



# 組替財務諸表に基づくROE予測の有効性（〈特集〉これからの会計研究）

小野, 慎一郎  
椎葉, 淳  
村宮, 克彦

---

**(Citation)**

國民經濟雜誌, 218(1):59-79

**(Issue Date)**

2018-07-10

**(Resource Type)**

departmental bulletin paper

**(Version)**

Version of Record

**(JaLCD0I)**

<https://doi.org/10.24546/E0041548>

**(URL)**

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/E0041548>



# 組替財務諸表に基づく ROE 予測の有効性

小 野 慎 一 郎  
椎 葉 淳  
村 宮 克 彦

国民経済雑誌 第 218 卷 第 1 号 抜刷

平成 30 年 7 月

# 組替財務諸表に基づく ROE 予測の有効性

小 野 慎 一 郎  
椎 葉 淳  
村 宮 克 彦

本研究の目的は、事業活動と金融活動を区別するように組み替えた財務諸表が、将来の ROE (return on equity) を予測する際に有用か否かを明らかにすることである。分析の結果、翌期の純事業資産利益率 (RNOA)、純金融費用率 (NBC)、財務レバレッジ (LEV) を別々に予測した後で、アドバンスト・デュボン・モデル [ $ROE=RNOA+LEV\times(RNOA-NBC)$ ] を利用して翌期 ROE の予測値を求めることによって、当期の数値から直接的に翌期 ROE を予測するよりも正確性が高まることがわかった。また、経営者予想利益に基づく ROE と上記の方法で予測した ROE との差は、経営者予想利益に含まれるバイアスについての情報を有することを発見した。これらの結果は、上場企業の大部分が予想利益を公表する日本でも、事業と金融の区別に基づく組替財務諸表の活用が投資家にとって有用であることを示唆している。

キーワード ROE, 組替財務諸表, アドバンスト・デュボン・モデル,  
予測の正確度

## 1 はじめに

財務諸表を事業活動と金融活動の観点から区分することの重要性は、多くの文献で指摘されてきた。たとえば Feltham and Ohlson (1995) は、金融投資の正味現在価値 (NPV) はゼロであるとの想定のもとで、企業価値の創出においては事業投資がより本質的であるという観点から、企業 (株主) 価値評価モデルを展開している。また、事業と金融の区別という観点から ROE を構成要素に分解し、各構成要素の時系列特性を調査したり、事業投資のリターンである純事業資産利益率 (RNOA) の予測に役立つ変数を検討したりすることも行われている (たとえば, Nissim and Penman, 2001; 太田, 2004; Soliman, 2008; 村宮, 2010)。さらに近年は財務諸表分析の教科書でも、将来業績の予測や企業価値評価のために、事業と金融の区別を行うことが推奨されている (Penman, 2013; Lundholm and Sloan, 2013)。

しかし、企業価値評価の観点から、事業と金融の区別の有効性を調査した実証研究の結果

は一貫していない。米国企業を対象として、株価予測の正確度の観点から検証を行った Callen and Segal (2005) は、事業と金融を区別する Feltham and Ohlson (1995) モデルと、両者を区別しない Ohlson (1995) モデルの優劣はつけがたいとの結論を下している。他方で、日本企業を対象とした太田ほか (2015) は、Feltham and Ohlson (1995) モデルの方が優位であることを示している。ただし、企業価値評価の正確度が改善されるかどうかは、様々な仮定が影響するため、事業と金融に区別したことによる影響が、正確度の改善にどれほど寄与しているかはわからない。

そこで本研究では、将来利益率の予測という観点から、事業と金融を区別するように組み替えた財務諸表（組替財務諸表）の有効性を検証する。まず、米国の先行研究である Esplin *et al.* (2014) と同様の方法で、日本企業を対象とした追試を行う。具体的には、組替財務諸表に集約アプローチと構成要素アプローチを適用して ROE 予測値を算出し、その予測の正確性を評価する。ここで集約アプローチとは、当期の ROE を被説明変数、前期の RNOA、純金融費用率 (NBC)、財務レバレッジ (LEV) を説明変数とする重回帰モデルから得られた係数推定値を用いて、回帰サンプル外 (out-of-sample) の ROE 予測値を求める方法である。一方、構成要素アプローチとは、将来の RNOA、NBC、LEV を別々に予測した後で、アドバンスト・デュポン・モデルを利用して ROE の予測値を求めるものである。

また、本研究では、事業と金融の区別に加えて、現行の経常と特別の区別を活用した ROE 予測の評価も行う。日本の会計基準では、段階利益、すなわち売上総利益、営業利益、経常利益、税引前利益、当期純利益といった複数の利益が開示されている。一般に、売上総利益には一時的な損益はあまり含まれておらず、当期純利益には一時的損益がより多く含まれていると考えられる (Herrmann *et al.*, 2000; 大日方, 2013)。そして、大日方 (2013) は、この計算順序にしたがって利益の持続性が次第に低くなることを発見している。ただし、営業利益と経常利益の持続性には大きな差はないとしている。したがって本研究では、異なる持続性をもつと考えられる経常利益と特別損益に区別して ROE 予測値を算出する方法についても検討し、段階利益の開示の有用性に関する考察も行う。なお、国際会計基準審議会 (IASB) が2017年3月に公表したディスカッション・ペーパー「開示に関する取組み—開示原則」においても、財務諸表の利用者は、通例でない (unusual) 項目または発生の頻度が低い (infrequently occurring) 項目を区分することは、将来キャッシュ・フローを予測する際に役立つと考えていることが指摘されている。そして、IASB の予備的見解では、企業がこのような項目を区分して表示することを容認すべきとしている (パラグラフ 5.25)。その一方で、これらの項目を経営者が恣意的に分類するといった懸念も同時に指摘されており、段階利益の開示が将来予測に資するかどうかは実証的な問題であるといえる。

さらに本研究では、日本の上場企業の大部分が予想利益を公表している現状を踏まえ、経

営者予想利益に基づく ROE と、組替財務諸表に基づく回帰モデルから予測した ROE の関係も分析する。具体的には、両者の正確度の比較を行ったうえで、営者予想に含まれるバイアスを把握するのに、組替財務諸表に基づく ROE 予測が有効であるか否かを検証する。

本研究の特徴は次の3点である。第1に、企業価値評価ではなく将来利益率予測の正確度に注目し、他の影響要因を可能な限り排除して事業と金融の区別の有効性を検証している。第2に、営者が公表する予想利益を基礎として将来予測を行う投資家にとっても、事業と金融の区別に基づく組替財務諸表が有用であることを示唆する証拠を得ている。第3に、会計基準設定主体が財務諸表項目の測定や表示区分を検討する際の参考資料を提供している。

以下、本稿の構成は次の通りである。第2節では、財務諸表の区分や組替に関する議論の整理を行う。第3節では組替財務諸表に基づく ROE 予測の方法について説明し、第4節ではサンプル選択手続きとデータの特徴を示す。第5節では組替の有無による ROE 予測の比較検証結果、第6節では営者予想 ROE と組替財務諸表に基づく予測 ROE の関係についての分析結果を報告する。最後の第7節で、発見事項の要約と今後の課題を述べる。

## 2 事業と金融の区別に関する議論の整理

企業会計は「企業の投資を数字に表して、その現状と成果を一覧できるようにする仕組み」(斎藤, 2016, p. 12)である。そこで中心となる概念は利益であり、「期待された不確定な成果が確定してリスクが消滅した(リスクから解放された)ときに、その資産からの利益が認識される」(斎藤, 2016, p. 74)。ただし、事業投資と金融投資では価値の測定も成果認識のタイミングも大きく異なっていることから、企業の投資はその特徴によって、事業投資と金融投資に分けられる。

このように投資を事業投資と金融投資に分類することはまた、財務報告の鍵概念の一つとして、基準設定機関等において近年注目されているビジネスモデルの考えとも整合的である。このビジネスモデル概念、あるいは企業の事業活動の性質などと呼ばれる概念は、欧州財務報告諮問グループ(EFRAG)の2013年の報告書「財務諸表におけるビジネスモデルの役割」、国際会計基準審議会(IASB)の2015年の公開草案「財務報告に関する概念フレームワーク」、あるいは企業会計基準委員会(ASBJ)の2015年の報告書「会計基準の設定における『企業の事業活動の性質』の役割」などにおいて検討が進められているところである。報告書によって用語の定義はさまざまではあるものの、一つの結論は、事業活動がキャッシュを生み出すプロセスに注目し、そのプロセスをたとえば事業投資と金融投資に識別し、前者には原価評価、後者には公正価値評価を用いるといった一連の識別基準を示すために、ビジネスモデルという概念は有用ではないかということである(今福, 2015)。

その一方で、現時点で公表されている財務諸表では、事業投資と金融投資の区別は明確に

なっていない。たとえば日本では、貸借対照表における資産は流動資産、固定資産、繰延資産に分けられ、負債は流動負債と固定負債に分けられており、事業投資あるいは金融投資に関連した資産がどの項目なのかは明らかではない。また損益計算書においても、売上総利益、営業利益、経常利益、税引前利益、当期純利益と段階的に利益が計算され示されているものの、事業投資と金融投資の成果が明確に区別されているわけではない。事業投資と金融投資でその特徴が異なるのであれば、公表財務諸表を事業投資と金融投資の観点から組み替えて、その組み替えた財務諸表を用いることで、たとえば将来の財務諸表項目の予測や企業（株主）<sup>1)</sup> 価値の評価をより正確に行うことができるのではないだろうか。

また、しばしば金融投資のNPVはゼロと想定され（Feltham and Ohlson, 1995）、企業における価値の創出においては事業投資がより本質的であるとされる。<sup>2)</sup> このことは企業価値評価の実務においても広く受け入れられており、たとえば割引キャッシュ・フロー法（DCF法）を用いた株主価値評価において、将来のフリー・キャッシュ・フローの割引現在価値合計として導出される事業価値に、純金融資産を加えて（純金融負債を控除して）求める際にも反映されている。すなわち、金融資産と金融負債は通常、それらの価値は簿価と等しいと仮定され、将来キャッシュ・フローを予想することなく、その時点における価値（簿価）を用いて評価している。

より具体的には、Feltham and Ohlson (1995) は、Ohlson (1995) で詳しく検討している残余利益モデルについて、事業活動と金融活動に分けて次のように展開している。まず、残余利益モデルを次のように表す。<sup>3)</sup>

$$P_t = CSE_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t[CNI_{t+i} - r_f CSE_{t+i-1}]}{(1+r_f)^i} \quad (1)$$

ここで、 $P_t$  は時点  $t$  の株価、 $CSE_t$  は時点  $t$  の自己資本、 $CNI_{t+i}$  は  $t+i$  期の包括利益、 $r_f$  は無リスク利率、また  $E_t[\cdot]$  は時点  $t$  における情報に基づく期待値を表す。ここで、自己資本  $CSE$  は純事業資産  $NOA$  (= 事業資産 - 事業負債) から純金融負債  $NFO$  (= 金融負債 - 金融資産) を控除したものと表し、包括利益  $CNI$  は事業利益  $NOI$  (= 事業収益 - 事業費用) から純金融費用  $NFE$  (= 金融費用 - 金融収益) を控除したものと表すと、<sup>4)</sup> (1)式は次のようになる。

$$P_t = NOA_t - NFO_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t[NOI_{t+i} - NFE_{t+i} - r_f(NOA_{t+i-1} - NFO_{t+i-1})]}{(1+r_f)^i} \quad (2)$$

Feltham and Ohlson (1995) においては、純金融費用について、次の関係も仮定している。

$$NFE_{t+i} = r_f NFO_{t+i-1} \quad (3)$$

この(3)式の仮定のもとでは、(2)式は次のように表すことができる。

$$P_t = NOA_t - NFO_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t[NOI_{t+i} - r_f NOA_{t+i-1}]}{(1+r_f)^i} \quad (4)$$

すなわち、(3)式の仮定から、金融投資については時点  $t$  における純金融負債  $NFO_t$  のみが重要であり、将来の純金融負債と純金融費用については(4)式には表れないことになる。Feltham and Ohlson (1995) では、企業における価値の創出においては事業投資がより本質的であると位置づけられており<sup>5)</sup>、このような視点からは、株主価値評価において重要となるのは、(4)式からも明らかのように、将来の純事業資産  $NOA_{t+i-1}$  と、将来の事業利益  $NOI_{t+i}$  に関する情報である。

しかしながら、事業投資と金融投資を区別するという視点から、将来利益を予測する研究や、企業価値の評価を行う研究はそれほど進んでいないのが現状である。Esplin *et al.* (2014) は米国企業を対象としたこのような視点からの数少ない研究の一つである。本稿ではまず、Esplin *et al.* (2014) のリサーチ・デザインに基づき、日本企業を対象としてそのような実証的証拠を提示する。

### 3 組替財務諸表に基づく ROE 予測の方法

#### 3.1 予測アプローチ

本稿では Esplin *et al.* (2014) と同様に、財務諸表を事業活動と金融活動に区別することによって、将来 ROE の予測の正確度が改善するかどうかを検証する。残余利益モデルに基づく企業価値評価では、ROE の分子と分母の間でクリーン・サープラス関係が成立することが前提となるから、Nissim and Penman (2001) や Penman (2013) は ROE の分子として親会社株主に係る包括利益を用いている。しかし、Esplin *et al.* (2014) は、事業と金融の区別以外の要因が ROE 予測の正確度に影響を及ぼすのを避けるため、その他の包括利益や法人税等を加減算する前の利益（すなわち、税金等調整前当期純利益）に焦点を当てて、それを分子にした ROE を予測対象としている。そこで本稿でも、ROE の分子には税金等調整前当期純利益を用いる。税金等調整前当期純利益には、親会社株主だけでなく非支配株主に帰属する部分も含まれているから、分母は [株主資本+新株予約権+非支配株主持分]<sup>6)</sup>（以下、総株主持分 (TCE) と表記) とする。

組替財務諸表を前提としない場合の ROE 予測値は、以下の回帰式から推定する。

$$ROE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ROE_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

ただし、 $i$  は企業、 $t$  は年度を表す。具体的な手続きとしては、過去10年分（ローリング・ウィンドウ）のデータによる Fama and MacBeth (1973) 型回帰から得た係数推定値と、現在の ROE の値を用いて、回帰サンプル外での予測値を求める<sup>7)</sup>。そして、予測 ROE と事後的な実現 ROE の差の絶対値を予測の正確度を表す尺度とするのである。

一方で、組替財務諸表に基づく場合、 $ROE$  は次のように  $RNOA$ ,  $NBC$ ,  $LEV$  を用いて表現することができる (Nissim and Penman, 2001, p. 116)。

$$\begin{aligned}
 ROE_{i,t} &= \frac{NIBT_{i,t}}{TCE_{i,t-1}} = \left[ \left( \frac{NOA_{i,t-1}}{TCE_{i,t-1}} \right) \times \left( \frac{NOI_{i,t}}{NOA_{i,t-1}} \right) \right] \\
 &\quad - \left[ \left( \frac{NFO_{i,t-1}}{TCE_{i,t-1}} \right) \times \left( \frac{NFE_{i,t}}{NFO_{i,t-1}} \right) \right] \\
 &= RNOA_{i,t} + LEV_{i,t} \times (RNOA_{i,t} - NBC_{i,t}) \quad (6)
 \end{aligned}$$

ただし、 $NIBT$  は税金等調整前当期純利益、 $TCE$  は総株主持分、 $NOA$  は純事業資産、 $NOI$  は事業利益、 $NFO$  は純金融負債、 $NFE$  は純金融費用を表している。

(6)式を前提として  $ROE$  を予測する方法には、集約アプローチ (Aggregate approach; 以後、 $AGG$ ) と構成要素アプローチ (Components approach; 以後、 $COMP$ ) がある。集約アプローチ ( $OpFin\_AGG$ ) では以下のように、予測対象 ( $ROE_{i,t}$ ) を被説明変数、その構成要素 ( $RNOA_{i,t-1}$ ,  $NBC_{i,t-1}$ ,  $LEV_{i,t-1}$ ) を説明変数とする重回帰モデルを推定する。そして、係数推定値と  $RNOA_{i,t}$ ,  $NBC_{i,t}$ ,  $LEV_{i,t}$  の値を用いて、 $ROE_{i,t+1}$  の予測値や正確度を求める。

$$ROE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 RNOA_{i,t-1} + \alpha_2 NBC_{i,t-1} + \alpha_3 LEV_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

他方で、構成要素アプローチ ( $OpFin\_COMP$ ) では以下の回帰モデルにより  $ROE$  の構成要素を別々に予測した後で、(6)式により各構成要素の予測値を結合して  $ROE$  予測値を算出する。<sup>8)</sup>

$$RNOA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 RNOA_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$NBC_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 NBC_{i,t-1} + \theta_{i,t} \quad (9)$$

$$LEV_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 LEV_{i,t-1} + \nu_{i,t} \quad (10)$$

また、損益計算書における経常項目と特別項目の区別に基づく集約アプローチ ( $UnInfreq\_AGG$ ) では、以下の重回帰モデルを推定する。

$$ROE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ROEBUNIN_{i,t-1} + \alpha_2 (UNINFREQ_{i,t-1} / TCE_{i,t-2}) + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

ただし、 $ROEBUNIN$  は総株主持分経常利益率、 $UNINFREQ$  は特別損益を表している。

経常項目と特別項目の区別に基づく構成要素アプローチ ( $UnInfreq\_COMP$ ) では以下の回帰モデルにより、総株主持分経常利益率と総株主持分特別損益率を別々に予測する。

$$ROEBUNIN_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ROEBUNIN_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

$$UNINFREQ_{i,t} / TCE_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 (UNINFREQ_{i,t-1} / TCE_{i,t-2}) + \delta_{i,t} \quad (13)$$

そして、上の2つの式から得られた予測値を合算することにより、ROE 予測値を算出する。

さらに、2種類の区別方法を同時に用いた場合の予測値を求めれば、現行の財務諸表上ですでに行われている経常・特別の区別に対し、事業・金融の区別が追加的な有用性をもつか否かを検証できる。その場合の集約アプローチ (Comb\_AGG) では以下の重回帰モデルを推定する。

$$ROE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 RNOABUNIN_{i,t-1} + \alpha_2 (UNINFREQ_{i,t-1} / NOA_{i,t-2}) + \alpha_3 NBC_{i,t-1} + \alpha_4 LEV_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

ただし、RNOABUNIN は特別損益反映前の事業利益を純事業資産で除したものである。

構成要素アプローチ (Comb\_COMP) では、RNOABUNIN, UNINFREQ/NOA, NBC, LEV の予測値を別々に算出した後で、次の式により各予測値を結合して ROE の予測値を求める。

$$ROE_{i,t} = RNOABUNIN_{i,t} + UNINFREQ_{i,t} / NOA_{i,t-1} + LEV_{i,t} \times (RNOABUNIN_{i,t} + UNINFREQ_{i,t} / NOA_{i,t-1} - NBC_{i,t}) \quad (15)$$

### 3.2 変数の定義

表1は、本稿で使用するすべての変数とその導出過程をまとめたものである。貸借対照表の組替にあたっては、最初に金融活動による資産（金融資産）と負債（金融負債）を定義し、金融負債から金融資産を控除することによって純金融負債を算定する。あとは、組替貸借対照表等式（純事業資産＝純金融負債＋総株主持分）を利用して、純金融負債に総株主持分を加えることによって純事業資産を求める。損益計算書の組替にあたっては、期首に保有する金融資産から派生する期中の収益を金融収益と定義し、反対に期首の金融負債から派生する期中の費用を金融費用と定義する。そうして導出された金融費用から金融収益を差し引くことによって純金融費用を求める。そのうえで、組替損益計算書等式（純金融費用＋税金等調整前当期純利益＝事業利益）を用いて、事業利益を算定した<sup>9)</sup>。

総株主持分純利益率 (ROE) は会計上の株主のリターンを、純金融費用率 (NBC) は会計上の債権者の正味リターン（企業にとっては会計上の正味の負債コスト）をそれぞれ表している。他方、純事業資産利益率 (RNOA) は会計上の事業のリターンであると同時に、企業が事業活動に投下している純事業資産の資金提供主である債権者と株主のリターンでもある。

表1 変数の定義

項目	変数名	計算方法 (括弧内は日経 NEEDS の項目コード)
<b>貸借対照表関連項目</b>		
金融資産	$FA_t$	現金・預金 (B01022)+有価証券 (B01033)+短期貸付金 (B01051)+金銭の信託 (B01055)+デリバティブ債権 (B01056+B01100)+繰延ヘッジ損失 (B01057)+自己株式 (B01058)+長期貸付金 (B01091)+投資不動産 (B01096)-繰延ヘッジ損益 (C01100)
金融負債	$FO_t$	短期借入金・社債合計 (C01026)+リース債務 (C01035+C01064)+デリバティブ債務 (C01043+C01075)+繰延ヘッジ利益 (C01076)+従業員預り金 (C01047)+長期借入金・社債・転換社債 (C01058)+長期支払手形 (C01065)+長期未払金 (C01066)
純金融負債	$NFO_t$	$FO_t - FA_t$
総株主持分	$TCE_t$	自己資本 (C01106)-その他の包括利益累計額 (C01098, 米国基準は C01108)+新株予約権 (C01103)+非支配株主持分 (C01081 or C01104)+償還可能非支配持分 (C01136)
純事業資産	$NOA_t$	$NFO_t + TCE_t$
<b>損益計算書関連項目</b>		
金融収益	$FR_t$	受取利息・配当金 (D01031 or D01163)+有価証券売却益 (D01034)+有価証券評価益 (D01035)+デリバティブ評価益 (D01036)
金融費用	$FE_t$	支払利息・割引料 (D01047 or D01166)+有価証券売却損 (D01053)+有価証券評価損 (D01054)+デリバティブ評価損 (D01055)
純金融費用	$NFE_t$	$FE_t - FR_t$
税金等調整前当期純利益	$NIBT_t$	税金等調整前当期純利益 (D01100 or D01097)
事業利益	$NOI_t$	$NFE_t + NIBT_t$
経常利益	$IBUNIN_t$	経常利益 (D01066)
特別損益	$UNINFREQ_t$	特別利益 (D01067)-特別損失 (D01081)
経常事業利益	$OIBUNIN_t$	$NOI_t - UNINFREQ_t$
<b>財務比率</b>		
総株主持分純利益率	$ROE_t$	$NIBT_t / TCE_{t-1}$
純事業資産利益率	$RNOA_t$	$NOI_t / NOA_{t-1}$
純金融費用率	$NBC_t$	$NFE_t / NFO_{t-1}$
財務レバレッジ	$LEV_t$	$NFO_{t-1} / TCE_{t-1}$
総株主持分経常利益率	$ROEBUNIN_t$	$IBUNIN_t / TCE_{t-1}$
純事業資産経常利益率	$RNOABUNIN_t$	$OIBUNIN_t / NOA_{t-1}$

## 4 サンプルとデータ

### 4.1 サンプル

本稿で使用するデータは、すべて日本経済新聞社デジタルメディア局の NEEDS 日経財務データ DVD 版より入手した。なお、個別財務諸表と連結財務諸表の両方を公表している企業については、連結財務諸表を優先的に利用した。

回帰モデルの推定期間は1977年から2014年であり、サンプル抽出要件は次の通りである。

- (1)  $t$  期と  $t-1$  期が12ヶ月決算であり、各変数が計算可能な一般事業会社 (金融業を除く)、
- (2)  $ROE_t$ ,  $ROE_{t-1}$ ,  $RNOA_t$ ,  $RNOA_{t-1}$  の分母 (期首の  $TCE$ ,  $NOA$ ) が正、
- (3)  $ROE_t$ ,  $ROE_{t-1}$ ,  $RNOA_t$ ,  $RNOA_{t-1}$ ,  $NBC_t$ ,  $NBC_{t-1}$  のそれぞれが  $\pm 100\%$  以内、
- (4)  $t-2$  期末から

$t-1$  期末への  $TCE$  と  $NOA$  の成長率、 $t-1$  期の売上高の成長率が100%以内、である。なお、(4) の要件は、極端に財務比率が変化するような合併を行った企業を除外するために課したものである。(1) で134,002社・年が抽出されたが、(2) で6,758社・年、(3) で12,125社・年、(4) で5,635社・年が除外されたため、最終サンプルは109,484社・年である。

過去10年分のデータで回帰式を推定した後に予測値を求めるため、予測値の計算時点は1987年から2015年までの29年間であり、そこで得られた予測値を翌期（1988年から2016年まで）の実現値と比較し、 $ROE$  予測の正確度を把握する。前述の(1) から(4) の要件を予測値算出に用いる変数（当期データのみ）に適用すると、正確度の分析のサンプルは100,313社・年となる。

#### 4.2 日本企業の財務的特徴

日本企業の財務的特徴を明らかにするために、表2は主要な財務比率の基本統計量を、図1から図4はその時系列推移を示した。図1では、 $ROE$  とその構成要素たる  $RNOA$  と  $NBC$  について各年の中央値をプロットしている。図2と図3は、その他の構成要素である事業スプレッド ( $RNOA - NBC$ ) と財務レバレッジ ( $LEV$ ) のそれぞれについて、各年の25パーセントイル、中央値、75パーセントイルを描いている。図4は、特別利益と特別損失、両者の正味金額である特別損益（いずれも期首の総株主持分で基準化）の中央値の推移を示している。

表2 各種財務比率の基本統計量（1977年～2015年）

	Mean	Std. Dev.	25%-pct	Median	75%-pct
$ROE_t$	0.115	0.173	0.038	0.104	0.193
$RNOA_t$	0.120	0.156	0.037	0.091	0.177
$NBC_t$	0.038	0.103	0.004	0.024	0.062
$LEV_t$	0.954	2.354	-0.178	0.257	1.092
$ROEBUNIN_t$	0.131	0.166	0.048	0.113	0.202
$RNOABUNIN_t$	0.132	0.149	0.044	0.098	0.183
$UNINFREQ_t/NOA_{t-1}$	-0.012	0.043	-0.016	-0.003	0.000
$UNINFREQ_t/TCE_{t-1}$	-0.017	0.079	-0.021	-0.004	0.000

図2より、いずれの年度でも事業スプレッドの中央値は正であり、また、図3より、後半のごく一部の期間を除いて財務レバレッジの中央値は正である。こうした背景から、日本企業の平均的な姿として、有利なレバレッジ効果 (favorable financial leverage) により、 $ROE$  を  $RNOA$  以上にこ上げさせることに成功しているといえる。実際、図1でも、全ての年度で  $RNOA$  よりも  $ROE$  が高くなっていることが確認できる。ただし、その有利なレバレッ

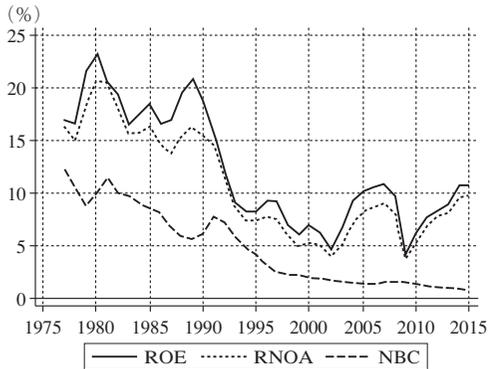
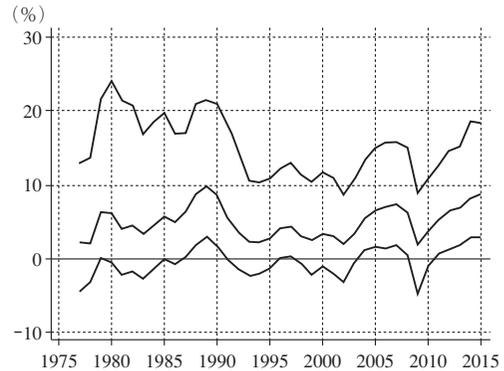
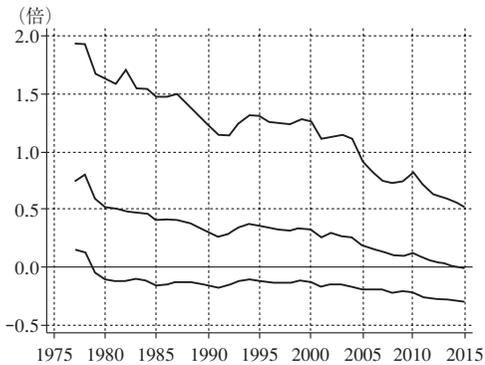
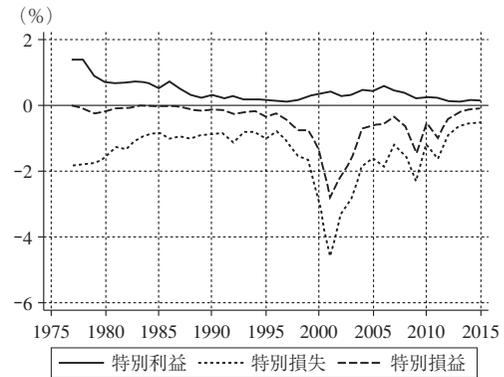
図1  $ROE_t$ ,  $RNOA_t$ ,  $NBC_t$  の時系列推移

図2 事業スプレッドの時系列推移

図3  $LEV_t$  の時系列推移図4  $UNINFREQ_t/TCE_{t-1}$  の時系列推移

ジ効果は、財務レバレッジが緩やかに低下していることによって徐々に薄れてきていることは特筆に値する。

また、事業スプレッドの中央値がいずれの年度でもプラスであり、概ね5%から10%の間で安定的に推移しているが、プラスのスプレッドをもたらす要因が年代によって変わってきている。すなわち、図1から、1970年代からバブル期までは、相対的に高いNBCをより上回るRNOAによってプラスの事業スプレッドを生み出してきたが、バブル崩壊から近年に至るまでは、以前に比べてRNOAが低迷する中、NBCの低減に助けられた結果として、プラスの事業スプレッドを生み出せている状況であると考えられる。

また、日本企業のもう1つの特徴として、特別損失の多さが挙げられる。特別損益項目とは、1期間の経済活動において、臨時的・偶発的に生じた損益を指す。したがって、そうした損益を発生させるようなイベントがランダムに生じ、特別利益と特別損失の計上にあたり経営者のバイアスが介在しない限り、総株主持分特別損益率の期待値はゼロであると考えら

れる。しかし、図4の現実データを確認する限り、特別損失の計上率は、特別利益のそれに比べて非対称に高く、ネットでいえば、すべての年度で総株主持分特別損益率の中央値はマイナスになっている<sup>10)</sup>。こうした事実は、ROEを予測する際に、総株主持分特別損益率がゼロであると想定するよりも、総株主持分特別損益率も予測したうえでROEを予測した方が、正確度の高い予想値が得られる可能性を想起させるものである。

## 5 組替の有無による ROE 予測の比較

表3のPanel Aは、各予測アプローチにおける回帰式を、分析対象期間全体のデータを用いて推定した結果を示している<sup>11)</sup>。この表からは、(1)財務比率間で持続性の程度は大きく異なり、資本利益率に着目すると、その分子たる利益が損益計算書のボトムラインに近づくほど、持続性が低くなること、(2)総株主持分特別損益率 ( $UNINFREQ/TCE$ ) は、資本利益率ほどではないにせよ、一定の持続性が認められることが見てとれる。前者は、財務比率間の異なる持続性を考慮して将来予測を行うことの意義を暗示し、後者は、特別損益が経常的な性質を有することを示唆している。

表4は、各モデルをもとにした予測値自身、予測値と実績値との差を表す符号付予測誤差、その絶対値たる絶対予測誤差の基本統計量を要約したものである。符号付予測誤差は正(負)であれば、モデルから予測された値が楽観的(悲観的)であり、他方、絶対予測誤差はその値が大きければ大きいほど、モデルから予測された値の正確性が低いことを意味する。

表5は、モデル間の優劣を評価するため、2つのモデル間の絶対予測誤差の差を要約したものである。たとえば、 $OpFin\_COMP$  vs  $OpFin\_AGG$  であれば、 $OpFin\_COMP$  の方法による絶対予測誤差から  $OpFin\_AGG$  の方法による絶対予測誤差を差し引き、それに (-1) を掛け合わせたものを Improvement として定義する。この定義により、Improvement は、後者を用いる場合と比較して、前者を用いることでどれほど絶対予測誤差の改善に繋がるかを評価することができる。この表では Improvement の平均値と中央値を報告しているが、平均値に関する結果は外れ値の影響を受けるため、以下では Esplin *et al.* (2014) と同様に、主に中央値に依拠した解釈を行う<sup>12)</sup>。

表5からはまず、3つの財務諸表区分方法 ( $OpFin$ ,  $UnInfreq$ ,  $Comb$ ) のいずれについても、構成要素アプローチ ( $COMP$ ) の方が集約アプローチ ( $AGG$ ) よりも優れていることがわかる。また、3つの区分方法で構成要素アプローチを用いた場合、組替を前提とせずに過去の ROE のみから予測値を算出するベンチマーク・モデルよりも優れていることも読み取れる。なお、Panel A を見ると、事業・金融と経常・特別の区別を組み合わせた場合の構成要素アプローチ ( $Comb\_COMP$ ) は、経常・特別の区別のみに基づく構成要素アプローチ ( $UnInfreq\_COMP$ ) よりも優れているとは言い難い ( $z=1.03$ )。しかし、分析期間を前

表 3 各モデルの推定結果 (1977年~2015年)

Panel A: 税金等調整前当期純利益ベースの ROE 予測 Benchmark model using only aggregate information		説明変数		ROE <sub>t-1</sub>	Avg. R <sup>2</sup>
ROE	Constant	0.044 *** (8.51)	0.609 *** (44.61)		0.360
OpFin disaggregation	Constant	0.036 *** (7.42)	RNOA <sub>t-1</sub> 0.565 *** (39.78)	NBC <sub>t-1</sub> 0.027 *** (3.50)	0.232
OpFin_AGG	Constant	0.029 *** (9.82)	0.754 *** (53.25)	LEV <sub>t-1</sub> 0.013 *** (10.89)	0.559
OpFin_COMP	Constant	0.028 *** (9.01)	0.328 *** (19.09)		0.123
NBC <sub>t</sub>	Constant	0.004 (0.49)		0.992 *** (77.31)	0.899
LEV <sub>t</sub>	Constant	0.033 *** (5.01)	ROEBUN <sub>t-1</sub> 0.669 *** (54.56)	UNINFREQ <sub>t-1</sub> /TCE <sub>t-2</sub> 0.228 *** (10.05)	0.407
Unlnfreq disaggregation	Constant	0.036 *** (7.23)	0.716 *** (61.47)		0.508
Unlnfreq_AGG	Constant	-0.009 *** (-3.90)		0.302 *** (19.70)	0.081
Unlnfreq_COMP	Constant	0.027 *** (4.93)	RNOABUN <sub>t-1</sub> 0.602 *** (46.92)	UNINFREQ <sub>t-1</sub> /NOA <sub>t-2</sub> -0.017 (-0.50)	0.256
Comb disaggregation	Constant	0.025 *** (9.02)	0.814 *** (77.36)	NBC <sub>t-1</sub> 0.030 *** (4.06)	0.015 *** (11.84)
Comb_AGG	Constant	-0.008 *** (-4.73)		0.235 *** (16.64)	0.651
Comb_COMP	Constant	0.028 *** (6.05)	0.634 *** (36.44)		0.053
AGG	Constant	0.028 *** (6.05)	RNOABUN <sub>t-1</sub> 0.634 *** (36.44)	NBC <sub>t-1</sub> 0.042 *** (6.00)	LEV <sub>t-1</sub> 0.017 *** (11.43)

(注) 括弧内は Fama and MacBeth (1973) の方法による  $t$  値であり, \*\*\*は両側 1%水準で有意であることを示す。

表 4 モデル予測の基本統計量 (1987年～2015年)

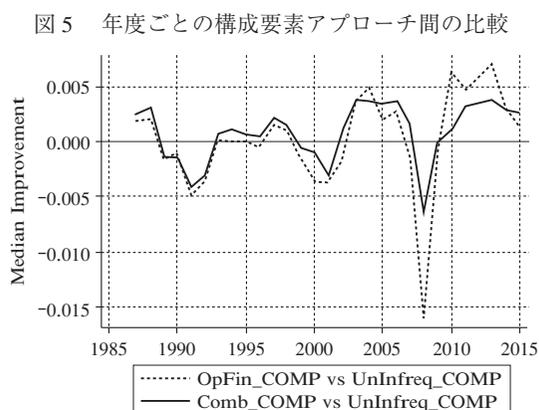
	予測値			符号付予測誤差			絶対予測誤差		
	Mean	Median	Std. Dev.	Mean	Median	Std. Dev.	Mean	Median	Std. Dev.
<b>Benchmark model using only aggregate information</b>									
<i>ROE</i>	0.1031	0.0953	0.1177	0.0287	0.0038	5.1818	0.1743	0.0477	5.1789
<b>OpFin disaggregation</b>									
<i>OpFin_AGG</i>	0.1079	0.0940	0.1141	0.0335	0.0034	5.1895	0.1875	0.0559	5.1862
<i>OpFin_COMP</i>	0.1133	0.1018	0.1625	0.0389	0.0088	5.1788	0.1764	0.0459	5.1759
<b>UnInfreq disaggregation</b>									
<i>UnInfreq_AGG</i>	0.1055	0.0934	0.1272	0.0311	-0.0008	5.1792	0.1706	0.0469	5.1765
<i>UnInfreq_COMP</i>	0.1043	0.0923	0.1339	0.0300	-0.0010	5.1788	0.1696	0.0448	5.1762
<b>Comb disaggregation</b>									
<i>Comb_AGG</i>	0.1111	0.0932	0.1195	0.0368	0.0014	5.1896	0.1866	0.0556	5.1864
<i>Comb_COMP</i>	0.1098	0.0964	0.1716	0.0355	0.0040	5.1733	0.1718	0.0436	5.1705

表 5 モデル間の比較

Panel A: 全期間でのモデル間比較						
	Mean		Median		#Pos./#Neg.	
	Improvement	<i>t</i> -stat.	Improvement	<i>z</i> -stat.		
<i>OpFin_COMP</i> vs <i>OpFin_AGG</i>	0.01157	7.18	0.00952	4.62	26/1	
<i>UnInfreq_COMP</i> vs <i>UnInfreq_AGG</i>	0.00114	3.85	0.00204	4.10	23/3	
<i>Comb_COMP</i> vs <i>Comb_AGG</i>	0.01517	10.47	0.01249	4.68	28/1	
<i>OpFin_COMP</i> vs <i>ROE</i>	-0.00206	-2.40	0.00300	2.04	18/9	
<i>UnInfreq_COMP</i> vs <i>ROE</i>	0.00465	14.14	0.00311	4.44	27/0	
<i>Comb_COMP</i> vs <i>ROE</i>	0.00238	2.72	0.00437	3.86	21/3	
<i>OpFin_COMP</i> vs <i>UnInfreq_COMP</i>	-0.00671	-7.36	-0.00076	-1.26	8/16	
<i>Comb_COMP</i> vs <i>OpFin_COMP</i>	0.00443	9.92	0.00162	4.64	19/0	
<i>Comb_COMP</i> vs <i>UnInfreq_COMP</i>	-0.00228	-2.72	0.00087	1.03	15/8	
<i>OpFin_AGG</i> vs <i>ROE</i>	-0.01363	-12.18	-0.00813	-4.70	0/28	
<i>UnInfreq_AGG</i> vs <i>ROE</i>	0.00351	7.35	0.00093	1.33	20/6	
<i>Comb_AGG</i> vs <i>ROE</i>	-0.01279	-11.04	-0.00784	-4.70	1/28	
<i>OpFin_AGG</i> vs <i>UnInfreq_AGG</i>	-0.01714	-16.70	-0.00984	-4.70	0/29	
<i>Comb_AGG</i> vs <i>OpFin_AGG</i>	0.00083	2.93	0.00016	0.81	7/13	
<i>Comb_AGG</i> vs <i>UnInfreq_AGG</i>	-0.01631	-16.63	-0.00922	-4.70	0/29	
Panel B: 前半期間 (1987～2000年) と後半期間 (2001～2015年) でのモデル間比較						
	1987～2000年			2001～2015年		
	Median Improvement	<i>z</i> -stat.	#Pos./#Neg.	Median Improvement	<i>z</i> -stat.	#Pos./#Neg.
<i>OpFin_COMP</i> vs <i>UnInfreq_COMP</i>	-0.00030	-3.04	4/10	0.00274	0.85	4/6
<i>Comb_COMP</i> vs <i>UnInfreq_COMP</i>	0.00053	-1.60	4/6	0.00281	2.22	11/2

(注) Improvement の列は grand mean (median) であり、年度ごとに平均値 (中央値) を計算した後、その全年度分である 29 個の平均値 (中央値) を求めた結果を表している。Mean Improvement の右側は、Fama and MacBeth (1973) の方法による *t* 値を、Median Improvement の右側は、Improvement の年度別中央値 (29 個のペア) を用いた Wilcoxon の符号付順位検定 (signed-rank test) による *z* 値を示している。#Pos./#Neg. は、年度ごとに Improvement の符号付順位検定を行った場合、両側 1% 水準で正 (負) で有意になる年数を示している。

半（1987年～2000年）と後半（2001年～2015年）に分割した Panel B では、後半期間において、*Comb\_COMP* が *UnInfreq\_COMP* よりも優れていると判断できる ( $z=2.22$ )。図5は、構成要素アプローチ間の優劣が時系列でどのように変遷したかを明らかにするために、年度ごとに Median Improvement の推移を示したものである。*Comb\_COMP* vs *UnInfreq\_COMP* に関していえば、一連の会計制度改革が行われた2000年前後を境に、2008年付近の金融危機を例外として、プラスになる頻度が明らかに増加している。総じて、構成要素アプローチによる ROE 予測を行う限りにおいて、現行の財務諸表上ですでに行われている経常・特別の区分に対し、事業・金融の区別による財務諸表の組替が近年は追加的な有用性をもつようになってきているといえる。



## 6 経営者予想利益に基づく ROE と組替財務諸表から予測した ROE の関係

### 6.1 経営者予想 ROE とモデル予測 ROE の比較

前節では回帰モデルを利用して ROE 予測値を算出したが、日本の大部分の上場企業に関して、投資家は経営者の公表する予想利益 (Management Forecast; 以後, *MF*) に基づく ROE も入手できる。そこで本節ではまず、両者の正確度の比較検証を行う。税引前ベースで比較を行うため、経営者予想 ROE の分子としては税引前の値である予想経常利益を用いる。すなわち、本研究における経営者予想利益を用いた ROE は、翌期分の予想経常利益を当期末の総株主持分で除したものとする。なお、本研究のデータベースにおいて、多数の企業の経営者予想利益が収録され始めたのは1997年である。そのため、第6節の予測値計算時点は1997年から2015年、観測値数は51,436社・年となる。

経常利益ベースの資本利益率 (ROEBUNIN) は、事業と金融の区別という観点から以下のように分解することができる。

$$\begin{aligned}
 ROEBUNIN_{i,t} &= \frac{IBUNIN_{i,t}}{TCE_{i,t-1}} = \left[ \left( \frac{NOA_{i,t-1}}{TCE_{i,t-1}} \right) \times \left( \frac{OIBUNIN_{i,t}}{NOA_{i,t-1}} \right) \right] \\
 &\quad - \left[ \left( \frac{NFO_{i,t-1}}{TCE_{i,t-1}} \right) \times \left( \frac{NFE_{i,t}}{NFO_{i,t-1}} \right) \right] \\
 &= RNOABUNIN_{i,t} + LEV_{i,t} \\
 &\quad \times (RNOABUNIN_{i,t} - NBC_{i,t}) \tag{16}
 \end{aligned}$$

ただし、*IBUNIN* は経常利益、*OIBUNIN* は特別損益反映前の事業利益である。集約アプローチ (*AGG*) では、*ROEBUNIN* を被説明変数、*RNOABUNIN*、*NBC*、*LEV* を説明変数とした回帰モデルに基づく *ROEBUNIN* 予測値を用いる。構成要素アプローチ (*COMP*) では、AR(1) モデルにより *RNOABUNIN*、*NBC*、*LEV* を別々に予測した後で、各予測値を (16) 式に代入して *ROEBUNIN* 予測値を求める。回帰モデルの推定結果は表 3 の Panel B に要約している。

表 6 は、*MF*、*AGG*、*COMP* による *ROEBUNIN* 予測値、符号付予測誤差、絶対予測誤差の基本統計量を示したものである。*MF* の予測値や符号付予測誤差の平均値が最も高いことから、経営者予想は平均的に楽観的な傾向をもつことが見てとれる。表 7 は、経営者予想とモデル予測の優劣を評価するため、両者の絶対予測誤差の差を要約したものである。平均値と中央値のどちらで見た場合でも、*AGG* や *COMP* に対し、*MF* では予測の正確度が有意に改善していることがわかる。したがって、経営者予想利益に基づく *ROE* は、組替財務諸表に基づく回帰モデルから予測した *ROE* よりも楽観的である一方で、正確性の点では優れているといえる。

表 6 経常利益ベースの予測 ROE に関する基本統計量 (1997年~2015年)

	予測値			符号付予測誤差			絶対予測誤差		
	Mean	Median	Std. Dev.	Mean	Median	Std. Dev.	Mean	Median	Std. Dev.
<i>MF</i>	0.1252	0.1028	0.1481	0.0221	0.0029	0.2562	0.0589	0.0262	0.2504
<i>AGG</i>	0.1049	0.0916	0.0880	0.0018	-0.0011	0.2335	0.0786	0.0413	0.2198
<i>COMP</i>	0.1121	0.0999	0.1219	0.0090	0.0035	0.2191	0.0679	0.0327	0.2085

表 7 経営者予想とモデル予測との比較

	Mean		Median		#Pos./#Neg.
	Improvement	t-stat.	Improvement	z-stat.	
<i>MF</i> vs <i>AGG</i>	0.01984	15.99	0.01373	3.82	19/0
<i>MF</i> vs <i>COMP</i>	0.00902	11.26	0.00623	3.82	19/0

## 6.2 経営者予想バイアスのシグナルとしての有用性

平均的に見れば、経営者予想利益に基づく *ROE* は、組替財務諸表に基づく回帰モデルから予測した *ROE* よりも正確であるが、そのことから後者による *ROE* 予測が不要であると判断するのは早計である。経営者は投資家による将来の期待形成に影響することを見越して、時としてバイアスを含んだ予想数値を公表する（たとえば、Ota, 2006; Kato *et al.*, 2009）。したがって、経営者による予想利益が存在する状況下で、その予想を基礎として将来の期待形成を行う場合でも、投資家は経営者予想に含まれるバイアスを事前に把握・修正することにより、予測の正確度をさらに高めることができる。そこで以下では、経営者予想バイアスのシグナルとして、組替財務諸表に基づく *ROE* 予測値が活用できるか否かを分析する。

具体的には、経営者予想利益 (*MF*) に基づく *ROE* と、モデル予測方法の中で優れていると判断された構成要素アプローチ (*COMP*) で予測した *ROE* の差（つまり、予測値間の乖離度合い）に注目する。<sup>13)</sup> その差が大きな正の値をとる（経営者予想 *ROE* がモデル予測 *ROE* よりも高い）ときには、経営者予想 *ROE* は楽観的なバイアスを含んでいる（つまり、予想 *ROE* は事後的な実現 *ROE* よりも高い）と考えられる。また、その差の絶対値が大きいときには、経営者予想 *ROE* の正確度は低い（つまり、予想 *ROE* と実現 *ROE* の差の絶対値が大きくなる）であろう。以下の分析では、これらの仮説が成り立つかどうかを検証する。

なお、先行研究（たとえば、Ota, 2006; Kato *et al.*, 2009）は、経営者予想利益に含まれるバイアスの継続性が強いことを示している。そこで本研究では、前期に公表された経営者予想 *ROE* のバイアス（当期に実現した *ROE* との差）をコントロールした後でも、予測値間の乖離度合いが、当期に公表された経営者予想 *ROE* のバイアス（翌期に実現した *ROE* との差）を説明できるかどうかを検証する。すなわち、最初に前期公表予想のバイアスに基づいて、年ごとにブレイク・ポイントを算出し、五分位ポートフォリオを作成する。次に、当期公表予想とモデル予測との差に基づいて年ごとにブレイク・ポイントを求め、各ポートフォリオをさらに五分割する。このようにして5×5の25ポートフォリオを作成し、各ポートフォリオにおける当期公表予想のバイアスの中央値を比較するのである。また、正確度に関する分析でも同様に、前期公表予想の正確度（当期に実現した *ROE* との差の絶対値）に基づき五分割した後で、当期公表予想とモデル予測との差の絶対値に基づいてさらに五分割し、各ポートフォリオにおける当期公表予想の正確度（翌期に実現した *ROE* との差の絶対値）の中央値を比較する。

表8のPanel Aは予想バイアス（楽観度）に関する分析結果を示している。前期公表予想のバイアスがやや小さい企業群（Q2）を除けば、当期公表予想とモデル予測との差（*DIFF*）が大きいほど、当期公表予想のバイアスが実際に大きい傾向にあることがわかる。

特に、前期公表予想が楽観的かつ予想間差異が大きい企業群 (Optimistic and High *DIFF*) は、前期公表予想が楽観的かつ予想間差異が小さい企業群 (Optimistic and Low *DIFF*) と比べると、当期公表予想のバイアスの中央値が8.25%も大きい。この結果は、特に前期公表予想が楽観的であった企業に関して、前期公表予想のバイアスを所与としても、当期公表予想とモデル予測との乖離度が、当期公表予想の ROE に含まれるバイアスについての情報を有することを示唆している。

表 8 経営者予想とモデル予測の乖離に基づく分析

Panel A: 楽観度によるソーティング								
	Median	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q5-Q1	z-stat.
	<i>DIFF</i>	(Pessimistic)				(Optimistic)		
Q1 (Low <i>DIFF</i> )	-0.0386	-0.0227	-0.0070	-0.0015	0.0030	0.0146	0.0373	(3.22)
Q2	-0.0103	-0.0160	-0.0056	-0.0012	0.0046	0.0169	0.0329	(3.78)
Q3	-0.0011	-0.0149	-0.0032	-0.0009	0.0056	0.0287	0.0436	(3.82)
Q4	0.0104	-0.0119	-0.0034	0.0011	0.0095	0.0328	0.0447	(3.82)
Q5 (High <i>DIFF</i> )	0.0389	-0.0128	-0.0054	0.0020	0.0147	0.0971	0.1099	(3.82)
Q5-Q1		0.0099	0.0016	0.0035	0.0117	0.0825		
z-stat.		(1.89)	(0.93)	(3.18)	(3.22)	(3.82)		

Panel B: 絶対誤差によるソーティング								
	Median	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q5-Q1	z-stat.
	<i>abs(DIFF)</i>	(Accurate)				(Inaccurate)		
Q1 (Low <i>abs(DIFF)</i> )	0.0030	0.0118	0.0143	0.0190	0.0261	0.0451	0.0333	(3.82)
Q2	0.0089	0.0135	0.0165	0.0193	0.0260	0.0461	0.0326	(3.82)
Q3	0.0160	0.0136	0.0176	0.0209	0.0283	0.0533	0.0397	(3.82)
Q4	0.0279	0.0173	0.0209	0.0238	0.0326	0.0706	0.0533	(3.82)
Q5 (High <i>abs(DIFF)</i> )	0.0664	0.0269	0.0279	0.0343	0.0471	0.1299	0.1030	(3.82)
Q5-Q1		0.0151	0.0136	0.0153	0.0210	0.0848		
z-stat.		(3.82)	(3.82)	(3.82)	(3.82)	(3.82)		

(注) 括弧内は Q5・Q1 ポートフォリオの年度別中央値 (19個のペア) を用いた符号付順位検定による  $z$  値である。

Median *DIFF* (Median *abs(DIFF)*) の列は、経営者予想 ROE とモデル予測 ROE の差 (差の絶対値) の年度別中央値19個の中央値 (grand median) である。5×5 ポートフォリオの各セルは、ポートフォリオごとの当期予想バイアス (または当期予想絶対誤差) の年度別中央値19個の中央値が入っている。

表 8 の Panel B は正確度 (絶対誤差) に関する分析結果を示している。前期公表予想の絶対誤差が同水準でも、当期公表予想とモデル予測との差の絶対値 (*abs(DIFF)*) が大きいほど、当期公表予想の絶対誤差が大きくなる (正確度が悪化する) 傾向にあることがわかる。この結果は、前期公表予想の正確度を所与としても、当期公表予想とモデル予測との乖離度の絶対値が、当期公表予想 ROE の正確度についての情報を有することを示唆している。

すなわち、経営者予想利益が存在する状況下であっても、組替財務諸表に基づく回帰モデルによる ROE 予測は投資家にとって役立つといえる。経営者予想 ROE と組替財務諸表に

基づく予測 *ROE* の乖離度に注目し、それを用いて経営者予想に含まれるバイアスを事前に把握・修正することにより、投資家はさらに正確な将来予測ができるようになるのである。

## 7 結論と今後の課題

本研究では、事業活動と金融活動を区別するように組み替えた財務諸表が将来 *ROE* を予測する際に有用であるか否かについて、日本企業のデータを用いた検証を行った。主要な発見事項は以下の通りである。第1に、財務諸表を事業・金融と経常・特別のどちらの観点から区分するのに関わらず、構成要素アプローチの方が集約アプローチよりも正確な *ROE* 予測値をもたらす。第2に、構成要素アプローチを用いた場合、組替を前提とせずに過去の *ROE* のみから予測を行う方法よりも正確な予測値が得られる。第3に、事業・金融と経常・特別の区別の両方を組み合わせた場合の構成要素アプローチは、近年、経常・特別の区別のみを行う場合よりも正確な予測値をもたらすようになってきている。第4に、組替財務諸表に基づく回帰モデルから予測した *ROE* は、経営者が公表する予想利益に基づく *ROE* よりも不正確である。第5に、経営者予想 *ROE* とモデル予測 *ROE* の差は、経営者予想に含まれるバイアスについての情報を有する。全体として本稿の結果は、上場企業の大部分が予想利益を公表する日本でも、事業と金融の区別に基づく組替財務諸表の活用が投資家にとって有用であることを示唆している。

本稿に残された課題としては、以下の3点が挙げられる。第1に、純金融負債が負になる企業の詳細な検討である。通常は、純金融負債は正（金融資産<金融負債）になることが想定されるが、日本ではこれが負となる企業が多数存在する。その原因や *ROE* 予測の正確度への影響を分析する必要がある。第2に、*ROE* の各構成要素における正確度の改善である。たとえば、純事業資産利益率（*RNOA*）を売上高事業利益率（*PM*）と純事業資産回転率（*ATO*）に分解し、構成要素アプローチを適用することで、より正確な *RNOA* の予測値を得ることができるかもしれない。第3に、最小二乗法（*OLS*）による線形回帰以外の統計的手法による予測である。Evans *et al.* (2017) で用いられた最小絶対偏差法（*LAD*）による予測なども興味深い。

## 注

本稿の執筆にあたり、太田浩司先生（関西大学）と Workshop on Empirical and Experimental Accounting Research の参加者との議論が有益であった。ここに記して感謝の意を表したい。本研究は、JSPS 科研費 JP15K17163（小野）、JP15K03769・JP18H00913（椎葉）、JP16K03986（村宮）、および文部科学省私立大学戦略的研究基盤形成支援事業（平成26年度～平成30年度）（椎葉）の助成を受けたものです。

1) 組替財務諸表の作成方法は、たとえば Penman (2013) の財務諸表分析のテキストにおいて詳

しく説明されている。

- 2) Easton (2016) もまた、事業活動に焦点を当てるエンタープライズの観点からの会計研究の重要性を指摘している。
- 3) ここでは Feltham and Ohlson (1995) にしたがって、割引率は無リスク利子率  $r_f$  を用いて表している。
- 4) Feltham and Ohlson (1995) では純金融負債  $NFO$  ではなく、純金融資産  $fa$  を用いて表しているが、 $NFO = -fa$  であるため、内容は同一である。
- 5) この結果は、Feltham and Ohlson (1995) における(3)式の仮定から直接的に導かれるが、この仮定はある種の理想状況を分析するために置かれたものである。したがって、この仮定が実際に成り立つかどうかは実証的に検証すべきである。
- 6) 本稿では、ROE の分子にその他の包括利益を含めず、分母にもその他の包括利益累計額を含めないこととする。[資産 = 負債 + 総株主持分] という関係を維持するため、その他の包括利益累計額は関連する資産・負債の控除項目として取り扱う。具体的には、その他有価証券評価差額金・土地再評価差額金・為替換算調整勘定・退職給付に係る調整累計額は純事業資産の控除項目とし、繰延ヘッジ損益は金融資産の控除項目とする。
- 7) 外れ値の影響を軽減するため、すべての変数について年度ごとに上下 1 パーセントの値で置換する処理を施したうえで、基本統計量の計算や各回帰モデルの推定を行った。ただし、サンプル外で予測値を求める際は、置換する前の元データを利用している。
- 8) なお、構成要素アプローチ全般を採用する場合、翌期 ROE の予測値を求めるのに本来は LEV の予測を必要としない。なぜなら、翌期 ROE の計算で用いる LEV は翌期首、すなわち当期末の貸借対照表から計算される値であり、予測時点ですでに実現しているからである。しかし、他の財務比率と同様の方法により予測値を求めることを優先して、本稿では LEV についても AR(1) モデルから予測値を入手し、ROE 予測に利用している。
- 9) 一般的な組替損益計算書においては、すべての項目を税引後で考えるが、本稿では税率に関する仮定が分析結果に影響を与えないように、税引前の組替損益計算書を前提とする。したがって、純金融費用の負担によって生じるタックス・ベネフィットなどは考慮しない。
- 10) 北川・小谷 (2012) では、日米の特別損失の計上に関する研究が包括的にレビューされており、そこでも、特別損失が近年経常的な性格を帯びてきていることが指摘されている。
- 11) 第 3 節で述べたように、実際に各期の ROE を予測する際には、直近の過去 10 年分のデータによる回帰分析から得た係数推定値を利用する。したがって、表 3 の係数推定値は実際の予測で用いた値ではない。全体期間での傾向を把握するために記載したものにすぎない。
- 12) Galbraith *et al.* (2010) はシミュレーション・データにより、クラスター内で相関が存在する場合にそれを無視すると不正確な結論が導かれる一方で、各クラスターで平均値をとるなどしてデータを集約した後に検定を行うと、検出力は弱いが概ね妥当な結果が得られることを示している。そこで本研究では、クラスター（ここでは年度）内での相関の問題に対処するため、平均値では Fama and MacBeth (1973) の  $t$  値を示し、中央値では Improvement の年度別中央値（29 個のペア）を用いた符号付順位検定を行っている。
- 13) 同様の着眼点に基づく研究として、So (2013) や野崎 (2011) がある。彼らは、企業特性変数に基づくクロス・セクション回帰による予測利益とアナリスト予想利益との乖離度に注目し、そ

の乖離度がアナリスト予想に含まれるバイアスについての情報を有することを示している。

#### 参 考 文 献

- Callen, J. L. and D. Segal (2005), "Empirical Tests of the Feltham-Ohlson (1995) Model," *Review of Accounting Studies* 10 (4), 409-429.
- Easton, P. (2016), "Financial Reporting: An Enterprise Operations Perspective," *Journal of Financial Reporting* 1 (1), 143-151.
- Esplin, A., M. Hewitt, M. Plumlee, and T. L. Yohn (2014), "Disaggregating Operating and Financial Activities: Implications for Forecasts of Profitability," *Review of Accounting Studies* 19 (1), 328-362.
- Evans, M. E., K. Njoroge, and K. O. Yong (2017), "An Examination of the Statistical Significance and Economic Relevance of Profitability and Earnings Forecasts from Models and Analysts," *Contemporary Accounting Research* 34 (3), 1453-1488.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth (1973), "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy* 81 (3), 607-636.
- Feltham, G. A. and J. A. Ohlson (1995), "Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities," *Contemporary Accounting Research* 11 (2), 689-731.
- Galbraith, S., J. A. Daniel, and B. Vissel (2010), "A Study of Clustered Data and Approaches to Its Analysis," *Journal of Neuroscience* 30 (32), 10601-10608.
- Herrmann, D., T. Inoue, and W. B. Thomas (2000), "The Persistence and Forecast Accuracy of Earnings Components in the USA and Japan," *Journal of International Financial Management and Accounting* 11 (1), 48-70. (井上達男訳 (2009) 「日米における利益構成要素の持続性と予測正確性」『会計制度の実証的検証』中央経済社, 27-54頁。)
- 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), 1575-1606.
- Lundholm, R. J. and R. G. Sloan (2013), *Equity Valuation and Analysis with eVal*, 3rd edition, McGraw-Hill Education. (深井忠・高橋美穂子・山田純平訳 (2015) 『企業価値評価— eVal による財務分析と評価—』日本経済新聞出版社。)
- Nissim, D. and S. H. Penman (2001), "Ratio Analysis and Equity Valuation: From Research to Practice," *Review of Accounting Studies* 6 (1), 109-154.
- Ohlson, J. A. (1995), "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research* 11 (2), 661-687.
- Ota, K. (2006), "Determinants of Biases in Management Earnings Forecasts: Empirical Evidence from Japan," in G. Gregoriou and M. Gaber eds. *International Accounting: Standards, Regulations, and Financial Reporting*, Elsevier Press, 267-294.
- Penman, S. H. (2013), *Financial Statement Analysis and Security Valuation*, 5th edition, McGraw-Hill/Irwin. (荒田映子・大雄智・勝尾裕子・木村晃久訳 (2018) 『アナリストのための財務諸表分析とバリユエーション (原書第5版)』有斐閣。)
- So, E. C. (2013), "A New Approach to Predicting Analyst Forecast Errors: Do Investors Overweight Analyst Forecasts?" *Journal of Financial Economics* 108 (3), 615-640.

- Soliman, M. T. (2008), "The Use of DuPont Analysis by Market Participants," *The Accounting Review* 83 (3), 823-853.
- 今福愛志 (2015) 「財務報告におけるビジネスモデル概念の意味するもの—財務報告思考の連続と不連続—」『会計』第188巻第1号, 112-123頁。
- 太田浩司 (2004) 「残余利益モデルに基づく財務比率分析」『証券アナリストジャーナル』第42巻第4号, 23-34頁。
- 太田浩司・斉藤哲朗・吉野貴晶 (2015) 「Feltham-Ohlson モデルの実証研究」『現代ファイナンス』第36号, 3-34頁。
- 大日方隆 (2013) 『利益率の持続性と平均回帰』中央経済社。
- 北川教央・小谷学 (2012) 「特別損失の計上頻度と将来業績の関連性」『国民経済雑誌』第206巻第6号, 29-47頁。
- 斎藤静樹 (2016) 『企業会計入門 (補訂版)』有斐閣。
- 野崎真利 (2011) 「予想利益のバイアス補正とインプライド資本コストの推定」『MTEC ジャーナル』第23号, 125-146頁。
- 村宮克彦 (2010) 「残余利益モデルを構成する財務比率の特性分析」桜井久勝編著『企業価値評価の実証分析—モデルと会計情報の有用性検証』中央経済社, 230-269頁。