

日本におけるアクティビズムの長期的影響

東京大学社会科学研究所教授

田 中 亘

東京大学大学院法学政治学研究科教授

後 藤 元

<サマリー>

本研究は、2000年から2011年にかけてアクティビストの「介入」（株式を5%超取得することと定義する）を受けた日本の上場企業（標的企業）を対象として、どのような企業がアクティビズムの標的となっているかを検証するとともに、アクティビストの介入が標的企業の長期的な業績にどのような影響を与えたかについて、介入後7事業年度までのROAおよびトービンのQの変化を、傾向スコアマッチングによる比較企業のそれと対比することによって検証する。その際、標的企業全部を対象とする分析のほか、アクティビストの介入が「成果」（株主への分配の増大やリストラクチャリング等、アクティビストの要求が部分的にせよ実現したと推認されるような行動を標的企業がとった場合をいう）を挙げた事例を抽出し、当該事例のみを対象とする分析も実施する。

研究の主な結果は次のとおりである。①アクティビストは、利益率が高いが（介入前のROAが高い）、投資機会が乏しく（トービンのQが低い）、それにもかかわらずキャッシュを多く保有している（現金等比率が高い）企業、すなわち、フリーキャッシュフローによるエージェンシー問題が生じがちな企業を標的とする傾向がある。②標的企業全体では、アクティビストの介入後、ROAとトービンのQのいずれについても、比較企業と比べ、改善する傾向も悪化する傾向も見られない。③標的企業のうち、介入が「成果」を挙げた企業は、その後5事業年度にかけて、トービンのQで計測した業績が有意に改善する傾向を見出せる。

以上の結果は、アクティビストの介入は、主にフリーキャッシュフローの株主への還元を通じて企業価値を増進するという見方（フリーキャッシュフロー仮説）と整合的である。アクティビストが、既存事業の遂行や新規事業の実施のために必要な資金を株主に分配するなどして、長期的に標的企業の企業価値を損なうという見方（短期志向仮説）は、本研究結果からは支持されない。

Key words: アクティビズム, アクティビスト・ファンド, コーポレート・ガバナンス, 企業統治, 傾向スコアマッチング

1. はじめに——研究の目的

1.1 本研究の目的

本研究は、日本における株主アクティビズムについて、アクティビストによる介入を受けた上場企業（標的企業¹⁾）が介入後に業績をどのように変化させたかを中心として、実証的に研究するものである。

1.2 アクティビズムをめぐる問題状況

（1）アクティビズムに対する異なる評価

アクティビズムについては、厳密な定義があるわけではないが、学術的には、「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」をいうと理解されている²⁾。日本では、2000年代初めころから、村上ファンド（村上世彰氏を代表者とするファンドの総称）やスティール・パートナーズ・ジャパン（スティール）を初めとするアクティビストが、上場企業に対し、株主への分配の増加やリストラクチャリングなどの要求（株主提案を含む）を行ったり、ときには敵対的な公開買付けを仕掛けるといった形で活発に活動した³⁾。この活動は、金融危機を契機にいったん沈静化したが、2013年頃から、（日本だけでなく世界的に）再び活発化する傾向がある⁴⁾。

アクティビズムが、上場企業の業績や企業価値にどのような影響を与えるかについては、評価の分かれるところである⁵⁾。まず一方において、アクティビズムは、上場企業の経営陣をいかに規律

* 本研究は、日本証券業協会・JSDA キャピタルマーケットフォーラム（第2期）の委託研究の成果である。なお、後藤は、公益財団法人野村財団の「金融・証券のフロンティアを拓く研究助成（2015年度）」の支援を受けた。本研究に関する報告を上記フォーラムで行った際に、フォーラム参加者から多数の有益なコメントをいただいた。また、商事法務研究会の商法研究会および法の経済分析WSにおける報告でも、参加者から多数のコメントをいただいた。なお、野村ホールディングス株式会社にて、複数の部署の担当者から、発行企業との関係において特徴的な投資家の動向等に関する情報を提供いただいた。記して感謝申し上げる。もとより、本稿に残る誤りの責任は筆者らが負う。

1) 本研究の対象とするアクティビストの介入を受けた企業は、必ずしも会社とは限らない（証券取引所に上場されている不動産投資信託（REIT）等である場合がある）ことから、本稿では「会社」でなく「企業」という言葉を用いる。もっとも、標的企業のほとんどは株式会社であり、本研究にいう「企業」とは、日本の証券取引所に上場している株式会社のことであると理解しても概ね差し支えない。

2) Gillan and Starks (2007), pp.55-56 によるアクティビズムの定義参照。

3) 2000年代における日本のアクティビズムの詳細な分析として、Buchanan, et al. (2012) 参照（同書を基にしたエッセイとしてブカナン (2015) も参照）。2では、アクティビズムに関する内外の先行研究を紹介する。先行研究のレビューとして、白井 (2016) ; 川本 (2018) も参照。

4) 近時におけるアクティビズムの再興（アクティビズムの「第2の波」とも呼ばれる）については、田村 (2014) 参照。また、『企業会計』70巻5号 (2018) は、アクティビズムに関する特集を掲載している。

5) 以下、この項 (1.2) の分析について、詳しくは田中 (2017a) 参照。

するかという歴史的な課題に対して有効な解決策を与えるものであるとして、積極的に評価する立場がある。一般に、上場企業では、個々の株主の持株比率が小さいことから、株主が費用と時間をかけて経営陣を規律しようとする十分な誘因を持たないという問題がある（集合行わないし合理的無関心の問題）。この問題は、機関投資家による株式保有が進展しても、なお存在し続ける。機関投資家がエンゲージメントに費用・時間を費やすことによって投資先企業の株価が上昇すれば、それは競争相手である他の機関投資家を利することになってしまうためである。アクティビストは、伝統的な機関投資家に課されるような規制の制約（分散投資の要請など）がないことから、成功報酬の動機に支えられて、株価が潜在的な企業価値を下回ると判断される企業に集中投資を行ったうえで、事業や財務戦略に関する提案を積極的に行うことができる。伝統的な機関投資家は、アクティビストの提案が企業価値に資すると判断した場合には賛成の議決権行使をするといった形で、アクティビストと有益な協働をすることが期待できる。このような理由から、特に米国では、アクティビズムを積極的に評価する見解が有力である⁶⁾。

他方、これに対し、アクティビズムは、投資を削減して株主還元を増やすといった短期志向に基づく経営を助長し、長期的な企業価値を損ないがちであるという批判もまた有力である。こうした見解は、たとえば株式の大量保有報告制度の規制強化といった形で、行き過ぎたアクティビズムに制約を課すべきであると主張する⁷⁾。

（２）アクティビズムの評価と株価との関係

アクティビズムに対する評価は、株式市場で形成される株価が、企業価値をどの程度正確に反映しているかという問題と密接に関わっている。もしも株式市場が、ファイナンス理論のいう意味で「効率的」(efficient)であるとすれば——すなわち、市場株価は、企業価値（企業が将来生み出すと期待されるフリーキャッシュフロー（FCF）の割引現在価値）を適切に反映しているとすれば——、企業がその企業価値を増加するような決定を行えば、その決定は、直ちに当該企業の株式の市場価格（市場株価）を上昇させ、現在の株主の利益になる。このような株式市場の機能が十全に発揮される限り、アクティビズムは、企業価値を損なうような形で短期志向に陥ることはない⁸⁾。たとえば、もしも企業が、社内に留保したキャッシュを、株主への分配（剰余金の配当または自己株式の取得）でなく投資に回せば、資本コストを上回る収益率を期待できるとすれば、企業がその投資を実施することが、将来 FCF の割引現在価値を増加させ、ひいては現在の市場株価を上昇させる。そのため、アクティビストも他の株主も、キャッシュを株主への分配ではなく投資に回すことを支持するだろう。逆に、企業が資本コストを上回る収益率を期待できる投資機会が存在しないにも関わらずキャッシュをため込んでいるのだとすれば——すなわち、当該キャッシュは、Jensen (1986) のいう FCF であるとすれば——アクティビストは、FCF を株主に還元することを要求し、他の株主もそれに賛同するであろうが、それは短期志向として批判されるべきものではあるまい。

6) Gilson and Gordon (2013) ; Bebchuk, et al. (2017) , pp.104-106 参照。

7) Coffee and Palia (2016) ; Wachtell, Lipton, Rosen & Katz (2011) 参照。

8) 株式市場の価格形成が適切に行われる限り、上場企業は、株式に流動性を付与することによって長期志向を実現するという画期的な仕組みとなることは、田中 (2017b) で論じた。

FCF が株主への分配の形で資本市場に返還され、より高い収益を期待できる事業セクターへの投資に回されるなら、株主・投資家だけでなく、社会全体の利益にもなるからである。村上ファンドとスティールを対象に行った実証研究において、胥（2007）は、トービンの Q が低くキャッシュを多く保有する企業ほど両ファンドの標的企業となりやすいこと、および、両ファンドの介入後に標的企業が株主への分配を増加させていることを発見し、そのことを根拠に、両ファンドの「目的は企業価値・企業価値が低く、かつキャッシュ・リッチな企業から株主利益還元を引き出すこと」にあり、そのような介入は「企業価値を高める可能性が高」と分析している（胥（2007）218 頁）。

もっともこれに対し、もしも株式市場が効率的でなく、将来 FCF が現在の市場株価に過小にしか反映されていない場合には、アクティビストが短期利益を追求し、企業価値を損なう行動をとる可能性はある。具体的には、もしもアクティビストないし株式市場には有効な使途のない FCF と見えたものは、実は、標的企業にとっては既存事業の遂行または新規事業の実施のために必要な資金であるとすれば、企業がそのキャッシュを株主に分配すると事業の維持または拡大が困難となり、長期的には、企業の収益力ひいては企業価値に悪影響を及ぼす可能性がある。

このように、アクティビストの介入が、FCF の有効活用を促すなどして企業価値を高めるものであるか（以下、このような見方を「フリーキャッシュフロー仮説」という）、それとも、短期利益を追求し長期的な企業価値を損なうものであるか（以下、こうした見方を「短期志向仮説」という）は、理論のみによって決められるものではなく、標的企業の介入後の業績変化を検証することにより、実証的に確かめられるべきである（Bebchuk, et al. (2015)）。

1.3 法政策にとっての重要性

実証的な根拠に基づくアクティビズムの評価は、法制度の設計を適切に行うためにも必要である。会社法や金融商品取引法（金商法）といった法規制の内容は、アクティビズムの行いやすさに重要な影響を与えうるからである。たとえば、スティールから敵対的公開買付けを受けたブルドックソースが行使した防衛策の適法性が裁判で認められたように⁹⁾、アクティビズムの標的企業がそれに対する対抗措置を打ち出すことが法的に容易に許容されるとすれば、アクティビストの活動はそれだけ困難になるであろう。逆に、対抗措置の適法性が裁判で厳格に審査されることになれば、アクティビズムはより容易になるであろう。また、株式の大量保有報告規制（金商法 27 条の 23 以下）のあり方、たとえば、株式取得からどれだけ早期に開示を求めるかといった点も、アクティビストの活動のしやすさに重要な影響を与えうる¹⁰⁾。

9) 最決平成 19・8・7 民集 61 巻 5 号 2215 頁。同事件に関する分析として、田中（2012）第 6 章および第 8 章（胥鵬との共著）参照。

10) アクティビストの株式保有が大量保有報告によって開示されると、標的企業の株価は上昇する傾向があるが（本研究でもその傾向を見いだせた。3.3 参照）、それは、アクティビストによる追加の株式取得費用を高めるため、アクティビズムを行いにくくする効果がある。事実、旧村上ファンド代表の村上世彰氏は、2006 年の証券取引法改正によって強化された大量保有報告規制のもとで、（同法 27 条の 26 の特例報告制度を利用してもなお）月 2 回とかなり頻繁に求められる大量報告によって標的企業の株価が上がりすぎてしまうことから、株式保有割合が 5% 超となってから報告日までの間に標的企業の株式をいかに買い集めるか、工夫しなければならなかったと述懐している（村上（2017）146 頁）。

法規制がアクティビズムの行いやすさに影響する以上、適切な法規制の内容を考えるうえでは、アクティビズムに対する評価を避けて通れない。もしもアクティビズムが、一般に（少なくとも平均的に見て）、フリーキャッシュフローを有効活用するといった形で企業価値ないしは社会厚生を高めるものであるとすれば、何らかの規制がその活動を阻害するという事情は、当該規制に反対する考慮要素として重視されるべきであろう。逆に、アクティビズムが、平均的に見て、経営の短期志向を招くなど望ましくないものであるとすれば、アクティビズムに対する阻害効果を理由に規制に反対する論拠は乏しくなる。重要な点は、1.2 で論じたとおり、アクティビズムが望ましいかどうかの問題は、理論のみで決着できるものではない以上、アクティビストに対する評価は、実証的な根拠に基づかなければならないということである。残念ながら、わが国の裁判例には、実証的な根拠によることなく、アクティビストに不利な法的評価を下したと解しうるものも散見される¹¹⁾。適切な法規制のためには、個人的経験や印象論のみに依存するのではなく、実証的な研究が不可欠である。

1.4 本研究の概要

本研究は、以上のような問題意識から、アクティビストの介入を受けた日本の上場企業（標的企業）が、介入後の業績をどのように変化させたかを、統計的手法を用いて実証的に分析することを目指す。具体的には、アクティビストが標的企業の株式の5%超を取得した後、5事業年度までの間に、標的企業のROA（総資産利益率）およびトービンのQがどのように変化したかを、傾向スコアマッチングの手法を用いて分析する¹²⁾。

アクティビストの介入を受けた日本企業の介入後の業績変化を検証した研究は既に存在するが（胥（2007）；井上 and 加藤（2007）；Hamao, et al.（2011）等。2.2 参照）、それらは、介入後比較的短い期間（長くて2事業年度後まで）の業績変化を検証したにとどまる。アクティビストの介入が、短期的利益を追求し標的企業の長期的な業績ないし企業価値を損なったのではないかと（短期志

11) たとえば、スティール対ブルドックス事件（前掲注9）の二審（保全抗告審）において、東京高裁は、次のように判示してスティールを「濫用的買収者」と認定した（東京高決平成19・7・9民集61巻5号2306頁）。

「抗告人関係者（引用者注：スティールのこと）は、投資ファンドという組織の性格上、当然に顧客利益優先の受託責任を負い、成功報酬の動機付けに支えられ、それを最優先にして行動する法人であり、買収対象企業についても、対象企業の経営には特に関心を示したり、関与したりすることもなく、当該会社の株式を取得後、経営陣による買収を求める一方で突然株式の公開買付けの手续に出るなど、様々な策を弄して、専ら短中期的に対象会社の株式を対象会社自身や第三者に転売することで売却益を獲得しようとし、最終的には対象会社の資産処分まで視野に入れてひたすら自らの利益を追求しようとする存在といわざるを得ない。そして抗告人関係者は、相手方（引用者注：ブルドックス）の全株式を取得するといいつつ本来協働し合うべき企業の経営面を顧慮せず、いたずらに相手方に不安を与えている。このような抗告人関係者がした前記の経緯、態様による本件公開買付け等は、前記の企業価値ひいては株主共同の利益を毀損するものとして信義誠実の原則に抵触する不当なものであり、これを行う抗告人関係者は本件については濫用的買収者であると認めるのが相当というべきである。」

「投資ファンドという組織の性格上」という同決定の表現からは、同決定は、ひとりスティールだけでなく、アクティビスト・ファンド一般に対して極めて否定的な評価を下しているものと理解される。しかし、同決定が認定した事実は、そのような否定的評価を基礎づけるにはまったく不十分であることは、田中（2012）236-243頁で指摘したとおりである。

12) 本研究のサンプルや分析手法については、3.1で説明する。業績指標とするROAやトービンのQの正確な定義についてもそこで説明する。

向仮説)を検証するには、より長期にわたる業績変化を見る必要があると思われる。

本研究はまた、アクティビストの介入事例全体について、介入後の業績変化を検証するだけでなく、それらの事例のうち、アクティビストの要求が部分的であれ実現したと見られる事例——本研究では、介入が「成果」を挙げた事例という。たとえば、標的企業が株主への分配を増やした事例がそれに当たる¹³⁾——を抽出し、そのような事例に限って、介入後の業績変化を検証することを行っている。このような検証をする動機は、次のとおりである。本研究が対象とするアクティビズムの介入事例は285件に上るが(3.1参照)、いうまでもなく、その全てにおいてアクティビストの要求が実現したわけではない。特に、(旧)村上ファンド代表者の回顧録(村上(2017))やBuchanan, et al. (2012)などの学術研究が明らかにするとおり、日本におけるアクティビズムは、標的企業の強い抵抗を受けただけでなく、一般社会から反発を受ける場合もしばしばあったため、その要求を実現することができなかった事例が多かったと見られる。そうすると、もしも標的企業全部を対象にした実証研究において、介入後のROAやトービンのQが改善または悪化するという結果が得られたとしても、それは、アクティビストの要求を受け入れたからそうなったのか、それとも、要求を受け入れなかったからそうなったのかは、必ずしも明らかでない。アクティビストの介入が、標的企業により影響を与える傾向があるのか、それとも悪い影響を与える影響があるのかを検証するためには、介入が「成果」を挙げた事例を抽出した上で、介入後の業績変化を検証する必要があると考えられる¹⁴⁾。

アクティビストの介入が「成果」を挙げたかどうかを調べたうえで、「成果」の有無に応じて業績の変化を分析した事例としては、Becht, et al. (2017)が既に存在する。もっとも、同研究は、標的企業の長期的な業績変化を検証したものでは必ずしもない¹⁵⁾。本研究は、介入が「成果」を挙げたかどうかに応じて、介入後の長期の業績変化を検証した点に、新規性があると考ええる。

本稿では以下、2.において、アクティビズムに関する内外の先行研究の紹介、検討を行った後、3.において、本研究が実施した実証分析の方法の説明の結果の報告を行う。4.は、まとめと今後の課題を述べる。

13) 「成果」という言い方は、Becht, et al. (2017)の“outcome”という表現にならったものだが、やや誤解を生じるかも知れない。ここでいう「成果」とは、標的企業の業績が改善したとか、あるいはアクティビストが利益を挙げたということではなく、標的企業が、アクティビストの要求を部分的であれ受け入れたと見うる行動(たとえば、株主への分配の増大)を行った、という意味である。

14) もっとも、介入が具体的な「成果」を挙げなかった場合にも、介入が経営に緊張感を与えることにより、標的企業の業績がよくなることも考えられるし、逆に、介入が経営を混乱させることにより、業績を悪化させることも考えられる。その点からすれば、介入が「成果」を挙げたかどうかを問わず、介入後の業績変化を検証することの価値もあると考えられる。それゆえ、本研究では、どちらの検証も実施している。

15) Becht, et al. (2017)の主要な発見は、介入が「成果」を挙げた事例では、アクティビストの介入から退出までの株式投資収益率が良好になる、ということである。ただこれは、アクティビストの介入が、長期的な業績ないし企業価値により影響を与えたということを直ちには意味しない。アクティビストは、短期利益を追求する要求を掲げ、これに株式市場が短期志向的に反応して株価が上昇している間に、株式を売却して利益を挙げたに過ぎないかも知れない。

2. 先行研究の検討と課題の設定

本節では、先行研究として、アメリカにおけるアクティビズムの長期的影響に関するもの（2.1）、日本におけるアクティビズムの（長期的ではない）影響に関するもの（2.2）、そしてアクティビストの介入による「成果」とその株式投資収益率に与える影響に関する国際比較を行ったもの（2.3）を取り上げる。

2.1 アメリカにおけるアクティビズムの長期的影響に関する先行研究

（1）概要

アメリカにおけるアクティビズムについては、多数の実証研究が存在する（Brav, et al. (2008) ; Clifford (2008) ; Boyson and Mooradian (2011) ; Schneider and Ryan (2011) ; Bebchuk, et al. (2015); Wang and Zhao (2015); Brav, et al. (2016); Krishnan, et al. (2016); Cremers, et al. (2018). レビュー論文として Brav, et al. (2012)）。これらのほとんどは、アクティビズムが標的企業の業績に対してポジティブな影響を与えるという結果を見いだしているが、近時、マッチングの手法を用いてこれと反対の結果を見いだした研究（Cremers, et al. (2018)）が公表され、議論を呼んでいる。以下では、本研究で直接の参考とした Bebchuk, et al. (2015) と Cremers, et al. (2018), そしてこの2つの論文で用いられたデータセットの基礎となった Brav, et al. (2008) に絞って紹介する。

これらの先行研究では、アクティビストの介入前後の市場株価についての短期イベント・スタディ、アクティビストの介入後の中長期的な株式投資収益率の変化、そして標的企業の中長期的な業績（Tobin の Q または ROA）やその行動の変化の3点が主に検証されている。このうち短期的な株価イベント・スタディについては、ほぼ全ての研究において、短期的には正のリターンがあることが確認されているため（Brav, et al. (2008) , pp. 1755-1757, Bebchuk, et al. (2015) , pp.1121-1123 など）、以下では特に言及しない。

（2）データセットと標的企業の属性

上記の3つの先行研究においては、Brav, et al. (2008) が作成したヘッジファンドアクティビズムに関するデータセット（またはその対象期間を拡張したもの）が用いられている。その作成手法は、以下のようなものである（Brav, et al. (2008) , pp.1737-1739）。

まず、上場企業の株式を5%超取得した者が提出する Schedule 13D（日本の大量保有報告書に相当する）のデータベースを用いて、2001年から2006年の間の全ての提出者から、銀行・証券会社・一般事業会社・外国団体・個人・保険会社・年金基金・信託等の主体を除外し、残りの主体をヘッジファンドとそれ以外とに区別している（この区別には、インターネット上の情報と各提出者への電話による問い合わせが用いられている）。このようにして得られた236のヘッジファンドが当該期間中に提出した Schedule 13D とその修正である Schedule 13D/A から、企業再建目的のファンドによるもの、M&A リスク裁定取引目的のファンドによるもの、標的企業がクローズドエンドファ

ンドまたは一般事業会社以外の会社であるものを除外する。その上で、大規模な企業に対する介入を捕捉するために、ヘッジファンド名等をキーワードに用いたニュース検索で5%未満の株式取得によるアクティビズムを加えている。各先行研究のデータセットの詳細については、表1を参照。

また、Brav, et al. (2008) および Cremers, et al. (2018) においては、標的企業における変化を観察するための比較企業群が、それぞれ異なる方法により選定されている。

また、それぞれの先行研究において、どのような企業がアクティビストによる介入の標的となりやすいか（標的企業の属性）が分析されている¹⁶⁾。その詳細は、表2の通りである。

（3）Brav, et al. (2008)

（i）標的企業の業績・行動の変化

Brav, et al. (2008) は、アクティビストの介入の影響を見るために、介入2年前から介入2年後の各年度についての標的企業の業績・行動および介入前年から介入1年または2年後の変化率について、①業種・規模による比較企業または②業種・介入前の業績による比較企業との平均値の差の

表1 アメリカの先行研究のデータセット

先行研究名	アクティビストの検出方法	標的企業数・介入件数	比較対象企業
Brav, et al. (2008)	2001-2006 の13D 報告書提出者から銀行等や企業再建目的のファンド等を除外した236 ファンド	882 社, 1059 件（13D 報告書をニュース検索で補完。5%未満の投資も含む）	①同一年・同一業種(SIC 産業分類3桁)と時価総額・時価簿価比率の10×10ポートフォリオでマッチング（なければ2桁・5×5に緩和） ②同業種（SIC 産業分類2桁）で介入2年前のROA・売上高利益率(±10%)でマッチング
Bebchuk, et al, (2015)	Brav et al (2008)を1994-2007 に拡張	2040 件（13D 報告書をニュース検索で補完。5%未満の投資も含む）	なし
Cremers, et al. (2018)	Brav et al (2008)を1995-2011 に拡張, 480 ファンド	2684 件（13D 報告書をニュース検索で補完。5%未満の投資も含む）	標的企業の属性（表3参照）踏まえた最近傍法でマッチング（変数として同一年・同一業種(SIC 産業分類2桁)における介入1～5年前のTobinのQおよび介入前年の時価総額対数値・簿価負債比率・ROA を利用）

16) Bebchuk, et al. (2015) では、厳密には標的企業の属性に関する分析が行われているわけではなく、標的企業を含む全ての一般事業会社のTobinのQとROAを被説明変数とする回帰分析において、アクティビストによる介入が当該年にあったことについてのダミー変数が有意にマイナスであったことが、標的企業の介入時における業績は相対的に悪いという見方に整合的であるということが指摘されているにとどまる。Ibid. at 1108.

表 2 標的企業の属性 (アメリカ)

先行研究名	手法	TobinのQ, ROA	時価総額	株主構成等	その他
Brav, et al (2008) (Table IV)	比較対象企業① とプールしての プロビット	介入前年のQおよ び売上高前年度比 は5%水準で負 介入前年のROAは 5%水準で正	介入前年時価 総額は5%水準 で負	介入前年の機関 投資家保有率・ アナリストカバ レッジは5%水準 で正	介入前年の配当 利回りは5%水準 で負、負債比 率・R&D比率は有 意ではない
Bebchuk, et al (2015) (Table 4)	1991-2012の全 一般事業会社に ついてQ/ROAを 被説明変数とし たOLS	QとROAのいずれに ついても介入年ダ ミーが1%または5% 水準で負	—	—	—
Cremers, et al. (2018) (Table 4, Panel A)	1995-2016の全 一般事業会社に ついての標的企 業ダミーを被説 明変数とする OLS	介入前年・5年前の Qは1%水準で負 介入前年のROAは 有意でない	介入前年の時 価総額は有意 でない	—	介入前年R&D費/ 総資産額は1%水 準、介入前年負 債比率は5%水準 で正

検定を行っている (Brav, et al. (2008), pp.1768-1773, Table VII)。①との比較においては、ROA に関しては介入1年前・2年前・2年後および介入前年から2年後の変化について、分配利回りに関しても介入年・1年後および介入前年から1年後の変化について、標的企業の平均値が有意に大きいことが報告されている (Ibid., p.1771)。しかし、②との比較においては、ROA についても、分配利回りについても、標的企業と比較企業との間に有意な差は見られなくなっている¹⁷⁾。

(ii) 標的企業の株式投資収益率

株式投資収益率については (Ibid., pp.1760-1763, Table VI)，まず、13D 報告書提出の1ヶ月前からアクティビストの退出時 (2006 年末までに退出していない場合には同年末) までのバイ・アンド・ホールド・リターンについて、標的企業ポートフォリオの年換算リターンの平均値は、同規模10分位のポートフォリオと比べて5%水準で有意に14.3%高いことが指摘されている。また、上記のような超過リターンは市場の一時的な過剰反応であるかを見るために、13D 報告書提出1年前から1年後までのカレンダータイム・ポートフォリオについての回帰分析も行われている。

17) Brav, et al. (2008), p.1771 においては、①との比較の結果が中心的に扱われており、②との比較については、分析結果の表にまとめられているものの、本文中では言及されていない。

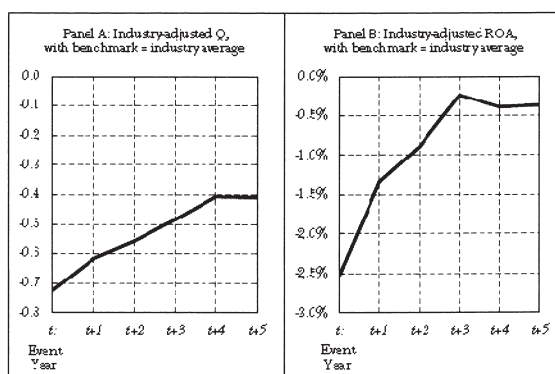
(4) Bebchuk, et al. (2015)

(i) 標的企業の業績・行動の変化

Bebchuk, et al. (2015) は、アクティビストの介入後2年間の変化を見るだけでは長期的影響の評価として十分ではないという Brav, et al. (2008) に対する批判を踏まえて、介入後5年間についての変化を分析したものである (Bebchuk, et al. (2015), p.1089)。

標的企業の業績の変化については、まず、下記の図 (Ibid., p.1107, Figure 1) が示すように、標的企業と同業種平均の Tobin の Q および ROA と同業種のそのの平均値との差の平均値は、アクティビストによる介入年にはいずれもマイナスであるが、その1年後から5年後までの間、マイナス幅はほぼ一貫して縮小していることが指摘されている (Ibid., pp.1105-1106, Table 3)。

FIGURE 1: Q AND ROA OVER TIME



また、1991年から2012年にかけての全一般事業会社に関する財務データをプールした上で、各企業の Tobin の Q と ROA を被説明変数とし、当該年またはその1～5年前にアクティビストによる介入があった場合に1をとるダミー変数 (t , $t+1$, $t+2$, $t+3$, $t+4$, $t+5$) を主たる説明変数とした重回帰分析も行われている (Bebchuk, et al. (2015), p.1109, Table 4, Panel A)。結果としては、介入後1～5年ダミーの係数の有意性は様々であるが、全て介入年ダミーの係数よりも大きいことから、介入後に業績が悪化するとの証拠はないとされている (Ibid., p.1108)。また、介入3年後から5年後までのダミー変数の係数と介入年または介入前年ダミーの係数との差の F 検定も行われ、Tobin の Q については3年後から5年後までの1%水準で有意にプラス、ROA についても介入3年後では5%水準で有意にプラスとの結果が得られている (Ibid., pp.1110-1111, Table 4, Panel B)。

なお、上記の結果がアクティビスト介入前の平均以下の業績からの平均への回帰によるものではないかとの批判に対処するために、介入前の業績をコントロール変数として加えた上での F 検定も行われているが、Tobin の Q と ROA のいずれについても有意にプラスな結果が得られている (Ibid., pp.1114-1117, Table 6)。

以上の分析結果は、標的企業による投資を制限する効果の強い介入（介入前年比での介入2年後のレバレッジ増加率または分配増加率が上位5%であるか、資本支出および R&D 費の増加率が下

位5%であるもの)に限った分析でも、同様に観察されている (Ibid., pp.1136-1141, Table 13)。

(ii) 標的企業の株式投資収益率

また、株式投資収益率については、アクティビストの介入後3年間または5年間、そしてアクティビストのエグジット後3年間についての各標的企業の超過リターン、各標的企業のバイ・アンド・ホールド・リターン、および、全標的企業についてのカレンダータイム・ポートフォリオの分析が行われ、標的企業の株主の利益が長期的に害されているとの証拠はないと指摘されている (Bebchuk, et al. (2015), p.1130, p.1134)。

(5) Cremers, et al. (2018)

(i) 標的企業の業績・行動の変化

Cremers, et al. (2018) は、アクティビストは業績の悪い企業を標的とする傾向があり、そのような企業はアクティビストによる介入の有無にかかわらず業績改善に向けた努力をすると考えられるため、Bebchuk, et al. (2015) の分析結果はサンプルバイアスによるものである可能性があると批判し、この点を、標的企業と同様の属性を有する非標的企業とマッチングすることによって克服しようと試みている (Cremers, et al. (2018), pp.13-14)。

マッチングは、ある年度にアクティビストの介入の対象となった場合に1をとる標的企業ダミーを被説明変数とする最小二乗法による重回帰分析において有意であった説明変数 (介入前年および5年前のTobinのQ、介入前年の時価総額対数値、介入前年の負債比率および介入前年のROA) を用いた、同業種 (SIC産業分類2桁)・同一事業年度に属する企業についてのAbadie-Imbensの最近傍 (nearest neighbor) 法により行われている (Cremers, et al. (2018), pp.14-16, Table 4, Panel A)¹⁸⁾。

このマッチングにより得られた比較企業と標的企業をプールした、TobinのQを被説明変数として行われた最小二乗法による重回帰分析では、標的企業ダミーと介入年～介入3年後ダミーまたは介入3年後以降ダミーとの交差項は5%水準で有意にマイナスであり、アクティビストによる介入後の標的企業のTobinのQは同期間の比較企業のTobinのQよりも悪化していることが指摘されている (Ibid., p.19 and Table 6)。また、同様の手法による分析として、アクティビストによる介入後、標的企業による配当比率 (対時価総額) には有意な変化はないが、自己株式取得比率 (対総資産額) は介入から3年後までは有意に増加し、介入3年後以降の現金・現金同等物保有比率 (対総資産額) は有意に減少すること、R&D費比率 (対総資産額) は介入から3年後までおよび3年後以降の両方について有意に減少すること、そして、ROAは介入から3年後までおよび3年後以降の両方について有意に増加することが報告されている (Ibid., pp.17-18 and Table 5)。

(ii) 標的企業の株式投資収益率

株式投資収益率については、同様にマッチングによる比較企業を用いて介入後5年間についてのカレンダータイム・ポートフォリオ分析を行った結果、比較企業の超過リターンの方が標的企業の

18) 傾向スコアによるマッチングによる分析も、頑健性のチェックとして行われている (Cremers, et al. (2018), pp.22-25)。

それよりも有意に大きいことが報告されている (Ibid., p.21 and Table 7, Panel A)。

2.2 日本におけるアクティビズムに関する先行研究

(1) 概要

日本におけるアクティビズムに関する実証研究としては、井上 and 加藤 (2007)、胥 (2007)、Uchida and Xu (2008)、Hamao, et al. (2011)、そして Buchanan, et al. (2012)¹⁹⁾ が存在する。これらにおいても、アクティビストの介入前後の市場株価についての短期イベントスタディ、アクティビストの介入後の中長期的な株式投資収益率の変化、そして標的企業の業績 (Tobin の Q または ROA) やその行動の変化の3点が主に検証されている。このうち短期的な株価イベントスタディについては、日本でも短期的には正のリターンがあることが確認されている (井上 and 加藤 (2007), pp.210-212, Uchida and Xu (2008), p.17, Hamao, et al. (2011), pp.24-25)。

なお、上記の先行研究のうち、Buchanan, et al. (2012) は、ある標的企業に対するアクティビストの介入がいつ行われたかにかかわらず、2007 年末を基準として、同時点における投資先の 2008 年末または 2009 年末の状況を分析するものである。この手法は、その他の先行研究とは手法が大きく異なっており、本研究でも参考としていないため、以下では基本的に紹介を省略する。

(2) データセットと標的企業の属性

日本におけるアクティビズムに関する実証研究では、Brav, et al. (2008) の手法を参考に行われた Hamao, et al. (2011) を除いて、メディアにおける扱い等を参考に一定のヘッジファンドを「アクティビスト」として抽出し、その投資先について分析が行われている。具体的には下記の表3の通りである。

また、それぞれの先行研究における標的企業の属性は、表4の通りである。

19) Buchanan, et al. (2012) の内容は、Buchanan, et al. (2018) によって一部アップデートされている。

表3 日本の先行研究のデータセット

先行研究名	対象ファンド・検出方法	ターゲット企業・件数	比較対象企業
井上 and 加藤 (2007)	日本経済新聞によりアクティビストとされた6ファンド ¹	2000-2005年に提出された大量保有報告書118件(経営権取得を目指した昭栄・阪神電鉄・ソニー・ユシロは除く)	アクティビストによる介入の対象となっていない、東証業種コードが同一で大量保有報告書提出前年末の時価総額が最も近い企業
胥 (2007)	村上ファンドとスティール	EDINETと日経テレコン21による投資先53社のうち財務・株価データのある43社	同業種(日本標準産業分類2桁)の上場企業から無作為抽出した4社
Uchida and Xu (2008)	村上ファンドとスティール	EDINETと日経による投資先89社のうち財務・株価データのある67社	同業種(日本標準産業分類2桁)の上場企業から無作為抽出した4社
Hamao, et al. (2011)	1998-2009の大量保有報告書提出社のうち内部者やPE・再建ファンドを除く34ファンド ²	786社, 916件(5%未満の投資は含んでいない)	同一年・同一業種(日経産業分類)で資産額・時価簿価比率の5×5ポートフォリオでマッチング(なければ2×2に緩和), 業績のみでもマッチング
Buchanan, et al. (2012)	トムソン・ロイターによりactiveとされた19ファンド ³	2007年末時点での1%以上の投資先で, 同年9月末以前に5%未満となったもの及び上場廃止企業を除く119社	同業種(SIC標準産業分類2桁)の中で総資産額に近い10社のうち時価簿価比率に近い5社

¹村上ファンド, スティール・パートナーズ, シルチェスター・インターナショナル・インベスターズ, アーノルド・アンド・エス・ブレイクロウダー・アドバイザーズ, タイヨウ・ファンド・マネジメント, リバティ・スクエア・アセットマネジメントの6ファンドである。

²34ファンドのリストは, Hamao, et al. (2011), p. 40 の Table 1, Panel A に記載されている。

³19ファンドのリストは, Buchanan, et al. (2012), p. 169 の Figure 8.3 に記載されている。

表 4 標的企業の属性（日本）

論文	手法	TobinのQ, ROA	時価総額等	株主構成等	その他
井上 and 加藤 (2007)	比較対象企業と の平均値の差の t 検定	ROA は有意ではな いが, ROE と PBR は 有意に負	標的企業の平均 は 690 億円(東証 一部の平均は 2000 億円)	筆頭株主保有比 率と上位 10 株主 + 役員保有比率 は有意に負	自己資本比率は有 意に正
胥 (2007)	比較対象企業と プールしてロジ ット	Q 自体は有意でな いが, Q<1 ダミーと 現金・同等物保有 比率の交差項は有 意に大きく正	総資産額・時価総 額の対数値は有 意にわずかに正	安定株主比率は 有意に負	負債比率は有意に 負
Uchida and Xu (2008)	比較対象企業と プールしてロジ ット	スティール:Q は有 意に負 村上:時価簿価比 率は有意ではない	—	法人保有比率は いずれも有意に 負, 外国人保有比 率はスティール のみ有意に正	スティール:Q<1 の 場合の現金保有比 率が有意に正 村上:Q>1 の場合 の現金保有比率が 有意に正
Hamao, et al (2011)	比較対象企業と プールしてプロ ビット	Q・ROA ともに有意 に負	時価総額は有意 ではない	外国人保有比率 は有意に大きく 正, 東証上場は有 意に負, 取引高は 有意に正	負債比率は有意に 負, 現金保有比率 は有意に正

(3) 標的企業の業績・行動の変化

まず、胥 (2007) は、村上ファンドおよびスティール・パートナーズの標的企業における業績および雇用・配当政策の変化を、同業種からの無作為抽出による比較企業を用いて分析している (Ibid., pp.214-217, 表 6-4)。具体的には、標的企業と比較企業のそれぞれについて、ROE・正社員増減率・剰余金分配率（分配額 / 分配可能額）の介入前 2 期の平均値と介入後 2 期の平均値に関する 2 標本 t 検定と Wilcoxon の符号順位検定を行っている。結果としては、ROE と正社員増減率については、標的企業・比較企業のいずれについても介入前後で有意な差は見られない一方で、剰余金分配率については、標的企業にのみ 1%水準で有意な上昇が観察されている。

また、Hamao, et al. (2011) は、業績と財務政策に関するアクティビストによる介入の 2 年前における平均値と介入 2 年後における平均値との差について、標的企業と業種・資産額・時価簿価比率によりマッチングした比較企業とを比較することにより、「差分の差」を分析しようとしている (Ibid., pp.31-33, Table 7)。結果としては、まず ROA は標的企業と比較企業の両方において有意に

低下しており、その低下度合いは標的企業の方が10%水準で有意に大きくなっている。他方で、配当性向および自己株式取得性向は、標的企業と比較企業の両方において1%水準で有意に上昇しており、その度合いは標的企業の方が（配当性向は10%水準、自己株式取得性向は1%水準で）有意に大きくなっている²⁰⁾。

（４）標的企業の株式投資収益率

株式投資収益率については、井上 and 加藤（2007）が比較企業（同業種・時価総額による）に対する累積超過リターンを分析している（Ibid., pp.210-212）。全てのファンドを対象とする介入から1年間に関する分析では、ファンドがまだ退出していない標的企業については1%水準で有意な超過リターンが観察されている。また、村上ファンドの投資先については、1年以上投資が継続した場合の介入から1年間の超過リターンはマイナスであるが有意ではない一方で、村上ファンド以外の投資先については、1%水準で有意な超過リターンが観察されている。

また、Uchida and Xu（2008）は、スティー爾・パートナーズと村上ファンドの投資先について、それぞれ介入から1年間のカレンダータイム・ポートフォリオ分析を行い、 α 標的企業の超過リターンは、スティー爾についてはどのモデルによっても有意にプラス、村上ファンドについては一部のモデルで有意にプラスとの結果が得られている（Ibid., pp.20-22, Tables 9-10）。また、Hamao, et al.（2011）でも、同様にアクティビストの介入から退出（または2009年6月）までのカレンダータイム・ポートフォリオ分析において、標的企業の超過リターンは対象ファンド全体および敵対的ファンドについて1%水準で有意にプラスであることが報告されている（Ibid., pp.27-29, Table 5）。

2.3 アクティビズムとその「成果」の国際比較に関する先行研究

アメリカおよび日本を含む世界各国の企業に対するアクティビズムについての国際比較を行った先行研究としては、Becht, et al.（2017）が存在する。この研究では、2000年から2010年にかけての23カ国の大量保有報告制度に関する法定開示資料を新聞記事データベース（Factivaや日経テレコン等）による検索で補完することによって得られた、330ファンドによる標的企業1534社に対する1740件の介入が対象とされている。アメリカ企業に対するアクティビズムが1125件、アジア（日本、韓国、香港、イスラエル）企業に対するものは215件であり、そのうち184件が日本企業に対するものである。

Becht, et al.（2017）は、これらの介入について、①取締役会構成の変更（CEO・CFO・取締役会議長・非執行取締役の交代）、②分配増加（自己株式取得、増配・特別配当）、③買収（ストラテジックバイヤーまたはPEファンドによる標的企業の買収）、④再編（非中核資産の譲渡または多角化M&Aの阻止）のいずれかの事象が生じた場合に、介入の「成果」があったものとしている（Becht, et al.（2017）, p.2952）。地域別に見ると、アクティビストによる介入のうち「成果」が得られたものの割合は、北米では61%、ヨーロッパでは50%であるのに対し、アジアでは18%にと

20) Hamao, et al.（2011）がその手法を参考としたBrav, et al.（2008）と比較すると、ROAについては反対方向、配当・自己株式取得性向については同一方向の結果となっている。

どまっており、特に日本は介入時の市場の期待に比して「成果」が非常に少ないとされている (Ibid., p.2934)。アジアにおける「成果」の件数は、下記の表5の通りである (Ibid., p.2953 Table 6 参照)。

Becht, et al. (2017) では、アクティビストの介入による「成果」の公表前後の短期株価イベントスタディと、「成果」の有無により区別されたカレンダータイム・ポートフォリオ分析を行っている。前者においては、全地域を対象とした分析では「成果」全体および分配増加以外の各種の「成果」では1%水準で有意にプラスの超過リターンが観察されていること、アジアに限定した分析では、買収を含む複数の種類の「成果」がある場合を除いて、公表時の超過リターンが小さく、またその有意性も限定的であることが報告されている (Ibid., pp.2954-2958, Table 7, Panel A & B)。また、後者においては、全地域を対象とした場合の α 超過リターンは、マーケットモデルに基づく分析では「成果」がある場合に有意にプラスであり（「成果」がない場合はマイナスであるが有意ではない）、4ファクターモデルに基づく分析では（「成果」がある場合はプラスであるが有意ではないものの）「成果」がない場合には有意にマイナスとの結果が得られている (Ibid., pp.2961-2962, Table 8, Panel A)。

2.4 課題の設定

以上のように、アメリカにおけるアクティビズムについては、アクティビストの介入から5年間の長期的な影響に関する先行研究が存在しているが、日本におけるアクティビズムについては、2年を超える長期の影響はまだ検証されていない。この点を分析することが本研究の第一の課題である。

また、Becht, et al. (2017) はアクティビストの介入の「成果」に着目して、その株式投資収益率に対する影響を分析しているが、標的企業の業績に対する長期的影響は分析されていない。Becht, et al. (2017) が指摘するように、日本企業に対するアクティビストの介入が「成果」を挙げることが稀であるとすれば、「成果」の有無が介入後の標的企業の業績にどのような影響を与えているかに着目することが有益であると考えられる。この点が、本研究の第二の課題である。

表5 : Becht, et al. (2017) によるアジアでのアクティビズムの「成果」

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
「成果」件数	2	1	1	2	7	8	11	17	9	5	0

3. 実証研究

3.1 サンプルの設定

本研究では、2000 年から 2012 年までの 12 年間に、(1) に掲げる 11 のファンドないしそのグループ（以下、「アクティビスト」という）のいずれかによる日本の上場企業（以下、「標的企業」という）に対する「介入」（5%超の株式取得を意味する。詳しくは後述）事例 285 件を研究対象とする。以下、サンプルの設定の方法について説明する。

(1) アクティビストの選択

アクティビズムやアクティビストについては、公式な定義があるわけではないため、どのファンドないし投資家を「アクティビスト」と見るべきか問題になる。アクティビストの範囲を狭く捉えすぎると、アクティビズムを行っているという重要なファンドの介入事例が含まれなくなり、分析結果は、わが国のアクティビズム一般の姿を捉えたものとはいえなくなるおそれがある。逆に、アクティビストの範囲を広く捉えすぎると、通常のアクティブ・ファンドないしバリュース・ファンドと区別しがたい投資家も含まれてしまい、やはり、アクティビズムの姿を捉えたといえるかに疑問が生じよう。先行研究は、主として報道をベースにアクティビストないしアクティビズムの事例の選択を行っているが、アクティビストの定義の曖昧さから、サンプルの範囲は各研究でまちまちである²¹⁾。

本研究では、アナリスト・レポート（吉川（2014））や新聞報道（日経テレコン 21 による）、および商事法務研究会が『株主総会白書』で毎年公表している株主提案の事例に基づき、また証券会社職員の意見も参考にして²²⁾、2000 年初めから 2011 年末までの期間中にわが国で積極的にアクティビズム活動を展開した投資家として次の 11 のファンドないしそのグループを抽出した（本研究で使用する略称のアルファベット順に、略称と正式名称を掲げる²³⁾）。

- ・ブランドス＝ブランドス・インベストメント・パートナーズ・エル・ピー
- ・ダルトン＝ダルトン・ストラテジック・パートナーシップ・エルエルピー，ダルトン・インベストメンツ・エルエルシー
- ・エフィッシモ＝エフィッシモキャピタルマネージメントピーティーイーエルティーディー

21) 22(2)で紹介した先行研究のデータセット(表4)を参照。先駆的研究である胥(2007)は村上ファンドとスティーラの2ファンド、井上 and 加藤(2007)はそれらにシルチェスター等を加えた6ファンドを対象にしているが、両研究後、わが国で活動するアクティビストは増加したと見られる。他方、Hamao, et al. (2011)は、大量保有報告書提出者からPEファンドや事業再生ファンドを除いた34ファンドをアクティビストとしているが、そのリストには、わが国で一般にはアクティビストとはみなされていないものも含まれているようにも思われる。

22) 筆者らは、野村ホールディングス株式会社にて、複数の部署の担当者から、発行企業との関係において特徴的な投資家の動向等に関する情報を提供いただいた。

23) 本研究の期間中に、複数のファンドを通じて投資を行っていたファンドについては、それらの複数の名称を列挙している。

- ・いちご=いちごアセットマネジメント・インターナショナル・ピーティーイー・リミテッド
- ・リバティー=リバティー・スクエア・アセット・マネジメント・エル・ピー
- ・村上ファンド=株式会社エムアンドエイコンサルティング, 株式会社 M&A コンサルティング, 株式会社 MAC アセットマネジメント, MAC ASSET MANAGEMENT PTE, LTD.
- ・スティー爾=スティー爾・パートナーズ・ジャパン・ストラテジックファンド・オフショア・エルピー
- ・SFP =ザ・エスエフピー・バリュー・リアライゼーション・マスター・ファンド・リミテッド
- ・シルチェスター=シルチェスター・パートナーズ・リミテッド
- ・タイヨウ=タイヨウ・ファンド・マネジement・カンパニー・エルエルシー, タイヨウ・パール・ジー・ピー・エル・ティー・ディー, タイヨウ・ブルー・ジー・ピー・エルエルシー, タイヨウ繁栄ジーピー・エルティディー
- ・TCI = The Children's Investment Fund Management (UK) LLP

(2) 「介入」の意義および対象期間

本研究において、アクティビストによる「介入」とは、上場企業の株式を5%超取得した（法令の正確な表現では、株券等保有割合（金商法27条の2第1項）が100分の5を超えた）ことをいうものとする。金融商品取引法（2007年以前は、証券取引法）により、このような取得事例は、大量保有報告書による開示の対象となる²⁴⁾。もちろん、株式を5%超所有していても、上場企業の経営には何ら影響力を及ぼさなかったり、逆に、それよりも少ない株式保有で影響力を及ぼした事例も存在する可能性はある。しかし、アクティビストが実際に標的企業の経営に影響を及ぼしたかどうかは、公表情報からは明らかな場合が多いし、5%未満の株式保有は、そもそも開示の対象にならない。開示規制（大量保有報告制度）に基づき、5%超の株式取得がある場合は標的企業の経営に影響を及ぼしうるものとして、一律に「介入」と定義することは現実的な選択であり、内外の先行研究も一般にこれによっている（2.1（2）参照）。

本研究では、2000年初年から2011年末（暦年ベース）までの12年間の介入事例を研究対象とする。わが国のアクティビズムの草分けとされる村上ファンド（株式会社M&Aコンサルティング）の設立が1999年夏であることから（村上（2017）37頁）、2000年を始期とすることにより、アクティビズムの第一の興隆期間（いわゆるアクティビズムの「第一波」）の大部分をカバーしていると考ええる。また、対象期間の終期を2011年末としたのは、先行研究（Bebchuk, et al. (2015) ; Cremers et al. (2018)）を踏まえて、アクティビズムの長期的影響を見るために、介入後7事業年

24) 上場企業の株券関連有価証券（株式のほか、新株予約権社債等が含まれる）を取得した結果、株券等保有割合が100分の5を超えた者（大量保有報告者）は、その日から5日以内に、大量保有報告書を提出しなければならない（金商法27条の2第1項）。また、保有割合が1%以上変動した場合、その日から5日以内に、変更報告書を提出しなければならない（同法27条の25）。ただし、機関投資家で、特例報告制度を適用できる場合（「重要提案行為等」を保有の目的としない場合に限る）、これらの報告は、毎月2回行えば足りる（同法27条の26）。

度までの業績を検証することとしたためである。対象期間をこのように設定した結果、たとえば、2013年以降に行われたサード・ポイントによるソニーやファナックへの介入など、国際的に著名なアクティビストによって行われた近年の介入事例は含まれないことになる²⁵⁾。2013年頃から、世界的にアクティビズムは再び興隆しており（アクティビズムの「第二波」と呼ばれる。Krishnan, et al. (2016)）、それは、標的企業の事業構成や経営戦略を入念に研究したうえで提案を行うなど、以前のアクティビズムとは異なる特徴があるとも指摘されている（田村（2014））。このようなアクティビズムの第二波が標的企業に与えた影響を、第一波のそれと比較しつつ検証することは重要であるが、それは、将来の研究課題としたい。

（3）サンプルの設定

以上の基準により、312件の介入事例を抽出した。このうち、介入がされた事業年度またはその直前の事業年度の財務データをとることができない企業は、サンプルから外し、最終的に、285件（260社²⁶⁾）をサンプルとした²⁷⁾。

また、標的企業ごとに、それと業種および決算年次（決算期が属する暦年）を同じくする企業を「同業種企業」としてサンプルに加える（表6の下段）。業種は、日経産業コード・中分類による。当該標的企業と決算期の属する暦年が同じであれば、決算月が違っていても同業種企業とする²⁸⁾。同業種企業は、3.2（3）の記述統計および3.4の標的企業の介入後の業績変化の検証において、標的企業の産業調整済み業績指標を計算するための産業平均値の算定に使用する（各標的企業の同業種企業全部の業績の平均値をもって、当該標的企業の属する産業の平均とする）ほか、3.2（4）のロジット分析のサンプル、ならびに3.5および3.6の傾向スコアマッチングのための比較企業の候補として使用する。

表6 アクティビズムの標的企業（介入事例）数および同業種企業数（介入が行われた暦年別）

暦年	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	総計
(1) 標的企業数	3	16	13	25	55	56	32	52	18	6	6	3	285
(2) 同業種企業数	848	1,735	1,396	2,021	2,907	2,887	2,494	3,039	2,143	1,292	1,412	1,000	23174

（注）標的企業数は、2000年初から2011年末までにアクティビストによる介入（5%超株式取得）の標的とされた企業を示す。同一企業に対する2度目の介入事例25件を含む。

「同業種企業数」は、標的企業と同業種（日経産業コード・中分類による）かつ決算期の属する暦年を同じくする企業の数。

25) また、レノやオアシスなど、近年、日本市場で活発に活動しているアクティビストの介入事例も含まれない。

26) 対象期間中、2度の介入を受けた企業が25社ある。

27) この基準によりサンプルに採用された標的企業の中に、株主構成に関するデータがとれない（データベースに収録されていない）企業があったが、それらの標的企業も、財務データや株価データは入手可能であることから、サンプルには含めることにし、株主構成に関するデータが必要な分析（3.2（4）のロジット分析や3.5・3.6の傾向スコアマッチング）に際し、サンプルから除外している。

28) たとえば、2000年にアクティビストの介入を受けたある標的企業の業種が「商社」であり、その決算月が2001年3月であるとする、「業種が商社であって、その決算期が2001年に属する企業」は、同業種企業に分類される。

(4) 使用データベース

アクティビストによる介入事例の抽出は、アイアール・ジャパンの「大量保有報告書検索サービス」によった。標的企業やそれと比較する同業種企業の財務情報は、日本経済新聞社の「NEEDS 日経財務データ (DVD 版)」, 株価情報は、「NEEDS 日次収益率データ DVD 版」, 株主構成に関する情報は、「NEEDS 日経企業データ DVD 版」によった。

3.2 標的企業の数および属性

(1) 標的企業数の推移

前掲の表6が示すとおり、アクティビストの介入事例は、2000年代前半に増加し、2004年と2005年にピークを迎えた後減少に転じ、金融危機後は10件未満と低迷期に入った。もっとも、ピーク時の2004年・2005年でも、標的企業数は同業種企業数の2%程度であり、介入を受けた企業は、上場企業の中でもごく少数派である。

標的企業と同業種企業数を、暦年と業種ごとに区分して示すと、表7のようになる。

表7 標的企業と同業種企業 (介入が行われた暦年・業種別)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
	標的企 業	同業種 企業	標的企 業	同業種 企業	標的企 業	同業種 企業	標的企 業	同業種 企業	標的企 業	同業種 企業	標的企 業	同業種 企業
食品		1 135	1 134	4 134	3 137	5 140	2 137				1 120	
繊維			1 62		4 58	1 56						
パルプ・						1 26	1 26					
化学				3 197	4 195	2 195		4 197	2 197			
医薬品		1 47	1 47	2 46	1 45	2 47			1 48			
石油		1 7	1 6									
鉄鋼					1 53		1 52	1 53				
非鉄金属	1 138	2 138		3 135	2 128	1 126		1 132				
機械			1 246	4 241	4 236	7 236	3 235	2 238				
電気機器		1 269	2 268		6 275	8 278	2 278	5 285	4 279	1 272	1 267	
造船					1 5							
自動車					1 83	1 81	2 79	2 81				
輸送用機		1 19										
精密機器					2 43	2 47	1 47	1 49	2 48			1 44
その他製		1 101		3 102	4 100	3 103	2 109	1 111	3 110			
建設		3 232		1 220	2 212			4 207	1 200			
商社	1 344	3 352	2 356	1 362	4 357	6 363	3 373	9 373	2 361			
小売業			3 243		5 252	2 265	4 274	1 278		1 269	2 254	1 251
その他金						1 69	5 66	1 72			1 59	
不動産					1 96	3 107	1 109	5 128	1 130			
鉄道・バ						1 29						
陸運			1 34		1 33	1 34		1 36				
倉庫						3 34		3 36				
通信				1 28								
電力												
サービス	1 366	2 435		3 556	9 599	6 651	4 697	11 763	2 770	4 751	1 712	1 705
合計	3 848	16 1735	13 1396	25 2021	55 2907	56 2887	32 2494	52 3039	18 2143	6 1292	6 1412	3 1000

(2) ファンド毎の標的企業数と介入期間等

表 8 は、ファンドごとの標的企業数および介入期間（平均値と標準偏差）を示している。ここで「介入期間」とは、介入から退出までの期間であり、「退出」とは、株式所有割合が5%以下になることをいう²⁹⁾。ただし、ファンドの退出の有無を確認したのは2018年2月末までであり、この時期までに退出していない24件（表3で「うち未退出数」に区分）の例は、介入期間の計算には含めていない。

介入期間の平均は3.77年である。なお、表3に示していないが中央値は2.73年である。これは、日本の先行研究の結果と比べるとかなり長い（井上 and 加藤（2007）表2・Panel A では平均1.6年・中央値1.6年, Hamao, et al. (2011), Tbl.1 Panel C では平均806日[2.4年]・中央値544日[1.5年]）。この差異は、サンプルの違いによるほか、早い時期の研究ほど未退出事例が多くなるため、介入期

表 8 ファンド別の標的企業数、介入期間、企業属性

	標的企業数	うち未退出数	介入期間 (年)	総資産 (百万円)	時価総額 (百万円)	トービンの Q	ROA (%)	現金等比率 (%)	自己資本分 配率 (%)
ブランドス	24	0	2.72 2.82	1,670,505 2,163,338	788,438 736,931	1.07 0.27	5.75 4.62	25.01 15.52	2.76 2.33
ダルトン	43	2	2.19 2.54	70,112 59,951	46,871 38,844	1.49 0.91	9.78 7.85	22.16 14.10	3.63 6.39
エフィッシモ	12	5	6.71 3.34	70,847 65,079	39,742 32,326	1.07 0.35	5.91 5.57	31.77 23.60	2.30 2.37
いちご	18	5	5.57 3.38	74,395 70,229	42,768 41,903	1.05 0.20	10.19 5.45	25.86 10.79	2.30 1.66
リパティアー	11	0	2.56 1.51	54,281 38,061	31,667 21,686	1.09 0.32	8.04 4.62	36.28 19.85	2.08 1.04
村上ファンド	49	0	1.03 0.89	276,006 1,310,396	54,851 82,529	1.18 1.04	5.56 6.10	33.45 19.02	1.56 1.15
スティーラ	40	0	3.77 2.04	123,027 145,818	75,576 103,471	0.85 0.24	5.94 3.31	37.88 13.10	2.32 1.90
SFP	28	0	3.76 1.77	25,276 16,568	14,241 11,972	0.87 0.27	5.96 3.94	39.39 17.17	2.02 1.75
シルチェスター	35	12	7.25 3.97	282,405 229,320	175,404 124,857	1.11 0.28	7.05 2.97	27.70 13.64	2.77 2.76
タイヨウ	24	0	5.93 3.69	89,200 70,101	79,054 61,712	1.33 0.49	11.30 5.27	26.02 12.09	2.79 2.54
TCI	1	0	2.07	1,964,667	621,304	1.10	5.47	5.30	3.03
総計	285	24	3.77 3.33	277,319 937,773	130,878 303,473	1.13 0.64	7.37 5.59	30.37 16.61	2.48 3.12

（注）標的企業数と「うち未退出数」以外の各数値につき、上段は平均値、下段は標準偏差を示す。

「うち未退出数」は、2018年2月末までにファンドが退出（株式保有割合が5%以下になること）していない事例。

介入期間は、介入から退出までの期間（未退出事例は含めずに計算）。

企業属性の定義は、表9を参照。

29) 退出の多くは、アクティビストによる株式の売却であり、それは変更報告書（前掲注24）によって確認できる。ただし、標的企業の中には、株式交換などのM&Aの対象になったために上場廃止となった場合もある（この場合、一般に変更報告書は提出されない）。この場合は、M&Aの効力発生日を退出日とみなす。

間が短く推定されがちになる³⁰⁾ ことによると考えられる。介入期間は、ファンドにより相当の差異がある。シルチェスターやタイヨウの平均介入期間が5年を超える一方、村上ファンドやダルトンの平均介入期間は1年代と短い。

表8ではまた、標的企業の主な企業属性（いずれも、介入が起きた事業年度の前事業年度末の数値の平均および標準偏差）をファンド毎に示している。なお、本表を含め、本研究で使用する企業属性ないし業績指標の定義については、表9に一覧を掲げた。

表8より、各ファンドが標的とする企業には、相当に傾向の違いがあることがうかがえる。たとえば、ブランデスは大規模な企業を標的とする傾向があるが、SFPやいちごは、比較的小規模な企業を標的としている。また、(3)で後述するように、アクティビストは一般に、現金等比率（「現預金＋有価証券＋投資有価証券」の総資産に対する比率。表9参照）が高い、すなわちキャッシュ・リッチな企業を標的とする傾向があるが、スティール、リバティ、村上ファンドおよびエフィッシモは、この傾向が特に顕著（標的企業の現金等比率の平均が30%超）である。

表9 本研究に使用する企業属性・業績指標の定義

企業属性・業績指標（単位）	定義	使用データベース
総資産（百万円）	貸借対照表の総資産額＝負債・純資産額[C01105]	NEEDS日経財務データ
時価総額（百万円）	事業年度末日における上場普通株式数×1株の時価（取引所終値）	NEEDS日次収益率データ
トービンのQ	(時価総額＋貸借対照表の負債総額[C01082]) / 総資産[C01105]	NEEDS日経財務データ、日次収益率データ
ROA (%)	$100 \times (\text{営業利益}[D01066] + \text{営業外収益}[D01047]) / \text{総資産}$	NEEDS日経財務データ
負債総資本比率	負債総額[C01082] / 総資産[C01105]	NEEDS日経財務データ
現金等比率 (%)	$100 \times (\text{現預金}[B01022] + \text{有価証券}[B01033] + \text{投資有価証券}[B01086]) / \text{総資産}[C01105]$	NEEDS日経財務データ
自己資本分配率 (%) (注1)	$100 \times (\text{配当金の支払金額}[F01102] + \text{自己株式の取得による支出}[F01099] - \text{自己株式の処分による収入}[F01100]) / \text{自己資本}$	NEEDS日経財務データ
研究開発費対総資産比率 (%)	$100 \times \text{研究開発費}[H01033] / \text{総資産}[C01105]$	NEEDS日経財務データ
設備投資対総資産比率 (%)	$100 \times \text{設備投資額}[H01034] / \text{総資産}[C01105]$	NEEDS日経財務データ
株式所有割合（政府） (%)	政府及び地方公共団体の所有株式数割合	NEEDS株主構成データ
株式所有割合（金融機関） (%)	金融機関の所有株式数割合	NEEDS株主構成データ
株式所有割合（証券会社） (%)	証券会社の所有株式数割合	NEEDS株主構成データ
株式所有割合（その他法人） (%)	その他法人の所有株式数割合	NEEDS株主構成データ
株式所有割合（外国人） (%)	外国法人等の所有株式数割合	NEEDS株主構成データ
株式所有割合（個人その他） (%)	個人その他の所有株式数割合	NEEDS株主構成データ
特定株比率 (%)	発行済株式総数に占める少数特定者（大株主上位10名及び特別利害関係者（役員など））の持株比率 (%)	NEEDS大株主データ

（注）定義中、項目の右に@ が付されているものは、当事業年度末と前事業年度末の平均値であることを示す。
また、定義中で「英字＋5桁の数字」で示したものは、NEEDS日経財務データの項目コードを表す。

（注1）自己資本分配率の分母（自己資本）が負である場合は、自己資本分配率は定義しない。分子が負になる場合（自己株式の取得による支出を上回る自己株式の処分による収入がある場合はそのようなことが起こりうる）は、自己資本分配率は負の値になる。

30) 未退出事例については、一定の時期に退出したとみなして介入期間を推定する場合（井上 and 加藤（2007）はその方法によっている）はもちろん、本研究のように未退出事例を除いて推定する場合も、未退出事例は介入期間がより長い傾向を持つと考えられることから、未退出事例を除くことによって介入期間は実際よりも短く推定されがちになると考えられる。

(3) 標的企業の属性：記述統計

表 10 は、標的企業の企業属性（財務指標や株主構成）を表す諸指標を示したものである。各指標につき、標的企業の数値（原数値）の平均および標準偏差に加え、産業調整済み数値——原数値から、各標的企業が属する産業（業種）の平均値を引いた値——の平均を示している。また、「産業調整済み数値が 0 に等しい（すなわち、標的企業の数値は産業平均と差がない）」ことを帰無仮説とする t 検定の結果（p 値および有意性³¹⁾）も示している。

原則として、各指標の数値は、標的企業が介入を受けた事業年度の直前の事業年度（本稿において「-1 期」という³²⁾）の数値である。ただし、本研究において主要な業績指標として用いるトービンの Q および ROA については、介入の 3 事業年度前からの数値（-3 期，-2 期，-1 期の数値）を示している。各指標の詳しい定義については、表 9 を参照³³⁾。

表 10 のとおり、標的企業は、現金等比率、ROA（「営業利益+営業外収益」の総資産に対する割合）、および自己資本分配率（配当および自己株式取得による株主への分配額の自己資本に対する割合）が、産業平均と比べて有意に高い。他方、負債比率（負債の自己資本に対する割合）およびトービンの Q（株式時価総額と負債の合計額の総資産に対する割合）は、産業平均と比べて有意に低い。ROA およびトービンの Q については、これらの傾向は、介入の 3 事業年度前から安定的に認められる。なお、企業規模を示す総資産および時価総額については、産業平均と比べ有意な差

表 10 標的企業の属性（産業平均との比較）：記述統計

	(1) 標的企業数	原数値		産業調整済み数値		(6) t 検定の有意性
		(2) 平均	(3) 標準偏差	(4) 平均	(5) t 検定 =0 の p	
総資産[-1] (百万円)	285	277,319	937,773	79,766	0.134	
時価総額[-1] (百万円)	285	130,878	303,473	21,475	0.228	
負債総資本比率[-1]	285	0.400	0.196	-0.130	0.000	***
現金等比率[-1] (%)	285	30.369	16.607	6.993	0.000	***
トービンのQ[-1]	285	1.127	0.641	-0.198	0.000	***
トービンのQ[-2]	283	1.213	0.942	-0.130	0.018	**
トービンのQ[-3]	274	1.145	0.781	-0.148	0.002	***
ROA [-1] (%)	285	7.374	5.589	1.203	0.000	***
ROA [-2] (%)	285	7.475	5.769	1.129	0.001	***
ROA [-3] (%)	281	7.718	6.026	1.448	0.000	***
自己資本分配率[-1] (%)	285	2.481	3.122	0.325	0.079	*
研究開発費対総資産比率 [-1] (%)	285	1.519	2.426	0.043	0.675	
設備投資対総資産比率 [-1] (%)	285	3.654	3.906	-0.339	0.131	
株式所有割合 (政府) [-1] (%)	282	0.025	0.388	-0.064	0.021	**
株式所有割合 (金融機関) [-1] (%)	282	25.302	12.336	6.495	0.000	***
株式所有割合 (証券会社) [-1] (%)	282	1.081	1.253	0.011	0.889	
株式所有割合 (その他法人) [-1] (%)	282	20.933	14.791	-7.048	0.000	***
株式所有割合 (外国人) [-1] (%)	282	15.894	10.254	7.671	0.000	***
株式所有割合 (個人その他) [-1] (%)	282	36.766	17.997	-7.065	0.000	***
特定株比率[-1] (%)	271	48.121	13.408	-7.480	0.000	***

(注) 各指標につき、原数値とは、標的企業の数値。産業調整済み数値とは、原数値から産業平均（各標的企業と同種企業全ての数値の平均）を引いた値。産業調整済み数値の平均が 0 と等しいかについての t 検定の結果（p 値および有意性）を (5) 列と (6) 列に示す。***, **, * は、それぞれ、有意水準 1%, 5%, 10% で有意であることを示す。

31) 以下、本稿で使用する各表において、有意性を表すアスタリスクは、***: 1%, **: 5%, *: 10% の有意水準で有意であることを示す。

32) 本稿では、介入が行われた事業年度を 0 期とし、介入前の事業年度は -1 期，-2 期…，介入後の事業年度は +1 期，+2 期…のように簡略表記する。表中では、たとえば介入の直前事業年度末の総資産は、総資産[-1] のように示す。

33) 表 10 において、株主構成に関する指標について標的企業の数が他の指標と比べて少なくなっているのは、標的企業の中に、株主構成に関する指標が入手できなかった（データベース未収録）ものがあるためである（脚注 27 参照）。

は見られない。

標的企業の株主構成について見ると、外国人や金融機関の株式保有割合については、標的企業は産業平均よりも高く、逆に、その他法人（主に事業法人）や個人の株式保有割合は、産業平均に比べて低い傾向がある。また、標的企業の特定株比率（10大株主および役員の株式保有割合）も、産業平均に比べて低い傾向がある。

もっとも、以上のような特性は、各指標について、それ単独で産業平均と比較した場合のものである。標的企業の特性をより厳密に分析するためには、他の指標の影響をコントロールしたうえで、各指標の影響を見る必要がある。そのために、次節でロジット分析を行う。

（４）標的企業の特性：ロジット分析

表 11 は、標的企業と同業種企業（表 6 の説明参照）全部をサンプルとし、ロジット分析により、企業が標的企業になる（アクティビストの介入を受ける）確率（傾向スコア）を推定した結果を示している³⁴⁾。説明変数には、表 10 に挙げた諸指標のほか、業種ダミーおよび年次ダミー（介入が行われた暦年）を用いる³⁵⁾。時価総額については、その対数を説明変数とする³⁶⁾。説明変数の選択に応じ、4つのモデル（モデル（1）～モデル（4））を推定した。

モデル（1）は、各説明変数について介入の直前事業年度（-1期）を用いたモデルである。モデル（2）は、業績指標であるトービンのQおよびROAについて、介入の2事業年度前（-2期）および3事業年度前（-3期）の数値を説明変数に加えたものである。モデル（3）は、それら業績指標の-2期の数値を説明変数から除いたものである³⁷⁾。モデル（4）は、モデル（3）において有意（10%水準）でなかった自己資本分配率および株式所有割合（その他法人）を説明変数から除いたものである³⁸⁾。

いずれのモデルにおいても、現金等比率の係数は有意に正である一方、トービンのQの係数は有意に負である。また、負債総資本比率の係数が有意に負である。すなわち、アクティビストは、

34) 非線形モデルの一種であるロジット分析は、被説明変数が質的変数（ある結果をとる（=1）か、またはとらないか（=0）のいずれかである変数）である場合に、ある結果をとる確率を推定することができる。ロジット分析は、どのような特性を持つ企業がアクティビストの標的となる傾向を持つかを分析するため、先行研究で一般に用いられている。

35) ロジット分析では、一般に、年次ダミーの係数の多くが有意となり、また業種ダミーにも有意となるものがあるが、表 11 では、詳しい結果の報告は省略している。

36) 時価総額の代わりに総資産の対数を説明変数にした場合、他の説明変数についてはあまり変化がない一方、総資産の係数は、モデルの選択にもよるが有意とならない場合が多い（結果の報告は省略）。

37) モデル（2）では、-2期におけるトービンのQおよびROAの係数がいずれも有意でなく、かつ、ROAについては、モデル（1）で有意であった-1期の係数が有意でなくなってしまう。これらの業績指標は、前事業年度の数値と強い相関があるため（例えば、ROA[-1]とROA[-2]の相関係数は0.754、ROA[-2]とROA[-3]の相関係数は0.716）、多重共線性の問題が生じていると考えられる。そこで、これらの業績指標の-2期の値を説明変数から除くと（モデル（3））、-1期、-3期の値の係数はいずれも有意となり、モデルの当てはまりのよさを示すBIC（ベイズ情報量規準）およびAIC（赤池情報量規準）も改善する（これらの規準につき、Long, et al. (2016) 123頁）。

38) モデル（4）は、4つのモデルの中で最もあてはまりがよい（BICおよびAICが最小）、35で実施する傾向スコアマッチングは、このモデルにより推定される確率（スコア）に基づいて行う。

表 11 標的企業の特性：ロジット分析

	被説明変数：標的企業= 1			
	モデル (1)	モデル (2)	モデル (3)	モデル (4)
log (時価総額[-1])	0.101 0.063	0.098 0.066	0.101 0.065	0.123** 0.062
負債総資本比率[-1]	-2.813*** 0.411	-2.577*** 0.432	-2.596*** 0.431	-2.581*** 0.429
現金等比率[-1]	0.020*** 0.005	0.022*** 0.005	0.022*** 0.005	0.021*** 0.005
トービンのQ[-1]	-1.229*** 0.194	-1.137*** 0.268	-1.081*** 0.247	-1.074*** 0.245
トービンのQ[-2]		0.079 0.124		
トービンのQ[-3]		-0.489*** 0.172	-0.455*** 0.166	-0.454*** 0.165
ROA[-1]	0.055*** 0.014	0.027 0.023	0.035* 0.019	0.035* 0.019
ROA[-2]		0.017 0.025		
ROA[-3]		0.037* 0.02	0.045** 0.018	0.045*** 0.017
自己資本分配率[-1]	0.016 0.017	0.015 0.018	0.016 0.018	
株式所有割合 (外国人) [-1]	0.041*** 0.007	0.043*** 0.007	0.042*** 0.007	0.039*** 0.006
株式所有割合 (金融機関) [-1]	0.015** 0.007	0.013* 0.007	0.013* 0.007	0.011 0.007
株式所有割合 (その他法人) [-1]	0.007 0.005	0.005 0.006	0.005 0.006	
特定株比率[-1]	-0.039*** 0.006	-0.041*** 0.006	-0.041*** 0.006	-0.038*** 0.006
業種ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項 (constant)	-2.613*** 0.77	-2.288*** 0.795	-2.284*** 0.794	-2.397*** 0.789
pseudo R2	0.173	0.176	0.176	0.176
chi-2	501.613	487.898	487.975	489.607
BIC (ベイズ情報量規準)	2851.554	2754.311	2738.279	2721.289
AIC (赤池情報量規準)	2493.013	2377.056	2376.441	2374.847
サンプル数N	21324	19139	19265	19413

(注) 標的企業と同業種企業をサンプルとし、標的企業となる確率を推定するロジット分析。各説明変数につき、上段は係数の推定値、下段は標準誤差。係数の右肩のアスタリスクは、有意水準を示す。***：<1%，**：5%，*：10%。

キャッシュ・リッチである一方³⁹⁾、収益を上げる投資機会に乏しく⁴⁰⁾、負債が少ない企業⁴¹⁾、言い換えれば、Jensen (1986) のいうフリーキャッシュフロー (FCF) によるエージェンシー問題⁴²⁾が生じがちな企業を標的とする傾向があるということが出来る⁴³⁾。これは、胥 (2007) が、村上ファンとスティーラの標的企業を対象とした研究で発見した傾向と同じであり、アクティビストや標的企業の範囲を広げた本研究でも、同様の傾向が確認できたことになる⁴⁴⁾。なお、株主への分配の大きさを表す自己資本分配率は、表 10 の記述統計では、産業平均と比べ (10% 水準で) 有意に高かったが、ロジット分析における係数は有意ではない。つまり、他の変数の影響をコントロールした後では、株主への分配が大きい企業が介入を受けやすいといった関係は認められない。

もっとも、標的企業が FCF を多く抱えているというのは、アクティビストないし株式市場の見方であって、実際には、標的企業が保有する現預金や有価証券 (たとえば持株株式) は、標的企業の事業の遂行のため、あるいは新規事業のための投資資金として必要な資産であるのかも知れない。もしそうである場合は、アクティビストの要求によって標的企業が株主への分配を増やしたりすれば、標的企業の収益性ひいては企業価値は、将来的に悪化する可能性がある。果たしてそのようなことが起きたかどうかは、3.4 以下で検証することになる。

他の財務指標について見ると、まず ROA の係数は、一般に、有意に正である。つまり、介入前の利益率が高い企業ほど、標的企業とされる傾向が認められる。もっとも、これは、日本の先行研究では一般に見出されていない関係である⁴⁵⁾。それゆえ、この結果を一般化することには慎重であるべきかもしれないが、本研究の対象期間 (2000-2011 年) においては、アクティビストは、利益を挙げていない企業の利益率を改善することよりも、むしろ利益を挙げている企業から株主還元を引き出すことを主たる目的とする傾向があったことを示唆すると考えられる。

時価総額については、表 10 の記述統計では産業平均と比べて有意な差は見いだせなかったが、ロジット分析では、モデル (4) においてその係数は有意に正である。この結果の一つの解釈としては、企業規模の小さい企業ほど不確実性が高いところ、アクティビストといえども、不確実性の

39) 現金等比率は、(現預金 + 有価証券 + 投資有価証券) の総資産に対する割合であり、キャッシュ・リッチであること (現金または事業に影響を及ぼすことなく現金に換価できそうな資産を多く保有していること) の指標として用いている (胥 (2007) による)。

40) トービンの Q は、株式時価総額と負債額の合計の総資産簿価に対する割合であり、市場の評価に基づく企業価値を示す指標であるが、この指標が小さいということは、将来収益を生み出す投資機会に乏しいと株式市場が評価している (それゆえに、簿価と比較した株式時価総額が小さい) ことを意味すると考えられる。

41) 負債は自己資本と違って期限に弁済しなければならないため、経営者に対する規律の効果を持つ。逆にいえば、負債が少なければ、(それを埋め合わせるような株主ないし株式市場の規律が働かない限り) 経営に対する規律は弱くなってしまう。

42) 企業がフリーキャッシュフローを多く保有していると、これを無駄な (資本コストを上回る利益を挙げない) 事業に投資するとか、あるいは経営の規律に緩みを生じがちなことになる (非効率な経営をしても資金不足等に陥らないため) ことから、企業価値を損ないがちであるという問題を指す。

43) ただし、株主への分配の大きさを表す指標として本研究が用いる自己資本分配率 (配当または自己株式取得による支出額の自己資本に対する割合) の係数は、有意ではない。つまり、標的企業は、ROA や負債比率、現金等比率をコントロールすると、同業種企業と比べて株主への分配が少ないわけではない。

44) 同様の傾向は、より広いサンプルを持つ Hamao, et al. (2011), Table 3 も見出している。

45) 井上 and 加藤 (2007) ; Hamao, et al. (2011) は、いずれも、標的企業は比較企業と比べ、ROA について有意な差は見出されないとしている。

高い企業に投資することには慎重になる傾向がある、ということが考えられる。

次に、株主構成に関する説明変数を見ると、外国人の株式保有割合の係数が有意に正である（先行研究（Hamao, et al. (2011), Table 3）と同様の結果）。これは、外国人株主が多いほど、アクティビストの提案に対する支持が多くなり、そのため、アクティビストが自己の要求を実現できる見込みが高くなる（少なくとも、介入時にアクティビスト自身はそうのように認識していた）ためと解釈できる。金融機関の株式保有割合の係数は、モデル（1）～（3）において有意に正であるが、その他法人の株式保有割合の係数は有意ではない⁴⁶⁾。また、特定株比率（上位 10 大株主および役員の株式保有割合）の係数は有意に負である。これも先行研究（胥（2007）表 6-2）と同様の結果である⁴⁷⁾。この点についても、アクティビストは、自分の主張が実現する見込みの高い企業を標的としたためと考えられる。安定株主の持株比率が高ければ、アクティビストの提案は容易にブロックされてしまうからである。

3.3 介入の短期的影響：株価イベント・スタディ

本研究の主たる目的は、アクティビストの介入が標的企業に及ぼした長期的影響を検証することであるが、先行研究の多くが、介入の短期的な影響も検証していることを踏まえ、確認のために、本研究でも短期の介入効果の検証も行った。

具体的には、アクティビストによる介入が公表された日（アクティビストによる 5% 超の株式取得についての大量保有報告書の公表日）をイベント日とする株価イベント・スタディを実施した（Campbell, et al. (1997), Chap.4 による）。各標的企業について、その上場普通株式の日次収益率を市場収益率（TOPIX の日次収益率）に回帰するマーケット・モデルにより、正常収益率を推定した。推定期間は、イベント日の 270 取引日前の日から 21 取引日前の日までの 250 取引日（約 1 年間）である（推定の信頼性を確保するため、この推定期間中に取引のある日が 150 日以上ある企業のみをサンプルにした）。各サンプル（標的企業）につき、イベント日の前後両 1 取引日間（[-1,1]）、両 2 取引日間（[-2,2]）、両 10 取引日間（[-10,10]）および両 20 取引日間（[-20,20]）の 4 とおりのイベント期間において、当該サンプルの日次収益率から正常収益率を差し引いた異常収益率（abnormal return）のイベント期間中の総和である累積異常収益率（cumulative abnormal return; CAR）を計算し、そのサンプル平均が 0 と異なるかの検定を行った（Campbell, et al. (1997), p.162 参照）。その結果を表 12 に示す。また、イベント期間 [20,20] における CAR のサンプル平均の推移を図 1 に示す。

表 12 および図 1 のとおり、アクティビストによる介入は、短期的に大幅な株価上昇をもたらす。イベント日の前後両 1 日間または両 2 日間の平均 CAR は 2% 超、前後両 10 日間または両 20 日間

46) 金融機関またはその他法人の代わりに個人の株式保有割合を説明変数としても、有意な結果は見いだせない（結果の報告は省略）。

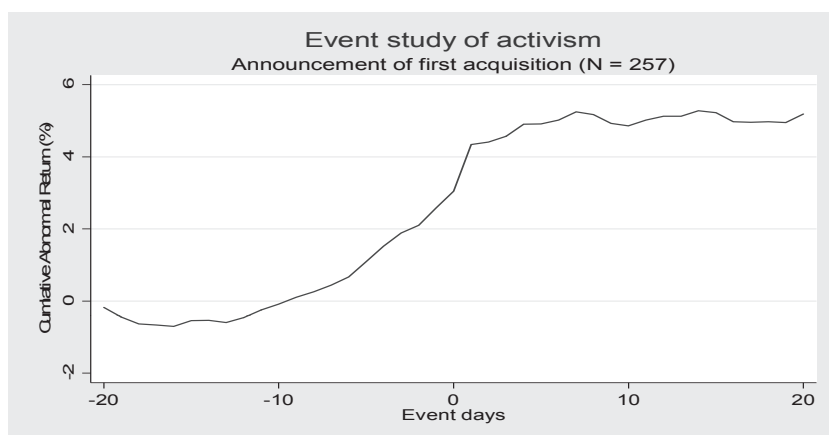
47) また、記述統計であるが、井上 and 加藤（2007）表 2, Panel B は、いずれも、標的企業は比較企業と比べて特定株比率が有意に低いことを報告している。

表 12 介入の短期株価効果：イベント・スタディ

イベント期間	サンプル数	平均CAR (%)	標準誤差 (%)	p値
[-1, 1]	257	2.244	0.249	0.000
[-2, 2]	257	2.517	0.323	0.000
[-10, 10]	257	5.108	0.683	0.000
[-20, 20]	257	5.187	0.988	0.000

(注) 介入の公表日（大量保有報告書提出日）をイベント日（0日）とする株価イベント・スタディ。-270日から-21日の250取引日を推定期間とし、TOPIXの日次収益率を用いたマーケット・モデルにより各標的企業の正常収益率を推定。推定期間250取引日中、150日以上取引のある標的企業のみをサンプルに加える。

図 1 介入の短期株価効果（イベント・スタディ）



のそれは5%超となり、いずれも、有意水準0.1%未満で有意に正である。アクティビストの介入が短期的に株価を上昇させることは、日本（井上 and 加藤（2007）；Hamao, et al.（2011））でも米国（Brav, et al.（2008）；Bebchuk, et al.（2015）, Figure 2）でも、また日本を含む世界23カ国を対象とする研究（Becht, et al.（2017）, Table 5）でも、一致して確認されている。

もっとも、このような短期の株価上昇が、単なる投機的・思惑的な取引によるものか、それとも、アクティビズムが標的企業の企業価値を増進するという合理的な期待を反映したものであるかは、標的企業の業績をより長期にわたって検証しなければわからない。その点を、次節以下で検証することとする。

3.4 標的企業の業績推移：産業調整済み指標の推移および回帰分析による検証

（1）業績指標および検証期間の選択

本研究は、アクティビズムの長期的影響を検証するため、米国の先行研究（Bebchuk, et al.（2015）；

Cremers, et al. (2018)) と同様、会計上の業績指標として ROA (総資産利益率)⁴⁸⁾、市場評価に基づく業績指標としてトービンの Q (株式時価総額と負債額の、総資産簿価に対する割合) を採用する。いずれも、ファイナンスの文献において企業の業績評価のために一般的に用いられている指標である (Bebchuk, et al. (2015), pp.1101-4)。

アクティビズムの影響を検証する場合、どの程度の期間の業績指標の推移を見るべきであるかは問題である。長期的影響を検証するという本研究の目的からは、なるべく長期に渡って業績を調べべきであろう。ただその半面、検証期間があまりに長くなると、その間にアクティビストの介入以外のさまざまな要素が企業業績に影響を与えることになり、アクティビズムの影響を抽出することはそれだけ困難になるであろう。米国の先行研究 (Bebchuk, et al. (2015); Cremers, et al. (2018)) は、介入後 5 事業年度までの業績推移を検証している。本研究は、これを参考にしつつ、さらに長期の業績を検証する意図で、介入後 7 事業年度までの業績を検証することにした。

(2) 産業調整済み業績指標の推移

まず、標的企業の産業調整済み ROA および産業調整済みトービンの Q (各標的企業の ROA なしトービンの Q から、産業平均値を差し引いた値) の平均値の推移を表 13 および図 2 に示す。なお、介入後、事業年度が経過するにつれて標的企業数が少なくなる (-1 期および 0 期には 285 社あるが、+7 期には 229 社しかない) のは、標的企業の中に、M&A の対象になるなどして上場を廃止された企業が存在するためである。

介入直前期 (-1 期) と比較すると、産業調整済み ROA は、介入後 7 期にわたっておおむね悪化している。他方、産業調整済みトービンの Q は、介入後 3 期まではおおむね改善するが、その

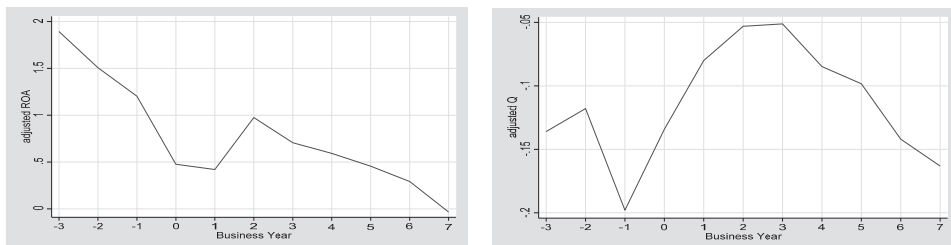
48) ROA の分子は、営業利益 + 営業外収益 (受取利息等) を用いる。分母は、前事業年度末と当事業年度末の総資産の平均値を用いる (表 9 参照)。

表 13 標的企業の産業調整済み業績指標の年次推移

事業年度	標的企業数	産業調整済み ROA (%)		産業調整済み Q	
		平均	標準偏差	平均	標準偏差
-3	274	1.894	5.347	-0.136	0.773
-2	283	1.507	5.401	-0.118	0.916
-1	285	1.203	5.339	-0.198	0.657
0	285	0.476	5.810	-0.134	0.620
1	270	0.420	6.295	-0.080	0.646
2	266	0.975	5.049	-0.053	0.781
3	262	0.706	5.432	-0.051	0.759
4	250	0.593	5.332	-0.085	0.528
5	245	0.455	6.099	-0.098	0.692
6	235	0.292	5.739	-0.142	0.471
7	229	-0.034	7.689	-0.163	0.505

(注) 各標的企業につき、介入を受けた事業年度を 0 期として、-3 期～+7 期までの産業調整済み ROA (または Q) の推移を示す。「産業調整済み ROA (Q)」とは、各標的企業の ROA (Q) から、当該標的企業の属する産業の平均 ROA を控除した値。

図2 標的企業の産業調整済み業績指標の年次推移



(注) 表12の産業調整済みROA (Q) の推移をグラフにしたもの。

後は介入直前期 (-1 期) の水準に戻ってしまうようである。これは、米国の先行研究 (Bebchuk, et al. (2015), Table 3 & Figure 1) が、産業調整済み ROA・トービンの Q とともに、介入後 5 期にわたって改善すると報告している (2.1 (4) で紹介) のと異なる結果である。

しかしながら、2.1 (5) で紹介した Cremers, et al. (2018) が強調するとおり、また Barber and Lyon (1996) が一般に明らかにしたとおり、業績指標は平均回帰の傾向を示すため⁴⁹⁾、産業調整済み業績指標の推移のみをもって、アクティビズムの影響を推定することは適切でない。表 10 の記述統計で見たとおり、標的企業の介入前の ROA は産業平均より高く、逆にトービンの Q は産業平均より低い傾向がある。したがって、単純に標的企業の産業調整済み業績指標の推移を見れば、平均回帰により、ROA については悪化し、トービンの Q については改善する傾向が生じるのであり、表 13 および図 2 の結果は、単にその傾向を捉えただけである可能性がある。

(3) 業績変化の回帰分析

そこで、平均回帰の影響をコントロールした上で、介入が業績に与える影響を検証するため、次のような回帰分析を実施した。標的企業および同業種企業 (表 6 に挙げた企業) 全部をサンプルとする。各業績指標 (ROA またはトービンの Q) について、介入直前事業年度 (-1 期) を規準として、そこから、介入後 1 事業年度 (+1 期) までの変化 ([-1 to +1]), 介入 2 事業年度後 (+2 期) までの変化 ([-1 to +2]), … 介入後 7 事業年度 (+7 期) までの変化 ([-1 to +7]) を、それぞれ被説明変数とする。説明変数は、介入ダミー (標的企業は 1, 同業種企業は 0 をとる変数)、-1 期における当該業績指標 (被説明変数に依り、ROA[-1] または Q[-1])、業種ダミー、および年次ダミーである。ROA の変化に関する回帰分析の結果を表 14 のパネル A、トービンの Q の変化に関する回帰分析の結果を表 14 のパネル B で示す。なお、業種ダミーと年次ダミーの各係数、および定数項

49) 何らかの成績を 2 期間に渡って観察すると、1 期目に平均よりよい (または悪い) 成績を挙げたサンプルは、2 期目の成績は 1 期目より悪化 (または改善) するという形で、成績が平均に近づく傾向を持つことが知られる。なぜなら、各サンプルの成績が当該サンプルの「普段の実力」と「運 (0 を中心にランダムに変化する部分)」から形成されるとすれば、1 期目により成績をとったサンプルは、幸運に恵まれた (ランダムの部分がプラスになった) 者である可能性が高い。そうしたサンプルの 2 期目の期待値は、当該サンプルの「普段の実力」に相当する部分となることから、1 期目と比べると悪化することになる (1 期目に平均より悪い成績をとったサンプルについては、以上と逆になる)。平均回帰のわかりやすい説明として、カーネマン, et al. (2012) 第 17 章参照。

表 14 業績変化の回帰分析

パネルA : ROA

	被説明変数 = ROA (単位%) の変化						
	[-1 to +1]	[-1 to +2]	[-1 to +3]	[-1 to +4]	[-1 to +5]	[-1 to +6]	[-1 to +7]
介入ダミー	-0.002	0.711	0.506	0.348	0.219	0.147	-0.169
	0.417	0.445	0.476	0.506	0.494	0.478	0.473
ROA [-1]	-0.398***	-0.491***	-0.556***	-0.606***	-0.637***	-0.658***	-0.669***
	0.006	0.006	0.007	0.007	0.007	0.007	0.008
R2	0.228	0.274	0.289	0.3	0.318	0.337	0.34
サンプル数	21888	21252	20608	19980	19336	17980	16451

パネルB : トービンのQ

	被説明変数 = トービンのQの変化						
	[-1 to +1]	[-1 to +2]	[-1 to +3]	[-1 to +4]	[-1 to +5]	[-1 to +6]	[-1 to +7]
介入ダミー	0.002	0.019	0.036	-0.006	-0.011	-0.062	-0.062
	0.052	0.058	0.05	0.057	0.057	0.059	0.06
Q [-1]	-0.865***	-0.900***	-0.829***	-0.895***	-0.914***	-0.947***	-0.943***
	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002
R2	0.894	0.884	0.901	0.898	0.903	0.913	0.918
サンプル数	21802	21096	20437	19810	19100	17713	16193

(注) 標的企業と同業種企業をサンプルとする重回帰分析。被説明変数は、介入直前事業年度 (-1期) を起点として、介入後1事業年度 (+1期) から介入後7事業年度 (+7期) までのそれぞれの期間中における、各業績指標 (ROAまたはトービンのQ) の変化 (差分)。例えば、-1期から +1期までの変化を [-1 to +1] で表す。説明変数は、介入ダミー (標的企業=1, 同業種企業=0)、介入直前事業年度 (-1期) の当該業績指標 (ROA [-1] または Q[-1])、業種ダミー、年次ダミー。各説明変数につき、上段は係数 (アスタリスクは有意性)、下段は標準偏差。業種ダミー、年次ダミー、定数項は報告を省略。有意水準は、***: 1%, **: 5%, *: 10%。

については報告を省略する。

ROA およびトービンの Q のいずれについても、介入直前期 (-1 期) の当該業績指標 (ROA[-1] または Q[-1]) の係数は、有意に負である (有意水準 1% で有意)。すなわち、介入直前期に業績の悪い企業ほどその後に業績が改善するという、強い平均回帰の傾向が観察される。そして、ROA の変化に関する回帰分析 (パネル A) における介入ダミーの係数は、多くの期間 ([-1 to +2] から [-1 to +6] まで) で正である。すなわち、単純に産業調整済み ROA の推移を見た場合 (表 13・図 2) とは異なり、平均回帰の影響をコントロールした後では、標的企業は同業種企業と比べ、ROA はむしろ改善する傾向が見られる。とはいえ、被説明変数としてどの期間をとって見ても、介入ダミーの係数は有意ではない。トービンの Q (パネル B) についても、どの期間を被説明変数としても、介入ダミーの係数は有意ではない。

以上のように、平均回帰の影響をコントロールした回帰分析では、ROA で見てもトービンの Q で見ても、アクティビストの介入が標的企業の業績に悪影響を及ぼしている傾向は認められないが、介入が有意な正の影響をもたらしたと認めることもできない。

3.5 アクティビズムの長期的影響：傾向スコアマッチングによる分析

(1) マッチングの必要性

3.4 (3) で行ったような単純な回帰分析では、アクティビストの介入が標的企業の業績にもたら

した影響について、明確なことはいえなかった。介入の長期的影響の検証のためには、より洗練した分析手法による必要がある。

そうした分析手法としては、回帰分析の説明変数を増やしたり、あるいはパネル・データ分析により企業固有の要因もコントロールしたうえで、介入の影響を検証することも考えられる。2.1 (4) で紹介した米国の先行研究 (Bebchuk, et al. (2015), Tbl5) は、標的企業を含む上場企業全部をサンプルとするパネル・データ分析 (固定効果モデル) により、介入前の業績および各企業の固有の要因をコントロールしたうえで、介入が標的企業の業績に有意な正の影響を与えたという結果を報告している。

しかし、非常に多くのアクティビストの介入事例がある米国と異なり、本研究における標的企業の数、同業種企業の1パーセント程度にすぎない (表6参照)。しかも、その属性にはかなりの偏りがある。いま、標的企業と同業種企業をサンプルとして、アクティビストの介入を受ける (標的企業になる) 確率を推定するロジット分析 (表11のモデル (4)) により推定した介入確率 (傾向スコア) の分布を、標的企業と同業種企業に区分して示すと、表15および図3のようになる。傾向スコアの平均と中央値は、同業種企業ではそれぞれ0.013と0.005であるのに対し、標的企業では0.063と0.039である。また、同業種企業の第3四分位点 (上位25%。図3左図のボックス [グレーの長方形] の上辺) と標的企業の第1四分位点 (下位25%。図3右図のボックスの底辺) が、ほぼ同値である。つまり、標的企業は、サンプルの中でも傾向スコアの特に高い層、つまり介入されやすい特性 (ROA や現金等比率が高い、トービンのQが低い、外国人持株比率が高く特定株比率は低い) を持つ層に偏って分布していることになる。そのような属性を持つ標的企業と、大半は標的企業と共通する属性を持たない同業種企業とをプールして回帰分析を行っても、介入の効果について信頼できる結果を得ることは難しいと考えられる⁵⁰⁾。

そこで、同業種企業の中で、特に標的企業と「よく似た」属性を持つ企業を比較企業に選んだうえで、標的企業の業績変化を、同じ時期の比較企業の業績変化と比べることによって介入の影響を検証する、マッチングの手法を用いることにする。具体的には、傾向スコアマッチング (Wooldridge (2010), pp.934-936) の方法によることとし、各標的企業について、その同業種企業の中から、ロジット分析 (表11・モデル (4)) によって推定した傾向スコアが標的企業と最も近い4社を比較企業に選定する⁵¹⁾。そのうえで、標的企業のROAおよびトービンのQで測った業績の変化が、同じ時

50) 本研究においては、回帰分析の精緻化として、表10に挙げた企業属性を説明変数に追加したり、単年度の業績変化 (-1期から+1~+5期のいずれかの期までの業績変化) の代わりに2期平均の業績変化 (-1期と-2期の業績平均と、+1期~+5期までのうち隣接2期間の業績平均の差) を被説明変数とするなどしてみたが、介入の影響について有意な結果は一般に見いだせなかった。

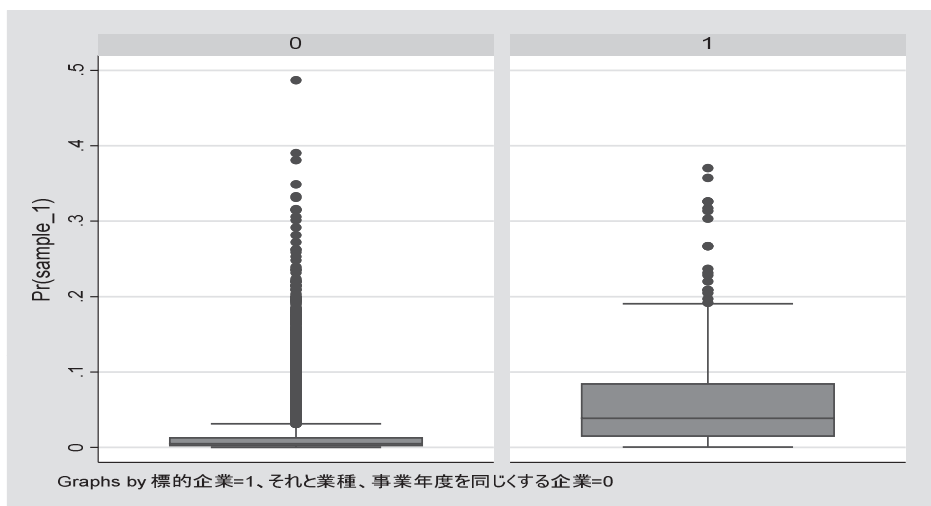
51) 日本のアクティビズムについての先行研究でも、マッチングの分析手法は行われているが、マッチングの基準は、同業種企業からのランダムサンプリング (胥 (2007))、同業種企業の中で時価総額が最も近い企業 (井上 and 加藤 (2007))、あるいは同業種企業の中で時価総額および簿価時価比率でグループ分けした上でランダムサンプリングの手法 (Hamao, et al. (2011)) によっている。本研究の標的企業は、介入前のROAが高くトービンのQが低いという特性があるため、これらの先行研究の方法によるマッチングでは、業績の平均回帰をコントロールできないという問題が生じるとと思われる。本研究は、これらの特性をコントロールできる方法として、傾向スコアマッチングの方法によった。

表 15 標的企業と同業種企業のスコア差異

	サンプル数	平均	標準偏差	p25	中央値	p75	最小値	最大値
同業種企業	19151	0.013	0.024	0.002	0.005	0.014	0.000	0.487
標的企業	262	0.063	0.071	0.014	0.039	0.085	0.001	0.370
Total	19413	0.013	0.026	0.002	0.005	0.014	0.000	0.487

(注) 表11 のロジット分析 (モデル(4)) で推定された標的企業となる確率 (傾向スコア) の平均, 標準偏差, 第1・第2・第3四分位点 (p25・中央値・p75) を, 標的企業と同業種企業のそれぞれについて算出。

図 3 標的企業と同業種企業のスコア分布 (ボックス・プロット)



(注) 表15の結果をボックス・プロットとして図示したもの (0 = 同業種企業, 1 = 標的企業)。

期における比較企業の業績変化と比べて有意な差があるか (いわゆる difference-in-differences) を t 検定により検定する。

(2) 傾向スコアマッチングの結果

表 16 は, 傾向スコアマッチングの結果を示している。

ここではまず, 標的企業における介入直前期 (−1 期) または介入直前 2 期 (−1& −2) における ROA またはトービンの Q の平均値が, 比較企業のそれと比べ有意な差があるかを検定している (表 16 のパネル A・パネル B のそれぞれの上 2 行)。結果は, いずれの業績値についても, 比較企業との間に有意な差がなく, 傾向スコアマッチングによって, 標的企業と類似した企業を比較企業に選定できたといえる。

次に, ROA とトービンの Q のそれぞれについて, 標的企業の業績変化が比較企業の業績変化と比べて有意な差があるかを検定する。ここでは, 業績変化を見る方法として, ①介入後 7 事業年度

までの各事業年度 (+1, +2, ..., +7) の業績と介入直前期 (-1 期) の業績との差をとる方法 (以下, これを「単年度の業績変化」という。表 16 の各パネルで, 「-1 to +1」, 「-1 to +2」, ..., 「-1 to +7」と表記) と, ②介入後 7 事業年度中の隣接 2 期間 (+1&+2, +2&+3, ..., +6&+7) の平均業績と介入前 2 期間 (-1&-2) の平均業績との差をとる方法 (以下, これを「2 期平均の業績変化」という。表 16 の各パネルで, 「-1&-2 to +1&+2」, 「-1&-2 to +2&+3」, 「-1&-2 to +3&+4」, 「-1&-2 to +4&+5」などと表記) の 2 とおりの方法によった。単年度の業績変化を見る方法は, 米国の先行研究 (Bebchuk, et al. (2015) ; Cremers et al. (2018)) でとられているのに対し, 2 期平均の業績変化を見る方法は, 日本の先行研究 (胥 (2007) ; Hamao, et al. (2011)) でとられている方法である。2 期平均をとることにより, 介入前の単一の事業年度 (-1 期) に生じた特殊要因の影響を受けることが少なくなるため, アクティビストの介入の影響をより信頼性を持って検証できる可能性があると思われる。

まず ROA についてみると, 単年度と 2 期平均のいずれで見ても, 標的企業と比較企業のいずれも, 介入の前後の期間で大きく悪化する傾向が見られる (表 16, パネル A の (2) 列と (3) 列の値が, どの時期においても負である)。これは, アクティビストの介入の多くが 2004 年から 2006 年頃に行われており (表 6 参照), その後の金融危機によって, 企業の業績が全般的に悪化したことを反映していると考えられる。しかし, ROA の変化について, 標的企業と比較企業とで有意な差は認められない。標的企業の ROA 変化と比較企業の ROA 変化の差 ((4) 列) の符号は, 業績変化を見る期間によってまちまちであり, 差が 0 に等しいか否かの検定の結果も有意ではない ((5) - (7) 列参照)。つまり, アクティビストによる介入後, 標的企業は比較企業に比べて, ROA はより改善したともより悪化したともいえない。

次に, トービンの Q についてみると (表 16, パネル B), やはり, 標的企業 ((2) 列), 比較企業 ((3) 列) とともに, 介入の前後の時期に悪化する傾向がある。しかし, 標的企業と比較企業の業績変化の差をとると, [-1to+1] 以外のいずれの期間中も, 有意な差は認められない ([-1to+1] の期間のみ, 標的企業は比較企業に比べ, 業績が改善する傾向が認められる)。つまり, トービンの Q で見ても, アクティビストの介入後, 標的企業は比較企業に比べ, 業績を改善したとも悪化させたともいえない。

(3) アクティビストの介入は標的企業に変化をもたらしたのか

以上のように, 標的企業の介入前後の業績変化は, ROA で見てもトービンの Q で見ても, 比較企業と比べて有意な差異を見いだせない。すなわち, 標的企業全体で見ると, アクティビストによる介入は, 標的企業の業績を改善させたとも悪化させたともいえない。

アクティビストの介入の長期的影響が明確に現れないのは, 日本においてアクティビズムがどのような扱いを受けてきたかを考えれば, それほど不思議なことではない。すなわち, 村上ファンド代表者の村上世彰氏の回顧録 (村上 (2017)) やブカナンらの学術研究 (Buchanan, et al. (2012) ; ブカナン (2015)) が伝えるように, 2000 年代の日本のアクティビズムは, 標的企業の強い抵抗に遭っただけだけでなく, 社会一般の支持も得られなかったため, 所期の結果を実現することができなかった。

表 16 標的企業の業績変化：傾向スコアマッチングによる分析

パネルA：ROA（単位%）

	(1) 標的 企業数	(2) 標的 企業の平 均	(3) 比較 企業の平 均	(4) 平均 の差 (2)-(3)	(5) 差の 検定の標 準誤差	(6) 差の 検定のp 値	(7) 有意 性
ROA[-1]	262	7.448	7.211	0.237	0.360	0.511	
ROA[-2&-1]	262	7.540	7.219	0.320	0.349	0.359	
ROA変化:-1to1	253	-1.299	-1.088	-0.211	0.320	0.511	
ROA変化:-1to2	253	-1.233	-1.283	0.051	0.364	0.890	
ROA変化:-1to3	247	-1.723	-1.626	-0.097	0.439	0.824	
ROA変化:-1to4	233	-2.104	-1.852	-0.251	0.496	0.613	
ROA変化:-1to5	230	-1.982	-1.983	0.002	0.536	0.998	
ROA変化:-1to6	222	-1.747	-1.263	-0.484	0.495	0.329	
ROA変化:-1to7	218	-1.789	-1.040	-0.749	0.620	0.228	
ROA変化:-2&-1to1&2	249	-1.373	-1.128	-0.244	0.320	0.446	
ROA変化:-2&-1to2&3	246	-1.551	-1.369	-0.183	0.374	0.626	
ROA変化:-2&-1to3&4	233	-2.006	-1.594	-0.411	0.435	0.345	
ROA変化:-2&-1to4&5	229	-2.148	-1.855	-0.293	0.486	0.547	
ROA変化:-2&-1to5&6	221	-2.013	-1.563	-0.450	0.476	0.346	
ROA変化:-2&-1to6&7	216	-1.877	-1.140	-0.738	0.520	0.158	

パネルB：トービンのQ

	(1) 標的 企業数	(2) 標的 企業の平 均	(3) 比較 企業の平 均	(4) 平均 の差 (2)-(3)	(5) 差の 検定の標 準誤差	(6) 差の 検定のp 値	(7) 有意 性
Q[-1]	262	1.11	1.10	0.00	0.03	0.88	
Q[-2&-1]	262	1.13	1.12	0.01	0.03	0.72	
Q変化:-1to1	248	0.05	-0.03	0.07	0.03	0.03	**
Q変化:-1to2	245	-0.01	-0.06	0.05	0.05	0.31	
Q変化:-1to3	242	-0.09	-0.11	0.02	0.05	0.69	
Q変化:-1to4	233	-0.11	-0.13	0.02	0.04	0.58	
Q変化:-1to5	228	-0.09	-0.03	-0.06	0.09	0.51	
Q変化:-1to6	218	-0.13	-0.13	0.00	0.04	0.96	
Q変化:-1to7	212	-0.10	-0.08	-0.02	0.05	0.58	
Q変化:-2&-1to1&2	242	-0.02	-0.07	0.05	0.04	0.18	
Q変化:-2&-1to2&3	241	-0.08	-0.11	0.03	0.05	0.58	
Q変化:-2&-1to3&4	233	-0.13	-0.14	0.01	0.05	0.79	
Q変化:-2&-1to4&5	227	-0.14	-0.10	-0.03	0.07	0.60	
Q変化:-2&-1to5&6	218	-0.16	-0.10	-0.06	0.06	0.29	
Q変化:-2&-1to6&7	210	-0.15	-0.13	-0.02	0.04	0.57	

パネルC：自己資本分配率（単位%）

	(1) 標的 企業数	(2) 標的 企業の平 均	(3) 比較 企業の平 均	(4) 平均 の差 (2)-(3)	(5) 差の 検定の標 準誤差	(6) 差の 検定のp 値	(7) 有意 性
自己資本分配率[-1]	262	2.52	2.46	0.06	0.23	0.79	
自己資本分配率[-2&-1]	262	2.46	2.40	0.06	0.18	0.75	
自己資本分配率変化:-1to1	252	0.56	0.40	0.16	0.37	0.67	
自己資本分配率変化:-1to2	252	0.09	0.03	0.06	0.27	0.82	
自己資本分配率変化:-1to3	247	0.80	0.15	0.66	0.36	0.07 *	
自己資本分配率変化:-1to4	233	0.38	0.02	0.36	0.43	0.41	
自己資本分配率変化:-1to5	230	0.02	-0.01	0.03	0.45	0.95	
自己資本分配率変化:-1to6	222	-0.16	0.01	-0.17	0.31	0.57	
自己資本分配率変化:-1to7	218	0.13	0.09	0.04	0.34	0.91	
自己資本分配率変化:-2&-1to1&2	248	0.39	0.16	0.23	0.22	0.29	
自己資本分配率変化:-2&-1to2&3	246	0.49	0.18	0.31	0.26	0.23	
自己資本分配率変化:-2&-1to3&4	233	0.65	0.17	0.48	0.30	0.11	
自己資本分配率変化:-2&-1to4&5	229	0.27	0.15	0.12	0.32	0.71	
自己資本分配率変化:-2&-1to5&6	221	-0.02	0.04	-0.06	0.31	0.85	
自己資本分配率変化:-2&-1to6&7	216	0.04	0.09	-0.05	0.26	0.84	

（注）各標的企業につき、それと同業種企業であってロジット分析（表11のモデル(4)）により推定した傾向スコアが最も近い企業4社を比較企業とし、介入前後における各業績指標の変化（-1期からの変化または-2期および-1期からの2期平均変化）について、標的企業と比較企業に有意な差があるかを検定した。（7）列の有意性は、***：＜1%，**：5%，*：10%。

た場合が多かったと見られる。世界23カ国のアクティビズムの比較研究を行った Becht, et al. (2017) も、国際的にアクティビストの介入の多くが何らかの成果を挙げている中であって、「日本

は、期待が高かった⁵²⁾ 割に低調な成果しか得られなかった、例外的な国である」(“Japan is an exception, with high expectations and low outcomes”)と評しているところである(Becht, et al. (2017), Abstract)。

日本のアクティビズムが、その長期的影響をいう以前に、そもそも(平均的に見ると)標的企業の行動にあまり変化を生じさせていないことは、表16のパネルCで示した自己資本分配率の変化にも現れている。3.2(4)で説明したとおり、日本のアクティビストは、投資機会が乏しい(トービンのQが低い)一方でキャッシュを多く保有している(現金等比率が高い)企業を標的とする傾向があり、フリーキャッシュフローを多く抱える企業に株主還元の増加を求めることを目的として投資した場合が多かったことがうかがえる。ところが、標的企業の介入後の自己資本分配率(配当および自己株式取得による株主への分配の自己資本に対する割合)の変化を、比較企業の自己資本分配率の変化と比較すると、確かに標的企業は比較企業と比べ、自己資本分配率を有意に増加させているとはいえない(-1期から+3期にかけてのみ、有意水準10%でより増加させている。表16, パネルC)⁵³⁾。つまり、アクティビストの介入の重要な目的であったと見られる株主還元の増加についてさえ、この時期のアクティビストは、必ずしもその要求を実現したとはいえないのである。このように、アクティビストが、平均的に見ると標的企業の行動にあまり変化をもたらすことがなかった以上、標的企業の業績に明確な長期的影響をもたらしていなくても不思議はないといえる。もっとも、アクティビストの介入が、標的企業の事業戦略や財務戦略に違いをもたらさなかったとしても、介入それ自体が標的企業の経営に混乱をもたらしたとすれば、介入後の標的企業の業績は、比較企業のそれと比べてより悪化していてもおかしくない。しかし、既にみたとおり、ROA、トービンのQのいずれについてもそのような傾向は認められない。

3.6 「成果」を挙げたアクティビズムの長期的影響

(1) 「成果」の有無によって区別する必要性および「成果」の判定基準

3.5(3)で述べたとおり、本研究の対象期間中に行われたアクティビズムは、標的企業の強い抵抗に遭い、その要求を実現できなかった場合が多かったと見られる。そうであれば、標的企業全体について、介入前後の業績の変化を調べても、他企業と比べて有意な差異を見出すことは難しいと考えられる。実際、3.5で行った傾向スコアマッチングでは、標的企業は、介入の前後で、比較企業と比べて、業績をより改善したとも悪化したとも認められなかった。

そこで介入事例の中で、アクティビストがその要求を部分的にせよ実現させた——「成果」を挙げた⁵⁴⁾——事例を抽出し、当該事例において、標的企業の業績が比較企業に比べて改善しているかを検証することが考えられる。もっとも、介入事例の多くは、あまり詳細に報道されておらず、ア

52) 「期待が高かった」というのは、日本も他国と同様、介入の短期効果としては株価が有意に上昇することを指している。

53) 自己資本分配率の変化の検証に使用した比較企業は、ROAやトービンのQの変化を検証する際に使用した比較企業と同一である。

54) 本研究にいう「成果」を挙げたとは、アクティビストがその要求を実現したという行動を標的企業が行ったという意味であり、標的企業が、ROAとかトービンのQで測った業績を改善させたという意味ではない。

クティビストがどういう要求を行ったのか、またその要求がどの程度実現したのかを知ることは困難である。それに、アクティビストが成果を挙げたといえるのは、必ずしも、標的企業がアクティビストの要求を明示的に受け入れた場合に限られるものではない。たとえば、アクティビストが大幅な増配を提案し、標的企業が、対抗上、アクティビストの提案には及ばないものの増配する内容の会社提案を行ったような場合は、たとえ株主総会でアクティビストの株主提案は否決され会社提案が可決されたとしても、アクティビストは、部分的にであれその要求を実現したというであろう。

このような事情から、アクティビストが要求を実現したかどうかを直接に検証することは困難である。それゆえ、標的企業がそれまでの経営・財務行動とは異なる一定の行動をとった場合、アクティビストが要求を（部分的にせよ）実現した可能性が高いと考えて、「成果」を挙げた事例に含めることが現実的であると考えられる。

（２）「成果」の判断基準

そこで、本研究は、Becht, et al. (2017) を踏襲し、標的企業が一定の行動をとった場合、具体的には、①株主への分配の増大、②アクティビストからの社外取締役等の役員受け入れおよびアクティビストの介入後に行われた初の社外取締役の選任（以下、「社外取締役の選任」という）、③アクティビストによる余剰資金の有効活用（要求後に行われた他企業の買収や設備投資などの投資活動（「設備投資等」）、④不採算事業・非事業用資産の売却や余剰人員の整理などのリストラクチャリング（「事業再編」）、および⑤ MBO を含む M&A の対象となること、のいずれかを行った場合は、「成果」を挙げた事例に分類することにした⁵⁵⁾。ただし、ROA とトービンの Q を業績指標とする本研究においては、⑤（M&A の対象になること）は、「成果」から除外した。これは、標的企業が M&A の対象になると、上場を廃止され、サンプルから除外されてしまうことが通常であるため、「成果」を挙げたことが業績の改善に役立ったか否かの検証が不可能であるためである⁵⁶⁾。

また、①株主への分配の増大については、どの程度の増大があれば「成果」と認めるべきかが、問題となる。表 16・パネル C（(2) 列・(3) 列）に見るように、本研究の対象期間中は、標的企業、比較企業を問わず、平均的に株主への分配を増やしている。それゆえ、単に介入前後で自己資本分配率が増加したことをもって「成果」を挙げたと認める場合には、大半の介入事例が「成果」を挙

55) 本研究の「成果」の判断基準は、取締役会構成の変化について CEO・CFO・取締役会議長・非業務執行取締役の交代ではなく社外取締役 1 名の選任をもって「成果」があったものとしている点、および、他企業の買収や設備投資等の投資活動をも「成果」に含めている点において、先行研究である Becht, et al (2017) と異なっている。これは、本研究が対象とする 2011 年以前においては日本の上場企業の半数近くが社外取締役を 1 名も選任しておらず、社外取締役が初めて選任されることも当該企業にとっては大きな変化であると評価できること、および、初期の代表的なアクティビストである村上ファンドによる投資先企業への要求事項の 1 つが余剰資金の有効活用であったことを踏まえたものである。

56) 本研究のフォローアップとして、筆者らは、株式投資収益率で測った標的企業の業績変化を検証することを予定している。パフォーマンスの指標として株式投資収益率を用いる場合には、M&A の対象になることのパフォーマンスへの効果も（買収により株価が上昇するといった形で）検証できるから、⑤も介入の「成果」に含めた実証研究が可能になるであろう。

げたということになりかねない⁵⁷⁾。介入が「成果」を挙げたとみなすためには、介入前と比べ、かなり大幅に株主への分配が増加する必要があると思われる。

そこで、次のような規準により、アクティビストの介入が介入後2事業年度(+2期)までに分配を一定以上増やした場合に、介入が株主への分配の増大という「成果」を挙げたと判定することにした。まず、各標的企業について、介入前2事業年度(-1期と-2期)の平均自己資本分配率(以下、「介入前分配率」という)と、介入後2事業年度(+1期と+2期)の平均自己資本分配率(以下、「介入後分配率」という)をそれぞれ計算する。ただし、+1期にアクティビストが退出した標的企業については、+1期の自己資本分配率をもって介入後分配率とし、0期(介入が行われた事業年度)にアクティビストが退出した標的企業については、株主への分配については「成果」を挙げていないとみなす。そして、標的企業が、次の①または②のいずれかに該当する場合には、介入は株主への分配の増大という「成果」を挙げたと判定する。①介入前分配率が0または負であり、介入後分配率が正である場合。②介入前分配率、介入後分配率がともに正である標的企業のうち、介入後分配率の介入前分配率に対する倍率(「介入前後分配倍率」)が、それらの標的企業における中央値(1.148倍)を上回る場合⁵⁸⁾。この規準によると、介入事例285件中、118件で、介入は株主への分配の増大という「成果」を挙げたと判定される。

株主への分配の増大以外の「成果」——②社外取締役の選任、③設備投資等、④事業再編については、Becht, et al. (2017)と同様、企業の情報開示(適時開示による)および新聞報道(日経テレコン21による)により、標的企業がそのような行動をとったかどうかを判断することにした。その結果、介入事例285件中、アクティビストの介入が「成果」を挙げた事例は、表17のとおり、154件となる。ただし、これらの事例の中には、傾向スコアマッチングのためのロジット分析のために必要な説明変数の一部(3期のトービンのQ、または特定株主比率)のデータが欠けるものがあるため、それらを除外した後140件を、介入が「成果」を挙げた事例として、以後の検証に用いる。

介入が「成果」を挙げた事例における標的企業の属性(産業平均との比較)は、表18のとおりである(表の見方は、表10と同様)。その属性は、表10に示した標的企業全体の属性と大きく異なる。すなわち、産業平均と比較して、負債総資本比率、トービンのQ、特定株比率は低く、現金等比率、ROA、外国人株主持株比率は高くなっている。異なる点として、自己資本分配率は、標的企業全体では、産業平均と比べて高かったが(表10)、介入が「成果」を挙げた事例の標的企業のそれは、産業平均と比べむしろ低い(ただし、有意でない)。

57) Becht, et al. (2017)は、アジア(大半が日本)のアクティビズムが成果を挙げたのは介入事例全体の2割弱であるとしているので、単に増配したというだけでは成果を挙げたとはみなしていないと考えられる。もっとも、同論文は、株主への分配の増大を「成果」に含める基準について、明確に説明していないようである。

58) 表9の注1で述べたとおり、自己資本分配率は負になる場合があるので、介入前分配率・介入後分配率も、負になる場合がある。標的企業のうち、介入前分配率と介入後分配率がともに正の値をとる企業が235社あり、それらの企業における介入前後分配倍率の中央値は、1.148倍であった。なお、分配率が増大したかの判定を+2期までにしたのは、それより後の事業年度における株主への分配の増加は、アクティビストの介入による増加というよりは、むしろ介入の結果としての標的企業の業績変化を反映したものである(業績がよくなった企業が株主への分配を増やしている)可能性が高いと判断したためである。

(3) アクティビストの介入が「成果」を挙げた事例における業績変化の検証：傾向スコアマッチング

次に、介入が「成果」を挙げた事例 140 件について、介入後の標的企業の業績推移を検証するため、3.5 (3) で行ったのと同様の傾向スコアマッチングを実施する。まず、介入が「成果」を挙げた標的企業と、それと同業種企業とをサンプルとして、介入の確率を推定するロジット分析を実施する⁵⁹⁾。その結果を示したのが表 19 である。表 19 のモデル中、BIC および AIC により最も当てはまりがよいと判断されるモデル (5) によって、傾向スコア（介入を受ける確率）を推定する。そして、標的企業ごとに、それと傾向スコアが最も近い同業種企業 4 社を比較企業に選出する。介入前後における、標的企業および比較企業の業績の推移ならびにそれらの差を示したものが、表 20 である（表の見方は、表 16 と同様である）。

表 17 標的企業のうちアクティビストが「成果」を挙げた企業の数

	件数	成果の内訳			
		分配増加	社外取締役選任	設備投資等	事業再編
介入事例全体	285				
うち介入が成果を挙げた事例	154	118	10	16	46
うちマッチング分析の対象	140	110	9	14	41

(注) 標的企業（介入事例）のうち、介入が「成果」を挙げた事例、およびそのうちでマッチング分析の対象とした事例の数を示す。また、成果の内訳毎にそれぞれの成果を挙げた介入事例の数も示す。

表 18 介入が「成果」を挙げた標的企業の属性（産業平均との比較）：記述統計

	(1) 標的企業数	原数値			産業調整済み数値		(6) t検定の有意性
		(2) 平均	(3) 標準偏差	(4) 平均	(5) t検定 (4) = 0 のp		
総資産[-1] (百万円)	140	263,892	916,516	87053.61	0.253		
時価総額[-1] (百万円)	140	148,553	367,518	47407.2	0.120		
負債総資本比率[-1]	140	0.401	0.178	-0.129	0.000	***	
現金等比率[-1] (%)	140	29.786	15.085	6.749	0.000	***	
トービンのQ[-1]	140	1.099	0.470	-0.195	0.000	***	
トービンのQ[-2]	140	1.129	0.504	-0.188	0.000	***	
トービンのQ[-3]	140	1.080	0.520	-0.215	0.000	***	
ROA [-1] (%)	140	7.596	5.436	1.467	0.001	***	
ROA [-2] (%)	140	7.587	5.019	1.258	0.002	***	
ROA [-3] (%)	140	7.257	5.105	1.092	0.008	***	
自己資本分配率[-1] (%)	140	2.032	1.903	-0.068	0.666		
研究開発費対総資産比率 [-1] (%)	140	1.576	2.268	0.009	0.946		
設備投資対総資産比率 [-1] (%)	140	3.367	2.893	-0.560	0.015	**	
株式所有割合 (政府) [-1] (%)	140	0.050	0.550	0.000	0.999		
株式所有割合 (金融機関) [-1] (%)	140	26.645	12.240	7.414	0.000	***	
株式所有割合 (証券会社) [-1] (%)	140	0.891	0.759	-0.203	0.007	***	
株式所有割合 (その他法人) [-1] (%)	140	19.850	13.773	-8.098	0.000	***	
株式所有割合 (外国人) [-1] (%)	140	16.457	10.930	8.290	0.000	***	
株式所有割合 (個人その他) [-1] (%)	140	36.107	17.534	-7.403	0.000	***	
特定株比率[-1] (%)	140	47.320	12.953	-7.884	0.000	***	

59) 標的企業全体と、そのうち介入が「成果」を挙げた標的企業とでは、属性の傾向が異なる可能性があることから、標的企業とその同業種企業全体をサンプルとしたロジット分析（表 11）の結果をそのまま用いるのではなく、介入が「成果」を挙げた標的企業とその同業種企業をサンプルとしたロジット分析を新たに実施した（介入が「成果」を挙げていない標的企業およびその同業種企業は、サンプルから除かれる）。

表 19 介入が成果を挙げた標的企業の属性：ロジット分析

被説明変数：介入が成果を挙げた標的企業= 1					
	モデル(1)	モデル(2)	モデル(3)	モデル(4)	モデル(5)
log (時価総額[-1])	0.215*** 0.076	0.098 0.087	0.119 0.092	0.121 0.091	0.129 0.087
負債総資本比率[-1]	-2.786*** 0.561	-2.831*** 0.562	-2.578*** 0.598	-2.589*** 0.597	-2.674*** 0.589
現金等比率[-1]	0.023*** 0.006	0.023*** 0.007	0.025*** 0.007	0.025*** 0.007	0.025*** 0.007
トービンのQ[-1]	-1.298*** 0.26	-1.274*** 0.262	-1.206*** 0.406	-1.210*** 0.365	-1.287*** 0.355
トービンのQ[-2]			0.006 0.283		
トービンのQ[-3]			-0.605** 0.296	-0.596** 0.27	-0.460* 0.239
ROA[-1]	0.041** 0.019	0.065*** 0.02	0.046 0.034	0.057** 0.028	0.080*** 0.022
ROA[-2]			0.021 0.038		
ROA[-3]			0.029 0.03	0.038 0.025	
自己資本分配率[-1]	-0.027* 0.016	-0.030* 0.018	-0.048* 0.028	-0.047* 0.029	-0.042 0.032
株式所有割合（外国人）[-1]	0.032*** 0.008	0.043*** 0.009	0.045*** 0.01	0.045*** 0.01	0.044*** 0.009
株式所有割合（金融機関）[-1]	0.027*** 0.008	0.018* 0.009	0.016 0.01	0.016 0.01	0.016* 0.009
株式所有割合（その他法人）[-1]	-0.008 0.006	0.004 0.008	0.002 0.008	0.002 0.008	
特定株比率[-1]		-0.039*** 0.008	-0.039*** 0.009	-0.039*** 0.009	-0.036*** 0.008
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
事業年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項 (constant)	-5.776*** 0.836	-2.930*** 1.026	-2.719** 1.078	-2.721** 1.075	-2.812*** 1.065
pseudo R2	0.18	0.186	0.194	0.194	0.192
chi-2	326.908	326.438	320.081	320.375	318.102
BIC（ベイズ情報量規準）	1896.14	1834.491	1765.707	1747.83	1731.138
AIC（赤池情報量規準）	1568.453	1508.309	1420.431	1417.974	1416.896
サンプル数N	21859	21071	18905	19029	19073

（注）標的企業のうち介入が「成果」を挙げた企業およびそれと同業種企業をサンプルとし、標的企業となる確率を推定するロジット分析。各説明変数につき、上段は係数の推定値、下段は標準誤差。係数の右肩のアスタリスクは、有意水準を示す。***：<1%，**：5%，*：10%。

先に、自己資本分配率の推移を見ておく（表 20・パネル C）。介入直前事業年度（-1 期）または介入直前 2 事業年度（-2 期 & -1 期）における標的企業の自己資本分配率は、比較企業と有意な差がない。これは、マッチングがうまく行われたことを示している。これに対し、介入後は、標的企業は、比較企業と比べ、自己資本比率をより増加させている（(4) 列の値が正、かつ有意）。このうち、介入後 2 事業年度（+1 期・+2 期）までの変化については、もともとこの時期までに自己資本分配率を一定以上増加させた標的企業を、介入が「成果」を挙げた標的企業に分類したことから、

表 20 「成果」を挙げた標的企業の業績変化：傾向スコアマッチング

パネルA：ROA（％）

	(1) 標的企業数	(2) 標的企業の平均	(3) 比較企業の平均	(4) 平均の差 (2)-(3)	(5) 差の検定 (4)=0の 標準誤差	(6) 差の検定のp値	(7) 有意性
ROA[-1]	140	7.596	7.413	0.183	0.455	0.689	
ROA[-2&-1]	140	7.591	7.385	0.207	0.418	0.622	
ROA変化:-1to1	137	-1.190	-1.135	-0.055	0.455	0.904	
ROA変化:-1to2	137	-1.259	-1.551	0.293	0.429	0.495	
ROA変化:-1to3	133	-1.959	-2.291	0.332	0.496	0.505	
ROA変化:-1to4	126	-2.312	-2.525	0.213	0.579	0.714	
ROA変化:-1to5	125	-2.125	-2.398	0.273	0.699	0.696	
ROA変化:-1to6	121	-2.120	-2.188	0.068	0.609	0.912	
ROA変化:-1to7	121	-1.895	-2.026	0.131	0.597	0.827	
ROA変化:-2&-1to1&2	136	-1.224	-1.198	-0.025	0.361	0.944	
ROA変化:-2&-1to2&3	132	-1.636	-1.792	0.156	0.389	0.688	
ROA変化:-2&-1to3&4	126	-2.144	-2.169	0.024	0.480	0.960	
ROA変化:-2&-1to4&5	125	-2.244	-2.339	0.095	0.564	0.866	
ROA変化:-2&-1to5&6	120	-2.183	-2.184	0.001	0.552	0.999	
ROA変化:-2&-1to6&7	119	-2.085	-1.991	-0.093	0.515	0.856	

パネルB：Q変化

	(1) 標的企業数	(2) 標的企業の平均	(3) 比較企業の平均	(4) 平均の差 (2)-(3)	(5) 差の検定 (4)=0の 標準誤差	(6) 差の検定のp値	(7) 有意性
Q[-1]	140	1.099	1.096	0.004	0.038	0.917	
Q[-2&-1]	140	1.114	1.113	0.001	0.036	0.968	
Q変化:-1to1	134	0.114	-0.029	0.143	0.047	0.003	***
Q変化:-1to2	133	-0.013	-0.084	0.071	0.042	0.096	*
Q変化:-1to3	131	-0.101	-0.178	0.076	0.036	0.035	**
Q変化:-1to4	126	-0.096	-0.195	0.099	0.040	0.014	**
Q変化:-1to5	125	-0.075	-0.184	0.109	0.062	0.082	*
Q変化:-1to6	120	-0.122	-0.186	0.064	0.045	0.160	
Q変化:-1to7	121	-0.102	-0.147	0.045	0.041	0.273	
Q変化:-2&-1to1&2	132	0.035	-0.073	0.108	0.045	0.017	**
Q変化:-2&-1to2&3	130	-0.074	-0.154	0.079	0.039	0.043	**
Q変化:-2&-1to3&4	126	-0.113	-0.199	0.086	0.039	0.029	**
Q変化:-2&-1to4&5	124	-0.102	-0.205	0.103	0.050	0.040	**
Q変化:-2&-1to5&6	120	-0.117	-0.206	0.088	0.055	0.111	
Q変化:-2&-1to6&7	119	-0.130	-0.189	0.059	0.043	0.179	

パネルC：自己資本分配率

	(1) 標的企業数	(2) 標的企業の平均	(3) 比較企業の平均	(4) 平均の差 (2)-(3)	(5) 差の検定 (4)=0の 標準誤差	(6) 差の検定のp値	(7) 有意性
自己資本分配率[-1]	140	2.032	2.238	-0.206	0.202	0.309	
自己資本分配率[-2&-1]	140	2.005	2.245	-0.240	0.173	0.168	
自己資本分配率変化:-1to1	137	2.034	0.723	1.311	0.433	0.003	***
自己資本分配率変化:-1to2	136	0.979	0.355	0.624	0.342	0.071	*
自己資本分配率変化:-1to3	133	1.285	0.485	0.801	0.386	0.040	**
自己資本分配率変化:-1to4	126	0.913	0.149	0.765	0.339	0.026	**
自己資本分配率変化:-1to5	125	0.762	0.098	0.665	0.575	0.250	
自己資本分配率変化:-1to6	121	0.628	0.030	0.599	0.325	0.068	*
自己資本分配率変化:-1to7	121	0.349	0.053	0.297	0.334	0.376	
自己資本分配率変化:-2&-1to1&2	135	1.539	0.448	1.091	0.291	0.000	***
自己資本分配率変化:-2&-1to2&3	132	1.130	0.327	0.802	0.317	0.013	**
自己資本分配率変化:-2&-1to3&4	126	1.120	0.250	0.870	0.290	0.003	***
自己資本分配率変化:-2&-1to4&5	125	0.862	0.069	0.794	0.356	0.027	**
自己資本分配率変化:-2&-1to5&6	120	0.722	-0.001	0.724	0.363	0.048	**
自己資本分配率変化:-2&-1to6&7	119	0.463	-0.056	0.519	0.252	0.042	**

(注) 介入が「成果」を挙げた標的企業につき、それと同業種企業であってロジット分析（表19のモデル(5)）により推定した傾向スコアが最も近い企業4社を比較企業とし、介入前後における各業績指標の変化（-1期からの変化または-2期および-1期からの2期平均変化）について、標的企業と比較企業に有意な差があるかを検定した。(7)列の有意性は、***：<1%，**：5%，*：10%。

当然の結果であるといえる⁶⁰⁾。他方、介入後3事業年度以降(+3期～+7期)も、標的企業が比較企業と比べ、自己資本比率をより増加させていることは、標的企業が、安定的に株主への分配を増やしたことを示唆している。もしも、+2期までの間に行われた株主への分配の増加が、標的企業の事業の維持・拡大のため必要な資金をも流出させるような過剰なものであったとすれば、その後の事業年度には株主の分配が減少していてもおかしくないが、そのようなことは起きていないわけである。

次に、標的企業の業績の変化に目を移す。まず、ROAの変化について見ると(表18・パネルA)、標的企業、比較企業とも、介入の前後で悪化する傾向が見られる(パネルAの(2)(3)列)。これは、3.5(2)で述べたとおり、世界金融危機の影響と見られる。しかし、悪化の程度は、標的企業のほうがより小さい。介入前後の標的企業のROA変化と比較企業のROA変化の差は、介入後の多くの期間において正である(パネルAの(4)列)。ただし、有意な差ではない)。すなわち、アクティビスの介入が「成果」を挙げた事例では、その後7事業年度までは、標的企業のROAで見た収益性を損なっていない⁶¹⁾。

次に、トービンのQについて見ると(表18・パネルB)、介入後のどの事業年度で見ても、また単年度の変化で見ても2期平均の変化で見ても、標的企業のトービンのQは、比較企業のそれと比べてより改善傾向にある(正確には、悪化の程度がより小さい)。かつ、介入後5事業年度までは、標的企業におけるトービンのQの改善度合いは、比較企業を有意に上回っている(パネルB(4)列で示した平均の差が、有意に正)。これは、標的企業全部を対象にした傾向スコアマッチングの結果(表16・パネルB)よりも、標的企業にとって良好な結果である⁶²⁾。

Jensen (1986) のフリーキャッシュフロー仮説によれば、企業がキャッシュを多く保有している場合、利益性の低い事業を行うなどの非効率が生じがちである(前掲注42参照)。投資家ないし株式市場がそのような懸念を持つ場合、企業が保有するキャッシュの価値は、株式市場において、その簿価(貸借対照表に計上された現金等の額)よりも低く評価されることになる。日本企業のキャッシュ保有に対する市場評価の実証研究を行った山口 and 馬場(2012)は、株式市場では、企業の保有キャッシュは、簿価1円当たり0.55円～0.74円とディスカウント評価されていると推定している。柳(2015)は、国内外の機関投資家に対するアンケート調査の結果として、日本企業の保有するキャッシュ(現金および現金等価物)について、日本の機関投資家の45%、外国の機関投資家の

60) 3.6(2)で説明したとおり、本研究では、介入前後2期間の自己資本分配率が一定以上に増加した場合に、介入が株主への分配の増大という「成果」を挙げたと判定している。そして、「成果」を挙げた介入事例の大半(140件中112件)は、株主への分配の増加という「成果」があった事例である。

61) 株主への分配の増大は、ROAの分母である総資産を減少させるため、分子である利益を減少させない限り、分配後のROAを改善する効果を持つ。株主への分配が利益を減少させる場合があるとすれば、事業の運転や新規事業のために必要な資金をも株主に分配してしまう場合であると考えられるが、本研究の結果は、少なくとも介入後7事業年度(+7期)までは、そのような悪影響は生じていないことを示唆する。

62) もっとも、介入後6事業年度以降の単年度業績変化(表20パネルB(Q変化)の[-1 to +6], [-1 to +7])、および5事業年度以降の2期平均業績変化(同じく[-2&-1 to +5&+6], [-2&-1 to +6&+7])は、比較企業のそれと比べ正であるものの、有意ではない。これは、後の事業年度になるほど、介入以外の要因による変化を受けるため、介入自体の効果を検証しにくいことによると考えられる。

65%がディスカウント評価していると報告している（同 21-22 頁）。

このように、企業の保有するキャッシュが株式市場で簿価より低く評価されているとすれば、単純に、株主への分配を通じてキャッシュを資本市場に返還することにより、（時価で評価した企業価値の簿価に対する割合である）トービンのQは増加する⁶³⁾。もしもこのような株主への分配によって問題が生じることがあるとすれば、それは、株主に分配されたキャッシュは、実はフリーキャッシュフローなどではなく、既存事業の遂行あるいは新規事業の開拓のために必要な資金であったような場合であろう。そのような場合には、株主への分配の増加によって、企業の将来の収益性が悪影響を受け、株価ひいてはトービンQの低下をもたらす可能性がある。本研究の結果は、介入後、少なくとも7事業年度までは、そのような問題は起きていないこと——すなわち、標的企業が株主に分配したキャッシュは、実際にフリーキャッシュフローであったこと——を示唆している。

（4）アクティビズムの介入は投資を削減させたか

（3）で示したとおり、介入が「成果」を挙げた事例では、比較企業と比べ、トービンのQが改善傾向を示す。もっとも、この結果に対しては、トービンのQの改善は、投資を削減して株主還元を増加させたこと、および、その投資削減が標的企業の業績に与える負の影響が、調査対象期間（介入後7事業年度まで）中にはまだ現れていないためにすぎないのではないか、という疑問が生じるかもしれない。

この疑問に答えるため、標的企業は、そもそも介入後に投資を減らしているのかを、（3）で行ったのと同様の傾向スコアマッチングの手法によって検証する。すなわち、介入が「成果」を挙げた標的企業について、比較企業と比べ、介入後に、研究開発費の対総資産比率（以下「R&D」）および設備投資額の対総資産比率（以下「設備投資」）をどのように変化させたかを検証する。その結果を示したものが表21である。介入直前事業年度（-1期）および介入直前2事業年度（-1期&-2期）には、標的企業のR&Dおよび設備投資の水準は、比較企業と比べ有意な違いはない。そして、介入後は、標的企業は、R&Dおよび設備投資のいずれについても、比較企業と比べるとむしろ増加させる傾向が見られる（標的企業と比較企業の変化量の差である（4）列の値が、おおむね正。ただし、一部の時期のR&D変化を除き、有意ではない）。従って、介入が「成果」を挙げた企業について、株主還元の増大のために投資を削減した事実は、認められない。

4. まとめと今後の課題

本研究は、2000年から2011年にかけてアクティビストの介入を受けた日本の上場企業（標的企業）

63) たとえば、キャッシュの価値が株式市場で50%のディスカウントをされている場合に、株主への現金配当を1円増やすと、トービンのQの分母である総資産は1円減少するのに対し、分子を構成している株式時価総額は0.5円しか減少しない。それゆえ、トービンのQはたやすく上昇することとなる。

表 21 「成果」を挙げた標的企业における投資の推移：傾向スコアマッチング

パネルA：研究開発費対総資産比率（R&D）

	(1) 標的 企業数	(2) 標的 企業の平 均	(3) 比較 企業の平 均	(4) 平均 の差 (2)-(3)	(5) 差の 検定 (4)=0の 値	(6) 差の 検定のp 値	(7) 有意性
R&D[-1]	140	1.576	1.784	-0.208	0.157	0.188	
R&D[-2&-1]	140	1.615	1.755	-0.140	0.154	0.365	
R&D変化[-1to1]	137	0.107	0.066	0.041	0.068	0.547	
R&D変化[-1to2]	137	0.273	0.094	0.179	0.159	0.262	
R&D変化[-1to3]	133	0.289	0.160	0.128	0.127	0.313	
R&D変化[-1to4]	126	0.274	0.146	0.128	0.144	0.374	
R&D変化[-1to5]	126	0.288	0.091	0.197	0.130	0.134	
R&D変化[-1to6]	121	0.227	-0.021	0.248	0.094	0.009	***
R&D変化[-1to7]	121	0.170	0.007	0.163	0.108	0.131	
R&D変化[-2&-1to1&2]	136	0.153	0.110	0.043	0.112	0.703	
R&D変化[-2&-1to2&3]	132	0.245	0.157	0.089	0.146	0.545	
R&D変化[-2&-1to3&4]	126	0.248	0.169	0.078	0.142	0.582	
R&D変化[-2&-1to4&5]	125	0.242	0.141	0.102	0.142	0.475	
R&D変化[-2&-1to5&6]	121	0.213	0.016	0.196	0.097	0.046	**
R&D変化[-2&-1to6&7]	119	0.162	-0.004	0.166	0.095	0.083	*

パネルB：設備投資対総資産比率（設備投資）

	(1) 標的 企業数	(2) 標的 企業の平 均	(3) 比較 企業の平 均	(4) 平均 の差 (2)-(3)	(5) 差の 検定 (4)=0の 値	(6) 差の 検定のp 値	(7) 有意性
設備投資[-1]	140	3.367	3.459	-0.092	0.246	0.707	
設備投資[-2&-1]	140	3.215	3.547	-0.332	0.209	0.113	
設備投資変化[-1to1]	137	0.284	0.248	0.036	0.290	0.903	
設備投資変化[-1to2]	137	0.434	0.289	0.145	0.323	0.654	
設備投資変化[-1to3]	133	0.376	0.278	0.098	0.329	0.767	
設備投資変化[-1to4]	126	0.050	0.034	0.016	0.305	0.958	
設備投資変化[-1to5]	126	0.058	-0.110	0.168	0.349	0.631	
設備投資変化[-1to6]	121	-0.059	-0.174	0.115	0.337	0.733	
設備投資変化[-1to7]	121	-0.313	0.061	-0.374	0.357	0.297	
設備投資変化[-2&-1to1&2]	136	0.509	0.199	0.310	0.256	0.229	
設備投資変化[-2&-1to2&3]	132	0.607	0.218	0.390	0.282	0.170	
設備投資変化[-2&-1to3&4]	126	0.319	0.103	0.216	0.272	0.428	
設備投資変化[-2&-1to4&5]	125	0.153	-0.101	0.255	0.278	0.360	
設備投資変化[-2&-1to5&6]	121	0.139	-0.237	0.376	0.305	0.219	
設備投資変化[-2&-1to6&7]	119	-0.012	-0.128	0.117	0.283	0.680	

（注）介入が「成果」を挙げた標的企业につき、それと同業種企業であってロジット分析（表19のモデル(5)）により推定した傾向スコアが最も近い企業4社を比較企業とし、介入前後における研究開発費対総資産比率（R&D）および設備投資対総資産比率（設備投資）の変化（-1期からの変化または-2期および-1期からの2期平均変化）について、標的企业と比較企業に有意な差があるかを検定した。(7)列の有意性は、***：<1%，**：5%，*：10%。

を対象として、どのような企業がアクティビズムの標的となっているか（標的企业の属性）を検証するとともに、介入が企業の長期的な業績にどのような影響を与えたのかを、傾向スコアマッチングの手法により、介入後7事業年度までのROAおよびトービンのQの変化を比較企業のそれと対比することによって検証した。その際、アクティビストの介入が「成果」を挙げたという事例を抽出し、当該事例において介入後の業績変化を検証する工夫も行った。

研究の主な結果は次のとおりである。①アクティビストは、利益率が高いが（介入前のROAが

高い)、投資機会が乏しく(トービンのQが低い)、それにもかかわらずキャッシュを多く保有している(現金等比率が高い)企業、すなわち、フリーキャッシュフローによるエージェンシー問題が生じがちな企業を標的とする傾向がある。②標的企業は、比較企業と比べ、介入の前後でROAやトービンのQをより悪化させているという傾向は見いだせない。③標的企業のうち、介入が「成果」を挙げた企業は、比較企業に比べ、ROAについては有意な差を見いだせない一方、トービンのQについては、より改善する有意な傾向を見いだせる。

以上の結果は、アクティビストの介入は、主にフリーキャッシュフローの株主への還元を通じて企業価値を向上させるという仮説(フリーキャッシュフロー仮説)と整合的である。アクティビストが、既存事業の遂行または新規事業のために必要な資金を株主に分配させるなどして、標的企業の企業価値を損なうといった見方(短期志向仮説)は、本研究結果からは支持されない。

以上のような本研究の結論に対しては、アクティビストの介入の長期的な影響を見るには、介入後7事業年度でも短すぎるのではないか、という意見があるかもしれない。確かに、標的企業が株主への分配を増やしたことによって、さもなければ行っていた投資ができなくなったとすれば、その影響が出る時期は、もし投資を行っていたとすれば投資の収益が上がるはずの時期、ということになり、それは、介入後10年先でもなお足りないかも知れない。ただ、検証期間が長期にわたるほど、アクティビストの介入以外の企業業績に影響を与えるさまざまな要因が介在するため、アクティビストの介入の影響が検証しにくくなるという問題がある。本研究は、ひとまず米国の先行研究を踏まえ、介入後7事業年度に限って業績を検証した。他の要因の影響を考慮しつつ、アクティビストの介入の影響をさらに長期にわたって検証することは、今後の課題である。ただ、3.6 (4)で見たとおり(表21)、標的企業は比較企業と比べ、介入後にR&D支出や設備投資を減らしている事実は認められない。それゆえ、標的企業において投資が過小になったために、将来的に業績が悪化する可能性は低いといってよいと思われる。

検証期間の長さの問題は別にしても、本研究が、業績指標としてROAおよびトービンのQのみを用いたことから、介入後7事業年度内に上場を廃止された企業は、それ以後、サンプルから脱落してしまい、アクティビストの介入がそれらの企業に与えた影響を十分検証できていない、という問題がある。これについては、上場廃止された標的企業の大部分はM&Aの対象になったものであり、そしてM&Aは、一般に、標的企業の株主にとっては買収プレミアムを得られる有利なイベントであることから、本研究がそれらの企業について長期的業績を検証できていないことは、少なくとも、アクティビズムの介入の効果を過大評価する結果にはつながらないと思われる。もっとも、それらの企業を含めて検証できた方が、アクティビストの介入の影響を正確に知ることができることは確かである。多くの先行研究(Hamao, et al. (2011); Becht, et al. (2017); Bebchuk, et al. (2015); Cremers et al. (2018))は、業績指標として株式投資収益率も併用することにより、M&Aの対象となった企業も含めて介入の影響を検証している。本研究は、時間的制約からそこまで研究を進めることができなかった。これも、今後の検討課題である。

以上のように限界はあるものの、本研究からは、アクティビストの介入が企業業績ないし企業価

値に悪影響を及ぼすという証拠は認められなかった。このことは、少なくとも、ブルドックソース事件高裁決定（前掲注 11 参照）のように、アクティビストの悪性を予断して法規制をかけようとすることに対する警鐘になるであろう。また、株式の大量保有報告制度（前掲注 10 参照）のように、規制の強化がアクティビズムの費用を高める効果を持つ場合は、そのような費用面を十分に検討してあるべき規制を考える必要性を示唆するであろう。本研究が、アクティビズムに対する法的規律について、実証的な根拠に基づく議論を進める契機となれば、幸いである。

引用文献

- Barber, Brad M., and John D. Lyon, 1996, Detecting Abnormal Operating Performance: The Empirical Power and Specification of Test Statistics, *Journal of Financial Economics* 41 (3), 359-399.
- Bebchuk, Lucian A., Alma Cohen, and Scott Hirst, The Agency Problems of Institutional Investors (June 1, 2017), *Journal of Economic Perspectives* 31, 89-102
- Bebchuk, Lucian A., Alon Brav, and Wei Jiang, 2015, The Long-Term Effects of Hedge Fund Activism, *Columbia Law Review* 115, 1085-1156
- Becht, Marco, Julian Franks, Jeremy Grant, and Hannes F. Wagner, 2017, Returns to Hedge Fund Activism: An International Study, *The Review of Financial Studies* 30 (9), 2933-2971.
- Boyson, Nicole M., and Robert M. Mooradian, 2011, Corporate Governance and Hedge Fund Activism, *Review of Derivatives Research* 14 (2), 169-204.
- Brav, A., W. Jiang, F. Partnoy, and R. Thomas, 2008, Hedge fund activism, corporate governance, and firm performance, *Journal of Finance* 63 (4), 1729-1775.
- Brav, Alon, Wei Jiang, and Hyunseob Kim, 2012, Hedge Fund Activism, in Athanassiou, Phoebus, ed.: *Research Handbook on Hedge Funds, Private Equity and Alternative Investments* (Research Handbooks in Financial Law. Cheltenham, U.K. and Northampton, Mass.: Elgar) 195-217.
- Brav, Alon, Wei Jiang, Song Ma, and Xuan Tian, 2016, How Does Hedge Fund Activism Reshape Corporate Innovation?, <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=ecn&AN=1587048&lang=ja&site=ehost-live>; <http://www.nber.org/papers/w22273.pdf>
- Buchanan, John, Dominic Heesang Chai, and Simon Deakin, 2012, *Hedge Fund Activism in Japan: The Limits of Shareholder Primacy* (Cambridge University Press).
- Buchanan, John, Dominic Heesang Chai, and Simon Deakin, 2018, Unexpected Corporate Outcomes from Hedge Fund Activism in Japan, http://ssrn.com/abstract_id=3105257
- Campbell, John Y., Andrew W. Lo, and Archie Craig Mackinlay, 1997. *The econometrics of financial markets* (Princeton University Press).
- Clifford, Christopher P., 2008, Value Creation or Destruction? Hedge Funds as Shareholder Activists, *Journal of Corporate Finance* 14 (4), 323-336.
- Coffee, John C. Jr., and Darius Palia, 2016, The Wolf at the Door: The Impact of Hedge Fund Activism on Corporate Governance, *Journal of Corporation Law*, 41, 545-607.
- Cremers, Martijn, Erasmo Giambona, Simone M. Sepe and Ye Wang, 2018, Hedge Fund Activism, Firm Valuation and Stock Returns, <https://ssrn.com/abstract=2693231>
- Gillan, Stuart L., and Laura T. Starks, 2007, The Evolution of Shareholder Activism in the United States, *Journal of Applied Corporate Finance* 55-73.
- Gilson, Ronald J., and Jeffrey N. Gordon, 2013, The Agency Costs of Agency Capitalism: Activist Investors and the Revaluation of Governance Rights *Columbia Law Review* 113, 863-927.
- Hamao, Yasushi, Kenji Kutsuna, and Pedro P. Matos, 2011, U.S.-Style Investor Activism in Japan: The

- First Ten Years (February 5, 2011). <https://ssrn.com/abstract=1785281>
- Jensen, Michael C., 1986, Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers, *American Economic Review* 76 (2), 323-329.
- Krishnan, C. N. V., Frank Partnoy, and Randall S. Thomas, 2016, The Second Wave of Hedge Fund Activism: The Importance of Reputation, Clout, and Expertise, *Journal of Corporate Finance* 40, 296-314.
- Long, J. Scott, Jeremy Freese, (水落正明 (訳), 山澤成康 (訳), ライトストーン (訳)), 2016. Stata によるカテゴリカルデータの分析 (ライトストーン).
- Schneider, Marguerite, and Lori Verstegen Ryan, 2011, A Review of Hedge Funds and Their Investor Activism: Do They Help or Hurt Other Equity Investors?, *Journal of Management and Governance* 15 (3), 349-374.
- Wachtell, Lipton, Rosen & Katz, 2011, Petition for Rulemaking Under Section 13 of the Securities Exchange Act of 1934 (Mar. 7, 2011), <http://www.sec.gov/rules/petitions/2011/petn4-624.pdf>.
- Wang, Ying, and Jing Zhao, 2015, Hedge Funds and Corporate Innovation, *Financial Management* 44 (2), 353-385.
- Wooldridge, Jeffrey M., 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2nd, MIT Press) .
- 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 (一橋大学) 58 巻 3 号, 203-216 頁.
- カーネマン, ダニエル, (村井章子=友野典男 (訳)), 2012. 『ファスト & スロー: あなたの意思はどのように決まるか?』 (早川書房) .
- 川本, 真哉, 2018, 「アクティビストが会社にもたらす経済的效果: そのコストとベネフィットとは?」, 企業会計 70 巻 5 号, 616-623 頁.
- 胥, 鵬, 2007, 「どの企業が敵対的買収のターゲットになるのか」, 宮島英昭編 『日本の M&A』 (東洋経済新報社) 197-221 頁.
- 白井, 正和, 2016, 「アクティビスト・ヘッジファンドとコーポレート・ガバナンス」 旬刊商事法務 2109 号, 34-47 頁.
- 田中, 亘, 2012. 『企業買収と防衛策』 (商事法務).
- 田中, 亘, 2017a, 「機関投資家とアクティビズム」, ジュリスト 1515 号, 40-45 頁.
- 田中, 亘, 2017b, 「上場会社のパラドックスー流動性が長期志向を生む仕組み」, 黒沼悦郎=藤田友敬編 『企業法の進路 江頭憲治郎先生古稀記念』 (有斐閣) 35-60 頁.
- 田村, 俊夫, 2014, 「アクティビスト・ヘッジファンドと企業統治革命: 「所有と経営の分離」の終わりの始まり?」, 証券アナリストジャーナル 52 巻 5 号, 56-68 頁.
- ブカナン, ジョン, 2015, 「不安定なシステムへの局所的な対応策としての企業統治」, 田中亘=中林真幸編 『企業統治の法と経済』 (有斐閣) 213-240 頁.
- 村上, 世彰, 2017. 『生涯投資家』 (文藝春秋) .
- 柳, 良平, 2015. 『ROE 革命の財務戦略: 外国人投資家が日本企業を強くする』 (中央経済社) .
- 山口, 聖, = 馬場大治, 2012, 「日本企業の現金保有に対するマーケットの評価」, 経営財務研究 32 巻 1 号, 108-122 頁.
- 吉川, 英徳, 2014, 「米国アクティビスト動向と日本企業への示唆」, https://www.dir.co.jp/report/consulting/governance/20140610_008629.pdf