

【論文】

アナリストによる予想利益の精度

中 井 誠 司

目 次

- 1 はじめに
- 2 先行研究
- 3 リサーチ・デザイン
- 4 データ
- 5 結果および考察
- 6 おわりに

キーワード：アナリスト予想，予測精度，ディスパージョン

1 はじめに

ファンダメンタル分析を行う投資家にとって、予想利益は重要なインプット数字である。そのため予想利益の精度は投資判断に大きな影響を与える。わが国において予想利益は、アナリストによる予想利益だけではなく、証券取引所の要請により経営者による予想利益の公表も行われている。また個別アナリストの予想利益を集約したコンセンサス予想利益も投資家に利用され、コンセンサス予想利益を用いた投資戦略も有効である（中井 [2014]）。本稿ではアナリストのコンセンサス予想利益の精度に関して、直近のデータを用いて検証する⁽¹⁾。アナリストによる予想利益の精度に関してこれまで数多くの研究が行われてきているが、本稿ではアナリストによる予想利益の散らばり（dispersion）と予測精度の関係について検討する。個別アナリストによる予想利益の散らばりはアナリストの収益見通しに対する不確実性を表し、投資家にとっては

アナリストによる予想利益の精度（中井）

リスクと考えられる⁽²⁾。アナリストによる予想利益の散らばりが大きい場合、事後的にも精度が低くなることが予想される。

本稿の構成は以下の通りである。次節において、わが国におけるアナリスト予想の精度に関する先行研究をレビューする。つづく第3節では、検証のためのリサーチ・デザインについて述べる。第4節ではサンプル・データの概要を説明し、第5節で分析結果と考察を述べる。そして最後に結果の要約と今後の課題を述べる。

2 先行研究

本節ではわが国のアナリストによる予想利益の精度に関する研究をレビューする⁽³⁾。阿部（2000）は1989年から1997年におけるI/B/E/Sが提供するアナリスト予想のコンセンサス・データを用いて、実績値との比較や予測修正の傾向などを調査した。そこではアナリストによる予想利益の精度は企業規模やアナリスト・カバレッジ数により差異が見られ、その予測誤差は決算期に近づくにつれ減少することが明らかになった。次に太田（2005）は1987年から1999年のデータを用いて、東洋経済予想・I/B/E/Sが提供するコンセンサス予想・経営者予想の三者の予測精度と価値関連性を検証した。毎年6月時点での予測精度を比較した結果、I/B/E/S予想の精度が最も低く、アナリストによる予想利益の有用性に疑義を唱える結果となった。また価値関連性については、I/B/E/S予想が最も低く、東洋経済予想と経営者予想は同程度であった。同様に太田・近藤（2011）では1992年から2002年までのデータを用いて、東洋経済予想・I/B/E/S予想・経営者予想の三者の予測精度を6月から翌年5月の各月で比較した。そこでもI/B/E/S予想は経営者予想よりも精度が低い結果となった。また奈良・野間（2013a）は、2005年から2011年までの3月決算企業のデータを用いて、Quickが提供するコンセンサス予想と経営者予想の精度と価値関連性を比較した。精度に関して、期間全体では中央値で見たコンセンサス予想より経営者予想

の方が、予測精度が高いことが明らかになった。価値関連性に関しては、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ことが示された。同様に奈良・野間（2013b）は QUICK が提供するコンセンサス予想と IFIS が提供するコンセンサス予想について 2004 年から 2011 年までの 3 月決算企業のデータを用いて、予測精度と価値関連性を比較した。そこでは、2005 年以降は両社から提供されるアナリスト予想の予測精度とそれを用いた価値関連性に差異は見られない結果となった。

以上のようにこれまで経営者予想の方がアナリスト予想よりも精度が高い研究結果が示されているが、アナリストの予想利益を集約したコンセンサス予想を取り扱う際にはステイル予想（stale forecast）問題がある。コンセンサス予想は、過去一定期間内に個別アナリストが公表した予想利益を集計することによって計算される。経営者による予想利益の数値が改訂された後にコンセンサス予想を計算する際に、経営者予想の改訂前に公表されたアナリスト予想を含めることがある。このような計算手続きにより、アナリストのコンセンサス予想の鮮度が低下し、予測精度が低下する問題がステイル予想問題である。橋口（2007）は、ステイル予想問題に対応したコンセンサス予想を作成して、2001 年から 2006 年までの 3 月決算企業のコンセンサス予想の精度と価値関連性を検証した。そこでは、ステイル予想問題に対応したコンセンサス予想は、全ての月で経営者予想よりも精度が高いという結果が得られた。そして予測精度の最も高かったコンセンサス予想が最も市場に織り込まれていることが明らかになった。また太田・河瀬（2014）は 2007 年から 2010 年までの IFIS データを用いて、ステイル予想問題に対応したうえでアナリスト予想の経営者予想に対する優位性の要因を検証した。そこではアナリスト予想の経営者予想に対する優位性は、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）、企業規模、アナリスト・カバレッジ数といった企業特性によって異なることを明らかにした。

本稿では直近の期間についてコンセンサス予想の予測精度を検証する。またステイル予想問題に対応するため、IFIS より取得した個別アナリスト・データから日次でコンセンサス予想を作成する。加えて個別アナリストの予想利益

アナリストによる予想利益の精度（中井）

の散らばりと予測精度の関係について明らかにする。個別アナリストの予想利益の散らばりが大きいコンセンサス予想利益は、事後的に精度が低いのか否かを検証する。

3 リサーチ・デザイン

予想利益の精度について、予測誤差を以下の計算式により測定する。

$$MFERR_{i,t} = |E_{i,t} - MF_{i,t}| / MVE_{i,t-1} \times 100$$

$$AFERR_{i,t} = |E_{i,t} - AF_{i,t}| / MVE_{i,t-1} \times 100$$

$MF_{i,t}$: 企業 i の t 期における経営者予想利益（営業利益）

$AF_{i,t}$: 企業 i の t 期におけるアナリスト予想利益（営業利益）

$E_{i,t}$: 企業 i の t 期における実績利益（営業利益）

$MVE_{i,t}$: 企業 i の t 期末（3月31日）における時価総額

精度を検証する予想利益は営業利益とする⁽⁴⁾。また経営者予想の予測誤差とアナリスト予想の予測誤差の異常値処理として、各年度の数値の大きい1パーセントタイルの値を1パーセントタイルの値に置き換える処理をしている。

次にアナリスト予想の精度の分析のために以下のモデルを考える。

$$AFERR_{i,t} = \alpha + \beta_1 MFERR_{1,i,t} + \beta_2 LN_NoA_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t-1} + \beta_4 DAYS_{i,t} \\ + \beta_5 DISP_{i,t} + \sum \beta_k INDDUM_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad \dots (1)$$

$MFERR_{1,i,t}$: 企業 i の ($t-1$) 期（前年度）における経営者予想の予測誤差
(= $MFERR_{i,t-1}$)

$LN_NoA_{i,t}$: 企業 i の t 期の6月30日時点のアナリスト・カバレッジ数⁽⁵⁾
の自然対数値

$SIZE_{i,t}$: 企業 i の t 期末（3月31日）における時価総額（百万円）の
自然対数値

$DAYS_{i,t}$: 経営者予想の公表日から6月30日までの日数

$DISP_{i,t}$: 企業 i の t 期における個別アナリストの予想利益の標準偏差

を時価総額 ($MVE_{i,t-1}$) で除した数値⁽⁶⁾

$INDDUM_{i,t}$: 企業 i が t 期末 (3月31日) に属する業種では 1, それ以外は 0 となる業種ダミー変数 (東証 33 業種分類)

アナリスト予想は経営者予想にも影響を受ける (野間 [2008])。経営者予想の精度が高ければ, アナリスト予想の精度も高くなることが予想される。これまでの研究では, アナリスト予想は前年度の経営者予想のバイアスの影響を受けることが明らかになっている (中井 [2011])。そこで β_1 の符号は正であることが予想される。

アナリスト・カバレッジ数が多ければ, そのコンセンサス予想利益は多くのアナリストの意見を集約した数値と考えられるため, 精度が高いことが予想される。これまでの研究では, アナリスト・カバレッジ数が多い企業ほどアナリスト予想の精度が高いことが明らかになっている (阿部 [2000], 橋口 [2007])。そこで β_2 の符号は負が予想される。

企業規模が大きい企業は様々なビジネスを営んでおり, アナリストの利益予想も困難となることが予想される。しかし一方で, 規模が大きい企業に関しては, アナリストが業績予想をするために用いる企業情報も多く獲得できるため, 利益予想は容易になるとも考えられる。これまでの研究では, 規模が大きい企業は規模が小さい企業と比較して, アナリスト予想の精度が高いことが明らかになっている (太田 [2005], 橋口 [2007], 奈良・野間 [2013a])。そこで β_3 の符号は負が予想される。

企業は本決算が終了すると, 通常 45 日以内に決算短信により前期実績値を公表し, その際に当期予想利益も公表する。多くの企業が 5 月中旬に決算短信を公表するが, 中には 4 月上旬に公表する企業もある。経営者による前年度実績利益・当期予想利益の公表から日数が経てば, アナリストが企業を分析する時間もそれだけ増加し, また利益予想を行うために必要なその他の情報も多く獲得できると考えられる。そのため経営者予想の公表日からの日数が多ければ, アナリスト予想の精度は向上することが予想される。そこで β_4 の符号は負が予想される。

アナリスト予想の散らばりは, 利益予想を行うアナリスト間の意見の相違の

アナリストによる予想利益の精度（中井）

程度を表している。散らばりが大きければ不確実性が高く、個別のアナリスト予想を集約したコンセンサス予想利益の精度は低くなることが予想される。そこで β_5 の符号は正が予想される。

次にアナリスト予想の経営者予想に対する優位性について分析する。わが国では多くの企業が経営者予想を公表しており、どのような場合にアナリスト予想が経営者予想より優位になるのかを検討する。分析に用いるモデルは以下の通りである。

$$\begin{aligned} \text{diff}_{it} = & \alpha + \beta_1 \text{MFERR}_{1it} + \beta_2 \text{LN_NoA}_{it} + \beta_3 \text{SIZE}_{it-1} + \beta_4 \text{DAYS}_{it} + \beta_5 \text{DISP}_{it} \\ & + \sum \beta_k \text{INDDUM}_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad \dots (2) \end{aligned}$$

diff_{it} ：企業*i*の*t*期におけるアナリストによる予想利益の予測誤差と経営者による予想利益の予測誤差の差異（= $\text{MFERR}_{it} - \text{AFERR}_{it}$ ）

（注）その他の変数については、(1)式を参照。

上記のモデルでは予測誤差の量的差異を被説明変数としている。経営者予想の予測誤差からアナリスト予想の予測誤差を引いているため、数値が大きいほどアナリスト予想の精度の方が高いことになる。

前年度の経営者予想の予測誤差が大きい企業ほど、アナリストは経営者予想以上の予測精度を達成できる余地が大きいと考えられる。そのため β_1 の符号は正が予想される。またアナリスト・カバレッジ数が多ければ、そのコンセンサス予想は多くのアナリストの意見の集約となり質の高い予想利益となるものと考えられる。そのためアナリスト予想の経営者予想に対する優位性は高まることが期待されるため、 β_2 の符号は正が予想される。企業規模に関して、これまでの研究では規模の小さい企業の経営者予想は、規模の大きい企業の経営者予想よりも精度が低いことが明らかになっている（太田 [2005], 橋口 [2007], 奈良・野間 [2013a]）。そのため相対的に経営者予想の予測精度の低い規模の小さい企業について、アナリスト予想は予測精度の改善を図ることができると考えられる。そこで β_3 の符号は負が予想される。経営者予想の公表日からの

経過日数が多ければ、それだけアナリストの私的情報が追加され、アナリスト予想の予測誤差は小さくなると考えられる。これまでの研究では、経営者予想の公表からの日数が経過するほど、アナリスト予想の優位性が増すことが明らかになっている（太田・河瀬 [2014]）。そこで β_4 の符号は正が予想される。またアナリスト予想の散らばりが大きいと、アナリスト予想の精度が低下することが予想される。そこで β_5 の符号は負であることが予想される。

次にアナリストによる予想利益の精度が経営者による予想利益の精度より優れているか否かを検討するために以下のロジット・モデルを用いる。

$$\begin{aligned} \Pr(BEAT_{it} = 1) \\ = F(\alpha + \beta_1 MFERR_1_{it} + \beta_2 LN_NoA_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 DAYS_{it} \\ + \beta_5 DISP_{it} + \sum \beta_k INDDUM_{it-1}) \quad \dots (3) \end{aligned}$$

$BEAT_{it}$: 企業 i の t 期においてアナリスト予想誤差が経営者予想誤差よりも小さい場合に 1、それ以外は 0 のダミー変数

(注) その他の変数については、(1) 式を参照。

ここで β_1 から β_5 の予想される符号は、前述のアナリスト予想の予測誤差と経営者予想の予測誤差の量的差異の分析と同様である。

4 データ

サンプルは東証 33 業種分類の銀行・証券・保険に属する企業を除く全上場企業のうち、3月決算（期末決算日 3月31日）企業で決算日以降 6月30日までに経営者予想を公表した企業を対象とする。連結データを優先し、連結データが取得できない場合は単体データを使用する。分析の対象となる予想決算期は 2018 年から 2020 年であり、精度を検証する予想時点は各年 6月30日時点である⁽⁷⁾。具体的には、2018 年 3 月期の営業利益の予測精度を 2017 年 6 月 30 日時点における予想数値により検証することになる。アナリストによる予

アナリストによる予想利益の精度（中井）

想利益データは IFIS が提供する個別ブローカー別データを使用し、コンセンサス予想利益は個別アナリストの予想数値の平均値とする。ただしコンセンサス予想の作成に関するステイル予想問題に対応するため、コンセンサス予想を計算するために使用するデータは経営者予想の公表日以降に公表されたアナリスト予想のみとする。アナリスト予想利益データ以外は日経 NEEDS-Financial Quest より取得している。

表 1 アナリスト・カバレッジ数

アナリスト数	予想決算期			合計
	18/03	19/03	20/03	
2	100	96	85	281
3	83	72	75	230
4	43	53	48	144
5	47	42	33	122
6	38	47	43	128
7	37	23	29	89
8	32	30	29	91
9	13	34	28	75
10	30	30	29	89
11	26	16	19	61
12	15	16	18	49
13	20	12	11	43
14	11	17	16	44
15	8	4	9	21
16～	27	20	28	75
合計	530	512	500	1,542

表 1 に分析に用いたサンプルのアナリスト・カバレッジ数を示す。

本稿では予想利益の散らばりを分析対象としている。そのため経営者予想の公表後に予想利益を公表したアナリストが 1 人の場合、分析サンプルから除かれる。

次に分析に使用した変数の基本統計量を表 2 に、ピアソンの相関係数を表 3

表2 基本統計量

	最小値	第1四分位	中央値	平均値	第3四分位	最大値	標準偏差
AFERR	0.003	0.48	1.16	2.26	2.60	29.49	3.54
MFERR_1	0.001	0.36	1.01	1.87	2.29	20.98	2.63
LN_NoA	0.69	1.10	1.61	1.67	2.20	3.00	0.67
SIZE	8.72	11.50	12.35	12.42	13.28	16.93	1.32
DAYS	13.00	49.00	51.00	53.99	63.00	89.00	7.41
DISP	0.00	0.20	0.39	0.67	0.79	20.72	1.04

表3 相関係数

	AFERR	MFERR	MFERR_1	LN_NoA	SIZE	DAYS
AFERR						
MFERR	0.87					
MFERR_1	0.40	0.40				
LN_NoA	0.02	0.02	-0.04			
SIZE	-0.14	-0.15	-0.15	0.75		
DAYS	-0.04	-0.07	-0.06	0.21	0.16	
DISP	0.44	0.41	0.38	0.05	-0.10	-0.05

に示す。

同じ決算期のアナリスト予想の予測誤差（AFERR）と経営者予想の予測誤差（MFERR）の相関係数は0.87である。アナリスト予想の基礎となる経営者予想の予測誤差が大きい場合は、同じ決算期のアナリスト予想の予測誤差も大きくなることが分かる。また経営者予想の予測誤差に関して、前期の予測誤差（MFERR_1）と当期の予測誤差（MFERR）の相関係数は0.40である。経営者の予測誤差の大きさには継続性があることが分かる。またアナリスト・カバレッジ数（LN_NoA）と企業規模（SIZE）の相関係数は0.75である。これまでの研究でも規模が大きい企業ほどアナリスト・カバレッジ数は多く（中井[2006]）、本稿の分析サンプルでも企業規模とアナリスト・カバレッジ数との相関は高い⁽⁸⁾。

5 結果及び考察

アナリスト予想の予測誤差に関して、(1)式の推定結果を表4に示す。

表4 アナリスト予測誤差に関するモデルの推定結果

	18/03 期		19/03 期		20/03 期	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
切片	4.887	2.06 **	8.031	4.92 ***	7.770	3.52 ***
MFERR_1	0.297	3.02 ***	0.286	2.46 **	0.475	2.84 ***
LN_NoA	0.711	2.52 **	0.604	2.90 ***	0.466	1.49
SIZE	-0.462	-2.90 ***	-0.475	-4.18 ***	-0.418	-2.49 **
DAYS	-0.014	-0.76	-0.010	-0.85	-0.016	-1.12
DISP	1.233	2.42 **	0.315	2.52 **	0.865	4.03 ***
業種ダミー	含む		含む		含む	
Adjusted R ²	0.37		0.32		0.57	
N	530		512		500	

(注) t 値は White (1980) の標準誤差により計算している。

*, **, *** は、それぞれ 0.1, 0.05, 0.01 の有意水準を表している。

前年度の経営者予想の予測誤差 (MFERR_1) の係数の符号は正で統計的に有意である。前年度の経営者予想の予測誤差が大きい企業の利益予想は難しく、アナリスト予想の予測誤差も大きくなるのが分かる。またアナリスト・カバレッジ数 (LN_NoA) の係数の符号は正で統計的に有意である。これは予想された符号の正負と逆である⁽⁹⁾。その理由として、アナリスト・カバレッジ数が増えると個々のアナリスト予想のバイアスが増幅されることが考えられる⁽¹⁰⁾。企業規模 (SIZE) の係数の符号は負で統計的に有意である。企業規模が大きい企業ほどアナリストは様々な情報を利益予想に反映させ、予測誤差が小さくなるものと考えられる。経営者予想の公表日からの日数 (DAYS) の係数の符号は負であるが、統計的には有意ではない。決算日から6月末時点までの期間では、経営者予想の公表日からの経過日数と予測誤差の関係は明らかではない。

最後にアナリスト予想の散らばり (DISP) の係数の符号は正で統計的に有意である。アナリスト予想の散らばりは収益見通しの不確実性を表すが、散らばりが大きい企業のアナリスト予想は事後的にも予測誤差が大きいことが明らかになった。

次にアナリスト予想の経営者予想に対する優位性について検討する。表5では、各年度のアナリスト予想と経営者予想の予測誤差の平均値と中央値を示す。

表5 アナリスト予想と経営者予想の予測誤差の比較

	AFERR		MFERR		AFERR-MFERR の 差に関する検定	
	平均値	中央値	平均値	中央値	t 値	z 値
18/03 期	1.95	1.07	1.84	1.10	1.22	-1.11
19/03 期	1.85	1.01	1.57	0.78	4.69 ***	5.58 ***
20/03 期	3.01	1.55	2.79	1.25	2.83 ***	5.53 ***

(注) AFERR と MFERR の平均値の差および中央値の差の検定を行っている。パラメトリックな t-test の t 値とノンパラメトリックなウィルコクソンの符号付順位和検定の z 値を記載している。

*, **, *** は、それぞれ 0.1, 0.05, 0.01 の有意水準を表している。

各年度6月末時点のアナリスト予想と経営者予想の予測誤差を比較すると、2018年度を除いて平均値および中央値ともにアナリスト予想の予測誤差が大きく、それは統計的に有意であった。6月時点での予測精度を計測した橋口(2007)では、アナリスト予想と経営者予想では差がない、もしくはアナリスト予想が経営者予想を上回る結果であった。一方、奈良・野間(2013a)は、全サンプルでは、経営者予想は中央値で見たアナリスト予想より予測精度が統計的に有意に高い結果であった。本稿の結果は、奈良・野間(2013a)と整合的であった。6月時点での経営者予想は、当期予想に関して経営者が最初に公表した数値であり、アナリストはその数値の影響を受けて経営者予想以上の精度とはならないものと考えられる。

次にアナリスト予想と経営者予想の予測誤差の差異の要因に関して、(2)式での推定結果を表6に示す。

表6 アナリスト予想と経営者予想の予測誤差の量的差異に関する分析結果

	18/03 期		19/03 期		20/03 期	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
切片	0.324	0.26	-0.292	-0.31	0.911	0.86
MFERR_1	0.000	0.01	0.086	1.62	0.012	0.15
LN_NoA	0.126	0.81	0.019	0.14	0.310	1.80 *
SIZE	-0.016	-0.20	-0.074	-1.00	-0.130	-1.54
DAYS	-0.026	-2.58 **	-0.006	-0.75	-0.006	-0.78
DISP	-0.405	-0.76	-0.321	-2.92 ***	-0.058	-0.29
業種ダミー	含む		含む		含む	
Adjusted R ²	0.09		0.10		0.10	
N	530		512		500	

(注) t 値は White (1980) の標準誤差により計算している。

*, **, *** は、それぞれ 0.1, 0.05, 0.01 の有意水準を表している。

18年3月期予想において、経営者予想の公表日からの日数(DAYS)についての係数が負で統計的に有意である。これは期待された符号と逆である。また19年3月期予想でのアナリスト予想の散らばり(DISP)についての係数は負で統計的に有意である。個別アナリストの予想利益の散らばりが大きいコンセンサス予想の精度は低く、経営者予想に対しても優位性が低下することを示している。ただし全期間を通して統計的に有意な係数はなく、アナリスト予想の予測誤差と経営者予想の予測誤差の差異に関する明確な要因は検出されなかった。

次にアナリストによる予想利益の予測誤差が経営者による予想利益の予測誤差より小さいか否かということについて検討する。(3)式によるロジット・モデルによる推定結果を表7に示す。

19年3月期予想において、前年度の経営者予想の予測誤差(MFERR_1)の係数の符号が正で統計的に有意である。これは、前年度の経営者による予想利益の精度が低い場合に、アナリストによる予想利益の経営者による予想利益に対する優位性が高まることを示している。しかし全期間を通して統計的に有意な係数はなく、アナリスト予想の経営者予想に対する優位性の明確な要因は検

表7 アナリスト予想と経営者予想に対する優位性に関する分析結果

	18/03期		19/03期		20/03期	
	係数	z値	係数	z値	係数	z値
切片	-14.470	-0.01	-13.247	-0.02	-15.364	-0.01
MFERR_1	0.006	0.20	0.187	3.34 ***	0.087	1.37
LN_NoA	0.098	0.44	0.070	0.29	0.108	0.42
SIZE	-0.016	-0.14	-0.070	-0.58	-0.114	-0.85
DAYS	-0.020	-1.35	-0.011	-0.77	0.022	1.66 *
DISP	-0.105	-0.71	-0.100	-0.97	-0.090	-0.81
業種ダミー	含む		含む		含む	
Pseudo R ²	0.10		0.16		0.13	
N	530		512		500	
N(AFERR<MFERR)	275		203		188	

(注) 最終行はアナリスト予想の予測誤差が経営者予想の予測誤差よりも小さい企業数を示す。

*, **, *** は、それぞれ 0.1, 0.05, 0.01 の有意水準を表している。

出されなかった。太田・河瀬(2014)はアナリスト予想の経営者予想に対する優位性について、経営者予想の公表日からの日数が多いほど、アナリスト・カバレッジ数が多いほど優位性が高いことを示している。ただし太田・河瀬(2014)は期初時点の経営者予想のみならず、期中公表された経営者予想の全てをサンプルとしている点で、本稿と分析方法が異なる。表7の最終行で示した通り、アナリスト予想の予測誤差が経営者予想の予測誤差よりも小さかった企業数は、18年3月期以外は時点毎のサンプルの半数以下である。表5ではアナリスト予想の予測誤差と経営者予想の予測誤差に関して平均値・中央値で経営者予想が優位であった。毎年6月時点ではアナリスト予想が経営者予想に対して優位となる企業数も多くなく、予測精度に関する優位性はないことが明らかになった。

6 おわりに

本稿ではアナリスト予想の予測誤差の要因に関して、直近のデータを用いて検証した。まずアナリスト予想の予測誤差に関して、前年度の経営者予想の予測誤差が大きければ、アナリスト予想の予測誤差も大きくなる。アナリストが利益予想をする際に経営者予想は1つの参考材料であり、その経営者予想の予測誤差が大きければアナリスト予想の予測誤差も大きくなることを示している。また企業規模が大きければ、アナリストは様々な企業情報が入手可能となり、予測誤差は小さくなる。ただしアナリスト・カバレッジ数が多くなると、アナリスト予想の予測誤差は大きくなる。多くの意見が集約されて予測誤差が小さくなるよりも、個別のアナリスト予想のバイアスが増幅されるためであると考えられる。加えて個別アナリストの予想利益の散らばりは、アナリストの予想時点での将来見通しに対する不確実性を表しているが、それは事後的にも予測誤差が大きくなることが明らかになった。

一方でアナリスト予想と経営者予想の予測誤差を比較すると、3月決算企業を対象として毎年6月末日時点では経営者予想の方が予測誤差は小さい。またアナリスト予想の経営者予想に対する優位性の要因を検証したが、明確な結果は得られなかった。期初時点では、経営者予想はアナリスト予想と比較して精度が高い結果となった。

今後の課題としては、アナリスト予想の利用の際に予測精度に影響を与える要素を組み込むことである。本稿では、個別アナリストの予想利益の散らばりや前年度の経営者予想の精度が、アナリスト予想の精度に影響を与えることが明らかになった。アナリスト予想を用いた投資戦略は有効であるが、このような要素を考慮した予想利益を用いれば投資成果のさらなる向上が期待される。また今回はアナリストのコンセンサス予想を分析対象としたが、個別アナリストの予想利益を利用する投資戦略も考えられる。常に経営者予想やコンセンサス予想よりも予測誤差の小さいアナリストを特定化できれば、そのアナリスト予想を投資戦略に用いることにより投資成果は向上するものと考えられる。

注

- (1) 2020年6月における2021年3月期予想は、コロナ禍により経営者予想を公表する企業が急減した。そのため本稿では2018年3月期予想から2020年3月期予想までを分析対象とした。
- (2) わが国の予想利益のディスパージョンと株式リターンの関係については田村ほか(2007)を参照。
- (3) 海外の研究に関する最近のレビューにRahman et al. (2019)がある。
- (4) 実績ベースで特別損益項目を含まない営業利益を採用した。
- (5) 本稿でのアナリスト・カバレッジ数の定義は過去6ヵ月間(各年1月1日～6月30日)に予想利益を公表したアナリスト数とした。そのため分析のコンセンサス予想利益を計算するために用いられたアナリスト数とは異なる。しかしその差は本稿の分析結果に影響を与えない。
- (6) 散らばり(dispersion)の計算方法として、予想利益の標準偏差の分子に対して、分母を何にするかという問題がある。本稿では他の変数の計算方法と合わせるため時価総額を用いた。
- (7) 投資戦略としてポートフォリオ構築の観点から、時点を基礎とした分析を行う。
- (8) 分析で用いたモデルでのVIFは小さく、多重共線性の問題は少ないと判断した。
- (9) 奈良(2020)は当期純利益のアナリスト予想の予測誤差を被説明変数とした分析を行っている。そこでもアナリスト・カバレッジ数の係数の符号は正で統計的に有意である。
- (10) 予想利益のバイアスはアナリスト個人の特性にも影響を受ける(中川[2008])。

参考文献

- Brown, D. L., 1997. Analyst forecasting errors: Additional evidence. *Financial Analysts Journal* 53(6), 81-88.
- Conroy, R. M., Fukuda, Y., Harris, R., 1997. Securities houses and earnings forecasts in Japan: What makes for an accurate prediction? *Financial Analysts Journal* 53(4), 29-40.
- Rahman, Md. J., Zhang, J., Dong, S., 2019. Factors affecting the accuracy of analysts' forecasts: A review of literature. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal* 23(2), 1-17.
- White, H., 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48, 817-838.
- 阿部圭司, 2000. 「アナリストによる企業業績予測に関する調査」『産業研究』(高崎経済大学附属産業研究所紀要)第35巻第2号, 54-66.
- 太田浩司, 2005. 「予想利益の精度と価値関連性 -I/B/E/S, 四季報, 経営者予想の比較」『現代ファイナンス』第18号, 141-159.
- 太田浩司・河瀬宏則, 2014. 「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」『経営財務研究』第34号第1-2号, 3-34.

アナリストによる予想利益の精度（中井）

- 太田浩司・近藤恵美, 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』第 23 号, 33-58.
- 田村浩道・伊藤桂一・石川康, 2007. 「アナリストディスパージョン効果とグローバル分析」『証券アナリストジャーナル』第 45 巻第 8 号, 42-53.
- 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』第 44 巻第 6 号, 84-97.
- 中井誠司, 2011. 「経営者予想がアナリスト予想に与える影響」『管理会計学』第 19 巻第 1 号, 3-15.
- 中井誠司, 2014. 「アナリストによる投資推奨の変更と株式リターン」『現代ディスクロージャー研究』第 14 巻, 25-41.
- 中川淳, 2008. 「アナリストのキャリア・コンサーンとハーディング行動」『証券アナリストジャーナル』第 46 巻第 5 号, 125-142.
- 奈良沙織, 2020. 「マネジメント・アプローチの導入とアナリスト予想」『会計』第 198 号第 4 巻, 41-55.
- 奈良沙織・野間幹晴, 2013a. 「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 working paper series FS-2013-J-001.
- 奈良沙織・野間幹晴, 2013b. 「QUICK コンセンサスと IFIS コンセンサスの予想精度と価値関連性」『明大商學論叢』第 96 巻第 1 号, 11-25.
- 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』第 60 巻第 5 号, 116-122.
- 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』第 19 号, 43-70.

(謝辞) 本研究の一部は JPSP 科研費 JP19H01552 および国士舘大学経営研究所より支援を受けた研究成果の 1 つである。