



ID	JJF00300
----	----------

論文名	コンセンサス予想の経営者予想に対する優位性の決定要因
	Determinants of the relative accuracy of analyst and management forecasts
著者名	太田浩司 河瀬宏則
	Koji Ota Hironori Kawase
ページ	20-52

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

コンセンサス予想の経営者予想に対する優位性の決定要因*

太田 浩司
(関西大学)

河瀬 宏則
(関西大学大学院)

要 旨

本稿では、経営者予想に対するコンセンサス予想の相対的優位性が、経営者予想の種類（定期予想と修正予想）やその公表時期（本決算時と四半期決算時）、あるいは、企業規模やカバレッジ数といった企業特性によって異なるということを明らかにしている。

キーワード：コンセンサス予想，経営者予想，相対的優位性，決定要因

1 はじめに

近年、複数のアナリストの業績予想の平均値であるコンセンサス予想の利用が、急速な広がりを見せている。例えば、証券会社の調査部門に所属するエクイティ・アナリスト達が公表するアナリスト・レポートには、従来、担当アナリストが行った単独の業績予想と、企業が開示する経営者予想だけを記載するというのが一般的な形式であった。ところが最近では、これらの予想に加えて、コンセンサス予想も併記するという形式のアナリスト・レポートが増加している。その背景には、対象企業の将来業績に対する経営者や他のアナリスト達の平均的な見解を示すことによって、自らの意見表明をより鮮明にしようという意図があるものと思われる。

アナリスト・レポートが主として機関投資家向けであるのに対して、個人投資家向けへのコンセンサス予想の利用も拡大している。現在、個人投資家の株式取引の9割はインターネット経由といわれているが、ほとんど全てのネット証券会社では、経営者予想と比較する形でコンセンサス予想情報を提供している。例えば、ネット証券大手5社でいうと、SBI証券と松井証券がQUICK社、マネックス証券と楽天証券がIFIS社、カブドットコム証券がトムソンロイター社の公表するコンセンサス予想情報

* 本稿の作成にあたり、本誌編集者の金崎芳輔先生(東北大学)と2人の匿名レフェリーから有益なコメントを頂きました。また、日本ファイナンス学会第21回大会における報告に際しては浅野敬志先生(首都大学東京)、一橋大学における伊藤邦雄研究会では参加者の諸先生方から貴重な助言を頂戴しました。ここに、改めて謝意を申し上げます。なお本研究は、JSPS 科研費 24330139 の助成を受けて行っている。

を、無料もしくは廉価で提供している。

以上のように、近年では、わが国独自の開示情報として古くから存在する経営者予想に加えて、アナリストのコンセンサス予想を投資情報として併せて提供することが一般的になっている。そこで、証券会社の中には、経営者予想とコンセンサス予想の乖離度を示す項目を設けたり、ビジネス・投資雑誌でも、コンセンサス予想が経営者予想を上回る銘柄のランキングを掲載するなど、両予想の差を比較することによって、投資家に役立つ情報を提供しようという試みが行われている。

このような、実務の世界におけるコンセンサス予想の普及と相反して、わが国におけるアカデミックな研究からは、経営者予想と比べてその後に公表されるコンセンサス予想の予想正確度は高くはないとして、その有用性に疑義を唱える証拠が複数提示されている。一方、コンセンサス予想の方が経営者予想よりも正確度が高いという結果を報告する研究も存在してはいるが、経営者予想公表からどれくらいの期間が経過した後のコンセンサス予想を用いているのかが不明であり、その有用性には疑問が残る。

このように、わが国の先行研究からは、コンセンサス予想の有用性に疑念を抱かせる結果が多数報告されているが、これらの研究には、使用しているコンセンサス予想データの中にステイル予想 (Stale Forecast) と呼ばれる古い予想が含まれている、あるいは、経営者予想とコンセンサス予想の公表時点の差を正確に測定できていないといった問題点が存在している。

そこで本研究では、これらの問題をクリアーした後で、経営者予想とコンセンサス予想の予想正確度を比較し、経営者予想公表前のコンセンサス予想は経営者予想よりも予想正確度が有意に低いが、経営者予想公表から 2 週間程度経過すると、コンセンサス予想の方が有意に正確度が高くなるという結果を得ている。また、経営者予想が自発開示である諸外国とは異なり、わが国では経営者予想の開示制度が確立しているため、その種類 (定期予想と修正予想) や公表時期 (本決算時と四半期決算時) を特定することができる。そこで、経営者予想の種類やその公表時期が、コンセンサス予想の相対的優位性に与える影響を調査したところ、コンセンサス予想は、不定期に公表される修正予想よりも決算発表時に公表される定期予想に対して優位性があり、さらに定期予想の中でも、期初ではなく期中の四半期決算時に公表される経営者予想に対して優位性が高いということがわかった。さらに、企業規模やアナリスト・カバレッジ数といった企業特性が与える影響を調査したところ、コンセンサス予想の優位性は、大規模企業よりも小規模企業の公表する経営者予想に対してより明瞭であり、また、企業規模等の他の要因をコントロールすると、アナリスト・カバレッジ数の少ない企業よりも多い企業の公表する経営者予想に対してより顕著であるという証拠が得られた。

なお本稿の構成は次のようである。次章では、先行研究のサーベイを行い、その問題点を指摘する。第 3 章ではリサーチ・デザインの説明を行い、第 4 章ではデータについて記述する。第 5 章では主要な分析結果を議論し、第 6 章では追加検証を行う。最後に、第 7 章では本稿を総括する。

2 過去の研究とその問題点

(1) 米国における先行研究

米国における、経営者予想利益とアナリスト予想利益の正確度を比較する研究からは、初期の段階では曖昧な結果が報告されている。Basi et al. (1976) と Imhoff (1978) は、経営者予想とその公表前のアナリスト予想との正確度を比較し、経営者予想はその公表前のアナリスト予想よりも若干正確ではあ

るが、その差は統計的に有意ではないという証拠を示している。また、Ruland (1978)も、経営者予想とその公表前後のアナリスト予想との正確度を比較し、経営者予想はその公表前後両方のアナリスト予想よりも正確度が高いが、その差はともに統計的に有意ではないと報告している。さらに、Imhoff and Paré (1982)においても、経営者予想をその公表日に最も近い時期に出されているアナリスト予想と比較しているが、やはり両者の正確度に有意な差を見出せていない。

このように、黎明期の研究においては、経営者予想とアナリスト予想の正確度に統計的に有意な差は観察されず、両者の予想に優劣はないとする結果が数多く報告されている。それに対して、Jaggi (1980)とWaymire (1986)は、経営者予想とその公表前後のアナリスト予想との正確度を比較し、経営者予想とその公表前のアナリスト予想では、経営者予想の方が統計的に有意に正確度が高いという証拠を提示している。そしてその理由について、Waymire (1986)は、過去の研究で用いられているサンプルの観測値数が、何れも100個以下と非常に少ないことが原因であると説明している。

また、Jaggi (1980)とWaymire (1986)では、経営者予想とその公表前のアナリスト予想との間には有意な差を検出しているが、公表後のアナリスト予想との間には有意な差を検出できていない。Hassell and Jennings (1986)はこの点を取り上げ、経営者予想とアナリスト予想の公表日の差を詳細にコントロールして、両者の予想正確度を比較している。そして、経営者予想は、その公表前のアナリスト予想よりも統計的に有意に正確度が高く、公表後でも4週間目までに出されたアナリスト予想とでは、依然経営者予想の方が有意に正確度が高いが、経営者予想公表後9週目以降に出されたアナリスト予想とでは、経営者予想よりもアナリスト予想の方が有意に正確度が高いという証拠を示している。

Hassell and Jennings (1986)は、経営者予想とアナリスト予想の公表時点の差を正確に測定したという点で画期的な研究であった。しかしながら、米国の研究で用いられるアナリスト予想が、通常、複数のセルサイド・アナリストが公表した予想利益の平均値であるコンセンサス予想であるということから生じる、ステイル予想問題には対処できていなかった。ステイル予想問題とは、新たな経営者予想が公表された後でも、全てのアナリストが即座にその情報を反映して予想を更新するわけではないので、アナリストのコンセンサス予想に更新前の古い予想が含まれてしまい、予想正確度が低下してしまうという問題である。

そこで、Gift and Yohn (1997)は、ステイル予想問題に対処するために、経営者予想公表後に予想修正が行われたアナリスト予想だけを使用し、経営者予想公表後の2週間後にはアナリスト予想の方が有意に正確となるということを発見している。

以上、米国における経営者予想とアナリスト予想の正確度を比較する研究では、初期の研究においては両者の予想正確度について明確な結論が得られていない。しかしながらその後の研究によって、現在では、経営者予想はその公表前や公表時点のアナリスト予想よりも正確度が高く、公表後ある一定の期間を経過すると、アナリスト予想の正確度が経営者予想の正確度を上回ると一般に理解されている(Coller and Yohn (1998))。

(2) わが国における先行研究

最初に、わが国における、経営者予想利益とアナリスト予想利益の正確度を比較する初期の研究としては、國村 (1980, 1984)がある。これらの研究では、3月期決算企業が期初に行った経営者予想と、その直後に出版される『週刊東洋経済』や『会社四季報』の6月号に掲載されているアナリスト予想(東洋経済予想)の予想正確度を比較し、両予想の予想正確度にはほとんど差が見られないという結果を報

告している。しかしながら、これらの初期の研究は、観測値数が 400 個程度と非常に少なく、またアナリスト予想として、米国で一般的なコンセンサス予想ではなく、東洋経済予想という単独のアナリスト予想を用いているという問題点が存在している。

次に、経営者予想とアナリストのコンセンサス予想の予想正確度を、大サンプルで比較した研究としては、太田 (2005) がある。太田 (2005) は、3 月期決算企業が 1987 - 1999 年の期初に公表した 17,116 個の経営者予想の予想正確度を、I/B/E/S 社の 6 月次のコンセンサス予想と比較している。そして、I/B/E/S 社のコンセンサス予想は、経営者予想よりも予想正確度が有意に劣っており、その結果は、サンプルを年度別、業種別、アナリスト人数別、規模別などで分割しても大きく変化しないという結果を示している。

これと同様の結果は、太田・近藤 (2011) や奈良・野間 (2012) でも報告されている。太田・近藤 (2011) は、3 月期決算企業が 1992 - 2002 年の期初および期中に公表した全ての経営者予想の予想正確度を、I/B/E/S 社のアナリスト・コンセンサス予想と、6 月から翌年 5 月の各月で比較している。そして、経営者予想の予想正確度は、I/B/E/S 社のコンセンサス予想を全ての月で上回っていると報告している。また、奈良・野間 (2012) は、3 月期決算企業が 2002 - 2010 年の期初に公表した経営者予想と QUICK 社のアナリスト・コンセンサス予想の予想正確度を比較し、若干ではあるが、経営者予想の予想正確度が QUICK 社のコンセンサス予想の予想正確度を上回っているという結果を報告している。

このように、経営者予想とアナリストのコンセンサス予想の予想正確度を比較する研究からは、経営者予想よりもその後公表されるコンセンサス予想の方が、予想正確度が低いという結果が報告されている。しかしながら、これらのわが国の研究には、米国における研究と同様に、ステイル予想問題が存在していると考えられる。例えば、太田 (2005) および太田・近藤 (2011) で用いられている I/B/E/S 予想の有効期間は 13 ヶ月であり、奈良・野間 (2012) が用いている QUICK 予想の有効期間は 6 ヶ月である¹。従って、新しい経営者予想が公表された後でも、全てのアナリストが予想を更新するまでは、この有効期間中、古い予想がコンセンサス予想に含まれてしまうのである²。

このステイル予想問題に対処しているのが、橋口 (2007) である。橋口 (2007) では、IFIS 社の提供するアナリストのディテール予想を用いて、経営者予想公表後に出されたアナリスト予想だけを抽出して独自のコンセンサス予想を作成している。そして、3 月期決算企業が 2001 - 2006 年の期間に公表した全ての経営者予想と、ステイル予想問題に対処したコンセンサス予想を、6 月から翌年 3 月の各月で比較し、ステイル予想問題に対処したコンセンサス予想は、全ての月で、経営者予想よりも予想正確度が高いという結果を得ている。

-
- 1 I/B/E/S 予想の有効期間は、2003 年 10 月以前が 13 ヶ月、2004 年 11 月以前が 6 ヶ月であり、現在は 105 日である (橋口 (2007))。なお、本研究で用いている IFIS 社の提供するアナリスト・コンセンサス予想の有効期間は、QUICK 予想と同じ 6 ヶ月である。
 - 2 なお、QUICK 予想と IFIS 予想に関しては、新しい経営者予想公表後に新たなアナリスト予想がひとつでも公表されると、古いコンセンサス予想は削除される仕組みとなっている。ただし、新しいアナリスト予想が出るまでの期間は古いコンセンサス予想が記載されているので、QUICK 予想や IFIS 予想を用いてもステイル予想問題は存在している。

以上のように、わが国における経営者予想とアナリスト予想の正確度を比較する多くの研究からは、経営者予想よりもその後に公表されるアナリストのコンセンサス予想の方が、予想正確度が低いという結果が得られている。しかしながら、この結果は、コンセンサス予想にステイル予想が含まれていることの影響を受けていると思われ、経営者予想公表後に出されたアナリスト予想だけを用いてステイル予想問題に対処した場合には、経営者予想よりもアナリストのコンセンサス予想の方が、予想正確度が高くなるのではないかと推測される。

(3) わが国の先行研究の問題点

経営者予想とアナリスト予想の予想正確度を比較する上で重要となるのが、両予想の公表時点の差の正確な測定と、ステイル予想の除外である。米国における研究では、Hassell and Jennings (1986) で公表時点の差が正確に測定され、Gift and Yohn (1997) では、それに加えて、ステイル予想にも対処している。

一方、わが国における研究でも、Ota (2012) が、日本の大手証券会社が公表するアナリスト・レポートからアナリスト予想を収集することによって、予想公表時点の正確な測定を行い、経営者予想公表の翌日に公表されるアナリスト予想は、経営者予想よりも予想正確度が有意に高いという結果を報告している。しかしながら、Ota (2012) で用いているアナリスト予想は、単独のアナリスト予想であり、一般的なコンセンサス予想ではない。

また、橋口 (2007) では、ステイル予想問題には対処しているが、予想の公表時点の差の正確な測定は行っていない。従って、経営者予想公表後のコンセンサス予想が経営者予想よりも正確度が高いということはわかっていても、一体どれくらいの日数が経過すれば正確度が高くなるのかは定かではない。例えば、橋口 (2007) では、3 月期決算の期初の経営者予想と 6 月 20 日時点のコンセンサス予想では、コンセンサス予想の方が正確度が高いという結果を示しているが、3 月期決算の期初の経営者予想は、早い企業では 4 月中旬、遅い企業では 5 月末であるので、6 月 20 日までの日数はまちまちである。

そこで、本研究では、ステイル予想を除外したコンセンサス予想を用いた上で、経営者予想とコンセンサス予想の公表時点の差を正確に測定し、経営者予想の公表からどれくらいの日数が経過すれば、コンセンサス予想の予想正確度が経営者予想の予想正確度を上回るのかを調査している。

3 リサーチ・デザイン

(1) 仮説設定

本研究では、コンセンサス予想の経営者予想に対する相対的優位性に影響を与えると考えられる要因に関して、以下の 5 つの仮説を設定している。最初に、アナリストは、決算短信や業績予想の修正で新たな経営者予想が開示されると、数日以内に、「決算フラッシュ」や「First Look」といった、速報的な比較的短いアナリスト・レポートを公表し、その 1, 2 週間後に、より詳しい分析や記述を行った本格的なアナリスト・レポートを新たに発表することが多い。従って、速報では、アナリストの利益予想や株式推奨に関して、あくまで暫定的な予想である旨の注意書きが記載されていることも多い。

このことは、アナリストは、経営者予想が公表されてからの日数が経過するほど、公表情報のより詳細な分析が可能となるということを示唆している。また、アナリストは、経営者予想公表後に公表され

る同業他社の情報等を収集することによって、より正確に業界全体の動向を把握できる。従って、アナリストは、経営者予想公表からの日数が経過するほど、経営者予想に対して優位性を発揮すると考えられる (Hassell and Jennings (1986), Gift and Yohn (1997), 太田 (2007))。

H1：コンセンサス予想は、経営者予想公表からの日数が経過するほど優位性を発揮する。

次に、米国における経営者予想は自発開示であるので、その公表時期が様々であるのに対して、わが国では経営者予想の開示が制度化されているので、その種類（定期予想と修正予想）や公表時期（本決算時と四半期決算時）を特定することができる。そして、経営者予想が決算発表時に公表される定期予想である場合には、予め公表日が告知されているので、アナリストは予想形成に十分な準備が可能である。また、決算発表時には、実績値等の他の情報も公表されるので、アナリストはそれらの情報も織り込んで、自らの予想を形成することができる。さらに、同業他社の決算発表が先行して行われている場合には、業界全体の動向も考慮した予想形成が可能である。

一方、公表済みの予想数値に重要な差異が生じた場合に適時に開示される業績予想の修正は、予告なしに突然行われるので、アナリストは十分に準備する時間がなく、また、通常単独公表であるので他の情報も利用できない。従って、アナリストは、経営者が不定期に公表する修正予想よりも、決算発表時に公表する定期予想に対して優位性を有していると考えられる。

H2：コンセンサス予想は、経営者の修正予想よりも定期予想に対して優位性を有している。

第三に、経営者の定期予想に関して、アナリストは、期初においては当期の業績に関する情報が十分ではないので、経営者の公表する予想に頼らざるを得ない。しかしながら、期中になると、四半期決算実績値や業界全体の動向などから、当期の業績に関する情報を蓄積することができ、それらの情報に基づいた分析が可能となる。従って、アナリストは、当期の業績に関する情報が十分ではない期初の本決算発表時に公表される経営者予想よりも、より情報が蓄積されている期中の四半期決算発表時に公表される経営者予想に対して優位性があると考えられる。

H3：コンセンサス予想は、期初の本決算よりも期中の四半期決算で公表される経営者予想に対して優位性を有している。

第四に、規模の小さい企業の公表する経営者予想は、大きい企業の公表する経営者予想よりも予想正確度が低いということが知られている (太田 (2005), 橋口 (2007), 奈良・野間 (2012))。従って、アナリストにとっては、大規模企業よりも小規模企業に対して予想正確度を改善する余地が多く残されており、相対的に小規模企業に対して優位性を発揮し易い状況にあると考えられる。

H4：コンセンサス予想は、規模の大きい企業よりも小さい企業の公表する経営者予想に対して優位性を有している。

最後に、コンセンサス予想は、同一企業に対する複数のアナリスト予想の平均値である。従って、カ

バーするアナリストの人数が多いほど予想の数が増えるので、様々な見解に基づく予想が平均化されてより質の高いコンセンサス予想となり、経営者予想に対する優位性が高まると考えられる。

H5: コンセンサス予想は、アナリストのカバレッジ数が多いほど経営者予想に対する優位性が増す。

(2) 変数の定義と推定モデル

最初に、本研究では、経営者の純利益予想の公表日を $d = 0$ として、その予想正確度を、経営者予想公表日の前後 30 日間 ($-30 \leq d \leq 30$) のコンセンサス予想と比較している。なお、予想正確度は、以下で示すように、実際利益と予想利益の差の絶対値を期首の時価総額でデフレートして測定している。

〈予想正確度〉

$$MFACC_{iyt} = |E_{iy} - MF_{iyt}| / MVE_{iy} \times 100\%$$

$$AFACC_{iytd} = |E_{iy} - AF_{iytd}| / MVE_{iy} \times 100\%$$

MF_{iyt} : i 企業の y 年度 t 番目に公表された経営者純利益予想,

AF_{iytd} : MF_{iyt} の公表日から d 日目 ($-30 \leq d \leq 30$) のアナリストのコンセンサス純利益予想,

E_{iy} : i 企業の y 年度における実現純利益,

MVE_{iy} : i 企業の y 年度期首における時価総額。

次に、本研究では、前節で示した 5 つの仮説を個別に検証した後、それら 5 つの仮説を同時に検証するために、以下のプロビットモデルを用いている。

〈コンセンサス予想の経営者予想に対する優位性の決定要因に関するモデル〉

$$Pr(BEAT_{iytd} = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 DAYS_d + \beta_2 REV_{iyt} + \beta_3 Q1_{iyt} + \beta_4 Q2_{iyt} + \beta_5 Q3_{iyt} + \beta_6 MSIZE_{iy} + \beta_7 LSIZE_{iy} + \beta_8 LNANAL_{iyt} + \sum_{\kappa=9}^{11} \beta_{\kappa} YEARDUM_{y\kappa} + \sum_{\kappa=12}^{41} \beta_{\kappa} INDDUM_{i\kappa}), \quad (1)$$

$BEAT_{iytd}$: AF_{iytd} の予想正確度が MF_{iyt} を上回れば 1 ($AFACC_{iytd} - MFACC_{iyt} < 0$ ならば 1), それ以外は 0 のダミー変数,

$DAYS_d$: AF_{iytd} の d で ($0 \leq d \leq 30$),

REV_{iyt} : MF_{iyt} が不定期の修正予想ならば 1, それ以外は 0 のダミー変数,

$Q1 - Q3_{iyt}$: $Q1_{iyt}$, $Q2_{iyt}$, $Q3_{iyt}$ は、それぞれ、 MF_{iyt} が第 1 四半期、第 2 四半期、第 3 四半期の決算発表時に公表された定期予想ならば 1, それ以外は 0 のダミー変数,

$MSIZE_{iy}$: 各年度において、サンプル企業を期首時点の時価総額に基づいて、Small, Medium, Large に 3 分割している。企業 i の y 年度期首時点の時価総額が Medium に該当する中規模企業ならば 1, それ以外は 0 のダミー変数,

$LSIZE_{iy}$: 各年度において、サンプル企業を期首時点の時価総額に基づいて、Small, Medium, Large に 3 分割している。企業 i の y 年度期首時点の時価総額が Large

- に該当する大規模企業ならば 1, それ以外は 0 のダミー変数,
 $LNANAL_{i,t}$: $AF_{i,t}$ の最大アナリスト人数に自然対数を取った値,
 $YEARDUM_y$: $MF_{i,t}$ の公表年度 y に基づく 3 つの年度ダミー変数 (2008 - 2010 年),
 $INDDUM_i$: $MF_{i,t}$ の企業 i の属する日経中分類に基づく 30 個の業種ダミー変数。

4 データ

本研究では、2007 - 2010 年の期間において、分析に必要な純利益に関する経営者予想 (以下 MF) とアナリスト・コンセンサス予想 (以下 AF) を、それぞれ、日経 NEEDS-Financial Quest と IFIS 社データベースから以下の基準で収集している³。

- (i) 上場企業である,
- (ii) 一般事業会社 (銀行, 保険, 証券を除く) である,
- (iii) 3 月期決算企業である,
- (iv) 会計期間が 12 ヶ月である,
- (v) MF 公表日の前後 30 営業日間に AF がひとつでも存在している。

表 1 サンプルの選択

経営者予想 (MF) の選択	
日経NEEDS Financial Quest収録の MF 全観測値数 (2007~2010年 3 月期決算)	46,945
差引: MF 公表日の前後30営業日間に AF が全くない	33,210
採用: MF の最終観測値数	13,735
コンセンサス予想 (AF) の選択	
IFIS社データベース収録の AF 全観測値数 (2006年1月~2010年12月)	7,023,402
差引: MF 公表日前後30営業日間以外の AF	5,179,031
スタイル予想の AF	1,149,249
MF 公表日と AF の最新レポート日とに矛盾がある	505
採用: AF の最終観測値数	694,617

(注) 本研究では2007 - 2010年の期間において、分析に必要な純利益に関する MF と AF をそれぞれ日経NEEDS-Financial Quest とIFIS社データベースから収集している。

3 東証上場企業は、2004 年 3 月期決算から、第 1 および第 3 四半期について「四半期業績の概況」を公表している。ただし、「四半期業績の概況」は、売上高等に関する開示を中心とする非常に簡素なものであり、その後、2005 年 3 月期決算から、開示内容をより充実させた「四半期財務・業績の概況」が公表されるに至って、ようやく第 1 および第 3 四半期においても業績予想が開示されるようになった。しかしながら、2007 年 3 月期決算までは、経過措置として、従来の売上高等の項目のみを示す「四半期業績の概況」による開示も認められていたので、当初は、必ずしも全ての企業が、より詳細な開示内容が求められる「四半期財務・業績の概況」による開示を行っていなかった。本研究では、期初のみならず期中の四半期決算時に公表される MF についても調査対象としている。従って、「四半期財務・業績の概況」による開示が定着し、ほとんどの企業が第 1 および第 3 四半期において業績予想を公表するようになった 2007 年 3 月期決算以降を検証期間としている。

なお、最終サンプルの選択手順を表1にまとめている。最初に、MFについては、2007 - 2010年3月期決算の一般事業会社が年間を通して公表したMFが、全部で46,945個あった。そこから、MF公

表2 サンプルの特徴

パネルA：年度				
年度	企業数	%	MF個数	%
2007	835	25.6	3,259	23.7
2008	854	26.2	3,413	24.8
2009	807	24.7	3,720	27.1
2010	767	23.5	3,343	24.3
合計	3,263	100.0	13,735	100.0

パネルB：上場市場									
上場市場	対象企業		全上場企業		上場市場	対象企業		全上場企業	
	企業数	%	企業数	%		企業数	%	企業数	%
東証一部	881	89.1	1,624	45.1	名証一部	2	0.2	7	0.2
東証二部	60	6.1	574	15.9	名証二部	2	0.2	90	2.5
大証一部	5	0.5	29	0.8	地方市場	1	0.1	52	1.4
大証二部	17	1.7	309	8.6	JASDAQ	21	2.1	917	25.5
					合計	989	100.0	3,602	100.0

パネルB：上場市場									
業種	対象企業		全上場企業		業種	対象企業		全上場企業	
	企業数	%	企業数	%		企業数	%	企業数	%
電気機器	136	13.8	278	7.7	電気・ガス業	15	1.5	25	0.7
機械	89	9.0	233	6.5	精密機器	20	2.0	51	1.4
化学	84	8.5	211	5.9	金属製品	16	1.6	94	2.6
情報・通信業	68	6.9	341	9.5	その他金融業	17	1.7	33	0.9
卸売業	60	6.1	353	9.8	繊維製品	14	1.4	56	1.6
輸送用機器	58	5.9	103	2.9	パルプ・紙	7	0.7	25	0.7
サービス業	62	6.3	348	9.7	倉庫・運輸関連業	10	1.0	44	1.2
小売業	53	5.4	343	9.5	ゴム製品	6	0.6	20	0.6
建設業	45	4.6	173	4.8	水産・農林業	4	0.4	11	0.3
医薬品	28	2.8	58	1.6	海運業	6	0.6	16	0.4
食料品	28	2.8	133	3.7	石油・石炭製品	4	0.4	13	0.4
その他製品	27	2.7	109	3.0	鉱業	3	0.3	8	0.2
陸運業	27	2.7	63	1.7	空運業	2	0.2	6	0.2
鉄鋼	26	2.6	52	1.4	証券・商品先物取引業	3	0.3	42	1.2
不動産業	29	2.9	114	3.2	銀行業	0	0.0	94	2.6
非鉄金属	23	2.3	39	1.1	保険業	0	0.0	11	0.3
ガラス・土石製品	19	1.9	64	1.8	その他	0	0.0	38	1.1
					合計	989	100.0	3,602	100.0

(注) パネルB, Cの全上場企業数は2010年3月31日時点のものである。

表日の前後 30 営業日間に *AF* が全く存在していない 33,210 個の *MF* を差し引いた結果、*MF* の最終観測値数は 13,735 個となっている。

次に、*AF* については、IFIS 社の 2006 年 1 月～2010 年 12 月の期間におけるデータベースに含まれている観測値数が、全部で 7,023,402 個あった。そこから、*MF* 公表日前後 30 営業日間以外の *AF* 5,179,031 個を差し引き、さらに、1,149,249 個のステイル予想およびデータに矛盾が生じている 505 個の *AF* を除去した結果、*AF* の最終観測値数は 694,617 個となっている⁴。つまり、13,735 個の *MF* に対する *AF* が、最終的に 694,617 個抽出されているのである。

次に、表 2 は、サンプル企業の特徴を示している。最初に、パネル A は、年度別の企業数および *MF* の個数を示している。企業数は年度によって大きく異なることなく、概ね 800 社前後である。なお、*MF* の個数については、2009 年 3 月期決算に関して 3,720 個と他の年度よりも若干多くなっているが、これは、リーマン・ショックの影響によって、業績修正が例年より多く行なわれたことに起因していると考えられる。

次に、パネル B は、サンプル企業の上場市場別の分布を、全上場企業の分布と比較する形で表示している⁵。サンプル企業の内、東証一部上場企業が占める割合が 89.1% であるのに対して、全上場企業の中で東証一部上場企業が占める割合は 45.1% であり、サンプル企業が東証一部上場企業に偏っていることが伺える。

最後に、パネル C は、サンプル企業の所属業種別の分布を、全上場企業の業種別分布と比較する形で示している。サンプル企業において、電気機器業や輸送用機器業の占める割合が、全上場企業と比べて高いという傾向が観察されるものの、全体的には、おおよそ均等に分布していることが見て取れる。また、サンプル企業から金融業を除いているため、業種別においてもそれらの企業数はゼロとなっている。

5 実証結果

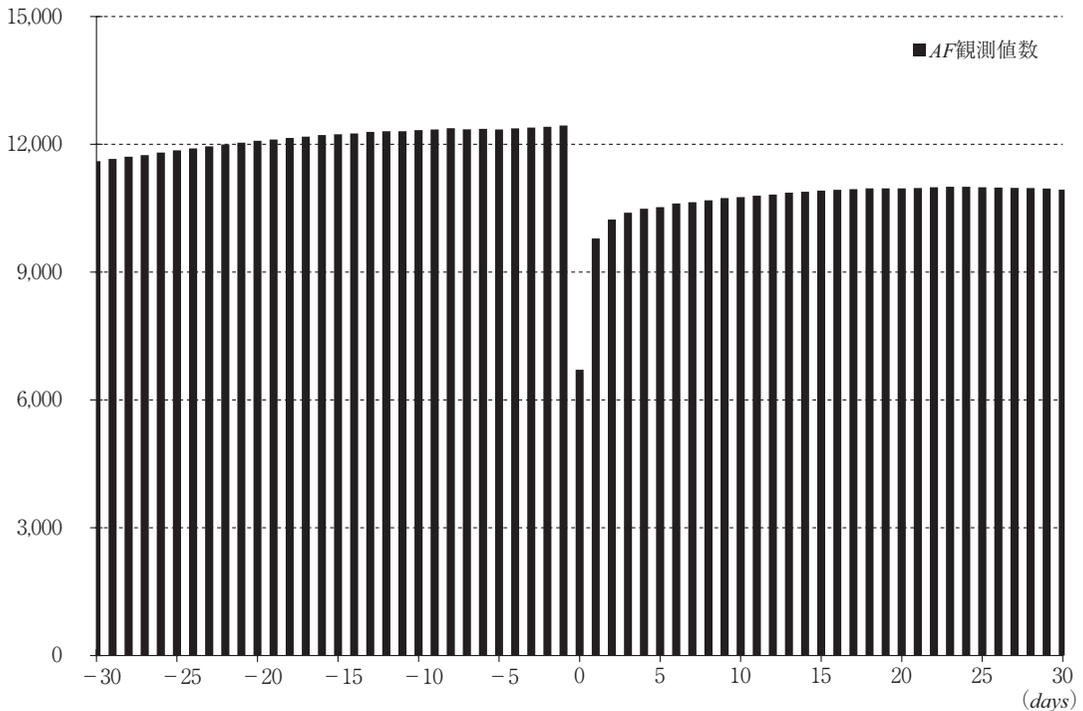
(1) 全サンプルによる分析 (H1 の検証)

本節では、全サンプルを用いて、*MF* 公表日前後 30 日間 ($-30 \leq d \leq 30$) の *AF* の予想正確度の変化を、*MF* の予想正確度と比較している。最初に、図 1 は、 $d = 0$ に公表された延べ 13,735 個の *MF* に対する、延べ 694,617 個の *AF* の $-30 \leq d \leq 30$ の分布を表している。*MF* が 13,735 個あるので、仮に $-30 \leq d \leq 30$ の全ての日において *AF* が存在していれば、837,835 個 (13,735 個 \times 61 日) の *AF* があるはずであるが、実際には 694,617 個の *AF* しか存在していない。これは、経営者が *MF* の修正開示を行った直後に、

4 IFIS 予想は、新たな *MF* が公表されても、その後新しい *AF* が発表されるまでの期間は、*MF* 公表以前の古い *AF* を最新の予想として掲載し続ける。ただし、この古い *AF* には旧データフラグ = 1 が付され、新しい *AF* が公表された時点で古い *AF* は削除される仕組みとなっている。本研究では、旧データフラグ = 1 が付されている *AF* をステイル予想として、サンプルから除去している。

5 上場市場の重複を避けるため、東証、大証、名証、福証、札証、JASDAQ の優先度に従って分類している。

図 1 全サンプルにおける AF の観測値数の分布



(注) 本図は、 $d = 0$ に公表された 13,735 個の MF に対する、その 30 営業日前後 ($-30 \leq d \leq 30$) の延べ 694,617 個の AF の分布を表している。

決算発表等で新たな MF を公表するなどの事由で、AF が MF 公表日前後 30 日間存在するとは限らないからである。例えば、MF の修正開示が行われた 2 日後に四半期決算の開示があって新たな MF が公表されたような場合には、最初の MF に対する AF は $d = 1$ までしか存在し得ず、後の MF についても $d = -1$ 以前の AF は存在し得ないのである。

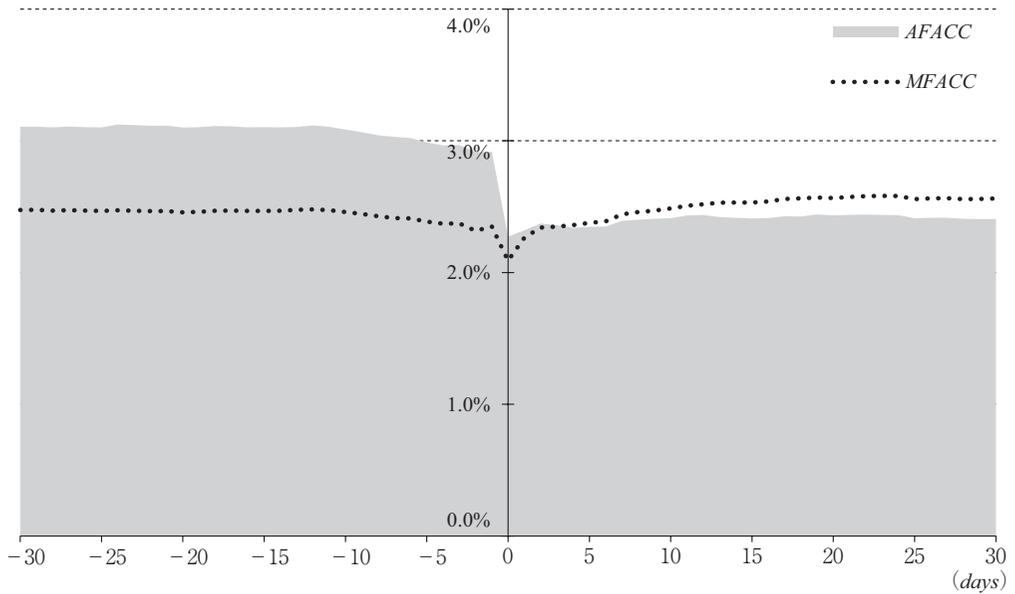
図 1 からは、MF 公表日前の $-30 \leq d \leq -1$ の期間における AF は概ね 12,000 個前後であるが、MF 公表日の $d = 0$ には、6,000 個強と半数近くまで AF 個数が減少することがわかる。これは、ステイル予想を除去した場合の特徴であり、MF 公表以後に更新されていない AF は観測値に含まれないことから生じたものである。またこのことは、企業が経営者予想を公表してから、少なくとも 1 人のアナリストが即座に対応して同日に新たな AF を公表しているケースが、全体の半数程度であるということを示している。MF 公表日以降の $1 \leq d \leq 30$ の期間における AF の個数については、 $d = 1$ で 9,000 個強と大きく増えているが、その後は漸増して 11,000 個前後で推移している。

次に、図 2 は、 $d = 0$ に公表された MF の予想正確度 (MEACC) と、その前後 30 日間の AF の予想正確度 (AFACC) の変化を、MEACC は点線で、AFACC は灰色の面で図示している。なお、MEACC は全て $d = 0$ におけるものであるが、図 1 からわかるように、全ての日において AF が存在しているわけではないので、各日において AF が存在している MF だけを取り出して、AFACC と MEACC を対比させている。

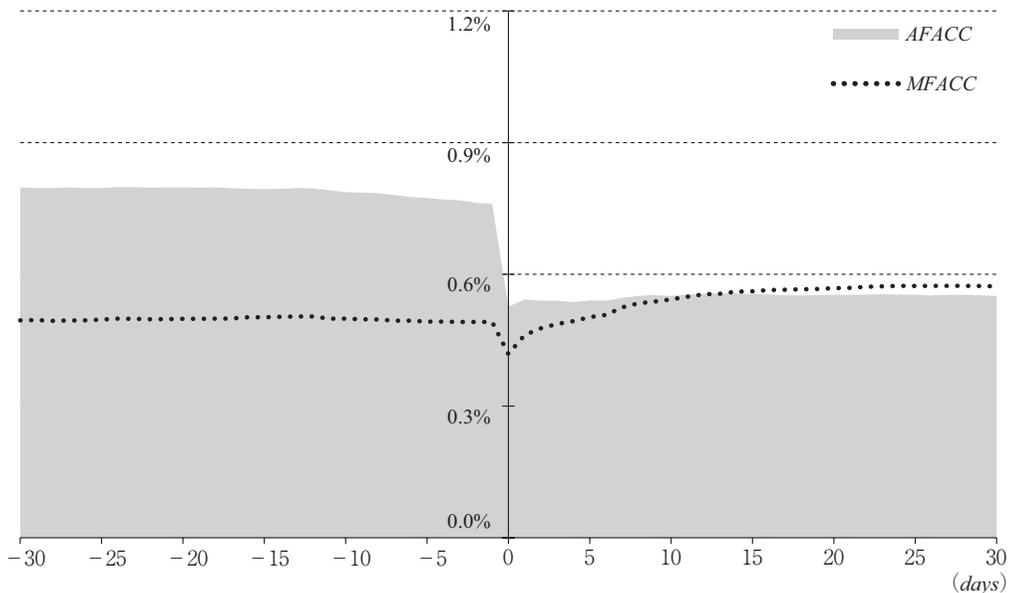
図 2 (a) と (b) は、それぞれ、AFACC と MEACC の平均値と中央値を示している。両図からは、平均値では $d = 5$ 、中央値では $d = 10$ 前後に AFACC が MEACC よりも小さくなり、AF の正確度が MF を上回

図 2 全サンプルによるAFACCとMFACCの比較

(a) 全サンプルの平均値における比較



(b) 全サンプルの中央値における比較



(注) 本図は、 $d = 0$ に公表されたMFの予想正確度 (MFACC) と、その前後30日間のAFの予想正確度 (AFACC) の変化を、MFACCは点線でAFACCは灰色の面で図示している。なお、MFACCは全て $d = 0$ におけるものであるが、全ての目においてAFが存在しているわけではないので、各日においてAFが存在しているMFだけを取り出してAFACCとMFACCを対比させている。(a)と(b)は、それぞれ、AFACCとMFACCの平均値と中央値を示している。なお、変数の定義については表3を参照されたい。

るといふ事象が観察される。また、 $d = 0$ において、AFACCが急激に小さくなる傾向が見て取れる。このことは、MFの公表によってAFが修正され、結果として予想正確度が大きく向上しているというこ

表 3 全サンプルにおける AF と MF の予想正確度差の検定結果

day	N	AFACC		MFACC		平均差検定	
		平均値	中央値	平均値	中央値	t 値	z 値
d=-1	12,441	2.917	0.761	2.349	0.492	10.88***	38.64***
d=0	6,707	2.273	0.526	2.090	0.419	8.75***	17.73***
d=1	9,789	2.321	0.543	2.265	0.462	0.98	12.44***
d=2	10,236	2.372	0.540	2.341	0.477	0.60	9.80***
d=3	10,396	2.359	0.540	2.348	0.487	0.22	7.92***
d=4	10,489	2.340	0.537	2.360	0.493	-0.39	6.21***
d=5	10,527	2.347	0.540	2.376	0.503	-0.56	4.69***
d=6	10,613	2.350	0.540	2.389	0.508	-0.75	3.94***
d=7	10,641	2.392	0.546	2.441	0.525	-0.97	2.74***
d=8	10,688	2.401	0.551	2.459	0.534	-1.15	1.53
d=9	10,740	2.408	0.553	2.470	0.538	-1.25	0.74
d=10	10,762	2.413	0.551	2.486	0.543	-1.46	-0.29
d=11	10,793	2.433	0.554	2.507	0.549	-1.49	-1.27
d=12	10,819	2.437	0.556	2.518	0.555	-1.63	-2.14**
d=13	10,865	2.421	0.557	2.530	0.556	-1.80*	-2.81***
d=14	10,888	2.416	0.556	2.532	0.561	-1.92*	-3.64***
d=15	10,913	2.411	0.555	2.532	0.562	-2.01**	-4.39***
d=16	10,931	2.413	0.554	2.539	0.564	-2.10**	-4.97***
d=17	10,948	2.427	0.552	2.559	0.565	-2.20**	-5.67***
d=18	10,968	2.425	0.552	2.563	0.566	-2.30**	-6.20***
d=19	10,966	2.441	0.553	2.570	0.567	-2.43**	-6.37***
d=20	10,967	2.434	0.554	2.565	0.569	-2.48**	-6.96***
d=21	10,974	2.438	0.553	2.574	0.569	-2.59***	-7.88***
d=22	10,994	2.440	0.554	2.580	0.572	-2.66***	-8.50***
d=23	11,003	2.437	0.554	2.582	0.573	-2.74***	-9.05***
d=24	11,004	2.436	0.554	2.581	0.574	-2.76***	-9.39***
d=25	10,992	2.412	0.553	2.557	0.573	-2.76***	-9.66***
d=26	10,986	2.416	0.552	2.563	0.574	-2.80***	-10.00***
d=27	10,978	2.416	0.553	2.565	0.574	-2.82***	-10.12***
d=28	10,975	2.408	0.553	2.558	0.574	-2.84***	-10.38***
d=29	10,961	2.406	0.552	2.559	0.573	-2.90***	-10.70***
d=30	10,937	2.407	0.551	2.562	0.573	-2.92***	-10.84***

(注) 平均差検定のコラムでは、AFACCとMFACCの平均値差および中央値差の検定を行っており、パラメトリックなPaired t-testのt値とノンパラメトリックなWilcoxon signed rank sum testのz値を載せている。表中の点線枠は、AFがMFの予想正確度を初めて有意に上回った日（t値およびz値が初めて有意に負になった日）を表している。なお、変数の定義は、以下のようである。

- AFACC_{iyd} = |E_{iy} - AF_{iyd}| / MVE_{iy} × 100%, MFACC_{iyt} = |E_{iy} - MF_{iyt}| / MVE_{iy} × 100%,
 - MF_{iyt} : i企業のy年度t番目に公表された経営者純利益予想,
 - AF_{iyd} : MF_{iyt}の公表日からd日目 (-30 ≤ d ≤ 30) のアナリストのコンセンサス純利益予想,
 - E_{iy} : i企業のy年度における実現純利益,
 - MVE_{iy} : i企業のy年度期首における時価総額。
- * 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

とを意味している。なお、d = 0において、MFACCも幾分小さくなっているが、これは、MF開示後の同日にAFが公表されるような企業は、アナリストが周到にフォローしている大規模企業に偏っており、大規模企業のMFACCは相対的に小さい傾向があるためと推測される。

第三に、表3では、-30 ≤ d ≤ 30におけるAFACCとMFACCの平均値および中央値の差を、それぞれ

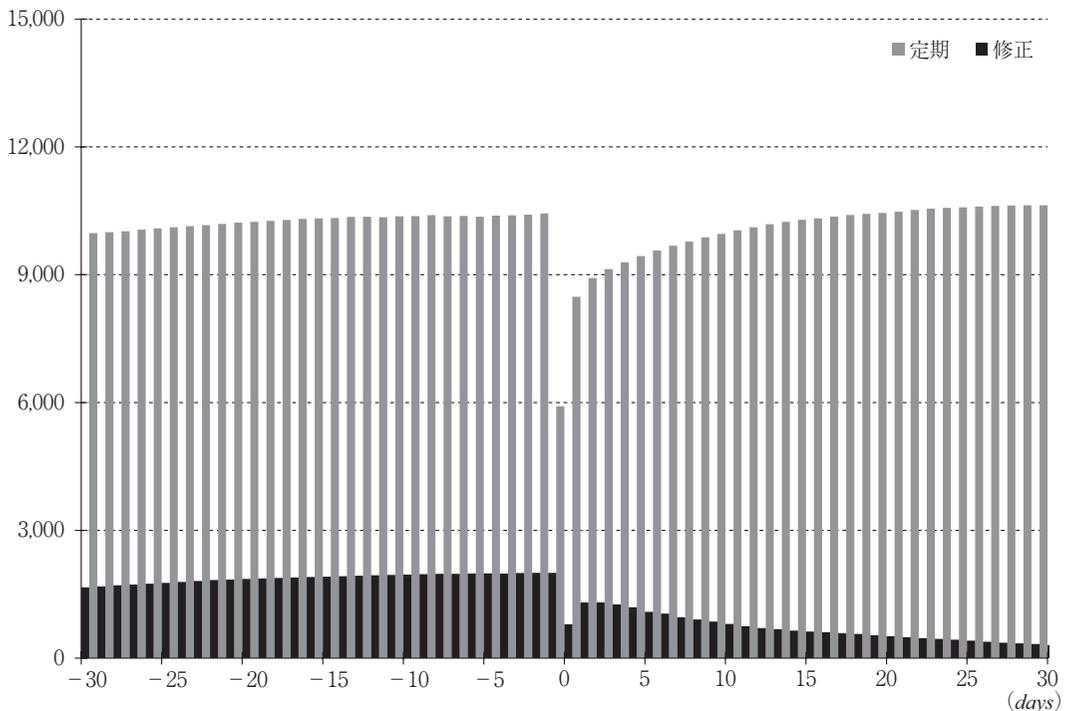
れ、Paired *t*-test と Wilcoxon signed rank sum test を用いて統計的に検証し、その統計量である *t* 値と *z* 値を、表の右端に載せている。なお、表中では割愛しているが、 $-30 \leq d \leq -2$ の結果は全て $d = -1$ と同じで、*AF* は *MF* よりも 1% 水準で有意に予想正確度が劣っていた。

表3からは、 $d = -1$ では、*t* 値および *z* 値が共に正であり (10.88 と 38.64)、統計的にも 1% 水準で有意であるという結果が得られている。また、平均値差に関しては、 $d = 13$ で初めて負に有意 (*t* 値 = -1.80) になっており、中央値差については、 $d = 12$ で初めて負に有意 (*z* 値 = -2.14) となっている。これらの結果は、*MF* 公表以前の *AF* は、*MF* よりも有意に正確度が劣っているが、*MF* 公表から 2 週間程度経過すると、*AF* は *MF* よりも有意に正確度が高くなるということを意味している。

以上の結果は、*MF* 公表からの日数が経過するほど *AF* の優位性が増すという H1 を支持するものであるといえる。なお、その理由としては、(i)アナリストが *MF* 公表直後に速報的に公表する暫定的な *AF* を、その後、より詳細な分析を行って改定するから、(ii) *MF* 公表後に公表される同業他社の情報等を収集することによって、より正確に業界全体の動向を把握できるから、といったことが考えられる。

最後に、本節の発見事項は、*AF* と *MF* の両予想の公表時点の差を正確に測定することの重要性を示唆するものである。これまでのわが国の先行研究からは、*MF* と *MF* 公表後の *AF* の予想正確度を比較して、*MF* の正確度が高い (太田 (2005), 太田・近藤 (2011), 奈良・野間 (2012))、あるいは低い (橋口 (2007)) という結果が報告されているが、*MF* 公表日から何日後の *AF* と比較しているのかを、どの

図3 経営者の定期予想と修正予想に対する*AF*の観測値数の分布



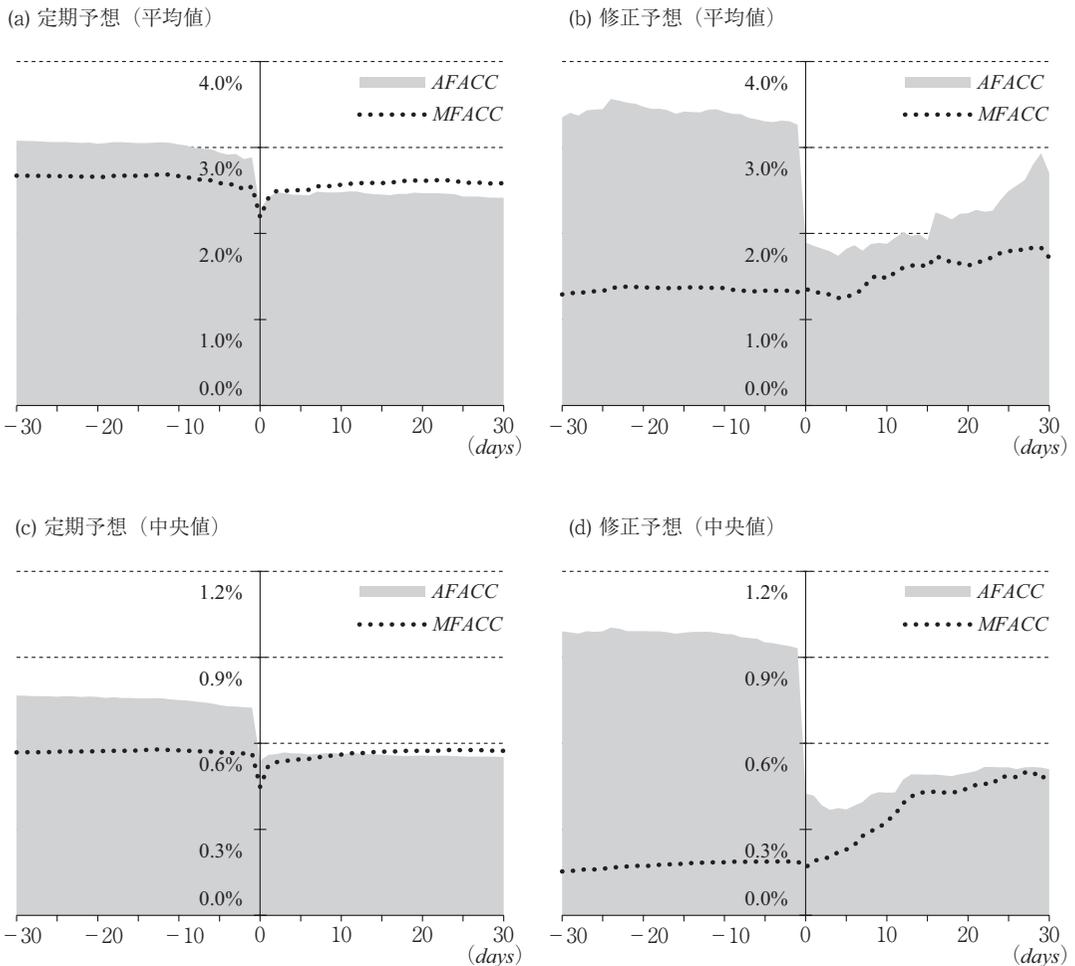
(注) 本図は、 $d=0$ に公表された定期予想 *MF* と修正予想 *MF* に対する、その 30 営業日前後 ($-30 \leq d \leq 30$) の *AF* の個数の分布を表している。なお、定期予想 *MF* と修正予想 *MF* の個数は、それぞれ、11,633 個と 2,102 個であり、それに対する *AF* の個数は、それぞれ、延べ 616,343 個と 78,274 個である。

先行研究でも特定できていなかった。従って、もし先行研究が、MF公表日から2週間以内のAFと比較していたのであれば、表3の結果にもあるように、両予想の正確度に有意な差はない、もしくは、中央値差に関してはMFの正確度の方が高いという結果を得たであろうし、2週間以降のAFと比べていたのであれば、その逆の結果になっていたと推測されるのである。

(2) 経営者の定期予想と修正予想に関する分析 (H2の検証)

本節では、MFを、決算発表時に定期的に公表される定期予想と、公表済みの予想数値に重要な差異が生じた場合に公表される修正予想とに分類して、MF公表日前後30日間 ($-30 \leq d \leq 30$)のAFの予想正確度の変化を、MFの予想正確度と比較している。最初に、図3は、 $d = 0$ に公表された11,633個

図4 経営者の定期予想と修正予想に対するAFACCとMFACCの比較



(注) 本図は、定期予想MFと修正予想MFに関して、MFの予想正確度 (MFACC) とその公表日前後30日間のAFの予想正確度 (AFACC) の変化を、MFACCは点線でAFACCは灰色の面で図示している。(a)と(b)は、それぞれ、定期予想MFと修正予想MFに関するAFACCとMFACCの平均値を、(c)と(d)は中央値を示している。なお、本図の詳細な見方については図2を、変数の定義については表3を参照されたい。

の定期予想 MF と 2,102 個の修正予想 MF に対する、それぞれ、延べ 616,343 個と 78,274 個の AF の $-30 \leq d \leq 30$ の分布を表している。図 3 からは、定期予想 MF に対する AF の個数は、 MF 公表日以降一貫して増加しているのに対して、修正予想 MF に対する AF の個数は、 $d = 2$ 以降減していることが伺える。これは、経営者の修正予想が定期予想の開示される決算発表の直前に公表される傾向があるので、修正予想公表後の AF が、ステイル予想として除去されてしまうことから生じたものと考えられる。

次に、図 4 は、定期予想 MF と修正予想 MF に関して、 MF の予想正確度 ($MFACC$) と、その公表日前後 30 日間の AF の予想正確度 ($AFACC$) の変化を、 $MFACC$ は点線で、 $AFACC$ は灰色の面で図示して

表 4 経営者の定期予想と修正予想に関する AF と MF の予想正確度差の検定結果

day	平均差検定				平均差検定			
	$AFACC - MFACC$		平均差検定		$AFACC - MFACC$		平均差検定	
	平均値差	中央値差	t 値	z 値	平均値差	中央値差	t 値	z 値
$d=-1$	0.339	0.160	6.42***	26.63***	1.945	0.744	10.11***	30.80***
$d=0$	0.093	0.091	6.70***	14.73***	0.539	0.257	7.12***	11.34***
$d=1$	0.006	0.039	0.05	8.44***	0.535	0.227	6.65***	12.95***
$d=2$	-0.014	0.028	-0.24	6.31***	0.518	0.187	5.94***	11.36***
$d=3$	-0.026	0.029	-0.44	4.91***	0.503	0.165	5.71***	10.09***
$d=4$	-0.052	0.025	-0.90	3.56***	0.491	0.154	4.92***	8.96***
$d=5$	-0.055	0.020	-1.00	2.51**	0.559	0.140	4.25***	7.63***
$d=6$	-0.065	0.015	-1.17	1.83*	0.568	0.137	4.05***	7.35***
$d=7$	-0.064	0.012	-1.23	0.99	0.452	0.119	4.08***	6.35***
$d=8$	-0.072	0.011	-1.39	-0.01	0.398	0.127	3.78***	5.53***
$d=9$	-0.077	0.009	-1.46	-0.64	0.376	0.125	3.44***	5.02***
$d=10$	-0.089	0.001	-1.68*	-1.51	0.405	0.099	3.78***	4.54***
$d=11$	-0.088	-0.000	-1.69*	-2.27**	0.402	0.077	3.54***	3.70***
$d=12$	-0.095	-0.001	-1.83*	-3.03***	0.409	0.083	3.54***	3.22***
$d=13$	-0.123	-0.004	-1.94*	-3.60***	0.347	0.077	3.26***	2.80***
$d=14$	-0.131	-0.008	-2.06**	-4.35***	0.348	0.063	3.21***	2.46**
$d=15$	-0.135	-0.010	-2.14**	-4.98***	0.315	0.061	3.21***	1.95*
$d=16$	-0.141	-0.014	-2.25**	-5.55***	0.510	0.060	3.13***	1.85*
$d=17$	-0.147	-0.015	-2.33**	-6.20***	0.506	0.060	2.98***	1.63
$d=18$	-0.152	-0.018	-2.43**	-6.76***	0.502	0.057	2.90***	1.71*
$d=19$	-0.142	-0.017	-2.58***	-6.91***	0.578	0.061	2.92***	1.69*
$d=20$	-0.144	-0.016	-2.63***	-7.48***	0.608	0.053	2.84***	1.66*
$d=21$	-0.150	-0.018	-2.73***	-8.34***	0.620	0.048	2.72***	1.33
$d=22$	-0.153	-0.018	-2.78***	-8.87***	0.562	0.058	2.37**	0.87
$d=23$	-0.156	-0.020	-2.84***	-9.33***	0.541	0.059	2.03**	0.41
$d=24$	-0.157	-0.021	-2.86***	-9.64***	0.616	0.032	1.92*	0.31
$d=25$	-0.158	-0.022	-2.85***	-9.94***	0.703	0.032	1.78*	0.55
$d=26$	-0.160	-0.023	-2.88***	-10.24***	0.741	0.028	1.64	0.37
$d=27$	-0.162	-0.023	-2.90***	-10.40***	0.819	0.019	1.69*	0.68
$d=28$	-0.163	-0.021	-2.92***	-10.58***	0.962	0.018	1.60	0.24
$d=29$	-0.166	-0.021	-2.96***	-10.84***	1.098	0.040	1.48	-0.12
$d=30$	-0.170	-0.022	-2.98***	-10.94***	0.982	0.012	1.37	-0.30

(注) 平均差検定のコラムでは、 $AFACC$ と $MFACC$ の平均値差および中央値差の検定を行っており、パラメトリックな Paired t -test の t 値とノンパラメトリックな Wilcoxon signed rank sum test の z 値を載せている。表中の点線棒は、 AF が MF の予想正確度を初めて有意に上回った日 (t 値および z 値が初めて有意に負になった日) を表している。なお、変数の定義については表 3 を参照されたい。

* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

いる。なお、図4(a)と(b)は、それぞれ、定期予想MFと修正予想MFに関するAFACCとMFACCの平均値を、(c)と(d)は中央値を示している。定期予想MFに関する図4(a)と(c)からは、全サンプルを用いた場合と同様に、平均値では $d = 5$ 、中央値では $d = 10$ 前後にAFACCがMFACCよりも小さくなり、AFの正確度がMFを上回るという事象が観察される。この結果は、MFの大半が定期予想MFであることを考えると、予期された結果といえる。一方、修正予想MFに関する図4(b)と(d)からは、定期予想MFとは異なって、 $d = 30$ になっても、依然AFACCがMFACCよりも大きいままで、AFの正確度はMFを上回らないという現象が観察される。

最後に、表4では、定期予想MFと修正予想MFについて、 $-30 \leq d \leq 30$ におけるAFACCとMFACCの平均値および中央値の差を、それぞれ、Paired *t*-testとWilcoxon signed rank sum testを用いて統計的に検証している。なお、表中では割愛しているが、 $-30 \leq d \leq -2$ の結果は全て $d = -1$ と同じで、AFはMFよりも1%水準で有意に予想正確度が劣っていた。

定期予想MFに関しては、平均値差は $d = 10$ 、中央値差は $d = 11$ で初めて負に有意(t 値 = -1.68 、 z 値 = -2.27)となっており、MF公表から2週間程度経過すると、AFはMFよりも有意に予想正確度が高くなるという結果が示されている。一方、修正予想MFに関しては、平均値差、中央値差ともに、 $d = 20$ においても依然正に有意なままとなっている。

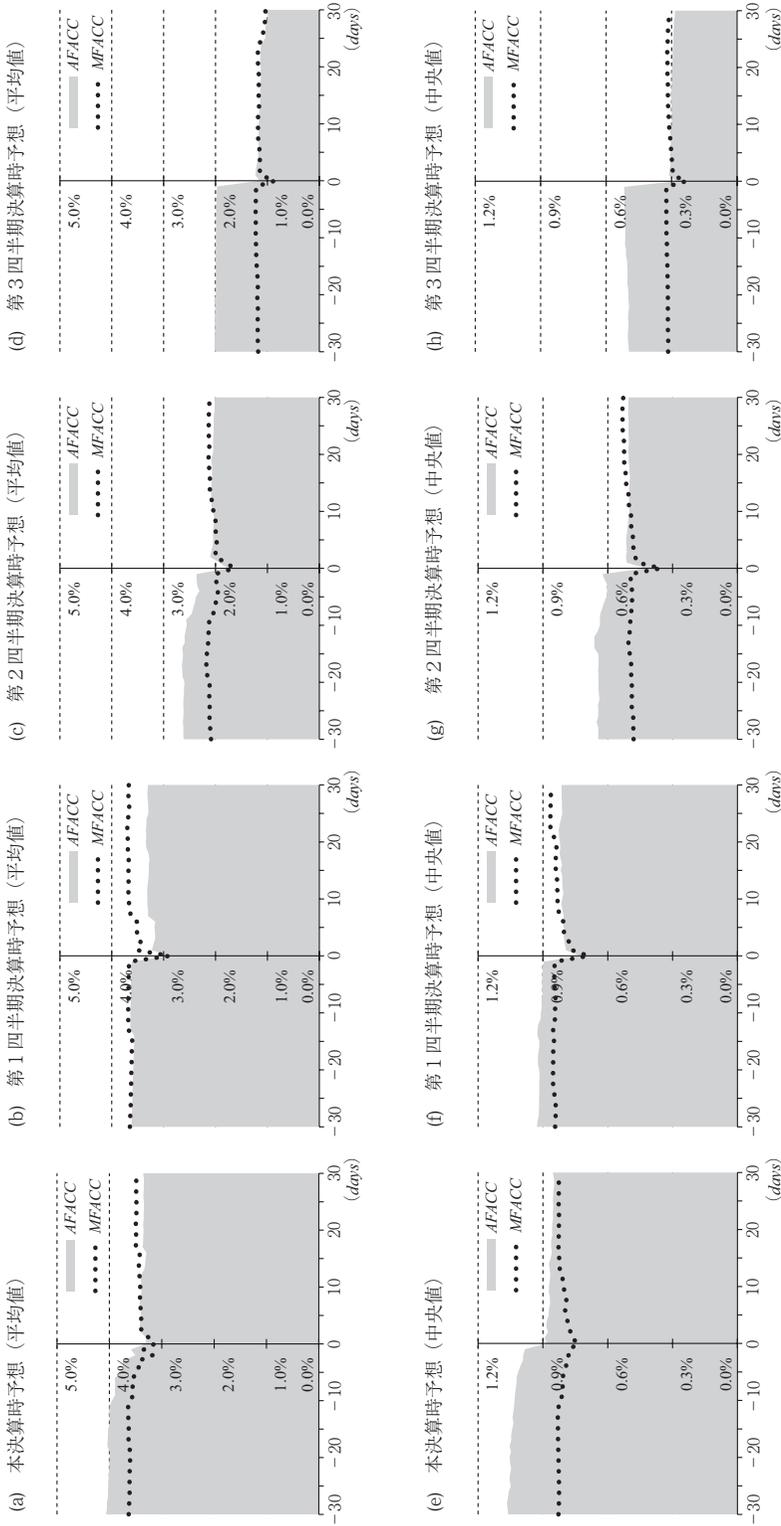
以上の結果は、アナリストは、経営者の修正予想よりも定期予想に関して優位性を有しているというH2を支持するものといえる。なお、アナリストが定期予想MFに対して優位性を発揮し易い理由としては、(i)公表日が事前に告知されているので、予想形成に必要な準備が十分に行える、(ii)実績値等の他の情報も公表されるので、それらの情報も織り込んだ予想を形成することができる、(iii)同業他社の決算発表が先行して行われている場合には、業界全体の動向も考慮した予想形成が可能である、といったことが考えられる。一方、アナリストが修正予想MFに対して優位性を発揮し難い理由としては、(i)予告なしに突然開示されるので予想形成に必要な準備が十分に行えない、(ii)通常単独公表であるので他の情報を利用できない、(iii)大きく下方修正されることが多いので、過小反応を起こしてしまう(Easterwood and Nutt (1999))、といったことが推測される。

(3) 経営者の期初予想と期中予想の分析 (H3の検証)

本節では、前節で用いた、決算発表時に定期的に公表される定期予想MFを、更に、期初予想(本決算時MF)と期中予想(第1～第3四半期決算時MF)とに分類して、MF公表日前後30日間($-30 \leq d \leq 30$)のAFの予想正確度の変化を、MFの予想正確度と比較している。なお、修正予想MFについても、各四半期に分類可能であるが、十分な観測値数が得られないので、本節の分析からは除外している。ちなみに、各四半期の観測値数は、本決算、第1四半期決算、第2四半期決算、第3四半期決算において公表されるMFが、それぞれ、3,002個、2,737個、2,984個、2,910個であり、それに対するAFが、それぞれ、161,883個、150,141個、148,669個、155,650個と、ほぼ均等個数に分類されている。

最初に、図5は、本決算および第1～第3四半期決算時MFに関して、MFの予想正確度(MFACC)と、その公表日前後30日間のAFの予想正確度(AFACC)の変化を、MFACCは点線で、AFACCは灰色の面で図示している。なお、図5(a)～(d)は、AFACCとMFACCの平均値を、(e)～(h)は中央値を示している。図5からは、(i)決算期が進むにつれてAFACC、MFACCともに小さくなる、(ii)(e)の本決算時MFの中央値に関しては、最後までAFACCはMFACCよりも小さくならない、(iii)(b)と(f)の第1四半期決算時MFに関しては、非常に早い日数でAFACCがMFACCよりも小さくなる、といった事象が観察される。

図5 経営者の期初予想と期中予想に対するAFACCとMFACCの比較



(注) 本図は、期初予想(本決算時)MFと期中予想(第1～第3四半期決算時)MFに關して、MFの予想正確度(MFACC)とその公表日前後30日間のAFの予想正確度(AFACC)の變化を、MFACCは点線でAFACCは灰色の面で図示している。(a)～(d)はAFACCとMFACCの平均値を、(e)～(h)は中央値を示している。なお、本図の詳細な見方については図2を、変数の定義については表3を参照されたい。

表5 経営者の期初予想と期中予想に関するAFとMFの予想正確度差の検定結果

day	本決算時MF		第1四半期決算時MF		第2四半期決算時MF		第3四半期決算時MF	
	AFACC - MFACC の平均差検定		AFACC - MFACC の平均差検定		AFACC - MFACC の平均差検定		AFACC - MFACC の平均差検定	
	t値	z値	t値	z値	t値	z値	t値	z値
d=-1	3.05***	14.65***	-0.30	5.69***	9.51***	15.77***	8.92***	16.23***
d=0	3.13***	10.04***	-0.16	2.33**	6.34***	9.38***	5.66***	7.47***
d=1	0.73	9.14***	-1.12	0.80	3.27***	4.77***	2.50**	1.49
d=2	0.26	8.24***	-1.18	-0.11	2.74***	3.49***	2.17**	0.34
d=3	0.18	7.93***	-1.27	-0.84	2.50**	2.43**	1.76*	-0.41
d=4	0.12	7.23***	-1.55	-1.25	2.30**	1.61	1.06	-1.19
d=5	0.11	6.66***	-1.58	-1.59	2.03**	0.89	0.82	-1.65*
d=6	0.02	6.28***	-1.61	-1.86*	1.76*	0.50	0.33	-1.92*
d=7	-0.01	6.05***	-1.58	-2.17**	1.47	0.03	-0.00	-2.59***
d=8	-0.14	5.59***	-1.63	-2.61***	1.26	-0.62	-0.31	-3.03***
d=9	-0.12	5.37***	-1.67*	-2.66***	0.92	-1.19	-0.25	-3.52***
d=10	-0.28	5.16***	-1.69*	-3.07***	0.32	-1.90*	-0.59	-4.02***
d=11	-0.17	4.74***	-1.74*	-3.18***	0.18	-2.42**	-0.56	-4.44***
d=12	-0.22	4.41***	-1.77*	-3.46***	-0.39	-3.03***	-0.72	-4.76***
d=13	-0.69	4.18***	-1.81*	-3.78***	-0.74	-3.64***	-0.68	-4.74***
d=14	-0.72	3.90***	-1.86*	-4.16***	-1.12	-4.34***	-0.91	-4.93***
d=15	-0.74	3.67***	-1.92*	-4.33***	-1.51	-4.83***	-0.95	-5.28***
d=16	-0.81	3.35***	-1.93*	-4.37***	-1.87*	-5.45***	-1.02	-5.44***
d=17	-0.83	3.02***	-1.95*	-4.53***	-2.33**	-5.95***	-1.17	-5.74***
d=18	-0.88	2.94***	-1.97**	-4.72***	-2.59***	-6.53***	-1.49	-6.05***
d=19	-0.89	2.79***	-2.22**	-4.72***	-2.78***	-6.68***	-1.47	-6.00***
d=20	-0.90	2.72***	-2.23**	-4.84***	-3.00***	-7.16***	-1.61	-6.57***
d=21	-0.92	2.33**	-2.26**	-5.02***	-3.39***	-7.94***	-1.80*	-6.96***
d=22	-0.93	2.26**	-2.29**	-5.28***	-3.59***	-8.43***	-1.84*	-7.24***
d=23	-0.92	2.12**	-2.32**	-5.51***	-3.96***	-8.81***	-1.93*	-7.40***
d=24	-0.93	2.09**	-2.33**	-5.71***	-4.16***	-9.23***	-1.73	-7.37***
d=25	-0.94	2.09**	-2.32**	-5.79***	-4.31***	-9.77***	-1.56	-7.35***
d=26	-0.93	2.04**	-2.35**	-5.95***	-4.41***	-9.99***	-1.64	-7.54***
d=27	-0.94	2.01**	-2.37**	-5.99***	-4.55***	-10.11***	-1.65	-7.70***
d=28	-0.96	1.85*	-2.34**	-5.95***	-4.70***	-10.28***	-1.68*	-7.76***
d=29	-0.98	1.75*	-2.36**	-6.04***	-4.82***	-10.44***	-1.69*	-7.95***
d=30	-1.00	1.63	-2.37**	-6.08***	-4.81***	-10.50***	-1.70*	-7.95***

(注)AFACCとMFACCの平均値差および中央値差の検定を行っており、パラメトリックなPaired t-testのt値とノンパラメトリックなWilcoxon signed rank sum testのz値を載せている。表中の点線枠は、AFがMFの予想正確度を初めて有意に上回った日（t値およびz値が初めて有意に負になった日）を表している。なお、変数の定義については表3を参照されたい。
 * 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

次に、表5では、本決算および第1～第3四半期決算時MFについて、 $-30 \leq d \leq 30$ におけるAFACCとMFACCの平均値および中央値の差を、それぞれ、Paired t-testとWilcoxon signed rank sum testを用いて統計的に検証している。また、表中では割愛しているが、 $-30 \leq d \leq -2$ の結果は全て $d = -1$ と同じで、第1四半期決算時の平均値差を除いて、AFはMFよりも1%水準で有意に予想正確度が劣っていた。なお、第1四半期決算時の平均値差に関しては、 $-30 \leq d \leq -2$ の期間を通して、AFとMFの予想正確度に有意な差はなかった。

表 5 からは、期初の本決算時 *MF* に関しては、平均値差、中央値差ともに最後まで有意に負とならず、*AF* の予想正確度は *MF* を上回らないという結果が得られている。一方、期中予想に関しては、平均値差と中央値差が、第 1 四半期決算時 *MF* については $d = 9$ と $d = 6$ 、第 2 四半期決算時 *MF* については $d = 16$ と $d = 10$ 、第 3 四半期決算時 *MF* については $d = 21$ と $d = 5$ で有意に負となり、*MF* 公表後一定の日数が経過すると、*AF* の予想正確度は *MF* を有意に上回るという結果が得られている。

以上の結果は、アナリストは、期初の本決算よりも期中の四半期決算で公表される *MF* に対して優位性を有しているという *H3* を支持するものといえる。なお、アナリストが期初よりも期中の *MF* に対して優位性を発揮し易い理由としては、期初においては当期の業績に関する情報が十分ではないが、期中になると、四半期決算実績値や業界全体の動向などから当期の業績に関する情報を蓄積することができ、それらの情報に基づいた分析が可能となるからといったことが考えられる。

また、*AF* が、期中の中でもとりわけ第 1 四半期決算時 *MF* に対して強い優位性を有している理由としては、経営者が期初に公表した *MF* を、期の序盤である第 1 四半期決算時点で修正することをためらうからではないかと推測される。そこで、第 1、第 2、第 3 四半期決算時点において *MF* が修正される比率を調査したところ、それぞれ、13.01%、42.73%、36.66% と、第 1 四半期決算時点における *MF* の修正比率が他の四半期決算時点よりも顕著に低かった⁶。この結果から、*AF* の第 1 四半期決算時 *MF* に対する強い優位性は、経営者が期の序盤である第 1 四半期決算時点で *MF* を修正することを躊躇するためではないかと考えられる。

(4) 企業規模別による分析 (*H4* の検証)

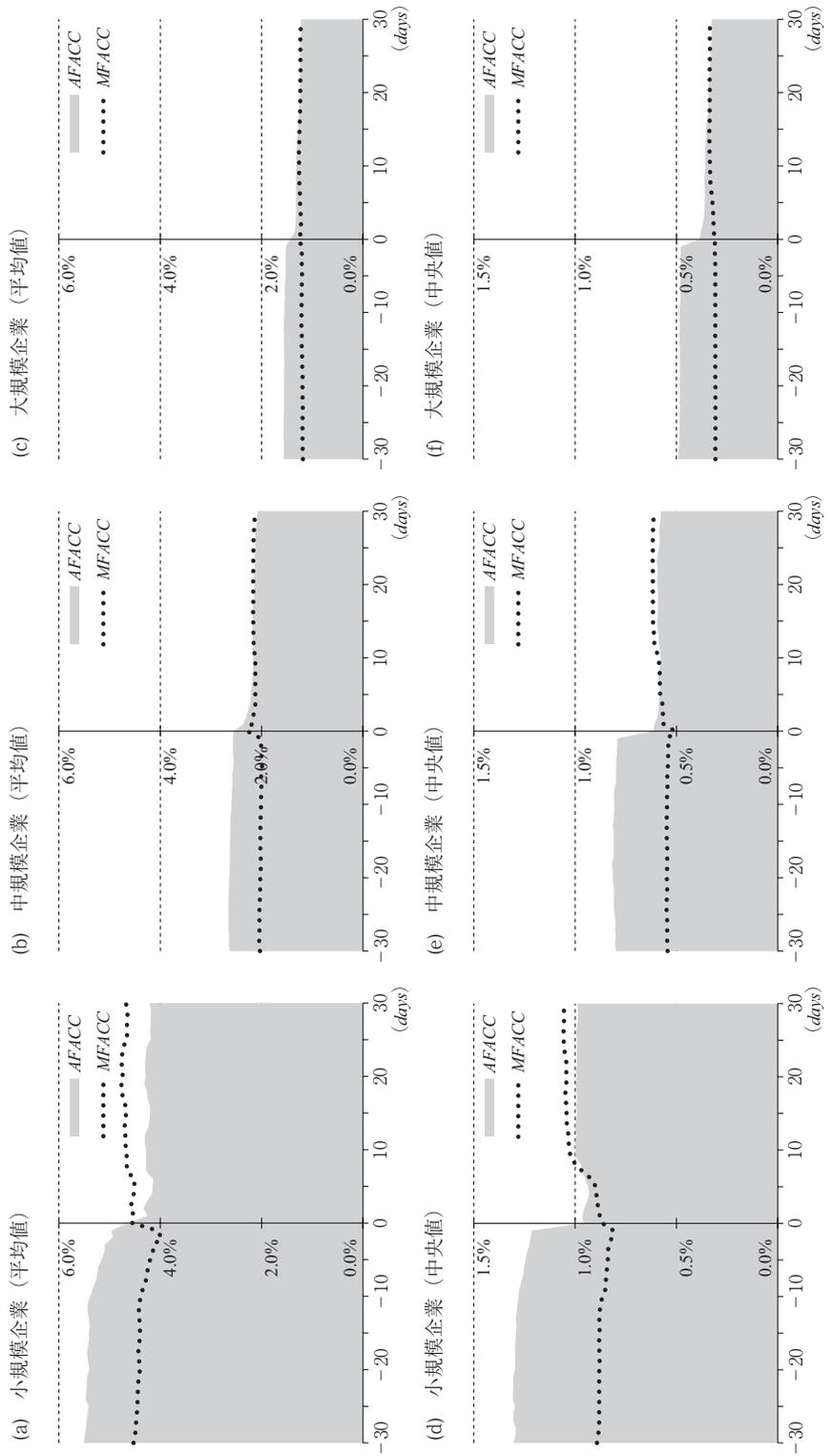
前節までは、*MF* を、その種類および公表時期によって分類し、*AF* の *MF* に対する優位性を調査しているが、本節および次節では、*MF* を、それがどのような企業によって公表されているかという企業属性によって分類し、*AF* の *MF* に対する優位性の調査を行っている。

本節では、サンプル企業を、各期の期初の時価総額の大きさによって、小規模、中規模、大規模に 3 分割している。そして、これらの企業によって開示された *MF* を、それぞれ、小規模企業 *MF*、中規模企業 *MF*、大規模企業 *MF* と分類している。従って、同一企業による *MF* であっても、年度が違えば異なる企業規模に分類されている場合も、若干ではあるが存在している。なお、観測値数は、小規模、中規模、大規模企業によって公表された *MF* が、それぞれ、4,583 個、4,574 個、4,578 個であり、それに対する *AF* が、それぞれ、203,056 個、232,841 個、258,720 個である。

最初に、図 6 は、小規模、中規模、大規模企業 *MF* に関して、*MF* の予想正確度 (*MFACC*) と、その公表日前後 30 日間 ($-30 \leq d \leq 30$) の *AF* の予想正確度 (*AFACC*) の変化を、*MFACC* は点線で、*AFACC* は灰色の面で図示している。なお、図 6(a)~(c)は、*AFACC* と *MFACC* の平均値を、(d)~(f)は中央値を示している。図 6 からは、企業規模が大きくなるにつれて *AFACC*、*MFACC* とともに小さくなる、(a)と(d)の小規模企業 *MF* に関しては、*AFACC* が *MFACC* よりも顕著に小さくなるといった事象が観察される。

6 このことは、図 5(a)(e)の本決算時と(b)(f)の第 1 四半期決算時では両者の *MFACC* に大差はないが、(c)(g)の第 2 四半期決算時と(d)(h)の第 3 四半期決算時においては *MFACC* が著しく小さくなっていることから示唆される。

図6 企業規模別のAFACCとMFACCの比較



(注) 本図は、企業規模別に、MFの予想正確度 (MFACC) とその公表日前後30日間のAFの予想正確度 (AFACC) の変化を、MFACCは点線でAFACCは灰色の面で図示している。(a)~(c)はAFACCとMFACCの平均値を、(d)~(f)は中央値を示している。なお、企業規模は、サンプル企業を2007-2010年3月期の各期に分類し、それを、各期の期初の時価総額の大きさによって、小規模、中規模、大規模に3分割している。本図の詳細な見方については図2を、変数の定義については表3を参照されたい。

表 6 企業規模別のAFとMFの予想正確度差の検定結果

day	小規模企業		中規模企業		大規模企業	
	AFACC - MFACC の平均差検定		AFACC - MFACC の平均差検定		AFACC - MFACC の平均差検定	
	t 値	z 値	t 値	z 値	t 値	z 値
d=-1	5.41***	19.36***	13.43***	23.43***	15.68***	24.89***
d=0	0.91	2.78***	5.95***	9.52***	11.51***	15.99***
d=1	-1.02	0.76	5.45***	6.53***	8.71***	13.38***
d=2	-1.22	-0.39	5.38***	5.01***	7.61***	11.80***
d=3	-1.42	-1.64	4.84***	4.04***	6.96***	10.92***
d=4	-1.77*	-2.48**	4.29***	3.10***	6.20***	9.86***
d=5	-1.81*	-3.19***	3.71***	1.96**	5.88***	9.13***
d=6	-1.88*	-3.66***	3.31***	1.54	5.56***	8.80***
d=7	-1.98**	-4.24***	2.87***	0.96	5.09***	8.01***
d=8	-2.06**	-4.58***	2.44**	-0.06	4.84***	7.36***
d=9	-2.08**	-4.81***	2.14**	-0.52	4.52***	6.77***
d=10	-2.17**	-5.07***	1.73*	-1.22	4.00***	6.05***
d=11	-2.18**	-5.52***	1.68*	-1.91*	3.83***	5.57***
d=12	-2.20**	-5.75***	1.16	-2.57**	3.46***	4.99***
d=13	-2.21**	-5.99***	0.96	-2.99***	3.18***	4.49***
d=14	-2.24**	-6.06***	0.56	-3.50***	2.72***	3.62***
d=15	-2.25**	-6.33***	0.26	-3.91***	2.37**	3.03***
d=16	-2.32**	-6.53***	0.25	-4.10***	2.11**	2.42**
d=17	-2.36**	-6.64***	-0.09	-4.52***	1.93*	1.75*
d=18	-2.38**	-6.72***	-0.85	-4.91***	1.77*	1.31
d=19	-2.50**	-6.64***	-0.93	-5.01***	1.60	1.03
d=20	-2.51**	-6.77***	-1.11	-5.36***	1.37	0.46
d=21	-2.57**	-7.08***	-1.27	-5.86***	1.08	-0.30
d=22	-2.60***	-7.28***	-1.42	-6.10***	0.80	-0.95
d=23	-2.66***	-7.50***	-1.50	-6.35***	0.60	-1.49
d=24	-2.63***	-7.53***	-1.72*	-6.52***	0.45	-1.89*
d=25	-2.61***	-7.49***	-1.90*	-6.67***	0.38	-2.25**
d=26	-2.63***	-7.61***	-1.93*	-6.89***	0.20	-2.49**
d=27	-2.64***	-7.68***	-2.00**	-6.87***	0.10	-2.69***
d=28	-2.64***	-7.72***	-2.18**	-6.92***	-0.00	-3.06***
d=29	-2.66***	-7.76***	-2.36**	-7.17***	-0.13	-3.37***
d=30	-2.69***	-7.80***	-2.26**	-7.33***	-0.22	-3.41***

(注) AFACCとMFACCの平均値差および中央値差の検定を行っており、パラメトリックなPaired t-testのt値とノンパラメトリックなWilcoxon signed rank sum testのz値を載せている。表中の点線枠は、AFがMFの予想正確度を初めて有意に上回った日(t値およびz値が初めて有意に負になった日)を表している。なお、変数の定義については表3を参照されたい。

* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

次に、表6では、小規模、中規模、大規模企業MFについて、 $-30 \leq d \leq 30$ におけるAFACCとMFACCの平均値および中央値の差を、それぞれ、Paired t-testとWilcoxon signed rank sum testを用いて統計的に検証している。なお、表中では割愛しているが、 $-30 \leq d \leq -2$ の結果は全て $d = -1$ と同じで、AFはMFよりも1%水準で有意に予想正確度が劣っていた。

表6からは、小規模企業MFに関しては、平均値差、中央値差ともに $d = 4$ で有意に負となり、非常に早い段階で、AFの予想正確度がMFの予想正確度を上回るという結果が得られている。一方、中規

模企業 *MF* に関しては、平均値差が $d = 24$ 、中央値差が $d = 11$ で有意に負となるが、大規模企業 *MF* に関しては、平均値差は最後まで有意に負とはならず、中央値差に関しても $d = 24$ で初めて有意に負となるという結果となっている。

以上の結果は、アナリストは、規模の大きい企業よりも小さい企業の公表する *MF* に対して優位性を有しているという **H4** を支持するものといえる。その理由としては、図 6 からわかるように、小規模企業の公表する *MF* は予想正確度が低いので、アナリストが予想正確度を改善する余地が多く残されているからということが考えられる。それ以外にも、アナリストが大規模企業の公表する *MF* の予想正確度が高いということを経験的に認知しているとすれば、アナリストは自らの利益予想を大規模企業の *MF* に近似した値で公表するであろうから、大規模企業に関して *AF* と *MF* の差が出にくいといったことが考えられる。

なお、本節の結果は、大規模企業に関して *AF* の方が予想正確度が有意に高いという橋口 (2007) の結果や、小規模企業に関して *MF* の方が予想正確度が有意に高いという奈良・野間 (2012) の結果と相違している。この点に関しては、第 6 章の追加検証で詳細に分析を行っている。

(5) アナリスト・カバレッジ数別による分析 (H5 の検証)

本節では、*MF* を、アナリスト・カバレッジ数の多寡に応じて、少カバレッジ (1~2 人)、中カバレッジ (3~6 人)、多カバレッジ (7~20 人) に 3 分割している。なお、アナリスト・カバレッジ数は、*MF* 公表日前後 30 日間 ($-30 \leq d \leq 30$) で最多のカバレッジ数を採用しているが、ほとんどの場合は、 $d = -1$ のカバレッジ数となっている。観測値数は、少カバレッジ、中カバレッジ、多カバレッジの *MF* が、それぞれ、5,415 個、4,104 個、4,216 個であり、それに対する *AF* が、それぞれ、225,747 個、226,124 個、242,746 個となっている。

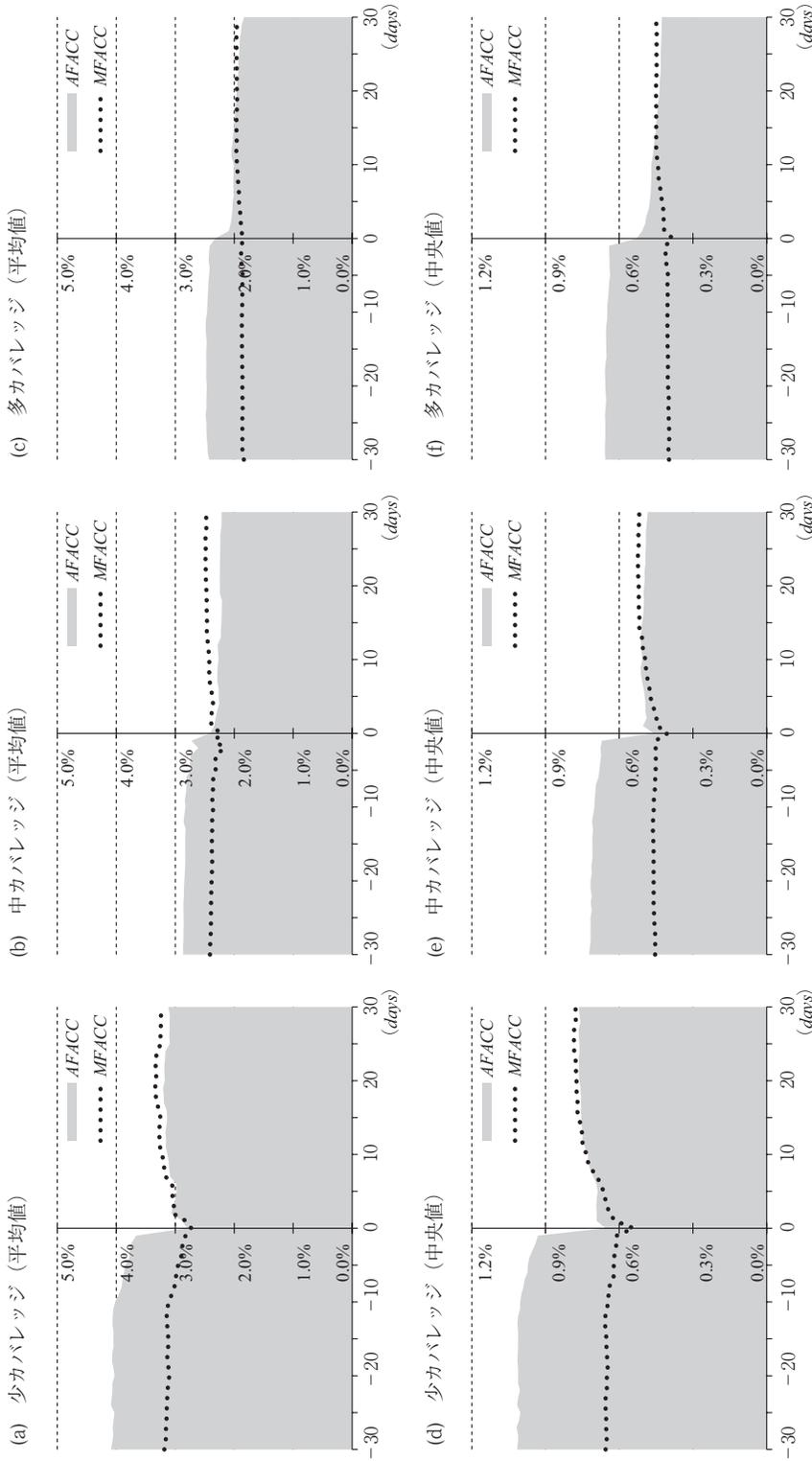
最初に、図 7 は、少カバレッジ、中カバレッジ、多カバレッジ *MF* に関して、*MF* の予想正確度 (*MEACC*) と、その公表日前後 30 日間の *AF* の予想正確度 (*AEACC*) の変化を、*MEACC* は点線で、*AEACC* は灰色の面で図示している。なお、図 7(a)~(c) は、*AEACC* と *MEACC* の平均値を、(d)~(f) は中央値を示している。図 7 からは、カバレッジ数が多くなるにつれて *AEACC*、*MEACC* とともに小さくなる、(c) と (f) の多カバレッジ *MF* に関しては、*AEACC* が *MEACC* よりも小さくなる日数が他よりも遅いといった事象が観察される。

次に、表 7 では、少カバレッジ、中カバレッジ、多カバレッジ *MF* について、 $-30 \leq d \leq 30$ における *AEACC* と *MEACC* の平均値および中央値の差を、それぞれ、Paired *t*-test と Wilcoxon signed rank sum test を用いて統計的に検証している。なお、表中では割愛しているが、 $-30 \leq d \leq -2$ の結果は全て $d = -1$ と同じで、*AF* は *MF* よりも 1% 水準で有意に予想正確度が劣っていた。

表 7 からは、少カバレッジ *MF* に関しては、平均値差が $d = 8$ 、中央値差が $d = 5$ で有意に負となり、非常に早い段階で、*AF* の予想正確度が *MF* の予想正確度を上回るという結果が示されている。一方、中カバレッジ *MF* に関しては、平均値差が $d = 30$ で中央値差が $d = 10$ 、多カバレッジ *MF* に関しては、平均値差が $d = 20$ で中央値差が $d = 21$ において初めて有意に負となっており、少カバレッジ *MF* と比べると、かなりの日数が経過しないと *AF* の予想正確度は *MF* を上回らないという結果となっている。

以上の結果は、カバレッジ数が多いほど *AF* の *MF* に対する優位性は増すという **H5** とは反対の結果であり、**H5** は支持されない。その理由として考えられるのが、企業規模の影響である。一般に、アナリストは規模の大きい企業をより多くカバーする傾向があるということが知られており (Bhushan (1989), Ackert and Athanassakos (2003), 中井 (2006)), 前節からは、*AF* は大規模企業の公表する

図7 アナリスト・カバレッジ数別のAFACCとMFACCの比較



(注) 本図は、アナリスト・カバレッジ数別に、MFの予想正確度(MFACC)とその公表日前後30日間のAFの予想正確度(AFACC)の変化を、MFACCは点線でAFACCは灰色の面で図示している。(a)~(c)はAFACCとMFACCの平均値を、(d)~(f)は中央値を示している。なお、少カバレッジはアナリスト・カバレッジ数が1~2人、中カバレッジは3~6人、多カバレッジは7~20人であり、アナリスト・カバレッジ数は、MF公表日前後30日間で最多のカバレッジ数を用いている。本図の詳細な見方については図2を、変数の定義については表3を参照されたい。

表7 アナリスト・カバレッジ数別のAFとMFの予想正確度差の検定結果

day	少カバレッジ (1~2人)		中カバレッジ (3~6人)		多カバレッジ (7~20人)	
	AFACC - MFACC の平均差検定		AFACC - MFACC の平均差検定		AFACC - MFACC の平均差検定	
	t 値	z 値	t 値	z 値	t 値	z 値
d=-1	11.08***	23.01***	2.87***	19.17***	12.90***	24.93***
d=0	1.47	3.87***	4.62***	7.15***	7.66***	16.70***
d=1	1.37	1.26	-0.33	5.37***	5.88***	13.51***
d=2	0.73	-0.13	-0.50	4.14***	5.12***	11.94***
d=3	0.40	-0.78	-0.65	2.90***	4.62***	10.85***
d=4	-0.82	-1.57	-0.75	2.06**	3.79***	9.67***
d=5	-0.91	-2.12**	-0.83	1.01	3.44***	8.80***
d=6	-1.10	-2.35**	-0.88	0.58	2.96***	8.30***
d=7	-1.50	-2.73***	-0.93	-0.16	2.36**	7.48***
d=8	-1.67*	-3.30***	-0.98	-0.73	1.75*	6.60***
d=9	-1.64	-3.58***	-1.04	-1.16	1.44	6.02***
d=10	-1.94*	-3.87***	-1.11	-1.79*	0.98	5.26***
d=11	-2.00**	-4.28***	-1.13	-2.33**	1.20	4.61***
d=12	-2.26**	-4.73***	-1.16	-2.69***	0.87	3.96***
d=13	-2.42**	-5.07***	-1.31	-2.89***	0.37	3.38***
d=14	-2.47**	-5.41***	-1.35	-3.30***	-0.28	2.69***
d=15	-2.53**	-5.54***	-1.39	-3.95***	-0.62	2.22**
d=16	-2.78***	-5.61***	-1.42	-4.30***	-0.78	1.63
d=17	-2.96***	-5.69***	-1.46	-4.56***	-1.03	0.81
d=18	-3.20***	-5.84***	-1.48	-4.76***	-1.31	0.26
d=19	-3.25***	-5.85***	-1.48	-4.64***	-1.45	-0.15
d=20	-3.29***	-6.06***	-1.49	-4.79***	-1.67*	-0.85
d=21	-3.46***	-6.30***	-1.51	-5.28***	-1.98**	-1.67*
d=22	-3.58***	-6.55***	-1.53	-5.47***	-2.20**	-2.29**
d=23	-3.66***	-6.62***	-1.57	-5.94***	-2.34**	-2.72***
d=24	-3.68***	-6.75***	-1.57	-6.10***	-2.45**	-3.04***
d=25	-3.65***	-6.76***	-1.59	-6.30***	-2.48**	-3.28***
d=26	-3.68***	-6.88***	-1.61	-6.63***	-2.57**	-3.42***
d=27	-3.68***	-6.83***	-1.61	-6.73***	-2.75***	-3.58***
d=28	-3.65***	-6.92***	-1.62	-6.78***	-2.93***	-3.86***
d=29	-3.72***	-6.99***	-1.64	-6.89***	-3.13***	-4.30***
d=30	-3.65***	-7.00***	-1.67*	-7.04***	-3.24***	-4.36***

(注) AFACCとMFACCの平均値差および中央値差の検定を行っており、パラメトリックなPaired t-testのt値とノンパラメトリックなWilcoxon signed rank sum testのz値を載せている。表中の点線枠は、AFがMFの予想正確度を初めて有意に上回った日(t値およびz値が初めて有意に負になった日)を表している。なお、変数の定義については表3を参照されたい。

* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

MFに対しては優位性を有さないという結果が得られている。従って、企業規模をコントロールして、同程度の規模の企業間でカバレッジ数の多寡が与える影響を調査すれば、H5の主張するように、カバレッジ数が多い企業に対してAFの優位性は増すと考えられるのである。なお、この点に関しては、次節の多変量分析の結果を参照されたい。

(6) 多変量による分析

前節までは、*AF* の *MF* に対する優位性の決定要因を単変量で調査しているが、本節では、(1)のプロビットモデルを用いて多変量による調査を行っている。最初に、表 8 は変数の記述統計量を表しており、表 9 は全サンプルである 330,450 個の観測値数を用いた場合の推定結果を表している。なお、表 9 中の Expected Sign のコラムは、H1 - 5 に基づく予想される符号を載せており、Marginal Effect のコラムは、説明変数の変化が、*AF* が *MF* の予想正確度を上回る確率に与える影響を示している。

表 9 からは、推定された係数の符号が、全て Expected Sign と一致しており、また全て 1% 水準で有意であることがわかる。個別の変数について見ていくと、第一に、*DAYS* の係数は 0.0075 と正であり、Marginal Effect が 0.30% であるので、*MF* 公表日から 1 日経過すると、*AF* の正確度が *MF* を上回る確率が 0.30% 増加するといえる。第二に、*REV* の係数は - 0.1919 と負であり、Marginal Effect が - 7.57% であるので、*MF* が修正予想である場合には、*AF* の正確度が *MF* を上回る確率が 7.57% 減少するといえる。第三に、*Q1*、*Q2*、*Q3* の係数は、それぞれ、0.1580、0.1498、0.1450 と全て正であり、Marginal Effect は、それぞれ、6.29%、5.97%、5.77% であるので、*MF* が四半期決算時に公表される期中予想である場合には、*AF* が *MF* の予想正確度を上回る確率が、おおよそ 5 ~ 6% 増加するといえる。また、係数および Marginal Effect の大きさから、アナリストは、第 1 四半期決算時に公表される *MF* に対してより強い優位性を有していることが伺える。第四に、*MSIZE*、*LSIZE* の係数は、それぞれ、- 0.0380、- 0.0931 と共に負であり、Marginal Effect が、それぞれ、- 1.51% と - 3.71% であるので、*AF* が *MF* の予想正確度を上回る確率が、中規模企業なら 1.51%、大規模企業なら 3.71% 低下するとい

表 8 変数の記述統計量

変数	平均	標準偏差	最小	第 1 四分位	中央値	第 3 四分位	最大
<i>BEAT</i>	0.4768	0.4995	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
<i>DAYS</i>	15.3598	8.7989	0.0000	8.0000	15.0000	23.0000	30.0000
<i>REV</i>	0.0658	0.2480	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Q1</i>	0.2175	0.4125	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Q2</i>	0.2431	0.4290	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Q3</i>	0.2281	0.4196	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>MSIZE</i>	0.3356	0.4722	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
<i>LSIZE</i>	0.3880	0.4873	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
<i>LNANAL</i>	1.4350	0.8749	0.0000	0.6931	1.3863	2.1972	2.9957

(注) 観測値数は、全変数とも 330,450 個である。変数の定義については以下を参照されたい。

- BEAT*_{itd} : *AF*_{itd} の予想正確度が *MF*_{it} を上回れば 1 (*AFACC*_{itd} - *MFACC*_{it} < 0 ならば 1)、それ以外は 0 のダミー変数。
- DAYS*_d : *AF*_{itd} の *d* で (0 ≤ *d* ≤ 30)。
- REV*_{it} : *MF*_{it} が不定期の修正予想ならば 1、それ以外は 0 のダミー変数。
- Q1-Q3*_{it} : *Q1*_{it}、*Q2*_{it}、*Q3*_{it} は、それぞれ、*MF*_{it} が第 1 四半期、第 2 四半期、第 3 四半期の決算発表時に公表された定期予想ならば 1、それ以外は 0 のダミー変数。
- MSIZE*_{it} : 各年度において、サンプル企業を期首時点の時価総額に基づいて、Small, Medium, Large に 3 分割している。企業 *i* の *y* 年度期首時点の時価総額が Medium に該当する中規模企業ならば 1、それ以外は 0 のダミー変数。
- LSIZE*_{it} : 各年度において、サンプル企業を期首時点の時価総額に基づいて、Small, Medium, Large に 3 分割している。企業 *i* の *y* 年度期首時点の時価総額が Large に該当する大規模企業ならば 1、それ以外は 0 のダミー変数。
- LNANAL*_{it} : *AF*_{it} の最大アナリスト人数に自然対数を取った値。
- YEARDUM*_y : *MF*_{it} の公表年度 *y* に基づく 3 つの年度ダミー変数 (2008 - 2010 年)。
- INDDUM*_i : *MF*_{it} の企業 *i* の属する日経中分類に基づく 30 個の業種ダミー変数。
- MF*_{it} : *i* 企業の *y* 年度 *t* 番目に公表された経営者純利益予想。
- AF*_{itd} : *MF*_{it} の公表日から *d* 日目 (-30 ≤ *d* ≤ 30) のアナリストのコンセンサス純利益予想。

表 9 AFのMFに対する優位性の決定要因に関するプロビットモデルの推定結果

変数	Expected Sign ^a	係数	z 値	Marginal Effect ^b
CONSTANT		0.4303	12.12***	
DAYS	+	0.0075	29.60***	0.30%
REV	-	-0.1919	-19.41***	-7.57%
Q1	+	0.1580	24.30***	6.29%
Q2	+	0.1498	23.73***	5.97%
Q3	+	0.1450	22.63***	5.77%
MSIZE	-	-0.0380	-6.11***	-1.51%
LSIZE	-	-0.0931	-11.62***	-3.71%
LNANAL	+	0.1121	30.78***	4.46%
YEARDUM		Yes		
INDDUM		Yes		
Pseudo R ²	0.0267			
N	330,450			

(注) 推定モデルは以下のようである。

$$Pr(BEAT_{i,t} = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 DAYS_{i,t} + \beta_2 REV_{i,t} + \beta_3 Q1_{i,t} + \beta_4 Q2_{i,t} + \beta_5 Q3_{i,t} + \beta_6 MSIZE_{i,t} + \beta_7 LSIZE_{i,t} + \beta_8 LNANAL_{i,t} + \sum_{k=9}^{11} \beta_k YEARDUM_{i,t} + \sum_{k=12}^{41} \beta_k INDDUM_{i,t}) \quad (1)$$

^a Expected Signは、第3章第1節の仮説1-5に基づくものである。

^b Marginal Effectは説明変数の平均値で評価されている。なお、ダミー変数については、変数の値が0を取る時と1を取る時の確率の変化を表している。

変数の定義については表8を参照されたい。

* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

える⁷。

最後に、LNANALの係数は0.1121と正であり、Marginal Effectは4.46%という結果が得られている。LNANALは、アナリスト・カバレッジ数に自然対数をとったものである。この場合のMarginal Effectは半弾力性を表している。従って、カバレッジ数が1%増えれば、AFの正確度がMFを上回る確率が0.0446%増加するといえる。また、前節の単変量による分析からは、カバレッジ数が少ないほどAFのMFに対する優位性が増すという、H5と矛盾する結果が得られていたが、本節における、企業規模等の他の影響をコントロールする多変量による分析では、カバレッジ数が多いほどAFのMFに対する優位性は増すという、H5と一致する結果となっている。

以上の、全サンプルを用いた表9の結果は、H1-5を全て支持するものであり、AFのMFに対する優位性が、経過日数、定期/修正予想、期初/期中予想、企業規模、アナリスト・カバレッジ数といっ

7 企業規模を表すダミー変数であるMSIZE、LSIZEの代わりに、各年度の期首における時価総額の自然対数を取った連続変数であるLNMVEを用いた場合の分析も行っている。結果は、LNMVEの係数は-0.0094(z値=-4.56)と、予想された符号で1%水準で有意であり、他の説明変数への影響もほとんど見られなかった。

た要因の影響を強く受けているということを示すものであるといえる⁸。

6 追加検証

(1) 企業規模に関する追加検証

第 5 章第 4 節からは、*AF* は、大規模企業よりも小規模企業の公表する *MF* に対して優位性を有しているという結果が得られている。一方、先行研究である橋口 (2007) では、小規模企業では *AF* と *MF* の予想正確度に差はないが、大規模企業については *AF* の方が予想正確度が高いという証拠を得ており、奈良・野間 (2012) からは、小規模企業では *MF* の方が予想正確度が高いが、大規模企業に関しては *AF* と *MF* の予想正確度に差はないという結果が報告されている。このように、本研究、橋口 (2007) および奈良・野間 (2012) の三研究間では、企業規模に関して一致した結果が得られていない。そこで、本節では、本研究、橋口 (2007) および奈良・野間 (2012) の三研究の結果が矛盾している原因について考察している。

最初に、本研究と先行研究では、リサーチ・デザインが大きく異なっている。第一に、本研究では、期初の *MF* のみならず、修正予想を含む期中に公表される全ての *MF* とそれに対する *AF* を規模別に分類して予想正確度を比較しているが、橋口 (2007) および奈良・野間 (2012) では、期初の *MF* とそれに対応する *AF* だけを用いて、それらを規模別に分類して予想正確度を比較している。第二に、本研究では、*MF* と *AF* の公表日の差を厳密にコントロールしているが、橋口 (2007) では 6 月 20 日、奈良・野間 (2012) では 6 月末というある一時点における *AF* と、本決算発表時に公表される期初の *MF* との予想正確度を比較している⁹。

そこで、先行研究の結果と比較するために、先行研究のリサーチ・デザインを模倣して、期初に公表された *MF* だけを用いて、その予想正確度を 6 月末時点の *AF* と比較している。また、企業規模による分割についても、奈良・野間 (2012) に従って、各期の期初の時価総額の大きさによって 1 (Small) ~ 5 (Large) の 5 分位でサンプルを分割している。

表 10 は、その結果を示したものである。パネル A からは、小規模企業 (1: Small) では *AF* と *MF* の予想正確度に統計的に有意な差はないが、大規模企業 (5: Large) については *MF* の方が有意に予想正確度が高いということがわかる。この結果は、リサーチ・デザインを先行研究に合わせても、本研究と

8 (1)を各年で推定した分析も行っている。結果は、2008 - 2010 年の 3 年に関しては、表 9 と同様に H1 - 5 を支持するものであったが、2007 年に関しては、*Q2*, *Q3*, *MSIZE*, *LSIZE* の 4 つの変数に関する係数が予想された符号と異なって有意であった。その原因については明らかではないが、このことは、*AF* の *MF* に対する優位性の決定要因が、年度によって異なる可能性があることを示唆するものと考えられる。

9 正確には、橋口 (2007) は 6 月 20 日、奈良・野間 (2012) は 5 月末時点までに公表された最新の *MF* と比較しているので、本決算発表以降に *MF* の修正があった場合には、修正予想 *MF* が用いられている。しかしながら、3 月期決算企業が 6 月末までに修正予想を公表することは非常に稀で、例えば、本研究において本決算発表時に公表された期初予想 *MF* は 3,002 個あったが、その内、6 月末までに予想の修正が行われたのは、僅かに 34 個であった。従って、実質的には、期初予想 *MF* を用いているといえる。

表10 期初のMFと6月末時点のAFの予想正確度比較

パネルA：規模別による期初のMFと6月末時点のAFの予想正確度比較

Size	N	6月末時点のAFACC		期初のMFACC		AFACC - MFACC の平均差検定	
		平均値	中央値	平均値	中央値	t値	z値
1: Small	573	6.495	1.731	6.590	1.677	-1.42	0.52
2: Med	576	4.229	1.131	4.919	1.149	-0.94	-0.44
3: Med	574	2.611	0.794	2.637	0.778	-0.50	0.45
4: Med	576	2.222	0.679	2.203	0.655	0.65	1.88
5: Large	577	1.340	0.411	1.304	0.385	2.40**	2.21**

パネルB：全サンプルによる期初のMFと6月末時点のAFの予想正確度比較

	N	6月末時点のAFACC		期初のMFACC		AFACC - MFACC の平均差検定	
		平均値	中央値	平均値	中央値	t値	z値
All	2,876	3.377	0.859	3.528	0.829	-1.02	1.94*

(注) 表中では、期初に公表されたMFと6月末時点のAFの予想正確度を比較している。パネルAは、規模別で予想正確度を比較したものであり、各期の期初の時価総額の大きさによって1 (Small) ~ 5 (Large) の5分位サブサンプルに分割している。パネルBは、規模別に分割する前の全サンプルである。

表右端の平均差検定のコラムでは、AFACCとMFACCの平均値差および中央値差の検定を行っており、パラメトリックなPaired t-testのt値とノンパラメトリックなWilcoxon signed rank sum testのz値を載せている。なお、変数の定義については表3を参照されたい。

* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

先行研究の結果は一致しないということを意味している。

この不一致の要因として一番目に考えられるのが、そもそも、期初のMFとAFでは予想正確度の差がほとんどないということである。例えば、規模別に分割する前のサンプルで、橋口(2007)では、平均値と中央値の両方で、AFの方がMFよりも1%水準で有意に正確度が高いという結果を示している。一方、奈良・野間(2012)および本研究では、平均値ではAFとMFの予想正確度に有意な差はなく、中央値ではMFの方がAFよりも10%水準で有意に正確度が高いという、橋口(2007)とは反対の結果を得ている(表10のパネルBを参照)。このように、期初のMFとAFの予想正確度比較に関しては、両予想の正確度差が非常に小さく、規模別に分割する前から各研究によって異なる不安定な結果が得られており、それ故に、規模別に分割した場合においても一致した結果が得られないと推測されるのである。

二番目の要因として考えられるのが、AFを提供するベンダーによって、企業のカバレッジが異なるということである。橋口(2007)と本研究ではIFIS社の提供するAFを用いているのに対して、奈良・野間(2012)ではQUICK社のAFを使用している。そして、IFIS社は、一定の予想正確度を保つために中小規模企業の調査に強みがある中小証券会社の予想を除外しており、QUICK社と比べて企業のカバレッジが大規模企業に偏っているといわれている¹⁰。

このことは、三研究の期初のMFACCと6月のAFACCの統計量からも明らかである。三研究の期初のMFACCと6月のAFACCの平均値(中央値)を比較すると、橋口(2007)では3.175%(1.436%)と

10 この指摘に関しては、匿名レフェリーに謝意を述べたい。

3.124% (1.423%), 奈良・野間(2012)では 14.2% (2.0%)と 14.5% (2.1%), 本研究では 3.528% (0.829%)と 3.377% (0.859%)という値が得られている。IFIS 社の AF を用いている橋口 (2007)と本研究では、MFACC と AFACC の平均値が約 3% とほぼ同程度の大きさとなっているのに対して、QUICK 社の提供する AF を用いている奈良・野間 (2012)では、それらの平均値が約 14% と非常に大きな値となっている。一般に、MFACC と AFACC は小規模企業ほど大きな値を取ることで、このことは、QUICK 社のカバレッジが IFIS 社よりも小企業を多く含んでいるということの証左であると考えられる。

さらに、本研究と奈良・野間 (2012)で重複する検証期間の観測値数を比較すると、IFIS 予想を用いる本研究の期初の MF が約 3,000 個であるのに対して QUICK 予想を用いる奈良・野間 (2012)では約 4,000 個と、IFIS 予想よりも QUICK 予想を用いる方がより多くの観測値数が得られている。

以上の考察から、企業規模に関する AF と MF の相対的優位性について、本研究と先行研究の結果が一致していない理由については、(i)先行研究が期初の MF と AF だけを用いて規模別の予想正確度の比較を行っていること、および、(ii)本研究で使用している IFIS 社の提供するコンセンサス予想のカバレッジが大企業に偏っていることが考えられる。

(2) コンスタント・サンプルによる追加検証

第 5 章では、全サンプルである、延べ 13,735 個の MF とそれに対する延べ 694,617 個の AF を用いて、単変量および多変量の分析を行っている。しかしながら、MF 公表日前後 30 日間の全ての日において AF が存在しているわけではないので、これらの分析では、日によって異なる個数の MF とそれに対する AF を用いて、両予想の正確度を比較している。従って、例えば、第 5 章第 1 節の全サンプルによる分析から、おおよそ 2 週間程度で AF の予想正確度は MF を有意に上回るという結果が得られていても、それは、AF が存在している MF が新たに追加されたことによるものであるという可能性を否定できないのである。

そこで、本節の追加検証では、MF 公表日前後 30 日間の全ての日において AF が存在している MF だけを抽出して、AF の MF に対する優位性を、(1)のプロビットモデルを用いて多変量で調査している。しかしながら、このコンスタント・サンプルによる分析に際しては、次の二つの問題が生じる。第一に、修正予想 MF に関しては、その公表日前後 30 日間 ($-30 \leq d \leq 30$)の全ての日において AF が存在しているものが、僅かに 62 個しかないという問題である。これは、経営者は修正予想を決算発表直前に公表する傾向があるので、修正予想 MF に対する AF が、ほとんどの場合には $d = 30$ まで存在し得ないことに起因するものである。従って、(1)から修正予想に関する変数 REV を除いている。

第二に、MF 公表日前後 30 日間の全ての日において AF が存在している MF だけを抽出すると、大規模企業サンプルに偏ってしまうという問題である。これは、 $d = 0$ において AF が存在している企業、すなわち、MF 開示後の同日に AF が公表されるような企業は、アナリストが熱心にフォローしている大規模企業に偏ってしまうということに起因するものである。

推定結果は、紙幅の都合上、論文には載せていないが、企業規模以外の変数については、全サンプルを用いた場合と同じく、全て Expected Sign と同じ符号で 1% 水準で有意な結果となっている。なお、コンスタント・サンプルの観測値数は、全サンプルを用いた場合の 330,450 個から、半数以上減って 161,975 個となっている。一方、企業規模に関する 2 つの変数、MSIZE と LSIZE の係数および検定統計量は、それぞれ、 -0.0097 (z 値 = -0.86)と -0.0309 (z 値 = -2.39)であり、符号については予期された通りであるが、MSIZE に関しては統計的に有意な値ではなく、LSIZE についても 5% 水準で有

意な値にとどまっている。

このように、コンスタント・サンプルを用いた分析では、企業規模に関する係数の有意水準が大きく低下してしまうが、それは、コンスタント・サンプルが大規模企業に偏っていることによるものと考えられる¹¹。

7 おわりに

アナリストによる業績予想の平均値であるコンセンサス予想は、近年、投資情報としてその利用が急速に拡大しているが、わが国における先行研究からは、その予想正確度が企業の開示する経営者予想よりも劣るとして、その有用性に疑義を呈する結果が多数報告されている。しかしながら、これらの先行研究には、使用しているコンセンサス予想の中にステイル予想が含まれている、経営者予想とコンセンサス予想の公表時点の差を正確に測定できていないという二つの問題が内包されている。

第一に、ステイル予想に関する問題とは、新たな経営者予想が公表された後でも、全てのアナリストが即座にその情報に対応して予想を更新するわけではないので、アナリストのコンセンサス予想に更新前の古い予想が含まれてしまい、結果としてコンセンサス予想の予想正確度が低下してしまうという問題である。第二に、公表時点の差に関する問題とは、経営者予想とある特定時点のコンセンサス予想の予想正確度を比較しようとする、両予想の公表日の日数差が企業によって異なるために、予想正確度の優劣に関して誤った結果が得られてしまう可能性があるという問題である。例えば、多くの先行研究では、3月期決算企業の期初の経営者予想と6月末時点のコンセンサス予想の正確度を比較しているが、3月期決算企業の期初の経営者予想は、早い企業では4月中旬、遅い企業では5月末であるので、6月末までの日数が、企業によってまちまちになってしまうのである。

そこで本研究では、最初に、これらの問題に対処した後で、経営者予想とコンセンサス予想の予想正確度を比較したところ、経営者予想公表前のコンセンサス予想は経営者予想よりも予想正確度が有意に低いが、経営者予想公表から約2週間経過すれば、コンセンサス予想の方が予想正確度が有意に高くなるという結果を得ている。

次に、経営者予想が自発開示である諸外国とは異なり、わが国では経営者予想の開示制度が確立しているので、その種類（定期予想と修正予想）や公表時期（本決算時と四半期決算時）を特定することができる。そこで、経営者予想の種類やその公表時期が、コンセンサス予想の優位性に与える影響を調査したところ、コンセンサス予想は、不定期に公表される修正予想よりも決算発表時に公表される定期予想に対して優位性があり、さらに定期予想の中でも、期初の本決算ではなく期中の四半期決算、とりわけ第1四半期決算時に公表される経営者予想に対して優位性が高いということがわかった。

さらに、企業規模やアナリスト・カバレッジ数といった企業特性が与える影響を調査したところ、コンセンサス予想は、大規模企業よりも小規模企業の公表する経営者予想に対して優位性が顕著であり、また、企業規模等の要因をコントロールすると、アナリスト・カバレッジ数が多いほど経営者予想に対

11 コンスタント・サンプルに含まれる企業だけを用いて、企業規模に関する *MSIZE* と *LSIZE* を再定義した場合の推定も行っているが、得られた係数および検定統計量は、それぞれ、 -0.0163 (z 値 = -1.80) と 0.0470 (z 値 = 4.35) であり、*LSIZE* に関しては予想と反対の符号で有意という結果であった。

する優位性が高まるという証拠が得られた。

以上の本研究の結果は、コンセンサス予想の相対的優位性が、経営者予想の種類やその公表時期、あるいは、企業規模やカバレッジ数といった企業特性によって異なるということを示唆しており、経営者予想とコンセンサス予想という代替的な業績予想情報が存在する状況において、両予想の使用に関して一定の指針を与えるものといえる。例えば、平均的には経営者予想公表から 2 週間が経過すれば、コンセンサス予想の方を用いるのが合理的な判断であろうし、企業規模は小さいがアナリストのカバレッジ数は比較的多いといったような企業に対しては、経営者予想よりもコンセンサス予想をより信頼性のある情報として使用するのが賢明であるといえる。その一方で、経営者が修正予想を公表した場合などに関しては、コンセンサス予想よりもむしろ経営者予想の方をより正確度の高い予想とみなすことが妥当であるといえよう。

【引用文献】

- [1] 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』 No. 18, pp. 141 – 159.
- [2] 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 pp. 54 – 66.
- [3] 太田浩司, 近藤江美 (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』 No. 23, pp. 33 – 58.
- [4] 國村道雄 (1980), 「利益予測と会計情報」, 『企業会計』 Vol. 32, No. 4, pp. 494 – 500.
- [5] 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ル』 Vol. 22, No. 8, pp. 9 – 30.
- [6] 中井誠司 (2006), 「アナリストカバレッジと機関投資家保有」『証券アナリストジャーナル』 Vol. 44, No. 6, pp. 84 – 97.
- [7] 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」Hitotsubashi ICS-FS Discussion Paper Series FS-2012-J-002.
- [8] 橋口浩隆 (2007), 「コンセンサス予想利益の構築と予想精度, 価値関連性に関する実証分析」『MTEC ジャーナル』 No. 19, pp. 43 – 70.
- [9] Ackert, L. and G. Athanassakos (2003), “A Simultaneous Equations Analysis of Analysts’ Forecast Bias, Analyst Following, and Institutional Ownership,” *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 30, Nos. 7 – 8, pp. 1017 – 1041.
- [10] Basi, B., K. Carey, and R. Twark (1976), “A Comparison of the Accuracy of Corporate and Security Analysts’ Forecasts of Earnings,” *The Accounting Review*, Vol. 51, No. 2, pp. 244 – 254.
- [11] Bhushan, R. (1989), “Firm Characteristics and Analyst Following,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 11, Nos. 2 – 3, pp. 255 – 274.
- [12] Collier, M. and T. Yohn (1998), “Management Forecasts: What Do We Know?” *Financial Analysts Journal*, Vol. 54, No. 1, pp. 58 – 62.
- [13] Easterwood, J. and S. Nutt (1999), “Inefficiency in Analysts’ Earnings Forecasts: Systematic Misreaction or Systematic Optimism?” *The Journal of Finance*, Vol. 54, No. 5, pp. 1777 – 1797.

- [14] Gift, M. and T. Yohn (1997), "Analysts Response to Management Forecasts," Working Paper, Georgetown University.
- [15] Hassell, J. and R. Jennings (1986), "Relative Forecast Accuracy and the Timing of Earnings Forecast Announcements," *The Accounting Review*, Vol. 61, No. 1, pp. 58 – 75.
- [16] Imhoff, E. (1978), "The Representativeness of Management Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, Vol. 53, No. 4, pp. 836 – 850.
- [17] Imhoff, E. and P. Paré (1982), "Analysis and Comparison of Earnings Forecast Agents," *Journal of Accounting Research*, Vol. 20, No. 2, pp. 429 – 439.
- [18] 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.
- [19] Ota, K. (2012), "Information Content of Analysts' Stock Ratings and Earnings Forecasts in the Presence of Management Earnings Forecasts," *The Japanese Accounting Review*, Vol. 2, pp. 87 – 116.
- [20] Ruland, W. (1978), "The Accuracy of Forecasts by Management and by Financial Analysts," *The Accounting Review*, Vol. 53, No. 2, pp. 439 – 447.
- [21] Waymire, G. (1986), "Additional Evidence on the Accuracy of Analyst Forecasts before and after Voluntary Management Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, Vol. 61, No. 1, pp. 129 – 142.