



RIETI Policy Discussion Paper Series 23-P-005

企業統治改革と政策保有株の売却：その決定要因と経済的帰結

宮島 英昭

経済産業研究所

齋藤 卓爾

慶応義塾大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

2023 年 4 月

企業統治改革と政策保有株の売却：その決定要因と経済的帰結¹宮島英昭（早稲田大学・経済産業研究所）²齋藤卓爾（慶應義塾大学）³

要 旨

安倍内閣期の企業統治改革の特徴の一つは政策保有株の売却を上場企業に求めたことである。本稿の目的は、一連の企業統治改革が日本企業の事業法人優位の株式保有構造にどのような影響を与えたのかを明らかにすることである。そのために、2010 年から 2019 年の東証 1 部上場企業の政策保有株に関する包括的なデータベースを作成し、政策保有株の売却の決定要因ならびに売却が企業行動、業績に与えた影響を分析した。分析結果は、コーポレートガバナンス・コードが施行された 2015 年以降に、特に持ち合い関係が見られる政策保有株の売却が非連続的に増加したことを示していた。この売却増加の一因はコーポレートガバナンス・コードにより社外取締役の選任が進んだためである。社外取締役の増加は政策保有株の売却確率を統計的に有意に上昇させていた。一方で、売却された銘柄は主に持分の小さい銘柄であり、持分の大きい銘柄は維持される傾向が見られた。政策保有株を売却した企業では、自社株買いが行われる傾向が見られたが、設備投資や R&D 投資は増加しておらず、業績が改善する傾向も見られなかった。

キーワード：株式所有構造、相互持合い、ブロック保有、相互持合い、企業統治改革

RIETI ポリシー・ディスカッション・ペーパーは、RIETI の研究に関連して作成され、政策をめぐる議論にタイムリーに貢献することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

¹ 本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）における研究果の一部である。本稿の原案は、経済産業研究所（RIETI）のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。検討会参加者からの有益なコメントに感謝したい。本稿のデータ構築にあたっては、SMBC 日興証券・産業調査部の山田克史、山本隆太、渡辺哲明からご支援を得た。また、蟻川靖浩、河西卓也、篠潤之介、鈴木一功からデータの提供、変数の確認で協力いただいた。貴重なデータの共有を快諾された皆様に感謝する。Yishay Yafeh, Marco Becht, Julian Franks, Colin Mayer、そして早稲田大学、一橋大学、RIETI「企業統治のフロンティア」の研究会参加者の方々から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。なお、本稿の作成にあたって、宮島英昭は、科学研究費補助金（基盤研究（A）19H00603）、齋藤卓爾は科学研究費補助金（基盤研究（C）22K01562）の助成を得ている。

² 早稲田大学常任理事・商学学術院教授・早稲田大学高等研究所顧問

³ 慶應義塾大学大学院経営管理研究科教授

1. はじめに

貿易・金融のグローバル化の急速な進展を背景に、1999 年の OECD の企業統治原則の公表、2002 年のエンロン事件が直接の契機となって、世界各国ではコーポレートガバナンス・コードの導入、会社法の改正、上場規則の強化が進み、キャドベリー報告に端を発する少数株主保護を目的とする企業統治改革は世界的潮流となった¹。日本でも、1997 年の銀行危機後の事業再編の過程で企業統治をめぐる議論は活発となった。しかし、日本の場合、この 2000 年代初頭の企業統治改革の第一のピークは、米国型の指名委員会設置会社の選択を可能とする会社法の改正等の見られたものの改革は穏健なものにとどまった。たとえば、Kim and Lu (2013) は、2000 年代の日本の企業統治改革が、他の諸国の改革と同規模のものと位置づけることはできないと評価している。

2008 年の世界金融危機を画期に、少数株主保護の強化を中心とした世界の企業統治改革の潮流は、一転して強すぎるガバナンスを規制する方向に大きく転換した。しかし、欧米が政策方向を転換したまさにその時点で、わが国では株主主権を強化する方向の改革が安倍晋三内閣によって遂行されることとなった。安倍内閣は、成立直後の 2013 年からコーポレートガバナンス・コード（以下、CG コード）の導入などを通じて、株主主権の強化を図った。日本における一連の企業統治改革において特筆すべきは、取締役構造の改革、株主関与の促進に加えて、政策保有株の改革、株式相互持合いの解体促進にも取り組んだことである²。CG コードは、株式所有に関する方針の開示規制を含み、そうした規定は世界的に見て異例であった。それでは、この世界的に見た 10 年以上の遅れと、株式所有構造の改革という日本の企業統治改革の国際的に見た特徴は何によって説明できるのか。

一般に、企業統治改革の方向と程度は、各国の所有構造と企業支配の特性によって大きく規定される。これまでの研究によれば、世界の上場企業の所有構造と企業支配は 3 つのタイプがあることよく知られている³。第 1 は、英米に代表されるアウトサイダー優位の分散した株式所有構造である⁴。ここで株式分散にともなうエージェンシー問題は、敵対的買

¹ Fauver et al. (2017)、Kim and Lu (2013)。大陸欧州については Enriques and Volpin (2007)を参照。

² 安倍内閣の企業統治改革については、宮島・齋藤 (2020)、Miyajima and Saito (2021)。

³ La Porta et al. (1999)、De La Cruz et al. (2019)、Aminadav and Papaionnou (2020)。その進化の過程は、Franks and Mayer (2017)参照。

⁴ 20 世紀後半を通じて、株主の機関化が進み、21 世紀に入ると 3 大機関（ブラックロック、バンガード、ステートストリート）に代表される主要機関投資家への株式の集中が進展している。

収・アクティビスト・ファンドの活動を通じた活発な経営権市場（External market for corporate control）によって解決され、それにとまなう近視眼的経営などの難点は、複数議決権や経営判断原則を通じて処理される。金融危機以降の転換は、ガバナンスの強化が行き過ぎたという理解に基づく。第 2 は、大陸欧州、アジアの新興国に見られる家族・政府などの支配株主をとまなう集中した所有構造であり、企業支配権の移動は支配株主による私的な交渉が中心となる。ここでは、創業者家族を中心とした支配株主が、果敢な意思決定、長期的な経営を可能とする一方、支配株主による少数株主の収奪の可能性を伴い、少数株主保護規制、とくに、自己取引（Self-dealing transaction）の規制が重要なガバナンス面の課題となる（La Porta, et al 1999）。アジア金融危機以降の新興国における企業統治改革の最大の課題もここにあった。

それに対して、日本の株式所有構造の第三のタイプを構成する。その大きな特徴は、株式所有が高度に分散し、しかも、事業法人、銀行、生命保険会社などのインサイダーが支配的な地位を占めている点にある。こうした構造の下では企業支配権は、経営者自身に管理される傾向を持つ。したがって、その構造は、長期経営を可能とする反面、経営者が外部株主の介入から遮断される結果インサイダーコントロールに陥る危険をとまなう。この企業統治上の問題は、20 世紀後半には資金供給のみでなくブロック株式を所有した銀行（メインバンク）によって解決された。しかし、銀行自身の財務構造が劣化したバブル崩壊以降は、その役割が後退し、21 世紀にはいると日本企業では、インサイダーコントロールが深刻化することとなった。長期停滞の一因が、企業統治面から見ればこのインサイダー優位の所有構造にあるという見方は内外で有力である（Bebchuck et al. 2000, Ikeda et al. 2018）。

日本の 10 年を超える CG コードの導入の遅れと、取締役会を中心とした内部ガバナンスのみでなく、所有構造の改革をも目的とした CG コードの特徴は、こうした事業法人を中心としたインサイダー保有の構造によって説明することができよう。では、安倍内閣期に実施された企業統治改革は、それまでの事業法人優位の株式保有構造、株式相互持合いに対して実質的な影響を与えたのか。影響を与えたとすればそれはいかなるメカニズムを通じてなのか。また、政策保有株の売却は、目的とされた資本効率の改善、リスクをとった投資の拡大、さらに相互持合いの解消に寄与したか、本稿の課題は、これらの問いに解答を与える点にある。

そのために、本稿では企業の政策保有、持合い関係についての包括的なデータベースを

構築し、保有側(以下、企業 i という場合がある)、投資対象(企業 j)の企業特性、相互関係がその意思決定に与える影響を、個々の銘柄の売却データを積み上げることによって、政策保有株の売却額を推計し、売却の企業行動や資本効率、株主構造に対する効果を分析した。

また、この問題に接近する際に重要な視点は、日本の事業法人の株式保有のうち、①少額を相互に持ち合う(cross shareholding)と、②企業が経済目的から他企業の行動に影響を与えるに十分な株式を保有する株式所有(ブロック保有)とを区別することである⁵。前者が、合計すれば高い所有比率となり、しばしば外部からの影響を遮断して、経営者の裁量を保証するメカニズムとして機能するのに対して、後者は、取引関係の維持、戦略的提携のコミットメントメカニズムとして、正の効果を持つ可能性がある。この点を重視して、本稿では、保有側の保有比率を、相互持合いと、ブロック保有とに可能な限り厳密に区分した。

こうした分析を通じて、本論文が明らかにしたのは次の諸点である。

第1に、企業統治改革以前に企業の資産構成における政策保有株の水準と、所有構造における相互持合いとの間には強い正の相関があり、また、この政策保有比率・持ち合い比率と企業行動・企業パフォーマンスの特性との間に強い負の相関があった。その意味で企業統治改革の目指した政策方向が、合理的であったことを改めて確認した。

第2に、企業統治改革による政策保有株の売却促進効果を定量的に示した⁶。本稿の推計によれば、改革は、それ以前(2011年度)には4%程度に留まっていた個々の政策保有銘柄の売却比率(確率)を2019年の9.4%まで引き上げ、その結果、上場企業の平均保有銘柄数も2012~19年に53銘柄から34.7銘柄に減少した。保有株の売却動機は、①高い負債比率、流動性の不足などの金融上の必要性和ポートフォリオの改善、②保有対象のパフォーマンス面の特性、③保有側・投資対象側の相互関係などによって説明できるが、企業統治改革は、このうちとくに③の効果をも有意に強めた。企業統治改革が、これまで安定的に

⁵ Edmans and Holderness (2017)が強調するようにコントロールのインセンティブを持つ株主、ブロック保有は、世界的に普遍的現象である。先の3類型との関係で言えば、このブロックホルダーの中心が、英米では機関投資家、大陸欧州では創業者家族(ファミリー)であるのに対して、日本では、専門経営者が経営権をもつ事業法人がその中心である点にその特徴がある。

⁶ 円谷・古賀(2018)は2010年から開示が開始された政策保有株の情報を利用して、企業の政策保有株の売却を分析している。しかし、その分析対象は2016年までにとどまり、企業統治改革の効果は明らかにされていない。

保有され、しばしば「岩盤」とも呼ばれた保有部分、持ち合い株の売却も促進した意義は大きい。

第 3 に、本稿は、企業統治改革が実際に売却を促進する経路を示した。CG コードは、直接的な保有目的の開示規制だけでなく、独立社外取締役の選任促進規定などを通じて、売却行動に影響を与える。分析の結果は、社外取締役の選任が政策保有株の売却を促進したこと、とくに、売却が行われにくい投資対象企業と持ち合い関係がある銘柄、投資企業に対する持分が大きい銘柄の売却を促進したことを示している。CG コードの原則に伴う社外取締役の選任が企業行動に与える影響については否定的な実証結果が多いが、少なくとも政策保有株の売却については実質的な促進効果があったと評価できる⁷。

しかし、第 4 に、本稿は、改革以後も政策保有株売却の大部分が少額の保有部分の売却に限定され、取引関係の強い保有、戦略的理由に基づくブロック保有部分は相対的に維持されたことを示した。企業の政策保有銘柄数が大きく減少する一方で、政策保有持株比率の低下は小幅にとどまった一因もここにあった。進展のスピードについて議論の余地があるものの、企業統治改革の政策保有株の保有目的の開示規制がもたらしたのは、資本効率面、ガバナンス面で問題多いと見られる小規模な企業間の持ち合いの解消を確実に促進したことに求めることができる。

最後に、政策保有株の売却の実体とその効果を初めて明らかにした。我々の推計によれば、政策保有の売却規模は、2011～13 年の平均 0.54 兆円から 14～19 年には 0.77 兆円に増加した。この規模は、14～19 年の増資による資金調達の 94%にあたる。もっとも、この売却資金が、安倍内閣が期待したように実物投資、M&A 資金、R&D 投資に直ちに向かったという明確な証拠は見られない。売却によって得られた資金は、主として株主還元、とくに自社株買いに充てられた。しかも、この自社株買い増加によって、総資産回転率が向上したものの、ROE が上昇するという傾向は確認できない。他方、別の機会に明らかにした通り (Franks et al. 2023)、自社株買いは、持合株の売却に対応した準私的取引、あるいは市場購入を通じて株式の分散を抑制するばかりでなく、金庫株の事業法人への第三者割当を通じてブロック株の移転が進展したから、政策保有の売却と並行した自社株買いは、日本の上場企業の所有構造を、相互持ち合いから事業法人のブロック保有の方向に徐々に進

⁷ 安倍内閣期の企業統治改革の効果に関する分析として、Morikawa (2020)、宮島・齋藤(2021)、第 4 回があるが、いずれもコードの導入による社外取締役の増加が企業パフォーマンスに有意な影響を与えたことは確認できていない。

化させたと推定できる。政策保有株の売却は、自社株買いと並んで、21 世紀初頭の内部経営権市場の形成の重要な経路の一つを構成し、この意味で、企業統治改革は、内部経営権市場の活性化をもたらす重要な契機となったと評価できる。

以下、本稿は次のように構成される。2 節では、21 世紀における我が国政府の法人株式所有に対する規制の変遷の要点を確認する。3 節は、企業統治改革直前の政策保有の実態、それと株式相互持合い、企業行動との相関を確認する。4 節は、本稿のデータを説明した上で、基本モデルの推計結果を報告する。5 節は、内部・外部ガバナンスの特性・メカニズム、保有状況を明示的に考慮して売却の決定要因を分析する。6 節は、政策保有売却額の推計の結果を提示し、それを利用して政策目的である資本効率の改善、投資の促進にどの程度効果あったかを解明する。7 節は結論であり、本稿のファクトファインディングが、世界的な企業統治改革の動向、あるいはブロック保有の役割に対して持つ含意を整理する。

2. コーポレートガバナンス改革と政策保有株の売却

2-1. 前史：時価会計の導入と銀行の株式保有規制

企業の政策保有株の売却が政策的に促進されたのは、安倍内閣期の企業統治改革が初めてではない。もともと歴史的に企業の政策保有に対する規制当局の姿勢は、第 2 次大戦後の復興期以来、保有に対して促進的か、少なくとも中立的であつた(Franks et al. 2014; 宮島, 2021)。これが一転して、売却促進の方向に向かったのは、1997 年の銀行危機後の不良債権の処理、時価会計・連結会計への移行が重要な問題となってからであった。

まず、2001 年 9 月には、大きな時価変動に直面した政策保有株にも時価会計が義務付けられ、銀行、事業法人の株式売却を促すこととなった。最大の画期的な施策は、2002 年 1 月に施行された「銀行等の株式等の保有の制限に関する法律」の制定であった。同法は、2004 年 9 月までに、当時総資産の 16%前後に達していた銀行の株式保有を TIER1 自己資本の枠内（国際業務を遂行する主要行では総資産の概ね 8%）まで圧縮することを求めるものであった。その目的は、新たな BIS 規制の下で、銀行の保有株式の価格変動が、貸出行動に影響を大きな与えるという事態を緩和すること、また、副次的には、売却資金を通じて、不良債権の償却を図る点にあった (Miyajima and Kuroki, 2007)。さらに、2001 年 4 月には主要都市銀行の合併し、メガバンクが成立することとなったが、その過程における独占禁止法の対応も、政府の姿勢が、事業法人保有を抑制する方向に変化したことを象徴

していた。統合前の各行の主要顧客の保有比率は上限の 5%に張り付いてから、新設されたメガバンクは、独禁法の規定に適合させるために、その保有株の圧縮が求められ、しかも、その実現は 1 年以内と定められたからである。この点は、銀行の株式保有の上限を 10%から 5%に引き下げた 1977 年の独占禁止法の改正が、経過措置として 87 年までの 10 年間の猶予を置いたのとは対照的であった。

この結果、東証 1 部上場企業の総発行株のうち銀行部門の保有する比率は、1995 年の 15%から 2005 年の 5%弱まで 10%ポイント低下した。この大規模な売却が、図 1 パネル 1 のインサイダー所有の急速な低下の重要な要因であった。Franks et al. (2014)は、1937 年もしくは 1955 年のいずれかで総資産上位 100 位以内に位置した企業の所有構造を追跡したが、こうした重化学工業の製造業を中心とする伝統的企業ですら、銀行部門の保有比率は、1990 年の 29.5%から 2009 年には 16%に低下していた。

==図 1==

以上の銀行・生命保険会社によって売却された株式は、主として内外の機関投資家によって購入された。海外機関投資家の保有比率は、1995 年の 10.5%から 2006 年には 27.8%に達した。その結果、2000 年代半ばには、内外の機関投資家の議決権行使の重要性が高まり、アクティビスト・ファンドの活動も活発化となった。こうした株主の圧力の上昇に対応して、日本企業は、改ためて新たな環境に適合した自社の株式所有構造を再検討することになった。第 1 に、企業は、買収防衛策の導入を開始した。買収防衛策の導入企業は、いったん 450 社まで増加した。第 2 に、2001 年に規制緩和を背景に自社株買いが継続的に進行した。第 3 に、一部の企業は、持ち合いを「復活」させることによって、急速な株式所有構造の変化への対応をはかった⁸。

2-2. コーポレートガバナンス・コードと政策保有理由の開示

2008 年の金融危機を契機に、海外機関投資家は日本市場から撤退し、アクティビスト・ファンドの活動も後退した。そうした中でも、政府は、資本市場の情報公開の一環として、

⁸ 2000 年代までの所有構造の変化については、宮島・新田 (2011)、自社株買いについては、宮島 (2020)、Franks et al. (2023) を参照。

2010 年 3 月に企業内容等開示府令を改正し、政策保有株の開示を義務付けた⁹。同年から、企業は、有価証券報告書に、①総額開示として保有総銘柄数と貸借対照表における計上総額、②個別開示として資本金額 1%以上の銘柄、または計上額の上位 30 銘柄の銘柄名、株式数、貸借対照表計上額、保有目的の公表が義務付けられた。これによってはじめ政策保有株の状況がより詳細に捕捉することが可能となった。もっとも、この規制強化の目的は、政策保有株が大きな価格変動リスクを抱えている点にあり、企業統治・効率面の問題点（経営者の資本市場の規律からの隔離）が意識されていたわけではない。

2015 年に導入された CG コードは、明確に企業統治の改善の観点の観点から政策保有株の保有理由の開示規制を導入した¹⁰。同コードは、その原則 1－4. いわゆる政策保有株式で、「上場会社がいわゆる政策保有株式として上場株式を保有する場合には、政策保有に関する方針を開示すべきである。また、毎年、取締役会で主要な政策保有についてそのリターンとリスクなどを踏まえた中長期的な経済合理性や将来の見通しを検証し、これを反映した保有のねらい・合理性について具体的な説明を行うべきである。上場会社は、政策保有株式に係る議決権の行使について、適切な対応を確保するための基準を策定・開示すべきである。」とした。

この規定は、CG コードの中では、原則 1-3 の資本政策と、原則 1-5 の買収防衛策の間に置かれ、この位置づけにも、導入の目的が、資本効率の向上と経営者のエントレンチメントの抑制にあることが示されている（加藤, 2019）。2018 年 6 月の改訂では、さらに一歩進んで、①政策保有株式の「縮減に関する方針・考え方など」を開示すべきこと、②「保有目的が適切か、保有に伴う便益やリスクが資本コストに見合っているか等を具体的に精査し、保有の適否」の検証内容を開示すること、③議決権行使の具体的な基準を開示すること、さらに、補充原則として、④保有企業から政策保有株式の売却等の意向が示されたとき、売却等を妨げるような対応をとるべきでないことが追加された。

2-3. 補完的措置：スチュワードシップ・コード

CG コードと並ぶ企業統治改革の柱は、スチュワードシップ・コードであった。コード

⁹ 2010 年の開示規制の強化では、並行して、①マネジメント・アプローチの考え方（投資決定の単位毎に事業セグメントを認識する）に基づくセグメント情報の開示方法の変更、②株主総会における議決権行使の結果の臨時報告書による開示、③1 億円以上の報酬の個別開示の義務付けなどの重要な開示規定が導入された。

¹⁰ 開示規制の構造については、加藤 (2019) が詳しい。

は、機関投資家に企業経営の積極的な関与(エンゲージメント)を求め、政策保有株の削減は、適切な現預金保有と並んで、機関投資家の議決権行使の主要な対象となった。各機関は、2010年代を通じて、数値基準を明示して適切な政策保有の水準について直接の目標を示すことはなかったが、政策保有比率の高い企業は当然に精査の対象となることが示された¹¹。例えば、第一生命は、議決権行使に関する数値基準は示していないが、スチュワードシップ活動において、政策保有株を多く保有している場合、保有の合理性検証に関する枠組みについて説明を求め、意見交換するとしている¹²。このように、内外の海外機関投資家も政策保有株が、資本効率の低下、資本市場の圧力の緩和につながっているという問題意識を強めており、保有理由の明解な説明が必要となった。

さらに、2016年から年金積立金管理運用独立行政法人(GPIF)が委託先投資家審査の重要項目として、エンゲージメントのウエイトを従来の10%から30%に引き上げたが、その重要項目の一つに、政策保有株の評価が位置づけられた(Henderson et al. 2019)。こうした一連の措置は、企業が政策保有株の保有理由を説明するにあたって、外部株主からの圧力を強めたと見られる。

3. 政策保有株とは何か

3-1. 政策保有の実態

企業統治改革は政策保有株の保有にどのような影響を与えたのか。政策保有は、しばしば株式相互持合いと同一視されるが、あくまで保有企業側の概念であり、企業*i*の有価証券報告書に記載の「保有目的が純投資目的以外の目的である投資株式」保有を指す。

ところで、CGコードの英語版は政策保有株に Cross shareholding の語をあてている¹³。CGコードの開示規制の主たる動機が、持合い関係の解消にあることを示唆するという意味で興味深い。保有側の行動を示す政策保有は、保有側と保有対象の株式保有関係を示す「相互持合い」とは同じでない。政策保有株のうち持合い関係が確認されるは、2011～

¹¹ 政策保有株の保有水準が、議決権行使の基準となったのは、2021年からであった。例えば、ISSは、政策保有株が自己資本の20%を超える企業の経営トップである取締役の選任に原則として反対を推奨する、としている。

¹² 第一生命のスチュワードシップ活動について2016年度版より。(https://www.pfa.or.jp/kanyu/shiryo/stewardship/files/stewardship_281101_6.pdf)

¹³ Japanese CG code (principle 1.4), https://www.fsa.go.jp/en/refer/councils/corporategovernance/20150306-1/01.pdf

2019 年の政策保有延べ件数 125 千件のうち 68 千件、54.7%にあたる。つまり、政策保有の主体と対象企業との間には、少なくとも半数以上で持合い関係がみられる。しかも、集計は、すべての持合い関係を補足できていないので、この割合は、持合い関係の最低値と理解できる。

以上の点を前提に、まず、この企業統治改革以前の政策保有の実態を、相互持合いと比較しつつ確認しておこう。表 1 は 2012 年時点の政策保有株の状況に基づいてグループ分けした企業群の各変数の平均値を示している。

==表 1==

1) 政策保有の状況を、政策保有計上額/総資産で捉えると、平均 4.2% (中央値 2.9%) である。上位 75%の閾値は 5.9%、上位 95%の閾値は 12.8%である¹⁴。総資産に対する現預金の比率の平均値が 15.5%であることと比較すると、政策保有株は現預金の約 4 分の 1 に匹敵する。4 つのグループに分けた場合、最大のグループの平均値が 10.3%であるのに対して、最小のグループの平均値は 0.3%であり、保有状況は大きな分散がある。なお自己資本(純資産)との関係でみれば、政策保有株/自己資本は、平均値 9.8%、中央値 6.3%である。

2) 次に、政策保有比率と実際の資本効率の関係をみると、政策保有比率の下位 4 分位の企業群の ROA 8.2%に対して上位 4 分位のそれは 5.1%であり、この差 3.1%は統計的に有意である。同様に、政策保有比率の最も高い企業群のトービンの Q, 0.97 は、最も低い企業群の 1.24 に比べて 0.27 の差があり、この差は有意である。以上の傾向は、発行株式に占める持合比率の分位別の結果(パネル B)ともほぼ同じあり、Ikeda et al. (2018)が示したように株式の政策保有や持合いが、資本効率を引き下げていることが相関のレベルではあるが明確に確認できる。

3) さらに、政策保有比率の高い企業は、投資比率が低く、DE レシオは低い傾向がある。投資比率の高さが、積極的な投資を、DE レシオが財務的なリスクテイクを示す指標であると考えれば、政策保有比率が高い企業の行動が保守的傾向であるという見方は、相関関

¹⁴ 2012 年の東証 1 部上場企業を対象に、この政策保有比率の産業別をみると、倉庫・運輸、繊維、ゴム、食料品、窯業で高く、小売業、サービス業、不動産業、陸運業、電気・ガス業では相対的に低い。

係が明確に存在するという限りでは正しく、政策当局が、企業統治改革による成長の促進の観点から政策保有株に注目したのは理由のないことではない。

3-2. 少額相互保有とブロック保有

これまで事業法人の株式保有の実態について、自社の総資産や株式保有ポートフォリオに置ける比重も、投資対象企業に対するステークもほとんど明らかになっていなかった。本研究は新たなデータベースの構築することによって、その実態への接近を試みる。

Edman and Holderness (2017) に従えば、保有主体の投資対象企業に対するモニターのインセンティブは、①相手企業の発行株に占めるシェア(α_j)、②投資額($\delta_j = \alpha_j * V_j$)が保有主体の総資産に占める比重($\Delta_j = \delta_j / A_i$)、③投資主体の政策保有ポートフォリオに占める比重($\rho_j = \delta_j / \sum \delta_n$)によって規定される。

==表 2==

表 2 は、企業統治改革以前の 2011 年について、この見方に従って、3 つの指標の分布を整理した。第 1 に、保有企業 i の保有額の保有対象 j の発行株の占める比率 α を見ると、平均は、0.42%(中央値 0.1%)であり、 α が 1%未満の保有に留まる少数保有のケースが、118,000 件、全体の 89.9%を占める。これに対して、 α が 1~3%を占めるケースは 9,065、3%を超え 20%までのケースは、3,529 件存在する。なお、このうち政策保有株として 15%以上のケースは 24 社と少ない¹⁵。

第 2 に、1 銘柄当たりの保有規模(Δ_j)、つまり、当該銘柄の保有主体の総資産に占める比重は、平均値 0.25%(中央値 0.09%)であり、総資産の 1%未満のグループに著しく偏った分布を示す。約 12 万 5000 件のうち 11 万 8000 件がそれにあたり、94.6%を占める。1 銘柄で総資産の 1~3%を占めるケースは、5,482 件、3%以上が 1,289 件となる。

最後の銘柄が政策保有ポートフォリオに占める比重(ρ_j)は、保有規模(δ_{ij})を所与とした時、この比率が低ければ、リスクが分散されているから、コミットメントが低く、逆に高ければ、リスクが上昇して、コミットメントの誘因は高まる。この ρ の、平均 4.4% (中

¹⁵ なお、 α が 15~20%の範囲の持ち分法適用会社が 89 社あるから、保有側は、 α が 15%を超えると、持ち分法を適用して「関連会社」に位置づける傾向があることがわかる。

央値 1.6%) である。ただ、分布は、低い p に大きく偏っており、保有銘柄の 90% が 10% 以下の p である。反面、20% を超える銘柄も、6000 近くにあり、これらに対して保有側強い、コミットメントの誘因をもつ。

以上のように政策保有の大部分は、保有資産規模が小さく、リスクの分散された少額の投資からなり、また、保有対象企業側からみるとステークの小さな (α の低い) 株主からなっていた。しかし、これが集合することによって、保有側にとって無視しえない資産規模、発行側からは重要な安定株主の位置づけが与えられていたこととなる。

しかも、同時に、政策保有株の一部は、保有側が十分な影響力を行使でき (α が高い)、こうした関与・モニターにインセンティブを提供するに十分な投資額 (Δ が大きい)、あるいは、自らのポートフォリオにおける比重が高いという意味でブロックホルダーと言える特質を持つケースも存在することが重要である¹⁶。この政策保有株のうちのブロック保有は、件数では少ないものの、上記の簡単な整理からも明らかな通り、その比重は無視できない。これらの相違が、政策保有株の売却行動にどのような影響を与えるかが以下の主題の一つとなる。

4. 企業統治改革と政策保有株売却の動向

4-1. データ：政策保有の売却をいかに特定するか？

どのような企業が、いかなる特性をもつ政策投資銘柄を売却しているのか明らかにするためには、企業 i の投資対象銘柄(企業 j) 毎の売却行動が分析可能なデータが不可欠である。このために、本稿では、SMBC 日興証券・産業調査部の協力を得て、2010 年 3 月以降に開示された各企業の政策保有株の保有状況に基づいて、政策保有株の保有企業と被保有企業、例えばトヨタ自動車（保有企業）- パナソニック（被保有企業）を観察単位とした包括的なデータベースを作成した。トヨタ自動車とパナソニックは相互に株式を保有しているが、この場合はトヨタ自動車（保有企業）- パナソニック（被保有企業）、パナソニック

¹⁶ この後者のブロック所有の動機は多様である (Allen and Phillip, 2000)。この動機がどのような特性を持つかの解明は、本稿の主題ではないが、大別して、1) モニター、モラルハザードの阻止の阻止を動機とする場合で、例えば、スピンオフした後、親会社の保有が残る、M&A 準備の買い手が部分的に保有する (Toe hold) ケース、2) 非対称情報の解決を動機とする場合で、例えば、財務危機に陥った企業に対して、すでに取引関係があり情報面で優位に立つ、企業が第三者割当に応ずるケース。3) 戦略的提携・取引関係の強化を動機とするケースで、たとえば、共同事業を強化するために株式を保有するケースである。

(保有企業) - トヨタ自動車 (被保有企業) の二つのデータが存在することになる¹⁷。本研究ではこのようなデータを、東証 1 部上場 (金融業に属する企業を除く) を対象として、2011 年から 2019 年まで収集した。2011 年の対象となる東証 1 部上場企業は 1,555 社であり、このうち 1,130 社が少なくとも 1 銘柄の政策保有株を保有していた。保有状況を開示しているこれらの企業の平均保有銘柄数は 12.2 銘柄であり、この結果、本データベースの観察数は約 1100 社×12 銘柄×9 年 (2011 年から 2019 年) で約 12 万件となる。売却の定義、データの作成手続きについて、詳しくは Appendix を参照されたい。

4-2. 売却行動の特徴

売却率

まず、2010 年以降の日本の上場企業の政策保有株の売却率 (各年に保有銘柄を前年度保有分の 100 分の 1 以上売却する確率) のトレンドを整理した表 3 を通じて、CG コードの導入を中心とする企業統治改革の影響に接近してみよう。

== 表 3 ==

全サンプルで見ると、各銘柄の各年の売却率は 2011~14 年の平均 4.7% から CG コードが導入された 2015 年に 6.7% に上昇し、さらに同コードの改定された 2018 年にはもう一段上昇して、19 年に 9.4% に達した (パネル A)。

政策保有株は、企業 i のみが企業 j 株を保有する一方的保有と、企業 i の保有に対応して、企業 j が保有する相互持合いからなる。本データベースでは、既述の通り政策保有銘柄のうち一方的な所有が 46%、残りの約 54% の銘柄には相互持合い関係が確認される。

売却率は、予想されるように一方的保有の方が全保有株平均に比べて高く、2011~14 年 6.5% から CG コード導入後の 15 年に 8.3% に上昇した (パネル B)。他方、持ち合い関係のある場合は、毎年の売却率は、一方的所有に比べて低く 2011~14 年にはわずか 3.1% に留まった。しかし、CG コード導入後の 15 年には、5.3% に上昇し、さらに 19 年には 8.5%

¹⁷ 政策保有株の保有状況の全貌の解明は、2010 年以降に開示ルールの変更により初めて可能となった。それ以前に、この主題を扱った Miyajima and Kuroki (2007) は、各社の大株主名簿 (企業によって 10 から 30 社で一致しない) から名寄せして保有関係を特定したが、30 位以下の事業法人の保有は捉えられていない。

まで上昇し、上昇のテンポは一方的保有よりも早い(パネル C)。

このように、CG コードの導入ならびに、その後の改訂を契機に、政策保有株の売却は促進された。また売却率の上昇は一方的保有よりも持ち合い関係が見られる場合の方が大きく、CG コードの施行によって、それまでは売却されにくかった持ち合い株も売却されるようになった。

保有銘柄

図 2 は 2010 年時点で政策保有銘柄 10 以上を保有する企業の保有銘柄数を 2010 年時点の保有数で割った指数の推移を示している。定義上 2010 年が 100 となる指数は年々低下し 2019 年までに約 17%削減されている。特に CG コードが導入された 2015 年から銘柄売却のテンポは加速し、2014 年から 2016 年にかけては約 5%銘柄数が減少している。

== 図 2 ==

総資産に占める政策保有株の比重の変化

では、以上の銘柄レベルで見た売却の進展は、企業の政策保有比率（政策保有計上額/総資産（ $\sum \Delta_{ij}/A_i$ ））をどの程度引き下げたか。政策的な期待は、資産構成面では、売却による政策保有比率の低下である。ところで、そもそも売却の効果は、期初に一定の政策保有株の残高があることを前提とする。そこで、東証 1 部上場（金融業除く）のうち、2010 年次点で 10 銘柄以上保有していた企業が対象として、政策保有計上額/総資産の単純平均推移をみると、2013 年の 3.83%に対して 2018 年は 3.58%であり、一見低下は僅少に見える。しかし、政策保有計上額/総資産は、政策保有株の時価に依存するため、株価（TOPIX）が上昇した 2014 年の 4.96%を基準としてみると、2019 年の 3.58%は 3 割弱減少していることがわかる。企業統治改革による政策保有株の促進は、政策保有計上額/総資産の実質的な減少をもたらしたとみることができる。

== 図 3 ==

法人保有比率へのインパクト

金融庁が、政策保有株を Cross shareholding と英訳したように、CG 改革による政策保有株売却の促進は明示的ではないにせよ日本企業も持ち合い構造の解体を企図していた。

投資対象銘柄の売却（保有比率 α_{ij} の低下）が、対応した j 企業の企業 i との持ち合いの解消を介して、企業 i の所有構造における事業法人の保有比率の低下が進展することであろう。そこで、その他法人保有比率（法人保有・発行株）から、その分子の内数である持ち分法適用会社、親会社と、創業家資産管理会社の保有比率を除いて政策保有株のみを分子とした、「法人保有比率」（以下、これを μ と呼ぶ）を推計すると、改革の始まった 2015 年以降も予想に反して低下せず安定的である。2019 年の 12.7% は、2010 年代前半とほぼ同水準である（パネル B）。

要するに、安倍政権による企業統治改革は、政策保有の売却を増加させ、上場企業の保有銘柄数を 17% 程度、総資産に占める政策保有株の比重を 30% 程低下させた。しかし、その反面、法人優位の保有構造は必ずしも大きく変化していない。この結果をいかに統合的に理解すればよいのか。

5. 政策保有株売却の決定要因

5-1. 基本モデル

前節で示したように企業統治改革に伴い政策保有株の売却は進んだ。では、どのような特性を持つ企業が、どのような特性の投資銘柄を売却したのか、また企業統治改革がいかなるメカニズムを通じてそれを促進したのか。この点を解明するのが本節の課題である。そのために、前節で説明したデータベースを利用して、政策保有株の売却を従属変数とした固定効果 Logit 分析を行った。推計モデルは、以下の通りである。

$$S_{ijt} = F(X_{it}, X_{jt}, CG_{it}, CG_{jt}, CR_{ijt}, BR_{ijt}, \alpha_{ijt}, \Delta_{ijt}, \rho_{ijt}, Y_t, \delta_i, \varepsilon_{ijt})$$

従属変数である S_{ijt} は、売却が確認された場合に 1 を取るダミー変数である。なお政策保有株の売却があったかどうかは開示されてない。そのため、本研究では当該年度と前年度の保有状況を比較して、売却の有無を確認した（手続きの詳細は appendix を参照）。

X_{it} は保有企業 i の財務的特性、業績を表す変数であり、総資産、有利子負債-株主資本比率、現預金保有、ROE、トービンの Q の 5 つを採用した。 X_{jt} は、保有対象の企業 j の財務的特性、株式銘柄としての特性を示す説明変数であり、総資産、企業年齢、ROE、トービンの Q 、株価のボラティリティ（リターンの 36 か月の標準偏差）、売買回転率を採用した。トービンの Q と株価のボラティリティと売買回転率は株式市場における当該銘柄の特

性を示す変数であり、保有企業の売却銘柄選定に影響を与えられられる。

CG_{it} と CG_{jt} は、保有側、被保有企業のコーポレートガバナンスの状況を表す変数であり、社外取締役の人数と海外機関投資家の持株比率を採用した。

CR_{ijt} は株式持ち合いの有無を示すダミー変数である。もし企業 i による企業 j 株保有に関して、企業 j が企業 i を保有するという相互持ち合い関係が確認出来た場合、このダミー変数は 1 をとる。

BR_{ijt} は、企業 i と企業 j の事業上のつながりの有無を示すダミー変数である。政策保有株の保有目的の多くは、取引上の関係を維持するためとされている。そのため、事業上のつながりの強い銘柄を売却せず、つながりの弱い銘柄から売却すると考えられる。本研究では企業間の事業上のつながりを把握するために産業連関表の逆行列係数を利用した。逆行列係数はある産業において生産 1 単位を行うために、直接・間接に必要とされる他の産業の生産増加の水準を示しており、逆行列係数が大きいほど、産業間の繋がりが強いと考えられる。本研究では企業 i の属する産業と企業 j の属する産業の逆行列係数のうち、大きい方が 0.03 を下回る場合に、両企業の事業上のつながりが弱いと考え、 BR_{ijt} は 1 をとる。この場合、約 3 割の政策保有において事業上の繋がりが弱い、と見なすことになる。なお、この閾値を変更して、約 2 割、約 4 割の政策保有が事業上の繋がりが弱いと見なしても、結果は変わらない。

α_{ijt} と Δ_{ijt} と ρ_{ijt} は各政策保有銘柄の保有企業にとっての重要性を示す変数である。 α_{ijt} は j 社の発行株に対する i 社持ち株比率、 Δ_{ijt} は i 社の j 社株の資産計上額が総資産に占める比率、 ρ_{ijt} は i 社の j 社株の資産計上額が前政策保有株の資産計上額に占める比率を示している。 Y_t は年度ダミー、 δ_i は保有側 i 社の企業固定効果、 ε は誤差項である。

以上の変数の定義の詳細は、Appendix 1 を参照されたい。表 4 は変数の基礎統計を示している。

==表 4 ==

同様なデータベースを用いた円谷・古賀（2018）などのこれまでの研究と比較して、本研究の分析には、政策保有株の売却が本格化した CG コード施行以降のデータをカバーしている点、保有企業・被保有企業のガバナンスを明示的に考慮した点、保有主体のモニターのインセンティブを導入した点、両者の取引関係を考量した点、保有企業レベルの固定

効果を考慮した点にアドバンテージがある。

表 5 はベースとなる分析結果を示している。なお、固定効果ロジット分析においては限界効果を推計することが難しいため、表の示す係数は平均半弾力性を示す¹⁸。従って、各係数は説明変数が 1 ユニット変化した際に、売却確率が相対的に何パーセント変化するかを意味する。

==表 5==

保有企業の特性を示す変数 X_{it} では、DE レシオ、ROE の係数が統計的に 1%水準で有意に負であり、有利子負債の大きい企業、業績の低迷している企業ほど売却する確率が高かった。この結果は、政策保有株売却の意思決定に保有側企業の金融面の必要性が強い影響を与えていることを示唆している。

被保有企業の特性では、売買回転率の係数が統計的に 1%水準で有意に正であり、流動性が高く売却しやすい、売却が株価に影響を与えにくい銘柄が売却される確率が高かった。また企業規模、ROE の係数はいずれも有意に負であり、規模が小さく、業績の悪い銘柄の売却される確率が高かった。さらに、注目すべきは、ボラティリティの係数が有意に負であり、価格変動の大きな銘柄が売却される確率が高い点である。この結果は、2000 年代前後の銀行の保有株売却行動とは大きく異なる。ほぼ同様のモデルによる Miyajima and Kuroki (2007) による当時の銀行の保有株式売却の決定要因の推計によれば、ボラティリティの係数は負、トービンの Q の係数は正であり、銀行は不良債権処理のために優良企業から順に売却していた。これに対して、2010 年代の事業法人による政策保有株の売却では、ボラティリティが高く、企業業績が悪い投資対象としての質の劣る銘柄から売却されており、保有する政策保有株ポートフォリオの改善という観点から売却する銘柄が選択されていることがうかがえる¹⁹。

持ち合い関係を示すダミー変数の効果は、予想されるように 1%水準で有意にマイナスであり、持ち合い関係のある政策保有株の売却確率は、一方的保有の場合と比べて、売却確率は相対的に約 6 割も低かった。また保有側の持株比率 (α) を示す変数の効果はマイ

¹⁸ 平均半弾力性を推定するために本研究では統計ソフト Stata の aextlogit コマンドを利用した。

¹⁹ 保有企業に変えて、保有企業-年の固定効果を考慮した分析も行ったが、被保有企業の特性が与える影響はほぼ同様であった。

ナスに有意であり、保有比率が低い銘柄の方が売却確率は高かった。この結果は、保有比率が高く影響力を行使しやすい銘柄は売却されにくい傾向があることを示している。保有企業と被保有企業の事業上のつながりを示すダミー変数である BR_{ij} の効果は統計的に 1% 水準で有意にプラスであり、事業上のつながりが弱いと考えられる銘柄の方が売却される確率が高いことを示している。このように保有企業と被保有企業間の関係も売却の意思決定に強い影響を与えている。

5-2. 企業統治改革の効果

本節では 2015 年に施行された CG コードが政策保有株の売却行動に与えた影響を検証する。表 6 のコラム 1 は表 5 のコラム 3 の分析結果の年度ダミーの結果を示している。表 3 の基礎統計は 2015 年以降、売却率が高まったことを示していたが、保有企業、被保有企業、両者の関係をコントロールしても、その傾向は変わらない。年度ダミーの効果は年々大きくなっており、特に 2014 年から 2015 年にかけて大きく上昇している。

次に CG コードの施行が売却行動のメカニズムそのものを変化させたのかを検証した。そのために、前節での分析において有意な効果が見られた説明変数と CG コード施行以降に 1 をとる CG コードダミーの交差項を説明変数に加えた分析を行った。交差項の部分のみを抽出した結果は、表 6 のコラム 2 に要約されている。

== 表 6 ==

保有側企業の特性と CG コードダミーの交差項の効果はいずれも統計的に有意ではなく、CG コードの施行を契機に売却する企業の特性には変化は見られなかった。また、被保有側企業の特性との交差項も企業規模以外は統計的に有意ではなかった。

他方で、CG コードの施行によって、両者の関係を示す変数が売却の意思決定に与える影響は大きく変化した。その中でも最も注目すべきは、持ち合い関係を示すダミー変数と CG コードダミーの交差項の効果が統計的に 1% 水準で有意にプラスである点である。この結果は、これまで売却されにくい傾向のあった持ち合い関係にある政策保有株の売却が一方的保有の売却よりも、CG コード施行以降促進されたことを示している。具体的には他の要因を一定として、2015 年でみると一方的保有の売却確率が 2011 年と比較して 2 倍となったのに対して、持ち合い関係が見られる政策保有株の売却確率は約 2.4 倍となってい

る。

持株比率（ α ）と CG コードの交差項の効果はマイナスに有意、保有企業と被保有企業の事業上のつながりを示すダミー変数の効果はプラスに有意であった。これらの結果は、CG コードの施行に伴い増えた政策保有株の売却が、持株比率の低い政策保有株、事業上のつながりの弱い企業との政策保有株であったことを示唆している。

このように CG コードの施行は政策保有株の売却を促進しただけでなく、売却銘柄の選定メカニズムも変化させた。持ち合い関係がある政策保有株はこれまで売却されにくい傾向が見られたが、CG コード施行以降はこの傾向が明確に弱まっており、CG コードは持ち合い株の売却を促進したと評価することができる。また、これまで保有比率や事業関連は売却の先の選定に影響を持たなかったが、CG コード施行は、ブロックホルダーとして影響力を行使できるか、取引関係が強い場合には、保有を維持し、そうでない場合、売却を進めるという選定方針を企業が明確とし、さらにその方針に従って売却を進める重要な契機となった。CG コードの施行は、この意味でも、企業の政策保有株ポートフォリオの合理的なリバランスを促進する重要な契機となったといえることができる。

6. コーポレートガバナンスの効果

6-1. 社外取締役、海外機関投資家の効果

CG コードは取締役会で政策保有株の経済合理性を毎年検証することを求めた。多くの先行研究は取締役会の意思決定に社外取締役の存在が強い影響を与えることを示している。例えば、Weisbach (1988)は社外取締役が取締役会の半数以上を占める企業では業績悪化時に経営者が交代させられる可能性が高くなることを示し、社外取締役が経営者に対するモニタリングの役割を果たしていることを示した。日本でも、Miyajima et al. (2018)が、社外取締役が同様な役割を果たしていることを示している。政策保有株、とくに持ち合い関係がある場合、売却すると相手企業も保有している政策保有株を売却し、友好的な安定株主を失う恐れがある。実際、多くの持ち合い株の売却の発表において、同時に相手企業の売却が発表されている。本研究のサンプルでも持ち合い関係にある政策保有株が売却された場合、約 4 割のケースで 2 年以内に相手も政策保有株を売却している。そのため、経営者は政策保有株の売却を躊躇する可能性がある。これに対して、社外取締役には合理性のない政策保有株を売却するように経営者に促すことが期待されている。もし社外取締役がこの役割を果たしているのならば、社外取締役の存在は政策保有株の売却、特に持ち合い

関係がみられる政策保有株の売却を促進すると考えられる。

しかも、このような社外取締役の役割は、保有側企業に留まらず、被保有側企業においても見られる。政策保有株を売却する際、保有企業は被保有企業に売却を打診し、了解を得てから売却するというプロセスが広く観察される。そのため、売却においては被保有側企業の承諾が事実上不可欠である²⁰。この売却の打診に対しても、社外取締役は経営者に受諾を促すことが期待できる。それゆえに、被保有企業における社外取締役の存在も政策保有株、特に持ち合い関係が見られる政策保有株の売却を促進すると想定される。

社外取締役に加えて、海外機関投資家の株主として存在も政策保有株の売却を促進している可能性がある。既述の通り CG コードと前後して導入されたスチュワードシップ・コードは、機関投資家の投資先企業に対する積極的なエンゲージメントを求め、そのエンゲージメントの主要な議題の一つは政策保有株であった。

実際に社外取締役や、海外機関投資家の存在が政策保有株の売却に影響を与えたのかを検証するために、 CG_{it} と CG_{it} に当たる変数として、社外取締役人数と海外機関投資家の持株比率を説明変数に加えた分析を行った。表7のコラム1はその結果を示している。

==表7==

社外取締役の効果は保有企業、被保有企業ともに統計的に有意に正であった。CG コードで求められた社外取締役2名の選任は、保有企業で相対的に約1.5割売却確率を増加させ、被保有企業で相対的に約1.4割売却確率を上昇させている。この結果は、保有企業における売却の決定、被保有企業における売却の承諾において、社外取締役がこれを促す方向で役割を果たし、社外取締役が政策保有株の売却を促進していることを示している。

一方で、海外機関投資家持株比率の効果は統計的に有意ではなかった。これは、機関投資家の保有比率が相反する効果をもつためである可能性が高い。機関投資家保有比率は、一般に、資本効率の低下、経営者のエントレンチメントの上昇につながる政策保有株の売却を促進する圧力となるが、反面、機関投資家の保有比率が高い場合、あるいは、それが

²⁰この点で、2018年のCGコードの改訂が、補充原則の1-4①として、あらたに「上場会社は、自社の株式を政策保有株式として保有している会社（政策保有株主）からその株式の売却等の意向が示された場合には、取引の縮減を示唆することなどにより、売却等を妨げるべきではない。」が追加された（東京証券取引所『コーポレートガバナンス・コード～会社の持続的な成長と中長期的な企業価値の向上のために～』2018年6月）が重要である。

有意に上昇した場合、その脅威を緩和するため、投資先企業の自社株売却につながる政策保有株の売却を回避する可能性がある。実際、固定効果モデルではなくプールモデルを用いた分析では、海外機関投資家の保有比率は売却確率に対して有意に正の効果を持っており、高い海外機関投資家保有比率が、売却の促進要因であることを示している。他方、海外機関投資家持株比率の大きな変化は売却確率に対して、十分に有意ではないが負の効果を示しており、海外機関投資家の有意な増加を、経営者が「脅威」と理解して、売却を抑制している可能性がある。この 2 つの相反する作用の結果、先の結果が得られたものと推定される。

次に、社外取締役の売却促進効果はとくに持ち合い関係にある政策保有株においてより強いと考えられるが、実際にそうであるかを検証するために社外取締役人数と持ち合い関係の有無を示すダミー変数の交差項を説明変数に加えた分析を行った。結果は表 7 のコラム 2 に示されている。

交差項の効果は、保有側、被保有側ともに統計的に 1%水準で正に有意であった。社外取締役 2 人の選任の効果は、保有側で相対的に約 1.6 割、被保有側で相対的に約 1.2 割持ち合い関係の見られる政策保有株の売却確率を高めていた。これらの結果は、売却することによって相手も売却し友好的な安定株主を失う可能性のある持ち合い関係の見られる政策保有株の売却を社外取締役が促進していること、そして、そのような売却を受諾することを社外取締役が促進していることを示しており、社外取締役が持ち合いの解消に貢献していることを示している。なお海外機関投資家に関しても同様な分析を試みたが、その効果は有意でなかった。結果は表 7 コラム 3 に示されている。

6-2. CG コードに伴う社外取締役の増員の効果

前節の結果は社外取締役が政策保有株の売却に影響を与えていることを示唆する結果であったが、その因果関係は不明確である。例えば、政策保有株を売却しようとしている企業が、同時に社外取締役の選任を進めた可能性なども考えられる。そこで本節ではその因果関係をより明確にするために、2015 年の CG コード施行に伴う社外取締役の増員に着目した分析を行った。この分析を行うもう一つの理由は、2015 年に大きく増加した政策保有株の売却に、CG コードに伴う社外取締役の増加が寄与していたのかを検証するためである。東証の調査によると東証 1 部上場企業の社外取締役の平均人数は 2014 年の 1.79 人が 2016 年には 2.43 人に大きく増加し、社外取締役の人数が 1 名以下の企業の比率は 65.7%

から 15.1%に激減している。もし CG コード増加に伴う社外取締役の選任が政策保有株の売却確率を増加させていたのであれば、CG コードの政策保有株の見直しを求める原則だけでなく、複数の社外取締役の選任を求める原則も政策保有株売却を促したと考えることができる。

上記の点を検証するために、CG コード施行前の 2014 年時点で社外取締役が 1 名以下であった場合に 1 をとる CG コード未達ダミーを作成し、このダミー変数と CG コードの実施後に 1 をとる CG コードダミーの交差項を説明変数に新たに加えたロジット回帰分析を行った。2014 年時点で社外取締役が 1 名以下であった企業は CG コードの実施に伴い、その原則を満たすために社外取締役を増員する必要性が生じ、実際にほとんどの企業が社外取締役を新たに選任した。つまりこのグループは CG コードの実施という外生的な規制を満たすために社外取締役を新たに選任した企業群と考えられる。このグループと 2014 年時点ですでに社外取締役を 2 名以上選任し、CG コードの社外取締役人数に関する規制の影響を受けなかった企業グループを比較することによって、社外取締役の政策保有株売却に対する因果的効果、CG コードの社外取締役選任を求める原則の効果により厳密に接近することができる。分析の対象期間は CG コードの実施の前後 3 年である 2012 年から 2018 年とした。主な結果は表 8 のコラム 1 に示されている。

==表 8==

CG コード未達ダミーと CG コード以後ダミーの交差項の効果は保有側、被保有側ともにプラスに有意であった。この結果は CG コード実施前の時点で社外取締役人数が 1 名以下であり、CG コードに伴い社外取締役を選任せざるを得なかった企業群の方が、社外取締役を 2 名以上選任し、CG コードの影響を受けなかった企業群よりも CG コード実施後に政策保有株の売却確率が高まったことを意味し、CG コードに伴う外生的な社外取締役の選任が政策保有株の売却を促進したことを示している。

また前節の結果は、社外取締役の効果が特に持ち合い関係が見られる政策保有株において強かったことを示していたが、この点に関しても同様に検証した。そのために、CG コード未達と CG コード以後ダミーと持ち合いダミーの 3 重交差項を説明変数に加えた分析を行った。

分析の結果は表 8 のコラム 4 に示されている。保有企業の 3 重交差項の効果はプラスに

有意であり、CG コードの実施に伴う社外取締役の選任が特に持ち合い関係にある政策保有株の売却を促したことを示している。一方で、CG コード未達ダミーと持ち合いダミーの交差項の効果はマイナスに有意であった。これらの結果は、2014 年以前の時点では社外取締役の選任が遅れていた企業群は、社外取締役の選任が進んでいた企業よりも、持ち合い関係がみられる政策保有株の売却に後ろ向きであったが、CG コードにより社外取締役の選任が進んだ結果、この差が緩和されたことを示している。被保有側企業の 3 重交差項の効果は、CG コード未達ダミーと CG コード以後ダミーの効果が引き続きプラスに有意であった一方で、3 重交差項の効果は有意ではなく、CG コードに伴う社外取締役の選任がとくに持ち合い関係が見られる政策保有株の売却を促進した、という結果は得られなかった。コラム 2 と 3 は、サンプルを持ち合い関係が見られる場合と見られない場合に分けた分析の結果を示しており、持ち合い関係が見られるサンプルにおいてのみ、CG コード未達ダミーと CG コード以後ダミーの交差項は有意な効果を持っており、コラム 4 の結果と整合的である。

このように社外取締役の存在は、特に持ち合い関係が見られる場合、政策保有株の売却を有意に促進していた。そして、このような効果は保有側だけでなく、被保有側でも見られた。社外取締役の選任は CG コードを契機に進んでおり、2015 年以後の政策保有株売却の増加の一因は社外取締役の選任が進んだからと考えられる。企業統治改革による社外取締役の導入の実質的な効果については、これまで否定的な実証結果が多かったが²¹、CG コードによる社外取締役の増加は、政策保有株の売却促進について有意な効果を及ぼしたと評価できる。

6-3. 政策保有株の保有状況の影響

6-1 節で示した様に、政策保有株の売却における銘柄選定において、保有比率が高い銘柄ほど売却しない傾向にあり、事前の保有状況が銘柄選択に影響を与えていた。一方で、各銘柄の貸借対照表の計上額の総資産や全政策保有株計上額に対する比率の効果は有意なものではなかった。本節ではこの点をより詳細に検証するために、連続変数に変えて、持株比率、各銘柄の計上額/総計上額、各銘柄の計上額/総資産について、その大きさに基づ

²¹ CG コードによる独立取締役の導入効果については、パフォーマンス・企業行動を見る限り明示的ではない（宮島・齋藤, 2021; Morikawa, 2020）

いて 5 等分して 5 つのグループを作成し、それぞれにダミー変数を振り、非線形の関係を考慮した分析を行った。既述の通り、Edmans and Holderness (2017)の整理によれば、保有側の保有対象企業に対する関与のインセンティブは、(1)企業 j の発行株数に占める、企業 i の保有株の割合に強く依存し、さらに、(2) 企業 i 株の保有額自体が自社の資産に占める比重(Δ)や、(3) 保有企業 i の政策保有株ポートフォリオにおけるウェイト(ρ)によっても影響を受ける。

==表 9==

表 9 コラム 1 から 3 は上記 (1) から (3) の指標に関する分析結果を示している。4 つのグループのダミー変数はいずれの分析においても 1%水準で有意であり、最も比率の低いグループと比較して統計的に 1%水準で有意に売却される確率が低いことを示している。逆に言うと、この結果は、株式保有比率、政策保有株ポートフォリオに占める比率、総資産に占める比率のいずれにおいても、5 分位で最小のグループがそれ以外のグループよりも売却確率が相対的に高い。係数を見ると持株比率の場合、2 番目に小さいグループと比較すると最小のグループは相対的に約 3 割も売却確率が高く、最大のグループと比べると約 6 割売却確率が高い。

政策保有株ポートフォリオに占める比率、総資産に占める比率でみた場合も同様に 2 番目に小さいグループと比較すると最小のグループは相対的に約 3 割売却確率が高く、最大のグループと比べると約 5 割売却確率が高い。これらの結果は、政策保有株の売却が保有規模の小さい銘柄を中心に行われていることを示している。これは CG コードなどにより政策保有銘柄の売却が進み、図 2 の通り保有銘柄数が 2 割ほど減少する一方で、図 3 の通り株式に占める政策保有株の比率が 1.2 パーセンテージポイント（相対的に約 8%）しか減少していないという事実と整合的である。つまり各企業は保有比率が低い、計上額が小さい銘柄から優先的に売却していた。そのため、保有銘柄数が減少する一方で、政策保有株の持株比率はそれほど下がらないと推定される。

コラム 4 から 6 はそれぞれのグループのダミーと社外取締役人数の交差項を説明変数に加えた分析結果を示した。前節までの結果が示すように、社外取締役は一方的所有と比べて売られにくい政策保有株の売却を促進していた。保有規模の大きい銘柄は、保有の合理性がなくても被保有企業も大規模に保有側の株を保有しており、売却すると自らも大きな

安定株主を失う可能性がある。このような場合、経営者は規模の大きな政策保有株の売却をより避けようとするかもしれない。これに対して、社外取締役が合理性のない政策保有株の売却を促進する役割を果たしているのであれば、社外取締役の存在は大規模な保有であっても合理性のない政策保有株の売却を促進すると考えられる。分析結果はこの見方を支持するものであった。ポートフォリオに占める比重（ ρ ）と総資産に占める比率（ Δ ）の上位 2 グループと社外取締役人数の交差項は 1%水準で統計的にプラスに有意であり、社外取締役の人数が多い企業ほど、規模の大きな政策銘柄も売却される確率が高いことを示していた。一方で、保有比率との交差項の効果は有意ではなく、社外取締役が多いほど、保有比率が高い銘柄も売却が進むという傾向は見られなかった。

7. 売却の経済的効果

7-1. 政策保有株の売却の状況

本節では、政策保有株の売却を通じて各企業がどの程度資金を得たのか、また、得た資金をどのように利用したのかを検証する。そのためには、各社の売却額が不可欠であるが、それが公表されるのは、2019 年度からである。そこで本研究では、2018 年度まで各年度に売却した株式数に年度末株価を乗じた金額を各銘柄の売却額とし、複数銘柄の売却があった場合は各銘柄の推定売却額を合計することによって、売却した企業が得た金額を推定した²²。より詳しい売却額の推定方法、ならびにその限界については Appendix を参照されたい。

表 10 は 2011 年時点で東証 1 部に上場していた企業（金融業に属する企業を除く）の各年度の政策保有株売却により得た資金の合計額を示している。それによると、2011 年度に東証 1 部に上場していた企業 1555 社が政策保有株の売却により得た資金の合計額は 4350 億円であった。CG コードの施行により売却が増加した 2015 年度には売却額の合計は 7492 億円と増加し、2019 年度には 1 兆 1427 億円に達した。同表には同じ企業群の各年度の株式の発行により得た収入、配当、自社株、配当と自社株買いの合計値も示している。これによると 2011 年から 2019 年度の政策保有株の売却額の合計値は、株式発行により得た収入の約 8 割に達し、ほぼそれに匹敵する資金を獲得したことになる。一方で、同期間の自

²² 政策保有株の売却より得た金額は 2019 年度に開示が義務付けられた。Appendix において開示された額と本研究の推定額の比較を行っている。

社株買いの合計値は約 30 兆円であり、政策保有株の売却により得た資金はその 21%に相当する。

==表 10==

以上は各企業、各年の売却額の集計値であったが、次に各企業の売却の実態の変化を見ていく。表 11 は各年度に政策保有株を売却した企業の売却銘柄数、売却額を示している。なおある程度の政策保有株を事前に保有していることが前提となるため、同表は 2010 年時点で 10 銘柄以上の政策保有株を保有している企業に対象を限っている。1 銘柄でも政策保有株を売却した企業の比率は 2011 年の 21%からほぼ毎年上昇し、2019 年には 41%に達している。この傾向はここまで見てきたものと同様である。各年度に売却があった銘柄数の平均値は 2011 年の 1.8 銘柄、2014 年の 1.7 銘柄から CG コード以後は 2015 年に 2.1 銘柄、2019 年に 2.4 銘柄と増加しており、売却する企業が増えただけでなく、売却する銘柄数も増加している。そのため各企業が政策保有株を売却して得た資金も年々増加しており、売却額を総資産で割ることにより標準化した平均値は 2011 年の 0.16%からほぼ年々増加し、2019 年には 0.31%とおおよそ 2 倍となった。同数値の全期間の平均値が 0.26%であるのに対して、中央値は 0.09%であり、このことは多くの売却が小規模なものである一方で、一部大規模な売却が存在していることを示唆している。

==表 11==

7-2. 売却資金はいかに利用されたのか

それでは、政策保有株の売却によって得られた資金はどのように利用されたのだろうか。企業統治改革は政策保有株の売却により得られた資金が投資や M&A などのリスクテイク行動に繋がることを期待しているが、その期待は実現されたのだろうか。この点を検証するために、投資行動、株主還元、資本政策に対して政策保有株の売却が与える影響を、固定効果モデルを用いて推計した。分析モデルは以下の通りである。

$$OC_{it} = F(S_{it}, X_{it-1}, Y_{it}, \delta_{it}, \varepsilon_{ijt})$$

前節の分析が保有企業-被保有企業-年銘柄であったのに対して、本分析の分析単位は企業-年である。従属変数である OC_{it} は企業行動を表す変数であり、投資行動（設備投資/前年度末固定資産、（設備投資+現金買収支出額）/前年度末固定資産、研究開発費/前年度売上高）、株主還元（配当/自己資本、自社株買い/自己資本、配当+自社株買い/自己資本）、財務政策（現預金/総資産、有利子負債/自己資本）に注目した。 S_{it} は政策保有株の売却を表す説明変数であり、具体的には当年に政策保有株を 1 銘柄でも売却した場合に 1 を取るダミー変数、または売却した銘柄数、または推計売却金額/総資産である²³。 X_{it-1} は期首もしくは前年度の企業の特性を示すコントロール変数であり、具体的には総資産の対数値、営業 CF/総資産、トービンの q、DE レシオ、現預金/総資産、海外機関投資家持株比率、社外取締役人数である²⁴。 Y_i は年度ダミー、 δ_i は企業固定効果、 ε は誤差項である。主要な分析結果は表 12 に示されている。

==表 12==

コラム 1 から 3 は投資行動（設備投資、M&A、R&D）を従属変数とした分析の結果を示している。政策保有株売却ダミー、売却銘柄数、売却額/総資産のいずれを説明変数とした場合でもほとんどの分析においてその効果は有意なものではなかった²⁵。

一方で、政策保有株の売却は株主還元、とくに自社株買いに強い影響を与えていた。分析結果はコラム 4 から 6 に示されている。政策保有株の売却ダミー、売却した銘柄数、売却金額の効果は一貫してプラスであり、とくに自社株買いに対する効果は高い水準で統計的に有意であった。例えば、売却額/総資産が 1 標準偏差上昇すると、自社株買い/自己資本は 0.12% 上昇し、これは同比率の平均 0.86 の 14% にあたる。これらの結果は政策保有株の売却により生じた資金が投資ではなく、もっぱら自社株買いに使われていたことを示している。コラム 7 と 8 の結果もこの傾向を裏付けている。コラム 7 は現預金保有に対す

²³ 政策保有株の売却を表す変数に関して 1 期ラグを付けた S_{it-1} も説明変数を加えた分析も行ったが、基本的な結果は変わらなかった。

²⁴ DE レシオ、現預金/総資産が従属変数となる場合は、説明変数から除いている。

²⁵ 豊富な成長機会がある企業では政策保有株の売却資金が投資に利用される一方で、成長機会が乏しい企業では投資に資金向かっていないという可能性を考慮するために、政策保有株の売却を示す説明変数とトービンの q の交差項を説明変数に加えた分析も行ったが、交差項の効果はいずれもプラスに有意ではなく、そのような傾向は見られなかった。

る政策保有株売却の効果を示しているが、その効果は統計的に有意なものではなかった。

6-3.節の分析で示した様に多くの政策保有株の売却は極めて小規模である。しかし、実際に投資や株主還元に影響を与えるのはある程度売却額が大きいケースに限られると考えられる。この点を考慮するために、売却額/総資産を連続変数ではなく、ゼロの場合を除いてその規模によって5つのグループ分けた分析も行った。結果は表12のパネルDに示されている。株主還元や財務政策に対する効果を見ると最大規模のグループ²⁶の効果のみがプラスに統計的に有意であり、ほとんどのその他のグループの効果は統計的に有意ではなかった。このように、ほとんどの政策保有株の売却は小規模であるため、実際に企業行動に影響を与えているのはある程度大規模な政策保有株の売却があった場合に限られる。一方で、最大グループの効果は投資行動に対しては引き続き統計的に有意なものではなく、大規模な政策保有株の売却が場合でも、得られた資金が投資に利用されているという傾向は確認できない²⁷。

7-3. 資本効率と持合株式への影響

一連のコーポレートガバナンス改革において、政策保有の売却が追求された目的は、売却により得られた資金をリスクの伴う投資に回し、この成長を介してROEに代表される資本効率を向上させることであった。しかし、この点に関して、前節の結果が示すように売却資金が投資に使われているという傾向は現時点では確認出来なかった。しかし、売却は、それだけでなく、資本構成の変化（自己資本の圧縮）を介してROEを引き上げる可能性がある。しかも、政策保有の売却は、投資対象側の持ち合い株の売却を通じて、経営者を資本市場の規律から隔離している持ち合いの解消、コーポレートガバナンスの改善に貢献する可能性もあり、それは政策的に意図されたことであった。つまり、i社とj社間に持ち合い関係がある場合、i社が政策保有株を売却するとj社も売却し、結果としてi社の所有構造も変化することを想定していた。それでは実際にこのような想定通りに政策保有株の売却を進めた企業の発行株式に占める政策保有の割合は減ったのだろうか。

²⁶ 最大規模のグループの売却額/総資産の最小値は0.44%である。

²⁷ 売却額/総資産比率の高い企業群では、パネルDでは、十分な有意ではないが、政策保有の売却が現預金の増加をもたらしたことを示している。もっとも、この結果だけでは、政策保有の売却がフリーキャッシュの増大したのか、投資に備えた待機資金が増加したのかは判断できない。

最後に、この2点に接近する。表13は、2011年から19年までの各企業の累計売却額を総資産で標準化した指標を作成し、その5分位ごとの発行株式に占める政策保有株の比率の変化、ROEとROAとトービンのqの変化の平均値を示している。政策保有持株比率の変化は、2019年と2012年の差分である。ROEとROAとトービンのqの変化は2017～2019年の3年間の平均値から2011年～2013年の平均値を引いた差分である。

==表13==

政策保有株持株比率は、政策保有株の累積売却額が大きいグループほど、低下しており、累積売却額が最大のグループでは持株比率が2.6%減少していた。これに対して、累積売却額が最小のグループは0.7%しか減少しておらず、政策保有株の売却が相手企業の売却を促し、自社の所有構造に影響を与えていたことを示唆している。実際に、自社株の売却後に政策保有持株比率は低下している。表12の8行目は7-2節と同様な分析を、政策保有持株比率を従属変数として行った結果を示している。売却ダミー、売却銘柄数、売却額のいずれも統計的に1%水準で有意にマイナスとなっており、政策保有株を売却すると、売却した企業の株式も売られ、政策保有持株比率が低下することを示している。また、パネルDの結果が示すように、売却額に応じて5つのグループに分けると、7-2節の他の分析結果と同様に、大規模な売却においてのみ効果が確認できる。

一方で、ROE、トービンのqという資本効率、株式市場での評価は、累積売却額が大きくなるほど、高まるという傾向は表13からは見られない。この点をより厳密に検証するために、政策保有株の売却がROEやトービンのqに与えた影響を検証した。5節の結果が示すように政策保有株の売却はランダムに起きるものではない。そのため、政策保有株を売却した企業としなかった企業を比較した場合、内生性の問題が生じることになる。この内生性を少しでも軽減するために、本研究では売却前の観察可能な企業特性に基づいた傾向スコア・マッチングを行い、売却前後の業績の変化を比較検証した。また7-2節の結果が示すように、政策保有株の売却が資金配分などになんらかの影響を与えていたのは、売却金額が大きいケースに限られている。そのため、本節では7-2節のグループ分けと同様に政策保有株の売却がゼロの場合を除いた売却額/総資産をその大きさにより5つのグループに分けた際に最大のグループに含まれる売却の効果を分析した。

分析はカーネルマッチングと1社に対して3社を割り当てる最近傍マッチングを用いた。

なお産業と年度に関しては完全に同じものをマッチしている。またコモンサポートの外にあるサンプルは除外している。傾向スコアの計算にあたっては総資産の対数、DE レシオ、現預金/総資産、外国人機関投資家持株比率、社外取締役人数と売却前の検証する業績指標を用いた。業績指標に関しては ROE、ROE を構成する営業マージン（純利益/売上高）、総資産回転率（売上高/総資産）、財務レバレッジ（総資産/純資産）ならびに市場の評価を示すトービンの q を使い、売却 1 年前、2 年前の平均値から売却 1 年後、2 年後または 1 年後と 2 年後の平均値の変化を検証した。

==表 14==

表 14 は傾向スコア・マッチングの結果を示している。ROE に関しては、いずれのマッチング方法、いずれの期間を用いても政策保有株の売却後に ROE が向上しているという結果は得られなかった。次に ROE をデュポン分解し、営業マージン、総資産回転率、財務レバレッジに分解すると、政策保有株の売却は総資産回転率を統計的に有意に向上させていた。この結果は、7-2 節で示した結果と合致するものであり、政策保有株の売却により得た資金が主に自社株買いに利用され、資産が圧縮され、総資産回転率が向上したと考えられる。また、この結果は政策保有株の売却が売上高の低下にはつながっていないことを示しており、政策保有株の売却が取引停止などを起こす可能性があるという指摘とは合致しない。一方で、営業マージンと財務レバレッジに対する政策保有株売却の効果は有意なものではなかった。このように政策保有株の売却は総資産回転率の向上という形で資本効率を改善している。一方で、その向上効果は総資産回転率の平均値 1.05 に対して、0.02 程度と小さく、また営業マージンと財務レバレッジに対する有意な向上効果がみられないため、これらの集約である ROE においては統計的に有意な向上効果が見られなかったと考えられる。また、トービンの q に対する効果も有意ではなく、株式市場における評価が向上したという傾向も見られなかった。

このように政策保有株の売却は、他社の売却も促し、株式持ち合いの解消を促進させた。また、売却により得られた資金は自社株買いに利用され、その結果として総資産回転率を向上させるという形で資本効率を向上させた。一方で、その効果は ROE や株式市場における評価を向上させるほどには強力なものではなかった。

8. 結びに代えて

2010 年代半ばからの日本の企業統治改革は、開示規制を通じて、相互持合い中心の株式所有構造の改革を目的とした点に、21 世紀初頭以来世界的に進展していた企業統治改革に対する大きな特徴があった。

直接には開示規制による CG 改革は、同時に導入された一連の措置と結びつきながら持合いの解消に寄与した。とくに、CG コードが取締役会による保有株式の定期的チェックを求め、同時にこれまで選任を欠いていた企業にも 2 名以上の社外取締役の選任を求めたことが重要であった。しかも、その役割は、保有側の意思決定のみでなく、保有対象の意思決定にも影響した。CG 改革による社外取締役の選任促進の明示的な効果が現れた事例とすることができる。

政策保有株の売却は、保有側のモニター、関与のインセンティブの低い企業、つまり投資額の少ない企業から売却された。本稿は、金融面で売却の必要性の高い企業が、流動性が高く、ボラティリティの高い銘柄で、かつ、対象企業の発行株に占める割合(α)、保有銘柄の時価総額の総資産に占める比重(Δ)、ポートフォリオにおける比重(ρ)が低い銘柄を売却する傾向があること、逆に、 α 、 Δ 、 ρ が高い銘柄、すなわち、ブロック保有の銘柄については維持される傾向があることを示した。つまり改革は、平均的には、エントレンチメントの温床となる相互持合い部分の解消を始めて促進する一方、その下でも保有側のモニター、あるいは、関与（提携や、ジョイントベンチャーの基盤）となっているブロック保有部分は選択的に維持されたと見られる。

しかも、この政策保有株の売却で得られた資金は、政策の所期の期待には反するが、投資、M&A や R&D ではなく、短期的にはもっぱら自社株買いに向かった。また、政策保有売却は、投資対象側の売却（持合い）の解消を促して、自社の所有構造の変化を促す効果も持った。ただ、最終的に目的された資本効率の上昇に貢献したという効果は確認できない。他方、政策保有株の売却と並行して進展した自社株買いの増加は、企業 i の政策保有株の売却によって発生した投資対象企業 j による i 株売却を調整するために行われ、しばしば、それによって得た自社株を金庫株として留保して、第三者割り当て増資に利用され場合もあった(Franks et al., 2023)。ここに、3 節末尾で指摘した通り、政策保有株の売却の進展にも事業法人の保有比率(μ)が大きく低下しない理由があった。

参考文献：

- 加藤貴仁（2019）「政策保有株式」に関する開示規制の再構築について」金融商品取引法研究会『研究記録』第 69 号。
- 円谷昭一・古賀裕也（2018）「政策保有株式の売却行動の決定要因」『月間資本市場』No.400, 24-39。
- 宮島英昭・齋藤卓爾（2020）「アベノミクス下の企業統治改革：二つのコードは何をもたらしたのか」『旬刊商事法務（1）～最終回』2224, 2226～27, 2230～33, 2235～36 号。
- 宮島英昭（2021）「株式相互持ち合いと形成と解体：21 世紀における日本企業の株式所有構造の進化」武田晴人編『高成長期日本の産業発展』東京大学出版会、365-396。
- Aminadav, G and E., Papaionnou, 2020. Corporate control around the World, *Journal of Finance*, 75, 1191-1246.
- Allen, J., and G. Phillips, 2000. Corporate equity ownership, strategic alliances, and product market relationships, *Journal of Finance*, 55, 2791–2815
- De La Cruz, A., A. Medina and Y. Tang, 2019. Owners of the world Listed Companies, OECD Capital Market Series, Paris.
- Edmans, A. and C. Holderness, 2017. Blockholders: A Survey of Theory and Evidence”, in B. Hermalin and M. Weisbach (eds.), *Handbook of the Economics of Corporate Governance*, Elsevier: Amsterdam, 541-636, 2017.
- Enriques, L. and P. Volpin, 2007. Corporate Governance Reforms in Continental Europa, *Journal of Economic Perspectives*, Vol.21-1 p.117-140.
- Fauver, L., M. Hung, X. Li, and A. Taboada, 2017. Board reforms and firm value: Worldwide evidence, *Journal of Financial Economics*, 125(1), 120-142.
- Franks, J. and C. Mayer, 2017. Evolution of ownership and control around the world: the changing face of capitalism, in Hermalin, B & M. Weisbach, (eds), *The handbook of the economics of corporate governance* 1, Elsevier, pp. 685-735
- Franks, J., Mayer, C. and Miyajima, H., 2014. The ownership of Japanese corporations in the 20th century. *The Review of Financial Studies*, 27(9), 2580-2625.

- Franks, J., C. Mayer, H. Miyajima, and R. Ogawa, 2018. Managing ownership by Management, RIETI Discussion Paper series, 23-E-022, <https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/23e022.pdf>
- Henderson, R., G. Serafeim, J. Lerner, and N. Jinno, 2019. Should a pension fund try to change the world? Inside GPIF's embrace of ESG. Harvard Business School 9-319-067.
- Ikeda, N., K. Inoue, and S. Watanabe, 2018. Enjoying the quiet life: Corporate decision-making by entrenched managers. *Journal of the Japanese and International Economies*, 47, 55-69.
- Kim, E., and Y. Lu, 2013. Corporate governance reforms around the world and cross-border acquisitions, *Journal of Corporate Finance*, 22(1), 236-253.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer (1999). Corporate Ownership around the World, *Journal of Finance*, 54, 471-517.
- Miyajima, H. and F. Kuroki, 2007. The Unwinding of Cross—Shareholding in Japan: Causes, effects, and Implications, in Aoki, M., G. Jackson and H. Miyajima eds, *Corporate Governance in Japan: Institutional Change and Organizational Diversity: Institutional Change and Organizational Diversity*, Oxford University Press.
- Miyajima, H., R. Ogawa, T. Saito, 2018. Changes in corporate governance and top executive turnover: The evidence from Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 47, 17-31.
- Miyajima, H. and T. Saito, 2021. Corporate governance reforms under Abenomics: The economic consequences of two codes, in T. Hoshi, and P. Y. Lipsey (eds), *The political economy of the Abe government and Abenomics reforms*, Cambridge: Cambridge University Press, 357-393.
- Morikawa, M. (2020). Effects of outside directors on firms' investments and performance: Evidence from a quasi-natural experiment in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies* 56, 101074.
- Weisbach, M., 1988. Outside directors and CEO turnover. *Journal of Financial Economics* 20, 431-460.

表 1：政策保有株の保有状況に基づいた基礎統計（2012 年時点）

サンプルは 2011 年度の東証 1 部上場企業（金融を除く）である。変数の定義は表 A1 にまとめられている。

パネルA

	全企業	総資産に占める政策保有株の資産計上額				グループ1と4 の差の検定
		1 (低)	2	3	4 (高)	
政策保有/総資産	0.042	0.003	0.018	0.043	0.103 ***	
政策保有銘柄数	50.0	11.1	45.4	68.2	75.3 ***	
発行株式に占める政策保有株比率	0.122	0.062	0.099	0.136	0.191 ***	
ROA	0.061	0.082	0.059	0.053	0.051 ***	
ROE	0.051	0.073	0.045	0.048	0.039 ***	
トービンのq	1.051	1.236	1.025	0.976	0.968 ***	
海外機関投資家持株比率	0.130	0.136	0.138	0.132	0.114 ***	
DEレシオ	0.595	0.608	0.676	0.611	0.484 ***	
現預金/総資産	0.155	0.194	0.149	0.146	0.131 **	
総資産 (10億円)	430	349	540	522	311	
売上高 (10億円)	357	285	446	429	266	
株式時価総額 (10億円)	195	174	228	237	143	
実物投資比率（設備投資/有形固定資産）	0.083	0.091	0.089	0.078	0.075 ***	
R&D投資比率（研究開発費/売上高）	0.018	0.013	0.018	0.018	0.022 ***	

パネルB

	全企業	発行株式に占める持合比率				グループ1と4 の差の検定
		1 (低)	2	3	4 (高)	
発行株式に占める政策保有株比率	0.122	0.022	0.069	0.132	0.265 ***	
政策保有/総資産	0.042	0.016	0.031	0.042	0.071 ***	
政策保有銘柄数	50.0	25.852	58.458	56.687	58.926 ***	
ROA	0.061	0.077	0.060	0.058	0.050 ***	
ROE	0.051	0.066	0.043	0.051	0.044 ***	
トービンのq	1.051	1.237	1.026	1.006	0.938 ***	
海外機関投資家持株比率	0.130	0.155	0.148	0.127	0.090 ***	
DEレシオ	0.595	0.515	0.696	0.555	0.612	
現預金/総資産	0.155	0.200	0.154	0.138	0.128 ***	
総資産 (10億円)	430	485	568	456	212 ***	
売上高 (10億円)	357	359	457	384	226 **	
株式時価総額 (10億円)	195	274	219	200	90 ***	
実物投資比率（設備投資/有形固定資産）	0.083	0.086	0.087	0.084	0.077 *	
R&D投資比率（研究開発費/売上高）	0.018	0.021	0.017	0.020	0.013 ***	

表 2：政策保有株の保有状況

サンプルは 2011 年度の東証 1 部上場企業（金融を除く）である。

	計上額 (100万円)	持株比率	簿価計上額/総資産	簿価計上額/全政策 保有株簿価計上額
平均	1,315	0.423%	0.250%	4.356%
標準偏差	11,768	0.991%	0.470%	7.894%
p5	3	0.001%	0.003%	0.081%
p10	9	0.003%	0.008%	0.208%
p25	47	0.018%	0.029%	0.579%
p50	202	0.099%	0.088%	1.560%
p75	731	0.371%	0.247%	4.309%
p90	2,199	1.009%	0.611%	10.902%
p95	4,343	1.784%	1.063%	18.695%

表 3：政策保有株の売却状況

観測数の単位は保有企業-被保有企業-年である。サンプルは 2011 年度の東証 1 部上場企業（金融を除く）の開示されている政策保有株である。詳細なデータ作成手順は Appendix を参照。

パネルA: 全観測値

年度	観測数	売却数	売却率
2011	12,918	505	3.9%
2012	13,919	720	5.2%
2013	13,939	735	5.3%
2014	14,110	609	4.3%
2015	14,260	949	6.7%
2016	13,959	836	6.0%
2017	13,943	868	6.2%
2018	13,913	1,113	8.0%
2019	13,447	1,258	9.4%
Total	124,408	7,593	6.1%

パネルB: 一方的保有

年度	観測数	売却数	売却率
2011	5,940	333	5.6%
2012	6,502	449	6.9%
2013	6,466	486	7.5%
2014	6,482	375	5.8%
2015	6,515	541	8.3%
2016	6,349	458	7.2%
2017	6,292	486	7.7%
2018	6,221	555	8.9%
2019	6,045	629	10.4%
Total	56,812	4,315	7.6%

パネルC: 相互保有（持ち合い）

年度	観測数	売却数	売却率
2011	6,978	172	2.5%
2012	7,417	271	3.7%
2013	7,473	249	3.3%
2014	7,628	234	3.1%
2015	7,745	408	5.3%
2016	7,610	378	5.0%
2017	7,651	382	5.0%
2018	7,692	558	7.3%
2019	7,402	629	8.5%
Total	67,596	3,281	4.9%

表 4：政策保有株の保有企業と被保有企業と両者の関係の基礎統計

観測数の単位は保有企業-被保有企業-年である。サンプルは 2011 年度の東証 1 部上場企業（金融を除く）の開示されている政策保有株であり、対象期間は 2011 年度から 2019 年度である。詳細なデータ作成手順は Appendix を参照。

保有側企業の特徴			
	平均値	SD	中央値
総資産（10億円）	712	2,290	167
DEレシオ	0.519	0.661	0.292
現預金/総資産	0.137	0.086	0.120
ROA	0.060	0.032	0.055
ROE	0.062	0.056	0.063
トービンのq	0.753	0.394	0.656
政策保有株/総資産	0.076	0.057	0.062
社外取締役人数	1.90	1.34	2
海外機関投資家持株比率	0.17	0.11	0.16
政策保有持株比率	0.15	0.10	0.13

被保有側企業の特徴			
	平均値	SD	中央値
総資産	1,784	4,507	375
企業年齢	94	47	89
トービンの q	0.818	0.416	0.711
ROA	0.061	0.032	0.057
ROE	0.067	0.056	0.066
株式売買回転率	0.994	0.832	0.801
株価ボラティリティ (%)	2.064	0.538	1.994
社外取締役人数	2.21	1.48	2.00
海外機関投資家持株比率	0.21	0.12	0.20
政策保有持株比率	0.15	0.09	0.13

両社の関係			
	平均値	SD	中央値
持ち合い関係	0.543	0.498	1
非関連産業	0.305	0.460	0
持株比率	0.0042	0.0099	0.0010
計上額/総資産	0.003	0.008	0.00003
計上額/全政策保有計上額	0.044	0.079	0.016

表 5：政策保有株売却の決定要因の分析結果

観測数の単位は保有企業-被保有企業-年である。サンプルは 2011 年度の東証 1 部上場企業（金融を除く）の開示されている政策保有株であり、対象期間は 2011 年度から 2019 年度である。分析においては固定効果 Logit モデルを採用している。係数値は平均半弾力性（semi-elasticity）を示している。括弧内は企業レベルでクラスターした頑健標準誤差を示している。

従属変数 =		売却ダミー	売却ダミー	売却ダミー
		(1)	(2)	(3)
保有側	LN(総資産)	0.169 (0.300)	0.181 (0.300)	0.179 (0.301)
	DEレシオ	0.298 *** (0.104)	0.299 *** (0.104)	0.298 *** (0.104)
	現預金/総資産	-0.636 (0.677)	-0.626 (0.677)	-0.626 (0.677)
	ROE	-1.735 *** (0.520)	-1.722 *** (0.519)	-1.730 *** (0.519)
	トービンのq	0.141 (0.139)	0.140 (0.139)	0.139 (0.139)
		-0.042 *** (0.012)	-0.037 *** (0.012)	-0.034 *** (0.012)
被保有側	LN(総資産)			
	LN(企業年齢)	0.044 (0.032)	0.053 (0.032)	0.050 (0.032)
	ROE	-0.820 *** (0.251)	-0.845 *** (0.250)	-0.837 *** (0.251)
	トービンの q	0.016 (0.039)	0.014 (0.040)	0.024 (0.040)
	ボラティリティ	0.191 *** (0.041)	0.186 *** (0.041)	0.187 *** (0.041)
	売買回転率	0.070 *** (0.020)	0.073 *** (0.020)	0.072 *** (0.020)
両社関係	持ち合い	-0.599 *** (0.041)	-0.625 *** (0.042)	-0.613 *** (0.042)
	持株比率	-4.753 * (2.445)		
	計上額/総資産		6.565 (4.475)	
	計上額/全政策保有株計上額			0.128 (0.282)
	非関連産業	0.128 *** (0.038)	0.136 *** (0.038)	0.134 *** (0.038)
	年度ダミー	YES	YES	YES
企業固定効果	企業固定効果	YES	YES	YES
	サンプルサイズ	118,790	118,751	118,710
	Log likelihood	-23078	-23072	-23059

表 6：CG コードが政策保有株売却に与えた影響の分析結果

観測数の単位は保有企業-被保有企業-年である。サンプルは 2011 年度の東証 1 部上場企業（金融を除く）の開示されている政策保有株であり、対象期間は 2011 年度から 2019 年度である。分析においては固定効果 Logit モデルを採用している。係数値は平均半弾力性（semi-elasticity）を示している。括弧内は企業レベルでクラスターした頑健標準誤差を示している。

従属変数 =	売却ダミー			売却ダミー		
	(1)			(2)		
2012年ダミー	0.423	(0.104)	***	0.437	(0.106)	***
2013年ダミー	0.559	(0.112)	***	0.567	(0.116)	***
2014年ダミー	0.400	(0.130)	***	0.407	(0.140)	***
2015年ダミー	0.917	(0.130)	***	0.999	(0.189)	***
2016年ダミー	0.811	(0.127)	***	0.893	(0.204)	***
2017年ダミー	0.909	(0.138)	***	0.998	(0.207)	***
2018年ダミー	1.225	(0.146)	***	1.313	(0.210)	***
2019年ダミー	1.428	(0.153)	***	1.499	(0.213)	***
保有側DEレシオ×CGC				-0.121	(0.078)	
保有側ROE×CGC				-1.127	(0.861)	
被保有側LN（総資産）×CGC				-0.045	(0.018)	**
被保有側ROE×CGC				-0.040	(0.480)	
被保有側ボラティリティ×CGC				-0.009	(0.073)	
被保有側売買回転率×CGC				0.049	(0.037)	
持ち合い関係×CGC				0.389	(0.080)	***
持株比率×CGC				-0.117	(0.032)	***
非関連産業×CGC				0.166	(0.073)	**
コントロール変数	YES			YES		
企業固定効果	YES			YES		
サンプルサイズ	118,790			118,785		
Log likelihood	-23078			-23013		

表 7：社外取締役と海外機関投資家が政策保有株売却に与えた影響の分析結果

観測数の単位は保有企業-被保有企業-年である。サンプルは 2011 年度の東証 1 部上場企業（金融を除く）の開示されている政策保有株であり、対象期間は 2011 年度から 2019 年度である。分析においては固定効果 Logit モデルを採用している。係数値は平均半弾力性（semi-elasticity）を示している。括弧内は企業レベルでクラスターした頑健標準誤差を示している。

従属変数 =	売却ダミー	売却ダミー	売却ダミー
	(1)	(2)	(3)
持ち合い		-0.935 *** (0.086)	-0.685 *** (0.094)
保有側			
社外取締役	0.088 ** (0.041)	0.051 (0.043)	
社外取締役 × 持ち合い		0.082 *** (0.030)	
海外機関投資家持株比率	-0.426 (0.752)		-0.668 (0.750)
海外機関投資家持株比率 × 持ち合い			0.538 (0.342)
被保有側			
社外取締役	0.070 *** (0.011)	0.045 *** (0.012)	
社外取締役 × 持ち合い		0.062 *** (0.018)	
海外機関投資家持株比率	-0.203 (0.171)		-0.187 (0.199)
海外機関投資家持株比率 × 持ち合い			-0.064 (0.280)
コントロール変数	YES	YES	YES
年度ダミー	YES	YES	YES
企業固定効果	YES	YES	YES
サンプルサイズ	118,783	118,790	118,783
Log likelihood	-23032	-23001	-23029

表 8：CG コードに伴う社外取締役増加が政策保有株売却に与えた影響の分析結果

観測数の単位は保有企業-被保有企業-年である。サンプルは 2011 年度の東証 1 部上場企業（金融を除く）の開示されている政策保有株であり、対象期間は 2012 年度から 2018 年度である。分析においては固定効果 Logit モデルを採用している。係数値は平均半弾力性（semi-elasticity）を示している。括弧内は企業レベルでクラスターした頑健標準誤差を示している。

従属変数 = サンプル =	売却ダミー	売却ダミー	売却ダミー	売却ダミー
	全企業	持ち合い	一方的保有	全企業
	(1)	(2)	(3)	(4)
保有企業：2014年時点で社外取1名以下ダミー×CGC以後ダミー	0.130 *** (0.055)	0.430 *** (0.090)	0.008 (0.072)	-0.006 (0.070)
保有企業：2014年時点で社外取1名以下ダミー×CGC以後ダミー×持ち合い				0.413 *** (0.111)
保有企業：2014年時点で社外取1名以下ダミー×持ち合い				-0.362 *** (0.096)
被保有企業：2014年時点で社外取1名以下ダミー×CGC以後ダミー	0.140 ** (0.054)	0.079 (0.086)	0.150 ** (0.072)	0.123 * (0.071)
被保有企業：2014年時点で社外取1名以下ダミー×CGC以後ダミー×持合				-0.046 (0.112)
被保有企業：2014年時点で社外取1名以下ダミー×持ち合い				-0.007 (0.091)
CGC以後ダミー×持合				0.094 (0.087)
コントロール変数	YES	YES	YES	YES
年度ダミー	YES	YES	YES	YES
企業固定効果	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	91,072	42,192	39,049	91,072
Log likelihood	-17473	-7341	-8766	-17453

表9：政策保有株の保有状況が売却に与えた影響の分析結果

観測数の単位は保有企業-被保有企業-年である。サンプルは2011年度の東証1部上場企業（金融を除く）の開示されている政策保有株であり、対象期間は2011年度から2019年度である。分析においては固定効果Logitモデルを採用している。係数値は平均半弾力性（semi-elasticity）を示している。括弧内は企業レベルでクラスターした頑健標準誤差を示している。

従属変数 =		売却ダミー	売却ダミー	売却ダミー	売却ダミー	売却ダミー	売却ダミー
グループ =		持株比率	計上額/総計上額	計上額/総資産	持株比率	計上額/総計上額	計上額/総資産
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
両社関係 番目)	2/5グループ2（下位2	-0.291 *** (0.050)	-0.336 *** (0.047)	-0.333 *** (0.053)	-0.241 *** (0.093)	-0.354 *** (0.084)	-0.334 *** (0.097)
	3/5グループ	-0.450 *** (0.063)	-0.698 *** (0.058)	-0.642 *** (0.062)	-0.439 *** (0.111)	-0.872 *** (0.106)	-0.793 *** (0.106)
	4/5グループ	-0.563 *** (0.074)	-0.702 *** (0.058)	-0.742 *** (0.068)	-0.590 *** (0.124)	-0.996 *** (0.105)	-1.161 *** (0.119)
	5/5グループ（最大）	-0.638 *** (0.094)	-0.537 *** (0.066)	-0.526 *** (0.074)	-0.586 *** (0.141)	-0.760 *** (0.107)	-0.767 *** (0.125)
	保有側 社外取締役				0.086 (0.054)	0.031 (0.046)	0.032 (0.048)
	2/5グループ×社外取締 役				-0.018 (0.040)	0.010 (0.030)	0.001 (0.036)
	3/5グループ×社外取締 役				0.001 (0.046)	0.079 ** (0.032)	0.068 * (0.037)
	4/5グループ×社外取締 役				0.021 (0.047)	0.131 *** (0.038)	0.185 *** (0.041)
	5/5グループ×社外取締 役				-0.005 (0.050)	0.104 *** (0.038)	0.115 *** (0.042)
	コントロール変数	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	年度ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	企業固定効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ		118,790	118,710	118,710	118,790	118,710	118,751
Log likelihood		-23014	-22858	-22906	-22965	-22789	-22827

表 10：政策保有株の売却収入の累計額の推移

サンプルは 2011 年度の東証 1 部上場企業（金融を除く）かつ 2010 年度時点で 10 銘柄以上の政策保有株を保有していた企業である。表は各年の全サンプル企業の累計値を示している。政策保有株の売却収入の計算方法は Appendix にまとめられている。単位は 100 万円である。

	政策保有株の売却	株式の発行による収入	配当	自社株買い	配当+自社株買い
2011	435,018	348,343	5,250,016	1,377,237	6,627,253
2012	528,447	1,544,709	5,494,042	1,307,554	6,801,595
2013	652,280	1,280,459	6,001,394	1,774,809	7,776,203
2014	407,759	984,256	7,072,193	2,785,726	9,857,919
2015	749,229	1,245,310	8,113,536	4,186,629	12,300,164
2016	687,503	777,139	8,386,244	3,896,327	12,282,571
2017	678,161	905,328	10,536,373	3,224,613	13,760,986
2018	974,511	252,461	10,658,272	5,348,659	16,006,930
2019	1,142,676	768,920	11,579,297	6,439,412	18,018,709
合計	6,255,584	8,106,925	73,091,367	30,340,965	103,432,332

表 11：企業レベルで見た政策保有株の売却状況

観測数の単位は企業-年である。サンプルは 2011 年度の東証 1 部上場企業（金融を除く）かつ 2010 年度時点で 10 銘柄以上の政策保有株を保有していた企業である。政策保有株の売却収入の計算方法は Appendix にまとめられている。

年度	売却なし	売却あり	合計	売却した企業の比率	売却銘柄数			売却額/総資産		
					平均	標準偏差	中央値	平均	SD	中央値
2011	984	259	1,243	21%	1.80	1.48	1	0.16%	0.28%	0.05%
2012	898	329	1,227	27%	1.93	1.59	1	0.16%	0.29%	0.04%
2013	879	336	1,215	28%	2.00	1.65	1	0.23%	0.35%	0.07%
2014	883	318	1,201	26%	1.72	1.33	1	0.22%	0.35%	0.08%
2015	773	415	1,188	35%	2.14	1.59	2	0.28%	0.39%	0.11%
2016	777	400	1,177	34%	1.99	1.42	1	0.29%	0.39%	0.12%
2017	769	390	1,159	34%	2.07	1.57	1	0.30%	0.40%	0.13%
2018	685	460	1,145	40%	2.25	1.70	2	0.32%	0.42%	0.14%
2019	668	465	1,133	41%	2.37	1.76	2	0.31%	0.43%	0.12%
合計	7,316	3,373	10,689	32%	2.06	1.60	1	0.26%	0.38%	0.09%

表 12：政策保有株の売却が企業行動に与えた影響の分析結果

観測数の単位は企業-年である。サンプルは 2011 年度の東証 1 部上場企業（金融を除く）かつ 2010 年度時点で 10 銘柄以上の政策保有株を保有していた企業である。政策保有株の売却収入の計算方法は Appendix にまとめられている。分析においては固定効果モデルを採用している。括弧内は企業レベルでクラスターした頑健標準誤差を示している。

パネルA：売却ダミー

従属変数 =	設備投資/固定資産 (%)	設備投資+M&A/ 固定資産 (%)	R&D/売上高 (%)	配当/自己資本 (%)	自社株買い/自己資本 (%)	配当+自社株買い/ 自己資本 (%)	現預金/総資産 (%)	発行株式に占める 政策保有株比率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
売却したダミー	-0.057 (0.112)	0.045 (0.153)	0.004 (0.010)	0.035 * (0.018)	0.096 ** (0.046)	0.138 *** (0.053)	0.162 (0.104)	-0.147 *** (0.055)
コントロール変数	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年度ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企業固定効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	11,329	11,329	11,329	11,329	11,329	11,329	11,329	11,329
R-squared	0.050	0.049	0.025	0.220	0.015	0.067	0.093	0.048

パネルB：売却銘柄

従属変数 =	設備投資/固定資産 (%)	設備投資+M&A/ 固定資産 (%)	R&D/売上高 (%)	配当/自己資本 (%)	自社株買い/自己資本 (%)	配当+自社株買い/ 自己資本 (%)	現預金/総資産 (%)	発行株式に占める 政策保有株比率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
売却した銘柄数	0.025 (0.037)	0.116 * (0.063)	0.003 (0.004)	0.017 ** (0.009)	0.048 *** (0.016)	0.066 *** (0.019)	0.002 (0.035)	-0.080 *** (0.027)
コントロール変数	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年度ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企業固定効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	11,329	11,329	11,329	11,329	11,329	11,329	11,329	11,329
R-squared	0.050	0.049	0.025	0.221	0.015	0.068	0.093	0.049

パネルC： 売却金額

従属変数 =	設備投資/固定資産(%)	設備投資+M&A/ 固定資産(%)	R&D/売上高(%)	配当/自己資本 (%)	自社株買い/自己 資本 (%)	配当+自社株買い /自己資本 (%)	現預金/総資産 (%)	発行株式に占める 政策保有株比率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
売却額/総資産	-14.688 (18.084)	12.826 (25.379)	0.304 (1.979)	2.166 (3.598)	50.953 *** (10.093)	56.881 *** (11.782)	28.743 (19.147)	-68.660 *** (16.122)
コントロール変数	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年度ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企業固定効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	11,329	11,329	11,329	11,329	11,329	11,329	11,329	11,329
R-squared	0.050	0.049	0.025	0.220	0.019	0.070	0.093	0.052

パネルD:

従属変数 =	設備投資/固定資産(%)	設備投資+M&A/ 固定資産(%)	R&D/売上高(%)	配当/自己資本 (%)	自社株買い/自己 資本 (%)	配当+自社株買い /自己資本 (%)	現預金/総資産 (%)	発行株式に占める 政策保有株比率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
売却額/総資産グループ1 (最小)	-0.032 (0.180)	-0.139 (0.252)	0.029 (0.021)	0.038 (0.032)	-0.070 (0.063)	-0.035 (0.077)	0.385 ** (0.171)	0.004 (0.077)
売却額/総資産グループ2	-0.165 (0.164)	-0.028 (0.241)	0.012 (0.014)	0.025 (0.029)	0.017 (0.071)	0.035 (0.080)	0.100 (0.155)	-0.002 (0.085)
売却額/総資産グループ3	-0.292 * (0.171)	-0.262 (0.218)	-0.008 (0.016)	0.030 (0.028)	-0.018 (0.062)	-0.002 (0.072)	0.004 (0.152)	-0.063 (0.082)
売却額/総資産グループ4	0.186 (0.204)	0.735 ** (0.325)	-0.010 (0.018)	0.031 (0.032)	0.098 (0.086)	0.138 (0.096)	0.054 (0.192)	-0.102 (0.090)
売却額/総資産グループ5 (最大)	-0.046 (0.211)	-0.102 (0.274)	0.001 (0.022)	0.064 (0.039)	0.506 *** (0.098)	0.616 *** (0.119)	0.382 * (0.196)	-0.674 *** (0.178)
コントロール変数	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年度ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企業固定効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	11,329	11,329	11,329	11,329	11,329	11,329	11,329	11,329
R-squared	0.051	0.050	0.025	0.220	0.019	0.071	0.939	0.051

表 13：政策保有株の売却規模と所有構造・資本効率の変化の関係

サンプルは 2011 年度の東証 1 部上場企業（金融を除く）かつ 2010 年度時点で 10 銘柄以上の政策保有株を保有していた企業かつ 2019 年度も上場していた企業である。政策保有株の売却収入の計算方法は Appendix にまとめられている。政策保有持株比率の変化は 2019 年から 2012 年の持株比率を引いて求めている。ROE、ROA、トービンの q の変化は 2017 年から 2019 年の 3 年間平均値から 2013 年から 2011 年の 3 年間平均値を引いて求めている。

	全企業	累積政策保有株売却額/総資産2012				
		1 (低)	2	3	4	5 (高)
政策保有株持株比率の変化	-1.236	-0.658	-0.768	-0.941	-1.559	-2.259
ROEの変化	1.8%	0.017	0.022	0.022	0.011	0.016
ROAの変化	0.6%	0.004	0.009	0.011	0.005	0.003
トービンの q の変化	0.111	0.095	0.126	0.120	0.108	0.106

表 14：政策保有株の売却が資本効率に与えた影響の分析結果

本表は政策保有株を売却した企業と傾向スコアに基づきマッチングされた売却していない企業の ROE、トービンの q の変化の差分の平均を示している。サンプルは 2011 年度の東証 1 部上場企業（金融を除く）かつ 2010 年度時点で 10 銘柄以上の政策保有株を保有していた企業である。政策保有株の売却がゼロの場合を除いた売却額/総資産をその大きさにより 5 つのグループ分けた際に最大のグループに含まれる場合のみ、売却があったと認識している。傾向スコアの計算にあたっては総資産の対数、DE レシオ、現預金/総資産、外国人機関投資家持株比率、社外取締役人数と売却前の検証する業績指標を用いた。分析はカーネルマッチングと 1 社に対して 3 社を割り当てる最近傍マッチングを用いた。なお産業と年度に関しては完全に同じものをマッチしている。またコモンサポートの外にあるサンプルは除外している。括弧内は標準誤差を示している。

	Gaussian Kernel	Nearest neighborhood
ROE		
Year _{t+1} - Year _{t-1,t-2}	0.001 (0.005)	0.005 (0.005)
Year _{t+2} - Year _{t-1,t-2}	-0.002 (0.005)	0.003 (0.006)
Year _{t+1,t+2} - Year _{t-1,t-2}	-0.004 (0.004)	0.003 (0.005)
営業マージン		
Year _{t+1} - Year _{t-1,t-2}	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)
Year _{t+2} - Year _{t-1,t-2}	0.000 (0.003)	0.001 (0.003)
Year _{t+1,t+2} - Year _{t-1,t-2}	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)
総資産回転率		
Year _{t+1} - Year _{t-1,t-2}	0.014 (0.006) **	0.014 (0.006) **
Year _{t+2} - Year _{t-1,t-2}	0.022 (0.008) ***	0.016 (0.008) **
Year _{t+1,t+2} - Year _{t-1,t-2}	0.019 (0.007) ***	0.013 (0.007) **
財務レバレッジ		
Year _{t+1} - Year _{t-1,t-2}	-0.001 (0.033)	-0.025 (0.031)
Year _{t+2} - Year _{t-1,t-2}	0.017 (0.039)	0.007 (0.039)
Year _{t+1,t+2} - Year _{t-1,t-2}	0.006 (0.037)	-0.002 (0.036)
Tobin's q		
Year _{t+1} - Year _{t-1,t-2}	-0.002 (0.016)	-0.001 (0.015)
Year _{t+2} - Year _{t-1,t-2}	-0.006 (0.021)	0.001 (0.020)
Year _{t+1,t+2} - Year _{t-1,t-2}	-0.003 (0.018)	-0.002 (0.018)

図1：東証1部上場企業の所有構造

出典：この図は、2021年度株式分布調査 日本取引所グループによる。Franks et al. (2014)に従い、ここで - "insiders" とは、保有の目的が Private benefit にある保有主体の保有比率の合計で、銀行(信託銀行の自己勘定を含む)、保険会社、事業法人の保有比率の合計。Outsider は、金融的リターンの最大化を有意つの保有目的とする株主の保有の合計であり、外国人、個人、投資信託、年金信託の合計である。保有比率は、市場価値ベース。証券会社、政府機関保有などを含むため、合計は、100%とならない。

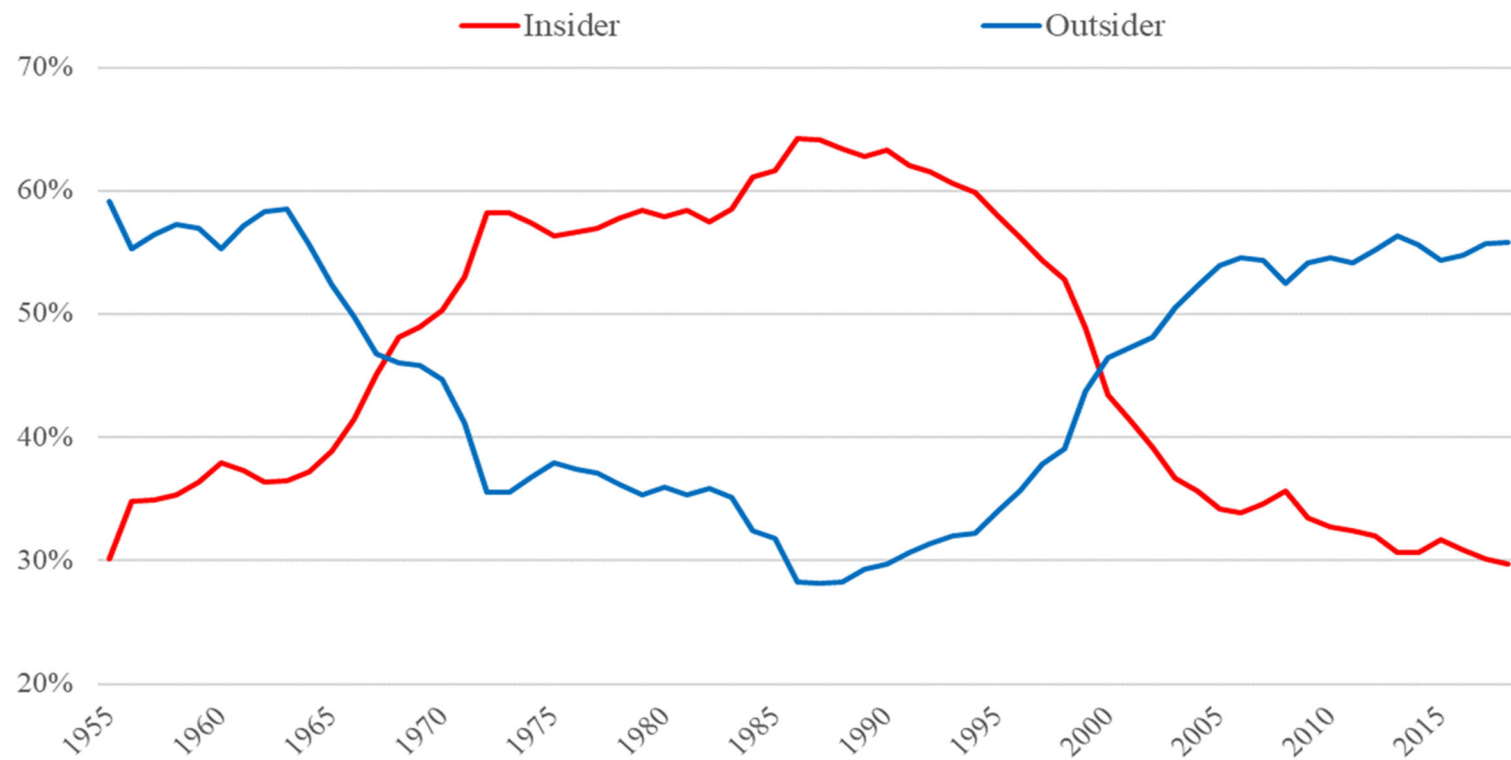


図 2：平均保有銘柄数の推移

観測数の単位は企業-年である。各企業の各年の政策保有株の銘柄数を 2010 年末時点での政策保有株の銘柄数で割った平均値を示している。サンプルは 2011 年度の東証 1 部上場企業（金融を除く）かつ 2010 年度時点で 10 銘柄以上の政策保有株を保有していた企業である。

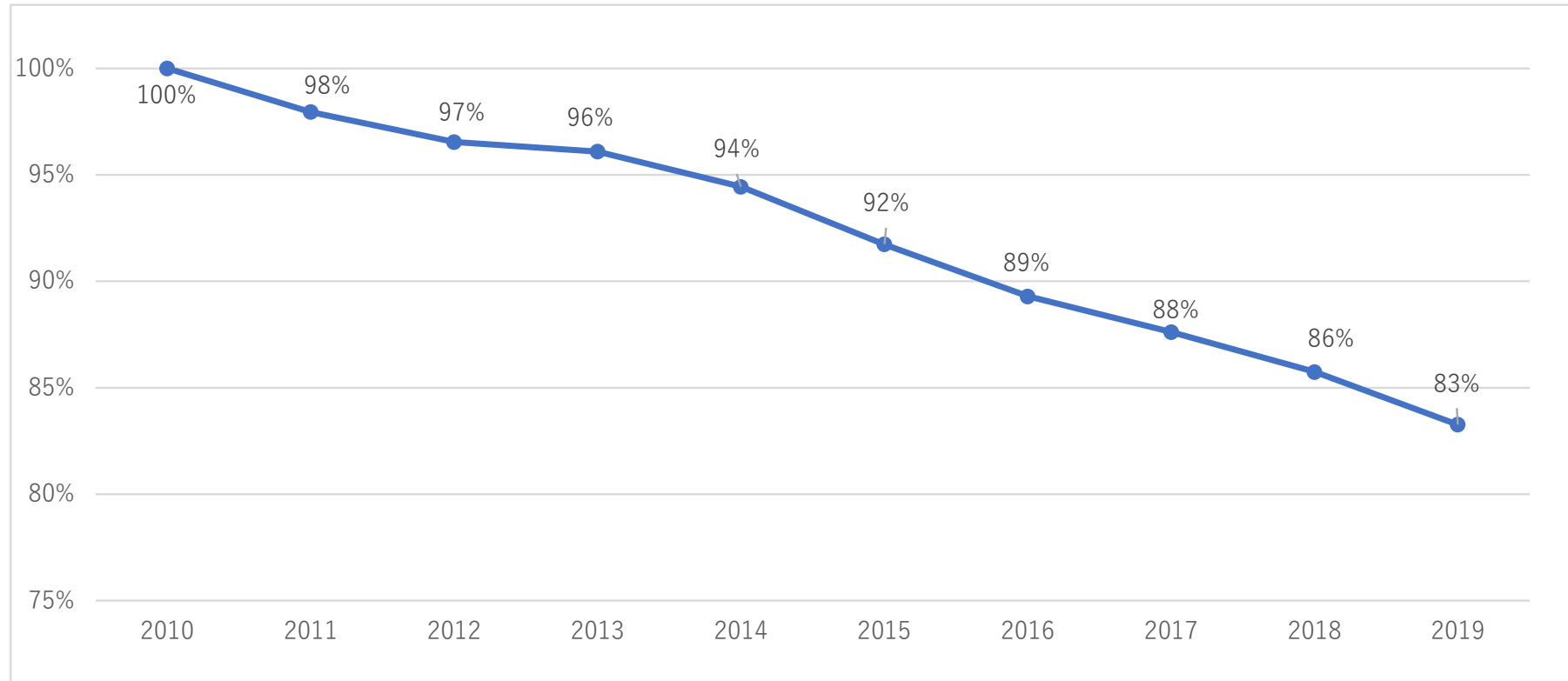
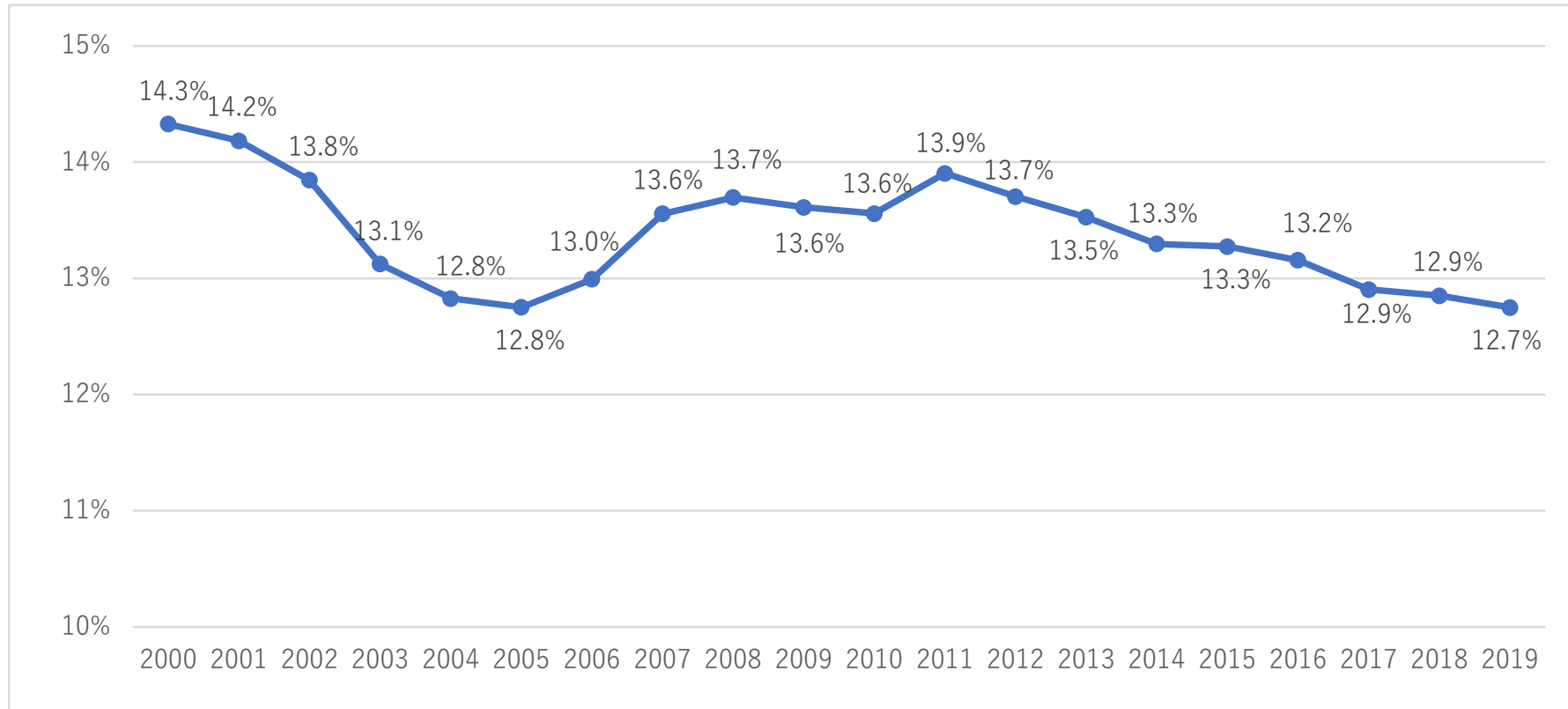


図 3：発行株式に占める政策保有株の平均値(μ)の推移

観測数の単位は企業-年である。 μ は、企業 i の所有構造における事業法人の保有比率であり、有価証券報告書記載の「その他法人持株比率」から大株主名簿から毎年特定した 15%以上の事業法人の持株比率、創業者一族の資産管理会社の持株比率を控除して算出した。サンプルは 2011 年度の東証 1 部上場企業（金融を除く）かつ 2010 年度時点で 10 銘柄以上の政策保有株を保有していた企業である。



Appendix

1. 政策保有株データの作成について：売却の推定

2010 年 3 月に行われた企業内容等開示府令の改正により、純投資以外の目的で保有する投資株式（政策保有株）に関する事項が有価証券報告書の記載事項に加えられた。これに伴って上場企業は資本金の 1 % 超の銘柄（当該銘柄が 30 銘柄未満の場合は、保有額上位 30 銘柄）につき、銘柄名、銘柄ごとの保有株式数・貸借対照表計上額・保有目的を有価証券報告書で開示することが義務付けられ。

本研究ではこの開示された政策保有株に基づき、2011 年度時点での東証 1 部上場企業（金融業に属する企業を除く）1,555 社の政策保有株の保有状況を 2011 年度から 2019 年度まで Quick から取得した。なお 2019 年 3 月期以降は上位 60 銘柄が開示されるようになったが、データの継続性を維持するために、本研究では 2019 年 3 月期以降も上位 30 銘柄を収集対象とした。

本研究では政策保有株の売却に注目しているが、売却したかどうかは開示されていない。そのため、以下の手順で政策保有株の保有状況から売却を特定した。当該年度と前年度ともに保有が確認でき、前年度に比べて保有株式数もしくは保有持株比率が減少していた場合、売却が行われたとしている。保有株式数だけでなく、保有持株比率にも注目しているのは、株式分割などを考慮するためである。単元未満株の処理などを売却と見なさないために、保有株もしくは保有持株比率の減少が、前年度保有分の 100 分の 1 以下の場合は売却とは見なしていない。また、前年度に保有が確認できたが、当該年度に保有が確認出来なかった場合も売却があったとみなしている。ただし、売却がなされなくても相対的に株価が下落した場合、保有額上位 30 銘柄に入らなくなり、保有が確認できなくなる可能性がある。このような株価の下落に伴い、開示がなされなくなった場合を売却と認識しないために、開示されている銘柄数が 30 を越える場合は、前年度の資産計上額 $\times$ (1+株式年間リターン) で計算される当該年度の推定資産計上額が、開示対象となる当該年度の資本金の 1% もしくは 30 位の銘柄の資産計上額を上回り、売却がなければ開示対象であったはずの銘柄の保有が確認出来なかった場合のみ売却があったと認識している。

2. 政策保有株の売却により得た資金の推定

本研究では、政策保有株の売却により得た資金の規模、ならびにその使い道を検証して

いるが、政策保有株の売却により得た金額は 2018 年度までは開示されていない。そのため、本研究では年度末株価で売却したと仮定して、売却額を推定している。つまり各銘柄の売却額は売却株数に年度末株価を掛け合わせて計算している。なお次年度に保有の開示がなかった場合は全株を売却したと仮定している。複数の銘柄の売却があった場合は、各銘柄の推定売却額を合計することにより、各企業が各年度に政策保有株の売却により得た資金を推定している。この推定方法には、いくつかの限界があり、実際に売却で得た資金と乖離する可能性がある。まず基本的に各社は資産計上額上位 30 銘柄を開示しているため、31 位以下の銘柄に関しては保有そして売却が把握できていない。次に、本研究のデータベースには東証 1 部上場企業かつ金融以外の産業に属する企業間の政策保有株のみが含まれている。そのため、金融業に属する銘柄の売却、東証 1 部以外の市場に上場する銘柄の売却を把握できていない。このような理由により、本研究の推定する政策保有株の売却により得た資金は実際に得た資金よりも過小な可能性がある。また、本研究では実際の売却株価がわからないため、年度末株価で売却したと仮定していることも、実際の売却額との乖離を生じさせる。

そこで本研究の推定額の妥当性を検証するために、2019 年度の開示された政策保有株の売却により得た資金との比較を行った。売却があった場合の平均値（中央値）を比較すると我々の推定額が 2,446 百万円（270 百万円）であるのに対して、開示された額は 2,815 百万円（284 百万円）であった。上記の理由に加えて、開示された推定額には買収に伴う売却も含まれているのに対して、我々の推定額には買収に伴う売却は含まれていないこともあり、推定額は開示額よりも約 13%過小であった。しかし、平均値の差を t 検定により検定したところ、t 値は 0.84 であり、差は統計的に有意なものではなかった。このため、本研究の推定額はある程度は妥当な額であると考えられる。

表 A1：変数の定義

保有側企業の特徴	
	定義
総資産（10億円）	保有側企業の総資産
DEレシオ	有利子負債÷自己資本
現預金/総資産	現預金÷総資産
ROA	営業利益÷総資産
ROE	純利益÷自己資本
トービンのq	(株式時価総額+有利子負債)÷総資産
政策保有株/総資産	全政策保有株の貸借対照表計上額÷総資産
社外取締役人数	各期の社外取締役人数
海外機関投資家持株比率	外国法人等持株比率-海外事業法人持株比率
政策保有持株比率	その他法人持株比率-15%以上の事業法人（親会社）持株比率-創業家資産管理会社等持株比率

被保有側企業の特徴	
総資産	被保有側企業の総資産
企業年齢	創業からの年数
トービンのq	(株式時価総額+有利子負債)÷総資産
ROA	営業利益÷総資産
ROE	純利益÷自己資本
配当/自己資本	配当総額÷自己資本
株式売買回転率	売買株式数÷発行済み株式数
株価ボラティリティ(%)	3年間の株式日次リターン標準偏差
社外取締役人数	各期の社外取締役人数
海外機関投資家持株比率	外国法人等持株比率-海外事業法人持株比率
政策保有持株比率	その他法人持株比率-15%以上の事業法人（親会社）持株比率-創業家資産管理会社等持株比率

両社の関係	
持ち合い関係	作成した政策保有株データ内で相互に株式を保有していることが確認された場合に1をとるダミー変数
非関連産業	産業連関表において両社の属する産業間の逆行列係数が0.03以下の場合に1をとるダミー変数。なお逆行列係数は両方向あるため、大きい方の数字を基準とした。
持株比率	保有側企業の当該銘柄保有株式数÷発行済み株式数
計上額/総資産	保有企業の当該銘柄の貸借対照表計上額÷総資産
計上額/全政策保有計上額	保有企業の当該銘柄の貸借対照表計上額÷全政策保有株の貸借対照表計上額

効果の分析	
配当/自己資本	配当総額÷自己資本
自社株買い/自己資本	自社株買い総額÷自己資本
配当+自社株買い/自己資本	(配当総額+自社株買い総額)÷自己資本
CAPEX/固定資産	設備投資÷期首の固定資産
CAPEX+M&A/固定資産	(設備投資+子会社取得費用)÷期首の固定資産
R&D/売上高	研究開発費÷売上高
現預金/総資産	現預金÷総資産
DEレシオ	有利子負債÷自己資本