

博士学位論文

日本の株式市場の効率性に関する実証的研究

—効率的になりつつある日本の市場—

2019年3月

埼玉大学大学院経済科学研究科博士後期課程

学籍番号 14VE104

氏名 佐藤 賀一

主指導教員	丸茂 幸平	准教授
副指導教員	伊藤 修	教授
副指導教員	三井 秀俊	客員教授
副指導教員	水村 典弘	教授

要 旨

本論文では、いかなる時点においても観察される証券の価格は、その時点で利用可能なあらゆる情報の正しい評価に基づいている。すなわち、価格は利用可能な情報を十分に反映しているとファーマが提唱した「市場は効率的」であるという仮説、「効率的市場仮説」について日本の株式市場を対象に実証分析を行ったものである。

第1章では実証分析に入る前にファーマが提唱した効率的市場仮説の簡単な概略とその歴史的背景、そしてシラーやカーネマンを代表とする効率的市場仮説への批判を概略した。そして、日本の株式市場における市場の効率性の実証研究を、ウィーク・フォーム、セミストロング・フォーム、ストロング・フォームのそれぞれの市場の効率性の3つに分けてサーベイを行った。

第2章では、2002年から2016年までの約15年間の時価総額別の5分位株式ポートフォリオの日次収益率、及び個別株式の日次収益率を使用し、Lo and MacKinlay (1988) が示した「分散比検定」の手法を用いて日本の株式市場におけるウィーク・フォームの市場の効率性に関する分析をパラメトリック、ノンパラメトリック双方の手法を用いて行った。実証分析の結果、Lo and MacKinlay (1988) の米国市場における分析と同様に、日本の株式市場にも非効率性が未だに残されており、株式市場の効率性とは反する結果が示されているものの、時代を経るごとに非効率性は減じ、日本の株式市場は次第に効率的になっていることが示唆された。

第3章では、株式資産運用に関して新たな運用手法を提示し、同時に日本の株式市場の効率性の分析を行った。Elliott et al. (2005) が示した確率的スプレッド方式のペアトレードを発展させ、「移動平均乖離率」というテクニカル指標を使用したペアトレード、すなわち「テクニカル分析に基づくペアトレード」を提案した。具体的には、25日移動平均乖離率の差をAR(1)モデルに当てはめ、TOPIX Core30 構成銘柄を対象に平均回帰スピードの速い株価の組み合わせを抽出してペアトレードを組む方法を用いた。実証分析の結果、テクニカル分析に基づくペアトレードは分析対象期間である2002年1月から2016年6月まで、Gatev et al. (2006) が示した方法によるペアトレードや配当込 TOPIX Core30 指数を上回る優れた収益率を示すことができた。第3章での実証結果は取引コスト等も考慮した結果であるため、市場の効率性に対する1つの反例と考えられる。一方でテクニカル分析に基づくペアトレードは時代が経つごとに市場平均以上の収益を上げることが出来なくな

ってきており、第2章同様に日本の株式市場の効率性は次第に高まってきていることも示唆した。

第4章では2010年から始まった日本銀行によるETF購入が株式市場にどのような影響を与えたのか、そして売却時にはどのような影響が想定されるかを、1964年設立の日本共同証券株式会社を参考に分析した。分析の結果、QQE以降では日銀のETF購入は米国株式市場や円安の影響と同様にTOPIXおよび日経平均を有意にプラスの影響を与えていることが示され、かつ東証二部指数やジャスダック指数は有意な影響を与えていないことから、日銀によるETF購入は共同証券と同様に株式市場に影響をもたらしていることが示された。次に共同証券がいざなぎ景気の期間中に、売却時にどの程度の影響を東証修正平均に与えているかを検証した。検証の結果、共同証券の保有株式売却によって東証修正平均は統計的に有意に押し下げられたことが示された。このことは、共同証券の存在がいざなぎ景気の期間全体における株価の圧迫要因となっていたことを示唆するものである。このことは日銀が保有するETFを売却する際には、共同証券売却時同様の株式市場への影響が考えられ、売却の進め方によっては日本の株式市場の株価低迷を引き起こし、日本経済に対しても悪影響をもたらす可能性もあることを示した。

第5章では第2章、第3章、第4章の分析結果を踏まえ、問題意識と今後の課題を報告した。問題意識として、日本の株式市場は時間が経つごとに、次第に効率的になっていくことが第2章及び第3章の分析により示唆されたが、第4章の分析結果から日銀によるETF購入、そして将来のETF売却は日本の株式市場の非効率性を再び増してしまう可能性があることを示した。今後の課題としては以下のことを挙げた。第一に、本論文第2章、および第3章では日本の株式市場に限定して実証分析を行ったが、世界の株式市場とも比較をすることで日本がどの程度株式市場が効率性になってきているのか実証分析を行いたいことを述べた。第二に、日銀によるETFの株式市場、ひいては日本経済への影響は今後何年も続く課題であると想定していることから、継続的に様々な計量的手法を用いて検証を進めていきたいことを示した。最後の課題として、日本の株式市場のさらなる発展のためにも、市場の効率性に関する研究を一層深めていく必要があることを示した。

目 次

要旨.....	i
目次.....	iii
図表リスト.....	vi
序章	1
第 1 節 はじめに.....	1
第 2 節 本論文の目的.....	2
第 3 節 本論文の構成.....	3
第 1 章 株式市場の効率性	5
第 1 節 はじめに.....	5
第 2 節 効率的市場仮説.....	7
2.1 効率的市場仮説の設立まで.....	7
2.2 市場の効率性の 3 分類.....	10
2.3 効率的市場仮説への Aggressive Empirical Attack.....	11
2.4 行動経済学（行動ファイナンス）の登場.....	14
2.5 CAPM への批判.....	15
2.6 Fama-French の 3 ファクターモデル.....	16
第 3 節 日本の株式市場における市場の効率性の分析—サーベイ—.....	18
3.1 日本の株式市場におけるウィーク・フォームの市場の効率性の分析.....	19
3.1.1 株価収益率の自己相関の検定.....	19
3.1.2 CAPM の検定.....	21
3.1.3 その他のウィーク・フォームの市場の効率性の検定.....	21
3.2 日本の株式市場におけるセミストロング・フォームの市場の効率性の分析....	24
3.3 日本の株式市場におけるストロング・フォームの市場の効率性の分析.....	26
第 4 節 まとめ.....	28

第 2 章 分散比検定と相互自己相関による日本の株式市場の効率性の検証	30
第 1 節 はじめに	30
第 2 節 分散比検定.....	33
2.1 ランダム・ウォークモデル	33
2.2 Lo and MacKinlay (1988) のパラメトリック分散比検定	34
2.3 Wright (2000) のノンパラメトリック分散比検定.....	36
第 3 節 データおよび実証結果.....	37
3.1 データ	37
3.2 実証結果	38
3.3 個別銘柄の分散比検定	39
第 4 節 株価収益率及び株式ポートフォリオ収益率の相互自己相関	40
4.1 株価収益率の相互自己相関.....	40
4.2 株式ポートフォリオの相互自己相関.....	45
4.3 ピアソンの相関係数とスピアマンの順位相関係数による相互自己相関の検定	46
第 5 節 考察.....	50
第 6 節 結論.....	51
第 3 章 テクニカル分析に基づくペアトレードの有効性と日本の株式市場の効率性.....	53
第 1 節 はじめに	53
第 2 節 ペアトレードの利益の源泉	57
2.1 合理的なトレーダーとノイズトレーダーの存在	57
2.2 乖離修正のスピード及び GGR ペアトレードと SSM ペアトレードの違い	59
第 3 節 効率的市場仮説におけるペアトレードとテクニカル分析の定義.....	60
第 4 節 モデル	63
4.1 連続型の Vasicek モデルから離散型の AR(1)モデルへの変換.....	63
4.2 定常性と平均回帰性	65
4.3 移動平均乖離率 (MASR) と定常性.....	66
4.4 TA-SSM ペアトレードのモデル.....	68
第 5 節 ペアトレードの売買方法	68
5.1 ペアトレードの銘柄	68

5.2	取引コストの調整	74
5.3	ペアトレードの分析方法と手順	75
第 6 節	データと実証結果	81
6.1	データ	81
6.2	「当日組成」と「翌営業日組成」	83
6.3	実証結果	84
6.4	SSM ペアトレードの先行研究との比較	92
6.5	考察	99
第 7 節	結論および今後の課題	100
第 4 章 日本の株式市場の効率性に関する現在		
	—日本銀行による ETF 購入の株式市場への影響と出口戦略の考察—	101
第 1 節	はじめに	101
第 2 節	日銀の ETF 購入と共同証券の株式購入	104
2.1	日銀の ETF 購入の影響	104
2.2	共同証券設立の経緯	105
2.3	日本証券保有組合の設立	106
2.4	共同証券，証券保有組合の歴史的評価	107
2.5	日銀の ETF 購入における株式市場への影響と共同証券との比較	109
第 3 節	日銀による ETF 購入の株式市場に対する影響の分析	110
3.1	データ	110
3.2	実証結果	113
3.3	頑健性の確認	116
第 4 節	共同証券による保有株の売却の株式市場に対する影響の分析	118
4.1	共同証券売却時における時代背景	118
4.2	データ	119
4.3	実証結果	121
4.4	頑健性の確認	122
第 5 節	考察	123
第 6 節	香港での事例から見る日銀 ETF 売却の出口戦略	124

第7節 結論	126
補論	127
第5章 まとめと今後の課題	131
第1節 問題意識	131
第2節 効率的市場仮説の別の側面	132
第3節 日本の株式市場と政府の株式市場への介入	134
第4節 今後の課題	136
謝辞	137
参考文献	138

図表リスト

第1章

図表 1-1 効率的市場仮説の概念図	8
図表 1-2 1980年代の日本の株式市場における市場の効率性の実証研究の サーベイ論文	19
図表 1-3 ウィーク・フォームの市場の効率性（株式収益率の自己相関による検定）	20
図表 1-4 CAPM の検定	21
図表 1-5 様々なウィーク・フォームの市場の効率性の検定	23
図表 1-6 テクニカル分析による日本の株式市場の検定	24
図表 1-7 セミストロング・フォームの市場の効率性の実証分析	26
図表 1-8 ストロング・フォームの市場の効率性の実証分析	27

第2章

図表 2-1 規模別ポートフォリオの基本統計量	41
-------------------------------	----

図表 2-2	分散比検定の結果	42
図表 2-3	個別銘柄の分散比検定（分散比の平均値）	44
図表 2-4	ピアソンの積率相関係数による相互自己相関行列	48
図表 2-5	スピアマンの順位相関係数による相互自己相関行列	49
第 3 章		
図表 3-1	任天堂とソニーの株価推移	59
図表 3-2	Baronyan et al. (2010) の価格比および Do et al. (2006) の累積スプレッド における定常または残差に自己相関がないペア数と分析可能ペア数	69
図表 3-3	任天堂とソニーの株価及び 25 日移動平均乖離率の推移	70
図表 3-4	価格比および各移動平均乖離率（MASR）の差における定常または残差に 自己相関がないペア数と分析可能ペア数（半年別）	71
図表 3-5	ペアトレードの組み合わせを行う際のグループ分け（東証 33 業種より） ..	72
図表 3-6	2002 年 1 月 4 日時点の TOPIX Core30 の構成銘柄一覧と所属グループ	72
図表 3-7	2002 年以降の TOPIX Core30 構成銘柄の入替および新規採用銘柄の所属 グループ	73
図表 3-8	TA-SSM ペアトレードの手順	81
図表 3-9	2002 年上期における TA-SSM ペアトレード手順	82
図表 3-10	ペアトレードにおける半年別リターンの基本統計量	87
図表 3-11	半年別平均リターン（当日組成）	88
図表 3-12	半年別平均リターン（翌営業日組成）	89
図表 3-13	TA-SSM, GGR, 配当込 TOPIX Core30 指数の半年間平均リターンの 累積収益率	90
図表 3-14	TOP5（当日組成）の勝敗票と重複するペア数, 及び TA-SSM の AR(1)モデル における自由度修正済み決定係数の平均, δ の平均分布及び平均半減期	93
図表 3-15	TA-SSM ペアトレードの TOP5 ペア一覧	94
図表 3-16	GGR ペアトレードの TOP5 ペア一覧	95
図表 3-17	Baronyan et al. (2010) の価格比, Do et al. (2006) の累積スプレッドおよび TA-SSM ペアトレードの TOP5 における半年別リターンの基本統計量	97

図表 3-18	Baronyan et al. (2010) の価格比, Do et al. (2006) の累積スプレッドおよび TA-SSM ペアトレードの TOP5 における半年別平均リターンと累積収益率..	98
---------	--	----

第 4 章

図表 4-1	東証修正平均の月次推移	106
図表 4-2	共同証券の株式保有状況	108
図表 4-3	日銀が ETF 購入した日における前場終了時点の TOPIX 前日比騰落率と 購入回数	111
図表 4-4	S&P500 指数 (SP500), 米ドル円為替レート (YEN), 各株価指数の 前場終値 (INDEX_Z), ETF 購入累計額 (ETF) が各株価指数に与える 影響のインパルス応答関数	114
図表 4-5	頑健性の確認	117
図表 4-6	各変数の基本統計量	121
図表 4-7	株式投信の保有上場株式金額 ($\Delta TRUST$), 共同証券の月末保有金額 ($\Delta KYODO$), 日証金残高 ($\Delta SHOKIN$) が東証修正平均 ($\Delta INDEX$) に与える影響のインパルス応答関数	122
図表 4-8	頑健性の確認: レベル変数によるインパルス応答関数	123
図表 4-9	(4-1) 式における VAR モデルの計算結果	128
図表 4-10	(4-2) 式における VAR モデルの計算結果	130

序章

第1節 はじめに

2013年のノーベル経済学賞はユージン・ファーマ（Eugene F. Fama, 以降単にファーマと書く）、ロバート・シラー（Robert J. Shiller, 以降単にシラーと書く）、ラース・ハンセン（Lars P. Hansen）の3氏が受賞し大きな話題を呼んだ。3氏のうちファーマは「市場は効率的である」という仮説、すなわち効率的市場仮説を提唱した人物であり、そしてシラーはその効率的市場仮説を批判する人物であったからである。同じ学問分野で異なる立場の人物によるノーベル賞の同時受賞は極めて異例な出来事であった。

もっとも、ファーマが効率的市場仮説を提唱したのは1970年のことであり、効率的市場仮説がその後のファイナンス経済学にもたらした影響は大きいことから、提唱してから40年以上経ってのファーマのノーベル経済学賞受賞は遅かった感もある。なぜなら効率的市場仮説を批判し、行動経済学（行動ファイナンス）の学問分野を確立したダニエル・カーネマン（Daniel Kahneman, 以降単にカーネマンと書く）はファーマが受賞した10年以上前、2002年にノーベル経済学賞をファーマより一足先に受賞しているからである。ファーマが効率的市場仮説を提唱しなければ、カーネマンやシラー、そして2017年にノーベル経済学賞を受賞したリチャード・セイラー（Richard H. Thaler, 以降単にセイラーと書く）がファイナンス経済学の分野で世に出ることはなかった可能性もある。このようにファイナンス経済学に大きな影響を与えたファーマの受賞がなぜ遅かったのか、それは、効率的市場仮説、つまり市場が効率的であるという仮説を正しいと証明することがファーマ自身も Fama (1991) で述べているように不可能であったためである。

そもそも効率的市場仮説は株価の本質的価値（ファンダメンタル価値）を正確に知り得なければその仮説の正確性の有無を検証できないという問題がある仮説であった。なぜならば市場の効率性は、資産価格の情報が瞬時に完全に織り込まれるという前提が存在するため、市場の効率性を否定するためには、株価が情報を完全に織り込んでいるか否かのために、株価の本質的価値を知る必要があるためである。効率的市場仮説を批判する研究者たちは新たに行動経済学という新しい学問を作り上げたが、行動経済学はあくまで人間の行動は非合理的であるという理論であり、株価の本質的価値を正確に求めたかというそ

うではない。このように、効率的市場仮説は長年の間、様々な研究者により議論されてきたにもかかわらず、定義が抽象的なためかその仮説が正しいかどうか結論を出せずに至らなかった。

効率的市場仮説の定義が抽象的だからこそ、ファイナンス経済学や実務の世界で認知度が非常に高いにもかかわらずファーマ自身がノーベル経済学賞を受賞するまでには長い時間がかかったと考えられる。しかし効率的市場仮説の貢献は、様々な議論を金融界にもたらし、そして金融市場を発展させてきたことにある。例えば効率的市場仮説における、市場平均以上の利益を株式市場で上げることは不可能であるという概念は、市場平均並みの運用を求めるパッシブ運用を広め、ETF（上場投資信託、Exchange Traded Funds）という金融商品を生み出した。金融市場が発達している国はそうでない国よりも経済の状態が非常に良好であるとシラーも述べているが（Fox（2009））、米国の金融市場が発展している理由の一つは、市場の効率性に関して様々な議論が行われてきたことも要因の一つであると考えられる。

第2節 本論文の目的

市場の効率性に関する議論は米国で始まり、そして米国で発展してきたことから、日本での市場の効率性の研究は米国と比較して出遅れ気味であったことは否めない。

そもそも、日本においては倉澤（2012）でも述べられているが、株式市場を研究対象にしてはいけないという風潮が学界に存在していた。株式市場の効率性についての議論自体が1980年代まであまり行われてこなかったこともその風潮が原因であろう。市場の効率性はおろか株式市場に対する研究も少ない状況では、米国のような金融市場の発展は見込めない。実際、ETFのような日本初の画期的なかつ、世界的に普及した金融商品というのはほとんどないといってよい。

その意味では日本の株式市場はいまだに発展途上の状態であり、逆に大きな可能性を持っているとも言える。実際、学界においては2000年代以降、日本でもファイナンス経済学を研究する学者も多くなり、市場の効率性に関する論文も増えてきた。米国ほどの市場の効率性に関する論文数ほどではないものの、日本においても株式市場における様々なアノマリー（Anomaly, 変則的事象）が発見されてきている。さらなる株式市場の発展を遂げるため、日本でも米国同様に株式市場の効率性に関する研究は今後も必要であると思わ

れる。そのため本論文は、今後の日本の株式市場の効率性の研究における知見の蓄積の一つとなることを目的に書き上げたものである。

第3節 本論文の構成

本論文は序章を除き全5章からなる。第1章では、Fama (1970) が提唱した効率的市場仮説の簡単な概略とその歴史的背景、そしてシラーやカーネマンを代表とする効率的市場仮説への批判を概略する。そして、日本の株式市場における市場の効率性の実証研究を、ウィーク・フォーム、セミストロング・フォーム、ストロング・フォームのそれぞれの市場の効率性の3つに分けてサーベイを行った。

第2章では、効率的市場仮説の批判者であるアンドリュー・ロー (Andrew W. Lo, 以降単にローと書く) らが示した Lo and MacKinlay (1988) の分散比検定を基に日本のウィーク・フォームの市場の効率性を検証した。分散比検定は株価収益率の自己相関を求める検定であり、仮に株価収益率に自己相関が存在すればその株式は予測可能となる。Lo and MacKinlay (1988) の分散比検定による日本市場のウィーク・フォームの市場の効率性の検定は祝迫 (2003)、徳永・久保田 (2006) がすでに行っているが、分析期間は主に2000年以前のものであり、第2章では2002年1月から2016年12月までの分散比検定を行って近年における日本の株式市場の効率性を検証した。

第3章では資産運用業界では主要な運用手法である「ペアトレード」に、テクニカル分析の概念を取り入れて2002年1月から2016年6月まで、実際に市場平均を上回る成績を上げることが出来るかを検定した。ペアトレードには様々な手法があるが、Elliott et al. (2005) が考案した方法による日本の株式市場の検定は初めてであり、また学界において否定されがちなテクニカル分析に関する学術論文は日本では非常に少ないことから、これを分析したのが第3章の貢献である。

第4章では、2010年から始まった日銀によるETF購入がどのような影響を株式市場に与えているかを示したものである。日本では第二次大戦前、そして第二次大戦後も政策による株式市場への介入が複数回行われてきており、日銀のETF購入も様々な議論があるとはいえ、現状ではその巨大な購入規模から、日銀による株式市場への介入との批判も強まっている状況である。また、日銀のETF購入による影響を分析したものは Matsuki et al. (2015) や米澤 (2016) など書かれているが、出口戦略、つまり将来的な日銀による売

却の影響を分析したものはほとんどないのが現状である。仮に日銀の ETF が株式市場を押し上げる効果を、そして売却時には押し下げる効果を持つ可能性があるということは、投資家は日銀が ETF を購入し続けるときには株を買って利益を上げることができ、日銀が ETF を売却し始めたら保有株式を売却してさらに株式の空売りを行えば利益を上げる可能性があることを意味する。そのため日銀による ETF 売買行動は効率的市場仮説が否定する予測可能性をもたらす可能性がある。このように日銀による ETF 購入の株式市場への影響と、将来の売却における影響の予想という 2 つの分析を行ったことが第 4 章の貢献である。

最後の第 5 章では、第 2 章、第 3 章そして第 4 章の分析を踏まえての結論を書いている。本論文は実証研究であるため、その分析手法、分析内容に関して様々な意見が存在するかもしれない。しかし本論文が将来的な日本の株式市場の効率性の探求、そして日本の株式市場の発展の一助となることが出来れば幸いである。

第 1 章

株式市場の効率性

第 1 節 はじめに

「株価は予測可能か」という質問を様々な人々に聞いてみたとしてしよう。おそらく証券会社のアナリストやファンドマネージャーにこの質問を投げかけた場合、ほとんどの人が予測可能と答えるであろう。株価の予想こそが彼らの仕事であるからだ。一方で経済学者ではどうか。もしかしたら以下のような回答を彼らからは得られるかもしれない。「自分は効率的市場仮説を信じているので、株価の予想は不可能である」。このように株価の予測が可能か否かという問題は長らく株式市場の研究に携わる多くの人々の間で議論されてきた命題であった。

ここで効率的市場仮説とは何か。それは 1970 年にファーマによって提唱された市場は効率的であるという仮説のことである。市場が効率的であるとは、Fama (1970) において「価格が利用可能な情報を完全に常に反映される市場を効率的と呼ぶ (A market in which prices always “fully reflect” available information is called “efficient”）」という言葉によって定義されているように、株価などの資産価格は常に様々な情報をすでに織り込んでいることを意味する。すなわち、投資家が株価に関する様々な情報を持っていてもそれらの情報は瞬時に完全に株価に織り込まれるので、誰も株価の予測をしても、市場平均以上の利益を上げることができないという仮説のことである。従って「株式市場の効率性」と「株価の予測可能性」は密接に結び付く。

現代においても議論がやまない株価の予測可能という問題は、第二次大戦後に Kendall (1953), Osborne (1959), Roberts (1959) など様々な経済学者の間で非常に活発に議論されていた。これら主に米国の経済学者によって議論されたこの株式市場の予測可能性という命題は、Samuelson (1965a) において資産価格はランダムに動くことを証明したポール・サミュエルソン (Paul A. Samuelson, 以降単にサミュエルソンと書く), そして上記の効率的市場仮説を提唱したファーマによって、株式市場は効率的であるので、株価の予測は不可能であると結論づけられ、経済学者の間ではいったんは論争に終止符を打つ。そして倉澤 (2012) が述べるように、1970 年以降しばらくは、株式市場は効率的であると

というのが米国でも支配的であった。

しかし仮に株式市場が効率的で株価の予測が不可能であったなら、株価予測を専門とする証券会社のアナリストやファンドマネージャーたちの存在意義がなくなってしまうことになる。事実当時米国でも証券会社に所属するアナリストたちからは経済学者から示された株式市場は効率的なので、予測は不可能という命題に関して反発もあった（Fox (2009)）。それでもなお当時株式市場の効率性を確信していたサミュエルソンは、実際に金融業界で株価の予測を行う人々に対して、下記のような大変厳しい意見を述べるに至っている¹。

私はポートフォリオ運用者のほとんどが金融業界を去るべきだという仮説を立てざるを得ない。配管工やギリシャ語の教師になるのもよいし、企業役員にでもなって GNP の増大に貢献する手もある。しかしいくら真実とはいえ、無能だから辞めてしまえと言っても、喜んで聞き入れてはもらえない。自殺ぎりぎりまで追い詰められない限り、自ら望んで失業する人間はまずいないからだ（Samuelson (1974)）²。

しかしサミュエルソンが金融業界の運用担当者に対して厳しい意見を述べから 40 年以上経っているが、日本や米国、そして世界を見てもいまだに株価の予測を行うアナリストは数多く存在する。情報が瞬時に株価に織り込まれ、株価の予測は不可能というならば、何故彼らは未だに存在するのであろうか。この現実にはサミュエルソンやファーマが述べた株価は予測不可能という命題、そして効率的市場仮説の前提となる条件に何かしら誤っている部分があるためであろう。株式市場には予測が可能な現象、すなわち「市場が効率的

¹ サミュエルソンだけではなく、「A Random Walk Down Wall Street（邦題：ウォール街のランダムウォーカー）」の著作で有名なバートン・マルキール（Burton G. Malkiel, 以降単にマルキールと書く）も Malkiel (1985) において株価予想は猿のダーツ投げと一緒であり、目隠しをした猿に新聞の相場欄めがけてダーツを投げさせ、それで選んだ銘柄で株式ポートフォリオを組んでも、専門家が注意深く選んだ株式ポートフォリオとさほど変わらぬ運用成績をあげられるため、株価の予測など無駄であると述べている。

² 原文は以下の通り

But a respect for evidence compels me to incline toward the hypothesis that most portfolio decision makers should go out of business take up plumbing, teach Greek, or help produce the annual GNP by serving as corporate executives. Even if this advice to drop dead is good advice, it obviously is not counsel that will be eagerly followed. Few people will commit suicide without a push. And fewer still will pay good money to be told to do what it is against human nature and self-interest to do.

この Samuelson (1974) の文章の日本語訳は、Mandelbrot and Hudson (2007) の日本語版である、高安秀樹監訳、雨宮絵里・高安美佐子・富永義治・山崎和子訳 (2008) 『禁断の市場フラクタルでみるリスクとリターン』東洋経済新報社 から得ている。

でない」現象が存在するのである³。

市場が効率的でない現象をアノマリーと呼ぶ。そのアノマリーが 1970 年代後半から次々に発見されるに至り、市場の効率性に疑問を投げかけるような事実が多く、学者により示され続けると、それまで効率的市場仮説を強く支持していた経済学者も市場の効率性に対して万全ではないものと考えようになってきた。サミュエルソンも Samuelson (1998) において市場には効率的でない面もあると述べている⁴。そして効率的市場仮説の提唱者であるファーマ自身も、情報によって価格が即座に調整されるという効率的市場仮説はあくまでモデルであって、完全に正しいということはありませんと彼の晩年になって述べている⁵。このようにファーマやサミュエルソンのような効率的市場仮説を絶対視していた人々がその考えを改めるようになったのは、図表 1-1 のように、2013 年にファーマと同時にノーベル経済学賞を受賞したシラーや、行動経済学（行動ファイナンス）の創始者であるカーネマンのように、後にノーベル経済学賞を受賞する様々な研究者が市場の効率性の反証となる様々な研究を行ってきたためであろう。本章ではこのような株式市場の効率性についての概略を説明し、そして米国、日本における代表的な株式市場の効率性に関する実証研究をサーベイする。

本章の構成は以下の通りである。第 2 節では市場の効率性を述べた効率的市場仮説が成立するまでの歴史を説明し、効率的市場仮説に対する様々な反論を述べる。第 3 節では日本における株式市場の効率性の実証分析をサーベイする。第 4 節は結論である。

第 2 節 効率的市場仮説

2.1 効率的市場仮説の設立まで

効率的市場仮説のもととなる理論は、Samuelson (1965b) を始め、様々なファイナンス経済学の文献にも書かれているように、フランスの数学者ルイ・バシュリエ (Louis

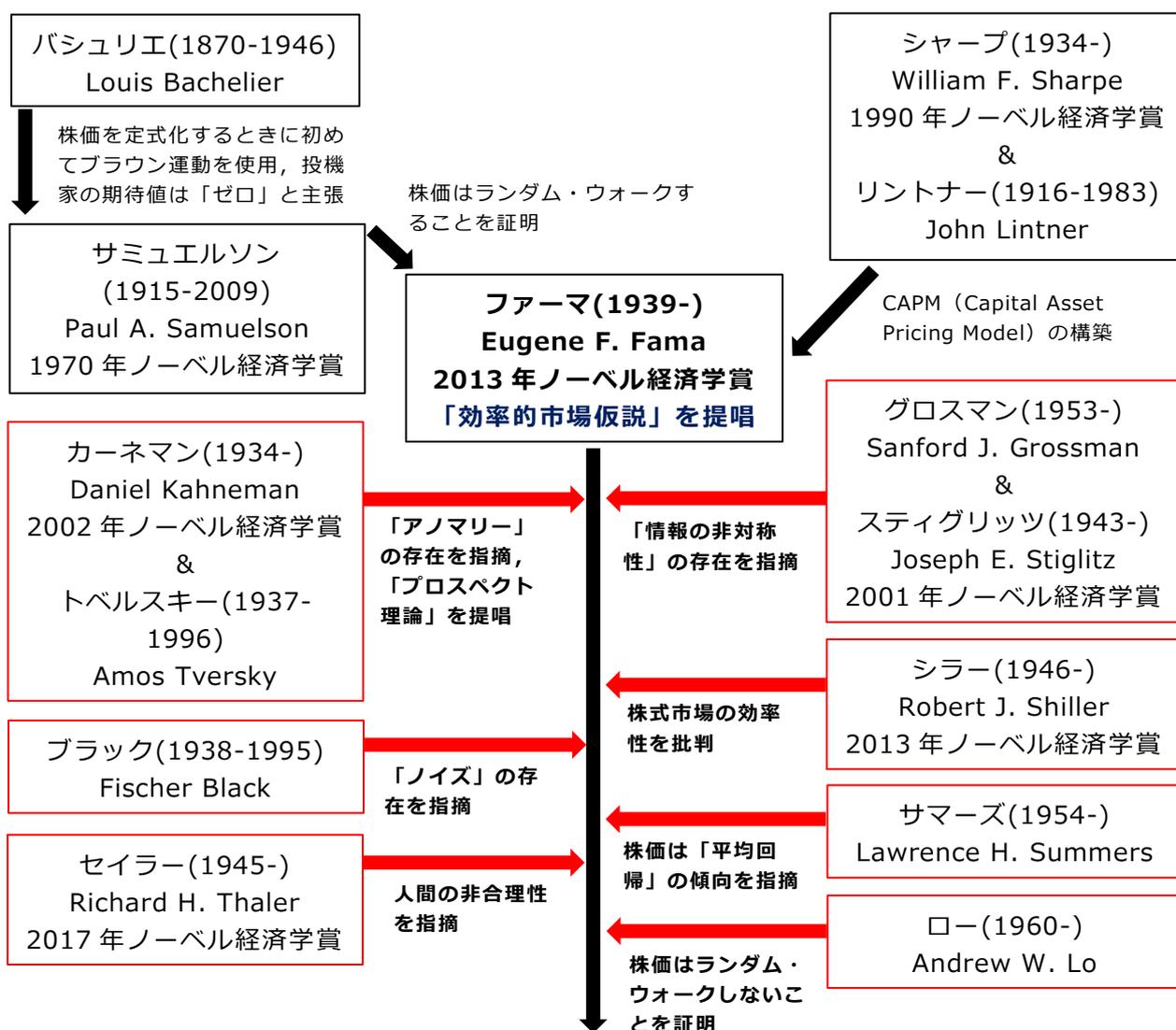
³ 効率的市場仮説を絶対的なものとする人々を揶揄する有名なジョークがある (Malkiel (1985))。「道に 100 ドル札が落ちている。その時、お札を見つけた学生が立ち止まって拾おうとすると、教授はそれをたしなめて、『よしたまえ。もしそれが本物のお札なら、今まで放置されているはずがないだろう』と言った」。このように 1970 年代は効率的市場仮説がいかに経済学者の間で信仰されていたかが分かる。

⁴ マルキールも Malkiel (2003) において、投資家は完全に合理的でないため、市場は完全に効率的でないと述べるまでになった。

⁵ 「ノーベル経済学賞 2 氏が語る『バブル』と『政策』」日本経済新聞電子版 2013 年 12 月 6 日。

Bachelier, 以降単にバシュリエと書く) に遡る. バシュリエが書いた 1900 年の論文である Bachelier (1900) では, アルベルト・アインシュタイン (Albert Einstein) が 1905 年にブラウン運動の理論を発表した 5 年前にブラウン運動の数学的理論を発見していた. さらにバシュリエは「投機家の期待値はゼロである」という独創的な仮定をしており, 現在でいうマルチンゲールの概念をいち早く導入した点が特筆すべき点である (櫻井 (2016))⁶. 小林 (2006) が述べるように, 各時点で入手される情報に基づいて将来の価格変化を予測してもその期待値が常にゼロであるならば, 価格は予測不可能とすることができるため, バシュリエはファーマが効率的市場仮説を提唱する 70 年も前に, その概念を示していたことになる.

図表 1-1 効率的市場仮説の概念図 (赤枠は効率的市場仮説の批判者たち)



⁶ マルチンゲールの詳細については Mandelbrot (1966), 櫻井 (2016) を参照.

しかしこのバシュリエの理論はその後数十年にわたり経済学者の間に知られることはなかった。ようやく第二次世界大戦後の 1950 年代半ば、統計学者のジミー・サヴェッジ (Jimmie Savage, 以降単にサヴェッジと書く) がバシュリエの書き下ろした論文を発見し、サヴェッジからバシュリエの論文を紹介されたサミュエルソンがその理論を経済学者の間に広めた。こうしてサミュエルソンらの再評価により、バシュリエがファイナンス経済学の先駆者として広く認められるようになった⁷。バシュリエの論文に影響を受けたサミュエルソンは Samuelson (1965a) において資産価格はマルチンゲール性を持ち、ランダムに動くことを証明した⁸。そしてこの Samuelson (1965a) や Mandelbrot (1966) が証明した、株価はランダムに動くという「ランダム・ウォークモデル」に基づいてファーマによって提唱されたのが効率的市場仮説である。

Samuelson (1965a) は資産価格がランダムに動くことを証明しただけであったが、ファーマは Fama (1965) においてランダム・ウォークモデルの実証をニューヨーク証券取引所の上場株式を対象に行い、ランダム・ウォークモデルは株価の動きをうまく説明すると結論するに至った。そしてその結論をもとに、Fama (1970) で将来の株価の動きを予測することは不可能であるとする「効率的市場仮説 (Efficient Market Hypothesis)」を提唱し、以下のように効率的市場仮説を定義した。

効率的資本市場とは、情報処理において効率的な市場のことである。効率的市場においては、いかなる時点においても観察される証券の価格は、その時点で利用可能なあらゆる情報の正しい評価に基づいている。すなわち、価格は利用可能な情報を十分に反映している (Fama (1970))。

つまりある企業に関して、何かしらの情報、例えば今期の純利益が従来予想を上回るという情報があるとすると、その情報は瞬時にその企業の株価に織り込まれてしまう。そのため、投資家はその情報を得たしばらく後に企業の株式を購入したとしても、すでに情

⁷ もっとも、バシュリエは経済学者の間では全く知られていなかったが、確率論の専門家の間ではその名を知られており、アンドレイ・コルモゴロフ (Andrey N. Kolmogorov)、ノーバート・ウィナー (Norbert Wiener)、ポール・レヴィ (Paul P. Lévy)、伊藤清など確率論の大物たちの論文にはバシュリエの論文が参照されていて、特に伊藤清はバシュリエに大きな影響を受けたという (櫻井 (2016))。

⁸ ランダム・ウォークモデルは株式リターンの分布の独立性や同一性を強く求める点で非常に強い仮定を持つ。しかしマルチンゲールではランダム・ウォークほどの仮定を必要としない。

報がその企業の株価に織り込まれて株価は高くなってしまっている。そのためテクニカル分析、ファンダメンタル分析のように、あらゆる情報を基に株価を予測しても、その情報は即時に反映されているため、市場平均以上の利益を上げことはできないという理論が効率的市場仮説である。

2.2 市場の効率性の3分類

Roberts (1967) と Fama (1970) は、次のように情報を3つの種類に分けて市場の効率性を検証することを提案している。

① ウィーク・フォーム (weak form) の市場の効率性

過去の株価情報を使用して将来の株価もしくは株価リターンを予測することは不可能である (テクニカル分析やチャート分析の否定)。

② セミストロング・フォーム (semi-strong form) の市場の効率性

企業の財務情報等の公表データを使用して将来の株価もしくは株価リターンを予測することは不可能である (ファンダメンタル分析の否定)。

③ ストロング・フォーム (strong form) の市場の効率性

企業のインサイダー情報を使用して将来の株価もしくは株価リターンを予測することは不可能である (インサイダー取引による利益獲得の否定)。

上記の3つの市場の効率性のうち、企業の内部者しか知りえないインサイダー情報でさえも瞬時に株価に織り込まれるというストロング・フォームの市場の効率性は一般的に考えれば成立するのは難しいと考えられる。なぜなら仮にストロング・フォームの市場の効率性が成立するならば、インサイダー取引を規制する必要がないからである。しかし米国をはじめ日本や欧州でもインサイダー取引は規制されており、提唱したファーマ自身も Fama (1991) においてストロング・フォームの市場の効率性を誤ったものと認めている。

しかし 1970 年代中盤まではストロング・フォームの市場の効率性も含めて、効率的市場仮説は万全なものとして経済学者の間では思われていた。実際に、会社は株主のものであり、経営者の最大の目的は株式価値、すなわち株価の上昇を求めることであるという「エージェンシー理論」を提唱したマイケル・ジェンセン (Michael C. Jensen, 以降単にジェンセンと書く) は、投資信託のファンドマネージャーは、経済界や金融界とも幅広い人脈を持っていることから、一般の投資家と比較して、公開情報だけではなく様々な企業に関する

内部情報、つまりインサイダー情報を収集して投資を行っていることを前提に 100 本以上の投資信託の運用成績を調べた。そしてそれらの投資信託の大部分は市場平均を大きく下回っていることを発見した。この分析の結果から、ジェンセンはインサイダー情報を保有していると考えられるアナリストたちが明らかにリターンを正確に予測できていないという事実は、ストロング・フォームの市場の効率性を裏付ける顕著な証拠になると Jensen (1969) の中で示唆し、効率的市場仮説への完全なる支持を行っている。

さらに Jensen (1978) では、「経済学のあらゆる命題の中で、効率的市場仮説ほど実証的で堅固な証拠に基づくものはないと信じている」と述べているように、1970 年代は米国の経済学者の間では株式市場はあらゆる面で効率的であると信じられてきたのである。しかし Jensen (1969) が証明したストロング・フォームの市場の効率性は、後に様々な学者によって否定されることとなる。Jaffe (1974) ではインサイダー情報はその利用者に大きな利益をもたらすことを示し、そして Grossman and Stiglitz (1980) は、株価が情報を完全に反映するならば、コストを払って誰よりも早く他の投資家に先駆けて情報を集めている人が利益を得られなくなってしまうため、株価が情報を瞬時に完全に反映することはないことを証明した。そもそも投資家の間に情報の非対称性があるから株式市場は成立するもので、すべての投資家が合理的であり、株価の本質的価値を知っていたとしたら、売買はほとんど行われなくなることになることも彼らは指摘している⁹。この Grossman and Stiglitz (1980) の論文により、後に Fama (1991) も情報コストも取引コストもプラスであるため、ストロング・フォームの市場の効率性は間違った考えであることを認めるようになっていく。そしてストロング・フォームの市場の効率性だけでなく、セミストロング・フォームの市場の効率性、ウィーク・フォームの市場の効率性に異議を唱える論文が数多く世に出ることになる。

2.3 効率的市場仮説への Aggressive Empirical Attack

Fama (1991) では株式市場の効率性を批判する研究者たちから激しい攻撃 (Aggressive Empirical Attack) を受けていると述べている。ただし 1970 年代後半までは研究者が効率

⁹ 大村 (2010) が以下のように、すべての投資家が合理的であれば、誰も売買しなくなることになり、市場を分りやすく説明している。

「投資家は、保有する情報も異なるばかりか、投資の目的も、規制や取引コストなど課されている制約もすべて異なる。ある人はある企業の株式を 100 円でも安いと感じて買い、ある人は 100 円では高いと感じて売り、その売買が成立するのである。全ての投資家が、100 円が本質的価値と思っていたら、誰も取引をしなくなってしまうだろう。」

的市場仮説に従わない現象を報告するにとどまっていた。しかし 1980 年代にはそれこそ攻撃的に効率的市場仮説を批判する研究者が増えてくる。その代表的な経済学者がシラーや、カーネマンとエイモス・トベルスキー (Amos Tversky, 以降単にトベルスキーと書く)、サンフォード・グロスマン (Sanford J. Grossman) とジョセフ・スティグリッツ (Joseph E. Stiglitz)、ローレンス・サマーズ (Lawrence H. Summers)、セイラーやローらである¹⁰。

そもそも市場の効率性を検定することは至難の業である。市場には効率性があるということは、企業に関する様々な情報が瞬時に株価に反映されているということであり、そしてそのあらゆる情報が反映された株価をファンダメンタル価格 (本質的価値) と呼ぶ。しかしファンダメンタル価格自体は誰にもわからない。そのため Fama (1970) では効率的市場仮説をテストするには、株価の変動が Sharpe (1964), Lintner (1965) が構築した CAPM (Capital Asset Pricing Model) に従うかどうかを調べればよい、と提案していた。

しかしその CAPM に従わない現象が 1970 年代後半から米国の株式市場で現れる。まず Basu (1977) がいわゆる PBR (Price Book-Value Ratio, 株価純資産倍率) の低いバリュースト株と言われる株式ポートフォリオが、PBR の高いグロース株と言われる株式ポートフォリオよりも高いパフォーマンスを上げることを実証し、さらに Banz (1981) は時価総額の大きい大型株よりも、時価総額の小さい小型株の方がポートフォリオのパフォーマンスが高いことを示したのである。このように 1970 年代後半以降、CAPM では理論的に説明できない現象が多数提示され始める。それらは株式市場のアノマリーと言われるようになり、Basu (1977) が提示したアノマリーは「バリュースト株効果」、Banz (1981) が示したアノマリーは「小型株効果」と呼ばれるようになり、効率的市場仮説への反証となる代表的なアノマリーとなった。

また、Rozeff and Kinney (1976) や Gultekin and Gultekin (1983) は株式市場には季節的な変動パターンが存在することを発見し、特に 1 月の米国株式市場の平均株価リターンが他の月に比べて高い、いわゆる「1 月効果」を示した。さらに、French (1980) は月曜日の株式リターンが他の曜日と比べて低く、他の曜日はすべて株式リターンがプラスなのに対し月曜日の株式リターンだけがマイナスであるという「曜日効果」のアノマリーを示している。このように、季節によって株価リターンが異なるパターンが存在するならば、投

¹⁰ 特にローは、効率的市場仮説の支持者であったマルキールのベストセラー本である「A Random Walk Down Wall Street」を揶揄するかのようになり、「A Non-Random Walk Down Wall Street」という書籍を出版している (Lo and MacKinlay (2002))。

資家はそのパターンを利用して株価を予測することが可能になり、市場の効率性に反することになる。

株価のファンダメンタル価値は誰にもわからないという点で検証ができなかった株価の本質的価値に関する問題を、配当の動きと組み合わせて株式市場の効率性の反証を行ったのがシラーである。彼は Shiller (1981) において、企業の配当こそがその企業の株価の本質的価値を決定すると仮定し、企業が出す配当における割引現在価値の変動の分散と比較して、株価の変動は分散が大きく、株価が必ずしも理論的な変動をしていないことを実証している。そして Summers (1986) は投資家の非合理性を指摘して市場は必ずしも効率的でないことを指摘し、De Bondt and Thaler (1985), Poterba and Summers (1988) では株価推移の平均回帰性を指摘してそれぞれ市場の効率性を否定している¹¹。株価が平均値に回帰するという事実は、平均から大きく上昇したら空売りをを行い、また平均値から大きく下がったところで買えば、利益を上げられるため、株価は予測可能であることを意味する。さらに Lo and MacKinlay (1988) では、価格の分散比に注目し、株式市場は必ずしもランダム・ウォークを行わないことを示して市場の効率性に反証を投げかけた¹²。

何故このような市場の効率性に疑問を投げかける文献が数多く出てきたのであろうか。その理由は、そもそも効率的市場仮説の前提に問題があったことが原因であろう。効率的市場仮説では、投資家は常に合理的な選択をすると仮定されているが、Black (1986) は株式市場には必ずしも合理的な投資家だけが存在するのではなく、情報を誤って解釈して取引を行う非合理的な投資家の存在を指摘し、彼らをノイズトレーダーと呼んだ。そして Shleifer and Vishny (1997) は、仮に株価の本質的価値が分かっている投資家がいたとしても、ノイズトレーダーによる取引が多い場合には、裁定取引によって株価を本質的価値に戻すことは難しい、いわゆる効率的でない市場が続くことを指摘している¹³。このよう

¹¹ 株式市場の平均回帰性については本論文第3章を参照。

¹² 分散比検定の詳細は本論文第2章を参照。

¹³ ファンダメンタル価値は誰にもわからないと述べているが、ごくわずかであるがほとんどの投資家に分かっている例も存在する。例えば破たんした企業の場合、その株式価値はゼロ円であるため、ゼロ円の表示がない取引所価格は1円となるはずであり、多くの投資家はその本質的価値を理解している。しかしマネーゲームがついて回るとそのファンダメンタル価値が理解できないアマチュア投資家も数多く現れる。参考例として挙げられるのは2003年に破たんした足利銀行の例であろう。足利銀行は破綻したため、その株式の本質的価値はゼロ円である。そのため破綻の報道後売り気配が続き1円で値がつく。しかしその後わずか7日間で24円まで上昇するという事実が存在した（その後足利銀行の株価は下落し、取引最終日には1円で取引を終えている）。このように誤った情報をもった投資家や、単に賭博的なマネーゲームに参加した素人が合理的な投資家よりも数多く参加したことにより本質的価値から大きく離れた株価になることがある。

に数多くの学者が効率的市場仮説への批判を強めるようになったが、その中でも効率的市場仮説への批判の中で最も影響力が大きかったのは「行動経済学（行動ファイナンス）」の登場によるものである。

2.4 行動経済学（行動ファイナンス）の登場

効率的市場仮説は、株式市場に参加する投資家は非常に合理的な人間だという前提の上に成り立っている。つまり投資家は全体としては投資対象となる株式の現在価値を合理的に推定して売買しており、そのため株式市場では常にその銘柄の将来の利益や配当見通しを適切に反映した、公正な株価が形成されているはずであるという考えが効率的市場仮説の基礎となっているのである（Malkiel (1985)）。この考えは、ゲーム理論を発表したジョン・フォン・ノイマン（John von Neumann）やオスカー・モルゲンシュテルン（Oskar Morgenstern）が1944年に提唱した期待効用原則がもととなっている。

しかし、期待効用原則が Simon (1955) よって、人間の認知能力には限界があるため、人間は最適な意思決定はできずにあくまで自身の満足のいく現実的な意思決定をすると述べていると批判されているように、投資家が合理的に行動するという効率的市場仮説の原則も一部の研究者の間で批判されるようになる。それら一部の研究者の中で、効率的市場仮説を批判する中心的となるのが、「プロスペクト理論」を考案し、行動経済学（行動ファイナンス）の創始者となる、2002年にノーベル経済学賞を受賞したカーネマンとトベルスキーであり¹⁴、そして行動経済学を世に広めた2017年にノーベル経済学賞を受賞したセイラーであった。彼らは、投資家が合理的であるという前提がそもそも間違っており、多くの投資家は合理的な人間とは程遠いということを前提とすべきであると提唱した。カーネマンとトベルスキーは1979年に期待効用原則に変わる人間行動の評価基準であるプロスペクト理論を唱え（Kahneman and Tversky (1979)）、また数多くの実験を行って投資家は必ずしも合理的な行動をしないことを示した¹⁵。

代表的な行動経済学の理論の1つに、投資家の「自信過剰」という非合理的な行動をもたらす要因がある。例えばある企業に関する情報を得た投資家がいるとしよう。この投資家は自分が得た情報を過大に解釈して、本質的価値を大きく超える価格こそが本質的価値であるという誤った判断を行ってその企業の株式を購入したため、いわゆる高値掴みをし

¹⁴ トベルスキーは1996年に死去したため、ノーベル賞を受賞することはできなかった。

¹⁵ プロスペクト理論については、Kahneman and Tversky (1979) もしくは加藤 (2003) を参照。

てしまい、損失を出す過ちを犯してしまった。このように投資家全てが必ずしも合理的な判断を行うことはなく、この自信過剰のように投資家には様々な非合理的な判断をする要因が複数存在することを示したのが行動経済学である。

しかし大村（2010）によればカーネマンとトベルスキーが創設した行動経済学は、市場の価格決定メカニズムを理論的に把握しようとする本道から逸脱するあくまでノイズでしかないと当初は経済学者の間で批判されていた。その理由は、もともとカーネマンは経済学者ではなく、心理学者であったことが原因であるものと考えられる。Malkiel（2007）が述べるように、1979年に彼らが論文を発表してから経済学者の間で受け入れるまでに、実に20年もの歳月を要している。2002年にカーネマンがノーベル経済学賞を受賞することで、ようやく行動経済学が経済学の1つの理論であると認められるようになった。

しかし行動経済学は効率的市場仮説への反証となる理論として大きな影響力を与えはしたが、行動経済学が効率的市場仮説にとって代わることはなかった。Fox（2009）が言うように、行動経済学の理論、例えば自信過剰から株価評価理論は導かれない。そこから導き出されるのは、あくまで株価が本質的な価値を上回る理由を説明する理論であり、これは効率的市場仮説の大枠の理論と両立できる。そのため行動経済学が株価の本質的価値を求めることが出来るかというそれは不可能であり、効率的市場仮説を完全に反証するまでにはいかなかったのである¹⁶。

2.5 CAPM への批判

Fama（1991）が述べるように、市場の効率性そのものは本来検定不可能であり、何らかの均衡モデル、すなわち資産価格評価モデルと同時にテストされなければならないと述べている。つまり情報が正しく価格に反映されているかどうかを調べるためには、正しく定義された資産価格評価モデルでのみ可能ということである。このように効率的市場仮説を検証するには、「市場は効率的か」「モデルは正しいか」という2つの仮説を同時に検証する必要がある（複合仮説の問題）。

例えば、Fama et al.（1969）が開発した「イベント・スタディ（Event Study）」という手法は、企業にある情報やイベントがもたらされた場合、その情報がどの程度株価に影響を与えたかを検証する、市場の効率性のうちセミストロング・フォームの市場の効率性の検

¹⁶ Bernstein（2007）の中でローも行動経済学はあくまでアノマリーの蓄積に過ぎず本当の理論ではないとし、効率的市場仮説を打ち砕く理論までには至っていないと述べている。

定を行う際には必要不可欠な手法であるが、この検定方法には CAPM が欠かせないものとなっている。仮にある企業にとって業績に良い影響を与えるニュースが発表されたとしても、この時、CAPM を使用したイベント・スタディを使ってそのニュースが株価にすでに織り込まれているかを分析し、仮にセミストロング・フォームの市場の効率性を支持する結果が示されたとする。しかし CAPM 自体が不適切なモデルであったならば、本当に市場が効率的であったかは判断できない。そしてもちろん、イベント・スタディにより仮にセミストロング・フォームの市場の効率性に反するアノマリーが発見されたとしても、それが市場の効率性によるものか、もしくは市場モデルが間違っているか非常に曖昧なものとなるのである。Fama (1991) でもイベント・スタディによってある情報に対して即座に株価が反応せず、ゆっくりと反応して株式市場の効率性が否定されたとしても、それは複合仮説の問題が孕んでいる可能性を指摘している。

2.6 Fama-French の 3 ファクターモデル

小型株効果やバリュー株効果の出現は CAPM ではとらえられない現象であり、それは効率的市場仮説では説明できないものであった。倉澤 (2012) が述べるようにファーマが効率的市場仮説を提唱した 1970 年以降しばらくの間、株式市場は効率的だというのが米国でも支配的であった。そして効率的であるとは、株価もしくは株式ポートフォリオは CAPM ですべて説明できるということを表していた。そもそも Fox (2009) が述べるように、CAPM によって、株価の動きが他の銘柄や市場全体と比べて適正かどうかは分かるかもしれないが、市場全体に適正な価格がついているかどうかを確かめるには CAPM では役に立たなかった面もある。そのためファーマも Fama (1970) では市場の効率性を検証するには CAPM を使うことを提案していたが、Roll (1977) による CAPM に対する批判に呼応するかのようになり、Fama (1991) では CAPM では株式のリスクを測定できないことに言及し、1993 年、Fama and French (1993) において、小型株効果、バリュー株効果は株式市場におけるアノマリーではなく、株式を投資する際におけるリスクプレミアムであると定義し「ファーマ・フレンチの 3 ファクターモデル」を提唱した。Fama and French (1993) では、数多くのアノマリーが見つかるのは CAPM のベータのように 1 つのリスクファクターで株式リターンを説明しようとすることに限界があったのではないかと考えて、説明要因を増やすことでモデルの説明力を改善しようと試みたのがこのファーマ・フレンチの 3 ファクターモデルである。

Fama and French (1993) が 3 ファクターモデルを考案した背景には、株式投資で収益を得るためには相応のリスクが必要であり、そのリスクをこの新たな資産価格モデルは、CAPM におけるベータだけではなく、小型株とバリュー株に求めたことに由来する。何故なら例えば小型株に投資する際には、大型株と比較して倒産リスクが高く、投資家はその高いリスクに見合う高いリターンを要求するので、小型株のパフォーマンスは高くなるためである。Fama and French (1993) の 3 ファクターモデルは CAPM に変わる革新的な資産価格評価モデルとしてたちまちファイナンス学者の間で使われるようになったが、ここで新たな、3 ファクターモデルでは説明できないアノマリーが再び登場する。Jegadeesh and Titman (1993) は過去に収益率が良かった株式は将来も収益率が良く、逆に過去に収益率が悪かった株式は将来も収益率が悪くなる、いわゆるモメンタム現象というアノマリーを発見した。そしてこのモメンタム現象を Fama and French (1993) 同様に、アノマリーではなくて、株式のリスクであると考えて「4 ファクターモデル」を考案したのが Carhart (1997) である¹⁷。このように 3 ファクターモデルは確かに CAPM よりは市場の効率性の検証が高精度になっているのかもしれないが、モメンタム現象のような新たなアノマリーが発見されるなど、CAPM 同様完全に資産価格を評価できる仕組みにはなっていない。しかし、そもそも完璧な資産価格評価モデルを作ることは非常に難しく、3 ファクターモデルや 4 ファクターモデルが発表されても倉澤 (2012) が述べるように次から次にアノマリーと思われる現象が報告されており今や収拾のつかないような状態になってきているのである。

しかしそのアノマリーは伊藤・杉山 (2006) が述べるように、時代によって変遷する。そして、国によっても特定のアノマリーが成立する国とそうでない国もある。例えば Fama and French (2012) では、米国、欧州、日本、そしてアジア諸国においてバリュー効果、モメンタム効果は米国、欧州、アジア諸国において統計的に有意に存在していることを示したが、日本だけは存在していないことを実証している。そこで次節ではこれまで述べてきた効率的市場仮説への反証となるアノマリーが我が国においても成立しているのかを、実証論文を紹介しながらサーベイを行う。

¹⁷ Fama and French (2016) では ROE 等の指標をリスクとして捉えた新たな「ファーマ・フレンチの 5 ファクターモデル」が考案された。

第3節 日本の株式市場における市場の効率性の分析－サーベイ－

本節では日本の株式市場における市場の効率性の実証分析のサーベイを行う。古くは Cowles (1933) のように、1930年代から株式市場の予測可能性に関する統計的な検証が行われてきた米国と異なり、第二次大戦後、1970年代までの日本においてはごく一部の経済学者しか株式市場の予測可能性に関する研究は行ってこなかった。その理由としては、当時学界では、株式市場を研究テーマにしてはいけない、もしくは研究する意味がないという風潮があった時代であったと 蟬山 (1990) や 倉澤 (2012) が述べているように、日本の学界では株式市場を、経済活動を表す市場ではなく、相場師が暗躍する一種の賭博場としての認識しかなかった可能性が考えられる¹⁸。

それでもようやく 1970年代になって株式市場の効率性に関する研究は、証券会社の調査部所属の人々、そして証券業界とつながりの深い日本証券経済研究所の研究者によって検証され始める。さらに 1980年代以降になると多くの経済学者も株式市場の効率性の実証を行うようになってきた。そのため 1980年代には早くも日本の株式市場の効率性に関する実証分析のサーベイ論文が多く出るようになってきた。

図表 1-2 は 1980年代に出された日本の株式市場の効率性に関するサーベイ論文をまとめたものである。紺谷 (1984) は 1975年から 1981年までの 16本の論文をサーベイしている。結果、市場の効率性を肯定する論文は 9本、否定する論文は 7本であり、その評価が割れていることから、日本の株式市場が効率的かは結論できないと述べており、この結論は 浅子・倉澤 (1987) や 倉澤 (1989) も同様である。しかし紺谷 (1984) は、日本の資本市場が仮にある程度効率的であるとしても、同様の分析を行っている米国では市場の効率性を否定する論文数が多いことから、効率性はアメリカの市場にくらべてかなり劣るものであることは確かなようであると述べている。実際、丸ら (1986) では、米国市場の分析ではほとんどの論文がセミストロング・フォームの効率性を支持しているが、我が国の分析では支持されていない論文が多く、日本の株式市場のセミストロング・フォームの効率性の程度は米国より低いのではないかと述べている。しかし当時は日本の株式市場の効率性に関する論文が比較的少なかったため、浅子・倉澤 (1987) や 倉澤 (1989) では果たして日本の株式市場は効率的かとの判断は今後の研究を見て行おうと、あえて結論づけ

¹⁸ 一方米国では株式ブローカーたちの社会的地位は、1950年代末頃には専門家集団と認められ、経営者や連邦判事、医師など身分階層のトップに位置する人たちと張り合うまでになっていたと Geisst (1997) は述べている。

なかった。

図表 1-2 1980 年代の日本の株式市場における市場の効率性の実証研究のサーベイ論文

論文	内容
紺谷 (1984)	日本の資本市場が仮にある程度効率的であるとしても、その効率性はアメリカの市場にくらべてかなり劣るものであることは確かなようである。
丸ら (1986)	日本の株式市場はウィーク・フォームでは効率的、セミストロング・フォームでは支持されない。ストロング・フォームにおいては支持しない論文があるが、必ずしも成り立っているとは言えない。
浅子・倉澤 (1987)	日本の株式市場は必ずしも効率的とはいえないかもしれない。しかし「日本の株式市場は効率的でない」という結論を出すのは十分な分析が行われていないので、今後のさらなる研究が望まれる。
倉澤 (1989)	実証研究の数が質量とも不足している状況等の理由から、ここでは、日本の資本市場の効率性についての判断はしばらく保留し、今後一層の研究成果の蓄積を期待しておくにとどめよう。

3.1 日本の株式市場におけるウィーク・フォームの市場の効率性の分析

3.1.1 株価収益率の自己相関の検定

1970 年代、1980 年代における日本の株式市場の効率性の研究は主に自己相関の検定によるウィーク・フォームの市場の効率性の検定、そして CAPM の検定が中心であった。倉澤 (1989) が述べるように、日本における実証研究は、米国の著名な研究方法をそのまま日本のデータに当てはめる方法が多い。そして米国市場で効率的でないとする検証方法は、日本の株式市場でも効率的でない場合が多い。例えば株価収益率の自己相関の研究は Roberts (1959)、Fama (1965) によって行われたものである。資産価格の収益率の自己相関は、市場の効率性とのからみで論ぜられることが多い。収益率の自己相関が強いということは、現在の収益率変動の一部が過去の収益率によって説明されるということであり、収益率の変動パターンがある規則性を持っていることを意味する。この場合は、投資家にこのパターンをうまく利用して平均以上の収益を上げ得る可能性が残されており、これは効率的市場の仮説と矛盾することになる (米澤・丸 (1984))。そのため、株価リターンに自己相関が現れたら、株価は予測可能となり、市場の効率性と矛盾する。このことを最初に日本の株式市場を対象に分析したのは図表 1-3 にあるように、奥田 (1975)、小峰

(1975)であった。奥田(1975)は1970年から1974年までの東証株価指数(TOPIX)の収益率の自己相関を検証し、統計的に有意な自己相関が見られ、市場が効率的とは言い難いことを述べている¹⁹。同様に小峰(1975)では東証1部上場の47銘柄を対象に1969年から1974年までの収益率の自己相関を検証し、奥田(1975)と同様に市場の効率性を否定する結論を出している。一方で大和総研(1986)では東証1部上場の29銘柄を対象に、1985年から1986年4月1日の株価収益率の日次データ、そして1977年から1986年までの株価収益率の月次データを用いて市場の効率性を検証したが、こちらでは市場は効率的であると、小峰(1975)とは異なる結論を述べている。小峰(1975)と大和総研(1986)の見解の違いは、倉澤(1989)が言うように検証期間の違いが要因であると考えられる。

図表 1-3 ウィーク・フォームの市場の効率性 (株式収益率の自己相関による検定)

論文	分析対象	分析期間	効率性
奥田(1975)	TOPIX	1970年1月4日~1974年12月31日(日次)	×
小峰(1975)	東証一部上場の47銘柄	1969年3月1日~1974年12月31日(日次)	×
大和総研(1986)	東証一部上場29銘柄	1985年3月27日~1986年4月1日(日次) 1977年4月~1986年3月(月次)	○
片岡ら(2004a)	大阪株式取引所の60社(日次), 42社(月次)	1900年1月5日~1900年12月29日(日次) 1898年1月~1903年12月(月次)	○

実際、伊藤・杉山(2006)が述べるように、株式市場の効率性は時代によって変化するものであり、片岡ら(2004a)は奥田(1975)、小峰(1975)が分析を行った昭和40年代のさらに昔、明治時代の株価において大阪株式取引所が扱っていた株式を対象に、収益率の自己相関の検定を行っているが、ここでは当時の日本の株式市場は効率的であったと指摘している²⁰。

¹⁹ 紺谷(1984)では奥田(1975)の実証結果、すなわち株価収益率の相関が統計的に有意でもその値は、11%から18%程度の相関であり、また取引コストを考慮していない点を挙げて、奥田(1975)の分析は日本の株式市場の効率性を支持する研究であると述べている。

²⁰ しかしFama(1991)が述べるように、自己相関による検定は統計的な検定力が弱く、仮に強い負の自己相関が見られたとしても、それは売値と買値の取引の差による負の自己相関の

3.1.2 CAPM の検定

CAPM に関する日本の株式市場の検証はどのような結果が出ているだろうか。前節で述べたように、複合仮説の問題から、CAPM が正しく資産価格の収益率を評価できなければ、市場の効率性の検定は曖昧なものとなる。従って CAPM が株式市場の構造を正確に表現できるかが重要な問題となるが、Black et al. (1972) がニューヨーク証券取引所上場株式において CAPM の有効性について検証したところ、CAPM では正確な株式のリスクを評価できないと述べたように、CAPM に関して米国でもその有効性に批判が出てきた。そのため日本においても CAPM に関する株式市場の実証研究が 1970 年代から現れてくる。図表 1-4 は 1970 年代から 1980 年代の日本における CAPM の有効性の検証を行った論文を表したものであるが、丸・蠟山 (1974)、紺谷 (1978)、榊原 (1981)、米澤・丸 (1984) といずれの論文も日本の株式市場では CAPM が成立しているとは言えないとの結果を述べている²¹。

図表 1-4 CAPM の検定

論文	分析対象	分析期間	有効性
丸・蠟山 (1974)	東証一部上場の 403 銘柄	1952 年～1970 年 (年次)	×
紺谷 (1978)	東証一部上場の全銘柄	1959 年 1 月～1974 年 12 月 (月次)	×
榊原 (1981)	東証一部上場の全銘柄	1952 年 2 月～1978 年 12 月 (月次)	×
米澤・丸 (1984)	東証一部上場の全銘柄	1953 年 1 月～1981 年 12 月 (月次)	×

3.1.3 その他のウィーク・フォームの市場の効率性の検定

株価収益率の自己相関に関する検証と異なり、CAPM の検証については上記で紹介したすべての論文が CAPM の有効性を否定している。このように米国市場で市場の効率性が否定された分析方法を日本の株式市場に当てはめて市場の効率性の検証を行うと、米国同様に市場の効率性が否定される報告が多いのが特徴である。例えば、図表 1-5 にあるように植田ら (1986) は Shiller (1981) の分散制約検定 (variance bound test) を、祝迫

結果や、大恐慌のような特別なイベントが影響を与えている場合が多い等否定的な意見を述べている。

²¹ 榊原 (1981) では、1960 年代までは日本の株式市場は CAPM で説明できるが、1970 年代以降は説明できなくなると述べているように、CAPM も市場の効率性同様、時代によって正しく株式の収益率を説明できるか否かが異なっている可能性を指摘している。

(2003) は Lo and MacKinlay (1988) の分散比検定 (variance ratio test), 青野 (2008) は Campbell (1991) の分散分解の方法を用いて日本の株式市場の効率性を検証したが, 米国株式市場の結果と同様に市場の効率性を否定する結果を示した. また釜江 (1999) は, Brenner and Kroner (1995) が為替市場の現物, 先物価格を, Engle and Granger (1987) が考案した共和分検定を用いて市場の効率性を検証したのを参考に, 日経平均株価, 日経平均先物の共和分検定を行い日本の株式市場の効率性を検証した. その結果, 必ずしも先物価格と現物価格は共和分関係になく, 株式市場の効率性を否定する結果を示している. 前節で述べたように特定の季節によって株式のリターンが異なる現象から, 市場の効率性の反証を示した論文では, Rozeff and Kinney (1976) が示した 1 月効果では Kato and Schallheim (1985) が日本の株式市場に当てはめて分析を行っている. そして日本においても 1 月は他の月と比較して株式収益率が高い傾向にあることを示した. また, French (1980) の曜日効果の日本での検証は池田 (1988) が分析を行っている. 池田 (1988) によれば, 米国市場では月曜日に低い収益率が観察されるのに対して, 日本の市場では火曜日に低い収益率が観察されたと述べている. このように日本の株式市場でも米国同様に季節によって株価収益率のパターンが存在していることが報告されている.

また, 過去の株価変動を参考に将来株価を予測するテクニカル分析によるウィーク・フォームの効率性の検証は, ある決められたルールのもとに株式の売買を行い, その売買収益が S&P500 指数や TOPIX 等の市場平均ポートフォリオを上回る収益を上げることができればウィーク・フォームの市場の効率性を否定できることになるので, 大変分かりやすい市場の効率性の検証方法と言える. しかし, テクニカル分析は米国においても 1980 年代まで多くの研究者から星占いの類に属するものとして懐疑的に扱われ, 研究する価値のないものとされていた (Campbell et al. (1997)). Samuelson (1965a) や Fama (1976) のように, テクニカル分析やチャート分析は全く意味がないものと断じているように, 米国において長らく市場の効率性の観点からは全く受け入れられないものとされてきた経緯がある. ところが米国では 1990 年代からはアカデミックな研究者によりテクニカル分析に関する論文が多く登場する. Park and Irwin (2007) は外国為替・先物・株式市場におけるテクニカル分析を主題とする 95 本もの論文を分析し, いずれの市場においても半分以上の論文がテクニカル分析を有効であると示したと述べているほどにテクニカル分析の検証は多く行われるようになってきた. 一方, 日本では実務の面では広く使用されているにも関わらず, 未だにアカデミックには認められていないためか非常にテクニカル分析に関す

る論文は少ない。

図表 1-5 様々なウィーク・フォームの市場の効率性の検定

論文	分析方法	分析対象	分析期間	効率性
Kato and Schallheim (1985)	Rozeff and Kinney (1976) の 1 月効果	東証一部上場 銘柄	1960 年 1 月～1989 年 12 月 (月次)	×
植田ら (1986)	Shiller (1981) の分散 制約検定	TOPIX	1949 年～1985 年 (年次)	×
池田 (1988)	French (1980) の曜日 効果	TOPIX	1970 年 1 月～1986 年 12 月 (日次)	×
釜江 (1999)	Brenner and Kroner (1995) の現物と先物 の共和分検定	日経平均株価 と日経平均先 物	1986 年 9 月～1998 年 11 月 (月次)	×
祝迫 (2003)	Lo and MacKinlay (1988) の分散比検定	TOPIX 東証二部指数	1968 年 1 月 1 週～2001 年 8 月第 2 週 (週次)	×
青野 (2008)	Campbell (1991) の分 散分解	TOPIX	1970 年 1 月～2003 年 7 月 (月次)	×

図表 1-6 は日本の株式市場におけるテクニカル分析によるウィーク・フォームの市場の効率性の検証をした論文である。奥田 (1975) では、取引コストを含めなければ日本の株式市場は効率的であり、取引コストを含めれば効率的でない結論づけているが、Fama (1976) が述べているように、そもそも取引コストは株式取引において実務上必要不可欠なものであり、取引コストは含むことを前提にすべきであるため、テクニカル分析の有効性は否定され、市場は効率性であるとの結論になる。

Yamamoto (2012) も同様にテクニカル分析の有効性を否定するが、北島 (2011) では少なくとも 1990 年代まではテクニカル分析は有効であり、市場の効率性は否定されるが、時代が経つごとにその有効性はなくなり、日本の株式市場は効率的になってきたと結論している。このように日本の株式市場におけるテクニカル分析の有効性を支持する論文はないものの、その数は海外と比較して明らかに少ないことから、日本の株式市場においてテクニカル取引の有効性は存在しないという結論には程遠く、さらなる研究が望まれる²²。

²² Merton (1987) はある研究者が仮に市場の効率性を否定する結果が得られたら、自分でそ

図表 1-6 テクニカル分析による日本の株式市場の検定

論文	分析対象	分析期間	効率性
奥田 (1975)	TOPIX	1970年1月4日~1974年12月31日 (日次) 取引コストを含めれば効率的, 取引コストを含めなければ効率的でない.	○
Yamamoto (2012)	日経平均株価の構成銘柄	2006年9月1日~2007年8月31日 (5分足)	○
北島 (2011)	TOPIX 日経平均株価	1975年1月4日~2010年12月30日 (日次) (テクニカル取引の有効性が徐々に低下)	△

3.2 日本の株式市場におけるセミストロング・フォームの市場の効率性の検定

企業から公表された会計情報などを利用して市場平均以上の収益を上げることはできないというセミストロング・フォームの市場の効率性の、日本市場における研究は経済学者だけではなく、会計学者も行って来たことから、セミストロング・フォームの効率性を検証する論文は数多い。そのため本章ではその一部を紹介するにすぎないが、様々な検証方法が存在したウィーク・フォームの市場の効率性の分析と比較して、前節で述べた Fama et al. (1969) のイベント・スタディの手法を用いた分析が、セミストロング・フォームの市場の効率性検定において多くの割合を占める。

図表 1-7 が日本の株式市場における主なセミストロング・フォームの検定を行った論文である。セミストロング・フォームの市場の効率性を日本において最初に検証したのが小林 (1975) であり、彼が行った Fama et al. (1969) による CAPM を用いたイベント・スタディの検証方法は、米国同様に、日本の株式市場のセミストロング・フォームの市場の効率性の検定の主流となっていた。小林 (1975) では、日本経済新聞に公表された企業の利益や配当情報が即時に織り込まれていくのか、もしくはゆっくり時間をかけて情報が織り込まれていくのかを検証した。分析の結果、企業の利益や配当の情報が公表後すぐに織り込まれる銘柄も存在したが、情報公表後に数日間掛けて織り込まれる銘柄も存在したため、必ずしも市場の効率性は適用できないと結論づけている。桜井 (1987) は小林 (1975) と同様に企業の決算情報が日本経済新聞に公表された時を基準日として効率性の

の結果を利用してお金を稼ぐか、他の投資家にその情報を売却して利益を上げると述べているように、仮にテクニカル取引によって利益を上げる方法があるとしても、論文として発表して他の投資家に利用されることを避けるために公表されていない可能性もある。

分析を行い、同様に市場の効率性を否定した結論を述べている。一方で吉田（1991）では、公表した媒体が日経会社情報であるものの、こちらは市場の効率性を支持する結論に至っている。彼らの研究以外にも、釜江・手塚（2000）、片岡ら（2004b）、北川（2014）ではセミストロング・フォームの市場の効率性を否定し、一方で大日方（2010a）、薄井（2013）は支持するなど、日本におけるセミストロング・フォームの市場の効率性の検証は現代においても評価が分かれている状況である²³。

ここで問題となるのはイベント・スタディの検定を行う際に CAPM を用いている文献も多いことである。CAPM 自体が個別銘柄のリスクを十分に説明できていない以上、複合仮説の問題から、Fama-French の 3 ファクターモデル等、複数の市場モデルを用いてセミストロング・フォームの効率性の検定を行うことが頑健性の確認の上で重要となるであろう。前節で述べた複合仮説の問題がある以上、CAPM だけで日本の株式市場が効率的か否かは仮に統計的に有意な結果が現れたとしても、信頼性は低くなる。

もともと、Binder（1998）が述べているように、イベント・スタディ自体にも問題がある。イベント・スタディは、TOPIX 等の株価指数のリターンと個別銘柄のリターンを最小二乗法で回帰して誤差項を求め、株価指数のリターンと比較してその個別銘柄のリターンがどの程度乖離しているかを計算する手法であるが、その際、誤差項の不均一分散と自己相関の存在が問題となる。仮に誤差項に不均一分散や自己相関があると、正確な分析ができなくなる。そのため、イベント・スタディで実証分析を行うに当たり、White（1980）による不均一分散に頑健な推定や Newey and West（1987）の不均一分散、自己相関双方に頑健な推定方法を用いて最小二乗法を使用している文献が多い。さらに大日方（2010b）では最小二乗法（OLS）の回帰結果に過度に依存することの危険性を指摘している。何故なら仮に推定結果が OLS 回帰で有意であっても、ブートストラップ法によるノンパラメトリック回帰では有意でなくなることも珍しくもない点があるためである。Campbell et al.（1997）も、ノンパラメトリック検定によって、パラメトリック検定の結果の頑健性が調べられ、そしてこのような頑健性の確認は重要であると述べている。そのため、今後の日本の株式市場におけるセミストロング・フォームの市場の効率性の検定には、CAPM によるイベント・スタディによる検定だけではなく、様々な頑健性の高い検証方法を進めることが必要になると思われる。

²³ 図表 1-7 において、大日方（2010a）、薄井（2013）、北川（2014）は特に新聞などの公表媒体に言及されていないが、これらの文献は企業が決算情報を開示した日を基準としてセミストロング・フォームの市場の効率性の分析を行ったものである。

図表 1-7 セミストロング・フォームの市場の効率性の実証分析

論文	分析方法	対象情報	分析期間	効率性
小林 (1975)	CAPM イベント・スタディ	利益・配当情報 日本経済新聞	1970年1月4日~1972年12月 31日(日次), 東証一部上場約 80社を対象	×
桜井 (1987)	CAPM イベント・スタディ	決算情報 日本経済新聞	1978年4月~1984年3月 東証1部上場企業, 405社	×
吉田 (1991)	CAPM イベント・スタディ	決算情報 日経会社情報	1983年3月期~1988年3月期 東証1部上場企業, 約600社	○
釜江・手塚 (2000)	CAPM イベント・スタディ	日本経済新聞 運輸白書 規制緩和白書	1994年1月~1998年12月(日 次) 東証一部上場の私鉄企業12社	×
片岡ら (2004b)	CAPM イベント・スタディ	決算情報 大阪朝日新聞 など	1898年1月~1906年12月(月 次) 大阪株式取引所 42社	×
大日方 (2010a)	APT (FF3を援用) 及びパネル分析	企業の 利益情報	2000年3月期~2006年3月期 東証上場企業2,160社	○
薄井 (2013)	CAPM イベント・スタディ	決算短信	1985年3月期~2009年3月期 上場企業1,332社~3,402社	○
北川(2014)	APT(7個の被説明 変数)によるOLS 回帰	企業の 利益情報	2001年3月期~2010年3月期 東証上場企業(金融業を除く) 913社~1,994社	×

3.3 日本の株式市場におけるストロング・フォームの市場の効率性の検定

図表 1-8 は日本の株式市場におけるストロング・フォームの市場の効率性の検証を行った論文である。倉澤(1989)が述べているように、ストロング・フォームの市場の効率性の検証は、公表データ以外のデータを必要とするため、検証が容易でなく、それほど多くの研究結果は報告されていない。そして倉澤(1989)から30年近く経ってもその状況は変わらない。特に初期のストロング・フォームの市場の効率性の検証方法は、寺田(1976)、首藤(1977)のように前節で述べた Jensen(1969)の考え、つまり投資信託のファンドマネージャーは、他の投資家には知られていない企業の私的情報を知っている可

能性が高いという前提をもとに分析を行っているためか、2本の論文ともにストロング・フォームの市場の効率性を支持している。しかし実際に日本において投資信託のファンドマネージャーがインサイダー情報を保有しているかという点は確実性が無い。

その点で、三好（2007）ではインサイダー情報があったと証券取引等監視委員会（SEC）により告発された銘柄を対象に、どの程度の株価変動があったかを分析したものである。そして三好（2007）ではインサイダー情報は市場平均以上の利益を上げることが出来ることを示し、ストロング・フォームの市場の効率性を否定している。

図表 1-8 ストロング・フォームの市場の効率性の実証分析

論文	内容	効率性
寺田 (1976)	株式投資信託のファンドマネージャーは他の投資家よりも情報を速く入手できるにもかかわらずそのパフォーマンス（CAPMにおけるアルファ）は総じて悪い。この事実から、株式に関わる情報はすぐに織り込まれており、ストロング・フォームの市場の効率性は成立すると論じた。	○
首藤 (1977)	寺田（1976）と同様の分析。	○
三好 (2007)	インサイダー取引があったと SEC により告発された銘柄により分析。インサイダー情報は市場平均以上の利益を上げることが出来ることを示し、ストロング・フォームの市場の効率性を否定	×

もともと、ファーマ自身が Fama（1991）においてストロング・フォームの市場の効率性を誤ったものと認めており、小林（2006）が述べるように、市場がストロング・フォームの効率性を満たすならば、企業の経営者がインサイダー情報を悪用して儲けようとしても、株式を市場で売買する直前に瞬時にその情報が価格に織り込まれてしまって、儲ける余地がないということになる。そのため、市場の効率性がこのレベルで成立すると考えるファイナンス学者はほとんどいないのが現状であり（小林（2006））、ストロング・フォームの市場の効率性の検証は他の効率性の検証と異なり、今後も論文は多く見込めないと考えられる。

第4節 まとめ

本章では効率的市場仮説の簡単な概略と、その効率的市場仮説への様々な反証、そして日本における株式市場の実証研究のサーベイを示した。行動経済学の創始者カーネマンやトベルスキーをはじめ、効率的市場仮説を批判する数多くの経済学者たちの挑戦は、サミュエルソンやファーマらの市場の効率性に対する考えを改めさせるほどに影響力を持ったものとなった。

しかし効率的市場仮説に変わる経済理論が出てきているかと言えばそうでないのが現実である。Shiller (1984) では、株価の動きを予測するのは難しいという考察から、株価は正しいに違いないという結論を導き出す論理の飛躍は、経済思想の歴史の中で最も著しい誤りの1つであると述べているが、シラー自身は効率的市場仮説にとってかわる新たな経済思想を提示したわけではない。この状況を簡潔かつ適切に説明しているのが以下の祝迫 (2014) の文章である。

ファイナンスにおける二つの学説の関係は、例えばマクロ経済学などとは大きく異なっています。すなわちファーマ教授や故マートン・ミラー教授、ロス教授、シャープ教授等を中心とした新古典派ファイナンスもしくは効率的市場仮説は、今日でもファイナンスのアカデミックな研究の中で、非常に強固なパラダイムを形成しています。ジャーナリスティックな論評で「効率的市場仮説は崩壊した」などと言う人がいたとしても、実際には大して動揺しているわけではありません。これに対しシラー達は、新古典派パラダイムの建設的・健康的な批判者であり、それにとってかわるような新たなパラダイムを構築・提示してきた訳ではありません。その意味では、ファーマはヤンキースもしくは巨人であり、シラーはレッドソックスもしくは阪神であって、その逆ではあり得ません (祝迫 (2014))。

ここで残念なのは、第3節でサーベイしたように、ほとんどの日本の市場の効率性に関する論文は、海外の経済学者が発見した手法を日本の株式市場に当てはめたものであることである。ファーマの論文には、Fama (1991) のように、効率的市場仮説を批判した経済学者に対して反論を示すものがあるが、批判者に日本人の経済学者の名前は出てきていない。ファイナンスに多大な影響を与えた日本人としてよく知られているのは、「伊藤の

定理」を考案した元京都大学教授の伊藤清氏が挙げられるが、伊藤氏は数学者であり、経済学者ではない。例えば図表 1-1 にあるような効率的市場仮説の批判者となり、さらには非常に難しい事柄であるが、効率的市場仮説に取って替わる新たな経済理論を打ち立てる日本人の経済学者が出てくれることを期待する。

第 2 章

分散比検定と相互自己相関による 日本の株式市場の効率性の検証

第 1 節 はじめに

過去の株価情報をどのように利用しても将来の株価を予測することはできないというウィーク・フォームの市場の効率性が成立している状況を、「株価はランダム・ウォークする」と言う。このランダム・ウォーク仮説が正しいか否かを検定することがウィーク・フォームの市場の効率性の検証となってきた（筒井・平山（2009））。

Fama（1970）が効率的市場仮説を提唱して以来、効率的市場仮説は米国において倉澤（1989）が述べるように市場は効率的であるという共通の見解が成立してきたが、1980年代になると市場の効率性に疑問を投げかける文献が表れてきた。その中の 1 つで 1980 代後半にランダム・ウォーク仮説に異を唱えたのが Lo and MacKinlay（1988）の論文である。この論文は資産価格の収益率の分散比に注目し、株価、もしくは株式ポートフォリオの収益率には統計的に有意な自己相関が存在することを示し、資産価格は必ずしもランダム・ウォークしないことを示した。資産価格がランダム・ウォークであるならば、株価収益率の自己相関は存在しないことに着目した Lo and MacKinlay（1988）の研究は、ウィーク・フォームの市場の効率性への 1 つの反証となり、彼らの論文発表以降、世界中の研究者が株式市場や為替市場において分散比検定を用いた検証を行っている。

なぜ資産価格の収益率における自己相関の検定が市場の効率性への反証となりえるのか。その理由として米澤・丸（1984）が以下のように述べている。

資産価格の収益率の自己相関が強いということは、現在の収益率変動の一部が過去の収益率によって説明されるということであり、収益率の変動パターンがある規則性を持っていることを意味するからである（米澤・丸（1984））。

例えばある株式の収益率の自己相関が統計的に有意な正の自己相関を示していた場合、前営業日にその株式の価格が上昇していたならば、翌日も上昇している可能性が高いとい

うことになる。この場合は、投資家がこのパターンをうまく利用して平均以上の収益を上げ得る可能性が残されており、株価の予測可能性が存在するという点で効率的市場仮説と矛盾することになる。そのため Lo and MacKinlay (1988) の提唱した分散比検定が登場する以前は、Box-Pierce の Q 統計量などが自己相関の検定に使用されてきた。Lo and MacKinlay (1989) や Liu and He (1991) はこれまでの自己相関の計測方法よりも分散比検定はランダム・ウォーク仮説を検定するうえでより強力な方法であることを述べている。

Lo and MacKinlay (1988) は 1962 年から 1994 年までの週次の米国株式を対象とした分散比検定を行って米国の株式市場は必ずしも効率的でないことを示し、また外国為替市場では Liu and He (1991) が 1974 年 8 月から 1989 年 3 月までのカナダドル、フランスフラン、ドイツマルク、日本円、イギリスポンドの米国ドルに対するクロスレートを用いた分散比検定を行い、米国の株式市場と同様に外国為替市場においても統計的に有意な自己相関が観測され、効率的市場仮説とは異なる結果となったことを述べている。そして日本の株式市場を対象に祝迫 (2003) は 1968 年から 2001 年まで、徳永・久保田 (2006) では 1977 年から 2005 年までの東京証券取引所の全上場企業を対象に Lo and MacKinlay (1988) の手法と同様の分散比検定を行い、米国市場と同様に日本の株式市場においても株式ポートフォリオの収益率は統計的に有意な自己相関が観測され、ランダム・ウォーク仮説を棄却することを実証している。

そこで本章では先行研究と同様に、東京証券取引所の全上場企業を対象に、Lo and MacKinlay (1988) が示した分散比検定のうち、不均一分散に頑健な分散比検定、及び Wright (2000) のノンパラメトリック分散比検定を用いたウィーク・フォームの市場の効率性の検定を行った²⁴。分析対象データは 2002 年 1 月 4 日から 2016 年 12 月 30 日までの 15 年間で、時価総額に比例した 5 分位ポートフォリオを作成し、それぞれのポートフォリオの収益率の分散比検定を行った。実証分析の結果、先行研究と同様に大型株ポートフォリオにおいては統計的に有意な自己相関は見受けられない一方、中型株ポートフォリオや小型株ポートフォリオでは統計的に有意な正の自己相関が見られ、ランダム・ウォーク仮説は棄却されることが示された。しかし分析期間 15 年を 3 期に分けてそれぞれ第 1 期 (2002 年 1 月 4 日から 2006 年 12 月 30 日)、第 2 期 (2007 年 1 月 4 日から 2011 年 12 月 30 日)、第 3 期 (2012 年 1 月 4 日から 2016 年 12 月 30 日) に分けて分析を行ったところ、

²⁴ Wright (2000) のノンパラメトリック分散比検定を用いて日本の株式市場の効率性を分析したものには Hung et al. (2009) がある。

中型株ポートフォリオもランダム・ウォーク仮説が棄却されることはなく、日本の株式市場も時代を経るごとに効率的になってきたことが示唆される²⁵。

ここで本章の分析では大型株ポートフォリオ以外はその収益率の自己相関が有意に正になり、ランダム・ウォーク仮説を棄却すると述べたが、Lo and MacKinlay (1988) が示した重要な点は、株式ポートフォリオの収益率が有意な正の自己相関をすると同時に、個別銘柄の収益率では負の自己相関が見られることを発見したことにある。この相反する現象を、Lo and MacKinlay (1988) は、個別銘柄の間で相互自己相関が存在することを理由として挙げている。もし個々の変数の自己相関が負で、株式インデックス自己相関が正であるならば、個々の銘柄の相互自己相関は必ず正でなければならないと述べ、さらに相互自己相関は、個々の変数の自己相関の和のマイナス分を上回るほど十分に大きくなければならないとも述べている²⁶。この個別株式の相互自己相関は、ある株価が上昇した後、タイムラグを生じて他の株価が上昇する確率が高い現象、いわゆる「リードラグ効果」と密接に結び付く。もしトヨタの株価とホンダの株価がお互いに強い正の自己相関を持っていた場合、トヨタの株価が上昇した後に、時間をおいてホンダの株価が高い確率で規則的に上昇することになり、株式市場に予測可能性が存在し、効率的市場仮説とは矛盾する。その相互自己相関を、Lo and MacKinlay (1990) は大型株ポートフォリオと小型株ポートフォリオのそれぞれの収益率を用いて証明し、大型株ポートフォリオの収益率が小型株ポートフォリオに先行するという現象、つまり大型株ポートフォリオの収益率が上昇すると時間をおいて小型株ポートフォリオの収益率も上昇するリードラグ効果を示した。

そこで本章でもまず個別銘柄の収益率の分散比検定を行ったところ、Lo and MacKinlay (1988) と同様に個別銘柄では収益率の負の自己相関が示され、Lo and MacKinlay (1988) と同様の結果が 2000 年代以降の日本の株式市場でも観測されていた。さらに、大型株、中小型株ポートフォリオのリードラグ効果についても確認できたことから、株式市場の予測可能性は、Lo and MacKinlay (1990) の検証した時代よりかはリードラグ効果が減じているものの、存在していることを示唆した。

本章の構成は次の通りである。第 2 節では、分散比検定の計算方法を説明する。第 3 節では、データと実証結果について述べる。第 4 節では株式市場の相互自己相関につい

²⁵ ここで 3 期に分けた理由は、株式市場の効率性は日米ともに時間を通じて一定ではなく、収益率の自己相関には時変構造が存在すると伊藤・杉山 (2006) が述べるように分析期間によって結果が異なることが想定されるためである。

²⁶ 詳細は第 4 節を参照。

てまとめてある。第 5 節では分析結果に基づく考察を述べている。第 6 節は結論と今後の課題である。

第 2 節 分散比検定

2.1 ランダム・ウォークモデル

Fama (1970) が提唱した効率的市場仮説は、現時点の株式市場では利用可能なすべての情報が直ちに織り込まれており、そのため将来の株価の値動きは過去の株価の値動きとは関係なくランダムに変動し、株価を予測することは不可能であるという、ランダム・ウォーク理論に基づいた仮説である。それではなぜ株価がランダム・ウォークするとき、予測が不可能となるのであろうか。蓑谷 (2001) に基づき以下でその説明を行う。

株価はランダム・ウォークをするという概念は公平なゲーム (マルチンゲール, Martingale) に例えることができる。公平なゲームとは、ゲームからの実際の収益と、ゲームを行う前の期待収益との間に差がない、つまり証券からの実際の収益と期待収益との間に系統的な差がないことを言い、以下の (2-1) 式のように表される。

$$r_{i,t} = E(r_{i,t} | I_{t-1}) + \varepsilon_{i,t}. \quad (2-1)$$

ここで、 $r_{i,t}$ は証券 i の t 期の実際の収益率、 $E(r_{i,t} | I_{t-1})$ は $t-1$ 期に利用可能な情報 (I_{t-1}) が所与されるもとでの証券 i の t 期の期待収益率、 $\varepsilon_{i,t}$ は証券 i の t 期の誤差項である。

蓑谷 (2001) によれば、情報 I_{t-1} のもとで、 $x_{i,t}$ の最良の予測量は $E(x_{i,t} | I_{t-1})$ となる。つまり効率的市場仮説が正しければ I_{t-1} に含まれている情報はすべて $x_{i,t-1}$ に反映され、 $t-1$ 時点で利用可能な情報 (I_{t-1}) がすべて織り込まれている、すなわち $t-1$ 時点で利用可能な情報がすべて織り込まれている $x_{i,t-1}$ が $x_{i,t}$ の最良の予測量となり、

$$E(x_{i,t} | I_{t-1}) = x_{i,t-1}, \quad (2-2)$$

と書くことができる。

従って、ランダム・ウォークとは (2-1) 式に (2-2) 式を代入することで、

$$x_{i,t} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (2-3)$$

となる。これは、AR (1) モデル ($x_{i,t} = \delta x_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$) の、 $\delta = 1$ の時と同様であり、ランダム・ウォークモデルと呼ばれている。

この (2-3) 式のランダム・ウォークモデルを用いて収益率の分散比を求める。

2.2 Lo and MacKinlay (1988) のパラメトリック分散比検定

例えば 2 期間の連続複利の収益率 $x_t(2) \equiv x_t + x_{t-1}$ と、1 期間の収益率 x_t を 2 倍した母分散の比率は収益率が (2-3) 式において $E(\varepsilon_{i,t}) = 0$ であると仮定すると $x_{i,t} = x_{i,t-1}$ となる。そのため分散と共分散の公式、 $Var(x_t + x_{t-1}) = Var(x_t) + Var(x_{t-1}) + 2COV(x_t, x_{t-1})$ から 2 期間の株式リターンの分散と 1 期の株式リターンの分散を 2 倍した比率 (分散比) は以下のように表される。

$$VR(2) = \frac{Var(x_t(2))}{2Var(x_t)} = \frac{Var(x_t + x_{t-1})}{2Var(x_t)} = \frac{2Var(x_t) + 2COV(x_t, x_{t-1})}{2Var(x_t)} = 1 + \rho(1). \quad (2-4)$$

ここで、 $VR(2)$ は 2 期間の収益率 $x_t(2)$ の分散である $\sigma(x_t(2))$ から 1 期間の分散 $\sigma(x_t)$ を 2 倍して割った分散比統計量を表す。 x_t は t 時点の収益率、 x_{t-1} は t 時点の前営業日の収益率である。 $COV(x_t, x_{t-1})$ は x_t と x_{t-1} の共分散である。 $\rho(1)$ は 1 次の自己相関係数である。ここで、ランダム・ウォーク仮説に従うならば株式ポートフォリオのすべての自己相関がゼロ、すなわち $\rho(1) = 0$ となるため、従って「2 つの確率変数が無相関、すなわち自己相関がゼロであるならば、分散の和は和の分散に等しい」という分散の公式に従い、 $VR(2) = 1$ と示される。

このような分散比の考え方から、Lo and MacKinlay (1988) が提唱した分散比検定は、株価がランダム・ウォークするならば、その分散比は 1 に限りなく近づくという仮説を基に提唱したものである。分散比の統計量が 1 から統計的に有意に上回るか、もしくは下回るかを検定したのが分散比検定である。ここで注意することは、(2-4) 式は母分散による推定であり、観測数が 1 つしかない場合の分散比である。分散比検定を行う場合、Lo and MacKinlay (1988) はデータ数が T 個あり、かつ自由度調整を行った不偏推定量による分散比検定を以下の (2-5) 式のように求めた。

$$VR(k) = \frac{\hat{\sigma}^2(k)}{\hat{\sigma}^2(1)},$$

$$\hat{\sigma}^2(1) = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (x_t - \hat{\mu})^2, \quad \hat{\sigma}^2(k) = \frac{1}{m} \sum_{t=k}^T (x_k + x_{k-1} + \dots + x_{t-k+1} - k\hat{\mu})^2, \quad (2-5)$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t, \quad m = k(T-k+1) \left(1 - \frac{1}{Tk}\right).$$

ここで、 $VR(k)$ は k 期における株式ポートフォリオの分散比、 $\hat{\sigma}^2(1)$ は株式ポートフォリオの 1 期間の対数リターンの分散、 $\hat{\sigma}^2(k)$ は株式ポートフォリオの k 期間の対数リターンの分散を表す。 T は標本数、 $\hat{\mu}$ は株式ポートフォリオの対数リターンの平均を表す。

Lo and MacKinlay (1988) は、サンプル数 N が大きいと、標本平均と母平均の差が平均ゼロ、分散 σ^2/N の正規分布に従うという中心極限定理を用い、かつさらなる自由度調整を行って、株式ポートフォリオの分散比から 1 を引いた値、すなわち $\sqrt{T}(\overline{VR} - 1)$ は以下のように漸近的に平均ゼロ、分散が $2(2k-1)(k-1)/3k$ の漸近分布になることを示した²⁷。

$$\sqrt{T}(VR(k) - 1) \stackrel{a}{\sim} N\left(0, \frac{2(2k-1)(k-1)}{3k}\right). \quad (2-6)$$

従って分散比の Z 統計量は以下のようになる。

$$Z(k) = (VR(k) - 1) \left(\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT}\right)^{-1/2}. \quad (2-7)$$

ここで、 $Z(k)$ は均一分散 (homoscedasticity) における期間 k の株式ポートフォリオの Z 統計量、 $VR(k)$ は期間 k における株式ポートフォリオの分散比を表す。

この (2-7) 式が分散均一の場合の分散比検定である。しかし Lo and MacKinlay (1988) 自身が指摘するように、株価変動の分散は不均一であることが多い。そこで彼らは White (1980) が示した不均一分散に頑健な t 統計量を参考に、不均一分散に対応した分散比検定を以下の (2-8) 式のように示した。

²⁷ 詳細は Lo and MacKinlay (1988) の Appendix を参照。

$$VR(k) = (VR(k) - 1) \sum_{j=1}^{k-1} \left(\frac{2(k-j)}{k} \right)^2 \hat{\delta}_j,$$

(2-8)

$$\hat{\delta}_j = \left(\sum_{t=j+1}^T (x_{t-j} - \hat{\mu})^2 (x_{t-j} - \hat{\mu})^2 \right) / \left(\sum_{t=1}^T (x_{t-j} - \hat{\mu})^2 \right)^2.$$

本章では (2-8) 式の不均一分散に頑健な分散比検定統計量を用いて日本の株式市場におけるウィーク・フォームの効率性の検証を行う。

2.3 Wright (2000) のノンパラメトリック分散比検定

Lo and MacKinlay (1988) の提案した分散比検定は (2-8) 式のように分散不均一性に頑健な検定も用意されているが、あくまで分散比が正規分布のような特定の分布に従うというパラメトリックな検定方法である。Fama (1965) が述べるように、そもそも資産価格の収益率は正規分布より裾が厚いことが古くから言われている。そのため本章では Wright (2000) が提唱した資産価格の収益率に特定の分布を仮定しないノンパラメトリック分散比検定も行って日本の株式市場の効率性の検定を行う。Campbell et al. (1997) も、ノンパラメトリック検定によって、パラメトリック検定の結果の頑健性が調べることができ、また Campbell and Wesley (1993) もノンパラメトリック検定による頑健性の確認は重要であると述べていることから、本章では Hung et al. (2009) と同じく収益率の分布を前もって仮定しないノンパラメトリックな検定方法を行って追加的な検証を行う²⁸。

Wright (2000) は RANK-test (順位検定) と SIGN-test (符号検定) の 2 つのノンパラメトリック分散比検定を提案した。この分散比検定は、資産価格の収益率に特定の分布を仮定する必要がなく、また不均一分散に対しても頑健なため、Wright (2000) は既存の分散比検定よりもランダム・ウォークに対して強い証拠を得られると述べている。順位検定の統計量は以下の式になる。

²⁸ 祝迫 (2003)、徳永・久保田 (2006) は Lo and MacKinlay (1988) のパラメトリックな分散比検定のみを用いて日本の株式市場の効率性を検証している。また、Hung et al. (2009) は 1993 年 1 月 4 日から 2005 年 10 月 17 日までの TOPIX-Large70 指数と TOPIX-Small 指数の日次データを用いて Lo and MacKinlay (1988) の不均一分散に頑健な分散比検定、及び Wright (2000) の順位検定、符号検定を用いた分散比検定を行ったが、TOPIX-Large70 指数ではほぼすべての期間、検定においてランダム・ウォークを棄却することはなかったが、TOPIX-Small 指数ではすべてにおいて 1% 有意水準でランダム・ウォーク仮説を棄却するという結果を示した。

$$r_t = \left(r(x_t) - \frac{T+1}{2} \right) / \sqrt{\frac{(T-1)(T+1)}{12}},$$

$$R(k) = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k+1}^T (r_t + r_{t-1} \cdots + r_{t-k})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_t^2} - 1 \right) \left(\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \right)^{\frac{1}{2}}. \quad (2-9)$$

ここで、 $r(x_t)$ は x_t が、 x_1 から x_T からの間で何番目に小さい順位かを表した変数（例えば観測データの中で 5 番目に小さい値の場合、 $r(x_t) = 5$ となる）。 T はデータ数、 $R(k)$ は k 期までの順位検定による分散比検定の統計量を表す。

一方で符号検定は以下のようなになる。もしリターンがゼロより大きかったら 0.5 とし、ゼロ以下であったら -0.5 として分散比検定の計算を行っている。

$$S(k) = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k+1}^T (s_t + s_{t-1} \cdots + s_{t-k})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_t^2} - 1 \right) \left(\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \right)^{\frac{1}{2}},$$

$$s_t = 2u(x_t, 0), \quad u(x_t, 0) = \begin{cases} 0.5 & \text{if } x_t > 0 \\ -0.5 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2-10)$$

ここで、 $S(k)$ は符号検定の統計量、 T は観測数、 k はそれぞれ 2 期、5 期、10 期、30 期を表す。 s_t は符号検定の結果の数字を 2 倍したもので、 x_t は各ポートフォリオの対数リターンを表す。

ノンパラメトリック検定は収益率の分布を正規分布に仮定する必要はないため、頑健性が高い検定となる。そのため、ノンパラメトリック、パラメトリック双方の分散比検定を合わせて検証することで、日本の株式市場のウィーク・フォームの市場の効率性、すなわちランダム・ウォーク仮説への反証を探る。

第 3 節 データおよび実証結果

3.1 データ

本章で用いる分析対象銘柄は、2016 年 12 月 30 日時点での東京証券取引所上場全銘柄（東証一部、東証二部、東証マザーズ、JASDAQ）から、2016 年 12 月 30 日時点において株価が 100 円以上、かつ 15 年間の日次の観測数 3,679 営業日のうち、株価終値において、立会中に売買が成立し約定値段が付いた割合が 90%以上（3,311 営業日）の銘柄を選

定した²⁹。分析の結果、分析対象銘柄数は 1,459 銘柄となった。ここで、約定価格がつかない営業日の銘柄は、約定価格がついた営業日まで遡り、その営業日の終値を使用した。分析期間は 2002 年 1 月 4 日から 2016 年 12 月 30 日までの 15 年間の日次データである。

この分析対象銘柄を時価総額が大きい順位にそれぞれ「TOP1」「TOP2」「TOP3」「TOP4」「TOP5」に 5 分割して、5 分位ポートフォリオを作成した、なお、TOP1 から TOP4 までは 292 銘柄、TOP5 は 291 銘柄である。また、株式市場の効率性は日米ともに時間を通じて一定ではなく、収益率の自己相関には時変構造が存在すると伊藤・杉山（2006）が述べるように分析期間によって結果が異なることが想定されるため、全期間（2002 年 1 月 4 日から 2016 年 12 月 30 日まで、3,679 営業日）と、5 年間ごとに 3 つに分析期間を分けてそれぞれ第 1 期（2002 年 1 月 4 日から 2006 年 12 月 29 日、1,230 営業日）、第 2 期（2007 年 1 月 4 日から 2011 年 12 月 30 日、1,223 営業日）、第 3 期（2012 年 1 月 4 日から 2012 年 12 月 30 日、1,226 営業日）とした。従って、分析期間は全期間、第 1 期、第 2 期、第 3 期の 4 つの期間となる。ここで分析期間によって各銘柄の時価総額順位に変動があることを考慮して、5 分位ポートフォリオの作成基準は、全期間と第 1 期では 2002 年 1 月 4 日時点、第 2 期では 2007 年 1 月 4 日時点、そして第 3 期では 2012 年 1 月 4 日時点の個別銘柄の時価総額を基にして 5 分位ポートフォリオを作成した³⁰。

各期間の 5 分位ポートフォリオの基本統計量は図表 2-1 に示されている。これら 4 つの期間における TOP1 から TOP5 の株式ポートフォリオの分散比検定を、Lo and MacKinlay（1988）の不均一分散に頑健な分散比検定（LM）、Wright（2000）の順位検定（RANK）及び符号検定（SIGN）によって検証を行った。分散比の計測営業日数、すなわち（2-5）、（2-6）、（2-7）式の k は Wright（2000）と同様に、2 営業日（ $k = 2$ ）、5 営業日（ $k = 5$ ）、10 営業日（ $k = 10$ ）、30 営業日（ $k = 30$ ）として分析を行っている。

3.2 実証結果

分散比検定の実証結果を表したのが図表 2-2 である。図表 2-2 の見方としては、分散比（ VR ）が 1 を上回れば株式ポートフォリオの収益率は正の自己相関を持ち、1 未満

²⁹ REIT, ETF, 出資証券および東証外国部上場企業は分析対象銘柄から除外してある。

³⁰ 例えば、長谷工（東証コード 1808）は、全期間、第 1 期では 1,459 銘柄中、時価総額順位は 733 位であるため、TOP3 ポートフォリオの構成銘柄となる。第 2 期では同順位が 190 位のため TOP1 ポートフォリオの構成銘柄となり、一方第 3 期では同順位が 387 位であるため、TOP2 ポートフォリオの構成銘柄となるように、期間によって企業の時価総額順位は変動する。

であれば負の自己相関を持つことになる。LM は Lo and MacKinlay (1988) の不均一分散に頑健な分散比検定 (以降 LM と表す), RANK は Wright (2000) の順位分散比検定 (以降 RANK), SIGN は符号分散比検定である (以降, SIGN)。結果を大まかに述べると, パラメトリック検定でもノンパラメトリック検定においても大きな違いは見られなく, 全期間で見た場合, 最も時価総額の大きい TOP1 ポートフォリオでは LM では 10 営業日を除いて, RANK, SIGN では 2 営業日, 5 営業日, 10 営業日, 30 営業日すべての分散比が 1 を上回っていても統計的に有意ではなく, ランダム・ウォーク仮説を棄却できない結果となった。しかし TOP3 以下の時価総額の低いポートフォリオでは全期間においてはランダム・ウォーク仮説を棄却する結果となっている。

しかし期間を 3 つに分けて実証結果を見てみると, LM では 2 営業日において 5%有意水準で, RANK でも 2 営業日において 10%有意水準でランダム・ウォーク仮説を棄却し, TOP2 においても LM, RANK, SIGN のほとんどがランダム・ウォーク仮説を棄却する結果が示されている。一方, 第 2 期では TOP2 においても分散比がランダム・ウォーク仮説を棄却されず, 第 3 期に至っては LM, RANK は TOP3 ポートフォリオにおいてもランダム・ウォーク仮説が棄却されない結果となった。このように期間を分割して分散比検定を行うと, 時代が経つごとに市場は効率的になってきていることが示されている。大型株の方が小型株よりも効率的という現象は先行研究でも実証されており, かつ期間を分割して分散比を計測すると後半期間の方が効率的になるということはパラメトリック分散比検定でも Lo and MacKinlay (1988), 祝迫 (2003) などの先行研究により示されているが, 本章のようにノンパラメトリック分散比検定を用いてもその事実が確認されている。

また, 第 3 期においては k の値が増えるほど, つまり分散比計算における営業日の日数が多くなるほど, 大型株ポートフォリオだけではなく, 小型株ポートフォリオもランダム・ウォークに近づき予測可能性が低い状態になっている。すなわち情報が織り込まれる日数が短くなる傾向があることが示された。この分析結果はパラメトリック検定, ノンパラメトリック検定双方とも同じような結果になっていることから, 日本の株式市場の予測可能性は総じて減少していることが分散比検定の結果から示唆されていると言えよう。

3.3 個別銘柄の分散比検定

Lo and MacKinlay (1988) は, 株式市場は必ずしもランダム・ウォークをしないという点だけではなく, もう 1 つ重要な事実を指摘した。それは株式ポートフォリオでは分散比

が 1 より大きくなる，正の自己相関を示す一方，個別銘柄では負の自己相関，すなわち 1 未満の分散比が見られるという，個別の株価と株式ポートフォリオの収益率では異なった分散比が観測されたことである．この現象は個別銘柄間の複雑な影響が要因で産み出されたものと Lo and MacKinlay (1988) は述べている．そしてこの現象は日本の株式市場でも観測されることを祝迫 (2003)，徳永・久保田 (2006) によって示されている．そこで本章でも個別銘柄ごとに分散比検定を行い，Lo and MacKinlay (1988) と同様の結果が 2000 年代以降の日本の株式市場でも見られるかを分析した．

検証の結果が図表 2-3 である．図表 2-3 は，5 分位ポートフォリオを構成する個別銘柄の平均分散比を表したものである．これを見ると，SIGN を除いて 1 未満，すなわち収益率の自己相関が負である分散比統計量が多く，また検定の営業日が長くなれば自己相関も減衰することが分かる．このように，株式ポートフォリオの収益率では正の自己相関が，個別銘柄の収益率では負の自己相関が存在することが先行研究と同様に本章においても示された．では，なぜ株式ポートフォリオの収益率の分散比が正であるのに対して，個別銘柄の収益率の分散比は負であるという現象が起こるのであるだろうか．この点を次節で詳細に述べる．

第 4 節 株価収益率及び株式ポートフォリオ収益率の相互自己相関

4.1 株価収益率の相互自己相関

これまでの分析から，株式ポートフォリオ，特に中型株以下のポートフォリオでは先行研究と同様に収益率の分散比が 1 を統計的に有意に上回り，正の自己相関が示され，一方，個別株の収益率では負の自己相関がパラメトリック，ノンパラメトリック分散比検定双方ともに示された．

なぜポートフォリオでは正の自己相関が現れ，個別銘柄では負の自己相関が存在するのか．この現象を，Lo and MacKinlay (1988) は，個別銘柄の間で正の相互自己相関が存在することを理由として挙げている．Lo and MacKinlay (1988) は，もし個々の株価の自己相関が負で，株式ポートフォリオの自己相関が正であるならば，個々の銘柄の相互自己相関は必ず正でなければならず，さらにこの株価収益率の相互自己相関は，個々の変数の自己相関の和のマイナス分を上回るほど十分に大きくなければならないとも述べている．以下に例を挙げて示す．

図表 2-1 規模別ポートフォリオの基本統計量（日次，小数点以下第 5 位を四捨五入）

	平均値	中央値	最大値	最小値	標準 偏差	歪度	尖度	Q(5)	Q(10)	観測数
① 全期間(2002 年から 2016 年)										
TOP1	0.000	0.001	0.121	-0.114	0.014	-0.470	10.379	7.993	14.144	3,679
TOP2	0.000	0.001	0.120	-0.123	0.013	-0.580	11.311	10.864 *	18.120 *	3,679
TOP3	0.000	0.001	0.133	-0.130	0.013	-0.766	14.300	41.201 ***	46.161 ***	3,679
TOP4	0.000	0.001	0.129	-0.151	0.012	-1.131	19.495	98.621 ***	101.480 ***	3,679
TOP5	0.000	0.001	0.147	-0.176	0.012	-1.665	28.480	205.940 ***	206.860 ***	3,679
② 第 1 期(2002 年から 2006 年まで)										
TOP1	0.000	0.001	0.042	-0.051	0.011	-0.303	4.088	5.627	17.653 *	1,230
TOP2	0.000	0.001	0.035	-0.060	0.010	-0.538	5.294	9.282 *	23.627 ***	1,230
TOP3	0.001	0.001	0.041	-0.069	0.010	-0.918	7.356	33.270 ***	45.760 ***	1,230
TOP4	0.001	0.001	0.041	-0.077	0.010	-1.366	10.450	73.104 ***	82.032 ***	1,230
TOP5	0.001	0.002	0.045	-0.082	0.011	-1.575	12.185	119.050 ***	123.430 ***	1,230
③ 第 2 期(2007 年から 2011 年まで)										
TOP1	-0.001	0.000	0.127	-0.113	0.017	-0.410	10.697	7.948	14.097	1,223
TOP2	-0.001	0.000	0.122	-0.126	0.016	-0.568	12.342	10.000 *	15.820	1,223
TOP3	-0.001	0.000	0.130	-0.135	0.015	-0.765	16.226	19.922 ***	23.631 ***	1,223
TOP4	-0.001	0.001	0.135	-0.151	0.014	-1.072	26.095	36.883 ***	38.586 ***	1,223
TOP5	-0.001	0.001	0.137	-0.168	0.013	-1.769	40.099	88.484 ***	91.282 ***	1,223
④ 第 3 期(2012 年から 2016 年まで)										
TOP1	0.001	0.001	0.074	-0.077	0.013	-0.431	7.165	8.044	11.347	1,226
TOP2	0.001	0.001	0.064	-0.070	0.012	-0.495	6.884	10.228 *	13.256	1,226
TOP3	0.000	0.001	0.059	-0.067	0.012	-0.600	7.131	12.806 **	15.256	1,226
TOP4	0.001	0.001	0.054	-0.064	0.011	-0.808	8.017	18.777 ***	21.921 **	1,226
TOP5	0.001	0.002	0.052	-0.084	0.011	-1.384	11.349	40.129 ***	44.190 ***	1,226

注 1) Q(5), Q(10) はそれぞれ 5 期, 10 期のリユングボックスの Q 統計量を表す. ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で「自己相関がある」という帰無仮説を棄却する水準を示す. また, 期間を 5 期と 10 期に設定したのは先行研究である祝迫 (2003) を参考にした.

図表 2-2 分散比検定の結果

① 全期間(2002年から2016年)

		2		5		10		30	
		VR	Z 値						
LM	TOP1	0.995	-0.292	0.956	-1.221	0.879	-2.183 **	0.858	-1.401
	TOP2	1.021	1.291	1.005	0.133	0.925	-1.344	0.876	-1.218
	TOP3	1.093	5.656 ***	1.138	3.827 ***	1.088	1.585	1.072	0.709
	TOP4	1.153	9.256 ***	1.276	7.635 ***	1.274	4.927 ***	1.303	2.976 ***
	TOP5	1.223	13.546 ***	1.423	11.723 ***	1.466	8.371 ***	1.568	5.589 ***
RANK	TOP1	1.008	0.500	1.003	0.083	0.953	-0.839	0.951	-0.479
	TOP2	1.025	1.489	1.045	1.249	0.997	-0.052	0.967	-0.323
	TOP3	1.097	5.911 ***	1.209	5.779 ***	1.208	3.730 ***	1.253	2.485 ***
	TOP4	1.171	10.366 ***	1.405	11.200 ***	1.485	8.711 ***	1.658	6.475 ***
	TOP5	1.265	16.045 ***	1.655	18.142 ***	1.858	15.413 ***	2.202	11.827 ***
SIGN	TOP1	1.003	0.181	1.014	0.385	1.010	0.188	1.134	1.317
	TOP2	1.025	1.533	1.108	2.986 ***	1.144	2.581 **	1.303	2.978 **
	TOP3	1.094	5.688 ***	1.260	7.188 ***	1.364	6.542 ***	1.744	7.320 ***
	TOP4	1.151	9.183 ***	1.390	10.788 ***	1.557	10.015 ***	2.061	10.434 ***
	TOP5	1.238	14.459 ***	1.627	17.350 ***	1.933	16.755 ***	2.669	16.415 ***

② 第1期(2002年から2006年)

		2		5		10		30	
		VR	Z 値						
LM	TOP1	1.061	2.135 **	1.075	1.205	1.006	0.058	0.901	-0.560
	TOP2	1.080	2.791 ***	1.141	2.254 **	1.081	0.840	0.942	-0.331
	TOP3	1.152	5.329 ***	1.304	4.860 ***	1.315	3.269 ***	1.298	1.694 *
	TOP4	1.225	7.885 ***	1.466	7.452 ***	1.559	5.802 ***	1.647	3.677 ***
	TOP5	1.286	10.023 ***	1.607	9.724 ***	1.787	8.170 ***	1.912	5.186 ***
RANK	TOP1	1.051	1.780 *	1.050	0.805	0.992	-0.084	0.885	-0.652
	TOP2	1.090	3.160 ***	1.173	2.762 ***	1.121	1.253	0.977	-0.133
	TOP3	1.175	6.148 ***	1.410	6.567 ***	1.453	4.710 ***	1.458	2.606 ***
	TOP4	1.274	9.621 ***	1.673	10.772 ***	1.833	8.657 ***	2.032	5.867 ***
	TOP5	1.357	12.522 ***	1.907	14.521 ***	2.175	12.204 ***	2.402	7.977 ***
SIGN	TOP1	1.020	0.684	0.994	-0.094	0.923	-0.797	0.821	-1.020
	TOP2	1.081	2.851 ***	1.258	4.133 ***	1.310	3.219 ***	1.526	2.990 *
	TOP3	1.146	5.132 ***	1.420	6.715 ***	1.543	5.645 ***	2.009	5.737 ***
	TOP4	1.211	7.413 ***	1.577	9.235 ***	1.854	8.867 ***	2.463	8.318 ***
	TOP5	1.296	10.379 ***	1.837	13.400 ***	2.304	13.546 ***	3.287	13.005 ***

③ 第2期(2007年から2011年)

		2		5		10		30	
		VR	Z 値	VR	Z 値	VR	Z 値	VR	Z 値
LM	TOP1	0.987	-0.468	0.897	-1.648 *	0.769	-2.388 **	0.788	-1.201
	TOP2	1.020	0.688	0.947	-0.849	0.806	-2.007 **	0.760	-1.361
	TOP3	1.099	3.459 ***	1.103	1.648 *	0.981	-0.198	0.941	-0.333
	TOP4	1.150	5.249 ***	1.225	3.593 ***	1.133	1.381	1.083	0.473
	TOP5	1.237	8.273 ***	1.433	6.918 ***	1.360	3.725 ***	1.397	2.252 **
RANK	TOP1	0.989	-0.382	0.946	-0.855	0.872	-1.321	0.882	-0.668
	TOP2	1.000	0.014	0.969	-0.494	0.907	-0.965	0.920	-0.454
	TOP3	1.065	2.275 **	1.122	1.953 *	1.110	1.137	1.225	1.277
	TOP4	1.125	4.381 ***	1.295	4.704 ***	1.352	3.646 ***	1.535	3.032 ***
	TOP5	1.262	9.148 ***	1.671	10.715 ***	1.894	9.255 ***	2.482	8.406 ***
SIGN	TOP1	0.962	-1.344	0.940	-0.961	0.913	-0.903	0.914	-0.487
	TOP2	0.988	-0.429	1.038	0.606	1.106	1.103	1.264	1.497
	TOP3	1.014	0.486	1.094	1.504	1.186	1.929 *	1.429	2.435 **
	TOP4	1.102	3.574 ***	1.246	3.926 ***	1.318	3.294 ***	1.617	3.499 ***
	TOP5	1.213	7.463 ***	1.549	8.771 ***	1.769	7.963 ***	2.394	7.907 ***

④ 第3期(2012年から2016年)

		2		5		10		30	
		VR	Z 値						
LM	TOP1	0.974	-0.897	0.966	-0.549	0.945	-0.573	0.860	-0.796
	TOP2	0.981	-0.672	0.972	-0.453	0.948	-0.543	0.838	-0.921
	TOP3	1.022	0.766	1.042	0.665	1.040	0.413	0.916	-0.478
	TOP4	1.083	2.923 ***	1.148	2.358 **	1.170	1.761 *	1.067	0.378
	TOP5	1.159	5.550 ***	1.261	4.164 ***	1.290	3.012 ***	1.207	1.174
RANK	TOP1	1.002	0.076	1.030	0.482	0.994	-0.058	0.994	-0.033
	TOP2	0.995	-0.182	1.006	0.097	0.941	-0.612	0.862	-0.783
	TOP3	1.044	1.556	1.094	1.497	1.053	0.552	0.958	-0.236
	TOP4	1.109	3.833 ***	1.227	3.631 ***	1.226	2.346 **	1.154	0.874
	TOP5	1.199	6.972 ***	1.444	7.102 ***	1.556	5.769 ***	1.532	3.018 ***
SIGN	TOP1	1.010	0.343	1.089	1.429	1.157	1.624	1.456	2.590 *
	TOP2	0.997	-0.114	1.037	0.594	1.048	0.501	1.308	1.749
	TOP3	1.078	2.742 ***	1.234	3.744 ***	1.296	3.065 **	1.569	3.232
	TOP4	1.114	3.998 ***	1.276	4.411 ***	1.401	4.155 **	1.899	5.105 *
	TOP5	1.225	7.882 ***	1.596	9.521 ***	1.882	9.149 ***	2.388	7.881 ***

注) ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で「自己相関がある」という帰無仮説を棄却する水準を示す。

図表 2-3 個別銘柄の分散比検定（分散比の平均値）

① 全期間(2002年から2016年)						② 第1期(2002年から2006年)					
		2	5	10	30			2	5	10	30
LM	TOP1	0.983	0.938	0.885	0.838	LM	TOP1	0.982	0.931	0.878	0.794
	TOP2	0.983	0.943	0.886	0.829		TOP2	0.973	0.938	0.887	0.819
	TOP3	1.002	0.979	0.931	0.893		TOP3	0.988	0.969	0.930	0.897
	TOP4	1.001	0.972	0.930	0.895		TOP4	0.981	0.945	0.907	0.882
	TOP5	0.985	0.932	0.874	0.828		TOP5	0.968	0.906	0.856	0.823
RANK	TOP1	0.984	0.937	0.883	0.841	RANK	TOP1	0.976	0.922	0.867	0.762
	TOP2	0.978	0.951	0.908	0.852		TOP2	0.972	0.941	0.886	0.783
	TOP3	0.985	0.967	0.933	0.899		TOP3	0.978	0.958	0.910	0.829
	TOP4	0.982	0.963	0.931	0.910		TOP4	0.977	0.948	0.901	0.828
	TOP5	0.967	0.924	0.881	0.860		TOP5	0.964	0.909	0.853	0.787
SIGN	TOP1	0.986	0.971	0.961	0.999	SIGN	TOP1	0.985	0.962	0.944	0.945
	TOP2	0.987	0.985	0.982	1.044		TOP2	0.989	0.994	0.990	1.026
	TOP3	0.999	1.024	1.060	1.267		TOP3	1.002	1.037	1.079	1.294
	TOP4	1.013	1.077	1.173	1.601		TOP4	1.022	1.098	1.200	1.637
	TOP5	1.027	1.133	1.312	2.095		TOP5	1.038	1.151	1.325	2.068
③ 第2期(2007年から2011年)						④ 第3期(2012年から2016年)					
		2	5	10	30			2	5	10	30
LM	TOP1	0.983	0.916	0.831	0.813	LM	TOP1	0.984	0.964	0.946	0.894
	TOP2	0.992	0.942	0.860	0.815		TOP2	0.976	0.951	0.933	0.870
	TOP3	1.020	0.995	0.921	0.878		TOP3	0.980	0.951	0.932	0.881
	TOP4	1.020	0.995	0.921	0.878		TOP4	0.994	0.973	0.957	0.916
	TOP5	0.982	0.923	0.838	0.776		TOP5	0.991	0.948	0.898	0.821
RANK	TOP1	0.981	0.934	0.875	0.848	RANK	TOP1	0.986	0.972	0.947	0.888
	TOP2	0.982	0.947	0.891	0.856		TOP2	0.977	0.959	0.930	0.849
	TOP3	0.995	0.984	0.953	0.944		TOP3	0.976	0.951	0.916	0.847
	TOP4	0.984	0.969	0.939	0.940		TOP4	0.985	0.964	0.934	0.877
	TOP5	0.950	0.907	0.864	0.860		TOP5	0.960	0.907	0.850	0.776
SIGN	TOP1	0.985	0.963	0.947	1.023	SIGN	TOP1	0.992	0.985	0.979	0.990
	TOP2	0.986	0.983	0.984	1.109		TOP2	0.987	0.983	0.980	1.002
	TOP3	1.003	1.039	1.090	1.352		TOP3	0.992	0.996	1.011	1.133
	TOP4	1.012	1.093	1.218	1.771		TOP4	1.003	1.032	1.082	1.335
	TOP5	1.031	1.182	1.430	2.486		TOP5	1.006	1.073	1.206	1.848

トヨタ・ホンダ・日産の3つの株式からなるポートフォリオが存在するとしよう。この3つの株式からなるポートフォリオの収益率は正の自己相関を持ち、一方で3つの個別銘柄の収益率の自己相関は負であるとする。ある日のトヨタの株価が前日比で大きく上昇し、一方でホンダと日産の株価は若干の下落で3つの株式からなるポートフォリオの収益率は前日比プラスであった。それぞれの株価収益率の自己相関は負であるため翌営業日にはトヨタは下落するが、前日のトヨタの株価につられてホンダや日産自動車は上昇し、かつトヨタの下落分以上、ホンダや日産の株価は上昇したため、3つの株式からなるポートフォリオの収益率はプラスとなった。このように個別株式は収益率が負の自己相関を示しているにもかかわらず、ポートフォリオの収益率の自己相関は正となる現象が存在する。そしてこの現象はトヨタが上昇し、ホンダや日産が下落していたとしたら、次の日のホンダや日産がトヨタの下落分以上に上昇するという規則性から生まれるものであるため、株式市場の予測可能性が存在することになる。この相互自己相関の動きによって Lo and MacKinlay (1990) は、いわゆる逆張り投資戦略やロングショート取引で利潤を上げることができるのは、銘柄間の相互自己相関の現象によって説明できると述べ、個別株相互の間の複雑な影響が株価指数の正の相関を生み出す重要な要因になっていることを示唆した。

4.2 株式ポートフォリオの相互自己相関

株式市場の効率性の反証となる一つの例に「株価のリードラグ効果」というものがある。錦・宮崎 (2010) によると、リードラグ効果とは市場に情報が発信された際、ある資産価格に他の資産価格が遅れて反応する現象であり、現実には個々の資産に応じて資産価格に情報を織り込むスピードが異なることに起因する現象である。つまりリードラグ効果は Fama (1970) が述べる「与えられた情報が瞬時に資産価格に織り込まれる」という効率的市場仮説の定義の反証となりえる現象である。このリードラグ効果を米国市場で検証を行ったのが Hou (2007) である。彼の論文では米国株式市場において、業種が異なる企業の株価リターンではリードラグ効果が確認できなかったが、同業種内では強く確認することができ、また、時価総額の大きい企業の株価が小さい企業の株価をリードする現象が見られることを示した。

上記の例のように、リードラグ効果とはトヨタが上昇したら時間をおいて同じ業種である日産やホンダが上昇するという現象のことを言う。これら3つの株価がお互いに相関を持ち、かつ上昇する時間のずれが存在したらどうなるであろうか。例えば自動車産業に有

利な情報が株式市場に発信されたとする。この時トヨタ、ホンダ、日産が同時に上昇したら投資家は利益を上げることは難しいが、仮にトヨタが上昇してその翌日にホンダや日産が高い確率で上昇するパターンが存在したとしたら、トヨタの株価を見ているだけで投資家は利益を上げることができるだろう。この株価のリードラグ効果を規模別ポートフォリオの収益率の相関関係を計算し、証明を行ったのが Lo and MacKinlay (1990) の論文である。

Lo and MacKinlay (1990) は、大型株ポートフォリオと小型株ポートフォリオのそれぞれの収益率の相関係数を算出し、過去の大型株ポートフォリオの収益率と現時点の小型株ポートフォリオの収益率は相関が高いことを示した。つまり、大型株ポートフォリオが上昇すると、その後、時間を置いて小型株ポートフォリオが上昇する可能性が高いことを示し、リードラグ効果の存在を実証した。日本の株式市場においては祝迫 (2003) や徳永・久保田 (2006)、祝迫 (2012) は Lo and MacKinlay (1990) と同様の規模別ポートフォリオのリードラグ効果が出ていることを示した。特に 1977 年から 2005 年までの 29 年間の週次の 5 分位の時価総額別株式ポートフォリオを用いて相互自己相関を検証した徳永・久保田 (2006) は、本章と同様に時価総額別に 5 つの株式ポートフォリオを作成し、1 週前の最も規模の大きい株式ポートフォリオの収益率と、当週の小型株式ポートフォリオの収益率には 30% 以上の相関があることを示した。一方で 1 週前の最も時価総額が小さいポートフォリオの収益率と、当週のそれ以外のポートフォリオの収益率の相関は 3% 未満であり、大型ポートフォリオリターンが小型ポートフォリオリターンに先行する度合いがより強いことを示した。過去の大型株ポートフォリオの収益率と現在の小型株ポートフォリオの収益率の相関が高ければ、例えば日経平均が上昇したら、その後にマザーズ市場やジャスダック市場の ETF を購入すれば利益を上げる可能性が高いということであり、予測可能性が存在するという意味でウィーク・フォームの効率的市場仮説に反することになる。

そこで本章でも、2002 年から 2016 年までの日次データを用いた規模別株式ポートフォリオ間の相互自己相関を、前節の分散比検定と同様にノンパラメトリック、パラメトリック双方の相関係数を用いて比較する。

4.3 ピアソンの相関係数とスピアマンの順位相関係数による相互自己相関の検定

一般的な相関係数と言われているものは、ピアソンの積率相関係数 (The Pearson product-moment correlation coefficient) を指す。しかしこのピアソンの相関係数は、偏差が

正規分布に従うことを前提としたパラメトリック検定である。そのため、頑健性の確認のため、分散比における検定と同様に、本章では偏差に特定の分布を仮定しないノンパラメトリックな相関係数であるスピアマンの順位相関係数（Spearman's rank correlation coefficient）も加えて規模別ポートフォリオの収益率の相関係数の計算を行った。

ピアソンの相関係数による結果が、図表 2-4 に、スピアマンの順位相関係数は図表 2-5 に表している。ここで、Lo and MacKinlay（1990）、祝迫（2003）、徳永・久保田（2006）と同様に、時価総額の小さいポートフォリオから大きいポートフォリオの順番に横軸が当日（ t 時点）のリターン、縦軸に 1 営業日前（ $t-1$ 時点）、及び 5 営業日前（ $t-5$ 時点）のリターンを表している。

図表 2-4、図表 2-5 から、最も時価総額の大きいポートフォリオ（TOP1）の前営業日のリターン（ $R_{1,t-1}$ ）と、翌営業日の最も時価総額の小さいポートフォリオ（TOP5）の当日のリターン（ $R_{5,t}$ ）では、全期間では、ピアソンでは 15.1%、スピアマンでは 15.7% の相関があり、また 3 番目に時価総額が大きいポートフォリオ（TOP3）の全営業日のリターン（ $R_{3,t-1}$ ）と、翌営業日の最も時価総額の小さいポートフォリオ（TOP5）の当日のリターン（ $R_{5,t}$ ）では、全期間では、ピアソンでは 18.2%、スピアマンでは 19.6% の相関があることが分かる。

しかし、逆に TOP5 の前営業日のリターン（ $R_{5,t-1}$ ）と、翌営業日の TOP1 の当日のリターン（ $R_{1,t}$ ）では、ピアソンでは -2.6%、スピアマンでは -1.3% であり、また TOP5 の前営業日のリターン（ $R_{5,t-1}$ ）と、翌営業日の TOP3 の当日のリターン（ $R_{3,t}$ ）では、ピアソンでは 8.0%、スピアマンでは 9.6% であった。このように徳永・久保田（2006）のように 3 割以上の相関は見られなかったが、1 営業日前のリターンと当日のリターンとの間には先行研究と同様に時価総額の高いポートフォリオのリターンは時価総額の低いポートフォリオのリターンに先行し、逆は存在しないことが示された。

しかし、5 営業日前との比較では、ほとんど相関が見られなくなっており、また期間を分割した検証では、例えば前営業日の TOP1 の収益率と当日の TOP5 の収益率の相関がピアソンの相関係数で 22.1%（スピアマンの相関係数では 22.2%）であったが、第 2 期ではピアソンで 15.7%（スピアマンでは 17.4%）、第 3 期ではピアソンで 10.9%（スピアマンでは 13.2%）のように、時代とともに大型株ポートフォリオと小型株ポートフォリオのリードラグ効果が弱まっていることが分かる。

図表 2-4 ピアソンの積率相関係数による相互自己相関行列

(R_{5t} は TOP5 の当日のリターン, R_{1t} は TOP1 の当日のリターン)

① 全期間 (2002 年から 2016 年まで)

$$\begin{array}{c}
 \begin{array}{ccccc}
 & R_{5t} & R_{4t} & R_{3t} & R_{2t} & R_{1t} \\
 R_{5t} & \left(\begin{array}{c} 1.000 \\ 0.938 \\ 0.898 \\ 0.833 \\ 0.778 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.938 \\ 0.960 \\ 0.968 \\ 0.914 \\ 0.849 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.898 \\ 1.000 \\ 0.968 \\ 1.000 \\ 0.910 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.833 \\ 0.914 \\ 0.968 \\ 1.000 \\ 0.941 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.778 \\ 0.849 \\ 0.910 \\ 0.941 \\ 1.000 \end{array} \right) \\
 R_{4t} & & & & & \\
 R_{3t} & & & & & \\
 R_{2t} & & & & & \\
 R_{1t} & & & & & \\
 \\
 & R_{5t} & R_{4t} & R_{3t} & R_{2t} & R_{1t} \\
 R_{5t-1} & \left(\begin{array}{c} 0.197 \\ 0.193 \\ 0.182 \\ 0.161 \\ 0.151 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.140 \\ 0.138 \\ 0.133 \\ 0.118 \\ 0.114 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.080 \\ 0.080 \\ 0.077 \\ 0.068 \\ 0.075 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.016 \\ 0.019 \\ 0.017 \\ 0.010 \\ 0.021 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} -0.026 \\ -0.025 \\ -0.022 \\ -0.027 \\ -0.012 \end{array} \right) \\
 R_{4t-1} & & & & & \\
 R_{3t-1} & & & & & \\
 R_{2t-1} & & & & & \\
 R_{1t-1} & & & & & \\
 \\
 & R_{5t} & R_{4t} & R_{3t} & R_{2t} & R_{1t} \\
 R_{5t-5} & \left(\begin{array}{c} 0.000 \\ 0.002 \\ 0.003 \\ 0.000 \\ 0.008 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} -0.004 \\ -0.007 \\ -0.008 \\ -0.012 \\ 0.000 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} -0.003 \\ -0.007 \\ -0.010 \\ -0.013 \\ -0.005 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} -0.008 \\ -0.016 \\ -0.022 \\ -0.029 \\ -0.022 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} -0.007 \\ -0.012 \\ -0.017 \\ -0.021 \\ -0.017 \end{array} \right) \\
 R_{4t-5} & & & & & \\
 R_{3t-5} & & & & & \\
 R_{2t-5} & & & & & \\
 R_{1t-5} & & & & &
 \end{array}
 \end{array}$$

② 第 1 期 (2002 年から 2006 年まで)

$$\begin{array}{c}
 \begin{array}{ccccc}
 & R_{5t} & R_{4t} & R_{3t} & R_{2t} & R_{1t} \\
 R_{5t} & \left(\begin{array}{c} 1.000 \\ 0.905 \\ 0.855 \\ 0.766 \\ 0.684 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.905 \\ 1.000 \\ 0.932 \\ 0.858 \\ 0.751 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.855 \\ 0.932 \\ 1.000 \\ 0.946 \\ 0.850 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.766 \\ 0.858 \\ 0.946 \\ 1.000 \\ 0.898 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.684 \\ 0.751 \\ 0.850 \\ 0.898 \\ 1.000 \end{array} \right) \\
 R_{4t} & & & & & \\
 R_{3t} & & & & & \\
 R_{2t} & & & & & \\
 R_{1t} & & & & & \\
 \\
 & R_{5t} & R_{4t} & R_{3t} & R_{2t} & R_{1t} \\
 R_{5t-1} & \left(\begin{array}{c} 0.233 \\ 0.246 \\ 0.245 \\ 0.233 \\ 0.221 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.196 \\ 0.204 \\ 0.211 \\ 0.209 \\ 0.207 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.134 \\ 0.135 \\ 0.150 \\ 0.151 \\ 0.168 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.056 \\ 0.055 \\ 0.071 \\ 0.071 \\ 0.100 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} -0.009 \\ -0.013 \\ 0.014 \\ 0.020 \\ 0.060 \end{array} \right) \\
 R_{4t-1} & & & & & \\
 R_{3t-1} & & & & & \\
 R_{2t-1} & & & & & \\
 R_{1t-1} & & & & & \\
 \\
 & R_{5t} & R_{4t} & R_{3t} & R_{2t} & R_{1t} \\
 R_{5t-5} & \left(\begin{array}{c} 0.046 \\ 0.056 \\ 0.060 \\ 0.051 \\ 0.056 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.040 \\ 0.046 \\ 0.045 \\ 0.031 \\ 0.048 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.030 \\ 0.042 \\ 0.040 \\ 0.032 \\ 0.046 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.004 \\ 0.013 \\ 0.010 \\ -0.003 \\ 0.009 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} -0.013 \\ 0.004 \\ 0.001 \\ -0.001 \\ 0.002 \end{array} \right) \\
 R_{4t-5} & & & & & \\
 R_{3t-5} & & & & & \\
 R_{2t-5} & & & & & \\
 R_{1t-5} & & & & &
 \end{array}
 \end{array}$$

③ 第 2 期 (2007 年から 2011 年まで)

$$\begin{array}{c}
 \begin{array}{ccccc}
 & R_{5t} & R_{4t} & R_{3t} & R_{2t} & R_{1t} \\
 R_{5t} & \left(\begin{array}{c} 1.000 \\ 0.945 \\ 0.897 \\ 0.837 \\ 0.793 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.945 \\ 1.000 \\ 0.966 \\ 0.921 \\ 0.865 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.897 \\ 0.966 \\ 1.000 \\ 0.970 \\ 0.912 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.837 \\ 0.921 \\ 0.970 \\ 1.000 \\ 0.945 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.793 \\ 0.865 \\ 0.912 \\ 0.945 \\ 1.000 \end{array} \right) \\
 R_{4t} & & & & & \\
 R_{3t} & & & & & \\
 R_{2t} & & & & & \\
 R_{1t} & & & & & \\
 \\
 & R_{5t} & R_{4t} & R_{3t} & R_{2t} & R_{1t} \\
 R_{5t-1} & \left(\begin{array}{c} 0.236 \\ 0.224 \\ 0.217 \\ 0.169 \\ 0.157 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.145 \\ 0.142 \\ 0.147 \\ 0.110 \\ 0.105 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.078 \\ 0.076 \\ 0.080 \\ 0.044 \\ 0.052 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.023 \\ 0.027 \\ 0.032 \\ -0.002 \\ 0.012 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} -0.013 \\ -0.015 \\ -0.007 \\ -0.040 \\ -0.022 \end{array} \right) \\
 R_{4t-1} & & & & & \\
 R_{3t-1} & & & & & \\
 R_{2t-1} & & & & & \\
 R_{1t-1} & & & & & \\
 \\
 & R_{5t} & R_{4t} & R_{3t} & R_{2t} & R_{1t} \\
 R_{5t-5} & \left(\begin{array}{c} -0.049 \\ -0.054 \\ -0.046 \\ -0.053 \\ -0.037 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} -0.061 \\ -0.071 \\ -0.067 \\ -0.074 \\ -0.057 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} -0.047 \\ -0.061 \\ -0.061 \\ -0.075 \\ -0.060 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} -0.038 \\ -0.054 \\ -0.058 \\ -0.077 \\ -0.065 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} -0.034 \\ -0.047 \\ -0.048 \\ -0.067 \\ -0.055 \end{array} \right) \\
 R_{4t-5} & & & & & \\
 R_{3t-5} & & & & & \\
 R_{2t-5} & & & & & \\
 R_{1t-5} & & & & &
 \end{array}
 \end{array}$$

④ 第 3 期 (2012 年から 2016 年まで)

$$\begin{array}{c}
 \begin{array}{ccccc}
 & R_{5t} & R_{4t} & R_{3t} & R_{2t} & R_{1t} \\
 R_{5t} & \left(\begin{array}{c} 1.000 \\ 0.926 \\ 0.885 \\ 0.829 \\ 0.765 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.926 \\ 1.000 \\ 0.968 \\ 0.932 \\ 0.877 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.885 \\ 0.968 \\ 1.000 \\ 0.968 \\ 0.916 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.829 \\ 0.932 \\ 0.968 \\ 1.000 \\ 0.954 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.765 \\ 0.877 \\ 0.916 \\ 0.954 \\ 1.000 \end{array} \right) \\
 R_{4t} & & & & & \\
 R_{3t} & & & & & \\
 R_{2t} & & & & & \\
 R_{1t} & & & & & \\
 \\
 & R_{5t} & R_{4t} & R_{3t} & R_{2t} & R_{1t} \\
 R_{5t-1} & \left(\begin{array}{c} 0.146 \\ 0.140 \\ 0.138 \\ 0.124 \\ 0.109 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.067 \\ 0.070 \\ 0.068 \\ 0.064 \\ 0.062 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.015 \\ 0.021 \\ 0.022 \\ 0.025 \\ 0.032 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} -0.028 \\ -0.022 \\ -0.021 \\ -0.018 \\ -0.009 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} -0.064 \\ -0.058 \\ -0.058 \\ -0.053 \\ -0.044 \end{array} \right) \\
 R_{4t-1} & & & & & \\
 R_{3t-1} & & & & & \\
 R_{2t-1} & & & & & \\
 R_{1t-1} & & & & & \\
 \\
 & R_{5t} & R_{4t} & R_{3t} & R_{2t} & R_{1t} \\
 R_{5t-5} & \left(\begin{array}{c} 0.004 \\ 0.028 \\ 0.040 \\ 0.041 \\ 0.044 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.002 \\ 0.020 \\ 0.030 \\ 0.026 \\ 0.031 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.006 \\ 0.022 \\ 0.034 \\ 0.030 \\ 0.033 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.007 \\ 0.016 \\ 0.029 \\ 0.022 \\ 0.027 \end{array} \right. & \left(\begin{array}{c} 0.012 \\ 0.019 \\ 0.030 \\ 0.024 \\ 0.024 \end{array} \right) \\
 R_{4t-5} & & & & & \\
 R_{3t-5} & & & & & \\
 R_{2t-5} & & & & & \\
 R_{1t-5} & & & & &
 \end{array}
 \end{array}$$

図表 2-5 スピアマンの順位相関係数による相互自己相関行列

(R_{5t} は TOP5 の当日のリターン, R_1 は TOP1 の当日のリターン)

① 全期間 (2002 年から 2016 年まで)

	R_{5t}	R_{4t}	R_{3t}	R_{2t}	R_{1t}
R_{5t}	1.000	0.938	0.898	0.833	0.778
R_{4t}	0.938	1.000	0.960	0.914	0.849
R_{3t}	0.898	0.960	1.000	0.968	0.910
R_{2t}	0.833	0.914	0.968	1.000	0.941
R_{1t}	0.778	0.849	0.910	0.941	1.000
	R_{5t}	R_{4t}	R_{3t}	R_{2t}	R_{1t}
R_{5t-1}	0.197	0.140	0.080	0.016	-0.026
R_{4t-1}	0.193	0.138	0.080	0.019	-0.025
R_{3t-1}	0.182	0.133	0.077	0.017	-0.022
R_{2t-1}	0.161	0.118	0.068	0.010	-0.027
R_{1t-1}	0.151	0.114	0.075	0.021	-0.012
	R_{5t}	R_{4t}	R_{3t}	R_{2t}	R_{1t}
R_{5t-5}	0.000	-0.004	-0.003	-0.008	-0.007
R_{4t-5}	0.002	-0.007	-0.007	-0.016	-0.012
R_{3t-5}	0.003	-0.008	-0.010	-0.022	-0.017
R_{2t-5}	0.000	-0.012	-0.013	-0.029	-0.021
R_{1t-5}	0.008	0.000	-0.005	-0.022	-0.017

② 第 1 期 (2002 年から 2006 年まで)

	R_{5t}	R_{4t}	R_{3t}	R_{2t}	R_{1t}
R_{5t}	1.000	0.905	0.855	0.766	0.684
R_{4t}	0.905	1.000	0.932	0.858	0.751
R_{3t}	0.855	0.932	1.000	0.946	0.850
R_{2t}	0.766	0.858	0.946	1.000	0.898
R_{1t}	0.684	0.751	0.850	0.898	1.000
	R_{5t}	R_{4t}	R_{3t}	R_{2t}	R_{1t}
R_{5t-1}	0.233	0.196	0.134	0.056	-0.009
R_{4t-1}	0.246	0.204	0.135	0.055	-0.013
R_{3t-1}	0.245	0.211	0.150	0.071	0.014
R_{2t-1}	0.233	0.209	0.151	0.071	0.020
R_{1t-1}	0.221	0.207	0.168	0.100	0.060
	R_{5t}	R_{4t}	R_{3t}	R_{2t}	R_{1t}
R_{5t-5}	0.046	0.040	0.030	0.004	-0.013
R_{4t-5}	0.056	0.046	0.042	0.013	0.004
R_{3t-5}	0.060	0.045	0.040	0.010	0.001
R_{2t-5}	0.051	0.031	0.032	-0.003	-0.001
R_{1t-5}	0.056	0.048	0.046	0.009	0.002

③ 第 2 期 (2007 年から 2011 年まで)

	R_{5t}	R_{4t}	R_{3t}	R_{2t}	R_{1t}
R_{5t}	1.000	0.898	0.860	0.796	0.745
R_{4t}	0.898	1.000	0.940	0.890	0.823
R_{3t}	0.860	0.940	1.000	0.954	0.890
R_{2t}	0.796	0.890	0.954	1.000	0.925
R_{1t}	0.745	0.823	0.890	0.925	1.000
	R_{5t}	R_{4t}	R_{3t}	R_{2t}	R_{1t}
R_{5t-1}	0.220	0.159	0.096	0.024	-0.013
R_{4t-1}	0.216	0.159	0.093	0.025	-0.015
R_{3t-1}	0.196	0.144	0.082	0.020	-0.014
R_{2t-1}	0.172	0.125	0.071	0.012	-0.023
R_{1t-1}	0.166	0.130	0.086	0.029	-0.004
	R_{5t}	R_{4t}	R_{3t}	R_{2t}	R_{1t}
R_{5t-5}	-0.001	-0.008	-0.011	-0.021	-0.022
R_{4t-5}	-0.002	-0.014	-0.017	-0.029	-0.026
R_{3t-5}	-0.003	-0.017	-0.019	-0.032	-0.028
R_{2t-5}	-0.004	-0.019	-0.017	-0.031	-0.025
R_{1t-5}	0.002	-0.009	-0.006	-0.019	-0.018

④ 第 3 期 (2012 年から 2016 年まで)

	R_{5t}	R_{4t}	R_{3t}	R_{2t}	R_{1t}
R_{5t}	1.000	0.856	0.808	0.733	0.667
R_{4t}	0.856	1.000	0.907	0.837	0.745
R_{3t}	0.808	0.907	1.000	0.934	0.845
R_{2t}	0.733	0.837	0.934	1.000	0.892
R_{1t}	0.667	0.745	0.845	0.892	1.000
	R_{5t}	R_{4t}	R_{3t}	R_{2t}	R_{1t}
R_{5t-1}	0.289	0.250	0.178	0.088	0.023
R_{4t-1}	0.298	0.256	0.172	0.082	0.013
R_{3t-1}	0.278	0.246	0.171	0.089	0.037
R_{2t-1}	0.253	0.229	0.157	0.075	0.030
R_{1t-1}	0.222	0.217	0.164	0.088	0.047
	R_{5t}	R_{4t}	R_{3t}	R_{2t}	R_{1t}
R_{5t-5}	0.023	0.013	0.005	-0.023	-0.023
R_{4t-5}	0.024	0.015	0.010	-0.019	-0.014
R_{3t-5}	0.031	0.017	0.018	-0.012	-0.009
R_{2t-5}	0.033	0.017	0.026	-0.007	0.004
R_{1t-5}	0.041	0.035	0.045	0.011	0.015

また、先行研究では比較的長い期間でも収益率の相関が見られたが、本章の分析では規模別ポートフォリオの相関が見られるのは翌営業日のみであり、この結果は、分散比検定と同様に時代が経つにつれて日本の株式市場は効率的になっており、大型株が上昇したから小型株を購入しても利益を出せるリードラグ効果や相互自己相関の構造が薄れていく、すなわち予測可能性が弱まっていることを示している。

第5節 考察

分散比検定、及び規模別ポートフォリオ相互自己相関の検定を行った本章の分析の結果示唆されることは、日本の株式市場も時代を経るごとに効率的になり、予測可能性が減じていることである。このことは、伊藤・杉山（2006）が述べるように株式市場の効率性にも事変構造が存在していることを表している。

なぜ株式市場が時代とともに効率的になっていくのか、一番の理由としては情報の伝達スピード、つまり情報が株価に織り込まれるスピードが速くなっていることが挙げられよう。Fama（1970）はあらゆる情報は瞬時に株価に織り込まれるため、過去の株価情報を用いて将来の株価を予想することは不可能であると述べているが、日本の株式市場において、祝迫（2003）が分析対象とした期間（1968年1月第1週から2001年8月第2週まで）や徳永・久保田（2006）が対象とした期間（1977年2月から2005年10月）は投資家が株価情報をリアルタイムで参照するには証券会社の店舗に出向くか証券会社に電話して聞くことしかできない時代が過半を占める³¹。さらに裁定取引を行う上で欠かせない先物売り、もしくは信用売りを行うことができる投資家が限られている時代であった。そのため一部の、情報を早く知ることができかつ資金力のある投資家のみが株式市場に存在する規則性を発見して利益を上げることが可能な時代であった。そのため、1990年代までは投資家が見逃し、利益を上げることができない株式市場の規則性がまだ多く残存し、すべての株価が情報を完全に織り込むのに時間がかかった時代であったと考えられる。しかし2000年代以降、ネット取引が台頭し、機関投資家だけではなく個人投資家も株価情報をリアルタイムで、かつほぼ無料で知ることができるようになり、さらに2010年からは東京証券取引所でアローヘッドが稼働してコンピュータの自動売買が主流になり高い確率で利益を上げることのできる機会が減じていった。

³¹ 個人投資家が利用可能なインターネット取引は1998年5月に松井証券によって始められた。

例えば 1990 年代に、自動車業界に有利な情報が発生すると、まずトヨタの株価が上昇し、その後時間差でホンダの株価が上昇するという規則性を発見した投資家 A は、トヨタが上昇する営業日の引け値でホンダを購入し、翌日ホンダを引け値で売却することで継続的な利益を出していた。しかしネット取引の台頭で株価情報が広く公開されるようになり、2000 年代以降投資家 A と同じくトヨタ、ホンダの規則性を発見した個人投資家 B が、投資家 A より先回り取引を行い、ホンダをトヨタが上昇した営業日の後場寄りで購入し、翌日の前場の引け値で売却して利益を得るようになる。その後様々な投資家がトヨタの株価が上昇したらホンダの株価も上昇するという規則性を基にした取引の時間差を縮めていき、アローヘッド稼働後に現れたコンピュータ投資家 C は、トヨタが上昇した 1 秒後にホンダを購入し、購入後 1 秒後に売却するようになり、ほんのわずかな利益しか得られなくなってしまう。そして最終的にトヨタとホンダの株価がほぼ同時に上昇するようになって利益を得ることができる規則性は失われていくようになる。このように様々な投資家が参加することで、利益を得られる機会が減じていくことが日本の株式市場で時代とともに進展し、予測可能性が減じていったことが、2000 年代以降、日本の株式市場が時代を経るごとに効率的になっていった理由の一つとして考えられる。

第 6 節 結論

本章では、2002 年から 2016 年までの約 15 年間の時価総額別の 5 分位ポートフォリオの日次収益率、及び個別株式の日次収益率を使用し、日本の株式市場におけるウィーク・フォームの市場の効率性に関する検証を時価総額に比例した 5 分位ポートフォリオの分散比検定、及び相互自己相関を、パラメトリック、ノンパラメトリック双方の手法を用いて検定を行った。

実証分析の結果は以下の通りであった。第 1 に、分散比検定では大型株ポートフォリオの収益率には統計的に有意な自己相関は見受けられない一方、中型株ポートフォリオや小型株ポートフォリオでは収益率に統計的に有意な正の自己相関が見られ、ランダム・ウォーク仮説は棄却されることが示された。しかし分析期間を 3 期に分けてそれぞれ第 1 期（2002 年 1 月 4 日から 2006 年 12 月 30 日）、第 2 期（2007 年 1 月 4 日から 2011 年 12 月 30 日）、第 3 期（2012 年 1 月 4 日から 2016 年 12 月 30 日）に分けて分析を行ったところ、中型株ポートフォリオもランダム・ウォーク仮説が棄却されることはなく、小型株ポート

フォリオのみに収益率の自己相関現象が残っており，日本の株式市場も時代を経るごとに効率的になってきたことが示された。

第 2 に，規模別株式ポートフォリオと同様の分析から，個別株式における収益率の自己相関を分散比検定により検証したところ，過去の自分自身の変動に負に依存していることが示され，Lo and MacKinlay (1988) による米国の研究，祝迫 (2003)，徳永・久保田 (2006) の日本の株式市場における研究と同様に株式ポートフォリオに収益率には正の自己相関が，個別銘柄の収益率では負の自己相関が現れる，相反する結果となった。第 3 に，上記の相反する結果の原因を探るために，時価総額別に 5 分割された株式ポートフォリオの収益率を用い，ポートフォリオの収益率の間のクロス自己相関をピアソンのパラメトリック相関係数，スピアマンのノンパラメトリック順位相関係数を用いて計測した。結果，1 次のラグでは正のクロス自己相関を観察するとともに，相対的に大型であるポートフォリオのリターン変動が相対的に小型であるポートフォリオのリターン変動により強く先行するというリードラグ効果が先行研究と同様に得られた。このことは日本の株式市場にも予測可能性がいまだに残っていることを示唆するものである。しかし，時代が経つにつれてポートフォリオの自己相関やリードラグ効果が薄れてきており，株式市場がランダム・ウォークに近づき，予測可能性が減じていることも本章の分析で示唆された。この理由としては，情報が株価に織り込まれるスピードが時代を経るごとに早くなり，情報を得るための費用も格段に下がっていることが原因であろう。そして今後は人工知能の進化や売買スピードのさらなる進化によって，大型株，小型株を問わず情報が株価に織り込まれるスピードが速くなってますます予測可能性が低くなり，日本の株式市場がランダム・ウォークに近づくことになることも考えられる。

第3章

テクニカル分析に基づくペアトレードの有効性と 日本の株式市場の効率性³²

第1節 はじめに

株価の過去の変動を分析して利益を求める戦略にペアトレード (Pairs Trading) というものがある。この戦略の原理は以下のように説明される。まず、価格が同じように動く傾向を持つ株式ペアを探す。次に、一方の株式が他方の株式に比べて割安 (割高) になったタイミングを捉えて、割高銘柄を売り、同時に割安銘柄を買う。最後に、この割安・割高の関係が修正された時点でポジションを解消すれば、収益が得られる。この取引戦略は、対象としたペアに何らかの理由で生じた割安・割高関係が、その後確実に解消されるであろう、という想定に依拠している。

ペアトレードの始まりは、1980年代半ばに、モルガン・スタンレーのいわゆるクオンツ (Quants) であったナンチーオ・タルターリア (Nunzio Tartaglia) が数学者、物理学者、コンピューター・サイエンスの専門家を集めて統計的手法を使用し、開発したことであると言われている。彼のヘッジファンドは1987年だけで50億ドルを稼ぐほどの成功を収めた³³。彼らの手法が株価指数のトレンドによらず成功したことからペアトレードは「マーケット・ニュートラル戦略」とも言われるようになり、ウォール街に広まった。

ペアトレードには多くのバリエーションが存在するが、主要なものとして3つの種類がDo et al. (2006) により示されている。1つ目は、Gatev et al. (2006) が示した距離方式 (Distance Method) と呼ばれるものである (以降、著者3人の頭文字を取ってGGRペアトレードとする)。この戦略は一物一価の法則 (Law of One Price) に従い、同じキャッシュフローを生み出す企業の株価は等しいと仮定してペアトレード戦略を立てるものである。

³² 本章は、行動経済学会の学術誌である『行動経済学』に投稿して採択された論文を博士論文用に図表番号等を改編したものである。改編前の原本は、佐藤賀一 (2017) 「テクニカル分析に基づくペアトレードの有効性と日本の株式市場の効率性」『行動経済学』第10巻, pp.22-49を参照。

³³ Vidyamurthy (2004), Gatev et al. (2006) を参照。

まず、類似したキャッシュフローを生み出す2つの企業を探す。そして、これら2銘柄の株価における対数累積収益率の差を計算し、その差が過去の変動の2標準偏差離れた時点でペアを組む。最後に、対数累積収益率の差がゼロに戻った時点でポジションを解消する。このGGRペアトレードはKrauss (2017) が述べるように様々な学術論文において広く有効性が報告されている。

もう1つはVidyamurthy (2004) やTsay (2010) が示した共和分方式 (Cointegration Method) である。これはEngle and Granger (1987) が提唱した共和分概念を応用したもので、対数株価が共和分関係にある2つの銘柄の株価の差が平均的な水準から一定の標準偏差分離れたときにペアを組む方法である。共和分関係であるならば将来的に2つの株価の差は平均的な水準に戻るという点に着目した戦略である。

最後はElliott et al. (2005) が示した平均回帰過程のモデルを用いてペアを組む確率的スプレッド方式 (Stochastic Spread Method, 以降、頭文字を取りSSMペアトレードとする) と呼ばれるペアトレード戦略である。この戦略はVasicekモデル³⁴、すなわち平均回帰過程であるオルンシュタイン・ウーレンベック過程 (Ornstein-Uhlenbeck Process) を利用する。ある2銘柄の株価の差にVasicekモデルをあてはめ、当てはまりが良い2銘柄を抽出してペアを組むものである。Vasicekモデルによれば、ペアの差は、一時的に大きくなったとしても、その後平均に戻ろうとする傾向があることになる。

Elliott et al. (2005) は戦略を示すのみで具体例を出して実証していないが、Do et al. (2006) はアメリカ・イギリス・オーストラリアの株式6銘柄3ペアを対象に、またBaronyan et al. (2010) はダウ工業株30種平均を構成する株式を対象にSSMペアトレードの有効性を示した。そこで本章でもTOPIX Core30指数を構成する銘柄を対象に、Elliott et al. (2005) が示したSSMペアトレードの有効性を検証する。オルンシュタイン・ウーレンベック過程は定常であることが知られているが、実証分析を行う際には被説明変数が定常であることが求められる。しかし実際の株価の差は定常でない場合が多いので、株価の差を被説明変数としてVasicekモデルを用いて時系列分析を行う際に当てはまりが悪いことが多くなり分析手法としては適切でない。そのためSSMペアトレードの先行研究では被説明変数が学術論文ごとに異なり、統一した分析方法は確立されていない。このことは、Gatev et al. (2006) と同様の分析手法を用いて多くの学術論文が検証しているGGRペアトレードと対照的である。

³⁴ Vasicekモデルの詳細についてはVasicek (1977) を参照。

例えば Do et al. (2006) では 2 銘柄のリターンの差から S&P 500 などのマーケットリターンを差し引いた超過リターンの累積値を被説明変数に用いることで定常性を確保して実証分析を行って有効性を示しているが³⁵, 6 銘柄 3 ペアしか検証を行っておらず, 多くのペアに有効な手法かは明らかではない. Baronyan et al. (2010) はダウ工業株 30 種平均のすべての銘柄でペアトレードを検証しているが, 2 銘柄の株価比率を用いているため定常となるペアは総ペア数の約 15% しかなかった³⁶. さらに, 上記の 2 つの論文は取引コストを考慮しておらず, 実務の点からも市場の効率性への検証という点でも有効性に疑問が残る.

こうした既存研究の 2 つの問題点に関して, 本章では以下の対策を講じた. まず, ペア数の少なさに対処するため, 高橋 (2004) を参考にテクニカル指標の 1 つである 25 日移動平均乖離率の差を用いてペアの選定を行った³⁷. この結果, 総ペア数の 60% 以上のペアの定常性を確保した³⁸. さらに, 本章ではペアトレードに伴う取引コストも考慮した.

さらに本章では, Do et al. (2006) らとは異なり, 連続時間を用いた Vasicek モデルではなく, 離散時間を用いた AR(1)モデル (Autoregressive Model of Order 1) を使用して, ペアトレードの対象となる 2 銘柄の組み合わせを抽出する方法をとる. 丸茂ら (2003) が述べるように金利や株価などの資産価格変動過程は離散時間下で記述されることが多く, Vasicek モデルは連続時間で記述される点で問題がある. この問題を解決するためには, 離散化を行う必要があるが, AR(1)モデルを最初から用いることで上記の問題からは解放される.

本章の目的は, 大きく 2 つある. 1 つは, 本章で提案する SSM ペアトレード (以降, 既存の SSM ペアトレードと区別するために, テクニカル分析に基づく SSM ペアトレード, すなわち TA-SSM ペアトレードとおく) が GGR ペアトレードと比較して優位性があるか

³⁵ $SPREAD_t^{i,j} = r_t^i - r_t^j - (\beta_t^i - \beta_t^j) \times r_t^m$ と計算する. ここで r_t^i は銘柄 i の t 時点におけるリターン, r_t^j は銘柄 j の t 時点におけるリターン, β_t^i と β_t^j は銘柄 i, j の t 時点におけるリスクファクター, r_t^m は t 時点におけるマーケットリターンである. この $SPREAD_t^{i,j}$ を累積したものをを用いて Do et al. (2006) はペアトレードを行っている.

³⁶ $RATIO_t^{i,j} = P_t^i / P_t^j$ と計算する. ここで P_t^i は銘柄 i の t 時点における株価, P_t^j は銘柄 j の t 時点における株価である. なお, Elliott et al. (2005) の示す 2 銘柄の価格差は $S_t^{i,j} = P_t^i - P_t^j$ である.

³⁷ 高橋 (2004) では, 価格変動のトレンドの影響を排除するため移動平均乖離率を被説明変数として回帰分析を行っている.

³⁸ 移動平均乖離率とは, 株価の終値と過去の移動平均線の平均値が離れている度合いを表す指標である. 移動平均線と株価の乖離が大きくなると, 株価は乖離を小さくする方向に動く傾向にあることに着目したテクニカル指標である.

を確認することである。もう1つは、株式市場の効率性に反例を示すことである。本章で提案する TA-SSM ペアトレードは、テクニカル分析、すなわち過去の株価変動の分析に依拠しているため、これが市場のインデックスを上回る収益を安定的に上げられることが示せれば、それは過去の株価の変動を基にインデックス運用以上の利益を得ることはできないという Fama (1976) が唱えたウィーク・フォームの市場の効率性に対する反例といえる。

実証分析の概要は以下のとおりである。分析期間は 2002 年 1 月 4 日から 2016 年 6 月 30 日までの 14 年半とし、6 か月ごとにペアトレードで得られたリターンを算出する。この期間において、本章で提案する TA-SSM ペアトレード、GGR ペアトレード、配当込 TOPIX Core30 指数 の 3 者のパフォーマンスを比較する³⁹。ペアトレードに関しては取引コストを考慮に入れた。

上記分析の結果、TA-SSM ペアトレードのリターンは GGR ペアトレード、及び配当込 TOPIX Core30 指数のリターンと比較して、総じて約 1.5 倍以上の累積収益率を実現した。分析期間内のパフォーマンスを詳しく見ると、TA-SSM ペアトレードには次のような特徴が見られた。2005 年後期及び 2012 年以降の株価指数が急上昇する局面では TA-SSM ペアトレードによるリターンは配当込 TOPIX Core30 指数のリターンを下回った。その一方で、2002 年の世界同時株安、2008 年のリーマン・ショックを契機とする世界金融危機の時期は配当込 TOPIX Core30 指数だけではなく、GGR ペアトレードと比較しても大きなプラスのリターンを出した。しかしながら 2010 年以降は TA-SSM ペアトレードは収益を生みにくくなっている。この背景としては、次のことが考えられる。すなわち、2010 年、東京証券取引所にアローヘッドが導入されたが、その影響で高頻度取引 (High Frequency Trading, 以降 HFT) が盛んになった。このため、2010 年以降日本の株式市場がより効率的になり、テクニカル分析による手法で超過収益を得られなくなっている可能性がある⁴⁰。

これらの実証結果は、空売り規制や取引コスト等を考慮して得られた結果であることか

³⁹ 東証株価指数 (TOPIX) と言われる株価指数は配当による収益の再投資を考慮していない指数であり、一方配当込指数は配当収益を考慮した指数である。

⁴⁰ アローヘッドとは、東京証券取引所が 2010 年 1 月 4 日より新たに稼働した売買システムで、それまで 3 秒ほどかかっていた注文約定処理を平均 2 ミリ秒 (1,000 分の 2 秒)、さらに 2012 年には 1 ミリ秒に処理速度が上昇した。このシステムにより海外の高速取引業者が東証に参入し、価格の歪みを即時に訂正する価格発見機能が増し、市場の効率性が高まったとされている。

ら、実務に沿う形でも本章で提案する TA-SSM ペアトレードは、特に 2010 年以前は戦略的に優れた成績をあげていたことが示された。また、この結果は過去の株価の変動を基にインデックス運用以上の利益を得ることはできないという Fama (1976) が唱えたウィーク・フォームの市場の効率性への反例と言える。

本章の構成は次の通りである。第 2 節では、なぜペアトレードによって利益が生まれるのかを説明する。第 3 節では、効率的市場仮説におけるペアトレードとテクニカル分析の定義を概説し、第 4 節では SSM ペアトレードモデルの説明と、本章で提案する 25 日移動平均乖離率を用いた TA-SSM ペアトレードの推定方法について述べる。第 5 節では、ペアトレードの売買方法および売買手順について述べる。第 6 節では、ペアトレードに用いるデータおよび実証分析の結果についてまとめている。第 7 節は結論と今後の課題である。

第 2 節 ペアトレードの利益の源泉

2.1 合理的なトレーダーとノイズトレーダーの存在

ペアトレードはマーケット・ニュートラル戦略である。すなわち、ペアトレードは、株式市場全体の変動によるリスクをなるべく排除し、売買する銘柄固有のリスクだけを考慮して運用するものである。その収益の源泉は、ペアを組む 2 銘柄の一方が買われすぎ、もしくは売られすぎの時にポジションを組む裁定である。

ただし、本章で扱うペアは、Froot and Dabora (1999) が示すロイヤルダッチとシェルのような双子証券（ツイン証券）と呼ばれるペアのように、ファンダメンタル価格の比率が理論的に求められる完全な代替商品ではない。ロイヤルダッチとシェルの合併比率は 6 対 4 であったため、ロイヤルダッチの株価は理論的にはシェルの 1.5 倍となる。仮に両者の間にその価格比からの乖離が見られた場合はファンダメンタル価格からの明らかな逸脱であり、いずれその乖離は収束する。従ってこの双子証券の場合では割高な銘柄を売って、割安な銘柄を買うことでほぼ確実に収益が得られる。ところが本章で扱うペアは双子証券ではない。従って 2 銘柄の一方が買われすぎたり売られすぎたりする理由がファンダメンタル価格の変化に伴っての変化であれば元の価格比に戻ることはないためにペアトレードでは収益は生まれないという問題がある。実際、加藤 (2003) は以下のように述べている。

松下電器（現パナソニック）の株式はソニーの株式の完全な代替商品ではありえな

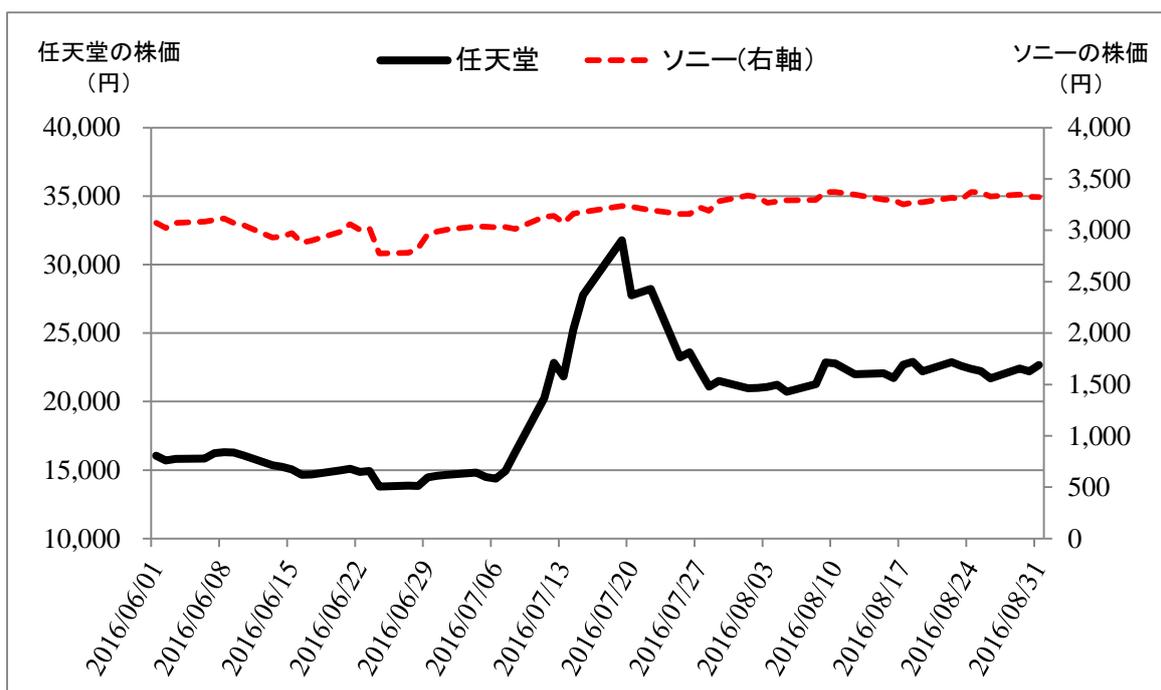
く、仮にソニーの株価が割安だったとして、ソニーを購入し、松下電器を空売りする裁定取引を行った直後、松下電器の業績に関して良い情報が市場に流れて株価は急上昇したとする。このような場合ソニーの株価が同じように急上昇するわけではない。そのため空売りした松下電器の株式の損失を埋め合わせることは不可能となってしまう（加藤（2003））。

確かに加藤（2003）が指摘するように松下電器の株価がファンダメンタル価格に従って急上昇したならば松下電器とソニーの価格比は元には戻らずに裁定取引は失敗に終わるのであろう。しかし、株式市場には株価に関する私的情報を有し、その株価のファンダメンタル価格を知っている「合理的なトレーダー」だけではなく、その価値を知らずに売買している「ノイズトレーダー」と呼ばれる投資家も存在する。彼らノイズトレーダーは自分の判断について過剰な自信を持つこと（自信過剰）があり、前述の加藤（2003）でも株価は自信過剰な投資家の行動に影響されて、ファンダメンタル価格を反映しないことが多いと指摘している。つまり企業の業績に関する良い情報がファンダメンタル価格を知らないノイズトレーダーによって過大に解釈され、その企業の株価がファンダメンタル価格よりも大きく買われる状況が存在するということである。裁定取引業者はこのようなノイズトレーダーの誤認を活用することで収益を得ると Shleifer（2000）が述べているように、ペアトレードも自信過剰な投資家による株価の過剰反応が後に修正されてファンダメンタル価格へと戻ることを前提に取引を行うことを目的としている。つまりペアにおける片方の銘柄がファンダメンタル価格以上に上昇しているときに空売りし、同時に他の似たように動く銘柄を買い、空売りした銘柄がファンダメンタル価格に収束することでペアトレードは利益を生むことが可能となる。

ノイズトレーダーの存在による影響と考えられる事例を1つ見てみよう。図表3-1は、任天堂とソニーの2016年6月1日から8月31日までの株価推移である。2016年7月中旬旬、世界的な「ポケモン GO」のヒットにより任天堂は大幅増益になるとの思惑から、7月7日に14,935円であった任天堂の株価は、7月19日に31,770円になり、わずか2週間足らずで倍以上となる株価上昇を見せた。しかし7月22日、任天堂は「ポケモン GO」の連結業績に与える影響は限定的とのニュースリリースを出し、また大株主であったアメリカの運用会社も発行済み株式総数の0.72%、102.4万株を売却するなどの影響から過剰反応は修正され、その後の任天堂の株価は22,000円程度で推移する。

仮に「ポケモン GO」が発売された後の任天堂のファンダメンタル価格が 22,000 円程度であるならば、この価格以上での推移はノイズトレーダーによる自信過剰な判断がもたらしたことが原因の 1 つと考えられよう。しかし合理的な投資家である運用会社が今の株価はファンダメンタル価格を反映していないと判断して保有する任天堂株を売却するなどの理由から株価はファンダメンタル価格に修正されている。

図表 3-1 任天堂とソニー（右軸）の株価推移
（2016 年 6 月 1 日から 2016 年 8 月 31 日）



（出所）株式会社 QUICK 「ACTIVE MANAGER」

一方で任天堂と同じくゲーム機メーカーでもあるソニーの株価は緩やかな上昇傾向ではあるものの、任天堂のような急激な変化は起こっていない。任天堂が急上昇した時にファンダメンタル価格以上で同社の株価を空売りし、ソニーを購入すればペアトレードで収益は得られる。つまりペアトレードはノイズトレーダーの誤認によってもたらされた歪み、つまりファンダメンタル価格からの乖離現象をうまく捉えることで収益を得ることができるのである。

2.2 乖離修正のスピード及び GGR ペアトレードと SSM ペアトレードの違い

ここで問題となるのは、上記のように 2 週間程度で乖離が修正された任天堂の例とは異

なり、ノイズトレーダーによるファンダメンタル価格からの乖離は長期間に及ぶ場合があることである。例として挙げられる代表的なものは 1980 年代後半にかけて株式市場において発生した日本のバブルである。バブルとは、白塚（2001）によれば、資産価格がファンダメンタル価格から大きく乖離した状態が続くことをいうが、株式市場において合理的なトレーダー以上にノイズトレーダーの割合が多ければ、ミスプライスが長期間継続することもある。前述の Froot and Dabora（1999）が示した双子証券のような完全に代替可能な証券でも理論的な価格比に収束するのに長期間かかったこともあった。Shleifer（2000）によると理論的な価格比からの乖離が 1980 年に 30%にまで広がったロイヤルダッチとシエルの株価が理論値に収束するのに 4 年もの歳月がかかったと述べている。このような例から、2 銘柄の価格比の収束スピードが遅いとペアトレードは失敗に終わる可能性がある。

そこで重要なのが乖離収束のスピードとなる。第 1 節で述べた GGR ペアトレードは、2 銘柄の時系列の価格差の変動が小さいペアを探してトレードを行うものであるのに対し、SSM ペアトレードは、2 銘柄の価格差が平均から一時的に離れていても平均に収束するスピードの速いペアを抽出してトレードを行うものである。両者とも 2 銘柄の価格差が広がっていてもいずれは元の価格差に戻ることを前提にしているトレードであるが、その違いは、元の価格差に戻るスピードを考慮しているかないかによる。実際、乖離縮小のスピードを考慮しなければ、運用期間内に乖離が収束せずにペアトレードで利益が得られない可能性がある。従って同じような動きをすると同時に、乖離が収束するスピードが速い傾向にある 2 銘柄を抽出する SSM ペアトレードの方が、スピードを考慮しない GGR ペアトレードよりも収益機会が多いと考えられる。そのため本章ではベンチマークとなる配当込 TOPIX Core30 指数だけではなく、GGR ペアトレードとの比較も行うことで、乖離収束のスピードを考慮する SSM ペアトレードの有効性を検証する。

第 3 節 効率的市場仮説におけるペアトレードとテクニカル分析の定義

Fama（1970）は株価の動きはランダム・ウォークであるため、将来の株価の動きを予測することは不可能であるとする「効率的市場仮説（Efficient Market Hypothesis）」を提唱した。効率的市場仮説によると、市場が効率的であれば価格は利用可能な情報を十分に反映しており、そのことは新しい情報が利用可能になったとき市場は価格を十分にかつ即座に調整するとしている。そのためテクニカル分析のような過去の株価の動きから将来の

価格を予想することは不可能であり、最良の株式売買ルールは買った株式をそのまま持ち続ける（バイ・アンド・ホールド）という事とされる。利用可能な情報がどのように考えられるかによって Fama (1976) はウィーク・フォーム (Weak-Form)、セミストロング・フォーム (Semi Strong-Form)、ストロング・フォーム (Strong-Form) の 3 つに分けて効率的市場仮説を述べている。これら 3 つの仮説のうち、ストロング・フォームやセミストロング・フォームの市場の効率性は Grossman and Stiglitz (1980)、Shiller (1981) や Black (1986) 等により反論が示されているが、ウィーク・フォームの市場の効率性については小林 (2006) が指摘するように日米の株式市場ではおおむね成立していると考えられてきた。

しかし、ペイトレードは過去の価格の動きを分析し、各株式の価格がミスマイクスされているという前提で将来の利益を求める戦略であるため、ウィーク・フォームの市場の効率性が成立している状況では、インデックス運用を上回る利益を上げられないはずである。

そもそもペイトレードとは、Bogomolov (2013) が述べているように、過去の株価変動の分析に依存するという点においてテクニカル分析に近い⁴¹。Gatev et al. (2006) などの先行研究で示されたペイトレードの手法は、同業種内でペアを組むことが多く、このことはテクニカル分析における「相対的強弱度 (Relative Strength)」と概念が似ており⁴²、また株価の差が平均から 2 標準偏差を越えた時点で売買行動をとるという点はテクニカル分析における「ボリンジャー・バンド (Bollinger Bands)」に類似した売買手法である⁴³。そのためペイトレードはテクニカル分析を応用した戦略と考えられる。

しかしテクニカル分析は Campbell et al. (1997) が述べているように、古くは効率的市場仮説が提唱される前から、Cowles (1933)、Fama and Blume (1966) など、多くの研究

⁴¹ ただし、Papadakis and Wysocki (2007) のように、アナリスト予想や財務分析を用いて割安・割高を判断し、割安な株を買い、割高な株を空売るというファンダメンタル分析に基づくペイトレードも存在するため、必ずしも同質的とは言えない。

⁴² 相対的強弱度とは、例えば、ある株価とそれが属する業種別指数との比率を求めて、相対的に当該株価が業種内で割安か割高を判断して売買するテクニカル分析のことを言う。詳しくは Kirkpatrick and Dahlquist (2010) を参照。この分析方法は株価と業種別指数の比率だけにとどまらず、様々な比率で使われる。例えば相対的に株価は現時点でどの程度割高なのかを判断する、上昇した日の値幅の合計と、下落した日の値幅の合計の比率を求めて株価の強弱度をはかる RSI (Relative Strength Index) という分析方法もある。

⁴³ ボリンジャー・バンドとは、Bollinger (2002) によって開発された、移動平均を表す線と、その上下に一定の標準偏差を示す線を加えた指標のことをいう。価格の大半が標準偏差と平均の線の中に収まるという統計学を応用したテクニカル指標のひとつ。ボリンジャー・バンドを使用したテクニカル取引は株価が移動平均から一定の標準偏差を抜けたときに、それ以上株価は上がらない（下がらない）と見なして空売り（買い付け）を行う手法である。詳しくは Kirkpatrick and Dahlquist (2010) を参照。

者から懐疑的に扱われ、研究する価値のないものとされてきた。日本の研究者間でも袴田（2002）はテクニカル分析ではトレンド推定のための手法も一貫した科学的な客観基準によるものではなく、経験に基づいた直感に依存するところが大きいとし、また刈屋（2003）もテクニカル分析を広い意味での時系列分析であると述べているものの、移動平均乖離率や株価の時間的変動パターンの理解の仕方は、その専門家の判断に依拠した主観性が強いものであるとそれぞれ否定的な意見を述べている。

しかし、海外では Brock et al.（1992）のようにアカデミックな研究者がテクニカル分析に大きな関心を抱くようになり、様々なテクニカル分析の有効性を実証する学術論文が発表されるようになったと Campbell et al.（1997）は指摘している。事実、海外では1990年代以降テクニカル分析の研究は盛んになり、その有効性を示唆している文献も多々存在するようになった。Park and Irwin（2007）は外国為替・先物・株式市場におけるテクニカル分析を主題とする95本もの論文を分析し、いずれの市場においても半分以上の論文がテクニカル分析を有効であると示したと述べている。

実務の世界では、海外でも日本でもテクニカル分析を重視する投資家は多い。例えば Menkhoff（2010）はアメリカ、ドイツ、スイス、イタリア、タイの5か国のファンドマネージャーに対しアンケート調査を行い、彼らが1か月程度の短期間ではファンダメンタル分析よりもテクニカル分析を重視して投資判断に用いていることを示した。また、筒井・平山（2009）が日本の機関投資家に行ったアンケートでは、10%程度の投資家が、ファンダメンタル分析や直観的判断よりも、テクニカル分析を重視していると回答している。これらのアンケート結果は実務の世界では株式市場は必ずしも効率的でないことと認識されていることを示唆している。蓑谷（2001）は株価がランダム・ウォークするときもしないときもあるというあいまいな結論が実は正しく、市場は効率的な時もあれば効率的でない時もあると言わざるを得ないと論じている。このように市場は常に効率的とは限らないため、効率的でない時期にミスプライスされた株価の動きを統計的モデルで見極めて取引を行うことでインデックス運用以上の利益を上げることは可能であると考えられ、ペアトレードもテクニカル分析も研究する価値のあるものと思われる。

そこで本章では、「移動平均乖離率」という平均回帰性を計るテクニカル指標を分析対象に加えることで、よりテクニカル分析に焦点をあてたペアトレード、すなわち「テクニカル分析に基づくペアトレード」を提案する。移動平均乖離率は平均回帰性を計る指標であると同時に高橋（2004）が述べるように価格変動のトレンドを排除しやすく、変数の定

常性が確保しやすい指標である。このテクニカル分析に基づくペアトレードの運用リターンが、インデックスである配当込 TOPIX Core30 指数を持ち続けた場合のリターンを上回ればウィーク・フォームの市場の効率性への反証を示すことが可能となる。テクニカル指標とペアトレードを組み合わせた先行研究としては Bogomolov (2013) があり、この論文は「鍵足」「連衡足」という日本独自の指標でありながら、日本でも使われることのないようなテクニカル指標を用いてその有効性を示している⁴⁴。また、テクニカル分析のような過去の資産価格の変動を基に収益を得ることを否定するウィーク・フォームの市場の効率性に反証するアカデミックな論文は、上述のように海外では数多く発表されてきているにもかかわらず、わが国では非常に少ない。その点で本章の意義は大きいとも言える。

第4節 モデル

4.1 連続型の Vasicek モデルから離散型の AR(1)モデルへの変換

平均回帰過程を表す Vasicek モデルは連続時間のモデルである。しかし株価の日次データは離散的である。また、国友 (2014) は、実際の金融市場では連続時間の確率過程における標準的議論が成立しないと指摘している。そこで、本章では、Vasicek モデルを離散化すると AR(1)モデルが自然に導かれることを説明した上で、AR(1)モデルを使用する。

Vasicek モデルは (3-1) 式のような確率微分方程式で与えられる。

$$dP_t^i = \alpha(\beta - P_t^i)dt + \sigma dW_t, \quad \alpha > 0. \quad (3-1)$$

ここで P_t^i は銘柄 i の t 時点における瞬間的な株価、 α は平均回帰スピードを表し、その値はゼロより大きい。 β は P_t^i の平均、 σ は瞬間的ボラティリティ、 W_t はウィーナー過程となる。(3-1) 式を丸茂ら (2003) に従い以下のように離散化する。

微小時間 dt を有限な時間間隔 Δ とすると dP_t^i は $P_{t+\Delta}^i - P_t^i$ 、 σdW_t は $\sigma\sqrt{\Delta}u_t$ (u_t は正規ホワイトノイズに従う確率変数) となるので、(3-1) 式は

$$P_{t+\Delta}^i - P_t^i = \alpha(\beta - P_t^i)\Delta + \sigma\sqrt{\Delta}u_t, \quad \alpha > 0, \quad u_t \sim iid N(0,1) \quad (3-2)$$

⁴⁴ 鍵足、連衡足の詳細については Bogomolov (2013)、もしくは日本テクニカル・アナリスト協会編 (2004) を参照。

となる⁴⁵。ここでボラティリティを一定と考えることで、

$$P_{t+\Delta}^i - P_t^i = \alpha(\beta - P_t^i)\Delta + \varepsilon_t, \quad \alpha > 0, \quad \varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2). \quad (3-3)$$

と書くことができる。 ε_t は平均がゼロ、分散が σ^2 の正規ホワイトノイズに従う誤差項である。ここで有限な時間間隔である Δ を $\Delta=1$ とおき、左辺の P_t^i を右辺に持ってくる と以下の (3-4) 式のようになる。

$$P_{t+1}^i = \alpha\beta + (1-\alpha)P_t^i + \varepsilon_t, \quad \alpha > 0, \quad \varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2). \quad (3-4)$$

$\alpha\beta = \gamma$, $(1-\alpha) = \delta$ と置き、 $P_{t+1}^i \rightarrow P_t^i$, $P_t^i \rightarrow P_{t-1}^i$ と 1 期前に変換すると以下の (3-5) 式のように AR(1)モデルになる。

$$P_t^i = \gamma + \delta P_{t-1}^i + \varepsilon_t, \quad |\delta| < 1, \quad \varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2). \quad (3-5)$$

ここで P_t^i は銘柄 i の t 時点における株価、 γ は定数項、 δ は P_{t-1}^i の係数で平均回帰のスピードを表し、その絶対値は 1 未満である。 ε_t は平均がゼロ、分散が σ^2 の正規ホワイトノイズに従う誤差項である。

Vasicek モデルでは α が平均回帰のスピードを表し、その値が大きければ大きいほど平均への収束スピードが速い。しかし AR(1)モデルでは δ の値が小さいほど収束するスピードが速いことになる。これは $\delta = (1-\alpha)$ の式からも窺えるが、Tsay (2010) や藪 (2007) によれば、AR(1)モデルでは平均回帰スピードは半減期 (Half Life) として表される。これは、平均からの乖離が半減するのに必要な期間である。上記の (3-5) 式の AR(1)モデルであれば、 $\delta^T = 0.5$ を満たす T が半減期ということになり、 $T = \ln(0.5) / \ln(\delta)$ と定義される。従って、Vasicek モデルにおける α とは異なり、 δ の値が小さいほど平均からの乖離が半減するのに必要な期間が短い、すなわち平均回帰スピードが速いことになる。ここで (3-5) 式で δ の条件に $|\delta| < 1$ としているが、 $|\delta| > 1$ の時には P_t^i は上昇トレンドや下降トレンドを持つため平均回帰はせず、 $\delta = 1$ の時には半減期が無限大

⁴⁵ iid とは、 independent and identically distributed の略で、各時点のデータが独立でかつ同一の分布に従うことを表す。また、 $u_t \sim iid N(0,1)$ とは、 u_t が分散 1 の正規過程に従うホワイトノイズ (正規ホワイトノイズ) を意味する (詳しくは沖本 (2010) を参照)。

となってしまうため、予測が不可能となる。この $\delta = 1$ の時の AR(1)モデルをランダム・ウォークモデルと呼ぶ⁴⁶。従って (3-5) 式を満たすためには、 P_t^i が定常な平均回帰性を持つ変数である必要がある。

4.2 定常性と平均回帰性

定常性の重要な特徴としては、トレンドを持たずに平均回帰的であることが挙げられる。そして平均回帰性を持つとは、沖本 (2010) によれば過程が長期的に必ず平均の方向に戻っていくことを意味している。例えば 2 銘柄の株価の差が長期的に必ず平均に戻っていくならば、片方の銘柄を買い、もう片方の銘柄を空売りすることで長期的には必ず利益を得ることが可能である。そのため Neftci (2000) は (3-1) 式の Vasicek モデルや (3-5) 式の AR(1)モデルは予測可能な周期性を持つので、市場の効率性に矛盾したモデルであると述べている。

ここで重要なことは、株価の差を被説明変数として回帰分析を行うと統計的な問題があることである。株価などの資産価格は I(1) 変数 (Integrated of Order 1) となるため、その差も I(1) 変数となり、非定常な変数となりやすい。さらに株価の累積収益率の差も非定常になりやすいため、株価もしくは収益率を被説明変数として用いた戦略は SSM ペアトレードには使いにくい。何故なら一般に、時系列分析では被説明変数や説明変数が非定常であると「見せかけの回帰」が問題となるためである。川崎 (1993) は実証分析に対して見せかけの回帰が持つ危険性は深刻である一方、実際のデータ解析の場ではこれを避けるために何らかの方法でトレンドを除去する、すなわち定常なデータにすることが要請されていると論じている。また、AR(1)モデルのようなラグ付き内生変数を含む回帰式で最小

⁴⁶ 例えば $\delta > 1$ の時には (3-5) 式は $E(\varepsilon_t) = 0$ であることから、 P_t^i の値は P_{t-1}^i を δ 倍して γ を足したものである。それゆえその値は t が増えるに従って常に増加、つまり上昇トレンドがあり、平均に戻ることがないことは明らかであろう。それでは $\delta = 1$ の時はどうか。半減期である T は $T = \ln(0.5) / \ln(\delta)$ で表される。この時、仮に $|\delta| = 0.8, 0.9, 0.999, 0.9999999, 1$ であった場合の T はそれぞれ以下ようになる。

$$\begin{aligned} T &= \ln(0.5) / \ln(0.8) = 3.11, \\ T &= \ln(0.5) / \ln(0.9) = 6.58, \\ T &= \ln(0.5) / \ln(0.999) = 692.80, \\ T &= \ln(0.5) / \ln(0.9999999) = 6,931,471.46, \\ T &= \ln(0.5) / \ln(1) = \infty. \end{aligned}$$

このように、 $\delta = 1$ に近づくに従って半減期は増え、 $\delta = 1$ の時は無限大となり、予測不可能なランダム・ウォークの状態、すなわち市場が効率的な状態になる。しかし、 δ の値が 1 より小さければ小さいほど半減期は短くなり、予測可能な性質を持つ。

二乗法を行うと、松浦・マッケンジー（2012）が指摘するように残差に自己相関がある場合、推定値の一致性が満たされなくなる。従って（3-5）式の AR(1)モデルを最小二乗法で分析する際には「被説明変数が定常」かつ「モデルの残差に自己相関がない」ことが必要となる。

そのため SSM ペアトレードを検証するには被説明変数が定常かどうか ADF テスト（Augmented Dickey-Fuller Test）を用いて分析し、単位根があるという帰無仮説を 5%水準で有意に棄却するペアを抽出する必要がある。また誤差項に自己相関があるペアも除外する。方法としては、Breusch-Godfrey のラグランジュ乗数テスト（Lagrange Multiplier Test, LM Test）を用い、「12 期までの残差に自己相関がない」という帰無仮説を 5%水準で有意に棄却できないペアを対象から外す。本章で被説明変数として使用する 25 日移動平均乖離率（25-days Moving Average Spread Ratio, 以降 25MASR）の差は先行研究で用いられた変数や、他の日数の MASR の差と比較して「被説明変数が定常」かつ「モデルの残差に自己相関がない」条件を満たすものが多い。

4.3 移動平均乖離率（MASR）と定常性

1 節で述べたように SSM ペアトレードの先行研究である Baronyan et al. (2010) では 2 銘柄の価格比を、Do et al. (2006) では 2 銘柄のリターンの差からマーケットリターンを引いた超過リターンの累積値を用いて、被説明変数が定常になるよう工夫した上で実証分析を行っている。しかしこれら先行研究の方法で、本章において用いる株価データを（3-5）式に当てはめ推計したところ、図表 3-2 のように定常となるペアは Baronyan et al. (2010) の価格比では総ペア数 1,732 個に対し 10.7%である 185 個、Do et al. (2006) の累積スプレッドでは 10.2%である 176 個でしかなく、さらに AR(1)モデルにおける推定値の一致性に必要な残差が自己相関するものを除去したペアを合わせると、分析可能ペアはともに 10%を割りこむ⁴⁷。Baronyan et al. (2010) の価格比では分析可能ペアが存在しない期間もあり、さらに Baronyan et al. (2010) の価格比、Do et al. (2006) の累積スプレッドの方法では分析可能ペアが 1 つしかないことも複数の期間で存在するため、これらの先行研究で使用されたトレンド除去の方法では分析可能ペアが非常に少ないという問題があ

⁴⁷ Do et al. (2006) の累積スプレッドは前述のように $SPREAD_t^{i,j} = r_t^i - r_t^j - (\beta_t^i - \beta_t^j) \times r_t^m$ を累積したものを表すが、本章で用いるデータで当てはめる際に、使用するリスクファクター (β) は TOPIX Core30 指数を指標に 250 営業日で計算した。 r_t^m は TOPIX Core30 指数である。

る。

そこで本章では定常になりやすい変数として、移動平均乖離率（以下、MASR）の差に注目をした。MASR は移動平均値と株価がどの程度離れているかを表す指標であり、25MASR であるならば以下の（3-6）式のように計算される。

$$R_t^{25MASR,i} = \frac{P_t^i - P_t^{25MA,i}}{P_t^{25MA,i}} \times 100(\%). \quad (3-6)$$

ここで、 $R_t^{25MASR,i}$ は銘柄 i の t 時点の 25MASR、 P_t^i は銘柄 i の t 時点の株価、 $P_t^{25MA,i}$ は銘柄 i の t 時点の 25 日移動平均値 ($P_t^{25MA,i} = (\sum_{k=0}^{24} P_{t-k}^i)/25$) を表す。

そして 25MASR の差は以下の（3-7）式のようになる。

$$R_t^{i,j} \equiv R_t^{25MASR,i} - R_t^{25MASR,j}. \quad (3-7)$$

ここで $R_t^{i,j}$ は銘柄 i と j の t 時点における 25MASR の差、 $R_t^{25MASR,i}$ は銘柄 i の t 時点の 25MASR、 $R_t^{25MASR,j}$ は銘柄 j の t 時点の 25MASR を表す。

MASR はどのような P_t^i に対しても長期的には 0% に戻る特徴をもつ。つまり長期的には必ず平均回帰する定常な変数となる。図表 3-3 は図表 3-1 の任天堂の株価、そしてソニーの株価を 10 倍したものに加え、2 銘柄の 25MASR の 2016 年 6 月 1 日から 8 月 31 日までの推移を表したものである。図表 3-3 から任天堂の 25MASR は株価と同じように急激に上昇していることが見て取れる。しかし株価自体は必ずしも元の価格である 15,000 円程度には戻らないトレンドを持つ変数であるのに対し、25MASR は元の値である 0% に戻っている平均回帰的な変数であることが確認できる。そしてソニーも株価自体は緩やかな上昇トレンドを持つ非定常な変数であるのに対し、25MASR は 0% を中心に行ったり来たりしているトレンドを持たない平均回帰的な変数になっている。そして定常な変数と定常な変数の差も定常になるため、2 銘柄の 25MASR の差も定常になるのである。

なお、25 日以外にも 5 日、75 日（13 週）、150 日（26 週）などの MASR が指標として広く使われているが、本章で 25 MASR を用いる理由は次の通りである。長期的には MASR は 0% に必ず戻る定常な変数であると述べたが、分析の対象となる期間が短ければ

0%には戻らないこともある⁴⁸。さらに前述のように AR(1)モデルの残差に自己相関があれば回帰分析の推定値が一致性を持たなくなる。そのため分析対象期間に応じて最適な MASR の差を用いる必要がある。本章において AR(1)モデルによる回帰分析の対象となる期間は1年間であるため、この期間では図表 3-2 のように分析可能ペアが総ペア数の 33.3%である 5 日や 13.8%である 75 日より 66.3%である 25 日が最も分析の条件に合っている移動平均乖離率の差となる。このため、本章では 25MASR を用いた。

4.4 TA-SSM ペアトレードのモデル

本章で扱うペアトレードのモデルは (3-5) 式の P_t^i を 25MASR の差である R_t^{ij} に置き換え、以下の (3-8) 式のようになる。被説明変数にテクニカル指標の 1 つである 25MASR の差を用いることから、SSM ペアトレードと区別をするためテクニカル分析に基づくペアトレード、すなわち TA-SSM ペアトレードと定義する。

$$R_t^{ij} = \gamma_q^{ij} + \delta_q^{ij} R_{t-1}^{ij} + \varepsilon_t^{ij}, \quad |\delta_q^{ij}| < 1, \quad \varepsilon_t^{ij} \sim iid N(0, \sigma_q^{ij^2}). \quad (3-8)$$

ここで R_t^{ij} は銘柄 i と銘柄 j の t 時点における 25MASR の差、 γ_q^{ij} は銘柄 i と銘柄 j の期間 q における定数項、 δ_q^{ij} は R_{t-1}^{ij} の係数で銘柄 i と銘柄 j の期間 q における平均回帰のスปีドを表し、その絶対値は 1 未満である。 ε_t^{ij} は銘柄 i と銘柄 j の t 時点における平均がゼロ、分散が $\sigma_q^{ij^2}$ の正規ホワイトノイズに従う誤差項である。この (3-8) 式の AR(1)モデルを最小二乗法により推定を行うことで、TA-SSM ペアトレードの実証を行う。

第 5 節 ペアトレードの売買方法

5.1 ペアトレードの銘柄

ペアの選定は、国内同業種の銘柄から行う。その理由は、一般的に外部環境、例えば外国為替市場や商品市場で何かしらのイベントが起こった場合、それに伴う企業の利益が同じように反映され、株価も似通った動きをしやすいことである。

⁴⁸ 例えば図表 3-3 の任天堂の 25MASR は、2016 年 6 月 1 日から 8 月 31 日までを分析対象期間とする場合は 0%に戻る定常な変数となるが、2016 年 6 月 1 日から 7 月 20 日までを分析対象期間とした場合は 0%に戻らない非定常な変数となる。

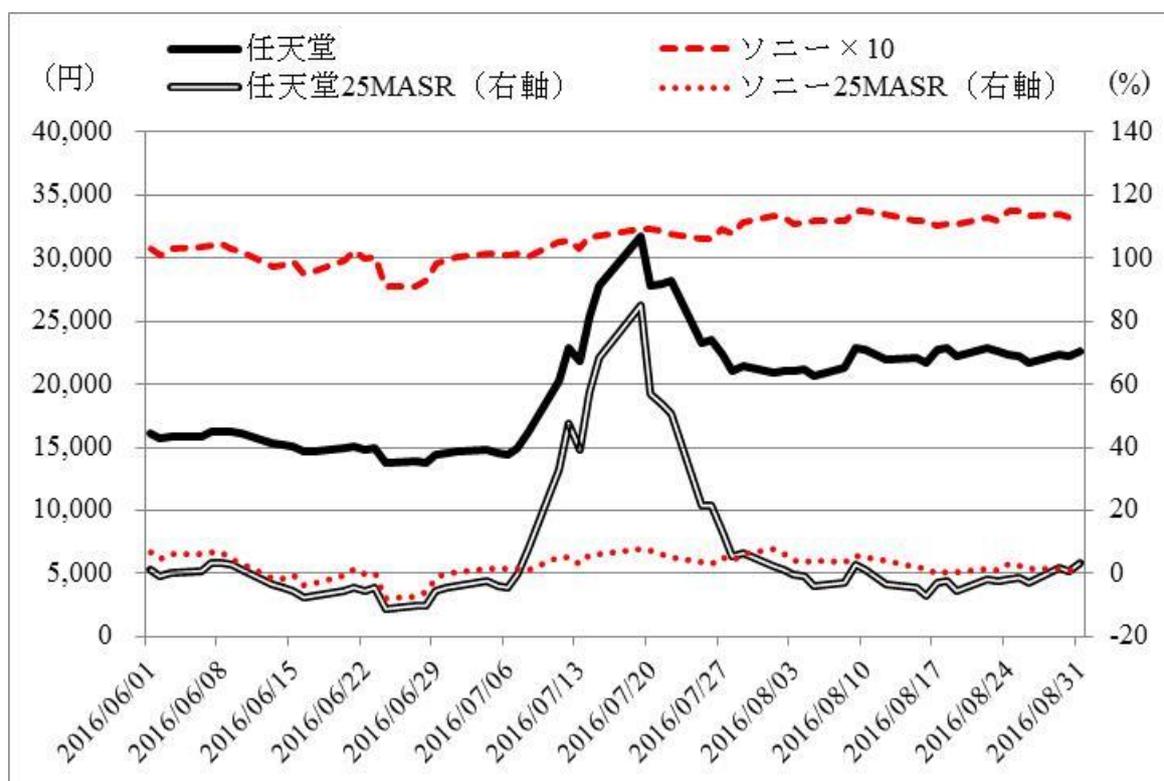
図表 3-2 Baronyan et al. (2010) の価格比および Do et al. (2006) の累積スプレッドにおける定常または残差に自己相関がないペア数と分析可能ペア数（半年別）

期間	総ペア数	Baronyan et al. (2010) の価格比			Do et al. (2006) の累積スプレッド		
		定常	自己相関なし	分析可能ペア	定常	自己相関なし	分析可能ペア
2002 上期	65	6	54	6	7	51	5
2002 下期	61	6	48	5	6	51	5
2003 上期	61	4	54	4	3	54	3
2003 下期	66	10	58	9	12	60	10
2004 上期	70	11	52	11	3	57	2
2004 下期	70	17	57	16	14	58	11
2005 上期	60	5	51	2	6	52	2
2005 下期	55	10	47	9	9	46	6
2006 上期	51	2	40	2	1	41	1
2006 下期	60	0	44	0	1	45	1
2007 上期	60	11	53	8	10	54	8
2007 下期	56	7	55	7	7	56	7
2008 上期	56	5	48	5	5	50	5
2008 下期	55	11	52	11	12	54	12
2009 上期	60	7	41	5	7	41	5
2009 下期	60	12	44	8	11	48	7
2010 上期	49	6	45	5	7	46	5
2010 下期	49	5	46	5	7	46	7
2011 上期	63	5	53	5	5	54	5
2011 下期	63	4	41	1	2	44	1
2012 上期	63	3	52	3	1	52	1
2012 下期	63	1	57	1	3	59	3
2013 上期	58	2	49	2	2	48	2
2013 下期	58	1	51	1	1	53	1
2014 上期	62	1	55	1	5	56	5
2014 下期	58	5	52	4	6	52	5
2015 上期	58	5	52	5	5	55	5
2015 下期	58	1	51	1	1	50	1
2016 上期	64	18	59	14	17	59	14
計	1,732	185	1,462	158	176	1,492	145
割合		10.7%	84.4%	9.1%	10.2%	86.1%	8.4%

(注) 各移動平均乖離率の差が「定常であるが残差が自己相関をする」もしくは「残差が自己相関しないが、定常でない」ペアも存在する。

図表 3-3 任天堂とソニーの株価及び 25 日移動平均乖離率の推移

(2016 年 6 月 1 日から 2016 年 8 月 31 日) 注：ソニーの株価は 10 倍にしてある。



(出所) 株式会社 QUICK 「ACTIVE MANAGER」

例えば Tsay (2010) では BHP ビリトン (豪州) とヴァーレ (ブラジル) という資源会社, Do et al. (2006) は同じく BHP ビリトンとリオ・ティント (英国・豪州) の資源会社, ターゲット (米国) とウォルマート (米国) の小売業, BP (英国) とロイヤルダッチ・シェル (オランダ) の石油業でペアを組んでいる。また Gatev et al. (2006) は公益企業 (Utilities), 運輸産業 (Transportation), 金融業 (Financials), 一般産業 (Industrial) の 4 業種に分けてそれぞれの業種内でペアを組んでいる。そこで本章でも東証 33 業種のうちから, 図表 3-5 のように比較的類似性の高い業種にまとめて 5 分類に分け, それらの分類内のみでペアを組んで分析を行う。医薬品・化学・食料品・小売業を「グループ 1」, 電気機器・その他製品・商業を「グループ 2」, 鉄鋼・機械・ゴム製品・輸送用機器を「グループ 3」, 銀行業・証券商品先物・保険業・その他金融業・不動産業を「グループ 4」, 陸運業・情報通信業・電力ガス業を「グループ 5」とする⁴⁹。

⁴⁹ グループ 1 とグループ 3 はいずれも同じように株価が動きやすい業種であるが, これらを一緒にまとめるとグループによる偏りが大きくなってしまいうために 2 つに分けている。

図表 3-4 価格比および各移動平均乖離率（MASR）の差における定常または残差に自己相関がないペア数と分析可能ペア数（半年別）

期間	総ペア数	5MASR の差			25MASR の差			75MASR の差		
		定常	自己相関なし	分析可能ペア	定常	自己相関なし	分析可能ペア	定常	自己相関なし	分析可能ペア
2002 上期	65	65	12	12	51	53	40	11	57	8
2002 下期	61	61	22	22	51	48	40	6	54	5
2003 上期	61	61	29	29	55	54	50	13	58	12
2003 下期	66	66	19	19	51	58	49	8	63	8
2004 上期	70	70	26	26	61	58	53	10	55	10
2004 下期	70	70	37	37	65	59	56	16	59	14
2005 上期	60	60	16	16	52	53	49	7	52	5
2005 下期	55	55	20	20	52	46	45	12	50	10
2006 上期	51	51	21	21	31	36	23	6	37	5
2006 下期	60	60	27	27	44	44	34	6	43	4
2007 上期	60	60	28	28	51	52	46	25	56	21
2007 下期	56	56	20	20	43	51	39	10	55	10
2008 上期	56	56	12	12	44	47	36	10	51	10
2008 下期	55	55	14	14	43	51	40	10	54	10
2009 上期	60	60	14	14	49	39	32	16	51	14
2009 下期	60	60	18	18	53	48	41	12	51	10
2010 上期	49	49	15	15	44	39	35	5	45	5
2010 下期	49	49	18	18	38	39	29	10	47	10
2011 上期	63	63	30	30	44	52	34	6	54	6
2011 下期	63	63	19	19	38	49	34	2	49	2
2012 上期	63	63	16	16	52	46	40	7	54	7
2012 下期	63	63	20	20	46	57	44	7	54	7
2013 上期	58	58	20	20	43	47	33	4	47	3
2013 下期	58	58	22	22	38	49	36	2	49	2
2014 上期	62	62	19	19	50	52	43	15	52	14
2014 下期	58	58	14	14	50	52	44	6	53	5
2015 上期	58	58	19	19	48	47	37	11	52	8
2015 下期	58	58	21	21	38	47	28	5	50	4
2016 上期	64	64	9	9	48	50	38	11	54	10
計	1,732	1,732	577	577	1,373	1,423	1,148	269	1,506	239
割合		100.0%	33.3%	33.3%	79.3%	82.2%	66.3%	15.5%	87.0%	13.8%

（注）各移動平均乖離率の差が「定常であるが残差が自己相関をする」もしくは「残差が自己相関しないが、定常でない」ペアも存在する。

分析期間における最初の基準日である 2002 年 1 月 4 日時点の TOPIX Core30 指数の構成銘柄を図表 3-6 に、2016 年までの同指数の銘柄入れ替えについては図表 3-7 に示す。TOPIX Core30 指数から除外された銘柄は、採用日の次の基準日におけるペア計算から除外し、新たに採用された銘柄を取引対象とする。

図表 3-5 ペアトレードの組み合わせを行う際のグループ分け（東証 33 業種より）

グループ 1	医薬品・化学・食料品・小売業
グループ 2	電気機器・その他製品・商業
グループ 3	鉄鋼・機械・ゴム製品・輸送用機器
グループ 4	銀行業・証券商品先物・保険業・その他金融業・不動産業
グループ 5	陸運業・情報通信業・電力ガス業

図表 3-6 2002 年 1 月 4 日時点の TOPIX Core30 の構成銘柄一覧と所属グループ

銘柄	東証業種	グループ ^o	銘柄	東証業種	グループ ^o
武田薬品工業	医薬品	1	任天堂	その他製品	2
信越化学工業	化学	1	デンソー	輸送用機器	3
富士写真フイルム	化学	1	日産自動車	輸送用機器	3
セブンイレブン	小売業	1	トヨタ自動車	輸送用機器	3
イトーヨーカ堂	小売業	1	本田技研工業	輸送用機器	3
日立製作所	電気機器	2	みずほ HD	銀行業	4
東芝	電気機器	2	三菱東京 FG	銀行業	4
日本電気	電気機器	2	UFJHD	銀行業	4
富士通	電気機器	2	三井住友銀行	銀行業	4
松下電器産業	電気機器	2	野村証券	証券商品先物	4
ソニー	電気機器	2	JR 東日本	陸運業	5
ローム	電気機器	2	NTT	情報通信業	5
京セラ	電気機器	2	KDDI	情報通信業	5
村田製作所	電気機器	2	NTT ドコモ	情報通信業	5
キヤノン	電気機器	2	東京電力	電力ガス業	5

（出所）東京証券取引所

図表 3-7 2002 年以降の TOPIX Core30 構成銘柄の入替および新規採用銘柄の所属グループ

変更日	除外銘柄	採用銘柄	採用銘柄 の東証業種	採用銘柄の グループ
2002 年 9 月	日本電気	ミレア HD	保険	4
2003 年 9 月	富士通	シャープ	電気機器	2
	みずほ HD	関西電力	電力ガス業	5
2004 年 4 月		ヤフー	情報通信業	5
2004 年 10 月	東芝	ブリヂストン	ゴム製品	3
	ローム	三菱商事	商業	2
	村田製作所	みずほ FG	銀行業	4
	関西電力			
2006 年 1 月	ブリヂストン	セブン&アイ HD	小売業	1
	シャープ	アステラス製薬	医薬品	1
	京セラ	新日本製鉄	鉄鋼	3
	任天堂	りそな HD	銀行業	4
	セブンイレブン	オリックス	その他金融業	4
	イトーヨーカ堂	三菱地所	不動産業	4
	UFJHD	ソフトバンク	情報通信業	5
2007 年 1 月	ヤフー	日本たばこ産業	食料品	1
	デンソー	JFEHD	鉄鋼	3
	りそな HD	任天堂	その他製品	2
2008 年 1 月	オリックス	コマツ	機械	3
	ソフトバンク	三井物産	商業	2
2008 年 10 月	富士フイルム HD	第一三共	医薬品	1
2009 年 10 月	第一三共	東芝	電気機器	2
	日立製作所	関西電力	電力ガス業	5
2010 年 10 月	JFEHD	ソフトバンク	情報通信業	5
2011 年 10 月	東京電力	ファナック	電気機器	2
2012 年 10 月	任天堂	花王	化学	1
	関西電力	日立製作所	電気機器	2
2013 年 10 月	花王	デンソー	輸送用機器	3
	東芝	三井不動産	不動産業	4
2015 年 10 月	新日鉄住金	村田製作所	電気機器	2
	コマツ	JR 東海	陸運業	5

(出所) 東京証券取引所

(注) ブリヂストン (12 月本決算), セブン&アイ HD (2 月本決算), 花王 (12 月本決算) は 3 月本決算でないため, セブンイレブン, イトーヨーカ堂, キヤノンと同様にペア選定からは除外している。

売買対象は TOPIX Core30 構成銘柄のうち、決算月が 3 月と 9 月の銘柄を用いる。6 月と 12 月が決算月であるキヤノンのような企業を含めると、配当落ちによる価格下落がペアトレードにおけるスプレッド拡大と捉えられてしまう。このことを排除するため、3 月および 9 月が本決算の企業のみを対象とする。例えば 2002 年前半のペアトレードを計算するにあたり、セブンイレブン（2 月本決算）、イトーヨーカ堂（2 月本決算）、キヤノン（12 月本決算）を除いている⁵⁰。また、14 年半の期間内に株式分割を行っている会社も複数存在するが、本章では 2016 年 6 月 30 日時点の株価を基準としているため、株式分割に関する株価の調整は考慮していない。なお、GGR ペアトレードは配当込対数株価を用いて計算しているが、TA-SSM ペアトレードと同様に 3、9 月決算のみの企業を対象としており、また、定常条件や残差の自己相関の問題は考慮しなくても良いため、対象とするペアは図表 3-2 の総ペア数である 1,732 個である。

5.2 取引コストの調整

Fama（1976）によれば、テクニカル分析を用いて株式運用を行う場合、インデックス運用以上の利益を上げることが仮に可能であったとしても、取引コストを含めて計算すればインデックス運用以上の収益は上げることができず、従ってウィーク・フォームの市場の効率性は崩れないとされる。そのためこの Fama（1976）の主張の反例を示すためにはペアトレードを組む際に取りコストを設定する必要がある。そこで TA-SSM ペアトレード、GGR ペアトレードはともに取引コストのうち売買手数料に関しては売買代金において売買コストを片道分 0.1%（ペアトレードを組む際は売り買い双方に手数料がかかるため、実質 0.2%となる）、空売りコストは 0.5%とする⁵¹。また、空売りに伴う借入コストについては、日本銀行が発表する短期プライムレートの最頻値で計算し、ペアトレード期間に按分して期間収益率から差し引く。

⁵⁰ なお、ホンダは 3 月本決算であるものの、2006 年 12 月以降は 4 半期ごとに年 4 回の配当を出しているため、ホンダも 2006 年後期以降はペアトレード対象銘柄から除外している。また、2006 年 6 月から 2008 年 12 月まで年 4 回の配当を出していた野村 HD も同様の理由から 2006 年上期から 2008 年下期まで対象銘柄から除外している。

⁵¹ 売買コストについては日本証券業協会（2005）、空売りコストに関してはマークイット社が公表している 2014 年第 1 四半期の貸株フィーを参考にしている。

（http://www.markit.com/content/documents/products/research/mkt_securitiesfinance_2014-q1.pdf, 2019 年 1 月 12 日最終確認）

5.3 ペアトレードの分析方法と手順

ペアトレードの分析方法としてはまず基準日を設定し、基準日の前営業日から過去1年を構成期間 (Formation Period) とする。そして基準日以降、半年間運用のシミュレーションを行う時期を取引期間 (Trading Period) とする。具体的には、2002 年上期における運用の場合、基準日は 2002 年 1 月 4 日となり、構成期間は 2001 年 1 月 4 日から 12 月 28 日、取引期間は 2002 年 1 月 4 日から 6 月 28 日となる。そのため、本章で用いた対象株価の全標本期間は、構成期間を含めると 2001 年 1 月 4 日から 2016 年 6 月 30 日までとなった⁵²。

次に GGR ペアトレードでは構成期間における 2 銘柄の対数累積収益率の差の標準偏差を、TA-SSM ペアトレードでは構成期間における 2 銘柄の 25MASR の差の平均と標準偏差を計算する。これらの数値はペアトレードの開始の判断に必要な情報となる。そして取引期間において GGR ペアトレードでは 2 銘柄の対数累積収益率の差が 2 標準偏差を超えた日に、TA-SSM ペアトレードでは 2 銘柄の 25MASR の差が平均から 2 標準偏差を超えた日にペアトレードを組む。最後に GGR ペアトレードでは対数累積収益率の差がゼロに戻った日、つまり下記の (3-9) 式で示される 2 銘柄の対数株価が等しくなった日に、TA-SSM ペアトレードでは 2 銘柄の 25MASR の差が平均に戻った日に反対売買を行ってペアトレードの解消を行う⁵³。なお、取引期間におけるペアトレードの組成時および解消時の判断のための執行価格は GGR ペアトレード、TA-SSM ペアトレードともに日次データの終値を使用している⁵⁴。

本章における GGR ペアトレード、TA-SSM ペアトレードの手順は以下の通りである。

① GGR ペアトレード⁵⁵

[1] 各取引期間で分析対象となる可能性のあるすべての株式の構成期間における対数株

⁵² 構成期間において連続した株価データが 1 年間存在しない銘柄は除いている。例えば UFJ ホールディングスは 2001 年 4 月に会社が成立し、構成期間が 9 か月しかない。従って同銘柄は 2002 年 1 月 4 日を基準日とする 2002 年上期のペアトレードの対象からは除外する。

⁵³ GGR ペアトレードは「一物一価の法則」を前提としているため、2 銘柄の対数株価が等しくなることをペアトレード解消の判断としている。一方 TA-SSM ペアトレードは「平均回帰」を前提としているため、2 銘柄の 25MASR の差が平均に戻ることをペアトレード解消の判断としている。

⁵⁴ 本章で使用している株価等のデータは株式会社 QUICK の Active-Manager より得ている。なお、最小二乗法及びペアトレードのシミュレーションに関しては EViews と Excel-VBA にてプログラムを組んで求めている。

⁵⁵ 詳細は Gatev et al. (2006) を参照。

値を以下の (3-9) 式に従って計算する

$$p_T^i = 1 + \sum_{t=1}^T [\ln(P_t^i) - \ln(P_{t-1}^i)]. \quad (3-9)$$

ここで、 p_T^i は銘柄 i の T 時点における基準化された株価、 P_t^i は銘柄 i の t 時点における基準化される前の株価である⁵⁶。

すなわち、構成期間の最初の営業日（これを 0 時点とする）の株価を 1 円に基準化し、日次の対数累積収益率（配当を含む）を足すことで構成期間内の t 時点の対数株価を (3-9) 式に従って計算する。

- [2] 各取引期間の対象銘柄の全てのペア（49~70 ペア，全期間合計 1,732 ペア）について対数株価の差の標準偏差を計算する。たとえば，取引期間 q の構成期間における 2 銘柄 i, j の対数株価の差の標準偏差は (3-10) 式のように計算される。

$$\sigma_{GGR_q^{i,j}} = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{t=1}^N [(p_t^i - p_t^j) - (\overline{p_q^i - p_q^j})]^2}. \quad (3-10)$$

ここで、 $\sigma_{GGR_q^{i,j}}$ は取引期間 q の構成期間における 2 銘柄 i, j の対数株価の差の標準偏差、 N は営業日数（構成期間は 1 年間であるため，およそ $N=250$ ）， $p_t^i - p_t^j$ は 2 銘柄 i, j の t 時点における対数株価の差、 $\overline{p_q^i - p_q^j}$ は取引期間 q の構成期間における 2 銘柄 i, j の対数株価の差の平均を表す。

- [3] 取引期間の最初の営業日，すなわち基準日の株価を再び 1 円にして，取引期間においても (3-9) 式を用いて対数株価を計算する。2 つの銘柄の対数株価の差が (3-10) 式で求めた標準偏差の 2 倍（2 標準偏差）を超えた日（以下，時点 t とする）の株価でペアトレードを組む。取引期間内に対数株価の差が 2 標準偏差を上にも下にも越えず，ペアトレードを組む機会が存在しなかったペアのリターンはゼロとする⁵⁷。
- また取引期間の最終営業日に対数株価の差が 2 標準偏差を越えた場合の売買は行わない方法を取る。

⁵⁶ 例えば 2002 年上期の構成期間の最初の営業日である 2001 年 1 月 4 日の東京電力（東証コード 9501）の株価は 2,870 円，翌営業日である 1 月 5 日の株価は 2,800 円であるが，1 月 4 日の株価を 1 円に基準化すると，翌営業日の基準化した株価は (3-9) 式に従い

$$p_2^{9501} = 1 + [\ln(2,800) - \ln(2,870)] = 1 + (-0.025) = 0.975$$

と計算される。

⁵⁷ このように売買機会がない場合は，取引コスト等も計上していない（TA-SSM ペアトレードにおいても同様に売買機会がない場合は，取引コスト等は計上しない）。

- [4] 取引期間において 2 銘柄の対数株価が等しくなった日（以下、時点 s とする）の終値で反対売買を行ってペアトレードを解消し、期間収益率の計算を行う。なお、ペアを組んだ銘柄の安定性が壊れ、それが半年以内に修復されない場合は損失につながることから、取引期間にペアトレードを組めたにもかかわらず、対数株価が取引期間内に等しくならない場合は、取引期間の最終営業日に強制反対売買を行ってペアトレードを解消する⁵⁸。仮に銘柄 i を買い、銘柄 j を空売るペアトレードを組む場合の期間収益率は以下の（3-11）式のように計算される⁵⁹。

$$r_GGR_{t,s}^{i,j} = (p_s^i - p_t^i) + (p_t^j - p_s^j). \quad (3-11)$$

反対に銘柄 i を空売り、銘柄 j を買う場合は以下の（3-12）式になる。

$$r_GGR_{t,s}^{i,j} = (p_t^i - p_s^i) + (p_s^j - p_t^j). \quad (3-12)$$

ここで $r_GGR_{t,s}^{i,j}$ は t 時点から s 時点までに 2 銘柄 i, j の GGR ペアトレードで得られた期間収益率。 p_t^i, p_t^j は 2 銘柄 i, j の対数株価の差が 2 標準偏差を超えた日における対数株価、 p_s^i, p_s^j は 2 銘柄 i, j の対数株価が等しくなった日（ $p_s^i = p_s^j$ ）の対数株価である。

- [5] 手順 [4] で得られた期間収益率（ペアトレードを組む機会が複数回あった場合は各ペアトレードの期間収益率の合計）から取引コスト等を差し引いて最終的な期間収益率を計算する。

② TA-SSM ペアトレード

- [1] 各取引期間の対象銘柄の全てのペア（49～70 ペア、全期間合計 1,732 ペア）について、（3-6）式及び（3-7）式に従って 25MASR の差を計算する。
- [2] 手順 [1] で推定した 25MASR の差のうち、定常であり、回帰分析における残差の自己相関がないものを抽出する。
- [3] 手順 [2] で抽出した各取引期間の分析可能ペア（23～56 ペア、全期間合計 1,148 ペア）の構成期間における平均回帰のスピードを表すパラメータ（ $\delta_q^{i,j}$ ）を（3-8）式より最小二乗法により推定する。

⁵⁸ 従って強制反対売買を行う場合の時点 s は取引期間の最終営業日になる（TA-SSM ペアトレードにおいても同様）。

⁵⁹ GGR ペアトレードではペアトレードを組む時には売り買いが同金額ではないのに対し、TA-SSM ペアトレードではペアトレードを組む時に同金額に合わせるように株数を調整している。

- [4] 分析可能ペアの取引期間 q の構成期間における 2 銘柄 i, j の 25MASR の差の平均および標準偏差を以下の (3-13) 式のように計算する.

$$\bar{R}_q^{i,j} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N R_t^{i,j}, \quad \sigma_{TASSM}_q^{i,j} = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{t=1}^N (R_t^{i,j} - \bar{R}_q^{i,j})^2}. \quad (3-13)$$

ここで, $\bar{R}_q^{i,j}$ は取引期間 q の構成期間における 2 銘柄 i, j の 25MASR の差の平均, $R_t^{i,j}$ は 2 銘柄 i, j の t 時点における 25MASR の差, $\sigma_{TASSM}_q^{i,j}$ は取引期間 q の構成期間における 2 銘柄 i, j の 25MASR の差の標準偏差, N は営業日数 (構成期間は 1 年間であるため, およそ $N = 250$) を表す.

- [5] 基準日以降の取引期間において (3-13) 式で求めた平均と標準偏差を用いて, 平均から 2 標準偏差を超えた日 (以下, 時点 t とする) の株価でペアトレードを組む. 売り買い双方が同じ金額になるように株数を調整する. 取引期間内に 25MASR の差が平均から 2 標準偏差を上にも下にも越えず, ペアトレードを組む機会が存在しなかったペアのリターンはゼロとする. また最終営業日に 2 標準偏差を越えた場合の売買は行わない.
- [6] 取引期間において 25MASR の差が平均に戻った日 (以下, 時点 s とする) の株価で反対売買を行ってペアトレードを解消し, 期間収益率の計算を行う. 取引期間にペアトレードを組めたにもかかわらず, 25MASR の差が取引期間内に平均に戻らない場合は, 取引期間の最終営業日に強制反対売買を行ってペアトレードを解消する. 仮に銘柄 i を買い, 銘柄 j を空売るペアトレードを組む場合の期間収益率は以下の (3-14) 式のように計算される.

$$r_{TASSM}_{t,s}^{i,j} = \frac{(P_s^i - P_t^i + DIV^i) \times 1 \text{ 株}}{P_t^i} + \frac{(P_t^j - P_s^j - DIV^j) \times (P_t^i/P_t^j) \text{ 株}}{P_t^i}. \quad (3-14)$$

反対に銘柄 i を空売り, 銘柄 j を買う場合は以下の (3-15) 式になる.

$$r_{TASSM}_{t,s}^{i,j} = \frac{(P_t^i - P_s^i - DIV^i) \times 1 \text{ 株}}{P_t^i} + \frac{(P_s^j - P_t^j + DIV^j) \times (P_t^i/P_t^j) \text{ 株}}{P_t^i}. \quad (3-15)$$

ここで $r_{TASSM}_{t,s}^{i,j}$ は t 時点から s 時点までに 2 銘柄 i, j の TA-SSM ペアトレードで得られた期間収益率. P_t^i, P_t^j は 2 銘柄 i, j の 25MASR の差が平均から 2 標準偏差を超えた日における株価, P_s^i, P_s^j は 2 銘柄 i, j の 25MASR の差が平均に戻った日の株価である. DIV^i は銘柄 i の配当金, DIV^j は銘柄 j の配当金である.

[7] 手順 [6] で得られた期間収益率（ペアトレードを組む機会が複数回あった場合は各ペアトレードの期間収益率の合計）から取引コスト等を差し引いて最終的な期間収益率を計算する。

TA-SSM ペアトレードの手順を具体的に示す。図表 3-8 は 2002 年上期における構成期間である 2001 年 1 月 4 日から 2001 年 12 月 28 日まで（246 営業日）で最も平均回帰スピードが速かった、すなわち (3-8) 式の $\delta_q^{i,j}$ が最も小さかった JR 東日本（東証コード：9020）と東京電力（東証コード：9501）の 2002 年 2 月前半の時系列を表したものである⁶⁰。この 2 銘柄の構成期間における 25MASR の差の平均、標準偏差はそれぞれ -0.39%，3.03%，平均からの 2 標準偏差は上が 5.67%，下が -6.45% である。2002 年 2 月 5 日に下側 2 標準偏差である -6.45% を下回ったことからペアトレードを組み、2 月 12 日に平均値を上回ったため反対売買を行うことでペアトレードを解消する。

図表 3-9 は図表 3-8 の手法に基づき JR 東日本と東京電力の 2002 年上半期のペアトレードの手順をまとめたものである。図表 3-8 に示された 1 回目のペアトレードの計算は「JR 東日本 (*i*) 買い，東京電力 (*j*) 売り」であるので，(3-14) 式に従い以下のように行う。まず売買株数は 2002 年 2 月 5 日の JR 東日本の株価は 5,250 円，東京電力の株価は 2,540 円であるので，JR 東日本を 1 株買う場合，東京電力は $P_t^{9020}/P_t^{9501} = 5,250/2,540 = 2.06692\dots$ であるから，約 2.07 株売れば JR 東日本と同じ金額でペアトレードが組める。そして 1 回目のペアトレード期間である 2 月 5 日から 2 月 12 日までは両銘柄とも配当落ちがないため期間収益率は (3-14) 式より

$$\frac{(5,660 - 5,250 + 0) \times 1 \text{ 株}}{5,250} + \frac{(2,540 - 2,560 - 0) \times 2.07 \text{ 株}}{5,250} = \frac{410 + (-41.4)}{5,250} = 7.02\dots$$

と計算され，約 7.02% となる。

図表 3-9 に示されているように半年間の取引期間においてこの 2 銘柄では 5 回のペアトレードを組む機会が存在する。他の 4 回のペアトレードの期間収益率はそれぞれ約 5.87%，約 6.46%，約 -0.41%，約 7.30% となるので，半年間で得られた収益率の合計は約 26.24% となる⁶¹。このリターンの合計から取引コスト (0.2% × 5 回 = 1%)，空売りコス

⁶⁰ JR 東日本は 2009 年 1 月に 100 対 1 の株式分割を行っているため，2002 年時点の実際の株価および配当金額は 100 倍である。

⁶¹ 4 回目のペアトレードは 2002 年 3 月 19 日から 4 月 26 日までのため，配当落ちの期日（3 月 26 日）と重なり，配当金が JR 東日本では 1 株につき 25 円，東京電力には 1 株につき 30

ト (0.5%×5 回=2.5%)，空売りに伴う借り入れ金利 (約 0.26%) を差し引いて 2002 年上期の JR 東日本と東京電力のペアトレードにおける半年間の最終的な期間収益率を計算すると約 22.47%となった⁶² ⁶³。これらの手順でペアトレードの収益率を他の銘柄ペアでも行い，半年間の平均収益率を算出する。

なお，図表 3-9 における 4 回目のペアトレードの期間収益率はマイナスになっているが，GGR ペアトレードでは取引期間内に反対売買が行われれば必ずプラスの収益が得られるのに対し，MASR を用いる TA-SSM ペアトレードでは必ずしもプラスの収益が得られるわけではない。これは，MASR は株価と似たような動きをするものの，株価の動きと必ずしも一致しないことが原因である。図表 3-3 の任天堂とソニーの株価と 25MASR の推移を参考に例示する。図表 3-3 において取引期間を 2016 年 6 月 1 日から 8 月 31 日と定義し，2016 年 7 月 11 日に任天堂とソニーの 25MASR の差が平均 (0%と仮定する) から 2 標準偏差を超えたと仮定する。この時 TA-SSM ペアトレードを組むために任天堂 (i) を 20,260 円で 1 株空売り，同時にソニー (j) を 3,133 円で約 6.47 株買う⁶⁴。そして任天堂とソニーの MASR が平均である 0%に戻った 8 月 15 日時点の株価 (任天堂は 22,065 円，ソニーは 3,300 円) で反対売買をすると (3-15) 式より 2 銘柄の期間収益率は約-3.58%となり損失を被ってしまう。このように MASR は株価の動きと必ずしも一致することはないため，TA-SSM ペアトレードでは取引期間中の反対売買の結果，期間収益率がマイナスになることがある。

一方で 2016 年 7 月 11 日に対数株価の差が 2 標準偏差を超えたと仮定して任天堂 (対数株価は約 1.345 円) とソニー (対数株価は約 1.019 円) で GGR ペアトレードを組んだ場合，取引期間の最終営業日である 8 月 31 日までに任天堂とソニーの対数株価が等しくなることはなく，8 月 31 日の株価 (任天堂の終値 22,675 円で対数株価は約 1.233 円，ソニ

円入る。また 4 回目は「JR 東日本 (i) 売り，東京電力 (j) 買い」であるため，期間収益率は (3-15) 式より，

$$\frac{(5,810 - 5,400 - 25) \times 1 \text{ 株}}{5,810} + \frac{(2,345 - 2,555 + 30) \times 2.27 \text{ 株}}{5,810} = \frac{385 + (-408.6)}{5,810} = -0.41 \dots$$

のように計算される。

⁶² 2002 年 1 月 4 日時点の日本銀行が公表している短期プライムレート最頻値は年率 1.375% であり，2002 年上期に JR 東日本と東京電力で行ったペアトレードを組んでいた日数は合計 70 日である。従って 2002 年上期における JR 東日本と東京電力の空売りに伴う借り入れ金利は $1.375 \times (70 \div 365) = 0.26 \dots$ となる。

⁶³ 銘柄 j の株数，期間収益率および空売りに伴う借入金利の計算は小数点以下を四捨五入も切り捨ても行わずに EXCEL シート上で計算を行っている。

⁶⁴ 図表 3-3 ではソニーの株価は 10 倍で表していることに注意。

一の終値は 3,325 円で対数株価は約 1.079 円) で強制反対売買を行うことになる。その結果 GGR ペアトレードの期間収益率は (3-12) 式より約 -5.31% となる。このように GGR ペアトレードは強制反対売買を行った結果に限り期間収益率がマイナスとなる⁶⁵。

図表 3-8 TA-SSM ペアトレードの手順 (2002 年上期の JR 東日本と東京電力)

営業日	JR 東日本		東京電力		差 (a-b)	
	終値	25MASR (a)	終値	25MASR (b)		
2002/02/01	5,670	-5.08%	2,585	-2.61%	-2.47%	
2002/02/04	5,480	-7.89%	2,600	-1.96%	-5.93%	
2002/02/05	5,250	-11.32%	2,540	-3.97%	-7.35%	ペアトレード開始
2002/02/06	5,190	-11.89%	2,525	-4.31%	-7.59%	
2002/02/07	5,250	-10.32%	2,510	-4.54%	-5.78%	
2002/02/08	5,360	-7.83%	2,520	-3.77%	-4.07%	
2002/02/12	5,660	-2.18%	2,560	-1.92%	-0.25%	反対売買
2002/02/13	5,690	-1.32%	2,580	-0.99%	-0.33%	
2002/02/14	5,600	-2.61%	2,600	-0.16%	-2.45%	
2002/02/15	5,440	-5.19%	2,570	-1.22%	-3.97%	

(注) 構成期間の 2001 年における JR 東日本と東京電力の 25MASR の差の平均は -0.39%、標準偏差は 3.03%、平均からの 2 標準偏差は上が 5.67%、下が -6.45% である。

第 6 節 データと実証結果

6.1 データ

本章では、2002 年 1 月 4 日から 2016 年 6 月 30 日までの期間を分析の対象とし、半年ごとのペアトレードによるリターンの推定を行う。半年ごとのすべての分析対象ペア数は、GGR ペアトレードは図表 3-2 の「総ペア数」に、TA-SSM ペアトレードは同じく図表 3-2 の「25MASR」における「分析可能ペア数」で示している。

⁶⁵ ただし、GGR ペアトレードは取引コスト等を差し引いた最終的な期間収益率においてはマイナスになることもある。

図表 3-9 2002 年上期における TA-SSM ペアトレード手順 (JR 東日本と東京電力)

回数	営業日	JR 東日本		東京電力		差 (a-b)	JR 東日本	東京電力	期間 収益率
		終値	25MASR (a)	終値	25MASR (b)		株数		
1 回目	2002/02/05	5,250	-11.32%	2,540	-3.97%	-7.35%	1 株買	約 2.07 株売	約 7.02%
	2002/02/12	5,660	-2.18%	2,560	-1.92%	-0.25%	反対売買		
2 回目	2002/02/28	5,100	-8.00%	2,530	-1.34%	-6.66%	1 株買	約 2.02 株売	約 5.87%
	2002/03/06	5,470	0.63%	2,565	0.32%	0.30%	反対売買		
3 回目	2002/03/08	5,750	5.99%	2,550	-0.07%	6.06%	1 株売	約 2.25 株買	約 6.46%
	2002/03/13	5,390	-0.85%	2,555	0.27%	-1.12%	反対売買		
4 回目	2002/03/19	5,810	6.37%	2,555	0.11%	6.26%	1 株売	約 2.27 株買	約 -0.41%
	2002/04/26	5,400	-4.83%	2,345	-3.82%	-1.01%	反対売買		
5 回目	2002/06/05	6,200	6.68%	2,505	-1.65%	8.33%	1 株売	約 2.48 株買	約 7.30%
	2002/06/14	5,710	-3.63%	2,490	-3.09%	-0.54%	反対売買		

ここで半年ごとの分析対象ペアのうち GGR ペアトレードは (3-9) 式で推定した対数株価から以下の (3-16) 式のようにペアを組む 2 銘柄の対数株価の差の 2 乗和 (Sum of Squared Difference, SSD) を計算する。

$$SSD_T^{i,j} = \sum_{t=1}^T (p_t^i - p_t^j)^2. \quad (3-16)$$

$SSD_T^{i,j}$ は T 時点における銘柄 i と銘柄 j の対数株価の差の 2 乗和、 p_t^i は銘柄 i の t 時点における対数株価、 p_t^j は銘柄 j の t 時点における対数株価である。

そして (3-16) 式で計算した $SSD_T^{i,j}$ が小さい順に上位 5 番目まで (TOP5)、及び上位 10 番目まで (TOP10) を抽出する。TA-SSM ペアトレードは半年ごとの分析対象ペアのうち (3-8) 式の $\delta_q^{i,j}$ が小さい、すなわち平均回帰スピードの速い順に上位 5 番目まで (TOP5)、及び上位 10 番目まで (TOP10) を抽出し、実証分析を GGR ペアトレード、TA-SSM ペアトレードともに TOP5, TOP10, そしてすべての分析対象ペア (ALL) にて

行った⁶⁶.

6.2 「当日組成」と「翌営業日組成」

ペアトレードの組成時に、GGR ペアトレードでは対数株価の差が 2 標準偏差を超えた日の株価の終値、TA-SSM ペアトレードでは 25MASR の差が平均から 2 標準偏差を超えた日の株価の終値でペアを組む方式を「当日組成」と定義する。また両ペアトレードともに 2 標準偏差を超えた日の翌営業日の VWAP でペアを組む方式を「翌営業日組成」と定義する。VWAP は以下の (3-17) 式のように表される⁶⁷.

$$VWAP_t^i = \frac{t \text{ 日における銘柄 } i \text{ の売買代金}}{t \text{ 日における銘柄 } i \text{ の売買高}}. \quad (3-17)$$

ここで、「当日組成」だけではなく「翌営業日組成」を定義した理由に日本の株式市場における空売り規制の存在がある。2002 年 3 月 6 日から 2013 年 11 月 1 日まで、直近価格よりも下の価格で空売りをすることができないアップティック・ルールが存在していた⁶⁸。そのため、2 標準偏差を越えた当日の終値が直近価格よりも安い価格ならば空売りは実務上不可能となり、当日の終値ではペアを組むことができなくなる。そこで本章では翌営業日の VWAP 値を用いてペアトレードを組む方式も加えてペアトレードの有効性を検証する。取引時間中ならば空売り可能な機会が何度もあるため、必ずしも VWAP と同じ価格でペアを組むことはできないものの、「当日組成」のように終値でペアを組むという非現実性を排除することができ、実態にあった適切なペアトレードが可能になる。

⁶⁶ ここで TOP5, TOP10, ALL に分けるのは、GGR ペアトレードでは対数株価の差の 2 乗和が小さいペアほど、TA-SSM ペアトレードでは平均回帰スピードが速いペアほど収益率が高いことが想定されるためである。Gatev et al. (2006) では TOP5, TOP20, ALL に分けて実証分析を行っている。

⁶⁷ VWAP とは、Volume-Weighted Average Price の略で、1 日の出来高を当日の東京証券取引所のオークション市場で成立した価格を価格毎の売買高で加重平均した価格（売買高加重平均価格）をいう。VWAP は、より取引実態に近い平均的な約定価格として、主に機関投資家の執行価格の目標値として用いられている（東京証券取引所ホームページより抜粋、http://www.tse.or.jp/glossary/gloss_0/0_VY_vwap.html）。

例えば 2016 年 6 月 30 日のトヨタ自動車の売買代金は 727 億 4,687 万 7,300 円で、売買高は 1,420 万 2,300 株であるので、トヨタ自動車の 2016 年 6 月 30 日の VWAP は (3-17) 式より、 $72,746,877,300 \div 14,202,300 = 5,122.19$ 円となる（終値は 5,052 円なので、VWAP とは 70 円程違いがある）。

⁶⁸ アップティック・ルールとは、下値を叩いて株価の売り崩しを狙う投資家の行為を禁止するために設けられた規制であり、例えばある株価の終値の直前の価格が 1,000 円で、終値が 999 円だとすると下値を叩くことになるため終値で空売りはできなくなる。一方で終値が 1,001 円であればその価格で空売り可能であるが、現実的に当日の終値で確実に空売りできるかは非常に難しいといってよい。

なお、ペアトレード解消時は「当日組成」「翌営業日組成」ともに同じ営業日の株価の終値で計算を行う⁶⁹。

6.3 実証結果

2002年1月4日から2016年6月30日までのTA-SSMペアトレード、GGRペアトレード、及び配当込TOPIX Core30指数の半年間リターンにおける基本統計量を表したものが図表3-10である。これを見るとTA-SSMペアトレードはGGRペアトレードや配当込TOPIX Core30指数のリターンと比較して、当日組成、翌営業日組成ともに平均値が大きく上回っていることが分かる。当日組成と比較して翌営業日組成のTA-SSMペアトレードはペアを組む時期が1営業日遅れた分リターンが低くなるが、空売り規制が存在する以上は、当日の終値でペアトレードを組むことは実務上不可能である。それにもかかわらず、翌営業日にペアトレードを組成しても半年間のリターンは配当込TOPIX Core30指数や翌営業日組成のGGRペアトレードだけではなく、当日組成のGGRペアトレードの収益率をも大きく上回っている。また最小値を見るとGGRペアトレードがTA-SSMペアトレードの倍近く、つまり大きな損失を出している期間があり、また歪度はGGRペアトレードがマイナス、TA-SSMペアトレードがプラスである。これらのことからGGRペアトレードはTA-SSMペアトレードと比べてマイナスのリターンが多く、TA-SSMペアトレードの安定性を示唆している。

配当込TOPIX Core30指数との比較では、リターンの最大値は同指数に及ばないものの、最小値はTA-SSMペアトレードの方が高い数値を示しており、また標準偏差から見てもTA-SSMペアトレードは収益にばらつきの少ない安定した運用であることが確認できる。事実、ポートフォリオのリスクを図る指標であるシャープ・レシオを見ると、TA-SSMペアトレードはGGRペアトレードおよび配当込TOPIX Core30指数を保有し続ける時と比

⁶⁹ 翌営業日組成の期間収益率の計算は、例えばTA-SSMペアトレードで銘柄*i*を買い、銘柄*j*を空売るペアトレードを組む場合、(3-14)式から以下ようになる。

$$r_{TASSM_{s,t+1}^{i,j}} = \frac{(P_s^i - VWAP_{t+1}^i + DIV^i) \times 1 \text{株}}{VWAP_{t+1}^i} + \frac{(VWAP_{t+1}^j - P_s^j - DIV^j) \times (VWAP_{t+1}^i / VWAP_{t+1}^j) \text{株}}{VWAP_{t+1}^i}$$

ここで $r_{TASSM_{s,t+1}^{i,j}}$ は $t+1$ 時点から s 時点までに銘柄 i と銘柄 j の TA-SSM ペアトレードで得られた期間収益率。 $VWAP_{t+1}^i$, $VWAP_{t+1}^j$ は銘柄 i, j の 25MASR の差が平均から 2 標準偏差を超えた日の翌営業日の VWAP, P_s^i , P_s^j は銘柄 i, j の 25MASR の差が平均に戻った日の株価である。 DIV^i は銘柄 i の配当金, DIV^j は銘柄 j の配当金である

べてリスクが非常に低いことが示されている⁷⁰。しかし、TA-SSM ペアトレードは上位 5 ペア (TOP5)、上位 10 ペア (TOP10) とすべてのペア (ALL) を比べると TOP5 が最もペアトレードによる収益率が高く、大きな利益をあげることができるペアは上位 5 ペアに偏っていることが窺える。

実証結果を半年ごとに詳しく示したのが図表 3-11 (当日組成) と図表 3-12 (翌営業日組成) である。またペアトレードで得られたリターンの再投資を行い、累積収益率をペアトレード開始時に 100 と基準化して TOP5、TOP10、ALL に分けて示したのが図表 3-13 である。配当込 TOPIX Core30 指数は 2002 年 1 月 4 日の価格を 100 に基準化してペアトレードの累積収益率と比較できるようにしている。

これらの図表を見ると TA-SSM ペアトレードは GGR ペアトレードや配当込 TOPIX Core30 指数と比べ、TOP5 の累積収益率は当日組成、翌営業日組成ともに 14 年半の期間で 2 倍以上になっている。TOP10 や ALL は TOP5 ほど良くないが、それでも当日組成、翌営業日組成ともに GGR ペアトレード、配当込 TOPIX Core30 指数と比べ約 1.4 倍以上の累積収益率を生み出している。TA-SSM ペアトレードは 2008 年下期のリーマン・ショックの時期に大きな収益を得ているが、この半年間のリターンを仮に除外したとしても、GGR ペアトレード、配当込 TOPIX Core30 指数双方の収益率を大きく上回る。一方で配当込 TOPIX Core30 指数は運用期間を通じて利益を生み出していないことから分かるように、本章で行った TA-SSM ペアトレード戦略は取引コスト等を考慮しても期間を通じて優れた成績をあげており、ウィーク・フォームの市場の効率性に反する結果を示すことができた。TA-SSM ペアトレードの運用成績で特筆すべきは 2002 年の世界同時株安による下落、2008 年後期のリーマン・ショックを契機とする金融危機における市場の暴落に対してもプラスの収益を出していることである。一方で 2005 年後期の小泉郵政解散以降の株価上昇や、2012 年以降のアベノミクスによる株価上昇時には配当込 TOPIX Core30 指数と比較してパフォーマンスが悪い。

指数が下落すると TA-SSM ペアトレードのリターンは高く、一方で指数が上昇するとリターンはそれと比較して低いことが示されているが、なぜ株価の下落時にペアトレード

⁷⁰ シャープ・レシオ (SR_h) とは、 $SR_h = (r_h - r_f) / \sigma_h$ と表し、ポートフォリオ h の平均リターン (r_h) から無リスク資産のリターン (r_f) を引いたものを、ポートフォリオ h の平均リターンの標準偏差 (σ_h) で割ったものをいう。詳しくは Campbell et al. (1997) を参照。シャープ・レシオはリスク 1 単位当たりから得られる超過リターンであるため、大きければ大きいほど効率的で有利なポートフォリオになることを表す。本章では無リスク資産の利子率は無担保コール翌日物を前提に、すべての期間を 0.1% として計算している。

の利益が株価指数と比べて高いのであろうか。この理由として株式市場の上昇時と下落時における個別銘柄の相関の違いが挙げられる。Longin and Solnik (2001) は株式市場ではベア局面とブル局面では、ベア局面の方が株式市場間の依存関係が強くなる傾向がある、すなわち相関が高まると述べている。さらに Ang and Chen (2002) は極端な株価の下落時は相関がさらに強まるとしている。つまり上昇相場の際は個別の株価は独自の変動をしながら上昇し、25MASR の差が構成期間とは異なる動きをするのに対し、下落時には株価は同時に下がるために、25MASR の差は構成期間と大きくは変化しない。2008 年後期の極端な相場下落時にペアトレードのリターンが分析期間中の最高を示していることが、Ang and Chen (2002) の主張を裏付けるものとなっている。そのため本章で示したペアトレード戦略は株式市場が下落している時期により効力を発揮する取引手法といえよう。

確かに本章で行った運用手法は株価が上昇傾向にある局面ではバイ・アンド・ホールドと比べて効力を発揮しない。しかし株価が永遠に上がり続ける保証はなく、またリーマン・ショック級の株価下落がもう二度とないという保証もできない以上、バイ・アンド・ホールドのみを採用している運用機関はペアトレードのようなリスクの低い運用を新たな戦略として加えるのも 1 つのリスク分散の手であるかもしれない。

図表 3-14 は当日組成の TOP5 における TA-SSM ペアトレードと GGM ペアトレードの勝敗表と重複するペア数、そして TA-SSM ペアトレードの TOP5 おける (8) 式の AR(1) モデルの自由度修正済み決定係数の平均、 $\delta_q^{i,j}$ の平均、及び半減期 (T) の平均を表したものである⁷¹。この図表 3-14 や図表 3-13 から窺えることの 1 つに 2010 年以降 TA-SSM ペアトレードの成績が芳しくなくなっていることが挙げられる。実際に図表 3-13 を見ると、TA-SSM ペアトレードは 2010 年下期以降、2016 年上期までの累積収益率はおよそ同一であり、インデックスに対する超過リターンはおろか絶対的収益も得にくくなっている。

⁷¹ 図表 3-14 における「勝」「負」の定義は、5.3 節で述べたペアトレードの手順における「取引コスト等を差し引いた最終的な期間収益率」がプラスであれば「勝」、マイナスであれば「負」としたものである。5.3 節において GGR ペアトレードでは、取引期間の最終営業日に強制反対売買を行った場合のみ期間収益率がマイナスになると述べたが、この場合の意味は取引コスト等を差し引く前の期間収益率である。従って図表 3-14 の GGR ペアトレードの「負」の定義は強制反対売買の結果計上したマイナスだけではなく、取引コスト等を差し引いた結果最終的な期間収益率がマイナスとなった場合も含まれる。一方で TA-SSM ペアトレードでは最終営業日における強制反対売買での損失、取引コスト等を差し引いた結果の損失に限らず、取引期間中において反対売買を行ったペアトレードの期間収益率がマイナスであった場合も含まれる。なお、「分」とは売買機会が存在しなかったことを表す。

図表 3-10 ペアトレードにおける半年別リターンの基本統計量 (2002年1月4日から2016年6月30日まで)

	当日組成						翌営業日組成						配当込 TOPIX Core30
	TA-SSM			GGR			TA-SSM			GGR			
	TOP5	TOP10	ALL										
平均値	0.037	0.021	0.014	0.009	0.007	0.003	0.032	0.018	0.013	0.004	0.005	0.002	0.013
中央値	0.023	0.016	0.005	0.004	0.017	0.003	0.021	0.011	0.007	0.000	0.020	0.002	-0.005
最大値	0.260	0.194	0.131	0.108	0.091	0.062	0.239	0.180	0.120	0.096	0.077	0.055	0.391
最小値	-0.072	-0.046	-0.075	-0.165	-0.104	-0.131	-0.084	-0.048	-0.059	-0.166	-0.101	-0.113	-0.398
標準偏差	0.066	0.045	0.039	0.066	0.048	0.034	0.060	0.042	0.034	0.066	0.044	0.031	0.163
歪度	1.247	1.855	0.777	-1.101	-0.741	-1.691	1.236	1.817	0.916	-1.003	-0.780	-1.352	0.006
尖度	5.818	8.815	4.917	4.157	3.072	9.173	6.335	8.826	5.066	3.703	3.240	7.682	3.647
平均保有日数	54.841	52.714	41.562	79.29	75.362	48.589	51.338	49.507	39.27	77.759	73.862	47.643	
平均組成回数	2.166	1.993	1.554	1.041	0.972	0.639	2.166	1.993	1.554	1.041	0.972	0.639	
シャープ・レシオ	0.552	0.453	0.327	0.119	0.120	0.049	0.516	0.394	0.342	0.045	0.090	0.028	0.073
標本数	29	29	29	29	29	29	29	29	29	29	29	29	29

図表 3-11 半年別平均リターン（当日組成）

	TA-SSM			GGR			配当込
	TOP5	TOP10	ALL	TOP5	TOP10	ALL	Core30
2002 上期	5.9%	1.6%	3.4%	5.5%	-4.5%	-0.6%	-2.8%
2002 下期	11.3%	2.1%	-1.0%	-15.2%	0.2%	-0.7%	-18.5%
2003 上期	7.8%	0.2%	-0.3%	5.7%	1.7%	-1.3%	1.7%
2003 下期	4.5%	7.2%	4.4%	10.8%	9.1%	3.7%	14.4%
2004 上期	2.4%	2.7%	2.2%	8.6%	6.8%	0.7%	8.0%
2004 下期	0.4%	-1.8%	0.5%	-1.3%	-0.4%	0.3%	-1.6%
2005 上期	2.7%	1.3%	0.3%	2.8%	2.6%	0.3%	-2.0%
2005 下期	-7.2%	-2.9%	-2.1%	-16.5%	-9.6%	-3.5%	39.1%
2006 上期	2.3%	4.0%	3.1%	-0.3%	5.6%	-0.9%	-0.5%
2006 下期	6.7%	2.7%	1.3%	-1.4%	-1.2%	-1.2%	9.3%
2007 上期	12.3%	5.4%	0.9%	-1.3%	-3.3%	-0.5%	5.1%
2007 下期	12.4%	4.1%	3.3%	-2.8%	-0.5%	2.6%	-16.0%
2008 上期	2.3%	5.4%	9.0%	-1.9%	5.0%	6.2%	-8.7%
2008 下期	26.0%	19.4%	13.1%	0.3%	1.5%	5.8%	-39.8%
2009 上期	8.0%	4.1%	-0.4%	5.5%	2.9%	3.8%	6.3%
2009 下期	1.6%	1.3%	2.5%	2.4%	3.6%	0.9%	-0.5%
2010 上期	0.6%	-0.3%	-0.1%	-1.3%	-0.5%	0.8%	-10.5%
2010 下期	5.9%	3.2%	1.4%	5.9%	2.9%	0.0%	9.6%
2011 上期	2.3%	0.4%	-2.8%	3.0%	-10.4%	-13.1%	-8.3%
2011 下期	-3.5%	-1.0%	4.5%	6.2%	2.3%	0.4%	-16.2%
2012 上期	3.6%	-0.4%	-0.6%	0.3%	1.2%	1.2%	10.9%
2012 下期	1.1%	-3.7%	-7.5%	-1.9%	2.1%	4.7%	15.3%
2013 上期	-6.0%	2.9%	-2.6%	6.1%	3.9%	0.5%	34.6%
2013 下期	1.1%	0.8%	-0.4%	0.4%	-5.1%	-1.7%	15.4%
2014 上期	-1.5%	-2.8%	-0.5%	5.5%	2.5%	0.5%	-5.3%
2014 下期	1.4%	0.2%	0.4%	3.8%	6.0%	-0.6%	10.3%
2015 上期	-3.3%	-4.6%	-2.3%	-12.7%	-8.8%	-2.5%	17.2%
2015 下期	8.8%	6.2%	5.4%	10.5%	5.8%	1.6%	-6.7%
2016 上期	-2.1%	3.8%	4.8%	-1.0%	-1.7%	0.3%	-22.1%
平均収益率	3.7%	2.1%	1.4%	0.9%	0.7%	0.3%	1.3%
累積収益率	273.6	179.0	145.3	121.3	117.7	106.2	98.9

（注 1）TA-SSM とは、TA-SSM ペアトレード、GGR とは、GGR ペアトレード、配当込 Core30 とは、配当込 TOPIX Core30 指数の半年間の収益率を表す。

（注 2）累積収益率は 2002 年 1 月 4 日時点をもとに 100 に基準化して計算している。

図表 3-12 半年別平均リターン（翌営業日組成）

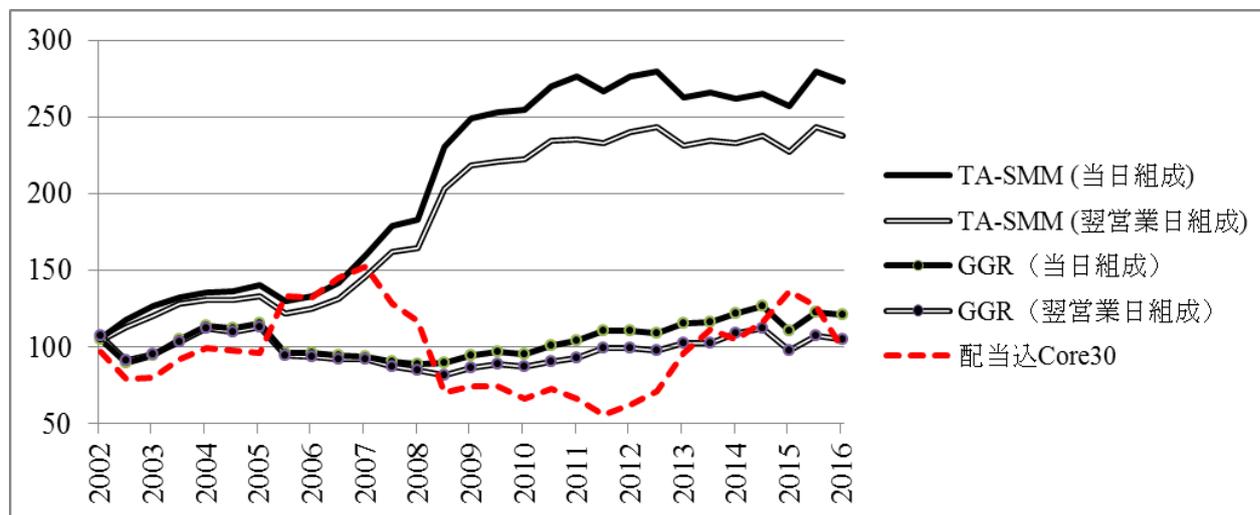
	TA-SSM			GGR			配当込
	TOP5	TOP10	ALL	TOP5	TOP10	ALL	Core30
2002 上期	4.4%	1.1%	2.8%	7.2%	-1.9%	-0.2%	-2.8%
2002 下期	8.7%	0.9%	-0.8%	-14.7%	0.1%	-1.5%	-18.5%
2003 上期	6.4%	1.4%	1.9%	4.5%	2.3%	-0.6%	1.7%
2003 下期	6.5%	6.6%	3.8%	8.4%	7.7%	3.1%	14.4%
2004 上期	1.6%	2.2%	1.6%	8.4%	6.7%	0.5%	8.0%
2004 下期	-0.1%	-2.0%	0.4%	-2.4%	-1.0%	0.2%	-1.6%
2005 上期	2.1%	1.1%	0.1%	3.2%	2.8%	0.3%	-2.0%
2005 下期	-8.4%	-4.8%	-2.2%	-16.6%	-10.1%	-3.6%	39.1%
2006 上期	2.7%	3.4%	2.7%	-0.8%	3.8%	-1.5%	-0.5%
2006 下期	4.9%	1.4%	0.8%	-1.2%	-1.9%	-1.3%	9.3%
2007 上期	11.1%	4.4%	0.4%	-0.2%	-3.0%	0.0%	5.1%
2007 下期	10.9%	4.9%	3.5%	-5.4%	-2.2%	2.3%	-16.0%
2008 上期	1.3%	4.6%	7.4%	-2.6%	3.5%	5.5%	-8.7%
2008 下期	23.9%	18.0%	12.0%	-3.5%	-0.7%	4.8%	-39.8%
2009 上期	7.3%	3.9%	1.1%	6.0%	3.2%	4.5%	6.3%
2009 下期	1.2%	1.0%	2.4%	1.9%	3.1%	0.7%	-0.5%
2010 上期	0.7%	-0.2%	0.1%	-1.6%	-0.7%	0.5%	-10.5%
2010 下期	5.3%	2.6%	0.7%	3.9%	2.0%	-0.2%	9.6%
2011 上期	0.6%	-0.5%	-3.0%	2.8%	-7.7%	-11.3%	-8.3%
2011 下期	-1.0%	0.1%	4.4%	7.1%	2.8%	0.5%	-16.2%
2012 上期	2.9%	-0.5%	-0.9%	0.0%	1.2%	1.0%	10.9%
2012 下期	1.4%	-3.6%	-5.9%	-1.9%	2.2%	5.0%	15.3%
2013 上期	-5.0%	2.2%	-2.0%	5.3%	3.7%	-0.3%	34.6%
2013 下期	1.4%	0.6%	-0.6%	-0.1%	-3.9%	-1.5%	15.4%
2014 上期	-0.7%	-1.8%	-0.4%	5.8%	2.5%	0.5%	-5.3%
2014 下期	2.1%	-0.1%	-0.3%	3.1%	5.9%	-0.6%	10.3%
2015 上期	-4.1%	-4.4%	-2.1%	-12.8%	-9.3%	-2.6%	17.2%
2015 下期	7.0%	5.7%	4.7%	9.6%	4.9%	1.8%	-6.7%
2016 上期	-2.4%	2.6%	4.2%	-2.0%	-1.8%	-0.2%	-22.1%
平均収益率	3.2%	1.8%	1.3%	0.4%	0.5%	0.2%	1.3%
累積収益率	237.9	162.1	141.9	105.3	112.4	104.1	98.9

（注 1） TA-SSM とは、 TA-SSM ペアトレード、 GGR とは、 GGR ペアトレード、 配当込 Core30 とは、 配当込 TOPIX Core30 指数の半年間の収益率を表す。

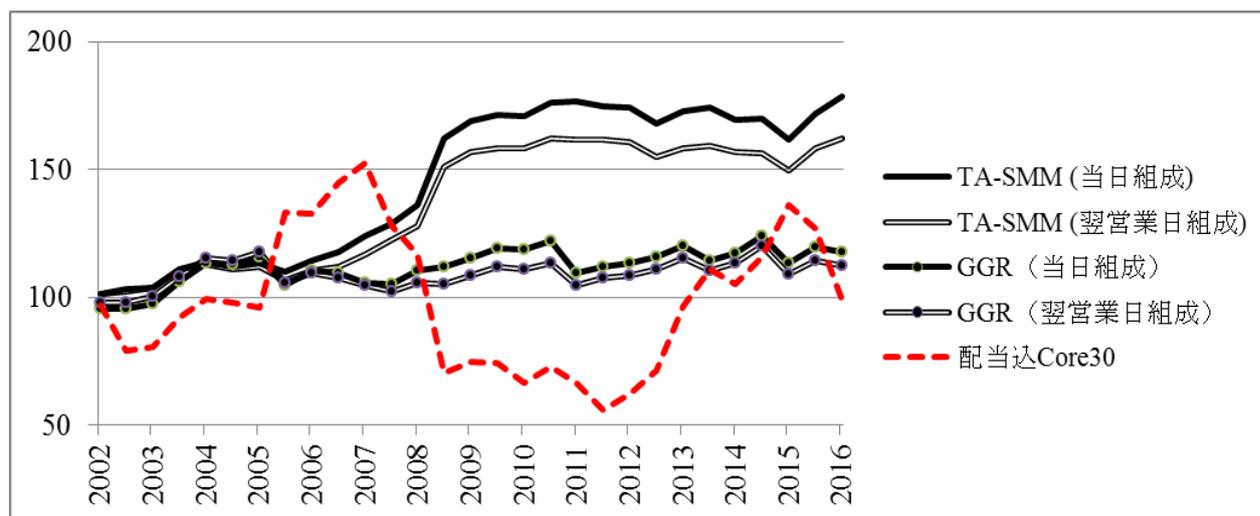
（注 2） 累積収益率は 2002 年 1 月 4 日時点を 100 に基準化して計算している。

図表 3-13 TA-SMM, GGR, 配当込 TOPIX Core30 指数の半年間平均リターンの累積収益率 (TOP5, TOP10 及び ALL. 2002 年 1 月 4 日時点を 100 として計算)

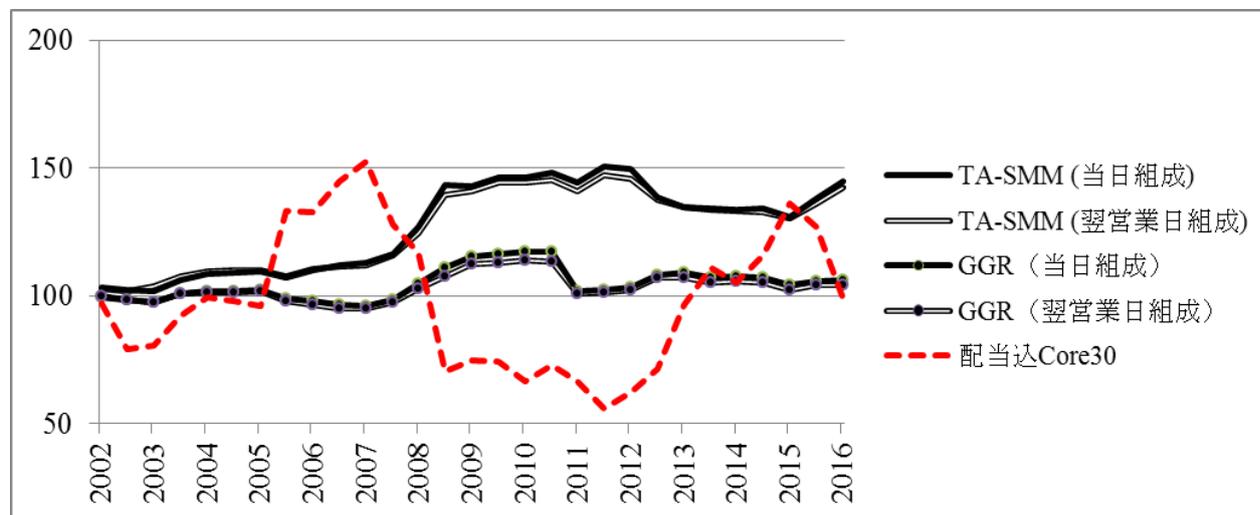
(1) TOP5



(2) TOP10



(3) ALL



そして図表 3-14 の TA-SSM ペアトレードの勝敗表を見ると、2009 年下期までは 58 勝 18 敗 4 分で勝率が 76%なのに対し、2010 年上期以降は 33 勝 26 敗 6 分で勝率が 56%となっており、2010 年上期以降の勝率は 2009 年下期以前と比べて低いことが分かる。この理由として東京証券取引所（2012）が指摘するように、東京証券取引所においてアローヘッドが稼働して HFT の割合が増し、HFT が流動性を供給することで株価の価格発見機能が向上し、日本の株式市場が効率的になったことが原因として考えられる。

すなわち、(3-8) 式の AR(1)モデルの自由度修正済み決定係数の平均を見ると、2009 年下期以前は 70%未満の期間があるのに対し（2002 年上期から 2009 年下期までの平均は 72%）、2010 年上期以降はすべて 70%以上ある（2010 年上期から 2016 年上期までの平均は 76%）。これは、2009 年下期までは AR(1) モデルにおける残差のばらつきが比較的大きかったことを表す。このことから、2009 年下期以前の株式市場は 2010 年上期以降と比べて非効率であったことが推測される。また、 $\delta_q^{i,j}$ の平均はそれほど違いが見られないが、半減期の平均で見ると、2009 年下期までの平均は 4.21 なのに対し、2010 年上期以降は 5.01 である。半減期が長ければ長いほどランダム・ウォークに近づく、つまり株式市場がより効率的になると第 4 節にて述べたが、これらのことから 2010 年上期以降では株式市場が効率的になっていることが考えられる。Brogaard et al. (2014) は HFT は大型で流動性の高い銘柄に集中して関与していることを指摘していることから、アローヘッド稼働により株式市場、特に TOPIX Core30 指数構成銘柄などの大型株は HFT によって価格発見機能が増したことでミスプライスされた銘柄が少なくなってきたことが示唆される。Park and Irwin (2007) も時代を経るごとに株式市場が効率的になってテクニカル分析で得る収益は次第に減ってきていると述べていることから、日本の株式市場も 2010 年のアローヘッド稼働以降、市場が効率的になって過去の株価の変動から収益を上げる方法は難しくなってきた可能性がある。

しかし本章で扱ったペアトレード対象銘柄は、TOPIX Core30 構成銘柄という日本を代表する大企業の株式のみであり、これらの株式を分析するアナリストの人数も多く、日本のみならず海外の投資家もこれらの銘柄を大量に保有するようになってきた。そのため HFT を扱う高速取引業者を含めた数多くの市場参加者が注目することで株価がミスプライスされる可能性が低くなってきている銘柄が多い。一方で中型、小型株を含めると日本の上場株式は 2,000 銘柄ほど存在する。中小型株は HFT の影響が大型株ほど高くないため、本章で示したように仮に大型株では市場が効率的になり過去の株価の変動から利益を

得ることが難しくなったとしても、TOPIX Core30 を構成する銘柄以外ではペアトレードのインデックス運用以上の収益獲得の機会は残存していると思われる。なお、参考にどの銘柄間で TA-SSM ペアトレードおよび GGR ペアトレードを行ったかを TOP5 の銘柄のみ半期ごとに図表 3-15 と図表 3-16 に示し、重複するペアを下線で表している。

6.4 SSM ペアトレードの先行研究との比較

TA-SSM ペアトレードは GGR ペアトレードや配当込 TOPIX Core30 指数と比較して優れた成績を上げることができた。それでは先行研究で示された SSM ペアトレードは本章と同じ株価データを用いた場合に TA-SSM ペアトレードと比較してどの程度収益率は異なるであろうか。第 4 節で示したように、SSM ペアトレードの 2 つの先行研究は「被説明変数が定常」かつ「モデルの残差に自己相関がない」条件を満たす分析可能ペアが少ないため、先行研究と TA-SSM ペアトレードとを単純に比較する分析は難しい。しかし TA-SSM ペアトレードが先行研究の SSM ペアトレードよりも有効な戦略かを検証するためにも比較分析は必要という考えから、先行研究における半年間の分析可能ペアが 5 未満、例えば分析可能ペアが 3 つしかない場合は、本来 5 つのペアに投資すべき資金を 3 つのペアにすべて振り向ける方法で分析を行う。すなわち 3 つのペアで得られた期間収益率を合計し 3 で割ったものを半年間の先行研究における SSM ペアトレードの期間収益率とする⁷²。これらの方法で先行研究の SSM ペアトレードと TA-SSM ペアトレードの TOP5 との比較分析を行う。

対象となる先行研究は図表 3-2 で示した Baronyan et al. (2010) の価格比による方法と、Do et al. (2006) の累積スプレッドによる方法である。分析に使用するペアは図表 3-2 の「分析可能ペア」の欄に書かれてあるデータ数で、各取引期間の対象銘柄の全てのペアは Baronyan et al. (2010) の価格比では 0~16 ペア、全期間合計 158 ペアであり、Do et al. (2006) の累積スプレッドは 1~14 ペア、全期間合計 145 ペアである。これら 2 つの先行研究と TA-SSM ペアトレードの TOP5 のペアトレードの比較分析を行う。期間はこれまでの分析と同様に 2002 年上期から 2016 年上期までで、当日組成のみの分析を行う。

Baronyan et al. (2010) の価格比は (3-18) 式、Do et al. (2006) の累積スプレッド (Cumulative Spread, CS) は (3-19) 式のように計算する。

⁷² 分析可能ペアが 1 つしかない場合は、そのペアのみで得られた期間収益率をそのまま半年間の期間収益率とする。また、分析可能ペアがゼロの場合の半年間の期間収益率は 0%とする。

図表 3-14 TOP5 (当日組成) の勝敗票と重複するペア数, 及び TA-SSM の AR(1)モデルにおける自由度修正済み決定係数の平均, δ の平均分布及び平均半減期

	TA-SSM			GGR			重複 ペア数	TA-SSM の AR(1)モデル		
	勝	負	分	勝	負	分		$adj-R^2$ の平均	$\delta_q^{i,j}$ の平均 分布	平均 半減期
2002 上期	3	1	1	3	2	0	2	0.68	0.83	3.62
2002 下期	5	0	0	1	4	0	0	0.75	0.86	4.78
2003 上期	4	1	0	4	1	0	1	0.74	0.86	4.64
2003 下期	3	2	0	3	0	2	1	0.73	0.86	4.47
2004 上期	3	2	0	5	0	0	1	0.70	0.83	3.80
2004 下期	2	3	0	0	4	1	0	0.71	0.84	3.93
2005 上期	3	2	0	3	2	0	1	0.67	0.82	3.47
2005 下期	2	3	0	0	5	0	2	0.72	0.84	4.09
2006 上期	4	1	0	3	2	0	1	0.73	0.86	4.46
2006 下期	5	0	0	0	2	3	0	0.75	0.86	4.74
2007 上期	5	0	0	1	3	1	0	0.73	0.84	4.07
2007 下期	4	1	0	2	3	0	0	0.73	0.86	4.48
2008 上期	3	2	0	4	1	0	2	0.73	0.86	4.50
2008 下期	5	0	0	2	3	0	1	0.74	0.86	4.71
2009 上期	5	0	0	1	2	2	2	0.71	0.84	3.99
2009 下期	2	0	3	1	1	3	1	0.69	0.83	3.61
2010 上期	1	0	4	1	1	3	2	0.76	0.87	5.06
2010 下期	4	1	0	3	2	0	2	0.76	0.87	5.10
2011 上期	3	2	0	4	1	0	1	0.78	0.88	5.46
2011 下期	1	4	0	5	0	0	1	0.77	0.87	5.17
2012 上期	4	1	0	1	1	3	1	0.73	0.86	4.55
2012 下期	3	2	0	1	2	2	0	0.74	0.86	4.71
2013 上期	1	3	1	3	2	0	1	0.73	0.85	4.38
2013 下期	3	2	0	2	0	3	0	0.76	0.87	5.17
2014 上期	3	2	0	3	1	1	1	0.73	0.85	4.36
2014 下期	3	2	0	2	2	1	1	0.74	0.86	4.56
2015 上期	1	3	1	0	5	0	2	0.79	0.89	5.95
2015 下期	4	1	0	4	1	0	1	0.79	0.89	5.96
2016 上期	2	3	0	3	2	0	1	0.74	0.86	4.68
全平均	3.1	1.5	0.3	2.2	1.9	0.9	1.0	0.74	0.86	4.57
2009 以前の平均	3.6	1.1	0.3	2.1	2.2	0.8	0.9	0.72	0.85	4.21
2010 以降の平均	2.5	2.0	0.5	2.5	1.5	1.0	1.1	0.76	0.87	5.01

(注 1) TA-SSM とは, TA-SSM ペアトレード, GGR とは, GGR ペアトレード, $adj-R^2$ は自由度修正済み決定係数を表す. 勝敗表における「分」とは売買機会が存在しなかったことを表す.

図表 3-15 TA-SSM ペアトレードの TOP5 ペア一覧 (平均回帰スピードの速い順, GGR との重複ペアは下線)

	TOP1	TOP2	TOP3	TOP4	TOP5
2002 上期	<u>JR 東日本 / 東 電</u>	武 田 / 富士フィルム	デンソー / トヨタ	デンソー / ホンダ	<u>ローム / 京セラ</u>
2002 下期	京セラ / 村田製	信越化 / 富士フィルム	日 立 / 任天堂	武 田 / 富士フィルム	任天堂 / 京セラ
2003 上期	任天堂 / 京セラ	<u>武 田 / 富士フィルム</u>	日産自 / トヨタ	任天堂 / 村田製	京セラ / 村田製
2003 下期	任天堂 / 京セラ	任天堂 / 村田製	京セラ / 村田製	<u>武 田 / 富士フィルム</u>	JR 東日本 / NTT
2004 上期	<u>東 電 / 関西電</u>	ローム / 村田製	野村 HD / ミレア HD	信越化 / 富士フィルム	JR 東日本 / 東 電
2004 下期	野村 HD / ミレア HD	ローム / 村田製	松下電 / 任天堂	東 芝 / ローム	トヨ タ / ホンダ
2005 上期	三菱東京 / ミレア HD	<u>日 立 / 京セラ</u>	デンソー / トヨタ	三菱東京 / 野村 HD	信越化 / 富士フィルム
2005 下期	三菱東京 / ミレア HD	<u>信越化 / 富士フィルム</u>	デンソー / トヨタ	JR 東日本 / 東 電	<u>JR 東日本 / NTT ドコモ</u>
2006 上期	NTT / NTT ドコモ	日産自 / ホンダ	<u>NTT / 東 電</u>	三菱 UFJ / ミレア HD	三井住友 / ミレア HD
2006 下期	三菱 UFJ / ミレア HD	三井住友 / ミレア HD	アステラス / 富士フィルム	信越化 / アステラス	三井住友 / みずほ
2007 上期	りそな HD / 三井住友	三井住友 / ミレア HD	NTT ドコモ / ソフトバンク	三菱 UFJ / ミレア HD	みずほ / ミレア HD
2007 下期	三菱 UFJ / 三井住友	J T / アステラス	三井住友 / ミレア HD	J T / 信越化	J T / 武 田
2008 上期	<u>三菱 UFJ / 三井住友</u>	J T / アステラス	アステラス / 富士フィルム	<u>武 田 / アステラス</u>	武 田 / 富士フィルム
2008 下期	NTT / KDDI	J T / 第一三共	東京海上 / 菱地所	<u>JR 東日本 / NTT</u>	JR 東日本 / NTT ドコモ
2009 上期	<u>JR 東日本 / NTT</u>	<u>NTT / NTT ドコモ</u>	JR 東日本 / KDDI	NTT / KDDI	JR 東日本 / NTT ドコモ
2009 下期	JR 東日本 / NTT	NTT / NTT ドコモ	<u>武 田 / アステラス</u>	JR 東日本 / KDDI	JR 東日本 / NTT ドコモ
2010 上期	<u>JR 東日本 / NTT</u>	<u>新日鉄 / JFEHD</u>	三菱 UFJ / みずほ	武 田 / アステラス	三菱 UFJ / 三井住友
2010 下期	<u>ソニー / 三井物</u>	JFEHD / 日産自	新日鉄 / トヨタ	信越化 / アステラス	<u>JR 東日本 / NTT</u>
2011 上期	J T / 武 田	JR 東日本 / NTT ドコモ	三菱 UFJ / 三井住友	<u>新日鉄 / トヨタ</u>	ソニー / 三井物
2011 下期	<u>三菱 UFJ / 東京海上</u>	J T / 武 田	パナソニック / 三井物	東京海上 / 菱地所	J T / アステラス
2012 上期	<u>三菱 UFJ / 東京海上</u>	J T / 武 田	三井物 / 三菱商	三井住友 / 野村 HD	J T / アステラス
2012 下期	三菱 UFJ / 東京海上	JR 東日本 / NTT ドコモ	J T / 武 田	J T / アステラス	JR 東日本 / NTT
2013 上期	JR 東日本 / KDDI	J T / アステラス	三菱 UFJ / 菱地所	<u>三井住友 / みずほ</u>	JR 東日本 / NTT
2013 下期	J T / アステラス	日産自 / トヨタ	新日鉄住 / トヨタ	J T / 武 田	新日鉄住 / 日産自
2014 上期	<u>三菱 UFJ / 東京海上</u>	三井住友 / 東京海上	日産自 / トヨタ	KDDI / ソフトバンク	パナソニック / 三井物
2014 下期	三菱 UFJ / 三井不	日 立 / パナソニック	三井住友 / 三井不	<u>三菱 UFJ / 東京海上</u>	みずほ / 三井不
2015 上期	<u>日 立 / パナソニック</u>	NTT / NTT ドコモ	<u>みずほ / 三井不</u>	KDDI / ソフトバンク	JR 東日本 / KDDI
2015 下期	三菱 UFJ / 野村 HD	コマツ / デンソー	<u>JR 東日本 / NTT</u>	KDDI / ソフトバンク	ファナック / 三菱商
2016 上期	JR 東日本 / NTT	NTT / KDDI	<u>三井住友 / 野村 HD</u>	三菱 UFJ / 野村 HD	パナソニック / 三菱商

図表 3-16 GGR ペアトレードの TOP5 ペア一覧 (対数価格差の 2 乗和が小さい順, TA-SSM との重複ペアは下線)

	TOP1	TOP2	TOP3	TOP4	TOP5
2002 上期	<u>JR 東日本 / 東 電</u>	NEC / 富士通	<u>ローム / 京セラ</u>	東 芝 / 京セラ	東 芝 / 富士通
2002 下期	JR 東日本 / 東 電	デンソー / トヨタ	東 芝 / 富士通	日 立 / 富士通	日 立 / 京セラ
2003 上期	ソニー / ローム	トヨタ / ホンダ	三菱東京 / 野村 HD	JR 東日本 / 東 電	<u>武 田 / 富士フイルム</u>
2003 下期	東 電 / 関西電	デンソー / トヨタ	<u>武 田 / 富士フイルム</u>	JR 東日本 / 関西電	ローム / 京セラ
2004 上期	<u>東 電 / 関西電</u>	デンソー / トヨタ	日 立 / 村田製	武 田 / 富士フイルム	デンソー / ホンダ
2004 下期	東 電 / 関西電	JR 東日本 / 関西電	JR 東日本 / 東 電	デンソー / トヨタ	武 田 / 富士フイルム
2005 上期	日 立 / ソニー	トヨ タ / ホンダ	松下電 / ソニー	<u>日 立 / 京セラ</u>	日 立 / 松下電
2005 下期	日産自 / トヨタ	デンソー / ホンダ	ソニー / シャープ	<u>JR 東日本 / NTT ドコモ</u>	<u>信越化 / 富士フイルム</u>
2006 上期	京セラ / シャープ	<u>NTT / 東 電</u>	デンソー / トヨタ	三井住友 / みずほ	日 立 / 任天堂
2006 下期	NTT / 東 電	NTT / NTT ドコモ	三菱 UFJ / みずほ	デンソー / トヨタ	武 田 / アステラス
2007 上期	信越化 / 富士フイルム	三菱 UFJ / みずほ	三菱 UFJ / 野村 HD	三井住友 / みずほ	松下電 / ソニー
2007 下期	信越化 / アステラス	三菱 UFJ / みずほ	アステラス / 富士フイルム	信越化 / 富士フイルム	KDDI / 東 電
2008 上期	<u>三菱 UFJ / 三井住友</u>	日産自 / ホンダ	<u>武 田 / アステラス</u>	トヨタ / ホンダ	新日鉄 / JFEHD
2008 下期	<u>JR 東日本 / NTT</u>	三菱 UFJ / 三井住友	武 田 / 富士フイルム	三菱 UFJ / 野村 HD	三井物 / 三菱商
2009 上期	<u>NTT / NTT ドコモ</u>	<u>JR 東日本 / NTT</u>	三菱 UFJ / 菱地所	三井住友 / みずほ	武 田 / アステラス
2009 下期	NTT ドコモ / 東 電	<u>武 田 / アステラス</u>	NTT / KDDI	トヨタ / ホンダ	三井住友 / みずほ
2010 上期	<u>JR 東日本 / NTT</u>	武 田 / 第一三共	ソニー / 三井物	<u>新日鉄 / JFEHD</u>	J T / アステラス
2010 下期	<u>JR 東日本 / NTT</u>	三菱 UFJ / みずほ	J T / 武 田	三井住友 / みずほ	<u>ソニー / 三井物</u>
2011 上期	三菱 UFJ / 東京海上	<u>新日鉄 / トヨタ</u>	ソニー / 三菱商	NTT / 関西電	J T / アステラス
2011 下期	<u>三菱 UFJ / 東京海上</u>	武 田 / アステラス	NTT / NTT ドコモ	三菱 UFJ / 三井住友	信越化 / 武 田
2012 上期	三菱 UFJ / 三井住友	三井住友 / みずほ	NTT / NTT ドコモ	三菱 UFJ / みずほ	<u>三菱 UFJ / 東京海上</u>
2012 下期	NTT / NTT ドコモ	三菱 UFJ / みずほ	三菱 UFJ / 菱地所	日産自 / トヨタ	トヨタ / ホンダ
2013 上期	三菱 UFJ / 三井住友	日産自 / ホンダ	三井住友 / 東京海上	三菱 UFJ / 東京海上	<u>三井住友 / みずほ</u>
2013 下期	三菱 UFJ / 三井住友	三井物 / 三菱商	三井住友 / みずほ	三菱 UFJ / みずほ	新日鉄 / ホンダ
2014 上期	<u>三菱 UFJ / 東京海上</u>	三菱 UFJ / みずほ	三菱 UFJ / 菱地所	J T / アステラス	みずほ / 東京海上
2014 下期	三菱 UFJ / 野村 HD	<u>三菱 UFJ / 東京海上</u>	NTT / NTT ドコモ	三菱 UFJ / 三井住友	三井住友 / 菱地所
2015 上期	三井住友 / 菱地所	<u>日 立 / パナソニック</u>	三菱 UFJ / 三井不	<u>みずほ / 三井不</u>	コマツ / 日産自
2015 下期	三井住友 / みずほ	JR 東日本 / NTT ドコモ	NTT / NTT ドコモ	野村 HD / 三井不	<u>JR 東日本 / NTT</u>
2016 上期	<u>三井住友 / 野村 HD</u>	三井不 / 菱地所	三菱 UFJ / 東京海上	みずほ / 東京海上	三井住友 / 東京海上

$$RATIO_t^{i,j} = \frac{P_t^i}{P_t^j}. \quad (3-18)$$

ここで $RATIO_t^{i,j}$ は銘柄 i と銘柄 j の t 時点における価格比。 P_t^i は銘柄 i の t 時点における株価、 P_t^j は銘柄 j の t 時点における株価である。

$$CS_T^{i,j} = \sum_{t=1}^T SPREAD_t^{i,j}, \quad (3-19)$$

$$SPREAD_t^{i,j} = r_t^i - r_t^j - (\beta_t^i - \beta_t^j) \times r_t^m.$$

ここで $CS_T^{i,j}$ は銘柄 i と銘柄 j の t 時点から T 時点までの累積スプレッド、 $SPREAD_t^{i,j}$ は銘柄 i と銘柄 j の t 時点における超過リターン。 r_t^i は銘柄 i の t 時点におけるリターン、 r_t^j は銘柄 j の t 時点におけるリターン、 β_t^i と β_t^j は銘柄 i, j の t 時点におけるリスクファクター、 r_t^m は t 時点におけるマーケットリターンである。使用するリスクファクター (β) は TOPIX Core30 指数をベンチマークとして 250 営業日で CAPM (Capital Asset Pricing Model) を用いて算出している⁷³。 r_t^m は TOPIX Core30 指数である。

ペアトレードの方法としては、TA-SSM ペアトレードで使用する 25MASR の差と同じく、構成期間における $RATIO_t^{i,j}$ や $CS_T^{i,j}$ の平均と標準偏差を計算し、取引期間において日次データの終値から求めた $RATIO_t^{i,j}$ や $CS_T^{i,j}$ が平均から上下 2 標準偏差を超えた時点でペアトレードを組み、平均に戻った時点でペアトレードを解消する手法を取る。ペアの選定の方法も TA-SSM ペアトレードと同様である。分析可能ペアが 6 つ以上ある場合は (3-8) 式の $R_t^{i,j}$ を $RATIO_t^{i,j}$ や $CS_T^{i,j}$ に置き換えてそれぞれの $\delta_q^{i,j}$ を推定し、平均回帰スピードが速い順に 5 ペアを抽出する。上述のように対象ペアが 5 未満である期間は、すべての投資資金を分析可能ペアに振り向ける方法でシミュレーションを行う。期間収益率の計算も TA-SSM ペアトレードと同様に (3-14) 式、(3-15) 式を使用し、取引コスト等も調整して実証分析を行った。

各ペアトレードの半年間の最終的な期間収益率の基本統計量は図表 3-17 に、半年ごとの最終的な期間収益率の推移と累積収益率は図表 3-18 に示してある。図表 3-17 を見る

⁷³ CAPM は $E(r_i) = r_f + \beta_i(E(r_m) - r_f)$ と表される。ここで、 $E(r_i)$ は銘柄 i の期待収益率、 r_f は無リスク資産のリターンで、0.1%と仮定して計算した。 β_i は銘柄 i のリスクファクター、 $E(r_m)$ は TOPIX Core30 指数の期待収益率である。

と、平均値は TA-SSM トレードが 3.7%と最も高いものの、Baronyan et al. (2010) の価格比では 2.6%、Do et al. (2006) の累積スプレッドも 3.1%あるため、必ずしも TA-SSM ペアトレードの期間収益率は先行研究の SSM ペアトレードの期間収益率を凌駕するほどの大きな違いは見られない。図表 3-18 の累積収益率を見ても、特に Do et al. (2006) の累積スプレッドは TA-SSM ペアトレードを 2014 年上期から 2015 年上期までは上回っており、TA-SSM ペアトレードと遜色のない結果となっている。しかし Do et al. (2006) の累積スプレッドは歪度がマイナスであり、このことは大きなマイナスの収益率が比較的多いことを示し、また標準偏差から Do et al. (2006) の累積スプレッドは TA-SSM ペアトレードと比較して収益率のぶれが大きいことがわかる。事実、図表 3-17 のシャープ・レシオを見ると TA-SSM ペアトレードが他の 2 つのペアトレードと比較して最も効率的で有利な運用手法であることを示している⁷⁴。

図表 3-17 Baronyan et al. (2010) の価格比、Do et al. (2006) の累積スプレッドおよび TA-SSM ペアトレードの TOP5 における半年別リターンの基本統計量 (2002 年 1 月 4 日から 2016 年 6 月 30 日まで)

	Baronyan et al. (2010) の価格比	Do et al. (2006) の累積スプレッド	TA-SSM の TOP5
平均値	0.026	0.031	0.037
中央値	0.014	0.037	0.023
最大値	0.211	0.162	0.260
最小値	-0.098	-0.158	-0.072
標準偏差	0.080	0.080	0.066
歪度	0.706	-0.238	1.247
尖度	2.965	2.682	5.818
平均保有日数	95.107	96.884	54.841
平均組成回数	1.305	1.323	2.166
シャープ・レシオ	0.314	0.378	0.552
標本数	29	29	29

⁷⁴ 全てのペアトレード (Baronyan et al. (2010) の価格比は 107 ペア、Do et al. (2006) の累積スプレッドは 108 ペア、TA-SSM ペアトレードでは 145 ペア) における期間収益率の単純平均では、TA-SSM ペアトレードは約 3.7%あり、Baronyan et al. (2010) の価格比の約 2.0%、Do et al. (2006) の累積スプレッドの約 1.6%と比べると 1.8 倍以上ある。この原因は分析可能ペアが極端に少ない取引期間において 2 つの先行研究のペアトレードの期間収益率が高くなっていることによる。

図表 3-18 Baronyan et al. (2010) の価格比, Do et al. (2006) の累積スプレッドおよび TA-SSM ペアトレードの TOP5 における半年別平均リターンと累積収益率 (すべて当日組成)

期間	Baronyan et al. (2010) の価格比			Do et al. (2006) の累積スプレッド			TA-SSM の TOP5		
	ペア 数	平均 リターン	累積 収益率	ペア 数	平均 リターン	累積 収益率	ペア 数	平均 リターン	累積 収益率
2002 上期	5	2.7%	102.7	5	4.6%	104.6	5	5.9%	105.9
2002 下期	5	1.4%	104.2	5	1.1%	105.7	5	11.3%	117.9
2003 上期	4	-0.5%	103.7	3	9.0%	115.3	5	7.8%	127.1
2003 下期	5	10.9%	115.0	5	5.6%	121.7	5	4.5%	132.7
2004 上期	5	3.7%	119.3	2	8.4%	131.9	5	2.4%	135.9
2004 下期	5	-4.7%	113.7	5	-7.4%	122.1	5	0.4%	136.4
2005 上期	2	4.4%	118.6	2	4.4%	127.5	5	2.7%	140.1
2005 下期	5	-1.4%	117.0	5	-10.6%	114.0	5	-7.2%	130.0
2006 上期	2	18.4%	138.5	1	16.2%	132.4	5	2.3%	133.1
2006 下期	0	0.0%	138.5	1	-1.4%	130.6	5	6.7%	142.0
2007 上期	5	-1.0%	137.1	5	-1.0%	129.3	5	12.3%	159.4
2007 下期	5	21.1%	166.0	5	14.4%	147.9	5	12.4%	179.2
2008 上期	5	0.0%	166.0	5	-2.3%	144.4	5	2.3%	183.2
2008 下期	5	-8.5%	151.9	5	-5.1%	137.1	5	26.0%	230.9
2009 上期	5	17.9%	179.1	5	15.7%	158.7	5	8.0%	249.3
2009 下期	5	1.7%	182.1	5	-1.2%	156.7	5	1.6%	253.4
2010 上期	5	6.0%	193.1	5	3.7%	162.5	5	0.6%	254.9
2010 下期	5	3.8%	200.4	5	3.4%	168.0	5	5.9%	270.0
2011 上期	5	-9.8%	180.8	5	-5.0%	159.6	5	2.3%	276.3
2011 下期	1	8.4%	196.1	1	6.8%	170.4	5	-3.5%	266.7
2012 上期	3	-6.9%	182.5	1	8.8%	185.5	5	3.6%	276.3
2012 下期	1	5.5%	192.5	3	12.9%	209.4	5	1.1%	279.4
2013 上期	2	-5.6%	181.7	2	5.6%	221.1	5	-6.0%	262.7
2013 下期	1	14.8%	208.6	1	15.2%	254.7	5	1.1%	265.6
2014 上期	1	3.8%	216.4	5	7.3%	273.3	5	-1.5%	261.8
2014 下期	4	-2.0%	212.1	5	1.0%	276.0	5	1.4%	265.5
2015 上期	5	-0.8%	210.4	5	-3.7%	265.7	5	-3.3%	256.8
2015 下期	1	0.0%	210.4	1	0.0%	265.7	5	8.8%	279.3
2016 上期	5	-7.7%	194.2	5	-15.8%	223.6	5	-2.1%	273.6
平均	3.7	2.6%		3.7	3.1%		5	3.7%	

(注) 累積収益率は 2002 年 1 月 4 日時点をもとに 100 に基準化して計算している。

これらのことから、TA-SSM ペアトレードは先行研究における SSM ペアトレードとの比較においても優れた運用手法であることが示された。最も、2 つの先行研究の平均収益率や累積収益率は図表 3-11 の GGR ペアトレード (TOP5, 当日組成) や配当込 TOPIX Core30 指数を大きく上回っていることから、SSM ペアトレード自体は GGR ペアトレードと比較しても有効性の高いペアトレードであることが窺える。

6.5 考察

何故 TA-SSM ペアトレードは GGR ペアトレードや配当込 TOPIX Core30 指数を上回るリターンを上げることができたのか。まず配当込 TOPIX Core30 指数との比較では、De Bondt and Thaler (1989) が述べるように「株価は平均回帰をする」というアノマリーが存在する可能性が挙げられる。効率的市場仮説では株価はランダム・ウォークするためその予測は不可能であると指摘されているが、日本を代表とする大型株においても買われすぎ、もしくは売られすぎというミスプライスされた銘柄が存在し、それらがやがて乖離が修正され平均に回帰する現象が起これ、その現象を TA-SSM ペアトレードのモデルで予測できたことが配当込 TOPIX Core30 指数のリターンを上回る現象を生み出した原因と思われる。Poterba and Summers (1988) も 1 年以上の中期的な期間で見ると株価は平均回帰傾向を示すと述べている。もっとも、ミスプライスされた銘柄は一部に限定されており、そのことが TOP5 の収益率より TOP10 や ALL の方が低い理由と考えられる。何故ならミスプライスされる割合がすべての銘柄で同程度ならば、TOP5, TOP10 及び ALL のリターンも同程度であると考えられるからである。

次に GGR ペアトレードとの比較の原因として考えられるのが平均への回帰の速さを考慮しているかいないかの違いである。TA-SSM ペアトレードで使用したモデルは 25MASR の差という平均回帰性を表すテクニカル指標を用い、そのスピードの速いペアを抽出するのに対し、GGR ペアトレードでは一物一価へ収束するスピードを考慮していない。スピードを考慮していないと収束する期間が長くなってしまい、それだけ収益を獲得する機会が減る。実際、図表 3-10 を見ると GGR ペアトレードは TA-SSM ペアトレードよりも平均保有日数が長く、平均組成回数も半分程度である。このように平均への回帰スピードを考慮したことが、TA-SSM ペアトレードの収益率が GGM ペアトレードを上回った理由であると考えられる。

第7節 結論及び今後の課題

本章では、テクニカル指標の1つである移動平均乖離率とペアトレードを組み合わせるテクニカル分析に基づくペアトレードを提案した。TOPIX Core30 構成銘柄を対象として、Elliott et al. (2005) が提唱するペアトレード (SSM ペアトレード) を発展させた TA-SSM ペアトレードの有効性の検証を行った。実証分析の結果から、取引コスト等を考慮しても2002年1月から2016年6月までの14年半の期間、Gatev et al. (2006) が示したGGR ペアトレードや配当込 TOPIX Core30 指数と比較して良好な成績かつ運用リスクが低いことが示された。本章での研究は取引コスト等も考慮した結果であるため、株式を持ち続けるバイ・アンド・ホールドの運用手法が最も効率的とし、かつテクニカル分析を否定するウィーク・フォームの市場の効率性とは異なる結果となっている。このことは日本の株式市場は分析期間中において完全には効率的になっておらず、過去の株価の動きから利益を上げることが可能であったという事を示しており、ペアトレードもテクニカル分析も有効性があることが示唆された。

今後の課題として以下の点が考えられる。第一に、日本の株式市場も近年において効率的になり、過去の株価変動から収益を上げる方法は難しくなっている可能性がある。本章で指摘したが、日本の株式市場全体でも効率的になってきているのかを検討するために、TOPIX Core30 構成銘柄のような大型株式以外にも中小型株を含めた分析を行う必要があるだろう。第二に、本章では移動平均乖離率とペアトレードと組み合わせで分析を行ったが、他のテクニカル指標とペアトレードとの組み合わせを行うことで新たな運用手法の発見が可能であるかもしれない。Bogomolov (2013) のように現在では一般的でないテクニカル指標が、実はペアトレードと組み合わせると有効性が現れるという再発見がある可能性がある。このあたりを調べていきたい。最後に、本章では確率的スプレッド方式によるペアトレード戦略を用いたが、本章で紹介した距離方式および共和分方式のペアトレード以外にも様々な統計的手法を用いて新たなペアトレード戦略を検討していきたい。

第4章

日本の株式市場の効率性に関する現在

—日本銀行によるETF購入の株式市場への影響と出口戦略の考察—

第1節 はじめに

第2章、第3章の実証分析の結果から、日本の株式市場も時代が経つごとに効率的になり、予測可能性が減じてきていることが示された。しかし2010年以降、日本では株式市場を再び非効率にしてしまう可能性のある政策が行われている。その政策は日本銀行（以下、日銀）によるETF購入、そして将来的に行われるであろう日銀の購入したETFの売却である。

本章の目的は、日銀のETF購入が市場の効率性、市場の予測可能性にどのような影響を与えたのかを、1964年設立の株式凍結機関であった日本共同証券株式会社（以下、共同証券）の株式市場に対する影響を参考に比較し⁷⁵、共同証券の株式売却時における株式市場への影響を分析することで日銀のETF売却における株式市場への将来的な影響を検証することにある。

日銀は2010年10月28日、包括的金融緩和の一環として上場投資信託（Exchange-Traded Fund，以下ETF）を年間約0.45兆円購入することを決定し、同年12月15日より購入を開始した。日銀によるETF購入金額は黒田東彦総裁就任後に始まった量的・質的金融緩和（Quantitative-Qualitative Easing，以下QQE）以降、一段と増額され、2016年7月29日には年間約6兆円の買い入れを行うことを決定するまでに至る。このように大規模になった日銀のETF購入が現在までに株式市場に与えている影響と、将来の出口戦略において株式市場に与える影響の考察は有用であると考えられる。本章で日銀のETF購入及び売却時における影響の比較対象とするのが共同証券である。共同証券とは、1964年1月に日本興業銀行、三菱銀行、富士銀行が中心となって大蔵省の承認のもとで設立した民間の株式凍結機関であるが、事実上株式買い支え機関となったものである。

日銀のETF購入は金融政策の一環であり、共同証券のような買い支え機関ではないた

⁷⁵ 株式凍結機関とは、市場で過剰になっている株式を買い上げて一時的に凍結（棚上げ）し、株式市場が正常な状態に戻った時に市場に戻す機関のことをいう。

め、2つの機関におけるリスク資産購入は政策上の違いはある。しかし共同証券の株式購入と現在の日銀のETF購入が株式市場に与えた影響に類似する部分があるため、本章では共同証券を日銀のETF購入の影響の比較対象とした⁷⁶。共同証券は東証修正平均株価（以降、東証修正平均）の1,200円維持のための買い支えを行ったことから、東証修正平均の構成銘柄のみを対象に株式を購入していた⁷⁷⁷⁸。そのため東証修正平均を構成する225種以外の東証一部の銘柄や東証二部指数の銘柄は買い支えの対象とはならず、これらの対象とならない銘柄は東証修正平均構成銘柄と比較して大幅に落ち込み、株式市場に多大な影響をもたらしていた⁷⁹。日銀も日経平均株価（以降、日経平均）、東証株価指数（以降、TOPIX）、JPX日経インデックス400指数（以降、JPX400）に連動するETFを購入対象としており、東証二部指数やジャスダック指数を構成する銘柄は間接的に購入していないことから、共同証券と同様に購入対象となる株価指数とそうでない株価指数との間に乖離をもたらしたことが推測される⁸⁰。そこで実際に日銀が株式市場に対しどのような影響をもたらしているかを第一の分析として検証した。

第一の分析では、S&P500指数の終値、米ドル円為替レート、各株価指数の前場終値、日銀のETF購入累計額、各株価指数の後場の終値の5変数を用いたベクトル自己回帰モデル（Vector-Auto-Regressive-Model、以降VARモデル）によるインパルス応答関数によって日銀のETF購入による株式市場への影響を検証した。ここで分析期間を、日銀によるETF購入全期間とQQE以前及びQQE以降の3期間に分けて分析を行った。

第一の分析の結果、ETF購入全期間とQQE以前はS&P500指数の上昇と円安の影響が各株価指数へ有意なプラスの影響を与えたが、日銀によるETF購入はいずれの指数にもほとんど有意なプラスの影響を与えなかった。しかしQQE以降は日銀によるETF購入は

⁷⁶ 50年近く前の歴史的な事象と現在の政策を比較してよいものかという意見もあるかもしれない。しかし雨宮（2015）でも人々の物価観の転換という事象を理論的にも実証的に分析したものはあまり見受けられず、参考になるのは歴史であると述べていることから、前例のない日銀のETF購入の影響と、出口への道筋を歴史的な事例を参考に検証することも必要であると考え、共同証券の株式購入、及び売却における株式市場への影響を比較の対象とした。

⁷⁷ 1,200円維持の理由には当時の池田首相の指示があったとされる（草野（1998））。

⁷⁸ 東証修正平均株価とは、現在の日経平均株価のことで、1969年1月より東証が新たな株価指数であるTOPIXの算出に伴い、日本経済新聞社グループがその算出を引き継いだものである。東証一部上場企業の中で代表となる225銘柄の修正平均を求める方法は算出開始の1950年9月7日から変化していない。

⁷⁹ 岡崎（1966）によれば、1963年12月18日の東証修正平均が1,200.64円で、1964年11月10日では1,202.89円とほぼ同じ価格であったのに対し、東証一部の225銘柄以外の120種平均では115.41円から85.69円、東証二部指数は152.94円から119.03円と2割以上下落しており、株価指数間の格差が広がっていた。

⁸⁰ JPX400連動ETFの購入は2014年12月2日から始まった。

S&P500 指数や為替の影響には及ばないものの、日経平均と TOPIX に対し有意なプラスの影響を与えていることを示した。一方で東証二部指数やジャスダック指数には有意な影響を与えないという点で購入対象株価指数とそうでない株価指数との間で異なった影響を与えていたことも示された。

本多ら（2010）では 2001 年から 2006 年まで行われた日銀の量的緩和政策による日銀当座預金残高増加が日経平均を押し上げ、日経平均上昇が生産高を増加させたことを示すことで、量的緩和政策が株価経路を通じて日本経済を活性化したことを実証しているが、量的緩和政策と同様に、QQE の一環としての日銀による ETF 購入額増加は日経平均や TOPIX の上昇をもたらし、そして株高を通じて日本経済を活性化させている政策であるとも考えることができる。

しかし逆に QQE が終了し、日銀が ETF を売却する場合、株価指数を押し下げる影響を株式市場に与えたとすると、株価低迷をもたらし、その結果日本経済に悪影響を与えてしまう可能性も考えられよう。事実、共同証券の株式売却は 1967 年の経済白書では「株価低迷の要因」とされ（経済企画庁（1967））、また 1969 年の経済白書でも「長らく株価の圧迫要因となっていた」と指摘されていた（経済企画庁（1969））。しかし 2 つの経済白書は実証分析を行っておらず、エビデンスに基づいた指摘ではない。そのため実際に共同証券が売却を行うに当たり、どのような影響を株式市場にもたらしたか実証を行ったのが第二の分析である。第二の分析の結果、共同証券の保有株式売却は東証修正平均を統計的に有意に押し下げる影響を与えていたことを示し、共同証券の存在がいざなぎ景気の期間全体における株価の押し下げ要因となっていたことが示された。第二の分析における結果は、今後日銀が ETF の売却を進める上で、共同証券と同様に長期的な株式市場に対する圧迫要因となる可能性を示唆している。

本章の構成は以下の通りである。第 2 節では日銀の ETF 購入と共同証券の株式購入に関して論じ、第 3 節は日銀の ETF 購入が各株価指数に与える影響を VAR モデルにて分析する。第 4 節で共同証券の保有株の売却の株式市場に対する影響の分析を VAR モデルにて行う。第 5 節で 2 つの分析結果を基にした考察を行う。第 6 節で香港での事例から日銀 ETF 売却の出口戦略の一例を提示する。第 7 節は結論である。

第2節 日銀のETF購入と共同証券の株式購入

2.1 日銀のETF購入の影響

日銀がETFを2010年12月から6年半近く購入し続けた結果、2018年3月末現在、東証一部の時価総額（約639兆円）の約3.8%、時価にして約24兆円相当のETFを保有することになった。この金額は、2013年に日経平均を大幅上昇させた原動力である外国人投資家の現物株式買い越し金額15兆円を超える大規模なものである。

ここまで大規模に先進国の中央銀行が株式資産を購入した過去の事例はないにも関わらず、株式市場への影響や出口戦略を検証した論文や著作は限られている。このことは、やはり購入規模の大きい国債に関する文献の多さと比較しても、対照的である。確かに黒田総裁が言うように「ETFの購入の規模は国債と比べて極めて小規模」であり、仮に将来、日銀保有の国債を市場で売却した場合はその影響は計り知れない。しかし国債の場合、白井（2016）が述べるように日銀はその評価に償却減価法を使用していることから、含み損が出てもバランスシート上は損失を計上する必要はない。また、岩田・日本経済研究センター編（2014）によると、国債はいずれ償還されるので、日銀が国債を将来的に市場で売却する可能性は低いと述べている。つまり満期まで国債を保有すれば損失は限られることになる。しかしETFでは評価損を出した場合はその含み損を引当金として計上しなくてはならず、さらに30%以上の損失を出した場合、減損損失を行わなければならない（白井（2016））。そしてETFは国債と異なり満期は存在しないため、QQEの目標達成後、日銀の保有するETFは当面の間保有を継続するにしても、いずれは売却をする必要がでてくる。

黒田総裁は日銀によるETF購入の政策は株価を引き上げることを目的としていないと言っているが⁸¹、加藤（2014）が述べているように、市場関係者の間では株価の押し上げ、または下支えが目的であると広く認識されている可能性がある。2015年の日銀のETFの購入額3兆円は「投資部門別売買状況」で確認できるあらゆる投資家の買い越し額よりも大きく、2015年の外国人投資家の先物・現物株の合計売却額3.3兆円をほぼ吸収する形となっている。また外国人投資家が日本株を売り越した年に日経平均が上昇するのは1989年以来26年ぶりであることから、QQE以降の日銀によるETF購入は日本の株式市

⁸¹ 参議院（2015）における黒田総裁の発言。

場にとって大きな存在になっている可能性がある⁸²。このような ETF 購入を含めた異次元の金融緩和は、早川（2103）が述べるように「やってみなければ、結果は誰にも分からない」という意味で、壮大な社会実験の性質を持つことから、ETF 売却時の影響についても結果は誰にもわからないとも言え、売却の影響を検証するのは至難の業と言える。しかし市場から株式資産を大量に購入するという点では、過去に日銀と同様に株式市場に大きな影響を与え、購入時や売却時に国会や学界等にて大きな議論をもたらしていた機関が存在した。それが共同証券である。仮に日銀の ETF 購入が共同証券と同じような影響を株式市場に与えていたならば、売却時においても比較対象になるであろうとの考えから、共同証券の保有株式売却の影響と比較することで、日銀が ETF を売却するに当たりどのような影響が想定されるかを考察するのが本章の目的である。

2.2 共同証券設立の経緯

1960 年代前半から株式市場では増資が活発化し、1961 年には東証全体の時価総額の 1 割にあたるほどの増資が行われるほど株式の供給過剰な状態が続いていた。通常であれば巨額の増資は株式価値を減じ、株価指数も下落すると考えられる。しかし当時は株式投信が個人投資家の間で流行し⁸³、増資による過剰な株式は株式投信によって吸収されていたため、1960 年 1 月 4 日に 869.34 円であった東証修正平均はわずか 1 年半後の 1961 年 7 月 18 日に 1,829.74 円の高値を付けるに至った（図表 4-1 を参照）⁸⁴。

しかしその後、株式投信のブームは終焉する。一方で増資の勢いは衰えず、増資を吸収する対象であった株式投信も解約が続いたため株価は低迷し、1963 年 12 月には東証修正平均が 1,200 円を割りそうな展開になった。この株式市場の低迷は証券会社の体力を低下させ、一層の株価下落が証券業界ならずとも金融システム全体に悪影響を与える恐れがあった。そこで民間銀行が共同で市場の過剰株式を一時凍結し、投信の解約が収束し株式市場が落ち着いたところで市場に放出する機関が必要ということで設立したのが共同証券であった（草野（1998））。共同証券は 1964 年 3 月から 12 月までの 10 か月間において市場取引を通じて「東証修正平均 1,200 円維持」を目的に株式を買い支え、最終的には約

⁸² 日本取引所グループ「投資部門別売買状況」より。

⁸³ 1960 年代初期は「証券よ、こんにちは。銀行よ、さようなら」という広告が出るほど株式投信がブームであり、1957 年に 1,369 億円であった株式投信の残高は、わずか 5 年後の 1962 年には 1 兆 1,306 億円（東証時価総額比で約 15%）になっていた。

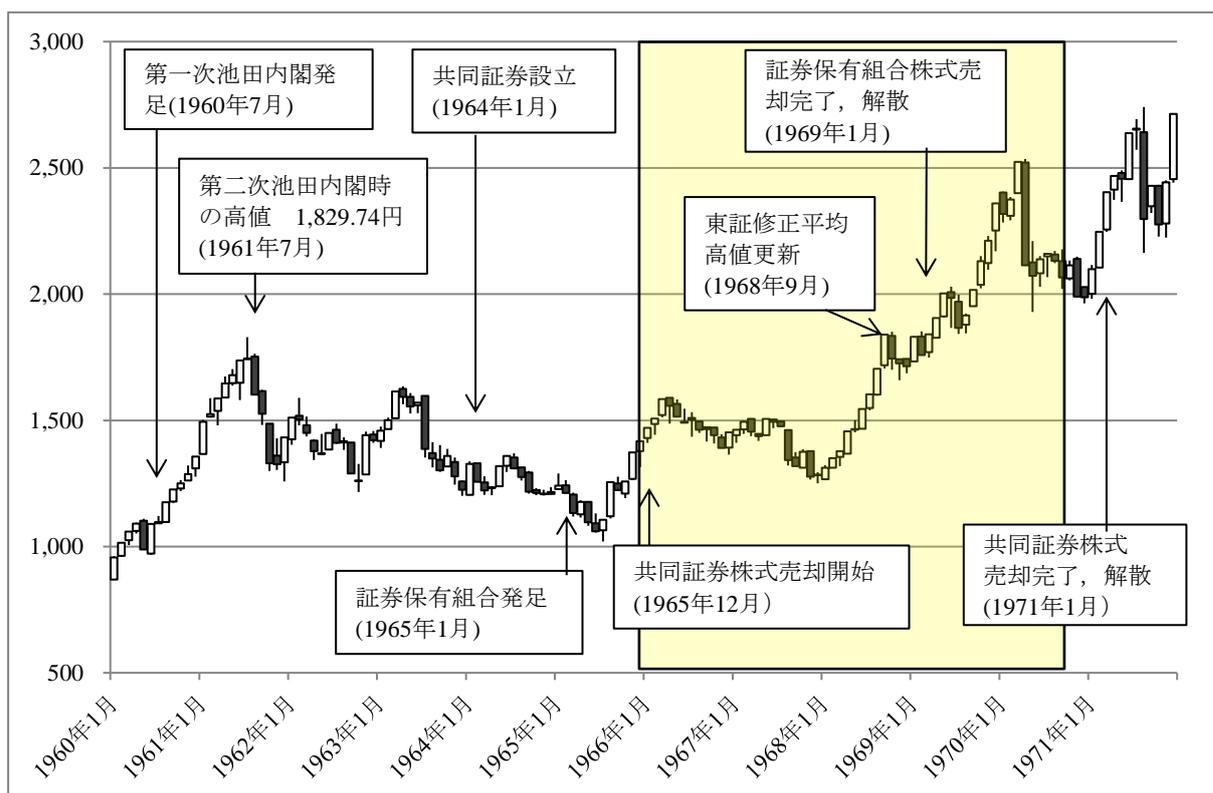
⁸⁴ 東証修正平均株価は「日経平均プロフィール」より得ている。

1,897 億円，当時の東証全体の時価総額の約 2.8%を購入し，その後 1965 年 12 月から 1971 年 1 月にかけて保有株を売却している．共同証券は株式会社であったが，その性格は公的な色合いが強かった（川合（1966））．

2.3 日本証券保有組合の設立

共同証券は出資する銀行団の反対もあって次第に資金が尽きるようになり，日銀に融資を要請した．日銀も最終的に共同証券全体の買い支え資金全体の 3 割もの金額を日証金経由で共同証券に間接融資し，大蔵省も 1965 年 2 月からの企業の増資の一時停止を決定するなど共同証券を全面的にバックアップするも（川合（1966）），1965 年になると日銀が新規融資を断るようになり，共同証券は 1964 年 12 月をもって株式購入を終了する．

図表 4-1 東証修正平均の月次推移（1960 年 1 月から 1971 年 12 月，四角の枠はいざなぎ景気の期間）



（出所）日経平均プロフィールより筆者作成

しかし共同証券による買い支えが終了しても株式投信の解約は収束せず，そこで証券業界が中心になって組織したのが新たな凍結機関である日本証券保有組合（以降，証券保有

組合)であった。証券保有組合は1965年1月より、共同証券が購入しなかった東証修正平均の構成対象とならない、もしくは構成ウエイトが低い銘柄を中心に、証券会社と投信会社の余剰株式を証券会社間のバイカイにて購入を始め、同年7月までに約2,328億円(東証全体の時価総額比の3.51%)の株式を保有するに至った(資本市場振興財団編(1969))⁸⁵。この新たな株式凍結機関である証券保有組合の買い支えにもかかわらず東証修正平均は下げ止まらず、証券会社の体力は低下し、ついに1965年5月大手証券の一角である山一證券が日銀特融による救済を受け「証券不況」の時代となる。東証修正平均も1,100円を割り込み、1,000円も割りそうな展開になったが、同年7月に戦後初の国債発行による景気対策の決定を行うとようやく底を打つことになる。

2.4 共同証券，証券保有組合の歴史的評価

共同証券は東証修正平均を構成する銘柄を対象に、1,200円維持の為に時価総額の大きい銘柄ではなく、構成ウエイトの高い銘柄を重点的に市場内にて購入していた。そのため銘柄間の乖離という点で株式市場に大きな影響をもたらしていたが、池田内閣の方針もあり、購入をやめるわけにはいかなかった。この状況を日本銀行百年史編纂委員会編(1986)では次のように書かれてある。

実勢にさからった人為的なテコ入れがこうじるにつれて、無理が目立ち、株価はもちろん、市場の機能自体にも“ひずみ”が表面化するという形になるという批判が高まった。こうした批判は確かに当たっていたが、当時の状況の下では、これまで続けてきた株価水準の防衛を放棄すれば、大きな混乱が生じる可能性が強かったから、途中で方針を変更することはできなかった(日本銀行百年史編纂委員会編(1986))。

共同証券は時価総額に沿った株式購入ではなかったため、図表4-2にあるように1965年3月末における時価総額1位の東京電力は発行済株式総数の1.56%しか購入しなかったのに対し、日本光学工業(現ニコン)、日本製粉、味の素の3社は10%以上の株式を購入するに至っている。そして東証修正平均にこだわるあまりその他の銘柄、つまり225銘柄

⁸⁵「バイカイ」とは、取引市場外にて証券会社による付け合せで約定させる取引手法で、現在における「ダークプール」に似ている。しかし「バイカイ」は取引所集中原則に反するという批判が強まり、1967年2月に全面禁止となる。全面禁止後の保有株式の「はめこみ」による売却は共同証券、証券保有組合ともに「クロス」の手法で行うようになった。

柄以外の企業や東証二部の企業は購入対象とならず、小林（2002）が述べるように市場構造を歪めたことは否めなかった。しかし株価の下支えに関しては経済企画庁（1992）が論じるようにある程度の効果があったと見られ、証券保有組合との株価買い支えは市場が予想外に早く、また高く回復したため歴史にとりあえずの成功例を残しえたとされる（小林（2002））。

しかし共同証券、証券保有組合の凍結株売却の方法に対する評価は低い。蠟山（1978）によれば両機関の株式放出額のうち相当な部分が、市場を通さず金融機関や事業法人に「はめこまれた」点が問題とされている。

図表 4-2 共同証券の株式保有状況

所有比率上位 10 社			時価総額上位 10 社			
順位	銘柄	共同証券 保有比率	順位	銘柄	時価総額 ウェイト	共同証券 保有比率
1	日本光学工業	12.72	1	東京電力	2.33	1.56
2	日本製粉	10.33	2	日立製作所	2.17	3.14
3	味の素	10.04	3	八幡製鉄	2.09	1.45
4	日清紡績	9.76	4	三菱重工業	2.07	2.94
5	森永製菓	9.66	5	トヨタ自工	1.86	5.21
6	三共	9.51	6	関西電力	1.75	0.72
7	東邦レーヨン	9.43	7	松下電器産業	1.53	5.58
8	王子製紙	9.28	8	東京芝浦電気	1.46	3.03
9	本州製紙	9.23	9	東洋レーヨン	1.45	4.50
10	明治乳業	9.22	10	日産自動車	1.35	5.77

（出所）所有比率上位 10 社は、日本証券経済研究所編（1994）。時価総額順位は野村証券調査部（1969）、時価総額上位 10 社の共同証券持ち株比率は各企業の有価証券報告書の「大株主」より筆者作成。

奥村（1969）が指摘するように、証券不況の結果、株式持ち合いがかえって強化されるという皮肉な結果となり両機関の保有株売却はその後の 2000 年代における持ち合い解消が進むまで長期間にわたり日本の株式市場のコーポレートガバナンスの欠如をもたらす一

因になった⁸⁶。このように共同証券は購入時において株式市場に影響をもたらし、売却時においても株式持ち合いの強化という大きな影響を株式市場に与えていたことになる。

2.5 日銀の ETF 購入における株式市場への影響と共同証券との比較

共同証券では政界、学界から以下のような批判を受けていた。そしてそれに対する共同証券側の回答は以下のものであった。（日本共同証券財団編（1978））

批判① 結果的に管理価格と言われるような買い方をしたため、所要資金が増大した。

回答① 市場が正常な状況のもとにあれば、もちろんこうしたやり方は避けるべきであったかもしれない。しかし結果は批判とは逆であり、1,200 円を割れば売りが売りを呼びさらなる巨額な資金を要したことであろう。

批判② 市場の自律機能を阻害した。

回答② 市場における値動きが縮小したため取引のうまみが少なくなったことは事実であるが、一部の期待するような自律反発がありえたかは疑問。

批判③ 当社が買い入れた銘柄とそうでない銘柄との間に市場価格の乖離が生じた。

回答③ 市場の安定こそが目的であったため、目をつむるほかなかった。

批判④ 東京市場と大阪市場の上場銘柄の相違により、相場水準の開きが拡大した。

回答④ 資金の潤沢な使用を許されなかった情勢の下では、やむを得なかった。

これらの批判のうち、①、②、③の批判については現在の日銀の ETF 購入に対する批判と同様なものと言える。すなわち、日本株は官製相場の色合いが濃くなり、株価形成をゆがめているという市場関係者の日銀への批判は共同証券の管理相場への批判と同様であり⁸⁷、また日本株が大きく下がれば日銀が ETF 購入を通じて下値を支えることは市場の自律機能を阻害しているとも言える。また銘柄間の乖離についても日銀が購入した銘柄とそうでない銘柄との間に乖離が生じている可能性が共同証券と同様に考えられる。日銀は TOPIX 連動、日経平均連動と JPX400 連動の ETF を購入対象としており、東証二部指数やジャスダック指数連動の ETF は購入していない。そのため日銀による ETF 購入も東証

⁸⁶ 他にも川北（1995）が共同証券、証券保有組合の売却が株式持ち合いを強化したと指摘している。

⁸⁷ 「株、海外勢を黙らせた日銀 自社株買いと合わせ 9 兆円パワー」2016 年 12 月 28 日 日本経済新聞電子版。

二部指数やジャスダック指数と比較して TOPIX や日経平均への影響が大きいことが想定される。そこで次節では日銀の ETF 購入がどのような影響を各株価指数に与えているかを検証する。

第3節 日銀による ETF 購入の株式市場に対する影響の分析

3.1 データ

本節では日銀による ETF 購入が株価指数にどのような影響をもたらしているか、そして日銀が購入対象としている株価指数とそうでない株価指数との間で影響の違いが存在するのかを VAR モデルによるインパルス応答関数によって分析する。分析対象となる株価指数は日銀が ETF として購入している日経平均、TOPIX と、購入対象とならない東証二部指数、ジャスダック指数である。

ここで必ずしも株価指数間の影響の違いは日銀による ETF 購入だけではなく、世界的に大型株が中小型株よりも選好されている可能性や、円安の追い風による大型株に多い輸出企業の株価上昇が原因であるかもしれないと複数の要因が考えられる⁸⁸。そこで本節では、米国の代表的な大型株指数である S&P500 指数 (SP500)、そして米ドル円為替レート (YEN)、日銀の ETF 購入累計額 (ETF) のうちどの要因が株価指数 (INDEX) の上昇を生み出しているのかを検証した。また、説明変数に各株価指数の前場終値 (INDEX_Z) を含める。この理由は以下の通りである。大塚 (2016) によると、日銀の ETF 購入のタイミングは後場であることが多い。これは、日銀が前場の株式市場の動向を踏まえた上で買い入れを行っている可能性があると言われているためである。図表 4-3 は、日銀が ETF を購入した日の前場終了時点の TOPIX の前日比を表している。これを見ると 2017 年 3 月 31 日までの期間で前場終了時点の TOPIX が上昇した日に ETF を購入した日は全 396 回のうち 1 回のみで、他の 99.7%においては、前場終値が前日終値よりも低い日であることが分かる。さらに、日銀が ETF を購入した日の最終的な終値も 396 回中 330 回と 8 割以上が前日比マイナスとなっている。

このことから、日銀が ETF を購入した日の株価指数の収益率を被説明変数に、ETF 購入累計額の対数変化率を説明変数にして回帰分析を行うと日銀 ETF 購入で株価指数は有

⁸⁸ 米澤 (2016) では、日銀の ETF 購入期間において株価が上昇した理由に ROE 増加の寄与度が大きいと指摘している。そしてこの ROE 増加は円安の効果によるところが大きいと述べている。

意に下がるという結果が出てしまうことが考えられる。前場終値を変数に加えることで上記の問題からは解放され、「ETF 購入が後場の株価指数をどの程度上昇させたか」と日銀による ETF 購入の効果を検証できる。

図表 4-3 日銀が ETF 購入した日における前場終了時点の TOPIX 前日比騰落率と購入回数 (2010 年 12 月 15 日～2017 年 3 月 31 日)

	ALL	QQE 以前	QQE 以降
0%以上	1 回	0 回	1 回
-0.5%以上 0%未満	108 回	1 回	107 回
-1%未満 -0.5%以上	93 回	0 回	93 回
-1%以下	194 回	69 回	125 回
計	396 回	70 回	326 回

(注) 前日比騰落率は「(当日の前場終値—前営業日の後場終値)÷前営業日の後場終値」で計算した。

(出所) 日本銀行ホームページ

使用するデータは日次で、期間は日銀が ETF を購入している全期間 (2010 年 12 月 15 日から 2017 年 3 月 31 日まで) と、QQE 以前 (2010 年 12 月 15 日から 2013 年 4 月 3 日まで)、及び QQE 以降 (2013 年 4 月 4 日から 2017 年 3 月 31 日まで) に分けて行う。QE 以前と QQE 以降に分けるのは、ETF 購入は極めて異例な臨時的措置としていた白川総裁時代の ETF 購入における方針と⁸⁹⁾、ETF 購入は 2%の物価安定の目標をできるだけ早期に実現するために必要な政策とした黒田総裁時代の方針の違いによる⁹⁰⁾。

S&P500 指数は前営業日の終値 (日本時間午前 6 時に終了、サマータイム時は午前 5 時に終了)。米ドル円為替レートは日銀が公表する午前 9 時時点のスポットレート、各指数の前場終値 (2011 年 11 月 21 日より 11 時 30 分時点、それ以前は 11 時時点) 日銀の ETF は購入累計額を用いて分析を行う。すべての変数は対数化し 100 を乗じている。なお、すべての変数において単位根検定を行ったところ、ETF 購入累計額ではレベル変数でも単位根があるという帰無仮説を 1%有意水準で棄却する定常な変数となった⁹¹⁾。定常であった場合階差を取ると必要以上の情報が失われる恐れがあるため、本多ら (2010) と同様に

⁸⁹⁾ 衆議院 (2011) における白川前総裁の発言。

⁹⁰⁾ 衆議院 (2017) による黒田総裁の発言。

⁹¹⁾ 単位根検定の結果は省略してある。

レベル変数による VAR モデルの分析を行う。一方その他の変数では 3 つの期間いずれもレベル変数では単位根があるという帰無仮説を 10%有意水準でも棄却せず、1 階の階差変数では 1%有意水準で棄却する I(1)変数となった⁹²。

VAR モデルの計算式は以下の (4-1) 式のように表される。

$$\begin{pmatrix} SP500_t \\ YEN_t \\ INDEX_Z_t \\ ETF_t \\ INDEX_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \\ \mu_{4t} \\ \mu_{5t} \end{pmatrix} + A_1 \begin{pmatrix} SP500_{t-1} \\ YEN_{t-1} \\ INDEX_Z_{t-1} \\ ETF_{t-1} \\ INDEX_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + A_k \begin{pmatrix} SP500_{t-k} \\ YEN_{t-k} \\ INDEX_Z_{t-k} \\ ETF_{t-k} \\ INDEX_{t-k} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \end{pmatrix}. \quad (4-1)$$

ここで μ_{it} ($i = 1, \dots, 5$) は定数項, A_i ($i = 1, \dots, k$) は 5×5 の係数行列, $SP500_t$ は t 時点の S&P500 指数の終値の対数, YEN_t は t 時点の米ドル円為替レートの対数, $INDEX_Z_t$ はそれぞれ t 時点の日経平均 ($NIKKEI_Z_t$), TOPIX ($TOPIX_Z_t$), 東証二部指数 ($NIBU_Z_t$), ジャスダック指数 (JQ_Z_t) の前場終値の対数, ETF_t は t 時点の日銀の ETF 購入累計額の対数, $INDEX_t$ はそれぞれ t 期の日経平均 ($NIKKEI_t$), TOPIX ($TOPIX_t$), 東証二部指数 ($NIBU_t$), ジャスダック指数 (JQ_t) の対数を表す, ε_{it} ($i = 1, \dots, 5$) は誤差項である⁹³。

ここで問題となるのは最適なラグ次数の選択である。例えば ETF 購入全期間において、最大ラグ次数を 20 として計算したところ、赤池情報量基準 (Akaike's Information Criterion, 以降 AIC) では最適ラグ次数は 15, シュワルツ情報量基準 (Schwarz Information Criterion, 以降 SIC) では最適ラグ次数が 1 と評価が大きく分かれた。筒井・平山 (2009) はラグ次数が多いと分析モデルの信頼性が失われ、かつ少なすぎれば誤差項の系列相関があらわれるという問題が存在すると指摘している。また養谷ら編 (2007) では VAR モデルのラグ次数の決め方は、誤差項に系列相関が残らないようにすることと述べている。事実、ETF 購入全期間においてラグ次数を 1 として分析を行うと誤差項に系列相関が存在した。そこで本章では誤差項に系列相関が存在しなくなる、具体的には

⁹² 第一の分析では単位根検定の結果の評価が分析方法によって分かれており、定常、非定常の判断ができないため、共和分検定は行っていない。

⁹³ ニューヨーク市場は日本時間午前 6 時 (サマータイム時は午前 5 時) に終了するが、前営業日の終値であるため、日本が月曜日の場合は、S&P500 指数は金曜日の終値 (日本時間では土曜日の午前 6 時時点) を変数として用いる。また、アメリカ市場が月曜日に祝日の場合、日本時間月曜日、火曜日における S&P500 指数はともに金曜日の終値を使用する。日本が月曜日に祝日の場合は、火曜日の S&P500 指数は直前の営業日の終値、すなわち月曜日の終値 (日本時間火曜日の午前 6 時時点) を使用する。

Bruesch-Godfrey の LM テストを用いて 1 期から 5 期まで、すべての期間において「誤差項に系列相関がない」という帰無仮説を 10%以上の有意水準で棄却されないラグまで次数を増やしてその数を決定した⁹⁴。結果 VAR モデルのラグ次数 (k) は ETF 購入全期間では 6, QQE 以前は 3, QQE 以降は 6 となった⁹⁵。データ数は全期間が 1,538 個, QQE 以前が 560 個, QQE 以降は 978 個である⁹⁶。

インパルス応答関数を算出するに当たり、コレスキー分解を行うが、沖本 (2010) が述べるように変数は外生性の高い順番に並べる必要がある。本節の分析は S&P500 指数の終値は日本時間午前 6 時時点 (サマータイム時点は午前 5 時時点)、米ドル円為替レートは同午前 9 時時点、前場終値は同午前 11 時 30 分時点 (2011 年 11 月 18 日以前は午前 11 時時点)、ETF 購入は後場の間 (午後 0 時 30 分から午後 3 時)、後場終値は同午後 3 時時点であるため、外生性の高い順番に並べてあり、また日次データであるため、VAR モデルにおける同時性の問題は存在しないと考えられる。

3.2 実証結果

インパルス応答関数による実証結果を表したのが図表 4-4 (全期間, QQE 以前, QQE 以降) であり⁹⁷, それぞれの図表中における点線のグラフは 95%信頼区間を表す⁹⁸。また, それぞれの VAR モデルにおける「12 期までの残差に系列相関がない」という帰無仮説を LM テストで分析した結果も合わせて図表 4-4 に載せてある⁹⁹。

⁹⁴ QQE 以降ではこの方法を 5%の有意水準にして 20 次までラグ次数を増やして計算しても、最適なラグ次数が見つからなかった。そこで本章では QQE 以降の最適ラグ次数の決定する際に Box-Pierce/Ljung-Box が提案した多変量カバン検定 (Portmanteau Autocorrelation Test) を用いて、 $Q(k+5)$, すなわち「ラグ次数+5 (ラグ次数が 5 期なら 10 期の時点)」までの間に「誤差項に系列相関がない」という帰無仮説を 10%以上の有意水準で棄却されない次数を選んだ。

⁹⁵ 株価指数ごとに系列相関のない最適ラグ次数は若干異なる (例えば QQE 以前では日経平均と TOPIX が 3, 一方で東証二部指数とジャスダック指数は 5) が、日経平均の最適ラグ次数を他の株価指数にも当てはめて分析を行った。

⁹⁶ ETF 購入全期間, QQE 以前, QQE 以降の 3 期間におけるすべての変数の基本統計量を示すと相当な量になるため、基本統計量の図表は省略してある。

⁹⁷ (4-1) 式の VAR モデルの計算結果は補論を参照。

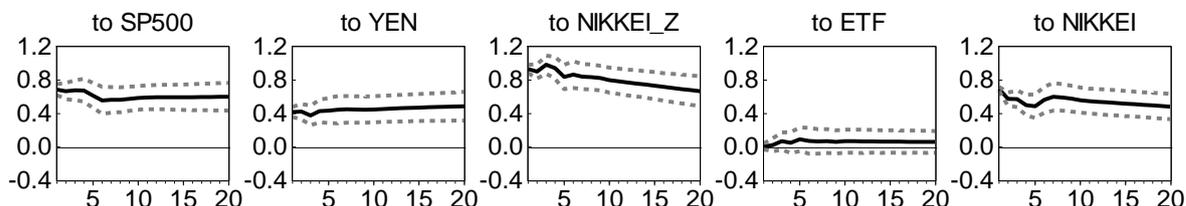
⁹⁸ インパルス応答関数によるすべての分析結果を表示するとかなりのページ数を使用してしまいうため、各株価指数に与える影響の部分のみを抜き出して示している。

⁹⁹ 図には LM テスト統計量と P 値を示している (小数点以下第 4 位を四捨五入している)。LM テストの P 値が 0.10 以上であれば、モデルに系列相関がないという帰無仮説を 10%有意水準で棄却しない (つまり系列相関がない) ことになり、VAR モデルの推定値に信頼性があるということになる。

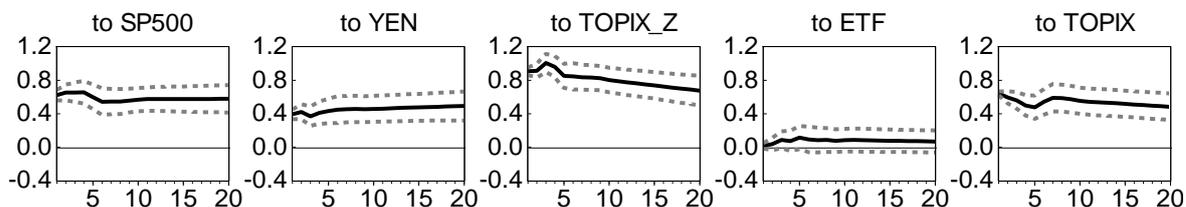
図表 4-4 S&P500 指数 (SP500), 米ドル円為替レート (YEN), 各株価指数の前場終値 (INDEX_Z), ETF 購入累計額 (ETF) が各株価指数に与える影響のインパルス応答関数

1. ETF 購入全期間 (2010 年 12 月 15 日～2017 年 3 月 31 日, ラグ次数は 6)

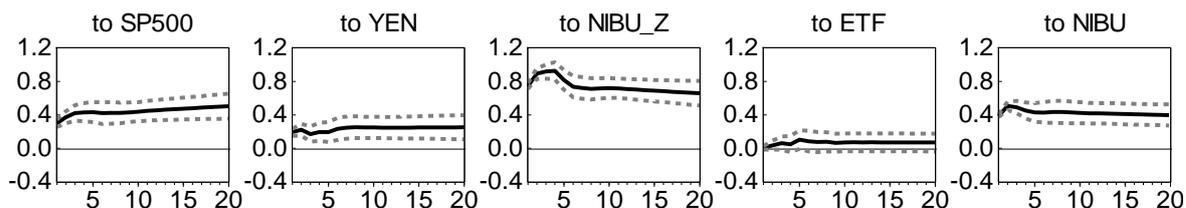
① NIKKEI



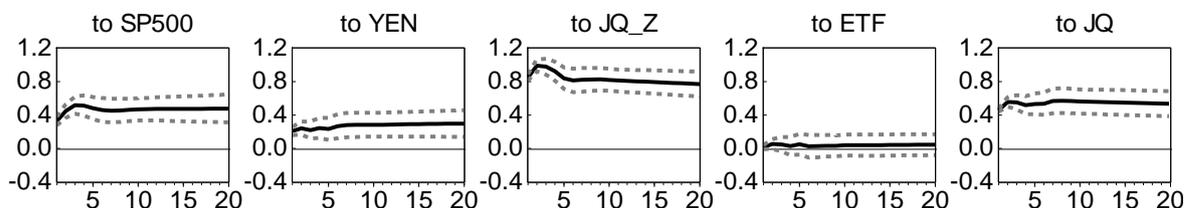
② TOPIX



③ NIBU



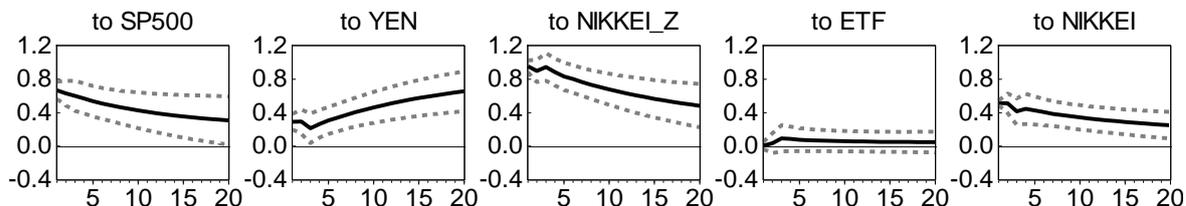
④ JQ



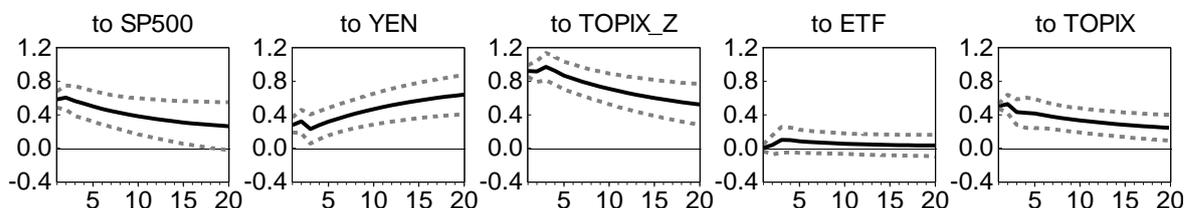
LM (12) = 30.543 P 値 = 0.205

2. QQE 以前 (2010 年 12 月 15 日～2013 年 4 月 3 日, ラグ次数は 3)

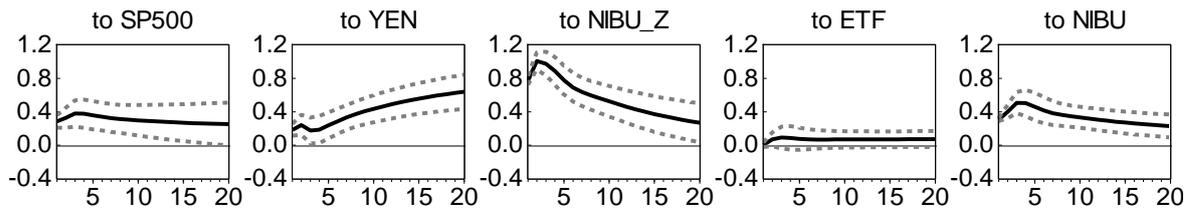
① NIKKEI



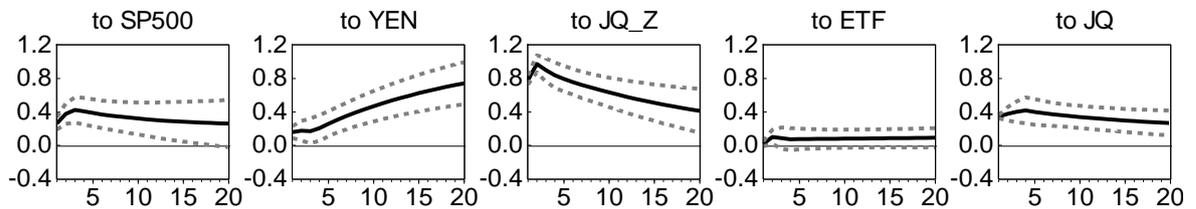
② TOPIX



③ NIBU



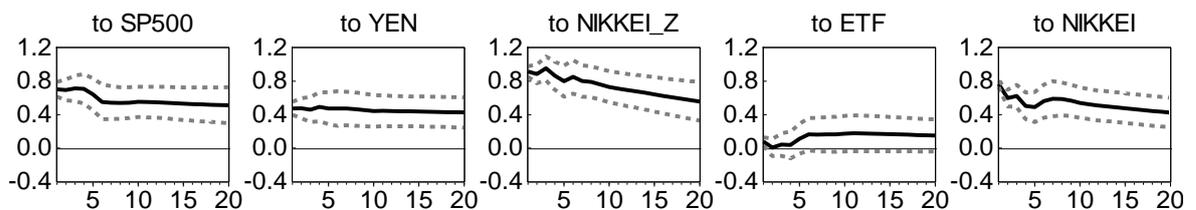
④ JQ



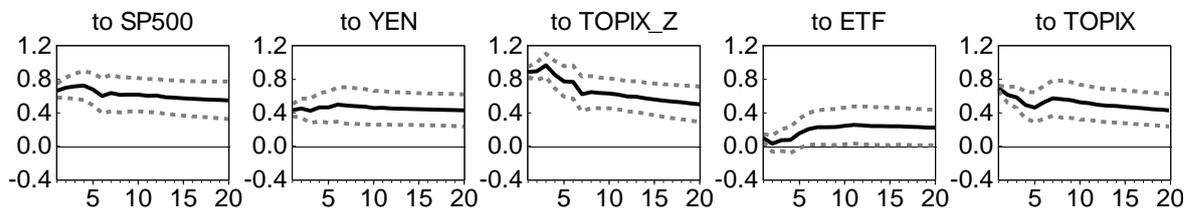
LM (12) = 15.391 P 値 = 0.932

3. QQE 以降 (2013年4月4日~2017年3月31日, ラグ次数は6)

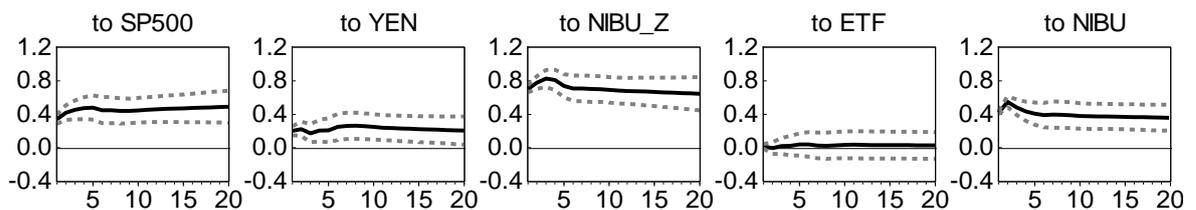
① NIKKEI



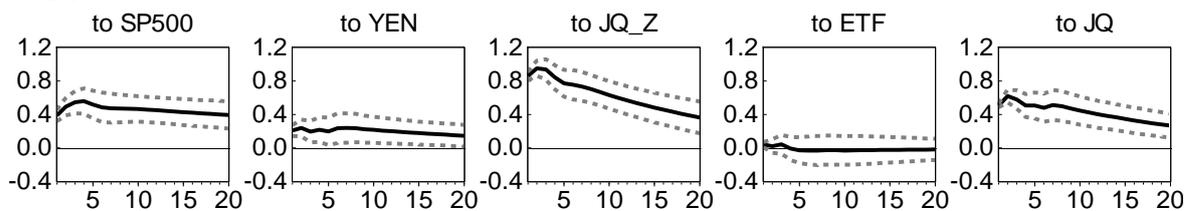
② TOPIX



③ NIBU



④ JQ



LM (12) = 27.991 P 値 = 0.308

(注) ①点線は95%信頼区間を表す。

②「to SP500」とは対象がNIKKEIの場合は、「RESPONSE of NIKKEI to SP500」を省略したもの。

図表 4-4 によると ETF 購入全期間において、日経平均は S&P500 指数が上昇し、米ドル円為替レートが円安に振れるとすべての株価指数は有意に上昇しているが、ETF 購入の影響では上昇こそしているもののその上昇幅は小さく、また有意ではない。さらに日銀 ETF 購入の影響は各株価指数ほぼ同程度である。QQE 以前については日銀の ETF 購入はジャスダック指数が 2 期目において有意に上昇している以外は、ETF 購入全期間と同様の結果であった。しかし QQE 以降では、ETF 購入が日経平均では 1 期目に、TOPIX では 1 期目と 6 期目以降は有意に上昇の影響が示され。特に 6 期目以降では S&P500 指数の 3 分の 2 程度、米ドル円為替レートの半分程度の影響力が日銀の ETF 購入によって示されている。一方で東証二部指数やジャスダック指数はほとんど上昇していないことから、日銀 ETF 購入の各株価指数への影響の差が見られた。このことは QQE 以降の日経平均、TOPIX の上昇は S&P500 指数の上昇や円安の影響に加え日銀の ETF 購入によるところも大きいことを示している。何故なら日銀の ETF 購入による上昇の影響は日経平均、TOPIX に限られているからである。そしてこの結果は、2010 年 12 月から 2015 年 8 月までの ETF 購入全期間では株価を有意に上昇していないという米澤 (2016) と、QQE 以降は日銀の ETF 購入は日経平均を有意に上昇させているという Matsuki et al. (2015) の先行研究と整合的であった。

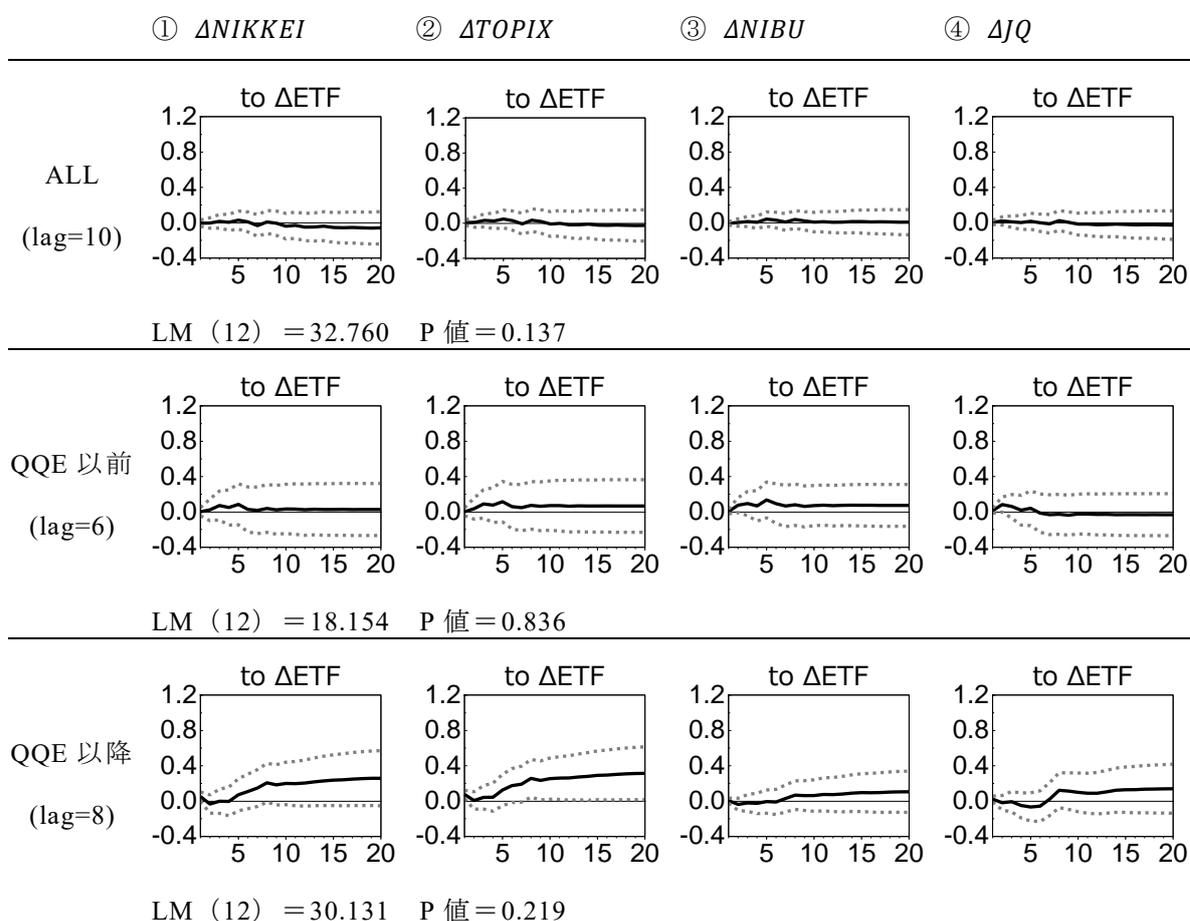
白川 (2010) が述べるように、白川総裁時代の日銀の買い入れの金額 (年間 4,500 億円) はさほど大きくないため、これ自体が需給的に直ちに価格を引き上げるものではなかったことが推測される。しかし、QQE 以降の日銀の ETF 購入は QQE 以前と比較して日経平均や TOPIX のように購入対象となる株価指数を統計的に有意に押し上げ、一方で購入対象とならない東証二部指数やジャスダック指数はほとんど押し上げていない結果となり、指数間に乖離をもたらしていたことが今回の分析で示された。

3.3 頑健性の確認

ここでは本節で推定した実証結果が妥当か否かの頑健性を確認するために追加的な検証を行った。方法としては、単位根検定ではすべての変数が 1 階の階差では定常であったため、すべての変数について 1 階の階差を用いた VAR モデルによる累積インパルス応答関数を行う。VAR モデルでのラグ次数はレベル変数と同様に、AIC と SIC では大きな差が見られたため、LM テストと多変量かばん検定を用いて、誤差項に自己相関が有意でなくなるようラグ次数を決定した。その結果、ETF 購入全期間では 10、QQE 以前は 6、QQE

以降は 8 となった。図表 4-5 は各株価指数に与える影響のみを抽出したものである¹⁰⁰。図表中における点線のグラフは 95%信頼区間を表す。また、それぞれの VAR モデルにおける「12 期までの残差に系列相関がない」という帰無仮説を LM テストで分析した結果もレベル変数での分析と同様に載せてある。分析の結果、レベル変数での分析と同様に日銀による ETF 購入は日経平均や TOPIX を統計的に有意に上昇させるが、東証二部指数とジャスダック指数は有意な影響を与えていないという株価指数間の乖離という結果が示された。

図表 4-5 頑健性の確認 (1 階の階差による累積インパルス応答関数, 「lag」はラグ次数)



(注) ①点線は 95%信頼区間を表す。

②「to ΔETF 」とは対象が「*NIKKEI*」の場合、「*ACCUMULATED RESPONSE of $\Delta NIKKEI$ to ΔETF* 」を省略したもの。

¹⁰⁰ S&P500 指数と米ドル円為替レートの影響は各分析期間において大きな差がなかったために省略した。

第4節 共同証券による保有株の売却の株式市場に対する影響の分析

前節の分析によって、日銀によるETF購入は特にQQE以降、購入対象となる日経平均やTOPIXを有意に上昇させ、また日銀の購入対象とならない東証二部指数、JASDAQ指数は有意な上昇をもたらさなかったように、株価指数間の乖離をもたらしていることが示された。また、QQE以降では日銀のETF購入は日経平均やTOPIXを統計的に有意に上昇させていることが示された。購入時に影響を与えているということは、購入時と同金額で売却を進める場合にも日銀のETFは日経平均やTOPIXに影響を与えることが推測される。では売却時にはどのような影響が想定されるであろうか。そこで本節では共同証券の株式売却時における株式市場に与えた影響を検証する。共同証券の株式売却時の影響を分析することで日銀の出口戦略の参考になると考えられるからである。

4.1 共同証券売却時における時代背景

ここで、共同証券の売却時における時代背景について説明する。この時期の経済状況について中村（1978）は以下のように述べている。

昭和41年から45年にかけて日本経済は岩戸景気を上回るいざなぎ景気（1965年11月～1970年7月）を経験した。その期間はほぼ4年にわたり、設備投資は急速に進められた。国内においては企業の投資行動は相変わらず強気で、設備投資熱は高く、生産性の向上は急テンポであった。年々の春闘による賃上げも15%前後と大幅であり、国内の消費需要も順調に伸びた。年率10%を超える成長が、だれの目に見ても当然とうつるようになったのである（中村（1978））。

共同証券の株式売却は1965年12月に始まり、1971年1月までに保有株式の全てを売却している。また、いざなぎ景気の終わる1970年7月までに保有株式金額の約96%を売却していることから、共同証券はいざなぎ景気の期間中に大部分の株式を売却していることになる。実質GDPが10%を超え、賃上げも15%前後である成長を続けていた時代であるならば株価も順調に伸びて売却にも支障はなかったと想定される。しかし1966年1月4日（東証修正平均1,430.13円）から1967年12月28日（同1,283.47円）の2年間において東証修正平均は下落した。また、いざなぎ景気の全期間における東証修正平均の最高

値は1970年4月6日の2,534.45円であるが、いざなぎ景気開始時の1965年11月1日の1,268.00円と比較すると、成長の割にはその株価上昇幅は2倍程度に収まっており、アベノミクス開始時(2012年12月3日)の日経平均9,458.18円と2017年3月末までの最高値である20,868.03円(2015年6月24日)までの株価上昇率である約2.2倍と比較すると同程度である。

いざなぎ景気初期の株価低迷について、1967年の経済白書は供給側の条件として共同証券、証券保有組合の存在と株式投信の存在を挙げ、需要側の条件として日証金残高の減少を挙げている(経済企画庁(1967))。そこで本節では、共同証券が保有株式売却を開始した1965年12月からいざなぎ景気が終了する期間である1970年7月まで、1967年の経済白書が示した要因が実際にいざなぎ景気初期だけではなく、期間全体において上記の要因が株価低迷をもたらしていたのか、そして共同証券の株式売却は株価にどのような影響を与えていたのかを検証する。

4.2 データ

分析で使用する変数は以下のように経済企画庁(1967)が示した供給側の要因2つと、需要側の要因1つ、そして東証修正平均(*INDEX*)の合計4つとなる。

・経済企画庁(1967)が示した供給側の要因

①株式投信が保有する上場株式金額(*TRUST*:出所は野村証券調査部「財界観測」)¹⁰¹。

②共同証券が保有する株式の月末時価に、市場売却分である41.2%を掛けた値(*KYODO*:出所は日本共同証券財団編(1978))¹⁰²。

・経済企画庁(1967)が示した需要側の要因

¹⁰¹ 「財界観測」によれば、当時の株式投信もすべての残高が株式のみということではなく、債券なども含まれている。時期によって株式投信が保有する上場株式の割合は株式投信の残存元本の6割から8割までと差があるため、株式投信全体の残高時価ではなく、株式投信が保有する上場株式の残高時価としている。

¹⁰² 蠟山(1978)が述べるように共同証券と証券保有組合は保有株式の多くを、市場を通さずに関連企業に売却していた(特に証券保有組合においてはすべての保有株式の売却先が明らかになっている(資本市場振興財団編(1969))。共同証券も日本共同証券財団編(1978)によると、6割近くの保有株式の売却先が明らかになっており、相対での取引と推察される。一方で約41.2%が「売却先不詳の市場放出分」となっている。そのため共同証券が保有する株式の月末時価に、市場を通して売却した分である41.2%を掛けた値の東証一部時価総額比を用いた。しかしどの売却分が市場取引によるものかは記述されていないため、共同証券のすべての月末保有時価に41.2%を掛けた値での東証一部時価総額比を求めている(1967年2月より取引所集中原則により市場外での株式約定を禁止したため、共同証券も証券保有組合もクロス売買ではめ込みに変更し、市場内での放出となったものの、1967年2月以降も月末保有時価の41.2%を掛けた値で東証一部時価総額比を求めている)。

③融資残高から貸株残高を引いた日証金残高（*SHOKIN*：出所は野村証券調査部「財界観測」）。

なお、すべての変数は対数化して 100 倍している。各変数において単位根検定を行ったところ、すべての変数はレベル変数では非定常、1 階の階差では 1%水準で単位根があるという帰無仮説を棄却する定常な変数となり、またヨハンセンの共和分検定を行ったところ各変数には共和分関係が存在しなかったため、1 階の階差による分析を行う¹⁰³。

VAR モデルの計算式は以下の (4-2) 式で表される。

$$\begin{pmatrix} \Delta TRUST_t \\ \Delta KYODO_t \\ \Delta SHOKIN_t \\ \Delta INDEX_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \\ \mu_{4t} \end{pmatrix} + A_1 \begin{pmatrix} \Delta TRUST_{t-1} \\ \Delta KYODO_{t-1} \\ \Delta SHOKIN_{t-1} \\ \Delta INDEX_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + A_k \begin{pmatrix} \Delta TRUST_{t-k} \\ \Delta KYODO_{t-k} \\ \Delta SHOKIN_{t-k} \\ \Delta INDEX_{t-k} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{pmatrix}. \quad (4-2)$$

ここで μ_{it} ($i = 1, \dots, 4$) は定数項、 A_i ($i = 1, \dots, k$) は 4×4 の係数行列、 $\Delta TRUST_t$ は t 期の株式投信が保有する上場株式金額の 1 階の階差、 $\Delta KYODO_t$ は t 期の共同証券が保有する株式の月末時価の 1 階の階差、 $\Delta SHOKIN_t$ は t 期の日証金残高の 1 階の階差、 $\Delta INDEX_t$ は東証修正平均の月末時価の 1 階の階差、すなわち月次対数リターンを表す。 ε_{it} ($i = 1, \dots, 4$) は誤差項である。

ここで前節の日銀の ETF 購入累積額と同じような方法で、共同証券の累積売却額を用いて単位根検定を行うと 2 階の階差でようやく定常な変数になってしまうため、累積売却額は使用せず月末時価を用いた。データの期間は月次で、データ数は 56 個である。各変数の基本統計量は図表 4-6 に表されている。

なお、証券保有組合も 1965 年 9 月から 1969 年 1 月にかけて保有株を売却しているが、市場での直接売却ではないため分析対象外とする。ここで変数の順番について説明する。前節での分析と同様に外生性の高い順番にする必要がある。株式市場では売買代金のシェアが大きいほど影響力が大きく、現代においても 5 割近くの売買代金シェアがある外国人投資家が、日本の株式市場の動向を左右する。そのため、株式投信、共同証券、日証金残高のうち、分析期間である 1965 年 12 月から 1970 年 7 月までの月平均売買金額が大きい変数ほど東証修正平均に与える影響が大きい、すなわち外生性が高いと判断し、変数の順番は「株式投信」「共同証券」「日証金残高」「東証修正平均」とおいた。

¹⁰³ 単位根検定、共和分検定の結果は省略してある。

図表 4-6 各変数の基本統計量

	$\Delta INDEX$	$\Delta KYODO$	$\Delta TRUST$	$\Delta SHOKIN$
平均値	0.808	-5.685	-0.812	1.510
中央値	1.510	-2.477	-0.449	3.071
最大値	7.674	5.833	11.295	53.131
最小値	-17.701	-35.313	-20.192	-46.698
標準偏差	4.558	9.180	5.822	17.149
歪度	-1.387	-1.421	-0.482	0.049
尖度	6.349	4.666	4.115	4.227
観測数	56	56	56	56

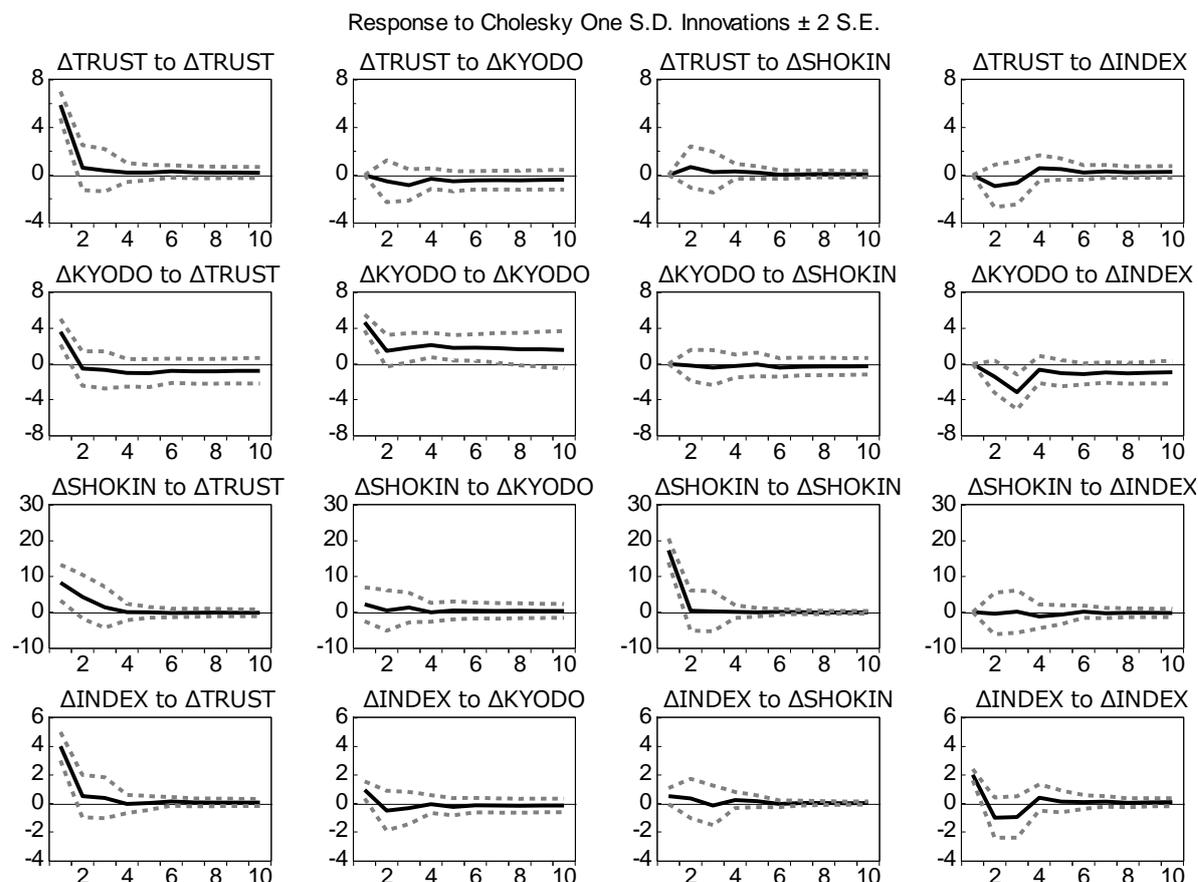
ラグ次数については前節と同様に、LM テストを用いて 1 期から 5 期までのすべてにおいて「誤差項に系列相関がない」という帰無仮説を 10%の有意水準で棄却しないラグを選択した（なお、AIC と SIC ではともに 1 であった）。結果、最適ラグ次数は 2 であった。

4.3 実証結果

インパルス応答関数による結果を表したのが図表 4-7 である¹⁰⁴。図表中における点線のグラフは 95%信頼区間を表す。また、それぞれの VAR モデルにおける「12 期までの残差に系列相関がない」という帰無仮説を LM テストで分析した結果も前節での分析と同様に載せてある。図表 4-7 の「 $\Delta TRUST$ to $\Delta TRUST$ 」と「 $\Delta INDEX$ to $\Delta TRUST$ 」から、株式投信の株式保有残高が予想外に 5.9%上昇（下落）したならば、東証修正平均は 1 期目に統計的に有意に 4.0%上昇（下落）することが示され、同様に「 $\Delta KYODO$ to $\Delta KYODO$ 」と「 $\Delta INDEX$ to $\Delta KYODO$ 」から、共同証券の株式保有残高が予想外に 4.7%上昇（下落）すると、東証修正平均は統計的に有意に 1 期目に 1.0%上昇（下落）することが示された。一方で、「 $\Delta SHOKIN$ to $\Delta SHOKIN$ 」と「 $\Delta INDEX$ to $\Delta SHOKIN$ 」から、日証金残高が予想外に 17%上昇（下落）した場合、東証修正平均は 0.5%の上昇（下落）をもたらすが、統計的に有意ではない。このようにインパルス応答関数の結果から、共同証券の売却の影響は、株式投信ほどの影響はないものの、いざなぎ景気の期間において東証修正平均を有意に押し下げることが示され、長らく株価の低迷要因として働いたことを示している。

¹⁰⁴ (4-2) 式の VAR モデルの計算結果は補論を参照。

図表 4-7 株式投信の保有上場株式金額 ($\Delta TRUST$), 共同証券の月末保有金額 ($\Delta KYODO$), 日証金残高 ($\Delta SHOKIN$) が東証修正平均 ($\Delta INDEX$) に与える影響のインパルス応答関数 (月次: 1965年12月~1970年7月, ラグ次数は2)



LM (12) = 15.804 P 値 = 0.467

注) ①点線は 95%信頼区間を表す.

②「 $\Delta INDEX$ to $\Delta KYODO$ 」とは「RESPONSE of $\Delta INDEX$ to $\Delta KYODO$ 」を省略したもの.

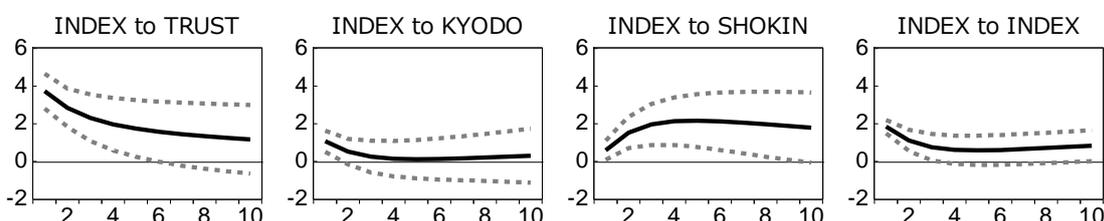
4.4 頑健性の確認

本節においても第 3 節と同様に, 推定した VAR モデルの実証結果が妥当か否かの頑健性を確認するため, レベル変数によるインパルス応答関数の分析を行うことで追加的な検証を行う. 最適ラグ次数は AIC, SIC とともに 1 であり, かつ誤差項の系列相関の問題も存在しなかったため VAR (1) モデルにて分析を行った. 最後に変数の順番を入れ替えての頑健性の確認を行った.

レベルによる分析の結果は図表 4-8 に示している. 図表中における点線のグラフは 95%信頼区間を表す. また, VAR モデルにおける「12 期までの残差に系列相関がない」という帰無仮説を LM テストで分析した結果もレベル変数での分析と同様に載せてある. 1 階の階差による分析と異なり, 日証金残高の東証修正平均に与える影響が共同証券より

も大きいものの、共同証券も1期目に東証修正平均に対し有意な影響を示していることが分かる。また、1階の階差による分析において変数の順番を入れ変えると、日証金残高も有意に東証修正平均へ影響をもたらしている場合もあるが、株式投信の東証修正平均への影響が最も大きく、共同証券が2番目、日証金残高は最も影響が少ないという結果は変化しない。そして株式投信、共同証券の東証修正平均に与える影響は順番を入れ替えてもすべて統計的に有意である。これらの追加的検証からも、共同証券の株式売却は当時の株式市場の圧迫要因の1つになったと示唆される。

図表 4-8 頑健性の確認：レベル変数によるインパルス応答関数
(月次：1965年12月～1970年7月，ラグ次数は1)



LM (12) = 17.446 P 値 = 0.357

(注) ①点線は 95%信頼区間を表す。

②「INDEX to KYODO」とは「RESPONSE of INDEX to KYODO」を省略したもの。

第5節 考察

本多ら (2010) では 2000 年代前半の日銀による量的緩和政策における日銀当座預金残高の増加が株高をもたらし、そして株高が生産高を押し上げたことを示した。このことから量的緩和政策は株価経路を通じて日本経済を活性化させたことを述べているが、QQE による日銀 ETF 購入も株価経路を通じて日本経済に好影響を与えた可能性がある。しかし本章の分析では、共同証券の株式売却は東証修正平均に対して統計的に有意な影響を与えていることを示したが、日銀の ETF 売却も急いで進めると株価下落を引き起こし、株価経路を通じて日本経済に悪影響をもたらす可能性もある¹⁰⁵。

それでは株式市場に影響を与えない程度に ETF 売却を進めていけば問題は解決するの

¹⁰⁵ QQE 以前においても日銀の ETF 購入がジャスダック指数を有意にプラスの影響を与えていることが本章の分析で示されているが、日経平均や TOPIX と比較して時価総額の小さいジャスダック指数の上昇が、果たして株価経路を通じた日本経済の活性化をもたらしていたかは疑問である。

であろうか。本章の分析で QQE 以前、つまり白川総裁時代の年間 4,500 億円の ETF 購入では各株価指数を押し上げる影響を与えなかったことを示したが、仮に 1 年間に同額を売却してもマーケットに影響を与えず、また何かしらの危機が起こらずに損失を出すことなく売却を延期なしで続けられると仮定しても、2018 年 6 月末に簿価ベースで約 20 兆円となった ETF 購入残高はすべてを売却するのに約 44 年間かかる。さらに 2019 年 6 月末まで QQE を続けるならば ETF の残高は簿価ベースで約 26 兆円となることが見込まれ、売却には約 58 年間かかることとなる。参議院（2016）にて当時の雨宮日銀理事が、ETF 売却に関しては市場に不測の影響が生じず、日銀の損失を回避できるような注意深い制度設計を行うことは当然であると述べていることから、売却を宣言して株式市場が共同証券の株式売却時のように低迷すれば売却を延期すると考えられ、従って市場に不測の影響や損失を回避しながらの売却では上に挙げた年数よりも長い時間を要する可能性が高い。

また Ueda（2013）が述べているように、QQE 以降の外国人投資家の先回り買いが株価を押し上げた原動力とするならば、逆に ETF 売却時にも先回り売りが行われる可能性があるため、為替も円高になり、株価が低迷、日銀の ETF 売却が延期される可能性が考えられ、結果すべての日銀保有の ETF を売却するには超長期になる可能性がある。さらに株式市場が下落して日銀に損失が出た場合は翁（2015）が述べるように日本株を保有していない国民にも税金負担として損失をもたらす可能性がある。そのために将来の国民負担の可能性を取り除くためにも、今後の ETF 購入には慎重さが求められると同時に出口戦略へ道筋を描く必要がある。

第 6 節 香港での事例から見る日銀 ETF 売却の出口戦略

それでは売却に向けて日銀はどのような出口戦略を考えるべきか。第一の例として挙げられるのは、アジア通貨危機時代の香港の事例である。1997 年夏、香港政府はヘッジファンドの株式売りに対抗するため、1997 年 8 月 14 日から同年 8 月 28 日のわずか 2 週間程度において約 1 兆 8,660 億円（1998 年 6 月末時点）、当時の香港株式市場の時価総額の 6%もの株式を買い支えた。介入後香港政府は、政府が購入した香港株の処理方法として、購入した株式をまとめて ETF として売出しを行うことが、マーケットに与える影響が最小になるとの結論に至った（銭谷（2002））。そして香港在住の個人投資家中心に ETF にして売出しを行い（ETF 売出しの 70%が個人投資家対象）、さらにその ETF を長期保有

した個人投資家に対してはインセンティブを与えるなどの方針を採用して介入した株式の売却に成功している¹⁰⁶。この香港政府の事例を参考に日銀も購入した ETF のうち、一定の割合は売出しをおこなって処分するという方法も考えられる。しかしこの場合香港市場における事例と異なる点は、購入した投資家にインセンティブを与える場合、既存の ETF 保有投資家との差別化が求められることである。香港政府の ETF 売出しは 1999 年 10 月から始まったため（銭谷（2002））、当時はほとんどの投資家が ETF という金融商品を保有していなかったことが株式売却を進める上で有利となったが、現在の日本で仮に日銀が売出しを行った ETF のみ、国内個人投資家限定の長期保有のインセンティブをつけると、既存の ETF 保有投資家や、外国人投資家から批判を受ける可能性が高く、さらに売出しの情報を受けてヘッジファンドが ETF の先回り売りを行って株式市場に影響を与える可能性も考えられる。他にも日銀の ETF 保有金額は香港政府が買い支えた金額と比較して 10 倍以上あるため、マーケットインパクトをなるべく与えずに売出しを行うにしても超長期の保有を余儀なくされる可能性がある点が問題となる。

第二の例として、日銀の ETF 保有が超長期となることを前提とするならば、日銀も現在の保有 ETF を、年金管理運用独立行政法人（GPIF）と同様に ESG に絡んだ ETF に入れ替えることも考えられよう。2018 年 4 月に日銀は ESG 投資の一環として「MSIC 日本株女性活躍指数」に投資することを決定したが、新規の投資ではなく、現在まで保有している ETF を入れ替えるなどの方法も考えた方が良いと考えられる。現在のように日経平均連動や TOPIX 連動 ETF の保有だけでは業績の悪い企業や、環境問題等、ESG を考慮しない企業も日銀の間接的保有対象となっているが、例えば 2050 年に向けて温暖化ガス排出量 80%削減を目標にしている国の方針もあり、日銀も低炭素株価指数など、環境を考慮した ETF 等に振り分けることを考えれば、単に ETF の塩漬けをすることで国民や学界など各界から批判を受けるよりも国の方針として日銀も協力するという点を考慮した投資となり得る可能性がある。このように ETF 売却に向けた様々な出口シナリオを考えていく必要があると思われる。

¹⁰⁶ ここでいうインセンティブとは、ETF を長期保有した香港在住 18 歳以上等の条件に合致した個人投資家に与えられるボーナスである。香港政府の売出した ETF を 1 年以上保有し続けた個人投資家に対して、仮に 150 万円分の ETF を購入した場合は 7.5 万円分の ETF を無償で提供し、さらに 2 年間継続保有した場合にはさらに 10 万円分の ETF を追加で無償提供する権利を与えた（ただし、150 万円分の ETF の僅かでも途中売却した投資家にはインセンティブは割り当てられない）。

第7節 結論

本章は日銀のETF購入の株式市場に与える影響とその売却時における株式市場における影響を1964年に設立された共同証券を参考に検証したものである。

第一の分析でQQE以降では日銀のETF購入は米国株式市場や円安の影響と同様にTOPIXおよび日経平均を有意にプラスの影響を与えていることが示され、かつ東証二部指数やジャスダック指数は有意な影響を与えていないことから、共同証券と同様に株式市場に株価指数間の乖離という影響をもたらしていることが示された。

第二の分析では、共同証券がいざなぎ景気の期間中に、売却時にどの程度の影響を東証修正平均に与えているかを検証した。実証分析の結果、株式投信の解約ほどではないものの、共同証券の保有株式売却によって東証修正平均は統計的に有意に押し下げられ、株式市場に影響を与えたことが示された。このことは、共同証券の存在が、高成長を続けていたいざなぎ景気の期間全体における株価の圧迫要因となっていたことを示唆するものである。二つの分析の結果から、日銀が保有するETFを売却する際には、共同証券売却時同様の株式市場への影響が考えられ、売却の進め方によっては日本の株式市場の株価低迷を引き起こし、日本経済に対しても悪影響をもたらす可能性もあることを示した。

Miller (1993) や Shleifer (2000) は政府による市場への介入に関し、以下のように述べている。

もし大量の金が注ぎ込まれば、短期的にはうまくいくように見えるかもしれませんが、株価を本当の経済的ファンダメンタルを反映しない水準にいつまでも維持することはできません。もし、そのファンダメンタルが悪ければ、遅かれ早かれ株価は下方に、恐らく突然に調整されるでしょう (Miller (1993))。

株式でも為替でも、価格の固定あるいは下落の防止がパニックを防止するのによい方法であると信じるのは困難です。政府の価格安定化は政府に対する投機を招くだけのことだし、価格安定化に多額の資金を支出した後は、1990年代の多くの通貨危機がそうだったように、結局は価格の暴落になることが多いわけです (Shleifer (2000))。

市場はときおり非効率であり、ある政策は効率性を改善するのに役立つかもしれませんが、政府の介入は事態を一層悪化させますので、かなり懐疑的に見るべきです (Shleifer (2000)).

日銀による ETF 購入は共同証券のような買い支えを目的とはしていないが、株式市場に日銀が直接資金を注ぎ込んでいることには変わりない。何故先進国で香港や日本以外では株式市場へ政府や中央銀行が直接資金を投じないのか、それはそれらの政府が株式市場に直接資金を投じるなど介入を行っても一時的には良い結果を出せるかもしれないが、最終的には株価は暴落し、介入の結果事態を一層悪化させる可能性があることを知っていたからではないかと Miller (1993) や Shleifer (2000) から読み取れる。共同証券による買い支えも一時的には 1,200 円維持に成功し、その後の株価の回復により共同証券も大きな利益を計上し、株式買い支えは結果的に成功したともいえるが、株式持ち合いを強化したという点でその後の日本経済に負の影響を長くもたらしていた。日銀による ETF 購入もその売却時には購入時に日本経済に良い影響を与えた以上の悪い事態を引き起こす可能性もある。

共同証券設立時の日銀総裁であった山際正道氏は、1964 年の衆議院大蔵委員会で次のように述べている。「共同証券といったような性質の機関は、自由な株式取引市場のたてまえから申しますならば、緊急の場合にのみ許される例外的な形態であろうと考えております。(衆議院 (1964))」日銀の ETF 購入は共同証券とは政策的には異なるが、約 1 年間で株式購入を終了した共同証券とは異なり、白川総裁が述べた「極めて異例」な ETF 購入の政策を続けて 8 年ほど経っており、日銀が ETF の購入を行うという極めて異例な状態が現在では当たり前の状態になっている。自由な株式取引市場を維持するため、そして将来 ETF を売却する上で日銀も、出口戦略を示す行動を起こすことも必要ではないかと考えられる。

補論

以下図表 4-9 は、(4-1) 式の VAR モデルの計算結果を、「ETF 購入全期間」「QQE 以前」「QQE 以降」の 3 期間のうち、参考までに ($INDEX_t$) のうち日経平均 ($NIKKEI_t$) を対象とした計算結果を示したものである。

図表 4-9 (4-1) 式における VAR モデルの計算結果

1. ETF 購入全期間 (2010 年 12 月 15 日～2017 年 3 月 31 日, ラグ次数は 6)

	$SP500_t$	YEN_t	$NIKKEI_Z_t$	ETF_t	$NIKKEI_t$
切片	1.688	0.015	-0.031	0.009	0.346
$SP500_{t-1}$	0.859	-0.094	0.001	0.017	-0.007
$SP500_{t-2}$	0.073	0.035	-0.059	0.007	-0.031
$SP500_{t-3}$	-0.036	0.031	0.026	0.009	0.031
$SP500_{t-4}$	0.079	-0.002	0.045	0.006	0.025
$SP500_{t-5}$	-0.074	0.027	-0.119	0.037	-0.086
$SP500_{t-6}$	0.095	0.002	0.115	-0.041	0.084
YEN_{t-1}	-0.094	0.843	0.010	-0.011	0.012
YEN_{t-2}	0.004	0.073	-0.108	0.041	-0.162
YEN_{t-3}	0.132	0.086	0.202	-0.162	0.223
YEN_{t-4}	-0.031	0.005	-0.056	0.008	0.033
YEN_{t-5}	0.023	-0.041	-0.053	0.112	-0.071
YEN_{t-6}	-0.027	0.025	0.021	-0.016	-0.005
$NIKKEI_Z_{t-1}$	-0.135	-0.089	0.041	-0.009	0.163
$NIKKEI_Z_{t-2}$	0.115	-0.009	0.068	-0.126	0.131
$NIKKEI_Z_{t-3}$	0.018	0.046	0.017	0.049	0.060
$NIKKEI_Z_{t-4}$	-0.071	0.024	-0.055	-0.067	-0.070
$NIKKEI_Z_{t-5}$	-0.037	-0.030	-0.072	0.052	-0.070
$NIKKEI_Z_{t-6}$	-0.050	-0.044	-0.106	0.027	-0.092
ETF_{t-1}	-0.002	0.001	0.005	0.979	0.008
ETF_{t-2}	0.017	0.000	0.011	-0.075	0.012
ETF_{t-3}	-0.012	0.005	-0.019	0.066	-0.026
ETF_{t-4}	-0.003	-0.004	0.012	-0.085	0.024
ETF_{t-5}	0.002	-0.005	-0.015	0.186	-0.021
ETF_{t-6}	-0.001	0.003	0.007	-0.083	0.003
$NIKKEI_{t-1}$	0.247	0.219	0.927	-0.012	0.827
$NIKKEI_{t-2}$	-0.086	-0.024	0.051	0.016	-0.010
$NIKKEI_{t-3}$	-0.121	-0.083	-0.107	0.096	-0.176
$NIKKEI_{t-4}$	0.004	-0.073	-0.017	0.024	-0.046
$NIKKEI_{t-5}$	0.064	0.019	0.152	-0.026	0.183
$NIKKEI_{t-6}$	0.049	0.048	0.086	-0.002	0.072

2. QQE 以前 (2010 年 12 月 15 日～2013 年 4 月 3 日, ラグ次数は 3)

	$SP500_t$	YEN_t	$NIKKEI_Z_t$	ETF_t	$NIKKEI_t$
切片	14.063	-4.231	0.622	12.801	9.300
$SP500_{t-1}$	0.861	-0.023	0.023	-0.052	0.011
$SP500_{t-2}$	0.081	-0.026	-0.084	0.152	-0.095
$SP500_{t-3}$	0.030	0.050	0.060	-0.066	0.082
YEN_{t-1}	-0.071	0.872	0.008	-0.060	0.037
YEN_{t-2}	0.029	0.003	-0.140	-0.121	-0.229
YEN_{t-3}	0.120	0.108	0.200	0.082	0.298
$NIKKEI_Z_{t-1}$	-0.347	-0.006	-0.072	0.019	-0.057
$NIKKEI_Z_{t-2}$	0.392	0.082	0.264	-0.500	0.318
$NIKKEI_Z_{t-3}$	-0.157	-0.092	-0.199	0.270	-0.160
ETF_{t-1}	-0.005	0.001	0.006	0.969	0.007
ETF_{t-2}	0.022	0.004	0.012	-0.082	0.010
ETF_{t-3}	-0.017	-0.004	-0.018	0.100	-0.017
$NIKKEI_{t-1}$	0.407	0.091	1.004	0.011	0.993
$NIKKEI_{t-2}$	-0.254	-0.051	-0.062	0.047	-0.133
$NIKKEI_{t-3}$	-0.073	-0.015	0.032	0.162	-0.018

3. QQE 以降 (2013 年 4 月 4 日～2017 年 3 月 31 日, ラグ次数は 6)

	$SP500_t$	YEN_t	$NIKKEI_Z_t$	ETF_t	$NIKKEI_t$
切片	6.685	0.581	6.367	-1.589	9.107
$SP500_{t-1}$	0.888	-0.140	0.009	-0.015	0.009
$SP500_{t-2}$	-0.030	0.060	-0.100	0.023	-0.024
$SP500_{t-3}$	0.091	0.051	0.091	-0.010	0.059
$SP500_{t-4}$	-0.033	-0.024	-0.015	-0.009	-0.035
$SP500_{t-5}$	-0.013	0.054	-0.152	0.048	-0.130
$SP500_{t-6}$	0.086	0.000	0.173	-0.038	0.140
YEN_{t-1}	-0.121	0.822	0.008	0.031	0.011
YEN_{t-2}	0.062	0.138	-0.033	-0.029	-0.098
YEN_{t-3}	0.041	0.068	0.134	-0.057	0.185
YEN_{t-4}	0.065	-0.012	-0.099	0.052	-0.045
YEN_{t-5}	-0.063	-0.116	-0.079	0.014	-0.097
YEN_{t-6}	0.022	0.091	0.078	-0.015	0.071
$NIKKEI_Z_{t-1}$	-0.118	-0.120	0.017	0.014	0.170
$NIKKEI_Z_{t-2}$	0.064	-0.063	0.045	-0.012	0.109
$NIKKEI_Z_{t-3}$	0.006	0.030	0.007	0.003	0.054
$NIKKEI_Z_{t-4}$	-0.043	0.057	0.001	-0.000	0.035
$NIKKEI_Z_{t-5}$	0.022	0.002	-0.044	0.020	0.016
$NIKKEI_Z_{t-6}$	-0.048	-0.055	-0.129	0.030	-0.114

ETF_{t-1}	-0.214	-0.065	-0.195	1.130	-0.214
ETF_{t-2}	0.249	0.058	0.410	-0.176	0.361
ETF_{t-3}	-0.150	-0.029	-0.279	0.095	-0.147
ETF_{t-4}	0.209	0.159	0.234	-0.016	0.306
ETF_{t-5}	-0.074	-0.023	-0.125	0.060	-0.134
ETF_{t-6}	-0.019	-0.100	-0.045	-0.094	-0.171
$NIKKEI_{t-1}$	0.208	0.266	0.917	-0.011	0.780
$NIKKEI_{t-2}$	-0.031	-0.003	0.099	-0.002	0.039
$NIKKEI_{t-3}$	-0.124	-0.084	-0.146	0.039	-0.217
$NIKKEI_{t-4}$	0.046	-0.061	0.032	-0.009	-0.024
$NIKKEI_{t-5}$	-0.003	0.003	0.118	-0.043	0.109
$NIKKEI_{t-6}$	0.012	0.031	0.063	-0.022	0.004

以下図表 4-10 は, (4-2) 式における VAR モデルの計算結果を表したものである.

図表 4-10 (4-2) 式における VAR モデルの計算結果 (1965 年 12 月~1970 年 7 月, ラグ次数は 2)

	$\Delta TRUST_t$	$\Delta KYODO_t$	$\Delta SHOKIN_t$	$\Delta INDEX_t$
切片	-0.318	1.536	5.042	2.368
$\Delta TRUST_{t-1}$	0.369	0.103	0.747	0.386
$\Delta TRUST_{t-2}$	0.341	0.671	-0.230	0.387
$\Delta KYODO_{t-1}$	-0.043	0.454	0.130	-0.022
$\Delta KYODO_{t-2}$	-0.108	0.485	0.220	0.037
$\Delta SHOKIN_{t-1}$	0.052	0.010	0.031	0.035
$\Delta SHOKIN_{t-2}$	0.019	0.037	-0.023	0.002
$\Delta INDEX_{t-1}$	-0.459	-0.709	-0.205	-0.490
$\Delta INDEX_{t-2}$	-0.407	-1.544	0.419	-0.544

第 5 章

まとめと今後の課題

第 1 節 問題意識

本論文では、1970 年にファーマが提唱した効率的市場仮説に関する簡単な概略と日本における実証分析のサーベイ、そして日本の株式市場において主にウィーク・フォームの市場の効率性について 2 つの実証分析を行った。まず第 2 章では、Lo and MacKinlay (1988) の分散比検定を用いて 2002 年 1 月から 2016 年 3 月までの東京証券取引所に上場する 1,459 銘柄を対象に市場の効率性の検証を行った。結果、日本の株式市場は未だに効率的でない、すなわち予測可能性が残されていることを示したが、その予測可能性は時代が経つごとに小さくなっていくことも示唆した。また、第 3 章ではペアトレードという株式運用戦略にテクニカル分析の概念を取り入れ、行動経済学における平均回帰の視点から Elliott et al. (2005) が構築したモデルを基に新たな運用戦略を提示した。第 3 章で示したペアトレードは 2002 年から 2016 年までの、TOPIX-Core30 指数構成銘柄を対象にペアトレードによる取引シミュレーションを行い、約 15 年間において市場平均である TOPIX-Core30 指数を大幅に上回る収益を上げることを示し、ウィーク・フォームの市場の効率性への反証を示した。しかし、第 3 章でも第 2 章と同様に、時代が進むにつれてペアトレードによって市場平均を超える収益を挙げられなくなってきており、市場の効率性が強まったことを示唆した。第 2 章、第 3 章の実証結果から判断するに、日本の株式市場は次第に効率的になってきていることになる。本論文は日本の株式市場だけを実証分析の対象にしたもので米国市場と比較したものではない。しかし第 1 章で紺谷 (1984) が日本の株式市場の効率性は米国市場と比較してかなり劣るものであることは確かと指摘した時代から 30 年以上経過して日本の株式市場の効率性は米国と比較してかなり劣るということとはなくなっていると思われる。

第 2 節 効率的市場仮説の別の側面

本論文の第 2 章，第 3 章のように，効率的市場仮説を研究する人々はその多くが新たな株式市場のアノマリーを発見して市場の効率性に反証となる事実を示すことが多い。そして第 1 章で米国や日本における株式市場の効率性の実証分析を紹介してきたが，論文によって，市場は効率的である，市場は効率的でないと様々な結論が出されている。これらの検証結果や本論文の第 2 章，第 3 章の結果を見ると，藪谷（2001）が市場は効率的な時もあれば効率的でない時もあると言わざるを得ないと論じているように，必ずしも株式市場が常に効率的であるということも誤りであり，かといって常に株式市場が効率的でないということも誤りであるというのが結論であろう。伊藤・杉山（2006）が述べるように，市場の効率性は時代によって変化するものであり，1 月効果や曜日効果など，すべてのアノマリーは必ずしも長期間続くものではないのである。何故なら何かしらのアノマリーが発見されても，確かにそのアノマリーを初期に発見した投資家は利益を上げることができるが，その後数多くの投資家はそのアノマリーを利用して利益を上げようと試みることで，そのアノマリーはいずれ消えてしまうためである。実際，Hou et al.（2017）は 1984 年から 2015 年に学術誌で指摘された 447 個のアノマリーを，1967 年から 2014 年までの長期間において実際に有効かを再検証している。そのうち 64%は，アノマリーが存在するという帰無仮説は 5%水準で統計的に有意に棄却することを示した。このようにアノマリーは長期間続くものではないが，何かしら市場の効率性に反する株式市場の現象は常に起こっていると考えられる。そのため倉澤（2012）ではアノマリーが次から次へと報告され，今や收拾のつかないことになっている現状から，市場の効率性はそれほど重要ではないのではないかと述べるようになってきている。そして 1980 年代後半以降に効率的市場仮説に激しい攻撃を行ってきたローも，Bernstein（2005）の中で，効率的市場仮説はすで調べつくされていると述べているように，市場の効率性の検証はもう十分ではないかとの意見も出るようになってきている。

しかしここで重要なことは効率的市場仮説のもう一つの側面である。本論文の第 2 章，第 3 章のように市場の効率性に反証を唱える研究は，株式市場が効率的でないアノマリーを見つけることが主な内容であったが，それでは仮に株式市場が効率的でなければどのような問題が起こるであろうかという観点から考えると，今後も市場の効率性に関する研究を続ける必要がある意義も出てくる。Fama（1976）は次のように述べている。

効率的資本市場は資本主義体制の重要な構成要素である。資本主義体制においては、価格が資金配分のための正確なシグナルとなるような市場が理想的である。そのような市場であれば、企業はその活動資金の調達のために証券を発行するとき、公正な価格を得ることを期待できるし、公正な価格を払っていると想定することができる。要するに、資本市場が資源配分上、円滑に機能すべきものとなれば、証券の価格はその価値の良い指標でなければならない (Fama (1976))。

このように効率的市場仮説は適切な資本市場の価値を示す理論でもある。市場が効率的でなければ、投資家や企業の経営者、そして政策担当者も誤った情報で様々な投資方針を決めてしまう可能性もあることになる。Shleifer (2000) が言うように、効率的にしる、そうでないにしる金融市場の実際の生活への影響の経路はおびただしく存在する。仮に株式市場が非効率的であったら誤った評価を人々に与えかねず、経営者や投資家による過剰投資を引き起こし、もしくは投資を大幅に抑制することになって最終的には人々の生活に悪影響を与えてしまうのである。

例えば 1980 年代後期のバブル相場の時代、植田 (1989) のように、株価が高すぎると人々に警笛を鳴らす学者が数多く存在したら、もしかしたら人々はバブルに気づいて過大投資を抑えた可能性もあると思われる。そのため、効率的でない株価に基づく投資行動や政策を行うことを避けるために、今後も株式市場の効率性の研究は数多くの人々によって行われる必要があると思われる。例えば荻島・小林 (2001) は日本独自の制度であった企業間の株式持ち合いは株価リターンを歪め、さらに企業のファンダメンタル価格を変化させ、結果として株価の価格形成に影響を与えている可能性がある」と指摘した。株式持ち合いとは異なるが、日銀の ETF 購入も株価指数に関して影響を与えていることを第 4 章で示したことから、株価リターンを歪めている可能性も存在するのである。特に日本では株式市場を非効率なものにしてしまう可能性のある政策が多い。政府主導で株式市場に介入する事例は第二次大戦以前だけでなく、第 4 章で検証した共同証券による株価維持政策のように戦後も複数回介入は存在する。Shleifer (2000) では、市場は時に非効率であり、ある政策は市場の効率性を改善するのに役立つかもしれないが、政府の介入は事態を一層悪化させると指摘している。そのため、政府等の政策が株式市場に影響を与えていたかどうか、株式市場を非効率に導いていないかどうかを検証する必要がある。米澤・丸 (1984) も以下のように、なにかしらの政策が株式市場に影響を与えているかどうかを把握する必

要があると述べている。そのため、今後特に日本においては今後も株式市場の効率性に関する研究を進める必要がある。そのため 2018 年 11 月時点でも続いている日銀の ETF が株価にどのように影響を与えているか、そして売却するときにはどのような影響を与えることが想定されるかを、共同証券の株式売却の事例を参考に第 4 章で実証した。

自由な市場競争理念からはずれた人為的操作による共同証券および証券保有組合の買入れた株式は 4,000 億円余りにのぼり、買入れ時点においては株価の下支え効果をもち、それ以後これら凍結株はその分だけ市場の供給を減少させた。これらの要因は（市場が完全であるとしても）市場の株価形成に対し、無視できない影響を与えたはずであると考えられる。こうした「政策」が市場に与える影響を何らかの方法で計測し、この期間において、正常に市場が機能していたかどうかを正確に把握する必要がある（米澤・丸（1984））。

第 3 節 日本の株式市場と政府の株式市場への介入

蠟山（1987）では、日本の高度成長期の政府・日銀の低金利政策を「人為的低金利政策」と述べているが、株式市場においては日本では「人為的株価維持政策」がそれこそ第二次大戦前より数多く行われてきた。昭和 5 年の金解禁による大恐慌では生保証券という買い上げ機関が設立され、昭和 12 年に大日本証券投資会社、16 年に日本協同証券、17 年には戦時金融公庫が生まれた。もっと昔にさかのぼると日本興業銀行が明治 35 年に設立されたのも、明治 34 年の恐慌で暴落した株式を市中銀行から肩代りをするのが目的だったと言われる¹⁰⁷。しかし第二次大戦後も日本政府は第 4 章に見るように 1964 年に日本共同証券を当時の大蔵省主導の下で設立して株式の買い支えを行った。そして株価維持という目的は果たしたものの、その後株式売却を通じて企業間の株式持ち合いが強化される一因となった。さらには 1990 年代、バブル崩壊後に政府は郵貯・簡保資金などの公的資金を用いて「株価維持政策（Price Keeping Operation, PKO）」を行うなど、株式市場に介入する政策を何度も行っている点が挙げられる。そして 2002 年には金融システムの安定確保の目的から「銀行等保有株式取得機構」が設立され、さらに金融機関の保有株式を日銀が購入することも決定された。さらにリーマン・ショック直後の 2009 年には実現こそしなかったが、政府が全額出資する「資本市場危機対応機構」が最大 50 兆円の ETF を市場で購入

¹⁰⁷ 「共同証券の波紋」1964 年 1 月 27 日 朝日新聞 朝刊。

する案も考えられていた。そして 2010 年には、政府、産業界の要請もあり、日銀は ETF を購入することを決定する。

本論文の第 4 章では 2010 年から始まり、2013 年 4 月の QQE 以降に拡大され 2018 年 12 月現在まで続いている日銀による ETF 購入が日本の株式市場にどのような影響を与えたか、そして将来的に行われる日銀の ETF 売却がどのような影響を株式市場に与える可能性があるかを、前述の日本共同証券が行った株式売却の影響から分析を行った。結果、日銀の ETF 購入は統計的に有意に日経平均株価や TOPIX を押し上げていることを示し、ETF の売却においても共同証券の事例からある程度の影響を株式市場に与える可能性があることを示唆した。そして将来的に日銀が株式を売却する場合、株価が低迷し日本経済にも悪影響を与える可能性も存在することを示した。

第 4 章で示したことは、日銀が ETF 購入により株式市場を押し上げているということは、日本の株式市場が日銀の ETF によって本質的価値から乖離している可能性を示唆するものであり、かつ日銀が ETF 購入すると株価は上がるという予測可能性を示したことである。予測可能性があるということは、日銀の ETF 購入は日本の株式市場の効率性を減じている可能性があるということである。前節でも指摘したが、経営者や投資家が、その本質的価値から乖離した株価を指標として捉えた場合、誤った経営判断を起こしやすくなる可能性がある。仮に日銀が ETF を売却した場合、売却のインパクトにより本質的価値から株式市場が下に大きく乖離した状態になり、その場合、日本の景気は悪いと経営者が誤った判断を起こし、設備投資を行わなくなり、景気が長期低迷する可能性もある。また、第 4 章で説明したように、少なくとも第二次大戦後の先進国において政府、もしくは政府関係機関が株式購入を行う事例はアジア通貨時代の香港のみである。日本においても、1990 年代までの政府による株式市場への介入は、恐慌時や株価の急落時に限定されており、その期間も短かった。第 4 章で取り上げた日銀の ETF 購入は、購入を決めた 2010 年にはリーマン・ショックの傷もいまだ癒えず、ギリシャ危機などが起こった不況時である。しかし、その後の景気拡大時にも日銀が ETF の購入を続けていることは第二次世界大戦前後も含めて初めての事例と言える。

そもそも何故他の先進国では、株式市場に介入しないのか。それは第 4 章でも触れたが Miller (1993) や Shleifer (2000) が述べるように、介入により一時的に株式市場の暴落を抑え、株価水準を介入により維持することが出来ても、最終的には株式市場は暴落し、介入が一層事態を悪化させる可能性があるためであろう。ところが日本では政府や日銀に

よる株式市場への介入による株価維持効果は効果的であると政界や産業界が考えている節がある¹⁰⁸.

今や日本株の投資家の第1位が2014年以降日本株の保有比率を上げ、2017年12月時点で約42兆円(時価ベース)を保有している年金積立金管理運用独立行政法人(GPIF)であり、第2位がETFを通じた間接的な保有であるが日銀の約24兆円(2018年3月時点、時価ベース)となっている。そして日銀が今後もETF購入を続けるならば、日本株を保有している世界一の投資家になる可能性もある。井出(2018)が述べているように、日銀が将来的に保有ETFを処分するときには、ファンダメンタルと無関係に株価下落を招く懸念がある。第4章でも共同証券の事例を参考に日銀のETF売却は株価下落を引き起こす可能性を指摘したが、このことは日銀がETF売却すると株価が下落するという予測可能性が日本の株式市場に存在することを意味し、ETF購入時だけではなく、売却時にも株式市場の効率性が低くなってしまいう可能性もある。そのため、日銀のETF購入がどの程度株式市場に影響を与えているか、また売却するとどのような影響があるかを今後も様々な方法で検証を行うことが必要であろう。

第4節 今後の課題

本論文第1章で述べたように、株式市場の効率性を検証することは不可能である。そのため1970年代は米国でも効率的市場仮説は確かな真理であると考えられてきた。またCAPMの成立から60年近く経ってもいまだに完璧な資産価格評価モデルができていない以上、市場の効率性を断定することは今後も難しいと考えられる。実際、伊藤(2007)も効率的市場仮説に成立に関して、白か黒かをはっきり決めることは、ほぼ絶望的と思える。そしてそのことに努力を傾注することは、誤解を恐れずに言えば、徒労であるともいえる。と述べている。しかし仮に徒労であったとしてもシラーやカーネマンは効率的市場仮説に

¹⁰⁸ 以下の新聞記事には産業界や政府が日銀に株価維持のためにETFを購入することを要望していることが書かれてある。

①「株8,000円を大幅割り込めば『日銀が株や土地購入を』／奥田・日本経団連会長」2003年3月9日 読売新聞 朝刊。

②「『日銀・福井総裁に言いたい』(4) 西室泰三・東芝会長」2003年3月19日 読売新聞 朝刊。

③「円安 株価支えきれず」2009年2月25日 朝日新聞 朝刊。

④「株価対策 日銀ETF買い取り案 政府・与党が要請検討」2009年2月26日 読売新聞 朝刊。

対し、そしてファーマやサミュエルソンなどの当時の経済学界の大物に対し、市場の効率性に関する検証方法を考え抜いて堂々と批判を行ってきた。祝迫（2014）が指摘するようにシラーやカーネマンは効率的市場仮説をひっくり返すような新たな仮説を提示したわけではないが、批判者として大きな影響を学界や金融業界に与えてきたのである。またシラーは現在では大変重要な経済指標の1つと見られている「ケース＝シラー住宅価格指数」を作り上げ、カーネマンは行動経済学という新たな学問領域をつくるなど、経済学分野で大きなイノベーションを起こしている。ファーマが効率的市場仮説を提唱したからこそ経済学上の様々な発展が行われてきたと言ってよい。Fox（2009）においてシラーも述べているが、金融市場が発達している国は、そうでない国よりも経済の状態が非常に良好であると述べている。リーマン・ショックの震源地であった米国が現在先進国で最も経済的に復活している状況を見るとそのシラーの説も納得する部分がある。さらに、シラーは金融市場の発展はまだ道半ばにも届いていない、金融市場の発展に終着点などないとも述べており日本の金融市場を発展させるためにも金融市場分析は今後も必要になっていくと考えられる。

今後の課題としては以下のことが挙げられる。第一に、本論文第2章では日本の株式市場に限定して実証分析を行ったが、米国市場や欧州市場、そしてアジア市場にも広げて実証分析を行うことが挙げられる。世界の株式市場と比較をすることで日本の株式市場がどの程度効率的なのかを検証したい。第二に、第3章で示したような新たな運用戦略が世界市場でも通用するのかを検証したい。そして第三に、日銀によるETF購入及び将来の売却は、日本の株式市場の効率性に対して今後何年も影響を与えるであろう課題であると考えているので、継続的に様々な計量的手法を用いて検証を進めていきたい。最後の課題としては、証券業界に20年近く勤めていた立場上、第1章の冒頭での「株価は予測可能か」という問いに対しては、「予測可能である」と常に言い続けることが出来るような実証研究を今後も続けていきたいと考えている。

謝辞

本論文を作成するに当たり、主指導教員の丸茂幸平准教授には、筆者が埼玉大学大学院経済科学研究科修士課程に2012年4月に入学して以来、その後の博士課程も含めて7年間にわたり数多くの御助言をいただき大変感謝している。副指導教員である伊藤修教授、及び三井秀俊日本大学教授にも、多くのご指導をいただき感謝の念が堪えない。また、埼

玉大学日本経済研究室では多くの参加者から本論文の作成に役に立つアドバイスをいただいた。ここに記して深く感謝の意を表したい。

最後に、長期間にわたる社会人大院生生活を支え、かつ応援してくれた妻聡美と、博士課程在学中に生まれた息子孝太郎に心より感謝したい。もちろん、本論文における誤りはすべて筆者に帰するものである。

参考文献

日本語文献

- 青野幸平（2008）「日本の株式市場の予測可能性」『現代ファイナンス』No.24, pp.23-42.
- 浅子和美・倉澤資成（1987）「資本市場の効率性」館龍一郎・蠟山昌一編『日本の金融（1）』第3章 東京大学出版会.
- 雨宮正佳（2015）「量的・質金融緩和の成果と課題」『証券レビュー』55(10), pp.1-35.
- 池田昌幸（1988）「曜日効果と正規分布混合仮説」『ファイナンス研究』（日本証券経済研究所）No.8, pp.27-53.
- 井出真吾（2018）「日銀が GPIF を超える日」『年金ストラテジー』Vol.263（May 2018），ニッセイ基礎研究所.
- 伊藤幹夫（2007）「効率的市場仮説をめぐる論争はなぜ決着しないのか」『三田学会雑誌（慶應義塾大学）』100(3), pp.793-813.
- 伊藤幹夫・杉山俊輔（2006）「市場効率性の時変構造」Keio Economic Society, Discussion Paper.
- 祝迫得夫（2003）「株価指数の系列相関と規模別ポートフォリオの相互自己相関」『現代ファイナンス』No.13, pp.29-45.
- 祝迫得夫（2012）「東京市場の株式収益率予測についての再検証」『経済研究』63(4), pp.365-376.
- 祝迫得夫（2014）「ノーベル経済学賞 2013 年解題—ファーマ, ハンセン, シラー教授の資産価格の実証分析への貢献—」『一橋大学ディスカッションペーパーシリーズ』No.599.
- 岩田一政・日本経済研究センター編（2014）『量的・質的金融緩和』日本経済新聞出版社.
- 植田和男（1989）「わが国の株価水準について（特集：資産価格変動の経済分析）」『日本経済研究』No.18, pp.4-15.

- 植田和男・鈴木勝・田村達朗（1986）「配当と株価：シラー・テストの日本への応用」『フィナンシャル・レビュー』No.2, pp.58-67.
- 薄井彰（2013）「決算短信の情報有用性は過去 25 年間で低下していたか」『早稲田商学』No.434, pp.411-427.
- 大塚理恵子（2016）「日銀の ETF 大量購入への考察」みずほ総合研究所 2016 年 10 月 25 日.
- 大村敬一（2010）『ファイナンス論』有斐閣ブックス.
- 岡崎守男（1966）「戦後日本の株価形成とその特質」川合一郎編『日本証券市場の構造分析』有斐閣.
- 翁邦雄（2015）『経済の大転換と日本銀行』岩波書店.
- 沖本竜義（2010）『経済・ファイナンスデータの計量時系列分析』朝倉書店.
- 荻島誠治・小林孝雄（2001）「日本の株式持ち合いと株価」『証券アナリストジャーナル』39(7), pp.69-91.
- 奥田斉（1975）「株式市場の効率性の評価（2）—株式市場と商品市場との比較分析」『財界観測』40(4), pp.20-29, 野村証券.
- 奥村宏（1969）「戦後日本における株式所有構造」大阪証券経済研究所編『戦後証券経済論』東洋経済新報社.
- 大日方隆（2010a）「利益情報の有用性と市場の効率性（1）」『経済学論集』76(1), pp.2-55, 東京大学経済学会.
- 大日方隆（2010b）「利益情報の有用性と市場の効率性（2・完）」『経済学論集』76(2), pp.88-124, 東京大学経済学会.
- 片岡豊・丸淳子・寺西重郎（2004a）「明治後期における株式市場の効率性の分析（上）」『証券経済研究』No.47, pp.53-63.
- 片岡豊・丸淳子・寺西重郎（2004b）「明治後期における株式市場の効率性の分析（下）」『証券経済研究』No.48, pp.69-81.
- 加藤出（2014）「Market 金融市場 異論百出 バーナンキも避けた禁じ手発動 出口が遠く 黒田砲第 2 弾」『週刊ダイヤモンド』Vol.102, No.44, pp.23.
- 加藤英明（2003）『行動ファイナンス—理論と実証—』朝倉書店.
- 釜江廣志・手塚広一郎（2000）「株式市場の効率性：規制政策のイベント・スタディ」『一橋論叢』123(5), pp.719-729.

- 釜江廣志（1999）『日本の証券・金融市場の市場効率性』有斐閣.
- 刈屋武昭（2003）「金融時系列分析入門」刈屋武昭・矢島美寛・田中勝人・竹内啓編『経済時系列の統計 その数理的基礎』第1章，pp.3-101. 岩波書店.
- 川合一郎（1966）「戦後経済における証券市場の役割」川合一郎編『日本証券市場の構造分析』有斐閣.
- 川北英隆（1995）『日本型株式市場の構造変化』東洋経済新報社.
- 川崎能典（1993）「計量経済モデルと見せかけの回帰」『統計数理』41(1)，pp.33-46.
- 倉澤資成（1989）「資本市場の効率性:日本における実証研究の展望」『フィナンシャル・レビュー』December-1989，pp.1-43.
- 倉澤資成（2012）「株式市場を考える視点:情報の効率性と証券の流動性」『証券レビュー』52(1)，pp.56-84.
- 北川教央（2014）「会計情報の波及効果と市場の効率性」『国民経済雑誌』210(6)，pp.59-74.
- 北島孝博（2011）「データ・スヌーピングを考慮したテクニカル分析の有効性の時系列的推移」『経営財務研究』31(2)，pp.93-111.
- 草野厚（1998）『山一証券破綻と危機管理－1965年と1997年』朝日新聞社.
- 国友直人（2014）「計測誤差と統計学」『日本統計学会誌』43(2)，pp.157-183.
- 経済企画庁（1967）『昭和42年版経済白書』大蔵省印刷局.
- 経済企画庁（1969）『昭和44年版経済白書』大蔵省印刷局.
- 経済企画庁（1992）『平成4年版経済白書』大蔵省印刷局.
- 小林和子（2002）「株式取得機構について」『証券レビュー』42(4)，pp.44-58.
- 小林親一（1975）「株式市場の効率性の評価（1）－利益，配当の発表と株価への影響－」『財界観測』（野村総合研究所）2月号.
- 小林孝雄（2006）「市場の効率性：ファーマから35年」『証券アナリストジャーナル』44(10)，pp.60-71.
- 小峰みどり（1975）「フェア・ゲーム・モデルによる株式市場の効率性の検定（1）」『計測室テクニカル・ペーパー』Vol.35，pp.1-28.
- 紺谷典子（1978）「株式市場における投資家行動と市場効率。」『計測室テクニカル・ペーパー』Vol.44，pp.83-94.
- 紺谷典子（1984）「わが国証券市場の効率性の評価」若杉明他編『会計情報と資本市場』

第7章 ビジネス教育出版社.

- 榊原茂樹 (1981) 「わが国における CAPM の検証」『国民経済雑誌』144(6), pp.25-47.
- 桜井久勝 (1987) 「連結会計情報に対する株式市場の非効率性」『研究年報, 経営学・会計学・商学』(神戸大学経営学部) No.33, pp.39-62.
- 櫻井豊 (2016) 『数理ファイナンスの歴史』きんざい.
- 参議院 (2015) 「第 189 回国会 参議院財政金融委員会会議録第 4 号」2015 年 3 月 24 日.
- 参議院 (2016) 「第 190 回国会 参議院財政金融委員会会議録第 14 号」2016 年 5 月 24 日.
- 資本市場振興財団編 (1969) 『証券保有組合記録』資本市場振興財団.
- 白塚重典 (2001) 「資産価格と物価 バブル生成から崩壊にかけての経験を踏まえて」『金融研究』20(1), pp.289-316.
- 白井さゆり (2016) 『超金融緩和からの脱却』日本経済新聞出版社.
- 白川方明 (2010) 「総裁定例記者会見 (10 月 5 日)・要旨」日本銀行 2010 年 10 月 6 日.
- 衆議院 (1964) 「第 46 回国会 衆議院大蔵委員会会議録 第 26 号」1964 年 3 月 26 日.
- 衆議院 (2011) 「第 177 回国会 衆議院財務金融委員会会議録 第 5 号」2011 年 3 月 2 日.
- 衆議院 (2017) 「第 193 回国会 衆議院財務金融委員会会議録 第 11 号」2017 年 4 月 4 日.
- 首藤恵 (1977) 「わが国株式投資信託のパフォーマンス」『計測室テクニカル・ペーパー』Vol.42, pp.1-72.
- 銭谷馨 (2002) 「香港政府による上場投資信託 (ETF) の組成」『資本市場クォーターリー』2001 年秋号, pp.1-11, 野村資本市場研究所.
- 大和総研 (1986) 「日本の株式市場における効率性仮説の検証 (下)」『大和投資資料』No.613, pp.4-47.
- 高橋典孝 (2004) 「証券価格変動のモメンタム現象とリバーサル現象に関する考察: 行動ファイナンスの考え方の整理とそれに基づく定量分析」『金融研究』No.23 別冊(2), pp.43-70.
- 筒井義郎・平山健二郎 (2009) 『日本の株価』東洋経済新報社.
- 寺田徳 (1976) 「現代投資政策と投資信託の基本問題」『証券投資信託月報』1976 年 11 月号.
- 東京証券取引所 (2012) 「社長記者会見要旨」2012 年 6 月 19 日.
(<http://www.jpx.co.jp/files/tse/about/press/b7gje60000004kwx-att/20120619.pdf>.) 2019 年 1 月 12 日最終確認.

- 徳永俊史・久保田敬一（2006）「株式投資収益率の時系列構造分析：週次データを用いて」
『武蔵大學論集』54(2), pp.117-137.
- 中村隆英（1978）「経済大国への道」有沢広巳監修『証券百年史』日本経済新聞社.
- 錦康二・宮崎浩一（2010）「リードラグ効果の株式投資戦略検証への応用（不確実・不確
定性下での意思決定過程）」『数理解析研究所講究録』No.1682, pp.1-8, 京都大学数理解
析研究所.
- 日本共同証券財団編（1978）『日本共同証券社史』日本共同証券財団.
- 日本銀行百年史編纂委員会編（1986）『日本銀行百年史』第6巻 日本銀行.
- 日本証券経済研究所編（1994）『日本証券史資料 戦後編』第9巻 日本証券経済研究所.
- 日本証券業協会（2005）株式売買委託手数料実態調査（第4回）概要.
(<http://www.jsda.or.jp/shiryo/chousa/tesuuryou/files/050315.pdf>) 2019年1月12日最終確
認.
- 日本テクニカル・アナリスト協会編（2004）『日本テクニカル分析大全』日本経済新聞社.
- 野村証券調査部（1966－1970）「財界観測」Vol.31(1)－Vol.35(12) .
- 袴田守一（2002）「マルコフ切り換え確率的トレンドモデルを用いた TOPIX のトレーデ
ィング戦略」『統計数理』50(2), pp.119-132.
- 早川英男（2013）「異次元金融緩和とアベノミクスの行方」富士通総研オピニオン欄
2013年6月26日.
- 本多佑三・黒木祥弘・立花実（2010）「量的緩和政策—2001年から2006年にかけての日
本の経験に基づく実証分析—」『フィナンシャル・レビュー』平成22年第1号, pp.59-
81, 財務省総合政策研究所.
- 松浦克巳, C・マッケンジー（2012）『EViewsによる計量経済分析』東洋経済新報社.
- 丸淳子・蠟山昌一（1974）「株式市場における収益と危険」『計測室テクニカル・ペーパー』
No. 29.
- 丸淳子・首藤恵・小峰みどり（1986）『現代証券市場分析』東洋経済新報社.
- 丸茂幸平・中山貴司・西岡慎一・吉田敏弘（2003）「ゼロ金利政策下における金利の期間
構造モデル」日本銀行金融市場局ワーキングペーパーシリーズ, No. 2003-J-1.
- 蓑谷千風彦（2001）『金融データの統計分析』東洋経済新報社.
- 蓑谷千風彦・縄田和満・和合肇編（2007）『計量経済学ハンドブック』朝倉書店.
- 三好祐輔（2007）「インサイダー取引が株価形成に与える影響」『金融経済研究』No.25,

pp.72-95.

藪友良 (2007) 「購買力平価 (PPP) パズルの解明 時系列的アプローチの視点から」
『金融研究』26(4), pp.75-105.

吉田壮一 (1991) 「業績予想と株式投資収益率」『証券アナリストジャーナル』29(3),
pp.14-32.

米澤康博 (2016) 「ポートフォリオリバランスとその効果」『証券経済研究』No.93,
pp.113-125.

米澤康博・丸淳子 (1984) 『日本の株式市場』東洋経済新報社.

蠟山昌一 (1978) 「株式保有と法人化現象」有沢広巳監修『証券百年史』日本経済新聞社.

蠟山昌一 (1987) 「日本の金融を考える」館龍一郎・蠟山昌一編『日本の金融 (1)』序章
東京大学出版会.

蠟山昌一 (1990) 「ファイナンス研究にノーベル経済学賞」『金融財政 (平成 2 年 11 月 1
日号)』p.3, 時事通信社.

英語論文

Ang, A., and Chen, J. (2002). "Asymmetric correlations of equity portfolios." *Journal of Financial Economics*, 63(3), pp.443-494.

Bachelier, L. (1900). *Theory of Speculation*. in Dimson, E. and Mussavian, M. (1998). "A brief history of market efficiency." *European Financial Management*, 4(1), pp.91-193.

Banz, R. W. (1981). "The relationship between return and market value of common stocks." *Journal of Financial Economics*, 9(1), pp.3-18.

Basu, S. (1977). "Investment performance of common stocks in relation to their price earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis." *The Journal of Finance*, 32(3), pp.663-682.

Baronyan, S., Bodurođlu, İ. İ., and Şener, E. (2010). "Investigation of stochastic pairs trading strategies under different volatility regimes." *Manchester School* 78(s1), pp.114-134.

Bernstein, P. L. (2005). *Capital Ideas: The Improbable Origins of Modern Wall Street*. Free Press.
(青山護・山口勝業訳 (2006) 『証券投資の思想革命』東洋経済新報社.)

Bernstein, P. L. (2007). *Capital Ideas Evolving*. John Wiley and Sons. (山口勝業訳 (2009)
『アルファを求める男たち』東洋経済新報社.)

Binder, J. (1998). "The event study methodology since 1969." *Review of Quantitative Finance*

- and Accounting*, 11(2), pp.111-137.
- Black, F. (1986). "Noise." *The Journal of Finance*, 41(3), pp.528-543.
- Black, F., Jensen, M., and Scholes, M., (1972). "The capital asset pricing model: some empirical tests." In Jensen, M.(Ed.), *Studies in the theory of capital markets*. Praeger: pp.79-121.
- Bogomolov, T., (2013). "Pairs trading based on statistical variability of the spread process." *Quantitative Finance* 13(9), pp.1411-1430.
- Bollinger, J., (2002). *Bollinger on Bollinger Bands*. McGraw Hill.
- Brenner, R. J., and Kroner, K. F. (1995). "Arbitrage, cointegration, and testing the unbiasedness hypothesis in financial markets." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30(1), pp.23-42.
- Brock, W., Lakonishok, J., and LeBaron, B. (1992). "Simple technical trading rules and the stochastic properties of stock returns." *The Journal of Finance*, 47(5), pp.1731-1764.
- Brogaard, J., Hendershott, T., and Riordan, R. (2014). "High-frequency trading and price discovery." *The Review of Financial Studies*, 27(8), pp.2267-2306.
- Campbell, J. Y. (1991). "A variance decomposition for stock returns." *Economic Journal*, 101, pp.157-179.
- Campbell, C. J., and Wesley, C. E. (1993). "Measuring security price performance using daily NASDAQ returns." *Journal of Financial Economics*, 33(1), pp.73-92.
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., and MacKinlay, A. C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press. (祝迫得夫・大橋和彦・中村信弘・本多俊毅・和田賢治訳 (2003)『ファイナンスのための計量分析』共立出版.)
- Carhart, M. M. (1997). "On persistence in mutual fund performance." *The Journal of Finance*, 52(1), pp.57-82.
- Cowles, A. (1933). "Can stock market forecasters forecast?" *Econometrica*, 1, pp.309-324.
- De Bondt, W. F., and Thaler, R. (1985). "Does the stock market overreact?" *The Journal of Finance*, 40(3), pp.793-805.
- Do, B., Faff, R., and Hamza, K. (2006). "A new approach to modeling and estimation for pairs trading." In *Proceedings of 2006 financial management association European conference*, pp. 87-99.

- Elliott, R. J., Van Der Hoek, J., and Malcolm, W. P. (2005). "Pairs trading." *Quantitative Finance*, 5(3), pp.271-276.
- Engle, R. F., and Granger, C. W. J. (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing." *Econometrica*, 55(2), pp.251-276.
- Fama, E. F. (1965). "The behavior of stock-market prices." *The Journal of Business*, 38(1), pp.34-105.
- Fama, E. F., and Blume, M. E. (1966). "Filter rules and stock-market trading." *The Journal of Business*, 39(1), pp.226-241.
- Fama, E. F., Fisher, L., Jensen, M. C., and Roll, R. (1969). "The adjustment of stock prices to new information." *International Economic Review*, 10(1), pp.1-21.
- Fama, E. F. (1970). "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work." *The Journal of Finance*, 25(2), pp.383-417.
- Fama, E. F. (1976). *Foundations of Finance: Portfolio Decisions and Securities Prices*. Basic Books. (日本証券経済研究所計測室訳 (1979) 『証券市場分析の基礎 資産選択と価格メカニズム』 日本証券経済研究所.)
- Fama, E. F. (1991). "Efficient capital markets: II." *The Journal of Finance*, 46(5), pp.1575-1617.
- Fama, E. F., and Blume, M. E. (1966). "Filter rules and stock-market trading." *The Journal of Business*, 39(1), pp.226-241.
- Fama, E. F., and French, K. R. (1993). "Common risk factors in the returns on stocks and bonds." *Journal of Financial Economics*, 33(1), pp.3-56.
- Fama, E. F., and French, K. R. (2012). "Size, value, and momentum in international stock returns." *Journal of Financial Economics*, 105(3), pp.457-472.
- Fama, E. F., and French, K. R. (2016). "Dissecting anomalies with a five-factor model." *The Review of Financial Studies*, 29(1), pp.69-103.
- Fox, J. (2009). *The Myth of The Rational Market: A History of Risk, Reward, and Delusion on Wall Street*. Harper Business. (遠藤真美訳 (2010) 『合理的市場という神話 : リスク, 報酬, 幻想をめぐるウォール街の歴史』 東洋経済新報社.)
- French, K. R. (1980). "Stock returns and the weekend effect." *Journal of financial economics*, 8(1), pp.55-69.

- Froot, K. A., and Dabora, E. M. (1999). "How are stock prices affected by the location of trade?" *Journal of Financial Economics*, 53(2), pp.189-216.
- Gatev, E., Goetzmann, W. N., and Rouwenhorst, K. G. (2006). "Pairs trading: performance of a relative-value arbitrage rule." *The Review of Financial Studies*, 19(3), pp.797-827.
- Geisst, C. R. (1997). *Wall Street: a History*. Oxford University Press. (中山良雄訳・入江吉正編 (2001)『ウォールストリートの歴史』フォレスト出版.)
- Grossman, S. J., and Stiglitz, J. E. (1980). "On the impossibility of informationally efficient markets." *The American Economic Review*, 70(3), pp.393-408.
- Gultekin, M. N., and Gultekin, N. B. (1983). "Stock market seasonality: International evidence." *Journal of Financial Economics*, 12(4), pp.469-481.
- Hou, K. (2007). "Industry information diffusion and the lead-lag effect in stock returns." *The Review of Financial Studies*, 20(4), pp.1113-1138.
- Hou, K., Xue, C., and Zhang, L. (2017). "Replicating anomalies." *National Bureau of Economic Research Research*.
- Hung, J. C., Lee, Y. H., and Pai, T. Y. (2009). "Examining market efficiency for large-and small-capitalization of TOPIX and FTSE stock indices." *Applied Financial Economics*, 19(9), pp.735-744.
- Jaffe, J. F. (1974). "Special information and insider trading." *The Journal of Business*, 47(3), pp.410-428.
- Jegadeesh, N., and Titman, S. (1993). "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency." *The Journal of Finance*, 48(1), pp.65-91.
- Jensen, M. C. (1969). "Risk, the pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios." *The Journal of Business*, 42(2), pp.167-247.
- Jensen, M. C. (1978). "Some anomalous evidence regarding market efficiency." *Journal of Financial Economics*, 6(2-3), pp.95-101.
- Kahneman, D., and Tversky, A. (1979). "Prospect theory: an analysis of decision under risk." *Econometrica*, 47(2), pp.263-292.
- Kato, K., and Schallheim, J. S. (1985). "Seasonal and size anomalies in the Japanese stock market." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20(2), pp.243-260.
- Kendall, M. (1953). "The analysis of economic time series-part (I): Prices." *Journal of the Royal*

- Statistical Society*, 116(1), pp.11-34.
- Kirkpatrick II, C. D., and Dahlquist, J. A. (2010). *Technical Analysis: The Complete Resource for Financial Market Technicians*. FT press.
- Krauss, C. (2017). "Statistical arbitrage pairs trading strategies: review and outlook." *Journal of Economic Surveys*, 31(2), pp.513-545.
- Lintner, J. (1965). "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets." *The Review of Economics and Statistics*, 51(2), pp.13-37.
- Liu, C. Y., and He, J. (1991). "A variance - ratio test of random walks in foreign exchange rates." *The Journal of Finance*, 46(2), pp.773-785.
- Lo, A. W., and MacKinlay, A. C. (1988). "Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test." *The Review of Financial Studies*, 1(1), pp.41-66.
- Lo, A. W., and MacKinlay, A. C. (1990). "When are contrarian profits due to stock market overreaction?" *The Review of Financial Studies*, 3(2), pp.175-205.
- Lo, A. W., and MacKinlay, A. C. (2002). *A Non-Random Walk Down Wall Street*. Princeton University Press.
- Longin, F., and Solnik, B. (2001). "Extreme correlation of international equity markets." *The Journal of Finance*, 56(2), pp.649-676.
- Malkiel, B. G. (1985). *A Random Walk Down Wall Street*. WW Norton & Company.
- Malkiel, B. G. (2003). "The efficient market hypothesis and its critics." *Journal of Economic Perspectives*, 17(1), pp.59-82.
- Malkiel, B. G. (2007). *A Random Walk Down Wall Street: The Time-Tested Strategy for Successful Investing*. WW Norton & Company.
- Mandelbrot, B. (1966). "Forecasts of future prices, unbiased markets, and "martingale" models." *The Journal of Business*, 39(1), pp.242-255.
- Mandelbrot, B., and Hudson, R. L. (2007). *The Misbehavior of Markets: A Fractal View of Financial Turbulence*. Basic Books. (高安秀樹監訳・雨宮絵里・高安美佐子・冨永義治・山崎和子訳 (2008)『禁断の市場 フラクタルでみるリスクとリターン』東洋経済新報社.)
- Matsuki, T., Sugimoto, K., and Satoma, K. (2015). "Effects of the Bank of Japan's current quantitative and qualitative easing." *Economics Letters*, Vol.133, pp.112-116.

- Menkhoff, L., (2010). "The use of technical analysis by fund managers: international evidence." *Journal of Banking & Finance*, 34(11), pp.2573-2586.
- Merton, R. C. (1987). "On the current state of the stock market rationality hypothesis." *In Macroeconomics and Finance: Essays in Honor of Franco Modigliani, edited by R. Dornbusch, S. Fischer, and J. Bossons.* MIT Press. pp.93-124.
- Miller, M. H. (1993). 清水啓典訳 「The Regulation of Financial Markets (金融市場の規制)」 『金融経済研究』 第 5 号, pp.1-13.
- Neftci, S. N., (2000). *An Introduction to the Mathematics of Financial Derivatives (Second Edition)*. Academic Press. (投資工学研究会訳 (2001) 『ファイナンスへの数学 第 2 版』 朝倉書店.)
- Newey, W. K., and West, K. D. (1987). "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix." *Econometrica*, 55(3), pp.703-708.
- Osborne, M. F. (1959). "Brownian motion in the stock market." *Operations Research*, 7(2), pp.145-173.
- Papadakis, G., and Wysocki, P. (2007). "Pairs trading and accounting information." *Boston university and MIT working paper*.
- Park, C. H., and Irwin, S. H. (2007). "What do we know about the profitability of technical analysis?" *Journal of Economic Surveys*, 21(4), pp.786-826.
- Poterba, J. M., and Summers, L. H. (1988). "Mean reversion in stock prices: Evidence and implications." *Journal of Financial Economics*, 22(1), pp.27-59.
- Roberts, H. V. (1959). "Stock market patterns and financial analysis: methodological suggestions." *The Journal of Finance*, 14(1), pp.1-10.
- Roberts, H. V. (1967). "Statistical versus clinical prediction of the stock market." Unpublished paper presented to the Seminar on the Analysis of Security Price, University of Chicago.
- Roll, R. (1977). "A critique of the asset pricing theory's tests Part I: on past and potential testability of the theory." *Journal of Financial Economics*, 4(2), pp.129-176.
- Rozeff, M. S., and Kinney Jr, W. R. (1976). "Capital market seasonality: the case of stock returns." *Journal of Financial Economics*, 3(4), pp.379-402.
- Samuelson, P. A. (1965a). "Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly." *Industrial Management Review*, 6, pp.41-49. (篠原三代平・佐藤隆三編 (1981) 『サミュエルソン

- 経済学体系 4 経済動学の理論』「適切に予想された価格がランダムに変動することの証明」勁草書房, pp.276-293.)
- Samuelson, P. A. (1965b). “Rational theory of warrant pricing.” *Industrial Management Review*, 6, pp.13-31. (篠原三代平・佐藤隆三編 (1981) 『サミュエルソン経済学体系 4 経済動学の理論』「株式買付権利証券の価格形成の合理的な理論」勁草書房, pp.294-334.)
- Samuelson, P. A. (1974). “Challenge to judgment.” *The Journal of Portfolio Management*, 1(1), pp.17-19.
- Samuelson, P. A. (1998). “Summing up on business cycles: opening address.” *In Conference Series-Federal Reserve Bank of Boston* (Vol. 42, pp. 33-36). Federal Reserve Bank of Boston.
- Sharpe, W. F. (1964). “Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk.” *The Journal of Finance*, 19(3), pp.425-442.
- Shiller, R. J. (1981). “Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?.” *The American Economic Review*, 71(3), pp.421-436.
- Shiller, R. J. (1984). “Stock prices and social dynamics.” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1984(2), pp.457-510.
- Shleifer, A., 2000. *Inefficient Markets*. Oxford University Press. (兼広崇明訳 (2001) 『金融バブルの経済学』東洋経済新報社.)
- Shleifer, A., and Vishny, R. W. (1997). The limits of arbitrage. *The Journal of Finance*, 52(1), pp.35-55.
- Simon, H. A. (1955). “A behavioral model of rational choice.” *The Quarterly Journal of Economics*, 69(1), pp.99-118.
- Summers, L. H. (1986). “Does the stock market rationally reflect fundamental values?” *The Journal of Finance*, 41(3), pp.591-601.
- Tsay, R. S., (2010). *Analysis of Financial Time Series (3 Edition)*. John Wiley & Sons.
- Ueda, K. (2013). “Response of asset prices to monetary policy under Abenomics.” *Asian Economic Policy Review*, 8(2), pp.252-269.
- Vasicek, O., (1977). “An equilibrium characterization of the term structure.” *Journal of Financial Economics* 5(2), pp.177-188.

- Vidyamurthy, G., (2004). *Pairs Trading: Quantitative Methods and Analysis*. John Wiley & Sons.
- (熊谷善彰監訳・森谷博之訳 (2006) 『実践的ペアトレーディングの理論』 PAN ROLLING.)
- White, H. (1980). “A heteroskedasticity-consistent covariance-matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity.” *Econometrica*, 48(4), pp.817-838.
- Wright, J. H. (2000). “Alternative variance-ratio tests using ranks and signs.” *Journal of Business & Economic Statistics*, 18(1), pp.1-9.
- Yamamoto, R. (2012). “Intraday technical analysis of individual stocks on the Tokyo Stock Exchange.” *Journal of Banking & Finance*, 36, pp.3033-3047.