

経営者およびアナリストの業績予想に関する実証分析

— アナリスト予想の存在価値について —

八 田 尚 也

I はじめに

わが国では、決算短信で経営者に当期の業績と同時に次期の業績予想を公表することが要請されている。具体的には当期 EPS（1株当たり利益）の公表と同時に次期予想 EPS の公表などがなされている。これらの決算短信の情報をもとに、実績値と予想値に関する情報内容についての研究が行われ、経営者の業績予想とアナリストの業績予想に関する研究が数多く行われている。

米国の先行研究では経営者予想はその公表前後の期間ではアナリスト予想より精度が高いが、公表後一定期間を経過すると、経営者予想の精度はアナリスト予想のそれを下回ると認識されている。また、わが国の先行研究では、経営者予想は精度および株価との価値関連性においてアナリスト予想に劣らないあるいは上回る情報内容を有していることが示されている。上記の米国と日本の先行研究によると、なぜ、アナリストのコンセンサス予想というものが存在し、高い対価を支払いそれを購入する対象が存在するのだろうかという疑問が生じる。

本稿では、IFIS コンセンサス予想データ¹⁾および Quick コンセンサス予想

1) IFIS コンセンサス：主要証券会社22社の業績予想をもとに、企業の実績や予想発表を意識した計算ポリシーによって算出した業績予想の平均値（約600名の主要アナリスト最新業績予想数値の平均値）であり、即時性と精緻性について高い評価を得ている。この頻繁にコンセンサスデータが更新されるという特徴は、機関投資家の投資意思決定のために有用であると考えられる。基準年月日は毎日示されるが、アナリスト1人以上が予想を変更したときに最新レポートとしてコン

データ²⁾を用いわが国における経営者予想とアナリスト予想の差異について2種類のシンプルな統計分析を行なう。分析手法として、第1に予想データの誤差の比較から検証を行い、第2に Ohlson (2001) 評価モデルを用い予想データと株価との価値関連性から検証を行なう。

これらの検証より、アナリストのコンセンサス予想情報には経営者の公表情報に含まれない独自情報が反映されており、この増分情報が経営者と投資家の間の情報の非対称性を縮小する作用を有するとし、アナリストが経営者による期待マネジメント、つまり、経営者による市場のコントロールを目的とした業績予想を修正する役割を担っていることを提示しアナリスト予想の存在価値を明らかにすることを目的とする。

II 先行研究

米国における先行研究では、Jaggi (1980) は156の観測値 (1971年-1974年) をサンプルとし、経営者予想とアナリスト予想を比較している。彼は、サンプルを経営者予想公表前の115の観測値と公表後の39の観測値に分け統計処理を行なった。その結果、公表前の経営者予想はアナリスト予想より有意に精度が高かったが、公表後は両者に有意な差は観測できなかった。Waymire (1986) は334の観測値 (1970年-1973年) をサンプルとし経営者予想とアナリスト予想の精度を比較している。彼の手法は、EPSの実績値とEPSの予想値の差分をEPSの実績値で割り、その絶対値より、予想誤差を測定するものである。

センサスが更新される。このデータ更新の特性より分析で用いる場合、期首予想も明示されないため、一定の条件を指定し、データベースから、各社の決算公表前、決算公表直後のデータを抽出する必要がある。また、調査担当のアナリストがいない場合にはデータが存在しない。

- 2) Quick コンセンサス：証券会社や研究所のアナリスト・エコノミストの意見をQuickが独自に集約し (日経記者や会社側の予想ではない)、上場企業については日本企業を担当するアナリストの予想から業績予想と株価見通しのコンセンサスを算出している。IFIS コンセンサスと同様に調査担当のアナリストがいない場合にはデータが存在しない。

その結果、経営者予想の公表前の時点ではアナリスト予想より経営者予想の方が統計的に有意に精度が高いことが示されたが経営者予想の公表後には両者に有意な差がないことが示された。

Hasell and Jennings (1986) は124の観測値 (1979年 - 1982年) をサンプルとし、経営者予想とアナリスト予想のEPSの予想誤差を測定した。その結果、公表前12週目から公表後4週目までは経営者予想の精度の方が有意に高いが公表後5週目から8週目までは両者に有意な差はなく、公表後9週目から12週目まではアナリスト予想の精度の方が有意に高くなることを示した。

Gift and Yohn (1997) では、修正されたアナリスト予想のみを用い、経営者予想の公表後2週目以降からアナリスト予想の方が有意に精度が高くなることを示した。

また、株価と会計利益の関係について、Pownall and Waymire (1989) は、次期の予想値の方が当期の実績値よりも株価に与える影響が大きいことを示した。

日本における経営者予想とアナリスト予想の研究として、太田 (2004) では、15,075の観測値 (1990年 - 1999年) をサンプルとし、経営者予想とアナリスト予想の精度と株価との価値関連性についての分析を行っている。そこで用いられているデータは決算短信で公表された経営者予想、東洋経済予想およびI/B/E/S予想の3予想であり、さらに、当期利益を次期の予想利益の代理変数とするナイーブなランダムウォーク予想を加え、4予想の精度を比較している。その結果、パラメトリックとノンパラメトリックの両者において、精度は、東洋経済予想 > 経営者予想 > I/B/E/S予想 > ランダムウォーク予想という順序となった。

また、太田 (2004) では予想利益と株価との価値関連性比較のフレームワークとしてOhlson (2001) 評価モデルを用いている。I/B/E/S予想、東洋経済予想、経営者予想のどの予想数値を回帰式の説明変数として加えた場合も、1株当たり株主資本簿価と1株当たり予想利益の係数はすべて有意に正で、1株当たり当期利益の係数は負となっており、予想利益の精度の順序と修正 R^2 の大小の順序が等しいという結果が導かれた。

野間 (2008) では、4,607の観測値 (2001年-2007年) をサンプルとし、経営者予想と Quick コンセンサス予想の比較を行い、アナリストは経営者の業績予想公表後、早ければ3日以内に経営者予想に近い水準に業績を修正し、経営者は事前のアナリスト予想をわずかに上回る業績予想を公表する傾向があることを示した。これは、アナリスト予想の数値を達成できない場合の株価下落の回避が理由と考えられ、経営者が期待マネジメント (市場の期待のコントロールを目的とした業績予想の開示) を行っていることが示されている。

Ⅲ 仮説の導出とサンプル

1 仮説の導出

本稿の目的であるアナリスト予想の存在価値を検証するための仮説を導出する。

Jaggi (1980), Waymire (1986) では、経営者予想公表前の時点では経営者予想はアナリスト予想より有意に精度が高いことが示されており、Hasell and Jennings (1986) では、経営者予想の公表後9週目以降から、Gift and Yohn (1997) では、公表後2週目以降からアナリスト予想の方が経営者予想より有意に精度が高くなることが示された。さらに、野間 (2008) ではアナリスト予想は公表後数日で修正されることが示された。しかし、これらの先行研究では経営者予想の公表後にアナリストの予想精度が経営者の予想精度より高くなることは示されているが、公表前のアナリストの予想精度がその後に公表される経営者の予想精度より高いことは示されていない。

もし、経営者予想公表前の時点でアナリストの次期業績予想がその後公表される経営者の次期業績予想よりも有意に精度が高ければ、アナリストは経営者の公表情報に含まれない独自情報をもっており、この増分情報が経営者と投資家間の情報の非対称性 (経営者の業績予想のコントロール) を縮小させる作用を有すると考えることが可能である。

これより、第1に精度の比較を通じて仮説の検証を行い、第2に株価との価値関連性を通じて仮説の検証を行う。

仮説1：経営者予想公表直後と経営者予想公表前の時点でアナリストの予想精度が経営者の予想精度より高い。

仮説2：アナリスト予想 EPS は経営者予想 EPS より株価との価値関連性が高い。

2 サンプルとデータ

- 1) 会計データ (Quick コンセンサスデータを含む) と株価データは AMSUS より入手し, IFIS コンセンサスデータ (8,568,194行86列) は IFIS 社のデータベースより入手した。
- 2) 分析期間は, 上記 IFIS コンセンサスデータが入手可能であった, 2004年3月決算から2008年3月決算までである。
- 3) サンプルは, 金融業を除く3月決算企業のうち, 経営者予想, IFIS コンセンサス予想および Quick コンセンサス予想のそれぞれで入手可能な最大値を用いている。各予想の比較分析に当たっては, それぞれのデータの集合の積を用いている。そのため, サンプル数は分析ごとに違う値となっている。すべてのデータの集合の積を用いることが望ましいが非常にサンプル数が減少するため, 比較項目ごとの集合の積を用いた。
- 4) サンプルより異常値として上下0.5%のデータを削除している。

IV 実証結果

1 予想精度の測定

本稿では, まず3月決算企業の次期予想利益の精度について, IFIS コンセンサス予想, Quick コンセンサス予想および経営者予想の比較を行なう。予想精度の測定は, 以下のモデルで示されるように, 当期 EPS と予想 EPS の差分の絶対値を前期末の株価でデフレートし測定する。

予想精度については, 以下の表1の数式に基づいて検証する。

表1 予想精度の測定

I	$RWERR_t = E_t - E_{t-1} / SP_{t-1}$
II	$IFISERR_{56}_t = E_t - IFIS_{56}_{t-1} / SP_{t-1}$
III	$IFISERR_{56(3)}_t = E_t - IFIS_{56(3)}_{t-1} / SP_{t-1}$ (IFIS アナリスト数3人以上)
IV	$IFISERR_{3}_t = E_t - IFIS_{3}_{t-1} / SP_{t-1}$
V	$IFISERR_{3(3)}_t = E_t - IFIS_{3(3)}_{t-1} / SP_{t-1}$ (IFIS アナリスト数3人以上)
VI	$QUICKERR_{3}_t = E_t - QUICK_{3}_{t-1} / SP_{t-1}$
VII	$MFERR_t = E_t - MF_{t-1} / SP_{t-1}$

変数の定義は以下のとおりである。

E_t : t期の1株当たり利益 (EPS)。

$IFIS_{56}_t$: 決算短信での経営者予想公表直後のt+1期の5月あるいは6月に最新レポートが公表されたt+1期のIFISコンセンサス予想EPSで、n_EPS (アナリスト数) が一番多いもの。アナリスト数が同じであるがEPSの値が変わる場合はコンセンサスEPSの平均値をとっている。

$IFIS_{56(3)}_t$: 上記IFISコンセンサスで予想EPSを公表しているアナリスト数が3人以上のもの (3人未満はサンプルより削除)。

$IFIS_{3}_t$: 決算短信での経営者予想公表前のt期の3月に最新レポートが公表されたt+1期のIFISコンセンサス予想EPSで、n_EPS (アナリスト数) が一番多いもの。アナリスト数が同じであるがEPSの値が変わる場合はコンセンサスEPSの平均値をとっている。

$IFIS_{3(3)}_t$: 上記IFISコンセンサスで予想EPSを公表しているアナリスト数が3人以上のもの (3人未満はサンプルより削除)。

$QUICK_{3}_t$: t期の3月31日に公表されたt+1期のQuickコンセンサス予想EPS。

MF_t : t+1期の決算短信で公表されたt+1期の経営者予想EPS。

SP_t : t期3月末の株価。

2 予想精度の実証結果

表2では、7つの予想精度の記述統計量を示している。決算短信公表後のIFIS コンセンサス（5月と6月の最新レポート）でかつコンセンサス予想のアナリスト数が3人以上の場合が、平均値（0.020）と中央値（0.009）と7つの予想のなかで一番予想誤差が小さい。加えてIFIS コンセンサス（5月と6月の最新レポート）の平均値（0.023）と中央値（0.011）より、決算公表後のIFIS コンセンサス予想は経営者予想より精度が高いという結果が導かれた。

また、決算短信公表前のIFIS コンセンサス（3月の最新レポート）でかつアナリスト数が3人以上の場合の平均値（0.027）と中央値（0.012）および決算公表前の3月31日に公表されたQuick コンセンサスの平均値（0.035）と中央値（0.012）は、その後に公表される次期経営者予想の平均値（0.039）と中央値（0.014）よりも予想誤差が小さい。このことは、決算短信において経営者予想が公表される前の3月の時点ですでにIFIS コンセンサス予想およびQuick コンセンサス予想が次期年度末のEPSを経営者より正確に予想していることを示している。

次に表3でそれぞれの推定モデルにおける正規性の検定を行っている。その結果、すべての推定モデルにおいて「正規分布に従う。」という帰無仮説は棄

表2 予想精度の記述統計量

	観測値数	平均値	標準偏差	最小値	中央値	最大値
<i>RWERR</i>	8,840	0.065	0.159	0.000	0.021	2.670
<i>IFISERR_56</i>	3,110	0.023	0.039	0.000	0.011	0.409
<i>IFISERR_56(3)</i>	2,015	0.020	0.031	0.000	0.009	0.271
<i>IFISERR_3</i>	2,586	0.032	0.053	0.000	0.014	0.536
<i>IFISERR_3(3)</i>	1,962	0.027	0.041	0.000	0.012	0.352
<i>QUICKERR_3</i>	5,642	0.035	0.076	0.000	0.012	0.954
<i>MFERR</i>	10,008	0.039	0.078	0.000	0.014	0.859

表3 正規性の検定

推定モデル	正規性テスト	テスト結果
$RWERR_t$	ks.test	D = 0.3407, p-value < 2.2e-16
$IFISERR_{56_t}$	ks.test	D = 0.2783, p-value < 2.2e-16
$IFISERR_{56(3)_t}$	ks.test	D = 0.2622, p-value < 2.2e-16
$IFISERR_{3_t}$	ks.test	D = 0.2739, p-value < 2.2e-16
$IFISERR_{3(3)_t}$	ks.test	D = 0.2512, p-value < 2.2e-16
$QUICKERR_{3_t}$	ks.test	D = 0.3233, p-value < 2.2e-16
$MFERR_t$	ks.test	D = 0.3063, p-value < 2.2e-16

表4 平均差の検定

推定モデルの組み合わせ		Wilcoxon の順位和検定	
$RWERR$	$MFERR$	Z 値 18.284	P 値 0.0000
$IFISERR_{56}$	$IFISERR_{56(3)}$	Z 値 3.157	P 値 0.0016
$IFISERR_{3}$	$IFISERR_{3(3)}$	Z 値 2.147	P 値 0.0317
$IFISERR_{3}$	$IFISERR_{56}$	Z 値 7.386	P 値 0.0000
$IFISERR_{3(3)}$	$IFISERR_{56(3)}$	Z 値 7.019	P 値 0.0000
$MFERR$	$IFISERR_{3}$	Z 値 0.058	P 値 0.9530
$MFERR$	$IFISERR_{3(3)}$	Z 値 2.530	P 値 0.0114
$MFERR$	$IFISERR_{56}$	Z 値 9.143	P 値 0.0000
$MFERR$	$IFISERR_{56(3)}$	Z 値 11.079	P 値 0.0000
$MFERR$	$QUICKERR_{3}$	Z 値 5.890	P 値 0.0000

却された³⁾。よって、平均値の差の検定には表4の Wilcoxon の順位和検定を用いる。

3) ks.test は、Kolmogorov-Smirnov 検定である。

表4で、平均値の差の検定を行っている。推定モデルの組み合わせから、以下のことが示された。ランダムウォークモデルと比較して経営者予想は0.1%水準で有意に精度が高い。5月と6月の最新レポートによるIFISコンセンサス予想では、全体の予想よりも3人以上のアナリストが予想を行っている方が1%水準で有意に精度が高い。同様に3月の経営者予想公表前の最新レポートにおいては、全体の予想より3人以上のアナリストが予想を行っている方が5%水準で有意に精度が高い。IFISコンセンサス予想においては、最新レポートが5月と6月に公表された方が3月に公表された方より0.1%水準で有意に精度が高い。

次に経営者予想とIFISコンセンサス予想の精度を比較する。決算短信公表直後の5月と6月に最新レポートが公表されたIFISコンセンサスデータでは経営者予想よりIFISコンセンサス予想の方が0.1%水準で有意に精度が高い。これより仮説1の「経営者予想公表直後の時点でアナリストの予想精度が経営者の予想精度より高い。」ことが検証された。また、3月の決算短信公表前の全体のIFISコンセンサス予想EPS（1人以上）ではアナリスト予想の方が経営者予想より10%水準でも精度が高いとは言えない。しかし、3人以上のアナリストが予想を行っている場合のIFISコンセンサス予想EPSでは5%水準で有意に、3月31日に公表されたQuick予想EPSでは0.1%水準で経営者予想EPSよりも有意に精度が高いことが導かれた。ゆえに、仮説1の「経営者予想公表前の時点でアナリストの予想精度が経営者の予想精度より高い。」ことが検証された。

3 予想利益の価値関連性

次に、IFISコンセンサス予想、Quickコンセンサス予想および経営者予想を説明変数に含むモデルで予想利益（次期予想EPS）と株価との価値関連性の検証を行う。

Ohlson (2001) 評価モデルに基づき以下の回帰式を用いる。

1. *RWMODEL*

$$P_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 B_t/P_{t-1} + \alpha_2 E_t/P_{t-1} + \varepsilon_t$$

予想情報を説明変数に入れないモデル。

2-A *IFISMODEL_3*

$$P_t/P_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 B_t/P_{t-1} + \beta_2 E_t/P_{t-1} + \beta_3 IFIS_3t/P_{t-1} + \varepsilon_t$$

決算短信公表前の3月に公表されたIFISコンセンサス予想と経営者予想の集合の積をサンプルとして用い、予想情報としてIFISコンセンサス予想(3月に公表)を説明変数として加えたモデル。

2-B *IFISMODEL_56*

$$P_t/P_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 B_t/P_{t-1} + \beta_2 E_t/P_{t-1} + \beta_3 IFIS_56t/P_{t-1} + \varepsilon_t$$

決算短信公表直後の5月と6月に公表されたIFISコンセンサス予想と経営者予想の集合の積をサンプルとして用い、予想情報としてIFISコンセンサス予想(5月と6月に公表)を説明変数として加えたモデル。

2-C *QUICKMODEL*

$$P_t/P_{t-1} = \gamma_0 + \gamma_1 B_t/P_{t-1} + \gamma_2 E_t/P_{t-1} + \gamma_3 QUICK_3t/P_{t-1} + \varepsilon_t$$

決算短信公表前の3月31日に公表されたQuickコンセンサス予想と経営者予想の集合の積をサンプルに用い、予想情報としてQuickコンセンサス予想(3月31日公表)を説明変数として加えたモデル。

3. *MFMODEL*

$$P_t/P_{t-1} = \zeta_0 + \zeta_1 B_t/P_{t-1} + \zeta_2 E_t/P_{t-1} + \zeta_3 MF_t/P_{t-1} + \varepsilon_t$$

経営者予想とアナリスト予想の集合の積をサンプルとして用い、予想情報として経営者予想を説明変数として加えたモデル。

β_t : t期末の1株当たり株主資本簿価(BPS)

P_t : t+1期6月末の株価(月次の終値)⁴⁾

4) 全ての変数は P_{t-1} (前期の株価) でデフレートされている。

4 予想利益の価値関連性の実証結果

本稿では、IFIS コンセンサスが最新レポートを公表した3月、5月と6月およびQuick コンセンサスが3月31日に公表した予想数値を用いて株価との価値関連性を検証する。まず、その前に回帰分析を正確に行うための前提となる条件である多重共線性のテスト⁵⁾を行う(表5および表6)。

表5 多重共線性のテスト (IFIS コンセンサス)

推定モデル		Tolerance		VIF	
		3月	5, 6月	3月	5, 6月
<i>RWMODEL</i>	B_t / P_{t-1}	0.999	0.997	1.000	1.005
	E_t / P_{t-1}	0.999	0.997	1.000	1.005
<i>IFISMODEL</i>	B_t / P_{t-1}	0.955	0.993	1.046	1.047
	E_t / P_{t-1}	0.725	0.993	1.378	1.555
	* $IFIS_t / P_{t-1}$	0.699	0.990	1.429	1.614
<i>MFMODEL</i>	B_t / P_{t-1}	0.920	0.987	1.086	1.066
	E_t / P_{t-1}	0.687	0.978	1.453	1.510
	MF_t / P_{t-1}	0.645	0.969	1.548	1.591

* $IFIS_t$ は $IFIS_{3t}$ と $IFIS_{56t}$ の和集合。

5) VIF は分散増幅因子 (variance-inflation factor) と呼ばれる多重共線性の尺度である。

多重共線性は、どの説明変数も他の説明変数の線形関数では表せれず、 $\alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \dots + \alpha_\kappa X_{\kappa i} = 0, i = 1, 2, \dots, n$ となる $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_\kappa$ は $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_\kappa = 0$ 以外存在しないことで、最小2乗法で回帰モデルの検定が可能になるための条件である。

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2}$$

(j番目の説明変数を他の説明変数で回帰したモデルにおいて、

その決定係数 R^2 の値を R_j^2 とする。)

表6 多重共線性のテスト (Quick コンセンサス)

推定モデル		Tolerance	VIF
<i>RWMODEL</i>	B_t / P_{t-1}	0.999	1.000
	E_t / P_{t-1}	0.999	1.000
<i>QUICKMODEL</i>	B_t / P_{t-1}	0.942	1.060
	E_t / P_{t-1}	0.759	1.316
	$QUICK_3_t / P_{t-1}$	0.727	1.374
<i>MFMODEL</i>	B_t / P_{t-1}	0.911	1.096
	E_t / P_{t-1}	0.841	1.188
	MF_t / P_{t-1}	0.779	1.282

表5, 表6より VIF の値が10よりはるかに小さいため多重共線性の問題はないと言える。被説明変数に株価, 説明変数に株主資本簿価と当期利益および予想利益を用いると VIF が10を超えるため, 当期BPS, 当期EPS および予想 EPS を用い前期6月末株価でデフレートするモデルを使用した。

A 3月に最新レポートが公表された IFIS コンセンサスデータ (アナリスト数1人以上) を用いた分析 (異常値として上下0.5%のデータを削除)

IFISMODEL_3

$$P_t / P_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 B_t / P_{t-1} + \beta_2 E_t / P_{t-1} + \beta_3 IFIS_3_t / P_{t-1} + \varepsilon_t$$

表7のパネルAとパネルBは, 上記モデルで用いられる変数の記述統計量とピアソン相関表である。株価と予想数値の相関係数は, *IFISMODEL* で0.549, *MFMODEL* で0.605である。これより, 決算短信公表前の経営者予想は IFIS コンセンサス予想より株価との相関が高いことが示された。

3月の決算公表前のランダムウォークモデルに Forecast として予想 EPS を説明変数に加えると修正 R^2 が2つのモデルで大きくなり当てはまりが良くなる。また, Forecast を加えたモデルでは係数の推定値 (White の t 値) は, 当期 BPS と当期 EPS より予想 EPS の方が大きくなる。

この結果は, 予想 EPS (予想利益) がモデルの説明変数に加えられると当期 EPS (当期利益) の回帰式における説明力が著しく低下しほとんど価値関

表7 予想モデル (IFIS コンセンサス 決算短信公表前 3月 最新レポート)

パネルA：記述統計量						
予想精度	観測値数	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
P_t / P_{t-1}	2,472	1.102	0.334	0.322	1.055	2.560
B_t / P_{t-1}	2,472	0.770	0.384	0.020	0.706	2.493
E_t / P_{t-1}	2,472	0.041	0.050	-0.340	0.045	0.197
$IFIS_3_t / P_{t-1}$	2,472	0.058	0.039	-0.095	0.054	0.298
MF_t / P_{t-1}	2,472	0.056	0.029	0.003	0.052	0.211

パネルB：ピアソン相関表					
変数	P_t / P_{t-1}	B_t / P_{t-1}	E_t / P_{t-1}	$IFIS_t / P_{t-1}$	MF_t / P_{t-1}
P_t / P_{t-1}	1				
B_t / P_{t-1}	0.268511	1			
E_t / P_{t-1}	0.344433	0.022667	1		
$IFIS_3_t / P_{t-1}$	0.549953	0.190684	0.518233	1	
MF_t / P_{t-1}	0.605716	0.247920	0.546435	0.812758	1

連性をもたなくなることを示しており、Powrall and Waymire (1989) の先行研究と整合する (表8より)。以後の5月と6月の決算短信公表直後のIFISコンセンサスデータの分析 (表10より) および決算短信公表前の3月31日におけるQuickコンセンサスデータの分析 (表12より) においてもこれと同じ特性が示されている。

また、修正 R^2 は、MFMODEL が3モデルのうち一番大きく0.3821、IFIS-MODEL_3が0.3366、RWMODELでは0.1859となり、赤池の情報量基準 (AIC)⁶⁾の結果でも、修正 R^2 と同様にMFMODELのAIC=0.1690が一番小

6) $AIC = -2\ln(L) + 2\kappa$ κ : モデルに含まれる未知のパラメータの数。最小AICをもたらし回帰式を選択するという回帰式選択の基準であり、最適な説明変数の組み合わせを選ぶ指標である。

表8 予想モデルの推定結果
(IFIS コンセンサス 決算短信公表前 3月 最新レポート)

推定モデル	定数項	B_t / P_{t-1}	E_t / P_{t-1}	Forecast	$adjR^2$	DW
<i>RWMODEL</i>	0.835 (53.84) [0.000]	0.227 (13.04) [0.000]	2.229 (12.88) [0.000]		0.1859	1.607
<i>IFISMODEL_3</i>	0.725 (48.87) [0.000]	0.154 (9.41) [0.000]	0.657 (4.17) [0.000]	3.940 (17.62) [0.000]	0.3366	1.876
<i>MFMODEL</i>	0.645 (40.96) [0.000]	0.114 (7.32) [0.000]	0.264 (1.74) [0.081]	6.327 (20.31) [0.000]	0.3821	1.885

注) 括弧 () 内は White の t 値である。下の [] は p 値である。

ダービンワトソン値より自己相関の問題はないといえる。5月と6月のIFISコンセンサスデータの回帰分析およびQuickコンセンサスデータの回帰分析もDWの値より同様に自己相関の問題はないと言える。

赤池の情報量基準

推定モデル	赤池の情報量基準
<i>RWMODEL</i>	AIC = 0.444403
<i>IFISMODEL_3</i>	AIC = 0.240119
<i>MFMODEL</i>	AIC = 0.169019
	Min (AIC) = 0.169019

さい値となった。これより、ピアソン相関表の結果、回帰式の修正 R^2 の結果およびAICの結果は整合しており、決算短信公表前の3月では、経営者予想の方がIFISコンセンサス予想より株価との価値関連性が高く、このデータを用いたモデルでは仮説2は検証されなかった。

表9 予想モデル
(IFIS コンセンサス 決算短信公表直後 5月と6月 最新レポート)

パネルA：記述統計量						
予想精度	観測値数	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
P_t/P_{t-1}	3,002	1.162	0.350	0.340	1.109	2.708
B_t/P_{t-1}	3,002	0.812	0.396	0.044	0.748	2.493
E_t/P_{t-1}	3,002	0.050	0.045	-0.274	0.051	0.242
$IFIS_{56t}/P_{t-1}$	3,002	0.064	0.032	0.000	0.058	0.238
MF_t/P_{t-1}	3,002	0.062	0.030	0.004	0.056	0.215

パネルB：ピアソン相関表						
変数	P_t/P_{t-1}	B_t/P_{t-1}	E_t/P_{t-1}	$IFIS_t/P_{t-1}$	MF_t/P_{t-1}	
P_t/P_{t-1}	1					
B_t/P_{t-1}	0.292481	1				
E_t/P_{t-1}	0.338279	0.075967	1			
$IFIS_{56t}/P_{t-1}$	0.614395	0.205514	0.595774	1		
MF_t/P_{t-1}	0.596195	0.237774	0.577959	0.956382	1	

B 5月と6月に最新レポートが公表されたIFISコンセンサスデータ（アナリスト数1人以上）を用いた分析（異常値として上下0.5%のデータを削除）

IFISMODEL_56

$$P_t/P_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 B_t/P_{t-1} + \beta_2 E_t/P_{t-1} + \beta_3 IFIS_{56t}/P_{t-1} + \varepsilon_t$$

株価と予想数値の相関係数は、IFISMODELで0.6143、MFMODELで0.5961である。これより5月と6月のIFISコンセンサス予想は経営者予想より株価との相関が高いことが示された。

修正R²は、IFISMODEL_56が3モデルのうち一番大きく0.4063、MFMODELでは0.3789、RWMODELでは0.1854である。同様に赤池の情報量基準(AIC)の比較においても、IFISMODELの値が一番小さくAIC=0.2168

表10 予想モデルの推定結果

(IFIS コンセンサス 決算短信公表直後 5月と6月 最新レポート)

推定モデル	定数項	B_t / P_{t-1}	E_t / P_{t-1}	Forecast	$adjR^2$	DW
<i>RWMODEL</i>	0.845 (51.62) [0.000]	0.237 (16.00) [0.000]	2.493 (12.86) [0.000]		0.1854	1.635
<i>IFISMODEL_56</i>	0.630 (41.11) [0.000]	0.152 (11.44) [0.000]	-0.240 (-1.48) [0.137]	6.620 (23.97) [0.000]	0.4063	1.877
<i>MFMODEL</i>	0.644 (41.38) [0.000]	0.141 (10.41) [0.000]	0.042 (0.27) [0.783]	6.503 (22.91) [0.000]	0.3789	1.890

注) 括弧 () 内は White の t 値である。下の [] は p 値である。

赤池の情報量基準

推定モデル	赤池の情報量基準
<i>RWMODEL</i>	AIC = 0.532832
<i>IFISMODEL_56</i>	AIC = 0.216872
<i>MFMODEL</i>	AIC = 0.262014
	Min (AIC) = 0.216872

という結果となった。このことは、5月と6月に最新レポートが公表されたIFIS コンセンサス予想の場合には、ピアソン相関表の結果、回帰式の修正 R^2 の結果および AIC の結果は整合しており経営者予想のそれらを上回っている。

これより、決算短信公表後の5月と6月では、IFIS コンセンサス予想の方が経営者予想より株価との価値関連性が高いことが示され、仮説2「アナリスト予想 EPS は経営者予想 EPS より株価との価値関連性が高い。」が検証された。加えて、この結果は仮説1の精度の結果と整合している。また IFIS-

表11 予想モデル (Quick コンセンサス 決算短信公表前 3月31日予想)

パネルA：記述統計量						
予想精度	観測値数	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
P_t/P_{t-1}	5,322	1.079	0.356	0.322	1.023	2.757
B_t/P_{t-1}	5,322	0.860	0.481	0.044	0.768	3.014
E_t/P_{t-1}	5,322	0.034	0.071	-0.730	0.043	0.208
$QUICK_3_t/P_{t-1}$	5,322	0.056	0.031	-0.026	0.052	0.204
MF_t/P_{t-1}	5,322	0.056	0.031	0.000	0.051	0.234

パネルB：ピアソン相関表						
変数	P_t/P_{t-1}	B_t/P_{t-1}	E_t/P_{t-1}	$IFIS_t/P_{t-1}$	MF_t/P_{t-1}	
P_t/P_{t-1}	1					
B_t/P_{t-1}	0.206670	1				
E_t/P_{t-1}	0.275427	-0.007443	1			
$QUICK_3_t/P_{t-1}$	0.484361	0.206032	0.478236	1		
MF_t/P_{t-1}	0.544754	0.271992	0.380739	0.845323	1	

MODEL-56では当期EPSの推定値は負となり、当期EPSと株価は負の相関関係があることが示された。

C 3月31日に最新レポートが公表されたQuickコンセンサスデータを用いた分析(異常値として上下0.5%のデータを削除)

QUICKMODEL

$$P_t/P_{t-1} = \gamma_0 + \gamma_1 B_t/P_{t-1} + \gamma_2 E_t/P_{t-1} + \gamma_3 QUICK_3_t/P_{t-1} + \epsilon_t$$

株価と予想数値の相関係数は、QUICKMODELで0.4843、MFMODELで0.5447となっている。これより経営者予想はQuickコンセンサス予想より株価との相関が高いことが示された。

表12 予想モデルの推定結果
(Quick コンセンサス 決算短信公表前 3月31日予想)

推定モデル	定数項	B_t / P_{t-1}	E_t / P_{t-1}	Forecast	$adjR^2$	DW
<i>RWMODEL</i>	0.900 (87.56) [0.000]	0.154 (15.25) [0.000]	1.394 (14.90) [0.000]		0.1190	1.734
<i>QUICKMODEL</i>	0.715 (60.90) [0.000]	0.089 (9.15) [0.000]	0.369 (4.83) [0.000]	4.912 (24.12) [0.000]	0.2501	1.944
<i>MFMODEL</i>	0.705 (63.96) [0.000]	0.055 (5.83) [0.000]	0.449 (6.21) [0.000]	5.610 (28.71) [0.000]	0.3067	1.964

注) 括弧 () 内は White の t 値である。下の [] は p 値である。

赤池の情報量基準

推定モデル	赤池の情報量基準
<i>RWMODEL</i>	AIC = 0.645503
<i>QUICKMODEL</i>	AIC = 0.484569
<i>MFMODEL</i>	AIC = 0.406132
	Min (AIC) = 0.406132

修正 R^2 は、*MFMODEL* が 3 モデルのうち一番大きく 0.3067、*QUICKMODEL* では 0.2501 で、*RWMODEL* では 0.1190 となり、赤池の情報量基準 (AIC) の比較においても、修正 R^2 と同様に *MFMODEL* の AIC = 0.4061 が一番小さい結果となった。これより、ピアソン相関表の結果、回帰式の修正 R^2 の結果および AIC の結果は整合しており、経営者予想の方が Quick コンセンサス予想より株価との価値関連性が高く、このデータを用いたモデルでは仮説 2 は検証されなかった。

以上の分析結果をまとめると、

- i) 精度に関しては、IFIS コンセンサス予想 EPS（5月と6月の場合および3月のアナリスト数が3人以上の場合）と決算短信公表前の3月31日の Quick コンセンサス予想 EPS の両方でアナリスト予想 EPSの方が経営者予想 EPS より高いことが示され、仮説1「経営者予想公表直後と経営者予想公表前の時点でアナリストの予想精度が経営者の予想精度より高い。」ことが検証された。この結果は、視点を変えると経営者が精度の高い予想をできないのではなく、経営者が期待マネジメントを行っていると捉えることが可能である。
- ii) 株価との価値関連性では、5月と6月の IFIS コンセンサス予想が経営者予想より株価との価値関連性が高く、仮説2「アナリスト予想 EPS は、経営者予想 EPS より株価との価値関連性が高い。」ことが検証された。しかし、IFIS コンセンサス予想（3月のアナリスト数が1人以上の場合）と決算短信公表前の3月31日の Quick コンセンサス予想の両者では、この結果より、経営者予想公表後アナリスト予想が経営者予想における期待マネジメントでコントロールされた数値を修正していると捉えることが可能である。仮説2は検証されなかった。

仮説1 および仮説2 の分析結果より、アナリスト予想には公表情報に含まれない独自情報が反映されていると考えられ、この増分情報が経営者と投資家の間の情報の非対称性（経営者の業績予想のコントロール）を縮小する作用を有すると言える。この結果から本稿におけるアナリストの存在価値に関する検証という目的が達成された。

IV おわりに

第1の予想情報の精度に関する検証においては、5月と6月の IFIS コンセンサス予想では、経営者予想より Wilcoxon の順位和検定において0.1%水準

で有意、IFIS コンセンサスの3月予想でアナリスト数が3人以上では5%水準で有意、3月31日公表のQuick コンセンサス予想では、0.1%水準で有意に精度が高いという結果となった。このことは、決算短信公表前のIFIS コンセンサスの3月予想（アナリスト数3人以上）と3月31日公表のQuick コンセンサス予想においてすでにその後公表される決算短信での経営者の次期予想値よりも高い精度の予想をしていることを示している。

先行研究においては経営者予想の公表後に精度が反転してアナリスト予想の精度の方が高くなるということが一般的であるが、本稿の分析では経営者予想公表前の時点ですでにアナリスト予想の方が経営者の次期業績予想より有意に精度が高いという結果が導かれた。この結果は、誤差の大きな予想値を経営者が公表していると考えると経営者が期待マネジメントを行っていると思えることが可能である。

次に、5月と6月のIFIS コンセンサスを用いた場合には、株価との価値関連性において株価との相関、修正 R^2 および赤池の情報量基準（AIC）の3つの結果から経営者予想よりも株価との価値関連性が高いことが示された。この結果は仮説1の精度の検証とも整合する結果となった。しかし、決算短信公表前のIFIS コンセンサスの3月予想（アナリスト数1人以上）と3月31日公表のQuick コンセンサス予想においては、経営者予想の方が株価との価値関連性が高く、仮説2は検証されなかった。この結果は、経営者予想公表時に期待マネジメントが行われており、その後アナリストが経営者によってコントロールされた予想値を修正していると思えることが可能である。

精度の検証および株価との価値関連性の結果より、IFIS コンセンサス予想およびQuick コンセンサス予想には経営者の公表情報には含まれないアナリストの独自情報が反映されていると結論付けられる。この増分情報を投資家が利用することによって経営者と投資家の間の情報の非対称性の縮小が行われていると言える。そして、精度および株価との価値関連性の検証を通じて経営者による期待マネジメント、つまり、経営者による市場のコントロールを目的とした業績開示の修正がアナリストの役割の1つであり、アナリスト予想の存在価

値の1つであると結論付けられる。

今後の課題として本稿の分析の延長として、経営者予想とアナリスト予想の相互依存関係について取り組んでいきたい。

参考文献

- Coller, M. and T. Yohn "Management Forecasts : What Do We Know ?" *Financial Analysts Journal*, Vol.54, No1, (January 1 February 1998) PP. 58-62.
- Gift, M. and T. Yohn "Analysts Response to Management Forecasts," Working Paper, Georgetown University. 1997
- Hassell, J. and R. Jennings "Relative Forecast Accuracy and the Timing of Earnings Forecast Announcements," *The Accounting Review*, Vol.61, No.1, (January 1986) pp.58-75.
- Jaggi, B. "Further Evidence on the Accuracy of Management Forecasts Vis-à-Vis Analysts' Forecasts," *The Accounting Review*, Vol.55, No.1 (January 1980), pp.96-101.
- Ohlson, J., "Earnings book values, and dividends in equity valuation An empirical Perspective." *Contemporary accounting research* vol.18 No.1 (Spring 2001) pp.107-120.
- Pownall, G., and G. Waymire. "Voluntary Disclosure Credibility and Securities Prices: Evidence from Management Earnings Forecasts, 1969-73." *Journal of Accounting Research*, Vol.27, no.2 (Autumn 1989), pp.227-245.
- Waymire, G. "Additional Evidence on the Accuracy of Analyst Forecasts before and after Voluntary Management Earnings Forecasts." *Accounting Review*, vol.61, no.1 (January 1986): 129-142.
- 太田浩司稿「経営者の利益予想情報の有用性」『ディスクロージャーの戦略と効果 第8章』須田一幸編著, 森山書店, 168-208頁, 2004年。
- 太田浩司稿「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, 53-94頁, 2006年。
- 太田浩司稿「業績予想における経営者予想とアナリスト予想」, 『証券アナリストジャーナル』第45巻第8号, 54-66頁, 2007年。
- 野間幹晴稿「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1」『企業会計』。 Vol. 60, No5, 2008年。