



RIETI Discussion Paper Series 15-J-032

社長交代と企業パフォーマンス：日米比較分析

泉 敦子

ワシントン大学

権 赫旭

経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

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

社長交代と企業パフォーマンス：日米比較分析

泉敦子（ワシントン大学）
権赫旭（日本大学経済学部・RIETI）

要旨

トップマネジメントは企業業績の重要な決定要因である。理論上では、取締役会が投資リターンを追求する株主に代わって、社長が企業のトップマネージャーとして適しているかどうかまたは経営努力をしているかどうかを監視し、業績が不振となれば社長を強制交代させてパフォーマンスを改善させる責任を持つ。しかし実際のトップマネジメントへの監視は理論より複雑である。日本企業では金融機関、株式持合い会社、従業員主導でトップマネジメントの監視を行っていた歴史があり、これらのステークホルダーの企業経営目的が企業パフォーマンスの最大化ではない場合、社長を強制交代した際にパフォーマンスが上昇していない可能性がある。本稿は、日本とアメリカ企業の経営目的を比較するために、2000年から2007年に起こった社長強制交代前後の企業パフォーマンス、及び企業規模と負債比率がどのように変化しているかについて日米比較の実証研究を行った。社長強制交代前は日米両企業でパフォーマンスが悪化し、交代後はアメリカ企業でのみパフォーマンスが改善しており、日本企業ではそのような改善が見られなかった。またアメリカ企業では、社長強制交代後に資産規模と従業員規模が大きく縮小し、日本企業では負債比率が低下していることが判明した。この結果は日米間における企業経営の目的に差が存在することを示唆している。

キーワード：社長強制交代、ROA

JEL classification: G32, G34

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起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。

*本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「サービス産業に対する経済分析：生産性・経済厚生・政策評価」の成果の一部である。経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会において藤田昌久所長、森川正之副所長、深尾京司教授々から多くの有益なコメントを頂いた。記して感謝したい。

1. はじめに

Berle and Means (1932)が現代企業の所有と経営の分離を指摘して以来、企業パフォーマンスとコーポレートガバナンスの関係性は広く研究されている。Jensen and Meckling (1976) は 会社経営者は監視されていない状況下では、会社所有者である株主の利益ではなく、自己の利益を追求するエイジェンシー問題があることを論じた。これは経営の監視状況によっては、スタンダードな経済モデルのように企業は利潤最大化を目的に経営を行っていない可能性があることを示唆している。

理論上は、企業の取締役が株主に替わってエイジェンシー問題を防ぐために、パフォーマンス最大化するよう経営を行っているかについてトップマネージャーを監視する役割を担っている(Hermalin and Weisbach, 2001)。しかし、実際のコーポレートガバナンス構造は理論よりも複雑であり、株主も投資から得られるリターンを最大化するために、株式を保有しているとは限らない。日本に限って言えば、戦後からバブル経済が崩壊するまで、事業企業間での株式の持合いが主流であり、債権者であるメインバンクやグループ会社などが株主として大きな影響力を持っていた。

メインバンクや事業会社の株式保有目的は、投資リターンを得ることよりも、ビジネスパートナーとしての関係性を保持するためだとする見方が多い。また、日本企業の取締役会は通常、企業内部者のみで構成され、社長の監視の役割よりも経営アドバイザーとしての側面が強いことも指摘されている。そのため日本企業のトップマネジメントの監視が欧米諸国のそれと同様に機能しているか、疑問視する向きがあり、日本企業のコーポレートガバナンスに関する研究が1980年から90年代にかけて盛んに行われた。この時に蓄積された理論と実証研究結果から、日本企業では、メインバンクが企業の経営悪化の際には経営に関与するという監視構造が存在すると結論づけられた(Aoki, 1990; Kaplan, 1994)。

一方で、アメリカ企業では、金融機関が一定割合以上の株主を保有することが禁じられていることもあり、マーケットリターンを追求する株主と、経営から独立性の高い取締役会がトップマネジメントを監視するという体制が確立している。このような日米間のコーポレートガバナンス構造の差は、企業のパフォーマンスにどのような影響を与えているのだろうか。本稿は、重要なコーポレートガバナンス機能の一つである社長強制交代に焦点をあてて、日アメリカ企業を比較する。具体的には、社長強制交代前後で企業パフォーマンス、企業規模、負債比率がどのように変化しているかを検証し、2カ国間のコーポレートガバナンスの目的に違いがあるかどうかについて分析する。

日本では従来の金融機関やグループ会社との株式の持合いが解消し、機関投資家、個人投資家、外国人投資家の株式所有が近年増加する中で企業内部のコーポレートガバナンス機能強化が注目を集めている。また世界各諸国でも、最適なコーポレートガバナンスとは国特有のコーポレーションの歴史、株主構造などに依存するののかという議論が活発に行われている。この研究は、コーポレートガバナンス構造が鮮明に対比される日アメリカ企業データを使用して、コーポレートガバナンス機能の一つである社長強制交代が企業パフォーマンスにどう影響しているのか検証する。

本稿では、日本の全上場企業とアメリカの S&P1500 企業の 2000 年から 2007 年までの間に起こった社長強制交代を使って、1. 企業パフォーマンスが社長の強制交代にどのように影響しているか、2. 社長の強制交代後に企業パフォーマンスがどう変化しているか、3. 社長を強制交代後に企業資産規模、従業員の数、資産に占める負債の割合（リバレッジ）がどう変化しているか、について日米比較分析を行った。その結果、日米両国で低い企業パフォーマンス下では社長強制交代がおこる可能性が増すのに対し、社長強制交代後、企業パフォーマンスはアメリカ企業のみで回復しており、日本企業では回復していないことが判明した。またアメリカ企業では、社長強制交代後、パフォーマンスの回復と共に、資産と従業員の規模が大幅に縮小していることが確認された。一方、日本企業では、社長強制交代後の資産規模の縮小と従業員数の削減はアメリカ企業のそれと比べて大幅に小さかったが、負債比率が低下していることが分かった。またアメリカ企業では、負債比率の低下はみられなかった。

この結果は日アメリカ企業間で社長強制交代の目的に差があることを示唆している。アメリカ企業では企業パフォーマンス低迷を受けて、業績回復のため CEO を強制交代する。そのため新任 CEO は着任後、資産規模を縮小し、資産利益率を向上させる。一方で、日本企業では企業業績低迷を受けて、社長を強制交代するが、業績の即座の改善よりも、企業の存続や債務の返済など別の項目が優先されている可能性を示す。

本稿の構成は以下の通りである。2 節で先行研究を再考し、仮説を立てる。3 節では本稿で使用したデータを説明する。4 節では本稿で使用した推計方法を、5 節では分析結果を紹介する。最後に 6 節では、結果と今後の研究の方向性について考察する。

2. 先行研究と仮説

2.1. 日本

日本の資本市場では、系列企業や銀行との株式持合いにみられるように、リレーションベースの株式保有が重要な役割を担っている。青木（1994）は、日本企業ではメインバンクが経営監視に重要な役割を果たしており、企業価値の向上から利益を得るマーケット主体の株主とは違った監視目的のもと、経営監視が働いている可能性を論じている。資本提供者であると同時に債権者である銀行は、企業が倒産した場合、債務の回収ができず損害を被るため、企業が経営危機に陥った場合のみ経営に関与するという説である。また青木（1994）は、企業内部から選任された社長と内部者で構成された取締役会主導の企業統治も同時に機能しているとしている。マネージメント労働市場がほぼ存在しない日本では、社長を含めた取締役員は企業特有のスキルを構築しているため、取締役会と社長は自己のスキルの活用場の確保のため、企業存続を目的に企業経営している可能性がある¹。企業パフォーマンスが低迷した際には、市場からの退出を避けるため、内部者で構成されたトップマネージメントにも企業を再建するインセンティブが生まれる。

これらの議論から、メインバンク主導で経営監視が行われている場合も、従業員主導で経営が行われている場合も、企業の経営危機時には企業統治が機能することが示唆される。しかし、経営規律の基準は企業パフォーマンスの最大化ではなく企業存続である。これは企業経営が企業価値最大化を目的として行われていない可能性を示す。

日本企業において、パフォーマンス悪化時に経営監視機能が働くという仮説の実証的な証拠を提供しているのが、以下の研究である。Kaplan（1994）と Abe（1997）は、ストックリターンや ROA を使って、低い企業パフォーマンスと社長交代の関係性を分析し、業績悪化時には社長交代が起こる可能性が有意に高いことを見つけた。また、Kaplan and Minton（1994）と Morck and Nakamura（1999）は、メインバンクは株式を保有する企業のパフォーマンス悪化時に、自社の社員を取締役として企業に派遣していることを示した。

日本企業のコーポレートガバナンスに関する既存の理論と実証研究の結果をふまえて、社長強制交代前後で企業パフォーマンスがどのように変化しているか、以下の仮説をたてた。

仮説 1: 企業の経営が悪化した際に従業員、債権者であるメインバンクやビジネス関係上株式を保有している企業が主導となって、企業存続、債務回収、出資した資本の確保のためにトップマネージメント監視機能が働き、社長強制交代が起きる。よって社長強制交代前、企業パフォーマンスは悪化している。

¹ この議論については青木(1990)、青木(1994)を参照されたい。

仮説 2: 社長強制交代が取締役会主導、メインバンク主導、ビジネス関係上株式を保有している企業主導、いずれの場合でも、企業パフォーマンスが社長交代によって改善するとは限らない。それはどのステークホルダーも、高い企業パフォーマンスを目的として経営を監視しているわけではないためである。

仮説 3: 日本では、社長が外部から選任された場合、その派遣元は親会社を中心とした大株主企業からであることがほとんどである。社長強制交代で新社長が企業外部から選任された場合、大株主企業の目的を反映して企業経営が行われる。大株主は企業資本回収が目的とした企業統治を行うので、社長強制交代で新社長が外部から選任された場合、新社長は負債比率を下げる。

2.2. アメリカ

アメリカでは CEO²交代の決定要因、CEO 交代ニュースに対するマーケットの反応、また CEO 交代後の企業パフォーマンスの変化に関して、実証・理論研究共に数多く発表されている。

アメリカ企業では、金融機関が企業の株式を大量に保有することは禁じられており、企業の主要株主は個人投資家、投資信託や年金運用などの機関投資家である。これらの株主の株式所有目的は、投資から高いリターンを得ることであり、取締役会は、株主利益保護のため経営を監視することが期待されている。ここから株主構造、取締役会の役割・構造に日米間で大きな差が存在することが分かる。

アメリカ企業の 取締役会の監視機能に関する研究蓄積も多い。その一つとして、ストックリターンなどの企業パフォーマンスが、同じ産業の他の企業に比べて劣った時に、社長強制交代する確率が高まることが既存研究で報告されている (Warner et al, 1988; Huson et al, 2001)。Weisbarch (1988) は、独立性の高い取締役会のほうが、企業業績低迷時に積極的に社長交代を行っていることを示した。Hermalin and Weisbach (1998) は、取締役会の独立性と CEO への監視の関係性を理論で証明している。

またアメリカの取締役会に関する法規制は、エンロン事件を受けて、マネージメント監視機能を強化するために、取締役会の独立性を高めるよう定めた SOX が 2002 年に施行されて

² 本稿では CEO と社長と二つの名称を使用しているが、どちらも企業のトップマネージャーを指す。

いる。Kaplan and Minton (2011) は、長期のデータを使って、CEO 交代と企業パフォーマンスの関係性を分析し、2000 年代に入ると企業パフォーマンス悪化した際に、社長交代が起こる可能性が高くなっていることを発見している。彼らはこの結果を、SOX 施行による取締役会の独立性の高まりによるものである可能性を論じている。

Denis and Denis (1995) は、規模の大きな企業をサンプルに使用し、社長交代前後でのパフォーマンスの変化を分析した。その結果、社長強制交代前は ROA が悪化し、社長強制交代後は ROA が改善していることを示した。Huson et al. (2004) は Denis and Denis (1995) の研究よりも長期間のサンプルを使って、社長交代が企業パフォーマンスに与える影響を分析した。彼らの結果も Denis and Denis (1995) と同様、社長強制交代前は ROA が悪化し、社長強制交代後は ROA が改善していることを発見した。Denis and Denis (1995) は強制交代だけではなく、いかなる交代においても、社長交代後に企業パフォーマンスが改善することを示したが、一方で Huson et al. (2004) はそのような結果を得られなかった。

Huson et al. (2004) は社長強制交代前後でのパフォーマンスの変化について、2 つの仮説をたてている。一つ目の仮説は、社長強制交代は社長のスキルのミスマッチを改善するために行われているというものである。この場合、企業パフォーマンスの低下を受けて、社長のスキルセットと企業のトップマネージャーに必要なスキルに差が生じていると取締役会が認識し、スキルマッチ改善のため社長を強制交代する。この仮説が正しければ、社長交代前パフォーマンスは悪化し、交代後に向上する。二つ目は、社長強制交代は社長の経営努力を引き出すためのものであるという仮説である。企業パフォーマンス低下の際に社長を強制交代することで、企業パフォーマンス悪化時には解雇をするという規律を確立し、社長の経営努力を引き出す。もしこの仮説が正しければ、社長強制交代後、社長のスキルマッチに変化はないため、企業のパフォーマンス改善は起こらない。彼らの実証結果から、前者の仮説がもっともらしいとした。

仮説 4: アメリカ企業は独立性の高い取締役会が株主利益最大化、すなわち企業パフォーマンスの最大化を目的に、CEO 強制交代を行っている。企業の業績が低下した際は社長を強制交代し、次期 CEO には企業パフォーマンス向上のために必要なスキルセットを持ち合わせた最適の CEO を選任する。よって CEO の強制交代前はパフォーマンスが低下し、交代後に企業パフォーマンスは改善する。

仮説 5: 企業に起きた何らかのショックによって、現 CEO のスキルセットと企業に必要なスキルに差が生じ、今までの経営戦略では企業パフォーマンス維持・向上ができなくなるた

め、企業はCEOを強制交代する。新CEOは企業パフォーマンスを改善させるため、現在の企業状況には適さない不利益のビジネスを整理する(Shleifer & Vishny, 1989)。そのためCEO強制交代直後は、企業資産と従業員数が縮小し、企業パフォーマンスが改善する。

3. データ

3.1. 日本

本稿では、日本企業の取締役役員、執行役員データのデータは東洋経済新報社の『役員四季報』から、また企業財務データはS&P社の『Capital IQ』データベースから取得した³。役員四季報は日本の全上場企業の取締役役員と執行役員データが含まれている。役員四季報の2000年から2007年のデータから社長交代、社長の属性、取締役会に関する情報を取り出した。そして社長交代を行った企業のROA、資産、従業員数、リバレッジを社長交代前後3年間の推移を分析した。株主構成情報は日本政策投資銀行の『企業財務データ』を使用した。

『役員四季報』データベースから見つけれられた社長交代が、通常の社長交代か強制的な交代かを、Parrino (1997) が使用しているアルゴリズムを使って分別した。まず2000年から2007年に観察された全社長交代を、日経テレコンを使ってニュース記事を検索し、その記事内容から社長交代が強制的なものであったかどうか判断した。新聞記事が社長は解任された、または経営責任を取り辞任したと述べている場合、社長は強制交代したと判断した。しかし、一般的に企業は社長強制交代を公にしないので、社長が強制交代した可能性が高いケースも社長強制交代のサンプルの一部とした。社長の年齢が60歳未満の場合で、社長辞職の理由が体調不良によるものではない、且つ社長がヘッドハンティングによつての辞職ではない場合や社長は通常の定年前の退任ということは強制交代と判断した。このParrinoによる社長交代の識別方法はアメリカの社長強制交代に関する論文では広く使用されている。この結果、2000年から2007年の間に観察された社長交代は3706件、その中で強制交代と識別されたものは507件あった。

3.2. アメリカ

アメリカ企業の執行役員データはExecucomp から、取締役役員データはRisk Metricsから取得した。Execucomp、Risk MetricsともにS&P1500企業のデータを含んでいる。企業財務データは、S&P社のCompustatから取得した。日本企業の社長強制交代の仕分と同様に、

³経済産業研究所(RIETI)から『役員四季報』のデータベース提供を受けたことにつき、感謝する。

Parrinoアルゴリズムを使って発見されたS&P1500社の社長強制交代のデータはJenter and Kanaan (forthcoming)と Peters and Wagner (2014)の論文で使われたデータを共有していただいた。そのデータによると、2000年から2007年に観察されたCEO交代は1859件、その中で強制交代は496件あった。表3.1と3.2には社長交代と交代される社長の特徴に関する日米比較が示されている。

表 3.1 社長交代の日米比較

年次	日本		アメリカ	
	強制交代	全交代	強制交代	全交代
2000	42	375	72	289
2001	55	514	54	239
2002	64	458	56	209
2003	59	528	70	217
2004	50	413	60	210
2005	78	509	68	282
2006	75	461	59	223
2007	84	448	57	190
合計	507	3706	496	1859

表 3.2 新任・退任社長の特徴：日米比較

	日本				アメリカ			
	新任社長		退任社長		新任社長		退任社長	
	強制交代	通常交代	強制交代	通常交代	強制交代	通常交代	強制交代	通常交代
外部社長割合	37.9%	23.8%	29.4%	32.9%	49.2%	31.6%	47.8%	36.3%
平均年齢	53.3	57.5	55	65.2	54.5	50.8	53.4	60.6
男性割合	99.1%	99.6%	99.5%	99.4%	97.3%	96.4%	96.1%	99%

注: 社長就任前の勤務年数が1年未満の場合、社長は外部者と判断した。

4. 推計方法

この節では社長強制交代が与える企業パフォーマンスの影響を分析するのに使用した手法を説明する。企業レベルのショックによって企業業績が悪化した際に社長強制交代が起こると、社長強制交代の有無に関わらず、企業パフォーマンスは平均回帰で改善する。社長の強制交代による企業パフォーマンスの変化を分析するには、平均回帰による企業パフォーマンスの改善をコントロールする必要がある。本稿では平均回帰性を、以下の3つの方法を使っ

てコントロールした。この節では、先行研究に習って、企業パフォーマンスの指標として ROA を使用した (Denis and Denis, 1995; Barber and Lyon, 1997; Huson, et al., 2004, Perez-Gonzales, 2006)。

4.1. マッチング

この手法では、社長を交代した企業に近い属性を持ちながら、社長を交代していない企業をコントロール企業として選択し、それらの企業のパフォーマンスを、社長強制交代を行わなかった場合のパフォーマンスと見なして社長強制交代のパフォーマンスへの影響を分析した。コントロール企業を選択する方法として、バンドマッチングとプロペンシティブスコアマッチングを使った。

バンドマッチングでは以下の順序でコントロール企業を選んだ。まず、社長を強制交代した企業と同じ二桁の SIC 産業の企業で、社長が交代した前年と交代した年の ROA が、10% のバンド内に入る企業をコントロール企業として選択し、そのメディアンを社長強制交代した企業の counterfactual とした。この条件でコントロール企業が見つからない場合は、同じ産業内という制限をなくし、ROA が 10% のバンド内に入る企業をコントロール企業とした。この方法でもコントロール企業が見つからない場合は、同じ二桁の SIC 産業内で、社長が交代した前年と 本年の ROA の合計値が一番近い企業をコントロール企業とした。また、スペースの問題で本稿では記載を省略しているが、マッチングをする変数を社長強制交代の一昨年と昨年の ROA、また産業のメディアンで調整した ROA に変更してコントロール企業を選択し、結果の頑健性を確かめた。マッチングをする変数を変えたことで、結果に大きな影響はなかった。

更に、プロペンシティブスコアマッチングを使ってコントロール企業を選択した。この手法では、社長が交代した前年と交代した年の産業レベルで調整した ROA と、企業資産の対数値を使って、プロペンシティブスコアを算出し、社長交代を行った企業に近い 5 社をコントロール企業とした。

4.2. 線形予測

この手法では、ROA が以下の式のように、AR(1) プロセスに従って進化していると想定し⁴、平均回帰によるパフォーマンス改善を予測することで、社長強制交代がパフォーマンスに与える影響を分析した。

$$(ROA_{i,t} - \overline{ROA}_{sic2,t}) = \phi \cdot (ROA_{i,t-1} - \overline{ROA}_{sic2,t-1}) + \epsilon_t$$

(1)

$$\epsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

ϕ は Panel Vector Autoregression⁵で推計した結果、アメリカは 0.44、日本は 0.51 という値を得た。社長が強制的に交代した年の ROA の値を使って、社長交代後 3 年の ROA を反復予測した。

5. 推計結果

5.1. 社長強制交代の決定要因

この節では、社長強制交代が起きた前年のいくつかの企業パフォーマンスの指標を使って、社長強制交代の決定要因を日米比較する。

$$\Pr(\text{CEO forced turnover} = 1)_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \cdot ROA_{i,t-1} + \beta_3 \cdot MB_{i,t-1} + \beta_4 \cdot \text{Sales growth}_{i,t-1} + \beta_5 \cdot \log(\text{Asset}_{i,t}) + \beta_6 \cdot \text{Leverage}_{i,t} + \text{Year fixed effect} + \text{Industry fixed effect} + \eta_{i,t}$$

(2)

ここで ROA は (経常利益/総資産)、MB は (時価総額+資産-資本簿価)/資産、Sales growth は売上高成長率、log(Asset)は総資産額の対数値、Leverage は (負債/総資産) である。

⁴ Fama and French (2000) は企業利益率が AR(1) プロセスに要約されることを実証研究で示している。

⁵ Panel VAR については Love & Ziccino (2006) を参照されたい。アメリカは 1997 年～2010 年の Compustat データベースに含まれる企業で、ROA の分布で 99 percentile 以上または 1 percentile 以下を除いた全ての企業データを使って ϕ を推計した。日本は 1997 年～2010 年の Capital IQ の上場企業のデータベースに含まれる企業で、ROA の分布で 99 percentile 以上または 1 percentile 以下の企業を除いた全ての企業のデータを使って ϕ を推計した。

表 5.1 は Logit の推計結果をまとめている。ここで報告されている結果は、日アメリカ両国において、低水準の ROA は社長を強制的に交代する重要な決定要因であることを示している。資産の簿価値に対するマーケット価値 (Market to Book ratio) の低水準 はアメリカ企業では社長強制交代を引き起こす可能性を高めるが、日本企業ではそのような傾向はみられなかった。

表 5.1 社長強制交代の決定要因 (ベースラインモデル)
Logit による推計結果。従属変数は社長の強制交代である (強制交代=1、交代なし=0)。

説明変数	日本	アメリカ
Lagged ROA	-8.208*** (1.660)	-2.999*** (0.629)
Lagged MB	0.158** (0.072)	-0.140** (0.068)
Lagged sales growth	-0.643 (0.418)	-0.327 (0.264)
Log(Asset)	-0.161*** (0.059)	0.041 (0.037)
Leverage	0.340 (0.435)	0.699** (0.328)
Constant	-3.245*** (0.951)	-3.335*** (0.608)
Observations	17,355	12,988
Industry FE	YES	YES
Year FE	YES	YES

注: Robust standard errors in parentheses. *** p<0.01, **p<0.05, * p<0.1. ROA, MB ratio, and sales growth は SIC 2 桁産業 メディアンを引いた数値を使っている。全ての変数の 1st (99th) percentiles 以下 (以上) のサンプルは取り除いている。

低い売上高成長率は、日米両国で社長強制交代の可能性を高めるという結果が得られたが、係数はどちらの国においても有意ではなかった。また、資産の対数値で企業規模を測り、社長強制交代との関係性を分析した結果、日本では規模が小さい企業のほうが社長を強制交代させる可能性が高いことが分かった。この結果は、Parrino の社長強制交代を判断する方法に起因している可能性がある。この手法では、交代する社長の年齢が 60 歳未満の社長交代のケースは、一部強制交代とするため、日本企業の場合小さい企業のほうが年齢の若い社長を選任している事実を反映しているかもしれない。

表 5.2 では日本企業に分析対象を絞り、株主構成と社長強制交代にどのような関係があるかを調べた。中央列は外国人投資家の株式保有が社長強制交代にどのように影響しているかを分析した結果である。外資保有のダミー変数は外国人投資家の株式保有の割合がサンプルのメディアンよりも高い場合 1 の値、それ以外は 0 の値をとる。外資保有ダミーの係数が有意にプラスであることから、外国人投資家による株式保有が高い企業は、社長強制交代を積極的に行っていることを示唆している。表 5.2 右列は、金融機関の株式保有の割合がサンプルのメディアンよりも高い場合 1 の値、それ以外は 0 の値を取るダミー変数を入れた分析である。金融機関株式保有ダミーの係数は有意にマイナスであることから、金融機関による株式保有の多い企業は社長強制交代が起こる可能性が低いことを示している。

表 5.2 社長 強制交代の決定要因（日本のみ）
Logit による推計結果。従属変数は社長の強制交代である（強制交代=1、交代なし=0）。

説明変数	(1) 外国人投資家	(2) 金融機関
外資保有 (ダミー変数)	0.494*** (0.191)	
金融機関保有 (ダミー変数)		-0.910*** (0.224)
Lagged ROA	-9.974*** (1.886)	-9.782*** (1.912)
Lagged MB ratio	0.172** (0.077)	0.226*** (0.074)
Lagged sales growth	-0.589 (0.449)	-0.630 (0.466)
Log (Asset)	-0.224*** (0.077)	-0.002 (0.079)
Leverage	0.976** (0.461)	0.726 (0.467)
Constant	-2.605** (1.065)	-4.425*** (1.071)
Observations	14,300	14,300
Industry FE	YES	YES
Year FE	YES	YES

注: Robust standard errors in parentheses. *** p<0.01, **p<0.05, * p<0.1. ROA, MB ratio, and sales growth は SIC 2 桁産業メディアンを引いた数値を使っている。全ての変数の 1st (99th) percentiles 以下 (以上) のサンプルは取り除いている。

表 5-3 は製造業とサービス業における社長交代の決定要因の違いを分析するために、製造業とサービス業のダミー変数と、ダミー変数と ROA の交差項を入れて推計を行った。推計結果から製造業とサービス産業における社長交代に有意な違いは見られなかった。

表 5.3 製造業とサービス産業における社長 強制交代の決定要因の比較（日本のみ）
Logit による推計結果。従属変数は社長の強制交代である（強制交代=1、交代なし=0）。

説明変数	(1) 社長強制交代
Lagged ROA	-12.980*** (2.528)
Lagged ROA* Manufacturing sector dummy	5.498 (4.222)
Manufacturing sector dummy	-0.340 (0.237)
Lagged ROA* Service sector dummy	4.091 (3.194)
Service dummy	0.137 (0.227)
Log(Asset)	-0.158*** (0.056)
Leverage	0.561 (0.392)
Constant	-3.363*** (0.682)
Observations	18,474
Industry FE	YES
Year FE	YES

注： Robust standard errors in parentheses. *** p<0.01, **p<0.05, * p<0.1. ROA, MB ratio, and sales growth は SIC 2 桁 産業 メディアンを引いた数値を使っている。全ての変数の 1st (99th) percentiles 以下（以上）のサンプルは取り除いている。製造業は SIC 2 桁 code 20-39、サービス業は SIC 2 桁 code 50-89 とした。

5.2. 社長強制交代と企業パフォーマンスの変化⁶

5.2.1. 平均値 and メディアン-差の検定

この節では、社長交代前後の ROA、MB ratio、売上高成長率の変化を平均値の差の検定とメディアン差の検定を使って検証する。表 5.4 は ROA の社長強制交代前後 3 年間の企業パフォーマンス変化を分析した結果をまとめた。表 5.4 では、平均回帰によるパフォーマンス改善をコントロールするために、社長強制交代が起こった企業の ROA から、バンドマッチングにより選択されたコントロール企業のメディアン ROA を差し引いた ROA を使用し、パフォーマンスの変化を分析した。

表 5.4 社長強制交代前後の ROA の変化の日米比較
平均値 (メディアン) の差の検定 (control-group-adjusted ROA: バンドマッチング)

ΔROA	日本		アメリカ	
	t-test	sign test	t-test	sign test
(t = 0) - (t = - 3)	-0.030*** (3.53)	-0.008*** (2.81)	-0.041*** (5.93)	-0.023*** (7.19)
(t = 0) - (t = - 2)	-0.014** (1.92)	-0.007** (2.20)	-0.030*** (5.62)	-0.015*** (6.01)
(t = 0) - (t = -1)	-0.011** (1.99)	-0.0004 (1.14)	-0.016*** (4.29)	-0.001*** (4.12)
(t = +1) - (t = 0)	0.004 (0.45)	0.0002 (0.12)	0.016*** (3.07)	0.004*** (2.37)
(t = +2) - (t = 0)	-0.006 (0.66)	-0.0005 (0.20)	0.017*** (2.58)	0.007** (2.16)
(t = +3) - (t = 0)	0.003 (0.26)	0.003 (0.88)	0.022*** (3.10)	0.013*** (2.67)
(t = 0) - (3-year average before)	-0.018*** (2.87)	-0.006*** (2.58)	-0.029*** (6.32)	-0.014*** (7.10)
(3-year average after) - (t = 0)	-0.002 (0.20)	-0.002 (0.20)	0.018*** (3.13)	0.009*** (2.70)
Observations	256	256	321	321

注: ***p<0.01, **p<0.005, *<0.1. 括弧内の数値は t-statistics (z-statistics) である。ROA はコントロールグループの ROA のメディアンを引いて計算した。(t = +3) - (t = 0) は社長を解雇した年から 3 年後の ROA と社長を交代した年の ROA の差を計算したものである。社長強制交代前後 7 年間の財務データがない企業はサンプルから排除した。コントロールグループ企業は社長を交代していない企業で且つ社長を交代した企業の社長を交代した年とその一年前の ROA が ±10% 内にあり、社長を交代した企業と同じ SIC 2 桁産業という条件のもとに選んだ。

⁶ マネージメント労働市場が存在すれば社長の固定効果を分析できるが、本稿で用いた日本のデータから社長在任期間が 3 年以上で、2 社以上で同一の方が社長職に就いたケースは 15 件ぐらいしかなかった。

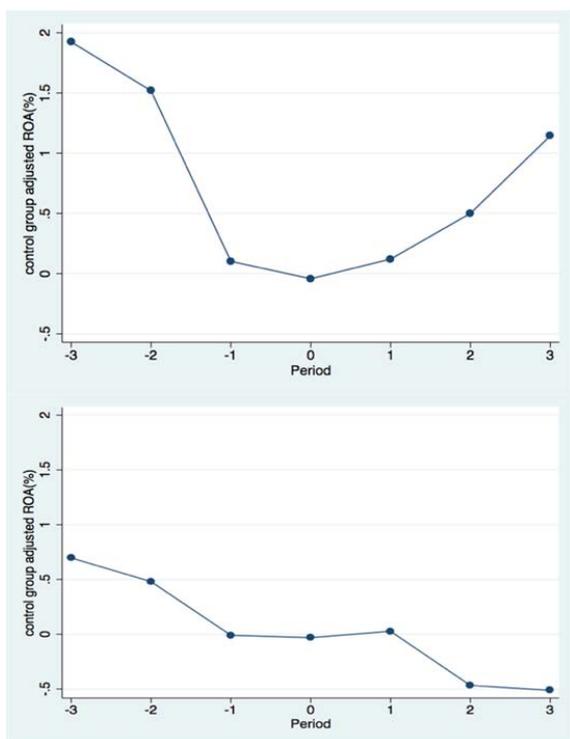
表 5.4 の t 検定の列の数値は、社長強制交代を行った年の ROA とその付近の年の ROA の差のサンプル平均値を示しており、括弧内の数値は、社長強制交代を行った年と ROA が同一であるという帰無仮説を、平均値の差の検定 の t 統計量 を報告している。表 5.4 の sign 検定の列の数値は、社長強制交代を行った年の ROA とその付近の年の ROA の差のサンプルメディアンを示しており、同様の帰無仮説を Wilcoxon signed-rank test で検定し、括弧内に z 統計量を報告した。

表 5.4 の上 3 行の結果は、社長強制交代年の ROA と社長強制交代前の ROA を比較した結果である。この結果をみると日米両国において社長強制交代前は ROA が悪化していることが分かる。表 5.4 の 4-6 行では、社長強制交代年の ROA と社長強制交代後の ROA を比較した。この結果から、アメリカ企業では社長強制交代後に ROA が改善しているのに対し、日本企業ではパフォーマンスの改善がみられないことが示された。下 2 行の結果は、社長強制交代前後 3 年間の平均の ROA と社長強制交代年の ROA を日米比較したものである。社長強制交代前は日米両国で ROA が低下し、社長強制交代後はアメリカのみで ROA が改善しているという結果が、3 年平均の ROA を使用しても再確認された。表 5.3 で報告した結果のサンプルメディアンをプロットしたグラフが図 5.1 である。このグラフからも、日米両国で社長強制交代前には ROA が低下していることが見て取れる。また、社長を強制交代したアメリカ企業は、社長を強制交代した日本企業に比べて、社長強制交代前に ROA が著しく低下している。

図 5.1 メディアン control-group-adjusted ROA (バンドマッチング)

上：アメリカ

下：日本



注： グラフは社長を解雇した企業のメディアン control-group-adjusted ROA を社長強制交代前後3年間の推移を示したものである。コントロール企業はバンドマッチングで選択した。社長強制交代を行った企業のROAをコントロール企業のメディアンで調整した。社長強制交代前後3年の財務データがない企業はサンプルから除外した。ピリオド0に社長は強制交代している。

次に、プロペンシティースコアマッチングを使ってコントロール企業を選択し、社長強制交代による企業パフォーマンス変化に関して仮説検証した結果を、表 5.5 にまとめた。バンドマッチングでコントロール企業を選択した結果と異なる点は、社長強制交代前のパフォーマンスの低下は、アメリカでは顕著に見られるが、日本では有意性が失われた。またアメリカ企業の、社長強制交代後のパフォーマンス改善にも有意性がなくなった。表 5.5 に報告した平均回帰調整後のサンプルメディアン ROA を図 5. 2 にプロットした。

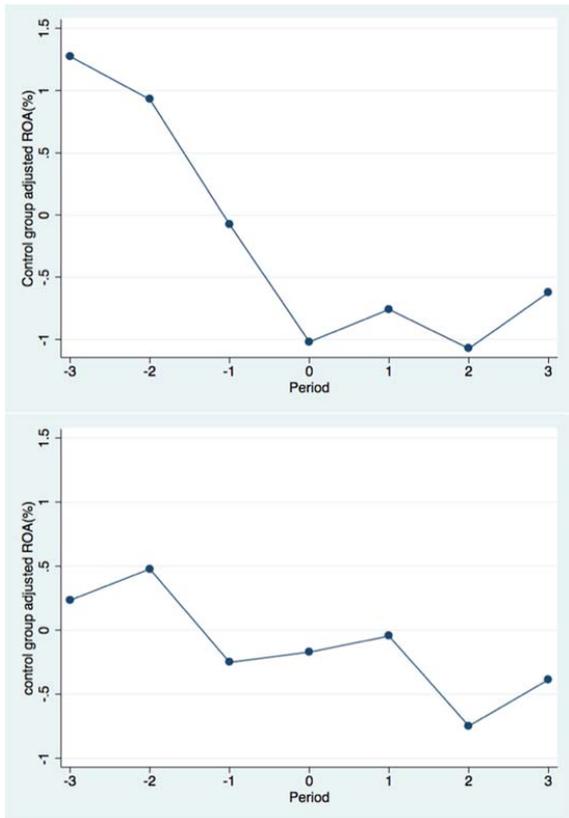
表 5.5 社長強制交代前後の ROA の変化の日米比較 (control-group-adjusted ROA: プロペンシティースコアマッチング)

ΔROA	日本		アメリカ	
	t-test	sign test	t-test	sign test
(t = 0) - (t = -3)	-0.009 (1.29)	-0.006** (2.29)	-0.032*** (4.94)	-0.024*** (5.63)
(t = 0) - (t = -2)	-0.006 (0.80)	-0.006* (1.90)	-0.026*** (4.69)	-0.014*** (4.57)
(t = 0) - (t = -1)	-0.003	-0.001	-0.017***	-0.011***

	(0.51)	(0.58)	(4.27)	(3.61)
(t = +1) - (t = 0)	-0.008	0.001	0.009**	0.004
	(1.36)	(0.37)	(2.24)	(1.07)
(t = +2) - (t = 0)	-0.014*	0.001	0.005	0.003
	(1.79)	(0.18)	(0.95)	(0.82)
(t = +3) - (t = 0)	-0.016*	0.001	0.007	0.002
	(1.90)	(0.10)	(1.16)	(0.53)
(t = 0) - (3-year average before)	-0.005	-0.002	-0.024***	-0.015***
	(0.84)	(0.95)	(5.18)	(5.12)
(3-year average after) - (t = 0)	-0.016**	-0.002	0.006	0.001
	(2.33)	(1.14)	(1.31)	(0.55)
Observations	256	256	318	318

注: ***p<0.01, **p<0.005, *p<0.1. ROA はコントロールグループの ROA のメディアンの数値を引いて計算した。コントロールグループ企業は社長を解雇していない企業で且つ社長を解雇した企業と社長を解雇した年とその一年前の産業メディアン-adjusted ROA と資産の log を取った数値をもとにプロペンシティブスコアを計算し、社長を解雇した企業とプロペンシティブスコアが最も近い 5 社をコントロールグループ企業とした。

図 5.2 メディアン control-group-adjusted ROA: プロペンシティブスコアマッチング
上: アメリカ 下: 日本



注： グラフは社長を解雇した企業のメディアン control-group-adjusted ROA を社長強制交代前後3年間の推移を示したものである。コントロール 企業はプロペンシティブスコアマッチングで選択した。社長強制交代を行った企業の ROA をコントロール 企業のメディアンで調整した。社長強制交代前後3年の財務データがない企業はサンプルから除外した。ピリオド0に社長は強制交代している。

更に、式 (1) を使って、社長強制交代1年後から3年後の ROA の推移を予測し、その ROA を社長強制交代がなかった場合の counterfactual パフォーマンスとして、社長強制交代のパフォーマンスへの影響を分析した。社長強制交代1年後から3年後の実際の ROA 値から、予測した ROA を差し引いた数値を、表 5.6 にまとめた。その結果からは、マッチングで得た結果と同様に、日本では社長強制交代後に ROA が悪化しているのに対して、アメリカでは改善していることが示された。この結果を図 5.3 にプロットした。

表 5.6 線形予測

日本

アメリカ

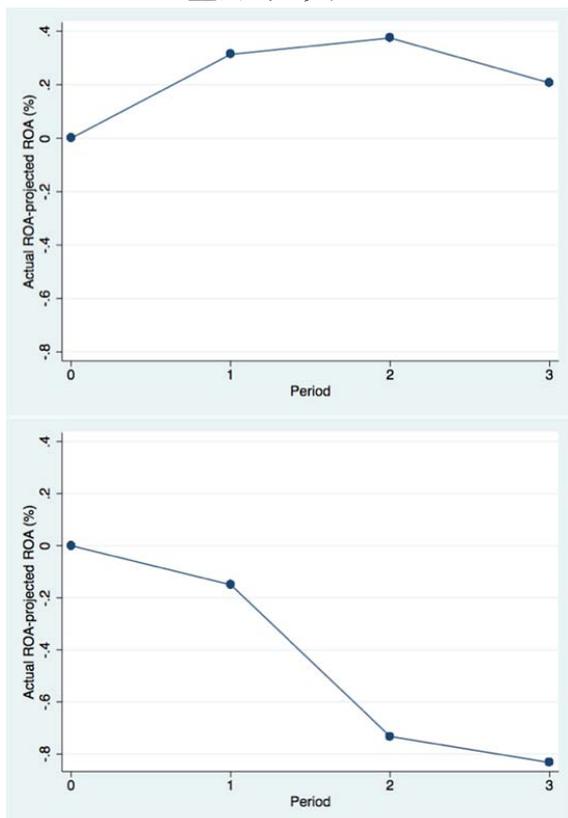
Δ ROA	t-test	sign test	t-test	sign test
(t = +1) - (t = 0)	-0.010** (-1.97)	-0.002 (-0.71)	0.009*** (2.77)	0.003*** (2.86)
(t = +2) - (t = 0)	-0.024*** (-3.60)	-0.007*** (-3.60)	0.004 (0.88)	0.004 (1.56)
(t = +3) - (t = 0)	-0.031*** (-3.95)	-0.008*** (-3.76)	0.003 (0.56)	0.002 (1.32)
Observations	262	262	321	321

注：***p<0.01, **p<.005, *p<0.1. ROAの数値はAR(1)モデルを使って予測したROAをひいた数値を使っている。Panel VARを使って推計した日本のAR係数は0.51、アメリカのAR係数は0.44という数値を使って、社長解雇後3年間のROAを予測した。

図 5.3 線形予測によって調整したメディアン ROA

上: アメリカ

下: 日本



注: グラフは実際の ROA と AR(1)モデルで予測された ROA の差のメディアンを示したものである。ROA は社長強制交代年次の ROA をベースに予測した。社長交代後3年間の財務データがない企業はサンプルから除外した。ピリオド0に社長は強制交代している。

5.2.2. 最小二乗法による検証

表 5.7 では pooled OLS を使用して、社長強制交代が企業パフォーマンスに与える影響を検証した。Kaplan and Minton (2012)は、アメリカ企業サンプルを使った実証研究で、社長強制交代のみならず、全ての社長交代を使った推計でも、企業パフォーマンスの低下は社長交代が起こる可能性を有意に高めていることを示したので、この分析では社長強制交代に加えて、全ての社長交代を使って、社長交代がどのようにパフォーマンスに影響を与えているか分析した。

表 5.7 の結果を求めるのに使用した推計式は下記の通りである。

$$\Delta \text{企業パフォーマンス}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \text{社長交代}_{i,t} + \gamma_2 \cdot \text{企業パフォーマンス}_{i,t-1} + \gamma_3 \log(\text{Asset}_{i,t}) + \text{Year fixed effect} + \text{Industry fixed effect} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

パフォーマンスの変化は1年の変化（社長交代1年後と社長交代年のパフォーマンスの差）と3年平均の変化（社長交代1年後から3年後平均と社長交代年のパフォーマンスの差）を使った。社長交代前年のパフォーマンスを推定式に含めることで、平均回帰によるパフォーマンス向上をコントロールした。企業特性の変数として、資産の対数値を推定式に入れた。社長交代ダミーの係数 γ_1 が社長交代のパフォーマンスの影響を示す。表 5.7 では、日本企業をサンプルに使った結果では、社長交代ダミーの係数 γ_1 はマイナスで有意ではなかった。一方、アメリカ企業をサンプルに使った結果では、係数 γ_1 の推計結果はプラスで有意であった。表 5.4 で報告した結果同様、OLS を使った分析でも、社長強制交代後の ROA の改善は、アメリカ企業のみで観察された。しかし、社長全交代を使った場合、アメリカ企業をサンプルに使った分析でも、係数 γ_1 は有意ではなかった。

表 5.7: 社長強制交代後のパフォーマンスの変化:Pooled OLS 分析 (ROA) (日本)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ΔROA	ΔROA	ΔROA	ΔROA
説明変数	(3年平均)	(3年平均)		

社長強制交代	-0.000 (0.003)		-0.004 (0.009)	
社長全交代		0.001 (0.001)		0.000 (0.001)
lagged ROA	-0.199*** (0.009)	-0.199*** (0.009)	-0.136*** (0.012)	-0.135*** (0.012)
log(Asset)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Constant	-0.013** (0.006)	-0.013** (0.006)	-0.003 (0.006)	-0.003 (0.006)
Observations	22,035	22,035	22,333	22,333
R-squared	0.078	0.078	0.021	0.021
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

(アメリカ)

説明変数	(1) ΔROA (3年平均)	(2) ΔROA (3年平均)	(3) ΔROA	(4) ΔROA
社長強制交代	0.009*** (0.003)		0.019*** (0.006)	
社長全交代		0.002 (0.002)		0.002 (0.002)
lagged ROA	-0.204*** (0.011)	-0.205*** (0.011)	-0.143*** (0.014)	-0.145*** (0.014)
log(Asset)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)
Constant	-0.016* (0.010)	-0.016* (0.010)	0.005 (0.010)	0.005 (0.010)
Observations	11,735	11,735	13,373	13,373
R-squared	0.155	0.155	0.047	0.045
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

注: Robust standard errors in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. ROA は SIC 2 桁産業メディアンで調整した。日米のサンプルは各々日本の全上場企業と S&P1500 に採用されている企業である。全ての変数の 1st (99th) percentiles 以下 (以上) のサンプルは取り除いている。

表 5.8 社長強制交代後のパフォーマンスの変化 (MB ratio) 日本

説明変数	(1) ΔMB (3年平均)	(2) ΔMB (3年平均)	(3) ΔMB	(4) ΔMB
------	------------------------------	------------------------------	--------------------	--------------------

社長強制交代	0.050** (0.024)		0.021 (0.023)	
社長全交代		0.015** (0.007)		0.008 (0.006)
lagged MB ratio	-0.222*** (0.009)	-0.222*** (0.009)	-0.172*** (0.007)	-0.172*** (0.007)
log(Asset)	0.016*** (0.002)	0.016*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.015*** (0.002)
Constant	-0.215*** (0.038)	-0.214*** (0.038)	-0.152*** (0.023)	-0.151*** (0.023)
Observations	18,320	18,320	18,482	18,482
R-squared	0.203	0.203	0.159	0.159
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

アメリカ

	(1) ΔMB (3年平均)	(2) ΔMB (3年平均)	(3) ΔMB	(4) ΔMB
社長強制交代	0.109*** (0.035)		0.060* (0.036)	
社長全交代		0.028 (0.017)		0.019 (0.018)
lagged MB ratio	-0.208*** (0.008)	-0.208*** (0.008)	-0.185*** (0.011)	-0.185*** (0.011)
log(Asset)	0.007* (0.004)	0.007* (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.004)
Constant	-0.125 (0.079)	-0.124 (0.079)	-0.039 (0.069)	-0.039 (0.069)
Observations	11,749	11,749	13,403	13,403
R-squared	0.198	0.198	0.103	0.103
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

注: Robust standard errors in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

MB ratio は SIC 2 桁 産業メディアンで調整した。日米のサンプルは各々日本の全上場企業と S&P1500 に採用されている企業である。全ての変数の 1st (99th) percentiles 以下 (以上) のサンプルは取り除いている。

表 5.8 では、企業パフォーマンス変数として Market-to-book ratio (MB ratio) を使った。社長交代後 3 年間の Market-to-book ratio の平均値を使って企業パフォーマンスを測った場合、日本企業でも社長強制交代後、パフォーマンスの改善が見られ、結果は有意であったが、1 年の MB ratio の変化を使った場合の結果は有意ではなかった。一方でアメリカ

では、1年及び3年平均のMB ratio どちらを使っても、社長強制交代後にパフォーマンスは改善しており、その結果は統計的に有意であった。またアメリカ企業のMB ratioの改善幅は日本企業に比べて大きい。

更に、売上高成長率が社長交代前後にどのように変化しているのかを調べ、その結果を表5.9に報告した。日本企業をサンプルに使った結果では、社長強制交代ダミーの係数はプラスであるが、3年変化の平均の値と1年の変化を使うかによって社長強制交代がパフォーマンスに与える影響の有意性が異なった。アメリカの場合は、3年変化の平均の値で売上高成長率変化を測った指標、1年間の変化を測った指標どちらでも、社長強制交代は売上高成長率に有意でプラスの影響を与えていた。

表 5.9 社長強制交代後のパフォーマンスの変化（売上高成長率）
日本

説明変数	(1) <i>ΔSales growth</i> (3年平均)	(2) <i>ΔSales growth</i> (3年平均)	(3) <i>ΔSales growth</i>	(4) <i>ΔSales growth</i>
社長強制交代	0.036* (0.020)		0.022 (0.018)	
社長全交代		0.005 (0.005)		0.002 (0.005)
lagged sales growth	-0.120*** (0.015)	-0.120*** (0.015)	-0.117*** (0.013)	-0.117*** (0.013)
log(Asset)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
Constant	-0.033** (0.014)	-0.032** (0.014)	-0.009 (0.011)	-0.008 (0.011)
Observations	21,321	21,321	21,322	21,322
R-squared	0.026	0.026	0.021	0.021
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

アメリカ

説明変数	(1) $\Delta Sales\ growth$ (3年平均)	(2) $\Delta Sales\ growth$ (3年平均)	(3) $\Delta Sales\ growth$	(4) $\Delta Sales\ growth$
社長強制交代	0.056*** (0.012)		0.062*** (0.017)	
社長全交代		0.027*** (0.007)		0.030 (0.020)
lagged sales growth	-0.176*** (0.013)	-0.175*** (0.013)	-0.218*** (0.034)	-0.218*** (0.034)
log(Asset)	0.005*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.008** (0.004)	-0.009** (0.004)
Constant	0.062*** (0.024)	0.060** (0.24)	0.066** (0.033)	0.064** (0.032)
Observations	1,56	11,562	13,177	13,177
R-squared	0.043	0.043	0.005	0.005
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

注：： Robust standard errors in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Sales growth rate は SIC 2 桁産業メディアで調整した。日米のサンプルは各々日本の全上場企業と S&P1500 に採用されている企業である。全ての変数の 1st (99th) percentiles 以下 (以上) のサンプルは取り除いている。

表 5.10 と 11 では、日本企業のサンプルを使って、金融機関と外国人投資家による株式保有が多い企業が社長強制交代を行った場合、企業パフォーマンスがどのように変化しているか分析した。その結果、金融機関の株式保有が多い場合、ROA、MB ratio、売上高成長率は社長強制交代後に改善しているが、有意性はないことが示された。一方で、外資投資家の株式保有率が多い企業が社長を強制交代した場合、ROA を企業パフォーマンスとした推計結果では、社長強制交代ダミーの係数はマイナス、MB ratio と売上高成長率を使った推計結果ではプラスと一貫した結果は得られず、またいずれの推計結果も統計的有意性はなかった。

表 5.10 金融機関株式保有と社長強制交代

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
説明変数	ΔROA (3年平均)	ΔROA	ΔMB (3年平均)	ΔMB	$\Delta Sales\ growth$ (3年平均)	$\Delta Sales\ growth$
社長強制交代 (金融機関ダミー=0)	-0.009* (0.005)	-0.010 (0.015)	0.071** (0.032)	0.028 (0.033)	0.035 (0.030)	0.021 (0.027)
社長強制交代 (金融機関ダミー=1)	0.008 (0.005)	0.007 (0.006)	0.010 (0.038)	0.002 (0.035)	0.011 (0.022)	0.004 (0.021)
Log(Asset)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.016*** (0.002)	0.015*** (0.002)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
lagged ROA	-0.205*** (0.009)	-0.132*** (0.012)				
lagged MB ratio			-0.220*** (0.009)	-0.170*** (0.007)		
lagged sales growth					-0.147*** (0.016)	-0.147*** (0.014)
Constant	-0.029*** (0.008)	-0.021*** (0.005)	-0.213*** (0.038)	-0.150*** (0.023)	-0.017 (0.011)	-0.005 (0.010)
Observations	19,771	20,003	17,504	17,653	19,563	19,555
R-squared	0.086	0.024	0.201	0.158	0.034	0.027
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注: Robust standard errors in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

ROA, MB ratio, sales growth rate は SIC 2 桁 産業メディアで調整した。サンプルは日本の全上場企業である。全ての
変数の 1st (99th) percentiles 以下 (以上) のサンプルは取り除いている。

(1) (3) (5) の従属変数: $\frac{Performance_{t+3} + Performance_{t+2} + Performance_{t+1}}{3} - Performance_t$

(2) (4) (6) の従属変数: $Performance_{t+1} - Performance_t$

表 5.11 外国人投資家株式保有と社長強制交代

説明変数	(1) ΔROA (3年平均)	(2) ΔROA	(3) ΔMB (3年平均)	(4) ΔMB	(5) $\Delta Sales\ growth$ (3年平均)	(6) $\Delta Sales\ growth$
社長強制交代 (外資ダミー=0)	0.001 (0.004)	-0.004 (0.014)	0.045* (0.027)	0.038 (0.035)	0.030 (0.034)	0.021 (0.026)
社長強制交代 (外資ダミー=1)	-0.005 (0.005)	-0.001 (0.013)	0.030 (0.038)	0.000 (0.034)	0.031 (0.023)	0.003 (0.022)
log(Asset)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.016*** (0.002)	0.015*** (0.002)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
lagged ROA	-0.205*** (0.009)	-0.132*** (0.012)				
lagged MB ratio			-0.220*** (0.009)	-0.170*** (0.007)		
lagged sales growth					-0.147*** (0.016)	-0.147*** (0.014)
Constant	-0.030*** (0.008)	-0.021*** (0.005)	-0.213*** (0.038)	-0.150*** (0.023)	-0.017 (0.011)	-0.004 (0.010)
Observations	19,771	20,003	17,504	17,653	19,563	19,555
R-squared	0.086	0.024	0.200	0.158	0.034	0.027
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注: Robust standard errors in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

ROA, MB ratio, sales growth rate は SIC 2 桁 産業メディアンで調整した。サンプルは日本の全上場企業である。全ての変数の 1st (99th) percentiles 以下 (以上) のサンプルは取り除いている。

(1) (3) (5) の従属変数: $\frac{Performance_{t+3}+Performance_{t+2}+Performance_{t+1}}{3} - Performance_t$

(2) (4) (6) の従属変数: $Performance_{t+1} - Performance_t$

表 5.12 では、社長強制交代後、新しく就任した社長が内部者であった場合と、外部者であった場合の企業パフォーマンスの変化を比較した。推計結果によれば、新社長が外部者であった場合に ROA は悪化しているが、資産の簿価に対するマーケット価値 (MB ratio) は、新社長が内部者であった場合よりも上昇幅が大きい。一方、新社長が内部者であった場合、新社長が外部者であった場合と比べて、短期的な売上高伸び率の改善幅が大きい。しかし推計結果は、どのパフォーマンス指標を用いても、有意ではなかった。

表 5.12 社長強制交代と外部社長選任

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
説明変数	ΔROA (3年平均)	ΔROA	ΔMB (3年平均)	ΔMB	$\Delta Sales\ growth$ (3年平均)	$\Delta Sales\ growth$
社長強制交代 (内部社長選任)	0.003 (0.004)	0.002 (0.011)	0.011 (0.029)	0.005 (0.028)	0.030 (0.020)	0.029 (0.021)
社長強制交代 (外部社長選任)	-0.013** (0.005)	-0.011 (0.016)	0.052 (0.043)	0.010 (0.039)	0.026 (0.037)	0.004 (0.027)
log(Asset)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.016*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
lagged ROA	-0.200*** (0.009)	-0.136*** (0.012)				
lagged MB ratio			-0.222*** (0.009)	-0.172*** (0.007)		
lagged sales growth					-0.120*** (0.015)	-0.117*** (0.013)
Constant	-0.013** (0.006)	-0.003 (0.006)	-0.215*** (0.038)	-0.152*** (0.023)	-0.033** (0.014)	-0.009 (0.011)
Observations	22,035	22,333	18,320	18,482	21,321	21,322
R-squared	0.079	0.021	0.203	0.159	0.026	0.021
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注: Robust standard errors in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. ROA, MB ratio, sales growth rate は SIC 2 桁産業メディアンで調整した。サンプルは日本の全上場企業である。全ての変数の 1st (99th) percentiles 以下 (以上) のサンプルは取り除いている。

(1) (3) (5) の従属変数: $\frac{Performance_{t+3} + Performance_{t+2} + Performance_{t+1}}{3} - Performance_t$

(2) (4) (6) の従属変数: $Performance_{t+1} - Performance_t$

表 5.13 と 5.14 ではサンプルを製造業とサービス産業に分けて社長交代の効果を分析した。推計結果によれば、製造業における資産の簿価に対するマーケット価値 (MB ratio) の 3 年平均の変化のみが統計的に有意な結果であった。他の変数に与える社長交代の効果は製造業とサービス産業の区分と関係なく統計的に有意ではなかった。

表 5.13 製造業における社長強制交代

説明変数	(1) ΔROA (3年平均)	(2) ΔROA	(3) ΔMB (3年平均)	(4) ΔMB	(5) $\Delta Sales\ growth$ (3年平均)	(6) $\Delta Sales\ growth$
社長強制交代	0.003 (0.005)	0.006 (0.008)	0.035 (0.030)	0.051* (0.027)	0.031 (0.020)	0.020 (0.024)
lagged ROA	-0.192*** (0.011)	-0.142*** (0.013)				
lagged MB ratio			-0.167*** (0.011)	-0.132*** (0.008)		
lagged sales growth					-0.082*** (0.018)	-0.104*** (0.019)
log(Asset)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.014*** (0.002)	0.010*** (0.002)	-0.003*** (0.001)	-0.002** (0.001)
Constant	-0.003 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.146*** (0.024)	-0.099*** (0.018)	0.013 (0.011)	0.011 (0.012)
Observations	10,516	10,691	9,398	9,442	10,274	10,267
R-squared	0.082	0.035	0.150	0.118	0.011	0.012
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：Robust standard errors in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

ROA, MB ratio, sales growth rate は産業のメディアンで調整した。

製造業は SIC 2 桁 code 20-39 とした。

(1) (3) (5) の従属変数: $\frac{Performance_{t+3} + Performance_{t+2} + Performance_{t+1}}{3} - Performance_t$

(2) (4) (6) の従属変数: $Performance_{t+1} - Performance_t$

表 5.14 サービス産業における社長強制交代

説明変数	(1) ΔROA (3年平均)	(2) ΔROA	(3) ΔMB (3年平均)	(4) ΔMB	(5) $\Delta Sales\ growth$ (3年平均)	(6) $\Delta Sales\ growth$
社長強制交代	-0.004 (0.006)	-0.008 (0.017)	0.012 (0.060)	-0.028 (0.063)	-0.000 (0.047)	0.013 (0.048)
lagged ROA	-0.205*** (0.015)	-0.149*** (0.019)				
Lagged MB ratio			-0.253*** (0.016)	-0.176*** (0.013)		
lagged sales growth					-0.146*** (0.024)	-0.123*** (0.021)
log(Asset)	0.001 (0.000)	-0.000 (0.001)	0.012*** (0.005)	0.017*** (0.004)	0.003 (0.002)	0.002 (0.002)
Constant	-0.008 (0.005)	0.006 (0.007)	-0.129*** (0.050)	-0.182*** (0.043)	-0.053* (0.029)	-0.043* (0.025)
Observations	8,859	8,969	6,539	6,629	8,474	8,477
R-squared	0.073	0.020	0.201	0.130	0.030	0.023
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：Robust standard errors in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

ROA, MB ratio, sales growth rate は産業のメディアンで調整した。

サービス産業は SIC 2桁 code 50-89 とした。

(1) (3) (5) の従属変数: $\frac{Performance_{t+3} + Performance_{t+2} + Performance_{t+1}}{3} - Performance_t$

(2) (4) (6) の従属変数: $Performance_{t+1} - Performance_t$

5.3. 社長強制交代前後の資産、従業員数、負債比率の変化

表 5.14 は社長強制交代によって、企業の資産規模がどのように変化しているか、日米比較した結果をまとめたものである。産業レベルの年次の固有効果をコントロールするために、資産変化率を産業のメディアンで調整した。社長強制交代前後 3 年平均の総資産額の変化率と、社長強制交代翌年と交代年の資産額の変化率、2 つの指標を用いて検証した。推定式は以下のものである。

3 年平均を使った推計式

$$\Delta Asset_i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \text{社長強制交代}_{i,t} + \gamma_2 \cdot MB\ ratio_{i,t} + \gamma_3 \cdot \log(Asset_{i,t}) + \gamma_4 \cdot \text{Leverage}_{i,t} + \text{Year fixed effect} + \text{Industry fixed effect} + \varepsilon_{i,t}$$

(4)

$$\Delta Asset_i = \frac{(Asset_{i,t+3} + Asset_{i,t+2} + Asset_{i,t+1} - Asset_{i,t-1} - Asset_{i,t-2} - Asset_{i,t-3})}{(Asset_{i,t-1} + Asset_{i,t-2} + Asset_{i,t-3})}$$

1 年の変化を使った推計式

$$\Delta Asset_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \text{社長強制交代}_{i,t} + \gamma_2 \cdot MB\ ratio_{i,t} + \gamma_3 \log(Asset_{i,t}) + \gamma_4 \cdot \text{Leverage}_{i,t} + \gamma_5 \cdot \Delta Asset_{i,t} + \text{Year fixed effect} + \text{Industry fixed effect} + \varepsilon_{i,t}$$

(5)

$$\Delta Asset_{i,t+1} = (Asset_{i,t+1} - Asset_{i,t}) / Asset_{i,t}$$

分析の結果によれば、日米共に社長強制交代後に資産規模は縮小していることがわかるが、その縮小率はアメリカ企業のほうが圧倒的に高い。

表 5.14 社長強制交代前後の資産の変化

説明変数	日本		アメリカ	
	(1) $\Delta Asset$ (3年平均)	(2) $\Delta Asset$	(3) $\Delta Asset$ (3年平均)	(4) $\Delta Asset$
社長強制交代	-0.027 (0.092)	-0.049* (0.027)	-0.483*** (0.115)	-0.111*** (0.039)
Log(Asset)	0.060*** (0.004)	0.010*** (0.001)	0.052*** (0.016)	-0.006* (0.003)
MB ratio	0.003*** (0.001)	0.000 (0.001)	0.130*** (0.022)	0.033*** (0.006)
Leverage	-0.076 (0.068)	-0.064*** (0.018)	-0.264* (0.140)	-0.068* (0.035)
$\Delta Asset_t$		0.047*** (0.015)		0.009 (0.013)
Constant	-0.563* (0.325)	-0.110 (0.165)	0.034 (0.382)	0.251* (0.130)
Observations	19,561	19,176	11,627	13,185
R-squared	0.018	0.018	0.025	0.023
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

注: Robust standard errors in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

$\Delta Asset$ は SIC2 桁産業 メディアンで調整した。全ての変数の 1st (99th) percentiles 以下 (以上) のサンプルは取り除いている。

表 5.15 では、社長強制交代付近の従業員数の変化を日米比較した。推計では、資産変化の分析に用いた同様の式を使用した。表 5.15 の結果から、社長強制交代後に、日米両国で従業員数は減少していることが観察される。しかし従業員の減少幅は、日本企業はアメリカ企業に比べて小さく、社長強制交代が従業員削減を引き起こすという仮説検定の結果は、有意ではない⁷。

⁷ 日本では解雇できないため労働者を減らすより賃金を下げる可能性が考えられる。その可能性を考えて Capital IQ に記載がない賃金の代わりに販管費のデータを利用して社長強制交

表 5.15 社長交代前後の従業員数の変化

説明変数	日本		アメリカ	
	(1) $\Delta Labor$ (3年平均)	(2) $\Delta Labor$	(3) $\Delta Labor$ (3年平均)	(4) $\Delta Labor$
社長強制交代	-0.078 (0.071)	-0.005 (0.037)	-0.140* (0.080)	-0.093*** (0.030)
Log(Asset)	0.056*** (0.007)	0.014*** (0.002)	0.033*** (0.011)	-0.002 (0.003)
MB ratio	-0.005* (0.003)	-0.002*** (0.000)	0.094*** (0.017)	0.022*** (0.003)
Leverage	-0.226*** (0.078)	-0.027 (0.019)	-0.143 (0.116)	-0.052* (0.030)
$\Delta Labor_t$		0.064*** (0.014)		0.035** (0.015)
Constant	-0.908* (0.482)	-0.258*** (0.095)	-0.177 (0.223)	0.053 (0.057)
Observations	16,992	18,005	11,192	12,915
R-squared	0.017	0.017	0.027	0.021
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

注: Robust standard errors in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

$\Delta Labor$ は SIC2 桁 産業 メディアンで調整した。全ての変数の 1st (99th) percentiles 以下 (以上) のサンプルは取り除いている。

表 5.16 では総負債額を総資産額で割った数値で測った、企業の負債比率の変化を調べた。その結果、日本企業では社長強制交代後に負債比率が低下しているが、アメリカ企業では負債比率の低下が起こっていないことが確認された。

代後に販管費が有意に下がったかどうかについて検証してみたが、販管費が有意に下がる結果を得られなかった。

表 5.16 社長交代前後のリバレッジの変化

説明変数	日本		アメリカ	
	(1) $\Delta Leverage$ (3年平均)	(2) $\Delta Leverage$	(3) $\Delta Leverage$ (3年平均)	(4) $\Delta Leverage$
社長強制交代	-0.018** (0.009)	-0.009** (0.004)	0.003 (0.007)	0.001 (0.003)
Log(Asset)	0.004*** (0.001)	0.001** (0.000)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)
MB ratio	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.003*** (0.001)	0.001** (0.000)
$\Delta Leverage_t$		0.005 (0.010)		-0.046*** (0.011)
Constant	-0.028 (0.020)	-0.000 (0.006)	-0.046* (0.024)	0.010 (0.009)
Observations	19,544	19,691	11,551	13,312
R-squared	0.027	0.010	0.028	0.021
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

注: Robust standard errors in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

$\Delta Leverage$ は SIC2 桁 industry メディアンで調整した。全ての変数の 1st (99th) percentiles 以下 (以上) のサンプルは取り除いている。

以上の結果が示された日アメリカ企業の社長強制交代後の企業パフォーマンスは、仮説で論じたように、アメリカ企業と日本企業のコーポレートガバナンスの違いを示す結果となった。投資リターンを追求する個人株主と機関投資家のプレゼンスが高いアメリカでは、社長強制交代後、企業パフォーマンスは短期間で改善をするという仮説は支持された。また、強制交代後に就任した CEO は、資産と従業員を大幅に減らすことで業績回復を達成していることが分かった。

一方で、1970年代から1990年代半ばまでの日本企業のコーポレートガバナンスは、事業会社間の株式の持合いにより、マーケットリターンを求める株主、またはコーポレートコン

トロール買収市場によるトップマネジメントの監視はほぼ存在せず、経営規律がパフォーマンス最大化を基軸に行われていたかは疑問が残る。また、1990年代以降の株式持合い解消と外国人投資家と個人投資家の台頭により、メインバンクと企業内部者主導のガバナンスは影響力を弱めたと推測されるが、2000年から2007年のデータを使用した実証分析でも、社長強制交代後に企業パフォーマンス向上は起こっておらず、日本企業ではパフォーマンスを優先とする企業統治が行われていないという仮説を肯定する結果となった。

また日本企業では、社長強制交代後の資産と従業員数の縮小率はアメリカ企業と比べて小さいが、資産額に占める負債を有意に下げているという結果を得た⁸。これは、株式持合いが減少した1990年代以降も、金融機関やグループ企業主導の企業統治が行われている可能性を示唆しており、興味深い。

6. 今後の課題と結び

本稿では、2000年から2007年の社長強制交代データを使って、社長強制交代が日米で企業行動にどのような影響を与えているのか分析し、日アメリカ企業のコーポレートガバナンスを比較した。その結果、アメリカ企業では社長強制交代後、企業パフォーマンスが改善しているのに対し、日本企業ではそのようなパフォーマンス改善は見られなかった。またアメリカ企業では、社長強制交代後、資産の規模と従業員数が大幅に縮小し、日本企業では負債比率が減少していることが示された。

最後に、本稿の分析結果から示唆される政策提言、分析結果を解釈する際の留意点、これからの研究の方向性をまとめて結びとする。日本企業とアメリカ企業の間には、社長強制交代後の企業パフォーマンスの違いを生み出す潜在的な要因を第二節で考察した。ここでは、日本型コーポレートガバナンスの根本的な問題とは何か議論し、その問題点を解決するための政策を考察する。まず、企業経営がパフォーマンス最大化ではなく、企業存続や資本を確保する目的で行われれば、投資リターンを求める株主の利益は損なわれる。更に、企業パフォーマンス最大化を優先しない企業経営は、資本や人材などの生産要素の非効率的な活用につながり、マクロの視点からも日本経済に負の効果をもたらす。

日本企業で、従業員主導の経営が行われる原因の一つとして、内部者のみで構成された取締役会構造が挙げられる。アメリカ企業では、株主利益の保護を目的に、取締役会の独立性

⁸ 日本企業が資産を減らさないで負債比率を低下させていることは、資産を減らして資金を調達するよりは可能な限り当期利益を利用して負債返済に注力する可能性が考えられる。

を高める動きが近年高まってきている。この動きを受けて、取締役会による経営の監視は、パフォーマンス最大化を目的として、より厳しく行われていると推測される。日本では、2003年の会社法改正により、委員会設置会社では社外取締役選任が義務化された。このような取締役会の独立性、すなわち経営の監視機能を高める政策によって、株主利益を優先した企業経営が行われることが期待され、日本経済活性化に重要な役割を果たすと予測される。

また、日米間での企業株主構造の違いも日米間の企業統治の差をもたらす要因である。メインバンクやグループ企業、取引先企業との株式の持合いにより、株主利益と投資リターン最大化が乖離し、株主主導の経営監視がパフォーマンス最大化を目的に機能しない可能性を指摘した。バブル崩壊後の企業間株式持合いの解消は企業経営目的を企業パフォーマンス最大化と一致させるのにプラスに働くであろう。しかし、この株主構造の変化を企業統治に反映させるためには、企業側が株主に与える権利行使の幅を広げて行くことが必須である。

更に、日米の経済構造の差が社長強制交代後のパフォーマンスに影響を与えている可能性もある。アメリカではマネージメント業に特化したCEO労働市場が存在するが、日本ではそのような労働市場はほぼ存在しない。マネージメント労働市場の存在の有無により、日アメリカ企業間で社長候補者プールの大きさに差が生じ、それが社長交代後の企業パフォーマンスに影響を与えている可能性も考えられる。日米の社長候補者プールの差が、社長交代後のパフォーマンスにどのように影響を与えているか分析するには、外部からの社長選任のメカニズムについて詳しく研究する必要がある、今後の課題としたい。

本稿の実証分析結果を解釈する際に留意すべき点は、日米のサンプル企業規模の差である。この研究では、社長強制交代は新聞記事で報道されている内容をもとに、社長交代が強制的であったかどうかを判断した。しかし、企業は社長を強制交代したことを公にすることに関して積極的ではないため、報道内容で発見された社長強制交代の件数は、日米ともに少ない。よって、多くの強制交代は、退任した社長の年齢が60歳以下という基準をもとに、判別されたケースである。日本の場合、60歳以下の社長を選任、または退任させる企業は、規模の小さな企業に集中している。一方で、アメリカでは大企業でも60歳以下の社長が就退任することは稀ではない。現にS&P1500に採用されている企業は規模が比較的大きな企業群であるが、確認された社長全交代に占める強制交代の割合は、日本企業に比べて高い。その結果、日本の社長強制交代を行ったサンプルの企業の規模は資産、従業員数ともにアメリカのサンプル企業と比べて小さい。

よって今後の研究課題は、他の手法を使って社長交代を強制的と判断した場合に、社長強制交代が企業行動にどのような影響を与えているか、分析することである。Jenter and Lewellen (2010) と Kaplan and Minton (2011) が議論しているように、実際の社長交代の

大部分が実際は強制的な交代である可能性があるため、より包括的な社長交代を使った分析は、本稿の分析結果を補強するものとなるだろう。

参考文献

- Abe, Y. (1997). "Chief executive turnover and firm performance in Japan." *J. Japanese Int. Economies* 11: 2–26.
- Aoki, M. (1990). "Toward an economic model of the Japanese firm." *Journal of Economic Literature* 28 (1): 1-27.
- Aoki, M. (1994). "Monitoring characteristics of the main bank system: An Analytical and developmental view." *The Japanese main bank system*, edited by Masahiko Aoki and Hugh Patrickm, 109-141.
- Aoki, M. (2008). "Whither Japan's corporate governance?" In *Corporate governance in Japan: Institutional change and organizational diversity*, edited by Masahiko Aoki, Gregory Jackson, and Hideaki Miyajima. Oxford University Press, 427–448.
- Berle A. A., & Means, G.C. (1932) "The modern corporation and private property." *Mac -Millan, New York, N.Y.*
- Barber, B. M., & Lyon, J. D. (1997). "Detecting long-run abnormal stock returns: The empirical power and specification of test statistics." *Journal of financial economics* 43 (3): 341–372.
- Bertrand, M. (2009). "CEOs." *Annual Review of Economics* 1: 1-29.
- Denis, D.J., & Denis, D.K. (1995). "Performance changes following top management dismissals." *Journal of Finance* 50: 1029-1057.
- Fama, E. F. (1980). "Agency problems and the theory of the firm." *The Journal of Political Economy* 88 (2): 288-307
- Fama, E. F. & French, K.R. (2000). "Forecasting profitability and earnings." *The Journal of Business* 73 (2): 161–175.
- Gao, H., Harford, J., & Li, K. (2012). "CEO pay cuts and forced turnover: Their causes and consequences." *Journal of Corporate Finance* 18: 291–310.
- Hermalin, B. E. (2005). "Trends in corporate governance." *Journal of Finance* 60: 2351-2384.
- Hermalin, B. E., & Weisbach, M. (1998). "Endogenously chosen boards of directors and their monitoring of the CEO." *American Economic Review* 88: 96-118.
- Hermalin, B. E., & Weisbach, M. S. (2001). "Boards of directors as an endogenously determined institution: A survey of the economic literature." *NBER Working Paper No.8161*.
- Huson, M. R., Malatesta, P., & Parrino, R. (2004). "Managerial succession and firm performance." *Journal of Financial Economics* 74: 237-75.
- Huson M. R. Parrino, R., & Starks, L. T. (2001). "Internal monitoring mechanisms and CEO turnover: A long-term perspective." *Journal of Finance* 56: 2265-2297.
- Jensen, M.C., & Meckling, M.H. (1976). "Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure." *Journal of Financial Economics* 3 (4): 305-360

- Jenter, D., & Kanaan F. (forthcoming). "CEO turnover and relative performance evaluation." *Journal of Finance*.
- Jenter, D., & Lewellen, K. (2010). "Performance-induced CEO turnover." *Work. Pap., Stanford Univ.*
- Kaplan, S.N. (1994). "Top executive rewards and firm performance: A comparison of Japan and the U.S." *Journal of Political Economy* 102 (3): 510-546.
- Kaplan, S.N., & Minton, B.A. (1994). "Appointments of outsiders to Japanese boards: Determinants and implication for managers." *Journal of Financial Economics* 36: 225-258.
- Love, I., & Zicchino, L. (2006). "Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR." *The Quarterly Review of Economics and Finance* 46 (2):190–210.
- Morck, R., & Nakamura, M. (1999). "Banks and corporate control in Japan." *Journal of Finance* 1: 319-339.
- Parrino, R. (1997). "CEO turnover and outside succession a cross-sectional analysis." *Journal of Financial Economics* 46 (2):165–197.
- Pérez-González, F. (2006). "Inherited control and firm performance." *The American Economic Review*: 1559–1588.
- Peters, F. S., & Wagner, A. F. (2014). "The executive turnover risk premium." *The Journal of Finance*, 69 (4): 1529-1563.
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1989) "Management entrenchment: The case of manger-specific investments." *Journal of Financial Economics* 25: 123-139.
- Shleifer, A., & Vishny, R.W. (1997). "A survey of corporate governance." *Journal of Finance* 52: 737-783.
- Warner, J B., Watts R L., & Wruck K H. (1988). "Stock prices and top management Changes." *Journal of Financial Economics* 20: 461-492.
- Weisbach, M. (1988). "Outside directors and CEO turnover." *Journal of Financial Economics* 20: 431-60.