

四半期開示の義務化が経営者の 会計的裁量行動に与える影響

山 口 朋 泰
古 賀 裕 也

目 次

1. はじめに
2. 先行研究と仮説構築
 - 2.1 先行研究のレビュー
 - 2.2 仮説の構築
3. リサーチ・デザイン
 - 3.1 マッチングの方法
 - 3.2 会計的裁量行動の測定方法
 - 3.3 仮説の検証方法
4. 分析結果
 - 4.1 サンプル分布
 - 4.2 記述統計量と相関係数
 - 4.3 仮説の検証結果
 - 4.4 平行トレンドの確認
5. まとめと今後の課題

1. はじめに

四半期開示は、投資家にタイムリーな情報を提供できるというメリットがある一方で、企業にとっては四半期報告書作成のコストが大きいというデメリットがある。また、報告頻度の増加に伴い、投資家の意思決定は短

期的になり、結果として経営者の近視眼的行動 (myopic behavior) を誘発する可能性がある。経営者の近視眼的行動とは、長期的な利益を犠牲にし、短期的な利益を増加させる行動をいう (Stein 1989)。

近年では四半期開示を廃止した国が現れ、注目を浴びている。欧州連合 (EU) では2004年12月の「上場証券の発行者についての情報の透明性に関する指令 (透明性指令)」によって四半期開示が義務化されたが、2013年10月に廃止が決定され、加盟国は2015年10月までに廃止するよう求められた (Hitz and Moritz 2019)。米国では、四半期開示が義務付けられているが、Donald Trump 前大統領が SNS で四半期開示の廃止を訴え、物議を醸した¹⁾。シンガポールでは限定付適正意見が付された企業や規制上の懸念がある企業を除き、四半期開示が2020年に廃止された (Kajüter et al. 2021)。

日本において、上場企業に対する四半期開示の義務化は2004年3月31日に終わる会計年度から始まっている。具体的には、証券取引所の規制による「四半期決算短信」が2004年3月31日に終わる会計年度から導入され、金融商品取引法による「四半期報告書」は2009年3月31日に終わる会計年度から開始されている。しかし、四半期開示によって企業のコスト負担が増大し、株式市場の短期志向が進むとの懸念を踏まえ、岸田文雄現首相は2021年10月8日の所信表明演説で四半期開示の見直しを表明した。その後、四半期開示を完全に廃止すると企業情報の透明性が低下する恐れがあることから、政府は四半期開示を完全に廃止するのではなく、四半期決算短信と四半期報告書の一本化を決定した。この決定に伴い、金融庁が提出

1) Fu et al. (2020) は Donald Trump 前大統領が twitter (現 X) で四半期開示の廃止を訴えた2018年8月17日をイベント日とする累積異常リターンを算定し、特許を出願した革新的企業 (innovative firms) では0.6%、非革新的企業 (noninnovative firms) では0.3%であったことを報告している。このことは、四半期開示の義務化が企業にとってコストになること、そのコストは革新的企業でより大きいことを示唆している。

を義務付けていた四半期報告書は廃止され、証券取引所が規定する四半期決算短信のみが開示されることになる。金融庁は2023年に必要な法律の改正を目指しており、2024年に施行される可能性がある (Nakatani et al. 2022)。このように、四半期開示が引き起こす負の影響に対する関心は高まりつつあるが、日本企業において四半期開示が近視眼的行動を実際に助長しているか否かについては研究が少なく、四半期開示制度の是非を検討するための経験的証拠が不足している。

理論上、四半期開示の義務化のような財務報告頻度の増加が経営者行動に及ぼす影響については、相反する2つの予測が成り立つ。1つは株式市場から短期的な業績に対するプレッシャーが高まり、経営者の近視眼的行動など歪曲的なモラルハザード (moral hazard) を誘発するという予測であり、もう1つは経営者と投資家の間の情報の非対称性を緩和し、経営者に対するモニタリングが容易になり、モラルハザードを抑制するという予測である (Roychowdhury et al. 2019)。

実際に、四半期開示と近視眼的行動の関係に関する経験的証拠は一様ではない。いくつかの先行研究は、四半期開示の義務化によって、設備投資が減少し (Hitz and Moritz 2019; Kraft et al. 2018)²⁾、イノベーションが衰退し (Fu et al. 2020)、実体的裁量行動が増加したことを示しており (Ernstberger et al. 2017; Koga and Yamaguchi 2023)、これらの分析結果は四半期開示の義務化が近視眼的行動を誘発した可能性を示唆している。一方で、他の先行研究は、四半期開示の義務化によって、株主資本コストが低下し (Fu et al. 2012)、情報の非対称性が減少し (Stoumbos 2023)、エージェンシー・コストが低下し (Downar et al. 2018)、情報波及効果が増大し (Arif and De George

2) Hitz and Moritz (2019) は EU 加盟国において四半期開示の廃止が設備投資を増加させることを発見しており、この発見事項は報告頻度の増加が設備投資を減少させる可能性があることを示唆している。

2020; Haga et al. 2022), 設備投資が増加し(藤谷 2020), 経営成績が改善したことを示しており(Balakrishnan and Ertan 2018), これらの発見事項は四半期開示の義務化が長期志向の行動を促進したことと整合的である。さらに, Nallareddy et al. (2017) や Kajüter et al. (2019) のように四半期開示の義務化が近視眼的行動と無関連であることを示した研究も存在する。

先行研究では様々な変数が経営者の近視眼的行動の代理変数として使用されているが, Chen et al. (2015) によれば意図的な利益の調整である利益マネジメント(earnings management)は経営者の近視眼的行動の本質を捉えているという。この利益マネジメントは会計上の操作で利益を調整する会計的裁量行動(accounting discretionary behavior)と事業活動の操作を通じて利益を調整する実体的裁量行動(real discretionary behavior)の2つに分類できる(岡部 1994; 山口 2021)³⁾。Koga and Yamaguhi (2023) は日本企業を対象に四半期開示の義務化が実体的裁量行動を助長したことを明らかにしているが, 利益マネジメントのもう1つの手段である会計的裁量行動に及ぼす影響は調査していない。日本などの長期志向の国は米国などの短期志向の国に比べて会計的裁量行動をより多く実施する傾向があるため(Haga et al. 2019), 日本では会計的裁量行動がより重要な利益調整手段になる可能性がある。そこで, 本稿では利益増加型の会計的裁量行動を近視眼的行動の代理変数として使用して, 四半期開示義務化の影響を分析する。

3) 会計的裁量行動は財務報告の質の低下を通じて情報リスクを生じさせ, 企業の資本コストに経済的な影響を与え(Aboody et al. 2005; Bhattacharya et al. 2013; Chung et al. 2010; Francis et al. 2008; Kim and Qi 2010), 長期的に企業価値の低下をもたらす(Chen et al. 2015)。実体的裁量行動は事業活動の変更を通じて実施されるため, 長期的な価値に与える影響は多様であるが, 財務報告の質を低下させることで資本コストを増加させる(Kim and Sohn 2013)。また, 実体的裁量行動は企業の長期的な収益性と競争力を低下させ, 将来の利益やキャッシュ・フローに負の影響を与える可能性がある(Kothari et al. 2016; 山口 2021)。

具体的には、まず、四半期開示の義務化が利益増加型の会計的裁量行動を増大させるか否かを検証する。次に、四半期開示の義務化による利益増加型の会計的裁量行動の増大が、外国法人持株比率が高いほど強化されるか否かを検証する。最後に、四半期開示の義務化による利益増加型の会計的裁量行動の増大が、メインバンクからの借入金比率が高いほど抑制されるか否かを検証する。

本稿の分析には3つの利点がある。第1に、上場企業（四半期開示企業）と非上場企業（半期開示企業）の比較を通じて、四半期開示が経営者の近視眼的行動に及ぼす影響を明確に識別することが可能である。Ernstberger et al. (2017) や Hitz and Moriz (2019) はEUを分析対象としているが、EU加盟国の四半期開示の導入時期や形態は国によって異なり、記述情報のみの開示も可能な期中マネジメント・ステートメント (interim management statements) が用いられる。このため、報告頻度の増加が近視眼的行動に与える影響を厳密に観察することは困難である。一方、日本では2004年3月31日に終わる会計年度から上場企業に対して四半期開示が義務化されているため、非上場企業との対比を通じて四半期開示の効果を正確に捉えることができる。

第2に、株式所有構造の変化の観点から、四半期開示の義務化が近視眼的行動に及ぼす影響を検討できる点である。1990年以降、安定株主であった銀行は多額の日本企業の株式を売却し (Miyajima and Kuroki 2007)、外国人投資家の株式所有が急増している (Hamao and Matos 2018)⁴⁾。外国人投資家は株式を保有し続ける国内の機関投資家とは異なり、短期志向で (Hofsted et al. 2010)、売買に積極的であり (Jiang et al. 2014)、撤退の脅威を通じて経営者の意思決定に影響を与える (David et al. 2022)。外国人投資家

4) 日本企業に対する外国人投資家の多くは、米国の機関投資家である (Hamao and Matos 2018)。

は国内投資家よりも得られる情報が少ない傾向にあるが (Brennan and Cao 1997), 報告頻度が高ければ情報の非対称性が緩和され, 外国人投資家がより強いアクティビストやモニターになる可能性がある。このように, 日本の所有構造の特異性は, 報告頻度の増加と外国人所有の増加による市場プレッシャーの相乗効果を捉えられる絶好の機会を提供している。

第3に, 先行研究の多くは株式市場が主要な資金供給源である国を対象としているが (Fu et al. 2020; Kraft et al. 2018), 本稿は銀行が主要な資金供給源である日本を対象にすることで, 先行研究の外的妥当性を確認することができる。日本はドイツ法起源の国に分類される銀行中心の国であり, その中でも企業の負債依存度が高い (La Porta et al. 1997; Wurgler 2000)。日本ではメインバンクを中心とする金融系列が発達しており, 銀行は顧客企業と密接な関係を通じて私的情報を取得でき, 効率的なモニタリングと資金提供が行われるため, 日本企業は長期的視野で経営をすることができると考えられてきた (カーミットシェーンホルツ・武田 1985; Sheard 1989; Aoki et al. 1994)。このことが妥当するなら日本企業においては報告頻度の増加による副作用 (経営者の近視眼的行動の増大) はあまりないと考えられるが, 当該副作用が実際に生じないのかどうかは興味深い検証課題である。

本稿では上場企業をトリートメント・サンプル, 非上場企業をコントロール・サンプルとし, 傾向スコアマッチング (propensity score matching: PSM) によるマッチド・サンプルを用いて差分の差分 (difference in differences: DID) 分析を行った。検証の結果, トリートメント・サンプルの利益増加型の会計的裁量行動はコントロール・サンプルと比べて四半期開示義務化後に増加していることが分かった。また, 四半期開示の義務化によって利益増加型の会計的裁量行動が増大する効果は, 外国法人持株比率とは無関連であるが, メインバンクからの借入金比率が高いほど緩和されることが明らかになった。本稿の結果は, 四半期開示の義務化が経営者

の近視眼的な会計的裁量行動を助長するが、その効果はメインバンクから多額の資金を借りている場合に緩和されることを示唆している。

本稿の構成は以下の通りである。第2節は先行研究を整理し、仮説を構築する。第3節はリサーチ・デザインを説明する。第4節は検証結果を示し、第5節は結論を述べる。

2. 先行研究と仮説構築

2.1 先行研究のレビュー

四半期開示は、投資家にタイムリーな情報を提供し、経営者と投資家の情報の非対称性を低減させる可能性がある。投資家は企業の情報を獲得できる機会が増えることで、経営者に対するモニタリングをより効果的に実施でき、経営者のモラルハザードを低減させるかもしれない。先行研究は、報告頻度の増加が経営者のモラルハザードを低減させ (Downar et al. 2018)、資本市場の規律を通じたモニタリングの強化によって銀行の業績を改善させたことを示している (Balakrishnan and Ertan 2018)。藤谷 (2020) は日本の四半期開示の義務化と設備投資の関連性を調査し、四半期開示の義務化後に設備投資が増加したことを示唆している。その理由として高頻度の財務報告が情報の非対称性の緩和とモニタリングの強化を通じてエージェンシー問題を緩和し、資金制約や平穏な生活 (quiet life) の問題が抑制され、設備投資の増加につながったことを挙げている⁵⁾。

しかしながら、報告頻度の増加は経営者の近視眼的行動を誘発する可能性もある。Gigler et al. (2014) は情報開示の頻度が高まることで株価に対するプレッシャーが強まり、経営者の意思決定がより短期的になることを

5) 資金制約の問題は、外部資金調達コストによって資金調達が困難になることである。平穏な生活の問題は、地位の安定を図るため経営者が困難な意思決定や経営努力を回避することである (Bertrand and Mullainathan 2003)。

理論モデルで示している。Gigler et al. (2014) の理論モデルの含意と一致して、多くの実証研究は高頻度の財務報告が近視眼的行動を誘発することを示唆している。Ernstberger et al. (2017) は EU で実施された透明性指令による四半期開示の義務化が実体的裁量行動に与える影響を調査している。具体的には、四半期開示が新たに義務付けられた EU 加盟国企業をトリートメント・サンプル、透明性指令以前に四半期開示が義務付けられていた企業をコントロール・サンプルとする DID 分析を実施し、四半期開示義務化後においてトリートメント・サンプルはコントロール・サンプルと比較して実体的裁量行動が有意に増加したことを示している。Hitz and Moriz (2019) も EU を分析対象とし、四半期開示義務化の廃止後に設備投資が増加したことを発見している。Kraft et al. (2018) は米国企業を対象に、半期報告と四半期報告の義務化が設備投資に及ぼす影響を分析している。具体的には、義務化によって報告頻度が増加した企業をトリートメント・サンプルとし、義務化前から報告頻度を増加させていた企業の中から産業と規模でマッチングされた企業をコントロール・サンプルとして DID 分析を実施し、トリートメント・サンプルの設備投資が報告頻度増加の義務化後に減少したことを示している。Fu et al. (2020) も米国企業を対象とし、義務化によって報告頻度が増加した企業のイノベーションの成果（特許数、非自己引用の数、株式市場の反応に基づく特許の経済価値）が、コントロール・サンプルと比べて減少したことを明らかにしている。Koga and Yamaguchi (2023) は、2000年から2010年までの日本企業を対象に、四半期開示が強制された上場企業をトリートメント・サンプルとし、四半期開示が強制されなかった非上場企業をコントロール・サンプルとして DID 分析を実施し、四半期開示の義務化後にトリートメント・サンプルの利益増加型の実体的裁量行動がコントロール・サンプルと比べて増加したことを示している。そこでは、四半期開示の義務化による利益増加型の

実体的裁量行動の増大が、外国法人持株比率が高いほど強化されることも示唆されている。

一方で、四半期開示の義務化が近視眼的行動と無関連であることを示した研究もある。Kajüter et al. (2019) は、四半期開示が上場企業に強制されたシンガポールにおいて、時価総額が7,500万シンガポール・ドル以下の企業が適用除外になることに着目し、上場企業をトリートメント・サンプル、適用除外の企業をコントロール・サンプルとして検証したが、四半期開示の義務化と設備投資の間に関連性を見出すことはできなかった。Nallareddy et al. (2017) は英国企業を対象に、義務化後に四半期開示を開始した企業をトリートメント・サンプルとし、義務化前から四半期開示を実施していた企業をコントロール・サンプルとして DID 分析を実施したが、四半期開示の義務化と設備投資の間に関連性があるという結果は得られなかった。

このように、報告頻度の増加と経営者の近視眼的行動の関係に関する分析結果は一様ではない。そのため、報告頻度と近視眼的行動の関係については経験的証拠をさらに蓄積していく必要がある。また、先行研究では、近視眼的行動の代理変数として実体的裁量行動、設備投資、イノベーションの成果などが使用されているが、会計的裁量行動に焦点を当てたものはないようである。先述のように、日本では会計的裁量行動がより重要な利益調整手段となりうる (Haga et al. 2019)。日本における昨今の四半期開示廃止の議論も踏まえると、四半期開示の義務化と会計的裁量行動の関係を解明することは急務であろう。

2.2 仮説の構築

財務報告頻度が高いほどタイムリーな情報開示を通じて投資家と経営者の情報の非対称性を緩和させ (Fu et al. 2012)、モラルハザード・コストを

低減させる (Downar et al. 2018)。このことは、報告頻度が高まることで情報の非対称性が低減され、経営者に対する外部のモニタリングが容易になることを示唆している。この主張に従えば、報告頻度が高まることで経営者の近視眼的行動は抑止されると考えられ、四半期開示の義務化によって利益増加型の会計的裁量行動は抑制されると予想できる。

一方で、Stein (1989) は合理的な経営者と投資家が存在する市場においても、経営者が短期的な株価に関心を示し、経営者と投資家の間に情報の非対称性があり、投資家が長期的な価値をもたらすプロジェクトとそうでないプロジェクトを経営者よりも区別できない場合には、近視眼的行動が行われる可能性があることを示している。また、Gigler et al. (2014) は報告頻度の増加が近視眼的行動のインセンティブを増大させることを理論モデルで示している。この主張によれば、報告頻度を増加させる四半期開示の義務化によって、経営者の近視眼的行動のインセンティブは強くなるだろう。

元来、経営者は株式市場を意識して利益を調整しているとされる (Graham et al. 2005; 須田・花枝 2008)。そのような前提のもとで、四半期開示の義務化によって報告頻度が増加すれば、より短期的な業績を観察できる投資家の意思決定はより短期的になり、経営者にとってそれは株式市場からのより強力なプレッシャーとなるだろう。すなわち、四半期開示の義務化は経営者が株式市場からのプレッシャーをより一層意識する契機となり、ゆえに利益マネジメントのインセンティブ構造を変化させる可能性がある。この議論と一致して、Koga and Yamaguchi (2023) は日本企業において四半期開示の義務化が利益増加型の実体的裁量行動を増大させたことを示唆している。こうした議論を踏まえると、日本企業においては四半期開示の義務化に伴う報告頻度の増加が短期的業績に対する株式市場からのプレッシャーを強めていると考えられる。そこで本稿では、四半期開示の

義務化によって利益増加型の会計的裁量行動が増大すると予想し、仮説1を設定した。

仮説1 四半期開示の義務化により、利益増加型の会計的裁量行動は増大する。

外国人株主はコーポレート・ガバナンスを改善する可能性がある (Aggarwal et al. 2011; Gilson and Milhaupt 2005)。日本における外国人投資家の多くは米国の年金基金や投資信託であり (Cheung et al. 1999; Hamao and Matos 2018)、これらの投資家は米国で培ったガバナンス体制を日本に持ち込むことで、日本企業に対するモニタリングを強化することができる。外国人株主の増加によってモニタリングが強化されるという見解と一致して、Guo et al. (2015) は日本企業について外国法人持株比率が高いほど実体的裁量行動が減少することを発見している。

その一方で、外国人投資家は経営者に短期的業績へのプレッシャーを強め、近視眼的行動を助長する可能性がある。長期保有を行う国内機関投資家と比べて、外国人投資家は短期志向で (Hofstede et al. 2010)、売りに積極的であり (Jiang et al. 2014)、撤退の脅威を通じて経営者の意思決定に影響を与えることが知られている (David et al. 2022)。

こうした外国人投資家の影響は、四半期開示の義務化に伴う報告頻度の増加によって変化する可能性がある。外国人投資家は一般的に国内投資家よりも得られる情報が少ない傾向があるが (Brennan and Cao 1997)、四半期開示からより多くの情報を獲得した外国人株主はより強力なアクティビストやモニターになる可能性がある。このことに関して、Koga and Yamaguchi (2023) は日本企業を対象に四半期開示の義務化による実体的裁量行動の増大が、外国法人持株比率が高いほど強化されることを示唆し

ており、この結果は四半期開示からより多くの情報を獲得した外国人株主がより強力なアクティビストになり、経営者に対して短期的業績のプレッシャーを与えたという主張と整合的である。このことを踏まえると、四半期開示の義務化による利益増加型の会計的裁量行動の増大は、外国法人持株比率が高いほど助長されると予想される。そこで、以下の仮説2を設定した。

仮説2 四半期開示の義務化による利益増加型の会計的裁量行動の増大は、外国法人持株比率が高いほど強化される。

日本ではメインバンクを中心とした企業と銀行の密接な関係がある。メインバンクは各企業にとって最大の融資元かつ株主であり、融資先企業と長期的な関係を築いている (Aoki et al. 1994; 岡部 1999; カーミットシェーンホルツ・武田 1985; 藪下 1995; 山中 2002)。メインバンクは継続的な融資関係を通じて企業と強固な関係を持ち、株式保有を通じて企業をモニタリングしている。そのモニタリングは統合化されたモニタリングと呼ばれ、貸し出し前の審査を通じた事前的モニタリング、貸し出し後の企業経営の監督を行う中間的モニタリング、財務困難な状況における企業の救済や経営者の懲罰を通じた事後的モニタリングにまで及ぶ (Aoki 1994)。

花崎 (2008) によれば、メインバンクのモニタリング機能は、Hellmann et al. (2000) が指摘する銀行のフランチャイズ・バリュー (期待される将来利益の現在価値) を生み出す金融規制によって裏付けられるという。しかし、金融資本市場の自由化に伴いフランチャイズ・バリューが低下し、融資を適切に行う銀行のインセンティブが低下し (Hellmann et al. 2000)、メインバンクのモニタリング機能が損なわれたとする見方もある (Aoki 1994; Hoshi and Kashyap 2001)。また、バブル崩壊後の不良債権問題と銀行

の持株比率規制は、企業と銀行の株式持合いを解消させた（Miyajima and Kuroki 2007；薄井 2013）。その一方で、メインバンクと銀行の関係は2000年代以降も維持されていると指摘する文献もある（Kochiyama et al. 2021；広田 2009）。

先行研究はメインバンクによるモニタリングが、企業の利益の質を高め（Kojima et al. 2017；梅澤・海老原 2016）、業績悪化企業のリストラクチャリング（Kang and Shivdasani 1997）や経営者交代を促すことを明らかにしている（Kang and Shivdasani 1995；Kaplan and Minton 1994；Miyajima et al. 2018）⁶⁾。こうした統合化されたモニタリングは企業を効果的に規律付け、企業価値を毀損する近視眼的な経営者行動を抑制すると考えられる。特に、四半期開示の義務化に伴って財務報告頻度が高まると、メインバンクはそれまで以上に企業の情報を入手できるため、より効果的にモニタリングを実施できるだろう。

さらに、メインバンクからの借入金比率が高い企業は、強固な関係を背景にメインバンクから長期の融資を受けている可能性があり、資金調達に対する懸念が小さく、四半期開示の義務化後においても株式市場からのプレッシャーをあまり意識しないかもしれない。この議論に従えば、メインバンクからの借入金比率が高い企業において、四半期開示の義務化が近視眼的行動を増大させる効果は小さくなりそうである。そこで、四半期開示の義務化による利益増加型の会計的裁量行動の増大が、メインバンクからの借入金比率が高いほど緩和されると予想し、以下の仮説3を設定した。

仮説3 四半期開示の義務化による利益増加型の会計的裁量行動の増大は、メインバンクからの借入金比率が高いほど緩和される。

6) メインバンクによる顧客企業のモニタリングは、リスク評価における財務情報の利用を他行に促す効果もある（Koga and Saudagaran 2022）。

3. リサーチ・デザイン

3.1 マッチングの方法

日本では2004年3月期から上場企業に対して四半期開示が義務化されたが、非上場企業に対しては義務化されていない。しかし、一定規模の非上場企業は有価証券報告書による財務報告が要請されている。そのため、上場企業と非上場企業を比較することで四半期開示の義務化による影響を検出できる。

本稿では、日経 NEEDS-FinancialQUEST（日本経済新聞社）から財務データを収集した。サンプルは、2000年3月から2010年2月までに日本基準を採用した日本の上場企業と非上場企業である。適用年度を正確に捉え（四半期開示の義務化は2004年3月期から）、サンプル期間を最大化するために、藤谷（2020）と同様に3月から翌年2月までを1年度としている。Ernstberger et al.（2017）、Kraft et al.（2018）、藤谷（2020）に依拠して、四半期開示が義務化された最初の年度（2004年3月期から2005年2月期）の観測値はサンプルから除外する⁷⁾。会計期間が12カ月ではない観測値や金融業に属する企業も除外している。産業分類は日経産業分類コード（日経業種別中分類）を使用した。また、サンプル期間中、すべての変数について連続してデータが入手可能な企業に限定する。さらに、同産業・同年度のグループにおいて8企業-一年以上の観測値があるものに限定した（Cohen and Zarowin 2010）。これらの手続きにより、PSMの対象となる22,910企業-一年（うち上場企業が21,220企業-一年、非上場企業が1,690企業-一年）が得られた。本稿では上場企業と非上場企業のサンプルを用いて分析を実施するが、上場企業と非上場企業の特性には潜在的な違いがあるため、自己選択バイ

7) 当該年度のデータをサンプルに含めても結果は同様である。

アスが推計結果を歪める可能性がある。そのバイアスを緩和するためにPSMを実施し、上場企業と非上場企業をマッチングさせる。PSMではロジット・モデルを用いて傾向スコアを推定し、その傾向スコアがトリートメント・サンプルと最も近いサンプルをコントロール・サンプルとして割り当てることによってマッチングさせる。サンプル期間の初年度(2000年3月期から2001年2月期)の値を用いて、非復元抽出による1対1の最近傍マッチングによって(Shipman et al. 2017)、上場企業をトリートメント・サンプルとし、非上場企業をコントロール・サンプルとしてマッチングを実行する。傾向スコアを推定するためのロジット・モデルは以下の通りであり、Michaely and Roberts (2012)に基づき、総資産の自然対数(*SIZE*)、総資産営業利益率(*ROA*)、負債比率(*LEV*)、売上高成長率(*GROWTH*)をコントロール変数として含めている。

$$\begin{aligned}
 Prob(UNLISTED_{i,t=2000}) = & \alpha + \beta_1 SIZE_{i,t=2000} + \beta_2 ROA_{i,t=2000} \\
 & + \beta_3 LEV_{i,t=2000} + \beta_4 GROWTH_{i,t=2000} \\
 & + \text{Industry Fixed Effects} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{1}$$

ここで、

UNLISTED = 非上場企業であれば1、上場企業であれば0

SIZE = 総資産の自然対数

ROA = 営業利益 ÷ 総資産

LEV = 総負債 ÷ 総資産

GROWTH = 売上高の変化 ÷ 前期売上高

Industry Fixed Effects = 産業固定効果

i = 企業

t = 年

ε = 誤差項

PSMの結果、最終的に3,380企業-年（各年ともトリートメント・サンプル169企業、コントロール・サンプル169企業）のサンプルを得た。トリートメント・サンプルとコントロール・サンプルの独立変数の間に差があるか否かを確認したところ、 $SIZE_{i,t=2000}$ 、 $ROA_{i,t=2000}$ 、 $LEV_{i,t=2000}$ 、 $GROWTH_{i,t=2000}$ の平均値の差はそれぞれ非有意であった（ t 値はそれぞれ0.058、0.385、0.331、0.034であった）。そのため、PSMは適切に実施されていると言える。

3.2 会計的裁量行動の測定方法

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。このうち会計発生高は会計方針の選択・変更や会計上の見積みなどの影響を含んでいる。そして、それは発生主義会計において必然的に生じる部分である非裁量的会計発生高（non-discretionary accruals）と経営者の意図的な裁量を加えられた部分である裁量的会計発生高（discretionary accruals）に分けることができる（桜井 2023；首藤 2010）。本稿では、この裁量的会計発生高を会計的裁量行動の代理変数として利用する。裁量的会計発生高を推計する方法はいくつかあるが、本稿では以下の会計発生高モデルを同産業・同年度に属する企業群ごとに最小二乗法で推定し、各企業-年の残差を裁量的会計発生高（ DA ）とする。

$$ACC_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha (1/A_{i,t-1}) + \beta_1 ((\Delta S_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}) + \beta_2 (PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_3 (NI_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

ここで、

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 = 総資産

ΔS = 売上高の変化

ΔREC = 売上債権の変化

PPE = 有形固定資産

NI = 当期純利益

このモデルは ROA 修正ジョーンズ・モデルと呼ばれており、企業の業績が会計発生高の異常水準の大きな要因になっていることを示した Kothari et al. (2005) を踏まえて、Dechow et al. (1995) の修正ジョーンズ・モデルに総資産利益率を加えたものである。なお、Rajgopal and Venkatachalam (2011) と同様に、定数項も前期末総資産で除している。

3.3 仮説の検証方法

仮説 1 を検証するために、 DA を従属変数とした以下のモデル (3) を最小二乗法で推定する。

$$\begin{aligned} DA_{i,t} = & \alpha + \beta_1 SIZE_{i,t-1} + \beta_2 GROWTH_{i,t-1} + \beta_3 NI_{i,t} + \beta_4 DEBT_{i,t-1} \\ & + \beta_5 NOA_{i,t-1} + \beta_6 MANAGE_{i,t-1} + \beta_7 FINANC_{i,t-1} \\ & + \beta_8 FOREIGN_{i,t-1} + \beta_9 TREAT_{i,t} + \beta_{10} POST_{i,t} \\ & + \beta_{11} TREAT_{i,t} * POST_{i,t} + \text{Industry Fixed Effects} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

ここで、

DA = 裁量的会計発生高

$SIZE$ = 総資産の自然対数

$GROWTH$ = 売上高の変化 ÷ 前期売上高

NI = 当期純利益 ÷ 前期末総資産

$DEBT = \text{有利子負債} \div \text{総資産}$

$NOA = \text{純営業資産} \div \text{売上高}^8)$

$MANAGE = \text{役員持株数} \div \text{発行済株式総数}$

$FINANC = \text{金融機関持株数} \div \text{発行済株式総数}$

$FOREIGN = \text{外国法人持株数} \div \text{発行済株式総数}$

$TREAT = \text{トリートメント企業であれば} 1, \text{ それ以外は} 0$

$POST = \text{四半期開示が義務化された後の会計年度であれば} 1, \text{ それ以外は} 0$

Industry Fixed Effects = 産業固定効果

コントロール変数は、Yamaguchi (2022) や Jategaonkar et al. (2023) を参考に選択した。SIZE, GROWTH, NI は、それぞれ企業規模、成長性、業績といった要因が会計的裁量行動に及ぼす影響をコントロールするために含めている。DEBT は有利子負債に伴う財務制限条項違反の接近度の代理変数であり、それが会計的裁量行動に及ぼす影響をコントロールする。NOA は過去の会計的裁量行動の蓄積を示す代理変数であり、それが当期の会計的裁量行動に及ぼす影響をコントロールする。MANAGE, FINANC, FOREIGN は各種株主の持株比率であり、役員、金融機関、外国法人等の株主の存在が会計的裁量行動に影響を及ぼすと予想されるために含めている。ここで注目するのは、 $TREAT \cdot POST$ の係数である。この係数が正であれば、利益増加型の会計的裁量行動が四半期開示の強制によって増加したことを示す証拠となる。

仮説 2 を検証するために、以下のモデル (4) を最小二乗法で推定する。

8) 純営業資産は負債・純資産合計から現金・預金と有価証券の額を控除して算定し、売上高で基準化した (Barton and Simko 2002; Koga and Yamaguchi 2023; Yamaguchi 2022; 山口 2021)。

$$\begin{aligned}
 DA_{i,t} = & \alpha + \beta_1 SIZE_{i,t-1} + \beta_2 GROWTH_{i,t-1} + \beta_3 NI_{i,t} + \beta_4 DEBT_{i,t-1} \\
 & + \beta_5 NOA_{i,t-1} + \beta_6 MANAGE_{i,t-1} + \beta_7 FINANC_{i,t-1} \\
 & + \beta_8 FOREIGN_{i,t-1} + \beta_9 TREAT_{i,t} + \beta_{10} POST_{i,t} \\
 & + \beta_{11} TREAT_{i,t} * POST_{i,t} + \beta_{12} TREAT_{i,t} * FOREIGN_{i,t-1} \\
 & + \beta_{13} POST_{i,t} * FOREIGN_{i,t-1} \\
 & + \beta_{14} TREAT_{i,t} * POST_{i,t} * FOREIGN_{i,t-1} \\
 & + \text{Industry Fixed Effects} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{4}$$

このモデル(4)はモデル(3)に *FOREIGN* に関する交差項 (*TREAT*FOREIGN*, *POST*FOREIGN*, *TREAT*POST*FOREIGN*) を加えたモデルである。*TREAT*POST*FOREIGN* の係数が正であれば、四半期開示の強制による利益増加型の会計的裁量行動の増大は、外国法人持株比率が高いほど強化されたことを意味する。

仮説3を検証するために、以下のモデル(5)を最小二乗法で推定する。

$$\begin{aligned}
 DA_{i,t} = & \alpha + \beta_1 SIZE_{i,t-1} + \beta_2 GROWTH_{i,t-1} + \beta_3 NI_{i,t} + \beta_4 DEBT_{i,t-1} \\
 & + \beta_5 NOA_{i,t-1} + \beta_6 MANAGE_{i,t-1} + \beta_7 FINANC_{i,t-1} \\
 & + \beta_8 FOREIGN_{i,t-1} + \beta_9 MAINBANK_{i,t} + \beta_{10} TREAT_{i,t} \\
 & + \beta_{11} POST_{i,t} + \beta_{12} TREAT_{i,t} * POST_{i,t} \\
 & + \beta_{13} TREAT_{i,t} * MAINBANK_{i,t} + \beta_{14} POST_{i,t} * MAINBANK_{i,t} \\
 & + \beta_{15} TREAT_{i,t} * POST_{i,t} * MAINBANK_{i,t} \\
 & + \text{Industry Fixed Effects} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{5}$$

ここで、

MAINBANK = メインバンクからの借入金 ÷ 金融機関 (保険, 損保, 農林中金, 商工中金, 政府系金融機関を含む) からの借入金

合計⁹⁾

このモデル (5) はモデル (3) に *MAINBANK* とその交差項 ($TREAT^*MAINBANK$, $POST^*MAINBANK$, $TREAT^*POST^*MAINBANK$) を追加したモデルである。メインバンクは各企業にとって最大の貸手であり、重要な株主であると定義される (Kang and Shivdasani 1995, 1997)。メインバンクの特定方法は研究によって異なるが、本稿では各企業に対して最も多額の融資を行っている銀行をメインバンクとみなす。広田 (2009) によれば、会社四季報を用いて特定される各企業のメインバンクの80%以上が貸出順位1位の銀行であり、2000年以降はメインバンクの貸出順位が上昇傾向にあるという。したがって、本稿のメインバンクの特定方法はある程度妥当と言える。*MAINBANK* はこうしたメインバンクからの借入金比率を示す代理変数である。注目するのは $TREAT^*POST^*MAINBANK$ の係数であり、当該係数が負であれば、四半期開示の強制による利益増加型の会計的裁量行動の増大が、メインバンクからの借入金比率が高いほど緩和されたことを意味する。

4. 分析結果

4.1 サンプル分布

表1パネルAは、年度ごとのサンプル・サイズを示している。すべての年度において、トリートメント・サンプルとコントロール・サンプルは1対1のマッチングのために観測値数が同数となっており、いずれも169である。

9) *MAINBANK* = メインバンクからの借入金 ÷ 民間銀行 (保険, 損保, 農林中金, 商工中金, 政府系金融機関を除く) からの借入金合計, と定義しても結果は同様であった。

表1 サンプル分布

パネル A：各年度のサンプル分布						
年度	トリートメント・ サンプル		コントロール・ サンプル		全サンプル	
	度数	%	度数	%	度数	%
2000	169	10.00	169	10.00	338	10.00
2001	169	10.00	169	10.00	338	10.00
2002	169	10.00	169	10.00	338	10.00
2003	169	10.00	169	10.00	338	10.00
2005	169	10.00	169	10.00	338	10.00
2006	169	10.00	169	10.00	338	10.00
2007	169	10.00	169	10.00	338	10.00
2008	169	10.00	169	10.00	338	10.00
2009	169	10.00	169	10.00	338	10.00
2010	169	10.00	169	10.00	338	10.00
合計	1,690	100.00	1,690	100.00	3,380	100.00

パネル B：各産業のサンプル分布						
産業	トリートメント・ サンプル		コントロール・ サンプル		全サンプル	
	度数	%	度数	%	度数	%
食品	20	1.18	60	3.55	80	2.37
繊維	10	0.59	30	1.78	40	1.18
化学	110	6.51	60	3.55	170	5.03
医薬品	30	1.78	20	1.18	50	1.48
石油	10	0.59	0	0.00	10	0.30
ゴム	10	0.59	10	0.59	20	0.59
窯業	40	2.37	40	2.37	80	2.37
鉄鋼	10	0.59	20	1.18	30	0.89
非鉄金属製品	10	0.59	10	0.59	20	0.59
機械	100	5.92	110	6.51	210	6.21
電気機器	110	6.51	100	5.92	210	6.21
自動車	20	1.18	10	0.59	30	0.89

輸送用機器	20	1.18	0	0.00	20	0.59
精密機器	10	0.59	30	1.78	40	1.18
その他製造	60	3.55	50	2.96	110	3.25
建設	120	7.10	80	4.73	200	5.92
商社	280	16.57	280	16.57	560	16.57
小売業	120	7.10	180	10.65	300	8.88
不動産	90	5.33	100	5.92	190	5.62
鉄道・バス	120	7.10	130	7.69	250	7.40
陸運	0	0.00	20	1.18	20	0.59
海運	10	0.59	30	1.78	40	1.18
倉庫	10	0.59	0	0.00	10	0.30
通信	30	1.78	20	1.18	50	1.48
電力	0	0.00	10	0.59	10	0.30
ガス	20	1.18	20	1.18	40	1.18
サービス	320	18.93	270	15.98	590	17.46
合計	1,690	100	1,690	100	3,380	100.00

(注) パネル A は年度ごとのサンプル分布を示している。パネル B は産業ごとのサンプル分布を示している（産業分類は日経業種中分類を使用している）。両パネルにおいて、トリートメント・サンプル、コントロール・サンプル、全サンプルに分けて表示している。

表 1 パネル B は、産業ごとのサンプル・サイズを示している。トリートメント・サンプルの中では、サービスに属する 320 企業 - 年 (18.93%) や商社に属する 280 企業 - 年 (16.57%) が多い。コントロール・サンプルにおいては、商社に属する 280 企業 - 年 (16.57%) やサービスに属する 270 企業 - 年 (15.98%) が多い。全体的に、各産業の観測値数について、トリートメント・サンプルとコントロール・サンプルの間で極端な差はないようである。

4.2 記述統計量と相関係数

表 2 パネル A は、全サンプルに対する変数の記述統計量を示している。

表2 記述統計量と相関係数表

パネルA: 記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位	中央値	第3四分位	最大値
<i>DA</i>	-0.006	0.063	-0.195	-0.037	-0.008	0.020	0.246
<i>SIZE</i>	23.591	1.116	21.065	22.820	23.531	24.240	26.599
<i>GROWTH</i>	0.016	0.177	-0.486	-0.055	0.002	0.063	0.959
<i>NI</i>	0.006	0.063	-0.317	-0.001	0.012	0.031	0.156
<i>DEBT</i>	0.251	0.200	0.000	0.076	0.228	0.383	0.908
<i>NOA</i>	1.146	1.090	0.292	0.604	0.840	1.205	7.679
<i>MANAGE</i>	0.100	0.128	0.000	0.006	0.041	0.159	0.568
<i>FINANC</i>	0.133	0.102	0.000	0.053	0.112	0.189	0.448
<i>FOREIGN</i>	0.035	0.096	0.000	0.000	0.002	0.023	0.650
<i>MAINBANK</i>	0.232	0.245	0.000	0.000	0.211	0.380	1.000
<i>TREAT</i>	0.500	0.500	0.000	0.000	0.500	1.000	1.000
<i>POST</i>	0.600	0.490	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000

パネルB: 相関係数表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
(1) <i>DA</i>	1.000											
(2) <i>SIZE</i>	-0.117	1.000										
(3) <i>GROWTH</i>	0.002	0.056	1.000									
(4) <i>NI</i>	-0.018	0.093	0.161	1.000								
(5) <i>DEBT</i>	0.002	0.125	-0.080	-0.198	1.000							
(6) <i>NOA</i>	0.134	0.092	-0.092	-0.188	0.257	1.000						
(7) <i>MANAGE</i>	-0.024	-0.274	0.029	0.083	0.011	-0.103	1.000					
(8) <i>FINANC</i>	-0.037	0.417	0.026	0.125	0.044	-0.121	-0.112	1.000				
(9) <i>FOREIGN</i>	-0.008	0.045	0.060	0.008	-0.166	-0.004	-0.099	-0.026	1.000			
(10) <i>MAINBANK</i>	-0.025	-0.199	-0.005	-0.008	-0.023	-0.157	0.110	0.045	-0.076	1.000		
(11) <i>TREAT</i>	-0.017	0.008	0.025	0.085	-0.120	-0.135	-0.057	0.267	0.022	0.230	1.000	
(12) <i>POST</i>	0.010	0.018	0.039	0.041	-0.195	0.017	-0.138	-0.090	0.073	-0.054	0.000	1.000

(注) この表は、全サンプル(3,380企業-年)の記述統計量と相関係数表である。パネルAは記述統計量を示している。パネルBはピアソンの積率相関係数を示しており、グレーで塗りつぶされているセルの係数は1%水準(両側検定)で統計的に有意であることを意味している。すべての連続変数は上下1%でウィンザリジング(winsorizing)を施している。各変数の定義については、本文を参照のこと。

DAの平均値は-0.006であり、ゼロに近い値であった。*GROWTH*と*NI*の平均値は、それぞれ売上高成長率と総資産当期純利益率が平均で1.6%と0.6%であることを示している。*DEBT*の平均値は、総資産に対する有利子負債の比率が平均で25.1%であることを意味する。*MANAGE*, *FINANC*, *FOREIGN*の平均値は、役員持株比率、金融機関持株比率、外国法人持株比率が、それぞれ平均で10.0%、13.3%、3.5%であることを示している。*MAINBANK*の平均値を見ると、金融機関からの借入金のうちメインバンクからの借入金は平均で23.2%であることが分かる。なお、本稿ではトリートメント・サンプルとコントロール・サンプルの観測値を1対1でマッチングしているため、*TREAT*の平均値は0.500になっている。

表2パネルBは、全サンプルに対する変数間の相関係数を示している。*DA*は、*SIZE*と有意に負の相関を示し、*NOA*と有意に正の相関を有している。なお、独立変数間において、多重共線性が疑われるほど極端に高い相関係数は観察されなかった。

4.3 仮説の検証結果

表3は回帰分析の結果を示している。モデル(3)の推定結果を見ると、*TREAT*POST*の係数は正(0.006)で統計的に有意(t 値=2.270)であり、四半期開示の義務化後に上場企業の裁量的会計発生高が前期末総資産の0.6%ほど増加したことを示唆する¹⁰⁾。この結果は仮説1を支持し、四半期

10) 同様に、ROA ジョーンズ・モデル (Kothari et al. 2005) で推計した裁量的会計発生高を従属変数とすると、*TREAT*POST*の係数は正で統計的に有意であった。しかし、ジョーンズ・モデル (Jones 1991)、修正ジョーンズ・モデル (Dechow et al. 1995)、CFO ジョーンズ・モデル (Kasznik 1999)、CFO 修正ジョーンズ・モデル (Kasznik 1999) の各モデルで推計した裁量的会計発生高を従属変数とした場合、*TREAT*POST*の係数は有意ではなかった。

表3 回帰分析の結果

従属変数 = DA	モデル(3)	モデル(4)	モデル(5)	モデル(6)
定数項	0.217*** (5.067)	0.222*** (5.178)	0.221*** (4.826)	0.215*** (4.988)
SIZE	-0.010*** (-5.507)	-0.010*** (-5.613)	-0.010*** (-5.244)	-0.010*** (-5.498)
GROWTH	0.009 (0.957)	0.009 (0.915)	0.009 (0.944)	0.009 (0.889)
NI	0.034 (0.924)	0.034 (0.887)	0.036 (0.979)	0.035 (0.930)
DEBT	-0.004 (-0.307)	-0.004 (-0.290)	-0.003 (-0.245)	-0.003 (-0.243)
NOA	0.011*** (4.431)	0.011*** (4.409)	0.011*** (4.597)	0.011*** (4.407)
MANAGE	-0.029 (-1.568)	-0.029 (-1.583)	-0.029 (-1.560)	-0.029 (-1.539)
FINANC	0.026* (1.858)	0.025 (1.664)	0.025 (1.745)	0.027* (1.875)
FOREIGN	-0.003 (-0.131)	-0.003 (-0.050)	-0.006 (-0.227)	-0.003 (-0.128)
TREAT	-0.004 (-1.652)	-0.004 (-1.175)	-0.009 (-1.648)	-0.004 (-1.623)
PRE (-2)				0.009*** (6.753)
TREAT*PRE (-2)				-0.003 (-1.334)
PRE (-1)				0.003 (1.460)
TREAT*PRE (-1)				0.003 (1.808)
POST	-0.003 (-1.093)	-0.003 (-0.695)	-0.005 (-1.617)	0.000 (0.046)
TREAT*POST	0.006** (2.270)	0.004 (1.143)	0.017** (2.710)	0.006* (2.063)
TREAT*FOREIGN		-0.033 (-0.497)		

<i>POST*FOREIGN</i>		-0.013		
		(-0.207)		
<i>TREAT*POST*FOREIGN</i>		0.077		
		(1.349)		
<i>MAINBANK</i>		-0.009		
		(-1.024)		
<i>TREAT*MAINBANK</i>		0.018		
		(1.033)		
<i>POST*MAINBANK</i>		0.008		
		(0.700)		
<i>TREAT*POST*MAINBANK</i>		-0.041*		
		(-1.957)		
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	3,380	3,380	3,380	3,380
Adjusted R^2	0.043	0.043	0.044	0.043

(注) ***, **, *は、それぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示している(両側検定)。括弧内の数値は、企業と年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 (Petersen 2009)。すべての連続変数は上下1%でウィンザリジング (winsorizing) を施している。各変数の定義については、本文を参照のこと。

開示の義務化によって利益増加型の会計的裁量行動が増大したと整合的である。

モデル(4)の推定結果において、*TREAT*POST*FOREIGN* の係数(0.077)は統計的に有意(t 値=1.349)ではなく、四半期開示の義務化後における上場企業の裁量的会計発生高の増加は外国法人持株比率と関連がないことを示唆している¹¹⁾。この結果は、四半期開示の義務化による利益増加型の

11) ジョーンズ・モデル (Jones 1991), 修正ジョーンズ・モデル (Dechow et al. 1995), CFO ジョーンズ・モデル (Kasznik 1999), CFO 修正ジョーンズ・モデル (Kasznik 1999), ROA ジョーンズ・モデル (Kothari et al. 2005) の各モデルで推計した裁量的会計発生高を従属変数としても結果は同様であり、*TREAT*POST*FOREIGN* の係数はすべて有意ではなかった。

会計的裁量行動の増大は、外国法人持株比率が高いほど強化されるという仮説 2 を支持しない。

モデル (5) の推定結果を見ると $TREAT^*POST^*MAINBANK$ の係数は負 (-0.041) で統計的に有意 (t 値 = 1.957) であり、四半期開示の義務化後において上場企業の裁量的会計発生高の増加がメインバンクからの借入金比率が高いほど抑制されることを示唆する¹²⁾。この結果は仮説 3 を支持し、四半期開示の義務化による利益増加型の会計的裁量行動の増大は、メインバンクからの借入金比率が高いほど緩和されたことと整合的である。

4.4 平行トレンドの確認

本稿では DID 分析の手法を用いたが、当該手法を用いて適切な結果を得るためには平行トレンド (parallel trend) の仮定を満たす必要がある。平行トレンドの仮定とは、トリートメント (本稿では上場企業に対する四半期開示の義務化) がなければ、トリートメント・サンプルとコントロール・サンプルに対するアウトカム (本稿では会計的裁量行動の代理変数である裁量的会計発生高) は平行に推移する、というものである。本稿における DID 分析が平行トレンドの仮定を満たしているかどうかを確認するために、Kraft et al. (2018) や Koga and Yamaguchi (2023) と同様の検証を行った。具体的には、モデル (3) に PRE (-1), PRE (-2), $TREAT^*PRE$ (-1), $TREAT^*PRE$ (-2) を追加したモデル (6) を最小二乗法で推定した。ここで、

12) 同様に、ジョーンズ・モデル (Jones 1991), CFO ジョーンズ・モデル (Kasznik 1999), CFO 修正ジョーンズ・モデル (Kasznik 1999), ROA ジョーンズ・モデル (Kothari et al. 2005) の各モデルで推計した裁量的会計発生高を従属変数とした場合、 $TREAT^*POST^*MAINBANK$ の係数は負で統計的に有意であった。しかし、修正ジョーンズ・モデル (Dechow et al. 1995) で推計した裁量的会計発生高を従属変数とした場合、 $TREAT^*POST^*MAINBANK$ の係数は有意ではなかった。

PRE (-1) は四半期開示義務化の1年前の年度であれば1, それ以外は0とするダミー変数であり, PRE (-2) は四半期開示義務化の2年前の年度であれば1, それ以外は0とするダミー変数である。

モデル(6)の推定結果は, 表3の最終列に表示している。ここで注目するのは $TREAT*PRE$ (-1) と $TREAT*PRE$ (-2) の係数であり, いずれの係数も非有意であった¹³⁾。この結果は, 四半期開示義務化の1年前と2年前の年度において, 裁量的会計発生高の変化が, トリートメント・サンプルとコントロール・サンプルの間で統計的に有意な差がないことを示している。つまり, 四半期開示義務化の1年前と2年前の年度において, トリートメント・サンプルとコントロール・サンプルの裁量的会計発生高が平行トレンドに従っていることを意味する。したがって, 本稿のDID分析は妥当と言える。

5. まとめと今後の課題

本稿では四半期開示の義務化が経営者の会計的裁量行動に及ぼす影響を調査した。分析の結果, 四半期開示の義務化が利益増加型の会計的裁量行動を増大させることが分かった。また, 四半期開示の義務化による利益増加型の会計的裁量行動の増大は, 外国法人の株式所有に影響を受けないが, メインバンクからの借入依存度が高いほど抑制されることも明らかに

13) 同様に, ジョーンズ・モデル (Jones 1991), 修正ジョーンズ・モデル (Dechow et al. 1995), ROA ジョーンズ・モデル (Kothari et al. 2005) の各モデルで推計した裁量的会計発生高を従属変数とした場合, $TREAT*PRE$ (-1) と $TREAT*PRE$ (-2) の係数はいずれも非有意であった。しかし, CFO ジョーンズ・モデル (Kasznik 1999) や CFO 修正ジョーンズ・モデル (Kasznik 1999) で推計した裁量的会計発生高を用いた場合, $TREAT*PRE$ (-2) の係数は非有意だったが, $TREAT*PRE$ (-1) の係数は統計的に有意な負の値を示した。

なった。

これらの発見事項は、四半期開示の義務化後に株式市場からのプレッシャーが高まるため、概して経営者の近視眼的行動は増大するが、メインバンクから資金を豊富に調達している場合には四半期開示の義務化後も株式市場からのプレッシャーを意識しないため、経営者の近視眼的行動はそれほど増大しない、という解釈と整合的である。一方で、四半期開示の義務化による利益増加型の会計的裁量行動の増大が外国法人の株式所有に影響を受けないという結果は予想に反するものであり、四半期開示の義務化による利益増加型の実体的裁量行動の増大は外国法人持株比率が高いほど強くなるという Koga and Yamaguchi (2023) の分析結果とは異なっている。会計的裁量行動と実体的裁量行動に関する結果の違いがなぜ生じたのかについては今後さらなる検討が必要である。

本稿には3つの貢献がある。第1に、先行研究は主として資本市場を主な資金調達源とする国を対象として四半期開示と近視眼的行動の関係を分析しているが、本稿は負債志向の国である日本に焦点を当てることによって先行研究の発見事項を補足している。第2に、本稿は四半期開示と会計的裁量行動の関係を解明した最初の研究であり、四半期開示と近視眼的行動の関係に関する文献に蓄積を加えている。第3に、本稿は四半期開示に負の効果があることを示すことで、政府関係者や基準設定主体による四半期開示の議論に有益な示唆を提供している。

これらの貢献にもかかわらず、本稿には Koga and Yamaguchi (2023) と同様の限界がある。例えば、分析において上場企業と非上場企業の異なる特性について一定のコントロールを行っているが、他の省略変数が結果に影響を与える可能性がある。また、本稿のサンプル期間において上場企業のみに影響を与えた他の制度的なイベントによって、分析結果が影響を受ける可能性もある。このような限界はあるものの、本稿の結果は日本の四

半期開示をめぐる議論に大きく貢献すると考えられる。

謝辞 本稿は、日本学術振興会・科学研究費の基盤研究(C) (課題番号: 21K01790, 代表者: 山口朋泰) と若手研究 (課題番号: 21K13402, 代表者: 古賀裕也) の助成を受けたものである。

参考文献

- 薄井彰 (2013) 「金融商品会計基準と「その他有価証券」の投資行動」『現代ディスクロージャー研究』第13号, 117-128頁。
- 梅澤俊浩・海老原崇 (2016) 「メインバンク関係が財務報告の質に及ぼす影響」『早稲田商学』第446号, 163-213頁。
- 岡部孝好 (1994) 『会計報告の理論—日本の会計の探求—』森山書店。
- 岡部光明 (1999) 『環境変化と日本の金融—バブル崩壊・情報技術革新・公表政策—』日本評論社。
- カーミットシェーンホルツ・武田真彦 (1985) 「情報活動とメインバンク制」『金融研究』第4巻第4号, 1-24頁。
- 桜井久勝 (2023) 『利益調整—発生主義会計の光と影—』中央経済社。
- 首藤昭信 (2010) 『日本企業の利益調整—理論と実証—』中央経済社。
- 須田一幸・花枝英樹 (2008) 「日本企業の財務報告—サーベイ調査による分析—」『証券アナリストジャーナル』第46巻第5号, 51-69頁。
- 花崎正晴 (2008) 『企業金融とコーポレート・ガバナンス—情報と制度からのアプローチ—』東京大学出版会。
- 広田真一 (2009) 「日本のメインバンク関係: モニタリングからリスクヘッジへ」RIETI Discussion Paper Series 09-J-023。
- 藤谷涼佑 (2020) 「財務報告頻度のリアル・エフェクト: 企業投資に注目した四半期報告の政策評価」『経営財務研究』第40巻第1-2号, 2-23頁。
- 藪下史郎 (1995) 『金融システムと情報の理論—』東京大学出版会。
- 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。
- 山中宏 (2002) 『メインバンク制の変容—』税務経理協会。
- Aboddy, D., J. Hughes, and J. Liu (2005) “Earnings quality, insider trading, and cost of capital,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 43 No. 5, pp. 651-673.
- Aggarwal, R., I. Erel, M. Ferreira, and P. Matos (2011) “Does governance travel around the world? Evidence from institutional investors,” *Journal of Financial*

Economics, Vol. 100 No. 1, pp. 154-181.

- Aoki, M. (1994) "Monitoring characteristics of the main bank system," in Aoki, M., and H. Patrick (eds.), *The Japanese Main Bank System: Its Relevance for Developing and Transforming Economies*, New York: Oxford University Press, pp. 109-141.
- Aoki, M., H. Patrick, and P. Sheard (1994) "The Japanese main bank system: An introductory overview," in Aoki, M., and H. Patrick (eds.), *The Japanese Main Bank System: Its Relevance for Developing and Transforming Economies*, New York: Oxford University Press, pp. 1-50.
- Arif, S., and E.T. De George (2020) "The dark side of low financial reporting frequency: Investors' reliance on alternative sources of earnings news and excessive information spillovers," *The Accounting Review*, Vol. 95 No. 6, pp. 23-49.
- Balakrishnan, K., and A. Ertan (2018) "Banks' financial reporting frequency and asset quality," *The Accounting Review*, Vol. 93 No. 3, pp. 1-24.
- Barton, J., and P.J. Simko (2002) "The balance sheet as an earnings management constraint," *The Accounting Review*, Vol. 77 Supplement, pp. 1-27.
- Bertrand, M., and S. Mullainathan (2003) "Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences," *Journal of Political Economy*, Vol. 111 No. 5, pp. 1043-1075.
- Bhattacharya, N., H. Desai, and K. Venkataraman (2013) "Does earnings quality affect information asymmetry? Evidence from trading costs," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 30 No. 2, pp. 482-516.
- Brennan, M.J., and H.H. Cao (1997) "International portfolio investment flows," *The Journal of Finance*, Vol. 52 No. 5, pp. 1851-1880.
- Chen, Y., S.G. Rhee, M. Veeraraghavan, and L. Zolotoy (2015) "Stock liquidity and managerial short-termism," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 60, pp. 44-59.
- Cheung, J., J.-B. Kim, and J. Lee (1999) "The impact of institutional characteristics on return-earnings associations in Japan," *The International Journal of Accounting*, Vol. 34 No. 4, pp. 571-596.
- Chung, K.H., J. Elder, and J.-C. Kim (2010) "Corporate governance and liquidity," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 45 No. 2, pp. 265-291.
- Cohen, D.A., and P. Zarowin (2010) "Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 50 No. 1, pp. 2-19.
- David, P., A. Duru, G.J. Lobo, J. Maharjan, and Y. Zhao (2022) "Threat of exit by non-

- blockholders and income smoothing : Evidence from foreign institutional investors in Japan," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 39 No. 2, pp. 1358–1388.
- Dechow, P.M., R.G. Sloan, and A.P. Sweeney (1995) "Detecting earnings management," *The Accounting Review*, Vol. 70 No. 2, pp. 193–225.
- Downar, B., J. Ernstberger, and B. Link (2018) "The monitoring effect of more frequent disclosure," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 35 No. 4, pp. 2058–2081.
- Ernstberger, J., B. Link, M. Stich, and O. Vogler (2017) "The real effects of mandatory quarterly reporting," *The Accounting Review*, Vol. 92 No. 5, pp. 33–60.
- Francis, J., D. Nanda, and P. Olsson (2008) "Voluntary disclosure, earnings quality, and cost of capital," *Journal of Accounting Research*, Vol. 46 No. 1, pp. 53–99.
- Fu, R., A. Kraft, and H. Zhang (2012) "Financial reporting frequency, information asymmetry, and the cost of equity," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 54 Nos. 2–3, pp. 132–149.
- Fu, R., A. Kraft, X. Tian, H. Zhang, and L. Zuo (2020) "Financial reporting frequency and corporate innovation," *The Journal of Law and Economics*, Vol. 63 No. 3, pp. 501–530.
- Gigler, F., C. Kanodia, H. Saprà, and R. Venugopalan (2014) "How frequent financial reporting can cause managerial short-termism : An analysis of the costs and benefits of increasing reporting frequency," *Journal of Accounting Research*, Vol. 52 No. 2, pp. 357–387.
- Gilson, R., and C.J. Milhaupt (2005) "Choice as regulatory reform : The case of Japanese corporate governance," *The American Journal of Comparative Law*, Vol. 53 No. 2, pp. 343–377.
- Graham, J.R., C.R. Harvey, and S. Rajgopal (2005) "The economic implications of corporate financial reporting," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 40 Nos. 1–3, pp. 3–73.
- Guo, J., P. Huang, Y. Zhang, and N. Zhou (2015) "Foreign ownership and real earnings management : Evidence from Japan," *Journal of International Accounting Research*, Vol. 14 No. 2, pp. 185–213.
- Haga, J., F. Huhtamäki, and D. Sundvik (2019) "Long-term orientation and earnings management strategies," *Journal of International Accounting Research*, Vol. 18 No. 3, pp. 97–119.
- Haga, J., K. Högholm, and D. Sundvik (2022) "Peer firms' reporting frequency and

- stock price synchronicity : European evidence,” *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, Vol. 49, article. 100505.
- Hamao, Y., and P. Matos (2018) “U.S.-style investor activism in Japan : The first ten years?” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 48, pp. 29–54.
- Hellmann, T.F., K.C. Murdock, J.E. Stiglitz (2000) “Liberalization, moral hazard in banking, and prudential regulation : Are capital requirements enough?” *The American Economic Review*, Vol. 90 No. 1, pp. 147–164.
- Hitz, J., and F. Moritz (2019) “Turning back the clock on disclosure regulation? Evidence from the termination of the quarterly reporting mandate in Europe,” Available at SSRN : <https://ssrn.com/abstract=3451938>.
- Hofstede, G., G.J. Hofstede, and M. Minkov (2010) *Cultures and Organizations : Software of the Mind. Revised and Expanded*. New York, NY : McGraw-Hill.
- Hoshi, T., and A. Kashyap (2001) *Corporate Financing and Governance in Japan*. Cambridge, U.K. : MIT Press.
- Jategaonkar, S.P., L.M. Lovata, and X. Song (2023) “Growth opportunities and earnings management by cross-listed and U.S. firms,” *Journal of Economics and Finance*, Vol. 47, pp. 157–183.
- Jiang, H., S. Titman, and T. Yamada (2014) “Investor composition and liquidity : An analysis of Japanese stocks,” Available at SSRN : <https://ssrn.com/abstract=2129417>.
- Jones, J. (1991) “Earnings management during import relief investigations,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 29 No. 2, pp. 193–228.
- Kajüter, P., F. Klassmann, and M. Nienhaus (2019) “The effect of mandatory quarterly reporting on firm value,” *The Accounting Review*, Vol. 94 No. 3, pp. 251–277.
- Kajüter, P., A. Lessenich, M. Nienhaus, F. Gemmern (2021) “Consequences of interim reporting : A literature review and future research directions,” *European Accounting Review*, Vol. 31 No. 1, pp. 1–31.
- Kang, J. -K., and A. Shivdasani (1995) “Firm performance, corporate governance, and top executive turnover in Japan,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 38 No. 1, pp. 29–58.
- Kang, J. -K., and A. Shivdasani (1997) “Corporate restructuring during performance declines in Japan,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 46 No. 1, pp. 29–65.
- Kaplan, S., and B.A. Minton (1994) “Appointments of outsiders to Japanese boards : Determinants and implications for managers,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 36 No. 2, pp. 225–258.

- Kasznik, R. (1999) "On the association between voluntary disclosure and earnings management," *Journal of Accounting Research*, Vol. 37 No. 1, pp. 57-81.
- Kim, D., and Y. Qi (2010) "Accruals quality, stock returns and macroeconomic conditions," *The Accounting Review*, Vol. 85 No. 3, pp. 937-978.
- Kim, J. -B., and B.C. Sohn (2013) "Real earnings management and cost of capital," *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 32 No. 6, pp. 518-543.
- Kochiyama, T., R. Nakamura, and A. Shuto (2021) "How do bank lenders use borrowers' financial statements? Evidence from a survey of Japanese banks," *CARF Working paper*.
- Koga, Y., and S.M. Saudagaran (2022) "Operating leases and credit assessments: The role of main banks in Japan," *Journal of International Accounting Research*, Vol. 21 No. 2, pp. 101-123.
- Koga, Y., and T. Yamaguchi (2023) "Does mandatory quarterly reporting induce managerial myopic behavior? Evidence from Japan," *Finance Research Letters*, Vol. 56, Article 104142.
- Kojima, K., B.K. Adhikary, and R.K. Mitra (2017) "Does equity holding by main banks affect the earnings quality of client firms? Empirical evidence from Japan," *Journal of Multinational Financial Management*, Vols. 42-43, pp. 56-73.
- Kothari, S.P., A.J. Leone, and C.E. Wasley (2005) "Performance matched discretionary accrual measures," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39 No. 1, pp. 163-197.
- Kothari, S.P., N. Mizik, and S. Roychowdhury (2016) "Managing for the moment: The role of earnings management via real activities versus accruals in SEO valuation," *The Accounting Review*, Vol. 91 No. 2, pp. 559-586.
- Kraft, A.G., R. Vashishtha, and M. Venkatachalam (2018) "Frequent financial reporting and managerial myopia," *The Accounting Review*, Vol. 93 No. 2, pp. 249-275.
- La Porta, R., F. Lopez-De-Silanes, A. Shleifer, and R.W. Vishny (1997) "Legal determinants of external finance," *The Journal of Finance*, Vol. 52 No. 3, pp. 1131-1150.
- Michaely, R., and M.R. Roberts (2012) "Corporate dividend policies: Lessons from private firms," *Review of Financial Studies*, Vol. 25 No. 3, pp. 711-746.
- Miyajima, H., and F. Kuroki (2007) "The unwinding of cross-shareholding in Japan: Causes, effects, and implications," in Aoki, M., G. Jackson, H. Miyajima (eds.), *Corporate Governance in Japan: Institutional Change and Organizational*

- Diversity*. New York : Oxford University Press, pp. 79-124.
- Miyajima, H., R. Ogawa, and T. Saito (2018) "Changes in corporate governance and top executive turnover : The evidence from Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 47, 17-31.
- Nakatani, S., N. Iwata, and S. Tezuka (2022) "Japan to streamline quarterly disclosures for listed companies : Kishida hopes to curb focus on short-term gains but gives up on abolishing reports," *Nikkei Asia*. <https://asia.nikkei.com/Politics/Japan-to-streamline-quarterly-disclosures-for-listed-companies>. (Accessed June 9, 2023).
- Nallareddy, S., R. Pozen, S. Rajgopal (2017) "Consequences of mandatory quarterly reporting : The UK experience," *Columbia Business School Research Paper*, No. 17-33.
- Petersen, M.A. (2009) "Estimating standard errors in finance panel data sets : Comparing approaches," *Review of Financial Studies*, Vol. 22 No. 1, pp. 435-480.
- Rajgopal, S., and M. Venkatachalam (2011) "Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 51 No. 1, pp. 1-20.
- Roychowdhury, S., N. Shroff, and R.S. Verdi (2019) "The effects of financial reporting and disclosure on corporate investment : A review," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 68 Nos. 2-3, pp. 1-27.
- Sheard, P. (1989) "The main bank system and corporate monitoring and control in Japan," *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 11 No. 3, pp. 399-422.
- Shipman, J.E., Q.T. Swanquist, and R.L. Whited (2017) "Propensity score matching in accounting research," *The Accounting Review*, Vol. 92 No. 1, pp. 213-244.
- Stein, J. (1989) "Efficient capital markets, inefficient firms : A model of myopic corporate behavior," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104 No. 4, pp. 655-669.
- Stoumbos, R. (2023) "The growth of information asymmetry between earnings announcements and its implications for reporting frequency," *Management Science*, Vol. 69 No. 3, pp. 1901-1928.
- Wurgler, J. (2000) "Financial markets and the allocation of capital," *Journal of Financial Economics*, Vol. 58 Nos. 1-2, pp. 187-214.
- Yamaguchi, T. (2022) "Earnings management to achieve industry-average profitability in Japan," *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics*, Vol. 29 No. 2, pp. 402-431.