

〔論 文〕

クロスセクション予測にもとづく企業価値評価と リターンの予測可能性

東 川 和 将*

キーワード クロスセクション予測 経営者予想 企業価値 ミスプライシング

〔要旨〕

本研究では、利用可能な会計情報をクロスセクションモデルに投入することで得られる将来の利益の予測値（モデル予測値）が、株式投資リターンを予測する際に有用な情報源となることを日本企業のデータに基づいて検証する。そこでは、残余利益モデルから計算される株式の理論価値を実際の株価と比較することで過大もしくは過小評価された銘柄を見出す *V/P* 戦略を展開することで、その後の期間にどれだけのリターンが獲得されるのかを測定する。利益予測の代表的な情報源として認識される経営者予想と比較したとき、規模が相対的に小さい企業群の場合を除けば、モデル予測値の役割は限定的である。しかし、明らかに経営者予想の信頼性が劣ると判断される2つの状況下では、モデル予測値を活用したリターンの予測可能性は、経営者予想を用いた場合を上回る。本研究の分析結果は、経営者予想に付随するバイアスの大きさに応じて利益の予測値を使い分けることで、将来のリターンが大きく改善される可能性を示唆する。

Accounting Valuation Based on Cross-sectional Earnings Forecasts and Its Returns Predictability

Kazumasa Higashikawa

Keywords cross-sectional earnings forecast; management forecast; intrinsic value; mispricing

〔Abstract〕

This study documents whether the earnings forecasts obtained by adopting publicly available accounting information to the cross-sectional forecast model (i.e., model forecasts) are useful in predicting future stock returns using Japanese data. To do so, I employ *V/P* investment strategy that identifies overvalued or undervalued stocks by comparing the theoretical value of stocks calculated from the residual income valuation model with the actual stock prices, and measure subsequent stock returns from this strategy. Relative to management forecasts, which is recognized as a valuable source of information for investors, the return predictability of *V/P* strategy based on model forecasts is limited, except for those firms with small capitalization. However, when I examine

*大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程

two conditions under which the credibility of the management forecasts is distinctly deteriorated, the return predictability of V/P strategy using model forecasts exceeds the return predictability using management forecasts. The result of this study implies the possibility that stock returns can be significantly improved by selecting relevant earnings forecasts, depending on the degree of the bias included in management forecasts.

I はじめに

会計情報には、投資家の意思決定を支援する役割が期待されている(須田, 2000)。その役割は、基本的に会計情報が資本市場における価格形成にどの程度役立つかによって評価される(Holthausen and Watts, 2001; Barth et al., 2002; Kothari, 2001)。価格は将来のキャッシュ・フローに対する期待をもとに決められるため、会計情報が投資家による将来予測をどの程度円滑にするかという点が問われることになる。もちろん、財務諸表において公開される会計情報は、将来のキャッシュ・フローを予測するための重要な手掛かりの一つとなる(Dechow, 1994; Dechow et al., 1998)。しかし、投資家が将来予測のために活用する情報源は、公開された会計情報に限定されない。将来の利益などに関する予測情報が、アナリストや企業の経営者自身によって活発に発信されているからである。

財務諸表によって開示される会計情報と有償・無償で生産される予測情報は、ともに投資家の意思決定に影響をおよぼすはずである。有用性がないとすれば、多くの情報源が競合する資本市場の中で、それらの情報が主要な位置を占め続けることはできないからである(Brown and Rozeff, 1978)。そのような中、Frankel and Lee (1998)は、これらの情報をもとに株式の理論価値を推計した上で、現実の株価と比較して著しく企業価値が低い銘柄をショートし、理論価値が株価を大きく上回る銘柄をロングする投資戦略を実践した¹⁾。結果として、リスクの影響を調整しても、この戦略からは統計的に有意な大きさのリターンが獲得された。すなわち、投資家による企業価値の推計には体系的な誤差が含まれ、そうした誤差が情報の伝播とともに修正されていくと考えられるのである(Ali et al., 2003)。

企業価値の推計値を軸とした投資戦略の有効性は、日本企業を対象とした実証研究でも示されている。たとえば、将来2年間のアナリスト予想をもとに残余利益モデルから企業価値を推計した太田(2000)は、過小または過大に評価された銘柄の発見にこの企業価値を活用することで、短期間に大きな投資リターンが実現されることを報告している。同様に、経営者の予想利益を残余利益モデルのインプットとして投資戦略を策定した村宮(2008)でも、現実の株価がその理論価値から著しく乖離した銘柄に焦点を合わせて取引を展開することで、市場平均を超えるリターンが生じることが明らかにされている。さらに、これらのリターンは決算発表時周辺に集中して発生しているため、経営者予想自体に投資家のミスマッチングを適切に発見する機能があることを示唆している。

日本でなかば公開が義務付けられている経営者による利益予想は、アナリストによるコンセンサス予想と同等以上の注目を集めている²⁾。しかし、両者の予測情報には、体系的なバイアスが存在する。たとえばアナリストは、所属投資銀行の取引関係の制約(Dugar and Nathan, 1995; Lin and McNichols, 1998)や経営者の私的情報へのアクセスの維持(Francis and Philbrick, 1993)といった要因によって、楽観的な予想を発信する傾向がある。同様に経営者も、バイアスを発見する投資家の能力を考量しながら、自身の経済的便益を追求するのに有利な予想を開示することが多い(Rogers and Stocken, 2005)。他方で、経営者予想のバイアスは一定期間持続する(Kato et al., 2009)ことが知られており、それは同じ間違いを繰り返す経営者の情報処理能力の欠陥に起因しているのかもしれない(Gong et al., 2011)。

そのようなバイアスの問題に対処するために、Hou et al. (2012)は利益や配当といった公開された会

Oct. 2020 クロスセクション予測にもとづく企業価値評価とリターンの予測可能性

計情報のみをもとに、クロスセクションで特定企業の将来の利益を予測する方法を構築した。この方法により算出された利益の予測値は、アナリスト予想と比較して実績利益との差異を意味するバイアスが有意に小さくなるという優れた特徴を示す³⁾。それだけでなく、クロスセクション予測は会計情報のみ依存するため、アナリストがカバーしない企業にも適用可能であり、その意味でサンプルの完備性を高める効果もある。クロスセクションモデルにもとづく利益予測の応用範囲は広く、インプライド資本コストの推計 (Hou et al., 2012)、収益性の平均回帰属性の検証 (Fama and French, 2000)、あるいはアナリスト予想の誤差の推計 (So, 2013) といった研究に活用されている。

さらに、クロスセクション予測に経営者予想より優れた側面があるとすれば、ミスプライシングを特定する投資戦略の質を向上させられる可能性がある。少なくとも、クロスセクション予測には、体系的なバイアスをもたらすような予測主体側の私的便益の影響を免れているので、経営者予想をインプットとする場合よりも、効果的な投資戦略を策定することができるかもしれない。そこで本研究では、日本企業のデータに基づいて、経営者予想とクロスセクション予測のいずれが、企業価値評価を基軸とした投資戦略のリターンを向上させるのかを検証する。もちろん、両者の間の優劣は当該情報が資本市場にどの程度浸透しているかに依存する。本研究の目的は、クロスセクション予測が将来のキャッシュ・フローの期待値として、経営者予想を代替するような情報となりうるかを確認することにある。

そこで、まず Frankel and Lee (1998) や村宮 (2008) にしたがって、クロスセクション予測と経営者予想を残余利益モデルに用いることで株式の理論価値を導出する。理論価値 V と実際の株価 P の比較から割安・割高の銘柄を洗い出して取引する V/P 投資戦略を手掛けたところ、クロスセクション予測 (経営者予想) をインプットとする場合、1年間で3.3% (6.0%)、3年間で13.6% (18.1%) のヘッジリターンが観測された。いずれの情報も資本市場におけるミスプライシングの発見に役立ち、投資家の期待が修正される過程で大きなリターンをもたらす源泉となることが理解される。とはいえ、すべての投資期間について、経営者予想の影響の大きさはクロスセクション予測を利用する場合を上回る。この結果は、規模や時価簿価比率といったリスクの効果を調整してもほとんど変わらない。

たしかに、経営者予想は市場に浸透した情報であるが、その信頼性は企業ごとに相違するはずである。経営者予想の信頼性が低下する局面では、クロスセクション予測に対する投資家の評価が相対的に高まるのが予想される。そのような状況として、[1] 経営者予想の誤差の持続性が高い場合と [2] 経営者予想と実績利益の相関が低い場合の2つを取り上げ、再度 V/P 戦略を試みる。その結果、誤差の持続性が最大のグループでは、クロスセクション予測が経営者予想より有用であることが確かめられた。同様に、実績利益との相関が小さい経営者予想を発表するグループでは、クロスセクション予測の方が将来のリターンを予測する能力に優れていた。これらの検証から、経営者予想の信頼性が著しく低いと想定される状況では、クロスセクション予測が経営者予想を上回るパフォーマンスを示すことが明らかにされる。

本研究はつぎの2点に関連して、資本市場のメカニズムをめぐる会計研究に貢献すると考えられる。第一に、企業横断的な予測モデルから個別企業の利益を予測する手法が、経営者予想には劣るものの、資本市場におけるミスプライシングを発見するための手段となる点である。第二に、 V/P 戦略のインプットとして、経営者予想よりもクロスセクション予測を用いた方が効果的な帰結を生む十分条件を導いた点である。もともと、クロスセクション予測は利用可能な公開情報のみ依存するため、経営者予想に付随するバイアスの影響を受けない。特に、そうしたバイアスが深刻な状況では、経営者予想のみにもとづく投資判断は、高いリスクを伴うおそれすらある。その意味でクロスセクション予測には、経営者予想の信頼性に疑念が生じる局面で、それを補完する役割が期待される。

本研究の構成はつぎの通りである。第Ⅱ節では、クロスセクション予測と V/P 戦略の方法を明らかに

するとともに、経営者予想の信頼性が低下すると考えられる状況について議論する。第Ⅲ節では、サンプルの抽出方法を説明した上で、クロスセクション予測に関する諸変数の基本統計量を提示する。続く第Ⅳ節では、クロスセクション予測と経営者予想の間で、*V/P*戦略のパフォーマンスを比較する。同時に、経営者予想の信頼性が特に低いと想定される2つの状況についても、そこで検討される。最後に、第Ⅴ節で結論と残された課題を論じる。

Ⅱ リサーチ・デザイン

1. 利益予測のためのクロスセクションモデル

本研究が依拠する利益の予測値（以下、モデル予測値と呼ぶ）は、Hou et al. (2012) で提案されたつぎの(1)式を過去10年間にわたりクロスセクションで推定したうえで、得られた係数を予測時点の会計数値にあてはめることによって与えられる。

$$E_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 A_{i,t} + \alpha_2 D_{i,t} + \alpha_3 DD_{i,t} + \alpha_4 E_{i,t} + \alpha_5 NegE_{i,t} + \alpha_6 AC_{i,t} + \varepsilon_{i,t+\tau} \quad (1)$$

ここで、 $E_{i,t+1}$ は*i*社の*t*+1年度の利益、 $A_{i,t}$ は資産総額、 $D_{i,t}$ は配当支払額、 $DD_{i,t}$ は*t*年度に配当を支払った（支払わない）場合に1（0）をとるダミー変数、 $NegE_{i,t}$ は*t*年度に利益が赤字（黒字）となった場合に1（0）をとるダミー変数、 $AC_{i,t}$ は会計発生高をそれぞれあらわす。

なお、経営者予想利益の定義と整合させるために、利益*E*は当期純利益とする。会計発生高*AC*は、貸借対照表の項目から算定する。すなわち、 $AC = \Delta CA - \Delta CL - \Delta Cash + \Delta STDEBT - \Delta LTALLOW - DEPN$ であり、 ΔCA は流動資産の増減額、 ΔCL は流動負債の増減額、 $\Delta Cash$ は現金項目の増減額、 $\Delta STDEBT$ は流動負債中の有利子負債の増減額、 $\Delta LTALLOW$ は長期引当金の増減額、 $DEPN$ は減価償却費等である。このとき、Hou et al. (2012) にしたがって、(1)式の推定に際しては、資産総額等による各変数の基準化は行わない。また、異常値の影響を排除するために、各年の説明変数の1%以下の数値(99%以上の数値)を1%(99%)の値に置き換えている。

2. 株式価値評価モデル

投資戦略を策定する基準となる株式の理論価値を導くための評価モデルとしては、(2)式の残余利益モデルを用いる。

$$V_t = B_t + \left(\frac{FROE_{t+1} - r_e}{1 + r_e} \right) B_t + \left(\frac{FROE_{t+1} - r_e}{(1 + r_e)r_e} \right) B_t \quad (2)$$

ここで、 V_t は*t*期末の理論価値、 B_t は*t*期末の株主資本簿価、 $FROE_{t+1}$ は1期先の予想*ROE* ($=E_{t+1}/B_t$)、 r_e は株主資本コストをそれぞれあらわす。

1期先の予想*ROE* ($FROE_{t+1}$) としては、(1)式によるモデル予測値をもとにした予想*ROE* (モデル予測値/*t*期末株主資本簿価 B_t) と経営者予想利益を用いた予想*ROE* (経営者予想利益/*t*期末株主資本簿価 B_t) の2種類を考える。したがって、それらをインプットとする株式価値 V_t も、2通り計算される。他方、株主資本コスト r_e は、Fama and French (1997) の3ファクターモデルにもとづいて推定した産業ごとの株主資本コストを用いる。また、(2)式第2項のターミナルバリューは、1期先の残余利益が将来にわたって恒久的に持続することを仮定して計算している⁴⁾。なお、本研究では期末から3か月後の株価を使用するとともに、3月期決算企業を対象としているので、各企業の*V/P*は、3月末時点で計算され

Oct. 2020 クロスセクション予測にもとづく企業価値評価とリターンの予測可能性

る株式の理論価値を6月末時点の実際の株価で除した大きさとして定義される。

3. 経営者予想誤差の持続性

経営者予想利益に対する市場のフォーカスが大きいことは、当該予想の発表時点における株価反応が顕著なことによって説明されている (McNichols, 1989; Rogers and Stocken, 2005; Ota, 2010)。しかし、そこで観測される株価反応の大きさは、経営者予想にどの程度信頼性が付与されているかに依存することも知られている (Ng et al., 2013)。本研究では、モデル予測と経営者予想のいずれにもとづく株式価値が、市場の期待をよりよく反映するのかを判定する上で、特に経営者予想が有用性を欠く局面を明らかにすることを試みる。そこで、投資家にとって経営者予想よりもモデル予測の方が有用性を持つ可能性のある状況として、つぎの2つのケースを考えることにする。

まず、Kato et al. (2009) によれば、日本企業によって開示される経営者予想の誤差 (実績利益との差異) は、複数年度にわたり持続する傾向がある。Gong et al. (2011) によれば、それは日本に固有の現象ではなく、米国企業でも観測されている。このとき、Gong et al. (2011) は、経営者予想の誤差に持続性を持たせる動機となるような経済変数の影響を調整してもなお、誤差の持続性が観測されることから、将来予測における経営者の情報処理能力に限界がある可能性を指摘している。この議論を本研究に当てはめるなら、複数期間にわたる誤差の持続性がとりわけ大きいような経営者予想は、予想の発信者である経営者の情報処理能力そのものに問題がある可能性を反映することになる。

そこで、経営者予想がモデル予測と比べて不利になる状況として、第一に経営者予想の誤差の持続性が大きい場合を考える。このとき、経営者予想の誤差の持続性は、つぎの(3)式を10年間の時系列データを用いて、企業ごとに推定した際の係数 β_1 によって測定される。

$$MFE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MFE_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}. \quad (3)$$

ここで、 MFE は経営者予想の誤差であり、実績利益から経営者予想利益を差し引いた上で、時価総額で除した大きさとして定義される。なお、異常値の影響を排除するために、各年の変数の1%以下(99%以上)の数値を1%(99%)の値に置き換えている。

4. 過年度実績利益と当期経営者予想の相関係数

他方で、経営者個人の資質とは別個に、情報開示戦略の一環として経営者予想に意図的なバイアスが加えられる可能性もある。企業の現状について経営者と投資家の間に意見の不一致がみられる場合、予測情報は投資家の見解を経営者にとって望ましい方向に誘導する手段となりうる (Ajinkya and Gift, 1984)。たとえば、1期先の利益が大幅に減少することが見込まれる企業は、あらかじめ悲観的な予想を開示することで、実績利益の発表に伴う市場の失望を緩和しようとする事実が報告されている (Kasznik and Lev, 1995)。また、有利な条件での自社株の購入 (処分) を目論む経営者であれば、それに先立って悲観的 (楽観的) な予想を開示するかもしれない (Rogers and Stocken, 2005)⁵⁾。

いずれの場合にも、直近に確定した利益と相関が希薄な、あるいは負の相関をもつような予測情報が開示される点に特徴がある。確定した事実をもとに形成される投資家の期待が、経営者の目的に整合しない以上、実績利益とは異なる情報内容の予測を発信することが必要になるからである。そのような背景をもとに、ここでは直近の実績利益と経営者予想の相関の大きさを、経営者予想の信頼性を測定する尺度として位置付ける。過年度の実績利益と当期の経営者予想の相関係数は、各企業について予測時点を含む過去10年間の時系列データをもとに計算する。このとき、両者の変数は、いずれも6月末の時価

総額でデフレートされている。この相関係数が小さいほど、将来のリターンを予測する上で、経営者予想に比べてモデル予測値が相対的に有意な位置を与えられると考えられる。

Ⅲ サンプルと基本統計量

本研究で使用するサンプルは、東京証券取引所に上場している金融業以外の企業のうち、連結財務諸表データ、経営者予想データおよび株価データが「日経NEEDS-Financial QUEST」から取得可能な企業である。また、本研究は3月期決算企業を分析対象とする。その理由は、異なる決算期の企業を抽出する場合、それぞれの企業が直面する市況に違いが生じるため、リターンに影響する共通の要因を捉えることが難しくなるためである。経営者予想利益は初期予想値であり、同時に予測期間が12か月のものを使用する。見越しバイアスの影響を取り除くために、株価は期末から3か月後の終値を使用する。なお、クロスセクション予測モデルにもとづく1期先の利益予測値または経営者予想利益に欠損値があるケースは除外する。結果として、本研究の分析期間は、経営者予想利益が利用可能な1996年から2016年であり、最終的なサンプルは延べ37,373個の企業と年度から構成される。

表1は、クロスセクション予測モデルの推計に用いられる変数と1期先の利益予測値に関する基本統計量をまとめている。なお、1期先の利益予測値は、時価総額でデフレートしている。本研究とHou et al. (2012)のモデル予測値を比較するために、測定単位の違いを考慮して、変動係数を計算する。本研究(Hou et al. (2012))の変動係数は、利益 E について8.21 (3.77)、資産総額 A について4.28 (3.60)、配当額 D について5.69 (3.63)、会計発生高 AC について-6.87 (-3.65)となり、本研究で用いられるインプットは、Hou et al. (2012)の場合よりも変動性が高いといえる。その一方、配当を支払う企業の割合 DD は、Hou et al. (2012) (平均0.49)よりも本研究(平均0.87)の方が大きい。逆に、赤字に陥る企業の割合 $NegE$ は、Hou et al. (2012) (平均0.25)よりも本研究(平均0.18)の方が低い。このような分布の違いがあるにもかかわらず、1期先の利益予測値 FE の平均値をみると、平均値と中央値がそれぞれ0.024, 0.040であり、Hou et al. (2012)の0.0797, 0.0759と比較可能な大きさを示している。

表1 クロスセクション予測モデルに関する基本統計量

	観測数	平均値	標準偏差	1%	第1四分位	中央値	第3四分位	99%
FE	37,373	0.024	0.791	-0.533	0.014	0.040	0.071	0.370
E	37,373	5,080	41,695	-24,880	122	684	2,685	106,430
A	37,373	276,300	1,183,901	2,142	18,340	43,851	131,573	4,731,822
D	37,373	1,930	10,983	0	78	246	813	28,450
DD	37,373	0.87	0.33	0.00	1.00	1.00	1.00	1.00
$NegE$	37,373	0.18	0.39	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
AC	37,373	-12,466	85,684	-242,038	-4,473	-1,047	-62	19,905

注) FE はクロスセクション予測値を6月末の時価総額で除した大きさ、 E は当期純利益、 A は資産総額、 D は配当支払額、 DD は配当を支払った(支払わない)年度に1(0)をとるダミー変数、 $NegE$ は赤字(黒字)の年度に1(0)をとるダミー変数、 AC は会計発生高をそれぞれ表す。なお、 AC は、 $\Delta CA - \Delta CL - \Delta Cash + \Delta STDEBT - \Delta LTALLOW - DEP_N$ であり、 ΔCA は流動資産の増減額、 ΔCL は流動負債の増減額、 $\Delta Cash$ は現金項目の増減額、 $\Delta STDEBT$ は流動負債中の有利子負債の増減額、 $\Delta LTALLOW$ は長期引当金の増減額、 DEP_N は減価償却費等である。 FE 以外の変数の単位は、百万円である。

IV 分析結果

1. 利益予測値の質

株式価値 V_t のリターン予測可能性を検討するのに先立って、2種類のインプットであるモデル予測値と経営者予想の質的な特徴を比較してみよう。ここでは、[1] バイアス、[2] 絶対評価誤差の2点から、両者の予測値の質について議論する。

[1] バイアスは、実績利益から利益予測値を差し引き、それを時価総額で除した大きさとして定義される。したがって、正(負)値をとる場合、利益予測値が過少(過大)評価されていることを意味する。表2のパネルAをみると、モデル予測値 FE のバイアスの平均値は -0.008 であり、経営者予想利益 MF のバイアスの平均値 -0.042 よりも小さな値をとる。両者の間の差異 0.034 は、1%水準で有意である。したがって、モデル予測値は、経営者予想利益よりも過大評価バイアスが小さいことがわかる。

つぎに、[2] バイアスの絶対値で定義される絶対評価誤差(正確度)についての結果を、表2のパネルBから確認する。モデル予測値 FE の絶対評価誤差の平均値は 0.103 であり、経営者予想利益 MF の絶対評価誤差の平均値 0.073 よりも大きい値をとる。両者の間の差異 0.030 は1%水準で有意である。したがって、モデル予測値は経営者予想利益より正確度の面で劣ることがわかる。

表2 利益予測値の質的特徴の比較

パネルA バイアス			
	FE	MF	$Diff.$
平均値	-0.008	-0.042	0.034
p -value.	0.00	0.00	0.00
中央値	0.008	-0.005	0.013
p -value.	0.00	0.00	0.00
パネルB 絶対評価誤差			
	FE	MF	$Diff.$
平均値	0.103	0.073	0.030
p -value.	0.00	0.00	0.00
中央値	0.035	0.021	0.014
p -value.	0.00	0.00	0.00

注) FE はクロスセクション予測値、 MF は経営者予想であり、両者は6月末の時価総額で除されている。バイアスは(実績利益-予測値)/時価総額、絶対評価誤差はバイアスの絶対値によって、それぞれ定義される。なお、 p -value. は FE と MF の差異 $Diff.$ がゼロと異ならないという帰無仮説が棄却される確率を表す。

2. リターンの予測可能性

つぎに、モデル予測値を用いて V/P 戦略を策定したときに、統計的に有意な水準のヘッジリターンが獲得されるのかどうかを検証する。もし、 V/P が高いほど、より高い将来のリターンが確認されるならば、モデル予測値を用いた V/P の大きさには、リターンの予測可能性があるといえる。

表3のパネルAは、モデル予測値を用いた V/P の大きさにもとづいてサンプルを5分位に分割した場合の12か月間、24か月間および36か月間の累積リターンの平均値を示している。12か月間の累積リターン RET_{12} の平均値は、 V/P が最も低いサンプル ($Low V/P$) について4.6%、 V/P が最も高いサン

表3 V/P戦略によるリターンの予測可能性

パネルA モデル予測にもとづく V/P戦略のリターン							
	LowVP	Q2	Q3	Q4	HighVP	HighVP-LowVP	p-value.
RET12	0.046	0.018	0.032	0.046	0.079	0.033	0.00
RET24	0.082	0.044	0.068	0.098	0.180	0.098	0.00
RET36	0.124	0.084	0.109	0.156	0.260	0.136	0.00
パネルB 経営者予想にもとづく V/P戦略のリターン							
	LowVP	Q2	Q3	Q4	HighVP	HighVP-LowVP	p-value.
RET12	0.026	0.022	0.040	0.048	0.086	0.060	0.00
RET24	0.053	0.059	0.072	0.108	0.179	0.126	0.00
RET36	0.092	0.096	0.105	0.167	0.273	0.181	0.00

注) RET12, RET24およびRET36は、各分位のすべての銘柄に投資した場合に、12か月、24か月および36か月の間に得られる累積リターンをそれぞれ表す。なお、p-value.はヘッジリターン (High V/P - Low V/P) がゼロと異なるという帰無仮説が棄却される確率を表す。

ル (*High V/P*) について7.9%である。したがって、*V/P*が高いほど、将来のリターンが高くなることがわかる。また、*V/P*が最も高い銘柄を買って、*V/P*が最も低い銘柄を空売りすることで得られるヘッジリターン (*High V/P - Low V/P*) は3.3%であり、1%水準で有意な正の値を示している。

同様の傾向は、リターンの計測期間を拡大しても確認される。24か月間にわたる *V/P*戦略のヘッジリターンは9.8% (1%水準で有意)、36か月間では13.6% (1%水準で有意) であり、投資期間が拡大するほど、*V/P*戦略によって得られるリターンが大きくなる。以上のことから、モデル予測値を用いた *V/P*の大きさは、リターンの予測可能性を有しているといえる。

それに対して、経営者予想利益を用いた *V/P*戦略を展開した場合のリターンの予測可能性をパネルBから確認する。12か月間の累積リターンRET12の平均値は、*V/P*が最も小さいサンプル (*Low V/P*) では、2.6%、*V/P*が最も高いサンプル (*High V/P*) では8.6%であり、経営者予想利益を用いた *V/P*の大きさにはリターンの予測可能性があることがわかる。また、12か月間にわたる *V/P*戦略によるヘッジリターンは6% (1%水準で有意) であり、モデル予測値を用いた場合のヘッジリターンよりも大きい。同様に、24か月間における *V/P*戦略のヘッジリターンは12.6% (1%水準で有意)、36か月間では18.1% (1%水準で有意) であり、モデル予測値を用いた場合のヘッジリターンよりも大きい値を示す。以上の結果から、たしかにモデル予測値を用いた *V/P*には将来のリターンを見通す能力が備わっているものの、経営者予想利益にもとづく *V/P*と比較すると、その程度は小さいと判断される。

3. リスク調整後の将来リターンの予測可能性

上記の結果は、企業が直面するリスクの大きさを調整しても成り立つのかを調査するために、ここではFama and French (1992) によってリスク変数として位置付けられている規模 (時価総額 *ME*) と簿価時価比率 *B/P*の大きさを調整した上で、モデル予測値と経営者予想にもとづく *V/P*戦略のヘッジリターンの大きさを測定する。

表4のパネルAは、時価総額 *ME*の大きさにもとづいてサンプルを5分割した後、モデル予測値による *V/P*の大きさにしたがってサンプルをさらに5分位に分け、合計25個の企業グループそれぞれについての36か月間の累積リターンの平均値を示している。モデル予測値を用いた *V/P*の大きさは、規模に関する5分位のすべてについて、有意な正のリターンを生み出している。特に、*ME*が最も小さいグルー

表4 リスク調整後の V/P 戦略によるリターンの予測可能性

パネルA 規模調整後のモデル予測値にもとづく V/P 戦略のリターン

	LowVP	Q2	Q3	Q4	HighVP	All	HighVP-LowVP	p-value.
SmallME	0.247 (1,227)	0.146 (1,264)	0.247 (1,270)	0.255 (1,283)	0.466 (1,256)	0.272 (6,300)	0.219	0.00
Q2	0.102 (1,265)	0.074 (1,281)	0.185 (1,286)	0.212 (1,280)	0.235 (1,278)	0.162 (6,390)	0.133	0.00
Q3	0.074 (1,257)	0.046 (1,290)	0.085 (1,279)	0.162 (1,294)	0.229 (1,282)	0.119 (6,402)	0.155	0.00
Q4	0.057 (1,287)	0.076 (1,296)	0.070 (1,306)	0.172 (1,309)	0.192 (1,276)	0.113 (6,474)	0.135	0.00
LargeME	0.033 (1,293)	0.058 (1,308)	0.067 (1,314)	0.096 (1,317)	0.094 (1,291)	0.070 (6,523)	0.061	0.01
All	0.124 (6,276)	0.084 (6,439)	0.109 (6,499)	0.156 (6,486)	0.260 (6,389)	0.147 (32,089)		
LargeME-SmallME	-0.214	-0.088	-0.180	-0.159	-0.372			
p-value.	0.00	0.00	0.07	0.00	0.00			

パネルB 規模調整後の経営者予想にもとづく V/P 戦略のリターン

	LowVP	Q2	Q3	Q4	HighVP	All	HighVP-LowVP	p-value.
SmallME	0.283 (1,233)	0.211 (1,258)	0.217 (1,248)	0.280 (1,288)	0.369 (1,273)	0.272 (6,300)	0.086	0.11
Q2	0.094 (1,271)	0.123 (1,273)	0.144 (1,287)	0.178 (1,296)	0.270 (1,263)	0.162 (6,390)	0.176	0.00
Q3	0.050 (1,262)	0.059 (1,284)	0.084 (1,285)	0.142 (1,291)	0.263 (1,280)	0.119 (6,402)	0.213	0.00
Q4	0.034 (1,292)	0.071 (1,306)	0.096 (1,299)	0.174 (1,296)	0.193 (1,281)	0.113 (6,474)	0.159	0.00
LargeME	0.011 (1,308)	0.064 (1,307)	0.087 (1,307)	0.076 (1,315)	0.113 (1,286)	0.070 (6,523)	0.102	0.00
All	0.092 (6,346)	0.096 (6,427)	0.105 (6,467)	0.167 (6,448)	0.273 (6,401)	0.147 (32,089)		
LargeME-SmallME	-0.272	-0.147	-0.130	-0.204	-0.256			
p-value.	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00			

パネルC 簿価時価比率調整後のモデル予測値にもとづく V/P 戦略のリターン

	LowVP	Q2	Q3	Q4	HighVP	All	HighVP-LowVP	p-value.
LowBP	0.015 (1,228)	-0.015 (1,275)	0.032 (1,289)	0.040 (1,291)	0.165 (1,267)	0.047 (6,350)	0.150	0.00
Q2	0.126 (1,276)	0.062 (1,297)	0.080 (1,304)	0.119 (1,308)	0.292 (1,297)	0.136 (6,482)	0.166	0.00
Q3	0.125 (1,263)	0.110 (1,297)	0.082 (1,292)	0.141 (1,302)	0.300 (1,274)	0.151 (6,428)	0.175	0.00
Q4	0.146 (1,280)	0.106 (1,295)	0.096 (1,302)	0.161 (1,301)	0.243 (1,281)	0.150 (6,459)	0.097	0.01
HighBP	0.257 (1,257)	0.192 (1,282)	0.273 (1,294)	0.236 (1,283)	0.282 (1,254)	0.248 (6,370)	0.025	0.56
All	0.124 (6,276)	0.084 (6,439)	0.109 (6,499)	0.156 (6,486)	0.260 (6,389)	0.147 (32,089)		
HighBP-LowBP	0.242	0.207	0.241	0.196	0.117			
p-value.	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05			

パネルD 簿価時価比率調整後の経営者予想にもとづくV/P戦略のリターン

	LowVP	Q2	Q3	Q4	HighVP	All	HighVP-LowVP	p-value.
LowBP	-0.069 (1.250)	-0.041 (1.265)	0.029 (1.283)	0.087 (1.286)	0.229 (1.266)	0.047 (6.350)	0.298	0.00
Q2	0.101 (1.299)	0.100 (1.289)	0.088 (1.301)	0.132 (1.310)	0.259 (1.283)	0.136 (6.482)	0.158	0.00
Q3	0.102 (1.284)	0.099 (1.284)	0.092 (1.290)	0.148 (1.288)	0.315 (1.282)	0.151 (6.428)	0.213	0.00
Q4	0.134 (1.290)	0.110 (1.299)	0.110 (1.281)	0.164 (1.309)	0.234 (1.280)	0.150 (6.459)	0.100	0.00
HighBP	0.245 (1.266)	0.251 (1.279)	0.241 (1.288)	0.221 (1.272)	0.282 (1.265)	0.248 (6.370)	0.037	0.31
All	0.092 (6.346)	0.096 (6.427)	0.105 (6.467)	0.167 (6.448)	0.273 (6.401)	0.147 (32.089)		
HighBP-LowBP	0.314	0.292	0.212	0.134	0.053			
p-value.	0.00	0.00	0.00	0.02	0.39			

注) MEは6月末時点の時価総額、B/Pは純資産簿価を6月末の時価総額で除して計算した簿価時価比率をそれぞれ表す。なお、括弧内の数値は観測数である。p-value.はヘッジリターン(High V/P - Low V/P)がゼロと異なるという帰無仮説が棄却される確率を表す。

プ(Small ME)では、V/P戦略によるヘッジリターンは21.9%に上る。

同様に、経営者予想利益を株式価値の評価に用いた場合(パネルB)も、MEの大きさを与件としてもなお、V/Pの大きさは将来のリターンを予測している。しかし、規模が最も小さいグループでは、ヘッジリターンが有意な値をとらない。したがって、規模が特に小さい企業に対しては、モデル予測値にもとづくV/P戦略の方が高いリターンを生み出すが、それ以外のケースでは経営者予想をもとにしたV/P戦略の効果の方が高いといえる⁶⁾。

パネルCは、もう一つのリスク変数である簿価時価比率B/Pの大きさにもとづいてサンプルを5分割し、モデル予測値によるV/Pの大きさにしたがってサンプルをさらに5分位に分けた上で、25個のグループそれぞれについて36か月間の累積リターンの平均値を計算したものである。そこでは、簿価時価比率B/Pが最も高いグループ(High BP)を除いて、モデル予測値を用いたV/P戦略は有意な正のリターンをもたらしている。

他方、パネルCに示す通り、経営者予想利益を用いて同様の戦略を展開した場合、モデル予測値の場合と同様に、B/Pが最も高いサンプル以外で、V/P戦略が有効に機能していることがわかる。特に、B/Pがもっとも小さいグループ(Low BP)では、36か月間にわたるV/P戦略のヘッジリターンは29.8%に達する。以上の結果から、モデル予測値と経営者予想のいずれにもとづくV/P戦略も、リスクの調整に対して頑健であるといえる。しかし、Q2を除くグループで、経営者予想を用いたV/P戦略がモデル予測によるV/P戦略を上回るリターンを生み出しているため、リターン予測の観点からみて、投資家は一般的にモデル予測値より経営者予想に大きなウェイトを置いていると考えられる。

4. 経営者予想の誤差の持続性が大きいケース

これまでの分析結果から、つぎの2点が明らかにされた。第一に、クロスセクション予測モデルによって利用可能な会計情報から導かれた利益の予測値は、経営者予想と比べて実際の利益との差異で表されるバイアスが小さい。第二に、それにも関わらず、将来のリターンを予測する上では、株式価値をモデル予測値ではなく経営者予想をもとに推計した方が有効である。内部情報を所有する経営者によって発信

される予想は、太田・近藤（2011）で指摘されたように、アナリスト予想の形成にも影響する。投資家がモデル予測値よりも経営者予想に大きく依存するのも、彼らが経営者の情報優位を考慮しているからであろう。しかし、すでに述べたように、経営者予想に付随するバイアスが大きい場合には、当該予想の信頼性が著しく損なわれる可能性がある。そのような状況で、投資家は経営者予想に与えていた評価のウェイトを低下させるのではないかと考えられる。ここでは、経営者予想の信頼性が特に低いと想定される場合に、V/P戦略の成果が上記の結果からどのように変化するかを分析する。

表5のパネルAは、(3)式の β_1 によって測定された経営者予想誤差の持続性の大きさをもとにサンプルを5分位に分割し、モデル予測値によるV/Pの大きさにしたがってサンプルをさらに5分位に分割した上で、36か月間の累積リターンの平均値を計算した結果である。経営者予想誤差の持続性が最も高

表5 経営者予想誤差の持続性とV/P戦略のリターン

パネルA 持続性の影響を調整した後のモデル予測値にもとづくV/P戦略のリターン

	LowVP	Q2	Q3	Q4	HighVP	All	HighVP-LowVP	p-value.
LowPersistence	0.124 (384)	0.115 (395)	0.147 (390)	0.077 (390)	0.146 (390)	0.122 (1,949)	0.022	0.66
Q2	0.066 (392)	0.045 (396)	0.028 (392)	0.065 (390)	0.122 (384)	0.065 (1,954)	0.056	0.23
Q3	0.039 (391)	0.009 (391)	0.054 (392)	0.111 (391)	0.159 (380)	0.074 (1,945)	0.120	0.01
Q4	0.053 (388)	0.023 (397)	0.052 (396)	0.061 (390)	0.136 (386)	0.065 (1,957)	0.083	0.08
HighPersistence	0.010 (389)	0.018 (393)	0.014 (394)	0.145 (394)	0.210 (384)	0.079 (1,954)	0.200	0.00
All	0.058 (1,934)	0.044 (1,965)	0.062 (1,966)	0.078 (1,955)	0.163 (1,939)	0.081 (9,759)		
High-Low	-0.114	-0.097	-0.133	0.068	0.064			
p-value.	0.19	0.00	0.09	0.18	0.27			

パネルB 持続性の影響を調整した後の経営者予想にもとづくV/P戦略のリターン

	LowVP	Q2	Q3	Q4	HighVP	All	HighVP-LowVP	p-value.
LowPersistence	0.150 (390)	0.071 (392)	0.091 (389)	0.114 (392)	0.185 (386)	0.122 (1,949)	0.035	0.56
Q2	0.047 (394)	0.025 (392)	0.021 (392)	0.066 (393)	0.168 (383)	0.065 (1,954)	0.121	0.02
Q3	0.038 (395)	0.003 (391)	0.016 (391)	0.099 (388)	0.218 (380)	0.074 (1,945)	0.180	0.00
Q4	0.042 (394)	0.052 (390)	-0.005 (396)	0.085 (396)	0.154 (381)	0.065 (1,957)	0.112	0.02
HighPersistence	0.010 (387)	0.029 (396)	0.079 (391)	0.123 (394)	0.154 (386)	0.079 (1,954)	0.144	0.01
All	0.052 (1,944)	0.046 (1,962)	0.036 (1,961)	0.109 (1,957)	0.162 (1,935)	0.081 (9,759)		
High-Low	-0.140	-0.042	-0.012	0.009	-0.031			
p-value.	0.13	0.41	0.48	0.68	0.99			

注) Persistenceは経営者予想の誤差の持続性を表し、(3)式： $MFE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MFE_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ を、予測時点を含む過去10年間のデータをもとに推定した β_1 によって測定されている。なお、括弧内の数値は観測数である。p-value.はヘッジリターン(High V/P - Low V/P)がゼロと異なるという帰無仮説が棄却される確率を表す。

いグループ (*High Persistence*) では、モデル予測値を用いた *V/P* 戦略からのヘッジリターンは20% (1%水準で有意) におよぶ。

同じ分析を経営者予想利益にもとづいて行った結果を示したパネルBによれば、経営者予想誤差の持続性が最も高いグループ (*High Persistence*) では、経営者予想利益を用いた *V/P* 戦略のヘッジリターンは14.4% (5%水準で有意) である。それ以外のグループでは、経営者予想利益を用いた *V/P* 戦略のリターンは、モデル予測値を用いた *V/P* 戦略のリターンより大きい。したがって、経営者予想誤差の持続性が著しく高い企業に対しては、経営者予想利益ではなく、ファンダメンタルズに依拠したモデル予測値を用いた *V/P* 戦略によって、より高い将来のリターンを獲得することが可能となる。すなわち、予想を発信する経営者の情報処理能力に問題があると推測される状況では、投資家は経営者予想への依存度を合理的に調整していると考えられるのである。

5. 経営者予想と実績利益の相関が小さいケース

つぎに、経営者予想利益と実績利益の相関が小さい場合に、経営者予想に与える投資家の評価のウェイトがどのように変化するかを考察する。Ajinkya and Gift (1984) で提起された期待調整仮説が成立するならば、経営者は投資家の期待を変更するために、経営者予想をはじめとする予測情報を活用する。その場合、確定した利益によって形成された期待を修正するためには、当該利益と方向性が異なる予測情報を発信する必要がある。したがって、直近の実績利益と負の相関をもつ経営者予想は、投資家の期待を調整したいと考える経営者によって裁量を加えられている可能性がある。このとき、意図的な操作が繰り返された履歴をもつ経営者予想利益の情報内容は、ファンダメンタルズに依拠するモデル予測値よりも低下すると考えられる。したがって、過去10年間の両者の相関係数が小さい企業グループでは、経営者予想利益をもとにした *V/P* 戦略の将来リターンの予測可能性は、モデル予測値を用いた場合を下回ることが予想されるのである。

表6のパネルAは、相関係数の大きさにもとづいて全サンプルを5分位に分割した後、さらにモデル予測値をインプットとする *V/P* の大きさによって各分位のサンプルを5分割した場合の、36か月間の累積リターンの平均値を示している。相関係数が最も小さいグループ (*Low Correlation*) のヘッジリターンは15.5% (5%水準で有意) であり、最大のグループ (*High Correlation*) のヘッジリターンは17.8% (1%水準で有意) である。他方、Q2とQ4のヘッジリターンは、統計的に有意な値をとらない。

パネルBでは、同じ分析を経営者予想利益にもとづいて行っている。ここでは、相関係数が最小のグループ (*Low Correlation*) のヘッジリターンは14.9% (5%水準で有意) となり、モデル予測値による *V/P* 戦略のヘッジリターンを下回る。この意味で、実績利益との相関が低い経営者予想利益のリターン予測能力は、モデル予測値を用いた場合に劣後する。したがって、実績利益との相関係数が通時的に小さい企業に対しては、経営者予想利益ではなく、モデル予測値を用いた *V/P* 戦略を展開することによって、より高いヘッジリターンの獲得が期待できる可能性がある。しかし、相関係数が最大のグループ (*High Correlation*) のヘッジリターン14.7%も、モデル予測値による *V/P* 戦略のヘッジリターン17.8%を下回っている。実績利益との相関が著しく強い場合、経営者予想の情報内容が希薄であるとみなされる結果、投資家による評価のウェイトが低下するのかもしれない⁷⁾。

表6 経営者予想と実績利益の相関係数とV/P戦略のリターン

パネルA 相関係数の影響を調整した後のモデル予測値にもとづくV/P戦略のリターン

	LowVP	Q2	Q3	Q4	HighVP	All	HighVP-LowVP	p-value.
LowCorrelation	0.034 (460)	0.042 (476)	0.013 (475)	0.028 (474)	0.189 (463)	0.061 (2,348)	0.155	0.01
Q2	0.116 (445)	0.069 (458)	0.099 (466)	0.073 (457)	0.091 (455)	0.089 (2,281)	-0.025	0.57
Q3	0.049 (452)	-0.007 (474)	0.015 (466)	0.081 (466)	0.198 (455)	0.066 (2,313)	0.149	0.01
Q4	0.073 (466)	0.004 (472)	0.045 (471)	0.082 (466)	0.131 (467)	0.067 (2,342)	0.058	0.16
HighCorrelation	0.042 (455)	0.067 (452)	0.126 (446)	0.162 (452)	0.220 (434)	0.122 (2,239)	0.178	0.00
All	0.060 (2,249)	0.033 (2,342)	0.065 (2,327)	0.078 (2,315)	0.168 (2,290)	0.081 (11,523)		
High-Low	0.008	0.025	0.113	0.134	0.031			
p-value.	0.65	0.37	0.03	0.02	0.67			

パネルB 相関係数の影響を調整した後の経営者予想にもとづくV/P戦略のリターン

	LowVP	Q2	Q3	Q4	HighVP	All	HighVP-LowVP	p-value.
LowCorrelation	-0.013 (467)	0.055 (475)	0.023 (472)	0.103 (464)	0.136 (470)	0.061 (2,348)	0.149	0.01
Q2	0.090 (442)	0.065 (463)	0.043 (465)	0.058 (454)	0.190 (457)	0.089 (2,281)	0.100	0.04
Q3	0.013 (462)	0.034 (464)	0.004 (468)	0.045 (467)	0.241 (452)	0.066 (2,313)	0.228	0.00
Q4	0.074 (474)	-0.017 (470)	0.065 (464)	0.083 (474)	0.130 (460)	0.067 (2,342)	0.056	0.18
HighCorrelation	0.073 (456)	0.063 (453)	0.066 (443)	0.192 (449)	0.220 (438)	0.122 (2,239)	0.147	0.00
All	0.051 (2,279)	0.036 (2,326)	0.039 (2,318)	0.106 (2,310)	0.172 (2,290)	0.081 (11,523)		
High-Low	0.086	0.008	0.043	0.089	0.084			
p-value.	0.34	0.71	0.06	0.30	0.01			

注) *Correlation* は経営者予想と直近の実績利益の間の *Spearman* 相関係数であり、予測時点を含む過去10年間のデータをもとに推計されている。なお、括弧内の数値は観測数である。p-value. はヘッジリターン (High V/P - Low V/P) がゼロと異なるという帰無仮説が棄却される確率を表す。

V おわりに

本研究では、資本市場におけるミスプライシングを特定するための基準となる企業価値を、2種類の予測値をもとに推計することで、いずれの予測値が市場の動きをよりよく見通す手段となるのかを考察した。日本では内部情報を反映した経営者予想の開示が実質的に制度化されているため、投資家は経営者予想に注目する傾向がある。実際、本研究の予備的な分析では、クロスセクション予測モデルにもとづくモデル予測値は、経営者予想に比べて実績利益からの乖離が平均して小さい。また、モデル予測値をもとに株式の理論価値と実際の株価の比較を通じたV/P戦略を展開することで、統計的に有意な正のヘッジリターンが得られる。それにも関わらず、より大きなヘッジリターンをもたらすのは、経営者予

想を残余利益モデルのインプットとした場合であった。

しかし、経営者予想が無条件に投資家の期待に反映されるとは限らない。経営者予想に内在するバイアスが明らかに大きいと考えられる状況では、当該予想の信頼性に疑問が投げかけられる。そのような場合、モデル予測値に経営者予想を上回る役割期待が寄せられる可能性がある。本研究では、経営者予想の誤差が特に強い自己相関を示す場合、そして経営者予想が直近の実績利益と希薄な相関を示す場合に着目した。前者は経営者の無意識裡の認知バイアスと、後者は合理的な目的にもとづく意図的な情報の裁量とそれぞれ関連する。そのいずれの場合にも、モデル予測値にもとづくV/P戦略は、経営者予想を用いたV/P戦略を上回るリターンの予測能力を有することが確認された。投資戦略を策定するに当たっては、状況に応じて予測値を適切に選択することが、獲得するリターンを改善するための鍵となる。

最後に、本研究にはつぎのような課題が残されている。まず、今回の分析では経営者予想の予測期間の長さに整合させるために、モデル予測値を1期先の利益に限定したが、本来クロスセクション予測モデルは必要なデータが揃う限り、複数期間にわたる予測値を導くことができる。複数期間の予測値を用いることで、企業価値の推計がより正確になるのであれば、モデル予測値はリターンの予測可能性を大きく改善することができるかもしれない。それとともに、本研究では、経営者予想の信頼性が低下する内生的なメカニズムを捨象し、発信された情報の属性のみから信頼性の程度を判断していた。経営者予想の情報内容に影響する企業固有の要因を変数として分析に加えることで、モデル予測の有用性が経営者予想に勝る状況をより詳細に特定することが可能になるはずである⁸⁾。

【付 記】

本研究の作成に当たり、椎葉淳先生(大阪大学)と村宮克彦先生(大阪大学)から貴重なコメントを頂戴しましたことに感謝申し上げます。

注

- 1) 本研究では、企業価値を純資産、理論価値を株式1株の本源的価値(intrinsic value)に対応する概念として、それぞれ定義している。なお、企業価値は負債を含むenterprise valueとして定義されることもあるが、ここでは純資産のみの価値を指すことに注意してもらいたい。
- 2) 太田・近藤(2011)は、日本では経営者予想の正確度やバイアスが、アナリスト予想に影響を与えていることを報告している。
- 3) Hou et al.(2012)によれば、クロスセクションでの回帰分析にもとづく1-3期先の利益の予測値と実績利益の差異(バイアス)は、平均値および中央値の点で統計的にゼロと変わらない事実が提示されている。
- 4) 日本の上場企業が公開する経営者予想は、次年度1年間の利益に関するものがほとんどである。そのため、(2)式を推計する際に利用可能な予測情報は、事実上次年度1年分に限定される。本来、(1)式を用いれば将来の複数年度の利益を予測することができるが、ここでは1年分の予測値しか求めていないのは、(2)式による理論価値の推計を経営者予想を用いた場合に整合させるためである。
- 5) あるいは、参入コストが低いために新規参入が見込まれる産業では、それを阻止するために、事実よりも悲観的な予測情報が開示される可能性がある(Newman and Sansing, 1993)。
- 6) Gong et al.(2009)によれば、営業キャッシュ・フローの時系列での標準偏差が大きいほど、経営者予想の楽観的な誤差が大きくなる。そこでは、営業キャッシュ・フローの標準偏差と規模変数の相関係数が有意な負の値をとるため、規模が小さいほど、経営者予想誤差が楽観的になる傾向があると考えられる。このシナリオが成り立つならば、規模が相対的に小さい企業グループでは、経営者予想に対する信頼性が低いいため、投資家がモデル予測値への依存を深めるのかもしれない。
- 7) 実績利益との相関が高い経営者予想を発信する経営者は、現状を将来予測に直接結びつけている点で、予測情報の発信に積極的でない可能性がある。それらの企業は、経営者の情報処理能力に問題を抱えていると解釈することもできる。
- 8) Ng et al.(2013)では、経営者予想の信頼性の尺度として、①過去に発表された経営者予想のバイアスの平均値、②

訴訟に直面するリスク、③研究開発費と産業集中度によって捉えられる機密コストの大きさ、④アナリスト予想の経営者予想への連動性、⑤経営者予想とそれ以前のアナリスト予想の差異で表されるサプライズ、の5つを掲げている。

参考文献

- 太田浩司, 2000. 「オールソンモデルによる企業評価—Ohlson (1995) モデルの実証研究—」『証券アナリストジャーナル』第38巻第4号, pp. 62-75。
- 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』第23号, pp. 33-58。
- 須田一幸, 2000. 『財務会計の機能—理論と実証』白桃書房。
- 村宮克彦, 2008. 「経営者が公表する予想利益に基づく企業価値評価」『現代ファイナンス』第23号, pp. 131-151。
- Ajinkya, B. B., and M. J. Gift, 1984. "Corporate Managers' Earnings Forecasts and Symmetrical Adjustments of Market Expectations," *Journal of Accounting Research*, 22 (2), pp. 425-444.
- Ali, A., L. S. Hwang, and M. A. Trombley, 2003. "Residual-income-based Valuation Predicts Future Stock Returns: Evidence on Mispricing vs. Risk Explanations," *The Accounting Review*, 78 (2), pp. 377-396.
- Barth, M. E., W. H. Beaver, and W. R. Landsman, 2001. "The Relevance of the Value Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting: Another View," *Journal of Accounting and Economics*, 31 (1-3), pp. 77-104.
- Brown, L. D., and M. S. Rozeff, 1978. "The Superiority of Analyst Forecasts as Measures of Expectations: Evidence from Earnings," *The Journal of Finance*, 33 (1), pp. 1-16.
- Dechow, P. M., 1994. "Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 18 (1), pp. 3-42.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari, and R. L. Watts, 1998. "The Relation between Earnings and Cash Flows," *Journal of Accounting and Economics*, 25 (2), pp. 133-168.
- Dugar, A., and S. Nathan, 1995. "The Effect of Investment Banking Relationships on Financial Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations," *Contemporary Accounting Research*, 12 (1), pp. 131-160.
- Fama, E. F., and K. R. French, 1997. "Industry Costs of Equity," *Journal of Financial Economics*, 43 (2), pp. 153-193.
- Fama, E. F., and K. R. French, 2000. "Forecasting Profitability and Earnings," *Journal of Business*, 73 (2), pp. 161-175.
- Francis, J., and D. Philbrick, 1993. "Analysts' Decisions as Products of a Multi-task Environment," *Journal of Accounting Research*, 31 (2), pp. 216-230.
- Frankel, R., and C. M. C. Lee, 1998. "Accounting Valuation, Market Expectation, and Cross-sectional Stock Returns," *Journal of Accounting and Economics*, 25 (3), pp. 283-319.
- Gong, G., L. Y. Li, and H. Xie, 2009. "The Association between Management Earnings Forecast Errors and Accruals," *The Accounting Review*, 84 (2), pp. 497-530.
- Gong, G., L. Y. Li, and J. J. Wang, 2011. "Serial Correlation in Management Earnings Forecast Errors," *Journal of Accounting Research*, 49 (3), pp. 677-720.
- Holthausen, R. W., and R. L. Watts, 2001. "The Relevance of the Value-relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting," *Journal of Accounting and Economics*, 31 (1-3), pp. 3-75.
- Hou, K., M. A. van Dijk, and Y. Zhang, 2012. "The Implied Cost of Capital: A New Approach," *Journal of Accounting and Economics*, 53 (3), pp. 504-526.
- Kasznik, R., and B. Lev, 1995. "To Warn or Not to Warn: Management Disclosures in the Face of an Earnings Surprise," *Journal of Accounting Research*, 70 (1), pp. 113-134.
- Kato, K., D. J. Skinner, and M. Kunimura, 2009. "Management Forecasts in Japan: An Empirical Study of Forecasts That Are Effectively Mandated," *The Accounting Review*, 84 (5), pp. 1575-1606.
- Kothari, S. P., 2001. "Capital Markets Research in Accounting," *Journal of Accounting and Economics*, 31 (1-3), pp. 105-231.
- Lin, H. W., and M. F. McNichols, 1998. "Underwriting Relationships, Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations," *Journal of Accounting and Economics*, 25 (1), pp. 101-127.
- McNichols, M., 1989. "Evidence of Informational Asymmetries from Management Earnings Forecasts and Stock Returns," *The Accounting Review*, 64 (1), pp. 1-27.

- Newman, P., and R. Sansing, 1993. "Disclosure Policies with Multiple Users," *Journal of Accounting Research*, 31 (1), pp. 92-112.
- Ng, J., I. Tuna, and R. Verdi, 2013. "Management Forecast Credibility and Underreaction to News," *Review of Accounting Studies*, 18 (4), pp. 956-986.
- Ota, K., 2010. "The Value Relevance of Management Forecasts and Their Impact on Analysts' Forecasts: Empirical Evidence from Japan," *Abacus*, 46 (1), pp. 28-59.
- Rogers, J. L., and P. C. Stocken, 2005. "Credibility of Management Forecasts," *The Accounting Review*, 80 (4), pp. 1233-1260.
- So, E. R., 2013. "A New Approach to Predicting Analyst Forecast Errors: Do Investors Overweight Analyst Forecasts?" *Journal of Financial Economics*, 108 (3), pp. 615-640.

(2020年7月3日掲載決定)