

『証券経済学会年報』第 58 号別冊
第 95 回全国大会
学会報告論文

「日本における株主アクティビズムの株価パフォーマンスへの影
響」*

* 本稿は『商学研究論集』第 59 号に掲載された「日本における株主アクティビズムの株価パフォーマンスへの影響」に加筆したものである。本報告にあたり、三和裕美子氏、壺内慎二氏、野瀬義明氏、船岡健太氏から貴重なコメントを賜りました。ここに深く謝意を表します。

「日本における株主アクティビズムの株価パフォーマンスへの影響」

部 清義

明治大学大学院商学研究科

1. はじめに

近年、株主アクティビズムが活発化しており、アクティビストの介入によって企業の株価が変動する。株主アクティビズムについては、「何らかの点で標的企業の経営に関して不満を持つ投資家（株主）が、当該企業の支配権を獲得しようとはしないものの、不満を解消すべく、当該企業の経営に変化を生じさせようとする活動」と理解されている（田中・後藤, 2020）。

実証的証拠として、日本企業を対象とする、株主アクティビズムの企業の株価パフォーマンスへの影響についての先行研究は、主にアクティビストの第一興隆期を分析対象としている。また、長期的影響を検証する先行研究がほとんど存在しない。そして、超過収益率の大きさに影響する要因についての先行研究は、村上ファンドの標的企業であるダミー変数などのような、特殊性のある説明変数を用いている。

そこで、本研究は株主アクティビズムが企業の株価パフォーマンスに与える影響について包括的に分析することを目的にしている。イベント・スタディ法を用い、短期の CAR（Cumulative Abnormal Return）と長期の BHAR（Buy-and-Hold Abnormal Return）を求めることで、株価パフォーマンスへの影響について検証を行う。その上で、算出された超過収益率を被説明変数とする重回帰分析によって、超過収益率の大きさに影響する要因について分析する。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 章では先行研究を概観し、第 3 章ではサンプルと検証手法について説明する。第 4 章では短期および長期の株式の超過収益率、第 5 章では超過収益率の要因に関する実証結果を報告する。最後に、本稿をまとめる。

2. 先行研究

（1）株主アクティビズムと株価パフォーマンス

米国では株主アクティビズムが企業の株価パフォーマンスに及ぼす影響について積極的な議論がなされている。

短期の株価パフォーマンスへの株主アクティビズムによる影響がポジティブであることが一致して確認されている。Brav et al. (2008) はアクティビストによる介入前後の計 41 日間において 7.2% の BHAR が生じると示しており、アクティビストに介入された企業の短期の株価パフォーマンスがプラスであることを初めて明らかにしている。Boyson and Mooradian (2011) は、アクティビストによる介入前後の計 51 日間において、標的企業の BHAR が比較企業の BHAR より 11% 有意に高いと示している。異なるサンプルを用いる他の研究でも、アクティビストによる介入前後において 4.26% から 9.45% の超過収益率を報告している (Klein & Zur, 2009; Bebchuk et al., 2015; Artiga González & Calluzzo, 2019; deHaan et al., 2019; Cremers et al., 2020; Brav et al., 2021)。

長期の株価パフォーマンスに関して、先行研究は短期の株価パフォーマンスの上昇が市場の過剰反応であるかについて検証を行っている。Brav et al. (2008) は 13D 報告書提出 1 年前から提出 1 年後までの 2 年間について有意にマイナスの超過収益率が見られないと示し、短期の株価パフォーマンスの上昇が市場の一時的な過剰反応である証拠が得られていないと指摘している。deHaan et al. (2019) は、アクティビストによる介入後の 1 年間および 2 年間の BHAR がそれぞれ 6.8%、5.9% で有意にプラスであることを報告している。他の研究も類似的な結果を提示している (Bebchuk et al., 2015; Klein & Zur, 2009; Brav et al., 2021)。

ところが、Cremers et al. (2020) はアクティビストによる介入後の 5 年についてカレンダータイム・

ポートフォリオ分析を行った結果、標的企業の超過収益率のほうが比較企業のそれよりも有意に小さいと異なる結果を報告している。この結果から、アクティビストが割安な企業を識別する能力を持っていること、および、標的企業のプラスの超過収益率が必ずしもアクティビズムに起因するものではないことを同研究が指摘している。

一方で、日本市場を対象とする研究は米国のように蓄積されていなく、株主アクティビズムを第一興隆期と第二興隆期に分けて分析する傾向がある。短期の株価パフォーマンスについては、アクティビズムの第一興隆期を対象とする研究（井上・加藤, 2007; Uchida & Xu, 2008; Hamao et al., 2018; 田中・後藤, 2020）でも、第二興隆期を対象とする研究（Miyachi & Takeda, 2021）でも、株主アクティビズムが株価パフォーマンスに対しポジティブな影響を与えることを示しており、米国市場に関する研究の結果と同様である。また、期間を分割していない三和・山田（2022）は、2003 年から 2021 年までのキャンペーンを対象とし、短期のイベント・スタディによってキャンペーン開始日前後の計 11 日間のアナウンスメント効果を検証した結果、アクティビズムが株価を上昇させると示している。そして特に興味深いのは、同研究によれば、イベント直前の期間において 3 日前 ($t = -3$) の AAR (Average Abnormal Return) のみが有意にプラスであり、それはアクティビストが取締役として入らない場合でも、企業とアクティビストとのエンゲージメントから情報の非対称性が生じている可能性がある」と指摘している。

長期の株価パフォーマンスについては、先行研究は主に村上ファンドとそうでないファンドに焦点を当て検証している。井上・加藤（2007）はアクティビストによる介入後 1 年間において、全サンプルで有意な超過収益率を観察している以外、村上ファンドの標的企業については CAR がマイナスであるが有意ではない一方、村上ファンド以外の標的企業については CAR が有意にプラスであることを報告している。Uchida and Xu（2008）ではアクティビストによる介入後 1 年間についてカレンダータイム・ポートフォリオ分析を行い、村上ファンドについては一部のモデルで有意にプラスの超過収益率、スティーブル・パートナーズについてはどのモデルによっても有意にプラスの超過収益率が得られている。また、アクティビストを分けていない Hamao et al.（2018）では、アクティビストの介入から退出（または 2009 年 6 月）までの期間について分析を行い、全サンプルでも敵対的ファンドのサブサンプルでも標的企業の超過収益率が有意にプラスであると示している。

（2）超過収益率の要因

株主アクティビズムの株価効果以外には、先行研究で重回帰分析によって超過収益率の要因分析も行われている。Becht et al.（2017）は 23 ヶ国の株主アクティビズムを分析対象とし、ウルフパッカーと国内外機関投資家の持株比率に着目し超過収益率の要因について一般的な結論を導き出している。同研究では、短期の超過収益率を被説明変数、ウルフパッカーについてのダミー変数または国内外機関投資家の持株比率を説明変数とする重回帰分析において、国内外機関投資家の持株比率の係数が有意ではないが、ウルフパッカーダミーの係数が有意にポジティブであると示している。日本と同様に間接金融が主体であるドイツに関する研究、Bessler and Vendrasco（2022）でも、ウルフパッカーに関し類似的な結果を示し、短期または長期の超過収益率を被説明変数とする重回帰分析においてウルフパッカーを表すダミー変数の係数が有意にポジティブであると報告している。

また、米国市場を対象とする先行研究は、説明変数として主にアクティビストの目的および行動特徴、並びに標的企業の特徴を使用している。アクティビストの目的については、Brav et al.（2008）は短期の超過収益率を被説明変数とする重回帰分析を行った結果、資産の売却や事業戦略の変更を目的とする株主アクティビズムが統計的に有意な影響を与え、配当や自社株買いを含む資本政策およびコーポレート・ガバナンスを対象とする株主アクティビズムが有意な影響を与えていないことを示している。これに対し、Boyson and Mooradian（2011）は、コーポレート・ガバナンスを対象とする株主アクティビズムのみが有意にポジティブな影響を与え、他の目的の株主アクティビズムが統計的に有意な影響を与えていないと示している。アクティビストの行動特徴については、同研究はアクティビストを「コミュニケーションのみ」の、「コミュニケーション後に攻撃的」な、「攻撃的」なアクティビスト²⁾の 3 つの種類に分けて重回帰分析を行っている。その結果、株価パフォーマンスに対しては、「攻撃的」なアクティビストが有意にプラスの影響を与え、「コミュニケーション後に攻撃的」なアクティビストが有意にマイナスの影響を与えると示している。その他、標的企業の特徴については、Brav et al.（2008）は企業規模を示す時価総額の対数をコントロール変数に入れて分析を行い、その係数が有意にマイナスであると提示している。比較的小規模な企業においてアクティビストが大きな影響力を持っためだと Brav et al.（2021）が指摘している。

日本市場に関する井上・加藤 (2007) は超過収益率について要因分析を行う際、説明変数として村上ファンドの標的企業であるダミー変数、相対化 PBR および Voice を表すダミー変数を用いている。同研究によれば、村上ファンドダミーについては有意でなく、村上ファンドと他のファンドによる投資の効果が明確に異なるとまでは言えないと指摘しており、そして Voice ダミーの係数が有意でないのは Voice ダミーが 1 となるサンプル数が少ないからだと推測している。また、同研究は、高い超過収益率が割安株発掘によるものであるかを検証するために、相対化 PBR ($\ln(\text{投資先企業 PBR}/\text{比較対象企業 PBR})$) を説明変数として用い、結果として投資期間リターンにおいて係数が有意にマイナスとなるが、当初投資時リターンにおいて係数が有意ではないため、超過収益率の源泉が割安株発掘によるものではないと示唆している。Uchida and Xu (2008) では、過剰な現金を保有する割安な企業においてより高い超過収益率が生じると示している。

1) Becht et al. (2017) によれば、米国の証券取引所法ではウルフパックのような協調パックが「グループ」とみなされ、共同保有者として開示する必要がある。Coffee and Palia (2016) によると、ウルフパックとは 1934 年証券取引法第 13 条 (d) (3) に基づく「グループ」の形成を意図的に避け、並行して行動するアクティビストの緩やかなネットワークと定義されている。

2) Boyson and Mooradian (2011) は、「攻撃的」なアクティビズムとは、「コミュニケーション」や「投資目的のみ」以外の特定の目的を持つアクティビズムであると定義している。

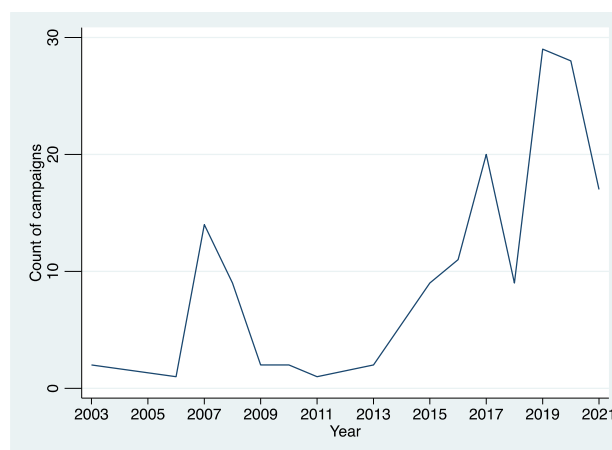
3. リサーチ・デザイン

(1) データ

株主アクティビズムの選別方法として、日本市場に関する先行研究は一定の方法³⁾に従ってアクティビストのヘッジファンドを抽出してから、大量保有報告書に基づき標的企業を特定する、という方法を用いている。しかしながら、Brav et al. (2008) によれば、アクティビストがキャンペーンを開始する意図を公表した後に 13D 報告書を提出する場合もあるし、13D 報告書を提出する前にキャンペーンを開始する場合もあるため、このような場合においては、13D 報告書の提出日が正確なイベント日とならない可能性があるとして指摘されている。

そこで、本稿では、Quick FactSet に収録される、2003 年から 2021 までのキャンペーンを用いて分析を行う。企業の株価データおよび財務データは Quick Astra Manager から取得した。金融・保険業に属する標的企業のキャンペーンを除き、合計 101 社、156 件のキャンペーンについて、企業が株価パフォーマンスに及ぼす影響を検証する。キャンペーン件数の推移は図 1 に示す通りである。2000 年代初め頃から活発に活動した株主アクティビズムは、2007 年のブルドックソース株式会社対米ファンドのステイール・パートナーズの事件とその後の金融危機を契機にいったん沈静化したが、2015 年頃から再び活発になっている。

図 1 日本企業に対するアクティビスト・キャンペーン件数の推移



出所：Quick Factset より作成。

(2) イベント・スタディ

本稿は、イベント・スタディ法によって短期および長期の超過収益率を算出する。キャンペーン開始日⁴⁾をイベント日とし、短期の株価パフォーマンスについてはイベント日前後の数日間の CAR、長期の株価パフォーマンスについてはイベント日後の数ヶ月間の BHAR を求める。

短期の超過収益率を算出するには、まず、イベント日の 140 営業日前から 31 営業日前までの 110 日間を推定ウィンドウとし、TOPIX をベンチマークとしてマーケット・モデルで各社の理論的な株式収益率を推定する。次に、設定したイベントウィンドウについて、実際の収益率と理論的な収益率の差を AR (Abnormal Return) として算出する。その上、イベントの及ぼした累積的な効果を見るために、各イベントウィンドウ (t_1 から t_2 まで) について式 (1)

で定義される $CAR_i(t_1, t_2)$ を求める。

$$CAR_i(t_1, t_2) = \sum_{t_1}^{t_2} AR_{i,t} \quad (1)$$

サンプル企業数を N とすると、平均累積超過収益率、 $CAR(t_1, t_2)$ を式 (2) で定義する。

$$CAR(t_1, t_2) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_i(t_1, t_2) \quad (2)$$

長期の超過収益率としての $BHAR$ を計算する際にも、 $TOPIX$ を比較のベンチマークとしている。月次データを用い、イベント日の属する月の翌月からその後の n ヶ月までの期間 ($n=12, 24, 36$) をイベントウィンドウとし、式 (3) で $BHAR_i$ を計算する。

$$BHAR_i = \prod_{t=0}^{t=n} (1 + R_{i,t}) - \prod_{t=0}^{t=n} (1 + R_{m,t}) \quad (3)$$

CAR と同様、サンプル平均を式 (4) で定義する。

$$BHAR = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N BHAR_i \quad (4)$$

(3) 回帰分析

イベント・スタディに加え、超過収益率の大きさの要因については式 (5) で最小二乗法による重回帰分析を行う。

$$y_i = \alpha + \beta Factor_i + \gamma Control\ variables_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

ここでは、 y_i は各イベントウィンドウにおける CAR_i または $BHAR_i$ 、 $Control\ variables_i$ はイベント日の属する事業年度の前年度におけるコントロール変数、 ε_i は誤差項を表す。コントロール変数としては $Tobin's\ Q$ (Q)、レバレッジ (Lev)、総資産利益率 (ROA) を用いる。主要な説明変数となる $Factor_i$ は超過収益率の要因を表す諸変数であり、本稿では以下の変数について検証を行う。

まず、本稿では、一般的な結論を導き出した $Becht\ et\ al.$ (2017) に基づき、ウルフパックと国内外機関投資家の持株比率を説明変数として用いる。 $Becht\ et\ al.$ (2017) において、複数のアクティビストが同一のターゲットを対象としたエンゲージメントを行う場合であれば 1 を取るダミー変数をウルフパックを表す変数として定義している⁹⁾。 $Bessler\ and\ Vendrasco$ (2022) では、 $Becht\ et\ al.$ (2017) の定義に時間制限を加え、最初のエンゲージメントから 3 ヶ月以内に他のアクティビストが同一の企業をターゲットにした場合は 1 を取るダミー変数をウルフバックダミーとして定義している。数年にわたっても異なるアクテ

ィビストが同一の企業をターゲットにする場合、複数のアクティビストが行動を協調する可能性が下がると思われる。そのため、本稿で用いるウルフバックダミー ($Wolf$) に $Bessler\ and\ Vendrasco$ (2022) の定義に従って時間制限を加える。ウルフバックについて検証するもう一つの理由としては、 $Coffee$ (2017) によれば、米国のアクティビスト等によるウルフバック戦術は情報漏洩が大きな役割を果たしていることが示唆されている。これは、アクティビストの提案に欠点がある場合や拒絶された場合でも、ウルフバックの構成員が重要な非公開情報を入手し、短期的なリターンを得ることが強力なインセンティブとなるためであると指摘されている。したがって、本稿は、日本市場において超過収益率とウルフパックとの間に正の相関があるか否かという視点から、三和・山田 (2022) で示された情報漏洩の可能性について回帰分析によって検証する。

国内外機関投資家の持株比率に関しては、アクティビストにターゲットにされた企業の特性に関する分析で、日本において米国に属する外国人投資家の持株比率が高いほど企業がターゲットにされやすくなる一方で、国内機関投資家の持株比率が高いほど企業がターゲットにされる可能性が低くなると指摘される ($Becht\ et\ al.$, 2017)。これは、外国人投資家が相対的にモノ言う株主で、業績を改善させるように経営者にプレッシャーをかけるためと考えられる。外国人投資家は市場にとって好ましい存在であると言えるが、日本を含む 23 ヶ国を対象とした超過収益率の要因分析では、国内機関投資家および外国人投資家の持株比率を説明変数として取り入れた回帰分析が行われた結果、それらの係数が有意ではないと示されている ($Becht\ et\ al.$, 2017)。そこで、本稿は日本のみのサンプルを用い、キャンペーン開始直前 ($t-1$ 期) における国内機関投資家の持株比率 ($Financial$) および外国人持株比率 ($Foreign$) を説明変数とし、それらが超過収益率に影響するかについて検証する。

他方、アイ・アールジャパン HD の資料⁹⁾によると、日本に参入しているアクティビスト・ファンド数が増加しており、その中で、欧米系とアジア系アクティビストの合計数が国内系アクティビストの数より上回る傾向が見られる。加えて、先行研究では、短期の超過収益率に関する t 検定によって、国内アクティビストによる介入のほうが外国人アクティビストによる介入より有意にプラスという結果が示された ($Hamao\ et\ al.$, 2018; $Miyachi\ \&\ Takeda$, 2021)。したがって、本稿は、異なる地域に属するアクティビストが超過収益率に影響を与えるかどうかについて

検証を行う。米国においては株主アクティビズムが先駆けて始まったため、検証にあたってはアクティビストの拠点を米国、日本、日米以外に分ける。日本をベースとして、米国 (For_US)、日米以外 (For_NonUS) の2つのダミー変数を説明変数に入れる。

本稿で用いる変数の定義は表1にまとめている。また、表2は標的企業の記述統計量を示している。

- 3) 田中・後藤 (2020) はアナリスト・レポート、新聞報道および株主提案の事例に基づき、また証券会社職員の意見を参考にしてアクティビストを抽出した。Hamao and Matos (2018) は大量保有報告書提出社のうち内部者やPE・再建ファンドを除きアクティビストを抽出した。Miyachi and Takeda (2021) は Hamao and Matos (2018) の方法に基づきさらに日本経済新聞からアクティビストでないヘッジファンドを除外した。
- 4) ここでは Quick FactSet に収録されるキャンペーン開始日を用いる。
- 5) また、同研究によれば、このような定義において複数

のアクティビストが行動を協調するか否かは不明であるとも指摘されている。

6) 株式会社アイ・アールジャパンホールディングス, 「2023年3月期 第3四半期 決算説明資料」, <https://contents.xj-storage.jp/xcontents/AS02854/1086daa6/bbf8/46ad/80d0/a35b8d97dd12/20230203150210048s.pdf>, 10 頁 (2023年2月28日取得) 参照。

4. 株主アクティビズムの株価パフォーマンスへの影響

(1) 短期の株価パフォーマンス

図2は、イベント日前後の計41日間におけるCARとAARの推移を示している。CARは、イベント日の10日前から徐々に上昇し、特にイベント日の前日からイベント日の翌日までの期間において超過収益率の反応が大きくなっていることが分かる。その上で、CARを企業規模別に見るために、各事業年度においてサンプルを企業規模(時価総額)で三等分し、大企業(Large)、中企業(Mid)、

表1 変数一覧

変数	変数の定義
主要な説明変数	
Wolf	最初のエンゲージメントから3ヶ月以内に他のアクティビストが同じ企業をターゲットにした場合であれば1、そうでない場合であれば0を取るダミー変数
Financial (%)	金融機関持株比率 * 100
Foreign (%)	外国人持株比率 * 100
For_US	アクティビストの拠点が米国であれば1、米国以外であれば0を取るダミー変数
For_NonUS	アクティビストの拠点が日米以外であれば1、日米であれば0を取るダミー変数
コントロール変数	
Q	(時価総額 + 負債) / 前期総資産
Lev (%)	負債 / 自己資本 * 100
ROA (%)	事業利益 / 総資産 * 100

表2 記述統計量

	N	Mean	S.D.	Min	25th	Median	75th	Max
Wolf	156	0.212	0.410	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
Financial (%)	150	23.597	11.200	0.580	13.420	24.970	30.580	50.690
Foreign (%)	150	30.104	15.731	2.320	18.190	27.635	38.210	69.820
For_US	154	0.416	0.494	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
For_NonUS	154	0.351	0.479	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
Q	156	2.371	10.721	0.464	0.898	1.057	1.293	127.176
Lev (%)	156	183.150	551.275	-821.999	44.107	98.525	179.788	6356.143
ROA (%)	154	4.875	4.563	-16.945	2.974	4.488	7.125	22.867

図2 イベント日前後の CAR と AAR の推移

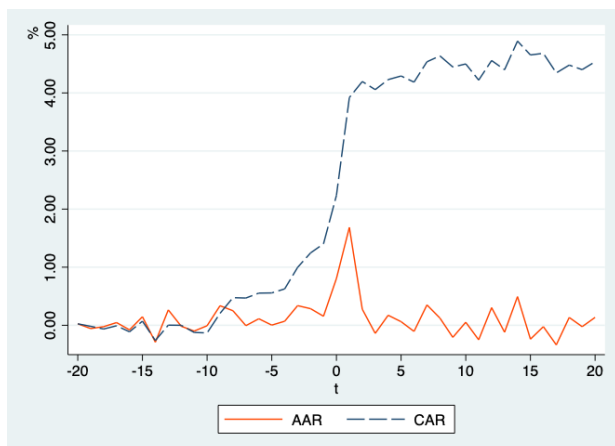


図3 イベント日前後の企業規模別 CAR の推移



小企業 (Small) に分類する。図3では企業規模別の CAR の推移を示し、イベント日前においては、大企業の CAR がネガティブに反応している一方で、中小企業のそれがポジティブに反応しており、そして小企業のほうが中企業よりもポジティブな反応が大きいことが分かる。イベント日後においては、大企業の CAR が逆転し、徐々に中小企業の CAR よりも上回っている。この結果から、Brav et al. (2008) で指摘された企業規模と超過収益率との間における負の相関が見られない。

表3の Panel A では、各イベントウィンドウにおける CAR を示している。全ての CAR は、有意にポジティブで、1.65%~4.58%となっている。この結果は、日本に関する先行研究で示された超過収益率 (1.57%~5.61%) と同程度であり、米国に関する先行研究で示された超過収益率 (4.26%~9.45%) より低いことが分かる。

表3 株価パフォーマンス

Panel A: 短期の株価パフォーマンス					
event_w	N	CAR	t-value	p-value	
indow		(%)			
[-20, 20]	156	4.573	3.105	0.002	***
[-10, 10]	156	4.583	4.396	0.000	***
[-5, 5]	156	3.690	4.917	0.000	***
[-3, 3]	156	3.384	5.110	0.000	***
[-1, 1]	156	2.629	5.151	0.000	***
[-10, 0]	156	2.327	3.724	0.000	***
[-5, 0]	156	1.646	3.314	0.001	***
[0, 5]	156	2.861	4.707	0.000	***
[0, 10]	156	3.056	3.665	0.000	***
Panel B: 長期の株価パフォーマンス					
event_w	N	BHAR	t-value	p-value	
indow		(%)			
12					
months	142	8.319	2.890	0.004	***
24					
months	121	7.458	1.628	0.106	
36					
months	92	6.442	1.182	0.240	

*, **, *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

短期の株価パフォーマンスに関する結果から、株主アクティビズムが短期的に株価を上昇させることが確認され、先行研究とは一致している。つまり、キャンペーンの情報が市場に流された時に、市場にいる投資家はそれをポジティブに受け入れることである。それは、世界的にアクティビストが企業に正の影響を与える例が広く見られ、日本においても投資家はアクティビストによるキャンペーンが企業価値に正の影響を与えるだろうと期待しているからだと推測する。この短期的な上昇は一時的であるかどうかを検証するために、以下では長期の株価パフォーマンスについて分析する。

(2) 長期の株価パフォーマンス

図4は、イベント後の36ヶ月間におけるBHARの推移を示している。BHARは、イベント日に属する月から上昇し、7ヶ月で一旦下落したものの、それ以降に再び上昇し約2年間(29ヶ月)で頂点に達している。それにも

かわらず、3 年間近く (33 ヶ月) において急落し、最終的に 1 年間 (12 ヶ月) の水準に戻っている。図 5 では、企業規模別の BHAR の推移を示している。最初の約半年間 (6 ヶ月) においては、大企業の BHAR が中小企業の BHAR より高いが、それ以降においては、小企業の BHAR が大企業および中企業の BHAR より上回っている。この結果は長期的に見ると Brav et al. (2008) で見られる相関と整合的であると考えられる。Brav et al. (2021) で指摘された理由のように、比較的小規模な会社においてアクティビストの影響力が大きいからだと思う。

図 4 イベント後の BHAR の推移

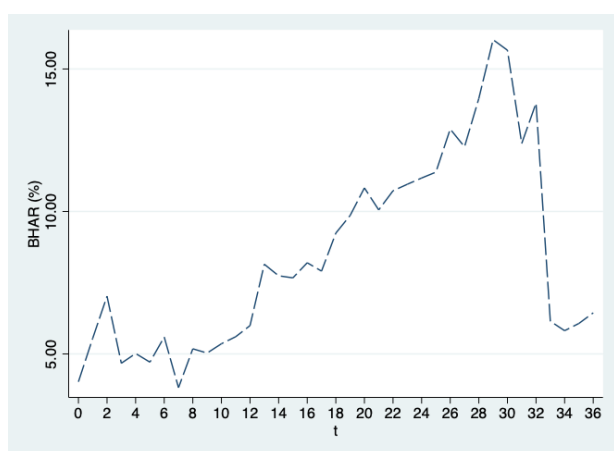


図 5 イベント後の企業規模別 BHAR の推移



表 3 の Panel B では、イベント後の 1 年間 (12 months)、2 年間 (24 months)、3 年間 (36 months) における BHAR を示している。イベント後 1 年間の BHAR のみが有意にポジティブであり、2 年間および 3 年間の BHAR がポジティブで有意ではない。イベント後 1 年間の BHAR

(8.319%) は、deHaan et al. (2019) で報告された 1 年間の 6.8% の BHAR よりも高いことが分かる。

以上の結果からは、キャンペーン開始後の 1 年間においても、株主アクティビズムが株価パフォーマンスに対し有意にポジティブな影響を与えていることが分かる。しかし、キャンペーン開始後 2 年間または 3 年間の BHAR が有意ではないため、長期的な影響が限定的であると考えられる。先行研究で指摘されているように、短期的な株価の上昇は長期にわたっても逆転されていなく、市場で一時的な反応ではないことを確認している。

5. 超過収益率に影響する要因

(1) 短期の超過収益率の要因

本節では、短期の超過収益率に影響する要因について検証するために、表 3 の Panel A で報告した短期の CAR (CAR [-3,+3]、CAR [-3,0]、CAR [0,+3]) を被説明変数として回帰分析を行う。

まず、ウルフパックを説明変数とする回帰分析の結果は表 4 の列 (1) から列 (3) で報告されている。イベント日後の 3 日間 (CAR [0,+3]) においては、ウルフパックダミーの係数がプラスであるが有意ではない。しかしながら、イベント日前後の 7 日間 (CAR [-3,+3]) およびイベント日前の期間 (CAR [-3,0]) においてはその係数がそれぞれ 4.74%、4.52% となり、統計的に有意である。この結果は、ウルフパックが短期の超過収益率にポジティブな影響を与えており、特にキャンペーン開始前にその影響が顕著であることを示している。キャンペーンがアナウンスされる前において市場で知られるべきでない情報は漏れる可能性が残り、このことは三和・山田 (2022) の指摘と整合的である。ただし、本稿のウルフパックの定義において、実際に複数のアクティビストが行動を協調するかどうかは確認できない。

次に、表 5 および表 6 の列 (1) から列 (3) では、それぞれ国内機関投資家の持株比率と外国人投資家の持株比率に関する回帰分析の結果を示している。外国人投資家の持株比率の係数は統計的に有意ではないが、国内機関投資家の持株比率の係数は CAR [-3,+3] および CAR [0,+3] において有意にマイナス (-0.15%、-0.16%) である。この結果は、キャンペーン開始後において、国内機関投資家の持株比率が高いほど超過収益率が 0.16% 下がるということを示し、国内機関投資家が市場にとって好ましくない

表 4 超過収益率とウルフパック

	CAR			BHAR		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	[-3, +3]	[-3, 0]	[0, +3]	[0, +12]	[0, +24]	[0, +36]
Wolf	4.740** (2.15)	4.520*** (2.80)	2.145 (1.37)	20.897*** (2.82)	13.812 (1.62)	14.819 (1.14)
Q	-0.754* (-1.68)	-0.265* (-1.86)	-0.562 (-1.56)	-4.523*** (-14.20)	-5.942*** (-10.34)	-7.964*** (-13.63)
Lev	0.004*** (5.30)	0.000 (0.29)	0.004*** (3.86)	0.020*** (7.62)	0.024*** (5.37)	-0.000 (-0.04)
ROA	0.175 (1.29)	0.013 (0.12)	0.144 (0.96)	2.075*** (3.81)	0.579 (0.50)	1.114 (0.79)
_cons	1.553 (0.38)	0.854 (0.43)	1.839 (0.44)	0.371 (0.04)	3.860 (0.28)	10.777 (0.70)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	154	154	153	141	120	91
r ²	0.239	0.330	0.203	0.504	0.503	0.335

t-statistics in parentheses are based on robust standard errors.

*, **, *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

表 5 超過収益率と国内機関投資家の持株比率

	CAR			BHAR		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	[-3, +3]	[-3, 0]	[0, +3]	[0, +12]	[0, +24]	[0, +36]
Financial	-0.151* (-1.91)	-0.068 (-1.32)	-0.157** (-2.28)	-0.627** (-2.10)	-0.781 (-1.53)	-0.605 (-0.83)
Q	-0.797* (-1.80)	-0.237 (-1.61)	-0.663* (-1.89)	-4.579*** (-12.00)	-6.220*** (-8.66)	-8.153*** (-9.48)
Lev	0.004*** (4.30)	-0.000 (-0.75)	0.004*** (3.88)	0.018*** (5.78)	0.023*** (6.16)	-0.001 (-0.24)
ROA	0.109 (0.75)	-0.078 (-0.69)	0.144 (1.00)	1.794*** (3.19)	0.530 (0.51)	0.893 (0.63)
_cons	5.761 (1.27)	2.995 (1.18)	5.917 (1.31)	18.839 (1.55)	25.601 (1.30)	28.133 (1.11)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	148	148	147	140	120	91
r ²	0.236	0.294	0.232	0.488	0.510	0.338

t-statistics in parentheses are based on robust standard errors.

*, **, *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

ことを意味している。アクティビストの地域に関する回帰分析の結果は表 7 の列 (1) から列 (3) で示されている。いずれの期間においても、日米以外のアクティビスト

は企業の超過収益率にポジティブな影響を与えているが、統計的には有意ではない。これに対して、米国のアクティビストの係数は CAR [-3,+3] および CAR [0,+3] においてプ

表 6 超過収益率と外国人投資家の持株比率

	CAR			BHAR		
	(1) [-3, +3]	(2) [-3, 0]	(3) [0, +3]	(4) [0, +12]	(5) [0, +24]	(6) [0, +36]
Foreign	0.005 (0.09)	0.023 (0.69)	-0.031 (-0.82)	0.210 (1.13)	0.378 (1.35)	0.578 (1.38)
Q	-0.658 (-1.45)	-0.171 (-1.21)	-0.526 (-1.43)	-4.061*** (-12.03)	-5.510*** (-8.28)	-7.228*** (-11.54)
Lev	0.003*** (3.63)	-0.000 (-0.92)	0.003*** (3.31)	0.018*** (5.17)	0.023*** (6.92)	-0.001 (-0.12)
ROA	0.056 (0.41)	-0.108 (-0.99)	0.101 (0.73)	1.496*** (2.73)	0.072 (0.07)	0.781 (0.59)
_cons	1.912 (0.44)	0.728 (0.35)	2.862 (0.67)	-2.732 (-0.25)	-4.106 (-0.25)	-3.062 (-0.17)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	148	148	147	140	120	91
r ²	0.210	0.285	0.197	0.468	0.503	0.344

t-statistics in parentheses are based on robust standard errors.

*, **, *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

表 7 超過収益率とアクティビストの地域

	CAR			BHAR		
	(1) [-3, +3]	(2) [-3, 0]	(3) [0, +3]	(4) [0, +12]	(5) [0, +24]	(6) [0, +36]
Territory						
For_US	4.784** (2.29)	2.127 (1.53)	4.381** (2.42)	9.283 (1.24)	16.178 (1.62)	-3.527 (-0.21)
For_NonUS	1.906 (1.04)	0.437 (0.32)	1.881 (1.25)	8.387 (1.21)	12.944 (1.31)	-13.152 (-0.79)
Q	-0.708 (-1.65)	-0.193 (-1.55)	-0.565 (-1.65)	-4.177*** (-12.83)	-5.682*** (-9.51)	-7.523*** (-12.80)
Lev	0.003*** (3.72)	-0.000 (-0.92)	0.003*** (3.22)	0.017*** (5.46)	0.022*** (5.94)	-0.001 (-0.10)
ROA	-0.009 (-0.06)	-0.138 (-1.17)	0.027 (0.18)	1.521*** (2.71)	0.107 (0.10)	0.836 (0.54)
_cons	-1.898 (-0.45)	-0.324 (-0.14)	-1.551 (-0.36)	-6.268 (-0.52)	-9.654 (-0.57)	16.065 (0.66)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	152	152	152	140	119	90
r ²	0.251	0.282	0.262	0.471	0.502	0.337

t-statistics in parentheses are based on robust standard errors.

*, **, *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

ラス (4.78%、4.38%) であり、5%水準で有意となっている。

(2) 長期の超過収益率の要因

長期の超過収益率に影響する要因については、表 3 の Panel B で報告した長期の BHAR (BHAR[0,+12]、BHAR[0,+24]、BHAR[0,+36]) を被説明変数として回帰分析を行う。ウルフパックに関する結果は表 4 の列 (4) から列 (6) で示されている。ウルフパックの係数は、イベント日後の 2 年間および 3 年間においては有意でなく、イベント日後の 1 年間 (BHAR[0,+12]) においてはプラスとなり統計的に 1%水準で有意である。国内外機関投資家の持株比率に関する結果は表 5 および表 6 の列 (4) から列 (6) で示されている。外国人投資家の持株比率に関しては、短期と同様にその係数が有意ではない。一方で、国内機関投資家の持株比率の係数は BHAR[0,+12]において有意にマイナスとなっている。また、表 7 の列 (4) から列 (6) はアクティビストの地域に関する結果を示しており、有意な係数がなく、アクティビストの地域が長期の株価パフォーマンスに影響を与えていないことが分かる。

以上の超過収益率に関する要因分析の結果は次のようなことを示唆している。第一に、ウルフパック戦略は短期および長期の株価パフォーマンスにポジティブな影響を与えており、その効果はキャンペーン 1 年後まで続いている。そのようなポジティブな影響が長期まで続いている理由として、ウルフパックが一斉に企業に攻勢をかけることでキャンペーンの成功率を上げられることは市場で予測されているためと思われる。そして、キャンペーン開始前の数日間において、ウルフパックダミーが超過収益率にポジティブな影響を与えるということは、情報が漏れる可能性を示唆している。第二に、キャンペーン開始日前後の数日間だけでなく開始後の 1 年間においても、国内機関投資家の持株比率が高いほど超過収益率が低くなり、国内機関投資家が市場にとって好ましくない存在であることを示している。本稿で用いた国内機関投資家に関するデータには安定株主とその他の機関投資家が含まれており、国内機関投資家が好ましくない理由は安定株主がそのような影響を与えていることにあるかもしれない。第三に、米国のアクティビストは、日本のアクティビストと比べると、企業の短期の超過収益率にプラスの影響を与えることが分かる。

6. おわりに

本稿では、短期的視点と長期的視点から、キャンペーン前後における企業の株価パフォーマンスおよび超過収益率の要因について分析を行った。

まず、第一興隆期と第二興隆期の株主アクティビズムを併せて検証し、株主アクティビズムが短期的に株価を上昇させることが確認された。長期的な影響としては、株主アクティビズムはキャンペーン開始後の 1 年間において株価パフォーマンスに対し有意にポジティブな影響を与えており、それ以降の影響は限定的である。海外市場を対象とする先行研究と同様に、短期的な株価の上昇は長期にわたっても逆転されていなく、市場で一時的な反応ではないことを確認した。

超過収益率に影響を及ぼす要因として、本稿でウルフパック、国内外機関投資家の持株比率、アクティビストの地域について検証した。ウルフパック戦略は株価パフォーマンスにポジティブな影響を与えており、その効果はキャンペーン 1 年後まで続いている。しかし、キャンペーン開始前の数日間において、ウルフパックダミーが超過収益率にポジティブな影響を与えるということは、情報が漏れる可能性が残ると判明した。国内外機関投資家の持株比率については、外国人投資家の持株比率が超過収益率に影響を与えていない一方で、国内機関投資家が短期的にも長期的にも市場にとって好ましくない存在であると示した。アクティビストの地域については、米国のアクティビストは、日本のアクティビストと比べると企業の短期の超過収益率にプラスの影響を与えることが分かる。

本稿では、第一興隆期と第二興隆期のアクティビズムを併せて検証したが、サンプル数の制限で両期間の比較ができなかった。また、株主アクティビズムの株価パフォーマンスへのポジティブな影響が、アクティビストの割安企業を選別する能力によるものであるかどうかについては分析を行っていない。これらは今後の課題としたい。

参考文献

- 井上光太郎・加藤英明〔2007〕、「アクティビストファンドの功罪」『経済研究』58 (3) , 203-216 頁。
 田中亘・後藤元〔2020〕、「日本におけるアクティビズムの長期的影響」『JSDA キャピタルマーケットフォーラム (第 2 期) 論文集』, 115-161 頁。

- 三和裕美子・山田剛志〔2022〕,「アクティビストの活動と情報漏洩のリスク(下)」『旬刊商事法務』2306, 42-48頁。
- Artiga González, T., & Calluzzo, P.〔2019〕, “Clustered shareholder activism,” *Corporate Governance: An International Review*, 27 (3), pp. 210-225.
- Bebchuk, L. A., Brav, A., & Jiang, W.〔2015〕, “The Long-Term Effects of Hedge Fund Activism,” *Columbia Law Review*, 115 (5), pp. 1085-1155.
- Becht, M., Franks, J., Grant, J., and Wagner, H. F.〔2017〕, “Returns to Hedge Fund Activism: An International Study,” *The Review of Financial Studies*, 30 (9), pp. 2933-2971.
- Bessler, W., & Vendrasco, M.〔2022〕, “Corporate Control and Shareholder Activism in Germany: An Empirical Analysis of Hedge Fund Strategies,” *International Review of Financial Analysis*, 83 (2022), 102254.
- Boyson, N. M., & Mooradian, R. M.〔2011〕, “Corporate governance and hedge fund activism,” *Review of Derivatives Research*, 14 (2), pp. 169-204.
- Brav, A., Jiang, W., Partnoy, F., & Thomas, R.〔2008〕, “Hedge fund activism, corporate governance, and firm performance,” *The Journal of Finance*, 63 (4), pp. 1729-1775.
- Brav, A., Jiang, W., Partnoy, F., & Li, R.〔2021〕, “Governance by Persuasion: Hedge Fund Activism and Market-based Shareholder Influence,” European Corporate Governance Institute – Finance Working Paper No. 797/2021, European Corporate Governance Institute. (<https://ssrn.com/abstract=3955116>)
- Coffee, J. C.〔2017〕, “The Agency Costs of Activism: Information Leakage, Thwarted Majorities, and the Public Morality,” European Corporate Governance Institute (ECGI)-Law Working Paper No. 373/2017, European Corporate Governance Institute. (<https://ssrn.com/abstract=3058319>)
- Coffee, J. C. & Palia, D.〔2016〕, “The Wolf at the Door: The Impact of Hedge Fund Activism on Corporate Governance,” *Annals of Corporate Governance*, 1 (1), pp. 1-94.
- Cremers, M., Giambona, E., Sepe, S. M., and Wang, Y.〔2020〕, “Hedge fund activism and long-term firm value,” Working Paper, SSRN. (<https://ssrn.com/abstract=2693231>)
- deHaan, E., Larcker, D., and McClure, C.〔2019〕, “Long-term economic consequences of hedge fund activist interventions,” *Review of Accounting Studies*, 24 (2), pp. 536-569.
- Hamao, Y., & Matos, P.〔2018〕, “US-style investor activism in Japan: The first ten years?” *Journal of the Japanese and International Economies*, 48, pp. 29-54.
- Klein, A. and Zur, E.〔2009〕, “Entrepreneurial Shareholder Activism: Hedge Funds and Other Private Investors,” *The Journal of Finance*, 64 (1), pp. 187-229.
- Miyachi, H., Takeda, F.〔2021〕, “Hedge Fund Activism in Japan under the Stewardship and Corporate Governance Codes,” *International Advances in Economic Research*, 27, pp. 119–130.
- Uchida, K. and Xu, P.〔2008〕, “US barbarians at the Japan gate: Cross border hedge fund activism,” Bank of Japan Working Paper Series No. 08-E-3, Bank of Japan. (https://www.boj.or.jp/en/research/wps_rev/wps_2008/wp08e03.htm)