

■論 文

## 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

藤谷 涼佑  
(東京経済大学)

### 要 旨

本稿は日本の四半期報告の導入を利用して、高頻度の財務報告が企業の投資行動を促進するという考えと整合する証拠を示す。非上場の公開企業をコントロール・グループと設定し、報告頻度の企業投資への効果の識別を試みる。Difference-in-Difference 分析から、報告頻度の増加によって投資が増加しており、この効果は過小投資や quiet life に陥る可能性が高い企業で大きいことを発見した。

キーワード：四半期報告, 財務報告の頻度, リアル・エフェクト, quiet life, ショートターミズム

## 1 はじめに

企業の財務報告と企業の投資行動との関係を分析する研究が蓄積されている。多くの先行研究が財務報告の質や会計基準の変更が企業の資本配分に影響を与えるという証拠を蓄積してきた (e.g., Goodman et al., 2013; Balakrishnan et al., 2014; Barthelme et al., 2018)。しかし、財務報告の頻度という視点からは、規制主体が財務報告の頻度の経済効果に対して大きな関心を寄せているにもかかわらず、報告頻度と企業の投資行動との間のメカニズムは未だに明らかになっていない。本稿は日本における四半期報告の導入が企業の投資行動に与える影響を日本の制度的特徴を用いたコントロール・グループを設定して分析することで、財務報告頻度の経済効果に関する新しい証拠を提示する。

財務報告の頻度と企業の投資行動を分析している先行研究は、報告頻度の増加によって企業の投資行動が抑制されることを明らかにしてきた (Ernstberger et al., 2017; Kraft et al., 2018)。これは、報告頻度が増加すると経営者が目先の株価を過度に重視して投資を抑制するというショートターミズムが助長されるという議論と整合する証拠である (Gigler et al., 2014)。この議論は規制主体によっても強調されており、EU は既に四半期報告の強制開示を取りやめている (EU, 2013; 経済産業省, 2014; Bain et al., 2018)。

しかしこのショートターミズムの議論はアプリオリに成立する議論ではない。高頻度の財務報告が企業の投資行動を促進すると予想することもできる。AICPA (1994) で議論されているように、高頻度の財務報告は、適時的な情報や異なる情報源の情報内容を確認する機会を投資家に提供することを通じて、企業に関する情報の非対称性やエージェンシー問題を軽減させる (Fu et al., 2012; Nallareddy, 2017; D'Adduzio et al., 2018; Downar et al., 2018)。情報の非対称性やエージェンシー問題によって企業

の投資行動が非効率になることが知られている (Stein, 2003)。これらの議論を拡張すると、報告頻度の増加が情報の非対称性やエージェンシー問題の緩和を通じて企業の過小投資を抑制することで、企業の投資が増加すると予想される。

本稿の特徴は、日本での制度変化を利用して、報告頻度の増加が企業の投資行動に与える影響を識別するように試みている点である。日本では四半期報告は上場企業のみを対象に強制化された。他方で、非上場の公開企業 (quasi-private firms, Badertscher et al., 2019) では四半期報告の強制化以前に要請されていた財務報告の頻度は上場企業と同様 (半期報告) であるものの、四半期報告が強制されていない。これらの企業を「上場企業に四半期報告が強制されなかった」反事実として利用し、報告頻度の増加が企業の投資行動に与える影響を識別する。

Difference-in-Difference (以下、DiD) 分析を用いて、日本において四半期報告の導入によって投資が増加するという仮説と整合する証拠を発見した。この結果は様々な設定においても頑健であることが確認された。さらに、情報の非対称性やエージェンシー問題によって生じる資金制約や“quiet life” (平穏な生活の追求) の抑制を通じて投資が増加しているかを検証するために、いくつかの追加検証を行った。分析の結果、四半期報告の導入によって①過小投資傾向にあった企業や実質的な無借金状態に近い企業で投資が増加する効果が強く、②事後的なパフォーマンスが改善していることを発見した。これらの結果は、報告頻度の増加によって情報の問題やエージェンシー問題が緩和されることを通じて投資が促進されるという予想と整合する証拠である。

本稿には次の3つの貢献がある。第1に、日本の制度的特徴を利用して、報告頻度の増加に関するコントロール・グループの設定を試みている点である。第2に、先行研究の含意を拡張するかたちで報告頻度の増加から企業行動への新しい経路を明らかにした点である。本稿は、日本における四半期報告の導入が企業の資金制約や quiet life を抑制することを通じて投資を増加させていることを示唆する証拠を示した。これはこれまでの先行研究が明らかにしてこなかった高頻度の財務報告の効果である。第3に、実務に対するインプリケーションである。本稿の発見は、日本における四半期報告の導入を支持する証拠である。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節で報告頻度と企業の投資行動に関する仮説を構築し、本稿と先行研究との差異を議論する。つづいて第3節では、日本の制度背景を説明し、データとモデルについて説明する。第4節で主分析とその頑健性分析の結果を報告する。第5節で主分析の結果を解釈するための追加検証を行い、最後に第6節で本稿の結論と限界を議論する。

## 2 仮説と先行研究

### 2.1 仮 説

企業の内部者と外部者との間の情報の非対称性やエージェンシー問題は、企業の投資行動を抑制させることが知られている (Stein, 2003)。経営者と投資家の間の情報の非対称性は外部資金コストを増加させ、企業が資金制約に直面する可能性を高めることを通じて企業の投資行動を抑制する (Myers and Majluf, 1984; Fazzari et al., 1988; Hubbard, 1998)。また、企業がエージェンシー問題に直面していると、経営者が投資に関連する私的なコストを考慮して追加的な投資を控えようとする quiet life が生じて、投資機会に対して十分な投資が行われなくなる可能性がある (Bertrand and Mullainathan, 2003; Aggarwal and Samwick, 2006)。この議論は、情報の非対称性を緩和することで外部資金コストが低下

して、ひいては企業の過小投資を抑制できることを示唆している。また、経営者と株主との間のエージェンシー問題が緩和されると、経営者の便益を株主価値と結びつけられるようになり投資機会に対して十分な投資が行われるようになると考えられる。情報の非対称性やエージェンシー問題が緩和されることによって企業が投資機会に対して十分に投資できるという証拠が蓄積されている (e.g., Balakrishnan et al., 2014)。

高頻度の財務報告は、情報の非対称性やエージェンシー問題を緩和する機能があると予想される (AICPA, 1994)。第1に、高頻度の財務報告によって、適時的な情報が投資家に提供される。報告頻度が増加することによって、経済状況や事業環境のトレンドやそのトレンドの変化が企業に与える影響に関する情報が適時的に投資家に伝達される。この情報は投資家が企業の将来利益に関する予想を形成するうえで有用であると考えられる。第2に、高頻度の財務報告は、異なる情報源の情報内容を確認する機会をより多く提供する。財務報告は決められた形式による開示が要請される場合が多い。米国や日本の四半期報告は、半期や年次の決算短信と同様の形式で行われている。比較可能な情報が高頻度で開示されることで、企業間や異時点間で比較の難しい情報の含意を確認する機能があると考えられる。Gigler and Hemmer (1998) は、報告頻度が増加することで、経営者による事前の自発開示の信頼性が確保されることを示した。第3に、モニタリングを強化することを通じて、高頻度の財務報告が情報の非対称性やエージェンシー問題を抑制すると考えられる。情報の非対称性が深刻であると、コーポレート・ガバナンス機構が企業内部者をモニタリングすることが困難になるため、エージェンシー問題を緩和することが困難である。高頻度の財務報告はモニタリング機能を果たしている主体 (社外取締役やアナリスト) に対して有用な情報を提供し、モニタリングの有効性を強化することを通じてエージェンシー問題を抑制すると考えられる。

これらの議論を拡張すると、財務報告の頻度が増加することで情報の非対称性やエージェンシー問題が軽減され、資金制約や quiet life の問題が抑制されることを通じて企業の投資が増加すると予想される。

#### 仮説1：高頻度の財務報告によって企業の投資が増加する

しかし、この議論が必ずしも成り立つとは限らない。高頻度の財務報告によってショートターミズムが促される可能性があるからである。Stein (1989) は、株式市場が効率的であったとしても、経営者と投資家との間に情報の非対称性が存在している状況で、経営者が現在の株価および将来の利益をもとに投資の意思決定を行う場合には、経営者が短期的な利益を増加させるような意思決定をすることを明らかにした。Gigler et al. (2014) は Stein (1989) のモデルを拡張し、報告頻度の増加が経営者のショートターミズムへのインセンティブを助長させることを示した。高頻度で開示される利益には、長期的な利益を生み出す投資に関する情報が反映されにくくなる。短期的な取引を行う投資家 (impatient investor) が存在する株式市場はこの利益にもとづいて価格形成をするようになるため、株式市場の評価を考慮して投資の意思決定を行う経営者は、長期的な投資プロジェクトが価格形成に反映されにくくなることを踏まえて行動する。すなわち、報告頻度が増加すると経営者が長期的な利益を生み出す投資を控えるようになるのである。ショートターミズムの議論からは、高頻度の財務報告は企業の過小投資を生じさせると予想できる。

#### 仮説2：高頻度の財務報告によって企業の投資が減少する

この議論は、報告頻度と企業の投資行動の関係性がアプリアリではなく、実証的課題であることを

示唆している<sup>1)</sup>。いずれの仮説が支持されうるかを、検証結果から判別する。

## 2.2 先行研究

本稿は次のような研究と関連している。ひとつが、財務報告頻度と資本市場との関係に注目している研究群である。Butler et al. (2007) は、米国の証券取引所によって要請される報告頻度が、年次報告から半期報告、半期報告から四半期報告へと増加したタイミングを利用して、会計情報が株価に反映される速度が向上することを発見している。類似した証拠が日本においても蓄積されている(音川, 2004; 加賀谷ほか, 2011)。Butler et al. (2007)と同じ設定を利用して、Fu et al. (2012)は報告頻度の増加が投資家間の情報の非対称性と企業の資本コストを減少させることを明らかにした。他にも、報告頻度の増加によって投資家間の情報の非対称性が緩和されたという証拠も蓄積されている(Kubota and Takehara, 2016)。また、D'Adduzio et al. (2018)は報告頻度の増加によって、米国企業の株価がより長期的な情報を反映することを発見している。これらの発見は、高頻度の財務報告によって株式市場の効率性が改善することを示唆している。他にも、高頻度の財務報告によって、アナリストカバレッジが増加しアナリスト予想の精度が改善することが明らかになっている(Rahman et al., 2007; Nallareddy et al., 2017)。これは、高頻度の財務報告によって、アナリストによるモニタリングがより有効に機能することを示唆している。Downar et al. (2018)は、EU域内での四半期報告の強制化を利用して、報告頻度が増加したことで企業が保有する現金の価値が増加したことを発見した。これは、エージェンシー問題が緩和されるという議論と整合する証拠である。Fujitani (2019)は、報告頻度の増加によって、情報の問題に関するコストが大きい企業外部からの資金調達が増加していることを発見した。これらの先行研究は、報告頻度の資本市場に対する影響からみると、高頻度の財務報告には望ましい効果があるという考えと整合する証拠を報告している。本稿は、これらの研究と異なり企業の実体的な行動への影響(リアル・エフェクト)に注目している。リアル・エフェクトの観点からは、先行研究は報告頻度の効果に関する決定的な結論に至っていない。本稿は報告頻度と企業の投資行動との関係に注目して、報告頻度の経済効果に関する新しい証拠を提示する。

もうひとつが、高頻度の財務報告によって企業の投資行動が抑制されることを明らかにしている研究群である。Kraft et al. (2018)は、Butler et al. (2007)と同様の設定を利用して、報告頻度の増加によって企業の投資が減少することを発見した。さらに、事後的な企業パフォーマンスが減少しており、長期的なプロジェクトを行っている企業ほど投資の減少幅が大きかったことから、報告頻度の増加はショートターミズムを助長し企業の投資行動を抑制すると結論づけている。Ernstberger et al. (2017)は、EU域内において2007年に導入された四半期報告を利用して、財務報告の頻度が半期から四半期に増加した企業で実体的利益調整がより行われるようになったことを発見した。さらに、Kagaya (2016)は欧州企業と日本企業のパネルデータを用いた分析から、報告頻度が増加した企業では投資が減少することを発見した。

本稿は、財務報告頻度が情報の非対称性やエージェンシー問題を軽減する効果を通じて、投資行動を変化させるという経路に注目している点でこれらの研究と異なっている。また、Kagaya (2016)は同じように日本をリサーチグラウンドとした研究であるが、本稿は次の点で異なっている。彼は、欧州企業と日本企業を比較して報告頻度の増加の効果の識別を試みている。しかし、①欧州企業が日本企業の比較対象として適切であると考えるのは難しく、②得られた結果がトレンドの影響を受けている可能性を棄却できない<sup>2)</sup>。本稿は、報告頻度の増加の効果を識別できると考えられる日本の制度的

特徴を用いてコントロール・グループを設定し、トレンドの影響をできるだけ除外する形で報告頻度の効果を識別している点で Kagaya (2016) と異なっている。

### 3 リサーチデザイン

#### 3.1 制度背景<sup>3)</sup>

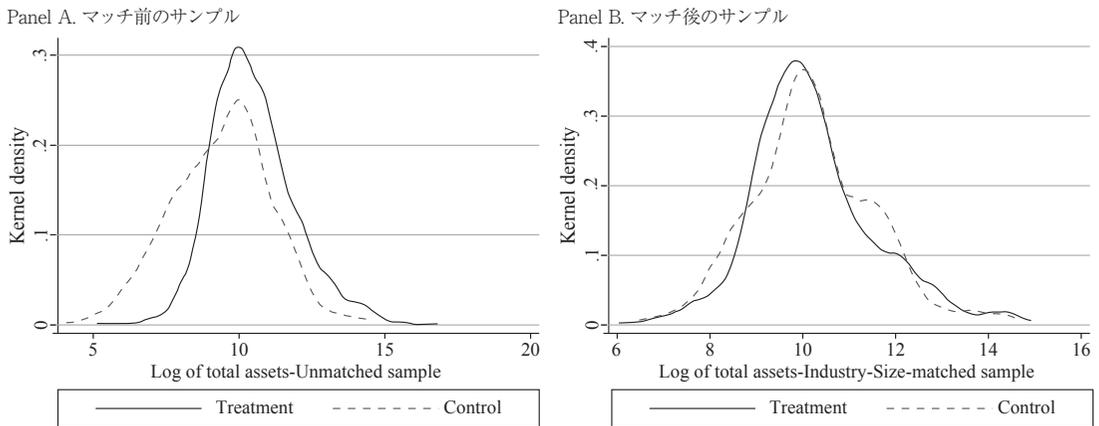
本稿は、日本の非上場の公開企業を上場企業の反事実と設定し、報告頻度が増加した効果の識別を試みる。非上場の公開企業とは、株式を上場していないものの有価証券報告書や半期の財務報告の開示が要請されている企業である。金融商品取引法第24条第1項は、上場企業に加えて、①有価証券を公募によって発行した企業や、②株式の保有者が1,000人以上(分析期間では500人以上)である企業などに対して、有価証券報告書と半期の財務報告の提出を義務付けている。すなわち、四半期報告が導入される以前には、上場企業と非上場の公開企業との間には、報告頻度や開示内容に関する要請の差異はなかった。

四半期報告は、2003年から取引所の自主規制によって強制化された。四半期報告は①上場企業のみが対象になっており、②一部の例外を除いて実質的に一律に開示が強制化された制度である、という特徴がある。これに対して、非上場の公開企業を含めた株式を上場していない企業には四半期報告が強制されていない。そのため、非上場の公開企業を四半期報告が強制されなかったコントロール・グループとして用いることで、報告頻度が増加することが企業行動に与えた影響を識別することができる<sup>4)</sup>。しかし、株式を上場していることが企業の投資行動に影響を与えることも明らかになっている(e.g., Asker et al., 2015; Acharya and Xu, 2017)。この影響が本稿の分析の結果を生じさせている可能性を棄却するために、株式上場の影響をできるだけ排除する形で分析の頑健性を示す。

#### 3.2 サンプル, マッチング

企業のデータはすべて日経 NEEDS-FinancialQUEST (FQ) から取得している。連結財務諸表が利用可能な2000年3月期から2009年2月期までのすべてのデータを取得する。前年の変数が必要であるため、分析対象は2001年3月期から2009年2月期までである。トリートメントが介入したタイミングは、2004年3月期から2005年2月期にかけての会計期間である。各年次決算について、①日本基準以外の会計基準を採用している企業、②変則決算企業、③金融業界の企業(日経中分類コード47-52)を除外し、④トリートメントが介入したタイミング前後3年間すべての会計期間(2001年3月期から2004年2月期と2005年3月期から2008年2月期)において利用する変数が入手可能な企業に限定する。またFQから四半期報告のデータを収集すると一部の上場企業においてデータが取得できず、また開示書類を確認しても四半期報告を行っていたか否かを判断できない企業が存在するため、これらの企業を除外する<sup>5)</sup>。2004年3月期から2005年2月期の第1および第3四半期決算に売上高を開示している上場企業をトリートメント・グループとする。これに対して、非上場の公開企業については、①FQの取引所IDによって非上場企業を特定し、次に②キャッシュ・フロー計算書および株主構成のデータがアクセス可能である企業に限定する。②は会社法開示企業を除外するために設けた条件である。FQには会社法開示企業のデータが収録されている。これらの企業を含めると要請されるディスクロージャーのレベルをコントロールすることができないため、これらの企業を除

図1 マッチング前後の企業規模の分布



この図は、トリートメント介入前の期間のトリートメント企業とコントロール企業規模 (size) の分布を示している。Panel AがFQから取得可能なすべてのトリートメント企業とコントロール企業の企業規模の分布を、Panel Bが産業規模マッチングした後のサンプルの分布を示している。

外する。Kraft et al. (2018)と同様にトリートメントが介入した年度(2004年3月期-2005年2月期)は分析から除外する。また、IPOや非上場化の影響を除くために、上場のステータスが分析期間で変化している企業を除外している。

トリートメント・グループとコントロール・グループとの特性の違いをコントロールするために、各トリートメント・グループの企業に対して1社のコントロール・グループの企業をマッチングする。先行研究に従って、分析期間の最初の会計期間(2001年3月期から2002年2月期)において非復元抽出の産業-規模マッチングを行う(e.g., Asker et al., 2015; Kraft et al., 2018)。企業規模には総資産の自然対数(size)を用いる。サンプルサイズを最大化するために、産業は日経業種大分類を用いている。依然として産業の差異が結果に影響を与える可能性があるため、頑健性の確認として産業×年の固定効果をモデルに加えたとしても結果が変わらないことを示す。マッチングした企業はすべての分析期間にかけて観測点をサンプルに含める。最終的なサンプルサイズは2,559企業年である。サンプルサイズが奇数であるのは、トリートメント介入の4年後以降にFQにデータが収録されなくなった企業が含まれるからである。なお、これらの企業を除いてマッチングを行ったとしても分析結果は大きく変化しないことを確認している。

図1がマッチング前後のトリートメント・グループとコントロール・グループの企業規模(size)の分布を示している。Panel AがFQから取得可能なすべてのトリートメント・グループとコントロール・グループの分布を、Panel Bが産業-規模マッチング後の分布を報告している。それぞれのグラフは、企業の総資産(百万円)の自然対数のEpanechnikovカーネル密度を示している。グラフから、マッチングによって企業規模に関して類似したコントロール・グループが抽出されていることがわかる。トリートメント介入前のトリートメント・グループとコントロール・グループとの間の規模の差は統計的に有意ではない(|t|=0.0096)。

### 3.3 モデル

四半期報告の導入が企業の投資行動に与える効果を分析するために、次の回帰モデルを推定する：

$$investment_{it} = \alpha_1 post + \alpha_2 treat \times post + \eta z + fe + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

被説明変数の投資の変数 (*investment*) には、有形固定資産への投資 (*inv.ppe*) と有形固定資産および無形資産の投資 (*inv*) の2つを用いる<sup>6)</sup>。関心変数はトリートメント・グループを示すインディケータ (*treat*) とトリートメントの介入以降の期間を示すインディケータ (*post*) の交差項 (*treat × post*) である。企業の投資行動に与える要素をコントロール変数 (*z*) として加えている。企業の投資機会をコントロールするために売上高成長率 (*sg*) を加える。係数は正であると予想される。情報の非対称性が存在すると、成長機会に加えて企業の内部資金が投資行動の重要な決定要因であることが明らかになっている。内部資金の代理変数として、営業キャッシュ・フロー (*cfo*) をコントロールする。多くの先行研究が内部資金の係数が正であることを示してきた。企業規模 (*size*) をモデルに加えることで、事業のライフサイクルをコントロールする。企業規模の係数は負であると予想される。なお社歴 (*age*) は企業規模との相関が高く、VIFが10を上回るため主分析のモデルには加えていない。なお、社歴をモデルに加えた場合にも結果が変わらないことを頑健性分析の節で示している。内部資金の変数として現金保有比率 (*cash*) もコントロールする。デット・オーバーハングの影響をコントロールするために財務レバレッジ (*lev*) を加える。現金保有と財務レバレッジの係数は、それぞれ正と負であると予想される。観察できない要因から生じる内生性の問題を可能な限り除外するために、企業の固定効果 (*fe*) もコントロールする<sup>7)</sup>。なお、企業固定効果とトリートメント・グループを示すインディケータ (*treat*) は完全に相関するため、モデルから除外している。モデルは最小二乗法 (以下、OLS) によって推定し、係数の有意水準の計算には企業レベルでクラスター化した標準誤差を用いる。

## 4 結果

### 4.1 基本統計量

表1が本稿で用いる変数の定義を説明している。表2が分析に用いる変数の基本統計量を示している。表の上部にはトリートメント介入前の、表の下部はトリートメント介入後の各変数の平均値、中央値、標準偏差を報告している。表の最初の3列はトリートメント・グループの基本統計量を、次の3列がコントロール・グループの基本統計量を、最後の2列がトリートメント・グループとコントロール・グループとの平均値と中央値の差を示している。平均値と中央値の差について、それぞれt検定とWilcoxonの順位検定を行って有意水準を求めている。日本経営財務研究学会Web-siteに公開される補論 (Web補論) の第A2節では、投資や企業パフォーマンスの変数について、グラフを用いた単変量分析を行っている。図A1の結果は、四半期報告の導入によって企業の投資水準が増加し、企業パフォーマンスが改善していることを示唆している。

### 4.2 DiD分析

表3がモデル(1)の推定結果を示している。第1列が有形固定資産への投資 (*inv.ppe*) を、第2列が

表1 変数の定義

この表は本稿で用いる変数の定義を示している。

変数	定義
投資の変数	
<i>inv.ppe</i>	前年度からの有形固定資産の変化に減価償却費および減損損失を足し戻したものを有形資産および無形資産の合計でデフレートしたもの。
<i>inv</i>	前年度からの有形固定資産と無形資産の合計の変化に減価償却費および減損損失を足し戻したものを有形資産および無形資産の合計でデフレートしたもの。
パフォーマンスの変数	
<i>ast.turn</i>	売上高を期首の総資産でデフレートしたもの。
<i>sg</i>	前期からの売上高増加率：なお、投資機会の代理変数としても使用している。
<i>roi.gp</i>	売上総利益を期首の有形固定資産および無形資産の合計でデフレートしたもの。
<i>roi.ni</i>	親会社株主に帰属する当期純利益を期首の有形固定資産および無形資産の合計でデフレートしたもの。
関心変数	
<i>treat</i>	上場企業である場合に1をとり、そうでない場合に0をとるインディケータ
<i>post</i> (·)	トリートメント介入以後の期間を示すインディケータ *モデルの特定化に応じて変化させるウィンドウを(·)で示している
<i>inv.ineff</i>	以下のGoodman et al. (2013) のモデルを推定し計算された残差の符号を入れ替えたもの： $inv = \kappa_0 + \kappa_1 Asset_{t-1} + \kappa_2 q_{t-1} + \kappa_3 cfo_{t-1} + \kappa_4 inv_{t-1} + \varepsilon$ $inv.ineff : = -(inv - E[\kappa_0 + \kappa_1 Asset_{t-1} + \kappa_2 q_{t-1} + \kappa_3 cfo_{t-1} + \kappa_4 inv_{t-1}])$
<i>net.cash</i>	現金と短期有価証券の合計額から長期および短期の有利子負債の合計額を差し引いたものを有形固定資産および無形資産の合計でデフレートしたもの。
コントロール変数	
<i>cfo</i>	営業キャッシュ・フローを有形資産と無形資産の合計でデフレートしたもの。
<i>size</i>	総資産の自然対数。
<i>cash</i>	現金と短期有価証券の合計を有形資産と無形資産の合計でデフレートしたもの。
<i>lev</i>	短期負債と長期負債の合計を期首の有形固定資産および無形資産の合計でデフレートしたもの。
<i>age</i>	社歴に1を足したものの自然対数。
<i>pred.q</i>	Campello and Graham (2013) に従って算定された予想q。以下のモデルを推定し： $q = \lambda_0 + \lambda_1 sg + \lambda_2 roa + \lambda_3 ibei + \lambda_4 lev + year + industry + \varepsilon$ 得られた係数から上場企業および非上場企業の予想qを次のように定義する： $pred.q := E[\lambda_0 + \lambda_1 sg + \lambda_2 roa + \lambda_3 ibei + \lambda_4 lev + year + industry]$ 、なお、 <i>year</i> は期間の固定効果を、 <i>industry</i> は産業の固定効果を示しており、 <i>ibei</i> は経常利益である。

有形固定資産および無形資産への投資 (*inv*) を被説明変数とした場合の結果を報告している。いずれのモデルにおいても関心変数の係数は正に有意である。係数の値から、四半期報告の導入は4%から5%の投資を増加させる限界効果があることがわかる。これはトリートメント介入以前の投資水準比で約25%にあたり、限界効果が経済的にも重要であることを含意している。売上高成長率 (*sg*) の係数は正に有意である。これは投資機会と投資水準が正の関係であるという先行研究の結果と整合している。営業キャッシュ・フロー (*cfo*) の係数は有形固定資産 (有形固定資産および無形資産) への投資を被説明変数とした場合に正 (負) であるが、統計的に有意ではなかった。企業の投資行動が企業の内部資金に対して感応的ではないことを示唆している。先行研究が内部資金の変数として利用してきたEBITDAを営業キャッシュ・フローの代わりにモデルに加えて推定したところ、係数は正に有意であった。これは、Bushman et al. (2011) が明らかにしたように、アクルーアルズによって投資行動とEBITDAとの間に正の関係がメカニカルに観察されることと整合する結果である。彼らは、営業キャッシュ・フローを内部資金の変数として用いた場合には、係数の符号が安定しないことを報告している。そのため、本稿の結果は先行研究と整合していると考えられる。企業規模と現金の係数は

表2 基本統計量

この表は分析で利用する変数の基本統計量を報告している。表の上部ではトリートメントが介入する前の期間（2001年3月期-2004年2月期）の基本統計量を、表の下部では介入以後の期間（2005年3月期-2009年2月期）の基本統計量を示している。それぞれの期間について、トリートメント・グループとコントロール・グループごとに平均値、中央値、標準偏差を示している。表の右には、トリートメント・グループとコントロール・グループとの間の平均値と中央値の差を報告している。なお、すべての変数は上位下位1%をウィンソライズしている。差について、\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを示している。

Before	(1) Treatment			(2) Control			(1) - (2)	
	Mean	Median	SD	Mean	Median	SD	Mean	Median
<i>inv.ppe</i>	0.1349	0.0760	0.2326	0.1123	0.0542	0.2134	0.0226*	0.0218***
<i>inv</i>	0.1584	0.0775	0.3352	0.1150	0.0501	0.2359	0.0433**	0.0274***
<i>ast.turn</i>	1.1474	0.9519	0.7076	0.9843	0.8759	0.7298	0.1631***	0.0760***
<i>sg</i>	0.0250	0.0083	0.1541	-0.0047	-0.0198	0.1370	0.0297***	0.0282***
<i>roi.gp</i>	0.2473	0.2103	0.1628	0.2482	0.2013	0.2097	-0.0009	0.0090**
<i>roi.ni</i>	0.0078	0.0300	0.6753	0.0043	0.0135	0.2440	0.0035	0.0165***
<i>cfo</i>	0.1643	0.1217	0.7230	0.1031	0.0889	0.3450	0.0613*	0.0328***
<i>size</i>	10.2338	10.0416	1.3269	10.2330	10.1397	1.3250	0.0008	-0.0981
<i>cash</i>	0.1619	0.1254	0.1376	0.1304	0.1031	0.1152	0.0315***	0.0222***
<i>lev</i>	0.2997	0.2690	0.2136	0.2972	0.2826	0.2225	0.0025	-0.0136
<i>net.cash</i>	-0.1370	-0.1339	0.2963	-0.1691	-0.1843	0.2864	0.0322*	0.0503
Post	(1) Treatment			(2) Control			(1) - (2)	
	Mean	Median	SD	Mean	Median	SD	Mean	Median
<i>inv.ppe</i>	0.1281	0.0795	0.2006	0.0861	0.0469	0.1635	0.0420***	0.0327***
<i>inv</i>	0.1535	0.0837	0.3210	0.0913	0.0482	0.2007	0.0622***	0.0355***
<i>ast.turn</i>	1.2553	1.0917	0.7108	1.0576	0.9337	0.7672	0.1977***	0.1580***
<i>sg</i>	0.0703	0.0461	0.1451	0.0270	0.0164	0.1173	0.0433***	0.0296***
<i>roi.gp</i>	0.2525	0.2187	0.1568	0.2487	0.2050	0.2058	0.0038	0.0137***
<i>roi.ni</i>	0.0987	0.0709	0.4802	0.0762	0.0316	0.3128	0.0225	0.0393***
<i>cfo</i>	0.1437	0.1401	0.7906	0.1459	0.0961	0.4303	-0.0022	0.0440***
<i>size</i>	10.3900	10.1749	1.3447	10.1642	10.0327	1.4109	0.2258***	0.1422***
<i>cash</i>	0.1409	0.1131	0.1105	0.1167	0.0865	0.1052	0.0242***	0.0266***
<i>lev</i>	0.2478	0.2145	0.1946	0.2461	0.2266	0.2055	0.0017	-0.0122
<i>net.cash</i>	-0.1069	-0.0865	0.2574	-0.1328	-0.1391	0.2754	0.0259*	0.0526*

それぞれ負と正に有意であり、予想と整合する結果であった。財務レバレッジの係数は負であるものの、統計的には有意ではなかった。これは、本稿の分析サンプルでは、デット・オーバーハングの影響が大きいことを示唆している。コントロール変数の係数は概ね予想と整合しており、定式化に大きな問題がないことが確認された。

つづいて、トリートメントの効果の持続性を観察する。もし、報告頻度の増加によって均衡がシフトして投資が増加しているのであれば、その投資の増加は一時的なものではなく持続すると予想される。報告頻度の増加の効果の持続性を検証するために、トリートメント介入後を示すインディケータを前半2年 (*post* (+1, +2)) と後半2年 (*post* (+3, +4)) に分けてモデルを推定する。第3-4列が結果を報告している。トリートメント介入後前半の2年間と後半の2年間の両方で係数が正で有意であり、経済的重要性も大きく異なることがわかる。これは、トリートメントの効果が続いていることを示唆している。

これらの結果が、トリートメントの介入とは関係のないトリートメント・グループとコントロール・グループとの間のトレンドの差異を捉えている可能性がある。また、投資行動が積極的になったことを受けて四半期報告の導入が決定されたという逆因果の可能性もある。さらには、並行トレンド仮定 (*parallel trend assumption*) を満たしておらず、コントロール・グループに反事実としての妥当性がな

表3 報告頻度の増加と企業の投資行動

係数の下のカッコには、企業レベルでクラスター化された標準誤差を示している。\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを示している。

	Baseline			Persistence			Reverse Causality			TEM			Alternative Matching		
	<i>inv</i> (1)	<i>inv</i> (2)	<i>inv</i> (3)	<i>inv</i> (4)	<i>inv</i> (5)	<i>inv</i> (6)	<i>inv</i> (7)	<i>inv</i> (8)	<i>inv</i> (9)	<i>inv</i> (10)	<i>inv</i> (11)	<i>inv</i> (12)	<i>inv</i> (13)		
<i>tr eat</i> × <i>before</i> (-2)					0.0224 (0.0495)	0.0120 (0.0462)									
<i>tr eat</i> × <i>before</i> (-1)					0.0222 (0.0370)	0.0223 (0.0388)									
<i>tr eat</i> × <i>post</i> (+1,+4)	0.0418*** (0.0152)	0.0486** (0.0224)	0.0421** (0.0172)	0.0499** (0.0248)	0.0957** (0.0378)	0.0885** (0.0401)	0.0510** (0.0246)	0.0848*** (0.0253)	0.0602** (0.0259)	0.0474** (0.0237)					
<i>tr eat</i> × <i>post</i> (+1,+2)			0.0418** (0.0178)	0.0475* (0.0259)	0.0937** (0.0388)	0.0924** (0.0412)	0.0494* (0.0267)	0.1203*** (0.0256)	0.0325 (0.0271)	0.0406 (0.0302)					
<i>before</i> (-2)					0.0068 (0.0290)										
<i>before</i> (-1)					-0.0726*** (0.0207)										
<i>post</i> (+1,+4)	-0.0379*** (0.0119)	-0.0441** (0.0157)													
<i>post</i> (+1,+2)			-0.0450*** (0.0116)	-0.0515*** (0.0148)	-0.0736*** (0.0230)		-0.0654*** (0.0164)	-0.0654*** (0.0143)	-0.0501** (0.0196)	-0.0413*** (0.0134)					
<i>post</i> (+3,+4)			-0.0286* (0.0151)	-0.0344* (0.0202)	-0.0563** (0.0278)		-0.0423* (0.0238)	-0.0638*** (0.0177)	-0.0211* (0.0254)	-0.0074 (0.0234)					
<i>sg</i>	0.1871*** (0.0578)	0.3390*** (0.0821)	0.1883*** (0.0580)	0.3401*** (0.0817)	0.3600*** (0.0824)	0.3578*** (0.0861)	0.4847*** (0.1694)	0.3771*** (0.0900)	0.3443*** (0.1021)	0.2082*** (0.0584)					
<i>cfo</i>	0.0175 (0.0158)	-0.0019 (0.0327)	0.0175 (0.0157)	-0.0020 (0.0326)	-0.0016 (0.0324)	-0.0012 (0.0341)	0.0063 (0.0345)	0.0338* (0.0202)	0.0578*** (0.0216)	0.0167* (0.0100)					
<i>size</i>	-0.0614** (0.0249)	-0.0857** (0.0409)	-0.0652*** (0.0251)	-0.0893** (0.0421)	-0.0906** (0.0423)	-0.0916** (0.0449)	-0.0776* (0.0420)	-0.1128*** (0.0400)	-0.0786* (0.0427)	-0.0659* (0.0393)					
<i>cash</i>	0.3515** (0.1392)	0.6042*** (0.2158)	0.3536** (0.1404)	0.6061*** (0.2172)	0.6056*** (0.2193)	0.5927*** (0.2131)	0.6188*** (0.2144)	0.6309*** (0.1487)	0.4058*** (0.1322)	0.1199 (0.1073)					
<i>lev</i>	-0.0331 (0.1138)	-0.1232 (0.1728)	-0.0169 (0.1165)	-0.1075 (0.1772)	-0.1070 (0.1739)	-0.1245 (0.1934)	-0.1315 (0.1814)	-0.3620*** (0.1369)	-0.1708 (0.1263)	-0.1550 (0.1137)					
<i>mills</i>					0.2736 (0.3433)										
Observations	2,559	2,559	2,559	2,559	2,559	2,559	2,559	2,714	2,228	1,879					
firm	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes		
industry × year	no	no	no	no	no	yes	no	no	no	no	no	no	no		
clustered by	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm		
AdjR <sup>2</sup>	0.240	0.198	0.240	0.198	0.206	0.191	0.201	0.200	0.164	0.240					

い可能性がある。これらの可能性を確認するために、トリートメント介入1年前および2年前の期間 (*before* (-1); *before* (-2)) を加えてモデルを推定した (第5列)。トリートメント介入1年前および2年前の期間とトリートメント・グループのインディケータとの交差項 (*treat* × *before* (-1); *treat* × *before* (-2)) の係数は統計的に有意でない。対して、トリートメント介入後の期間とトリートメント・グループのインディケータとの交差項に係る係数は依然正に有意である。なお、紙幅の制約から、有形固定資産および無形資産への投資 (*inv*) を被説明変数とした場合の結果のみを報告しているが、有形固定資産への投資 (*inv.ppe*) を被説明変数とした場合でもトリートメント介入以前の期間においてトリートメント・グループとコントロール・グループの間には有意な差が観察されなかった。これは、トリートメント介入前には両グループ間の投資行動には変化が起きていないことを示しており、逆因果が第1-4列の結果を生じさせているという考えと整合しない証拠である。また、並行トレンド仮定を満たしているという間接的な証拠でもある。

最後に、産業×年の固定効果を加えた分析を行う。第3.2節で説明したように、産業-規模マッチングを行う際に日経業種大分類を用いている。依然として産業の差異が結果に影響を与える可能性があるため、頑健性の確認として産業×年の固定効果をモデルに加えたとしても結果が変わらないことを示す。第6列が、トリートメント介入1年前および2年前の期間 (*before* (-1); *before* (-2)) を加えたモデルに、産業×年の固定効果を加えた場合の結果を報告している。まず、トリートメント介入1年前および2年前の期間とトリートメント・グループのインディケータとの交差項の係数は統計的に有意でない。対して、トリートメント介入後の期間とトリートメント・グループのインディケータとの交差項に係る係数は依然正に有意である。紙幅の制約から掲載していないものの、有形固定資産への投資 (*inv.ppe*) を被説明変数とした場合でも同様の結果が観察された。これらの結果は、産業-規模マッチングにおいて粗い産業分類を用いたことが主分析の結果をもたらしているわけではないことを示唆する結果である。くわえて、主分析の結果がトリートメント・グループとコントロール・グループとの産業特性の差異によってもたらされたものではないことと整合する結果である。これらの結果は H1 と整合する証拠であり、H2 とは整合しない証拠である。

これらは、Kagaya (2016) と逆の結果である。彼は日本と欧州のデータを用いて、報告頻度が増加したことによって企業の投資が減少したことを明らかにした。本稿の結果が彼の結果と逆である理由は次のように考えられる。第1に、Kagaya (2016) の関心変数である開示頻度が増加したことを示すインディケータには2008年の金融危機が含まれている。日本と欧州を比較すると、金融危機の影響は欧州においてよりその影響が顕著であったと考えられる。すると、Kagaya (2016) の結果は日本と欧州のマクロトレンドの差異を捉えているために負の影響が観察されたと考えることができる。本稿は、同じマクロトレンドに直面するコントロール・グループを設定することでこれら問題に対処しているため、彼とは異なる結果が得られたと考えられる。第2に、彼は日本のデータを用いた場合には、報告頻度の増加が企業の投資に影響を与えるという結果が得られないことを報告している。実際、本稿の分析サンプルを用いて、トリートメント・グループのみを用いて報告頻度が増加した前後の投資行動を比較すると、統計的に有意な差異が観察されなかった。本稿は彼の識別戦略とは異なり、コントロール・グループを設定したことで報告頻度が介入されなかった反事実を分析に反映することで報告頻度の経済効果を識別している。それゆえに、本稿の結果はKagaya (2016) の結果と異なっていると考えられる。

### 4.3 頑健性

主分析の頑健性を確認するために、以下のような分析を行った。紙幅の制約から一部の結果は Web 補論に掲載している。株式を上場するという意思決定はランダムに生じるわけではないため、トリートメント・グループに属する可能性は企業の特徴ごとに異なっていると予想される。そのため、企業の投資行動と株式を上場する意思決定との両方に影響を与える観察されない要素をコントロールする必要がある。この上場の意思決定に関連する内生性の問題に対処するために、次のふたつの頑健性分析を行う。ひとつ目の分析では、Acharya and Xu (2017) に従い、Heckman (1997) のトリートメント・エフェクト・モデル (treatment effect model) を用いて株式上場に関する内生性に対処する。1 段階目のモデルでは、トリートメント・グループを示すインディケータ (*treat*) を被説明変数として、売上高の自然対数 ( $\ln.sales$ )、売上高成長率 (*sg*)、ROA (*roa*)、財務レバレッジ (*lev*) に回帰する。プロビットモデルによって推定された係数をもとに逆ミルズ比を求め 2 段階モデルに加える。表 3 の第 7 列の結果から、逆ミルズ比をコントロールしたとしても、主分析の結果は大きく変化しないことがわかる。もうひとつの分析では、上場企業と非上場企業ではファンダメンタルズに対する投資の感応度が異なることを考慮する (e.g., Asker et al., 2015)。そこで、*treat* と売上成長率 (*sg*) および営業キャッシュ・フロー (*cfo*) の交差項を加えたモデルを推定した。推定結果は主分析の結果と大きく変化しなかった (表 A4, 第 3-4 列)。これらの結果は、主分析の結果がコントロール・グループとトリートメント・グループの特性の差異から得られた結果ではなく、トリートメントの介入によって生じた効果を捉えていることを支持する証拠である。

つづいて、マッチングに用いる変数を替えて再度分析を行った。主分析では、産業と企業規模のみを用いていたが、これだけでは観察可能な変数に関して類似した特性のあるコントロール・グループを構築できているかを保証できていないかもしれない。そこで、産業と企業規模に加えて、①有形固定資産および無形資産への投資 (*inv*)、②有形固定資産および無形資産への投資 (*inv*) と財務レバレッジ (*lev*)、売上高成長率 (*sg*)、③有形固定資産および無形資産への投資 (*inv*) と財務レバレッジ (*lev*)、売上高成長率 (*sg*)、営業キャッシュ・フロー (*cfo*)、現金保有比率 (*cash*) を用いてトリートメント・グループとコントロール・グループをマッチングした。この代替的なマッチングによって両グループがバランスしていることを Web 補論の第 A3 節で確認している。これらのマッチングサンプルを利用してモデル(1)を推定した結果を表 2 の第 8-10 列に報告している。トリートメント介入後前半 2 年間の結果は主分析と大きく変わらず、マッチングの方法に関して頑健であることを示唆している。ただし、第 9-10 列におけるトリートメント介入後の後半 2 年間の結果は統計的に非有意である。これは、開示頻度の増加の効果が持続するという結果の頑健性が部分的には弱い可能性を示唆している。他にも、DiD マッチング (Heckman et al., 1997) を用いた分析を行ったが、主分析の結果と整合する結果が得られた (表 A6)。

これ以外にも、主分析の頑健性を確認するために以下 6 つの分析を行った (第 A5 節)。第 1 に、コントロール変数を追加してモデルを再推定した。まず、主分析の結果が、トリートメント・グループに含まれる企業が投資を増加させる成長期である効果を誤って捉えている可能性を棄却するために、事業ライフサイクルをコントロールする。続いて、企業の所有構造をコントロールした。上場企業と非上場企業は所有構造が大きく異なる可能性があり、この所有構造の差異が主分析の結果を生じさせている可能性がある。分析の結果は主分析の結果と大きく変わらなかった。第 2 に、主分析とは異なる変数を用いてマッチングして、モデル(1)を再度推定した。推定の結果は主分析の結果と大きく変わ

らなかった。第3に、投資機会の代替的な変数を利用してモデルを推定した。本稿は非上場企業を分析に利用しているため、企業投資の分析で利用されるトービンの $q$ を計算することができない。そこで、先行研究に従って予想 $q$  ( $pred.q$ )を計算し再度モデルを推定した (Campello and Graham, 2013)。主分析の結果は投資機会の変数に関して頑健であることが明らかになった。第4に、金融危機の影響を除いた場合でも主分析の結果は大きく変化しなかった。第5に、様々な標準誤差を利用して係数の有意水準を求めたところ、主分析の結果と大きく変化しなかった。第6に、主分析のモデルに産業×年の固定効果を加えた場合でも、主分析と整合する結果が得られることを示している。

## 5 追加検証

### 5.1 過小投資企業と quiet life

本稿の仮説が、四半期報告の導入による投資の増加を説明できているかをより明確にするために、いくつかの追加的な検証を行う。仮説の議論は、四半期報告による情報の非対称性やエージェンシー問題の緩和によって資金制約や quiet life が抑制されると予想している。資金制約の論拠は、ベッキングオーダー理論の議論である (Myers and Majluf, 1984; Fazzari et al., 1988; Hubbard, 1998)。投資家 (債権者および株式投資家) は自身が直面する情報の非対称性の大きさに応じて、企業に対してプレミアムを要求する。そのため、企業外部からの資金調達、企業内部の資金を利用する場合に比べてより高い資本コストがかかると予想される。情報の非対称性が深刻であると外部資金のコストが大きくなり、ひいてはその資本コストの上昇分だけ投資が減少する。もし仮説の議論が成り立つのであれば、高頻度の財務報告は情報の非対称性を軽減する効果があると予想される。情報の非対称性が軽減されると、外部資金のコストが減少するため、よりコストが高いと考えられる企業の外部 (社債や株式) からの資金調達が積極的に行えると予想される。Fujitani (2019) は、日本の四半期報告の導入によって、株式や社債といった企業外部からの資金調達が増加していること、また資金制約に直面している企業においてよりその効果が大きいことを発見した。この議論を拡張すると、資金制約によって投資が過小になっている企業において、高頻度の財務報告が投資を増加させるという効果が大きくなると予想される。

つづいて、quiet life の論拠はエージェンシー問題である。エージェンシー問題が生じていると、経営者は自身の便益を最大化するように行動すると考えられる。経営者が自身の利得を最大化できるような場合、経営者は私的なコストがかかるようなプロジェクトを控えたり延期したりすることが可能になる。Bertrand and Mullainathan (2003) は、敵対的買収を規制する法律によって買収の脅威が減少した企業において、工場の閉鎖および新設の両方が減少することを発見した。これは、買収の脅威が減少したことで企業のエージェンシー問題が深刻になり、経営者が私的なコストを考慮して投資を抑制するという議論と整合的な証拠である。他にも、Aggarwal and Samwick (2006) は経営者報酬が十分に業績と連動していない場合、Ikeda et al. (2018) は企業間の株式持ち合いによって買収の脅威が低下している場合に、quiet life の問題が深刻になることを発見している。また中村 (2014; 2017) は、経営者が在職中の平穩無事を追求し、いわゆる実質無借金状態を達成・維持するために投資を抑制する傾向にあるという証拠を報告している。この、経営者が私的なコストを考慮して投資を抑えるという議論は、高頻度の財務報告と企業の投資行動との正の関係を示唆している。もし四半期報告の導入によって企業のエージェンシー問題が軽減されているのであれば、このような経営者の私的コストの軽減を

目的とした投資の減少を抑制できると考えられる。すると、検証で観察された投資の増加は、特にこのような問題が深刻である企業に集中していると予想される。

これらの予想を検証するために、DiD-PSS (Difference-in-Difference plus sensitivity to shock) 分析を用いてトリートメント介入の効果の異質性を分析する。高頻度の財務報告はモニタリングの改善や資金調達の緩和を通じて、過小投資傾向にある(資金制約や quiet life に陥っている)企業の投資を増加させると予想される。そこで、投資の非効率性の指標を用いて、過小投資傾向にある企業を特定する。投資の非効率性は、企業ファンダメンタルズから推定された効率的な投資水準からの乖離として定義される。Gao and Yu (2019, p.18) の議論に従って、最も適切であるとされている Goodman et al. (2013) のモデルで推定した投資の非効率性指標を計算する。トリートメント介入前の期間の投資の非効率性指標の平均値を計算し、値が大きいほど過小投資傾向であることを示すように符号を入れ替えたものを投資の非効率性 (*inv.ineff*) と定義する。また、トリートメント介入の限界効果を簡単に計算できるように、投資の非効率性にもとづいてサンプルを三分位に分け、第3分位を過小投資傾向にある企業群として定義した場合の結果も報告する。これらの過小投資傾向であることを示す変数と関心変数  $treat \times post$  との交差項が正であれば、四半期報告の投資への正の効果は事前に過小投資傾向であった企業においてより強いことが示唆される。

quiet life に関する仮説の識別についても同じ分析方法を用いる。本節では中村 (2014; 2017) の識別戦略に従って、現金から長期および短期の負債を差し引いたトリートメント介入前の純現金保有比率 (*net.cash*) にもとづいて quiet life が生じる可能性を測定する<sup>8)</sup>。彼は、日本企業の保守的な投資と現金の蓄積を分析するにあたって、純現金保有比率に注目している。純現金保有比率が大きい企業ほど、現在の財務ポジションを維持するために投資を抑制し現金を蓄積するインセンティブが高いと議論している。中村 (2014; 2017) は、純現金保有比率が大きい企業が投資を抑制していることを発見した。これは、quiet life と整合する証拠であると考えられる。もし高頻度の財務報告が企業外部者に対して有用な情報を提供しており、経営者の行動を有効にモニタリングできるようになると、このような quiet life の問題が生じにくくなると考えられる。したがって、このような問題が四半期報告の導入によって緩和されるのであれば、quiet life のインセンティブが大きい企業であるほど投資が増加する効果が大きいと予想される。

しかし、純現金保有比率が大きい企業ほど四半期報告の導入による投資増加の効果が大きいことが明らかになったとしても、それが quiet life の抑制によるものであるとは限らない。第1に、純現金保有比率は内部資金が潤沢であり、資金制約が深刻ではないことを代理しているという説明ができる。この説明にもとづけば、たとえ四半期報告の導入によって投資が増加していたとしても、単に内部資金が投資を増加させる効果を捉えているだけかもしれない。第2に、蓄積されている現金が、予備的動機にもとづいているという代替的な説明も可能である。この予備的動機の説明は、主分析の結果が四半期導入以前の期間に企業が将来投資のために現金を蓄積し、四半期導入以降の期間にその資金を投資に配分していることを捉えている可能性を示唆している。これらの代替的な説明と quiet life に関する仮説を識別するために、中村 (2017) の識別戦略を用いる。彼は、無借金状態に近い企業に注目して、quiet life の仮説を識別している。2つの代替的な説明からは、企業の内部資金が多いほど企業が投資する余力ができるため、純現金保有比率が大きいほど企業の投資が大きくなると予想される。他方、本稿の quiet life の仮説は経営者が無借金状態の到達・維持を目標にするために投資を控えることを想定しているため、既に無借金状態を十分に達成している企業では純現金保有比率と投資水準との間の正の関係は弱くなると予想される。

この予想を検証するために2つの分析を行う。第1に、純現金保有比率 (*net.cash*) と関心変数  $treat \times post$  との交差項をモデルに加える。この交差項に係る係数が正であれば、純現金保有比率が大きい企業ほど四半期報告の導入の効果が大きいことを示唆するため予想と整合する証拠が得られたことになる。しかし、この結果は内部資金が豊富である企業がより投資を行っている傾向を捉えている可能性がある。そこで、第2に、無借金状態を達成・維持することが問題であるかを識別するために、純現金保有比率の分布にもとづくインディケータと関心変数  $treat \times post$  との交差項をモデルに加える。もし無借金状態に近い企業群で四半期報告の導入の効果が大きく、それよりも内部資金が豊富である企業での効果が小さかった場合、quiet life が生じうる企業において四半期報告の導入の効果が大きいという予想と整合する証拠が得られたことになる。推定するモデルは形式的には次のとおりである：

$$investment_{it} = \beta_1 post + \beta_2 treat \times post + \beta_3 (under \ or \ quiet) \times treat \times post + \eta z + fe + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

被説明変数は有形固定資産および無形資産の投資 (*inv*) である。紙幅の制約から、有形固定資産への投資 (*inv.ppe*) を被説明変数に用いた結果は掲載しないが、有形固定資産および無形資産の投資を用いた場合と結果は大きく変わらない。関心変数は  $treat \times post$  と事前の過小投資傾向 (*under*) および純現金保有比率によって定義される quiet life が生じる可能性 (*quiet*) との交差項である ( $(under \ or \ quiet) \times treat \times post$ )。もし  $\beta_3$  が正に有意であれば、四半期報告が過小投資や quiet life の軽減を通じて投資に正の影響を与えていたことを示唆する結果になる。純現金保有比率の分布を用いた分析では、純現金保有比率 (*net.cash*) が -1% から 1% に含まれる企業、1% から 3% に含まれる企業、3% より大きい企業であることを示すインディケータとの交差項をモデルに加える。これによって、純現金保有比率が負である企業をベースラインにして、これらの純現金保有比率である企業における四半期報告の導入の効果を比較することができる。もし純現金保有比率 (*net.cash*) が -1% から 1% に含まれる企業において、四半期報告の導入の効果が大きい場合、本稿の仮説と整合する証拠が得られたことになる。Web 補論の第 A6 節で純現金保有比率の分布を確認している。コントロール変数には、売上高成長率 (*sg*)、営業キャッシュ・フロー (*cf*)、企業規模 (*size*)、現金保有比率 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*) に加えて、事前の過小投資や quiet life と関係すると考えられる企業の所有構造を加えている。企業の所有構造には、十大株主持株比率 (*sh.top10*)、金融機関持株比率 (*sh.financial*)、取締役員持株比率 (*sh.directors*)、外国法人持株比率 (*sh.foreign*) が含まれる。また、企業の固定効果 (*fe*) もコントロールする。

表4の第1-2列が過小投資傾向である企業への四半期報告の導入の効果に関する分析結果を示している。第1列では投資の非効率性 (*inv.ineff*) を、第2列では投資の非効率性の第3分位を示すインディケータを用いている。トリートメント・グループとトリートメント介入以後のインディケータの交差項 ( $treat \times post(\cdot)$ ) はいずれも統計的に有意ではない。他方、過小投資を測る係数 (*under*) との交差項はいずれも正に有意である。なおこれらの結果が、投資の非効率性を計算するモデルを替えたとしても頑健であることを確認している。

第3-4列が、quiet life が生じている可能性が高い企業への四半期報告の導入の効果を示している。第3列は純現金保有比率 (*net.cash*) との交差項を加えたモデルの結果を報告している。交差項の係数は正に有意である。これは、企業の純現金保有比率が大きいほど四半期報告の導入の効果が大きいことを示唆している。第4列は、純現金保有比率の分布を利用した分析の結果を報告している。まず、

表4 過小投資・quiet lifeと報告頻度増加の効果

係数の下のカッコには、企業レベルでクラスター化された標準誤差を示している。\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを示している。

	<i>inv</i>			
	Underinvestment Test		Quiet life Test	
	<i>Investment inefficiency</i> (1)	<i>Underinvestment indicator</i> (2)	(3)	(4)
<i>treat</i> × <i>post</i> (+1,+2)	0.0431 (0.0297)	0.0202 (0.0301)	0.0933** (0.0403)	0.0254 (0.0207)
<i>treat</i> × <i>post</i> (+3,+4)	0.0448 (0.0304)	0.0092 (0.0303)	0.0773** (0.0369)	0.0312 (0.0246)
<i>under</i> × <i>treat</i> × <i>post</i> (+1,+2)	0.5605*** (0.1681)	0.0891* (0.0528)		
<i>under</i> × <i>treat</i> × <i>post</i> (+3,+4)	0.5996** (0.2888)	0.1398*** (0.0469)		
<i>net.cash</i> × <i>treat</i> × <i>post</i> (+1,+2)			0.2066** (0.0982)	
<i>net.cash</i> × <i>treat</i> × <i>post</i> (+3,+4)			0.1381 (0.0940)	
<i>treat</i> × <i>post</i> (+1,+2) ...				
× (-0.01< <i>net.cash</i> <0.01)				0.0795*** (0.0265)
× (0.01< <i>net.cash</i> <0.03)				-0.0943 (0.0669)
× (0.03< <i>net.cash</i> )				0.0901 (0.0727)
<i>treat</i> × <i>post</i> (+3,+4) ...				
× (-0.01< <i>net.cash</i> <0.01)				0.0450 (0.0320)
× (0.01< <i>net.cash</i> <0.03)				-0.0503 (0.0440)
× (0.03< <i>net.cash</i> )				0.0651 (0.0604)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
Observations	2,181	2,185	2,559	2,559
firm	yes	yes	yes	yes
clustered by	firm	firm	firm	firm
Adj. R <sup>2</sup>	0.237	0.235	0.255	0.254

トリートメント・グループとトリートメント介入後のインディケータの交差項 (*treat* × *post*) の係数は統計的に有意ではない。これは、純現金保有が大きく負である企業では、四半期報告の導入の効果が小さいことを示唆する証拠である。純現金保有比率の分布に関するインディケータとの交差項の係数に注目すると、純現金保有比率が-1%から1%であることを示すインディケータとの交差項の係数だけが統計的に正に有意である。他方、これ以外の範囲に含まれる企業群を示すインディケータとの交差項は統計的に有意ではない。これは、純現金保有比率が大きいほど四半期報告の導入の効果が大きいわけではなく、無借金状態であるか否かが高頻度の財務報告の効果の程度に影響を与えることを示唆している。なお、統計的に有意ではないものの、純現金保有比率が3%よりも大きいことを示すインディケータとの交差項の係数に注目すると正である。これは、内部資金の投資増加の効果を捉えている可能性がある。しかし、トリートメントが介入したことの効果は、現金を増加させるインセンティブが強いと考えられる企業においてより強くなっている。そのためこれらの結果は、純現金を用いた分析が内部資金の投資の増加効果を一部捉えているものの、quiet lifeのインセンティブが強い

と考えられる企業において報告頻度が増加した効果がより強いという考えと整合する証拠である。ただし、財務の柔軟性が高いことが以上の結果をもたらしている可能性を完全に棄却できていないわけではない。代替的な説明の可能性が残されている点について、第 6.2 節で議論する。

## 5.2 過大投資による代替的説明

主分析の結果について、高頻度の財務報告が行われることによって過大投資が生じているという代替的な説明ができる。Bebchuk and Stole (1993) は、情報の非対称性の問題の種類によっては、ショートターミズムが企業の過大投資を引き起こす可能性を議論している。彼らのモデルでは、企業の投資水準とその生産性に関する情報をもとに投資家が意思決定すると想定している。投資の生産性に関する情報が観察不可能であり、投資家が企業の投資水準に関する情報にもとづいて株価を付ける場合、投資家はより投資を行っている企業を生産性の高い企業であると予想する。すると、生産性の高いプロジェクトに投資している経営者は自身の生産性をシグナルするために過大投資すると予想される。主分析の結果は、四半期報告の導入によって Bebhuk and Stole (1993) が議論しているタイプの企業のショートターミズムが助長され、結果として過大投資を引き起こしていることを示唆している可能性がある。

本稿の資金制約や quiet life が抑制されることによって投資が増加するという議論は、報告頻度の増加によって効率的な資本配分が行われることを示唆している。資金制約の議論は、投資機会に対して十分な資金調達ができないことから NPV が正であるプロジェクトに投資できなくなることを含意している。また、quiet life が問題になっていると、資金が十分にあったとしても経営者は NPV が正であるプロジェクトにその資金を配分しようとしなくなる。もしこれらの問題が高頻度の財務報告によって改善されているのであれば、増加した投資は NPV が正であるプロジェクトに配分されていると考えられる。NPV が正であるプロジェクトに投資が行われているのであれば、事後的な企業パフォーマンスが改善していると予想される。そこで、先行研究と同様に、四半期報告の導入による投資の増加によって企業のパフォーマンスが改善しているか否かを検証する (e.g., Aggarwal and Samwick, 2006; Kraft et al., 2018)。もし四半期報告の導入によって企業パフォーマンスが改善していれば、高頻度の財務報告によって資金制約や quiet life が抑制され投資が増加したという本稿の仮説と整合する結果である。対して、もし係数が負であれば、企業のショートターミズムが助長され、結果として過大投資が生じているという代替的な説明を支持する証拠になる。

本稿の仮説と代替的な説明のどちらが支持されるのかを検証するために、次のモデルを推定する：

$$performance_{it} = \gamma_1 post + \gamma_2 treat \times post + \eta z + fe + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

被説明変数のパフォーマンスの変数 (*performance*) として、資産回転率 (*ast.turn*)、売上高成長率 (*sg*)、資本売上総利益率 (*roi.gp*)、資本純利益率 (*roi.ni*) の 4 つを用いる。関心変数はトリートメント企業を示すインディケータ (*treat*) とトリートメント企業を示すインディケータ (*post*) の交差項 (*treat* × *post*) である。コントロール変数 (*z*) には、事業ライフサイクルをコントロールするために企業規模 (*size*)、社歴 (*age*) を加える。さらに、企業固定効果 (*fe*) もコントロールする。モデルは OLS によって推定し、有意水準の計算には企業レベルでクラスター化した標準誤差を用いる。

表 5 から、四半期報告の導入によって資産回転率や売上高成長率が改善していることがわかる。これに対して、資本売上総利益率 (*roi.gp*) は四半期報告の導入直後には効果が観察できないものの、

表5 事後パフォーマンス

係数の下のカッコには、企業レベルでクラスター化された標準誤差を示している。\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを示している。

	Performance Test			
	<i>ast.turn</i> (1)	<i>sales growth</i> (2)	<i>roi.gp</i> (3)	<i>roi.ni</i> (4)
<i>treat</i> × <i>post</i> (+1,+2)	0.0700*** (0.0245)	0.0309** (0.0131)	0.0035 (0.0048)	0.0100 (0.0461)
<i>treat</i> × <i>post</i> (+3,+4)	0.0917*** (0.0295)	0.0180 (0.0122)	0.0222** (0.0101)	0.0035 (0.0365)
<i>post</i> (+1,+2)	0.0061 (0.0234)	0.0545*** (0.0126)	0.0063 (0.0069)	0.0327 (0.0328)
<i>post</i> (+3,+4)	0.0086 (0.0360)	0.0721*** (0.0161)	-0.0159 (0.0107)	-0.0149 (0.0774)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
Observations	2,559	2,559	2,559	2,559
<i>firm</i>	yes	yes	yes	yes
clustered by	<i>firm</i>	<i>firm</i>	<i>firm</i>	<i>firm</i>
Adj. R <sup>2</sup>	0.291	0.248	0.260	0.528

3年後以降には正の影響があることがわかる。これは Kraft et al. (2018) の解釈に倣えば、四半期報告の導入によって増加した投資による効率化の効果が表れるまでに時間がかかることを示唆していると考えられる。また、資本純利益率 (*roi.ni*) はいずれの期間でも統計的に有意な効果が観察されなかった。この結果は営業利益や EBITDA を利益として用いた場合でも同様である。これは、四半期報告の導入に応じて投資を増加させたことで総資産に対する売上高の効率性は改善したものの、短期的な投資を同時に増やしたことで利益は改善しなかったと考えられる。これと整合するように、四半期報告の導入に伴って販売費および一般管理費が増加したことが確認された (*treat* × *post* (+1, +2) の係数 = 0.0110; *se* = 0.0060)。なお、これらの結果が、産業×年の固定効果を加えたとしても変わらないことを確認している。一部に限界はあるものの、これらの結果は、主分析の結果が高頻度の財務報告が過大投資を引き起こしているという代替的説明とは整合しない結果である<sup>9)</sup>。ただし、この結果が投資の増加による効果であることを完全に特定できていない点には注意が必要である。

## 6 おわりに

### 6.1 結 論

本稿は、財務報告の頻度の増加によって、日本企業の投資行動が促進されたという仮説と整合する証拠を発見した。また過小投資傾向にある企業や実質的な無借金状態に近い企業において投資が増加する効果が強いことを発見した。後者の発見は、*quiet life* のインセンティブが強い企業において財務報告の頻度の増加の効果が大きいという考えと整合する証拠である。これらは先行研究が明らかにしてこなかった、高頻度の財務報告が情報の非対称性やエージェンシー問題も緩和を通じて企業の投資を増加させるという仮説と整合する証拠である。

本稿の分析は、次のような貢献があると考えられる。第1に、日本の制度的特徴を利用して、報告頻度の増加に関する適切なコントロール・グループを設定するよう試みている点である。本稿は日本の非上場の公開企業を用いて、報告頻度の増加が企業投資に与える効果を識別している。日本では上

場企業にのみ四半期報告が強制された。対して、非上場の公開企業には四半期報告が要請されておらず、また四半期報告が導入される以前には上場企業と同様の頻度で情報開示が行われていた。本稿はこの制度的特徴を利用することで、日本における報告頻度の増加が企業投資に与えた影響を分析している。第2に、先行研究の含意を拡張するかたちで財務報告の頻度と企業行動との間の新しい経路を明らかにした点である。先行研究は高頻度の財務報告は、投資家にとって有用な情報を提供していることを明らかにしてきた。有用な情報が提供されると、情報の非対称性やエージェンシー問題が緩和されることを通じて企業の意思決定に影響を与えると予想される。このような先行研究の議論を拡張し、本稿は日本における四半期報告の導入が企業の資金制約や quiet life を抑制することを通じて投資を増加させていることを発見した。本稿は先行研究が明らかにしてこなかった、ショートターミズムとは異なる経路を通じて報告頻度が企業の投資行動に影響を与えることを明らかにし、また少なくとも日本においては四半期報告の導入によって企業の投資行動が積極的になるという証拠を発見した。第3の貢献が、実務に対するインプリケーションである。本稿の証拠は、日本における四半期報告の導入を支持している。少なくとも日本の経済的文脈の中では、高頻度の財務報告は経済的に正の影響をもたらす可能性を暗示している。

## 6.2 分析の限界と代替的説明

ただし、本稿には次のような限界がある点に注意する必要がある。第1に、本稿の証拠に関連する代替的な説明を完全には棄却できていない点である。たとえば、「銀行危機に直面した日本企業が2000年代前半までは投資を控えていたのが、2005年頃から金融市場の正常化とともに投資を拡大するようになり、その際、特に資金調達能力の高い上場企業がより投資を拡大できた」という考えは本稿の検証結果と整合する解釈であり、本稿の追加検証ではこの可能性を棄却できていない<sup>10)</sup>。この議論は、本稿のトリートメント・グループとコントロール・グループとの特性が同様であるという仮定が満たされていないことを想定している。本稿はこれらの仮定が満たされていることをいくつかの手法からできる限り確認し、結果の頑健性を明らかにしているものの、仮定が成立しない可能性を完全には棄却できない。そのため、結果が報告頻度の増加以外の効果を捉えている可能性があるという限界を考慮したうえで本稿の結論を捉えるべきである。

第2に、quiet life のインセンティブを測定する方法に限界がある点である。本稿ではデータ利用の制約から、企業が実質的な無借金状態に近づけるために投資を抑制させる行動を quiet life のインセンティブと捉えて分析を行っている。また、内部資金が豊富であることが結果をもたらしているとは限らず、実質無借金状態であるか否かが重要であることを確認した。結果のひとつの解釈として、quiet life のインセンティブが強い企業において投資が増加する効果がより大きいという考えと整合的であると議論した。しかし、これには財務的な柔軟性が必要であった企業が、財務報告頻度の増加によりその財務的柔軟性の必要性が低下し、保有していた資金を投資に配分したという代替的な解釈も可能である。この代替的な解釈が棄却されていないと議論することも可能である。そのため、本稿の証拠は実質的な無借金状態に近い企業において財務報告の頻度の企業の投資行動への効果が大きいことを示唆しているのみであるという点には注意が必要である。

第3に、本稿の結果が時代的・環境的な制約から、外部妥当性を確認できない点である。本稿の分析は2003年から2004年にかけて導入された四半期報告を分析対象にしているため、それ以降に日本で行われたコーポレート・ガバナンス改革によって変化した日本の経済や企業の環境を考慮できてい

ない。そのため、本稿の含意が現在においても適用可能なものであるかは慎重に検証されるべき課題である。第4に、本稿の分析では欧米と日本で異なる結果が得られた原因を特定することができない点である。欧米では報告頻度の増加によって企業が過小投資に陥り、日本では積極的な投資が促進された。本稿の結果から推測すると、日本企業においては資金制約や quiet life が問題になっていたため四半期のベネフィットの恩恵を受けた一方で、欧米企業ではこれらが大きな問題になっていなかったため、ショートターミズムを助長させる効果が投資を促進させる効果を上回ったと考えられる。この議論の妥当性についても、将来的な検証が待たれる研究課題である。

### 【付記】

編集委員長である内田交誼先生および2人の匿名レフェリーのコメントに感謝申し上げたい。安田行宏先生には初稿からコメントを頂いた。他にも、石田惣平先生、米谷健司先生、中野誠先生、奈良沙織先生、調勇二先生、高須悠介先生、吉永裕登先生から有益なコメントを頂いた。記して先生方に感謝申し上げたい。本研究はJSPS科研費JP17J03278の助成を受けたものである。

### 【注】

- 1) 財務報告の頻度の変化が企業の投資行動を変化させない可能性もある。たとえば、Nallareddy et al., (2017) は、英国の報告頻度の変化を利用して、企業の投資行動は変化しないという証拠を報告している。次のような場合に、報告頻度の変化と企業の投資行動との間に関係性が観察されないと予想される。第1に、報告頻度の増加には経済的な重要性がない場合である。D'Adduzio et al. (2018) とKraft et al. (2018) は、英国における四半期報告はそのほとんどが定性情報の開示であり、財務諸表情報のような定量情報とは異なり、それらの情報は経営者の意思決定に影響を与えない可能性を指摘している。第2に、報告頻度のコストとベネフィットが相殺された場合である。
- 2) Kagaya (2016) の分析期間は1999年から2012年である。この期間のうち前半で四半期報告が行われていないもしくは自発開示する企業が少なく、時間が経過するごとに四半期報告を行う企業が増加する傾向であると考えられる。だとすると、検証結果が、四半期報告の開始と関係のない当該期間の経済状況に応じた企業の投資行動の変化を反映している可能性を否定できない。特に分析期間に世界金融危機が含まれていることから、トレンドの影響に対処することは重要であると考えられる。
- 3) 制度背景の詳細については、黒沼 (2016)、東京証券取引所 (2002; 2003)、大阪証券取引所 (2002)、および金融庁 (2005) を参照のこと。
- 4) 多くの先行研究が非上場の公開企業を上場企業の反事実と設定している (e.g., Acharya and Xu, 2017; Badertscher et al., 2019; French et al., 2021)。
- 5) 90%以上の企業が四半期報告を開始した東京証券取引所の一部および二部に上場している企業に限定した場合でも結果は大きく変化しないことを確認している。
- 6) キャッシュ・フロー計算書の有形固定資産および無形資産の購入にかかる現金支出を用いた場合、有価証券報告書の注記で報告されている設備投資を用いた場合、これらの変数に研究開発費を加えた場合でも主分析と同様の結果が得られることを確認している。
- 7) 有形固定資産に対する投資を被説明変数として推定したモデルにおける企業固定効果のF値は1.93 ( $p < 0.001$ ) であり、またハウスマン検定のカイ二乗値は63.65 ( $p < 0.001$ ) であった。これは、企業固定効果を加えたモデルが最も適した特定化であることを示唆している。なお、変量効果モデルを用いた場合でも同様の結果が得られることを確認している。
- 8) 先行研究は、経営者報酬や買収の脅威を用いてエージェンシー問題の深刻さを測り、quiet lifeの検証を行っている (Bertrand and Mullainathan, 2003; Aggarwal and Samwick, 2006; Ikeda et al., 2018)。日本企業を分析する際には、安定株主や買収防衛策の有無を用いることが考えられる。しかし、四半期報告導入以前 (2004年2月期以前) のこれらのデータをNikkei NEEDS Cgesやコーポレート・ガバナンス報告書から収集することができないため、本稿は中村 (2017) の識別戦略を参照し、純現金に注目してquiet lifeのインセンティブを変数化する。ただしこのアプローチはエージェンシー問題の深刻さを測定するのではなく、四半期報告が行われていない期間では無借金状態

にするインセンティブが経営者にあることを仮定する分析であるため、分析上の限界がある点には注意が必要である。

9) 本節の結果が利益調整によってもたらされたものでないことをWeb補論で示している。

10) 編集委員長である内田交謹先生よりご指摘いただいた。記して感謝申し上げます。

### 【参考文献】

- Acharya, V., Xu, Z., 2017. Financial dependence and innovation: the case of public versus private firms. *Journal of Financial Economics* 124, 223-243.
- Aggarwal, R.K., Samwick, A.A., 2006. Empire-builders and shirkers: investment, firm performance, and managerial incentives. *Journal of Corporate Finance* 12, 489-515.
- American Institute of Certified Public Accountants (AICPA), 1994. Improving Business Reporting - a Customer Focus: Meeting the Information Needs of Investors and Creditors: Comprehensive Report.
- Asker, J., Farre-Mensa, J., Ljungqvist, A., 2015. Corporate investment and stock market listing: a puzzle? *Review of Financial Studies* 28, 342-390.
- Badertscher, B., Katz, S., Rego, S., Wilson, R., 2019. Conforming tax avoidance and capital market pressure. *Accounting Review*. Forthcoming.
- Bain, B., Dopp, T., Sink, J., Massa, A., 2018. Trump ignites Wall Street debate with tweet on redoing earnings. Bloomberg.
- Balakrishnan, K., Core, J.E., Verdi, R.S., 2014. The relation between reporting quality and financing and investment: evidence from changes in financing capacity. *Journal of Accounting Research* 52, 1-36.
- Barthelme, C., Kiosse, P.V., Sellhorn, T., 2018. The impact of accounting standards on pension investment decisions. *European Accounting Review* 28, 1-33.
- Bebchuk, L.A., Stole, L.A., 1993. Do short-term objectives lead to under-or overinvestment in long-term projects?. *Journal of Finance* 48, 719-729.
- Bertrand, M., Mullainathan, S., 2003. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences. *Journal of Political Economy* 111, 1043-1075.
- Bushman, R.M., Smith, A.J., Zhang, F., 2011. Investment cash flow sensitivities really reflect related investment decisions. Working Paper.
- Butler, M., Kraft, A., Weiss, I.S., 2007. The effect of reporting frequency on the timeliness of earnings: the cases of voluntary and mandatory interim reports. *Journal of Accounting and Economics* 43, 181-217.
- Campello, M., Graham, J.R., 2013. Do stock prices influence corporate decisions? Evidence from the technology bubble. *Journal of Financial Economics* 107, 89-110.
- D'Adduzio, J.D., Koo, D.S., Ramalingegowda, S., Yu, Y., 2018. Financial reporting frequency and investor myopia. Working Paper.
- Downar, B., Ernstberger, J., Link, B., 2018. The monitoring effect of more frequent disclosure. *Contemporary Accounting Research* 35, 2058-2081.
- Ernstberger, J., Link, B., Stich, M., Vogler, O., 2017. The real effects of mandatory quarterly reporting. *Accounting Review* 92, 33-60.
- European Union (EU), 2013. Directive 2013/50/EU of The European Parliament and of the Council of 22 October 2013. *Official Journal of the European Union*, 13-27.
- Fazzari, S.M., Hubbard, R.G., Petersen, B.C., 1988. Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 141-206.
- French, J.J., Fujitani, R., Yasuda, Y., 2021. Does stock market listing impact investment in Japan? *Journal of the Japanese and International Economies* 59, 101093.
- Fu, R., Kraft, A., Zhang, H., 2012. Financial reporting frequency, information asymmetry, and the cost of equity. *Journal of Accounting and Economics* 54, 132-149.
- Fujitani, R., 2019. Mandatory financial reporting frequency and external finance: evidence from a quasi-natural experiment. *Hitotsubashi Management Innovation Research Center No. 230*.

- Gao, R., Yu, X., 2019. How to measure capital investment efficiency: a literature synthesis. *Accounting and Finance*. Forthcoming.
- Gigler, F., Hemmer, T., 1998. On the frequency, quality, and informational role of mandatory financial reports. *Journal of Accounting Research* 36, 117-147.
- Gigler, F., Kanodia, C., Sapra, H., Venugopalan, R., 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* 52, 357-387.
- Goodman, T.H., Neamtiu, M., Shroff, N., White, H.D., 2013. Management forecast quality and capital investment decisions. *Accounting Review* 89, 331-365.
- Heckman, J.J., 1979. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 47, 153-161.
- Heckman, J.J., Ichimura, H., Todd, P.E., 1997. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme. *Review of Economic Studies* 64, 605-654.
- Hubbard, R. G., 1998. Capital-market imperfections and investment. *Journal of Economic Literature* 36, 193-225.
- Ikeda, N., Inoue, K., Watanabe, S., 2018. Enjoying the quiet life: corporate decision-making by entrenched managers. *Journal of the Japanese and International Economies* 47, 55-69.
- Kagaya, T., 2016. Does mandatory quarterly financial reporting affect corporate investment behavior? In Kushida, K., Kasuya, Y., Kawabata, E. (Ed.), *Information Governance in Japan: Towards a Comparative Paradigm*. Silicon Valley New Japan Project E-book Series, 134-174.
- Kraft, A. G., Vashishtha, R., Venkatachalam, M., 2018. Frequent financial reporting and managerial myopia. *Accounting Review* 93, 249-275.
- Kubota, K., Takehara, H., 2016. Information asymmetry and quarterly disclosure decisions by firms: evidence from the Tokyo Stock Exchange. *International Review of Finance* 16, 127-159.
- Myers, S. C., Majluf, N.S., 1984. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics* 13, 187-221.
- Nallareddy, S., Pozen, R., Rajgopal, S., 2017. Consequences of mandatory quarterly reporting: the UK experience. Working Paper.
- Rahman, A. R., Tay, T.M., Ong, B.T., Cai, S., 2007. Quarterly reporting in a voluntary disclosure environment: its benefits, drawbacks and determinants. *International Journal of Accounting* 42, 416-442.
- Stein, J.C., 1989. Efficient capital markets, inefficient firms: a model of myopic corporate behavior. *Quarterly Journal of Economics* 104, 655-669.
- Stein, J.C., 2003. Agency, information and corporate investment. in Constantinides, G.M., Harris, M., Stulz, R.M. (Ed.), *Handbook of the Economics of Finance*, Vol. 1, 111-165. Elsevier.
- 大阪証券取引所, 2002, 『「四半期財務情報の開示に関するアクション・プログラム」等に基づく施策について』。
- 音川和久, 2004, 「四半期財務報告と出来高反応」『国民経済雑誌』189 (3), 65-77。
- 加賀谷哲之・中野貴之・松本祥尚・町田祥弘, 2011, 「第5編 四半期情報開示制度の評価と改善方向」, 経済産業研究所・企業情報開示制度の最適設計PJワーキングペーパー。
- 金融庁, 2005, 『金融審議会金融分科会第一部会 ディスクロージャー・ワーキング・グループ報告—今後の開示制度のあり方について—』。
- 黒沼悦郎, 2016, 『金融商品取引法』, 有斐閣。
- 経済産業省, 2014, 『持続的成長への競争力とインセンティブ—企業と投資家の望ましい関係構築—プロジェクト最終報告書 (伊藤レポート)』。
- 東京証券取引所, 2002, 『四半期業績の概況に関する開示の新設等に係る適時開示制度の見直し』。
- 東京証券取引所, 2003, 『四半期財務情報の開示の充実に関する適時開示制度の見直しについて』。
- 中村純一, 2014, 「『優良企業』の設備投資行動と企業統治—財務体質と投資規模による異質性—」, 『経済研究』65, 250-264。
- 中村純一, 2017, 「日本企業の設備投資はなぜ低迷したままなのか—長期停滞論の観点からの再検討」, 『経済分析』193, 51-82, 内閣府。