

監査役と業績予想修正の関連性に関する一研究

岩 坪 加 紋

A Study on the Relationship between Audit & Supervisory Board Member  
and Revision of Earnings Forecasts

Kamon IWATSUBO

2 0 1 9 . 2

「経営情報研究」Vol. 26, No. 1, 2 別刷

摂南大学経営学部

研究論文

## 監査役と業績予想修正の関連性に関する一研究

岩坪 加紋

### A Study on the Relationship between Audit & Supervisory Board Member and Revision of Earnings Forecasts

Kamon IWATSUBO

**【要約】** 監査役はコーポレート・ガバナンスの担い手であるが、その影響力についてデータを用いた検証は途上にある。本稿では業績予想が経営者の判断に委ねられていることに注目し、監査役の影響力についてプリミティブな証拠の提示を試みた。その結果、社外常勤監査役がいる企業では業績予想の修正回数が抑制されていることが分かった。この結果は、コーポレート・ガバナンスにおける監査役の重要性を示すとともに、現行制度下において監査役には独立性とともに企業との情報の非対称性を緩和する姿勢が肝要であることを示唆している。

#### キーワード

・コーポレート・ガバナンス、業績予想の修正、社外常勤監査役、情報の非対称性

## 1. はじめに

監査役は株主総会で選任され、取締役の職務の執行を監査することが役割であり(神田(2007))、取締役会に対する最上位の是正者としての役割(西山(2011))がある。依頼人による代理人への監視コストを説いた Jensen and Meckling (1976) の監視にも監査や内部統制の概念が含まれている。監査役はコーポレート・ガバナンスの一翼を担うべき存在である。

しかし、監査の現場にあっては「監査」という概念について十分な理解がされない(安場(2007))ため、監査役の活動が一部で停滞しているようにも見受けられる。例えば鈴木(2011)は、「監査役は個室にすることが多く、ややもすれば一日の中で話かけたのが同僚だけになる」<sup>1</sup>と述べている。これは鈴木が言うように、監査役には業務の決定権限や執行権限がないため、経営者を筆頭とした「業務執行部隊」に監査役に対する積極的な情報開示のインセンティブが働かず、監査役が活動に躊躇することが原因と推測される。

その一方で監査役が負っている責任も大きい。言うまでもなく、企業不祥事の際には監査役の権利や義務<sup>2</sup>の行使の有無が問われる。さらに、経営者の業務執行の一つである決算短信記載の業績予想に修正があった場合の監査役の監査責任について、加美(1986)は、旧商法277条<sup>3</sup>を根拠として、「社会観念上不当な場合は、注意を促すなど消極的妥当性監査は認められる」<sup>4</sup>としている。「社会観念上」「消極的」と曖昧な表現ながらも、株主への説明に備えて業務現場を調査し、取締役へ説明を求める必要があることを示している。鈴木は「現場百回」と表現して監査役に業務現場へ足繫く通うことを説いているが、これは個々の監査役の活動に差異があることを懸念した主張であろう。

本稿では本邦企業の監査役による経営者の業績予想への影響を検討し、監査役がガバナンスの一翼を担っているのか否かをデータにより検証する。監査役には社内出身者と社外出身者、常勤と非常勤の分け方があり、特に社外の常勤監査役に注目し、プリミティブな証拠の提示を試みる。本稿以下の構成は次のようになる。2節では先行研究を概観し本稿の位置付けを確認し、業績予想のガバナンス要因を検討する。3節では仮説を検討し、4節ではデータと分析方法について述べ、5節では推定結果の分析を行う。6節ではまとめを行う。

## 2. 先行研究

### 2.1 先行研究に基づく本稿の位置付け

財務情報の中でも経営者の業績予想は投資家の投資スタンスを決定する上で重要な要素であり、東京証券取引所の要請によってその開示が求められる。しかし、そもそも業績が初期の

<sup>1</sup> p.47.

<sup>2</sup> 会社法 381 条会社の業務及び財務の状況に関する調査権の確保、382 条取締役への報告義務、385 条違法行為差止請求権、388 条及び施行規則 100 条弁護士費用等監査費用請求権の規定がある(奥住(2015))。

<sup>3</sup> 現在では会社法 423 条(役員等の株式会社に対する損害賠償責任)に該当する。

<sup>4</sup> p.38.

予想通りに進捗することは稀であり、実績値が予想値から乖離することは十分にあり得る。桜井・後藤（1992）、河（1998）、円谷（2007b）、中川・山西（2014）は、業績予想の有意な修正を観測し、それらが株価に影響を与えていると報告している。

問題は、予想の不確実性に加えて、そもそも業績予想の形成や開示は経営者の判断に基づくインサイダー情報である点である。高い目標を掲げる経営者もいればその反対もあり、また、桜井・後藤が懸念したように情報を悪用しようと目論む経営者がいる可能性も否定できない。したがって、業績予想の形成・開示は予想の不確実性とともな経営者の判断を含むコーポレート・ガバナンスと関わるのである。

業績予想とコーポレート・ガバナンスとの関係について、棚橋（2016）は業績予想の精度の観点から報告している。取締役数や大株主・金融機関・外国法人の持株比率が大きいほど予想精度が高く、特に社外者によるガバナンスが精度向上にある程度貢献していることを見出した。また、Karamanou and Vafeas（2005）は米国では業績予想の開示が任意であることに注目した。非開示企業と比較して開示企業は取締役会や監査委員会の回数が多いことや機関投資家の株式所有割合が高いといったコーポレート・ガバナンスに関する指標と関連性があること、また、効果的なコーポレート・ガバナンスがなされていると開示された財務情報の質が高いことが明らかにされている。

業績予想の開示とコーポレート・ガバナンスとの関係についての理論的解釈は次のようになる。所有と経営の分離により、株主と経営者は異なる目的関数に沿って最適な行動をとる。この結果、Jensen and Meckling（1976）はエージェンシー・コストが発生すると指摘した。エージェンシー・コストは企業価値・株主価値を減じる要因である。このようなエージェンシー問題の原因として考えられているのが情報の非対称性である。したがって、財務情報の開示は経営者と株主の非対称な情報を減少させ、エージェンシー問題を緩和する<sup>5</sup>。株主にとっては投資対象企業への監視コストの低下に繋がり、経営者にとっては自らの意思を株主に理解してもらうためにかかるコストの低下に繋がる。この結果、株主にとっては株主価値が増加し、経営者にとっては株価の安定化による資金調達環境が整備され、企業経営に注力することができるのである。

本邦企業の監査役の活動についてデータを用いた研究に浅野（2016）がある。監査役がコーポレート・ガバナンスに関わる一方で、筆者の知る限り本邦企業の監査役の活動に焦点を当てデータ分析を試みたのは浅野（2016）のみである<sup>6</sup>。浅野（2016）は、社外監査役の監査役会出席率が高い企業群と低い企業群の間に統計的に有意な差は認められなかったが、社外監査役の取締役会出席率が低い企業群の方が高い企業群より財務報告の品質が高いと報告している。なお、後者の結果は設定した仮説を棄却したものであり、浅野（2016）は複数の解釈を提示して

<sup>5</sup> 花崎（2008）は、エージェンシー問題の原因として、情報の非対称性とともな依頼人と代理人との契約がそもそも不完備であることを指摘している。つまり、様々な状況に応じた契約を事前に作り上げるのは困難であるため、エージェンシー問題が発生するということである。したがって、仮に非対称な情報がなくなってもエージェンシー問題が無くなるわけではない。

<sup>6</sup> 浅野（2016）は、米国の先行研究が監査委員会をもつ企業を対象としていたため、監査役会設置会社が大半を占める本邦では研究が進まなかったと分析している。

いるが結論付けるに至っていない<sup>7</sup>。本稿は、このような本邦監査役研究において、業績予想の観点から監査役の影響力を測ろうとする試みである<sup>8</sup>。

## 2.2 業績予想のガバナンス要因の検討

太田(2006)は日米の経営者予想(業績予想)に関する文献をサーベイし、実証結果が比較的類似しているとの見解を示している。しかし、太田(2006)は、本邦企業の業績予想の開示は任意とされる一方ではほぼ全ての上場企業が業績予想を発表しているなどの点で米国と相違があり、株式所有構造やガバナンスといった企業特性を考慮した研究の必要性を説いている。

上場企業への質問調査(2008年実施)をまとめた円谷(2009)によると、業績予想の作成には、各事業部門が報告してくる数値を基に決める割合が最も大きく(72.2%)、次いでIR(インベスター・リレーションズ)部門が関与(45.2%)、トップ主導で作成(33.9%)と続いている<sup>9</sup>。業績予想は基本的に実現可能性を良く知る部門の予想をまとめたものであるが、トップ主導で作成されるケースもありガバナンスの影響も受けていることが推測される<sup>10</sup>。

業績予想の決定要因には企業規模、財務的困窮の程度など企業特有のものもあれば、Ota(2006)、太田(2006)が指摘しているようにGDPといったマクロ経済要因のほか、産業特有の要因や市場の要因<sup>11</sup>など様々な要因がある。本節以下ではガバナンスに関わる要因に絞って検討する。

## 取締役会の規模

取締役会は企業経営の中心的な役割を担い、企業運営の最終責任を負うとともに、最高経営責任者(CEO)の雇用や解雇、報酬の供与を行ったり、最高レベルの弁護人を提供することにある(Jensen(1993))。しかし、長く存続する企業ほどその取締役会の規模も拡大する傾

<sup>7</sup> 浅野の解釈は次の2つである。1) 社外監査役による高水準の取締役会出席率は経営者にたいする有効な規律付けとはならず、むしろ社外監査役自身の継続的就任もしくは自らの評判の維持のための規律付けとして機能している、もしくは2) 社外監査役の取締役会出席率が低い企業は監査役会と取締役会の開催日が異なる可能性が高いことから、むしろ実質的な活動水準が上昇して財務報告の品質が高まる。

<sup>8</sup> 業績予想は経営者の業務執行であるから監査役とは無関係であるとの考え方もあろう。冒頭で挙げた加美(1986)の法令上の事例に加え、次のような文献も引用し反論とする。常勤監査役の村谷(2014)は、「(この)決算短信というものは大変曲者で、最終的には経営、株価に重大な影響を与えることから、会計監査人としては、法定監査の対象外ではありますが、重要性があるとして監査役と共に監査しています。また、決算短信の作成・公表は取締役の重要な業務執行に該当しますので、監査役の業務監査の対象となります。決算短信のドラフトについては、計算書類の整合性を確認し、関係部門の責任者からヒアリングを行い、乖離に伴う修正が生じない対策を講じています。」(p.76)と述べている。業績予想への直接的な言及は見当たらないが、監査役が業績予想の掲載された決算短信の作成・公表に強い関心を寄せていることが窺え、業績予想と監査役が無関係であると断定するのは早計である。

<sup>9</sup> 複数回答による。

<sup>10</sup> 一般的にIR部門は経営組織とは別の組織として扱われ、IRの問題はコーポレート・ガバナンスと切り離しては論ぜられる。しかし、東京証券取引所が作成した「コーポレート・ガバナンス・コード」(2015)で企業経営者に株主との建設的な対話を求めたこと、また、それを受けて土屋(2015)がIR/SR担当者の役割が企業経営者の役割であるとの主張があること、さらに株主と直接的に頻繁に接触するのがIR部門であることを踏まえると、IR部門もコーポレート・ガバナンスの一翼を担うと考えられ、本稿はこの立場に立つ。

<sup>11</sup> アナリストや投資家の業績予想を市場と呼んでいる。

向がある。Jensen は、「(取締役会のサイズが大きいと) 最高経営責任者の敵意や報復が大きくなるので、最高経営責任者への評価や監視がほとんどできなくなる。したがって、取締役会の内部者からのみ最高経営責任者が選出されるようになる。そして最高経営責任者以外の内部者は職権上の能力に合わせて取締役会に出席するようになる」<sup>12</sup>と述べている。言い換えると、取締役会サイズが大きいほど、最高経営責任者の権限が大きくなるとともに社内出身者が最高経営責任者に就く傾向が強くなる。そして、取締役会の社内出身者が最高経営責任者に同調するため、取締役会の最高経営責任者への監視機能は働きにくくなるのである。

Beasley (1996) は 1980 年から 1991 年までの米国における不正会計 75 件についてその決定要因を検討し、取締役数が多いほど不正会計の可能性が高くなることを示している。本邦については、鈴木・胥 (2000) は取締役数が多いほど、超過収益率が低く (株価が安い)、ROA が低いと上記文脈に沿った結論を報告している。しかし、棚橋 (2016) は取締役数が多いほど当期利益や経常利益の業績予想精度が高まるとの上記文脈とは逆の結果を得ている。これを受け棚橋 (2016) は業績予想の制度に習熟した取締役の存在が必須であると指摘しているが、監査役も含め取締役会の構成員の能力や質的要件も検討すべきであろう。

### 株式の所有構造

取締役会のほかに経営者を直接けん制できるのは株主である。乙政・榎本 (2008) は株式の所有構造と業績予想の精度について検証した。その結果、経営者保有株比率 (役員持株数 / 発行済株式数) が低いほど、金融機関所有株比率が高いほど、外国人投資家所有株比率が高いほど、業績予想の精度が高くなると報告した。また、Maug (1998) は株式の流動性と大株主によるガバナンスについて理論分析を行った。一般的に、株式の流動性が高いと大株主の監視努力は小株主にただ乗りされるので、大株主の監視インセンティブは低く、大株主による効果的なガバナンスは期待されない。一方、Maug (1998) は、大株主が私的情報<sup>13</sup>をもとに株式を市場で売買できる立場にあることに注目した。株式の流動性が高いほど、大株主は私的情報を利用して監視コストを上回るキャピタルゲインが得られるため、ただ乗り問題が緩和される。したがって、流動性が高いほど、大株主による効果的なガバナンスが期待されるのである。この結果を受けた棚橋 (2016) は流動性の高い東京証券取引所第一部上場企業を対象として、上位十大株主比率が高いほど業績予想の精度が高いと報告している。

本稿分析モデルでは株式の所有構造を考慮するため、少数の大株主の持ち株比率、また、経営トップが大株主の一人であるか否かを変数として採用する。

<sup>12</sup> p.865.

<sup>13</sup> この場合の私的情報には将来の不確実性に関するものも含まれている。

### 3. 仮説設定

#### 業績予想の修正

有価証券上場規程405条1項で業績予想の修正義務が定められ、有価証券上場規程施行規則407条に修正基準がある。新たに算出した予想値と直近の予想値の乖離幅が売上高については上下10%以上、利益項目については上下30%以上となれば修正し公開する義務がある。

円谷(2007a)によると、業績予想の修正回数は1社あたり平均で0.86から0.88回が決算短信で行われ、0.72から0.76回が決算短信発表以外の日時に行われている。円谷(2007a)は後者を適時修正と呼ぶ。

業績予想の修正は修正義務を果たした結果であり、インベスター・リレーションズ(IR)を扱った円谷(2007a)は特に適時修正を企業が自発的に投資家と対話しようとする姿勢の表れと投資家の意向に沿った見解を示している。一方、桜井・後藤(1992)が指摘したように、発表前の実績値や予想値はインサイダー情報であり、経営者の戦略的思考が働いていることも想定しなければならない。例えば、米国の研究では実績利益が予想値よりも下方である場合、特に高成長企業については株価へのインパクトは上方の場合に比べて大きい(Skinner and Sloan(2002))との報告があり、浅野(2007)はこのような事態を避けるために経営者が期中に業績予想を修正すると指摘している。

本稿の分析対象は通期業績予想とするため、業績予想の修正に際して経営者が念頭においていると推測される投資家が直面する不確実性には少なくとも次の2点がある。(1)本決算直前のものを除いた決算短信における通期業績予想の修正の有無、(2)適時修正のタイミングである。

決算短信の開示日時は企業のウェブサイトや民間の情報サイトで確認でき、投資家には現時で得られる情報を元に自らのポートフォリオを検討する猶予がある。業績見通しが悪いと予想した投資家は株式を売却し、逆に見通しが良ければ買い増しするというポートフォリオ・リバランスを行うが、その機会が決算短信の場合には各投資家平等である。ただし、本決算直前の決算短信を除いた決算短信で年間の通期業績予想が修正される確たる根拠はなく、投資家の予想がはずれ修正がなければ失望売りによるポートフォリオの棄損もあり得る。これが(1)の意図することである。さらに適時修正は決算短信以外の日時に突如として開示され、決算短信発表を見越していた投資家にとってリバランスの機会そのものを逸することになる。これが(2)の点である。

上述のように業績予想の修正には経営者の戦略的思考の働く余地があり、場合によっては投資家にとって不利になる可能性もある。円谷(2007a)もIR重視企業は業績予想の精度が高いため駆け込み的な修正<sup>14</sup>を行わないと指摘している。したがって、コーポレート・ガバナンスが十分に機能していれば株主・投資家にとって不確実な業績予想の修正は回避されると予想される。

<sup>14</sup> 適時修正のことを指している。

### 監査役：社内と社外、常勤と非常勤

2.2節で取締役会構成員の能力や質的要件の検討の必要性を説明したが、コーポレート・ガバナンスの観点からその独立性に期待されるのが社外の人物である。Beasley (1996) は1980年から1991年までの米国における不正会計75件についてその決定要因を検討した。その結果、社外取締役の割合が高いほど不正会計の可能性が低くなることを見出している。また、社外取締役の実質的な設置義務を課す改正会社法が成立<sup>15</sup>する以前のデータを元にした円谷 (2013) は、社外取締役を選任していない企業よりも選任している企業の方が、その業績予想は一部楽観性が抑制されていると述べており、社外取締役に期待される効果が観測されている。

ただし、社外取締役の効果について期待されたものと逆の結論もある。Bhagat and Black (1999) はS&P500に採用された企業について調べ、社外取締役の導入と企業業績との関連に否定的見解を示している。また、日本企業について検討した三輪 (2010) も社外取締役の導入による業績向上の可能性に否定的である。Bhagat and Black (1999) は、結果を受けて社外取締役に比べ社内取締役には情報上の優位性があり、社内外の割合に適切な規模があると述べている。改正後の会社法2条で2名以上の社外取締役の選任を定めてはいるものの、取締役数の上限が定められていない現況下ではその地位は必ずしも高くないと推測される。

一方、監査役会は3人以上の監査役が必要であり、そのうち半数以上を社外監査役としなければならない(会社法335条3項)。そして、その中から常勤監査役を定める必要がある(会社法390条3項)。取締役会と監査役会に求められる機能は異なるが、Bhagat and Black (1999) が社内外の割合に適切な規模があると言及したことから類推するに、監査役会では社外出身者と社内出身者の比率はほぼ等しいか、少なくとも社外出身者が劣位にあるとは言えない。さらに、松本 (2011) は、「非常勤監査役は社外監査役であるため、社内事情にあまり詳しくない」と指摘する<sup>16</sup>。見方を変えると常勤の方が非常勤よりも企業との情報の非対称性を緩和し、取締役会を説得するだけのエビデンスを収集する機会があると言えよう。したがって、本稿では次の仮説を設定する。

仮説：社外常勤監査役がいる企業では業績予想の修正回数が抑制される。

## 4. データと分析方法

業績予想データは金融情報配信サイトKabutanの「業績修正履歴」を用い、企業属性は東洋経済新報社の「会社四季報CD-ROM」を利用した。また、社内・社外の区別には金融庁のEDINETも利用した。東京証券取引所第一部に2013年3月において上場が確認された3月期決算の監査役会設置会社<sup>17</sup>のうち、データ利用が可能な企業を対象とした。期間は2013年度

<sup>15</sup> 2014年6月

<sup>16</sup> p.29.

<sup>17</sup> 本邦上場会社には、監査役会設置会社(会社法2条10)、監査等委員会設置会社(会社法2条11の2)、指名委員会等設置会社(会社法2条12)がある。本稿では分析期間中に大半を占めた監査役会設置会社に焦点を絞った。



からの3年度分、サンプル数は2701である。

被説明変数の定義は次のようになる。経常利益準適時修正回数 = 経常利益の通期業績予想値の修正回数(通期決算短信の修正1回を除く)。円谷(2007a)は決算短信における通期業績予想の修正とそれ以外の修正を分け、後者を適時修正と定義したが、本稿の業績修正データには第2、第3四半期の決算短信における修正も含まれるため円谷(2007a)の適時修正データとは異なる。したがって、本稿では準適時修正と再定義した。

説明変数の定義は次のようになる。オーナー・ダミー = 筆頭株主が社長や会長、相談役の場合に1それ以外は0、少数特定者持株比率 = 大株主10位までと役員持株(役員持株会を含む)および自己株式の単純合計(重複分は除く)である少数特定者持株数が発行済株式総数に占める割合、監査役数 = 監査役会構成人数、取締役役員数 = 取締役会構成員数から監査役数を除いた数、社外監査役比率 = 社外監査役数が監査役数に占める割合、社外常勤監査役ダミー = 常勤監査役に社外出身者がいれば1以外は0である。

また、コントロール変数には次のような変数を採用した。棚橋(2016)にならない企業規模や年度ダミー、業種ダミーを採用した。また業績予想の下方修正は上方修正と非対称であると推測されるため、これを操作するダミーを採用した。さらにそもそも結果的に実績値が予想値と大幅に乖離すれば事前の修正回数も多くなるため、これを操作する経常利益予想精度を採用した。それぞれの定義は次のようになる。資産規模 = 総資産の対数值、経常利益予想精度 =  $|t$ 年度経常利益実績値 -  $t$ 年度当初経常利益予想値 $|$ を $t-1$ 年度末時価総額で除した値、BadNewsダミー = 経常利益予想が下方に修正された場合に1それ以外は0である。

経常利益準適時修正回数は0以上の整数と限定されるため、最小二乗法では誤差項が正規分布せず、推定値にバイアスがあると推測される。そこで、被説明変数の切断を前提とした標準的なトービットモデルを採用した<sup>18</sup>。

## 5. 分析結果

図表1は各変数の基本統計量である。経常利益準適時修正回数の平均値は1.013と円谷(2007a)の適時修正(0.76)よりも大きく、これは年度による違いもあるだろうが、決算短信時の修正を含んでいることが原因と推測される。取締役役員数は3から30人と大きな開きがあり、東証一部上場企業にあっても相当な規模格差がある。一方、監査役数は3から7人と取締役役員数ほどの差はなく、取締役会における監査役の発言力は企業ごとに差異があると推測される。社外常勤監査役ダミーは約28%のデータに社外かつ常勤の監査役がいることを示しており、常勤監査役が社内事情に明るい社内出身者から選出されやすいと想定すると意外と高い数値である。なお、経常利益予想精度の最小値は0ではなく僅かな正值である。

<sup>18</sup> トービットモデルには、本稿のケースで言えば、修正の有無(0回かそれ以外)という質的選択と修正回数という量的選択を独立した意思決定として扱うtwo-partモデルやhurdleモデルがある。しかし、本稿では、2回よりも1回、1回よりも0回の修正がガバナンスの観点から望ましいと考え、修正の有無も量的選択行動の延長線上にあると想定した。このため、0回を経営者の端点解として扱える標準的なトービットモデルを採用した。

図表 1 基本統計量

	平均値	標準偏差	中央値	最小値	最大値
経常利益準適時修正回数	1.013	0.871	1	0	4
取締役員数	9.150	3.058	9	3	30
監査役数	3.882	0.709	4	3	7
社外監査役比率	0.640	0.131	0.667	0.5	1
社外常勤監査役ダミー	0.275	0.447	0	0	1
オーナー・ダミー	0.038	0.192	0	0	1
少数特定者持株比率 (%)	45.585	13.814	43.2	13.5	86.7
資産規模 (対数値)	11.771	1.316	11.625	7.950	16.670
経常利益予想精度	0.032	0.049	0.018	0.000	1.047
BadNews ダミー	0.396	0.489	0	0	1

(注) 変数の定義は本文を参照願いたい。

図表 2 はトービットモデルによる回帰結果である。まず注目されるのは社外常勤監査役ダミーの推定値が有意に負値となった点である。常勤監査役に社外出身者がいると経常利益準適時修正回数が抑制されるということであり、設定した仮説が支持される。さらに、社外監査役比率が有意に正値となっており社外出身者の比率が大きいと修正回数が増加し、修正回数が抑制される効果が得られていないことから、社外出身者が常駐し情報収集にあたることが重要であると推測できる。監査役数は有意ではないことから、その規模は問題ではなく、監査役会には質的内容が問われる結果となっている。

一方、取締役数は 10%水準と弱いながらも有意な負値になっており、取締役数が多いほど修正回数が抑制される傾向にある。この結果は、取締役数が多いほど最高経営責任者への監視機能が働きにくくなるとした Jensen (1993) の想定とは異なるが、棚橋 (2016) の結論と整合的な結果であり、取締役会がガバナンス機能を果たしていることを示す。

筆頭株主であるオーナー・ダミーの推定値が 10%水準で正値であるため、経営者保有株比率と業績予想の関係を検証した乙政・榎本 (2008) の結果と整合的である。オーナー企業は修正回数を増やす傾向にあり、オーナー企業のガバナンス機能が問題視される可能性がある。

少数特定者持株比率は 1%水準で負値であり、上位十大株主比率が高いと業績予想の精度が高くなるとした棚橋 (2016) の結論と整合的である。棚橋 (2016) の結論と統合すれば、大株主の株式所有割合が大きいほど予想精度が高く、それゆえに、準適時修正回数も少ないと解釈できる。

図表2 トービットモデルによる回帰結果

被説明変数	経常利益準適時修正回数	
説明変数	推定値	t 値
取締役員数	-0.014	-1.737 *
監査役数	0.055	1.490
社外監査役比率	0.670	3.372 ***
社外常勤監査役ダミー	-0.263	-4.765 ***
オーナー・ダミー	0.219	1.909 *
少数特定者持株比率	-0.006	-3.773 ***
定数項	-1.320	-4.055 ***
資産規模	0.137	6.115 ***
経常利益予想精度	8.731	19.050 ***
BadNewsダミー	0.113	2.525 **
年度ダミー	あり	
業種ダミー	あり	
残差標準偏差	1.040	56.439 ***
対数尤度	-3464.410	
サンプル数	2701	

(注) \*\*\*、\*\*、\*は水準1、5、10%で有意であることを表す。

## 6. おわりに

本稿では、コーポレート・ガバナンスの一翼を担う監査役が業績予想の修正に影響を与えているのか否かを検討した。特に注目したのは、独立性の高い社外出身者にして情報の非対称性が他の社外監査役よりも小さいと想定される常勤の社外常勤監査役の効果である。

検証の結果、社外常勤監査役がいると業績予想の修正回数（経常利益準適時修正回数）が抑制されるという仮説が支持された。また、監査役数は修正回数に影響を与えていないこと、社外監査役の割合が高いと修正回数が増えるとの結論も得た。

これらのことを総じれば、監査役会の機能の有無はその構成に依存し、独立性の確保とともに情報の非対称性を緩和する構成員が重要であることを示している。本稿冒頭で挙げた鈴木(2011)が「現場百回」と表現したように、現行の制度下において監査役がその任を果たすためには独立性の確保に加え業務の現場を良く知る姿勢が肝要と言える。

また、次のような結論も得た。取締役数が大きいと業績予想の修正回数が抑制される傾向にあるため、取締役会のガバナンス機能が確認された。オーナー企業は修正回数を増やす傾向にあり、ガバナンス機能が問題視される可能性がある。さらに、少数特定者持株比率が高いほど業績予想の修正回数が抑制される傾向にあり、大株主らによるガバナンス機能が有効である。

今後の課題には次のようなものがある。

当然のことながら、コーポレート・ガバナンスを担うのは社外常勤監査役だけではなく、他の監査役も同様である。また、脚注7で挙げたように、浅野（2016）は、社外監査役の取締役会への出席率が低いほど財務報告の品質が高まるとの結論から監査役の取締役会以外での実質的な活動水準の高さを推測した。したがって、社外常勤監査役と他の監査役の相互作用ならびに監査役会と取締役会の相互作用について、可能な限り具体化する必要がある。また、本邦上場企業では、監査役会設置会社（会社法2条10）から監査等委員会設置会社（会社法2条11の2）や指名委員会等設置会社（会社法2条12）への移行が進んでおり、監査活動の変質も予想されるため、これも今後の検討課題となろう。

## 謝辞

本稿作成にあたり、匿名のレフェリーより有益なコメントをいただきました。感謝いたします。また、初稿作成当時、筆者は人生初の大病を患い、全ての研究教育活動を休止しました。その間、同僚をはじめ多くの方々には大変なご迷惑をお掛けしましたことを深くお詫び申し上げます。こうして執筆活動を再開できましたのも皆様の多大なるご支援、ご高配を賜ったゆえのこと、厚く御礼申し上げます。なお、本稿のありうべき誤りは全て筆者の責めに帰するものです。

## 参考文献

- 浅野敬志（2007）「経営者の業績予想における期待マネジメントと利益マネジメント」『年報 経営分析研究』第23号、pp.33-42。
- 浅野信博（2016）「財務報告の品質は社外監査役の出席率に左右されるのか」『経営研究』vol.66、no.4、pp.225-234。
- 太田浩司（2006）「経営者予想に関する日米の研究：文献サーベイ」『武蔵大学論集』第54巻第1号、pp.53-94。
- 奥住良一（2015）「企業不祥事対策」『監査役』No.647、pp.82-98。
- 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』vol.68、no.3、pp.75-85。
- 加美和照（1986）「決算短信の見直し数値と監査役の見査責任」『商事法務』No.1091、pp.36-40。
- 神田秀樹（2007）「監査役とは」公益社団法人日本監査役協会ホームページ、<https://www.kansa.or.jp/system/about.html>、閲覧日2017年10月10日。
- 桜井久勝、後藤雅敏（1992）「利益予測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 -」『會計』第141号（6）、pp.845-859。
- 鈴木充郎（2011）「事業所等への往査」『監査役』No.589、pp.46-52。
- 鈴木誠、疋嶋（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、pp.47-65。
- 棚橋則子（2016）「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」『オイコノミカ』第52巻 第2号、pp.45-62。
- 土屋大輔（2015）「株主との対話 - コーポレートガバナンスとIR/SR活動の今後（前篇）」『KPMG Insight』vol.15、pp.1-8。
- 円谷昭一（2007a）「インベスター・リレーションズ（IR）と業績予想の関係」『會計』第172巻第4号、pp.541-556。

- 円谷昭一(2007b)「業績予想における株価形成と企業特性」『企業会計』vol.59、no.12、pp.105-114。
- 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5号、pp.77-88。
- 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号(4)、pp.521-532。
- 東京証券取引所(2015)「コーポレート・ガバナンス・コード～会社の持続的な成長と中長期的な企業価値の向上のために～」<https://www.jpx.co.jp/news/1020/nlsgeu000000xbfx-att/20180601.pdf>、閲覧日2017年8月31日。
- 中川豊隆、山西佑季(2014)「経営者予想利益の修正とリターンの関係」『岡山大学経済学会雑誌』46(2)、pp.119-131。
- 西山芳喜(2011)「新任研修講和 監査役とは何か 第3回 監査役の立ち位置—取締役会との関係—」『監査役』no.590、pp.82-85。
- 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、pp.63-89。
- 花崎正晴(2008)「第1章 コーポレート・ガバナンス論の系譜」『企業金融とコーポレート・ガバナンス 情報と制度からのアプローチ』東京大学出版会、pp.23-60。
- 松本茂外志(2011)「監査役会の運営、年間監査計画の作成」『監査役』no.584、pp.28-29。
- 三輪晋也(2010)「日本企業の社外取締役と企業業績の関係に関する実証分析」『日本経営学会誌』第25号、pp.15-27。
- 村谷政秋(2014)「期末会計監査の留意点」『監査役』no.626、pp.74-91。
- 安場耕一郎(2007)「「監査」を時系列に分解して考える—特に新任の社内・常勤監査役の方へ」『監査役』no.431、pp.54-56。
- Beasley, Mark S. (1996), "An Empirical Analysis of the Relation Between the Board of Director Composition and Financial Statement Fraud," *The Accounting Review*, vol.71, no.4, pp.443-465.
- Bhagat, Sanjai and Bernard Black (1999), "The Uncertain Relationship Between Board Composition and Firm Performance," *Business Lawyer*, vol.54, pp.921-963.
- Karamanou, Irene and Nikos 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.
- Jensen, Michael C. (1993), "The Modern Industrial Revolution, Exit, and the Failure of Internal Control Systems," *The Journal of Finance*, vol.48, no.3, pp.831-880.
- Jensen, Michael C. and William H. Meckling (1976), "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics*, vol.3, no.4, pp.305-360.
- Maug, Ernst(1998), "Large Shareholders as Monitors: Is There a Trade-Off between Liquidity and Control?," *The Journal of Finance*, vol.53, no.1, pp.65-98.
- Ota, Koji (2006), "Determinants of Bias in Management Earnings Forecasts: Empirical Evidence from Japan," in *International Accounting: Standards, Regulations, and Financial Reporting* edited by Greg N. Gregoriou and Mohamed Gaber, pp.267-294, Elsevier, Burlington, MA.
- Skinner D. J. and R. G. Sloan (2002), "Earnings Surprises, Growth Expectations, and Stock Returns or Don't Let an Earnings Torpedo Sink Your Portfolio," *Review of Accounting Studies*, vol.7, pp.289-312.