

日本における株主アクティビズムの企業業績への影響

邨 清義
(明治大学大学院)

三和裕美子
(明治大学商学部)

要 旨

本研究は、傾向スコア・マッチングと差分の差分分析を用い、日本企業の業績に対する株主アクティビズムの影響を検証している。実証の結果、株主アクティビズムが企業業績を低下させることが示された。さらに、業績低下のメカニズムを分析したところ、この負の影響は過少投資企業に限定されることが明らかになった。具体的には、株主アクティビズムが過少投資企業の投資効率を低下させることで、業績を悪化させることが示唆された。

キーワード：株主アクティビズム、企業業績、投資効率、コーポレート・ガバナンス、ショートターミズム

1 はじめに

本稿では、世界で活発化しつつある株主アクティビズムが日本企業の業績に及ぼす影響について考察している。株主アクティビズムとは、厳密な定義があるわけではないが、「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」と理解される(田中・後藤, 2020)。Lazard (2023)によると、2022年のアクティビスト・キャンペーン数がパンデミック前の水準に戻り、特に日本企業に対する株主アクティビズムは近年活発化している。株主アクティビズムについては、その活動が企業価値向上に資するのか、もしくは短期的な売り抜けが目的なのか諸説あるところである。学術的には、アクティビストの介入が株主と経営者間のエージェンシー問題を緩和するという評価がなされる一方で(e.g., Bebchuk et al., 2017; Brav et al., 2008)、その活動はショートターミズムで企業の長期的価値を犠牲するといった評価も存在する(e.g., Coffee and Palia, 2016)。日本企業の株価に対する影響について、タイ(2023)はイベントスタディ手法を用いて分析し、株主アクティビズムが短期的に株価を上昇させることを示した。これらの議論とは別の観点から、アクティビストのエンゲージメントが情報漏洩など他の株主に不利益をもたらす可能性があるとは指摘される(Coffee, 2017)。

株主アクティビズムの企業業績への影響に関する先行研究は、主に米国を対象として検証を行い、そのほとんどが企業収益性を示す総資産利益率(ROA)および市場評価を示すTobin's Qに対するポジティブな影響を示唆している(e.g., Bebchuk et al., 2015; Boyson and Mooradian, 2011; Brav et al., 2008;

Clifford, 2008)。しかし、株主アクティビズムによる影響は国の制度環境や文化などによって異なると考えられる。実際、ドイツを対象にした研究では、アクティビストによる介入後に業績が低下することを示している (Bessler and Vendrasco, 2022)。

日本は株式時価総額が世界3位で (The World Bank, 2023)、日本における株主アクティビズムは世界的にも注目されている。2019年にフランス国民議会に提出された報告書によれば、日本が米国に次ぐアクティビストの第一の「遊び場」となっている (French National Assembly, 2019)。近年の事例として、英投資ファンドのCVCキャピタル・パートナーズが東芝に対して買収を提案したことが、車谷暢昭社長兼CEOの辞任につながった。この東芝のケースについて、日本はファンドがやりたい放題の状況にあるという法学者からの指摘がある (小原, 2021)。また、日本企業は内部留保が多いこと、2022年7月1日時点でもTOPIX500でPBR(株価純資産倍率)1倍割れの企業が43%を占めること (東京証券取引所, 2022)¹⁾などから、日本企業がアクティビストのターゲットにされやすいとしばしば指摘される。加えて、2023年から東証がPBR1倍割れの企業に対して企業価値を高める取組や進捗の開示を要請し、今後アクティビストの活動が増加すると考えられる²⁾。

アクティビストの活動は企業価値向上に結び付くものであろうか。その背景にはどのようなメカニズムが働いているのであろうか。日本を分析対象とした田中・後藤 (2020) は、株主アクティビズムの企業業績 (ROA, Tobin's Q) への影響について分析したものの、有意な結果が得られなかった。また、異なる期間をサンプルにしたHamao and Matos (2018) およびMiyachi and Takeda (2021) の分析は株主アクティビズムによる影響の経路までは至らなかった。このように、日本における2000年代初頭よりみられる株主アクティビズムの影響は必ずしも明らかにされたとは言えない。

本稿は、こうした問題意識に基づき、株主アクティビズムが日本企業の業績に与える影響を分析することを目的とする。2000年代以降のアクティビスト・キャンペーン (以下、「キャンペーン」という) を分析対象に、因果推論手法の傾向スコア・マッチング法 (Propensity Score Matching; PSM) と差分の差分 (Difference-in-difference; DID) 分析を併用し、キャンペーン発生4事業年度後までの影響を検証する。分析の結果、株主アクティビズムが日本企業の業績を低下させることが示された。さらに、業績低下のメカニズムを詳しく分析したところ、この負の影響は過少投資企業に限定されており、具体的には、株主アクティビズムが過少投資企業の投資効率を低下させることで、業績を損なうことが示唆された。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、株主アクティビズムに関する先行研究を概観する。第3節では、企業に与える影響の検証にあたってのリサーチデザインやデータについて説明する。第4節では、企業業績およびその他の財務指標への影響に関する実証結果を報告する。第5節では、第4節で報告した結果のメカニズムを解明するため、特に投資効率に着目して分析を行う。最後に、本稿のまとめと今後の課題について述べる。

2 先行研究

株主アクティビズムの企業価値や企業業績に与える影響に関する先行研究は、エージェンシー問題緩和説とショートターミズム説に分かれている。本節では、まず株主アクティビズムの概要を紹介し、続いて両説について説明する。

2.1 株主アクティビズム

米国において、歴史的に、株主アクティビズムは個人、ミューチュアルファンドや年金基金を中心に起こされてきた。1980年代半ばからは機関投資家による株主アクティビズムが注目され、1985年は機関投資家アクティビズムの嚆矢だと言われる（Gillan and Starks, 2007）。当時、カリフォルニア州職員退職年金に代表される大手年金基金は、株主アクティビズムとしての重要な役割を担い、主として買収防衛策の見直し、累積投票制度の採用、取締役会の独立性の強化などの株主提案を提出し、1990年代には直接経営者と対話することに移行した（Gillan and Starks, 2000）。2000年代に入ると、ヘッジファンドによる株主アクティビズムは活発化した。伝統的な機関投資家とは異なり、アクティビストのヘッジファンドは、経営者との対話、メディアの活用、株主提案、委任状争奪戦や訴訟など多様な手法を用いる（三和, 2009）。彼らは業績不振の企業を標的にし、一般に標的企業の株式を発行済株式の数%程度取得し³⁾、株主価値を高めるように行動する。株主価値を高める要求項目としては、取締役の選任、株主配当の増加、自己株式取得や企業資産の売却などが挙げられ、企業の経営戦略にまで踏み込んでいる。

2.2 エージェンシー問題緩和説

Berle and Means (1932)によれば、株主が分散している上場企業では、個々の株主の持株比率が小さく、株主が費用と時間をかけて企業全体の利益になるように権利を行使するインセンティブが乏しい。その結果、株主の合理的無関心が生じ、経営に対するモニタリングが十分に行われず、経営者支配が成り立っている。また、Jensen and Meckling (1976)は、経営者と株主との間にエージェンシー問題が存在し、経営者が株主利益を最大化する行動を常に取るとは限らず、自身の私的利益を優先するかもしれないと指摘した。

これに対して、Bebchuk et al. (2017)は、機関投資家による所有の再集中によって、合理的無関心の前提が必ずしも適用されなくなったと述べている。一方で、伝統的な機関投資家と経営者の間には依然としてエージェンシー問題が存在するとし、その理由を以下のように挙げている。第一に、伝統的な機関投資家は彼らの報酬が運用資産残高にのみ連動し、スチュワードシップ活動から生じる利益のごく一部しか受け取れず、その活動にかかるコストを負担する必要がある⁴⁾。第二に、スチュワードシップ活動によって投資先企業の株価が上昇した場合、その利益を競争相手も享受できる。第三に、伝統的な機関投資家は投資先企業と投資以外の関係を持つことがあり、利益相反が生じる可能性がある。

一方、アクティビストのヘッジファンドは伝統的な機関投資家に比べ、スチュワードシップ活動を行うインセンティブが強いと先行研究で指摘されている（Bebchuk and Hirst, 2019; Bebchuk et al., 2017; Brav et al., 2008）。その理由として、まずヘッジファンドの報酬は「2：20」ルールに従い、すなわち資産運用管理手数料2%およびキャピタルゲイン20%の合計であり、運用投資先企業の価値増加分に連動する割合が高い点が挙げられる。また、ヘッジファンドは特定の企業に集中投資を行い、投資先企業の価値向上を実現することで競争相手との差別化が可能である。そして、ヘッジファンドは伝統的な機関投資家のような利益相反を持たないとされている。

このように、アクティビストのヘッジファンドは時間と費用をかけて積極的にスチュワードシップ活動を行うインセンティブが強く、その活動は株主と経営者の間のエージェンシー問題を緩和し、企

業価値の向上につながっている。このエージェンシー問題緩和説は米国で有力であり、米国企業に関する先行研究のほとんどは、株主アクティビズムが企業業績にポジティブの影響を与えるという実証的証拠を示している (e.g., Bebchuk et al., 2015; Boyson and Mooradian, 2011; Brav et al., 2008; Clifford, 2008)。したがって、エージェンシー問題緩和説に基づけば、株主アクティビズムが日本企業の業績に対してもポジティブな影響を与えることが予想される。

2.3 ショートターミズム説

エージェンシー問題緩和説とは対照的に、アクティビストのショートターミズムを批判する見解も存在する。ヘッジファンドの報酬構造は、スチュワードシップ活動のインセンティブとなる一方で、ショートターミズムを助長する可能性があるとの懸念されている (Coffee and Palia, 2016)。アクティビストが高額な報酬を得るために配当の増額、自己株式取得、資産の売却などを要求することで、短期的には利益をもたらすものの、長期的には企業価値を毀損するリスクが指摘されている (Coffee and Palia, 2016; Lipton and Rosenblum, 1991)。特に、研究開発費、資本的支出、市場開拓、新規事業といった長期的な投資を削減するよう企業に圧力をかける懸念がある (Coffee and Palia, 2016; Lipton and Rosenblum, 1991)。

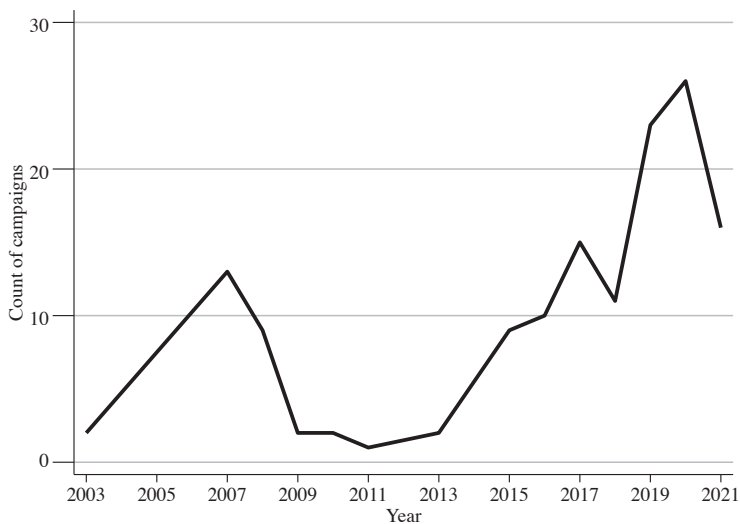
ショートターミズム説を支持する実証研究も存在する。Barros et al. (2023) は、キャンペーン後に企業の収益性が低下することを報告しており、Cremers et al. (2020) は、アクティビスト介入後に標的企業の Tobin's Q が比較企業よりも悪化することを示している。Cremers らの研究では、配当利回りに有意な変化が見られないが、自己株式取得比率の増加や研究開発費比率の減少が示唆されている。また、ドイツ企業を対象とした研究でも、アクティビスト介入後に企業業績が低下したことが明らかにされている (Bessler and Vendrasco, 2022)。したがって、ショートターミズム説に基づけば、株主アクティビズムが日本企業の業績にもネガティブな影響を与えることが予想される。

3 リサーチデザイン

3.1 サンプル

本稿では、QUICK FactSet から取得した 2003 年から 2021 年までのキャンペーンを用いて分析を行う。補論 A1 では、QUICK FactSet におけるキャンペーンの選定基準に関する詳細を示している。企業の財務データは 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、取得したキャンペーン数は 147 件であった。そのうち、欠損値があるものや比較企業とのマッチングができなかったキャンペーンがあったため、最終的に 141 件のキャンペーンが企業に与える影響について分析を行う。キャンペーン件数の推移は図 1 に示されている。2000 年代初め頃から活発に活動した株主アクティビズムであるが、2007 年のブルドックソース株式会社 vs 米ファンドのスティール・パートナーズ事件とその後の金融危機を契機にいったん沈静化した。そして、2015 年のコーポレートガバナンス・コード導入により日本企業の政策保有株売却が進み、アクティビストの活動が再び活発化している。なお、キャンペーン発生後に上場廃止となった企業については、発生後 1 年以上の影響を検証することが不可能であり、DID による分析では 124 件のキャンペーンを対象としている。

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



3.2 分析方法

本稿は、株主アクティビズムの影響について比較検証を行うために、PSMによってキャンペーン発生前の時点で標的企業とよく似た比較企業を東証上場企業から抽出する。まず、ロジットモデルを用い、キャンペーン発生日に属する事業年度の傾向スコアを算出する。説明変数としては、キャンペーン発生の有無に影響を及ぼす共変量、つまりアクティビストによって標的にされやすい特徴に関する変数に加え、業種ダミーおよび事業年度ダミーを用いる。次に、各事業年度において、キャリパーを傾向スコアの標準誤差×0.25に設定して1対3の比率で最近傍マッチングを行い、標的企業と比較企業についてパネルデータを作成する。

このようにパネルデータを作成した上で、株主アクティビズムが標的企業に与える影響を分析する。分析手法としてDIDを採用し、「標的企業と比較企業の差」と「キャンペーン発生前後の差」を比較し、グループ間に存在する差異および各年度の社会全体の変化をコントロールする。以下の推定式でDID回帰分析を行う。

$$y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_{i,t} \cdot \text{After}_{i,t} + A_i + B_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

ここで、添字*i*はアクティビストによるキャンペーン、*t*は事業年度、*y*は企業業績、株主還元、投資、現金保有に関する指標、*Treat*は株主アクティビズムのキャンペーンを識別するダミー、*After*はキャンペーン発生後の期間を識別するダミー、*A_i*は企業固定効果、*B_t*は事業年度固定効果、 ε は誤差項を表す。*Treat*と*After*の交差項(*Treat* × *After*)の係数 β_1 は本分析の関心であり、キャンペーン発生日に属する事業年度*t*期を原点とし、*t* - 1期と比べ、*t* + *n*期 (*n* = 1, 2, 3, 4) までのキャンペーンによる平均的な効果を表している。企業固定効果と事業年度固定効果をコントロールすることで、除外変数バイアスを緩和し、株主アクティビズムの影響がより正確に測れる。

3.3 変数と基本統計量

前述のように、PSM で用いる共変量は、アクティビストによって標的にされやすい特徴に関する変数である。本稿は、先行研究に従い、キャンペーン発生直前時点 ($t-1$ 期) における、時価総額の対数 (\ln_Cap)、Tobin's Q (Q)、ROA、レバレッジ (*Leverage*)、現金等比率 (*Cash*)、金融機関持株比率 ($Pct_Financial$)、外国人持株比率 ($Pct_Foreigner$) を用いる。補論 A2 ではロジット分析の結果を報告している。

株主アクティビズムのエージェンシー問題緩和説およびショートターミズム説を検証するために、企業業績の指標を用いてアクティビズムが企業に対する影響の証拠を提示する。また、株主アクティビズムが企業の意思決定に及ぼし、ひいては企業業績に影響を与えるかについても分析するためには、株主還元、投資、現金保有に関する指標も用いる。企業業績の指標として、先行研究で使われる Tobin's Q、ROA のほか、自己資本利益率 (*ROE*) および投下資本利益率 (*ROIC*) を用いる。株主還元の指標として、配当利回り (*Dividend*)、自社株買い (*Buyback*)、自己資本分配率 (*Total_Payout*)、株主総利回り (*TSR*) を用いる。*Dividend* は株価に対する一株当たり配当金の割合を示す変数であり、*Buyback* は自己株式取得の額を示す変数である。*Total_Payout* は配当と自己株式取得の合計を自己資本でスケールしている。田中・後藤 (2020) と同様に、分母の自己資本が負である場合は *Total_Payout* を定義しない。株主総利回りはキャピタルゲインと配当の合計を株価で除した比率で、アクティビストに株主満足度を測る指標として使われている (松下, 2021)⁵⁾。投資の指標として、設備投資額 (*Capex*)、研究開発費 (*RD*)、有形固定資産の変化 (*Apppe*) を用い、いずれも総資産でスケールしている。*Capex* の分子は有価証券報告書で報告されている設備投資の額で、有形固定資産と無形固定資産が含まれる。無形固定資産を除いた分、有形固定資産における当期と前期の差についても検証する。有形固定資産の変化は企業の投資の指標として用いられると指摘されている (Petrovic et al., 2016)。現金保有の指標として、フリーキャッシュフロー (*Free_Cash*) と現金等比率 (*Cash*) を用いる。フリーキャッシュフローは営業活動によるキャッシュフローから投資活動によるキャッシュフローを引いた差を総資産で除した値である。

表 1 は各変数の定義、表 2 は標的企業における各変数の記述統計量を示している。表 3 は、PSM 前後で共変量に関する標的企業と比較企業間の平均値の差 (*Difference* の列) を示している。外国人持株比率以外の共変量の差が有意でなくなり、外国人持株比率の差とその有意性が低くなっている。これは、標的企業とよく似た比較企業をマッチングできたことを意味している。バランスの良い共変量は、キャンペーン発生後の企業の各指標の変化が、他の観測可能な企業特性ではなく、株主アクティビズムに起因する保証となる。また、主分析に先立ち、キャンペーン発生前後の各事業年度における、標的企業および比較企業の各変数の変化について t 検定を行った。表 4 に示した t 検定の結果から、キャンペーン後の企業業績に有意な差はないが、標的企業は比較企業に比べて *Dividend* が高く、RD が低いことがわかった。

なお、PSM により標的企業の属性と類似している比較企業を選定しているが、アクティビズムの効果を分析する際に用いられる各指標について、平行トレンド仮定が成り立っているか否かをさらに検証し、その確認がとれている (補論 A3)。

表1 変数一覧

変数	定義
企業業績	
<i>Q</i>	(時価総額 + 負債総額) / 前期末総資産
<i>ROA</i>	事業利益 / 総資産
<i>ROE</i>	当期純利益 / 自己資本
<i>ROIC</i>	営業利益 / (有利子負債 + 自己資本)
株主還元	
<i>Dividend</i>	一株当たり配当金 / 期末株式時価
<i>Buyback</i>	(自己株式の取得による支出額 - 自己株式の処分による収入額) / 自己資本
<i>Total_Payout</i>	(自己株式の取得による支出額 - 自己株式の処分による収入額 + 年間配当総額) / 自己資本
<i>TSR</i>	(時価総額 - 前期末時価総額 + 年間配当総額) / 前期時価総額
投資	
<i>Capex</i>	設備投資額 / 総資産
<i>RD</i>	研究開発費 / 総資産
<i>Appe</i>	(有形固定資産 - 前期有形固定資産) / 総資産
現金保有	
<i>Cash</i>	(現預金 + 有価証券 + 投資有価証券) / 総資産
<i>Free_Cash</i>	(営業活動によるキャッシュフロー + 投資活動によるキャッシュフロー) / 総資産
その他の指標	
<i>ln_Cap</i>	事業年度終了年月日における時価総額の自然対数
<i>Leverage</i>	負債総額 / 総資産
<i>Pct_Financial</i>	金融機関の所有株式数割合
<i>Pct_Foreigner</i>	外国法人等の所有株式数割合

この表は本稿で用いる変数の定義を示している。

表2 記述統計量 (標的企業)

	N	Mean	Std. Dev.	Min	25th	Median	75th	Max
<i>Q</i>	755	1.251	0.809	0.462	0.864	1.063	1.252	6.844
<i>ROA</i>	753	4.886	4.653	-16.945	2.684	4.468	7.003	29.507
<i>ROE</i>	752	11.066	66.674	-197.356	3.069	6.320	10.439	1108.887
<i>ROIC</i>	756	7.548	9.515	-118.902	4.107	7.215	11.616	51.052
<i>Dividend</i>	755	2.319	1.662	0.000	1.259	2.047	3.011	13.746
<i>Buyback</i>	752	1.984	7.330	-16.002	0.000	0.004	1.049	130.964
<i>Total_Payout</i>	752	4.581	7.809	-14.110	1.485	2.497	4.650	130.964
<i>TSR</i>	756	11.714	52.079	-82.999	-13.971	4.982	27.128	967.221
<i>Capex</i>	756	3.758	2.647	0.000	1.733	3.305	4.996	20.876
<i>RD</i>	756	1.925	2.356	0.000	0.225	1.125	3.331	24.483
<i>Appe</i>	756	0.003	0.037	-0.292	-0.005	0.002	0.014	0.178
<i>Cash</i>	756	29.660	19.156	0.459	13.418	27.208	42.170	85.985
<i>Free_Cash</i>	756	1.793	6.034	-24.536	-1.062	2.097	4.657	33.283
<i>ln_Cap</i>	755	12.230	1.989	8.530	10.611	12.209	13.895	17.406
<i>Leverage</i>	756	0.464	0.215	0.020	0.278	0.454	0.634	1.065
<i>Pct_Financial</i>	748	25.254	11.449	0.060	16.190	25.840	33.640	51.350
<i>Pct_Foreigner</i>	748	28.144	16.846	0.080	16.325	25.505	39.405	72.730

この表は分析で利用する標的企業における各変数の記述統計量を報告している。各変数の定義は表1を参照してほしい。

表3 PSM前後の共変量のBalance Check

	Before PSM			After PSM		
	N	Difference	t-Statistic	N	Difference	t-Statistic
<i>ln_Cap</i> [-1]	22314	-1.221***	-9.425	484	-0.207	-1.256
<i>Q</i> [-1]	22208	-0.030	-0.019	484	0.009	0.149
<i>ROA</i> [-1]	23262	2.409***	3.487	484	0.170	0.315
<i>Leverage</i> [-1]	23354	-0.004	-0.228	484	-0.020	-0.907
<i>Cash</i> [-1]	23357	-4.909***	-3.526	484	0.420	0.217
<i>Pct_Financial</i> [-1]	22239	0.107	0.096	484	0.343	0.313
<i>Pct_Foreigner</i> [-1]	22139	-15.999***	-15.322	484	-3.966**	-2.463

この表は、PSM前後で共変量に関する標的企業と比較企業間の平均値の差（Differenceの列）を報告している。各変数の定義は表1を参照してほしい。*、**、***はそれぞれ10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを示している。

表4 株主アクティビズムが企業に及ぼす影響（t検定）

	Treatment		Control		Difference (Treatment - Control)	
	N	Mean	N	Mean	Mean	t-Statistic
<i>Q</i> [-1to1]	123	0.004	315	-0.002	0.006	0.115
<i>ROA</i> [-1to1]	123	-0.783	315	-0.274	-0.509	-0.895
<i>ROE</i> [-1to1]	121	-9.018	315	-0.758	-8.260	-1.447
<i>ROIC</i> [-1to1]	124	-1.129	315	-0.451	-0.678	-0.586
<i>Dividend</i> [-1to1]	123	0.522	315	0.184	0.338***	2.719
<i>Buyback</i> [-1to1]	121	0.552	315	1.218	-0.666	-0.522
<i>Total_Payout</i> [-1to1]	121	1.421	315	1.475	-0.054	-0.041
<i>TSR</i> [-1to1]	124	15.273	308	4.137	11.136	1.414
<i>Capex</i> [-1to1]	124	-0.425	315	-0.273	-0.152	-0.537
<i>RD</i> [-1to1]	124	-0.151	315	0.031	-0.182**	-2.214
<i>Appe</i> [-1to1]	124	-0.583	315	0.156	-0.739	-1.529
<i>Cash</i> [-1to1]	124	-0.501	315	-1.179	0.678	0.824
<i>Free_Cash</i> [-1to1]	124	1.277	315	-0.187	1.464	1.548

この表は、キャンペーン前後の各年度における、標的企業と比較企業の各変数の変化について行ったt検定の結果を報告している。各変数の定義は表1を参照してほしい。*、**、***はそれぞれ10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを示している。

4 分析結果

4.1 株主アクティビズムと企業業績

表5は、企業業績を被説明変数としたDID回帰分析の結果を示している。t検定では有意な差が確認されなかったものの、DID回帰分析では異なる結果が得られている。具体的には、*Q*および*ROE*については*Treat* × *After*の係数がいずれも有意ではない。しかし、*ROA*については、*Treat* × *After*の係数がt+1期からt+4期まで負の値(-1.376% ~ -0.816%)を示し、統計的に1%か5%水準で有意である。*ROIC*についても、*Treat* × *After*の係数がt+1期からt+4期まで負(-2.118% ~ -1.393%)で5%か10%水準で統計的に有意である。

これらの結果は、キャンペーン発生後に標的企業の業績が比較企業に比べて低下したことを示唆し

表5 株主アクティビズムと企業業績 (DID回帰分析)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	t - 1: t + 1	t - 1: t + 2	t - 1: t + 3	t - 1: t + 4
Q				
<i>Treat</i> × <i>After</i>	-0.030 (-0.62)	-0.023 (-0.49)	-0.011 (-0.21)	0.002 (0.04)
_cons	1.237*** (66.69)	1.236*** (59.53)	1.232*** (55.06)	1.233*** (53.52)
N	1316	1697	2020	2304
Adj. R ²	0.802	0.773	0.752	0.750
ROA				
<i>Treat</i> × <i>After</i>	-1.376*** (-3.13)	-1.170*** (-2.90)	-1.011*** (-2.63)	-0.816** (-2.23)
_cons	5.348*** (28.57)	5.377*** (29.32)	5.354*** (29.77)	5.331*** (31.22)
N	1314	1694	2017	2300
Adj. R ²	0.623	0.613	0.602	0.599
ROE				
<i>Treat</i> × <i>After</i>	9.662 (0.84)	5.279 (0.48)	2.268 (0.22)	1.023 (0.10)
_cons	4.724 (1.14)	6.802 (1.54)	7.509* (1.74)	7.755* (1.83)
N	1313	1694	2017	2301
Adj. R ²	0.085	0.026	0.042	0.055
ROIC				
<i>Treat</i> × <i>After</i>	-2.118** (-2.16)	-1.905** (-2.17)	-1.664* (-1.96)	-1.393* (-1.69)
_cons	7.677*** (16.38)	7.879*** (19.08)	7.913*** (19.94)	7.938*** (20.90)
N	1317	1698	2021	2305
Adj. R ²	0.563	0.483	0.487	0.484
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes

この表は、企業業績の指標を被説明変数とした DID 回帰分析の結果を報告している。*Treat* × *After* の係数は、キャンペーン発生日に属する事業年度 t 期を原点とし、t - 1 期と比べ、t + n 期 (n = 1, 2, 3, 4) までのキャンペーンによる平均的な効果を表している。2003 年から 2021 年までのアクティビスト・キャンペーンのデータは QUICK FactSet から、企業の財務データは QUICK Astra Manager から取得する。*Treat* は株主アクティビズムのキャンペーンを示すダミー変数である。*After* はキャンペーン発生後の期間を示すダミー変数である。各被説明変数の定義は表 1 を参照してほしい。カッコ内はロバスト標準誤差に基づいて計算された t 値である。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で統計的に有意であることを示している。

ている。アクティビストの介入が企業業績の低下をもたらすというこの結果は、ショートターミズム説と整合すると考えられる。続いて、この業績低下を引き起こしたメカニズムを解明するために、株主還元、投資、現金保有といった財務指標の変化についても検証を行う。

4.2 株主アクティビズムとその他の財務指標

表 6 は、株主還元に関する DID 分析の結果を示している。*Dividend* について、*Treat* × *After* の係数は t + 1 期に 5% 水準で正 (0.235%) となっており、株主アクティビズムが配当を通じて標的企業の株主還元を増加させることを示唆している。この結果は先行研究とも整合している (e.g., Brav et al, 2008; Hamao and Matos, 2018; Miyachi and Takeda, 2021)。一方、*Buyback* については、*Treat* × *After* の

表6 株主アクティビズムと株主還元 (DID回帰分析)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	t - 1: t + 1	t - 1: t + 2	t - 1: t + 3	t - 1: t + 4
Dividend				
<i>Treat × After</i>	0.235** (2.28)	-0.300 (-0.64)	-0.167 (-0.51)	-0.084 (-0.31)
_cons	2.027*** (42.71)	2.477*** (6.78)	2.417*** (8.20)	2.373*** (9.26)
N	1316	1697	2020	2304
Adj. R ²	0.626	0.089	0.065	0.051
Buyback				
<i>Treat × After</i>	-0.486 (-0.62)	0.051 (0.06)	0.136 (0.17)	0.199 (0.26)
_cons	1.989*** (6.08)	1.860*** (5.31)	1.681*** (5.09)	1.553*** (4.87)
N	1313	1694	2017	2301
Adj. R ²	0.239	0.196	0.189	0.196
Total Payout				
<i>Treat × After</i>	-0.593 (-0.77)	0.038 (0.05)	0.157 (0.20)	0.276 (0.36)
_cons	4.372*** (13.37)	4.199*** (12.20)	4.025*** (12.40)	3.892*** (12.43)
N	1313	1694	2017	2301
Adj. R ²	0.296	0.253	0.254	0.267
TSR				
<i>Treat × After</i>	6.963 (1.20)	6.918 (1.34)	7.834* (1.66)	7.971* (1.77)
_cons	5.525** (2.27)	5.579*** (2.62)	5.038*** (2.65)	5.157*** (2.88)
N	1310	1691	2014	2299
Adj. R ²	0.229	0.188	0.170	0.179
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes

この表は、株主還元の指標を被説明変数とした DID 回帰分析の結果を報告している。*Treat × After* の係数は、キャンペーン発生日に属する事業年度 t 期を原点とし、 $t-1$ 期と比べ、 $t+n$ 期 ($n=1, 2, 3, 4$) までのキャンペーンによる平均的な効果を表している。2003 年から 2021 年までのアクティビスト・キャンペーンのデータは QUICK FactSet から、企業の財務データは QUICK Astra Manager から取得する。*Treat* は株主アクティビズムのキャンペーンを示すダミー変数である。*After* はキャンペーン発生日後の期間を示すダミー変数である。各被説明変数の定義は表 1 を参照してほしい。カッコ内はロバスト標準誤差に基づいて計算された t 値である。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で統計的に有意であることを示している。

係数はいずれも有意ではなく、アクティビスト介入の前後で自社株買いの変化は見られない。また、TSR に関しては、介入直後の $t+1$ から $t+2$ 期では *Treat × After* の係数は有意ではないが、 $t+3$ から $t+4$ 期では 10% 水準で正の値を示している。

表 7 は、投資指標に関する DID 分析の結果を示している。*Capex* と *RD* について、*Treat × After* の係数は有意ではないが、いずれも負の値を示している。これに対して、*Appe* については、 $t+1$ 期から $t+3$ 期にかけて *Treat × After* の係数が 5% または 10% 水準で負となっており、アクティビズムが企業の投資を抑制したことを示唆している。この結果は先行研究とも整合的である (e.g., Brav et al., 2018; Greenwood and Schor, 2009)。

現金保有に関する DID の結果は表 8 (13 頁) で示されている。*Cash* および *Free_Cash* を被説明変数とする DID 分析では、*Treat × After* の係数はいずれも有意ではない。この結果は、株主アクティ

表7 株主アクティビズムと投資 (DID回帰分析)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	t - 1: t + 1	t - 1: t + 2	t - 1: t + 3	t - 1: t + 4
Capex				
<i>Treat</i> × <i>After</i>	-0.065 (-0.30)	-0.032 (-0.15)	-0.046 (-0.22)	-0.040 (-0.19)
_cons	3.987*** (42.01)	3.899*** (39.51)	3.853*** (39.77)	3.800*** (39.96)
N	1317	1698	2021	2306
Adj. R ²	0.709	0.687	0.668	0.662
RD				
<i>Treat</i> × <i>After</i>	-0.111 (-1.37)	-0.102 (-1.15)	-0.091 (-1.03)	-0.081 (-0.92)
_cons	1.910*** (49.39)	1.914*** (42.73)	1.933*** (44.17)	1.935*** (44.87)
N	1317	1698	2021	2306
Adj. R ²	0.964	0.958	0.960	0.959
Appe				
<i>Treat</i> × <i>After</i>	-0.579** (-1.96)	-0.493* (-1.68)	-0.516* (-1.71)	-0.478 (-1.63)
_cons	0.652*** (4.82)	0.577*** (4.36)	0.541*** (4.01)	0.538*** (4.11)
N	1317	1698	2021	2305
Adj. R ²	0.311	0.296	0.288	0.274
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes

この表は、投資の指標を被説明変数とした DID 回帰分析の結果を報告している。*Treat* × *After* の係数は、キャンペーン発生日に属する事業年度 t 期を原点とし、t - 1 期と比べ、t + n 期 (n = 1, 2, 3, 4) までのキャンペーンによる平均的な効果を表している。2003 年から 2021 年までのアクティビスト・キャンペーンのデータは QUICK FactSet から、企業の財務データは QUICK Astra Manager から取得する。*Treat* は株主アクティビズムのキャンペーンを示すダミー変数である。*After* はキャンペーン発生後の期間を示すダミー変数である。各被説明変数の定義は表 1 を参照してほしい。カッコ内はロバスト標準誤差に基づいて計算された t 値である。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で統計的に有意であることを示している。

ビズムが標的企業の現金保有に対して明確な影響を与えていないことを示している。

4.3 考 察

本節の分析では、株主アクティビズムが企業業績を低下させることを示している。この結果はショートターミズム説を支持するものである。また、株主アクティビズムが企業の意思決定をどのように変化させ、業績低下を引き起こしているのかを明らかにするために、株主還元、投資、現金保有についても分析を行った。その結果、配当 (*Dividend*) の増加と有形固定資産の変化 (*Appe*) の減少が確認された。これらの結果は、株主アクティビズムが企業の投資活動を抑制し、株主還元を増加させることで業績の低下を招いた可能性を示唆している。

一方で、すべての投資関連の変数について有意な結果が得られたわけではなく、*Appe* の減少については解釈が一様でない点に留意が必要である。*Appe* の減少は単に投資の抑制を示すだけでなく、アクティビストが企業に不良資産の売却を促した結果である可能性もあり、これが企業価値の向上に寄与する可能性も考えられる。この解釈に基づくと、*Appe* の減少は、業績低下の結果およびショートターミズム説と矛盾する側面を持つことになる。そのため、ショートターミズム説が株主アクティビズムの影響を適切に説明できるかどうかを確認するには、投資関連の結果を再評価する必要がある。

表8 株主アクティビズムと現金保有 (DID回帰分析)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	t - 1: t + 1	t - 1: t + 2	t - 1: t + 3	t - 1: t + 4
Cash				
<i>Treat × After</i>	0.388 (0.53)	0.326 (0.43)	0.287 (0.37)	0.263 (0.33)
_cons	29.933*** (91.91)	29.875*** (83.39)	29.851*** (80.31)	29.882*** (77.92)
N	1317	1698	2021	2305
Adj. R ²	0.943	0.943	0.944	0.941
Free_Cash				
<i>Treat × After</i>	1.316 (1.40)	1.057 (1.37)	0.975 (1.41)	0.955 (1.48)
_cons	1.216*** (3.86)	1.397*** (4.89)	1.507*** (5.67)	1.465*** (5.69)
N	1317	1698	2021	2305
Adj. R ²	0.122	0.149	0.168	0.178
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes

この表は、現金保有の指標を被説明変数とした DID 回帰分析の結果を報告している。*Treat × After* の係数は、キャンペーン発生日に属する事業年度 t 期を原点とし、 $t-1$ 期と比べ、 $t+n$ 期 ($n=1, 2, 3, 4$) までのキャンペーンによる平均的な効果を表している。2003 年から 2021 年までのアクティビスト・キャンペーンのデータは QUICK FactSet から、企業の財務データは QUICK Astra Manager から取得する。*Treat* は株主アクティビズムのキャンペーンを示すダミー変数である。*After* はキャンペーン発生後の期間を示すダミー変数である。各被説明変数の定義は表 1 を参照してほしい。カッコ内はロバスト標準誤差に基づいて計算された t 値である。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で統計的に有意であることを示している。

企業が価値最大化を目的とする場合、すべての正の正味現在価値を有するプロジェクトに投資することが期待される。しかし、逆選択やエージェンシー問題のような資本市場の摩擦によって、企業の投資が最適水準から逸脱し、過剰投資や過少投資が生じる可能性がある (e.g., Biddle et al., 2009; Stein, 2003)⁶⁾。投資効率は、実際の投資規模と期待投資の乖離を示し、投資決定を評価するための重要な指標である (Biddle et al., 2009; Xu and Jin, 2024)。この観点から、株主アクティビズムが投資効率に与える影響を検証することは、*Appe* の減少が企業業績の低下を意味するの可否かを判断する上で重要である。具体的には、株主アクティビズムが投資効率を低下させる場合、*Appe* の減少は企業業績の低下を意味し、本節で示した業績低下の結果やショートターミズム説と一致する。一方で、株主アクティビズムが投資効率を向上させる場合、*Appe* の減少は企業業績の向上を示し、業績低下の結果やショートターミズム説と矛盾することとなる。

したがって、次節では、株主アクティビズムが投資効率に与える影響を分析し、投資に関する結果の意味を整理し、業績低下の背景にあるメカニズムを解明する⁷⁾。

5 株主アクティビズムの企業業績への影響のメカニズム

5.1 株主アクティビズムと投資効率

投資効率については、Biddle et al. (2009) や García Lara et al. (2016) に倣い、成長機会の観点から投資を予測するモデル(2)を用いて投資効率の代理変数を定義する。このモデルは先行研究で広く使用されている (e.g., Chowdhury et al., 2024; Rajkovic, 2020)。

表9 株主アクティビズムと投資効率 (DID回帰分析)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	t - 1: t + 1	t - 1: t + 2	t - 1: t + 3	t - 1: t + 4
Panel A: Investment Efficiency in Full Sample				
<i>Treat</i> × <i>After</i>	-0.316* (-1.73)	-0.355** (-2.08)	-0.351** (-2.17)	-0.311* (-1.96)
_cons	-2.192*** (-27.15)	-2.111*** (-27.63)	-2.057*** (-28.21)	-2.018*** (-28.37)
N	1293	1673	1995	2274
Adj. R ²	0.573	0.537	0.516	0.511
Panel B: Investment Efficiency in Overinvestment Firms				
<i>Treat</i> × <i>After</i>	-0.182 (-0.38)	-0.087 (-0.22)	-0.161 (-0.42)	0.007 (0.02)
_cons	-4.012*** (-21.24)	-3.806*** (-22.38)	-3.570*** (-21.46)	-3.502*** (-21.81)
N	457	606	742	845
Adj. R ²	0.624	0.621	0.598	0.593
Panel C: Investment Efficiency in Underinvestment Firms				
<i>Treat</i> × <i>After</i>	-0.155* (-1.71)	-0.143 (-1.61)	-0.113 (-1.27)	-0.144 (-1.62)
_cons	-2.000*** (-50.08)	-1.991*** (-47.97)	-2.003*** (-48.49)	-1.981*** (-48.89)
N	440	578	697	796
Adj. R ²	0.641	0.640	0.614	0.608
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes

この表は、投資効率を被説明変数とした DID 回帰分析の結果を報告している。*Treat* × *After* の係数は、キャンペーン発生日に属する事業年度 *t* 期を原点とし、*t* - 1 期と比べ、*t* + *n* 期 (*n* = 1, 2, 3, 4) までのキャンペーンによる平均的な効果を表している。2003 年から 2021 年までのアクティビスト・キャンペーンのデータは QUICK FactSet から、企業の財務データは QUICK Astra Manager から取得する。*Treat* は株主アクティビズムのキャンペーンを示すダミー変数である。*After* はキャンペーン発生後の期間を示すダミー変数である。被説明変数の定義は本文の第 5 節を参照してほしい。カッコ内はロバスト標準誤差に基づいて計算された *t* 値である。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で統計的に有意であることを示している。

$$Investment_{it} = \beta_0 + \beta_1 SalesGrowth_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ここで、*Investment_{it}* は *t* 年における企業 *i* の設備投資額を総資産でスケールしている変数、*SalesGrowth_{i,t-1}* は、*t* - 2 期から *t* - 1 期までの企業 *i* の売上高伸び率を表す。東証上場企業において事業年度および業種ごとに(2)式を OLS で推定し、企業の期待投資の予測値を得る。期待投資と実際投資の差、残差 ε_{it} は期待投資からの乖離を反映し、投資効率を示している。この残差の絶対値に -1 をかけたものを投資効率の代理変数 (*InvEff*) と定義し、*InvEff* の値が高いほど投資効率が高いことを意味する。

表 9 の Panel A は、*InvEff* を被説明変数とする DID 分析の結果を示している。*Treat* × *After* の係数が *t* + 1 期から *t* + 4 期において有意に負であり、株主アクティビズムが企業の投資効率を低下させることが確認できる。この結果は、前節で示した業績低下およびショートターミズム説と整合しており、株主アクティビズムが企業に負の影響を与えることを示唆している。また、投資効率の低下は、過剰投資または過少投資が促されたことを意味する。過少投資企業では、投資効率の低下は投資削減による非効率化を示す一方で、過剰投資企業では、投資拡大によって投資効率が低下する。こうした差異に着目し、本稿では過剰投資企業と過少投資企業をサブサンプルとして作成し、それぞれにおける株

主アクティビズムが投資効率に及ぼす影響を分析する。

サブサンプルは、式(2)で推定した残差に基づいて設定する。残差がプラスであれば、企業が売上高伸び率に従って予想以上の割合で投資を行っており、過剰投資となる。残差がマイナスであれば、実際投資が予想よりも少ないことを意味し、過少投資を表している。また、投資の変動 (e.g., Bloom et al., 2007; Cooper et al., 1999; Favara, 2012) により、企業の投資額の変化は前年度の売上高伸び率と必ずしも完全に一致するとは限らない (完全に一致すると残差がゼロになる) ため、Biddle et al. (2009) に倣い、残差がゼロに近い企業を過剰投資企業または過少投資企業に分類しない。具体的には、残差がプラスの企業のうち、第2四分位数から最大値までの範囲にある企業を過剰投資企業と設定し、残差がマイナスの企業のうち、最小値から第3四分位数までの範囲にある企業を過少投資企業と設定する。

表9の Panel B および Panel C は、それぞれ過剰投資企業および過少投資企業における *InvEff* に関する DID の結果を示している。過少投資企業のサンプルでは投資効率の低下が確認されており、第4節で示した投資抑制の結果と整合的である。これに対して、過剰投資企業では投資効率に有意な変化は見られない。このことから、株主アクティビズムによる投資への負の影響は過少投資企業に限定されることが示唆される。すなわち、全サンプルの結果は投資効率の異質性を受けている。さらに、投資効率の低下が過少投資企業のみにおいて観察されているため、企業業績の低下も過少投資企業に限られることが予想される。また、投資効率以外の指標への影響にも同様の異質性が存在する可能性がある。そのため、第5.2節では過少投資企業に焦点を当て、実際に企業業績の減少やその他の財務指標の変化が生じているのかを検証する。

5.2 過少投資企業における株主アクティビズムの影響

企業業績に関する分析として、表10の Panel A は、過少投資企業において ROA を被説明変数とした DID 分析の結果を示している。*Treat* × *After* の係数は $t+1$ 期から $t+4$ 期まで一貫して有意な負の値を示し、株主アクティビズムが過少投資企業の業績を低下させることが明らかとなった。比較のため、過少投資企業ではない企業についても同様の分析を行ったが (表10の Panel B)、*Treat* × *After* の係数は有意ではない。この対照的な結果は、株主アクティビズムによるショートターミズムの圧力や投資行動の歪みが、過少投資企業に限定的に生じていることを明確に示唆している⁸⁾。

このように、過少投資企業においてアクティビストの介入が業績を低下させ、ショートターミズム説を支持する検証結果が得られた。しかし、企業業績とアクティビスト介入の間には、同時決定に起因する内生性問題が存在する可能性がある。具体的には、観察される業績低下が必ずしもアクティビストの影響ではなく、業績改善の余地が大きい企業が標的にされていることによる結果であると考えられる。投資効率についても類似の懸念が存在する。この場合、キャンペーン発生を示す変数 *Treat* × *After* が内生的な説明変数となり、推定結果にバイアスが生じるおそれがある。本稿では、PSM でラグ変数を用い、こうした内生性問題に一定程度考慮したが、依然として懸念が残る。そのため、操作変数法 (2段階最小二乗法) を用いて分析を実施し、その結果を補論 A5 の表 A4 に報告した。表 A4 の結果から、本稿で得られた検証結果は、内生性問題に対しても一定の頑健性を有していることが明らかになった。

過少投資企業におけるその他の財務指標への影響については、表11 (17頁) に結果を示している⁹⁾。投資を示す *Appe* に関しては、*Treat* × *After* の係数が $t+1$ ~ $t+2$ 期に有意に負となり、株主アクティビズムが過少投資企業の有形資産への投資を一層抑制することが判明した。*Dividend* については、

表10 過少投資企業および非過少投資企業における株主アクティビズムとROA (DID回帰分析)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	t - 1: t + 1	t - 1: t + 2	t - 1: t + 3	t - 1: t + 4
Panel A: ROA in Underinvestment Firms				
<i>Treat</i> × <i>After</i>	-1.740*** (-2.64)	-1.841*** (-3.00)	-1.493** (-2.44)	-1.119** (-1.97)
_cons	5.865*** (23.51)	5.976*** (22.31)	5.805*** (20.71)	5.705*** (22.15)
N	440	576	695	792
Adj. R ²	0.707	0.668	0.631	0.641
Panel B: ROA in non-Underinvestment Firms				
<i>Treat</i> × <i>After</i>	-0.487 (-1.31)	-0.436 (-1.04)	-0.497 (-1.15)	-0.354 (-0.86)
_cons	4.899*** (29.00)	5.004*** (25.33)	5.105*** (25.26)	5.096*** (26.46)
N	788	1027	1245	1421
Adj. R ²	0.689	0.658	0.633	0.622
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes

この表は、過少投資企業とそうでない企業を対象とし、ROAを被説明変数としたDID回帰分析の結果を報告している。*Treat* × *After*の係数は、キャンペーン発生日に属する事業年度t期を原点とし、t-1期と比べ、t+n期(n=1, 2, 3, 4)までのキャンペーンによる平均的な効果を表している。2003年から2021年までのアクティビスト・キャンペーンのデータはQUICK FactSetから、企業の財務データはQUICK Astra Managerから取得する。*Treat*は株主アクティビズムのキャンペーンを示すダミー変数である。*After*はキャンペーン発生後の期間を示すダミー変数である。投資効率に関する変数の定義は本文の第5節を参照してほしい。カッコ内はロバスト標準誤差に基づいて計算されたt値である。*, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示している。

Treat × *After*の係数がt+1～t+3期に有意に正となり、アクティビストの介入が株主還元を増加させることが示される。この結果は、削減された投資資金が株主還元に使われる可能性を示唆している。これらの投資および配当に関する結果は、全サンプル分析で得られた傾向とも整合的である。一方、現金等比率(*Cash*)については、過少投資企業においてアクティビスト介入後に有意な増加が見られた。*Cash*の増加は、未使用資金が内部で留保される状況を示し、投資効率低下および投資減少の結果とも整合的である。また、Riddick and Whited (2009)やIm et al. (2017)が指摘するように、高い不確実性に直面する企業は予防的な現金保有を強める傾向がある。そのため、株主アクティビズムによる経営環境の変化と不確実性の増大が、企業に現金保有の上昇を促した一因となり得る。

6 おわりに

本稿では、2000年代以降活発になっている株主アクティビズムが日本企業の業績に及ぼす影響について分析し、その結果、株主アクティビズムは企業業績を低下させることを明らかにした。さらに、業績低下のメカニズムを詳しく分析したところ、この負の影響は過少投資企業に限定されていることが示された。具体的には、株主アクティビズムが過少投資企業の投資効率を低下させることで業績を損なうことが示唆された。本稿の分析結果は、株主アクティビズムが企業の長期的価値を損なうというショートターミズム説を支持し、エージェンシー問題緩和説とは整合しないことを示している。

本稿の貢献は第一に、PSMとDIDの手法を用い、内生性問題を考慮した上で、日本における株主アクティビズムは過少投資企業の業績に対してネガティブな影響を与えることが判明した。第二に、これまでの研究で解明されてこなかった業績低下の経路を明らかにし、過少投資企業における投資効

表11 過少投資企業に対する株主アクティビズムの影響 (DID回帰分析)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	t - 1: t + 1	t - 1: t + 2	t - 1: t + 3	t - 1: t + 4
Appe				
<i>Treat</i> × <i>After</i>	-0.775* (-1.96)	-0.664** (-2.02)	-0.312 (-0.81)	-0.395 (-1.21)
_cons	-1.325*** (-7.74)	-1.308*** (-9.53)	-1.505*** (-8.89)	-1.445*** (-9.63)
N	440	578	697	795
Adj. R ²	0.204	0.241	0.275	0.250
Dividend				
<i>Treat</i> × <i>After</i>	0.397** (2.19)	0.332** (1.97)	0.283* (1.79)	0.232 (1.47)
_cons	2.158*** (26.38)	2.206*** (28.22)	2.193*** (30.19)	2.201*** (30.97)
N	438	575	694	792
Adj. R ²	0.747	0.778	0.752	0.747
Cash				
<i>Treat</i> × <i>After</i>	1.492** (2.07)	1.516* (1.81)	1.312 (1.42)	1.664* (1.75)
_cons	40.636*** (121.01)	40.688*** (102.21)	40.275*** (93.42)	40.027*** (91.29)
N	440	578	697	795
Adj. R ²	0.975	0.968	0.966	0.961
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes

この表は、過少投資企業に対する株主アクティビズムの影響を分析した DID 回帰結果を示している。*Treat* × *After* の係数は、キャンペーン発生日に属する事業年度 *t* 期を原点とし、*t* - 1 期と比べ、*t* + *n* 期 (*n* = 1, 2, 3, 4) までのキャンペーンによる平均的な効果を表している。2003 年から 2021 年までのアクティビスト・キャンペーンのデータは QUICK FactSet から、企業の財務データは QUICK Astra Manager から取得する。*Treat* は株主アクティビズムのキャンペーンを示すダミー変数である。*After* はキャンペーン発生後の期間を示すダミー変数である。各被説明変数の定義は表 1 を参照してほしい。カッコ内はロバスト標準誤差に基づいて計算された *t* 値である。*、**、*** はそれぞれ 10%、5%、1% 水準で統計的に有意であることを示している。

率の低下がこの負の影響の一因であることを示した。本稿は企業の成長のための投資が抑制され、企業の長期的成長を犠牲にしてアクティビストが短期的な利益を得ている可能性を示唆した。

もっとも、本稿には以下のような限界も存在する。本稿は企業業績への影響を中心に分析を行ったが、企業価値に与える影響については限定的な議論にとどまっている。実際、市場ベースの企業価値を示す指標である TSR では有意な上昇が観察されており、この点において企業の長期的価値を毀損するリスクを懸念するショートターミズム説とは整合しない結果となっている。また、Tobin's Q に関しても、統計的に有意な変化は確認されなかった。これらの指標は企業価値に対する市場の評価を反映するものであり、会計ベースの企業業績とは異なる側面を捉えている。このように、株主アクティビズムが企業価値に与える影響を的確に理解するためには、新たな理論枠組みの構築が必要であると考えられる。こうした点は、筆者らの今後の課題である。

近年では、東証が PBR 1 倍割れの改善を要請し、株主アクティビストの株主提案等に他の機関投資家が賛成するケースが増えている。2000 年代初期のころの株主アクティビズムと近年の株主アクティビズムとでは、日本企業に与える影響も異なる可能性がある。より近年の株主アクティビズムが企業に与える中長期的な影響についての分析は今後の研究課題としたい。

また興味深いことに、本稿はドイツの先行研究の結果に近い結果を得たが、米国とは異なる証拠を提供した。これは、米国の株主アクティビズムがより中長期的な観点からの要求を行っており、日本

においては配当や自社株買いなどの株主還元が中心であったこと、また米国企業の経営者が株主アクティビストの要求を取り入れて、より効果的に企業変革を行っているという仮説が考えられる。いずれにしても、本稿は株主アクティビズムが企業に与えるネガティブな影響の経路を発見したが、アクティビストの質や経営者の資質、国の制度的な違いなどには焦点を当てなかった。これらについては今後の課題としたい。

【補論】

論文の補論は、日本経営財務研究学会の公式ホームページに掲載している。

【付記】

本稿の作成にあたり、本誌前編集委員長の阿萬弘行先生（関西学院大学）および匿名のレフェリーから有益なコメントをいただいた。また、日本経営学会関東部会（2023年7月）、日本比較経営学会東日本部会・企業経済研究会合同研究会（2022年12月）においては司会・討論者の先生方から貴重なご助言をいただいた。ここに記して謝意を表したい。本研究はJSPS科研費23K01520の助成を受けたものである（三和）。なお、本稿に誤りがある場合は全て筆者らの責任である。

【注】

- 1) 東京証券取引所（2022）によると、米国（S&P500）でPBR1倍割れの企業が5%、欧州（STOXX600）で24%を占めている。
- 2) 実際、2023年2月22日旧村上ファンド系のシティインデックスイレブンスがコスモエネルギーホールディングスに向けて公表した資料では、東証のPBR1倍割れの企業に対する要請を引き合いに出し、PBR1倍以上の株価を実現することを迫った。
- 3) 菊池（2020）によれば、数%という保有率は僅か1%であることもあるし、4割近くを保有する場合もある。
- 4) ミューチュアルファンドに関する既存規制の下では、資産運用企業は人件費やその他の管理費をポートフォリオ企業に請求することができなく、例えば、単一の企業のスチュワードシップ活動にもっぱら従事するスタッフを雇用する場合、運用管理手数料でそれらの活動の費用をカバーする必要があると説明される（Bebchuk et al., 2017）。
- 5) 例として、エフィッシモ・キャピタル・マネジメントは、取締役選任議案においてTSRを判断基準として用いることが挙げられる（松下，2021）。
- 6) Jensen（1986）によれば、経営者が投資家の忠実な経営代理人ではない場合、経営陣は自らの効用を最大化するために、負の正味現在価値を持つ投資プロジェクトを実行する（過剰投資）など、フリーキャッシュフローを必ずしも有効に活用しない。企業への資金提供者がこの点を認識して企業への資金提供を制限する可能性があり、結果として経営者はこの可能性を回避するために正の正味現在価値を持つ投資プロジェクトを拒絶する（過少投資）かもしれない（Stiglitz and Weiss, 1981）。
- 7) なお、企業価値を最大化するための最適な株主還元策については理論的に明確にされていないため（Brav et al., 2005; La Porta et al., 2000）、株主還元を主軸として株主アクティビズムが企業価値に及ぼす影響を評価することは困難であると考えられる。
- 8) 補論A4では、ROAを売上高利益率と総資産回転率に分解し、それぞれに対するアクティビストの影響を検証している。
- 9) 市場ベースの指標であるQとTSRについても、全サンプルにおける分析結果と整合的な傾向が得られた。

【引用文献】

- Barros, V., Guedes, M. J., Santos, J., Sarmento, J. M., 2023. Shareholder activism and firms' performance. *Research in International Business and Finance* 64, 101860.
- Bebchuk, L. A., Brav, A., Jiang, W., 2015. The long-term effects of hedge fund activism. *Columbia Law Review* 115 (5), 1085-1155.

- Bebchuk, L. A., Cohen, A., Hirst, S., 2017. The agency problems of institutional investors. *The Journal of Economic Perspectives* 31 (3), 89-102.
- Bebchuk, L. A., Hirst, S., 2019. Index funds and the future of corporate governance: Theory, evidence, and policy. *Columbia Law Review* 119 (8), 2029-2145.
- Berle, A., Means G., 1932. *The modern corporation and private property*. Pickering & Chatto.
- Bessler, W., Vondrasco, M., 2022. Corporate control and shareholder activism in Germany: An empirical analysis of hedge fund strategies. *International Review of Financial Analysis* 83 (2022), 102254.
- Biddle, G. C., Hilary, G., Verdi, R. S., 2009. How does financial reporting quality relate to investment efficiency? *Journal of Accounting and Economics* 48 (2-3), 112-131.
- Bloom, N., Bond, S., Van Reenen, J., 2007. Uncertainty and investment dynamics. *The Review of Economic Studies* 74 (2), 391-415.
- Boyson, N. M., Mooradian, R. M., 2011. Corporate governance and hedge fund activism. *Review of Derivatives Research* 14 (2), 169-204.
- Brav, A., Graham, J. R., Harvey, C. R., Michaely, R., 2005. Payout policy in the 21st century. *Journal of Financial Economics* 77 (3), 483-527.
- Brav, A., Jiang, W., Ma, S., Tian, X., 2018. How does hedge fund activism reshape corporate innovation? *Journal of Financial Economics* 130 (2), 237-264.
- Brav, A., Jiang, W., Partnoy, F., Thomas, R., 2008. Hedge fund activism, corporate governance, and firm performance. *The Journal of Finance* 63 (4), 1729-1775.
- Chowdhury, M. R. U., Alam, M. A. U., Devos, E., Chy, M. K. H., 2024. Women in C-suite: Does top management team gender diversity matter? Evidence from firm investment efficiency. *International Review of Financial Analysis* 96, 103571.
- Clifford, C. P., 2008. Value creation or destruction? Hedge funds as shareholder activists. *Journal of Corporate Finance* 14 (4), 323-336.
- Coffee Jr, 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*, Available at SSRN.
- Coffee Jr, 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), 1-94.
- Cooper, R., Haltiwanger, J., Power, L., 1999. Machine replacement and the business cycle: lumps and bumps. *The American Economic Review* 89 (4), 921-946.
- Cremers, M., Giambona, E., Sepe, S. M., Wang, Y., 2020. Hedge fund activism and long-term firm value. Working Paper, Available at SSRN.
- Favara, G., 2012. Agency problems and endogenous investment fluctuations. *The Review of Financial Studies* 25 (7), 2301-2342.
- French National Assembly, 2019, October 2. RAPPORT D'INFORMATION (INFORMATION REPORT) . https://www.assemblee-nationale.fr/dyn/15/rapports/cion_fin/115b2287_rapport-information.
- García Lara, J. M., B. García Osma, F. Penalva, 2016. Accounting conservatism and firm investment efficiency. *Journal of Accounting and Economics* 61 (1), 221-238.
- Gillan, S. L., Starks, L. T., 2000. Corporate governance proposals and shareholder activism: The role of institutional investors. *Journal of Financial Economics* 57 (2), 275-305.
- Gillan, S. L., Starks, L. T., 2007. The evolution of shareholder activism in the United States. *Journal of Applied Corporate Finance* 19 (1), 55-73.
- Greenwood, R., Schor, M., 2009. Investor activism and takeovers. *Journal of Financial Economics* 92 (3), 362-375.
- Hamao, Y., Matos, P., 2018. US-style investor activism in Japan: the first ten years? *Journal of the Japanese and International Economies* 48, 29-54.
- Im, H. J., Park, H., Zhao, G., 2017. Uncertainty and the value of cash holdings. *Economics Letters* 155 (1), 43-48.
- Jensen, M. C., 1986. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review* 76 (2), 323-329.

- Jensen, M. C., Meckling, W. H., 1976. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 (4), 305-360.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R. W., 2000. Agency problems and dividend policies around the world. *The Journal of Finance* 55 (1), 1-33.
- Lazard Asset Management, 2023, January 18. Lazard's Review of Shareholder Activism 2022. <https://www.lazard.com/research-insights/lazard-s-review-of-shareholder-activism-2022/>.
- Lipton, M., Rosenblum, S. A., 1991. A new system of corporate governance: the quinquennial election of directors. *The University of Chicago Law Review* 58 (1), 187-253.
- Miyachi, H., Takeda, F., 2021. Hedge fund activism in Japan under the stewardship and corporate governance codes. *International Advances in Economic Research* 27 (2), 119-130.
- Petrovic, N., Manson, S., Coakley, J., 2016. Changes in non-current assets and in property, plant and equipment and future stock returns: the UK Evidence. *Journal of Business Finance & Accounting* 43 (9-10), 1142-1196.
- Rajkovic, T., 2020. Lead independent directors and investment efficiency. *Journal of Corporate Finance* 64, 101690.
- Riddick, L. A., Whited, T. M., 2009. The corporate propensity to save. *The Journal of Finance* 64, 1729-1766.
- Stein, J.C., 2003. Agency, information and corporate investment. *Handbook of the Economics of Finance* 1, 111-165.
- Stiglitz, J. E., Weiss, A., 1981. Credit rationing in markets with imperfect information. *The American economic review* 71 (3), 393-410.
- The World Bank, World Development Indicators, 2023. Market capitalization of listed domestic companies (current US\$) [Data file]. Retrieved from https://data.worldbank.org/indicator/CM.MKT.LCAP.CD?end=2020&most_recent_value_desc=true&start=1975.
- Xu, C., Jin, L., 2024. Effects of government digitalization on firm investment efficiency: Evidence from China. *International Review of Economics & Finance* 92, 819-834.
- 小原擁, 2021年5月17日, 「日本が『ファンドの遊び場』に 東芝問題で露呈, 法制度の不備」, 『日経ビジネス』 2091, 17頁。
- 菊池正俊, 2020, 『アクティビストの衝撃—変革を迫る投資家の影響力』, 中央経済社。
- タイ清義, 2023, 「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」, 『商学研究論集』 59, 119-138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。
- 東京証券取引所, 2022年7月29日, 「市場区分の見直しに関するフォローアップ会議 第一回事務局説明資料」。 <https://www.jpx.co.jp/equities/improvements/follow-up/nlsgeu000006gevo-att/nlsgeu000006j7nb.pdf>
- 松下憲, 2021, 「アクティビスト株主対応の最新のスタンダード (下) 変化する株主アクティビズムの動向を踏まえて」, 『旬刊商事法務』 2275, 74-85頁。
- 三和裕美子, 2009, 「米国における機関投資家の株主アクティビズムの現状—ヘッジファンドによる株主アクティビズムを中心に—」, 『証券アナリストジャーナル』 47(1), 17-30頁。

(この論文は、投稿原稿を匿名レフェリーによる審査を経て採用したものです。)