

論文

# 日本の株式市場における会計情報の 価値関連性の推移 —機械学習アプローチによる再検討—

## *The Changing Value Relevance of Accounting Information in the Japanese Stock Market: A Machine Learning Approach*

伊藤 広 大 (東京大学大学院経済学研究科博士後期課程・日本学術振興会特別研究員)  
*Kodai Ito, The University of Tokyo (Doctoral Program, Graduate School of Economics)*

2024年5月11日受付；2024年10月19日改訂稿受付；2024年12月2日論文受理

### 要約

本研究の目的は、Barth et al. (2023) で提案されたノンパラメトリックな機械学習モデルを用いて、日本における会計情報の価値関連性の推移を再検討することである。2001年から2022年を対象にした分析の結果、(1) 日本の株式市場では価値関連性は低下している、(2) 個別の会計項目に注目すると、2013年までは純資産や現金等といったストック情報が重視されるのに対して、2014年以降では当期純利益や配当金の支払額といったフロー情報が重視される、(3) Barth et al. (2023) による米国の結果とは異なり、無形資産のようなニューエコノミーに関連する会計項目の価値関連性に対する寄与の向上は、日本では観察されないということがわかった。本研究では、日本における会計情報の価値関連性の変容や日米の研究結果の相違について、日本の制度的要因から考察を行った。本研究の発見事項と考察は、日本の会計制度設計に重要な示唆を与えることが期待される。

### Summary

The aim of this study is to reassess the value relevance of accounting information in Japan, using a nonparametric machine learning model proposed by Barth et al. (2023). By analyzing data from 2001 to 2022, I find that (1) the value relevance in the Japanese stock market is declining, (2) stock information such as net assets and cash held more importance until 2013, while flow information such as net income and dividends paid becomes more important after 2014, and (3) in contrast to Barth et al. (2023), no increase in the value relevance of accounting items associated with features of the new economy, such as intangible assets, is observed in Japan. I have provided potential discussions on the observed changes in value relevance in Japan, as well as the differences between Japanese and U.S. studies, with an emphasis on Japan's institutional factors. The findings and discussions in this study are expected to have significant implications for Japanese accounting systems.

キーワード：会計情報 価値関連性 株式市場 機械学習 無形資産

\*謝辞：本論文の執筆に際しては、指導教員的首藤昭信先生（東京大学）より多大なご指導を賜ったほか、シュウ・インファー氏（東京大学大学院修士課程）より有益なコメントを頂いた。また、日本会計研究学会第83回大会報告における司会をお引き受け頂いた北川教央先生（神戸大学）並びに参加者の皆様や、関西大学における会計ディスクロージャー研究会の参加者の皆様より有益なコメントを頂いた。加えて、投稿論文の加筆・修正に際して、編集委員長の榎本正博先生（神戸大学）および2名の匿名の査読委員の先生方から数多くの建設的なコメントを賜った。ここに記して深謝申し上げる。なお、あり得る全ての誤謬は筆者に帰するものである。本研究はJSPS特別研究員奨励費24KJ0614の助成を受けている。

連絡住所：伊藤広 大 〒113-0033 東京都文京区本郷7-3-1 東京大学大学院経済学研究科  
E-mail : kodai-ito@geccu-tokyo.ac.jp

## 1. 本論文の目的と構成

本研究の目的は、Barth et al. (2023) において提示されたノンパラメトリックな機械学習モデルにもとづく分析手法に依拠して、日本の株式市場における会計情報の価値関連性 (value relevance) の時系列的な推移を再検討することである<sup>1)</sup>。

多くの会計基準設定団体の概念フレームワークが、財務報告の目的として、意思決定支援機能を最も重要と位置付けている (ASBJ 2006; FASB 2010; IASB 2010, 2018)。意思決定支援機能を検証する手段の一つとして、株式市場における価値関連性が古くから検証されてきた (Barth et al. 2001; Holthausen and Watts 2001; Scott and O'Brien 2020)。株式市場における価値関連性の推移を検証した先行研究の結果は必ずしも一貫した結論が得られていないものの、会計情報の価値関連性が時系列で低下することは概ね合意されている (Collins et al. 1997; Lev and Zarowin 1999; Core et al. 2003; Balachandran and Mohanram 2011; Lev and Gu 2016; Givoly et al. 2017; 薄井 2015; 加賀谷 2017; 譚 2018)。

一方で、従来の研究で用いられている検証手法に対して、Barth et al. (2023) は、会計情報の価値関連性を適切に検証するには、(1) 利益以外も含む網羅的な会計項目を使用する、(2) 変数と株価の非線形関係や変数間の相互作用を考慮できる柔軟な分析モデルを使用する、(3) アウトオブサンプル (out-of-sample) の評価指標を使用する必要があると指摘している。彼女らは、18種類の網羅的な会計項目に依拠して、先行研究で用いられていた OLS (Ordinary Least Squares) に加えて、ノンパラメトリックな機械学習モデルの一種である CART (Classification And Regression Tree) を年ごとに推定、アウトオブサンプルの決定係数の推移を確認した<sup>2)</sup>。その結果、(1) 先行研究で確認されている純利益と株主資本の2項目のみを用いて測定された価値関連性の低下が見られなくなる、(2) ニューエコノミー (new economy) に関する項目 (無形資産、成長機会、代替的業績指標) の価値関連性に対する寄与の増加が顕著である、(3) 純利益の寄与の低下をニューエコノミーに関する会計項目の寄与の増加が補完することで、会計項目を合算した全体の価値関連性は有意に増加することを報告している<sup>3)</sup>。ここで、日本と米国では、産業構造や制度的要因に差異があることから、米国で観測された価値関連性の増加やニューエコノミー項目の重視が日本の株式市場でも同様に成立するとは限らない。この点を踏まえて、本研究では、Barth et al. (2023) で提示されたモデルに依拠しつつ、日本の株式市場における会計情報の価値関連性の時系列的な推移について再検討を行った。

2001年1月から2022年12月における57,736観測値に対して年ごとの価値関連性の分析を行った結果、Barth et al. (2023) に従って検証モデルを改めた場合においても、日本の株式市場における価値関連

1) 会計情報の範囲の定義は研究によって異なり、広義には非財務情報も会計情報に含める研究も存在するが、本研究では財務諸表上の狭義の会計数値のみを会計情報と定義している点には留意されたい。

2) CARTは、教師あり学習に分類されるノンパラメトリックな機械学習アルゴリズムの一種であり、特徴量に基づく条件分岐に従ってデータの分割を階層的に繰り返すような木構造からなるアルゴリズムである。CARTのより詳しい説明については、例えば Hastie et al. (2009) や Barth et al. (2023, Appendix B) を参照のこと。

3) なお、Barth et al. (2023) は、ニューエコノミーをサービスやITに基礎を置く経済と定義しており、分析上におけるニューエコノミー企業を、テクノロジー産業に属する企業が、1971年以降にIPOを実施して、IPOを行った年度に赤字を計上した企業としている。

性の低下を一貫して支持する結果が得られた。また、価値関連性の低下は2014年から2022年頃の期間に特に観測された。価値関連性を会計項目に応じて分解したところ、2014年前後で傾向が異なることが分かった。具体的には、2013年までは、主に純資産や現金等といったストック情報によって株価が説明される傾向が観察された。一方2014年以降では、純資産や現金等によって説明される部分が大きく減少しており、対して当期純利益や配当金の支払額、売上原価、または法人税等合計といったフロー情報によって株価が説明される傾向が観察された。なお、Barth et al. (2023) で見られたような、ニューエコノミーを特徴付ける項目（無形資産、成長機会、代替的業績指標）の寄与の向上は、期間を通じて観察されなかった。

本研究の結果をもたす要因については、いくつか考えられる。第一に、価値関連性の低下が顕著に見られるようになった2014年以降の期間は、非財務情報の重視が強まると共に開示が増加した期間と重なっている。例えば、2014年のスチュワードシップ・コードや2015年のコーポレートガバナンス・コード、会社法改正等を通じた一連のガバナンス改革は、企業や投資家のガバナンス認識に大きな影響を及ぼした（江川 2018; 大鹿 2023; 本田・伊藤 2023）。また、2015年におけるGPIFの国連責任投資原則への署名を契機に、投資意思決定にESG情報を加味する動きが加速している（湯山 2020; 大鹿 2023; 本田・伊藤 2023）。このような状況を受けて企業も非財務情報に関する開示を強化しつつあり、統合報告書の開示は2014年7月時点の142社から2021年の718社に増加しているほか、財務資本提供者を意識した内容に変わりつつあることが確認されている（大鹿 2023）。以上のように、非財務情報に対する取り組みや開示が増加し、企業価値評価に用いられるようになることで、結果として会計情報の相対的な利用の減少がもたらされた可能性が考えられる。

第二に、2013年6月14日に閣議決定された「日本再興戦略」を端緒として、2014年以降に政府や関係省庁、証券取引所等によって実施された一連の成長戦略に伴って、市場参加者の評価方法がストック情報からフロー情報を重視したものに変化している可能性が考えられる。特に、経済産業省（2014）（通称、伊藤レポート）における日本の国際的に低水準の収益性に対する批判や経営目標としてのROEの強調、2014年1月6日より導入されたJPX日経インデックス400における銘柄選定のスクリーニング項目において、ROEや営業利益が高いウェイトを設定されたことなどを受けて、企業や株式投資家の収益性志向が強まっている可能性が考えられる（Chattopadhyay et al. 2020; 西内他 2014; 伊藤 2016; 江川 2018; 馬場他 2019）。また、前出の一連のガバナンス改革を契機として、横並びの固定的なペイアウト政策に対する批判や、投資機会を踏まえたペイアウト水準決定の必要性に関する議論が進展した結果、企業のペイアウト政策に変化が生じた可能性も指摘されている（篠崎 2021）。

最後に、先進各国と比較した知的財産や無形資産の投資や活用の遅れにより、無形資産と企業価値の結びつきが見られなくなっている可能性が考えられる。近年、先進各国では、特許やブランド、ITといった知的財産や無形資産が、事業の第一のバリュードライバーになりつつあり、投資額も伸びている（Lev and Gu 2016）。一方、日本においては、知的財産や無形資産に対する投資が先進各国と比較して低迷しており、知的財産や無形資産の投資を通じて付加価値の高い新たな製品やサービスに転換する、新たなマーケットを創出するといった試みに十分至っていないことが指摘されている（知財投資・活用戦略の有効な開示及びガバナンスに関する検討会 2022）。この知的財産や無形資産を取り巻く投資や活

用の遅れが、日米の価値関連性の内訳の違いをもたらす一因となっている可能性がある。

本研究の貢献は、以下の2点である。第一に、本研究は、Barth et al. (2023) で提案されたノンパラメトリックな機械学習モデルベースの価値関連性の分析手法を、日本の株式市場に適用した初めての研究である。本研究の実証結果は、会計情報と株価の関係性が時系列的に変化しており、日本の株式投資家がより多様な会計項目を組み合わせて意思決定を行うようになってきていることを示唆している。これは、従来の利益と純資産といった伝統的な会計項目のみで価値関連性を検証していた日本の価値関連性研究に対して新たな知見を提供する。第二に、本研究では、日米における会計情報の価値関連性の推移に関する差異、または日本における価値関連性の変容について、日本の制度的背景にもとづいて考察を行っている。これは、制度的背景の相違や変容が会計情報の価値関連性に影響を与える可能性があることを示している。

本研究の結果は、日本の基準設定機関や規制主体に対して、いくつかの興味深い示唆を提供する。具体的には、(1) 価値関連性が全体的に低下している、(2) 価値関連性を構成する会計項目がストック情報からフロー情報に移行している、または(3) ニューエコノミーを特徴付ける項目の寄与が日本では高まっていない、という発見事項は、今後の基準開発と規制において重要な検討材料となるであろう。特に、近年の国際的な会計基準設定は、収益・費用アプローチから資産・負債アプローチ重視に移行しつつあることが指摘されているが (Dichev 2008, 2017)、日本の株式市場では、収益・費用アプローチのボトムラインである当期純利益の重要性が高まっているという結果は、今後の会計基準設定を考えるにあたり、興味深い発見事項である。

本研究の構成は以下の通りである。第2節では、日米における価値関連性の時系列的な推移を扱った先行研究を整理すると共に、本研究の分析目的を提示する。第3節では、本研究で用いる価値関連性の検証デザインを説明する。第4節では分析に用いるサンプルの構成および記述統計量を、第5節では分析結果と考察を説明する。第6節では、追加検証の結果を提示する。第7節では、頑健性テストの結果を提示する。最後に第8節にて本研究の結果を総括し、将来研究に向けた展望を述べる。

## 2. 先行研究

### 2.1. 米国における価値関連性推移の研究

会計基準設定団体の概念フレームワークにおいては、意思決定支援機能が最も重要な目的と位置付けられている (ASBJ 2006; FASB 2010; IASB 2010, 2018)。その中で、価値関連性は、会計情報の目的適合性 (relevance) と表現の忠実性 (faithful representation) の共同テストとして、意思決定支援機能を間接的に検証する手段の一つと見做されており、古くから研究がなされてきた (Barth et al. 2001; Holthausen and Watts 2001; Scott and O'Brien 2020; Barth et al. 2023)。

株式市場における価値関連性の推移を検証した研究は、米国を中心に数多く存在しており、会計情報の価値関連性が時系列的に低下することが、概ね合意されている (Collins et al. 1997; Lev and Zarowin 1999; Core et al. 2003; Balachandran and Mohanram 2011; Lev and Gu 2016; Givoly et al. 2017)。

例えばCollins et al. (1997) は、1953年から1993年における米国の株式市場を対象に、従属変数に期末から3か月後の株価を、独立変数に一株当たり当期純利益と一株当たり純資産を利用した年ごとの回帰分析の決定係数の推移を見ることにより価値関連性を調査している。その結果、利益の説明力の低下と純資産の説明力の上昇を報告している<sup>4)</sup>。この利益から純資産への価値関連性の内訳のシフトの大部分は、(1) 一時的な項目の増加、(2) 損失の増加、(3) 企業規模と無形資産の変化によって説明されるとしている。Lev and Zarowin (1999) は、1978年から1996年における米国の株式市場を対象に、従属変数に期末の株価を、独立変数に一株当たり当期純利益と一株当たり純資産を用いた年ごとの回帰分析の決定係数を対象とした検証や、利益反応係数による検証を行っている。その結果、いずれの分析も価値関連性の低下を示唆する結果を得ている。Core et al. (2003) は、1975年から1999年における米国の株式市場を対象に、従属変数に期末から4か月後の株式時価総額を、独立変数に特別項目調整前純利益、特別項目調整前純利益と損失ダミーの交差項、研究開発費、広告宣伝費、資本支出、売上高成長額を用いて年ごとに回帰分析を実施している。スケールの問題を考慮して、各変数を株主資本で基準化して、定数項と株主資本の逆数を加えている。その結果、全体として価値関連性が低下する傾向を確認している。Balachandran and Mohanram (2011) は、1975年から2004年において、従属変数に期末から3か月後の株価を、独立変数に一株当たりの特別項目調整前純利益と一株当たり株主資本、及びこれらと産業ダミーや損失ダミーの交差項などを用いて年ごとに回帰を行っている。加えて、株価ではなくリターンを用いたモデルでも、決定係数の推移を確認している。その結果、いずれのモデルにおいても価値関連性が低下する傾向を確認している。最後に、Givoly et al. (2017) は、1975年から2013年において、従属変数に期末から3か月後の一株当たり時価総額を、独立変数に潜在株式調整後一株当たり特別項目調整前純利益と一株当たり純資産を採用して年ごとに回帰を行った結果、価値関連性の低下を示唆する結果を得ている。

価値関連性について、より多角的な観点から包括的に検討を行っている最近の研究書籍として、Lev and Gu (2016) が挙げられる。彼らは、1950年から2013年における米国の株式市場の価値関連性を調査している。予備的検証として、事業環境に係る多くの変化にも関わらず財務報告書の構造や内容が変わっていないこと、利益に依拠した投資戦略の有用性が低下していることを確認している。そのうえで、従属変数に期末から3か月後の時価総額を、独立変数に当期純利益、純資産、および発行済株式総数を採用して回帰を行い、決定係数が低下することを確認している。この低下は、より網羅的な会計項目として独立変数に売上高、売上原価、販管費、当期純利益、総資産、および総負債を用いた場合においても頑健であった。さらに、代替的な情報源として、会計以外のSEC提出書類、アナリスト予想、経営者予想を用いてこれらと合わせて財務報告書の寄与を調査したところ、財務報告書以外の情報の寄与度は高まる一方で、財務報告書の寄与度は5%程度と非常に低位に留まっていることや、足元の経済状況が安定しているにも関わらずアナリスト予想の分散が高まっているといった、会計情報の有用性低下を支持する複数の結果を報告している。価値関連性の低下の要因として、彼らは、(1) 無形資産の重要性の増加、(2) 会計上の見積もりの増加、(3) 簿外ビジネス事象の増加を挙げつつこれと整合する実

4) ただし、Collins et al. (1997) は当期純利益と純資産の寄与の増減を合算すると、会計項目全体での価値関連性が増加すると結論している点には留意する。

証的な証拠を複数提示しており、この（１）から（３）によって財務会計情報が有用なものではなくなりつつあると結論している。

以上の結果を要約すると、最近における米国の株式市場の価値関連性の推移を検証した研究の結果は、価値関連性の時系列的な低下を指摘するものが支配的になっている。そのような研究に共通して挙げられている要因としては、経済のニューエコノミー化が進展する中で、知的財産や無形資産の事業上の相対的な重要性が高まりつつある一方で、財務報告側に大きな変化は見られないことから、ニューエコノミーを特徴付ける要素を十分に捕捉可能なものにはなっていないという点が挙げられている。

## 2.2. 日本における価値関連性推移の研究

日本においても、会計情報の価値関連性の推移を検証した研究はいくつか見られるが、その多くが米国と同様に、価値関連性の時系列的な低下を指摘している（薄井 2015; 加賀谷 2017; 譚 2018）。

薄井（2015）は、1965年から2012年における個別及び連結の当期純利益と純資産の価値関連性を検証している。従属変数に期末の株式時価総額、独立変数に当期純利益と純資産を用いて、それぞれ前期の株式期末時価総額で基準化したうえで年ごとに回帰を行った結果、個別の当期純利益及び純資産を用いた場合においてのみ、価値関連性が有意に低下することを確認している。また、加賀谷（2017）は、1986年から2015年における経常利益と純資産を用いて価値関連性を検証している。従属変数に期末の株式時価総額、独立変数に経常利益と非支配株主持分を除く純資産を取り、それぞれ期首期末平均総資産で基準化したうえで年ごとに回帰を行った結果、価値関連性の低下が見られることを報告している。併せて、加賀谷（2017）は、日本企業の財務情報の有用性の低下の要因として、（１）無形資産、（２）販管費、（３）費用収益の対応度、および（４）売上・費用・利益の変動性が部分的に影響している可能性について指摘している。このほか、譚（2018）も1984年から2016年における製造業及び情報・通信業に属する東証1部・2部上場企業を対象に、当期純利益と純資産を用いて価値関連性を調査しており、当期純利益と純資産を合わせた価値関連性については減少が見られなかった一方で、当期純利益の寄与については低下傾向であることを報告している。

総括すると、日本における価値関連性の研究の結果は、検証設定に応じて必ずしも一貫しないものの、価値関連性の低下を結論とする研究が多いようである。これは、2.1で確認した、米国における価値関連性の推移に関する先行研究の結果と概ね一致するものである。

## 2.3. 先行研究の課題

ここまで概観した日米における価値関連性の推移を扱った研究の多くは、価値関連性が時系列的に減少傾向にあると結論していた。ここで、Barth et al. (2023) は、前述の研究群の抱える課題について3点指摘を行っている。具体的には、会計情報の価値関連性を適切に検証するには、（１）利益以外も含む包括的な会計項目を使用する、（２）変数と価格情報の非線形関係や変数間の相互作用を考慮できる柔軟な分析モデルを使用する、および（３）アウトオブサンプルの評価指標を使用する必要があるとの指摘である。

以上を踏まえた検証に際して、Barth et al. (2023) は、表現の忠実性は高くないがニューエコノミ

一の評価に重要と思われる会計項目（無形資産、成長機会、代替的業績指標）を含む18種類の網羅的な会計項目を特微量に設定している<sup>5)</sup>。また、変数間における相互作用や非線形関係を捕捉可能なモデルとして、ノンパラメトリックな機械学習モデルの一種であるCARTを用いている。価値関連性の測定に際しては、CARTを年ごとに推定して、10分割交差検証（10-fold cross validation）によるアウトオブサンプルの決定係数の推移を確認している<sup>6)</sup>。1962年から2018年においてNYSE、NASDAQ、AMEXに上場している246,295観測値を用いた回帰の結果、先行研究で見られた純利益の寄与の低下は観察される一方で、純利益と株主資本を合わせて測定した価値関連性の低下は見られなかった。さらに、ニューエコノミーに関する項目の寄与が有意に上昇しており、主にこれらに純利益の寄与の低下が相殺される形で、会計項目全体としての価値関連性は有意に増加する傾向が確認されたことを報告している。さらに、決定係数の一定水準（50%～95%）を確保するために必要となる会計項目の個数が、タイム・トレンドで有意に増加する傾向を確認しており、株価と会計情報の関係性が、より微妙なものに進化（evolution）してきていると結論している。なお、上記の傾向について、サンプルをニューエコノミー企業とオールドエコノミー企業で分けた場合や、赤字企業と黒字企業に分けて再度検証を行ったところ、いずれの部分サンプルにおいてもニューエコノミーに関する項目の寄与の増加が見られており、上記の傾向はニューエコノミー企業に限定されないものであると結論している。

ここで、日本と米国では、産業構造や制度的要因に差異があることから、米国で観測された価値関連性の増加やニューエコノミー項目の重視が日本の株式市場でも同様に成立するとは限らない点には留意する。前項で確認したように、日本の株式市場における価値関連性の推移の先行研究は、当期純利益と純資産の2つの会計項目のみを用いたOLSによるインサンプルの決定係数によって価値関連性を測定している。そのため、より網羅的な会計項目セットを特微量に使用して、株価と会計項目の非線形関係や会計項目間の相互作用を捕捉可能なモデルを採用して、アウトオブサンプルの決定係数を測った場合に、結論がどうなるかは明らかではない。ディスクロージャーの経済的波及効果に関する実証研究は、分析対象が米国企業に偏っていることから、より包括的な見地を得るためには、米国以外を含む広範な実証結果を蓄積することが必要とされる（Leuz and Wysocki 2016）。係る中で米国と制度的要因が異なる日本の株式市場を題材に価値関連性の再検討を行うことは、会計情報の価値関連性に対するより多角的な理解に資する可能性がある。以上を踏まえた本研究の目的は、Barth et al. (2023) において提示された価値関連性の検証手法に依拠して、日本の株式市場における会計情報の価値関連性の推移を再検討することである。

5) これらの18の会計項目の選定理由について、Barth et al. (2023) は、特別項目控除前純利益と株主資本に加えて、価値関連性やその時系列的推移を扱った研究において価値関連性を認められていた15会計項目、およびCompustat's Financial Statement Balancing Modelを元に会計情報の網羅性の観点から追加した20会計項目の計37会計項目と産業ダミーを用いてCARTの推定を行い、サンプル全期間で平均して1.5%以上であった会計項目を残すことにより設定したとしている（Barth et al. 2023, p.5）。

6) ここでの10分割交差検証は、年ごとの使用データを10個に分割し、うち9個で学習を行い、残りの1個で決定係数を計算することを10回繰り返し、それらの平均値として価値関連性の指標を得るものである（Barth et al. 2023, p.11, 脚注26）。

### 3. リサーチデザイン

#### 3.1. 価値関連性の推定

株式市場の価値関連性については、以下の(1)式の回帰式を年ごと(会計年度の期末が同一の年に属する企業を同一年として区分)に推定する。

$$P_{it} = f(VAR_{it}, IND_{it}) \quad (1)$$

$P_{it}$ は企業*i*の*t*期末から3か月後の株価、 $VAR_{it}$ は*t*期における18会計項目、 $IND_{it}$ は日経業種中分類による産業ダミーである。先行研究を参考に、OLSとCARTでそれぞれ推計を行う<sup>7)</sup>。CARTのハイパーパラメータは、決定木数を100、最大分割数を300、分割に必要な最小の観測値数を3に設定している。また、Barth et al. (2023)に倣って学習時にバギング(Bagging)を用いており、バギング分数は1.0を用いている<sup>8)</sup>。

会計項目( $VAR_{it}$ )の内訳として、本研究では、Barth et al. (2023)に沿って、以下の5つの区分における18項目を使用する<sup>9)</sup>。

1. 伝統的な会計項目(当期純利益、純資産)
2. 無形資産<sup>10)</sup>(研究開発費、無形固定資産、広告宣伝費)
3. 成長機会(現金等、売上高成長額)
4. 代替的業績指標(営業活動によるキャッシュ・フロー、売上高、特別損益、その他の包括利益合計<sup>11)</sup>)
5. その他(配当金の支払額、固定資産の取得による支出、売上原価、販売費及び一般管理費、法人税等合計、当期純利益成長額、資産合計)

7) CARTに産業ダミーを用いることで、産業ごとに会計項目と株価の関連が異なる可能性を捕捉できることが期待される。また、本研究における機械学習モデルや10分割交差検証、並べ替え重要度の実装は、Pythonの機械学習オープンソース・ライブラリであるscikit-learnに拠った。

8) バギングとは、ブートストラップ法を用いて元となる訓練データから異なる複数の新しい訓練データを生成し、それらを元に別個の弱学習器を学習させ、全ての弱学習器の結果を集約して予測を行うようなアンサンブル学習の手法である(Breiman 1996)。本研究では、Barth et al. (2023)の記法と合わせて、CARTをバギングにおける弱学習器として使用してアンサンブル学習により予測を行った場合にCARTと記載している。

9) 本研究は、Barth et al. (2023)と比較可能なファースト・エビデンスの蓄積を研究目的とした都合上、日本と米国における前提条件の差異をリサーチデザインに反映しなかった。ただし日本では、米国において入手できない人件費のような情報も利用できるなど、Barth et al. (2023)においてデータ制約上の限界とみられているデータについても分析可能性がある。また、日米の会計基準には、のれんの償却の有無に代表されるような会計基準の差異が存在するが、その点を考慮した、例えばのれんや減価償却費を含めるといったような調整は行っていない。加えて、会計情報の利用に影響を及ぼす可能性がある日本特有の要因の例に経営者予想利益(太田 2002; 村宮 2005)が挙げられるが、本研究はこのような要因が価値関連性に及ぼす影響を分析対象に含めていない。このような日本特有の要因を考慮に入れたリサーチデザインの改良を行うことは、将来研究の課題である。

10) 研究開発費、無形固定資産および広告宣伝費の3項目を「無形資産」として区分することについては、伝統的な財務会計研究において一般的な区分と言えない点については留意されたい。本研究では、Barth et al. (2023)との比較可能性を優先し、「intangible assets」に対応する日本語の区分として無形資産を使用している。

11) その他の包括利益が存在しない期間については、若林(2009)を参考に、NEEDS Financial Questの「その他有価証券再評価差額金/金融資産の公正価値」と「為替換算調整勘定/在外営業活動体の換算差額」のそれぞれの差分の合計として定義した。

以下に、Barth et al. (2023) の記述を参考にしつつ、それぞれの区分や会計項目の概要を述べる。最初に伝統的な会計項目として、日本における価値関連性研究において中心的に検証されてきた利益及び資本の変数として、当期純利益と純資産（資産合計－負債合計）を含める。

続く3つの区分（無形資産、成長機会、代替的業績指標）は、ニューエコノミーに関係が深い会計項目が分類される。無形資産には、研究開発費、無形固定資産、および広告宣伝費が含まれる。先行研究においては、研究開発費や広告宣伝費に無形資産に対する投資が反映されており、これらの項目が価値関連性を有する可能性が示唆されている(Lev and Sougiannis 1996; Core et al. 2003; 譚 2018)。ただし、無形資産に関しては、自己創設による計上が認められない一方で取得時には資産計上されるといった会計処理の非対称性が存在する、研究と開発で属性が異なるといった同一項目内における内訳の違いを開示上反映しない、無形資産投資の成果に関する開示が不十分であるといった点から、無形資産集約的な企業で価値関連性が顕著に低下するとの実証的な指摘もあることから(Lev and Gu 2016)、無形資産が価値関連性の推移にどのように現れるかは、先行研究からは必ずしも明らかではない点には留意する。

成長機会には、現金等（現金及び預金＋有価証券）と売上高成長額が含まれる。先行研究に拠ると、成長機会を多く有する企業ほど現金を保有する傾向があり、また現金価値が高いとされる(Opler et al. 1999; Pinkowitz and Williamson 2002)。ただし近年の日本においては、十分な投資機会を持たない企業が過剰に現金を保有しているとの批判があり(経済産業省 2014)、現金保有が米国対比で大幅に低く評価されているといった実証結果も見られる点には留意する(山口・馬場 2012; 柳他 2019)。売上高成長額は、将来的な利益の期待成長を捕捉するものとして含められる(Core et al. 2003)。

代替的業績指標には、営業活動によるキャッシュ・フロー、売上高、特別損益、およびその他の包括利益合計が含まれる。営業活動によるキャッシュ・フローは、将来キャッシュ・フローの予測や企業価値評価に際して、しばしば利益の代替・補完的手段として用いられる(Palepu et al. 1999; Penman 2012)。また、利益と営業活動によるキャッシュ・フローを同時に含むことにより、間接的に会計発生高が含まれる。売上高は、特にテクノロジー産業や赤字企業のような、利益情報に依拠しづらい企業において、代替的な業績指標として価値関連性が高くなる場合がある(Davis 2002; Callen et al. 2008)。特別損益とその他の包括利益合計は、収益性の指標としての当期純利益の調整項目として、頻繁に使用される。ただし、特別項目の大幅な増加が価値関連性低下の一因になっている(Lev and Gu 2016)、包括利益と比較すると純利益が優れた業績指標になっている(若林 2009)、といった実証結果がある点には留意する。

最後に、ニューエコノミーとは直接関係しないその他の項目として、先行する価値関連性研究で有用性が支持される項目や、財務諸表における網羅性の観点から、配当金の支払額、固定資産の取得による支出、売上原価、販売費及び一般管理費、法人税等合計、当期純利益成長額、資産合計が含まれる。先行研究においても配当は、将来業績や株価と関連性を有することが示唆されており(石川 2013)、配当割引モデルを通じて企業価値の推定に使用される(Palepu et al. 1999; Penman 2012)。ただし、日本企業の配当政策は横並びで固定的との批判がある点には留意が必要である(経済産業省 2014)。また、企業の資本投資量を捕捉するため固定資産の取得による支出を、損益計算書における階層的な利益情報を捕捉するため売上原価と販売費及び一般管理費が含まれる。なお、売上原価や販売費及び一般管理費

には、無形資産や知的財産に対する投資が一部含まれる可能性がある点には留意する (Lev and Gu 2016)。法人税等合計は、利益の持続性に関する情報を提供する可能性から含められる (Lev and Nissim 2004; Hanlon and Heitzman 2010; Blaylock et al. 2012)。当期純利益成長額は、他の財務情報を集約した変数になっている可能性から含められる (Kothari and Shanken 2003)。最後に、CARTと合わせて用いられることで、一般的なファンダメンタル分析で用いられるような、資産で基準化された財務比率の情報が捕捉されることを期待して、資産合計が含められる。なお、分析に際しては、ダミー変数を除く全ての変数を、期末から3か月後の発行済株式総数(権利落ちベース)で除して一株当たりに変換して使用する。

本研究では、Barth et al. (2023) に準拠して、(1) 式のアウトオブサンプルの決定係数で価値関連性を評価する<sup>12)</sup>。決定係数の算出に当たっては、10分割交差検証(10-fold cross validation)による。具体的には、年ごとの使用データを10個に分割し、うち9個で学習を行い、残りの1個で決定係数を計算することを10回繰り返し、それらの平均値として得られた値をアウトオブサンプルの決定係数と定義して、価値関連性の代理変数とする (Barth et al. 2023, p.11, 脚注26)。また、比較のために、上記で学習を行った側の9分割で計算された決定係数の10回の平均値をインサンプルの決定係数と定義する。

価値関連性のタイム・トレンドにおける増減を評価するに当たっては、以下の(2)式を推定する。

$$OOSR2_t = \beta_0 + \beta_1 YEAR_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$OOSR2_t$ は(1)式のアウトオブサンプルの決定係数、 $YEAR_t$ は年に対応して2001, ..., 2022を取るタイム・トレンド変数である。

### 3.2. 価値関連性の分解

続いて、(1)式で推定した決定係数に対する個別会計項目の寄与の分解方法を定義する。個別会計項目の寄与のタイム・トレンドにおける増減を評価するに当たっては、以下の(3)式を推定する。

$$VR_{kt} = \beta_0 + \beta_1 YEAR_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$VR_{kt}$ は決定係数に占める会計項目 $k$ の割合である。決定係数の個別会計項目への寄与分解には、並べ替え重要度(permutation importance)を使用する。具体的には、訓練データで学習済みのモデルを使用して、並び替え前の特徴量で計算した決定係数と特定の特徴量をシャッフルした決定係数を比較することにより、各会計項目の寄与度を算出する (Barth et al. 2023, p.8, 脚注20)<sup>13)</sup>。

一定水準の価値関連性を確保するために必要な会計項目の個数のタイム・トレンドにおける増減を評価するに当たっては、以下の(4)式を推定する。

12) 本研究は、Barth et al. (2023) との比較の観点から、各年の決定係数を価値関連性の代理変数に用いて決定係数同士を比較している。ただし、異なる年の決定係数同士を比較することについて、経済や制度の変遷に起因して時系列で説明変数の分散が異なる場合には、そのままでは比較できないとの指摘がある (Brown et al. 1999; Gu 2004; 山形他 2005)。このような先行研究による指摘を踏まえて検証手法を改善することは、将来研究の課題である。

13) Barth et al. (2023) は、論文内で重要度分解の具体的な手法名に言及していないが、本研究では、Barth et al. (2023) における脚注20の記述から、並べ替え重要度と判断している。なお、アウトオブサンプルにおける決定係数の並べ替え重要度は、定義上負になる可能性がある点には留意する。負の並べ替え重要度は、当該特徴量の並び替え前の値が予測に寄与しておらず、ランダムなシャッフルの結果として予測精度が改善されたことを意味する。

$$NUMVR_t = \beta_0 + \beta_1 YEAR_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

NUMVR<sub>t</sub>はあらかじめ定めた説明力の閾値を超えるまでに必要な、会計項目の個数である。具体的には、VR<sub>kt</sub>を値の大きい順に加算していき、閾値を超えるまでに足し合わせた会計項目の個数により定義する。閾値としては、0.5、0.75、0.8、0.9、0.95を用いる。

## 4. サンプルと記述統計量

### 4.1. サンプル

表1にサンプル選択基準を示している。サンプル選択に際しては、証券取引法におけるディスクロージャー制度見直しに伴って2000年3月期決算から連結決算が一般化した点を考慮して、2001年1月から2022年12月に決算年月が含まれ、サンプル構築時点（2023年8月18日）で上場している企業である71,500観測値（4,041社）を対象とする。上記の観測値から、日経業種中分類が銀行、保険、証券、その他金融に属する4,164観測値を除外する。また、Barth et al. (2023) に従って、当期純利益、純資産、株価、発行済株式総数、資産合計、前期の資産合計、および売上高の全ての値があり、純資産の値が正である観測値に限定する。これにより、8,750観測値を除外する。加えて、株価に関する規模効果を緩和する目的から、年ごとに平均から3標準偏差を超える株価を有する850観測値を除外する<sup>14)</sup>。それ以外の変数については、値のないものは0に置き換えたうえで、先行研究（Givoly et al. 2017; Barth et al. 2023）と同様に、年ごとに連続な変数の上下1%を丸め込みして使用する。以上の要件を満たす57,736観測値（3,514社）を最終サンプルとして使用する<sup>15)</sup>。

表1 サンプル選択基準

基準	観測値数
2001年1月から2022年12月に決算年月が属する上場全社	71,500
銀行、保険、証券、その他金融を除外	(4,164)
必要な財務変数が入手できない観測値を除外	(8,750)
各年の株価が平均から3標準偏差を超える観測値を除外	(850)
最終サンプル	57,736

注) 表1は、本研究のサンプル選択基準である。

株式及び財務データは、NEEDS Financial Questより取得した。財務データは連結財務諸表の値を優先的に使用した。

14) 具体的には、2000年代前半に株価が非常に高い観測値が散見され、この観測値の10分割交差検証における分布に応じて、アウトオブサンプルの推計値が不安定になる問題が確認された。ただし2001年9月には、全国証券取引所と日本証券業協会により、「株式投資単位の引き下げ促進に向けたアクション・プログラム」を通じて公開会社に投資単位の水準を50万円未満とするように要請が行われ（阿部 2009）、2000年代後半以降には株価が非常に高い企業の割合が減少した（日本取引所グループ 2024）。それに伴う形で、10分割交差検証による推定値も安定することが確認された。なお、株価以外の全ての会計項目についても同様に、年ごとに平均から3標準偏差の範囲を超えた値を持つ観測値を除外したところ、主分析と整合する結果が得られた。

15) 本研究の総観測値数はBarth et al. (2023) と比較して少ないが、Barth et al. (2023) および本研究の分析は年単位で行われるため、個別の機械学習モデルが使用する平均的な観測値数はBarth et al. (2023) の0.6倍程度は確保される。加えて、本研究は10分割交差検証によるアウトオブサンプルの決定係数を用いているため、サンプルサイズが不十分であることに起因して過学習が発生していれば、インサンプルの決定係数が異常に高まる一方でアウトオブサンプルの決定係数が大幅に低下することを通じて問題が検知できる。なお、過学習の兆候は、ROEに関する追加検証の一部を除き、本研究では観察されなかった。

## 4.2. 記述統計

表2のPanel Aに記述統計量を示す。表2を見ると、異常値処理を行った後の統計量においても、一例として株価の中央値が831に対して平均値が5,206、最大値が452,000となっているように、スケールの違いから外れ値の影響が強くなっており、太田（2003）などの研究で指摘されるような規模効果の問題の兆候が見られる点には注意が必要である。表2のPanel Bの左下（右上）にPearson（Spearman）の相関係数を示す。Panel Bからは、純資産と資産合計の0.92（0.89）、売上高と売上原価の0.98（0.97）など、相関が強い項目が散見される点には留意する<sup>16)</sup>。株価との相関は純資産が0.77（0.74）と最も高く、次いで法人税等合計の0.73（0.71）、現金等の0.72（0.69）、資産合計の0.71（0.66）などが高くなっている。

表2 記述統計

Panel A. 記述統計量

変数名	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
Obs.	57,736	57,736	57,736	57,736	57,736	57,736	57,736	57,736	57,736	57,736	57,736	57,736	57,736	57,736	57,736	57,736	57,736	57,736	57,736
Mean	5,206	148	3,474	46	229	80	1,690	404	395	9,535	-61	2	-58	-283	6,733	2,173	180	-18	7,513
Std	26,334	1,558	13,953	245	1,322	602	7,729	5,593	2,471	47,618	553	89	295	1,567	34,274	10,963	985	1,345	32,788
Min	29	-25,467	18	0	0	0	7	-64,194	-16,798	21	-13,933	-1,795	-4,895	-29,283	1	6	-369	-26,241	51
0.25	385	10	403	0	5	0	119	-44	27	816	-15	-4	-28	-114	540	143	9	-17	932
0.50	831	43	829	4	16	0	270	31	86	1,621	-2	0	-12	-41	1,120	303	29	4	1,669
0.75	1,804	106	1,600	28	53	6	564	158	196	3,393	0	8	-5	-12	2,532	669	64	26	3,108
Max	452,000	16,771	171,835	5,538	21,365	10,866	89,983	87,561	34,595	651,568	901	1,077	0	0	478,395	155,308	14,156	18,395	476,816

Panel B. 相関係数表

変数名	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
1. 株価		0.67	0.74	0.19	0.56	0.13	0.69	0.30	0.56	0.58	-0.06	0.06	-0.67	-0.54	0.48	0.61	0.71	0.15	0.66
2. 当期純利益	0.47		0.62	0.13	0.36	0.03	0.53	0.39	0.59	0.51	0.15	0.06	-0.64	-0.42	0.45	0.42	0.75	0.39	0.55
3. 純資産	0.77	0.42		0.26	0.52	0.05	0.78	0.18	0.59	0.75	-0.09	0.04	-0.74	-0.59	0.69	0.66	0.70	0.07	0.89
4. 研究開発費	0.34	0.00	0.42		0.11	-0.08	0.15	-0.01	0.19	0.06	0.02	0.03	-0.20	-0.20	0.05	0.09	0.12	0.01	0.19
5. 無形固定資産	0.52	0.19	0.62	0.28		0.09	0.47	0.18	0.42	0.55	-0.11	0.02	-0.44	-0.53	0.49	0.61	0.45	0.04	0.57
6. 広告宣伝費	0.43	0.23	0.49	0.11	0.40		0.08	0.05	0.04	0.08	-0.12	-0.01	-0.05	0.00	0.02	0.23	0.09	0.01	0.06
7. 現金等	0.72	0.36	0.89	0.41	0.58	0.48		0.17	0.49	0.63	-0.06	0.03	-0.59	-0.42	0.57	0.61	0.61	0.08	0.72
8. 売上高成長額	0.43	0.42	0.34	0.04	0.32	0.23	0.32		0.22	0.25	0.01	0.06	-0.16	-0.18	0.23	0.19	0.33	0.35	0.20
9. 営業活動によるキャッシュ・フロー	0.49	0.43	0.60	0.17	0.44	0.35	0.56	0.24		0.52	-0.10	0.04	-0.53	-0.51	0.46	0.46	0.57	0.19	0.58
10. 売上高	0.65	0.39	0.82	0.23	0.60	0.51	0.76	0.43	0.60		-0.18	0.02	-0.56	-0.56	0.97	0.81	0.64	0.08	0.88
11. 特別損益	-0.26	0.28	-0.39	-0.20	-0.39	-0.28	-0.39	-0.08	-0.28	-0.44		0.05	0.04	0.10	-0.16	-0.19	-0.01	0.21	-0.15
12. その他の包括利益合計	0.02	0.04	-0.10	-0.10	-0.12	-0.11	-0.11	-0.03	-0.06	-0.11	0.15		0.00	-0.02	0.02	0.01	0.03	0.12	0.04
13. 配当金の支払額	-0.59	-0.42	-0.76	-0.29	-0.50	-0.47	-0.68	-0.28	-0.54	-0.72	0.35	0.15		0.47	-0.49	-0.51	-0.68	0.00	-0.64
14. 固定資産の取得による支出	-0.55	-0.27	-0.67	-0.27	-0.58	-0.46	-0.59	-0.36	-0.55	-0.69	0.44	0.11	0.56		-0.51	-0.51	-0.49	-0.02	-0.63
15. 売上原価	0.61	0.35	0.78	0.21	0.58	0.47	0.74	0.42	0.56	0.98	-0.42	-0.11	-0.69	-0.64		0.68	0.57	0.06	0.84
16. 販売費及び一般管理費	0.66	0.32	0.82	0.30	0.62	0.57	0.77	0.37	0.56	0.91	-0.47	-0.10	-0.68	-0.69	0.84		0.56	0.05	0.72
17. 法人税等合計	0.73	0.58	0.79	0.25	0.54	0.47	0.73	0.48	0.59	0.78	-0.30	-0.10	-0.75	-0.63	0.74	0.74		0.17	0.66
18. 当期純利益成長額	0.01	0.49	-0.10	-0.09	-0.11	-0.08	-0.10	0.12	0.11	-0.09	0.47	0.15	0.17	0.17	-0.10	-0.12	-0.03		0.07
19. 資産合計	0.71	0.37	0.92	0.33	0.62	0.52	0.84	0.38	0.60	0.90	-0.46	-0.12	-0.75	-0.73	0.87	0.84	0.80	-0.13	

注) 表2は、2001年1月から2022年12月における57,736企業・年の記述統計を示す。Panel Aに記述統計量を、Panel Bの左下にPearsonの相関係数を、右上にSpearmanの相関係数を示す。列名の番号はそれぞれ1. 株価、2. 当期純利益、3. 純資産、4. 研究開発費、5. 無形固定資産、6. 広告宣伝費、7. 現金等、8. 売上高成長額、9. 営業活動によるキャッシュ・フロー、10. 売上高、11. 特別損益、12. その他の包括利益合計、13. 配当金の支払額、14. 固定資産の取得による支出、15. 売上原価、16. 販売費及び一般管理費、17. 法人税等合計、18. 当期純利益成長額、19. 資産合計に対応する。

16) Barth et al. (2023) においても、論文内で確認できる最も相関が高い項目として、売上高と売上原価の相関が0.98になっていることを報告している。この点について、Barth et al. (2023) は、「CARTによる推定はノンパラメトリックであるため、変数の分布に歪みがあっても推定には影響しない (Barth et al. 2023, p.10より著者翻訳)」と述べている。ただし、ノンパラメトリックな機械学習モデルは、線形回帰と比較して相関が高い変数によって推定精度に受ける影響が低いことが知られている一方、並べ替え重要度の推定値は相関により影響を受ける懸念があるとの指摘がある点には留意が必要である (例えばGregorutti et al. 2017)。

この点を考慮して、相関が90%を超える特徴量の組み合わせを含まない「伝統的な会計項目、無形資産、成長機会、代替的業績指標」に属する11会計項目のみを用いて、価値関連性の推移やその分解結果を確認した。その結果、主分析と同一の傾向が見られることが確認された。

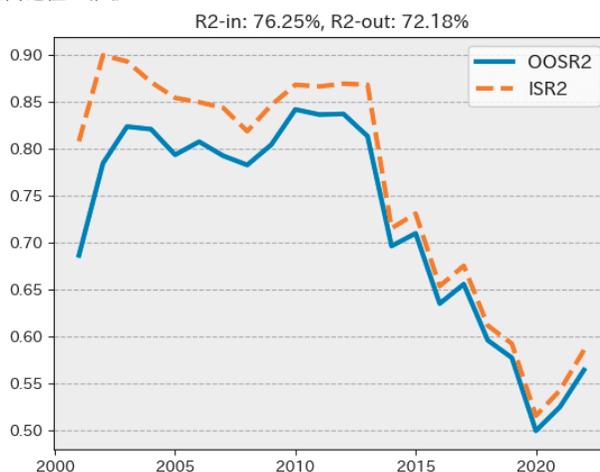
## 5. 結果

### 5.1. 価値関連性

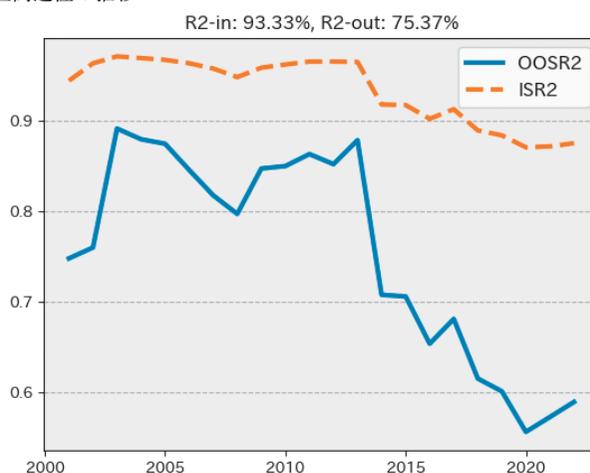
図1に、全ての会計項目を合算して算出される全体の価値関連性（combined value relevance）の時系列推移を示す。Panel AはOLSによる決定係数、Panel BはCARTによる決定係数であり、いずれも会計項目18種と産業ダミーを用いた場合である。図1からは、OLSとCARTのインサンプルとアウトオブサンプルのいずれの場合においても、価値関連性が低下傾向にあることが読み取れる。特に、価値関連性の低下は、2013年頃まではそれほど見られないものの、2014年頃から顕著に見られており、

図1 価値関連性の推移

Panel A. OLSによる価値関連性の推移



Panel B. CARTによる価値関連性の推移



注) 図1は、2001年から2022年において、年度ごとに(1)式を推定することによって得られた、合算された価値関連性の推移を描画したものである。Panel AはOLSを用いた場合の、Panel BはCARTを用いた場合のインサンプルの決定係数 (ISR2) とアウトオブサンプルの決定係数 (OOSR2) の推移を示したものである。表中のR2-in (R2-out) の値は、通期におけるISR2 (OOSR2) の平均値である。

コロナ禍の影響を強く受ける2020年から2021年に最も低位になることが分かる。

表3のPanel Aに、年代別の価値関連性とその期間におけるタイム・トレンドを示す。決定係数の算出においては、CARTを用いたアウトオブサンプルの決定係数であり、会計項目18種と産業ダミーを用いた場合の結果を示す。表3のPanel Aからは、全期間の分析（All Years）における決定係数の平均値が75.4%であり、1%水準で有意に減少（ $t = -5.642$ ）していることが確認できる。表からは、2012年から2017年の期間における低下が5%水準で有意であり（ $t = -3.470$ ）、全期間における価値関連性の減少が、2012年から2017年の間に起こっていることが示唆される。

表3 価値関連性の時系列的な傾向

Panel A. 期間別の価値関連性の平均、標準偏差、タイム・トレンド回帰

期間	Mean	Std. Dev.	Trend	(t-stat)
All Years	0.754	0.115	-0.014 ***	-5.642
2001-2006	0.833	0.063	0.023	1.922
2007-2011	0.835	0.027	0.014 *	2.734
2012-2017	0.746	0.094	-0.044 **	-3.470
2018-2022	0.587	0.023	-0.008	-1.131

Panel B. 特徴量サブセット、回帰モデル別の価値関連性とタイム・トレンド回帰

	OLS In-Sample R2	OLS OOS R2	CART R2	OLS In-Sample		OLS OOS		CART	
				Trend	(t-stat)	Trend	(t-stat)	Trend	(t-stat)
(1)	0.642	0.624	0.665	-0.023 ***	-7.383	-0.020 ***	-5.330	-0.025 ***	-6.649
(2)	0.705	0.675	0.723	-0.023 ***	-8.243	-0.019 ***	-5.991	-0.018 ***	-6.332
(3)	0.744	0.707	0.750	-0.019 ***	-7.731	-0.016 ***	-5.791	-0.014 ***	-5.651
(4)	0.762	0.722	0.754	-0.017 ***	-7.701	-0.013 ***	-5.319	-0.014 ***	-5.642

注) 表3は、年度ごとに(1)式を推定することによって得られた価値関連性の時系列的な傾向についての分析結果である。\*、\*\*、\*\*\*は順に10%、5%、1%水準で有意であることを意味する(両側検定)。Panel Aは、全ての特徴量を使用してCARTを用いて測定されたアウトオブサンプルの決定係数(OOSR2)を期間別に確認した結果を示している。Panel Bは、特徴量として使用する項目を変更し、OLSインサンプル、OLSアウトオブサンプル、CARTアウトオブサンプルの3つのモデルによって価値関連性を測定した結果を示している。(1)行は伝統的な会計項目のみを使用した場合、(2)行は伝統的な会計項目、無形資産、成長機会、代替的業績指標の11項目、(3)行はその他を加えた18項目、(4)行は産業ダミーを加えた50項目を用いた場合の価値関連性である。

表3のPanel Bに、OLSとCARTにおける、特徴量として使用する会計項目を変更した場合の価値関連性とタイム・トレンドを示す。(1)行は伝統的な会計項目のみを使用した場合、(2)行は伝統的な会計項目、無形資産、成長機会、代替的業績指標の11項目、(3)行はその他を加えた18項目、(4)行は産業ダミーを加えた50項目を用いた場合の価値関連性である。表3のPanel Bからは、モデルや特徴量によって説明力に差異はあるものの、全ての定式化において価値関連性の有意な減少が見られる。CART R2は、全てのケースでOLS OOS (out-of-sample) R2を上回っており、CARTの捉える非線形性や相互作用が説明力を高めることが示唆される。また、会計項目を増加させるに従って、アウトオブサンプルでも説明力が改善することが確認されており、包括的な会計項目を使用して評価することの意義を支持する結果が見られている。

上記を総括すると、Barth et al. (2023)を参考に改良した検証モデルを用いても、日本における価値関連性は低下傾向にあることが示唆された。また、低下は(1)OLSとCART、(2)インサンプル

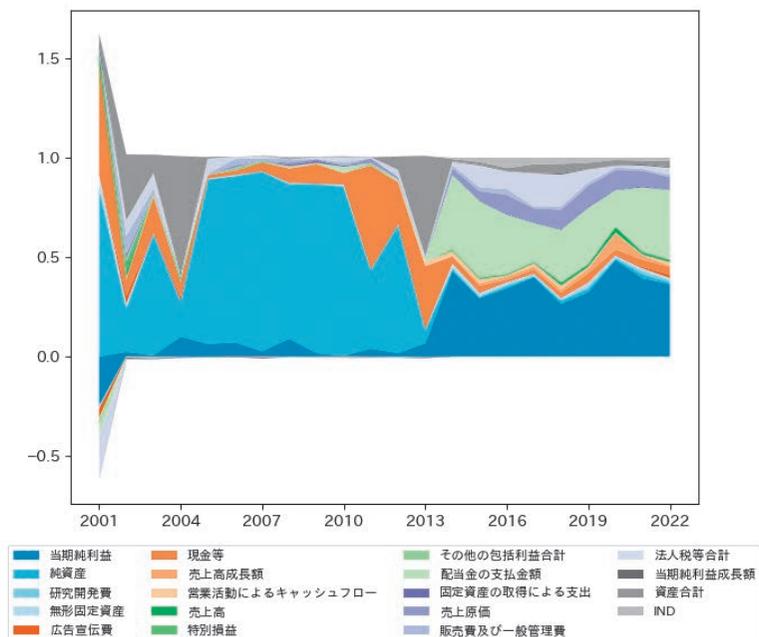
とアウトオブサンプル、(3) 特徴量に採用する会計項目セットを幅広く変更した場合のいずれにおいても一貫して確認された。加えて、低下傾向は2012年から2017年の間に有意であり、コロナ禍の影響が強い2020年から2021年に最も低位になることが観察された。

## 5.2. 価値関連性の分解

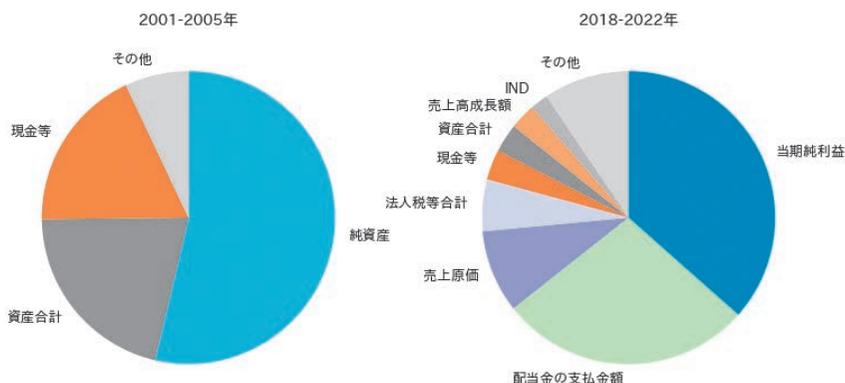
図2のPanel Aに、価値関連性の分解結果の時系列的な推移を示す。決定係数はCARTを用いたア

図2 価値関連性の分解結果の時系列的な傾向

Panel A. 価値関連性の分解結果の推移



Panel B. 決定係数の90%の説明に必要な会計項目の内訳



注) 図2は、2001年から2022年における価値関連性の分解結果である。Panel Aは、全ての項目についての価値関連性に対する並べ替え重要度の寄与の年度ごとの推移である。Panel Bは、時計回りに、2001年から2005年と2018年から2022年における平均のIRを高い項目の順に足し合わせていき、90%を超えるまでを独立した項目、残りをその他として表示したものである。

ウトオブサンプルの値であり、会計項目18種と産業ダミーを用いた場合の結果である。図2のPanel Aからは、2014年を境に、伝統的な会計項目とその他の項目の傾向が変化していることが分かる。2013年以前においては、純資産の重要度が高く（平均して51.5%）、次いで現金等、資産合計の説明力が高くなっている。一方で、2014年以降においては、当期純利益の重要度が最も高くなっており（平均して23.0%）、次いで配当金の支払額、売上原価、法人税等合計の順に説明力が高くなっている。

また、図2のPanel Aからは、Barth et al. (2023) で指摘されていたような、ニューエコノミーを特徴付ける会計項目（無形資産、成長機会、代替的業績指標）の重要度の増加がほとんど見られないことが分かる。Barth et al. (2023) は、純利益の重要度が低下する一方で、無形資産、成長機会、代替的業績指標といった項目の説明力が補完することで、従来見られていた価値関連性の減少が見られなくなることを指摘していた。本結果からは、日本の株式市場においてはそのような補完が見られないことで、会計情報全体の価値関連性が低下傾向になっていることが示唆される。

表4のPanel Aに、サンプル期間を5年または6年で区切った場合における年代別の価値関連性の分解結果を示している。表4のPanel Aからは、2011年までと2012年以降で傾向が大きく異なることが伺える。伝統的な項目については、決定係数に占める当期純利益の寄与が2001年から2006年の0.00に対して、2018年から2022年の0.37に増加する一方で、純資産の寄与は同期間で0.59から0.01に大きく減少することが確認される。また、表4のPanel Aからは、決定係数に占める無形資産、成長機会、代替的業績指標の寄与の増加はほとんど見られないことが分かる。この中ではBarth et al. (2023) と比較すると、現金等の寄与が11%と高い水準（Barth et al. 2023では2～4%程度）であるものの、近年その重要度は下がりつつあることが分かる。加えて、2012年以降の期間において、配当金の支払額や売上原価、法人税等合計といったフロー情報に関わる項目の重要度が増加していることも確認される。

表4のPanel Bに、価値関連性に占める個別会計項目の割合のタイム・トレンドにおける増減を示す。伝統的な項目については、当期純利益が有意に増加（ $t=7.20$ ）する一方で、純資産は有意に減少（ $t=-4.53$ ）する傾向が見られる。無形資産の3項目（研究開発費、無形固定資産、広告宣伝費）は、研究開発費のみ有意であるものの係数の値は非常に小さく、増加の経済的な影響はほとんど確認できなかった。成長機会や代替的業績指標は有意に正の項目がいくつか見られるものの、研究開発費と同様に係数の値が非常に小さく、増加の経済的な影響はほとんど確認できなかった。また、その他の項目のうち係数が大きいものとして、配当金の支払額の重要度に有意な増加（ $t=6.41$ ）が見られた。

表4のPanel Cに、(4)式の推定結果として、年ごとの決定係数のうち一定水準（50%～95%）の説明力を確保するために必要とされる会計項目の個数の増減に関する結果を示す。表4のPanel Cからは、閾値に拠らず、一定水準の説明力を確保するために必要な会計項目の数は増加傾向にあることが伺える。一例として、図2のPanel Bに、左からそれぞれ2001年から2005年、2018年から2022年の平均  $VR$  が高い順に会計項目を並べ、合計値が90%を超えるまでを独立した項目として標記し、それ以外をその他として合算して表示したものを示す。図2のPanel Bからは、2001年から2005年においては純資産、資産合計、現金等といったストック情報の説明力が高い傾向が見られる一方で、2018年から2022年においては、当期純利益、配当金の支払額、売上原価、法人税等合計といったフロー情報の説明力が高い傾向が確認できる。また、90%を上回る説明力を確保するのに必要となる会計項目の個数は、2001年から

表4 価値関連性の分解結果の時系列的な傾向

## Panel A. 期間別の結果

変数名	All Years	2001-2006	2007-2011	2012-2017	2018-2022
当期純利益	0.16	0.00	0.04	0.26	0.37
純資産	0.37	0.59	0.76	0.12	0.01
研究開発費	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
無形固定資産	0.01	0.02	0.00	0.01	0.01
広告宣伝費	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
現金等	0.11	0.15	0.16	0.10	0.03
売上高成長額	0.01	0.00	0.00	0.01	0.03
営業活動によるキャッシュ・フロー	0.01	0.00	0.00	0.02	0.01
売上高	0.01	0.02	0.00	0.00	0.02
特別損益	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
その他の包括利益合計	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
配当金の支払額	0.12	-0.01	0.01	0.21	0.28
固定資産の取得による支出	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
売上原価	0.04	0.01	0.01	0.04	0.09
販売費及び一般管理費	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01
法人税等合計	0.04	0.00	0.01	0.07	0.06
当期純利益成長額	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
資産合計	0.09	0.18	0.00	0.11	0.03
IND	0.01	0.00	0.00	0.02	0.02

## Panel B. タイム・トレンド回帰

変数名	Coef.	(t-stat)
当期純利益	0.025 ***	7.20
純資産	-0.041 ***	-4.53
研究開発費	0.001 ***	4.16
無形固定資産	0.000	-0.42
広告宣伝費	0.000	0.89
現金等	-0.009	-1.70
売上高成長額	0.001 ***	2.89
営業活動によるキャッシュ・フロー	0.001 ***	3.51
売上高	-0.001	-1.07
特別損益	0.000	-0.70
その他の包括利益合計	0.000 **	2.47
配当金の支払額	0.019 ***	6.41
固定資産の取得による支出	0.000	1.30
売上原価	0.005 ***	5.90
販売費及び一般管理費	-0.001	-0.91
法人税等合計	0.005 *	1.95
当期純利益成長額	0.000	-0.88
資産合計	-0.007	-1.32
IND	0.001 ***	3.81

## Panel C. 一定水準の価値関連性を確保するために必要な会計項目数のタイム・トレンド回帰

Threshold	Coef.	(t-stat)
0.50	0.055 ***	4.45
0.75	0.091 **	2.50
0.80	0.119 **	2.57
0.90	0.250 ***	3.81
0.95	0.390 ***	4.69

注) 表4は、項目別の価値関連性の内訳についての分析結果である。\*、\*\*、\*\*\*は順に10%、5%、1%水準で有意であることを意味する（両側検定）。Panel Aは、全ての特徴量を使用してCARTを用いて測定されたアウトオブサンプルの決定係数（OOSR2）について、年ごとに項目別の並べ替え重要度を算出し、各期間で平均を取ったものである。Panel Bは、(3)式を各会計項目について推定した結果である。Panel Cは、(4)式について、閾値が50%、75%、80%、90%、95%のそれぞれの場合について推定を行った結果を示している。

2005年の3項目から、2018年から2022年の8項目に増加しており、日本の株式投資家が、より広範な会計項目を用いて企業評価を行うようになりつつあることと整合的な結果になっていることが分かる。

以上を総括すると、価値関連性の分解結果は、2013年以前と2014年以降で顕著に傾向が異なっており、2013年頃までの純資産を中心としたストック情報ベースの評価から、2014年以降における当期純利益、配当金の支払額、売上原価、法人税等合計といったフロー情報ベースの評価に変化しつつあることが伺える。また、日本では、Barth et al. (2023) で見られたような無形資産、成長機会、代替的業績指標を通じた伝統的な会計項目の説明力低下の補完は確認されなかった。

### 5.3. 考察

本節のここまでの分析結果を要約すると、2014年頃を境に、価値関連性の(1)大きさと(2)内訳の両方に変化が見られるというものであった。具体的には、(1)大きさについては、いずれのモデル定式化においても価値関連性の低下が確認されたほか、低下は主として2014年以降の期間に生じていることが確認された。(2)の内訳については、価値関連性を構成する会計項目が、純資産や現金等といったストック情報から、当期純利益や配当金の支払額、売上原価、法人税等合計といったフロー情報に移り変わっていることが確認された。なお、Barth et al. (2023) で確認されたニューエコノミーを特徴する項目(無形資産、成長機会、代替的業績指標)による価値関連性の増加は確認されなかった。

以下では、上記の結果をもたらさうる要因について、考えられる範囲で考察を行う。

#### 5.3.1. 価値関連性の低下について

最初に、2014年以降に顕著に見られる価値関連性の低下の要因について考察する。以下では価値関連性の低下が顕著に見られるようになった2014年以降の期間に、企業と投資家の両方において非財務情報を重視する動きが広まると共に、開示が増加している点に注目する。

この時期には、2013年6月14日に閣議決定された「日本再興戦略」を端緒として、2014年2月の日本版スチュワードシップ・コード策定や2015年6月のコーポレートガバナンス・コード適用開始、2014年6月公布の会社法改正(2015年5月施行)に代表される一連のガバナンス改革が進展した(江川2018)。これを受けた各企業の対応状況には企業間で差異が見られることから、ガバナンスの巧拙を適切に評価して企業価値評価に繋げる必要性が高まりつつあるとされる(本田・伊藤2023)。加えて、2015年頃から、投資意思決定にESG情報を加味する動きが拡大しつつある。日本におけるESG投資の普及の最大の契機は、国内最大の機関投資家である年金積立金管理運用独立行政法人(GPIF)の国連責任投資原則(PRI)への署名であるとされる(湯山2020;大鹿2023;本田・伊藤2023)。GPIFのPRI署名に続いて多くの国内機関投資家や運用機関がPRIに署名を行ったほか、GPIFは運用に際してESG指数を採用すると共に、2017年10月に投資運用原則を改正し、全ての資産クラスでESGの要素を考慮した投資を進めることを表明するといった具体的な施策を継続している(湯山2020;GPIF2023)。

係る状況の中で、企業側も非財務情報に関する取り組みや開示を工夫して強化しつつある。非財務情報開示の主要なツールの一つに統合報告書が挙げられる。統合報告書は、IIRC(International Integrated Reporting Council)の主導でまとめられた国際統合報告フレームワークを通じて、記載さ

れる情報の標準化が進んでいる。同フレームワークによると、統合報告書には、企業の価値創造プロセスと、その基礎となる財務資本、製造資本、知的資本、人的資本、社会・関係資本および自然資本といった広範な資本情報が含まれることが望ましいとされる（IIRC 2013）。実際に、GPIFが国内株式の運用を委託している運用機関を通じて選定を行い公表している「優れた統合報告書」を見ると、これらの情報が含まれていることが確認される（GPIF 2024）。加えて、「優れた統合報告書」の選定に際しては、統合報告書の内容が企業価値向上に結び付いているかが運用機関の評価ポイントとして挙げられている<sup>17)</sup>。日本における統合報告書の開示は2014年7月時点の142社から2021年12月末時点の718社に増加しており、内容面でも財務資本提供者以外のステークホルダーを意識したものから、財務資本提供者を意識したものに変化していることが指摘されている（大鹿 2023）。

上記のような非財務情報に関する取り組みが加速して、情報開示が増加、投資家が企業価値評価に非財務情報をより積極的に用いるようになることで、結果として会計情報の相対的な利用の減少が進んだ可能性が考えられる。ただし、本研究は、具体的にどのような情報によって会計情報の価値関連性が代替されたか特定は行っておらず、上記のような説明が実証的に裏付けられるかについて具体的な情報を元に検証することは、今後の研究課題である。

### 5.3.2. 価値関連性の内訳について

続いて、（1）2014年を境に、価値関連性を構成する会計項目が、ストック情報からフロー情報に移り変わっている点、（2）Barth et al. (2023) で確認されたニューエコノミーを特徴付ける項目（無形資産、成長機会、代替的業績指標）による説明力の上昇が見られない点の2点の要因について考察する。

最初の点については、2013年6月の日本再興戦略を起点に実施された一連の成長戦略に伴って、市場参加者の評価方法がストック情報からフロー情報を重視したものに変容している可能性が考えられる。旧来からの日本の資本市場の特徴として、メインバンクと呼ばれる銀行が、相対的に強い影響力を發揮してきたことが知られている（Aoki and Patrick 1994; Ito and Hoshi 2020）。ただし、メインバンクは債権者であり、主として債務の返済可能性に強い関心を持つことから、経済産業省（2014）（通称、伊藤レポート）においては、メインバンクを起点とした「デット・ガバナンス」が、日本経済の低リスク・低収益性の一因になっている可能性があるとの指摘がされた。この経済産業省（2014）における日本の国際的に低水準な収益性に対する批判や、経営目標としてのROEの強調は、非常に多くの注目を集め、結果として企業や株式投資家の収益性志向を強めた可能性がある。実際に、レポート公表以降のROE水準は上昇傾向にあるほか、ROEを中期経営計画のKPIに位置付ける、役員の業績連動型報酬契約に組み入れるといった動きを見せた企業や、議決権行使助言機関として有名なISS（Institutional Shareholders Services）の助言基準にROEが導入されるといった動きが確認された（伊藤 2016; 江川

17) 実証研究においても、統合報告に含まれる情報が株式投資家に使用されていることや、統合報告書が、会計上の純利益と純資産情報に与える影響が非対称である可能性が報告されている（Carnevale and Mazzuca 2014; Baboukardos and Rimmel 2016; Barth et al. 2017; Cortesi and Vena 2019）。例えばBaboukardos and Rimmel (2016) は、2010年にヨハネスブルグ証券取引所の上場企業に行われた統合報告の義務化に注目し、2008年から2013年に同証券取引所に上場している954観測値を対象に、従属変数に株式時価総額を、独立変数に当期純利益と純資産を設定したOLS回帰を行っており、統合報告の義務化後に当期純利益の価値関連性が高まる一方で、純資産の価値関連性が低下することを報告している。Carnevale and Mazzuca (2014) は、2002年から2011年における欧州の銀行を対象に、サステナビリティ報告書の開示が当期純利益と純資産の価値関連性に及ぼす影響を調査しており、サステナビリティ報告書の開示は株価を上昇させ、当期純利益の価値関連性に影響を与えないが、純資産の価値関連性を低下させることを報告している。

2018; 馬場他 2019)。加えて、2013年6月の日本再興戦略における「収益性や経営面での評価が高い銘柄のインデックスの設定を国内証券取引所に働きかける」との提言を受けて2014年1月6日よりJPX日経インデックス400の算出が開始され、同年4月にはGPIFのベンチマーク指数にも採用された<sup>18)</sup>。本指標は、定量的な指標によるスコアリングにおいて、3年平均ROEや3年累積営業利益にそれぞれ40%のウェイトを設定しているといった点で、収益性を強く意識した銘柄選定に特徴があり、指数の導入前後に、組み入れ銘柄の境界に近い企業が、ROEを向上させることで構成銘柄に選定されることを試みていたとの実証結果も見られる (Chattopadhyay et al. 2020)。併せて、前出の一連のガバナンス改革を契機として、横並びで固定的なペイアウト政策に対する批判や、投資機会を踏まえたペイアウト水準決定の必要性に関する議論が進展した結果、企業のペイアウト政策に変化が生じたとの可能性を示唆するような実証結果も見られる (篠崎 2021)。

2番目の点については、先進各国と比較した知的財産や無形資産の投資や活用の遅れにより、日本においては無形資産と企業価値の結びが見られない可能性が考えられる。近年、先進各国では、特許やブランド、ITといった知的財産や無形資産への投資額が大きく伸びており、事業の第一のバリュードライバーになっている (Lev and Gu 2016)。一方で、日本では、知的財産や無形資産に対する投資が先進各国と比較して低迷しており、知的財産や無形資産の投資を通じて付加価値の高い新たな製品やサービスに転換する、新たなマーケットを創出するといった試みに十分至っていないことが指摘されている (知財投資・活用戦略の有効な開示及びガバナンスに関する検討会 2022)<sup>19)</sup>。具体的には、知財投資・活用戦略の有効な開示及びガバナンスに関する検討会 (2022) によると、米国では企業の研究開発投資がリーマンショック直後の落ち込みから短期間で回復して続伸しており、足元無形資産投資額が有形資産投資額を上回りつつあること、2020年時点でのS&P 500の市場価値に占める無形資産の割合が90%に達することなどが報告されている。一方で、日本では無形資産や研究開発投資の伸びが先進各国対比で非常に低位であり、2020年時点での日経平均の市場価値に占める無形資産の割合は32%に留まるとされる。無形資産やニューエコノミーに関する実証研究は、主に米国を対象としたものが中心であり、日本を対象とした詳細な研究は多くは見られない。例えばChun et al. (2015) は、無形資産投資の生産性成長に対する寄与を、日韓を中心に調査して、米欧と比較している。その結果、1995年以降に日本の無形資産投資の経済成長への寄与度が大きく低下していることや、日本の生産性成長に対する無形資産の寄与が米欧各国と比較して低位であることを報告している。このような知的財産や無形資産を取り巻く投資や活用の遅れが、日米の価値関連性の内訳の違いをもたらす一因となっている可能性があり、さらなる実証的な証拠の蓄積が待たれる<sup>20)</sup>。

18) JPX日経インデックス400の詳細については、例えば西内他 (2014) を参照されたい。

19) 加えて、知的財産や無形資産に関する企業側の情報開示が不十分であり、投資家や金融機関からの知的財産や無形資産の評価に必要な対話が十分進んでこなかったという状況も指摘されている (知財投資・活用戦略の有効な開示及びガバナンスに関する検討会 2022)。

20) ただし、このような状況を踏まえて、日本においても知的財産や無形資産の投資・活用を促進する取り組みが進められている点には留意されたい。例えば、2021年6月に改訂されたコーポレートガバナンス・コードにおいては、上場企業に知的財産への投資等を自社の経営戦略との整合性を意識しつつ具体的に情報を開示・提供すべき旨、及び取締役会において監督を強化すべき旨が明記されている。また、2022年1月に公表された「知財・無形資産ガバナンスガイドライン」において、知的財産や無形資産の投資・活用に向けた原則や必要とされるアクションが提示されており、2023年3月には、コミュニケーション・フレームワークや投資家の役割の明確化の観点から改訂が行われている。これらを受けた将来的な価値関連性やその内訳の変化の検証は、将来研究の課題である。

以上、価値関連性を構成する会計項目がストック情報からフロー情報に移り変わっている、Barth et al. (2023) で確認されたニューエコノミーを特徴付ける項目（無形資産、成長機会、代替的業績指標）による説明力改善が見られないという2点について、考えられる要因について考察を行った。ただし、上記の考察などを元にしつつ、さらなる実証的検証を行うことは、重要な将来研究の課題になりうる点には留意が必要である。

## 6. 追加検証

2014年前後に起こった一連のガバナンス改革においては、資本コストが十分に企業経営にビルトインされていないことが指摘された（経済産業省 2014; 江川 2018）。これは、ガバナンス改革以前はROEが株主資本コストを下回る企業が多数あった一方で、ガバナンス改革以降にROEが株主資本コストを上回る企業が増えるといった構造変化が生じている可能性を想起させる。ここで、ROEが資本コストを下回るような資本生産性が低い企業は、相対的に清算価値が重視されることで利益情報よりも純資産や現金等のようなストック情報が重視される一方で、ROEが資本コストを上回るような資本生産性が高い企業は、当期純利益のような収益性に直結するフロー情報が重視される可能性がある。この場合には、株式投資家が重視する情報の変化とは無関係に、ストック情報からフロー情報重視へのシステマティックなシフトが観察されることが懸念される。

以上を踏まえて、本節では、主分析で確認された発見事項が、2014年頃に起こったガバナンス改革によって、ROEが8%以上か未満かによって代理させた財務報告上の資本生産性の高低をめぐる分布に構造変化が生じることによってもたらされている可能性について、追加検証を実施する<sup>21)</sup>。

### 6.1. ROEの時系列推移

最初に、サンプル期間におけるROEの時系列的な推移について確認する。表5に、サンプル期間におけるROEの時系列推移を要約している。表5からは、コロナ禍の影響が顕著だった2020年や2021年に落ち込みが見られるものの、2013年以前の期間と比較すると2014年以降の期間にROEが改善されていることが確認できる。加えて、ガバナンス改革以降に資本コストのベンチマークとして頻繁に挙げられるROEが8%以上の企業の割合をみると、2013年以前の期間と比較して2014年以降の期間に増加していることが確認できる。

この結果は、主分析の結果が得られた2014年を境に企業の収益性が改善されている可能性を示唆するものである。

21) 例えば「伊藤レポート」においては、資本生産性の高低を、企業が資本コストを上回るROEをあげているかどうかで評価するとの考え方の元で、高低の分水嶺としてROE 8%を挙げている（伊藤 2016）。

表5 ROEの分布の時系列的な推移

年	ROEの分布					ROE 8%以上・未滿の観測値数			
	Mean	25%	Median	75%	Std	① 8%以上	② 8%未滿	①÷(①+②)	
2001	0.23%	0.02%	3.44%	6.72%	20.66%	330	1,503	18.0%	
2002	-1.08%	-1.86%	2.31%	5.41%	19.06%	275	1,664	14.2%	
2003	0.21%	0.43%	3.33%	6.72%	29.63%	374	1,629	18.7%	
2004	3.72%	2.24%	5.04%	8.71%	20.46%	609	1,509	28.8%	
2005	4.48%	2.75%	5.72%	9.99%	22.35%	758	1,424	34.7%	
2006	3.96%	2.59%	5.98%	10.04%	23.57%	850	1,434	37.2%	
2007	4.29%	2.79%	6.25%	10.31%	27.00%	924	1,465	38.7%	
2008	2.01%	1.70%	5.35%	9.64%	24.02%	819	1,679	32.8%	
2009	-7.37%	-5.00%	2.09%	6.02%	59.75%	419	2,102	16.6%	
2010	-0.36%	0.59%	3.53%	7.39%	41.74%	565	1,962	22.4%	
2011	3.13%	1.77%	4.75%	8.64%	28.73%	719	1,843	28.1%	
2012	2.41%	2.07%	4.85%	8.70%	43.60%	747	1,847	28.8%	
2013	4.02%	2.55%	5.56%	9.13%	20.74%	839	1,798	31.8%	
2014	5.33%	3.09%	6.22%	10.03%	20.95%	1,044	1,692	38.2%	
2015	4.95%	2.95%	6.25%	10.18%	17.80%	1,088	1,724	38.7%	
2016	4.96%	3.02%	6.52%	10.55%	19.84%	1,165	1,722	40.4%	
2017	5.47%	3.60%	7.11%	10.95%	22.09%	1,291	1,690	43.3%	
2018	5.71%	3.90%	7.32%	11.19%	21.38%	1,386	1,672	45.3%	
2019	4.66%	3.43%	6.93%	10.87%	23.13%	1,345	1,811	42.6%	
2020	-0.56%	1.83%	5.58%	9.70%	56.35%	1,098	2,149	33.8%	
2021	-1.66%	1.84%	6.05%	10.54%	70.79%	1,257	2,072	37.8%	
2022	3.73%	3.38%	7.25%	11.89%	33.58%	1,546	1,897	44.9%	
平均	2.37%	1.80%	5.34%	9.24%	30.33%	884	1,740	32.5%	

注) 表5は、サンプルのROEの年度別の分布の時系列的な推移である。

## 6.2. ROE 8%を基準にサンプル分割を行った結果

### 6.2.1. ROE 8%以上の部分サンプル

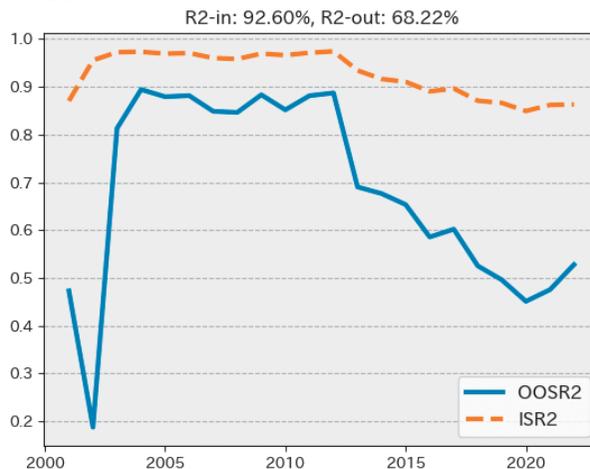
上記で確認された資本生産性の変化が本研究の主要な発見事項に及ぼす影響を詳しく確認する目的から、6.2節では、ROEが8%以上および8%未滿の観測値でサンプルを分割して、主分析を再実施する。

図3のPanel Aに、ROEが8%以上の部分サンプルにおける、CARTによる全ての会計項目を合算して算出される全体の価値関連性の時系列推移を示す。Panel Aからは、2000年代前半の、株価の規模の不均一性が特に高く、サンプル分割に伴って観測値数が大幅に少なくなっている期間において、過学習から妥当な統計量が得られていないことが確認される。この問題は、株価の規模の不均一性が低下して観測値数が増える2000年代中盤以降においては解消されている。また、過学習が起こっている期間を除くと、主分析で確認された2014年を中心とする価値関連性の減少が確認される。

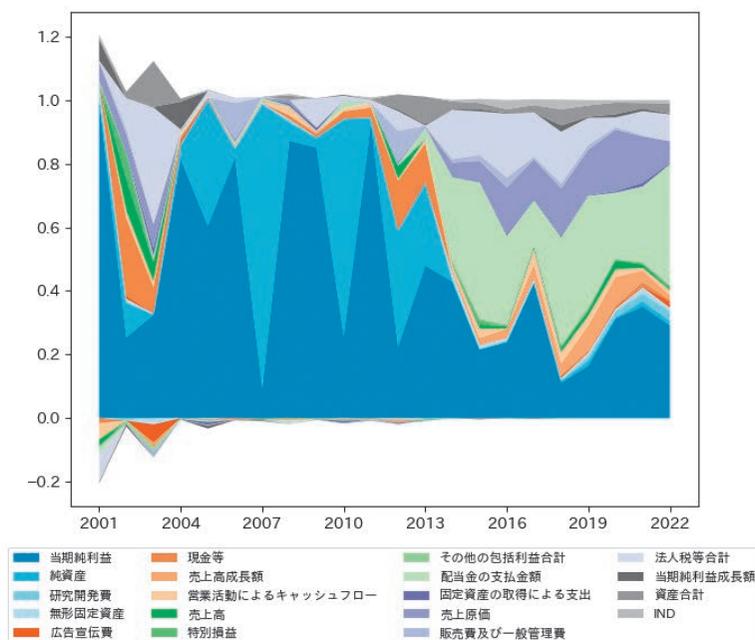
図3のPanel Bに、ROEが8%以上の部分サンプルにおける、価値関連性の分解結果の時系列的な推移を示す。決定係数はCARTを用いたアウトオブサンプルの値であり、会計項目18種と産業ダミーを用いた場合の結果である。Panel Bからは、主分析と異なり、ROEが8%以上の高収益性企業の評価においては、2013年以前から当期純利益が重視されており、2014年以降も一定程度の重要度を維持していることが分かる。ただし、2013年以前には純資産や現金等のようなストック情報も評価に用いられていたが、2014年以降にはストック情報の重要度が低下しており、配当金の支払額や売上原価、法

図3 ROE 8%以上の部分サンプルにおける価値関連性の結果

Panel A. CARTによる価値関連性の推移



Panel B. 価値関連性の分解結果の推移



注) 図3は、ROE 8%以上の部分サンプルにおける分析結果である。Panel Aは、CARTを用いて2001年から2022年において年度ごとに(1)式を推定することによって得られた、合算された価値関連性の推移を描画したものである。Panel Bは、全ての項目についての価値関連性に対する並べ替え重要度の寄与の年度ごとの推移である。

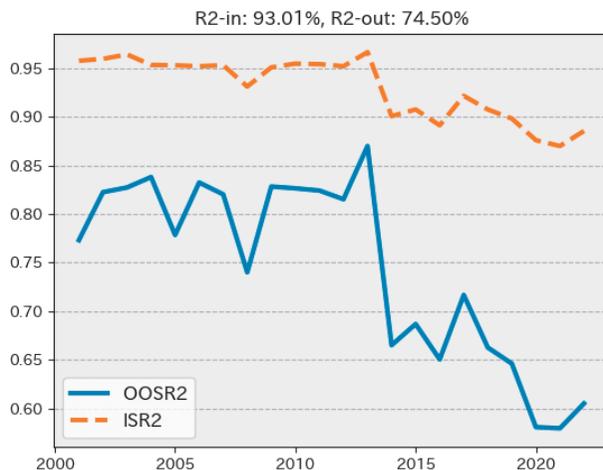
人税等合計のようなフロー情報に置き換わっていることが確認される。なお、主分析と同様に、ニューエコノミー項目の寄与の増加は引き続き観察されない。

### 6.2.2. ROE 8%未満の部分サンプル

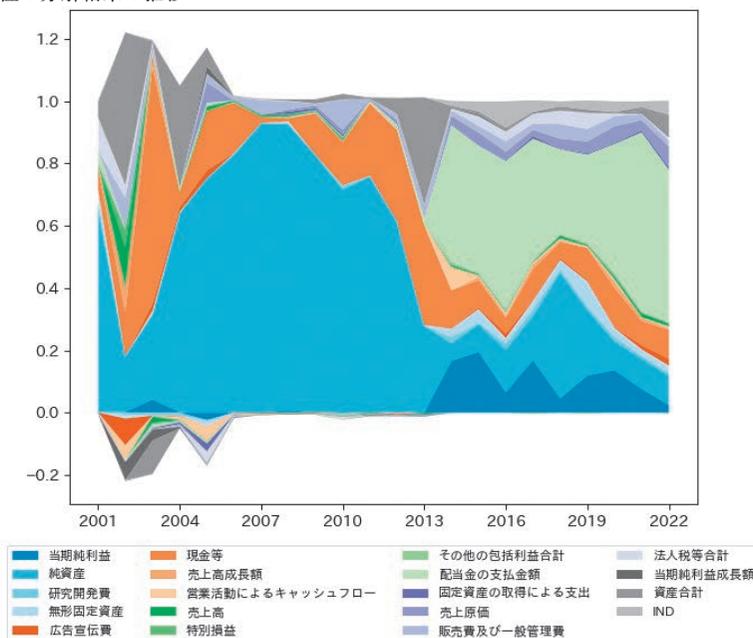
続いて、ROEが8%未満の部分サンプルを用いて主分析を再実施した結果を提示する。図4のPanel Aに、ROEが8%未満の部分サンプルにおける、CARTを用いた場合の全ての会計項目を合算して算出される全体の価値関連性の時系列推移を示す。Panel Aからは、ROEが8%以上の部分サンプルとは異なり明らかな過学習の兆候は見られず、主分析で確認された2014年を中心とする価値関連性の減

図4 ROE 8%未満の部分サンプルにおける価値関連性の結果

Panel A. CARTによる価値関連性の推移



Panel B. 価値関連性の分解結果の推移



注) 図4は、ROE 8%未満の部分サンプルにおける分析結果である。Panel Aは、CARTを用いて2001年から2022年において年度ごとに (1) 式を推定することによって得られた、合算された価値関連性の推移を描画したものである。Panel Bは、全ての項目についての価値関連性に対する並べ替え重要度の寄与の年度ごとの推移である。

少が確認される。

図4のPanel Bに、価値関連性の分解結果の時系列的な推移を示す。決定係数はCARTを用いたアウトオブサンプルの値であり、会計項目18種と産業ダミーを用いた場合の結果である。Panel Bからは、ROEが8%未満である収益性がそれほど高くない企業の評価においては、期間全体を通じて純資産や現金等のようなストック情報がより重視される傾向が見られる。ただし、主分析で見られたように、2014年以降にはストック情報の重要度が低下しており、当期純利益や配当金の支払額といったフロー情報の寄与に置き換わっていることが確認される。なお、主分析と同様に、ニューエコノミー項目の寄与の増加は引き続き観察されない。

### 6.3. 小括

本章では、主分析で確認された発見事項のうち、重視される会計情報がストック情報からフロー情報に移行している点が、株式投資家の評価方法の変化ではなく、2014年に起こったガバナンス改革による資本生産性の改善から生じている可能性について、追加検証を実施した。

その結果、第一に、ROEの時系列推移から、2014年を境に資本生産性が改善していることが確認された。また、ROEが8%以上および8%未満の観測値でサンプルを分割して主分析を再実施した結果、資本生産性の高い部分サンプルではストック情報が、低い部分サンプルではフロー情報が期間を通じて重視されていることが確認された。ただし、資本生産性の高低に拠らず、いずれの部分サンプルでも2014年を境にストック情報からフロー情報への重要度のシフトが見られることが確認された。なお、会計情報全体を合算した価値関連性が特に2014年を中心に低下している点や、ニューエコノミー項目の寄与の増加が見られない点は、いずれの部分サンプルでも引き続き観察された。

以上から、2014年を境に資本生産性の改善が起こっており、これが重視される会計項目の内訳の変化をもたらす一因となっているものの、ストック情報からフロー情報重視への変化を含む主分析の発見事項は、資本生産性の変化を考慮しても生じていると結論する。

## 7. 頑健性テスト

価値関連性研究が有する構造的な課題として、価値関連性を検証するモデルの特定に広範な類型が存在しており、その選択が結果に影響を及ぼすとの懸念がある(太田 2003; 奥村 2018)。本研究の結果も、例えば従属変数や独立変数の設定、基準化に用いる変数、採用する回帰モデル、ハイパーパラメータの設定といった広範なモデル特定化問題の影響を受ける可能性がある。このような懸念に対して、7節では、頑健性テストを行った結果を記述する。

### 7.1. 基準化変数の変更

本研究では、Barth et al. (2023) との対比の観点から、(1) 式による回帰を行い、決定係数の推移を評価した。7.1では、薄井 (2015) を参考に、(1) 式を以下の (5) 式に変更した場合の分析結果の差異を確認する。

$$MV_{it} = f(VAR_{it}, IND_{it}) \quad (5)$$

$MV_{it}$ は企業*i*の*t*期末から3か月後の株式時価総額、 $VAR_{it}$ は*t*期における18会計項目、 $IND_{it}$ は日経業種中分類による産業ダミーである。また、薄井（2015）を参考に、ダミー変数以外の連続変数を、前決算期末から3か月後の株式時価総額で基準化して推計している。

分析の結果、モデルの変更を行っても全期間（All Years）において価値関連性の有意な減少（ $t = -4.638$ ）が見られた。決定係数は、2001年から2006年における平均値が28.0%であるのに対して、2007年から2011年は23.6%、2012年から2017年は21.5%、2018年から2022年は15.1%と、徐々に低下していた。また、特徴量として使用する会計項目を変更した分析においては、OLSとCARTのいずれにおいても、全ての特徴量サブセットのインサンプルとアウトオブサンプルの両方において、価値関連性の有意な減少が確認された。また、価値関連性の内訳の時系列的な推移を確認したところ、2007年から2009年（平均して36.0%）及び2014年から2019年の期間（平均して33.9%）において、当期純利益成長額の説明力が高くなっていることが確認された。また、2013年以前においては、当期純利益の説明力が高い（平均して29.1%）ものの、当期純利益成長額の説明力が高い2014年から2019年は低位（平均して14.3%）で推移している。主分析で用いた株価型のモデルと異なり、(5)式のモデルはリターン型のモデルである点に留意すると、2014年を境に資本の増減に対応する当期純利益の説明力が低下すると共に、収益性の増減に相当する当期純利益成長額の説明力が上昇する点で、主分析で得られたストック情報からフロー情報への移行と整合的な結果が得られていると考えられる。なお、主分析同様に、ニューエコノミーを特徴付ける項目である無形資産、成長機会、代替的業績指標を通じた価値関連性の増加は、売上高（ $t = -1.745$ ）と特別損益のみ有意（ $t = -3.330$ ）であったものの、期間を通じた決定係数への寄与はそれぞれ0.81%および1.27%と非常に小さく、またそれ以外で有意になった項目は確認されなかった。

## 7.2. ハイパーパラメータの変更

主分析における(1)式の推定に際して、ハイパーパラメータは、先行研究（Barth et al. 2023）を参考にしつつ、最大分割数300、分割に必要な最小の観測値数3、バギング分数は1.0を使用した。7.2では、ハイパーパラメータを妥当な範囲で変更しても主分析の結果が安定していることを確認する目的から、最大分割数を200、300、400、分割に必要な最小の観測値数を2、3、4、バギング分数を0.5、1.0の組み合わせで変更した場合における、最も特徴量が多いパターン決定係数の推移及び価値関連性の分解結果を確認した。

分析の結果、決定係数は75.20%から75.39%の範囲に収まっており（主分析は75.37%）、いずれも決定係数が有意に減少傾向にあることを確認した。価値関連性の分解結果についても、全てのハイパーパラメータの組み合わせにおいて、2001年から2013年で平均した価値関連性の内訳が高い順に純資産が最も高く、2番目は、現金等か資産合計のいずれかになること（全てのハイパーパラメータの組み合わせの平均はそれぞれ51.5%、17.6%、8.8%）、及び2014年から2022年で平均した価値関連性の内訳が高い順に当期純利益、配当金の支払額であり、3番目には法人税等合計か売上原価のいずれかになること（全てのハイパーパラメータの組み合わせの平均は36.9%、29.5%、7.8%、7.5%）を確認し、2014年前

後でストック情報からフロー情報に内訳が変化している傾向が見られた。最後に、現金等を除き、ニューエコノミーを特徴付ける項目である無形資産、成長機会、代替的業績指標に分類される項目の寄与に期間を平均して3%を超えるものは見られず、ハイパーパラメータを変更した場合においても、これらの項目を通じた価値関連性の補完は見られなかった。

### 7.3. 機械学習モデルの変更

最後に、主分析においてはベースの推定器にCARTを用いたバギングを採用していたが、他の機械学習モデルで大きく結論が変わらないか確かめる目的から、一例として、バギングに変えて代表的なアンサンブル学習のアルゴリズムであるAdaBoostを使用して分析を再度実施した<sup>22)</sup>。ハイパーパラメータは、深さ10、最大分割数300、分割に必要な最小の観測値数3、学習率0.01を使用した。

分析の結果、決定係数は73.33%（CARTの主分析は73.74%）であり、全体の期間および2012年から2017年において決定係数が有意に減少傾向にあることを確認した。また、価値関連性の分解結果についても主分析同様に、2014年前後でストック情報からフロー情報に内訳が変化している傾向が見られるほか、ニューエコノミーを特徴付ける項目を通じた価値関連性の補完が見られないことを確認した。

## 8. 要約と展望

本研究では、既存の価値関連性研究の検証手法が抱える問題に対して、Barth et al. (2023) において提示されたノンパラメトリックな機械学習モデルを導入し、より網羅的な会計項目とアウトオブサンプルの決定係数に依拠することを通じて、日本における会計情報の価値関連性の時系列的な推移を再検討した。

主要な発見事項は、以下の3点である。第一に、価値関連性手法を改善した場合においても、日本の株式市場における価値関連性の低下を一貫して支持する結果が得られた。価値関連性の低下は2014年から2022年頃において特に観測され、コロナ禍の影響を強く受けた2020年や2021年に最も低位になっていた。第二に、価値関連性を会計項目に応じて分解したところ、2013年以前と2014年以降で傾向が異なることが分かった。具体的には、2013年以前は、主に純資産や現金等といったストック情報によって株価が説明される傾向が観察された。一方で、2014年以降は、純資産や現金等によって説明される部分が大きく減少する一方で、当期純利益や配当金の支払額、売上原価、法人税等合計といったフロー情報によって株価が説明される傾向が観察された。最後に、Barth et al. (2023) で見られたような、ニューエコノミーを特徴付ける項目（無形資産、成長機会、代替的業績指標）の寄与の増加は、期間を通じて観察されなかった。

本研究の第一の限界点として、価値関連性を検証するためのモデルの特定に広範な類型が存在し、その選択が結果に影響を及ぼすとの懸念が挙げられる（太田 2003; 奥村 2018）。本研究の結果も、従属変数や独立変数の設定、基準化に用いる変数、採用する回帰モデル、ハイパーパラメータの設定といった

22) AdaBoostはブースティング (Boosting) の一種であり、訓練と、予測誤差に基づき訓練データの重み付けを変更することを交互に繰り返して、各反復におけるモデルの予測結果を集約して予測を行う、アンサンブル学習の代表的なアルゴリズムである。AdaBoostは最初の実用的なブースティングのアルゴリズムであり、最も広く利用や研究がなされているアルゴリズムの一つで、多くの分野で応用されている (Schapire 2013)。

広範なモデル特定化問題の影響を受ける可能性がある。6節では、この懸念を緩和する目的から一連の頑健性テストを行ったが、依然として懸念が残る点には注意が必要である。第二に、先行研究において指摘されるように、価値関連性はあくまで単なる相関に過ぎず、得られるインプリケーションは極めて限定的になる点には注意が必要である (Holthausen and Watts 2001)。本研究では、価値関連性の大きさや分解結果に顕著な時系列的变化が見られることを確認したが、これらが因果的に有する含意については、個別により詳細な検証が必要になる。第三に、本研究では連結財務諸表を優先的に使用している都合から、証券取引法におけるディスクロージャー制度見直しに伴って2000年3月期決算から連結決算が一般化した点を考慮して、2001年1月から2022年12月をサンプル期間に設定している。これにより、薄井 (2015) のような先行研究で議論された単体決算と連結決算の価値関連性で見た差異や、1990年代後半から2000年代初頭に実施された「会計ビッグバン」が価値関連性に及ぼす影響といった点を検証の対象に含めていない。将来研究において、本研究のような手法に依拠しつつこれらの論点が検証されることは、今後の会計基準設定を考える際に有用となる経験的証拠を提供する可能性がある点については留意されたい。その際には、日本の上場会社数は米国と比して数が少なく、過去に遡るにつれて単年ごとに利用可能な観測値数が少なくなるため、機械学習モデルと併用した場合に適切な推定結果が得られているか点についても留意が必要となる。第四に、本研究は、米国における結果 (Barth et al. 2023) と比較可能な日本における機械学習ベースの価値関連性のファースト・エビデンスを提供することを研究目的とした都合上、日本と米国における前提条件の差異をリサーチデザインに反映しなかった。日米における会計基準の差異や日本特有の情報を考慮に入れた分析を行うことは、将来研究の課題である。最後に、本研究は、会計情報に替わって株式市場で用いられるようになった情報はどのようなものか、価値関連性の内訳が変化した理由は何故か、といった問いについて、考えうる範囲での解釈を提示するのみに留まっている。例えば追加検証で行ったサンプル分割のような方法を通じて、本研究で挙げた考察をより詳細に検証していくことは、将来研究の課題である。その際には、学習に使用できる観測値数が減少するため、機械学習モデルの妥当な推計値が得られるかについても併せて注意が必要となる。

上記に挙げた限界点はあるものの、本論文の発見は今後のディスクロージャー研究にいくつかの展開可能性をもたらすと共に、多くの興味深い研究テーマを提供する可能性がある。例えば、経営者による財政状態、経営成績及びキャッシュ・フローの状況の分析 (MD&A) や注記情報、カンファレンス・コール、統合報告書、ESG情報、メディア、SNSといった非財務情報を明示的に含めた検証を行うことにより、会計情報に代わって用いられるようになった情報が具体的にどのようなものか明らかにすることが考えられる。また、本研究はBarth et al. (2023) との比較可能性を優先して、彼女らと同一のリサーチデザインをそのまま用いたが、のれんに代表されるような日米における会計基準の差異を、リサーチデザインに含めて再検証することが考えられる。このほか、日本や米国以外の制度的要因に差異がある広範な国々を含めた国際比較研究を行うことを通じて、日米で見られた価値関連性に関する結果の差異が何に起因するのか明らかにすることが考えられる。これらの点についてさらなる実証的な検証を行うことは、会計情報の有用性を高めるための指針を得る、企業の情報開示の改善に資する情報を特定するなどといった観点から、重要な将来研究の課題になりうると考える。

## Appendix. 機械学習モデルを使用する意義

本研究では、Barth et al. (2023) で提示されたりサーチデザインに準拠する形で、ノンパラメトリックな機械学習モデルを使用して、日本の株式市場における会計情報の価値関連性を再検討した。本章では、本文内で詳細な議論を行わなかった機械学習モデルを用いることの意義について補足する。

機械学習モデルを用いることのディスクリージャー研究に対する特筆すべき意義に、①会計情報の価値関連性の過小評価の抑制と、②決定係数の個別会計項目へのより正確な重要度分解を通じた、重視される会計項目の解明の2点が挙げられる。

最初の点について、OLSは変数間の非線形性関係や相互作用を捕捉出来ないため、会計情報と株価に非線形関係がある場合や、会計情報間に相互作用が働いて株価を説明する場合にOLSを用いると、決定係数によって代理される会計情報の価値関連性を過小評価してしまう懸念がある。一例として、「赤字企業では純資産と株価の関連性が強く、黒字企業では当期純利益と株価の関連性が強い」といった関係性がある場合に、株価に当期純利益と純資産を線形関係で近似させるOLSの決定係数に価値関連性を代理させると、当期純利益と純資産の相互作用を捕捉出来ないことから決定係数が低くなり、結果として会計情報の価値関連性を過小評価してしまうことになる。この懸念はCARTのようなノンパラメトリックな機械学習モデルを用いることによって緩和される。

また、二番目の点について、本研究のように相関が強い特徴量の組み合わせを含む場合にOLSを用いると、多重共線性から回帰係数の推定値が不安定になることが懸念される。そのような場合に特徴量の重要度を個別に分解しても、正確な結果が得られないと考えられる。一方で、本研究で使用するBagged CARTのようなノンパラメトリックな機械学習モデルは、学習に用いるサンプルを変更しつつ複雑な依存関係を考慮して学習を行ったうえで重要度を計算する。そのため、特徴量同士の相関があってもOLSと比較してより正確に重要度を評価できる (Chowdhury et al. 2022)。この機械学習モデルの特性を利用しつつ、決定係数を個別会計項目の寄与に分解することを通じて、株式投資家が会計情報を利用するかどうかに加えて、利用する具体的な会計項目の内訳やその推移を明らかにすることが出来る。

ここで、網羅的な会計項目セットを特徴量に設定したうえで、変数間の非線形性や相互作用を捕捉可能である非常に多くのパラメータを持つ機械学習モデルを使用する場合には、過学習 (Overfitting) の懸念に注意する必要がある (Raschka and Mirjalili 2019)。過学習が懸念される場合にインサンプルの決定係数を評価に使用すると、会計情報の価値関連性を過大評価してしまう懸念がある。この問題を回避しつつ、企業間で共通する株価と会計情報の関係性のみを評価する目的から、本研究ではBarth et al. (2023) に倣って、10交差分割検証法によるアウトオブサンプルの決定係数を使用している。

## 《参考文献》

- 阿部圭司, 2009. 「くくり直しによる投資単位引き下げの効果」『高崎経済大学論集』, 第52巻第1号, 41-57.
- Aoki, M., Patrick, H. Eds, 1994. *The Japanese Main Bank System; Its Relevance for Developing and Transforming Economies*. Oxford University Press (東銀リサーチインターナショナル誌, 1996. 『日本のメインバンク・システム』, 東洋経済新報社.)
- 馬場大治・山口聖・若林公美, 2019. 「日本企業のROEと財務政策(1)」, 『甲南経営研究』, 第60巻第1・2号, 137-160.
- Baboukardos, D., Rimmel, G., 2016. Value relevance of accounting information under an integrated reporting approach: A research note. *Journal of Accounting and Public Policy*, 35(4), 437-452.
- Balachandran, S., Mohanram, P., 2011. Is the decline in the value relevance of accounting driven by increased conservatism? *Review of Accounting Studies*, 16, 272-301.
- Barth, M. E., Beaver, W. H., Landsman, W. R., 2001. The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: another view. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 77-104.
- Barth, M. E., Cahan, S. F., Chen, L., Venter, E. R., 2017. The economic consequences associated with integrated report quality: Capital market and real effects. *Accounting, Organizations and Society*, 62, 43-64.
- Barth, M. E., Li, K., McClure, C. G., 2023. Evolution in value relevance of accounting information. *The Accounting Review*, 98(1), 1-28.
- Blaylock, B., Shevlin, T., Wilson, R. J., 2012. Tax avoidance, large positive temporary book-tax differences, and earnings persistence. *The Accounting Review*, 87(1), 91-120.
- Breiman, L., Bagging predictors. *Machine Learning*, 24, 123-140.
- Brown, S., Lo, K., Lys, T., 1999. Use of R2 in accounting research: measuring changes in value relevance over the last four decades. *Journal of Accounting and Economics*, 28(2), 83-115.
- Callen, J. L., Robb, S. W., Segal, D., 2008. Revenue manipulation and restatements by loss firms. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 27(2), 1-29.
- Carnevale, C., Mazzuca, M., 2014. Sustainability report and bank valuation: evidence from European stock markets. *Business Ethics: A European Review*, 23(1), 69-90.
- Chattopadhyay, A., Shaffer, M. D., Wang, C. C., 2020. Governance through shame and aspiration: Index creation and corporate behavior. *Journal of Financial Economics*, 135(3), 704-724.
- Chowdhury, S., Lin, Y., Liaw, B., Kerby, L., 2022. Evaluation of tree based regression over multiple linear regression for non-normally distributed data in battery performance. In 2022 International Conference on Intelligent Data Science Technologies and Applications, 17-25.
- Chun, H., Miyagawa, T., Pyo, H. K., Tonogi, K., 2015. Do intangibles contribute to productivity growth in East Asian countries? Evidence from Japan and Korea. *RIETI Discussion Paper Series* 15-E-055.
- 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.
- Core, J. E., Guay, W. R., Buskirk, A. V., 2003. Market valuations in the new economy: An investigation of what has changed. *Journal of Accounting and Economics*, 34(1-3), 43-67.
- Cortesi, A., & Vena, L., 2019. Disclosure quality under Integrated Reporting: A value relevance approach. *Journal of Cleaner Production*, 220, 745-755.
- Davis, A. K., 2002. The value relevance of revenue for Internet firms: Does reporting grossed-up or barter revenue make a difference? *Journal of Accounting Research*, 40(2), 445-477.
- Dichev, I. D., 2008. On the balance sheet-based model of financial reporting. *Accounting Horizons*, 22(4), 453-470.
- Dichev, I. D., 2017. On the conceptual foundations of financial reporting. *Accounting and Business Research*, 47(6), 617-632.
- 江川雅子, 2018. 『現代コーポレートガバナンス 戦略・制度・市場』, 日本経済新聞出版社.
- FASB, 2010. Statement of Financial Accounting Concepts (SFAC) No. 8. Conceptual Framework for Financial Reporting.
- Givoly, D., Hayn, C., Katz, S., 2017. The changing relevance of accounting information to debt holders over time. *Review of Accounting Studies*, 22(1), 64-108.
- Gregorutti, B., Michel, B., Saint-Pierre, P., 2017. Correlation and variable importance in random forests. *Statistics and Computing*, 27, 659-678.
- Gu, Z., 2007. Across-sample Incomparability of R2s and additional evidence on value relevance changes over time. *Journal of Business Finance & Accounting*, 34(7-8), 1073-1098.
- Hanlon, M., Heitzman, S., 2010. A review of tax research. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), 127-178.

- Hastie, T., Tibshirani, R., Friedman, J., 2009. *The Elements of Statistical Learning: Data Mining, Inference, and Prediction Second Edition*, Springer.
- Holthausen, R. W., Watts, R. L., 2001. The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting. *Journal of Accounting and Economics*, 31 (1-3), 3-75.
- 本田桂子・伊藤隆敏, 2023. 『ESG投資の成り立ち, 実践と未来』, 日本経済新聞出版社.
- IASB, 2010. Conceptual framework for financial reporting.
- IASB, 2018. Conceptual framework for financial reporting.
- IIRC, 2013. Integrated Reporting Framework.
- 石川博行, 2013. 「第11章 配当政策と将来業績の関連性」, 桜井久勝・音川和久編著, 2013. 『会計情報のファンダメンタル分析』, 中央経済社, 229-250.
- 伊藤邦雄, 2016. 「コーポレートガバナンス改革と会計の役割」『商学論究』, 第63巻第3号, 35-51.
- Ito, T., Hoshi, T., 2020. *The Japanese Economy*, MIT press (祝迫得夫・原田喜美枝訳, 2023. 『日本経済論』, 東洋経済新報社.)
- 加賀谷哲之, 2017. 「財務情報の有用性は低下しているか」『企業会計』, 第69巻第9号, 1189-1196.
- 経済産業省, 2014. 「持続的成長への競争力とインセンティブ～企業と投資家の望ましい関係構築～ プロジェクト最終報告書」.
- 企業会計基準委員会 (ASBJ), 2006. 「討議資料「財務会計の概念フレームワーク」」.
- Kothari, S. P., Shanken, J., 2003. Time-series coefficient variation in value-relevance regressions: A discussion of Core, Guay, and Van Buskirk and new evidence. *Journal of Accounting and Economics*, 34 (1-3), 69-87.
- Leuz, C., Wysocki, P. D., 2016. The economics of disclosure and financial reporting regulation: Evidence and suggestions for future research. *Journal of Accounting Research*, 54 (2), 525-622.
- Lev, B., Gu, F., 2016. *The End of Accounting and The Path Forward for Investors and Managers*, John Wiley & Sons (伊藤邦雄監訳, 2018. 『会計の再生』, 中央経済社.)
- Lev, B., Nissim, D., 2004. Taxable income, future earnings, and equity values. *The Accounting Review*, 79 (4), 1039-1074.
- Lev, B., Sougiannis, T., 1996. The capitalization, amortization, and value-relevance of R&D. *Journal of Accounting and Economics*, 21 (1), 107-138.
- Lev, B., Zarowin, P., 1999. The boundaries of financial reporting and how to extend them. *Journal of Accounting Research*, 37 (2), 353-385.
- 村宮克彦, 2005. 「経営者が公表する予想利益の精度と資本コスト」, 『証券アナリストジャーナル』, 第43巻第9号, 83-97.
- 西内翔・春日俊介・小見山奈々, 2014. 「JPX日経インデックス400のパフォーマンス特性について」, 『証券アナリストジャーナル』, 第52巻第10号, 6-15.
- 日本取引所グループ, 2014. 「投資単位の引下げ / 株式分割の仕組み・効果」, <https://www.jpx.co.jp/equities/listing/company-split/index.html> (最終閲覧日2024年4月14日)
- 年金積立金管理運用独立行政法人 (GPIF), 2023. 「2022年度ESG活動報告」, [https://www.gpif.go.jp/esg-stw/GPIF\\_ESGReport\\_FY2022\\_J\\_02.pdf](https://www.gpif.go.jp/esg-stw/GPIF_ESGReport_FY2022_J_02.pdf) (最終閲覧日2023年10月24日)
- 年金積立金管理運用独立行政法人 (GPIF), 2024. 「GPIFの国内株式運用機関が選ぶ「優れた統合報告書」と「改善度の高い統合報告書」」, [https://www.gpif.go.jp/esg-stw/20240221\\_integration\\_report.pdf](https://www.gpif.go.jp/esg-stw/20240221_integration_report.pdf) (最終閲覧日2024年9月12日)
- 奥村雅史, 2018. 「会計基準の設定と実証研究—価値関連性研究の限界と展望」, 辻山栄子編, 2018. 『財務会計の理論と制度』, 中央経済社, 203-216.
- 大鹿智基, 2023. 「非財務情報の意思決定有用性 情報利用者による企業価値とサステナビリティの評価」, 中央経済社.
- 太田浩, 2002. 「経営者予想利益の価値関連性およびアナリスト予想利益に与える影響」『証券アナリストジャーナル』, 第40巻第3号, 85-109.
- 太田浩司, 2003. 「価値関連研究におけるモデル特定化問題」『關西大學商學論集』, 48(2), 233-266.
- Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R., Williamson, R., 1999. The determinants and implications of corporate cash holdings. *Journal of Financial Economics*, 52 (1), 3-46.
- Palepu, K. G., Bernard, V. L., Healy, P. M., 1999. *Business Analysis & Valuation: Using Financial Statements Second Edition*, South-Western College Publishing (斎藤静樹監訳, 2001. 『企業分析入門 第2版』, 東京大学出版会.)
- Penman, S. H., 2012. *Financial Statement Analysis and Security Valuation 5th Edition*, McGraw-Hill Education (荒田映子・大雄智・勝尾裕子・木村晃久訳, 2018. 『アナリストのための財務諸表分析とバリュエーション』, 有斐閣.)
- Pinkowitz, L., Williamson, R., 2002. What is a dollar worth? The market value of cash holdings. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=355840>
- Raschka, S., Mirjalili, V., 2019. *Python machine learning: Machine learning and deep learning with Python, scikit-learn, and TensorFlow 2*. Packt publishing ltd. (福岡真太郎監訳, 株式会社クイープ訳, 2020. 『[[第三版] Python機械学習プログラミング 達人データサ

イエンティストによる理論と実践], インプレス.)

- Schapiro, R. E., 2013. Explaining Adaboost. *Empirical Inference: Festschrift in Honor of Vladimir N. Vapnik*. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, 37-52.
- Scott, W. R., O'Brien, P., 2020. *Financial Accounting Theory 8th Edition*, Pearson Education Canada (太田康広・椎葉淳・西谷順平訳, 2022. 『新版 財務会計の理論と実証』, 中央経済社.)
- 篠崎伸也, 2021. 「ペイアウト政策とコーポレートガバナンスの関係—スチュワードシップ・コードとコーポレートガバナンス・コードに焦点を当てて—」『証券アナリストジャーナル』, 第59巻第6号, 19-31.
- 譚鵬, 2018. 『研究開発費の会計—制度・理論・実証—』, 中央経済社.
- 知財投資・活用戦略の有効な開示及びガバナンスに関する検討会, 2022. 「知財・無形資産の投資・活用戦略の開示及びガバナンスに関するガイドライン (略称: 知財・無形資産ガバナンスガイドライン) Ver 1.0」.
- 薄井彰, 2013. 「第6章 拡大された会計情報の有用性」, 伊藤邦雄他, 2013. 『会計情報の有用性』, 中央経済社, 211-248.
- 薄井彰, 2015. 『会計制度の経済分析』, 中央経済社.
- 若林公美, 2009. 『包括利益の実証研究』, 中央経済社.
- 山形武裕・三澤哲也・國村道雄, 2005. 「連結情報と単体情報の株価関連性におけるモデル説明力の比較」, 『現代ディスクロージャー研究』, 第6号, 3-13.
- 山口聖・馬場大治, 2012. 「日本企業の現金保有に対するマーケットの評価」『経営財務研究』, 第32巻第1・2合併号, 108-122.
- 柳良平・広木隆・井出真吾, 2019. 「ROEを超える企業価値創造」, 日本経済新聞出版社.
- 湯山智教, 2020. 「ESG投資とパフォーマンス SDGs・持続可能な社会に向けた投資はどうあるべきか」, 金融財政事情研究会.