

経営者の在職期間と業績予想

石田 惣平[†] 蜂谷 豊彦[‡]

要旨

本研究の目的は業績予想にバイアスをかけようとする経営者の動機が在職期間を通して変化するかどうかを分析することにある。分析の結果、就任間もない経営者ほど裁量的な調整を行って積極的な予想利益を公表することを発見している。これらの分析に加えて、経営者が就任して間もない時ほど実績利益が予想利益を下回る確率が高いかどうかを調査している。検証の結果、実績利益が予想利益を下回る確率は在職期間の初期時点の方が低いことが確認されている。また、就任間もない経営者は予想利益を達成するために、研究開発支出や広告宣伝支出といった支出を裁量的に削減していることが明らかとなっている。

キーワード: 経営者の在職期間, キャリア・コンサーン, 業績予想, 予想調整

Top Executive Tenure and Earnings Forecasts

Souhei Ishida Toyohiko Hachiya

Abstract

The main purpose of this study is to examine whether top executive's incentives to bias earnings forecasts change during their tenure. We find that top executives in the early years of their service release more aggressive forecast earnings by discretionary forecast management. In addition, this study analyzes whether the probability that actual earnings fall below forecast earnings is higher in the early years than in the later years of their service. This results reveal that the probability is lower in the early years of their tenure. We also find that top executives in the early years of their service discretionally cut expenditures such as R&D and advertising expenditures to meet forecast earnings.

Keyword: Top Executive Tenure, Carrier Concern, Earnings Forecasts, Forecast Management

[†] 所 属 埼玉大学大学院人文社会科学研究所 講師
住 所 〒338-8570 埼玉県さいたま市桜区下大久保 255 埼玉大学
連絡先 souhei@mail.saitama-u.ac.jp
[‡] 所 属 一橋大学大学院商学研究科 教授

1. はじめに

投資家は企業が開示する様々な情報にもとづいて意思決定を行っている。その中でも経営者が公表する業績予想は投資家にとって重要な情報源である。たとえば、これまでの研究からは、業績予想の公表に対して株価が強く反応していることが観察されており (Foster 1973; Waymire 1984), また投資家は株式の評価にあたって実績利益よりも予想利益を重視していることが確認されている (Conroy et al. 1998; Ota 2010)。しかし、こうした発見事項をよそに、近年の研究では経営者が公表する業績予想には何らかのバイアスがかけられていること (Rogers and Stocken 2005; Kato et al. 2009), さらに投資家はこうしたバイアスを投資意思決定に適切に織り込めていないことが指摘されている (Iwasaki et al. 2015)。投資家が株式の売買を行う際の判断材料として業績予想を利用していることを加味すれば、これまでの研究成果は株式市場における資源配分が必ずしも効率的に行われていない可能性があることを示している。

本研究の目的はどのような経営者が業績予想に対してバイアスをかけるのかを明らかにすることにある。業績予想にバイアスをもたらす経営者の特性を明らかにすることで、予想情報を活用する投資家に対して一定の示唆をもたらすことができよう。ここでは特に経営者の在職期間に注目する。在職期間は観察可能な経営者の特性であり、先行研究からは在職期間の長短によって経営者の行動が変化することが確認されている (Pan et al. 2013)。とりわけ、近年の研究は就任間もない経営者ほど利益増加型の利益調整を行うことを発見している (Ali and Zhang 2015; 石田・蜂谷 2016)。就任してすぐの経営者を評価する過去の情報が多くないため、投資家は経営者が公表する情報をもとに彼らの能力を判断せざるを得ない (Gibbons and Murphy 1992)。そのため、就任間もない経営者ほど自身に対する外部の印象を良くしようと実績利益を裁量的に調整する。ただし、先述の通り、投資家は実績利益よりも予想利益を重視している。このことから、就任して間もない経営者は業績予想に上方バイアス进行する動機を強く持つと予想される。

上記の仮説を検証するにあたって、本研究は日本企業に焦点を当てている。これには次の2つの理由がある。ひとつは業績予想の開示が実質的に強制されている点である。これまでも米国企業を対象としてどのような要因が業績予想にバイアスをもたらすかについての検証がなされている。ただし、米国では予想の開示が自発的に行われているため (Rogers and Stocken 2005), サンプル・バイアスが問題視される。これに対して、日本では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、ほとんどの企業がその開示を行っている (Kato et al. 2009)。そのため、サンプル・バイアスの問題を回避することができる。いまひとつはポイント形式の予想が主流である点である。米国企業が公表している予想の多くはレンジ形式であるため (Kwak et al. 2012), 業績予想のバイアスを変数化するにあたって測定誤差の問題が懸念される。一方で、日本企業が開示している予想のほとんどはポイ

ント形式である (Ota 2010)。このため、日本企業を対象とすることで業績予想のバイアスを変数化する際の測定誤差の問題を軽減できる。

本研究はまた業績予想のバイアスを測定するにあたって Iwasaki et al. (2015)が考案したアプローチを採用している。業績予想のバイアスは予想利益と期待利益の差として計算されるため、期待利益を設定する必要がある。これまでの研究では主として次の2つの基準が用いられている。ひとつは当期利益であり (Rogers and Stocken 2005; Ota 2011)、もうひとつは前期利益である (Kato et al. 2009)。ただし、これらの基準を期待利益とすることには問題がある。当期利益を期待利益とする場合、利益調整の問題が懸念される。経営者は業績予想を公表した後に予想の未達成を回避する目的で利益調整を行う可能性がある (首藤 2007)。そのため、当期利益を基準として予想利益にバイアスをかけられていたかどうかを判断することは必ずしも妥当ではない。一方で、前期利益は業績予想と同時に公表されるため、当期利益を期待利益とする場合に生じる問題は軽減される。しかし、前期利益を期待利益とするのは幾分ナイーブであると言わざるを得ない (Copeland and Morioni 1972; 國村 1984)。これに対して、Iwasaki et al. (2015)は期待利益を複数の過去情報から推定するアプローチを採用しており、業績予想のバイアスを変数化する際に懸念される問題を緩和している。

2006年から2012年までの14,999企業・年をサンプルとして、業績予想にバイアスをかけようとする経営者の動機が在職期間を通して変化するかどうかを分析している。検証の結果、就任間もない経営者ほど業績予想に上方バイアスをかけていることが明らかとなっている。また、業績予想に対する上方バイアスは経営者の任期が2年目で最も大きくなることがわかっている。なお、これらの検証結果は経営者の在職期間と業績予想との間に懸念される疑似相関の可能性を考慮しても頑健である。また、業績予想のバイアスの変数化に伴う測定誤差の問題、および経営者の在職期間と業績予想との関係を定式化する際に生じる欠落変数の問題に対しても頑健であることが確認されている。さらに、本研究は就任間もない経営者が予想利益を達成できたのかについても分析を行っている。就任して日が浅い経営者はキャリア・コンサーンの問題から積極的な予想を開示すると推察されるが、このような行動は予想未達成による投資家の信用失墜といった事後的なリスクを孕む。このリスクに対して経営者がどのような対応を行っているかに関して調査をしている。その結果、就任間もない経営者ほど予想利益を達成できない確率は低いこと、また予想を達成するために研究開発支出などの支出を裁量的に削減していることが明らかとなっている。

本研究の構成は次の通りである。第2節ではまず日本における業績予想の開示実務を概観する。続いて、先行研究を整理した上で本研究の仮説を提示する。第3節ではリサーチ・デザインについて説明をする。第4節ではサンプルを抽出し、単変量分析と多変量分析に関する検証結果を報告する。第5節では検証結果の頑健性を確認するためにいくつかの分析を行う。第6節では追加分析について述べる。第7節は本研究のまとめである。

2. 先行研究と仮説構築

2.1. 日本における業績予想の開示実務

日本の業績予想には米国と比べて特徴的な点がある。最も大きな違いは、開示の自主性にある。米国では業績予想の開示が企業によって自発的に行われている (Rogers and Stocken 2005)。これに対して、日本では実質的に強制されている (Kato et al. 2009)。日本で上場している企業は、証券取引所の要請により決算日から 45 日以内に決算短信を公表することが求められている。決算短信では経営成績や財政状態に関する会計情報の他に、次期の予想値を開示することが要求されている。具体的には、売上高、営業利益、経常利益、当期利益、1 株当たり当期利益に関する予想が開示される。決算短信における業績予想の開示には法的拘束力はないものの、証券取引所がその開示を要請しているためほとんどの企業が予想を公表している (Iwasaki et al. 2015)。

また、業績予想を開示するタイミングにも違いがある。米国では業績予想の開示が自発的に行われているため、予想を開示するタイミングに定めがない。そのため、当期の実績値と次期の予想値の開示にはラグが生じる場合がある (Pownall and Waymire 1989)。これに対して、日本では決算短信の中で予想情報が公表されているため、翌期の予想値は当期の実績値と同じタイミングで開示される。さらに、業績予想の形式にも独特な点がある。米国ではレンジ形式の予想が主流である (Rogers and Stocken 2005)。一方で、日本企業のほとんどは特定の値を公表するポイント形式での予想を行っている (Ota 2010)。これは、証券取引所の要請によりレンジ形式での予想の公表が特定の値による予想を開示することでかえって誤解を与える恐れがある場合にのみ認められているためである。

図 1 はハウス食品株式会社の 2011 年 3 月期の決算短信である。右上の日付は決算短信の公表日を示している。決算日が 3 月末日であることから、ハウス食品株式会社は証券取引所の要請に従い、決算日から 45 日以内で決算短信を公表していることがわかる。次に、業績予想の欄に目を向けると、売上高、営業利益、経常利益、当期利益、1 株当たり当期利益の次期の予想がポイント形式で掲載されていることが伺える。なお、証券取引所は通期だけでなく第 2 四半期の予想の開示も求めていることから、ハウス食品株式会社もこれに順守している。さらに、業績予想の上の欄には 2011 年 3 月期の経営成績や財政状態に関する会計情報が報告されている。このように、日本では決算短信においてポイント形式で業績予想が公表されており、また次期の予想値が当期の実績値と同時に開示されている。

[図 1 を挿入]

2.2. 業績予想にバイアスをもたらす要因

経営者が公表する業績予想にはバイアスがかけられていることがこれまでの研究から明

らかにされている。McDonald (1973)は業績予想のバイアスを観測した初期の研究である。McDonald (1973)は当期利益と予想利益の差を予想誤差とし、分析期間中に米国企業の予想誤差がどのような値をとっているかを調査している。分析の結果、平均的には予想誤差は負の値をとっていることを発見している。つまり、米国企業の経営者は業績予想に対して上方のバイアスをかけている可能性がある。同様の検証結果は日本企業をサンプルした研究においても確認されている（國村 1984）。

これらの研究と並行して、どのような要因が業績予想にバイアスをもたらすのかについての研究も進められている。Ota (2006)は日本企業を対象として、年ごとの予想誤差の平均値と実質 GDP との関係性を調査し、両者には正の高い相関があることを示している。このことは、経済環境が上向いている時期には保守的な予想が行われるのに対して、悪化している場合には積極的な予想が行われることを意味している。また、経済環境だけでなく産業特性も業績予想にバイアスをもたらしていることが報告されている。先に挙げた McDonald (1973)では電気・ガス業といった産業に属する企業ほど保守的な業績予想を開示することが確認されている。電気・ガス業のような規制産業に属する企業は過度に儲けていると思われるのを避ける動機を有しているのかもしれない。

さらに、経済環境や産業特性といった外部環境ではなく企業特性に注目する研究もある。Choi and Ziebart (2004)は米国企業をサンプルとして、規模企業と予想誤差との間に統計的に有意な関係があることを発見している。具体的には、大企業ほど保守的な予想を開示することが確認されている。これは、予想を達成できなかった場合に訴訟を起こされる可能性があり、またその法的責任は大企業ほど大きくなるためだと考えられる。Frost (1997)は英国企業を対象に、限定意見監査報告書を受け取るような財務状態が悪化している企業ほど予想誤差が負の方向に大きくなることを報告している。財務困窮企業は有利な条件で資金調達をするために、将来に財務体質が改善する余地があることを伝達しようとする傾向があるのかもしれない。また、Ota (2006)は公募増資を行おうとしている企業は好条件での資金調達を行うために、業績予想に上方のバイアスをかけることを示している。このように、ある特定の属性を有している企業は業績予想にバイアスをかけることが確認されている。

ただし、業績予想にバイアスをもたらす要因は外部環境や企業特性だけとは限らない。経営者が業績予想の作成に中心的な役割を担うことを踏まえれば、経営者の特性もまた業績予想のバイアスに影響を与えると予想される。たとえば、Kato et al. (2009)は日本企業をサンプルとして、経営者持株比率と予想誤差との関係性を検証している。経営陣が多くの自社株を保有している場合、株式市場からの規律付けが弱まるため、経営者は予想を裁量的に操作しやすくなる。分析の結果、経営者持株比率が高い企業ほど予想誤差が負の値をとる確率が高まること、つまり業績予想に上方バイアスがかけられる傾向が強くなることを報告している。このように先行研究からは経営者の特性と業績予想のバイアスとの間には統計的に有意な関係が存在することが明らかにされている。しかしながら、経営者の特性を扱った研究は少なく、また検証対象とされる特性も Kato et al. (2009)のように一部に限定されている。

2.3. 経営者の在職期間と業績予想

在職期間は観察可能な経営者の特定の 1 つであり、これまでに在職期間の長短によって経営者の行動が変化することが確認されている (Pan et al. 2013). 特に、近年の研究では在職期間を通して経営者が情報の開示方針を変化させることが明らかとなっている。たとえば、Ali and Zhang (2015)は米国企業を対象として分析を行ったところ、経営者は在職期間の初期時点において利益増加型の利益調整を行っていることを発見している。つまり、就任間もない経緯者ほど積極的な情報を公表する傾向があると言える。また、日本企業をサンプルとした石田・蜂谷 (2016)では、就任して日の浅い経営者ほど損失回避のために利益増加型の利益調整を行うことが確認されている。

このように経営者が就任して間もない頃ほど積極的な情報を開示しようとするのは、キャリア・コンサーンの問題が存在するためだと考えられる。投資家は日々経営者の能力を評価し、能力の乏しい者ならば解雇などのペナルティを科す (Kaplan 1994; DeFond and Hung 2004)。ただし、経営者の能力は不透明であるため、投資家は経営者を評価するにあたって経営者が公表した情報に頼らざるを得ない (Fama 1980)。加えて、在職期間の初期時点では経営者を評価する情報がほとんどないため、経営者が公表する情報への依存度は高くなる (Gibbons and Murphy 1992)。つまり、就任間もない経営者が保守的な情報を開示することは、直接的に彼らのキャリアを傷付けることになりかねない。そのため、就任間もない経営者ほどより高い実績利益を報告するなど、積極的な情報を開示する動機を強く有すると考えられる。

しかし、投資家が利用できるは実績利益のような当期の会計情報だけではない。次期の予想利益といった業績予想もまた投資家にとっての重要な情報源である。たとえば、Foster (1973)は米国企業をサンプルとして、業績予想の公表に対して株価が強く反応していることを発見している。この他にも Waymire (1984)は業績予想の内容に着目した検証を行っている。具体的には、経営者による業績予想とアナリストのコンセンサス予想との差が正であればグッド・ニュース、負であればバッド・ニュースとし、それぞれのニュースに対する株価の反応を調査している。米国企業を対象に分析を行ったところ、株価はグッド・ニュースに対しては正、バッド・ニュースには負の反応を示すことが確認されている。

さらに、先行研究では投資家は実績利益よりも経営者が公表する予想利益に強く反応することが報告されている。Conroy et al. (1998)は実績利益とアナリストの予想利益の差を当期利益サプライズ、経営者の予想利益とアナリストの予想利益の差を予想利益サプライズとし、それぞれのサプライズに対する株価の反応を比較している。日本企業をサンプルとした分析の結果、株価は予想利益サプライズに対しては統計的に有意な反応を見せている一方で、当期利益サプライズには有意な反応を示していないことが観察されている。Ota (2010)は Ohlson (2001)の企業価値評価モデルに経営者が公表している予想利益を組み込み、株主資本簿価、当期利益、予想利益の各々の価値関連性を検証している。日本企業を対象に調査を行ったところ、予想利益の価値関連性が最も高いことを発見している。

このように、投資家は経営者が公表する業績予想をもとに意思決定を行っている。そのため、在職期間の初期時点において保守的な予想を開示することは経営者の評判に傷をつける恐れがある。ただし、経営者は業績予想を裁量的に調整することによって自身に対する外部の印象を好意的なものに変えることもできる。たとえば、Iwasaki et al. (2015)は前期利益よりも高い予想利益が公表された場合に株価は正の反応を示すこと、さらに前期利益を上回るために予想利益に対して裁量的な調整が行われた場合にも株価の正の反応は観察されることを報告している。そのため、就任して間もない経営者には業績予想に上方バイアスがかかることを通じて積極的な情報を開示する動機がうまると予想される。ここまでの議論から本研究は以下の仮説を導出する。

仮説: 就任して間もない経営者ほど業績予想に対して上方のバイアスをつける。

3. リサーチ・デザイン

仮説の検証にあたり、業績予想のうち経営者によって裁量的に操作された部分を抽出する必要がある。先行研究では次の2つの変数が用いられている。ひとつは予想誤差 ($FE_{i,t}$) であり、もうひとつは予想イノベーション ($FI_{i,t}$) である (Kato et al. 2009)。 $FE_{i,t}$ は(1)式に示したように、当期利益 ($NI_{i,t}$) から予想利益 ($MF_{i,t}$) を引いた値である。 $FE_{i,t}$ が負 (正) の値をとる場合、経営者が公表した業績予想には上方 (下方) バイアスがかけられていたと考える。(2)式は $FI_{i,t}$ の計算方法を示している。 $FI_{i,t}$ は予想利益 ($MF_{i,t}$) と前期利益 ($NI_{i,t-1}$) の差であり、 $FI_{i,t}$ が正 (負) の値をとる場合、経営者は業績予想に上方 (下方) バイアスのかかったことを意味する。 $FE_{i,t}$ と $FI_{i,t}$ の違いは期待利益としてどのような基準を設定しているかにある。すなわち、 $FE_{i,t}$ は当期利益を、 $FI_{i,t}$ は前期利益を期待利益としている。

$$FE_{i,t} = (NI_{i,t} - MF_{i,t}) \div A_{i,t-1}, \quad (1)$$

$FE_{i,t} \dots t$ 期予想誤差

$NI_{i,t} \dots t$ 期当期利益

$MF_{i,t} \dots t$ 期予想利益

$A_{i,t-1} \dots t-1$ 期末総資産

$$FI_{i,t} = (MF_{i,t} - NI_{i,t-1}) \div A_{i,t-1}, \quad (2)$$

$FI_{i,t} \dots t$ 期予想イノベーション

$MF_{i,t} \dots t$ 期予想利益

$NI_{i,t-1} \dots t-1$ 期当期利益

$A_{i,t-1} \dots t-1$ 期末総資産

FE_{i,t}とFI_{i,t}はともに多くの研究で用いられてきたが、それぞれに欠点が存在する。(1)式からわかる通り、FE_{i,t}は業績予想が公表された後に報告される当期利益を期待利益としており、当期利益にもとづいて予想利益にバイアスがかけられているかどうかを判断する。ただし、経営者が業績予想を公表した後に当期利益を操作する可能性があるため、FE_{i,t}が負(正)であることをもって、予想利益に上方(下方)バイアスがかけられていると判断することは必ずしも妥当ではない¹。これに対して、FI_{i,t}では期待利益として業績予想と同時に公表される前期利益が採用されているため、FE_{i,t}で懸念される利益調整の影響は軽減される。しかし、前期利益を期待利益とするのは幾分ナイーブであると言わざるを得ない²。

以上の理由から、本研究はFE_{i,t}とFI_{i,t}の代わりにIwasaki et al. (2015)が考案したアプローチを採用する。Iwasaki et al. (2015)はFI_{i,t}のうち経営者によって裁量的に操作された部分(裁量的予想イノベーション)とそうでない部分(非裁量的予想イノベーション)を切り分けることによって、業績予想の裁量部分を抽出している。具体的なアプローチは図2の通りである。まず、当期利益変化に影響を及ぼすと考えられる要因(X_{i,t-2})を当期利益変化(CROA_{i,t-1})に回帰し、その結果をもとに期待当期利益変化(E[CROA_{i,t}])を算出する。(3)式はX_{i,t-2}の係数を推定するためのプーリング・モデルである。X_{i,t-2}にはラグ付当期利益変化(lagCROA_{i,t-2})、棚卸資産変化(INV_{i,t-2})、売上債権変化(INV_{i,t-2})、資本的支出変化(CAPX_{i,t-2})、売上総利益変化(GM_{i,t-2})、販管費変化(S&A_{i,t-2})、実効税率変化(ETR_{i,t-2})、総会計発生高変化(TAC_{i,t-2})、監査意見(AQ_{i,t-2})、労働力変化(LF_{i,t-2})、累積超過株主リターン(CRET_{i,t-2})が含まれる。CRET_{i,t-2}の係数の予想符号は正、その他は負である³。なお、各変数の係数は(3)式を年ごとにOLS推定することによって求められる。(4)式は期待当期利益変化(E[CROA_{i,t}])の算出方法である。

[図2を挿入]

$$\begin{aligned}
 \text{CROA}_{i,t-1} &= \alpha_0 + \beta_1 \text{lagCROA}_{i,t-2} + \beta_2 \text{INV}_{i,t-2} + \beta_3 \text{AR}_{i,t-2} \\
 &+ \beta_4 \text{CAPX}_{i,t-2} + \beta_5 \text{GM}_{i,t-2} + \beta_6 \text{S\&A}_{i,t-2} + \beta_7 \text{ETR}_{i,t-2} \\
 &+ \beta_8 \text{TAC}_{i,t-2} + \beta_9 \text{AQ}_{i,t-2} + \beta_{10} \text{LF}_{i,t-2} + \beta_{11} \text{CRET}_{i,t-2} + \varepsilon_{t-1}, \quad (3) \\
 \text{E}[\text{CROA}_{i,t}] &= (\hat{\alpha}_0 + \hat{\beta}_1 \text{CHGROA}_{i,t-1} + \hat{\beta}_2 \text{INV}_{i,t-1} + \hat{\beta}_3 \text{AR}_{i,t-1} \\
 &+ \hat{\beta}_4 \text{CAPX}_{i,t-1} + \hat{\beta}_5 \text{GM}_{i,t-1} + \hat{\beta}_6 \text{S\&A}_{i,t-1} + \hat{\beta}_7 \text{ETR}_{i,t-1}
 \end{aligned}$$

¹ 経営者は積極的な業績予想を公表した後に、予想を達成するために利益調整を行って当期利益を引き上げようとするかもしれない。そのため、業績予想に上方バイアスがかけられていたとしても、必ずしもFE_{i,t}が正に大きな値をとるとは限らない。実際に、首藤(2007)は経営者が予想利益を達成するために利益調整を行っていることを示している。

² Copeland and Marioni (1972)は前期利益を期待利益とみただの時系列モデルによる予想利益と、経営者による予想利益との精度を比較している。分析の結果、経営者による予想利益の精度の方が高いことが確認されている。また、國村(1984)でも同様の結果が報告されている。これらの研究は前期利益を期待利益とするのはナイーブであることを示唆している。

³ X_{i,t-2}の選定理由および係数の予想符号に関してはIwasaki et al. (2015)を参照してほしい。

$$\begin{aligned}
& + \beta^8 \text{TAC}_{i,t-1} + \beta^9 \text{AQ}_{i,t-1} + \beta^{10} \text{LF}_{i,t-1} + \beta^{11} \text{CRET}_{i,t-1} \tag{4} \\
& \text{CROA}_{i,t-1} \dots (t-1 \text{ 期当期純利益} - t-2 \text{ 期当期純利益}) \div t-2 \text{ 期末総資産} \\
& E[\text{CROA}_{i,t}] \dots t \text{ 期期待当期利益変化} \\
& \text{lagCROA}_{i,t-2} \dots (t-2 \text{ 期当期純利益} - t-3 \text{ 期当期純利益}) \div t-2 \text{ 期末総資産} \\
& \text{INV}_{i,t-2} \dots t-2 \text{ 期} \Delta \text{ 棚卸資産} - t-2 \text{ 期} \Delta \text{ 売上高}^4 \\
& \text{AR}_{i,t-2} \dots t-2 \text{ 期} \Delta \text{ 売上債権} - t-2 \text{ 期} \Delta \text{ 売上高} \\
& \text{CAPX}_{i,t-2} \dots t-2 \text{ 期} \Delta \text{ 産業の資本的支出} - t-2 \text{ 期} \Delta \text{ 企業の資本的支出}^5 \\
& \text{GM}_{i,t-2} \dots t-2 \text{ 期} \Delta \text{ 売上高} - t-2 \text{ 期} \Delta \text{ 売上総利益} \\
& \text{S\&A}_{i,t-2} \dots t-2 \text{ 期} \Delta \text{ 販管費} - t-2 \text{ 期} \Delta \text{ 売上高} \\
& \text{ETR}_{i,t-2} \dots t-6 \text{ 期から} t-3 \text{ 期までの実効税率の平均値} - t-2 \text{ 期実効税率}^6 \\
& \text{TAC}_{i,t-2} \dots (t-2 \text{ 期総会計発生高} - t-3 \text{ 期総会計発生高}) \div t-2 \text{ 期末総資産}^7 \\
& \text{AQ}_{i,t-2} \dots t-2 \text{ 期の監査意見が無限定適正であれば} 0 \text{ それ以外は} 1 \\
& \text{LF}_{i,t-2} \dots (t-3 \text{ 期一人当売上高} - t-2 \text{ 期一人当売上高}) \div t-3 \text{ 期一人当売上高} \\
& \text{CRET}_{i,t-2} \dots t-2 \text{ 期累積日次超過リターン}^8 \\
& \varepsilon_{i,t-1} \dots \text{誤差項}
\end{aligned}$$

次に、裁量的予想イノベーション ($DF_{i,t}$) を算出する。具体的には、 $E[\text{CROA}_{i,t}]$ を非裁量的予想イノベーション ($NDF_{i,t}$) とし、 $FI_{i,t}$ から $NDF_{i,t}$ を差し引くことによって $DF_{i,t}$ を求める。(5)式は $DF_{i,t}$ の算出方法である。Iwasaki et al. (2015) はこれらの手続きを踏むことで、公表された予想利益のうち経営者によって裁量的に操作された部分を抽出している。本研究もこれと同様の方法で $DF_{i,t}$ を算出する⁹。

$$\begin{aligned}
DF_{i,t} &= FI_{i,t} - NDF_{i,t} \tag{5} \\
DF_{i,t} & \dots t \text{ 期裁量的予想イノベーション} \\
FI_{i,t} & \dots t \text{ 期予想イノベーション} \\
NDF_{i,t} & \dots t \text{ 期非裁量的予想イノベーション}
\end{aligned}$$

続いて、先の仮説を検証するための分析モデルについて説明する。本研究は(6)式のプー

⁴ Δ は 2 期間平均期待モデルに基づいた変化率を示している。例えば、 $t-2$ 期 Δ 売上高は $(t-2 \text{ 期売上高} - t-2 \text{ 期売上高の期待値}) \div t-2 \text{ 期売上高の期待値}$ である。なお、 $t-2$ 期売上高の期待値の計算方法は $(t-3 \text{ 期売上高} - t-4 \text{ 期売上高}) \div 2$ である。

⁵ 産業の資本的支出とは同じ業種に属する全ての企業の資本的支出の合計額、企業の資本的支出とは任意の企業に関する総有形固定資産の変化額である。なお、総有形固定資産は有形固定資産に減価償却累計額を加えた値であり、業種は日経業種中分類にもとづく区分を採用している。

⁶ 実効税率は法人税を税引前当期純利益で除した値である。なお、実効税率を求める際に使用するデータは個別ベースの値を用いている。

⁷ 総会計発生高は当期利益から営業キャッシュ・フローを差し引いた値である。

⁸ 超過リターンは任意の企業の株式リターンから市場リターンを差し引いた値である。なお、市場リターンを算出するにあたっては TOPIX を用いている。

⁹ (3)式の推定結果に関しては第 4 節を参照してほしい。

リング・モデルを OLS 推定することで仮説の検証を行う。被説明変数は前述した $DF_{i,t}$ である。説明変数は就任間もない経営者ダミー ($EARLY_{i,t}$) である。なお, Ali and Zhnag (2015) に倣って在職期間が 3 年以下である者を就任間もない経営者と分類している¹⁰。 $EARLY_{i,t}$ の係数が正に有意な値を示せば, 就任間もない経営者ほど業績予想に上方バイアスをかけていること, つまり本研究が提示した仮説が支持されたことを意味する。

$$DF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_t + \alpha_i + \beta_1 EARLY_{i,t} + \beta_2 FINAL_{i,t} + \beta_3 AGE_{i,t} + \beta_4 STOCK_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t-1} + \beta_6 MTB_{i,t-1} + \beta_7 OCF_{i,t-1} + \beta_8 LEV_{i,t-1} + \beta_9 LOSS_{i,t-1} + \beta_{10} DIFF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (6)$$

$DF_{i,t} \dots t$ 期裁量的予想イノベーション

$EARLY_{i,t} \dots t$ 期の経営者の在職年数が 3 年以下であれば 1 それ以外は 0

$FINAL_{i,t} \dots t$ 期が経営者の在職期間の最終期であれば 1 それ以外は 0¹¹

$AGE_{i,t} \dots t$ 期経営者年齢

$STOCK_{i,t} \dots t$ 期経営者持株比率

$SIZE_{i,t-1} \dots t-1$ 期末時価総額の自然対数

$MTB_{i,t-1} \dots t-1$ 期末時価総額 ÷ t-1 期末自己資本

$OCF_{i,t-1} \dots t-1$ 期営業キャッシュ・フロー ÷ t-1 期末総資産

$LEV_{i,t-1} \dots t-1$ 期末負債 ÷ t-1 期末時価総額

$LOSS_{i,t-1} \dots t-1$ 期に経常損失を計上していれば 1 それ以外は 0

$DIFF_{i,t-1} \dots t-1$ 期日次株式リターンの標準偏差

$\alpha_t \dots$ 時間効果

$\alpha_i \dots$ 産業効果¹²

$\varepsilon_{i,t} \dots$ 誤差項

仮説の検証にあたっては, 業績予想にバイアスをもたらし得る要因をコントロールする。まず, 経営者特性に関する変数である。経営者特性として挙げるのは次の 3 つである。第 1 に退職期ダミー ($FINAL_{i,t}$) である。利益調整に関する研究からは, 退職を間近に控えた経営者は多くの報酬を得ようとして報告利益を嵩上げすることが確認されている (Dechow and Sloan 1991)。ただし, 経営者は予想利益を高めを設定することによっても自身の富を増加させることができる (Iwasaki et al. 2015)。そのため, 退職が間近な経営者ほど業績予想に上方バイアスをかけるだろう。第 2 に経営者年齢 ($AGE_{i,t}$) である。心理学に関する研究では, 年齢が高まるにつれて人はリスク回避的になることが観察されている (Cohn et al. 1975; Palsson

¹⁰ 本研究は経営者の交代が生じた期を始点として新たに就任した経営者の在職年数を計算している。具体的には, t 期に経営者が A から B に変わった場合, t 期を B の在職年数の 1 年目とし, t+1 期を 2 年目, t+2 期を 3 年目と計算している。

¹¹ 本研究は経営者の交代が生じた期の前の期を前任の経営者の在職期間の最終期としている。具体的には, t 期に経営者が A から B に変わった場合, t-1 期を A の在職期間の最終期とする。

¹² 産業効果は日経業種中分類をもとに作成している。

1996). 業績予想の文脈でいえば、積極的な予想を公表すると事後的に予想を達成できないリスクが高まる。ゆえに、年齢が高い経営者ほど予想未達成のリスクを恐れて、業績予想に下方バイアスをかけると予想される。第3に経営者持株比率 ($STOCK_{i,t}$) である。業績予想に関する研究では、企業の内部者が多くの株式を保有している場合、株式市場からの規律付けが弱まるため、業績予想が積極的になることが報告されている (Kato et al. 2009)。ゆえに、自社株式を多く保有する経営者ほど業績予想に上方バイアスをかけるであろう。

続いて、企業特性に関する変数である。これまでの研究では大企業が開示する業績予想ほど下方バイアスがかけられていることが報告されている (Choi and Ziebart 2004)。これは、予想を達成できなかった場合に訴訟を起こされる可能性があり、その法的責任は規模の大きい企業ほど大きくなるためである。よって、企業規模 ($SIZE_{i,t-1}$) を含める。また、時価簿価比率 ($MTB_{i,t-1}$) を組み込む。成長性が高い企業ほどバッド・ニュースに対する株式市場の反応が敏感であることが知られている (Skinner and Sloan 2002)。そのため、成長企業ほどバッド・ニュースの開示を避けるために、積極的な予想を公表する可能性がある。本研究はまた内部資金 ($OCF_{i,t-1}$) をコントロールする。公募増資を行おうとしている企業は好条件での資金調達を可能にするために積極的な業績予想を公表することが確認されている (Ota 2006)。特に、内部資金が不足している場合に外部資金調達を行う傾向があるため (Shyam-Sunder and Myers 1999)、資金不足に陥っている企業が公表した業績予想には上方のバイアスがかけられていると考えられる。この他に、負債比率 ($LEV_{i,t-1}$) と損失ダミー ($LOSS_{i,t-1}$) を含める。先行研究からは財務困窮企業の業績予想ほど積極的であることが報告されている (Frost 1997)。財務困窮企業は有利な条件で資金調達をするために、将来に財務体質が改善する余地があることを外部に伝達しようとする傾向があると考えられる。

最後に、外部要因に関する変数である。経営者が業績予想を裁量的に操作するかどうかは、投資家が予想に含まれるバイアスを見抜くことができるかに依存する (Rogers and Stocken 2005)。つまり、投資家が業績予想のバイアスを適切に株価に織り込むことができる場合、バイアスをかけることによってもたらされる便益が薄れるため、経営者は予想を調整しなくなると考えられる。そこで、困難性 ($DIFF_{i,t-1}$) を組み込む¹³ ¹⁴。本研究はまた時間効果 (α_t) と産業効果 (α_i) をモデルに含めている。これらを組み込むのは、これまでの研究から業績予想のバイアスは経済環境や産業特性によって影響を受けることが報告されているためである (McDonald 1973; Ota 2006)。なお、仮説の検証にあたっては、サンプル内の誤差項のクロスセクションの相関や時系列の相関を考慮し、年クラスターと企業クラスター

¹³ Rogers and Stocken (2005)はアナリスト予想のバラツキ、アナリスト予想の精度、株式リターン標準偏差などの7つの要素をもとに因子分析を行い、困難性の変数を作成している。これに対して、データ制約の都合上、本研究は困難性の要素の1つである株式リターン標準偏差をその代理変数として用いている。なお、株式リターン標準偏差の因子負荷量は0.158と正の値を示しているため、株式リターン標準偏差と困難性との間には正の関係がある。

¹⁴ 本研究は $DIFF_{i,t-1}$ の係数の符号に関する予想を行っていない。これは、投資家が業績予想のバイアスを見抜くことができない場合、経営者は予想を裁量的に調整する可能性が高いと考えられるが、正と負どちらの方向に調整を行うかは経営者の動機に依存するためである (Rogers and Stocken 2005)。

による二段階補正を施した標準偏差にもとづく t 統計量を用いる (Petersen 2009)。

4. 検証結果

4.1. サンプル

本研究は(6)式の推定期間を 2006 年から 2012 年までとし、次の規準を満たすサンプルを抽出する¹⁵。まず、(3)式を推定するために必要なサンプルの抽出を行う。これは、(6)式の推定に当たって $DF_{i,t}$ が必要となるためである。具体的なサンプル抽出規準は次の通りである。すなわち、①決算月数が 12 ヶ月である企業、②日本基準を採用している企業、③金融業に該当しない企業、④(3)式の変数が入手可能な企業である。そして、①から④までの規準を満たすサンプルを用いて(3)式を推定したのち、⑤(6)式の変数が入手可能な企業を抽出する。表 1 はサンプルの抽出手続きをまとめたものである。本研究の最終的なサンプルは 14,999 企業・年である。なお、財務データと株価データについては NEEDS-FinancialQUEST、経営者の在職期間に関するデータは NEEDS-Cges、経営者特性についてのデータは役員情報データベースから収集している。各データベースは日本経済新聞社より提供されたものである。

[表 1 を挿入]

表 2 は①から④までの規準を満たすサンプルを用いて(3)式を推定した結果を示している。なお、(3)式の推定にあたっては、年ごとに各変数の上下 1%に対してウィソライズを施している。また、表 2 の係数は年ごとに(3)式を回帰して得られた係数の平均値であり、 t 統計量の算出には Fama and MacBeth (1973)に倣った標準誤差を用いている。表 2 の結果を見ると、 $lagCROA_{i,t-2}$ 、 $INV_{i,t-2}$ 、 $TAC_{i,t-2}$ 、 $AQ_{i,t-2}$ 、 $LF_{i,t-2}$ 、 $CRET_{i,t-2}$ の各係数は予想と一致していることがわかる。これに対して、 $AR_{i,t-2}$ 、 $CAPEX_{i,t-2}$ 、 $GM_{i,t-2}$ 、 $S\&A_{i,t-2}$ 、 $ETR_{i,t-2}$ それぞれの係数は予想と異なる結果である。ただし、予想と異なる結果が得られた変数のうち $AR_{i,t-2}$ 、 $CAPEX_{i,t-2}$ 、 $GM_{i,t-2}$ 、 $S\&A_{i,t-2}$ の各係数については有意ではなく、また Iwasaki et al. (2015)においても同じような結果が報告されている¹⁶。さらに、(3)式の決定係数

¹⁵ 日本では、1990 年代後半から会計ビックバンと呼ばれる会計制度の改革が行われてきた。こうした制度改革の影響を緩和するために、本研究では 2000 年以降の財務データを用いて全ての変数を作成している。ただし、(6)式の被説明変数である $DF_{i,t}$ を得る過程で必要となる $ETR_{i,t-2}$ は $t-6$ 期時点の財務データが必要となり、2000 年以降の財務データを用いて $ETR_{i,t-2}$ を作成すると、2005 年以前の $DF_{i,t}$ を算出することができない。そのため、(6)式の推定期間を 2006 年以降としている。なお、(6)式の推定期間を 2012 年までとしているのは、データ制約の都合によるものである。具体的には、(6)式のコントロール変数である $FINAL_{i,t}$ を作成するにあたって、 t 期に経営者だった者が $t+1$ 期にも経営者の職に就いているかを確認しなければならない。しかし、本研究は経営者の在職期間に関するデータを 2013 年までしか持ち合わせていないため、2013 年以降の $FINAL_{i,t}$ を算出することができず、(6)式の推定期間を 2012 年までとしている。

¹⁶ Iwasaki et al. (2015)では(3)式の各係数に関する t 統計量が示されていない代わりに、(3)式を年ごとに回帰した際に各係数が正あるいは負の値をとった回数および当該係数が有意な値をとった回数が報告されてい

も 0.153 と, Iwasaki et al. (2015)の 0.154 と大きな差はない。

[表 2 を挿入]

表 3 は(6)式の推定に必要な変数の記述統計量を示したものである。なお、全ての変数に関して年ごとに上下 1%でウィンソライズを施しており、被説明変数の $DF_{i,t}$ についてはパーセンテージで表記している。 $DF_{i,t}$ の平均値を見てみると、0.881 と正の値をとっていることが読み取れる。また、表には示していないが $DF_{i,t}$ が正の値をとる企業はサンプルの 56.2%であった。このことは、日本企業の経営者は平均的には業績予想に上方バイアスをかけていることを示しており、Kato et al. (2009)や Iwasaki et al. (2015)と整合的な結果であると言える。次に、説明変数である $EARLY_{i,t}$ に目を向けると、その平均値は 0.345 であることがわかる。本研究のサンプルのうち 34.5%が就任間もない経営者に分類されている。

[表 3 を挿入]

本研究は Ali and Zhang (2015)に倣い、在職年数が 3 年以下の者を就任間もない経営者と定義している。しかし、Ali and Zhang (2015)が分析の対象としているのは米国企業であり、日本企業をサンプルとした本研究とでは、経営者の在職期間の分布に大きな差があるかもしれない。仮にそうであるならば、3 年という基準で就任間もない経営者を区分するのは不適切である。そこで、退職時の経営者の在職年数の分布を作成し、その平均値と中央値を調査した。図 3 はその分布を示したものであり、退職時点における経営者の在職年数の平均値と中央値はそれぞれ 8.8 年と 6.0 年であった。他方、Ali and Zhang (2015)によれば、米国の経営者の在職年数の平均値と中央値はそれぞれ 9.1 年と 7.0 年である。このことから、日米において経営者の在職期間の分布に大きな差がなく、3 年を基準として就任間もない経営者を分類することは概ね妥当と言える¹⁷。

[図 3 を挿入]

4.2. 単変量分析

(6)式の推定を行う前に、ここでは単変量分析によって就任間もない経営者ほど業績予想に上方バイアスをかけるかどうかを調査する。具体的には、 $EARLY_{i,t}$ が 1 と 0 の企業群で、

る。 $AR_{i,t-2}$, $CAPEX_{i,t-2}$, $GM_{i,t-2}$, $S\&A_{i,t-2}$ の各係数が負かつ有意な値を示したのは、8 回の推定中それぞれ 0 回, 2 回, 2 回, 1 回であった。

¹⁷ Ali and Zhang (2015)では $EARLY_{i,t}$ の平均値が 0.369 であることが報告されている。つまり、米国企業をサンプルとした場合、就任間もない経営者に分類されるのは 36.9%であり、この数値は本研究の値と大きく異ならない。このことから、在職年数が 3 年以下である者を就任間もない経営者と定義し、 $EARLY_{i,t}$ を作成することは概ね妥当だと言える。

$DF_{i,t}$ の平均値に統計的に有意な差があるかを Welch の t 検定によって検証する。EARLY $_{i,t}$ が 0 よりも 1 の企業群の方が $DF_{i,t}$ の平均値が正に大きければ、本研究の仮説が支持されたことを意味する。なお、本研究ではサンプルを $DF_{i,t}$ が正の値をとるものと 0 以下の値であるものに分割した結果も示している。本研究の仮説は就任間もない経営者ほど本来期待される予想値よりも高い値を公表することを予期するものであって、適正な予想値に近づけるために経営者が業績予想を調整する可能性を想定していない。そのため、 $DF_{i,t}$ が 0 以下の場合に、EARLY $_{i,t}$ が 0 と 1 の企業群で $DF_{i,t}$ の平均値に有意な差が観察されたとしても、仮説が支持されたことを意味しない。

表 4 の列 A はサンプルを分割せずに EARLY $_{i,t}$ が 0 と 1 の企業群の比較を行った結果を示している。EARLY $_{i,t}$ が 1 の企業群の $DF_{i,t}$ の平均値は 1.007 であるのに対して、0 の企業群では 0.814 である。本研究の予想と整合して、EARLY $_{i,t}$ が 1 の企業群の方が $DF_{i,t}$ の平均値は正の方向に大きな値をとっている。また、その差は 1%水準で有意な値である。次に、サンプルを分割した場合の分析結果に目を向ける。 $DF_{i,t}$ が正のサンプルについての結果を示した列 B からは、EARLY $_{i,t}$ が 0 の企業群に比べて 1 の企業群の方が $DF_{i,t}$ の平均値は正に大きく、かつその差は 1%水準で統計的に有意であることが伺える。これに対して、 $DF_{i,t}$ が 0 以下のサンプルを用いて $DF_{i,t}$ の平均値を比較した列 C を見ると、EARLY $_{i,t}$ が 0 と 1 の企業群との間に有意な差はないことがわかる。これらの調査結果は就任間もないほど業績予想に上方バイアスをかけていることを示しており、本研究の仮説を支持するものである。

[表 4 を挿入]

4.3. 多変量分析

続いて(6)式を推定し、様々な要因をコントロールした上で経営者の在職期間と業績予想との関係を分析する。ただし、多変量分析を行うにあたっては、(6)式の推定結果が多重共線性の問題に晒されないかどうかを確認する必要がある。そこで、説明変数である EARLY $_{i,t}$ とコントロール変数として(6)式に組み込んだ各変数との相関係数を調査する。表 5 は相関マトリックスである。左下三角行列は Pearson の相関係数、右上三角行列は Spearman の相関係数を示している。Pearson (Spearman) の相関係数において、EARLY $_{i,t}$ と最も高い相関を有していたのは STOCK $_{i,t}$ であり、その値は-0.183 (-0.290) である。このことから、多重共線性の懸念はほとんどないと言える¹⁸。

[表 5 を挿入]

¹⁸ 相関係数のほかに、VIF (variance inflation factor) を算出して(6)式の推定に多重共線性が懸念されるかどうかを調査している。VIF を算出したところ、EARLY $_{i,t}$ の VIF は 1.094 であり、多重共線性の問題はないと言える水準であった。なお、VIF の値が最も高かったのは SIZE $_{i,t-1}$ であり、その値は 1.665 であった。

表 6 は分析結果をまとめたものである。なお、単変量分析と同様に、サンプルを $DF_{i,t}$ が正の値をとるものと 0 以下の値であるものに分割した分析も行っている。列 A はサンプルを分割せずに(6)式の推定を行った結果を示している。 $EARLY_{i,t}$ の係数は 0.274 と正の値であり、また 1%水準と統計的に有意である。これは仮説と整合的な結果である。次に、 $DF_{i,t}$ が正のサンプルに関して(6)式を回帰した結果をまとめた列 B を見ると、列 A と同様に $EARLY_{i,t}$ の係数は 1%水準で正に有意な値をとっていることが伺える。一方で、 $DF_{i,t}$ が 0 以下のサンプルを分析対象にした場合の結果を示した列 C に目を向けると、 $EARLY_{i,t}$ の係数は正であるものの有意ではない。

サンプルを分割していない場合のコントロール変数の結果を見ると、 $FINAL_{i,t}$ 、 $AGE_{i,t}$ 、 $STOCK_{i,t}$ 、 $SIZE_{i,t-1}$ 、 $MTB_{i,t-1}$ 、 $OCF_{i,t-1}$ 、 $LOSS_{i,t-1}$ の各係数の符号は予想と整合的であり、かつ統計的に有意な値を示している。つまり、退職期ダミー、経営者年齢、経営者持株比率、企業規模、時価簿価比率、内部資金、損失ダミーは業績予想にバイアスをもたらしている。なお、本研究は $DIFF_{i,t-1}$ の係数が正と負の値どちらをとるかについての予想を行っていないが、表 6 からは正に有意な値をとっていることが伺える。このことから、業績予想に含まれるバイアスを投資家が見抜くことが困難な場合、経営者は平均的には業績予想に上方バイアスをかけていることがわかる。また、 $LEV_{i,t-1}$ については係数の符号は予想と一致しているものの、その値は統計的に有意ではない。以上の結果は、就任間もない経営者ほど業績予想に上方バイアスをかけていることを示しており、本研究の仮説を支持するものである。

[表 6 を挿入]

5. 頑健性分析

5.1. 就任間もない経営者の妥当性

本研究は Ali and Zhang (2015) に倣い、在職年数が 3 年以下である者を就任間もない経営者を定義し $EARLY_{i,t}$ を作成した。ここでは、この定義の妥当性を確認するための検証を行う。具体的には、 $EARLY_{i,t}$ に代えて、説明変数に $YEAR_1_{i,t}$ 、 $YEAR_2_{i,t}$ 、 $YEAR_3_{i,t}$ 、 $YEAR_4_{i,t}$ 、 $YEAR_5_{i,t}$ 、 $YEAR_6_{i,t}$ という変数を用いる。 $YEAR_X_{i,t}$ は経営者の在職年数が X 年目であれば 1 それ以外は 0 をとるダミー変数である。就任間もない経営者に関する本研究の定義が妥当であるならば、経営者は就任して 1 年目から 3 年目までの間に業績予想に対して上方バイアスをかける一方で、4 年目以降では裁量的な調整を行わなくなると考えられる。つまり、 $YEAR_1_{i,t}$ 、 $YEAR_2_{i,t}$ 、 $YEAR_3_{i,t}$ の各係数は正の値をとるのに対して、 $YEAR_4_{i,t}$ 、 $YEAR_5_{i,t}$ 、 $YEAR_6_{i,t}$ は正の値を示さないと予想される。

表 7 は上述の分析結果をまとめたものである。 $YEAR_X_{i,t}$ について見てみると、 $YEAR_1_{i,t}$ 、 $YEAR_2_{i,t}$ 、 $YEAR_3_{i,t}$ の各係数は正の値を示しており、また $YEAR_2_{i,t}$ と $YEAR_3_{i,t}$ の係

数についてはそれぞれ 1%で統計的に有意な値である¹⁹。とりわけ、 $YEAR_{2,i,t}$ の係数が正に大きいことから、就任して 2 年目の経営者が最も強く自身のキャリア形成を気にして業績予想に上方バイアスをかけていることが伺える²⁰。一方で、 $YEAR_{4,i,t}$ 、 $YEAR_{5,i,t}$ 、 $YEAR_{6,i,t}$ の係数はそれぞれ負の値を示している。これらの検証結果は、就任間もない経営者に関する本研究の定義が概ね妥当であることを示している。

[表 7 を挿入]

5.2. 在職期間が長期にわたる経営者

長期間にわたって経営者の職に就いている者は短期間で解任された者よりも高い経営能力を有していると考えられる (Demerjian et al. 2012)。仮にそうであるならば、本研究が関心を寄せる $EARLY_{i,t}$ は経営者の能力を部分的に代理しており、経営者の在職期間と業績予想と間に観察された関係は本研究が提示した仮説とは異なった要因によって生じている可能性がある²¹。こうした可能性を確認するために、在職期間が長期にわたる経営者に焦点を当て、再度分析を行う。つまり、高い経営能力を有していると考えられる経営者でも、在職期間の初期時点ではキャリア・コンサーンの問題のために業績予想に対して上方バイアスをかけるかどうかを分析する。ここでは特に、少なくとも 6 年間経営者の職に就いている者に焦点を当てる。

表 8 は少なくとも 6 年間経営者の職に就いている者を対象にして(6)式を推定した結果を示したものである。なお、分析対象を限定したためにサンプルが 10,734 企業・年に減少している。 $EARLY_{i,t}$ の係数に目を向けると、1%水準で正に有意な値をとっている。この分析結果は、比較的長期間にわたって経営者の地位を保持している者でも、就任して数年間は積極的な業績予想を公表しようと裁量的な調整を行っていることを示している。このことから、これまでの分析で確認された経営者の在職期間と業績予想との関係が経営者の能力によって生じている可能性は低いと言える。

¹⁹ 利益調整に関する研究では、新任の経営者は報告利益を意図的に減少させることによって、外部の期待を抑え、自身の業績評価のベンチマークを下げるとともに、将来の報告利益を改善させようとする場合があることが確認されている (Moore 1973)。こうした行動はビッグ・バス (big bath) と呼ばれるが、この行動は会計処理だけでなく、業績予想の策定にも影響を及ぼす可能性がある。つまり、新任の経営者は外部の期待を抑えようと、業績予想を意図的に低くするかもしれない。表 7 の分析結果において、 $YEAR_{1,i,t}$ の係数の有意性が 10%水準と低い値を示しているのは、このビッグ・バスによる影響が混在しているためだと考えられる。

²⁰ 米国企業を対象に経営者の在職期間と利益調整との関係を検証した Ali and Zhang (2015)でも、就任して 2 年目の経営者が最も大きな利益調整を行っていることが報告されている。

²¹ 経営能力に優れている経営者はそうでない者に比べて自力で高い報告利益を達成できるため、業績予想を裁量的に操作することなく高い予想値を公表するであろう。そのため、 $EARLY_{i,t}$ の係数が正の値を示していたとしても、それは $EARLY_{i,t}$ が経営者の能力を部分的に代理しているために観察された結果である可能性が高いといえる。

[表 8 を挿入]

5.3. 代替的な裁量的予想イノベーション

本研究は Iwasaki et al. (2015) に倣い、業績予想のうち経営者によって裁量的に操作された部分を抽出した。Iwasaki et al. (2015) のアプローチは次の通りであった。すなわち、(3)式を推定して得られた結果をもとに $NDF_{i,t}$ を算出し、 $FI_{i,t}$ から $NDF_{i,t}$ を差し引くことで業績予想の裁量部分である $DF_{i,t}$ を得ている。 $DF_{i,t}$ の推定において重要となるのは(3)式の推定であるが、Iwasaki et al. (2015) は年ごとに(3)式を推定している。ただし、(3)式の $X_{i,t-2}$ の係数の大きさは異時点間だけでなく産業間でも異なる可能性がある。このような場合、(3)式の推定方法は必ずしも妥当なものではなく、またその結果をもとにした $DF_{i,t}$ には測定誤差が含まれることになる。本研究はこうした問題に対応するために、産業・年ごとに(3)式を回帰して得られた結果にもとづいて $DF_{i,t}$ を算出し、再度(6)式の推定を行う。なお、このようにして得られた裁量的予想イノベーションを $subDF_{i,t}$ と呼ぶことにする。

表 9 のパネル A は産業・年ごとに(3)式を推定した結果を示している。各係数は産業・年ごとに(3)式を推定して得られた係数の平均値であり、 t 統計量は Fama and MacBeth (1973) に倣った標準誤差を用いて計算している。また、(3)式の推定にあたって、産業・年ごとのサンプルが 20 企業・年未満の企業を除外したため、サンプルが 20,689 企業・年に減少している。説明変数の各係数を見ると、符号については(3)式を年ごとに回帰した結果と概ね一致している。ただし、係数の大きさについては若干変化がみられる。たとえば、(3)式を年ごとに回帰した際の $INV_{i,t-2}$ の係数は -0.006 でかつ有意でないのに対して、産業・年ごとに推定した場合には -0.009 と負の方向に大きくなっており、またその値は 1%水準で統計的に有意である。さらに、決定係数が 0.418 と大きく改善している。

パネル B は $subDF_{i,t}$ を被説明変数として(6)式を推定した結果をまとめたものである。なお、表には示していないものの $subDF_{i,t}$ の平均値と中央値はそれぞれ 1.044 と 0.345 であった。また、(3)式を推定する際のサンプルを限定したため、(6)式で用いられるサンプルも一部欠落しており 14,518 企業・年となっている。 $EARLY_{i,t}$ の係数を見てみると、1%水準で正に有意な値であることがわかる。つまり、就任間もない経営者ほど業績予想に対して上方のバイアスをかけていると言える。以上の検証結果は、 $DF_{i,t}$ に関する測定誤差の問題を考慮してもなお、本研究の仮説は支持されることを示している。

[表 9 を挿入]

5.4. 欠落変数による内生性の問題

これまでの研究では、業績予想にはある種の持続性が存在することが確認されている。たとえば、Kato et al. (2009) や Gong et al. (2011) は前期の予想値が積極的（保守的）である場合、

当期の予想値も積極的（保守的）になる傾向があることを報告している。業績予想にこうした持続性が生じる要因は様々であるが、その1つとして組織風土が考えられる。すなわち、ある特定の企業組織では経営者の裁量とは無関係に積極的あるいは保守的な予想が繰り返して作成され続ける可能性である²²。本研究のリサーチ・デザインではこうした可能性を明示的には扱っていないが、仮に組織風土によって業績予想に持続的なバイアスがもたらされるのであれば、(6)式の推定結果には欠落変数による内生性の問題が懸念される。本研究はこの懸念に対応するために、産業効果の代わりに企業効果を含めて(6)式の推定を再度行う。これにより、組織風土のような時間に関して不変の企業要因をコントロールする²³。

表 10 は産業効果の代わりに企業効果を組み込んで(6)式を推定した結果である。まず、決定係数に目を向けると、0.451 という値をとっていることがわかる。この値は表 6 で示した決定係数、すなわち企業効果を含めずに(6)式を推定した場合の決定係数よりも高い。さらに、表には示していないが、企業効果に関して F 検定を行ったところ、1%水準で有意な値であった。これらの結果は、組織風土といった時間に関して不変の企業要因が業績予想にバイアスをもたらしていることを示唆するものである。次に、 $EARLY_{i,t}$ の係数を見ると、5%水準で正に有意な値であることが伺える。以上の検証結果は、欠落変数の問題を考慮した場合にも、本研究の仮説は支持されることを示している。

[表 10 を挿入]

6. 追加分析

ここまでの分析から、経営者は就任して間もない時に業績予想に対して上方バイアスがかかることが確認された。経営者がこのような行動をとる背景にはキャリア・コンサーンの問題があるものと推察されるが、積極的な予想の開示は事後的なリスクを孕む。つまり、予想を高めに設定すると、実績利益が予想利益を下回り、事後的に経営者のキャリアが傷つく恐れがある。ただし、経営者は高めの予想値を設定したとしても、利益調整を行うことによってこのようなリスクを回避することも可能である。そこで、次の2つの分析を追加的に行う。ひとつには、経営者が就任して間もない時ほど当期利益が予想利益を下回る確率が高いかどうかを分析する。もうひとつは、予想利益を達成できない確率が低いのであれば、就任

²² このような開示行動がとられるのは、公表される予想値が経営者自身の考えのみを反映したものではなく、企業を構成する事業部門などの影響も受けることに起因する。円谷 (2009)は日本の証券取引所に上場している企業に対して業績予想に関するアンケート調査を行っている。調査の結果、各事業部門などが報告した数値をもとに予想値を決定すると答えた企業が 72.2%に及ぶことを報告している。

²³ 本研究は(6)式にラグ付予想イノベーション ($lagFI_{i,t-1}$) を組み込んだ分析も行っている。ここで、 $lagFI_{i,t-1}$ は $(t-1$ 期予想利益 $-t-2$ 期当期利益) $\div t-2$ 期末総資産である。分析の結果、 $EARLY_{i,t}$ の係数は 0.127 と正の値を示しており、またその値は 1%水準で統計的に有意であった。なお、 $lagFI_{i,t-1}$ の係数は 37.215 と正の値でかつ 1%水準で有意であり、Kato et al. (2009)および Gong et al. (2011)の結果と整合的だと言える。

間もない経営者は予想利益の未達成を回避するために利益調整を行っているかを検証する。

本研究は上記の分析を行うために(7)式の二項ロジット・モデルを最尤推定する。被説明変数には予想達成 ($MEET_{i,t}$) あるいは利益調整による予想達成 ($MEET_EM_{i,t}$) を用いる。 $MEET_{i,t}$ は経営者が予想利益を達成していれば1 それ以外は0をとる変数, $MEET_EM_{i,t}$ は経営者が利益調整によって予想利益を達成していれば1 それ以外は0をとる変数である。説明変数は(6)式と同様に $EARLY_{i,t}$ である。1つ目の検証を行うにあたっては被説明変数に $MEET_{i,t}$ を用いる。就任間もない経営者ほど予想利益の未達成を回避していれば, $MEET_{i,t}$ を被説明変数とした場合に $EARLY_{i,t}$ の係数は正に有意な値をとる。2つ目の分析では, $MEET_EM_{i,t}$ を被説明変数として(7)式を推定する。 $EARLY_{i,t}$ の係数が有意な正の値を示した場合, 就任間もない経営者ほど利益調整を行い予想利益を達成していると言える。

$$MEET_{i,t} \text{ or } MEET_EM_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_t + \alpha_i + \beta_1 EARLY_{i,t} + \beta_2 FINAL_{i,t} + \beta_3 AGE_{i,t} + \beta_4 STOCK_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 MTB_{i,t} + \beta_7 LEV_{i,t} + \beta_8 ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$MEET_{i,t} \dots t$ 期に予想を達成していれば1 それ以外は0

$MEET_EM_{i,t} \dots t$ 期に利益調整によって予想を達成していれば1 それ以外は0

$EARLY_{i,t} \dots t$ 期の経営者の在職年数が3年以下であれば1 それ以外は0

$FINAL_{i,t} \dots t$ 期が経営者の在職期間の最終期であれば1 それ以外は0

$AGE_{i,t} \dots t$ 期経営者年齢

$STOCK_{i,t} \dots t$ 期経営者持株比率

$SIZE_{i,t} \dots t$ 期末時価総額の自然対数

$MTB_{i,t} \dots t$ 期末時価総額 ÷ t 期末自己資本

$LEV_{i,t} \dots t$ 期末負債 ÷ t 期末時価総額

$ROA_{i,t} \dots t$ 期当期利益 ÷ t 期総資産

$\alpha_t \dots$ 時間効果

$\alpha_i \dots$ 産業効果

$\varepsilon_{i,t} \dots$ 誤差項

なお, 2つ目の検証を行うにあたっては, 利益調整として会計的裁量行動と実体的裁量行動の双方に着目する。前者に注目する場合には会計的裁量行動による予想達成 ($MEET_DAC_{i,t}$), 後者に関しては実体的裁量行動による予想達成の変数 ($MEET_DEX_{i,t}$) を用いる。本研究は首藤 (2007)および石田・蜂谷 (2016)に倣い, $MEET_DAC_{i,t}$ と $MEET_DEX_{i,t}$ を作成する。 $MEET_DAC_{i,t}$ は経営者が予想利益を達成するために会計的裁量行動をとっていれば1 それ以外は0をとる変数, $MEET_DEX_{i,t}$ は実体的裁量行動によって予想利益を達成していれば1 それ以外は0をとる変数である。(8)式と(9)式は $MEET_DAC_{i,t}$ と $MEET_DEX_{i,t}$ それぞれの具体的な作成方法を示している。

$$\begin{aligned} \text{MEET_DAC}_{i,t} &= 1 \text{ if } \text{NI}_{i,t} \geq \text{MF}_{i,t} \text{ and } \text{EBDAC}_{i,t} < \text{MF}_{i,t} \\ &= 0 \text{ if otherwise,} \end{aligned} \quad (8)$$

MEET_DAC_{i,t...t} 期に会計的裁量行動によって予想を達成していれば 1 それ以外は 0
 NI_{i,t...t} 期当期利益
 MF_{i,t...t} 期予想利益
 EBDAC_{i,t...t} 期当期利益 - t 期裁量的会計発生高

$$\begin{aligned} \text{MEET_DEX}_{i,t} &= 1 \text{ if } \text{NI}_{i,t} \geq \text{MF}_{i,t} \text{ and } \text{EBDEX}_{i,t} < \text{MF}_{i,t} \\ &= 0 \text{ if otherwise,} \end{aligned} \quad (9)$$

MEET_DEX_{i,t...t} 期に実体的裁量行動によって予想を達成していれば 1 それ以外は 0
 NI_{i,t...t} 期当期利益
 MF_{i,t...t} 期予想利益
 EBDEX_{i,t...t} 期当期利益 + t 期裁量的支出

(8)式と(9)式からわかる通り、MEET_DAC_{i,t}とMEET_DEX_{i,t}の作成にあたっては、裁量的会計発生高と裁量的支出のデータが必要となる。裁量的会計発生高の推定については Jones (1991)に依拠している。具体的には、(10)式のプーリング・モデルを産業・年ごとに OLS 推定し、そこで得られた残差に期首総資産を掛け合わせることで裁量的会計発生高を算出している²⁴。裁量的支出に関しては、(11)式に示した Roychowdhury (2006)のモデルを用いている。裁量的支出は(11)式のプーリング・モデルを産業・年ごとに回帰し、その結果として得られた残差に期首総資産を乗じることによって求められる²⁵。

$$\text{TAC}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{CREV}_{i,t} + \beta_2 \text{PPE}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (10)$$

TAC_{i,t...t} 期総会計発生高²⁶ ÷ t-1 期末総資産
 CREV_{i,t...t} (t 期売上高 - t-1 期売上高) ÷ t-1 期末総資産
 PPE_{i,t...t} 期末総有形固定資産²⁷ ÷ t-1 期末総資産
 ε_{i,t...t} 誤差項

$$\text{EXP}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{A}_{i,t-1} + \beta_2 \text{S}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (11)$$

EXP_{i,t...t} 期支出²⁸ ÷ t-1 期末総資産

²⁴ (10)式の推定には、①決算月数が 12 カ月である企業、②日本基準を採用している企業、③金融業に該当しない企業、④推定に必要な変数が入手可能な企業、⑤サンプルが 15 企業・年以上の産業・年に属する企業の 5 つの抽出規準を満たすサンプルを用いている。なお、産業区分は日経業種中分類を採用している。

²⁵ (11)式を推定するために用いるサンプルの抽出規準は(10)式の規準と同じである。

²⁶ 総会計発生高は当期利益から営業キャッシュ・フローを差し引いた値である。

²⁷ 総有形固定資産は有形固定資産に減価償却累計額を加えた値である。

²⁸ 支出の計算は次の通りである。すなわち、研究開発費、販売手数料、荷造・運搬・保管費、広告・宣伝費、販促費・その他販売費、役員報酬、人件費・福利厚生費、賃貸料の合計である。

$$A_{i,t-1} \dots 1 \div t-1 \text{ 期末総資産}$$

$$S_{i,t-1} \dots t-1 \text{ 期売上高} \div t-1 \text{ 期末総資産}$$

$$\varepsilon_{i,t} \dots \text{誤差項}$$

本研究は先行研究に倣い、目標利益を達成するために利益調整を行おうとする経営者行動に影響を及ぼし得る要因をコントロールするために、いくつかの変数を組み込んでいる（首藤 2007; 石田・蜂谷 2016）。具体的には、退職期ダミー（ $FINAL_{i,t}$ ）、経営者年齢（ $AGE_{i,t}$ ）、経営者持株比率（ $STOCK_{i,t}$ ）、企業規模（ $SIZE_{i,t}$ ）、時価簿価比率（ $MTB_{i,t}$ ）、負債比率（ $LEV_{i,t}$ ）、企業業績（ $ROA_{i,t}$ ）である。 $FINAL_{i,t}$ 、 $AGE_{i,t}$ 、 $MTB_{i,t}$ 、 $LEV_{i,t}$ 、 $ROA_{i,t}$ の各係数は正、 $STOCK_{i,t}$ および $SIZE_{i,t}$ の係数は負の値をとると予想される。また、この他に時間効果（ α_t ）と産業効果（ α_i ）を組み込む。なお、仮説の検証にあたっては、サンプル内の誤差項のクロスセクションの相関や時系列の相関を考慮して、年クラスターと企業クラスターによる二段階補正を施した標準誤差にもとづくz統計量を用いる（Petersen 2009）。

(7)式の推定を行う前に、ここでは単変量分析によって就任間もない経営者が予想利益を達成しているかどうかを調査する。具体的には、 $EARLY_{i,t}$ が1と0の企業群で、 $MEET_{i,t}$ あるいは $MEET_EM_{i,t}$ の平均値に統計的に有意な差があるかをWelchのt検定によって分析する。 $EARLY_{i,t}$ が0よりも1の企業群の方が $MEET_{i,t}$ の平均値が正に大きければ、就任して日が浅い経営者ほど予想利益の未達成を回避していることを意味する。また、 $MEET_EM_{i,t}$ に関して $EARLY_{i,t}$ が1の企業群と0の企業群の平均値の差が正に有意な値を示した場合、就任間もない経営者は予想利益を達成するために利益調整を行っている可能性が高いと言える。パネルAは単変量分析の結果をまとめたものである。 $MEET_{i,t}$ に関する結果を示した列Aに目を向けると、 $MEET_{i,t}$ の平均値の差は5%水準で正に有意な値であることが伺える。続いて、 $MEET_DAC_{i,t}$ の結果を示した列Bを見てみよう。 $MEET_DAC_{i,t}$ の平均値の差は正であるものの有意ではない。これに対して、 $MEET_DEX_{i,t}$ に関する結果をまとめた列Cからは、平均値の差が正でありかつ5%水準で有意な値であることが伺える。

パネルBは(7)式の推定結果をまとめたものである。列Aは被説明変数に $MEET_{i,t}$ を用いて(7)式を推定した結果を示している。 $EARLY_{i,t}$ の係数は正であり、かつ5%水準で有意な値である。就任間もない経営者が予想利益を達成できない確率はそうでない者に比べて低いと言える。表6の分析結果を踏まえると、これは非常に興味深い結果である。経営者は就任して間もない時には積極的な予想を公表しているにもかかわらず、彼らの報告する当期利益が予想利益を下回る確率はむしろ低いのである。この原因を探るために、 $MEET_DAC_{i,t}$ あるいは $MEET_DEX_{i,t}$ を被説明変数にした場合の(7)式の推定結果を見てみよう。被説明変数として $MEET_DAC_{i,t}$ を用いた際の結果を示した列Bからは、 $EARLY_{i,t}$ の係数は正であるものの、有意な値ではないことがわかる。これに対して、 $MEET_DEX_{i,t}$ に関する結果をまとめた列Cに目を向けると、 $EARLY_{i,t}$ の係数は5%水準で正に有意な値をとっている。すなわち、就任間もない経営者は自身が上方バイアスをかけた予想値を達成するために、研究開発

支出や広告宣伝支出といった支出を裁量的に削減している可能性がある。

[表 11 を挿入]

7. おわりに

本研究は業績予想にバイアスをもたらそうとする経営者の動機が在職期間を通して変化するかどうかを検証している。これまでの研究からは、経営者が公表する業績予想には何らかのバイアスが存在すること、ならびに業績予想にかかるバイアスの大きさは経済環境や企業特性によって変化することが明らかになっている。しかし、業績予想の作成にあたって経営者が重要な役割を担うことを踏まえれば、経営者の特性もまた業績予想にバイアスをもたらすと考えられる。とりわけ、経営者の在職期間に着目した研究では、在職期間の初期時点で保守的な情報を開示することは自身のキャリアを傷つけることになりかねないため、経営者は公表する情報に上方のバイアスをかけることが確認されている (Ali and Zhang 2015; 石田・蜂谷 2016)。このことから、本研究は就任間もない経営者ほど裁量的な調整を行って積極的な業績予想を公表するという仮説を設定している。

2006 年から 2012 年までの日本企業の大規模サンプルを用いて、本研究は上記の仮説に対する検証を行っている。検証の結果、就任間もない経営者ほど業績予想に対して上方のバイアスをかけていることが確認されている。また、経営者は任期の 2 年目で最も大きな上方バイアスをかけていることがわかった。これらの分析結果は経営者の在職期間と業績予想との間に懸念される疑似相関の可能性を考慮しても頑健であった。さらに、業績予想のバイアスの変数化に伴う測定誤差の問題、ならびに経営者の在職期間と業績予想との関係を定式化する際に生じる欠落変数の問題に対しても頑健であることが確認されている。本研究はこの他に、就任間もない経営者が予想利益を達成できたのかについても調査を行っている。就任して日の浅い経営者は自身のキャリアが傷つくことを懸念して積極的な予想を公表すると推察されるが、このような行動は予想を達成できないことによる投資家の信用失墜といった事後的なリスクを孕む。このようなリスクを回避するために経営者がどのような行動をとっているかを分析している。その結果、就任間もない経営者は実体的裁量行動を行って予想の未達成を回避していることが明らかとなっている。

本研究には 2 つの貢献がある。ひとつには、実務的な貢献が挙げられる。経営者が公表する業績予想は投資家にとって重要な情報源だと考えられる。これまでにも、様々な研究が株式を評価するにあたって投資家が業績利益を重視していることが観察されている (Foster 1973; Waymire 1984)。その一方で、近年の研究では業績予想には何らかのバイアスがかけられており (Rogers and Stocken 2005; Kato et al. 2009)、また投資家はこうしたバイアスを投資意思決定に適切に織り込めていないことが確認されている (Iwasaki et al. 2015)。本研究は在

職期間に焦点を当て、特定の属性を有する経営者が業績予想にバイアスをかける傾向にあることを明らかにしている。このような研究成果は、投資判断に業績予想を活用しようとする投資家にとって有益であると言える。もうひとつは、学術的な貢献である。これまでも業績予想にバイアスをもたらす要因を検証した研究は存在するものの、これらのほとんどが経営者の特性を考慮していない (McDonald 1973; Frost 1997; Choi and Ziebart 2004; Ota 2006)。しかし、経営者が業績予想の策定に重要な役割を担うことを踏まえれば、経営者の特性と業績予想のバイアスには関係が存在すると考えられる。本研究は経営者の在職期間の長短によって業績予想のバイアスが変化することを明らかにすることによって、業績予想に関する研究に新しい知見を与えている。

参考文献

- [1] Ali, A., and Zhang, W. 2015. CEO Tenure and Earnings Management. *Journal of Accounting and Economics* 59 (1): 60–79.
- [2] Choi, J.-H., and Ziebart, D. a. 2004. Management Earnings Forecasts and The Market's Reaction to Predicted Bias in The Forecast. *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics* 11 (2): 167–192.
- [3] Cohn, R. A., Lewellen, W. G., Lease, R. C., and Schlarbaum, G. G. 1975. Individual Investor Risk Aversion and Investment Portfolio Composition. *The Journal of Finance* 30 (2): 605–620.
- [4] Conroy, R. M., Harris, R. S., and 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.
- [5] Copeland, R. M., and Marioni, R. J. 1972. Executives' Forecasts of Earnings per Share versus Forecasts of Naïve Models. *The Journal of Business* 45 (4): 497–512.
- [6] Dechow, P. M., and Sloan, R. G. 1991. Executive Incentives and the Horizon Problem. *Journal of Accounting and Economics* 14 (1): 51–89.
- [7] DeFond, M. L., and Hung, M. 2004. Investor Protection and Corporate Governance: Evidence from Worldwide CEO Turnover. *Journal of Accounting Research* 42 (2): 269–312.
- [8] Demerjian, P., Lev, B., and McVay, S. 2012. Quantifying Managerial Ability: A New Measure and Validity Tests. *Management Science* 58 (7): 1229–1248.
- [9] Fama, E. F. 1980. Agency Problems and the Theory of the Firm. *The Journal of Political Economy* 88 (2): 288–307.
- [10] Fama, E. F., and MacBeth, J. D. 1973. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy* 81 (3): 607–636.
- [11] Foster, G. 1973. Stock Market Reaction to Estimates of Earnings per Share by Company Officials. *Journal of Accounting Research* 11 (1): 25–37.
- [12] Frost, C. A. 1997. Disclosure Policy Choices of UK Firms Receiving Modified Audit Reports. *Journal of Accounting and Economics* 23 (2): 163–187.
- [13] Gibbons, R., and Murphy, K. J. 1992. Optimal Incentive Contracts in the Presence of Career Concerns: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy* 100 (3): 468–505.
- [14] Gong, G., Li, L. Y., and Wang, J. J. 2011. Serial Correlation in Management Earnings Forecast Errors. *Journal of Accounting Research* 49 (3): 677–720.
- [15] Iwasaki, T., Norio, K., and Akinobu, S. 2015. Managerial Discretion over Their Initial Earnings Forecasts. *CARF Working Paper* (369).
- [16] Jones, J. J. 1991. Earnings Management During Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research* 29 (2): 193–228.

- [17] 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.
- [18] Kato, K., Skinner, D. J., and Kunimura, M. 2009. Management Forecasts in Japan: An Empirical Study of Forecasts that Are Effectively Mandated. *The Accounting Review* 84 (5): 1575–1606.
- [19] Kwak, B., Ro, B. T., and Suk, I. 2012. The Composition of Top Management with General Counsel and Voluntary Information Disclosure. *Journal of Accounting and Economics* 54 (1): 19–41.
- [20] McDonald, C. L. 1973. An Empirical Examination of the Reliability of Published Predictions of Future Earnings. *The Accounting Review* 48 (3): 502–510.
- [21] Moore, M. L. 1973. Management Changes and Discretionary Accounting Decisions. *Journal of Accounting Research* 11 (1): 100–107.
- [22] Ota, K. 2006. Determinants of Bias in Management Earnings Forecasts: Empirical Evidence from Japan (G. N. Gregoriou and M. Gaber (Eds). *International Accounting: Standards, Regulations, and Financial Reporting*, Elsevier Press).
- [23] Ohlson, J. A. 2001. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An Empirical Perspective. *Contemporary Accounting Research* 18 (1): 107–120.
- [24] Ota, K. 2010. The Value Relevance of Management Forecasts and Their Impact on Analysts' Forecasts: Empirical Evidence from Japan. *Abacus* 46 (1): 28–59.
- [25] Palsson, A.-M. 1996. Does the Degree of Relative Risk Aversion Vary with Household Characteristics? *Journal of Economic Psychology* 17 (6): 771–787.
- [26] Pan, Y., Wang, T. Y., and Weisbach, M. S. 2013. Ceo Investment Cycles. *NBER Working Paper Series* (19330).
- [27] Petersen, M. 2009. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches. *Review of Financial Studies* 22 (1): 435–480.
- [28] Pownall, G., and Waymire, G. 1989. Voluntary Disclosure Credibility and Securities Prices: Evidence from Management Earnings Forecasts, 1969-73. *Journal of Accounting Research* 27 (2): 227–245.
- [29] Rogers, J. L., and Stocken, P. C. 2005. Credibility of management forecasts. *The Accounting Review* 80 (4): 1233–1260.
- [30] Roychowdhury, S. 2006. Earnings Management through Real Activities Manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42 (3): 335–370.
- [31] Shyam-Sunder, L., and Myers, S. C. 1999. Testing Static Tradeoff Against Pecking Order Models of Capital Structure. *Journal of Financial Economics* 51 219–244.
- [32] Skinner, D. J., and Sloan, R. G. 2002. Earnings Surprises, Growth Expectations, and Stock Returns or Don't Let an Earnings Torpedo Sink Your Portfolio. *Review of Accounting Studies*

7 (2-3): 289–312.

- [33] Waymire, G. 1984. Additional Evidence on the Information Content of Management Earnings Forecasts. *Journal of Accounting Research* 22 (2): 703–718.
- [34] 石田惣平・蜂谷豊彦. 2016. 「経営者の在職期間と損失回避を意図した利益調整」 *CJBS Working Paper Series* (197).
- [35] 國村道雄. 1984. 「わが国企業の決算予想情報の特徴」 証券アナリストジャーナ 22 (8): 9-30.
- [36] 首藤昭信. 2007. 「利益調整の動機分析: 損失回避, 減益回避および経営者予想値達成の利益調整を対象として」 会計プロGRESS (8): 76-92.
- [37] 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 47 (5): 77-88.

表1 サンプル抽出

規準	サンプル数
初期サンプル	28,900
①決算月数が12カ月である企業	(724)
②日本基準を採用している企業	(260)
③金融業に該当しない企業	(1,504)
④(3)式の変数が入手可能な企業	(5,128)
(3)式の推定に用いるサンプル	21,284
⑤(6)式の変数が入手可能な企業	(6,285)
(6)式の推定に用いるサンプル	14,999

表2 非裁量的予想イノベーション

	Predicted Sign	Average	
		Coef.	[t-Stat]
Constant	?	0.001	[0.154]
lagCROA _{i,t-2}	-	-0.311	[-6.011]***
INV _{i,t-2}	-	-0.006	[-1.842]
AR _{i,t-2}	-	0.005	[1.606]
CAPX _{i,t-2}	-	0.000	[0.452]
GM _{i,t-2}	-	0.012	[0.909]
S&A _{i,t-2}	-	0.023	[1.199]
ETR _{i,t-2}	-	0.002	[9.828]***
TAC _{i,t-2}	-	-0.050	[-3.840]***
AQ _{i,t-2}	-	-0.007	[-0.254]
LF _{i,t-2}	-	-0.026	[-3.438]**
CRET _{i,t-2}	+	0.014	[4.713]***
Ave-R ²			0.153
N			21,284

CROA_{i,t-1}は(t-1期当期純利益 - t-2期当期純利益) ÷ t-2期末総資産, lagCROA_{i,t-2}は(t-2期当期純利益 - t-3期当期純利益) ÷ t-2期末総資産, INV_{i,t-2}はt-2期Δ棚卸資産 - t-2期Δ売上高, AR_{i,t-2}はt-2期Δ売上債権 - t-2期Δ売上高, CAPX_{i,t-2}はt-2期Δ産業の資本的支出 - t-2期Δ企業の資本的支出, GM_{i,t-2}はt-2期Δ売上高 - t-2期Δ売上総利益, S&A_{i,t-2}はt-2期Δ販管費 - t-2期Δ売上高, ETR_{i,t-2}はt-6期からt-3期までの実効税率の平均値 - t-2期実効税率, TAC_{i,t-2}は(t-2期総会計発生高 - t-3期総会計発生高) ÷ t-2期末総資産, AQ_{i,t-2}はt-2期の監査意見が無限定適正であれば0それ以外は1, LF_{i,t-2}は(t-3期一人当り売上高 - t-2期一人当り売上高) ÷ t-3期一人当り売上高, CRET_{i,t-2}はt-2期累積日次超過リターンである。Δは2期間期待平均モデルに基づいた変化率を示している。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを意味する。係数は年ごとに(3)式を推定して得られた係数の平均値であり, t統計量はFama and MacBeth (1973)に倣った標準誤差を用いて算出している。

表 3 記述統計量

	Mean	StdDev	Min	25%	Median	75%	Max
$DF_{i,t}$ (%)	0.881	3.462	-10.250	-0.783	0.235	1.655	22.859
$EARLY_{i,t}$	0.345	0.476	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
$FINAL_{i,t}$	0.123	0.328	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$AGE_{i,t}$	59.719	7.788	37.000	56.000	61.000	65.000	80.000
$STOCK_{i,t}$	0.052	0.092	0.000	0.001	0.006	0.057	0.458
$SIZE_{i,t-1}$	9.679	1.636	6.295	8.472	9.503	10.707	14.332
$MTB_{i,t-1}$	1.238	1.116	0.170	0.606	0.917	1.471	11.214
$OCF_{i,t-1}$	0.055	0.058	-0.152	0.025	0.056	0.089	0.271
$LEV_{i,t-1}$	1.849	2.099	0.040	0.547	1.187	2.354	20.194
$LOSS_{i,t-1}$	0.100	0.300	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$DIFF_{i,t-1}$	0.025	0.010	0.008	0.018	0.023	0.031	0.074

$DF_{i,t}$ はt期裁量的予想インベーション、 $EARLY_{i,t}$ はt期の経営者の在職年数が3年以下であれば1それ以外は0、 $FINAL_{i,t}$ はt期が経営者の在職期間の最終期であれば1それ以外は0、 $AGE_{i,t}$ はt期経営者年齢、 $STOCK_{i,t}$ はt期経営者持株比率、 $SIZE_{i,t-1}$ はt-1期末時価総額の自然対数、 $MTB_{i,t-1}$ はt-1期末時価総額÷t-1期末自己資本、 $OCF_{i,t-1}$ はt-1期営業キャッシュ・フロー÷t-1期末総資産、 $LEV_{i,t-1}$ はt-1期末負債÷t-1期末時価総額、 $LOSS_{i,t-1}$ はt-1期に経常損失を計上していれば1それ以外は0、 $DIFF_{i,t-1}$ はt-1期日次株式リターンの標準偏差である。なお、年ごとの各変数の上下1%に対してウィンソライズを施している。

表 4 単変量分析

Predicted Sign	Full Sample		DF _{i,t} > 0		DF _{i,t} ≤ 0		
	A		B		C		
	Mean	[t-Stat]	Mean	[t-Stat]	Mean	[t-Stat]	
(a) EARLY _{i,t} = 1	1.007		2.890		-1.365		
(b) EARLY _{i,t} = 0	0.814		2.521		-1.392		
(a) - (b)	+	0.193	[3.130]***	0.369	[4.338]***	0.027	[0.711]

DF_{i,t}はt期裁量的予想インペーション, EARLY_{i,t}はt期の経営者の在職年数が3年以下であれば1それ以外は0である.
***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを意味する.

表5 相関マトリックス

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪
①DF _{i,t} (%)		0.006	0.008	-0.069	0.086	-0.139	-0.008	-0.164	0.054	0.345	0.213
②EARLY _{i,t}	0.027		-0.119	-0.134	-0.290	0.092	0.039	0.003	0.028	0.014	0.000
③FINAL _{i,t}	0.017	-0.119		0.240	-0.159	0.041	0.016	-0.006	0.015	0.022	0.002
④AGE _{i,t}	-0.109	-0.113	0.208		-0.242	0.120	-0.058	-0.008	0.093	-0.040	-0.070
⑤STOCK _{i,t}	0.094	-0.183	-0.088	-0.225		-0.408	-0.101	-0.028	-0.042	0.031	0.054
⑥SIZE _{i,t-1}	-0.184	0.095	0.041	0.128	-0.271		0.494	0.216	-0.392	-0.241	-0.256
⑦MTB _{i,t-1}	0.084	0.012	0.004	-0.119	0.067	0.339		0.208	-0.445	-0.135	-0.045
⑧CF _{i,t-1}	-0.215	0.003	-0.009	0.003	-0.011	0.201	0.138		-0.273	-0.262	-0.066
⑨LEV _{i,t-1}	0.127	0.014	0.013	0.033	-0.031	-0.339	-0.254	-0.176		0.141	0.201
⑩LOSS _{i,t-1}	0.469	0.014	0.022	-0.042	0.034	-0.234	-0.050	-0.275	0.172		0.246
⑪DIFF _{i,t-1}	0.298	0.008	0.002	-0.113	0.093	-0.272	0.090	-0.086	0.265	0.290	

DF_{i,t}はt期裁量的予想インペーション, EARLY_{i,t}はt期の経営者の在職年数が3年以下であれば1それ以外は0, FINAL_{i,t}はt期が経営者の在職期間の最終期であれば1それ以外は0, AGE_{i,t}はt期経営者年齢, STOCK_{i,t}はt期経営者持株比率, SIZE_{i,t-1}はt-1期末時価総額の自然対数, MTB_{i,t-1}はt-1期末時価総額 ÷ t-1期末自己資本, OCF_{i,t-1}はt-1期営業キャッシュ・フロー ÷ t-1期末総資産, LEV_{i,t-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末時価総額, LOSS_{i,t-1}はt-1期に経常損失を計上していれば1それ以外は0, DIFF_{i,t-1}はt-1期日次株式リターンの標準偏差である。左下三角行列はPearsonの相関係数, 右上三角行列はSpearmanの相関係数を示している。

表6 多変量分析

	Predicted Sign	Full Sample		DF _{i,t} > 0		DF _{i,t} ≤ 0	
		A		B		C	
		Coef.	[t-Stat]	Coef.	[t-Stat]	Coef.	[t-Stat]
Constant	?	0.624	[0.743]	3.196	[4.138] ***	-1.756	[-7.708] ***
EARLY _{i,t}	+	0.274	[5.386] ***	0.314	[4.928] ***	0.030	[1.093]
FINAL _{i,t}	+	0.269	[2.528] **	0.396	[2.912] ***	-0.029	[-0.481]
AGE _{i,t}	-	-0.018	[-3.142] ***	-0.023	[-3.491] ***	0.005	[1.588]
STOCK _{i,t}	+	0.775	[2.321] **	-0.204	[-0.408]	0.214	[0.557]
SIZE _{i,t-1}	-	-0.141	[-2.363] **	-0.260	[-4.613] ***	0.072	[6.573] ***
MTB _{i,t-1}	+	0.445	[4.490] ***	0.461	[4.558] ***	-0.108	[-2.571] **
OCF _{i,t-1}	-	-6.798	[-4.000] ***	-5.834	[-5.770] ***	-0.922	[-1.544]
LEV _{i,t-1}	+	0.036	[0.986]	-0.044	[-1.435]	0.051	[3.240] ***
LOSS _{i,t-1}	+	4.246	[21.580] ***	3.675	[17.303] ***	-0.716	[-3.368] ***
DIFF _{i,t-1}	?	31.786	[2.638] ***	76.742	[8.494] ***	-30.972	[-7.326] ***
Year Effect		included		included		included	
Industry Effect		included		included		included	
Adj-R ²		0.327		0.396		0.132	
N		14,999		8,425		6,574	

DF_{i,t}はt期裁量的予想イノベーション, EARLY_{i,t}はt期の経営者の在職年数が3年以下であれば1それ以外は0, FINAL_{i,t}はt期が経営者の在職期間の最終期であれば1それ以外は0, AGE_{i,t}はt期経営者年齢, STOCK_{i,t}はt期経営者持株比率, SIZE_{i,t-1}はt-1期末時価総額の自然対数, MTB_{i,t-1}はt-1期末時価総額 ÷ t-1期末自己資本, OCF_{i,t-1}はt-1期営業キャッシュ・フロー ÷ t-1期末総資産, LEV_{i,t-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末時価総額, LOSS_{i,t-1}はt-1期に経常損失を計上していれば1それ以外は0, DIFF_{i,t-1}はt-1期日次株式リターンの標準偏差である. ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを意味する. t統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準誤差を用いて算出している (Petersen 2009).

表7 就任間もない経営者の定義の妥当性

	Predicted Sign	Full Sample	
		Coef.	[t-Stat]
Constant	?	0.684	[0.841]
YEAR_1 _{i,t}	+	0.200	[1.960] *
YEAR_2 _{i,t}	+	0.324	[4.070] ***
YEAR_3 _{i,t}	+	0.176	[3.987] ***
YEAR_4 _{i,t}	?	-0.052	[-0.989]
YEAR_5 _{i,t}	?	-0.075	[-0.526]
YEAR_6 _{i,t}	?	-0.185	[-2.059] **
FINAL _{i,t}	+	0.284	[2.605] ***
AGE _{i,t}	-	-0.018	[-3.384] ***
STOCK _{i,t}	+	0.683	[2.106] **
SIZE _{i,t-1}	-	-0.139	[-2.293] **
MTB _{i,t-1}	+	0.443	[4.445] ***
OCF _{i,t-1}	-	-6.799	[-3.986] ***
LEV _{i,t-1}	+	0.036	[0.997]
LOSS _{i,t-1}	+	4.243	[21.464] ***
DIFF _{i,t-1}	?	31.810	[2.652] ***
Year Effect		included	
Industry Effect		included	
Adj-R ²			0.327
N			14,999

DF_{i,t}はt期裁量的予想インペーション, YEAR_X_{i,t}はt期の経営者の在職年数がX年目であれば1それ以外は0, FINAL_{i,t}はt期が経営者の在職期間の最終期であれば1それ以外は0, AGE_{i,t}はt期経営者年齢, STOCK_{i,t}はt期経営者持株比率, SIZE_{i,t-1}はt-1期末時価総額の自然対数, MTB_{i,t-1}はt-1期末時価総額 ÷ t-1期末自己資本, OCF_{i,t-1}はt-1期営業キャッシュ・フロー ÷ t-1期末総資産, LEV_{i,t-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末時価総額, LOSS_{i,t-1}はt-1期に経常損失を計上していれば1それ以外は0, DIFF_{i,t-1}はt-1期日次株式リターンの標準偏差である. ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを意味する. t統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準誤差を用いて算出している (Petersen 2009).

表 8 在職期間が長期にわたる経営者

	Predicted Sign	Top Executives with at least Six Years in Office	
		Coef.	[t-Stat]
Constant	?	-0.007	[-0.010]
EARLY _{i,t}	+	0.219	[3.694] ***
FINAL _{i,t}	+	0.184	[1.217]
AGE _{i,t}	-	-0.009	[-1.658] *
STOCK _{i,t}	+	1.357	[3.909] ***
SIZE _{i,t-1}	-	-0.114	[-2.482] **
MTB _{i,t-1}	+	0.397	[4.567] ***
OCF _{i,t-1}	-	-6.173	[-3.185] ***
LEV _{i,t-1}	+	0.048	[1.253]
LOSS _{i,t-1}	+	4.054	[19.666] ***
DIFF _{i,t-1}	?	24.481	[1.933] *
Year Effect		included	
Industry Effect		included	
Adj-R ²			0.299
N			10,734

DF_{i,t}はt期裁量的予想インベーション, EARLY_{i,t}はt期の経営者の在職年数が3年以下であれば1それ以外は0, FINAL_{i,t}はt期が経営者の在職期間の最終期であれば1それ以外は0, AGE_{i,t}はt期経営者年齢, STOCK_{i,t}はt期経営者持株比率, SIZE_{i,t-1}はt-1期末時価総額の自然対数, MTB_{i,t-1}はt-1期末時価総額 ÷ t-1期末自己資本, OCF_{i,t-1}はt-1期営業キャッシュ・フロー ÷ t-1期末総資産, LEV_{i,t-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末時価総額, LOSS_{i,t-1}はt-1期に経常損失を計上していれば1それ以外は0, DIFF_{i,t-1}はt-1期日次株式リターンの標準偏差である。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを意味する。t統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準誤差を用いて算出している (Petersen 2009)。

表9 代替的な裁量的予想イノベーション

パネル A: 産業・年ごとの(3)式の推定結果

	Predicted Sign	Average	
		Coef.	[t-Stat]
Constant	?	0.000	[-0.058]
lagCROA _{i,t-2}	-	-0.311	[-9.492] ***
INV _{i,t-2}	-	-0.009	[-3.151] ***
AR _{i,t-2}	-	0.009	[1.832] *
CAPX _{i,t-2}	-	0.000	[1.610]
GM _{i,t-2}	-	0.008	[0.946]
S&A _{i,t-2}	-	0.006	[0.647]
ETR _{i,t-2}	-	0.004	[3.179] ***
TAC _{i,t-2}	-	-0.052	[-3.281] ***
AQ _{i,t-2}	-	0.001	[0.226]
LF _{i,t-2}	-	-0.014	[-2.194] **
CRET _{i,t-2}	+	0.011	[5.293] ***
Ave-R ²			0.418
N			20,689

パネル B: subDF_{i,t}を用いた(6)式の推定結果

	Predicted Sign	subDF _{i,t}	
		Coef.	[t-Stat]
Constant	?	1.379	[1.773] *
EARLY _{i,t}	+	0.295	[6.005] ***
FINAL _{i,t}	+	0.217	[2.067] **
AGE _{i,t}	-	-0.016	[-3.211] ***
STOCK _{i,t}	+	0.790	[1.916] *
SIZE _{i,t-1}	-	-0.143	[-2.509] **
MTB _{i,t-1}	+	0.386	[3.688] ***
OCF _{i,t-1}	-	-6.835	[-3.715] ***
LEV _{i,t-1}	+	0.012	[0.470]
LOSS _{i,t-1}	+	4.813	[31.504] ***
DIFF _{i,t-1}	?	43.414	[3.964] ***
Year Effect		included	
Industry Effect		included	
Adj-R ²			0.266
N			14,518

CROA_{i,t-1}は(t-1期当期純利益 - t-2期当期純利益) ÷ t-2期末総資産, lagCROA_{i,t-2}は(t-2期当期純利益 - t-3期当期純利益) ÷ t-2期末総資産, INV_{i,t-2}はt-2期Δ棚卸資産 - t-2期Δ売上高, AR_{i,t-2}はt-2期Δ売上債権 - t-2期Δ売上高, CAPX_{i,t-2}はt-2期Δ産業の資本的支出 - t-2期Δ企業の資本的支出, GM_{i,t-2}はt-2期Δ売上高 - t-2期Δ売上総利益, S&A_{i,t-2}はt-2期Δ販管費 - t-2期Δ売上高, ETR_{i,t-2}はt-6期からt-3期までの実効税率の平均値 - t-2期実効税率, TAC_{i,t-2}は(t-2期総会計発生高 - t-3期総会計発生高) ÷ t-2期末総資産, AQ_{i,t-2}はt-2期の監査意見が無限定適正であれば0それ以外は1, LF_{i,t-2}は(t-3期一人当り売上高 - t-2期一人当り売上高) ÷ t-3期一人当り売上高, CRET_{i,t-2}はt-2期累積日次超過リターン, subDF_{i,t}はt期代替的な裁量的予想イノベーション, EARLY_{i,t}はt期の経営者の在職年数が3年以下であれば1それ以外は0, FINAL_{i,t}はt期が経営者の在職期間の最終期であれば1それ以外は0, AGE_{i,t}はt期経営者年齢, STOCK_{i,t}はt期経営者持株比率, SIZE_{i,t-1}はt-1期末時価総額の自然対数, MTB_{i,t-1}はt-1期末時価総額 ÷ t-1期末自己資本, OCF_{i,t-1}はt-1期営業キャッシュ・フロー ÷ t-1期末総資産, LEV_{i,t-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末時価総額, LOSS_{i,t-1}はt-1期に経常損失を計上していれば1それ以外は0, DIFF_{i,t-1}はt-1期日次株式リターンの標準偏差である。Δは2期間期待平均モデルに基づいた変化率を示している。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを意味する。パネルAの係数は産業・年ごとに(3)式を推定して得られた係数の平均値であり, t統計量はFama and MacBeth (1973)に倣った標準誤差を用いて計算している。パネルBのt統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準誤差を用いて算出している (Petersen 2009)。

表 10 欠落変数による内生性の問題

	Predicted Sign	Firm Effect	
		Coef.	[t-Stat]
EARLY _{i,t}	+	0.181	[2.025]**
FINAL _{i,t}	+	0.082	[0.977]
AGE _{i,t}	-	0.009	[1.401]
STOCK _{i,t}	+	0.139	[0.133]
SIZE _{i,t-1}	-	-2.312	[-4.627]***
MTB _{i,t-1}	+	0.925	[5.124]***
OCF _{i,t-1}	-	-6.682	[-4.315]***
LEV _{i,t-1}	+	0.016	[0.161]
LOSS _{i,t-1}	+	2.852	[11.729]***
DIFF _{i,t-1}	?	13.015	[0.928]
Year Effect		included	
Firm Effect		included	
Adj-R ²			0.451
N			14,999

DF_{i,t}はt期裁量的予想イノベーション, EARLY_{i,t}はt期の経営者の在職年数が3年以下であれば1それ以外は0, FINAL_{i,t}はt期が経営者の在職期間の最終期であれば1それ以外は0, AGE_{i,t}はt期経営者年齢, STOCK_{i,t}はt期経営者持株比率, SIZE_{i,t-1}はt-1期末時価総額の自然対数, MTB_{i,t-1}はt-1期末時価総額 ÷ t-1期末自己資本, OCF_{i,t-1}はt-1期営業キャッシュ・フロー ÷ t-1期末総資産, LEV_{i,t-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末時価総額, LOSS_{i,t-1}はt-1期に経常損失を計上していれば1それ以外は0, DIFF_{i,t-1}はt-1期日次株式リターンの標準偏差である. ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを意味する. t統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準誤差を用いて算出している (Petersen 2009).

表 11 経営者の在職期間と予想利益の達成

パネル A: 単変量分析

	Predicted Sign	MEET _{i,t}		MEET_DAC _{i,t}		MEET_DEX _{i,t}	
		A		B		C	
		Mean	[t-Stat]	Mean	[t-Stat]	Mean	[t-Stat]
(a) EARLY _{i,t} = 1		0.442		0.193		0.236	
(b) EARLY _{i,t} = 0		0.423		0.192		0.221	
(a) - (b)	?	0.019	[2.175] **	0.001	[0.152]	0.015	[2.005] **

パネル B: 多変量分析

	Predicted Sign	MEET _{i,t}		MEET_DAC _{i,t}		MEET_DEX _{i,t}	
		A		B		C	
		Coef.	[z-Stat]	Coef.	[z-Stat]	Coef.	[z-Stat]
Constant	?	-2.914	[-5.071] ***	-4.091	[-6.423] ***	-3.750	[-3.748] ***
EARLY _{i,t}	?	0.079	[2.077] **	0.045	[0.698]	0.101	[2.324] **
FINAL _{i,t}	+	-0.091	[-1.456]	-0.009	[-0.118]	-0.089	[-1.945] *
AGE _{i,t}	+	0.523	[3.957] ***	0.753	[5.571] ***	0.569	[2.562] **
STOCK _{i,t}	-	-1.284	[-2.679] ***	-1.057	[-2.522] **	-1.348	[-3.141] ***
SIZE _{i,t}	-	-0.024	[-0.674]	-0.054	[-1.965] **	0.007	[0.224]
MTB _{i,t}	+	0.038	[0.765]	-0.262	[-5.327] ***	-0.140	[-3.491] ***
LEV _{i,t}	+	0.091	[8.799] ***	0.067	[4.019] ***	0.121	[5.258] ***
ROA _{i,t}	+	33.259	[19.454] ***	20.326	[15.328] ***	17.520	[12.961] ***
Year Effect		included		included		included	
Industry Effect		included		included		included	
Adj-R ²		0.201		0.085		0.087	
N		14,658		14,658		14,658	

MEET_{i,t}はt期に予想を達成していれば1それ以外は0, MEET_DAC_{i,t}はt期に会計的裁量行動によって予想を達成していれば1それ以外は0, MEET_DEX_{i,t}はt期に実体的裁量行動によって予想を達成していれば1それ以外は0, EARLY_{i,t}はt期の経営者の在職年数が3年以下であれば1それ以外は0, FINAL_{i,t}はt期が経営者の在職期間の最終期であれば1それ以外は0, AGE_{i,t}はt期経営者年齢, STOCK_{i,t}はt期経営者持株比率, SIZE_{i,t-1}はt-1期末時価総額の自然対数, MTB_{i,t-1}はt期末時価総額 ÷ t期末自己資本, LEV_{i,t}はt期末負債 ÷ t期末時価総額, ROA_{i,t}はt期当期利益 ÷ t期末総資産である。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを意味する。z統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準誤差を用いて算出している (Petersen 2009)。

平成23年3月期 決算短信〔日本基準〕（連結）

上場会社名 ハウス食品株式会社
 コード番号 2810 URL <http://housefoods.jp/>
 代表者 (役職名) 代表取締役社長 (氏名) 浦上 博史
 問合せ先責任者 (役職名) 広報・IR室長 (氏名) 大澤 善行 TEL 03-5211-6039
 定時株主総会開催予定日 平成23年6月28日 配当支払開始予定日 平成23年6月29日
 有価証券報告書提出予定日 平成23年6月28日
 決算補足説明資料作成の有無 : 有
 決算説明会開催の有無 : 有 (アナリスト・機関投資家向け)

平成23年5月10日
 上場取引所 東大

(百万円未満四捨五入)

1. 平成23年3月期の連結業績（平成22年4月1日～平成23年4月1日）

(1) 連結経営成績 (％表示は対前期増減率)

	売上高		営業利益		経常利益		当期純利益	
	百万円	%	百万円	%	百万円	%	百万円	%
23年3月期	216,713	△1.8	12,069	10.1	13,031	6.9	5,252	9.0
22年3月期	220,622	△0.9	10,964	7.5	12,187	10.9	4,820	2.0

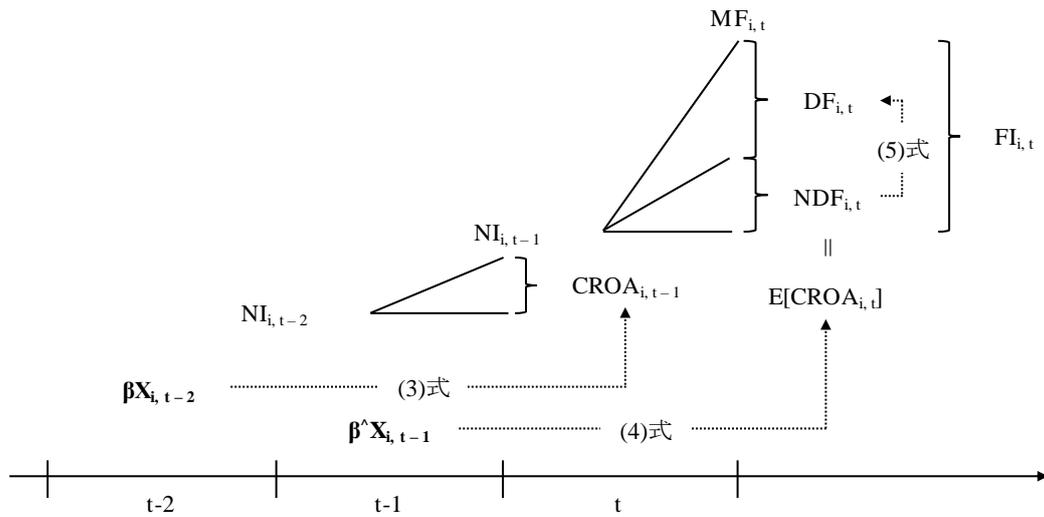
[中略]

3. 平成24年3月期の連結業績予想（平成23年4月1日～平成24年4月1日）

(％表示は、通期は対前期、第2四半期は対前年同四半期増減率)

	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
	百万円	%	百万円	%	百万円	%	百万円	%	
第2四半期	109,000	△0.	6,000	2.7	6,600	5.7	3,800	23.4	円 銭
通期	217,000	50.1	13,000	7.7	14,300	9.7	8,400	59.9	35.59
									78.68

図1 業績予想の開示例



$MF_{i,t}$ は t 期予想利益、 $FI_{i,t}$ は t 期予想イノベーション、 $DF_{i,t}$ は t 期裁量的予想イノベーション、 $NDF_{i,t}$ は t 期非裁量的予想イノベーション、 $NI_{i,t}$ は t 期当期利益、 $CROA_{i,t}$ は t 期当期利益変化、 $E[CROA_{i,t}]$ は t 期期待当期利益変化、 $X_{i,t}$ は t 期において当期利益変化に影響を及ぼすと考えられる要因である。

図 2 裁量的予想イノベーションの推定方法

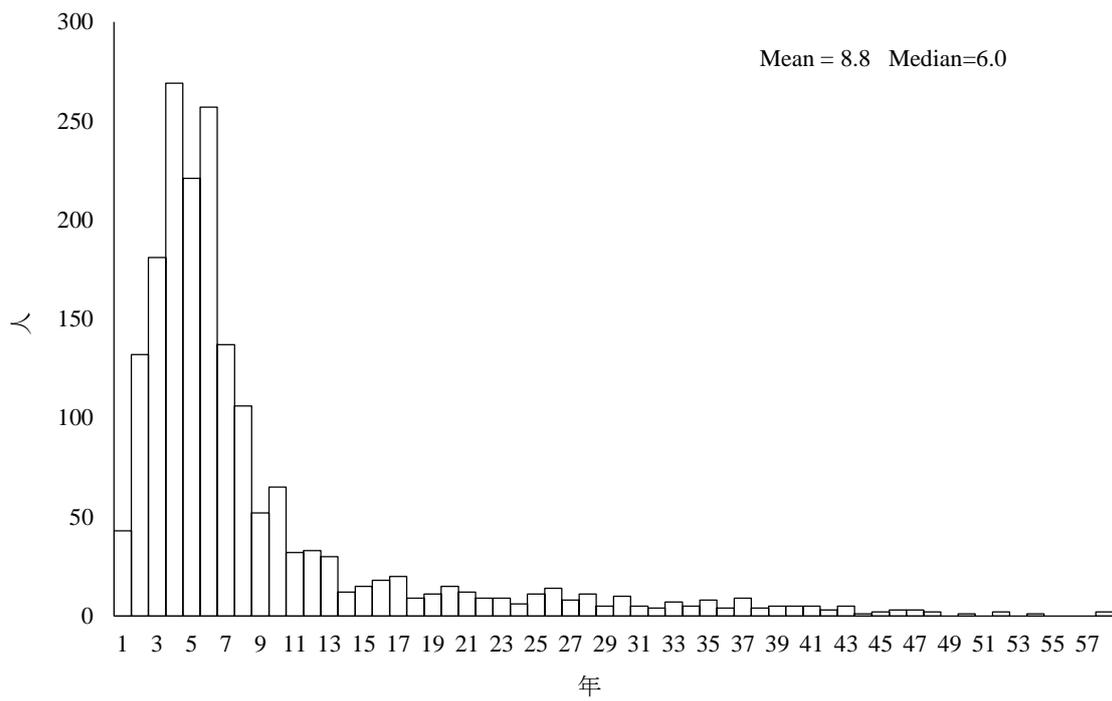


図3 退職時の経営者の在職年数の分布