t_i-}} \\
 RSPD_d &= \frac{1}{N_d} \sum_{i=1}^{N_d} D_{t_i} \frac{P_{t_i} - M_{t_i+\tau}}{M_{t_i-}} \\
 ESPD_d &= RSPD_d + ADVS_d
 \end{aligned}$$

で表される。 $ESPD_d$ は実効スプレッドのことで、流動性を需要する投資家が流動性を供給するマーケットメーカーに支払う取引コスト、マーケットメーカー側から見れば流動性を供給する対価である。実効スプレッドは逆選択コストと実現スプレッドに分けて考えることができ、逆選択コスト $ADVS_d$ は、情報の非対称性から生じるコストのことで、マーケットメーカーが流動性供給時、予め予測される損失をスプレッドに加味したものである。実現スプレッド $RSPD_d$ はマーケットメーカーが獲得し実現した利益である。

このようにマーケットメーカー制のスプレッドは、競争売買の状況下で最適な投資行動を行うマーケットメーカーが提示するスプレッドであり、このスプレッドの拡大・縮小で取引コストの側面から見た市場の効率性を評価している。当然であるが、マーケットメーカーは

⁸マーケットメーカーが提示する最良買価格値と最良売価格値との差額のこと。

流動性供給の対価としての実効スプレッドの最大化を、取引参加者（流動性需要者）は実効スプレッドの最小化が効率的であると言えるが、その背景にはそれぞれの投資家の独自の投資モデルや相場観に基づいて自己利益の最大化を目的として市場に参加しているのである。

マーケットメーカー制市場のスプレッド形成にはこのような背景が存在するが、オーダードリブン制市場は流動性を供する専門業者が存在せず、単純に取引参加者の（最良売買）指値注文によってスプレッドが形成される。よってスプレッドの拡大・縮小は個別銘柄そのものの流動性に依存する側面が強い。

そこで本研究は、1/1000秒単位のデータを使って詳細なマーケットインパクト⁹の時系列推移をアローヘッドシステムが導入される前後で比較した。結果は特に大型株でアローヘッド導入後、マーケットインパクトの顕著な低下傾向が確認され、マーケットインパクトが株価に織り込まれるスピードの短縮化された。また売買注文の小口高頻度化傾向が導入後の大きな特徴でもあった。

これはアローヘッド導入後、外資系証券会社を中心にアルゴリズム取引を利用する投資家が増加し、瞬時に高頻度で売買可能となった影響が強い。また投資主体別売買動向にも影響し、外国人投資家のシェア拡大、証券会社自己売買部門のシェア低下がアルゴリズム導入以降顕著となった。

次に本研究は、スプレッド分析に代わる方法としてVWAPを用いた方法を提案した。VWAP(Volume Weighted Average Price)とは、売買高加重平均価格のことであるが、昨今機関投資家を中心にギャランティー取引¹⁰やTnSNeT取引¹¹に利用され、或いは株式の公開買い付け・新規発行価格の目安になる等指標価格として重要度が増している。本研究はこのVWAP価格に注目し、そこから最良売買板（最良ビッド・アスク）までの距離（価格差）を取引コストと仮定した。これは市場参加者は本来VWAP価格で売買を行うことが最も合理的な投資行動と仮定しているが、実際には株価の変動によりVWAPと異なる価格で売買を行い意図せず取引コストを強いられていると仮定している。具体的には下記の式にて求めたVWAPスプレッドとVWAP自体のボラティリティをアローヘッドシステム導入前後の2009年4月から2011年11月まで計算した。

$$\begin{aligned} BestBidAskSpread_{i,t} &= (Askprice_{i,t} - Bidprice_{i,t}) / Price_{i,t} \\ VWAPSpread_{i,t} &= ID(Price_{i,t} - VWAP_{i,t}) / Price_{i,t} \end{aligned}$$

またこの研究では、市場参加者を実需の投資家と投機の投資家に分け、VWAPスプレッドを実需の投資家の側から見ると意図せざる取引コストとして、投機の投資家側から見ると収益機会と仮定した。これはマーケットメーカー制の市場では流動性供給者（マーケットメーカー）と需要者とに分けて議論が可能であったが、オーダードリブン制市場では流動性供給専門業者がないため、このような分け方が最適であると考えたためである。

結果はアローヘッド導入後に、VWAPスプレッド・ボラティリティともに縮小傾向にあることが確認され、実需の投資家にとっては取引コストの側面から見た市場の効率性が促進し

⁹ 自信の注文によって売値の下落や買値の上昇をもたらすこと。オーダードリブン制市場では流動性が十分でない場合や大量注文が発注された時等に起こりやすい現象。

¹⁰ 証券会社が顧客との間で、VWAPにスプレッドを加減した価格で取引することを事前に約束し、立会終了後に相対で取引を執行することで成立する取引。

¹¹ オークション方式による市場（立会市場）から独立した市場で、クロス取引やバスケット取引を行う時主にVWAP価格が利用される。

たが、投機の投資家にとっては収益機会が奪われ、特に高速売買の手段を持たない投資家にとっては意図せざるコストを強いられている可能性を否定できないと結論付けた。

1.3. システミック・リスク分析

2007年のサブプライムローン問題を発端にしたリーマンショックは瞬く間に世界中に波及し、世界経済に多大な被害をもたらした。所謂システミック・リスクの発生である。

システミック・リスクとは新しいリスク概念であり、日銀は「個別の金融機関の支払い不能等や、特定の市場または決済システム等の機能不全が、他の金融機関、他の市場、または金融システム全体に波及するリスクのこと」とし、東証は「市場参加者の決算不履行が他の参加者に波及し、決済システム全体或いは金融システム全体を麻痺させるような危険」として未だに一定の定義は存在しない。

リーマン・ブラザーズの経営破綻から始まったこの一連のリスク波及は、それまでの金融危機とは規模・波及スピードが格段と異なり、今現在も南欧諸国では金融危機から脱し切れていない国もあり、この教訓からシステミック・リスクに関する対策・研究が特に欧米諸国で盛んになった。

リーマンショック以前のリスク管理はVaR(Value at Risk)に代表されるように、ミクロ・プルーデンス的¹²な視点に立ったリスク管理が一般的であった。これは個別金融機関の保有資産をシナリオ分析等から予想損失額を定量的に評価し、そのリスク量に見合った自己資本額の増強を政府・中央銀行が管理指導する方法である。

しかし国際的に業務を行う金融機関が急増し、取り扱う金融商品も高度化・複雑化したことから、国ごとの個別金融機関の健全性を確保するだけでは、世界的な金融システム全体としての安全を必ずしも実現できるわけではないと言う教訓からマクロ・プルーデンス的¹³な政策の必要性が高まった。

マクロ・プルーデンス的なリスク管理は、金融機関や金融資本市場とそれらの相互連関、実体経済と金融システムの連関がもたらす影響が重視され、特に金融機関同士が保有する資産の「相互関連性」、金融商品市場における「流動性」のリスクを定量的に評価する必要がある。

その「相互関連性」を評価するモデルとして、ニューヨーク連銀のAdrian and Brunnermeier(2011)によって提案されたCoVaR(Conditional VaR)やTarashev et al.(2009)によって紹介された、ゲーム理論から発展したシャープレイ値(Shapley Value)、Acharya et al.(2010)が提案したシステミック・リスク指標SES(Systemic Expected Shortfall)等があるが、中でもBrownlees and Engle (2012)によって提案されたSRISK(Systemic Risk)は、一般に入手容易な株価時系列データ、四半期ごとの財務諸表及び簡単な数値計算だけで推定が可能で、特に米国での実証分析では、その計算の即効性と計算結果の信頼性の高さからリーマンショック時に注目を浴びた方法である。

一方本国は欧米諸国に比べ国際的に業務を展開する金融機関が少なく、リーマンショックの被害も比較的小さかったが、今後予想されるリスクに対しては何らかの事前対策は必要不可欠である。本研究はこのBrownlees and Engle (2012)のSRISK法を用いて本国の主要金融機関のシステミック・リスクを先行研究と同じような信頼性の高い結果を得られるかどうか

¹² 調査やオフサイト・モニタリングと言った活動を通じて個々の金融機関の健全性を確保すること。

¹³ 金融システム全体のリスクの状況を分析・評価し、それに基づいて制度設計・政策対応を図ることを通じて、金融システム全体の安定を確保する考え方。

かの議論を中心に行った。

ここで SRISK を計算するには、対象となる企業の株価時系列データからボラティリティ及び Engle, R.(2002) の Dynamic conditional correlation(DCC) を推定する。

一般に金融商品時系列データはボラティリティの非対称性が確認されている。そのためボラティリティ変動の非対称性を勘案した TARCH モデル (Threshold Auto-Regressive Conditionally Heteroskedastic Model) を用いて推計した。

$$\begin{aligned}
 r_t | =_{t-1} &\sim N(0, D_t R_t D_t) \\
 D_t^2 &= \text{diag}\{\omega_i\} + \text{diag}\{\kappa_i\} \circ r_{t-1} r_{t-1}' + \text{diag}\{\lambda_i\} \circ D_{t-1}^2 \\
 \varepsilon_t &= D_t^{-1} r_t \\
 Q_t &= S \circ (\mu' - A - B) + A \circ \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + B \circ Q_{t-1} \\
 R_t &= \text{diag}\{Q_t\}^{-1} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1}
 \end{aligned}$$

により DCC を求めた。

一般に金融商品時系列データは相関の非対称性¹⁴が確認されているため、今回のシステミック・リスク計測には適していると考えられている。ここから Acharya[2010] の理論を発展させた Brownlees and Engle[2012] の SRISK を使って、国内主要金融機関の SRISK 額をモンテカルロシミュレーションから求めた。

本研究は、TOPIX が「半年以内で 40 % 以上の下落」をシステミック・リスクの発生と仮定し、予想される金融機関の自己資本損失額を 1 万回のモンテカルロシミュレーションから求めた収益率分布の下位 5 % の平均値とした。

計算された SRISK 額の時系列推移は、リーマンショック発生時や東日本大震災時のような金融機関全体に大きな影響をもたらすイベント発生時は SRISK 額が急上昇し、また個別金融機関の不祥事・経営不振等の時は危機が金融業界全体までに波及せず、リスク発見機能としては一定の機能を示したが、先行研究で示されたリスク先行指標として有意な結果は得られなかった。

この原因を調べると、米国は決算内容や株価に直接影響を与えるような情報が入ってくると、株価が即座に反応し適正な価格まで比較的短時間で情報が株価に織り込まれるが、日本の場合、情報伝達の効率性が低く、またメガバンクは旧財閥系を中心とした株式の持ち合い制度が今現在も色濃く残り、東証も 5 % ルール、空売り規制等非効率的な規制やルールが多く、政府・中央銀行も護送船団方式や公的資金の注入を行う等日本特有の慣習も残るため、株価は適正価格と乖離する可能性が高く、時系列データは高相関・低ボラティリティになる傾向が強い。そのため本国で SRISK を計算する場合、パラメータにボラティリティや相関値を使うため SRISK が実体を反映していない可能性がある (Brownlees and Engle (2012) の SRISK 法が機能しない可能性がある)。

本研究は直接 Brownlees and Engle (2012) の SRISK 法を用いても信頼性の高い SRISK 額を算出することはできなかったが、このように海外で紹介された方法を用いることによって、改めて以下の様な本国の問題点を確認した。

1. 本国の金融株は、欧米の金融株と比較して低ボラティリティ・高相関の傾向が強い。

¹⁴一般に株式等の金融商品は、上昇局面よりも下降局面の方が相関が高くなる傾向がある。

2. 株式の持ち合い制度・空売り規制・5%ルール等本国特有の制度，規制，習慣などが株式の本質的な価値を歪めている可能性がある（効率的ではない可能性がある）。
3. 本国の場合，欧米と比べ株価に影響を与える情報の伝達スピードが遅いか，或いは財務諸表，決算に関する規制が欧米ほど厳格ではない可能性がある。

よって国内で Bownlees and Engle (2012) の SRISK 法を使ってシステミック・リスク額を計算する場合，このような問題点を考慮した方法を提案する必要があると思われる。

本研究を通じて海外で紹介された方法を直接本国に用いる場合は，工夫・改善が必要である場合が多いことが分かった。しかし最初はこの工夫・改善も最初に海外の方法を用いて確認される問題点も多い。

本研究は国内システミック・リスクを定量的に評価する方法として Bownlees and Engle (2012) の方法を用いて計算したが，信頼性に足る結果は得られなかった。しかし国内特有の問題点を確認することが出来，これを踏まえた上で新たな方法を提案する必要がある。

マーケット・マイクロストラクチャーの分野では，スプレッド分析に代わる方法として，オーダードリブン制を採用している市場を想定した VWAP 価格を用いる方法を提案したが，その信頼性に関しては未だに研究段階である。

第I部

マーケットマイクロストラクチャー

第2章 第I部序章

近年、世界の主要取引所においては取引基準や売買システム方式の統一化が図られ、ダイレクトマーケットアクセス (DMA : Direct Market Access)¹や高頻度取引 (HFT : High Frequency Trading)²への対応するための設備投資が積極的に行われている。東京証券取引所 (以下東証) においても、2010年1月から高速売買システム“アローヘッド”が稼働し、コロケーションサービス³も開始され、諸外国並みの高速売買が可能となった。

取引の高速化によって約定回数や注文量が増加したことから、市場参加者の利便性向上に寄与したとか、DMAやHFTによる売買増加が、投資戦略の多様化に寄与している等好意的な評価がある一方で、図1のように市場の活況度を表す東証の1日平均売買代金は低下傾向にある。投資部門別株式売買状況では、自己売買が低下し委託売買が増加し、委託の内訳では外国人投資家が増加し個人投資家のシェアが低下、また証券会社の従業員数の減少も歯止めがかかっていない様である。これらは特に2010年のアローヘッドシステム導入以降顕著になっており、その背景には、従来のように証券会社の自己売買やネットディーラーが相場全体を見回し、割高株を売って割安株を購入することで流動性が供給されていたスタイルが、外資系証券会社を中心とするアルゴリズムに代表される高頻度売買による流動性供給のスタイルに変化した可能性が高い。

東証によると2010年1月に稼働したアローヘッドシステムは、高速性・信頼性・拡張性の特徴を持つ株式売買システムの呼称としている。特に高速性の影響は大きく、それまで数秒に1回の付け合せが即時に行われるようになり、平均1ミリ秒程度の注文応答時間や2.5ミリ秒の情報配信時間も実現している。この高速性により、国内証券会社自己売買部門のアドバンテージ⁴は消滅し、逆に高頻度取引によりもたらされるアドバンテージを増加させ、市場に構造変化をもたらしたと考えるのが整合的である。

このように取引の高速性が市場にもたらした影響は大きいですが、現在までに高頻度取引による市場の流動性や価格発見機能、或いは効率性に与えた影響について必ずしも統一的な見解は得られていない。例えば米国の研究では Hendershott and Moulton (2011) が、2006年に高速取引システムが導入されたニューヨーク証券取引所はビッド・アスクスプレッドが約10%程度拡大したと報告している。これはマーケットメーカーの逆選択コストが増加したことに原因があり、その逆選択コストの増加は株価に対する情報が効率的に価格に反映された結果であるとし、高速取引システムが株価の価格付けを効率的にしたと結論付けた。また、Hendershott and Riordan (2011) は、急激にボラティリティが高まる時期 (株価が乱高下する期間) だけではなく、平均的に推移する状況も含め、高頻度取引が市場に与えた影響

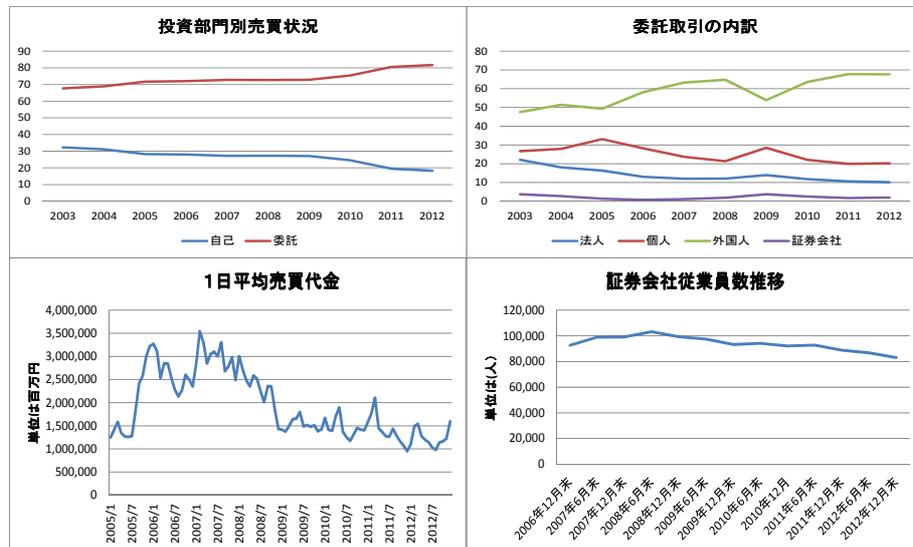
¹証券会社が所有する発注システムを経由せず直接市場に発注せざる取引システム

²金融・証券市場においてコンピューターを利用して1/1000秒単位の高速で取引を繰り返す売買手法。

³証券が遺書の付け合せサーバーに直接接続されている取引参加者の取引システムや、取次システムを設置するための有料スペースを指す用語。証券会社経由の注文よりも早く処理が可能のため高頻度取引等の利用が多い。

⁴市場の情報が即座に伝達し、他の投資家よりも早く割安株や割安株を購入または売却できるメリット

図 2.1: 証券業界の環境変化



東京証券取引所ホームページより作成。推定期間は2003年1月より2012年12月までの月次ベースで推定。

について分析したところ、高頻度取引が市場価格の不安定性を増長したとする証拠は発見できず、逆に、メッセージトラフィック (message traffic) を増加させることで価格に含まれる誤差を縮小させ、より効率的な価格付けに寄与していると指摘している。

Hendershott et al.(2011) では、2001年2月から2005年12月までのNYSE株価データを使って、アルゴリズム取引(AT: Algorithmic trading)が流動性に及ぼす影響を検証している。結果は特に大型株で、スプレッドの縮小、逆選択コストの減少、取引に関連する価格発見効果も減少したと報告した。これはATを利用することで取引コストを減少させ、流動性を改善し情報性を高めると言った効果が要因で、他の取引市場との関連性を高めたり、プラスの効果を波及させているとする証拠は発見できなかったと報告している。Brogaard, J.(2010) はニューヨーク証券取引所の2008年、2009年、及び2010年2月22日から2月26日までの取引データ、また2010年2月22日から2月26日までのクォート(ビッド・アスクスプレッド)データを用いて高速取引(HFT)の効果を検証している。その結果、HFTは取引を活発化させることによって積極的な流動性の需要と供給、双方の役割を担っているとし、価格発見(Price discovery)とボラティリティの減少にも寄与していると分析した。またHFTを使う投資家は主に逆張り戦略(Price-reversal)を多用し、26のHFTプロバイダーを対象にした分析ではHFTから年間30億ドル以上の収益効果(価格改善効果)、100株取引の場合では0.013ドル、1000株の取引であれば0.056ドルの収益効果が発生することを報告している。

このように高速性に関して好意的な研究が大半を占める中で、Boehmer et al.(2012)の2001年から2011年までの世界中42の株式市場のデータを使い、アルゴリズム取引が株式市場の流動性・短期ボラティリティ・情報の効率性に与える影響に関する分析では、平均的

にアルゴリズム取引は、流動性と情報の効率性を高めたが、ボラティリティも高めたと報告している。またこのボラティリティは良質なものではなく、「価格発見 (price discovery)」から生じるもので市場の質の低下を招く⁵と分析した。Hendershott and Riordan (2012) は、2008年1月のフランクフルト証券取引所に上場されているDAX30株式で、アルゴリズム取引が市場に及ぼす影響を分析した。フランクフルト証券取引所は取引システム・制度などが比較的東京証券取引所と似ているが、彼らの分析ではアルゴリズム取引はボラティリティと流動性（売買高）を減少させている可能性が高いと報告している。この流動性の減少は、アルゴリズム取引を多用する結果、他の投資家（アルゴリズム取引の手段を持たない投資家）を駆逐し、全体的な市場参加者を減らし流動性の減少につながったと考えられる。

他にも高速化によってもたらされた負の現象として、フラッシュクラッシュと呼ばれる瞬間的な激しい株価の上下動や、フラッシュトレーディングと呼ばれる極めて短い時間間隔で繰り返し行われる高頻度売買が問題視されている。米国商品先物取引委員会と米国証券取引委員会は2010年5月6日に観測されたフラッシュクラッシュに関連して高頻度取引に対する懸念を示した(CFTC & SEC[2010])。また、Easley et al.[2010]は同フラッシュクラッシュを詳細に分析し、マーケットメーカーによるHFT取引によって市場流動性が急速に枯渇したことが原因であるとした。

このように海外（主にマーケットメーカー制の取引システム）のHFTに関する先行研究では、流動性の増加や取引コストの低下などプラスの影響を報告する研究が大半を占める中、急激なボラティリティの増加やそれに付随する流動性の枯渇等マイナスの影響を報告している研究も少数ではあるが存在する。

我が国における先行研究では、宇野・柴田(2010)が詳細なティックデータ⁶を利用して、東証のアローヘッド導入の影響を検証している。結果は、呼び値刻み幅を変更した銘柄について実効スプレッドの縮小が認められたこと、注文を小口分割して頻度を増やす取引へのシフトが鮮明となり、そこから実効スプレッドの減少や逆選択コストの増加が特に大型株で顕著となったことを報告している。また太田[2013]では、分析期間を2009年11月から2010年12月まで拡大し、長期的な観点から宇野・柴田[2012]論文の分析結果を検証している。その結果、宇野・柴田の結論は一時的なものではなく、長期的にも継続していることが確認され、また大口注文の逆選択コストは低下する一方で、小口注文の逆選択コストは上昇する傾向にあることが示された。東証の高速取引の研究としてMoriyasu et al.(2013)がある。これは主に東証のティックデータを使いビッド・アスクスプレッドを測定しアルゴリズム取引が市場にもたらす効果を検証しているが、アルゴリズム取引の高頻度取引が株式の流動性増加をもたらし、ビッド・アスクスプレッドの縮小、実効スプレッドの縮小、特に逆選択コストの低下をもたらしたと報告し、この原因は情報の効率化が寄与することが大きいと分析している。一方、向殿・乾[2012]では、1/1000秒単位のティックデータを用いて日経平均株価バスケット取引に関わる流動性指標を計測した。その結果、呼値幅縮小効果を調整すると、アローヘッド導入が日経平均バスケット取引の流動性を高めたという指摘を支持する結論は得られなかったとしている。また先物取引価格を利用してベーススプレッドを計測し実現スプレッドと逆選択コストを比較したところ、アローヘッドは現物市場の流動性を増加させ、価格発見機能を高めた一方で、先物市場の流動性を低下させた可能性を指摘した。

⁵恐らく、価格変動から生じる「価格差」を裁定機会と捉えた投資家の注文が殺到しボラティリティを増加させる現象と思われる。

⁶取引市場における注文・約定や気配（板情報）に関する価格や量等の時系列データのこと。

以上の通り、市場取引の高速化や、高速取引市場におけるアルゴリズム取引、さらにその具体的一形態として位置づけられている高頻度取引に関連する研究が内外を問わず進められているが、現時点ではそれらの評価については必ずしも一定ではない。特に東証のアローヘッド導入は、諸外国市場とのグローバル化競争に遅れまいとする実質的な資金流入が細るなかで行われたため、その評価の判断が難しい。2012年末にはコロケーション経由の注文量が市場取引の半分を占めるようになってきている(Kakuta (2013))状況を鑑みると、高速取引を主な手段とする市場中立型の投資戦略を取る市場参加者が売買の中心を占める傾向が顕著となり、市場の効率的な価格形成に歪みが生じている可能性を否定できない。

そこで本研究では、詳細なティックデータを使った分析により、高頻度取引市場が市場の効率性に与えた影響を実証分析にて明らかにすることを目指した。具体的には、約定毎に取引価格と最良気配仲値の差として計測される実効スプレッドと、約定から一定時間経過後の仲値変化として計測される逆選択コストにより、アローヘッド稼働前後における実取引コストやマーケットインパクトの変化を調べた。また、約定直後からの経過時間と逆選択コスト水準の変化、即ち、約定を誘引した情報が価格に反映される経過を観測することで、市場の価格発見機能についても検証した。

またそれらの検証結果を踏まえたうえで、流動性の高い銘柄と流動性の低い銘柄それぞれ50銘柄ずつを選択し、アローヘッドシステム導入の効果を分析した。このような分析を行う目的として、アルゴリズム取引等の高頻度取引は、主に流動性の高い銘柄にアドバンテージを発揮しやすいシステムになっていると想定され、その効果を比較検証するためである。

以上のような状況を鑑みて、事前の予想では市場全体の売買高が減少傾向にあることから、流動性の高い銘柄に取引が集中し、結果、売買高・効率性が一層改善され、一方流動性の低い銘柄では、正反対の現象が生じるのではないかと思われた。この予想の通り、取引と効率化の2極化現象が起こっているとしたならば、アローヘッドシステムは市場全体の効用を高めたとは言えず、アルゴリズム取引等を主な取引手法とする投資家に収益機会を与えてるに過ぎないとの見方もできる。

いずれにしても様々な角度から分析を行い、真相に迫るのが本研究の目的である。第1部の構成は以下の通りである。第3章では実効スプレッドと逆選択コストに注目して高速取引が市場効率性に与えた影響を検証する。第4章ではオーダードリブン市場の効率性評価を適切に行うための新しい尺度としてVWAPスプレッドを提案し、高速取引の取引価格の側面から見た効率性を調べた。第5章では、前章で得られた分析結果を踏まえて、流動性に着目した分類法で実証分析を行う。第6章で全体のまとめを行う。

第3章 高速取引と市場効率性に関する分析

3.1. 実効スプレッドと逆選択コスト

Kyle(1985)が示した流動性の特徴の一つとして示された価格指標性 (Tightness) は、短期的に売り持ちと買い持ちを反転させるために必要な取引コストに対応するもので、通常、気配値スプレッド (Quote Spread) や実効スプレッド (Effective Spread) として計測される。本稿では Bessembinder(2003) を参考として日時の実効スプレッドを次のように計測する。

ある銘柄の第 d 日に発生した N_d 回の取引について、それぞれの取引時刻 $\{t_i, i = 1, \dots, N_d\}$ における取引価格 P_{t_i} とその取引直前の最良気配値の仲値 M_{t_i-} により実効スプレッドを次のように定める。

$$ESPD_d = \frac{1}{N_d} \sum_{i=1}^{N_d} D_{t_i} \frac{P_{t_i} - M_{t_i-}}{M_{t_i-}} \quad (1.1)$$

ただし D_{t_i} は当該取引が買い手主導取引の場合には $D_{t_i} = 1$ 、売り手主導取引の場合は $D_{t_i} = -1$ となる指示関数 (indicator function) で、正值とするために導入されている。実効スプレッドは取引価格の仲値の平均的な乖離率を表すので、売り買い両方の指値注文を連続的に提示している市場参加者 (流動性供給者) にとっては、流動性供給の対価として期待できる平均的利益率を意味している。逆に、市場に成り行き注文を出す投資家 (流動性需要者) からみれば即時性の対価として支払うコスト率に対応する。本稿では流動性需要者側から、実効スプレッドを実行取引コストと呼ぶことにする。

次に、逆選択コスト (Adverse Selection Cost) は、実効スプレッドのうち結果的に実現しなかった利益に相当するもので、私的情報に基づく取引を行った流動性需要者が実現した利益に相当する。約定から、その取引の利益判定を確定するまでの経過時間 τ を適切に定め、約定価格 P_{t_i} と τ 経過後の仲値 $M_{t_i+\tau}$ により次のように計算する。

$$ADVS_d = \frac{1}{N_d} \sum_{i=1}^{N_d} D_{t_i} \frac{M_{t_i+\tau} - M_{t_i-}}{M_{t_i-}} \quad (1.2)$$

この式を見て明らかなおおり、逆選択コストは、取引発生後の τ における最良気配仲値の平均変化率を表している。従って τ が極めて短い場合は、取引直後の仲値変化、即ちマーケットインパクトを表している。一方、 τ が十分に長い場合には、情報に基づく取引により修正された株価の大きさに対応するもので、恒久的なマーケットインパクトと解釈できる。本稿では、 τ が最も短い場合 (1 ミリ秒) の逆選択コストを短期的マーケットインパクト、 τ が最も長い場合 (5分) の逆選択コストを恒久的マーケットインパクトと呼ぶことにする。いずれも、連続的に取引する場合の平均売買コストを押し上げる要因となるため、市場効率性の観

点からは、短期的であろうが恒久的であろうがマーケットインパクト (逆選択コスト) が小さいことが望ましい。

一方、逆選択コストは情報に基づく取引により修正された株価の大きさに対応することから、取引を誘導した情報が均質的で発生頻度も一定であれば、逆選択コストが高いほど価格に反映された私的情報の割合が大きいという意味で、市場の価格発見機能が高いと言えるだろう。実際に私的情報の大きさは約定株数で間接的に測ることができるかもしれないが、本稿では、逆選択コストの大きさではなく、逆選択コストが約定後の経過時間に対して増加する速さによって価格発見機能の優劣を評価する。

なお、本稿では利用しないが、実現スプレッド (Realized Spread) は流動性供給者が最終的に獲得したと見なされる利益率であり次のように計算される。

$$RSPD_d = \frac{1}{N_d} \sum_{i=1}^{N_d} D_{t_i} \frac{P_{t_i} - M_{t_i+\tau}}{M_{t_i-}} \quad (1.3)$$

上の定義から明らかなように、実効スプレッドは、実現スプレッドと逆選択コストの和になる。

$$ESPD_d = RSPD_d + ADVS_d \quad (1.4)$$

3.2. 分析

3.2.1. データ

分析に用いたデータは、約定価格、出来高、売買気配値/気配株数 (売り・買い最良気配値を含む上下5本のデータ) を 1/1000 秒単位で記録したもので、Thomson Reuters 社の TickHistory から入手した。

データ期間はアローヘッドが稼働する前の 2009 年 10 月 1 日から 2009 年 11 月 30 日までと、稼働後の 2010 年 10 月 1 日から 2010 年 11 月 30 日まで、それぞれ 40 営業日ずつを利用した。この両 2 カ月間はメジャー SQ 等大きなイベントが無く、純粋にアローヘッドシステムの効果を比較分析するのに適当と考えたからである。ただし、

1. 特別気配株価が示されている場合 (最良売り気配値と最良買い気配値が一致している状態)
2. 売り気配株数もしくは買い気配株数の利用可能な 5 本値全てにおいてゼロになっている場合

などについては当該レコードを除外した。

データユニバースは、東証 1 部上場銘柄で当該期間中の各営業日に 1 回以上の約定 (売買) があつた銘柄で、特に時価総額や出来高が小さい銘柄、データ期間の平均株価が 100 円未満の銘柄は除外した。また、当該期間中にティックサイズ (呼び値の刻み幅) の変更があつた銘柄については、ティックサイズが取引コストを決める支配的要因であることから、その影響を排除するために除外した。その結果 729 銘柄が選択された。参考として図 1 と図 2 には本稿ユニバースの 2010 年 1 月 4 日における規模別と業種別の銘柄数分布を東証 1 部上場銘柄 (TOPIX) との比較で示した。若干の偏りはあるものの TOPIX に近い構成であることが確認できるだろう。

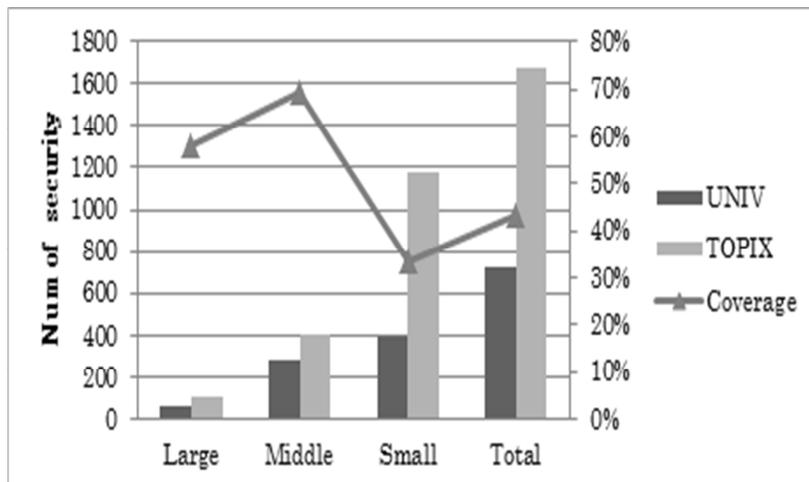


図 3.1: ユニバースと TOPIX の規模別の銘柄数比較

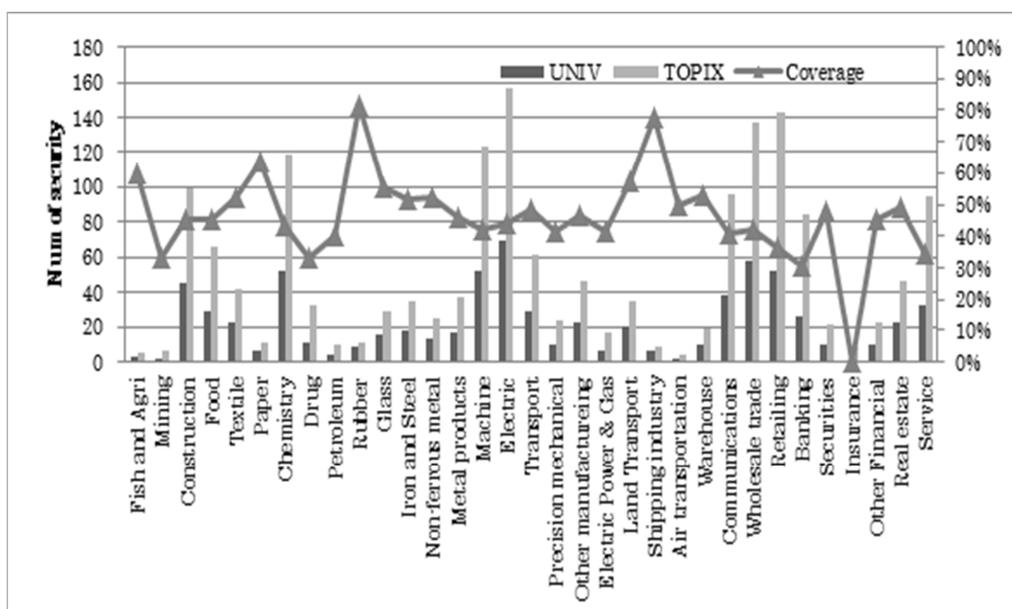


図 3.2: ユニバースと TOPIX の業種構成別の銘柄数比較

表 3.1: アローヘッド稼働前後の比較 (1 銘柄, 1 日当たり平均値)

	銘柄数	2009年10・11月	2010年10・11月	増減	増減率
最良気配更新(約定含)	729	1,538	3,329	1,791	116.4%
約定件数	729	496	592	96	19.4%
約定件数・大型	57	1,303	2,017	715	54.9%
約定件数・中型	291	658	778	120	18.3%
約定件数・小型	381	251	236	-14	-5.7%
日経平均	164	923	1,231	309	33.5%
取引高(千円)	729	569,736	515,121	-54,614	-9.6%
出来高(千株)	729	1,561	1,336	-226	-14.5%
出来高・大型	57	8,559	7,251	-1,308	-15.3%
出来高・中型	291	1,846	1,575	-270	-14.6%
出来高・小型	381	298	268	-30	-10.0%
日経平均	164	5,300	4,391	-909	-17.2%

それぞれの指標について、009年と2010年のそれぞれの40営業日についての合計値を求め、ユニバース銘柄数(729銘柄)と営業日数(40日)で割ることによって、1銘柄・1日当たり平均値とした。

3.2.2. 基本統計

2009年と2010年の10月、11月(各40営業日)における、最良気配値更新回数、約定件数、取引高、出来高についての1日当たりの平均値(約定件数と出来高については、規模別と日経平均採用銘柄についても集計)を求めた結果を表1に示した。

アローヘッド稼働前後で比較すると、全体的に最良気配値更新件数は2倍以上、約定件数は約2割増加した一方で、取引高や出来高は1割前後減少している。規模別では、大・中型株は出来高の減少率を約定件数の増加率が上回ることから、アローヘッド後の取引が小口・高頻度化したことを裏付ける結果となっている。小型株については約定件数と出来高の両方が減少しており、市場全体としての売買活況度の低下が影響しているように見える。また日経平均採用銘柄については、大・中型株と同様の傾向が表れる。

3.2.3. 実効取引コストと恒久的マーケットインパクト

規模別、約定ユニット数別

用意したデータ(2009年と2010年それぞれ40営業日、729銘柄)の、各営業日における9:05~10:55- τ および12:35~14:55- τ の時刻に記録されているすべての取引に関して、実効スプレッド($ESPD_d$)と $\tau=5$ 分とした場合の逆選択コスト($ADVS_d$)を(1)、(2)式により計算し、2009年(アローヘッド稼働前)と2010年(アローヘッド稼働後)の平均値を銘柄毎に求めた。

結果はユニバース全体と規模別および日経平均採用銘柄について集計し表2に示した。表2を見ると、実効スプレッドはユニバース全体で0.47bp減少し、規模別では小型で0.99bp減少しているが大型、中型では増加している(ただし統計的には有意ではない)。逆選択コストは、ユニバース全体で1.16bp減少し、規模別では、中・小型において減少する傾向が確認できるが、大型株では減少している(ただし統計的には有意ではない)。即ち、アローヘッド稼働後の市場においては、小型株の実取引コストと恒久的マーケットインパクトが低下したが、大型株には改善は認められなかった。ただし、この分析は単なるクロス集計であり、市場の活況度や私的情報の大きさなどに関連する要因は全く調整していない。そこで、要

表 3.2: 規模別実効スプレッドと逆選択コストの推定結果

	No. of Sample	ESPD			ADV S			ADV S/ESPD			MP ave. chg. Rate
		pre-AH	post-AH	Diff	pre-AH	post-AH	Diff	2009	2010	Diff	
ALL	729	14.17	13.70	-0.47**	10.88	9.72	-1.16**	83 %	79 %	-3.9%**	-5.3 %
Large	57	8.87	9.01	0.14	4.01	4.29	0.28	57 %	59 %	2.0 %	0.4 %
Middle	291	11.18	11.27	0.10	7.29	6.98	-0.32*	78 %	75 %	-3.5%**	-3.5 %
Small	381	17.25	16.25	-0.99**	14.66	12.64	-2.02**	91 %	86 %	-5.0%**	-7.5 %
NK225	165	13.73	13.66	-0.06	7.00	6.95	-0.05	62 %	63 %	0.8 %	-2.6 %

平均値の両側検定で*は5%有意水準で、**は1%有意水準で帰無仮説を棄却。

因調整を施した回帰分析による分析結果は後に示すが、ここでは実効スプレッドと逆選択コストの絶対水準ではなく、逆選択コストの実効スプレッドに対する相対比率(ADV S/ESPD)を参考として示した。結果を見ると、中・小型株でそれぞれ3.5bp、5.0bpの減少が認められたが、やはり大型株に関する変化は認められなかった。大型株においては、アローヘッド稼働後に取引の小口・高頻度化が顕著に認められたものの、取引コストやマーケットインパクトの改善に寄与しなかったものと推察される。

次に、取引毎の約定株数の大きさが実効スプレッドや逆選択コストに与えた影響を調べるために、約定ユニット数(=出来高/単元株式数)により、1単位、3単位以下、5単位以下、10単位以下、30単位以下、100単位以下、300単位以下、1000単位以下、3000単位以下、3000単位超の10グループに分けて集計した。ただし、銘柄毎に各営業日における約定ユニット数の分布に違いがあるため、2009年と2010年の両方で、40営業日中30営業日以上において当該ユニット数の取引が確認できた銘柄のみ、当該約定ユニット数のグループに含めることとした。例えば、1ユニットの取引は分析対象銘柄(729銘柄)の全営業日において確認できるのでU1グループは729銘柄含んでいるが、100単位超300単位以下の取引が両年で30営業日以上観測できたU7グループは105銘柄だけであった。

こうして集計した約定ユニット数別の結果を示した表3を見ると、実効スプレッド、即ち実取引コストはU1からU3(5ユニット取引)においてアローヘッド稼働後に低下しているが、U4以上(5ユニット超の取引)においては拡大する傾向が確認できた。実取引コストは、約定規模が大きいほど増加傾向が強いことから、アローヘッド稼働後は小口・高頻度取引によって小口取引の実取引コストは低下したが、相対的に大きな約定の実取引コストは上昇したと言えそうである。ただし、平常的に1000ユニット以上の取引が観測できる銘柄は非常に少なく、U8以上は統計的に有意でないことに注意が必要である。

一方、逆選択コスト、即ち恒久的マーケットインパクトについては、全般的にアローヘッド稼働後に減少する傾向が確認できるが、ここでも逆選択コストの実効スプレッドに対する相対比率(ADV S/ESPD)を併せて参照すると、2009年2010年のいずれにおいても約定ユニット数が増えるに従い逆選択コスト比率が増加する傾向が確認できる。これは、約定ユニット数が増えるほど、その取引を誘引した情報価値も大きい傾向があることを裏付ける結果である。更に、U3以上においては逆選択コストの相対比率が相対的に100%を超えており、当該取引が発生した後にティックサイズを超える価格変化が頻発することを裏付ける結果である。2009年と2010年の変化に注目すると、取引サイズが増えるとU8(1000単位)までは逆選択コストの相対比率が低下する傾向があるので、アローヘッド稼働後には恒久的マーケットインパクトが減少したと言う意味で市場効率性は高まっていると言えそうである。

表 3.3: 取引ユニット別の実効スプレッドと逆選択コストの推定結果

	No.of Unit	No.of Sample	ESPD			ADVS			ADVS/ESPD		
			pre-AH	post-AH	Diff	pre-AH	post-AH	Diff	2009	2010	Diff
U1	1	729	14.173	13.549	-0.624**	8.009	7.571	-0.438**	58 %	62 %	3 %**
U2	~3	725	13.655	13.332	-0.324*	12.055	10.872	-1.183**	93 %	90 %	-3 %**
U3	~5	651	12.702	12.597	-0.105	12.489	11.615	-0.874**	109 %	104 %	-5 %**
U4	~10	603	12.538	12.760	0.222	14.028	13.068	-0.960	126 %	117 %	-9 %**
U5	~30	497	12.131	12.786	0.655**	15.479	15.122	-0.357	148 %	136 %	-11 %**
U6	~100	265	13.100	14.223	1.123**	16.749	16.585	-0.164	154 %	136 %	-18 %**
U7	~300	105	15.189	16.189	1.000*	20.699	20.060	-0.639	155 %	141 %	-14 %**
U8	~1000	32	15.975	17.177	1.202	21.518	21.028	-0.491	148 %	133 %	-15 %*
U9	~3000	6	15.654	19.184	3.530	17.234	21.245	4.011	129 %	136 %	7 %
U10	3000~	4	19.309	24.616	5.307	24.841	31.370	6.528	134 %	140 %	6 %

平均値の両側検定で*は5%有意水準で、**は1%有意水準で帰無仮説を棄却。

ある。

イベントダミーによる回帰分析

ここでは約定ユニット数の大きさは取引を誘引した私的情報の大きさを表しているとの前提の下で、約定ユニット数(=出来高/取引単位)が5単位超10単位以下の取引(表3のU4グループ, 銘柄)に限定した分析を行う。ただし、ティックサイズの違いが実効スプレッドや逆選択コストに与える影響は甚大であるため、ここではさらにティックサイズが1円の銘柄のみに限定した。その結果、分析のユニバースは550銘柄となった。

このデータを使い(1)式で求めた実効スプレッドと、 $\tau=5$ 分と $\tau=1$ ミリ秒として(2)式で求めた逆選択コストを被説明変数として、アローヘッドのイベントダミー変数を説明変数とする回帰分析を行いアローヘッドダミーの統計的有意性について検定する。ただし、市場活況度やその他必要な調整のための操作変数として、株価、市場の厚み、約定金額や件数などを追加した。回帰モデルは次の通りである。

$$\begin{aligned}
 ESPD_{i,d} = & \alpha + \beta_p \ln P_{i,d} + \beta_{DPT} \ln DPT_{i,d} + \beta_{TRN} \ln TRN_{i,d} + \beta_{TRA} \ln TRA_{i,d} \\
 & + \beta_{MKV} \ln MKV_{i,d} + \beta_{AH} AH_d + \beta_{NK} NK_i + \beta_{AHNK} AHNK_{i,d} \quad (2.1)
 \end{aligned}$$

$ESPD_{i,d}$: i 銘柄の d 日における実効スプレッド(逆選択コスト $ADVS_{i,d}$ についても推定する)

α : 切片

$P_{i,d}$: i 銘柄の d 日における最良気配仲値の平均値

$DPT_{i,d}$: 同 最良気配値注文の時価総額の平均値

$TRA_{i,d}$: 同 約定金額

$TRN_{i,d}$: 同 約定回数

$MKV_{i,d}$: 同 発行済株式時価総額

AH_d : d 日におけるアローヘッドイベントダミー(2009年が0, 2010年が1)

NK_i : i 銘柄の日経平均指数採用銘柄ダミー(採用が1, 非採用が0)

表 3.4: 回帰分析結果

	ESPD	ADVS $\tau = 5\text{min}$	ADVS $\tau = 1\text{ms}$
No.of sample	43,234	43,234	43,330
RSQR	0.6438	0.2327	0.3318
α	10.167**	12.324**	6.370**
P	-12.747**	-9.601**	-5.947**
DPT	-0.071	-5.891**	-4668**
TRA	-1.418**	2.983**	2.115**
TRN	-1.817**	-2.862**	-1.123**
AH	-0.633**	-2.097**	-1.433**
NK	0.015	-1.534**	-0.293**
AH NK	0.478**	2.951**	1.349**

*は5%有意水準で、**は1%有意水準で帰無仮説を棄却。

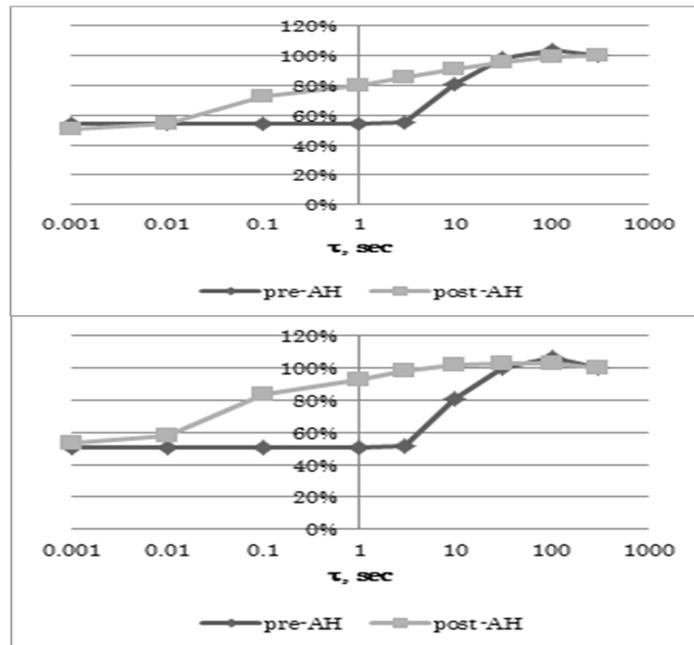
$AH NK F_{i,d}$: アローヘッドダミーと日経平均採用銘柄ダミーのクロス項 ($AH_d \times NK_i$)

推定結果は表4に示した。採用した5つの操作変数は一部を除いて1%未満の有意水準で帰無仮説を棄却する結果となっている。約定金額 (TRA) 以外は推定された係数が負であることから、市場活況度が高いときには実効スプレッド(実取引コスト)と逆選択コスト(マーケットインパクト)が小さくなる傾向があることが推測できる。ただし、逆選択コストについての約定金額 (TRA) の推定係数が正ということは、約定金額が大きいかほど逆選択コストは高くなる関係を示すものであり、これは約定金額の大きさと私的情報の大きさに想定される関係と整合的な結果である。

さて、本研究の最も重要な関心は、アローヘッドが市場に効率的にしたか否かについての証拠を示すことである。表4のアローヘッドイベントダミー (AH) を見ると、実効スプレッドについては-0.633、逆選択コストについては、 $\tau=5$ 分で-2.097、 $\tau=1$ ミリ秒で-1.433であり、いずれも1%未満の有意水準で帰無仮説を棄却している。したがって、私的情報を均質化し市場活況度等の要因を調整して評価すると、アローヘッドが稼働したことにより実取引コストは約0.63bp、恒久的マーケットインパクトは約2.10bp、短期的マーケットインパクトは1.43bp低下しており、取引の高速化が流動性を高め市場効率化に寄与したものと判断できるだろう。

一方、日経平均採用銘柄ダミー (NK) の係数を見ると、実取引コストは変わらないが(実効スプレッドの符号は正だが有意でない)、マーケットインパクト(逆選択コストの符号は不で有意)は他の銘柄に比べて小さい傾向がある。ところが、アローヘッドダミーと日経平均銘柄ダミーのクロス項 (AH NK) は全て正で統計的に有意な値として推定されている。すなわち、日経平均採用銘柄の平均値と比較すれば、アローヘッド稼働後における実取引コストは約0.48bp増加(ユニバース平均値との合計では0.15bpの減少)し、恒久的マーケットインパクトが約2.95bp増加(同0.85bp増加)、短期的マーケットインパクトが約1.35bp増加(同0.08bpの減少)、という結果になっている。つまり、日経平均採用銘柄については、取引高速化によって流動性が低下したということである。

図 3.3: マーケットインパクトが価格に織り込まれる速度



2009年（アローヘッド導入前）は3秒に1回の付け合せだったため最初の3秒間は変化していない。2010年の方が数値が高くなっているようであるが、これは価格に織り込まれるスピードが速くなっているためだと考えられる。

3.2.4. 価格発見機能

ここでは情報が価格に織り込まれる速さを逆選択コストで計測する。そのために、分析対象データは情報に基づく取引に限定する。具体的には、分析対象データを約定ユニット数（＝出来高/取引単位）が5単位超10単位以下の取引（表3のU4グループ603銘柄）と、30単位超100単位以下の取引（表3のU6グループ265銘柄）とした。逆選択コストは(2)式により $\tau = \{1 \text{ ミリ秒}, 10 \text{ ミリ秒}, 100 \text{ ミリ秒}, 1 \text{ 秒}, 3 \text{ 秒}, 10 \text{ 秒}, 30 \text{ 秒}, 100 \text{ 秒}, 5 \text{ 分}\}$ について計算した。 $\tau = 5 \text{ 分}$ における逆選択コストは情報が完全に価格に反映された結果であると見なし、これを基準として他の τ における逆選択コストは相対値として求めた。こうして求めた相対逆選択コストは価格に反映されている情報の割合と解釈し、 τ 毎にアローヘッド稼働前後それぞれの平均値を求め、結果を図4に示した。

結果を見ると、アローヘッド稼働前の約定処理は数秒に1回の付け合せ処理であったことから、3秒以下の相対逆選択コストは変化していない。実質的に情報が価格に反映される様子を観察することができるのは3秒を経過していからであり、約定後の3秒間は価格発見機能が失われた状態であるといえる。一方、アローヘッド稼働後については、約定処理が即時に行われるため、約定直後（1ミリ秒後）に50%台半ばの水準にある相対逆選択コストは、1秒後にU4グループで80%、U6グループでは90%に達している。

また、アローヘッド稼働前は約定後3秒を経過すると相対逆選択コストが急速に上昇し、100秒後にはU4グループで104%、U6グループでは106%に達している。約定ユニット数が多いU6でより顕著であることから、100%を超えたのは情報に対する過剰反応である

と解釈できる。アローヘッド稼働後についても、U6グループでは30秒後に103%に達しているが、U4については過剰反応を示すことはなかった。

以上の観察から、アローヘッドは情報が価格に反映する時間を短縮したという意味において価格発見機能を強化したと結論できるだろう。また、U4およびU6グループの過剰反応についても、明らかにアローヘッド稼働後が小さくなっている。この観測結果も価格発見機能を強化されたことを裏付けるものである。

3.2.5. 考察と結論

本稿は株式取引を1/1000秒単位の時刻で記録したティックデータにより、東証市場で2010年1月から稼働した高速取引システム“アローヘッド”が市場の効率性に与えた影響について、各種条件の下で実効スプレッドと逆選択コストを計測することを通じて評価した。その結果以下の示唆が得られた。

1. 約定株数の大きさが実効スプレッドや逆選択コストに与える影響を調べた結果、小口取引の実取引コストは低下したものの比較的大規模な約定の実取引コストは上昇した。また、恒久的マーケットインパクトは全般的に低下傾向が認められた。
2. 私的情報の大きさを均質化するために約定株数が一定の取引を集め回帰分析で調べた結果、全般的には実取引コストは低下し、短期的/恒久的マーケットインパクトが共に低下したことから、市場全体の流動性が改善したことが確認できた。しかし、日経平均構成銘柄に限れば、それら指標のすべてにおいて統計的に有意な増加傾向が確認された。
3. 市場の価格発見機能を、私的情報が価格に反映される速さと過剰反応の大きさと比較したところ、明らかにアローヘッド稼働後改善される結果となった。

総括すれば、銘柄全般的な傾向としては、取引コストやマーケットインパクトの減少といった形で流動性が向上し、私的情報が株価に反映する速さとしての価格発見機能が改善されるなど、アローヘッドによる取引高速化が市場効率性を高めたという評価は妥当であるとの結果が得られたが、日経平均採用銘柄に注目すると逆の結果となった。

市場取引の高速化がHFT等の売買をより活発化させた結果、2012年末にはコロケーション経由の注文量が市場の取引の半分以上を占めるようになっている(Kakuta[2013])。高速取引を主な手段とする市場参加者は長期的なポジションを保有しない市場中立型の投資戦略を選択する傾向が高く、先物やオプション等を併せて利用する傾向も高い。したがって、日経平均指数先物・オプションは及び関連する現物の売買需要はアローヘッド稼働後に拡大していることが推察される。ところがGreenwood(2007)が指摘しているように、価格加重平均指数である日経平均の構成銘柄には、時価総額加重指数に比べて10倍以上もオーバーウェイトされているものが存在し、そのようなオーバーウェイト銘柄が同期的な価格を示す傾向があるという。そうした複雑な事情があるため、流動性の改善が期待できる取引高速化が達成されても、日経平均採用銘柄では実取引コストやマーケットインパクトの増加という異なる動きが観測されたのだと思われる。

さて、市場が効率性を高めたといっても、高速売買の手段を持たない投資家にとっての取引コストが必ずしも低下するとは限らないことに注意しなければならない。なぜなら、実取引コストが低下した背景に取引の小口・高速取引がかかわっている可能性があるため、そのような売買手段を持たない投資家が負担する取引コストは低下していない可能性も考えられる。

さらに、図3で見た通り私的情報に基づく比較的まとまった売買が発生したときに、その情報の約9割が価格に反映されるまでに要する時間が、従来は10~30秒だったものがアローヘッド後はわずか1秒まで短縮されており、私的情報に基づく取引に追随することがより困難になっている。そのため、高速売買手段を持たない投資家は損失拡大を回避することが従来よりも難しくなっている可能性がある。

加えて、表1で確認したように最良気配値更新回数が2倍以上に増えているということは、指値注文の平均寿命は短縮化している可能性が高く、指値注文状況を見て成り行き注文を出す場合に、約定する前に指値注文が消えている可能性もあるが、そのリスクは反応速度に依存するため、高速売買手段を持たない投資家が圧倒的に不利な状況に置かれているのである。

高速売買手段を持たない投資家が市場から退出していくことになれば、本来的に市場に期待される機能が阻害される結果を招来しかねない。高速売買に限られた投資家にだけ利用可能な手段とならないよう市場関係者や売買仲介業者、規制当局等の動きが注目される。

3.3. 大型・小型株分類による分析

前章まではアローヘッドシステム導入効果を、主に時価総額を基準として大型・中型・小型、或いは取引単位毎に分類して、1/1000秒単位のティックデータを用いてクロス分析を行った。結果は、売買の顕著な「小口高頻度化」、実取引コストの低下、短期的/恒久的マーケット・インパクトの低下、或いは日経平均採用銘柄に限ればそれらの指標は統計的に有意な増加傾向等が確認された。

分析前の予想は、先行研究から判断して、(1)大型株は取引が集中し、取引コスト・マーケットインパクト等の改善効果は期待できる。(2)一方中・小型株は売買高が減少し、効率性が減少する。であった。これは市場全体の売買高が減少する中で導入されたアローヘッドシステムだったため、また高速高頻度取引の代表であるアルゴリズム取引は、流動性に高い大型株の方がその有利性を発揮しやすいと考えられるため、合理的な予測だと思われた。

結果は正反対となったが、再度違った角度からアローヘッドシステム導入の効果を検証する。以下では流動性（取引高）に着目して、流動性の高い銘柄を大型株、流動性の低い株を小型株として分析を行う。大型株はアルゴリズム取引を利用する大口投資家から個人投資家まで幅広い投資家層が取引に参加していると想定され、小型株は主に個人投資家の小口取引が売買の中心だと思われる。

よってアローヘッドシステムの導入により、大型株で効率性が促進されれば大口投資家の効用が高まり、小型株で効率性が促進されれば個人投資家の効用が高まったと判断できる。また先行研究から明らかとなった売買の「小口高頻度化」が、流動性の高い銘柄と低い銘柄で異なる影響を及ぼすとも考えられる。いずれにしても実務的な角度からもう一度アローヘッドシステムの効果を検証し、詳細な結論を導き出すことがここでの目的である。

以下の分析では基本的に、前章までの分析と同じデータ、同じ推定期間、分析方法もほぼ同じような手法で推定を行う。異なることは、推定銘柄の分類方法で、前回の時価総額を基準とした分類方法から流動性に着目し、流動性が高く幅広い投資家層を集めている銘柄群を大型株、一定の売買高はあるが、主に個人投資家による取引が中心で比較的流動性の低い銘柄群を小型株とした。これは厳格な基準による分類法ではなく経験的な分類法ではあるが、ランダムにそれぞれ50銘柄ずつ選択した。対象銘柄は表5、及び表6に示した。

表5・表6より、大成建設やマツダ等のようにTOPIX Large 70に採用されていない大型

表 3.5: 銘柄ユニバース (大型株)

大成建設	積水ハウス*	日揮*	アサヒGH*	麒麟H*
味の素*	三越伊勢丹	東レ*	三菱ケミカル*	第一三共*
オリエンタルランド*	資生堂*	ブリジストン*	旭硝子*	新日鐵**
住友金属鉱山*	古河電工	コマツ**	クボタ*	日立製作所**
東芝**	三菱電機*	NEC	富士通*	パナソニック**
ファナック**	京セラ*	日東電工*	三菱重工*	日産自動車**
いすゞ自動車*	マツダ	ニコン*	リコー*	大日本印刷*
丸紅*	三井物産**	住友商事*	イオン*	三菱UFJ**
横浜銀行*	みずほ**	大和証券*	野村証券**	三井不動産*
三菱地所**	東急電鉄	ヤマトHD*	全日空*	NTTドコモ**

表中の**は TOPIXCore30 採用銘柄, *は Large70 採用銘柄, アローヘッドシステム導入前後で売買単位・呼値の変更がなされた銘柄のうち, 機関投資家やヘッジファンドなどの大口投資家中心ではあるが個人投資家も取引参加している流動性の高い銘柄群。

表 3.6: 銘柄ユニバース (小型株)

日水*	三井松島	西松建設	戸田建設	前田道路
ライト工	日本甜菜糖	森永製菓	ダイワボウ	シキボウ
三菱製紙*	中越パルプ	三菱ガス化学	三洋化成	関西ペイント
コスモ石油	三ツ星ベルト	日本カーボン	黒崎播磨	昭和電工
東京製綱	タクマ	アマノ	ミネベア*	安川電気*
OKI*	ウシオ電機	新光電工	三井造船	佐世保重工
近畿車両	トピー工業	リズム時計	タカラトミー	日本紙パルプ商事
ユアサ商事	パルコ	平和堂	百十四銀行	岡三
富士急行	近鉄	トナミHD	第一中央汽船	パスコ
三井倉庫	東邦ガス	西部ガス	東映	東京ドーム*

表中の*は日経 225 採用銘柄. 基本的には大口投資家は積極的に売買に参加せず, 個人投資家中心の売買が行われ流動性が低いと思われる銘柄。

株や、日水や安川電機等のように日経 225 に採用されている小型株も存在する。概ね大型株では 100 株の取引単位（低価格で取引が可能）の株式が、小型株では 1000 株の取引単位（取引が高価格）の株式が多い。このように取引単位も流動性に関連する可能性もある。

分析はそれぞれの銘柄に関して、取引単位数（取引株数/単位株数）が 1 単位の場合は size1, 2~3 単位の場合は size2, 4~6 の場合は size3, 7~10 の場合は size4, 11~20 の場合は size5, 21~50 の場合は size6, 51~100 の場合は size7, 101 以上の場合は size8 として、8 分位に分類して取引サイズ毎の逆選択コストを計測した。同時に計測時間（前回の分析では τ ）を 1ms, 10ms, 100ms, 1s, 3s, 10s, 30s, 100s と変化させることによって逆選択コストが株価に反映される速さも計測した。このように本稿は、流動性に着目して銘柄を分類したために、もともと流動性が高く呼値変更等がなかった銘柄が少なかったために、推定銘柄が合計で 100 銘柄と少なめであるが、1/1000 秒単位でのスプレッド推移や細かな取引単位毎での分析が特徴である。

3.3.1. 分析結果

基本統計

推定期間における大型株・小型株それぞれの合計約定回数、約定株数、売買金額、デプス平均株数（最良ビット・アスクの合計株数）を表 7 から表 14 にまとめた。

表 3.7: 大型株：約定回数

	2009	2010	増減率
size1	652,432	1,534,812	135.24 %
size2	289,329	543,056	84.58 %
size3	401,063	711,702	77.45 %
size4	211,121	346,961	64.34 %
size5	304,734	481,953	58.16 %
size6	266,729	395,755	48.37 %
size7	132,758	175,405	32.12 %
size8	173,760	193,313	11.25 %
合計	2,431,926	4,373,957	79.86 %

(単位は回)

表 3.8: 小型株：約定回数

	2009	2010	増減率
size1	239,759	294,622	22.88 %
size2	87,113	89,481	2.72 %
size3	106,831	106,033	-0.75 %
size4	47,009	41,192	-12.37 %
size5	54,670	44,008	-19.50 %
size6	32,084	25,946	-19.13 %
size7	8,889	7,564	-14.91 %
size8	3,857	3,628	-5.94 %
合計	580,212	612,474	5.56 %

(単位は回)

大型株の約定回数ではすべての size で 2 ケタ以上の伸びとなり、特に小口取引の増加率が高い。全体ではアローヘッドシステム導入後に約 80 % の増加率となっている。小型株は size1 で 2 ケタ以上の増加率となっているが、size3 より大きな取引単位では減少している。全体では 5.56 % と僅かな増加率となっている。また約定株数は、大型株では小口取引の増加率が高く、全体では 11 % 以上増加しているが、小型株は size1 で 2 ケタ以上の増加率があり、size8 で 3 % ほど増加しているが全体では 11 % 以上減少している。これら約定ベースでの回数・株数から、ここでも先行研究に示されたアローヘッドシステム導入後の取引の「小口高頻度化」が確認された。

2009 年 10・11 月と 2010 年 10・11 月の市場全体の売買代金は 2010 年に約 1 % 下落¹して

¹2009 年 10 月の東証 1 部全売買代金は 1,509,394 (百万円)、11 月は 1,383,657 (百万円)、2 カ月合計は 2,893,051 (百万円)。2010 年 10 月は 1,452,950 (百万円)、11 月は 1,418,767 (百万円)、2 カ月合計は 2,871,717 (百万円) となっている。

表 3.9: 大型株：約定株数

	2009	2010	増減率
size1	404,810	780,721	92.86 %
size2	338,136	494,238	46.17 %
size3	840,500	1,189,915	41.57 %
size4	727,253	915,956	25.95 %
size5	1,483,713	1,860,486	25.39 %
size6	2,396,397	3,042,886	26.98 %
size7	2,262,604	2,749,442	21.52 %
size8	14,354,768	14,392,090	0.26 %
合計	22,808,183	25,425,732	11.48 %

(単位は千株)

表 3.10: 小型株：約定株数

	2009	2010	増減率
size1	183,214	215,400	17.57 %
size2	123,509	121,393	-1.71 %
size3	270,439	256,464	-5.17 %
size4	192,945	162,994	-15.52 %
size5	375,176	301,202	-19.72 %
size6	458,080	351,430	-23.28 %
size7	262,744	216,204	-17.71 %
size8	232,104	239,439	3.16 %
合計	2,098,211	1,864,527	-11.14 %

(単位は千株)

表 3.11: 大型株：売買金額

	2009	2010	増減率
size1	335,772	677,872	101.88 %
size2	289,192	433,944	50.05 %
size3	680,444	1,025,513	50.71 %
size4	605,710	815,416	34.62 %
size5	1,131,368	1,514,001	33.82 %
size6	1,641,259	2,201,279	34.12 %
size7	1,363,537	1,633,229	19.78 %
size8	6,042,684	4,846,879	-19.79 %
合計	12,089,965	13,148,134	8.75 %

(単位は百万円)

表 3.12: 小型株：売買金額

	2009	2010	増減率
size1	68,146	73,295	7.55 %
size2	47,139	42,982	-8.82 %
size3	101,585	88,855	-12.53 %
size4	76,551	59,495	-22.28 %
size5	138,240	98,797	-28.53 %
size6	156,613	105,029	-32.94 %
size7	79,521	52,716	-33.70 %
size8	65,666	49,081	-25.26 %
合計	733,451	570,249	-22.25 %

(単位は百万円)

表 3.13: 大型株：デプス平均株数

	2009	2010	増減率
size1	557,138	929,088	66.76 %
size2	557,817	919,121	64.77 %
size3	553,081	927,457	67.69 %
size4	554,131	925,299	66.98 %
size5	545,309	906,470	66.23 %
size6	538,691	897,279	66.57 %
size7	564,894	908,661	60.86 %
size8	613,161	1,087,795	77.41 %
合計	4,484,221	7,501,170	67.28 %

(単位は株)

表 3.14: 小型株：デプス平均株数

	2009	2010	増減率
size1	72,133	98,020	35.89 %
size2	70,284	95,996	36.58 %
size3	68,858	95,591	38.82 %
size4	69,750	94,222	35.09 %
size5	72,399	97,136	34.17 %
size6	89,406	116,015	29.76 %
size7	131,374	160,346	22.05 %
size8	216,612	259,786	19.93 %
合計	790,816	1,017,112	28.62 %

(単位は株)

いた。表 11 と 12 の売買代金は、大型株は特に小口取引の増加率が高く全体で 8.75 % 増加、小型株は size1 で 7.55 % 増加しているが全体で -22.25 % 減少となった。これからも取引スタイルの小口化が顕著ではあるが、全体の売買高が減少傾向にある中で大型株へ売買がシフト傾向にあることも確認される。これは単純に時価総額別に分類した場合には確認されなかった分析結果で、流動性の高い銘柄に取引が集中している（売買の 2 極化が進行している）のではないかとする当初の予想通りの結果となった。

デプスの平均株数は、大型・小型とも全ての size で 2 ケタ以上の増加率であり、特に大型株での増加率が高い。ここのデプスの平均株数は、最良ビット・アスクに指値されている株数を合計し平均値をとったものである。しかしデプスの平均株数の増加率に比べ、表 11, 12 の売買代金の増加率は高くないことから、指値注文の増加が直接売買（取引）の増加につながっているとは言えない。これはアルゴリズム取引に見られる特徴で、瞬時に注文の発注・取り消しを繰り返すことで自己のポジション、或いは注文の執行条件を有利にする戦略の影響と思われる。このような流動性供給は良質な流動性とは言えず、取引市場の質の低下を招く危険性があると思われる。

以上、本研究でもアローヘッドシステム導入後の取引スタイルの「小口高頻度化」が確認された。売買代金では大型株の増加、小型株の減少が確認され、売買の 2 極化が懸念される。またデプス平均株数（指値注文）の増加率の割には売買代金が増加しなかったことから、アルゴリズム取引を主な売買手法とする投資家のシェアが高まり、注文執行戦略²の指値注文が増加した。このような指値注文は良質な流動性とは言えず、他の投資家を駆逐する可能性があり何らかの規制や制度も必要かと思われる。

マーケットインパクト分析

次に先の研究でも行った τ を $\tau = 1ms, 10ms, 100ms, 1s, 3s, 10s, 30s, 100s$ と時間的に変化させて、大・小 50 銘柄平均の逆選択コスト（マーケットインパクト）が株価へと織り込まれる速度と実効スプレッド（スプレッドコストの合計）を計測した。先行研究の宇野・柴田 [2012] では、 $\tau = 5min$ 時の 1 時点で計測した大型株の逆選択コスト上昇・実効スプレッド低下、小型株は逆選択コストの低下・実効スプレッドの低下を報告している。また太田 [2013] では、その傾向は長期的にも不変だったと結論付けている。向殿・乾 [2012] では呼値幅を調整した後の最良気配スプレッドは、平均値と標準偏差のいずれについてもアローヘッド導入後に増加したと報告している。

縦軸にマーケットインパクト（ベシスポイント表示）、横軸に取引 size, τ を 1ms から 1s まで変化させて表示したものを図 5 に、 τ を 3s から 100s まで変化させたものを図 6 に示した。また図 7 と図 8 では縦軸にマーケットインパクト、横軸に τ を取ったものであり、時間経過とともにマーケットインパクトが価格に織り込まれていく様子を示したもの。図 9 に大型株と小型株の逆選択コストと実効スプレッドを 2009 年と 2010 年で比較したものを示した。

まず全体的にアローヘッドシステムが導入されて、図 9 より大型株では逆選択コストの上昇、実効スプレッドの実効スプレッドの低下、小型株では逆選択コストが短い時間帯では上昇し長い時間帯では低下、実効スプレッドは上昇となった。先行研究とは小型株の実効スプレッドで正反対の結果となった。この原因は、計測時間 τ を非常に短い時間帯で計測した影響もあると思われるが、先行研究では大型・小型の分類を時価総額ベースで行い、本研究で

²例えば自己のポジションを有利な方向へ促す戦略や、有利な価格で注文執行する戦略。見せ玉との違いが曖昧。

図 3.4: 取引 size 毎の逆選択コスト (マーケットインパクト)

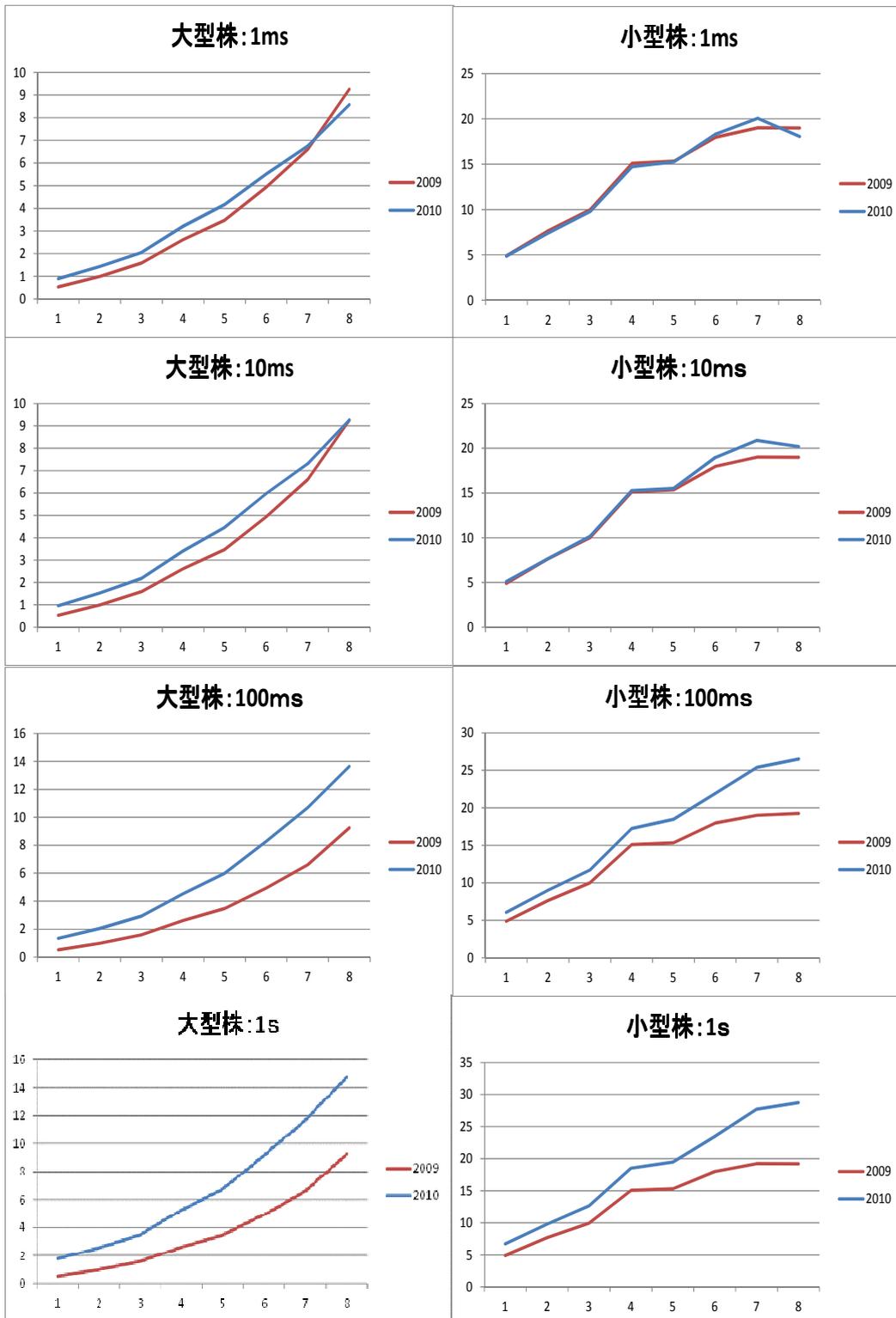


図 3.5: 取引 size 毎の逆選択コスト (マーケットインパクト)

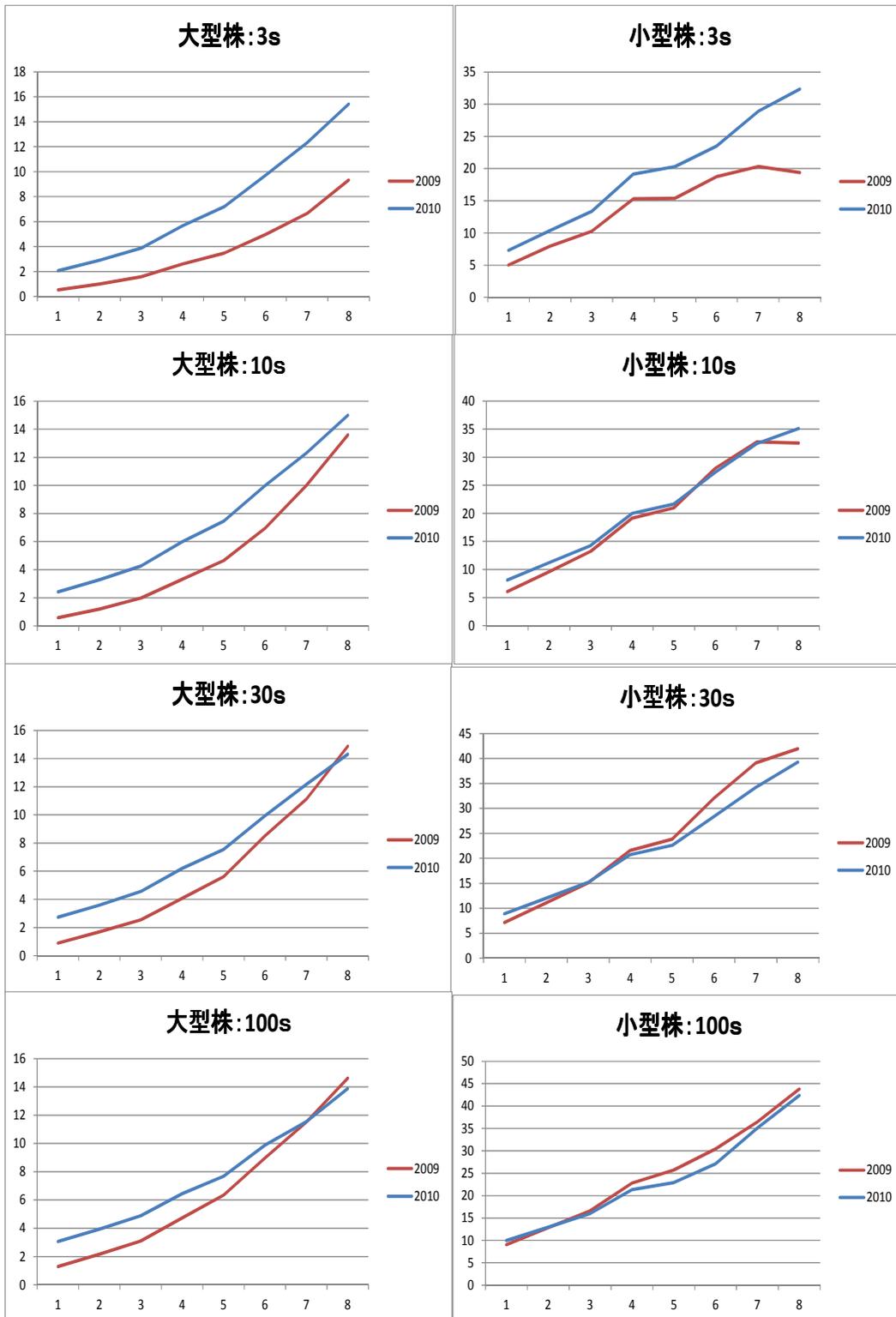


図 3.6: 取引単位別にみる逆選択コストの収束スピード (大型株)

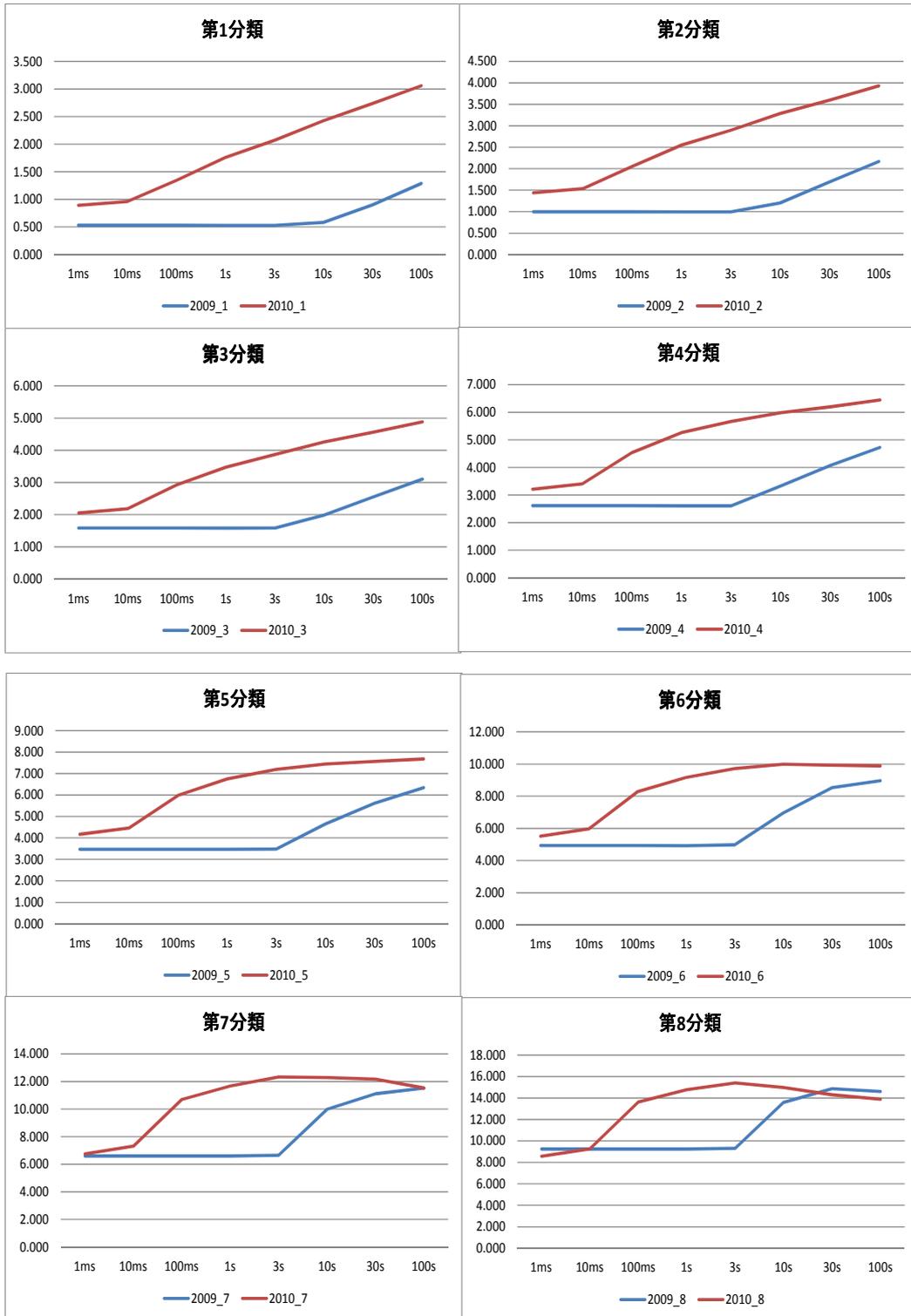


図 3.7: 取引単位別にみる逆選択コストの収束スピード (小型株)

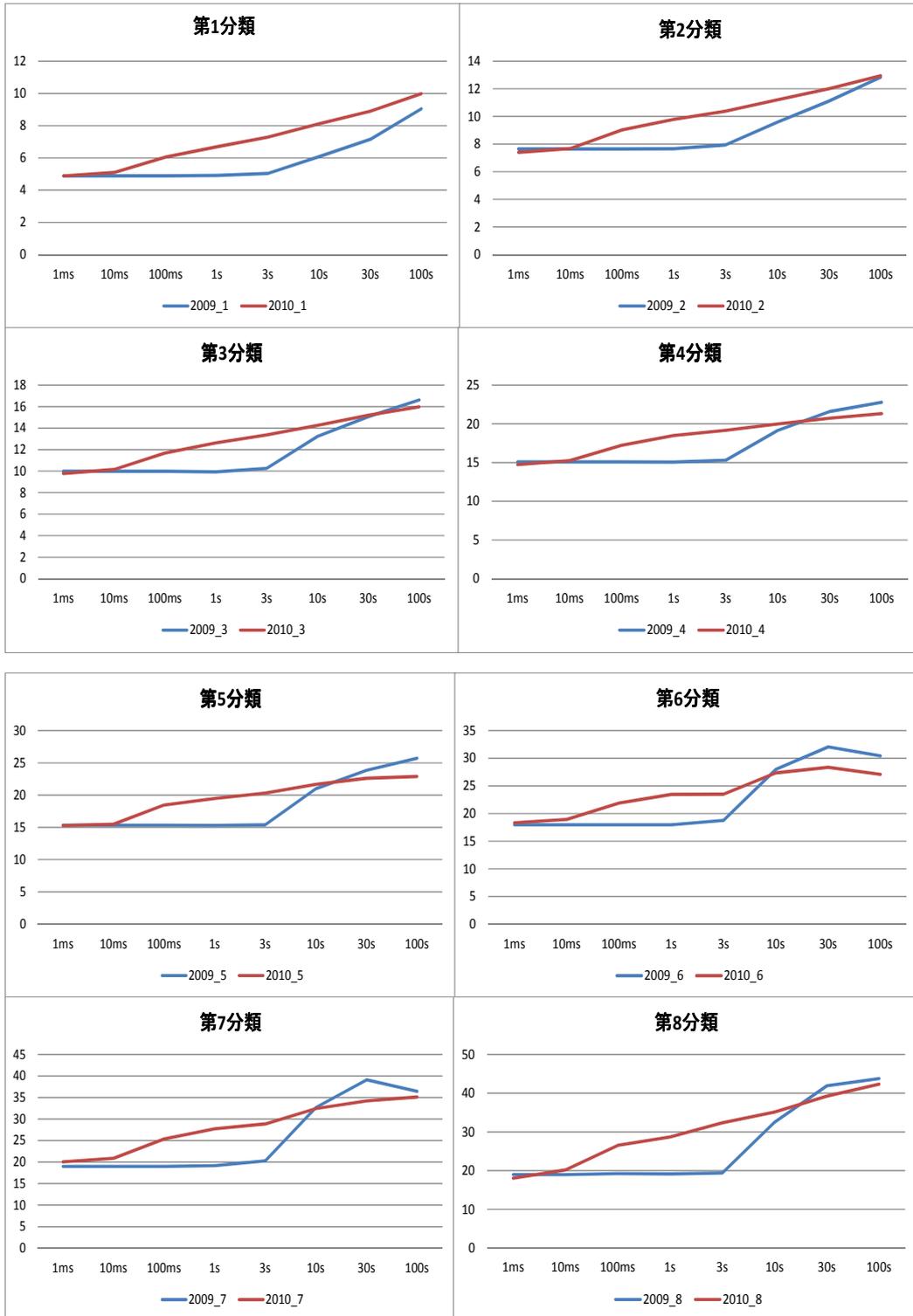
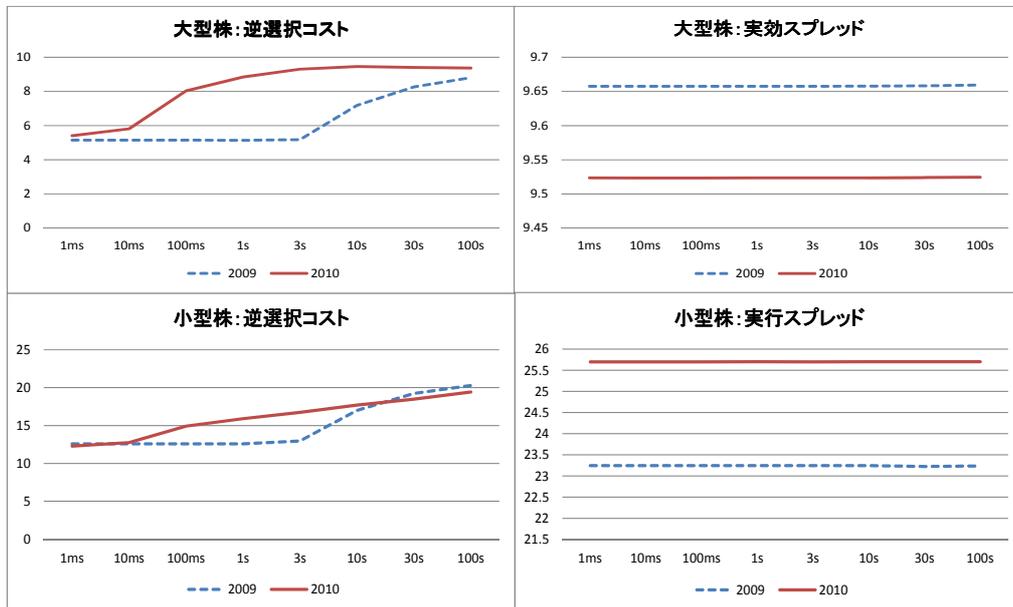


図 3.8: 逆選択コストと実効スプレッドの収束速度



は流動性ベースで行っていたために、もともと流動性の高かった銘柄に商いが集中し、逆に流動性の低かった銘柄の商いが減少した結果、大型株では効率化が促進（実効スプレッドの低下）され、小型株でその逆の現象（実効スプレッドの増加）が生じたものと考えられる。これは先の基本統計の分析結果と総合的な結果であると思われる。

逆選択コストは大型・小型双方とも概ね増加しているように見えるが、これはマーケットインパクト（情報）が実価格に織り込まれるスピードが速くなった（2009年までは3秒に1回の値付け制度だったため）ため、市場の効率化が促進したと言える。

図5と6は、取引size毎の逆選択コストを計測時間 τ を変化させて、その時点での平均値を示したものである。2009年までは3秒に1回の値付けだったため3sまでは変化していないが、概ね大型株と小型株では大型株の方が、大口取引と小口取引とでは小口取引の方がマーケットインパクトが小さいことが分かる。これは先行研究や前回の分析でも指摘したように、取引スタイルの「小口高頻度化」と総合的な結果と思われる。例えば、機関投資家などの大口注文は、小口に分割され、高頻度で約定させていくことでマーケットインパクトを抑える効果があり、アローヘッドシステム導入以降、このような傾向が顕著になったものと思われる。

図7・図8は取引size毎に分類した大型株と小型株の逆選択コストが適正価格に織り込まれるスピードを表したものである。大型株で概ね全てのsizeで2009年より2010年の方が増加しているようだが、これは先にも説明したが、2009年まで（アローヘッド稼働前まで）は約3秒に1回の値付けとなっていたので、最初の3秒間は無反応となっていたため、時間が長期化すれば収束される価格は同じくらいになると思われる。ただ取引単位の大きい第7・第8分類で2010年が若干オーバーシュートしているように見られるが、ベーススポイン

トで見るとほとんど誤差の範囲にあると思われる。

一方小型株では全体的に統一感が無く、収束スピードも大型株に比べまとまりが無いように見える。第3分類以上の大口取引では、10秒から30秒の間で2009年の方がオーバーシュートしているように見えるが収束ポイントも判断できかねるので評価が難しい。ただ全体的にはここでも2010年の方が収束スピードが速く、効率化が進展したと言えるのではないかと。

また全体的に1msでのマーケットインパクトが小さく時間が長期するにつれマーケットインパクト（逆選択コスト）が増加している。これは1msの時間軸で取引を行っている投資家は逆選択コストの負担が少なく、時間が長期化するにつれ負担するコストも増加していくと解釈できる。よってこれより、アルゴリズム取引等の機械を用いて売買を行う投資家は、その手段を持たない投資家よりもコスト面でアドバンテージがあると言える。

以上本研究のマーケットインパクト分析では、アローヘッドシステム導入により、取引コストである実効スプレッドは大型株で低下、小型株で増加した。また逆選択コストは大型・小型とも増加傾向にあるが、マーケットインパクトが株価に織り込まれるスピードが上昇したと考えられるため、効率化が促進されたと考えるのが妥当のようである。

この結果を先の基本統計と関連付けて総合的に判断すると、アローヘッドシステム導入により流動性が大型株に集中し、売買高の増加が効率性の向上については取引コストの低下を招き、小型株ではその逆の現象が生じたものと見られる。またアルゴリズム取引等の超高速売買が負担するコストはその手段を持たない投資家より安く、その格差はアローヘッドシステム稼働後に拡大したと見られる。

パネルデータ分析

以上の検証結果を確認するために逆選択コストに関する以下のパネルデータ分析を行った。

$$\text{LogRADVS}_\tau = \alpha + \text{DHA}_\tau + \text{LogVolumn}_\tau + \text{LogMktv}_\tau + \text{TPXret}_\tau + \text{LogDep}_\tau \quad (3.1)$$

分析対象は、逆選択コストの対数値を被説明変数 LogRADVS_τ とし、説明変数に、アローヘッドシステム導入効果を見るダミー変数 DHA_τ （導入前が0、導入後が1）、当該銘柄の出来高増減率の対数値 LogVolumn_τ 、マーケット (TOPIX) の出来高増減率の対数値 LogMktv_τ 、マーケット (TOPIX) の収益率 TPXret_τ 、デプス増減率の対数値 LogDep_τ とした。ここでのデプスもそれぞれの計測時点 τ で見た最良ビット・アスクの合計株数である。大型株と小型株に関してそれぞれ τ を $\tau = 1\text{ms}, 10\text{ms}, 100\text{ms}, 1\text{s}, 3\text{s}, 10\text{s}, 30\text{s}, 100\text{s}, 5\text{min}$ と変化させて回帰分析を行った。このように計測時間 τ を細かく分割し分析することで、それぞれの時間幅で取引を行っていると思われる投資家層、例えば1秒以下の非常に短い時間間隔であればアルゴリズム取引を利用する機関投資家やヘッジファンド、3秒以上の比較的長い時間間隔で取引を行うと思われる投資家は、ネットトレーダーや個人投資家等の視点から市場の構造変化を見ることができると考えたからである。

結果は表15から表23までである。なお表中のp値**は有意水準1%未満で帰無仮説棄却を表し、 α は切片項である。大型株の修正決定係数は100msをピークに減少傾向に、小型株では計測時間が長くなるにつれ減少した。

大型株のイベントダミーの DHA_τ はすべての時間間隔で正值で有意な値となっている。その値は短い時間間隔から上昇し3sでピークを付け、その後徐々に減少している。小型株のイベントダミーは1msで有意水準を棄却されたが、それ以外では大型株ほどではないが

表 3.15: 1ms での計測結果

大型 1ms	推定値	標準誤差	t 値	p 値	小型 1ms	推定値	標準誤差	t 値	p 値
α	15.034	0.826	18.2	**	α	26.052	1.302	20	**
DHA	0.126	0.006	22.28	**	DHA	0.038	0.014	2.62	-
LnVol	0.165	0.007	22.24	**	LnVol	0.260	0.012	21.14	**
LnMVol	-0.476	0.028	-17.03	**	LnMVol	-0.849	0.053	-16.06	**
TPXR	-0.001	0.003	-0.55	-	TPXR	0.011	0.006	1.77	-
Dep	-0.372	0.008	-44.21	**	Dep	-0.636	0.018	-35.31	**

大型株の修正決定係数は 0.7632, 小型株の修正決定係数は 0.6005.

表 3.16: 10ms での計測結果

大型 10ms	推定値	標準誤差	t 値	p 値	小型 10ms	推定値	標準誤差	t 値	p 値
α	14.989	0.848	17.67	**	α	26.167	1.313	19.93	**
DHA	0.175	0.006	30.1	**	DHA	0.075	0.015	5.16	**
LnVol	0.164	0.008	21.85	**	LnVol	0.258	0.012	20.82	**
LnMVol	-0.475	0.029	-16.59	**	LnMVol	-0.852	0.053	-15.98	**
TPXR	-0.002	0.003	-0.7	-	TPXR	0.012	0.006	2.01	-
Dep	-0.369	0.009	-42.76	**	Dep	-0.638	0.018	-35.14	**

大型株の修正決定係数は 0.7622, 小型株の修正決定係数は 0.5929.

表 3.17: 100ms での計測結果

大型 100ms	推定値	標準誤差	t 値	p 値	小型 100ms	推定値	標準誤差	t 値	p 値
α	14.285	0.944	15.13	**	α	25.950	1.355	19.15	**
DHA	0.389	0.006	60.14	**	DHA	0.229	0.015	15.29	**
LnVol	0.158	0.008	18.87	**	LnVol	0.254	0.013	19.91	**
LnMVol	-0.457	0.032	-14.33	**	LnMVol	-0.837	0.055	-15.2	**
TPXR	-0.000	0.003	-0.07	-	TPXR	0.011	0.006	1.77	-
Dep	-0.339	0.010	-35.24	**	Dep	-0.645	0.019	-34.37	**

大型株の修正決定係数は 0.7666, 小型株の修正決定係数は 0.5730.

表 3.18: 1s での計測結果

大型 1s	推定値	標準誤差	t 値	p 値	小型 1s	推定値	標準誤差	t 値	p 値
α	14.249	1.106	12.88	**	α	25.878	1.374	18.83	**
DHA	0.515	0.008	68.12	**	DHA	0.311	0.015	20.42	**
LnVol	0.160	0.010	16.27	**	LnVol	0.260	0.013	20.04	**
LnMVol	-0.466	0.037	-12.48	**	LnMVol	-0.837	0.056	-14.99	**
TPXR	0.002	0.003	0.65	-	TPXR	0.012	0.006	1.85	-
Dep	-0.297	0.011	-26.38	**	Dep	-0.645	0.019	-33.9	**

大型株の修正決定係数は 0.7242, 小型株の修正決定係数は 0.5714.

表 3.19: 3s での計測結果

大型 3s	推定値	標準誤差	t 値	p 値	小型 3s	推定値	標準誤差	t 値	p 値
α	13.757	1.183	11.63	**	α	26.199	1.419	18.47	**
DHA	0.582	0.008	71.9	**	DHA	0.348	0.016	22.16	**
LnVol	0.164	0.011	15.6	**	LnVol	0.262	0.013	19.56	**
LnMVol	-0.452	0.040	-11.32	**	LnMVol	-0.856	0.058	-14.85	**
TPXR	0.003	0.004	0.97	-	TPXR	0.012	0.007	1.79	-
Dep	-0.291	0.012	-24.13	**	Dep	-0.630	0.020	-32.12	**

大型株の修正決定係数は 0.7184, 小型株の修正決定係数は 0.5546.

表 3.20: 10s での計測結果

大型 10s	推定値	標準誤差	t 値	p 値	小型 10s	推定値	標準誤差	t 値	p 値
α	14.663	1.268	11.56	**	α	25.881	1.472	17.59	**
DHA	0.470	0.009	54.17	**	DHA	0.215	0.016	13.19	**
LnVol	0.150	0.011	13.3	**	LnVol	0.281	0.014	20.26	**
LnMVol	-0.475	0.043	-11.08	**	LnMVol	-0.859	0.060	-14.36	**
TPXR	0.004	0.004	1.05	-	TPXR	0.011	0.007	1.66	-
Dep	-0.285	0.013	-22.05	**	Dep	-0.597	0.020	-29.28	**

大型株の修正決定係数は 0.6609, 小型株の修正決定係数は 0.4952.

表 3.21: 30s での計測結果

大型 30s	推定値	標準誤差	t 値	p 値	小型 30s	推定値	標準誤差	t 値	p 値
α	17.195	1.314	13.08	**	α	24.957	1.498	16.67	**
DHA	0.361	0.009	40.11	**	DHA	0.135	0.017	8.17	**
LnVol	0.143	0.012	12.26	**	LnVol	0.296	0.014	20.9	**
LnMVol	-0.555	0.044	-12.49	**	LnMVol	-0.837	0.061	-13.75	**
TPXR	0.005	0.004	1.14	-	TPXR	0.010	0.007	1.39	-
Dep	-0.279	0.013	-20.88	**	Dep	-0.566	0.021	-27.28	**

大型株の修正決定係数は 0.6141, 小型株の修正決定係数は 0.4586.

表 3.22: 100s での計測結果

大型 100s	推定値	標準誤差	t 値	p 値	小型 100s	推定値	標準誤差	t 値	p 値
α	19.607	1.402	13.99	**	α	25.051	1.587	15.78	**
DHA	0.283	0.010	29.48	**	DHA	0.109	0.018	6.19	**
LnVol	0.124	0.012	9.99	**	LnVol	0.303	0.015	20.21	**
LnMVol	-0.631	0.047	-13.34	**	LnMVol	-0.855	0.065	-13.26	**
TPXR	0.003	0.004	0.65	-	TPXR	0.007	0.007	0.91	-
Dep	-0.256	0.014	-18	**	Dep	-0.535	0.022	-24.34	**

大型株の修正決定係数は 0.5669, 小型株の修正決定係数は 0.4182.

表 3.23: 5min での計測結果

大型 5min	推定値	標準誤差	t 値	p 値	小型 5min	推定値	標準誤差	t 値	p 値
α	18.389	1.901	9.67	**	α	25.164	1.716	14.67	**
DHA	0.241	0.013	18.52	**	DHA	0.119	0.019	6.24	**
LnVol	0.111	0.017	6.56	**	LnVol	0.295	0.016	18.22	**
LnMVol	-0.585	0.064	-9.11	**	LnMVol	-0.871	0.070	-12.49	**
TPXR	0.002	0.006	0.35	-	TPXR	0.008	0.008	0.95	-
Dep	-0.259	0.019	-13.45	**	Dep	-0.487	0.024	-20.54	**

大型株の修正決定係数は 0.4392, 小型株の修正決定係数は 0.3875.

有意な値となっている。ここでも 3s でピークを付け、その後徐々に低下傾向となっている。よってここから、大型株・小型株はアローヘッドシステム導入後、逆選択コストは顕著に増加し、その影響は 3s の時間間隔で取引を行っている投資家層が最も大きかったと言える。これはアローヘッド稼働以前は、3 秒に 1 回の価格付けが行われていたことと整合的な結果であるが、目視で投資判断を行う投資家、特に流動性の高い銘柄を活発に取引を行っていた投資家にはアローヘッドシステムの高速売買の影響が大きかったようである。

出来高の対数値 LogVolumn_τ は大型・小型株で全ての時間間隔で有意な数値となった。双方とも 1ms で最も高い t 値を算出し、若干小型株で高い数値が検出される傾向にある。よって逆選択コストは当該銘柄の出来高が増加すると高くなり、その影響は若干小型株で大きいと言える。TOPIX の出来高の対数値 LogMktv_τ は大型・小型でほぼ同様な結果で、負値で有意、同じく時間間隔が長くなるにつれ増加傾向（絶対値で減少傾向）となった。よって TOPIX の出来高増加（マーケットのボリュームが増加）は大型・小型とも逆選択コストを縮小させる効果があると言える。TOPIX の収益率 TPXret_τ は大型・小型株とも全ての時間間隔で帰無仮説を棄却できず、有意とはならなかった。よって逆選択コストの増減には関係しないと言える。最後に、最良ビッドアスクの合計株数の対数値 LogDep_τ は大型・小型とも負値で有意な値となった。またその値は計測時間 τ が長くなるにつれて小さく（絶対値で大きく）なっている。よってここではデプス（指値注文）が厚くなれば、逆選択コストは縮小する有意な関連性があると言える。

ここからの分析では、大型株・小型株とも逆選択コストの拡大要因として、アローヘッドシステムは顕著に、特に 3s の時間間隔で取引を行う投資家層に影響を与えていることが判り、大型・小型株ともに、当該銘柄の対数増加率とは有意な正の関連性、TOPIX 出来高の対数増加率とは有意な負の関連性、デプスの対数増加率とは有意な負の関連性があることが判明した。特にこの影響は大型株で、また 3s 以下の非常に短い時間間隔で取引を行う投資家層に大きかったと言える。

以上ここまでのパネルデータ分析をまとめると、アローヘッドシステム導入により大型・小型株ともに逆選択コストの上昇は確認できたが、これは 2009 年以前の東証では、約 3 秒に 1 回の価格付けシステムだったこと、図 9 により逆選択コストとするマーケットインパクトが株価に織り込まれるスピードが速くなったこと、注文の小口高頻度化が顕著になったこと等から総合的に判断すると、一概に悪影響ではなく、システムの効率化の促進とも考えられるが、逆に既にアルゴリズム取引等の高速売買が主な取引主体となりつつある中で、従来型の目視により取引を行う投資家層はアローヘッドシステムの導入によりもたらされた効率性を享受することができなく、市場から退出したとも考えられる。

3.3.2. まとめ

ここでの分析は、流動性（アローヘッドシステム稼働前から比較的活発な売買が行われていた銘柄を大型株とし、比較的活発な売買が行われなかった銘柄を小型株として）に着目して、大型・小型それぞれ 50 銘柄を選択し、アローヘッドシステム導入の効果を 1/1000 秒単位のティックデータを用いて分析を行った。

市場全体の売買代金がほとんど変化しない中で、大型株の売買代金は増加、小型株は減少し、増加率は大型・小型ともに小口取引の増加率が高かった。この傾向は約定回数や約定株数でも同様な傾向が見られ、先行研究で指摘された注文動向の「小口高頻度化」が確認される結果となった。

市場も取引コストを示す実効スプレッドは、アローヘッドシステム稼働後に大型株で低

下、小型株で増加する等先行研究とは異なる結果となった。これは当初想定していたように、流動性の高い銘柄に商いが集中し、その結果効率性が促進され取引コストが低下したが、流動性の低かった銘柄に関してはその逆の結果になったと思われる。単純に時価総額毎に分類する方法では見られなかった現象であり、今後更なる分析が必要である。マーケットインパクトとする逆選択コストは、大型・小型ともに増加したが、これはマーケットインパクトが価格に織り込まれる時間が短縮化した影響と思われ、市場の効率化自体は促進したと思われる。

全体的には大型株は、売買金額の増加、注文量の増加、取引コスト（スプレッド）の低下などアローヘッドシステム導入によって効率化が促進されたと考えられるが、小型株では売買代金の低下、取引コスト（スプレッド）の増加等効率化は促進されなかったと言える。

このように流動性ベースに大型・小型と分類する方法では、検証結果に明らかな相違性が生じたが、当初想定していた取引市場の2極化、即ち取引の集中化による効率化の促進、取引の減少による非効率化現象がもたらされたものと考えられる。これはアルゴリズム取引等の超高速売買にとって高い流動性は、そのアドバンテージを発揮するためには必要不可欠なものであり、そのような投資家が主要投資主体となった現状を鑑みると必然的な結果になったとも言える。総合的にはアローヘッドシステム導入により市場の効率化は促進されたかどうかはここからの分析では判断できないと思われる。

3.4. 全体のまとめ

本研究はアローヘッドシステムの導入効果を1/1000秒単位のティックデータを用いて、取引コストの観点からスプレッド分析を行い評価した。時価総額別に大型・中型・小型と分類した分析では、小口取引の実取引コストの低下と比較的大規模な取引のコストは上昇。私的情報の大きさを均質化した回帰分析では、短期的/恒久的マーケットインパクトの低下と市場全体の流動性の改善。市場の価格発見機能は明らかな改善と言った分析結果が得られた。

分類方法を取引の頻度（流動性）に着目した分析では、大型株式の実取引コストの低下、効率性の促進に対し小型株では正反対の結果となり、この原因を、流動性の高い銘柄に取引が集中し、逆に流動性の低い銘柄では取引が減少し、市場全体の取引の2極化が起きていると結論付けた。

また両方の分析で、市場全体の取引スタイルはアローヘッド導入後に顕著な小口高頻度化が認められ、アルゴリズム取引を主な取引手段とする大口投資家の取引シェアが増加していたとした。

以上のことを総合的に判断して、今回の分析からはアローヘッドシステム稼働後に取引市場は取引コストの低下など一定の効率性は促進したと言えるが、その効率性の恩恵を享受できるのは、アルゴリズム取引等の超高速取引手段を持つ投資家層に限られており、そのような手段を持たない一般的な投資家層は逆に有利な価格帯での執行が困難となり、効用な低下した可能性を否定できない。

また市場全体でも、売買高がほとんど変化しない中で、以前から流動性の高かった銘柄に商いが集中し、効率性が促進されるなど取引の2極化が起きている可能性も否定できない。

本研究では、取引コストをもって市場の効率性を議論したが、その他にも流動性や市場全体の効用などの観点から取引市場の効率性を議論する方法もある。

第4章 VWAPスプレッドによる高速取引の影響分析

4.1. 研究の背景

4.1.1. VWAPを取り巻く最近の動向・先行研究

VWAPとは Volume Weighted Average Price のことで、取引実態を反映した平均約定価格として、一般には機関投資家やヘッジファンドの執行価格の目標値（ベンチマーク）として、或いは最近ではファンドマネージャーの執行能力の判断基準に利用されることも多い¹。また個人投資家でも VWAP をベンチマークとした取引手法も広く普及しつつある。例えば東証では、ToSNeT(Tokyo Stock Exchange Trading Network System) 市場で VWAP ギャランティー取引²や VWAP ターゲット取引³等のサービスを提供している。個人投資家の対面営業を主とする証券会社でも出来高加重平均取引、或いは VWAP トレードとして相対で売買する手法も広く普及しつつある。このような商品は証券会社毎に多少の違いはあるものの、株価動向や売買のタイミングを注視する必要がなくなり、マーケットインパクトが軽減される等のメリットがあり投資家の利便性向上に資すると言われている。このように取引価格の基準価格として利用されるほかに、最近では IS 法 (Implementation Shortfall method)⁴を用いて取引コストやファンドマネージャーの執行能力を評価する際のベンチマークとして VWAP が利用されることが多い⁵。

このように VWAP は以前より注目度が増しているが、VWAP をテーマとした研究では、Kakade et al.(2004) がファンドマネージャーが VWAP をベンチマークとする取引が増加していることに着目して、VWAP を基準としたポートフォリオ構築法「指値アルゴリズム取引法」を提案し従来の方法と比較した研究がある。また Konishi, H.(2002) は、個別株式の出来高と株価のボラティリティの関係性に着目して、VWAP 価格をベンチマークとする最適執行戦略法を紹介した。McCulloch and Kazakov(2007) は Konishi, H.(2002) のモデルを発展させ、平均・分散の最適化を拡張した VWAP 取引戦略を提案し、実証分析では一般的な VWAP よりも良好な結果が得られたとした。Humphrey-Jenner, M. L. (2011) は、取引時間中にランダムに発生するニュース（ノイズ）は、投資家の投資行動に大きな影響を及ぼすが、一般的なアルゴリズム取引はこの影響を考慮していないとし、VWAP 取引を最適化する Dynamic VWAP(DVWAP) 法を提案した。このように VWAP をテーマとした研究

¹取引コストの評価に関する国内の研究は杉原（2011）に詳しい。

²VWAP を基準とした取引の成立を保証することを目的として、顧客との間で予め定められた手数料相当額を VWAP に加減して得た値段で、顧客の売買注文に対して自己で向かう対当取引。

³顧客との予め決められた銘柄・数量を立ち合い市場において VWAP を目標として執行し、その執行結果を加重平均した値段で、顧客の売買注文に対して自己で浮かう対当取引のことを言う。以上東証ホームページより引用。

⁴Perold, A. F.(1998). に詳しい

⁵Kissell, Robert(2006)

は、VWAP を取引のベンチマーク（目標価格）とした最適執行戦略に関する研究が一般的で、市場の効率性を評価する分析ツールとしては利用されていないようだ。そこで本稿は、VWAP を取引参加者の取引動向を最も効率的に反映した価格と仮定し⁶、またそこから取引価格（株価）までの距離を投資家の投資スタイル毎に「取引コストの尺度」、 「収益機会の尺度」と仮定し、その時系列的推移の変化からアローヘッド導入効果を評価する。

取引コストの側面から市場の効率性を評価する場合、東証を分析対象とした場合でも最良ビット/アスク分析を用いることが一般的であった。しかしこれは流動性供給業者が常に存在するマーケットメーカー制を採用している市場の分析ツールであって、取引システムが根本的に異なるオーダードリブン制を採用している市場の評価には適していないと思われる。そこで本稿が提案する VWAP を用いたアプローチは、オーダードリブン制を採用する取引市場に適した分析ツールと考えるが、次節でマーケットメーカー制市場とオーダードリブン制市場の取引システムやスプレッドの決定要因の違いに関して説明を行う。

4.1.2. マーケットメーカー制とオーダードリブン制

取引市場の効率性を「流動性」の側面から評価する場合、Kyle(1985) が示した市場流動性指標、価格指標性 (Tightness)、市場の厚み (Depth)、市場の回復力 (Resiliency) はマーケットメーカーが提示する最良ビット/アスクスプレッドの中値から取引価格までの距離、取引直後の価格変動率（マーケットインパクト）とその収束時間を計測することで評価される⁷。また Amihud and Mendelson(1986) は、ニューヨーク証券取引所のビット/アスクスプレッドと流動性の関係性を、期待利益に対し凹関数であることやスプレッドが狭くなるにつれ流動性が高くなる（注文量が多くなる）ことを実データで検証した。大澤・村永（1998）は、ビット/アスクスプレッドの決定要因として、マーケットメーカー制を採用している市場ではマーケットメーカーの独占的な市場支配力や在庫、情報に依存していると説明した。またビット/アスクスプレッドに関する初期の研究として Glosten L. R. and P. R. Milgrom(1985) があるが、これはニューヨーク証券取引所（マーケットメーカー制とオーダードリブン制の中間であるスペシャリスト制を採用）の流動性供給者であるスペシャリストが提示するスプレッドは、リスク中立的で利益の期待値がゼロと仮定した場合でも、情報の非対称性が存在する限り常にプラスとなる事を示した。また Cohen et al.(1981) のマーケットメーカー制の売買高とビット/アスクスプレッドの関係性に関する研究では、商いが閑散となり市場の売買高（ボリューム）が減少すると、取引コスト（ビット/アスクスプレッド）が増加する（拡大する）メカニズムを説明した。

このようにビット/アスクスプレッド分析を用いて市場の流動性や効率性を分析する場合、評価対象となる市場はマーケットメーカー制を採用している取引市場が一般的である。ここでマーケットメーカー制の仕組みを説明すると、マーケットメーカーが予め定められた銘柄に対し継続的に売り呼値や買い呼値を提示することで、その銘柄を投資家がいつでも取引できる機会が提供される制度のことである。代表的な株式市場としてロンドン証券取引所やNASDAQ市場が上げられる（ニューヨーク証券取引所は厳密には、マーケットメーカー制度と個別競争売買制度の中間的なスペシャリスト制度を採用しているが、流動性を供給するマーケットメーカーが存在しているので、分析ではマーケットメーカー制と同じ枠組みで分析されることが多い）。一方オーダードリブン制⁸は、「価格優先の原則」や「時間優先の原

⁶実際に VWAP は取引加重平均価格であるために、実務的にも整合的であると考えられる。

⁷村永淳（2000）に詳しい。

⁸世界的にはオーダードリブン制を採用する取引市場の方が多い。

表 4.1: 均衡スプレッドの決定要因

マーケットメーカー市場	オーダードリブン市場
取引費用要素 ・事業運営費用	市場参加者間の情報の非対称性の程度 注文発注・取消に要する時間
逆選択構成要素 ・情報トレーダーと取引を行った時に被る損失を補填する要素	商品のボラティリティ 指値注文の管理費用 市場参加者の時間の価値 指値注文と成行注文の手数料の違い 市場参加者のリスク回避度

ラリー・ハリス著「市場と取引」より引用，筆者作成

則」等のマーケットルールに従い，競争売買によって需要と供給の一致をもって随時売買が成立していく仕組みである．本研究の分析対象である東証もオークション方式のオーダードリブン制を採用している取引市場である．

どちらの制度も市場参加者の効率性を高め，流動性を集めることで活発な売買を促進することを目的としているが，大きな相違点として流動性を専門に供給する業者の有無である．取引の根本となる流動性の供給方法が異なっているので，そこから派生する「株価の価格付けメカニズム」，「情報の波及経路」，「スプレッドの決定要因」等，様々なマーケットマイクロストラクチャーを構成する要素も異なっていると考えられる．例えばラリー・ハリス（2006）は，株式市場（マーケットメーカー制とオーダードリブン制両方を含む）で最も重要なスプレッド決定要素は，「情報トレーダーの逆選択」，「株価ボラティリティ」，「市場の動き（相場動向）」であると前置きし，各取引制度を採用している市場の均衡スプレッドの決定要因を表1のように示した．

マーケットメーカー制を採用している市場では，流動性を専門に供給するマーケットメーカーやスペシャリストが常に存在し売買を促進させるため，完全競争を前提とした場合，均衡ビット/アスクスプレッドは，流動性供給業者（自己の収益最大化を目的としている）の事業運営費用⁹や情報トレーダーとの取引で想定される損失を補填するための逆選択が主要な決定要因となる．具体的に説明すると，完全競争下のマーケットメーカーはスプレッドを拡大すれば自己の収益も拡大できるが，そうすると取引相手となる投資家が現れなくなるか，他のマーケットメーカー（自分よりも事業運営費用が安い）に注文を奪われる可能性が出てくる．よってマーケットメーカー制では，マーケットメーカーの事業運営費用と逆選択コストが均衡スプレッドの決定要因となる．以上をまとめると，マーケットメーカー制市場のスプレッドは，

$$\text{実効スプレッド} = \text{逆選択コスト} + \text{実現スプレッド} \quad (1.1)$$

と分解することができる．ここで実効スプレッド¹⁰は注文の迅速な執行を優先する投資家が即時性に対して支払う対価（中値から最良ビット/アスクスプレッドまでの距離）．逆選択コストは先に説明した流動性供給者が情報トレーダーとの取引で予想される損失を補填するためのコスト．実現スプレッドは流動性供給業者の事業運営費用となる．

⁹在庫保有費用・取引所に納める会費・取引システム開発費・決済費用・事務所賃貸料等も含まれる．

¹⁰一般的には，（取引価格－ベストビット/アスクスプレッドの中値）の絶対値として計算される

一方、オーダードリブン制を採用している市場は流動性を専門に供給する業者が不在なため、取引時間中に投資家から発注される指値注文によりビット/アスクスプレッドが構成される。その中で一番高い買い指値と一番安い売り指値が最良ビット/アスクスプレッドとなるが、その決定要因はマーケットメーカー制の市場のように単純ではない。詳細なマーケットマイクロストラクチャー的な説明は割愛するが、ラリー・ハリス（2006）は連続的注文駆動型オークション市場における均衡スプレッド決定要因として、「市場参加者間の情報の非対称性の程度」、「注文発注・取消に要する時間」、「金融商品のボラティリティ」を上げている（表1）。簡単に説明すると、オーダードリブン制市場の投資家は自己の収益最大化のためには、他の投資家のポジションや在庫の需要-供給曲線を予想することが重要な要素となり、そのため情報の対称性（情報劣位の投資家は情報優位の投資家よりも不利な価格で執行する可能性が高い）や注文のレイテンシー（注文の発注・取消時間が長い投資家はそうでない投資家より不利な価格で執行する可能性が高い）、ボラティリティ（ボラティリティが上昇するとスプレッドが拡大する傾向が強くなる）が重要な均衡スプレッドの決定要因になる。

このように二つの市場では均衡スプレッドの決定要因が大きく異なるため、市場評価の分析ツールも異なると考えられる。本稿で提案する分析ツールはオークション方式のオーダードリブン制市場を前提としたアプローチで、VWAPと株価までの距離を取引コストの尺度、或いは収益機会の尺度と仮定していることが大きな特徴である。例を挙げて説明すると、VWAPが100円最良売り気配が101円の場合、これから追加的に株式を購入する投資家はこれまで平均的に100円で売買されていた株式を101円で購入するため、その差額1円を取引コストと仮定される。一方それまで平均的に100円で売買されていた株式を101円で売却できる投資家は、その差額1円が収益と仮定される。このように市場参加者毎にVWAPと株価の乖離を計測することで、取引市場の効率性を評価する。しかしここでの「取引コスト」や「収益」は、厳密な意味で数値計算される値ではなく、あくまでも取引参加者の「実感」に即した、流動性の側面から効率性を評価する一種の「評価尺度」としての意味で使っている。

4.1.3. 分析の方法とデータ

オーダードリブン制を採用している市場は、投資家毎の指値注文でビット/アスクスプレッドが構成されるため、マーケットメーカー制のように流動性を基準とした「供給者」と「需要者」のように明確に分類することができない。そこで本稿は市場参加者の投資スタイルを基準として、「実需の投資家」と「投機の投資家」、2種類の投資家に分類しそれぞれの視点から議論を進める。ここで「実需の投資家」とは主にファンダメンタル分析に基づいた投資手法を主とし、最短でも2・3日以上以上のネットポジションを持つ投資家を指す。日次ベースでは個別銘柄に対しロングかショートどちらか一方のポジションを保有、或いは解消し、収益はキャピタルゲインとインカムゲインの獲得を基本としている。リスクに対するスタンスは回避的で、マーケットインパクトを抑えるために小口高頻度で売買を行い、ボラティリティを一種の「取引コスト」の尺度と見ていることが特徴である。このような投資家は機関投資家やヘッジファンド等の大口投資家が想定され、VWAPを取引のベンチマークとしている傾向が強く、そのためVWAPと株価の乖離が拡大することをリスク要因と見ており、即ち、ボラティリティ上昇による株価とVWAPの乖離拡大を平均的な売買コストの上昇と認識している。

一方「投機の投資家」は短期のテクニカル分析に基づいた投資手法を主とし、オーバーナイトポジションは基本的に保有せず、比較的短時間の間（数秒から数分、長くても2,3時

表 4.2: オーダードリブン制市場の想定される市場参加者

	実需の投資家	投機の投資家
投資期間	中・長期的 (2日～数年)	超短期 (数秒～1日以内)
投資方法	ファンダメンタル重視	テクニカル重視
取引頻度	小口高頻度 (アルゴリズム等の自動売買が主)	高頻度売買 (人間の目視による取引が主)
リスク選好	リスク回避的	リスク愛好的
主な収益源	キャピタルゲインが主だが インカムゲインも重視	ボラティリティから生じる キャピタルゲイン重視
ボラティリティに対する スタンス	ボラティリティを好まない (コストと見ている)	ボラティリティを好む (収益源と見ている)
マーケットインパクトに 対するスタンス	極力抑えた取引を行う (小口高頻度取引)	収益機会として見ている (大口投資家に追随する)
主な投資主体	機関投資家 外国人投資家	証券会社自己売買部門 個人ネットディーラー
VWAP と株価の差 (VWAP スプレッド)	取引コスト	収益機会

間)に頻繁に売買を繰り返す投資家を指す。証券会社の自己売買部門や個人のネットディーラー等が想定され、日次ベースでポジションは全て決済するので、僅かな価格変動(ボラティリティ)からキャピタルゲインを積み重ねることを目標としている。リスクに対するスタンスはオーバーナイトポジションを持たないため回避的とも言えるが、日次ベースでは価格変動の激しい銘柄を好む傾向が強い¹¹ためリスク愛好的である。ボラティリティを「収益の尺度」として見ていることが特徴で、ボラティリティ上昇による株価とVWAPの乖離拡大を平均的な収益機会の拡大と認識している。

以上を表2にまとめた。分析ではすべての取引参加者はどちらかのグループに属するものとし、VWAPと株価の距離を以下では「VWAPスプレッド」とする。先に説明したようにこのVWAPスプレッドを、実需の投資家サイドの視点では「取引コストの尺度」として、投機の投資家サイドの視点では「収益機会の尺度」と仮定し、以下の分析ではアローヘッドシステム導入前後のVWAPスプレッドの時系列的な推移を評価し、取引コストの面から見た市場の効率性を議論する。例えば、一般にVWAPスプレッドとボラティリティの関係性は正の相関(VWAPスプレッドが拡大すればボラティリティも拡大する)が予想されるため、アローヘッド導入効果によりVWAPスプレッド・ボラティリティが共に低下したならば、実需の投資家サイドでは取引コストの低下(効率性促進)、投機の投資家サイドでは収益機会の減少(効率性後退)と判断される。同様に、株価のボラティリティについてもアローヘッド導入後の時系列的な変化から市場の効率性に関して評価を行う。

推定期間は、アローヘッド導入以前が2009年4月1日から2009年12月30日までの184営業日、導入後が2010年1月4日から2011年6月30日までの366営業日とした。市場参

¹¹なぜなら価格の変動幅が広いと、素早い回転売買(流動性を供給している側面もある)で利益を得られる可能性が高くなるため。

図 4.1: 1日当たりの売買代金と指値金額

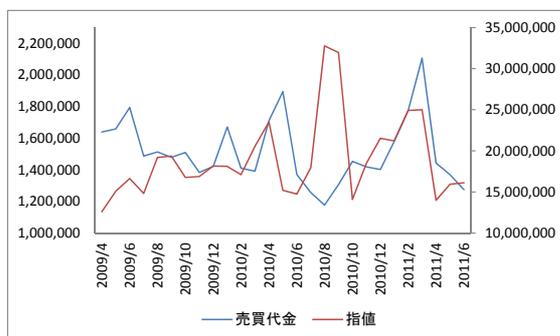


図 4.2: ボラティリティと収益率の推移

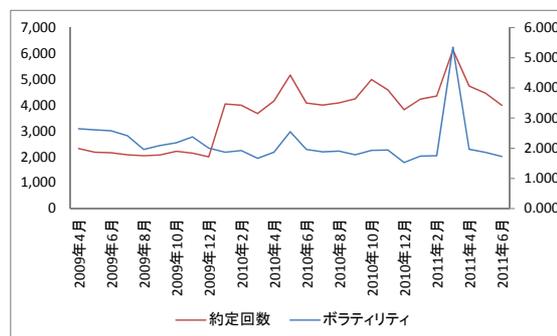


図 2 の売買代金の単位は（百万円，左軸），指値金額の単位は（十万円，右軸），1日 25 時点（10 分毎）の合計値を 1 日当たりの最良指値金額とし，全推定銘柄の平均値をとり筆者作成．売買代金データは東京証券取引所ホームページより引用．指値金額データはトムソンロイター社 Tick History より引用，筆者作成．図 3 のボラティリティ（変動率）データは Quik Astra よりダウンロードした．

加者の取引動向の変かも観察し分析する必要性から比較的長い期間を推定期間とした．この間発生したイベント事項として 2010 年 5 月頃の南欧諸国債務問題再燃，2011 年 3 月の東日本大震災があるが，これは異常値として処理していない．分析対象銘柄は TOPIX 採用銘柄のうち推定期間中に取引データが存在する 971 銘柄で行った．データはトムソン・ロイター社が提供する Tick History から 10 分毎の株価，VWAP，最良ビットアスク価格・指値株数を．Quik Astra から日次ベースの 4 本値，売買代金，日通し・前場・後場の VWAP．また 20 日・3 カ月・6 カ月・1 年・60 カ月のボラティリティをダウンロードした．

4.2. 実証分析

4.2.1. 基本統計

基本統計として，推定期間における 1 日当たりの平均売買代金（月次ベースで集計），最良指値金額（日次ベースの平均値を月次ベースで集計），TOPIX 収益率（月次ベース），ボラティリティ（日次ベースを月次ベースで集計），約定回数（日次ベースの平均値を月次ベースで集計）を表 3 に，1 日平均売買代金と最良指値金額の時系列推移を図 2 に，ボラティリティと約定回数の時系列を図 3 にまとめた．

1 日当たりの売買代金（単位は百万円）は，一般に 2 兆円以上あれば相場は活況と言われるが，平均的に 1 日当たりの売買代金が 2 兆円以上あったのは 2011 年 3 月だけであった．これは震災の影響で一時的に売買高が増加したもので，同様に 2010 年 4 月と 5 月も南欧債務危機の影響で一時的に売買高が増加した．今回の推定期間に限って言うと，外因的な要因により株価急落時に一時的に売買高が増加したが，それら以外の月では概ね低下傾向にあると言える．これから判断するとアローヘッドシステム導入によって売買高が増加したとは言えない．

最良指値金額は，計測日の寄付き・引けを除く 10 分毎，合計 25 時点の最良売り・買い指値（ベストビット/アスク）の平均を金額ベース（指値価格×指値株数）で合計したもので，

表 4.3: 基本統計

	売買代金 (百万円)	指値金額 (千円)	TOPIX 収益率	ボラティリティ	約定回数 (千回)
2009年4月	1,638,853	1,260,352	8.289 %	2.644	2,324
2009年5月	1,658,454	1,509,073	7.176 %	2.610	2,183
2009年6月	1,794,484	1,663,132	3.547 %	2.579	2,160
2009年7月	1,487,329	1,480,757	2.205 %	2.413	2,080
2009年8月	1,513,037	1,918,460	1.628 %	1.961	2,043
2009年9月	1,478,630	1,937,324	-5.787 %	2.092	2,071
2009年10月	1,509,394	1,677,035	-1.667 %	2.183	2,215
2009年11月	1,383,657	1,687,385	-6.117 %	2.375	2,143
2009年12月	1,421,421	1,816,587	8.054 %	2.002	1,999
2010年1月	1,670,310	1,812,357	-0.713 %	1.872	4,044
2010年2月	1,409,769	1,710,794	-0.779 %	1.924	3,998
2010年3月	1,391,792	2,055,428	9.474 %	1.669	3,674
2010年4月	1,709,751	2,352,773	0.841 %	1.871	4,158
2010年5月	1,894,527	1,519,662	-10.798 %	2.547	5,159
2010年6月	1,370,943	1,474,793	-4.434 %	1.962	4,079
2010年7月	1,255,825	1,794,656	0.960 %	1.879	4,005
2010年8月	1,177,438	3,276,155	-5.277 %	1.905	4,089
2010年9月	1,306,663	3,197,030	3.087 %	1.782	4,246
2010年10月	1,452,950	1,410,246	-2.242 %	1.931	4,986
2010年11月	1,418,767	1,848,807	6.170 %	1.940	4,592
2010年12月	1,402,251	2,153,387	4.398 %	1.528	3,825
2011年1月	1,577,937	2,121,286	1.255 %	1.740	4,234
2011年2月	1,773,305	2,490,557	4.526 %	1.751	4,350
2011年3月	2,105,237	2,499,850	-8.608 %	5.345	6,140
2011年4月	1,443,220	1,397,666	-2.016 %	1.968	4,737
2011年5月	1,369,539	1,593,455	-1.570 %	1.863	4,459
2011年6月	1,275,402	1,611,707	1.281 %	1.730	3,992

(1日当たりの) 売買代金は東京証券取引所ホームページより引用。(1日当たり) 指値金額 (平均) はトムソン・ロイター社提供の Tick History からダウンロードしたデータから筆者作成, 表中は1日10分毎 (前後場の寄り付き及び引けを除く) 25時点の合計を1日当たりの数値とし, その月次ベースでの平均値を示した. TOPIX 収益率は Quik Astra から時系列データをダウンロードし, 収益率は, (当月終値 - 前月終値) / 前月終値として筆者計算. 平均標準偏差は個別銘柄の日次ベースでの標準偏差を求め, 月次ベースで平均値を求めた. ボラティリティは個別銘柄日次ベースのボラティリティを月次ベースで平均値をとった. また約定回数の単位は (千回).

以下のように計算した.

$$BestBidAsk_{i,t} = (BidPrice_{i,t} \times BidSize_{i,t} + AskPrice_{i,t} \times AskSize_{i,t})/2 \quad (2.1)$$

ここで t はそれぞれ 10 分毎の時点で 9 時 10 分が $t = 1$ とすると, $t = \{1, \dots, 25\}$ となり, 1 日 (T) 当たりの最良ビット/アスク合計金額 ($BestBidAsk_{i,T}$) は

$$BestBidAsk_{i,T} = \sum_{t=1}^{25} BestBidAsk_{i,t} \quad (2.2)$$

である.

このようにして計算した指値金額は, 相場の活況度を表す流動性指標とも言え, その売買代金とスプレッドとの関連性¹²は, 何らかの要因で市場参加者が増え指値金額 (流動性) も増加すれば, スプレッドは縮小し投資家の取引コストも低下し活発な取引が期待できる. その結果売買高も増加するような相場の好循環も期待される.

図 2 及び表 3 から, 今回の推定期間内の指値金額は推定開始時点からアローヘッド導入後まで概ね緩やかな増加傾向にあったと言え, その後相場の活況度とは関係なく大幅な増減を繰り返している. 平均的に見ると指値金額は増加傾向にあると思われるが, この原因は恐らく主にコロケーションやアルゴリズム取引を利用する投資家が, アローヘッド導入以降注文のレイテンシーが大幅に短縮化されたことにより (注文の発注・取消が瞬時に行えるようになったために), 注文執行戦略の一部として頻繁に指値注文を出し入れした影響かと思われる. このような流動性供給方法は, 売買高の増加には直結せず, 売買の意思がない「見せ玉」とも受け取られかねないので良質な流動性とは言えない.

一方, 約定回数はアローヘッド導入直後に顕著に増加している. この時期の売買代金が増加していないことから, 約定 1 回あたりの金額は低下していると考えられ, 先行研究で指摘された「注文の小口高頻度化」を裏付ける結果となった. またボラティリティは外的要因による株価急落時以外低下傾向にある. このようにボラティリティは低下傾向にあるが, TOPIX が上昇傾向にある時よりも下落傾向にある時の方が拡大している. これは金融商品時系列の特徴である「ボラティリティの非対称性」であるが, この時期に東証では「空売り規制」が存在し, 株価急落時に「買戻し」が入りにくかったこともボラティリティを拡大した要因と考えられる.

以上をまとめると, アローヘッド導入により売買高は増加しなかったが, 約定回数は顕著に増加したことから, 一回約定当たりの売買代金の減少が予想され, 本稿でも「注文の小口高頻度化」を確認することができた. 指値金額 (流動性) はアローヘッド導入以降激しく増減を繰り返しており, 平均的には増加したと思われるが, 約定意思のない注文も増加していると思われる, 良質な意味での流動性は増加していないと判断される. ボラティリティは概ね低下傾向にあり, 非対称性も確認することができた. これらは実需の投資家が大口注文を小口高頻度で執行させることにより, マーケットインパクトやボラティリティを低下させた効果と考えられる.

4.2.2. VWAP スプレッド推定

一般にビット/アスクスプレッドは流動性指標として市場の効率性や取引コストを評価する分析ツールであるが, オーダードリブン制を採用している取引所では, 投資家の指値注文

¹²ラリー・ハリス (2006), 村永 (2000) 等に詳しい.

により均衡スプレッドが決定するため、そのような分析ツールを用いて市場を評価しても限界があると先に説明した。そこで本稿で提案した VWAP スプレッドは、VWAP を市場参加者の取引実態を最も表した価格、それと株価との距離（乖離）を取引コストの尺度と仮定することで、オーダードリブン制市場の定性的な分析が可能になると考えられる。以下の分析では、一般的なビット/アスクスプレッドと VWAP スプレッドを計測・比較し、その時系列的な変化からアローヘッドシステム導入効果を検証する。

本稿で用いたビット/アスクスプレッドは一般的なものとは多少異なり、VWAP スプレッドと比較可能な形にするために個別銘柄の取引時間中における 10 分毎（寄付き・引けは除く）に計測した、最良売気配価格から最良買気配価格を引いた値から同時点の株価 ($Price_{i,t}$) で除したもので、

$$BestBidAskSpread_{i,t} = (Askprice_{i,t} - Bidprice_{i,t})/Price_{i,t} \quad (2.3)$$

により算出した値である。分子が $AskPrice_{i,t} - BidPrice_{i,t}$ となっているので $BestBidAskSpread_{i,t}$ は常にプラス表示となることが特徴である。通常のビット/アスクスプレッドは最良売気配価格と最良買気配価格の平均値（中値）から株価までの距離を指し (1) 式のように分解することが可能であるが、本稿は VWAP スプレッドと比較を行うために (4) 式のように仮定した。

一方、VWAP と株価の乖離を表す VWAP スプレッドは、

$$VWAPSpread_{i,t} = ID(Price_{i,t} - VWAP_{i,t})/Price_{i,t} \quad (2.4)$$

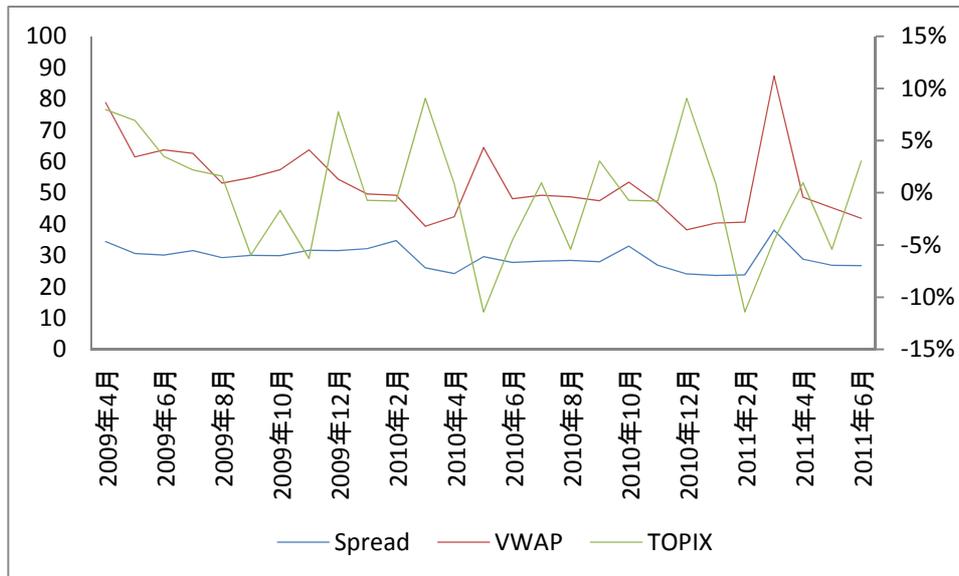
と仮定する。ここで ID は、 $Price_{i,t} - VWAP_{i,t}$ がプラスとなる時は 1 で、 $Price_{i,t} - VWAP_{i,t}$ がマイナスとなる時は -1 となる指示関数である。よって (5) 式も常にプラスで表示されることになり、(4) 式のビット/アスクスプレッドと比較可能となる。

多くの市場参加者が VWAP を取引のベンチマークとし、投資家の売買動向や情報を最も多く合理的に含んだ指標であると先に説明した。本稿の実需の投資家も VWAP を取引のベンチマークとしてしているため、平均的に VWAP で売買を行うこと¹³が最も効率的で目標と仮定している。よって何らかの要因により株価と VWAP の乖離が大きくなると、その後 VWAP 近辺での注文執行が困難となり、結果的に実需の投資家の平均的な取引コストは上昇すると考えられる。一方投機の投資家は、日次ベースでポジションを決済することを前提とし、株価の変動幅（ボラティリティ）から利益を産出すると仮定している。よって何らかの要因でボラティリティ或いは VWAP スプレッドが拡大傾向にあると、彼らは積極的にリスクを取ることで自己の収益を最大化させることが可能になると考えられる。以上から実需の投資家サイドでは、VWAP スプレッドは取引コストの尺度として、投機の投資家サイドでは収益機会の尺度として議論を進める。

(4)・(5) 式で求めた各スプレッドの月次ベースでの時系列推移と、株価指数との関連性を見るために TOPIX 対数収益率の時系列を図 4 に示した。また表 4 はその期間平均である。各スプレッド系列とも推定開始時点と時点と比較すると、アローヘッド導入後に低下した（ビット/アスクスプレッドは 2009 年 4 月の 34.38bp から 2010 年 3 月の 26.02 bp へ、VWAP スプレッドは 2009 年 4 月の 78.77bp から 2010 年 3 月の 39.27bp へ）。この効果は先行研究にも示されていたようにアローヘッド導入による影響であるが、その水準や変動率は

¹³実際は、買の場合は VWAP よりも下の価格帯で、売りの場合は VWAP より上の価格帯での執行を目標としている。

図 4.3: スプレッド・TOPIX 収益率の推移



図中の Spread は最良ビット/アスクスプレッド (単位ベーシスポイント, 左軸), VWAP は VWAP スプレッド (単位ベーシスポイント, 左軸), TOPIX は月次ベースでの対数収益率 (単位%, 右軸) を表す.

表 4.4: 期間平均

期間	ビット/アスク	VWAP	TOPIX 収益率
2009/4~2009/12	31.0bp	61.1bp	1.77 %
2010/1~2010/12	28.8bp	48.7bp	-1.00 %
2011/1~2011/6	28.0bp	49.2bp	0.26 %

図中の bp はベーシスポイント.

VWAP スプレッドの方が高い。VWAP はそれまでの取引情報に取引が発生する毎に新しい取引情報が蓄積されていくため、株価に対し遅行的な推移をし時間経過とともに乖離幅も広がると考えられる。その後、南欧諸国債務問題危機や東日本大震災等の外因的な要因による株価急落時に一時的にスプレッドは拡大するが、概ね低下傾向にあると言える。また図4では TOPIX 収益率が高い時よりも低い時の方が各スプレッドは拡大している。この現象は金融商品時系列の特徴である「ボラティリティの非対称性」によく似た現象であるが、スプレッドの時系列でも非対称性が確認された。

表4の期間平均は、ビット/アスクスプレッドはアローヘッド導入後に2.2bp~3.0bp, VWAP スプレッドは11.9bp~12.4bp 低下した。2011年にVWAP スプレッドは上昇するが、これは震災による影響が大きいと思われる。またアローヘッド導入とともに東証では「呼値」の変更¹⁴も行われ、その効果としてスプレッドが低下した影響も排除できないが、実務家の視点から2~3bpのスプレッド低下は無視できない¹⁵。

以上を整理すると、アローヘッド導入後ビット/アスクスプレッド、VWAP スプレッドともに低下し、その効果として実需の投資家サイドでは取引コストの減少、投機の投資家サイドでは収益機会、或いは利益の減少が起こっていると思われる。このことは図1 売買高シェアにおける外国人投資家を実需の投資家に、証券会社自己売買部門を投機の投資家に置き換えてみると、外国人投資家は取引コストの低下から売買高シェアを伸ばし、証券会社自己売買部門は収益の低下からシェアを減少させていると説明することが可能である。また金融商品時系列の特徴である「ボラティリティの非対称性」がスプレッド計測時にも確認されたため、スプレッド時系列も金融商品の分析ツールの一つとして機能していると言えるのではないかと。

4.2.3. ボラティリティ推定

ラリー・ハリス (2006) はオーダードリブン制を採用している市場では、商品のボラティリティも重要な均衡スプレッドの決定要因であると説明した。また本稿では表2に示したように、ボラティリティは実需の投資家サイドから見れば取引コストの決定要因とした側面が、投機の投資家サイドから見ればディーリング収益の決定要因とした側面があり、どちらの市場参加者も取引動機における重要なファクターとして位置付けられている。以下ではアローヘッド導入によるボラティリティの変化を推定し、各市場参加者毎の取引動向に与えた影響を分析する。

推定期間はスプレッド分析時と同じ2009年4月から2011年6月までとした。結果は表5及びその時系列推移を図5に示した。

表5及び図5より、長期の60カ月ボラティリティ以外、推定開始時点からアローヘッド導入を経て東日本大震災が発生するまで概ね低下傾向にあり、これは特に計測期間が中期(3months~1year)のボラティリティ推移でその様子が確認される。短期(daily, 20days)のボラティリティは、南欧諸国債務問題発生時(2010年5月)の株価急落時に一時的なボラティリティの上昇を確認できるが、これは東日本大震災時も含めて、金融商品時系列の特徴である「ボラティリティの非対称性」である。これはスプレッド推定時にも指摘したが、この時期の東証では「空売り規制」が存在したため(買い戻しが入りにくい状況)に株価の

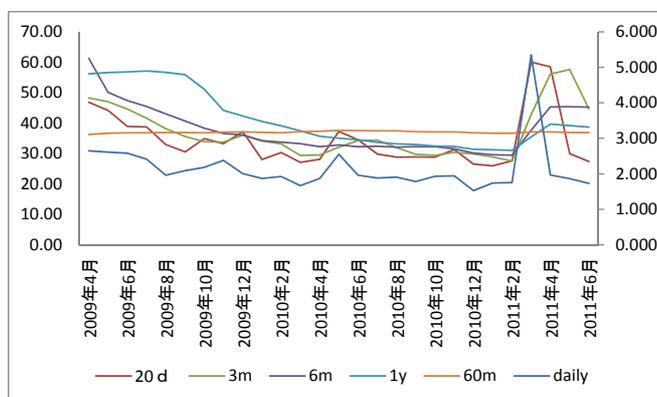
¹⁴例えば2000円~3000円の価格帯で5円から1円に、3000円から5000円の価格帯で10円から5円に呼値が変更された。

¹⁵参考までに、一般的な機関投資家の売買手数料は概ね1bp程度と言われるので、インパクトが小さくなったとしても無視できない大きさである。

表 4.5: ボラティリティの推定

	daily	20d	3months	6months	1year	60months
2009/4	2.644	46.83	48.28	61.28	56.19	36.24
2009/5	2.610	44.16	47.02	50.10	56.63	36.65
2009/6	2.579	38.87	44.62	47.41	56.82	36.83
2009/7	2.413	38.76	41.59	45.45	57.10	36.78
2009/8	1.961	32.98	38.18	43.01	56.67	36.88
2009/9	2.092	30.54	35.58	40.66	55.91	36.86
2009/10	2.183	34.87	33.90	38.30	51.08	36.81
2009/11	2.375	33.26	33.72	36.58	44.19	37.02
2009/12	2.002	37.15	36.05	36.07	42.30	37.06
2010/1	1.872	27.98	34.09	34.24	40.50	36.96
2010/2	1.924	30.32	33.19	33.70	39.10	36.81
2010/3	1.669	27.06	29.41	33.22	37.44	37.17
2010/4	1.871	28.11	29.55	32.25	35.68	37.34
2010/5	2.547	34.22	32.12	32.83	35.00	37.59
2010/6	1.962	34.50	34.25	32.27	34.51	37.52
2010/7	1.879	29.82	34.40	32.41	33.63	37.43
2010/8	1.905	28.82	31.96	32.11	33.14	37.45
2010/9	1.782	28.90	29.74	32.25	32.94	37.17
2010/10	1.931	28.78	29.41	32.24	32.45	37.07
2010/11	1.940	31.30	30.37	31.50	32.27	37.07
2010/12	1.528	26.54	29.85	30.13	31.39	36.83
2011/1	1.740	25.94	28.88	29.61	31.26	36.70
2011/2	1.751	27.60	27.54	29.43	31.05	36.70
2011/3	5.345	60.07	42.81	37.67	35.48	37.10
2011/4	1.968	58.46	56.08	45.32	39.66	37.11
2011/5	1.863	29.98	57.60	45.41	39.17	36.91
2011/6	1.730	27.38	44.65	45.23	38.63	36.90

図 4.4: ボラティリティ系列



下落に拍車がかかり、一層ボラティリティが拡大した要素もあると思われる。

以上表5及び図5から、アローヘッド導入効果によるものかどうか詳細な分析は行っていないが、アローヘッド導入後ボラティリティは低下傾向にあると言える。また金融商品時系列の特徴であるボラティリティの非対称性も確認することができた。これらのことから、アローヘッド導入後、実需の投資家サイドでは取引コストが低下傾向にあると思われ市場の効率性が促進、逆に実需の投資家サイドでは収益機会が減少傾向にあると思われ市場の効率性が後退したものと考えられる。

4.2.4. 回帰分析

前節まで東証の取引参加者を「実需の投資家」と「投機の投資家」に分類し、2009年4月から2011年6月までのスプレッド（最良ビッド/アスクスプレッドとVWAPスプレッド）とボラティリティ（dailyから60カ月まで）を計測することにより、アローヘッドシステム導入効果を見てきた。その結果、アローヘッド導入効果が主な要因かどうか検証は行っていないものの、ビッド/アスクスプレッド・VWAPスプレッド、またボラティリティとも低下傾向にあることが確認された。このことにより本稿では、アローヘッド導入により実需の投資家サイドでは、取引コストの尺度が低下したことにより取引コストの面から見た市場の効率性が促進、一方投機の投資家サイドでは収益機会の程度が低下したことにより収益性の面から見た市場の効率性が後退したと結論した。以下ではこれら推定結果の説明力を見るために回帰分析を行って検証する。

被説明変数は表3より、アローヘッド導入効果が顕著に表れている「約定件数」とする。図3からも分かるように、約定件数はアローヘッド導入直後に急増し、その後高い水準で相場動向に反応して推移している。これはアローヘッド導入により取引スピードの高速性が高まったことで、DMA取引やコロケーションを利用する投資家の取引や注文のレイテンシーが大幅に短縮化され、注文執行戦略¹⁶の幅が広がった影響と思われる。このようにアローヘッドがもたらした効果として注文の発注・取消(Message Traffic)の増加、注文の小口高頻度化によるマーケットインパクトの低下が上げられるが、本稿ではこの「約定回数」をアローヘッド導入効果の代理変数として仮定している。

この約定回数(X_t)の説明変数として、本稿で提案したVWAPスプレッド($VWAP_t$)、それとの比較対象である一般的な最良ビッド/アスクスプレッド($BidAsk_t$)とする。また投機の投資家の代理変数とした証券会社自己売買部門の売買高(JK_t)¹⁷、実需の投資家の代理変数とした外国人投資家の売買高(GK_t)も説明変数とする。以上をまとめると(7)式となる。

$$X_t = \alpha + \beta_1 VWAP_t + \beta_2 BidAsk_t + \beta_3 JK_t + \beta_4 GK_t + \beta_5 IT_t \quad (2.5)$$

これらの時系列変化がアローヘッド導入効果の代理変数である約定回数にどのような影響を与えているかを見る。結果は表6にまとめた。

回帰式の当てはまり具合を表す決定係数 R^2 は0.885で比較的高い数値となった。ビット/アスクスプレッドは係数がプラスであるが説明力は高くない。一方本稿で提案したVWAPスプレッドは、係数はマイナスだが説明力は最も厳格な1%水準で有意となった。これによりアローヘッド導入効果の代理変数である約定回数に対する説明力は、一般的なビット/

¹⁶素早く注文を出し入れし、他の投資家の投資戦略等を予測し、基本的な葉取引コストを抑えるような投資戦略。

¹⁷図1の売買高シェアと月次ベースの東証1部売買代金から算出した。以下外国人投資家の売買高も同様に算出した。

表 4.6: 回帰分析結果

	t 値	P 値
α	-0.659	0.517
$BidAsk_t$	1.962	0.063
$VWAP_t$	-2.902	0.009**
JK_t	-3.360	0.003**
GK_t	11.003	0.000**
IT_t	1.019	0.320

アローヘッドシステム導入効果を最も顕著に表したと考えられる約定回数を被説明変数とした回帰分析。重相関 R は 0.940, 重決定 (決定係数) R^2 は 0.885 であった。表中 P 値の*は 5% の有意水準で帰無仮説を棄却, **は 1% の有意水準で帰無仮説を棄却を意味する。

アスクスプレッドよりも VWAP スプレッドの方が高いと言える。またその係数はマイナスとなっており、よって約定回数が増加することによって VWAP スプレッドは縮小したと言える。

また証券会社自己売買部門の売買高の説明力は 1% 水準で有意で係数はマイナス, 外国人投資家の売買高の説明力も 1% 水準で有意で係数はプラスとなった。特に外国人投資家の売買代金の t 値が高くなっていることが注目点で, 証券会社自己売買部門の係数がマイナスであることから, 約定回数増加の要因はかなりの部分で外国人投資家の売買高増加により説明されていることになる。これは図 1 で示した東証投資主体別取引動向及び委託取引内訳の推移を改めて説明するような結果となった。即ち, 外国人投資家 (実需の投資家) は主にアルゴリズム取引を利用していると見られ, そのことによって取引注文を小口高頻度化させることでマーケットインパクト, 取引コストとしてのスプレッド, 或いはボラティリティの低下させ, 執行コストの低減に成功したものと考えられる。一方, 証券会社自己売買部門は基本的にはアローヘッド導入効果の恩恵を被ることなく, 従来通りの取引手法で売買を行っていたが, 市場のスプレッドやボラティリティが低下したために, 収益機会も失われ最終的には市場から退出したものと思われる。

直感的ではあるが, 回帰分析の結果により以上のように説明されるのではないかと思われる。

4.3. まとめ

本研究はオーダードリブン制を採用している市場の分析ツールとして, 従来のビット/アスクスプレッド分析の代替的な手法, VWAP を用いた VWAP スプレッド分析法を提案した。そして東証の取引参加者を実需の投資家と投機の投資家に分け, スプレッドとボラティリティを計測することにより 2010 年 1 月に東証に導入されたアローヘッドシステムの効果を検証した。

ビッド/アスクスプレッド分析は, マーケットメーカー制の市場を前提としたものであり, マーケットメーカー制とオーダードリブン制の市場ではそれぞれ均衡スプレッドの決定要因が異なるため, 単にビット/アスクの距離を計測し要因分解することでオーダードリブン制の市場を評価することは限界があると思われる。そこで VWAP を市場情報を最も効率的に織り込んでいる価格 (取引情報が蓄積された価格) と仮定し, そこから同時点の株価までの距離を計測することで, その距離を市場参加者毎に「取引コストの尺度」や「収益機会の尺

表 4.7: アローヘッドシステム導入効果

	実需の投資家	投機の投資家
想定される投資家層	特にアルゴリズム取引, DMA 取引を利用する投資家層	証券会社自己売買部門 ネットディーラー
効率性	スプレッド, ボラティリティ低下 による取引コストの低下	特になし
非効率性	注文執行戦略の開発コスト 増加	収益機会の減少, 市場からの 撤退

度」と仮定し、アローヘッド導入効果を評価したことが本研究の特徴である。

「実需の投資家」は機関投資家や外国人投資家或いは長期保有を目的とするヘッジファンド等が想定されるが、基本的にはリスク回避的でVWAPを取引のベンチマークとする傾向が強く、VWAP スプレッドや株式のボラティリティを取引コストとして見ている投資家と仮定した。逆に「投機の投資家」は証券会社自己売買部門や個人ネットディーラー等を想定しているが、平均的にリスク愛好的でありVWAP スプレッドを収益機会の尺度として見ている、或いは乖離傾向にある株式を取引参入のシグナルとする傾向が強く¹⁸、VWAP スプレッドや株式のボラティリティを収益源と解釈している投資家と仮定した。

このように市場参加者を投資スタイルごとに分類することは、マーケットメーカー制市場における流動性供給者と需要者ほど厳密ではないが、実務的に見ても理に適っており、理論からかけ離れた仮定とは言えない。結果はアローヘッド導入以降、VWAP スプレッドとビッド/アスクスプレッド及びボラティリティは、南欧諸国の債務問題危機や東日本大震災等の外因要因による株価急落時以外、概ね低下傾向にあると言え、先行研究で示された内容とは同様な結果となった。しかし投資家毎では、DMA やアルゴリズム等の高速売買手段を持つ実需の投資家は取引コストの低下が確認され、取引コストの側面から見た市場の高速性が促進したと言えるが、投機の投資家は収益機会の減少から収益の低下が懸念された。またこのような結果をアローヘッド導入効果の代理変数とした「約定回数」を被説明変数とする回帰分析で検証したところ、一般的なビッド/アスクスプレッドよりも本稿で提案したVWAP スプレッドの方が説明力が高く、投機の投資家と想定される証券会社自己売買部門の売買高減少、実需の投資家と想定される外国人投資家の売買高増加が有意に説明された。

以上からアローヘッドはその取引の高速性から、実需の投資家は自己の大口注文を小口高頻度で執行することによりマーケットインパクトやボラティリティ、即ち取引コストを低減させ市場の効率性が促進したと言える。しかし投機の投資家は従来の流動性供給の対価、或いはリスクテイクの対価として得られていた収益が、取引の高速性に対応しきれず、また収益機会の尺度として見えていたスプレッドやボラティリティが低下したことで収益性が減少したとみられる。

以上の効果を表7にまとめた。先行研究はアローヘッド導入により「注文の小口高頻度化」と「スプレッドの低下」を報告した研究が多かったが、本研究も同様な結果となった。それに加えて本研究では市場参加者を投資スタイル毎に分類したことで、アローヘッドの効果を詳細に確認することが可能となった。効率化が促進されたのはDMA やアルゴリズム等

¹⁸なぜならこのような株式はボラティリティが高く、大きく株価が変動する可能性が高いためにディーリング銘柄として高い収益が期待できるからである。

の高速売買手段を持つ投資家に限られるが、実際にはそのような投資家も取引システム開発のコスト増加は避けられず、見た目以上には効率化は促進されていないと考えられる。

本来株式市場の役割は、合理的な価格付けを行い効率的に資本を配分することにある。投資家は自己資本をリスク資産に投資する（リスクを取る）ことで安全資産よりも大きな期待収益が得られると考えられる。また証券会社は委託売買の他に市場に流動性を供給する義務があり、その流動性供給の対価として収益を得ることが可能となる。アローヘッドシステムはこのような取引循環を効率的にし、新たな投資家を呼び込み活気ある市場運営が目的であったはずである。しかし実際は効率化の促進は一部の投資家に限られ、取引参加者も一定の参加者に偏りつつある。もし取引参加者が一定の参加者に限定されたら、効率的価格付けメカニズムに支障を来す恐れも出てくる。アローヘッドシステムは単なる証券会社の設備投資の拡張競争を生み出したに過ぎないとの意見もある。今後アジアの証券市場の中で東証が存在感を示すには、設備の高速化だけではなく「規制の緩和」や「抜本的な競争力の向上」等の本質的な市場改革が待たれる。

第II部

システミック・リスク

第5章 第II部序章

5.1. はじめに

米国のサブプライムローン問題に端を発した金融危機は、その影響を米国内にはとどまらず全世界へと波及した。日本では大手金融機関の経営破綻こそ無かったが、円高と株安による影響で長期的な景気低迷期へと突入した。また欧州では金融危機は債務危機へと変貌し、欧州全体の金融システムまで揺るがす事態となった¹。

このような世界的金融危機を受け2009年ロンドンで開催された金融サミットでは、国際通貨基金（IMF）の資金基盤を増強するとともにグローバル的な協力体制、即ちマクロプルーデンス政策の重要性が強調された。その後2010年9月にはバーゼルIII²が導入され国際的に業務を行う金融機関の自己資本規制強化が段階的に始まり、同年12月にはユーロ圏で欧州システミック理事会³が設置され、ユーロ圏内でのシステミック・リスクの防止に向け継続的な協調対応が始まった。

システミック・リスク発生からの世界的金融危機により大きな損害を被った欧米諸国では、二度とこのような金融危機を発生させないために、或いは発生しても被害を最小限度にとどめるために、システミック・リスクに関する研究が盛んに行われるようになった。その第一歩として、システミック・リスクの発生原因を早期に特定し対応することでリスクの顕在化を抑止するものである。この分野の研究としてRochet and Tirole[1996]では、銀行のインターバンク市場の相互の取引関連性、例えば保険会社が自社の保険に再保険を掛けるような、信用供与とその義務がスパイラル的に増加し、最終的には銀行経営者の不安からスパイラル的な逆回転が発生することで金融危機が発生するメカニズムを示した。

Brunnermeier and Pedersen[2009]は、エクイティ市場の流動性とトレーダーが資金調達を行う市場の流動性における相互関連性をモデル化した。これは両市場の流動性が同時にスパイラル的な動きをしリスクを発生させるモデルである。即ち(1)流動性が突然無くなる。(2)証券間の相関が高まる。(3)ボラティリティが上昇する。(4)質への逃避が始まる。(5)マーケットの参加者が一斉に同方向へ動く等をリスク発生原因として分析している。一方Chari and Jagannathan[1988]は、金融機関が信用供与を行う場合の、不確実性の可能性を含んだ均衡現象モデルを構築し、マーケットに流動性を供給するような規則の必要性を訴えた。またBorio and Drehmann[2009]は、金融危機の発生原因を金融機関の過剰な信用供与と資産価格の急上昇と特定し、これらの要因に不動産価格を加えたリスク発見指標を考案した。またこの指標が銀行内のリスク発見に寄与していると実証分析にて示した。

その他にもDiamond and Rajan[2005]は、銀行破綻は支払い不能と流動性の不足に起因

¹PIIGS 諸国（ポルトガル・アイルランド・イタリア・ギリシャ・スペイン）等の財政の持続性への懸念がマーケットで強まった。

²バーゼル銀行関東委員会により公表され、2004年に公表されたバーゼルIIに次ぐ金融機関のリスク反映させた規制強化策。

³欧州連合の専門機関の一つ

する支払い不能が原因と分析し、これが相互に連鎖して最終的に金融システムが麻痺するメカニズムを発表した。このような金融危機を回避するためには、政府や金融当局者による介入が必要不可欠とし、効果的な介入方法を紹介した。一方 Moshirian et al.[2011] は、市場価格の上昇と金融当局者による規制に内在するリスクを分析し、その発生原因を国や地域ごとによって規則や法律が異なっていることを上げた⁴。そのリスクを抑制するためには、各国で共有できる法律や規則の立案が必要で、また国際的に統一化された金融データの必要性も訴えている。

2008年のリーマンショックの分析では、Acharya et al.[2010] は、その発生原因を米国のモゲージ証券化証券を多くの金融機関が保有することで資産間の相関が上昇し、下落局面において流動性不足（投資家の同方向への取引拡大）から金融危機が増大したと分析している。その中で彼らは新たに SES(Systemic expected shortfall) という個別金融機関のシステミック・リスク寄与率の計測法を発表している。一方 Gennaioli et al.[2012] は、リスクが拡大した原因を、多くの金融機関の「質への逃避」、即ち安全かつ確定的なキャッシュフローを生む高格付けの証券に対し、その不確実なリスクを軽視、或いは無視していたために、一度リスクが顕在化すると資金移動の逆回転が始まり、金融危機につながるとしている。

このように金融危機の発生原因を特定しリスクを抑止する研究は多く存在するが、一般的にシステミック・リスクは、その顕在化から金融危機へ発展するまで様々な経路でリスク要因が複雑に絡み合って増大するのが普通で、事前に発生原因を特定しリスクを分析することは困難を極める⁵。加えて近年の金融危機では、金融市場や金融機関の国際化に伴い、金融工学を駆使した複雑な金融商品を保険会社や不動産会社まで組成・販売している。このようなことがリスクの特定化を困難にし危機を拡大させた事が実情である。従ってリスクの発生原因やその拡大経路に関する議論は無視して、マクロ経済の構造変化そのものがリスクを内在しているとする分析もある。

そのような分野での代表的な研究として、金融機関の構造変化、特に収益構造やバランスシートの変化そのものがリスク発生源として特定し分析している研究もある。Kunt and Huizinga[2009] は2007年の金融危機発生当時、101ヵ国1334の金融機関を分析し、被害の大きかった金融機関が非金利収入と非貯金の資金調達に偏重していることを指摘した。この行為は低いレベルで収益源のリスク分散に寄与し総資本利益率を上昇させるが、一方で総資産利益率を低下させると分析している。そして非金利収入や非貯金の資金調達は銀行経営の競争を激化させ、最終的には銀行を破綻へ導くリスクが高いと結論付けた。また Hellmann et al.[2000] は、金融機関の動的なモラル・ハザードモデルを構築・実証分析した結果、金融機関は利益拡大競争が激しくなるとギャンブル的な行動を行う傾向が強く、一方資本需要に対し規制をすることは、金融機関のそうしたギャンブル的な行動を抑止する効果があると分析した。またパレート最適理論を応用し、貯金金利に規制をすることは銀行の一手販売権（フランチャイズバリュー）を保護し収益性を高めると分析している。逆に Boyd and Nicolo[2005] は銀行の伝統的業務への集中を批判している。これは既存の理論とは逆説的であるが、銀行の伝統的な業務への特化は、銀行に危険度の高いポートフォリオの選択を強要し、結果銀行の経営基盤が弱体化するリスクーインセンティブメカニズムを発表した。

これら一連に関する研究の中で、Acharya et al.[2012] は、多国籍で多角的に業務を行う大手行と一国内で特化した業務を行う金融機関の収益を比較し分析している。そこでは多国

⁴法律や規則のアービトラージが存在すると、資金の過剰な流出入が発生すると分析している

⁵Bisias et al.『A survey of Systemic Risk Analytics』より引用

籍企業の伝統的業務への集中度が低下するとトレーディング等の非金利収入への依存度が高まり、これはリーマンショック以前ではリスク調整後の収益率を高めたが、リーマンショック以降では著しく低下させたと分析している。そして非金利収入への依存は、潜在的なシステムミック・リスクを上昇させる効果があるので、最終的には金融機関の収益の多様性を減じると結論付けた。

システムミック・リスクの発生原因を分析し事前に対策を講じる研究の他に、マクロ計量モデルを構築しシステムミック・リスク額（以下SRISK）の計量を試みる研究も行われている。これは時系列データや財務情報を基にシミュレーション等を行って、フォワードルッキング的な分析（予測）を行うことが一般的であるが、リスク額を具体的に金額表示で計測することで、リスクの影響度や将来的な処理コストを評価することができる等のメリットがあるが計測法が複雑で、分析法が異なれば結果が異なる等のデメリットを指摘する声もある。例えばSIFMA(Securities Industry and Financial Market Association = 米国証券業金融市場協会)では、システムミック・リスク情報の集積・分析方法として8つのアプローチを、計測方法として3つのモデルを紹介している。しかしながらどの方法論とも長所や短所を含み、現時点では最適な方法論は存在しないとの見解を示している。

このような数理モデルを使い、システムミック・リスクを定量的に評価する研究の中で特に注目を浴びるのはAcharya et al.[2012]で、金融機関の支払い能力（リスク）を条件付き分布のテイルで評価したモデルである。この理論はリスクの発生原因や、そのリスクがどのような経路で拡大するかの理論は無視されているが、リスク量を具体的な金額で評価しているので、将来的に金融危機が発生した場合に実際に政府が負担する処理コストが予測可能で、ストレステスト等へも応用しやすいメリットがある。このモデルでは将来的なリスクを金融機関の規模・財務レバレッジ・エクイティの予測損失額の関数と定義し、規模と財務レバレッジは容易に情報を得ることはできるが、エクイティの予測損失額は何らかのモデルで予測することが必要とした。これをAcharya et al.[2012]ではシンプルなヒストリカル推定法を、Brownlee and Engle[2011]では収益率の分散推定に多変量GARCH、相関推定にDCCを用いたモデルを提案した。他にはOliver De Jonghe[2012]では、マーケットの急落を条件とした個別金融機関の下落率、テイルベータと言う指標を用いてリスクを計測した。そしてBrownlee and Engle[2011]やAcharya et al.[2012]では米国におけるリーマンショック時に、個別金融機関のシステムミック・リスクの影響度（寄与度）を推定し、その中でリスクの高い金融機関と判断された企業が実際に経営破綻を起こすか金融支援を受ける等し、このことをもって彼らのモデルは一定の信頼性を得たのである。

他に企業のバランスシートに着目したGray and Jobst[2011]のSystemic Contingent Claims Analysis(Systemic CCA)がある。これは個別企業のバランスシートに掲載されている負債額と資本額をリスク調整後の数値で評価し分析するもので、保険会社のソルベンシーリスクや政府の債務等にも応用して定量化が可能だとしている。従って金融当局が実施するストレステストや中央銀行のマネタリー分析にも利用可能で、実際にスウェーデン政府でこのモデルを採用しストレステストを行っている。

先に紹介したSIEMAのレポートでは、システムミック・リスクを計測する方法としてCoVaR・Shapley・RAMSIモデルを紹介している。CoVaRはニューヨーク連銀によって紹介されたモデルで、一般的なリスク計測手法であるVaR(Value at Risk)が個別企業の予測最大損失額を計測するリスク指標であるのに対し、CoVaRは当該個別企業が属するシステム全体のシステムミック・リスクに対する限界寄与率のリスク指標として定義されている。Shapleyモ

デルは主に Tarachev et al.[2010] によって提案された Contribution Approach 法 (CA 法) で、このモデルはゲーム理論の Shapley Values (シャープリー値) が基礎となっており、個別金融機関の規模 (時価総額)・リスクプロファイル・リスク要因への影響度の相互関連性を計測するものである。RAMSI(Risk Assessment Model for Systemic Institution) はイングランド銀行によって開発されたモデルで、これは英国の主要金融機関のバランスシートが危機のショックに対してどのように変化するかを定量的に分析したものである。ここではリスク要因としてマクロ信用リスク・金利及び非金利収入のリスク・ネットワークの相互作用・資産負債双方に発生する影響等を上げている。その他にも SIFMA で紹介されなかったが、Drehmann and Tarashev[2011] は Tarachev et al.[2010] の理論を発展させた Generalized Contribution Approach(GCA 法) を提案した。このモデルは金融機関のシステム上の相互関連性をモデルに考慮した構造で、そこで算出された共通のリスクファクターを CA 法に取り入れたもので、個別金融機関に発生した外的ショックがどのように金融システムを通じて波及し、取引相手に与える影響度を分析したものである。

このように欧米ではシステミック・リスクを定量的に評価する研究は盛んであるが、現時点では最適な方法論は存在せず、どのモデルも完全にロバストな見解を与えているわけではない (Bisias et al.[2012])。また一国で機能し一定の信頼性を得たモデルでも、時と場所が異なれば同様な結果が得られるとは限らない。例えば株価データを基にした分析でも Griffin et al.[2010] は、株価はその国固有の情報やバイアスを反映して形成されている可能性が高く、そのデータを使って様々な分析を行ったとしても誤解した推論を生むと指摘している。

このような状況を鑑みて、国内ではマクロプラード政策及びシステミック・リスクの管理監督は中央銀行である日本銀行が行っており、その定義・評価方法や研究論文も多く存在する⁶。

日銀のマクロプラード政策の定義とは「金融システム全体のリスクの状況を分析・評価し、それに基づいて制度設計・政策対応を図ることを通じて、金融システム全体の安定を確保する」ことであり、「特に、金融システムを構成する金融機関や金融資本市場等とそれらの相互連関、実体経済と金融システムの連関がもたらす影響が重視される」としている。このようなマクロプラード政策を実現するための具体的な政策枠組みや手段として (1) 金融システム全体の状況とシステミック・リスクの分析・評価 (2) システミック・リスクの抑制を目的とした政策手段の実行やその勧告を上げている。即ち国内でもシステミック・リスクの分析法と抑制のための政策の重要性が強調されている。

民間レベルでの研究では、杉田 [2010] が先の SIEMA(Securities Industry and Financial Markets Association = 米国証券業金融市場協会) から発表された「システミック・リスク情報の研究 ("Systemic risk information study")」を紹介している。ここではシステミック・リスクの分析方法が詳細に記述されている。また近藤 et al.[2012] が、バーゼル均衡監督委員会によって公表された「グローバルにシステム上重要な銀行」として特定された 29 行に関し、その評価手法の妥当性について検証を行っている。菅野 [2012] は、限界期待ショートフォール (MES) と破綻保険料 (DIP) を用いて国内損害保険会社が被ったシステミック・リスクの影響について銀行との対比で分析を行っている。

このように本国ではマクロ経済モデルを使ってシステミック・リスクを定量的に分析する研究は欧米に比べかなり少ない。そこで本研究は Brownleea and Engle[2012] によって紹介された計測法を用いて国内金融機関のシステミック・リスクを計測する。ここでもう一度

⁶<http://www.boj.or.jp/index.html/>に詳しい

Brownleea and Engle[2012] に関して詳細に説明をする。この計測法は誰にでも入手可能やデータや簡単な計算法を用いて動的な分散と相関を推定する方法である。彼らはそこから算出されたパラメータを用いてフォワードルッキングなバイアスの一切かからない方法で、リスク指標である Marginal Expected Shortfall(以下 MES) や実際のリスク額である SRISK を計測したのである。またこの SRISK はマクロ経済変数との関連性で、リスク先行指標としてリスクの早期発見として機能していることが示されたのである。

5.2. システミック・リスクを巡る先行研究

5.2.1. ミクロブルーデンス的なリスク管理

リスク管理に関する研究は、リーマンショック前後で大きく異なる。以前は主にミクロブルーデンス的な観点から、如何に「資本規制」や「市場介入」を適切に行うかが焦点であった。例えば LTCM(Long-Term Capital Management) 問題⁷発生当時(1990年代末から2000年代前半)、マクロブルーデンス的な発想は稀で、Davis(1999)のように「金融規制」の在り方等を研究することが一般的であった。彼は当時イングランド銀行のファイナンシャルアドバイザーであったが、LTCM問題は一企業が莫大な損失を被ったことより、取引市場から流動性が消失したことをリスク要因だと断定した。そのリスク回避手段として、政府や中央銀行による適切な市場介入や金利規制を提案した。Rochet and Tirole(1996)は、システミック・リスクを「金融機関の信用と義務によってスパイラル的に創造され、銀行間相互の取引関係を通じて拡大する経済的な苦痛(distress)」と定義し、日中決済システムやオーバーナイト取引・FRB 主導の銀行間融資が負の連鎖(リスク)を誘発しやすいと分析した。だがシステミック・リスクの有効な回避策として、中央銀行による市場監視と介入の必要性を指摘したに留まっている。Stulz(2000)は、東アジア通貨危機からロシア債務危機、LTCM問題へと発展する過程で、関係する金融機関がどのような影響を受けたか株価時系列分析で検証した。その結果 LTCM問題が銀行セクターへ直接悪影響を及ぼしているとする関連性は認められなかったが、LTCMの救済に参加している金融機関に関しては、FRBが救済策を発表した直後に株価が暴落する等何らかの因果関係が認められるとした。また Dungey et al.(2006)は、一連のロシア債務危機から LTCM問題期間のリスク波及効果に関し、12か国の債券市場のリスクプレミアムを要因分解(世界共通ファクター・国特有のファクター・地域ファクター・波及効果)して分析を行った。その結果、波及効果(Contagion effect)の影響はロシア債務危機時の方が LTCM問題より大きく、その約17%はボラティリティの上昇によるものとした。また Dungey et al.(2007)は同様な手法・推定期間で株式市場の分析も行い、リスク波及効果は LTCM問題時の方が速く、経済に与えるインパクトはロシア債務危機の方が大きかったと結論付けた。また2000年以降、株式市場のリスク波及スピードは増加傾向にあると懸念を示した。

LTCM問題以外では、De Bandt and Hartmann(2000)がシステミック・リスクを「様々な外部要因によりリスクが顕在化して、それが波及効果(Contagion effects)を伴って巨大化するリスク」と定義し、その波及効果を「一つの金融機関の破綻から生じたリスクが他の健全な金融機関や金融システムへ波及・増長し、最終的には経済危機へ発展する」と述べたことが注目される。また彼らは、金融リスクの波及効果を定量的に評価できるモデルは未

⁷アジア通貨危機、ロシア財政危機を端に発する米国大手ヘッジファンドの破綻問題。LTCMの破綻により金融システムに不安が生じることを懸念したアメリカ金融当局は救済に乗り出し、約36億ドルの緊急出資やFFレートの切り下げ等で金融不安の鎮静化が図られた。

だ開発されていないとした上で、独自のモデルで情報の非対称下における合理的な投資家と預金者の行動、そこから発生する金融リスクをシミュレーションで分析した。Freixas et al.(2000)はインターバンク市場の潜在的なシステム・リスクを検証した。インターバンク市場の信用ライン(credit lines)は、流動性ショックを吸収する仕組みであるが、たとえ全ての金融機関に支払い余力があると仮定しても、「停滞の均衡(gridlock equilibrium)」というリスク要因は常に内在していると分析した。しかし債務不履行に対する耐久性(一つの金融機関の破綻が金融システム全体に連鎖的にどのように波及するのか)の分析では、中央銀行や政府による調整的な役割に言及し、ここでも金融当局による介入の必要性が論じられた。またSchwarcz(2008)は、一般企業が金融機関の仲介無しで容易に資金調達市場にアクセスできるシステムを問題視した。具体的に、市場参加者のインセンティブの欠如や過剰なリスクテイク行動、またそれらを規制する法律やルールの欠如が潜在的なリスク要因であると分析し、金融規制の対象を一般企業にまで拡大することが必要であると主張した。Cifuentes et al.(2005)は、マクロ経済が不確実の状況下では、プルデンシャル(Predential)な規制は金融システムを不安定にし、資本規制は事後的にのみ金融システムを安定的にすると言及した。そして金融システムのリスクの大きさと相互関連性は線形関係でないことを示し、流動性バッファ(Buffer)は資本バッファと同様な役割を果たすとし、金融危機時における政府の流動性供給(積極的な介入)に肯定的な見解を示した。

このようにリーマンショック以前は、金融リスク要因として「市場参加者のモラルの欠場」、「不十分な規制・法律」、「流動性の不足」等が挙げられ、対策として政府や金融当局による「規制や法律の整備」、「市場介入」等が主だった。しかしリーマンショックはこのようなリスク管理の在り方を改める出来事となり、以前の金融危機⁸では重視されていなかった「システム・リスク」が注目されるようになった。しかし先に述べたように「システム・リスク」は新しい概念で、広く国際的に認知された定義が確立されているわけではない。FRB(米国連邦制度理事会)のバーナンキ議長は「システム・リスクとは一つや二つの金融機関だけではなく金融システム全体、或いは経済全体の安定性を脅かす事態である」と述べ、欧州中央銀行のトリシェ総裁は「経済環境との関連において、システム・リスクとは金融システムを麻痺、或いは破壊させて実体経済への大きな損害を引き起こし得る脅威の事である」と述べている。一方本邦では、日本銀行が「個別の金融機関の支払い不能や、特定の市場または決済システム等の機能不全が、他の市場、または金融決済システム全体に波及するリスク⁹」と定義し、東京証券取引所では「取引市場参加者の決済不履行が他の参加者に波及し、決済システム全体或いは金融システム全体を麻痺させるような危険¹⁰」と定義している。このようにシステム・リスクは、「金融システムを構成する一部の金融機関で生じたリスクが、様々な金融経路を経て増殖・拡大し、最終的には経済危機にまで発展するリスク」と解釈することが一般的で、主なリスク要因として「リスクの波及効果」と「流動性不足(消失)」が考えられる。参考までに、システム・リスクを助長・促進する要因としてSecurities Industry and Financial Markets Association(SIFMA:米国証券業金融市場協会)が行ったサーベイでは、(1)規模、(2)相互関連性(金融ネットワークへの影響)、(3)流動性、(4)少数取引先や商品への集中、(5)異分野における金融機関破たんとの相関性、(6)瞬時的連鎖、(7)群衆的行動、(8)同方向取引への殺到、(9)レバレッジを挙げている。

⁸米国のブラックマンデー、日本株式市場のバブル崩壊、アジア金融危機、ロシア債務危機、LTCM問題など

⁹日本銀行ホームページ「教育・学習情報、教えて!にちぎん」より引用

¹⁰東京証券取引所ホームページ証券用語集より引用

リーマンショック以降はこの「システミック・リスク」の分析が中心的テーマとなる。

5.2.2. マクロブルーデンス的なリスク管理

リーマンショックの原因を分析した Kashyap et al.(2008) は、当時の金融機関が表面上はリスクヘッジされた大量の不動産担保証券を（損失が拡大しても）貸借対照表に計上し続けたこと、そのようなリスクの高い金融商品を短期金利のファイナンスで賄っていたことによる相互作用が金融危機を拡大させたとの見解を示した。また金融機関自身ではガバナンス問題は解決できないとし、短期資金調達規制や資本注入等の金融当局による直接的な介入は状況を悪化させるだけだとし、従来の政府や中央銀行による介入に否定的な見解を示したことは目新しい。一方、Hellwig(2009) は、リーマンショックの原因を、(1)「金融機関のコンジット (Conduit) や SIV(Structured Investment Vehicle)¹¹への過剰投資から潜在的な暴落圧力があつたこと」、(2)「コンジットや SIV に含み損が発生すると、市場価格下落・自己資本不足・公正な会計処理が行われなかったこと」の相互作用だと分析した。その対策として政府や金融当局による市場の「監視」と「介入」が必要であるとし、政府や中央銀行の介入に対し好意的な意見を述べた。また McCoy et al.(2009) は、厳格な資本規制と市場の透明な価格付けシステムの欠如がリーマンショックの原因だとした。具体的には、規制緩和は証券会社の（利益のみを追求した）リスクプレミアムの低い派生証券の組成を促進させ、人工的な資産価格バブルと金融リスクの拡大を招くとして、規制緩和を「詐欺的行為」として非難した。Gennaioli et al.(2012) は、金融仲介業者のリスク（発生可能性の低いリスク）無視が金融危機を拡大させた要因であると説明した。投資家の安全なキャッシュフローへの過度な期待、それに対する仲介業者のリスクを無視した証券の提供、この一連のサイクルの中でリスクが顕在化すると、「質への逃避」から始まる流動性危機のメカニズムを説明した。Brunnermeier(2008a) はモーゲージ市場の暴落から経済危機に至るまでの過程を分析し、リーマンショックは古典的な銀行危機 (classical banking crisis) であるとし、新しいリスク要因は「証券化」であるとした。具体的には「金融機関が高いレバレッジを取るインセンティブを保有していたこと」、「資産 - 負債の満期の不一致が過剰であつたこと」、「金融機関同士の（商品取引を通じた）相互関連性が上昇していたこと」が金融リスクを助長したと説明した。この研究を受けて Brunnermeier(2008b) は、新しいリスク要因を考慮した将来的な金融規制の在り方を提案した。また Colander et al.(2009) はリーマンショックの原因は「住宅バブルの崩壊」よりも「人災」としての側面が強いと述べた。これは、経済や金融の専門家が「システミック・リスク」に関して無知であつたため、「相互関連性」を過小評価し複雑な金融商品の販売促進に寄与したことがリスクを拡大させた要因であると説明した。また Khandani et al.(2012) は、ラチェット効果 (Ratchet Effect)¹²を用いてリーマンショックを説明した。これは住宅価格が上昇するとローン金利の低下と借り換え需要に伴う消費の拡大が起こる一方、住宅価格が低下してもラチェット効果により消費が縮小しないことが問題であるとする考え方である。彼らの 2006 年 6 月から 2008 年 12 月までの米国住宅市場価格データを基にした借り換え効果 (Refinancing effect) の実証分析では、借り換え制度が存在する場合は経済全体の損失が 1.5 兆ドルだつたのに対し、この制度が存在しなかつた場合の損失は 2,800 億ドルに止まっていたと分析した。以上のようにリーマンショックは「システ

¹¹金融機関が設立した投資運用を行う特別目的法人。主に民間 MBS(住宅ローン担保証券) や CDO(債務担保証券) を買い取り、それらを担保に ABCP(資産担保コマーシャルペーパー) を発行して資金調達を行っていた。

¹²人々の消費行動に関してしばしば見られる現象で、所得水準の低下に対して消費支出がそれほど低下しない現象を言う。

ミック・リスク」や「マクロプルーデンス政策」等の新しい概念が注目されがちだが、「規制緩和」や市場参加者（金融機関）の「モラルの欠如」等人災としての側面が強いことも考慮すべきようである。

5.2.3. システミック・リスクの計量モデル

2010年以降になると、Moshirian(2011)のように国際的に統合された金融システム（フレームワーク）構築を急ぐ議論も出現する。彼は国際的に統一された「規制」「共有できるデータ」「ネットワーク」の欠如が金融リスクを助長するとし、G20等で効率的に実施できる「新しいグローバルなフレームワーク」の構築と中央銀行の金融市場安定化に向けた役割を述べた。この他に金融リスクの実態を把握するために、リスクの定量化を試みる研究も目立つ。例えばGray and Jobst(2011)は、金融機関のソルベンシーリスクや偶発債務¹³からシステミックリスクを定量化するSystemic contingent claims analysis(Systemic CCA)を提案した。彼らは実際にこのアプローチを用いて米国の金融機関のリスク波及効果による損失額を評価した。このSystemic CCAは、ユーロ圏ではシステミック・リスクのストレステストに、スウェーデンではソルベンシーリスクの分析に用いられている。またGauthier et al.(2012)は、金融機関のリスク額や時変動する純資産（自己資本）からシステミックイベント時に想定される追加資本量を測定する方法を提案した。この方法を用いたカナダでの実証分析は、平均的に25%も金融機関のリスクが過小評価されていることが示された。またシステミック・リスクの要因として、銀行の規模・デフォルト確率・銀行間資産の相関を挙げ、マクロプルーデンス的なリスクマネジメントを行い資本強化することでリスクは低減できると説明した。Galati and Moessner(2012)は、従来型のミクロプルーデンス政策の金融規制・監督における限界性を指摘し、マクロプルーデンス政策の定義・目的・政策の有効性を説明した。またシステミック・リスクの主要なリスク要因として「規模」「相互関連性」「代替の可能性(the availability of substitutes)」を挙げ、リスク定量化モデルとしてCoVaRとMarginal Expected Shortfall(MES)法を推奨した。

5.2.4. 相互関連性と流動性

システミック・リスクの「相互関連性」或いは「流動性」に焦点を当てた研究も多い。例えば「相互関連性」に着目したBillio et al.(2012)の研究は、ヘッジファンド、銀行、ブローカー/ディーラー、保険会社、それぞれの月次株価収益率を用いて主成分分析とグレンジャー因果性テストで相互関連性を分析した。結果は、セクター間の関連性は2000年以降高い上昇率を示し、特に銀行と保険会社の相関リスクが高いとした。また金融危機発生時のデータを基にしたアウトオブサンプルの予測テストでは、銀行（投資銀行）の重要性（リスク影響度）が急上昇していることが示された。またChen et al.(2013)は、クレジット・デフォルト・スプレッド(CDS)と日次株価収益率データを使って銀行と保険会社のシステミック・リスク指標¹⁴を構築し、その相互関連性をグレンジャー因果性テストで分析した。結果は、両セクターからの因果性が示され、条件付き不均一性修正後の検証は銀行から保険会社へのインパクトが強く、長時間にわたり影響力が及ぶことが示された。このように相互関連性は、株価やCDS価格のデータをVARモデル等で検証することが一般的であるが、本邦では広く入手可能なデータが少なく、それらのデータのみでリスク波及効果を検証できるのかといった問題点の指摘もある。

¹³現時点では債務ではないが、一定の事由を条件として、将来債務になる可能性のある債務の総称。例えば、他人のためにした債務保証、受取手形の裏書譲渡や係争中の裁判から生ずる損害賠償責任などがある。

¹⁴このような方法で算出された指標はリスク中立的でフォワード・ルッキングだとしている。

一方「流動性」はリーマンショック以前から懸念されていた主要なリスク要因で、Diamond and Rajan(2005)が預金者のパニック的な行動(取付騒ぎ)から生じる債務不履行メカニズムの分析を行った。そこでは流動性のスパイラル的な減少から生じる金融メルトダウンのメカニズムが示され、資金調達市場の流動性とソルベンシーリスクは表裏一体の関係であり、そのリスク原因を特定することは困難であると説明した。またそのリスク回避策として、当局による介入こそが最も効率的であるとした。金融商品取引市場の流動性と資金調達市場の流動性の関連性を分析した Brunnermeier and Pedersen(2009)は、両市場の相互関係性の強さを示し、「流動性」のリスク特徴として、(1)市場から突然無くなる(dry up) (2)同種類の証券間で類似性が高い (3)ボラティリティと相関が高い (4)「質への逃避(flight to quality)」が発生しやすい (5)同時に同方向へ動く、ことを説明した。Dudley and Nimalendran(2009)は、システミックイベントを条件とした条件付き収益率分布の左側テール(the left tail dependency between returns)に着目し、ヘッジファンドの取引から生じる悪影響(Contagion)の波及効果を分析した。結果は、ヘッジファンドの資金調達流動性(シカゴマーカンタイル取引所メンバーの株式委託保証金、金利、通貨先物取引から計測)は、リスク発生の有意味な決定要因(a significant determinant of financial contagion)であることが示され、Brunnermeier and Pedersen(2009)で指摘された流動性リスクの五つの特徴を踏襲した分析を行った。

最近では、Battiston et al.(2012)の金融ネットワーク(Financial network)はリスク要因であるとの見方が注目される。従来、金融ネットワークはシステム効率化とリスク分散に寄与すると見られていたが、ネットワーク内では金融仲介者の資産-負債構造は互いに依存関係(表裏一体)にあり、小さなデフォルトリスクでもスパイラル的に増加するメカニズムが説明された。また Brunnermeier et al.(2012)は、近年増加傾向にある金融機関の非伝統的収益(非金利収入)をトレーディング収益・投資銀行業務・ベンチャーキャピタル業務に分解し、そのリスクを $\Delta CoVaR$ とSES(Systemic Expected Shortfall)を使って定量化した。また特にトレーディング収益は伝統的業務(貸出と預金)と比較すると、その依存度を増加させることはリスク拡大要因であるとし、それは市場対簿価比率(market-to-book ratio)・財務レバレッジ・時価総額の増加関数であると説明した。

このようにリーマンショック以降のリスクに関する研究は、「システミック・リスク」の波及効果や市場の「流動性」を議論することが特徴的である。また特に2010年以降、数理モデルを使いリスクを定量的に評価する研究も盛んになった。以下ではその数理モデルの一部を紹介する。

第6章 システミック・リスク評価の数理モデル

6.1. TARCH-DCC

Robert F. Engle[1982]が金融資産価格の条件付き分散に関するARCH(Autoregressive conditional heteroscedasticity model)モデルを提案し、その後、Tim Bollerslev[1986]が同モデルを拡張したGARCH(Generalized ARCH model)モデル(分散不均一モデル)を提案した。最初にARCHモデルでは、個別企業*i*の*t*期における収益率 $r_{i,t}$ を*t*-1期において予測可能な変動 $E(r_{i,t}|I_{i,t-1})$ と予測可能な誤差 $\varepsilon_{i,t}$ との和

$$r_{i,t} = E(r_{i,t}|I_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1.1)$$

として表す。ここで、 I_{t-1} は*t*-1期に利用可能な情報集合として表す。ボラティリティ変動モデルでは、この予測不可能な変動 $\varepsilon_{i,t}$ を、非負の値を取る $\sigma_{i,t}$ と期待値0、分散1で過去と独立かつ同一な分布に従う(Independently and identically distributed; i.i.d)確率変数 $z_{i,t}$ との積として

$$\varepsilon_{i,t} = \sigma_{i,t}z_{i,t}, \sigma_{i,t} > 0, z_{i,t} \sim i.i.d, E(z_{i,t}) = 0, Var(z_{i,t}) = 1, \quad (1.2)$$

と表す。ここで $\sigma_{i,t}$ は $r_{i,t}$ のボラティリティであり、ボラティリティ変動モデルではその変動を明示的に定式化する。

資産価格のボラティリティはいったん上昇(低下)すると、しばらくボラティリティの高い(低い)日が続くことが知られている。こうした現象はボラティリティ・クラスタリング(Volatility clustering)と呼ばれ、多くの資産価格で観測される。Engle[1982]はこうした現象を捉えた下記のARCHモデルを提案した。

$$\sigma_{i,t}^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{i,t-1}^2, \omega > 0, \alpha \geq 0. \quad (1.3)$$

ここで、パラメータに非負制約を課すのは、 $\sigma_{i,t}^2$ の非負性を保証するためである。

その後、Bollerslev[1986]が、(2,3)式の右辺に $\sigma_{i,t-1}^2$ を加えたGARCH(1,1)モデルを提案した。

$$\begin{aligned} \varepsilon_{i,t}^2 &= (r_{i,t-1} - \mu_{i,t})^2 \\ \sigma_{i,t}^2 &= \omega_i + \alpha_i r_{i,t-1}^2 + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2 \quad \omega_i > 0, \beta_i, \alpha_i \geq 0, 1 - \alpha_i - \beta_i > 0 \end{aligned} \quad (1.4)$$

このモデルでも $\sigma_{i,t}^2$ の非負性を保証するために、パラメータに非負制約を課す。

一般的に株式市場では、株価が上昇した日の翌日と下落した日の翌日を比較すると下落した翌日の方がボラティリティがより上昇する傾向が強い。このようなボラティリティの非

対称性を GARCH モデルでは捉えることはできないが、以下に説明する TARARCH(Threshold ARCH) モデル¹では表現が可能となる。

以下の TARARCH モデルでは右辺第 3 項 $r_{i,t-1}$ が負であれば 1, それ以外は 0 になるダミー変数 $I_{i,t-1}^-$ を用いることによってボラティリティの非対称性を捉えることが可能となる。

$$\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \alpha_i r_{i,t-1}^2 + \gamma_i r_{i,t-1}^2 I_{i,t-1}^- + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2 \quad (1.5)$$

ここでも $\sigma_{i,t}^2$ の値が負にならないように、パラメータに非負制約が必要となる。

よって (2.5) 式では, $r_{i,t-1} > 0$ であれば, $I_{i,t-1}^- = 0$ なので

$$\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \alpha_i r_{i,t-1}^2 + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2$$

となり, $r_{i,t-1} < 0$ であれば, $I_{i,t-1}^- = 1$ なので

$$\sigma_{i,t}^2 = \omega + \beta \sigma_{i,t-1}^2 + (\alpha + \gamma) r_{i,t-1}^2$$

となる。そこで $\gamma > 0$ であれば、株価が上昇した翌日よりも株価が下落した翌日の方がボラティリティがより上昇することになる。

次に相関モデルであるが、従来、時変動する相関モデルでは強い制約条件が付加されている場合や推定するパラメータが多い等の問題点が存在していた。そこで Engle[2002] はこのような問題点を考慮した Dynamic Conditional Correlation モデルを提案した。このモデルは各資産価格のボラティリティが GARCH や TARARCH に従う時、多変量同時分布の条件付き相関モデルである。ここで個別株式の収益率 $r_{i,t}$ を GARCH 或いは TARARCH で推定した分散値 $\sigma_{i,t}$ で基準化した

$$\epsilon_{i,t} = r_{i,t} / \sigma_{i,t} \quad (1.6)$$

は標準化残差項(ボラティリティ調整後リターン)である。DCCはこの標準化残差項の時系列相関を推定するモデルであるが、直接推定するのではなく最初に疑似相関 $Q_{i,m,t}$ を推定しリスケールすることで正しい値を推定することになる。

疑似相関の推定法として一般的なミーニンリバージョン型 DCC モデル(以下 DCC モデル)では

$$\begin{aligned} Q_{i,m,t} &= \omega_{i,m} + \alpha \epsilon_{i,t-1} \epsilon_{m,t-1} + \beta Q_{i,m,t-1} \\ \omega_{i,m} &> 0. \quad \alpha, \beta > 0. \quad 1 - \alpha - \beta > 0. \end{aligned} \quad (1.7)$$

となる。これは相関の変動は一時的なもので、次第に平均へ回帰していくという仮定に基づいたモデルで、GARCH(1,1)のように簡単に計算できることが特徴である。

次の Asymmetric DCC(以下 ADCC モデル)は相関の非対称性を表現したモデルで、一般的に株式市場では、相場上昇時よりも下降時の方が当該株式の相関が高くなる傾向が強い。ミーニンリバージョン型の DCC モデルでもこのような傾向を表現することは可能だが、ADCC モデルでは

$$\begin{aligned} Q_{i,m,t} &= \omega_{i,m} + \alpha \epsilon_{i,t-1} \epsilon_{m,t-1} + \gamma \eta_{i,t-1} \eta_{m,t-1} + \beta Q_{i,m,t-1} \\ \eta_t &= \min[\epsilon_t, 0], \quad \omega_{i,m} > 0 \quad \alpha, \beta > 0 \quad 1 - \alpha - \beta > 0 \end{aligned} \quad (1.8)$$

¹GARCH モデルの発展形については、渡部・佐々木 [2006] に詳しい。

となり、 $\epsilon_{i,t} < 0$ 、 $\epsilon_{m,t} < 0$ 時のみ $\gamma > 0$ となり $Q_{i,m,t}$ は増加することでこの傾向を強く表現することが可能である。即ち両資産価格が同時に下落、また同時に下落する期間が長期化し相関が上昇することで、早期にリスクを発見できる仕組みである。

しかしここで推定された系列相関 $Q_{i,m,t}$ は疑似相関で、 $-1 \leq 0 \leq 1$ の条件を満たしていない。そこで $Q_{i,m,t}$ を非対角成分とする正方行列が正定値条件を満たすための制約条件下で、 $Q_t = \{Q_{i,m,t}, i = 1, \dots, n, m = 1, \dots, n\}$ の対角成分が 1 になる様な下記のリスケールが必要となる。

$$R_t = \text{diag}\{Q_t\}^{-1/2} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1/2} \quad (1.9)$$

(2.7) 式或いは (2.8) 式で推定した疑似相関を (2.9) 式でリスケールする相関行列が推定値となる。なおここで $\text{diag}\{Q\}$ は対角成分ベクトルの意味である。

6.2. MES

ここで紹介する MES モデルは Achaya[2010] によって提案されたもので、個別金融機関 i のデフォルト時 (1 時点) における期待ショートフォール (expected shortfall) を下記のように定義した。

$$ES_i \equiv -E[w_{i,1} | w_{i,1} < 0] \quad (2.1)$$

ここで $w_{i,1}$ は全金融機関を構成する個別金融機関 i の将来時点 ($t = 1$) におけるエクイティ (市場価格) である。

この式の発展形が次式の SES (システムミック期待ショートフォール) で、金融システム全体のエクイティ損失額の合計値とした。

$$SES_i \equiv E[za_i - w_{i,1} | W_1 < zA] \quad (2.2)$$

ここで z は一定の割合を示し、 a_i は銀行 i の資産、 W_1 は金融システムを構成する銀行全体のエクイティ合計額、 A は銀行全体の資産を示す。よって (2.11) 式は、将来時点で金融システムを構成する銀行全体のエクイティの合計額が、銀行全体の資産の一定割合の金額を割り込むと言う条件の下で、金融システムを構成する個別銀行 i の将来時点におけるエクイティが、個別銀行 i の資産の z 倍以下になる時の確率変数 $-(w_{i,1} - za_i)$ の条件付き期待値の金額として定義される。

ここで (2.11) 式を個別銀行 i の初期時点 $t = 0$ のエクイティで基準化すると、

$$\frac{SES_i}{w_{i,0}} = \frac{za_i}{w_{i,0}} - 1 - E\left[\frac{w_{i,1}}{w_{i,0}} - 1 \mid W_1 < zA\right] \quad (2.3)$$

となる。ここで第 1 項は、初期時点で個別銀行 i のレバレッジ $a_i/w_{i,0}$ が初期時点で既に高いかどうか計測するものである。 $W_1 < zA$ で危機発生となるので $z > 1$ となる。よって $za_i/w_{i,0} - 1$ は正の値を取り、個別銀行 i が既に過小資本であることを示す。第 2 項は危機発生時の株価リターンの条件付き期待値を表す。以上からこの 2 つの項の和が、将来時点 $t = 1$ において危機が発生している場合、個別銀行 i が過小資本かどうかを決定している。

よってシステムミック・リスク指標 SES_i を計測するには、(2.14) 式第 2 項を推定する必要がある。ここで (2.12) 式の期待ショートフォールは損失が信頼水準 $1 - \alpha$ に対する VaR_α 以上であるという条件の下での期待損失であり、以下のようになる。

$$ES_\alpha = -E[R | R \leq -VaR_\alpha] \quad (2.4)$$

ここで R は金融機関全体のリターンで、個別銀行 i のリターン $r_i, i = 1, 2, \dots, n$ のポートフォリオ $y_i, i = 1, 2, \dots, n$ の合計を、 $R = \sum_i y_i r_i$ とすれば金融機関全体の ES_α を

$$ES_\alpha = \sum_i y_i E[r_i | R \leq -VaR_\alpha] \quad (2.5)$$

と表した。

この時、全金融機関のリスク ES_α に対する個別銀行 i の寄与率は、 ES_α を y_i で偏微分したもので

$$MES_{i,\alpha} \equiv \frac{\partial ES_\alpha}{\partial y_i} = -E[r_i | R \leq -VaR_\alpha] \quad (2.6)$$

となる。以上 Acharya[2010] は $MES_{i,\alpha}$ を限界期待ショートフォールと定義した。

6.3. SRISK

Brownlees and Engle(2012) は Acharya et al.(2010) の理論を発展させ、*SRISK*(Systemic RISK) 指標を提案した。これは金融危機発生時における条件付き必要追加資本額で、

$$SRISK_{i,t} = E_{t-1}(CapitalShortfall_i | Crisis) \quad (3.1)$$

と表せ、資産を k 倍以上保有する場合、自己資本が金融危機時に不足する資本額の推定値として以下のように定式化される。

$$\begin{aligned} SRISK_{i,t} &= E((k(Debt + Equity) - Equity) | Crisis) \\ &= k(Debt_{i,t} - (1 - k)(1 - MES_{i,t}))Equity_{i,t} \end{aligned} \quad (3.2)$$

ここで k はプルーデンシャルレシオ(定数²)、負債 ($Debt$) と自己資本 ($Equity$) とすると、総資産は負債と自己資本の和 ($Debt + Equity$) である。

実際に個別金融機関 i の $SRISK_{i,t}$ を計測するには、 t 時点における余剰資本を自己資本(時価) $W_{i,t}$ 、負債(簿価) $D_{i,t}$ 、最低資本維持率 ($PrudentialRatio$) を k として次の通り表す。

$$CB_{i,t} = W_{i,t} - k(D_{i,t} + W_{i,t}) \quad (3.3)$$

時刻 $t+h$ においてシステミック事象が発生し、その時の資本不足 (CS) を次の通り表す。

$$\begin{aligned} CS_{i,t+h|t} &= -E_t[CB_{i,t+h} | R_{m,t:t+h} < C] \\ &= kE_t[D_{i,t+h} | R_{m,t:t+h} < C] + (1 - k)E_t[W_{i,t+h} | R_{m,t:t+h} < C] \end{aligned} \quad (3.4)$$

ここで $R_{m,t:t+h}$ は t から $t+h$ の市場収益率で、これが累積下落率の閾値 C^3 を下回る時システミックイベントの発生となる。

システミックイベント発生時には、個別銀行がさらに新たな負債を調達することが困難と想定されるから、 $E[D_{i,t+h} | R_{m,t:t+h} < C] = D_{i,t}$ とすると、最低資本維持率は、

$$\begin{aligned} CS_{i,t+h|t} &= kD_{i,t} + (1 - k)E_t[W_{i,t+h} | R_{m,t:t+h} < C] \\ &= kD_{i,t} + (1 - k)W_{i,t} [1 + E_t[R_{i,t+h} | R_{m,t:t+h} < C]] \\ &= kD_{i,t} + (1 - k)W_{i,t}(1 - MES_i) \end{aligned} \quad (3.5)$$

²リスクに対するバッファー的な役割を果たし、通常のリスクシナリオの場合概ね8%、リスクに対し保守的な予測をする場合8%以上、楽観的な場合8%以下とリスクシナリオに適応させて変えることが可能。

³一般的には、「3カ月間で30%以上の下落」等と期間と下落率を仮定して計算する。

となる。ここで、 t 時点の個別金融機関 i のシステミック・リスク額 $SRISK_{i,t}$ を

$$SRISK_{i,t} = \max(0, CS_{i,t+h|t}) \quad (3.6)$$

として、システム全体のリスク $SRISK_{n,t} = \sum_{i=1}^n SRISK_{i,t}$ や、個別銀行の寄与度 $SRISK\%_{i,t} = SRISK_{i,t}/SRISK_i$ が計測可能となる。

Andersen et al.(2012)は、分散値推定にGARCH、相関値推定にDCCを用いることがリスクの定量化に最も適していると述べた。具体的にGARCHは、「ボラティリティの平均回帰性」「長期記憶性」「非対称性」の特性が、DCCは推定するパラメータが比較的少ない等の特徴が金融商品のリスク評価に適していると述べた。Malz(2013)は、2006年1月から2013年1月までの日次株価収益率とオプション収益率を使いリスク指標を構築したが、相関推定はDCCを用いた。この指標はフォワードルッキング的に予測可能で、米国大手8行の実証分析では、システミックイベント発生時に従来想定されたリスク量よりも多くのリスク量を計上し、厳格なリスク評価が可能として注目を浴びた。Mighri and Mansouri(2013)はTARCH-DCCを用いてリスクの波及効果を評価した。具体的な分析は2003年1月1日から2010年12月31日までの推定期間で、米国の株価指数(S & P500の対数収益率)が他国の株価指数(インデックス指数の対数収益率)に及ぼす影響を検証した。結果は、米国のリスクと他国との相関(DCC)が高まると、リスク波及効果も高まるとする統計的有意な説明力が示され、これによりDCCがリスク波及効果の分析にも有効であるとする見方が強まった。Hurlin et al.(2013)はSsRisk(Sovereign Systemic Risk)指標を構築し、欧州ソブリン債危機時のシステミック・リスクを分析した。このアプローチは、リスク額はMESから算出され、MESはDCCがパラメータとなっている。そしてソブリンリスクの高い国はハイイールドになり、最終的にスパイラルな売り圧力がかかる傾向が強いことが示された。彼らは金融当局に対しこの指標を用いて市場を監視しリスク管理することが望ましいと提案した。

このようにBrownlees and Engle(2012)によって提案されたアプローチは、データ入手の容易さと計算法の簡便さから利用頻度が高く、比較的精度の高い分析も可能である。また近年の研究では、システミック・リスク分析に重要なリスク波及効果の測定もある程度DCCにより計算が可能との見方が強まっている。

6.4. ES と SES

ESから発展したモデルとして、Acharya et al.(2010)が提案したシステミック・リスク指標SES(Systemic Expected Shortfall)がある。これはES(期待ショートフォール)が確率変数 X に関して閾値 μ を超える部分の期待値であるのに対し、金融システム全体がストレスにより資本不足に陥った時、当該個別金融機関が資本不足になる傾向を測る尺度である。

Acharya et al.(2010)はそれまでのBasel IIのような金融規制は個別企業のリスクに限定した(マイクロプルーデンス的な)資本規制であるとし、金融危機時に金融機関が常に過小資本に陥っていることを問題視した。そこで2007年から2009年の金融危機時の株式・CDS・財務・アウトオブザマネーのオプション価格データを使って金融機関のSESを算出するアプローチを提案した。

ここでSESの定式化には0と1の2時点のみを考える。時点1における金融機関 i の自己資本⁴を $w_{i,1}$ 、資産額を a_i とする(a_i は一定)、時点1でデフォルトしたという条件付きの

⁴本稿では当該企業の月次ベースでの株価収益率をもって自己資本額の増減率として乗じた。

期待ショートフォール ES_i は

$$ES_i = -E_0[w_{i,1} \mid w_{i,1} < 0] \quad (4.1)$$

金融システムを構成する銀行全体 n 行について、自己資本合計を $W_1 = \sum_{i=1}^n w_{i,1}$ 、資産合計を $A_1 = \sum_{i=1}^n a_{i,1}$ とすると、金融システム全体の自己資本が、総資本の一定割合 (z) を下回ったという条件の下で銀行 i の期待ショートフォールをシステミック期待ショートフォール SES_i と呼び、

$$SES_i = E_0[za_i - w_{i,1} \mid W_1 < zA] \quad (4.2)$$

となる。この両辺を初期時点の自己資本で割ると

$$\frac{SES_i}{w_{i,0}} = \frac{za_i}{w_{i,0}} - 1 - E_0\left[\frac{w_{i,1}}{w_{i,0}} - 1 \mid W_1 < zA\right] \quad (4.3)$$

となる。(9) 式右辺第 1 行は初期時点の財務レバレッジで、通常は $\frac{za_i}{w_{i,0}} - 1 > 0$ である。第 2 項は金融危機発生時の自己資本損失率 (自己資本を株価で計測すれば株主収益率) である。

また Acharya et al.(2010) は ES を個別銀行の全体リスクに対する寄与率 MES(Marginal Expected Shortfall) に発展させた。金融システムを代表させて銀行株インデックスのリターンを $R = \sum_{i=1}^n y_i r_i$ 、個別銘柄のリターン r_i 、指数の構成比率を y_i とそれぞれ表す、銀行株インデックスリターンの $1 - \alpha\%$ の確率で生じる $ES_{1-\alpha}$ は、

$$ES_{1-\alpha} = -E[R \mid R < VaR_{1-\alpha}] \quad (4.4)$$

であるが、

$$ES_{1-\alpha} = -\sum_{i=1}^n y_i E[r_i \mid R < -VaR_{1-\alpha}] \quad (4.5)$$

とできるので、 $ES_{1-\alpha}$ に関する個別銀行 i の寄与率を $MES_{1-\alpha}$ とすれば、

$$MES_{1-\alpha} = \frac{\partial ES_{1-\alpha}}{\partial y_i} = -E[r_i \mid R < VaR_{1-\alpha}] \quad (4.6)$$

である。

ここで自己資本額 ($w_{i,t}$) を株式時価総額で計測すれば、 $\frac{w_{i,1}}{w_{i,0}} - 1$ は株式リターン r_i に一致する。また、 $W_1 < zA$ という条件が銀行株式指数に関する $1 - \alpha\%$ の確率で生じる VaR を下回る事象とすれば、(12) 式第 2 項は、

$$E_0\left[\frac{w_{i,1}}{w_{i,0}} - 1 \mid W_1 < zA\right] = E[r_i \mid R < -VaR_{1-\alpha}] = MES_{1-\alpha} \quad (4.7)$$

と計算できる。

MES を用いた先行研究として Cai et al.(2012) は、MES を $E(X \mid Y > Q_Y(1-p))$ と定義し (ここで $Q_Y(1-p)$ は Y の分布の $(1-p)$ 分位を表し、 Y は市場全体の下落率、 X は個別企業株式の下落率を表す。) 、米国の 3 大投資銀行の MES を推定した。また Caporh and De Magistris(2012) は、マーケットの対数収益率と個別株式の対数収益率が線形関係でないことを証明し、特に市場暴落時は MES 算出に誤差が生じると説明した。そしてこの欠点を補う 2 次的な近似法を用いた修正アプローチを提案した。Qin and Zhou(2013) は MES の

加法性 (additive feature) を実務的に改良し、多変量極値理論 (multivariate extreme value theory) に基づいた MES 推定法を提案した。そして国際的にシステム上重要な 29 の金融機関 (G-SIFIs) の MES を推定した。Brown et al.(2013) は、ヘッジファンドの収益率からシステミック・リスクとのクロスセクショナルな関係性 (the cross-sectional relation) を分析した。具体的には 1994 年 1 月から 2009 年 12 月までの月次ベースのヘッジファンド手数料 (収益) や運用収益、運用資産データから推定された MES を使い、システミック・リスクへの影響度を調べた。彼らはヘッジファンドの活動が活発になるとシステミック・リスクも増加するという統計的な有意性を示し、MES はヘッジファンドのクロスセクショナルな変動⁵を説明する最も重要なファクターだと述べた。

6.5. CoVaR

VaR(Value at Risk) や ES(Expected Shortfall) は銀行間の相互関連性や簿外取引 (ポジション) データを反映していないため (よってリスク波及効果を予測できないため)、一般にはシステミックなリスク指標としては不完全と言える。しかし以下で紹介するアプローチは VaR や ES が理論の土台となっており、そこから発展したものが多い。

VaR(Value at Risk) は市場リスクの最大損失額を算出する指標で、現在保有している資産 (ポートフォリオ) を将来のある一定期間保有すると仮定した場合、一定の確率の範囲内 (信頼区間) で市場の変動によってどの程度損失を被る可能性があるかを計測したものである。よってポートフォリオが多様な金融資産で構成されている場合でも、一定の確率における「予測最大損失額」という共通の尺度で比較・管理することが可能でありリスク管理において非常に便利であると言える。

ここで信頼水準 $(1 - \alpha) %$ の $VaR_{1-\alpha}$ は、

$$F_X(-VaR_{1-\alpha}) = \alpha \Leftrightarrow VaR_{1-\alpha} = -F_X^{-1}(\alpha) = -\inf\{x | F_X(x) > \alpha\} \quad (5.1)$$

である。また ES は、信頼水準 $(1 - \alpha) %$ の VaR を超えて発生する損失の期待値で、

$$ES_{1-\alpha} = E[X | X < -VaR_{1-\alpha}] \Leftrightarrow ES_{1-\alpha} = -\frac{1}{\alpha} \int_0^\alpha F_X^{-1}(p) dp \quad (5.2)$$

となる。

VaR は比較的簡単に定義することが可能であるが、「信頼区間外のリスクを捉えきれない⁶」や「劣下方性を満たさない⁷」等の欠点が指摘されている。

ニューヨーク連銀 Adrian and Brunnermeier(2011) によって提案された CoVaR(Conditional VaR) は、個別金融機関のストレスを条件とした金融システム全体の限界 (marginal) リスク額、或いは資本損失額とに次の通り定義される。⁸

金融システムを代表させて銀行株インデックスのリターンを R とすると、個別銀行のリターン r_i の、 R について $1 - \alpha$ の確率で生じる VaR は

$$P_r[R < -VaR_{1-\alpha}] = \alpha \quad (5.3)$$

⁵ヘッジファンド同志で資金調達を行い資本の依存関係を強めたり (資本の貸し手と借り手)、その資金で取引市場を通じて、今度は取引関係になったりすること。

⁶先のリーマンショックの様な、発生する可能性は低いが、一度発生すると損失が巨大である事象は捉えることはできないこと。

⁷リスク指標 ρ が劣下方性を満たすとは、全体のポートフォリオのリスク量が個別ポートフォリオのリスク量を下回ることを指す。即ち、任意の X, Y に関して $\rho(X + Y) \leq \rho(X) + \rho(Y)$ が成立すること。

⁸一方 Artzner et al.(1997,1999) より提案された CVaR は、損失額が VaR 以上となる事を条件とした損失額の条件付き期待値である。

である。また r_i について $1 - \alpha$ % の確率で生じる VaR は、

$$Pr[r_i < VaR_{1-\alpha}^i] = \alpha \quad (5.4)$$

である。

ある個別銀行 i が $VaR_{1-\alpha}^i$ を超えるストレス時に、金融システム全体が受けるダメージを CoVaR と呼び、

$$Pr \left[R \leq CoVaR_{1-\alpha}^{r_i \leq VaR_{1-\alpha}^i} \mid r_i \leq VaR_{1-\alpha}^i \right] = \alpha \quad (5.5)$$

の通り定義する。この時システムミック・リスク $\Delta CoVaR$ は、 i 銀行が平常時 (リターンの中央値) における CoVaR と、 i 銀行がストレス時の CoVaR の差

$$\Delta CoVaR_{1-\alpha}^{r_i \leq VaR_{1-\alpha}^i} = CoVaR_{1-\alpha}^{r_i \leq VaR_{1-\alpha}^i} - CoVaR_{1-\alpha}^{r_i = VaR_{0.5}^i} \quad (5.6)$$

の通り計算できる。

このように $\Delta CoVaR$ は計算方法が簡便で、マクロプルーデンス政策にも応用が可能⁹であるが、個別金融機関と金融システム全体のストレス時における下落の関連性しか把握できず、システム全体のリスクやリスク波及効果を計測していない。そのため個別金融機関のシステムミック・リスク寄与度を適切に計算することができず、金融機関全体のシステムミック・リスク計測には不向きとの指摘もある¹⁰。

Adrian and Brunnermeier(2011) は、VaR は金融危機時にリスク量を過小評価する傾向があり、それに基づいた資本規制では金融危機を阻止できないと分析した。実証分析では CoVaR を用いて商業銀行・保険・不動産・投資銀行のリスク量を評価し VaR と比較したところ、投資銀行のリスク過小評価が顕著だったとしている。また Lopez-Espinosa et al.(2012) は、シカゴマーカントイル取引所 (CBOE) 上場の Volatility Index(VIX), 流動性スプレッド (3カ月物米国レポレートと3カ月物 T-bill レートの差), 及び S & P500 収益率を使って国際的に活動する大手金融機関 (Too big to fail) 54 行のリスク量を CoVaR で計測した。そのシステムミック・リスクのリスク要因として、時価総額や財務レバレッジよりも短期資金調達 (Short-term wholesale funding) の方を問題視し、金融当局による資金調達市場の管理・監督の必要性を主張した。

6.6. シャープレイ値 (Shapley value)

Tarashev et al.(2009) によって紹介されたシャープレイ値のアプローチは、TU(Transferable Utility) ゲーム理論から発展したもので、各銀行のリスク寄与度は当該金融機関から成る金融システム (部分集合) に対する、システムミック・イベント発生を条件とした新たに発生するリスクの追加効果、または他の金融機関へ割り振られるリスクの加重平均として定義される。

シャープレイ値を計算するには特性関数 (Characteristic function) を定義しなければならない。ここで一般的なゲーム (N, v) における個別企業 i , 分析の対象となる金融機関の集合を、 $N = \{1, 2, 3, \dots, n\}$, 特性関数を $P(N) \rightarrow R$, $P(N)$ は部分集合 N のすべての組み合わせ

⁹Adrian and Brunnermeier(2011) では、VaR ではなく CoVaR によって計測されたリスクを基に資本規制を行うべきであると主張している。

¹⁰Huang et al.(2009) 参照

せ(提携)とし、金融機関数の部分集合から実数への関数とみなし、債務不履行となった銀行が $S \in P(N)$ の時 $v(S)$ は債務不履行の全金額とすると、金融機関 i のシャープレイ値は、

$$Shv(i; N, v) = \frac{1}{n} \sum_{n_s=1}^n \left[\frac{1}{c(n_s)} \sum_{\substack{i \notin S \\ |S|=n_s}} [v(S \cup \{i\}) - v(S)] \right] \quad (6.1)$$

で計算できる。ここで $i \notin S$ は i が含まれないすべての部分集合を表しており、 $|S|$ はサブグループ S に含まれる企業数を表している。つまりプレイヤー(金融機関) $i \in N$ の提携 $S, i \notin S$ に対する貢献度は $v(S \cup \{i\}) - v(S)$ 、 $C(n_s) \equiv \frac{n!}{(n-n_s-1)!n_s!}$ である。またシャープレイ値は以下の特徴を持つことが知られている。

1. 合理性 (Efficiency): 全てのプレイヤー(金融機関) 1人で提携を作る時の利得(リスク額) $v(\{i\})$ 以上の利得(リスク額) を与える性質。即ち全体集合 N の全てのプレイヤー(金融機関) i に対して $\phi_i(v) \geq v(\{i\})$ が成り立つ。
2. 対称性 (Symmetry): プレイヤー(金融機関) i と j は同様の意味を持つ。つまり、 $v(S \cup \{i\}) = v(S \cup \{j\})$ が全体集合 N の i も j も含まない全ての部分集合 S に成り立つ場合、 $\phi_i(v) = \phi_j(v)$ である。
3. ナルプレイヤーに関する性質 (Null player): ナルプレイヤー i に対し報酬を与えない(リスクがゼロ)。ここでプレイヤー i がナルプレイヤーであるとは、 i が全体集合 N の i を含まない全ての部分集合 S について、 $v(S \cup \{i\}) = v(S)$ を満たすことを言う。
4. 加法性 (Linearity): 2つの特性関数 v と w によって作られた提携ゲームの和(システムック・リスクの和) v や w において各プレイヤーの報酬(リスク)はそれぞれ提携ゲームから得られる報酬の和と一致する。 $\phi_i(v+w) = \phi_i(v) + \phi_i(w)$ 、これが全体集合の全てのプレイヤーについてそれぞれ成り立つ。

1. の合理性 (Efficiency) はリスク分散効果を考慮した個別企業のリスクがシステムック・リスク(全体のリスク)に加算されることを意味しており、2. の対称性 (Symmetry) は部分的な要因が全体のリスクに影響を及ぼさないことを表している。また3. のナルプレイヤー (Null player) はリスクがゼロの金融機関は加算されてもリスクはゼロであることを意味している。このようにシャープレイ値は、加法性¹¹を有しているため、システムック・リスクを配分する一般的なアプローチとして認識されている¹²。

シャープレイ値を用いた先行研究で Garratt et al.(2012) は、資産構造を仮定した銀行のシャープレイ値を計測し資産構造の変化が金融システム全体に及ぼす影響を分析した¹³。そして金融危機による銀行の破綻は、資産ポートフォリオの構造と余裕資本に大きく依存していると説明した。また Drehmann and Tarashev(2011) はシステムック・リスクの決定要因である相互関連性 (Interconnectedness) に注目し、国際的に活動する20の金融機関のシステムック・リスクをシャープレイ値から発展した GCA (Generalised Contribution Approach) 法と PA (Participation Approach) 法で分析した。その結果、マクロブルーデンシャル的な観点からの金融規制には、銀行間取引データを共有しネットワーク構造を解析することが必要

¹¹任意の2つの特性関数 $v, u \in V$ に対して、特性関数 $w \in V$ を $w(S) = v(S) + u(S), \forall S \subseteq N$ によって定義する。この時、 $\phi(w) = \phi(v) + \phi(u)$ がすべてのプレイヤーについてそれぞれ成立すること。

¹²Huang et al.(2009) に詳しい。

¹³銀行の資産構造をリスク資産や無リスク資産に分類し、3行~5行の金融機関それぞれがシステムに及ぼす影響を検証している。

であると述べた。Cao (2012) は、金融システム全体のシステミック・リスクを Multi-CoVaR で計測し、それをシャープレイ値で個別銀行に割り振る分析を行った。分析にはフランスと中国の時価総額上位 5 行の週次株価収益率と時価総額データが用いられた。またここでは TARCH-DCC からシステミック・リスク算出も行われ、Multi-CoVaR と TARCH-DCC がフォワードルッキング的な予測の特性を持ち、マクロプルーデンシャル的な観点に立った政策立案に適していると述べた。

このようにシャープレイ値を用いた先行研究は多く存在するが、算出に当たってリスクパラメーターとして PD(Default Probability)¹⁴や LGD(Loss Given Default)¹⁵、或いは時変動を条件とする相関や負債ウエイトの時系列データ等、一般には入手困難と思われるデータが必要となる。また詳細な分析を行う場合、金融システム内のペアとなる銀行の取引データも必要で、その場合 N 行の銀行が存在すると 2^N 通りのシステミック・リスク指標の算出が必要である。よってアカデミックサイドや民間の実務家には実用的ではなく、中央銀行や政策当局によるアプローチが一般的なようである。

¹⁴PD を計量化するためには信用事由 (ディフォルト・イベント) の定義に即したデータを使用しなければならない。信用事由として法的整理、私的整理、リストラクチャリング、支払不履行等が挙げられる。

¹⁵ディフォルト・イベントが発生した際に回収されない金額の債権額の割合として定義される。回収率によって $LGD=1-$ 回収率として計算可能である。

第7章 システミック・リスクの実証分析

7.1. 国内金融機関のシステミックリスクの分析 (1)

7.1.1. データ

システミック・リスクの推定期間は2003年3月12日から2012年11月末までの日次ベースの対数収益率を基に、2007年12月から2012年11月までの月次ベースのMES・SRISKを算出した。推定期間中のシステミックイベントとして、りそな銀行公的資金注入(2003年5月)、リーマンショック(2008年9月)、東日本大震災(2011年3月)、欧州債務危機(2009年以降)等がある。

GARCHモデルやTARCHモデル及びDCCモデルやADCCモデルでMES・SRISKを計測するには、一定期間以上の株価時系列データが必要となる。そのため本国金融機関のシステミック・リスク計測に当たり本来であれば推定に不可欠な、ゆうちょ銀行や日本生命等の非上場企業、或いはMS & ADや第一生命等の上場してから日の浅い企業を除外した。またシステミック・リスクとは「個別金融機関の支払い不能や、特定市場の決済システム等の機能不全が、他の金融機関、他の市場、または金融システム全体に波及するリスク」¹と定義されるので、一定の規模もしくは日本経済全体に影響を与えることが可能な金融機関に絞り分析を行った。その結果推定銘柄のユニバースは、三菱UFJフィナンシャル・グループ(以下三菱UFJ)、三井住友フィナンシャルグループ(以下三井住友)、みずほフィナンシャルグループ(以下みずほ)、りそなホールディングス(以下りそな)、三井住友トラスト・ホールディングス(以下トラスト)、野村ホールディングス(以下野村)、大和証券グループ本社(以下大和)、東京海上ホールディングス(以下東京海上)、静岡銀行、横浜銀行、千葉銀行の合計11社となった。推定銘柄数は先行研究と比較すると少ないが、東証1部上場の銀行業時価総額では推定に使った8社で全体の約73%を占めており²、問題はないと考えられる。

株価データはQuick Astraから株式分割等の調整済み株価をダウンロードし、その欠損値は線形補間にて補った。相関推定のために必要な対象時系列に本来であれば推定銘柄から構成されるインデックス³で推定するべきだが、今回は推定銘柄が少ないこと及び金融株インデックスでは3メガバンクの比重が極めて大きくなる理由から東証TOPIXとの相関を計測した。

各銘柄の基本情報と単位根検定の結果は表1である。収益率・分散は推定期間中(2003年3月12日から2012年11月末まで)の数値で、相関は対TOPIXとの値である。また単位根検定は標準的なAugmented Dickey-Fuller(ADF)Testで検定した、その結果表1よりすべての系列でp値がほぼ0で、最も厳しい1%の有意水準でも帰無仮説は棄却されることになり、

¹の本銀行ホームページ <http://www/boj.or.jp/announcement/education>

²2013年7月12日終値で集計

³先行研究では全米94行で構成される金融株インデックスで米国の推定を、また日本の金融機関を東アジアの一部値とみなして東アジア全体の推定を行っている。

表 7.1: 推定銘柄の基本情報

	収益率	分散	相関	時価総額 (百万円)	t 統計量	p 値
TOPIX	-0.12 %	2.04	-	-	-	-
三菱UFJ	-19.10 %	5.98	0.75	9,302,302	-45.563	0.0001
三井住友	20.09 %	7.24	0.81	6,766,256	-45.646	0.0001
みずほ	24.53 %	8.15	0.84	5,248,386	-44.196	0.0001
りそな	-39.47 %	8.32	0.68	1,287,658	-46.439	0.0001
トラスト	19.62 %	8.06	0.62	1,928,322	-48.184	0.0001
野村	-72.76 %	6.96	0.63	3,123,034	-47.504	0.0001
大和	-31.52 %	7.15	0.82	1,588,436	-47.964	0.0001
東京海上	44.40 %	6.26	0.58	2,666,402	-49.834	0.0001
静岡	8.52 %	3.22	0.57	746,275	-52.687	0.0001
横浜	3.71 %	4.87	0.74	725,779	-24.234	0.0000
千葉	39.38 %	4.86	0.81	640,006	-50.570	0.0001

表 7.2:

推定銘柄はすべて定常時系列と確認された。

7.1.2. 分散・相関値推定

本稿では国内金融機関のシステムミック・リスクを推定するために、最も適した推定モデルの使用を目的として、分散推定に GARCH モデルと TARARCH モデルを、相関推定に DCC モデルと ADCC モデルでそれぞれ推定し、尤度関数の尤度比検定結果をもって使用するモデルを決定した。尤度比検定時点は、2008 年 10 月（リーマンショック直後）、2011 年 3 月（東日本大震災時）、2012 年 11 月（直近）の 3 時点で、検定結果を表 2 から表 4 にまとめた。

表 2 から表 4 の結果では、TARARCH モデルと GARCH モデルとの比較では、全ての期間・銘柄の χ^2 乗は 1、有意確率は 0.0 % となり TARARCH モデルが分析に適していることが確認された。一方 DCC と ADCC の尤度比検定では、ADCC の方が有意であるとは言い難く、特に 2012 年 11 月では 1 % 未満の有意確率となった銘柄が存在しなかった。参考までに図 1 に代表的な銘柄の GARCH 系列と TARARCH 系列の比較（上半分）、及び DCC 系列と ADCC 系列との比較（下半分）を示した。

図 1 の GARCH・TARARCH の比較では、どちらの時系列もボラティリティ・クラスタリングを形成し、システムミックイベント時にはボラティリティが急上昇している。しかし上昇率は TARARCH 推定での時系列の方が高く、ボラティリティの非対称性を表す γ 項の特徴が出ていると言える。一方 DCC・ADCC の比較では 2 つの時系列間で差がほとんどなく、相関の非対称性も表れていないようである。

以上の尤度比検定から、本稿では国内金融機関のシステムミック・リスク推定には、分散推定に TARARCH モデル、相関推定に DCC モデルが適していると考え、以下の分析では TARARCH - DCC モデルで推定することとする。

TARARCH モデルで各パラメータを月次ベースで推定した。推定期間は 2007 年 12 月から 2012 年 11 月までの 60 カ月である。推定期間の平均値とシステムミックイベント発生時点の

表 7.3: 2008 年 10 月（リーマンショック直後）の尤度比検定

	TARCH	GARCH	χ^2	有意確率	ADCC	DCC	χ^2	有意確率
三菱 UFJ	-5245.9	-5266.1	1	0.0 %	-907.4	-908.5	0.9	13.5 %
三井住友	-5312.0	-5337.5	1	0.0 %	-946.9	-947.2	0.6	38.3 %
みずほ	-5370.9	-5391.1	1	0.0 %	-876.4	-877.4	0.8	17.0 %
りそな	-5532.0	-5555.6	1	0.0 %	-989.1	-998.1	1.0	0.0 %
トラスト	-5471.7	-5495.6	1	0.0 %	-987.1	-997.1	1.0	0.0 %
野村	-5189.5	-5210.1	1	0.0 %	-723.1	-724.3	0.9	12.7 %
大和	-5357.2	-5383.9	1	0.0 %	-770.5	-777.2	1.0	0.0 %
東京海上	-5264.4	-5282.2	1	0.0 %	-1041.4	-1043.9	1.0	2.5 %
静岡	-4817.8	-4837.5	1	0.0 %	-955.8	-957.7	1.0	5.0 %
横浜	-5131.8	-5149.7	1	0.0 %	-996.9	-1001.1	1.0	0.4 %
千葉	-5187.1	-5208.1	1	0.0 %	-981.7	-983.7	1.0	4.6 %

表 7.4: 2011 年 3 月（東日本大震災後）の尤度比検定

	TARCH	GARCH	χ^2	有意確率	ADCC	DCC	χ^2	有意確率
三菱 UFJ	-7574.5	-7605.4	1	0.0 %	-1233.1	-1236.3	1.0	1.1 %
三井住友	-7701.1	-7740.2	1	0.0 %	-1340.0	-1340.0	0.0	100.0 %
みずほ	-7792.5	-7826.8	1	0.0 %	-1258.0	-1259.9	0.9	5.1 %
りそな	-7974.6	-8011.7	1	0.0 %	-1476.5	-1483.0	1.0	0.0 %
トラスト	-7907.9	-7944.1	1	0.0 %	-1390.6	-1395.3	1.0	0.2 %
野村	-7652.5	-7690.0	1	0.0 %	-1055.9	-1055.9	0.2	81.3 %
大和	-7797.2	-7831.2	1	0.0 %	-1094.0	-1095.2	0.9	12.4 %
東京海上	-7573.4	-7600.6	1	0.0 %	-1401.8	-1401.8	0.0	100.0 %
静岡	-6980.0	-7015.7	1	0.0 %	-1369.5	-1369.7	0.4	60.6 %
横浜	-7395.8	-7424.6	1	0.0 %	-1350.7	-1354.4	1.0	0.7 %
千葉	-7443.0	-7474.7	1	0.0 %	-1365.5	-1369.5	1.0	0.4 %

表 7.5: 2012 年 11 月 (直近) の尤度比検定

	TARCH	GARCH	χ^2	有意確率	ADCC	DCC	χ^2	有意確率
三菱 UFJ	-8986.2	-9021.4	1	0.0 %	-1396.2	-1397.6	0.9	9.4 %
三井住友	-9088.5	-9132.2	1	0.0 %	-1507.7	-1507.7	0.0	100.0 %
みずほ	-9191.1	-9229.4	1	0.0 %	-1476.2	-1476.2	0.0	100.0 %
りそな	-9344.9	-9386.4	1	0.0 %	-1755.3	-1758.2	1.0	1.6 %
トラスト	-9416.3	-9456.8	1	0.0 %	-1635.6	-1636.4	0.8	20.7 %
野村	-9229.8	-9270.7	1	0.0 %	-1267.6	-1267.7	0.3	70.4 %
大和	-9317.5	-9356.4	1	0.0 %	-1284.1	-1284.3	0.5	51.0 %
東京海上	-9022.1	-9054.6	1	0.0 %	-1622.9	-1622.9	0.0	100.0 %
静岡	-8240.1	-8280.2	1	0.0 %	-1723.4	-1725.4	1.0	4.3 %
横浜	-8704.6	-8737.9	1	0.0 %	-1671.4	-1681.5	0.4	63.1 %
千葉	-8754.0	-8789.5	1	0.0 %	-1711.1	-1711.2	0.3	65.4 %

表 7.6: TARCH パラメータ (2003 年 3 月 ~ 2012 年 11 月 平均値)

金融機関名	ω	α	γ	β	$\alpha + \gamma / 2 + \beta$
三菱 UFJ	0.046	0.079	0.045	0.898	1.000
三井住友	0.045	0.060	0.079	0.902	1.000
みずほ	0.062	0.064	0.046	0.908	0.996
りそな	0.114	0.076	0.079	0.885	1.000
トラスト	0.159	0.074	0.077	0.875	0.988
野村	0.064	0.046	0.056	0.918	0.991
大和	0.087	0.045	0.072	0.910	0.991
東京海上	0.105	0.079	0.022	0.893	0.983
静岡銀行	0.078	0.058	0.069	0.884	0.976
横浜銀行	0.090	0.068	0.024	0.903	0.983
千葉銀行	0.184	0.072	0.056	0.865	0.964
平均	0.094	0.065	0.057	0.895	0.988

図 7.1: GARCH・TARCH 及び DCC・ADCC 比較

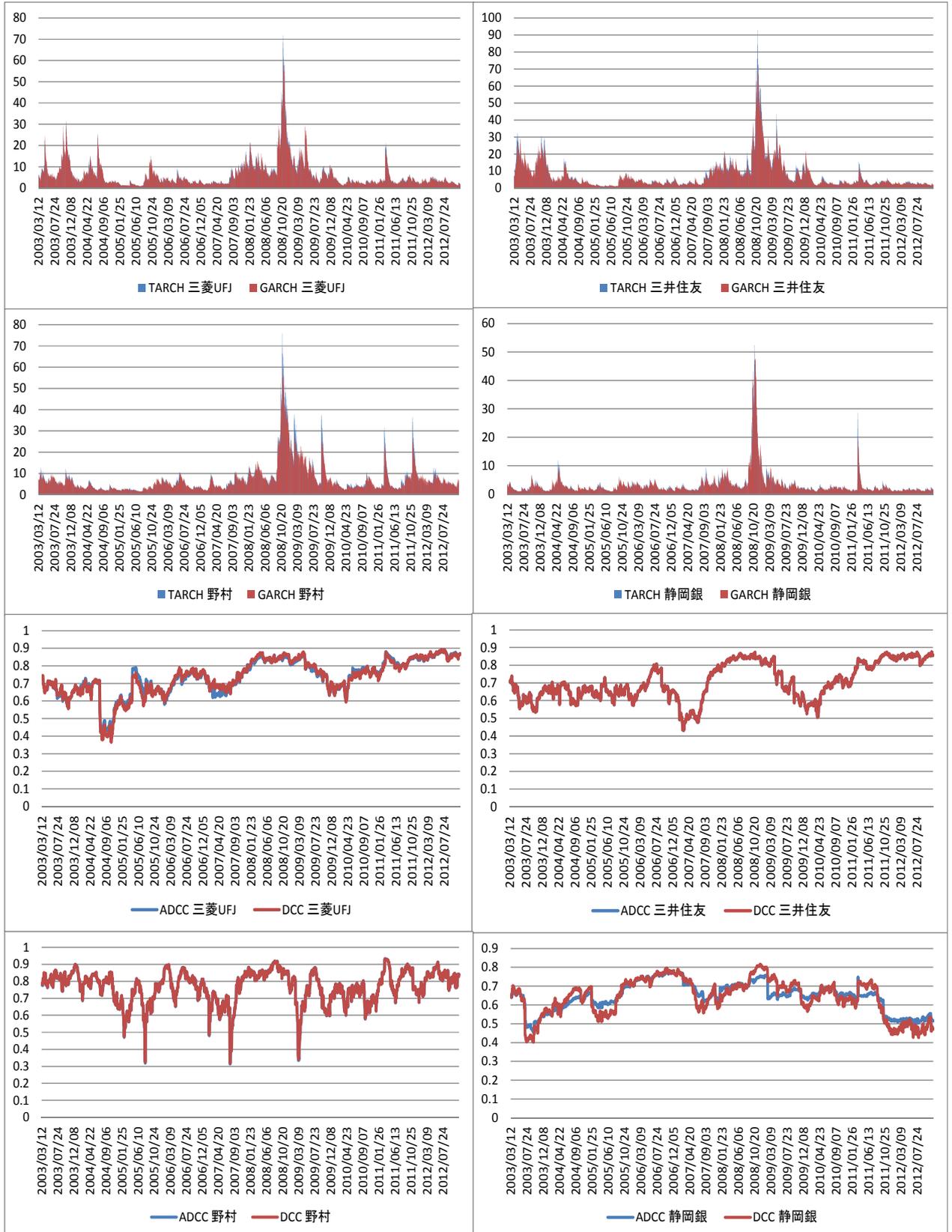


表 7.7: リーマンショック発生後 (2008 年 10 月)

金融機関名	ω	α	γ	β	$\alpha + \gamma / 2 + \beta$
三菱 UFJ	0.038	0.086	0.053	0.893	1.006
三井住友	0.037	0.064	0.084	0.899	1.006
みずほ	0.058	0.073	0.048	0.902	1.000
りそな	0.086	0.088	0.086	0.879	1.011
トラスト	0.159	0.089	0.093	0.859	0.994
野村	0.057	0.055	0.056	0.911	0.995
大和	0.088	0.044	0.097	0.902	0.995
東京海上	0.102	0.080	0.026	0.894	0.988
静岡銀行	0.069	0.070	0.065	0.881	0.984
横浜銀行	0.093	0.083	0.026	0.891	0.987
千葉銀行	0.214	0.083	0.070	0.847	0.965
平均	0.091	0.074	0.064	0.887	0.994

表 7.8: 東日本大震災後 (2011 年 3 月)

金融機関名	ω	α	γ	β	$\alpha + \gamma / 2 + \beta$
三菱 UFJ	0.047	0.072	0.053	0.901	1.000
三井住友	0.049	0.055	0.083	0.903	1.000
みずほ	0.063	0.055	0.059	0.912	0.997
りそな	0.142	0.062	0.078	0.893	0.994
トラスト	0.153	0.064	0.081	0.884	0.988
野村	0.067	0.039	0.068	0.920	0.992
大和	0.086	0.041	0.067	0.916	0.991
東京海上	0.099	0.077	0.030	0.893	0.985
静岡銀行	0.083	0.049	0.096	0.880	0.977
横浜銀行	0.084	0.059	0.034	0.909	0.985
千葉銀行	0.161	0.064	0.062	0.875	0.970
平均	0.094	0.058	0.065	0.899	0.989

推定結果を表5から表7にまとめた。TARCHモデルでは、ボラティリティに対するショックの持続性は $\alpha + \gamma/2 + \beta$ で計測でき、この値が1に近ければ近いほど持続性が強まる。また γ 値はボラティリティ変動の非対称性を表すもので、 γ 値が大きくなるほど非対称性が増加し、相場下落時（ショック発生時）のボラティリティも増加する。

表5から表7では、ほとんどの銘柄で平均値と比較するとシステムミックイベント時の $\alpha + \gamma/2 + \beta$ 値及び γ 値が増加しており、特にリーマンショック直後で最大値を付けている銘柄が多い。また銘柄間の比較では、3メガバンクを中心とする大手都市銀行で $\alpha + \gamma/2 + \beta$ 値が高く、逆に損保や地方銀行で低くなっている。これは推定期間中では、大手都市銀行の株価変動（ボラティリティ）が大きく、ショックに対して強い影響を受けていたと言える。

図2ではTARCHモデルで推定した推定期間における代表的な銘柄のボラティリティ推移とTOPIXの価格推移を比較したものである。先に説明したように、各銘柄ともシステムミックイベント時にはボラティリティ・クラスタリングを形成しており、特にリーマンショック時のボラティリティが最大である。これは推定期間中ではリーマンショックが最も大きかったシステムミックイベントだったと言える。また2011年3月の東日本大震災時にもボラティリティ・クラスタリングは確認できるが、TOPIXでは相対的に大きなボラティリティとなって反応しているが、金融機関、特にメガバンクでは大きなボラティリティを形成していない。逆にメガバンクでは2003年に比較的大きなボラティリティ・クラスタリングを形成しているが、これはりそな銀行の経営不安に伴う公的資金注入等が原因であるが、TOPIXにはそれほど大きなボラティリティを形成することなく、経済全体のシステムミック・リスクへと発展しなかったようである。同様に野村の2011年から2012年にかけてのボラティリティ・クラスタリングはインサイダー取引による株価下落が原因だが、これも市場全体のシステムミック・リスクへと発展していない。

このように図2のTARCH時系列から、経済全体に影響を及ぼすシステムミック・リスクとそうではない非システムミック・リスクの識別が容易に可能である。政府や金融当局は、将来的に金融危機への発展の可能性があるシステムミック・リスクの早期発見、管理・監督が必要である。

一方株価推移では各系列とも概ね同様な推移をし、2006年頃にピークを付けリーマンショック以降は長期に亘り低位・低ボラティリティで推移している。リーマンショックでは各系列とも急落しているが、他のシステムミックイベントでは目立った変動は無いようである。このようにTARCH時系列と異なり、株価系列でシステムミック・リスクの判断は困難である。

次に(2.7)式及び(2.9)式で推定したDCCパラメータは表8である。比較のために推定期間の平均値とシステムミックイベントである2008年10月（リーマンショック直後）、2011年3月（東日本大震災後）の数値を示した。

TARCHパラメータと異なり、DCCパラメータは平均値とシステムミックイベント時の比較で大きな差は生じず、推定期間を通じてほぼ一定の範囲内で推移していた。銘柄間では野村とりそなで α 値が高く、大和で低い値が計測された。これは図3から α 値の値が大きくなればDCC時系列の変動幅も大きくなり、小さければ変動幅も小さくなる傾向がある。

図3のDCC時系列と株価時系列の比較では、TARCH時系列を推定したときに見られたリスク発生時にボラティリティが上昇することでリスクを表していた、即ちここでは、リスク発生時に相関が高くなりリスク発生を識別できるようなシグナルはDCC時系列では確認できなかった。本来DCCはADCCほどではないが、相関の非対称性を表現することが可能で、長期的に株価が上昇傾向であれば（リスクが低下すれば）相関値は下落し、逆に株価が

図 7.2: TARCH 系列と株価推移

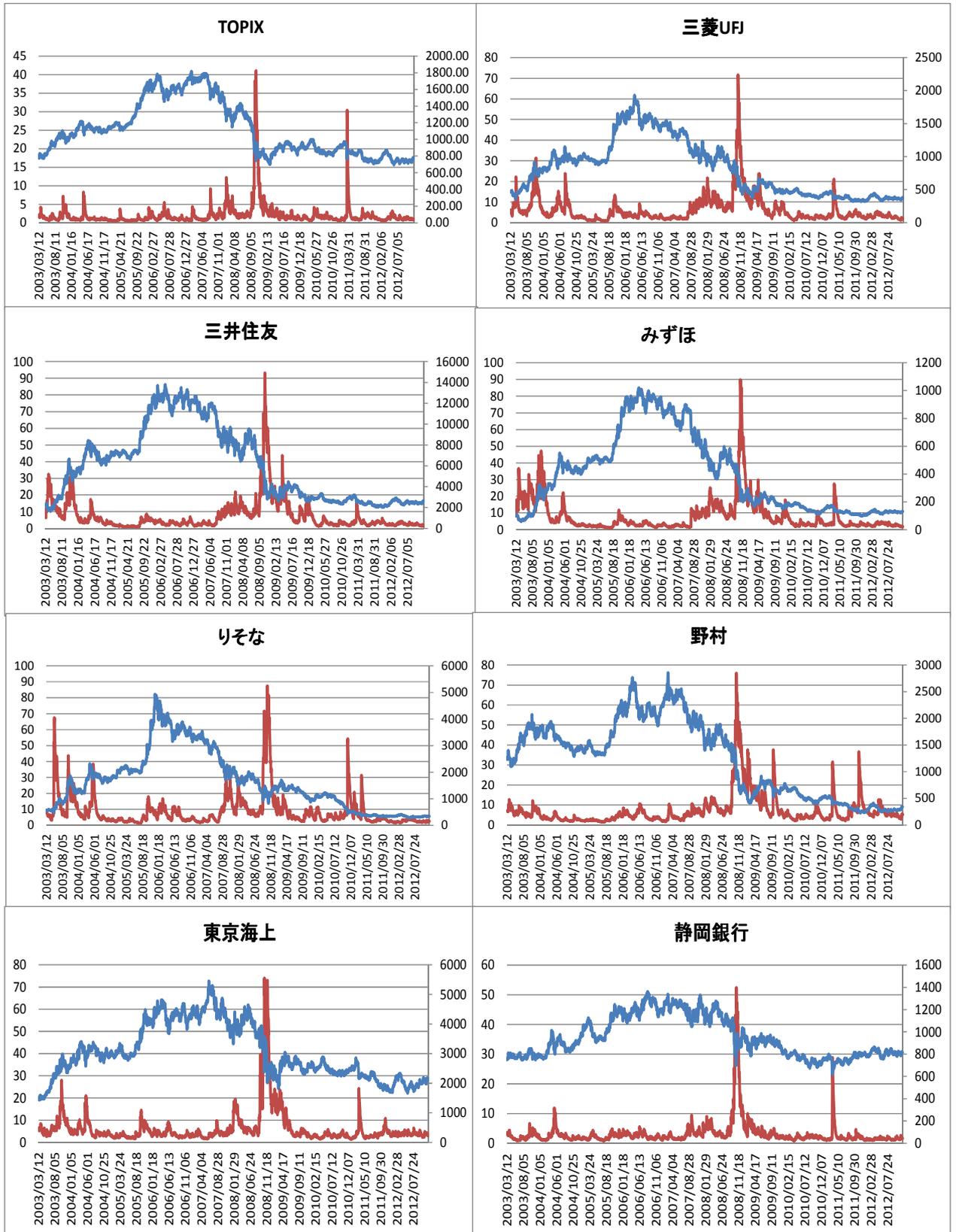


図 7.3: DCC 系列と株価系列

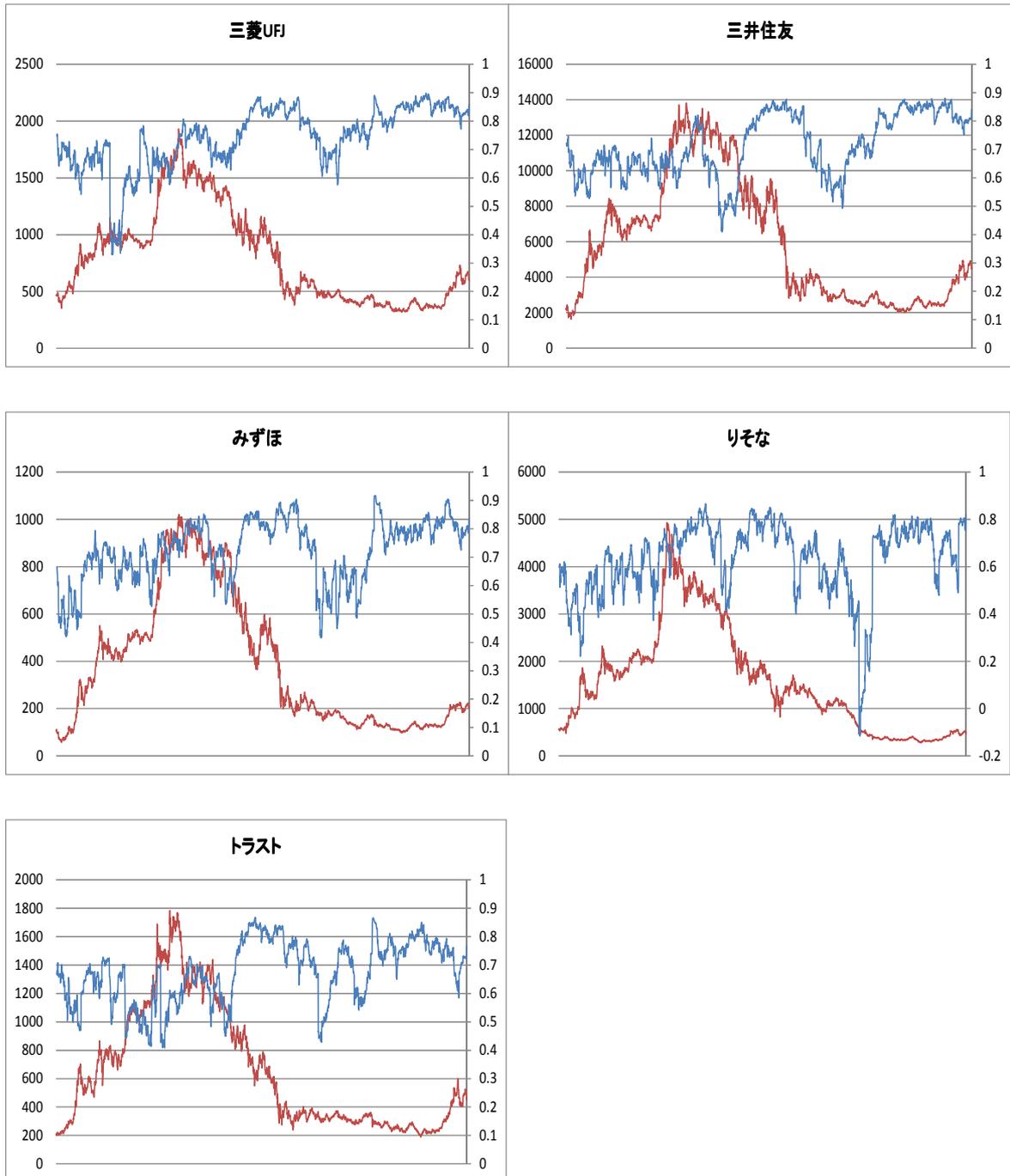


表 7.9: DCC パラメータ

平均値	α	β	2008年10月	α	β	2011年3月	α	β
三菱UFJ	0.022	0.978	三菱UFJ	0.018	0.982	三菱UFJ	0.022	0.977
三井住友	0.020	0.980	三井住友	0.022	0.977	三井住友	0.019	0.980
みずほ	0.029	0.971	みずほ	0.028	0.971	みずほ	0.029	0.970
りそな	0.030	0.970	りそな	0.024	0.975	りそな	0.033	0.966
トラスト	0.014	0.986	トラスト	0.008	0.992	トラスト	0.020	0.980
野村	0.044	0.957	野村	0.034	0.967	野村	0.050	0.951
大和	0.007	0.993	大和	0.010	0.990	大和	0.006	0.994
東京海上	0.018	0.981	東京海上	0.024	0.975	東京海上	0.014	0.985
静岡銀行	0.016	0.984	静岡銀行	0.015	0.984	静岡銀行	0.013	0.987
横浜銀行	0.020	0.980	横浜銀行	0.018	0.981	横浜銀行	0.022	0.977
千葉銀行	0.024	0.975	千葉銀行	0.028	0.971	千葉銀行	0.032	0.968
平均	0.022	0.978	平均	0.021	0.978	平均	0.024	0.976

下降傾向であれば（リスクが増加すれば）相関値が上昇しシステミック・リスクの発生シグナルとして機能するのだが，本研究ではそのシグナルを確認できない．推定銘柄間の比較では，概ねリスク発生の有無にかかわらず平常時から相関値は高くなる傾向があり，特にリーマンショック以降の長期にわたる株価の低位・低ボラティリティ期に相関値の上昇傾向が確認された．

7.1.3. MES 推定

過去の収益率データを用いて将来的な個別金融機関 i の MES をバイアスが掛かることなく実務的に計算するには，マーケットの収益率 $r_{m,t}$ と個別金融機関の収益率 $r_{i,t}$ を下記のように定義する必要がある．

$$\begin{aligned}
 r_{m,t} &= \sigma_{m,t} \epsilon_{m,t} \\
 r_{i,t} &= \sigma_{i,t} \rho_{i,t} \epsilon_{m,t} + \sigma_{i,t} \sqrt{1 - \rho_{i,t}^2} \xi_{i,t} \\
 (\epsilon_{m,t}, \xi_{i,t}) &\sim \mathcal{N}(0, I)
 \end{aligned}
 \tag{1.1}$$

本研究ではここで $\sigma_{m,t}$ 及び $\sigma_{i,t}$ は TARCH モデルによって推定された標準偏差， $\rho_{i,t}$ は DCC モデルによって推定されたマーケットと個別金融機関の相関とした． $(\epsilon_{m,t}, \xi_{i,t})$ は誤差項で，平均 0，分散 1 の独立かつ一様な分布に従うと仮定する．

Brownlees and Engle[2012] では $\sigma_{i,t}$ と $\sigma_{m,t}$ を以上のように定義し，1 期間後のシステミックイベントの条件付き確率を

$$P o S_t^1(C) = P_{t-1}(r_{m,t} < C) = P(\epsilon_{m,t} < C/\sigma_{m,t})
 \tag{1.2}$$

と仮定した上で，(3.3) 式のモンテカルロシミュレーションで 1 期間後の MES を推定する方

法を提案した．なおここで C は閾値でシステムミックイベントを表している．

$$\begin{aligned}
MES_{i,t-1}^1(C) &= E_{t-1}(r_{i,t}|r_{m,t} < C) \\
&= \sigma_{i,t}E_{t-1}(\rho_{i,t}\epsilon_{m,t} + \sqrt{1 - \rho_{i,t}^2}\xi_{i,t}|\epsilon_{m,t} < C/\sigma_{m,t}) \\
&= \sigma_{i,t}\rho_{i,t}E_{t-1}(\epsilon_{m,t}|\epsilon_{m,t} < C/\sigma_{m,t}) + \\
&\quad \sigma_{i,t}\sqrt{1 - \rho_{i,t}^2}E_{t-1}(\xi_{i,t}|\epsilon_{m,t} < C/\sigma_{m,t})
\end{aligned} \tag{1.3}$$

ここで $\epsilon_{m,t}$ 及び $\xi_{i,t}$ は独立な正規乱数で，条件付相関係数 (DCC) $\rho_{i,t}$ の下で生成する．

以上から h 期間の多期間 MES を推定するには，最初に期間 t から $\tau - 1$ までの収益率を S 回のシミュレーションが必要で，

$$\left\{ \begin{array}{l} r_{m,t+\tau-1}^s \\ r_{i,t+\tau-1}^s \end{array} \right\}_{\tau=1}^h \quad s = 1, \dots, S. \tag{1.4}$$

から生成された値に基づき， h 期間後の多期間 $MES_{i,t-1}^h$ は下記で計算される．

$$MES_{i,t-1}^h(C) = \frac{\sum_{s=1}^S R_{it:t+h-1}^s I \{R_{mt:t+h-1}^s < C\}}{\sum_{s=1}^S I \{R_{mt:t+h-1}^s < C\}} \tag{1.5}$$

ここで $R_{it:t+h-1}^s$ は個別金融機関 i の期間 t から $t + h - 1$ までの累積収益率となり

$$R_{it:t+h-1}^s = \exp\left(\sum_{\tau=1}^h r_{it+\tau-1}^s\right) - 1$$

である．また (3.2) 式の 1 期間システムミックイベントの条件付き確率が多期間の場合では，

$$PoS_t^h(C) = P_t(R_{m,t:t+h-1} < C) = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S I \{R_{m,t:t+h-1} < C\} \tag{1.6}$$

となる．

本稿の以下の分析では，期間 h を 6 カ月間，システムミックイベント C をマーケット (TOPIX) の 40 % 下落，即ち半年後に TOPIX が 40 % 以上下落することを条件としたシステムミックイベントをシミュレーション回数 S を 1 万回で推定した．

このように MES は % で表示され，個別金融機関のボラティリティの増加関数となっており，マーケットの標準化残差項のテイル期待値と個別金融機関特異の標準化残差項のテイル期待値に依存しているリスク指標と言える．

図 4 は MES 時系列 (平均値) と TOPIX 時系列の比較であるが，MES 時系列はリーマンショックと東日本大震災のシステムミックイベントに反応 (急上昇) しリスク指標として機能しているが，TOPIX 時系列は，リーマンショック以降，長期的な低位・低ボラティリティ期間となり，東日本大震災等のシステムミックイベントにも反応が鈍く (変動が少なく)，リスク指標として機能していないようである．

表 9 は個別銘柄の MES 平均値とシステムミックイベント時の比較だが，ここでもシステムミックイベント時の方の MES が高く，特にリーマンショック時では約 2 倍に計測されている．全体的な推定期間では相対的にメガバンク・証券の数値が大きく，地銀・損保で小さくなる傾向が見られた．これは先の分散・相関推定結果と同様で，(3.3) 式より MES はボラティリティ及び相関，システムミックイベントを条件とした収益率の増加関数となっており，これらの要因の上昇が金融危機発生の可能性を高めることになっていると考えられる．

図 7.4: MES 系列と TOPIX 推移

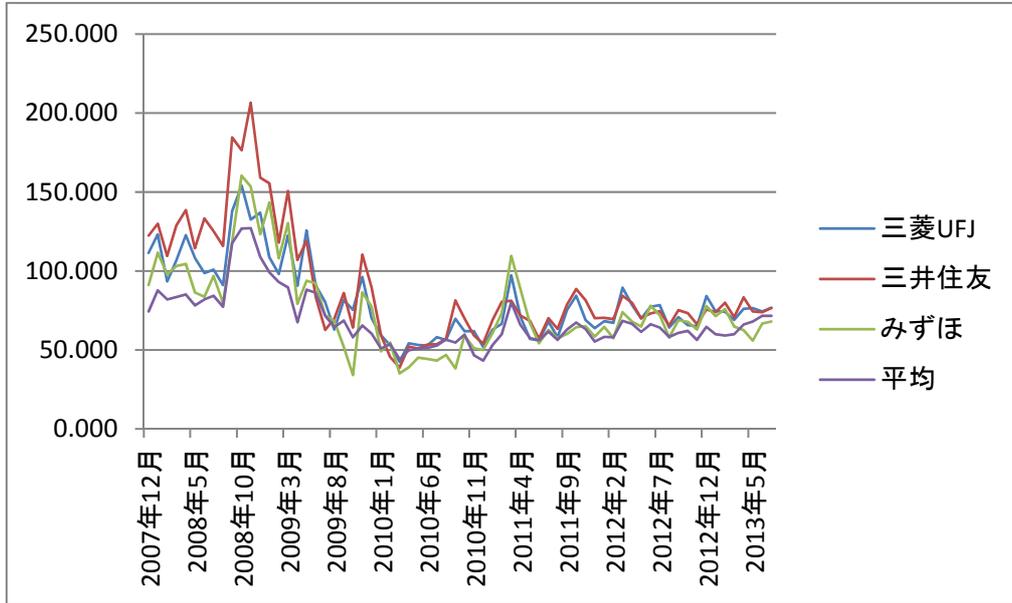


表 7.10: MES の平均値とリスク発生時のランキング

	平均値	リーマンショック時	東日本大震災時
三井住友	90.24 %	三井住友 176.44 %	みずほ 109.51 %
りそな	89.79 %	りそな 174.62 %	野村 103.75 %
三菱UFJ	81.92 %	みずほ 160.28 %	トラスト 98.82 %
トラスト	79.82 %	三菱UFJ 154.02 %	三菱UFJ 97.18 %
大和	78.67 %	トラスト 125.57 %	三井住友 81.12 %
みずほ	75.97 %	大和 123.53 %	りそな 80.86 %
野村	75.39 %	野村 121.58 %	大和 71.73 %
東京海上	58.62 %	東京海上 105.72 %	横浜銀行 65.84 %
横浜銀行	48.86 %	横浜銀行 102.95 %	千葉銀行 62.23 %
千葉銀行	46.81 %	静岡銀行 80.04 %	東京海上 61.75 %
静岡銀行	36.30 %	千葉銀行 71.49 %	静岡銀行 47.58 %
平均	69.31 %	平均 126.93 %	平均 80.03 %

(単位は%)

表 7.11: SRISK 平均値とリスク発生時点のランキング

	平均値	リーマンショック時	東日本大震災時		
三菱 UFJ	13,592,955	三菱 UFJ	19,292,150	三菱 UFJ	15,352,161
みずほ	10,716,146	みずほ	14,615,733	みずほ	12,914,598
三井住友	8,759,928	三井住友	12,159,388	三井住友	9,214,549
りそな	2,984,149	りそな	4,646,826	りそな	3,008,774
野村	1,890,592	野村	2,251,115	野村	2,840,186
トラスト	1,293,899	大和	1,463,978	トラスト	1,061,798
大和	1,072,618	トラスト	1,351,446	大和	1,034,043
横浜銀行	550,678	東京海上	1,286,061	横浜銀行	691,370
千葉銀行	485,300	横浜銀行	892,965	千葉銀行	576,610
東京海上	362,854	千葉銀行	610,352	東京海上	499,692
静岡銀行	260,518	静岡銀行	529,531	静岡銀行	353,779
合計	41,969,637	合計	59,099,544	合計	47,547,560

注：単位は百万円，各金額は $C=-40\%$ ， $h=6$ ヵ月， $k=8\%$ で計測

7.1.4. SRISK 推定

個別金融機関 i の t 時点におけるシステミック・リスク額 $SRISK_{i,t}$ を推定するためには，前節で推定した $MES_{i,t}$ の他に，時点 t の当該金融機関の負債額（簿価） $D_{i,t}$ とエクイティ額（市場価格） $E_{i,t}$ データも必要となる．本稿では負債データを Quick Astra から 4 半期データをダウンロードし⁴，エクイティ額は市場価格を用いるので，同じく Quick Astra からダウンロードした 4 半期ベースの自己資本額に月次ベースの株価収益率を乗じた数値を用いた．以上から (2.18) 式は

$$SRISK_{i,t} = k[D_{i,t} + (1 - MES_{i,t})E_{i,t}] - (1 - MES_{i,t})E_{i,t} \quad (1.7)$$

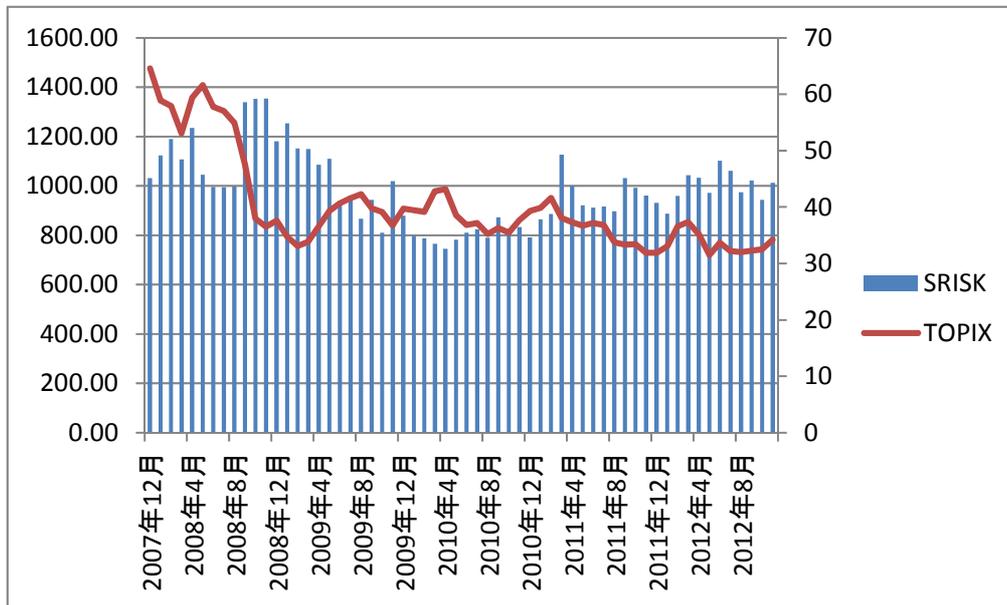
となり，実際に計算が可能となる． k は先に説明したようにプルーデンシャルレシオで本稿では 8% ⁵ として計算した．また $MES_{i,t}$ は (3.3) 式で計測した月次データを代入した．推定期間の $SRISK_{i,t}$ 平均値とシステミックイベント時の金額を表 10 に，また TOPIX 時系列と SRISK 合計額推移を図 5 に表示した．

ここで SRISK に関してもう一度説明する．(3.7) 式の $SRISK_{i,t}$ は財務レバレッジ ($D_{i,t}/E_{i,t}$) ・ $MES_{i,t}$ ・ プルーデンシャルレシオ k を各変数にもつ増加関数である．また $MES_{i,t}$ が TARCH-DCC から推定される将来株価を変数とした条件付き損失率で，リスクの大きさを % で表示していたのに対し， $SRISK_{i,t}$ は $MES_{i,t}$ と財務レバレッジ ($D_{i,t}/E_{i,t}$) を変数に加え，リスクを金額表示したことが特徴である．以上から政府や金融当局が行うストレステストでは，(3.5) 式の $MES_{i,t-1}^h(C)$ 算出時に閾値 C や推定期間 h の条件を変えることによって，同様に (3.7) 式ではプルーデンシャルレシオ k の条件を変えることで，簡単にシナリオ分析によるリスク測定が可能となる．

⁴例えば 3 月発表の財務データを使って 3 月・4 月・5 月の SRISK を計測した．

⁵Brownlees and Engle[2011] でも $k=8\%$ で計測．リスクシナリオを厳格にする場合は 10% ， 12% と数値を上げることになる．

図 7.5: SRISK と TOPIX 推移



よって表 10 の金額ベースでの表示は、あくまでも任意に条件を決めた金融危機発生条件下での個別金融機関リスク額の目安で、実際に予測されるリスク額の期待値までの精度は保証されていない⁶。従って表 10 よりも表 11 の寄与率で国内金融機関の相対的なリスクの大きさや影響度を把握することが実務に即した方法である。

表 11 の寄与率ランキングでは、推定期間を通じて順位的な変動はほとんどなく、また全体のリスクの約 80 % が 3 メガバンクが占め、特に三菱 UFJ1 行で 30 % 以上のリスクを占めており、この比率もほとんど変化していない。このように特定の銀行にリスクが集中しているのは本国の特徴で、これは SRISK 算出時のリスク決定要因が時価総額に大きく依存し、時価総額とリスクが額が比例関係にあるためと考えられる。実際に (3.7) 式では、財務レバレッジ、MES に変化が無くても時価総額が増加すればリスクも増加する仕組みになっており、即ち「大きすぎて潰せない」と言った金融機関特有の事情を考慮した実務的なモデルと言える。国内の 3 メガバンクは金融安定理事会によりグローバルなシステム上重要な銀行として指定されていることから、世界的にもそのリスク管理・運営が注目されている。

図 5 は TOPIX 時系列に対応する SRISK 額推移である。SRISK 額はリーマンショック、東日本大震災、欧州債務危機等のシステムミックイベントではリスク額が上昇し、それ以外の時期では下降している。TOPIX 時系列では先に説明したように、リーマンショック以降の長期的な株価の低位・低ボラティリティで、システムミックイベントにあまり反応していないように見える。この現象だけから推定すると、今回の推定期間の株価時系列では、リスク発生のシグナルを判断することは困難で、TOPIX 時系列よりも SRISK 額推移の方がリスク警戒

⁶2008 年 8 月から半年後の 2009 年 2 月までに実際に TOPIX は 39.69 % 下落しているが金融危機は発生しなかった。

表 7.12: SRISK 寄与率ランキング

リーマンショック時		東日本大震災時		直近	
三菱 UFJ	32.64 %	三菱 UFJ	32.29 %	三菱 UFJ	31.18 %
みずほ	24.73 %	みずほ	27.16 %	みずほ	25.48 %
三井住友	20.57 %	三井住友	19.38 %	三井住友	20.30 %
りそな	7.86 %	りそな	6.33 %	りそな	6.38 %
野村	3.81 %	野村	5.97 %	野村	5.35 %
大和	2.48 %	トラスト	2.23 %	トラスト	4.78 %
トラスト	2.29 %	大和	2.17 %	大和	2.93 %
東京海上	2.18 %	横浜銀行	1.45 %	東京海上	1.21 %
横浜銀行	1.51 %	千葉銀行	1.21 %	千葉銀行	1.03 %
千葉銀行	1.03 %	東京海上	1.05 %	横浜銀行	0.92 %
静岡銀行	0.90 %	静岡銀行	0.74 %	静岡銀行	0.44 %

指標として精度が高いと思われる。

7.1.5. 推定の結果

金融システム全体の SRISK が実体経済へ及ぼす影響を分析するために Brownlees and Engle[2012] では、SRISK がリスク指標として早期リスク発見機能を有しているか、グレンジャー因果性テストとインパルス応答テストで検証した。結果は SRISK 指標から工業生産指数へ因果性は示されたが、工業生産指数から SRISK 指標へ因果性は示されなかった。また 2 期から 3 期のラグを伴って SRISK 指標から失業率へ因果性が示されたのである。そしてインパルス応答テストでは SRISK の 1 標準偏差のショックで、工業生産指数を 25 ベースポイント下落させることが判明した。これら結果とリーマンショック時での SRISK ランキングで、彼らの提案したモデルは簡単な計算法にもかかわらず高い予測結果を示し評価を得たのである。

本研究も先行研究に倣い、SRISK 合計額が実体経済に与える影響を分析する。分析に用いたマクロ経済指標は同期間の鉱工業生産指数と失業率で、VAR(ベクトル自己回帰モデル; Vector Autoregressive Model) モデルとインパルス応答テストで検証した。推定期間は 2007 年 12 月から 2012 年 11 月までの 60 カ月で、それぞれ月次ベースの対数値を用いた。その結果 SRISK 系列、鉱工業生産指数系列、失業率系列とも単位根検定 (ADF 検定) では 1% の有意水準で帰無仮説が棄却され定常時系列と判定された。検証結果は、SRISK の上昇が鉱工業生産指数を悪化させ、最終的には失業率を低下させマクロ経済へ悪影響をもたらすことが予測される。

最初に 2 期のラグを取った VAR モデルで推定した。推定は Eviews で行った。結果は下記の通り。

$$S_t = \begin{matrix} -0.20 & -0.03 & 0.20 & 0.21 \\ (-1.48) & (-0.20) & (0.58) & (0.64) \end{matrix} S_{t-1} - S_{t-2} + P_{t-1} + P_{t-2} \quad (1.8)$$

$$\bar{R}^2 = 0.06$$

$$P_t = \begin{matrix} -0.15 & 0.05 & 0.46 & 0.04 \\ (-2.77) & (-0.94) & (3.39) & (-0.32) \end{matrix} S_{t-1} - S_{t-2} + P_{t-1} - P_{t-2} \quad (1.9)$$

$$\bar{R}^2 = 0.29$$

ここで S は SRISK 合計額の時系列, P は鉱工業生産指数系列, () の中は t 値, \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数である. 同様に SRISK 系列と失業率の系列 Ue では,

$$S_t = \begin{matrix} -0.25 & 0.07 & 0.61 & 0.43 \\ (-1.81) & (-0.51) & (-1.61) & (-1.14) \end{matrix} S_{t-1} - S_{t-2} - Ue_{t-1} - Ue_{t-2} \quad (1.10)$$

$$\bar{R}^2 = 0.09$$

$$Ue_t = \begin{matrix} -0.02 & 0.01 & 0.04 & 0.07 \\ (-0.40) & (-0.20) & (-0.32) & (-0.52) \end{matrix} S_{t-1} - S_{t-2} - Ue_{t-1} - Ue_{t-2} \quad (1.11)$$

$$\bar{R}^2 = 0.01$$

であった. 全体的に t 値及び自由度修正済み決定係数は高い数値ではないが, 鉱工業生産指数を非説明変数とした (3.9) 式で $SRISK_{t-1}$ の t 値が高い数値となっていた. ここでは符号がマイナスとなっており, SRISK の増加は鉱工業生産指数の減少の関係が示されている. $SRISK_t$ の説明力は失業率 Ue_t を被説明変数とするよりも鉱工業生産指数 P_t を被説明変数とする方が高い. 次に図 6 にインパルス反応テストの結果を, 図 7 にその累積効果を表示した.

図 6 の Response of PRODUCT to SRISK は SRISK の 1 標準偏差攪乱ショックに対する PRODUCT の反応を 10 期先まで見たものである. また図 7 ではその累積効果を表したもので, それぞれの図中の赤点線は 95 % の信頼区間を与えている. 図 6 と図 7 では, どちらも各変数に与える影響は自らの攪乱ショックの影響が大きいが, SRISK の攪乱の鉱工業生産指数への影響と鉱工業生産指数の攪乱の SRISK への影響を比べると, SRISK の攪乱の鉱工業生産指数への影響が大きいことが確認される. 同様に失業率と SRISK は, 失業率の攪乱の SRISK への影響が大きいことが確認され, SRISK は失業率へは影響を及ぼしていないことが示された. また図 6 では SRISK の 1 標準偏差攪乱ショックで鉱工業生産指数は 0.037367 の変化となっている.

以上先行研究と同様の方法を用いて, SRISK 系列の実体経済への影響を検証したが, 本研究では先行研究の様な高い説明力を示すには至らなかった.

参考までに鉱工業生産指数を被説明変数, SRISK 系列を説明変数として回帰分析を行った. 結果は t 値が 0.916, P - value が 0.363, 失業率を被説明変数とする回帰分析では t 値は -6.59, P - value が 0 だった. 以上の結果から本国の SRISK 系列は鉱工業生産指数や失業率に対しグレンジャーの因果性はなく, 米国の先行研究の様な早期リスク発見指数として機能することはないと結論付ける. しかし分析に用いたマクロ経済変数が鉱工業生産指数と失業率しかなく, 他の変数を用いた分析の必要性や, 図 8 と図 9 を見る限りにおいて, 2 つのマクロ変数と SRISK 系列の推移を比較すると, 詳細な検証はここでは省略するが, 一見すると SRISK 系列の方がリスク発生時に数値が急上昇する等リスク発見指標として機能しているようにも見える. 2 つのマクロ経済指標が正確に実体経済を反映し, 算出されたものか疑問も残る.

図 7.6: インパルス反応結果

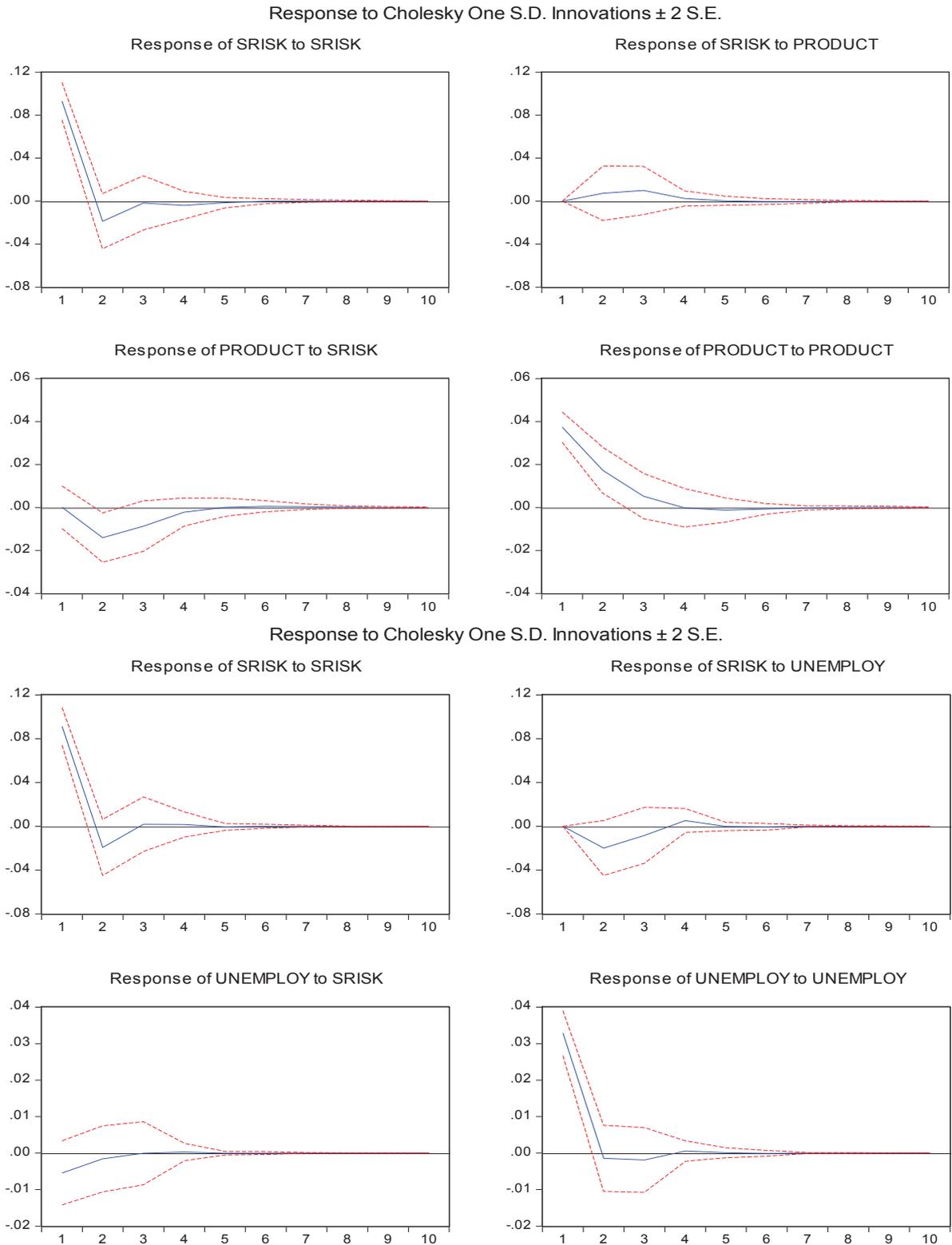
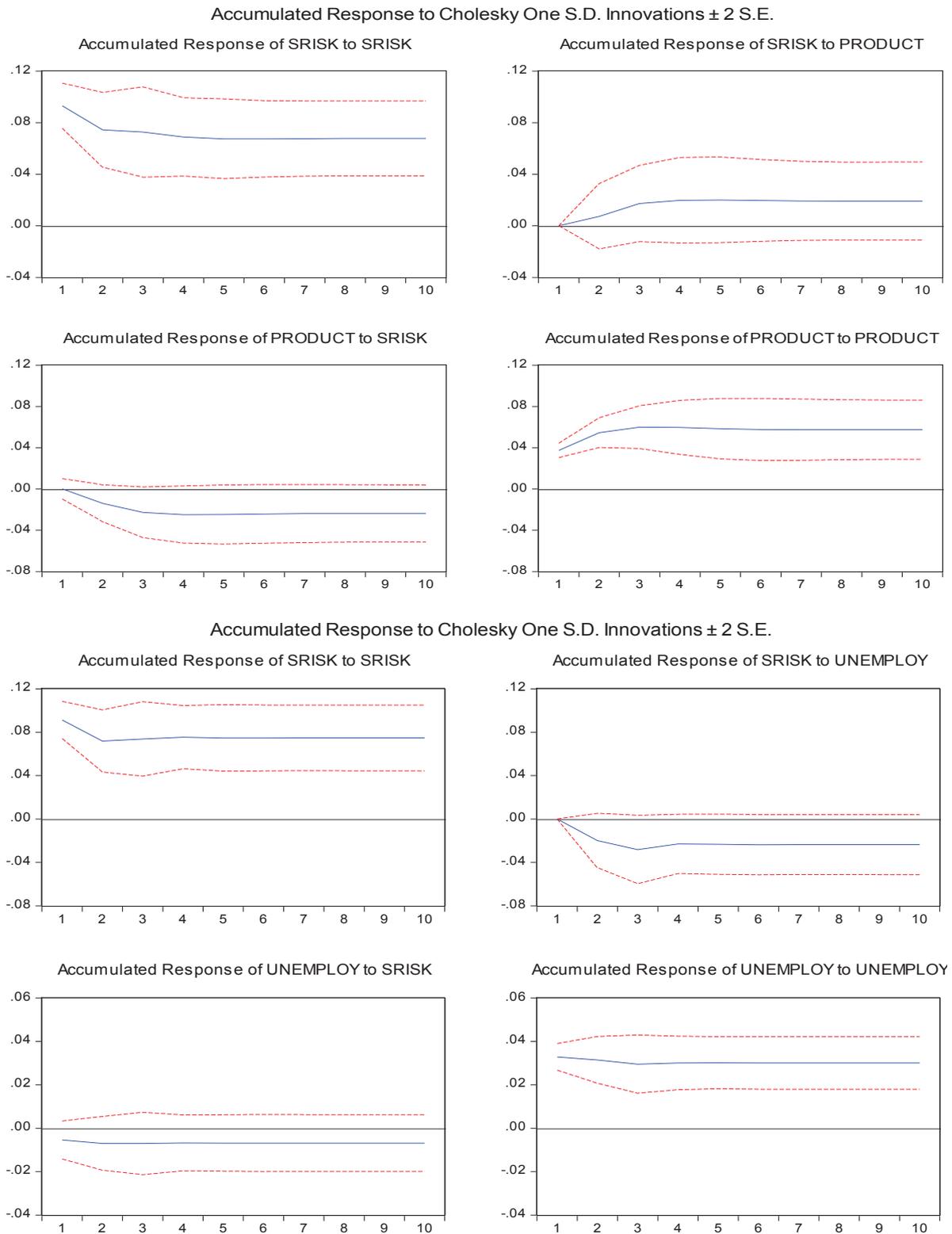


図 7.7: インパルス反応結果・累積効果



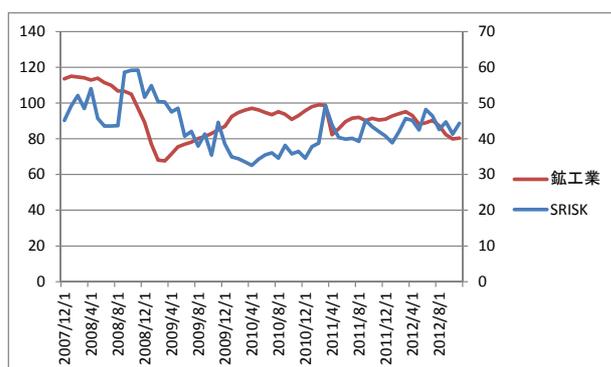


図 7.8: 鉱工業生産指数と SRISK 時系列

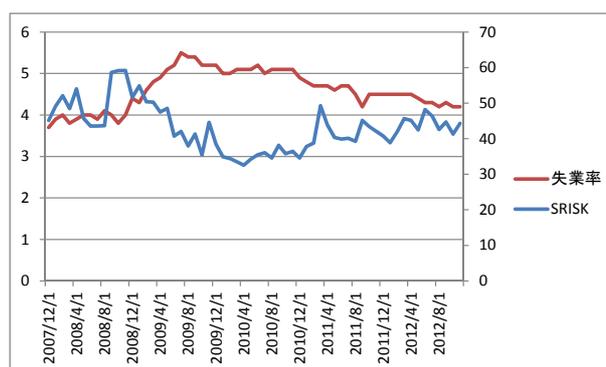


図 7.9: 失業率と SRISK 時系列

以上先行研究と同様の検証を行ったが、計測された検証結果や推定に用いたマクロ経済指標に疑問も生じたが、本国では SRISK 時系列はリスク指標として機能しなかった。そこで考えられる問題点を下記にまとめた。

1. 米国と比較すると本国では推定期間中、分散が小さく相関が高くなる傾向が強かった。これは特にリーマンショック以降の長期株価低迷期に顕著で、これにより分散や相関を変数とする MES 及び MES を変数とする SRISK の予測精度が低下した。
2. 日本と米国では情報開示制度や会計制度が異なり、本国の場合短期間で財務内容が大きく変化しない。具体的に言うと米国では、簿外取引で多額の損失や利益を強制的に計上する事象が頻繁に発生し、結果的に財務内容の大幅な変動が生じていた。よって財務レバレッジをリスク指標として変数に持つ SRISK は変動幅が大きくなり（ボラティリティが増加し）、システムイクイベントに敏感に反応したものと思われる。
3. そもそも本国では、鉱工業生産指数や失業率の算出方法が米国と異なっており、实体经济を正確に反映しているか疑わしい。
4. 本国では米国とは異なり、政府による護送船団方式や株式市場の空売り規制などが存在し、適正な価格付けが行われていなかった可能性が高い。

このように SRISK 算出時の変数である株価が市場で適正に価格付けされていなかった可能性が高いために、本来であれば上昇すべきボラティリティが上昇しなかったり、低下すべき相関が低下しなかったり、結果的にそれらを変数に持つ MES や SRISK が機能しなかったと考えられる。

7.2. まとめ

本研究は、近年欧米で盛んに行われているシステムック・リスクに関する研究をサーベイし、その中から Brownlees et al.[2012] によって提案されたモデルで国内金融機関のシステムック・リスクを計測した。

結果は TARCH - DCC 推定では、分散はリスク発生時にボラティリティクラスタリングを形成するなど機能したが、相関は平常時から高くなる傾向があり、特にリーマンショック以降の株価長期低迷期に高くなりリスク指標として機能しなかった。またそれらを変数に持つ MES 系列や SRISK 系列は、リーマンショックや東日本大震災の様なシステムイクイベン

トに顕著に反応し、リスク発見指標としてシグナルを発していたが、米国の様なマクロ経済指標との関連性において高い説明力を見出すことはできなかった。これは分析に用いたマクロ経済変数や分析法にも問題があると思われ、この結果だけで今回のモデルの精度を判断できないと思われる。

具体的なリスク額である SRISK の推定では、現在はリーマンショック時ほど深刻ではないが、寄与率の推定においては3メガバンクの影響力が甚大で、また3メガバンク間の相関も高いことから金融危機発生時には速いスピードでのシステム崩壊が予測される。

以上から米国で開発されたリスクモデルを直接的に本国で利用してみたが、本国特有の事情なども存在しうまく利用できなかった。しかしリスク額はシステムミックイベント時にはリスク額が増加する等一定の評価はでき、リスク指標として機能していると思われる。今後は、今現在も開発が進められている定量モデルを、本国内で利用可能なモデルに改良する研究が必要だと思われる。

7.3. 国内金融機関のシステムミックリスクの分析 (2)

7.3.1. はじめに

2008年にアメリカのサブプライム住宅ローン危機（住宅バブル崩壊）から始まった金融危機は、瞬く間に全世界に波及し金融システムまで揺るがす事態に発展し⁷、現在も状況は沈静化していないようである。1990年代以降、国境のボーダレス化に伴う取引市場の統合やIT技術・金融工学の発展により金融商品は高度複雑化したが、リスク管理法は従来そのまま新しいリスクに対応できない状況であった。そのタイミングで発生したリーマンショックは各国に甚大な被害をもたらしたが、欧米では二度とこのような惨事を繰り返さないために、或いはリスクが発生しても被害を最小限度に止めるためにと「システムミック・リスク」の研究が盛んになった。

リーマンショック以前のリスク管理はマイクロプルーデンス的な観点から行うことが主流で、マクロプルーデンス的な観点は希薄であった。ここでマイクロプルーデンス的なリスク管理とは、「個別金融機関の経営を監視・監督することで未然に破綻を防ぐ」方法で、例えば本邦では金融庁の検査や日本銀行の考査が上げられる。一方マクロプルーデンス的なリスク管理とは、「システムミック・リスクに対応するために金融システム全体に行う政策」で、金融機関全体に対する業務規制や自己資本比率を規制するバーゼル規制と言った例がある。リーマンショック以降は、従来型のマイクロプルーデンス的な視点に加えて信用秩序維持というマクロプルーデンス的な視点も重要視されるようになった。

しかし「システムミック・リスク」は新しい概念で、海外でもその評価モデルの研究は2010年以降に活発となる。また日本は、90年代末に金融危機⁸を経験したが、現在に至るまでリスク評価モデルの研究は海外と比較すると少ない。そこには国内特有の要因⁹も存在するが、昨今の国際的潮流を鑑みると、既存のリスク管理による個別金融機関の健全性確保が必ずしも金融システム全体の安定化を保証するものではないとの認識が共有され、また金融システム全体の安定化を目指すマクロプルーデンスが重視されるに至り、リスク計量モデルの構築も急務だと考えられる。

⁷PIIGS 諸国（ポルトガル・アイルランド・イタリア・ギリシャ・スペイン）等の財政の持続性への懸念がマーケットで強まった。

⁸山一証券、北海道拓殖銀行の経営破綻を機に1998年3月大手21行に1兆8,000億円、1999年3月大手15行に7兆5,000億円の公的資金が注入された。

⁹例えば護送船団方式や旧財閥グループによる株式の持ち合い構造など。

このような背景から、本研究はシステミック・リスクに関する研究をサーベイし、本邦金融機関のリスク計測に適していると思われるアプローチを紹介し定量的にリスク量を評価することを目的とする。このようにして得られた分析結果は不完全で整合性に欠けるものかもしれない。しかし本国のシステミック・リスクに関する研究の試行として、今後の発展の一助となる事を期待したい。

さて、前章で紹介した計量モデルの他にも、Huang et al.(2009)で提案された「不均質なポートフォリオのシステミック・リスク評価法」やAikman et al.(2009)によって提案されたRAMSI(Risk Assessment Model for Systemic Institutions)等がある。しかしそれらのほとんどが、一般には入手困難なデータを必要とし、計算的負荷量も大きく即効性に欠ける等の問題点が指摘される。一方先に紹介したTARCH-DCCモデルからSRISKを推定するアプローチは以下の様なメリットを持ち、即効性にも優れている。

1. 推定に必要なデータ（情報）が一定期間以上の株価時系列と、その期間に対応するバランスシートだけである。
2. 計算方法が他のモデルに比べ簡単、また推定に必要なパラメータ数が少なく計算的負荷が少ない。
3. MESは加法性の特徴しているので、システミック・リスクを推定するには適していると考えられる。
4. システミック・リスクの「リスク波及効果」を時変動する条件付き相関（DCC）である程度まで表現することが可能。

以上このような理由により本稿は、Brownlees and Engle(2012)によって提案されたアプローチを用いて国内金融機関のシステミック・リスクを測定する。また算出されたSRISK指標とマクロ経済変数の関連性を検証し、このアプローチの評価を行う。

7.3.2. データ

今回使用したアプローチはデータ入手が簡便である反面、TARCH - DCC推定に一定期間以上の株価時系列データが必要である。そのため非上場企業や上場してから日の浅い企業は推定できないといったデメリットもある。よって今回の分析では、三菱UFJフィナンシャル・グループ（以下三菱UFJ）、三井住友フィナンシャル・グループ（同三井住友）、みずほフィナンシャル・グループ（同みずほ）、りそなホールディングス（同りそな）、三井住友トラスト・ホールディングス（同トラスト）、野村ホールディングス（同野村）、大和証券グループ本社（同大和）、東京海上ホールディングス（以下東京海上）、静岡銀行、横浜銀行、千葉銀行の合計11社で行う。銘柄の選択に当たってはシステミック・リスクの性質上、社会的・経済的重要と思われ一定以上のインパクトがある金融機関を選択した。

株価は修正済み価格を使い、欠損値は線形補間にて補った。推定期間は2003年3月12日から2013年7月31日まで、日次ベースの対数収益率（当該金融機関*i*の収益率は $\ln(r_t/r_{t-1}) \times 100$ である）を使った。財務データは四半期ベースの米国基準によるものである。データはすべてQuick Astraからダウンロードした。

推定を行う前に各株価時系列が定常時系列か否か検証するため単位根検定を行った。検証は標準的なADF testで行った。結果は表1に推定銘柄の基本情報と単位根検定結果をまとめた。表1よりすべての系列で1%の有意水準でも帰無仮説は棄却された。これにより以下の推定では、推定銘柄はすべて定常時系列データとして扱うことにする。

金融システム内のリスク波及効果を株価時系列データからDCCで表現する場合、分析対

表 7.13: 推定銘柄の基本情報

	累積収益率	標準偏差	相関	時価総額	t 統計量	p 値
TOPIX	44.65 %	1.44	-	-	-	-
三菱 UFJ	28.97 %	2.46	0.756	9,302,302	-45.563	0.0001
三井住友	102.94 %	2.69	0.720	6,766,256	-45.646	0.0001
みずほ	91.51 %	2.84	0.712	5,248,386	-44.196	0.0001
りそな	-14.56 %	2.87	0.634	1,287,658	-46.439	0.0001
トラスト	116.27 %	2.87	0.718	1,928,322	-48.184	0.0001
野村	-40.34 %	2.65	0.774	3,123,034	-47.504	0.0001
大和	56.85 %	2.72	0.785	1,588,436	-47.964	0.0001
東京海上	114.14 %	2.50	0.710	2,666,402	-49.834	0.0001
静岡	41.28 %	1.82	0.731	746,275	-52.687	0.0001
横浜	42.71 %	2.23	0.727	725,779	-24.234	0.0000
千葉	92.35 %	2.22	0.721	640,006	-50.570	0.0001

推定銘柄の基本情報、累積収益率・標準偏差・相関(対 TOPIX 値)は各銘柄とも 2003 年 3 月 12 日～2013 年 7 月 31 日までの日次収益率をベースに推定、時価総額(7 月時点)の単位は百万円、単位根検定は Eviews で行った。

象銘柄で構成される金融株インデックスで相関を推定することが一般的なようである¹⁰。しかし本稿は以下の理由により対 TOPIX で個別金融機関の相関(DCC)を推定した。

1. 本邦では 3 メガバンクの時価総額が突出しており、金融株インデックスとの DCC の場合、平常時から値が 1 近辺で推移することが予想され、実態を反映した推定値を得られないと判断したため。
2. 本邦金融機関の業務内容や資産ポートフォリオを見ると、金融株インデックスよりも TOPIX で相関を推定した方が合理的と考えられる。
3. 本国は欧米ほど金融機関同士の相互依存関係や取引関係が強くなく、むしろ旧財閥を中心としたグループ内の依存関係(資本関係)が強い。このような本邦特異な社会的構造から、対 TOPIX で DCC を推定することは理に適っていると思われる。
4. 本稿は計算の即効性を優先した。また TOPIX はマクロ経済情報を反映した最も入手しやすい指数と判断した。

これらの理由により、本稿では金融システム内のリスク波及効果を対 TOPIX で DCC を推定する方が効率的であると考えられる。

本稿は推定の精度を上げることを目的とし、分散推定に GARCH と TARARCH、相関推定に DCC と ADCC をそれぞれ尤度比で比較した。TARARCH と ADCC は系列の非対称性¹¹の性質を備えたもので、本来であればより精度の高い検証結果が得られる可能性が高い。

結果は表 2・表 3 である。表の検定結果は 2013 年 7 月末時点のものであるが、推定期間を通じ概ね同じような結果であった。TARARCH は GARCH に対し尤度が高く有意であったが、ADCC は DCC に対し有意な結果とはならなかった。これは相関値が推定期間を通じて平常

¹⁰ 先行研究の Brownlees and Engle(2011) では推定に用いた金融機関(約 100 行)でインデックス指標を作りそれとの相関値を測定している。

¹¹ 株価上昇時よりも下落時の方が推定値が高くなり、リスク発見に寄与すると考えられる。

表 7.14: GARCH と TARCH の尤度比検定

	TARCH	GARCH	尤度比	尤度比 2 倍	χ^2	有意確率
三菱 UFJ	-9693.66	-9718.39	24.7	49.5	1	0.0 %
三井住友	-9790.17	-9823.47	33.3	66.6	1	0.0 %
みずほ	-9872.98	9902.12	29.1	58.3	1	0.0 %
りそな	-10039.00	-10068.79	29.8	59.6	1	0.0 %
トラスト	-10158.90	-10189.46	30.6	61.1	1	0.0 %
野村	-9959.65	-9988.59	28.9	57.9	1	0.0 %
大和	-10060.98	-10087.43	26.5	52.9	1	0.0 %
東京海上	-9727.93	-9750.05	22.1	44.3	1	0.0 %
静岡	-8923.30	-8949.43	26.1	52.3	1	0.0 %
横浜	-9399.00	-9422.90	23.9	47.8	1	0.0 %
千葉	-9444.24	-9470.96	26.7	53.5	1	0.0 %

GARCH, TARCH とともに 2013 年 7 月末時点推定の対数尤度である.

時から 1 に近い水準で推移したため, リスクが発生し (株価が急落し) 相関が上昇することによってリスク発生を確認する機能が発揮されなかったためだと考えられる. よって検定結果から本稿も先行研究と同様, 分散は TARCH, 相関は DCC で推定する.

7.3.3. 推定法

ここで分散推定は, 時刻 t における当該金融機関 i の株価収益率を $r_{i,t}$ とする. $r_{i,t}$ は時刻 $t-1$ における条件付期待値と誤差項の和として,

$$r_{i,t} = E_{t-1}[r_{i,t}] + \varepsilon_{i,t} \quad (3.1)$$

と表すことが可能で, 株式の期待収益率は一定であるとすれば, $E_{t-1}[r_{i,t}] = \mu$ とでき,

$$r_{i,t} = \mu + \varepsilon_{i,t} \quad (3.2)$$

とすればよい, ここで,

$$\varepsilon_{i,t} = \sigma_{i,t} z_{i,t} \sim i.i.d., E[z_{i,t}] = 0, Var[z_{i,t}] = 1 \quad (3.3)$$

とし, $\sigma_{i,t}$ はボラティリティであり GARCH(1,1) プロセスに従うことを仮定する. GARCH モデルは

$$\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2, \quad \omega_i > 0, \alpha_i, \beta_i \geq 0 \quad (3.4)$$

$z_{i,t}$ が条件付き正規分布に従うとすれば, 最尤法で推定できる.

一般的に株式等の時系列のボラティリティは対照的でないことが知られている¹². そこで TARCH モデルは, (24) 式 GARCH モデルの右辺第 3 項に指示関数 $I_{i,t-1}^-$ を用いることでボラティリティの非対称性を捉えることが可能となる.

$$\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \gamma_i \varepsilon_{i,t-1}^2 I_{i,t-1}^- + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2 \quad (3.5)$$

¹²一般に株価上昇時よりも下降時の方が, ボラティリティが増加することが知られている.

表 7.15: DCC と ADCC の尤度比検定

	ADCC	DCC	尤度比	尤度比 2 倍	χ^2	有意確率
三菱 UFJ	-1452.79	-1457.10	4.31	8.62	1.00	0.33 %
三井住友	-1579.32	-1579.94	0.62	1.24	0.74	26.49 %
みずほ	-1540.00	-1542.26	2.26	4.52	0.97	3.35 %
りそな	-1846.96	-1851.58	4.63	9.25	1.00	0.24 %
トラスト	-1727.75	-1729.60	1.85	3.71	0.95	5.42 %
野村	-1362.31	-1362.35	0.04	0.08	0.22	78.20 %
大和	-1354.00	-1354.85	0.84	1.69	0.81	19.39 %
東京海上	-1704.33	-1704.33	0.00	0.00	-	-%
静岡	-1783.60	-1783.62	0.02	0.03	0.14	85.98 %
横浜	-1748.75	-1750.16	1.41	2.81	0.91	9.35 %
千葉	-1776.65	-1777.72	1.08	2.16	0.86	14.19 %

DCC, ADCC ともに 2013 年 7 月末時点推定の対数尤度である。

ここで $r_{i,t-1} > 0$ であれば, $\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2$ で, $r_{i,t-1} < 0$ であれば, $\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2 + (\alpha_i + \gamma_i) \varepsilon_{i,t-1}^2$ である。

DCC は以下のように推定する。

$$r_t | \mathfrak{S}_{t-1} \sim N(0, D_t R_t D_t),$$

$$D_t^2 = \text{diag}\{\omega_i\} + \text{diag}\{\kappa_i\} \circ r_{t-1} r_{t-1}' + \text{diag}\{\lambda_i\} \circ D_{t-1}^2, \quad (3.6)$$

$$\varepsilon_t = D_t^{-1} r_t, \quad (3.7)$$

$$Q_t = S \circ (\mu' - A - B) + A \circ \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + B \circ Q_{t-1}, \quad (3.8)$$

$$R_t = \text{diag}\{\sqrt{q_{i,i,t}}\}^{-1} Q_t \text{diag}\{\sqrt{q_{i,i,t}}\}^{-1}. \quad (3.9)$$

(27) 式は基準化残差項の推定, (28) は疑似相関値の推定であるが, ここから算出される相関値は $-1 \leq 0 \leq 1$ の条件を満たしていないため, 最後に (29) 式により調整する必要がある。以上一連の対数尤度は

$$r_t | \mathfrak{S}_{t-1} \sim N(0, H_t),$$

$$\begin{aligned} L &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + \log |H_t| + r_t' H_t^{-1} r_t) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + \log |D_t R_t D_t| + r_t' D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} r_t) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + 2 \log |D_t| + \log |R_t| + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + 2 \log |D_t| + r_t' D_t^{-1} D_t^{-1} r_t - \varepsilon_t' \varepsilon_t + \log |R_t| + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t), \end{aligned} \quad (3.10)$$

で推定する。(30)式 of 最終式 () 内の前半の3項は分散値の尤度推定, 後半の3項は相関値の尤度推定である。

このようにして算出されたパラメータ σ_m , σ_i 及び $\rho_{i,t}$ を用いて TOPIX の収益率 $r_{m,t}$ と個別金融機関の収益率 $r_{i,t}$ をそれぞれ下記のモンテカルロシミュレーションで求めた。

$$\begin{aligned} r_{m,t} &= \sigma_{m,t} \epsilon_{m,t} \\ r_{i,t} &= \sigma_{i,t} \rho_{i,t} \epsilon_{m,t} + \sigma_{i,t} \sqrt{1 - \rho_{i,t}^2} \zeta_{i,t} \\ (\epsilon_{m,t}, \zeta_{i,t}) &\sim F \end{aligned} \tag{3.11}$$

本稿はこのシミュレーションを月次ベースで各銘柄毎に1万回, またシステミック・イベント発生条件として半年間(125営業日)に TOPIX(r_m) が40%以上下落することとした。ここで, $(\epsilon_{m,t}, \zeta_{i,t})$ は独立の分布を持つ誤差項で, 平均0, 分散1, 共分散0である。このように算出することでバイアスが掛かることなくフォワードルッキング的に収益率を予測することが可能だと先行研究で説明されている。

(13)式で推定した月次ベースのMESを(19)式に代入し, 月次ベースでの個別金融機関SRISK額を求めた。それを11行合計したものがSRISK指標となる。本研究で用いた $Debt_{i,t}$ は四半期ベースの貸借対照表表示の負債から(よって3カ月間は同じ数値となる), $Equity_{i,t}$ は四半期ベースの貸借対照表表示の自己資本(純資産)に当該期間の株価月次収益率を乗じた数値を使った。またプルーデンシャルレシオ k は先行研究と同じくリスク中立的とされる8%で計算した。

7.3.4. 結果

2003年3月12日¹³から日次ベースで推定した, TARCHと株価時系列を図1と図2に。同じ期間のDCC系列と株価時系列を図3と図4に示した。

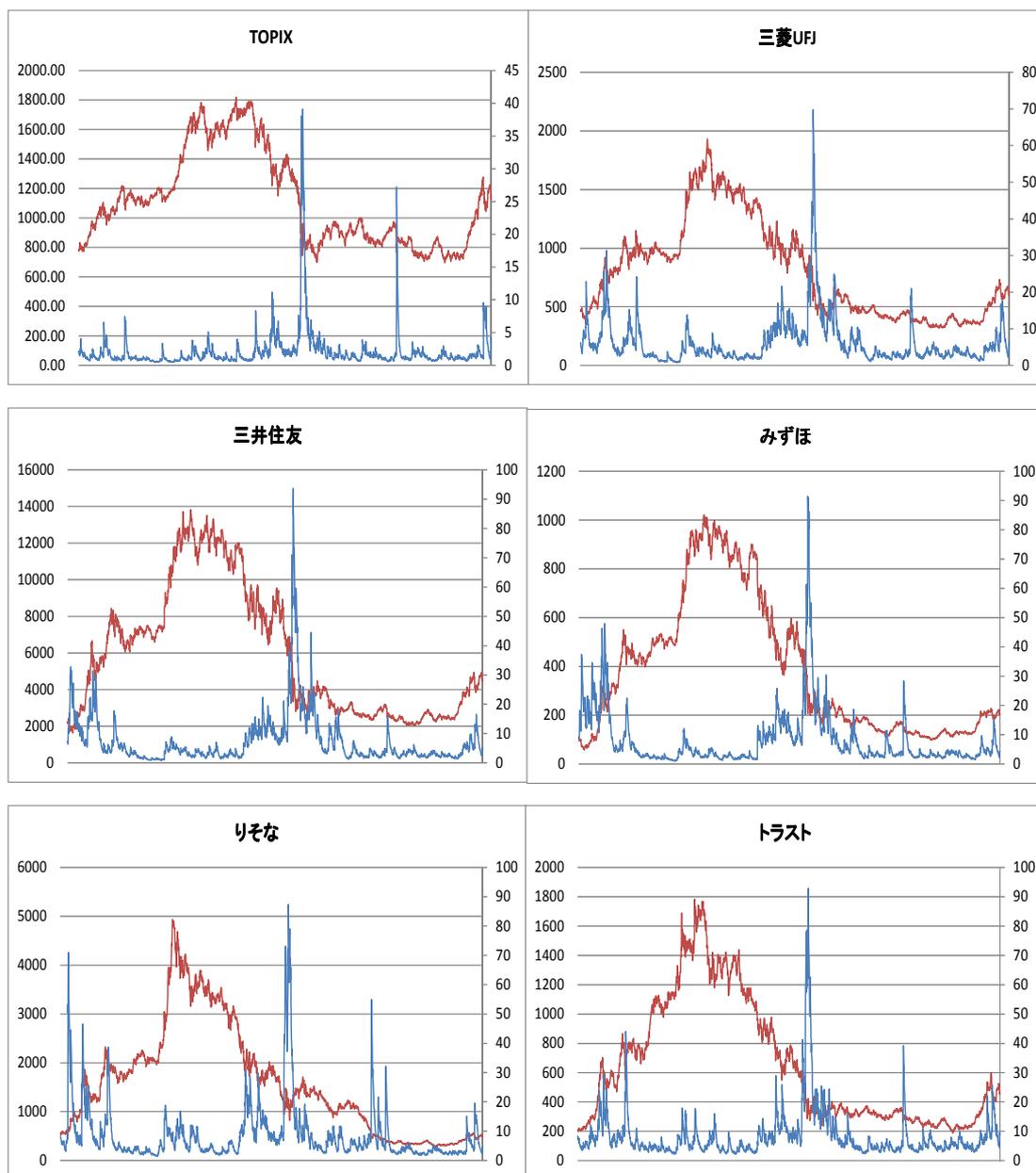
図1・2では各系列ともリーマンショック発生時に急上昇し, 東日本大震災時も比較的大きな変動が確認される。一方2005年8月以降の株価上昇局面では大きな変動は確認されない。これがTARCHの特徴であるボラティリティの非対称性である。このように株価下落に伴うボラティリティの上昇によってリスクの増加も確認される。

個別に見ると, 2003年から2004年にかけて都銀で比較的大きな変動が確認される。これはやはりその銀行の国有化問題が表面化した時期で, 関連する都銀のボラティリティも上昇した。野村に見られる2011年後半の急上昇は, インサイダー取引事件から株価急落を受けたものである。しかしこれらの事象は, 当該企業に限定されたリスクであって, 他の金融機関やTOPIXに波及することなく, システミック・リスクには発展しなかった。図1・2は概ね, 株価が急落するとTARCH(ボラティリティ)は急上昇しリスク発見指数として機能しているようだ。

図3・4のDCC系列と株価推移は, 本来であれば株価が急落するとDCCが急上昇し, リスクの拡大を確認できるのだが, 本稿ではそのような傾向は見られない。これは図からも分かるように, 推定期間を通じ平常時からDCC値が高く, システミック・リスクが発生しても上昇する余地が限られていることが確認される。これは本邦は欧米の金融機関に比べ業務の差別化が少なく, 特色のある或いは特定の業務に特化した金融機関が少ないことや, 特に3メガバンクに関しては, その貸出先ポートフォリオとTOPIX構成銘柄は(中小企業

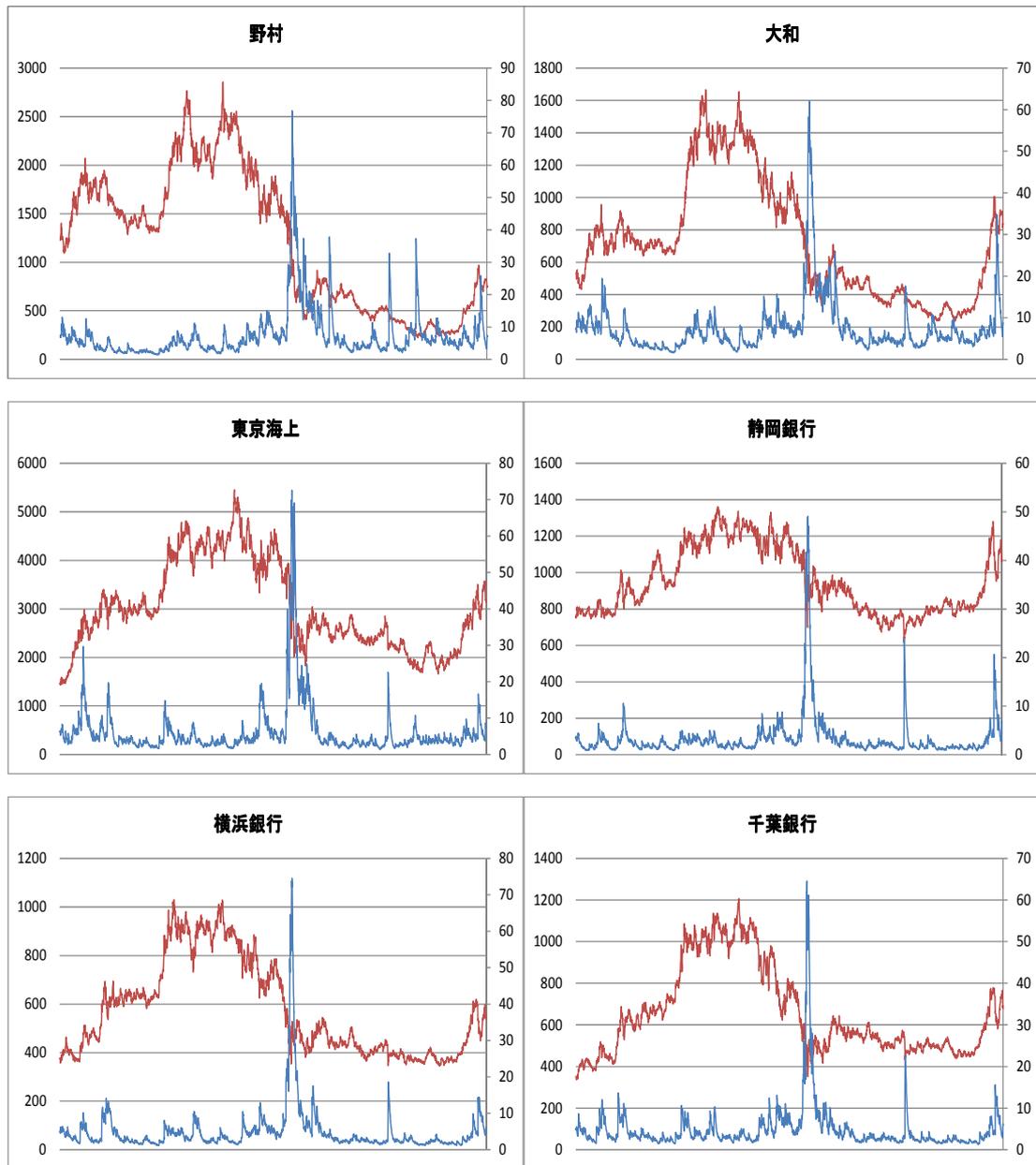
¹³この日はみずほ銀行の再上場日であり, 3メガバンクのデータが揃ったためこの日をスタート日とした。

図 7.10: TARCH 系列と株価時系列



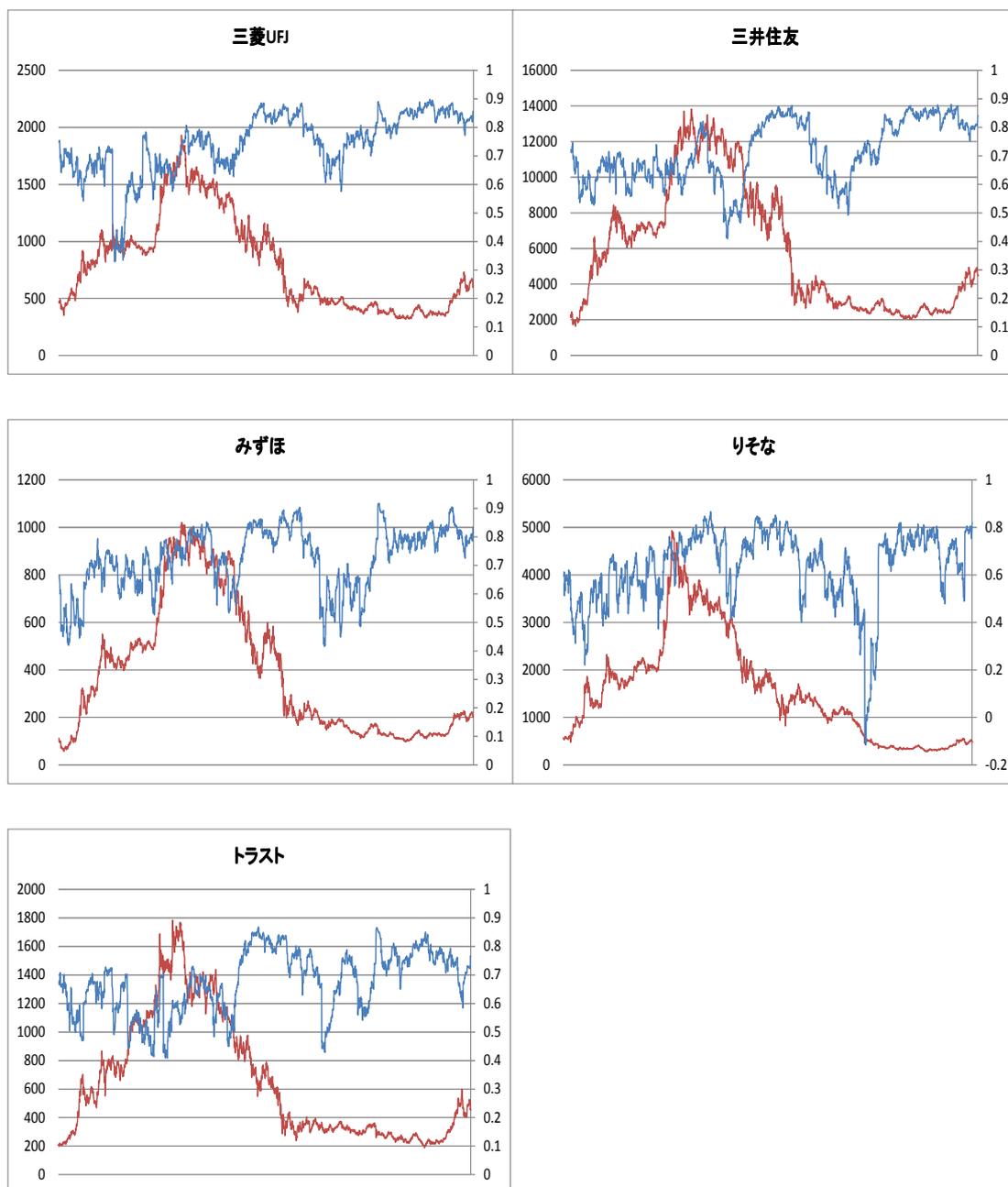
各グラフとも左軸が株価（グラフ中赤線），右軸がボラティリティ（グラフ中青線）．推定期間は2003年3月12日から2013年7月31日まで日次ベースで集計．株価の欠損値等は線形補間で補った．

図 7.11: TARCH 系列と株価時系列



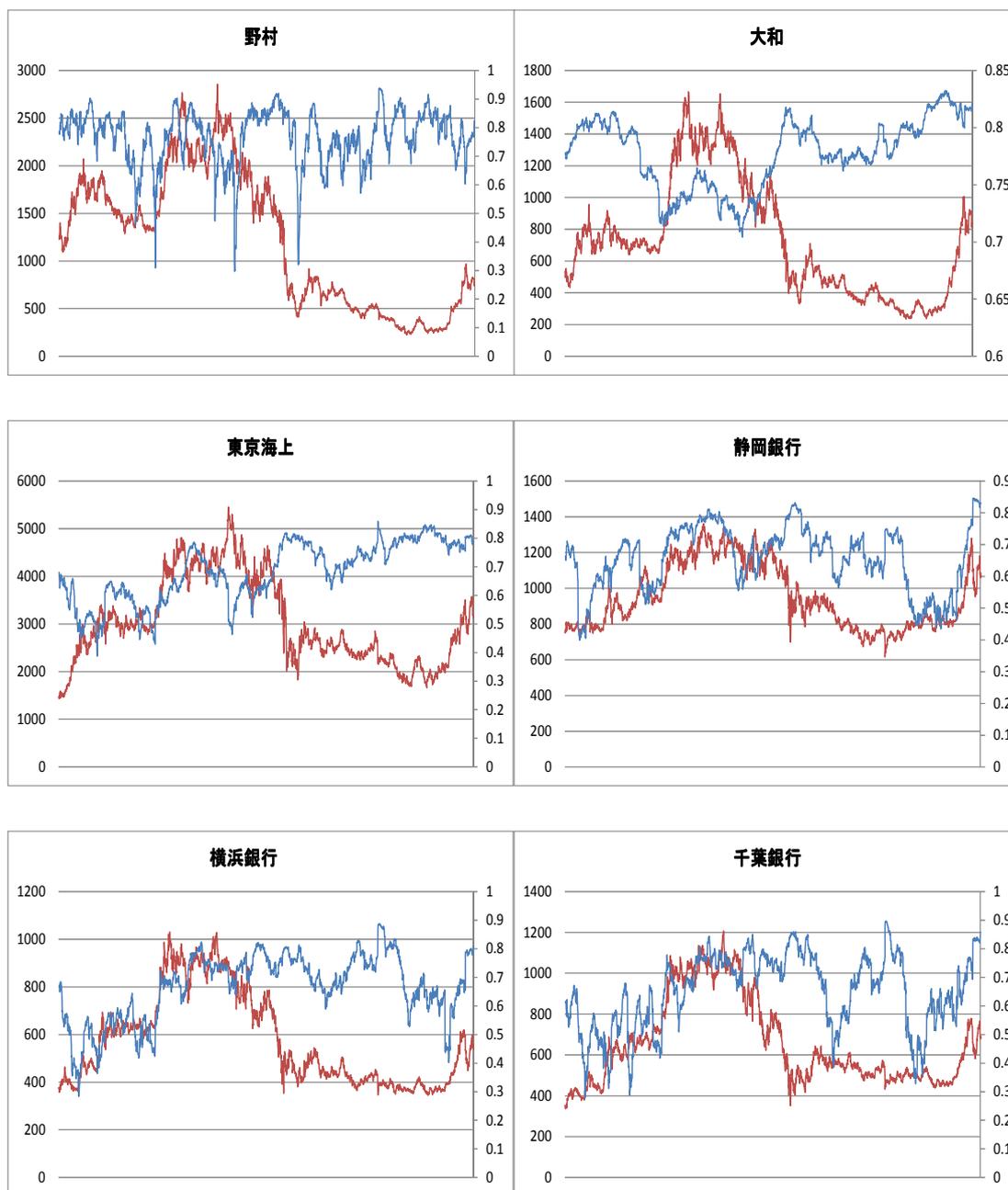
各グラフとも左軸が株価（グラフ中赤線），右軸がボラティリティ（グラフ中青線）．推定期間は2003年3月12日から2013年7月31日まで日次ベースで集計．株価の欠損値等は線形補間で補った．

図 7.12: 対 TOPIXDCC 系列と株価推移



各グラフとも左軸が株価（グラフ中赤線），右軸が相関値（グラフ中青線）．推定期間は2003年3月12日から2013年7月31日まで日次ベースで集計．株価の欠損値等は線形補間で補った．

図 7.13: 対 TOPIXDCC 系列と株価推移



各グラフとも左軸が株価（グラフ中赤線），右軸が相関値（グラフ中青線）．推定期間は2003年3月12日から2013年7月31日まで日次ベースで集計．株価の欠損値等は線形補間で補った．

表 7.16: パラメータ推定と期間平均値

	分散推定 (TARCH)			相関推定 (DCC)		期間平均値	
	α	γ	β	α	β	TARCH 平均	DCC 平均
三菱 UFJ	0.077	0.038	0.899	0.024	0.976	6.225	0.742
三井住友	0.058	0.070	0.903	0.022	0.978	7.354	0.714
みずほ	0.061	0.051	0.906	0.030	0.970	7.957	0.724
りそな	0.070	0.060	0.893	0.034	0.965	8.511	0.631
トラスト	0.063	0.069	0.886	0.022	0.978	8.353	0.675
野村	0.058	0.051	0.908	0.043	0.958	7.369	0.767
大和	0.051	0.043	0.918	0.004	0.996	7.425	0.778
東京海上	0.081	0.020	0.889	0.013	0.987	6.193	0.683
静岡	0.062	0.054	0.893	0.014	0.985	3.355	0.657
横浜	0.060	0.029	0.913	0.019	0.981	4.909	0.665
千葉	0.060	0.049	0.894	0.025	0.975	4.821	0.652

パラメータ推定結果：2013年7月時点の推定結果。期間平均値は2007年12月から2013年7月までの月次ベースの平均値。

を除いて) 差異がほとんどないことが原因と思われる。そのため対 TOPIX で見た相関が高くなる傾向が強い。

表4は2013年7月(直近)の TARCH・DCC パラメータと期間平均値である。先に説明したように、MES はめったに起きない金融危機を条件¹⁴とした、個別金融機関の限界損失額(率)であり、(13)式から、時価総額・TARCH・DCC・財務レバレッジの増加関数である。表4の TARCH-DCC 期間平均値は推定期間を通じて概ね都銀・証券の TARCH・DCC の値が高く(リスク要因が高い)、地銀・損保が低い(リスク要因が低い)値となった。特に地銀は推定期間中の株価変動幅が狭く、TARCH も小さく評価されていることが注目される。またメガバンクは時価総額も巨大なことから、推定されるリスク額も大きくなることが予想される。

表5は推定期間中に発生したシステミック・イベント、リーマンショックと東日本大震災時の MES・限界損失額・その寄与率、またそれぞれの期間平均値である。限界損失額は(13)式から算出された数値である。MES が100%以上とは、予測される損失額が自己資本(純資産)額以上であることを意味している。ここではやはり3メガバンクの MES が、システミック・イベント発生時・平常時問わず高く評価されている。

(13)式で推定した月次ベースの MES を(16)式に代入し、各金融機関ベースの月次 SRISK を算出した。(16)式では先にも説明したが、プルーデンシャルレシオ k を8%。負債 $Debt$ と自己資本 $Equity$ は四半期ベースで発表される貸借対照表を参考とした。負債 $Debt$ は貸借対照表計上金額をそのまま用いたが、自己資本 $Equity$ は貸借対照表計上額に当該月次株価収益率を乗じた。先行研究では四半期ベースのデータを使用する場合、負債の簿価と時価は概ね一致するが、純資産額は株価変動の影響を受けるのでこのように加工する必要性があると説明した。結果は表6である。

表6では、リーマンショック時が最大で約54兆円、東日本大震災はリーマンショックほど

¹⁴本稿では半年間で TOPIX が40%以上下落することをリスク発生事象としている

表 7.17: システミックイベント時の MES と期間平均値

	2008年9月			2011年3月			期間平均		
	MES	限界損失額	寄与率	MES	限界損失額	寄与率	MES	限界損失額	寄与率
三菱UFJ	137.93 %	10,682,328	33.29 %	97.18 %	8,100,396	34.88 %	81.18 %	7,077,950	33.98 %
三井住友	184.54 %	6,352,822	19.80 %	81.12 %	4,132,404	17.80 %	88.56 %	4,059,656	19.49 %
みずほ	241.02 %	5,661,397	17.64 %	109.51 %	4,022,842	17.32 %	75.02 %	2,821,747	13.55 %
りそな	118.65 %	2,595,235	8.09 %	80.86 %	1,198,632	5.16 %	87.56 %	1,729,685	8.30 %
トラスト	104.46 %	753,640	2.35 %	98.82 %	648,736	2.79 %	78.89 %	884,601	4.25 %
野村	118.85 %	2,151,397	6.70 %	103.75 %	2,160,767	9.31 %	74.74 %	1,490,154	7.15 %
大和	110.38 %	854,795	2.66 %	71.73 %	598,183	2.58 %	78.38 %	650,763	3.12 %
東京海上	81.51 %	1,787,157	5.57 %	61.75 %	1,164,881	5.02 %	58.50 %	1,202,528	5.77 %
静岡	60.85 %	415,183	1.29 %	47.85 %	329,453	1.42 %	37.52 %	264,923	1.27 %
横浜	68.65 %	473,722	1.48 %	65.84 %	484,275	2.09 %	48.66 %	356,761	1.71 %
千葉	66.07 %	364,542	1.14 %	62.23 %	380,911	1.64 %	47.88 %	291,395	1.40 %
合計	117.54 %	32,092,218	100.00 %	80.06 %	23,221,480	100.00 %	68.81 %	20,830,163	100.00 %

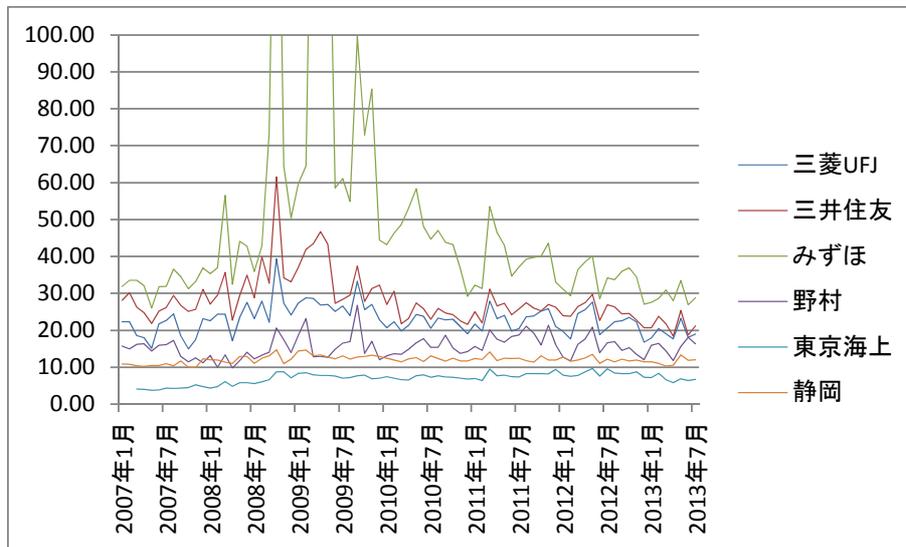
2008年9月（リーマンショック時），2011年3月（東日本大震災時），期間平均（2007年12月～2013年7月）．損失額の単位は百万円．MESの合計は平均値．

表 7.18: システミックイベント時の SRISK と期間平均値

	2008年9月		2011年3月		期間平均	
	SRISK	寄与率	SRISK	寄与率	SRISK	寄与率
三菱UFJ	17,463,606	32.25 %	15,354,281	31.73 %	14,052,082	32.18 %
三井住友	10,974,718	20.27 %	9,724,730	20.09 %	9,006,894	20.63 %
みずほ	12,402,061	22.90 %	12,894,208	26.64 %	11,434,714	26.19 %
りそな	6,167,177	11.39 %	3,059,216	6.32 %	2,969,257	6.80 %
トラスト	1,173,983	2.17 %	1,065,010	2.20 %	1,455,422	3.33 %
野村	2,118,498	3.91 %	2,827,347	5.84 %	1,908,762	4.37 %
大和	1,306,987	2.41 %	1,087,449	2.25 %	1,106,107	2.53 %
東京海上	796,075	1.47 %	629,584	1.30 %	367,941	0.84 %
静岡	431,102	0.80 %	401,420	0.83 %	281,441	0.64 %
横浜	706,108	1.30 %	732,467	1.51 %	577,659	1.32 %
千葉	607,334	1.12 %	620,131	1.28 %	500,766	1.15 %
合計	54,147,649	100.00 %	48,395,843	100.00 %	43,661,045	100.00 %

2008年9月（リーマンショック時），2011年3月（東日本大震災時），期間平均（2007年12月～2013年7月）．損失額の単位は百万円．

図 7.14: 財務レバレッジの推移



TOPIX と SRISK の推移：推定期間は 2007 年 1 月から 2013 年 7 月まで，単位は倍。

ではないが期間平均を大きく上回る約 48 兆円となった。1998 年 3 月末に公的資金として注入された金額が 1.82 兆円。1999 年 3 月が 7.46 兆円なのでこれと比較するとリスク額が巨大であるが、2005 年度予算案における預金保険機構の政府保証枠（資本注入・破綻処理・不良債権の買取に係るもの等）は 58.15 兆円だったので、リーマンショックと概ね同様な金額である。SRISK は厳密な意味での予想損失額ではなく、シナリオ分析に基づいた¹⁵損失額の期待値である。よってその意味は、政府や中央銀行にによる金融危機の未然予防（Precautionary Prevention）として、シナリオ分析により想定されるリスクを定量的に評価された指標として捉えるのが一般的なようである。

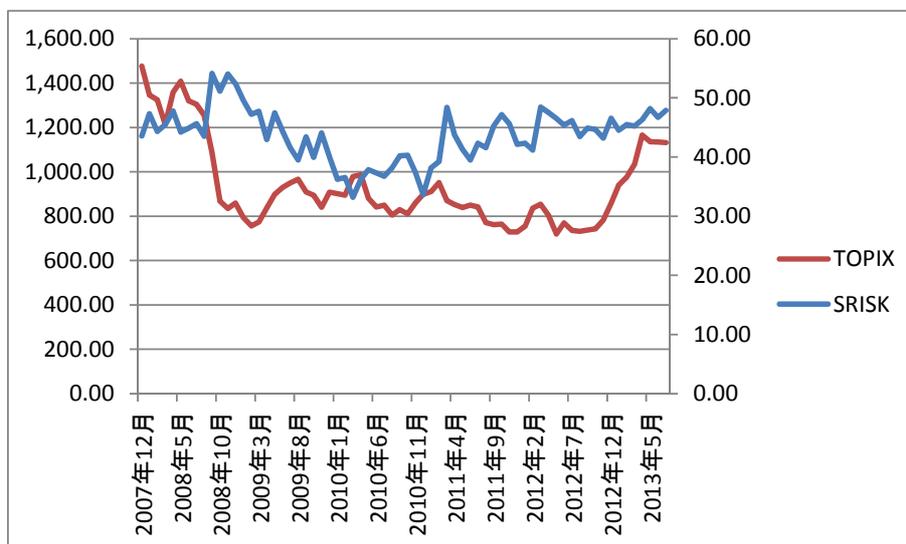
銘柄別では、やはり 3 メガバンクの時価総額が巨大なことから SRISK も突出しており、寄与率で約 75 % 以上も占めている。これは「大きすぎて潰せない (Too big to fail)」という問題認識の妥当性を改めて認識する結果となった。

また (16) 式から分かるように SRISK は MES と財務レバレッジの増加関数である。よって MES と同様に財務レバレッジも重要なリスクファクターである。参考までに図 5 に代表的な銘柄の推定期間における財務レバレッジの推移を掲載した。ここでのレバレッジは、純資産（自己資本）額に月次ベースの株価収益率を乗じてあるため、通常の財務レバレッジよりも変動幅が大きくなる。その特徴がよく表れているのがみずほである。時価総額は三井住友よりも小さいが、SRISK 額は大きく評価され、特にリスク発生時にはその差が拡大する。また同様に東京海上は時価総額でりそな・トラスト・大和を上回っているが、SRISK 額は過小に評価されている。これは東京海上のレバレッジが低いことによるものだが、このように財務レバレッジはリスクファクターとしてリスク評価に大きな影響を及ぼす。

個別銘柄の SRISK 額を合計したものが SRISK 指標であるが、2007 年 12 月から 2013 年

¹⁵本稿では TOPIX が半年間で 40 % 以上下落するシナリオ。

図 7.15: TOPIX と SRISK 合計値の推移



TOPIX と SRISK の推移：推定期間は 2007 年 3 月から 2013 年 7 月まで，左軸が TOPIX，右軸が SRISK(単位は兆円)

表 7.19: CI 指数との回帰分析結果

	先行指数	一致指数	遅行指数
重決定 R2	0.007562	0.012575	0.018628
t 値	-0.70374	-0.90984	-1.11078
P 値	0.484109	0.366271	0.270755

2008 年 9 月（リーマンショック時），2011 年 3 月（東日本大震災時），期間平均（2007 年 12 月～2013 年 7 月）．損失額の単位は百万円．

7月までの推移と TOPIX 系列を図 6 に示した。図 6 は本来であれば逆相関の関係性、即ち TOPIX が急落すれば SRISK は急上昇しリスク発見指標として機能するのだが、本稿ではそのような傾向は見られなかった。特にリーマンショック以降 TOPIX は横這いであったが SRISK が減少傾向にあったこと。アベノミクス効果で TOPIX が上昇したが SRISK も上昇したことが特徴的である。これは財務レバレッジ算出時に株価収益率を乗じているために、株価下落時には倍率が上昇しリスク指標として機能するが、変動率が少ない時は低位推移期間も含めて通常の倍率に収束していくことや、株価上昇や系列会社を傘下に収める事による時価総額の増大が、通常であればリスク減少要因として評価されるべきことが、ここではリスク増加要因として捉えられているためと思われる。

最後に参考までに算出された SRISK 指標をマクロ経済変数との関連性を見るために、SRISK 指標を説明変数、平成 22 年を 100 とした CI 指数を非説明変数とした回帰分析で説明力を検証した。結果は表 7 である。表 7 から SRISK 指標はどの指数に対しても有意な説明力は持っていないと言えらる。強いて言えば先行指数よりも遅行指数の方が説明力が上昇している。このことをもって本稿で算出された SRISK 指標がマクロ経済変数に対し何ら説明力を持っていないとは言えないが、少なくとも先行研究で示されたようなリスク発見指標としては機能していない。この原因を以下の章で考えることとする。

7.4. まとめ

本稿はリーマンショックで注目度が高まった「システミック・リスク」に関するサーベイを行った。リーマンショック以前のリスク対策は、主に政府や中央銀行によるミクروطルーデンス的な観点からの自己資本規制や市場管理が中心で、VaR や CoVaR 等で個別金融機関のリスクが評価されることが一般的であった。一方リーマンショック以降は、システミックリスクに着目したミクروطルーデンス的な観点からリスク管理を行うことが主流となり、特にリスク波及効果を表した「相互関連性」と市場の「流動性」等を定量化する研究も増加した。

リスクの波及効果、所謂「相互関連性」は新しい「金融リスク」であるが、最近になり協力ゲーム理論から発展した「シャープレー値」や金融危機発生を条件とした「条件付き相関 (DCC)」を用いて評価することが一般的となりつつある (NYU Stern V-Lab に詳しい)。しかしこの分野は、現段階ではまだ発展段階で様々な試みや提案が日々行われ、また国ごとに金融システムの制度やルールが異なるため国際的に統一されたモデルが存在しない¹⁶。一方、市場の「流動性」は比較的古くから研究されてきた分野であり、「市場から突然消滅する」ことや「一斉に同方向へ動く」等のリスク特性を持つことが知られている。こうしたリスクに対してはシナリオ分析に基づく CoVaR や MES によって予め定量化されたリスク額に基づいて自己資本規制等を行い、備えることが求められている。

本稿は国内金融機関のシステミック・リスクを計測することを目的として、Brownlees and Engle (2011) で提案されたアプローチを用いた。このアプローチは他のモデルと比較してデータ入手方法や計算方法が簡便でかつ即効性に優れたモデルであり、本邦金融機関のシステミック・リスクを評価するには最適と考えられた。しかし海外で開発されたモデルを国内で直接利用する場合、以下の様な問題があるため予測精度の高い観測値を得るには至らなかった。

1. 企業の本質的価値に関する情報は効率的に株価・財務諸表に反映されていることが前

¹⁶そのために国際的に統一されたルール・制度作りの提案がされていることは先行研究で紹介した。

提条件.

よって情報の開示制度や財務会計ルールが欧米ほど厳格でないわが国は、特にオフバランス取引情報が株価に反映されているとは言い難く、その株価から算出された観測値も企業の実態を反映していない可能性がある。

2. 日本特有の取引市場制度や日本的慣行・企業風土の存在.

本邦は、旧財閥系を中心とする株式持ち合い制度や政府による護送船団方式による一括管理、或いは株式の空売り規制等独特な慣行が存在した。これらが効率的な価格形成を阻害した可能性がある。

3. 金融システムにおける日本と欧米の本質的な違い.

日本の「銀行」は主に貯蓄銀行としての意味合いが強く、業務の類似性が高く平常時から相関が高いことが特徴である。一方欧米の「銀行」は貯蓄・投資銀行から生命保険・不動産会社まで範囲が広く多種多様、また企業間競争が激しく倒産や廃業も頻繁である。このような本質的な違いからシステミック・リスクの意味合いも異なってくると思われる。

以上の通り、欧米と日本の金融システムの本質的な違いがモデルの制度に影響した可能性がある。よって日本でシステミック・リスクを計測する場合、先に紹介したモデルに改良・改善を加える等、モデルの修正が必要である。

本稿で紹介したアプローチは、リスクの絶対量を予測することを目的として厳密な意味でのリスク計量モデルではなく、政府や中央銀行がストレステスト時に用いるリスクの未然予防喚起としての意味合いが強い。しかしながら、平成17年度予算案における預金保険機構の政府保証枠とほぼ同等の金額を算出したことは注目に値する。

これらを総合的に判断すると、このアプローチを利用する場合、改善・改良を施し国内金融機関の評価に適したモデルにする必要があるが、データ入手方法や計算方法の簡便さなど優れた面もあり、ストレステスト等におけるリスクの目安として必要自己資本量を評価する際には有効と思われる。

参考文献

- [1] Acharya, Viral V (2009), "A theory of systemic risk and design of prudential bank regulation" *Journal of Financial Stability*
- [2] Acharya, V., L. Pedersen, T. Philippon, and M. Richardson (2010), "Measuring Systemic Risk" *Technical report, Department of Finance, NYU.*
- [3] Acharya, V., R. Engle, and M. Richardson (2012), "Capital Shortfall : A New Approach to Ranking and Regulating Systemic Risks" *The American Economic review* : 102(3):59-64
- [4] Adrian, T. and M. K. Brunnermeier (2011), "CoVaR" (No. w17454, *National Bureau of Economic Research.*
- [5] Aikman, D., P. Alessandri, B. Eklund, P. Gai, S. Kapadia, E. Martin, N. Mora, G. Sterne, and M. Willison (2009), "Funding liquidity risk in a quantitative model of systemic stability" *In EFA 2009 Bergen Meetings Paper*
- [6] Andersen, T. G., T. Bollerslev, P. F. Christoffersen, and F. X. Diebold (2012), "Financial Risk Measurement for Financial Risk Management"(No.w18084) *National Bureau of Economic Research.*
- [7] Battiston, S., D. D. Gatti, M. Gallegati, B. Greenwald, and J. E. Stiglitz (2012), "Liaisons dangereuses: Increasing connectivity, risk sharing, and systemic risk" *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36(8), 1121-1141.
- [8] Billio, M., M. Getmansky, A. W. Lo, and L. Pelizzon (2012), "Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors" *Journal of Financial Economics*, 104(3), 535-559
- [9] Brown, S., I. Hwang, F. In, and T. S. Kim (2013), "Systemic Risk and Cross-Sectional Hedge Fund Returns." *Francis Haeuck and Kim, Tong Suk, Systemic Risk and Cross-Sectional Hedge Fund Returns* March 31, 2013.
- [10] Brownlees, C. T. and R. F. Engle (2012), "Volatility, Correlation and Tails for Systemic Risk Measurement" *Available at SSRN* 1611229
- [11] Brunnermeier, M. K (2008a), "Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007-2008" *NO.w146127, National Bureau of Economic Research*
- [12] Brunnermeier, M. K (2008b), "Thoughts on the New Financial Architecture" *Work in progress*
- [13] Brunnermeier, M. K. and L. H. Pedersen (2009), "Market Liquidity and Funding Liquidity" *Review of Financial Studies* 22 (6) ;2201-2238
- [14] Brunnermeier, M. K., G. Dong, and D. Palia (2012), "Banks' Non-Interest Income and Systemic Risk" *In American Financial Association 2012 Chicago Meetings Paper.*
- [15] Cai, J. J., J. H. Einmahl, L. D. Haan, and C. Zhou (2012), "Estimation of the marginal expected shortfall: the mean when a related variable is extreme" *Tiburg University, Center for Economic Research.*
- [16] Cao, Z (2012), "Multi-CoVaR and Shapley value: A Systemic Risk Measure" *Working Paper Banque de France.*

- [17] Caporin, M. and P. S. D. Magistris (2012), "On the Evaluation of Marginal Expected Shortfall" *Applied Economics Letters*. 19(2). 175-179
- [18] Chen, H., D. J. Cummins, K. S. Viswanathan, and M. A. Weiss (2013), "Systemic risk and the interconnectedness between banks and insurers: An econometric analysis" *Journal of Risk Insurance*
- [19] Cifuentes, R. G. Ferrucci, and H. S. Shin (2005), "Liquidity Risk and Contagion" *Journal of the European Economic Association*, 3(2-3), 556-566.
- [20] Colander, D., M. Goldberg, A. Haas, K. Juselius, A. Kirman, T. Lux, and B. Sloth (2009), "The financial crisis and the systemic failure of the economics profession." *Critical Review*, 21(2-3), 249-267.
- [21] Davis, E. P (1999), "RUSSIA/LTCM AND MARKET LIQUIDITY RISK 1," *The Financial Regulator*, 4/2, Summer 1999, 23-28.
- [22] Bandt, D. O. and P. Hartmann (2000), "Systemic Risk : A Survey," *Mimeo, European Central Bank, Frankfurt*, 1998.
- [23] Jonghe, D. O (2010), "Back to the basics in banking? A micro-analysis of banking system stability" *Journal of financial intermediation*, 19(3), 387-417.
- [24] Diamond, D. W. and R. G. Rajan (2005), "Liquidity Shortages and Banking Crises" *The Journal of Finance* 60(2), 615-647
- [25] Drehmann, M. and N. Tarashev (2011), "Measuring the systemic importance of interconnected banks" *BIS Working Paper*, No342
- [26] Dudley, E. and M. Nimalendran (2009), "Hedge Fund Contagion, Liquidity Spirals and Flight to Quality", *Working Paper, University of Florida*.
- [27] Dungey, M., R. Fry, B. Gonzalez-Hermosillo, and V. Martin (2006), "Contagion in International Bond Markets During the Russian and the LTCM Crises," *Journal of Financial Stability*. 2(1), 1-27.
- [28] Dungey, M., R. Fry, B. Gonzalez-Hermosillo, and V. Martin (2007), "Contagion in Global Equity Markets in 1998: The Effects of the Russian and LTCM Crises" *The North American Journal of Economics and Finance*, 18(2), 155-174.
- [29] Engle, R. (2002), "Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity model" *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350
- [30] Freixas, X., B. M. Parigi, and J. C. Rochet (2000), "Systemic Risk, Interbank Relations, and Liquidity Provision by the central Bank" *Journal of money, credit and banking*, 611-638
- [31] Galati, G. and R. Moessner (2012), "Macroprudential policy - a literature review." *Journal of Economic Surveys*.
- [32] Garratt, R., L. Webber, and M. Willison (2012), "Using Shapley's asymmetric power index to measure banks' contributions to systemic risk" *Bank of England Working Paper* No, 468
- [33] Gauthier, C., A. Lehar, and M. Souissi (2012), "Macroprudential capital requirements and systemic risk" *Journal of Financial Intermediation*, 21(4), 594-618

- [34] Gennaioli, N., A. Shleifer, and R. Vishny (2012), "Neglected risks, Financial innovation, and Financial fragility" *Journal of Financial Economics*, 104(3):452-468
- [35] Gray, D. F. and A. A. Jobst (2011), "Modeling systemic financial sector and sovereign risk," *Sveriges Riskbank Economic Review* 2
- [36] Gray, D. F. and A. A. Jobst (2013), "Systemic Contingent Claims Analysis-Estimating Market-Implied Systemic Risk" *IMF Working Paper*
- [37] Hellwig, M. F (2009), "Systemic Risk in the Financial Sector : An Analysis of the Subprime-Mortgage Financial Crisis" *De Economist* 157, pp129-207
- [38] Huang, X., H. Zhou, and H. Zhu (2009), "A Framework for Assessing the Systemic Risk of Major Financial Institutions" *Journal of Banking & Finance*, 33(11), 2036-2049,
- [39] Hurlin, C., A. Popescu, and C. Turcu (2013), "Sovereign Debt and Systemic Risk" *Working Paper, University of Orleans*
- [40] Kashyap, A., R. Rajan, and J. Stein (2008), "Rethinking Capital Regulation" *In Federal Reserve Bank of Kansas City symposium at Jackson Hole.*
- [41] Khandani, A. E., A. W. Lo, and R. C. Merton (2012), "Systemic Risk and the Refinancing Ratchet Effect" *Journal of Financial Economics*
- [42] Lopez-Espinosa, G., A. Moreno, A. Rubia, and L. Valderrama (2012), "Short-term Wholesale Funding and Systemic Risk: A Global CoVaR Approach" *Journal of Banking & Finance*, 36(12). 3150-3162
- [43] Malz, A (2013), "Risk-Neutral Systemic Risk Indicators" *FRBNY Staff Report No.307 March2013 Available at SSRN 2241567.*
- [44] McCoy, P. A. Pavlov, and S. Wachter (2009), "Systemic Risk Through Securitization: The Result of Deregulation and Regulatory Failure" *Connecticut Law Review*, 41, 493
- [45] Mighri, Z. and F. Mansouri (2013), "Dynamic Conditional Correlation Analysis of Stock Market Contagion: Evidence from the 2007-2010 Financial Crises" *International Journal of Economics and Financial Issues, (IJEFI)*, 3(3).
- [46] Moshirian, F (2011), "The global financial crisis and the evolution of markets, institutions and regulation" *Journal of Banking & Finance* 35, 502-511
- [47] Moshirian F., S. Sidharth, and B. Zhang (2011), "Non-interest Income and Systemic Risk : The Role of Concentration" *In Global Systemic Risk Conference.*
- [48] Qin, X. and C. Zhou (2013), "Systemic Risk Allocation for Systems with A Small Number of Banks(No.378)" *Netherlands Central Bank, Research Department*
- [49] Rochet, J. C. and J. Tirole (1996), "Interbank Lending and Systemic Risk," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.28, 733-762
- [50] Schwarcz, S. L (2008), "Systemic Risk" *In American Law & Economics Association Annual Meetings (p.20) bepress.*
- [51] SIFMA(Securities Industry and Financial Markets Association) "Systemic risk information study," *June 2010*
- [52] Stulz, R. M (2000), "US banks, crises, and bailouts : From Mexico to LTCM," (*No.w 7529*). *National Bureau of Economic Research.*

- [53] Tarashev, N. C. Borio, and K. Tsatsaronis (2009), "The systemic importance of financial institutions" *BIS Quarterly Review*,75,87
- [54] Tarashev, N. A., C. E. Borio, and K. Tsatsaronis (2010), "Attributing Systemic Risk to Individual Institutions Methodology and Policy Applications" *BIS Working Papers No308*,
- [55] Tarashev, N. A., C. E. Borio, and K. Tsatsaronis (2013), "Risk Attribution using the Shapley Value : Methodology and Policy Applications" *BIS Working Papers*
- [56] 石川篤史 鎌田康一郎 倉知善行 寺西勇生 那須健太郎 (2011), 「金融マクロ計量モデル」, 『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 2011 年 10 月』.
- [57] 川崎 能典 (1991), 「Bayesian Vector AutoRegression — その手法の整理と予測能力の検証」, 『日本銀行金融研究所「金融研究」第 10 巻第 1 号』.
- [58] 菅野正泰 (2012), 「グローバル金融危機時の損害保険会社のシステミック・リスクの影響度分析-銀行との対比検証-」, 『日本保険・年金リスク学会第 10 回大会』.
- [59] 杉田浩治 (2010), 「システミックリスクの発生を如何にして防ぐか (SIFMA-米国証券業金融市場協会-の提案)」, 『日本証券経済研究所』.
- [60] 日本銀行 (2013), 「金融システムレポート」.
- [61] Amihud, Y., and Mendelson, H. (1986). "Asset pricing and bid-ask spread." *Journal of financial Economics*,17(2), 223-249
- [62] Boehmer, E., Fong, K., and Wu, J. (2012). "International evidence on algorithmic trading." *Available at SSRN 2022034*.
- [63] Brogaard, J., Hendershott, T., and Riordan, R. (2012). "High frequency trading and price discovery." *SSRN eLibrart*.
- [64] Chaboud, A., Chiquoine, B., Hjalmarsson, E., and Vega, C. (2013). "Rise of the machines: Algorithmic trading in the foreign exchange market. *Journal of Finance, Forthcoming*.
- [65] Cohen, K. J., Maier, S. F., Schwartz, R. A., and Whitcomb, D. K. (1981). "Transaction costs, order placement strategy, and existence of the bid-ask spread. *The Journal of Political Economy*,287-305.
- [66] Glosten, L. R., and Milgrom, P. R. (1985). "Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders." *Journal of financial economics*,14(1), 71-100.
- [67] Hendershott, T., Jones, C. M., and Menkveld, A. J. (2011). "Does algorithmic trading improve liquidity?" *The Journal of Finance*, 66(1), 1-33.
- [68] Hendershott, T., and Moulton, P. C. (2011). "Automation, speed, and stock market quality : The NYSE's hybrid. *Journal of Financial Markets*, 14(4), 568-604.
- [69] Humphey-Jenner, M. L. (2011). "Optimal VWAP trading under noisy conditions." *Journal of Banking & Finance*, 35(9), 2319-2329.
- [70] Kakade, S. M., Kearns, M., Mansour, Y., and Ortiz, L. E. (2004). "Competitive algorithms for VWAP and limit order trading." *In Proceedings of the 5th ACM conference on Electronic commerce*(pp. 189-198). ACM.

- [71] Kirilenko, A., Kyle, A. S., Samadi, M., and Tuzun, T. (2011). "The flash crash: The impact of high frequency trading on an electronic market." *Manuscript, U of Maryland*.
- [72] Kissell, Robert. "The expanded implementation shortfall: Understanding transaction cost components." *The Journal of Trading*,1(3), 6-16.
- [73] Konishi, H. (2002). "Optimal slice of a VWAP trade." *Journal of Financial Markets*, 5(2), 197-221.
- [74] Kyle, Albert S. (1985). "Continuous auctions and insider trading." *Econometrica: Journal of the Econometric Society*,1315-1335.
- [75] McCulloch, J., and Kazakov, V. (2007). "Optimal VWAP Trading Strategy and Relative Volume." *University of Technology, Sydney*.
- [76] Perold, Andre F. (1998). "The implementation shortfall: Paper versus reality." *Streetwise: the best of the Journal of portfolio management*,106.
- [77] 新井亮一 (2012),「アローヘッド導入による株式市場の流動性と取引コストの変化—機関投資家の視点からの分析—」,『証券アナリストジャーナル 2012年9月号,17-24』.
- [78] 宇野淳 柴田舞 (2012),「取引の高速化と流動性インパクト: 東証アローヘッドのケース」,『現代ファイナンス No.31 2012年3月,87-107』.
- [79] 大澤真 村永淳 (1998),「市場リスク算出の枠組みにおける流動性リスクの計測」,『日本銀行金融研究所 Discussion Paper No. 98-J-2』.
- [80] 鳳佳世子 (2007),「証券取引所の現状と課題」,『調査と情報, (603), 1-10.』.
- [81] 杉原慶彦 (2011),「取引コスト削減を巡る市場参加者の取組み: アルゴリズム取引と代替市場の活用」,『金融研究, 30 (2), 29-80.』.
- [82] 向殿和弘 乾孝治 (2013),「取引所の高速化が市場流動性に与えた影響—日経平均指数取引に関するティックデータ分析—」,『リスクと保険 March 2013 Volume 9, 39-62』.
- [83] 村永淳 (2000),「本邦株式市場の流動性に関する動的考察: 東京証券取引所のティック・データ分析」,『日本銀行金融研究所』
- [84] ラリー・ハリス [著] 濱田隆道 小野里光博 山岡博士 [訳] (2006),「市場と取引 (上) —実務家のためのマーケット・マイクロストラクチャー」, 東洋経済新報社.
- [85] ラリー・ハリス [著] 濱田隆道 小野里光博 山岡博士 [訳] (2006),「市場と取引 (下) —実務家のためのマーケット・マイクロストラクチャー」, 東洋経済新報社.
- [86] Bessembinder, H.[2003]. "Issues in assessing trade execution costs." *Journal of Financial Markets*, 6(3), 233-257
- [87] Brogaard, J.[2010], "HIGH FREQUENCY TRADING AND ITS IMPACT ON MARKET QUALITY" *Northwestern University Kellogg School of Management Working Paper*
- [88] Kakuta, M [2013], "Alogo moves stock market" *Nomura Financial IT focus, Feb. 2013, Vol.100, p24*.
- [89] Boehmer, E., Fong, K., and Wu, J., [2012] "International Evidence on Algorithmic Trading" *Available at SSRN 2022034*.
- [90] CFTC & SEC [2010], "Findings Regarding The Market Events of May 6, 2010" *REPORT of U.S. Commodity Futures Trading Commission and U.S. Securities & Exchange Commission, September 30, 2010*.

- [91] Easley, D., Lopez de Prado, M., and O'Hara, M., [2011] "The microstructure of the 'Flash Crash' - Flow toxicity, liquidity crashes and the probability of informed trading" *The Journal of Portfolio Management*, 37(2), 118-128.
- [92] Greenwood, R. [2007], "Excess Comovement of Stock Returns: Evidence from Cross-sectional Variation in Nikkei225 weights" *Review of Financial Studies*, 21(3), pp.1153-1186
- [93] Hendershott. T., Jones, C.M., and Menkveld, A.J., [2011] "Does Algorithmic Trading Improve Liquidity?" *The Journal of Finance*, 66(1), 1-33.
- [94] Hendershott. T., and Moulton, P.C. [2011] "Automation, speed, and stock market quality: The NYSE's Hybrid" *Journal of Financial Markets*, 14(4). 568-604.
- [95] Hendershott. T., and Riordan, R. [2011] "High Frequency Trading and Price Discovery" *Manuscript, University of California, Berkeley*, 3.
- [96] Hendershott. T., and Riordan, R. [2012] "Algorithmic trading and the Market for Liquidity" *Available at SSRN 2001912*.
- [97] Kyle, A. S. [1985]. "Continuous auctions and insider trading." *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1315-1335.
- [98] Lee, C., and Ready, N. J. [1991]. "Inferring trade direction from intraday data." *The Journal of Finance*, 46(2), 733-746
- [99] Moriyasu, H., Wee, M., and Yu, J. [2013] "The Role of Algorithmic Trading in Stock Liquidity and Commonality in Electronic Limit Order Markets" *Available at SSRN 2274631*
- [100] 宇野淳・柴田舞 [2012], "取引の高速化と流動性へのインパクト：東証アローヘッドのケース" *現代ファイナンス*, No.31, 88-107
- [101] 太田亘 [2013], "取引システム高速化の流動性に対する長期的影響" *日本ファイナンス学会第21回大会予稿集*
- [102] 向殿和弘・乾孝治 [2013] "取引所の高速化が与えた影響：日経平均指数に関するティックデータ分析" *リスクと保険* 9, 39-63
- [103] Almgren, R., and Chriss, N. (2001). "Optimal Execution of Portfolio Transactions" *Journal of Risk*, 3-40.
- [104] Almgren, R.F. (2003). "Optimal Execution with Nonlinear Impact Functions and Trading enhanced Risk" *Applied mathematical finance*. 10(1). 1-18.
- [105] Kissell, R. (2006). "The expanded implementation shortfall: Understanding transaction cost components." *The Journal of Trading*, 1(3), 6-16.
- [106] Perold, A. F. (1998) "The implementation shortfall : Paper versus reality." *Streetwise : the best of Journal of portfolio management*. 106.
- [107] Rosenthal, D. (2009) "Performance metrics for algorithmic traders" *UIC College of Business Administration Research Paper*, (09-14).
- [108] 宇野淳. (2005) . "わが国株式市場における最良執行義務と市場間競争" *証券アナリストジャーナル* 2005年11月号
- [109] 大崎貞和. (2003) . "取引所市場制度の再検討をめぐって" *野村資本市場研究所『資本市場クォーターリー』* 2003年秋号

- [110] 大崎貞和. (2004). “改正された EU 投資サービス指令” 野村資本市場研究所『資本市場クォータリー』 8巻1号 30項
- [111] 神山哲也. (2007). “EU 金融商品市場指令の欧州資本市場への影響” 野村資本市場研究所『資本市場クォータリー』 10巻3号 50項
- [112] 木村哲. (2009). “TCA(Transaction Cost Analysis) という考え方” トムソンロイター社 第2回証券特別セミナー資料
- [113] 杉原慶彦. (2012). “執行戦略と取引コストに関する研究の進展” 金融研究, 31 (1), 227-292.
- [114] 野村総合研究所資料. “BEST EXECUTION～PLEADIS 通信より”
- [115] 野村総合研究所資料. “執行コスト分析の基礎” (2009)
- [116] 野村資本市場研究所. “米国における ATS(代替的取引システム) 規制の導入” 『資本市場クォータリー』 1999年冬号
- [117] 松原弘. (2010). “金融電子取引技術革新とトレーディングシステム (<特集>金融トレーディングの新潮流)” オペレーションズ・リサーチ 経営と科学 55(9).559-565.
- [118] 吉川真裕. (2009). “ヨーロッパの市場間競争 ～取引所 MTF ダークプール～” 日本証券経済研究所『証券レポート』 1654号 27項.