

# 株価対策構想が市場に及ぼす影響

－ 2009年のわが国における事例より－

足立 光生

## あらまし

本稿では、2009年春に様々な機関から提示された株価対策構想が市場にどのような影響を及ぼしたかを検証する。本稿では第1に、株価対策構想の発表にも Miller [1977] の空売り規制効果と同様の効果が現れるという仮定の下で、日経平均型ETF市場を検証したところ、同質の内容を持つ構想が短期間のうちに複数回、追加的に発表された場合、構想が市場に及ぼす影響は徐々に縮小していく可能性を示した。さらに、固定平均リターンモデルを用いたイベント・スタディを使って検証したところ、最初に経済団体から発表された株価対策構想が正の超過収益率を生んだことを明らかにした。第2に、株価対策構想がもたらす市場構造の変化について、構想発表前と発表後の日経平均型ETF市場を対象として、気配スプレッド比率、H-L比率、日中のTick回数から検証したところ、短期的には該当市場の構造が大きく変化した可能性は確認できなかった。また、それらの指標に対して Granger の因果性検定を行い、構想発表前と発表後で比較したところ変化は殆ど見られなかったものの、H-L比率の他の指標に対する影響がわずかに軽減したことが明らかになった。また、本稿の終わりには同様の株価対策が今後執り行われる際に考慮すべき点について論じた。

## はじめに<sup>1</sup>

わが国における株価対策（株価維持対策、Price Keeping Operation）の起源は、1992年8月に打ち出された総合経済対策<sup>2</sup>に遡る。当時、バブル崩壊直後の大幅な株価下落傾向のなか、公的資金による積極的な株価対策が経済界を中心として求められていた。ただし、政府が株式市場に直接介入しようとする行為の是非については様々な議論的となった。特に、否定的見解としては、万が一株価対策が功を奏して一時的な株価の下支えとなっても長期的な株安傾向に対抗することの難しさや、株価対策に要する費用負担の問題等が指摘された。さらに、市場機能保護の観点から、政府が市場に直接介入することによって市場の調整機能を歪めてしまう可能性も考えられる。

1990年代以降、株価対策は株価が軟調に転じるたびにわが国の市場関係者の間で話題にのぼるトピックスであり、リーマン・ショック以降初めて年度末を迎えた2009年春も同様であった。2008年秋、リーマン・ブラザーズ証券会社の破綻を契機としたリーマン・ショックの最中には世界中の多くの国々が空売り規制を実施するなか、わが国も11月に空売り規制強化案を公表した。ただし、大規模な空売り規制にも関わらず、翌年の2009年2月になるとわが国の株式市場は再び暴落を始め、年度末が間

<sup>1</sup> 本研究は、日本学術振興会・科学研究費助成事業（学術研究助成基金助成金・基盤研究（C）、課題番号23530343）の助成を受けたものである。また、本稿で検証のために用いたデータについては、株式会社 QUICK からご提供いただいた。この場を借りて深く感謝申し上げる。

<sup>2</sup> 当時与党であった自民党・宮沢政権下の対策であり、当時の規模として10.7兆円程度であった。総合経済対策の骨子としては、公共投資拡大、中小企業対策、金融システムの安定化証券市場の活性化等であった。証券市場の活性化を目的とした内容には公的資金の株式運用規制緩和が盛り込まれた。

近に迫ると株価下落に歯止めがかからない事に焦りを感じた経済界を中心として、様々な機関から株価対策構想が提案された。この時期の株価対策構想の大きな特徴は、構想を提示した機関が多岐にわたったこと、さらに、様々な構想のなかの共通事項としてETF (Exchange Traded Funds)<sup>3</sup>を使った株価対策が提示されたことである。

結局、2009年春の時点において株価対策は構想段階のまま実現しなかったが、同様の議論が今後生じる可能性は高く<sup>4</sup>、株価対策構想が市場へ及ぼす影響を様々な角度から検証する必要がある。特に2009年春の株価対策構想は、(構想のまま実現していないにせよ)対象銘柄への示唆が含まれているため、構想発表の影響を市場から直接検証可能と考えられる。

本稿の特徴は以下の2点である。

第1に、本稿では株価対策構想の発表が市場関係者へ楽観的観測を与えるという仮定の下で、(株価対策構想が対象とした可能性の高い)日経平均型ETF市場を抽出して市場に対して検証を行った。第1節で解説するが、今回の株価対策構想は同質の内容を持つ構想が短期間のうちに複数回発表されている。本稿は検証の結果、全ての株価対策構想が市場に影響を与えたのではなく、第1回目の経済団体から発表された株価対策構想の影響度合いが最も強く、その後は構想が市場に及ぼす影響は大幅に縮小していく可能性を示唆した。ただし、こうした検証結果は株価対策構想が市場へ影響を及ぼすことを前提としたものであり、第1回目の株価対策構想が実際に市場に影響を及ぼしたか否かの再検証が必要である。そこで本稿では固定平均リターンモデルを基に(構想発表をイベントとみなした)イベント・スタディを行い、第1回目の構想が正の超過収益率を生むかどうかを検証した。

第2に、収益率だけでなく、株価対策構想の発表によって日経平均型ETF市場の構造に変化が生じたか否かを検証することが重要である。そこで本稿では最初に、株価対策に関

連のある市場で、気配スプレッド比率、H-L比率、Tick回数の3指標を基に、期間を変えながら市場構造変化を検証した。次に、株価対策構想が発表された場合、気配スプレッド比率、H-L比率、Tick回数間の因果性がどのように変化するかについて、共和分検定を行った後で、Grangerの因果性検定から検証を試みた。

本稿の構成は以下の通りである。第1節で先行研究について整理したあと、2009年春に株価対策が講じられた市場環境、ならび提唱された株価対策構想を提示する。その後、第2節では1節をふまえて本稿で検証すべき仮説を提示する。第3節では仮説検証における検証方法を提示する。第4節では検証結果を示し、株価対策構想発表の市場に対する影響を分析する。第5節はまとめであり、本論の検証結果を振り返りながら、株価対策が今後執り行われる際の留意事項について考察する。

## 1. 先行研究ならびに市場環境

### 1.1 先行研究

ここでは株価対策、ならびに株価対策の対象となったETFの特徴に関する主要先行研究をまとめる。

そもそも海外では政府が株式市場に直接介入するケースがあったとしても、株価対策の形をとるのではなく、空売り規制が用いられるのが通常である。あくまでも株価対策と空売り規制は異なる手法であるが、一般的な株価の下支え政策としては両者の趣旨は合致するため、空売り規制の先行研究は重要な示唆を含むと考えられる。空売り規制に対する学術的見解についてはMiller [1977]を起源として様々な展開されてきた。Miller [1977]は、空売り規制が発動された場合、該当市場に対して悲観的観測を持つ投資家の行動が制限され、株価は楽観的観測を持つ投資家の相場観を表すことを指摘した。Miller [1977]の見解は多くの研究の土台となり、

<sup>3</sup> 2001年7月にわが国にETFが導入されて以降、その市場規模は急速に拡大した。2007年12月には金融庁が金融・資本市場競争力強化プランのなかでETFの多様化をはじめとしてその充実を目標にする等、ETFは資本市場の中核に位置づけられる商品として期待されている。

<sup>4</sup> 2010年12月より、日本銀行は金融緩和策としてETFの買い入れを開始した。これについては論をあらためて考察する。

空売り規制とバブルに関する考察等に進展した(最近の研究等としては Lim [2011] 等)。

一方、市場機能の保護という視点から、Diamond and Verrecchia [1987] はその後の議論展開に重要な示唆をもたらした。Diamond and Verrecchia [1987] は空売り規制を対象としながら、私的情報に対する株価調整速度をモデル化、ならびに検証を行った。その結果、空売り規制がその効果を発揮する際、企業のネガティブな情報に対する株価調整が遅れることで株価が割高になってしまい、その後株価が暴落する可能性を指摘した。また、政府の介入による気配スプレッドの拡大等を示唆した。このような市場構造に着目する視点は政策的見地から極めて重要と考えられる。特に 2008 年のリーマン・ショックによって世界中で空売り規制が発動されるようになり、同じような視点に立脚する研究が近年増えている(例えば Boulton and Braga-Alves [2010] や Frino et al. [2010] 等)。また、洗練された情報トレーダーはオプションを取引することによってショート・ポジションを合成するため、空売りの影響はないとする説(たとえば Evans et al. [2009] 等)は株価対策においても考慮すべきであろう。

次に、ETF の特徴について主要先行研究をまとめる。今回の株価対策構想のなかでこれほどまでに ETF に注目が集まった理由は何か。それは、ETF が備える 2 つの機能にあると考えられる。

第 1 に、ETF が持つ利便性である。ETF はその起源であるインデックス・ファンドと(機能面で)類似している。ただし、ETF は取引時間中にリアルタイムで取引できるという点、さらに一般的に信用取引銘柄であるという点からインデックス・ファンドよりも利便性において優れている(例えば Kostovetsky [2003]、Harper et al. [2006] 等)。さらに、Boehmer and Boehmer [2003] は、ETF の市場への導入が裁定取引を活発化させ、マーケット・メーカーのレントを除去し、流動性の改善につながる点を指摘している。また、商品としての機能ばかりでなく、取引市場に関しても応用可能性は高い。

僅かな取引制度の変更により ETF 市場の大幅な改善をもたらす可能性(たとえば Chou and Chung [2005])にも注目すべきである。

第 2 に、コスト対策効果である。ETF 価格の収益率は、対象ポートフォリオの収益率にきわめて類似するよう設計されている(Hughen and Mathew [2009] 等)ため、株価対策へのコスト節減効果が見込まれる。たとえば株価対策構想を発表するだけでなく、実際に市場で買い付け行動を行うケース、たとえばわが国全体の株価を浮揚させるために日経平均採用銘柄株価を買い付けていく場合を考えてみたい。その場合、一般的には日経平均を計算する比率に応じて、日経平均採用銘柄全銘柄を市場から買い付けることが考えられる。それに対して、ETF であれば日経平均型 ETF の固有銘柄に資金を集約すればよい。その場合、市場では裁定取引を通じて日経平均採用銘柄全体の株価も上昇することが見込まれるため、コスト対策に優れている。

## 1.2 市場環境

ETF を使った株価対策は 2009 年 2 月から 4 月にかけて提唱された。ここでは、当時の市場環境ならびに株価対策構想について拙著・足立 [2010] を基にその背景を整理する。

2008 年秋のリーマン・ショックによって世界的な株安が進展するなか、米国では連邦政府が 9 月 19 日に公的資金による不良資産の買い取り機構を提唱する<sup>5</sup>と同時に、SEC (Securities and Exchange Commission) が大幅な空売り規制を発表した<sup>6</sup>。さらに、SEC の空売り規制を IOSCO (International Organization of Securities Commissions) が追認したことから、世界中で空売り規制が行われた。わが国でも金融庁が直前の価格以下の空売りを禁止し、証券取引所に空売り状況を日々公表することを要請した。その後さらに、空売りの際に株の手当の確認義務を課す等の強化案が公表された。ただし、空売り規制だけでは効果がなく株価は下げ続けた。

2009 年になると市況はさらに悪化し、株価は明らかな下降トレンドを描くようになった。

<sup>5</sup> その後、当案の内容については金融機関への直接的な資本注入に転じた。また、同日に MMF の保護や FRB への金融支援策が発表された。

<sup>6</sup> それより以前の 2008 年 7 月、米住宅金融公社危機に伴う株安への対抗策として SEC は大幅な空売り規制を行っている。

1月21日の日経平均の終値は8000円台を割り込み7,901.64円となったことから、日本銀行は翌日の1月22日の政策決定会合で、企業の資金繰り対策として民間銀行からの3兆円以内のCP等の買い取り、ならびに償還1年未満の社債の買い取りを開始した。さらに、2009年2月には、日本銀行は銀行等保有株式取得機構とともに民間銀行から総額1兆円の銀行保有株の買い取りを決定した。当措置により日経平均は一時回復基調をみせたものの2月の中盤になると再び7000円台で推移していくようになった。年度末が近づくとつれ、経済界の強い焦りを受けて株価対策が論じられるようになり、株価対策構想が様々な機関から提唱された。ここでは経済団体からの構想、政府プロジェクトチーム、証券業協会からの構想、自民党（当時与党）の株価対策構想を3つにまとめる。

#### [株価対策構想1] 経済団体からの提案

日本経済団体連合会（日本経団連）は3月9日に企業の資金調達・資金繰り円滑化のために、銀行等保有株式取得機構等による資産の買い取り拡大を提唱するとともに 株価対策としてETFへの転換権付き政府保証債の発行を提唱した。政府保証債はゼロ・クーポンで発行され、当初定められた転換価額でETFに転換できるといった構想である。

#### [株価対策構想2] 政府プロジェクトチーム、証券業協会からの提案

2009年3月17日、政府の国際金融危機対応プロジェクトチームは株価対策構想を発表した。構想の内容は、銀行等保有株式取得機構が20兆円の資金枠のなかで銀行ならびに企業の保有株式を買い付けるとともにETF、優先株、その他の上場投信を市場から直接買い付ける構想であった。また、同日、日本証券業協会もETFを使った株価対策を提唱した。

#### [株価対策構想3] 自民党（当時与党）の構想

2009年4月17日、自由民主党（当時与党）は政府関係機関に50兆円の枠を設けた2009年度補正予算措置と併せて、ETFを買い付けるための新たな構想を公表した。当構想によれば「資本市場危機対応機構」という法人がETF等の買い付けを行う。買い付けの資金は日本銀行、

金融機関等から資金の借入れ、あるいは債券の発行による。さらにこの内容については「資本市場危機への対応のための臨時特例措置法案」として4月27日、衆議院第171回に議案として提出された。ただし、当法案は当時野党であった民主党の反対、ならびに日経平均が急激に持ち直したことから、2009年6月には成立が見送られるとともに、7月の衆議院解散により廃案となった。

## 2. 仮説の提示

株価対策と空売り規制はあくまでも異なるものであるが、市場での株価浮揚を目的とする趣旨は同質のものと考えられる。そこで上述のMiller [1977] の指摘と同様に、株価対策構想は市場に対して短期的には悲観的観測を持つ投資家の行動を制限し、楽観的観測を持つ投資家の相場観を助長する可能性が高い。そこで本稿ではMiller [1977] を前提として、検証すべき仮説を設定する。

### 2.1 同質の構想がもたらす市場への影響と継続性

前節でみたように、株価対策構想が2009年3月から4月にかけて順次発表され、構想を発表した機関も日本経団連、政府の国際金融危機対応プロジェクトチーム、日本証券業協会、自民党等多岐に渡った。ただし株価対策構想には共通点があり、どの案もETFを対象とする内容が含まれていた。すなわち報道が単純なキーワードに還元されて瞬間的に投資家に織り込まれていく市場の状況を考えれば、今回のように情報の質としてあまり差のない株価対策構想が順次発表されていく場合、構想がもたらす市場への影響は回数を追う毎に減少すると考えられる。よって以下の仮説を提示する<sup>7</sup>。

[仮説1] 株価対策構想が短期間のうちに複数回提唱される場合、しかも構想の内容が同質である場合、構想が該当

<sup>7</sup> 構想発表の市場への影響度が機関によって異なる可能性も高い。ただし、今回は複数の機関が同日に構想を発表している場合（3月17日）もあり、こうした仮説に対する検証は省略する。



市場に及ぼす影響は順次低減する。

## 2.2 市場構造の変化

Diamond and Verrecchia [1987] は空売り規制と私的情報に対する株値調整速度をモデル化して検証を行った。その結果空売り規制が効果を持つ際、企業に対するネガティブな情報に対する株値調整が遅れ、割高になった株値がその後暴落する可能性を指摘している。このように政府の資本市場の介入は対象となった市場構造を変化させる可能性がある。ただし、今回の構想は必ずしも政府の発表に限らず、実際のところは構想段階でとどまっていることから、構想発表が市場構造を大きく変化させることは想定しにくい。

[仮説2] 株値対策構想が構想のまま実現していない場合、株値対策構想が短期間に市場構造に及ぼす影響は軽微なものにとどまる。

## 3. 検証の方法

### 3.0 データ

前節で提示した仮説検証を行うためのデータとして、本稿では株値対策構想の直接的な対象と考えられるETFのデータを採取する。現在わが国には様々な種類のETFが上場されているため、その選択肢は多様である。ただし株値対策の場合、対象とする銘柄が偏らず、幅広く多業種にわたるイメージから、本稿では日経平均を対象としたETF、すなわち日経平均型ETFを採用する。株値対策構想が最初に提示された2009年3月時点において上場していた日経平均型ETFは以下の5銘柄であった。

- ・〈銘柄1〉 ダイワ上場投信日経225（大和証券投資信託委託、証券コード

1320)

- ・〈銘柄2〉 日経225連動型上場投資信託（野村アセットマネジメント証券コード1321)
- ・〈銘柄3〉 iシェアーズ日経225（パークレイズ・グローバル・インベスターズ投信、証券コード1329)
- ・〈銘柄4〉 上場インデックス・ファンド2258（日興アセットマネジメント、証券コード1330)
- ・〈銘柄5〉 MAXIS日経225上場投信（三菱UFJ投信、証券コード1346)

ただし、〈銘柄5〉MAXIS日経225上場投信は、構想発表直前の2009年2月25日に上場したばかりであり、検証対象となる時期における中期的なデータを採取できない（最初の構想が発表される2009年3月9日は上場後営業日ベースで9日目であり、8日間のデータしか採取できない）。そこで、〈銘柄5〉を今回の考察対象から外して〈銘柄1〉～〈銘柄4〉の4銘柄を対象として日時データから対数収益率を計算した。

### 3.1 基本検定

株値対策構想は1節で提示したように2009年3月から4月までに3回発表されたが、構想内容に類似性がみられるため、目的が達成された場合でも、市場への効果は回数を追う毎に減少する可能性がある。各構想の市場への影響力を検証するために、本稿では先に挙げた〈銘柄1〉～〈銘柄4〉の4銘柄の収益率に関して、期間を「構想発表前20日間の収益率」と「構想発表日を含めて構想発表後20日間の収益率」に分割し、一対の標本としてとらえる<sup>8</sup>。そして、収益率の平均値の変化を検証するとともに、構想の発表前後の標本に対して3つのオーソドックスな検定を行う。第1に、平均値の差の有無を検証するためにパラメトリック検定として

<sup>8</sup> 具体的な期間は以下の通りである。

(第1回) 構想発表前：2009年2月6日から2009年3月6日まで  
 構想発表以後：2009年3月9日から2009年4月6日まで  
 (第2回) 構想発表前：2009年2月17日から2009年3月16日まで  
 構想発表以後：2009年3月17日から2009年4月14日まで  
 (第3回) 構想発表前：2009年3月19日から2009年4月16日まで  
 構想発表以後：2009年4月17日から2009年5月20日まで

(分散が等しくない場合を仮定した)  $t$  検定を行う。第2に、構想発表前と発表後で収益率の分布が同一であるかを検証するためにノンパラメトリック検定として Wilcoxon の符号順位和検定<sup>9</sup>を行う。当検定は母集団に関する分布を仮定せずに、一対の標本の観測値が形状は同じものの位置の異なる分布によるかを検定するものである。第3に、一対の標本の観測値が同一であるかどうかについて Kolmogorov-Smirnov 検定を行う。

### 3.2 イベント・スタディ

2009年春の株価対策に関する様々な構想は未実現のまま終わったため、実際の効果を市場から検証することはできない。そこで、本稿では株価対策構想が発表されたことを一つの疑似イベントとしてとらえ、イベント・スタディ (Event Studies) を中心とした検証を行う。イベント・スタディのオーソドックスな手法は Brown and Warner [1985]、たとえば古典的なレビューとして Peterson [1989] 等がある。また最近のレビューとして Corrado [2011]、資産価格 jump 等を前提とした手法に関しては Asgharian et al. [2011] 等が詳しい。

イベント・スタディには様々な目的が存在する<sup>10</sup>が、本稿におけるイベント・スタディでは株価対策構想には市場価格上昇をもたらすのに十分な影響力があったか否か、すなわち構想が提示された場合の有意な超過収益率の有無に着目する。3.1の検証は相対的な比較にとどまるため、株価対策構想の市場への影響の有無について絶対的な見地から検証する。そこで3つの

構想発表のなかで影響が大きいと思われる株価対策構想の発表を疑似イベントとしてとらえ、イベント・スタディを行う。日付はメディアが報じた日であるが、イベントの性質上特定の時間をねらったものではないため、報道があった日をイベント日として扱う。

また、イベント期間としては、1週間の営業日が5日間であることに鑑み、イベント期間をイベント日の前後5営業日を含む11日間とする。収益率等を計算する推計期間 ( $L$ ) としては、イベント・スタディで多用される30日 (イベント日の6日前から35日前) を選択する。

イベント・スタディではイベントが発生していない状態の正常収益率 (Normal Return) を推定するためにマーケットモデル、あるいはマーケット調整モデルが使用されることが多い<sup>11</sup>。マーケットモデルやマーケット調整モデルでは被説明変数を固有銘柄とした場合、説明変数の代理変数として TOPIX 等が使われることが一般的である。ただし、被説明変数を日経平均型 ETF の収益率とした場合、TOPIX 等を説明変数としてマーケットモデルやマーケット調整モデルで回帰することは適切ではない。そこで、本稿では MacKinlay [1997] を参考にして被説明変数を過去の日次収益率平均値に回帰する固定平均リターンモデル (Constant mean return model)<sup>12</sup> で回帰する。固定平均リターンモデルはいたってシンプルであるが、モデルとしての優位性も確認されている (Brown and Warner [1985])。本稿ではイベント日を含む11日間 (イベント日の前後5日間ずつ) の正常収益率 (Normal Return) を11日間それぞれ算出する。さらに、銘柄  $i$  ( $i=1, 2, 3, 4$ ) の  $t$

<sup>9</sup> Mann-Whitney の U 検定

<sup>10</sup> たとえば Fame [1970] の効率的市場仮説を発展した Fame [1991] 等によれば semi-strong フォーム型市場効率性が存在する場合、マーケット浮揚効果のあるイベントが与えられた場合、正の超過収益率が発生すると見なす。ただし、イベントの影響が長期間継続しないことが条件である。

<sup>11</sup> マーケットモデルとマーケット調整モデルは以下の通りである。

$$\begin{aligned} \text{(マーケットモデル)} \quad R_{it} &= \alpha_i + b_i R_{mt} + \epsilon_{it} \\ R_{it} &: \text{銘柄 } i \text{ の時間 } t \text{ における収益率} \\ R_{mt} &: t \text{ におけるマーケット・ポートフォリオ収益率} \\ t=1, \dots, T, \quad i=1, 2, 3, 4 \quad \epsilon_{it} &: \text{誤差項} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{(マーケット調整モデル)} \quad R_{it} &= R_{mt} + \epsilon_{it} \\ R_{it} &: \text{銘柄 } i \text{ の時間 } t \text{ における収益率} \\ R_{mt} &: t \text{ におけるマーケット・ポートフォリオ収益率} \\ t=1, \dots, T, \quad i=1, 2, 3, 4 \quad \epsilon_{it} &: \text{誤差項} \end{aligned}$$

<sup>12</sup> (固定平均リターンモデル)  $R_{it} = M_i + \epsilon_{it}$   
 $R_{it}$ : 銘柄  $i$  の時間  $t$  における収益率  
 $t=1, \dots, T, i=1, 2, 3, 4 \quad \epsilon_{it}$ : 誤差項

日における収益率を $r_{it}$ 、推計期間における平均値を $\bar{M}_i$ として、超過収益率 (Abnormal Return) を $AR_{it} = r_{it} - \bar{M}_i$ として発生させる。また累積超過収益率 (Cumulative Abnormal Return)  $CAR_{it}$  を $CAR_{it} = \sum_{\tau_1}^t AR_{it}$ として計算した。ただし、( $\tau_1$ : イベント期間の初日、 $\tau_2$ : イベント期間の最終日)とする。さらに、主観的判断を排除するためにイベント期間中における平均超過収益率 (Abnormal Return)  $AAR_{it}$ を計算してその推移をプロットするとともに、イベントの影響は無いとする帰無仮説の下での有意性検定を行う<sup>13</sup>。

### 3.3 市場構造の変化

先に紹介したように、Diamond and Verrecchia [1987] は空売り規制の際、政府の介入によって気配スプレッドの拡大等を示唆した。株価対策構想の発表が対象市場の構造を変化させる可能性についても検証する必要がある。最初に期間設定としては、株価対策構想が発表された日を含めて期間を $N$  (発表前= 5, 発表後= 5)<sup>14</sup>、 $N$  (発表前= 10, 発表後= 10)<sup>15</sup>、 $N$  (発表前= 20, 発表後= 20)<sup>16</sup>の3期間に設定した。そして、該当市場の構造変化の測定手段として、気配スプレッド比率、H-L 比率、Tick 回数の3指標それぞれについて構想発表前後で変化の有無について検証する (参考資料として、同期間の売買高についても確認する)。

#### 3.3.1 気配スプレッド比率

気配スプレッド比率は、売気配値から買気配値を引いたもの (気配スプレッド<sup>17</sup>) を価格で割ったものである。本稿では引け時点におけるデータを採用した。直感的な判断としては、該当市場で流動性が失われた場合、気配スプレッド比率は拡大するものと考えられる<sup>18</sup>。

#### 3.3.2 H-L 比率

日中の最高値から日中の最安値を引いた値幅をその日の終値で除したものである。H-L (最高値から最安値の差) は、市場の変動が大きくなると増加すると思われる。すなわち日中のボラティリティを表現するための簡易なアプローチといえよう。H-L 比率の増大は、市場リスクの増大と関連があると考えられる。

#### 3.3.3 Tick 回数

日中の価格変化回数を示す Tick 回数は、該当市場の取引が活発に行われているかを確認する簡易な指標となる<sup>19</sup>。

(参考: 売買高) Tick データと類似する指標として日中の売買高がある。参考資料として、本稿では売買高データも併せて提示する。

<sup>13</sup> 本稿では簡易な統計量 $\xi_{it}$ として、

$$\xi_{it} = \sqrt{\frac{N(L-4)}{L-2}} \left( \frac{CAR_{it}}{\sqrt{\frac{\hat{\epsilon}_i^2}{L-2}}} \right)$$

$\hat{\epsilon}_i^2$ :  $i$  における時推計期間の誤差

$L$ : 推計期間の日数  $N$ : イベント数

とした。 $\xi_{it}$  は、イベントの影響は無いとする帰無仮説の下で、漸近的に標準正規分布に従う。

<sup>14</sup> 発表前データは 2009 年 3 月 2 日から 2009 年 3 月 6 日までの営業日におけるデータ、発表後データは 2009 年 3 月 9 日から 2009 年 3 月 13 日までの営業日におけるデータである。

<sup>15</sup> 発表前データは 2009 年 2 月 23 日から 2009 年 3 月 6 日までの営業日におけるデータ、発表後データは 2009 年 3 月 9 日から 2009 年 3 月 23 日までの営業日におけるデータである。

<sup>16</sup> 発表前データは 2009 年 2 月 6 日から 2009 年 3 月 6 日までの営業日におけるデータ、発表後データは 2009 年 3 月 9 日から 2009 年 4 月 6 日までの営業日におけるデータである。

<sup>17</sup> どの銘柄とも価格の刻み幅が 10 円であるため、気配スプレッドも 10 円刻みである。

<sup>18</sup> 厳密にボラティリティを計測するためには、オプションの市場価格から算出されるインプライドボラティリティ等を主軸とすえたボラティリティ指標を参照する方が望ましい。

<sup>19</sup> 2010 年 1 月以降、東京証券取引所が新株式売買システムを導入し、現在では日中の Tick データ数はこの時期に比べて膨大な数になっている。

図表 1 構想発表による収益率の変化と検定

第 1 回構想発表 (2009/ 3/ 9)		銘柄 1		銘柄 2		銘柄 3		銘柄 4	
	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化
平均	-0.005151	0.0111572	0.016308	-0.005	0.010938	0.015939	-0.00496	0.00931	0.014275
<i>t</i>	-2.445443567	**		-2.328780435	**		-2.616985901	**	-2.538952968
<i>p</i> 値	0.024380248	**		0.031061208	**		0.016958665	**	0.020022478
Wilcoxon	-2.1775	**		-2.1235	**		-2.1505	**	-2.0693
<i>p</i> 値	0.0294	*		0.0337	*		0.0315	**	0.0385
Kolmogorov-Smirnov	0.4	*		0.4	*		0.45	**	0.4
<i>p</i> 値	0.0811			0.0811			0.0335		0.0811
第 2 回構想発表 (2009/ 3/ 17)									
第 1 回構想発表 (2009/ 3/ 9)		銘柄 1		銘柄 2		銘柄 3		銘柄 4	
	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化
平均	6.939E-18	0.0071678	0.007168	6.35E-05	0.006977	0.006914	-0.00195	0.006781	0.008735
<i>t</i>	-0.945531186			-0.893345754			-1.561836348		-1.081773142
<i>p</i> 値	0.35625815			0.382848196			0.13482902		0.292892673
Wilcoxon	-1.2308			-1.0955			-1.4201		-1.1767
<i>p</i> 値	0.2184			0.2733			0.1556		0.2393
Kolmogorov-Smirnov	0.3			0.25			0.35		0.25
<i>p</i> 値	0.3356			0.5713			0.1745		0.5713
第 3 回構想発表 (2009/ 4/ 17)									
第 1 回構想発表 (2009/ 3/ 9)		銘柄 1		銘柄 2		銘柄 3		銘柄 4	
	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化
平均	0.0050394	0.0031851	-0.00185	0.005039	0.003133	-0.00191	0.005224	0.003469	-0.00176
<i>t</i>	0.316716153			0.325726921			0.318796852		0.29447742
<i>p</i> 値	0.754912478			0.748190961			0.753358591		0.77158632
Wilcoxon	0.3111			0.284			0.5004		0.0676
<i>p</i> 値	0.7557			0.7764			0.6168		0.9461
Kolmogorov-Smirnov	0.2			0.2			0.15		0.2
<i>p</i> 値	0.832			0.832			0.9831		0.832

注：\*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準、\*は 10%水準で統計的に有意であることを示している。



### 3.4 Granger の因果性検定

市場構造の変化についてさらに詳細に検討する。株値対策構想の発表が気配スプレッド比率、H-L 比率、Tick 回数のそれぞれの関係に変化をもたらしたかについて、ここでは各指標間の因果性を検証する目的として、Granger の因果性検定 (Granger [1969]) を行う。ここでは期間として  $N$  (発表前 = 20, 発表後 = 20) を選択した。

また、Granger の因果性検定を行う前に予め対象となる 3 つの指標に対して共和分検定を行う必要がある<sup>20</sup>。構想発表前 20 日間のデータに対し、共和分検定 Phillips-Ouliaris 検定 (Phillips and Ouliaris [1990]) を採用する。当検定の帰無仮説は対象データに共和分関係がないとするものである。

## 4. 検証結果

### 4.1 検証結果 (基本検定)

図表 1 は、構想発表に対する日次収益率の変化、パラメトリック検定、ならびにノンパラメトリック検定の結果を 3 つの構想発表毎にまとめたものである。

最初に平均値の変化、パラメトリック検定の結果を考察する。第 1 回 (2009 年 3 月 9 日) の構想発表の際には、収益率の平均値は 4 銘柄とも上昇している。また  $t$  検定では 4 銘柄とも 5% 水準で帰無仮説を棄却している。検証自体はオーソドックスな方法であるが、構想発表が確実に市場に影響を表していることがわかる。それに対して、第 2 回 (2009 年 3 月 17 日) の構想発表では 4 銘柄とも収益率の平均値は上がっているものの、 $t$  検定の結果によればどの銘柄においても第 1 回目に比べて大幅に  $p$  値が上昇している。第 1 回の発表から 8 日しか経っておらず、発表前の 20 日間は第 1 回の上げ幅の影響もあるため、構想発表が市場に及ぼす影響を強く確認することはできない。第 3 回になるとその傾向はさらに顕著となり、4 銘柄とも収益率の平均値は低下している。平均値の変化

ならびにパラメトリック検定結果から、似たような構想発表が発表されていくにつれて、市場に対する影響は小さくなると考えられる。

次に、構想発表による収益率の変化をノンパラメトリック検定 (Wilcoxon の符号順位和検定、Kolmogorov-Smirnov 検定) から検証してみる。Wilcoxon の符号順位和検定によれば 2009 年 3 月 9 日の第 1 回構想発表においては 5% 水準で帰無仮説を棄却し、構想発表が市場に及ぼす影響を確認することができる。ところが第 2 回、第 3 回の構想発表と順を追うにつれて  $p$  値が高くなっていくことがわかる。Kolmogorov-Smirnov 検定についても Wilcoxon の符号順位和検定と同様であり、第 1 回構想発表において有意に帰無仮説を棄却し、構想発表が市場に及ぼす影響を確認できるが、第 2 回、第 3 回の構想発表と順を追うにつれて  $p$  値が高くなっていくことがわかる。

これらの検証から株値対策構想が短期間のうちに複数回提唱される際、さらに構想の内容が同質である場合、構想が投資家に及ぼす効用は順次低減するといった仮説 1 は支持されると考えられる。

### 4.2 検証結果 (イベント・スタディ)

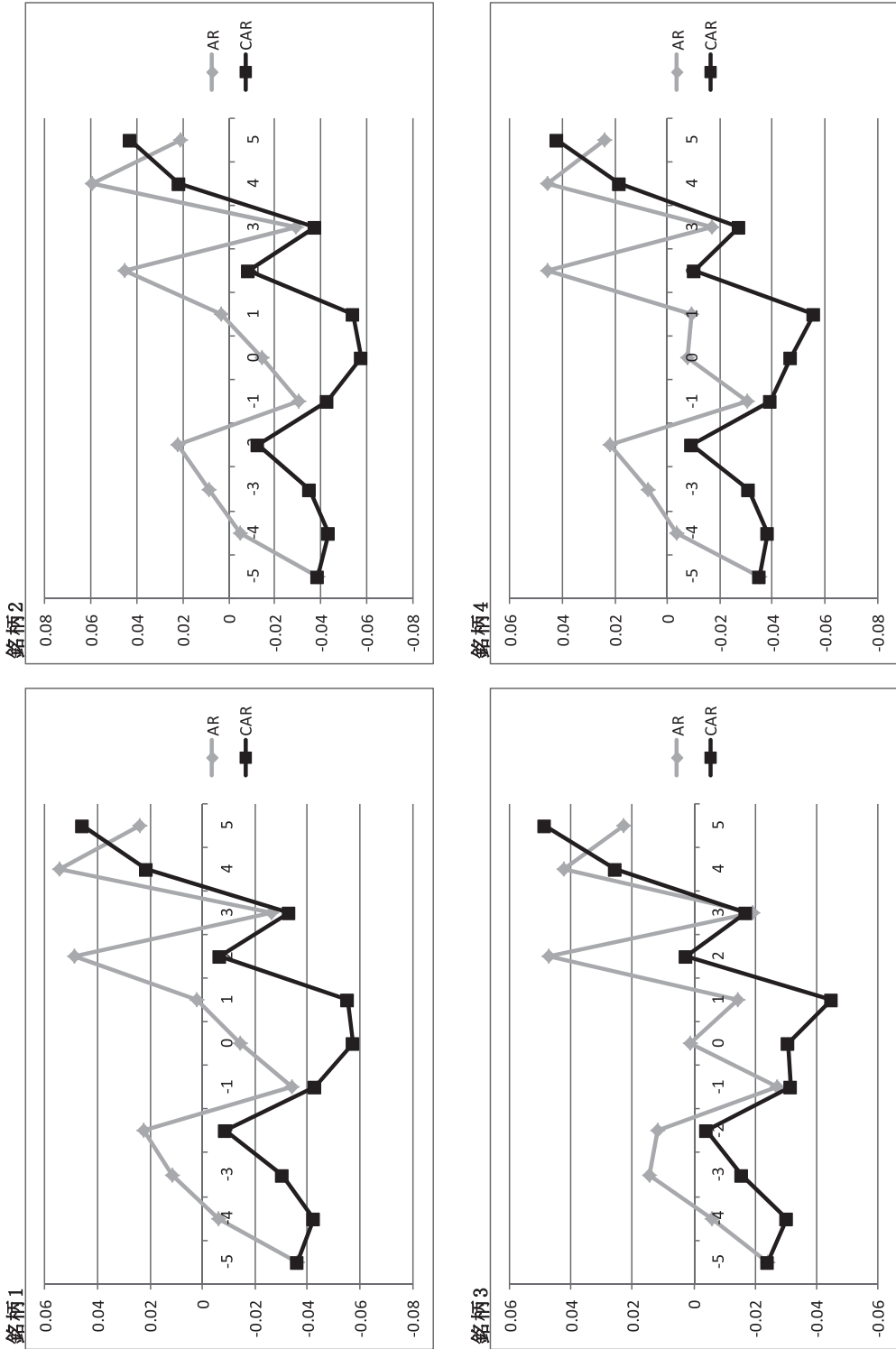
4.1 の検証によって第 1 回 (2009 年 3 月 9 日) の構想発表が市場に影響を及ぼしたことが確認できた。ただし比較論にとどまらずに実際に当構想発表が市場をどのように変化させたかを検証する必要がある。そこで第 1 回の構想発表を疑似イベントとしてとらえ、実際に市場へ与えたインパクトを、イベント・スタディによって検証する。

図表 2 は銘柄毎の  $AR_{it}$  と  $CAR_{it}$  の推移結果を表している。図表 2 によれば各銘柄の  $AR_{it}$  は構想発表に的確に反応している。イベントの 4 日目から 5 日目にかけて  $CAR_{it}$  の伸び率が低下することから、反応が長期にわたって継続しないことも構想の存在を支持するものと考えられる。

さらに、主観的判断を排除する目的から平均超過収益率  $AAR_{it}$  の推移、ならびに統計量  $\xi_{it}$  を計算して、イベントの影響は無いとする帰無仮

<sup>20</sup> かりにデータ間に共和分の関係性がある場合には、(Granger の因果性検定で用いられる)  $F$  統計量が判定に寄与しない可能性が出てくるため。

図表2 AR と CAR の推移



(縦軸はリターン(%), 横軸は0を構想の発表日とする日数)

図表3 AARの推移と有意性検定

(銘柄1)			(銘柄2)		
日	AAR	統計量	AAR	統計量	
-5	-0.036348667	-1.668391939 *	-0.038973265	-1.84704997 *	
-4	-0.021178871	-1.944206472 *	-0.021866556	-2.072632175 **	
-3	-0.010236704	-1.409584094	-0.011650649	-1.656468612	
-2	-0.002124851	-0.390119856	-0.003225134	-0.611391759	
-1	-0.008554592	-1.963264871 **	-0.008630148	-2.045031861 **	
0	-0.009541783	-2.62778823 ***	-0.009611563	-2.733110156 ***	
1	-0.007872507	-2.529418574 **	-0.007752971	-2.57204189 **	
2	-0.000821421	-0.301623571	-0.001104256	-0.418669624	
3	-0.003647522	-1.50678051	-0.004204898	-1.793534736 *	
4	0.002143145	0.983696558	0.00214011	1.014256629	
5	0.004133507	2.086992951 **	0.003875527	2.020390409 **	

(銘柄3)			(銘柄4)		
日	AAR	統計量	AAR	統計量	
-5	-0.024380183	-1.241809905	-0.035019863	-1.66691381 *	
-4	-0.015116638	-1.539938478	-0.019222761	-1.829972047 *	
-3	-0.005252732	-0.802647104	-0.010358311	-1.47913867	
-2	-0.001023242	-0.208476269	-0.002278782	-0.433871758	
-1	-0.006315413	-1.608384569	-0.007863404	-1.871454469 *	
0	-0.005110595	-1.561855565	-0.007821184	-2.23368766 **	
1	-0.006431349	-2.293074947 **	-0.008002823	-2.66648978 ***	
2	0.000298633	0.121687295	-0.001312875	-0.499933216	
3	-0.001882816	-0.863114552	-0.003038699	-1.301753974	
4	0.002550877	1.299294576	0.00184268	0.877098798	
5	0.004416073	2.474269849 **	0.003839727	2.010442725 **	

注：\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示している。

説の下で検定を行った。 $AAR_{it}$ の動きを見ると、構想の発表前後における反応を確認することができる。検定によると銘柄3における有意性を正確に確認することはできないが、銘柄1、銘柄2、銘柄4において株価対策の構想発表に有意に反応していることがうかがえる。すなわち発表の前後には有意に帰無仮説を棄却したと考えられる(図表3)。

以上の4.1と4.2の検証結果から、第1回(2009年3月9日)の構想発表においては、悲観的観測を持つ投資家の行動が制限されて、株価は楽観的観測を持つ投資家の相場観を表したと予測できる。

### 4.3 検証結果(市場構造の変化)

ここでは4.1ならびに4.2で市場に影響力があつたと考えられる第1回(2009年3月9日)の構想発表に対して市場構造の変化を検証した。

#### 4.3.1 気配スプレッド比率

構想発表によって気配スプレッド比率に変化が現れたかを検証したところ、全銘柄において、また全期間選択、すなわち $N$ (発表前=5, 発表後=5),  $N$ (発表前=10, 発表後=10),  $N$ (発表前=20, 発表後=20)で帰無仮説を棄却できない。よって、株価対策構想発表が市場に大き

図表4 市場構造の変化

## 4-1 市場構造の変化1 (気配スプレッド比率)

N (発表前 = 5, 発表後 = 5)

	(銘柄1)			(銘柄2)			(銘柄3)			(銘柄4)		
	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化
平均	0.00188892	0.00219808	0.00030916	0.001891	0.002167	0.000276413	0.004327	0.003799	-0.00053	0.001878	0.00161	-0.00027
分散	5.1893E-07	1.6388E-06	5.57E-07	5.57E-07	5.64E-07	3.18E-07	3.16E-06	3.16E-06	5.16E-07	5.54968442	3.05E-07	
t	-0.594860955		-0.550935451			0.526512564			0.554968442			
p 値	0.583953903		0.61100206			0.626376589			0.608486036			

N (発表前 = 10, 発表後 = 10)

	(銘柄1)			(銘柄2)			(銘柄3)			(銘柄4)		
	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化
平均	0.00174086	0.00220736	0.000466507	0.001739	0.0017	-3.90374E-05	0.00537	0.004922	-0.00045	0.001729	0.001545	-0.00018
分散	4.2279E-07	8.5255E-07	4.4E-07	4.94E-07	1.47E-05	7.97E-06	1.47E-05	7.97E-06	3.97E-07	3.97E-07	2.78E-07	
t	-1.299524084		0.129534071			0.30345297			1.272195119			
p 値	0.226062645		0.899783835			0.768442475			0.235189038			

N (発表前 = 20, 発表後 = 20)

	(銘柄1)			(銘柄2)			(銘柄3)			(銘柄4)		
	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化
平均	0.00195156	0.0019081	-4.34599E-05	0.001504	0.001592	8.86004E-05	0.00537	0.004922	-0.00045	0.001689	0.001571	-0.00012
分散	4.2684E-07	6.6951E-07	2.67E-07	3.81E-07	1.47E-05	7.97E-06	1.47E-05	7.97E-06	3.74E-07	3.74E-07	2.93E-07	
t	0.169753821		-0.477729873			0.30345297			0.592703657			
p 値	0.866998144		0.638292457			0.768442475			0.560368391			

注: \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示している。



4-2 市場構造の変化2 (H-L比率)

N (発表前 = 5, 発表後 = 5)

	(銘柄1)		(銘柄2)		(銘柄3)		(銘柄4)		変化
	発表前	発表後	発表前	発表後	発表前	発表後	発表前	発表後	
平均	0.0237945	0.020446	0.024531	0.020057	0.026491	0.017077	0.023381	0.019974	-0.00341
分散	3.441E-05	5.703E-05	3.27E-05	5.6E-05	0.000258	1.74E-05	2.91E-05	3.87E-05	
t	0.641205934		0.883177609		1.132290392		0.720709228		
p 値	0.556282939		0.427024959		0.32078744		0.510959475		

N (発表前 = 10, 発表後 = 10)

	(銘柄1)		(銘柄2)		(銘柄3)		(銘柄4)		変化
	発表前	発表後	発表前	発表後	発表前	発表後	発表前	発表後	
平均	0.0235433	0.0227494	0.024002	0.022645	0.02353	0.017005	0.022767	0.022235	-0.00053
分散	1.984E-05	7.073E-05	1.97E-05	7.1E-05	0.000138	1.15E-05	2.35E-05	6.29E-05	
t	0.260939655		0.459386888		1.780163415		0.197489837		
p 値	0.80001172		0.656850744		0.10874814		0.847832509		

N (発表前 = 20, 発表後 = 20)

	(銘柄1)		(銘柄2)		(銘柄3)		(銘柄4)		変化
	発表前	発表後	発表前	発表後	発表前	発表後	発表前	発表後	
平均	0.0224692	0.02683	0.022859	0.027097	0.023417	0.021914	0.021654	0.0258	0.004146
分散	6.274E-05	0.000111	5.68E-05	0.000108	9.3E-05	5.04E-05	4.25E-05	8.65E-05	
t	-1.44060389		-1.407764673		0.557551433		-1.663386952		
p 値	0.165957553		0.175351889		0.583660604		0.112642452		

注: \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示している。

## 4-3 市場構造の変化3 (Tick 回数)

N (発表前 = 5, 発表後 = 5)

	(銘柄1)			(銘柄2)			(銘柄3)			(銘柄4)		
	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化
平均	506.8	480.6	-26.2	2140.2	2013.8	-126.4	39.6	25	-14.6	735.6	664.4	-71.2
分散	5213.7	12432.8		89318.7	180337.2		271.8	62.5		5233.3	22303.8	
t	0.438907154			0.475012246			1.951704228			0.994202045		
p 値	0.683395432			0.659552341			0.122716917			0.376397395		

N (発表前 = 10, 発表後 = 10)

	(銘柄1)			(銘柄2)			(銘柄3)			(銘柄4)		
	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化
平均	484.4	515.9	31.5	2106.1	2155.2	49.1	35.9	46.4	10.5	717.7	726	8.3
分散	5010.7111	14331.211		76200.54	247442.2		202.7667	1539.822		9963.122	45091.11	
t	-0.747437372			-0.266405317			-0.809063185			-0.114543841		
p 値	0.473874647			0.795930093			0.439342826			0.911321401		

N (発表前 = 20, 発表後 = 20)

	(銘柄1)			(銘柄2)			(銘柄3)			(銘柄4)		
	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化	発表前	発表後	変化
平均	476.15	585.55	109.4	2041.65	2463.1	421.45	45.6	55.85	10.25	706.8	866.6	159.8
分散	13566.766	16362.471		172129.2	331916.1		172129.2	331916.1		21195.54	62096.46	
t	-2.638096699		**	-2.517963203		**	-0.913526632			-2.521239043		**
p 値	0.016209401			0.020931643			0.372413001			0.020787238		

注: \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示している。

(参考資料) 市場構造の変化 (売買高)

N (発表前 = 5, 発表後 = 5)

	(銘柄 1)		(銘柄 2)		(銘柄 3)		(銘柄 4)		変化	変化		
	発表前	発表後	発表前	変化	発表前	変化	発表前	変化				
平均	197080	261186	986517.2	64106	901579.4	-84937.8	2958	2358	-600	298692	365940	67248
分散	1833009650	5201825830	34658528372	1.29304E+11	1656820	897070	3504694670	16937810600				
t	-1.529451048		0.364381833		0.847655501		-0.94247163					
p 値	0.200888739		0.734018653		0.444371761		0.399314873					

N (発表前 = 10, 発表後 = 10)

	(銘柄 1)		(銘柄 2)		(銘柄 3)		(銘柄 4)		変化	変化		
	発表前	発表後	発表前	変化	発表前	変化	発表前	変化				
平均	173829	226964	922651.3	53135	993544.2	70892.9	3204	4046	842	286938	353539	66601
分散	1883372766	4351109493	60691856075	1.12625E+11	2047693	6837404	2643181507	11074196766				
t	-1.820720459		-0.769695118		-0.992634691		-1.937366393					*
p 値	0.101986638		0.461203903		0.346824069		0.084666323					

N (発表前 = 20, 発表後 = 20)

	(銘柄 1)		(銘柄 2)		(銘柄 3)		(銘柄 4)		変化	変化		
	発表前	発表後	発表前	変化	発表前	変化	発表前	変化				
平均	176334	230917.5	866997.2	54583.5	1019438.85	152441.7	3879	6204	2325	295738	417648.5	121910.5
分散	2857829025	3786371514	67065568063	1.02843E+11	7993146	22541520	7114962912	21090992634				
t	-3.603220592		***		-1.598335723		-1.852423135	*		-2.92217526		***
p 値	0.001894513		0.126465823		0.079565903		0.008741787					

注: \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示している。

図表5 Grangerの因果性検定

5 - 1 Phillips-Ouliaris 検定			
銘柄1	銘柄2	銘柄3	銘柄4
統計値	-21.5266	-14.9093	-16.4928
p 値	0.1144	0.15	0.112

## 5 - 2 Granger の因果性検定

(銘柄1)

N (発表前 = 20, 発表後 = 20)

	気配スプレッド比率		H-L比率		Tick回数	
	F値	p値	F値	p値	F値	p値
発表前						
気配スプレッド比率 (→)	0.6921798	0.518016175	0.1498698	0.862286148	0.6954279	0.516498138
H-L比率 (→)	1.5806267	0.242965179	0.172322	0.843599583	13.373215	0.000700155***
Tick回数 (→)						-

発表後

	気配スプレッド比率		H-L比率		Tick回数	
	F値	p値	F値	p値	F値	p値
発表前						
気配スプレッド比率 (→)	0.3823242	0.6896973	0.4839216	0.6270339	1.0221558	0.3870007
H-L比率 (→)	0.1259629	0.8827106	0.2215137	0.8042679	4.2044525	0.0390632**
Tick回数 (→)						-

(銘柄2)

N (発表前 = 20, 発表後 = 20)

	気配スプレッド比率		H-L比率		Tick回数	
	F値	p値	F値	p値	F値	p値
発表前						
気配スプレッド比率 (→)	0.1015697	0.904128	0.9873173	0.398856	0.1228395	0.885420
H-L比率 (→)	0.1414523	0.869415	0.1113543	0.895466	34.7314632	6.09467E-06***
Tick回数 (→)						-

発表後

	気配スプレッド比率		H-L比率		Tick回数	
	F値	p値	F値	p値	F値	p値
発表前						
気配スプレッド比率 (→)	0.75168738	0.4910015	0.79059379	0.4742179	0.06010386	0.9419268
H-L比率 (→)	2.55932078	0.115562	2.48294819	0.1220995	0.91283025	0.4256381
Tick回数 (→)						-

注: \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示している。



Grangerの因果性検定(続き)  
(銘柄3)  
N(発表前=20, 発表後=20)

	気配スプレッド比率		H-L比率		Tick回数	
	F値	p値	F値	p値	F値	p値
発表前						
気配スプレッド比率 (→)	-	-	0.14201325	0.8689375	0.23318305	0.7952507
H-L比率 (→)	0.63438994	0.5459053	-	-	0.06370975	0.9385684
Tick回数 (→)	0.53394598	0.5986088	0.09238841	0.9123442	-	-

発表後

気配スプレッド比率

H-L比率

Tick回数

発表前

気配スプレッド比率

H-L比率

Tick回数

(銘柄4)  
N(発表前=20, 発表後=20)

	気配スプレッド比率		H-L比率		Tick回数	
	F値	p値	F値	p値	F値	p値
発表前						
気配スプレッド比率 (→)	-	-	0.29004474	0.7529475	0.33616743	0.7205337
H-L比率 (→)	1.03991876	0.3811128	-	-	0.03589002	0.9648416
Tick回数 (→)	0.12026493	0.8876605	0.92449002	0.4213119	-	-

発表前

気配スプレッド比率

H-L比率

Tick回数

発表後

気配スプレッド比率

H-L比率

Tick回数

	気配スプレッド比率		H-L比率		Tick回数	
	F値	p値	F値	p値	F値	p値
発表前						
気配スプレッド比率 (→)	-	-	0.51393521	0.6097972	0.86018866	0.4458191
H-L比率 (→)	3.8698595	0.048019**	-	-	1.1977617	0.3330948
Tick回数 (→)	0.94531039	0.4137124	0.02625998	0.9741333	-	-

	気配スプレッド比率		H-L比率		Tick回数	
	F値	p値	F値	p値	F値	p値
発表後						
気配スプレッド比率 (→)	-	-	1.0205142	0.3875501	1.1566773	0.3448852
H-L比率 (→)	0.2381741	0.7914297	-	-	2.6953312	0.1048936
Tick回数 (→)	0.3653588	0.7008511	0.3669588	0.6997903	-	-

注: \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示している。

な影響を与えている（4.1ならびに4.2）にも関わらず、スプレッドに関する市場の構造は変化したとはいえない。

### 4.3.2 H-L 比率

H-L 比率は日中の価格変動の大小を直感的に理解する指標である。検証結果を見る限り、価格変動が大きくなったとは認識できず、 $N$ （発表前=20, 発表後=20）の期間選択における銘柄2、銘柄4を除けばむしろ縮小していると考えられる。

本節でみたように構想の発表によって市場価格は上昇しているがボラティリティは減少しているということを考えれば、構想発表自体は超過リスクの負担なく収益率を上げている可能性が高い。

### 4.3.3 Tick 回数

日中の Tick 回数が減少する場合、該当市場の流動性が低下したものと考えられるが、結果は短期的な期間選択  $N$ （発表前=5, 発表後=5）では減少しているものの、中期的な期間選択  $N$ （発表前=20, 発表後=20）では増加しており、取引が活発になったことを示している。銘柄1、銘柄2、銘柄4においては5%水準で帰無仮説を棄却している点がそのことを示している。

（参考）売買高

日中の売買高は減少する場合にマーケットの質が低下したと考えられるが、売買高は  $N$ （発表前=5, 発表後=5）の銘柄2、銘柄3の2つのケース以外は総じて伸びており、特に  $N$ （発表前=20, 発表後=20）では銘柄1、銘柄4では1%水準で帰無仮説を棄却する等、売買高は総じて伸びているといえよう。

## 4.4 検証結果（Granger の因果性検定）

最初に共和分検定（Phillips-Ouliaris 検定）の結果を図表5-1に掲載する。当検定の結果10%水準で帰無仮説を棄却することができず、共和分関係がないという帰無仮説を受容する可能性もある。この結果から Granger の因果性検定を行うことは可能であると考えられる。本稿

では Granger の因果性検定においては VAR モデルの次数を2として検証した。

総括的にみれば  $p$  値に関しては構想発表前、発表後のほとんどのケースにおいて有意性がみられない。この結果や4.3の結果を見る限り、仮説2は支持されると考えられる。有意性について確認できるのは全体の検定を通じて次の3点のみであるので、その結果を示す。

- ・銘柄1について構想発表前の（H-L 比率）→（Tick 回数）において強い Granger 因果性が見られる。ただし、発表後はその有意性は継続するものの、 $p$  値が上昇している。
- ・銘柄2においても銘柄1と同様に構想発表前は（H-L 比率）→（Tick 回数）において強い Granger 因果性が見られるが、構想発表後に有意性はみられない。
- ・銘柄4においては（H-L 比率）→（気配スプレッド比率）においては強い Granger 因果性が見られるが、構想発表後に有意性はみられない。

有意性がみられた上記3点においては、いずれも構想発表前の H-L 比率の影響が発表後に軽減するという結果となった。（H-L 比率）→（Tick 回数）の因果性、（H-L 比率）→（気配スプレッド比率）の因果性が軽減していくことには様々な理由があると思われる。ただし、H-L 比率が簡易かつ代替的なボラティリティ指標であることを考えれば、株価対策構想が発表された後に、各指標が市場変動の影響から免れていくと考えてもよい。すなわち、株価対策構想によって市場が不安定化するというよりはむしろ安定に転じると考えることも可能ではないだろうか。

## 5. まとめ

本稿では2009年春に提示された株価対策構想が該当市場に及ぼす影響について考察し、その結果以下の2点が明らかになった。

第1に、株価対策構想に同質の内容（ETFを対象とした案が含まれている）が含まれており、類似した発表が順次発表される場合、その影響の度合いは順を追う毎に縮小していく事をオーソドックスな検定から明らかにした。また、当初2009年3月9日に提示された「株価対策構

想1] (経済団体によって提唱されたETF 転換権付き政府保証債発行構想) に対して、固定平均リターンモデルを用いたイベント・スタディを行い、構想がもたらした市場への影響を検証したところ、有意な超過収益率を生んだことを示した。こうした検証結果は Miller [1977] 等の示唆に近いものと思われる。第2に、株値対策構想の対象となる銘柄について発表前と発表後の市場構造の変化について気配スプレッド比率、H-L 比率、日中の Tick 回数から検証したところ、考察のなかでは短期的に対象銘柄の市場構造を変化させた可能性は確認できなかった。また、各指標間の因果関係について検証を行うために、共和分検定を行った後、Granger の因果性検定を行った。結果としては構想の発表の前後で明確な差はほぼ認識できなかったものの、H-L 比率が他の指標に及ぼす影響が軽減した。以上のような考察から、「株値対策構想1」が市場に対して一定の浮揚効果を及ぼしたものの、市場の構造を目立って変化させなかった点で効果があった可能性が高い。

本稿の終わりに、同様の株値対策が今後執り行われる場合に講じるべき措置について論じてみたい。本稿の検証では、株値対策構想のなかで「株値対策構想1」が市場に対して超過収益率をもたらしたことが検定とイベント・スタディの結果明らかになった。ただし、「株値対策構想1」の内容 (ETF 転換権付き政府保証債発行構想) 自体が広く合意を得たと考える事は尚早であり、慎重な議論が必要である。万が一この構想が実行されて政府がETF 転換権付き政府保証債を発行する場合、転換価額を明示する必要があるが、市場関係者の関心が転換価額の水準に集中することは疑いの余地がない。転換価額は、通常のCB (Convertible Bond、転換社債型新株予約権付社債) 発行時のように発行時点の市況から機械的に計算して示すことは可能である。ただし、拙著・足立 [2010] で提起したように (意図的であれ、機械的であれ) 何らかの価格が政府から示されてしまうと、転換価額水準の発表がその後の価格形成に影響を与える可能性は否定できない。こうした場合の対応策として、該当市場の市場効率性に関するテストを入念に行いながら、政府保証債発行のタイミングを模索することになろう。また、さらに積極的な対策として例えばETF への転

換価額を市場実勢に応じて変えていくMSCB (Moving Strike Convertible Bond) タイプの政府保証債の発行を講じていく必要も考えられる。

今後もわが国の市場において株値対策が論じられる可能性が高いが、株値対策についてはどんな場合でも繊細かつ慎重な議論が必要である。万が一執行する場合にもその構想内容を含めて、国民の幅広い同意が必要であることを忘れてはならない。さらに、かりに国民の同意が得られたとしても対象市場の市場価値を毀損する構想であってはならない。市場への適切なモニタリングは勿論のこと、株値対策に伴うコスト削減を強化する取引制度や取引システムの整備が必要であろう。

## 参考文献

- [1] 足立光生 [2010] 『テキストブック資本市場』 東洋経済新報社
- [2] B. Boehmer, E. Boehmer [2003] Trading your neighbor's ETFs: Competition or fragmentation?, *Journal of Banking and Finance*, 27, 1667-1703.
- [3] J. Boulton, M. V. Braga-Alves [2010] The skinny on the 2008 naked short-sale Restrictions, *Journal of Financial Markets*, 13, 397-421.
- [4] S. J. Brown, J. B. Warner [1985] Using daily stock returns: The case of event studies, *Journal of Financial Economics*, 14, 3-31.
- [5] R. K. Chou, H. Chung [2005] Decimalization, trading costs, and information transmission between ETFs and index futures, *Journal of Futures Markets*, 26, 131-151.
- [6] D. W. Diamond, R. E. Verrecchia [1987] Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information, *Journal of Financial Economics*, 18, 277-311.
- [7] R. B. Evans, C. C. Geczy, D. K. Musto, and A. V. Reed [2009] Failure Is an Option: Impediments to Short Selling and Options Prices, *Review of Financial Studies*, 22, 1955-1980.
- [8] E. F. Fama [1970] Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, 25, 383-417.
- [9] E. F. Fama [1991] Efficient Capital Markets:II, *Journal of Finance*, 46, 1575-1617.
- [10] A. Frino, S. Lecce, and A. Leone [2011] Short-sales constraints and market quality: Evidence from the 2008, *International Review of Financial Analysis*, 20, 225-236.
- [11] C. W. Granger [1969] Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, 37, 424-38
- [12] J. T. Harper, J. Madura, O. Schnusenberg [2006] Performance

- comparison between exchange-traded funds and closed-end country funds, *Journal of International Financial Markets*, 16, 104-122.
- [13] J. C. Hughen, P. G. Mathew [2009] The efficiency of international information flow: Evidence from the ETF and CEF prices, *International Review of Financial Analysis*, 18, 40-49.
- [14] L. Kostovetsky [2003] Index Mutual Funds and Exchange-Traded Funds: A Comparison of two methods of passive investment, *The Journal of Portfolio Management*, 29, 80-92 .
- [15] B. Y. Lim [2011] Short-sale constraints and price bubbles, *Journal of Banking & Finance*, 35, 2443-2453.
- [16] A. C. MacKinlay [1997] Event Studies in Economics and Finance, *Journal of Economic Literature*, 35, 13-39.
- [17] E. Miller [1977] Risk, uncertainty, and divergence of opinion, *Journal of Finance*, 32, 1151-1168.
- [18] P. P. Peterson [1989] Event studies: A review of issues and methodology, *Quarterlyjournal of business and economics* , 28, 36-66.
- [19] P. C. Phillips, S. Ouliaris [1990] Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration, *Econometrica*, 58, 165-193.