

企業統治制度の変容と経営者の交代*

齋藤 卓爾（慶應義塾大学大学院経営管理研究科）

宮島 英昭（早稲田大学商学大学院・RIETI・WIAS）

小川 亮（早稲田大学商学大学院）

要旨

本論文の課題は1990年代以降の日本企業の統治制度の変化が経営者交代に及ぼした影響を解明する点にある。1990年から2013年について、東証1部上場企業からランダムに抽出した500社を対象として経営者交代の決定要因を分析した。分析の結果、経営者交代が企業業績に感応する点では変化はないものの、経営者交代が感応する企業業績指標がROAからROEならびに株価収益率に移りつつあることが明らかとなった。また、メインバンクが強い影響力を及ぼしていると考えられ企業では経営者交代のROAに対する感応度が高い一方で、海外機関投資家の持株比率が高い企業ではROEに対する感応度が高かった。これらの結果は、90年代後半からのメインバンクの活動領域の縮小、海外機関投資家の増加と整合的である。2000年代中盤以降に増加した社外取締役が経営者交代に与える影響はその人数により異なっていた。社外取締役の人数が1人か2人の企業では経営者交代の業績感応度が低い一方で、3人以上いる企業では経営者交代の業績感応度は高い傾向が見られた。

キーワード：コーポレートガバナンス、経営者交代、メインバンク、機関投資家、独立社外取締役

JEL classification: G34; G38; K22

*本稿は、RIETIの企業統治フロンティア研究会の成果の一部として作成された。RIETI、DBJアカデミックセミナーで貴重なアドバイスを得た。本稿のデータ作成にあたって文部科学省の科研費（15H01958）、及び日本学術振興会「課題設定による先導的人文学・社会科学研究推進事業グローバル展開プログラム」の助成を受けた。

1. はじめに

経営者の交代と業績の関連性はコーポレートガバナンスが有効に機能しているか否かのもっとも重要な指標の一つである (Jensen and Ruback 1983, Shleifer and Vishney 1997)。そのため経営者の交代と企業業績との関係については、これまで内外で多くの研究が積み重ねられてきた。とくに、先進諸国では経営者交代は、多かれ少なかれ業績に感応することから、多くの研究は、この経営者交代の業績感応度の時系列的な変化、交代をもたらすメカニズムや経路を企業統治制度の進化や特性との関係で解明することに向かった。例えば、米国に関する研究では、Weisbach (1988)が、先駆的に取締役会構成と経営者交代との関係を分析している。また、Denis, Denis and Sarin (1997) は、株主構造と経営者交代の関係を分析している。Parrino, Sias and Starks (2003) は、経営者の交代に対して、単に敵対的買収による経営者の更迭やブロックホルダーの直接の関与のみでなく、機関投資家の退出の脅威が重要なメカニズムとなっていることを解明した。また、近年では、経営者の交代と業績の関係が、米国の統治制度の進化との関連でどのように変化したかに焦点を当てた分析も試みられている。独立取締役の選任など内部ガバナンスが整備される一方、経営権市場の活発化した 1980 年代には、経営者の交代頻度が上昇したこと、さらに SOX 法などによりガバナンスが強化された 1990 年代から 2000 年代には経営者の交代頻度のみでなく、業績感応度が上昇したことが報告されている (Huson, et al. 2001; Kaplan and Minton 2012)。

他方、日本に関する研究は、これまで経営者交代に対するメインバンクの役割に注目してきた。Kaplan (1994)は、1980 年代半ばを対象に日・米・独の経営者交代と業績との関係を分析し、日本のメインバンクシステムが、米国の買収市場 (market for corporate control) と同様の機能を果たしている点を強調した。また、Kang and Shivdasani (1995) は、1985 年から 1990 年を対象に、Abe (1997) は、1974 年から 1990 年を分析対象として、経営者交代と業績の関係を検討し、宮島 (1998) は、1950 年代から 90 年代の不況の時期を取り上げて、経営者の交代を分析している。いずれの分析も、米国と同様に日本でも、業績が悪化すると経営者交代が起こる確率は高くなること、またメインバンクとの結びつきが強いほど、この経営者交代の業績への感応度が強くなることを指摘してきた。

しかし、バブル崩壊以降、日本企業のコーポレートガバナンスを取り巻く状況は大きく変化した。株式相互持合いの解消、機関投資家の保有比率の急速な増加など、株式所有構造が大きく変化する一方、これまでの日本企業の企業統治を特徴づけたメインバンクシステムが後退した。また、かつて、経営と監督の組織的未分離、「大きく」、もっぱら内部昇進者か

ら構成された日本企業の取締役会は、この 20 年間を経て、経営と監督の組織的分離、取締役会規模の縮小、独立社外取締役の選任が徐々に進展した。では、こうした企業統治制度の変化は企業業績と経営者の交代の関係にどのような影響を与えたのか。本稿の主題は、この問題に接近する点にある。

具体的な分析の焦点は、次の点に求められる。

- 従来のメインバンクシステムは、もはや経営の規律における機能を失ったのか、それとも機能する領域が縮小しただけなのか。
- 1990 年代末以降、急速に増加した機関投資家、特に海外機関投資家は、日本企業の経営の規律においてメインバンクシステムに代替しつつあるのか。
- 機関投資家が、経営者の交代に影響を増加させているとすれば、いかなるメカニズムか。ブロックホルダーの存在が経営者の交代を促すのか。退出の脅威が主要なメカニズムなのか。
- 独立取締役の増加は、経営者交代の業績感応度に有意な影響をもっているのか。

ここでは、1990 年から 2013 年の長期の期間を対象に、東証 1 部上場企業からランダムに選択した 500 社についてパネルデータを作成して、上記の諸点を解明する。

以下、本稿は、次のように構成される。次節では、経営者の交代・企業業績・統治制度に関する内外の研究を概観する。3 節では、本稿のデータを説明した上で、経営者交代の近年の特徴を様式化する。4 節は、経営者の交代とパフォーマンスとの関係についての分析結果を要約する。5 から 7 節は、メインバンク制、機関投資家、独立取締役の経営者交代への影響の分析である。最終節は、結論と分析結果の含意を議論する。

2. 経営者交代に関する先行研究

2.1. 米国における研究

Jensen and Ruback (1983) が、経営者の交代と業績の関連性はコーポレートガバナンスが有効に機能しているか否かが最も重要な指標の一つであると指摘して以来、米国では、1980 年代半ばから、この点に関する研究が進展した。経営者の交代と業績の関係の先駆的な研究としては、Coughlan and Schmidt (1985)、Warner, Watts, and Wruck (1988) があり、経営者の交代が、業績に感応することを明らかとした。その後の研究は、この経営者交代の業績感応度のメカニズムを解明することに向かった。例えば、Weisbach (1988) が、取締役会構成と経営者交代との関係を分析している。また、Denis, Denis and Sarin (1997) は、株主構造と経営

者交代を分析し、経営者の株式保有が多い企業ほど経営者交代の業績感応度が低いことを示した。Parrino, Sias, and Starks (2003) は、経営者の交代に対して、単に敵対的買収市場やブロックホルダーの直接の関与のみでなく、機関投資家の退出の脅威が重要なメカニズムとなっていることを解明した。

また、近年には、経営者の交代と業績の関係が、米国の統治制度の進化との関連でどのように変化したかに焦点を当てた分析も試みられている。Huson, Parrino and Starks (2001) は、1971年から1994年までのCEOの交代を分析した。この期間の米国では、社外取締役の増加、社外取締役の機能の強化など内部ガバナンスが整備される一方、経営権市場の活発化など外部ガバナンスも進化した。もっとも、その間、懲罰的な経営者交代の頻度や、社外の経営者への交代は増えたが、業績への感応度は変化していないと報告している。

Kaplan and Minton (2012) は、Huson et al. (2001) が扱った次の時期、1992年から2007年までのCEOの交代を分析した。この期間、SOX法などによりさらにガバナンスが強化されたから、この企業統治制度の変化が経営者の交代確率に影響を与えたか否かに、関心が向けられた。その分析結果によれば、経営者交代の頻度が上昇し、また、業績への感応度も強くなっている。これらの変化をもたらす要因として、Kaplan and Minton (2012) は、ブロックホルダーの増加と取締役の独立性の上昇を指摘している。他方、Helwege, Intintoli and Zhang (2011) は、1980年以降の経営者の交代を取り上げ、1993年以前の経営者の交代が、大株主の圧力と、機関投資家の退出の脅威に基づくのに対して、1994~2006年の交代では、後者の（退出の脅威）の影響力が低下したことを指摘した。

他方、米国以外については、海外機関投資家の増加が、業績の低迷した企業の経営者の交代を促しているかについて分析が進展している。Aggarwal et al. (2011) は、新興国23か国について所有構造の変化が経営者の交代に与える影響を検討し、機関投資家の増加が、経営者交代の企業パフォーマンスに対する感応度を引き上げることを指摘している。他方、世界各国のヘッジファンドアクティビズムの役割を検討したBecht et al. (2015) は、アジア地域（サンプルの過半は日本企業が占める）では、アクティビズムの成果はアジア地域では乏しく、経営者の選任に影響を与えた事例は稀なことを報告している。

2.2. 日本における研究

日本に関する研究は、これまで経営者の交代に対するメインバンクの役割に注目してきた。この点を初めて強調したのは、Kaplan (1994) である。同論文は、1980年代を対象に日・

米の経営者交代と業績との関係を分析し、日本のメインバンクシステムが、米国の買収市場（market for corporate control）と同様の機能をはたしている点を初めて指摘した。その後の研究でも、Kang and Shivdasani (1995) は、1985年から1990年を対象に、Abe (1997) は、1974年から1990年を分析対象として、経営者交代と業績の関係を検討した。また、宮島(1998) は、1950年代から90年代の5つの不況の時期を取り上げて、経営者の交代を分析している。いずれの分析も、米国と同様に日本でも、業績が悪化すると経営者交代が起こる確率は高くなること、また、メインバンクとの結びつきが強いほど、この経営者交代の業績への感応度が強くなることを指摘している。

しかし、近年、日本企業のコーポレートガバナンスを巡る状況は、近年大きく変化した。では、こうした企業統治制度の変化は、日本企業の経営者交代にどのような影響を与えているのか。メインバンク制は、もはや経営の規律付けにおける役割を失ったのだろうか。増加する機関投資家、特に海外機関投資家は、経営者交代に実質的な影響を及ぼしているであろうか。与えているとすれば、いかなるメカニズムが想定されるのか、さらに、独立社外取締役の増加は、経営者の交代に期待されているような影響を確認することができるのか。これらの疑問に答えている先行研究は見当たらない。

3. 経営者の交代：事実の様式化

3.1. データ

サンプル企業は、東証1部上場企業からランダムに選ばれた500社であり、2つのサンプルから構成される。サンプル1は、1990年時点で上場した非金融・非公益事業法人、1070社からランダムに400社をピックアップした。このうち2013年まで存続する企業は、279社である。この間の減少は、破綻、解散、吸収合併、同業他社による買収、完全子会社化などによる。サンプル2は、1991～2006年に東証第1部に新規上場したか、上場変更した非金融・非公益事業法人、計393社からランダムに選択した100社である。これによって、1990～2013年の東証1部上場企業の分布にほぼ照応したサンプルを得ることができる。

また、推計期間は、1990年～2013年であり、財務変数については、基本的に連結決算を利用する。また、上記の期間を経済環境の変動に注目して、以下8年ずつの3期間に区分した。

- 1990～1997年：バブルの崩壊から銀行危機まで。
- 1998～2005年：銀行危機後、株式所有構造が急速に変化した時期

- 2006～2013 年：株式所有構造が安定する一方、徐々に独立社外取締役の採用が進展した時期。

本稿の主題は、以上の期間に関して、(1) 経営者交代の頻度は変化したのか、(2) 経営者交代と業績の感応度は変化したのか、(3) こうした交代の頻度と業績感応度の変化と企業統治制度の変化とはいかなる関係にあるか、を解明する点にある。

3.2. 経営者交代のタイプ

経営者（社長）が交代する理由は様々である。大別すれば、一定期間 CEO を務めた後、健康上・体力面の理由から、自発的に退任する通常の交代と、経営能力、努力水準の低さが問題となって交代を余儀なくされる懲罰的な交代とがある。いうまでもなく、ガバナンス研究で注目すべきは、後者の懲罰的な交代であり、両者を区別する必要がある。

これまでの研究もこの点を区別することに多くの努力を費やしてきた。たとえば、米国の研究では、業績低迷等の退任理由が新聞・メディアで確認されたケースを、懲罰的交代 (Forced turnover) と定義し、それ以外の自発的、通常の交代 (Internal turnover) と区別して、この懲罰的交代に焦点を当てて分析を進めている¹。

それに対して、戦後日本企業の場合、現経営者が一定（2期4年、または、3期6年）の任期を終えると、会長、ないし副会長に就任し、内部昇進者が継承するのを通例としていた。そこで、本稿では退任した社長が会長または副会長に就任するケース（以下、通常の社長交代と呼ぶ）に対して、退任した社長が会長・副会長に就任しなかった場合には、交代には何らかの懲罰的要素が反映していると捉え、懲罰的交代と考えた。日本企業に関するこれまでの研究の文脈でも、このケースを懲罰的交代の典型的ケースとして捉えてきた²。

もっとも、日本企業の中には、企業の慣行によって、この退任社長の会長・副会長に就任を禁じているケースもある（例えば、本田技研）³。しかし、そうしたケースでも、退任社長は、通常相談役・取締役には就任するので、退任後、相談役ないし取締役会メンバーに残れなかった場合、さらに懲罰的側面が強い。そこで本件研究では社長が会長・副会長を含む

¹ Parrino et al. (2003) は、Wall Street Journal などの記事に基づいて懲罰的交代か否かを判断している。これに対して Kaplan and Minton (2012) は記事からでは判断できないとして、全ての経営者交代を分析している。

² 例えば、Kang and Shivdasani (1995) と Kaplan (1994) はこの定義を採用している。

³ 本田技研がこうした慣行をもつ企業としてもっとも著名だが、退任経営者は会長職に選任しないことを社是とする企業もある。

取締役として残れなかったケースを懲罰的交代と定義した⁴。

また、懲罰的要素を含む別のタイプの交代としては、買収、統合、経営破綻により現経営者がその地位を失う場合がある。これを Kaplan and Minton (2012) は、通常、あるいは懲罰的交代と区別して、external turnover と呼んでいる。M&A が低調で、財務悪化企業に対してはメインバンクによる私的整理が中心であった 1990 年代前半までの日本企業ではこうしたケースは稀であった。しかし、銀行危機後、こうしたケースが急速に増加した。例えば、我々のサンプルでも、上場廃止は期間中に 135 ケースあり、企業が存続した場合の全交代 1398 ケースに対して 10%弱にあたる。そこで、この M&A や経営者の続投を許す DIP 型会社更生のケースについても、上場廃止後、経営者の交代を追跡した。例えば買収により子会社化されて社長交代があった場合は懲罰的な性格をもつ交代があったと見なし、逆に子会社化されても社長交代がなかった場合は、交代がなかったと見なした。

なお、経営者の交代を、通常の交代と、懲罰的社長交代（会長・副会長になれず、また取締役として残れなかったケース）に分類するにあたって、会長・副会長、取締役に残れたか否かは基本的に 1 年後を判断基準としている。

3.3. 交代パターンの様式化

1990～2013 年の経営者の動向は、表 1・図 1 に要約されている。1990～2013 年の経営者の交代確率は 15.4% であり、平均交代確率は、1990～97 年が 14.2%、1998～2005 年がやや上昇して、16.5%、2006～2013 年が 15.4% である。2013 年にやや低下しているものの交代頻度は、1990 年度以降、交代確率は上昇していると判断できよう。

== 表 1・図 1 about here ==

現経営者の在任期間の長期動向をみると、図 2 の通りであって、1990～2013 年に退職した経営者の在職年数の期間平均は、7.59 年である。期間別には、90～97 年が 8.34 年、98 年～05 年が 7.64 年、06～13 年が 6.83 年である。在任期間も 1990 年代後半以降短期化していると言えよう。

⁴ なお、以上を分類する場合、死亡・病気による退任の場合を除く必要があり、この点は、新聞記事により確認した。

== 図2 about here ==

歴史的にみると、1960年代まで社長の在任期間は比較的長期で、必ずしも経営者交代は在任期間と強い相関を持っていなかった（宮島 1996、伊丹 1995、宮島 1998）。しかし、1970年代に入って経営者（社長）の在任期間の短期化、社長地位のポスト化（伊丹 1995）が進展した後、社長の在任期間は1990年以降にはやや長期化する兆しを見せていた。これを前提に、本稿のデータと接続して、90年代前半をベンチマークとすると、90年代後半から、経営者の交代確率は上昇し、在任期間は再び短期化していることがわかる。

また、国際的にみると、Kaplan and Minton (2012)によれば、米国のS&P500企業の1990年から2005年のCEOの平均交代確率は15%と試算されているから日本の経営者の交代もほぼ同程度の頻度であるといえる。また、同論文によれば、S&P500企業の平均交代確率は、1990～1997年の13.2%から、1998～2005年の16.9%へと、3.7%ポイント上昇しているから、日本の経営者交代の上昇傾向は、世界的な傾向ということもできよう。

次に、経営者交代のタイプを見ると、懲罰的傾向を持つ交代の頻度が1996年から2002年、さらに2007から10年に上昇していることが確認できる。前者は、銀行危機後の事業再組織化に当たり、ピークの2002年には、交代93ケース（交代確率21.7%）のうち21ケース（同4.9%）が懲罰的交代である。また、次のピークの2008年には、全交代74ケースのうち、懲罰的交代は29ケースを占める。

4. 経営者交代の業績感応度は変化しているのか

4.1. 推計モデル

では、上昇傾向を示した経営者の交代は、企業業績に感応しているのか。ここでは、Probitモデルを利用した以下の標準的なモデルを推計する。

$$\text{TURN}_{i,j,t} = F(\text{P}_{i,t}, \text{TENU}_{i,t}, \text{FAM}_{i,t}, \text{SUB}_{i,t}, \text{FAM}_{i,t} * \text{P}_{i,t}, \text{SUB}_{i,t} * \text{P}_{i,t}, \text{CONT}) \quad (1)$$

ここで、TURNは、企業*i*の*t*期の経営者の交代であり、*j*はそれぞれ全交代、通常の交代、懲罰的交代からなり、交代は、各社の決算期直後の株主総会で承認された経営者を比較することによって特定した。P_{*i*}は、企業のパフォーマンスであり、総資産営業利益率ROA、自己資本利益ROE、ストックリターンRETをとった。パフォーマンスは、Kaplan and Minton

(2012) などに倣って、産業中央値との差をとった標準化した数値をとった⁵。また、多くの研究にならって、標準化済みパフォーマンスがサンプル中の下位 5 分位に属する企業に、1 を与えるダミー変数を作成し、それをパフォーマンス変数として代替する推計も試みた。これまでの銀行（メインバンク）の介入による経営者の規律付け（交代）は、金利支払い前のパフォーマンス（ROA）を指標としていたとみられるが、銀行危機以降の企業統治制度の進化の結果、経営者の交代が感応する業績指標が、株主の直接の利益を示す、ROE、あるいは、株式リターンに異動したか否かが以下の大きな焦点である⁶。

TENU_{i,t} は、企業 i の t 時点の経営者の在職期間に関する変数であり、日本企業でこれまで機能していたといわれる経営者の選任における年功制の要素を捉えるために導入した⁷。具体的には、在職期間 1・2 年、3・4 年、7・8、9 年以上についてダミー変数を作成した。従って、各ダミー変数の係数は、ベンチマークとなる在職 5・6 年の経営者の交代確率に対する乖離を示すことになる。

FAM_{i,t} は、ファミリー企業ダミーである。一般に、ファミリー企業は、経営者の交代は世襲を中心とするため、経営者の在任期間が長く、その業績感応度は低い。FAM はこの点をコントロールするために導入した。ここでファミリー企業は、創業家の持ち分が 5% 以上で、社長が創業者か、創業者の一族出身者と定義した。サンプル中、この条件を満たした企業、全サンプル中 22.6% である。

SUB_{i,t} は、子会社ダミーである。他の上場会社（公開持株会社）を含む支配株主とする企業では、経営者の選任がグループ全体の人事政策の一環として行われるため、経営者の交代の業績感応度は低いと想定される。日本に一般的とされる上場子会社の影響をコントロールするために導入した。上場子会社の閾値としては他の事業法人の保有比率 30% を設定した。このダミーを与えられた企業は、サンプル中、13.7% を占める。

以上の企業特性を示すダミー変数の時系列的な分布は、表 2 に要約されている。

== 表 2 about here ==

⁵ その他、Aggrawal et al, (2011) は、超過収益率（abnormal return = 株価マイナス MSCI index）、Parrino, et al. (2003) は、Market adjusted RET を利用している。

⁶ ROA = (営業利益+営業外利益) / 総資産、ROE = 純利益/株主資本、RET = (年度末株価-前年度末株価 + 一株配当金) ÷ 前年度末株価。

⁷ 伊丹 (1995) は、1970 年代から、経営者の地位は、年功ルールにしたがったポスト化したと指摘している。

4.2. 推計結果

基本推計の結果は、表 3 に整理されている。注目すべきは次の諸点である。

第 1 に、経営者の交代は、全体として、産業調整済み ROA, ROE, RET のいずれの指標についても、有意に負に感応している。例えば、ROA1 標準偏差 (4.1%) の上昇は、3.4% 経営者の交代確率を上昇させ、これは、交代確率の平均 15.6% の 2 割あたる。また、経営者の交代は、経営者の在任期間に高い相関をもっていた。モデル 1 によれば、他の変数を平均と仮定すれば、就任後 1,2 年の経営者の交代確率は、基準となる就任後 5~6 年の経営者の交代確率に比べて 17%、また、就任後 3,4 年の経営者の交代確率は、7.3% 低くなる。

== 表 3 about here ==

第 2 に、経営者の交代を。通常の交代と懲罰的交代に分けて推計した結果は、表 3 のモデル 4, 5 の通りである。⁸ 通常の交代がパフォーマンスに対して非感応な反面、在職年 1・2 年ダミー、3,4 年ダミーに対して有意に感応している。他方、懲罰的交代は、在職年数ダミーの効果が小さいのに対して、パフォーマンスに関しては、ROA、ROE、RET いずれの業績も有意に負に感応している⁹。例えば、ROA1 標準偏差の上昇は、1.9% 懲罰的な経営者交代の確率を上昇させ、これはその平均 4.1% の 5 割近くにあたる。

最後に、こうした経営者の交代に対するファミリー、親会社の影響を確認しておこう。ファミリー企業では、しばしば指摘されるように、経営者の交代の頻度を下げる。定数項の係数は負、ROA との交差項の係数は正である。モデル 1 によれば、ファミリー企業では交代確率が他の企業に比べて 8.8% 低い。また、経営者交代の業績に対する感応度 (例えば、モデル 1 では、-0.82) はファミリー企業の特徴 (交差項の軽数は、0.62) によってほぼ相殺されることになる。

30% 以上他の事業法人が持つケースでは、ファミリー企業とは逆に定数項が有意に正、他方、交差項の係数については、十分に有意な結果は得られなかった。企業グループの全体の人事政策の一環として経営者が選任される傾向の強いこうした企業では、経営者の交代頻度は、他の株式の分散した企業に比べて、全交代では 7% 程度、懲罰的交代では、3% 程度

⁸ 通常の交代の業績感応度は、ROE、RET にパフォーマンス変数を代えても有意ではない。

⁹ 懲罰的交代のうち、会長・副会長に就任できなかった場合のみに限定した交代も推計したが、有意水準、決定係数とも取締役就任できない場合を含めたほうが高い。

高いと推計される。

4.3. 期間効果とパフォーマンス指標

次に経営者の交代確率が、時期別に変化しているかを確認しよう。表4のパネル1は、1式に Period II（1998年から2005年）と Period III（2006年から2013年）の期間ダミーを加え、この期間ダミーのみ推計結果を報告したものである¹⁰。期間ダミーの係数は、いずれも有意に正である。全交代でみれば、Period IIの経営者交代確率は、パフォーマンスや現経営者の在任期間に還元できない要因によって、Period Iに比べて3.3%高く（つまり、同期交代確率は、18.9%）、Period IIIは2.1%高い（同17.7%）。この期間効果は、懲罰的交代ではさらに大きく、ROAを指標とするとPeriod II・IIIでは、Period Iに比べて、経営者交代確率は、それぞれ1.8%、2.4%高い。懲罰的交代の平均値は4.1%であるから、パフォーマンスや、在任期間以外の要因で交代確率の半分程度が変化していることとなる¹¹。この期間ダミーの係数を引き上げている要因を解明することが、以下の焦点となる。

== 表4 about here ==

4.4. 経営者交代の業績感応度に変化が生じたのか

1990年代の日本企業の統治構造における変化は、負債の圧縮に示される債権者の地位後退と、機関投資家の増加に示される株主の地位の上昇にある。こうした企業統治構造の変化は、経営者の交代における業績指標のシフトを予想させる。そこで、次に、この点を明らかにするために期間別に前記の(1)式を推計する。

表4 パネル2によれば、全経営者の交代は、Period IIIのROAの係数がPeriod I・IIのほぼ2分の1程度に低下しているのに対して、ROEは、-0.18から-0.28に5割以上上昇している。この傾向は、われわれが注目する懲罰的交代ではさらに明瞭であり、そのROEのPeriod IIIの係数(-0.132)は、Period I(-0.46)の3倍近くに達している。この規模を1標準偏差×

¹⁰ 期間毎のROA、ROE、株式リターンの相関は以下の通りである。

| | Period I | II | III |
|---------|----------|------|------|
| ROA-ROE | 0.39 | 0.39 | 0.56 |
| ROA-RET | 0.23 | 0.19 | 0.29 |
| ROE-RET | 0.12 | 0.16 | 0.18 |

¹¹ この間、期間毎の年功的要素（勤続年数）の効果に大きな変化はない。

係数で測ると、Period I の 0.7%に対して、Period IIIでは、1.9%に上昇しており、ROE が懲罰的交代の感応する重要な業績指標となったことが確認できる。また、Period IIIに入ると、経営者の交代は、株式リターンにも有意に感応することとなった。以上の結果は、日本企業の統治構造が株主重視の方向に変化しつつあるという見方と整合的である。

以上の結果について、さらに次の方法で頑強性を確認した。

- Kaplan and Minton (2012) などのこれまでの研究は、交代前の利益の水準ではなく、利益の変化に注目している。そこで、ROA と ROE を前年度からの変化分にしても基本的な結果は変わらない。
- 本稿のサンプルは、1990 年までに東証 1 部に上昇した企業と、それ以降に上場した新興企業からなる。こうした企業の特性差が、上記の期間毎の変化を規定している可能性がある。そこで、サンプルを、サンプル 1 の既存企業に限定の推計も試みた。結果の報告は省略するが、経営者の交代は増加傾向、経営者の交代の業績感応度、懲罰的交代の業績感応度、業績指標の ROA から ROE、リターンへのシフトに関して、結果に大きな差はなかった。

以上から、1990～2013 年でも、日本企業の経営者の交代は、業績に有意に感応し、その意味で、企業統治に大きな空白があるとはいえないこと、しかし、経営者の交代が感応する業績指標では、ROE や、株式収益率など株主の利益を直接代表する指標の重要性が増していたと判断してよからう。

5. 統治制度の変化の影響：メインバンクの影響

かつて日本企業の経営の規律は、メインバンクによって担われているとされてきた。Aoki (1994) の理論モデルが提示し、また、Kaplan (1994)、Sheard (1994)、Abe (1997)、宮島 (1998) が想定してきたのは、顧客企業の業績が悪化した場合、債権者としても株主としても企業に強い利害を持つメインバンクは、役員を派遣して監視を強め、決定的に悪化すると取締役会を事実上「乗っ取り」、経営者の交代にイニシアティブを発揮するという事態である（状態依存ガバナンス）。こうしたメインバンクの経営の規律付け機能はまだワークしているのか。

この点を明らかにするために、(1)式に MB 関係を表す変数を追加した(2)式を推定する。

$$\text{TURN}_{i,j,t} = F(\text{P}_{i,t}, \text{MB}_{i,t}, \text{MB}_{i,t} * \text{P}_{i,t}, \text{Control}) \quad (2)$$

ここで、TURN は懲罰的交代のみに限定する。MB ダミーは以下の要領で作成した。

(1) メインバンクは、会社が特定する主取引銀行(東洋経済新報社・会社四季報に基づく)が安定的である(5年前の同一)ことを条件とする。

(2) メインバンク関係は、企業の一定以上の借入依存を想定するために、借入依存度 LA (銀行借入 / 総資産) が各年の産業中央値以上の条件を課す。

MB ダミーは、上記の(1)(2)の条件を満たし、さらに MB からの役員派遣が確認できるケースである。度数は Period I の 1996 年で 27%、Period III の 2009 年では 13%である。また、上記の(1)、(2)を満たし、さらに MB の株式保有比率が 3%以上の場合に 1 を与えるダミー変数 MB2、役員派遣、株式保有の条件を満たした MB3 を作成した¹²。推計結果は表 5 に要約されている。

== 表 5 about here ==

第 1 に、役員派遣を条件とした MB ダミーでは、経営者交代の業績感応度を、ROA に限って引き上げるが、有意水準は十分に高くはない。他方、ROE との交差項の係数は、同じく十分に有意ではないが正であり、強いメインバンク関係は、株主利益を直接示す ROE に対する経営者交代の業績感応度をむしろ緩和している。

第 2 に、時期的に見ると(パネル 2)、Period I では、懲罰的交代の ROE 感応度を引き下げる効果がみられる。全期間の推計で見られた緩和効果は主としてこの時期の関係を反映したものであり、1990 年代メインバンクが、追加融資を通じて事業再組織化を阻害したという通説的理解(Hoshi and Kashyap 2001)と整合している。それに対して、Period II では、全交代、懲罰的交代について ROA との交差項の係数の符号は負であり、企業の事業再組織化が進展したこの時期、メガバンクへの再編による財務状況の改善を背景としてメインバンク関係が経営者の交代を促進した側面が確認できる。他方、メインバンク関係が縮小した Peiriod III では、定数項、交差項ともに有意な効果が得られておらず、メインバンクには固有の効果を確認することはできない。

第 3 に、MB ダミーの定義を変えた場合、株式保有に注目した MB2 では、経営者交代に対する影響はやや弱まる。それに対して役員派遣を含む MB3 では、Period I で社長交代の業績

¹² MB2 のサンプル企業に占めるシェアは 1996 年で 47%、2009 年で 24%である。また、MB3 の度数は 1996 年で 22%、2009 年には 7.5%まで低下する。

感応度を下げる点で上記の同じ結果が確認できる一方、Period II では、有意水準は低下するものの経営者交代の業績感応度を引き上げる傾向がある。メインバンクの経営者交代に対する影響という点で、期初に銀行から役員が派遣されていることが重要であると判断できよう。ただし、役員派遣が減少した Period III には MB3 も既述の MB ダミーと同様に影響を失うことも、銀行の役員派遣が重要であるという見方と整合的である。

以上結果から、メインバンクが密接な関係をもつ企業群は、この 20 年間で大きく減少した。このメインバンク関係は、この再編成過程で、経営の規律に一定の役割を果たしたものの、現在、経営の規律における固有の役割を次第に失いつつあると見ることができよう。

6. 機関投資家の役割

6.1 機関投資家保有比率の上昇と経営者の交代

本稿の次の関心は、1990 年代後半から急速に増大した機関投資家が経営者の交代の意思決定に実質的な影響を与えているか否かである。既述の Aggwarl et al. (2011) は、新興国では、海外機関投資家の保有比率が高い企業で、経営者の交代の業績感応度が高いことを報告している¹³。他方、ヘッジファンドアクティビズムの役割を検討した Becht et al. (2015) は、アクティビズムの成果が、サンプルの大部分を日本が占めるアジア地域では乏しく、経営者の選任にもほとんど影響を与えていないことを報告している。もっとも、日本企業について、1990 年代末から急速に増加した機関投資家が経営者の交代にいかなる影響を与えたかを直接分析した研究は存在しない。

この点を明らかにするために、(2) 式の MB に代えて機関投資家の保有比率 INST, 海外機関投資家保有比率 FOR を導入した。この INST、FOR は、それぞれ集計された機関投資家、海外機関投資家の保有比率である。機関投資家は、内外の機関投資家の保有分の合計であり、このうち国内機関投資家は、年金基金などを最終的な資金供給者とする国内機関投資家（信託銀行・投資顧問の運用分）であるが、資料上の制約から完全に捕捉されていない¹⁴。他方、海外機関投資家の保有部分は、各社の保有主体別分布の外国人から海外事業法人の保有部分を除いて求めた海外機関投資家の保有分の合計である。また、この海外機関投資家保有比率が 20% を超える企業に 1 を与えるダミー変数 FORD も作成した。

¹³ 他方、ヘッジファンドアクティビズムの役割を検討した Becht et al. (2015) は、アクティビズムの成果が、サンプルの大部分を占めるアジア地域では乏しく、経営者の選任に影響を与えた事例は、著しく乏しいことを報告している。

¹⁴ 詳しくは、宮島・保田・小川 (2015) 参照。

計測期間中の機関投資家、海外機関投資家の保有比率の分布は、前掲表 2 に要約されている。推計結果を要約した表 6 から次の点が注目されるべきである。

== 表 6 about here ==

パネル 1 は機関投資家全体の保有比率、パネル 2 は海外機関投資家の保有比率を用いた結果を示している。両パネルの結果は似通っており、機関投資家の保有比率とパフォーマンスの交差項は、ROE について 1%水準で有意であって、機関投資家保有比率の期初の保有水準が経営者の交代に影響を与えている。メインバンクが、経営者の ROA 感応度を引き上げたのに対して、高い機関投資家、ないし海外機関投資家保有比率は、経営者交代の ROE 感応度を引き上げた。その経済的規模は、例えば、海外機関投資家持株比率が 20%の場合、ROE が 1 標準偏差低下すると、懲罰的な交代確率は、0.77% ($0.002 \times 0.17 \times 20\%$) 上昇することとなる。また、この結果は、海外機関投資家の保有比率を、その集計値から、20%以上ダミーに代えても同じである¹⁵。

さらに、この機関投資家の効果を、海外機関投資に絞って時期別に区分して推計してみるとパネル 3 の通りであり、特に Period II・III の ROE について有意な影響を与えていることが確認される。その経済的規模は、海外機関投資家比率が 3%上昇した場合、1.4%懲罰的交代の確率が上昇する。他方、Period III の FOR と ROE の交差項の係数-0.0019 は第 II 期の-0.0045 に比べて低下しており、一見影響が低下しているように見えるが、業績の定数項は-0.53 から-0.83 上昇しているから、海外機関投資家保有比率の上昇が感応度を平均的に引き上げている効果をより重視すべきであろう。また、海外機関投資家の保有比率を、20%以上の保有のダミー変数に代えた場合も結果もほぼ同様であり、Period II、III について、経営者交代の ROE 感応度を有意に引き上げる効果を確認できる。

以上、機関投資家の期初の保有比率(水準)は、経営者の交代の ROE 感応度に有意な影響を与えていた。では、これはいかなるメカニズムで発生しているのだろうか。

6.2. ブロックホルダーによるエンゲージメント

機関投資家の保有比率の上昇が経営者の交代に与える経路の一つは、一定の株式を保有

¹⁵ 20%以上ダミーの係数は、0.173, 5%水準で有意である。

した機関投資家が、議決権行使、あるいはエンゲージメントを通じて、経営者の交代に影響を与える経路である。もっとも、同じブロックホルダーでも、国内機関投資家と、海外機関投資家では機能が異なる可能性がある。投資対象企業と何らの取引関係がある国内機関投資家は影響力が弱いのにに対して、投資対象から独立性の高い海外機関投資家はより実質的な影響力を行使できる (Ferreira and Matos 2008, Giannetti and Laeven 2009)

この点を明らかにするために、集計され機関投資家の保有比率に代えて、統一的に議決権を行使する主体が3%以上保有される場合に1を与えるダミー変数を作成し、INST, FOR に代えてこのBLINST, FORDを導入した¹⁶。この分析は、FactSetの供給するデータを利用することによって初めて可能となった。これまでの実証分析では、必ずしも十分に考慮されてこなかったが、2000年代に入って増加した機関投資家の保有部分は、議決権行使などの管理を信託銀行・カストディアン(例えば、日本マスタートラストや、海外機関投資家の場合は、ステートストリートなど)に委託し、機関投資家保有比率の高い企業の10大株主名簿の上位株主の多くは、このカストディアンが占めている¹⁷。しかし、これらカストディアンの保有部分は、複数の機関投資家の保護預かり部分が合計され、単一の主体の保有分を示していない。FactSetは、悉皆調査ではない点で利用に注意が必要であるが¹⁸、最終的な所有主体を報告している点で貴重であり、以下では同資料を利用して、ブロックホルダーの効果を分析する。推計期間は、機関投資家の保有比率がピークに達した2006年以降である¹⁹。

外部大株主が確認できるケースの分布を確認しておけば、表7の通りである。3%以上ブロックを保有する機関投資家は、サンプル企業の40%程度を占める。この内、三井住友信託、野村アセットマネジメントなどの国内機関投資家が23%、外国機関投資家が27%である。このブロックホルダーの保有については、さらに次の2点を指摘しておこう。

== 表7 about here ==

¹⁶ これまでの研究史では、5%が閾値して利用されてきた (Holderness 2009)、この基準は大量報告書の報告義務の閾値とも合致する。しかし、5%以上の度数は3%を閾値にした場合に比べて少ない (2006~13年の平均で19.7%)。また、5%に明確な根拠がある訳ではなく、投資家は、大量保有報告書の閾値以下に保有比率を留める傾向もあるから、少数株主権利が保障される3%を閾値として利用した。

¹⁷ 唯一の例外は、保田 (2016) である。

¹⁸ 例えば、2006年について、集計された外国人の保有比率 (24%) に対して、FactSetのデータで保有したが捕捉できるのは14%であり、カバリッジは60%程度である。この点、保田 (2016) も参照。

¹⁹ 2005年以前については、FactSetのカバリッジに疑問があるため、推計していない。

第1に、集計された機関投資家の保有比率が上昇しただけでなく、このようにアウトサイダーのブロックシェアホルダーが登場したことは、2000年代半ば以降の大きな特徴であるが、このブロックシェアホルダーの比重は、米国、英国に比べればいぜんかなり低い。例えば、株式所有構造が高度に分散し、事業法人、銀行が上場企業の株式を保有することが少ないと理解されている米国でも、S&P500社のうち89%の企業には5%以上のブロックホルダーが存在すると報告されている (Holderness 2009, p.1378)。

第2に、ブロックホルダーの分布は、規模別に大きな偏りがあることである。すでに別の機会に強調した通り (宮島・保田 2015)、機関投資家、とくに海外機関投資家には、規模、流動性に対する強い投資バイアスがあり、この点は、表7のパネル2でも確認できる。時価総額4分位で区分すると、第4四分位 (1,451億円以上) に属する企業では、そのうち33% (17%) が、3% (5%) 以上の株式を保有する単一の海外機関投資家を持つのに対して、第1四分位に属する企業では、9.3 (3.6) %にとどまる。他方、国内機関投資家の投資対象は、やや異なり、ブロックホルダーのシェアが最も高い分位は、第3四分位である。この結果は、海外機関投資家が時価総額300~400位の企業から構成されるMSCI構成銘柄に事実上投資対象を限っているのに対して、国内機関投資家は、むしろ非MSCI構成銘柄を選好するというインタビュー結果とも合致する。

3%以上のブロックホルダーが存在する場合に1を与えるダミー変数をFORに代えた推計結果は、表8に要約されている。

== 表8 about here ==

内外機関投資家を区別せず、3%ブロックホルダーを説明変数に加えた場合、業績との交差項の係数はいずれのケースでも非有意である。しかし、注目されるのは、国内機関投資家ブロックと、海外機関投資家ブロックに分割した場合、結果が大きく異なることである。国内機関投資家とパフォーマンスとの交差項の符号は正、ROAをパフォーマンス変数とする場合には、全交代、懲罰的交代のいずれでも5%水準で有意である。これは国内機関投資家の行動が、顧客企業との取引関係に制約されるという見方と整合的であろう (Ferrira and Matos 2008)。それに対して、海外機関投資家の保有比率とパフォーマンスとの交差項の係数の符号は負であり、とくにROEをパフォーマンス変数とする場合、全交代では1%水準

で、懲罰的交代では 10%水準で有意である。国内機関投資家と異なって顧客企業との取引上関係で独立的な、海外機関投資家ブロックホルダーの存在は、とくに株主の利害を直接表す ROE について、経営者交代の業績感応度を有意に引き上げる。海外機関投資家がブロックホルダーとなるケースは、限られるものの、いったんブロックを保有すれば、議決権行使、エンゲージメントなどを通じて経営者の交代に影響を与えるものと見ることができよう。

6.3. 退出の脅威 (vote with feet)

機関投資家の保有比率の上昇が、経営者の交代に与える影響は、発言・介入という経路に留まらない。機関投資家の増加にもかかわらず、業績が悪化した企業の経営に介入するほどのコミットを欠いた投資家が支配的であれば、むしろ、業績の悪化した企業の株式を売却し、売却が株価の低下を介して、経営者の交代を促す可能性がある (Parrino, Sias and Starks、2003)。いわゆる vote with feet である。もしこうした経路が作用しているとするならば、経営者の交代は、期初の機関投資家の保有比率の水準だけでなく、前期の機関投資家の保有比率の低下が、経営者の選任に対して影響を与えることとなる。

そこで、この点を解明するために、国際分散投資の一環として日本企業に投資し、投資先企業へのコミットが弱いとされる海外機関投資家に注目して、その保有比率の変化と、経営者の交代の関係を検討する²⁰。表 9 には、経営者交代パターン別、すなわち、全交代 (turnover)、通常の交代 (normal)、懲罰的交代 (Forced)、交代がない場合の 4 つのケースについて、交代 (t0) の 1 期前の海外機関投資家の保有比率の変化 (δFOR)、及び、2%以上減少したケースの各タイプに占めるシェアが整理されている。

== 表 9 about here ==

同表によれば、1998～2005 年 (period II) では、 δFOR の分布について、交代と非交代、通常の交代と懲罰的交代との間に、有意な差はない。それに対して、2006～2013 年 (period III) では、 δFOR の交代直前の分布が、懲罰的交代のみ負であり、この懲罰的交代の減少と、非交代との間に有意な差がある。この関係は、2%以上の減少した場合のシェアではさらに明確である。懲罰的交代の場合には、そのケースのうち 25%以上の企業が、また、全交代

²⁰ 国内機関投資家の保有部分の方が、表 7 の集計からわかるように、相対的にブロックホルダーの比重が高く、またパッシブ運用の部分が多い。

でも 22%の企業で、2%以上の海外機関投資家の保有比率の減少が発生しており、経営者の交代が発生しなかった場合の 16.9%に比べて高く、その差は有意である。この結果は、海外機関投資家の保有比率が上昇過程にあった 2005 年までと、平均的には安定化した 06 年以降では、社長交代前の海外機関投資家の行動が変わった可能性を示唆する。PeriodIIIでは、海外機関投資家のうちの一部は、企業の業績が悪化した場合に、保有株を売却した可能性を示唆する。

この *Vote with feet* が、経営者の交代に影響を持つ経路が、株式の売却、株価の低迷を介するとすれば、そもそも一期前の集計された海外機関投資家保有比率が高い企業でなければ、このメカニズムが作用しない可能性がある。そこで、2006 年以降の各観察年の 1 期前の期初（つまり 2 期前の期末）の海外機関投資家保有比率が 10%以上に限って、同じ推計を試みた。結果は、パネル 2 の通りであり、交代が発生した場合には、経営者の交代が発生しなかった場合とは異なって、海外機関投資家の保有比率の低下が発生しており、その差は 5%水準で有意である

さらに立ち入った分析が不可欠であるが、暫定的に、海外機関投資家の保有比率が上昇した 2006 年以降は、その退出 (*Vote with feet*) が経営者の交代に影響力を及ぼし始めたと解釈することができよう。

7. 独立社外取締役の役割

7.1. 独立社外取締役と経営者の交代

2000 年代の日本の企業統治における変化の一つは、取締役改革を通じて独立社外取締役の選任が進む一方、取締役会が従来の経営執行にも関与するマネジメントボードから、経営の監視を中心的な機能とするモニタリングボードに変化が追及されたことである。本節では、2000 年代の経営者の交代頻度の上昇や、感応する業績指標の変化に対して、こうした取締役会制度の改革がどの程度の影響をもつかを検討する。

推計モデルは、(2) に独立取締役ダミーを加えた。この主題の先駆的な研究である Weisbach (1988)によれば、取締役会メンバーは、①社内出身者 *inside director*、②社外取締役 *outside directors*、③企業との取引関係を持つ機関出身の取締役 *Grey directors* に分けることができ、経営者の交代に有意な影響を与えるのは②である。また、会社法上の独立社外取締役は、上記の区分では②にほぼ該当する。そこで、この②の定義に近い数値を日経 Needs から確認し、一人でも独立取締役を選任している企業に 1 を与えるダミー (OUTD) と、3 人以

上独立取締役を選任する企業に1を与えるダミー（OUTD3）を作成した。OUTD、OUTD3の度数は、2006～13年全体では、それぞれサンプルの46%と11%であり、2013年では61%と14%である。

推計結果は、表10に整理されている。1人でも独立社外取締役を選任しているケース（OUTD）の効果を推計したパネル1では、いずれの業績指標でも、独立社外取締役とパフォーマンスの交差項の係数は、予想に反して有意ではないものの正であり、独立社外取締役が経営者交代の業績感応度を引き下げる傾向のあることがわかる。例えば、独立社外取締役を選任する企業は、それを欠く企業に比べて、経営者の業績感応度が、4割弱低い（0.057/-0.157）。

== 表10 about here ==

それに対して、3人以上の独立社外取締役OUTD3を加えると、このOUTD3とROAの交差項は1%水準で有意に負であり、経営者交代のROA感応度を引き上げる²¹。この結果は、1人程度の独立社外取締役の選任では、経営者交代の業績感応度を引き上げるどころか、むしろ、感応度を引き下げるウインドウ・ドレッシング効果を持つ可能性があること、しかし、3人以上の独立社外取締役の選任は、経営者の交代の業績感応度を引き上げる可能性があることを示唆する。この点の頑強性をテストするために、さらに以下の推計を試みた。

- 独立社外取締役1、2、3人以上のそれぞれにダミー変数を作成した。業績とダミー変数の交差項は、1、2人が有意に正で、3人以上が有意に負である。
- ダミー変数に代えて独立社外取締役比率の連続数、及び30%以上のダミーを導入しそれぞれについて推計を試みた。独立社外取締役比率と業績の交差項は有意でなく、30%以上ダミーは1%水準で有意であった。

以上、経営者交代の業績感応度に対する独立社外取締役の関係は線形ではなく、人数で3名、構成比で30%にかなり明確な閾地があると判断できよう。

7.2. 機関投資家と独立社外取締役の補完性

²¹ 半数以上でダミーを導入した場合も、同様の結果が得られ、ROAとの交差項の有意水準も著しく高い（t値は5.7）。ただし、このダミー変数が1をとる比率は全体サンプルの1.54%、そこで懲罰的交代が観察されるケースは5ケースにとどまる。

ところで、以上の独立社外取締役のガバナンス効果、機関投資家の保有比率と補完、ないし代替関係を持つ可能性がある。一方で、独立社外取締役のウインドウ・ドレッシング効果は、機関投資家の圧力が強ければ、その効果を緩和する可能性がある。しかし、反面、機関投資家が、独立社外取締役の選任する企業に対する選好を持ち、企業が投資家を惹きつけるために形式的に独立社外取締役を選任すれば、ウインドウ・ドレッシング効果は、さらに増幅されるかもしれない。

また、独立社外取締役の複数選任（ここでは3人以上）の経営の規律付け効果は、機関投資家の圧力があって初めて作用する可能性がある反面、むしろ機関投資家に代替する形で顕著に発揮される可能性もある²²。そこで、最後にサンプルを機関投資家の保有比率が、20%を閾値として、サンプルを2分し、独立社外取締役の効果を再推計する。

結果は、表 11 の通りである。独立社外取締役のウインドウ・ドレッシング効果は、機関投資家の保有比率が 20%以下の企業群では、ROA、ROE について確認でき、逆に機関投資家保有比率が 20%以上の企業では株式リターンで確認できる。

他方、複数独立社外取締役の規律付け効果は、機関投資家保有比率が 20%以下、以上のいずれの企業群でも有意であるが、20%以上の企業群のほうが、係数、有意水準ともにやや高い。20%以上の企業群では、複数独立社外取締役が選任されている企業のみで、経営者の交代は、業績に有意に負に感応しており、両者の間に補完的な関係があることを示唆する。

== 表 11 about here ==

8. 結び

以上、1990～2013 年に関して、経営者の交代と企業パフォーマンスの関係を追跡してきた。簡単に分析結果を整理しておこう。

1990 年代に入って、日本の経営者の交代頻度は上昇した。また、日本の経営者交代は、業績に有意に負に感応しており、この 20 年間、業績の悪化した企業で経営者交代がシステムティックに発生する関係が失われたわけではない。むしろ、この間の最大の変化は経営者交代の感応する業績指標が、これまでの金利支払い前の指標、ROA から、株主利益に直接関連する ROE や株式リターンに移動したことである。この結果は、株式相互持合いの解消、

²² 内田（2012）は、独立社外取締役のパフォーマンス効果が、機関投資家と代替的であるとの推計結果を得ている。

海外機関投資家の保有比率の上昇、取締役会改革の進展といった企業統治制度の進化と整合的である。ただ、その影響は、もともと経営者交代が株式リターンに感応し、その感応度が近年上昇した米国ほどには強くはないと考えられる。

従来のメインバンクシステムが、経営の規律における機能を失ったわけではない。メインバンクは、その機能する領域が大きく縮小したものの、負債依存度が高く、メインバンクが役員を派遣している企業では、経営の規律における一定の役割を演じている。

他方、1990年代末以降、急速に増加した機関投資家、とくに海外機関投資家の保有水準は、経営者の交代の頻度を高めるだけでなく、その業績感応度を高めていた。この点で、機関投資家がメインバンク制に代替して、経営の規律付けのメカニズムとして機能し始めたと見ることができよう。このように海外機関投資家の保有が経営者交代の業績感応度を引き上げるメカニズムとしては、ブロック保有と退出の圧力がともに重要である。高い機関投資家保有は、議決権行使、経営への関与を通じて、あるいは、また、退出を通じて経営者の交代に影響を与え始めた。もっとも、このメカニズムが機能している企業は時価総額の大きく、海外機関投資家によく知られている企業に限定されていることには十分注意を払っておく必要がある。

最後に、独立社外取締役の役割に関しては、経営者交代の業績感応度を引き上げるには、複数選任が重要である。独立社外取締役の選任が経営者交代の業績感応度を引き上げるかは、本稿の推計結果によれば、すくなくと、1か2人程度の選任では、ウインドウ・ドレッシング効果が、経営の規律付け効果を上回っている。経営者の交代に対して実質的な効果を与えるためには、少なくとも3人、または30%の独立社外取締役の就任の重要な条件となる。

2006～2013年の経営者交代とパフォーマンスとの関係は明らかに、1998年以前と明らかに変化した。しかし、大きく変化したとはいえ、最近の日本企業の経営者交代が、株主価値に直接反映する指標(株式リターン)に強く感応的となったわけではなく、状況は、かつての日本企業と、米国企業の間にあるとみることが適切であろう。こうした状況が、米国型の企業統治に向かう収斂過程における経過的な関係なのか、それとも安定的な関係なのかは、今後の事態の進展を注意深く観察しながら、立ち入って検討する必要がある。

参考文献

- Aoki, M., 1994. The contingent governance of teams: An analysis of institutional complementarity. *International Economic Review* 35, 657-676.
- Abe, Y., 1997. Chief executive turnover and firm performance in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies* 11, 2-26.
- Admati, A.R. and Pfleiderer, P., 2009. The “Wall Street Walk” and shareholder activism: Exit as a form of voice. *Review of Financial Studies* 22, 2645-2685.
- Aggarwal, R., Erel, I., Ferreira, M., and Matos, P., 2011. Does governance travel around the world? Evidence from institutional investors. *Journal of Financial Economics* 100, 154-182.
- Becht, M., Franks, J., Grant, J., and Wagner, H., 2015. The returns to hedge fund activism: An international study. European Corporate Governance Institute (ECGI) - Finance Working Paper, No. 402/2014.
- Chen, X., Harford, J., and Li, K., 2007. Monitoring: Which institutions matter?, *Journal of Financial Economics* 86, 279-305.
- Coughlan, A. and Schmidt, R., 1985. Executive compensation, management turnover, and firm performance: An empirical investigation. *Journal of Accounting and Economics* 7, 43-66.
- Denis, D., Denis, D., and Sarin, A., 1997. Ownership structure and top executive turnover, *Journal of Financial Economics* 45, 193-221.
- Ferreira, M., and Matos, P., 2008. The colors of investors’ money: The role of institutional investors around the world. *Journal of Financial Economics* 88, 499-533.
- Giannetti, M., Laeven, L., 2008. Pension reform, ownership structure, and corporate governance: Evidence from a natural experiment. *Review of Financial Studies* 22, 4091-4127.
- Helwege, J., Intintolim V., and Zhang, A., 2011. Voting with their Feet or Activism? Institutional Investors’ Impact on CEO Turnover. *Journal of Corporate Finance* 18, 22-37.
- Holderness C. 2009. The myth of diffuse ownership in the United States. *Review of Financial Studies* 22, 1377-1408.
- Hoshi T., and Kashyap, A., 2001, *Corporate financing and corporate governance in Japan: the road to the future*, Boston: MIT Press.
- Huson, M., Parrino, R., and Starks, L., 2001. Internal monitoring mechanisms and CEO turnover: A long term perspective, *Journal of Finance* 56, 2265-2297.

- Jensen, M., and Ruback, R., 1983, The market for corporate control: The scientific evidence, *Journal of Financial Economics* 11, 5-50.
- Kang, J., and Shivdasani, A., 1995. Firm performance, corporate governance, and top executive turnover in Japan. *Journal of Financial Economics* 38, 29-58.
- Kaplan, S., 1994, Top executives rewards and firm performance; A comparison of Japan and the United States. *Journal of Political Economy* 102, 510-546.
- Kaplan, S., and Minton, B., 1994. Appointments of Outsiders to Japanese Boards. *Journal of Financial Economics* 36, 225-58.
- Kaplan, S., and Minton, B., 2012. How has CEO turnover changed?, *International Review of Finance*, 12, 57-87.
- Parrino, R., Sias, R., and Starks, L., 2003. Voting with their feet: Institutional ownership changes around forced CEO turnover. *Journal of Financial Economics* 68, 3-46.
- Sheard, P., 1994, Main Banks and the Governance of Financial Distress, in Aoki, M. and H. Patrick eds, *The Japanese Main Bank System*, Oxford University Press.
- Shleifer, A., and Vishny, R., 1997. A Survey of Corporate Governance. *Journal of Finance* 52, 737-783.
- Warner, J., Watts, R., and Wruck, K., 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, 431-460.
- 伊丹敬之, 1995. 「戦後日本のトップ・マネジメント」, 森川英正・米倉誠一郎編『日本経営史 5 高度成長を超えて』, 岩波書店.
- 内田交謹, 2012. 「社外取締役割合の決定要因とパフォーマンス」『証券アナリストジャーナル』 50 巻 5 号、8-18.
- 宮島英昭, 1996. 「財界追放と経営者の選抜：状態依存的ガバナンス・ストラクチャの形成」, 橋本寿朗編『日本企業システムの戦後史』, 東京大学出版会.
- 宮島英昭, 1998. 「戦後日本企業における状態依存的ガバナンスの進化と変容：Logit モデルによる経営者交代分析からのアプローチ」, 『経済研究』, 49-2, 97-112.

宮島英昭・保田隆明（2015）「株式保有構造の変化とパフォーマンス」『ファイナンシャルレビュー』

保田隆明（2016）「機関投資家の株式保有比率がペイアウト政策に与える影響：顧客効果の検証」, mimeo.

表 1：社長交代の推移

| | サンプル数 | 社長交代 | 比率 | 退任後会 長・副会長 | 退任後その 他取締役 | 比率 | 懲罰的交代 | 懲罰的交 代の比率 |
|-----------|-------|------|---------|---------------|---------------|---------------|-------|--------------|
| | (a) | (b) | (b)/(a) | (c) | (d) | ((c)+(d))/(b) | (e) | (e)/(a) |
| 1990 | 400 | 52 | 13.0% | 37 | 8 | 87% | 4 | 1.0% |
| 1991 | 400 | 58 | 14.5% | 48 | 4 | 90% | 5 | 1.3% |
| 1992 | 401 | 69 | 17.2% | 45 | 8 | 77% | 12 | 3.0% |
| 1993 | 401 | 39 | 9.7% | 29 | 4 | 85% | 6 | 1.5% |
| 1994 | 403 | 68 | 16.9% | 38 | 10 | 71% | 16 | 4.0% |
| 1995 | 405 | 59 | 14.6% | 43 | 7 | 85% | 3 | 0.7% |
| 1996 | 413 | 63 | 15.3% | 34 | 7 | 65% | 19 | 4.6% |
| 1997 | 414 | 52 | 12.6% | 29 | 7 | 69% | 16 | 3.9% |
| 1998 | 414 | 72 | 17.4% | 40 | 9 | 68% | 20 | 4.8% |
| 1999 | 414 | 68 | 16.4% | 40 | 8 | 71% | 18 | 4.3% |
| 2000 | 438 | 69 | 15.8% | 36 | 9 | 65% | 24 | 5.5% |
| 2001 | 443 | 65 | 14.7% | 33 | 5 | 58% | 24 | 5.4% |
| 2002 | 428 | 93 | 21.7% | 58 | 12 | 75% | 21 | 4.9% |
| 2003 | 429 | 68 | 15.9% | 42 | 5 | 69% | 19 | 4.4% |
| 2004 | 429 | 65 | 15.2% | 37 | 6 | 66% | 17 | 4.0% |
| 2005 | 430 | 64 | 14.9% | 36 | 11 | 73% | 14 | 3.3% |
| 2006 | 426 | 77 | 18.1% | 41 | 7 | 62% | 29 | 6.8% |
| 2007 | 417 | 64 | 15.3% | 43 | 5 | 75% | 15 | 3.6% |
| 2008 | 412 | 74 | 18.0% | 36 | 7 | 58% | 29 | 7.0% |
| 2009 | 401 | 62 | 15.5% | 28 | 9 | 60% | 25 | 6.2% |
| 2010 | 395 | 61 | 15.4% | 32 | 4 | 59% | 25 | 6.3% |
| 2011 | 387 | 51 | 13.2% | 30 | 2 | 63% | 18 | 4.7% |
| 2012 | 379 | 58 | 15.3% | 39 | 2 | 71% | 17 | 4.5% |
| 2013 | 375 | 46 | 12.3% | 33 | 3 | 78% | 8 | 2.1% |
| 合計 | 9854 | 1517 | 15.4% | 907 | 159 | 70% | 404 | 4.1% |
| 1990-1997 | 3,237 | 460 | 14.2% | 303 | 55 | 78% | 81 | 2.5% |
| 1998-2005 | 3,425 | 564 | 16.5% | 322 | 65 | 69% | 157 | 4.6% |
| 2006-2013 | 3,192 | 493 | 15.4% | 282 | 39 | 65% | 166 | 5.2% |

サンプル企業は、東証1部上場企業からランダムに選ばれた500社である。退任後の社長のポジションは退任1年後の時点のものである。懲罰的交代は社長の交代が社長の死亡などの理由以外で起き、社長退任後、会長・副会長・その他の取締役とならなかったケースである。

表 2：サンプル企業の統治構造

| | 1990 | 1996 | 1999 | 2001 | 2006 | 2009 | 2013 | All |
|------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| サンプル(企業数) | 395 | 396 | 402 | 408 | 389 | 397 | 375 | 395 |
| サンプル1(成熟・既存企業) | 395 | 374 | 379 | 361 | 321 | 297 | 275 | 343 |
| サンプル2(新興・新規上場企業) | 0 | 22 | 23 | 47 | 68 | 100 | 100 | 51 |
| メインバンク持分(%) | 4.12 | 4.08 | 3.86 | 3.37 | 2.42 | 2.31 | 2.16 | 3.21 |
| メインバンク3%以上 | 85.3% | 83.8% | 77.8% | 66.1% | 43.1% | 40.1% | 37.2% | 62.4% |
| メインバンク役員派遣 | 43.4% | 36.1% | 35.9% | 32.2% | 28.1% | 23.2% | 22.6% | 32.3% |
| 創業者一族持分平均(%) | 3.93 | 4.60 | 4.94 | 6.62 | 6.70 | 6.78 | 6.83 | 5.57 |
| 5%以上の企業の構成比 | 21.3% | 21.8% | 21.6% | 23.9% | 23.9% | 24.2% | 23.7% | 22.6% |
| 親会社持分(%) | 5.79 | 5.34 | 5.79 | 5.99 | 7.12 | 7.54 | 7.48 | 6.33 |
| 30%以上親会社の構成比 | 13.5% | 12.3% | 13.0% | 13.3% | 16.0% | 16.5% | 16.0% | 14.2% |
| 機関投資家持分(%) | 8.90 | 11.82 | 11.13 | 13.39 | 21.76 | 21.83 | 25.13 | 16.17 |
| 海外機関投資家持分(%) | 3.28 | 6.95 | 6.81 | 6.69 | 14.58 | 13.20 | 16.78 | 9.60 |
| 20%以上 | 0.0% | 4.6% | 9.8% | 8.3% | 30.1% | 25.5% | 36.2% | 15.2% |
| 独立社外取締役 | NA | NA | NA | NA | 37.4% | 43.3% | 61.4% | NA |
| 3人以上独立社外取締役 | NA | NA | NA | NA | 8.2% | 11.3% | 13.6% | NA |

サンプル企業は、東証 1 部上場企業からランダムに選ばれた 500 社である。会社が特定する主取引銀行（東洋経済新報社・会社四季報）が安定的である場合、その銀行をメインバンクとしている。

表 3 : 経営者交代に企業業績が与える影響の分析結果

| 従属変数 = 業績指標 = | 全ての 社長交代 | 全ての 社長交代 | 全ての 社長交代 | 通常の 社長交代 | 懲罰的 社長交代 |
|-----------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | ROA | ROE | RET | ROA | ROA |
| | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 4 | Model 5 |
| 産業の業績(中央値) | -0.416 * | -0.292 * | 0.171 | -0.136 | -0.205 ** |
| | (0.221) | (0.146) | (1.425) | (0.151) | (0.092) |
| 産業調整済み業績 | -0.821 *** | -0.189 *** | -0.037 ** | -0.103 | -0.465 *** |
| | (0.133) | (0.024) | (0.015) | (0.082) | (0.063) |
| Log(売上高) | 0.004 | 0.004 | 0.002 | 0.011 *** | -0.004 *** |
| | (0.003) | (0.003) | (0.003) | (0.002) | (0.001) |
| 社長任期1~2年(ダミー) | -0.173 *** | -0.174 *** | -0.172 *** | -0.110 *** | -0.028 *** |
| | (0.007) | (0.007) | (0.007) | (0.006) | (0.004) |
| 社長任期3~4年(ダミー) | -0.073 *** | -0.072 *** | -0.073 *** | -0.056 *** | 0.001 |
| | (0.008) | (0.008) | (0.008) | (0.005) | (0.004) |
| 社長任期7~8年(ダミー) | -0.003 | -0.003 | -0.004 | 0.004 | -0.004 |
| | (0.013) | (0.012) | (0.012) | (0.009) | (0.005) |
| 社長任期9年以上(ダミー) | -0.039 *** | -0.041 *** | -0.043 *** | -0.005 | -0.022 *** |
| | (0.011) | (0.011) | (0.011) | (0.008) | (0.004) |
| 年齢70歳以上(ダミー) | 0.145 *** | 0.151 *** | 0.149 *** | 0.100 *** | 0.020 *** |
| | (0.022) | (0.022) | (0.022) | (0.018) | (0.009) |
| ファミリー企業(ダミー) | -0.088 *** | -0.088 *** | -0.090 *** | -0.042 *** | -0.022 *** |
| | (0.008) | (0.008) | (0.008) | (0.006) | (0.004) |
| ファミリー企業×産業調整済み 業績 | 0.615 *** | 0.028 | -0.036 | -0.065 | 0.343 * |
| | (0.205) | (0.066) | (0.030) | (0.156) | (0.186) |
| 子会社(ダミー) | 0.068 *** | 0.073 *** | 0.066 *** | 0.018 ** | 0.033 *** |
| | (0.011) | (0.012) | (0.011) | (0.009) | (0.007) |
| 子会社×産業調整済み業績 | 0.152 | 0.091 * | 0.023 | 0.229 | 0.051 |
| | (0.239) | (0.050) | (0.039) | (0.202) | (0.101) |
| Pseudo-R ² | 0.098 | 0.102 | 0.092 | 0.114 | 0.101 |
| サンプル数 | 9834 | 9834 | 9794 | 9834 | 9834 |

サンプル企業は、東証1部上場企業からランダムに選ばれた500社である。分析期間は1990年から2013年である。産業調整済み業績は各企業の業績からその企業の属する産業の中央値を引いたものである。なお産業中央値は東証・大証・名証の全上場企業のデータを用いて計算している。通常の社長交代は社長退任後に会長もしくは副会長に就任したケースである。懲罰的交代は社長の交代が社長の死亡などの理由以外で起き、社長退任後、会長・副会長・その他の取締役とならなかったケースである。分析はProbitモデルを用いている。上段は限界効果、下段はクラスターロバスト標準誤差を示している。クラスターは企業レベルである。***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で統計的に有意であることを示している。

表 4：経営者交代の業績感応度の期間別分析結果

パネル1：期間別ダミーの効果

| 従属変数 = | 全ての社長交代 | | 懲罰的社長交代 | |
|-------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | ROA | ROE | ROE | RET |
| 業績指標 = | Model 1 | Model 4 | Model 5 | Model 6 |
| Period II (1998年～2005年)(ダミー) | 0.033 *** (0.008) | 0.018 *** (0.005) | 0.017 *** (0.005) | 0.022 *** (0.005) |
| Period III (2006年～2013年)(ダミー) | 0.021 ** (0.009) | 0.024 *** (0.005) | 0.025 *** (0.005) | 0.025 *** (0.006) |
| コントロール変数 | YES | YES | YES | YES |
| Pseudo-R ² | 0.100 | 0.111 | 0.112 | 0.082 |
| サンプル数 | 9834 | 9834 | 9834 | 9794 |

パネル2：期間別推計の産業調整済み業績変数

| 従属変数 = | 全ての社長交代 | | | 懲罰的社長交代 | | |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | ROA | ROE | RET | ROA | ROE | RET |
| 業績指標 = | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 4 | Model 5 | Model 6 |
| Period I (1990年～1997年) | -1.100 *** (0.245) | -0.178 *** (0.044) | -0.078 ** (0.036) | -0.404 *** (0.088) | -0.046 *** (0.013) | -0.031 (0.020) |
| Period II (1998年～2005年) | -1.111 *** (0.234) | -0.160 *** (0.032) | -0.037 * (0.021) | -0.589 *** (0.108) | -0.074 *** (0.013) | -0.012 (0.012) |
| Period III (2006年～2013年) | -0.516 *** (0.197) | -0.278 *** (0.053) | -0.017 (0.026) | -0.413 *** (0.105) | -0.132 *** (0.020) | -0.042 *** (0.015) |

サンプル企業は、東証1部上場企業からランダムに選ばれた500社である。分析期間は1990年から2013年である。産業調整済み業績は各企業の業績からその企業の属する産業の中央値を引いたものである。なお産業中央値は東証・大証・名証の全上場企業のデータを用いて計算している。懲罰的交代は社長の交代が社長の死亡などの理由以外で起き、社長退任後、会長・副会長・その他の取締役とならなかったケースである。パネル2は期間ごとに分析した結果のうち、業績の結果のみを示している。分析はProbitモデルを用いて行っている。上段は限界効果、下段はクラスタロバスト標準誤差を示している。クラスタは企業レベルである。***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で統計的に有意であることを示している。

表5：経営者交代の業績感応度にメインバンクが与える効果

パネル1： 全期間の推計

| 従属変数 = 業績指標 = | 全ての 社長交代 | 懲罰的 社長交代 | 懲罰的 社長交代 | 懲罰的 社長交代 |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | ROA | ROA | ROE | RET |
| | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 4 |
| 産業調整済み業績 | -0.734 *** (0.139) | -0.404 *** (0.065) | -0.083 *** (0.010) | -0.025 *** (0.009) |
| メインバンク (ダミー) | 0.005 (0.010) | 0.009 * (0.005) | 0.016 *** (0.006) | 0.020 *** (0.005) |
| メインバンク×産業調整 済み業績 | -0.578 ** (0.292) | -0.185 (0.119) | 0.023 * (0.014) | 0.005 (0.016) |
| コントロール変数 | YES | YES | YES | YES |
| Pseudo-R ² | 0.100 | 0.114 | 0.115 | 0.088 |
| サンプル数 | 9834 | 9834 | 9834 | 9794 |

パネル2: 期間別推計、メインバンクと業績の交差項

| 従属変数 = 業績指標 = | 全ての 社長交代 | 懲罰的 社長交代 | 懲罰的 社長交代 | 懲罰的 社長交代 |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| | ROA | ROA | ROE | RET |
| | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 4 |
| Period I (1990年～1997年) | | | | |
| 産業調整済み業績 | -0.980 *** (0.265) | -0.389 *** (0.090) | -0.058 *** (0.016) | -0.042 ** (0.018) |
| メインバンク (ダミー) | 0.037 ** (0.016) | 0.015 ** (0.007) | 0.021 *** (0.008) | 0.019 *** (0.006) |
| メインバンク×産業調整 済み業績 | -0.198 (0.479) | 0.054 (0.145) | 0.036 * (0.019) | 0.029 (0.027) |
| Period II (1998年～2005年) | | | | |
| 産業調整済み業績 | -0.963 *** (0.233) | -0.485 *** (0.107) | -0.072 *** (0.017) | -0.011 (0.013) |
| メインバンク (ダミー) | -0.026 * (0.014) | 0.010 (0.008) | 0.018 ** (0.009) | 0.028 *** (0.009) |
| メインバンク×産業調整 済み業績 | -1.138 ** (0.481) | -0.323 * (0.188) | 0.006 (0.020) | -0.001 (0.021) |
| Period III (2006年～2013年) | | | | |
| 産業調整済み業績 | -0.471 ** (0.212) | -0.380 *** (0.114) | -0.130 *** (0.022) | -0.036 ** (0.015) |
| メインバンク (ダミー) | 0.007 (0.018) | -0.001 (0.009) | 0.004 (0.009) | 0.005 (0.009) |
| メインバンク×産業調整 済み業績 | -0.309 (0.552) | -0.239 (0.227) | -0.005 (0.037) | -0.031 (0.040) |

表 5：経営者交代の業績感応度にメインバンクが与える効果（続）

サンプル企業は、東証 1 部上場企業からランダムに選ばれた 500 社である。分析期間は 1990 年から 2013 年である。産業調整済み業績は各企業の業績からその企業の属する産業の中央値を引いたものである。なお産業中央値は東証・大証・名証の全上場企業のデータを用いて計算している。懲罰的交代は社長の交代が社長の死亡などの理由以外で起き、社長退任後、会長・副会長・その他の取締役とならなかったケースである。メインバンクダミーは銀行からの借入が産業中央値を上回っており、主取引銀行が安定的であり、なおかつメインバンクから取締役の派遣がある場合に 1 をとる。パネル 2 は期間ごとに分析した結果のうち、メインバンクダミーと業績の交差校の結果のみを示している。分析は Probit モデルを用いて行っている。上段は限界効果、下段はクラスタロバスト標準誤差を示している。クラスタは企業レベルである。***は 1%水準で、**は 5%水準で、*は 10%水準で統計的に有意であることを示している。

表6：経営者交代の業績感応度に海外機関投資家が与える効果

パネル1：機関投資家持株比率

| 従属変数 = 業績指標 = | 全ての 社長交代 | | 全ての 社長交代 | | 全ての 社長交代 | | 懲罰的 社長交代 | | 懲罰的 社長交代 | | 懲罰的 社長交代 | |
|------------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|-------------------------|---------------------|-------------|--|-------------|--|-------------|--|
| | ROA | | ROE | | RET | | ROA | | ROE | | RET | |
| | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 4 | Model 5 | Model 6 | | | | | | |
| 産業調整済み業績 | -1.082 *** (0.191) | -0.156 *** (0.031) | -0.044 * (0.023) | -0.507 *** (0.091) | -0.055 *** (0.011) | -0.020 (0.014) | | | | | | |
| 機関投資家持株比率 | -0.0002 (0.0004) | -0.0002 (0.0003) | -0.0007 (0.0004) | 0.0000 (0.0002) | -0.0003 (0.0002) | -0.0004 (0.0002) | | | | | | |
| 機関投資家持株比率×産業 調整済み業績 | 0.0147 * (0.0078) | -0.0029 (0.0018) | 0.0001 (0.0001) | 0.0029 (0.0046) | -0.0022 *** (0.0006) | 0.0000 (0.0217) | | | | | | |
| コントロール変数 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | | | | | | |
| Pseudo-R ² | 0.100 | 0.103 | 0.094 | 0.105 | 0.110 | 0.080 | | | | | | |
| サンプル数 | 9542 | 9542 | 9530 | 9542 | 9542 | 9530 | | | | | | |

パネル2：海外機関投資家持株比率

| 従属変数 = 業績指標 = | 全ての 社長交代 | | 全ての 社長交代 | | 全ての 社長交代 | | 懲罰的 社長交代 | | 懲罰的 社長交代 | | 懲罰的 社長交代 | |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|-------------------------|---------------------|-------------|--|-------------|--|-------------|--|
| | ROA | | ROE | | RET | | ROA | | ROE | | RET | |
| | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 4 | Model 5 | Model 6 | | | | | | |
| 産業調整済み業績 | -1.005 *** (0.174) | -0.167 *** (0.028) | -0.032 (0.020) | -0.497 *** (0.083) | -0.059 *** (0.010) | -0.002 * (0.012) | | | | | | |
| 海外機関投資家持株比率 | 0.0001 (0.0006) | -0.0002 (0.0004) | -0.0004 (0.0005) | 0.0002 (0.0002) | 0.0002 (0.0002) | -0.0002 (0.0003) | | | | | | |
| 海外機関投資家持株比率× 産業調整済み業績 | 0.0150 (0.0105) | -0.0029 (0.0020) | -0.0002 (0.0012) | 0.0031 (0.0061) | -0.0024 *** (0.0007) | 0.0000 (0.0000) | | | | | | |
| コントロール変数 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | | | | | | |
| Pseudo-R ² | 0.100 | 0.103 | 0.095 | 0.105 | 0.109 | 0.078 | | | | | | |
| サンプル数 | 9542 | 9542 | 9530 | 9542 | 9542 | 9530 | | | | | | |

パネル3:海外機関投資家保有比率と業績の交差項の期間別推計結果

| 従属変数 = 業績指標 = | 全ての 社長交代 | | 全ての 社長交代 | | 全ての 社長交代 | | 懲罰的 社長交代 | | 懲罰的 社長交代 | | 懲罰的 社長交代 | |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|------------------------|----------------------|-------------|--|-------------|--|-------------|--|
| | ROA | | ROE | | RET | | ROA | | ROE | | RET | |
| | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 4 | Model 5 | Model 6 | | | | | | |
| Period I (1990年～1997年) | | | | | | | | | | | | |
| 産業調整済み業績 | -1.289 *** (0.290) | -0.178 *** (0.063) | -0.055 (0.045) | -0.324 *** (0.108) | -0.033 ** (0.016) | -0.043 ** (0.020) | | | | | | |
| 海外機関投資家持株比率 | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) | 0.000 (0.001) | 0.000 (0.001) | 0.000 (0.001) | | | | | | |
| 海外機関投資家持株比率× 産業調整済み業績 | 0.043 * (0.025) | 0.002 (0.008) | -0.003 (0.005) | -0.017 (0.010) | -0.002 (0.003) | 0.002 (0.002) | | | | | | |
| Period II (1998年～2005年) | | | | | | | | | | | | |
| 産業調整済み業績 | -1.280 *** (0.311) | -0.124 *** (0.036) | -0.040 (0.028) | -0.608 *** (0.175) | -0.053 *** (0.014) | -0.010 (0.018) | | | | | | |
| 海外機関投資家持株比率 | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) | -0.002 * (0.001) | 0.000 (0.001) | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) | | | | | | |
| 海外機関投資家持株比率× 産業調整済み業績 | 0.0189 (0.0185) | -0.0074 (0.0051) | 0.0000 (0.0019) | 0.0008 (0.0139) | -0.0045 ** (0.0022) | -0.0003 (0.0013) | | | | | | |
| Period III (2006年～2013年) | | | | | | | | | | | | |
| 産業調整済み業績 | -0.561 * (0.302) | -0.270 *** (0.069) | 0.005 (0.037) | -0.462 *** (0.142) | -0.083 *** (0.019) | -0.031 (0.028) | | | | | | |
| 海外機関投資家持株比率 | 0.001 (0.001) | 0.001 (0.001) | 0.000 (0.001) | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) | 0.000 (0.000) | | | | | | |
| 海外機関投資家持株比率× 産業調整済み業績 | 0.0029 (0.0124) | 0.0004 (0.0026) | -0.0011 (0.0016) | 0.0027 (0.0070) | -0.0019 ** (0.0008) | -0.0006 (0.0009) | | | | | | |

表 6：経営者交代の業績感応度に海外機関投資家が与える効果（続）

サンプル企業は、東証 1 部上場企業からランダムに選ばれた 500 社である。産業調整済み業績は各企業の業績からその企業の属する産業の中央値を引いたものである。なお産業中央値は東証・大証・名証の全上場企業のデータを用いて計算している。懲罰的交代は社長の交代が社長の死亡などの理由以外で起き、社長退任後、会長・副会長・その他の取締役とならなかったケースである。パネル 1 は機関投資家持株比率を、パネル 2 とパネル 3 は海外機関投資家持株比率を用いた分析結果を示している。パネル 3 は期間ごとに分けて分析した場合の結果を示している。分析は Probit モデルを用いて行っている。上段は限界効果、下段はクラスタロバスト標準誤差を示している。クラスタは企業レベルである。*** は 1%水準で、**は 5%水準で、***は 10%水準で統計的に有意であることを示している。

表 7：機関投資家ブロックシェアホルダーの分布

パネル1: 3%以上保有ブロックホルダーの状況

| | ブロックホルダー | | ブロックホルダー内訳 | |
|------|----------|-----|------------|----|
| | なし | あり | 国内 | 海外 |
| 2006 | 204 | 154 | 110 | 72 |
| 2007 | 197 | 163 | 109 | 96 |
| 2008 | 208 | 153 | 101 | 80 |
| 2009 | 234 | 127 | 83 | 69 |
| 2010 | 251 | 111 | 62 | 74 |
| 2011 | 244 | 118 | 62 | 78 |
| 2012 | 242 | 119 | 65 | 74 |
| 2013 | 213 | 148 | 82 | 98 |

パネル2: 時価総額四分位とブロックホルダーの状況

| | 小さい←株式時価総額→大きい | | | |
|-----------------------------|----------------|--------|--------|--------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 |
| ブロックホルダーがいる企業の比率 (%) | 18.95% | 29.47% | 51.15% | 49.93% |
| 国内機関投資家ブロックホルダーがいる企業の比率 (%) | 12.54% | 19.60% | 33.06% | 27.28% |
| 海外機関投資家ブロックホルダーがいる企業の比率 (%) | 9.33% | 15.31% | 29.42% | 33.25% |

サンプル企業は、東証1部上場企業からランダムに選ばれた500社である。ブロックホルダーに関するデータはFactSetから取得した。データの入手性の問題があるため2006年以降のみ分析を行っている。パネル1の国内ブロックホルダーと海外ブロックホルダーの両者が存在している企業があるため、国内と海外の値を足した数字はブロックホルダーありの数値よりも大きくなっている。パネル2の株式時価総額の四分位は165億円、406億円、1,450億円でそれぞれ区分した。

表 8：機関投資家ブロックホルダーの推計結果

| | 全ての 社長交代 | | 全ての 社長交代 | | 懲罰的 社長交代 | | 懲罰的 社長交代 | |
|------------------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-------------|--|
| | ROA | | ROE | | ROA | | ROE | |
| | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 4 | Model 5 | Model 6 | | |
| モデル1 | | | | | | | | |
| 産業調整済み業績 | -0.352 (0.247) | -0.164 ** (0.075) | -0.026 (0.033) | -0.401 *** (0.122) | -0.110 *** (0.029) | -0.020 ** (0.011) | | |
| ブロックホルダー(ダミー) | -0.018 (0.013) | -0.020 (0.013) | -0.022 * (0.012) | 0.006 (0.005) | 0.003 (0.006) | 0.001 (0.003) | | |
| ブロックホルダー×産業調整 済み業績 | 0.145 (0.304) | -0.120 (0.100) | 0.027 (0.047) | 0.243 (0.153) | -0.007 (0.042) | 0.009 (0.011) | | |
| モデル2 | | | | | | | | |
| 産業調整済み業績 | -0.290 (0.239) | -0.162 ** (0.074) | -0.026 (0.032) | -0.322 *** (0.113) | -0.104 *** (0.028) | -0.021 ** (0.011) | | |
| 海外機関投資家ブロックホル ダー(ダミー) | -0.013 (0.014) | -0.026 * (0.013) | -0.020 (0.014) | 0.001 (0.007) | -0.005 (0.007) | -0.016 (0.003) | | |
| 海外機関投資家ブロックホル ダー×産業調整済み業績 | -0.659 ** (0.324) | -0.427 *** (0.134) | -0.014 (0.054) | -0.231 (0.163) | -0.086 * (0.049) | -0.0002 (0.0124) | | |
| 国内機関投資家ブロックホル ダー(ダミー) | -0.019 (0.014) | -0.010 (0.014) | -0.016 (0.014) | 0.001 (0.006) | 0.003 (0.007) | 0.000 (0.003) | | |
| 国内機関投資家ブロックホル ダー×産業調整済み業績 | 0.755 * (0.401) | 0.267 * (0.149) | 0.044 (0.051) | 0.340 ** (0.167) | 0.079 (0.055) | 0.014 (0.012) | | |

サンプル企業は、東証 1 部上場企業からランダムに選ばれた 500 社である。産業調整済み業績は各企業の業績からその企業の属する産業の中央値を引いたものである。なお産業中央値は東証・大証・名証の全上場企業のデータを用いて計算している。分析期間は 2006 年から 2013 年である。懲罰的交代は社長の交代が社長の死亡などの理由以外で起き、社長退任後、会長・副会長・その他の取締役とならなかったケースである。分析は Probit モデルを用いて行っている。上段は限界効果、下段はクラスターバスタ標準誤差を示している。クラスターは企業レベルである。***は 1%水準で、**は 5%水準で、*は 10%水準で統計的に有意であることを示している。

表 9：社長交代前の海外機関投資家持株比率の変化

| | 全交代 (a) | 通常交代 (b) | 懲罰的 交代 (c) | その他 (d) | t値 | | |
|----------------------------------------|------------|-------------|------------------|------------|-----------|-----------|-----------|
| | | | | | (a)vs(d) | (b)vs(c) | (c)vs(d) |
| 1998-2005 (n=3140) | | | | | | | |
| 海外機関投資家持株比率変化(%) | 0.717 | 0.680 | 0.630 | 0.848 | 0.863 | 0.152 | 0.809 |
| 2%以上減少(ダミー) | 11.22% | 14.72% | 6.21% | 11.18% | 0.025 | 2.607 *** | 1.869 * |
| 2006-2013 (n=3136) | | | | | | | |
| 海外機関投資家持株比率変化(%) | 0.053 | 0.261 | -0.213 | 0.240 | 1.177 | 1.409 | 1.744 * |
| 2%以上減少 | 22.06% | 19.49% | 25.47% | 16.89% | 2.724 *** | 1.459 | 2.790 *** |
| 2006-2013 期首に海外持株比率が10%以上ある場合 (n=1630) | | | | | | | |
| 海外機関投資家持株比率変化(%) | -0.217 | 0.132 | -0.781 | 0.078 | 1.125 | 1.622 | 1.890 * |
| 2%以上減少 | 32.43% | 29.56% | 37.66% | 25.75% | 2.229 ** | 1.248 | 2.311 ** |

サンプル企業は、東証1部上場企業からランダムに選ばれた500社である。海外機関投資家持株比率の変化は前年度末の比率から年度末の比率を引いた値である。懲罰的交代は社長の交代が社長の死亡などの理由以外で起き、社長退任後、会長・副会長・その他の取締役とならなかったケースである。通常の社長交代は社長退任後に会長もしくは副会長に就任したケースである。***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で統計的に有意であることを示している。

表 10：社長交代の業績感応度に独立社外取締役が与える効果

パネル1： 独立社外取締役の効果

| | 全ての社長交代 | | 全ての社長交代 | | 懲罰的社長交代 | | 懲罰的社長交代 | |
|-----------------------|----------------------|-----------------------|-------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------|--|
| | ROA | | ROE | | ROA | | ROE | |
| | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 4 | Model 5 | Model 6 | | |
| 産業調整済み業績 | -0.630 ** (0.227) | -0.267 *** (0.070) | -0.002 (0.033) | -0.525 *** (0.124) | -0.149 *** (0.025) | -0.056 *** (0.020) | | |
| 独立社外取締役 (ダミー) | 0.008 (0.013) | 0.009 (0.013) | 0.013 (0.013) | 0.001 (0.006) | 0.002 (0.006) | 0.002 (0.006) | | |
| 独立社外取締役×産業調整済み業績 | 0.323 (0.319) | 0.007 (0.077) | -0.021 (0.044) | 0.255 (0.177) | 0.041 (0.028) | 0.038 * (0.021) | | |
| コントロール変数 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | | |
| Pseudo-R ² | 0.096 | 0.106 | 0.096 | 0.103 | 0.126 | 0.090 | | |
| サンプル数 | 3144 | 3144 | 3144 | 3144 | 3144 | 3144 | | |

パネル2： 独立社外取締役の人数の効果

| | 全ての社長交代 | | 全ての社長交代 | | 懲罰的社長交代 | | 懲罰的社長交代 | |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------|--|
| | ROA | | ROE | | ROA | | ROE | |
| | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 4 | Model 5 | Model 6 | | |
| 産業調整済み業績 | -0.613 *** (0.226) | -0.264 *** (0.070) | -0.002 (0.033) | -0.476 *** (0.118) | -0.147 *** (0.025) | -0.056 *** (0.020) | | |
| 独立社外取締役 (ダミー) | 0.005 (0.013) | 0.008 (0.013) | 0.011 (0.013) | 0.000 (0.006) | 0.001 (0.007) | -0.001 (0.006) | | |
| 独立社外取締役×産業調整済み業績 | 0.614 * (0.332) | 0.023 (0.079) | -0.031 (0.046) | 0.382 ** (0.168) | 0.048 * (0.029) | 0.038 * (0.022) | | |
| 独立社外取締役3人以上 (ダミー) | 0.013 (0.023) | 0.005 (0.023) | 0.007 (0.025) | -0.001 (0.012) | 0.012 (0.014) | 0.017 (0.015) | | |
| 独立社外取締役3人以上×産業調整済み業績 | -1.991 *** (0.762) | -0.104 (0.128) | 0.055 (0.091) | -1.431 *** (0.389) | -0.050 (0.041) | -0.005 (0.042) | | |
| コントロール変数 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | | |
| Pseudo-R ² | 0.100 | 0.106 | 0.094 | 0.115 | 0.128 | 0.091 | | |
| サンプル数 | 3144 | 3144 | 3144 | 3144 | 3144 | 3144 | | |

サンプル企業は、東証1部上場企業からランダムに選ばれた500社である。分析期間は2006年から2013年である。産業調整済み業績は各企業の業績からその企業の属する産業の中央値を引いたものである。なお産業中央値は東証・大証・名証の全上場企業のデータを用いて計算している。懲罰的交代は社長の交代が社長の死亡などの理由以外で起き、社長退任後、会長・副会長・その他の取締役とならなかったケースである。社外取締役ダミーは社外取締役を一人でも任命している場合に1をとる。社外取締役3人以上ダミーは社外取締役を3人以上任命しているときに1をとる。分析はProbitモデルを用いて行っている。上段は限界効果、下段はクラスタロバスト標準誤差を示している。クラスタは企業レベルである。***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で統計的に有意であることを示している。

表 11：独立社外取締役の効果と海外機関投資家の持株比率の関係

パネル1:海外機関投資家持株比率で分けた場合の社外取締役の効果

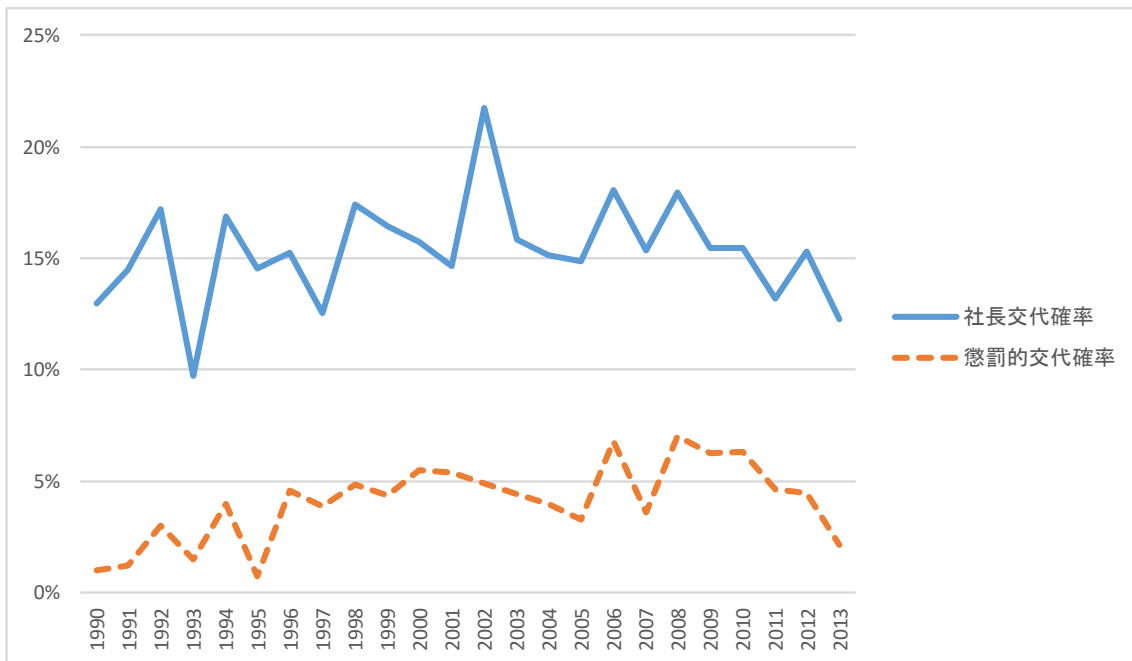
| 従属変数 = 業績指標 = | 海外機関投資家の持株比率20%以下 | | | 海外機関投資家の持株比率20%以上 | | |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 懲罰的 社長交代 | 懲罰的 社長交代 | 懲罰的 社長交代 | 懲罰的 社長交代 | 懲罰的 社長交代 | 懲罰的 社長交代 |
| | ROA | ROE | RET | ROA | ROE | RET |
| | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 4 | Model 5 | Model 6 |
| 産業調整済み業績 | -0.621 *** (0.189) | -0.192 *** (0.032) | -0.040 (0.026) | -0.175 (0.143) | -0.081 (0.056) | -0.080 * (0.041) |
| 独立社外取締役 (ダミー) | -0.003 (0.009) | -0.003 (0.009) | -0.006 (0.009) | 0.029 ** (0.014) | 0.025 ** (0.014) | 0.024 ** (0.013) |
| 独立社外取締役×産業調整 済み業績 | 0.369 (0.239) | 0.041 (0.039) | 0.025 (0.033) | -0.031 (0.279) | -0.020 (0.069) | 0.044 (0.044) |
| コントロール変数 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| Pseudo-R ² | 0.103 | 0.128 | 0.093 | 0.127 | 0.117 | 0.114 |
| サンプル数 | 2282 | 2282 | 2282 | 699 | 699 | 699 |

パネル2:海外機関投資家持株比率で分けた場合の社外取締役の人数の効果

| 従属変数 = 業績指標 = | 海外機関投資家の持株比率20%以下 | | | 海外機関投資家の持株比率20%以上 | | |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|
| | 懲罰的 社長交代 | 懲罰的 社長交代 | 懲罰的 社長交代 | 懲罰的 社長交代 | 懲罰的 社長交代 | 懲罰的 社長交代 |
| | ROA | ROE | RET | ROA | ROE | RET |
| | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 4 | Model 5 | Model 6 |
| 産業調整済み業績 | -0.647 *** (0.161) | -0.174 *** (0.028) | -0.059 (0.025) | -0.043 (0.081) | -0.074 (0.055) | -0.081 * (0.040) |
| 独立社外取締役 (ダミー) | -0.007 (0.008) | -0.008 (0.008) | -0.009 (0.008) | 0.015 * (0.010) | 0.026 ** (0.015) | 0.022 * (0.014) |
| 独立社外取締役×産業調整 済み業績 | 0.339 (0.213) | 0.042 (0.032) | 0.003 (0.027) | 0.166 (0.134) | 0.117 (0.119) | 0.071 (0.045) |
| 独立社外取締役3人以上 (ダミー) | 0.015 (0.019) | 0.031 (0.024) | 0.029 (0.020) | -0.011 (0.009) | -0.003 (0.016) | -0.001 (0.016) |
| 独立社外取締役3人以上× 産業調整済み業績 | -0.805 (0.544) | 0.067 (0.148) | 0.023 ** (0.149) | -2.046 *** (0.495) | -0.213 * (0.116) | -0.104 ** (0.052) |
| コントロール変数 | YES | YES | 0.076 | YES | YES | YES |
| Pseudo-R ² | 0.108 | 0.129 | 0.092 | 0.208 | 0.130 | 0.124 |
| サンプル数 | 2282 | 2282 | 2282 | 699 | 699 | 699 |

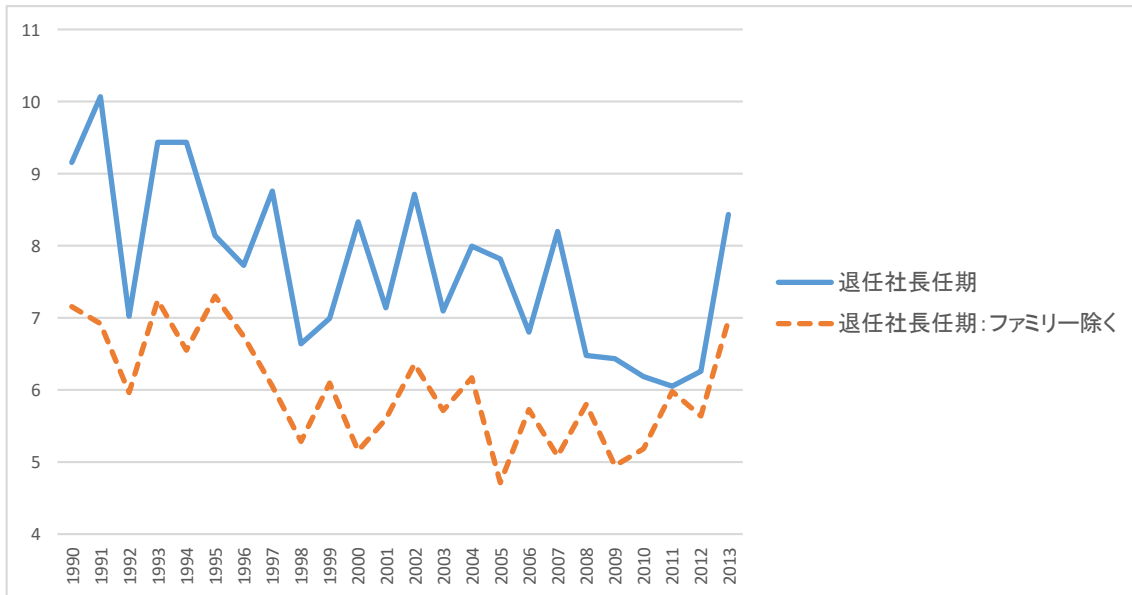
サンプル企業は、東証1部上場企業からランダムに選ばれた500社である。分析期間は2006年から2013年である。産業調整済み業績は各企業の業績からその企業の属する産業の中央値を引いたものである。なお産業中央値は東証・大証・名証の全上場企業のデータを用いて計算している。懲罰的交代は社長の交代が社長の死亡などの理由以外で起き、社長退任後、会長・副会長・その他の取締役とならなかったケースである。社外取締役ダミーは社外取締役を一人でも任命している場合に1をとる。社外取締役3人以上ダミーは社外取締役を3人以上任命しているときに1をとる。分析はProbitモデルを用いて行っている。上段は限界効果、下段はクラスタロバスト標準誤差を示している。クラスタは企業レベルである。***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で統計的に有意であることを示している。

図 1：社長交代確率の推移



サンプル企業は、東証 1 部上場企業からランダムに選ばれた 500 社である。懲罰的交代は社長の交代が社長の死亡などの理由以外で起き、社長退任後、会長・副会長・その他の取締役とならなかったケースである。社長交代確率は毎年の社長交代数をサンプル数で割って求めている。懲罰的交代確率は毎年の懲罰的社長交代数をサンプル数で割って求めている。

図 2：退任社長の任期の推移



サンプル企業は、東証1部上場企業からランダムに選ばれた500社である。各年に退任した社長の社長としての任期の平均値を示している。点線は一族が5%以上保有する創業者もしくは創業者一族出身者の社長を除いた退任社長の平均任期を示している。