



ID	JJF00299
----	----------

論文名	経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響 －企業規模の観点から－
	The effects of management forecast announcements on analyst consensus: From the aspect of firm size
著者名	奈良沙織 野間幹晴
	Saori Nara Mikiharu Noma
ページ	2-19

雑誌名	経営財務研究
	Japan Journal of Finance
発行巻号	第34巻第1.2合併号
	Vol.34 / No. 1.2.
発行年月	2014年12月
	Dec. 2014
発行者	日本経営財務研究学会
	Japan Finance Association
ISSN	2186-3792

■論

文

## 経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響 —企業規模の観点から—\*

奈良 沙織  
(明治大学)

野間 幹晴  
(一橋大学)

### 要 旨

本稿の目的は、経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響について、企業規模別に解き明かすことである。実証分析の結果、経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響は、大規模企業では経営者予想の公表直後に大きくなっていることが示された。また経営者予想がアナリスト・コンセンサスに反映される期間は大規模企業では経営者予想の公表後 1～2 週間程度であるのに対し、小規模企業では 4 週間、もしくはそれ以上かかることも明らかになった。さらに経営者予想の公表後にアナリスト・コンセンサスが修正されなかったサンプルを除外した場合、小規模企業でも経営者予想の公表後 1～2 週間程度でアナリスト予想は概ね修正されるものの、小規模企業では経営者予想の情報内容がアナリスト・コンセンサスに反映されづらいことがわかった。

キーワード：経営者予想、アナリスト予想、企業規模

## 1 はじめに

本稿の目的は、経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響について、企業規模別に明らかにすることである。経営者予想とアナリスト予想はともに企業の業績に関する予想の情報として投資家に用いられており、株式市場に強い影響を持つことが明らかになっている<sup>1</sup>。このうちアナリスト予想については、証券会社などに所属するアナリストが個別の調査に基づいて独自の予想を作成していることから、実証研究や実務では複数のアナリスト予想の平均値をとったコンセンサスデータが用い

\* 本稿の作成にあたっては、編集委員長の金崎芳輔先生(東北大学)ならびに 2 名のレフェリーの方々、牧本直樹先生(筑波大学)、田中研太郎先生(成蹊大学)、浅野敬志先生(首都大学東京)、薄井彰先生(早稲田大学)、音川和久先生(神戸大学)から非常に有益なコメントをいただいた。また奈良沙織は平成 26 年度文部科学省科学技術補助金(若手研究(B)) (課題番号 25780280)、野間幹晴は平成 26 年度文部科学省科学技術補助金(基盤研究(B)) (課題番号 24330139) の助成を受けている。ここに記して心より御礼申し上げます。

られることが多い<sup>2</sup>。

しかし、経営者予想の公表に対するアナリストの反応は企業規模により異なると考えられる。というのも、Bhushan (1989), Lang and Lundholm (1996), Rock et al. (2001)によればアナリスト・カバレッジは大規模企業に集中する傾向があり、小規模企業ではアナリスト・カバレッジが十分でない場合も多い。こうした企業ではアナリスト予想の更新が速やかに行われず、経営者予想の情報内容がアナリスト・コンセンサスに十分に反映されないということが頻繁に生じると考えられる。

また Williams (1996)は、過去の経営者予想の予想精度が高い企業ほどアナリストが経営者予想の修正に強く反応すると述べているが、経営者予想の予想精度を調査した Choi and Ziebart (2004), 太田 (2005), 奈良・野間 (2012)によれば、経営者予想の予想精度は大規模企業のほうが高い<sup>3</sup>。こうした実証研究を勘案すると、大規模企業のほうが経営者予想の公表に対してアナリストが強く反応すると推測できる。

そこで本稿は、経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響について企業規模別に調査する。分析では、はじめに経営者予想が公表された週について経営者予想がアナリスト・コンセンサスに与える影響を企業規模別に示す。この分析では、経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響は大規模企業で大きく、小規模企業で小さいことを示す。さらに小規模企業では経営者予想の公表に際し、アナリスト予想の修正が速やかに行われず、経営者予想の情報内容が遅れてアナリスト・コンセンサスに反映されることも考えられる。そこで、経営者予想公表後 1～4 週について経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響を検証する。ここでは、経営者予想の公表から 4 週間経過しても小規模企業では大規模企業に比べて経営者予想がアナリスト・コンセンサスに与える影響が小さいことを提示する。

なお、本稿の分析では経営者予想が公表されてもアナリスト予想が修正されない企業が少なからず存在することが明らかになっている。そのため、こうしたサンプルを除外した分析を行い、結果の頑健性を確認する。

以下、第 2 節で先行研究と検証課題について述べ、第 3 節でサンプルと検証方法について説明し、第 4 節では経営者予想公表直後についての分析結果を示し、第 5 節では経営者予想公表後 1～4 週に

- 
- 1 予想情報の株式市場に与える影響に関する研究には、会計数値と市場価値との関係を分析する価値関連性の研究がある。Dechow et al. (1999)は、株価を株主資本簿価、当期利益、アナリスト予想の 3 変数に回帰したモデルにより、アナリスト予想の価値関連性を確認している。また太田 (2005)は、Dechow et al. (1999)のモデルのアナリスト予想に経営者予想を用い、経営者予想の価値関連性を確認している。加えて、奈良・野間 (2012)は経営者予想とアナリスト予想の価値関連性の度合いは企業規模により異なり、小規模企業では経営者予想の価値関連性が高く、大規模企業ではアナリスト予想の価値関連性が高いと述べている。また予想が公表された際の株式市場の反応を検証する分析には、経営者予想公表時の株価の反応を検証した Waymire (1984)や、アナリスト予想公表時の株価の反応を検証した Griffin (1976), Imhoff and Lobo (1984)などがある。
  - 2 日本市場を分析対象とした実証研究に、太田(2005), 野間(2008), 太田・近藤(2011), 奈良・野間(2012), 奈良・野間(2013b)などがある。
  - 3 なお、大規模企業の予想精度が高くなる理由について Jaggi (1980)は、大規模企業は予想を行うためのより優れたデータベースがあること、優れた専門家を有していることを挙げている。

ついでに分析結果を提示し、第 6 節で全体の総括を行う。

## 2 先行研究と検証課題

### (1) 先行研究

米国では全ての企業で経営者予想が公表されているわけではないが<sup>4</sup>、経営者予想が株式市場やアナリストに大きな影響を持つことから、経営者予想の公表がアナリスト予想に与える影響について様々な研究が行われている。例えば、Hassell et al. (1988) は 1979 年 6 月から 1982 年 12 月にかけて経営者予想を公表した 120 社に関して、経営者予想公表前後のアナリスト予想（アナリスト・コンセンサス）の変化を分析し、経営者予想の公表がアナリスト予想に影響を与えることを明らかにしている。

また Baginski and Hassell (1990) は、1979 年 7 月から 1982 年 12 月にかけて経営者予想が公表された 147 社について、予想の公表時期を考慮した分析を行っている。この分析では、アナリストは第 3 四半期までに比べ第 4 四半期の経営者予想を重視する傾向があり、決算直前の経営者予想の修正はアナリスト予想に大きな影響を与えることを示している。加えて、Williams (1996) は 1979 年 6 月から 1986 年 12 月にかけて経営者予想を公表した企業 173 社について、過去の経営者予想の精度がアナリスト予想の修正に与える影響について検証している。これによると、過去の経営者予想の予想精度が優れている企業ほど経営者予想の修正にアナリストが強く反応することが明らかになっている。

日本では、太田 (2007) が Hassell et al. (1988) に基づく手法により経営者予想がアナリスト予想に与える影響を分析し、アナリスト予想の変動の 95% 以上が経営者予想の修正によって説明できることを明らかにしている<sup>5</sup>。しかし太田 (2007) はコンセンサスデータではなく東洋経済新報社の単独予想である会社四季報予想をアナリスト予想として用いており、会社四季報予想が公表される四半期での分析である点で Hassell et al. (1988) とは異なる。Hassell et al. (1988) 同様にアナリスト予想にコンセンサスデータを利用した研究には太田・近藤 (2011) があり、アナリスト予想に I/B/E/S コンセンサスを用い Hassell et al. (1988) と同様の結論を得ている。

また野間 (2008) は経営者予想公表後の経営者予想とアナリスト予想の差に着目し、経営者予想が公表されるとアナリストは自らの予想を経営者予想に近い水準に修正することを指摘している。加えて、両予想の差は経営者予想の修正後 1～3 日目に大きく縮小する傾向があることから、経営者予想が修正されるとアナリストは直ちに経営者予想に近づくように予想を修正すると述べている。

さらに奈良・野間 (2013b) は、経営者予想公表後のアナリスト予想の価値関連性について企業規模別に分析を行っている。奈良・野間 (2013b) では、アナリスト予想の価値関連性を調査するにあたり、

---

4 Hui et al. (2009) は、First Call Historical Database に収録されているアメリカの経営者予想を対象に分析を行っている。これによると、1997 年から 2002 年までの 6 年間で、サンプル企業 2,244 社中一度も期初に経営者予想の公表を行われなかった企業は 470 社（サンプルの 21%）であった。

5 太田 (2007) は、アナリスト予想の変化が経営者予想に与える逆の影響も分析し、アナリスト予想の変化が経営者予想に与える影響は軽微であることも指摘している。

経営者予想公表後の経営者予想とアナリスト予想の差を週次で示す分析を行っている。これによると、大規模企業では日頃からアナリストが綿密な調査を行っていることから経営者予想とアナリスト予想の差は小さくなっているが、経営者予想公表後 3～4 週間には新たな情報生成が始まり両予想の差が拡大する傾向が明らかになっている<sup>6</sup>。

## (2) 検証課題

以上のように、先行研究では経営者予想の公表がアナリスト予想に影響を与えるという事実が示されている。一方、アナリスト・カバレッジに関する研究では、アナリスト・カバレッジは大規模企業に集中する傾向があることがわかっている (Bhushan (1989), Lang and Lundholm (1996), Rock et al. (2001))。アナリスト・カバレッジが十分にあると、一部のアナリストが予想を修正しなかった場合でも他のアナリストが予想を修正するため、経営者予想の情報内容がアナリスト・コンセンサスに反映されやすいというメリットがある。しかし小規模企業では十分なアナリスト・カバレッジがないため、経営者予想の公表に対してアナリストが修正を行わなかった場合、アナリスト・コンセンサスの修正が進まず、経営者予想の情報内容がアナリスト・コンセンサスに十分に反映されないことも予想される。

さらに Williams (1996) によれば、過去の経営者予想の予想精度が高い企業ほど経営者予想の修正にアナリストが強く反応する。経営者予想の予想精度に関する研究では大規模企業のほうが予想精度は高いことがわかっており (Choi and Ziebart (2004), 太田 (2005), 奈良・野間 (2012)), 予想精度の高い大規模企業では経営者予想の公表に対しアナリストが強く反応している可能性がある。

こうしたことから、経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響は企業規模により異なると考える。しかし、これまでの研究では奈良・野間 (2013b) 以外、企業規模による差異はほとんど明らかになっていない。また奈良・野間 (2013b) は、アナリスト予想が株価 (株式時価総額) に織り込まれるメカニズムを重視した分析となっているものの、経営者予想がアナリスト・コンセンサスに伝わるメカニズムについて企業規模別に明らかにしたものはない。さらに奈良・野間 (2013b) の分析手法は経営者予想とアナリスト予想の差に着目するという比較的シンプルなものであり、アナリスト・カバレッジが十分でない影響などはこの分析では考慮できていない。このようなことから、Hassell et al. (1988) 等の分析の枠組みを用いたより詳細な調査が必要である。

そこで本稿は、企業規模別に経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響を調査する。分析では、はじめに経営者予想が公表された週について、以下の仮説を検証する。

**仮説 1：経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響は、大規模企業で大きく、小規模企業で小さい。**

大規模企業では十分なアナリスト・カバレッジがあり経営者予想の予想精度も高いことから、経営者

6 この研究では、株式市場はこうしたアナリスト予想の特性を認識しており、経営者予想公表直後は経営者予想を、次第にアナリスト予想を参照しているという事実も提示している。

予想の公表に対してアナリストが速やかに反応すると考えられる。このため、経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに大きな影響を与えていると予測する。一方、小規模企業ではアナリスト・カバレッジが少なく、経営者予想の予想精度が低いことから、経営者予想の公表に対するアナリストの反応が遅れると考える。そのため、経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響は小さくなると予測する。

さらに小規模企業では経営者予想の公表に際し、アナリスト予想の修正が速やかに行われず、経営者予想の情報内容がアナリスト・コンセンサスに遅れて反映されることも考えられる。そこで、経営者予想の公表後1～4週目について以下の仮説を検証する。

**仮説2：経営者予想の公表に際し、企業規模が大きいほど経営者予想の情報がアナリスト・コンセンサスに反映されるタイミングが早い。**

大規模企業では経営者予想の公表を受け速やかにアナリスト予想の修正が行われるため、経営者予想がアナリスト・コンセンサスに与える影響は経営者予想公表直後に大きくなると考える。一方、小規模企業では経営者予想の情報内容がアナリスト・コンセンサスに遅れて反映されるため、経営者予想がアナリスト・コンセンサスに与える影響は経営者予想の公表後1～4週目にかけて徐々に大きくなると考える。

### 3 サンプルと検証方法

#### (1) 検証方法

分析では、Hassell et al. (1988)、太田・近藤 (2011) に倣いアナリスト予想の変化分を被説明変数とし、経営者予想の変化分を説明変数とする以下のモデルを用いる。

$$\Delta AF_t = \alpha_0 + \alpha_1 DMF_t + \varepsilon \quad (1)$$

$t$  は経営者予想の公表が行われた週を示す。また  $\Delta AF_t$  は  $t-1$  週から  $t$  週にかけてのアナリスト・コンセンサスの変化幅、 $DMF_t$  は  $t$  週の経営者予想と  $t-1$  週のアナリスト・コンセンサスの差であり、両変数は次式より算出する。

$$\Delta AF_t = \frac{AF_t - AF_{t-1}}{MVE} \times 100 \quad (2)$$

$$DMF_t = \frac{MF_t - AF_{t-1}}{MVE} \times 100 \quad (3)$$

$AF$  は経常利益についてのアナリスト・コンセンサス、 $MF$  は経常利益についての経営者予想、 $MVE$  は前期末の株式時価総額（以下、時価総額）を示す<sup>7</sup>。また  $\Delta AF$  および  $DMF$  は規模の補正のために時価総額で基準化し<sup>8</sup>、外れ値が結果に与える影響を排除するため各変数のサンプルの上下0.5%を除外する。なお、経営者予想については期初の公表に加え四半期や中間決算時の修正、期中の修正などがある。

本稿はこれら全てを分析の対象としており、以下で経営者予想の公表と述べる際は期初、四半期・中間決算、期中の全ての予想の公表を指す<sup>9</sup>。

分析は全サンプルに加え企業規模別に行う。企業規模別の分析は、年度ごとに前期末の時価総額をもとにサンプルを 5 等分し、各年度の同じ分位数同士をひとつにまとめる<sup>10</sup>。この時、最も時価総額の小さい第 1 グループを小規模企業、最も時価総額の大きいグループを大規模企業とする。その上で (1) 式の推定結果を示す。

経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに大きな影響を与えている、すなわちアナリスト・コンセンサスの変化 ( $\Delta AF$ ) の大部分を経営者予想の修正 ( $\Delta MF$ ) により説明できるならば、モデルの説明力 (自由度調整済み決定係数) は高くなると考えられる。また経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響が大規模企業で大きく、小規模企業で小さいならば、小規模企業に比べて大規模企業においてモデルの説明力が高くなると予想する<sup>11</sup>。

次に経営者予想の公表後 1～4 週目について、経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響についての分析手法を示す。分析に用いたモデルは (1) 式と同じであるが、時点  $p$  が経営者予想の公表後の 1 週目から 4 週目まで変化するため、経営者予想の公表後の時点を示したモデルを (4) 式として以下に示す。

$$\Delta AF_{t+p} = \gamma_0 + \gamma_1 DMF_{t+p} + \varepsilon \quad (4)$$

- 
- 7 経営者予想に関しては売上・営業利益・経常利益・当期利益・配当などについて予想が公表されている。このうち、投資家がより重視する利益情報に関しては、営業利益・経常利益・当期利益がある。しかし東京証券取引所により営業利益の開示が要請されるようになったのは 2006 年 12 月からであり、また当期利益は特別損益の有無により大きく変動する。そこで、本稿では特別損益控除前の比較的安定した情報が取得できる経常利益を分析の対象とする。
  - 8 規模の補正に関して、Hassell et al. (1988) は経営者予想とアナリスト予想に予想 EPS を採用し、予想 EPS を株価で除し規模の補正を行っている。しかし、この方法は EPS がマイナスのとき  $\Delta AF$  と DMF が計算されないうえ、EPS がマイナスのサンプルが除外されることから業績の良い企業にサンプルが偏るというサンプルバイアスの問題が懸念される。このため、本稿では経常利益予想を時価総額で除し、規模の補正を行っている。なお、日本市場を分析対象とした太田・近藤(2011)も規模の補正には時価総額を用いているが、予想利益は純利益を用いている。
  - 9 Baginski and Hassell (1990) によれば経営者予想の公表に対するアナリストの反応は時点により異なるものの、本稿は期中の修正など特定のイベントに対する反応ではなく、経営者予想公表に対する一般的なアナリスト予想の修正を明らかにすることを目的としている。そのため時点の違いについては考慮していない。
  - 10 時価総額データは前期末のものを用いていることから、同一年度に複数回修正が行われた場合、同一時価総額のサンプルが複数存在することになる。このようなことから、各分位のサンプル数は必ずしも等しくなっていない。
  - 11  $\Delta MF$  が変化した時に  $\Delta AF$  がどの程度変化するかという感応度を見る際は係数に着目するが、本分析では  $\Delta AF$  に対する  $\Delta MF$  の寄与率を明らかにするため (自由度調整済み) 決定係数に着目する。

t は経営者予想の公表が行われた週を示す。また  $\Delta AF_{t+p}$  は t-1 週から t+p 週にかけてのアナリスト・コンセンサスの変化幅、 $DMF_{t+p}$  は t+p 週の経営者予想と t-1 週のアナリスト・コンセンサスの差であり、p は経営者予想の公表後の週を示し、1, 2, 3, 4 と変化する。両変数は以下の式により週次で算出する。

$$\Delta AF_{t+p} = \frac{AF_{t+p} - AF_{t-1}}{MVE} \times 100 \quad (5)$$

$$DMF_{t+p} = \frac{MF_{t+p} - AF_{t-1}}{MVE} \times 100 \quad (6)$$

AF は経常利益についてのアナリスト・コンセンサス、MF は経常利益についての経営者予想、MVE は前期末の時価総額である。また  $\Delta AF$  および DMF は規模の補正のために時価総額で標準化し、外れ値が結果に与える影響を排除するためサンプルの上下 0.5% を除外する。

分析は全サンプルに加え企業規模別に行う。企業規模別の分析では、年度ごとに前期末の時価総額をもとにサンプルを 5 等分し、各年度の同じ分位数同士をひとつにまとめる。この時、最も時価総額の小さい第 1 グループを小規模企業、最も時価総額の大きいグループを大規模企業とする。その上で (4) 式の推定結果を示す。経営者予想の公表に際し、企業規模が大きいほど経営者予想の情報がアナリスト・コンセンサスに反映されるタイミングが早いならば、大規模企業ではモデルの説明力がいち早く上昇し、小規模企業では経営者予想の公表直後から 4 週目にかけて徐々に上昇すると考える。

## (2) サンプル

本稿は、金融（銀行・証券・保険）を除く全上場企業のうち 3 月決算企業<sup>12</sup>で経常利益についての経営者予想とアナリスト予想および前期末の時価総額が取得可能な企業を分析対象とする。サンプルは月曜日から金曜日に経常利益について経営者予想が公表された場合、土曜日のデータを 1 サンプルとして抽出する<sup>13</sup>。データは全て QUICK 社の Astra Manager より取得し、アナリスト・コンセンサスには QUICK コンセンサスを用いる。分析の期間は QUICK コンセンサスが取得可能な 2003 年度から 2010 年度までの 8 期間であり、サンプル数は 15,041 である。

表 1 にサンプルの基本統計量を示す。小規模企業を示す第 1 分位と第 2 分位に着目すると  $\Delta AF$  の中央値と第 1 四分位が 0 である。 $\Delta AF$  が 0 ということは t-1 週から t 週にかけて修正が行われていないことを意味する。このように  $\Delta AF=0$  となるサンプルは、全サンプル 15,041 のうち 3,579 サンプルあり全体の 23.8% を占める<sup>14</sup>。図 1 は、全サンプルについて  $\Delta AF$  を縦軸、DMF を横軸にとった散布図であるが、ここからも経営者予想の公表が行われてもアナリスト予想の修正されないサンプルが少な

12 3 月決算企業に限定することにより、2 月決算が多い小売業が多く除外されるなどの影響が考えられる。決算期変更に関しては、経営者予想が 9 か月で発表された場合、アナリスト予想も 9 か月で発表されるため、特別な考慮は行っていない。

13 実質的には金曜日の最終データに相当する。

14 これに関しては、アナリストが修正する必要がないと判断している場合もあれば、修正が遅れている場合もあると考えられる。

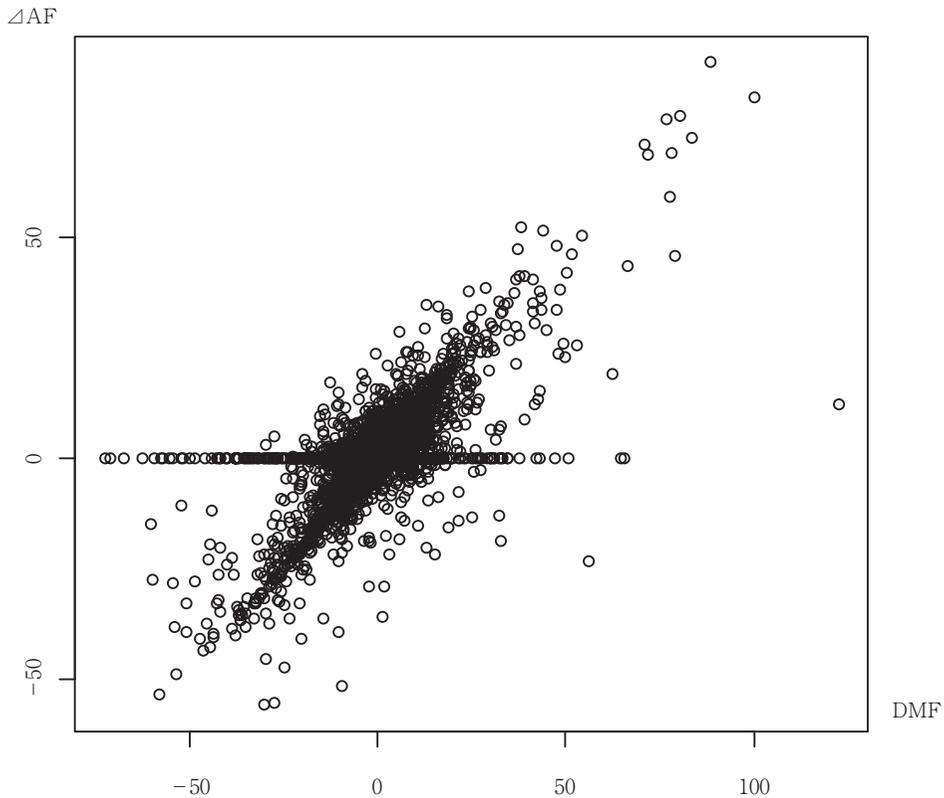
からずあることがわかる。このような分布を持つサンプルについて回帰分析を行うと結果が正しく得られない可能性があるが、Hassell et al. (1988), 太田 (2007), 太田・近藤 (2011) ではこの点を考慮していない。そこで、本稿では $\Delta AF=0$ となるサンプルを除外して分析し、結果の頑健性を確認する。

表1 サンプルの基本統計量

		サンプルサイズ	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位数	中央値	第3四分位数	最大値	
全サンプル	$\Delta AF$	15,041	0.523	5.668	-55.826	-0.036	0.044	1.565	89.506	
	DMF	15,041	-0.144	7.417	-72.629	-1.665	0.188	1.733	122.486	
	時価総額	15,041	265,300	777,668	187	20,760	58,000	194,000	16,600,000	
企業規模別	第1分位	$\Delta AF$	2,999	1.217	6.724	-55.826	0.000	0.000	2.381	89.506
		DMF	2,999	-0.030	10.173	-72.629	-2.543	0.450	2.891	122.486
		時価総額	2,999	9,974	6,046	187	5,444	8,786	13,264	26,611
	第2分位	$\Delta AF$	3,007	0.583	5.743	-53.241	0.000	0.000	1.782	76.527
		DMF	3,007	-0.302	7.676	-59.881	-2.119	0.243	1.950	78.797
		時価総額	3,007	27,955	11,597	9,142	18,467	26,296	35,529	58,811
	第3分位	$\Delta AF$	3,003	0.389	5.446	-42.704	-0.103	0.016	1.588	81.545
		DMF	3,003	-0.273	6.690	-67.498	-1.598	0.178	1.549	100.039
		時価総額	3,003	60,451	22,993	23,055	41,962	57,787	76,093	116,000
	第4分位	$\Delta AF$	3,013	0.179	5.347	-48.879	-0.492	0.162	1.410	59.149
		DMF	3,013	-0.219	6.133	-53.551	-1.419	0.128	1.431	77.533
		時価総額	3,013	158,940	66,045	56,437	110,000	146,000	198,000	372,000
	第5分位	$\Delta AF$	3,019	0.249	4.857	-40.131	-0.425	0.168	1.080	77.591
		DMF	3,019	0.104	5.522	-37.784	-1.117	0.115	1.211	80.393
		時価総額	3,019	1,065,021	1,481,570	162,000	392,000	607,000	1,120,000	16,600,000

(注) 経営者予想の公表がアナリスト予想に与える影響の分析について、サンプルの基本統計量を示す。企業規模別の分析では、年度ごとに前期末の時価総額をもとにサンプルを5等分し、各年度の同じ分位数同士をひとつにまとめており、小さい分位が小規模企業、大きい分位が大規模企業を示す。なお、 $\Delta AF$ はアナリスト予想の変化分 $((AF_{i,t}-AF_{i,t-1})/MVE \times 100)$ 、DMFは経営者予想とアナリスト予想の差分 $((MF_{i,t}-AF_{i,t})/MVE \times 100)$ 、時価総額は前期末の時価総額(単位:百万円)であり、添え字 $t$ は経営者予想の公表が行われた週を示す。

図1 DMFと $\Delta AF$ の散布図



(注) 全サンプルについて $\Delta AF$ を縦軸、DMFを横軸にとった散布図を示す。 $\Delta AF$ はアナリスト予想の変化分 $((AF_t - AF_{t-1}) / MVE \times 100)$ 、DMFは経営者予想とアナリスト予想の差分 $((MF_t - AF_{t-1}) / MVE \times 100)$ 、MVEは前期末の時価総額であり、添え字tは経営者予想の公表が行われた週を示す。

#### 4 経営者予想公表直後についての分析結果

##### (1) 経営者予想の公表がアナリスト予想に与える影響

表2は経営者予想が公表された週における(1)式の推定結果である。全サンプルに着目すると、DMFの係数は統計的に有意な正であり、経営者予想がアナリスト・コンセンサスに影響を与えていることがわかる。自由度調整済み決定係数は0.51であり、同様の分析を米国で行ったHassell et al. (1988)の決定係数0.0734を大幅に上回る。分析に用いた変数の定義や検証期間、サンプル数が大きく異なるため単純な比較はできないが、日本では米国に比べて経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響が大きくなっている可能性がある。

こうした相違が生じる理由として、経営者予想のディスクロージャーをめぐる両国の違いが考えられる。米国では経営者予想が完全な自主開示であることから、経営者予想を開示しない企業も多い。一方、日本では証券取引所より経営者予想の開示が推奨されており、ほぼ全ての企業で予想が開示されている(奈良・野間(2013a))。また、ひとたび予想を公表すれば一定の基準<sup>15</sup>に従って修正を行うことも義

務付けられており、実質的には制度開示に近いという特徴を持つ<sup>16</sup>。このことは日本では経営者予想に対する信頼性や有用性が高く、アナリストもその情報を重視している可能性を示唆する。

なお、日本で分析を行った太田 (2007) の自由度調整済み決定係数は 0.972 (経常利益の場合) であり、本稿の結果より高い<sup>17</sup>。これには経営者予想に沿って予想が作成される東洋経済予想をアナリスト予想として用いている点、分析が四半期である点が大きく影響していると考えられる<sup>18</sup>。また本稿同様に日本市場を分析対象とし、アナリスト予想にコンセンサスデータを用いた分析では太田・近藤 (2011) がある。しかし太田・近藤 (2011) が用いている I/B/E/S コンセンサスにも東洋経済予想が含まれているため、自由度調整済み決定係数は 0.78 (当期利益の場合) と本稿の分析結果より高くなっている<sup>19</sup>。

次に企業規模別の結果をみると、いずれの分位でも DMF の係数は統計的に有意な正である。しかし自由度調整済み決定係数は大規模企業を表す第 5 分位が 0.70 と大きく、小規模企業を表す第 1 分位が 0.33 と小さい。このことから、経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響は大規模企業でより大きく、小規模企業で小さいといえる<sup>20</sup>。

この論理については、先に述べたようにアナリスト・カバレッジや経営者予想の精度が影響していると考えられる。Bhushan (1989), Lang and Lundholm (1996), Rock et al. (2001) によれば、アナリスト・カバレッジは大規模企業に集中する傾向がある。アナリスト・カバレッジが十分にあれば、一部のアナリストが予想を修正しなかった場合でも他のアナリストが予想を修正するため、経営者予想の情報内容はアナリスト・コンセンサスに反映される。しかし小規模企業では十分なアナリスト・カバレッジがないため、アナリスト・コンセンサスの修正が進まず、経営者予想の情報内容がアナリスト・コンセンサスに十分に反映されないことも起こりうる。

また Williams (1996) によれば、過去の経営者予想の予想精度が高い企業ほど経営者予想の修正にアナリストが強く反応する。Choi and Ziebart (2004), 太田 (2005), 奈良・野間 (2012) では、経営者予想については大規模企業のほうが予想精度は高いことが示されており、予想精度の高い大規模企業で

15 東京証券取引所有価証券上場規程施行規則第 407 条によれば、上場企業は公表されている直近の予想数値から売上高で  $\pm 10\%$ 、営業利益・経常利益・当期利益で  $\pm 30\%$  以上変動することが明らかになった場合、企業は業績修正を行わなければならない。

16 伊藤 (2010) はこのような開示を「強制的自発開示」と呼んでいる。

17 太田 (2007) は経常利益以外に売上・当期利益についても分析を行っており、自由度調整済み決定係数は売上が 0.969、当期利益が 0.997 と経常利益同様に高い値を得ている。

18 太田 (2005) によれば、東洋経済予想は東洋経済新報社の記者が決算短信の公表前後に企業に取材に行きその取材に基づき予想を作成している。そのため、東洋経済予想は経営者予想の影響をより強く受ける傾向がある。

19 太田・近藤 (2011) は 1992 年から 2002 年を分析対象としており、1991 年 2 月から 2001 年 1 月の I/B/E/S コンセンサスには東洋経済予想が含まれている。

20 本分析は週次データを用いているため、厳密にはアナリスト予想(コンセンサス)の集計日に経営者予想の修正が行われ、アナリストが翌日付でレポートを発行した場合、経営者予想の修正が反映されていない可能性がある。しかし、ここではコンセンサス集計日に公表された経営者予想はアナリスト予想(コンセンサス)に反映されていることを前提に分析を行う。なお、結果の頑健性を確認するため、現在のアナリスト予想 ( $AF_t$ ) を 1 週間後のアナリスト予想 ( $AF_{t+1}$ ) にした場合についても同じ分析を行い同様の傾向を確認している。

は経営者予想の公表に対しアナリストが強く反応していると考えられる<sup>21</sup>。

表2 経営者予想の公表がアナリスト予想に与える影響

		係数	t値	adj.R <sup>2</sup>	サンプルサイズ	
全サンプル	切片	0.601	18.615 ***	0.51	15,041	
	DMF	0.547	125.520 ***			
企業規模別	第1分位	切片	1.228	12.268 ***	0.33	2,999
		DMF	0.383	38.865 ***		
	第2分位	切片	0.741	9.873 ***	0.49	3,007
		DMF	0.523	53.487 ***		
	第3分位	切片	0.564	9.231 ***	0.62	3,003
		DMF	0.642	70.312 ***		
	第4分位	切片	0.347	7.514 ***	0.78	3,013
		DMF	0.768	101.929 ***		
	第5分位	切片	0.172	3.542 ***	0.70	3,019
		DMF	0.735	83.422 ***		

(注) 経営者予想の公表がアナリスト予想に与える影響の分析について、全サンプル、企業規模別に(1)式の推定結果を示す。

$$\Delta AF_t = \alpha_0 + \alpha_1 DMF_t + \varepsilon \quad (1)$$

tは経営者予想の公表が行われた週を示す。また $\Delta AF_t$ はt-1週からt週にかけてのアナリスト・コンセンサスの変化幅、 $DMF_t$ はt週の経営者予想とt-1週のアナリスト・コンセンサスの差であり、両変数は以下の式により週次で算出する。

$$\Delta AF_t = \frac{AF_t - AF_{t-1}}{MVE} \times 100 \quad (2)$$

$$DMF_t = \frac{MF_t - AF_{t-1}}{MVE} \times 100 \quad (3)$$

AFは経常利益についてのアナリスト・コンセンサス、MFは経常利益についての経営者予想、MVEは前期末の時価総額を示す。また $\Delta AF$ およびDMFは規模の補正のために時価総額で基準化し、外れ値が結果に与える影響を排除するため各変数のサンプルの上下0.5%を除外する。また企業規模別の分析では、年度ごとに前期末の時価総額をもとにサンプルを5等分し、各年度の同じ分位数同士をひとつにまとめており、小さい分位が小規模企業、大きい分位が大規模企業を示す。またAdj.R<sup>2</sup>は自由度調整済み決定係数であり、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

## (2) アナリスト・コンセンサスの修正が行われたサンプルに限定した分析

次に、前述の分析に用いたサンプルのうち経営者予想の公表後にアナリスト・コンセンサスが修正されなかったサンプル、すなわち $\Delta AF=0$ となるサンプルを除外した分析について、表3と表4にサンプルの基本統計量と結果を示す<sup>22</sup>。表3は、前述の15,041サンプルから $\Delta AF=0$ となるサンプルを除

21 なお、奈良・野間(2013b)では、経営者予想公表後、小規模企業ほどアナリスト予想と経営者予想の差が大きく縮小していることが明らかになっている。この一因に、小規模企業ではアナリスト予想と経営者予想はともに予測誤差が大きいため両予想の乖離が大きくなることが考えられる。この結果は、一見本分析と矛盾するように見えるが、この分析ではアナリスト予想が経営者予想に対して追加的な情報をどの程度有しているかを明らかにすることを目的としており、本分析とは分析の手法と目的が異なる。経営者予想とアナリスト予想の差だけではなく、アナリスト予想が修正されないサンプルの存在を考慮した場合、経営者予想の変化分でアナリスト予想の変化分の説明を試みた本分析のほうが適切に事象を捉えることができると考える。

外した 11,470 サンプルの基本統計量である<sup>23</sup>。時価総額について平均値・中央値に着目すると、全体的にサンプルが大規模企業にシフトしていることがわかる。このことから、 $\Delta AF=0$  となる企業、すなわち経営者予想が公表されてもアナリスト予想が修正されない企業には小規模な企業が多いと推測される。

表 4 の結果に着目すると、全サンプルの DMF の係数は統計的に有意な正であり、経営者予想がアナリスト・コンセンサスに影響を与えていることがわかる。またアナリスト・コンセンサスが修正されていないサンプル ( $\Delta AF=0$ ) を除外したため、自由度調整済み決定係数は前述の 0.51 から上昇し 0.73 となっている。

企業規模別の結果をみると、いずれの分位でも DMF の係数は統計的に有意な正である。自由度調整済み決定係数は、最も企業規模の小さい第 1 分位では 0.64、最も企業規模の大きい第 5 分位では 0.87 であり、大規模企業で高く、小規模企業で低い。全体的に自由度調整済み決定係数は上昇する傾向があるものの、この結果は前述の分析結果と整合的であり、経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響は大規模企業ほど大きくなるといえる。これらの結果より、経営者予想の公表がアナリス

表3 サンプルの基本統計量 ( $\Delta AF=0$  を除外)

		サンプルサイズ	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位数	中央値	第3四分位数	最大値	
全サンプル	$\Delta AF$	11,470	0.752	6.779	-55.826	-0.554	0.679	2.188	144.856	
	DMF	11,470	0.272	7.443	-59.881	-1.309	0.327	1.817	147.374	
	時価総額	11,470	323,900	865,139	470	27,620	80,550	269,000	16,600,000	
企業規模別	第1分位	$\Delta AF$	2,287	2.034	8.956	-55.826	0.196	1.723	4.169	120.584
		DMF	2,287	1.456	9.905	-54.570	-1.039	1.026	3.617	133.982
		時価総額	2,287	12,959	7,688	470	7,026	11,755	17,383	35,442
	第2分位	$\Delta AF$	2,293	0.792	6.921	-53.241	-0.575	1.031	2.545	81.545
		DMF	2,293	0.222	7.756	-59.881	-1.475	0.445	2.133	100.039
		時価総額	2,293	37,464	14,979	12,864	25,453	34,848	46,552	80,282
	第3分位	$\Delta AF$	2,285	0.410	5.585	-39.771	-0.769	0.548	1.854	41.899
		DMF	2,285	-0.172	6.126	-48.771	-1.458	0.232	1.508	50.266
		時価総額	2,285	83,878	30,602	32,561	58,638	81,737	105,000	160,000
	第4分位	$\Delta AF$	2,297	0.261	6.429	-48.879	-0.703	0.399	1.558	144.856
		DMF	2,297	0.012	6.973	-53.551	-1.263	0.166	1.442	147.374
		時価総額	2,297	218,438	85,354	66,145	155,000	202,000	274,000	450,000
	第5分位	$\Delta AF$	2,308	0.271	5.209	-41.937	-0.509	0.241	1.153	77.591
		DMF	2,308	-0.153	5.571	-37.783	-1.245	0.041	1.042	80.393
		時価総額	2,308	1,259,199	1,609,895	127,000	514,000	755,000	1,320,000	16,600,000

(注) 経営者予想の公表がアナリスト予想に与える影響の分析について、経営者予想が公表されてもアナリストが予想を修正しないケース ( $\Delta AF=0$  となる場合) を除外した 11,470 サンプルの基本統計量を示す。企業規模別の分析では、年度ごとに前期末の時価総額をもとにサンプルを 5 等分し、各年度の同じ分位数同士をひとつにまとめており、小さい分位が小規模企業、大きい分位が大規模企業を示す。なお、 $\Delta AF$  はアナリスト予想の変化分  $((AF_t - AF_{t-1}) / MVE \times 100)$ 、DMF は経営者予想とアナリスト予想の差分  $((MF_t - AF_{t-1}) / MVE \times 100)$ 、時価総額は前期末の時価総額 (単位: 百万円) であり、添え字  $t$  は経営者予想の公表が行われた週を示す。

- 22  $\Delta AF=0$  となるサンプルを除外する際は、 $\Delta AF=0$  となるサンプルを除外した上でサンプルを 5 等分する方法と、サンプルを 5 等分にした上で  $\Delta AF=0$  となるサンプルを除外する方法が考えられる。本稿では、修正があったサンプルのみを母集団とした場合の結果を示すため、前者の手法を採用している。ただし、後者の手法で検証を行っても、結果に大きな変化がないことを確認している。
- 23 当初のサンプル 15,041 から  $\Delta AF=0$  となるサンプル 3,579 を除外した場合サンプル数は 11,462 となるが、分析では  $\Delta AF=0$  を除外した後にサンプルの上下 0.5% を除外する外れ値の処理を行っているため若干の差が生じサンプル数が 11,470 となっている。

ト・コンセンサスに与える影響は、大規模企業で大きく、小規模企業で小さいという仮説1が成立していることが確認できた。

表4 経営者予想の公表がアナリスト予想に与える影響（ $\Delta AF=0$ を除外）

		切片	係数	t値	adj.R <sup>2</sup>	サンプルサイズ
全サンプル	切片		0.541	16.382 ***	0.73	11,470
	DMF		0.777	175.343 ***		
企業規模別	第1分位	切片	0.980	8.644 ***	0.64	2,287
		DMF	0.724	63.912 ***		
	第2分位	切片	0.626	7.886 ***	0.70	2,293
		DMF	0.746	72.925 ***		
	第3分位	切片	0.550	10.190 ***	0.79	2,285
		DMF	0.809	91.855 ***		
	第4分位	切片	0.251	4.234 ***	0.81	2,297
		DMF	0.827	97.417 ***		
	第5分位	切片	0.403	10.166 ***	0.87	2,308
		DMF	0.870	122.212 ***		

(注) 経営者予想の公表がアナリスト予想に与える影響の分析について、経営者予想が公表されてもアナリストが予想を修正しないケース（ $\Delta AF=0$ となる場合）を除外した11,470サンプルについて、全サンプル、企業規模別に(1)式の推定結果を示す。

$$\Delta AF_t = \alpha_0 + \alpha_1 DMF_t + e \quad (1)$$

tは経営者予想の公表が行われた週を示す。また $\Delta AF_t$ はt-1週からt週にかけてのアナリスト・コンセンサスの変化幅、DMF<sub>t</sub>はt週の経営者予想とt-1週のアナリスト・コンセンサスの差であり、両変数は以下の式により週次で算出する。

$$\Delta AF_t = \frac{AF_t - AF_{t-1}}{MVE} \times 100 \quad (2)$$

$$DMF_t = \frac{MF_t - AF_{t-1}}{MVE} \times 100 \quad (3)$$

AFは経常利益についてのアナリスト・コンセンサス、MFは経常利益についての経営者予想、MVEは前期末の時価総額を示す。また $\Delta AF$ およびDMFは規模の補正のために時価総額で基準化し、外れ値が結果に与える影響を排除するため各変数のサンプルの上下0.5%を除外する。また企業規模別の分析では、年度ごとに前期末の時価総額をもとにサンプルを5等分し、各年度の同じ分位数同士をひとつにまとめており、小さい分位が小規模企業、大きい分位が大規模企業を示す。またAdj.R<sup>2</sup>は自由度調整済み決定係数であり、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

## 5 経営者予想公表後1～4週についての分析結果

### (1) 経営者予想の公表がアナリスト予想に与える影響

表5は経営者予想の公表後1～4週目の(4)式の推定結果である。全サンプルに着目すると、DMFの係数は1週目から4週目の全てで統計的に有意であり、経営者予想の公表後4週間に渡って経営者予想はアナリスト・コンセンサスに影響を与えていることがわかる。自由度調整済み決定係数は、1週目が0.61、2週目が0.66、3週目が0.70、4週目が0.73と週を追うごとに高くなっている。こうした傾向はHassell et al. (1988)でも明らかになっており、公表があった週が0.0734、公表後2週目が0.2370、公表後4週目が0.2978である。

企業規模別の分析結果では、DMFの係数は1週目から4週目の全てで統計的に有意である。企業規

模別に分析しても、経営者予想の公表後 4 週間に渡って経営者予想はアナリスト・コンセンサスに影響を与えていることがわかる。自由度調整済み決定係数は小規模企業を表す第 1 分位で 1 週目が 0.44, 2 週目が 0.50, 3 週目が 0.57, 4 週目が 0.60 と週を追うごとに高くなっている。一方、大規模企業を表す第 5 分位は、1 週目が 0.78, 2 週目が 0.81, 3 週目が 0.81, 4 週目が 0.81 と、2 週目以降は横ばいである。これらの結果から、経営者予想がアナリスト・コンセンサスに反映される期間は大規模企業では経営者予想の公表後 1~2 週間程度であるのに対し、小規模企業では 4 週間、もしくはそれ以上かかることがわかる。この結果は、経営者予想の公表に際し、企業規模が大きいほど経営者予想の情報がアナリスト・コンセンサスに反映されるタイミングが早いという仮説 2 を支持するものである。

また 4 週目の小規模企業と大規模企業の自由度調整済み決定係数を見るとそれぞれ 0.60, 0.81 となっており、小規模企業の自由度調整済み決定係数が低い状況には変わらない。このことから、小規模企業では経営者予想の情報が反映されるのに時間がかかるだけでなく、経営者予想の公表から 1 カ月経過しても経営者予想の情報内容が大規模企業ほどにはアナリスト・コンセンサスに反映されていないことが確認される。

表5 経営者予想の公表後1~4週目の経営者予想がアナリスト予想に与える影響

		1週間後			2週間後			3週間後			4週間後			
		切片	係数	t値	adj.R <sup>2</sup>									
全サンプル	切片	0.488	18.161***	0.61	0.452	18.810***	0.66	0.439	20.314***	0.70	0.429	21.586***	0.73	
	DMF	0.663	153.181***		0.725	167.137***		0.788	183.996***		0.828	194.229***		
企業規模別	第1分位	切片	0.983	11.326***	0.44	0.865	11.101***	0.50	0.771	10.921***	0.57	0.702	10.787***	0.60
		DMF	0.516	47.676***		0.594	53.529***		0.680	60.612***		0.732	64.885***	
	第2分位	切片	0.635	9.925***	0.56	0.600	10.508***	0.64	0.590	11.399***	0.68	0.580	12.422***	0.73
		DMF	0.608	61.114***		0.695	71.325***		0.755	77.030***		0.819	85.955***	
	第3分位	切片	0.456	9.041***	0.73	0.416	9.060***	0.75	0.397	9.972***	0.80	0.405	10.829***	0.81
		DMF	0.757	88.896***		0.796	92.825***		0.864	106.722***		0.895	108.776***	
	第4分位	切片	0.269	7.104***	0.84	0.251	6.830***	0.82	0.278	8.245***	0.84	0.275	8.584***	0.84
		DMF	0.833	122.293***		0.872	115.441***		0.905	121.289***		0.917	120.258***	
	第5分位	切片	0.177	4.834***	0.78	0.195	6.209***	0.81	0.210	6.958***	0.81	0.220	7.797***	0.81
		DMF	0.797	102.194***		0.835	111.510***		0.854	110.735***		0.860	110.243***	

(注) 経営者予想の公表後 1~4 週目の経営者予想がアナリスト予想に与える影響について(4)式の推定結果を全サンプル、企業規模別に示す。

$$\Delta AF_{t+p} = \gamma_0 + \gamma_1 DMF_{t+p} + \varepsilon \quad (4)$$

tは経営者予想の公表が行われた週を示す。また $\Delta AF_{t+p}$ はt-1週からt+p週にかけてのアナリスト・コンセンサスの変化幅、 $DMF_{t+p}$ はt+p週の経営者予想とt-1週のアナリスト・コンセンサスの差であり、pは経営者予想の公表後の週を示し、1, 2, 3, 4と変化する。

$$\Delta AF_{t+p} = \frac{AF_{t+p} - AF_{t-1}}{MVE} \times 100 \quad (5)$$

$$DMF_{t+p} = \frac{MF_{t+p} - AF_{t-1}}{MVE} \times 100 \quad (6)$$

AFは経常利益についてのアナリスト予想、MFは経常利益についての経営者予想、MVEは前期末の時価総額である。 $\Delta AF$ およびDMFは規模の補正のために時価総額で基準化し、外れ値が結果に与える影響を排除するためサンプルの上下0.5%を除外する。企業規模別の分析では、年度ごとに前期末の時価総額をもとにサンプルを5等分し、各年度の同じ分位数同士をひとつにまとめており、小さい分位が小規模企業、大きい分位が大規模企業を示す。またAdj.R<sup>2</sup>は自由度調整済み決定係数であり、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

(2) アナリスト・コンセンサスの修正が行われたサンプルに限定した分析

表6は経営者予想の公表後にアナリスト・コンセンサスが修正されなかったサンプル、すなわち $\Delta AF=0$ となるサンプルを除外して(4)式を推定した結果である。全サンプルに着目すると、DMFの係数は1週目から4週目の全てで統計的に有意であり、 $\Delta AF=0$ を除外する前の分析と整合的な結果が得られている。自由度調整済み決定係数は全体的に表5の分析より高くなる傾向があり、1週目が0.76、2週目が0.81、3週目が0.81、4週目が0.81である。表5の分析との違いとしては、2週目以降は0.81で横ばいとなっている点が挙げられる。これは経営者予想の公表後にもアナリスト・コンセンサスが修正されなかったサンプルを除外しているためであり、経営者予想の情報内容がアナリスト・コンセンサスに反映されない理由には、アナリスト予想の修正が行われていなかったことも影響していると考えられる。

企業規模別の分析結果でも、DMFの係数は1週目から4週目の全てで統計的に有意になり、 $\Delta AF=0$ を除外する前の分析と整合的な結果が得られた。また自由度調整済み決定係数は全体的に $\Delta AF=0$ を除外する前より高くなり、小規模企業を表す第1分位で1週目が0.65、2週目が0.73、3週目

表6 経営者予想の公表後1~4週目の経営者予想がアナリスト予想に与える影響 ( $\Delta AF=0$ を除外)

		1週間後			2週間後			3週間後			4週間後			
		係数	t値	adj.R <sup>2</sup>										
全サンプル	切片	0.502	18.849***	0.76	0.493	22.303***	0.81	0.484	23.679***	0.81	0.462	23.876***	0.81	
	DMF	0.821	186.390***		0.879	213.739***		0.906	215.687***		0.920	215.325***		
企業規模別	第1分位	切片	0.872	9.579***	0.65	0.820	10.926***	0.73	0.799	11.687***	0.74	0.705	11.062***	0.75
		DMF	0.779	64.592***		0.859	77.851***		0.878	78.525***		0.903	78.905***	
	第2分位	切片	0.602	9.896***	0.76	0.573	10.493***	0.79	0.547	10.802***	0.79	0.509	10.738***	0.80
		DMF	0.813	84.705***		0.844	89.608***		0.869	88.813***		0.887	91.772***	
	第3分位	切片	0.494	10.596***	0.84	0.436	10.983***	0.86	0.420	11.300***	0.87	0.416	11.343***	0.86
		DMF	0.854	107.626***		0.903	116.244***		0.944	119.792***		0.950	113.634***	
	第4分位	切片	0.242	4.678***	0.77	0.304	8.703***	0.87	0.315	9.800***	0.88	0.311	10.111***	0.88
		DMF	0.818	87.545***		0.915	122.256***		0.948	127.036***		0.947	124.662***	
	第5分位	切片	0.370	11.720***	0.88	0.368	12.386***	0.87	0.383	13.238***	0.86	0.393	13.867***	0.86
		DMF	0.878	127.179***		0.892	124.193***		0.912	116.746***		0.924	112.958***	

(注) 経営者予想の公表後1~4週目の経営者予想がアナリスト予想に与える影響について、経営者予想が公表されてもアナリストが予想を修正しないケース ( $\Delta AF=0$ となる場合)を除外した11,470サンプルの(4)式の推定結果を全サンプル、企業規模別に示す。

$$\Delta AF_{t+p} = \gamma_0 + \gamma_1 DMF_{t+p} + \varepsilon \quad (4)$$

tは経営者予想の公表が行われた週を示す。また $\Delta AF_{t+p}$ はt-1週からt+p週にかけてのアナリスト・コンセンサスの変化幅、 $DMF_{t+p}$ はt+p週の経営者予想とt-1週のアナリスト・コンセンサスの差であり、pは経営者予想の公表後の週を示し、1、2、3、4と変化する。

$$\Delta AF_{t+p} = \frac{AF_{t+p} - AF_{t-1}}{MVE} \times 100 \quad (5)$$

$$DMF_{t+p} = \frac{MF_{t+p} - AF_{t-1}}{MVE} \times 100 \quad (6)$$

AFは経常利益についてのアナリスト予想、MFは経常利益についての経営者予想、MVEは前期末の時価総額である。 $\Delta AF$ およびDMFは規模の補正のために時価総額で基準化し、外れ値が結果に与える影響を排除するためサンプルの上下0.5%を除外する。企業規模別の分析では、年度ごとに前期末の時価総額をもとにサンプルを5等分し、各年度の同じ分位数同士をひとつにまとめており、小さい分位が小規模企業、大きい分位が大規模企業を示す。またAdj.R<sup>2</sup>は自由度調整済み決定係数であり、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

が 0.74, 4 週目が 0.75 である。しかし自由度調整済み決定係数は表 5 の分析結果とは異なり, 2 週目以降ほぼ横ばいである。これに関しても, アナリスト予想の修正が行われなかったことが影響していると考えられる。また大規模企業を表す第 5 分位でも, 自由度調整済み決定係数は全体的に上昇し, 1 週目が 0.88, 2 週目が 0.87, 3 週目が 0.86, 4 週目が 0.86 であり, 1 週目より大きな変化はなくほぼ横ばいである。

最後に 4 週目の小規模企業と大規模企業の自由度調整済み決定係数を見るとそれぞれ 0.75, 0.86 となっており, 小規模企業の自由度調整済み決定係数が低い。このことから,  $\Delta AF=0$  となるサンプルを除外した場合でも, 経営者予想の公表から 1 カ月経過しても小規模企業では経営者予想の情報内容が大規模企業ほどにはアナリスト・コンセンサスに反映されないことがわかる。

以上の結果より, 経営者予想の公表に際し, 企業規模が大きいほど経営者予想の情報がアナリスト・コンセンサスに反映されるタイミングが早いという仮説 2 が成立していることが明らかになった。さらに経営者予想の公表後にアナリスト・コンセンサスが修正されなかったサンプルを除外した場合, 小規模企業でも経営者予想の公表後 1~2 週間程度でアナリスト予想は概ね修正されていることがわかった。しかし, 経営者予想の公表から 1 カ月経過しても小規模企業では経営者予想の情報内容が大規模企業ほどにはアナリスト・コンセンサスに反映されていないことも明らかになった。この理由としては, アナリスト予想の修正が行われていなかったことが影響していると考えられる。

## 6 おわりに

本稿は, 日本における経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響について, 企業規模別に分析を行った。分析の結果, 以下の 3 点が明らかになった。第 1 に, 経営者予想の公表直後に着目した場合, 経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響は大規模企業で大きく, 小規模企業で小さいことが解明された。第 2 に, 経営者予想の公表後 4 週間目まで見た場合, 大規模企業ではアナリスト予想の修正が経営者予想公表直後に行われている一方, 小規模企業は徐々に行われることが明らかになった。

第 3 に, 経営者予想の公表後にアナリスト・コンセンサスが修正されなかったサンプルを除外した場合, 小規模企業でも経営者予想の公表後 1~2 週間程度でアナリストの予想は概ね修正されていることがわかった。このことより経営者予想の情報内容がアナリスト・コンセンサスに反映されない理由にはアナリスト予想の修正が行われていなかったことが影響していると考えられる。また経営者予想の公表から 1 カ月経過しても経営者予想の公表がアナリスト・コンセンサスに与える影響は小規模企業で小さく, 小規模企業では経営者予想の情報内容がアナリスト・コンセンサスに十分に反映されづらいことも確認した。

この背後には, 大規模企業では多くのアナリストにより調査されていること, 信頼性の高い経営者予想が提示されていることがあると考えられる。大規模企業では信頼性の高い経営者予想の公表に基づき, 複数のアナリストがすぐに自身の予想を修正するため, アナリスト・コンセンサスに速やかに経営者予想の情報内容が伝わる。一方で, 小規模企業では経営者予想の予想精度が低く, アナリスト・カバレッジも十分でない。そのため, 経営者予想の公表が行われても, アナリストは自身の予想修正を後回しにするなどして, コンセンサスの修正が大規模企業ほどにはスムーズに進まないと考えられる。こうした状況は小規模企業のアナリスト・コンセンサスの信頼性にも影響する。そのため, 小規模企業のアナリス

ト・コンセンサスの利用には注意が必要であるといえる。

また企業側に立てば、自社の情報が適切に市場に伝わらなければ情報の非対称性が高まり資本コストの上昇を招く恐れがある。このようなリスクを回避するためにも、特に小規模企業では日頃から十分なディスクロージャーを行ってアナリスト・カバレッジを増やすなど、自社が発信した情報が適切に株式市場に伝達されるような工夫と努力を行うことが必要である。

#### 【引用文献】

- [1] Baginski, S. P., and J. M. Hassell (1990), "The Market Interpretation of Management Earnings Forecasts as a Predictor of Subsequent Financial Analyst Forecast Revision," *The Accounting Review*, Vol.65, No.1, pp.175-190.
- [2] Bhushan, R. (1989), "Firm Characteristics and Analyst Following," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.11, No. 2-3, pp.255-274.
- [3] Choi, J., and D. Ziebart (2004), "Management Earnings Forecasts and the Market's Reaction to Predicted Bias in the Forecast," *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics*, Vol.11, pp.167-192.
- [4] Dechow, P. M., A. P. Hutton, and R. G. Sloan (1999), "An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.26, No.1-3, pp.1-34.
- [5] Griffin, P. (1976), "Competitive Information in the Stock Market: An Empirical Study of Earnings Dividends and Analysts' Forecast," *Journal of Finance*, Vol.31, No.2, pp.631-650.
- [6] Hassell, J. M., R. H. Jennings, and D. J. Lasser (1988), "Management Earnings Forecasts: Their Usefulness as a Source of Firm-Specific Information to Security Analysis," *Journal of Financial Research*, Vol.11, No.4, pp.303-320.
- [7] Hui, K. W., S. Matsunaga, and D. Morse (2009), "The Impact of Conservatism on Management Earnings Forecasts," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 47, Vol.3, pp. 192-207.
- [8] Imhoff, E., and G. Lobo (1984), "Information Contents of Analysts' Composite Forecast Revisions," *Journal of Accounting Research*, Vol.22, No.2, pp.541-554.
- [9] Jaggi, B. (1980), "Further Evidence on the Accuracy of Management Forecasts Vis-à-Vis Analysts' Forecasts," *The Accounting Review*, Vol. 55, No. 1, pp. 96-101.
- [10] Lang, M., and R. Lundholm (1996), "Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior," *The Accounting Review*, Vol.71, No.4, pp. 467-492.
- [11] Rock, S., S. Sedo, and M. Willenborg (2001), "Analyst Following and Count-data Econometrics," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.30, No.3, pp.351-373.
- [12] Waymire, G. (1984), "Additional Evidence on the Information Content of Management Earnings Forecasts," *Journal of Accounting Research*, Vol.22, No.2, pp. 703-719.
- [13] Williams, P. A. (1996), "The Relation between a Prior Earnings Forecast by Management and Analyst Response to a Current Management Forecast," *The Accounting Review*, Vol.71, No.1, pp.103-113.
- [14] 伊藤邦雄 (2010), 「ディスクロージャー学の展望と課題－会計基準のコンバージェンス問題を越えて」『企業会計』 Vol. 62, No.10, 4-13 頁。

- [15] 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』 Vol.18, 141-159 頁。
- [16] 太田浩司 (2007), 「業績予想における経営者予想とアナリスト予想の役割」『証券アナリストジャーナル』 Vol.45, No.8, 54-66 頁。
- [17] 太田浩司, 近藤仁美 (2011), 「経営者予想とアナリスト予想の精度とバイアス」『MTEC ジャーナル』 Vol.23, 33-58 頁。
- [18] 奈良沙織, 野間幹晴 (2012), 「企業規模による予想利益の精度と価値関連性－経営者予想とアナリスト予想の比較－」一橋大学大学院国際企業戦略研究科, ワーキングペーパー。
- [19] 奈良沙織, 野間幹晴 (2013a), 「業績予想開示の柔軟化とアナリスト予想」『証券アナリストジャーナル』 Vol.51, No.2, 72-81 頁。
- [20] 奈良沙織, 野間幹晴 (2013b), 「経営者予想公表後のアナリストのハーディングとアナリスト予想の有用性－企業規模の観点から－」『証券アナリストジャーナル』 Vol.51, No.8, 88-98 頁。
- [21] 野間幹晴 (2008), 「経営者予想とアナリスト予想－期待マネジメントとハーディング」『企業会計』 Vol.60, No.5, 756-762 頁。