



繰延税金資産の回収可能性の判断に関する実態調査

中島, 隆広
音川, 和久

(Citation)

神戸大学経営学研究科 Discussion paper, 2023・06:1-35

(Issue Date)

2023-05

(Resource Type)

technical report

(Version)

Version of Record

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/0100482090>



Graduate School of
Business Administration

KOBE
UNIVERSITY



ROKKO KOBE JAPAN

2023-06

繰延税金資産の回収可能性の判断に関する実態調査

中島 隆広 音川 和久

Discussion Paper Series

繰延税金資産の回収可能性の判断に関する実態調査*

中島隆広（金沢星稜大学）

音川和久（神戸大学）

2023年5月

要約

本稿では、有価証券報告書のXBRLファイルから税効果会計の注記データを抽出して、評価性引当額に関する分析を行った。企業会計審議会の「税効果会計に係る会計基準」は、繰延税金資産の回収可能性を每期見直した上で、将来の税金負担額を軽減する効果が認められないと判断される部分は評価性引当額として繰延税金資産から控除することを求めている。繰延税金資産の回収可能性は、企業本来の収益力のほか、タックス・プランニングや将来加算一時差異に基づいて判断されるので、評価性引当額は、将来の収益力に関する経営者の私的情報を反映するかぎり将来業績の有用なシグナルになる。その一方で、評価性引当額は、経営者による利益調整の手段として用いられるかもしれない。また、企業会計基準委員会の適用指針は、過去および当期の業績を主な要件として企業を分類した上で、繰延税金資産の回収可能性を判断する具体的な取扱いを定めている。もし経営者の裁量または過去および当期の業績に基づく画一的な判断が強く作用しているとするれば、評価性引当額と将来業績の関連性はそれほど強くないかもしれない。そこで、本稿では、評価性引当額と当期または将来の業績水準の関連性を分析する。分析の結果、評価性引当額と当期業績水準の間にマイナスの相関があり、当期の税引前当期純利益が低い企業ほど評価性引当額の水準や繰延税金資産小計に占める割合が高くなる傾向にある。また、評価性引当額と将来業績水準の間にもマイナスの相関があり、評価性引当額の水準や繰延税金資産小計に占める割合が高い損失計上企業ほど将来業績の水準が低迷する傾向にあることが分かった。しかし、将来業績の変化については、頑健な分析結果を得ることはできなかった。

* 本稿は、中島が神戸大学経営学研究科研究員として行った共同研究の成果である。また、本稿は、JSPS 科研費 21K01782 の助成を受けている。

繰延税金資産の回収可能性の判断に関する実態調査

中島隆広（金沢星稜大学）

音川和久（神戸大学）

1. はじめに

本稿では、有価証券報告書の XBRL ファイルから抽出した税効果会計の注記データを用いて、評価性引当額と業績水準の関連性などの分析結果を報告する。

企業会計審議会は 1998 年 10 月に「税効果会計に係る会計基準」を公表し、1999 年 4 月 1 日以後開始する事業年度から税効果会計の適用を強制した¹。税効果会計の対象は、企業会計上の資産・負債の金額と課税所得計算上の資産・負債の金額との間に生じた一時差異等（繰越欠損金を含む）である。会計基準は、当該一時差異が解消するときに、その期の課税所得を減額（増額）する効果をもつ将来減算（加算）一時差異について繰延税金資産（負債）の計上を求めている。

しかし、繰延税金資産については、将来の回収可能性を每期見直し、将来減算一時差異が解消されるときに課税所得を減少させ、税金負担額を軽減できる範囲で計上しなければならない。その範囲を超える額は評価性引当額として繰延税金資産から控除され、「繰延税金資産及び繰延税金負債の発生原因別の主な内訳」において注記される。

繰延税金資産の回収可能性は、現在、企業会計基準委員会が 2015 年 12 月に公表した企業会計基準適用指針第 26 号「繰延税金資産の回収可能性に関する適用指針」に準拠して判断される²。適用指針によれば、繰延税金資産が将来の税金負担額を軽減する効果を有するかどうかは、①将来減算一時差異を相殺するのに十分な課税所得が企業本来の収益力から生じる可能性のほか、②資産売却などのタックス・プランニングから生じる可能性、および③将来加算一時差異が解消される見込みに基づいて判断する。したがって、評価性引当額は、将来の企業の収益力に関する経営者の私的情報を反映するように計上されているかぎり将来業績の有用なシグナルになる。

その一方で、評価性引当額の計上（取崩）は、損益計算書の法人税等調整額を通じて当期純利益を減少（増加）させるから、利益調整の手段として用いられる可能性がある。また、適用指針は、企業の収益力に基づいて繰延税金資産の回収可能性を判断するときに、過去および当期の業績を主な要件として企業を 5 つのグループに分類し、それぞれの分類に応じて回収が見込まれる繰延税金資産の計上額を決定する具体的な取扱いを定めている。たとえば、①過去（3 年）および当期のすべての事業年度において、期末における将来減算一時

¹ 1999 年 4 月 1 日より前に開始する事業年度についても早期適用が容認された。

² それ以前は、日本公認会計士協会による会計制度委員会報告第 10 号「個別財務諸表における税効果会計に関する実務指針」（1998 年 12 月公表）や監査委員会報告第 66 号「繰延税金資産の回収可能性の判断に関する監査上の取扱い」（1999 年 11 月公表）に基づいて判断されていた。

差異を十分に上回る課税所得が生じており、かつ②当期末において、近い将来に経営環境に著しい変化が見込まれないという2つの要件をともに満たす企業は(分類1)に該当し、そうした企業の繰延税金資産については、原則として、全額、回収可能性があるものと判断される。もし経営者の裁量または当期および過去の業績に基づく画一的な判断が強く作用しているとすれば、評価性引当額と将来業績の関連性は必ずしも強力でないかもしれない。

そこで、本稿は、当期の損益計算書で損失を計上している企業を調査対象として、評価性引当額と将来業績の関連性を分析する。日本でも、評価性引当額に関する実証研究の蓄積がある。しかし、それらの多くは利益調整という観点から調査を行っており、将来業績との関係を明示的に分析した研究は少ない。さらに、評価性引当額は財務諸表本体ではなく注記情報を参照しなければならず、一般的な商業用データベースには収録されていない。そのため、従来の研究は、評価性引当額のデータを手作業により収集している。それに対して、本稿は、EDINET からダウンロードした有価証券報告書のXBRL ファイルを用いて、税効果会計の注記に関する独自のデータベースを構築した上で実証分析を行っている。この点も、先行研究にはない本稿の特長の1つである。

本稿の構成は、次のとおりである。第2節では、日米の先行研究をレビューする。第3節では、サンプルとデータについて説明する。第4節では、税引前当期純利益に着目した分析結果を報告する。第5節では、追加分析として営業利益や経常利益を使用したり、また将来業績の水準に加えて将来業績の変化にも着目したりした分析結果を報告する。最後に、第6節では、要約と課題を述べる。

2. 日米の先行研究のレビュー

米国では、将来減算一時差異に係る繰延税金資産の計上と、その回収可能性に基づく評価性引当額の計上・取崩を求めた財務会計基準書第109号(SFAS109)が、財務会計基準審議会(FASB)により1992年2月に公表された。それを契機として、繰延税金資産の評価性引当額に焦点を当てた実証研究が行われるようになった。それらは、評価性引当額のデータの入手方法という観点から、3つのグループに分類することができる。

(1) 手作業によるデータ収集

1番目は、税効果会計の注記情報から手作業で評価性引当額のデータを収集している研究群(Behn et al. 1998; Miller and Skinner 1998; Visvanathan 1998; Bauman et al. 2001; Burgstahler et al. 2002; Kumar and Visvanathan 2003; Schrand and Wong 2003; Frank and Rego 2006; Christensen et al. 2008)である。

Behn et al. (1998) は、1993年12月期決算企業322社を調査対象とし、繰延税金資産に対する評価性引当額の割合を従属変数、その決定要因の候補を独立変数とする多変量回帰モデルを推定した。そして、繰延税金資産に対する繰延税金負債の比率の高さ、主要な顧客の

存在、受注残高の多さ、過去の平均的な総資産利益率（ROA）の高さ、実効税率の低さ、その他の退職後給付（Other Post-Employment Benefits: OPEB）またはその他の一時差異に起因する繰延税金資産の多さ、純資産の時価・簿価比率の高さといった諸要因が評価性引当額の割合と有意なマイナスの関係がある一方で、過去3年間（当期を含む）に営業キャッシュ・フロー、営業利益または純利益がマイナスになったり、重要な偶発事象を抱えていたりすると、評価性引当額の割合が有意に高くなることを報告した。

Miller and Skinner (1998) は、SFAS109 を最初に採用した年度（1992 年または 1993 年）で、財務会計基準書第 106 号（SFAS106）の初度適用に起因する OPEB 費用（将来減算一時差異）の売上高に対する比率が相対的に高い 200 社を調査対象とした。そして、繰延税金資産に対する評価性引当額の割合を従属変数、その決定要因の候補を独立変数とする多変量回帰モデルを推定した。分析の結果、繰延税金負債に比べて繰延税金資産が大きいケース、将来の課税所得の期待額（過去の平均 ROA、将来の実現 ROA、Altman の Z スコア、アナリストの利益予想で代理）が小さいケース、繰越欠損金に係る繰延税金資産が多いケースでは、評価性引当額が多く設定されることを析出した。しかし、財務レバレッジの高い企業ほど利益を捻出するため評価性引当額を小さくするというレバレッジ仮説や、利益が高い（低い）年度に評価性引当額を増やす（減らす）という利益平準化仮説は支持されなかった。したがって、Miller and Skinner (1998) は、経営者が利益調整の手段として評価性引当額を利用しているわけではなく、会計基準で規定されているように、繰延税金資産の回収可能性に関する経営者の判断に基づいて評価性引当額の水準が決定されていると結論づけた。

Visvanathan (1998) は、S&P500 構成銘柄のうち 1993 年または 1994 年において評価性引当額の残高を変化させた 105 社と 182 社を調査対象とし、評価性引当額の期中変化を従属変数、その決定要因の候補を独立変数とする多変量回帰モデルを推定した。分析の結果、当期の利益が良（悪）ければ評価性引当額が減少（増加）することから、業績が良い（悪い）ときに評価性引当額の計上（取崩）によって報告利益を減少（増加）させるという利益平準化行動は支持されなかった。また、財務制限条項仮説やボーナス仮説を検証するための代理変数と評価性引当額の変化の間に有意な関係は観察されなかった。しかし、レバレッジが高く、財務困窮度が深刻なグループほど、当期利益と評価性引当額の関係が強力であった。

Bauman et al. (2001) は、1997 年の Fortune500 企業が 1995 年から 1997 年までの間に税率差異の注記で評価性引当額の変化を開示した 62 社、延べ 122 社・年を調査対象とした。そして、評価性引当額の増減が利益に及ぼす影響を正確に特定できない開示上の問題があること、評価性引当額の期中増減（＝期末残高－期首残高）よりも税率差異の注記で開示される情報を用いるほうが望ましいことを指摘したが、損失回避、減益回避、ビッグ・バス、アナリスト予想未達回避のため評価性引当額を用いた利益調整が行われる強い証拠は得られなかった。

Burgstahler et al. (2002) は、1993-1998 年の純利益がゼロの近傍（期首の株式時価総額でデフレートした純利益が -0.015 から $+0.015$ の区間）にある延べ 482 社・年を調査対象とし

た。評価性引当額を通じた経営者の損失回避行動を検証するため、繰延税金負債、総資産利益率、簿価・時価比率の対前年度変化などの諸要因をコントロールした上で、繰延税金資産に対する評価性引当額の比率の対前年度変化を従属変数とする多変量回帰モデルを推定した³。分析の結果、僅かな利益を計上しているグループは僅かな損失を計上しているグループに比べて、また正味繰延税金資産（＝繰延税金資産－評価性引当額）の変化により損失を回避したグループはそうでないグループに比べて、繰延税金資産に対する評価性引当額の比率を有意に引き下げていることを発見した。

Kumar and Visvanathan (2003) は、1994-1998 年に四半期利益の開示とともに評価性引当額の変化に関するニュース報道が行われた 136 件を調査対象とした。そして、他の要因をコントロールした上で、評価性引当額の変化とニュース報道日を中心とする 3 日間の累積異常リターン (CAR) の間に有意なマイナスの関係がある（評価性引当額が増えると株価が下落し、評価性引当額が減少すると株価が上昇する）ことから、評価性引当額の増減が投資家に対して価値関連性のある新情報を提供している証拠を提示した。さらに、ニュース報道日周辺の CAR は次の 4 四半期の将来利益合計と有意なプラスの関係、繰越欠損金・税額控除に係る繰延税金資産やその他に係る正味繰延税金資産（繰延税金負債控除後）の変化と有意なマイナスの関係があった。つまり、投資家は、評価性引当額の変化に関するニュース報道により、将来加算一時差異の解消や将来利益を通じた繰延税金資産の回収可能性に関する期待を改訂させていることを例証した。

Schrand and Wong (2003) は、銀行が SFAS109 を初めて採用した 1993 年の 235 件およびその後 1994 年から 1998 年までの 190 件を調査対象とし、評価性引当額を通じた経営者の利益調整を分析した。SFAS109 適用初年度の分析では、銀行の経営者は基本的に SFAS109 のガイダンスに準拠して評価性引当額を計上しているものの、評価性引当額の計上に伴う利益の減少を十分に吸収できるほど自己資本が厚い銀行では、自己資本比率が高いほど多くの評価性引当額を計上する傾向があることを例証した。続く年度の分析では、銀行の経営者は、アナリストのコンセンサス予想または過年度の平均的な利益水準を目標とする利益平準化を達成するため評価性引当額を増減させる傾向があることを析出した。

Frank and Rego (2006) は、1993-2002 年の 394 社、延べ 2,243 社・年を調査対象とし、SFAS109 において規定された諸要因では説明できない評価性引当額の裁量的な変化を抽出した。そして、経営者は、アナリストのコンセンサス予想を目標とする利益平準化を達成するため、評価性引当額を裁量的に増減させることを報告した。しかし、損失回避または減益回避を目標とする利益平準化およびビッグ・バスのため、評価性引当額を裁量的に変化させる証拠は得られなかった。

³ 評価性引当額の単なる変化ではなく、繰延税金資産に対する評価性引当額の比率を分析する理由として、Burgstahler et al. (2002) は、繰延税金資産が一定であるときに評価性引当額を増減させる利益調整と、繰延税金資産が変化したときにその変化に対応するように評価性引当額を増減させない利益調整の両方を捉えるためであると述べている。

Christensen et al. (2008) は、1996-1998 年に総資産の 10%を超える巨額の特別損失（リストラックチャリング費用・評価損）を計上した 444 社を調査対象とし、繰延税金資産でデフレートした評価性引当額を従属変数、評価性引当額の決定要因であることが先行研究で指摘された諸要因を独立変数とする多変量回帰モデルの予測誤差の大小に基づいて、評価性引当額の計上が多いビッグ・バス・グループとそれが少ない非ビッグ・バス・グループに分類した。さらに、巨額の特別損失を計上した年度において、評価性引当額を全く計上しなかったグループと繰延税金資産の貸借対照表価額がゼロとなるように最大限の評価性引当額を計上したグループを区別した上で、評価性引当額の水準が高いグループほど 1 年後および 2 年後の業績水準（営業利益・EBITDA ÷ 総資産）は悪いことから、将来業績に関する経営者の私的情報に基づいて評価性引当額の水準が適切に決定されていることを示唆した。それから、その後の年度において評価性引当額を取り崩したグループの業績水準は取り崩さなかったグループに比べて良好であり、損失回避という利益調整のため評価性引当額を取り崩したケースはなかった。しかし、アナリストのコンセンサス予想の未達を回避するため評価性引当額を取り崩したと思われるケースは少数ながら観察された。

このグループは初期の研究に多い。手作業によるデータ収集は正確である。しかし、コストのかかる作業であるため、サンプル・サイズが小さいまたは特定の業種のみを調査対象とする。

（２）アルゴリズムによる識別

２番目は、損益計算書の法人税等（当期税金費用）や法人税等調整額（繰延税金費用）、貸借対照表の繰延税金資産や繰延税金負債など、一般的な商業用データベースでも入手可能な項目を用いて評価性引当額の増減を推定している研究群（Dhaliwal et al. 2013; Cazier et al. 2016; Edwards 2018; Finley and Ribal 2019; Drake et al. 2022）である。

Dhaliwal et al. (2013)は、1993-2008 年の損失計上企業（異常項目控除前利益がマイナスで、かつ米国国内の税引前利益がプラスでない企業）延べ 21,912 件を調査対象とし、当期税金費用と繰延税金費用の符号の組合せに基づいて、損失計上企業を 3 つのグループ（①評価性引当額を大きく増加させたグループ、②評価性引当額を大きく増加させていないが、繰越欠損金を計上したグループ、③評価性引当額を大きく増加させておらず、課税所得がプラスであるグループ）に分類した。具体的には、繰延税金費用がゼロまたはプラスである損失計上企業をグループ①、繰延税金費用がマイナスかつ当期税金費用がゼロまたはマイナスである損失計上企業をグループ②、繰延税金費用がマイナスかつ当期税金費用がプラスである損失計上企業をグループ③にそれぞれ分類した（p. 141, table 1）⁴。当期税金費用と繰延税金

⁴ ここでは、当期税金費用または繰延税金費用がプラス（マイナス）であることは、当期純利益を減少（増加）させることを意味する。なお、Dhaliwal et al. (2013) は、このアルゴリズムの正確性について、損失計上企業 180 件の税効果会計に関する注記を手作業で収集し、それらをレビューすることにより、約 90% のケースで正確な分類ができたことを報告している。

費用の符号に基づく損失計上企業の分類は、先行研究において指摘された損失の持続性に関する諸要因と有意な関係があった。さらに、それらの要因をコントロールした上で、評価性引当額を大きく増加させたグループは、そうでないグループに比べて将来業績が有意に悪く、評価性引当額を大きく増加させていないグループの中では、課税所得がプラスのグループよりも、繰越欠損金を計上したグループの将来業績が有意に悪かった。つまり、当期税金費用と繰延税金費用の符号の組合せに基づく損失計上企業の分類は、損失の持続性を識別する上で追加的な有用性をもっており、また経営者が機会主義的ではなく、自身の私的情報に基づいて評価性引当額を計上しており、評価性引当額が損失計上企業の将来業績に関する有用なシグナルになることが示された。

それから、Dhaliwal et al. (2013) は、損失計上企業の分類が将来業績に対して有する含意を、投資家が効率的に株価形成に反映させているかどうかを検証した。分析の結果、評価性引当額を大きく増加させていないが、繰越欠損金を計上したグループ②は、そのことが企業によるニュース・リリースで詳しく開示されたり新聞記事として報道されたりするので、株価は将来業績に対する含意を反映している。しかし、株価は、プラスの課税所得が将来業績に対して有する含意を過小評価している。ただし、そのようなミスプライシングは、アナリストが全くフォローしていないまたは少数のアナリストしかフォローしていないなど、情報環境が相対的に悪いグループにおいてのみ観察された。

Cazier et al. (2016) は、2003-2014年の損失計上企業（税引前利益がプラスでない企業）延べ8,457件を調査対象とした。Dhaliwal et al. (2013)の方法に基づいて損失計上企業を3つのグループに分類した上で、評価性引当額の変化の基礎にある暗黙的な将来利益の予想と経営者による自発的な将来利益の予想（ガイダンス）の相互関係を調査した。1番目に、評価性引当額が大きく増加したバッド・ニュース企業ではマイナスの利益ガイダンスが開示され、評価性引当額が大きく増加しなかったグッド・ニュース企業ではプラスの利益ガイダンスが開示されることが多いので、両者は基本的に将来利益に関する同じ情報を伝えている。2番目に、評価性引当額が大きく増加したバッド・ニュース企業では、経営者が過度に悲観的な利益ガイダンスを開示する一方で、評価性引当額が大きく増加しておらず、かつ課税所得がプラスである強いグッド・ニュース企業では、経営者が過度に楽観的な利益ガイダンスを開示する。3番目に、評価性引当額が大きく増加したバッド・ニュース企業において、アナリスト予想は有意に楽観的であるが、経営者による利益ガイダンスが自発的に開示されているケースでは、その悲観的な利益ガイダンスにより、アナリスト予想の楽観的傾向は弱くなる。一方、評価性引当額が大きく増加しておらず、かつ課税所得がプラスである強いグッド・ニュース企業において、アナリスト予想に有意なバイアスは観察されないが、経営者による利益ガイダンスが自発的に開示されているケースでは、その楽観的な利益ガイダンスにより、アナリスト予想が楽観的になる。4番目に、評価性引当額が大きく変化しておらず、かつ課税所得がプラスである強いグッド・ニュース企業において、投資家はその含意を適切に解釈できておらず、有意なプラスの将来リターンを示す。しかし、経営者による利

益ガイダンスが自発的に開示されているケースでは、そのようなプラスの将来リターンは観察されず、投資家の情報処理が改善されることを示した。

Edwards (2018) は、1993-2015 年の S&P 社による発行者信用格付けの対前年度変化を計測できる企業 1,375 社、延べ 12,695 社・年を調査対象とし、評価性引当額と発行者信用格付けの関連性を検証した。Dhaliwal et al. (2013) の方法に基づいて、会計上の損失を計上し、米国国内の繰延税金費用がゼロまたはプラスである場合に、評価性引当額の大幅な増加があったとし、そのときに 1 の値を取るダミー変数を用いて検証を行った。他の要因をコントロールした上で、評価性引当額の大幅な増加があった年度およびその翌年度において、発行企業の信用格付けが有意に引き下げられることを例証した⁵。したがって、繰延税金資産の評価性引当額は、発行企業の信用格付けに対して有用な情報を提供している。さらに、Edwards (2018) は予備的な証拠ではあるが、評価性引当額が大幅に増加した年度に公表された経営者利益予想がそうでない年度に公表された経営者利益予想よりも有意に楽観的であることを示した。すなわち、経営者は、監査対象である評価性引当額に関する開示では相対的に保守的であり、監査対象でない自発的な経営者利益予想の開示では相対的に攻撃的であることから、経営者利益予想よりも評価性引当額のほうが将来業績に関する信頼性の高い予測であることを示唆した。また、Edwards (2018) は記述的な証拠の提示に留まるが、評価性引当額が大幅に増加した年度はそうでない年度に比べて、当該年度のみならずその後 5 年間にわたり、期首総資産でデフレートした純利益や営業キャッシュ・フローが有意に悪いことも示した。

Finley and Ribal (2019) は、期首時点の正味繰延税金資産（＝繰延税金資産－繰延税金負債）がゼロである（すなわち繰延税金資産の全額に対して評価性引当額が設定されている）こと、かつ当期の国内の税引前利益がプラスであることなどの諸条件を満たす 1994-2014 年の 1,488 件を調査対象とした。そして、期末時点の正味繰延税金資産がプラスである場合を少なくとも一部の評価性引当額が取り崩されたケースとし、正味繰延税金資産がゼロである場合を評価性引当額が取り崩されずに維持されたケースとして分類した上で、評価性引当額の取崩の有無を識別するダミー変数を用いて分析を行った。分析の結果、少なくとも一部の評価性引当額を取り崩したグループは、評価性引当額を取り崩さず維持したグループに比べて、1 年後および 2 年後の利益水準および利益成長率が有意に高い。しかし、こうした関係は、当期を含む過去 3 年間の利益合計がマイナスであるときにのみ観察された。つまり、過去 3 年間の利益合計がプラスであるとき、経営者は、将来業績に関する私的情報ではなく、最近の業績に大きく依存して評価性引当額の取崩を判断するため、将来業績との有意な関係がなくなると解釈された。また、評価性引当額の取崩と将来利益の有意なプラスの関係は、内部統制の欠陥を開示しているケースや評価性引当額に関するコメント・レターを SEC から受け取ったケースでは有意に弱くなることから、企業内部の情報環境が悪いとき

⁵ その関連性は、評価性引当額が大幅に増加した年度のほうが翌年度よりも強力であった。

は、評価性引当額のシグナリング能力が大きく低下することも析出した⁶。次に、少なくとも一部の評価性引当額を取り崩したグループの将来リターンは、評価性引当額を取り崩さず維持したグループに比べて有意に高いから、投資家は、評価性引当額の取崩が将来業績に対して有する含意を正しく理解していない。一方、評価性引当額の取崩に関する意思決定が行われた前後のアナリスト予想を調査すると、評価性引当額を取り崩さず維持したグループのアナリスト予想は、少なくとも一部の評価性引当額を取り崩したグループに比べて下方に改訂されているから、アナリストは評価性引当額の取崩に含まれる情報を自身の利益予想に反映させていることを例証した。

Drake et al. (2022) は、1993-2016 年の 28,021 社・年を調査対象とした。Dhaliwal et al. (2013) の方法を一部修正して、米国国内のみならず海外を加えた世界全体での損失計上の有無と繰延税金費用の符号に基づいて評価性引当額に関する意思決定を識別し、損失計上企業を持続的な損失計上と一時的な損失計上に分類した。そして、報酬総額またはボーナス報酬を分析したとき、損失計上による経営者報酬の減少は、損失計上が持続的なケースよりも一時的なケースのほうが有意に小さかった。また、損失計上が持続的なケースよりも一時的なケースのほうが、経営者報酬を決定するときに当期の ROA を重視しないことが明らかになった⁷。さらに、損失計上の翌年度に経営者が交代する確率は、損失計上が持続的なケースよりも一時的なケースのほうが有意に低かった⁸。したがって、Drake et al. (2022) は、評価性引当額に含まれる私的情報が経営者の報酬や交代に関する契約上の意思決定でも使用されている証拠を提示した。

このグループは 1 番目に比べてサンプル・サイズが大きく、分析結果の一般化可能性 (generalizability) を高めることができる。しかし、評価性引当額のデータを直接参照していないため、測定誤差の懸念があり、また評価性引当額の増加・減少は識別できても、その大きさまでは正確に特定できないという課題がある。

(3) データの自動取得

3 番目は、研究者自らがインターネット上のウェブサイトから Form 10-K などのファイルを自動取得して、税効果会計における注記のデータベースを独自に構築した上で実証分析を行っている研究群 (Drake et al. 2020; Schwab et al. 2022; Goldman et al. 2022) である。また、最近のいくつかの研究 (Axelton et al. 2019; Bakke et al. 2023) は、第 3 者が収集・構築した評価性引当額のデータベースを用いている。

Drake et al. (2020) は、税引前利益がマイナスでないなどの要件を満たす 1996-2015 年の延べ 23,244 社・年を調査対象とし、Form 10-K から税率差異の注記データを取得した。米国の

⁶ なお、先行研究 (Feng et al. 2009) では、効率的でない内部統制を有する企業の経営者は正確でない利益予想を公表することが報告されている。しかし、Finley and Ribal (2019) では、経営者が税引前利益の予測を公表したケースが 78 件しかなかったため、分析が行われていない (p. 95, footnote 20)。

⁷ しかし、株式報酬を分析したときには、こうした差異は観察されなかった。

⁸ ただし、この差異は、経営者の自発的な交代を分析したときには観察されなかった。

国内企業（海外の税引前利益と税金費用がともにゼロである企業）の実効税率（＝税金費用合計÷税引前利益）が調査対象期間の20年間にわたって時系列で低下している原因として、過年度の損失に関連して計上した評価性引当額を当期の利益計上（実効税率の分母の税引前利益がプラスであるというサンプル選択要件が設けられている）に伴って取り崩したことが大きく影響していると指摘した。つまり、注記データを利用して実効税率に対する評価性引当額の影響を取り除くと、実効税率（損益計算書ベース）のタイムトレンドは統計的に有意でなくなることを例証した。また、国内企業および海外企業（海外の税引前利益または税金費用のいずれかがゼロでない企業）の両サンプルにおいて、評価性引当額の取崩を示すダミー変数およびその予測変数はともに、実効税率（損益計算書ベースおよびキャッシュ・フロー計算書ベース）のクロスセクショナルな差異を有意に説明できることを報告した。

Schwab et al. (2022) は、税引前利益がプラスであるなどの要件を満たす2008-2016年の3,375社、延べ15,766社・年を調査対象とし、directEDGARと呼ばれる検索エンジンを利用して税率差異の注記データを取得した。そして、損益計算書ベースの実効税率が5%以下の極端に低いグループでは評価性引当額の取崩、実効税率が40%以上の極端に高いグループでは評価性引当額の計上やのれんの減損など、租税回避と関連しない項目が法定実効税率との差異を有意に説明する一方で、税額控除や永久差異など租税回避と関連する項目が法定実効税率との差異を必ずしも首尾一貫して説明するわけではなかった。したがって、損益計算書ベースの実効税率が経営者の租税回避行動を適切に代理していないことを示した。さらに、実効税率を0%から100%までの値になるよう置換処理すること、租税回避の標準的な決定要因をコントロールすること、産業・規模調整済みの実効税率を使用すること、単年度ではなく長期（過去3年ないし5年）の実効税率やキャッシュ・フロー計算書ベースの実効税率を使用することは、租税回避と関連しない項目の影響を完全に排除できるわけではない⁹。したがって、Schwab et al. (2022) は、税率差異の注記データを用いて租税回避と関連しない項目の影響を除去するように実効税率の尺度を調整することを提案した。

Goldman et al. (2022) は、2008-2017年の延べ6,899社・年を調査対象とし、Form 10-Kの繰延税金資産及び繰延税金負債の発生原因別の注記から評価性引当額のデータを取得した。経営者は、繰延税金資産の回収可能性を判断するため、過去の累積損失、欠損金の繰戻しの可能性、将来年度における一時差異の解消見込みといった客観的な証拠を主に使用していることを発見した。しかし、経営者が将来年度の課税所得の見積額という主観的な証拠を過度に重視するときがあり、そのような場合には税務関連の修正再表示、内部統制の不備、SECによるコメント・レターなどの発生頻度が高く、財務報告の質が低いことも明らかにした。

Axelton et al. (2019) は、S&P社のCapital IQから評価性引当額の残高に関するデータを入手した上で、2004-2015年の2,414社、延べ15,373社・年を調査対象とし、監査人が評価性

⁹ ただし、これらの方法の中では、キャッシュ・フロー計算書ベースの実効税率を用いると影響を軽減できる。

引当額と将来業績の関係に及ぼす影響を調査した。分析の結果、評価性引当額の対前年度変化と将来利益のマイナスの関連性は、同じ地域・業種に属する他の企業を相対的に多く監査したり、当該クライアント企業に対する税務サービスの提供を通じて相対的に多くの報酬をもらったりするなど、監査人の専門知識が高いケースほど強力になることを明らかにした。さらに、評価性引当額について高い判断が求められる（過去3年間連続して赤字を計上しているにもかかわらず、当期末に評価性引当額を減額した）状況において、評価性引当額の将来業績予測能力は、監査人が税務サービスも提供しているケースほど改善するが、監査人が同じ地域・業種に属する他の企業を相対的に多く監査しているケースほど、事前の仮説と異なり悪化することが分かった。

Bakke et al. (2023) は、Audit Analytics から評価性引当額に関するデータを入手した上で、2013-2017年において営業活動からのキャッシュ・フローまたは営業利益がマイナスの財務的に困窮した企業3,429件を調査対象とし、評価性引当額が継続企業の前提に関する監査人の意見とどのように関係するのかを分析した。そして、評価性引当額の存在、大きさ、対前年度変化と継続企業の前提に関する監査人の意見が表明される確率との間に有意なプラスの関係があることを発見した。さらに、評価性引当額が巨額であったり評価性引当額が大きく増加したりすると、継続企業の前提に関する監査人の意見の第1種の過誤（継続企業の前提に関する監査人の意見が表明されたにもかかわらず、企業が倒産しなかった確率）または第2種の過誤（企業が倒産したにもかかわらず、継続企業の前提に関する監査人の意見が表明されなかった確率）が減少することを明らかにした。

このグループは、後述する前処理の煩雑さが残るものの、評価性引当額のデータを直接参照した上で大規模なサンプルを扱える長所がある。

（４）日本の先行研究

日本企業の繰延税金資産の評価性引当額を調査した研究として、奥田 (2001, 2012)、大沼 (2004)、矢瀬 (2005, 2007)、山形 (2005)、田澤ほか (2005)、新美 (2007)、中村 (2008)、米谷 (2012)、積 (2016, 2017)がある。

奥田 (2001) は、銀行の1999年3月期と2000年3月期の延べ216行を調査対象とし、有価証券報告書から個別財務諸表および連結財務諸表の税効果会計に関する注記を取得した。株価と正味繰延税金資産（＝繰延税金資産－繰延税金負債）の関係に加えて、正味繰延税金資産を一時差異に係る部分、繰越欠損金に係る部分、評価性引当額、土地再評価差額金に係る部分という構成要素に分解した上で株価との関連性が同じかどうかを調査した。正味繰延税金資産、その構成要素である一時差異に係る部分や繰越欠損金に係る部分は株価と有意な関係を有するが、評価性引当額や土地再評価差額金に係る部分は統計的に有意な関係を発見できなかった。

大沼 (2004) は、東証一部に上場する都市銀行と地方銀行の延べ74行の2003年3月期決算を調査対象とし、eol から評価性引当額や繰延税金資産の構成要素などのデータを取得し

た。発行済株式数でデフレートした評価性引当額の対前年度変化を従属変数とする多変量回帰モデルを推定した。そして、繰越欠損金、有価証券の時価評価差額、リース・減価償却費または債権等の償却額に関連する繰延税金資産が前年度に比べて増加した銀行では評価性引当額が引き上げられる一方で、増益の銀行では評価性引当額が引き下げられる傾向があることを報告した。

矢瀬 (2005) は、東証一部に上場する地方銀行と第二地方銀行の 1999 年 3 月期から 2002 年 3 月期までの延べ 313 社・年を調査対象とし、有価証券報告書から連結財務諸表の税効果会計に関する注記を取得した。評価性引当額と自己資本比率規制値（国際行 8%、国内行 4%）からの余裕度との関係（2 次関数）を調査するため、当期と次期の収益性、一時差異および繰越欠損金に係る繰延税金資産の相対的な大きさなどの諸要因をコントロールした上で、評価性引当額を控除する前の自己資本比率算定上のリスク・アセットに対する評価性引当額の割合を従属変数とする多変量回帰モデルを推定した。評価性引当額と自己資本比率規制値からの余裕度との関係は、1999 年 3 月期とそれ以降の決算期で大きく異なっていた。すなわち、1999 年 3 月期は、自己資本比率規制値からの余裕度が平均的な銀行に比べて、余裕度が低い銀行または高い銀行ほど評価性引当額を少なく計上する傾向があるのに対し、2000 年 3 月期以降は、余裕度が低い銀行または高い銀行ほど評価性引当額を多く計上することが観察された。矢瀬 (2005) はその理由として、日本公認会計士協会が 1999 年 11 月に監査委員会報告第 66 号を公表し、繰延税金資産の回収可能性の判断に対する監査が厳格化されたことを指摘した。

山形 (2005) は、日経 225 構成銘柄（一般事業会社）の 1999 年 3 月期から 2004 年 3 月期までの連結決算延べ 658 社・年を調査対象とし、有価証券報告書から評価性引当額などのデータを取得した。将来業績仮説と目標利益調整仮説を検証するため、繰延税金資産小計に対する評価性引当額の比率の対前年度変化を従属変数とする多変量回帰モデルを推定した。過去 4 年間の総資産利益率の平均、繰延税金資産小計に対する繰延税金負債小計、繰越欠損金、長期性差異の比率の変化をコントロールした分析の結果、次年度の経営者予想利益が高い（低い）企業ほど繰延税金資産の回収可能性が高い（低い）ので評価性引当額の比率が小さく（大きく）なるという将来業績仮説は、2004 年度のみ支持されたことから、サンプル期間を拡大した上での再検証が必要であると主張した。また、報告利益と目標利益の乖離を小さくするため、評価性引当額を考慮する前の利益が直前の経営者予想利益を下（上）回る企業では評価性引当額の比率が引き下げ（引き上げ）られるという目標利益調整仮説は、すべての年度において支持された。

田澤ほか (2005) は、金融保険業を除く日経 225 構成銘柄の 1999 年 3 月期から 2005 年 2 月期までの連結決算延べ 667 社・年を調査対象とし、有価証券報告書から評価性引当額などのデータを取得した。報告利益平準化仮説を検証するため、繰延税金資産小計に対する評価性引当額の比率の対前年度変化を従属変数とする多変量回帰モデルを推定した。過去 4 年間の総資産利益率の平均、繰延税金資産小計に対する繰延税金負債小計や繰越欠損金の比

率の変化をコントロールした分析の結果、利益を平準化するため、評価性引当額計上前の当期利益が前期利益よりも増加（減少）するときに評価性引当額の比率を大きく（小さく）するという報告利益平準化仮説は、特に国内の景気が大きく変動した 2001 年と 2002 年において強く支持された。しかし、景気の変動が大きい 2004 年の分析結果は、報告利益平準化仮説を支持しなかった。この点について、田澤ほか (2005) は、2003 年のりそな銀行における繰延税金資産の問題を受けて、繰延税金資産の回収可能性に関する判断が厳格化された可能性を指摘した。

矢瀬 (2007) は、東証、大証または名証一部に上場する地方銀行と第二地方銀行 69 行の 2000 年 3 月期から 2004 年 3 月期までの延べ 345 社・年を調査対象とし、有価証券報告書から連結財務諸表における税効果会計の注記を取得した。6 月末時点の株価を 1 株当たりの純資産簿価と当期利益で回帰する基本モデルを修正し、正味繰延税金資産（＝繰延税金資産－繰延税金負債－再評価に係る繰延税金負債）およびその構成要素（一時差異に係る繰延税金資産、繰越欠損金に係る繰延税金資産、繰延税金負債、再評価に係る繰延税金負債、評価性引当額）の価値関連性を調査した。プール・データを用いた分析の結果、一時差異に係る繰延税金資産を除いて、それぞれが株価と有意な関係があることを析出した¹⁰。

さらに、矢瀬 (2007) は、評価性引当額をその決定要因（貸倒引当金・貸出金償却、退職給付引当金、有価証券等償却、有価証券評価損・評価減、減価償却費、繰越欠損金、その他、繰延税金負債、前期利益、当期利益、次期予想利益）で回帰するモデルを用いて、評価性引当額を非裁量的な部分と裁量的な部分に分割し、それぞれの価値関連性を調査した。プール・データを用いた分析の結果、評価性引当額の非裁量的な部分と裁量的な部分はともに株価と有意なマイナスの関係があり、評価性引当額を多く計上することにより利益や自己資本を減少させている銀行ほど株価が低いことを発見した。こうした結果は、銀行の経営者により計上された評価性引当額を市場が額面どおり評価していることを示すものであり、経営者による機会主義的な利益調整とは必ずしも相容れないことが指摘された。

新美 (2007) は、電気機械器具産業に属する 142 社の 2005 年度を調査対象とし、有価証券報告書から個別財務諸表の税効果会計に関する注記を取得した。繰延税金資産小計に対する評価性引当額の比率を従属変数とする多変量回帰モデルを推定した結果、総資産利益率または自己資本利益率の高い企業ほど評価性引当額の比率が有意に低いことを析出した。

中村 (2008) は、日経 225 構成銘柄（銀行・保険・証券・その他金融を除く）183 社の 2005 年 3 月期と 2006 年 3 月期を調査対象とし、有価証券報告書から個別財務諸表の税効果会計に関する注記を取得した。2005（2006）年 3 月期において、調査対象企業 183 社のうち 61.2（72.1）%が評価性引当額を計上し、引当率（＝評価性引当額÷繰延税金資産）の平均値は 25.5（29.4）%であった。そして、評価性引当額を計上していないグループの ROE（＝税引前当期純利益÷自己資本）は、評価性引当額を計上しているグループよりも有意に高いこと

¹⁰ 年度別の分析結果はサンプル・サイズが小さいこともあり、プール・データを用いた分析結果に比べて弱いものであった。

を報告した。

奥田 (2012) は、日経 225 構成銘柄 (2010 年 1 月末時点、銀行・保険・証券を除く) の 2002 年から 2008 年までの 3 月連結決算延べ 1,188 社・年を調査対象とし、有価証券報告書から税効果会計の注記を取得した。その他の要因をコントロールした上で、固有リスク (3 ファクター・モデルの残差リターンの標準偏差) と正味繰延税金資産 (=繰延税金資産 - 繰延税金負債) の関係に加えて、正味繰延税金資産を一時差異に係る部分、繰越欠損金に係る部分、評価性引当額という構成要素に分解した上で固有リスクとの関係が同じかどうかを調査した。総資産 (正味繰延税金資産控除後) に対する正味繰延税金資産またはその構成要素である一時差異に係る部分の比率が大きい企業ほど固有リスクが低くなる一方で、繰越欠損金に係る部分の比率が大きい企業ほど固有リスクが高くなることを発見した。しかし、評価性引当額と固有リスクの関係は統計的にゼロと有意に異ならなかった。

米谷 (2012) は、日経 225 構成銘柄 (2010 年 1 月末時点、銀行・証券・保険を除く) の 2001 年から 2007 年までの延べ 1,267 社・年を調査対象とし、有価証券報告書から連結財務諸表の税効果会計に関する注記を取得した。損失回避、減益回避、経営者予想利益未達回避といった利益ベンチマークと評価性引当額の関係を検証するため、前期末総資産でデフレートした評価性引当額の対前年度変化を従属変数とする多変量回帰モデルを推定した。一時差異または繰越欠損金に係る繰延税金資産、繰延税金負債および過去 4 年間の総資産利益率の変化をコントロールした上で、いずれの利益ベンチマークでも、評価性引当額の変化を考慮する前の当期純利益がベンチマークを上回る企業ほど評価性引当額を増加させることを観察した。さらに、期首の評価性引当額を全額取り崩せば直前の経営者予想利益を達成できる企業はその他の企業に比べて、評価性引当額を有意に減少させることを析出した。

積 (2016) は、東証一部に上場する 3 月決算企業の 2007 年から 2012 年までの延べ 6,584 社・年を調査対象とし、有価証券報告書から個別財務諸表における税効果会計の注記を取得した。繰延税金資産の回収可能性の判断と監査の質の関係を調査するため、まず、過去 4 年間の総資産利益率の平均、正味繰延税金資産 (=繰延税金資産 - 繰延税金負債)、繰越欠損金などの諸要因をコントロールした上で、繰延税金資産小計に対する評価性引当額の比率を従属変数、監査の質 (大手監査法人、異常監査報酬、業種専門性のいずれか) を独立変数とする多変量回帰モデルを推定した。分析の結果、大手監査法人による監査を受けている企業、異常監査報酬が大きなプラスである企業や業種専門性の高い監査法人による監査を受けている企業は繰延税金資産小計に対する評価性引当額の比率が有意に高く、繰延税金資産が保守的に計上されていることを発見した。

次に、積 (2016) は、評価性引当額を通じた損失回避行動と監査の質の関係を調査するため、上述した諸要因をコントロールした上で、繰延税金資産小計の期首期末平均でデフレートした評価性引当額の対前年度変化を従属変数、損失を回避して僅かなプラスの利益を計上したことを示すダミー変数、監査の質およびそれらの交差項を独立変数とする多変量回帰モデルを推定した。分析の結果、僅かな利益を計上している企業は僅かな損失を計上して

いる企業に比べて評価性引当額を有意に減少させていること、大手監査法人や業種専門性の高い監査法人による監査を受けている企業では、評価性引当額の減少を通じた損失回避が抑制されることを例証した¹¹。

積 (2017) は、東証一部に上場する3月決算企業の2003年から2012年までの延べ8,260社・年を調査対象とし、有価証券報告書から個別財務諸表における税効果会計の注記を取得した。まず、繰延税金資産、繰越欠損金、営業利益(いずれも期首総資産でデフレート済み)、時価・簿価比率、倒産スコア、支払税金÷税引前利益の対前年度変化などの諸要因をコントロールした上で、評価性引当額の裁量的な部分を除いた利益が目標利益(前期利益、ゼロ、経営者予想利益)を大きく上(下)回る企業では、利益を平準化するため、評価性引当額を前年度よりも増加(減少)させる傾向があった。次に、目標利益を僅かに達成した企業と僅かに達成できなかった企業にサンプルを限定すると、評価性引当額を裁量的に減少させた企業ほど損失を回避して、僅かな利益を達成できる傾向があった¹²。しかし、減益回避や経営者予想利益の未達回避を検証した分析では、統計的に有意な結果を発見できなかった。それから、連単倍率が相対的に小さい企業、1株当たり配当が安定している企業、倒産スコアが高い企業、負債比率が高い企業は、評価性引当額の裁量的な部分を通じて損失を回避する傾向があった。

こうした研究は、評価性引当額の実態、利益調整、将来業績との関係、価値関連性またはリスク関連性など様々な観点から分析を行っている。しかし、評価性引当額のデータは、有価証券報告書の注記から手作業で収集しているため、前述した分類では、1番目の研究群に相当する。一方、評価性引当額を分析しているわけではないが、日本企業のデータを用いた3番目の研究群として、澁谷 (2018) と中島・音川 (2021) がある。

澁谷 (2018) は、eol からダウンロードした有価証券報告書のHTMLファイルを用いて、2002年度から2016年度までの延べ37,628社・年(非上場企業を含む)の連結財務諸表における税効果会計の注記データを取得した。発生原因別の注記および税率差異の注記のそれぞれにおける各開示項目の出現頻度を集計した上で、出現頻度が相対的に高い主要項目の合計金額や実効税率への影響度の時系列推移を観察した。そして、日本における段階的な法人税率の引き下げに伴って外国税率の影響度が次第に減少していること、その他有価証券評価差額金に係る繰延税金負債が増大していること、益金不算入項目(受取配当金など)や損金不算入項目(交際費など)をはじめとする永久差異の影響度がそれほど強くないことなどの特徴を指摘した。

中島・音川 (2021) は、EDINET からダウンロードした有価証券報告書のXBRLファイルを用いて税効果会計の注記データを取得した。そして、2014年1月期から2018年12月期

¹¹ ただし、大手監査法人による監査が評価性引当額を通じた損失回避を抑制する効果は、サンプル期間や変数定義の変更により頑健な結果ではなかった。また、減益回避または経営者予想利益の未達回避をベンチマークとする分析では、質の高い監査が利益調整を抑制する効果は統計的に有意でなかった。

¹² ただし、評価性引当額の非裁量的な部分についても、同様の傾向が観察された。

までの延べ 10,215 社・年を調査対象とし、発生原因別の注記と税率差異の注記における開示項目数が企業間で異なる要因を分析した。分析の結果、法定実効税率と法人税等の負担率の差異（絶対値）が大きい企業、規模が大きい企業、簿価・時価比率が高い企業、巨額の特別損失を計上した企業、報告セグメント数が多い企業、取締役会の規模が大きい企業、東証一部上場企業などは開示項目数が有意に多い。一方、損失計上企業、外国人投資家持株比率が高い企業などは開示項目数が有意に少ないことを析出した。

本稿では、中島・音川 (2021) のデータベースに更なる前処理を施した上で繰延税金資産の評価性引当額に関する分析を行う。

3. サンプルとデータ

本稿では 2014 年 1 月期から 2018 年 12 月期までの期間について EDINET からダウンロードした有価証券報告書の XBRL ファイルから税効果会計における注記データ（連結優先）を抽出している¹³。なお、税効果会計の注記には前年度の数値が表示されており、たとえば 2014 年の注記からは 2013 年の注記情報が取得できる。したがって、本稿では 2013 年 1 月期から 2018 年 12 月期を調査対象とし、XBRL ファイルから税効果会計における注記データが抽出できた 15,151 社・年のうち、「評価性引当額」と繰延税金資産の内訳項目の合計額を表す「繰延税金資産小計」の 2 つの開示項目が存在する 13,473 社・年を当初サンプルとする。この当初サンプルから①金融業（銀行、証券、保険、その他金融業）に属する場合、②決算月数が 12 ヶ月以外の場合、③分析に必要な変数が作成できない場合を除外した結果、最終サンプルは延べ 12,099 社・年となった。

本稿では抽出された注記データから評価性引当額と繰延税金資産小計という項目を使用しているが、これらの項目は表記や表示形式が企業ごとに異なるケースが存在しており、それらを統一するために前処理が必要となる。具体的には、「評価性」というキーワードを手がかりに表記ゆれを評価性引当額に統一するとともに、「小計」というキーワードを手がかりに表記ゆれを繰延税金資産小計に統一している。さらに、本稿では評価性引当額の金額をマイナス表示している場合はプラス表示に置換している。他にも、繰延税金資産小計には企業ごとに異なる表示形式が存在しており、修正が必要になるのは大別して次の 4 つのパターンである。1 番目は、繰延税金資産の内訳を流動項目と固定項目に分けている場合、評価

¹³ 税効果会計の注記データを抽出するために、EDINET タクソノミ上のタグ情報を用いて当該注記を特定している。さらに、注記には当会計年度と前会計年度の繰延税金資産の内訳項目と金額が表形式で記載されている。そのため、HTML 上で表を作成する際に利用されるタグ情報や表に出現する文字列などを利用したアドホックなプログラム処理を実行することで、開示項目名を行とし、会計年度を列として抽出を行った。その際、金額単位が千円である場合は百万円に置換するなどの処理も併せて行っている。ただし、当会計年度の金額が前会計年度にくっついて抽出されるなどの誤抽出が部分的に生じていた。そのため、エクセルに出力したデータを目視で確認し、抽出ミスがある箇所は手作業により修正を行っている。他にも、プログラム処理でデータを抽出することが困難な表が存在しており、そのような表は調査対象から除外した。

性引当額が存在しない流動・固定のいずれか一方の項目について繰延税金資産小計が存在しないことがある。このような場合、繰延税金資産小計に占める評価性引当額の割合を計算するときに、評価性引当額が存在しない流動・固定項目における繰延税金資産の内訳項目の合計額を無視することになってしまう。2番目は、評価性引当額の次に繰延税金資産小計が来ている場合がある。一般的な注記では、繰延税金資産の内訳項目が表示され、各内訳項目の合計額を繰延税金資産小計とし、そこから評価性引当額を控除する形式で表示されている。しかし、評価性引当額の次に繰延税金資産小計が来ている場合は、評価性引当額を控除したあとの金額を小計としてしまっている。3番目は、土地再評価に係る繰延税金資産の場合、評価性引当額という項目は存在しているが小計という表記の項目が存在していない。4番目は、繰延税金資産小計ではなく計という表記を行っている場合である。このような注記では評価性引当額の前後に計という表記を用いている場合があり、これは繰延税金資産の内訳項目の合計額として計という表記が用いられるだけでなく、内訳項目の合計額から評価性引当額を控除したあとの金額にも用いられていることを意味する。本稿では小計を手がかり表現として表記ゆれを統一しているため、4番目の問題点は解消されていないが、残り3つの問題点については手作業で修正を行っている。

以上のように、有価証券報告書がXBRL化されたことで、これまで利用できなかった注記情報がコンピュータ処理を施すことで分析可能となったものの、表示形式や表記が企業ごとに多様であるため、分析に利用するためには複雑な前処理が必要になってくる。注記情報以外に使用している財務データは日本経済新聞社の「NEEDS-FinancialQUEST」から取得している。

本稿で使用する変数の定義は図表1のとおりである。VAは期末の評価性引当額を期首総資産で割り算した値であり、VARは期末の評価性引当額を期末の繰延税金資産小計で割り算した値である。ROAは税引前当期純利益を期首総資産で割り算した値であり、ROAの1年後の水準を示した変数を ROA_{t+1} 、2年後と3年後のROAの水準を示した変数をそれぞれ ROA_{t+2} と ROA_{t+3} とする。

【このあたりに図表1を挿入】

本稿では主要な利益として税引前当期純利益に焦点を当てるが、第5節の追加分析では営業利益と経常利益の将来水準、1年後から3年後までの税引前当期純利益、営業利益、経常利益の基準年度からの変化の変数を使用する。そのため、 $ROA_{operating}$ は営業利益を期首総資産で割り算した値であり、その1年後から3年後の水準を示した変数をそれぞれ $ROA_{operating_{t+1}}$ 、 $ROA_{operating_{t+2}}$ 、 $ROA_{operating_{t+3}}$ とする。さらに、 $ROA_{ordinary}$ は経常利益を期首総資産で割り算した値であり、その1年後から3年後の水準を示した変数をそれぞれ $ROA_{ordinary_{t+1}}$ 、 $ROA_{ordinary_{t+2}}$ 、 $ROA_{ordinary_{t+3}}$ とする。そして、1年後から3年後までの税引前当期純利益の基準年度からの変化をそれぞれ ΔROA_{t+1} 、 ΔROA_{t+2} 、 ΔROA_{t+3} とする。同様に営業利益の1年後から3年後までの基準年度からの変化をそれぞれ $\Delta ROA_{operating_{t+1}}$ 、 $\Delta ROA_{operating_{t+2}}$ 、 $\Delta ROA_{operating_{t+3}}$ とし、経常利益の1年後から

3 年後までの基準年度からの変化をそれぞれ $\Delta ROA_{ordinary_{t+1}}$ 、 $\Delta ROA_{ordinary_{t+2}}$ 、 $\Delta ROA_{ordinary_{t+3}}$ とする。

なお、使用するすべての変数は、異常値処理として 1 パーセントイルと 99 パーセントイルで置換処理（ウィンソライズ処理）する。また、異常値処理の有無は第 4 節の分析結果の解釈に影響を及ぼさないことを確認している。

4. 分析結果

（1）記述統計量

図表 2 の Panel A は VA の年度別記述統計量である。2013 年から 2018 年にかけて VA の平均値（中央値）は、単調ではないものの減少傾向を示している。このような傾向が得られた理由の 1 つとして、調査対象期間における経済環境が比較的安定しており、それに伴い企業業績も安定したことで、評価性引当額が取り崩される傾向にあったと考えられる。また、異常値処理前の VA の最大値には 1 を超える企業も存在していた。これは、過去数年連続して損失を計上したことで繰越欠損金が膨れ上がり、その全額に評価性引当額が設定されたことで期首総資産よりも大きな金額となったことが主な原因として考えられる。Panel B は VAR の年度別記述統計量である。VAR の平均値は単調減少傾向を示すが、中央値は VA と異なり必ずしも減少傾向を示していない。また、中央値をみると、2013 年から 2018 年にかけて、繰延税金資産小計に占める評価性引当額の割合が 4 割前後で推移している。これは、サンプル企業の半数は各年度における繰延税金資産小計の少なくとも 4 割前後について回収可能性が見込まれない状況にあることを示唆する。

【このあたりに図表 2 を挿入】

図表 3 は業種別記述統計量である。業種分類には日経業種中分類を使用し、VA または VAR の中央値を降順で並び替えた結果を表示する。Panel A の VA の業種別記述統計量では、空運業の中央値が 0.062 と最も高い値であり、次いで造船業の 0.057、鉱業の 0.045 と高い値を有する。空運業には経営再建後の日本航空を含んでおり、VA の水準が高いだけでなく 2013 年から 2016 年にかけて繰延税金資産小計に占める評価性引当額の割合が 9 割前後で推移している。その他、繰延税金資産小計の全額に評価性引当額が設定されている企業も存在し、サンプル・サイズが小さいことから、これら少数の企業の影響を強く受けている。VA の中央値が最も低い業界はガス業の 0.004 である。ガス業のような参入障壁が高い公益事業を営む業態では成熟した企業が多く、経営が安定しているため回収可能性の見通しが立てやすく評価性引当額の水準が低くなったと考えられる。Panel B の VAR の業種別記述統計量では、最も高い中央値は造船業の 0.877 であり、次いで空運業の 0.700、鉱業の 0.667 と高い値を有している。業種別の ROA の記述統計量は非掲示であるが、造船業の ROA の中央値は全業種の中で下から 4 番目の 0.029 と低い水準にある。これは造船業の業績水準が低いために繰延税金資産の回収可能性が見込めないことから VAR の割合が高くなったと考えられ

る。ただし、業績水準が低いからといって必ずしも VAR が高いともいえない。全業種の中で ROA の中央値が最も低いのは電力業の 0.020 であるが、VAR の中央値も 0.182 と全業種の中で 3 番目に低い水準である。電力会社は発電所などの規模の大きな資産を所有しているため ROA は他の業種よりも低い水準を示す傾向にあるとともに、経営環境が安定していることで繰延税金資産の回収可能性の将来見通しが立てやすいために VAR が低水準となった可能性を示唆する。

【このあたりに図表 3 を挿入】

（２）評価性引当額と当期業績水準の年度別相関係数

図表 4 の Panel A (B) は VA (VAR) と ROA の年度別相関係数であり、表の左側はピアソンの積率相関係数、右側はスピアマンの順位相関係数を示している。それをみると、すべての年度で負の相関が観察される¹⁴。本稿の評価性引当額は、連結財務諸表を提出している企業については連結ベースの金額を使用している。そのため、評価性引当額の大部分が特定の子会社に設定されたものである場合、連結ベースの業績とは連動しないことも考えられるが、図表 4 の結果は連結ベースの業績と無相関ではなく負の相関があることを示している。これは、税引前当期純利益の水準が低い企業ほど評価性引当額の水準や繰延税金資産小計に占める割合が高くなることを示唆する。

【このあたりに図表 4 を挿入】

（３）損失計上企業における評価性引当額と将来業績水準の単一変量分析

評価性引当額に着目した先行研究 (Dhaliwal et al. 2013 など) では、評価性引当額が損失計上企業における利益の持続性に関する情報を有することが示されている。ここでは単一変量分析に留まるが、損失計上企業における VA または VAR の水準別に将来期間における税引前当期純利益の水準との関連性を調査し、VA や VAR の水準が高い (低い) 企業群の損失が持続的 (一時的) かを確かめる。

図表 5 は単一変量分析に使用する変数の記述統計量である。VA や VAR の平均値 (中央値) は、図表 2 の VA や VAR の年度別記述統計量の全期間における値よりも高くなっている。これは、損失計上企業では評価性引当額の水準や繰延税金資産小計に占める評価性引当額の割合が高い水準にあることを意味する。また、 ROA_{t+1} の平均値 (中央値) は -0.040 (0.003)、 ROA_{t+2} の平均値 (中央値) は -0.033 (0.008)、 ROA_{t+3} の平均値 (中央値) は -0.040 (0.009) である。平均値をみると、当期に損失を計上した企業では少なくとも 3 年後までは損失が持続する傾向にある一方で、中央値では 1 年後から 3 年後まで業績水準が正の値を有しており、当期に損失を計上した企業の少なくとも半数が 1 年後には黒字に転じており、損失が一時的であることを示唆する。

¹⁴ ただし、異常値処理前の VA は、2015 年のピアソンの積率相関係数が 0.13 と正の値を有していた。

【このあたりに図表 5 を挿入】

図表 6 は変数間の相関係数である。VA と VAR のピアソンの積率相関係数およびスピアマンの順位相関係数は正の相関を有している。また、VA と VAR は当期の ROA に加えて 1 年後から 3 年後の ROA と負の相関をもつ。これらの結果は、評価性引当額の水準が高い企業ほど繰延税金資産小計に占める評価性引当額の割合も高くなる傾向にあり、評価性引当額の水準や繰延税金資産小計に占める割合が高い企業ほど当期の業績水準だけでなく少なくとも 3 年後までの将来業績水準も低い傾向にあることを示唆する。

【このあたりに図表 6 を挿入】

図表 7-1 は VA の水準を年度ごとに 5 つのグループに分けており、P1 (P5) は VA が最も低い (高い) 値を有する企業群を意味する。図表では、VA、ROA、 ROA_{t+1} 、 ROA_{t+2} 、 ROA_{t+3} について各企業群の平均値、中央値、標準偏差を示している。着目すべきは、 ROA_{t+1} における P1 の平均値 (中央値) が 0.005 (0.015) と正の値であるのに対して、P5 の平均値 (中央値) は -0.136 (-0.176) と負の値であり、この傾向は少なくとも 3 年後まで観察される。また、図表 7-2 の VAR を使用した場合にも同様の傾向がみられる。これらは単一変量分析の結果ではあるが、評価性引当額の水準や繰延税金資産小計に占める割合が最も低いグループの損失は一時的であるのに対して、水準や割合が最も高いグループは損失が持続する可能性があることを示唆する。

【このあたりに図表 7-1、図表 7-2 を挿入】

5. 追加分析

第 5 節では、いくつかの追加分析を実施する。第 1 項では営業利益と経常利益を取り上げ、第 4 節と同様に、損失計上企業における評価性引当額と将来業績水準の単一変量分析を行う。第 2 項では損失計上後の利益変化に着目する。具体的には税引前当期純利益、営業利益、経常利益の 3 つの利益を取り上げ、損失計上時点を基準年度とし、評価性引当額と将来業績の基準年度からの変化との単一変量分析を行う。

(1) 評価性引当額と営業利益または経常利益の将来業績水準

図表 8-1 は営業利益に着目した分析結果である。VA の水準を年度ごとに 5 つのグループに分けており、P1 (P5) は VA が最も低い (高い) 値を有する企業群を意味する。図表では、VA、 $ROA_{operating}$ 、 $ROA_{operating_{t+1}}$ 、 $ROA_{operating_{t+2}}$ 、 $ROA_{operating_{t+3}}$ について各企業群の平均値、中央値、標準偏差を示している。Panel B の $ROA_{operating_{t+1}}$ に着目すると、P1 の平均値 (中央値) は 0.003 (0.008) と正の値を有する一方で、P5 の平均値 (中央値) は -0.113 (-0.148) と負の値を有する。この傾向は少なくとも 3 年後まで観察される。また、図表 8-2 の VAR を使用した場合も同様の傾向がみられる。この結果は税引前当期純利益を使用した図表 7-1 および図表 7-2 と同様の結果であり、営業利益を使用した場合でも、評価

性引当額の水準や繰延税金資産小計に占める割合が最も低いグループの損失は一時的であるのに対し、水準や割合が最も高いグループは損失が持続する可能性を示唆する。

【このあたりに図表 8-1、図表 8-2 を挿入】

図表 9-1 は経常利益に着目した分析結果である。VA の水準を年度ごとに 5 つのグループに分けており、P1 (P5) は VA が最も低い (高い) 値を有する企業群を意味する。図表では、VA、ROA_ordinary、ROA_ordinary_{t+1}、ROA_ordinary_{t+2}、ROA_ordinary_{t+3}について各企業群の平均値、中央値、標準偏差を示している。Panel B の ROA_ordinary_{t+1}に着目すると、P1 の平均値 (中央値) は-0.000 (0.009) であり、中央値のみ正の値を有している¹⁵。一方、P5 の平均値 (中央値) は-0.120 (-0.162) と負の値を有している。ROA_ordinary_{t+2}は、P1 の平均値 (中央値) が 0.010 (0.017) と正の値を有している一方、P5 の平均値 (中央値) は-0.113 (-0.141) と負の値を有し、この傾向は ROA_ordinary_{t+3}でも観察される。この結果は、経常損失を計上した企業のうち評価性引当額の水準が最も低いグループの損失は基本的に一時的であるのに対し、評価性引当額の水準が最も高いグループでは、少なくとも 3 年後まで損失が持続する可能性を示唆する。また、図表 9-2 の VAR を使用した分析結果は、評価性引当額の水準や繰延税金資産小計に占める割合が最も低いグループの損失は一時的であるのに対し、水準や割合が最も高いグループは損失が持続する可能性を示唆する。

【このあたりに図表 9-1、図表 9-2 を挿入】

(2) 評価性引当額と税引前当期純利益、営業利益、経常利益の将来業績変化

損失計上年度を基準年度とし、評価性引当額と 1 年後から 3 年後までの将来業績の基準年度からの変化との関連性を調査する¹⁶。図表 10-1 から図表 10-3 は VA の水準を年度ごとに 5 つのグループに分けており、P1 (P5) は VA が最も低い (高い) 値を有する企業群を意味する。図表 10-1 は税引前当期純利益、図表 10-2 は営業利益、図表 10-3 は経常利益を使用した分析結果である。各図表の Panel A には VA の記述統計量、Panel B には基準年度からの利益変化の記述統計量を示す。さらに、P5 の平均値 (中央値) から P1 の平均値 (中央値) を引き算した値を P5-P1 Diff. とし、平均値 (中央値) の差の検定を実施している¹⁷。

【このあたりに図表 10-1、図表 10-2、図表 10-3 を挿入】

図表 10-1 における Panel B の ΔROA_{t+1} に着目すると、P1 の平均値 (中央値) は 0.029 (0.030) と正の値を有し、P5 の平均値 (中央値) も 0.016 (0.030) と同じく正の値を有する。これは、損失計上の翌年度は評価性引当額の水準によらず、利益が増加傾向にあり、少なくとも 3 年

¹⁵ ROA_ordinary_{t+1}の P1 の平均値は-0.000043 であるが、表示桁数の都合により-0.000 と表記する。

¹⁶ 図表 10 および図表 11 で着目する利益変化の変数は、1 年後から 3 年後の利益から基準年度の利益を引き算した後に異常値処理を施したものであり、異常値処理後の利益を使用して算出したものではない。そのため、図表 7 から図表 9 の異常値処理後の利益水準の変数から利益変化を単純計算した場合と値が異なる点に注意されたい。

¹⁷ 平均値の差の検定には等分散性を仮定しない Welch の t 検定を使用し、中央値の差の検定には Wilcoxon の順位和検定を使用する。

後までは基準年度からの増加傾向が観察される。ただし、P5 と P1 の平均値（中央値）の差は-0.013（0.000）であり平均値と中央値で符号が異なる¹⁸。一方、営業利益を使用した図表 10-2 と経常利益を使用した図表 10-3 では、1 年後の平均値と中央値の差はともに負の値を有するが、2 年後以降は異なる符号を有する場合が多い¹⁹。平均値および中央値の差の検定結果は、図表 10-1 の ΔROA_{t+3} の中央値の差と、図表 10-3 の $\Delta ROA_{ordinary_{t+3}}$ の中央値の差のみ両側 10%水準以内で有意である²⁰が、これら以外の平均値および中央値の差については両側 10%水準で統計的に有意ではなかった²¹。

以上より、損失計上後の利益変化は VA の水準や使用する利益を問わず増加傾向にあることが分かる。しかし、平均値および中央値の差の検定結果をみると、評価性引当額の水準の高低と利益変化の大きさに統計的に有意な差があるとは必ずしもいえない。

図表 11-1 から図表 11-3 は VAR の水準を年度ごとに 5 つのグループに分けており、P1 (P5) は VAR が最も低い（高い）値を有する企業群を意味する。図表 11-1 は税引前当期純利益、図表 11-2 は営業利益、図表 11-3 は経常利益を使用した結果である。各図表の Panel A には VAR の記述統計量、Panel B には利益変化の記述統計量を示し、P5 と P1 の平均値（中央値）の差について平均値（中央値）の差の検定を実施する。

【このあたりに図表 11-1、図表 11-2、図表 11-3 を挿入】

図表 11-1 における Panel B の ΔROA_{t+1} に着目すると、P1 の平均値（中央値）は 0.039 (0.033) であり、P5 の平均値（中央値）も 0.009 (0.006) と同じく正の値を有する。損失を計上した翌年度は繰延税金資産小計に占める評価性引当額の割合によらず、利益が増加傾向にあり、この傾向は少なくとも 3 年後までは観察される。また、P5 と P1 の平均値（中央値）の差は -0.030 (-0.027) であり、評価性引当額の割合が最も高いグループは最も低いグループと比べて、基準年度からの税引前当期純利益の増加幅が有意に小さいといえる²²。この傾向は 2 年後の平均値の差も同じである²³。さらに、営業利益を使用した図表 11-2 と経常利益を使用した図表 11-3 では、P5 と P1 の平均値の差は、利益の種類によらず 1 年後から 3 年後まで両側 10%水準以内で統計的に有意である²⁴。しかし、中央値の差は両側 10%水準で統計的に有

¹⁸ Panel B における ΔROA_{t+1} の P5 と P1 の中央値の差 P5-P1 Diff は 0.000441 であるが、表示桁数の都合により 0.000 と表記する。

¹⁹ 図表 10-3 の $\Delta ROA_{ordinary_{t+3}}$ のみ、平均値（中央値）の差は 0.003 (0.021) であり、どちらも正の符号を有する。

²⁰ 図表 10-1 の ΔROA_{t+3} における中央値の差の検定は、統計値が 1.910 と両側 10%水準で有意である。また、図表 10-3 の $\Delta ROA_{ordinary_{t+3}}$ における中央値の差の検定は、統計値が 2.443 と両側 5%水準で有意である。

²¹ 異常値処理前では、異常値処理後で有意である箇所に加えて、図表 10-2 の $\Delta ROA_{operating_{t+2}}$ と図表 10-3 の $\Delta ROA_{ordinary_{t+3}}$ の平均値の差が両側 10%水準で有意である。

²² 図表 11-1 の ΔROA_{t+1} における平均値の差の検定は、統計値が -2.634 と両側 1%水準で有意であり、中央値の差の検定は、統計値が -2.336 と両側 5%水準で有意である。異常値処理前では、平均値の差は両側 10%水準で有意でなかったが、中央値の差は両側 5%水準で有意である。

²³ 図表 11-1 の ΔROA_{t+2} における平均値の差の検定は、統計値が -2.568 と両側 5%水準で有意である。異常値処理前では、平均値の差は両側 10%水準で有意でなかった。

²⁴ 図表 11-2 の $\Delta ROA_{operating_{t+1}}$ における平均値の差の検定は、統計値が -1.993 と両側 5%水準で有意で

意ではなかった²⁵。

以上より、将来業績変化に着目した分析結果の要点は次のとおりである。損失計上後は、利益の種類（税引前当期純利益、営業利益、経常利益）、評価性引当額の水準や繰延税金資産小計に占める割合によらず、利益は基準年度から少なくとも3年後までは増加傾向にあることが分かった。また、損失計上の翌年度は、評価性引当額の水準や繰延税金資産小計に占める割合が高い企業ほど利益の増加幅が小さい傾向にあるが、使用する評価性引当額の変数や異常値処理の有無により異なる結果が得られており、将来業績水準に着目した場合のように一貫した分析結果でないことが分かった。

6. 要約と課題

有価証券報告書から評価性引当額のデータを手作業で収集している先行研究に対して、本稿では、有価証券報告書のXBRLファイルから税効果会計の注記データを抽出して、評価性引当額に関する分析を行った。分析の結果、評価性引当額と当期業績水準の間にマイナスの相関があり、当期の税引前当期純利益が低い企業ほど評価性引当額の水準や繰延税金資産小計に占める割合が高くなる傾向にある。また、評価性引当額と将来業績水準の間にもマイナスの相関があり、評価性引当額の水準や繰延税金資産小計に占める割合が高い損失計上企業ほど将来業績の水準が低迷する傾向にあることが分かった。この結果は、税引前当期純利益に加えて、営業利益や経常利益を使用した場合も頑健であった。しかし、将来業績の変化に関する分析では、評価性引当額の水準や繰延税金資産小計に占める割合の高低と損失計上後の将来業績の変化について頑健な関係を析出することはできなかった。

今後の課題の1つは、経営者が評価性引当額の水準を決定するときに、当期または将来の業績水準のいずれを強く考慮しているのかを明らかにすることである。さらに、日本企業は、経営者による次年度の利益予想を決算短信で開示しているため、評価性引当額と経営者利益予想の関係を分析することも興味深い。

あり、 $\Delta ROA_{operating_{t+2}}$ は統計値が-3.088と両側1%水準で有意であり、 $\Delta ROA_{operating_{t+3}}$ は統計値が-2.134と両側5%水準で有意である。図表11-3の $\Delta ROA_{ordinary_{t+1}}$ における平均値の差の検定は、統計値が-1.963と両側10%水準で有意であり、 $\Delta ROA_{ordinary_{t+2}}$ は統計値が-2.705と両側1%水準で有意であり、 $\Delta ROA_{ordinary_{t+3}}$ は統計値が-1.709と両側10%水準で有意である。また、異常値処理前では、1年後から3年後の営業利益および経常利益を使用した場合の平均値の差は両側10%水準で有意でなかった。

²⁵ 異常値処理前では、図表11-3の $\Delta ROA_{operating_{t+3}}$ の中央値の差は両側5%水準で有意であった。

参考文献

- Axelton, Z., J. Gramlich, and M. K. Harris. 2019. How Do Auditors Learn to Forecast? Evidence from the Predictive Power of the Deferred Tax Asset Valuation Allowance. Working paper available at: <https://ssrn.com/abstract=3322983>
- Bakke, A., T. R. Kubick, and M. S. Wilkins. 2023. Deferred Tax Asset Valuation Allowances and Auditors' Going Concern Evaluations. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 42 (1): 1-26.
- Bauman, C. C., M. P. Bauman, and R. F. Halsey. 2001. Do Firms Use the Deferred Tax Asset Valuation Allowance to Manage Earnings? *Journal of the American Taxation Association* 23 (Supplement): 27-48.
- Behn, B. K., T. V. Eaton, and J. R. Williams. 1998. The Determinants of the Deferred Tax Allowance Account under SFAS No. 109. *Accounting Horizons* 12 (1): 63-78.
- Burgstahler, D. C., W. B. Elliott, and M. Hanlon. 2002. How Firms Avoid Losses: Evidence of Use of the Net Deferred Tax Asset Account. Working paper available at: <https://ssrn.com/abstract=355780>
- Cazier, R., S. Rego, X. (S.) Tian, and R. Wilson. 2016. The Consistency of Mandatory and Voluntary Management Earnings Forecasts and Implications for Analyst and Investor Information Processing. Working paper available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2779712>
- Christensen, T. E., G. H. Paik, and E. K. Stice. 2008. Creating a Bigger Bath Using the Deferred Tax Valuation Allowance. *Journal of Business Finance & Accounting* 35 (5-6): 601-625.
- Dhaliwal, D. S., S. E. Kaplan, R. C. Laux, and E. Weisbrod. 2013. The Information Content of Tax Expense for Firms Reporting Losses. *Journal of Accounting Research* 51 (1): 135-164.
- Drake, K. D., E. Engel, and M. A. Martin. 2022. Investigating Discretion in Executive Contracting: Extracting Private Information from Valuation Allowance Decisions. *Review of Accounting Studies*, forthcoming.
- Drake, K. D., R. Hamilton, and S. J. Lusch. 2020. Are Declining Effective Tax Rates Indicative of Tax Avoidance? Insight from Effective Tax Rate Reconciliations. *Journal of Accounting and Economics* 70 (1): 101317.
- Edwards, A. 2018. The Deferred Tax Asset Valuation Allowance and Firm Creditworthiness. *Journal of the American Taxation Association* 40 (1): 57-80.
- Feng, M., C. Li, and S. McVay. 2009. Internal Control and Management Guidance. *Journal of Accounting and Economics* 48 (2-3): 190-209.
- Finley, A. R., and A. Ribal. 2019. The Information Content from Releases of the Deferred Tax Valuation Allowance. *Journal of the American Taxation Association* 41 (2): 83-101.
- Frank, M. M., and S. O. Rego. 2006. Do Managers Use the Valuation Allowance Account to Manage Earnings around Certain Earnings Targets? *Journal of the American Taxation Association* 28

(1): 43-65.

- Goldman, N. C., C. M. Lewellen, and A. P. Schmidt. 2022. Evidence on Firms' Use of Subjective Evidence When Estimating the Deferred Tax Asset Valuation Allowance. Working paper available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4244914>
- Kumar, K. R., and G. Visvanathan. 2003. The Information Content of the Deferred Tax Valuation Allowance. *The Accounting Review* 78 (2): 471-490.
- Miller, G. S., and D. J. Skinner. 1998. Determinants of the Valuation Allowance for Deferred Tax Assets under SFAS No. 109. *The Accounting Review* 73 (2): 213-233.
- Schrand, C. M., and M. H. F. Wong. 2003. Earnings Management Using the Valuation Allowance for Deferred Tax Assets under SFAS No. 109. *Contemporary Accounting Research* 20 (3): 579-611.
- Schwab, C. M., B. Stomberg, and J. Xia. 2022. What Determines Effective Tax Rates? The Relative Influence of Tax and Other Factors. *Contemporary Accounting Research* 39 (1): 459-497.
- Visvanathan, G. 1998. Deferred Tax Valuation Allowances and Earnings Management. *Journal of Financial Statement Analysis* 3 (4): 6-15.
- 大沼宏. 2004. 「繰延税金資産による利益管理の可能性－銀行業を例として」『企業会計』 56 (4): 42-48.
- 奥田真也. 2001. 「繰延税金とその配分法の市場における解釈－銀行決算をもとに－」『一橋論叢』 125 (5): 32-47.
- 奥田真也. 2012. 「繰延税金資産と個別リスクとの関係について」伊藤邦雄（編著）『企業会計研究のダイナミズム』中央経済社: 101-109.
- 米谷健司. 2012. 「繰延税金資産に係る評価性引当額の情報内容」伊藤邦雄（編著）『企業会計研究のダイナミズム』中央経済社: 167-183.
- 澁谷英樹. 2018. 「海外との税率差がわが国の法人実効税率に与える影響－税効果会計に関する注記を用いた推計－」『税に関する論文入選論文集』 14: 49-89.
- 積惟美. 2016. 「繰延税金資産の回収可能性の判断における経営者の裁量と監査の質」『一橋商学論叢』 11 (2): 47-59.
- 積惟美. 2017. 「繰延税金資産の回収可能性判断を通じた単体利益調整」『産業経理』 77 (3): 159-169.
- 田澤宗裕・山形武裕・國村道雄. 2005. 「繰延税金資産の回収可能性判断と報告利益平準化行動」『會計』 168 (4): 81-94.
- 中島隆広・音川和久. 2021. 「税効果会計の注記における開示項目数の決定要因」『国民経済雑誌』 223 (3): 31-53.
- 中村大輔. 2008. 「繰延税金資産の内訳項目と評価性引当額の実態」『年報 経営分析研究』 24: 80-87.
- 新美一正. 2007. 「税効果会計とアーニングス・マネジメント－繰延税金資産への評価性引当額計上をめぐって－」『Business & Economic Review』 17 (10): 22-53.

- 矢瀬敏彦. 2005. 「税効果会計の評価性引当額の設定をめぐる経営者の裁量的行動－地方銀行に関する実証分析－」『オイコノミカ』 41 (3・4): 1-16.
- 矢瀬敏彦. 2007. 「銀行における税効果会計情報の価値関連性に対する経営者の裁量的行動の影響」『オイコノミカ』 44 (2): 73-88.
- 山形武裕. 2005. 「繰延税金資産に係る評価性引当額と経営者予想利益の関連性」『産業経理』 65 (2): 115-123.

図表 1 変数の定義

変数名	定義
VA	期末時点の評価性引当額÷期首総資産
VAR	期末時点の評価性引当額÷期末時点の繰延税金資産小計
ROA	税引前当期純利益÷期首総資産
ROA _{t+1}	ROA の 1 期先の水準
ROA _{t+2}	ROA の 2 期先の水準
ROA _{t+3}	ROA の 3 期先の水準
ROA_operating	営業利益÷期首総資産
ROA_operating _{t+1}	ROA_operating の 1 期先の水準
ROA_operating _{t+2}	ROA_operating の 2 期先の水準
ROA_operating _{t+3}	ROA_operating の 3 期先の水準
ROA_ordinary	経常利益÷期首総資産
ROA_ordinary _{t+1}	ROA_ordinary の 1 期先の水準
ROA_ordinary _{t+2}	ROA_ordinary の 2 期先の水準
ROA_ordinary _{t+3}	ROA_ordinary の 3 期先の水準
ΔROA _{t+1}	ROA _{t+1} - ROA
ΔROA _{t+2}	ROA _{t+2} - ROA
ΔROA _{t+3}	ROA _{t+3} - ROA
ΔROA_operating _{t+1}	ROA_operating _{t+1} - ROA_operating
ΔROA_operating _{t+2}	ROA_operating _{t+2} - ROA_operating
ΔROA_operating _{t+3}	ROA_operating _{t+3} - ROA_operating
ΔROA_ordinary _{t+1}	ROA_ordinary _{t+1} - ROA_ordinary
ΔROA_ordinary _{t+2}	ROA_ordinary _{t+2} - ROA_ordinary
ΔROA_ordinary _{t+3}	ROA_ordinary _{t+3} - ROA_ordinary

図表 2 VA・VAR の年度別記述統計量

Panel A: VA

Year	Obs.	Mean	Std.Dev.	25%	Median	75%
2013	1,995	0.062	0.134	0.007	0.017	0.050
2014	1,992	0.058	0.127	0.007	0.017	0.046
2015	2,012	0.051	0.116	0.006	0.015	0.040
2016	2,019	0.047	0.109	0.006	0.014	0.035
2017	2,031	0.047	0.108	0.006	0.014	0.034
2018	2,050	0.043	0.105	0.005	0.012	0.032
Total	12,099	0.051	0.117	0.006	0.015	0.039

Panel B: VAR

Year	Obs.	Mean	Std.Dev.	25%	Median	75%
2013	1,995	0.468	0.323	0.191	0.393	0.760
2014	1,992	0.462	0.317	0.184	0.394	0.731
2015	2,012	0.460	0.310	0.189	0.403	0.711
2016	2,019	0.455	0.308	0.189	0.400	0.698
2017	2,031	0.446	0.302	0.185	0.390	0.673
2018	2,050	0.435	0.298	0.185	0.381	0.660
Total	12,099	0.454	0.310	0.186	0.392	0.705

図表3 VA・VARの業種別記述統計量

Panel A: VA

業種名	Obs.	Mean	Std.Dev.	25%	Median	75%
空運	18	0.104	0.114	0.017	0.062	0.124
造船	13	0.058	0.051	0.009	0.057	0.103
鉱業	30	0.067	0.060	0.026	0.045	0.071
繊維	202	0.040	0.038	0.012	0.026	0.054
電気機器	958	0.058	0.088	0.008	0.025	0.064
精密機器	176	0.112	0.199	0.010	0.021	0.151
海運	51	0.027	0.026	0.007	0.021	0.032
窯業	201	0.055	0.105	0.008	0.021	0.046
自動車	264	0.032	0.038	0.009	0.020	0.038
サービス	2,638	0.063	0.135	0.006	0.017	0.047
小売業	949	0.044	0.089	0.006	0.017	0.039
鉄道・バス	108	0.023	0.025	0.009	0.017	0.029
パルプ・紙	102	0.025	0.033	0.008	0.016	0.030
その他製造	492	0.045	0.095	0.006	0.016	0.044
水産	51	0.026	0.048	0.008	0.015	0.021
機械	861	0.042	0.078	0.006	0.015	0.040
陸運	137	0.020	0.017	0.008	0.015	0.029
輸送用機器	46	0.023	0.035	0.004	0.014	0.020
食品	460	0.037	0.085	0.006	0.014	0.030
建設	718	0.046	0.118	0.006	0.013	0.034
医薬品	205	0.191	0.292	0.006	0.013	0.296
非鉄金属製品	455	0.046	0.107	0.005	0.013	0.043
通信	83	0.050	0.106	0.006	0.013	0.036
ゴム	66	0.030	0.043	0.007	0.012	0.023
鉄鋼	155	0.041	0.078	0.008	0.012	0.022
電力	48	0.024	0.022	0.008	0.012	0.043
商社	1,351	0.040	0.113	0.005	0.010	0.024
化学	710	0.019	0.026	0.004	0.010	0.023
不動産	372	0.107	0.225	0.003	0.008	0.053
倉庫	106	0.010	0.014	0.003	0.006	0.010
石油	25	0.031	0.045	0.003	0.005	0.066
ガス	48	0.007	0.005	0.004	0.004	0.010

Panel B: VAR

業種名	Obs.	Mean	Std.Dev.	25%	Median	75%
造船	13	0.576	0.432	0.127	0.877	0.968
空運	18	0.596	0.377	0.140	0.700	0.901
鉱業	30	0.647	0.251	0.415	0.667	0.839
繊維	202	0.560	0.304	0.275	0.622	0.847
精密機器	176	0.542	0.341	0.268	0.504	0.983
海運	51	0.541	0.288	0.294	0.481	0.816
電気機器	958	0.515	0.330	0.198	0.480	0.836
窯業	201	0.519	0.287	0.277	0.479	0.746
鉄鋼	155	0.487	0.287	0.246	0.459	0.677
鉄道・バス	108	0.470	0.258	0.246	0.432	0.616
商社	1,351	0.470	0.275	0.263	0.432	0.646
不動産	372	0.491	0.337	0.211	0.430	0.819
パルプ・紙	102	0.453	0.258	0.249	0.401	0.619
非鉄金属製品	455	0.462	0.298	0.205	0.400	0.703
建設	718	0.453	0.308	0.180	0.398	0.715
自動車	264	0.432	0.261	0.203	0.390	0.649
サービス	2,638	0.452	0.323	0.161	0.389	0.727
その他製造	492	0.466	0.322	0.173	0.377	0.771
食品	460	0.431	0.300	0.178	0.377	0.683
機械	861	0.453	0.322	0.167	0.370	0.734
小売業	949	0.431	0.307	0.171	0.366	0.646
通信	83	0.393	0.266	0.186	0.358	0.563
陸運	137	0.364	0.214	0.173	0.353	0.499
医薬品	205	0.512	0.394	0.152	0.335	1.000
水産	51	0.403	0.273	0.207	0.318	0.606
輸送用機器	46	0.302	0.255	0.073	0.302	0.393
化学	710	0.359	0.267	0.142	0.293	0.536
ゴム	66	0.372	0.276	0.170	0.267	0.436
倉庫	106	0.253	0.208	0.090	0.201	0.345
電力	48	0.346	0.251	0.157	0.182	0.636
ガス	48	0.213	0.142	0.105	0.163	0.303
石油	25	0.367	0.366	0.114	0.162	0.624

図表4 VA・VARの年度別相関係数

Panel A: VA と ROA の相関係数			Panel B: VAR と ROA の相関係数		
Year	Corr. (Pearson)	Corr. (Spearman)	Year	Corr. (Pearson)	Corr. (Spearman)
2013	-0.36	-0.34	2013	-0.37	-0.37
2014	-0.34	-0.29	2014	-0.34	-0.35
2015	-0.29	-0.29	2015	-0.36	-0.36
2016	-0.42	-0.34	2016	-0.42	-0.41
2017	-0.38	-0.32	2017	-0.39	-0.38
2018	-0.44	-0.33	2018	-0.40	-0.39
Total	-0.37	-0.32	Total	-0.38	-0.38

図表 5 分析に使用する変数の記述統計量

	Obs.	Mean	Std.Dev.	25%	Median	75%
VA	1,008	0.209	0.241	0.044	0.112	0.262
VAR	1,008	0.829	0.265	0.743	0.978	1.000
ROA	1,008	-0.086	0.089	-0.127	-0.047	-0.017
ROA _{t+1}	1,008	-0.040	0.119	-0.093	0.003	0.027
ROA _{t+2}	1,008	-0.033	0.127	-0.075	0.008	0.034
ROA _{t+3}	1,008	-0.040	0.142	-0.083	0.009	0.040

図表 6 分析に使用する変数間の相関行列

	VA	VAR	ROA	ROA _{t+1}	ROA _{t+2}	ROA _{t+3}
VA		0.758	-0.588	-0.374	-0.383	-0.336
VAR	0.468		-0.493	-0.389	-0.381	-0.338
ROA	-0.592	-0.375		0.354	0.318	0.309
ROA _{t+1}	-0.447	-0.276	0.483		0.575	0.487
ROA _{t+2}	-0.438	-0.266	0.466	0.625		0.613
ROA _{t+3}	-0.422	-0.240	0.503	0.544	0.668	

(注) 対角線の左下はピアソンの積率相関係数を示しており、右上はスピアマンの順位相関係数を示している。

図表 7-1 VA の各水準における将来業績水準

	P1	P2	P3	P4	P5
	(Lowest)			(Highest)	
Panel A: VA					
Obs.	203	202	199	202	202
Mean	0.017	0.056	0.115	0.227	0.632
Median	0.015	0.054	0.112	0.221	0.655
Std.Dev.	0.010	0.016	0.027	0.053	0.194
Panel B: 税引前当期純利益率 (ROA)					
Mean	-0.025	-0.046	-0.081	-0.104	-0.173
Median	-0.015	-0.031	-0.050	-0.072	-0.221
Std.Dev.	0.029	0.048	0.076	0.088	0.099
1 期先の水準 (ROA _{t+1})					
Mean	0.005	-0.002	-0.021	-0.045	-0.136
Median	0.015	0.014	0.009	-0.023	-0.176
Std.Dev.	0.063	0.080	0.098	0.127	0.148
2 期先の水準 (ROA _{t+2})					
Mean	0.018	0.006	-0.010	-0.047	-0.131
Median	0.022	0.017	0.015	-0.014	-0.150
Std.Dev.	0.071	0.081	0.093	0.133	0.168
3 期先の水準 (ROA _{t+3})					
Mean	0.012	0.000	-0.001	-0.064	-0.144
Median	0.026	0.012	0.020	-0.021	-0.128
Std.Dev.	0.091	0.089	0.101	0.149	0.188

図表 7-2 VAR の各水準における将来業績水準

	P1	P2	P3	P4	P5
	(Lowest)			(Highest)	
Panel A: VAR					
Obs.	203	202	199	202	202
Mean	0.355	0.818	0.975	0.999	1.000
Median	0.341	0.845	0.979	1.000	1.000
Std.Dev.	0.180	0.106	0.020	0.002	0.000
Panel B: 税引前当期純利益率 (ROA)					
Mean	-0.028	-0.058	-0.073	-0.094	-0.176
Median	-0.017	-0.037	-0.046	-0.060	-0.216
Std.Dev.	0.034	0.062	0.074	0.087	0.096
1 期先の水準 (ROA _{t+1})					
Mean	0.015	-0.004	-0.027	-0.047	-0.136
Median	0.020	0.013	0.005	-0.012	-0.171
Std.Dev.	0.073	0.085	0.097	0.118	0.147
2 期先の水準 (ROA _{t+2})					
Mean	0.021	0.001	-0.008	-0.045	-0.133
Median	0.025	0.016	0.012	-0.005	-0.163
Std.Dev.	0.072	0.091	0.099	0.120	0.168
3 期先の水準 (ROA _{t+3})					
Mean	0.012	0.008	-0.010	-0.057	-0.151
Median	0.026	0.020	0.011	0.001	-0.165
Std.Dev.	0.096	0.089	0.106	0.140	0.185

図表 8-1 VA の各水準における営業利益水準

	P1	P2	P3	P4	P5
	(Lowest)		(Highest)		
Panel A: VA					
Obs.	181	177	176	177	181
Mean	0.020	0.066	0.134	0.258	0.674
Median	0.018	0.062	0.131	0.242	0.737
Std.Dev.	0.013	0.021	0.032	0.065	0.172
Panel B: 営業利益率 (ROA_operating)					
Mean	-0.018	-0.035	-0.056	-0.088	-0.145
Median	-0.010	-0.020	-0.037	-0.067	-0.209
Std.Dev.	0.023	0.041	0.055	0.072	0.081
1 期先の水準 (ROA_operating _{t+1})					
Mean	0.003	-0.014	-0.027	-0.051	-0.113
Median	0.008	0.002	-0.003	-0.028	-0.148
Std.Dev.	0.054	0.059	0.082	0.105	0.119
2 期先の水準 (ROA_operating _{t+2})					
Mean	0.019	0.002	-0.014	-0.048	-0.103
Median	0.019	0.008	0.009	-0.026	-0.118
Std.Dev.	0.063	0.057	0.088	0.116	0.132
3 期先の水準 (ROA_operating _{t+3})					
Mean	0.023	0.005	-0.016	-0.064	-0.117
Median	0.024	0.015	0.008	-0.034	-0.109
Std.Dev.	0.076	0.070	0.100	0.132	0.154

図表 8-2 VAR の各水準における営業利益水準

	P1	P2	P3	P4	P5
	(Lowest)		(Highest)		
Panel A: VAR					
Obs.	181	177	176	177	181
Mean	0.410	0.891	0.989	1.000	1.000
Median	0.405	0.926	0.992	1.000	1.000
Std.Dev.	0.219	0.088	0.011	0.001	0.000
Panel B: 営業利益率 (ROA_operating)					
Mean	-0.022	-0.041	-0.062	-0.067	-0.150
Median	-0.011	-0.019	-0.042	-0.038	-0.199
Std.Dev.	0.027	0.052	0.060	0.067	0.075
1 期先の水準 (ROA_operating _{t+1})					
Mean	0.004	-0.008	-0.037	-0.043	-0.119
Median	0.010	0.005	-0.017	-0.018	-0.178
Std.Dev.	0.062	0.075	0.079	0.087	0.120
2 期先の水準 (ROA_operating _{t+2})					
Mean	0.019	0.003	-0.019	-0.036	-0.112
Median	0.023	0.007	0.002	-0.006	-0.164
Std.Dev.	0.057	0.072	0.095	0.094	0.136
3 期先の水準 (ROA_operating _{t+3})					
Mean	0.022	0.003	-0.023	-0.041	-0.130
Median	0.025	0.015	0.005	-0.006	-0.142
Std.Dev.	0.078	0.081	0.105	0.107	0.160

図表 9-1 VA の各水準における経常利益水準

	P1	P2	P3	P4	P5
	(Lowest)			(Highest)	
Panel A: VA					
Obs.	174	171	172	171	174
Mean	0.023	0.069	0.137	0.268	0.680
Median	0.023	0.065	0.135	0.251	0.752
Std.Dev.	0.013	0.020	0.030	0.067	0.169
Panel B: 経常利益率 (ROA_ordinary)					
Mean	-0.019	-0.040	-0.060	-0.088	-0.150
Median	-0.011	-0.023	-0.039	-0.057	-0.220
Std.Dev.	0.022	0.045	0.059	0.075	0.083
1 期先の水準 (ROA_ordinary _{t+1})					
Mean	-0.000	-0.012	-0.027	-0.058	-0.120
Median	0.009	0.003	-0.003	-0.034	-0.162
Std.Dev.	0.056	0.064	0.087	0.104	0.127
2 期先の水準 (ROA_ordinary _{t+2})					
Mean	0.010	-0.001	-0.015	-0.057	-0.113
Median	0.017	0.010	0.010	-0.025	-0.141
Std.Dev.	0.071	0.059	0.092	0.120	0.143
3 期先の水準 (ROA_ordinary _{t+3})					
Mean	0.013	0.003	-0.014	-0.068	-0.124
Median	0.018	0.015	0.010	-0.033	-0.125
Std.Dev.	0.081	0.073	0.096	0.133	0.152

図表 9-2 VAR の各水準における経常利益水準

	P1	P2	P3	P4	P5
	(Lowest)			(Highest)	
Panel A: VAR					
Obs.	174	171	172	171	174
Mean	0.463	0.909	0.991	1.000	1.000
Median	0.459	0.935	0.994	1.000	1.000
Std.Dev.	0.231	0.072	0.009	0.000	0.000
Panel B: 経常利益率 (ROA_ordinary)					
Mean	-0.024	-0.044	-0.066	-0.067	-0.156
Median	-0.014	-0.021	-0.040	-0.039	-0.207
Std.Dev.	0.029	0.055	0.067	0.068	0.077
1 期先の水準 (ROA_ordinary _{t+1})					
Mean	0.001	-0.010	-0.039	-0.044	-0.125
Median	0.012	0.008	-0.016	-0.019	-0.178
Std.Dev.	0.065	0.078	0.085	0.090	0.125
2 期先の水準 (ROA_ordinary _{t+2})					
Mean	0.011	0.001	-0.030	-0.037	-0.121
Median	0.018	0.010	0.000	0.000	-0.170
Std.Dev.	0.066	0.075	0.101	0.100	0.145
3 期先の水準 (ROA_ordinary _{t+3})					
Mean	0.012	0.001	-0.026	-0.042	-0.135
Median	0.019	0.014	0.004	-0.002	-0.167
Std.Dev.	0.084	0.080	0.107	0.108	0.159

図表 10-1 VA の各水準における税引前当期純利益変化

	P1	P2	P3	P4	P5	P5-P1
	(Lowest)				(Highest)	Diff.
Panel A: VA						
Obs.	203	202	199	202	202	
Mean	0.017	0.056	0.115	0.227	0.632	
Median	0.015	0.054	0.112	0.221	0.655	
Std.Dev.	0.010	0.016	0.027	0.053	0.194	
Panel B: 1 期先の変化 (ΔROA_{t+1})						
Mean	0.029	0.041	0.053	0.037	0.016	-0.013
Median	0.030	0.039	0.052	0.038	0.030	0.000
Std.Dev.	0.062	0.086	0.097	0.108	0.149	
2 期先の変化 (ΔROA_{t+2})						
Mean	0.040	0.049	0.062	0.035	0.024	-0.017
Median	0.042	0.048	0.065	0.040	0.051	0.010
Std.Dev.	0.074	0.086	0.100	0.129	0.173	
3 期先の変化 (ΔROA_{t+3})						
Mean	0.034	0.044	0.073	0.027	0.036	0.001
Median	0.038	0.047	0.064	0.038	0.067	0.029*
Std.Dev.	0.095	0.097	0.101	0.142	0.181	

図表 10-2 VA の各水準における営業利益変化

	P1	P2	P3	P4	P5	P5-P1
	(Lowest)				(Highest)	Diff.
Panel A: VA						
Obs.	181	177	176	177	181	
Mean	0.020	0.066	0.134	0.258	0.674	
Median	0.018	0.062	0.131	0.242	0.737	
Std.Dev.	0.013	0.021	0.032	0.065	0.172	
Panel B: 1 期先の変化 ($\Delta ROA_{operating_{t+1}}$)						
Mean	0.019	0.019	0.026	0.021	0.010	-0.009
Median	0.019	0.021	0.023	0.026	0.009	-0.011
Std.Dev.	0.046	0.054	0.060	0.075	0.099	
2 期先の変化 ($\Delta ROA_{operating_{t+2}}$)						
Mean	0.034	0.033	0.038	0.018	0.018	-0.016
Median	0.032	0.033	0.045	0.020	0.036	0.004
Std.Dev.	0.055	0.059	0.081	0.096	0.128	
3 期先の変化 ($\Delta ROA_{operating_{t+3}}$)						
Mean	0.038	0.036	0.037	0.013	0.033	-0.005
Median	0.033	0.035	0.041	0.023	0.054	0.021
Std.Dev.	0.072	0.069	0.092	0.115	0.144	

図表 10-3 VA の各水準における経常利益変化

	P1	P2	P3	P4	P5	P5-P1
	(Lowest)				(Highest)	Diff.
Panel A: VA						
Obs.	174	171	172	171	174	
Mean	0.023	0.069	0.137	0.268	0.680	
Median	0.023	0.065	0.135	0.251	0.752	
Std.Dev.	0.013	0.020	0.030	0.067	0.169	
Panel B: 1 期先の変化 ($\Delta ROA_{ordinary_{t+1}}$)						
Mean	0.018	0.024	0.027	0.017	0.010	-0.008
Median	0.020	0.023	0.022	0.020	0.009	-0.012
Std.Dev.	0.050	0.057	0.066	0.080	0.106	
2 期先の変化 ($\Delta ROA_{ordinary_{t+2}}$)						
Mean	0.026	0.035	0.039	0.011	0.018	-0.008
Median	0.031	0.037	0.046	0.019	0.039	0.008
Std.Dev.	0.063	0.062	0.083	0.100	0.134	
3 期先の変化 ($\Delta ROA_{ordinary_{t+3}}$)						
Mean	0.028	0.037	0.040	0.007	0.031	0.003
Median	0.031	0.042	0.034	0.020	0.052	0.021**
Std.Dev.	0.076	0.072	0.088	0.119	0.144	

(注) P5-P1 Diff. は P5 の平均値 (中央値) から P1 の平均値 (中央値) を引き算した値であり、平均値の差には Welch の t 検定を行い、中央値の差には Wilcoxon の順位和検定を行っている。なお、***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す (両側検定)。

図表 11-1 VAR の各水準における税引前当期純利益変化

	P1	P2	P3	P4	P5	P5-P1
	(Lowest)			(Highest)		Diff.
Panel A: VAR						
Obs.	203	202	199	202	202	
Mean	0.355	0.818	0.975	0.999	1.000	
Median	0.341	0.845	0.979	1.000	1.000	
Std.Dev.	0.180	0.106	0.020	0.002	0.000	
Panel B: 1 期先の変化 (ΔROA_{t+1})						
Mean	0.039	0.045	0.046	0.037	0.009	-0.030***
Median	0.033	0.044	0.040	0.040	0.006	-0.027**
Std.Dev.	0.068	0.090	0.087	0.113	0.146	
2 期先の変化 (ΔROA_{t+2})						
Mean	0.046	0.051	0.059	0.043	0.011	-0.035**
Median	0.045	0.059	0.057	0.045	0.033	-0.011
Std.Dev.	0.074	0.096	0.101	0.112	0.178	
3 期先の変化 (ΔROA_{t+3})						
Mean	0.037	0.060	0.064	0.030	0.022	-0.014
Median	0.041	0.055	0.056	0.041	0.054	0.013
Std.Dev.	0.099	0.094	0.105	0.135	0.183	

図表 11-2 VAR の各水準における営業利益変化

	P1	P2	P3	P4	P5	P5-P1
	(Lowest)			(Highest)		Diff.
Panel A: VAR						
Obs.	181	177	176	177	181	
Mean	0.410	0.891	0.989	1.000	1.000	
Median	0.405	0.926	0.992	1.000	1.000	
Std.Dev.	0.219	0.088	0.011	0.001	0.000	
Panel B: 1 期先の変化 ($\Delta ROA_{operating,t+1}$)						
Mean	0.022	0.025	0.024	0.019	0.005	-0.017**
Median	0.023	0.021	0.021	0.023	0.010	-0.013
Std.Dev.	0.048	0.061	0.059	0.064	0.101	
2 期先の変化 ($\Delta ROA_{operating,t+2}$)						
Mean	0.038	0.036	0.037	0.025	0.004	-0.034***
Median	0.036	0.023	0.040	0.031	0.025	-0.011
Std.Dev.	0.054	0.069	0.076	0.078	0.136	
3 期先の変化 ($\Delta ROA_{operating,t+3}$)						
Mean	0.040	0.041	0.038	0.025	0.013	-0.027**
Median	0.036	0.035	0.039	0.032	0.044	0.008
Std.Dev.	0.075	0.076	0.092	0.093	0.153	

図表 11-3 VAR の各水準における経常利益変化

	P1	P2	P3	P4	P5	P5-P1
	(Lowest)			(Highest)		Diff.
Panel A: VAR						
Obs.	174	171	172	171	174	
Mean	0.463	0.909	0.991	1.000	1.000	
Median	0.459	0.935	0.994	1.000	1.000	
Std.Dev.	0.231	0.072	0.009	0.000	0.000	
Panel B: 1 期先の変化 ($\Delta ROA_{ordinary,t+1}$)						
Mean	0.022	0.027	0.026	0.018	0.004	-0.018*
Median	0.022	0.022	0.021	0.021	0.007	-0.015
Std.Dev.	0.054	0.065	0.065	0.067	0.108	
2 期先の変化 ($\Delta ROA_{ordinary,t+2}$)						
Mean	0.032	0.037	0.031	0.028	0.001	-0.032***
Median	0.037	0.030	0.040	0.036	0.020	-0.017
Std.Dev.	0.064	0.072	0.083	0.079	0.140	
3 期先の変化 ($\Delta ROA_{ordinary,t+3}$)						
Mean	0.032	0.041	0.037	0.025	0.009	-0.023*
Median	0.036	0.034	0.036	0.030	0.048	0.012
Std.Dev.	0.082	0.076	0.097	0.089	0.154	

(注) P5-P1 Diff. は P5 の平均値 (中央値) から P1 の平均値 (中央値) を引き算した値であり、平均値の差には Welch の t 検定を行い、中央値の差には Wilcoxon の順位検定を行っている。なお、***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す (両側検定)。

[2023.5.29 1378]