

▼ 論 文 ▲

経営者交代と業績予想情報

Top Executive Turnover and Management Forecast Information

石田 惣平 (埼玉大学 准教授)
Souhei Ishida, Saitama University
蜂谷 豊彦 (一橋大学 教授)
Toyohiko Hachiya, Hitotsubashi University

2019年1月20日受付；2019年10月6日改訂稿受付；2019年11月1日論文受理

要 約

本研究は、経営者交代の意思決定において、業績予想情報が利用されているかどうかを検証している。主たる発見事項は次の通りである。第1に、業績予想の誤差や改訂幅が大きい企業の経営者ほど交代させられる確率が高いことが明らかとなっている。第2に、企業業績が高い企業ほど、経営者交代と業績予想の誤差あるいは改訂幅との関係は弱くなることが確認されている。第3に、株式持合比率が低い企業ほど、経営者交代と業績予想の誤差あるいは改訂幅との関係は強くなるがわかつている。第4に、誤差や改訂幅の大きい業績予想を公表する者から小さい業績予想を開示する者に経営者が交代した場合、その後の企業業績が改善することが示されている。これらの発見事項は、業績予想情報は経営者の能力を評価するのに利用されていること、また業績予想情報にもとづく経営者交代は効率的なものであることを示唆している。

Summary

This study examines whether management forecast information released by a top executive is used as reason to replace him. We provide evidence that the probability of a top executive's turnover is positively related with the magnitude of management forecast error or revision. In addition, we find that the positive relation between top executive turnover and management forecast error or revision is weaker when firm performance is good. We also show that the positive relation between top executive turnover and management forecast error or revision is stronger when cross-shareholding ratio is low. Finally, we find evidence of improved performance in the subsequent years following the appointment of a top executive who discloses management forecast with a smaller degree of error or revision. These findings suggest that management forecast information is used to assess the top executive's capabilities, and top executive turnover based on management forecast information is efficient.

1. はじめに

これまで数多くの研究において、経営者が公表する業績予想には将来の企業業績に関する経営者の私的情報が含まれていることから、資本市場において重要な情報源であり、ゆえに投資家の意思決定に大

* 本研究は、日本ディスクロージャー研究会第16回研究大会（於法政大学）および日本ディスクロージャー研究会第4回JARDISワークショップ（於小樽商科大学）にて報告した論文を、加筆・修正したものである。報告においては、司会をお引き受け頂いた海老原崇先生（武蔵大学）、榎本正博先生（神戸大学）、フロアの先生方より、有益なコメントを頂いた。また、投稿論文の修正に際し、2名の匿名の査読者から有益なコメントを頂いた。ここに記して御礼申し上げる。なお、本研究は、JSPS科研費（18K12890）の助成による研究成果である。最後に、本稿における表記および内容の誤り等に関する責任は、すべて筆者2名に帰属する。

きな影響を及ぼすことが報告されている (Ajinkya and Gift(1984)、Baginski and Hassell(1990)、Coller and Yohn(1997)、Conroy et al.(1998)、Frankel et al.(1995)、後藤・桜井(1993)、Hassell et al.(1988)、Kasznik and Lev(1995)、Lennox and Park(2006)、村宮(2005)、太田(2005)、Ota(2010)、Patell(1976)、Pownall and Waymire(1989)、Waymire(1986)、Williams(1996))。他方、近年の研究では、業績予想情報には経営者の経営能力¹⁾が反映されているために (Baik et al.(2011)、Goodman et al.(2014)、Ishida et al.(2021))、経営者交代の意思決定を下す際にも重要な情報源となっていることが指摘されている (Lee et al.(2012))。

株主は企業経営に必要となる資金を提供する傍ら、経営者に経営を一任し、株主の富を高めるような戦略を選択し、実行するよう求める (Fama and Jensen(1983)、Jensen(1993)、Jensen and Meckling(1976))。しかし、経営者を任命する際、経営者が株主の富を高めるような戦略を選別し、実行できる能力を有しているかを判断するための情報は僅かであるため、経営能力の高い者に企業経営を任すことができるかは必ずしも定かではなく、時に経営能力の乏しい者に経営を委託してしまう可能性もある。そこで、株主は経営者にその任をゆだねたのちに、取締役会に経営者の監視を依頼する。そして、株主から依頼を受けた取締役会は経営者のとった行動や公表した情報にもとづいて経営者の能力を評価し、能力のない者を交代させる (Dikolli et al.(2014)、Murphy and Zimmerman(1993)、Warner et al.(1988)、Weisbach(1988))。

取締役会が経営者の交代を検討する際、経営者が公表する業績予想は重要な情報源となる可能性がある。たとえば、期初時点で正確度の高い業績予想を公表できる経営者は、将来予測能力に長けているため、株主の富を高めるための戦略を選別する能力も高いと考えられる。これは、株主の富を高めるには正味現在価値 (net present value: NPV) が正である投資案件を選択する必要があるが (Abel(1983)、Hayashi(1982))、NPVの算定には当該案件を実行することで将来どれだけのキャッシュ・フローが得られるかを高い正確度をもって予想する必要があるためである (Brennan(2003))。このことは、業績予想には経営者の能力が反映されており (Baik et al.(2011)、Goodman et al.(2014)、Ishida et al.(2021))、経営者交代の意思決定が下される際に有用な情報となる可能性があることを意味する。

Lee et al.(2012)は、正確度の低い業績予想を公表する経営者ほど交代させられる確率が高まることを発見しており、業績予想情報が経営者交代の意思決定を下すにあたり利用されていることを報告している。Lee et al.(2012)の発見事項は、業績予想の新たな役割に焦点をあてた点で示唆に富むものである。ただし、制度的な差異が存在するため、その検証結果をそのまま日本企業にも適用可能であるかには議論の余地がある。Lee et al.(2012)が分析の対象とする米国では、経営者を監視する役割を担う取締役の指名において、多くの企業が独立の委員会を設置するなどしてその選任プロセスから経営者の影響力の排除が図られている (Gordon(2007))。このように、取締役会が経営者を適切に監視する環境が整っているため、経営者が公表した業績予想の正確度が低い場合には、その将来予測能力の低さを加味して、取締役会が当該経営者を交代する可能性がある。

1) 本研究では経営能力を、株主の富を高めるような戦略を選択し、実行する能力と定義する。これは、会社の所有者は株主であり、株主から企業経営を委託された経営者の目標が株主の富の創造であると想定すると (Fama and Jensen (1983)、Jensen (1993)、Jensen and Meckling (1976))、経営者には株主の富を高めるような戦略を選別し、その戦略を実行することが求められると考えられるためである。

これに対して、日本ではほとんどの企業において取締役の指名を行う独立の委員会が存在しておらず、経営者が取締役の選任に大きな影響を及ぼしていることが指摘されている（宮島・小川（2012）、内田（2012））。そのため、たとえ業績予想に経営者の能力が反映されていたとしても、その情報にもとづいて経営者を交代するといった意思決定が下されることは稀かもしれない。一方、2000年以降、株式相互持ち合いの解消と海外機関投資家の買い増しが進み、株主による直接的な圧力が増したことで、近年では能力の乏しい経営者は交代させられるようになってきているとの報告もある（Miyajima et al.(2018)）。そのため、経営者が公表した業績予想の正確度が低いことが判明し、その者の能力が乏しいことが明らかとなった場合には、株主からの退任圧力が強まる可能性もある。このように、日本では業績予想情報と経営者交代との関係は実証課題であるといえる。

加えて、Lee et al.(2012)の検証結果は統計上の問題を孕んでいるため、その解釈には注意が必要である。米国では、業績予想の開示が任意で行われているため、その分析結果はセレクション・バイアスの影響を受けている可能性がある²⁾。また、米国企業の多くはポイント形式ではなく、レンジ形式の予想を公表しているため、業績予想の誤差など分析に必要な変数の作成にあたって、測定誤差の問題が懸念される³⁾。他方、東京証券取引所の要請により、日本の株式市場に上場している企業には業績予想の開示が求められているだけでなく、原則的にポイント形式で予想を開示することが要請されている。このため、ほとんどの日本企業が業績予想を開示しており、またその大部分がポイント形式である（浅野（2018）、Kato et al.(2009)、Ota(2010)）。このことから、日本企業を対象とするとことで、Lee et al.(2012)が抱える統計上の問題を緩和することができる。

2005年から2013年までの18,066企業・年のサンプルを用いて、経営者交代と業績予想情報との関係进行分析したところ、次の結果が得られている。第1に、業績予想の誤差や改訂幅が大きい企業の経営者ほど交代させられる確率は高いことが明らかとなっている。第2に、企業業績が好調な企業ほど、経営者交代と業績予想の誤差あるいは改訂幅との関係は弱くなることが確認されている。第3に、株式持合比率が低い企業ほど、経営者交代と業績予想の誤差あるいは改訂幅の関係は強くなることがわかっている。第4に、誤差や改訂幅の大きい業績予想を公表する者から小さい業績予想を開示する者に経営者が交代した場合、その後の企業業績が改善することが示されている。これらの発見事項は、業績予想情報は経営者の能力を評価するのに利用されていること、また業績予想情報にもとづく経営者交代は効率的なものであることを示唆している。

本研究には大きく3つの貢献がある。1つ目は、日本企業を分析の対象とした場合にも、業績予想の正確度と経営者交代との間に一定の関係があることを明らかにしたうえで、そうした関係が生まれたプロセスを解明した点である。Lee et al.(2012)は米国企業を対象に業績予想の誤差と経営者交代との間には正の関係があることを報告している。しかし、米国とは異なり、ほとんどの日本企業では取締役会が経営者を適切に監視する環境が整っていない。一方、2000年以降、株式相互持ち合いの解消と海外機関投資家の買い増しが進んだことにより、株主が直接的に経営者に対し退任圧力をかける環境が生ま

2) 米国企業を分析の対象としているLee et al. (2012)は、業績予想を公表している企業はサンプルの僅か22.8%であることを報告している。

3) 米国企業をサンプルとしているLee et al. (2012)では、サンプルのうちレンジ形式で予想を公表している企業の割合は76.5%である一方、ポイント形式で公表している企業の割合は僅か23.5%であることが確認されている。

れた。本研究はこうした株主構造の変化によって、業績予想情報のように経営者の能力を反映する情報にもとづいて経営者交代の意思決定が下されるようになったと推察しており、上記の見解と整合的な検証結果を得ている。

2つ目は、業績予想研究においてしばしば指摘される統計上の問題を緩和したうえで、業績予想の正確度と経営者交代との関係を明らかにした点である。Lee et al.(2012)が検証の対象としている米国では、業績予想の開示が任意で行われているため、その分析結果にはセレクション・バイアスの問題が懸念される。さらに、米国では多くの企業がポイント形式ではなく、レンジ形式の予想を公表しているため、業績予想の誤差など分析に必要な変数の作成にあたって、測定誤差の問題が付きまとう。これに対して、東京証券取引所の要請により、日本の上場企業には業績予想の開示が求められるだけではなく、原則的にポイント形式で予想を開示する必要がある。このことから、日本企業をサンプルとすることによって、Lee et al.(2012)が抱える統計上の問題を緩和したうえで経営者交代と業績予想の正確度との関係を検証することが可能となっている。

第3に、経営者交代の意思決定において業績予想情報が利用されているだけでなく、業績予想情報にもとづいておこなわれた経営者交代が効率的なものであることを明らかにした点である。Lee et al.(2012)は、業績予想情報が経営者交代の意思決定に参照されていることを示した点で新規性に富むものであるが、実際に業績予想情報にもとづいてなされた経営者交代が効率的なものであるかどうかに関しては明らかにされていない。仮に業績予想の正確度が経営者の能力を反映したものであるならば、それにもとづいておこなわれた経営者交代は将来の企業業績を改善すると予想される。本研究は正確度の低い業績予想を公表してしまった者から正確度の高い予想を公表することができる者に経営者が交代した場合に、将来業績が改善することを示すことによって、この点を補完している。

本研究の構成は次の通りである。第2節では、日本における業績予想の開示制度を概観する。続いて第3節では、先行研究を整理し、本研究の仮説を提示する。第4節では、リサーチ・デザインおよびサンプルについて説明する。第5節では分析結果を報告する。第6節では頑健性分析、第7節では追加分析を行う。第8節は本研究のまとめである。

2. 日本の業績予想の開示制度

日本の業績予想の開示制度にはいくつか特徴的な点がある。第1に、東京証券取引所により業績予想の開示が要請されている点である。東京証券取引所の「有価証券上場規程」および「決算短信の様式及び記載要領」では、上場企業に対して遅くとも決算期末後45日以内に決算短信を公表することを求めており、また決算短信の中で売上高、営業利益、経常利益、当期純利益、1株当たり当期純利益の次期の業績予想の開示を要求している。なお、実務的な要請もあり、東京証券取引所は2012年3月に公表した「業績予想開示に関する実務上の取扱いについて」において、業績予想以外の将来予想情報の開示も認めている。ただし、それでもほとんどの企業が業績予想を開示している。近年の業績予想の開示実務を調査している浅野(2018)では、2012年から2017年までの間に業績予想を開示している企業の割合は96.5%にのぼることが確認されている。

第2に、原則としてポイント形式で予想を開示することが求められている点である。東京証券取引所の「決算短信の様式及び記載要領」では、原則としてポイント形式による予想の開示を求めており、レンジ形式の予想の開示はポイント形式による予想の開示がかえって投資家に誤解を与える恐れがある場合に限定している。なお、先に述べた「業績予想開示に関する実務上の取扱いについて」において、東京証券取引所は個別の事情に応じて、レンジ形式による予想の開示も認めることとなった。ただし、2012年以降もレンジ形式で予想を開示している企業の割合はごく僅かである。たとえば、浅野(2018)は、2012年から2017年までの間に業績予想を開示している企業のうち、レンジ形式で予想を公表している割合は僅か0.5%であることを報告している。

第3に、必要に応じて予想を修正することが求められている点である。「有価証券上場規程」では、直近に公表された業績予想に比して新たに算出した予想値が大きく異なり、またその差が投資家の投資判断に重要な影響を及ぼすと考えられる場合に、新たな業績予想を開示することが要請されている。なお、新たな業績予想を開示しなければならない基準に関しては、「有価証券上場規程施行規則」において個別に定められている。売上高については、新たに算出した予想値を公表された直近の予想値で除して得た数値が1.1以上又は0.9以下である場合に、新たな予想値を公表することが必要となる。営業利益、経常利益、当期純利益に関しては、新たに算出した予想値を公表された直近の予想値で除して得た数値が1.3以上又は0.7以下である場合、企業には新たな予想値を開示することが求められる。

以上のように、日本の株式市場に上場している企業には業績予想の開示が実質的に義務化されており、ほとんどの日本企業が業績予想の開示を行っている。このような制度的特徴を有しているため、日本企業をサンプルとする場合には、業績予想研究においてしばしば指摘されるセレクション・バイアスの問題を緩和することが可能となる。さらに、業績予想を開示する際も、原則的にポイント形式で予想を開示することが要請されているため、大部分の企業がポイント形式で予想を公表している。このことは、日本企業を分析の対象とすることによって、業績予想の正確度を代理する変数の作成において生じる測定誤差の問題を軽減できることを意味している。

3. 先行研究と仮説構築

株主は企業経営に必要な資金を提供する傍ら、経営者に経営を委託し、株主の富を高めるような戦略を選択し、実行するよう求める(Fama and Jensen(1983)、Jensen(1993)、Jensen and Meckling(1976))。しかし、経営者を任命する際、当該経営者に株主の富を高めるような戦略を選択し、実行できる能力が備わっているかを判断するための情報は僅かであるため、経営能力の高い者に企業経営を任すことができるとは限らない。それゆえ、時に経営能力に乏しい者に企業経営を一任してしまう可能性もある。そこで、株主は経営者にその任をゆだねたのちに、取締役会に経営者の監視を依頼する。そして、経営者から依頼を受けた取締役会は経営者のとった行動や公表した情報にもとづいて経営能力を評価し、能力のない者を交代させる(Dikolli et al.(2014)、Murphy and Zimmerman(1993)、Warner et al.(1988)、Weisbach(1988))。

取締役会が経営者の能力を評価する際、経営者が公表する業績予想は重要な情報源となる可能性があ

る。たとえば、正確度の高い予想を公表する経営者は、将来の経営環境を予測し、それが企業の提供する製品やサービスの需要および費用構造に与える影響を予想することに長けているといえる。他方、そのような将来予測能力を有する経営者は、株主の富を高めるための戦略を選別する能力も高いと考えられる。これは、株主の富を高めるには、NPVが正である投資案件を選択する必要がある(Abel(1983)、Hayashi(1982))、その算定にあたっては、当該案件を実行することでどれだけの支出を伴い、その結果将来どれだけの収入が得られるのかを高い正確度をもって予測することが求められるためである(Brennan(2003))。それゆえ、正確度の高い予想を行う能力と株主の富を高める戦略を選別する能力は重なりあっていると考えられる。

先行研究からは、上記の見解を支持する結果が得られている。Goodman et al.(2014)は米国企業を対象として、予想の正確度と企業の投資意思決定の関係を調査している。分析の結果、過去3年の間に平均的に正確度の高い業績予想を公表する企業ほど、M&A公表時の累積異常株式リターンが高いこと、M&A実施前に比べて実施後の収益性が高いこと、M&A実施後にのれんが減損される確率が低いこと、およびM&A実施後に会社分割が行われる確率が低いことを発見している。また、過去3年間に平均的に正確度の高い業績予想を公表する企業ほど、設備投資や研究開発投資に関して過少投資や過剰投資といった非効率的な投資が行われにくいことが確認されている。以上の発見事項は、正確度の高い予想を公表するために必要な能力と株主の富を高める戦略を選別するにあたって求められる能力は密接に関連していることを示している。

直接的に、業績予想の正確度に経営者の能力が反映されているかを検証した研究もある。Baik et al.(2011)は米国企業をサンプルとして、能力の高い経営者が在籍する企業ほど業績予想の正確度が高いことを報告している⁴⁾。日本企業を対象とした研究も存在する。日本では、多くの企業が各事業部門から上がってくる数値をもとにボトムアップ方式で業績予想数値を作成していることがアンケート調査から明らかとなっている(円谷(2009))。他方、ボトムアップ方式で作成された業績予想も最終的に開示を行う経営者の責に帰す側面もあるため、経営者が相当程度の影響を及ぼしている可能性もある⁵⁾。それゆえ、業績予想に経営者の能力が反映されているかは実証課題だといえる。Ishida et al.(2021)は日本企業を対象に、経営者の能力と業績予想の正確度の関係を検証したところ、能力が高い経営者が属する企業ほど業績予想の正確度が高いことを報告している⁶⁾。

ここまで見てきたように、業績予想の正確度に経営者の能力が反映されていることを踏まえると、取

4) Baik et al. (2011) は経営者能力の代理変数として、経営者に関するニュース記事の数、産業調整済総資産利益率、Demerjian et al. (2012) が考案した経営能力スコアを用いており、それぞれの変数について業績予想の誤差との間に有意な負の関係があることを報告している。

5) 石田 (2020) は日本企業を対象として、業績予想の正確度が経営者の在任期間に応じて変化するかどうかを検証している。検証の結果、経営者の在任期間が長くなるにつれ業績予想の正確度は高くなる一方で、一定の年数を過ぎると逆に低下することが明らかとなっている。また、分析モデルに企業固定効果を含めた場合に比べて、経営者固定効果を含めた場合の方が、自由度修正済決定係数が高いことを示している。これらの結果は、日本企業においても業績予想作成プロセスにおいて経営者が一定の影響を及ぼしていることを示唆するものである。

6) Ishida et al. (2021) は経営者能力の代理変数として、Demerjian et al. (2012) が考案した経営能力スコアを用いており、経営能力スコアと業績予想の誤差との間に有意な負の関係があることを報告している。さらに、頑健性分析において、産業調整済株式リターン、産業調整済総資産利益率、経営能力スコアの3つの変数に関して主成分分析を行って作成した合成変数を経営者能力の代理変数として用いており、当該変数と業績予想の誤差との間に有意な負の関係があることを報告している。また、有意性は低下するものの、合成変数の構成要素である産業調整済株式リターンと産業調整済総資産利益率それぞれについても業績予想の誤差との間に負の関係があることを確認している。

締役会が経営者交代の意思決定を下す際、業績予想の正確度が加味される可能性がある。Lee et al.(2012) は経営者交代と業績予想の正確度との関係を検証することを通じて、上記の点を調査している。米国企業を分析の対象としたところ、正確度の低い業績予想を公表する経営者ほど交代させられる確率が高いことを発見している。このことは、経営者交代の意思決定において業績予想情報が利用されていることを示唆するものである。Lee et al.(2012) の発見事項は、業績予想の新たな役割に焦点をあてた点で示唆に富むものだといえる。しかしながら、制度的な違いが存在するため、Lee et al.(2012) の検証結果をそのまま日本企業にも適用可能であるかには議論の余地がある。

米国では、経営者を監視する役割を担う取締役の指名において、独立の委員会を設置するなどしてその選任プロセスから経営者の影響力の排除が図られている（Gordon(2007)）。たとえば、Shivdasani and Yermack(1999) は、1994年時点でFortune500に含まれている企業を調査したところ、その77.5%において指名委員会が設けられていることを確認している。さらに、ニューヨーク証券取引所が2003年に公表した「上場規則」（NYSE Listed Company Manual）の中では、独立社外取締役のみで構成された指名委員会を設立することを上場企業に義務付けており、より一層の経営者の影響力の排除が図られている。このように、米国では取締役会が経営者の目を気にせず適切に監視する環境が整っているため、経営者が公表した業績予想の正確度が低い場合には、その将来予測能力の低さを加味して、取締役会が当該経営者を交代する可能性がある。

これに対して、日本ではほとんどの企業において取締役の指名を行う独立の委員会が存在していない。会社法上、公開会社は監査役会設置会社あるいは委員会設置会社のいずれかの形態をとることになるが⁷⁾、上場企業の大部分を占める監査役会設置会社では独立の指名委員会を設けることが義務付けられていない。また、指名委員会の設置が義務となっている委員会設置会社においても、大半の企業で指名委員会の委員として経営者が名を連ねているのが現状である（齋藤(2011)）。このため、経営者が取締役の選任に大きな影響を及ぼしていることが指摘されている（宮島・小川(2012)、内田(2012)）。このような状況においては、たとえ業績予想情報に経営者の能力が反映されていたとしても、その情報にもとづいて経営者を交代するといった意思決定が下されることは稀かもしれない。

他方、近年の研究からは、日本企業においても経営能力の低さが明るみに出た場合には、経営者が交代させられる可能性は高くなることが報告されている。Miyajima et al.(2018) は東証第1部上場企業を対象に、経営者交代と自己資本利益率との関係を調査している。分析の結果、自己資本利益率が低い企業の経営者ほどが交代させられる確率が高まること、またその関係は年々強くなっていることを確認している。この結果について、Miyajima et al.(2018) は株式所有構造の変化を挙げている。すなわち、2000年以降、株式相互持ち合いの解消が進み、物言わぬ株主が減少する中で、日本株の買い増しを進めてきた海外機関投資家が議決権行使やエンゲージメントを通じて、株主の富を毀損するような経営者に対し退任圧力をかけてきたと考えられる⁸⁾。実際に、Miyajima et al.(2018) は経営者交代と自己資本利

7) 2014年に改正された会社法では、監査等委員会設置会社の形態をとることを公開会社に認めている。監査等委員会設置会社とは、監査役会に代わって過半数の社外取締役を含む取締役3名以上で構成される監査等委員会が、取締役の職務執行の監視を担うものである。また、この改正に伴い、委員会設置会社は指名委員会等設置会社に名称変更されている。

8) 日本企業の株式所有構造の変遷を調査している宮島・新田(2011)では、1987年に15.1%であった株式持比率が2008年には9.0%まで減少している一方で、同時期の海外機関投資家持比率は3.3%から11.7%まで増加していることを報告している。また、Miyajima et al.(2018)では、1990年から2013年までの間に、海外機関投資家持比率が3.3%から16.6%まで上昇していることが確認されている。

益率との関係が海外機関投資家持株比率の高低に応じて変化することを報告している。

このように株式相互持ち合いの解消が進む一方で、海外機関投資家の日本株買いが増加している近年の状況を踏まえると、日本企業においても、業績予想情報が経営者交代の意思決定に影響を及ぼす可能性がある。とりわけ、日本では東京証券取引所の要請により、業績予想の開示が実質的に強制されており、ほとんどの企業でその開示が行われている。つまり、業績予想は取締役のような内部者のみが参照できる情報ではなく、すべての株主が利用可能な情報であるため、海外機関投資家を含む株主は業績予想情報を通じて、経営者の経営能力の良し悪しを判断することができる。そして、業績予想情報をもとに経営者の能力が低いと判断した場合には、直接的に当該経営者に退任圧力をかけることを試みるかもしれない。この結果、業績予想の正確度が低い企業の経営者ほど交代させられる可能性は高まると予想される。そこで、本研究は以下の仮説を構築する。

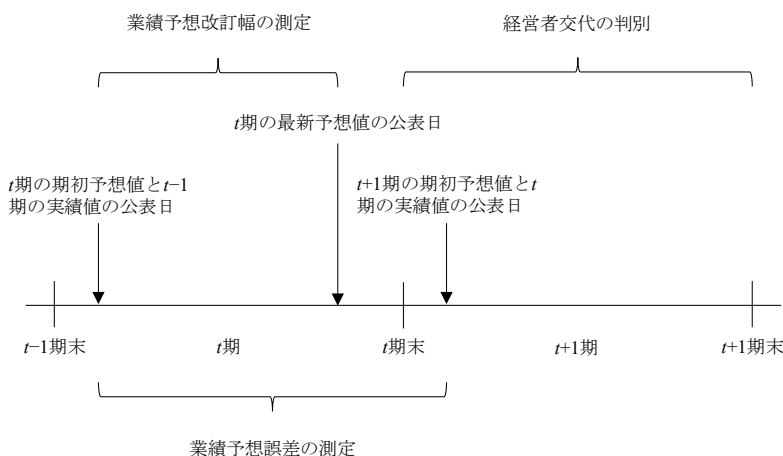
仮説：正確度の低い業績予想を開示する経営者ほど交代させられる確率が高い。

4. リサーチ・デザイン

4.1. 分析モデル

図1は、分析のタイムラインを示している。本研究は業績予想の正確度の代理変数として、Lee et al.(2012)でも採用されている期初予想値と実績値の乖離である業績予想の誤差に加えて、最新予想値と期初予想値の乖離である業績予想の改訂幅を用いる。これは、期初時点で正確度の高い予測を行うことができる場合、期初予想値と実績値の差が小さいだけでなく、事後的に大きな予想の改訂を行う必要が

図1 分析のタイムライン



注：上の図は、分析のタイムラインを示している。本研究は t 期の業績予想の誤差および改訂幅にもとづいて、 $t+1$ 期に経営者が交代させられるかどうか決定すると想定している。

ないことから、業績予想の改訂幅もまた業績予想の正確度を代理するものであると考えられること、および業績予想の改訂幅は業績予想の誤差よりもより早いタイミングで株主に認識されるため、株主が業績予想情報を用いて経営者の能力を評価する際によりタイムリーな情報となる可能性があるためである。なお、決算日以降に公表された予想値は実績値の事前公表としての側面が強いため（Rogers and Stocken(2005)、Skinner(1997)、円谷(2008))、最新予想値には決算日以前に公表された業績予想を採用している。

図1からわかる通り、本研究は t 期の業績予想の正確度にもとづいて、 $t+1$ 期に経営者が交代させられるかどうかを決定することを想定している。このような前提を置いているのは、業績予想の正確度の代理変数である業績予想の誤差は $t+1$ 期の期首時点、業績予想の改訂幅は t 期の期末時点で判明するものであるため、その情報を用いて経営者交代の意思決定が下されるのは $t+1$ 期の期中であると想定しているためである⁹⁾。なお、本研究では社長の役職に就く者を経営者と定義する¹⁰⁾。これは、日本の取締役会において社長が最も強い権限を有しており、それゆえ社長が会社の最高責任者として広く認知されているためである（Kang and Shivdasani(1995)、Kaplan(1994)、乙政(2004)）。そして、 t 期から $t+1$ 期にかけて社長の役職に就く者が他の者に交代している場合に、 $t+1$ 期に経営者が交代したと判定している¹¹⁾。

本研究は仮説の検証にあたり、(1)式の二項プロビット・モデルを最尤法により推定する。被説明変数は経営者交代ダミー（ $TURN_{i,t+1}$ ）である。説明変数のうち本研究が関心を寄せる変数は業績予想の誤差（ $|FE_{i,t}|$ ）あるいは改訂幅（ $|FR_{i,t}|$ ）である。 $|FE_{i,t}|$ （ $|FR_{i,t}|$ ）の係数が有意な正の値をとれば、誤差（改訂幅）の大きい業績予想を開示する経営者ほど交代させられる確率が高いこと、すなわち仮説が支持されたことを意味する。なお、予想値はポイント形式のもののみを用いている。また、変数の作成にあたっては当期純利益に関する予想値を用いる¹²⁾。これは、当期純利益が特別損益まで含めた全ての収益と費用の差額であり、その予想にはより高い将来予測能力が必要であるため、当期純利益の予想値には経営能力が強く反映されており、当期純利益に関して誤差の少ない予想を公表できる経営者ほど、交代させられる可能性も低いと考えられるためである。

9) 多くの場合、経営者が交代するのは株主総会である。しかし、会社法上、経営者を選定・解職する権限は株主総会ではなく取締役会にあるため、経営者の交代は株主総会開催日以外でも行われる場合がある。そのため、本研究では経営者が交代したか否かを判別する期間として、株主総会の開催日といった一時点ではなく、 $t+1$ 期の期中というような幅をもたせている。

10) 本研究では社長の役職を持つ者が企業に存在しない場合には、当該企業をサンプルから除外している。また、社長兼最高経営責任者や会長兼社長といった社長と他の役職を兼任している者も経営者と識別している。なお、社長と他の役職を兼任している者をサンプルから除外して分析を行った場合も、検証結果は変わらないことを確認している。具体的には、説明変数に $|FE_{i,t}|$ を用いた場合には、 $|FE_{i,t}|$ の係数は0.706と1%水準で有意な正の値であることを確認している。また、 $|FR_{i,t}|$ を説明変数とする場合には、 $|FR_{i,t}|$ の係数は0.843と1%水準で有意な正の値をとることがわかっている。

11) 経営者が交代する理由は、大別すると、一定期間経営者の任を果たしたあとで、任期満了のため経営者が自発的に退任する通常の交代と、経営能力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がある（Huson et al. (2001)、Miyajima et al. (2018)）。業績予想情報にもとづいてなされる交代は、業績予想情報が経営者の経営能力を反映していることによって生じるものであるため、分析を行うにあたっては、懲罰的な交代に注目する必要があるかもしれない。ただし、Kaplan and Minton (2012)は通常の交代と懲罰的な交代を区分すること自体が非常に困難であり、これらを区分することによる測定誤差の問題は深刻であるとし、懲罰的な交代と通常の交代を区分せずに経営者交代に影響を及ぼす要因を検証している。本研究もKaplan and Minton (2012)に倣い、通常の交代と懲罰的な交代を区分せずに分析を行っている。なお、第6節の頑健性分析において、懲罰的な交代に注目した分析も行っているが、分析結果は変わらないことを確認している。

12) 当期純利益に関する予想値の代わりに、経常利益に関する予想値を用いた場合にも分析結果は頑健であることを確認している。具体的には、 $|FE_{i,t}|$ を説明変数とした場合、 $|FE_{i,t}|$ の係数は0.870であり、1%水準で有意な正の値であることがわかっている。さらに、 $|FR_{i,t}|$ を説明変数とする場合には、 $|FR_{i,t}|$ の係数は1.022であり、1%水準で有意な正の値をとることを確認している。

$$\begin{aligned}
TURN_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1|FE_{i,t}| \text{ (or } |FR_{i,t}|) + \beta_2ADJROE_{i,t} + \beta_3CAR_{i,t} + \beta_4GROWTH_{i,t} \\
& + \beta_5STDRET_{i,t} + \beta_6SIZE_{i,t} + \beta_7MTB_{i,t} + \beta_8LEV_{i,t} + \beta_9TENURE_{i,t} \\
& + \beta_{10}DTENURE_{i,t} + \beta_{11}AGE_{i,t} + \beta_{12}DAGE_{i,t} + \beta_{13}OWN_{i,t} + \beta_{14}BSIZE_{i,t} \\
& + \beta_{15}OUT_{i,t} + \beta_{16}INST_{i,t} + \beta_{17}CROSS_{i,t} + \beta_{18}YEAR_{i,t} + \beta_{19}INDUSTRY_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1},
\end{aligned} \tag{1}$$

Lee et al.(2012)を参考に、(1)式にはいくつかのコントロール変数を組み込んでいる。第1に、企業業績の変数である。先行研究では会計利益や株式リターンが高い企業の経営者ほど交代させられる確率が低いことが確認されている (Dikolli et al.(2014)、Murphy and Zimmerman(1993)、Miyajima et al.(2018)、乙政(2004)、Warner et al.(1988)、Weisbach(1988))。そこで、産業調整自己資本利益率 ($ADJROE_{i,t}$)、累積異常株式リターン ($CAR_{i,t}$) をコントロールする。また、日本では売上高成長率が経営指標として重視されており、売上高成長率が低い企業の経営者ほど交代させられる確率が高いことが報告されているため (Kaplan(1994))、売上高成長率 ($GROWTH_{i,t}$) を含める。その他、極端な株式リターンの変動は経営者交代の確率を高めることが示されていることから (DeFond and Park(1999))、株式リターンの標準偏差 ($STDRET_{i,t}$) を組み込む。

第2に、企業特性に関する変数である。1つ目は企業規模である。先行研究では、企業規模と経営者交代との間には正の関係が存在することが確認されている (Huson et al.(2001))。これは、規模の大きい企業ほど内部昇進プロセスが確立されており、経営者交代が起きやすいためだと推察される。2つ目は成長機会である。成長機会に乏しい企業ほど、将来成長する見込みが薄いため、経営者が交代させられる確率は高まるだろう (Hazarika et al.(2012))。3つ目は負債比率 ($LEV_{i,t}$) である。負債比率が高いほど、倒産する可能性が高く、企業業績の極端な悪化を招きかねないため、経営者が交代させられる可能性が高まると考えられる (Gilson(1989))。これらの点を踏まえて、本研究は企業規模 ($SIZE_{i,t}$)、成長機会 ($MTB_{i,t}$)、負債比率 ($LEV_{i,t}$) の3つの企業特性をコントロール変数として(1)式に組み込んでいる。

第3に、経営者特性の変数である。経営者の在任年数が長いほど取締役会を支配できるようになり、経営者は交代されにくくなる (Lee et al.(2012))。そこで、本研究は経営者の在任年数 ($TENURE_{i,t}$) を組み込む。また、日本企業には、4年あるいは6年の任期を終えると、経営者は任期満了となり退任するといった慣習があるため (田中・守島(2004))、経営者の在任年数が4年あるいは6年を示すダミー ($DTENURE_{i,t}$) を加える。さらに、経営者は一定の年齢に達すると定年を迎え、会社を去るため、年齢の高い経営者ほど交代の確率が高くなる (Goyal and Park(2002))。このことから、経営者の年齢 ($AGE_{i,t}$) および経営者の年齢が64歳から66歳までであることを示すダミー ($DAGE_{i,t}$) を含める。最後に、経営者持株比率である。経営者は多くの自社株を持つことで、株主からの圧力を受けにくくなり、交代させられる可能性が低下する (Denis et al.(1997))。よって、本研究は経営者持株比率 ($OWN_{i,t}$) をコントロールする。

第4に、コーポレート・ガバナンスに関する変数である。まず、取締役会規模である。規模の小さい取締役会ほど効率的な意思決定が促されるゆえ、経営能力に乏しい経営者が交代させられる確率は高く

なるかもしれない（Yermack(1996)）。そこで、取締役会規模（ $B_{SIZE}_{i,t}$ ）を組み込む。次に、社外取締役比率である。取締役会の独立性が高い企業ほど、経営者に対する取締役会の監視が強まり、能力の低い経営者が交代させられる可能性が高まると考えられる（Weisbach(1988)）。よって、社外取締役比率（ $OUT_{i,t}$ ）をコントロールする。最後に、機関投資家持株比率と株式持合比率である。機関投資家は監視能力が高く、能力の低い経営者を積極的に交代させるよう圧力をかける（Aggarwal et al.(2011)）。他方、株式の持ち合いを行っている企業の経営者ほど、株主の圧力が緩和され、交代を免れるかもしれない（Miyajima et al.(2018)）。このことから、本研究は機関投資家持株比率（ $INST_{i,t}$ ）と株式持合比率（ $CROSS_{i,t}$ ）をコントロール変数に含める。

この他に、年ダミー（ $YEAR_{i,t}$ ）と産業ダミー（ $INDUSTRY_{i,t}$ ）をコントロールする。本研究は産業区分として東証業種33分類を採用しており、当該基準にもとづいて $INDUSTRY_{i,t}$ を作成している。各変数の詳細な定義については付録にまとめているため、そちらを参照してほしい。なお、仮説の検証にあたっては、連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。ただし、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。また、企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差にもとづいてp値を算出している（Petersen(2009)）。

4.2. サンプル

本研究のサンプルは2005年から2013年までの以下の条件を満たす企業である。(1) 日本の株式市場に上場している企業、(2) 決算月数が12カ月である企業、(3) 日本基準にもとづいて財務諸表を作成している企業、(4) 金融業に該当しない企業、(5) 分析に用いる変数が全て入手可能な企業である。なお、財務情報のデータについては連結財務諸表のデータが取得できる場合にはそちらを優先的に使用している。また、業績予想のデータは決算短信、その他の財務情報のデータは有価証券報告書に記載されている値を用いている。これらの条件を通して、18,066企業・年をサンプルとして抽出している。サンプルの抽出期間を2005年から2013年までとしているのは、 $TURN_{i,t+1}$ や $TENURE_{i,t}$ のような経営者特性に関する変数を作成するのに必要なデータが2005年から2013年までしか入手できないためである。

本研究で用いる財務情報と株価についてのデータはNEEDS-FinancialQUEST、コーポレート・ガバナンスに関するデータはNEEDS-Cgesから入手している。また、経営者についてのデータはNEEDS-Cgesおよび役員情報データベースから収集している。具体的にはまず、NEEDS-Cgesに収録されている代表者の役職から社長の肩書を有するものを抽出し、代表者就任日にもとづいてその者の在任年数を計算する。この在任年数のデータを用いて、 $TURN_{i,t+1}$ 、 $TENURE_{i,t}$ 、 $DTENURE_{i,t}$ の各変数を作成している。 $AGE_{i,t}$ 、 $DAGE_{i,t}$ 、 $OWN_{i,t}$ のそれぞれについては、役員情報データベースに役員の生年月日、持株数が収録されているので、それらのデータを用いて変数の作成を行っている。なお、各データベースは日本経済新聞社が提供するものである。

表1は記述統計量を示している。被説明変数である $TURN_{i,t+1}$ について注目すると、その平均値は0.142である。すなわち、本研究のサンプルのうち14.2%は $t+1$ 期に経営者が交代していることを示している。東証一部上場企業よりサンプルを無作為に抽出し、日本企業の経営者交代の要因を調査しているMiyajima et al.(2018)では、2005年から2013年までの間に経営者が交代している企業の割合は15.1%で

あることが報告されており、おおむね整合的な値となっている。次に、本研究が関心寄せる説明変数である $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ をみると、その平均値はそれぞれ0.066と0.045である。このことは、期首株式時価総額に対して期初予想値と実績値の乖離が平均的に6.6%あること、および本研究のサンプルは決算日までに業績予想を改訂することにより、期初予想値と実績値の乖離を68.9% ($=0.045 \div 0.066$) 修正していることを示している。

表1 記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	25%	中央値	75%	最大値
$TURN_{i,t+1}$	0.142	0.349	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$ FE_{i,t} $	0.066	0.127	0.000	0.008	0.023	0.063	1.392
$ FR_{i,t} $	0.045	0.093	0.000	0.000	0.013	0.044	0.881
$ADJROE_{i,t}$	-0.014	0.147	-0.980	-0.039	-0.002	0.040	0.607
$CAR_{i,t}$	0.032	0.361	-1.211	-0.175	0.011	0.207	1.756
$GROWTH_{i,t}$	0.024	0.159	-0.558	-0.048	0.018	0.083	0.930
$STDRET_{i,t}$	0.102	0.066	0.020	0.061	0.085	0.122	0.516
$SIZE_{i,t}$	10.546	1.625	6.418	9.378	10.443	11.586	14.802
$MTB_{i,t}$	1.245	1.229	0.162	0.587	0.884	1.428	11.973
$LEV_{i,t}$	2.013	2.217	0.035	0.614	1.330	2.592	21.074
$TENURE_{i,t}$	7.335	7.726	1.000	2.000	5.000	9.000	41.000
$DTENURE_{i,t}$	0.177	0.382	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$AGE_{i,t}$	60.857	7.807	37.000	57.000	62.000	66.000	79.000
$DAGE_{i,t}$	0.220	0.414	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$OWN_{i,t}$	0.038	0.087	0.000	0.000	0.002	0.023	0.505
$BFSIZE_{i,t}$	8.308	3.455	3.000	6.000	8.000	10.000	25.000
$OUT_{i,t}$	0.078	0.119	0.000	0.000	0.000	0.143	0.500
$INST_{i,t}$	0.132	0.146	0.000	0.011	0.077	0.211	0.605
$CROSS_{i,t}$	0.082	0.085	0.000	0.007	0.059	0.125	0.373

注：上の表は記述統計量である。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。

5. 検証結果

5.1. 単変量分析

(1) 式の推定を行う前に、ここでは単変量分析によって、経営者交代と業績予想情報との関係を検証する。具体的には、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ の各変数を年ごとに五分位群に区分し、五分位群ごとに $TURN_{i,t+1}$ の平均値を計算する。そして、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ それぞれの第5五分位群と第1五分位群の $TURN_{i,t+1}$ の平均値の差の有意性をWelchのt検定によって検証する。仮に、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ それぞれの第5五分位群と第1五分位群の $TURN_{i,t+1}$ の平均値の差が有意な正の値をとる場合、業績予想の誤差や改訂幅が大きい企業の経営者ほど交代させられる可能性が高いこと、すなわち先の仮説が支持されることを意味する。

表2は単変量分析の結果である。列Aの $|FE_{i,t}|$ に関する分析結果についてみると、第5五分位群と

第1五分位群の $TURN_{i,t+1}$ の平均値の差は0.041と1%水準で有意な正の値をとっていることがわかる。また、列Bの $|FR_{i,t}|$ に関する結果についても同様に、第5五分位群と第1五分位群の $TURN_{i,t+1}$ の平均値の差は0.050と1%水準で有意な正の値である。これらの分析結果は、正確度の低い業績予想を開示する経営者ほど交代させられる可能性が高いことを示しており、米国とは制度的な要因が異なる日本においても、Lee et al.(2012) と整合的な結果が得られることを意味している。

表2 単変量分析

	$ FE_{i,t} $	$ FR_{i,t} $
	A	B
第1五分位群	0.136	0.126
第2五分位群	0.131	0.130
第3五分位群	0.131	0.141
第4五分位群	0.136	0.140
第5五分位群	0.176	0.176
第5五分位群 - 第1五分位群	0.041	0.050
p値	(<0.001)	(<0.001)

注：上の表は $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ のそれぞれを年ごとに五分位群に分割し、五分位群ごとの $TURN_{i,t+1}$ の平均値および第5五分位群と第1五分位群の $TURN_{i,t+1}$ の平均値の差をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。平均値の差の検定には Welch の t 検定を用いている。

5.2. 多変量分析

次に、(1) 式の推定を行い、経営者交代に影響を及ぼす要因をコントロールしたうえで、経営者交代と業績予想の正確度との関係を検証する。まず、説明変数とコントロール変数の相関関係を確認することで、(1) 式を推定した際に、多重共線性の問題が懸念されるかどうかを調査する。表3は相関マトリックスであり、下三角行列はPearsonの相関係数、上三角行列はSpearmanの相関係数を示している。表3から、 $ADJROE_{i,t}$ と $|FE_{i,t}|$ とのPearsonの相関係数は-0.504、 $|FR_{i,t}|$ とのPearsonの相関係数は-0.452であり、どちらも高い相関関係を有していることがわかる。そこで、本研究は $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ を説明変数とする場合に、 $ADJROE_{i,t}$ を除いて(1) 式を推定することを試みている。分析結果は、 $ADJROE_{i,t}$ を(1) 式に含めた場合と概ね変わらない¹³⁾。このことから、本研究の分析において、多重共線性の問題は検証結果に大きな影響を与えないといえる。

表4は(1) 式の二項プロビット・モデルを最尤法により推定した結果を示している。なお、列Aと列Bはそれぞれ説明変数として $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ を用いた場合の分析結果を報告している。はじめに列Aに目を向けると、 $|FE_{i,t}|$ の係数は0.678であり、1%水準で有意な正の値をとっていることが確認できる。このことから、業績予想の誤差が大きい企業の経営者ほど交代させられる確率が高いことがわかる。続いて、列Bを見ると、本研究が注目すべき $|FR_{i,t}|$ の係数は0.834と1%水準で有意な正の値を示している。すなわち、業績予想の改訂幅が大きい企業の経営者ほど交代させられる確率が高いといえる。これらの分析結果から、正確度の低い業績予想を開示する経営者ほど交代させられる可能性が高く、日本企業を

13) $ADJROE_{i,t}$ を除いて(1) 式の推定を行った場合の分析結果は次の通りである。 $|FE_{i,t}|$ を説明変数する場合、 $|FE_{i,t}|$ の係数は0.975であり、1%水準で有意な正の値であることを確認している。また、 $|FR_{i,t}|$ を説明変数する場合には、 $|FR_{i,t}|$ の係数は1.226であり、1%水準で有意な正の値であることがわかっている。

表3 相関マトリックス

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
$TURN_{i,t+1}$	(1)		0.035	0.044	-0.039	-0.010	-0.026	0.020
$ FE_{i,t} $	(2)	0.060		0.700	-0.286	0.058	-0.239	0.280
$ FR_{i,t} $	(3)	0.061	0.860		-0.249	-0.008	-0.230	0.234
$ADJROE_{i,t}$	(4)	-0.068	-0.504	-0.452		0.220	0.295	0.028
$CAR_{i,t}$	(5)	-0.006	0.022	0.001	0.191		0.141	0.176
$GROWTH_{i,t}$	(6)	-0.015	-0.219	-0.240	0.239	0.117		-0.024
$STDRET_{i,t}$	(7)	0.023	0.252	0.236	-0.079	0.341	0.032	
$SIZE_{i,t}$	(8)	0.029	-0.174	-0.138	0.177	0.011	0.048	-0.226
$MTB_{i,t}$	(9)	0.015	-0.049	-0.055	-0.004	0.103	0.228	0.264
$LEV_{i,t}$	(10)	0.017	0.361	0.332	-0.170	-0.078	-0.138	0.048
$TENURE_{i,t}$	(11)	0.006	0.006	-0.003	0.014	-0.017	0.009	-0.011
$DTENURE_{i,t}$	(12)	0.107	-0.037	-0.031	0.028	0.011	0.002	-0.019
$AGE_{i,t}$	(13)	0.179	-0.084	-0.060	0.058	0.039	-0.068	-0.188
$DAGE_{i,t}$	(14)	0.072	-0.047	-0.037	0.040	0.009	-0.006	-0.057
$OWN_{i,t}$	(15)	-0.076	0.051	0.033	-0.014	-0.053	0.077	0.156
$BSIZE_{i,t}$	(16)	0.043	-0.155	-0.127	0.088	-0.005	0.019	-0.199
$OUT_{i,t}$	(17)	0.025	0.019	0.020	-0.027	-0.010	-0.009	0.088
$INST_{i,t}$	(18)	0.012	-0.159	-0.128	0.156	0.027	0.083	-0.036
$CROSS_{i,t}$	(19)	-0.017	-0.093	-0.078	0.038	0.027	-0.027	-0.196
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)		
$TURN_{i,t+1}$	(1)	0.031	0.016	0.017	0.068	0.107	0.216	
$ FE_{i,t} $	(2)	-0.205	-0.264	0.335	0.018	-0.028	-0.049	
$ FR_{i,t} $	(3)	-0.084	-0.172	0.216	-0.010	-0.017	-0.003	
$ADJROE_{i,t}$	(4)	0.198	0.289	-0.158	0.010	0.017	0.024	
$CAR_{i,t}$	(5)	0.041	0.111	-0.057	-0.009	0.016	0.041	
$GROWTH_{i,t}$	(6)	0.082	0.269	-0.169	0.020	0.008	-0.033	
$STDRET_{i,t}$	(7)	-0.157	0.123	0.022	-0.007	-0.008	-0.124	
$SIZE_{i,t}$	(8)		0.116	0.133	-0.161	0.063	0.219	
$MTB_{i,t}$	(9)	-0.062		-0.418	-0.051	0.014	-0.068	
$LEV_{i,t}$	(10)	0.088	-0.232		-0.034	-0.001	0.103	
$TENURE_{i,t}$	(11)	-0.154	-0.024	-0.009		0.021	0.149	
$DTENURE_{i,t}$	(12)	0.063	0.000	-0.010	-0.154		0.063	
$AGE_{i,t}$	(13)	0.250	-0.153	0.046	0.206	0.036		
$DAGE_{i,t}$	(14)	0.127	-0.047	0.013	-0.058	0.071	0.277	
$OWN_{i,t}$	(15)	-0.320	0.114	-0.045	0.435	-0.111	-0.188	
$BSIZE_{i,t}$	(16)	0.577	-0.017	-0.015	-0.103	0.048	0.241	
$OUT_{i,t}$	(17)	-0.025	0.109	-0.052	-0.098	0.010	-0.079	
$INST_{i,t}$	(18)	0.628	0.122	-0.219	-0.104	0.053	0.124	
$CROSS_{i,t}$	(19)	0.207	-0.181	0.052	-0.039	0.037	0.205	
	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)		
$TURN_{i,t+1}$	(1)	0.072	-0.080	0.046	0.024	0.018	-0.024	
$ FE_{i,t} $	(2)	-0.026	0.120	-0.205	-0.020	-0.234	-0.086	
$ FR_{i,t} $	(3)	-0.002	0.023	-0.100	-0.009	-0.087	-0.030	
$ADJROE_{i,t}$	(4)	0.035	-0.048	0.092	0.003	0.212	-0.013	
$CAR_{i,t}$	(5)	0.015	-0.040	0.014	-0.014	0.029	0.046	
$GROWTH_{i,t}$	(6)	0.008	0.029	0.050	-0.026	0.123	-0.003	
$STDRET_{i,t}$	(7)	-0.034	0.046	-0.185	0.044	0.055	-0.220	
$SIZE_{i,t}$	(8)	0.125	-0.505	0.583	0.025	0.646	0.285	
$MTB_{i,t}$	(9)	-0.010	-0.148	0.078	0.097	0.256	-0.162	
$LEV_{i,t}$	(10)	0.053	-0.003	0.050	-0.061	-0.274	0.146	
$TENURE_{i,t}$	(11)	-0.040	0.583	-0.120	-0.096	-0.112	-0.005	
$DTENURE_{i,t}$	(12)	0.071	-0.088	0.048	0.017	0.058	0.041	
$AGE_{i,t}$	(13)	0.352	-0.150	0.236	-0.037	0.125	0.235	
$DAGE_{i,t}$	(14)		-0.144	0.117	-0.008	0.084	0.094	
$OWN_{i,t}$	(15)	-0.113		-0.362	-0.160	-0.391	-0.117	
$BSIZE_{i,t}$	(16)	0.104	-0.258		0.080	0.380	0.295	
$OUT_{i,t}$	(17)	-0.021	-0.031	-0.005		0.056	-0.102	
$INST_{i,t}$	(18)	0.072	-0.185	0.356	0.031		0.139	
$CROSS_{i,t}$	(19)	0.080	-0.239	0.226	-0.103	0.060		

注：上の表は相関マトリックスである。下三角行列はPearsonの相関係数、上三角行列はSpearmanの相関係数を示している。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。太文字は5%水準で有意であることを示している。

対象とした場合にも、Lee et al.(2012) と整合的な結果が得られることが確認できる。

続いて、コントロール変数に関する分析結果に目を向ける。説明変数が $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ いずれの場合にも係数が一貫して有意な正の値をとっているのは、 $GROWTH_{i,t}$ 、 $STDRET_{i,t}$ 、 $MTB_{i,t}$ 、 $DTENURE_{i,t}$ 、 $AGE_{i,t}$ 、 $DAGE_{i,t}$ 、 $OUT_{i,t}$ の各係数である。 $GROWTH_{i,t}$ と $MTB_{i,t}$ を除いては、すべて予想と整合的な結果である。成長機会が豊富な企業では、それらの成長機会を選別し実行できるような高い能力を有する経営者に対する需要が高まるため（Smith and Watts(1992)）、経営者交代が活発に行われているのかもしれない。これに対して、係数が一貫して有意な負の値を示しているのは、 $ADJROE_{i,t}$ 、 $CAR_{i,t}$ 、 $LEV_{i,t}$ 、 $OWN_{i,t}$ 、 $CROSS_{i,t}$ の各係数である。 $LEV_{i,t}$ の係数のみが本研究の予想と異なり負の値をとっているが、これは負債比率が高い企業ほど株主の相対的な持分が低下し、株主からの規律付けが緩和したこと起因する結果であると推察される。

表4 多変量分析

	$TURN_{i,t+1}$			
	A		B	
	係数	p 値	係数	p 値
定数項	-4.773	(<0.001)	-4.740	(<0.001)
$ FE_{i,t} $	0.678	(<0.001)		
$ FR_{i,t} $			0.834	(<0.001)
$ADJROE_{i,t}$	-0.519	(<0.001)	-0.579	(<0.001)
$CAR_{i,t}$	-0.173	(<0.001)	-0.162	(0.001)
$GROWTH_{i,t}$	0.219	(0.005)	0.235	(0.002)
$STDRET_{i,t}$	1.260	(<0.001)	1.259	(<0.001)
$SIZE_{i,t}$	-0.002	(0.795)	-0.005	(0.601)
$MTB_{i,t}$	0.031	(0.013)	0.030	(0.018)
$LEV_{i,t}$	-0.019	(0.002)	-0.017	(0.006)
$TENURE_{i,t}$	0.003	(0.194)	0.003	(0.191)
$DTENURE_{i,t}$	0.368	(<0.001)	0.367	(<0.001)
$AGE_{i,t}$	0.050	(<0.001)	0.049	(<0.001)
$DAGE_{i,t}$	0.100	(0.005)	0.100	(0.005)
$OWN_{i,t}$	-1.896	(<0.001)	-1.883	(<0.001)
$BSIZE_{i,t}$	0.003	(0.610)	0.003	(0.613)
$OUT_{i,t}$	0.275	(0.001)	0.270	(0.001)
$INST_{i,t}$	-0.153	(0.396)	-0.141	(0.434)
$CROSS_{i,t}$	-0.886	(<0.001)	-0.894	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
Pseudo-R ²		0.087		0.087
N		18,066		18,066

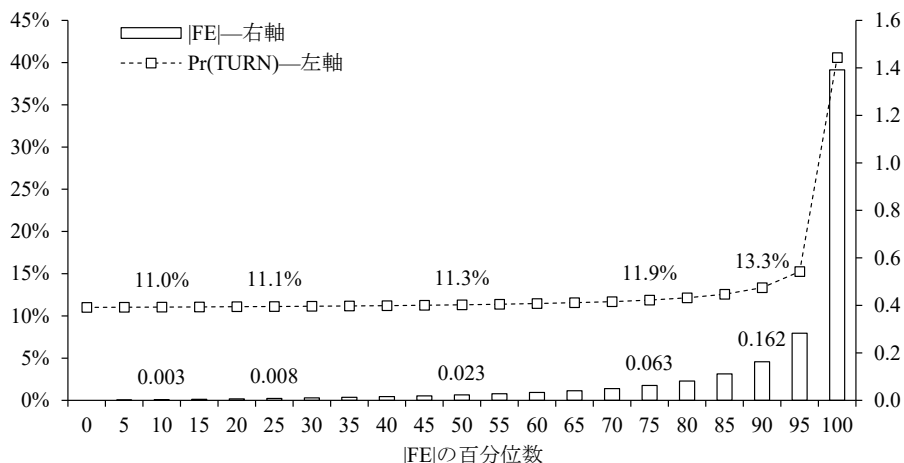
注：上の表は(1)式の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。p値は企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差を用いて算出している（Petersen(2009)）。

本研究はまた、経営者交代の意思決定において業績予想の正確度がどの程度の影響を及ぼすのかを調査するために、 $|FE_{i,t}|$ ($|FR_{i,t}|$) の百分位数ごとの $TURN_{i,t+1}$ の予測値を計算している。図2は計算結果を図示したものである。なお、 $TURN_{i,t+1}$ の予測値の算出にあたっては、表4の列A（列B）の分析結果を用いており、コントロール変数に関しては各変数の平均値で固定している。 $|FE_{i,t}|$ ($|FR_{i,t}|$) の値が第1十分位数から第9十分位数まで変化した場合、 $TURN_{i,t+1}$ の予測値は2.2ポイント（2.0ポイント）変

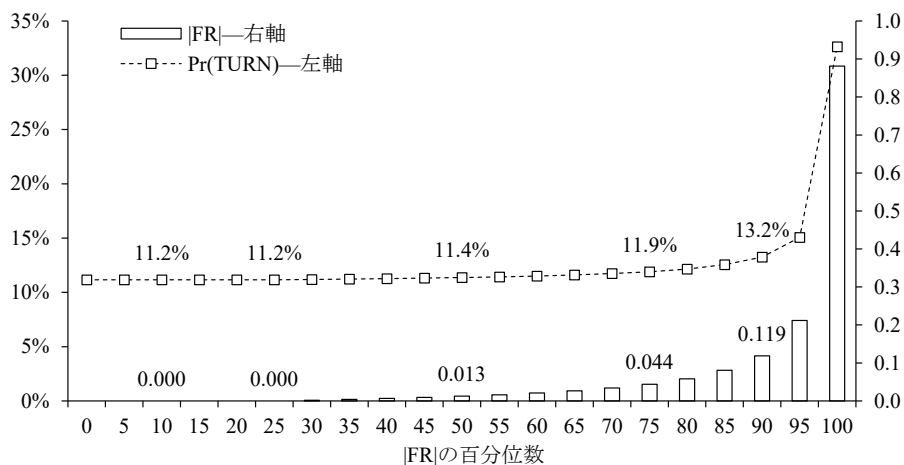
化している。これらの経済的な大きさを検討するために、 $ADJROE_{i,t}$ と $CAR_{i,t}$ についても同様の計算を行ったところ、第1十分位数から第9十分位数までの $TURN_{i,t+1}$ の予測値の変化は2.4ポイント（2.6ポイント）と2.7ポイント（2.6ポイント）であった。以上の結果は、業績予想の正確度も企業業績と同程度の影響を及ぼしていることを示唆している。

図2 業績予想情報と経営者交代の予測確率

パネルA：業績予想誤差の絶対値と経営者交代の予測確率



パネルB：業績予想改訂幅の絶対値と経営者交代の予測確率



注：上の図は、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ それぞれの百分位数ごとの $TURN_{i,t+1}$ の予測値を示している。各変数の定義は付録に記している。なお、 $TURN_{i,t+1}$ の予測値の算出には、表4の分析結果を用いており、コントロール変数に関しては各変数の平均値で固定している。

6. 頑健性分析

6.1. 懲罰的な交代

続いて、分析結果の頑健性を確保するためにいくつかの分析を行う。先行研究の中には、一定期間経営者の任を果たしたあとで任期満了のため経営者が自発的に退任する通常の交代と、能力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を区分し、懲罰的な交代に焦点をあて検証を行う研究もある（Huson et al.(2001)、Miyajima et al.(2018)）。そこで、本研究も懲罰的交代ダミー（ $FORCED_{i,t+1}$ ）を作成し、業績予想の正確度と懲罰的な経営者交代との関係を検証する。業績予想情報にもとづく交代は、業績予想の正確度が経営者の能力を反映していることによって生じるものであるため、業績予想の正確度が低い企業の経営者ほど懲罰的な交代の可能性が高まるといえる。Miyajima et al.(2018)に倣い、 $FORCED_{i,t+1}$ は*t*+1期に経営者が交代して退任した経営者が取締役会に残っていなければ1それ以外は0をとるダミー変数と定義する¹⁴⁾。

表5は(1)式の被説明変数に $FORCED_{i,t+1}$ を用いた場合の分析結果を示している。列Aは説明変数として $|FE_{i,t}|$ を用いた場合の分析結果であり、 $|FE_{i,t}|$ の係数が1%水準で有意な正の値をとっていることが確認できる。すなわち、業績予想の誤差が大きい企業の経営者ほど懲罰的な交代の可能性が高まるといえる。列Bは説明変数として $|FR_{i,t}|$ を用いた分析結果を示している。列Bから、 $|FR_{i,t}|$ の係数もまた1%水準で有意な正の値をとっていることがわかる。このことから、業績予想の改訂幅と懲罰的な交代との間にも統計的に有意な正の関係があるといえよう。以上の分析結果は、業績予想の正確度が低い企業の経営者ほど懲罰的な交代の可能性が高まることを意味しており、本研究の発見事項は懲罰的な交代に焦点をあてた場合にも頑健であることを示している。

6.2. 符号付きの業績予想情報

本研究では、業績予想の正確度と経営者交代との間に一定の関係が確認されたのは、業績予想の正確度には経営者の将来予測能力が反映されており、そうした能力にもとづいて経営者が評価されるためであると考えている。しかし、業績予想の正確度を代理する業績予想の誤差や改訂幅は部分的に企業業績も反映しているゆえ、表4の結果は企業業績の影響を反映したものであるかもしれない。たとえば、期初予想値と実績値の差が正である企業の経営者が交代させられたとしても、あるいは最新予想値と期初予想値の差が負である企業の経営者が交代させられたとしても、それは企業業績の極端な悪化を反映したものであって、経営者の将来予測能力を反映していることに起因したものだとは結論付けることはでき

14) 日本企業の経営者交代の要因を調査しているKaplan (1994)は、社長を経営者としたうえで、経営者が交代したあとに会長職に就けるか否かによって、通常の交代と懲罰的な交代を区分している。ただし、日本企業の中には、慣行として、退任した経営者が会長職に就くことを禁じている企業もある（Miyajima et al. (2018)）。そこで、本研究は、交代した経営者が取締役会に残れるか否かによって通常の交代と懲罰的な交代を分類している。企業の慣行によって、交代した経営者が会長職に就くことを禁じている企業でも、通常、取締役として取締役会には残る。ゆえに、経営者が交代したあとに取締役会に残れる場合を通常の交代、取締役会に残れない場合を懲罰的な交代に区分することができよう。なお、Kaplan (1994)に倣い、 $FORCED_{i,t+1}$ を*t*+1期に経営者が交代して退任した経営者が会長職に就けなかったならば1それ以外は0をとるダミー変数と定義し、分析を行った場合にも本研究の検証結果は頑健であることを確認している。具体的には、 $|FE_{i,t}|$ を説明変数とした場合、 $|FE_{i,t}|$ の係数は0.592であり、1%水準で有意な正の値であることがわかっていいる。さらに、 $|FR_{i,t}|$ を説明変数する場合には、 $|FR_{i,t}|$ の係数は0.770であり、1%水準で有意な正の値をとることを確認している。

表5 懲罰的な交代

	$FORCED_{i,t+1}$			
	A		B	
	係数	p値	係数	p値
定数項	-7.093	(<0.001)	-7.111	(<0.001)
$ FE_{i,t} $	0.583	(<0.001)		
$ FR_{i,t} $			0.754	(<0.001)
$ADJROE_{i,t}$	-0.639	(<0.001)	-0.682	(<0.001)
$CAR_{i,t}$	-0.149	(0.046)	-0.138	(0.062)
$GROWTH_{i,t}$	-0.008	(0.924)	0.009	(0.916)
$STDRET_{i,t}$	0.850	(0.021)	0.851	(0.027)
$SIZE_{i,t}$	-0.027	(0.070)	-0.029	(0.053)
$MTB_{i,t}$	0.026	(0.041)	0.025	(0.056)
$LEV_{i,t}$	-0.004	(0.534)	-0.003	(0.603)
$TENURE_{i,t}$	-0.009	(0.022)	-0.009	(0.022)
$DTENURE_{i,t}$	0.257	(<0.001)	0.257	(<0.001)
$AGE_{i,t}$	0.030	(<0.001)	0.030	(<0.001)
$DAGE_{i,t}$	0.149	(0.004)	0.149	(0.004)
$OWN_{i,t}$	-3.124	(<0.001)	-3.113	(<0.001)
$BFSIZE_{i,t}$	-0.020	(0.004)	-0.020	(0.004)
$OUT_{i,t}$	0.358	(0.001)	0.353	(0.002)
$INST_{i,t}$	-0.468	(0.001)	-0.460	(0.001)
$CROSS_{i,t}$	-1.714	(<0.001)	-1.722	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
Pseudo-R ²		0.093		0.093
N		18,066		18,066

注：上の表は(1)式の被説明変数に $FORCED_{i,t+1}$ を用いた場合の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。p値は企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差を用いて算出している (Petersen (2009))。

ない。

上記の可能性を調査するために、業績予想の誤差が正であることを示すダミー ($FE_POS_{i,t}$) と負であることを示すダミー ($FE_NEG_{i,t}$) を作成し、 $|FE_{i,t}|$ の代わりに $|FE_{i,t}| \times FE_POS_{i,t}$ と $|FE_{i,t}| \times FE_NEG_{i,t}$ を用いて(1)式の推定を行う。また、業績予想の改訂幅が正であることを示すダミー ($FR_POS_{i,t}$) と負であることを示すダミー ($FR_NEG_{i,t}$) を作成し、 $|FR_{i,t}|$ の代わりに $|FR_{i,t}| \times FR_POS_{i,t}$ と $|FR_{i,t}| \times FR_NEG_{i,t}$ を用いる。 $|FE_{i,t}| \times FE_NEG_{i,t}$ ($|FR_{i,t}| \times FR_POS_{i,t}$) の係数が有意な正である場合、期初予想値(最新予想値)と実績値(期初予想値)の差が負(正)である企業においても経営者交代と業績予想の誤差(改訂幅)の間に正の関係があること、すなわち表4の結果は業績予想の誤差(改訂幅)が企業業績を捉えたことに起因するものである可能性は低いといえる。

表6の列Aは、 $|FE_{i,t}|$ の代わりに $|FE_{i,t}| \times FE_POS_{i,t}$ と $|FE_{i,t}| \times FE_NEG_{i,t}$ を説明変数に用いて推定を行った結果を示している。 $|FE_{i,t}| \times FE_NEG_{i,t}$ の係数は5%水準で有意な正の値をとっていることが確認できる。また、 $|FE_{i,t}| \times FE_POS_{i,t}$ と $|FE_{i,t}| \times FE_NEG_{i,t}$ の係数の差が0と等しいかをWald検定によって検証したところ、係数の差が0という帰無仮説は棄却されない。列Bは、 $|FR_{i,t}|$ の代わりに $|FR_{i,t}| \times FR_POS_{i,t}$ と $|FR_{i,t}| \times FR_NEG_{i,t}$ を用いた場合の結果をまとめたものである。列Bからは、 $|FR_{i,t}| \times$

表6 符号付きの業績予想情報

	$TURN_{i,t+1}$			
	A		B	
	係数	p値	係数	p値
定数項	-4.776	(<0.001)	-4.745	(<0.001)
$ FE_{i,t} \times FE_POS_{i,t}$	0.659	(<0.001)		
$ FE_{i,t} \times FE_NEG_{i,t}$	0.868	(0.013)		
$ FR_{i,t} \times FR_POS_{i,t}$			1.328	(0.005)
$ FR_{i,t} \times FR_NEG_{i,t}$			0.785	(<0.001)
$ADJROE_{i,t}$	-0.539	(<0.001)	-0.608	(<0.001)
$CAR_{i,t}$	-0.179	(<0.001)	-0.173	(0.001)
$GROWTH_{i,t}$	0.215	(0.010)	0.226	(0.006)
$STDRET_{i,t}$	1.254	(<0.001)	1.246	(<0.001)
$SIZE_{i,t}$	-0.002	(0.801)	-0.005	(0.606)
$MTB_{i,t}$	0.031	(0.014)	0.031	(0.018)
$LEV_{i,t}$	-0.020	(0.002)	-0.018	(0.006)
$TENURE_{i,t}$	0.003	(0.194)	0.003	(0.189)
$DTENURE_{i,t}$	0.368	(<0.001)	0.368	(<0.001)
$AGE_{i,t}$	0.050	(<0.001)	0.049	(<0.001)
$DAGE_{i,t}$	0.100	(0.005)	0.100	(0.005)
$OWN_{i,t}$	-1.895	(<0.001)	-1.881	(<0.001)
$BSIZE_{i,t}$	0.003	(0.608)	0.003	(0.612)
$OUT_{i,t}$	0.273	(0.001)	0.269	(0.001)
$INST_{i,t}$	-0.149	(0.405)	-0.135	(0.452)
$CROSS_{i,t}$	-0.885	(<0.001)	-0.892	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
$ FE_{i,t} \times FE_POS_{i,t} - FE_{i,t} \times FE_NEG_{i,t}$	-0.209	(0.449)		
$ FR_{i,t} \times FR_POS_{i,t} - FR_{i,t} \times FR_NEG_{i,t}$			0.543	(0.170)
Pseudo-R ²		0.088		0.087
N		18,066		18,066

注：上の表は(1)式の説明変数に $|FE_{i,t}| \times FE_POS_{i,t}$ と $|FE_{i,t}| \times FE_NEG_{i,t}$ あるいは $|FR_{i,t}| \times FR_POS_{i,t}$ と $|FR_{i,t}| \times FR_NEG_{i,t}$ を用いた場合の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。p値は企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差を用いて算出している（Petersen（2009））。

$FR_POS_{i,t}$ の係数は1%水準で有意な正の値であり、また $|FR_{i,t}| \times FR_POS_{i,t}$ と $|FR_{i,t}| \times FR_NEG_{i,t}$ の係数の差が0という帰無仮説は棄却されることがわかる。以上の分析結果から、表4の発見事項は業績予想の正確度を代理する業績予想の誤差や改訂幅が企業業績の極端な悪化を反映したことに起因するものである可能性は低いといえよう。

6.3. 期待外業績予想正確度

業績予想に関する先行研究からは、経営者は時として業績予想に意図的なバイアスをかけることが知られている（Baik et al.(2011)、Ishida et al.(2021)、Rogers and Stocken(2005)）。そのため、本研究で用いている業績予想の誤差や改訂幅の変数には経営者の能力だけでなく、そうしたバイアスも含まれていることになる。仮にこうしたバイアスと経営者交代とが関連している場合、表4の発見事項は業績予想の誤差や改訂幅が経営者の能力を反映していることの結果というよりも、経営者が業績予想に意図

的なバイアスをかけたことに対する罰則として生じている可能性がある。そこで、こうした可能性の影響を考慮するために、経営者の能力以外に業績予想の誤差や改訂幅に影響を及ぼす要因の効果を排除したうえで、経営者交代との関係を検証する。

本研究は(2)式のプーリング回帰モデルを最小二乗法により推計することで、経営者の能力以外の要因の影響を排除した業績予想の誤差の期待外部分 ($unexp|FE_{i,t}|$) と改訂幅の期待外部分 ($unexp|FR_{i,t}|$) を求める。なお、経営者の能力以外に業績予想の誤差や改訂幅に影響を及ぼす要因としては、Baik et al.(2011) と Ishida et al.(2021) に倣い、企業規模 ($SIZE_{i,t}$)、損失ダミー ($LOSS_{i,t}$)、増益ダミー ($POUSE_{i,t}$)、総資産利益率の標準偏差 ($STDROA_{i,t}$)、株式ベータ ($BETA_{i,t}$)、市場モデルの残差の標準偏差 ($RESID_{i,t}$)、市場競争度 ($CONCENT_{i,t}$)、経営者持株比率 ($OWN_{i,t}$)、社外取締役比率 ($OUT_{i,t}$)、国内機関投資家持株比率 ($INST_{i,t}$)、期初予想値公表日から実績値公表日までの日数 ($TIME_{i,t}$)、年ダミー ($YEAR_{i,t}$)、産業ダミー ($INDUSTRY_{i,t}$) を取り上げる¹⁵⁾。 $unexp|FE_{i,t}|$ と $unexp|FR_{i,t}|$ は(2)式の被説明変数をそれぞれ $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ とした場合の残差である。

$$\begin{aligned} |FE_{i,t}| \text{ (or } |FR_{i,t}|) = & \beta_0 + \beta_1 SIZE_{i,t} + \beta_2 LOSS_{i,t} + \beta_3 POUSE_{i,t} + \beta_4 STDROA_{i,t} \\ & + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 RESID_{i,t} + \beta_7 CONCENT_{i,t} + \beta_8 OWN_{i,t} + \beta_9 OUT_{i,t} \\ & + \beta_{10} INST_{i,t} + \beta_{11} TIME_{i,t} + \beta_{12} YEAR_{i,t} + \beta_{13} INDUSTRY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (2)$$

表7のパネルAは(2)式の推定結果である。列Aは被説明変数を $|FE_{i,t}|$ 、列Bは被説明変数を $|FR_{i,t}|$ とした場合の推定結果である。 $CONCENT_{i,t}$ と $OUT_{i,t}$ 以外の変数の係数は統計的に有意な値を示しており、本研究で取り上げている要因の多くが業績予想の誤差や改訂幅に影響を及ぼしていることがわかる。パネルBの列Aと列Bはそれぞれ、(2)式の推計結果をもとに算出した $unexp|FE_{i,t}|$ と $unexp|FR_{i,t}|$ を(1)式の説明変数に用いた場合の検証結果を報告している。列Aを見ると、 $unexp|FE_{i,t}|$ の係数は1%水準で有意な正の値をとっていることが確認できる。また、列Bに目を向けると、 $unexp|FR_{i,t}|$ の係数は1%水準で有意な正の値であることがわかる。以上から、本研究の検証結果は経営者の能力以外の要因が業績予想の誤差や改訂幅の変数に含まれる可能性を考慮した場合にも頑健であるといえる。

6.4. 内生性

(1)式の推定を行うにあたっては、企業業績、企業特性、経営者特性、コーポレート・ガバナンスなど経営者交代に影響を及ぼすと考えられる様々な要因をコントロールしている。ただし、これらの変数は観察可能な要因のみから構成されており、組織構造、組織文化、慣習など観察不可能な要因についてはコントロール変数として(1)式には含まれていない。仮にこうした要因が経営者交代の発生確率だけでなく、業績予想情報にも影響を及ぼすのであれば、表4の検証結果は内生性の問題を孕んでいること

15) Ishida et al.(2021)は業績予想の誤差や改訂幅に及ぼす要因として $INDUSTRY_{i,t}$ の代わりに企業ダミーを取り上げている。そこで、本研究も(2)式に企業ダミーを含めて推定を行い、 $unexp|FE_{i,t}|$ と $unexp|FR_{i,t}|$ を求めたうえで、(1)式の推定を試みている。分析の結果は次の通りである。まず、 $unexp|FE_{i,t}|$ を説明変数とする場合、 $unexp|FE_{i,t}|$ の係数は0.404であり、5%水準で有意な正の値をとっていることを確認している。次に、説明変数に $unexp|FR_{i,t}|$ を用いた場合、 $unexp|FR_{i,t}|$ の係数は0.621であり、1%水準で有意な正の値を示していることがわかっていてる。

表7 期待外業績予想正確度

パネルA：期待外業績予想正確度の推定

	$ FE_{i,t} $		$ FR_{i,t} $	
	A		B	
	係数	p値	係数	p値
定数項	-0.204	(<0.001)	-0.142	(<0.001)
$SIZE_{i,t}$	0.009	(<0.001)	0.007	(<0.001)
$LOSS_{i,t}$	0.150	(<0.001)	0.101	(<0.001)
$POUSE_{i,t}$	-0.006	(<0.001)	-0.006	(<0.001)
$STDROA_{i,t}$	0.144	(<0.001)	0.101	(<0.001)
$BETA_{i,t}$	-0.025	(<0.001)	-0.015	(<0.001)
$RESID_{i,t}$	0.031	(<0.001)	0.020	(<0.001)
$CONCENT_{i,t}$	-0.087	(0.346)	-0.062	(0.379)
$OWN_{i,t}$	-0.019	(0.048)	-0.015	(0.038)
$OUT_{i,t}$	-0.015	(0.019)	-0.006	(0.205)
$INST_{i,t}$	-0.052	(<0.001)	-0.037	(<0.001)
$TIME_{i,t}$	0.000	(<0.001)	0.000	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
Adjusted-R ²		0.398		0.349
N		17,624		17,624

パネルB：期待外業績予想正確度と経営者交代

	$TURN_{i,t+1}$			
	A		B	
	係数	p値	係数	p値
定数項	-4.698	(<0.001)	-4.686	(<0.001)
$unexp FE_{i,t} $	0.522	(0.002)		
$unexp FR_{i,t} $			0.663	(0.001)
$ADJROE_{i,t}$	-0.693	(<0.001)	-0.717	(<0.001)
$CAR_{i,t}$	-0.168	(<0.001)	-0.160	(<0.001)
$GROWTH_{i,t}$	0.188	(0.004)	0.202	(0.002)
$STDRET_{i,t}$	1.401	(<0.001)	1.370	(<0.001)
$SIZE_{i,t}$	-0.009	(0.346)	-0.009	(0.310)
$MTB_{i,t}$	0.033	(0.010)	0.032	(0.012)
$LEV_{i,t}$	-0.014	(0.015)	-0.013	(0.025)
$TENURE_{i,t}$	0.003	(0.250)	0.003	(0.248)
$DTENURE_{i,t}$	0.378	(<0.001)	0.378	(<0.001)
$AGE_{i,t}$	0.050	(<0.001)	0.050	(<0.001)
$DAGE_{i,t}$	0.103	(0.004)	0.104	(0.004)
$OWN_{i,t}$	-1.815	(<0.001)	-1.806	(<0.001)
$BSIZE_{i,t}$	0.003	(0.581)	0.003	(0.581)
$OUT_{i,t}$	0.304	(<0.001)	0.303	(<0.001)
$INST_{i,t}$	-0.200	(0.261)	-0.189	(0.286)
$CROSS_{i,t}$	-0.891	(<0.001)	-0.893	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
Pseudo-R ²		0.088		0.088
N		17,624		17,624

注：上の表のパネルAは(2)式の推定結果をまとめたものであり、パネルBは(1)式の説明変数に $unexp|FE_{i,t}|$ あるいは $unexp|FR_{i,t}|$ を用いた場合の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。パネルBのp値は企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差を用いて算出している（Petersen(2009)）。

になる。ここでは、この問題に対処するために2つの分析を行う。

まず、企業固定効果を含めた分析を行う。企業固定効果を分析モデルに含めることにより、時間に関して不変な企業特性をコントロールすることができる。具体的には、(1)式の $INDUSTRY_{i,t}$ の代わりに $FIRM_{i,t}$ を含める。 $FIRM_{i,t}$ は企業ダミーである。なお、 $FIRM_{i,t}$ を含めて(1)式を推定するにあたり、線形確率モデルとして最小二乗法により推計を行う¹⁶⁾。これは、企業固定効果を含めてプロビット・モデルを最尤法により推定できないこと、およびロジット・モデルの場合には企業固定効果を含めることはできるものの、経営者が一度も交代したことの無い企業がサンプルから欠落してしまい、サンプル・サイズが大幅に小さくなってしまうためである。

表8は、企業固定効果を含めて(1)式の推計を行った結果を示している。説明変数に $|FE_{i,t}|$ を用いた場合の分析結果を報告している列Aからは、 $|FE_{i,t}|$ の係数が1%水準で有意な正の値をとっていることがわかる。列Bは $|FR_{i,t}|$ を説明変数とした場合の推定結果を示している。 $|FE_{i,t}|$ の分析結果と同じよ

表8 企業固定効果

	$TURN_{i,t+1}$			
	A		B	
	係数	p値	係数	p値
$ FE_{i,t} $	0.094	(0.008)		
$ FR_{i,t} $			0.131	(0.008)
$ADJROE_{i,t}$	-0.094	(0.002)	-0.097	(<0.001)
$CAR_{i,t}$	-0.009	(0.292)	-0.008	(0.356)
$GROWTH_{i,t}$	0.011	(0.583)	0.014	(0.503)
$STDRET_{i,t}$	0.045	(0.478)	0.040	(0.532)
$SIZE_{i,t}$	-0.008	(0.597)	-0.007	(0.626)
$MTB_{i,t}$	0.011	(0.017)	0.011	(0.018)
$LEV_{i,t}$	0.003	(0.253)	0.003	(0.275)
$TENURE_{i,t}$	0.014	(<0.001)	0.014	(<0.001)
$DTENURE_{i,t}$	0.087	(<0.001)	0.087	(<0.001)
$AGE_{i,t}$	0.017	(<0.001)	0.017	(<0.001)
$DAGE_{i,t}$	-0.003	(0.687)	-0.003	(0.693)
$OWN_{i,t}$	-0.574	(0.001)	-0.575	(0.001)
$BSIZE_{i,t}$	0.007	(0.006)	0.007	(0.006)
$OUT_{i,t}$	0.083	(0.010)	0.082	(0.011)
$INST_{i,t}$	-0.060	(0.366)	-0.060	(0.362)
$CROSS_{i,t}$	-0.056	(0.612)	-0.053	(0.629)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$FIRM_{i,t}$	含める		含める	
Adjusted-R ²		0.109		0.109
N		18,066		18,066

注：上の表は企業固定効果を含めた場合の(1)式の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。p値は企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差を用いて算出している (Petersen (2009))。

16) 被説明変数がダミー変数である分析モデルを線形確率モデルとして最小二乗法により推定する場合、予測される確率は0から1までの間を取らない場合がある、あるいは係数の推定にバイアスが発生する、といった問題が生じる (Wooldridge (2002))。しかし、本研究は経営者交代の予測確率の算出を主たる目的としているわけではなく、また先行研究においては線形確率モデルによる係数の推定値のバイアスはプロビット・モデルやロジット・モデルと比べて深刻なものではないことが報告されている (Angrist and Pischke (2008), Noreen (1988))。さらに、経営者交代に関する先行研究の中には、線形確率モデルを使用しているものも存在する (Abe (1997), Chyz and Gaertner (2018))。

うに、企業固定効果を含めた場合にも、 $|FR_{i,t}|$ の係数は1%水準で有意な正の値をとっていることが確認できる。これらの検証結果は、時間に関して不変な企業特性をコントロールした場合にも、表4の分析結果は頑健であることを示している。

次に、操作変数法を用いた分析を行う。本研究では操作変数として $STDROA_{i,t}$ および $TIME_{i,t}$ を用いる。 $STDROA_{i,t}$ は経営環境の不確実性を捉える変数であり、 $TIME_{i,t}$ は期初予想値公表日から実績値公表日までの日数差を表す変数である。 $STDROA_{i,t}$ および $TIME_{i,t}$ が操作変数として機能するためには、次の2つの条件を満たす必要がある。ひとつは操作変数である $STDROA_{i,t}$ と $TIME_{i,t}$ が内生変数である $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ のそれぞれと強い相関を有しているという条件、もうひとつは操作変数である $STDROA_{i,t}$ と $TIME_{i,t}$ が誤差項と相関関係を有していないという条件である（Wooldridge(2002)）。

不確実な環境で経営している企業ほど、正確度の高い業績予想を公表することが困難になると考えら

表9 操作変数法

パネルA：業績予想誤差

	1段階目		2段階目	
	$ FE_{i,t} $		$TURN_{i,t+1}$	
	係数	p値	係数	p値
定数項	-0.059	(0.018)	-4.987	(<0.001)
$STDROA_{i,t}$	0.306	(<0.001)		
$TIME_{i,t}$	0.000	(<0.001)		
$ FE_{i,t} $			3.032	(0.006)
$ADJROE_{i,t}$	-0.367	(<0.001)	0.395	(0.362)
$CAR_{i,t}$	0.031	(<0.001)	-0.242	(<0.001)
$GROWTH_{i,t}$	-0.037	(<0.001)	0.290	(0.003)
$STDRET_{i,t}$	0.188	(<0.001)	0.659	(0.059)
$SIZE_{i,t}$	-0.004	(<0.001)	0.012	(0.454)
$MTB_{i,t}$	-0.001	(0.057)	0.033	(0.005)
$LEV_{i,t}$	0.017	(<0.001)	-0.058	(0.003)
$TENURE_{i,t}$	0.000	(0.297)	0.002	(0.258)
$DTENURE_{i,t}$	-0.004	(0.031)	0.387	(<0.001)
$AGE_{i,t}$	-0.001	(<0.001)	0.052	(<0.001)
$DAGE_{i,t}$	-0.001	(0.434)	0.109	(<0.001)
$OWN_{i,t}$	0.012	(0.253)	-1.847	(<0.001)
$BSIZE_{i,t}$	-0.001	(0.007)	0.005	(0.288)
$OUT_{i,t}$	0.003	(0.650)	0.301	(0.006)
$INST_{i,t}$	0.021	(0.006)	-0.261	(0.052)
$CROSS_{i,t}$	-0.062	(<0.001)	-0.711	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$		含める		含める
$INDUSTRY_{i,t}$		含める		含める
Adjusted-R ² / Pseudo-R ²		0.428		0.055
N		17,655		17,655
弱相関の検定				
Anderson 正準相関尤度比統計量				234.001
p値				(<0.001)
過剰識別の検定				
Sargan 統計量				0.042
p値				(0.838)

注：上の表は操作変数法を用いた場合の(1)式の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。

パネルB：業績予想改訂幅

	1段階目		2段階目	
	FR _{it}		TURN _{it,t+1}	
	係数	係数	係数	係数
定数項	-0.052	(0.008)	-4.907	(<0.001)
STDROA _{it}	0.215	(<0.001)		
TIME _{it}	0.000	(<0.001)		
FR _{it}			4.373	(0.007)
ADJROE _{it}	-0.230	(<0.001)	0.285	(0.472)
CAR _{it}	0.011	(<0.001)	-0.197	(<0.001)
GROWTH _{it}	-0.047	(<0.001)	0.387	(0.001)
STDRET _{it}	0.156	(<0.001)	0.542	(0.157)
SIZE _{it}	-0.001	(0.080)	0.004	(0.791)
MTB _{it}	-0.001	(0.107)	0.032	(0.007)
LEV _{it}	0.011	(<0.001)	-0.055	(0.003)
TENURE _{it}	0.000	(0.670)	0.002	(0.224)
DTENURE _{it}	-0.003	(0.030)	0.389	(<0.001)
AGE _{it}	0.000	(0.011)	0.052	(<0.001)
DAGE _{it}	-0.001	(0.337)	0.111	(<0.001)
OWN _{it}	0.006	(0.497)	-1.825	(<0.001)
BSIZE _{it}	0.000	(0.033)	0.005	(0.305)
OUT _{it}	0.005	(0.354)	0.286	(0.009)
INST _{it}	0.009	(0.105)	-0.236	(0.075)
CROSS _{it}	-0.041	(<0.001)	-0.718	(<0.001)
YEAR _{it}	含める		含める	
INDUSTRY _{it}	含める		含める	
Adjusted-R ² / Pseudo-R ²		0.366		0.051
N		17,655		17,655
弱相関の検定				
Anderson 正準相関尤度比統計量				187.628
p 値				(<0.001)
過剰識別の検定				
Sargan 統計量				0.084
p 値				(0.772)

注：上の表は操作変数法を用いた場合の(1)式の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、|FE_{it}|と|FR_{it}|については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。

れる (Ajinkya et al.(2005))。一方で、経営環境の不確実性は経営者のコントロールできる要因ではないため、経営者交代には直接的に影響を与えるものではない (Lee et al.(2012))。また、期初予想値と実績値の公表に日数差があるほど、正確度の高い業績予想を開示することは難しくなるものの (Baik et al.(2011))、そうした日数差が経営能力の評価と直接的に関係しているとは考えにくい。このことから、STDROA_{it}とTIME_{it}は操作変数の条件を満たすと考えられる。

表9は、操作変数法を用いた分析結果をまとめたものである。パネルAは|FE_{it}|に関する検証結果である。2段階目の推定結果に注目すると、|FE_{it}|の係数は1%水準で有意な正の値であることがわかる。なお、STDROA_{it}とTIME_{it}が操作変数として機能するための条件を満たすかを調査したところ、Anderson 正準相関尤度比統計量は有意な値であることから、操作変数と説明変数が無相関であるという帰無仮説は棄却される。他方、Sargan 統計量は有意な値ではないことから、操作変数と誤差項が無

相関であるという帰無仮説は棄却されない。このことから、 $STDROA_{i,t}$ と $TIME_{i,t}$ は操作変数としての条件を満たしているといえる。

続いて、 $|FR_{i,t}|$ に関する分析結果を示したパネルBに目を向ける。2段階目の推定結果から、 $|FR_{i,t}|$ の係数が1%水準で有意な正の値であることが確認できる。また、パネルA同様、 $STDROA_{i,t}$ と $TIME_{i,t}$ が操作変数として機能するための条件を満たすかを調査したところ、Anderson 正準相関尤度比統計量は有意な値であるのに対して、Sargan 統計量は有意な値ではない。すなわち、 $|FR_{i,t}|$ を説明変数として用いる場合にも、 $STDROA_{i,t}$ と $TIME_{i,t}$ は操作変数としての条件を満たしているといえる。以上から、表4の検証結果は内生性の問題に対応してもなお、頑健であることが確認できる。

7. 追加分析

7.1. 企業業績の影響

本研究は追加的に、業績予想の正確度と経営者交代との関係が特定の状況において変化する可能性があるのかを調査する。まず、企業業績に注目する。Lee et al.(2012)によれば、業績予想の正確度と経営者交代との関係は企業業績が高い場合に弱くなることが報告されている。そもそも経営者を交代すること自体には、新しい経営者を探したり、事業の連続性が途切れたりといった様々な費用が伴う。そのため、安易に経営者を交代することはできず、企業業績が全体的に良好な場合には、たとえ業績予想の正確度が低くとも経営者交代に伴う費用の大きさを加味して、経営者交代の意思決定が下されないかもしれない。

本研究は上記の点を検証するために、(1)式に $|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ あるいは $|FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ を追加的に組み込んだ(3)式を推定する¹⁷⁾。なお、(3)式のように交差項を含めたモデルをプロビット・モデルとして最尤法により推定すると係数の解釈が困難となるため (Ai and Norton(2003))、線形確率モデルとして最小二乗法により推定している¹⁸⁾。説明変数のうち本研究が関心を寄せるのは $|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ あるいは $|FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ の係数である。 $|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ ($|FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$)の係数が有意な負の値をとるのであれば、企業業績が良好な企業ほど業績予想の誤差（改訂幅）と経営者交代との関係が弱くなることを意味する。

17) 本研究は $|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ あるいは $|FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ の代わりに、 $|FE_{i,t}| \times CAR_{i,t}$ あるいは $|FR_{i,t}| \times CAR_{i,t}$ を(3)式に組み込んだ場合の検証も行っている。検証の結果、説明変数として $|FE_{i,t}|$ および $|FE_{i,t}| \times CAR_{i,t}$ を用いた場合には、 $|FE_{i,t}| \times CAR_{i,t}$ の係数は -0.062 と5%水準で有意な負の値をとっていることを確認している。また、 $|FR_{i,t}|$ および $|FR_{i,t}| \times CAR_{i,t}$ を説明変数とした場合には、 $|FR_{i,t}| \times CAR_{i,t}$ の係数は -0.074 であり、5%水準で有意な負の値であることがわかっている。

18) ただし、(3)式を線形確率モデルとして最小二乗法により推定を行った場合にも、連続変数同士の交差項を用いる場合には交差項を構成する変数についてセンタリングを行い、それらをもとに交差項を作成しない限り、交差項の係数の解釈が複雑となる (太田(2018))。そこで、(3)式の推定を行うにあたっては、 $|FE_{i,t}|$ ($|FR_{i,t}|$)と $ADJROE_{i,t}$ のそれぞれについてセンタリングを行い、センタリング後の $|FE_{i,t}|$ ($|FR_{i,t}|$)と $ADJROE_{i,t}$ にもとづいて、 $|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ ($|FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$)を計算している。

$$\begin{aligned}
TURN_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1|FE_{i,t}| \text{ (or } |FR_{i,t}|) + \beta_2|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t} \text{ (or } |FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}) \\
& + \beta_3ADJROE_{i,t} + \beta_4CAR_{i,t} + \beta_5GROWTH_{i,t} + \beta_6STDRET_{i,t} \\
& + \beta_7SIZE_{i,t} + \beta_8MTB_{i,t} + \beta_9LEV_{i,t} + \beta_{10}TENURE_{i,t} + \beta_{11}DTENURE_{i,t} \\
& + \beta_{12}AGE_{i,t} + \beta_{13}DAGE_{i,t} + \beta_{14}OWN_{i,t} + \beta_{15}BSIZE_{i,t} + \beta_{16}OUT_{i,t} \\
& + \beta_{17}INST_{i,t} + \beta_{18}CROSS_{i,t} + \beta_{19}YEAR_{i,t} + \beta_{20}INDUSTRY_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1},
\end{aligned} \tag{3}$$

表10は、(3)式を推定した結果をまとめたものである。列Aは(3)式の説明変数として $|FE_{i,t}|$ および $|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ を用いた場合の推定結果を示している。 $|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ の係数は1%水準で有意な負の値をとっている。このことは、企業業績が高い企業ほど、業績予想の誤差と経営者交代との関係は弱くなることを意味している。次に、 $|FR_{i,t}|$ および $|FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ を(3)式の説明変数に用いた場合の検証結果を報告している列Bに目を向けると、 $|FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ の係数は1%水準で有意な負の値であることが確認できる。すなわち、業績予想の改訂幅と経営者交代との正の関係は企業業績が高

表10 企業業績の影響

	$TURN_{i,t+1}$			
	A		B	
	係数	p値	係数	p値
定数項	-0.495	(<0.001)	-0.492	(<0.001)
$ FE_{i,t} $	0.123	(0.004)		
$ FR_{i,t} $			0.144	(0.008)
$ FE_{i,t} \times ADJROE_{i,t}$	-0.130	(<0.001)		
$ FR_{i,t} \times ADJROE_{i,t}$			-0.229	(<0.001)
$ADJROE_{i,t}$	-0.101	(0.005)	-0.110	(0.001)
$CAR_{i,t}$	-0.027	(0.002)	-0.025	(0.004)
$GROWTH_{i,t}$	0.042	(0.007)	0.045	(0.004)
$STDRET_{i,t}$	0.234	(<0.001)	0.235	(<0.001)
$SIZE_{i,t}$	0.000	(0.864)	-0.001	(0.656)
$MTB_{i,t}$	0.006	(0.050)	0.006	(0.062)
$LEV_{i,t}$	-0.004	(0.008)	-0.003	(0.016)
$TENURE_{i,t}$	0.001	(0.178)	0.001	(0.171)
$DTENURE_{i,t}$	0.091	(<0.001)	0.091	(<0.001)
$AGE_{i,t}$	0.009	(<0.001)	0.009	(<0.001)
$DAGE_{i,t}$	0.017	(0.029)	0.017	(0.029)
$OWN_{i,t}$	-0.263	(<0.001)	-0.262	(<0.001)
$BSIZE_{i,t}$	0.001	(0.359)	0.001	(0.369)
$OUT_{i,t}$	0.062	(<0.001)	0.061	(0.001)
$INST_{i,t}$	-0.043	(0.256)	-0.041	(0.276)
$CROSS_{i,t}$	-0.184	(<0.001)	-0.185	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
Adjusted-R ²		0.062		0.062
N		18,066		18,066

注：上の表は(3)式の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。また、 $|FE_{i,t}|$ 、 $|FR_{i,t}|$ 、 $ADJROE_{i,t}$ はセンタリングを行い、センタリング後の値を用いて $|FE_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ および $|FR_{i,t}| \times ADJROE_{i,t}$ を作成している。p値は企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差を用いて算出している (Petersen (2009))。

くなるにつれて弱まるといえる。

7.2. 株式持合比率の影響

次に、業績予想の正確度と経営者交代との関係に株式持合比率が影響を及ぼすかどうかを検証する。本研究は、ほとんどの企業において取締役の指名を行う独立の委員会が存在しない日本において、経営者交代の意思決定が下される際に業績予想の正確度が加味されるのは、株式相互持ち合いの解消が進む一方、海外機関投資家の日本株買いが増したことによって、株主が直接的に経営者に退任圧力をかける構造が生まれたためであると推察している。仮にそうであるならば、株式相互持ち合いの解消が進み、物言わぬ株主が減少している企業の経営者ほど、正確度の低い業績予想を開示することによって交代させられる可能性が高くなると予想される¹⁹⁾。

本研究は、(1)式に $|FE_{i,t}| \times CORSS_{i,t}$ あるいは $|FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ を組み込んだ(4)式を推定することによって、上記の予想を検証する。なお、(4)式は(3)式と同じように、線形確率モデルとして最小二乗法により推定を行っている²⁰⁾。説明変数のうち本研究が関心を寄せるのは $|FE_{i,t}| \times CORSS_{i,t}$ あるいは $|FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ の係数である。 $|FE_{i,t}| \times CORSS_{i,t}$ ($|FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$) の係数が有意な負の値をとるのであれば、上記の予想が支持されること、すなわち株式持合比率が低い企業ほど業績予想の誤差（改訂幅）と経営者交代との関係が強くなることを意味する。

$$\begin{aligned} TURN_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1|FE_{i,t}| \text{ (or } |FR_{i,t}|) + \beta_2|FE_{i,t}| \times CROSS_{i,t} \text{ (or } |FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}) \\ & + \beta_3ADJROE_{i,t} + \beta_4CAR_{i,t} + \beta_5GROWTH_{i,t} + \beta_6STDRET_{i,t} \\ & + \beta_7SIZE_{i,t} + \beta_8MTB_{i,t} + \beta_9LEV_{i,t} + \beta_{10}TENURE_{i,t} + \beta_{11}DTENURE_{i,t} \\ & + \beta_{12}AGE_{i,t} + \beta_{13}DAGE_{i,t} + \beta_{14}OWN_{i,t} + \beta_{15}BSIZE_{i,t} + \beta_{16}OUT_{i,t} \\ & + \beta_{17}INST_{i,t} + \beta_{18}CROSS_{i,t} + \beta_{19}YEAR_{i,t} + \beta_{20}INDUSTRY_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}, \end{aligned} \quad (4)$$

表11は、(4)式の推定結果である。列Aは(4)式の説明変数として $|FE_{i,t}|$ と $|FE_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ を用いた場合、列Bは $|FR_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ を用いた場合の結果を示している。列Aからは、 $|FE_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ の係数は1%水準で有意な負の値であることがわかる。続いて、列Bを見ると、 $|FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ の係数は1%水準で有意な負の値をとっていることが確認できる。以上の検証結果は、株式持合比率が低下するにつれて、業績予想の正確度と経営者交代の関係は強まることを示しており、日本においても経営者交代と業績予想の正確度との間に一定の関係が観察された背景には、株式相互持ち合い

19) 他方、海外機関投資家によって株式が買い増され、議決権行使やエンゲージメントを通じて経営者に対して強い圧力がかかっている企業の経営者ほど、正確度の低い業績予想を開示することによって交代させられる可能性が高くなるとも考えられる。ただし、本研究は海外機関投資家に注目した分析を行っていない。これは、本研究がコーポレート・ガバナンスに関するデータを収集するために利用している NEED-Cges には国内機関投資家持株比率のデータしか収録されていないこと、および Miyajima et al. (2018) では国内機関投資家の存在によって経営能力の低い経営者の交代が促されるわけではないことが報告されているためである。実際には、 $|FE_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ ($|FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$) の代わりに、 $|FE_{i,t}| \times INST_{i,t}$ ($|FR_{i,t}| \times INST_{i,t}$) を(4)式に組み込んで検証を行ったところ、 $|FE_{i,t}| \times INST_{i,t}$ ($|FR_{i,t}| \times INST_{i,t}$) の係数は有意な値をとらないことが確認されている。

20) (4)式の推定を行うにあたっては、(3)式と同じように、 $|FE_{i,t}|$ ($|FR_{i,t}|$) と $CROSS_{i,t}$ のそれぞれについてセンタリングを行い、センタリング後の $|FE_{i,t}|$ ($|FR_{i,t}|$) と $CROSS_{i,t}$ にもとづいて、 $|FE_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ ($|FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$) を計算している。

表11 株式持合比率の影響

	$TURN_{i,t+1}$			
	A		A	
	係数	係数	係数	係数
定数項	-0.500	(<0.001)	-0.495	(<0.001)
$ FE_{i,t} $	0.139	(0.004)		
$ FR_{i,t} $			0.183	(0.002)
$ FE_{i,t} \times CROSS_{i,t}$	-0.684	(<0.001)		
$ FR_{i,t} \times CROSS_{i,t}$			-0.747	(<0.001)
$ADJROE_{i,t}$	-0.112	(0.001)	-0.124	(<0.001)
$CAR_{i,t}$	-0.028	(0.001)	-0.026	(0.003)
$GROWTH_{i,t}$	0.044	(0.006)	0.048	(0.002)
$STDRET_{i,t}$	0.229	(<0.001)	0.229	(<0.001)
$SIZE_{i,t}$	0.000	(0.993)	-0.001	(0.776)
$MTB_{i,t}$	0.007	(0.028)	0.007	(0.032)
$LEV_{i,t}$	-0.004	(0.010)	-0.003	(0.022)
$TENURE_{i,t}$	0.001	(0.167)	0.001	(0.166)
$DTENURE_{i,t}$	0.091	(<0.001)	0.091	(<0.001)
$AGE_{i,t}$	0.009	(<0.001)	0.009	(<0.001)
$DAGE_{i,t}$	0.017	(0.028)	0.018	(0.028)
$OWN_{i,t}$	-0.263	(<0.001)	-0.262	(<0.001)
$BSIZE_{i,t}$	0.001	(0.373)	0.001	(0.379)
$OUT_{i,t}$	0.061	(<0.001)	0.061	(<0.001)
$INST_{i,t}$	-0.042	(0.263)	-0.040	(0.290)
$CROSS_{i,t}$	-0.191	(<0.001)	-0.190	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
Adjusted-R ²		0.062		0.062
N		18,066		18,066

注：上の表は(4)式の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。なお、 $|FE_{i,t}|$ と $|FR_{i,t}|$ については絶対値をとる前の値にもとづいてウィンソライズを行い、そのあとに絶対値をとっている。また、 $|FE_{i,t}|$ 、 $|FR_{i,t}|$ 、 $CROSS_{i,t}$ はセンタリングを行い、センタリング後の値を用いて $|FE_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ および $|FR_{i,t}| \times CROSS_{i,t}$ を作成している。p値は企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差を用いて算出している(Petersen(2009))。

の解消が進み、株主が直接的に経営者に退任圧力をかける構造が生まれたためであることを示唆している。

7.3. 経営者交代前後の企業業績の変化と業績予想正確度の変化

ここまでの分析から、経営者交代の意思決定が下される際に、業績予想の誤差や改訂幅といった業績予想情報が参照されていることが明らかとなった。本研究では、こうした検証結果が得られた理由を、業績予想の正確度には経営者の能力が反映されており、株主は業績予想情報を通じて経営者の経営能力の良し悪しを判断し、経営者の能力が低いと判断した場合には、より直接的に当該経営者に退任圧力をかけるためであると考えている。仮にこの見解が正しいのであれば、業績予想の正確度にもとづいて行われた経営者の交代は効率的であるといえる。そこで、業績予想の正確度にもとづいて下された経営者交代が効率的なものであるか否かを検証する。

本研究は、経営者交代前後の業績予想の正確度の変化と企業業績の変化の関係に注目する。業績予想の誤差にもとづいて行われた経営者の交代が効率的なものであれば、誤差の大きい業績予想を公表してしまった経営者から誤差の小さい業績予想を公表できる経営者に交代した場合に、将来の企業業績は大

幅に改善するものと考えられる。あるいは、業績予想の改訂幅にもとづいて下された経営者の交代が効率的であるならば、業績予想を大きく修正する経営者から僅かな修正で済む経営者に交代した場合に、企業業績は改善すると予想される。

上記の見解を検証するために、サンプルを $TURN_{i,t+1}$ が 1 をとる企業に限定したうえで、(5) 式と (6) 式のプーリング回帰モデルを最小二乗法により推定する。(5) 式と (6) 式の被説明変数はそれぞれ産業調整済総資産利益率の変化 ($\Delta ADJROA_{i,t+3}$) と産業調整済営業キャッシュ・フローの変化 ($\Delta ADJOCF_{i,t+3}$) であり、説明変数のうち本研究が関心を寄せるのは業績予想の誤差の変化 ($\Delta |FE_{i,t+1}|$) あるいは業績予想の改訂幅の変化 ($\Delta |FR_{i,t+1}|$) である。 $\Delta |FE_{i,t+1}|$ ($\Delta |FR_{i,t+1}|$) の係数が有意な負の値をとる場合、誤差 (改訂幅) の大きい業績予想を公表してしまった経営者から誤差 (改訂幅) の小さい予想を公表することができる経営者に交代したことで、将来業績が改善することを意味する。

$$\begin{aligned} \Delta ADJROA_{i,t+3} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta |FE_{i,t+1}| \text{ (or } \Delta |FR_{i,t+1}|) + \beta_2 \Delta SIZE_{i,t+3} \\ & + \beta_3 \Delta MTB_{i,t+3} + \beta_4 \Delta LEV_{i,t+3} + \beta_5 YEAR_{i,t} + \beta_6 INDUSTRY_{i,t} + \varepsilon_{i,t+3}, \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \Delta ADJOCF_{i,t+3} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta |FE_{i,t+1}| \text{ (or } \Delta |FR_{i,t+1}|) + \beta_2 \Delta SIZE_{i,t+3} \\ & + \beta_3 \Delta MTB_{i,t+3} + \beta_4 \Delta LEV_{i,t+3} + \beta_5 YEAR_{i,t} + \beta_6 INDUSTRY_{i,t} + \varepsilon_{i,t+3}, \end{aligned} \quad (6)$$

(5) 式と (6) 式の推定を行うにあたっては、企業規模の変化 ($\Delta SIZE_{i,t+3}$)、成長性の変化 ($\Delta MTB_{i,t+3}$)、負債比率の変化 ($\Delta LEV_{i,t+3}$) をコントロールする。また、年効果および産業効果をコントロールするために、 $YEAR_{i,t}$ と $INDUSTRY_{i,t}$ を組み込んでいる。各変数の詳細な定義については付録にまとめているため、そちらを参照してほしい。なお、仮説の検証にあたっては、連続変数は年ごとに上下 1% でウィンソライズを施している。また、企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差にもとづいて p 値を算出している (Petersen (2009))。

表12のパネル A は (5) 式の推定結果である。列 A と列 B はそれぞれ説明変数として $\Delta |FE_{i,t+1}|$ と $\Delta |FR_{i,t+1}|$ を用いた場合の検証結果であり、どちらの係数も 1% 水準で有意な負の値をとっていることが確認できる。パネル B は (6) 式を推定した結果をまとめたものであり、列 A と列 B はそれぞれ説明変数として $\Delta |FE_{i,t+1}|$ と $\Delta |FR_{i,t+1}|$ を用いた場合の検証結果を報告している。列 A と列 B から、 $\Delta |FE_{i,t+1}|$ と $\Delta |FR_{i,t+1}|$ どちらの係数も 1% 水準で有意な負の値をとっていることがわかる。これらの分析結果は、業績予想の正確度にもとづいて経営者の交代が行われた場合、将来業績が改善することを示している。このことから、業績予想情報にもとづく経営者交代は効率的であるといえる。

表12 経営者交代前後の企業業績の変化と業績予想正確度の変化

パネルA：産業調整済総資産利益率の変化

	$\Delta ADJROA_{i,t+3}$			
	A		B	
	係数	p値	係数	p値
定数項	-0.004	(0.687)	-0.005	(0.609)
$\Delta FE_{i,t+1} $	-0.102	(<0.001)		
$\Delta FR_{i,t+1} $			-0.105	(<0.001)
$\Delta SIZE_{i,t+3}$	0.033	(0.090)	0.033	(0.109)
$\Delta MTB_{i,t+3}$	0.005	(0.092)	0.005	(0.160)
$\Delta LEV_{i,t+3}$	-0.008	(<0.001)	-0.007	(<0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
Adjusted-R ²		0.125		0.102
N		2,308		2,307

パネルB：産業調整済営業キャッシュ・フローの変化

	$\Delta ADJOCF_{i,t+3}$			
	A		B	
	係数	p値	係数	p値
定数項	0.033	(0.026)	0.033	(0.027)
$\Delta FE_{i,t+1} $	-0.043	(0.001)		
$\Delta FR_{i,t+1} $			-0.050	(0.002)
$\Delta SIZE_{i,t+3}$	0.043	(0.008)	0.043	(0.010)
$\Delta MTB_{i,t+3}$	0.002	(0.278)	0.002	(0.344)
$\Delta LEV_{i,t+3}$	-0.004	(0.001)	-0.004	(0.001)
$YEAR_{i,t}$	含める		含める	
$INDUSTRY_{i,t}$	含める		含める	
Adjusted-R ²		0.033		0.031
N		2,308		2,307

注：上の表のパネルAは(5)式の推定結果をまとめたものであり、パネルBは(6)式の推定結果をまとめたものである。各変数の定義は付録に記している。連続変数は年ごとに上下1%でウィンソライズを施している。p値は企業・年のクラスタリングに対して頑健な標準誤差を用いて算出している (Petersen(2009))。

8. おわりに

本研究は、経営者交代の意思決定において、業績予想情報が利用されているかどうかを検証している。検証の結果は次の通りである。第1に、業績予想の誤差や改訂幅が大きい企業の経営者ほど交代させられる確率は高いことが確認されている。第2に、企業業績が良好な企業ほど、経営者交代と業績予想の誤差あるいは改訂幅との関係は弱まることわかっている。第3に、株式持合比率が低い企業ほど、経営者交代と業績予想の誤差あるいは改訂幅の関係は強くなることが明らかとなっている。第4に、誤差や改訂幅の大きい業績予想を公表する者から小さい業績予想を開示する者に経営者が交代した場合、その後の企業業績が改善することが示されている。これらの検証結果は、業績予想情報は経営者の能力を評価するのに利用されていること、また業績予想情報にもとづく経営者交代は効率的であることを示唆している。

本研究には次のような貢献がある。1つ目は、日本企業をサンプルとした場合にも、業績予想の正確度と経営者交代との間に一定の関係があることを示したうえで、そうした関係が生まれたプロセスを明

らかにした点である。Lee et al.(2012)は米国企業を対象に業績予想の誤差と経営者交代との間には正の関係があることを報告している。しかし、日本では米国とは異なり、ほとんどの企業において取締役会が経営者を適切に監視する環境が整備されていない。他方、2000年以降、株式相互持ち合いの解消が進む一方、海外機関投資家が日本株の買い増しを進めたことにより、株主が直接的に経営者に対し退任圧力をかける環境が生まれた。本研究はこうした株主構造の変化によって、業績予想情報のように経営者の能力を反映する情報にもとづいて経営者交代の意思決定が下されるようになったと推察しており、上記の見解と整合的な結果を得ている。

2つ目は、業績予想研究においてしばしば指摘される統計上の問題を軽減したうえで、業績予想の正確度と経営者交代との関係を検証した点である。Lee et al.(2012)が検証の対象としている米国では、業績予想の開示が任意で行われているため、その分析結果はセレクション・バイアスの影響を受けている可能性がある。また、米国企業の多くはポイント形式ではなく、レンジ形式の予想を公表しているため、業績予想の誤差など分析に必要な変数の作成にあたって、測定誤差の問題が懸念される。他方、東京証券取引所の要請により、日本の株式市場に上場している企業には業績予想の開示が求められるだけでなく、原則的にポイント形式で予想を開示することが要請されている。このことから、日本企業を対象としたことによって、Lee et al.(2012)が抱える統計上の問題を緩和したうえで経営者交代と業績予想の正確度との関係を検証できたといえる。

第3に、経営者交代の意思決定において業績予想情報が利用されているだけでなく、業績予想情報にもとづいておこなわれた経営者交代が効率的なものであることを示した点である。Lee et al.(2012)は、業績予想情報が経営者交代の意思決定に参照されていることを示した点で新規性に富むものであるが、実際に業績予想情報にもとづいてなされた経営者交代が効率的なものであるかどうか、すなわち将来の企業業績を改善させるものであるか否かについては明らかにされていない。仮に業績予想の正確度が経営者の能力を反映したものであるならば、それにもとづいておこなわれた経営者交代は将来の企業業績を改善するものであると予想される。本研究は正確度の低い業績予想を公表してしまった者から正確度の高い予想を公表することができる者に経営者が交代した場合に、将来業績が改善することを示すことによって、この点を補完している。

《参考文献》

- Abe, Y., 1997. Chief executive turnover and firm performance in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies* 11 (1), 2-26.
- Abel, A., 1983. Optimal investment under uncertainty. *American Economic Review* 73 (1), 228-233.
- Aggarwal, R., Erel, I., Ferreira, M., Matos, P., 2011. Does governance travel around the world? Evidence from institutional investors. *Journal of Financial Economics* 100 (1), 154-181.
- Ai, C., Norton, E. C., 2003. Interaction terms in logit and probit models. *Economics Letters* 80 (1), 123-129.
- Ajinkya, B. B., Gift, M. J., 1984. Corporate managers' earnings forecasts and symmetrical adjustments of market expectations. *Journal of Accounting Research* 22 (2), 425-444.
- Ajinkya, B. B., Bhojraj, S., Sengupta, P., 2005. The association between outside directors, institutional investors and the properties of management earnings forecasts. *Journal of Accounting Research* 43 (3), 343-376.
- Angrist, J. D., Pischke, J. S., 2008. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
- 浅野敏志, 2018. 『会計情報と資本市場：変容の分析と影響』中央経済社.
- Baginski, S. P., Hassell, J. M., 1990. The market interpretation of management earnings forecasts as a predictor of subsequent financial analyst forecast revision. *The Accounting Review* 65 (1), 175-190.
- Baik, B., Farber, D. B., Lee, S., 2011. CEO ability and management earnings forecasts. *Contemporary Accounting Research* 28 (5), 1645-1668.
- Brennan, M., 2003. Corporate investment policy. in Constantinides, G. M., Harris, M., Stulz, R. M., eds., *Handbook of the Economics of Finance*, North Holland, 167-214.
- Chyz, J., Gaertner, F. B., 2018. Can paying "too much" tax contribute to forced CEO turnover? *The Accounting Review* 93 (1), 103-130.
- Coller, M., Yohn, T. L., 1997. Management forecasts and information asymmetry: An examination of bid-ask spreads. *Journal of Accounting Research* 35 (2), 181-191.
- Conroy, R. M., Harris, R. S., Park, Y. S., 1998. Fundamental information and share prices in Japan: Evidence from earnings surprises and management predictions. *International Journal of Forecasting* 14 (2), 227-244.
- DeFond, M. L., Park, C. W., 1999. The effect of competition on CEO turnover. *Journal of Accounting and Economics* 27 (1), 35-56.
- Demerjian, P. R., Lev, B., McVay, S. E., 2012. Quantifying managerial ability: A new measure and validity tests. *Management Science* 58 (7), 1229-1248.
- Denis, D. J., Denis, D. K., Sarin, A., 1997. Ownership structure and top executive turnover. *Journal of Financial Economics* 45 (2), 193-221.
- Dikolli, S. S., Mayew, W. J., Nanda, D., 2014. CEO tenure and the performance-turnover relation. *Review of Accounting Studies* 19 (1), 281-327.
- Fama, E. F., Jensen, M. C., 1983. Separation of ownership and control. *The Journal of Law and Economics* 26 (2), 301-325.
- Frankel, R., McNichols, M., Wilson, G. P., 1995. Discretionary disclosure and external financing. *The Accounting Review* 70 (1), 135-150.
- Gilson, S. C., 1989. Management turnover and financial distress. *Journal of Financial Economics* 25 (2), 241-262.
- Goodman, T. H., Neamtiu, M., Shroff, N., White, H. D., 2014. Management forecast quality and capital investment decisions. *The Accounting Review* 89 (1), 331-365.
- Gordon, J. N., 2007. The rise of independent directors in the United States, 1950-2005: Of shareholder value and stock market prices. *Stanford Law Review* 59 (6), 1465-1568.
- 後藤雅敏・桜井久勝, 1993. 「利益予測の改訂情報とインサイダー取引規制」『企業会計』第45巻第9号, 1279-1284.
- Goyal, V. K., Park, C. W., 2002. Board leadership and CEO turnover. *Journal of Corporate Finance* 8 (1), 49-66.
- Hassell, J. M., Jennings, R. H., Lasser, D. J., 1988. Management earnings forecasts: Their usefulness as a source of firm-specific information to security analysts. *Journal of Financial Research* 11 (4), 303-319.
- Hayashi, F., 1982. Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation. *Econometrica* 50 (1), 213-224.
- Hazarika, S., Karpoff, J. M., Nahata, R., 2012. Internal corporate governance, CEO turnover, and earnings management. *Journal of Financial Economics* 104 (1), 44-69.
- Huson, M. R., Parrino, R., Starks, L. T., 2001. Internal monitoring mechanisms and CEO turnover: A long-term perspective. *The Journal of Finance* 56 (6), 2265-2297.

- 石田惣平, 2021. 「経営者の在任期間と業績予想の正確度」『会計プロGRESS』第21号, 63-79.
- Ishida, S., Kochiyama, T., Shuto, A., 2021. Are more able managers good future tellers? Learning from Japan. *Journal of Accounting and Public Policy*, forthcoming.
- Jensen, M. C., 1993. The modern industrial revolution and the challenge to internal control systems. *The Journal of Finance* 48 (3), 831-880.
- Jensen, M. C., Meckling, W. H., 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 (4), 305-360.
- Kang, J. K., Shivdasani, A., 1995. Firm performance, corporate governance, and top executive turnover in Japan. *Journal of Financial Economics* 38 (1), 29-58.
- Kaplan, S. N., 1994. Top executive rewards and firm performance: A comparison of Japan and the United States. *Journal of Political Economy* 102 (3), 510-546.
- Kaplan, S. N., Minton, B. A., 2012. How has CEO turnover changed? *International Review of Finance* 12 (1), 57-87.
- Kasznik, R., Lev, B., 1995. To warn or not to warn: Management disclosures in the face of an earnings surprise. *The Accounting Review* 70 (1), 113-134.
- Kato, K., Skinner, D. J., Kunimura, M., 2009. Management forecasts in Japan: An empirical study of forecasts that are effectively mandated. *The Accounting Review* 84 (5), 1575-1606.
- Lee, S., Matsunaga, S. R., Park, C. W., 2012. Management forecast accuracy and CEO turnover. *The Accounting Review* 87 (6), 2095-2122.
- Lennox, C. S., Park, C. W., 2006. The informativeness of earnings and management's issuance of earnings forecasts. *Journal of Accounting and Economics* 42 (3), 439-458.
- 宮島英昭・新田敬祐, 2011. 「株式所有構造の多様化とその帰結：株式持ち合いの解消・「復活」と海外投資家の役割」, 宮島英昭編著『日本の企業統治』, 東洋経済新報社, 105-149.
- 宮島英昭・小川亮, 2012. 「日本企業の取締役会構成の変化をいかに理解するか：取締役会構成の決定要因と社外取締役の導入効果」『旬刊商事法務』第1973号, 81-95.
- Miyajima, H., Ogawa, R., Saito, T., 2018. Changes in corporate governance and top executive turnover: The evidence from Japan. *Journal of the Japanese and International Economies* 47, 17-31.
- 村宮克彦, 2005. 「経営者が公表する予想利益の精度と資本コスト」『証券アナリストジャーナル』第43巻第9号, 83-97.
- Murphy, K. J., Zimmerman, J. L., 1993. Financial performance surrounding CEO turnover. *Journal of Accounting and Economics* 16 (1-3), 273-315.
- Noreen, E., 1988. An empirical comparison of probit and OLS regression hypothesis tests. *Journal of Accounting Research* 26 (1), 119-133.
- 太田浩司, 2005. 「予想利益の精度と価値関連性：I/B/E/S、四季報、経営者予想の比較」『現代ファイナンス』第18号, 141-159.
- 太田浩司, 2018. 「交差項を含むOLSおよびProbitモデルの解釈：図による説明」『関西大学商学論集』第63巻第3号, 37-58.
- Ota, K., 2010. The value relevance of management forecasts and their impact on analysts' forecasts: empirical evidence from Japan. *Abacus* 46 (1), 28-59.
- 乙政正太, 2004. 『利益調整メカニズムと会計情報』森山書店.
- Patell, J., 1976. Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior: Empirical tests. *Journal of Accounting Research* 14 (2), 246-276.
- Petersen, M. A., 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of Financial Studies* 22 (1), 435-480.
- Pownall, G., Waymire, G., 1989. Voluntary disclosure credibility and securities prices: Evidence from management earnings forecasts, 1969-73. *Journal of Accounting Research* 27 (2), 227-245.
- Rogers, J. L., Stocken, P. C., 2005. Credibility of management forecasts. *The Accounting Review* 80 (4), 1233-1260.
- 齋藤卓爾, 2011. 「日本企業による社外取締役の導入の決定要因とその効果」, 宮島英昭編著『日本の企業統治』, 東洋経済新報社, 181-213.
- Shivdasani, A., Yermack, D., 1999. CEO involvement in the selection of new board members: An empirical analysis. *The Journal of Finance* 54 (5), 1829-1853.
- Skinner, D. J., 1997. Earnings disclosures and stockholder lawsuits. *Journal of Accounting and Economics* 23 (3), 249-282.
- Smith, C., Watts, R., 1992. The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies. *Journal of Financial Economics* 32 (3), 263-292.
- 田中一弘・守島基博, 2004. 「戦後日本の経営者群像」『一橋ビジネスレビュー』第52巻第2号, 30-48.

- 円谷昭一, 2008. 「経営者業績予想の駆け込み修正の研究：その実態と実証会計学への影響」『証券アナリストジャーナル』第46巻第5号, 70-81.
- 円谷昭一, 2009. 「会社業績予想における経営者バイアスの影響」『証券アナリストジャーナル』第47巻第5号, 77-88.
- 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』第50巻第5号, 8-18.
- Warner, J. B., Watts, R. L., Wruck, K. H., 1988. Stock prices and top management changes. *Journal of Financial Economics* 20, 461-492.
- Waymire, G., 1986. Additional evidence on the accuracy of analyst forecasts before and after voluntary management earnings forecasts. *The Accounting Review* 61 (1), 129-142.
- Weisbach, M. S., 1988. Outside directors and CEO Turnover. *Journal of Financial Economics* 20, 431-460.
- Williams, P. A., 1996. The relation between a prior earnings forecast by management and analyst response to a current management forecast. *The Accounting Review* 71 (1), 103-115.
- Wooldridge, J. M., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.
- Yermack, D., 1996. Higher market valuation of companies with a small board of directors. *Journal of Financial Economics* 40 (2), 185-211.

付録 変数の定義

変数	定義
主分析	
$TURN_{i,t+1}$	= $t+1$ 期に経営者が交代していれば1それ以外は0をとるダミー変数。ここで、経営者は社長の肩書を持つ者（会長などの他の役職を兼任している者も含む）であり、交代とは社長が新たなものに代わる場合を指す。
$ FE_{i,t} $	= t 期の業績予想誤差の絶対値を $t-1$ 期末の株式時価総額で除した値。業績予想誤差は期初予想値と実績値の差である。
$ FR_{i,t} $	= t 期の業績予想改訂幅の絶対値を $t-1$ 期末の株式時価総額で除した値。業績予想改訂幅は最新予想値と期初予想値の差であり、最新予想値には決算日以前に公表された業績予想を採用している。
$ADJROE_{i,t}$	= t 期の産業調整済自己資本利益率。産業調整済自己資本利益率は自己資本利益率から同一産業・年の中央値を控除した値である。自己資本利益は t 期当期純利益を $t-1$ 期末の自己資本で除した値である。なお、自己資本が0以下の場合は欠損値として扱っている。
$CAR_{i,t}$	= t 期の累積異常月次株式リターン。異常月次株式リターンは個別企業の月次の株式リターンからTOPIXの月次のリターンを控除した値であり、累積異常月次株式リターンは異常月次株式リターンを12ヶ月間にわたって累積させた値である。
$GROWTH_{i,t}$	= t 期の売上高成長率。
$STDRET_{i,t}$	= t 期の月次株式リターンの標準偏差。
$SIZE_{i,t}$	= t 期の売上高の自然対数。
$MTB_{i,t}$	= t 期末の自己資本に対する株式時価総額の比率。なお、自己資本が0以下の場合は欠損値として扱っている。
$LEV_{i,t}$	= t 期末の株式時価総額に対する負債の比率。
$TENURE_{i,t}$	= t 期末の経営者の在任年数。
$DTENURE_{i,t}$	= t 期末の経営者の在任年数が4年あるいは6年であれば1それ以外は0をとるダミー変数。
$AGE_{i,t}$	= t 期末の経営者の年齢。
$DAGE_{i,t}$	= t 期末の経営者の年齢が64歳から66歳の間であれば1それ以外は0をとるダミー変数。
$OWN_{i,t}$	= t 期末の経営者持株比率。
$BSIZE_{i,t}$	= t 期末の取締役人数。
$OUT_{i,t}$	= t 期末の取締役人数に対する社外取締役人数の比率。
$INST_{i,t}$	= t 期末の国内機関投資家持株比率。
$CROSS_{i,t}$	= t 期末の株式持合比率。
頑健性分析	
$FORCED_{i,t+1}$	= $t+1$ 期に経営者が交代していて退任した経営者が取締役会に残っていなければ1それ以外は0をとるダミー変数。
$FE_POS_{i,t}$	= t 期の業績予想誤差が0以上であれば1それ以外は0をとるダミー変数。
$FE_NEG_{i,t}$	= t 期の業績予想誤差が0未満であれば1それ以外は0をとるダミー変数。
$FR_POS_{i,t}$	= t 期の業績予想改訂幅が0以上であれば1それ以外は0をとるダミー変数。
$FR_NEG_{i,t}$	= t 期の業績予想改訂幅が0未満であれば1それ以外は0をとるダミー変数。
$LOSS_{i,t}$	= t 期の当期純利益が0未満であれば1それ以外は0をとるダミー変数。
$POSUE_{i,t}$	= t 期の当期純利益が $t-1$ 期の当期純利益より高ければ1それ以外は0をとるダミー変数。
$STDROA_{i,t}$	= t 期における過去5年間の総資産営業利益率の標準偏差。
$BETA_{i,t}$	= t 期の決算日を起点とした過去240営業日の日次データをもとに市場モデルを用いて推定した株式ベータ。なお、市場モデルの推定にあたっては、市場リターンとしてTOPIXの日次リターンを採用している。
$RESID_{i,t}$	= t 期の決算日を起点とした過去240営業日の日次データをもとに市場モデルを用いて推定した残差の標準偏差。なお、市場モデルの推定にあたっては、市場リターンとしてTOPIXの日次リターンを採用している。
$CONCENT_{i,t}$	= t 期の市場競争度。市場競争度は同一産業・年における各社の売上高シェアの2乗和である。
$TIME_{i,t}$	= t 期の当期純利益の期初予想値を公表した日から実績値を公表した日までの日数。
$unexp FE_{i,t} $	= t 期の業績予想誤差の絶対値の期待外部分。
$unexp FR_{i,t} $	= t 期の業績予想改訂幅の絶対値の期待外部分。
追加分析	
$AADJROA_{i,t+3}$	= t 期から $t+3$ 期にかけての産業調整済総資産利益率の変化。産業調整済総資産利益率は当期純利益を総資産で除した値から同一産業・年の平均値を控除した値である。平均値の算出にあたっては $t-1$ 期末の株式時価総額にもとづく加重平均を採用している。

$\Delta ADJOCF_{i,t+3}$	= t 期から $t+3$ 期にかけての産業調整済営業キャッシュ・フローの変化。産業調整済営業キャッシュ・フローは営業キャッシュ・フローを総資産で除した値から同一産業・年の平均値を控除した値である。平均値の算出にあたっては $t-1$ 期末の株式時価総額にもとづく加重平均を採用している。
$\Delta FE_{i,t+1} $	= t 期から $t+1$ 期にかけての業績予想誤差の絶対値を期首株式時価総額で除した値の変化。
$\Delta FR_{i,t+1} $	= t 期から $t+1$ 期にかけての業績予想改訂幅の絶対値を期首株式時価総額で除した値の変化。
$\Delta SIZE_{i,t+3}$	= t 期から $t+3$ 期にかけての売上高の自然対数の変化。
$\Delta MTB_{i,t+3}$	= t 期から $t+3$ 期にかけての自己資本に対する株式時価総額の比率の変化。
$\Delta LEV_{i,t+3}$	= t 期から $t+3$ 期にかけての株式時価総額に対する負債の比率の変化。
