

機関投資家による議決権行使結果の 個別開示と社外取締役の選任

岩田 聖徳
(一橋大学大学院)

要 旨

本稿では、2017年の日本版スチュワードシップ・コードで導入された個別開示が機関投資家の投票行動に与える影響を検証する。差の差分(DID)分析の結果、「社外取締役2名」基準に抵触する企業のうち投資家による個別開示の対象となった企業では、個別開示後に代表者の選任議案に対する反対率の上昇が観察された。また制度導入前に当該基準に抵触していた企業のうち、個別開示の対象企業では社外取締役の増員確率の上昇も観察された。

キーワード：機関投資家、議決権行使、情報開示、コーポレートガバナンス、社外取締役

1 はじめに

本稿では、『責任ある投資家』の諸原則《日本版スチュワードシップ・コード》～投資と対話を通じて企業の持続的成長を促すために～(以下、日本版SC)で定められた、機関投資家による議決権行使結果の個別開示制度がもたらす影響を実証的に分析する。個別開示制度とは、2017年改訂版において同コードの指針5-3として追加された、「機関投資家は、議決権の行使結果を、個別の投資先企業及び議案ごとに公表すべきである」とする指針を指す。これにより、機関投資家が個別開示を行った場合、当該投資家がどの企業のどの議案に対して賛成票および反対票を投じたかが観察可能となる。2003年の米国や2010年の英国でも、個別開示制度が導入されている¹⁾(Financial Reporting Council, 2010; U.S. Securities and Exchange Commission, 2003)。本稿においては、日本版SC改訂に伴い分析期間において投票結果の個別開示を実施した投資家を「個別開示投資家」と表現する。

本稿では、機関投資家が準拠すべき投票判断の基準と想定される「社外取締役2名の選任」という基準に抵触する投資先企業に焦点を当て、投票結果・会社提案の内容の両面から同制度の影響を分析する。その際、2017年時点で機関投資家による個別開示の対象となった企業を処置群とした差の差分分析(Difference in difference analysis, 以下DID)を行うことで、時間を通じて一定の観察不可能な企業属性や時系列的なトレンドが推定結果にもたらすバイアスへの対処を試みる。

2017年の日本版SC改訂に先立って公表された「スチュワードシップ・コード及びコーポレートガバナンス・コードのフォローアップ会議」意見書(3)(以下、意見書(3))では、運用機関²⁾が投資先との関係等を理由に最終受益者の利益に繋がらない議決権行使を行う可能性について懸念が示されてい

る。個別開示がそうした懸念の緩和に繋がったのか否かは、政策上重要な実証的課題である。

本稿の DID 分析の結果、「社外取締役2名」基準に抵触し続けた企業のうち、個別開示投資家による個別開示の対象となった企業では、個別開示後に代表者の選任議案に対する反対率が上昇するという結果が得られた。また、個別開示前の時点で当該基準に抵触していた企業のうち、個別開示投資家による開示の対象となった企業では個別開示後に社外取締役の増員が生じやすくなることが分かった。これらの結果は、個別開示を行った運用機関が一定の基準に満たない会社提案に対し反対姿勢を強めるという予想と整合するものである。また追加分析の結果、前述の発見事項は個別開示投資家の金融グループと投資先企業がメインバンク関係を有するケースにおいて顕著であることが分かった。これらの結果は、日本版 SC 改訂に伴う個別開示が議決権行使に係る利益相反の懸念を緩和するという見方と整合するものである。

Cremers and Romano (2011), Kogan and Salganik-Shoshan (2015), 円谷 (2017) らの先行研究では、個別開示が投資家の投票行動に与える影響について明確な結論が得られていない。これに対し本稿は、代表者の選任議案に着目し、個別開示が機関投資家の反対行動を強めるという見方と整合する証拠を得たという点で貢献を有すると思われる。また、Davis and Kim (2007) や Cvijanović et al. (2016) 等では個別開示された投票データを用いて機関投資家の投票行動に係る利益相反の存在を検証しているが、本稿は個別開示制度そのものの影響を実証的に解明した点でそれらの研究とは異なる知見を提示するものと考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、個別開示制度に係る制度的背景について、先行研究の議論を踏まえ整理する。第3節では、個別開示の影響に関する先行研究をレビューした後、本稿の仮説を構築する。第4節では、仮説検証にあたってのリサーチデザインやデータについて記述する。第5節では、実証分析の結果を記述する。最後に、第6節で本稿の結論および限界を論じる。

2 制度的背景

日本版 SC は、金融庁に設置された「日本版ステewardシップ・コードに関する有識者検討会」により 2014 年 2 月に公表された、機関投資家が受託者責任を果たすための行動指針として 7 つの原則を定めたものである。同コードの内容は、2010 年の英国で公表された The UK Stewardship Code (以下、英国 SC) をベースとしたものである。ただし、英国 SC が金融危機の一因となった機関投資家による過剰なリスクテイクを是正する目的で導入されたのに対し、日本版 SC は業績の悪い上場企業に対する機関投資家からの圧力を強める意図をもって導入されたものと考えられる (Goto, 2019; Hill, 2018)。前述の日本版 SC 導入の目的と整合する証拠として、Tsukioka (2020) は、同コードを受け入れた信託銀行や保険会社が取引関係のない低業績の投資先の代表取締役選任議案に対しコード導入前よりも反対票を投じやすくなっていること、および外国人投資家や年金基金といった投資家の反対投票もコード導入を機に積極化していることを報告している。

本稿で着目する個別開示制度は、2017 年改訂版の日本版 SC に指針 5 - 3 として追加された、「機関投資家は、議決権の行使結果を、個別の投資先企業及び議案ごとに公表すべきである」とする指針を指す。2014 年版の日本版 SC では、取締役の選任について 1,000 議案に賛成、100 議案に反対、というように投票の結果を主な議題ごとに整理・集計して公表するよう機関投資家に求めていた。しかしながら、2016 年に公表されたフォローアップ会議の意見書(3)では、依然として運用機関の議決権行使に係る透明性が問題視されていた。同意見書では、運用機関が属するグループの金融機関の取引

先に反対票を投じにくいなど、運用機関が資金提供者の利益に繋がらない議決権行使を行う事例が多いのではないかと懸念が示されている。

個別開示制度は、前述の意見書等をふまえ、資金提供者と運用機関との利益相反を緩和する目的で導入されたものである。先行研究では、運用機関が資金提供者の意向と無関係に投資先に賛成する誘因の存在が実証されている。運用機関と投資先との取引関係 (Brickley et al., 1988; Cvijanović et al., 2016)、運用担当者と経営陣の個人的な繋がりやコモン・オーナーシップ (Keswani et al., 2017) などが、反対投票を制約する要因として指摘される。こと日本においては、利害関係者との長期取引を前提とした関係的な企業文化も反対投票を制約する要因として指摘できる³⁾。ここでの利益相反は、資金提供者が反対すべきと考える会社提案に賛成票を投じることを意味するものといえる。

個別開示の意義は、資金提供者が運用機関を評価するのに必要な情報を提供することである。前述の利益相反は、資金提供者が委託資金の配分を通じ運用機関に圧力をかけることで緩和される。しかし、そうした圧力の有効性は運用機関の活動がどの程度観察できるかに依存する (Coffee, 1991)。投票結果が個別に開示されると、資金提供者は運用機関の投票行動をより詳細に評価することができるようになる (e.g. Cremers and Romano, 2011)。実際に、いくつかの実証研究は個別開示された投票結果を分析しているが、その殆どでは投資先企業との顧客関係と投票行動との間の一貫した関係が観察されていない (Davis and Kim, 2007; Rothberg and Lilien, 2006; 円谷, 2018)。例外として、Cvijanović et al. (2016) は運用会社が投資先企業から受け取る報酬額でみたビジネス関係の強さと株主提案に対する反対投票 (会社側に有利な投票) に有意な正の相関があることを報告している。個別開示データを用いた研究からは、会社提案一般に関する利益相反の直接的な証拠は得られていないが、個別開示導入の前提となる利益相反の誘因が存在することを示唆する証拠は得られているといえよう。他方、これらの結果はすべて個別開示後のデータを用いたものであるため、本稿が検討する個別開示制度そのものの影響については明らかになっていない。

日本の事例からは、アセットオーナーが個別開示情報の利用に関心を示し、運用機関に圧力をかけていることが読み取れる。2017年6月上旬に、4つの公的年金が連名で個別開示を求める旨の手紙を運用機関に送付している⁴⁾。中でも、年金積立金管理運用独立行政法人 (以下、GPIF) は2017年3月末時点で140兆円超の資産を管理する日本最大のアセットオーナーであり、彼らによる資金配分は運用機関の利益を大きく左右すると考えられる。象徴的な事例として、GPIFは委託先の運用機関に対し個別開示を要請し、委託先16社のうちアクティブリストファンドを再委託先とする1社を除き全機関が個別開示を行う決定を下している⁵⁾。

3 先行研究と仮説の構築

本稿は、個別開示が機関投資家の投票行動に与える影響を分析した先行研究と関係する。日本企業を対象とした円谷 (2017) は、個別開示の実施前後で投資家毎に集計された賛成率に一貫した変化が観察されないことを報告している。また、個別開示を実施している投資家とそうでない投資家との間で集計された賛成率の平均値に有意な差がないことを報告している。英国を対象とした Kogan and Salganik-Shoshan (2015) でも、投票結果を個別開示している投資家とそうでない投資家の集計された賛成・反対・棄権の比率の平均値について一貫した差が観察されていない。米国を対象とした Cremers and Romano (2011) でも、取締役への株式報酬に関する会社提案に対するミューチュアルファンドからの賛成率について、個別開示の導入前後で一貫した変化が観察されないことを報告してい

る。Dasgupta and Zachariadis (2011) は、投票結果を評価する主体が開示された賛否の適切性を判断できないという仮定のもとでは、個別開示が反対・賛成いずれも増加させ得ることを理論的に示している。先行研究においては、個別開示の導入により機関投資家が反対投票を行う誘因が強まったのか否かについて明確な結論が得られていないといえよう。前述の実証研究の問題点としては、個別開示がどのような内容の会社提案に対する反対投票を促すのかという想定が明確でないことが挙げられる。

運用機関などの経済主体が活動の正当性を維持し資源を獲得するためには、一般に合理的と認められた方法に従うことが求められる (Meyer and Rowan, 1977)。実際に、GPIF の議決権行使原則ではコーポレートガバナンス・コード等の指針を踏まえた議決権行使を行うよう運用機関に要求している。あるいは、議決権行使助言会社の判断基準も投資家一般に参照される傾向がある (Hayne and Vance, 2019)。個別開示が行われると、各運用機関が前述の規範と見做される判断基準に従って投票判断を行っているか否かを資金提供者が検証できるようになる。個別開示が導入された背景に照らせば、資金提供者は反対すべき会社提案に賛成票を投じる傾向があると判断される運用機関から、より積極的に反対票を投じる運用機関に資金を移転すると考えられる。信託報酬は一般に運用資産の残高と連動するため、資金を引き上げられた運用機関は損失を被ることとなる⁶⁾。したがって、個別開示を実施した運用機関は反対票を躊躇していると評価されないよう、前述の基準に照らして反対が推奨される会社提案に対しては個別開示の実施以前よりも積極的に反対票を投じようになると考えられる。

前述の議論に従えば、個別開示された投票結果を評価するためには検証可能な基準が必要となると考えられる。日本では、「社外取締役2名以上の選任」が個別開示以前より機関投資家一般に参照されていた閾値として想定できる⁷⁾。この基準は、2015年のコーポレートガバナンス・コードおよび2016年以降の Institutional Shareholder Services Inc. (以下、ISS) の議決権行使判断基準で言及された定量的な基準である⁸⁾。また、多くの機関投資家が2名以上の社外取締役という閾値を議決権行使基準としていることが確認されている (西山, 2019)。こうした基準に抵触する企業への賛成票が開示されることは運用機関の評判を悪化させる可能性があるため、運用機関は個別開示の実施後に当該企業への反対姿勢を強めると予想される。なお、日本企業における取締役会構成は経営トップが実質的な意思決定者となるケースが多い (PwC, 2018; ISS, 2016)。そうした実態と整合して、助言会社や各投資家の判断基準を参照すると、取締役会構成に関する反対意見は経営トップに対する反対票として表明されるのが一般的であることが読み取れる。これらの議論から、仮説 H1 を設定する。

H1：個別開示制度の導入前後で「社外取締役2名」基準に抵触し続けた企業では、個別開示の導入後に個別開示投資家からの経営トップに対する反対票が増加する。

他方、個別開示制度が運用機関の反対姿勢を強めると考えられるならば、H1とは異なる観点から帰結を予想することもできる。事前に多くの株主からの反対が予想される場合、経営者は総会前に予め会社提案の内容を株主が満足するような内容に変更することがある (e.g. Cvijanović et al., 2016)。先行研究によれば、機関投資家が投資先に反対意見を伝える場合には私的交渉から始めるのが一般的であり、そうした交渉の多くは株主総会での公的対立に発展する前に合意に達している (Carleton et al., 1998)。日本の運用機関も、経営陣との定期的なミーティングの場を設けていることが多い。個別開示を行った結果として「社外取締役2名」基準に抵触する企業の会社提案に反対せざるを得なくなった投資家は、総会前の私的交渉を通じて会社提案の改善を働きかけると考えられる。ここでの改善とは、当該基準に抵触しないよう社外取締役を増員することである。したがって、個別開示の導入以前に「社外取締役2名」基準に抵触していた企業では、個別開示投資家による私的交渉を受け企業側が

社外取締役の増員を決定しやすくなると予想される。したがって、仮説 H2 を設定する。

H2：個別開示制度の導入前に「社外取締役2名」基準に抵触していた企業のうち、個別開示投資家の投資先となっている企業では、社外取締役の増員が行われやすくなる。

4 リサーチデザイン

4.1 検証方法

前節での議論から、本稿では、社外取締役が2名以上選任されていない場合に、規範となる議決権行使基準に抵触しているものと判定する。なお、社外取締役とは会社法第2条15項に定める取締役を指すが、コーポレートガバナンス・コードは各企業に対し金融商品取引所が定める独立性基準を踏まえた取締役の独立性に係る判断基準を定め、当該基準を満たす社外取締役（独立社外取締役）2名の選任を求めている。本稿では、ISSが2017年総会までは独立性を問わない「社外取締役2名」基準を定めていたことから、必ずしも当時の投資家一般が「独立社外取締役2名」を賛否の閾値と捉えていたとは限らないと考え、「社外取締役2名」基準を反対投票が求められる閾値として扱うこととする。

H1の検証については、個別開示を行った投資家による投票結果を個別開示前後で比較するという方法が考えられるが、個別開示以前の各投資家の投票結果は観察不可能である。そのため、本稿では有価証券報告書上の代表者の選任議案に対する反対率 (*against*) の変化に着目する⁹⁾。個別開示前後で各企業の株主構成が一定であり、かつ仮説の想定通りに個別開示を行った投資家の投票スタンスのみが変化するならば、反対率の変化は個別開示投資家の行動変化を適切に捉えていると考えられる。ただし、個別開示投資家以外にも一般に反対票を積極的に投じる主体が存在する場合、当該主体の持株比率の変化がもたらす反対率への影響が検証結果にノイズをもたらす可能性がある。そこで本稿では、反対投票に積極的に考えられる機関投資家全体の持株比率をコントロールすること、および入手可能な個別開示投資家の持株比率を用いた頑健性チェックを行うことで、他の株主の投票結果によるノイズに関する懸念の緩和を試みる。H2の検証については、社外取締役比率 (*ID_RTO*) および当該決算期に対応する株主総会決議を経て社外取締役の増員が決定した企業であれば1を取るダミー (*inc_id*) を被説明変数としたモデルを推定する¹⁰⁾。2つの変数はそれぞれ、社外取締役の増員の幅と、社外取締役の増員が行われる確率を測定する。

本稿では、2017年の定時株主総会から個別開示投資家による個別開示の対象となった企業を処置群とした差の差分分析 (DID) を行う。開示制度等の影響を分析した実証研究では、外生ショックを利用し内生性を緩和できる手法として DID が利用されている (e.g. Blankespoor, 2019)。本稿の文脈に照らせば、円谷 (2017) で採用されたような全体の賛成率を制度導入前後で比較する方法では、全企業に共通する他のイベントがもたらす時系列的なトレンドをコントロールすることができない。また、Kogan and Salganik-Shoshan (2015) 等で採用された個別開示投資家とそうでない投資家の賛成率を比較するクロスセクション分析では、時間を通じて一定の観察不可能な特性に関する2群間の差異が結果にもたらすバイアスが懸念される。個別開示前後における処置群と対照群の結果変数のトレンドを比較することで、観察不可能な固定効果や全企業に共通する他の経済事象の影響を除く個別開示制度の影響を分析することができる。

H1については以下の(1)式、H2については(2)式を推定する。「基準への抵触」を条件づけるため、

H1 の検証では分析期間を通じて社外取締役が 2 名未満である企業にサンプルを限定し、H2 の検証にあたっては 2016 年（日本版 SC 改訂直前）時点で社外取締役が 2 名未満であった企業にサンプルを限定した上で推定を行う。

$$\text{against}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{did}_{i,t} + \sum \alpha_k \text{Controls}_{k,i,t} + \tau_t + \delta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\text{ID_RTO}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{did}_{i,t} + \sum \beta_k \text{Controls}_{k,i,t} + v_t + \mu_i + \eta_{i,t} \quad (2)$$

$$\text{Pr}(\text{inc_id}_{i,t}=1) = F(\gamma_0 + \gamma_1 \text{treat}_t + \gamma_2 \text{did}_{i,t} + \sum \gamma_k \text{Controls}_{k,i,t} + \varphi_i + \theta_{i,t})$$

ここで、添字 i は企業、 t は決算年、 $\text{Pr}(\cdot)$ は生起確率、 $F(\cdot)$ はロジスティック累積分布関数、 δ_i および μ_i は企業固定効果、 τ_t と v_t および φ_i は決算年固定効果、 $\varepsilon_{i,t}$ と $\eta_{i,t}$ および $\theta_{i,t}$ はそれぞれ(1)式と(2)式の推定における残差を表す。基本的な DID では処置群を識別するダミー (*treat*) および処置後の期間を識別するダミー (*post*) と当該 2 変数の交差項 (*treat * post*) を用いるが、企業固定効果および決算年ダミーをコントロールすると *treat* および *post* は推定されないため、*treat* と *post* は回帰式から除外する (e.g. Blankespoor, 2019)。*did* は、機関投資家による個別開示の対象となった企業 (処置群) を識別するダミー変数と日本版 SC 改訂後の期間を識別するダミー変数の交差項 (*treat * post*) である。本分析の関心は、 α_1 および β_1 、 γ_2 の係数である。同係数に関する予想符号は、(1)(2)式ともに正である。

コントロール変数は、以下の通りである。株主の議決権行使行動に関する先行研究では、業績が良い企業ほど会社提案への賛成率が高く、また外国人投資家を含む機関投資家の持株比率が賛成率と負の相関を有することが確認されている (浅田・山本, 2019; 月岡, 2017)。そこで、業績の変数として産業調整済み ROA を、株主構成の変数として機関投資家持株比率を説明変数に加える。なお、前述の通り社外取締役の人数も経営トップに対する反対率に影響すると考えられるが、本稿では当該変数を説明変数としてではなく、サンプル限定の要件として用いている。

次に、社外取締役選任の決定要因については、関連する研究である宮島・小川 (2012) に倣い、以下の 4 つの要因に関する変数をコントロールする。第一に、事業の複雑性 (事業規模, セグメント数, 負債比率) をコントロールする。事業構造が複雑であったり規模が大きく多種多様な利害関係者が存在したりする企業ほど、社外取締役によるアドバイスのニーズが高いと考えられる。第二に、モニタリングの必要性 (現金比率, 同一産業・年の売上高の HHI, フリーキャッシュフロー) をコントロールする。現金保有が多い企業や寡占産業における企業ほど経営者による私的便益の追求が生じやすいため、社外取締役のモニタリング機能に対するニーズが大きいと考えられる。第三に、情報獲得の困難さ (研究開発費比率, 無形資産比率, トービンの q , 株価リターンのボラティリティ) をコントロールする。関係特殊的な知識が必要な企業ほど社外取締役によるアドバイスが難しいため、社外取締役の選任に対するニーズが小さいと考えられる。そして第四に、経営者の交渉力 (産業調整後 ROA, 経営者の在任期間, 経営者の持株比率) をコントロールする。業績が良い企業や経営者が長く在籍している企業、経営者の持株比率が高い企業では株主に対する経営者の交渉力が高い状態にあり、社外取締役の選任を求める圧力が生じ難いと考えられる。

前述のコントロール変数は、社外取締役の選任に関する意思決定、および取締役会構成に対する株主の評価・投票行動のいずれとも関連する可能性があるため、(1)式と(2)式両方の説明変数として用いる。すなわち、反対投票に積極的な機関投資家の持株比率が高い企業では、社外取締役の選任を求める外的圧力が生じやすいと考えられる。また、社外取締役選任のニーズを強める (弱める) 特性を有する企業ほど、社外取締役によるアドバイスやモニタリングの不足を理由とした経営者への反対票が

集まりやすい(集まりにくい)可能性がある。なお、(2)式のロジット・モデルについては、産業ダミーをコントロール変数に加える。各変数の定義は、表1にまとめている。

表1 変数の定義

変数	定義
DID 変数, 被説明変数	
<i>treat</i>	2017年から個別開示投資家による個別開示の対象となった企業であれば1を取るダミー。
<i>post</i>	日本版SC改訂後の期間(2017年)であれば1を取るダミー。
<i>did</i>	<i>treat</i> と <i>post</i> の交差項(本分析の関心変数)。
<i>inc_id</i>	当該決算期に対応する株主総会決議を経て社外取締役の増員が決定した企業であれば1を取るダミー。
<i>ID_NUM</i>	社外取締役の人数。
<i>ID_RTO</i>	社外取締役比率(社外取締役人数÷取締役人数)
<i>against</i>	臨時報告書上で開示される, 代表者の選任議案に対する反対票数÷(賛成票数+反対票数+棄権票数)。
コントロール変数	
<i>inst</i>	機関投資家持株比率(外国人(外国法人判明分を除く)持株比率+信託勘定の持株比率+生保特別勘定の持株比率)。
<i>Year</i>	決算年を識別するダミー。
<i>Industry</i>	日経業種中分類に基づく産業ダミー。
(事業の複雑性)	
<i>LnMV</i>	期末時点での株式時価総額の自然対数。
<i>nsg</i>	事業セグメント数。
<i>lev</i>	負債総額÷資産総額。
(モニタリングの必要性)	
<i>cash</i>	現金及び現金同等物÷総資産。
<i>HHI</i>	産業・年ごとに算出した売上高ベースのハーフィンゲル指数(各企業の売上高÷産業の売上高合計) ² を全ての企業について足し合わせたもの。
<i>fcf</i>	(営業CF-設備投資額)÷前期末総資産
(情報取得の困難さ(アドバイスの難しさ))	
<i>RD</i>	研究開発費÷前期末総資産。
<i>intang</i>	無形資産合計÷総資産。
<i>lnq</i>	トービンのq。(時価総額+有利子負債)÷(自己資本+有利子負債)。
<i>vol3</i>	株価リターンの標準偏差(過去3年間)。
(経営者の交渉力)	
<i>im_ROA</i>	当期純利益÷前期末総資産(産業平均値で除したもの)。
<i>lnpyear</i>	経営者の在任年数の自然対数。
<i>ceostk</i>	経営者の持株比率。
(追加分析に用いる変数)	
<i>did * Conflict</i>	個別開示投資家により開示された投票結果が観察可能であり,かつその個別開示投資家の議決権を最も多く保有する銀行(ないしその親会社)が当該企業のメインバンク(ないしその親会社)と一致するケースがある場合に1を取るダミー変数。メインバンクは,各年版のNEEDS Cgesに収録された各企業の筆頭銀行(調査票ベース)と定義している。また,個別開示投資家の株主については、『投資運用会社要覧』29年版・30年版の「主な株主」欄を活用し判別している。
<i>GPIF%</i>	GPIFの全委託先を通じた持株比率。

4.2 サンプルとデータ

本稿で用いる取締役会、機関投資家持株比率に関するデータは株式会社日本経済新聞社の提供する NEEDS-Cges より、財務データは同社の提供する NEEDS FinancialQUEST 2.0 より取得している。個別開示投資家の保有銘柄および賛成・反対・棄権の状況については、一橋大学大学院経営管理研究科・円谷昭一教授の Web サイト¹¹⁾で公開されているデータを用いる。同データには、2017 年以降の 3 月期決算企業について個別開示された機関投資家の議決権行使結果が記録されている¹²⁾。本稿では、制度導入のタイミングに着目して個別開示の実施がもたらす影響を検証するため、「2017 年時点から個別開示を行った 1 社以上の機関投資家による投票結果を取得できる」ことをもって「個別開示投資家による個別開示の対象となった企業」(処置群)であると判定する。なお、個別開示投資家の投資先であるものの受託財産に当たらない等の理由から投票結果が開示されていない企業や、分析期間の後(2019 年以降)の総会分から初めて自社に関する個別開示が行われた企業については、分析期間において投票結果が外部から検証可能となることによる運用機関へのプレッシャーが生じていないものと考えられるため、本稿では処置群に含めていない。また、他国での開示規制を受けて 2016 年以前から個別開示を行っている運用機関についても、日本版 SC 改訂に伴うインセンティブの変化が無いと考えられるため分析対象から除いている。対照群は、2017 年時点から個別開示された機関投資家による投票結果が観察できない企業である。経営トップの選任議案の反対率 (*against*) については、NEEDS-Cges で各社の代表者の名前を特定し、各社の臨時報告書で開示されている当該取締役の選任議案の反対票数を、賛成票・反対票・棄権票の合計で除すことで算出している(月岡, 2017)。臨時報告書の収集にあたっては、株式会社プロネクサスの提供する eol データベースを活用した。

上記のデータベースを用いて、分析に必要な変数が取得可能であった 3 月期決算企業について、個別開示導入の前後各 2 年間(2015 年～2018 年)を分析対象期間としたバランスト・パネルデータを構築した。3 月期決算以外の企業を含めないのは、当該決算期に対応する 6 月総会以外の月については必ずしも全投資家の開示・非開示が一貫しておらず、また最新年度以前の個別開示情報を Web 上から削除している投資家が一定数存在しており、過去データの収集および処置群・対照群の正確な判定が困難であると考えられたためである。なお、(1)式の推定については、定款上の取締役任期が 1 年の企業を対象を限定している。定款上の取締役任期が 1 年の企業と 2 年の企業が存在し、任期が 2 年の企業では経営トップの選任議案が毎年の定時株主総会で決議されないためである。会社法では、取締役の任期を選任後 2 年以内に終了する事業年度のうち最終のものに関する定時株主総会の終結の時までとしているが、定款または株主総会の決議によってその任期を短縮することを妨げないものとしている(会社法 332 条 1 項)。(2)式の推定については、定款上の取締役任期が 2 年の企業であっても追加選任という形で社外取締役が増員される可能性があるため、任期に関するサンプルの限定は行わないこととする。

以上により、(1)式の推定に用いるサンプルは 1,257 企業×4 年の 5,028 企業・年、(2)式の推定に用いるサンプルは 1,805 企業×4 年の 7,220 企業・年となる。ただし、2017 年から 2018 年において個別開示の有無に変化が観察された観測値((1)式の推定で 51 観測値、(2)式の推定で 91 観測値)は、制度導入後における処置群—対照群の一貫性を担保するため分析対象から除外している。

表 2 および表 3 に、本稿の分析で用いる変数に関する記述統計を表示している。この時点では、「社外取締役 2 名」基準に達する企業もそうでない企業も含まれる。分析に用いる各変数について処置群・対照群の比較を行うと、多くの変数について有意な差異があることが分かる。機関投資家による個別

表2 処置群の記述統計

	N	mean	STD	min	25%	median	75%	max	T - C
<i>ID_NUM</i>	6,039	2.248	1.120	0.000	2.000	2.000	3.000	10.000	0.704***
<i>ID_RTO</i>	6,039	0.254	0.115	0.000	0.167	0.250	0.333	0.625	0.018***
<i>inc_id</i>	6,039	0.273	0.446	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000	0.063***
<i>against</i>	4,427	0.042	0.053	0.000	0.007	0.021	0.054	0.255	0.032***
<i>inst</i>	6,039	0.115	0.116	0.000	0.031	0.087	0.159	0.762	0.101***
<i>LnMV</i>	6,039	24.374	1.664	20.779	23.127	24.113	25.453	28.548	2.380***
<i>nsg</i>	6,039	2.621	1.456	1.000	1.000	2.000	4.000	7.000	0.314***
<i>lev</i>	6,039	0.463	0.183	0.096	0.324	0.460	0.599	0.889	-0.038***
<i>cash</i>	6,039	0.178	0.124	0.013	0.087	0.150	0.236	0.668	-0.067***
<i>HHI</i>	6,039	0.079	0.073	0.015	0.038	0.060	0.093	0.472	0.011***
<i>fcf</i>	6,039	0.026	0.059	-0.195	-0.002	0.027	0.055	0.210	0.017***
<i>RD</i>	6,039	0.013	0.019	0.000	0.000	0.005	0.018	0.099	0.005***
<i>intang</i>	6,039	0.026	0.044	0.000	0.004	0.010	0.026	0.254	0.005***
<i>lnq</i>	6,039	0.072	0.517	-0.992	-0.263	-0.006	0.327	1.930	0.007
<i>vol3</i>	6,039	2.100	0.722	0.600	1.657	2.001	2.393	5.532	-0.734***
<i>im_ROA</i>	6,039	0.004	0.038	-0.164	-0.014	0.001	0.020	0.134	0.023***
<i>lnpyear</i>	6,039	1.571	0.926	0.000	1.099	1.609	2.197	3.638	0.153***
<i>ceostk</i>	6,039	0.029	0.066	0.000	0.001	0.002	0.026	0.414	-0.038***
<i>Conflict (did=1)</i>	3,011	0.664	0.472	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000	—
<i>GPIF% (treat =1)</i>	4,591	0.045	0.020	0.000	0.032	0.045	0.058	0.090	—

いずれも、連続変数については上下1%でウィンソライゼーションを施している。「T - C」列は、処置群の平均値 - 対照群の平均値について、Welchのt検定を行った結果を示している。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準を表す。

表3 対照群の記述統計

	N	mean	STD	min	25%	median	75%	max
<i>ID_NUM</i>	1,090	1.544	1.060	0.000	1.000	1.000	2.000	6.000
<i>ID_RTO</i>	1,090	0.236	0.139	0.000	0.143	0.250	0.333	0.625
<i>inc_id</i>	1,090	0.210	0.408	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>against</i>	550	0.011	0.023	0.000	0.002	0.004	0.009	0.255
<i>inst</i>	1,090	0.014	0.032	0.000	0.000	0.004	0.015	0.550
<i>LnMV</i>	1,090	21.994	0.705	20.779	21.500	21.919	22.450	24.511
<i>nsg</i>	1,090	2.307	1.220	1.000	1.000	2.000	3.000	7.000
<i>lev</i>	1,090	0.502	0.214	0.096	0.321	0.522	0.670	0.889
<i>cash</i>	1,090	0.245	0.160	0.013	0.123	0.205	0.328	0.668
<i>HHI</i>	1,090	0.067	0.061	0.015	0.026	0.056	0.073	0.472
<i>fcf</i>	1,090	0.009	0.077	-0.195	-0.025	0.015	0.051	0.210
<i>RD</i>	1,090	0.009	0.019	0.000	0.000	0.000	0.007	0.099
<i>intang</i>	1,090	0.021	0.036	0.000	0.002	0.007	0.023	0.254
<i>lnq</i>	1,090	0.065	0.611	-0.992	-0.349	-0.011	0.383	1.930
<i>vol3</i>	1,090	2.834	1.300	0.600	1.722	2.768	3.825	5.532
<i>im_ROA</i>	1,090	-0.019	0.050	-0.164	-0.033	-0.014	0.004	0.134
<i>lnpyear</i>	1,090	1.724	0.983	0.000	1.099	1.792	2.485	3.638
<i>ceostk</i>	1,090	0.067	0.105	0.000	0.002	0.013	0.093	0.414

いずれも、連続変数については上下1%でウィンソライゼーションを施している。

開示が行われた企業の顕著な特徴としては、企業規模が大きく、機関投資家による持株比率が対照群に比べ高いといった点が挙げられる。なお、生命保険会社が一般勘定の投資先について個別開示を行ったケース等もあり、「個別開示投資家」の範囲とCgesベースの「機関投資家」の範囲に若干のズレがあるため、処置群にも機関投資家持株比率が0をとる観測値が存在する。

5 分析結果

5.1 主分析

表 4 は、H1 に関する分析結果を表示している。列(1)および列(2)では、分析期間全体にわたって「社

表 4 主分析 (H1の検証)

<i>ID_NUM</i> ₂₀₁₅₋₂₀₁₈ VARIABLES	Predicted sign	(1) 2名未満 <i>against</i>	(2) 2名未満 <i>against</i>	(3) 2名以上 <i>against</i>
<i>did</i>	+	0.026*** (5.212)	0.029*** (5.519)	0.003 (1.090)
<i>inst</i>	+		0.152* (1.907)	0.005 (0.463)
<i>LnMV</i>	+		-0.010 (-0.643)	-0.015*** (-3.023)
<i>nsg</i>	+		0.001 (0.259)	0.001 (0.375)
<i>lev</i>	+		0.012 (0.253)	0.023 (1.240)
<i>cash</i>	+		0.021 (0.532)	0.009 (0.579)
<i>HHI</i>	+		-0.171 (-1.059)	0.163 (1.508)
<i>fcf</i>	+		-0.057* (-1.814)	0.001 (0.072)
<i>RD</i>	-		0.682 (1.262)	-0.224 (-1.104)
<i>intang</i>	-		0.132 (0.622)	-0.010 (-0.216)
<i>lnq</i>	-		-0.005 (-0.249)	0.011 (1.523)
<i>vol3</i>	-		0.007** (2.489)	-0.001 (-0.759)
<i>im_ROA</i>	-		0.010 (0.154)	-0.127*** (-4.111)
<i>lnpyear</i>	-		0.001 (0.344)	-0.001 (-0.614)
<i>ceostk</i>	-		-0.005 (-0.086)	-0.091** (-2.223)
<i>Constant</i>		0.016*** (7.409)	0.216 (0.589)	0.387*** (3.088)
<i>Firm</i>		<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year</i>		<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
Observations (処置群)		362	362	4,065
Observations (対照群)		197	197	353
R-squared		0.202	0.242	0.035

カッコ内はt値。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準を表す。標準誤差の計算にあたっては、企業毎にクラスタリングを施している。

外取締役2名」基準に抵触し続けた企業に関する DID 分析の結果を示している。関心変数である *did* の係数は正に有意であり、前述の基準に満たない企業のうち処置群の経営トップに対する反対票が個別開示導入後に増加したことが含意される。これに対し、「社外取締役2名」基準に抵触しない企業のみを用いて DID 分析を行った場合には、*did* の係数が非有意となることが分かる (列(3))。列(2)と

表5 主分析 (H2の検証)

ID_NUM ₂₀₁₆ VARIABLES	Predicted sign	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		2名未満 ID_RTO	2名未満 ID_RTO	2名以上 ID_RTO	2名未満 inc_id	2名以上 inc_id
<i>treat</i>	+/-	-	-	-	-0.090 (-0.452)	0.194 (1.566)
<i>did</i>	+	0.024*** (3.175)	0.023*** (2.995)	0.005 (0.692)	0.755** (2.397)	-0.144 (-0.558)
<i>inst</i>	+		-0.070* (-1.823)	0.042** (2.352)	0.234 (0.236)	-0.385 (-0.991)
<i>LnMV</i>	+		0.007 (0.442)	-0.017* (-1.958)	0.219*** (3.187)	0.005 (0.176)
<i>nsg</i>	+		-0.013 (-1.418)	0.001 (0.225)	0.005 (0.118)	-0.009 (-0.411)
<i>lev</i>	+		0.005 (0.078)	0.004 (0.097)	0.678* (1.858)	0.595*** (2.821)
<i>cash</i>	+		0.061 (1.109)	0.071** (1.962)	0.801 (1.494)	0.201 (0.633)
<i>HHI</i>	+		-0.069 (-0.327)	-0.177 (-1.406)	1.982 (0.171)	3.529 (0.535)
<i>fcf</i>	+		-0.036 (-0.846)	-0.034 (-1.452)	1.617 (1.462)	-0.851 (-1.294)
<i>RD</i>	-		0.747 (0.956)	-0.877** (-1.982)	2.993 (0.805)	-2.300 (-1.042)
<i>intang</i>	-		-0.086 (-0.572)	-0.024 (-0.390)	-3.417 (-1.389)	-1.102 (-1.317)
<i>lnq</i>	-		-0.023 (-1.057)	0.012 (1.078)	-0.318* (-1.787)	-0.094 (-0.992)
<i>vol3</i>	-		0.005 (0.756)	0.001 (0.196)	-0.018 (-0.247)	-0.030 (-0.664)
<i>im_ROA</i>	-		-0.023 (-0.310)	0.011 (0.190)	1.391 (0.751)	1.425 (1.316)
<i>lnpyear</i>	-		-0.005* (-1.738)	-0.002 (-0.966)	-0.002 (-0.036)	0.042 (1.212)
<i>ceostk</i>	-		-0.088 (-1.143)	0.018 (0.182)	-2.075*** (-2.656)	0.055 (0.121)
<i>Constant</i>		0.142*** (53.831)	0.008 (0.022)	0.645*** (3.059)	-5.505*** (-3.185)	-0.658 (-0.819)
<i>Firm</i>		<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>No</i>
<i>Industry</i>		<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year</i>		<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
Observations (処置群)		1,244	1,244	4,795	1,240	4,791
Observations (対照群)		610	610	480	606	480
R-squared		0.180	0.198	0.247	-	-

カッコ内は t 値 (列(1)~(3)) および z 値 (列(4)~(5))。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準を表す。標準誤差の計算にあたっては、企業毎にクラスターリングを施している。

列(3)の *did* について Wald 統計量 (係数の差を標準誤差で除した値の 2 乗) を用いた係数の差の検定を行うと、 χ^2 値 20.06 ($p < 0.001$) となり、1% 水準で有意に列(2)の係数が大きいことが分かる。これらの結果は、「社外取締役 2 名」基準に抵触する企業の経営者に対する個別開示投資家の反対姿勢が個別開示実施後に強まるという H1 の予想と整合するものである。なお、コントロール変数については列(2)・列(3)両方のサンプルに一貫する傾向は観察されていない。

表 5 は、H2 に関する分析結果を表示している。列(1)および列(2)では、2016 年 (個別開示制度の導入直前年) に「社外取締役 2 名」基準に抵触していた企業をサンプルとして(2)式を推定した結果を表示している。分析の結果、*did* の係数は一貫して正に有意であることが分かる。他方、「社外取締役 2 名」基準に抵触していない企業をサンプルとした場合には、*did* の係数が非有意であった (列(3))。社外取締役の増員ダミーを被説明変数とした場合でも、「社外取締役 2 名」基準に抵触していた企業については *did* の係数が正に有意となり、非抵触企業では *did* の係数が非有意であった (列(4)、列(5))。他方、コントロール変数については、表 4 と同様にサブサンプル間で一貫する傾向は観察されていない。なお、列(2)と列(3)、および列(4)と列(5)の *did* の係数について Wald 統計量を用いた差の検定を行うと、それぞれの χ^2 値が 2.48 ($p = 0.115$)、116.08 ($p < 0.001$) となる。このとき、列(4)および列(5)のロジット・モデルについては Allison (1999) に倣い、全ての説明変数の係数が 2 群間で等しいという制約を置いた場合の *did* の係数と、*did* のみ制約なしとする場合に推定される *did* の係数を Wald 検定により比較する方法をとっている。前述の結果から、少なくとも社外取締役の増員確率に及ぼす影響についてはサブサンプル間で有意な差があることが分かった。これらの結果は、個別開示導入前に社外取締役 2 名の基準に抵触していた企業では、個別開示投資家の総会前のエンゲージメントの強化を通じて社外取締役の選任が促されやすくなるという H2 の予想と整合するものである。

5.2 頑健性分析：主分析に係る代替的な解釈の問題

以下では頑健性のチェックのための分析を行う。本稿の DID のリサーチデザインにはセッティングの妥当性に関して以下の 3 つの懸念が存在するためである。第一に、個別開示投資家の保有銘柄が個別開示後でしか取得できないため、個別開示の導入以前の保有の有無が明らかでないことである。このとき、H1 については個別開示によって投資家の姿勢が変化したのではなく、もともと反対票を投じやすい投資家が個別開示後に株式を取得した (処置群になった) ことで、見かけ上処置群に反対率の上昇が観察される、という代替的な解釈があり得る。また、H2 についても、制度改訂の時期にちょうど株式を取得した企業がガバナンスの改善を見せた (個別開示投資家のポートフォリオ選択に先見の明があった) という代替的な解釈があり得る。第二に、個別開示投資家以外の株主の行動変化が分析結果に影響を与えている可能性があることである。本稿の DID 分析において処置群に分類される企業には個別開示投資家以外の株主も存在するため、*did* の係数は個別開示投資家の行動変化だけでなく、他の株主の行動変化による被説明変数への影響も併せて測定している可能性がある。そして第三に、H2 の分析に係る処置群・対照群間のトレンドの差異に関する懸念である。これは、個別開示投資家に株式を保有されるか否か (個別開示の対象となるか否か) の決定と将来的な社外取締役の増員確率を決定する要素とが独立でないため、推定結果にバイアスが生じるという懸念である。

上記の問題点に対処するため、まず H1・H2 両方の検証について、処置群を「2015 年から 2018 年まで一貫して GPIF の投資先であった企業」に限定し分析を行う。GPIF の委託先を通じた保有銘柄および持株数については、2015 年から毎年 3 月末時点のデータが公開されている¹³⁾。また、同法人

の委託先はアクティビストファンドを再委託先とした1社を除き全て個別開示投資家である。そのため、同法人の委託先データを用いれば、事前一事後の処置群が一貫しないという第一の懸念に対処した分析を行うことが可能となる。また、投資家による反対票の増加は持株比率の分だけ反対率に影響を与えると考えられるが、GPIFの委託先に限れば持株比率も算出することができる。実質的に個別開示投資家の持株比率と捉えられるGPIF持株比率を用いた分析を行うことで、*did*が個別開示投資家以外の株主の投票結果による影響を併せて測定しているという前述の第二の懸念も緩和できると考えられる。

前述の議論から、本節では全ての分析期間においてGPIFによる株式保有があった処置群と、全ての分析期間においてGPIFによる株式保有がなかった対照群を対象に、持株比率(*GPIF%*)および持株比率と*post*の交差項(*GPIF% * post*)を説明変数とした分析を行う。なお社外取締役の選任に関する追加分析では、交差項の解釈に問題が生じるロジット・モデルは用いず、*ID_RTO*を被説明変数とした固定効果モデルを用いて行う。主分析の処置群のうちGPIFに株式を保有されていない企業、および分析期間中にGPIFによる保有の有無が変化した企業は分析対象に含めていない。

表6は、表4と表5の分析に対して、前述の分析を行った結果を表示している。本分析の関心は、*GPIF% * post*の係数である。代表者の選任議案への反対率を被説明変数としたモデルでは、同変数の係数が正に有意な値をとっている(列(1))。また、社外取締役比率を被説明変数としたモデルでは、同変数の係数が正に有意な値をとっている(列(2))。この結果は、GPIFの委託先が「社外取締役2名」基準を満たさない企業に対して個別開示以前よりも経営トップへの反対投票やエンゲージメントを積極的に行うようになったという見方と整合する。またこの結果から、少なくともGPIFによる株式保有の有無が個別開示の前後で一貫している処置群・対照群を用いた場合でも、H1・H2を支持する結果が得られたと結論づけられる。加えて、個別開示の影響が個別開示投資家の持株比率と対応するという結果は、主分析の結果が個別開示投資家の行動変化を通じたものであることの積極的な証拠となり得る。ただし、表2・表3で見たように、処置群では機関投資家全体の持株比率が高く、GPIFのようにパッシブ投資を行う投資家のポートフォリオは個別開示を行っていない他の機関投資家のポー

表6 頑健性分析 (GPIFの投資先に処置群を絞った場合)

<i>ID_NUM</i> の条件 VARIABLES	Predicted sign	(1)	(2)
		H1と同じ <i>against</i>	H2と同じ <i>ID_RTO</i>
<i>GPIF%</i>	+/-	2.268** (2.162)	-0.987 (-1.621)
<i>GPIF% * post</i>	+	1.687*** (7.419)	1.123*** (5.590)
<i>Constant</i>		0.511 (1.548)	0.345 (0.784)
<i>Firm</i>		<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year</i>		<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Control</i>		<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
Observations (処置群)		116	524
Observations (対照群)		197	607
R-squared		0.595	0.259

カッコ内はt値。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準を表す。標準誤差の計算にあたっては、企業毎にクラスタリングを施している。

トフォリオと類似している可能性もある。表6の分析結果は「非開示機関投資家」の行動変化を直接識別できているわけではないという点で、慎重に解釈する必要がある。

さらに、トレンドの差異に関する第三の懸念に対処するため、H2について、本稿では傾向スコアによるマッチング（以下 PSM, Rosenbaum and Rubin, 1985）を行った上で DID 分析を行う。PSM を行うことにより、個別開示の影響の有無を除けば 2 群間の特性は類似したものとなるため、対照群のトレンドを以て処置群が処置を受けなかった場合の反実仮想と想定することの妥当性が高まると考えられる。ここでは、社外取締役の増員確率に影響を及ぼす変数として主分析で用いた全ての変数を説明変数としたロジット・モデルにより、2015 年（分析期間の最初）時点での傾向スコアを算出する。その際、産業クラスター毎に傾向スコアを算出する方法ではサンプルサイズが不足するため、類似の手法を用いた先行研究に倣い産業ダミーを説明変数に加えロジット・モデルの推定を行う（Yeh, 2014）。その後、Rosenbaum and Rubin (1985) に従いキャリパーを傾向スコアの標準誤差×0.25 に設定し最近傍マッチングを行ったうえで、当該処置群・対照群についてパネルデータを作成し分析を行う。

表7は、H2について PSM 後のサンプルで DID 分析を行った結果を示している。列(1)は連続変数（社外取締役比率）、列(2)はダミー変数（社外取締役の増員）を被説明変数としたモデルの結果を表示している。列(1)では *did* の係数が非有意であるが、列(2)については H2 と同様に正に有意な値を示している。このことから、観察可能な変数による処置群・対照群のトレンドの差異について PSM による補正を行った場合でも、個別開示後の処置群における社外取締役の増員確率の上昇については依然として観察されると結論づけられる。なお、PSM 後に共変量がバランスしているか否かについてもチェックを行い、その確認がとれている（補論 A2）。

表7 頑健性分析（PSM後のサンプル）

<i>ID_NUM</i> ₂₀₁₆ VARIABLES	Predicted sign	(1)	(2)
		2名未満 <i>ID_RTO</i>	2名未満 <i>inc_id</i>
<i>treat</i>	+/-	-	-0.030 (-0.093)
<i>did</i>	+	0.022 (1.568)	1.024** (1.965)
<i>Constant</i>		-0.186 (-0.347)	-11.804** (-2.265)
<i>Firm</i>		<i>Yes</i>	<i>No</i>
<i>Industry</i>		<i>No</i>	<i>Yes</i>
<i>Year</i>		<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Controls</i>		<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
Observations（処置群）		305	305
Observations（対照群）		289	289
R-squared		0.167	-

カッコ内はt値（列(1)）およびz値（列(2)）。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準を表す。標準誤差の計算にあたっては、企業毎にクラスタリングを施している。2018年において処置群—対照群の関係が変化した観測値を除いている（処置群7観測値、対照群23観測値）ため、マッチングされた企業数は処置群・対照群ともに78であるが、観測値数は一致していない。

5.3 追加分析：投資先企業との取引関係に起因する利益相反と個別開示

本節では、投資家—企業間のビジネス関係によって主分析で観察された効果が異なるのか否かを追加的に分析する。日本版 SC 改訂にあたっては、金融グループ系列のビジネス関係が経営陣に賛成しがちな機関投資家の傾向を助長しているのではないかとの懸念が存在していた。このとき、実際に個別開示がそうした経営陣への賛成傾向を緩和したのか否かを実証的に分析することは、政策評価という面で有用であると考えられる。Brickley et al. (1988) では投資家の業態をもって経営者からの圧力に対する敏感さを測定しているが、本節ではより日本の実態に即した変数構築として金融グループ系列を考慮した分析を行う。日本企業と資本市場の関係性については、メインバンクを中心とした関係的な取引慣行が存在してきたことが指摘されている (Jackson and Miyajima, 2007)。そこで、個別開示投資家の属する金融グループと投資先企業がメインバンク関係を有するか否かによって、主分析で観察された *did* の効果が影響を受けるか否かを分析する。具体的には、機関投資家による個別開示が実施され、かつその投資家の議決権を最も多く保有する銀行 (ないし銀行を傘下を含む親会社) が当該企業のメインバンク (ないしその親会社) である場合に 1 を取るダミー (*did * Conflict*) を加えた分析を行う。

表 8 は、前述の論点に関する追加分析を行った結果を示している。列(1)および列(2)は議決権行使行動への影響、列(3)および列(4)は投資先企業における社外取締役の選任への影響に関する分析である。反対率に関する分析では、*did* の係数は依然として正に有意であり、かつ *did * Conflict* の係数が正に有意な値を示している (列(2))。*did* の係数と関心ある交差項の係数が等しいという制約を課した場合とそうでない場合の回帰式の残差二乗和の比 (F 統計量) を利用し、*did* と *did * Conflict* について係数の差の検定を行うと、F 値は 15.03 ($p < 0.001$) となり、有意な差が観察された。この結果からは、個別開示投資家と投資先にメインバンク関係があるケースでは、主分析で観察された個別開示導入と反対率の結びつきが強まっていることが含意される。社外取締役の選任に関する分析では、*did * Conflict* の係数が正に有意となり、*did* の係数が非有意となっている (列(4))。列(2)の分析と同様に *did*

表 8 追加分析 (ビジネス関係)

ID_NUM の条件 VARIABLES	Predicted sign	(1)	(2)	(3)	(4)
		H1 と同じ <i>against</i>	H1 と同じ <i>against</i>	H2 と同じ <i>ID_RTO</i>	H2 と同じ <i>ID_RTO</i>
<i>did</i>	+	0.029*** (5.519)	0.011** (2.605)	0.023*** (2.995)	0.013 (1.597)
<i>did * Conflict</i>	+		0.056*** (5.954)		0.026*** (3.028)
Constant		0.216 (0.589)	0.010 (0.025)	0.008 (0.022)	0.039 (0.107)
Firm		Yes	Yes	Yes	Yes
Year		Yes	Yes	Yes	Yes
Controls		Yes	Yes	Yes	Yes
Observations (処置群)		362	362	1,244	1,244
Observations (対照群)		197	197	610	610
R-squared		0.242	0.379	0.198	0.208

カッコ内は t 値。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準を表す。標準誤差の計算にあたっては、企業毎にクラスタリングを施している。

* *Conflict* について係数の差の検定を行うと、F 値は 0.94 ($p=0.332$) となり、統計的には非有意であった。前述の結果から、個別開示がもたらす経営トップへの反対票の増加については、個別開示投資家の金融グループと投資先企業との間にメインバンク関係が存在している場合に顕著となることが含意される。

6 本稿のまとめ

本稿では、2017 年の日本版 SC 改訂により導入された議決権行使結果の個別開示の影響について実証的に分析を行った。分析の結果、日本版 SC 改訂前後で「社外取締役 2 名」基準に抵触し続けている企業のうち、機関投資家による投票結果が個別開示された企業では、制度改訂後に代表者の選任議案への反対票がより増加したことを含意する結果が得られた。また、日本版 SC 改訂前時点で「社外取締役 2 名」基準に抵触していた企業のうち、個別開示の対象となった企業では、日本版 SC 改訂後の期間において社外取締役の増員が行われやすいことが示された。また追加分析において、制度導入後の処置群における経営トップへの反対率の上昇は、個別開示投資家のグループに属する銀行と投資先企業がメインバンク関係にある場合に顕著であることが分かった。

本稿の成果は、制度設計に関する有用な証拠を提示しているものと考えられる。個別開示制度は、日本企業に株主志向の経営を浸透させる目的で行われた企業統治改革の一環として日本版 SC に盛り込まれたものである。本稿は DID 分析の結果、個別開示の実施により運用機関が「社外取締役 2 名」基準に抵触する投資先における経営トップの選任に対し反対姿勢を強めるという予想と整合する結果を得ている。また、追加分析においてそうした効果が投資先企業とのメインバンク関係があるケースにおいて顕著であることが分かった。これらの証拠は日本版 SC 改訂で言及された機関投資家の投票行動に関する利益相反の懸念に対応するものである。

ただし、本稿の検証方法にも、完全な対処が難しい問題点が存在する。第一に、本稿の分析結果をもって個別開示が個別開示投資家「のみ」に影響を与えたと結論づけることは難しい可能性がある。表 6 の GPIF 持株比率を用いた分析は、個別開示が個別開示投資家の行動に影響を与えたことの積極的な証拠となり得る。しかしながら、*treat* および GPIF 持株比率は他の機関投資家の持株比率とも一定程度相関するものと推察され、またデータの制約から個別開示前後で「非開示機関投資家」の投票行動がどう変化したかを直接的に識別することができない。そのため、*did* が「非開示機関投資家」の投票行動の変化も併せて測定しているという懸念について、十分な対処ができていないわけではない。第二に、個別開示投資家の投資先は社外取締役の選任のような社会的要請に従う傾向にある企業である、という代替的な解釈があり得る。本稿では PSM を用いて懸念の緩和を試みているものの、観察不可能な特性から生じるトレンドの差異に関する懸念に対して厳密に対処できていないわけではない。そして第三に、個別開示については「開示しない理由」を説明するという対応を行っている投資家も存在するため、主分析の結果には機関投資家が個別開示を行うか否かに関する内生性の問題が生じている可能性もある。この懸念については、実質的に開示が強制された状況にあるといえる GPIF の委託先の持株比率を用いた頑健性分析により一定程度緩和されるものと考えられる。しかし、本稿のデザインでは、個別開示投資家と非開示投資家の特徴を分析した上で、個別開示投資家が個別開示を行わなかった場合の反実仮想を厳密に推定できていないわけではない。これらの点は、今後の課題としたい。

【付記】

本稿の作成にあたり、加賀谷哲之先生、安田行宏先生をはじめ多くの先生方にご指導をいただいた。円谷昭一先生には、個別開示に関する資料の提供等のご協力をいただいた。また投稿論文の修正に際し、前編集委員長の内田交謹先生および匿名のレフェリー2名より有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝申し上げたい。本稿はJSPS科研費（課題番号：19J20661）の助成を受けたものである。本稿に残された誤りの全ては、筆者の責に帰するものである。

【注】

- 1) なお、米国ではミューチュアルファンドによる個別開示の実施が法律で義務付けられたのに対し、英国および日本における個別開示は原則を実施するか、しない場合には「実施しない理由」を説明するよう求める（Comply or Explain）という形式をとっている。
- 2) 本稿では、「運用機関」「資金提供者」「アセットオーナー」を以下のように定義している。運用機関とは、他の主体から資金を受託し、当該資金の運用業務を行う主体を指す。資金提供者は、個人顧客も含め運用機関に資金を拠出する全ての主体を指すものとして用いる。日本版SCの表記に倣い、アセットオーナーは資金提供者の機能を有する機関投資家（年金基金等）を指す。
- 3) こうした企業文化の存在を象徴する事実として、日本における外国人機関投資家のスチュワードシップ活動が主として水面下（behind the scene）での私的な対話の形を取っていたことが報告されている（Ahmadjian, 2007）。これは企業側から敵対的であると見做されないよう、また政府から干渉を受けないようにするための戦略であったと考えられている。
- 4) 日本経済新聞、「モノ言う公的年金、議決権開示迫る 資産運用会社に」、2017年6月23日。 <https://www.nikkei.com/article/DGXLZO18001460S7A620C1EE9000>（2021年6月2日アクセス）
- 5) 年金積立金管理運用独立行政法人、「GPIFの国内株式運用機関の議決権行使結果個別開示について」、2017年12月25日。 https://www.gpif.go.jp/topics/2017/pdf/1225_kokunai_kabushiki.pdf（2021年6月2日アクセス）
- 6) 信託報酬の実態については、一般社団法人投資信託協会が毎月公表する『投資信託の主要統計等ファクトブック』を参照されたい。 <https://www.toushin.or.jp/statistics/factbook/>（2021年6月2日アクセス）
- 7) 他の検証可能な閾値として業績基準（ISSが設定したROE基準など）も挙げられるが、業績基準については投資家各社で形式が多様（連続赤字、ROE産業平均以下、等）であり、「投資家一般に参照される閾値」としては適切でないと考えた。また「〇〇期連続で業績指標が××以下であれば反対」というような基準が散見されるため、分析期間を通じて業績が一定水準を下回る企業の反対率が上昇した場合、それが個別開示の影響によるのか、post期間に「〇〇期連続」基準に抵触したことによるのかを識別するのは困難であるという検証上の問題も生じる。
- 8) ここで、コーポレートガバナンス・コードやISSの議決権行使基準自体が共通ショックとしてDID分析の結果に影響を与えているのではないか、という懸念があり得る。しかし、同コードおよびISSで示された基準は上場企業全てを対象としたものであり、上記の規範の存在が個別開示投資家により株式を保有されている企業（処置群）のみに影響を与えるという想定は妥当でなく、共通ショックの問題は生じていないと考えている。
- 9) 経営トップの定義や経営者交代の影響については頑健性のチェックを行っている（補論A1）。
- 10) 非線形モデル（e.g. ロジット、プロビット、トービット）の最尤法による推定については、交差項の係数および統計的有意性が同変数の純効果（および統計的有意性）を意味しないという問題が指摘されている（Ai and Norton, 2003）。しかし、Puhani（2012）は、処置群（G）、期間（T）、処置群×期間（TG）というDIDのセッティングに限れば、交差項（TG）の係数の符号は処置効果のそれと一致することを示している。本稿では、同論文の含意に従い、ロジットについてもG、T、TGを説明変数とした標準的なDIDのモデルを採用している。
- 11) <http://tsumuraya.hub.hit-u.ac.jp/special02/index.html>（2021年6月2日アクセス）
- 12) 同データベースでは、PDFの形で投票結果を開示していない（Webサイト上で検索する形になっている）投資家、および顧客の議決権行使結果も含めて開示している投資家のデータは記録しないものとしている。本稿では、こうした投資家群についても個別開示の影響は等しく存在すると考え、当該投資家を特定しデータを手入力により補完した上で分析を行っている。また、金融庁が公表する令和3年4月30日時点における日本版SCの受入れを表明した機関投資家のリスト（https://www.fsa.go.jp/singi/stewardship/list/20210430/list_01.pdf）を確認し、2017年3月期決算企業の総会分から議決権行使結果を個別開示していることが確認できた投資家については、同時期の保有銘柄を

データセットに追加している。当該投資家については、後に個別開示することを前提に当該期間の議決権行使判断を行っていたと想定できるためである。しかしながら、将来時点で同様の開示を行う投資家が存在する可能性があるため、「将来の遡及開示」を原因とした*treat*に関する測定誤差の懸念は排除できない。くわえて、本稿のベースとなる円谷昭一教授のデータセットは現時点で削除されている2017年時点の個別開示資料も含む網羅的なものであるが、同データおよび本稿でのデータ集計時点で既に削除されていた等の理由により集計に漏れが生じている可能性は否定できない。これらの点は、本稿のデータセットに関する限界として指摘しておきたい。

13) <https://www.gpif.go.jp/operation/> (2021年6月2日アクセス)

【引用文献】

- Ahmadjian, C., 2007. Foreign investors and corporate governance in Japan. In Aoki, M., Jackson, G., Miyajima, H. (Eds.), *Corporate Governance in Japan: Institutional Change and Organizational Diversity*. Oxford University Press, 125-150.
- Ai, C., Norton, E., 2003. Interaction terms in logit and probit models. *Economics Letters* 80, 123-129.
- Allison, P., 1999. Comparing logit and probit coefficients across groups. *Sociological Methods & Research* 28, 186-208.
- Blankespoor, E., 2019. The impact of information processing costs on firm disclosure choice: evidence from the XBRL mandate. *Journal of Accounting Research* 57, 919-967.
- Brickley, J., Lease, R., Smith Jr, C., 1988. Ownership structure and voting on antitakeover amendments. *Journal of Financial Economics* 20, 267-291.
- Carleton, W., Nelson, J., Weisbach, M., 1998. The influence of institutions on corporate governance through private negotiations: evidence from TIAA - CREF. *The Journal of Finance* 53, 1335-1362.
- Coffee, J., 1991. Liquidity versus control: the institutional investor as corporate monitor. *Columbia Law Review* 91, 1277-1368.
- Cremers, K., Romano, R., 2011. Institutional investors and proxy voting on compensation plans: the impact of the 2003 mutual fund voting disclosure rule. *American Law and Economics Review* 13, 220-268.
- Cvijanović, D., Dasgupta, A., Zachariadis, K., 2016. Ties that bind: how business connections affect mutual fund activism. *The Journal of Finance* 71, 2933-2966.
- Dasgupta, A., Zachariadis, K., 2011. Delegated activism and disclosure. Available at SSRN 1652148.
- Davis, G., Kim, E., 2007. Business ties and proxy voting by mutual funds. *Journal of Financial Economics* 85, 552-570.
- Financial Reporting Council, 2010. THE UK STEWARDSHIP CODE.
- Goto, G., 2019. The logic and limits of stewardship code: the case of Japan. *Berkeley Business Law Journal* 15, 365-408.
- Hayne, C., Vance, M., 2019. Information intermediary or de facto standard setter? field evidence on the indirect and direct influence of proxy advisors. *Journal of Accounting Research* 57, 969-1011.
- Hill, J., 2018. Good activist/bad activist: the rise of international stewardship codes. *Seattle University Law Review* 41, 497-524.
- Jackson, G., Miyajima, H., 2007. Introduction: the diversity and change of corporate governance in Japan. In Aoki, M., Jackson, G., Miyajima, H. (Eds.), *Corporate Governance in Japan: Institutional Change and Organizational Diversity*. Oxford University Press, 1-47.
- Keswani, A., Stolin, D., Tran, A., 2017. Frenemies: how do financial firms vote on their own kind?. *Management Science* 63, 631-654.
- Kogan, T., Salganik-Shoshan, G., 2015. Corporate monitoring and voting disclosure choices: a study of UK asset managers. *Corporate Ownership & Control* 13, 641-657.
- Meyer, J., Rowan, B., 1977. Institutionalized organizations: formal structure as myth and ceremony. *American Journal of Sociology* 83, 340-363.
- Puhani, P., 2012. The treatment effect, the cross difference, and the interaction term in nonlinear "difference-in-differences" models. *Economics Letters* 115, 85-87.
- Rosenbaum, P., Rubin, D., 1985. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. *The American Statistician* 39, 33-38.
- Rothberg, B., Lilien, S., 2006. Mutual funds and proxy voting: new evidence on corporate governance. *Journal of Business & Technology Law* 1, 157-184.

- Tsukioka, Y., 2020. The impact of Japan's stewardship code on shareholder voting. *International Review of Economics and Finance* 67, 148-162.
- U.S. Securities and Exchange Commission, 2003. Disclosure of proxy voting policies and proxy voting records by registered management investment companies. *Federal Register* 68, 6564-6585.
- Yeh, T., 2014. Large shareholders, shareholder proposals, and firm performance: evidence from Japan. *Corporate Governance: An International Review* 22, 312-329.
- Institutional Shareholder Services Inc., 2016. 「2016 年版 日本向け議決権行使助言基準」。 <https://www.issgovernance.com/file/policy/2016-japan-voting-guidelines-japanese-jan-2016.pdf>
- PwC, 2018. 「コーポレートガバナンスに関するアンケート調査結果 (2018年版)」。 <https://www.pwc.com/jp/ja/knowledge/thoughtleadership/2018/assets/pdf/corporate-governance-survey.pdf>
- 浅田一成, 山本零, 2019, 「株主総会における議決権行使の重要性について: 取締役選任議案の実証分析」, 『証券アナリストジャーナル= Securities Analysts Journal』 57(11), 71-81頁。
- 月岡靖智, 2017, 「日本における株主属性別持ち株比率と議決権行使」, 『商学論究』 64(2), 393-410頁。
- 円谷昭一, 2017, 「議決権行使の個別開示データ分析 (前編) 投票行動と賛成率, ポートフォリオ重複などを中心に」, 『資本市場』 (388), 24-34頁。
- 円谷昭一, 2018, 「議決権行使の個別開示データ分析 (後編) 利益相反の有無の検証」, 『資本市場』 (390), 14-23頁。
- 西山賢吾, 2019, 「2019年株主総会における主要議案議決権行使のポイント」, 『野村資本市場クォーターリー』, 2019 Spring。
- 宮島英昭・小川亮, 2012, 「日本企業の取締役会構成の変化をいかに理解するか?: 取締役会構成の決定要因と社外取締役の導入効果」, RIETI Policy Discussion Paper Series 12-P-013。