

ガバナンス構造の違いが経営者予想の 正確度に与える影響*

棚 橋 則 子

要 約

本稿では、企業のガバナンス構造の違いが、経営者予想の正確度に与える影響について分析を行った。経営者予想は予想であるため、どのような予想を公表するかは経営者の裁量に委ねられている。しかし、予想に裁量を加えないよう経営者を規律づけるガバナンス構造が機能していれば、経営者の行動を抑制し、正しい予想が公表されと考えられる。分析の結果、(1) 取締役の人数が多いほど、経常利益と当期利益の予想の正確度が高いこと、(2) 役員持株比率が高いほど売上高の予想の正確度が高いこと、(3) 上位十大持株比率や金融機関持株比率が高いほど予想項目全ての正確度が高いこと、(4) 外国法人持株比率が高いほど売上高と経常利益の予想の正確度が高いことが明らかになった。これは、企業内部のガバナンスの中でも、特に経営者に対するモニタリングは予想情報の正確度に影響を与えないのに対し、企業外部のガバナンスは、予想の正確度をある程度高めることを示唆している。

キーワード：経営者予想, 予想の正確度, コーポレート・ガバナンス, モニタリング

JEL 分類：G32; G34; M41

1. はじめに

わが国では、証券取引所からの要請により、ほぼ全ての上場企業が決算短信に次期の業績予想値を記載している¹⁾。このような経営者による予想値の開示は米国などでも行われてはいるものの、わが国のようにほぼ全ての上場企業が開示しているわけではない²⁾。この点で、わが

*本研究は、公益財団法人石井記念証券研究振興財団平成26年度研究助成を受けております。研究支援をいただいた同財団に、ここに記して深く御礼申し上げます。

1) 証券取引所は上場企業に対して予想の開示を要請しているが、証券会社など一部の企業では予想の開示は行われていない。東京証券取引所が公表している決算短信の開示状況によると、平成26年3月期で95.5%、平成25年3月期で95.7%となっている。

2) 他国の予想情報の詳細については古賀編(1995)を参照されたい。例えば、米国の予想情報は、わが国のように要請されておらず、公表形式も統一されていない。太田・姜(2011)によると、米国の開示件数は2001年をピークに下がり続け、2010年で46%ほどである。

国の経営者予想（以下、「予想情報」という。）は大きな特徴を有していると言える。予想情報は自らが予想値を公表するとあって、投資家にとっても重要な情報となっている。2006年に東京証券取引所が行った「決算短信に関する一般投資家へのアンケート調査」によると、決算短信の利用項目のうち翌期の連結業績予想を利用している投資家が3分の2以上いることが示されており、予想情報が投資家にとって重要な情報であることを裏付ける結果が示されている。しかし、予想情報が有用な情報であるためには、予想の正確度が重要になってくる。予想情報はあくまで予想であり、公表後何度も修正される可能性がある。修正すべき基準はあるものの、どのような予想値を公表するかは、経営者の裁量に委ねられることになる。つまり、経営者は予想値をある程度自由に決めることができる。もし、経営者が予想情報に裁量を加えたならば、その不正確な情報を基に投資家は誤った将来見通しを立ててしまい、その結果、大きな損失を被る可能性がある。実際に、企業規模や赤字、成長性などが予想情報に含まれるバイアスの要因として明らかにされている（Ota（2006）、西・金田（2009）など）。

それでは、経営者が裁量を加えないよう行動を抑制し、正しい予想を公表させるためにはどのようにすればよいだろうか。経営者の行動を規律づけるガバナンス構造（corporate governance）が重要な役割を果たすと考えられる。しかし、多くの先行研究では、予想情報にバイアスを加える要因として企業規模や赤字など会計的な側面から分析されているが、ガバナンスの側面からの分析はあまり行われていない。したがって、本稿では、ガバナンス構造が予想情報に与える影響について分析を行う。具体的には、取締役会といった企業の機関構造と株式所有構造（ownership structure）を取り上げ、これらが予想情報の正確度にどのような影響を及ぼしているのかについて明らかにする。

本稿の貢献は、予想情報の正確度に影響を与えるガバナンス構造として、先行研究で行われている株式所有構造だけではなく、企業内部の機関も同時に取り上げている点である。さらに、企業内部の機関として、取締役会の規模や会計専門家（financial literacy）といった取締役会の特性を取り上げている点でも特徴がある。近年、企業のガバナンスの強化が進められている。本稿の結果は、わが国独自の予想情報の正確度を高めるためには、どのようなガバナンスの仕組みにすればよいのかを示している点で意義があるものと考えられる。

本稿の構成は次のとおりである。第2章では先行研究について概観し、第3章で仮説を設定する。第4章ではサンプルと分析方法について説明し、第5章で分析結果を示す。そして、第6章では結果のまとめと解釈を行い、今後の課題について述べる。

2. 先行研究

予想情報の正確度やバイアスといった予想情報の特性とガバナンス構造との関係を取り上げた研究は数少ないが、Ajinkya et al.(2005)、Karamanou and Vafeas(2005)、Huang et al.(2012)

があげられる。Ajinkya et al. (2005) は、ガバナンス構造として社外取締役と機関投資家を取り上げ、これらが予想情報の特性とどのような関係があるかについて分析を行っている。分析の結果、社外取締役が取締役に占める割合が高いほど予想の正確度が高いこと、機関投資家の所有割合が高い企業ほど予想の正確度が高いことを明らかにしている。Karamanou and Vafeas (2005) は、取締役会と監査委員会の特徴が予想情報にどのような影響を与えているのかについて分析を行った。その結果、社外取締役の占める割合が高いほど予想の正確度が高いこと、役員持株比率が高いほど予想の正確度が低いことを明らかにしている。また、Huang et al. (2012) は、台湾企業を分析対象とし、企業の形態や機関構造、株式所有構造が予想情報に与える影響を分析している。その結果、役員持株比率が高い企業や機関投資家の所有割合が高い企業、最高経営責任者（CEO）が取締役会の議長を務めている企業ほど予想が保守的になることを明らかにしている。

わが国でも、予想の正確度やバイアスの要因について研究されているものの、ガバナンス構造との関係を分析した研究はまだ少ない。まず、企業の機関構造と予想情報の特性との関係を分析した研究として、Saito (2012)、円谷 (2013)、Tsumuraya (2014) がある。Saito (2012) は、社外取締役の存在が予想情報に影響を与えているのかを分析しており、その結果、社外取締役が少なくとも一人いる企業の予想誤差は小さいことを明らかにしている。円谷 (2013) と Tsumuraya (2014) は、社外取締役と予想誤差の関係を分析した結果、社外取締役の存在が予想の楽観度合を減少させることを明らかにしている。その他にも、大鹿 (2008) は、定時株主総会と予想情報の関係を分析し、株主総会の所要時間が増え株主総会が活性化した企業の予想の正確度は高いことを明らかにしている。次に、株式所有構造と予想情報の特徴との関係を分析した研究として、乙政・榎本 (2008) があげられる。乙政・榎本 (2008) は、企業の株式所有構造が予想情報の正確度とどのような影響を及ぼしているのかについて分析を行っている。その結果、経営者の持株比率が低いほど予想の正確度は高いこと、金融機関持株比率が高いほど予想の正確度は高いこと、外国法人持株比率が高いほど予想の正確度が高くなることを示している。その他にも、円谷 (2007) は、インベスター・リレーションズ (IR) の視点から予想情報について分析を行っているが、その中で、予想と実績の乖離率と発言力の強いステークホルダーの代理変数として金融機関持株比率と外国人持株比率を取り上げ分析を行っている。その結果、金融機関持株比率が高いほど乖離率は低くなることが示されている。また、Kato et al. (2009) は、楽観的な予想と株式所有構造の関係を分析し、役員持株比率が高いほど予想が楽観的になることを示している。

3. 検証仮説

Patell (1976) を始め、多くの先行研究が予想情報に市場は反応を示すことを明らかにして

おり、予想情報が意思決定に有用な情報であることを示している (Ajinkya and Gift (1984), Waymire (1984), 桜井・後藤 (1992), 河 (1998) など)。また、反応は予想の内容や最終的に予想を達成したか否かによっても大きく異なることが明らかにされている (Ajinkya and Gift (1984), Waymire (1984), 後藤 (1997), 浅野 (2009))。このように、企業が公表する予想情報の市場への影響の大きさを考えれば、経営者は慎重な予想を公表したり、または、大きな予想を打ち出したりと予想にバイアスをかけるインセンティブを有すると考えられる。このことは、Kato et al. (2009), 奈良・野間 (2011) によって裏付けられており、経営者は市場の反応を調整するために、予想を戦略的に開示していることを明らかにされている。投資家にとって、予想情報は企業に関する情報を保持している経営者が自ら予想していることから、企業の将来見通しを知るうえで重要な情報源である。もし、経営者が予想値にバイアス³⁾をかけてしまうと、投資家は投資先の将来見通しを見誤ってしまい、最終的には大きな損害を被る可能性がある。このような経営者の行動を抑制するためには、経営者が予想にバイアスをかけないようモニタリングするガバナンス構造が有効な役割を果たすと考えられる。つまり、経営者に対するモニタリングやガバナンスの強さの違いが、予想の正確度に影響を与えていると考えられる。以下では、経営者を規律づける主体として、企業の内部と外部に分けて仮説の設定を行う。

3.1 経営者に対する企業内部からのモニタリング⁴⁾⁵⁾

株主と経営者の間には、プリンシパル (principal) とエージェント (agent) というエージェント関係があり、通常、経営者はプリンシパルである株主の利益を最大にするために行動する。しかし、経営者が株主の利益を最大にするように行動しているのか株主は直接観察することはできないという情報の非対称性 (information asymmetry) が生じることや、経営者と個人が別人格であることから、経営者個人の利益を追求する可能性がある。経営者は株主の利益

3) バイアスとは、予想値と実績値の差がどの程度あるかを表すものである。差が正ならば楽観的な予測を、負ならば悲観的な予測を表しており、両者に対する経営者の意図も当然に異なると考えられる。しかし、本稿は正負どちらのバイアスがあるとしても、予想値と実績値がどれだけ離れているのか、その差の量に着目して分析を行っている。例えば、正確度が高い場合には、わずかに楽観的な予想を公表したのか、わずかに悲観的な予想を公表したのか2つのバイアスがあり、それぞれに理由が異なると考えられる。このような予想情報のバイアスに関しては今後の研究課題としたい。

4) わが国では、代表取締役が従業員の中から取締役を選び、さらに、取締役の中から代表取締役が選ばれる (伊藤 (1994))。つまり、代表取締役は取締役の上司にあたるため、取締役が代表取締役をモニタリングすることは難しく、取締役の機能は形骸化しているという指摘もある。しかし、本稿では、会社法によって定められている取締役の職務や機能、責任に則り、検証を行っている。

5) ガバナンスとは、経営者に対する規律づける仕組みのことをいい、その一つとして、経営者を監視するというモニタリングがある。つまり、モニタリングはガバナンスの一部である。本稿では、経営者が予想情報に裁量を加えないようにする仕組みとして、ガバナンスを取り上げているが、企業内部については、ガバナンスの中でも特にモニタリングに焦点を当て、仮説の設定を行っている。

ではなく経営者自身の利益を最大にするために行動するというエージェンシー問題（agency problem）が生じることになる。このような経営者の行動を防止するために、株主は株主総会にて取締役を選任し、経営者以外の取締役が株主の代わりに企業の内部から経営者に対して監視を行っている。取締役は、企業の内部にいるため、様々な内部情報に接していることから、株主と比べて情報の非対称性が小さいと考えられる。もし、経営者の不適切な行動を見過ごしたならば、取締役としての任務を怠ったことになり、損害賠償責任や株主代表訴訟など当然に責任を負うことになる（岸田（2012）、神田（2014））。

予想情報が記載される決算短信は、一般に取締役会で承認を受けたのち開示される。つまり、取締役会は決算短信に記載される内容について吟味する最後の機関である。このことを考えると、経営者以外の取締役は、株主を代表しているという立場や保持している内部情報、法的責任の観点から、経営者が予想にバイアスをかけようとした場合でも、経営者に対して意見を述べ、さらに経営者のみが所持している内部情報をもきちんと反映させた予想を公表するように行動すると考えられる。したがって、経営者以外の取締役によるモニタリングが、経営者による予想に対するバイアスを抑制し、その結果、予想の正確度が高くなると考えられる。そこで、次の仮説を提起する。

仮説1 経営者に対する企業内部からのモニタリングが強い企業ほど、予想の正確度は高い。

3.2 経営者に対する企業外部からのガバナンス

株主は、投資の結果得られる配当やキャピタルゲインなどのリターンやそれらのリスクに関心を持っている。しかし、前節で述べたように、株主と経営者の間には情報の非対称性があることから、エージェンシー問題が存在し、経営者が株主の利益を最大にする行動を必ずしも取らない可能性もある。経営者が、株主の利益のために行動するように規律づける方法として、取締役を選任して間接的に行うことのほか、株主自らが公表される会計情報などから企業に関する情報を集め、経営者に対して評価を行っている。特に、予想情報は企業の将来見通しに関する情報であり、また、内部情報を保持している経営者自らが公表する情報であることから重要な判断材料になると考えられる。こうした評価の結果、経営者が株主のために行動していないことがわかれば、株主は株主総会で発言をしたり、議決権を行使するなど経営者に対して何らかの行動を起こすことになる。

一方、経営者にとっては、予想情報はあくまでも予想であり、修正すべき基準は決められているものの、どのような予想値を公表するかは裁量に任せられている。例えば、経営者が楽観的な予想値を公表したならば、その情報を基に市場はプライシングしてしまう。そして、結果的に公表した予想値が実績値と乖離していたことがわかれば、市場はペナルティを課すだろう。

その結果、株主は自身の資産価値が減少するなど大きな損害を被ると考えられる。株主はこのような損害を被った場合には、株主総会を通じて、経営者を解任させることや代表訴訟を起こして経営者に対し責任追及することが可能である（岸田（2012）、神田（2014））。こうしたことから、経営者は解任や訴訟されることを恐れ、株主が適切な意思決定ができるよう内部情報を反映させた予想を公表すると考えられる。株主によるモニタリングやそれに基づくガバナンスが強いほど、経営者による予想に対するバイアスを抑制し、予想の正確度が高くなると考えられる。そこで、次の仮説を提起する。

仮説2 経営者に対する企業外部からのガバナンスが強い企業ほど、予想の正確度は高い。

4. 分析方法とサンプル

4.1 経営者予想の正確性

本稿では、予想情報の正確度として、予想誤差の絶対値を用いる（太田（2005）、乙政・榎本（2008））。予想の正確度は以下の（1）式で表される。

$$\text{予想の正確度} = |t \text{ 期実績値} - t \text{ 期期首予想値}| \div (t-1 \text{ 期末株価}) \quad (1)$$

t期実績値は、t期終了後に公表される決算短信に記載された実績値であり、t期期首予想値は、t-1期終了後に公表される決算短信に記載されたt期最初の予想値である。なお、いずれの値も期中平均発行株式数で除して1株あたりに変換し、前期末株価でデフレートしている。この予想の正確度は、値が小さければ小さいほど予想が正確であることを表している。

4.2 分析モデル

前述の予想の正確度を用い、以下の（2）式のモデルにて仮説の検証を行う。なお、モデルの推定にはトービットモデルを用いる⁶⁾。

$$\begin{aligned} \text{予想の正確度} = & \alpha + \beta_1 \text{ 内部モニタリング変数} + \beta_2 \text{ 外部ガバナンス変数} \\ & + \beta_3 \text{ コントロール変数} + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

6) 被説明変数である予想の正確度は絶対値をとっており（(1)式参照）、さらにt期実績値とt期期首予想値が同じならば予想の正確度は0となる。実際に、表2の記述統計をみると、全ての項目の予想の正確度で最小値が0をとっていることがわかる。このことから、予想の正確度は0を最小値とする切断分布に従うことになるため、本稿ではトービットモデルを用いて推定を行う。

まず、内部モニタリング変数として、取締役の人数、社外取締役が取締役に占める割合、公認会計士や税理士といった会計専門家が取締役に占める割合、役員持株比率の4つを用いる。

Jensen (1993) は、取締役の人数が少ない場合はきちんと制御機能が働くのに対し、取締役の人数が多くなると有効に機能しなくなり、逆に最高経営責任者 (CEO) が取締役を支配しやすくなると述べている。Beasley (1996) は、取締役の人数が多いほど、会計不正が行われる可能性が高くなることを明らかにしている。つまり、取締役の人数が少ないほど、有効に機能していることを示しており、Jensen (1993) を支持する結果を析出している。また、わが国においても、鈴木・胥 (2000) が取締役会の人数が多すぎると取締役会が機能しなくなることを指摘している。このことを考えると、取締役の人数が少ないほど制御機能が有効に働くことで経営者に対するモニタリングは強くなり、その結果、予想の正確度が高くなると考えられる。つまり、取締役の人数と予想の正確度は正の関係になると予想される。

社外取締役は、内部取締役とは異なり経営者から独立しているため、経営者の顔色を窺うことなく率直な意見が言えると考えられる。Saito (2012) や Tsumuraya (2014) でも、社外取締役の存在が予想誤差を小さくしたり、予想の楽観度合に影響を与えていることを明らかにしている。したがって、社外取締役が取締役に占める割合が高いほど、予想の正確度は高くなると考えられる。すなわち、社外取締役が取締役に占める割合と予想の正確度は負の関係になると予想される。

会計専門家である公認会計士や税理士は、取締役としての責任に加え、自身の職業倫理の観点から、普通取締役よりも経営者に対するモニタリングが強くなると考えられる。したがって、会計専門家が取締役に占める割合と予想の正確度は負の関係になると予想される。

役員持株比率が高いことは、すなわち、経営者自身が株主となり、議決権を支配することができるため、仮説で示したような株主総会での解任や株主による責任追及が行われない可能性が高くなり、自身の地位も安定することになる。このことを考えると、役員持株比率が低いほど、予想の正確度は高くなると考えられる。つまり、役員持株比率と予想の正確度は正の関係であると予想される。

次に、外部ガバナンス変数として、上位十大持株比率、金融機関持株比率、外国法人持株比率の3つを用いる。Maug (1998) によると、大株主による所有割合が高くなるほど、経営に対するモニタリングを強めるというロックイン効果 (lock-in effect) を生み出す一方、所有割合が高くなることは、すなわち、他の所有割合を減らすことになるため、株式市場の流動性を低下させる流動性効果 (liquidity effect) を生み出すことを明らかにしている。この流動性の低下により、大株主の経営の改善の期待から生じる利益が株価に反映され、株価が上昇し小口株主が大きな利益を得るというフリーライダー問題が生じるため、大株主のモニタリングを弱めてしまうことを指摘している。したがって、先行研究から大株主の所有割合と予想の正確度との関係は正負どちらの可能性もある。

わが国では金融機関による所有比率は、1990年代と比べると年々低くなってきてはいるものの、現在でも3割程度の比率を有している。乙政・榎本（2008）は、金融機関持株比率が高い企業では、金融機関による経営者に対するモニタリングが働き、予想に即した経営が行われるため、実績値が予想に接近し、予想の正確度が高まることを指摘している。したがって、金融機関持株比率が高いほど予想の正確度は高くなると考えられる。つまり、金融機関持株比率と予想の正確度は負の関係であると予想される。

近年、わが国では外国法人の持株比率が増加している。このような海外投資家には、投資の銘柄選好があることが明らかにされており（宮島・新田（2011））、Chung et al.（2004）では、ディスクロージャーの質が高い企業に投資を行う傾向があることを明らかにしている。したがって、外国法人持株比率が高いほど、予想の正確度は高くなると考えられ、両者は負の関係になると予想される。

予想の正確度は以上の変数だけでなく、他の要因からも影響を受けるため、企業規模、ROA、ROA の二乗、年次ダミー、産業ダミーをコントロール変数として追加する⁷⁾。なお、

表1 変数の定義

変数名	定義
内部モニタリング変数	
取締役の人数	取締役の人数
社外取締役の割合	「役員四季報」に記載されている社外取締役の人数を取締役の人数で除した数
会計専門家の割合	取締役で、かつ、公認会計士または税理士である人数を取締役の人数で除した数
役員持株比率	役員持株数を発行済株式数で除した数
外部ガバナンス変数	
上位十大持株比率	上位十大持株数を発行済株式数で除した数
金融機関持株比率	金融機関持株数を発行済株式数で除した数
外国法人持株比率	外国法人等持株数を発行済株式数で除した数
コントロール変数	
ROA	当期利益を期末総資産で除した数
ROA の二乗	上記 ROA を二乗した数
企業規模	5 月末株価と発行済株式数を掛けたものの自然対数
年次ダミー	年度を表すダミー変数
産業ダミー	日経中分類に基づくダミー変数

7) 企業規模について、太田（2005）では、規模の大きい企業ほど予想の正確度が高くなることを明らかにしている。これは、規模が大きいほど市場からの注目度も高く、様々なステークホルダーからモニタリングを受けるためと考えられる。したがって、企業規模と予想の正確度の関係は負になると予想される。また、企業の業績も予想情報に影響を与えられと考えられる。Ota（2006）は、赤字企業の予想は楽観的であることを、Kato et al.（2009）は ROA が低い企業は楽観的な予想を公表することを明らかにしている。つまり、業績が悪い企業ほど楽観的な予想（実績値から予想値を差し引いた値（予想誤差）が負）になると考えられる。しかし、本稿は予想誤差の絶対値である予想の正確度を対象にしているため、業績と予想の正確度の関係は非線形になると考えられる。したがって、ROA と ROA の二乗をコントロール変数として組み込んでいる。

各説明変数の定義は表1にまとめてある。

4.3 サンプル

本稿の分析対象期間は2003年3月期から2010年3月期までとし、分析対象企業は(1)東京証券取引所第一部に上場している一般事業会社で、決算月数が12ヶ月の3月決算企業であること、(2)米国会計基準を採用していないこと、(3)決算短信において、売上高・経常利益・当期利益の通期連結業績予想を5月末までに公表していること、(4)その他分析に必要なデータが使用するデータベースより入手できることの以上4つの基準で選択している。極端な観測値による結果への影響を除去するために、コントロール変数は上下0.1%を、内部モニタリング変数と外部ガバナンス変数は上位0.1%を外れ値としてサンプルから除外している。その結果、分析に用いられるサンプルは7549企業一年度である。なお、予想情報は「日経NEEDS会社発表データ」から、総資産などの会計データと株式所有構造のデータは「日経NEEDS(一般事業会社)」から抽出している。また、取締役や社外取締役の人数などのデータは、東洋経済新報社の「役員四季報」から手作業で収集している。

5. 分析結果

5.1 記述統計

表2には、分析で使用する変数の記述統計量を示している⁸⁾。まず、予想の正確度をみると、売上高の平均値が0.221で他の項目と比べて一番大きい。また、最小値0、最大値6.284と値の幅もかなり大きいことがわかる。このことから、売上高の予想の正確度は他の予想に比べて低く、ばらつきがあることがわかる。また、経常利益の最大値は1.158と一番小さくなっており、経常利益のばらつきは予想の中でも小さいことがわかる。なお、全ての予想の正確度の最小値が0となっている。つまり、予想が正確である企業も存在していることがわかる。

次に、内部モニタリング変数をみると、取締役の人数の平均値が10.059、中央値が9となっており、サンプル企業では取締役は10人程度であることがわかる。東京証券取引所が公表している「東証上場会社コーポレート・ガバナンス白書」によると、2006年9.66人、2008年9.32人、2010年8.97人となっており、本稿サンプルも同様の結果になっている。社外取締役の割合は、最小値0、最大値0.600となっていることから、社外取締役がいない企業もあれば、取締役の半数以上を占めている企業もあり、ばらつきがあることがわかる。会計専門家の割合は、

8) 決算短信に記載される予想項目に営業利益もあるが、2007年3月期から開示が求められたため、分析からは除外している。

表2 記述統計量

	平均値	中央値	最小値	最大値	標準偏差	サンプル数
予想の正確度						
売上高	0.221	0.091	0	6.284	0.420	7549
経常利益	0.046	0.022	0	1.158	0.072	7549
当期利益	0.050	0.017	0	2.403	0.112	7549
内部モニタリング変数						
取締役の人数	10.059	9	3	36	4.210	7549
社外取締役の割合	0.006	0	0	0.600	0.101	7549
会計専門家の割合	0.002	0	0	0.200	0.018	7549
役員持株比率	0.033	0.004	0	0.517	0.071	7549
外部ガバナンス変数						
上位十大持株比率	0.455	0.429	0	0.862	0.136	7549
金融機関持株比率	0.292	0.284	0.003	0.646	0.122	7549
外国法人持株比率	0.118	0.088	0.000	0.640	0.105	7549
コントロール変数						
企業規模	24.693	24.480	21.421	29.426	1.415	7549
ROA	0.021	0.021	-0.442	0.231	0.041	7549
ROAの二乗	0.002	0.001	0.000	0.195	0.006	7549

(注) 変数の定義は次の通りである。予想の正確度：t期実績値とt期期首予想値の差の絶対値をt-1期末株価で除した数。なお、t期実績値とt期期首予想値は期中平均発行株式数にて1株あたりに変換している。内部モニタリング変数、外部ガバナンス変数、コントロール変数については表1参照。

最小値0、最大値0.200となっている。つまり、会計専門家は多い企業でも取締役の2割であることがわかる。役員持株比率をみると、平均値は0.033(3.3%)となっている。宮島・新田(2011)によると、東京、大阪、名古屋の三市場の役員持株比率の平均は、2001年度末3.6%、2006年度末4.8%、2008年度末4.7%となっており、本稿のサンプルもこの値に近くなっている。

最後に、外部ガバナンス変数を見ると、上位十大持株比率の平均値は0.455、中央値は0.429となっている。すなわち、大株主による株式所有は約4割であることがわかる。次に、金融機関持株比率をみると、平均値0.292、中央値0.284であることから、金融機関による株式所有は3割程度であることがわかる。外国法人持株比率をみると、平均値0.118、中央値0.088となっている。東京証券取引所が行った株式分布の調査結果によると、サンプル期間における金融機関の持株比率は約22%～31%、外国法人の持株比率は約20%～22%であり、本稿のサンプル企業も同様の結果を示している。

表3には相関係数が示されている。売上高などの各予想の正確度と社外取締役の割合、金融機関持株比率、外国法人持株比率、企業規模、ROAとの関係は、予想通りの相関関係が確認できる。全体的に相関係数の値は高くないが、外国法人持株比率と企業規模の相関係数が0.656とかなり高くなっているため、分析の際に多重共線性が生じる可能性がある。したがって、分析は企業規模を含めたモデルと除外したモデルの2つについて行う。

表3 相関係数

	売上高	経常利益	当期利益	取締役の人数	社外取締役の割合	会計専門家の割合	役員持株比率	上位十大持株比率	金融機関持株比率	外国法人持株比率	企業規模	ROA	ROAの二乗
売上高	1.000												
経常利益	0.440***	1.000											
当期利益	0.351***	0.671***	1.000										
取締役の人数	-0.064***	-0.098***	-0.101***	1.000									
社外取締役の割合	-0.021*	-0.007	-0.005	-0.047***	1.000								
会計専門家の割合	0.005	0.001	-0.003	-0.049***	0.100***	1.000							
役員持株比率	-0.032***	-0.016	-0.028**	-0.157***	-0.078***	0.058***	1.000						
上位十大持株比率	0.008	0.001	-0.048***	-0.054***	0.099***	0.052***	0.262***	1.000					
金融機関持株比率	-0.127***	-0.107***	-0.098***	0.249***	-0.066***	-0.074***	-0.316***	-0.391***	1.000				
外国法人持株比率	-0.155***	-0.108***	-0.113***	0.131***	0.113***	0.028**	-0.069***	-0.079***	0.222***	1.000			
企業規模	-0.230***	-0.217***	-0.196***	0.393***	0.111***	-0.036***	-0.160***	-0.129***	0.380***	0.656***	1.000		
ROA	-0.220***	-0.373***	-0.552***	0.028**	0.016	0.021*	0.090***	0.147***	0.047***	0.262***	0.223***	1.000	
ROAの二乗	0.017	0.209***	0.372***	-0.070***	0.053***	0.005	0.076***	0.083***	-0.083***	0.106***	0.043***	-0.232***	1.000

(注) ピアソンの相関係数を表している。なお、***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。表中の売上高、経常利益、当期利益はそれぞれの予想の正確度を表している。なお、予想の正確度はt期実績値とt-1期首予想値の差の絶対値をt-1期末株価で除じたものである。その他の変数の定義については表1参照。

表4 分析結果（企業規模あり）

	符号	売上高		経常利益		当期利益	
		係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
定数項		1.351	11.68***	0.320	16.68***	0.337	12.46***
内部モニタリング変数							
取締役の人数	(+)	0.002	1.55	0.000	0.67	-0.001	-2.57***
社外取締役の割合	(-)	0.037	0.83	-0.000	-0.03	-0.001	-0.14
会計専門家の割合	(-)	-0.294	-1.20	-0.040	-0.98	-0.025	-0.43
役員持株比率	(+)	-0.295	-4.32***	0.006	0.52	-0.013	-0.83
外部ガバナンス変数							
上位十大持株比率	(+/-)	-0.109	-2.91***	-0.013	-2.06**	-0.033	-3.74***
金融機関持株比率	(-)	-0.139	-3.07***	-0.009	-1.21	-0.023	-2.16**
外国法人持株比率	(-)	-0.028	-0.47	0.049	4.98***	0.079	5.63***
コントロール変数							
企業規模	(-)	-0.041	-8.16***	-0.010	-12.46***	-0.010	-8.71***
ROA	(-)	-1.135	-9.37***	-0.432	-21.49***	-1.184	-41.73***
ROA の二乗		0.756	0.94	1.778	13.36***	5.274	28.09***
年次ダミー		Yes		Yes		Yes	
産業ダミー		Yes		Yes		Yes	
Log likelihood		-3152.42		10404.58		7806.92	
サンプル数		7549		7549		7549	

(注) t 値は漸近的 t 値を示しており、***、**、* はそれぞれ 1%、5%、10% 水準で有意であることを示す。その他変数の定義は表 1、表 2 を参照。なお、コントロール変数である年次ダミーと産業ダミーの係数は省略している。

5.2 モニタリングやガバナンスが経営者の予想の正確度に与える影響

表 4 では、売上高、経常利益、当期利益それぞれの予想の正確度ごとに、企業規模を含めた場合の (2) 式の推定結果を示している。

内部モニタリング変数を見ると、取締役の人数において、当期利益の係数は負値で統計的に有意になっているものの、予測と逆の符号になっている。また、売上高と経常利益については、係数は正値であるが統計的に有意な結果は得られていない。つまり、取締役の人数が多いほど当期利益の予想の正確度が高くなることが明らかになった。役員持株比率については、売上高で係数が負値で統計的に有意な結果を析出しているものの、予測とは逆の符号を示している。これは、役員持株比率が高いほど売上高の予想の正確度は高くなることを示しており、乙政・榎本 (2008) とは異なる結果を析出している。その他の変数である社外取締役の割合については、売上高の係数が正値で予測と逆の符号になっているが、経常利益と当期利益では係数が負値になっており予測通りの符号になっている。会計専門家の割合については、全ての予想項目の係数は負値で予測通りの符号になっている。しかし、いずれにしても統計的に有意な結果は得られなかった。この社外取締役の結果は Ajinkya et al. (2005) や Karamanou and Vafeas

(2005)とは異なる結果を析出している。以上の結果をまとめると、企業内部からのモニタリングに関する仮説1は成立しないことが明らかになった。つまり、経営者に対する企業内部からのモニタリングは、予想情報の正確度にはあまり影響を与えていないことを示唆している。なかでも、取締役の人数の結果については、より正確な予想情報を作成するためには、数多くの取締役が必要であることを示唆しており、わが国の予想情報では、同制度に習熟した取締役の存在が必須であると考えられる。

次に、外部ガバナンス変数に関しては、上位十大持株比率において、全ての予想項目で係数が負値になっており、統計的にも有意な結果を析出している。すなわち、大株主による持株比率が高いほど予想の正確度は高くなることが明らかになった。この結果は、大株主による所有が高くなると経営者に対するガバナンスが強まり、予想の正確度が高まることを示唆しており、大株主によるガバナンスが予想情報に影響していると考えられる。金融機関持株比率については、売上高と当期利益で係数が負値で統計的にも有意な結果を示している。すなわち、金融機関持株比率が高いほど、売上高と当期利益の予想の正確度は高いことを示している。当期利益については乙政・榎本(2008)と同様の結果であるが、さらに今回、売上高の予想の正確度も高いことが明らかになった。これは、金融機関によるガバナンスは最終的な結果である当期利益に対してだけでなく、営業活動そのものである売上高にも影響を与えていると考えられる。外国法人持株比率については、経常利益と当期利益において、係数が正值で統計的にも有意になっており、予測とは異なる結果になっている。すなわち、外国法人持株比率が高いほど、経常利益と当期利益の予想の正確度は低くなることを示しており、乙政・榎本(2008)とは異なる結果を析出している。また、売上高では係数が負値ではあるものの統計的にも有意ではない。この結果は、前節で述べた通り、外国法人持株比率と企業規模の相関が高いため、推定結果に影響を及ぼしている可能性がある。したがって、(2)式から企業規模を除き再度分析を行った。表5にはその推定結果を示している。

内部モニタリング変数に関して、取締役の人数をみると、全ての予想項目の係数は負値で、予測と逆の符号になっており、経常利益と当期利益については統計的にも有意な結果を析出している。つまり、取締役の人数が多いほど経常利益と当期利益の予想の正確度が高くなることを示している。企業規模を含めた場合では、売上高と経常利益の係数は正值を示していたが、企業規模を除いた場合ではどちらも係数が負値になっており、特に経常利益については統計的にも有意な結果を析出している。企業規模と取締役の人数の相関をみると0.393となっており、企業規模の影響を受けたために推定結果が変わったものと考えられる。次に、役員持株比率をみると、企業規模を含めた場合と同様に売上高の係数が負値で統計的にも有意な結果を析出しており、役員持株比率が高いほど売上高の予想の正確度が高くなることを示唆している。その他の変数である社外取締役の割合や会計専門家の割合については、一部で符号の変更はあるものの、企業規模を含めた場合と同様に有意な結果は得られなかった。以上の結果をまとめると、

表5 分析結果（企業規模なし）

	売上高		経常利益		当期利益		
	符号	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
定数項		0.441	14.23***	0.090	17.31***	0.110	15.15***
内部モニタリング変数							
取締役の人数	(+)	-0.001	-1.18	-0.001	-3.57***	-0.002	-5.71***
社外取締役の割合	(-)	0.017	0.37	-0.005	-0.72	-0.007	-0.62
会計専門家の割合	(-)	-0.191	-0.78	-0.014	-0.33	0.001	0.02
役員持株比率	(+)	-0.274	-4.00***	0.011	0.98	-0.008	-0.50
外部ガバナンス変数							
上位十大持株比率	(+/-)	-0.118	-3.14***	-0.015	-2.41**	-0.035	-3.98***
金融機関持株比率	(-)	-0.234	-5.35***	-0.033	-4.55***	-0.047	-4.56***
外国法人持株比率	(-)	-0.329	-6.96***	-0.027	-3.41***	0.004	0.32
コントロール変数							
企業規模							
ROA	(-)	-1.234	-10.18***	-0.457	-22.61***	-1.208	-42.59***
ROA の二乗		0.464	0.58	1.704	12.68***	5.201	27.59***
年次ダミー		Yes		Yes		Yes	
産業ダミー		Yes		Yes		Yes	
Log likelihood		-3185.55		10327.75		7769.16	
サンプル数		7549		7549		7549	

(注) t 値は漸近的 t 値を示しており、***、**、* はそれぞれ 1%、5%、10% 水準で有意であることを示す。その他変数の定義は表 1、表 2 を参照。なお、コントロール変数である年次ダミーと産業ダミーの係数は省略している。

企業規模を除いた場合も、経営者に対する企業内部からのモニタリングに関する仮説 1 は成立しないことが明らかになった。

次に、外部ガバナンス変数をみると、上位十大持株比率において、全ての予想項目で係数が負値で統計的にも有意な結果を析出しており、企業規模を含めた場合と同様の結果になっている。金融機関持株比率においては、全ての予想項目で係数が負値で統計的にも有意な結果を示している。すなわち、金融機関持株比率が高いほど、全ての予想の正確度が高くなることを示している。経常利益については、企業規模を含めた場合の結果は統計的にも有意でなかったものの、企業規模を除いた場合は統計的にも有意な結果が析出された。企業規模と金融機関持株比率の相関をみると 0.380 となっており、企業規模を含めた場合の結果はわずかにその影響を受けたものと考えられる。外国法人持株比率については、売上高と当期利益で予測通り負値となっており、統計的にも有意な結果が得られている。つまり、外国法人持株比率が高い企業ほど、売上高と経常利益の予想の正確度が高いことを示している。しかし、当期利益については、有意な結果は得られず、係数も正値と予測と逆の符号になっており、乙政・榎本（2008）と異なる結果になっている。企業規模を除いた場合の推定結果はおおむね予測通りの結果が析出されているのに対し、企業規模を含めた場合の推定結果は係数が有意ではなく、予測と逆の結果を示している。これは、予想の正確度に対する企業規模の影響と外国法人持株比率の影響が重複して

しまったため、企業規模を含めた場合ではあまり良い結果が得られなかったものと考えられる。以上の結果をまとめると、経営者に対する企業外部からのガバナンスについては、おおかた仮説2が成立する。つまり、企業外部からの経営者に対するガバナンスは、予想情報の正確度に影響を与えていることを示唆している。

6. おわりに

本稿では、企業の機関構造や株式所有構造といったガバナンス構造の違いが、予想情報の正確度に与える影響について分析を行った。予想情報は経営者自ら自社の業績見通しを予測するものである。しかし、予想情報は法定開示ではなく、あくまでも予想であるため、公表された予想値が正しいものなのか、その正確度が重要になってくる。先行研究において、予想の正確度や誤差に影響を与える要因が徐々に明らかにされてはいるもののまだ少なく、特に企業のガバナンス構造に着目した分析はまだあまり行われていない。そこで本研究では、経営者の行動を規律づけるガバナンス構造を取り上げ、ガバナンス構造の違いが予想の正確度に与える影響について分析を行った。分析の結果は次の通りである。

経営者に対する企業内部からモニタリングについては、まず、取締役の人数が多いほど経常利益と当期利益の予想の正確度が高いことが明らかになった。この結果は、予想とは逆の結果であり、より正確な予想情報の作成には、数多くの取締役が必要であり、わが国で普及する予想情報制度には同制度に習熟した取締役の存在が必須であると解釈できる。次に、役員持株比率が高いほど、売上高の正確度が高くなることが明らかになった。その他、取締役会に占める社外取締役の割合や会計専門職の割合についても有意な結果は得られなかった。米国の先行研究において、社外取締役が取締役に占める割合が高いほど予想の正確度が高まることが示されている。しかし、社外取締役が取締役に占める割合が高い米国と比べ、わが国では社外取締役を選任している企業自体少なく、たとえ選任していても人数が少ない。近年、東京証券取引所では上場企業に対し社外取締役などの独立役員を導入を求めている。導入がさらに進めば、予想情報の正確度にも影響を与える可能性がある。以上の結果をまとめると、企業内部から経営者をモニタリングするガバナンス構造は、予想情報の正確度にはあまり影響を与えないことが明らかになった。

次に、企業外部からの経営者に対するガバナンスについては、上位十大持株比率が高い企業ほど、全ての予想項目の正確度が高いことが明らかになった。この結果は、大株主によるガバナンスが経営者の行動を抑止し、その結果、経営者は正確度の高い予想情報を公表すると解釈できる。次に、金融機関持株比率が高い企業ほど、全ての予想項目の正確度が高いことが明らかになった。先行研究において、金融機関持株比率が高い企業の予想の正確度が高い理由として、金融機関のガバナンスにより予想に即した経営が行われていることが指摘されているが、

全ての予想項目で正確度が高いという本稿の結果は、その指摘を裏付ける結果になっている。また、外国法人持株比率が高い企業ほど売上高と経常利益の予想の正確度が高いことが明らかになった。外国人投資家は物言う株主と言われるように、株主総会において経営者に対して発言をしたり、議決権を行使するなど経営者に対するガバナンスを積極的に行っている。そのため、経営者は株主のために経営を行っていることを示すために、企業の営業活動を表す売上高とその結果である経常利益に関して、内部情報を反映させた信頼性の高い情報を公表していると考えられる。以上をまとめると、企業外部からの経営者に対するガバナンスは、予想情報の正確度に影響を与えていることが明らかになった。

よって、本稿の結果は、経営者に正確度の高い予想情報を公表させるためには、企業の内部においては、経営者が予想に裁量を加えないようモニタリングを強めるのではなく、むしろ予想情報の制度に習熟した取締役の人数を増やすことによって、経営者が予想情報を作成する際に相談できる環境を整える必要があること、企業の外部においては、株式の所有構造によるガバナンスが効果的であること、と考えられる。

最後に、今後の課題について提示する。まずは、モニタリングの代理変数についてである。本稿では、企業内部からのモニタリングの代理変数として取締役の人数や社外取締役の割合など取締役会の特性を取り上げて分析を行った。経営者をモニタリングするガバナンス構造に関しては数多くの研究が進められており、特に、わが国には監査役会や、株式持ち合いなど他国にはない独自の特徴がある。これらが予想情報の正確度にどのような影響を与えているのかについては、今後さらに分析を進めていきたい。次に、外部ガバナンス間の影響についてである。本稿では、企業外部からのガバナンスの代理変数として、3つの株主に注目して分析を行った。しかし、株主同士がどのように関連し、予想の正確度に影響を及ぼしているのか大株主間の差については分析を行っていない。この点についても、今後の研究課題としたい。

近年、会社法では社外取締役の要件を見直す改正が行われたり、証券取引所が「コーポレート・ガバナンス報告書」の開示を求めるなど、コーポレート・ガバナンスの強化が進められている。このようなガバナンスの強化が予想情報に影響を及ぼしているのか、以前よりも強化されているのかについても今後検証する必要がある。

参考文献

浅野敬志（2007）「経営者の業績予想と市場の評価」
黒川行治編著『実態分析 日本の会計社会』中
央経済社、211-243頁。
伊藤邦雄（1994）「コーポレート・ガバナンスの現状
と課題」『企業会計』第46巻第2号、25-33頁。
大鹿智基（2008）「情報開示に対する経営者の姿勢と

株式市場の反応—株主総会活性化と会計情報有
用性—」『証券アナリストジャーナル』第46巻
第5号、82-92頁。
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巻、141-159頁。

- 太田浩司・姜理恵 (2011) 「米国における経営者予想開示の推移とわが国へのインプリケーション」『証券アナリストジャーナル』第 49 巻第 6 号, 30-40 頁.
- 岡部孝好 (1994) 『会計報告の理論—日本の会計の探求—』森山書店.
- 小佐野広 (2001) 『コーポレートガバナンスの経済学 金融契約理論からみた企業論』日本経済新聞社.
- 乙政正太・榎本正博 (2008) 「株式の所有構造と経営者の業績予想」『産業経理』第 68 巻第 3 号, 75-85 頁.
- 神田秀樹 (2014) 『会社法 第 16 版』弘文堂.
- 岸田雅雄 (2012) 『ゼミナール会社法入門 第 7 版』日本経済新聞出版社.
- 古賀智敏編著 (1995) 『予測財務情報論』同文館.
- 後藤雅敏 (1997) 『会計と予測情報』中央経済社.
- 桜井久勝・後藤雅敏 (1992) 「利益予想改訂情報に対する株価反応—インサイダー取引規制の実証分析」『会計』第 141 巻第 6 号, 43-57 頁.
- 鈴木誠・胥鵬 (2000) 「取締役人数と企業経営」『証券アナリストジャーナル』第 38 巻第 9 号, 47-65 頁.
- 須田一幸 (2000) 『財務会計の機能 理論と実証』白桃書房.
- 円谷昭一 (2007) 「インベスター・リレーションズ (IR) と業績予想の関係」『会計』第 172 巻第 4 号, 93-108 頁.
- 円谷昭一 (2013) 「社外取締役の存在と業績予想バイアスの関係」『会計』第 184 巻第 4 号, 521-532 頁.
- 奈良沙織・野間幹晴 (2011) 「ディスクロージャー優良企業における経営者予想—予測誤差と業績修正行動を中心に—」『現代ディスクロージャー研究』11, 15-35 頁.
- 西信洋・金田直之 (2009) 「経営者予想の信頼性」『学習院大学経済論集』第 45 巻第 4 号, 269-292 頁.
- 河榮徳 (1998) 「業績予想の修正と資本市場の反応」『早稲田商学』第 377 号, 63-89 頁.
- 宮島英昭・新田敬祐 (2011) 「株式所有構造の多様化とその帰結」宮島英昭編著『日本の企業統治 その再設計と競争力の回復に向けて』東洋経済新報社, 105-149 頁.
- Ajinkya, B., S. Bhoraj, and P. Sengupta, (2005), "The association between outside directors, institutional investors and the properties of management earnings forecasts", *Journal of Accounting Research*, Vol. 43, No. 3, pp. 343-376.
- Ajinkya, B. and M. Gift, (1984), "Corporate manager's earnings forecasts and symmetrical adjustment of market expectations", *Journal of Accounting Research*, Vol. 22, No. 2, pp. 425-444.
- Aoki, M., G. Jackson, and H. Miyajima, (2007), *Corporate Governance in Japan*, Oxford University Press.
- Beasley, M., (1996), "An empirical analysis of the relation between the board of director composition and financial statement fraud", *Accounting Review*, Vol. 71, No. 4, pp. 443-465.
- Chung, R., S. Ho., and J. Kim., (2004), "Ownership structure and the pricing of discretionary accruals in Japan", *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, Vol. 13, No. 1, pp. 1-20.
- Huang, H., M. Chan, C. Chang, and J. Wong, (2012), "Is corporate governance related to the conservatism in management earnings forecasts?", *Emerging Markets Finance & Trade*, Vol. 48, Supplement2, pp. 105-121.
- Jensen, M., (1993), "The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems", *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 3, pp. 831-880.
- Jensen, M., and W. Meckling, (1976), "Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure", *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, pp. 305-360.
- Jiang, L., and J. Kim, (2004), "Foreign equity ownership and information asymmetry: evidence from Japan", *Journal of International Financial Management and Accounting*, Vol. 15, No. 3, pp. 185-211.
- Karamanou, I., and N. Vafeas, (2005), "The association between corporate boards, audit committees, and management earnings forecasts: an empirical analysis", *Journal of Accounting Research*, Vol. 43, No. 3, pp. 453-486.
- Kato, K., D. Skinner, and M. Kunimura, (2009), "Management forecasts in Japan: an empirical study of forecasts that are effectively mandated", *Accounting Review*, Vol. 84, No. 5, pp. 1575-1606.

- Kim, K., and J. Nofsinger, (2004), *Corporate Governance*, Peason Education (加藤英明監訳『コーポレートガバナンス 米国にみる『企業価値』向上のための企業統治』ピアソン・エデュケーション, 2005年)
- Larcker, D., and B. Tayan, (2011), *Corporate Governance Matters*, FT Press.
- Maug, E. (1998), "Large shaholders and monitors: is there a trade-off between liquidity and control?", *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 1, pp. 65-98.
- Ota, K., (2006), "Determinants of bias in management earnings forecasts: empirical evidence from Japan", in *International accounting: Standards, Regulations, and Financial Reporting*, edited by Gregoriou, G. N. and M. Gaber, Elsevier Press, Burlington, pp. 267-294.
- Patell, J., (1976), "Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior: empirical test", *Journal of Accounting Research*, Vol. 14, No. 2, pp. 246-276.
- Saito, T., (2012), "Boards with and without outside directors: an empiricall comparison", *Working Paper*.
- Tsumuraya, S., (2014), "Effects of biased earnings forecasts: comparative study of earnings forecasts disclosures by US and Japanese firms", In *International Perspectives on Accounting and Corporate Behavior*, edited by K. Ito, and M. Nakano, pp. 311-330.
- Waymire, G., (1984), "Earnings volatility and voluntary management forecast disclosure", *Journal of Accounting Research*, Vol. 23, No. 1, pp. 268-295.
- White, H., (1980), "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrica*, Vol. 48, No. 4, pp. 817-838.