

〔論 文〕

# 会計情報による企業価値評価の正確性について

## ——モデル予想の検証——

中 條 良 美

### 要 旨

本研究では、残余利益モデルにもとづく企業価値評価の正確性を改善する方法について、クロスセクションモデルによる利益予想の観点から接近する。ここでいう正確性は、観測される株価と推計された企業価値の乖離幅によって計測される。日本では通常、企業価値評価の際に、経営者が公開する1年先の利益予想が活用される。このとき、2年後以降の利益は、利益成長に関する何らかの仮定をもとに予測される。本研究では、既存の会計情報をもとに1年後から5年後の利益を予測して価値評価の要素に加える。結果として、会計情報の組換えによる利益予想は、1年後の利益予想を除いて、企業価値評価の正確性の向上に貢献しないことが明らかにされた。

キーワード：企業価値評価、クロスセクションモデルによる利益予想、残余利益モデル

## 1 はじめに

会計情報には、その利用者の意思決定に資するという実務的な目的が課されている (FASB, 1978 ; IASB, 2010 ; 企業会計基準委員会, 2006)。なかでも、主な利用者である投資家には特別な位置が与えられ、彼らによる投資対象銘柄の選定に際して有用な役割を担うことが求められている (Barth, Beaver, and Landsman, 2001 ; Holthausen and Watts, 2001)。ひとくちに会計情報といっても、当期純利益や株主資本のようなボトムラインの情報だけでなく、多くの細分化された情報から構成されている。市場の効率性を前提とすれば、投資家はそれらすべての情報を活用して、投資対象となる企業の価値を推計する。

そのようななか、当期純利益と株主資本簿価のふたつは、企業の価値を推計するうえで、とくに重要視されてきた。たとえば、証券実務で頻繁に活用される残余利益モデル (residual income valuation model : RIV) では、株主資本簿価を超える株価のプレミアムの源泉を、株主資本の機会費用に該当する資本利子をどれだけ超過した利益を獲得することができるかに求める (e.g., Ohlson, 1995 ; Feltham and Ohlson, 1995)。投資家の期待がこれらの情報をもとに形成されるかぎり、RIV から導かれた企業価値は、実際に観測される株価に近い大きさとなるはずである (Dechow, Hutton, and Sloan, 1999 ; Lee, Myers, and Swaminathan, 1999)。

このように、RIV は企業価値評価のコアとなる道具立てとみなされてきたが、それが最良の評価モデルであるかどうかは自明ではない。企業価値を推計するモデルとしては、RIV のほかに、配当割引モデル (dividend discount model : DDM) やキャッシュ・フロー割引モデル (discounted cash flow : DCF) が知られている。無限期間にわたって存続する企業を前提とすれば、いずれの評価モデルから推計され

る企業価値も等価となるはずである。他方、将来数値の予測期間を区切ってしまうと、最後に予測された数値の違いによって、予測期間後の価値である終価(terminal value)が大きく変わってしまう(Penman and Sougiannis, 1998)<sup>1)</sup>。

問題なのは、この終価の差異が、上記3つの評価モデルから導かれる企業価値に大きな差異をもたらすことである。したがって、企業価値をもっとも正確に推計する評価モデルが何であるかは、すぐれて実証的な課題とみなされることになった。この課題に取り組んだ研究によると、会計情報を直接のインプットとするRIVが、最良のソリューションとなることが知られている(Penman and Sougiannis, 1998; Courteau, Kao, and Richardson, 2001; Francis, Olsson, and Oswald, 2000)。本研究の分析はこのRIVに立脚しているが、その理由のひとつは上記のとおりRIVが実務に広く浸透していることに求められる。

その後も企業価値の評価モデルに対する改良が試みられ、実質的に残余利益の差分と等価の異常な利益成長(abnormal earnings growth: AEG)を組み込んだ評価モデル(Ohlson and Juettner-Nauroth, 2005)や残余利益の差分のさらに差分を取る評価モデル(Lai, 2020)が開発されている。たしかに、評価モデルの数学的な構造を洗練させることは、正確な企業価値を推計するために欠かせない作業である。その一方で、いかなる評価モデルも将来のペイオフの予測に鋭く依存するため、どれだけ評価モデルが精緻であっても、インプットの正確性が担保されないかぎり、推計値の正確性を改善することはできないのである(Lundholm and O'Keefe, 2001)。

結局、あらゆる企業価値の評価モデルがそうであるように、RIVでも一定期間にわたる将来の利益を予測することが要求される。日本では、上場企業の経営者が1年先の予想利益を公開する慣行があるため、それを評価のインプットとすることが多い(村宮, 2008; 畔上, 2016)。その一方で、2年先以降の利益をどのように予測するかについては、利益成長に関する仮定に依存することが多く、コンセンサスを得た方法が存在しない状況である(Gebhardt, Lee, and Swaminathan, 2001)。この場合、仮定される成長率がわずかに変化するだけで、企業価値の推計値が大幅に変動するおそれがある点に注意が必要である。

そうしたアドホックな仮定は、投資家の期待を反映した成長率を株価からカリブレートする(Gao, Myers, Myers, and Wu, 2019)場合を除いて、企業価値の評価に多かれ少なかれ恣意性を混入させることになる。したがって、中期的なインプットの予測値をもっと直截的に導く手立てが必要である。そこで本研究では、Hou, van Dijk, and Zhang (2012)によって提案された、既存の会計情報にクロスセクションモデルを適用して得られる利益の将来予測値(モデル予想とよぶ)に焦点を合わせる。企業のファンダメンタルズを反映する点で、この予測値は恣意的な成長率の仮定を免れるので、投資家の期待形成にそくした大きさであるといえよう。

ここでは、1年後から5年後のモデル予想を推計したうえで、それらを逐次的にRIVに導入することで得られる企業価値の正確性を比較する。なお、終価の計算にあたっては、最後の利益率が爾後5年で所属産業の中央値に回帰し、それ以降利益率の産業中央値から導かれる残余利益が恒久的に持続することを仮定する(Gebhardt et al., 2001; Frankel and Lee, 1998)。正確性は、観測される株価と企業価値の差異(バイアス: bias)およびバイアスの絶対値(正確度: accuracy)の点から評価される。したがって、バイアスと正確度をもっとも小さくする<sup>2)</sup>インプットの組み合わせを問うことが、本研究の目的である。

一連の分析の結果、先行研究の結論と同様に、1年先の経営者予想のみを導入した場合に、評価の正確性をもっとも高くなる。2年後から5年後のモデル予想を挿入すると、予測値を追加するごとにバイアスと正確度が比例的に増大してしまう。その半面、1年後のモデル予想のみをインプットとした場合、経営者予想のみから推計された企業価値と同等の正確性を指し示す。この意味で、1年後のモデル予想には経営者予想を代替する可能性があるものの、2年後以降のモデル予想は、投資家の期待をほとんど反

映していないことが明らかになった。この発見は、企業価値評価のインプットを改良するうえで、有用な知見をもたらすと考えられる。

以下、第2節では企業価値の評価モデル、モデル予想の作成方法およびサンプルの抽出手順について説明するとともに、モデル予想を中心とした変数の特徴を論じる。つづく第3節では、異なるインプットをRIVに導入して推計された企業価値の正確性を比較する。最後に第4節では、本研究の発見事項と課題を明らかにする。

## 2 分析方法

### 2.1 残余利益モデル

周知のように、DDMにクリーン・サープラス関係を適用して得られるRIVによれば<sup>3)</sup>、株主資本簿価を上回る価値は、機会費用を超える利益である残余利益によってもたらされる。したがって、RIVにもとづく1株あたり企業価値 $V_t$ は、次式によって推計される。

$$V_t = bps_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{resepst_{t+\tau}}{(1+r)^\tau} \quad (1)$$

$t$ は企業価値の推計時点をあらわし、 $bps_t$ と $resepst_{t+\tau}$ はそれぞれ $t$ 時点の1株あたり株主資本および $\tau$ 年後に予想される1株あたり残余利益を意味する。なお、 $r$ は資本コストである<sup>4)</sup>。残余利益は、1株あたり当期純利益を $eps_t$ とおけば、 $resepst_{t+\tau} = eps_{t+\tau} - r \cdot bps_{t+\tau-1}$ によって与えられる。

いま、残余利益の推計期間を $T+1$ 年後までに区切れば、(1)式はつぎのように変形される。ここでは、 $T+1$ 年後の1株あたり残余利益が、 $T+2$ 年後以降恒久的に持続することを前提している。

$$V_t = bps_t + \sum_{\tau=1}^T \frac{resepst_{t+\tau}}{(1+r)^\tau} + \frac{resepst_{t+T+1}}{r \cdot (1+r)^T} \quad (2)$$

本研究では、最後に予測された利益がその後5年間かけて所属産業の中央値の水準に回帰すると仮定する。たとえば、1年先の経営者予想を2年後のモデル予想によって補完する場合、ROE(2年後のモデル予想/1年後の株主資本簿価)が3年後から7年後にかけて産業中央値に線形的に収束し<sup>5)</sup>、7年後の利益から計算される残余利益が8年後以降持続すると考える( $T=6$ )<sup>6)</sup>。

まず、ベンチマークとして、1年先の経営者予想利益のみをもとに(2)式を推計する。このとき、2年後から6年後の利益は、上記の仮定にそくして機械的に予測される<sup>7)</sup>。ここで、1年先の予想利益をモデル予想と入れ替えた場合、企業価値の正確性はどのように変化するであろうか。米国企業を対象とする研究によれば、モデル予想は実績利益の予想誤差、利益反応係数およびインプライド資本コストの面で、アナリスト予想よりすぐれている(Hou et al., 2012)。日本の投資実務で支配的な地位を得ている経営者予想を、モデル予想によってどの程度代替することが可能であるかが、ここでの検証課題である。

それだけでなく、モデル予想による経営者予想の補完可能性についても検討する。上記のように、経営者予想を(2)式に導入する場合、2年後から6年後の利益は産業中央値の水準に漸次接近するように設定される。いま、2年後の予想利益をモデル予想に入れ替えた場合、株価に対する企業価値の正確性は改善するであろうか。ここでは、2年後から5年後の予想利益を順にモデル予想によって代替することで、バイアスと正確度がどのように変化するのかを跡づける。モデル予想が経営者予想の株価説明力を向上させるなら、企業価値評価におけるモデル予想の有用性について、新たな証拠を追加することができる。

## 2.2 クロスセクションモデルによる予想利益

そもそも、将来の利益をどう予測するかは、企業価値評価の核心をなす手続きである。日本の上場企業は、証券取引所の要請により、経営者による1年先の利益予想を公開することが一般的である。米国ではそのような情報の開示は任意であり、むしろアナリストによる予測情報の生産のほうが活発である。後者の予測情報は、1年先の予想利益に限定されず、5年間にわたる成長率の予想まで含む点が特徴的である。継続企業を想定すれば、できるだけ長期間の予測情報が利用可能であるほど、投資家の意思決定は円滑になる。したがって、1年を超える予想利益の準備が、とりわけ日本の投資実務では必要とされるのである。

それだけでなく、経営者予想やアナリスト予想といった、投資家が意思決定の際に依拠する情報には、情報を作成する側の私的便益にそくしたバイアスが混入するおそれがある(e.g., Rogers and Stocken, 2005; Ota, 2006; Francis and Philbrick, 1993; Hong and Kubik, 2003)。不偏的な予想利益を追求する試みは、もちろん経営者やアナリストの予測過程を反映する必要がある。すなわち、対象企業のファンダメンタルズから合理的に抽出される予測情報が求められたのである。本研究で俎上に載せるモデル予想は、会計情報の実績値の動態に照らして企業の利益生成過程を構築している点で、そうした要請を満たしている(Fama and French, 1997; So, 2013)。

ここでは、つぎの(3)式を所属産業ごとにクロスセクションで回帰した係数を推計時点の会計情報に適用して、1年後から5年後の予想利益を導出する(Hou et al., 2012)<sup>8)</sup>。

$$X_t = b_0 + b_1 A_{t-\tau} + b_2 D_{t-\tau} + b_3 DD_{t-\tau} + b_4 E_{t-\tau} + b_5 NegE_{t-\tau} + b_6 AC_{t-\tau} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$X_t$ は異常項目調整前利益、 $A_{t-\tau}$ 、 $D_{t-\tau}$ 、 $DD_{t-\tau}$ 、 $E_{t-\tau}$ 、 $NegE_{t-\tau}$ 、 $AC_{t-\tau}$ はそれぞれ $\tau$ 年前の資産総額、配当支払額、配当を支払った場合に1をとるダミー変数、当期純利益、当期純損失が生じた場合に1をとるダミー変数、会計発生高をあらわす。なお、 $\varepsilon_t$ は誤差項である。係数 $b_0 \sim b_6$ と推計時点の会計情報から求められたフィット値が、 $\tau$ 年後のモデル予想である。

## 2.3 サンプルと変数

以上の分析の対象となるのは、すべての上場企業のうち、金融業を除く一般事業会社である。財務データは日経NEEDS-FinancialQUESTから抽出しており、会計期間が12か月に満たないケースと株主資本簿価が負のケースは除外している。企業価値の推計にあたっては、連結財務諸表に記載された会計情報のみを活用する。経営者による1年先の予想利益についても、日経NEEDS-FinancialQUESTから入手した。なお、企業価値と比較される株価は、日経NEEDS株式日次収益率データから抽出している。結果として、経営者予想の公開がはじまった1997年から2022年の最大46,275企業-年をサンプルとする。

紙幅の関係で図表を割愛しているが、株価を1株あたり株主資本簿価で除して求めたPBRの平均値(中央値)は1.71倍(1.00倍)である。平均的には、株主資本簿価を超える価値が、企業に期待されているわけである。その源泉となる1期先の1株あたり残余利益の平均値(中央値)は、経営者予想について63.14円(2.16円)、モデル予想について127.44円(11.20円)であり、経営者予想のほうが保守的な大きさを示している。本研究で扱う経営者予想は期初予想であり、この傾向は経営者予想にしるアナリスト予想にしる、期初予想は保守的になりやすいという先行研究(Veenman and Verwijmeren, 2018; 円谷, 2008)の結果と整合している。

### 3 分析結果

#### 3.1 モデル予想による代替効果の検証

ここまでの準備をもとに、まずは企業価値評価の文脈でモデル予想にどの程度経営者予想を代替する能力を期待することができるのか確認しよう。そこで、企業価値のバイアスと正確度をつぎのように定義する。

$$bias_{manage} (bias_{model}) = (price - val_{manage} (val_{modl})) / price \quad (4)$$

$$accur_{manage} (accur_{model}) = \left| (price - val_{manage} (val_{modl})) / price \right| \quad (5)$$

下付きの添え字 *manage* と *model* は、それぞれ経営者予想とモデル予想のケースを指す。また、*price* は推計時点の株価、*val* は推計された1株あたり企業価値をそれぞれ意味する。

経営者予想とモデル予想から導かれた企業価値をもとに(4)式と(5)式を計算した結果を、図表1にまとめる。いずれの予想をインプットとした場合も、推計される企業価値は株価を平均的に上回る。*bias<sub>manage</sub>* と *bias<sub>model</sub>* の平均値(中央値)は、それぞれ-0.310(-0.063)と-0.368(-0.094)である。経営者予想のほうが、推計誤差を平均5.8%ポイント縮小させている。RIVが企業価値を過大に推計するかどうかは、予測期間(*T*)以降の残余利益の成長をどう仮定するかに鋭く依存するものの、最後に予測された残余利益が恒久的に持続することを仮定した場合、過大評価の傾向がみられる(e.g., Frankel and Lee, 1998; 村宮, 2008)<sup>9)</sup>。

他方、*accur<sub>manage</sub>* と *accur<sub>model</sub>* の平均値(中央値)は、それぞれ0.670(0.442)と0.709(0.449)である。モデル予想から推計された企業価値は、経営者予想をもちいた場合とくらべて、平均値でみて3.9%ポイント、中央値でみて0.7%ポイントだけ正確性に劣る。過去の実績値のみから得られる企業価値が、情報優位にある経営者の私的情報を織り込んだ企業価値の推計値に正確性の面で接近している事実は、モデル予想の役割を再評価する機会を与える。すなわち、モデル予想を形成する際の企業のファンダメンタルズを予測値に織り込むメカニズムには、経営者予想を構成するうえでも大きなウェイトがおかれていると考

図表1 経営者予想とモデル予想による企業価値評価の正確性

	<i>bias<sub>manage</sub></i>	<i>bias<sub>model</sub></i>	<i>accur<sub>manage</sub></i>	<i>accur<sub>model</sub></i>
観測数	46,022	46,275	46,022	46,275
平均値	-0.310	-0.368	0.670	0.709
標準偏差	1.097	1.215	0.927	1.062
最小値	-15.637	-18.955	0.004	0.005
第1四分位	-0.628	-0.680	0.212	0.214
中央値	-0.063	-0.094	0.442	0.449
第3四分位	0.339	0.319	0.760	0.78
最大値	0.985	0.925	15.637	18.955
歪度	-4.107	-4.902	5.910	6.669
尖度	37.050	50.411	62.665	77.904

注) (2)式に1年先の経営者予想とモデル予想を挿入して推計した企業価値をもとに、(4)式と(5)式からバイアスと正確度を計算している。*bias<sub>manage</sub>* (*bias<sub>model</sub>*)は経営者予想(モデル予想)をもちいた場合のバイアス、*accur<sub>manage</sub>* (*accur<sub>model</sub>*)は経営者予想(モデル予想)をもちいた場合の正確度をあらわす。

えられるのである。

それにも関わらず、経営者予想のほうが投資家の期待にそくした企業価値を与えるのは、企業の将来について経営者が把握する情報に、私的なインセンティブに起因する予想のバイアスを凌駕する内容が認められるからであろう。その背景には、経営者が予想利益を操作することで投資家を誤導したとしても、実績利益によって操作の事実が露呈するとともに、株価の下落というペナルティを被るという投資家の合理的な認識がある (Frankel, McNichols, and Wilson, 1995)。それでも、モデル予想に経営者予想と共通する情報内容が多く含まれる点は、予想利益の生成メカニズムを明らかにする重要な手がかりを指し示している。

### 3.2 モデル予想による補完効果の検証

つぎに、投資家の期待にそくした企業価値を推計するうえで、モデル予想が経営者予想を補完する役割があるのかを検証してみよう。ここでは、1年後の予想利益に経営者予想を充当し、そこに  $i$  年後 ( $i =$

図表2 経営者予想と2-5年後のモデル予想による企業価値評価の正確性

パネルA バイアス

	<i>bias<sub>manage01</sub></i>	<i>bias<sub>+model02</sub></i>	<i>bias<sub>+model03</sub></i>	<i>bias<sub>+model04</sub></i>	<i>bias<sub>+model05</sub></i>
観測数	46,022	46,022	41,977	41,977	41,977
平均値	-0.310	-0.396	-0.437	-0.484	-0.525
標準偏差	1.097	1.346	1.282	1.332	1.393
最小値	-15.637	-27.683	-20.350	-21.696	-22.893
第1四分位	-0.628	-0.706	-0.766	-0.827	-0.879
中央値	-0.063	-0.101	-0.147	-0.184	-0.219
第3四分位	0.339	0.313	0.285	0.262	0.246
最大値	0.985	1.011	1.509	2.300	2.749
歪度	-4.107	-7.072	-4.852	-4.881	-4.930
尖度	37.050	108.384	50.873	53.104	54.226

パネルB 正確度

	<i>accur<sub>manage01</sub></i>	<i>accur<sub>+model02</sub></i>	<i>accur<sub>+model03</sub></i>	<i>accur<sub>+model04</sub></i>	<i>accur<sub>+model05</sub></i>
観測数	46,022	46,022	41,977	41,977	41,977
平均値	0.670	0.741	0.781	0.813	0.846
標準偏差	0.927	1.258	1.305	1.263	1.308
最小値	0.004	0.005	0.005	0.005	0.005
第1四分位	0.212	0.218	0.220	0.226	0.233
中央値	0.442	0.457	0.466	0.478	0.493
第3四分位	0.760	0.803	0.840	0.886	0.935
最大値	15.637	31.932	30.125	23.599	24.104
歪度	5.910	11.002	9.305	6.807	6.707
尖度	62.665	221.191	160.642	85.372	82.766

注) (2)式に1年先の経営者予想とモデル予想を挿入して推計した企業価値をもとに、(4)式と(5)式からバイアスと正確度を計算している。*bias<sub>manage01</sub>* (*accur<sub>manage01</sub>*) は1年後の経営者予想のみをもちいた場合のバイアス(正確度)、*bias<sub>model, i</sub>* (*accur<sub>model, i</sub>*) は経営者予想に*i*年先 ( $i = 02, \dots, 05$ )のモデル予想を加えた場合のバイアス(正確度)をあらわす。

2, …, 5) のモデル予想をひとつずつ追加する。ただし、6年後のROEが所属産業の中央値に回帰するという前提は、従前のおりである。たとえば、1年後の経営者予想と2年後のモデル予想をRIVに導入した場合、爾後3年間でROEが線形的に所属産業の中央値に重なるように3-6年後の残余利益を計算する。あわせて前節の分析と同様に、6年後の残余利益が7年後以降永続するものと仮定する。

その分析結果が、図表2に掲げられている。まず、パネルAから、モデル予想を加えると経営者予想単独で企業価値を推計した場合よりも、バイアスが拡大することが確認される。経営者予想のみをもちいた場合のバイアスの平均値(中央値)は図表1と同様に-0.310(-0.063)であるが、そこに2年後のモデル予想を追加することで、バイアスは-0.396(-0.101)まで28%(60.3%)も増加する。それだけでなく、モデル予想を段階的に増やすごとに、バイアスは平均値、中央値ともに単調に拡大している。投資家の焦点はもっぱら1年後の予想におかれ、2年後以降の予想利益は企業価値の推計に反映されていないのかもしれない。

同様に、パネルBに掲げられた正確度の比較によれば、もっとも正確度が小さくなるのは、経営者予想のみにもとづいて企業価値を推計した場合(平均値0.670;中央値0.442)である。1年後の経営者予想と2年後のモデル予想を組み合わせた場合、企業価値は平均して(中央値で)株価から74.1%(45.7%)乖離する。ここでも追加するモデル予想の数が増えるたびに、正確度は単調に増大する。バイアスと正確度に関わる上記の分析から、モデル予想に経営者予想を補完する効果が見込めないという考察が得られる。標準偏差も比例して拡大することから、むしろモデル予想が企業価値を推計する際にノイズとなっているのかもしれない。

事実、経営者予想の1年先1株あたり利益の平均値(中央値)が250円(39円)である一方、モデル予想による2年先1株あたり利益の平均値(中央値)は350円(58円)、同3年先1株あたり利益の平均値(中央値)は350円(60円)、同4年先1株あたり利益の平均値(中央値)は365円(62円)、同5年先1株あたり利益の平均値(中央値)は405円(64円)である。このように、モデル予想には、遠い将来の利益ほど大きく評価する傾向がある。保守的に予想されやすい経営者予想が投資家の主要な関心事をなす程度に応じて、モデル予想にもとづくRIVは企業価値を過大に推計してしまう可能性がある。

### 3.3 モデル予想の補完効果に関する追加分析

もちろん、株価とくらべた企業価値の正確性は、推計の際におかれた残余利益の動態に関する仮定に大きく依存している。ここまでの推計では、予測期間の終点である6年後に、ROEを所属産業の中央値に収束させていた。市場競争の激しさに関する前提を緩和して、6年の予測期間を延長した場合、推計された企業価値の正確性にどのような変化がともなうであろうか。ここでは、前節の分析と同様にモデル予想を逐次的に加えるとともに、最後のモデル予想の5年後にROEが産業中央値に回帰することを仮定する。それは、市場競争の程度に関わる投資家の期待が、企業価値の推計過程に与える影響を確認する作業であるといえる。

その結果は、図表3に要約されるとおりである。パネルAから一見してわかるように、追加するモデル予想の数を増やすにつれて、推計された企業価値のバイアスは単調に増大している。すなわち、2年後のモデル予想を挿入した場合のバイアスの平均値(中央値)は-0.310(-0.063)である一方、5年後のモデル予想を加えた場合には-0.571(-0.272)に達する。しかも、2-5年後のモデル予想のいずれを追加した場合にも、企業価値のバイアスが図表2パネルAのケースより著しくなっていることがわかる。すべてのバイアスが負の値をとることから、予測期間の延長は単純に企業価値のいっそうの過大推計を促す結果となった。

正確度についても同様の結果となることが、パネルBからうかがわれる。1年後の経営者予想のみに

図表 3 予測期間を拡張した場合の企業価値評価の正確性

パネルA バイアス

	$bias_{manage01}$	$bias_{+model02}$	$bias_{+model03}$	$bias_{+model04}$	$bias_{+model05}$
観測数	46,022	46,022	41,977	41,977	41,977
平均値	-0.310	-0.403	-0.449	-0.496	-0.571
標準偏差	1.097	1.400	1.272	1.342	1.464
最小値	-15.637	-30.852	-18.955	-18.562	-16.033
第1四分位	-0.628	-0.706	-0.779	-0.859	-0.951
中央値	-0.063	-0.106	-0.160	-0.212	-0.272
第3四分位	0.339	0.310	0.271	0.240	0.205
最大値	0.985	1.001	1.677	8.950	10.902
歪度	-4.107	-8.021	-4.460	-3.437	-2.651
尖度	37.050	135.974	43.006	33.300	24.475

パネルB 正確度

	$accur_{manage01}$	$accur_{+model02}$	$accur_{+model03}$	$accur_{+model04}$	$accur_{+model05}$
観測数	46,022	46,022	41,977	41,977	41,977
平均値	0.670	0.748	0.791	0.862	0.941
標準偏差	0.927	1.307	1.282	1.454	1.564
最小値	0.004	0.005	0.006	0.006	0.005
第1四分位	0.212	0.216	0.219	0.226	0.237
中央値	0.442	0.455	0.462	0.481	0.507
第3四分位	0.760	0.803	0.851	0.915	1.002
最大値	15.637	32.786	21.155	21.743	21.906
歪度	5.910	11.003	6.569	6.471	5.757
尖度	62.665	217.077	70.446	64.855	50.829

注) (2)式に1年先の経営者予想とモデル予想を挿入して推計した企業価値をもとに、(4)式と(5)式からバイアスと正確度を計算している。 $bias_{manage01}$  ( $accur_{manage01}$ )は1年後の経営者予想のみをもちいた場合のバイアス(正確度)、 $bias_{model, i}$  ( $accur_{model, i}$ )は経営者予想に*i*年先(*i* = 02, ..., 05)のモデル予想を加えた場合のバイアス(正確度)をあらわす。

よる推計がもっとも誤差が小さい半面、モデル予想を加えるごとに比例的に誤差が拡大している。正確度の平均値(中央値)は、2年後のモデル予想を追加した場合の0.748(0.455)から、5年後のモデル予想を加えた場合の0.941(0.507)まで単調に増大している。予測期間の変更に対して結論が大きく変わらない点は、少なくとも投資家の期待に照らして、モデル予想に経営者予想を補完する機能が希薄であることを指し示す。あるいは、経営者予想が広く5年先までのモデル予想の含意を包摂するような情報内容を有しているからかもしれない<sup>10)</sup>。

#### 4 おわりに

以上、本研究ではRIVを構成する残余利益をモデル予想から導いたときに、株価をどの程度正確に評価することができるのか検討した。投資意思決定に際して、経営者予想に排他的な位置が与えられていることは、多くの研究によって明らかにされている(e.g., Ota, 2006; 畔上, 2016)。当該予想が会計情報

によって確定される企業のファンダメンタルズを超える情報内容をもつとするなら、それは情報優位に立脚した経営者の私的情報にほかならない。過去の会計情報のみから機械的に算出されるモデル予想がどの程度経営者予想を代替するかは、その意味で経営者予想に含まれる私的情報の豊富さを浮き彫りにする。

結果として、1年先のモデル予想をもとに推計された企業価値は、株価を基準とする正確性の面で、経営者予想のみから推計された企業価値にそれほど劣後しない品質を示す(図表1)。それに対して、1年先の経営者予想に2年先以降のモデル予想を付加した場合、追加されるモデル予想の数が増えるほど、企業価値は過大に推計されることも明らかになった(図表2)。この傾向は、予測期間を延長してみても、ほとんど変わらない(図表3)。経営者予想に内在するバイアス(Rogers and Stocken, 2005; Ota, 2006)を与件としても、モデル予想に対する投資家の反応は希薄であるといわざるをえない。

しかし、モデル予想の有用性そのものが、ただちに否定されるわけではない。投資実務にいかん浸透しているとはいえ、1年先の経営者予想だけで遠い将来まで見通せる保証はない。かりに、市場が完全に効率的ではなく、2年先以降のモデル予想に含まれる情報内容を見落としているとすれば、時間の経過とともにモデル予想にもとづく企業価値の推計誤差は縮小するかもしれない(Frankel and Lee, 1998; 村宮, 2008)。経営者予想にモデル予想を加えて推計した企業価値の大きさをもとに投資戦略を構築した場合、こうした変化によってどれだけ超過リターンが得られるかは、別して検証すべき課題として残される。

## 謝 辞

本研究は、JPSF 科研費 JP24K05194 の助成を受けたものです。

## 注

- 1) これに対して、たとえ予測期間が有限であっても、評価モデルに代入されるインプットと資本コストを適切に計算すれば、3つの評価モデルから導出される企業価値の大きさに差異は生じないという見解も示されている(Lundholm and O'Keefe, 2001; Lundholm, 2001)。この見解を受け入れるならば、評価モデルの優劣を判定することに意味がないことになる。
- 2) バイアスの絶対値(絶対評価誤差)として定義されるため、正確度が大きいほど推計された企業価値が実際の株価と相違していることを意味する。したがって、企業価値の正確性が高い場合、うらはらに正確度が低くなる点に注意されたい。
- 3) しばしば指摘されるように、その他包括利益累計額が存在する場合など、クリーン・サープラス関係が満たされない場合、RIVの妥当性に瑕瑾が生じる。それだけでなく、期中に資本取引が生じた場合、1株ベースでみたクリーン・サープラス関係が維持されなくなるという問題が派生する(Ohlson, 2005)。本研究では、期中における資本取引の有無を考慮していないので、それに起因する企業価値のバイアスを排除することができていない。
- 4) 資本コストは、3ファクターモデルによって推計している。なお、ベンチマークデータは、NPMServicesの日本上場株式Fama-Fench関連データから抽出している。
- 5) 2年後の1株あたりモデル予想利益/期首1株あたり株主資本簿価を $ROE_{t+2}$ 、企業価値の推計時点の1株あたり当期純利益実績値/期首1株あたり株主資本簿価の産業中央値を $ROE_{t,ind}$ 、3年後から7年後までの1株あたり予想利益/期首1株あたり株主資本を $ROE_{t+3}, ROE_{t+4}, \dots, ROE_{t+7}$ とそれぞれおけば、 $ROE_{t+3} = ROE_{t+2} + (ROE_{t,ind} - ROE_{t+2})/5$ 、 $ROE_{t+4} = ROE_{t+2} + 2 \times (ROE_{t,ind} - ROE_{t+2})/5$ 、 $\dots$ 、 $ROE_{t+7} = ROE_{t+2} + 5 \times (ROE_{t,ind} - ROE_{t+2})/5 = ROE_{t,ind}$ のように計算される。
- 6) 7年後の1株あたり予想残余利益 $reseps_{t+7}$ が8年後以降持続するので、6年後の時点で終価( $reseps_{t+7}/r$ )が見積もられる。
- 7) 将来時点の予想残余利益を算出するためには、各期期首の1株あたり株主資本簿価が必要となる。このとき、将来時点の株主資本簿価は、クリーン・サープラス関係によって導かれている。すなわち、 $bps_{t+\tau} = bps_{t+\tau-1} + eps_{t+\tau} - dps_{t+\tau}$ ( $dps_{t+\tau}$ は1株あたり配当額)である。ここでの配当額は、経営者による予想配当額である。

- 8) Hou et al. (2012) と同様に、全企業にわたるクロスセクション回帰からフィット値を求めてモデル予想を構築した場合も、以下の分析結果に大きな相違はない。
- 9) 経営者予想をもとにした1年後の残余利益が永続するという仮定をおいた村宮 (2008) によれば、企業価値の推計値のバイアスの平均値は-0.292であり、本研究の分析結果に近い。なお、アナリスト予想をもとに同様の仮定をおいた Frankel and Lee (1998) によれば、バイアスの平均値は-0.09であった。なお、新谷 (2009) でも、残余利益の持続性を1と仮定した場合に、バイアスの平均値が負の値をとる傾向が認められる。
- 10) 興味深いことに、1年先の経営者予想は5年後のモデル予想ともっとも強い正の相関を示す。経営者予想と1-5年後のモデル予想との相関係数を順に記述すると、0.54, 0.60, 0.62, 0.64, 0.66である。なお、これらの相関係数のp値は、いずれも1%を下回る。

### 参考文献

- 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*, Vol. 31, Nos. 1-3, pp. 77-104.
- Courteau, L., J. L. Kao, and G. D. Richardson (2001) "Equity valuation employing the ideal versus ad hoc terminal value expressions," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 18, No. 4, pp. 625-661.
- Dechow, P. M., A. P. Hutton, and R. G. Sloan (1999) "An empirical assessment of the residual income valuation model," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 26, No. 1, pp. 1-34.
- Fama, E. F., and K. R. French (1997) "Industry costs of equity," *Journal of Financial Economics*, Vol. 43, No. 2, pp. 153-193.
- Feltham, G. A., and J. A. Ohlson (1995) "Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, No. 2, pp. 689-731.
- Financial Accounting Standards Board (FASB) (1978) *Statement of Financial Accounting Concepts No. 1: Objectives for Financial Reporting by Business Enterprises*, Norwalk, CT, FASB.
- Francis, J., and D. Philbrick (1993) "Analysts' decisions as products of a multi-task environment," *Journal of Accounting Research*, Vol. 31, No. 2, pp. 216-230.
- Francis, J., P. Olsson, and D. R. Oswald (2000) "Comparing the accuracy and explainability of dividend, free cash flow, and abnormal earnings equity value estimates," *Journal of Accounting Research*, Vol. 38, No. 1, pp. 45-70.
- Frankel, R., M. McNichols, and G. P. Wilson (1995) "Discretionary disclosure and external financing," *The Accounting Review*, Vol. 70, No. 1, pp. 135-150.
- Frankel, R., and C. M. C. Lee (1998) "Accounting valuation, market expectation, and cross-sectional stock returns," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 25, No. 3, pp. 283-319.
- Gao, Z., J. N. Myers, L. A. Myers, and W. Wu (2019) "Can a hybrid method improve equity valuation? An empirical evaluation of the Ohlson and Johannesson (2016) model," *The Accounting Review*, Vol. 94, No. 6, pp. 227-252.
- Gebhardt, W. R., C. M. C. Lee, and B. Swaminathan (2001) "Towards an implied cost of capital," *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, No. 1, pp. 135-176.
- 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*, Vol. 31, Nos. 1-3, pp. 3-75.
- Hong, H., and J. D. Kubik (2003) "Analyzing the analysts: career concerns and biased earnings forecasts," *The Journal of Finance*, Vol. 58, No. 1, pp. 313-351.
- Hou, K., M. A. van Dijk, and Y. Zhang (2012) "The implied cost of capital: A new approach," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 53, No. 3, pp. 504-526.
- International Accounting Standards Board (IASB) (2010) *Conceptual Framework for Financial Reporting*, IASB.
- Lai (2020) "A note on a framework for valuation ratios based on fundamentals," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 37, No. 4, pp. 2213-2223.
- Lee, C. M. C., J. Myers, and B. Swaminathan (1999) "What is the intrinsic value of Dow?" *The Journal of Finance*, Vol. 54, No. 5, pp. 1693-1741.
- Lundholm, R., and T. O'Keefe (2001) "Reconciling value estimates from the discounted cash flow model and the residual income model," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 18, No. 2, pp. 311-335.
- Lundholm, R. J. (2001) "On comparing residual income and discounted cash flow models of equity valuation: A response to Penman 2001 (CAR, Winter 2001)," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 18, No. 4, pp. 693-696.

Aug. 2024

会計情報による企業価値評価の正確性について

- Ohlson, J. A. (1995) "Earnings, book values, and dividends in equity valuation," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, No. 2, pp. 661-687.
- Ohlson, J. A. (2005) "On accounting-based valuation formulae," *Review of Accounting Studies*, Vol. 10, No. 2-3, pp. 323-347.
- Ohlson, J. A., and B. E. Juettner-Nauroth (2005) "Expected EPS and EPS growth as determinants of value," *Review of Accounting Studies*, Vol. 10, Nos. 2-3, pp. 349-365.
- Ota, K. (2006) "Determinants of bias in management earnings forecasts: empirical evidence from Japan," in: Gregoriou, G. N., and M. Gaber ed. *International Accounting: Standards, Regulations, and Financial Reporting*, Elsevier Press, pp. 267-294.
- Penman, S. H., and T. Sougiannis (1998) "A comparison of dividend, cash flow, and earnings approaches to equity valuation," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 15, No. 3, pp. 343-383.
- Rogers, J. L., and P. C. Stocken (2005) "Credibility of management forecasts," *The Accounting Review*, Vol. 80, No. 4, pp. 1233-1260.
- So, E. (2013) "A new approach to predicting analyst forecast errors: Do investors overweight analyst forecasts?" *Journal of Financial Economics*, Vol. 108, No. 3, pp. 615-640.
- Veenman, D., and P. Verwijmeren (2018) "Do investors fully unravel persistent pessimism in analysts' earnings forecasts?" *The Accounting Review*, Vol. 93, No. 3, pp. 349-377.
- 畔上達也 (2016) 「経営者予想を用いた残余利益モデルと異常利益成長モデルの評価精度の比較」『現代ディスクロージャー研究』Vol. 15, 83-101頁。
- 企業会計基準委員会 (2006) 『討議資料 財務会計の概念フレームワーク』公益財団法人財務会計基準機構。
- 新谷理 (2009) 「日本市場における線形情報ダイナミクスの検証：Dechow, Hutton and Sloan (1999) モデルの適用」『現代ディスクロージャー研究』Vol. 9, 43-62頁。
- 円谷昭一 (2008) 「経営者業績予想の駆け込み修正の研究—その実態と実証会計学への影響—」『証券アナリストジャーナル』Vol. 46, No. 5, 70-81頁。
- 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』Vol. 23, 131-151頁。