

▼ 論 文 ▲

# 監査スタイルと利益の比較可能性

## *Auditor Style and Earnings Comparability: Evidence from Japan*

金 鉉 玉 (東京経済大学経営学部)

*Hyonok Kim, Tokyo Keizai University (Faculty of Business Administration)*

藤 谷 涼 佑 (一橋大学大学院経営管理研究科)

*Ryosuke Fujitani, Hitotsubashi University (School of Business Administration)*

金 鐘 勲 (専修大学商学部)

*Jong-Hoon Kim, Senshu University (School of Commerce)*

2023年5月29日受付；2023年9月29日改訂稿受付；2023年11月8日論文受理

### 要 約

本稿の目的は、日本における監査人の監査スタイルを実証的に分析することである。具体的には、利益の比較可能性に監査人が与える影響に注目する。2002年度から2018年度にかけての2,673,191の企業ペアを観測値として用いた分析の結果、監査人（監査事務所およびパートナー）が共通する企業ペアでは、監査人が共通していない企業ペアよりも利益の比較可能性が高いことが明らかになった。また、リードパートナーが共通する企業ペアの利益の比較可能性は高いが、その他のパートナーが共通する企業ペアではこのような傾向は観察されなかった。これらの本稿の分析結果は、日本における監査人の監査スタイルの存在と監査チームの監査スタイルにおけるリードパートナーの重要な役割を示すものである。

### Abstract

This study empirically examines the auditor style in Japan by analyzing the earnings comparability of firm pairs with common auditors compared to the earnings comparability of firm pairs without common auditors. Using 2,673,191 firm-pair observations from 2002 to 2018, we find that the earnings comparability of firm pairs with common audit firms is higher than that of those without. We also find the same tendency at the engagement partner level. The results additionally reveal that the earnings comparability of firm pairs with common lead partner is higher than that of those without, however this tendency is not observed at firm-pairs with common partners other than lead partner. These results suggest that the audit style exists in Japan, and the lead partner plays a critical role in shaping the auditor style of audit team.

キーワード：監査スタイル、監査事務所、パートナー、リードパートナー、利益の比較可能性

\*謝辞：本研究はJSPS科研費21H04394、東京経済大学共同研究助成（D23-03）の成果の一部である。なお、査読者からの貴重な指摘で投稿論文を大幅に改善することができた。ここに記して御礼申し上げる。

連絡住所：金 鉉玉 東京都国分寺市南町1-7-34 E-mail：hokim@tku.ac.jp

藤谷涼佑 東京都千代田区一ツ橋2-1-2 学術総合センター 7階 E-mail：rfujitani@ics.hub.hit-u.ac.jp

金 鐘勲 東京都千代田区神田神保町3-8 E-mail：kim\_jh@isc.senshu-u.ac.jp

## 1. はじめに

監査スタイル (auditor style) とは、監査基準および会計基準の解釈や監査実務の執行においてクライアント企業 (以下、企業) に標準的に適用される、監査人独自の判断および業務ルールのことである (Francis et al. 2014; Chen et al. 2020)。この監査スタイルは監査結果にシステマティックな影響を及ぼすと考えられることから、諸外国を対象とした先行研究では、監査人 (監査事務所およびパートナー) が共通している企業間の利益の比較可能性が、そうでない企業間の利益の比較可能性よりも高いことを明らかにすることで、監査人の監査スタイルの識別が試みられてきた (Francis et al. 2014; Chen et al. 2020; Jiu et al. 2020; Shi et al. 2021; Johnston and Zhang 2021)。これらの研究は、利益の比較可能性を形作る要因のひとつとして、監査人の果たす役割の重要性を確認かつ強調している。

本稿は、海外における監査人の監査スタイル解明を試みる研究の蓄積を受けて、日本においても監査人の監査スタイルが存在するの可否かを実証的に検証する。利益の比較可能性は「財務報告に関する概念フレームワーク」において補強的な質的特性のひとつとして位置づけられ、これがどのような要素によって決定するのかは長く研究課題とされてきた (IASB 2018, para.2.23)。その決定要因として監査人が重要であるという本稿の議論には、学術的な貢献に加えて実務的にも示唆があると考えられる<sup>1)</sup>。たとえば、財務諸表利用者にとっては共通の監査人を有する企業に対する情報収集および処理コストの低減 (De Franco et al. 2011)、規制当局にとっては調査対象企業と共通の監査人を有する企業の監督によるモニタリングコストの低減につながる可能性がある (Nam and Thompson 2023)。

日本は独立監査人<sup>2)</sup>が提出する監査報告書に監査を担当した監査事務所名の記載のほか、業務執行社員 (以下、パートナー) の署名を求めている数少ない国のひとつである (公認会計士法施行規則第69条)<sup>3)</sup>。したがって、監査報告書上の情報を用いることで、監査事務所レベルだけではなくパートナーレベルの監査スタイルに関する分析も可能である利点がある。これに加えて、日本は複数のパートナーが監査業務を執行する実務が定着していることから、監査チームを考慮した検証に適している。監査業務は個人ではなく監査チームで実施される (Cahan et al. 2022) ことを考慮すると、監査事務所レベルとパートナーレベルに加えて、監査チームレベルでの監査スタイルもまた監査結果に影響を与える可能性がある。本稿ではこうした日本の制度的特徴を活用した独自の分析も加えることで、監査スタイル研究の拡張を試みる。

2002年度から2018年度までの期間で、日本会計基準を適用する企業間で作成された2,673,191企業ペアを用いた分析から、日本においても監査事務所とパートナーが共通している企業ペアの利益の比較可

1) このような検証の必要性は、特に、パートナーレベルの監査スタイルに注目する研究の多くが中国のデータを用いているという点からも強調できる (Chen et al. 2020; Jiu et al. 2020; Shi et al. 2021)。具体的には、中国は法律のエンフォースメントや株主保護が弱く、また大手監査法人のシェアが小さく会計の専門性が蓄積されていないなど、中国における会計および監査制度は特異であることが先行研究によって明らかにされてきた (Jiang and Kim 2020; Jiu et al. 2020; Porumb et al. 2021)。したがって、中国における監査実務に関する発見事項が、日本においても適用できるのかは慎重に検討する必要があるといえる。このように、先行研究の対象としている国・法域と異なる国における監査スタイルの究明は実証的課題といえる (Frost et al. 2022; Smith 2022)。

2) 本稿では、監査事務所とパートナーを合わせて「監査人」、監査法人や共同事務所および個人事務所を合わせて「監査事務所」と呼称する (<https://jicpa.or.jp/cpainfo/introduction/keyword/post-45.html>、最終アクセス日2023年9月5日)。

3) パートナー名が公表されている国は、他に中国・台湾・ドイツなどがある。米国も2016年6月以降に発行されるForm APにおいてパートナーの名前が公開されている (PACOB 2015)。

能性は、そうでない企業ペアの利益の比較可能性より高いことが明らかになった。また、筆頭業務執行社員（以下、リードパートナー）が共通する企業ペアの利益の比較可能性は高いが、その他のパートナーが共通する企業ペアの利益の比較可能性は高くないことも分析結果から示された。異なるいくつかの分析は概ねこれらの結果の頑健性を示していた。このような本稿の分析結果は、日本において監査事務所およびパートナーレベルでの監査スタイルが存在すること、さらにリードパートナーが監査チームの監査スタイルに重要な役割を果たすことを示すものである。

これらの発見事項は、次の2点において学術的な貢献を有する。第1に、近年蓄積されつつある監査スタイルに関する一連の研究への貢献である。日本の資本市場の規模はアメリカと中国に次ぐ第3位であり（2023年6月末時点の上場企業の時価総額ベース）<sup>4)</sup>、日本で利益の比較可能性における監査人の役割を解明することは国際的にも意義のある検証であるといえる。この意味で、日本における監査人の監査スタイルの析出は、監査スタイル研究において国際的なエビデンスの強化につながる。さらに、本稿では、複数のパートナーが監査業務を執行する日本の監査実務の特徴を活かして、リードパートナーが監査チームの監査スタイルを決定づけることを明らかにしている。監査業務は個人ではなくチームで行われることから、監査事務所やパートナーレベルに加えて監査チームの監査スタイルを解明したことは、一連の研究に新しい証拠を加えていると考えられる。

第2に、日本の監査研究への貢献である。本稿は日本における監査人の監査スタイルの有無を検証した初めての研究であり、日本における監査スタイル研究の発展の土台を提供するものである。さらに本稿は、日本のパートナーレベルのデータを活用した研究の蓄積にも一助している。日本では長期間に渡り監査報告書上にパートナーの署名が開示されており、パートナーに注目した研究を実施するにあたって良い環境にある<sup>5)</sup>。しかし、海外と比べると、日本のパートナーデータから得られた知見は限られている状況である（e.g., Fukukawa and Kim 2017; Takada et al. 2021; 高田 2019; 2021）。本稿は、パートナーレベルの監査スタイルという視点を加えることで、日本におけるパートナー研究の領域を拡張している。

さらに本稿は次のような実務的なインプリケーションも有すると考えられる。第1に、監査事務所に対する示唆である。リードパートナーのスタイルが監査チームのアウトカムを決定する重要な要素であるという本稿の発見は、監査事務所によるリードパートナー配置の決定が財務諸表の品質を管理する上で重要であることを示唆している。すなわち、質の高い監査を提供するパートナーをリードパートナーにすることで効果的な監査チームの構成につながる可能性がある。

第2に、パートナーローテーション制度に対する示唆である。現在日本では、継続監査期間が7年を経過したパートナーについてその交代が義務付けられているが（公認会計士法第24条の3）、大規模監査法人で上場企業の監査を担当するリードパートナーについてはその期間が5年と（公認会計士法第34条の11の4）、パートナーより短く設定されている。これは、リードパートナーとパートナーの監査結果に与える影響の違いを想定したものと考えられ、本稿はこの想定と整合した結果を示している。すなわち、リードパートナーとパートナーを区別したローテーション制度の実行やその効果測定が有効であ

4) 岡三証券の集計資料に基づく（[https://www.okasan.co.jp/marketinfo/knowledge/pdf/attractive\\_foreign\\_stock.pdf](https://www.okasan.co.jp/marketinfo/knowledge/pdf/attractive_foreign_stock.pdf)、最終アクセス日2023年9月5日）。

5) たとえば、極洋の1961年10月期の経理の状況を見ると、監査を担当した公認会計士の名前を確認することができる。

る可能性を示唆している。

本稿の構成は次のとおりである。次節では先行研究を踏まえて本稿で検証すべき仮説を設定する。次に、第3節で本稿の研究デザインについて説明した上で、第4節では主分析の結果とその頑健性分析の結果を、第5節では追加分析の結果を報告する。第6節で本稿をまとめる。

## 2. 仮説の設定

監査人が行う監査業務は、企業が作成した財務諸表が一般に公正妥当と認められる企業会計の基準に準拠して企業の財政状態などに関する重要な点において適正に表示しているかについて検討し意見を表明することである（監査基準第一監査の目的）。そして、この業務は一般に公正妥当と認められる監査の基準によって実施されることが求められている。会計基準や監査基準は、共通したルールとして作成・公布されているが、企業活動の複雑化なども背景に、監査業務の実務においてはその解釈や適用に監査人の裁量の余地が残っている。

これまで多くの研究は監査事務所間でその監査の構造や方法および手続きなどが一様ではないことを示している（e.g., Cushing and Loebbecke 1986; Kinney 1986; Turley and Cooper 1991）。そして Francis et al. (2014) は、監査事務所間の会計基準や監査基準等の解釈およびその適用に関する業務指針（working rules）が各監査事務所に存在する点に注目し、この業務指針によって監査結果に生じるシステマティックな傾向を「監査スタイル（audit style）」と称している。

この監査人の監査スタイルは、監査実務を通じて企業の財務諸表の作成プロセスに影響を与え、そのプロセスの結果として開示される利益の属性に反映されると考えられる。すると、同一の監査事務所が監査する企業間では、そうではない企業間に比べて、利益の比較可能性が高くなると予想される。この考えに基づき Francis et al. (2014) は、米国の監査事務所レベルのデータを用いて、監査事務所が共通している企業間の利益の比較可能性が、監査事務所が共通していない企業間の利益の比較可能性よりも高いことを明らかにしている。

日本に目を向けると、各監査事務所内に監査に必要な情報や技法（監査マニュアル・ガイダンス、監査ツールなど）が蓄積され、監査事務所単位での品質管理システムが整備・運用されてきている（CPAAOB 2021）。これは、日本の監査事務所間でもユニークな業務ルールが確立される制度的背景にあることを意味する。さらに、日本のデータを用いた実証研究からも監査事務所間の業務執行スタイルの違いが示されている。たとえば、Fukukawa (2011) と Kim and Fukukawa (2013) は、それぞれ、日本の監査事務所の監査報酬や監査コストの決定要因と企業のビジネスリスクに対する監査事務所の対応に注目し、それらが監査事務所間で異なることを明らかにしている。このことから、日本の監査事務所も他と区別される独自の監査スタイルを有することが予想される。これらの議論に基づき、次の仮説1を設定する。

仮説1：監査事務所が共通している企業間の利益の比較可能性はそうではない企業間の利益の比較可能性より高い。

監査事務所ごとの標準化された監査手続きと業務指針が存在していたとしても、監査業務に従事する個人の判断が必要となる事象が実務において起きることは珍しくない。したがって、監査業務を執行するパートナーが監査事務所の業務指針に従うとしても、その業務指針の解釈や実行にあたってはパートナーに一定程度の裁量の余地が残っていると考えられる。また、多くの先行研究もパートナー個人のユニークな特性の存在を提示しており、パートナーレベルの監査スタイルの存在を裏付けている (Knechel et al. 2015; Li et al. 2017)。Chen et al. (2020) はこの考えに基づき、パートナーが共通している企業間では、そうでない企業間よりも利益の比較可能性が高いことを明らかにすることで、パートナーレベルでの監査スタイルの存在を明らかにしている。また、Chen et al. (2020) と同じく中国データを用いた研究である Jiu et al. (2020) や Shi et al. (2021) においても同様の結果が報告されている。

日本ではパートナーに注目した研究の蓄積は、海外と比較すると乏しいが (Lennox and Wu 2018; 高田 2019)、限られた例外として、Takada et al. (2021) があげられる。同研究は、日本のパートナーデータを用いて、パートナーのナルシズムが利益マネジメントと関係することを明らかにしており、日本においても、パートナーの特性が監査結果に影響する可能性を示している。したがって、日本のパートナーにおいても独自の監査スタイルが存在する可能性があると考えられる。これらの議論に基づき、次の仮説 2 を設定する。

*仮説 2 : パートナーが共通している企業間の利益の比較可能性はそうでない企業間の利益の比較可能性より高い。*

パートナーに監査スタイルが存在するという議論と並列して、監査チームレベルの監査スタイルもまた監査結果に影響を与える可能性がある。なぜなら、監査業務は単独のパートナーではなくパートナーを含む監査チームで実施されるからである (Cahan et al. 2022)。しかし、監査チームの監査スタイルに関して先行研究から得られた知見は限定的である。その背景に、監査チームを構成するメンバーに関する情報がほとんどの国で開示されておらず、外部からはその識別が困難であることがあげられる。実際、監査チームを分析対象とした研究も機密データ (proprietary data) を用いたものが多い (Cahan et al. 2022)。

一方、一部の先行研究では、審査担当パートナー (review partner) と業務執行パートナー (engagement partner) で構成される監査チームに注目した分析が実施されている (Chen et al. 2020)。しかし、審査担当パートナーは監査結果を審査する責任者であって、監査結果に影響する監査業務を執行するチームの構成員ではない。さらに両者は、その業務内容だけではなく、監査結果に対するモチベーションも異なることが知られている (Lennox et al. 2020; Frost et al. 2022)。監査スタイルを形成するのは監査結果を導く業務執行パートナーである可能性を踏まえると (Chen et al. 2020)、監査業務を執行する監査チームの監査スタイルに関する検証が待たれている状況にある。

日本では複数のパートナーが監査業務を執行し、全てのパートナーが監査報告書に署名することが要求されていることから、パートナーで構成される監査チームの監査スタイルに関する分析を実施できる大きな利点がある。たとえば、本稿の分析サンプルをみると、99%以上の企業の監査報告書に 2 人以上

のパートナーの署名が確認されている<sup>6)</sup>。このような監査チームにおいては、特有の監査スタイルを持つ複数のパートナーのうち、どのパートナーのスタイルが監査結果に最も影響するかがひとつの論点となり得る。本稿では、このパートナーで構成された監査チームに注目し、監査チームの監査スタイルに重要な影響を及ぼす構成員を特定することで、監査チームの監査スタイルの究明を試みる<sup>7)</sup>。

そのために本稿では、リードパートナーに注目する。リードパートナーは監査証明業務を執行する社員のうちその事務を統括する者として、監査報告書の筆頭に署名するパートナーである（公認会計士法施行規則第23条）。さらに、監査報告書の筆頭に署名するパートナーは比較的監査業務の経験が豊富であるとも考えられている（Lennox et al. 2014）<sup>8)</sup>。このように監査業務を総括する責務をもち、経験豊かなリードパートナーが監査結果に大きな影響を与える可能性が高く、リードパートナーが監査チームの監査スタイルを決定づけることが予想される。Takada et al. (2021) でも監査チームのナルシズムと利益マネジメントの関係におけるリードパートナーの重要性が指摘されており、監査結果に与えるリードパートナーの大きな影響力が窺える。したがって、リードパートナーが共通している企業間の利益の比較可能性はそうではない企業間の比較可能性より高いことが予想される。一方、リードパートナーではないパートナーのみが共通する企業間では、この傾向は観察されないと考えられる。これらの議論に基づき、次の仮説3を設定する。

仮説3：リードパートナーが共通している企業間の利益の比較可能性はそうでない企業間の利益の比較可能性より高いが、その他のパートナーが共通している企業間ではこの傾向は観察されない。

### 3. リサーチデザイン

#### 3.1. 企業ペアの作成

本稿では、監査人の監査スタイルを検証するために、2つの企業で形成される企業ペアを分析単位とする。たとえば、A、B、C、Dの4つの企業からは、A&B、A&C、A&D、B&C、B&D、C&Dの6つの企業ペアが作成される。

なお、企業ペアの作成に際しては次の3つの条件を設けている。第1に、同一産業内の企業間でペアを構築する。これは、事業環境の違いが利益の比較可能性に影響を与える可能性を制御することを目的としている。なお、本稿では同一産業内の企業を特定するために、日経業種分類の中分類を用いている<sup>9)</sup>。

第2に、同規模の監査事務所の監査を受ける企業間でペアを作成する。これは、監査事務所の規模が

6) 本稿の分析サンプル48,668のうち、パートナーが1人の観測値は193 (0.4%)、2人の観測値は38,537 (79.2%)、そして3人以上の観測値は9,938 (20.4%)であった。

7) 本稿で注目する監査チームはパートナーチームであり、監査スタッフをも含んだチームではない点には注意が必要である。

8) Lennox et al. (2014) でみている1番目に署名するパートナーは審査担当パートナーであり日本の設定とは異なるが、日本におけるリードパートナーの経験がそうでないパートナーより多いと想定しても大きな問題はないと思われる。たとえば、日経NEEDS CD-ROM『企業基本データ』の「監査法人・監査意見データ」に収録されているパートナーをみると、2018年度におけるリードパートナーのキャリア（上場企業の監査業務を担当した年数）はそうでないパートナーより長く（それぞれ、13.3と6.78、t-valueは6.78）、これまで担当してきた業務数（担当した上場企業クライアント数）も多かった（それぞれ、54.50と22.68、t-valueは33.56）。なお、他の年度についても同様の結果である。ただし、同データベースは2001年以降のパートナーデータを収録しているため、上記の数値にそれ以前のパートナーの経験は含まれていないことは注意が必要である。

9) 東証業種分類を用いた場合でも、本稿と整合する結果が得られることを確認している。

クライアント企業の属性と相関している可能性を制御するためである（Lawrence et al. 2011）。本稿では、監査事務所を、大手監査法人、準大手監査法人、中小規模監査法人・監査事務所の3つに分ける（CPAAOB 2018）<sup>10</sup>。まず、大手監査法人には、あずさ監査法人、EY新日本監査法人、トーマツ監査法人およびPwCあらた監査法人の4つの監査法人が含まれる。なお、2007年7月までは、みすず監査法人および中央青山監査法人も大手監査法人に含まれている<sup>11</sup>。次に、準大手監査法人には、仰星監査法人、三優監査法人、太陽監査法人、東陽監査法人、PwC京都監査法人が含まれる。なお、2018年7月までは優成監査法人も準大手監査法人に含めている<sup>12</sup>。最後に、大手監査法人と準大手監査法人を除いた監査事務所を中小規模監査法人・監査事務所と定義する。

第3に、同規模の監査チームの監査を受ける企業間でペアを作成する。日本では中国や米国などとは異なり、複数のパートナーが監査業務にあたるという実務が浸透していることから、企業ペアでパートナー数が異なることで生じ得る個人の影響力の違いをコントロールするためである。また、監査チームの規模とクライアント企業の規模間には正の相関があることが報告されている（高田 2021）。したがってパートナーの規模によってクライアント企業の属性が異なる可能性を制御するためにも、監査チームが同規模である企業間でペアを作成する<sup>13</sup>。

### 3.2. 利益の比較可能性の指標

本稿では、これまでの先行研究に倣い、監査人が共通している企業ペアの利益の比較可能性と、そうではない企業ペアの利益の比較可能性を比較することで（Francis et al. 2014; Chen et al. 2020; Jiu et al. 2020）、日本においても監査人の監査スタイルが観察されるか否かについて検証する。

利益の比較可能性を測定する方法としては大きく2つの手法が存在する。ひとつが、採用する会計基準の差異や会計処理方法の選択状況がどれほど類似しているのかに注目する、インプット情報をベースとする方法である（Bae et al. 2008）。もうひとつが、特定の会計基準が適用された結果である会計数値がどれほど似ているかを分析する、アウトプット情報をベースとする方法である（De Franco et al. 2011; Gross and Perotti 2017）。

本稿では、アウトプット情報をベースとする方法のうち、アクルーアルに基づいた方法で推定した利益の比較可能性の指標を用いる（Francis et al. 2014; Chen et al. 2020）。会計方針の変更などによって変化するアクルーアルは監査人の目を引きやすく（Roychowdhury 2006）、したがってそれに監査人がより直接的に影響を及ぼしうると考えられることから用いられる（Francis et al. 2014）。具体的には、次の（1）式および（2）式で、企業ペアの利益の比較可能性を示す指標を計算する：

$$Diff\_ACC_{i,j,t} = -1 \times |Accruals_{i,t} - Accruals_{j,t}| \quad (1)$$

10) 監査事務所を大手監査法人とそうでない監査法人の2つに分けて企業ペアを作成した場合でも、本稿の結果と大きく変わらないことを確認している。

11) 中央青山監査法人は2006年にみすず監査法人に改称したが、このみすず監査法人は2007年7月に解散している。なお、中央青山監査法人を除いた場合でも、本稿で報告するものと同じ結果が得られることを確認している。

12) 2018年7月に優成監査法人と太陽監査法人が合併し、合併後の法人名称は太陽監査法人となっている。

13) なお、同条件を課さずに分析を行なったところ（ただし、企業ペア間のパートナー数の差の絶対値をコントロール）、本稿で報告しているものと整合的な結果が得られることを確認している。

$$Diff\_ABRACC_{i,j,t} = -1 \times |Abnormal Accruals_{i,t} - Abnormal Accruals_{j,t}| \quad (2)$$

ここで、 $Accruals_{i(j),t}$ と $Abnormal Accruals_{i(j),t}$ は、それぞれ、企業*i* (*j*)の年度*t*における総アクルーアルと裁量的アクルーアルである。総アクルーアルは経常利益から営業活動によるキャッシュ・フローを差し引き<sup>14)</sup>、期首の総資産でデフレートして計算する。裁量的アクルーアルは次のPerformance-matched modified Jones model (Kothari et al. 2005) を用いて計算する：

$$Accruals_{i(j),t} = \gamma_0 + \gamma_1 (1/Assets_{i(j),t-1}) + \gamma_2 (\Delta Rev_{i(j),t} - \Delta Rec_{i(j),t}) + \gamma_3 PPE_{i(j),t} + \gamma_4 ROA_{i(j),t} + \varepsilon_{i(j),t} \quad (3)$$

ここで、 $Assets$ は総資産、 $Rev$ は売上高、 $Rec$ は売上債権、 $PPE$ は有形固定資産、 $ROA$ は経常利益であり、 $Assets$ を除いて期首の総資産でデフレートしている。式中の $\Delta$ は前期からの変化（当期の値－前期の値）を意味する。なお、測定誤差を抑制するために、各年度－産業の企業数が10を超えない場合は、裁量的アクルーアルの推定は行っていない。

$Diff\_ACC_{i,j,t}$ と $Diff\_ABRACC_{i,j,t}$ はそれぞれ、年度*t*における企業*i*と企業*j*（ただし、*i*と*j*は第3.1節で説明した方法で特定されたペア）で作成された企業ペアの総アクルーアルと裁量的アクルーアルの差の絶対値にマイナス1をかけた値である。この値が大きいほど、企業ペアの総アクルーアルと裁量的アクルーアルの差が小さい、すなわち、利益の比較可能性が高いことを意味する。

### 3.3. 分析モデル

本稿では、監査人の監査スタイルを検証するために、次の(4)式を推計する：

$$Comparability_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 CommonAuditor_{i,j,t} + \beta \cdot Controls_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (4)$$

ここで、従属変数 $Comparability_{i,j,t}$ は年度*t*における企業*i*と企業*j*で作成された企業ペアの利益の比較可能性を示す指標であり、前節で説明した $Diff\_ACC$ と $Diff\_ABRACC$ を用いる。

本稿で関心を向ける独立変数は $CommonAuditor$ であり、共通の監査人を指す指標である。本稿では、仮説ごとに異なる変数を用いる。まず、監査事務所レベルの監査スタイルに注目する仮説1の検証のためには、 $CommonFirm$ を用いる。 $CommonFirm_{i,j,t}$ は年度*t*における企業*i*と企業*j*で作成された企業ペアの監査事務所が共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数である。もし、監査事務所レベルで会計基準や監査基準の解釈および実行における特有の監査スタイルが存在するのであれば、 $CommonFirm$ の係数は統計的に有意に正を示すと予想される。

14) 本稿では、キャッシュ・フロー計算書の営業活動によるキャッシュ・フロー区分における「小計」を経常利益から差し引いてアクルーアルを計算している。これは同計算書における営業活動によるキャッシュ・フローには「法人税等の支払額」など、必ずしも経常利益と対応しない金額が含まれているからである。なお、より厳密に経常利益とキャッシュ・フローを対応させるために、「小計」以降の利息と配当金関連の現金支出を考慮して計算したアクルーアルを用いた場合でも、本稿の結果から大きく変化しないことを確認している。



続いて、パートナーレベルの監査スタイルに注目する仮説2の検証のために、*CommonFirm*を *CommonFirm\_DiffPartner*と *CommonPartner*の2つの変数に分解する。*CommonFirm\_DiffPartner<sub>i,j,t</sub>*は年度 *t*における企業 *i*と企業 *j*で作成された企業ペアの監査事務所は共通しているが、パートナーは共通していない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数である。また、*CommonPartner<sub>i,j,t</sub>*は年度 *t*における企業 *i*と企業 *j*で作成された企業ペア間で少なくとも1人のパートナーが共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数である。この分析では、共通のパートナーの影響を捉える *CommonPartner*の係数に注目する（Chen et al. 2020; Jiu et al. 2020; Shi et al. 2021）。もし、パートナーレベルで監査法人内の標準化された監査手続きと業務指針の解釈およびその実行における特有の業務スタイルが存在するのであれば、*CommonPartner*の係数は統計的に有意に正を示すと予想される。

監査チームの監査スタイルに最も影響するパートナーに注目する仮説3の検証のためには、上記の *CommonPartner*をさらに次の3つの変数に分解する。*CommonLeadPartner<sub>i,j,t</sub>*は年度 *t*における企業 *i*と企業 *j*で作成された企業ペア間で共通するパートナーが、企業ペアの両方でリードパートナーである場合に1を取るダミー変数である。*SharedLeadPartner<sub>i,j,t</sub>*と *CommonNoLeadPartner<sub>i,j,t</sub>*は、それぞれ、年度 *t*における企業 *i*と企業 *j*で作成された企業ペア間で共通するパートナーが、企業ペアのいずれかでリードパートナーである場合に1、企業ペアのいずれにおいてもリードパートナーでない場合に1を取るダミー変数である。リードパートナーが監査チームの監査スタイルに大きな影響を与えるのであれば、*CommonLeadPartner*の係数は統計的に有意に正を示す一方で、*SharedLeadPartner*と *CommonNoLeadPartner*の係数は有意な結果を示さないと予想される。

最後に、*Controls*はコントロール変数のベクトルであり、先行研究に倣って次の変数をモデルに加えている（Francis et al. 2014; Chen et al. 2020）。アクルーアルに基づいた利益の比較可能性の指標を用いる場合には、企業規模をコントロールするために資産の自然対数（*Size*）を、資本構成をコントロールするために負債を資産で割って計算した負債比率（*Lev*）を、成長性と収益性をコントロールするために時価総額を自己資本で割った時価簿価比率（*MB*）と営業キャッシュ・フローを期首資産で割った値（*CFO*）、そして半期決算の当期純利益が過去4期においてマイナスとなった割合から計算される損失比率（*Lossprob*）を、企業のリスクをコントロールするために半期決算の①売上高（期首資産でデフレート）、②営業キャッシュ・フロー（期首資産でデフレート）、③売上高成長率（[当期売上高-前期売上高]/前期売上高）の過去4期分の標準偏差（それぞれ、① *Std\_Sales*、② *Std\_CFO*、③ *Std\_SalesGr*）<sup>15)</sup>を、パートナーのテニューアをコントロールするためにパートナーが当該企業の監査業務を担当した年数（*Tenure*）<sup>16)</sup>を、モデルに加える。*Specialist*は、企業ペアのパートナーに産業スペシャリストが1人でも含まれている場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数である。本稿では、年度-

15) これらの変数について、Francis et al. (2014) では16期分の四半期データ（4年分）、Chen et al. (2020) では8期分の四半期データ（2年分）を用いて各変数の計算が行われている。これに対して、本稿では4期分の半期データ（2年分）を用いて変数の定義を試みている。半期データを用いている理由は、日本では金融商品取引法の改正により2008年4月以降開始する事業年度から四半期報告書の開示が法制化されているが、2011年より第1および第3四半期のキャッシュ・フロー計算書の開示が省略できるようになったことから、四半期データではサンプル期間を通して一貫したデータの入手可能性に懸念があったためである。なお、過去8期分の半期決算のデータ（4年分）で作成した変数を用いても、本稿で報告しているものと整合的な結果が得られることを確認している。

16) 監査に関わるパートナーが2人以上である場合は、各パートナーが当該企業の監査業務を担当した年数の平均値を用いる。

産業ごとに、最も多くの企業を担当するパートナーを特定し、それらのパートナーを産業スペシャリストとして定義している<sup>17)</sup>。

本分析モデルでは、被説明変数として、企業ペアの総アクルーアル（裁量的アクルーアル）の差の絶対値を用いている。そのため、コントロール変数も企業ペアのコントロール変数の差の絶対値を用いる。*Diff<sub>i</sub>*で始まる変数がこれらを示す。また、Francis et al. (2014)と同じく、それぞれの変数の規模を捉えるために企業ペアの最小値もコントロール変数として加える。企業ペアでの最小値を示す変数には *Min<sub>i</sub>* が付されている。なお、企業ペアにおける被説明変数（総アクルーアルおよび裁量的アクルーアル）の最小値もコントロール変数として追加している。

これらのコントロール変数が被説明変数とどのように関連しうるのかについては決定的な議論が確立されていない（Francis et al. 2014; Chen et al. 2020）。そのため、先行研究に倣い、本稿でもコントロール変数の符号予測および解釈は行わない。分析モデルの推計では年度および産業の固定効果を加え、係数の有意水準の計算には企業ペアでクラスタリングした標準誤差を用いている。なお、全ての連続変数について、上下1%でウィンソライズしている<sup>18)</sup>。

### 3.4. データとサンプルの選択

本稿では、監査人に関するデータは日経NEEDS CD-ROM『企業基本データ』の「監査法人・監査意見データ」より、企業の財務データ等は日経NEEDS Financial QUESTおよびQUICK Astra Managerより入手した。

分析期間については、次の3つの点を踏まえて設定する。第1に、本稿の分析のためには、企業の監査業務を担当する監査事務所とパートナーに関するデータが必要となる点である。本稿で利用するデータベースは2001年2月期以前の期間はカバーしていない。そのため、監査人のデータの始点は2001年3月である。

第2に、本稿のコントロール変数の定義において、半期報告書のデータが用いられる点である。日本で中間連結財務諸表が開示されるようになったのは2000年9月以降である。さらに、営業キャッシュ・フローや売上高成長率の標準偏差の計算には過去5期分（2000年9月から2002年9月まで）の半期決算データが必要である。したがって、本稿の分析に必要な全てのデータが揃うのは2002年9月以降である。

第3に、COVID-19が企業の業績およびその監査プロセスに大きな影響を与えた点である（e.g. 金・藤谷 2020; 日本公認会計士協会 2020）。この影響を除外するために、COVID-19の影響が観察されうるであろう2020年3月期の直前の会計年度である2019年3月期までを分析対象とする。このような理由

17) 売上高シェア（パートナーが担当する産業kに属する企業の売上高総額/産業kに属する企業の売上高総額）が最も高いパートナーをスペシャリストとして定義した指標（Chi and Chin 2011）を用いても得られる結果が大きく変化しないことを確認している。

18) なお、当該処理はモデル（4）を分析する直前に、すなわち企業ペアの各変数の差の絶対値と最小値を計算した後に、行なっている。変数の定義の都合上、従属変数の99%タイルにはゼロの値が含まれているが、本稿の利益の比較可能性の指標はその値がゼロに近いほど利益の比較可能性が高いと解釈される指標であり、ゼロを異常値として捉えることは適切でない可能性もある。そこで、*Diff<sub>i</sub>*で始まる変数については下1%のみの片側ウィンソライズを実施した場合でも本稿の結果から大きく変化しないことを確認している。また、上下1%でウィンソライズした後、各変数の差の絶対値と最小値を計算しても、本稿で報告しているものと概ね整合的な結果が得られることを確認している。

から、本稿の分析期間は2002年9月期から2019年3月期まで（2002年度から2018年度まで）となった。

本稿の分析対象は、非金融業に属し日本会計基準<sup>19)</sup>を採用している上場企業である。この中から、次の事項に該当する企業を除く。まず、複数の監査事務所から同時に監査を受ける企業である。複数の監査事務所が監査を担っている場合、どちらの監査事務所が利益の比較可能性に影響を与えるのかを識別することが難しいためである<sup>20)</sup>。次に、同姓同名の可能性のあるパートナーの監査を受ける企業である。本稿では、監査報告書に記載されている苗字と名前の組み合わせでパートナーを特定している<sup>21)</sup>。この方法を用いると、同じ氏名であるが別人のパートナー、すなわち同姓同名、を同一人物として誤って特定してしまう可能性がある。そこで本稿では、同一年度に異なる監査事務所に同じ氏名が存在する場合には同姓同名であると考え、それらのパートナーの監査を受けている企業を分析対象から除いている<sup>22)</sup>。最後に、分析に必要な全てのデータが揃わない企業を除いた。この結果、サンプルサイズは、49,210企業-年となった。なお、連結財務諸表を作成する企業は連結財務諸表上のデータを、そうではない企業は単体の財務諸表上のデータを用いた。

次に、49,210企業-年を用いて3.1節で説明したプロセスで、本稿の分析単位である2,673,929の企業ペアを作成した。ところで、日本では子会社が上場するケースが存在することから（e.g., Boulifa and Uchida 2022）、親会社と上場子会社が企業ペア（以下、親子ペア）を構成する場合がある。日本では同一の監査人が親会社と上場子会社の両方を監査することが多く、したがって親子ペアは監査事務所が共通するペア（また、パートナーが共通するペア）として特定されることとなる。また、グループ会社では同じ会計システムを用いている可能性が高いため、親子ペアの利益の比較可能性は他の企業ペアよりも高くなると考えられる。しかし、これは監査人の監査スタイルだけではなく、親子ペアで共通の会計システムを利用していることを反映している可能性があるため、監査スタイルを識別するという本稿の目的に照らすと、親子ペアを分析対象から除外することが適切である。したがって、738の親子ペアを分析対象から除いた結果、本稿の最終的な分析サンプルは48,668企業-年から作成された2,673,191の企業ペアとなる。

19) 日本の上場企業は、日本会計基準、米国会計基準、国際財務報告基準の3つの基準から会計基準を選択して財務諸表を作成している。本稿では、会計基準が異なるとそのアウトプットが異なることから、同一の会計基準を適用する企業で分析を行っている。そして、日本会計基準を採用する企業数が多いことから、日本会計基準を採用する企業を分析対象としている。一方で、米国会計基準や国際財務報告基準を適用する企業は比較的大規模である場合が多く、これらを分析対象から除くことでバイアスを含んだ分析結果になっている懸念が存在するかもしれない。そこで、日本会計基準を適用する企業に限定せず、ただし、会計基準が同じである企業間で作成した企業ペアを用いた分析も実施したところ、結果が大きく変化しないことを確認している。

20) なお、2002年度から2018年度までの期間で日経NEEDS CD-ROM『企業基本データ』『監査法人・監査意見データ』で識別できた企業-年のうち、複数の監査法人の監査を受けた企業-年は約1.3%であった。

21) このような方法は、CICPAのサイトからパートナーを識別できる中国のパートナーデータを使った研究（Chen et al. 2020）や職業履歴を共有する目的のSNSであるLinked-Inを使ってパートナーを識別した米国の研究（Guo et al. 2022）に比べると、パートナーの正確な識別において課題があるかもしれない。JICPAも公認会計士等検索システム（[https://www.jicpa.or.jp/cpa\\_search/ms.php](https://www.jicpa.or.jp/cpa_search/ms.php)、最終アクセス日2023年9月5日）を提供しているが、その担当企業まで識別することは難しい。そのため、現時点では本稿での識別方法が最善であると考えられる。

22) なお、2002年度から2018年度までの期間で日経NEEDS CD-ROM『企業基本データ』『監査法人・監査意見データ』で識別できた企業-年のうち、この方法で識別した同姓同名のパートナーを含む観測値は全体の3.8%であった。

## 4. 分析結果

### 4.1. 基本統計量

表1は、年度別および監査事務所の規模別に観測値の分布を表したものである。Panel Aをみると、分析サンプルにおいて年度の偏りはないことが確認できる。Panel Bの監査事務所の規模別分布をみると、大手監査法人の監査を受ける企業が多いことがわかる。これは、日本の多くの上場企業の監査を大手監査法人が担っていることを反映している（CPAAOB 2021）。分析単位である企業ペアが同一規模の監査事務所の監査を受ける企業間で作成されているため、大手監査法人の企業ペアの全体に占める割合がさらに大きくなっている。

表2は変数の基本統計量である。Panel Aをみると、*CommonFirm*の平均値は0.305、*CommonPartner*の平均値は0.006である。第1に、全体の約30.5%の企業ペアの監査事務所が共通している。これは、米

表1 サンプルの分布

Panel A. 年度別分布					
年度	企業		企業ペア		
	Obs.	%	Obs.	%	
2002	2,556	5.3%	111,001	4.2%	
2003	2,722	5.6%	139,792	5.2%	
2004	2,759	5.7%	152,571	5.7%	
2005	2,853	5.9%	179,036	6.7%	
2006	2,809	5.8%	155,820	5.8%	
2007	2,982	6.1%	146,209	5.5%	
2008	3,044	6.3%	160,541	6.0%	
2009	2,975	6.1%	155,028	5.8%	
2010	2,939	6.0%	150,421	5.6%	
2011	2,882	5.9%	144,575	5.4%	
2012	2,874	5.9%	148,459	5.6%	
2013	2,876	5.9%	149,443	5.6%	
2014	2,876	5.9%	159,570	6.0%	
2015	2,844	5.8%	160,717	6.0%	
2016	2,878	5.9%	176,668	6.6%	
2017	2,883	5.9%	187,922	7.0%	
2018	2,916	6.0%	195,418	7.3%	
合計	48,668	100.0%	2,673,191	100.0%	

  

Panel B. 監査事務所の規模別分布					
規模	企業		企業ペア		
	Obs.	%	Obs.	%	
大手監査法人	37,227	76.5%	2,509,313	93.9%	
準大手監査法人	3,837	7.9%	45,726	1.7%	
中小規模監査法人・監査事務所	7,604	15.6%	118,152	4.4%	
合計	48,668	100.0%	2,673,191	100.0%	

注) 企業ペアは、同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成している。大手監査法人は、あずさ監査法人、EY新日本監査法人、トーマツ監査法人およびPwCあらた監査法人の4つの監査法人を含む(2007年7月までは、みずほ監査法人および中央青山監査法人も含む)。準大手監査法人は、仰星監査法人、三優監査法人、太陽監査法人、東陽監査法人、PwC京都監査法人を含む(2018年7月までは優成監査法人も含む)。中小規模監査法人・監査事務所は、大手監査法人と準大手監査法人を除いた監査事務所を含む。

表2 変数の基本統計量

Panel A. 変数の記述統計量																										
	Mean	Std.Dev.	Min.	1 Q	Med.	3Q	Max.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	
CommonFirm	0.305	0.460	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000																			
CommonFirm_DiffPartner	0.299	0.458	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000																			
CommonPartner	0.006	0.080	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000																			
CommonLeadPartner	0.003	0.057	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000																			
SharedLeadPartner	0.001	0.034	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000																			
CommonNoLeadPartner	0.002	0.044	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000																			
Diff_ACC	-0.060	0.059	-0.321	-0.080	-0.043	-0.020	-0.001																			
Min_ACC	-0.058	0.051	-0.263	-0.079	-0.049	-0.026	0.038																			
Diff_ABRACC	-0.062	0.065	-0.373	-0.082	-0.043	-0.019	-0.001																			
Min_ABRACC	-0.033	0.054	-0.255	-0.053	-0.022	0.001	0.063																			
Diff_Size	1.403	1.073	0.022	0.549	1.169	2.024	4.757																			
Min_Size	9.214	1.123	6.688	8.429	9.188	9.961	12.170																			
Diff_Lev	0.228	0.166	0.004	0.092	0.196	0.335	0.688																			
Min_Lev	0.347	0.168	0.060	0.215	0.323	0.464	0.766																			
Diff_MB	1.670	2.809	0.010	0.279	0.709	1.732	18.247																			
Min_MB	1.043	0.800	0.217	0.800	0.793	1.253	4.748																			
Diff_CFO	0.086	0.084	0.001	0.027	0.061	0.114	0.451																			
Min_CFO	0.025	0.072	-0.287	-0.001	0.034	0.066	0.175																			
Diff_Lossprob	0.260	0.278	0.000	0.000	0.250	0.500	1.000																			
Min_Lossprob	0.069	0.157	0.000	0.000	0.000	0.000	0.750																			
Diff_Std_Sales	0.051	0.060	0.000	0.013	0.031	0.065	0.335																			
Min_Std_Sales	0.032	0.025	0.003	0.015	0.025	0.041	0.138																			
Diff_Std_CFO	0.037	0.046	0.000	0.009	0.021	0.044	0.260																			
Min_Std_CFO	0.023	0.016	0.003	0.012	0.019	0.030	0.090																			
Diff_Std_SalesGr	0.186	0.291	0.001	0.037	0.090	0.202	1.924																			
Min_Std_SalesGr	0.094	0.085	0.009	0.040	0.069	0.117	0.490																			
Diff_Tenure	1.254	0.966	0.000	0.500	1.000	2.000	4.000																			
Min_Tenure	2.493	0.909	1.000	2.000	2.500	3.000	5.000																			
Specialist	0.012	0.108	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000																			

  

Panel B. 変数間の相関係数										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. CommonFirm	1.00									
2. CommonFirm_DiffPartner	0.98	1.00								
3. CommonPartner	0.12	-0.05	1.00							
4. CommonLeadPartner	0.09	-0.04	0.71	1.00						
5. SharedLeadPartner	0.05	-0.02	0.42	0.00	1.00					
6. CommonNoLeadPartner	0.07	-0.03	0.55	0.00	0.00	1.00				
7. Diff_ACC	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00			
8. Min_ACC	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.54	1.00		
9. Diff_ABRACC	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.82	0.44	1.00	
10. Min_ABRACC	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.48	0.81	0.60	1.00



国企業を対象とした研究である Francis et al. (2014) で報告された22.2%や、中国企業を対象とした研究である Chen et al. (2020) で報告された8.2%<sup>23)</sup>より高い水準である。米国や中国に比べて日本では大手監査法人のマーケットシェアが高いことから、監査事務所が共通している企業ペアが多くなっていると考えられる。第2に、全体の0.6%の企業ペアのパートナーが共通している。これは中国企業を対象とした研究である Chen et al. (2020) の0.5%と同水準である。さらに、*CommonPartner* の0.6%のうち、*CommonLeadPartner* は0.3%、*SharedLeadPartner* は0.1%、*CommonNoLeadPartner* は0.2%である。

#### 4.2. 共通の監査人と利益の比較可能性

表3と表4で、利益の比較可能性の指標別に、本稿の主分析である(4)式の推計結果が示されている。表3と表4の第1列で、監査事務所レベルの監査スタイルを捉えている *CommonFirm* の係数は正であり、統計的に有意である。監査事務所が共通している場合には総アクルーアル (*Diff\_ACC*) と裁量的アクルーアル (*Diff\_ABRACC*) の標準偏差比(表2のPanel A)で、両方とも0.3% (0.0002/0.059、0.0002/0.065) ほど、総アクルーアルと裁量的アクルーアルの差が小さいと解釈できる。この結果は、監査事務所が共通している企業ペアの利益の比較可能性がそうでない企業ペアの利益の比較可能性より高いことを示しており、仮説1を支持している。

仮説2の分析結果は表3と4の第2列に示されている。パートナーレベルの監査スタイルを捉えている *CommonPartner* の係数は、全ての表において正に有意である。パートナーが共通している場合には総アクルーアル (*Diff\_ACC*) と裁量的アクルーアル (*Diff\_ABRACC*) の標準偏差比で、それぞれ1.2% (0.0007/0.059) と1.5% (0.0010/0.065) ほど、総アクルーアルと裁量的アクルーアルの差が小さいと解釈できる。この結果は、パートナーが共通している企業ペアの利益の比較可能性がそうでない企業ペアの利益の比較可能性より高いことを示しており、仮説2を支持するものである。

仮説3の結果は表3と4の第3列に示されている。全ての表において *CommonLeadPartner* の係数は有意に正である。すなわち、リードパートナーが共通している場合には総アクルーアル (*Diff\_ACC*) と裁量的アクルーアル (*Diff\_ABRACC*) の標準偏差比で、それぞれ1.5% (0.0009/0.059) と2.8% (0.0018/0.065) ほど、総アクルーアルと裁量的アクルーアルの差が小さい。これは *CommonPartner* の経済的インパクトより大きい。一方、全ての表において *SharedLeadPartner* と *CommonNoLeadPartner* の係数は統計的に有意でない。この結果は、リードパートナーではないパートナーが共通していたとしても、利益の比較可能性は高くないことを意味する。これらの結果は、パートナーで構成される監査チームにおいて、リードパートナーが監査スタイルの形成に重要な役割を果たすことを示唆しており、仮説3を支持するものといえる。

23) *SameFirm\_DiffOffice\_DiffPartner* の0.021、*SameOffice\_DiffPartner* の0.056、*SamePartner* の0.005の合計値 (Chen et al. 2020, p.124, Table 2)。

表3 共通の監査人と利益の比較可能性：総アクルーアルに基づく分析

従属変数 = Diff_ACC	(1)	(2)	(3)
<b>CommonFirm</b>	0.0002*** (3.66)		
<b>CommonFirm_DiffPartner</b>		0.0002*** (3.48)	0.0002*** (3.48)
<b>CommonPartner</b>		0.0007*** (2.07)	
<b>CommonLeadPartner</b>			0.0009* (1.82)
<b>SharedLeadPartner</b>			0.0007 (1.03)
<b>CommonNoLeadPartner</b>			0.0004 (0.76)
<i>Min_ACC</i>	0.8221*** (814.42)	0.8221*** (814.44)	0.8221*** (814.45)
<i>Diff_Size</i>	0.0007*** (24.27)	0.0007*** (24.29)	0.0007*** (24.29)
<i>Min_Size</i>	-0.0006*** (-18.40)	-0.0006*** (-18.39)	-0.0006*** (-18.39)
<i>Diff_Lev</i>	0.0102*** (48.01)	0.0102*** (48.01)	0.0102*** (48.01)
<i>Min_Lev</i>	0.0195*** (82.42)	0.0195*** (82.41)	0.0195*** (82.41)
<i>Diff_MB</i>	-0.0010*** (-67.00)	-0.0010*** (-67.01)	-0.0010*** (-67.01)
<i>Min_MB</i>	-0.0057*** (-98.89)	-0.0058*** (-98.90)	-0.0058*** (-98.90)
<i>Diff_CFO</i>	-0.0001 (-0.11)	-0.0001 (-0.11)	-0.0001 (-0.11)
<i>Min_CFO</i>	0.4794*** (432.31)	0.4794*** (432.32)	0.4794*** (432.33)
<i>Diff_Lossprob</i>	0.0398*** (322.88)	0.0398*** (322.89)	0.0398*** (322.89)
<i>Min_Lossprob</i>	0.0643*** (280.86)	0.0643*** (280.86)	0.0643*** (280.86)
<i>Diff_Std_Sales</i>	-0.0149*** (-21.45)	-0.0149*** (-21.45)	-0.0149*** (-21.45)
<i>Min_Std_Sales</i>	-0.0361*** (-21.74)	-0.0361*** (-21.75)	-0.0361*** (-21.75)
<i>Diff_Std_CFO</i>	-0.0773*** (-85.34)	-0.0773*** (-85.34)	-0.0773*** (-85.34)
<i>Min_Std_CFO</i>	-0.1969*** (-86.88)	-0.1969*** (-86.88)	-0.1969*** (-86.88)
<i>Diff_Std_SalesGr</i>	-0.0026*** (-15.04)	-0.0026*** (-15.04)	-0.0026*** (-15.04)
<i>Min_Std_SalesGr</i>	-0.0158*** (-30.24)	-0.0158*** (-30.24)	-0.0158*** (-30.24)
<i>Diff_Tenure</i>	-0.0003*** (-9.88)	-0.0003*** (-9.87)	-0.0003*** (-9.87)
<i>Min_Tenure</i>	-0.0003*** (-11.85)	-0.0003*** (-11.85)	-0.0003*** (-11.85)
<i>Specialist</i>	0.0002** (2.41)	0.0002** (2.37)	0.0002** (2.36)
<i>Constant</i>	-0.0177*** (-42.88)	-0.0177*** (-42.89)	-0.0177*** (-42.89)
Observation	2,673,191	2,673,191	2,673,191
Adjusted R <sup>2</sup>	0.616	0.616	0.616
Year Fixed effects	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed effects	Yes	Yes	Yes
Firm-pair clustering	Yes	Yes	Yes

注) *CommonFirm*=企業ペアの監査事務所が共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonFirm\_DiffPartner*=企業ペアの監査事務所が共通しているがパートナーは共通していない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonPartner*=企業ペアのパートナーが共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアの両方でリードパートナーである場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*SharedLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアのいずれかでリードパートナーである場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonNoLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアのいずれかにおいてもリードパートナーでない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*Diff\_ACC*=企業ペアの総アクルーアル(経常利益と営業活動によるキャッシュ・フローの差を期首の総資産でデフレートした値)の差の絶対値にマイナス1をかけた値。*Size*=総資産の自然対数。*Lev*=負債比率(負債/総資産)。*MB*=時価簿価比率。*CFO*=営業キャッシュ・フロー。*Lossprob*=純利益が過去4期においてマイナスとなった割合。*Std\_Sales*=売上高の過去4期分の標準偏差。*Std\_CFO*=営業キャッシュ・フローの過去4期分の標準偏差。*Std\_SalesGr*=売上高成長率の過去4期分の標準偏差。*Tenure*=パートナーが当該企業の監査業務を担当した年数(パートナーが2人以上の場合は、その平均値)。*Specialist*=企業ペアのパートナーに産業スペシャリストが1人も含まれている場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。コントロール変数の前に*Diff\_*がついている場合は企業ペアの当変数の差の絶対値を、*Min\_*がついている場合は企業ペアの当変数の最小値を意味する。係数の有意水準の計算には企業ペアでクラスタリングした標準誤差を用いている。括弧内はt値。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。



表4 共通の監査人と利益の比較可能性：裁量的アクルーアルに基づく分析

従属変数 = Diff_ABRACC	(1)	(2)	(3)
<b>CommonFirm</b>	0.0002*** (3.71)		
<b>CommonFirm_DiffPartner</b>		0.0002*** (3.40)	0.0002*** (3.40)
<b>CommonPartner</b>		0.0010*** (2.93)	
<b>CommonLeadPartner</b>			0.0018*** (3.68)
<b>SharedLeadPartner</b>			0.0003 (0.37)
<b>CommonNoLeadPartner</b>			0.0001 (0.24)
<i>Min_ABRACC</i>	0.8173*** (775.11)	0.8173*** (775.12)	0.8173*** (775.13)
<i>Diff_Size</i>	0.0005*** (18.60)	0.0005*** (18.62)	0.0005*** (18.63)
<i>Min_Size</i>	-0.0015*** (-47.60)	-0.0015*** (-47.59)	-0.0015*** (-47.58)
<i>Diff_Lev</i>	0.0021*** (10.44)	0.0021*** (10.45)	0.0021*** (10.45)
<i>Min_Lev</i>	0.0016*** (7.08)	0.0016*** (7.08)	0.0016*** (7.08)
<i>Diff_MB</i>	-0.0004*** (-26.53)	-0.0004*** (-26.54)	-0.0004*** (-26.54)
<i>Min_MB</i>	-0.0019*** (-33.09)	-0.0019*** (-33.11)	-0.0019*** (-33.11)
<i>Diff_CFO</i>	-0.0441*** (-55.09)	-0.0441*** (-55.09)	-0.0440*** (-55.08)
<i>Min_CFO</i>	0.4870*** (438.98)	0.4870*** (439.00)	0.4870*** (439.01)
<i>Diff_Lossprob</i>	0.0314*** (259.15)	0.0314*** (259.16)	0.0314*** (259.16)
<i>Min_Lossprob</i>	0.0417*** (184.26)	0.0417*** (184.27)	0.0417*** (184.26)
<i>Diff_Std_Sales</i>	-0.0103*** (-14.33)	-0.0103*** (-14.33)	-0.0103*** (-14.33)
<i>Min_Std_Sales</i>	0.0158*** (9.31)	0.0157*** (9.30)	0.0157*** (9.30)
<i>Diff_Std_CFO</i>	-0.0648*** (-72.17)	-0.0648*** (-72.16)	-0.0648*** (-72.16)
<i>Min_Std_CFO</i>	-0.1054*** (-46.55)	-0.1054*** (-46.55)	-0.1054*** (-46.55)
<i>Diff_Std_SalesGr</i>	-0.0023*** (-13.04)	-0.0023*** (-13.04)	-0.0023*** (-13.04)
<i>Min_Std_SalesGr</i>	-0.0216*** (-41.60)	-0.0216*** (-41.60)	-0.0216*** (-41.60)
<i>Diff_Tenure</i>	-0.0001*** (-3.20)	-0.0001*** (-3.18)	-0.0001*** (-3.18)
<i>Min_Tenure</i>	-0.0002*** (-6.14)	-0.0002*** (-6.14)	-0.0002*** (-6.15)
<i>Specialist</i>	0.0013*** (12.98)	0.0013*** (12.91)	0.0013*** (12.89)
<i>Constant</i>	-0.0265*** (-68.03)	-0.0266*** (-68.05)	-0.0266*** (-68.06)
Observation	2,673,191	2,673,191	2,673,191
Adjusted R <sup>2</sup>	0.673	0.673	0.673
Year Fixed effects	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed effects	Yes	Yes	Yes
Firm-pair clustering	Yes	Yes	Yes

注) *CommonFirm*=企業ペアの監査事務所が共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonFirm\_DiffPartner*=企業ペアの監査事務所が共通しているがパートナーは共通していない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonPartner*=企業ペアのパートナーが共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアの両方でリードパートナーである場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*SharedLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアのいずれかでリードパートナーである場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonNoLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアのいずれかにおいてもリードパートナーでない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*Diff\_ABRACC*=企業ペアの裁量的アクルーアル (Kothari et al. 2005のPerformance-matched modified Jones modelに基づいて推定) の差の絶対値にマイナス1をかけた値。*Size*=総資産の自然対数。*Lev*=負債比率 (負債/総資産)。*MB*=時価簿価比率。*CFO*=営業キャッシュ・フロー。*Lossprob*=純利益が過去4期においてマイナスとなった割合。*Std\_Sales*=売上高の過去4期分の標準偏差。*Std\_CFO*=営業キャッシュ・フローの過去4期分の標準偏差。*Std\_SalesGr*=売上高成長率の過去4期分の標準偏差。*Tenure*=パートナーが当該企業の監査業務を担当した年数 (パートナーが2人以上の場合は、その平均値)。*Specialist*=企業ペアのパートナーに産業スペシャリストが1人も含まれている場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。コントロール変数の前に*Diff\_*がついている場合は企業ペアの当変数の差の絶対値を、*Min\_*がついている場合は企業ペアの当変数の最小値を意味する。係数の有意水準の計算には企業ペアでクラスターリングした標準誤差を用いている。括弧内はt値。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。

### 4.3. 頑健性分析

本稿の分析結果から、日本においても監査事務所およびパートナーの両方のレベルにおいて監査スタイルが存在することが示唆された。また、パートナーで構成される監査チームの監査スタイルを決定づけるのはリードパートナーであることも本稿の分析結果から示唆されている。本節では、その結果の頑健性を確認するために次の4つの分析を行う。

#### 4.3.1. 監査人の選択から生じうる交絡の問題に関する分析

第1に、監査人の選択から生じうる交絡の問題である。企業は監査人を選択することができる。したがって、監査人の選択と企業の観察不可能な要素が関連しているのであれば、主分析で観察された関係が疑似的な相関を捉えている可能性を否定できなくなる。この問題に完全に対処することはできないが、本稿では監査人の専門性に注目して、この選択の問題が主分析の結果をどれほど変化させうるのかを検討する (Francis et al. 2014; Chen et al. 2020)。

監査人の選択に影響を与えうる観察できない要素 (交絡) が類似している企業は、同じような専門性を有する監査人を選択する可能性がある。もしそうであれば、同一の専門性を有する監査人を選択しているケースを除外して分析を行うことで、生じうる交絡の影響を部分的に軽減できると考えられる。そこで、産業スペシャリストであるパートナーを含むサンプルを除いた検証を行う。この結果が表5のPanel Aに示されている。なお、紙幅の制約から、コントロール変数の結果の報告はこれ以降省略する。

これをみると、監査事務所の監査スタイルを捉えている変数は第1列と第2列で有意であるとともに、パートナーレベルの監査スタイルを捉えている変数は第3列と第4列で正に有意である。さらに、リードパートナーの監査スタイルを捉えている変数は第6列で正に有意であるのに対し、その他のパートナーの監査スタイルを捉えている変数はいずれも有意ではない。これらは、主分析の結果と整合的であり、主分析の結果が企業による監査人の選択から生じうる交絡を捉えている可能性を、部分的に棄却することを示唆している。

#### 4.3.2. マッチング

第2に、観察可能な共変量から生じるバイアスが主分析の結果に影響を与えているのかを検討する。ここでは、傾向スコアマッチングを用いて、想定されうる共変量の影響を軽減するよう試みる (Rosenbaum and Rubin 1983)。具体的には、*CommonFirm* (*CommonPartner*、*CommonLeadPartner*) を従属変数とし、(4) 式のコントロール変数と年度および産業ダミーを独立変数とするプロビットモデルを推計して傾向スコアを計算する。この傾向スコアに基づいて、非復元抽出の1:1最近傍マッチングを用いてサンプルを構築する。このサンプルを用いて (4) 式を推計した結果がPanel Bに示されている<sup>24)</sup>。

監査事務所が共通しているか否かでマッチングしたサンプルを用いた分析では (第1列と第2列)、

24) なお、バランステストから共変量間で統計的に有意な差がないことを確認している。また、パートナーが共通する場合には監査事務所も共通することから、パートナー (リードパートナー) が共通する企業ペアのマッチング分析 (第3列から第6列まで) では、*CommonFirm* と *CommonFirm\_DiffPartner* を除いてモデルを推計している。

監査事務所の監査スタイルを捉える変数は正に有意である。パートナーが共通しているか否かでマッチングしたサンプルを用いた分析では（第3列と第4列）、パートナーの監査スタイルを捉える変数が第4列で統計的に有意である。また、リードパートナーが共通しているか否かでマッチングしたサンプルを用いた分析では（第5列と第6列）、リードパートナーの監査スタイルを捉える変数やその他のパートナーの監査スタイルを捉えている変数はいずれも有意ではない。なお、*SharedLeadPartner*と*CommonNoLeadPartner*でマッチングしたサンプルを用いた分析でも、これらの変数はいずれも有意ではなかった（表には未掲載）。

さらに、観測値を失うことなく、コントロール群と処置群の間でバランスのとれた共変量分布を作成する多変量再重み付け法であるEntropy Balancing手法を用いて（Hainmueller 2012）、同じ検証を行った。監査事務所が共通しているか否かでバランシングしたサンプルを用いた分析（Panel Cの第1列と第2列）では、監査事務所の監査スタイルを捉えている係数は第1列と第2列で正に有意である。パートナーとリードパートナーが共通しているか否かでバランシングしたサンプル（それぞれ、Panel Cの第3列と第4列、Panel Cの第5列と第6列）では、パートナーの監査スタイルを捉える変数は全ての列で、リードパートナーの監査スタイルを捉える変数は第6列で正に有意である。一方、その他のパートナーの監査スタイルを捉えている変数はいずれも有意ではない。なお、*SharedLeadPartner*と*CommonNoLeadPartner*でバランシングしたサンプルを用いた分析でも、これらの変数はいずれも有意ではなかった（表には未掲載）。これらの結果は、主分析の結果とおおむね整合的であり、観察可能な共変量から生じるバイアスが主分析の結果に影響を与えていないことを示す。

#### 4.3.3. パートナーの識別方法に関する分析

第3に、パートナーの識別方法に関する頑健性を確認する。主分析では、同一年度に異なる監査事務所に同一の氏名が存在する場合に、同姓同名であると想定して分析サンプルから除外した。ここでは、同姓同名の識別方法を拡張して、結果の感応度を検討する。まず、パートナーがある会計年度において担当する企業数が15を超える場合には、同姓同名の監査人が存在する可能性が高いと想定し分析から除外する。また、日本における同姓同名ランキングで高ランクに位置する氏名を持つパートナーも分析から除外する<sup>25)</sup>。これらの新しい条件を加えて構築したサンプルを用いて、主分析のモデルを再度推計した。この結果がPanel Dに示されている。

監査事務所の監査スタイルを捉えている変数は第1列と第2列において正に有意である。また、パートナーの監査スタイルを捉える変数は有意ではないが、リードパートナーの監査スタイルを捉える変数は第6列において正に有意である。一方、その他のパートナーの監査スタイルを捉えている変数はいずれも有意ではない。これらの結果は、同姓同名の識別方法が主分析の結果に与える影響が限定的であることを示す。

#### 4.3.4. 代替的な利益の比較可能性の指標を用いた分析

最後に、代替的な利益の比較可能性の指標を用いて結果の頑健性を確認する。先行研究ではある企業

25) 同姓同名全国ランキング (<https://myoji-yurai.net/myojiNamaeRanking.htm>、最終アクセス日2023年9月5日)を参照した。

の利益に関する情報が別の企業の利益の予測に関心のある投資家にとって有益となる可能性があることに注目し、利益の共変動を利益の比較可能性の指標とする手法が開発されている (De Franco et al. 2011)。本稿では、次の (5) 式で計算した企業ペアの利益の比較可能性を示す指標を用いて結果の頑健性を確認する：

$$Earnings_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Earnings_{j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (5)$$

ここで、 $Earnings_{i(t),t}$  は、企業  $i$  ( $j$ ) の年度  $t$  における経常利益を期首資産でデフレートした値である。本稿では、過去 4 年間 (半期 8 期分) の回帰式における決定係数を、利益の比較可能性の指標である  $EComp\_Cov$  として用いる<sup>26)</sup>。この値が大きいほど、企業ペアの利益の共変動が高い、すなわち、利益の比較可能性が高いことを意味する。

先行研究では利益の共変動を利益の比較可能性の指標として用いた場合、その指標計算に用いた期間にわたって監査人が交代していないサンプルで分析を実施している (e.g., Francis et al. 2014; Chen et al. 2020)。これは、この期間における利益が同じ監査人から影響を受けたものである必要があるからである。しかし、日本では、複数のパートナーで構成された監査チームが監査を実施しており、さらにそのローテーションが求められていることから、4 年間に渡りこのチーム構成に変更がないことを条件にすると、企業ペアの両方においてその条件が適用されることもあって、観測値の規模が大幅に制約されてしまう。したがって、本稿では、このような日本の実務を考慮し、利益の共変動の分析における  $CommonAuditor$  の変数については、企業ペアの監査人が共通する状況が 4 年間続いている場合に 1、それ以外は 0 とするダミー変数を用いる ( $CommonAuditor\_4y$ )<sup>27)</sup>。

利益の共変動に基づいた利益の比較可能性の指標を用いた分析におけるコントロール変数は、主分析で用いた各コントロール変数の 4 年間の平均値を計算した後、企業ペアでその差の絶対値と最小値を用いる。さらに、利益の共変動に影響を与えるその他の要素を制御するために営業キャッシュ・フローの共変動 ( $CFO\_Comp\_Cov$ ) と、長期にわたるキャッシュ・フローの期待に関連する経済状況を制御するために株式リターン共変動 ( $Return\_Comp\_Cov$ ) もモデルに加える (De Franco et al. 2011)。

同分析では、経済状況の違いが共変動変数の推定に与える影響を制御するために、主分析のサンプルから決算期が同じである企業ペアを抽出した。さらに、共通の監査人によって監査を受ける状況が 4 年間続いているかどうかを識別するために、4 年間連続で企業ペアが作成されたサンプルに限定した。その結果、分析に用いるコントロール変数が全て計算できたのは 263,280 企業ペアであった<sup>28)</sup>。

26) なお、日本では中間財務諸表も独立監査人の監査が求められている。また、中間監査に係る監査計画は、当該中間財務諸表が属する年度の財務諸表の監査に係る監査計画の一環として実施されることから (中間監査基準)、中間財務諸表監査を担当する監査人と財務諸表の監査人は同じであると考えられるため、このような変数の定義を行ったとしても本稿が測定したい監査人のスタイルを十分に捉えることが可能であると考えられる。

27) この変数は必ずしも 4 年間にわたって監査人が同じであることを捉えているわけではない。これは先行研究とは若干異なる設定ではあるが、企業ペアの同時期の利益が共通の監査人の影響を受けていることには変わりなく、共通の監査人の影響を捉える変数として問題ないと考えられる。なお、企業ペアが共通の監査事務所とパートナーによって監査を受ける状況が 4 年間続いている場合は、それぞれ 32.1% と 0.3% であった ( $CommonFirm\_4y$  と  $CommonPartner\_4y$ )。

28) 中央青山監査法人の監査を受けていた企業 (以下、元中央青山クライアント) は、当該監査法人の解体に伴い 2007 年度の監査から監査人を交代することとなったが、元中央青山クライアントと中央青山の監査チームと一緒に異動したケースが多かったことがわかっている (Skinner and Srinivasan 2012)。この場合、監査法人は異なってもパートナーは同じであるケースが生じるが、これは本稿で想定する設定と整合的ではない。したがって、本稿では、2007 年度から 2010 年度までの期間で識別された元中央青山クライアントが含まれた企業ペア (16,815) を分析から除いている。

表5 頑健性分析

Panel A. 産業スペシャリストを含むサンプルを除いた分析					
従属変数	Diff_ACC (1)	Diff_ABRACC (2)	Diff_ACC (3)	Diff_ABRACC (4)	Diff_ABRACC (6)
CommonFirm	0.0002*** (3.54)	0.0002*** (3.13)			
CommonFirm_DiffPartner			0.0002*** (3.37)	0.0002*** (2.85)	0.0002*** (2.85)
CommonPartner			0.0007* (1.94)	0.0010*** (2.69)	
CommonLeadPartner					0.0017*** (3.28)
SharedLeadPartner					-0.0001 (-0.15)
CommonNoLeadPartner					0.0005 (0.81)
Observation	2,527,040	2,527,040	2,527,040	2,527,040	2,527,040
Adjusted R <sup>2</sup>	0.616	0.673	0.616	0.673	0.673
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm-pair clustering	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Panel B. 傾向スコアマッチングサンプルを用いた分析					
従属変数	Diff_ACC (1)	Diff_ABRACC (2)	Diff_ACC (3)	Diff_ABRACC (4)	Diff_ABRACC (6)
CommonFirm	0.0002*** (3.04)	0.0002*** (3.14)			
CommonPartner			0.0005 (1.19)	0.0010** (2.21)	
CommonLeadPartner					0.0004 (0.70)
SharedLeadPartner					-0.0022 (-0.27)
CommonNoLeadPartner					-0.0044 (-0.79)
Observation	1,630,356	1,630,356	34,194	34,194	17,526
Adjusted R <sup>2</sup>	0.621	0.676	0.593	0.656	0.654
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm-pair clustering	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
			Matching変数 = CommonLeadPartner		
			Diff_ACC (5)	Diff_ABRACC (6)	Diff_ABRACC (6)

## Panel C. Entropy balancingを用いた分析

従属変数	Balancing変数 = CommonFirm		Balancing変数 = CommonPartner		Balancing変数 = CommonLeadPartner	
	Diff_ACC (1)	Diff_ABRACC (2)	Diff_ACC (3)	Diff_ABRACC (4)	Diff_ACC (5)	Diff_ABRACC (6)
CommonFirm	0.0002*** (3.88)	0.0002*** (4.05)				
CommonPartner			0.0006* (1.76)	0.0010*** (2.82)		
CommonLeadPartner					0.0007 (1.47)	0.0016*** (3.34)
SharedLeadPartner					0.0011 (1.31)	0.0008 (0.87)
CommonNoLeadPartner					-0.0002 (-0.23)	-0.0003 (-0.39)
Observation	2,673,191	2,673,191	1,875,036	1,875,036	1,875,036	1,875,036
Adjusted R <sup>2</sup>	0.622	0.678	0.598	0.658	0.594	0.652
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm-pair clustering	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

## Panel D. 同性同名の可能性があるパートナーを含むサンプルを除いた分析

従属変数	Balancing変数 = CommonFirm		Balancing変数 = CommonPartner		Balancing変数 = CommonLeadPartner	
	Diff_ACC (1)	Diff_ABRACC (2)	Diff_ACC (3)	Diff_ABRACC (4)	Diff_ACC (5)	Diff_ABRACC (6)
CommonFirm	0.0002*** (2.74)	0.0001*** (2.51)				
CommonFirm_DiffPartner			0.0002*** (2.59)	0.0002*** (2.35)	0.0001** (2.59)	0.0001** (2.35)
CommonPartner			0.0006 (1.60)	0.0006 (1.62)		
CommonLeadPartner					0.0008 (1.53)	0.0012*** (2.34)
SharedLeadPartner					0.0004 (0.58)	-0.0002 (-0.30)
CommonNoLeadPartner					0.0003 (0.56)	0.0001 (0.12)
Observation	2,410,874	2,410,874	2,410,874	2,410,874	2,410,874	2,410,874
Adjusted R <sup>2</sup>	0.609	0.665	0.609	0.665	0.609	0.665
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm-pair clustering	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Panel E. 代替的な利益比較可能性の指標を用いた分析  
従属変数

	(1)	(2)	(3)
	<i>EComp_Cov</i>	<i>EComp_Cov</i>	<i>EComp_Cov</i>
<i>CommonFirm_4y</i>	-0.0025 (-1.42)		
<i>CommonFirm_DiffPartner_4y</i>		-0.0029 (-1.61)	-0.0029 (-1.63)
<i>CommonPartner_4y</i>		0.0337** (2.54)	
<i>CommonLeadPartner_4y</i>			0.0615*** (3.40)
<i>SharedLeadPartner_4y</i>			0.0414 (0.88)
<i>CommonNoLeadPartner_4y</i>			0.0010 (0.04)
<i>CFO_Comp_Cov</i>	0.0812*** (28.58)	0.0812*** (28.57)	0.0812*** (28.57)
<i>Return_Comp_Cov</i>	0.1498*** (19.24)	0.1498*** (19.23)	0.1498*** (19.23)
Observation	263,280	263,280	263,280
Adjusted R <sup>2</sup>	0.446	0.446	0.446
Control variables	Yes	Yes	Yes
Year Fixed effects	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed effects	Yes	Yes	Yes
Firm-pair clustering	Yes	Yes	Yes

注) *CommonFirm*=企業ペアの監査事務所が共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonFirm\_DiffPartner*=企業ペアの監査事務所が共通しているがパートナーは共通していない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonPartner*=企業ペアのパートナーが共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアの両方でリードパートナーである場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*SharedLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアのいずれかでもリードパートナーでない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonNoLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアのいずれかにおいてもリードパートナーでない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CFO\_ACC*=企業ペアの総アクルアル(経常利益と営業活動によるキャッシュ・フローの差を期首の総資産でデフレートした値)の差の絶対値にマイナス1をかけた値。*Diff\_ABRACC*=企業ペアの載量的アクルアル(Kothari et al. 2005のPerformance-matched modified Jones modelに基づいて推定)の差の絶対値にマイナス1をかけた値。*EComp\_Cov*=企業ペアの過去4年間(半期8期分)の利益の回帰式における決定係数で推定した企業ペアの利益の共変動。*CFO\_Comp\_Cov*=企業ペアの過去4年間(半期8期分)の営業キャッシュ・フローの回帰式における決定係数で推定した企業ペアの利益の共変動。*Return\_Comp\_Cov*=企業ペアの過去4年間(月次48ヶ月分)の月次株式リターンにおける決定係数で推定した企業ペアの株式リターンの共変動。*Return\_Comp\_Cov*=有意水準の計算には企業ペアでクラスタリングした標準誤差を用いている。括弧内はt値。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。

この分析結果がPanel Eに示されている。第2列のパートナーの監査スタイルを捉える変数は正に有意である。また、第3列におけるリードパートナーの監査スタイルを捉える変数も正に有意である。一方で、その他のパートナーの監査スタイルを捉えている変数はいずれも有意ではない。これらの結果は、利益の共変動を利益の比較可能性の指標として用いても、パートナーおよびリードパートナーレベルでの監査スタイルが頑健に観察されることを意味する。しかし、第1列の監査事務所レベルの監査スタイルを捉える変数は有意ではない点には注意が必要である。これは、この分析におけるリサーチデザイン上の制約が影響している可能性がある。この点については、他の利益の比較可能性の指標の検討も含めて、本稿の残された課題である。

なお、裁量的アクリューアルに基づいた利益の比較可能性の指標についても異なる方法で推定した値を用いた分析を実施している（表には未掲載）。具体的には、Dechow et al. (1995) の Modified Jones model<sup>29)</sup> と Kasznik (1999) の CFO model<sup>30)</sup> を用いたところ、監査事務所の監査スタイルを捉えている変数は全てのモデルにおいて正に有意であったが、パートナー（リードパートナー）の監査スタイルを捉える変数は Modified Jones model を用いた場合にのみ正に有意であった。

概してこれらの一連の結果は、日本における監査人の監査スタイルが頑健に観察できることを示している<sup>31)</sup>。

## 5. 追加分析

本稿の主分析では、監査チームの監査スタイルについて、監査チームを構成するメンバーの責務や経験に注目した分析を実施している。ここでは、監査チームの監査スタイルに関するさらなる知見を得るために、共通するパートナーの人数に注目した追加的な分析を実施する。企業ペアで共通する人が多ければ多いほど、監査チームの監査スタイルの類似性も高くなると考えられることから、企業ペアの利益の比較可能性は高いと予想される。

分析のために、*CommonPartner* を次の4つの変数に分解する。*CommonPartner\_Single* と *CommonPartner\_Multiple* は、それぞれ、企業ペアの共通するパートナーが1人である場合に1、2人以上である場合に1を取るダミー変数である。また、*CommonPartner\_Underhalf* と *CommonPartner\_Overhalf* は、それぞれ、企業ペアの共通するパートナーが監査チームに占める割合が50%以下である場合に1、50%超である場合に1を取るダミー変数である。なお、これらの変数の記述統計は（表には未

29)  $Accruals_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 (1/Assets_{i,t-1}) + \eta_2 (\Delta Rev_{i,t} - \Delta Rec_{i,t}) + \eta_3 PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ . *Accruals* は経常利益から営業活動によるキャッシュ・フローを差し引き、期首の総資産でデフレートした値。*Assets* は総資産。*ΔRev*、*ΔRec*、*PPE* はそれぞれ売上高の変化（当期の値－前期の値）、売上債権の変化（当期の値－前期の値）、有形固定資産を期首の総資産でデフレートした値。

30)  $Accruals_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 (1/Assets_{i,t-1}) + \lambda_2 (\Delta Rev_{i,t} - \Delta Rec_{i,t}) + \lambda_3 PPE_{i,t} + \lambda_4 \Delta CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ . *Accruals* は経常利益から営業活動によるキャッシュ・フローを差し引き、期首の総資産でデフレートした値。*Assets* は総資産。*ΔRev*、*ΔRec*、*PPE*、*ΔCFO* はそれぞれ売上高の変化、売上債権の変化、有形固定資産、営業活動によるキャッシュ・フローの変化（当期の値－前期の値）を期首の総資産でデフレートした値。

31) なお、監査人の監査スタイルは大手監査法人で強く観察されることも確認している。人的資本や資金のバッファーが豊富である大手監査法人は、そうではない中小規模の監査法人・監査事務所に比べて、品質管理のシステムを適切に整備し運用している可能性が高く、さらに、大手監査法人に勤める公認会計士は、統制の取れた訓練を受けていることから、個人の業務スタイルを維持し、一貫した方法で専門的な判断を下す傾向にある可能性があることがその理由として考えられる。なお、このような結果は、先行研究とも整合的である（Chen et al. 2020; Jiu et al. 2020）。



掲載)、*CommonPartner\_Single* (*CommonPartner\_Underhalf*) と *CommonPartner\_Multiple* (*CommonPartner\_Overhalf*) が、それぞれ0.6%と0.1% (0.6%と0.1%) であり、ほとんどの場合において1人のパートナーが共通していることがわかる。

表6の回帰分析の結果をみると、第1列(第3列)の*CommonPartner\_Single* (*CommonPartner\_Underhalf*) を除いては統計的に正で有意である。注目すべき点は、*CommonPartner\_Multiple* (*CommonPartner\_Overhalf*) の係数が*CommonPartner\_Single* (*CommonPartner\_Underhalf*) のそれより大きい傾向にあることである。これは、監査チームにおいて共通するパートナーの人数が多い企業ペアほど利益の比較可能性が高いという事前の予想と整合的な結果である。ただし、これらの変数の係数間に統計的に有意な差異は観察されなかった。このため、監査チームにおいて共通するパートナーが多いほど企業ペアの利益の比較可能性が高いという結果は、あくまでも予備的なものである点に注意されたい。

表6 追加分析

従属変数	<i>Diff_ACC</i>	<i>Diff_ABRACC</i>	<i>Diff_ACC</i>	<i>Diff_ABRACC</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CommonFirm_DiffPartner</i>	0.0002*** (3.48)	0.0002*** (3.40)	0.0002*** (3.48)	0.0002*** (3.40)
<i>CommonPartner_Single</i>	0.0005 (1.57)	0.0009** (2.45)		
<i>CommonPartner_Multiple</i>	0.0024* (1.94)	0.0024* (1.92)		
<i>CommonPartner_Underhalf</i>			0.0006 (1.61)	0.0009** (2.47)
<i>CommonPartner_Overhalf</i>			0.0022* (1.81)	0.0024* (1.89)
Observation	2,673,191	2,673,191	2,673,191	2,673,191
Adjusted R <sup>2</sup>	0.616	0.673	0.616	0.673
Year Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm-pair clustering	Yes	Yes	Yes	Yes

注) *CommonFirm\_DiffPartner*=企業ペアの監査事務所が共通しているがパートナーは共通していない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonPartner\_Single* (*Multiple*) =企業ペアのパートナー数が1人(2人以上)である場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonPartner\_Underhalf* (*Overhalf*)=企業ペアの共通するパートナー数が監査チームに占める割合が50%以下(50%超)である場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。

*Diff\_ACC*=企業ペアの総アクルーアル(経常利益と営業活動によるキャッシュ・フローの差を期首の総資産でデフレートした値)の差の絶対値にマイナス1をかけた値。*Diff\_ABRACC*=企業ペアの裁量的アクルーアル(Kothari et al. 2005のPerformance-matched modified Jones modelに基づいて推定)の差の絶対値にマイナス1をかけた値。係数の有意水準の計算には企業ペアでクラスターリングした標準誤差を用いている。括弧内はt値。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。

## 6. 結論

本稿では、諸外国で観察されてきた監査人の監査スタイルの存在が、日本においても観察されるのかについて実証的に検証した。2002年度から2018年度までの期間で、同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された2,673,191企業ペアを用いた分析

から、監査事務所やパートナーが共通している企業ペアの利益の比較可能性はそうではない企業ペアの利益の比較可能性よりも高いことが明らかになった。また、リードパートナーが監査チームにおける監査スタイルにおいて重要な役割を果たすことも示された。これらの結果は、日本においても監査人の監査スタイルが存在することを示すものである。

本稿の今後の検証課題として次の点があげられる。第1に、利益の比較可能性の指標に関連した課題である。本稿では、アクルーアルと利益の共変動に基づいた利益の比較可能性の指標を用いているが、利益の比較可能性に関しては他にもいくつかの代替的な指標が知られている。たとえば、利益の株式リターンへの写像の程度 (e.g., De Franco et al. 2011; Jiu et al. 2020; 向 2017; 若林 2018) が、先行研究によって利益の比較可能性指標として扱われてきたものである。また、財務諸表の項目 (line item) の類似性を用いて比較可能性を測った研究も存在する (Johnston and Zhang 2021; Brown et al. 2023)。利益の共変動を用いた本稿の分析からは監査事務所の監査スタイルが観察されていないことも考慮すると、異なる観点からの利益の比較可能性指標を用いた分析結果の補強が待たれる。

第2に、財務情報は監査人とクライアント企業の共同産物である (Antle and Nalebuff 1991)。したがって、監査人とクライアント企業間の交渉力などといった監査人と企業間の関係が、最終的に利益情報に影響を与える可能性がある。このように、企業ペアの利益の比較可能性に与える企業の影響や監査人と企業間の関係を踏まえた分析も今後必要であろう。

第3に、監査人の監査スタイルは、監査人の誤った判断やミスが他の企業の監査業務にも伝播しうるなどのコストも存在する (Baugh and Schmardebeck 2023) が、本稿では、監査スタイルの負の側面には注目していない。これらの課題はいずれも、日本における監査スタイルに関する我々の理解を更に深めていく上で重要な論点であり、今後のさらなる精緻な検討が必要なものである。このため、本稿で扱いきれなかった論点については、今後の検証課題としたい。

Appendix. 変数の定義

変数	定義
<i>CommonFirm</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの監査事務所が共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。
<i>CommonFirm_DiffPartner</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの監査事務所が共通しているが、パートナーは共通していない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。
<i>CommonPartner</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアのパートナーが少なくとも1人でも共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。
<i>CommonLeadPartner</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの共通するパートナーが、企業ベアの両方でリードパートナーである場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。
<i>SharedLeadPartner</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの共通するパートナーが、企業ベアのいずれかでリードパートナーである場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。
<i>CommonNoLeadPartner</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの共通するパートナーが、企業ベアのいずれにおいてもリードパートナーでない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。
<i>Diff_ACC</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの総アクルーアル ( <i>Accruals</i> ) の差の絶対値にマイナス1をかけた値。 <i>Accruals</i> は経常利益から営業活動によるキャッシュ・フローを差し引き期首の総資産でデフレートした値。
<i>Min_ACC</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの <i>Accruals</i> の最小値。
<i>Diff_ABRACC</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの裁量的アクルーアル ( <i>Abnormal Accruals</i> ) の差の絶対値にマイナス1をかけた値。 <i>Abnormal Accruals</i> はPerformance-matched modified Jones model (Kothari et al. 2005) を用いて推定。
<i>Min_ABRACC</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの <i>Abnormal Accruals</i> の最小値。
<i>Diff_Size</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの規模の差の絶対値。規模は総資産の自然対数。
<i>Min_Size</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの規模の最小値。
<i>Diff_Lev</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの負債比率の差の絶対値。負債比率は負債を総資産で割った値。
<i>Min_Lev</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの負債比率の最小値。
<i>Diff_MB</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの時価簿価比率の差の絶対値。時価簿価比率は時価総額を自己資本で割った値。
<i>Min_MB</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの時価簿価比率の最小値。
<i>Diff_CFO</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの営業キャッシュ・フローの差の絶対値。営業キャッシュ・フローは営業活動によるキャッシュ・フローを期首の総資産でデフレートした値。
<i>Min_CFO</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの営業キャッシュ・フローの最小値。
<i>Diff_Lossprob</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの損失率の差の絶対値。損失率は、当期純利益が過去4期においてマイナスとなった割合。

<i>Min_Lossprob</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの損失率の最小値。
<i>Diff_Std_Sales</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの売上高の標準偏差の差の絶対値。売上高の標準偏差は、売上高の過去4期分の標準偏差。
<i>Min_Std_Sales</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの売上高の標準偏差の最小値。
<i>Diff_Std_CFO</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの営業キャッシュ・フローの標準偏差の差の絶対値。営業キャッシュ・フローの標準偏差は、営業キャッシュ・フローの過去4期分の標準偏差。
<i>Min_Std_CFO</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの営業キャッシュ・フローの標準偏差の最小値。
<i>Diff_Std_SalesGr</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの売上高成長率の標準偏差の差の絶対値。売上高成長率の標準偏差は、売上高成長率の過去4期分の標準偏差。
<i>Min_Std_SalesGr</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの売上高成長率の標準偏差の最小値。
<i>Diff_Tenure</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアのパートナーが当該企業の監査業務を担当した年数の差の絶対値。パートナーが2人以上の場合は、各パートナーが当該企業の監査業務を担当した年数の平均値。
<i>Min_Tenure</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアのパートナーが当該企業の監査業務を担当した年数の最小値。
<i>Specialist</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアにパートナー産業スペシャリストが1人でも含まれている場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。産業-年度別に最も多くのクライアントを担当するパートナーを産業スペシャリストとして定義。
<i>EComp_Cov</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの利益の共変動。利益の共変動は企業ベアの過去4年間（半期8期分）の利益の回帰式における決定係数で推定。なお、利益は経常利益を期首の総資産でデフレートした値。
<i>CFO_Comp_Cov</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの営業キャッシュ・フローの共変動。営業キャッシュ・フローの共変動は企業ベアの過去4年間（半期8期分）の営業キャッシュ・フローの回帰式における決定係数で推定。なお、営業キャッシュ・フローは営業キャッシュ・フローを期首の総資産でデフレートした値。
<i>Return_Comp_Cov</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの株式リターンの共変動。株式リターンの共変動は企業ベアの過去4年間（48ヶ月分）の月次株式リターンの回帰式における決定係数で推定。
<i>CommonPartner_Single (Multiple)</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの共通するパートナー数が1人（2人以上）である場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。
<i>CommonPartner_Underhalf (Overhalf)</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの共通するパートナー数が監査チームに占める割合が50%以下（50%超）である場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。

《参考文献》

- Antle, R., Nalebuff, B., 1991. Conservatism and auditor-client negotiations. *Journal of Accounting Research* 29, 31-54.
- Bae, H., Tan, H., Welker, M., 2008. International GAAP differences: The impact on foreign analysts. *The Accounting Review* 83(3), 593-628.
- Baugh, M., Schmardebeck, R., 2023. Auditor style and common disclosure issues: Evidence from SEC comment letters. *The Accounting Review* 98(5), 61-97.
- Boulifa, H., Uchida, K., 2022. Like father, like son: Who creates listed subsidiaries? *Journal of the Japanese and International Economies* 64, 101205.
- Brown, S. V., Ma, G., Tucker, J.W., 2023. Financial statement similarity. *Contemporary Accounting Research* 40(4), 2577-2615.
- Cahan, S. F., Che, L., Knechel, W.R., Svanstrom, T., 2022. Do audit teams affect audit production and quality? Evidence from audit teams' industry knowledge. *Contemporary Accounting Research* 39(4), 2657-2695.
- Chen, J. Z., Chen, M. H., Chin, C. L., Lobo, G. J., 2020. Do firms that have a common signing auditor exhibit higher earnings comparability? *The Accounting Review* 95(3), 115-143.
- Chi, H., Chin, C., 2011. Firm versus partner measures of auditor industry expertise and effects on auditor quality. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 30(2), 201-229.
- Cushing, B. E., Loebbecke, J. K., 1986. Comparison of audit methodologies of large accounting firms. *Studies in Accounting Studies* 26, Sarasota, American Accounting Association.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., Sweeney, A. P., 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70(2), 193-225.
- De Franco, G., Kothari, S. P., Verdi, R., 2011. The benefits of financial statement comparability. *Journal of Accounting Research* 49(4), 895-931.
- Francis, J. R., Pinnuck, M. L., Watanabe, O., 2014. Auditor style and financial statement comparability. *The Accounting Review* 89(2), 605-633.
- Frost, T., He, Z., Luo, X., Stice, D., 2022. Audit partner style and financial statement comparability: New evidence from the US Market. Working Paper. Available at SSRN.
- Fukukawa, H., 2011. Audit pricing and cost strategies of Japanese Big 3 Firms. *International Journal of Auditing* 15, 109-126.
- Fukukawa, H., Kim, H., 2017. Effects of audit partners on clients' business risk disclosure. *Accounting and Business Research* 47(7), 780-809.
- Gross, C., Perotti, P., 2017. Output-based measurement of accounting comparability: A survey of empirical proxies. *Journal of Accounting Literature* 39(1), 1-22.
- Guo, F., Lisic, L. L., Pittman, J., Seidel, T. A., Zou, M., Zhou, Y., 2022. Fool me once, shame on you; Fool me twice, shame on me: The long-term impact of Arthur Andersen's demise on partners' audit quality. *Contemporary Accounting Research* 39(3), 1986-2022.
- Hainmueller, J., 2012. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis* 20(1), 25-46.
- International Accounting Standards Board (IASB), 2018. *Conceptual Framework for Financial Reporting*.
- Jiang, F., Kim, K. A., 2020. Corporate governance in China: A survey. *Review of Finance* 24(4), 733-772.
- Jiu, L., Liu, B., Liu, Y., 2020. How a shared auditor affects firm-pair comparability: Implications of both firm and individual audit styles. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 39(3), 133-160.
- Johnston, J. A., Zhang, J. H., 2021. Auditor style and financial reporting similarity. *Journal of Information Systems* 35(1), 79-99.
- Kasznik, R., 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37(1), 57-81.
- Kim, H., Fukukawa, H., 2013. Japan's Big 3 firms' response to clients' business risk: Greater audit effort or higher audit fees? *International Journal of Auditing* 17, 190-212.
- 金鉉玉・藤谷涼佑. 2020. 「COVID-19 が事業環境と情報開示に与えた影響」『月刊資本市場』第424号, 44-52.
- Kinney, W. R., 1986. Audit technology and preferences for auditing standards. *Journal of Accounting and Economics* 8(1), 73-89.
- Knechel, W. R., Vanstraelen, A., Zerni, M., 2015. Does the identity of engagement partners matter? An analysis of audit partner reporting decisions. *Contemporary Accounting Research* 32(4), 1443-1478.
- Kothari, S., Leone, A., Wasley, C., 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39(1), 163-197.
- 公認会計士・監査審査会 (CPAAOB), 2018. 『平成30年版 モニタリングレポート』, 金融庁公認会計士・監査審査会.

- 公認会計士・監査審査会 (CPAAOB), 2021. 『令和 3 年版 モニタリングレポート』, 金融庁公認会計士・監査審査会.
- Lawrence, A., Minutti-Meza, M., Zhang, P., 2011. Can big 4 versus non-big 4 differences in audit-quality proxies be attributed to client characteristics? *The Accounting Review* 86 (1), 259-286.
- Lennox, C. S., Wu, X., Zhang, T., 2014. Does mandatory rotation of audit partners improve audit quality? *The Accounting Review* 89 (5), 1775-1803.
- Lennox, C. S., Wu, X., 2018. A review of the archival literature on audit partners. *Accounting Horizons* 32 (2), 1-35.
- Lennox, C. S., Wang, C., Wu, X., 2020. Opening up the “black box” of audit firms: The effects of audit partner ownership on audit adjustments. *Journal of Accounting Research* 58 (6), 1299-1341.
- Li, L., Qi, B., Tian, G., Zhang, G., 2017. The contagion effect of low-quality audits at the level of individual auditors. *The Accounting Review* 92 (1), 137-163.
- 向伊知郎. 2017. 「IFRS 適用は財務情報の比較可能性を高めるか?」『国際会計研究学会年報』2016年度第1・2合併号, 155-170.
- Nam, J., Thompson, R. A., 2023. Does financial statement comparability facilitate SEC oversight? *Contemporary Accounting Research* 40 (2), 1315-1349.
- 日本公認会計士協会, 2020. 「新型コロナウイルス感染症に関連する監査上の留意事項(その1)」, 日本公認会計士協会 ([https://jicpa.or.jp/specialized\\_field/files/0-99-0-0-20200318.pdf](https://jicpa.or.jp/specialized_field/files/0-99-0-0-20200318.pdf), 最終アクセス日2023年9月5日)
- PACOB, 2015. Improving the transparency of audits: Rules to require disclosure of certain audit participants on a new PACOB form and related amendments to auditing standards.
- Porumb, V. A., De Jong, A., Huijgen, C., Marra, T., Van Dalen, J., 2021. The effect of auditor style on reporting quality: Evidence from Germany. *Abacus* 57 (1), 1-26.
- Rosenbaum, P. R., Rubin, D. B., 1983. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika* 70 (1), 41-55.
- Roychowdhury, S., 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42 (3), 335-370.
- Shi, H., Wen, W., Zhou, G., Zhu, X., 2021. Do individual auditors have their own styles? Evidence from clients' financial statement comparability in China. *Accounting Horizons* 35 (3), 187-215.
- Skinner, D. J., Srinivasan, S., 2012. Audit quality and auditor rotation: Evidence from Japan. *The Accounting Review* 87 (5), 1737-1765.
- Smith, C., 2022. The role of audit styles in financial statement comparability: South African evidence. *International Journal of Auditing* 26 (4), 572-589.
- 高田知実. 2019. 「監査パートナーに関する情報開示：実証研究のレビュー」『国民経済雑誌』第220巻第2号, 77-97.
- 高田知実. 2021. 「監査業務パートナー規模の決定要因に関する予備的証拠」『会計』第199巻第5号, 533-545.
- Takada, T., Lau, D., Casterella, J. R., Wong, N., 2021. There is no 'I' in team: An analysis of audit partner narcissism from the team aspect. *International Journal of Auditing* 25 (3), 751-768.
- Turley, S., Cooper, M., 1991. *Auditing in the United Kingdom: A study of development in the audit methodologies of large accounting firms*. UK. Prentice Hall International.
- 若林公美. 2018. 「IFRSと財務情報の比較可能性」『国際会計研究学会年報』2017年度第1・2合併号, 117-130.