

現代ディスクロージャー研究

No.17
2018.10

日本ディスクロージャー研究学会

現代ディスクロージャー研究

No.17 2018年10月

日本ディスクロージャー研究学会

目 次

■ 論 文

コーポレート・イノベーションと利益の持続性：

純営業資産利益率予想モデルに基づく分析 井出 真吾 (1)
竹原 均

地方銀行単体の業績指標の価値関連性

—業務純益を明示しない損益計算書の様式の妥当性に関して—

..... 赤塚 尚之 (17)
海老原 崇

投稿規程

Contemporary Disclosure Research

No.17 2018 • October

The Japanese Association for Research in Disclosure

CONTENTS

▀ Articles

Corporate Innovation and Earnings Persistency:

Empirical Analysis Based on an RNOA Forecast Model

..... Shingo Ide (1)

Hitoshi Takehara

Value Relevance of Performance Measures in Regional Banks:

A Study on Validity of the Current Profit and Loss Statement Form for Banks

..... Naoyuki Akatsuka (17)

Takashi Ebihara

Instructions for Authors

日本ディスクロージャー研究学会

2018.4-2021.3

会 長

坂上 学 法政大学

名誉会長

柴 健次 関西大学 黒川 行治 慶應義塾大学

副会長

中條 祐介 横浜市立大学 総務（会員担当）
吉田 和生 名古屋市立大学 総務（会報担当）、研究（中部地区担当）

常任理事

石川 博行 大阪市立大学 研究、会誌（『現代ディスクロージャー研究』担当）
太田 康広 慶應義塾大学 研究、会誌（英文レター担当）
音川 和久 神戸大学 総務、研究（西日本地区担当）
乙政 正太 関西大学 総務、データベース協議会担当
木村 史彦 東北大学 総務、研究（東日本地区担当）
町田 祥弘 青山学院大学 総務、会計
吉田 靖 東京経済大学 研究、会誌（『経営ディスクロージャー研究』担当）

理 事

浅野 信博 大阪市立大学	浅野 敬志 首都大学東京
稲葉 喜子 はやぶさコンサルティング	
上野 雄史 静岡県立大学	薄井 彰 早稲田大学
榎本 正博 神戸大学	海老原 崇 武蔵大学
大鹿 智基 早稲田大学	太田 浩司 関西大学
奥田 真也 名古屋市立大学	奥村 雅史 早稲田大学
加賀谷哲之 一橋大学	阪 智香 関西学院大学
首藤 昭信 東京大学	中島 真澄 金沢学院大学
中野 貴之 法政大学	古山 徹 日経メディアマーケティング
村井 秀樹 日本大学	山本 達司 同志社大学

監 事

神谷 健司 法政大学

田宮 治雄 東京国際大学、公認会計士

幹 事

川島 健司 法政大学 高橋美穂子 法政大学

高橋由香里 武蔵大学

日本ディスクロージャー研究学会は、2010年4月1日に、旧ディスクロージャー研究学会と旧日本経営ディスクロージャー研究学会を統合して設立された。本会はディスクロージャーの研究とその普及および提言を行うため、ディスクロージャーの研究にたずさわる者の交流を図ることを目的とする。

歴代会長

旧ディスクロージャー研究学会

1999-2002年 吉村 光威

2002-2005年 國村 道雄

2005-2010年 柴 健次

旧日本経営ディスクロージャー研究学会

2001-2008年 雨宮 眞也

2009-2010年 黒川 行治

日本ディスクロージャー研究学会

2010-2012年 柴 健次

2012-2015年 黒川 行治

2015-2018年 薄井 彰

学会 Home Page <http://www.jardis.org/>

学会事務局

〒102-8160 東京都千代田区富士見2-17-1

法政大学経営学部 川島健司研究室気付

現代ディスクロージャー研究 編集委員会

『現代ディスクロージャー研究』はディスクロージャーの理論、実証、制度、実務に関する研究の理解を深め、広く学界と社会に貢献することを目的とする。本誌は、(i) 学界または実務において、ディスクロージャー問題の解決に貢献しており、論文を公表することに社会的意義があること、(ii) 新しい事実の発見、新しいモデルや手法の開発、新しい適用可能性の提示、サーベイとしての新規性などがあり、独創的な論文であること、(iii) 信頼性、論理性、再現性、明瞭性が確保されていること、などの観点から、高い品質の論文を収録する。分野や研究アプローチを特定することはしないが、本誌の主たる研究領域は、(a) 分析的アプローチに基づく数理モデル研究、(b) 資本市場を基礎とした実証研究、(c) 契約理論を基礎とした実証研究、(d) 実験を基礎とした研究、(e) ディスクロージャーに関する制度研究、(f) 情報システムに関する研究である。

2018.4-2021.3

編集委員長

石川 博行 大阪市立大学

副編集委員長

山本 達司 同志社大学 音川 和久 神戸大学

編集委員

榎本 正博	神戸大学	大鹿 智基	早稲田大学
太田 浩司	関西大学	太田 康広	慶應義塾大学
大沼 宏	東京理科大学	乙政 正太	関西大学
阪 智香	関西学院大学	椎葉 淳	大阪大学
首藤 昭信	東京大学	田口 聡志	同志社大学
中野 誠	一橋大学	田澤 宗裕	名城大学
町田 祥弘	青山学院大学	米山 正樹	東京大学

歴代編集委員長

1999-2002	國村 道雄
2002-2005	須田 一幸
2005-2008	薄井 彰
2008-2012	吉田 和生
2012-2015	中條 祐介
2015-2018	奥村 雅史

コーポレート・イノベーションと利益の持続性： 純営業資産利益率予想モデルに基づく分析

Corporate Innovation and Earnings Persistency: Empirical Analysis Based on an RNOA Forecast Model

井出 真吾 (ニッセイ基礎研究所)

Shingo Ide, NLI Research Institute

竹原 均 (早稲田大学)

Hitoshi Takehara, Waseda University

2017年7月25日受付；2017年10月13日改訂稿受付；2017年11月18日論文受理

要約

本研究においては、日本の製造業の技術競争力と会計利益の持続性の関係を、純営業資産利益率予想モデルに基づいて検証する。純営業資産利益率予想モデルについては、Soliman (2004) が業種平均への平均回帰性を明示的に考慮したモデルを提案しているが、本研究では同モデルを拡張し、モデルへの入力として特許の質に関する指標を組み入れることにより、技術競争力が会計利益に与える効果を計量的に把握することを試みた。分析の結果、技術競争力と利益の持続性との間に正の相関関係が存在することが示された。これは、資本コストや収益性など他の条件が同一であれば、技術競争力が利益の持続性を高めた結果として、将来の残余利益現在価値が上昇し、それを市場が評価して株式価値が上昇する可能性を持つことを示唆している。したがって本研究は技術競争力の価値関連性の背後に存在する構造に対する知見を与えるものである。

Summary

In this study, we investigate the relationship between the technical competitiveness and persistency of accounting earnings of Japanese manufacturing firms based on the Return on Net Operating Assets (RNOA) forecast model. Soliman (2004) developed an RNOA forecast model that explicitly takes into account the mean reverting property of RNOA. By extending Soliman's (2004) model, we propose a new model in which the relationship between patent information and future earnings is clearly considered. We find that technical competitiveness is positively associated with the persistency of RNOA. This finding suggests that achieving technical competitiveness will enhance future profitability and increase the present value of residual income. Therefore, patent information is value relevant and would be positively associated with intrinsic firm value.

1. 技術競争力と会計利益の持続性

技術競争力が企業価値、あるいは株式価値を高める可能性については、これまでも多くの研究が実施されている (Hall, Jaffe and Trajtenberg, 2005; Hirschey, Richardson and Scholz, 2001; 井出・竹原, 2016a)。これらの先行研究では日米ともに、特許情報を数値尺度とする技術競争力と企

業価値との間に正の相関関係が存在することが実証的に示されている。また井出・竹原 (2016b) は、技術競争力の獲得に対する自己資本利益率と株価の遅延反応を日本市場について確認している。市場参加者が特許情報内容を正確に理解することは困難であり、技術力の変化は会計数値への目に見える変化を経由して株価へと浸透する。つまり技術競争力は将来の会計数値に影響を与えるのであ

り、その場合には技術競争力は将来の会計数値を予測する上でも有益な情報を包含しているはずである。

一方、Soliman (2004) は、デュボン・システムを用いた純営業資産利益率 (Return on Net Operating Assets, RNOA) の予測モデルを提案している。同モデルについては、一ノ宮 (2009) が日本市場について適用を試みており、自己資本利益率 (Return on Equity, ROE) の予測についてはランダムウォークモデルやアナリスト予測と比較して限定的にはあるが予測能力が上昇するケースが存在することを確認している。また井出・竹原 (2016b) が確認しているように、技術競争力がROEに与える影響は、デュボン・システムで分解された要素間で効果の方向性が異なる。このため1変量時系列としてのROEに自己回帰モデルを適用して、そこでの推定パラメータ(1階の自己回帰モデルの場合であればROEの1階自己相関)から技術競争力が将来のROEに与える影響を議論することは難しい。そこで本研究ではデュボン・システムを導入し、同時に業種平均への平均回帰性を明示的に考慮したSoliman (2004) によるモデルに特許情報変数を組み込むことにより、技術競争力が会計利益の持続性を高めるかどうかを検証する。このようなRNOA予測モデルに非財務情報を組み込むという試みは、日本における企業系列の影響を分析したHabib (2006) 等ごく少数であり、特にAcs and Audretsch (1988) の意味での研究開発活動に関するアウトプット変数とRNOAとの関係を分析した研究は本研究が初めてである。

実証の結果、Soliman (2004) の検証モデルに特許情報変数を組み込むだけでは、技術競争力が純営業資産利益率に及ぼす効果を正確に把握することは難しいことが示された。これは、いわゆる”negative results”であり、それを踏まえての研

究の方向性として、Soliman (2008) のようにモデルを変更した上で再検証を行うことも可能だが、我々はなぜSoliman (2004) のアプローチが有効でないのかの分析に取り組んだ。その結果、以下の2つの理由に依るものではないかと考えるに至った。まず第1にデータをプールした分析では企業間の持続性の分布を無視してしまうこと、第2に技術競争力が純営業資産利益率に与える影響には遅延効果が存在し、概ね3会計年度以降でその効果が顕在化するためである。このため本研究では企業間での持続性の違いと技術競争力変化の遅延反応を明示的に考慮した追加検証を行い、その結果として日本市場において技術競争力が利益の持続性を高める傾向が存在することを示した。

以降、論文は以下のように構成される。まず2節においては、デュボン・システムとSoliman (2004) での予測モデル群について概説し、続く3節では使用データ、特に特許の質の評価指標である「YK値」について説明する。4節では特許情報と業種平均への平均回帰性を考慮したRNOAの予測モデルを提案し、5節では我々が提案したモデルの検証結果を報告する。なお5節において報告している結果は、基本的にパネルデータ回帰に基づくものであり、6節では企業間の異質性を無視したプーリングが実証結果に与える問題を指摘した上で、個別企業ベースでの持続性を検証し、その結果について報告する。最後に第7節においては結論を述べるとともに、将来の研究課題について言及する。

2. デュボン・システムを用いた会計利益予想モデル

ここではSoliman (2004) でのRNOA予測モデルについて、その概要を説明し、そのうえで原型

となるモデル群に特許情報を組み込むことにより、技術競争力が利益の持続性に与える影響を分析する。

ここで第*t*会計年度における第*j*企業の営業利益 (Operating Income) を OI_{jt} 、純営業資産 (Net Operating Asset) を NOA_{jt} 、売上高を $SALES_{jt}$ とする。この時に本研究では売上高営業利益率 (Profit Margin) PM_{jt} 、資本回転率 (Asset Turnover) ATO_{jt} 、純営業資本利益率 $RNOA_{jt}$ を以下の(1)式で定義する。

$$PM_{jt} = \frac{OI_{jt}}{SALES_{jt}}, \quad ATO_{jt} = \frac{SALES_{jt}}{(NOA_{jt} + NOA_{j,t-1})/2}, \quad (1)$$

$$RNOA_{jt} = PM_{jt} \times ATO_{jt}.$$

企業*j*が属する業種の売上高利益率 PM について、各年度での業種平均値を PM_{jt}^{IND} とし、業種平均からのかい離の意味での異常売上高利益率 (Abnormal Profit Margin) PM_{jt}^{ABN} とする。同様に資本回転率 (ATO) についても、業種平均値を ATO_{jt}^{IND} 、異常資本回転率 (Abnormal Asset Turnover) を ATO_{jt}^{ABN} と表すならば、

$$RNOA_{jt} = (PM_{jt}^{ABN} + PM_{jt}^{IND}) \times (ATO_{jt}^{ABN} + ATO_{jt}^{IND}) \quad (2)$$

である。

$RNOA$ についても業種平均 $RNOA_{jt}^{IND}$ 、異常資本利益率 $RNOA_{jt}^{ABN}$ の2要素に分解し、その上で、 $RNOA$ 、 PM 、 ATO のそれぞれについて、以下の1階の自己回帰モデル (3) を考える。

$$\begin{aligned} \text{Model 1. } RNOA_{j,t+1} &= \alpha + \beta_1 RNOA_{jt}^{ABN} + \beta_2 RNOA_{jt}^{IND} + \varepsilon_{j,t+1} \\ \text{Model 2. } PM_{j,t+1} &= \alpha + \beta_1 PM_{jt}^{ABN} + \beta_2 PM_{jt}^{IND} + \varepsilon_{j,t+1} \\ \text{Model 3. } ATO_{j,t+1} &= \alpha + \beta_1 ATO_{jt}^{ABN} + \beta_2 ATO_{jt}^{IND} + \varepsilon_{j,t+1} \end{aligned} \quad (3)$$

上記の Models 1-3 において、回帰係数 β_1 、 β_2 は $RNOA$ 、 PM 、 ATO の持続性の測定結果であると言える。ここで企業の技術競争力 (Technological

Competitiveness) を TC_{jt} とし、係数 β_1 が技術競争力 TC の線形関数であると仮定する。したがって以下の(4)式のように条件付ベータを導入することにより、持続性が技術競争力の影響を受けるものとする。

$$\beta_1 = a + b \cdot TC_{jt} \quad (4)$$

(3) 式の Models 1-3 に条件付ベータ (4) を組み合わせることにより、技術競争力が利益の持続性に与える影響を分析するための基本モデルを得る。

$$\begin{aligned} \text{Model 1'. } RNOA_{j,t+1} &= \alpha + (a + b \cdot TC_{jt}) RNOA_{jt}^{ABN} + \beta_2 RNOA_{jt}^{IND} + \varepsilon_{j,t+1} \\ &= \alpha + \gamma_1 RNOA_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (TC_{jt} \times RNOA_{jt}^{ABN}) + \gamma_3 RNOA_{jt}^{IND} + \varepsilon_{j,t+1}, \\ \text{Model 2'. } PM_{j,t+1} &= \alpha + \gamma_1 PM_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (TC_{jt} \times PM_{jt}^{ABN}) + \gamma_3 PM_{jt}^{IND} + \varepsilon_{j,t+1}, \\ \text{Model 3'. } ATO_{j,t+1} &= \alpha + \gamma_1 ATO_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (TC_{jt} \times ATO_{jt}^{ABN}) + \gamma_3 ATO_{jt}^{IND} + \varepsilon_{j,t+1}. \end{aligned} \quad (5)$$

(5) 式でのモデルは、すべて次期の $RNOA$ 、 PM 、 ATO に関する1階の自己回帰モデル AR(1) をベースとしているが、これとは異なるモデルとして $RNOA$ の水準ではなく $RNOA$ の変化 ($\Delta RNOA$) の予測モデルを考えてみよう。Soliman (2004) は以下の $RNOA$ 変化の予測モデル (6) を導入した (ただし(6)式において、 ΔNOA は純営業資産成長率)。

$$\Delta RNOA_{j,t+1} = \alpha + \beta_1 RNOA_{jt} + \beta_2 \Delta NOA_{jt} + \beta_3 PM_{jt} + \beta_4 ATO_{jt} + \beta_5 \Delta RNOA_{jt} + \varepsilon_{j,t+1}. \quad (6)$$

本研究では、 β_3 、および β_4 が技術競争力 TC の線形関数であることを仮定して、以下の拡張モデル (7) を分析の対象とした。

$$\begin{aligned} \Delta RNOA_{j,t+1} &= \alpha + \gamma_1 RNOA_{jt} + \gamma_2 \Delta NOA_{jt} + \gamma_3 PM_{jt} + \gamma_4 (PM_{jt} \times TC_{jt}) + \gamma_5 ATO_{jt} + \gamma_6 (ATO_{jt} \times TC_{jt}) + \beta_7 \Delta RNOA_{jt} + \varepsilon_{j,t+1}. \end{aligned} \quad (7)$$

また Soliman (2004) は、業種平均への回帰を考慮したモデル (8) についても検証しているが、このモデル (8) についても、技術競争力の影響を

条件付ベータとして組み込むことにより、検証モデル(9)を得る。

$$\begin{aligned} \Delta RNOA_{j,t+1} = & \alpha + \gamma_1 RNOA_{jt}^{ABN} + \gamma_2 RNOA_{jt}^{IND} + \gamma_3 \Delta NOA_{jt} \\ & + \gamma_4 PM_{jt}^{ABN} + \gamma_5 PM_{jt}^{IND} \\ & + \gamma_6 ATO_{jt}^{ABN} + \gamma_7 ATO_{jt}^{IND} + \gamma_8 \Delta RNOA_{jt} + \varepsilon_{j,t+1}. \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \Delta RNOA_{j,t+1} = & \alpha + \gamma_1 RNOA_{jt}^{ABN} + \gamma_2 RNOA_{jt}^{IND} + \gamma_3 \Delta NOA_{jt} \\ & + \gamma_4 PM_{jt}^{ABN} + \gamma_5 (PM_{jt}^{ABN} \times TC_{jt}) + \gamma_6 PM_{jt}^{IND} \\ & + \gamma_7 ATO_{jt}^{ABN} + \gamma_8 (ATO_{jt}^{ABN} \times TC_{jt}) + \\ & \gamma_9 ATO_{jt}^{IND} + \gamma_{10} \Delta RNOA_{jt} + \varepsilon_{j,t}. \end{aligned} \quad (9)$$

最後に、業種平均からのかい離の意味での異常値としての $RNOA_{jt}^{ABN}$ 、 PM_{jt}^{ABN} 、 ATO_{jt}^{ABN} について、その持続性を1階の自己回帰モデルAR(1)により検証する。

$$\text{Model 4. } RNOA_{j,t+1}^{ABN} = \alpha + \gamma_1 RNOA_{jt}^{ABN} + \varepsilon_{j,t+1}.$$

$$\text{Model 5. } PM_{j,t+1}^{ABN} = \alpha + \gamma_1 PM_{jt}^{ABN} + \varepsilon_{j,t+1} \quad (10)$$

$$\text{Model 6. } ATO_{j,t+1}^{ABN} = \alpha + \gamma_1 ATO_{jt}^{ABN} + \varepsilon_{j,t+1}$$

モデル4-6についても、パラメータ γ_1 が技術競争力の線形関数であることを仮定して、以下の検証モデルを得る。

$$\text{Model 4'. } RNOA_{j,t+1}^{ABN} = \alpha + \gamma_1 RNOA_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (RNOA_{jt}^{ABN} \times TC_{jt}) + \varepsilon_{j,t+1}.$$

$$\text{Model 5'. } PM_{j,t+1}^{ABN} = \alpha + \gamma_1 PM_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (PM_{jt}^{ABN} \times TC_{jt}) + \varepsilon_{j,t+1}. \quad (11)$$

$$\text{Model 6'. } ATO_{j,t+1}^{ABN} = \alpha + \gamma_1 ATO_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (ATO_{jt}^{ABN} \times TC_{jt}) + \varepsilon_{j,t+1}.$$

以上が本研究において検証対象としたモデルである。

3. 使用データ・記述統計量

本研究では、企業の技術競争力の数値指標として、工藤一郎国際特許事務所が開発した特許の質の指標であるYK値を使用した¹⁾。

我が国の特許法においては、特許の成立により当該技術の独占排他的利用が認められる。YK値はこの独占排他的な技術利用権に着目して開発された特許の質の評価尺度である。具体的には、特許出願から成立までの過程における第三者による

阻止行動を把握し、それら阻止行動に要した費用(=特許成立を阻止しようとする第三者が負担するコスト)を重み付けして数値化する。例えば、ある会社が特許出願した場合、その製品分野(あるいは業界)で競合する他社は「閲覧請求」制度を利用して出願内容を確認することができるし、特許庁に対して「情報提供」することで特許として認めないように働きかけることも可能である。さらに特許が成立した場合は、「無効審判」を申し立て、その特許を無効とするために争うこともできる。当然のことながら、こうした阻止行動にはコストがかかるため、特許成立を阻止したいという競合他社の思いが強いほど、また阻止したい企業が多いほど阻止行動のための総コストは高くなる。つまり、より多くの競争相手がコストを負担しても特許成立を阻止したいと思う発明ほど、逆に出願した企業にとっては経済価値が高いはずである。また特許技術の価値は経時劣化するのが一般的なので、技術分野毎に設定した陳腐化率を乗じる。このようにして個別特許により保護される技術の独占排他利用性(と経済的価値)を数値化し、さらに企業の保有する全有効特許についてそれらを総計することにより、企業としての技術競争力を数値化したのがYK値である。なお本研究では連結ベースで計算されたYK値を使用しており、連結対象子会社の保有する有効特許の経済価値も含めた技術競争力の総合評価となっている。

井出・竹原(2016a)は特許情報の持つ価値関連性(value relevance)について分析し、従来の実証研究で使用されてきた有効特許権数、引用件数と比較して、YK値として数値化された排他的技術利用権(Exclusive Rights)と企業価値(Tobin's q)、ならびに収益性(ROE)との相関が統計的に有意に高いことを示した。同先行研究で得られた知見を重視し、本研究では技術競争力

付表1. 主要財務変数の定義

(1) 純営業資産 (Net Operating Asset, NOA) の定義

純営業資産 (NOA) = 営業資産 (OA) - 営業負債 (OL)

流動営業資産 (COA) = 流動資産 - 流動財務資産 (CFA)

(CFA = 現金・預金 + 有価証券 + 短期貸付金 + 金銭信託 + デリバティブ債権 + 繰延ヘッジ損失)

固定営業資産 (NCOA) = 固定資産 - 固定財務資産 (NCFA)

(NCFA = 長期貸付金 + 投資不動産 + その他の投資・その他の資産)

営業資産 (OA) = COA + NCOA

流動営業負債 (COL) = 流動負債 - 流動財務負債 (CFL)

(CFL = 短期借入金・社債合計 + 1年内償還の社債・転換社債
+ デリバティブ債務 + 繰延ヘッジ利益)

固定営業負債 (NCOL) = 固定負債 - 固定財務負債 (NCFL)

(NCFL = 社債・転換社債 + 長期借入金 + 非連結子会社関連の長期借入金
+ 長期支払手形 + 長期未払金 + その他固定負債)

営業負債 (OL) = COL + NCOL

(2) その他の変数の定義

純営業資産利益率 (RNOA) = 営業利益 / NOA の 2 期 (前期末・当期末) 平均値

売上高営業利益率 (PM) = 営業利益 / 売上高

純営業資産回転率 (ATO) = 売上高 / NOA の 2 期 (前期末・当期末) 平均値

純営業資産成長率 (ΔNOA) = 純営業資産対前期差分 / 前期末純営業資産

純営業資産利益率 n 期累積変化 ($\Delta RNOA_n$) = ($t, t+5$) 期間での累積の RNOA 差分

技術競争力 (TC) = YK 値 / 前期末総資産

(TC_{it}) の数値指標として YK 値を使用する。ただし企業間での規模の違いを調整するために、連結ベースの個別企業の YK 値を期首総資産によりデフレートしている。

次に技術競争力以外の指標に関しては、日経 NEEDS 財務 DVD-ROM をデータソースとして、付表 1 の定義に基づいて計算している²⁾。

本研究での分析期間は、YK 値の取得可能な 2001~2015 年であり、分析対象は日本基準で財務諸表を公表する金融業を除く 3 月末決算企業とする。表 1 に期間内での業種ごとのサンプル数、および各年 6 月末時点で有効特許を保有している企業数総計 (Patents > 0) を示す。有効特許が無い企業を分析対象から除外し、業種ごとに技術競争力 TC (= YK 値 / 総資産)、RNOA の平均 (Mean)、および標準偏差 (S.D.) を計算した結果が、表 1 の右 4 列に示されている。技術競争力の指標である総資産によるデフレート後の YK 値が 0.1 以上であること、サンプル数が 80 以上であることの 2 条件から、以降では東証業種分類 4 (食

品) ~ 19 (その他製品) までの 16 業種を分析対象とする。さて表 1 からわかるように RNOA は業種間で大きく異なる。分析対象とした 16 業種で、最低となるのは「紙・パルプ」の 5% であるが、その一方で「その他製品」では 17.2% に達している。分析において業種要因の影響を分離することの必要性が示されたものと考えられる。

次に表 2 は主要な変数間の相関係数を示したものである。表 2 において左下三角行列がスピアマン順位相関係数、右上三角行列が対応する有意確率である。最初に技術競争力 (TC) と収益性、およびその構成要素の関係から見ていこう。TC は RNOA と正の相関 0.017 を持ち、スピアマン相関は 10% 水準では有意である。同時に TC は売上高利益率 (PM) と正の相関、純営業資産回転率 (ATO) とは負の相関を持ち、これらはともに 1% 水準で有意である。したがって TC は PM を高めるものの、逆に ATO を低下させるため、両方の効果が一部で相殺することにより、TC と RNOA との関係は弱まっていると言える。また、

表1 業種別サンプル数・記述統計

	#Obs	Patents>0	TC (=YK/TA)		RNOA		Profit Margin (PM)		Asset Turnover(ATO)	
			Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.
水産・農林業	77	63	0.110	0.121	0.058	0.054	0.039	0.053	2.439	1.790
鉱業	58	46	0.022	0.041	0.151	0.191	0.154	0.182	1.169	0.727
建設業	1,305	1,253	0.066	0.177	0.145	2.440	0.029	0.027	4.543	60.423
食料品	809	769	0.138	0.218	0.079	0.062	0.040	0.036	2.355	1.045
繊維製品	504	471	0.394	0.465	0.064	0.054	0.049	0.051	1.552	1.027
パルプ・紙	165	155	0.868	2.415	0.050	0.037	0.038	0.025	1.633	1.323
化学	1,552	1,506	0.555	0.581	0.100	0.081	0.061	0.041	1.658	0.703
医薬品	432	421	0.169	0.283	0.157	0.123	0.126	0.083	1.269	0.499
石油・石炭製品	81	72	0.288	0.456	0.008	0.531	0.032	0.036	-2.033	43.505
ゴム製品	215	211	0.475	0.555	0.078	0.063	0.045	0.037	1.652	0.455
ガラス・土石製品	380	351	0.364	0.377	0.073	0.068	0.054	0.051	1.391	0.565
鉄鋼	574	474	0.184	0.330	0.082	0.118	0.056	0.060	1.400	0.500
非鉄金属	357	300	0.217	0.219	0.073	0.077	0.044	0.050	1.591	0.560
金属製品	509	468	0.162	0.250	0.070	0.086	0.035	0.051	1.979	1.011
機械	1,714	1,669	0.278	0.457	0.113	0.256	0.057	0.081	2.032	4.685
電気機器	2,002	1,925	0.295	0.398	0.112	0.164	0.053	0.087	2.123	2.279
輸送用機器	1,017	946	0.103	0.159	0.091	0.623	0.043	0.036	2.422	3.828
精密機器	365	325	0.372	0.516	0.080	0.089	0.045	0.062	1.693	0.725
その他製品	758	691	0.398	0.737	0.172	4.376	0.049	0.049	2.318	14.763
電気・ガス業	265	264	0.015	0.029	0.041	0.032	0.066	0.057	0.685	0.290
陸運業	468	353	0.002	0.003	0.068	0.038	0.071	0.051	1.351	1.012
海運業	45	45	0.000	0.001	0.088	0.081	0.054	0.048	1.462	0.339
空運業	36	34	0.006	0.007	0.078	0.110	0.046	0.038	1.392	0.610
倉庫・運輸関連	158	86	0.000	0.000	0.067	0.059	0.050	0.025	1.410	0.853
情報・通信業	128	107	0.012	0.049	0.161	0.201	0.074	0.053	2.321	2.037
卸売業	1,464	1,154	0.059	0.181	0.130	0.122	0.032	0.036	5.400	5.715
小売業	260	168	0.014	0.033	0.221	1.818	0.030	0.040	3.663	5.224
不動産業	144	116	0.002	0.003	0.071	0.087	0.136	0.087	1.126	1.506
サービス業	862	647	0.030	0.114	0.267	0.773	0.090	0.107	2.444	10.928
全産業	11,434	10,754	0.296	0.418	0.098	0.102	0.054	0.053	1.897	1.023

表2 主要変数間相関係数

	TC	RNOA	PM	ATO	$\Delta RNOA1$	$\Delta RNOA5$	$RNOA^{ABN}$	PM^{ABN}	ATO^{ABN}	lnMV	B/M
TC	1.000	0.077	0.001	0.000	0.084	0.185	0.000	0.003	0.203	0.000	0.000
RNOA	0.017	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
PM	0.031	0.781	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ATO	-0.063	0.380	-0.093	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
$\Delta RNOA1$	0.017	-0.352	-0.286	-0.115	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
$\Delta RNOA5$	0.016	-0.621	-0.507	-0.190	0.395	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
$RNOA^{ABN}$	0.036	0.958	0.725	0.373	-0.306	-0.549	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
PM^{ABN}	0.029	0.738	0.928	-0.062	-0.253	-0.437	0.772	1.000	0.000	0.000	0.000
ATO^{ABN}	-0.012	0.382	-0.066	0.949	-0.096	-0.161	0.396	-0.065	1.000	0.000	0.000
lnMV	0.132	0.335	0.405	-0.037	-0.054	-0.172	0.303	0.369	-0.051	1.000	0.000
B/M	-0.105	-0.418	-0.402	-0.141	0.051	0.258	-0.352	-0.329	-0.123	-0.559	1.000

TC：技術競争力指標、RNOA：純営業資産利益率、PM：売上高利益率、ATO：純営業資産回転率、 $\Delta RNOA_n$ ：n年間累積RNOA変化率、 $RNOA^{ABN}$ 、 PM^{ABN} 、 ATO^{ABN} ：業種要因調整後（各年での業種平均値控除後）指標、lnMV：株式時価総額対数値、B/M：純資産株価倍率（Book-to-Market ratio）。

左下三角行列は変数間のピアソン積率相関係数、右上三角行列は対応する有意確率（Probability Value）。

5%水準で有意ではないものの、TCはRNOA翌1年変化率 ($\Delta RNOA1$)、翌5年間累積変化率 ($\Delta RNOA5$) と正の相関を持つため、TCが高い企業ほど、短期から中期においてRNOAが上昇していく傾向が確認された。

次にRNOAとその構成要素であるPM, ATOから各年での業種平均値を控除した異常RNOA, PM, ATO ($RNOA^{ABN}$, PM^{ABN} , ATO^{ABN}) とTCの相関関係については、 $RNOA^{ABN}$, PM^{ABN} については符号が正で、かつ1%水準で有意、 ATO^{ABN} については符号が負だが統計的に有意ではない。したがってTCとATOとの有意な負の相関は業種要因により説明される部分が多く、業種要因によるATOの低下、その結果としてのRNOAの引き下げ効果を調整した場合には、PMの上昇によりRNOAの引

き上げ効果が上回り、最終的に $RNOA^{ABN}$ とTCのスピアマン相関が強く有意になるものと解釈される。

4. 技術競争力が純営業資産利益率に与える影響

ここでは2節で提示した(1)純営業資産利益率予測モデル、(2)純営業資産利益率変化分子予測モデル、(3)純営業資産利益率持続性評価モデルを用いて、技術競争力が企業の会計利益に与える影響を精査していくことにする。

最初に表3に今期のRNOA, PM, ATOから翌期のRNOA, PM, ATOを予測するモデル群についての検証結果を示す。各パネルの左2列が技術競争力

表3 純営業資産利益率の予測と技術競争力

$$\begin{aligned} \text{Model 1'. } RNOA_{j,t+1} &= \alpha + (a + b \cdot TC_{jt})RNOA_{jt}^{ABN} + \beta_2 RNOA_{jt}^{IND} + \varepsilon_{j,t+1} \\ &= \alpha + \gamma_1 RNOA_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (TC_{jt} \times RNOA_{jt}^{ABN}) + \gamma_3 RNOA_{jt}^{IND} + \varepsilon_{j,t+1}, \quad (5) \\ \text{Model 2'. } PM_{j,t+1} &= \alpha + \gamma_1 PM_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (TC_{jt} \times PM_{jt}^{ABN}) + \gamma_3 PM_{jt}^{IND} + \varepsilon_{j,t+1}, \\ \text{Model 3'. } ATO_{j,t+1} &= \alpha + \gamma_1 ATO_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (TC_{jt} \times ATO_{jt}^{ABN}) + \gamma_3 ATO_{jt}^{IND} + \varepsilon_{j,t+1}. \end{aligned}$$

Forecasting RNOA	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Intercept	0.043	0.000	0.043	0.000
$RNOA^{ABN}$	0.752	0.000	0.752	0.000
$RNOA^{ABN} \times TC$			-0.002	0.928
$RNOA^{IND}$	0.511	0.000	0.511	0.000
Adjusted R^2	0.550		0.550	
Forecasting PM	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Intercept	0.016	0.000	0.016	0.000
PM^{ABN}	0.778	0.000	0.778	0.000
$PM^{ABN} \times TC$			-0.002	0.892
PM^{IND}	0.695	0.000	0.695	0.000
Adjusted R^2	0.596		0.596	
Forecasting ATO	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Intercept	0.094	0.000	0.090	0.000
ATO^{ABN}	0.925	0.000	0.919	0.000
$ATO^{ABN} \times TC$			0.030	0.004
ATO^{IND}	0.952	0.000	0.954	0.000
Adjusted R^2	0.875		0.875	

TC：技術競争力指標、RNOA：純営業資産利益率、PM：売上高利益率、ATO：純営業資産回転率、 $RNOA^{ABN}$ 、 PM^{ABN} 、 ATO^{ABN} ：業種要因調整後(各年での業種平均値控除後)指標、Adjusted R^2 ：自由度調整済み決定係数。

表4 純営業資産利益率増分の予測と技術競争力

パネルA 業種要因の調整を行わないモデル

$$\Delta RNOA_{j,t+1} = \alpha + \gamma_1 RNOA_{jt} + \gamma_2 \Delta RNOA_{jt} + \gamma_3 PM_{jt} + \gamma_4 (PM_{jt} \times TC_{jt}) + \gamma_5 ATO_{jt} + \gamma_6 (ATO_{jt} \times TC_{jt}) + \beta_7 \Delta RNOA_{jt} + \varepsilon_{j,t+1} \quad (7)$$

	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Intercept	0.021	0.000	0.021	0.000
RNOA	-0.239	0.000	-0.240	0.000
$\Delta RNOA$	-0.068	0.000	-0.068	0.000
PM	0.002	0.948	0.016	0.570
PM×TC			-0.052	0.063
ATO	0.001	0.140	0.001	0.302
ATO×TC			0.003	0.007
$\Delta RNOA$	0.040	0.000	0.040	0.000
Adjusted R ²	0.146		0.146	

パネルB. 業種要因調整後の予測モデル

$$\Delta RNOA_{j,t+1} = \alpha + \gamma_1 RNOA_{jt}^{ABN} + \gamma_2 RNOA_{jt}^{IND} + \gamma_3 \Delta RNOA_{jt} + \gamma_4 PM_{jt}^{ABN} + \gamma_5 (PM_{jt}^{ABN} \times TC_{jt}) + \gamma_6 PM_{jt}^{IND} + \gamma_7 ATO_{jt}^{ABN} + \gamma_8 (ATO_{jt}^{ABN} \times TC_{jt}) + \gamma_9 ATO_{jt}^{IND} + \gamma_{10} \Delta RNOA_{jt} + \varepsilon_{j,t+1} \quad (9)$$

	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Intercept	0.012	0.057	0.012	0.058
RNOA ^{ABN}	-0.225	0.000	-0.225	0.000
RNOA ^{IND}	-0.934	0.000	-0.933	0.000
PM ^{ABN}	-0.005	0.861	0.004	0.880
PM ^{ABN} × TC			0.002	0.330
PM ^{IND}	0.790	0.000	0.788	0.000
ATO ^{ABN}	0.002	0.015	0.002	0.054
ATO ^{ABN} × TC			-0.034	0.284
ATO ^{IND}	0.017	0.000	0.017	0.000
$\Delta RNOA$	-0.063	0.000	-0.063	0.000
$\Delta RNOA$	0.054	0.000	0.053	0.000
Adjusted R ²	0.157		0.157	

TC：技術競争力指標、 $\Delta RNOA$ ：純営業資産利益率変化分、RNOA：純営業資産利益率、PM：売上高利益率、ATO：純営業資産回転率、RNOA^{ABN}、PM^{ABN}、ATO^{ABN}：業種要因調整後（各年での業種平均値控除後）指標、 $\Delta RNOA$ ：純営業資産増分、Adjusted R²：自由度調整済み決定係数。

が与える影響を考慮しない場合、右2列が交差項により考慮する場合の回帰係数と有意確率である。ここではRNOA、PM、ATOのすべてに共通して、業種要因調整後指標と業種平均の両方が翌期のRNOA、PM、ATOと正の相関を持つということが確認されるにすぎない。RNOA^{ABN}およびPM^{ABN}とTCの交差項はいずれも統計的には有意でなく、

同時に自由度修正済み決定係数の上昇がほぼゼロである。ATO^{ABN}については、回帰係数が正で1%水準で有意なもの、自由度修正済み決定係数の上昇がほぼゼロであることから、予測モデルの精度を高めるものではないと判断される。

次にRNOAではなく、RNOAの変化分($\Delta RNOA$)の予測モデルについての検証結果を表4

表5 業種調整後指標の持続性と技術競争力

$$\begin{aligned} \text{Model 4'. } RNOA_{j,t+1}^{ABN} &= \alpha + \gamma_1 RNOA_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (RNOA_{jt}^{ABN} \times TC_{jt}) + \varepsilon_{j,t+1}. \\ \text{Model 5'. } PM_{j,t+1}^{ABN} &= \alpha + \gamma_1 PM_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (PM_{jt}^{ABN} \times TC_{jt}) + \varepsilon_{j,t+1} \\ \text{Model 6'. } ATO_{j,t+1}^{ABN} &= \alpha + \gamma_1 ATO_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (ATO_{jt}^{ABN} \times TC_{jt}) + \varepsilon_{j,t+1} \end{aligned} \quad (11)$$

Innovation in RNOA	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Intercept	0.003	0.000	0.003	0.000
$RNOA^{ABN}$	0.745	0.000	0.743	0.000
$RNOA^{ABN} \times TC$			0.010	0.491
Adjusted R^2	0.579		0.578	
Innovation in PM	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Intercept	0.001	0.007	0.001	0.007
PM^{ABN}	0.777	0.000	0.777	0.000
$PM^{ABN} \times TC$			0.002	0.906
Adjusted R^2	0.615		0.615	
Innovation in ATO	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Intercept	0.009	0.013	0.008	0.020
ATO^{ABN}	0.922	0.000	0.915	0.000
$ATO^{ABN} \times TC$			0.036	0.000
Adjusted R^2	0.870		0.870	

TC ：技術競争力指標、 $RNOA^{ABN}$ 、 PM^{ABN} 、 ATO^{ABN} ：業種要因調整後（各年での業種平均値控除後）指標、Adjusted R^2 ：自由度調整済み決定係数。

に示す。パネルAが業種要因の調整を行わないモデル(7)に対する結果、パネルBが業種要因を考慮したモデル(9)に対する検証結果である。最初に業種要因の調整を考慮しない場合であるが、交差項 $PM \times TC$ 、 $ATO \times TC$ をモデルに追加した場合でも自由度修正済み決定係数の上昇は極めて限定的であるため、技術競争力を考慮しても $RNOA$ 変化分の予測能力の向上は期待できない。ただし交差項 $PM \times TC$ の係数は負で10%水準有意、逆に $ATO \times TC$ の係数は正で1%水準有意となっているため、 $RNOA$ 変化分に対して技術競争力が与える影響の強さは、 PM と ATO で逆である。しかしながらパネルBにおいて交差項が PM 、 ATO の両方について有意でなく、同時に自由度修正済み決定係数の上昇が確認できないことから、業種平均との相対関係を考慮したモデル(9)でも予測能力を向上させることは出来ないとと言える。

最後に業種要因調整後指標（ $RNOA^{ABN}$ 、 PM^{ABN} 、 ATO^{ABN} ）について、1階の自己回帰係数の意味で

の各系列の持続性と、それに対する技術競争力（ TC ）の影響に関する検証結果を表5に示す。表5において、 $RNOA^{ABN}$ 、 PM^{ABN} 、 ATO^{ABN} のすべてについて、交差項の回帰係数の符号は正である。したがって技術競争力が高いほど、業種要因調整後の $RNOA$ 、 PM 、 ATO の持続性は高まるものと考えられる。ただしその中で統計的に有意であるのは ATO^{ABN} についてのみである。自由度修正済み決定係数の上昇幅がほぼゼロであることと合わせて考えると、技術競争力の明示的な考慮は、残念ながら持続性の測定精度の向上にはつなげていないものと判断される。

5. 長期予測とプーリングにおける問題点

表2において、技術競争力が $RNOA$ 、 PM 、 ATO に与える影響が確認できたにも関わらず、前節での検証モデルにおいて、技術競争力が会計利益

表6 ポートフォリオ構築後5年間の純営業資産利益率変化

パネルA. 業種要因調整後純営業資産利益率 ($RNOA^{ABN}$) ランク5分位ポートフォリオ									
	TC	$\ln MV$	B/M		1~5年間の累積変化率				
				$(t, t+1)$	$(t, t+2)$	$(t, t+3)$	$(t, t+4)$	$(t, t+5)$	
P1 (High)	0.361	11.337	0.684	-0.030	-0.050	-0.064	-0.076	-0.085	
P2	0.390	10.832	0.942	-0.006	-0.008	-0.009	-0.010	-0.012	
P3	0.347	10.654	1.085	-0.001	0.004	0.005	0.006	0.006	
P4	0.319	10.271	1.267	0.006	0.015	0.020	0.024	0.024	
P5 (Low)	0.279	9.823	1.336	0.026	0.050	0.059	0.067	0.073	
パネルB. 業種要因調整後純営業資産利益率 (PM^{ABN}) ランク5分位ポートフォリオ									
	TC	$\ln MV$	B/M		$(t, t+1)$	$(t, t+2)$	$(t, t+3)$	$(t, t+4)$	$(t, t+5)$
P1 (High)	0.333	11.323	0.733	-0.026	-0.039	-0.050	-0.059	-0.070	
P2	0.375	10.977	0.941	-0.006	-0.009	-0.014	-0.015	-0.016	
P3	0.366	10.696	1.083	0.000	0.001	0.002	0.003	0.002	
P4	0.299	10.197	1.251	0.002	0.010	0.015	0.018	0.020	
P5 (Low)	0.322	9.725	1.306	0.024	0.049	0.058	0.064	0.070	
パネルC. 業種要因調整後純営業資産回転率 (ATO^{ABN}) ランク5分位ポートフォリオ									
	TC	$\ln MV$	B/M		$(t, t+1)$	$(t, t+2)$	$(t, t+3)$	$(t, t+4)$	$(t, t+5)$
P1 (High)	0.312	10.367	0.971	-0.011	-0.016	-0.023	-0.028	-0.029	
P2	0.397	10.543	1.014	-0.004	-0.001	-0.002	-0.002	-0.002	
P3	0.388	10.736	1.050	0.000	0.004	0.005	0.006	0.004	
P4	0.353	10.797	1.078	0.003	0.009	0.011	0.013	0.012	
P5 (Low)	0.246	10.476	1.200	0.005	0.014	0.018	0.019	0.020	
パネルD. 技術競争力 (TC) ランク5分位ポートフォリオ									
	TC	$\ln MV$	B/M		$(t, t+1)$	$(t, t+2)$	$(t, t+3)$	$(t, t+4)$	$(t, t+5)$
P1 (High)	1.090	11.018	0.944	0.001	0.006	0.006	0.007	0.005	
P2	0.365	10.865	0.982	-0.001	0.002	0.002	0.001	0.000	
P3	0.171	10.705	1.083	-0.002	0.001	0.001	0.002	0.002	
P4	0.062	10.660	1.023	-0.001	0.001	0.004	0.006	0.006	
P5 (Low)	0.005	9.671	1.281	-0.002	0.001	-0.005	-0.008	-0.008	

TC : 技術競争力指標 (=YK/TA)、 $\ln MV$: 時価総額対数値、 B/M : 純資産株価倍率、 $(t, t+n)$: ポートフォリオ構築後 n 年間累積変化率。

($RNOA$) とその構成要素 (PM , ATO) に与える影響の存在を明確に示すことが出来ず、かつ自由度修正済み決定係数が常に微小増加に留まったのは何故であろうか? 我々はその理由が前節での検証モデルが翌期への短期の影響を検証したものであること、そして分析対象企業間の異質性 (Heterogeneity) をデータのプーリングにより無視しているためではないかと予想している。ここでは、そうしたデュボン・システムを導入しても $RNOA$ 予測モデルの構築に成功しない理由について、追加的な検証を試みる。

まず表6は業種要因調整後の3指標 ($RNOA^{ABN}$, PM^{ABN} , ATO^{ABN}) と技術競争力指標 (TC) を用いて、

毎年6月末の段階で5分位ポートフォリオを構築することにより、これらの変数のポートフォリオ構築後5年間における累積での $RNOA$ 変化幅 ($\Delta RNOA_1, \dots, \Delta RNOA_5$) への影響を確認した結果である。パネルAは $RNOA^{ABN}$ による5分位ポートフォリオに関する結果であるが、パネルAに示された結果からわかるように、 $RNOA^{ABN}$ が現時点で最も高いポートフォリオ (P1) では、中期 (5年間) かけて $RNOA$ の減少幅が拡大していく様子が見て取れる。これとは対照的に最も $RNOA^{ABN}$ が低いP5では、5年後まで上昇幅が単調に増加している。中位のポートフォリオP3では $\Delta RNOA$ が常にゼロ近辺で移動していないことを合わせて考

表7 自己相関係数の記述統計量と技術競争力との相関

	<i>RNOA</i>	<i>RNOA</i> ^{ABN}	<i>PM</i>	<i>PM</i> ^{ABN}	<i>ATO</i>	<i>ATO</i> ^{ABN}
Mean	0.403	0.409	0.383	0.392	0.508	0.505
S.D.	0.242	0.255	0.239	0.250	0.238	0.236
Min	-0.352	-0.591	-0.449	-0.533	-0.509	-0.390
25%ile	0.260	0.249	0.240	0.252	0.376	0.371
Median	0.441	0.443	0.404	0.421	0.552	0.551
75%ile	0.586	0.607	0.557	0.580	0.690	0.687
Max	0.858	0.865	0.859	0.860	0.888	0.869
Pearson	0.012	0.056	0.024	0.094	0.008	0.039
<i>p</i> -value	0.753	0.127	0.514	0.010	0.824	0.283
Spearman	0.018	0.046	0.021	0.084	0.049	0.075
<i>p</i> -value	0.623	0.210	0.561	0.022	0.183	0.039

RNOA：純営業資産利益率、*PM*：売上高利益率、*ATO*：純営業資産回転率、*RNOA*^{ABN}、*PM*^{ABN}、*ATO*^{ABN}：業種要因調整後（各年での業種平均値控除後）指標。最下4行は各列に示された変数と技術競争力（*TC*）とのピアソン積率相関（Pearson）と対応する有意確率（*p*-value）、スピアマン順位相関係数（Spearman）と対応する有意確率（*p*-value）。

えると、*RNOA*^{ABN}には明らかに平均回帰性が存在するものの、それはある程度の時間をかけて業種平均へ収斂すると考えられる。

またパネルB、Cからわかるように、このような平均回帰性はデュボン分解適用後の*PM*^{ABN}、*ATO*^{ABN}についても同様で、*RNOA*累積変化への影響は時間をかけて徐々に進んでいることがわかる。パネルDから技術競争力が将来1年間の*RNOA*変化（ $\Delta RNOA_t$ ）に与える影響は、P1で0.001、P5で-0.002と明確ではないものの、5年間累積ではP1で0.005、P5で-0.008と大きな差につながっている。この観察結果からすると、技術競争力が*RNOA*に与える効果も中期で測定すべきであると言える。

次に表7は、*RNOA*、*RNOA*^{ABN}、*PM*、*PM*^{ABN}、*ATO*、*ATO*^{ABN}の6指標が5年以上計算可能な個別企業について、その1階の自己相関係数を計算し、その分布を示したものである。また下部の4行は、個別企業ごとに技術競争力*TC*の時系列平均値を計測し、6指標の1階自己相関係数と*TC*のピアソン積率相関、スピアマン順位相関と対応する有意確率を示している。

ここでは1階の自己相関係数を、検証対象となる系列の持続性の一指標と考えよう。表7の最左

列の*RNOA*に関する結果を見ると、*RNOA*の1階の自己相関係数の平均は0.403、メディアンは0.441であるが、これは表3における*RNOA*^{ABN}の回帰係数0.752、*RNOA*NDの回帰係数0.511と比較してかなり低い。さらに最小値-0.352、25パーセントイル0.260、75パーセントイル0.586、最大値0.858という分布の広さを考えると、データのプーリングは分析対象企業間での持続性に内在する異質性を完全に無視している。6指標の1階の自己相関係数と技術競争力*TC*との間のピアソン相関、スピアマン相関はすべて正であるので、持続性と技術競争力の間には正の相関関係が存在すると思われるであろう。一方、*PM*^{ABN}についてはピアソン相関が0.094、スピアマン相関が0.084と高く、かつ統計的にも有意であるため、技術競争力が持続性に与える影響は業種要因調整後の売上高利益率について、最も顕著であると考えられる。

6. 技術競争力と純営業資産利益率の持続性

前節での検証から、第一に技術競争力が*RNOA*、およびその構成要素である*PM*、*ATO*に与える影響は3～5年程度の期間を経て顕在化すること、

第二に個別企業のRNOAの持続性は広範囲に分布しており、そうした企業間の異質性を無視したデータのプーリングは適切ではないことが明らかとなった。ここでは第一の問題点に対応して、(11)式において翌期($t+1$)ではなく3年後($t+3$)の業種要因調整後指標 ($RNOA^{ABN}$, PM^{ABN} , ATO^{ABN})を被説明変数とした以下のモデルについて検証する。

Model 4".
$$RNOA_{j,t+3}^{ABN} = \alpha + \gamma_1 RNOA_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (RNOA_{jt}^{ABN} \times TC_{jt}) + \varepsilon_{jt}. \quad (12)$$

Model 5".
$$PM_{j,t+3}^{ABN} = \alpha + \gamma_1 PM_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (PM_{jt}^{ABN} \times TC_{jt}) + \varepsilon_{jt}$$

Model 6".
$$ATO_{j,t+3}^{ABN} = \alpha + \gamma_1 ATO_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (ATO_{jt}^{ABN} \times TC_{jt}) + \varepsilon_{jt}$$

さらに第二の問題点への対応として、データのプーリングを回避し、個別企業ごとにモデル(12)内のパラメータを推定し、特に交差項の回帰係数 γ_2 の分布に注目する。回帰分析において特定の説明変数が被説明変数に対して全く説明力を持たないのであれば、 t 検定量は(期待値0左右対称の) t 分布に従い、また t 値に対応する有意確率は閉区間 $[0,1]$ 上の連続型一様分布となる。逆に、個別企業ごとに交差項の回帰係数 γ_2 の有意確率(p -value)を計算し、その分布が一様分布と大き

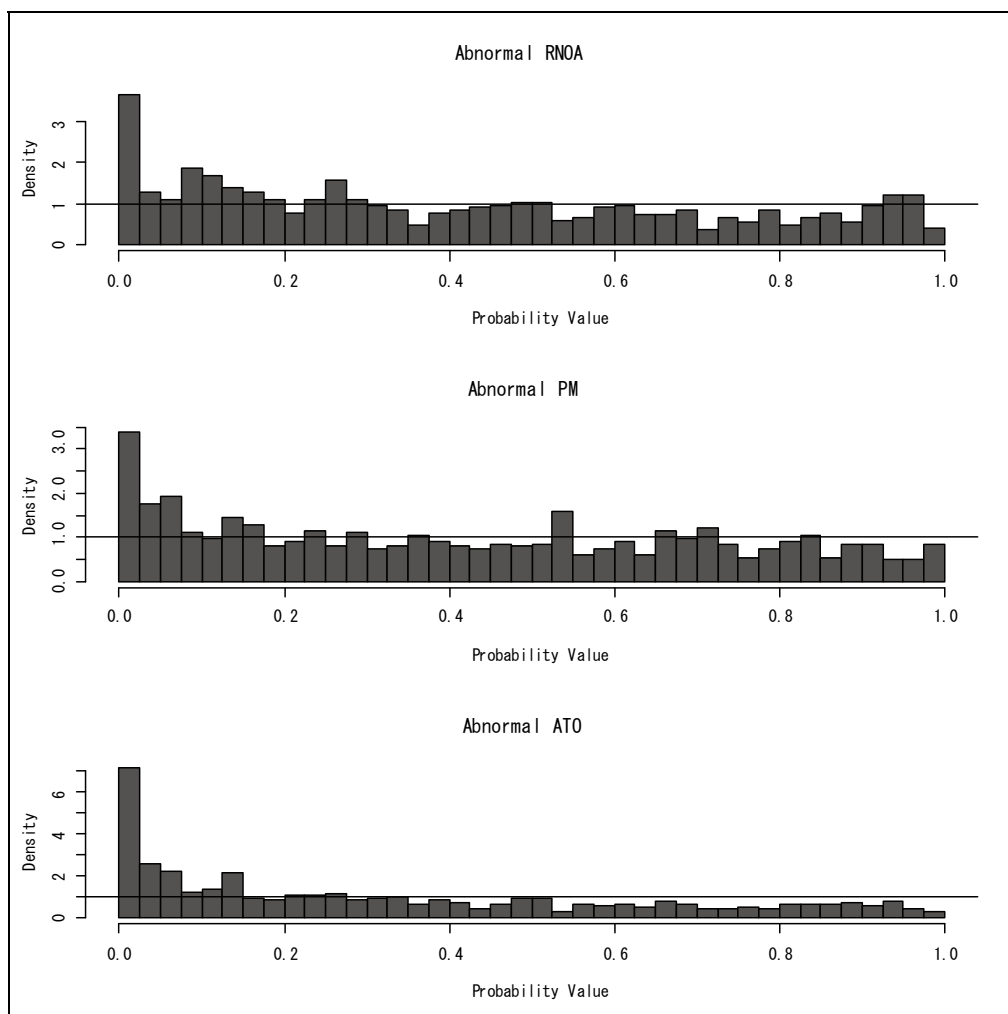


図1 有意確率(p -value)の分布

く異なるのであれば、それは技術競争力（TC）が業種要因調整後のRNOA, PM, ATOの持続性に影響を与えている証拠となる。

図1はモデル(12)について、各交差項回帰係数のt検定量に対応する有意確率のヒストグラムを示したものである。仮に交差項が被説明変数とまったく相関を持たない、すなわち技術競争力が持続性に一切の影響を与えないのであれば、ヒストグラムは高さ1（図1の水平線）の長方形となるはずである。しかしながらRNOA^{ABN}, PM^{ABN}, ATO^{ABN}のすべてで明らかのように、有意確率の分布は右下がりの傾向にあり、特に5%水準で有意となる企業の比率は5%を大きく超過している。したがって個別企業レベルでの分析からすると、技術競争力とRNOAの持続性とは無関係ではないと言える。

図1での状況を、さらに詳しく見ているのが表8である。Student t分布は左右対称であるため、帰無仮説H0：γ₂=0の下では、分析対象企業数659社は330社ずつ正と負に分かれ、330社のう

ち全体の片側2.5%に相当する約16社が有意となるはずである。したがって表8において(1)交差項回帰係数の符号で分類したときに係数γ₂が正となる企業が330社よりも多い、(2)回帰係数γ₂が正で、かつ2.5%水準で有意な企業が16社よりも多いならば、技術競争力が持続性に影響を与える証拠となる³⁾。

また表8において回帰分析(12)での説明変数RNOA^{ABN}の平均値が正の場合と、平均値が負の場合とに企業を分類しているのは、業種平均よりも上方に位置する場合と下方に位置する場合で、自己回帰の速度に差があるかを検証するためである。例えば分析期間内に業種平均よりも高いRNOAを維持している企業については、技術競争力は持続性を高めるが、逆に業種平均よりRNOAが平均的に低い場合には、技術競争力が高いほど業種平均に向けて急速に回帰するかもしれない。この場合には係数γ₂が負で有意なものが増加すると予想される。

まず業種要因調整後RNOAについては、係数γ₂

表8 業種要因調整後指標の翌3年持続性の検証

$$\begin{aligned} \text{Model 4}^n. \quad RNOA_{j,t+3}^{ABN} &= \alpha + \gamma_1 RNOA_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (RNOA_{jt}^{ABN} \times TC_{jt}) + \varepsilon_{j,t+3} \\ \text{Model 5}^n. \quad PM_{j,t+3}^{ABN} &= \alpha + \gamma_1 PM_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (PM_{jt}^{ABN} \times TC_{jt}) + \varepsilon_{j,t+3} \\ \text{Model 6}^n. \quad ATO_{j,t+3}^{ABN} &= \alpha + \gamma_1 ATO_{jt}^{ABN} + \gamma_2 (ATO_{jt}^{ABN} \times TC_{jt}) + \varepsilon_{j,t+3} \end{aligned} \quad (12)$$

	#γ ₂ ≥ 0	#(Sig. at 2.5%)	%(Sig. at 2.5%)	#γ ₂ < 0	#(Sig. at 2.5%)	%(Sig. at 2.5%)	% (γ ₂ ≥ 0)	p-value
RNOA ^{ABN}	349	42	6.373	310	18	2.731	52.959	0.069
平均値正	199	27	7.563	158	13	3.641	55.742	0.017
平均値負	150	15	4.967	152	5	1.656	49.669	0.523
PM ^{ABN}	358	32	4.856	301	24	3.642	54.325	0.015
平均値正	177	23	6.907	156	10	3.003	53.153	0.137
平均値負	181	9	2.761	145	14	4.294	55.521	0.026
ATO ^{ABN}	354	69	10.470	305	49	7.436	53.718	0.031
平均値正	184	39	11.304	161	24	6.957	53.333	0.118
平均値負	170	30	9.554	144	25	7.962	54.140	0.079

#γ₂ ≥ 0：交差項回帰係数が非負の企業数、#γ₂ < 0：交差項回帰係数が負の企業数、#Sig. at 2.5%：2.5%水準で有意となる企業数、%Sig. at 2.5%：2.5%水準で有意となる企業の比率、%γ₂ ≥ 0：交差項回帰係数が非負企業の比率、p-value：交差項回帰係数が非負企業の比率が50%以上であるかについてのproportion testからの有意確率、平均値正（負）：回帰分析において説明変数である業種調整後指標の平均値が正（負）。分析対象企業数は659社。

が正の企業が349社、負の企業が310社と係数の符号が正の企業の方が多い。ここで正規分布を前提として、いわゆる“proportion test”を実施した場合、比率 $p=0.530$ ($=349/659$) は10%水準で0.5より大きく (片側検定、 p -value $=0.069$)、回帰係数が正で右側2.5%となる企業の比率は6.373%と2.5%より高い。以上の結果から技術競争力はRNOAの中期(3年)での持続性を高めていると判断される。次にRNOA^{ABN}の平均値の符号で企業を2集団に分割した場合、平均値が正の場合の方が係数が正の企業数、統計的に有意な企業の割合が高い。したがって業種平均よりも収益性が高い場合に、技術競争力が与える影響は相対的に強いものと考えられる。

PM^{ABN}, ATO^{ABN}に関しても、RNOA^{ABN}と同様な傾向が確認できる。特にPM^{ABN}に関しては、係数が正である企業数が358社と最多となっており、その比率54.325%は5%水準で有意である(p -value $=0.015$)。またATO^{ABN}に関しては、RNOA^{ABN}, PM^{ABN}と比べて2.5%水準で γ_2 が正で有意となっている企業の比率が約10.470%と非常に高い。これは図1においてATO^{ABN}のヒストグラムの左側に大きな密度が集中していたことを数字により再確認したのと言える。いずれにしても技術競争力がRNOA^{ABN}の中期持続性に与えた影響はマージンと回転率の両方のチャンネルを介したものであることが示された。ただし最右列に示された有意確率はPM^{ABN}, ATO^{ABN}に共通して平均値が負の場合に低く、業種平均の上方、下方で回帰速度に差が有る可能性が示唆された。

7. 結論、および今後の研究課題

本研究では、Soliman (2004) で導入された予測モデルに基づいて、技術競争力が会計利益に与える影響について分析した。実証の結果、相関係

数分析において技術競争力と収益性には統計的に有意な相関関係が確認されたものの、検証対象としたモデル群に対して、技術競争力が及ぼす影響は限定的であり、モデル説明力を改善することは出来なかった。

相関係数分析からは技術競争力のモデルへの組み込みによる説明力の上昇が期待されるにもかかわらず、なぜ結果が伴わないのか追加的な検証を試みた結果、技術競争力がRNOAに与える変化は中期(3~5年)で顕著なものとなっていること、そしてRNOAを初めとする指標の持続性を1階の自己相関係数により測定した場合に個別企業間で自己相関係数が広範囲に分布しており、その点でプーリングモデルの適用は不適切であることが判明した。

そこで現時点での業種要因調整後の純営業資産利益率、売上高利益率、純営業資産回転率が、それらの3年後に与える中期の効果を、データをプーリングせずに個別企業ベースで分析したところ、技術競争力は純営業資産利益率、売上高利益率、純営業資産回転率のすべてについて、その持続性を高めていることが明らかとなった。したがって資本コストや現時点での収益性など他の条件が同一であれば、技術競争力の高い企業ほど利益の持続性が高く、その結果として高い株式価値に結びつく可能性が示唆された。

ただし技術競争力を明示的に考慮した株式価値評価モデルの構築については、複数の解決すべき問題が残されている。本研究の結果からは技術競争力が会計利益の持続性を高めることが示唆されたが、技術競争力を組み入れた資本コスト推定モデルについては検証していない。配当割引モデル、あるいは残余利益モデルといった一般的な株式価値評価モデルの使用において、自己資本コストの推定は必須であるが、技術競争力と財務リスク、資本コストとの関係については十分な研究の蓄積

が存在しない。利益の持続性、自己資本コストともに、実務で使用可能なモデルの構築のためには、データをプールせず企業ごとにモデル内の各種パラメータを別途推定し、さらにチューニングする必要があるものと考えられる。こうした「実践的株式価値評価」に向けた実証分析、ならびに評価モデルの開発については、今後取り組むべき重要な研究課題であると考えている。

《注》

- 1) 特許権の評価手法としてのYK値は、既に特許として成立しており（特許第5273840号）、『日経会社情報』（2015年新春号）でも取り上げられ、かつ株式会社QUICKが提供する情報サービスに標準搭載されている。したがって特許の質の評価指標として実務家の認知を得ており、かつ一般的に利用可能であると考えられる。ただし本研究の実施にあたりYK値の長期時系列を工藤一郎国際特許事務所より提供を受けた。ここに記して感謝する。
- 2) 異常値に関しては、RNOAについては上限を100%とし、それ以外の変数については、1パーセント、99パーセントで“winsorize”している。
- 3) 図1、表8と同様な分析を*t*+2, *t*+3, *t*+4, *t*+5と変化させて実施すると、図1と同様に*t*+2~*t*+5においても有意確率の分布は一様分布とは全く異なることから、技術競争力がRNOAの中期の持続性に影響を与えていることが確認された。一方で*t*+3以外では帰無仮説 $H_0: P(\gamma_2) = 0.5$ 、対立仮説 $H_1: P(\gamma_2) \geq 0.5$ に対する proportion testにより帰無仮説を棄却することが出来なかった。このため我々は技術競争力が純営業資産利益率の持続性に与える影響には遅延が存

在し、その効果は*t*+3において最も顕著であるものと判断した。（なお*t*+2, *t*+4, *t*+5とした場合の結果については著者に問い合わせされたい。）

《参考文献》

- Acs, Z. J., Audretsch, D. B., 1988. Innovation in large and small firms: An empirical analysis. *The American Economic Review*, 78 (4), 678-690.
- Habib, A., 2006. Disaggregated earnings and prediction of future profitability: evidence from industrial groups in Japan. *Review of Accounting and Finance*, 5 (4), 355-369.
- Hall, B., Jaffe, A., Trajtenberg, M., 2005. Market value and patent citations. *The RAND Journal of Economics* 36 (1), 16-38.
- Hirschey, M., Richardson, V., Scholz, S., 2001. Value relevance of nonfinancial information: The case of patent data. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 17, 223-235
- Hirshleifer, D., Hsu, P-H., Li, D., 2013. Innovative efficiency and stock returns. *Journal of Financial Economics* 107, 632-654.
- Soliman, M. T., 2004. Using industry-adjusted DuPont analysis to predict future profitability. Working Paper, Stanford University.
- Soliman, M.T., 2008. The use of DuPont analysis by market participants. *The Accounting Review* 83(3), 823-853.
- 一ノ宮士郎, 2009. 「デュポン・システムによる財務比率の変化の予測」, 『証券アナリストジャーナル』 47(6), 111-123.
- 井出真吾, 竹原 均, 2016a. 「株式市場における特許情報の価値関連性に関する実証分析」, 『現代ファイナンス』, 37, 1-17.
- 井出真吾, 竹原 均, 2016b. 「特許情報の株価への浸透過程の分析—Mid-term Driver of Alphaとしての技術競争力」, 『証券アナリストジャーナル』 54 (10), 68-77.

地方銀行単体の業績指標の価値関連性 —業務純益を明示しない 損益計算書の様式の妥当性に関して—*

*Value Relevance of Performance Measures in Regional Banks:
A Study on Validity of the Current Profit and Loss Statement Form for Banks*

赤塚 尚之(滋賀大学 准教授)
Naoyuki Akatsuka, Shiga University
海老原 崇(武蔵大学 教授)
Takashi Ebihara, Musashi University

2018年6月19日受付；2018年8月25日改訂稿受付；2018年8月27日論文受理

要 約

本稿は、業務純益を明示しない銀行の損益計算書の様式について、その妥当性を判定すべく、地方銀行を対象として、単体業績指標の価値関連性の優劣について分析を行った。業務純益等のデータが入手可能である最長期間を検証期間とし、データのpoolabilityの点からサンプルをパーゼルⅠ適用期間およびパーゼルⅡ・Ⅲ適用期間に分割した検証もあわせて行った。分析モデルは、会計制度を検証する文脈において銀行業の業績諸変数の価値関連性を検証するという本稿の趣旨に照らして、価値関連性研究において一般的に用いられてきた利益・簿価モデルを採用した。検証結果を整理すると、総じて、業務純益および各種業務純益の価値関連性は、経常損益や純損益のそれと比べて遜色ない水準にあると認められた。価値関連性に照らして、業務純益を明示しない損益計算書の現行様式を堅持する必然性がないことが示唆されたことから、本稿は、さらに、地方銀行の個別損益計算書をつうじて業務純益情報を開示する4つの方策を挙げて検討した。そして、その一環として、経常損益計算の中途において業務純益を算定表示する損益計算書の様式案についても検討を行った。

Summary

This study investigates the value relevance of performance measures in regional banks to verify the validity of the current profit and loss (P&L) statement for banks, which does not present business profits. Following previous studies, we employ a simple valuation model, including only earnings and book value of equity as explanatory variables to test the validity of the current financial reporting system. Our sample consists of all listed regional banks in Japan from 1989 to 2016. In addition to using the full sample, we test the value relevance of performance measures by dividing the sample period into Basel I and Basel II/III in terms of panel data poolability. Overall, the result shows that the value relevance of business profits of regional banks is comparable to ordinary income and net income. As the evidence implies that there is no need to retain the current

*本稿は、日本ディスクロージャー研究学会第17回研究大会自由論題報告（於 横浜市立大学金沢八景キャンパス）に用意した報告論文を、加筆・修正したものである。報告においては、司会をお引き受けいただいた石川博行先生（大阪市立大学）、フロアの先生方より、有益なコメントを頂いた。投稿論文の修正に際し、2名の匿名の査読者から論文の改善につながる詳細なコメントを頂いた。ここに記して御礼申し上げる。また、本稿の作成に必要なデータを梅澤俊浩先生（北九州市立大学）より提供して頂き、日本ディスクロージャー研究学会2016年度特別プロジェクトメンバーより有益なコメントを頂いた。ここに記して御礼申し上げる。なお、本稿は、日本ディスクロージャー研究学会2016年度特別プロジェクト研究助成金、平成30年度滋賀大学経済学部附属リスク研究センター助成、およびJSPS科研費（16K03994）の助成による研究成果である。最後に、本稿における表記および内容の誤り等に関する責任は、すべて筆者2名に帰属する。

form of the P&L for banks, we show four plans that provide business profits information in individual P&L statements. We then propose a tentative P&L statement form to show the calculation process of business profits explicitly in the ordinary income division.

1. 問題意識

銀行法施行規則（別紙様式）が定める銀行の損益計算書は¹⁾、一般事業会社のそれとは異なり、経常損益計算の中途において営業損益計算の区分を設けることなく、「経常収益」から「経常費用」を差し引くことによって経常損益を算定表示する様式を採用している（表1および表16参照）。

そして、1989（平成元）年3月期より、一般事業会社にいうところの営業損益に該当する「業務純益」が、「決算状況表」（銀行法第24条第1項）をはじめ、決算短信に関連して提供される「決算説明会資料」²⁾、さらにはそれらが提出・提供された後に公表される「ディスクロージャー資料（ディスクロージャー誌）」（銀行法第21条）といった各種資料において³⁾、銀行法施行規則が定める様式とは異なる様式を用いて別途算定表示されている（表2参照）。

また、業務純益を算定する中途において、業務ごとの収支差額（「資金運用収支（資金利益）」、「役務取引等収支（役務取引等利益）」、「特定取引収支（特定取引利益）」、および「その他業務収支（その他業務利益）」）を合計した「業務粗利益」や、業務純益から貸倒引当金繰入額のうち「一般貸倒引当金繰入額」によるボラティリティを除外すべく考案された「実質業務純益（一般貸倒引当金繰入前業務純益）」も、あわせて表示される⁴⁾。さらに、実質業務純益から「国債等関係損益（国債等債券関係損益）」⁵⁾によるボラティリティを除外すべく考案された「コア業務純益」も、間接的に把握することができる（表2参照）。

銀行法を根拠とするかまたは証券取引所の自主

規制に関係して公表されること、および銀行の決算発表さらには決算報道に際して経常損益や純損益と同列に扱われていることから、銀行の本業に関する業績指標たる業務純益は、銀行の業績を評

表1 損益計算書の様式の概略

経常収益		× × ×
資金運用収益	× × ×	
役務取引等収益	× × ×	
特定取引収益	× × ×	
その他業務収益	× × ×	
その他経常収益	× × ×	
経常費用		× × ×
資金調達費用	× × ×	
役務取引等費用	× × ×	
特定取引費用	× × ×	
その他業務費用	× × ×	
営業経費	× × ×	
その他経常費用	× × ×	
経常利益		× × ×
特別利益		× × ×
特別損失		× × ×
税引前当期純利益		× × ×
法人税、住民税及び事業税	× × ×	
法人税等調整額	× × ×	
法人税等合計		× × ×
当期純利益		× × ×

（銀行法施行規則別紙様式第3号をもとに筆者作成）

表2 業務純益を表示する様式の概略

業務粗利益	× × ×
資金利益	× × ×
役務取引等利益	× × ×
特定取引利益	× × ×
その他業務利益	× × ×
経費（△）	× × ×
人件費（△）	× × ×
物件費（△）	× × ×
税金（△）	× × ×
実質業務純益	× × ×
うち国債等債券関係損益	× × ×
一般貸倒引当金繰入額（△）	× × ×
業務純益	× × ×
臨時損益	× × ×
経常利益	× × ×
特別利益	× × ×
税引前当期純利益	× × ×
法人税、住民税及び事業税（△）	× × ×
法人税等調整額（△）	× × ×
当期純利益	× × ×

（全国銀行協会 2016, 32をもとに筆者作成）

価値する情報として相応に有用、つまり、価値関連性を有しているように思われる。ところが、業務純益は、損益計算書本体に表示されることも注記情報に盛り込まれることもなく、損益計算書の枠外において、補足的に情報提供されてきた。

かかる現状について、何らかのかたちで業務純益に関する情報が開示されれば足りるという肯定的な考えも成り立つであろう。銀行の損益計算書には、経常損益計算において「経常収益」と「経常費用」を業務の種類別に区分して表示するといった一定の工夫も施されている。とはいえ、損益計算書こそが企業（銀行）の業績を評価するための情報を提供する主たる媒体であり、実態として業務純益が経常損益や純損益と同等かそれ以上の価値関連性を有することが明らかとなれば、損益計算書から価値関連性を有する情報が欠落しているということになり、会計の制度設計（損益計算書の様式の策定）の観点からかかる事実を看過することはできなくなるであろう。

2. 先行研究

本稿にとって、サンプルを銀行（とくに日本国内の銀行）に限定し、かつ、株価（株式リターン）等を被説明変数とし、経常損益、純損益、および業務純益といった業績諸指標を説明変数として回帰分析を行い、業績諸指標の価値関連性の優劣について分析を行った論考が、ベンチマークとして言及・参照すべき先行研究となる。

会計の実証研究において、銀行を含む金融業をサンプルから除外することが通例となっているが、サンプルを銀行に限定した価値関連性研究も多く存在する。もっとも、Barth（1994）を嚆矢とした海外の諸研究は、金融商品を多く保有するという銀行の特徴に着目し、金融商品の時価情報の価値関連性について検証することを意図したも

のがほとんどであるといつてよい⁶⁾。同様に、1990年代から2000年代初頭にかけて公表され、サンプルを国内の銀行に限定した価値関連性研究の多くが、金融商品の時価情報⁷⁾の価値関連性について検証を試みている（桜井1992；桜井・呉1995；桜井・桜井1999；河1999；河2000；吉田他2002；長野2006など）。

また、大日方（2006）は、国内企業の営業損益、経常損益、および純損益の価値関連性を検証しているものの、銀行を含む金融業をサンプルから除外している。

桜井（2001）は、1982年3月期から2001年3月期までの銀行の個別財務諸表を対象とし、1,542行一年をサンプルとして、（5月末時点の）株価を被説明変数、当期純利益、経常利益、および業務純益を説明変数とした回帰分析を行っている。もっとも、桜井（2001）の主たる関心は、純資産情報と利益情報が有する株価説明力の優劣を検証することにある。

井手・松澤（2016）は、2002年3月期から2009年3月期までの銀行の個別財務諸表を対象とし、154行、554行一年をサンプルとして、年次株式収益率⁸⁾を被説明変数、純損益または業務純益を説明変数とした回帰分析を行い、純損益と業務純益が同等の価値関連性を有することを明らかにしている。もっとも、（1）言及している先行研究、（2）説明変数として経常損益、業務粗利益、実質業務純益、さらにはコア業務純益を採用していないこと、（3）検証期間を「その他有価証券評価差額金の差分」を算定できるようになる2002年3月期以降としたうえで包括利益を説明変数としたモデルを設定していることがその証左であるように、井手・松澤（2016）の主たる関心は、純損益と包括利益（とその構成要素）の価値関連性の優劣を検証することにある。

このように、本稿と関連を有する先行研究を涉

猟してみると、業務純益を明示しない損益計算書の様式の妥当性を判定することを目的として、国内の銀行をサンプルとして業務純益の開示が義務づけられた1989年3月期以降を検証期間とし、業績諸指標の価値関連性について検証を行ったものが見当たらないことが分かる。

3. 仮説

以上より、本稿は、業務純益を明示しない銀行の損益計算書の現行様式についてその妥当性を判定すべく、銀行の業績諸指標の価値関連性の優劣を分析することを、第一義的な課題とする。本稿は、その目的に即して、次のとおり仮説を設定する。

まず、業務純益を明示しない損益計算書の現行様式に再考の余地があるとすれば、次の仮説が支持される必要がある。そこで、第1に、次の仮説を設定する（分析1）。

H₁：「業務純益」の価値関連性は、経常損益および純損益のそれと同等かまたはそれよりも高い。

また、損益計算書の埒外において業務純益を算定表示する中途において、業務粗利益と実質業務純益があわせて表示される（表2参照）。そこで、第2に、次の2つの仮説を設定する（分析2）。

H₂₁：「業務粗利益」の価値関連性は、経常損益および純損益のそれと同等かまたはそれよりも高い。

H₂₂：「実質業務純益」の価値関連性は、経常損益および純損益のそれと同等かまたはそれよりも高い。

さらに、表2に示した様式において明示されてはいないものの、実質業務純益から国債等関係損益（国債等債券関係損益）を差し引くことによって、間接的にコア業務純益を把握することができる。コア業務純益は、理念上、業務純益、業務粗利益、および実質業務純益と比べて、ボラティリティがより小さくなる指標である⁹⁾。そこで、第3に、次の2つの仮説を設定する（分析2）。

H₃₁：「コア業務純益」の価値関連性は、経常損益および純損益のそれと同等かまたはそれよりも高い。

H₃₂：「コア業務純益」の価値関連性は、業務純益、業務粗利益、および実質業務純益のそれと同等かまたはそれよりも高い。

なお、(1) 連結決算全体に占める銀行業の割合が非常に大きいことから、今なお銀行業単体の決算情報が重要視されていること（銀行経理問題研究会編 2016, 32）、(2) サンプル数の確保、さらには(3) サンプル属性の維持に照らして、本稿は、地方銀行の単体データを分析対象とする。

また、検証期間において¹⁰⁾、銀行規制（いわゆる「バーゼル合意」）や会計処理方法（例えば、自己査定を導入に伴う一般貸倒引当金の設定基準）の変更により情報ニーズが変容し、それに伴い業績諸指標の価値関連性の優劣が変化してきた可能性がある。もし、そうであるならば、データをプールせず、適切に分割したうえで分析を行うべきであろう。そこで、Chow検定を逐次的に行うことにより、データの「プーラビリティ（poolability）」を検証する。そして、構造変化ポイントが識別されれば、上記検証期間の全サンプルを対象とした分析を行うとともに、構造変化ポイントに即して検証期間を分割した分析も行うこととする。

4. 研究デザイン

4.1 分析モデルとその妥当性

本稿は、前節に示した諸仮説を検証するために、価値関連性研究において一般的に用いられてきた「利益・簿価モデル」を採用する（Easton and Harris 1991；Kothari and Zimmerman 1995；Collins *et al.* 1997；薄井 2003）。

$$MV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 BV_{it} + \alpha_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

被説明変数である時価総額（ MV_{it} ）は、 t 期決算短信公表月¹¹⁾の株価月末終値に t 期末発行済総株式数を乗じることにより算定する。

説明変数は、純資産簿価（ BV_{it} ）および業績変数（ X_{it} ）である。仮説H₁の検証（分析1）については、業績変数として業務純益（ NBP_{it} ）、経常損益（ OI_{it} ）、および当期純損益（ NI_{it} ）を採用する。仮説H₂₁から仮説H₃₂の検証（分析2）については、分析1において採用した業績変数に加えて、業務粗利益（ GBP_{it} ）、一般貸倒引当金繰入前業務純益（実質業務純益）（ $ANBP_{it}$ ）、およびコア業務純益（ $CoreNBP_{it}$ ）を採用する。また、分析1、分析2ともに、 MV_{it} を被説明変数、 BV_{it} および X_{it} を説明変数とするモデルを推計するとともに、ベンチマークとして、 BV_{it} のみを説明変数としたモデルも推計する。そして、推計された結果をもとに、業績変数が時価総額に対して BV_{it} を上回る追加的説明力を有するか、partial F testを行い、仮説を検証する。なお、各変数は、分散不均一性緩和のため、期首の時価総額によってデフレートする。

第2節において言及したとおり、金融商品の時価情報の価値関連性について、内外で多くの先行研究が蓄積されている。もっとも、本稿の目的は、銀行（企業）評価モデルの精緻化ではなく、銀行業の業績諸変数の価値関連性を検証することにある。もちろん、他の価値関連的な情報をコントロ

ールしたうえで、銀行業績の追加的価値関連性を測ることも考えられるが、会計制度を検証する文脈において銀行業績の価値関連性（意思決定有用性）を評価するためには、会計基準が想定する一般的な企業評価モデルに従うべきであろう。そこで、本稿は、上記（1）式に示すモデルを採用し、分析を行う。また、前節において言及したとおり、「バーゼル合意」や会計処理方法の変更による情報ニーズの変容に伴う各種業績指標の価値関連性の変化を勘案し、（1）式に年度ダミー変数を加えたうえで、データの特性を考慮して適切な推計手法を選択する。

4.2 データ

業務純益は1989年3月期から開示されていることから、分析1の検証期間は、1989年3月期から2017年3月期までとする。また、実質業務純益等の業績変数は、1999年3月期以降より参照可能であるため、分析2の検証期間は、1999年3月期から2017年3月期までとする¹²⁾。

表3は、サンプル選択の詳細を示している。分析1および分析2の各期間について、地方銀行の個別財務諸表データ¹³⁾および株価データを収集した。収集したデータについて、（1）決算月数が12カ月未満の観測値（observation, 以下OBSとする）、（2）分析に必要な業績変数が利用不可能なOBS、（3）変数の計算に必要な株価が利用不可能なOBS、および（4）各変数の上下0.5%を外れ値として除外した。最終的に、分析1においては109行、2,403行-年、分析2においては102行、1,472行-年をサンプルとして採用した¹⁴⁾。なお、分析に使用した財務データは、日経NEEDS「Financial Quest」および各行の「ディスクロージャー誌」¹⁵⁾から、株価データは日経NEEDS「Financial Quest」から入手した。

表4は、採用した変数の名称と定義を示してい

表3 サンプル選択基準

パネルA：分析1	
サンプル選択基準	サンプル数
1989年3月決算期から2017年3月決算期までの 地方銀行の個別財務諸表	158行、3,547行・年
(1) 決算月数が12カ月未満のOBS	(- 18行・年
(2) 分析に必要な業績変数が利用不可能なOBS	(- 135行・年
(3) 変数の計算に必要な株価が利用不可能なOBS	(- 906行・年
(4) 各変数の上下0.5%の外れ値	(- 85行・年
最終サンプル	109行、2,403行・年
パネルB：分析2	
サンプル選択基準	サンプル数
1999年3月決算期から2017年3月決算期までの 地方銀行の個別財務諸表	149行、2,255行・年
(1) 決算月数が12カ月未満のOBS	(- 14行・年
(2) 分析に必要な業績変数が利用不可能なOBS	(- 142行・年
(3) 変数の計算に必要な株価が利用不可能なOBS	(- 557行・年
(4) 各変数の上下0.5%の外れ値	(- 70行・年
最終サンプル	102行、1,472行・年

表4 変数表

変数名	定義
MV_{it}	i 行の t 期決算短信公表月における時価総額 $MV_{it} = t$ 期決算短信公表月の株価月間終値[M CLOSE] \times t 期末発行済総株式数[A11057]
BV_{it}	i 行の t 期末における純資産簿価 $BV_{it} = t$ 期末資産合計[B11098] - t 期末負債合計[C11089]
NBP_{it}	i 行の t 期における業務純益[K11022]
OL_{it}	i 行の t 期における経常損益[D11115]
NI_{it}	i 行の t 期における当期純損益[D11145]
GBP_{it}	i 行の t 期における業務粗利益[K11001] 業務粗利益データが収録されていないOBSについては、以下の式によって算定している。 $GBP_{it} =$ = 資金運用収支 + 役員取引等収支 + 特定取引収支 + その他業務収支 = (資金運用収益[D11022] - 資金調達費用[D11061]) + (役員取引等収益[D11037] - 役員取引等費用[D11077]) + (特定取引収益[D11040] - 特定取引費用[D11080]) + (その他業務収益[D11045] - その他業務費用[D11085])
$GLLP_{it}$	i 行の t 期における一般貸倒引当金繰入額[K11020] 2007年3月期以前の期間において、一般貸倒引当金繰入額[K11020]は日経NEEDS「Financial Quest」に収録されていないOBSが多い。一般貸倒引当金繰入額[K11020]が利用できないOBSについては、一般貸倒引当金[K11120]の期間差額を求め、一般貸倒引当金繰入額としている。
$ANBP_{it}$	i 行の t 期における一般貸倒引当金繰入前業務純益（実質業務純益）[K11018] 実質業務純益データが収録されていないOBSは、以下の式によって算定している。 $ANBP_{it} = NBP_{it} + GLLP_{it}$
$Bond_{it}$	i 行の t 期における国債等債券関係損益（5勘定戻）[K11069] 国債等債券関係損益（5勘定戻）データが収録されていないOBSについては、以下の式によって算定している。 $Bond_{it} =$ = 国債等債券売却益[D11048] + 国債等債券償還益[D11049] - 国債等債券売却損[D11088] - 国債等債券償還損[D11089] - 国債等債券償却[D11090]
$CoreNBP_{it}$	i 行の t 期におけるコア業務純益 $CoreNBP_{it} = ANBP_{it} - Bond_{it}$

注)

- すべての変数は、期首の時価総額によってデフレートしている。また、変数の定義に括弧で記したコードは、日経NEEDS「Financial Quest」の項目コードである。
- 銀行経理問題研究会編（2016）は、業務粗利益の計算において、金銭の信託運用見合費用を加えると定義している。しかし、金銭の信託運用見合費用はデータベース上存在せず、参照不可能である。ちなみに、「ディスクロージャー誌」を調査すると、金銭の信託運用見合費用は、資金調達費用から控除されている場合が多い。また、業務粗利益データが収録されているOBSについて、金銭の信託運用見合費用を計算に加えずに業務粗利益データを求めた場合でも、収録されている数値とおおむね一致している。以上より、本稿は、業務粗利益の計算から金銭の信託運用見合費用を除外することとした。
- 一般貸倒引当金繰入前業務純益（実質業務純益）についても、銀行経理問題研究会編（2016）は信託勘定不良債権処理額を加えると定義しているが、一般貸倒引当金繰入前業務純益の計算から信託勘定不良債権処理額を計算から除外することとした。

表5 変数の記述統計量

パネルA：分析1 (N=2,403)							
変数名	平均値	標準偏差	最小値	Q1	中央値	Q3	最大値
MV_{it}	0.987	0.227	0.459	0.837	0.963	1.106	1.994
BV_{it}	1.181	0.750	0.205	0.633	0.971	1.544	4.838
NBP_{it}	0.135	0.081	-0.042	0.080	0.120	0.169	0.621
OI_{it}	0.051	0.120	-0.959	0.035	0.064	0.103	0.341
NI_{it}	0.022	0.101	-0.845	0.016	0.031	0.059	0.266
パネルB：分析2 (N=1,472)							
変数名	平均値	標準偏差	最小値	Q1	中央値	Q3	最大値
MV_{it}	0.983	0.225	0.517	0.840	0.960	1.082	2.106
BV_{it}	1.554	0.758	0.416	1.007	1.327	1.938	5.240
GBP_{it}	0.532	0.242	0.156	0.367	0.477	0.637	1.882
NBP_{it}	0.157	0.084	-0.072	0.106	0.142	0.195	0.665
$ANBP_{it}$	0.160	0.079	-0.067	0.110	0.146	0.191	0.629
$CoreNBP_{it}$	0.155	0.070	0.039	0.107	0.141	0.183	0.551
OI_{it}	0.057	0.148	-1.098	0.040	0.082	0.128	0.355
NI_{it}	0.029	0.118	-1.130	0.021	0.049	0.079	0.310

る。変数の定義の後に括弧で記したコードは、日経NEEDS「Financial Quest」の項目コードである。業績変数が日経NEEDS「Financial Quest」に収録されていない場合には、銀行経理問題研究会編（2016）に基づき算定している。

表5は、変数の記述統計量を示している。パネルAが分析1に用いる変数の記述統計量、パネルBが分析2に用いる変数の記述統計量である。パネルAにおいて、 MV_{it} の平均値は0.987と1未満の値を示しているのに対し、 BV_{it} の平均値は1.181と1以上の値を示している。ちなみに、表中には明記していないが、年度別の BV_{it} の平均値を観察すると、1990年代は1未満であったものが、2000年代には多くの年度において1を超えるようになり、2010年代には2を超えるようになっている。このような BV_{it} の平均値の変化は、2000年度以降の純資産直入項目と株価水準の影響によるものと考えられる。また、パネルBにおける BV_{it} の平均値は、サンプルが主に2000年代以降のデータから構成されるため、パネルAよりも高い値を示している。

両パネルにおける各業績変数について、 NBP_{it}

と NI_{it} は、井手・松澤（2016）とおおむね同様の分布を示している。 $ANBP_{it}$ は、一般貸倒引当金繰入額を足し戻しているため、 NBP_{it} よりも平均値が大きくなる一方、標準偏差は、 NBP_{it} よりも小さな値を示している。これは、一般貸倒引当金繰入額によるボラティリティが除外されているためである。同様に、国債等債券関係損益によるボラティリティが除外されているため、 $CoreNBP_{it}$ の標準偏差は、 $ANBP_{it}$ のそれよりもさらに小さなものとなっている。また、 OI_{it} と NI_{it} の標準偏差が NBP_{it} よりも大きいことも、特筆すべき点である。 NBP_{it} をはじめとする業務純益系業績変数のバラツキが、企業評価に際して一般的に利用される NI_{it} よりも小さいという事実は、本稿の分析結果に大きな影響を及ぼすと考えられる¹⁶⁾。

表6は、変数の相関表を示している。表5と同様、パネルAが分析1に用いる変数の相関表、パネルBが分析2に用いる変数の相関表である。相関係数の解釈は、Pearsonの積率相関係数に基づいて行う。パネルAにおいて、 MV_{it} と BV_{it} の相関係数は、有意ではあるものの10%程度であり、一般事業会社と比べて非常に小さな値を示してい

表6 変数の相関表

パネルA：分析1 (N=2,403)									
		1	2	3	4	5			
1	MV_{it}		0.108**	0.175**	0.150**	0.121**			
2	BV_{it}	0.107**		0.207**	0.135**	0.541**			
3	NBP_{it}	0.269**	0.442**		0.917**	0.360**			
4	OI_{it}	0.236**	0.392**	0.895**		0.325**			
5	NI_{it}	0.093**	0.647**	0.534**	0.550**				
パネルB：分析2 (N=1,472)									
		1	2	3	4	5	6	7	8
1	MV_{it}		0.221**	0.141**	0.183**	0.174**	0.201**	0.139**	0.115**
2	BV_{it}	0.215**		0.665**	0.457**	0.434**	0.414**	0.435**	0.410**
3	GBP_{it}	0.118**	0.640**		0.738**	0.787**	0.734**	0.088**	0.059*
4	NBP_{it}	0.181**	0.478**	0.703**		0.914**	0.812**	0.296**	0.261**
5	$ANBP_{it}$	0.152**	0.436**	0.761**	0.884**		0.888**	0.103**	0.081**
6	$CoreNBP_{it}$	0.166**	0.395**	0.674**	0.780**	0.875**		0.041	0.025
7	OI_{it}	0.261**	0.658**	0.298**	0.444**	0.305**	0.255**		0.927**
8	NI_{it}	0.261**	0.647**	0.274**	0.415**	0.263**	0.230**	0.930**	

注)

1. 上三角行列：Pearsonの相関係数、下三角行列：Spearmanの相関係数
2. ** 1%水準で有意、* 5%水準で有意

る。同様に、 MV_{it} と各業績変数との相関係数も約10%から20%未満であり、一般事業会社と比べて小さな値を示している。パネルBにおいて、 MV_{it} と BV_{it} の相関係数は約22%であり、1989年3月期からのデータを用いたパネルAの値よりも大きな値を示している。パネルBの分析2において用いるサンプルが主に2000年代以降のデータから構成されるため、先行研究において価値関連性が確認されたその他有価証券評価差額金が BV_{it} に含まれていることが、このような結果と関係していると考えられる。また、 BV_{it} と NI_{it} の相関係数は、パネルAにおいて約54%であるが、パネルBにおいては41%まで低下している。一方、パネルBにおける BV_{it} と OI_{it} 、 BV_{it} と NBP_{it} の相関係数は、パネルAよりも大きく上昇している。 BV_{it} と NI_{it} の相関係数の低下は、2000年以降に計上された純資産直入項目が影響を及ぼしていると考えられる。なお、 BV_{it} と他の業績変数との相関係数の上昇については、別途、検証を要する。

5. 分析結果

5.1 分析1の結果

5.1.1 全期間（1989年3月期から2017年3月期）の分析結果

本稿のデータはパネルデータ（unbalanced panel data）であるため、前節に示した（1）式を固定効果モデルと変量効果モデルで推計し、モデル選択のための検定を行った。 F test、Hausman test、およびBreusch and Pagan testの結果、すべてのモデルにおいて、プーリング回帰<変量効果モデル<固定効果モデルの有意な関係を確認することができたため、本稿は、固定効果モデルを採用する。

表7は、（1）式の固定効果モデルによる推計結果を示している。 BV_{it} のみを説明変数としたモデル1をベンチマークとして、各業績変数を加えたモデル2からモデル4の分析結果を観察する。

モデル1において、 BV_{it} の係数は、0.132を示し、1%水準で有意に正である。表6に示したとおり、

表7 分析1：(1) 式の推計結果・全期間（1988-2016、N=2,403）

$$MV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 BV_{it} + \alpha_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
	係数/ <i>t</i> 値	係数/ <i>t</i> 値	係数/ <i>t</i> 値	係数/ <i>t</i> 値
定数項	1.102 49.859**	1.093 48.177**	1.098 49.823**	1.101 50.069**
BV_{it}	0.132 8.836**	0.107 5.743**	0.128 8.095**	0.130 8.289**
NBP_{it}		0.305 2.765**		
OI_{it}			0.065 1.178	
NI_{it}				0.036 0.619
<i>year dummy</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>
<i>F test (F 値)</i>	2.00**	2.09**	1.87**	1.91**
<i>Hausman test (χ^2)</i>	102.96**	120.00**	81.39**	111.69**
<i>Breusch and Pagan test (χ^2)</i>	14.41**	16.46**	9.22**	10.58**
R^2 (within)	0.522	0.526	0.522	0.522

注)

1. ** 1%水準で有意、* 5%水準で有意
2. (1) 式の X_{it} には、 NBP_{it} 、 OI_{it} 、 NI_{it} のいずれかが入る。
3. *t* 値は、銀行のクラスタリングに対して頑健な (1 way cluster-robust) 標準誤差に基づいて計算している。

MV_{it} との相関が低いことから、 BV_{it} の評価ウェイトが一般事業会社よりも非常に小さい値を示していると考えられる。決定係数は0.522を示しているが、年度ダミー変数を加えずに推計した場合は0.021である。したがって、地方銀行の時価総額の変動の約半分（50%）は、年度ダミー変数によって説明されているといえる。

次に、モデル1に NBP_{it} を加えたモデル2において、 BV_{it} の係数は、0.107を示し、1%水準で有意に正である。同様に、 NBP_{it} の係数も0.305を示し、1%水準で有意に正である。決定係数は0.526であり、 NBP_{it} を加えたことによる上昇分はわずか(0.004)であるものの、partial *F test* の結果 (*F value* = 7.645)、 NBP_{it} は1%水準で有意な追加的価値関連性を有することが確認された。一方、モデル1に OI_{it} を加えたモデル3と NI_{it} を加えたモデル4において、 BV_{it} の係数はそれぞれ1%水準で有意に正であるが、 OI_{it} の係数は0.065、 NI_{it} の係数は0.036と非常に小さな値を示し、有意では

ない。モデル3とモデル4の決定係数はモデル1と変わらず、partial *F test* の結果もモデル3 (*F value* = 1.388)、モデル4 (*F value* = 0.383) とともに有意ではない。

以上より、全期間のOBSを用いた分析において、仮説H₁「『業務純益』の価値関連性は、経常損益および純損益のそれと同等かまたはそれよりも高い。」は、支持された。

5.1.2 Chow検定

次に、データの「プーラビリティ (poolability)」に関して、Chow検定を逐次的に行った結果を、表8に示している。ここでは、データの初年度を除く各年度をサンプルの分割点とし、分析1のモデル1からモデル4を分割して推計した結果から求めた*F*値を示している。*F*値が有意であれば、データをプーラせず、その時点で分割すべきであると解される。

表8においては、モデル1において2011年度

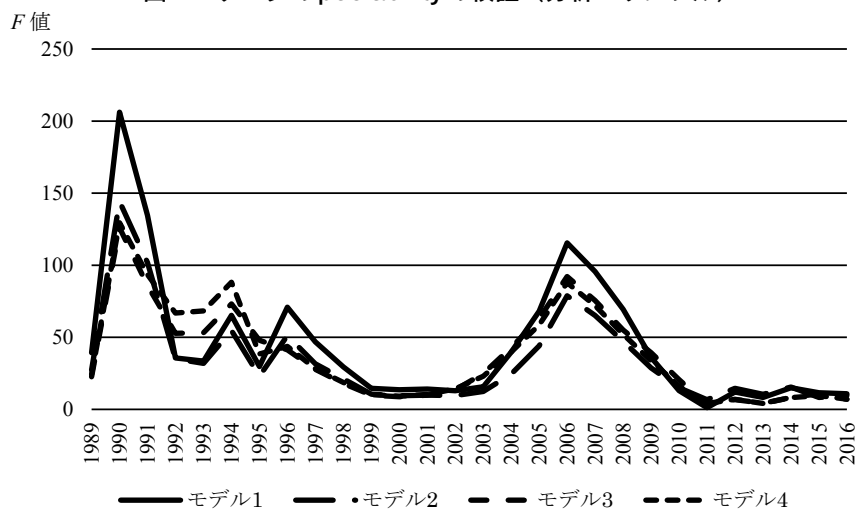
表8 データのpoolabilityの検証 (分析1 サンプル)

分割ポイント	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
1989年度	39.33**	27.40**	22.64**	24.20**
1990年度	206.17**	144.19**	125.98**	129.46**
1991年度	134.56**	101.83**	85.95**	93.54**
1992年度	35.70**	35.05**	52.74**	66.79**
1993年度	33.47**	31.89**	53.20**	68.28**
1994年度	65.22**	54.66**	73.11**	88.15**
1995年度	29.78**	23.03**	47.98**	38.46**
1996年度	70.86**	51.24**	41.32**	43.68**
1997年度	46.85**	31.64**	27.73**	28.26**
1998年度	29.39**	21.12**	17.99**	18.70**
1999年度	14.57**	10.57**	9.89**	10.24**
2000年度	13.59**	9.43**	8.80**	9.16**
2001年度	14.12**	9.90**	9.84**	10.33**
2002年度	12.91**	9.52**	13.49**	14.17**
2003年度	15.66**	12.41**	24.84**	23.03**
2004年度	39.68**	24.45**	42.89**	39.79**
2005年度	68.10**	44.06**	63.00**	58.59**
2006年度	115.48**	78.84**	92.17**	87.90**
2007年度	95.64**	65.15**	75.54**	71.97**
2008年度	69.41**	47.27**	55.04**	52.13**
2009年度	36.05**	28.79**	39.37**	33.74**
2010年度	13.06**	15.02**	20.59**	16.14**
2011年度	1.18	6.70**	3.28*	4.13**
2012年度	12.06**	14.60**	6.81**	6.97**
2013年度	8.29**	10.41**	4.18**	4.12**
2014年度	14.95**	15.52**	8.28**	8.21**
2015年度	11.53**	8.31**	10.87**	9.55**
2016年度	10.86**	9.69**	7.00**	7.07**

注)

1. ** 1%水準で有意、* 5%水準で有意
2. 表中の数値はF値

図1 データのpoolabilityの検証 (分析1 サンプル)



で分割した場合が有意でない一方、モデル3において同じく2011年度で分割した場合が5%水準、それ以外は1%水準で有意な結果が得られている。つまり、Chow検定の結果は、ほぼすべての年度でデータを分割する、いいかえれば、年度別分析を行う必要があることを示している。これは、地方銀行の時価総額の変動の約50%を年度ダミー変数が説明する状況とも整合的である。しかし、本稿の分析対象である地方銀行は、年度別分析を行うために十分なサンプル数を確保することができない。

そこで、一定のサンプル数を確保しつつ、各係数に対する銀行規制および会計規制の変化の影響を考慮したサンプル分割を行うべく、 F 値の推移を時系列で比較した結果が、図1である。

表8および図1をみれば明らかであるように、 F 値は、すべてのモデルにおいて1990年度に最も大きな値を観測し、その後、1994年度と1996年度に小さなピークを記録している。 F 値は、1999年度から2003年度にかけて低調に推移し、その後、再び上昇に転じ、2006年度に大きなピークを示している。奇しくも、 F 値が最も大きな値を示した1990年度は、バーゼルⅠの適用開始時であり、サンプル年度後半で F 値のピークを観察した2006年度は、バーゼルⅡの適用開始時である。このように、「バーゼル合意」による銀行規制の変化が、地方銀行における業績変数の価値関連性に大きな影響を及ぼしていると考えられる¹⁷⁾。

以上、Chow検定の結果をふまえ、以降、サンプルを「バーゼルⅠ適用期間」（1990年度－2005年度）と「バーゼルⅡ・Ⅲ適用期間」（2006年度－2016年度）に分割して分析を行うこととする。

5.1.3 バーゼルⅠ適用期間およびバーゼルⅡ・Ⅲ適用期間の分析結果

表9は、サンプルを分割し、固定効果モデルに

より推計した結果を示している¹⁸⁾。

パネルAは、バーゼルⅠ適用期間の推計結果を示しており、表7において示した全期間の結果とはほぼ同様の傾向を観察できる。 BV_{it} の係数は、すべて1%水準で有意に正であり、表7において示した全期間の推計結果よりも大きな値を示している。バーゼルⅠ適用期間においては、 BV_{it} の相対的に小さな平均値を反映して評価ウェイトが高いと理解できる。モデル2における NBP_{it} の係数は、1%水準で有意に正である。一方、モデル3およびモデル4における OI_{it} と NI_{it} の係数は、負の値を示し、有意ではない。partial F testの結果、 NBP_{it} (F value = 8.091) は、1%水準で有意な追加的価値関連性を有することが確認できる。 OI_{it} (F value = 1.214) と NI_{it} (F value = 2.298) は、有意な追加的価値関連性を確認できない。

バーゼルⅡ・Ⅲ適用期間の分析結果を示したパネルBにおいて、 BV_{it} の係数は、すべて1%水準で有意に正であるが、パネルAに示したバーゼルⅠ適用期間の推計結果よりも小さな値を示している。バーゼルⅡ・Ⅲ適用期間においては、 BV_{it} の相対的に大きな平均値を反映して評価ウェイトが小さいと理解できる。また、モデル2からモデル4で加えた業績変数は、すべて有意ではない。partial F testの結果も、 NBP_{it} (F value = 1.057)、 OI_{it} (F value = 1.844)、および NI_{it} (F value = 1.268)のいずれも有意ではない。

以上より、「バーゼル合意」によりサンプル期間を分割した場合、バーゼルⅠ適用期間について仮説 H_1 は支持されたものの、バーゼルⅡ・Ⅲ適用期間については支持されなかった。

5.2 分析2の結果

5.2.1 全期間（1999年3月期から2017年3月期）の分析結果

分析1と同様、分析2においても、すべてのモ

表9 分析1：パーゼル合意別推計結果

$$MV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 BV_{it} + \alpha_2 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

パネルA：パーゼルⅠ 適用期間（1990－2005）（N＝1,425）				
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
	係数/t値	係数/t値	係数/t値	係数/t値
定数項	0.730 41.546**	0.731 40.795**	0.731 41.159**	0.730 41.303**
BV_{it}	0.281 12.175**	0.242 10.017**	0.287 11.968**	0.290 11.964**
NBP_{it}		0.345 2.845**		
OI_{it}			-0.063 -1.102	
NI_{it}				-0.104 -1.516
year dummy	included	included	included	included
R^2 (within)	0.448	0.456	0.450	0.451
パネルB：パーゼルⅡ・Ⅲ適用期間（2006－2016）（N＝804）				
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
	係数/t値	係数/t値	係数/t値	係数/t値
定数項	0.737 33.539**	0.730 34.367**	0.736 34.289**	0.738 33.602**
BV_{it}	0.150 8.161**	0.140 6.204**	0.140 6.542**	0.145 7.323**
NBP_{it}		0.162 1.028		
OI_{it}			0.156 1.358	
NI_{it}				0.098 1.126
year dummy	included	included	included	included
R^2 (within)	0.656	0.657	0.658	0.657

注)

1. ** 1%水準で有意、* 5%水準で有意
2. (1)式の X_{it} には、 NBP_{it} 、 OI_{it} 、 NI_{it} のいずれかが入る。
3. t 値は、銀行のクラスタリングに対して頑健な(1 way cluster-robust)標準誤差に基づいて算定している。

デルを固定効果モデルと変量効果モデルで推計し、モデル選択のための検定を行った。F test、Hausman test、およびBreusch and Pagan testの結果、すべてのモデルにおいて、プーリング回帰<変量効果モデル<固定効果モデルの有意な関係を確認することができたため、分析2においても固定効果モデルを採用する。

表10は、前節に示した(1)式の固定効果モデルによる推計結果を示している。 BV_{it} のみを説明変数としたモデル1をベンチマークとして、各業

績変数を加えたモデル2からモデル5の分析結果を観察する。

モデル1において、 BV_{it} の係数は、0.149を示し、1%水準で有意に正である。分析1と同様、 BV_{it} の評価ウェイトが、一般事業会社よりも非常に小さい値を示している。また、決定係数は0.496を示しているが、年度ダミー変数を加えずに推計した場合は0.092である。したがって、この期間の地方銀行の時価総額の変動の約40%は、年度ダミー変数によって説明されているといえる。

表10 分析2：(1) 式の推計結果・全期間（1998-2016）（N=1,472）

$$MV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 BV_{it} + \alpha_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7
	係数/t値	係数/t値	係数/t値	係数/t値	係数/t値	係数/t値	係数/t値
定数項	0.742 28.233**	0.690 17.629**	0.738 26.597**	0.724 20.869**	0.704 19.665**	0.733 23.824**	0.725 22.806**
BV_{it}	0.149 6.857**	0.082 2.430*	0.138 5.836**	0.131 5.239**	0.107 4.612**	0.154 6.475**	0.159 6.454**
GBP_{it}		0.228 2.314*					
NBP_{it}			0.124 0.995				
$ANBP_{it}$				0.218 1.149			
$CoreNBP_{it}$					0.554 2.671**		
OI_{it}						-0.061 -0.883	
NI_{it}							-0.135 -1.446
<i>year dummy</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>
<i>F test (F値)</i>	2.71**	2.93**	2.61**	2.60**	2.67**	2.74**	2.81**
<i>Hausman test (χ^2)</i>	140.44**	179.94**	146.20**	148.85**	155.63**	162.21**	170.90**
<i>Breusch and Pagan test (χ^2)</i>	40.98**	46.02**	33.99**	33.11**	34.92**	39.61**	42.12**
R^2 (within)	0.496	0.504	0.497	0.498	0.506	0.497	0.499

注)

1. ** 1%水準で有意, * 5%水準で有意
2. (1) 式の X_{it} には、 GBP_{it} 、 NBP_{it} 、 $ANBP_{it}$ 、 $CoreNBP_{it}$ 、 OI_{it} 、 NI_{it} のいずれかが入る。
3. t 値は、銀行のクラスタリングに対して頑健な（1 way cluster-robust）標準誤差に基づいて算定している。

モデル1に GBP_{it} を加えたモデル2において、 BV_{it} の係数は、0.082を示し、5%水準で有意に正である。また、 GBP_{it} の係数は、0.228を示し、5%水準で有意に正である。モデル2において、 BV_{it} の係数がモデル1よりも小さく、かつ、 t 値も低下しているのは、 BV_{it} と GBP_{it} が比較的大きな相関を有するためであると考えられる。決定係数は0.504であり、 GBP_{it} を加えたことによる上昇分はわずか（0.008）であるが、partial F testの結果（ F value = 5.355）、 GBP_{it} は5%水準で有意な追加的価値関連性を有することが確認された。

モデル1に NBP_{it} 、 $ANBP_{it}$ をそれぞれ加えたモデル3およびモデル4において、 BV_{it} の係数は、それぞれ1%水準で有意に正であるが、 NBP_{it} の係数は0.124、 $ANBP_{it}$ の係数は0.218であり、有意

ではない。両業績変数を加えたことによる決定係数の増分も僅少（それぞれ0.001、0.002）であり、partial F testの結果から NBP_{it} （ F value = 0.990）、 $ANBP_{it}$ （ F value = 1.320）ともに有意な追加的価値関連性を有しないことが確認された。一方、モデル1に $CoreNBP_{it}$ を加えたモデル5においては、 BV_{it} の係数は1%水準で有意に正であり、 $CoreNBP_{it}$ の係数も0.554を示し、1%水準で有意であった。決定係数は0.506であり、 $CoreNBP_{it}$ を加えたことによる上昇分はわずか（0.010）であるものの、partial F testの結果（ F value = 7.134）、 $CoreNBP_{it}$ は1%水準で有意な追加的価値関連性を有することが確認された。

最後に、モデル1に OI_{it} と NI_{it} をそれぞれ加えたモデル6およびモデル7において、 BV_{it} の係数

は、それぞれ1%水準で有意に正であるが、 OI_{it} と NI_{it} の係数ともに負の値を示し、有意ではない。両業績変数を加えたことによる決定係数の増分も僅少（それぞれ0.001、0.003）であり、partial F testの結果から OI_{it} (F value=0.780)、 NI_{it} (F value=2.091)ともに有意な追加的価値関連性を有しないことが確認された。

以上より、全期間のサンプルを用いた分析においては、 OI_{it} および NI_{it} の有意な追加的価値関連性を確認できない一方、 GBP_{it} については、5%水準で有意な追加的価値関連性が確認された。したがって、本稿の仮説 H_{21} 「『業務粗利益』の価値関連性は、経常損益および純損益のそれと同様かまたはそれよりも高い。」は、支持された。しかし、 $CoreNBP_{it}$ は、1%水準で有意な追加的価値関連性が確認された一方、 $ANBP_{it}$ は、有意な追加的価値関連性が確認できなかった。したがって、本稿の仮説 H_{31} 「『コア業務純益』の価値関連性は、経常損益および純損益のそれと同様かまたはそれよりも高い。」および仮説 H_{32} 「『コア業務純益』の価値関連性は、業務純益、業務粗利益、および実質業務純益のそれと同様かまたはそれよりも高い。」は支持されたが、仮説 H_{22} 「『実質業務純益』の価値関連性は、経常損益および純損益のそれと同様かまたはそれよりも高い」は支持されなかった。

5.2.2 バーゼル I 適用期間およびバーゼル II・III 適用期間の分析結果

表11は、分析1と同様に、分析2のサンプルをバーゼル I 適用期間（1998年度－2005年度）とバーゼル II・III 適用期間（2006年度－2016年度）に分割し、固定効果モデルにより推計した結果を示している¹⁹⁾。

表10と同様、 BV_{it} のみを説明変数としたモデル1をベンチマークとして、各業績変数を加えたモ

デル2からモデル7の分析結果を観察する。

バーゼル I 適用期間の分析結果を示したパネルAにおいて、すべてのモデルで BV_{it} の係数は1%水準で有意に正であり、表11に示した全期間の推計結果よりも大きな値を示している。分析1と同様に、バーゼル I 適用期間においては、 BV_{it} の評価ウェイトが相対的に高いと理解できる。

しかしながら、モデル1に NI_{it} を加えたモデル7を除き、業績変数の係数はすべて有意ではなく、 NBP_{it} と OI_{it} の係数は負の値を示している。また、モデル7における NI_{it} の係数は、5%水準で有意であるものの、負の値を示している。partial F testの結果も、すべての業績変数について有意ではなく、各業績変数が追加的価値関連性を有しないことが確認された。さらに、表9のパネルAが1990年代のOBSを多く含む一方で、表10のパネルAが1990年代のOBSを1998年度以降しか含まないため、 NBP_{it} の価値関連性は主に1990年度前半のサンプルに起因していると解釈できる。

バーゼル II・III 適用期間の分析結果を示したパネルBにおいて、モデル2の BV_{it} の係数は有意でないものの、それ以外のモデルは、1%水準で有意に正の値を示している。しかし、 BV_{it} の係数は、表11に示した全期間の推計結果、およびパネルAに示したバーゼル I 適用期間よりも小さな値を示している。分析1と同様、バーゼル II・III 適用期間においては、 BV_{it} の評価ウェイトが相対的に低いと理解できる。また、各業績変数の係数はすべて正の値を示しているが、モデル2の GBP_{it} とモデル5の $CoreNBP_{it}$ を除き、有意ではない。モデル2の GBP_{it} の係数は1%水準、モデル5の $CoreNBP_{it}$ は5%水準で有意であり、partial F testの結果も同様に GBP_{it} (F value=7.263)が1%水準、 $CoreNBP_{it}$ (F value=4.264)が5%水準で有意な価値関連性を有することが確認された。

以上より、「バーゼル合意」によりサンプル期

間を分割した場合、バーゼルⅠ適用期間については仮説H₂₁から仮説H₃₂は支持されなかった。また、バーゼルⅡ・Ⅲ適用期間については、仮説H₂₁お

よび仮説H₃₁は支持されたが、仮説H₂₂および仮説H₃₂は支持されなかった。

表11 分析2：バーゼル合意別推計結果

$$MV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 BV_{it} + \alpha_2 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

パネルA：バーゼルⅠ適用期間（1998-2005）（N=670）							
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7
	係数/t値	係数/t値	係数/t値	係数/t値	係数/t値	係数/t値	係数/t値
定数項	0.536 13.197**	0.483 8.850**	0.536 13.135**	0.530 12.435**	0.500 10.49**	0.494 11.255**	0.483 10.634**
<i>BV_{it}</i>	0.370 9.810**	0.295 4.054**	0.374 9.199**	0.360 6.819**	0.318 5.371**	0.399 10.305**	0.407 10.264**
<i>GBP_{it}</i>		0.245 1.272					
<i>NBP_{it}</i>			-0.038 -0.274				
<i>ANBP_{it}</i>				0.092 0.310			
<i>CoreNBP_{it}</i>					0.591 1.245		
<i>OI_{it}</i>						-0.175 -1.917	
<i>NI_{it}</i>							-0.292 -2.397*
<i>year dummy</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>
<i>R² (within)</i>	0.384	0.392	0.385	0.385	0.393	0.398	0.409
パネルB：バーゼルⅡ・Ⅲ適用期間（2006-2016）（N=802）							
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7
	係数/t値	係数/t値	係数/t値	係数/t値	係数/t値	係数/t値	係数/t値
定数項	0.751 26.851**	0.725 28.432**	0.742 28.659**	0.748 27.746**	0.721 22.981**	0.751 27.312**	0.754 26.739**
<i>BV_{it}</i>	0.135 5.363**	0.071 1.785	0.125 4.146**	0.131 4.451**	0.108 3.804**	0.124 4.290**	0.126 4.580**
<i>GBP_{it}</i>		0.271 2.695**					
<i>NBP_{it}</i>			0.157 0.892				
<i>ANBP_{it}</i>				0.060 0.319			
<i>CoreNBP_{it}</i>					0.510 2.065*		
<i>OI_{it}</i>						0.149 1.246	
<i>NI_{it}</i>							0.130 1.248
<i>year dummy</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>
<i>R² (within)</i>	0.642	0.650	0.643	0.642	0.647	0.644	0.644

注)

1. ** 1%水準で有意、* 5%水準で有意
2. (1)式のX_{it}には、*GBP_{it}*、*NBP_{it}*、*ANBP_{it}*、*CoreNBP_{it}*、*OI_{it}*、*NI_{it}*のいずれかが入る。
3. t値は、銀行のクラスタリングに対して頑健な（1 way cluster-robust）標準誤差に基づいて算定している。

5.3 追加分析とその結果

5.3.1 追加分析1：コア業務純益の分解

分析2において、全期間のデータを用いて分析を行った結果、コア業務純益 ($CoreNBP_{it}$) が他の業績変数よりも高い価値関連性を示していた。この結果は、表5パネルBの記述統計量において示したとおり、一般貸倒引当金繰入額や国債等債券関係損益を控除することによって、コア業務純益のボラティリティが小さくなることに起因すると解釈できる。そこで、追加分析1として、分析2のデータを利用し、コア業務純益 ($CoreNBP_{it}$) を業務純益 (NBP_{it})、一般貸倒引当金繰入額 ($GLLP_{it}$)、および国債等債券関係損益 ($Bond_{it}$) に分解し²⁰⁾、コア業務純益の構成要素の価値関連性を固定効果モデルにより検証する。

表12は、コア業務純益を分解した場合の分析結果を示している。他の表と同様に、パネルAが全期間のサンプルを用いた推計結果、パネルBとパネルCがそれぞれパーゼルⅠ適用期間とパーゼルⅡ・Ⅲ適用期間にサンプルを分割して推計した結果である。パネルAにおいて、 NBP_{it} の係数は、5%水準で有意に正の値を示している、表9において、 NBP_{it} のみを業績変数として加えた場合には有意ではなかったが、 $GLLP_{it}$ と $Bond_{it}$ をコントロールしたことによって、有意な係数が得られたと考えられる。一方、パネルBおよびパネルCにおける NBP_{it} の係数は有意ではなく、期間を分割した場合は、 $GLLP_{it}$ と $Bond_{it}$ をコントロールしたとしても、 NBP_{it} の追加的価値関連性は認められない。

$GLLP_{it}$ は、すべてのパネルにおいて、正の値を示している。 $GLLP_{it}$ は、費用項目であるが、銀行の健全性の向上に資するため、資本市場において正の評価を受けると解釈できる²¹⁾。ただし、いずれのパネルにおいても、 $GLLP_{it}$ の係数は有意ではなく、パネルCのパーゼルⅡ・Ⅲ適用期間におい

ては非常に小さなt値を示している。 $GLLP_{it}$ は、資本市場においては正の評価を受けると解釈できるが、その有用性は極めて限定的である。

一方、 $Bond_{it}$ の係数は、パネルAにおいては1%、パネルBおよびパネルCにおいては5%水準で、有意に負の値を示している²²⁾。 $Bond_{it}$ は $CoreNBP_{it}$ の控除項目であるが、銀行業績の一部であるため、市場において基本的に正の評価を受けると予想される。しかし、周知のとおり、債券価格と株価は、負の相関関係を有する。本稿では、年度ダミー変数を加えることで、国債利回りの低下（上昇）に伴う債券価格の上昇（下落）およびその株価への負(正)の影響をコントロールしている。しかし、年度ダミー変数はあくまで定数項ダミーとして加えているため、金利と説明変数間の交互作用はコントロールできていない。とくに、銀行は、金利が収益性に与える影響をつうじても株価が大きく変化すると考えられる。銀行株は「金利連動株」といわれるように、金利の収益性に対する影響が大きいと、株価に対する金利の影響が一般事業会社よりも大きいと考えられる。このような銀行特有の状況が $Bond_{it}$ と MV_{it} の負の相関を高め、年度ダミー変数によって金利の影響をコントロールしても有意に負の $Bond_{it}$ の係数が得られたと解釈できる。 $Bond_{it}$ を控除した $CoreNBP_{it}$ が他の業績変数よりも高い価値関連性を有しているのは、ボラティリティが減少していることに加えて、株価と負の相関を有する要素が除外されていることに起因すると理解できる。

5.3.2 追加分析2：赤字行の影響に関する分析

桜井(2001, 42-47)において、当期純利益と株価の間に正の相関関係が観察される一方で、当期純損失と株価の間に負の相関関係が観察されている。桜井(2001)は、1990年代以降に当期純損失を計上する銀行が増加したことが、1990年

表12 追加分析1：コア業務純益の分解（分析2サンプル）

$$MV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 BV_{it} + \alpha_2 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

	パネルA	パネルB	パネルC
	係数/t値	係数/t値	係数/t値
定数項	0.711 18.084**	0.500 10.059**	0.723 23.804**
BV_{it}	0.113 4.753**	0.330 5.770**	0.113 3.825**
NBP_{it}	0.508 2.398*	0.583 1.301	0.427 1.676
$GLLP_{it}$	0.537 1.699	0.665 1.171	0.044 0.125
$Bond_{it}$	-0.823 -4.089**	-1.195 -2.376*	-0.663 -2.377*
<i>year dummy</i>	<i>included</i>	<i>included</i>	<i>included</i>
R^2 (within)	0.507	0.399	0.649

注)

1. ** 1%水準で有意、* 5%水準で有意
2. パネルA：全期間（1998-2016）、N=1,472
パネルB：パーゼルI適用期間（1998-2005）、N=670
パネルC：パーゼルII・III適用期間（2006-2016）、N=802
3. t値は、銀行のクラスタリングに対して頑健な（1 way cluster-robust）標準誤差に基づいて算定している。

代以降に当期純損益の価値関連性が低下してきた要因である可能性を指摘している。本稿においても、経常損益および当期純損益の価値関連性が、業務純益系の業績変数よりも低い結果が観察されている。本稿の分析結果についても、桜井(2001)において観察された純損失と株価の間の負の相関関係が影響を及ぼしている可能性がある。そこで、追加分析2として、次に示す(2)式を用いて、経常損失または（および）当期純損失を計上した赤字行の影響をコントロールした分析を行う。なお、 X_{it} は業績変数であり、分析1と同様に、経常損益(OI_{it})または当期純損益(NI_{it})である。 $Loss_{it}$ は、経常損失または当期純損失を計上した場合は1、経常利益または当期純利益を計上した場合は0をとるダミー変数である。また、(2)式は、分析1のサンプルを用いて固定効果モデルにより推計する。

$$MV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 BV_{it} + \alpha_2 Loss_{it} + \alpha_3 X_{it} + \alpha_4 Loss_{it} \times X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

表13は、(2)式の推計結果を示している。

パネルA、パネルB、およびパネルCは、それぞれ全期間、パーゼルI適用期間、およびパーゼルII・III適用期間の推計結果である。経常損失または（および）当期純損失を計上したOBSの割合は、パネルAで約10%、パネルBで約12%から約13%、パネルCで約7%である²³⁾。分析の結果、すべてのパネルおよびモデルにおいて、決定係数がわずかながら上昇していることが観察できる。 BV_{it} の係数は1%水準で有意に正の値を示しており、分析2と同様、パーゼルI適用期間の方がパーゼルII・III適用期間よりも大きな値を示していることが確認できる。 $Loss_{it}$ の係数は、パネルBのモデル2において5%水準で有意に正の値を示すほかはすべて有意でなく、パネルCのモデル2は負の値を示している。

業績変数について、 OI_{it} および NI_{it} の係数は、すべてのパネルにおいて1%水準で有意に正であり、係数およびt値の大きさは、分析1よりも大

表13 追加分析2：赤字行の影響に関する分析（分析1サンプル）

$$MV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 BV_{it} + \alpha_2 loss_{it} + \alpha_3 X_{it} + \alpha_4 loss_{it} \times X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

	パネルA		パネルB		パネルC	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
	係数/t値	係数/t値	係数/t値	係数/t値	係数/t値	係数/t値
定数項	1.032 43.083**	1.066 46.605**	0.680 34.432**	0.681 31.739**	0.711 31.055**	0.725 30.678**
BV_{it}	0.097 6.177**	0.092 5.708**	0.249 10.368**	0.233 8.716**	0.120 5.442**	0.120 5.734**
$Loss_{it}$	0.018 0.838	0.010 0.494	0.048 1.937	0.061 2.489*	0.056 1.089	-0.008 -0.223
OI_{it}	1.081 6.778**		1.419 5.750**		0.731 3.849**	
NI_{it}		1.449 5.502**		2.999 7.220**		0.872 3.161**
$Loss_{it} \times OI_{it}$	-1.222 -6.882**		-1.616 -6.647**		-0.764 -2.629*	
$Loss_{it} \times NI_{it}$		-1.602 -5.417**		-3.221 -7.797**		-1.083 -3.186**
year dummy	included	included	included	included	included	included
R^2 (within)	0.543	0.539	0.484	0.500	0.668	0.667
$\alpha_3 + \alpha_4$	-0.141 [†]	-0.153 [†]	-0.197*	-0.222*	-0.033	-0.211
No. of $Loss_{it} = 1$	229	240	175	182	54	58
Percentage. of $Loss_{it} = 1$	9.530%	9.988%	12.281%	12.772%	6.716%	7.214%

注)

1. ** 1%水準で有意, * 5%水準で有意, † 10%水準で有意
2. パネルA：全期間（1988-2016）、N=2,403
 パネルB：パーゼルI適用期間（1990-2005）、N=1,425
 パネルC：パーゼルII・III適用期間（2006-2016）、N=804
3. t値は、銀行のクラスタリングに対して頑健な（1 way cluster-robust）標準誤差に基づいて算定している。
4. $\alpha_3 + \alpha_4$ の有意水準は、 $\alpha_3 + \alpha_4 = 0$ の検定の結果得られたF値に基づいている。

大きく向上している。また、 BV_{it} と同様に、係数の大きさは、パーゼルI適用期間のほうがパーゼルII・III適用期間よりも大きな値を示している。 $Loss_{it}$ と OI_{it} または NI_{it} との交差項の係数は、すべてのパネルにおいて、1%水準で有意に負の値を示している。経常損失または当期純損失に対する係数を、 $\alpha_3 + \alpha_4$ として求めると、すべてのパネルにおいて負の値となる。

パーゼルI適用期間において、 $\alpha_3 + \alpha_4$ は5%水準で有意な値を示しており、1990年代のサンプルを含む桜井（2001）が示したように、経常損失および当期純損失が株価（時価総額）と負の相関を有すると解釈できる。表9パネルAおよび表11パネルAにおいて、 OI_{it} と NI_{it} の係数が負に

なり、価値関連性が確認できなかったのは、経常損失および当期純損失と株価（時価総額）との間の負の相関に起因すると考えられる。一方、パーゼルII・III適用期間において、 $\alpha_3 + \alpha_4$ は有意ではなく、経常損失および当期純損失と株価（時価総額）との間に相関がないと解釈できる。表9パネルBおよび表11パネルBにおいて、 OI_{it} と NI_{it} の係数が正であるものの有意ではなく、価値関連性が確認できなかったのは、経常損失および当期純損失と株価（時価総額）との間に相関がないことに起因すると考えられる。パーゼルI適用期間とパーゼルII・IIIを含む全期間においては、 $\alpha_3 + \alpha_4$ は10%水準で有意な値を示している。表7および表10において、 OI_{it} と NI_{it} の係数が有意ではなく

価値関連性が確認できなかったのは、経常損失および当期純損失と株価（時価総額）との間の弱い負の相関に起因すると考えられる。

本稿の検証期間、とくに、パーゼルⅠ適用期間において、経常損失または（および）当期純損失が発生した原因は、不良債権処理損失である場合が多い。経常損失および当期純損失と株価（時価総額）との負の相関関係は、（１）不良債権処理がいわゆる「ビッグバス（Big Bath）」として市場から正の評価を受けていたこと、または（２）経常損失さらには当期純損失をもたらす大規模な不良債権処理は、そもそも株価水準が高く、不良債権処理に耐えうる体力を有する銀行に限られていたことによるものと解釈できる。

6. 分析結果の要約と示唆

本稿は、まず、業務純益の価値関連性を検証すべく、次の仮説を設定し、分析を行った（分析１）。

H_1 ：「業務純益」の価値関連性は、経常損益および純損益のそれと同等かまたはそれよりも高い。

その結果、全期間およびパーゼルⅠ適用期間について仮説 H_1 が支持され、パーゼルⅡ・Ⅲ適用期間について仮説 H_1 は支持されなかった。また、パーゼルⅡ・Ⅲ適用期間については、いずれの業績指標も純資産簿価に対する有意な追加的価値関連性を有しないことも明らかとなった。

次に、本稿は、業務粗利益、実質業務純益（一般貸倒引当金繰入前業務純益）、およびコア業務純益の価値関連性を検証すべく、次の諸仮説を設定し、分析を行った（分析２）。

H_{21} ：「業務粗利益」の価値関連性は、経常損益

および純損益のそれと同等かまたはそれよりも高い。

H_{22} ：「実質業務純益」の価値関連性は、経常損益および純損益のそれと同等かまたはそれよりも高い。

H_{31} ：「コア業務純益」の価値関連性は、経常損益および純損益のそれと同等かまたはそれよりも高い。

H_{32} ：「コア業務純益」の価値関連性は、業務純益、業務粗利益、および実質業務純益のそれと同等かまたはそれよりも高い。

その結果、全期間については、仮説 H_{21} 、仮説 H_{31} 、および仮説 H_{32} が支持され、仮説 H_{22} は支持されなかった。パーゼルⅡ・Ⅲ適用期間については、仮説 H_{21} および仮説 H_{31} は支持され、仮説 H_{22} および仮説 H_{32} は支持されなかった。パーゼルⅠ適用期間については、いずれの仮説も支持されなかった。コア業務純益については、全期間は１％水準、パーゼルⅡ・Ⅲ適用期間は５％水準で、それぞれ純資産簿価に対する有意な追加的価値関連性を有することが明らかとなった。また、追加分析１によって、株価と負の相関を有する要素が除外されていることによって、コア業務純益が他の業績諸指標よりも高い価値関連性を有していることが明らかにされた。

さらに、分析をつうじて、近年、（１）純資産簿価、経常損益、および純損益の価値関連性が、パーゼルⅠ適用期間よりもパーゼルⅡ・Ⅲ適用期間のほうが低くなり、低下傾向にある一方で、（２）各種業務純益の価値関連性は、パーゼルⅠ適用期間よりもパーゼルⅡ・Ⅲ適用期間のほうが高くなり、上昇傾向にあることが観察された。これは、（１）純資産簿価、経常損益、および純損益のボラティリティが近年増加してきた一方で、各種業務純益のボラティリティがそれほど期間的に変化

していないこと、および（２）オフバランス項目の有用性が相対的に増加してきたことがその要因であると推察される。なお、追加分析２によって、経常損益および純損益が各種業務純益と同等以上の価値関連性を有することが明らかにされた。もっとも、これは、あくまでも黒字行と赤字行を分離したうえでの分析結果であるから、解釈に反映する必要はないと考える。

以上より、総じて、業務純益と関連する各種業務純益の価値関連性は、経常損益や純損益のそれと比べて遜色ない水準にあると認めてよいであろう。つまり、分析結果は、業績指標間の価値関連性の相対的な優劣にのみ照らしていえば、地方銀行の個別損益計算書について、現行様式を堅持する必然性がないことを示唆している。

7. 分析結果に基づく制度設計の検討

7.1 業務純益情報を提供するための方策に関する試案

本稿の分析結果は、地方銀行の個別損益計算書の様式について、再考する余地があることを示唆するものとなっている。また、本稿の検証期間は、（分析時点において）考えられうる最長期間に設定している。さらに、損益計算書の埒外においてすでに業務純益を開示している銀行にとって、業務純益の算定に関して、新規にコストが発生することはない。そこで、分析結果から少し踏み込んで、地方銀行の個別損益計算書をつうじて業務純益に関する情報を開示する方策を検討してもよいであろう。

例えば、具体的な方策として、次の４つを挙げることができる。

A案：現行の枠組みを維持する。

B案：損益計算書に対する注記において、情報

利用者が業務純益を算定するために必要となる諸情報を開示する。

C案：損益計算書に対する注記において、業務純益情報を開示する。

D案：業務純益を明示するよう、損益計算書の様式を改訂する。

まず、A案は、一般事業会社と比べて地方銀行の業績指標の価値関連性が非常に低く、年度ダミー変数が時価総額の約50%（分析１）または約40%（分析２）を説明するという分析結果を根拠とし、後述するB案、C案、またはD案を採用場合に生じる各種コストとの比較考量によって、損益計算書においては経常損益と純損益のみ表示し、損益計算書の埒外において業務純益を補足的に開示するという現行の枠組みを肯定するものである。もっとも、上述のとおり、銀行はすでに業務純益を算定しており、業務純益を新たに補足的に開示するために多額の追加コストを要することはないはずである。そこで、損益計算書本体の様式を改訂することなく業務純益を開示する方策として、B案とC案が考えられる。

B案は、損益計算書本体においては経常損益と純損益のみ表示し、各種業務純益を算定するために必要となる諸情報を注記によって開示するという方策である。具体的には、「金銭の信託運用見合費用」、「退職給付費用の臨時費用処理分」、「信託勘定不良債権処理額」、さらには「子会社配当」を追加開示すればよい²⁴⁾。しかしながら、有価証券報告書の公表に先がけて各種業務純益が開示されている現状において、情報利用者が自ら損益計算書と注記情報をもとに各種業務純益を算定するとは考えにくい²⁵⁾。

そこで、C案のように、業務純益の開示が義務づけられる以前に損益計算書に付されていた「注記」（いわゆる「注記利益」²⁶⁾）に倣い、損益計算

表14 様式案の整理

	業務粗利益	実質業務純益	コア業務純益	業務純益
様式a	—	—	—	●
様式b	●	—	—	●
様式c	●	●	—	●
様式d	●	—	●	●
様式e	●	●	●	●

（筆者作成）

書に業務純益、業務粗利益、実質業務純益、コア業務純益、さらには修正コア業務純益に関する注記を付すという方策が考えられる。C案を採れば、B案のように情報利用者が自ら各種業務純益を算定する必要はない。また、D案と比べた場合、損益計算書本体の様式を改訂する必要はない。つまり、C案を採れば、最小限の追加コストで損益計算書の利便性を向上させることができるわけである。

最後に、D案は、損益計算書本体の様式（銀行法施行規則別紙様式）を改訂するという方策である。具体的には、経常損益計算の中途において業務純益を明示するよう、損益計算書の様式を改訂する。様式案には複数の候補が考えられるが、銀行の経常損益計算について、経常収益を「業務収益」と「臨時収益」、経常費用を「業務費用」と「臨時費用」にそれぞれ区分し、（1）業務収益から業務費用を差し引くことによって業務純益を算定し、（2）業務純益に臨時収益と臨時費用を加減することによって経常損益を算定表示するしくみを維持することを基本的な考え方とすれば、例えば、次の5つの様式案を挙げることができる。

様式a：経常損益計算の中途において、業務純益のみ算定表示する。

様式b：経常損益計算の中途において、業務粗利益および業務純益を算定表示する。

様式c：経常損益計算の中途において、業務粗利益、実質業務純益、および業務純益

を算定表示する。

様式d：経常損益計算の中途において、業務粗利益、コア業務純益、および業務純益を算定表示する。

様式e：経常損益計算の中途において、業務粗利益、実質業務純益、コア業務純益、および業務純益を算定表示する。

それぞれの様式案において明示される各種業務純益の組合せを比較整理すれば、表14のとおりである。

まず、分析結果に忠実であるべきとすれば、業務純益を算定する中途において業務粗利益およびコア業務純益を明示する様式dまたは様式eを採るべきである。しかし、コア業務純益の特性を決定づける重要な構成要素である国債等関係損益は、業務粗利益の構成要素である「その他業務収益」または「その他業務費用」に計上される。したがって、コア業務純益は、国債等関係損益が加減された業務粗利益から営業経費を差し引いた実質業務純益相当額に国債等関係損益相当額を再度加減することによって算定する必要がある²⁷⁾。つまり、様式dまたは様式eは、上述の「基本的な考え方」と分析結果から導かれる最適解とはならない。

そこで、コア業務純益を損益計算書本体に明示せず、注記によって対処する様式を採ることが、次善の策となるであろう。これに適うのが、様式a、様式b、および様式cである。様式aは、上述

表15 損益計算書の様式案（様式b）

業務収益		× × ×
資金運用収益	× × ×	
役務取引等収益	× × ×	
特定取引収益	× × ×	
その他業務収益	× × ×	
業務費用その1		× × ×
資金調達費用	× × ×	
役務取引等費用	× × ×	
特定取引費用	× × ×	
その他業務費用	× × ×	
業務粗利益		× × ×
業務費用その2		× × ×
営業経費	× × ×	
一般貸倒引当金繰入額	× × ×	
業務純益		× × ×
臨時収益	× × ×	
臨時費用	× × ×	
経常利益		× × ×
特別利益		× × ×
特別損失		× × ×
税引前当期純利益		× × ×
法人税、住民税及び事業税	× × ×	
法人税等調整額	× × ×	
法人税等合計		× × ×
当期純利益		× × ×

（筆者作成）

の「基本的な考え方」に合致する最もシンプルな様式案である。また、様式bおよび様式cは、表2の様式に近い²⁸⁾。そして、分析結果を勘案すると、3つの様式案のうち、業務粗利益および業務純益を明示する様式bが、採るべき様式となる。様式bは、表15に示すとおりである。

様式bは、業務収益から、業務費用のうち業務粗利益の算定に必要となる諸項目（便宜上「業務費用その1」とする²⁹⁾）を差し引くことによって、業務粗利益を算定表示する。次に、業務費用のうち営業経費³⁰⁾と一般貸倒引当金繰入額（便宜上「業務費用その2」とする）を業務粗利益から差し引くことによって、業務純益を算定表示する。さらに、業務純益に臨時収益と臨時費用を加減することによって、経常損益を算定表示する。損益計算書本体に明示しない実質業務純益およびコア業務純益（さらには修正コア業務純益）については、C案のように注記によって開示する。

ちなみに、様式bにおける業務費用を一本化すれば、様式aとなる。また、業務費用を3分割（業務費用その2を細分し、実質業務純益を明示）すれば、様式cとなる。

D案には、A案との対比でいえば、長年にわたり維持されてきた現行様式を改訂するというラディカルな方策を採る必要があるのかという疑問が生じる。また、実行可能性に関して、C案との対比でいえば、損益計算書の組替表示関連コストや法改正コストをはじめとする各種コストとのバランスも問題となるであろう。D案を採用するに至るには、これらの疑問や問題が解消・解決される必要がある。さらには、D案を採る場合、様式案の最終決定に至るまでに曲折を経ることも想像に難くない。

7.2 分析結果に基づく検討の制約と今後の課題

業務純益情報の提供のあり方について、地方銀

行の個別損益計算書に限定して検討が行われるとは考えにくい。実際には、地方銀行、都市銀行、および信託銀行の個別損益計算書および連結損益計算書における業務純益情報の提供のあり方について、包括的に検討が行われるはずである。理想をいえば、そのような検討に着手すべきかについては、地方銀行、都市銀行、および信託銀行の単体データおよび連結データにおいて開示されている業績諸指標の価値関連性を網羅的に検証し、(各種)業務純益の価値関連性が経常損益、純損益、さらには包括利益と同等かまたはそれよりも高い価値関連性を有することが明らかにされて初めて判断すべきであろう。しかるに、本稿の分析結果は、地方銀行の個別損益計算書について、現行様式を堅持する必然性がないことを示唆するものであり、これを拡大解釈の材料として用いてはならないはずである。

引き続き、銀行の損益計算書における業務純益情報の提供のあり方について、包括的な検討に着手すべきか判断し、さらには必要に応じて損益計算書の様式を改訂する場合における様式案に合理的な根拠を付与するための分析を行うことは、今後の課題である。

補遺 銀行（単体）の業績諸指標とその算定手法

銀行の個別損益計算書の様式（特定取引勘定設置銀行用）は、表16に示すとおりである³¹⁾。なお、表16においては、それぞれの科目に日経NEEDS「Financial Quest」の項目コードを括弧で付している。

補1. 経常損益

一般事業会社と比べた場合、銀行の損益計算書は、営業損益（営業利益または営業損失）計算の

表16 銀行の個別損益計算書（特定取引勘定設置銀行用）の様式

科目	金額
経常収益 (D11021)	× × ×
資金運用収益 (D11022)	× × ×
貸出金利息 (D11023)	× × ×
有価証券利息配当金 (D11026)	× × ×
コールローン利息 (D11029)	× × ×
買現先利息 (D11031)	× × ×
債券貸借取引受入利息 (D11032)	× × ×
買入手形利息 (D11030)	× × ×
預け金利息 (D11033)	× × ×
金利スワップ受入利息 (D11034)	× × ×
その他の受入利息 (D11035)	× × ×
役務取引等収益 (D11037)	× × ×
受入為替手数料 (D11038)	× × ×
その他の役務収益 (D11039)	× × ×
特定取引収益 (D11040)	× × ×
商品有価証券収益 (D11041)	× × ×
特定取引有価証券収益 (D11042)	× × ×
特定金融派生商品収益 (D11043)	× × ×
その他の特定取引収益 (D11044)	× × ×
その他業務収益 (D11045)	× × ×
外国為替売買益 (D11046)	× × ×
国債等債券売却益 (D11048)	× × ×
国債等債券償還益 (D11049)	× × ×
金融派生商品収益 (D11050)	× × ×
その他の業務収益 (D11051)	× × ×
その他経常収益 (D11052)	× × ×
貸倒引当金戻入益*	× × ×
償却債権取立益*	× × ×

株式等売却益 (D11055)	×××	
金銭の信託運用益 (D11056)	×××	
その他の経常収益 (D11058)	×××	
経常費用 (D11060)		×××
資金調達費用 (D11061)	×××	
預金利息 (D11062)	×××	
譲渡性預金利息 (D11063)	×××	
コールマネー利息 (D11065)	×××	
売現先利息 (D11067)	×××	
債券貸借取引支払利息 (D11068)	×××	
売渡手形利息 (D11066)	×××	
コマースヤル・ペーパー利息 (D11069)	×××	
借入金利息 (D11070)	×××	
短期社債利息*	×××	
社債利息*	×××	
新株予約権付社債利息*	×××	
金利スワップ支払利息 (D11073)	×××	
その他の支払利息 (D11074)	×××	
役務取引等費用 (D11077)	×××	
支払為替手数料 (D11078)	×××	
その他の役務費用 (D11079)	×××	
特定取引費用 (D11080)	×××	
商品有価証券費用 (D11081)	×××	
特定取引有価証券費用 (D11082)	×××	
特定金融派生商品費用 (D11083)	×××	
その他の特定取引費用 (D11084)	×××	
その他業務費用 (D11085)	×××	
外国為替売却損 (D11086)	×××	
国債等債券売却損 (D11088)	×××	
国債等債券償還損 (D11089)	×××	
国債等債券償却 (D11090)	×××	
社債発行費償却*	×××	
金融派生商品費用 (D11091)	×××	
その他の業務費用 (D11093)	×××	
営業経費 (D11094)	×××	
その他経常費用 (D11105)	×××	
貸倒引当金繰入額 (D11106)	×××	
貸出金償却*	×××	
株式等売却損 (D11109)	×××	
株式等償却 (D11110)	×××	
金銭の信託運用損 (D11111)	×××	
その他の経常費用 (D11114)	×××	
経常利益 (又は経常損失) (D11115)		×××
特別利益 (D11116)		×××
固定資産処分益 (D11117)	×××	
負ののれん発生益 (D11146)	×××	
金融商品取引責任準備金取崩額 (D11123)	×××	
その他の特別利益 (D11125)	×××	
特別損失 (D11126)		×××
固定資産処分損 (D11127)	×××	
減損損失 (D11129)	×××	
金融商品取引責任準備金繰入額 (D11133)	×××	
その他の特別損失 (D11135)	×××	
税引前当期純利益 (又は税引前当期純損失) (D11136)		×××
法人税、住民税及び事業税 (D11138)	×××	
法人税等調整額 (D11139)	×××	
法人税等合計 (D11137)		×××
当期純利益 (又は当期純損失) (D11147)		×××

注)

*を付した科目は、日経NEEDS「Financial Quest」の収録項目(Dで始まるコード)と合致しない。ちなみに、日経NEEDS「Financial Quest」に収録されている関連項目としては、社債利息(D11071)、転換社債利息(D11072)、債券発行費用償却(D11092)、および貸出金給付金償却(D11108)がある。

(銀行法施行規則別紙様式第3号および日経NEEDS「Financial Quest」コードブックをもとに筆者作成)

区分を設けていない点、大きな特徴となっている。銀行の損益計算書においては、まず、経常損益（経常利益または経常損失）（D11115）が算定表示される。そして、経常損益は、営業損益計算を経ることなく、「経常収益」（D11021）から「経常費用」（D11060）を差し引くことによって算定するしくみとなっている。

経常損益の構成要素は、銀行の業務の種類に即して³²⁾、（１）資金運用、（２）役務提供、（３）トレーディング（特定取引勘定設置銀行が特定取引勘定において行った取引）、（４）ディーリング等、および（５）その他に区分される³³⁾。

（１）には、資金運用業務から生じる利息を表示する収益区分である「資金運用収益」（D11022）と、資金調達業務から生じる利息を表示する費用区分である「資金調達費用」（D11061）が該当する。

（２）には、役務提供の対価として収受する収益を表示する区分である「役務取引等収益」（D11037）と、役務提供の対価として支払う費用を表示する区分である「役務取引等費用」（D11077）が該当する。

（３）は、特定取引勘定設置銀行（銀行法施行規則第13条の6の3）が設置を要する、トレーディング業務専用の「特定取引勘定」において行った取引に関する売買損益および評価損益等を表示する区分であり、「特定取引収益」（D11040）および「特定取引費用」（D11080）が該当する。なお、特定取引収益と特定取引費用については、具

体的な項目別にその純額を収益または費用として表示することとなっている。

（４）には、ディーリング等、上記（１）から（３）以外の本業によって生じる収益を表示する区分である「その他業務収益」（D11045）と、ディーリング等、上記（１）から（３）以外の本業によって生じる費用を表示する区分である「その他業務費用」（D11085）が該当する³⁴⁾。

（５）には、本業以外の業務によって経常的に生じる収益を表示する区分である「その他経常収益」（D11052）と、本業以外の業務によって経常的に生じる費用を表示する区分である「その他経常費用」（D11105）が該当する³⁵⁾。

また、（１）から（４）に関して生じる経費（人件費、物件費、（費用となる）税金）は、「営業経費」（D11094）に区分される。

経常収益と経常費用の構成要素の対応関係は、表17のとおり整理することができる。

経常損益は、次のとおり算定する。

$$\begin{aligned} & \text{経常損益 (D11115)} \\ & = \text{経常収益 (D11021)} - \text{経常費用 (D11060)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{経常収益} &= \text{資金運用収益 (D11022)} \\ & + \text{役務取引等収益 (D11037)} \\ & + \text{特定取引収益 (D11040)} \\ & + \text{その他業務収益 (D11045)} \\ & + \text{その他経常収益 (D11052)} \end{aligned}$$

表17 銀行業の経常損益の構成要素とその対応関係

業務の種類	経常収益	経常費用	
資金運用	資金運用収益	資金調達費用	営業経費
役務提供	役務取引等収益	役務取引等費用	
トレーディング	特定取引収益	特定取引費用	
ディーリング	その他業務収益	その他業務費用	
その他	その他経常収益	その他経常費用	

（筆者作成）

経常費用 = 資金調達費用 (D11061)
 + 役務取引等費用 (D11077)
 + 特定取引費用 (D11080)
 + その他業務費用 (D11085)
 + 営業経費 (D11094)
 + その他経常費用 (D11105)

さらに、損益計算書上明示されないが、関連する収益と費用（営業経費を除く）を対応させるかたちで整理すれば、銀行の経常損益は、次の6つの要素からなる。

- (1) 資金運用業務にかかる「資金運用収支」(「資金運用収益」 - 「資金調達費用」)
- (2) 役務提供業務にかかる「役務取引等収支」(「役務取引等収益」 - 「役務取引等費用」)
- (3) 特定取引勘定を用いたトレーディング業務にかかる「特定取引収支」(「特定取引収益」 - 「特定取引費用」)
- (4) デーリング等、上記(1)から(3)以外の本業によって生じる業務にかかる「その他業務収支」(「その他業務収益」 - 「その他業務費用」)
- (5) 本業以外の業務によって生じる「その他経常収支」(「その他経常収益」 - 「その他経常費用」)
- (6) 上記(1)から(4)に関して生じる「営業経費」

したがって、経常損益は、次のとおり算定することができる。

経常損益 = 資金運用収支 + 役務取引等収支
 + 特定取引収支 + その他業務収支
 + その他経常収支 - 営業経費

補2. 純損益

銀行における純損益計算の区分は、一般事業会

社のそれと特段の相違はない。

つまり、経常損益に「特別利益」(D11116)と「特別損失」(D11126)を加減することによって³⁶⁾、税引前の純損益(「税引前当期純利益」または「税引前当期純損失」)(D11136)が算定される。

そして、「法人税等合計」(D11137)(「法人税、住民税、及び事業税」(D11138)と「法人税等調整額」(D11139)の合計³⁷⁾)を差し引き、純損益(「当期純利益」または「当期純損失」)(D11147)が算定される。

補3. 業務純益

補3.1 基本的な考え方

銀行の損益計算書は、営業損益計算の区分を設けていない。これに関して、株式売却による経常損益の積上げが行われていた当時の状況に対処すべく(銀行経理問題研究会編 2016, 5)、1989(平成元)年3月期より、銀行の「本業」による業績を示す指標である「業務純益」(K11022)が、決算短信の公表に関連して作成される「決算説明会資料」や「ディスクロージャー資料(誌)」といった各種資料において開示されている。

業務純益は、損益計算書における経常損益の構成要素である経常収益を「業務収益」と「臨時収益」に、経常費用を「業務費用」と「臨時費用」にそれぞれ区分し、「業務収益」から「業務費用」を差し引くことによって算定する。つまり、業務純益は、経常損益に含まれる「臨時損益」³⁸⁾(K11023)の影響を除外した指標である。

より具体的には、経常収益のうち、(1)資金運用収益、(2)役務取引等収益、(3)特定取引収益、および(4)その他業務収益が、「業務収益」に該当する。そして、(5)その他経常収益のみが、「臨時収益」に該当する。

また、それに対応するかたちで、経常費用のう

ち、(1) 資金調達費用（「金銭の信託運用見合費用」を除く³⁹⁾）、(2) 役務取引等費用、(3) 特定取引費用、(4) その他業務費用、さらに(5) 営業経費（「退職給付費用の臨時費用処理分」を除く）、および(6) その他経常費用の「貸倒引当金繰入額」のうち「一般貸倒引当金繰入額」（K11020）が⁴⁰⁾、「業務費用」に該当する。そして、(7) その他経常費用（「一般貸倒引当金繰入額」を除く）、(8) 資金調達費用のうち「金銭の信託運用見合費用」⁴¹⁾、および(9) 営業経費のうち「退職給付費用の臨時費用処理分」が、「臨時費用」に該当する。

業務費用と臨時費用の区分についてはやや複雑であることから、加減する項目を明示するかたちで整理すれば、表18のとおりである。

以上、業務純益は、次のとおり算定する。

$$\begin{aligned}
 \text{経常損益} &= \text{経常収益 (D11021)} \\
 &\quad - \text{経常費用 (D11060)} \\
 &= (\text{業務収益} + \text{臨時収益}) \\
 &\quad - (\text{業務費用} + \text{臨時費用}) \\
 &= (\text{業務収益} - \text{業務費用}) \\
 &\quad + (\text{臨時収益} - \text{臨時費用}) \\
 &= \text{業務純益} + \text{臨時損益}
 \end{aligned}$$

よって、

$$\text{業務純益} = \text{経常損益} - \text{臨時損益}$$

また、

$$\begin{aligned}
 \text{業務純益} &= \text{業務収益} - \text{業務費用} \\
 &= (\text{資金運用収益 (D11022)} \\
 &\quad + \text{役務取引等収益 (D11037)} \\
 &\quad + \text{特定取引収益 (D11040)} \\
 &\quad + \text{その他業務収益 (D11045)}) \\
 &\quad - ((\text{資金調達費用 (D11061)} \\
 &\quad - \text{金銭の信託運用見合費用}) \\
 &\quad + \text{役務取引等費用 (D11077)} \\
 &\quad + \text{特定取引費用 (D11080)} \\
 &\quad + \text{その他業務費用 (D11085)} \\
 &\quad + (\text{営業経費 (D11094)} \\
 &\quad - \text{退職給付費用の臨時費用処理分}) \\
 &\quad + \text{一般貸倒引当金繰入額 (K11020)})
 \end{aligned}$$

ここで、関連する業務にかかる収益と費用の差額を「収支」としてまとめれば、業務純益は、次のとおり算定することができる。

$$\begin{aligned}
 \text{業務純益} &= \text{資金運用収支 (D11022 - D11061)} \\
 &\quad + \text{役務取引等収支 (D11037 - D11077)} \\
 &\quad + \text{特定取引収支 (D11040 - D11080)} \\
 &\quad + \text{その他業務収支 (D11045 - D11085)} \\
 &\quad - \text{営業経費 (D11094)} - \text{一般貸倒引} \\
 &\quad \text{当金繰入額 (K11020)} + \text{金銭の信託} \\
 &\quad \text{運用見合費用} + \text{退職給付費用の臨時} \\
 &\quad \text{費用処理分}
 \end{aligned}$$

表18 経常費用と業務費用・臨時費用の関係

経常費用	業務費用	(1) 資金調達費用（金銭の信託運用見合費用を除く）
		(2) 役務取引等費用
		(3) 特定取引費用
		(4) その他業務費用
		(5) 営業経費（退職給付費用の臨時費用処理分を除く）
		(6) その他経常費用のうち、一般貸倒引当金繰入額
	臨時費用	(7) その他経常費用（一般貸倒引当金繰入額を除く）
		(8) 資金調達費用のうち、金銭の信託運用見合費用
		(9) 営業経費のうち、退職給付費用の臨時費用処理分

（筆者作成）

補3.2 業務純益のバリエーション

業務純益が開示されるようになった後に、業務純益に含まれるボラティリティを有する諸項目の影響を除外することを目的として、派生的な指標が考案されている。以下、それらについて言及する。

補3.2.1 業務粗利益

業務にかかる収支差額、つまり、資金運用収支(金銭の信託運用見合費用を除く)、役務取引等収支、特定取引収支、およびその他業務収支の合計額を「業務粗利益」(K11001)という。

したがって、業務粗利益は、次のとおり算定する⁴²⁾。

$$\begin{aligned} \text{業務粗利益} &= \text{資金運用収支 (D11022-D11061)} \\ &+ \text{役務取引等収支 (D11037-D11077)} \\ &+ \text{特定取引収支 (D11040-D11080)} \\ &+ \text{その他業務収支 (D11045-D11085)} \\ &+ \text{金銭の信託運用見合費用}^{43)} \end{aligned}$$

ここで、これを前頁の業務純益の算定式に代入すれば、

$$\begin{aligned} \text{業務純益} &= \text{業務粗利益} - \text{営業経費} - \text{一般貸倒引} \\ &\quad \text{当金繰入額} + \text{退職給付費用の臨時} \\ &\quad \text{費用処理分} \end{aligned}$$

となる。よって、業務粗利益は、次のとおり算定することもできる。

$$\begin{aligned} \text{業務粗利益} &= \text{業務純益} + \text{営業経費} + \text{一般貸倒引} \\ &\quad \text{当金繰入額} - \text{退職給付費用の臨時} \\ &\quad \text{費用処理分} \end{aligned}$$

つまり、業務粗利益は、業務純益から営業経費(退職給付費用の臨時費用処理分を除く)と一般貸倒引当金繰入額を控除する前段階の数値である。

補3.2.2 実質業務純益(一般貸倒引当金繰入前業務純益)

業務粗利益から営業経費(退職給付費用の臨時費用処理分を除く)を差し引き、「信託勘定不良債権処理額」を足し戻したものを、「実質業務純益」(業務純益(一般貸倒引当金繰入前))(K11018)という。実質業務純益は、次のとおり算定する。

$$\begin{aligned} \text{実質業務純益} &= \text{業務粗利益} - (\text{営業経費} - \text{退職} \\ &\quad \text{給付費用の臨時費用処理分}) + \\ &\quad \text{信託勘定不良債権処理額} \\ &= \text{業務粗利益} - \text{営業経費} + \text{退職給} \\ &\quad \text{付費用の臨時費用処理分} + \text{信} \\ &\quad \text{託勘定不良債権処理額} \end{aligned}$$

ここで、これを上記の業務粗利益の算定式に代入すれば、

$$\begin{aligned} \text{実質業務純益} &= (\text{業務純益} + \text{営業経費} + \text{一般貸} \\ &\quad \text{倒引当金繰入額} - \text{退職給付費} \\ &\quad \text{用の臨時費用処理分}) - (\text{営業} \\ &\quad \text{経費} - \text{退職給付費用の臨時費} \\ &\quad \text{用処理分}) + \text{信託勘定不良債権} \\ &\quad \text{処理額} \\ &= \text{業務純益} + \text{一般貸倒引当金繰入} \\ &\quad \text{額} + \text{信託勘定不良債権処理額}^{44)} \end{aligned}$$

となる。つまり、実質業務純益は、業務純益から一般貸倒引当金繰入額と信託勘定不良債権処理額を控除する前の数値であり、「一般貸倒引当金繰入前業務純益」ともよばれる。実質業務純益は、1997(平成9)年度から自己査定への導入に伴い一般貸倒引当金の計上基準が変更され、一般貸倒引当金繰入額が年度によって大幅に変動する可能性が生じたことから(銀行経理問題研究会編 2016, 747-748)、当該変動の影響を除外した業績指標が必要とされ、開示されるようになった。

補3.2.3 コア業務純益

実質業務純益から、損益計算書におけるその他業務収益とその他業務費用に含まれる「国債等関係損益」（K11069）を差し引いたものを、「コア業務純益」という。コア業務純益は、次のとおり算定する。

$$\text{コア業務純益} = \text{実質業務純益} - \text{国債等関係損益}$$

コア業務純益は、一般貸倒引当金繰入額と信託勘定不良債権処理額の変動に加えて、国債等関係損益の変動の影響を除外した数値である。

補3.2.4 修正コア業務純益

データの入手可能性により仮説を設定してはいないが（注9参照）、コア業務純益から、さらに資金運用収益に含まれる「子会社配当」を差し引いたものを「修正コア業務純益」という。修正コア業務純益は、次のとおり算定する。

$$\text{修正コア業務純益} = \text{コア業務純益} - \text{子会社配当}$$

修正コア業務純益は、一般貸倒引当金繰入額、信託勘定不良債権処理額、国債等債券関係損益の変動に加えて、子会社配当による影響を除外した数値であり、各種業務純益のなかで最もボラティリティが小さくなる。

《注》

- 1) 本稿は、個別損益計算書（特定取引勘定設置銀行用）を前提として記述している。ちなみに、2017年3月末現在、本稿の分析対象である地方銀行のうち12行が、特定取引勘定設置銀行に該当する。
- 2) 決算短信において、業務純益は開示されない。
- 3) 銀行法第21条は、銀行に対して「業務及び財産の状況に関する事項として内閣府令で定めるものを記載した当該事業年度の中間事業年度に係る説明書類及び当該事業年度に係る説明書類」の作成を義務づけ、銀行法施行規則第19条の4は、事業年度（中間事業年度）の終了後4カ月以内（外国銀行の支店の場合は6カ月以内）に公開するよう定めている。したがって、業務純益は、「ディスクロージャー資料

（誌）」の公表に先がけて、決算短信の公表に際した決算説明会において公表される。

- 4) 本稿は、業務純益の算定手法について、銀行経理問題研究会編（2016）に依拠している。算定手法の詳細については、補遺を参照。なお、実質業務純益の算定について、表2および分析（表4の注3参照）との整合性から、本文においては信託勘定不良債権処理額について言及していない。
- 5) 具体的には、「国債等債券売却益」、「国債等債券償還益」、「国債等債券売却損」、「国債等債券償還損」、および「国債等債券償却」のいわゆる「債券5勘定尻」である。
- 6) 銀行をサンプルとした価値関連性研究の動向は、国内においても頻繁にレビューされている。例えば、中久木・宮田（2002）、長野（2006）、若林（2009）、草野（2011）、および大日方（2012）を参照。
- 7) また、分析の実行可能性に関して、他の業種に先がけて時価情報入手できるという事情もあった（桜井1992, 99）
- 8) 「年次株式収益率」には、日本証券経済研究所のデータが参照されている。
- 9) 本稿は、子会社配当に関するデータの入手可能性の制約から、コア業務純益よりもボラティリティが小さくなる「修正コア業務純益」に関する仮説を設定していない。
- 10) 具体的な検証期間については、4.2を参照。
- 11) 業務純益は、「ディスクロージャー資料」の公表に先がけて、決算短信公表時の決算説明会において公表される（注3参照）。そこで、本稿における被説明変数 MV_{it} の測定時点は、決算短信公表月とする。なお、データベース上、決算短信公表日が識別できない観測値については、一律に決算月から2ヵ月後を決算短信公表月とする。
- 12) 銀行の事業年度は、4月1日から翌年3月31日までの1年間と定められている（銀行法第17条）。また、会計基準については、すべての銀行が日本基準を適用している。
- 13) より厳密には、日経業種小分類が「地方銀行」となっている企業の個別財務諸表を対象としている。
- 14) なお、セブン銀行（日経会社コード：70196）は、日経業種小分類において「地方銀行」に分類され、全国銀行協会の正会員となっている。しかし、金融庁はセブン銀行を「新たな形態の銀行」に分類しており、分析対象としている地方銀行には含まれないため、本稿はセブン銀行を除いて分析を行っている。なお、セブン銀行をサンプルに含めて分析した場合も、分析結果に変化はなかった。
- 15) 日経NEEDS「Financial Quest」において、実質業務純益等は、2004年3月期以降のみ収録されている。そこで、未収録期間のデータについては、各行が公表している「ディスクロージャー誌」から収集した。
- 16) 表5の標準偏差はデータをプールして算定しているため、分析2のサンプルについて、個別銀行ごとの時系列データを利用して各業績変数の標準偏差を求め、比較を行った。その結果、平均的に $CoreNBP_{it}$ の標準偏差が最も小さく、 $ANBP_{it}$ 、 NBP_{it} 、 OI_{it} 、 NI_{it} 、 GBP_{it} の順に大きくなっていくことが確認できた。
- 17) 一方、例えば「金融商品に係る会計基準」（公表は1999年1

- 月、適用は2000年4月1日以後開始する事業年度)等、会計規制の変化が生じた年度において、大きなF値が観測されていない。年度ダミー変数の説明力等も勘案すると、業績変数の係数の変化は、会計数値自体の変化ではなく、銀行規制の変化による会計行動の変化や会計数値に対する市場の評価における変化に起因するものと解釈できる。
- 18) 結果の表示は割愛するが、それぞれの期間・モデル別にF test、Hausman test、Breusch and Pagan testを行い、すべての期間・モデルにおいて、プーリング回帰<変量効果モデル<固定効果モデルの有意な関係を確認している。
- 19) 分析2においても、それぞれの期間・モデル別にF test、Hausman test、Breusch and Pagan testを行い、すべての期間・モデルにおいて、プーリング回帰<変量効果モデル<固定効果モデルの有意な関係を確認している。
- 20) $CoreNBP_{it} = ANBP_{it} - Bond_{it}$ 、 $ANBP_{it} = NBP_{it} + GLLP_{it}$ より、 $CoreNBP_{it} = NBP_{it} + GLLP_{it} - Bond_{it}$ 。なお、 $NBP_{it} = CoreNBP_{it} - GLLP_{it} + Bond_{it}$ として NBP_{it} を分解して分析を行った場合も、 $GLLP_{it}$ の係数は正、 $Bond_{it}$ の係数は負であった。
- 21) なお、 MV_{it} と $GLLP_{it}$ との単相関(Pearsonの積率相関係数)は、-0.048であるが、有意ではない。
- 22) なお、 MV_{it} と $Bond_{it}$ との単相関(Pearsonの積率相関係数)は、-0.009であるが、有意ではない。 $Bond_{it}$ の係数に関し、追加的に(1)年度別のOLSと(2)Fama-MacBeth回帰(Fama and MacBeth 1973)回帰も行った。分析の結果、(1)年度別のOLSにおいて、1998年度と2013年度以外の年度で $Bond_{it}$ の係数は負の値を示していた。ただし、年度別のOLSはサンプル数も少なくなるため、2010年度が1%水準、2004年度、2009年度、2013年度が5%水準で有意であるほかは有意ではなかった。(2)Fama-MacBeth(1973)回帰において、 $Bond$ の係数は、全期間のサンプルを用いた場合に5%水準で有意に負の値を示していたが、パーゼルI適用期間、パーゼルII・III適用期間では負であるが有意ではない値を示していた。
- 23) ちなみに、業務純益(NBP_{it})が赤字であったOBSの数(割合)は、パネルAで18(0.749%)、パネルBで11(0.772%)、パネルCで7(0.871%)であった。このように、 NBP_{it} の赤字割合は非常に小さいため、赤字行のコントロール対象として NBP_{it} を外している。
- 24) 「一般貸倒引当金繰入額」は、「引当金明細表」においてすでに開示されている。
- 25) もちろん、表2の様式によって算定できない修正コア業務純益を算定するために必要となる子会社配当に関する情報を開示することには利点が認められるが、そもそも、C案のように直接に修正コア業務純益を開示すれば足りるはずである。
- 26) 具体的には、1980(昭和55)年3月期決算より上場有価証券の評価について原価法と低価法の選択適用が導入されたことに伴い、その影響を経常損益計算から除外した数値を公表すべく、損益計算書に「経常収益より有価証券売却益および有価証券償還益を控除したも」から、経常費用より有価証券売却損、有価証券償還損および有価証券償却を控除したものを差し引いた金額は〇〇百万円である。」(注：ここで言及されている勘定科目は当時の呼称である)という注記を付すこととされていた(千野・小栗編 1984, 284-285; 全国銀行協会連合会編 1997, 542)。ちなみに、「注記利益」は、「有価証券関係損益控除後利益」ともよばれる。
- 27) コア業務純益 = 実質業務純益 - 国債等関係損益
 = 実質業務純益 - (国債等債券売却益 + 国債等債券償還益 - 国債等債券売却損 - 国債等債券償還損 - 国債等債券償却)
 = 実質業務純益 - 国債等債券売却益 - 国債等債券償還益 + 国債等債券売却損 + 国債等債券償還損 + 国債等債券償却
- 28) ただし、表2は、関連する業務ごとに収益と費用を相殺して業務粗利益を表示している。損益計算書の様式としては、関連する収益と費用を相殺せず、総額表示すべきである。
- 29) 資金調達費用については、金銭の信託運用見合費用控除後の額を表示することを想定している。
- 30) 営業経費については、退職給付費用の臨時費用処理分控除後の額を表示することを想定している。
- 31) 以降の記述は、銀行経理問題研究会編(2016)によるところが大きい。
- 32) 銀行の業務は、(1)固有業務、(2)付随業務、(3)他業証券業務等、および(4)(銀行法以外の)他の法律で認められている業務に大別される(銀行法第10条、第11条、および第12条)。
- 33) 具体的な勘定科目とその定義の詳細については、全国銀行協会「勘定科目内訳表について」(平成26年最終改正)および「特定取引勘定設置銀行が行う特定取引に係る経理処理について」(平成22年最終改正)を参照。
- 34) 「その他の業務収益」(D11051)は「その他業務収益」の構成要素であり、「その他の業務費用」(D11093)は「その他業務費用」の構成要素である。
- 35) 「その他の経常収益」(D11058)は「その他経常収益」の構成要素であり、「その他の経常費用」(D11114)は「その他経常費用」の構成要素である。
- 36) ちなみに、銀行業においては、金融商品取引法第48条の3第1項に基づく「金融商品取引責任準備金」(市場デリバティブ取引の受託等の行為に関した事故による損失の補填に充てるために積み立てられる)という特別法上の引当金の計上が求められている。これに関して、特別利益に「金融商品取引責任準備金取崩額」(D11123)、特別損失に「金融商品取引責任準備金繰入額」(D11133)が計上されることがある。
- 37) 「過年度法人税等追徴・還付額」(D11140)が加減される場合がある。
- 38) 「臨時収益」と「臨時費用」の差額は、「臨時損益」とよばれる。
- 39) これは、金銭の信託運用損益が臨時損益に分類されることに対処するための措置である(銀行経理問題研究会編 2016, 745)。
- 40) 損益計算書においてその他経常費用に分類される「貸倒引

当金繰入額」は、（１）「一般貸倒引当金繰入額」（正常先に対する債権および要注意先に対する債権に関するもの）が「業務費用」に該当し、（２）「個別貸倒引当金繰入額」（K11026）（破綻懸念先に対する債権、実質破綻および破綻先に対する債権に関するもの）および（３）「特定海外債権引当勘定繰入額」（K11031）（特定国の財政状況、経済状況、外貨繰りの状況等に応じて対象となる国が決定され、当該国の外国政府等、外国の民間企業および海外の日系企業等に対する債権のうち特定海外債権引当勘定の対象となる債権に関するもの）が「臨時費用」に該当する。

- 41) 「金銭の信託運用見合費用」については、資金調達費用から控除することにより明示しないことも考えられるが、ここでは臨時費用に分類し、明示している。
- 42) なお、各種収支を加算することによって業務粗利益を算定するに際し、銀行の業務の実態に即して、各種収支を国内業務によるものと国際業務によるものに分けて表示することがある。
- 43) 本稿における金銭の信託運用見合費用の取扱いについては、表４を参照。
- 44) 本稿における信託勘定不良債権処理額の取扱いについては、表４を参照。

【参考文献】

Barth, M. E., 1994. Fair value accounting: evidence from investment securities and the market valuation of banks. *The Accounting Review* 69 (1), 1-25.

千野忠男・小栗蔵男編, 1984. 『新銀行経理の実務』, 金融財政事情研究会.

Collins, D. W., Maydew, E. L., Weiss, I. S., 1997. Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years. *Journal of Accounting and Economics* 24 (1), 39-67.

Easton, P. D., Harris, T. S., 1991. Earnings as an explanatory variable for returns. *Journal of Accounting Research* 29 (1), 19-36.

Fama, E. F., MacBeth, J. D. 1973. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of political economy* 81 (3), 607-636.

銀行経理問題研究会編, 2016. 『銀行経理の実務』第9版, 金融財政事情研究会.

河榮徳, 1999. 「有価証券時価情報のディスクロージャーと資本

市場の評価」『早稲田商学』第380号, 27-46.

河榮徳, 2000. 「時価情報の実証分析—銀行保有証券の時価情報を中心に—」『会計』第157巻第1号, 75-88.

井手健二・松澤孝紀, 2016. 「わが国銀行業における自己資本直入項目の関連性に関する検討」『会計』第190巻第3号, 94-106.

池田唯一・中島淳一監修, 2017. 『銀行法』, 金融財政事情研究会.

Kothari, S. P., Zimmerman, J. L., 1995. Price and return models. *Journal of Accounting and Economics* 20 (2), 155-192.

草野真樹, 2011. 「公正価値重視の会計における目的適合性の評価」第2回会計研究会「公正価値重視がもたらす会計の役割変化」（日本銀行金融研究所主催）報告レジュメ加筆修正稿（URL: www.imes.boj.or.jp/japanese/kaikai/kusano.pdf）.

長野史麻, 2006. 『銀行業の会計における認識と開示—有価証券の公正価値情報による検証—』, 森山書店.

中久木雅之・宮田慶一, 2002. 「公正価値評価の有用性に関する実証研究のサーベイ」IMES Discussion Paper Series, 2002-J-8.

大日方隆, 2006. 「多段階利益の持続性、資本化係数と Value Relevance」『経済学論集』第72巻第2号, 18-84.

大日方隆, 2012. 「公正価値情報の有用性」, 大日方隆編著『金融危機と会計規制—公正価値測定の誤謬』, 中央経済社, 1-54.

桜井久勝, 1992. 「銀行保有証券の時価情報と株価」『企業会計』第44巻第3号, 99-106.

桜井久勝・呉徳林, 1995. 「有価証券の時価評価額と株価形成」『会計』第148巻第1号, 107-117.

桜井久勝・桜井貴憲, 1999. 「金融商品の時価情報と企業評価—東証上場銀行の実証分析」『国民経済雑誌』第179巻第5号, 29-42.

桜井貴憲, 2001. 「銀行の会計情報と株価形成の関連性についての実証研究—東証1部上場銀行を分析対象として—」『東北学院大学経理研究所紀要』第10号, 17-55.

薄井彰, 2003. 「会計利益と株主資本の株価関連性：実証的証拠」『経済志林』第70巻第4号, 231-247.

若林公美, 2009. 『包括利益の実証研究』, 中央経済社.

吉田靖・加藤千雄・國村道雄, 2002. 「邦銀の有価証券評価損益情報と株価」『現代ディスクロージャー研究』第3号, 35-37.

全国銀行協会, 2016. 『やさしい銀行の読み方—銀行の財務諸表とディスクロージャー—』.

全国銀行協会連合会編, 1997. 『銀行協会五十年史』.

第2回 JARDISワークショップ プログラム

主催校 北九州市立大学

第2回 JARDIS Workshop 準備委員会

委員長 梅澤 俊浩 (北九州市立大学)

委員 小野慎一郎 (大分大学)

松本 守 (北九州市立大学)

第2回 JARDIS Workshop プログラム委員会

委員長 吉田 靖 (東京経済大学)

副委員長 石川 博行 (大阪市立大学)

委員 稲葉 喜子 (公認会計士)、薄井 彰 (早稲田大学)、梅澤 俊浩 (北九州市立大学)、
海老原 崇 (武蔵大学)、大鹿 智基 (早稲田大学)、太田 康広 (慶應義塾大学)、
奥村 雅史 (早稲田大学)、小野慎一郎 (大分大学)、坂上 学 (法政大学)、
柴 健次 (関西大学)、田口 聡志 (同志社大学)、松本 守 (北九州市立大学)
山本 達司 (大阪大学)

開催日 2017年3月18日(土)、19日(日)、20日(月)

開催場所 北九州市立大学 北方キャンパス

・3月18日(土)

10:00～ 受付

11:00～11:10 開会挨拶

11:10～15:20 第10回『現代ディスクロージャー研究』カンファレンス

(12:30～14:00 昼食)

15:30～16:50 実証研究セッション1

・3月19日(日)

9:40～12:30 実証研究セッション2

(12:30～14:00 昼食)

14:00～15:20 実験研究セッション

15:30～16:50 特別講演

17:00～19:00 懇親会

・3月20日(月)

9:40～11:00 制度研究セッション

11:10～12:30 理論研究セッション

【賛助企業】

- ・株式会社日本経済新聞社
- ・日経メディアマーケティング株式会社
- ・ビューロー・ヴァン・ダイク・エレクトロニック・パブリッシング株式会社
- ・マージェント・ジャパン株式会社

● 3月18日（土）

【第10回『現代ディスクロージャー研究』カンファレンス（院生セッション）】

司会 奥村 雅史（早稲田大学）

11：10～12：30 石川 徹（大阪大学大学院経済学研究科 博士後期課程）
「フェア・ディスクロージャー規制が与える影響の分析」

昼食 12：30～14：00

14：00～15：20 高橋 克幸（早稲田大学大学院商学研究科 博士後期課程）
「セグメント利益の管理と株式市場の反応」

【実証研究セッション1】

司会 山本 達司（大阪大学）

15：30～16：50 森脇 敏雄（広島経済大学）
「決算発表の集中化と情報仲介機能」

● 3月19日（日）

【実証研究セッション2】

司会 山本 達司（大阪大学）

9：40～11：00 河瀬 宏則（九州産業大学）・太田 浩司（関西大学）
「Offset Repurchases」

11：10～12：30 壁谷 順之（朝日大学）
「厚生年金基金制度の廃止とその要因分析」

昼食 12：30～14：00

「日本経済新聞社のデータベース紹介と研究利用事例」
「マージェントのデータベース紹介と研究利用事例」
「ビューロー・ヴァン・ダイクのデータベース紹介と研究利用事例」

【実験研究セッション】

14：00～15：20 三輪 一統（神戸大学）
「強制的な情報開示と情報獲得行動：複占市場実験による検証」

【特別講演】

司会 坂上 学 (法政大学)

15:30~16:50 薄井 彰 (早稲田大学)

「会計制度の経済分析」

懇親会 17:00~19:00

● 3月20日 (月)

【制度研究セッション】

司会 吉田 靖 (東京経済大学)

9:40~11:00 國見真理子 (田園調布学園大学)

「社会福祉法人の内部留保とディスクロージャー」

【理論研究セッション】

司会 太田 康広 (慶應義塾大学)

11:10~12:30 村上裕太郎 (慶應義塾大学)・椎葉 淳 (大阪大学)

「A Theory of Tax Avoidance and Geographic Segment Disclosure」

閉会 12:30

午後 エクスカージョン (自由参加)

日本ディスクロージャー研究学会 第15回研究大会プログラム

主催校 東北大学
大会準備委員長 木村史彦（東北大学）
大会準備委員会 米谷健司（東北大学）、高橋美穂子（法政大学）、
棚橋則子（東北学院大学）
開催日 2017年6月24日（土）、6月25日（日）
開催場所 東北大学 片平キャンパス

6月24日（土）

11：00～12：10 自由論題報告（1）
14：40～16：35 統一論題報告
17：00～18：00 統一論題討論

6月25日（日）

9：00～10：55 自由論題報告（2）
11：20～12：20 学会賞受賞記念講演
13：10～14：40 特別プロジェクト最終報告

【賛助企業】

- ・株式会社アイフィスジャパン
- ・公益財団法人 経和会記念財団
- ・株式会社QUICK
- ・S&P Global Inc.
- ・株式会社東洋経済新報社
- ・株式会社ネオステージ
- ・日経メディアマーケティング株式会社
- ・ビューロー・ヴァン・ダイク・エレクトロニック・パブリッシング株式会社
- ・株式会社プロネクサス
- ・マージェント・ジャパン株式会社

● 6月24日（土）

【自由論題報告（1） オーラルセッション】

第1会場（さくらホール2F会議室A）

司会 榎本正博（神戸大学）

11：00～11：35 河内山拓磨（一橋大学）・石田 惣平（埼玉大学）

「経営者能力の測定手法とその改善：ガバナンス要因の観点から」

11：35～12：10 竹原 均（早稲田大学）・井出 真吾（ニッセイ基礎研究所）

「コーポレートイノベーションと利益の持続性：純営業資産利益率予測モデルに基づく分析」

第2会場（さくらホール2F会議室C）

司会 大鹿智基（早稲田大学）

11：00～11：35 古賀裕也（東北学院大学）

「オペレーティング・リース取引の信用リスク評価の実証分析」

11：35～12：10 中島真澄（千葉商科大学）

“Does The Fraud Triangle Predict Financial Statement Fraud?: Evidence from Japan”

12：20～13：10 昼食 理事会（片平北門会館 セリシール）

13：15～13：45 会員総会（さくらホール2F会議室）

【2016年度最優秀論文賞受賞記念講演】

13：50～14：30 2016年度最優秀論文賞受賞記念講演（さくらホール2F会議室）

司会 吉田和生（名古屋市立大学）

梅澤俊浩（北九州市立大学）「邦銀と米銀の貸倒引当金は同じなのか？」

【統一論題報告】 14：40～16：35（さくらホール2F会議室）

統一論題 ディスクロージャーのコストとベネフィット

座長・解題 木村史彦（東北大学）

椎葉 淳（大阪大学）

「21世紀企業に対するディスクロージャー規制のコスト」

安藤 聡（オムロン株式会社取締役室社長付

〔前 執行役員常務グローバルIR・コーポレートコミュニケーション本部長〕

「オムロンにおける経営情報開示の意義と取り組みについて」

加賀谷哲之（一橋大学）

「会計・開示規制のコスト・ベネフィットに関する実証的考察」

17：00～18：00 統一論題討論（さくらホール2F会議室）

座長 木村史彦（東北大学）

椎葉 淳（大阪大学） 安藤 聡（オムロン株式会社） 加賀谷哲之（一橋大学）

18：10～20：00 懇親会（レストラン萩）

● 6月25日 (日)

【自由論題報告(2) オーラルセッション】 9:00~10:55

第1会場 (さくらホール2F会議室A)

司会 吉田 靖 (東京経済大学)

9:40~10:15 吉田雄司 (埼玉学園大学)

「電力会社における風土と環境会計の情報開示に関する提言」

10:15~10:50 越智信仁 (尚美学園大学)

「ESGに係るリアルオプション価値の統合報告

—開示インセンティブの制度補完も視野に」

第2会場 (さくらホール2F会議室C)

司会 太田浩司 (関西大学)

9:00~9:35 根建晶寛 (福島大学)

「予想利益達成パターンと企業の配当政策」

9:40~10:15 浅野信博・榎本正博・松中 学 (大阪市立大学・神戸大学・名古屋大学)

「監査等委員会設置会社への移行要因の探索」

10:15~10:50 大沼 宏・石黒武秀 (東京理科大学・東京理科大学大学院)

「デリバティブの利用と利益調整行動の関係」

【自由論題報告(2) ポスターセッション】

9:00~11:20 (さくらホール1F)

井上 修 (福岡大学・東北大学大学院)

「特別損失と将来利益及び将来キャッシュ・フローの関係」

榎本芳人 (千葉商科大学大学院)

「わが国の非営利組織の会計は適切なのか？」

【日本ディスクロージャー研究学会賞受賞記念講演】

11:20~12:20 (さくらホール2F会議室)

司会 薄井 彰 (早稲田大学)

弥永真生 (筑波大学)

「裁判所による会計基準のエンフォースメント」

12:20~13:10 ランチョン (さくらホール1F ホール)

【特別プロジェクト最終報告】

13:10~14:40 (さくらホール2F会議室)

司会 弥永真生 (筑波大学)

主査 八田進二（青山学院大学）

「ディスクロージャー不正の実態とその防止策—近時のわが国の不正事案を中心として」

14：50～16：50 常任理事会（エクンション教育研究棟 6F 会議室）

日本ディスクロージャー研究学会 第16回研究大会プログラム

主催校 法政大学
大会準備委員長 神谷健司
大会準備・事務局 川島健司、坂上 学、高橋美穂子、竹口圭輔、
田中優希、中野貴之
開催日 2017年12月16日（土）、17日（日）
開催場所 法政大学 市ヶ谷キャンパス

12月16日（土）

11：00～12：00 理事会
12：00～17：00 参加受付
12：30～13：30 会員総会
13：30～13：45 役員選挙
14：00～16：45 統一論題シンポジウム
17：00～18：00 学会賞受賞記念講演
18：00～20：00 懇親会

12月17日（日）

10：00～11：30 自由論題報告（1）
11：30～12：30 （休憩）
12：30～13：30 会長講演
13：45～15：15 自由論題報告（2）

【賛助企業】

- ・株式会社アイフィスジャパン
- ・株式会社QUICK
- ・S&P Global Inc.
- ・株式会社東洋経済新報社
- ・株式会社ネオステージ
- ・日経メディアマーケティング株式会社
- ・ビューロー・ヴァン・ダイク・エレクトロニック・パブリッシング株式会社
- ・株式会社プロネクサス
- ・マージェント・ジャパン株式会社

●12月16日 (土)

- 11：00～12：00 理事会 (富士見ゲート 4 階402教室)
12：00～17：00 参加者受付 (富士見ゲート 4 階ラウンジ)
12：30～13：30 会員総会 (富士見ゲート 4 階403教室)
13：30～13：45 役員選挙 (富士見ゲート 4 階403教室)
13：45～14：00 休 憩

【統一論題シンポジウム】

- 14：00～16：45 (富士見ゲート 4 階403教室)
テーマ「税務行動とディスクロージャー研究のあり方」
モデレーター：奥田真也氏 (名古屋市立大学)
パネラー：大沼 宏氏 (東京理科大学)
 阪 智香氏 (関西学院大学)
 村上裕太郎氏 (慶應義塾大学)

休 憩 16：45～17：00

【学会賞受賞記念講演】

- 17：00～18：00 (富士見ゲート 4 階403教室)
司会：吉田和生氏 (名古屋市立大学)
「配当研究の回顧と展望」
石川博行氏 (大阪市立大学)

18：00～20：00 懇親会 (富士見ゲート 3 階「つどひ」)

【特別企画】

法政大学ニューオレンヂスイングオーケストラによるミニ・コンサート

●12月17日 (日)

9：30～15：00 参加者受付 (富士見ゲート 4 階ラウンジ)

【自由論題報告 (1)】 10：00～11：30

(報告20分、質疑応答10分)

【会場1】富士見ゲート4階401教室

司会：大鹿智基氏（早稲田大学）

報告① David Lau氏（University of Auckland）

「The Need for Speed: A New Construct of Management Forecast Revisions in the Auditing Context」

報告② 榎本芳人氏（千葉商科大学）

「Do Managers of Non-Profit Organizations Focus on Information Disclosure as a Management Policy?: Evidence from the Survey Research」

報告③ 金鉉玉氏（東京経済大学）

「日本企業の財務諸表エラー分析ーベンフォードの法則（Benford's law）を用いてー」

【会場2】富士見ゲート4階402教室

司会：海老原崇氏（武蔵大学）

報告④ 森脇敏雄氏（広島経済大学）

「会計発生高とアナリストによるキャッシュ・フロー予想の公表」

報告⑤ 太田浩司氏（関西大学）

「わが国におけるレピュテーション効果の検証」

報告⑥ 石田惣平氏（埼玉大学）

「経営者交代と業績予想」

休憩（昼食）

11：30～12：30

【会長講演】

12：30-13：30（富士見ゲート4階403教室）

司会：奥村雅史氏（早稲田大学）

「ディスクロージャーの理論と実証」

薄井 彰氏（早稲田大学）

休憩 13：30～13：45

【自由論題報告（2）】13：45-15：15

（報告20分、質疑応答10分）

【会場1】富士見ゲート4階401教室

司会：榎本 正博氏（神戸大学）

報告⑦ 張 姣氏（近畿大学）

「経営者能力と業績予想の難しさが業績予想の精度に与える影響」

報告⑧ 山田和宏氏（横浜国立大学）

「非支配株主持分に係る会計処理に関して—全部のれんを題材として—」

報告⑨ 大沼宏氏（東京理科大学）・石黒武秀氏（東京理科大学）

「自信過剰な経営者と利益調整」

【会場2】富士見ゲート4階402教室

司会：木村史彦氏（東北大学）

報告⑩ 河瀬宏則氏（九州産業大学）

「相対取引需要に基づく割引の公開買付による自社株買い」

報告⑪ 円谷昭一氏（一橋大学）

「機関投資家の議決権行使個別結果のデータ分析」

報告⑫ 竹原均氏（早稲田大学）

「商標権情報の価値関連性：株価と財務特性にブランドイメージが与える影響」

第3回 JARDISワークショップ プログラム

主催校 慶應義塾大学

第3回 JARDIS Workshop準備委員会

委員長 太田 康広 (慶應義塾大学)

委員 村上裕太郎 (慶應義塾大学)

木村 太一 (慶應義塾大学)

村上 敏也 (県立広島大学)

黄 耀偉 (東北大学)

第3回 JARDIS Workshopプログラム委員会

委員長 石川 博行 (大阪市立大学)

副委員長 吉田 靖 (東京経済大学)

委員 市原 啓善 (小樽商科大学)

稲葉 喜子 (公認会計士)

薄井 彰 (早稲田大学)

梅澤 俊浩 (北九州市立大学)

海老原 崇 (武蔵大学)

黄 耀偉 (東北大学)

大鹿 智基 (早稲田大学)

太田 康広 (慶應義塾大学)

奥村 雅史 (早稲田大学)

木村 太一 (慶應義塾大学)

坂上 学 (法政大学)

椎葉 淳 (大阪大学)

柴 健次 (関西大学)

田口 聡志 (同志社大学)

村上 敏也 (県立広島大学)

村上裕太郎 (慶應義塾大学)

吉田 和生 (名古屋市立大学)

【賛助企業】

- ・ビューロー・ヴァン・ダイク・エレクトロニック・パブリッシング株式会社
- ・株式会社アイフィスジャパン

- ・ マージェント・ジャパン株式会社
- ・ 株式会社ネオステージ
- ・ 株式会社日本経済新聞社
- ・ 日経メディアマーケティング株式会社
- ・ 株式会社プロネクサス
- ・ 株式会社QUICK

● 3月2日（金）会場：協生館4階 階段教室1

9：30 受付開始（協生館4階 階段教室1前）

10：00～10：10 開会挨拶

第3回 JARDIS Workshop準備委員会

委員長 太田 康広（慶應義塾大学）

【実証研究1】

司会 木村 史彦（東北大学）

10：10～11：30 内田 浩一（一橋大学）・野間 幹晴（一橋大学）

“Slack-building and institutional investors: From the perspective of target ratcheting”

11：40～13：40 データベース協議会

14：00～16：30 「社会遺産のディスクロージャー：日吉台地下壕の見学」(<http://hiyoshidai-chikagou.net/>)

17：00～ 常任理事会

● 3月3日（土）会場：協生館4階 階段教室1

9：10 受付開始（協生館4階 階段教室1前）

【第11回『現代ディスクロージャー研究』カンファレンス】

司会 奥村 雅史（早稲田大学）

9：40～11：00 島崎 博志（筑波大学大学院博士後期課程）

「IFRSと日本基準の会計情報の価値関連性」

【実証研究2】

司会 山本 達司（大阪大学）

11：10～12：30 河瀬 宏則（九州産業大学）

“The announcement timing on off-auction repurchase”

12：30～14：00 ランチセミナー

「QUICKのデータベース紹介と研究利用事例」

「ビューロー・ヴァン・ダイクのデータベース紹介と研究利用事例」

「プロネクサスのデータベース紹介と研究利用事例」

【理論研究】

司会 松田 康弘（東北大学）

14：00～15：20 小谷 学（熊本学園大学）

「経営者予想の精度とアナリスト予想のタイミング」

15：20～15：50 ティータイムセミナー

「日経メディアマーケティングのデータベース紹介と研究利用事例」

【実験研究】

司会 田口 聡志（同志社大学）

16：00～17：20 村上裕太郎（慶應義塾大学）・三輪一統（神戸大学）

“Contract Rigidity and Timeliness of Accounting Information”

17：30～19：30 懇親会（HUB 慶應日吉店：協生館1F）

● 3月4日（日）会場：協生館5階 エグゼクティブセミナールーム

9：10 受付開始（協生館5階 エグゼクティブセミナールーム前）

【公会計研究】

司会 太田 康広（慶應義塾大学）

9：40～11：00 黒木 淳（横浜市立大学）・廣瀬 喜貴（高崎商科大学短期大学部）

「地方公会計における会計情報ニーズに関する実証分析」

11：00～11：30 ティータイムセミナー

「マージェントのデータベース紹介と研究利用事例」

【招待講演】

司会 薄井 彰（早稲田大学）

11：30～13：00 加藤 千雄（大阪経済大学）

“Management forecasts in Japan: an empirical study of forecasts that are effectively mandated” with Douglas J. Skinner and Michio Kunimura, *The Accounting Review* 84(5), 1575-1606, 2009.

“Is Japan really a “Buy”? The corporate governance, cash holdings, and economic performance of Japanese companies” with Meng Li and Douglas J. Skinner, *Journal of Business Finance and Accounting* 44(3-4), 480-523, 2017.

13 : 00 閉会

日本ディスクロージャー研究学会 第17回研究大会プログラム

主催校 横浜市立大学
大会準備委員長 中條 祐介
準備委員 黒木 淳
開催日 2018年5月19日(土)
開催場所 横浜市立大学 金沢八景キャンパス

5月19日(土)

9:30~17:00 参加受付
11:30~12:20 理事会
12:20~13:10 会員総会
14:30~16:00 統一論題シンポジウム
16:10~16:50 最優秀論文賞受賞記念講演
18:00~20:00 懇親会

【賛助企業】

- ・株式会社アイフィスジャパン
- ・株式会社QUICK
- ・株式会社東洋経済新報社
- ・株式会社ネオステージ
- ・日経メディアマーケティング株式会社
- ・ビューロー・ヴァン・ダイク・エレクトロニック・パブリッシング株式会社
- ・株式会社プロネクサス
- ・マージェント・ジャパン株式会社

● 5月19日(土)

9:30~17:00 参加者受付 (YCUスクエア1階 ピオニーホール前)

【自由論題報告】 10:00-11:30

(報告20分、質疑応答10分)

【会場1】 YCUスクエア 201教室

<会計ディスクロージャーに関する実証研究>

司会：石川博行氏（大阪市立大学）

報告① 山田哲弘氏（中央大学）

「企業の地理的分布が連結企業内の実体的利益調整に与える影響」

報告② 野間幹晴氏（一橋大学）

「退職給付に係る負債が社外取締役の導入に与える影響」

報告③ 海老原崇氏（武蔵大学）・赤塚尚之氏（滋賀大学）

「地方銀行単体の業績指標の価値関連性」

【会場2】YCUスクエア 202教室

<会計ディスクロージャーと会計情報システム>

司会：奥田真也氏（名古屋市立大学）

報告① 金奕群氏（早稲田大学大学院）

「有価証券報告書における定性情報の固定化～XBRL データによる『対処すべき 課題』と『事業等のリスク』に関する測定～」

報告② 高市幸男氏（日本薬科大学）

「非上場及び中小企業の情報開示方法（システム）に関する一考察」

報告③ 松山将之氏（日本政策投資銀行）・竹村光広氏（有限責任監査法人トーマツ）・

小河孝之氏（有限責任あずさ監査法人）・下山益里佳氏（有限責任監査法人トーマツ）

「日本のIFRS任意適用企業における企業行動についての考察～情報利用の観点から、「有価証券」「退職給付会計」「のれん」に注目して～」

休憩（昼食） 11：30～12：20

会員総会（YCU スクエア 204教室） 12：20～13：10

【特別プロジェクト最終報告】13：20-14：00

【会場1】YCU スクエア 201教室

司会：亀川雅人氏（立教大学）

主査：中島真澄氏（千葉商科大学）

「法廷会計学の創成 - 会計不正理論と実務教育との融合」

【会場2】YCU スクエア 204教室

司会：木村史彦氏（東北大学）

主査：梅澤俊浩氏（北九州市立大学）

「銀行業と銀行・企業間関係の会計制度と実証」

Coffee Break 14：00～14：30

【統一論題シンポジウム】

14：30～16：00（YCU スクエア 204教室）

テーマ 「ガバナンスがディスクロージャーに与える影響」

司会・パネラー：円谷昭一氏（一橋大学）

パネラー： 岩崎拓也氏（関西大学）

染谷浩史氏（金融庁総務企画局企業開示課）

休憩 16：00～16：10

【最優秀論文賞受賞記念講演】

16：10～16：50（YCU スクエア204教室）

司会：太田康広氏（慶應義塾大学）

「新規参入企業に対するプレアナウンスメントの戦略的效果」

三輪一統氏（神戸大学）・椎葉淳氏（大阪大学）

休憩 16：50～17：00

【統一論題・ディスカッション】

17：00～17：50（YCU スクエア 204教室）

テーマ 「ガバナンスがディスクロージャーに与える影響」

司会・パネラー：円谷昭一氏（一橋大学）

パネラー： 岩崎拓也氏（関西大学）

染谷浩史氏（金融庁総務企画局企業開示課）

18：00～20：00 懇親会（YCU スクエア ピオニーホール）

第4回 JARDISワークショップ プログラム

主催校 小樽商科大学

第4回 JARDIS Workshop準備委員会

委員長 市原 啓善 (小樽商科大学)

第4回 JARDIS Workshopプログラム委員会

委員長 木村 史彦 (東北大学)

副委員長 石川 博行 (大阪市立大学) (現代ディスクロージャー研究編集委員長)

委員 市原 啓善 (小樽商科大学)

委員 山本 達司 (同志社大学)

委員 吉田 和生 (名古屋市立大学)

【賛助企業】

- ・株式会社アイフィスジャパン
- ・マージェント・ジャパン株式会社
- ・株式会社ネオステージ
- ・日経メディアマーケティング株式会社
- ・株式会社QUICK

● 8月20日 (月) 会場：3号館 (講義棟) 2階210講義室

13:00 受付開始 (3号館 (講義棟) 2階210講義室前)

13:30~13:40 開会挨拶

第4回 JARDIS Workshop準備委員会委員長 市原 啓善 (小樽商科大学)

【研究報告1】

司会 山本 達司 (同志社大学)

13:40~15:00 稲村 由美 (新潟大学)

「財務制限条項に係るモニタリングと経営者の実体的裁量行動」

【研究報告2】

司会 吉田 和生 (名古屋市立大学)

15:30~16:50 木村 史彦 (東北大学)

「日本版不動産投資信託における配当ベースの利益マネジメント」

- 8月21日（火）会場：3号館（講義棟）2階210講義室
9：30 受付開始 3号館（講義棟）2階210講義室前

【研究報告3】

司会 榎本 正博（神戸大学）

10：00～11：20 石田 惣平（埼玉大学）・蜂谷 豊彦（一橋大学）
「経営者交代と業績予想情報」

【ランチセミナー】

司会 乙政 正太（関西大学）

11：30～12：00 日経メディアマーケティング株式会社
「日経メディアマーケティングのデータベース紹介と研究利用事例」
12：00～12：30 マージェント・ジャパン株式会社
「ESGレーティングとESGレーティングを活用した指数に関して」

【研究報告4】

司会 乙政 正太（関西大学）

12：40～14：00 井上 謙仁（大阪市立大学）
「IFRS適用が企業買収に与える影響」

【セミナー1】

司会 薄井 彰（早稲田大学）

14：10～15：30 椎葉 淳（大阪大学）
「会計情報に基づく現在価値関係に関する研究について」

【セミナー2】

司会 木村 史彦（東北大学）

16：00～17：20 太田 浩司（関西大学）
「実証研究における交差項を含むモデルの考察」

懇親会（事前申込）

18：00～20：00 「寿司・和食 おたる大和家 本店」（小樽市稲穂3-4-11）
<http://otaru-yamatoya.com/honten.html>

- 8月22日（水）会場：3号館（講義棟）2階210講義室
8：30 受付開始（3号館（講義棟）2階210講義室前）

【セミナー3】

司会 吉田 靖（東京経済大学）

9：00～10：10 坂上 学（法政大学）

「FinTechのコア技術ブロックチェーンの会計的理解」

【研究報告5】

司会 岩崎 拓也（関西大学）

10：20～11：40 柳田 具孝（北海道大学大学院経済学研究科博士後期課程）

「ファミリー企業における経営者交代の決定要因」

【社会遺産のディスクロージャー】（事前申込）

12：00～ 「ニッカウキスキー北海道工場余市蒸溜所見学（近代化産業遺産・北海道遺産）」

Editor's Note

皆様のご協力をいただき、『現代ディスクロージャー研究』第17号をお届けできることになりました。『現代ディスクロージャー研究』は、歴代の会長、理事、編集委員長、会員の皆様の多大なご尽力により、ディスクロージャー研究の領域では、日本において自他ともに認めるトップジャーナルの1つとなっています。これまでの編集委員長のご努力のうえに成り立っている本誌の品質を維持向上することを責務として、2018年4月から、編集委員長を務めさせていただいております。

本号においては、論文セッションに5本の投稿があり、厳正な審査の結果、2本が採択されました(次ページの編集データ参照)。

1本目の論文は、日本の製造業の技術競争力と会計利益の持続性の関係を、純営業資産利益率予想モデルに基づいて検証したものです。技術競争力が会計利益に与える効果を計量的に把握することを試みた結果、技術競争力と利益の持続性との間に正の相関関係が存在することを示しています。

2本目の論文は、業務純益を明示しない銀行の損益計算書の現行様式の妥当性を検証したものです。利益・簿価モデルに基づいて業務純益、経常損益、および当期純損益の価値関連性を比較した結果、業務純益の価値関連性は、経常損益や純損益のそれと比べて遜色ない水準にあるという証拠を提示しています。

字数制限を設けていない本誌の特徴を活かし、いずれの論文も、オリジナリティの高い研究テーマについて、様々な角度から丁寧な検証が行われており、査読委員から高い評価を得ております。今後も十分な紙幅をとって完成度の高い論文の掲載を継続する予定です。

最後になりましたが、査読をご快諾いただき、本誌の研究水準の向上に貢献していただいた査読委員の皆様にあらためて感謝いたします。

『現代ディスクロージャー研究』編集委員長
石川博行

編集データ

『現代ディスクロージャー研究』第17号の編集状況は、次のとおりである。全ての原稿は、編集委員会が採否を決定した。また、論文セッションの原稿は、複数の匿名査読委員によってレビューされている。

論文セッション

受付数	5
受理数（採択率）	2（40%）

編集委員会

謝 辞

査読委員による真摯なレビューによって、本誌の高い品質が確保されました。編集委員会は、ここに記して、第17号の査読委員の皆様へ感謝の意を表します。

石津 寿恵 明治大学
井手 健二 龍谷大学
榎本 正博 神戸大学
海老 原崇 武蔵大学
大鹿 智基 早稲田大学
太田 浩司 関西大学
音川 和久 神戸大学
加賀谷哲之 一橋大学
阪 智香 関西学院大学
矢澤 憲一 青山学院大学
(敬称略、五十音順)

編集委員会

『現代ディスクロージャー研究』 投稿規程

ディスクロージャー研究学会 編集委員会 2006年12月28日制定

日本ディスクロージャー研究学会 常任理事会 2016年5月25日改訂

1. 投稿資格

- (1) 本学会の会員、入会申込者
- (2) 共同執筆の場合には、執筆者の半数以上が本学会の会員とします。

2. 論稿の種類

日本語で執筆された未刊行の著作。他誌に投稿中の著作を除きます。執筆者は、(1) 論文 (Articles)、(2) 実務展望 (Practical Views)、(3) 書評 (Book Reviews)、(4) その他のいずれかのセッションに投稿してください。「論文」のセッションには、新しい知見や理論が示された独創的な原著論文、総括論文など、「実務展望」には、ディスクロージャー実務に関する提言、論評、解説などを含みます。「書評」はディスクロージャーの研究と実務に重要な著書の論評とします。

3. 字数

「論文」セッションの投稿原稿には字数制限を特に設けません。ただし、会誌の掲載に際し、現代ディスクロージャー研究編集委員会（以下、「編集委員会」という。）が字数を制限することがあります。「実務展望」セッションの投稿原稿は5,000字以内、「書評」セッションの投稿原稿は1,000字以内とします。

4. 査読

「論文」セッションの投稿原稿については、査読委員（匿名）による査読意見を参考にして、編集委員会が掲載の採否を決定します。「実務展望」と「書評」の各セッションの投稿原稿については、査読委員による査読を実施せず、編集委員の査読意見を参考にして編集委員会が掲載の採否を決定します。

5. 投稿先

投稿原稿を随時受け付けます。執筆者は、投稿するセッションを指定し、MS Word ファイルあるいはPDF ファイルの形式で、本学会のホームページに投稿して下さい。

<http://jardis.ec.kansai-u.ac.jp/cgi-bin/submission/index.cgi>

6. 受理原稿の公表

編集委員会が掲載を決定した受理原稿は、会誌が刊行されるまでの一定期間、本学会のホームページにオンラインで公表されます。

7. 著作権の取扱い

2006年11月19日に開催された理事会は著作権の取扱いを次のように決定し、会員総会で報告しました。

- (1) 会誌に掲載される著作物の著作権は、編集委員会が最終稿を受理した時点から、原則として、本学会に帰属します。本学会が著作権を有する著作物の著作者は、編集委員会に事前に文書で申し出を行い、許諾を得た上で、著作物を使用することができます。編集委員会は、特段の事由がない限り、これを許諾します。
- (2) 会誌に掲載された著作物が第三者の著作権その他の権利および利益を侵害するものであるとの申し出があった場合には、当該著作物の著作者が一切の責任を負います。
- (3) 第三者から、本学会が著作権を有する著作物の使用要請があった場合には、本学会は理事会において審議した上で、それを許諾する場合があります。なお、著作権の使用許諾に伴う収入は本学会の会計に組み入れられます。
- (4) 2006年11月19日より前に会誌に掲載された著作物の著作権については、著作者から文書で申し出があり、本学会が理事会においてその申し出を承認した場合を除き、上記(1)(2)(3)の規程に従い取り扱うものとします。

8. 様式

(1) 表紙

表紙に論題（日本語、英語）、氏名（日本語、英語）、所属と肩書き（日本語、英語）、論文要旨（日本語（500字）、英語（200words））、連絡先（氏名、住所、電話番号、Fax番号、E-mailアドレス）、謝辞を記載します。

表紙には頁をつけず、1頁から本文をはじめます。査読を円滑に実施するために、執筆者を特定、あるいは類推させるような文言を記載しないで下さい。

(2) フォント

日本語はMS明朝、英語はTimes New Romanとします。見出し、図、表の題目のフォントはMSゴシック（太字）。漢字、ひらがな、カタカナ以外の文字（例えば、数字、アルファベット）は半角にします。文字化けを避けるため、特殊なフォントの文字（例えば丸数字①②など）を使用しないで下さい。フォントサイズ等はつぎの通りです。

論題	14ポイント	センタリング
執筆者名	11ポイント	右寄せ

所属	11ポイント	右寄せ
論文要旨	10ポイント	左寄せ
本文	11ポイント	左寄せ
見出し	12ポイント	左寄せ
参考文献	10ポイント	左寄せ
注（文末）	10ポイント	左寄せ

（3）スタイル

本文の章や節は、以下のように分けて下さい。

（1行空き）

1. 見出し

（1行空き）

本文

1.1. 見出し

本文

1.1.1. 見出し

本文

注

参考文献

（4）表記

横書き、新仮名遣い、当用漢字、新字体を使用して下さい。本文の句読点は、句点（。）と読点（、）にします。

（5）図、表

図表は必要最小限にして下さい。図と表はそれぞれ通し番号（図1、図2、表1、表2、…）をつけます。図と表は、本文と区別して、参考文献リストの後の頁に配置します。なお、本文中に図と表の挿入位置を指示して下さい。

（6）数式

数式はできる限り簡潔な表現にして下さい。添え字の添え字等は避けること。また、数式の導出過程や計算プロセスを冗長に記載しないで下さい。

数式番号（(1)、(2)、…のようにカッコ付き通し番号）を数式の右側に配置して下さい。数式の変数は可能な限りイタリックとする。ただし、exp、log、lim、数字、大文字のギリシャ文字等は立体を使用します。

(7) 引用

文献を引用する場合には、著者（発行年）（例田中（2006）、Ball and Brown（1968））として下さい。

(8) 参考文献

研究に引用した論文、著書、参考URLのリストを論文の最後に記載します。頁数にはp.やpp.を使用しないで下さい。和文献の句読点は、全角（,）（.）を使用します。

和文献と洋文献を区別せずに、著者氏名のアルファベット順に記載して下さい。

・単行本

著者名, 発行年. 『書名（副題を含む）』, 第X版, 発行所.

・論文

著者名, 発行年. 「論文名（副題を含む）」『雑誌名』第X巻第Y号, 掲載頁.

・編著に収録された論文

著者名, 発行年. 「論文名（副題を含む）」, 編者『書名（副題を含む）』第X版, 発行所, 掲載頁.

Ball, R., Brown, P., 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers.
Journal of Accounting Research 6, 159-178.

Watts, R., Zimmerman, J., 1986. Positive Accounting Theory. Prentice Hall,
Englewood Cliffs, NJ.

現代ディスクロージャー研究 No.17

2018年10月31日 発行

©発行者 日本ディスクロージャー研究学会
発行所 〒102-8160
東京都千代田区富士見2-17-1
法政大学経営学部
川島健司研究室気付

印刷所 株式会社NPCコーポレーション

現代ディスクロージャー研究

JARDIS