

中央大学企業研究所
Working Paper No.69

コロナ禍が日本企業の会計的裁量行動に与えた影響

大沼宏・山口朋泰

2025年6月

Working Paper Series



THE INSTITUTE OF BUSINESS RESEARCH
Chuo University
Tokyo, Japan

コロナ禍が日本企業の会計的裁量行動に与えた影響

大沼宏

中央大学商学部

hiroshi-onuma.213@g.chuo-u.ac.jp

山口朋泰

中央大学商学部

tyamaguchi990@g.chuo-u.ac.jp

2025年6月

コロナ禍が日本企業の会計的裁量行動に与えた影響

大沼宏, 山口朋泰

概要: 本研究では、日本の上場企業 9,744 企業一年をサンプルに、コロナ禍 (COVID-19 pandemic) が会計的裁量行動に与えた影響を調査した。会計的裁量行動の程度を測定するために裁量的会計発生高の絶対値を用いて、コロナ禍前 (2017 年~2019 年) とコロナ禍 (2020 年~2022 年) の会計的裁量行動の程度を比較するために回帰分析を実施した。分析の結果、日本企業はコロナ禍においてコロナ禍前よりも会計的裁量行動が増加した証拠を得た。また、利益減少型の会計的裁量行動ではなく、利益増加型の会計的裁量行動が増加した可能性が高いことも明らかにした。追加的検証では、コロナ禍で収益性が低下した企業は、コロナ禍前よりも利益増加型の会計的裁量行動を実施する傾向が強く、利益減少型の会計的裁量行動を実施する傾向が弱いという結果が得られた。全体として、日本企業の経営者はコロナ禍による業績悪化を緩和するために会計的裁量行動を利用したようである。これらの結果は、コロナ禍の期間に財務情報の信頼性が低下したことを示唆している。

キーワード: 利益マネジメント, 裁量的会計発生高, 新型コロナウイルス感染症, 日本企業

The effect of the COVID-19 pandemic on accrual-based earnings management: Evidence from Japan.

Hiroshi Onuma, Tomoyasu Yamaguchi

Abstract: This study examines the effect of the COVID-19 pandemic on accrual-based earnings management (AEM) using a sample of 9,744 listed firm-years in Japan. We use the absolute value of discretionary accruals to measure the degree of AEM and conduct regression analyses to compare the degree of AEM between the pre-pandemic period (2017–2019) and the pandemic period (2020–2022). We find that Japanese firms are more likely to engage in AEM during the pandemic period than the pre-pandemic period. We also find that Japanese firms tend to engage more in income-increasing AEM rather than income-decreasing AEM during the pandemic period. Albeit weak, additional analyses provide evidence that firms experiencing a decline in profitability during the pandemic period engage in greater income-increasing AEM and less income-decreasing AEM. Overall, Japanese firms' managers seem to use AEM to mitigate their firms' poor performance due to the COVID-19 pandemic. These findings imply that financial information reliability decreased in the pandemic period.

Keywords: Earnings management, Discretionary accruals, COVID-19, Japanese firms

1 序文

新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) は、2019 年 12 月に中国の武漢市で最初の感染者が報告されてから、わずか数カ月の間にパンデミックと呼ばれる世界的な大流行となった (WHO, 2021)。その影響で、各国で生産活動が停止し、消費者需要が低下するなど深刻な経済的損失が生じ、ロックダウン、外出自粛、ソーシャルディスタンスの確保、航空便の運航停止といった統制政策によって多くの業界の経営が阻害された (田中ほか, 2021; Lassoued and Khanchel, 2021; Yan et al., 2022)。いわゆるコロナ禍において、世界経済は深刻な影響を受け、諸外国でも日本でも企業の業績は急激に悪化した (Alexander et al., 2020; Shen et al., 2020; 宮川, 2021; 譚鵬, 2023)¹。

コロナ禍で業績が急激に悪化した企業は、新しい環境で生き残るために経営改革を余儀なくされた (小林・森川, 2020)。その一方で、コロナ禍における業績悪化は経営者の利益マネジメント (earnings management) を助長した可能性も指摘されている²。例えば、収益性が競合他社よりも悪化していないことを投資家や利害関係者に示すために、利益増加型の利益マネジメントを実施するかもしれない (Ozili, 2021)。逆に、事業活動に対する悪影響 (収益減少や資産減損など) を踏まえ、将来業績の改善を図る目的でビッグ・バス (big bath) と呼ばれる利益減少型の利益マネジメントを実施する可能性もある (Kustono et al., 2021)。

こうした予測に基づき、いくつかの研究でコロナ禍における企業経営者の利益マネジメントが実証的に分析されている。Lassoued and Khanchel (2021) は欧州 15 カ国の企業を対象にコロナ禍で利益増加型の会計的裁量行動が増加した証拠を提示し、Yan et al. (2022) は中国企業を対象に、コロナ禍において利益増加型の会計的裁量行動と実体的裁量行動が増加したことを示唆している。これに対して、Liu and Sun (2022) は米国企業を対象に、コロナ禍において利益減少型の会計的裁量行動が実施されたことを明らかにしている。また、Yaşar and Yalçın (2024) は欧州 4 カ国の企業を対象に、コロナ禍において利益増加型の会計的裁量行動も利益減少型の会計的裁量行動も増加したことを示している。さらに、中国企業を対象とした Aljughaiman et al. (2023) や 46 カ国を対象とした Lee et al. (2024) では会計的裁量行動と実体的裁量行動で検証結果が異なることを示唆している。以上のように、コロナ禍の利益マネジメントについて、先行研究の分析結果は一貫していない。

¹ コロナ禍とは新型コロナウイルス感染症が招いた災難や危機的状況を指す用語であり、新型コロナウイルスの感染拡大が深刻化するなか、2020 年 3 月半ば頃から新聞やネット上で広く使用されるようになった。https://www.nhk.or.jp/bunken/research/kotoba/20200701_4.html (2025 年 5 月 29 日閲覧)。

² 利益マネジメントは「一般に認められた会計原則の枠内で経営者が意図的に利益を調整すること」であり、利益調整、利益操作、報告利益管理などとも呼ばれる (首藤, 2010; 山口, 2021)。

こうした先行研究に対して、本研究はコロナ禍が日本企業の利益マネジメントに与えた影響を調査する。コロナ禍においては日本企業も急激な業績悪化を経験しており（田中ほか, 2021; 宮川, 2021; 譚鵬, 2023), コロナ禍前とは異なる水準の利益マネジメントを実施している可能性がある。なお、利益マネジメントの手段には、事業活動の操作で利益を調整する実体的裁量行動と会計上の操作で利益を調整する会計的裁量行動があるが、本研究では会計的裁量行動に焦点を当てることにする。

分析の結果、コロナ禍前からコロナ禍にかけて会計的裁量行動は平均的に増加したこと、利益増加型の会計的裁量行動は増加した一方で利益減少型の会計的裁量行動は変化しないことが示唆された。また、コロナ禍で特に業績が悪化した企業において、利益増加型の会計的裁量行動は増加したが、利益減少型の会計的裁量行動は減少したことを示した。

本研究の貢献は以下の2点である。第1に、本研究はコロナ禍が日本企業の利益マネジメントに与えた影響を実証的に分析した最初の研究である³。コロナ禍と利益マネジメントの関連について、先行研究では米国、中国及び諸外国の企業を対象とした実証分析が行われているが、分析結果は一貫しておらず、他の様々な国を対象とした研究が求められている。本研究は日本企業を対象にすることで、コロナ禍における利益マネジメントの文献に蓄積を加える。第2に、突発的な経済事象に直面した経営者がどのように業績を調整するかを検証した点である。これまでもバブル崩壊、リーマンショック、東日本大震災のような突発的な経済事象や自然現象に直面した際の経営者行動を分析した研究はあったが、コロナ禍のような病理的事象を題材とした研究は貴重であろう。本研究の分析からコロナ禍で行動制約が加えられた経済不況の下では、経営者は業績を上向かせようするという示唆が得られたことは今後の政府方針などに一定の教訓を与えるものと期待できる。

以下、第2節は文献をレビューし、リサーチ・クエスチョンを設定する。第3節はリサーチ・デザインを説明し、第4節は分析結果を示し、第5節は追加的検証の結果を示す。最後に、第6節で結論を述べる。

2 文献レビューとリサーチ・クエスチョンの設定

本節では経営者の利益マネジメントについてコロナ禍前とコロナ禍で実証的に比較した先行研究をレビューし、リサーチ・クエスチョン (RQ) を設定する。コロナ禍における経営

³ コロナ禍に直接焦点を当てたものではないが、北川 (2021) は日本企業を対象にマクロ経済全体の不確実性 (サブプライム問題による金融危機、東日本大震災、新型コロナウイルスの感染拡大など) が高い状況にあるほど、損失回避のための会計的裁量行動が減少することを示している。

者の利益マネジメントについては3つの予想がある。第1に、収益性が競合他社よりも悪化していないことを投資家や利害関係者に示すために、利益増加型の利益マネジメントを実施する可能性がある (Ozili, 2021)。第2に、事業活動に対する悪影響 (収益減少や資産減損など) を踏まえ、将来業績の改善を図るために利益減少型の利益マネジメント (ビッグ・バス) を実施する可能性がある (Kustono et al., 2021)。第3に、企業収益が全体的に落ち込む中で株主は高い配当額を期待しないので、経営者が利益マネジメントを実施するインセンティブはない (Lassoued and Khanchel, 2021)。これらのうち、先行研究では第1及び第2の予想と整合する結果が報告されている。

第1の予想と整合的な結果を示した研究として、Lassoued and Khanchel (2021) や Yan et al. (2022) がある。Lassoued and Khanchel (2021) は欧州15カ国の2,031企業を対象に、コロナ禍においてコロナ禍前よりも会計的裁量行動が実施された証拠を示し、コロナ禍においては財務報告の信頼性が低下したと述べている。また、会計的裁量行動の中でも利益増加型の会計的裁量行動が増加した証拠も提示しており、コロナ禍において経営者は許容される水準の損失になるように、つまり投資家や利害関係者の視点でコロナ禍の影響を軽減するために利益を上方に調整するよう動機づけられた可能性があると論じている。

Yan et al. (2022) は中国の8,832企業一年を対象に、(1) コロナ禍において利益増加型の会計的裁量行動と実体的裁量行動が増加したこと、両行動の増加は深刻な財務的制約に直面している企業ほど顕著になること、(2) 感染が深刻な産業や地域の企業ほど、まん延防止政策による業務停止や生産停止の影響を受けるため、実体的裁量行動よりも会計的裁量行動を選択する傾向があること、(3) 投資機会が多い企業ほど事業の好調さを投資家に伝達するために、利益増加型の会計的裁量行動や実体的裁量行動を実施すること、(4) 高品質な監査によってコロナ禍の会計的裁量行動は抑制されるが、実体的裁量行動は抑制されないこと、を示している。

第2の予想と一致する結果を示したのが Liu and Sun (2022) である。そこでは米国の4,848企業一年をサンプルとして、コロナ禍に利益減少型の会計的裁量行動が実施されたこと、当該行動は特に減益企業で顕著であることを示唆しており、減益企業の経営者が多額の損失を報告して将来の利益増加を図るビッグ・バスを実施した可能性があるとは指摘している。また、コロナ禍の期間においては利益の価値関連性が低下し、投資家の意思決定における会計情報の有用性が損なわれたことも示唆している。

また、利益増加型と利益減少型のいずれの利益マネジメントも増加したことを示した研

究もある。Yaşar and Yalçın (2024) は欧州 4 カ国の 4,690 企業一年を対象に、コロナ禍において利益増加型の会計的裁量行動も利益減少型の会計的裁量行動もいずれも増加した証拠を提示している。その上で、パンデミックのような不確実性が高い時期に、経営者はより機会主義的に利益を調整するようになり、結果として財務報告の質が低下するため、利用者の意思決定における会計情報の適切性を毀損すると論じている。

さらに、利益マネジメントの手段によって分析結果が異なることを示した研究もある。例えば、Aljughaiman et al. (2023) は中国の 8,590 企業一年の観測値を用いて、コロナ禍においてはコロナ禍前よりも利益マネジメントが実施される傾向が強まったことを示し、コロナ禍において財務情報の信頼性が低下したと述べている。具体的には、コロナ禍において利益増加型の会計的裁量行動と利益減少型の実体的裁量行動が増加した証拠を得ている。また、財務困窮企業は平均的に会計的裁量行動を実施する傾向があるが、コロナ禍において当該傾向が緩和されることも発見している。

Lee et al. (2024) は 46 カ国にわたる 38,046 企業一四半期の観測値を用いて、新型コロナウイルス感染症の深刻な増大が企業の利益マネジメントに与える影響を検証している。そこでは、経済危機が企業の利益マネジメントに大きな影響を与えること、実体的裁量行動が外部からの監視や精査を受けにくいため経営者に好まれることを踏まえ、新型コロナウイルスの感染増大が深刻な国の企業ほど実体的裁量行動を実施するという仮説を設定し、予想通りの結果を得ている。なお、会計的裁量行動について同様の証拠は得られていない。

このように、コロナ禍の利益マネジメントについては対象国や調査内容によって分析結果が異なっており、本研究で焦点を当てる会計的裁量行動に関しても一貫した分析結果が得られていない。諸外国の企業と同様、コロナ禍においては日本企業も急激な業績悪化を経験しており（田中ほか, 2021; 宮川, 2021; 譚鵬, 2023）、先述の 3 つの予想は日本企業においても成立する可能性がある。しかし、いずれの予想が最も妥当するかを事前に決めることは困難であるため、コロナ禍の利益マネジメントについては実証的に解明される問題となる⁴。そこで、本研究では以下 2 つの RQ を設定し、実証分析を行うことにする。

RQ1：コロナ禍前と比べて、コロナ禍において経営者は会計的裁量行動を実施したのか？

⁴ 日米欧の当局は、コロナ禍における業績悪化の影響を緩和して経済収縮の悪循環を回避するために、企業の引当金や減損の算定において過度に悲観的な見積りにならないよう動いた（日本経済新聞朝刊, 2020 年 4 月 25 日 1 ページ）。日本企業の経営者が、こうした状況を逆利用して、正常な水準を超える裁量を行って利益増加型の会計的裁量行動を実施した可能性はあるかもしれない。それでもなお、利益減少型の会計的裁量行動を実施した可能性や会計的裁量行動を実施しなかった可能性を捨ててくることはできない。

RQ2：コロナ禍前と比べてコロナ禍後に会計的裁量行動が実施されたとすれば、それは利益増加型か利益減少型か？

3 リサーチ・デザイン

3.1 サンプル選択

サンプルは 2017 年から 2022 年まで継続して日本の証券取引所に上場している企業の中から、以下の要件を満たすものを抽出した。

- (1) 銀行業，証券業，保険業に属していない。
- (2) 決算日が 3 月 31 日である。
- (3) 決算月数が 12 カ月である。
- (4) 日本の会計基準を採用している。
- (5) 同産業・同年度の中に、8 企業一年以上の観測値がある⁵。
- (6) 分析に必要なデータが、使用するデータ・ベースから入手できる。

財務データは『NEEDS-FinancialQUEST』（日本経済新聞社）から入手し、監査人データについては『eol』（アイ・エヌ情報センター）から入手した。財務データは連結財務諸表の値を使用し、産業分類は日経業種分類の中分類を利用する。要件を満たすサンプルは全体で 9,744 企業一年（1,624 企業×6 年）となった。譚鵬（2023）と同様に、本研究では 2017 年～2019 年を「コロナ禍前」、2020 年～2022 年を「コロナ禍」とした。つまり、コロナ禍前とコロナ禍のサンプルはともに 4,872 企業一年（1,624 企業×3 年）である。分析上、コロナ禍の期間を 2020 年～2022 年にしたのは以下の理由による。まず、日本国内では 2020 年 1 月に最初の感染者が確認され、2020 年 2 月には新型コロナウイルス感染症が感染症法上の指定感染症に指定され、全国規模のイベントの中止、延期、規模縮小等の対応が要請されるなど、経済に対する悪影響が 2020 年 3 月期に出始めたと考えられる⁶。また、2021 年 10 月に緊急事態宣言の解除、2022 年 3 月にまん延防止等重点措置の終了、2023 年 5 月に新型コロナウイルス感染症に対する国の対策本部が廃止され、感染症法上の位置付けが 5 類感染症に移行したことなどを踏まえると、少なくとも 2022 年 3 月期までコロナ禍の影響は持続した可能性がある。

⁵ 会計発生高モデルを推定するために設けた要件であり、Cohen and Zarowin (2010) や Yamaguchi (2022) に依拠している。

⁶ 他国を対象とした先行研究の多くも 2020 年をコロナ禍の開始時期としている (Lassoued and Khanchel, 2021; Yan et al., 2022; Aljughaiman et al., 2023; Yaşar and Yağın, 2024)。

3.2 会計的裁量行動の測定

利益はキャッシュ・フローと会計発生高 (accruals) で構成されている。会計発生高には会計方針の選択・変更や会計上の見積りなどの影響が包括的に含まれており、その中でも経営者の意図的な裁量を加えられた部分は裁量的会計発生高 (discretionary accruals) と呼ばれる (榎本, 1998; 山口, 2021)。本研究では裁量的会計発生高を会計的裁量行動の代理変数とし、その水準を推計するために以下4つの会計発生高モデルを使用する。

$$ACC_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha(1/A_{i,t-1}) + \beta_1(\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_2(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$ACC_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha(1/A_{i,t-1}) + \beta_1((\Delta S_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}) + \beta_2(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$ACC_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha(1/A_{i,t-1}) + \beta_1(\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_2(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_3(\Delta CFO_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$ACC_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha(1/A_{i,t-1}) + \beta_1((\Delta S_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}) + \beta_2(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_3(\Delta CFO_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

ACC = 会計発生高 = 当期純利益 - 営業活動によるキャッシュ・フロー

A = 期末総資産

ΔS = 売上高の変化額

PPE = 期末の有形固定資産

ΔREC = 売上債権の変化額

ΔCFO = 営業活動によるキャッシュ・フローの変化額

i = 企業

t = 年

ε = 誤差項

一般に、式 (1) はジョーンズ・モデル (Jones 1991)、式 (2) は修正ジョーンズ・モデル (Dechow et al., 1995)、式 (3) は CFO ジョーンズ・モデル (Kasznik, 1999)、式 (4) は CFO 修正ジョーンズ・モデル (Kasznik, 1999) と呼ばれる。各モデルを同じ産業一年に属する企業群ごとに最小二乗法で推定し、各企業一年の残差を裁量的会計発生高とする。なお、式 (1)、式 (2)、式 (3)、式 (4) で推定された裁量的会計発生高を、それぞれ DA_Jones , DA_M_Jones , DA_CFO_Jones , $DA_CFO_M_Jones$ と表記する。本研究では Lassoued and Khanchel (2021) や Yaşar and Yaçm (2024) に依拠して、会計的裁量行動の程度を測定するために裁量的会計発

生高の絶対値を使用する。

3.3 検証方法

コロナ禍の会計的裁量行動を検証するために、Lassoued and Khanchel (2021) や Yaşar and Yalçın (2024) をベースとした以下の式 (5) を最小二乗法で推定する。なお、異常値処理のため、連続変数に対しては上下 1% でウィンザリジング (winsorizing) を実施する。

$$|DA_{i,t}| = \alpha + \beta_1 SIZE_{i,t} + \beta_2 DEBT_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 GROWTH_{i,t} + \beta_5 BIGN_{i,t} + \beta_6 MANA_{i,t} + \beta_7 FINA_{i,t} + \beta_8 FORE_{i,t} + \beta_9 COVID_{i,t} + INDUSTRY + YEAR + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$DA = DA_Jones, DA_M_Jones, DA_CFO_Jones, DA_CFO_M_Jones$ のいずれか

$SIZE$ = 総資産の自然対数

$DEBT$ = 有利子負債 ÷ 総資産⁷

ROA = 当期純利益 ÷ 期首総資産

$GROWTH$ = (売上高 - 前期売上高) ÷ 売上高

$BIGN$ = 大手監査事務所に監査されていれば 1, それ以外は 0 とするダミー変数⁸

$MANA$ = 役員持株数 ÷ 発行済株式総数

$FINA$ = 金融機関持株数 ÷ 発行済株式総数

$FORE$ = 外国法人持株数 ÷ 発行済株式総数

$COVID$ = 2000 年以降であれば 1, それ以外は 0 とするダミー変数

$INDUSTRY$ = 産業ダミー

$YEAR$ = 年度ダミー

従属変数の $|DA|$ は裁量的会計発生高 (DA) の絶対値であり、 DA として $DA_Jones, DA_M_Jones, DA_CFO_Jones, DA_CFO_M_Jones$ を使用する。なお、Lassoued and Khanchel (2021) や Yaşar and Yalçın (2024) と同様に、全サンプルを用いた回帰分析に加えて、利益増加型 (利益減少型) の会計的裁量行動の増減を検証するために裁量的会計発生高の正 (負)

⁷ 山口 (2021) と同様、債務契約に関する負債比率として野間 (2009) に依拠して総資産有利子負債比率を用いた。有利子負債は短期借入金, コマーシャル・ペーパー, 1 年内返済の長期借入金, 1 年内償還の社債・転換社債, 社債・転換社債, 長期借入金の合計額とした。

⁸ 山口 (2021) と同様、監査法人太田昭和センチュリー, 新日本監査法人, 監査法人トーマツ, 朝日監査法人, あずさ監査法人, 中央青山監査法人, みずほ監査法人, あらた監査法人を大手監査事務所とした。

でサンプルを分けた回帰分析も行う。

SIZE, *DEBT*, *ROA*, *GROWTH*, *BIGN* は Lassoued and Khanchel (2021) や Yaşar and Yalçın (2024) に依拠した変数であり、それぞれ政府契約、債務契約、収益性、成長性、監査の品質が会計的裁量行動に与える影響をコントロールする。*MANA*, *FINA*, *FORE* は Yamaguchi (2022) や Koga and Yamaguchi (2023) に依拠して追加した変数であり、それぞれ経営者、金融機関、外国法人による株式保有が会計的裁量行動に及ぼす影響をコントロールする。本研究で注目する *COVID* はコロナ禍を示すダミー変数であり、この係数が正であればコロナ禍前からコロナ禍にかけて会計的裁量行動が増加したことを意味する。また、産業効果と年度効果をコントロールするために産業ダミーと年度ダミーを加える⁹。

4 分析結果

4.1 各産業のサンプル・サイズと ROA 推移

表 1 は各産業のサンプル・サイズと ROA(当期純利益÷期首総資産) の時系列推移を示したものである。コロナ禍前の 2019 年からコロナ禍の 2020 年にかけて、多くの産業で ROA が低下しており、平均的には 3.60%から 2.81%に低下している¹⁰。また、サンプル企業の ROA 平均値は、コロナ禍前の 3 年において 3.79%で、コロナ禍の 3 年において 3.10%であった¹¹。これらの結果は、コロナ禍の影響で企業の業績が悪化したことと整合的である。

表 1

4.2 記述統計量

表 2 パネル A は変数の記述統計量を示している。裁量的会計発生高の絶対値について、 $|DA_Jones|$ と $|DA_M_Jones|$ の平均値はいずれも 0.035 であり、 $|DA_CFO_Jones|$ と $|DA_CFO_M_Jones|$ の平均値はいずれも 0.027 であった。*DEBT* の平均値は有利子負債が平均で 17.2%であることを示している。*ROA* と *GROWTH* の平均値は、総資産当期純利益率と売

⁹ 経営者は利益ゼロ、前期利益、予想利益といった利益ベンチマークを達成するために会計的裁量行動を実施することが知られているため (Burgstahler and Dichev, 1997; 首藤, 2010), 山口 (2021, 93-95 ページ) に依拠した 3 つの利益ベンチマーク達成に関するダミー変数 (*SUSPECT_NI*, *SUSPECT_ANI*, *SUSPECT_FE*) を式 (5) の独立変数に加えた分析も行ったが、メインの分析と同様の結果であった。

¹⁰ 例外はパルプ・紙、その他製造、建設、その他金融、陸運、電力の 6 産業である。

¹¹ 一方で、各年の推移を見ると、コロナ禍の 2021 年から 2022 年にかけて多くの産業で ROA が改善しており、平均的には 2.49%から 3.99%に上昇している。そこで、2021 年までを新型コロナウイルス感染症による経済的悪影響があったと仮定し、コロナ禍前の 2 年 (2018 年～2019 年) とコロナ禍の 2 年 (2020 年～2021 年) に期間を限定した分析も実施したが、メインの分析と同様の結果であった。

上高成長率がそれぞれ平均で 3.4%と 2.5%であることを示している。*BIGN* の平均値は、サンプルの 70%が大手監査法人の監査を受けたことを意味する。*MANA*, *FINA*, *FORE* の平均値は、役員、金融機関、外国法人の持株比率が、それぞれ平均で 4.7%, 19.4%, 12.1%であることを示している。*COVID* の平均値はコロナ禍前とコロナ禍のサンプル・サイズが同じであるため 0.500 になっている。

表 2 パネル B は変数の記述統計量をコロナ禍前とコロナ禍で比較したものである。裁量的会計発生高の絶対値 ($|DA_Jones|$, $|DA_M_Jones|$, $|DA_CFO_Jones|$, $|DA_CFO_M_Jones|$) は、平均値も中央値もコロナ禍前よりコロナ禍において有意に大きく、コロナ禍前からコロナ禍にかけて会計的裁量行動が増加したことを示唆している。*SIZE* は平均値も中央値もコロナ禍前よりコロナ禍において有意に大きい。*ROA* と *GROWTH* は平均値も中央値もコロナ禍前よりコロナ禍において有意に低く、コロナ禍前からコロナ禍にかけて業績が悪化したことと整合的である。*BIGN* と *MANA* について、平均値がコロナ禍前よりもコロナ禍において有意に低く、コロナ禍前からコロナ禍にかけて大手監査法人による監査比率と経営者持株比率が低下したことを意味する。

表 2

表 3 は裁量的会計発生高の絶対値 ($|DA|$) の平均値を年別に示したものであり、図 1 は表 3 の結果を図示したものである。 $|DA_Jones|$, $|DA_M_Jones|$, $|DA_CFO_Jones|$, $|DA_CFO_M_Jones|$ の平均値はコロナ禍前よりもコロナ禍において大きく、特にコロナ禍直前の 2019 年からコロナ禍初年度の 2020 年にかけて増加幅が最大になっている。これらの結果もコロナ禍前からコロナ禍にかけて会計的裁量行動が増加したことと整合的である。

表 3

図 1

4.3 相関係数

表 4 は相関係数表である。裁量的会計発生高の絶対値はすべて *COVID* と 1%水準で有意な正の相関があり、コロナ禍ほど会計的裁量行動の程度が大きいことを意味する。また、裁

量的会計発生高の絶対値は、*DEBT*, *GROWTH*, *MANA* と正の相関を有し、*ROA*, *BIGN*, *FINA*, *FORE* と負の相関を有する傾向がある。なお、独立変数間で極端に高い相関関係はなく、多重共線性の懸念はあまりない。

表 4

4.4 回帰分析の結果

表 5 は全サンプルを用いて式 (5) を推定した結果を示している。従属変数が $|DA_Jones|$ の時、*COVID* の係数は正 (0.003) で、1%水準で統計的に有意 (t 値=2.965) であった。従属変数が $|DA_M_Jones|$ の時、*COVID* の係数は正 (0.004) で、1%水準で統計的に有意 (t 値=3.533) であった。従属変数が $|DA_CFO_Jones|$ の時、*COVID* の係数は正 (0.002) で、10%水準で統計的に有意 (t 値=1.913) であった。従属変数が $|DA_CFO_M_Jones|$ の時、*COVID* の係数は正 (0.002) で、5%水準で統計的に有意 (t 値=1.975) であった。これらの結果はコロナ禍前よりもコロナ禍において裁量的会計発生高の絶対値が大きいことを意味し、コロナ禍前からコロナ禍にかけて会計的裁量行動が増加したことを示唆している。

表 5

表 6 は裁量的会計発生高が正のサンプル (すなわち、利益増加型の会計的裁量行動を実施した企業一年) に対して、式 (5) を推定した結果を示している。従属変数が $|DA_Jones|$ の時、*COVID* の係数は正 (0.004) で、5%水準で統計的に有意 (t 値=2.498) であった。従属変数が $|DA_M_Jones|$ の時、*COVID* の係数は正 (0.004) で、1%水準で統計的に有意 (t 値=2.867) であった。従属変数が $|DA_CFO_Jones|$ の時、*COVID* の係数は正 (0.004) で、1%水準で統計的に有意 (t 値=3.415) であった。従属変数が $|DA_CFO_M_Jones|$ の時、*COVID* の係数は正 (0.005) で、1%水準で統計的に有意 (t 値=4.039) であった。これらの結果はコロナ禍前よりもコロナ禍において正の裁量的会計発生高の絶対値が大きいことを意味し、コロナ禍前からコロナ禍にかけて利益増加型の会計的裁量行動が増加したことを示唆している¹²。

¹² *BIGN* の係数は従属変数が $|DA_M_Jones|$ の時にのみ負で統計的に有意であり、それ以外の場合には非有意であったことから、大手監査事務所が利益増加型の会計的裁量行動を抑止する効果は限定的と言えるかもしれない。また、*FINA* の係数はすべて負かつ統計的に有意であり、メインバンクによるモニタリングが経営者による利益増加型の会計的裁量行動を抑制したと整合的である。

表 6

表 7 は裁量的会計発生高が負のサンプル (すなわち、利益減少型の会計的裁量行動を実施した企業一年) に対して、式 (5) を推定した結果を示している。いずれの裁量的会計発生高の絶対値に対しても *COVID* の係数は統計的に有意ではなかった。この結果はコロナ禍前とコロナ禍で負の裁量的会計発生高の絶対値に差がないことを意味し、コロナ禍前からコロナ禍にかけて利益減少型の会計的裁量行動の程度に変化がなかったことを示唆している。

表 7

5 追加的検証

メインの検証では 2017 年～2019 年を「コロナ禍前」、2020 年～2022 年を「コロナ禍」として分析を行った。しかしながら、コロナ禍前の 2019 年からコロナ禍の 2020 年にかけて ROA が上昇している産業や、コロナ禍の 2021 年から 2022 年にかけて ROA が低下している産業などもある。さらに言えば、コロナ禍による経済的影響は企業によって良悪様々であろう。そこで、コロナ禍の業績悪化企業に焦点を当てた追加的検証を実施する。具体的には、以下の業績悪化に関するダミー変数 *DOWNTURN* を設定し、式 (5) に *DOWNTURN* と *COVID*DOWNTURN* を加える。この *COVID*DOWNTURN* の係数が正であればコロナ禍に業績が悪化した企業の会計的裁量行動が増加したことを意味する。

$DOWNTURN = \text{各年において } DA \text{ 調整前 } \Delta ROA (DA \text{ 調整前 } ROA - \text{前期 } ROA) \text{ が第 1 四分位の範囲にあれば } 1, \text{ それ以外は } 0 \text{ とするダミー変数}^{13}$

表 8 は全サンプルを用いて、式 (5) に *DOWNTURN* と *COVID*DOWNTURN* を加えて推定した検証の結果を示している¹⁴。従属変数が $|DA_Jones|$ の時、*COVID*DOWNTURN* の係数は正 (0.003) で、10%水準で統計的に有意 (t 値=1.748) であった。この結果は、コロナ禍に業績が悪化した企業ほど裁量的会計発生高の絶対値が大きいことを示し、コロナ禍による

¹³ 裁量的会計発生高 (*DA*) を調整する前の段階で、他企業よりも前期比の業績が大幅に悪化していることを捉える変数である。

¹⁴ 2017 年の前期 ROA に関するデータが入手できない企業があり、サンプル・サイズが若干縮小した。

業績悪化によって会計的裁量行動が増加したことを示唆している。しかし、従属変数が $|DA_M_Jones|$, $|DA_CFO_Jones|$, $|DA_CFO_M_Jones|$ の時には, $COVID*DOWNTURN$ の係数は有意ではなかった。

表 8

表 9 は裁量的会計発生高が正のサンプルを用いて、式 (5) に $DOWNTURN$ と $COVID*DOWNTURN$ を加えて推定した検証の結果を示している。 $COVID*DOWNTURN$ の係数は, $|DA_Jones|$ に対して正 (0.004) かつ 1%水準で統計的に有意 (t 値=2.645) であり, $|DA_M_Jones|$ に対して正 (0.003) かつ 10%水準で統計的に有意 (t 値=1.712) であった。これらの結果は、コロナ禍に業績が悪化した企業ほど正の裁量的会計発生高の絶対値が大きいことを意味し、コロナ禍による業績悪化によって利益増加型の会計的裁量行動が増加したことを示唆している。

表 9

表 10 は裁量的会計発生高が負のサンプルを用いて、式 (5) に $DOWNTURN$ と $COVID*DOWNTURN$ を加えて推定した検証の結果を示している。 $COVID*DOWNTURN$ の係数は, $|DA_Jones|$, $|DA_M_Jones|$, $|DA_CFO_Jones|$ に対して非有意であった。しかしながら、従属変数が $|DA_CFO_M_Jones|$ の時, $COVID*DOWNTURN$ の係数は負 (-0.005) で、10%水準で統計的に有意 (t 値=-1.705) であった。この結果は、コロナ禍に業績が悪化した企業ほど負の裁量的会計発生高の絶対値が小さいことを意味し、コロナ禍による業績悪化によって利益減少型の会計的裁量行動が減少したことを示唆している。

要約すると、本節の検証結果はコロナ禍で業績が悪化した企業において、利益増加型の会計的裁量行動が増加し、利益減少型の会計的裁量行動が減少したことを示唆している。急激な業績悪化は株価下落や財務制限条項違反などをもたらす可能性があり、日本企業の経営者はそうした経済的帰結を避けるために、会計的裁量行動を通じてコロナ禍による業績悪化を緩和しようと試みたと考えられる。

表 10

6 結論

本研究では、コロナ禍が日本企業の会計的裁量行動に与えた影響を検証するために、コロナ禍前とコロナ禍の会計的裁量行動の程度を比較した。結論として、コロナ禍は日本企業の会計的裁量行動に影響を与えたと言ってよいであろう。メインの分析において、コロナ禍前からコロナ禍にかけて会計的裁量行動は平均的に増加したこと、利益増加型の会計的裁量行動は増加した一方で利益減少型の会計的裁量行動は変化しないという結果が得られた。これらの結果は、本研究で提示した2つのRQに対する回答となる。

追加的検証では、弱い証拠ではあるが、コロナ禍による業績悪化によって会計的裁量行動が増加したこと、利益増加型の会計的裁量行動が増加した一方で利益減少型の会計的裁量行動が減少したことを示した。この発見事項は、コロナ禍に業績が悪化した企業の経営者が、業績悪化を回避する会計的裁量行動を取ったことを示唆している。コロナ禍で業績が悪化した場合にビッグ・バスを意味する利益減少型の会計的裁量行動の増加ではなく、利益減少型の会計的裁量行動の減少が観察されたことは他国を対象とした研究ではあまり観察されていない。日本の企業経営者の多くは、他国の企業経営者以上に、コロナ禍における業績悪化を緩和しようと試みたようである。

本研究の発見事項は財務諸表利用者や政府に対して重要なインプリケーションがある。まず、コロナ禍の財務諸表には利益増加型の会計的裁量行動が反映されている可能性が高く、それによって財務情報の信頼性が低下している可能性があるため、財務諸表利用者は注意が必要である。また、コロナ禍のような行動制約が加えられた経済不況の下で、企業は利益増加型の会計的裁量行動を通じて業績悪化を緩和させる可能性があるため、政府はそのことを踏まえて企業に対する政策を決定する必要がある。

本研究には、今後展開すべき2つの課題がある。第1に、本研究では会計的裁量行動に焦点を当てたが、もう1つの利益マネジメントの手段である実体的裁量行動に焦点を当ててコロナ禍の影響を検証することである。第2に、日本では2023年5月に新型コロナウイルス感染症対策本部が廃止され、新型コロナウイルス感染症の感染症法上の位置付けが2類から5類に移行したことでコロナ禍は一応収束したと考えられるが、コロナ禍収束後の利益マネジメントを観察することである。いずれも興味深い課題である。

参考文献

- 榎本正博 (1998) 「実証会計研究における会計発生高モデルの展開」『大阪大学経済学』第 48 巻第 2 号, 123-139 ページ。
- 北川教央 (2021) 「マクロ経済の不確実性と経営者による損失回避行動」『会計プログレス』第 22 号, 33-49 ページ。
- 小林慶一郎・森川正之編著 (2020) 『コロナ危機の経済学—提言と分析』日経 BP。
- 首藤昭信 (2010) 『日本企業の利益調整—理論と実証—』中央経済社。
- 譚鵬 (2023) 「新型コロナウイルスパンデミックが企業業績に与える影響」『商学論究』第 71 巻第 1 号, 155-184 ページ。
- 田中理・西濱徹・桂畑誠治・星野卓也 (2021) 『コロナ禍と世界経済』きんざい。
- 野間幹晴 (2009) 「研究開発投資とアナリスト・カバレッジ」『会計・監査ジャーナル』第 21 巻第 2 号, 115-124 ページ。
- 宮川努編著 (2021) 『コロナショックの経済学』中央経済社。
- 山口朋泰 (2021) 『日本企業の利益マネジメント—実体的裁量行動の実証分析』中央経済社。
- Alexander, D., Karger, E., and McFarland, A. (2020) “Measuring the relationship between business reopenings, Covid-19, and consumer behavior,” *Chicago Fed Letter*, 445, pp.1-6.
- Aljughaiman, A. A., Nguyen, T. H., Trinh, V. Q., and Du, A. (2023) “The COVID-19 outbreak, corporate financial distress and earnings management,” *International Review of Financial Analysis*, 88, 102675.
- Burgstahler, D. C., and Dichev, I. D. (1997) “Earnings management to avoid earnings decreases and losses,” *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1), pp.99-126.
- Cohen, D. A., and Zarowin, P. (2010) “Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings,” *Journal of Accounting and Economics*, 50 (1), pp.2-19.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., and Sweeney, A. P. (1995) “Detecting earnings management,” *The Accounting Review*, 70 (2), pp.193-225.
- Jones, J. (1991) “Earnings management during import relief investigations,” *Journal of Accounting Research*, 29 (2), pp.193-228.
- Kasznik, R. (1999) “On the association between voluntary disclosure and earnings management,” *Journal of Accounting Research*, 37 (1), pp.57-81.

- Koga, Y., and Yamaguchi, T. (2023) "Does mandatory quarterly reporting induce managerial myopic behavior? evidence from Japan," *Finance Research Letters*, 56, 104142.
- Kustono, A. S., Agustini, A. T., and Dermawan, S. A. R. (2021) "Beware of the existence of a big bath with asset impairment after pandemic Covid-19." *The Indonesian Accounting Review*, 11, pp.21-31.
- Lassoued, N., and Khanchel, I. (2021) "Impact of COVID-19 pandemic on earnings management: an evidence from financial reporting in European firms," *Global Business Review*, Online First, pp.1-25.
- Lee, H., Choi, D., and Lee, H. Y. (2024) "The impact of COVID-19 on earnings management: an international investigation," *Applied Economics Letters*, 31 (4), pp.353-361.
- Liu, G., and Sun, J. (2022) "The impact of COVID-19 pandemic on earnings management and the value relevance of earnings: US evidence." *Managerial Auditing Journal*, 37 (7), pp.850-868.
- Ozili, P. K. (2021) "Accounting and financial reporting during a pandemic," *MPRA Paper*, 105183.
- Rogers, W. (1993) "Regression standard errors in clustered samples," *Stata Technical Bulletin*, (13), pp.19-23.
- Shen, H., Fu, M., Pan, H., Yu, Z., and Chen, Y. (2020) "The impact of the COVID-19 pandemic on firm performance," *Emerging Markets Finance and Trade*, 56 (10), pp.2213-2230.
- World Health Organization (WHO). (2021) "Listings of WHO's response to COVID-19," <https://www.who.int/news/item/29-06-2020-covidtimeline>, (2025 年 5 月 29 日 閱覽).
- Yaşar, A., and Yalçın, N. (2024) "The effect of the COVID-19 pandemic on accrual-based earnings management: evidence from four most affected European countries," *Heliyon*, 10 (8), e29890.
- Yan, H., Liu, Z., Wang, H., Zhang, X., and Zheng, X. (2022) "How does the COVID-19 affect earnings management: empirical evidence from China," *Research in International Business and Finance*, 63, 101772.
- Yamaguchi, T. (2022) "Earnings management to achieve industry-average profitability in Japan," *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics*, 29 (2), pp.402-431.

表1 各産業のサンプル・サイズと ROA 推移

	n	%	ROA (%)					
			コロナ禍前			コロナ禍		
			2017	2018	2019	2020	2021	2022
食品	366	3.76	3.69	3.65	3.60	2.83	2.88	3.79
繊維	168	1.72	2.14	2.52	1.47	0.15	0.18	0.68
パルプ・紙	108	1.11	2.48	1.54	1.42	2.30	1.87	1.87
化学	714	7.33	4.83	4.62	4.28	3.40	3.74	4.29
医薬品	108	1.11	2.45	3.71	3.61	1.35	3.75	4.61
ゴム	66	0.68	4.70	4.25	3.13	2.72	2.36	3.69
窯業	204	2.09	3.78	5.04	4.91	4.15	3.77	5.10
鉄鋼	210	2.16	2.56	3.31	2.61	1.96	1.52	3.70
非鉄金属製品	408	4.19	4.36	4.23	3.61	2.62	3.01	4.21
機械	792	8.13	3.60	4.47	4.10	2.34	2.28	3.92
電気機器	864	8.87	2.86	3.49	3.27	2.05	3.17	4.81
自動車	300	3.08	3.06	3.91	2.98	1.28	-0.25	1.51
輸送用機器	60	0.62	0.50	2.41	3.19	0.99	-0.23	1.49
精密機器	156	1.6	3.58	5.17	4.85	2.61	2.29	4.78
その他製造	294	3.02	2.83	2.75	1.86	2.42	1.66	3.45
建設	564	5.79	4.69	4.38	4.22	4.25	3.59	3.19
商社	1,110	11.39	2.95	3.20	2.92	2.49	2.19	3.51
小売業	408	4.19	3.30	3.18	2.62	1.49	1.52	3.10
その他金融	168	1.72	0.83	1.60	0.94	1.34	2.06	2.00
不動産	228	2.34	5.03	5.11	3.63	2.56	1.65	3.68
鉄道・バス	180	1.85	2.92	2.80	2.55	1.90	-2.83	0.74
陸運	168	1.72	3.53	3.58	3.70	4.26	3.95	4.07
海運	60	0.62	-2.52	1.39	0.90	0.78	2.85	10.66
倉庫	174	1.79	2.16	2.89	3.10	2.70	2.79	3.78
通信	102	1.05	4.45	4.12	3.39	2.61	2.38	5.39
電力	72	0.74	1.66	1.97	1.45	1.83	1.56	0.57
サービス	1,692	17.36	5.41	5.63	5.01	4.28	3.06	5.58
合計	9,744	100	3.73	4.04	3.60	2.81	2.49	3.99
			サンプル平均 3.79			サンプル平均 3.10		

(注) この表は産業ごとにサンプル・サイズ (n) と各年の ROA 平均値を示したものである。産業は日経業種分類の中分類を使用して分類した。ROA は当期純利益÷期首総資産で算定した。

表2 記述統計量

パネルA：変数の記述統計量

変数名	平均値	標準偏差	第1四分位	中央値	第3四分位	n
DA_Jones	0.035	0.035	0.010	0.023	0.046	9,744
DA_M_Jones	0.035	0.035	0.010	0.023	0.046	9,744
DA_CFO_Jones	0.027	0.028	0.008	0.018	0.035	9,744
DA_CFO_M_Jones	0.027	0.028	0.008	0.018	0.035	9,744
SIZE	24.753	1.541	23.729	24.648	25.663	9,744
DEBT	0.172	0.166	0.029	0.128	0.273	9,744
ROA	0.034	0.051	0.016	0.033	0.056	9,744
GROWTH	0.025	0.133	-0.039	0.018	0.079	9,744
BIGN	0.700	0.458	0.000	1.000	1.000	9,744
MANA	0.047	0.087	0.002	0.010	0.045	9,744
FINA	0.194	0.126	0.092	0.179	0.284	9,744
FORE	0.121	0.113	0.025	0.088	0.190	9,744
COVID	0.500	0.500	0.000	0.500	1.000	9,744

パネルB：コロナ禍前とコロナ禍の比較

	コロナ禍前 (n = 4,872)		コロナ禍 (n = 4,872)		平均値の差	中央値の差
	平均値	中央値	平均値	中央値	t 値	z 値
DA_Jones	0.033	0.022	0.037	0.025	0.004*** (5.365)	0.003*** (5.756)
DA_M_Jones	0.033	0.022	0.037	0.025	0.004*** (5.516)	0.003*** (6.132)
DA_CFO_Jones	0.026	0.017	0.028	0.019	0.002*** (3.392)	0.002*** (3.482)
DA_CFO_M_Jones	0.026	0.018	0.028	0.019	0.002*** (3.519)	0.001*** (3.631)
SIZE	24.711	24.603	24.796	24.681	0.085*** (2.726)	0.078*** (2.751)
DEBT	0.170	0.125	0.174	0.131	0.004 (1.442)	0.006 (1.270)
ROA	0.038	0.035	0.031	0.031	-0.007*** (-6.700)	-0.004*** (-7.235)
GROWTH	0.041	0.030	0.008	0.001	-0.033*** (-12.526)	-0.029*** (-15.936)
BIGN	0.718	1.000	0.682	1.000	-0.036*** (-3.871)	0.000*** (-3.869)
MANA	0.050	0.011	0.044	0.010	-0.006*** (-3.267)	-0.001*** (-3.858)
FINA	0.194	0.179	0.193	0.178	-0.001 (-0.246)	-0.001 (-0.542)
FORE	0.121	0.088	0.120	0.089	-0.001 (-0.633)	0.001 (-0.036)

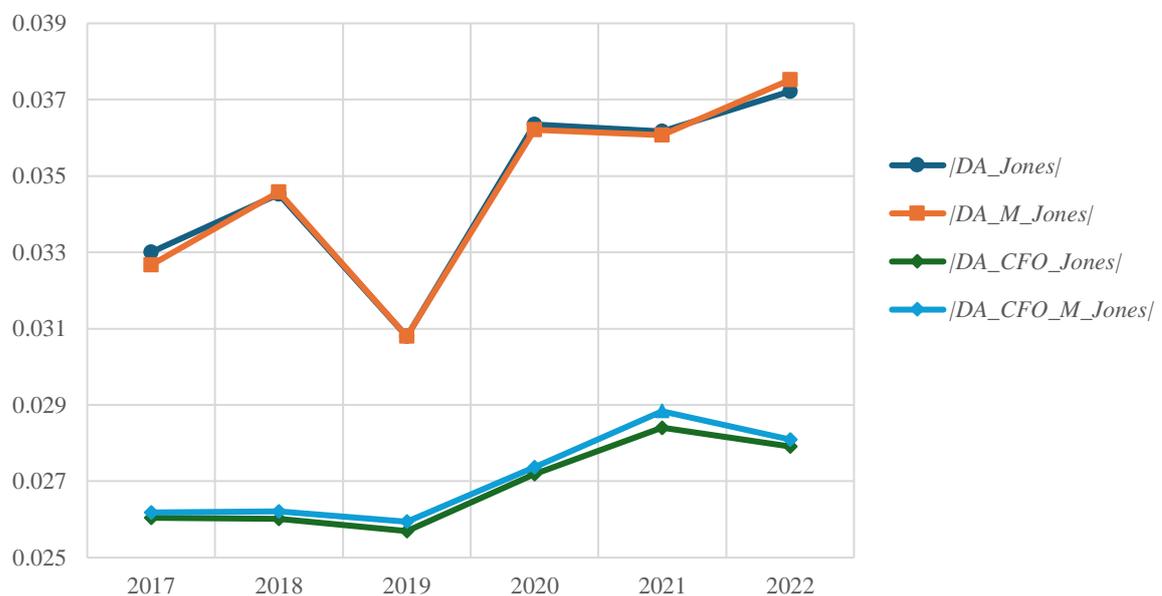
(注) この表は各変数の記述統計量を示したものである。各変数の定義は本文を参照されたい。すべての連続変数について上下1%でウィンザリジングを施している。nはサンプル・サイズである。t値は平均値の差に対するt検定による値であり、z値は中央値の差に対するウィルコクソンの順位和検定による値である。***は1%水準で有意であることを意味する(両側検定)。

表3 裁量的会計発生高の絶対値の推移

	コロナ禍前			コロナ禍		
	2017	2018	2019	2020	2021	2022
DA_Jones	0.0330	0.0345	0.0308	0.0364	0.0362	0.0372
DA_M_Jones	0.0327	0.0346	0.0308	0.0362	0.0361	0.0375
DA_CFO_Jones	0.0261	0.0260	0.0257	0.0272	0.0284	0.0279
DA_CFO_M_Jones	0.0262	0.0262	0.0259	0.0274	0.0288	0.0281

(注) この表は各年の裁量的会計発生高の絶対値 (DA) の平均値を示したものである。n=9,744 (1,624 企業×6年)。各変数の定義については本文を参照されたい。すべての DA について、上下 1% でウィンザリジングを施している。

図1 裁量的会計発生高の絶対値の推移



(注) この図は表3に基づいて各年の裁量的会計発生高の絶対値の平均値を図示したものである。各変数の定義については本文を参照されたい。

表4 相関係数表

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(1)	<i>DA_Jones</i>	1						
(2)	<i>DA_M_Jones</i>	0.971***	1					
(3)	<i>DA_CFO_Jones</i>	0.713***	0.698***	1				
(4)	<i>DA_CFO_M_Jones</i>	0.710***	0.714***	0.981***	1			
(5)	<i>SIZE</i>	-0.207***	-0.207***	-0.214***	-0.214***	1		
(6)	<i>DEBT</i>	0.072***	0.076***	0.087***	0.089***	0.124***	1	
(7)	<i>ROA</i>	-0.100***	-0.102***	-0.178***	-0.180***	0.092***	-0.311***	1
(8)	<i>GROWTH</i>	0.080***	0.081***	0.030***	0.030***	-0.020*	-0.029***	0.341***
(9)	<i>BIGN</i>	-0.108***	-0.109***	-0.098***	-0.101***	0.292***	-0.057***	0.110***
(10)	<i>MANA</i>	0.137***	0.135***	0.139***	0.137***	-0.363***	0.036***	0.091***
(11)	<i>FINA</i>	-0.201***	-0.197***	-0.214***	-0.211***	0.661***	0.034***	0.120***
(12)	<i>FORE</i>	-0.063***	-0.064***	-0.063***	-0.066***	0.596***	-0.107***	0.230***
(13)	<i>COVID</i>	0.054***	0.056***	0.034***	0.036***	0.028***	0.015	-0.068***
		(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	
(8)	<i>GROWTH</i>	1						
(9)	<i>BIGN</i>	0.011	1					
(10)	<i>MANA</i>	0.084***	-0.100***	1				
(11)	<i>FINA</i>	-0.010	0.232***	-0.354***	1			
(12)	<i>FORE</i>	0.049***	0.189***	-0.159***	0.465***	1		
(13)	<i>COVID</i>	-0.126***	-0.039***	-0.033***	-0.002	-0.006	1	

(注) この表は全サンプル (n = 9,744) に対する変数間の相関係数を示したものである。各変数の定義については本文を参照されたい。すべての連続変数について、上下1%でウィンザリジングを施している。***は1%水準、*は10%水準でそれぞれ有意であることを意味する (両側検定)。

表5 回帰分析の結果 (全サンプル)

	DA_Jones	DA_M_Jones	DA_CFO_Jones	DA_CFO_M_Jones
Intercept	0.070*** (11.578)	0.070*** (11.699)	0.053*** (10.101)	0.054*** (10.252)
SIZE	-0.004*** (-7.655)	-0.004*** (-7.907)	-0.003*** (-6.327)	-0.003*** (-6.516)
DEBT	0.020*** (5.240)	0.021*** (5.501)	0.012*** (3.593)	0.013*** (3.796)
ROA	-0.086*** (-5.807)	-0.086*** (-5.832)	-0.117*** (-9.227)	-0.117*** (-9.249)
GROWTH	0.029*** (7.144)	0.029*** (7.060)	0.017*** (5.127)	0.017*** (5.229)
BIGN	-0.001 (-1.217)	-0.001 (-1.278)	-0.000 (-0.402)	-0.001 (-0.605)
MANA	0.013 (1.462)	0.012 (1.433)	0.010 (1.432)	0.010 (1.399)
FINA	-0.011** (-2.043)	-0.009* (-1.767)	-0.009** (-2.116)	-0.008* (-1.882)
FORE	0.033*** (5.197)	0.033*** (5.211)	0.029*** (5.526)	0.028*** (5.471)
COVID	0.003*** (2.965)	0.004*** (3.533)	0.002* (1.913)	0.002** (1.975)
INDUSTRY	Yes	Yes	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R ²	0.156	0.155	0.173	0.172
n	9,744	9,744	9,744	9,744

(注) この表は、全サンプルを用いて式 (5) を推定した結果を示している。各変数の定義については、本文を参照されたい。すべての連続変数について、上下1%でウィンザリジングを施している。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準でそれぞれ有意であることを意味する (両側検定)。括弧内の数値は、企業でクラスター補正された標準誤差に基づいて算定した *t* 値である (Rogers, 1993)。

表6 回帰分析の結果 (裁量的会計発生高が正のサンプル)

	DA_Jones	DA_M_Jones	DA_CFO_Jones	DA_CFO_M_Jones
Intercept	0.057*** (8.213)	0.057*** (7.875)	0.040*** (6.703)	0.039*** (6.672)
SIZE	-0.004*** (-5.630)	-0.004*** (-5.475)	-0.003*** (-4.702)	-0.003*** (-4.621)
DEBT	0.037*** (8.673)	0.038*** (8.499)	0.028*** (7.488)	0.030*** (7.942)
ROA	0.102*** (5.194)	0.102*** (4.812)	0.092*** (4.777)	0.093*** (4.770)
GROWTH	0.004 (0.729)	0.016*** (2.616)	-0.004 (-0.961)	0.005 (1.083)
BIGN	-0.001 (-1.121)	-0.002* (-1.813)	-0.001 (-0.769)	-0.001 (-1.255)
MANA	-0.004 (-0.375)	-0.005 (-0.493)	-0.005 (-0.636)	-0.007 (-0.846)
FINA	-0.021*** (-3.487)	-0.019*** (-3.149)	-0.013*** (-2.740)	-0.015*** (-3.030)
FORE	0.015* (1.856)	0.012 (1.497)	0.007 (1.289)	0.006 (1.109)
COVID	0.004** (2.498)	0.004*** (2.867)	0.004*** (3.415)	0.005*** (4.039)
INDUSTRY	Yes	Yes	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R ²	0.156	0.158	0.155	0.158
n	4,743	4,737	4,785	4,814

(注) この表は、裁量的会計発生高が正のサンプルを用いて式 (5) を推定した結果を示している。各変数の定義については、本文を参照されたい。すべての連続変数について、上下 1% でウィンザリジングを施している。***は 1% 水準, **は 5% 水準, *は 10% 水準でそれぞれ有意であることを意味する (両側検定)。括弧内の数値は、企業でクラスター補正された標準誤差に基づいて算定した *t* 値である (Rogers, 1993)。

表7 回帰分析の結果 (裁量的会計発生高が負のサンプル)

	DA_Jones	DA_M_Jones	DA_CFO_Jones	DA_CFO_M_Jones
Intercept	0.077*** (10.646)	0.075*** (10.808)	0.056*** (8.251)	0.058*** (8.432)
SIZE	-0.005*** (-6.544)	-0.005*** (-6.774)	-0.003*** (-4.611)	-0.003*** (-4.956)
DEBT	0.004 (0.817)	0.007 (1.400)	-0.002 (-0.383)	-0.002 (-0.364)
ROA	-0.206*** (-12.336)	-0.200*** (-12.153)	-0.229*** (-16.132)	-0.228*** (-16.159)
GROWTH	0.048*** (8.787)	0.035*** (6.273)	0.028*** (5.879)	0.019*** (4.031)
BIGN	-0.002 (-1.160)	-0.001 (-0.748)	-0.001 (-0.482)	-0.001 (-0.439)
MANA	0.027** (2.367)	0.026** (2.272)	0.021** (2.105)	0.022** (2.198)
FINA	0.000 (0.038)	0.000 (0.026)	-0.005 (-0.934)	-0.001 (-0.242)
FORE	0.043*** (5.661)	0.044*** (6.012)	0.038*** (5.561)	0.038*** (5.532)
COVID	0.002 (1.465)	0.002 (1.263)	-0.001 (-1.193)	-0.000 (-0.361)
INDUSTRY	Yes	Yes	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R ²	0.227	0.221	0.283	0.282
n	5,001	5,007	4,959	4,930

(注) この表は、裁量的会計発生高が負のサンプルを用いて式 (5) を推定した結果を示している。各変数の定義については、本文を参照されたい。すべての連続変数について、上下 1% でウィンザリジングを施している。***は 1% 水準, **は 5% 水準でそれぞれ有意であることを意味する (両側検定)。括弧内の数値は、企業でクラスター補正された標準誤差に基づいて算定した t 値である (Rogers, 1993)。

表 8 業績悪化に焦点を当てた回帰分析の結果 (全サンプル)

	DA_Jones	DA_M_Jones	DA_CFO_Jones	DA_CFO_M_Jones
Intercept	0.064*** (10.913)	0.064*** (10.978)	0.050*** (9.652)	0.051*** (9.801)
SIZE	-0.004*** (-7.466)	-0.004*** (-7.739)	-0.003*** (-6.220)	-0.003*** (-6.436)
DEBT	0.017*** (4.599)	0.019*** (5.032)	0.010*** (3.153)	0.011*** (3.407)
ROA	-0.079*** (-5.286)	-0.078*** (-5.201)	-0.113*** (-8.801)	-0.113*** (-8.794)
GROWTH	0.036*** (9.039)	0.033*** (8.094)	0.022*** (6.540)	0.020*** (6.132)
BIGN	-0.001 (-1.270)	-0.001 (-1.308)	-0.000 (-0.428)	-0.001 (-0.616)
MANA	0.011 (1.248)	0.011 (1.236)	0.009 (1.217)	0.009 (1.178)
FINA	-0.008 (-1.637)	-0.007 (-1.300)	-0.008* (-1.866)	-0.007* (-1.648)
FORE	0.032*** (5.260)	0.032*** (5.239)	0.028*** (5.479)	0.028*** (5.470)
COVID	0.002* (1.846)	0.003*** (3.073)	0.001 (1.201)	0.001 (1.625)
DOWNTURN	0.017*** (15.011)	0.017*** (15.343)	0.010*** (10.344)	0.010*** (10.342)
COVID*DOWNTURN	0.003* (1.748)	0.001 (0.665)	0.001 (0.566)	0.000 (0.030)
INDUSTRY	Yes	Yes	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R ²	0.206	0.204	0.199	0.196
n	9,606	9,606	9,606	9,606

(注) この表は全サンプルを用いて、式 (5) に業績悪化を示すダミー変数 *DOWNTURN* と *COVID*DOWNTURN* を加えて推定した結果を示している。各変数の定義については、本文を参照されたい。すべての連続変数について、上下 1% でウィンザリジングを施している。***は 1% 水準、*は 10% 水準でそれぞれ有意であることを意味する (両側検定)。括弧内の数値は、企業でクラスター補正された標準誤差に基づいて算定した *t* 値である (Rogers, 1993)。

表9 業績悪化に焦点を当てた回帰分析の結果 (裁量的会計発生高が正のサンプル)

	DA_Jones	DA_M_Jones	DA_CFO_Jones	DA_CFO_M_Jones
Intercept	0.035*** (5.775)	0.035*** (5.450)	0.029*** (5.256)	0.028*** (5.129)
SIZE	-0.003*** (-4.840)	-0.003*** (-4.804)	-0.002*** (-4.250)	-0.002*** (-4.136)
DEBT	0.030*** (7.900)	0.031*** (7.989)	0.025*** (7.093)	0.027*** (7.474)
ROA	0.130*** (6.898)	0.132*** (6.481)	0.109*** (5.752)	0.109*** (5.661)
GROWTH	0.020*** (3.781)	0.027*** (4.854)	0.010** (2.215)	0.016*** (3.711)
BIGN	-0.002* (-1.690)	-0.003** (-2.375)	-0.001 (-1.352)	-0.002* (-1.661)
MANA	-0.012 (-1.413)	-0.015* (-1.740)	-0.010 (-1.360)	-0.012* (-1.678)
FINA	-0.017*** (-3.276)	-0.013** (-2.522)	-0.011*** (-2.627)	-0.013*** (-3.018)
FORE	0.009 (1.278)	0.007 (1.042)	0.003 (0.542)	0.003 (0.575)
COVID	0.004*** (3.164)	0.006*** (4.190)	0.005*** (4.986)	0.006*** (5.179)
DOWNTURN	0.030*** (26.296)	0.031*** (26.581)	0.019*** (20.423)	0.018*** (19.725)
COVID*DOWNTURN	0.004*** (2.645)	0.003* (1.712)	0.002 (1.466)	0.002 (1.441)
INDUSTRY	Yes	Yes	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R ²	0.360	0.366	0.292	0.290
n	4,677	4,671	4,720	4,747

(注) この表は裁量的会計発生高が正のサンプルを用いて、式 (5) に業績悪化を示すダミー変数 *DOWNTURN* と *COVID*DOWNTURN* を加えて推定した結果を示している。各変数の定義については、本文を参照されたい。すべての連続変数について、上下1%でウィンザリジングを施している。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準でそれぞれ有意であることを意味する (両側検定)。括弧内の数値は、企業でクラスター補正された標準誤差に基づいて算定した *t* 値である (Rogers, 1993)。

表 10 業績悪化に焦点を当てた回帰分析の結果 (裁量的会計発生高が負のサンプル)

	DA_Jones	DA_M_Jones	DA_CFO_Jones	DA_CFO_M_Jones
Intercept	0.079*** (10.958)	0.079*** (11.223)	0.059*** (8.498)	0.060*** (8.610)
SIZE	-0.005*** (-6.811)	-0.005*** (-7.133)	-0.003*** (-4.828)	-0.003*** (-5.121)
DEBT	0.005 (0.932)	0.007 (1.499)	-0.001 (-0.149)	-0.000 (-0.107)
ROA	-0.220*** (-12.755)	-0.217*** (-12.727)	-0.241*** (-16.436)	-0.241*** (-16.456)
GROWTH	0.045*** (8.251)	0.032*** (5.623)	0.025*** (5.159)	0.016*** (3.324)
BIGN	-0.002 (-1.161)	-0.001 (-0.766)	-0.001 (-0.515)	-0.001 (-0.409)
MANA	0.030** (2.553)	0.029** (2.415)	0.025** (2.381)	0.026** (2.498)
FINA	0.001 (0.119)	0.001 (0.083)	-0.006 (-0.965)	-0.002 (-0.314)
FORE	0.045*** (5.909)	0.046*** (6.344)	0.040*** (5.715)	0.040*** (5.710)
COVID	0.000 (0.160)	0.002 (1.343)	-0.001 (-0.789)	0.000 (0.115)
DOWNTURN	-0.016*** (-4.827)	-0.015*** (-4.713)	-0.009*** (-3.602)	-0.009*** (-3.565)
COVID*DOWNTURN	0.003 (0.694)	-0.001 (-0.119)	-0.004 (-1.316)	-0.005* (-1.705)
INDUSTRY	Yes	Yes	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R ²	0.234	0.230	0.294	0.294
n	4,929	4,935	4,886	4,859

(注) この表は裁量的会計発生高が負のサンプルを用いて、式 (5) に業績悪化を示すダミー変数 *DOWNTURN* と *COVID*DOWNTURN* を加えて推定した結果を示している。各変数の定義については、本文を参照されたい。すべての連続変数について、上下1%でウィンザリジングを施している。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準でそれぞれ有意であることを意味する (両側検定)。括弧内の数値は、企業でクラスター補正された標準誤差に基づいて算定した *t* 値である (Rogers, 1993)。

中央大学企業研究所

(The Institute of Business Research, Chuo University)

代表者 : 佐久間 英俊 (Director: Hidetoshi SAKUMA)

〒192-0393 東京都八王子市東中野 742-1

(742-1 Higashinakano, Hachioji-shi, Tokyo 192-0393 JAPAN)

TEL 042-674-3272 (+81 42 674 3272)

FAX 042-674-3278 (+81 42 674 3278)

E-mail kigyoken-grp@g.chuo-u.ac.jp

URL <https://www.chuo-u.ac.jp/research/institutes/business/>
