

アナリスト・カバレッジとコンセンサス予想

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. 実証結果
5. 結論と課題

1. はじめに

投資家が投資対象企業のファンダメンタル分析を行う場合、その企業の予想利益は重要なインプット・データである。わが国における主な予想利益情報には、証券取引所の要請により経営者が公表するものと企業外部のアナリスト¹⁾が公表するものがある。投資家に投資対象企業の専門的知識がない場合、投資家は専門家による中立的意見を必要とし、そこにアナリストによる予想利益情報の価値が見出せる。アナリストは企業訪問を行い、様々な情報を入手して、最終的に予想利益や投資推奨の意見表明を行う。すなわちアナリストには投資家の意思決定に有用な情報を提供する役割が期待される。しかし一方でアナリストにはアナリスト自身のビジネスもあり、その情報にはバイアスが含まれている可能性もある。例えば、すべての上場企業がアナリストの調査対象ではなく、アナリストが調査対象とするか否かはアナリスト自身のビジネスでのメリットとデメリットを勘案して決定される²⁾。またアナリストには同業他社のアナリストとの競争があり、業界で生き残ることを考えた情報提供を行うことも予想される。そのためアナリスト情報の全てが投資家にとって有用であると

は限らず、アナリストの予想利益情報を無批判に利用することはできない。

本稿ではアナリストの競争状態とアナリストの予想利益情報との関係について検証し、投資家がアナリストの予想利益情報を利用する際の基礎的情報を提供する。具体的には企業を調査するアナリスト・カバレッジ数（以下、ACと表記）とアナリストのコンセンサス予想利益の関係について検証する。ACの大小は個々のアナリストが置かれている競争状態を表し、ACが大きければアナリスト間の競争が激しく、ACが小さければ競争が少ないと考える。一方、アナリストのコンセンサス予想利益とは、ある企業に対してその企業を調査対象とするアナリストが公表する予想利益の集計値である。その企業を調査対象とするアナリストが複数いる場合は、それらアナリストの予想利益の中央値もしくは平均値をコンセンサス予想と呼ぶ³⁾。

本稿では、調査するアナリストが一人の場合に焦点を当てる。調査するアナリストが一人の場合、そのアナリストは調査企業に関するアナリスト間の競争がないことになる。コンセンサス予想利益の数字は、複数のアナリストがいる場合はその集計値となるが、アナリストが一人の場合はその個人の予想数字となる。そのため企業毎に得られるコンセンサス予想利益の数字でも、ACが一人の場合は特定のアナリストの予想であり、ACが二人以上の場合はアナリスト間の競争を反映した数字となる。以上のことから、ACの大小により企業のコンセンサス予想利益の特徴は異なることが予想される。投資家がコンセンサス予想利益の特徴の違いを知ることは、コンセンサス予想利益情報を用いた投資戦略の策定に有用である⁴⁾。

本稿の構成は以下の通りである。次節において先行研究を概観し、これまでに明らかになったことを整理する。第3節では仮説を導出し、推定する回帰モデル、データについて詳述する。第4節において実証結果について議論し、最終節で本稿の総括と今後の課題を述べる。

2. 先行研究

アナリストの予想利益情報に関しては、わが国でもこれまで多くの実証研究の蓄積がある。本節では主に経営者予想とアナリスト予想の比較に関する先行研究をレビューし、これまで明らかになった事項を整理する。

わが国における予想利益情報は、先ずわが国独自の制度として経営者予想がある。証券取引所は、「上場会社と投資者との間の重要な情報格差を解消し、投資者との充実した対話を通じて証券市場における公正かつ円滑な価格形成を確保する観点から、上場会社が、それぞれの実情に応じて 将来予測情報の積極的な開示に取り組むよう要請」している⁵⁾。経営者予想は企業内部の情報を多く持つ経営者からの予想利益情報であり、その情報はアナリストにとっても重要である。経営者予想がアナリストのコンセンサス予想に与える影響として、中井 (2011) は経営者予想の発表がコンセンサス予想の精度を向上させ、アナリスト間の予想利益の散らばりを減少させることを明らかにした。同様に太田・近藤 (2011) はコンセンサス予想の変動の多くの割合が経営者予想の変動で説明できることを示し、経営者予想が予想利益情報の中心的役割を担っていると結論づけた。また奈良・野間 (2014) は経営者予想がコンセンサス予想に与える影響は、規模が大きい企業で大きいことを明らかにした。予想利益の精度の観点から八田 (2011) は、アナリスト予想は経営者予想の発表後のみならず発表前であっても経営者予想よりも精度が高いことを示し、アナリスト予想には独自の情報が含まれるとした。

ACとコンセンサス予想の精度の関係について、阿部 (2000) はACが4人以上のコンセンサス予想は、4人未満のコンセンサス予想と比較して予測誤差が小さいことを明らかにした。一方、サンプルが異なる太田 (2005) は、ACの大小と予想精度は無関係であるとした。ただし太田 (2005) が用いたデータは、経営者予想が発表された後もそれ以前のアナリスト予想がコンセンサス予想の計算に残るという問題を抱えている。そこで太田・河瀬 (2014) は、経営者予想発表後に公表されたアナリスト予想を集計したデータにより分析した。

そこでは企業規模等をコントロールしたうえで、ACが小さい企業より大きい企業の場合にコンセンサス予想は経営者予想に対して優位性があることを明らかにした。その解釈は、様々な見解に基づく予想が平均化されて質の高い予想利益となるためとしている。

ACをアナリスト間の競争の程度とみなした分析には Hong and Kacperczyk (2010) や Merkle et al. (2017) がある。Hong and Kacperczyk (2010) では、証券会社の合併等により調査アナリストが減少した場合には、その企業のコンセンサス予想の楽観度が増加することを明らかにした。同様に Merkle et al. (2017) は、ACの減少により調査する企業が属する業界全体の予想利益の精度が低下し、楽観度が増すことを明らかにした。これはACの変化が調査企業のみならず業界全体に及ぶことを示し、ACの変化によって他のアナリストが影響を受けることを表している。

以上、これまでの研究で明らかになったことを整理すると、アナリスト予想は経営者予想の発表に影響を受けるが経営者予想とは異なる情報内容を持ち、さらにACが大きい企業の方が予想利益の精度が高いことがわかった。しかし予想利益の精度の分析には問題点も存在する。企業の報告利益はアナリストの予想数字をターゲットとする利益調整の可能性がある、その場合は単純に予想精度をクロスセクションで比較できない。そこで本稿では、アナリストのコンセンサス予想と経営者予想を直接的に比較することにする。具体的には、本決算の決算短信の発表時に公表される経営者予想とコンセンサス予想の差異を分析対象とする。投資家にとって投資時点のアナリスト情報の付加価値は、先に公表された経営者予想との差異であると考えられる。本決算時の決算短信で公表される経営者予想とコンセンサス予想との差異を分析対象としたことが、本稿の特徴である。

一方、コンセンサス予想利益の算出の基礎となる個々のアナリスト予想にもバイアスが含まれる可能性がある。例えばアナリストが自身の業界内での生き残りを考慮した場合、あえて大胆な予想利益を公表することにより注目されることを目指すかもしれない。また逆に精度に自信のないアナリストは、トップ

アナリストの意見に同調（ハーディング）するかもしれない。Hong et al. (2000) は、経験の浅いアナリストは大胆な予想により職を失う可能性を考慮して、コンセンサス予想からの乖離が小さい予想することを明らかにした。同様に中川 (2008) は、個々のアナリスト予想の大胆さは経験と評判により異なることを明らかにした。また小谷 (2015) は、アナリスト間に戦略的な相互作用がある場合のコンセンサス予想の性質を数理モデルにより検討し、アナリストの戦略的動機が強くなるほどコンセンサス予想の精度が低下することを明らかにした。以上のようなアナリスト自身のキャリア以外にも、大胆な予想利益を公表する誘因として、株式売買に関わる手数料がある。アナリストの情報提供の対価は株式売買の手数料である⁶⁾。ある企業を調査するアナリストが多数いる場合、アナリスト情報が投資家にとって有用で売買を伴うことになれば、その売買手数料の獲得はアナリスト（証券会社）間の競争となる。このようにアナリストはアナリスト自身のキャリアや売買手数料の獲得など様々な競争に直面していると推測される。そのため個々のアナリストが直面している競争環境により、その予想利益は様々なバイアスを含むことが予想される。そこで本稿では、アナリストの競争環境の代理変数として AC を考え、AC の大小により個々のアナリストの予測利益はバイアスを含み、結果としてコンセンサス予想もバイアスを含むと予想する。

3. リサーチ・デザイン

(1) 仮説の導出

本稿ではアナリストの競争環境とアナリスト予想の関係について、特にアナリストが一人の場合の予想利益に関して検討する。調査アナリストが一人の場合、そのアナリストはアナリスト間の競争にさらされていない。そのため他のアナリストの動向に影響されない予想利益を公表することができる。また投資家はその企業の株式を売買する際には、売買手数料をアナリスト（証券会社）が独占できる可能性がある。ただし AC が小さい企業は企業規模が小さい企業

であることが多い。そのような小型企業は投資家が保有していない場合が多く、投資家の買付を促すためには、アナリストは調査企業がより魅力的な企業であることを投資家に訴える必要がある。そのためアナリストが一人の場合の予想利益は経営者予想利益よりも楽観的となることが予想される。そこで仮説 1 として、以下を設定する。

H 1 : 調査アナリストが一人の場合は、調査アナリストが複数いる場合よりも、その企業のコンセンサス予想利益は経営者予想と比較して楽観的である。

仮説 1 では、アナリストが一人の場合に、投資家の関心を得るためにアナリストは経営者予想よりも楽観的な予想を行うとした。しかしアナリストは経営者予想と比較して過度に楽観的もしくは悲観的な大胆な予想を行うことにより、投資家の関心を得ようとするかもしれない。経営者予想は制度として公表される情報であるのに対し、アナリスト予想は独自の情報である。アナリストが経営者予想に対して追加情報分の価値を高めようとして、アナリスト予想は経営者予想よりも大胆になることが予想される。そこで仮説 2 として、以下を設定する。

H 2 : 調査アナリストが一人の場合は、調査アナリストが複数いる場合よりも、その企業のコンセンサス予想利益は経営者予想に対して大胆である。

以上の仮説を検証するために、企業 i の時点 t におけるコンセンサス予想と経営者予想の差異に関して、以下のような回帰モデルを考える。

$$\frac{AF_{i,t} - MF_{i,t}}{MV_{i,t}}(diff) = \alpha + \beta_1 Size_{i,t} + \beta_2 C_dummy_{i,t} + \beta_3 Beta_{i,t} + \beta_4 Growth_f_{i,t} + \beta_5 MF_acc_lag_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 Days_{i,t} + \sum_{k=2}^K \gamma_k Y_dummy_k + \varepsilon_{i,t} \quad \dots (1) 式$$

また AC の大小によりコンセンサス予想の特徴が異なることも予想されるので、以下のようなモデル式も検討する。

$$\frac{AF_{i,t} - MF_{i,t}}{MV_{i,t}}(diff) = \alpha + \beta_1 Size_{i,t} + \beta_2 NoA_{i,t} + \beta_3 Beta_{i,t} + \beta_4 Growth_f_{i,t} \\ + \beta_5 MF_acc_lag_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 Days_{i,t} + \sum_{k=2}^K \gamma_k Y_dummy_k + \varepsilon_{i,t} \\ \dots (2) \text{式}$$

変数の定義

- AF* : アナリストによるコンセンサス予想営業利益 (百万円)
- MF* : 経営者による予想営業利益 (百万円)
- MV* : 時価総額 (百万円)
- Size* : *MV* の自然対数値
- C_dummy* : AC が一人の場合は 1, それ以外は 0
- NoA* : AC の自然対数値
- Beta* : 過去60ヵ月の TOPIX に対する β (60ヵ月に満たない場合は 36ヵ月目から計算)
- Growth_f* : 経営者による予想営業利益の増加率
【計算式】(予想営業利益—実績営業利益) / 時価総額
- MF_acc_lag* : 前年度同時期の経営者による予想営業利益の精度
【計算式】(前年度の経営者予想営業利益—前年度の実績営業利益) / 時価総額
- ROA* : 企業の収益性
【計算式】実績営業利益 / 実績総資産
- Days* : 経営者による予想利益発表日から分析時点 *t* までの日数
- Y_dummy* : 年度ダミー

本稿の関心は、AC が一人であるか否かによってコンセンサス予想の特徴が異なるか否かである。そこで先ず仮説 1 での変数の係数の正負を検討する。AC が一人の場合は競争がなく、また投資家の調査企業への関心を高めるためにアナリスト予想は楽観的になると考えられる。そこで (1) 式の β_2 は正で

あることが期待される。また AC (NoA) に関して、AC が小さければ競争が少ないので、アナリストは楽観的な予想により投資家の調査企業への関心を高めようとするのが予想される。しかし一方で競争が厳しくなることによって、自身の生き残りのためにより楽観的な予想をするアナリストが出てくるかもしれない。そのため (2) 式の β_2 は事前に正負を想定できない。

回帰モデルではその他のコントロール変数として企業規模 (Size)、企業リスクを表す β (Beta)、経営者の予想営業利益の増加率 (Growth_f)、前年度の経営者予想の精度 (MF_acc_lag)、企業の収益性 (ROA)、短信発表日から分析時点 t までの日数 (Days) および年度ダミーを加えた。企業規模 (Size) に関して、規模の大きい企業ほど経営者予想の精度が高いことが明らかになっている (阿部 2000, 太田 2005)。そこで規模の大きい企業ほどコンセンサス予想は経営者予想に近くなるのが予想される。その場合、 β_1 はコンセンサス予想が経営者予想に対して楽観的な場合は負であり、経営者予想に対して悲観的な場合は正となることが期待される。仮説 1 での検証では、コンセンサス予想が経営者予想に対して楽観的であるサンプルと悲観的であるサンプルの両方を含むので、 β_1 は事前に正負を想定できない。また企業リスク (Beta) は利益の上振れと下振れの両方を表すため、 β_3 は事前に正負を想定できない。次に経営者の予想営業利益の増加率 (Growth_f) に関して、高い増加率は経営者予想が事後的に保守的である (実績利益が予想利益を上回る) 可能性が低くなると考えられるので、アナリストは経営者予想に対してより楽観的になりづらい。そのため β_4 は負であることが期待される。前年度の経営者予想の精度 (MF_acc_lag) に関して、前年度の経営者予想が発表された実績利益に対して楽観的 (悲観的) であれば、アナリストはそれを考慮して今期の経営者予想に対して悲観的 (楽観的) になるのが予想される。そのため β_5 は負であることが期待される。企業の収益性 (ROA) は経営の堅実性を表しており、収益性の高い企業に対してはアナリスト予想も楽観的となることが予想され、 β_6 は正であることが期待される。決算短信の発表日から分析時点 t までの日数 (Days) は、アナリストによる独自の追加情報の獲得可能性を表す。しかしそ

の結果、アナリストが経営者予想に対して楽観的になるか悲観的になるかは予想できず、 β_7 は事前に正負を想定できない。

次に仮説2での変数の係数の正負を検討する。使用するモデル式は仮説1と同様であるが、サンプルをアナリスト予想が経営者予想に対して楽観的な場合と悲観的な場合とに分けて分析する。大胆さの指標としてコンセンサス予想と経営者予想の差異の絶対値を採用することも考えられる。しかしアナリスト予想の多くが経営者予想に対して楽観的であることから、アナリストには経営者予想に対して楽観的になることよりも悲観的になることに心理的な抵抗感があるかもしれない。差異の絶対値が同じでも、経営者予想に対してアナリスト予想が楽観的な場合と悲観的な場合とでは、アナリストの予想利益情報の質が異なることが予想される。そこで本稿では、大胆さの指標としてアナリスト予想と経営者予想の差異の絶対値を採用せず、サンプルを分割して分析することにする。

ACが一人の場合は、調査企業への関心を高めるため、アナリストは経営者予想に対して楽観的・悲観的のどちらの場合でも大胆な予想を行うと考えられる。そこで(1)式の β_2 はコンセンサス予想が経営者予想に対して楽観的である場合には正であり、悲観的である場合には負であることが期待される。またAC(NoA)に関しては、仮説1の場合と同様にACが大小と大胆さの関係は事前には不明なので、(2)式の β_2 は事前に正負を想定できない。

コントロール変数の企業規模(Size)に関して、規模の大きい企業ほどコンセンサス予想は経営者予想に近づくことが予想される。その場合、コンセンサス予想が経営者予想に対して楽観的な場合の β_1 は負で、悲観的な場合の β_1 は正であることが予想される。他のコントロール変数の係数の期待される符号に関しては、仮説1の場合と同様である。

(2) データ

経営者予想データおよび株価・実績財務データに関しては日経NEEDS-Financial Questより入手し、連結優先の営業利益を分析対象とする。またアナリスト・カバレッジ数およびアナリストのコンセンサス予想利益に関しては

IFIS ジャパンより入手し、コンセンサス予想利益は集計されたアナリストの予想値の中央値とした。分析企業は金融を除く東証一部企業かつ3月決算企業である。経営者予想データが取得でき、かつアナリストが調査対象としている企業が分析対象である。分析期間は2010年から2016年の各3月期決算である。3月決算企業の多くが5月上旬から6月上旬に決算短信を発表するため、データが揃う6月末時点を分析対象とした。そのためモデル式における分析時点 t は毎年6月末時点となる。すなわち2009年から2015年の各6月末時点の経営者予想利益とアナリストのコンセンサス予想利益が分析対象となる。ただし時価総額はその3ヵ月前、毎年3月末時点を使用する。取得できたデータの総サンプル数は3,517 (社・年) である。(表1) にサンプルの構成を示す。

アナリスト予想 (AF) が経営者予想 (MF) より大きいサンプルが全体の66%を占め、多くの企業においてアナリストのコンセンサス予想が経営者予想よりも楽観的であることが分かる。

次に各変数の基本統計量を(表2)に、変数間の相関係数を(表3)に示す。

(表1) サンプルの内訳

	アナリスト・カバレッジ数				合計
	1	2~5	6~9	10~	
MF > AF	165	297	144	143	749
MF = AF	166	142	73	75	456
MF < AF	494	849	446	523	2,312
合計	825	1,288	663	741	3,517

(表2) 基本統計量

	平均	中央値	最小	最大	標準偏差
diff	0.0036	0.0028	-0.1690	0.0721	0.0158
Size	11.71	11.60	7.95	15.13	1.31
NoA	1.31	1.39	0.00	3.00	0.94
Beta	0.94	0.93	-0.05	3.77	0.44
Growth_f	0.0117	0.0078	-0.3121	0.7491	0.0599
MF_acc_lag	0.0051	-0.0007	-0.4032	0.5228	0.0646
ROA	0.0562	0.0503	-0.1025	0.1958	0.0426
Days	52.62	51.00	3.00	90.00	8.18

(表3) 相関係数

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1)	diff								
(2)	Size	0.01							
(3)	NoA	-0.04	0.77						
(4)	C_dummy	0.04	-0.50	-0.77					
(5)	Beta	0.06	0.01	0.11	-0.05				
(6)	Growth_f	-0.32	-0.06	0.01	0.00	0.10			
(7)	MF_acc_lag	-0.37	-0.09	0.05	-0.04	0.06	0.35		
(8)	ROA	0.19	0.06	0.03	-0.05	-0.23	-0.39	-0.40	
(9)	Days	0.00	0.07	0.12	-0.06	-0.02	0.02	0.02	0.03

AC (NoA) および経営者予想発表日から分析時点 t までの日数 (Days) 以外の変数について、各年度で調査アナリストがいない企業 (AC=0) も含めて、上位 (下位) 1 パーセント値を超す (満たない) 数値に対して、上位 (下位) 1 パーセント値に丸める異常値処理を行っている。

変数 (NoA) は AC の自然対数値であり、AC の最大値は20である。また日数 (Days) の最大値は90であるが、これは4月1日に決算短信 (経営者予想) を発表した企業があったことを示す。

AC (NoA) と企業規模 (Size) の相関係数は0.77であり、企業規模が大きいほど AC が大きいことを示している。経営者の予想営業利益の増加率 (Growth_f) と前年度の経営者予想の精度 (MF_acc_lag) の相関係数は0.35である。前年度の経営者予想が楽観的であった企業は、今期の経営者の予想営業利益の増加率も高く、経営者予想の楽観的な傾向には持続性があることを示唆している。以上が変数間の相関の結果であるが、回帰分析において重大な多重共線性の問題は発生していない。

4. 実証結果

仮説1に関する実証結果を (表4) に示す。

(表4) ACとコンセンサス予想の関係 (楽観度)

	期待符号	(1)式	(2)式
Size	(?)	-0.0004	-0.0005
C_dummy	(+)	0.0007	
NoA	(?)		-0.0001
Beta	(?)	0.0034 **	0.0034 **
Growth_f	(-)	-0.0753 **	-0.0754 **
MF_acc_lag	(-)	-0.0580 **	-0.0583 **
ROA	(+)	-0.0034	-0.0039
Days	(?)	0.00003	0.00003
adj R ²		0.223	0.222

(付記) 標準誤差は White による修正の標準誤差を使用している。** は 1%水準で有意で、* は 5%水準で有意であることを示す。定数項、年度ダミーの結果は省略した。

本稿では AC をアナリストの競争環境と捉え、AC が一人の場合のコンセンサス予想の特徴について明らかにすることを目的とする。AC に関するダミー変数 (C_dummy) の係数は正、AC (NoA) の係数は正であるが、統計的には有意ではない。AC とコンセンサス予想の経営者予想に対する楽観度との関係は不明である。また企業規模 (Size) の係数は負であるが統計的には有意ではない。企業規模とアナリスト予想の経営者予想に対する楽観度との関係は不明である。企業リスクを表す β (Beta) の係数は正で、統計的にも有意である。企業リスクが高い企業に対して、アナリストは業績の上振れを期待して経営者予想に対してより楽観的になるものと考えられる。また経営者の予想営業利益の増加率 (Growth_f) の係数は負で統計的に有意である。経営者予想の増益予想が大きい企業ほど、アナリスト予想の経営者予想に対する楽観度は低下する。前年度の経営者予想の精度 (MF_acc_lag) の係数は負で統計的に有意である。これは、アナリストが予想する際に、前年度の経営者予想の精度を考慮していることを示している。すなわち前年度の経営者予想が事後的に楽観的であれば、アナリストはそれを踏まえて経営者予想に対して保守的な今期の利益予想を行うものと推察される。企業の収益性 (ROA)、決算短信発表日から 6 月末日までの日数 (Days) の係数は統計的に有意ではない。企業の収益性や

短信発表日からの日数とコンセンサス予想の楽観度との関係は不明である。

次に仮説2について、分析結果を(表5)に示す。

先ずカバレッジに関するダミー変数(C_dummy)の係数はコンセンサス予想が経営者予想に対して楽観的な場合には正、経営者予想に対して悲観的な場合は負であり、これらは統計的にも有意である。アナリストが一人の場合は予想利益が大胆になるという仮説2は支持された。一方、AC(NoA)の係数は、コンセンサス予想が経営者予想に対して楽観的な場合も悲観的な場合も統計的に有意ではない。ACとコンセンサス予想利益の大胆さとの関係は不明である。

企業規模(Size)の係数はアナリスト予想が経営者予想に対して楽観的な場合には負、悲観的な場合は正であり、これらは統計的にも有意である。これは大企業ほど経営者予想が正確であるため、アナリストは経営者予想に対してそれほど大胆にならないことを示している。企業リスクを表す β (Beta)の係数は、コンセンサス予想が経営者予想に対して楽観的な場合は正であり、悲観的な場合は負であり、いずれも統計的に有意である。リスクが高い企業に対してアナリストはより大胆な予想をすることを示している。経営者の予想営業利益の増加率(Growth_f)の係数は多くの場合に負で、統計的に有意である。

(表5) ACとコンセンサス予想の関係(大胆さ)

	期待 符号	AF > MF		期待 符号	AF < MF	
		(1)式	(2)式		(1)式	(2)式
Size	(-)	-0.0016 **	-0.0019 **	(+)	0.0021 **	0.0020 **
C_dummy	(+)	0.0031 **		(-)	-0.0041 *	
NoA	(?)		-0.0004	(?)		0.0013
Beta	(?)	0.0053 **	0.0053 **	(?)	-0.0050 **	-0.0052 **
Growth_f	(-)	0.0053 *	-0.0293 *	(-)	-0.0843 **	-0.0843 **
MF_acc_lag	(-)	-0.0228 **	-0.0245 **	(-)	-0.0506 **	-0.0506 **
ROA	(+)	-0.0256 **	-0.0280 **	(+)	0.0126	0.0141
Days	(?)	0.00002	0.00001	(?)	-0.00002	-0.00003
adj R ²		0.201	0.191		0.414	0.410

(付記) 標準誤差はWhiteによる修正の標準誤差を使用している。**は1%水準で有意で、*は5%水準で有意であることを示す。定数項、年度ダミーの結果は省略した。

また前年度の経営者予想の精度 (MF_acc_lag) の係数は負で、統計的に有意である。これらの結果は仮説1と同様であった。企業の収益性 (ROA) に関して、コンセンサス予想が経営者予想よりも楽観的である場合に、その係数は負で統計的に有意である。これは事前の想定と逆である。既に収益率の高い企業については今後の大幅な収益率の上昇を期待しづらいため、アナリストは経営者予想に対して過度に楽観的にならないと考えられる。決算短信発表日から6月末日までの日数 (Days) の係数は統計的に有意ではない。仮説1の場合と同様に、短信発表日からの日数とコンセンサス予想の大胆さとの関係は不明である。

5. 結論と課題

本稿はアナリストの競争状態がアナリストのコンセンサス予想利益に与える影響について検討した。具体的には、アナリストの競争状態の代理変数としてアナリスト・カバレッジ数を考え、それとコンセンサス予想と経営者予想の差異との関係について検証した。本稿では特にアナリスト間の競争がない調査アナリストが一人の場合に焦点を当てた。実証結果では、アナリストが一人の場合、その予想利益は楽観的になるとの仮説1は支持されなかった。アナリストのコンセンサス予想利益は全体的に経営者予想に対して楽観的であるが、その程度はアナリスト・カバレッジ数で差異は見られなかった。しかしアナリストが一人の場合、その予想利益は大胆になるとの仮説2は支持された。アナリストが一人の場合、投資家の関心を得るためにあえて大胆な予想をすると考えられる。投資家は企業毎に得られるコンセンサス予想でも、アナリストが一人の場合は予想利益が大胆になるバイアスを含むことを認識する必要がある。

今後の課題としては、分析データをコンセンサス予想利益から個々のアナリスト毎の予想利益とすることが望ましい。本稿では調査アナリストが一人の場合に焦点を当てたが、調査アナリストが二人以上の場合に、どのようなアナリストが、どのような環境で、どのようなバイアスを持つのかを検証する必要がある。

ある。また分析方法の課題として内生性の問題がある。アナリストは自身で調査する企業を決定する。そのためアナリスト・カバレッジには選択バイアスが含まれる。予想利益がアナリスト・カバレッジの決定要因であれば内生性が発生し、最小二乗法による推定は適切ではない。米国での研究では証券会社の合併によるアナリストの減少を分析対象とするなど、選択バイアスを回避している。データ及び分析方法において内生性に対応する必要がある。

[注]

- 1) 本稿でのアナリストはセルサイドの株式アナリストを意味する。
- 2) 機関投資家比率が高い企業ほど、また情報が入手しやすい大企業ほどアナリスト・カバレッジ数が大きい (中井 2006)。
- 3) コンセンサス予想利益の作成方法は情報ベンダーにより異なる。橋口 (2007) は様々な方法によりコンセンサス予想利益を作成し、その精度と価値関連性を検討している。
- 4) コンセンサス予想利益は個々のアナリスト予想利益の集計値であるが、その改訂情報を用いた投資戦略は有効であり、投資意思決定に有用な情報である (中井 2014)。
- 5) 株式会社東京証券取引所 (2018), p.6。
- 6) 2018年1月以降、欧州連合域内ではアナリストのリサーチ対価と株式売買取手数は分離されるようになった。詳細は川本 (2019) を参照。

参考文献

- 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」, 『産業経営』 (高崎経済大学附属産業研究所), 35 (2), 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』, 18, 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』, 34 (1-2), 20-52。
- 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』, 23, 33-58。

- 株式会社東京証券取引所 (2018), 「決算短信・四半期決算短信作成要領等」。
- 川本隆雄 (2019), 「MiFID II / MiFIR の適用開始と欧州株式市場構造」, 『証券アナリストジャーナル』, 57 (1), 8-17。
- 小谷学 (2015), 「アナリスト予想値の性質と公的情報の影響」, 『会計プロGRESS』, 16, 17-29。
- 清水康弘 (2007), 「経営者予想に含まれるバイアスの継続性とミスマイジング」, 『証券アナリストジャーナル』, 45 (8), 80-96。
- 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』, 44 (6), 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』, 19 (1), 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』, 14, 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－運用組織内のエージェンシー問題－」, 『証券アナリストジャーナル』, 46 (5), 125-142。
- 奈良沙織・野間幹晴 (2014), 「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－」, 『経営財務研究』, 34 (1-2), 20-52。
- 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』, 23, 43-70。
- 八田尚也 (2011), 「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」, 『商学討究』 (小樽商科大学), 61 (4), 113-134。
- Degeorge, F., J. Skinner and R. Zeckhauser (1999), “Earnings management to exceed thresholds”, *Journal of Business*, 72 (1), 1-33.
- Hong, H. and M. Kacperczyk (2010), “Competition and bias,” *Quarterly Journal of Economics*, 125, 1683-1725.
- Hong, H., J. D. Kubik and A. Solomon (2000), “Security analysts’ career concerns and herding of earnings forecasts”, *RAND Journal of Economics*, 31 (1), 121-144.
- Merkley, K., R. Michaely and J. Pacelli (2017), “Does the scope of the sell-side analyst industry matter? An examination of bias, accuracy, and information content of analyst reports”, *Journal of Finance*, 72 (3), 1285-1334.

(付記) 本稿は、日本経営分析学会第35回年次大会で発表した内容に加筆・修正を行ったものである。なお本研究は国士館大学経営研究所の支援を受けた。