

学籍番号 : CD171002

企業の投資行動の研究: 財務報告、株式上場、政策の不確実性

Essays on Corporate Investment Behavior:
Financial Reporting, Stock Listing, and Policy Uncertainty

大学院 商学 研究科
博士後期課程 経営・マーケティング 専攻
氏名: 藤谷 涼佑

謝辞

本学位論文を執筆することができたのは、修士課程および博士後期課程を通じて筆者がお世話になった方々のご指導ご協力のおかげである。

誰よりもまず、指導教員である中野誠先生に感謝申し上げたい。研究テーマの決定から研究の進め方まで勝手気ままに進める私を先生は温かく見守ってくださり、研究に取り組むことが楽しいと思えるような環境づくりをしてくださった。また、入学前から「修士課程の間に国際学会に行ってもらおうよ！」と諭して頂き、入学以降も目標を見逃さずに研究活動を続けることができた。肅々と中野先生のノルマをこなすうちに、結果として9回もの国際学会・国際セミナーで研究発表をする機会を得ることができた。

副指導教員になってくださった安田行宏先生にも感謝申し上げたい。安田先生が一橋大学に着任された年に筆者が修士課程に入学した。先生には修士課程1年目の授業からお世話になっており、勉強会や共同研究に誘ってくださった。また、博士後期課程2年目に米国に留学する起点を作っていたいただいた。筆者の大学院生活が日本の博士課程に所属しているとなかなか体験することのできない、ユニークなものになったのはひとえに安田先生のご提案のおかげであった。

Darla Moore School of Business に客員研究員として留学した際に受け入れ研究者として迎え入れてくださった Omrane Guedhami 先生にも感謝申し上げたい。Omrane の口癖は“Hard work”である。Omrane は日曜日に買い物に出かける際も、また夜と一緒に食事をする際も、常に新しい研究について話していた。1週間話さないでいると、新しい研究テーマや新しいデータ構築のアイデアをいくつも思いついているのである。彼の姿から米国の経済学アカデニズムの競争の激しさと、その環境で生き残り名を上げていくことの難しさを知った。また、それに対して立ち向かうためには、どれほどストイックに研究と向き合わなければならないかを学んだ。

修士課程1年目に中野先生がシドニーに在外研究に向かわれた際に指導教員になってくださった蜂谷豊彦先生にも大いに感謝している。入学当初どのように研究を進めればよいか戸惑っていた筆者を、快くゼミに受入れ研究のいろはをご指導頂いた。なかなか予想通りの結果が出ない期間が続いた時期にも、研究意欲が損なわれないようにしてくださった。

他にも、研究活動を通じてお世話になった先生にも感謝申し上げたい。Sadok ElGhoul 先生 (University of Alberta)、Sattar Mansi 先生 (Pamplin College of Business, Virginia Tech) が少人数での勉強会を開催していただき、WRDS や SAS の使用方法を叩き込んでいただいた。また共同研究を通じて、Joseph French 先生 (Monfort College of Business, University of Northern Colorado)、Robert Nash 先生 (Wake Forest University School of Business)、服部正純先生 (日本大学) より有益なコメントを頂いた。

授業を通じてご指導頂いた、加賀谷哲之先生、佐々木将人先生、高岡浩一郎先生 (中央大学)、円谷昭一先生、坪山雄樹先生、沼上幹先生、福川裕徳先生、横山泉先生、山田俊皓先

生、James Routledge 先生、Richard Lord 先生 (Felciano School of Business, Montclair State University)、Yoshie Lord 先生 (Brooklyn College) にも感謝申し上げたい。Darla Moore School of Business では、Allen Berger 先生、McKinley Blackburn 先生、Christian Jensen 先生、Chuck Kwok 先生の授業を受講した。また、田村俊夫先生のティーチング・アシスタントを務めた際には、研究にアドバイス頂いた。学部時代からご指導頂き大学院進学を勧めて下さった川島健司先生 (法政大学)、法政大学でお世話になっている神谷健司先生 (法政大学)、坂上孝先生 (法政大学)、豊田敬先生 (元法政大学)、八重倉孝先生 (早稲田大学) にも感謝申し上げたい。

学会や研究会では、岩木宏道先生 (大東文化大学)、植杉威一郎先生 (一橋大学)、植田健一先生 (東京大学)、内田公謹先生 (九州大学)、岩崎拓也先生 (関西大学)、大沼宏先生 (中央大学)、大湾秀雄先生 (早稲田大学)、小倉義明先生 (早稲田大学)、尾崎祐介先生 (早稲田大学)、川端千暁先生 (関西学院大学)、亀岡恵理子先生 (東北大学)、金鉉玉先生 (東京経済大学)、河内山拓磨先生 (一橋大学)、小西大先生 (一橋大学)、米谷健司先生 (立教大学)、齋藤巡友先生 (桃山大学)、佐々木寿記先生 (東洋大学)、佐々木博之先生 (早稲田大学)、島田佳憲先生 (埼玉大学)、首藤昭信先生 (東京大学)、白須洋子先生 (青山大学)、トモ・スズキ先生 (早稲田大学)、鈴木智大先生 (亜細亜大学)、積惟美先生 (亜細亜大学)、高須悠介先生 (横浜国立大学)、中井誠司先生 (国士舘大学)、奈良沙織先生 (明治大学)、樋原伸彦先生 (早稲田大学)、広田真一先生 (早稲田大学)、福田慎一先生 (東京大学)、藤山敬史先生 (神戸大学)、星岳雄先生 (東京大学)、細野薫先生 (学習院大学)、安武妙子先生 (創価大学)、山田哲弘先生 (中央大学)、三隅隆司先生 (一橋大学)、宮島英昭先生 (早稲田大学)、Narjess Boubakri 先生 (American University of Sharjah School of Business and Management)、Steve Davis 先生 (The University of Chicago Booth School of Business)、Li Yu He 先生 (Macquarie University)、Sakkakom Maneenop 先生 (Thammasat Business School)、William Megginson 先生 (Michael F. Price College of Business, The University of Oklahoma)、Wen Min-Ming 先生 (一橋大学)、David Reeb 先生 (National University of Singapore)、Yishay Yafeh 先生 (School of Business Administration, The Hebrew University)、Stephen Zeff 先生 (Jones Graduate School of Business, Rice University)、Wenrui Zhang 先生 (The Chinese University of Hong Kong) から大変有益なアドバイスを頂いた。今後は、お世話になった先生方に少しでもご助力できるよう精進し、恩義に報いていきたい。

中野ゼミでは調勇二先生 (東洋大学)、吉永裕登先生 (東北大学)、羽田徹也さん、小野祐樹さん (デロイト・トーマツ・コンサルティング)、阿知和勇人さん、地主純子さん、梁婷さん、蜂谷ゼミでは石田惣平先生 (埼玉大学)、金鐘勲先生 (一橋大学)、安元雅彦さん、安田ゼミでは、涂琛さん、今仁裕輔さん、後藤瑞貴さん、林宏美さん、山田佳美さん、李安琪さん、席宇峰さん、寧東来さんといった優秀な仲間恵まれた。いずれのゼミもとかくアグレッシブな文化があり、海外学会や論文投稿に積極的な先輩や後輩の姿を見て常にプレッシャーを感じていた。ゼミ以外の場面でも、顔菊馨さん、柳樂明伸さん、日下勇歩さん、三橋

勇太さん (シグマクシス)、岩田聖徳さん、堀江優希さん、野口翔右さん、平岩拓也さん、南航太郎さんという優秀な仲間恵まれ、切磋琢磨し合うことができた。重ねて感謝申し上げたい。

本研究は、日本学術振興会から「特別研究員奨励費 (課題番号: JP17J03278)」および「若手研究者海外挑戦プログラム」を、一橋大学や一橋大学大学院およびイノベーション・マネジメント研究センターから大学院生に対する経済支援を受けて行われた研究の一部である。また、みずほ証券株式会社様からも経済支援を頂いた。研究活動に支援していただいた各機関の方々に、記してお礼申し上げます。

最後に家族に感謝したい。6年前に「就職活動をするのはなんとなく違うと思う」という安易な思い付きから一橋大学大学院を受験し、就職先があるのか不確実な世界に入り込んだ。それにもかかわらず家族は一切それを止めずに温かく応援してくれた。筆者に息子がいたとしたらあらゆる手段をもってして諦めさせる。心の広さに感服である。生まれてから四半世紀経過しているにもかかわらず、無鉄砲にやりたいことだけをやる生活を支え続けてくれたことは、筆者の大学院生活における精神的支柱となっていた。ありがとう。

2020年1月吉日

藤谷 涼佑

目次

第1章 はじめに	1
1 本研究の目的.....	1
2 投資行動に関する諸問題.....	2
3 本研究が取り組む研究課題.....	11
4 本研究の構成.....	12
第2章 本研究の位置づけ：先行研究のレビュー	13
1 はじめに.....	13
2 新古典派理論、q理論	13
3 不確実性.....	15
4 情報の非対称性.....	20
5 本研究の研究課題と貢献.....	23
第3章 政策の不確実性と企業の投資行動	27
1 はじめに.....	27
2 先行研究と仮説	28
3 リサーチデザイン	30
4 結果	36
5 追加検証：予備的動機	45
6 結論	47
第4章 株式上場と企業の投資行動	50
1 はじめに.....	50
2 制度的背景	53
3 仮説と先行研究	55
4 サンプルとリサーチデザイン	59
5 結果	63
6 追加検証.....	77
7 代替的説明：過大投資	85
8 結論	86
補論1 日本における情報開示の法的枠組み	88
補論2 株式上場と資産売却.....	91
第5章 財務報告頻度と企業の投資行動	94
1 はじめに.....	94
2 仮説と先行研究	95
3 リサーチデザイン	98

4 結果	104
5 追加検証	117
6 代替的説明：過大投資	130
7 結論	135
補論	137
第6章 おわりに	142
1 はじめに	142
2 各章の要約	142
3 本研究の結論と含意	146
4 本研究の限界と課題	148
参考文献	150

第1章 はじめに

1 本研究の目的

本研究の目的は、企業の投資に影響を与える要素とそのメカニズムを明らかにすることである。企業の投資行動を理論化する試みは古くから行われてきた。しかし依然として企業の投資がどのような要因によって決定しているかを検証することが学術的にも大いに関心を集めている。これは、規制主体や実務家による問題提起によって、企業を取り巻く環境が企業の投資行動にどのような影響を与えているのかを検証することが経済的に重要な課題となっているからである。

本研究が注目するのは日本企業の投資が低水準であるという議論である。これは、国外における議論に影響を受けていると考えられる。次節で概観するように諸外国では企業の投資水準が低下していることが明らかにされており、それに伴って規制主体や実務家によってこの投資水準の低下を改善するような提言がなされている。諸外国での議論を踏まえて、実務家や規制主体が日本においても投資が低水準である点を問題として指摘している。その主張にもとづいて様々な政策的な提言が行われており、日本においても諸外国と同様、企業の投資に影響を与えている要素がどのようなメカニズムで関連しあっているかという問題に関心が向けられていると考えられる。しかし、日本における実証的な証拠はあまり蓄積されていない。特に、①不確実性が高まることによって企業の投資行動がどのように変化するかという問題や、②株式市場からのプレッシャーによって経営者が短期的な利益を追求するようになり長期的な投資を行わなくなるというショートターミズムの問題、について実証的な証拠に限られている。そこで、これらの問題を実証的に検証し、政策決定に資するような証拠を蓄積することを本研究の目的とする。

具体的には、本稿は次の3つの研究課題に取り組む。第1に、不確実性が企業の投資行動にどのような影響を与えるのかという問題である。各国で政治的な不確実性が企業の投資行動を抑制しているという議論がなされている。ところが、不確実性を測定する方法が確立されてこなかったため、実証的な証拠が余り蓄積されていない。そこで、近年になって開発された不確実性指標を用いて、不確実性に対して企業の投資行動がどのように変化しているかを検証する。

第2に、株式上場が企業の投資行動にどのような影響を与えているのかを検証する。米国や欧州では、株式上場していると企業に短期的な利益を上げるようなプレッシャーがかかると議論されている。このような諸外国における議論と同じように、日本でもショートターミズムが生じているという提言や議論が行われている。しかし、日本においてショートターミズムが生じているか否かを検証している実証研究はあまり蓄積されていない。そこで本研究では、日本企業が株式市場の短期的なプレッシャーに晒されているかを検証し、ショートターミズムによって投資水準が低下しているかを検討する。

第3に、四半期報告が企業の投資行動に与える影響を検証する。株式市場の議論と関連

して、高頻度の財務報告が企業の投資行動を阻害しているという議論がある。その議論を踏まえて、諸外国では四半期報告制度を廃止もしくは廃止の検討をする流れがある。日本でもこれらの議論を受けて、四半期報告を廃止すべきであるという議論がなされている。しかし、報告頻度が企業の投資行動に与える影響を日本で検証した研究は限られている。そこで、日本における四半期報告の政策評価を試みる。

本研究が企業の投資に注目する理由は次の2点である。第1に、投資は企業や経営者の重要な意思決定のひとつであると考えられているからである。投資は企業の長期的な事業環境や収益性に影響を与える意思決定である。たとえば、短期的なプロジェクトに過度に資金を配分して、長期的なプロジェクトへの資金の配分を低下させると、短期的には収益を上げられたとしても長期的な企業の成長は阻害される。持続的に収益を獲得するためには、ある適切な割合の資金を長期的な投資に振り分ける必要がある。すなわち、投資の意思決定とは、短期的なプロジェクトと長期的なプロジェクトに資金を配分する意思決定であると言い換えることもできる。どのような要素が資金配分の決定に影響を与えているのかという問題に、多くの経済学者や経営学者が注目してきた。第2にマクロ経済的な視点からも、企業の投資は重要であると考えられるからである。企業の投資は民間設備投資という項目としてGDPの一部を構成している。そのため、企業の投資がどのように変化するかを議論することは、政策決定者や規制主体が大きく関心を向けるものだと考えられる。その意味で、企業の投資をどのように促すかといった問題を議論することは、政策決定や制度設計に対して貢献があると考えられる。

本章は次のように構成されている。第2節では、企業の投資行動に関する近年の議論を概観する。ここでは、米国、英国および欧州、日本における議論をそれぞれレビューする。第3節では、第2節での投資に関連する問題を引き受けて、本研究で議論する問題を提示する。第4節では、本研究の構成を概説する。

2 投資行動に関する諸問題¹

2.1 米国の問題

日本企業の投資が消極的であることを強調する文脈で、米国企業がリスクを積極的にとっていることが想定されることがある。実際、米国企業は日本企業と比較すると積極的にリスクテイクしていることが明らかにされてきた (e.g., 中野 2009)。しかし、2010年代後半以降の研究では、米国企業の過小投資の問題が強調されるようになってきた。Philippon and Gutiérrez (2017) や Philippon (2019) は、2000年代中盤以降の米国企業の投資水準に注目し、実際の企業の投資水準が投資機会から予測される投資水準を下回っていることを発見した

¹ 各国における企業の投資行動に関連する問題が、本節が取り上げる問題に限られていることを主張するわけではなければ、またこれらが決定的な問題であると主張することを意図したものではない。本節の目的は、各国のシンクタンクや規制主体、また研究者によって問題であると提起されているものを一部取り上げることを目的としている。

2. Philippon らによる研究の前後から、米国企業の投資行動を阻害する要因を検証する研究が蓄積されている。

Philippon and Gutiérrez (2017) は、次の3つの要素が企業の投資を抑制させる原因となっていることを明らかにしている。第1に、投資の性質 (the nature of investment) および地域性 (the localization of investment) の変化である。すなわち、主たる投資の性質が有形資産から無形資産にシフトしたこと、また投資のグローバル化によって国内投資が減少したかのように観察される可能性が議論されている。伝統的な投資に関する統計情報は、有形資産の投資だけに限られており無形資産を包括的に捉えていない場合がある (Dotting, Gutierrez, and Philippon 2018; Philippon 2019)。そのため、取得できるデータに無形資産の投資が反映されていないために、実際には投資を行っているにもかかわらずあたかも投資を行っていないかのように観察されている可能性がある。これと同じように、事業活動がグローバル化するとデータ上では企業の投資が減少しているかのように観察される場合がある。マクロレベルのデータや、政府統計における個票データは企業の個別の財務データを反映している。そのため、米国企業の海外子会社が積極的に投資を行っていたとしても、その投資がデータに反映されない。企業がグローバルに活動し国外における投資が増加するほど、実際の企業の投資水準と観察される投資水準とのギャップが大きくなる。ただし、企業が報告している連結財務諸表を観察すれば、グローバル化による投資の減少は観察されなくなる。

第2に、産業の寡占化と共同保有 (common ownership) である。米国では1990年代から寡占化が進んでいることが知られている (Grullon, Larkin, and Michaely 2019)。寡占化が進むことによって、米国国内における競争度が低くなっているのである。共同保有も同じく産業の競争を阻害する要因となっていることが知られている。共同保有とは、ある投資ファンドが同じ産業に属している複数の企業の主要株主になっているような状況を指している。このように共同保有をしている投資ファンドは、自身の投資リターンを最大化するために、所有している企業間の競争を緩和するよう試みると予想される。たとえば、本来であれば競争によって価格競争が起きるような業界において、企業間での価格競争を避け可能な限り高い価格設定を維持するよう働きかけるようなことが考えられる。産業が寡占化したり株主が共同保有していたりして競争度が弱くなると、その産業の企業は自社の収益性が脅かさ

² Thomas Philippon の議論は多くの頑健な実証的証拠によって支持されているものの、部分的に政治性を伴った含意があるため解釈には慎重になる必要がある。ここでの政治性とは、Luigi Zingales らによって展開されている2020年の米国大統領選を見越していると思われる一連の議論に伴う部分を指している。Zingales らによる議論については、Zingales (2017)、Faccio and Zingales (2019) や彼自身が運営しているオンラインラジオメディアである *Capitalism't* (<https://capitalisnt.simplecast.com/>) を参照のこと。本研究が2019年末に書かれているため、2020年の米国大統領選に向けた彼らの政治的な意図から完全に独立した読解ができていない可能性がある点には注意する必要がある。そこで、ここでは彼らが発見した問題のみに注意を向け、それらが米国の小さくない影響力を持った研究者が強調している点に注意を向けることにする。Philippon による研究については、本文で引用している研究に加えて、Gutiérrez and Philippon (2017)、Gutiérrez and Philippon (2018) などを参照のこと。

れる可能性が低くなる。そのため、収益性を高めるような投資を行うインセンティブが低下し、投資水準が低下すると予想されるのである。Philippon and Gutiérrez (2017) や Philippon (2019) が、この考えと整合する証拠を報告している。

第3に、ショートターミズムである。ショートターミズムとは、経営者が短期的な利益を追求するために長期的なプロジェクトへの投資を抑制させるような行動である。株式市場からのプレッシャーがショートターミズムの源泉になると考えられる。情報の非対称性が原因となって株式市場が企業に関する長期的な情報を株価に織り込めない状況を考えよう。経営者報酬が株価と連動する場合には、自身の報酬が短期的な情報によって決定するため長期的な利益を犠牲にして短期的な利益を押し上げるようなインセンティブが働く。これが、株式市場のプレッシャーによって生じるショートターミズムである。多くの研究者や民間のシンクタンクによって、ショートターミズムが深刻になっていると議論されている (Galston and Kamarck 2015; Martin 2015; Barton et al. 2017)³。

ショートターミズムに関する間接的な証拠として、米国において上場企業の数が増加していることが報告されている (Doidge, Karolyi, and Stulz 2017; Kahle and Stulz 2017)。図1が米国と日本の上場企業数の趨勢をプロットしている。米国の上場企業数については World Bank の World Federation of Exchanges database (<https://data.worldbank.org/indicator/CM.MKT.LDOM.NO>) からデータを取得しており、日本の上場企業数については日経 NEEDS FinancialQUEST (FQ) からデータを取得している。米国の上場企業数は1996年の8,090社をピークとして、2012年には4,180社まで減少している (なお、2018年には4,397社まで増加している)。Doidge, Karolyi, and Stulz (2017) は、これを株式上場のコストがベネフィットを上回っていると考え、その関係をモデル化している。そこで議論されているコストとして、株式市場からのプレッシャーが挙げられている (p. 471)⁴。

また、高頻度の財務報告がショートターミズムを助長していると議論されることがある (Sapra 2019)。高頻度に財務報告が行われると、株式市場がその情報に従って株価形成することになる。すると、経営者報酬が株価と連動する場合には、自身の報酬が短期的な情報によって決定するため長期的な利益を犠牲にして短期的な利益を押し上げるインセンティブが働く。このような議論を踏まえて、SEC は四半期報告を廃止すべきか否かを検討している (2019年時点)。

Dotting, Gutierrez, and Philippon (2018) はこれ以外にも、不確実性が企業の投資行動に与える影響に注目している。不確実性が高まると投資プロジェクトの将来の収益性が不透明になるため、不確実性が低下する期間まで投資を延期することが合理的な意思決定になる可能性がある。2016年の大統領選においてトランプ氏が当選したことや中国との貿易戦争

³ また、米国企業のショートターミズムが懸念されるようになったのは2010年代に限った議論ではなく、1980年代から盛んに議論されていたことも知られている (Frick 2017)。

⁴ 他には、①上場する際の直接コスト、②財務報告資料を作成する際にかかる直接コスト、③財務報告にかかる間接コスト、④規制の遵守にかかるコスト、⑤株主とのコミュニケーションにかかるコスト、⑥エージェンシーコスト、⑦政治的プレッシャー、が挙げられている。

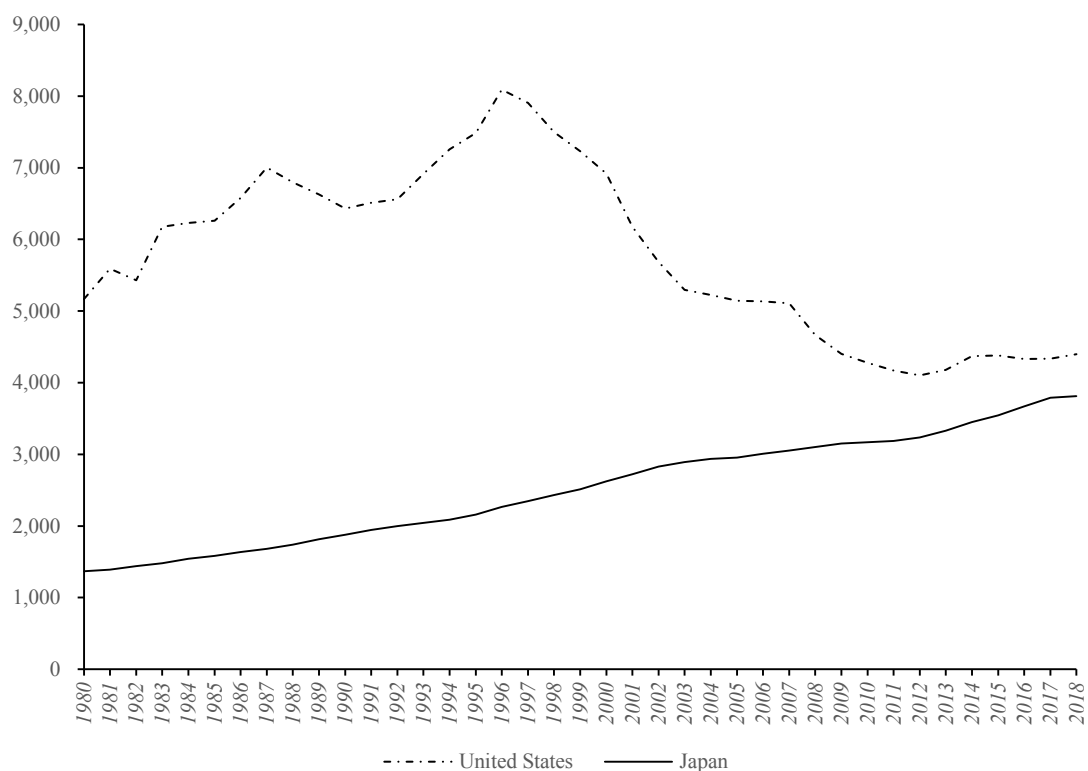


図1 日米の上場企業数の趨勢：

このグラフは、米国と日本における上場企業数をプロットしたものである。米国上場企業数は World Bank の World Federation of Exchanges database から取得し、日本上場企業数は FQ から取得した企業データから計算している。

が熾烈になったことで、米国企業の事業環境が不確実になったと考えられる (Davis 2018; Gold 2019)。すると、この不確実性によって、企業の投資水準が低下していると議論することもできる (Philippon and Gutiérrez 2017)。

2.2 英国・欧州の問題

つづいて、英国や欧州における企業の投資行動に関連する問題を概観する。英国と欧州では、米国と同じく株式市場が企業の投資を阻害しているという議論がされている。ここでは、金融市場が整備され様々な金融商品が開発されたことで、企業があたかも金融商品であるかのように扱われることを指す金融化 (financialization) が鍵概念となっている。Kay (2012; 2016) は金融化の議論を軸に、株式市場が企業に対して過度なプレッシャーを与え企業価値が既存されていると議論している。特に Kay (2012) はその後の欧州や日本の政策的な決定に影響を与えている。たとえば、Kay (2012) の中では、高頻度の財務報告が株式市場からのプレッシャーを助長しているとも議論されている。European Union (2013) はこの議論を受けて、EU 域内においては制度として四半期報告を強制することを禁止した。また、次節でレビューする経済産業省 (2014) の議論の基礎にもなっている。このような Kay による議論は、米国におけるショートターミズムと類似した問題を検討していると考えられる。

また欧州においても、不確実性が企業の投資行動に与える影響に注目が向けられている。なぜなら、2016年の英国によるEUの離脱（Brexit）に関する国民投票によって、英国がEUから離脱することが決定したことで、不確実性が企業の活動に大きな影響を与えると予想されたからである（Cumming and Zahra 2016）。実際、Brexitによって英国の政策的な不確実性が上昇したことによって、企業の投資行動が大きく変化することが明らかにされている（Bloom et al. 2019）。

なお、寡占化や共同保有の問題については欧州では米国ほどの問題ではないことが明らかにされている。Philippon (2019) は、欧州では独占に関連する取り締まり（antitrust activities）が米国よりも活発であるため、市場の競争度が保たれていると議論している（Chapter 6, 8）。そのため、欧州においては寡占化の問題が企業の投資行動に影響を与える主たる要因ではないと考えられている。

2.3 日本の問題

諸外国の投資に関する問題を踏まえて、日本企業の投資に関する問題について議論する。日本における企業の投資行動に関する問題は、企業が積極的に投資を行わないことであると議論されることがある。特に、長期的・持続的な経済成長に必須である投資を積極的に行うべきであるという提言がしばしばなされることがある。伊藤レポートと呼ばれる経済産業省（2014）では、日本企業の持続的な競争優位の源泉として、長期的な視点から行われるイノベーション投資が必要であると議論されている。

図2が、法人企業統計季報の各四半期の民間設備投資を期首時点での固定資産の合計でデフレートした日本企業の平均的な設備投資の趨勢をプロットしている。1980年代以降の投資水準は次のように推移している。まず、投資水準はバブル期に増加しバブル崩壊後に減少している。1990年代から2006年にかけては一定の投資水準を維持しているものの、リーマン危機のタイミング（2008年-2009年）で再度投資水準が減少している。2009年以降はこの水準を維持するように投資が行われている。このグラフからは、企業の投資水準は1960年代から一貫して減少傾向にあり、2010年代には歴史的に見て低水準になっていることがわかる。このような日本企業の投資水準の低迷が過小投資であるかはこのデータからは判断できない。しかし、日本経済が成長していた期間と比較すると、投資水準が極めて低水準であることは明らかである。ではなぜこのようなことが生じているのだろうか。

米国や欧州における議論を補助線として、この日本企業の投資水準について議論する。諸外国における投資が抑制されている要素のひとつが、投資の性質の変化であった。花崎・羽田（2017）、羽田（2018）、花崎・羽田・鄭（2019）が、投資の性質の変化によって日本企業の投資に関するデータがどのように観察されるのかを分析している。投資の性質の変化を考慮すると、日本企業が投資を抑制しているという証拠としてしばしば参照される図2は日本企業の投資行動を正確に描写していない可能性がある。なぜなら、法人企業統計がベースとする個別企業の設備投資のデータを用いると、①子会社（特に海外子会社）の投資や、

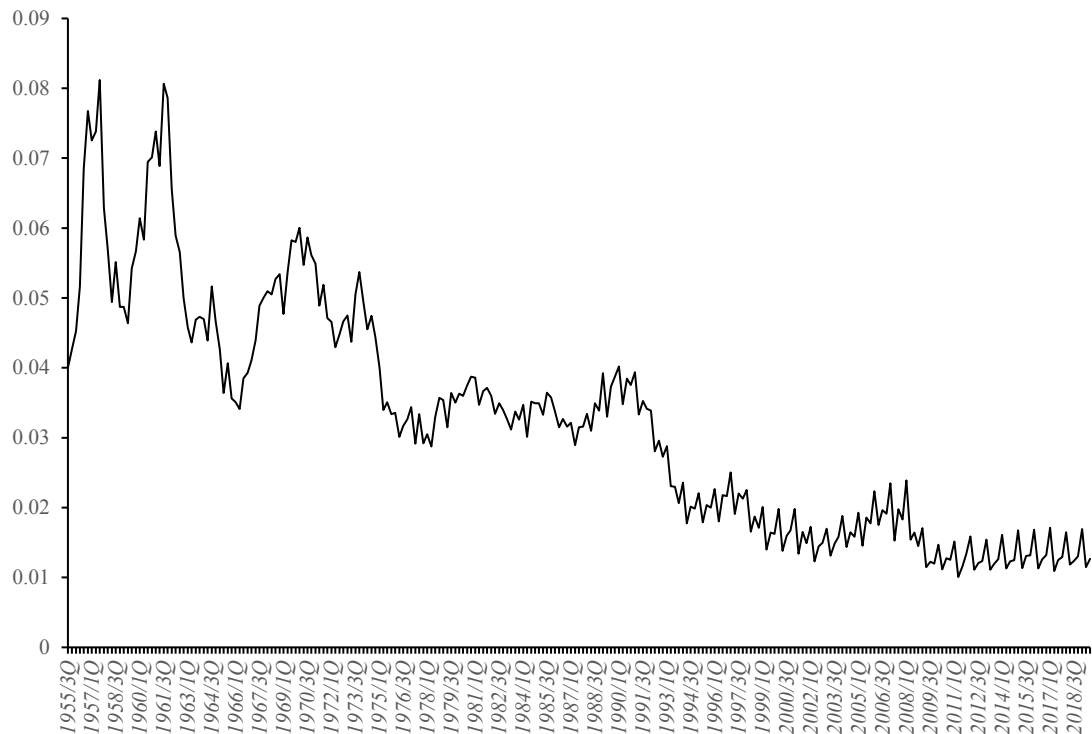


図2 日本企業の投資行動の趨勢 (法人企業統計) :

このグラフは、法人企業統計季報の各四半期の民間設備投資を期首時点での固定資産の合計でデフレートしたものの趨勢をプロットしている。

②無形資産やR&D投資への投資が含まれていないため、企業の投資行動を過小に捉えることになるからである。

図3のPanel Aが、FQから取得可能な日本の上場企業の連結ベースの有形固定資産および無形資産への投資の半期ごとの平均値の趨勢をプロットしているグラフである。羽田(2018)が明らかにしたように、リーマン危機以降の企業の投資水準の趨勢が法人企業統計の趨勢と異なっていることが分かる。これを見ると、2009年から直近の2019年にかけて投資水準が増加傾向にあり、リーマン危機以前の水準まで投資が増加していることがわかる。Panel Bが、法人企業統計とFQの投資のデータを、それぞれのデータの2000年下半期の値を1とした場合の各半期の投資水準をプロットしている。なお、法人企業統計の四半期データは半期ごとの平均値に置き換えている。2005年から2009年にかけての期間と2014年から2019年にかけての期間では、両データ間のギャップが大きくなっている。そのため、図2で議論した2010年代は歴史的に投資が低水準であるという解釈は、必ずしも成り立たない可能性がある。連結ベースの有形固定資産と無形資産の投資に注目すると、2010年代後半の投資水準は2000年代前半から変化していない、もしくはそれよりも水準が大きくなっている。これは、投資の性質の変化によってあたかも投資が減少しているかのように観察されるという、Philipponらの議論と整合する結果である。

Panel A: FQ データ



Panel B: 法人企業統計と FQ の比較



図 3 日本企業の投資行動の趨勢 (FQ) :

Panel A は、FQ で取得可能な日本企業の平均的な連結レベルの投資水準の趨勢をプロットしている。なお、日本会計基準で財務諸表を作成している企業に限っている。投資の変数は、 $tan+int$ はキャッシュ・フロー計算書の有形固定資産と無形資産の購入にかかる支出を、 $\Delta ppe+\Delta int$ は貸借対照表の有形固定資産と無形資産の合計の 1 年間の変化額を、それぞれ期首の有形固定資産と無形資産で割ったものである。Panel B は、法人企業統計と FQ のデータとの投資行動の趨勢の差異を示している。それぞれのデータの 2000 年下半期の値を 1 とした場合の各半期の投資水準をプロットしている。

第2に、寡占化と共同保有である。日本において寡占化がどれほど深刻であるかを議論する研究はほとんど存在しない。また、機関投資家による共同保有と産業の競争度合いを議論する研究も蓄積されていない。くわえて、筆者の知る限りでは実務家からこれらの問題が提起されていない。そのため、これらの問題が重要であるかを議論することが困難である。これにくわえて、日本では機関投資家のポートフォリオに関するデータが入手できないため、共同保有の程度を観察することができない。データを用いて検証を行うという本研究の目的から考えると、これらの問題を議論することは困難である。ただし、Philippon らによる問題提起を踏まえて、寡占化および共同保有がどれほどの経済的な影響があるかを検証する研究が日本で行われてもよいだろう。今後の研究の蓄積が待たれる問題である。

第3に、ショートターミズムの問題である。1980年代までの日本企業は米国企業と比較すると長期的な意思決定を行っていると言論されてきた (e.g., Abegglen and Stalk 1985)。しかし株式市場やコーポレート・ガバナンスに関連する規制が整備され 2000年代以降には、米国や欧州同様に企業に対して株式市場から短期的なプレッシャーがかかっていると議論されることがある。中でも重要であると考えられるのが、伊藤レポートと呼ばれる経済産業省 (2014) である。伊藤レポートはその目的を次のように述べている：

長期的視点に立って日本企業が競争力の源泉ともいえるイノベーションを生み出すためには、そうした投資を支える長期的な資金が日本の市場に流入する必要がある。もしそうした長期的な資金を日本へ誘引することができなければ、日本企業の長期的な競争力の低下は避けられない。そうした悪循環を回避するにはどうしたら良いのか。これが本プロジェクトの第一の問題意識である。

(中略)

欧米で大きな問題として議論されている資本市場、あるいは投資家の短期志向 (ショートターミズム) 化やそれによる企業経営の短期志向化は、日本でも同様の問題をもたらしているのか。これが第二の問題意識である。(p.2)

すなわち、株式市場からのプレッシャーを鍵概念として、それが企業の長期的な投資行動に与える影響について問題提起している。特に、投資家の投資ウィンドウが短期化したことで、経営者に対して短期的な利益を生み出すようなプレッシャーがかかっている可能性を議論している。伊藤レポートでは、このプレッシャーを軽減するための施策が提言されている。

また、諸外国での議論と同様に、高頻度の財務報告が企業の投資行動を阻害しているという提言がされている。伊藤レポートでは、ショートターミズムを助長させる要素のひとつとして、高頻度の財務報告 (四半期報告) が挙げられている (e.g., p. 79)。四半期報告によって投資家や経営者の意思決定が短期的になっているとの懸念や指摘がされている点をいくつか紹介している。より強く高頻度の財務報告とショートターミズムとの関係を強調して

いるのが関西経済連合会 (2019) である。そこでは、四半期報告によってショートターミズムが生じているという点を強調して、次のように四半期報告の廃止を求める提言を公開している：

現行の四半期開示制度については、企業経営者や投資家の短期的利益志向を助長するという問題のみならず、人的資源の効率的投入や長時間労働の是正といった働き方改革の観点などから、開示の義務付けは廃止すべき

(中略)

EU では 2013 年に四半期開示義務が廃止されたことに加え、米国でも証券取引委員会が長期投資を促進する観点から 2019 年に四半期開示の見直しの是非について意見聴取する予定である。こうした四半期開示見直しに向けた国際的な動きも出ていることから、わが国においても四半期開示の義務付けは廃止すべきである。

(p. 3, 下線は原文まま)

ここからも、四半期報告に関する提言は、諸外国における議論をベースに行われており、前節までの議論を引き継いでいるものであることが推測される。

しかし、伊藤レポートを中心としたショートターミズムの議論には実証的証拠としての基礎付けがあまりされていない。たとえば、ショートターミズムの問題についても、それが日本企業の投資を阻害しているという証拠を明示しているわけではない (pp. 75-77, 論点 10 経営の短期志向化)⁵。実際のところ、日本におけるショートターミズムや株式市場のプレッシャーに関連する証拠はほとんど蓄積されていない。そのため、これらの制度設計の議論をより綿密に行うためには、更なる実証的な検証が行われるべきであると考えられる。

たとえば、株式上場に関連する証拠が米国と日本で大きく異なる例として上場企業の数挙げられる。図 1 では米国に加えて日本の上場企業数の趨勢も報告している。日本の上場企業数は一貫して増加している。これは、1990 年代後半から上場企業数が減少している米国とは異なる傾向である。Doidge, Karolyi, and Stulz (2017) の解釈に従って上場企業数の趨勢が株式上場のコストベネフィットの関係を代理していると考えれば、日本においては株式上場のコストが米国ほど上昇していないと解釈することができる。無論、上場企業数が株式上場以外の要因によって決定する余地があるため、代替的な説明の可能性が残されて

⁵ 細かく議論すると、投資家の株式保有期間が短くなっていることや、実務家からのコメントから機関投資家にショートターミズムが生じる可能性があることが示唆されている。また企業の投資に関しては諸外国における実証的証拠を参照しており、実際にショートターミズムによって投資が抑制されている等といった証拠は示されていない。また四半期報告に関しては、明示的に実証的証拠を参照しているわけではない。ただし、これは伊藤レポートの問題ではない。なぜなら、ショートターミズムが企業において生じているかを議論している部分では、それが生じ得ない可能性についても議論しているためである (論点 10)。むしろ問題があるのは、日本において実証的証拠が蓄積されていない点である。

いる。しかし、上場企業数が米国ほど減少していないことは、企業に対するプレッシャーが日米において異なっている可能性を示唆している。そのため、諸外国における議論をそのまま適用するのではなく、同じような現象がそのメカニズムを含めて生じているかを慎重に検討することが重要であると考えられる。

つづいて、諸外国で関心が向けられている不確実性と日本企業の投資行動との関係についてはほとんど議論されていない。特に 2016 年に生じた Brexit および米国大統領選挙、その後の米中の貿易戦争が日本企業の投資に与える影響は、実務家によるレポートや報道では多く議論されている⁶。しかし、これらのイベントによって高まった不確実性が企業の投資行動に与える影響を実証的に検証する研究は筆者の知る限りほとんど蓄積されていない。

3 本研究が取り組む研究課題

3.1 不確実性と企業の投資行動

これらの観察事項を踏まえると次のような研究課題に取り組むことが、日本企業の投資行動を分析する上で重要であると考えられる。第 1 に、不確実性が企業の投資行動にどのような影響を与えるのかという問題である。各国で政治的な不確実性が企業の投資行動に与える影響が議論されていた。ところが、不確実性を測定する方法が確立されてこなかったため、実証的な証拠が余り蓄積されていない。そこで、近年になって開発された不確実性指標 (Baker, Bloom, and Davis 2016) を用いて、不確実性に対して企業の投資行動がどのように変化しているかを検証する。

3.2 株式上場と企業の投資行動

第 2 に、株式上場が企業の投資行動にどのような影響を与えているのかを検証する。米国や欧州では、株式上場していると企業に短期的な利益を上げるようなプレッシャーがかかると議論されている。特に米国では、このコストが一因となって上場企業数が減少しているのではないかと議論されている。このような諸外国における議論と同じように、日本でもショートターミズムが生じているという提言や議論が行われている。しかし、日本においてショートターミズムが生じているか否かを検証している実証研究はあまり蓄積されていない。そこで本研究では、日本企業が株式市場の短期的なプレッシャーに晒されているかを検証する。具体的には、株式市場からのプレッシャーがかかる企業とそうでない企業を比較する。これによって、日本においても株式上場が企業にとってコストになっているのかを検

⁶ 日本経済新聞「米中貿易戦争、日本企業も対策 生産・調達見直しへ」2018 年 9 月 22 日 (<https://www.nikkei.com/article/DGXMZO35679190S8A920C1EA2000/>)、日本経済新聞「設備投資『トランプ』の影 貿易戦争で不確実性高く」2019 年 4 月 28 日 (<https://www.nikkei.com/article/DGKKZO44251270W9A420C1MM8000/>)、JETRO 「地域分析レポート: 特集: データで読み解く保護貿易主義の動向とその影響 米中貿易摩擦、主要国企業の業績への影響は」2019 年 10 月 (<https://www.jetro.go.jp/biz/areareports/special/2019/1001/29ef6faf2b3da7f9.html>)、JETRO 「英国の EU 離脱に関する欧州進出日系企業への影響について」2019 年 11 月 (<https://www.jetro.go.jp/world/reports/2019/01/9c7c29ed4858ca21.html>) などを参照のこと。

証することができる。

これにくわえて、株式上場と企業の投資行動との間のメカニズムを明らかにすることを試みる。株式上場には、ショートターミズムのような投資を阻害する側面のほか、資金調達手段を柔軟にすることによって企業の投資を促進する側面もある。この 2 つの側面がどのように企業の投資行動に関連しているのかを、日本の制度的特性を利用することによって明らかにすることができる。

3.3 四半期報告と企業の投資行動

第 3 に、四半期報告が企業の投資行動に与える影響を検証する。株式市場の議論と関連して、高頻度の財務報告が企業の投資行動を阻害しているという議論があった。その議論を踏まえて、欧州では四半期報告の強制化が禁止され、また本研究を執筆している 2019 年時点で SEC が四半期報告を廃止すべきか否かを検討している。日本でもこれらの議論を踏まえて、四半期報告を廃止すべきであるという議論がなされている。しかし、報告頻度が企業の投資行動に与える影響を日本で検証した研究は限られている。そこで、日本における四半期報告の政策評価を試みて、米国や欧州における議論が日本の制度設計においても適用可能であるかを検証することには貢献があると考えられる。

これにくわえて、四半期報告と企業の投資行動との間に存在するこれまで明らかにされてこなかったメカニズムを明らかにすることも試みる。四半期報告にはショートターミズムを助長することを通じて投資を阻害する側面のほか、企業外部に開示する情報を増加させることによって企業の投資を促進する側面もある。企業の投資行動に注目して後者の側面について検証している研究は存在しない。日本の制度的特性を利用することによって、四半期報告が企業の投資行動と関連する新しいメカニズムを明らかにする。

4 本研究の構成

本研究は次のように構成されている。第 2 章では、企業の投資行動に関する理論研究およびその実証的証拠をレビューする。これは、本章で概観した投資に関連する問題を議論する理論的枠組みを検討することを目的としている。先行研究の議論の流れを踏まえることで、本研究の研究課題を検証する理論的基礎付けを確認する。くわえて、本研究の位置づけを確認し、その貢献を明示する。以降の章では、本研究の研究課題をひとつひとつ検証している。第 3 章では、不確実性が企業の投資行動に与える影響を検証する。第 4 章では、株式上場が企業の投資行動に与える影響を検証する。第 5 章では、高頻度の財務報告が企業の投資行動に与える影響を分析する。そして最後に第 6 章で、本研究の発見を要約して結論と課題を議論する。特に、章を跨いで結果を概観することで、本研究全体としての結論や含意を提示する。また、本研究の限界や課題についても吟味し、今後どのように議論を展開することが可能であるかを検討する。

第2章 本研究の位置づけ：先行研究のレビュー

1 はじめに

本章では、企業の投資に関する理論とそれに関連する実証的証拠をレビューする。ここで企業の投資行動に関する理論をレビューすることは次の2点から重要であると考えられる。第1に、第1章で議論したような企業の投資行動に関する実務的な議論の理論的基礎付けを確認するためである。第1章では経験的証拠や逸話的証拠を中心に、企業の投資行動に関する様々な問題を議論した。これらの問題を検証するためには、理論的枠組みを用いて仮説を構築する基礎付けを考えなければならない。そこで、これまでに蓄積されている投資行動に関する理論的な議論を概観する必要があるだろう。これらの議論を踏まえることで、検証課題に取り組む上での理論の枠組みを考察することができる。

第2に、先行研究に対する本研究の位置づけを確認することである。企業の投資行動を理論化する試みは古くから行われてきた。その後、これらの理論の仮定を緩めることで、実際の企業の投資行動を説明することが試みられてきた。本研究の位置づけを確認するためには、これらの先行研究を概観する必要がある。企業の投資行動に関する理論的な枠組みとその実証的証拠をレビューし、本研究がこれらの研究の流れとどのように関連しているかを明示する。このことは、本研究の学術的な貢献を確認する上でも有益である。

本章は次のように構成されている。まず第2節では、新古典派理論や q 理論と呼ばれる理論的枠組みをレビューする。新古典派理論や q 理論はそれ自体が本研究の理論的基礎付けとなるわけではない。ただし、これらの理論は、本研究の議論の枠組みのベンチマークとして重要な位置づけである。これ以降の節ではこの新古典派理論と q 理論の仮定から外れる要素を考慮した理論をレビューする。第3節では不確実性の企業の投資行動への影響を考えるリアルオプション理論をレビューする。リアルオプション理論から、不確実性によって企業の投資水準が増加するという考えと、減少するという考えの2つの予想が示唆される。第4節では、情報の非対称性から生じる問題を議論する。情報の非対称性は、資金制約の問題、エージェンシー問題、ショートターミズムを通じて企業の投資水準に影響を与えると考えられる。第5節ではこれらの理論的な背景を踏まえて、第1章で議論したような日本企業の投資行動に関連する研究課題をより具体的に提示する。そして、本研究にはどのような貢献があると考えられるかを議論する。

2 新古典派理論、 q 理論⁷

企業の投資行動を理論化する試みは、古くはマクロ経済のミクロ的基礎付けの文脈の中で資本蓄積の議論として展開されてきた⁸。そこでは、投資に伴うコストが投入財にかかる

⁷ 投資の新古典派理論や q 理論のサーベイとして、Jorgenson (1971) や Caballero (1999) がある。

⁸ 他にも Keynes (1936) なども企業の投資行動を理論化していると議論されることもある。しか

コストのみであることが仮定されてきた。投入財以外のコストが投資に伴わない場合には、企業は投入財の限界費用とそこから得られる限界便益が一致するような最適な資本ストックを逐次実現するように投資を行う。

しかし、実際に企業が最適な資本ストックを瞬時に実現しているとは考えにくい。最適な資本ストックの水準が変化した場合、その水準を実現するまでには一定の時間がかかると考えられる。この最適な資本ストックの水準を実現するためには時間がかかるという考えを導入しているのが、調整コスト (adjustment cost) をベースにした Jorgenson の理論である。Jorgenson (1963) と Hall and Jorgenson (1967) が投資に調整コストが伴うと仮定したモデルを構築した。外生的なショックによって企業の最適な資本ストックの水準が変化したとすると、企業は投資水準を段階的に調整することしかできなくなる。そのため、投入財の限界費用および限界便益だけではなく、その調整コストも企業の投資水準に影響を与える要素であると考えられるのである。この調整コストをベースにした理論はしばしば、「新古典派理論 (neoclassical theory)」と呼ばれる。

これに対して、Tobin (1969) は資本市場を議論に導入することで企業の投資行動をモデル化している。彼は、限界的な投資の市場価値 (capitalized value) とその再調達コストを比較して投資を行う企業を考えた。この市場価値とは実際に投資プロジェクトが市場で取引されていることを想定しているとも考えられるが、企業が NPV ルールにもとづいて投資の意思決定を行っていることを想定しているとも考えることができる。投資プロジェクトの限界市場価値が (再調達) コストを上回っているのであれば、その投資プロジェクトを実行することでその企業は自身の市場価値を増加させることが可能である。この限界的な投資の市場価値の再調達コストに対する比率は、“q” あるいは「トービンの q」と呼ばれる。このトービンの q が 1 を上回っている (下回っている) 場合、すなわち限界的な投資の市場価値が再調達コストを上回っている (下回っている) 場合に企業は投資を行うべきである (資産を売却すべきである) ことを示唆している。この Tobin の研究をはじめとする議論の流れは、しばしば「q 理論」と呼称される。

新古典派理論と q 理論が同値であることが Yoshikawa (1980) によって明らかにされた。また、Hayashi (1982) が、一定の条件を満たしていればトービンの q を観察可能なデータによって計算できることを明らかにした。これによって、q 理論を検証する実証研究が蓄積されてきた (Caballero 1999)⁹。しかし、新古典派理論と q 理論が実際の企業の投資行動を十分には説明できないことが報告されている。それらの研究のいくつかは、新古典派理論や q 理

し本研究は経営者の意思決定に注目しているため、目的関数を持った経営者や企業が最適化問題に直面していると想定している研究に限って理論的な枠組みをレビューすることとしている。⁹ ただし、新古典派理論と q 理論が同値であるための条件が厳しく、現実世界と必ずしも整合しないのではないかという指摘がされる場合がある。他にも、新古典派理論にもとづく実証研究が、q 理論にもとづく実証研究よりもパフォーマンスが良い場合があることも報告されてきた。詳しくは Caballero のレビューを参考のこと。

論の仮定に問題があると議論している (e.g., 浅子 2015)¹⁰。

新古典派理論と q 理論では、次のような仮定が置かれている。第 1 に、情報の非対称性が存在しないという仮定である。たとえば q 理論の議論では、資本市場の価格は瞬時に企業価値を反映するものであると暗黙的に仮定されている。しかし実際には、企業内部者と企業外部者との間に情報の非対称性が生じ、資本市場の価格が完全に企業価値を反映しているとは限らない。また、情報の非対称性が生じていることによって企業や資金提供者の行動も変化すると予想されるが、新古典派理論や q 理論ではこのようなマイクロレベルの議論を展開することが難しい。第 2 に、代表的企業が想定されている。企業の投資水準を考える際に、企業があたかも 1 人の個人であるかのように最適化問題を考えている。しかし、実際の企業では所有と経営が分離していることで、経営者が企業価値を最大化するように意思決定を行うとは限らない。エージェンシー問題が生じていると、経営者は企業 (株主) 価値を最大化するのではなく、自身の私的な便益を最大化するように行動すると考えられる。第 3 に、投資の可逆性 (reversibility) が仮定されている。投資が可逆的であるとは、投資を実行した後に事業環境が悪化してプロジェクトからの退出を決定した際に、投資費用を回収することが可能である状況を指している。しかし、実際の投資が可逆的であると想定するのは難しいと考えられる。プロジェクトから退出し投資した資産を売却したとしても、当初の投資額を全額回収することは現実的に困難だからである。

これらの仮定が置かれていることによって、第 1 章のような諸問題を新古典派理論や q 理論の枠組みで議論することは難しい。たとえば、情報の非対称性やエージェンシー問題が存在しない状況では、株式上場や財務報告の機能を議論することが困難である。株式上場は経営者をモニタリングする効果があると考えられる。また、財務報告には企業外部者と企業内部者との間の情報の非対称性を緩和する効果がある。これらの機能が企業の投資行動にどのような影響を与えているかを検証する際には、新古典派理論や q 理論の枠組みではメカニズムの議論をすることが難しい。そのため、これらの 3 つの仮定をそれぞれ緩和させた理論的枠組みを用いる必要がある。

3 不確実性¹¹

3.1 延期オプション

まず、不確実性 (uncertainty) と企業の投資行動との関係を議論している研究をレビューする。この理論的枠組みでは、新古典派理論や q 理論における資産の可逆性の仮定が緩められている。また一部の研究では、情報の非対称性の仮定を緩めた議論も展開されている。

最も知られている不確実性の概念は、Frank Knight が次のように定義したものである：

¹⁰ 実証的証拠が q 理論と整合しない理由が、理論の仮定の問題ではなくトービンの q に伴う測定誤差であると議論する研究も存在する (Erickson and Whited 2000; 2012; Peters and Taylor 2017)。

¹¹ 本章の議論に関連するサーベイ論文として Dixit (1992) と Bloom (2014) がある。

リスクと不確実性の差異は、前者ではなんらかのアウトカムの事例が (計算を通じて、もしくは過去の経験にもとづく統計のいずれかによりアприオリに) 把握される一方で、不確実性の場合にはこれが成り立たないということである。なぜなら、一般に、不確実性とはアウトカムの事例を挙げるのが不可能である状況を指すからである。(p. 233, Knight 1921, 著者翻訳)

すなわち、起こりうる事象を想定できるものリスクと呼び、これに対して事前に事象を想定できない状況を不確実性と呼んでいる。ただし、データで不確実性を測定するという段階になると、Knight が議論するほど明確には不確実性をリスクから分離することができない (Bloom 2014)。そのため、以下の議論では、不確実性という語を Knight 流の不確実性とリスクが高い状況を含み持った概念として用いる¹²。

リアルオプション理論において、不確実性と企業の投資行動との関係が議論されてきた。不確実性が企業の投資行動に影響を与えるのは次の 2 つの条件が満たされる場合である (Dixit and Pindyck 1994)。第 1 に、投資プロジェクトが不可逆 (irreversible) であることである。ここで、投資が不可逆であるとは、その投資プロジェクトを実行した後にそのプロジェクトから退出する場合に、最初の投資資金を回収できないことを指す。初期投資が埋没費用 (sunk cost) になると言い換えることもできる。第 2 に、経営者が投資プロジェクトを先延ばしできることである。すなわち、経営者が延期オプション (option to deter) を有しているという仮定である。

以上の 2 つの条件が満たされる場合に、不確実性が企業の投資水準に影響を与えると考えられる。不確実性が上昇して投資プロジェクトからの将来のペイオフが予想できなくなると、投資を延期するオプションの価値が正になる (McDonald and Siegel 1986)¹³。これは、プロジェクトのペイオフが不確実になると、新しい情報が得られてプロジェクトのペイオフが確実になるまで投資を延期するという行動 (延期オプション) の価値が大きくなるからである。このオプションが存在しない場合、投資のプロジェクトから得られるキャッシュ・フローの現在価値 $pv(cf)$ と投資額 I の差額である NPV が正である場合に投資し、そうでない場合は投資を取りやめるという意思決定をすべきである。すなわち：

$$pv(cf) > I$$

これに対して、経営者が延期オプションを行使できる場合、プロジェクトを実行しないことに価値が生じる。そのため、プロジェクトから得られるキャッシュ・フローの現在価値 $pv(cf)$ が投資額 I と延期オプションの価値 c^{deter} の合計を上回る場合に、経営者は投資プロジェクトへの投資を行うべきである。すなわち、NPV ルールが以下のように変化する：

¹² 第 3 章で検証する際には、不確実性とリスクを可能な限り分離するように試みる。

¹³ この説明は、Ferracuti and Stubben (2019) を参照している。

$$pv(cf) > I + c^{deter}$$

ここで、延期オプションの価値 c^{deter} が正であると、そうでない場合に比べて経営者が投資すべきプロジェクトの規模が小さくなる。すなわち、経営者が延期オプションを有していると、不確実性が高まると投資プロジェクトを (少なくとも一時的に) 取りやめることが合理的な意思決定になる場合がある。

不確実性が高くなると企業の投資水準が小さくなるという予想と整合する証拠が、いくつかの実証研究によって報告されている (e.g., Ramey and Shapiro 2001; Cooper and Haltiwanger 2006; Bloom 2009; Gulen and Ion 2016; Jens 2017; Bonaime, Gulen, and Ion 2018)。たとえば、Bloom, Bond, and Van Reenen (2007) は構造推定を用いた英国企業のシミュレーションデータと実際のデータを用いて、不確実性が高まると企業が投資を減少させ、また投資機会への反応が鈍くなることを明らかにしている。Baker, Bloom, and Davis (2016) は、新聞の記事をもとに作成した政策の不確実性指数 (Economic Policy Uncertainty Index) を用いて、政策の不確実性の上昇に伴って企業による設備投資や雇用が減少することを発見した。他にも、Julio and Yook (2016) は世界各国の国政選挙を用いて、選挙が行われている年に企業が投資を減少させていることを明らかにした。これらの証拠は、不確実性によって延期オプションの価値が高くなり、ひいては企業の投資水準が減少するという議論を支持している。

3.2 成長オプション

これに対して、不確実性が上昇すると企業がより投資を行うという議論も存在する。これが成長オプション (growth option) の議論である。成長オプションとは、将来時点において経営者あるいは企業が展開しているプロジェクトへの追加的な投資を行うことができるオプションである。もしプロジェクトに成長オプションが付帯している場合、不確実な状況において当該プロジェクトに対して投資を行うことが望ましい場合がある。

成長オプションが付帯している将来のペイオフが不確実なプロジェクトについて考える。成長オプションが付帯していることは、将来のペイオフが明らかになった後に事業を更に拡大するためには現在時点で初期投資を行っておかなければならない状況を暗示している。すなわち、プロジェクトを実行することによって、当該プロジェクトを実行していない競合他社が簡単に参入できないような新しい事業に関する投資機会を得られるようになる状況である。プロジェクトのペイオフが不確実であると、投資を実行することで事業に関する情報を獲得することの価値が大きくなる。すると、この成長オプションの価値が大きくなるため、当該プロジェクトを実行することの価値が大きくなるのである。このようなプロジェクトの NPV は次のように表すことができる：

$$pv(cf) + c^{growth} > I$$

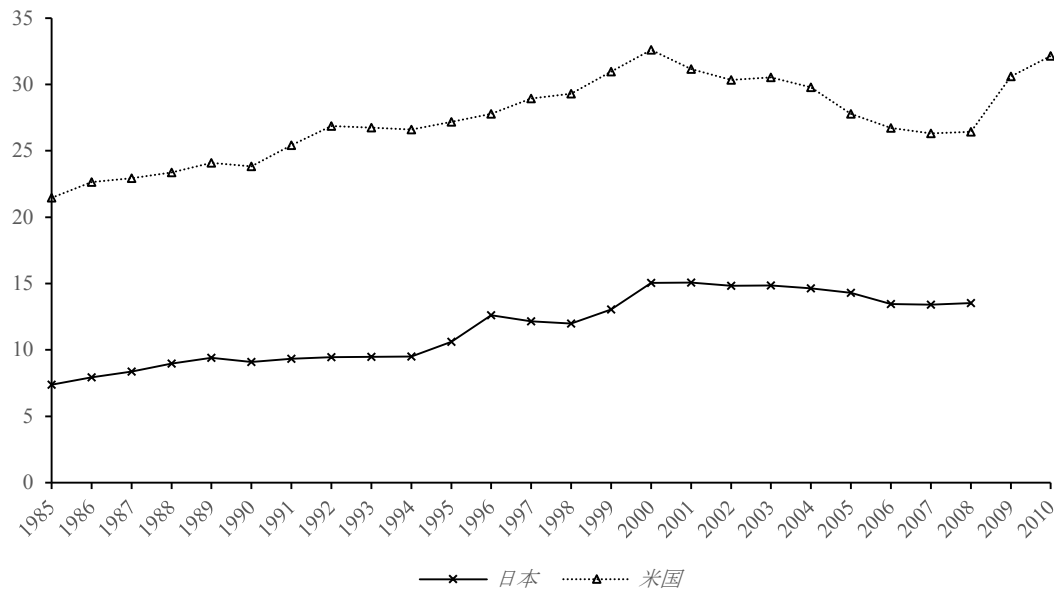


図1 日本と米国のICT投資の趨勢：

このグラフは1985年からの米国と日本のICT投資の趨勢を示している。米国（日本）については2010年(2008年)までのデータが最新であるため、それまでの期間の趨勢を示している。OECD data “ICT investment” からデータを取得している (<https://data.oecd.org/ict/ict-investment.htm>)。縦軸は、総固定資本形成に対するICT投資の比率(%)を示している。ここでICT投資とは、1年以上の期間にかけて使用するIT関連の備品、通信関連の備品、ソフトウェアの購入と定義されている。

ここで c^{growth} は成長オプションの価値を示している。もしこの成長オプションの価値が正である場合、オプションを考慮しない当該プロジェクトのNPVが負である場合 ($pv(cf) < I$) でも投資を行うことが合理的である場合がある。ひいては、不確実性が高く情報を把握することが困難である場合においても、企業の投資が増加するような状況があることを示唆している。このような成長オプションを持った状況を考えると、企業の投資水準が増加する可能性があることを示したのが Bar-Ilan and Strange (1996) である。

成長オプションに関する議論の事例が、米国のドットコム・バブルである。米国におけるドットコム・バブルを巡る議論のひとつが、なぜ1990年代後半から2000年代初頭にかけてIT関連の投資が増加したのかという問いである。図1が米国と日本のICT投資(Information and Communication Technology Investment)の総固定資本形成に対する比率を報告している。これを見ると、1990年代後半から2000年にかけての米国におけるICT投資の規模が大きく、2010年と同水準であることがわかる。

この1990年代後半のICT投資の規模の大きさは、成長オプションによって説明できると議論されることがある (Segal, Shaliastovich, and Yaron 2015)。1990年代当時は、インターネット関連の技術が各企業の事業環境にどのような影響を与えるかが不確実であったと考えられている。このような状況において、経営者はインターネットが企業の事業活動とどのように関連するかという情報を収集するために先行して投資を行うことが合理的であったと考えられる。すなわち、1990年代後半において成長オプションの価値 c^{growth} が正であっ

たと想定されるのである。そのために、1990年代終わりにかけて ICT 投資が高水準であったと議論されることがある。

成長オプションの議論と整合する実証的証拠が蓄積されている。Kraft, Schwartz, and Weiss (2018) は、成長オプションが付帯していると考えられる研究開発費の規模が大きい企業について、その成長オプションに対して株式市場が正の価格付けをしていることを明らかにしている。さらに、延期オプションと成長オプションの議論は必ずしも相互に排他的な関係にはないことも明らかにされている。Segal, Shaliastovich, and Yaron (2015) は延期オプションから生じる不確実性のマクロレベルの投資水準 (aggregate investment) への影響と、成長オプションから生じる影響の両方が観察されることを報告している。

3.3 資金供給チャネル、情報チャネル¹⁴

最後に、経営者の意思決定に注目した議論ではなく、企業外部の経済主体を関連させたメカニズムをいくつか議論する。第 1 に、資金提供者を通じた経路である。第 3.1 節および第 3.2 節で議論したようなリアルオプション理論は、資金提供者である銀行の資金提供の意思決定にも同じように適用することができる。すなわち、不確実性が上昇すると企業への融資を延期するオプションの価値が大きくなると考えられる。そのため、融資を取りやめることが銀行にとって合理的になると予想される。Berger et al. (2018) は政策の不確実性が高い期間において、銀行が融資を減少させて流動性を高めるという流動性保蔵 (liquidity hoarding) が生じることを明らかにしている。不確実な状況において銀行をはじめとする資金提供者が企業に対する資金提供を取りやめるのであれば、ひいては企業の投資行動が抑制されるのではないかと予想される。

第 2 に、情報の非対称性を通じた経路も考えられる。第 4.1 節で議論するように、情報の非対称性は企業の投資行動の重要な決定要因のひとつである。そのため、もし不確実性が情報の非対称性に影響を与えるのであれば、企業の投資行動に影響を与えると考えられる。不確実性が増加すると、証券市場で取引されている証券のプレミアムが増加することが明らかにされてきた (Pástor and Veronesi 2012; Pástor and Veronesi 2013; Kelly, Pástor, and Veronesi 2016)。これは、洗練された投資家とそうでない投資家との間の情報の非対称性が増加していることを示唆する証拠である。Pástor らによる研究を拡張して、Nagar, Schoenfeld, and Wellman (2019) は、情報優位である投資家と情報劣位である投資家との間の情報の非対称性が不確実性の増加に伴って大きくなると議論している。もし情報優位にある投資家が政策の不確実性の将来株価に対する含意をより正確に推測することができるのであれば、政策の不確実性が上昇すると情報劣位にある投資家との間の情報の非対称性が深刻になると予想されるからである。彼らは、BBD (2016) の EPU 指数が増加している期間に、情報の非対称性が増加するという証拠を報告している。Loh and Stulz (2018) はマクロ経済の不確実性が高い時期において、セルサイド・アナリストが利益予想の開示頻度を増加させることを

¹⁴ しかし、これらの議論は q 理論の枠組みの外には出ていない点には注意が必要である。

明らかにした。これは、アナリストをはじめとする情報優位である投資家には不況時の株式に関する情報を見極める能力があるという仮説を支持する証拠である。現金保有に注目している研究であるが、Duong et al. (2018) は政策の不確実性が上昇すると企業の資金制約の問題が深刻になるという証拠を報告している。もしこのような情報の非対称性の問題が不確実性の増加によって深刻になるのであれば、それに伴って第 4.1 節で議論するような投資の変化が生じると考えられる。

4 情報の非対称性¹⁵

4.1 資金制約

つづいて、情報の対称性と代表的個人の仮定を外した研究をレビューする。これらの研究は、情報の非対称性とエージェンシー問題に注目して、その企業の投資行動への影響を議論している。

企業内部者と企業外部者との間の情報の非対称性の程度によって企業の投資水準が変化すると考えられる。投資プロジェクトに対して投資を行う際に、経営者が利用できる資金には内部資金と外部資金がある。外部資金は内部資金と比較して、調達コストが高くなると考えられる。外部資金の提供者である企業外部者と企業内部者との間に情報の非対称性が生じていると、資金提供者がアドバース・セレクションの問題に晒される可能性がある (Myers 1984; Myers and Majluf 1984)。すると、そのアドバース・セレクションに直面するリスクに対して、企業外部者がプレミアム (レモン・プレミアム) を要求すると予想される (Fazzari and Athey 1987; Fazzari, Hubbard, and Petersen 1988)。このプレミアムによって外部資金の調達コストが上昇すると考えられるため、外部資金に依存する企業の投資プロジェクトの規模は情報の非対称性の程度によって変化すると予想される。これは資金制約 (financial constraint) と呼ばれる問題である。

資金制約の問題が生じていることを示す証拠が報告されてきた。古くは、Fazzari, Hubbard, and Petersen (1988) が、資金制約に直面している企業においては内部資金が企業の投資水準の決定要因になることを明らかにしている。コストの高い外部からの資金調達が困難になると、比較的コストの低い内部資金の規模によって投資水準が決定すると考えられるからである。彼らの発見は、資金制約が原因で企業の投資が抑制されているという証拠であると解釈されている (Fazzari and Athey 1987; Hubbard 1998; Stein 2003)¹⁶。

情報の非対称性を緩和する機能を持つ制度や企業行動が、資金制約の問題を軽減することで投資水準を増加させている証拠を発見している研究も存在する (e.g., Biddle, Hilary, and Verdi 2009; Balakrishnan, Core, and Verdi 2014)。また、Derrien and Kecskés (2013) は、投資ファンドの倒産や合併によるアナリスト・カバレッジの減少を情報の非対称性の外生的な増

¹⁵ 本章の議論に関連するサーベイ論文として Hubbard (1998) や Stein (2003) がある。

¹⁶ 彼らの発見と議論は Kaplan and Zingales (1997; 2000) によって強く批判されている点には注意が必要である。

加と見立て、それに伴って企業の資金調達と投資水準が減少することを発見した。これは、情報の非対称性が深刻になると企業の資金調達コストが高くなり、結果として資金調達が減少しひいては投資水準が減少するという議論を支持する証拠である。

4.2 エージェンシー問題

情報の非対称性は、他にもエージェンシー問題を経路として企業の投資行動に影響を与えると考えられる。エージェンシー問題が生じていると、経営者が自身の利得を最大化するために、企業としての（株主の視点から見たときの）最適な投資水準から乖離した投資を行うと予想される。第1に、過大投資が生じる可能性である。経営者にとって利用可能な資金（フリーキャッシュ・フロー）が潤沢であると、その資金が経営者の私的な利潤最大化のために配分されると考えられる（Jensen 1986）。たとえば、企業規模を拡大することが経営者の私的な便益となりうる場合には、利用可能な資金を株主の価値と関連のない資産の購入に配分する可能性があるのである。

第2に、過小投資が生じる可能性も考えられる。エージェンシー問題が生じていると、経営者は私的なコストが生じるような新しいプロジェクトへの投資を回避することも考えられる。このように経営者が消極的な行動をとることは、quiet life や保身（entrenchment）などと呼ばれており、経営者が新規投資を回避することを説明する議論のひとつである¹⁷。Meulbroek et al. (1990) は、買収防衛策（antitakeover amendment）を導入した企業においてR&D支出が減少することを明らかにしている。彼らは、この結果を買収の脅威から守られることによって、経営者が自らの保身のためにR&D投資を減少させていると解釈している。Bertrand and Mullainathan (2003) は、米国において企業買収禁止法（antitakeover law）が制定されて買収の脅威によるモニタリングが機能しなくなると、経営者が新しいプロジェクトへの投資や設備の撤退を行わなくなることを明らかにした。Aggarwal and Samwick (2006) は経営者報酬が企業の業績と十分に連動していない場合に、企業の投資水準が減少していることを発見した。これは、経営者が株主の利得と結び付けられていないとエージェンシー問題が深刻になり、quiet life や保身の問題が生じて投資水準が減少するという考えと整合する証拠である。さらに、Ikeda, Inoue, and Watanabe (2018) は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、企業の投資水準が減少することを発見した。これは買収の脅威が、経営者の quiet life や保身を追求する傾向を抑制するという考えと整合する証拠である。以上の議論は、エージェンシー問題には企業の投資を増加させるという仮説と減少させるという仮説の両方が存在することを示唆している。

¹⁷ 経営者の保身は、投資水準だけではなく投資プロジェクトの種類に関する問題を生じさせる可能性もある。Shleifer and Vishny (1989) は、経営者が自身の地位を守るために、彼らの専門性に近いプロジェクトを選択することを明らかにしている。

4.3 ショートターミズム¹⁸

資金制約とエージェンシー問題と並んで情報の非対称性が企業の投資を抑制させる要素として、ショートターミズム (short-termism) の問題がある。ショートターミズムとは、経営者が短期的な利益を追求するために長期的なプロジェクトへの投資を抑制させるような行動である。

ショートターミズムの理論的基礎は Stein (1988) や Stein (1989) によって確立された。Stein (1988) は、買収の脅威が経営者の意思決定に与える影響を分析している。彼のモデルでは、経営者が投資家よりも企業の将来のプロジェクトに関して情報優位であると仮定されている。またこの情報の非対称性は、長期プロジェクトに関する情報においてより深刻になることが想定されている。この情報の非対称性が原因となって、収益性があるもののペイオフが長期的であるプロジェクトに直面している企業の株価は過小評価される傾向にある。もしペイオフが実現する前にこの過小評価された企業が他の企業に買収されると、この企業の既存の株主は低い価格しか受け取ることができなくなってしまう。すると、利得が既存の株主と一致している経営者¹⁹は、企業の真の価値を株式市場にシグナルするために短期的な利益を大きくするように行動すると考えられる。これがショートターミズムである。Stein (1989) は Stein (1988) の議論を引き受けて、買収の脅威に限らない状況に議論を拡張している。1989年の論文では、経営者と投資家との間に情報の非対称性があり、経営者の目的関数に株価が含まれている場合に、ショートターミズムが生じることを明らかにしている。

彼らの議論を基礎として、株式市場からのプレッシャーによって、経営者や企業の投資の意思決定がショートターミズムに陥っていることを示唆する証拠が蓄積されている^{20,21}。Edmans, Fang, and Lewellen (2017) は、オプションの権利行使が可能になるタイミング (vesting) を利用して、経営者の短期的なインセンティブを測定している。分析の結果、経営者のインセンティブが短期的になった (オプションが vesting された) タイミングで、R&D支出と設備投資が減少していることが明らかになった。これに伴ってアナリストおよび経営者の利益予想が上昇していることもわかった。これらの証拠は、経営者が長期的な投資を減少させて、短期的な利益を増加させていることを示唆している。

しかし、ショートターミズムには企業の投資を減少させる効果があるだけとは限らない点には注意が必要である。Bebchuk and Stole (1993) は、企業で生じている情報の非対称性の

¹⁸ ショートターミズムの議論については他にも、Morck et al. (1990)、Stein (2003)、Kaplan (2018)、Almeida (2019) や Alex Edmans の Web ページの記事 (<https://alexedmans.com/is-short-termism-really-a-problem/>) を参照のこと。

¹⁹ この意味で、Stein (1988) では所有と経営の分離から生じるエージェンシー問題が存在しないことが仮定されている。

²⁰ ここでは制度的な要素とショートターミズムとの関係を議論する研究に限ってレビューしている。これ以外にも利益目標を達成するために投資を控えるというタイプのショートターミズムも観察されている (Roychowdhury 2006; Bhojraj et al. 2009; Almeida, Fos, and Kronlund 2016)。

²¹ なお、Meulbroeck et al. (1990) は、Stein (1988) の理論の予想が必ずしも成り立たないという議論から、quiet life と整合する実証的な証拠を報告している。

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のである。

5 本研究の研究課題と貢献

5.1 不確実性と企業の投資行動

本章ではここまで、企業の投資行動に関連する理論をレビューしてきた。ではこれらの議論と、第 1 章で概観したような近年の企業の投資行動に関する問題はどのように関連するだろうか。まず不確実性と企業の投資行動との関係については、リアルオプション理論の枠組みに従って議論する。もし投資プロジェクトに延期オプションが伴っているのであれば、事業環境が不確実になると経営者は投資水準を小さくすると考えられる。これに対して、もし投資プロジェクトに成長オプションが伴っているのであれば、不確実な状況で経営者は投資水準を大きくすると予想される。

以上 2 つの対立する仮説のどちらが支持されるかは、実証的な課題である。不確実性を測定する決定的な方法が開発されていなかったため、多くの先行研究は理論モデルを用いて分析を試みてきた。しかし Baker, Bloom, and Davis (2016) によって不確実性が測定され、日本における不確実性についても測定することが可能になった。本研究では彼らの不確実性指標を用いて、企業の投資行動が不確実性に対してどのように変化するかを検証する。

5.2 株式上場と企業の投資行動

つづいて、株式市場が企業の投資行動に与える影響を分析する。第 1 章で概観したように、株式上場が企業の投資行動を抑制するという議論が規制主体や実務家から指摘されている。これは、ショートターミズムにもとづく議論である。Stein (1988; 1989) のモデルでは、経営者の目的関数に株式価格が含まれることが想定されていた。すなわち、ショートターミズムが生じうるのは、株式価格が観察可能である上場企業に限られるのではないかと予想される。Asker, Farre-Mensa, and Ljungqvist (2015) は、米国の上場企業と非公開企業の投資水準を比較し、上場企業の投資水準が非上場企業よりも小さいことを明らかにした。Bernstein (2015) は IPO 企業のイノベーション活動を分析し、IPO 後に能力の高い開発者 (skilled inventor) が企業を離れる傾向にあることを発見した。また、企業に残った開発者の生産性も低下することが明らかになった。Fang, Tian, and Tice (2014) は、株式の流動性の増加が企業のイノベーション投資を減少させることを発見した。株式の流動性によって買収の脅威が増加したり、モニタリングを行うインセンティブの低い短期的な投資家が企業の株式を売買したりすることによって、経営者に対して株価を増加させるプレッシャーがかかると

議論している。彼らは、この経営者に対するプレッシャーによって、イノベーション投資が減少するという経路を明らかにしている。これらの結果は、株式市場の経営者に対する短期的なプレッシャーによって、企業の投資水準が減少することを示唆している。

これに対して、次のような理由から、株式市場が企業の投資水準を増加させる効果があると予想することもできる。第 1 に、株式上場をすることによってエージェンシー問題を軽減することが可能になると考えられる。株式市場が経営者のモニタリング機構として機能するからである。株式が市場で取引可能であると、株主が株式を売却すること (exit) によって自身の利害を経営者の利害と一致させることが可能になる (Admati and Pfleiderer 2009; Edmans 2009)。これにくわえて、株価と経営者報酬を連動させることが可能になるため、経営者のインセンティブの問題を軽減する手段にもなりうる。これらのエージェンシー問題を軽減する効果を通じて、quiet life や保身といった経営者の私的便益の追求によって投資が抑制される効果を軽減することができる可能性がある。第 2 に、株式上場をしている企業は、資金調達を柔軟に行うことができると考えられる。また、株式上場をしていると、株価によって市場参加者の間で情報生産が行われるようになるため情報の非対称性が緩和されると考えられる。さらに、株式が流動化されることによって、株主が要求するプレミアムが低下すると考えられる (Amihud and Levi 2018)。そのため、株式上場によって資金調達のコストが減少すると予想される (Rajan 1992; Pagano, Panetta, and Zingales 1998; Amihud and Levi 2018)。このように資金調達のコストが軽減されることで、上場企業は非上場企業と比較して柔軟に資金調達をすることができるようになり、資金制約が問題になりにくいことが明らかにされてきた (e.g., Brau and Fawcett 2006; Brav 2009; Saunders and Steffen 2011; Schoubben and Van Hulle 2011)。

以上の 2 つの効果のいずれが観察されるかは、実証的な課題である。そこで、本研究では日本の制度的特徴を活用して株式上場が企業の投資行動に与える影響を分析する。

5.3 高頻度の財務報告と企業の投資行動

つづいて、財務報告の頻度が企業の投資行動に与える影響を議論する。第 1 章で概観したような、高頻度の財務報告が企業の投資を阻害しているという議論はショートターミズムをもとにした議論である。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。高頻度に関示される利益には、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。Ernstberger et al. (2017) や Kraft, Vashishtha, and Venkatachalam (2018) が、報告頻度が増加したことで企業の投資水準が減少していることを明らかにしている。

これに対して、高頻度の財務報告が企業の投資水準を増加させるという予想をすることもできる。なぜなら、高頻度の財務報告は情報の非対称性とエージェンシー問題を軽減すると考えることができるからである (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類似した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投資家が確認することが可能になると考えられる。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。そのため、コーポレート・ガバナンス機構によってエージェンシー問題を緩和することが難しくなる。高頻度の財務報告はモニタリング機能を果たしているアナリストなどの経済主体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。実際、財務報告の頻度が増加したことで株式市場における情報の非対称性が軽減されている証拠や、企業のエージェンシー問題が緩和されている証拠が報告されている (e.g., Fu, Kraft, and Zhang 2012; Nallareddy and Pozen 2017; D'Adduzio et al. 2018; Downar, Ernstberger, and Link 2018)。

以上の 2 つの効果のいずれが観察されるかは、実証的な課題である。そこで、本研究では日本の制度的特徴を利用して高頻度の財務報告が企業の投資行動に与える影響を分析する。

5.4 本研究の位置づけ

では、本研究が取り組む以上のような問題は先行研究とどのように関連するのだろうか。第 1 に、新古典派理論および q 理論の仮定を外すことで展開されてきた理論に立脚している。これらの理論は、企業の投資行動を理論化する試みとして極めて大きな貢献がある。しかし、第 2 節で議論したように、これらの理論的枠組みでは本研究が取り組むような近年の企業の投資行動に関連する問題を議論することが困難である。なぜなら、リアルオプション、情報の非対称性、エージェンシー問題、ショートターミズムといった要素が鍵概念であるからである。そこで、新古典派理論および q 理論から発展した理論を基礎として議論を展開する。本研究はこれらの理論を実証的に検証するという位置づけである。

第 2 に、3 つのそれぞれの研究課題に関する理論的な議論から導かれる対立する仮説を、実際のデータを用いて検証する実証研究であるという位置づけである。本研究で議論するこれらの研究課題では、それぞれ 2 つあるいは複数の対立する仮説・予想が存在する。その

ため、いずれの仮説が現実の企業の投資行動をより説明できるかは、実証的な課題である。そこで本研究は、データを用いてどの仮説が観察されるかを実証的に検証する。

第 3 に、制度の政策評価 (policy evaluation) を試みているという点である。近年になって、米国を中心に規制や制度が企業の投資行動に与える影響を分析する研究が蓄積されている。特に、株式上場や財務報告に関する研究では、これらの制度が企業の投資行動を阻害するという議論がなされている。第 1 章で議論したように、日本においてもこの議論を踏まえて株式上場や財務報告に関する効果を見直す流れがある。本研究はこれらの制度が日本においてどのような機能を果たしているのかを、企業の投資行動の視点から評価するという特徴がある。この意味で、実務的および制度的なインプリケーションがあると考えられる。

また、企業の実体的な行動をベースに政策評価を行っている点も本研究の特徴である。これまでの多くの研究が、金融セクター (financial sector) と実体セクター (real sector) に別々に焦点を当ててきた。これに対して、近年になってこれらのふたつの市場の関係に注目する「リアル・エフェクト」と呼ばれる研究が蓄積されるようになってきた (Kanodia 2006; Bond, Edmans, and Goldstein 2012; Kanodia and Sapra 2016; He and Tian 2018)²²。これらの研究は、金融セクターの制度や規制が、情報の問題およびエージェンシー問題の軽減や、経営者に対する証券市場からのプレッシャーを変化させることを通じて、企業の投資行動に影響を与えることを明らかにしてきた。本研究は株式上場や財務報告が企業の投資行動に与える影響を明らかにすることで、リアル・エフェクトを生じさせるメカニズムに関する新しい証拠を示すという貢献があると考えられる。

²² これ以外にも、最近の研究のレビューについては Leuz and Wysocki (2016) や Roychowdhury, Shroff, and Verdi (2019)を参照のこと。

第3章 政策の不確実性と企業の投資行動

1 はじめに

企業を取り巻く事業環境の不確実性は、企業の投資行動に影響を与えると考えられる。なぜなら、不確実性はプロジェクトに関連する経営者の将来予想を変化させると考えられるからである。たとえば、2016年5月に行われた英国の欧州連合離脱 (Brexit) に関する国民投票の結果に伴って M&A を減少させると回答した CFO が 40%、設備投資を減少させると回答した CFO は 58%、雇用を減少させると答えた CFO が 66%であった (Deloitte 2018)²³。他にもたとえば、9.11 米国同時テロ、イラク戦争、リーマン危機、3.11 東日本大震災、2016 年米国大統領選挙、米中貿易戦争といった不確実性が上昇するイベントによって、企業の投資行動が変化していると考えられる (e.g., Bloom 2009; Davis 2018)。

不確実性が企業の投資行動に与える効果には 2 つの可能性がある。一方が、不確実性によって企業の投資水準が抑制されるという議論である。これは、事業環境が不確実になると、投資プロジェクトを延期して新しい情報を獲得するまで待機することの価値が大きくなるという延期オプションの議論がもとになっている。もう一方が、不確実性によって企業の投資水準が増加するという議論である。これは、プロジェクトのペイオフが不確実である場合、投資プロジェクトを実行して事業を進める中で情報を獲得することの価値が高くなるという成長オプションの議論がもとになっている。このように、不確実性が企業の投資水準に与える影響については相反する 2 つの仮説が議論されてきた。

これら 2 つの仮説のどちらが支持されるかは、事前には明らかではない。そのため、どちらの効果が観察されるかは重要な実証的な課題である。しかし、不確実性の変化によって企業の投資行動がどのように変化するかを検証する実証研究の蓄積は限定的である。不確実性を測定する方法が限られていたことが原因であると考えられる。近年になって、不確実性を測定する指標の作成や、不確実性の変化を特定するような試みがなされるようになってきた (Julio and Yook 2012; Jurado, Ludvigson, and Ng 2015a; Jens 2017)。中でも、BBD (2016) が作成した政策の不確実性指数 (Economic Policy Uncertainty Index) は日本を含めた 24 ヶ国で作成されており、多くの先行研究が蓄積されている。BBD (2016) は新聞記事をもとに EPU 指数を作成している。彼らは政策の不確実性に関連する新聞記事の頻度を数え上げ、そのシェアを月ごとに計算することで月次の EPU 指数を作成している。Arbatli et al. (2019) が BBD (2016) の手法を用いて、日本の EPU 指数を作成・公開している。本章では彼らの EPU 指数を用いて、上で議論した 2 つの仮説のどちらが支持されるかを検証する。

検証の結果、EPU 指数が高い時期には企業の投資水準が小さくなることが明らかになっ

²³ 同様のサーベイが 2018 年まで行われているが、M&A・設備投資・雇用を減少させると回答した企業の比率はそれぞれ、25%・44%・50%である。他にも、Brexit が企業の投資行動に与える影響を詳細に分析した研究として、Bloom et al. (2019) を参照のこと。

た。また、政策の不確実性の中でも財政政策の不確実性の効果が大きいことも発見した。この結果は、日本の多くの経営者が財政政策の不確実性をつよく認識していることと整合する証拠である (Morikawa 2016a)。これらの発見は、不確実性が高い時期に経営者が投資を取りやめているという延期オプションの考えと整合する。さらに、不確実性が企業の投資行動に影響を与えるメカニズムのひとつとして、企業の予備的動機に関する追加検証を行う。もし経営者が延期オプションを行使しているのであれば、投資を取りやめたことで残る資金を現金として蓄積していると予想される。そこで、不確実性と企業の現金保有の関係を分析して、仮説で想定されているメカニズムが観察されるかを検証する。検証の結果、EPU 指数が高い時期ほど企業が現金保有を増加させていることが明らかになった。これは不確実性の増加に対して、経営者が投資をとりやめて現金を蓄積して投資のタイミングまで待機 (wait) しているという延期オプションの議論と整合する証拠である。

本章は次のような研究と関連している。第 1 に、政策の不確実性と企業の投資行動との関係を分析している研究である (e.g., Gulen and Ion 2016; Julio and Yook 2012; 2016; Jens 2017; Bonaime, Gulen, and Ion 2018)。これらの研究は、政策の不確実性については概ね延期オプションにもとづく仮説が支持されることを明らかにしてきた。本章はこれらの先行研究に倣い、日本において政策の不確実性が企業の投資行動にあたえる効果を明らかにする。先行研究のレプリケーションであるという側面があるため貢献が限定的であるものの、日本企業のミクロデータを用いて BBD (2016) の EPU 指数の影響を分析している初めての研究である。第 2 に、日本のマクロデータを用いて不確実性と企業の投資行動を検証する研究である。日本でもマクロデータやサーベイ調査を用いた研究が蓄積されている(e.g., 伊藤 2016; Morikawa 2016a; Morikawa 2016b; Arbatli et al. 2019)。企業個別の投資行動に与える影響を検証するためには、ミクロレベルのデータを用いた分析が有用である。しかしミクロレベルのデータを用いて分析を行っている研究は限られている。そこで、本章では不確実性に対する企業の投資行動の変化に加えて、投資行動が変化するメカニズムをミクロレベルの企業のデータを用いて分析している。この点で、日本企業の不確実性に対する反応を分析する研究に対して追加的な貢献があると考えられる。

本章は次のような構成である。第 2 節で本章の仮説と、先行研究との差異を議論する。第 3 節では、政策の不確実性と企業の投資行動との関係を分析するためのリサーチデザインを説明する。ここで、BBD (2016) の EPU 指数の作成方法をレビューする。第 4 節は、政策の不確実性と企業の投資水準の関係を分析する主分析の検証結果を報告する。第 5 節では、主分析の結果を解釈するための追加検証を行う。最後に第 6 節で本章の結論を示す。

2 先行研究と仮説

多くの研究者によって、不確実性の効果が分析されてきた²⁴。その多くは、不確実性が

²⁴ 不確実性ないし政策の不確実性に関する包括的なレビューについては、Bloom (2014) および Dai and Zhang (2019) を参照のこと。

様々な経済主体（家計、投資家、経営者）の意思決定に与える影響を、理論モデルを用いて明らかにしている。そこでは、不確実性には2つの対立する効果があることが明らかにされてきた。第1に、不確実性が企業の投資水準を抑制するという効果である。これは、延期オプションの議論が基礎になっている（Dixit and Pindyck 1994）。不確実性が上昇して投資プロジェクトの将来のペイオフが予想できなくなると、投資を延期するオプションの価値が正になる（McDonald and Siegel 1986）²⁵。これは、プロジェクトのペイオフが不確実になると、新しい情報が得られてプロジェクトのペイオフが確実になるまで投資を延期すること（延期オプション）の価値が大きくなるからである。経営者が延期オプションを行使できる場合、プロジェクトに投資を行わないことに価値が生じる。言い換えると、今すぐに投資を行うことにはオプションを行使しないという機会費用が伴うことになる。そのため、プロジェクトから得られるキャッシュ・フローの現在価値が投資額と延期オプションの価値の合計を上回る場合に、経営者はその投資プロジェクトを実行すべきである。延期オプションの価値が正であると、そうでない場合に比べて経営者が投資すべきプロジェクトが小さくなる。すなわち、経営者が延期オプションを有している場合には、不確実性が高まると投資プロジェクトを（少なくとも一時的に）取りやめることが合理的な意思決定になる。

これらの議論を踏まえると、政策の不確実性が高い期間に企業が投資を控えると予想される：

仮説 1a：政策の不確実性は企業の投資水準を抑制させる。

第2に、不確実な状況では、企業がより投資を行うという議論も存在する。これが成長オプションの議論である。成長オプションとは、将来時点において経営者あるいは企業が展開しているプロジェクトへの追加的な投資を行うことができるというオプションである。もしあるプロジェクトに成長オプションが付帯している場合、不確実な状況において当該プロジェクトに対して投資を行うことが望ましい場合がある。

将来の収益性が不確実である、成長オプションが付帯しているプロジェクトがあるとすると、成長オプションが付帯していることは、不確実性が低下して将来の収益性が明らかになった後に事業を更に拡大するためには現在時点で初期投資を行っておかなければならない状況を意味している。すなわち、プロジェクトを実行することによって、当該プロジェクトを実行していない競合他社が簡単に参入できないような新しい事業に関する投資機会を獲得することができるような状況である。プロジェクトの収益性が不確実であると、この成長オプションの価値が大きくなるため、当該プロジェクトを今すぐに実行することの価値が大きくなるのである。もしこの成長オプションの価値が正である場合、オプション価値を考慮しない当該プロジェクトのNPVが負であっても投資を行うことが合理的である場合がある。これは、不確実性が高く情報を把握することが困難である場合においても、企業の投資

²⁵ この説明は、Ferracuti and Stubben (2019) を参照している。

が増加するような状況があることを示唆している。すなわち次のようなことが予想される：

仮説 1b：政策の不確実性は企業の投資水準を増加させる。

仮説 1a と仮説 1b のどちらが支持されるかは、アприオリには明らかではない。実証結果から、いずれの仮説が支持されるかを検討する。

本章は次のような先行研究と関連している。第 1 に、政策の不確実性と企業の投資行動との関係进行分析している研究である。Gulen and Ion (2016) は、米国のマイクロデータを用いて、BBD (2016) の EPU 指数で測定した政策の不確実性が企業の投資水準を低下させることを明らかにした。また、リアルオプション理論の通り、資産の不可逆性 (irreversibility) が大きいほど EPU の投資への負の効果が大きくなることを明らかにしている。Bonaime, Gulen, and Ion (2018) は、EPU 指数と企業の M&A 投資との間に負の関係があることを発見した。Jens (2017) は米国の州知事選挙を政策の不確実性が情報するイベントとして用いて政策の不確実性を測定して、政策の不確実性の上昇に伴って企業が投資を減少させていることを発見した。他にも、Julio and Yook (2016) は世界各国の国政選挙を用いて、選挙が行われている年に企業が投資を減少させていることを明らかにした。これらの結果は、政策の不確実性については概ね延期オプションにもとづく仮説 (本章仮説 1a) が支持されることを示唆している。本章はこれらの先行研究に倣い、日本における政策の不確実性の企業の投資行動への影響を明らかにする。先行研究のレプリケーションであるという側面があるため貢献が限定的であるものの、日本企業のマイクロデータを用いて BBD (2016) の EPU 指数の影響を分析している初めての研究である。

第 2 に、日本のマクロデータを用いて不確実性と企業の投資行動を検証する研究である (e.g., 伊藤 2016; Morikawa 2016a; Morikawa 2016b; Arbatli et al. 2019)。たとえば、伊藤 (2016) は政党支持率データを利用して政権運営の不確実性指数を作成し、政権運営が不確実な状況において企業が設備投資を減少させていることを VAR 分析によって明らかにしている。Arbatli et al. (2019) は日本の新聞を用いて日本版の EPU 指数を作成している。VAR 分析を用いて、政策の不確実性によって企業の設備投資が減少し生産性が悪化することを発見した。しかし、上記の研究はマクロレベルの設備投資データを用いているのみであり、日本企業のマイクロレベルのデータを用いて分析を行っている研究は筆者の知る限り存在しない。本章では不確実性に対する企業の投資行動の変化に加えて、投資行動が変化するメカニズムをマイクロレベルの企業のデータを用いて分析している。この点で、日本企業の不確実性に対する反応を分析する研究に追加的な貢献があると考えられる。

3 リサーチデザイン

3.1 データとサンプル

EPU 指数のデータは Baker らが開設した Web ページから取得する(<https://www.policyun>)

certainty.com/index.html)。この Web ページでは、24 ヶ国とグローバル指標を加えた 25 種類の EPU 指数がスプレッドシートの形式で公開されている。日本の月次の EPU 指数を収録したスプレッドシートを取得して、企業の財務データを収録するデータセットに結合する。日本のマクロ経済変数については、日経 NEEDS FinancialQuest (FQ) からデータを取得している。これ以外に、日本の GDP 予想については OECD の OECD data からデータを取得する (<https://data.oecd.org/gdp/gross-domestic-product-gdp.htm>)。また、衆議院選挙期間を特定するために、NHK の「NHK 選挙 WEB」を参照した (<https://www.nhk.or.jp/senkyo/database/history/>)。この Web ページでは、1989 年以降の衆議院選挙および参議院選挙の詳細なデータが掲載されている。分析では衆議院が解散してから選挙が行われるまでの期間を示すインディケータをコントロール変数として加えるため、変数作成の際にこれらのデータを参照する。最後に、頑健性分析において、株式市場の不確実性を示す VXJ (Volatility Index Japan) を用いる²⁶。VXJ は大阪大学の数理・データ科学教育研究センター (Center for Mathematical Modeling and Data Science, MMDS) の Web サイトから取得する (<http://www-mmds.sigmath.es.osaka-u.ac.jp/structure/activity/vxj.php>)。

企業の財務データは FQ から取得する。本章のサンプルは、2000 年から 2018 年にかけて日本会計基準で財務諸表を作成している非金融業の上場企業である。分析において前年度の変数が必要であるため、分析対象期間は 2001 年から 2018 年である。変則決算企業を除外し、分析に用いるデータが取得不可能な観測点をサンプルから除いている。サンプル処理の結果、最終的なサンプルサイズは 56,620 企業・年である。

3.2 政策の不確実性：BBD 指標

表 1 が BBD (2016) による政策の不確実性指標の作成プロセスを説明している。彼らは、政策とその不確実性に関連する新聞記事の頻度をもとに、経済政策に関する不確実性を計測している。まず、BBD (2016) は次のような方法で、EPU に関する記事を特定している。EPU に関する記事とは、「不確実性」「経済」「政策」の 3 つのカテゴリの用語を全て含む記事である。具体的には、米国の 10 の主要新聞 i について、記事の電子アーカイブを 1985 年 1 月から調査し、各月 t について EPU に関する記事の頻度を数え上げる。この EPU に関する記事の合計を、同期間における同新聞の全ての記事の数で割る (第 1 行)。すると、各月 t の各新聞 i について、EPU に関する記事のシェア (X_{it}) が計算される。この EPU に関する記事のシェアによって、経済政策の不確実性の大きさを測定するという考えである。

²⁶ VXJ の他にも日経平均 VI も同様に株式市場の不確実性を捉える代理変数になりうる。VXJ が日経 225 をベースとした指数であるのに対して、日経平均 VI は日経平均をベースとした指数であるという違いがある。しかし、VXJ が 1998 年からデータが取得可能であるのに対して、日経平均 VI のデータが利用可能であるのが 2010 年からのみである。そのために、本章では VXJ を株式市場の不確実性を捉える主たる変数としてコントロール変数に加えている。

表 1 BBD (2016) および Arbatli et al. (2019) の EPU 指数の作成方法 :

この表は Baker, Bloom, and Davis (2016) および Arbatli et al. (2019) の EPU 指数の作成方法を説明している。Panel A が EPU の記事を特定する際に用いる用語について、Panel B が BBD (2016) の作成方法のフレームワークについて説明している。本表の作成には、英語ベースのものは BBD (2016) の p. 1599 を、日本語ベースのものは Arbatli et al. (2019) の Table 1 を参照している。

Panel A: EPU の記事の特定

	英語	日本語
Economic	: “economic” or “economy”;	: 「経済」「景気」
Uncertainty	: “uncertain” or “uncertainty”;	: 「不確実」「不透明」
Policy	: one or more of “Congress”, “deficit”, “Federal Reserve”, “legislation”, “regulation”, and “White House”.	: Arbatli et al. (2017) の Table 1 を参照例) 「日本銀行」「国債」「構造改革」「税」「国会」「法案」「衆議院」「参議院」「官邸」「首相」「連邦準備」

Panel B: BBD (2016) のフレームワーク

(1)	$X_{it} := \frac{\#EPU\ article_{it}}{\#total\ article_{it}}$: t 月の新聞 i における EPU に関する記事の数を同月同新聞のすべての記事の合計で割る。
(2)	$Y_{it} := \frac{X_{it}}{s_i}$: t 月新聞 i の X を、全分析期間の X の標準偏差 (s_i^2) で基準化する。
(3)	$Z_t := \frac{\sum Y_{it}}{\#newspaper}$: t 月のすべての新聞の Y の平均値をとる。
(4)	$EPU := \frac{100}{M} \times Z_t$: Z の平均値が 100 をとるように、 Z_t の平均値 (M) で標準化し 100 をかける。
(5)	$\therefore EPU := \frac{100}{\sum Z_t / \#month} \times \frac{\sum \{ \#EPU\ article_{it} / \#total\ article_{it} \} / s_i}{\#newspaper}$	

しかし、同じ新聞 i でも期間ごとに記事の総数が異なっているなど、シェアだけでは簡単に期間比較できない可能性がある。そこで、表 1 のようなプロセスで指標を基準化する。期間ごとの差異を調整するために、各新聞 i の X_{it} を全分析期間の X_{it} の標準偏差 s_i で基準化したもの Y_{it} を計算する (第 2 行)。つづいて、各月 t における Y_{it} の平均値をとり、基準化された EPU に関する記事のシェアの月 t における平均値を求める (第 3 行)。これによって標準化された EPU に関する記事のシェアの月ごとの指標 Z_t が計算される。最後に、調査期間全体の EPU 指数の平均値が 100 を取るように、 Z_t をその平均値 (M) で標準化し 100 をかける (第 4 行)。BBD (2016) はこれを EPU 指数と定義している。本章ではこの指標を、全体の EPU 指数と呼ぶ。

彼らはこの全体の EPU 指数に加えて、各政策カテゴリーの EPU 指数を作成している。政策カテゴリーごとの EPU 指数として、財政政策の不確実性、金融政策の不確実性、税金政策の不確実性、政府支出の不確実性、ヘルスケア政策の不確実性、国防政策の不確実性、エンタイトルメント・プログラム (Entitlement Program) の不確実性、制度に関する不確実性、金融制度に関する不確実性、通商政策の不確実性、国債や為替に関する政策の不確実性、の 12 つの指標が作成されている。BBD (2016) では、EPU に関する記事を特定する際の「政策」に関する用語を、各政策カテゴリーに関連する用語のみに限って記事の頻度を数え上げて

いる。これらの各政策カテゴリーの EPU 指数の作成方法の詳細については、BBD (2016) の Section II.B. を参照のこと。

Arbatli et al. (2019) は BBD (2016) と同様の方法を用いて、日本の主要新聞 4 紙 (読売新聞、朝日新聞、毎日新聞および日経新聞) をもとに日本版の EPU 指数を作成している。経済 “Economic” に関する用語として、「経済」もしくは「景気」という語を特定する。つづいて、不確実性 “Uncertainty” に関する用語として、「不確実性」もしくは「不透明性」を特定する。最後に政策 “Policy” に関する用語として Arbatli et al. (2019) の Table 1 に掲載されている語を特定する。たとえば、「日本銀行」や「国会」、「官邸」といった語が挙げられている。彼らはまた BBD (2016) に従って、日本における各政策カテゴリーの EPU 指数を作成している。日本の政策カテゴリーごとの EPU 指数として、財政政策の不確実性、金融政策の不確実性、通商政策の不確実性、為替政策の不確実性、の 4 つの指標が作成されている。上で挙げた用語をもとに EPU に関連する記事を数え上げた後のプロセスについては、BBD (2016) と同様の方法を用いている。

BBD (2016) や Arbatli et al. (2019) が作成した EPU 指数は、前掲した Baker らが開設した Web ページで公開されている (<https://www.policyuncertainty.com/index.html>)。さらに、Arbatli et al. (2019) の日本の EPU 指数については、経済産業研究所 (Research Institute of Economy, Trade and Industry: RIETI) の Web ページにおいても指標や関連するレポートが公開されている (<https://www.rieti.go.jp/jp/database/policyuncertainty/>)。

この BBD の EPU 指数の他にもいくつかのマクロ経済の不確実性指標が存在する。第 1 に、株式市場の恐怖指数が上げられる。恐怖指数とは、株式市場がオプション価格に織り込んでいるボラティリティを計算して指数化したものである。たとえば、S&P 500 のオプションのインプライド・ボラティリティをもとに作成される恐怖指標である VIX (Volatility Index) や、S&P 100 のオプションのインプライド・ボラティリティをもとに作成される VXO (S&P 100 Volatility Index) などが挙げられる。日本では、日経 225 のオプション価格のインプライド・ボラティリティをもとに作成される VXJ や、日経平均のオプション価格のインプライド・ボラティリティをもとに作成される日経平均 VI などがある。これらの恐怖指数も株式市場の不確実性を捉えているという点では、EPU 指数と同様に不確実性の代理変数になりうる。しかし、企業活動を説明する上では、EPU 指数が株式市場の恐怖指数と比較して外生的であると考えられる (Nagar, Schoenfeld, and Wellman 2019)。なぜなら、恐怖指数の基礎となっている株式指数やオプション価格は事業環境や業界の動向といった要素と強く関連して価格づけされていると考えられるのに対して、EPU 指数は政府の活動や立法府における議論、選挙結果などの企業の事業活動から見て外生的な要素によって変動すると考えられるからである。ただし、企業はロビイング活動によって政府の政策決定に影響を与えられると考えられる (Vidal, Draca, and Fons-Rosen 2012)。また、企業の事業環境や業績が政策決定に影響を与える可能性もある。そのため、EPU 指数を完全な外生変数として考えることができない点には注意が必要である。

表 2 変数の定義：

この表は、本章で用いる変数の定義とデータソースを説明している。

Variable	Definition	Source
<i>epu</i>	: 日本の全体の EPU 指数の過去 1 年間の平均値の自然対数。	BBD の HP
<i>epu_fp</i>	: 日本の財政政策に関する EPU 指数の過去 1 年間の平均値の自然対数。	BBD の HP
<i>epu_mp</i>	: 日本の金融政策に関する EPU 指数の過去 1 年間の平均値の自然対数。	BBD の HP
<i>epu_tp</i>	: 日本の通商政策に関する EPU 指数の過去 1 年間の平均値の自然対数。	BBD の HP
<i>epu_ep</i>	: 日本の為替政策に関する EPU 指数の過去 1 年間の平均値の自然対数。	BBD の HP
<i>Δppe</i>	: 期首から期末にかけての有形固定資産の変化額を期首時点での有形固定資産および無形資産の合計で割ったもの。	FQ
<i>capex</i>	: 有価証券報告書で報告されている設備投資を期首時点での有形固定資産および無形資産の合計で割ったもの。	FQ
<i>tan+int</i>	: キャッシュ・フロー計算書で報告されている有形固定資産および無形資産の購入にかかる支出を期首時点での有形固定資産および無形資産の合計で割ったもの。	FQ
<i>capex+rd</i>	: 有価証券報告書で報告されている設備投資 (<i>capex</i>) と研究開発支出との合計を期首時点での有形固定資産および無形資産の合計で割ったもの。	FQ
<i>Δcash</i>	: 期首から期末にかけての現金と短期有価証券の合計の変化額を期首の有形固定資産および無形資産の合計で割ったもの。	FQ
<i>q</i>	: 株式の時価総額と有利子負債との合計額を、株主資本の簿価と有利子負債の合計額で割ったもの。	FQ
<i>cfo</i>	: 営業キャッシュ・フローを有形固定資産および無形資産の合計で割ったもの。	FQ
<i>size</i>	: 企業の総資産 (百万円) の自然対数。	FQ
<i>cash</i>	: 期首時点での現金と短期有価証券の合計を有形固定資産および無形資産の合計で割ったもの。	FQ
<i>lev</i>	: 有利子負債を有形固定資産および無形資産の合計で割ったもの。	FQ
<i>election</i>	: 衆議院が解散してから選挙が行われるまでの期間が含まれている半期に 1 を、そうでない場合には 0 をとるインディケータ。	NHK
<i>ret_topix</i>	: 過去 1 年間の TOPIX のリターン。	FQ
<i>vol_topix</i>	: 過去 1 年間の TOPIX のボラティリティ。	FQ
<i>doll_yen</i>	: 過去 1 年間のドル円レート of 平均値。	FQ
<i>cpi</i>	: 過去 1 年間の消費者物価指数の平均値。	FQ
<i>gdp_growth</i>	: 過去 1 年間の GDP 成長率。	FQ
<i>gdp_forecast</i>	: OECD の GDP 成長率予想。	OECD
<i>fc</i>	: 決算期末が 2008 年の 7 月から 2009 年の 12 月までに含まれていると 1、そうでないと 0 をとるインディケータ	
<i>vxj</i>	: 過去 1 年間の VXJ の平均値の自然対数。	MMDS

第 2 に、様々なマクロ変数から不確実性指標を作成するという考えもありうる。Jurado, Ludvigson, and Ng (2015a) はいくつかのマクロ変数を利用して、マクロ経済の不確実性を指標化している²⁷。彼らのマクロ経済の不確実性指標は米国に限られたものであるため、日本企業を分析対象にする場合には有用な指標であるとはいえない。これに対して、EPU 指数

²⁷ 詳細については Jurado, Ludvigson, and Ng (2015b) を参照のこと。

は米国および日本を始めとして、世界の主要国で同じ方法で作成されているため、他の国で得られた研究成果との比較検討を行いやすいという利点がある。

第3に、選挙を用いて政治や政策の不確実性を測定するという考えがある。米国の州知事選挙 (gubernatorial election) を用いて、政策の不確実性の効果を検証している研究が存在する (e.g., Çolak, Durnev, and Qian 2017; Jens 2017)。米国の州知事選挙を用いることの利点として、①企業活動が州の政治的動向から大きな影響を受けることが明らかになっており、②州知事選挙は国政選挙と比較して頻度が多く、また③州ごとに異なるタイミングで行われるため識別戦略に利用しやすい、ということが挙げられる (Dai and Zhang 2019)。これに対して、日本では政治的な不確実性を知事選挙や地方選挙から計測することは困難である²⁸。なぜなら、上場企業のほとんどが東京に分布しており、地方の政治的な要素が企業の意思決定を変えるほどの影響があるかが明らかではないからである。ただし、これらの議論は日本の選挙を識別戦略として用いた研究が蓄積されていないことが原因であるため、検証次第では日本の知事選挙や地方選挙を用いることが優れた識別戦略であるという含意が得られる可能性もある。しかし本章はこれらの選挙の有用性を議論することを目的としていない。先行研究の蓄積の程度や EPU 指数の不確実性指標としての妥当性を考慮すれば、知事選挙や地方選挙よりも EPU 指数を使うことが実証上の戦略として望ましいと考えられる。

以上のことを踏まえると、日本において不確実性が企業の投資行動に与える影響を分析する際には、BBD (2016) の EPU 指数を用いることが適していると考えられる²⁹。

3.3 モデル

EPU が企業の投資水準に与える影響を分析するために、次のようなモデルを推定する：

$$investment_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 epu\ index + \Gamma z + \Phi macro + fe + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、被説明変数は企業の投資行動 (*investment*) である。本章では投資の変数として次の4つの変数を用いる。第1に、*Δppe* は前期からの有形固定資産の増加額に減価償却費および減損損失を足し戻したものとして定義される。第2に、*capex* は有価証券報告書で開示されている設備投資として定義される。第3に、*tang + int* はキャッシュ・フロー計算書上の有形固定資産および無形資産の購入に係る支出である。第4に、*capex* に研究開発支出を足し合わせたものを *capex + rd* とする。すべての変数は期首における有形固定資産および無形資産の合計額で基準化する。関心変数は *epu* であり、BBD の EPU 指数の自然対数を用いる。元の EPU 指数は月次の指標である。そこで、12ヶ月の平均値を取って企業のデータの期間

²⁸ 例外として、伊藤 (2016) が与党と野党の支持率をもとに政権運営の不安定性を測定している。

²⁹ なお、これ以外にも地政学リスク指数 (Geopolitical Risk Index, Caldara and Iacoviello 2018) や株式市場ボラティリティ指数 (Equity Market Volatility Index, Baker et al. 2019) などの不確実性に関連する指標が開発されている。しかし、これらの指標は日本を対象にしたものが作成されておらず、日本企業を分析対象とする本章の目的には適していない。

と整合させる。また、VAR 分析から、EPU 指標の企業活動に対する影響は 6-12 ヶ月後に大きくなることが知られている (Baker, Bloom, and Davis 2016; Arbatli et al. 2019)。そこで、被説明変数である投資の変数の 1 期前の 12 ヶ月の EPU 指数の平均値の自然対数を説明変数として用いる。

ベクトル z は、企業レベルのコントロール変数を含むベクトルである。これには、トービンの $q(q)$ 、営業キャッシュ・フロー (cfo)、企業規模 ($size$)、現金保有比率 ($cash$)、レバレッジ (lev) が含まれる。ベクトル $macro$ は、マクロレベルのコントロール変数を含むベクトルである。これには、衆議院選挙の解散から選挙までの期間を示すインディケータ ($election$)、TOPIX のリターン (ret_topix)、TOPIX のボラティリティ (vol_topix)、ドル円レート ($doll_yen$)、消費者物価指数 (cpi)、GDP 成長率 (gdp_growth)、OECD の GDP 予想 ($gdp_forecast$) が含まれている。これらの変数の詳細な定義を、表 2 で説明している。これ以外にも企業の固定効果 (fe) を加えている。モデルは OLS によって推定する。係数の有意水準の計算には、企業および年のレベルでクラスタリングされた標準誤差を使用する。

係数 α_l が EPU 指数と企業の投資水準との関係を捉えている。仮説 1a は EPU 指数が増加するほど企業の投資水準が小さくなると予想しているため、係数 α_l が負になった場合には仮説 1a と整合する証拠が得られたことになる。これに対して、仮説 1b は EPU 指数が増加するほど企業の投資水準が大きくなると予想しているため、係数 α_l が正になった場合には仮説 1b と整合する証拠が得られたことになる。

4 結果

4.1 基本統計量

表 3 の Panel A が本章で用いる変数の基本統計量を報告している。表 3 の Panel B がこれらの変数の相関マトリクスを報告している。全体の EPU 指数 (epu) とそれぞれのマクロ変数との相関係数に注目すると、まず衆議院が解散してから選挙が行われるまでの期間はそうでない期間と比較して EPU 指数が高いことがわかる。これは国政選挙が行われている期間では政策の不確実性が高くなるという考えと整合する結果である。つづいて、EPU 指数が高い期間では TOPIX のリターン (ret_topix) が低く、ボラティリティ (vol_topix) が高いことが分かる。これは、政策の不確実性が延期オプションの価値を増加させるという議論と整合的である。

消費者物価指数 (cpi) は EPU 指数と正に相関している。GDP の成長率 (gdp_growth) とその予想 ($gdp_forecast$) は EPU 指数と正に相関している。これらの結果は、先行研究の結果と必ずしも整合しない。たとえば、伊藤 (2017) は、VAR 分析から EPU 指数と GDP との間に負の関係があることを明らかにしている (Figure 15)。本章の結果がこの先行研究の発見と整合しないのは、マクロ変数と EPU 指数が同じ時点であることが原因であると考えられる。伊藤 (2017) の VAR 分析では、EPU 指数の水準は 3 四半期後の GDP に影響を与えることが明らかになっている。金融危機の期間 (fc) は必ずしも EPU 指数が高いわけではな

表 3 基本統計量と相関マトリクス :

Panel A が本章の分析で用いる変数の基本統計量を報告している。Panel B はこれらの変数の間の相関マトリクスを報告している。企業レベルの変数については上位および下位 1%の値をウィンザライズしている。

Panel A: 基本統計量

	Mean	SD	1st Quartile	Median	3rd Quartile
<i>Appe</i>	0.1781	0.2725	0.0464	0.1089	0.2160
<i>capex</i>	0.1726	0.2365	0.0459	0.1043	0.2002
<i>tan+int</i>	0.1892	0.2751	0.0540	0.1098	0.2065
<i>capex+rd</i>	0.2573	0.4071	0.0668	0.1480	0.2819
<i>Δcash</i>	0.1117	1.1941	-0.0697	0.0083	0.1195
<i>epu</i>	4.6229	0.2291	4.4701	4.6742	4.7985
<i>epu_fp</i>	4.5938	0.3045	4.3035	4.5552	4.8592
<i>epu_mp</i>	4.6741	0.2889	4.4608	4.8123	4.8948
<i>epu_tp</i>	4.5936	0.5339	4.1572	4.3764	5.0076
<i>epu_ep</i>	4.5219	0.2563	4.3074	4.4994	4.6098
<i>q</i>	1.0719	1.5616	0.2448	0.5050	1.1790
<i>cfo</i>	0.2854	1.2373	0.0676	0.1760	0.3455
<i>size</i>	8.9815	2.0065	7.8489	9.0242	10.2101
<i>cash</i>	2.0616	5.4130	0.2308	0.5402	1.3339
<i>lev</i>	0.9729	1.8511	0.1367	0.5399	1.0147
<i>election</i>	0.0555	0.2290	0	0	0
<i>ret_topix</i>	0.0515	0.2470	-0.1455	0.0099	0.2376
<i>vol_topix</i>	0.0125	0.0033	0.0104	0.0122	0.0144
<i>doll_yen</i>	4.6557	0.1351	4.6057	4.7063	4.7449
<i>cpi</i>	97.9215	1.3792	96.9167	97.2917	99.2167
<i>gdp_growth</i>	0.0042	0.0033	0.0028	0.0054	0.0062
<i>gdp_forecast</i>	0.0088	0.0263	-0.0021	0.0116	0.0234
<i>fc</i>	0.0648	0.2462	0	0	0
<i>vxj</i>	3.1846	0.2275	3.0459	3.2021	3.3079

い。これは先行研究で観察されておりまた図 1 でも見るように、少なくとも日本においてはリーマン危機以外の時期にも EPU 指数が高い時期があることと整合する結果である。最後に、日本の株式市場の恐怖指数である VXJ (*vxj*) は EPU 指数と正の関係があることが分かる。これは、EPU 指数と VXJ の両方が不確実性を捉える変数であるという考えと整合する結果である。

図 1 が日本の EPU 指数の半期の移動平均の趨勢を示している。Arbatli et al. (2019) や伊藤 (2017) において既に検討されているように、EPU 指数は日本および国外の主要な政治的・経済的イベントが生じている期間でスパイクしていることがわかる。伊藤 (2017) では分析対象となっていない期間 (2017 年以降) では次のような趨勢が観察される。2017 年以降の期間では、通商政策の不確実性が大きく変化していることがわかる。通商政策の不確実性は 2017 年 3 月に 430.3 とピークになり、その後 2018 年 2 月に 121.7 になるまで急激に下降している。この期間には、トランプ米大統領が 2016 年 11 月に大統領選で当選し 2017 年 1 月に就任、それに伴って同月に米国が TPP から離脱することが表明された。これを反映して、TPP の動向が大きな問題であった日本における通商政策の不確実性が増加していると考えられる。つづいて 2018 年 3 月には再び通商政策の不確実性が増加し始めている。これは、2018 年 3 月に米国が鉄鋼とアルミニウムの輸入に対し追加の関税賦課を行ったことを反映していると考えられる (Davis 2018)。最終的に、本章で用いる最新のデータである 2019

Panel B: 相関マトリクス

	<i>Appe</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
(1) <i>capex</i>	0.732											
(2) <i>tan+int</i>	0.761	0.810										
(3) <i>capex+rd</i>	0.631	0.773	0.690									
(4) <i>Δcash</i>	0.175	0.137	0.182	0.162								
(5) <i>epu</i>	-0.023	-0.056	-0.048	-0.033	0.016							
(6) <i>epu_fp</i>	-0.036	-0.065	-0.062	-0.042	0.012	0.941						
(7) <i>epu_mp</i>	-0.009	-0.038	-0.030	-0.021	0.017	0.887	0.769					
(8) <i>epu_tp</i>	0.051	0.024	0.026	0.028	0.048	0.599	0.456	0.626				
(9) <i>epu_ep</i>	-0.020	-0.040	-0.043	-0.026	0.005	0.652	0.765	0.548	0.332			
(10) <i>q</i>	0.063	0.055	0.080	0.073	0.030	-0.101	-0.111	-0.082	0.016	-0.083		
(11) <i>cfo</i>	0.094	0.112	0.125	0.086	0.409	0.035	0.020	0.038	0.049	0.010	-0.023	
(12) <i>size</i>	-0.331	-0.284	-0.384	-0.335	-0.180	0.000	0.011	-0.005	-0.026	0.011	-0.061	-0.123
(13) <i>cash</i>	0.407	0.331	0.479	0.500	0.226	0.004	-0.014	0.010	0.062	-0.017	0.050	0.218
(14) <i>lev</i>	0.183	0.102	0.169	0.108	0.100	-0.026	-0.022	-0.026	-0.036	-0.013	-0.012	-0.065
(15) <i>election</i>	0.055	0.046	0.059	0.046	0.031	0.107	0.087	0.180	0.110	0.103	-0.014	0.017
(16) <i>ret_topix</i>	0.043	0.055	0.039	0.039	0.019	-0.381	-0.286	-0.466	0.080	-0.175	0.104	-0.008
(17) <i>vol_topix</i>	-0.045	-0.061	-0.050	-0.045	-0.017	0.468	0.364	0.438	-0.047	0.105	-0.089	0.011
(18) <i>doll_yen</i>	0.001	0.029	0.024	0.013	-0.006	-0.542	-0.591	-0.386	-0.182	-0.637	0.093	-0.029
(19) <i>cpi</i>	0.008	0.008	0.011	0.006	0.004	0.015	-0.186	-0.032	0.298	-0.280	0.050	0.016
(20) <i>gdp_growth</i>	-0.111	-0.110	-0.133	-0.098	-0.046	0.064	0.147	-0.032	-0.027	0.138	0.014	-0.023
(21) <i>gdp_forecast</i>	-0.008	-0.009	-0.016	-0.004	0.027	0.195	0.330	-0.010	0.155	0.289	-0.004	0.001
(22) <i>fc</i>	0.007	0.003	0.015	0.002	-0.029	-0.089	-0.241	0.099	-0.267	-0.188	-0.037	0.003
(23) <i>vxj</i>	-0.064	-0.080	-0.068	-0.057	-0.011	0.648	0.600	0.561	-0.001	0.294	-0.122	0.012

	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)
(13) <i>cash</i>	-0.525										
(14) <i>lev</i>	-0.269	0.315									
(15) <i>election</i>	-0.096	0.058	0.030								
(16) <i>ret_topix</i>	-0.007	0.022	-0.003	-0.052							
(17) <i>vol_topix</i>	0.010	-0.029	0.000	0.163	-0.558						
(18) <i>doll_yen</i>	0.014	-0.001	0.025	-0.064	0.144	-0.218					
(19) <i>cpi</i>	0.009	0.030	0.000	-0.047	-0.046	0.065	0.439				
(20) <i>gdp_growth</i>	0.209	-0.118	-0.059	-0.442	0.041	0.066	-0.068	-0.054			
(21) <i>gdp_forecast</i>	-0.002	0.004	-0.006	-0.014	0.172	0.059	-0.174	-0.106	0.402		
(22) <i>fc</i>	-0.020	-0.004	0.014	0.104	-0.328	0.206	-0.090	-0.074	-0.332	-0.639	
(23) <i>vxj</i>	0.016	-0.035	-0.005	0.141	-0.569	0.897	-0.333	-0.057	0.088	0.111	0.107

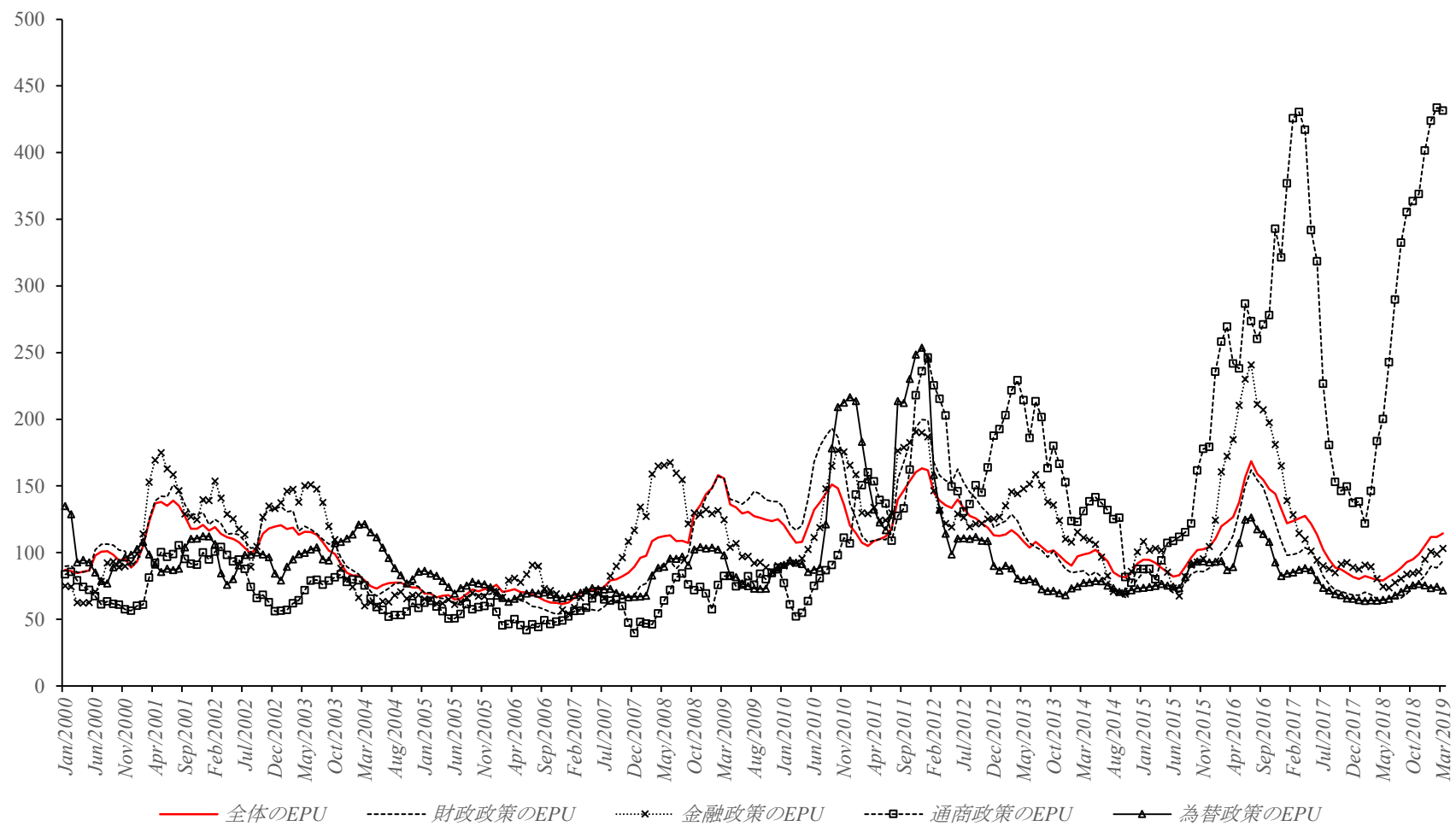


図1 日本の6ヶ月移動平均EPUの趨勢：

このグラフは、2000年1月から2019年3月までの各年-月ごとの過去6ヶ月のEPUの移動平均をプロットしている。

年 2 月には再び 400 を超える値をとっている。これは引き続いて米中の貿易戦争の先行きが不透明であることを反映していると解釈されている (Arbatli et al. 2019)。

4.2 回帰分析

表 4 が EPU の企業の投資水準に与える影響を検証したモデル (1) の推定結果を報告している。この表では、説明変数である EPU の指標を全体の EPU 指数 (*epu*) に固定し、被説明変数である投資の変数を入れ替えた場合の結果を報告している。第 1-4 列は、それぞれ貸借対照表の有形固定資産の差額 (*Appe*)、有価証券報告書で開示されている設備投資 (*capex*)、キャッシュ・フロー計算書上の有形固定資産および無形資産の購入に係る支出 (*tang + int*)、*capex* と研究開発支出の合計 (*capex + rd*) を被説明変数とした場合の結果を報告している。*Appe* を被説明変数とした場合以外のモデルでは、EPU 指数の係数は負に有意である。EPU 指数が高い期間では低い期間と比較して、企業の投資水準が小さいことが明らかになった。これに対して、*Appe* が被説明変数である場合には、EPU 指数の係数は統計的に有意ではない。これは、貸借対照表から計算される投資の変数が資産売却を反映しているためであると考えられる。資産売却を被説明変数として EPU 指数に回帰したところ、統計的に有意ではないものの係数は負であった。不確実性が高い状況では、経営者が資産売却を控えるような行動を示唆している。そのため、貸借対照表から計算される投資の変数は、投資が減少する効果と資産売却が減少する効果の両方を捉えているため統計的に有意な結果が得られなかったと考えられる。

つづいて、政策カテゴリーごとの EPU 指数を関心変数とした場合の結果を表 5 に報告している。第 1 列では財政政策の EPU 指数 (*epu_fp*) を、第 2 列では金融政策の EPU 指数 (*epu_mp*) を、第 3 列は通商政策の EPU 指数 (*epu_tp*) を、第 4 列は為替政策の EPU 指数 (*epu_ep*) を関心変数とした場合の結果を報告している。なお、被説明変数としてキャッシュ・フロー計算書で報告されている有形固定資産と無形資産の購入に係る支出 (*tan+int*) を用いた場合の結果だけを報告している。これは、第 4.3 節の結果と整合させることを目的としている。第 4.3 節では半期データを用いるが、投資の変数の中で半期データが包括的に利用可能であるのがキャッシュ・フロー計算書の情報だからである。なお、主分析で統計的に有意な結果が得られた変数については、以下の結果が変化しないことを確認している。財政政策の EPU 指数の係数は負に有意である。これに対して、財政政策以外の EPU 指数 (金融政策・通商政策・為替政策の EPU 指数) の係数は統計的には有意ではない。この結果は、全体の EPU 指数が投資を引き下げる効果が、財政政策の不確実性の効果によるものであることを示唆している。Morikawa (2016b) のサーベイ調査によって明らかになったように、政策決定の中でも社会保障政策の不確実性、財政政策の不確実性、税制政策の不確実性の 3 つを日本の経営者が強く感じていることが知られている³⁰。本章の結果は、経営者が強く認識

³⁰ これらに続いて、国際通商政策の不確実性、地方創生政策の不確実性、労働市場政策の不確実性を認識していることが明らかになっている。

表 4 EPU と投資行動の関係：

この表は、企業の投資水準を EPU 指数に回帰しているモデル (1) の結果を報告している。関心変数は全体の EPU 指数 (*epu*) である。第 1 列は貸借対照表の有形固定資産の変化 (*Appe*) を、第 2 列は有価証券報告書で報告されている設備投資 (*capex*) を、第 3 列はキャッシュ・フロー計算書で報告されている有形固定資産および無形資産への支出 (*tan+int*) を、第 4 列は *capex* と研究開発支出との合計 (*capex+rd*) を被説明変数としたモデルの結果を報告している。企業レベルのコントロール変数として、トービンの *q* (*q*)、営業キャッシュ・フロー (*cfo*)、企業規模 (*size*)、現金保有比率 (*cash*)、レバレッジ (*lev*) が含まれる。マクロレベルのコントロール変数として、衆議院解散から選挙までの期間を示すインディケータ (*election*)、TOPIX のリターン (*ret_topix*)、TOPIX のボラティリティ (*vol_topix*)、ドル円レート (*doll_yen*)、消費者物価指数 (*cpi*)、GDP 成長率 (*gdp_growth*)、OECD の GDP 予想 (*gdp_forecast*) が含まれている。これ以外に、企業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、企業×年のレベルでクラスタリングした標準誤差を報告している。*、**、*** は、係数の有意水準がそれぞれ 10%、5%、1%であることを示している。

	<i>Appe</i> (1)	<i>capex</i> (2)	<i>tan+int</i> (3)	<i>capex+rd</i> (4)
<i>epu</i>	0.0034 (0.0175)	-0.0234** (0.0083)	-0.0280** (0.0103)	-0.0230** (0.0102)
<i>q</i>	0.0139*** (0.0024)	0.0103*** (0.0017)	0.0135*** (0.0019)	0.0122*** (0.0024)
<i>cfo</i>	-0.0019 (0.0019)	0.0000 (0.0019)	-0.0020 (0.0023)	-0.0016 (0.0035)
<i>size</i>	-0.1331*** (0.0096)	-0.0943*** (0.0070)	-0.1113*** (0.0071)	-0.1395*** (0.0098)
<i>cash</i>	0.0119*** (0.0011)	0.0106*** (0.0011)	0.0182*** (0.0011)	0.0221*** (0.0017)
<i>lev</i>	0.0037 (0.0033)	-0.0058** (0.0026)	-0.0069** (0.0027)	-0.0069* (0.0035)
<i>election</i>	0.0152* (0.0072)	0.0083 (0.0052)	0.0107*** (0.0037)	0.0086 (0.0062)
<i>ret_topix</i>	0.0184 (0.0163)	0.0100 (0.0070)	-0.0019 (0.0065)	0.0059 (0.0074)
<i>vol_topix</i>	-1.7896* (0.9694)	-1.5401*** (0.4178)	-1.2027** (0.4882)	-2.1940*** (0.5737)
<i>doll_yen</i>	-0.0227 (0.0406)	0.0274 (0.0203)	0.0202 (0.0179)	0.0304 (0.0237)
<i>cpi</i>	0.0046 (0.0031)	0.0008 (0.0016)	0.0013 (0.0015)	0.0011 (0.0021)
<i>gdp_growth</i>	-0.3382 (0.2233)	-0.2373 (0.1913)	-1.1530 (1.6426)	-0.0347 (0.2564)
<i>gdp_forecast</i>	0.0005 (0.0012)	0.0007 (0.0012)	-0.0603 (0.0989)	-0.0003 (0.0016)
Observations	56,620	56,620	56,620	56,620
FE	firm	firm	firm	firm
clustered by	firm&year	firm&year	firm&year	firm&year
Adj. R ²	0.396	0.435	0.497	0.642

している財政政策の不確実性が、企業の投資水準の意思決定に影響を与えるという考えと整合する証拠である。また、日本の全体の EPU 指数の 50%近くが財政政策の不確実性で構成されており、その経済的な影響が大きいのではないかという考えと整合的である (Figure 10, 伊藤 2016)。以上の結果は、政策の不確実性が企業の投資水準を押し下げるという仮説 1a と整合する証拠であり、政策の不確実性が企業の投資水準を増加させるという仮説 1b とは整合しない証拠である。すなわち、BBD (2016) や Gulen and Ion (2016) と同じように、政策の不確実性が企業の投資行動に与える影響は、延期オプションによって説明できることを示唆している。

表 5 政策カテゴリーの EPU と投資行動の関係：

この表は、企業の投資水準を政策カテゴリーの EPU 指数に回帰しているモデル (1) の結果を報告している。関心変数は EPU 指数である。被説明変数は有形固定資産および無形資産への投資 (*tan+int*) である。第 1 列は財政政策の EPU 指数 (*epu_fp*) を、第 2 列は金融政策の EPU 指数 (*epu_mp*) を、第 3 列は通商政策の EPU 指数 (*epu_tp*) を、第 4 列は為替政策の EPU 指数 (*epu_ep*) を関心変数とした場合の結果を報告している。企業レベルのコントロール変数として、トービンの *q* (*q*)、営業キャッシュ・フロー (*cfo*)、企業規模 (*size*)、現金保有比率 (*cash*)、レバレッジ (*lev*) が含まれる。マクロレベルのコントロール変数として、衆議院解散から選挙までの期間を示すインディケータ (*election*)、TOPIX のリターン (*ret_topix*)、TOPIX のボラティリティ (*vol_topix*)、ドル円レート (*doll_yen*)、消費者物価指数 (*cpi*)、GDP 成長率 (*gdp_growth*)、OECD の GDP 予想 (*gdp_forecast*) が含まれている。これ以外に、企業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、企業×年のレベルでクラスタリングした標準誤差を報告している。*, **, *** は、係数の有意水準がそれぞれ 10%, 5%, 1%であることを示している。

	<i>tan+int</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>epu_fp</i>	-0.0256*** (0.0065)			
<i>epu_mp</i>		-0.0100 (0.0076)		
<i>epu_tp</i>			0.0018 (0.0034)	
<i>epu_ep</i>				-0.0137 (0.0100)
<i>q</i>	0.0133*** (0.0019)	0.0137*** (0.0019)	0.0138*** (0.0019)	0.0137*** (0.0019)
<i>cfo</i>	-0.0020 (0.0023)	-0.0020 (0.0023)	-0.0020 (0.0023)	-0.0020 (0.0023)
<i>size</i>	-0.1117*** (0.0070)	-0.1113*** (0.0072)	-0.1119*** (0.0072)	-0.1120*** (0.0071)
<i>cash</i>	0.0181*** (0.0011)	0.0181*** (0.0011)	0.0181*** (0.0011)	0.0181*** (0.0011)
<i>lev</i>	-0.0069** (0.0028)	-0.0069** (0.0027)	-0.0068** (0.0027)	-0.0068** (0.0027)
<i>election</i>	0.0114*** (0.0039)	0.0113*** (0.0031)	0.0090*** (0.0030)	0.0119*** (0.0030)
<i>ret_topix</i>	-0.0025 (0.0058)	-0.0009 (0.0080)	0.0022 (0.0087)	-0.0009 (0.0079)
<i>vol_topix</i>	-1.3565*** (0.4416)	-1.4546*** (0.4952)	-1.5967** (0.6384)	-1.8650*** (0.5672)
<i>doll_yen</i>	0.0155 (0.0153)	0.0396* (0.0206)	0.0490** (0.0208)	0.0298 (0.0286)
<i>cpi</i>	0.0004 (0.0015)	0.0003 (0.0016)	-0.0001 (0.0015)	0.0003 (0.0015)
<i>gdp_growth</i>	-0.0731 (0.1560)	-0.1200 (0.1685)	-0.0732 (0.1682)	-0.0600 (0.1650)
<i>gdp_forecast</i>	-0.0004 (0.0009)	-0.0009 (0.0010)	-0.0012 (0.0010)	-0.0009 (0.0010)
Observations	56,620	56,620	56,620	56,620
FE	firm	firm	firm	firm
clustered by	firm&year	firm&year	firm&year	firm&year
Adj. R ²	0.497	0.497	0.497	0.497

4.3 頑健性分析

主分析の頑健性を確認するために、いくつかの分析を行う。第 1 に、追加的なコントロール変数を加えたモデルを推定する。主分析では会計期間の固定効果を加えずにモデルを推定した。これは、EPU 指数が会計期間の固定効果と強く相関するため、EPU の効果を捉えられない可能性があるからである。会計期間の固定効果を加えないという対処は、先行研究と整合している (e.g., Gulen and Ion 2016)。会計期間の固定効果の代わりにマクロ経済変数をいくつか加えて、マクロ経済学的な要素の影響を可能な限りコントロールしている。しかし、これらのコントロール変数によってマクロ経済学的な要素をコントロールできているかは明らかではない。そこで、会計期間の固定効果を加えたとしても主分析の結果が変化しないかを確認する。

くわえて、政策の不確実性以外の不確実性の要素を追加的にコントロールする。EPU 指数が政策の不確実性以外の不確実性の要素を代替している可能性がある。また、第 2 章でレビューしたように、ナイト流の不確実性はリスクとは異なる概念であると議論される。しかし、政策の不確実性指標はリスクと不確実性の双方を捕らえている可能性がある (Bloom 2014)。主分析では、コントロール変数にマーケットリターンのボラティリティを加えることによって、マクロ経済的なリスクをコントロールしている。しかし、このような対処で経営者が直面しているリスクをコントロールできているかは明らかではない。そこで EPU 指数に関する結果が政策の不確実性以外の効果を捉えている懸念を検証するために、先行研究は VIX や VXO といった株式市場の恐怖指数を追加的なコントロール変数として加えて、株式市場の不確実性をコントロールした上でも EPU 指標が企業の投資行動に影響を与えることを明らかにしている (BBD 2016; Gulen and Ion 2016)。そこで、日本における株式市場の代表的な不確実性指標である VXJ を追加的なコントロール変数として加えて、EPU 指数に追加的な影響があるかを検証する。

第 2 に、データの頻度を増やして政策の不確実性の効果を分析する。主分析では年次データを用いた分析を行ったが、説明変数である EPU 指標の変量 (variation) が少なくなるという問題があると考えられる。日本企業の連結データが包括的に入手可能であるのは概ね 2000 年以降である。また、米国企業の場合では 1985 年以降のデータが入手可能である。たとえば 2019 年までの企業データが利用可能であるとする、米国企業の年次データを用いた分析では 34 年分のデータが利用可能であり、日本企業のデータでは 20 年のみ利用可能である。EPU 指数の頻度が年次である場合には、説明変数である EPU 指数の変量も小さくなってしまいう可能性がある。そこでいくつかの先行研究は、四半期や月次のデータを用いることで EPU 指数の変量を増やして分析を行っている (Gulen and Ion 2016; Bonaime, Gulen, and Ion 2018)。そこで、マクロ変数の変量を増やすために、財務データおよびマクロ変数を年次データから半期データに取り替えて分析を行う。EPU 指数を含めたマクロ変数は、被説明変数である投資の変数の半期前までの 6 ヶ月の平均値や成長率を用いている。なお、

表 6 頑健性分析：

第 1-5 列は、モデル (1) に追加的なコントロール変数として VXJ (*vxj*) と会計期間の固定効果を加えた場合の結果を報告している。第 6-10 列は半期データを用いてモデル (1) を推定した結果を報告している。関心変数は EPU 指数である。被説明変数は有形固定資産および無形資産への投資 (*tan+int*) である。第 1 列および第 6 列は全体の EPU 指数 (*epu*)、第 2 列および第 7 列は財政政策の EPU 指数 (*epu_fp*) を、第 3 列および第 8 列は金融政策の EPU 指数 (*epu_mp*) を、第 4 列および第 9 列は通商政策の EPU 指数 (*epu_tp*) を、第 5 列および第 10 列は為替政策の EPU 指数 (*epu_ep*) を関心変数とした場合の結果を報告している。企業レベルのコントロール変数として、トービンの *q* (*q*)、営業キャッシュ・フロー (*cfo*)、企業規模 (*size*)、現金保有比率 (*cash*)、レバレッジ (*lev*) が含まれる。マクロレベルのコントロール変数として、衆議院解散から選挙までの期間を示すインディケータ (*election*)、TOPIX のリターン (*ret_topix*)、TOPIX のボラティリティ (*vol_topix*)、ドル円レート (*doll_yen*)、消費者物価指数 (*cpi*)、GDP 成長率 (*gdp_growth*)、OECD の GDP 予想 (*gdp_forecast*) が含まれている。これ以外に、企業および会計期間の固定効果をコントロールしている。また、半期データを用いている第 6-10 列では、四半期の固定効果 (*quarter*) と決算期の種別の固定効果 (*period*) を加えている。係数の下の括弧には、企業×年のレベルでクラスターリングした標準誤差を報告している。*, **, *** は、係数の有意水準がそれぞれ 10%, 5%, 1%であることを示している。

	<i>tan+int</i>									
	VXJ + year FE					Semi-annual Data				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>epu</i>	-0.0401** (0.0180)					-0.0152*** (0.0032)				
<i>epu_fp</i>		-0.0327** (0.0137)					-0.0139*** (0.0026)			
<i>epu_mp</i>			-0.0102 (0.0118)					-0.0052* (0.0029)		
<i>epu_tp</i>				-0.0001 (0.0162)					-0.0013 (0.0021)	
<i>epu_ep</i>					0.0011 (0.0134)					-0.0088 (0.0053)
<i>vxj</i>	-0.0471 (0.0370)	-0.0471 (0.0348)	-0.0582 (0.0406)	-0.0622 (0.0390)	-0.0624 (0.0390)					
Other Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	56,620	56,620	56,620	56,620	56,620	115,598	115,598	115,598	115,598	115,598
FE	firm+year	firm+year	firm+year	firm+year	firm+year	firm +quarter +period	firm +quarter +period	firm +quarter +period	firm +quarter +period	firm +quarter +period
clustered by	firm&year	firm&year	firm&year	firm&year	firm&year	firm&year	firm&year	firm&year	firm&year	firm&year
Adj.R ²	0.498	0.498	0.498	0.498	0.498	0.402	0.402	0.402	0.402	0.402

推定の際には季節性と決算期の種別（半期であるか年次であるか）による企業行動の違いをコントロールするために、四半期の固定効果 (*quarter*) と決算期の種別の固定効果 (*period*) を加えている。

表 6 の第 1-5 列が会計期間の固定効果と VXJ をモデルに加えた結果を報告している。なお、被説明変数はキャッシュ・フロー計算書で報告されている有形固定資産および無形資産の購入に係る支出 (*tan+int*) である。これは、半期データが包括的に利用可能であるのがキャッシュ・フロー計算書の情報だからである。主たる説明変数として、全体の EPU 指数とカテゴリーごとの EPU 指数をそれぞれ用いている。全体の EPU 指数と財政政策の EPU 指数の係数は負に有意であり、それ以外の EPU 指数の係数は統計的に有意ではない。これらの結果は主分析と整合しており、会計期間の固定効果と VXJ をモデルに加えたとしても、主分析の結果が頑健であることを示唆する証拠である。第 6-10 列が半期データを用いた分析の結果を報告している。ここでも同じく、全体の EPU 指数と財政政策の EPU 指数の係数は負に有意である。これら 2 つの EPU 指数に関する結果は、データの頻度を増やしたとしても頑健であることが明らかになった。主分析では統計的に有意ではなかった金融政策の EPU 指数の係数が 10%水準で負に有意である。これは、検出力を上げるためにデータの頻度を増やすと金融政策の不確実性が企業の投資水準を抑制する効果が観察されることを示唆している。これらの頑健性分析の結果は、政策の不確実性が企業の投資水準を押し下げるという仮説 1a と整合する主分析の証拠が頑健であることを示唆している。

5 追加検証：予備的動機

主分析で観察された不確実性と企業の投資行動との負の関係が、リアル・オプション理論において想定されているメカニズムによって生じているかを検証するために追加的な分析を行う。仮説では、延期オプションを行使してプロジェクトを一時的に取りやめて、不確実性が小さくなるタイミングまで待機するような行動をとっていると予想している。もし経営者がこのように延期オプションを行使しているのであれば、投資を取りやめたことで残る資金を現金として蓄積していると予想される (Julio and Yook 2012; Duong et al. 2018)。そこで、不確実性と企業の現金保有の関係を分析して、仮説で想定されているメカニズムが観察されるかを検証する。もしこのような予備的動機による現金保有が観察されるのであれば、不確実性が投資水準を低下させるという延期オプションの考えと整合する結果が得られたことになる。

この予想を検証するために、企業が保有している現金の変化額を EPU 指数に回帰する次のようなモデルを推定する：

$$\Delta cash_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{epu index} + \Gamma z + \Phi \text{macro} + fe + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ここで被説明変数は期首から期末にかけての現金の変化率 ($\Delta cash$) である。関心変数は

EPU 指標 (*epu index*) である。主分析の結果を解釈するための分析であるため、このモデルでは主分析で統計的に有意であった全体の EPU 指数 (*epu*) と財政政策の EPU 指数 (*epu_fp*) を用いる。係数 β_1 が EPU 指数と現金保有の変化との関係を捉えている。もしこの係数 β_1 が正であれば、EPU 指数が高い時期には予備的動機によって現金を蓄積するという予想と整合する結果が得られたことになる。

ベクトル z は、企業レベルのコントロール変数を含むベクトルである。これには、トービンの q (q)、営業キャッシュ・フロー (cfo)、企業規模 ($size$)、現金保有比率 ($cash$)、レバレッジ (lev) が含まれる。ベクトル *macro* は、マクロレベルのコントロール変数を含むベクトルである。これには、衆議院選挙の解散から選挙までの期間を示すインディケータ (*election*)、TOPIX のリターン (*ret_topix*)、TOPIX のボラティリティ (*vol_topix*)、ドル円レート (*doll_yen*)、消費者物価指数 (*cpi*)、GDP 成長率 (*gdp_growth*)、OECD の GDP 予想 (*gdp_forecast*) が含まれている。これ以外にも企業の固定効果 (fe) を加えている。モデルは OLS によって推定する。係数の有意水準の計算には、企業および年のレベルでクラスタリングされた標準誤差を使用する。

以上の検証だけでは予備的動機にもとづいて現金を増加させていると解釈することはできない。もし不確実性が高いときに営業キャッシュ・フローのような内部資金が増加しているのであれば、観察された現金の増加が投資水準を減少させたことが理由であると解釈することは困難である。そこで、Almeida, Campello, and Weisbach (2004) や Chen et al. (2012) の検証モデルに倣って再度検証を行う。彼らは、資金制約に直面して現金を蓄積するインセンティブのある企業では、現金保有の変化の内部資金への感応度が高くなることを発見した。すなわち、内部資金から現金として蓄積する比率が大きくなるほど、予備的動機が強いと予想されるのである。もし EPU が大きい時期に現金を蓄積しているのであれば、この感応度が高くなると予想される。現金保有の変化額と営業キャッシュ・フローとの関係が EPU 指数の水準によってどのように変化するかを次のようなモデルを推定して検証する：

$$\Delta cash_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 epu\ index + \gamma_2 epu\ index \times cfo_{it} + \Gamma z + \Phi macro + fe + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

ここで、被説明変数は期首から期末にかけての現金の変化率 ($\Delta cash$) である。関心変数は EPU 指数と営業キャッシュ・フローの交差項 ($epu\ index \times cfo$) である。係数 γ_2 が内部資金の変化に対する現金保有の感応度が、EPU 指数によってどのように変化するかを捉えている。EPU 指数が大きい期間において、単位あたりの内部資金の増加に対してより大きな規模の現金を蓄積させているのであれば、係数 γ_2 が正になると予想される。

これまでのモデルと同様に、ベクトル z は、企業レベルのコントロール変数を含むベクトルである。これには、トービンの q (q)、営業キャッシュ・フロー (cfo)、企業規模 ($size$)、現金保有比率 ($cash$)、レバレッジ (lev) が含まれる。ベクトル *macro* は、マクロレベルのコントロール変数を含むベクトルである。これには、衆議院選挙の解散から選挙までの期間を

示すインディケータ (*election*)、TOPIX のリターン (*ret_topix*)、TOPIX のボラティリティ (*vol_topix*)、ドル円レート (*doll_yen*)、消費者物価指数 (*cpi*)、GDP 成長率 (*gdp_growth*)、OECD の GDP 予想 (*gdp_forecast*) が含まれている。これ以外にも企業の固定効果 (*fe*) を加えている。モデルは OLS によって推定する。係数の有意水準の計算には、企業および年のレベルでクラスタリングされた標準誤差を使用する。

表 7 の第 1-2 列がモデル (2) の結果を報告している。全体の EPU 指数と財政政策の EPU 指数の係数は両方ともに正に有意である (それぞれ第 1 列と第 2 列)。EPU 指数の値が大きい時期に、企業が現金を増やす傾向が観察された。表 7 の第 3-4 列がモデル (3) の推定結果を報告している。EPU 指数と営業キャッシュ・フローとの交差項 (*epu index* × *cfo*) の係数は正に有意である。これは、第 1-2 列で観察された EPU 指数に対する現金保有の増加が単なる内部資金の増加を反映しているわけではなく、単位あたりの内部資金に対する現金保有が増加していることを示唆している。主分析の結果と合わせると、企業が投資を減少させて手元の現金保有を増加させているという予備的動機の議論と整合する結果であると考えられる。

6 結論

本章では、不確実性が企業の投資行動に与える影響を分析した。従来、不確実性を測定する変数が作成されておらず、実証研究の蓄積があまり進んでいないからである。BBD (2016) が新聞記事をもとにした不確実性指標を作成しており、これを契機に研究の蓄積が進められてきた。しかし、依然として日本企業を対象に不確実性と投資行動との関係を分析する研究はあまり行われていない。特に、マイクロデータを用いて、両者の関係のメカニズムを明らかにする研究はない。そこで本章では BBD (2016) の日本版の EPU 指数を用いて、日本企業が政策の不確実性に対してどのように反応しているのかを検証した。

検証の結果、不確実性が高い時期に企業が投資を抑制させていることが明らかになった。また、政策の不確実性の中でも財政政策の不確実性の効果が大きいことも発見した。不確実性が企業の投資行動に影響を与えるメカニズムのひとつとして、企業の予備的動機に関する追加検証を行った。分析の結果から、不確実性の上昇に伴って企業が現金保有を増加させていることが明らかになった。これらの結果は、成長オプションではなく延期オプションによる企業の投資行動の説明と整合する証拠である。

本章の貢献は、次の 2 点である。第 1 に、政策の不確実性と企業の投資行動との関係を分析している点である。本章は先行研究に倣い、日本における政策の不確実性の企業の投資行動への影響を明らかにしている。先行研究のレプリケーションであるという側面があるため貢献が限定的であるものの、日本企業のマイクロデータを用いて BBD (2016) の EPU 指数の影響を分析している初めての研究である。第 2 に、日本のマイクロデータを用いて不確実性と企業の投資行動を検証している点である。本章では不確実性に対する企業の投資行動の変化に加えて、投資行動が変化したメカニズムをマイクロレベルの企業のデータを用いて

表 7 EPU と予備的動機：

この表は、EPU 指数と企業の現金保有との関係を検証しているモデル (2) とモデル (3) の推定結果を報告している。第 1-2 列の関心変数は、主分析で統計的に有意な結果が得られた全体の EPU 指数 (*epu*) および財政政策の EPU 指数 (*epu_fp*) である。第 3-4 列の関心変数は、それぞれの EPU 指数と営業キャッシュ・フローとの交差項 (*epu index×cfo*) である。企業レベルのコントロール変数として、トービンの *q* (*q*)、営業キャッシュ・フロー (*cfo*)、企業規模 (*size*)、現金保有比率 (*cash*)、レバレッジ (*lev*) が含まれる。マクロレベルのコントロール変数として、衆議院解散から選挙までの期間を示すインディケーター (*election*)、TOPIX のリターン (*ret_topix*)、TOPIX のボラティリティ (*vol_topix*)、ドル円レート (*doll_yen*)、消費者物価指数 (*cpi*)、GDP 成長率 (*gdp_growth*)、OECD の GDP 予想 (*gdp_forecast*) が含まれている。これ以外に、企業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、企業×年のレベルでクラスタリングした標準誤差を報告している。*, **, *** は、係数の有意水準がそれぞれ 10%, 5%, 1%であることを示している。

	<i>Acash</i>			
	モデル (2)		モデル (3)	
<i>epu index</i> =	<i>epu</i> (1)	<i>epu_fp</i> (2)	<i>epu</i> (3)	<i>epu_fp</i> (4)
<i>epu index</i>	0.2004*** (0.0685)	0.1197** (0.0564)	0.1197 (0.0711)	0.0652 (0.0580)
<i>epu index×cfo</i>			0.3029*** (0.0578)	0.2068*** (0.0475)
<i>q</i>	0.0395*** (0.0112)	0.0395*** (0.0114)	0.0378*** (0.0106)	0.0390*** (0.0109)
<i>cfo</i>	0.4099*** (0.0334)	0.4102*** (0.0334)	-0.9828*** (0.2656)	-0.5315** (0.2214)
<i>size</i>	-0.3863*** (0.0451)	-0.3834*** (0.0450)	-0.3899*** (0.0470)	-0.3837*** (0.0466)
<i>cash</i>	-0.0513*** (0.0078)	-0.0510*** (0.0077)	-0.0526*** (0.0081)	-0.0516*** (0.0080)
<i>lev</i>	-0.0008 (0.0198)	-0.0011 (0.0198)	-0.0034 (0.0189)	-0.0034 (0.0188)
<i>election</i>	0.0367 (0.0667)	0.0364 (0.0674)	0.0307 (0.0670)	0.0333 (0.0676)
<i>ret_topix</i>	0.0377 (0.0539)	0.0297 (0.0571)	0.0384 (0.0545)	0.0303 (0.0577)
<i>vol_topix</i>	-9.0383** (4.2094)	-7.2603 (4.2310)	-9.1185** (4.2316)	-7.2187 (4.2430)
<i>doll_yen</i>	0.1349 (0.1170)	0.0918 (0.1121)	0.1459 (0.1182)	0.1049 (0.1125)
<i>cpi</i>	0.0044 (0.0128)	0.0109 (0.0126)	0.0048 (0.0130)	0.0116 (0.0128)
<i>gdp_growth</i>	-1.8544** (0.7943)	-2.1152** (0.7884)	-1.8582** (0.7955)	-2.1016** (0.8002)
<i>gdp_forecast</i>	0.0190*** (0.0056)	0.0192*** (0.0060)	0.0184*** (0.0056)	0.0185*** (0.0061)
Observations	56,620	56,620	56,620	56,620
FE	firm	firm	firm	firm
clustered by	firm&year	firm&year	firm&year	firm&year
Adj. R ²	0.267	0.267	0.273	0.271

分析している。この点で、日本企業の不確実性に対する反応を分析する研究に追加的な証拠を蓄積している。

リアルオプション理論以外での不確実性と企業の投資行動との関係を議論することが依然として課題である。第 2 章で議論したように、リアルオプション理論以外にも不確実性と企業の投資行動との関係を説明できる経路が存在する。しかし、本章の分析ではリアルオプション以外の経路を明示的に考慮した議論をしていない。たとえば、不確実性が資金の供給

側の行動に与える影響を考慮していない。異なるメカニズムを検証することは識別戦略上の困難さは依然としてあるものの、興味深い問題であるため将来の課題としたい。

第4章 株式上場と企業の投資行動³¹

1 はじめに

これまで多くの先行研究が、株式を証券取引所に上場しているか否かが企業の長期的なプロジェクトへの投資行動に影響を与えるかという研究課題に取り組んできた。一方では、株式上場が企業の投資行動を抑制するという議論がある。これは、株式上場によって株式市場からのプレッシャーが強くなり、企業が短期的な利益を大きくするために長期的なプロジェクトへの投資を取りやめるというショートターミズムが生じると考えられるからである (Stein 1989)。他方で、株式上場は企業の投資水準を増加させると議論する研究も存在する。株式が取引所に上場されていると、企業の株式による資金調達が可能になる (e.g., Pagano, Panetta, and Zingales 1998; Brav 2009; Schoubben and Van Hulle 2011; Saunders and Steffen 2011)。また、株式価格や株式市場が企業のモニタリング機構として機能し、経営者の意思決定が変化すると考えられる (e.g., Admati and Pfleiderer 2009; Edmans 2009)。このように、資金調達へのアクセスや株式市場によるモニタリングによって、企業の資金制約や quiet life の問題が軽減されると考えられる。すると、上場企業は非上場企業と比較してより大きな投資を行うことができると予想される。

株式上場と企業の投資行動との関係についての実証的証拠は混在している。Fang, Tian, and Tice (2014) は、株式の流動性の増加が企業のイノベーション投資を減少させることを明らかにした。株式の流動性によって買収の脅威が増加したり、モニタリングを行うインセンティブの低い短期的な投資家が企業の株式を売買したりすることによって、経営者に対して株価を増加させるプレッシャーがかかると議論している。彼らは、この経営者に対するプレッシャーによって、イノベーション投資が減少するという経路を明らかにしている。これらの発見は、経営者に対する株式市場からのプレッシャーによって、短期的な利益を増加させるために長期的な投資を減少させるというショートターミズムが生じるという間接的な証拠である。また、Asker, Farre-Mensa, and Ljungqvist (2015) は、株式市場の短期的なプレッシャーによって上場企業の投資水準が非上場企業の投資水準よりも小さくなっていることを明らかにした。くわえて、彼らは上場企業が非上場企業よりも投資水準の投資機会に対する感応度が小さいことを発見した。これらの結果は、株式上場によって上場企業の投資行動が非効率に小さくなっていることを示唆している。

これらの研究に対して、株式上場には企業の投資行動を促す効果があることを明らかにしている研究群も存在する。Gilje and Taillard (2016) は天然ガス産業におけるプロジェクトレベルのデータを用いて、非公開企業の投資行動の投資機会に対する感応度が上場企業と比較して鈍いことを明らかにしている。Acharya and Xu (2017) は、より外部資金の需要が大

³¹ 本章は French, Fujitani, and Yasuda (2019a) および French, Fujitani, and Yasuda (2019b) を翻訳・統合し加筆修正したものである。

きい産業では、上場企業が非上場企業と比較してより多くのイノベーション投資を行っており、さらにそのイノベーションのパフォーマンスもよいことを明らかにしている。また、中国の上場企業と非上場企業の投資行動を比較している Yu, Zhang, and Li (2019) は、Asker, Farre-Mensa, and Ljungqvist (2015) が米国企業のデータを用いて示した証拠が中国では発見されないことを明らかにしている。このように、株式上場が企業の投資行動に与える影響に関する証拠は一貫していない。

本章ではこれらの2つの対立する考えのどちらが支持されうるかを、その経路を詳細に分析することによって明らかにする。具体的には、2001年から2017年までの日本の上場企業と非上場企業の投資行動を比較する。同様の研究課題に取り組んでいる先行研究は、上場企業 (listed firm) と非公開企業 (private/purely-private firm) とを比較している³²。しかし、この比較検証では株式上場の効果とともに、上場企業と非公開企業との間の情報開示のレベルの差異の効果が混在してしまう。上場企業は証券取引所の上場基準や法定規則を遵守する必要があるが、非公開企業は上場企業ほどの情報開示を求められない。そこで、株式上場の効果を情報開示規制の効果から識別するために、本章は日本の金融商品取引法の特徴を利用する。日本の金融商品取引法は、上場企業に加えて一定の条件を満たす非上場企業 (公開非上場企業: quasi-private firm, Badertscher et al. 2019) に対して上場企業と同じ水準の情報開示を要請している。この非上場企業を上場企業の比較対象とすることによって、株式上場の効果を情報開示の効果から分離するように試みる。

検証の結果、上場企業が非上場企業よりも投資水準が大きいことが明らかになった。さらに、上場企業の投資水準の投資機会に対する感応度が、非上場企業と比較して大きいことを発見した。これらの結果は、株式上場はショートターミズムによる過小投資を引き起こすというよりも、資金制約やエージェンシー問題を緩和する効果が大きいという考えと整合する証拠である。これにくわえて、株式上場と投資水準との正の関係は、企業グループに属していない企業でのみ観察されることがわかった。また、企業グループの規模が大きくなるほど株式上場の投資水準への正の効果が小さくなることを発見した。これらの証拠は、企業がグループを形成し内部資本市場にアクセス可能であると、株式上場の効果が弱くなることを示唆している。さらに、資金制約に直面している企業において、株式上場の投資水準への正の効果がより大きくなることを発見した。また、上場企業の中では、株式の流動性が高い企業ほど投資水準が大きいことが明らかになった。これ以外にもいくつかの追加検証を行い、代替的説明の可能性を検討した。本章の結果は、日本における株式上場には、ショートターミズムによる過小投資を生じさせるのではなく、資金制約やエージェンシー問題から生じる過小投資の要因を軽減する効果があることを示唆していると考えられる。

本章は次のようないくつかの研究と関連する。第1に、上場企業と非上場企業ないし非公開企業とを比較している研究と関連している (Engel, Hayes, and Wang 2007; Leuz 2007; Brav 2009; Katz 2009; Farre-Mensa 2010; Badertscher, Shroff, and White 2013; Takahashi and

³² 企業の分類の定義については第2節で議論する。

Yamada 2016; Farre-Mensa 2017; Doidge, Karolyi, and Stulz 2017; Kahle and Stulz 2017; Karolyi and Kim 2017; Minnis and Shroff 2017; Badertscher et al. 2019; Schoubben and Van Hulle 2011)。特に、株式上場と企業の投資行動との関係に注目している研究と関連している (Chau Chen Yang et al. 2009; Gilje and Taillard 2016; Bakke, Jens, and Whited 2012; Mortal and Reisel 2013; Asker, Farre-Mensa, and Ljungqvist 2015; Juseong Kim 1999; Acharya and Xu 2017; Orihara 2017; Ueda, Ishide, and Goto 2019; Ueda and Sharma 2019; Yu, Zhang, and Li 2019)。本章は、日本の金融商品取引法の制度的特徴を利用することで、上場企業と非上場企業の投資行動の差異を明らかにした初めての研究である。

第2に、株式市場のプレッシャーに関する研究と関連している。株式市場のプレッシャーの負の側面に注目している研究群として、ショートターミズムに焦点を当てる研究が存在する。ショートターミズムの議論は理論的な検討を経て (Stein 1988; Stein 1989; Stein 2003; Edmans 2009; Gigler et al. 2014)、その実証的な証拠が蓄積されてきた (He and Tian 2013; Fang, Tian, and Tice 2014; Asker, Farre-Mensa, and Ljungqvist 2015; Ernstberger et al. 2017; Arthur G. Kraft, Vashishtha, and Venkatachalam 2018)。これに対して、株式市場のプレッシャーの正の側面に注目する研究も存在する (Meulbroek et al. 1990; Bertrand and Mullainathan 2003; Ikeda, Inoue, and Watanabe 2018)。これらの研究は、株式市場のプレッシャーが経営者のモニタリング機構として有効に機能している点に注目している。本章の実証結果は、株式市場からのプレッシャーによって投資水準が減少するという効果が観察されるものの、投資を増加させる効果が投資を減少させる効果よりも大きいことを示唆している。株式上場が企業の投資行動に与える2つの経路の双方を議論・検証しているという点で、本章は先行研究を包含していると考えられる。また、株式市場のプレッシャーが経営者の行動を規律づける側面に注目している点で、後者の研究群と強く関連していると考えられることもできる。

これ以外にも、本章には実務的・制度的な含意があると考えられる。ショートターミズムに関連する研究を基礎として、Kay (2012) や経済産業省 (2014) において経営者のショートターミズムが経済的に重要な問題として議論されている。特に米国では、実務界から株主のプレッシャーが過度に強いことを訴えるケースが散見される (Kanodia and Saprà 2016; Musk 2018)。しかし、同様の議論が日本においても妥当するか否かは重要な実証的課題であり、また政策評価をする上でも重要な研究課題であると考えられる。本章の結果は、一部の限界があるものの、日本においては株式上場の正の側面が負の側面よりも効果が大きいことを示唆する証拠であった。このような発見を踏まえると、米国におけるショートターミズムの議論をそのまま日本に適用することに慎重になるべきであるという政策的な含意があると考えられる³³。

³³ なお本章の結果は、経済産業省 (2014, 論点 10.1) の掲げる「エビデンス」と整合しており、日本においてショートターミズムが企業の投資行動を阻害する要因となっているという考えを支持しない結果であった。

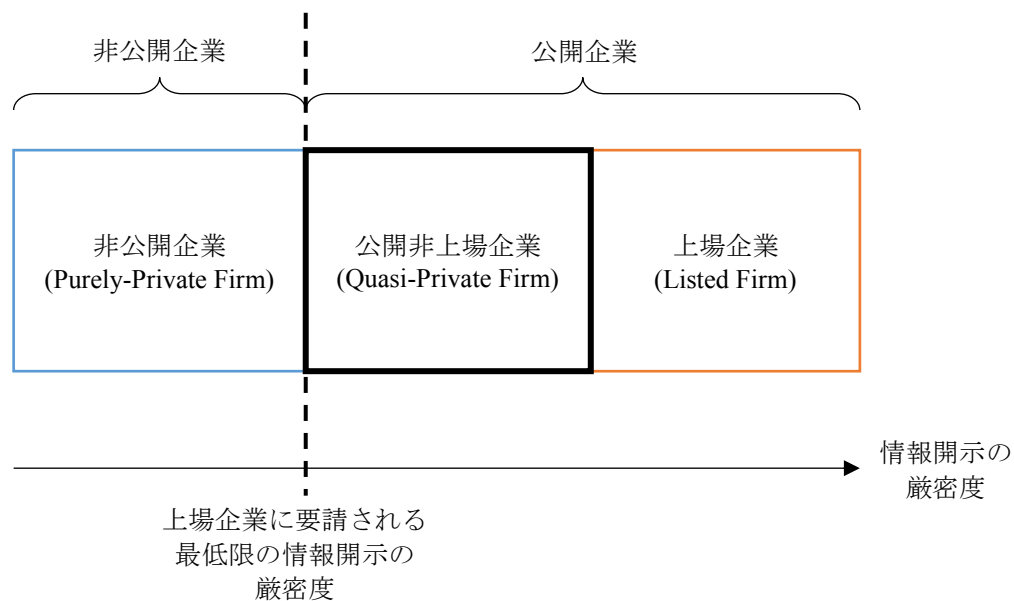


図 1 日本における財務報告に関する規制の枠組み:

この図は上場企業 (Listed Firm)、公開非上場企業 (Quasi-Private Firm)、非公開企業 (Purely-Private Firm) の分類を示している。X 軸は法律や規制によって要請される強制的開示の厳密度を示している。公開非上場企業と非公開企業の間にある参照点は、上場企業に求められている最低限の情報開示のレベルを示している。公開非上場企業は株式を上場してはいないものの、法的に要請される強制的開示のレベルは上場企業と同様である。

本章は次のように構成されている。第 2 節では、本章で用いる非上場企業に関する制度的背景を説明する。第 3 節で上場企業と非上場企業との投資行動の差異に関する仮説を設定する。第 4 節でサンプルと検証モデルを説明し、第 5 節で主分析とその頑健性分析の結果を報告する。第 6 節では主分析の結果が本章の仮説と整合しているかをさらに検証するための仮説検証を行う。第 7 節では主分析に関する代替的な説明の可能性を議論し、主分析の結果が代替的説明と整合しないことを示す。第 8 節で本章の結論を議論する。

2 制度的背景

株式上場の効果を識別することは困難である。第 1 に、多くのデータベースが非上場企業の財務データをカバーしていないからである。いくつかの非上場企業には財務データを公的に開示することが要請されていないため、包括的なデータベースを構築することが困難である³⁴。第 2 に、非上場企業の情報開示規制は上場企業に要請される規制の内容とは異なっているからである。上場企業は証券取引所の上場基準や法的な情報開示の要請などを

³⁴ 重要な例外が Sageworks (<https://www.abrigo.com/people/sageworks/>) である。これは、約 40,000 を超える米国の非上場企業のデータを収録しているデータベースである。いくつかの研究が Sageworks を利用して株式上場や情報開示制度の分析を試みている (Asker, Farre-Mensa, and Ljungqvist 2015; Farre-Mensa 2017)。

遵守する必要があるが、非上場企業に対する情報開示規制は上場企業ほど厳密ではない。たとえば、米国においては、非上場企業はフェア・ディスクロージャー規制の対象にはならない (Farre-Mensa 2017)³⁵。そのため、たとえ非上場企業のデータが利用可能であったとしても、上場企業と非上場企業の比較によって得られた検証結果には情報開示規制の差異の効果が混在することになる。

この2つの問題に対処するために、本章は日本の金融商品取引法の制度的特徴を活用する。金融商品取引法の第24条は、次のような条件を満たす企業に対して会計監査人によって監査された有価証券報告書の開示を求めている。その条件とは、①当該企業が発行した有価証券が上場されている、②公募によって資金調達を行っている、③当該企業が発行した有価証券を保有している人数が1,000人を超えている、という3つの条件である³⁶。

図1が本章で注目する企業の分類を示している。ここで上場企業 (listed firm) とは、株式が証券取引所に上場されている企業であると定義する。この上場企業の定義は、Katz (2009) や Farre-Mensa (2010) における“publicly-held firm”と対応する概念である。上場企業に類似した概念として公開企業 (public firm)があるが、負債や株式のような資本が流通市場で取引されている企業であると定義される³⁷。そのため、公開企業は上場企業よりも広い概念であると考えることができる。これに対して、非公開企業 (purely-private firm) は公開企業ではない企業を指す語として定義する。金融商品取引法で有価証券報告書の開示が求められている企業は、広くは公開企業 (上場企業および上場企業以外の公開企業) であると考えられる。この上場企業以外の公開企業のことを公開非上場企業 (quasi-private firm, Badertscher et al. 2019) と定義する。この公開非上場企業とは、株式上場していないにも関わらず、金融商品取引法で求められる情報開示の厳密さが上場企業と同様である企業のことである。本章ではこの公開非上場企業のことを、単純に「非上場企業 (unlisted firm)」と呼称する。

図1のX軸は各属性の企業に求められる強制的開示の厳密さを示している。上場企業に要請される強制的開示は、非公開企業に求められる情報開示と比較するとより厳密であるといえる。典型的な差異は、上場企業は有価証券報告書を開示しなければならないのに対して、非公開企業には有価証券報告書の作成の義務がない。非上場企業には有価証券報告書の

³⁵ 逸話的な証拠ではあるが、日本の上場企業の有価証券報告書は100ページを超えることが多い。これに対して、非上場企業の会社法大会社の事業報告書は、たとえ規模が大きかったとしても、10数ページである。たとえば、2019年3月時点で総資産が1兆円を超えている阪急電鉄の事業報告書は12ページである (<https://www.hankyu.co.jp/company/kessan/pdf/30.pdf>)。

³⁶ 日本における継続開示規制の制度的背景については補論1を参照のこと。

³⁷ ここで用いる「公開企業」は英語の“public firm”にあてた語であり、会社法2条5号の定めるところによる「公開会社」とは異なる概念である点には注意する必要がある。ここでの公開会社の定義は、Minnis and Shroff (2017) に従っている。彼らは、「負債や株式といった資本が流通市場で取引されていない企業」(p. 475) を非公開企業 (private firm) と定義している。そのため、彼らの定義する公開会社には、上場企業 (listed firm) の他にも店頭市場で株式や社債が取引されている企業が含まれる。

作成義務があるという点で、非公開企業よりも情報開示が厳密であるといえる。しかし、非上場企業には証券取引所が求める情報開示の要件を遵守する義務がないため、要請される情報開示は上場企業ほど厳密ではないと考えられる。

本章では株式上場が企業の投資行動に与える影響を識別するために、上場企業の比較対象として非上場企業を用いる。上場企業と非公開企業の制度上の差異に注目すると、株式上場をしているか否かに加えて、各企業に要請される情報開示のレベルの差異が含まれる。これは、上場企業と非公開企業を比較すると、株式上場の効果に加えて情報開示制度の効果を捉えてしまう可能性を示唆している。これに対して、非上場企業は、上場企業と同じレベルの情報開示が要請されているため、非公開企業と比較すると情報開示制度の差異が小さい。そのため、株式上場の効果を識別するためには、非上場企業を上場企業の比較対象とすることが望ましいと考えられる。しかし、非上場企業は非公開企業と比較すると企業の数が少ないため、検出力が低下してしまうという問題が生じる。

いくつかの米国における研究が、上場企業の比較対象として非上場企業を用いている。たとえば、Gao, Harford, and Li (2013) は、上場企業は非上場企業と比較してより多くの現金を保有していることを明らかにした。Acharya and Xu (2017) は、上場企業が非上場企業よりもイノベーション投資をより積極的に行っており、イノベーションのパフォーマンスも優れていることを発見した。同じように非上場企業を利用して、経営者報酬 (Huasheng Gao and Li 2015) や経営者交代 (Huasheng Gao, Harford, and Li 2017)、イノベーション戦略 (Huasheng Gao, Hsu, and Li 2018) に関する上場企業と非上場企業の差異が分析されている。本章はこれらの研究と同様に、情報開示制度の点で上場企業と特性が類似している非上場企業を用いて株式上場の企業の投資行動に与える効果を分析する。

3 仮説と先行研究

2つの対立する仮説によって、上場企業と非上場企業の投資行動の差異を説明することができる。ひとつが、株式上場が企業活動を促進する点に注目する議論である。第1に、株式上場をしている企業は、資金調達を柔軟に行うことができると考えられる。また、株式上場をしていると、株価によって市場参加者の間で情報生産が行われるようになるため情報の非対称性が緩和されると考えられる。さらに、株式が流動化されることによって、株主が要求するプレミアムが低下すると考えられる (Amihud and Levi 2018)。そのため、株式上場によって資金調達のコストが減少すると予想される (Rajan 1992; Pagano, Panetta, and Zingales 1998; Amihud and Levi 2018)。このように資金調達のコストが軽減されることで、上場企業は非上場企業と比較して柔軟に資金調達をすることができるようになり、資金制約が問題になりにくいことが明らかにされてきた (Brau and Fawcett 2006; Brav 2009; Saunders and Steffen 2011; Schoubben and Van Hulle 2011)。第2に、株式上場をすることによってエージェンシー問題を軽減することが可能になると考えられる。株式市場が経営者のモニタリング機構として機能するからである。株式が市場で流動的に取引可能であると、株主が株式

を売却すること (Exit) によって自身の利害を経営者の利害と一致させることが可能になる (Admati and Pfleiderer 2009; Edmans 2009)。これにくわえて、株価と経営者報酬を連動させることが可能になるため、経営者のインセンティブの問題を軽減する手段にもなりうる。これらのエージェンシー問題を軽減する効果を通じて、quiet life といった経営者の私的便益の追求によって投資が抑制される効果を軽減することができる可能性がある³⁸。

これらの議論と整合する実証的証拠が蓄積されている。Gilje and Taillard (2016) は天然ガス産業におけるプロジェクトレベルのデータを用いて、非公開企業の投資行動の投資機会に対する感応度が上場企業と比較して小さいことを明らかにしている。彼らの証拠は、上場企業は非公開企業と比べて投資機会に応じて資金調達を行っているという考えと整合する。Acharya and Xu (2017) は、より外部資金に依存している産業では、上場企業が非上場企業と比較してより多くのイノベーション投資を行っており、さらにそのイノベーションのパフォーマンスがよいことを発見した。これは、上場企業が非上場企業と比較して柔軟な資金調達が可能であり、それによって企業の投資が増加していることを示唆している。

以上の議論が日本の上場企業と非上場企業の間にも成り立つのであれば、株式上場によって企業の投資が増加すると予想される：

仮説 1a：上場企業の投資水準は非上場企業と比較してより大きい

これに対して、株式上場によって企業活動が抑制されるという議論がある。これはショートターミズムやマイオピア (myopia, 近視眼性)、マーケット・プレッシャー (market pressure) と呼ばれる議論である (Stein 1988; Stein 1989; Bebchuk and Stole 1993; Edmans 2009; He and Tian 2013; Fang, Tian, and Tice 2014; Edmans, Heinle, and Huang 2016; Huasheng Gao, Harford, and Li 2017; Huasheng Gao, Hsu, and Li 2018)。とくに Stein (1989) は、報告される利益によって形成される株価が経営者の目的関数に含まれており、かつ経営者の利得が株主の利得と完全に一致していない場合には、経営者が長期的な利益を犠牲にして短期的な利益を増加させるように行動することを明らかにした³⁹。この議論を拡張することで上場企業と非上場企業との投資行動の差異を分析しているのが Asker, Farre-Mensa, and Ljungqvist (2015) である。上場企業は株式市場によって価格づけされるため、株式市場からのプレッシャーによって短期的な利益を追求するインセンティブが経営者に生じると考えられる。

³⁸ これ以外にも、エージェンシー問題が生じて経営者が過大投資する可能性を軽減するという可能性も考えられる (Jensen 1986)。もしそうであれば、株式上場が同じ経路で企業の投資行動に影響を与えていても、上場企業が非上場企業よりも投資水準が小さくなるという予想を立てることができる。この点については第7節で議論する。

³⁹ この議論は、Stein (1989) の Equation (4) の π を、経営者と株主の間にエージェンシー問題が生じているという設定であると解釈した場合を想定している。ただし、ある会計期間の中でエージェンシー問題が深刻になるという設定は、現実的でないと考えることができる。そのため、 π を経営者には比較的短期間の株価の値動きが利得を決定するという近視眼的な性質があるという行動経済学的な設定であると読む方が妥当である可能性もある点には注意が必要である。

これに対して、非上場企業は株価が形成されないため、経営者に対して短期的な利益を追求するインセンティブが働きにくくなると考えられる。そこで彼らは、米国の非公開企業と上場企業のデータを用いて、株式上場が企業の投資行動に与える影響を検証している。分析の結果、上場企業の投資水準は非公開企業の投資水準よりも小さいという証拠が得られた。さらに、上場企業は非公開企業と比較して、投資機会に対する投資水準の感応度が低いことが明らかになった。これらの結果は、上場企業の投資水準が最適水準よりも小さくなるという過小投資の問題が生じていることを示唆している。また、Stein (1988; 1989) が議論する経営者のショートターミズムが生じているという説明と整合する発見である。

もし、株式市場からのプレッシャーが経営者のショートターミズムを引き起こしているのであれば、上場企業の投資水準は非上場企業よりも小さいと予想される：

仮説 1b：上場企業の投資水準は非上場企業と比較してより小さい

仮説 1a と仮説 1b は相反する予想であるため、いずれの仮説が支持されるかは実証的な問題である。しかし、以上のいずれの仮説が支持されていたとしても、それが企業の投資水準を非効率にしているのか最適水準に近づけるような効果であるかを識別することができない。たとえば、仮説 1a が支持されるような結果が観察されたとする。これは、上場企業が過小投資を生じさせるような要素を軽減しているという考えと、上場企業が過大投資しているという考えの両方と整合する結果である。翻って、仮説 1b が支持される結果が得られたとしても、上場企業が過大投資を抑制しているのか、上場企業が過小投資に陥っているのかを識別することができない。

仮説 1a および仮説 1b の結果が何を示唆しているのかを検証するために、上場企業と非上場企業の投資機会に対する感応度を分析する。Abel and Eberly (1994) は、最適投資水準と投資行動の関係モデル化し、企業の最適な投資水準が投資機会（トービンの q ）によって決定することを明らかにしている。これとは逆に、企業が投資機会とは関係のない投資を行っている場合に、企業が最適投資水準から外れた投資を行っていると考えられる。すなわち、過大投資は投資機会が存在しないにもかかわらず投資を行っていることであり、また逆に過小投資は投資機会が存在するにもかかわらず投資を行っていないことを指す。Abel and Eberly (1994) の最適投資水準の議論と、そこから逸脱した企業の投資水準の議論を踏まえると、上場企業と非上場企業の投資水準の投資機会に対する感応度の差異を検証することで仮説の識別が可能になると考えられる。Asker, Farre-Mensa, and Ljungqvist (2015) が、同様の方法で仮説の識別を試みている。

もし上場企業で過小投資や過大投資が生じているのであれば、非上場企業と比較して上場企業の投資水準の投資機会に対する感応度が小さくなると予想される。これに対して、上場企業において過小投資や過大投資が抑制されているのであれば、非上場企業と比較して上場企業の投資水準の投資機会に対する感応度が大きくなると予想される：

仮説 2a：上場企業の投資水準の投資機会に対する感応度は非上場企業よりも大きい

仮説 2b：上場企業の投資水準の投資機会に対する感応度は非上場企業よりも小さい

つづいて、株式上場の効果と企業グループとの関係に注目する。上場企業は非上場企業と比較して株式市場により容易にアクセスできると考えられる。この資金調達
の柔軟性の違いによって上場企業と非上場企業の投資行動の差異が生じているのであれば、
株式上場を代替する機能を有している企業ではその観察されにくくなると考えられる。株
式市場を代替する機能として、企業グループにおける内部資金の調達が考えられる。追加的
な資金需要がある際には、外部の資金調達源から資金を調達するか企業グループの内部資
金を利用するかを選択することができる (e.g., Stein 1997; Almeida and Campello 2010; Larrain,
Sertsios, and Urzúa I 2019)。しかし、企業グループに属していない企業は、内部資金へのア
クセスが制限されているため外部資金に依存せざるを得なくなると考えられる。もしそう
であれば、株式上場によって資金調達が容易になる効果がより強くなるのは、企業グループに
属していない企業であると予想される。

本章では子会社を 1 社以上有している場合に、当該企業を企業グループに属していると
定義する。翻って、異なる企業との間に支配—被支配関係が存在しない企業を企業グルー
プに属していない企業であると定義する。これは、企業が異なる企業と資本関係にあること
によって、外部から調達するよりもより容易に資金を調達することが可能になると考えら
れるからである。なお、異なる企業によって支配されている企業 (子会社) の投資行動は、そ
の企業を支配している親会社によって決定されると考えられるため、親会社が存在する企
業は分析対象から除外する。また、子会社の投資行動は親会社の財務情報に反映されてい
るため、これらの企業を除いたとしても分析上問題はないと考えられる⁴⁰。そこで、次のよ
うな仮説を検証する：

仮説 3：企業グループに属している企業では株式上場の効果が弱い

本章は上場企業と非上場企業の投資行動を比較するという点で、Asker, Farre-Mensa, and
Ljungqvist (2015) をはじめとする研究と関連している (e.g., Acharya and Xu 2017; Gao, Hsu,
and Li 2018; Yu, Zhang, and Li 2019 など)。本章は、株式上場による資金制約の緩和や株式市
場のモニタリングの効果を強調する研究に対して追加的な証拠を報告している。また、日本
のデータを用いているという点では Orihara (2017) や Ueda, Ishide, and Goto (2019) と同じ分

⁴⁰ ここで子会社を除外することは、子会社であることや上場子会社であることが企業の投資行
動にどのような影響を与えるのかという研究課題が重要でないという主張する意図はない。あくま
で株式上場と企業グループの形成の関係を検証する際の戦略の問題である。なお、子会社である
企業を企業グループに属す企業として分析対象に含めたとしても、主分析の結果は大きく変わ
らないことを確認している。

析対象であると考えることができる。しかし、彼らが用いているデータベースは法人企業統計や東京商工リサーチ Data Approach であり、そこで取得できるのは非公開企業のデータである。本章は公開非上場企業を分析対象としている点で Orihara (2017) や Ueda, Ishide, and Goto (2019) と異なっている。第2節でも議論したように、非上場企業を用いることによって上場企業と非公開企業との間にある情報開示規制の程度の差異をコントロールできるという点で、本章の識別戦略がより直接的に株式上場の効果を検証できていると考えられる。しかし、非上場企業は非公開企業と比較して企業数が少ないため、検出力が落ちるという欠点があることには注意が必要である。日本の非上場ないしは非公開企業と上場企業の投資行動の差異に関する追加的な証拠を蓄積しているという点で、Orihara (2017) や Ueda, Ishide, and Goto (2019) に対して補完的な貢献があると考えられる。

株式上場が資金制約を緩和するというメカニズムに注目しているという点では、Gilje and Taillard (2016)、Ueda, Ishide, and Goto (2019) や Yu, Zhang, and Li (2019) といった研究と関連する。また、投資を説明する文脈以外で資金制約が緩和される経路を議論している研究とも関連している (Brau and Fawcett 2006; Brav 2009; Saunders and Steffen 2011; Schoubben and Van Hulle 2011)。本章の分析は、企業グループと株式上場の補完関係に注目しているという点でこれらの先行研究とは異なっている。

4 サンプルとリサーチデザイン

4.1 データとサンプル

本章のサンプルは、2000年から2017年までの日本会計基準で財務諸表を作成している上場企業および非上場企業である。異なる企業に支配権がある(子会社である)企業をサンプルから除外している。いくつかの変数の算出にあたり1期前の数値を用いる必要があるため、2000年3月期から2001年2月期までのデータは分析対象から除外される。さらに金融企業を除外し、すべての変数について上下1%の数値をウィンザライズしている。すべての変数は日経 NEEDS Financial Quest 2.0 (以下 FQ) から取得している。

FQ はすべての日本の上場企業および非上場企業のデータを収録している。これにくわえて、一部の非公開企業のデータも収録されている。たとえば、会社法によって財務情報の開示が要請されている企業が挙げられる。これらの企業は有価証券報告書の開示が要請されておらず、またキャッシュ・フロー計算書の作成も義務付けられていない。また、当該企業に子会社が存在したとしても、連結財務諸表を作成する必要がない。これらの企業を分析対象に含めると、情報開示のレベルをコントロールすることができないため、非上場企業ではない非公開企業を分析から除外する必要がある。これらの制度的背景については、補論1にて説明を加えている。

これらを除外するために、次のような方法で非上場企業を特定する。第1に、FQ からすべての企業の有価証券報告書に記載されている情報および取引 ID (FQ コード: #Exchange ID) を取得する。第2に、所有構造とキャッシュ・フロー計算書の情報が収録されていない

企業をサンプルから除外する。会社法によって情報開示が要請されている企業はこれらの情報の開示義務がないため、非公開企業の特定に有用である。最終的なサンプルサイズは 50,416 企業-年であり、これには 44,756 の上場企業の観測点が含まれ、5,660 の非上場企業の観測点が含まれる。

4.2 モデル

株式上場の企業の投資行動への影響を検証するために、次のような回帰式を推定する：

$$investment_{it} = \alpha_1 listed_{it} + \Gamma z + fe + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、被説明変数は企業の投資行動 (*investment*) である。本章では投資の変数として次の 4 つの変数を用いる。第 1 に、 Δppe は前期からの有形固定資産の増加額に減価償却費および減損損失を足し戻したものと定義される。第 2 に、*capex* は有価証券報告書で開示されている設備投資として定義される。第 3 に、*tang + int* はキャッシュ・フロー計算書上の有形固定資産および無形資産の購入に係る支出である。第 4 に、*capex* に研究開発支出を足し合わせたものを *capex + rd* とする。すべての変数は期首における有形固定資産および無形資産の合計額で基準化する。

関心変数は上場企業である場合に 1 をとり、非上場企業である場合に 0 をとる上場企業インディケータ (*listed*) である。モデルには、コントロール変数を含むベクトル z と産業および年度の固定効果を示す *fe* を加える。コントロール変数のベクトル z には予想 q (*pred_q*)、ROA (*roa*)、社歴 (*age*)、企業規模 (*size*)、現金保有比率 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*) が含まれる^{41,42}。これら以外にも、いくつかの所有構造の変数をコントロールする。金融機関持株比率 (*sh_financial*)、外国人投資家持株比率 (*sh_foreign*)、十大株主持株比率 (*sh_top10*)、取締役持株比率 (*sh_director*) をコントロールする。ここで企業の固定効果ではなく産業の固定効果を用いる理由は、企業の固定効果と上場企業であることを示すインディケータが完全に相関してしまうからである。

⁴¹ 第 5 章とは異なり、本章では内部資金の変数として営業キャッシュ・フロー (*cfo*) の代わりに ROA (*roa*) を用いている。これは、Asker, Farre-Mensa, and Ljungqvist (2015) の定式化に合わせることを目的としているためである。第 5 章と同様に、ROA の代わりに営業キャッシュ・フローを用いた場合でも主分析の結果が変わらないことを確認している。また、第 5 章の結果についても、営業キャッシュ・フロー (*cfo*) の代わりに ROA (*roa*) を用いたとしても、関心変数の結果が大きく変わらないことを確認している。

⁴² 予想 q は Campello and Graham (2013) に従って計算している。次のモデルを OLS によって推定し、その予測値を *pred_q* と定義する： $q = \eta_0 + \eta_1 sg + \eta_2 roa + \eta_3 net_income + \eta_4 lev + fe + \varepsilon$ 、ここで、*net_income* は経常利益 (米国では異常項目前純利益)、*fe* は産業および年度の固定効果を示している。これら以外の変数については本文にて定義している通りである。

表 1 変数の定義：

この表は本章の分析で用いる変数の定義を説明している。すべてのデータは日経 NEEDS Financial Quest 2.0 から取得している。

変数	定義
被説明変数	
<i>Δppe</i>	有形固定資産の前期からの変化額に減価償却費および減損損失を足し戻したものを有形固定資産および無形資産の合計で割ったもの。
<i>capex</i>	有価証券報告書で報告されている設備投資を有形固定資産および無形資産の合計で割ったもの。
<i>capex+rd</i>	有価証券報告書で報告されている設備投資 (<i>capex</i>) と研究開発支出の合計額を有形固定資産および無形資産の合計で割ったもの。
<i>tan+int</i>	キャッシュ・フロー計算書で報告されている有形固定資産および無形資産の購入に係る現金支出を有形固定資産および無形資産の合計で割ったもの。
<i>asset_sales</i>	資産 (短期有価証券・有形固定資産・無形資産・投資有価証券・子会社株式) を売却することによる現金収入を有形固定資産および無形資産の合計で割ったもの。
<i>asset_sales(ppe+int)</i>	有形固定資産および無形資産を売却することによる現金収入を有形固定資産および無形資産の合計で割ったもの。
関心変数とそのほかの変数	
<i>listed</i>	上場企業で 1 をとり、そうでない場合には 0 であるインディケータ。
<i>roa</i>	営業利益を有形固定資産および無形資産の合計で割ったもの。
<i>pred_q</i>	Campello and Graham (2013) に従って次のモデルを OLS によって推定し、その予測値を <i>pred_q</i> と定義する： $q = \eta_0 + \eta_1 sg + \eta_2 roa + \eta_3 ord_income + \eta_4 lev + fe + \varepsilon$ ここで、 <i>ord_income</i> は経常利益、 <i>fe</i> は産業および年度の固定効果を示している。これら以外の変数については本文にて定義している通りである。
<i>age</i>	期首時点での社歴に 1 を足したものの自然対数。
<i>size</i>	期首時点での総資産 (百万円) の自然対数。
<i>cash</i>	期首時点での現金および現金同等物、短期有価証券の合計額を有形固定資産および無形資産の合計で割ったもの。
<i>lev</i>	期首時点での長期および短期の有利子負債の合計を有形固定資産および無形資産の合計で割ったもの。
<i>ln_sales</i>	前期の売上高の自然対数。
<i>ln_subs</i>	期首時点での子会社数に 1 を足したものの自然対数。
<i>sh_financial</i>	期首時点での金融機関持株比率。
<i>sh_foreign</i>	期首時点での外国人株主持株比率。
<i>sh_top10</i>	期首時点での十大株主持株比率。
<i>sh_director</i>	期首時点での取締役持株比率。
<i>pressure</i>	下記のモデルから推定された産業-年ごとの株価の会計利益に対する感応度である： $p/k = \varphi_0 l/k + \varphi_1 op_income/k + \varphi_2 bv/k + \varphi_3 vol_ear + \varepsilon$ ここで <i>p</i> は企業の株式時価総額、 <i>k</i> は有形固定資産と無形資産の合計、 <i>op_income</i> は営業利益、 <i>bv</i> は株主資本の簿価、 <i>vol</i> は過去 3 年間の ROA (<i>roa</i>) のボラティリティである。このモデルを各産業-年レベルでクロスセクション回帰し、推定された係数 φ_i を産業-年レベルの株価の会計利益に対する感応度と定義する。
<i>no_payout</i>	過去 3 年間で配当と自社株買いを行っていない企業に 1 をとり、それ以外の企業では 0 をとるインディケータ。
<i>no_bond</i>	過去 3 年間に社債を発行していない企業に 1 をとり、それ以外の企業では 0 をとるインディケータ。
<i>small</i>	企業規模の第 1 五分位に属す企業で 1 をとり、それ以外の企業では 0 をとるインディケータ。
<i>hp</i>	Hadlock-Pierce 指数の第 5 五分位に属す企業で 1 をとり、それ以外の企業で

は 0 をとるインディケータ。Hadlock-Pierce 指数は次のように計算される：
Hadlock-Pierce index: = $(-0.737 \times size) + (0.043 \times size^2) - (0.040 \times \#age)$,
 ここで、*total_asset* は期首の総資産の自然対数であり、*#age* が企業の社歴である。

liquid

Amihud (2002) の非流動性指標に負の符号をつけたもの。Amihud の非流動性指標は次のように計算される：

$$illiq = (1/d) \sum [|ret| / (vol \times price)]$$

ここで、*ret* は日次の株価リターン、*vol* は日次の売買高、*price* は株価、*d* は会計期間における取引日数を示している。つまり、*liquidity* は：

$$liquid = (-1) (1/d) \sum [|ret| / (vol \times price)]$$

で計算される。

関心変数 *listed* に係る係数 α_1 は、上場企業と非上場企業の投資水準の差異を捉えている。そのため、係数 α_1 が正（負）である場合には、上場企業が非上場企業よりも大きい（小さい）投資を行っていることを示している。この係数 α_1 の符号にもとづいて仮説 1a と仮説 1b のどちらが支持されるかを検証する。具体的には、仮説 1a は上場企業が非上場企業よりも投資をしていると予想しているため、係数 α_1 の予想される符号は正である。これに対して、仮説 1b は上場企業が非上場企業よりも投資をしていないことを予想しているため、係数 α_1 の予想される符号は負である。

コントロール変数に係る係数の予想は次のとおりである。予想 *q* (*pred_q*) はトービンの *q* と同様に投資機会の代理変数であるため、その係数は正であると予想される。企業の投資行動は内部資金やパフォーマンスに対して反応すると予想されるため、*roa* の係数は正であると予想される (Fazzari, Hubbard, and Petersen 1988)⁴³。社歴 (*age*) および企業規模 (*size*) は企業の事業ライフサイクルをコントロールする変数であるため、係数は負であると予想される。現金保有 (*cash*) は内部資金のコントロール変数であるため、係数は正であると予想される。財務レバレッジ (*lev*) はデット・オーバーハングの影響を捉えると考えられるため、係数は負であると予想される。それぞれの変数の定義は表 1 で説明している。

上場企業と非上場企業の投資水準の投資機会に対する感応度の差異 (仮説 2a および仮説 2b) を検証するために、投資機会と上場企業インディケータを加えた次のようなモデルを推定する：

$$investment_{it} = \beta_1 listed_{it} + \beta_2 listed_{it} \times pred_q_{it} + \Gamma z + fe + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ここで、被説明変数は企業の投資行動 (*investment*) である。モデル (1) の場合と同様に、いくつかの変数を用いて結果の頑健性を確認する。関心変数は上場企業であることを示すインディケータと投資機会の代理変数である予想 *q* との交差項である (*listed* × *pred_q*)。なお、

⁴³ パフォーマンスに対する投資への感応度をどのように解釈すべきであるかという問題は、決定的な結論に至っていない点には注意が必要である (Kaplan and Zingales 1997; Kaplan and Zingales 2000)。また、Bushman, Smith, and Zhang (2012) は投資と企業のパフォーマンスの間にはメカニカルな正の関係が観察される可能性を議論している。

予想 q を売上高成長率に替えてモデルを推定したとしても、分析の結果が大きく変わらないことを確認している。モデルには、コントロール変数を含むベクトル z と産業および年度の固定効果を示す fe を加える。コントロール変数のベクトル z には予想 q ($pred_q$)、ROA (roa)、社歴 (age)、企業規模 ($size$)、現金保有 ($cash$)、財務レバレッジ (lev)が含まれる。これら以外にも、いくつかの所有構造の変数をコントロールする。金融機関持株比率 ($sh_financial$)、外国人投資家持株比率 ($sh_foreign$)、十大株主持株比率 (sh_top10)、取締役持株比率 ($sh_director$) をコントロールする。なお、産業の固定効果の代わりに企業の固定効果を用いたとしても、関心変数の係数は大きく変化しないことを確認している。

関心変数である上場企業インディケータと予想 q との交差項である ($listed \times pred_q$) に係る係数 β_2 は、投資水準の投資機会に対する感応度に関する上場企業と非上場企業の差異を捉えている。そのため、係数 β_2 が正 (負) である場合には、上場企業が非上場企業よりも感応度が大きい (小さい) ことを示唆することになる。この係数 β_2 の符号にもとづいて仮説 2a と仮説 2b のどちらが支持されるかを検証する。具体的には、仮説 2a は上場企業が非上場企業よりも感応度が大きいと予想しているため、係数 β_2 の予想される符号は正である。これに対して、仮説 2b は上場企業が非上場企業よりも感応度が小さいことを予想しているため、係数 β_2 の予想される符号は負である⁴⁴。

仮説 3 を検証するために、企業グループに属する企業のサブサンプルとそうではない企業のサブサンプルの 2 つに分けてモデル (1) を推定する。本章では子会社を 1 社以上有している場合に、当該企業を企業グループに属していると定義する。翻って、異なる企業との間に支配一被支配関係が存在しない企業とを企業グループに属していない企業であると定義する。これは、企業が異なる企業と資本関係にあることによって、外部から調達するよりもより容易に資金を調達することが可能になると考えられるからである。企業グループが資金制約を緩和するのであれば、株式上場が企業の資金制約を軽減する効果を代替していると考えられる。もしそうであれば、企業グループに属していない企業においてのみ株式上場が投資を増加させる効果が観察されると予想される。この予想を検証するために、それぞれのサブサンプルでモデル (1) を推定する。もし、企業グループに属さない企業を用いて推定した係数 α_1 が企業グループに属す企業を用いて推定した場合よりも統計的に有意に大きければ、仮説 3 が支持されたことになる。

5 結果

5.1 基本統計量

本章で用いる変数について、上場企業のサブサンプルと非上場企業のサブサンプルのそれぞれの基本統計量を表 2 に報告している。第 1 列が上場企業の基本統計量を、第 2 列が非上場企業の基本統計量を、第 3 列が上場企業と非上場企業の平均値および中央値の差と

⁴⁴ ここでの係数の予想は、予想 q ($pred_q$) の単一項の係数が正であることを前提としたものである点には注意してほしい。

表 2 基本統計量 (上場企業 vs 非上場企業) :

この表は、主分析で用いる変数の基本統計量を報告している。第 1 列と第 2 列は、それぞれ上場企業と非上場企業の基本統計量を示している。第 3 列は、それぞれの変数の平均値と中央値に関する上場企業と非上場企業との間の差を報告している。*** は、差の検定の有意水準が 1%であることを示している。平均値と中央値の差の検定には、それぞれ t 検定と Wilcoxon 順位和検定を用いている。

	(1) Listed firms (n=44,756)			(2) Unlisted firms (n=5,660)			(1) - (2)			
	mean	median	sd	mean	median	sd	mean	median		
	<i>Appe</i>	0.1515	0.0941	0.2405	0.0953	0.0354	0.2269	0.0562	***	0.0587
<i>capex</i>	0.1558	0.0959	0.2094	0.0869	0.0290	0.1842	0.0690	***	0.0669	***
<i>tan+int</i>	0.1698	0.1015	0.2444	0.1118	0.0419	0.2425	0.0580	***	0.0596	***
<i>capex+rd</i>	0.2315	0.1383	0.3485	0.1223	0.0336	0.3088	0.1092	***	0.1047	***
<i>pred_q</i>	1.1043	0.9921	0.4926	1.0622	0.9473	0.4236	0.0422	***	0.0448	***
<i>roa</i>	0.5030	0.2411	1.2423	0.1823	0.0964	0.8342	0.3208	***	0.1447	***
<i>age</i>	3.7858	3.9703	0.6101	3.7894	3.9890	0.6557	-0.0036		-0.0187	***
<i>size</i>	10.3496	10.2264	1.5192	9.4059	9.3766	1.8526	0.9436	***	0.8498	***
<i>cash</i>	1.7183	0.4954	4.5342	1.0454	0.2083	3.7964	0.6729	***	0.2871	***
<i>lev</i>	0.2062	0.1685	0.1866	0.2845	0.2485	0.2498	-0.0783	***	-0.0800	***
<i>sh_financial</i>	0.1760	0.1509	0.1295	0.0653	0.0271	0.0912	0.1106	***	0.1239	***
<i>sh_foreign</i>	0.0732	0.0284	0.0998	0.0067	0.0000	0.0443	0.0665	***	0.0284	***
<i>sh_top10</i>	0.5294	0.5266	0.1693	0.5857	0.6190	0.2785	-0.0563	***	-0.0924	***
<i>sh_director</i>	0.0901	0.0227	0.1333	0.0299	0.0001	0.0820	0.0602	***	0.0226	***

その有意水準を報告している。平均値の差の検定には t 検定を、中央値の差の検定には Wilcoxon の順位和検定を用いている。第 3 列の基本統計量の差に注目すると、上場企業と非上場企業の特性的な違いが明らかになる。まず投資水準に関連する変数 (*Appe*; *capex*; *tang + int*; *capex + rd*) は、上場企業の方が有意に大きい。これは仮説 1a と整合する証拠である。投資機会の代理変数である予想 q (*pred_q*) と、内部資金の代理変数である ROA (*roa*) および現金保有比率 (*cash*) は、上場企業の方が有意に大きい。社歴 (*age*) は上場企業が非上場企業よりも小さいため、上場企業の方が若い企業が含まれていることがわかる。企業規模は上場企業の方が有意に大きい。資本構成に注目すると、上場企業の財務レバレッジ (*lev*) は非上場企業よりも小さい。これは、上場企業は株式による資金調達が可能になるという議論と整合する証拠であると考えられる。所有構造に注目すると、上場企業は非上場企業と比較して、金融機関持株比率 (*sh_financial*)、海外投資家持株比率 (*sh_foreign*)、取締役持株比率 (*sh_director*) の持株比率が有意に大きい。十大株主持株比率 (*sh_top10*) は上場企業の方が有意に小さく、これは株式上場していると所有と経営が分離するという考えと整合する結果である。

株式上場の意思決定はランダムな現象ではない。そのため、上場企業と非上場企業を比較する際には、上場の意思決定から生じるセレクションの問題が伴う可能性がある (第 5.5 節で詳しく議論)。そこで、観察可能な変数の差異をコントロールするために、マッチングしたサンプルを用いた分析も行う。Asker, Farre-Mensa, and Ljungqvist (2015) と Acharya and Xu (2017) に従って、キャリパーベースの最近傍マッチングを用いて、それぞれの上場企業に対応する非上場企業を特定する。それぞれの産業・年において企業規模 (*size*) を用いて傾向スコアを求める。マッチングの質を保証するために、キャリパーが 0.01 を超える企業はサンプルから除外する。この他にもいくつかの代替的なマッチング・サンプルを用いて分析

を行う。第1に財務レバレッジ (*lev*)、現金保有 (*cash*)、売上高成長率 (*sg*) の3つの変数を追加的に用いる。第2に、それぞれの企業が企業グループに属しているか否かを考慮する。

図2がマッチング前後の上場企業と非上場企業の企業規模 (*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上場企業と非上場企業の企業規模の分布を、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) の自然対数のエパネチニコフ (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観測点が抽出されていることがわかる。マッチング後の上場企業と非上場企業との間の規模の差は統計的に有意ではない ($|t| = 0.9898$)。

5.2 株式上場の投資行動への影響

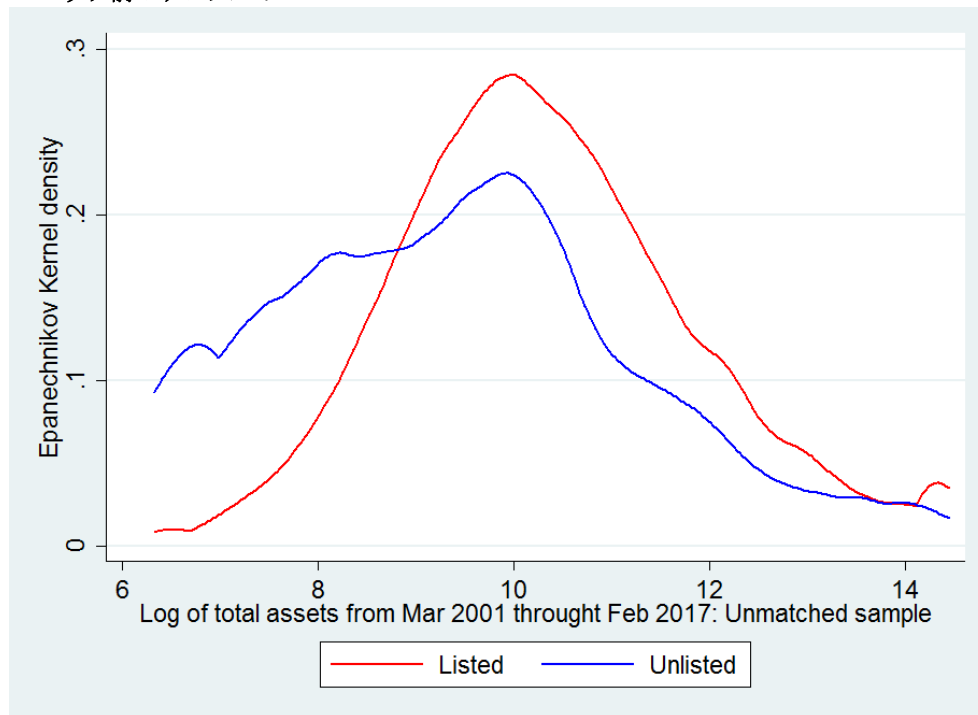
表3はモデル(1)の推定結果を報告している。第1-4列がマッチングをする前のサンプルを用いた分析結果を報告している。推定された係数の下の括弧には、企業レベルでクラスタリングされた標準誤差を報告している。関心変数である上場企業のインディケータ (*listed*) の係数は、被説明変数を替えたとしても正に有意である。これは株式上場が企業の投資水準を増加させているという考えと整合する結果であり、仮説1aを支持する証拠である。

コントロール変数の係数は予想と概ね整合している。予想 q (*pred_q*) の係数は正に有意である。これは、予想 q がトービンの q の代理変数であることと整合する結果である。企業パフォーマンス (*roa*) の係数は、*capex+rd* が被説明変数である場合を除いて、正に有意である。これは、先行研究の証拠と整合的な結果である (Fazzari, Hubbard, and Petersen 1988; Bushman, Smith, and Zhang 2012)。社歴 (*age*) および企業規模 (*size*) の係数は負に有意であり、ビジネスライフサイクルの議論と整合している。現金保有比率 (*cash*) の係数は正に有意である。これは内部資金が豊富である企業ほど投資水準が大きいという議論と整合的である。デット・オーバーハングの議論と整合するように、財務レバレッジ (*lev*) の係数は負に有意である。金融機関持株比率 (*sh_financial*) の係数は正に有意であり、海外投資家持株比率 (*sh_foreign*) の係数は正に有意である。十大株主持株比率 (*sh_top10*) の係数は *capex+rd* が被説明変数である場合を除いて、正に有意である。取締役持株比率 (*sh_director*) の係数は統計的に有意ではない場合があるものの、符号は正である。

以上の結果が、上場企業と非上場企業の観察可能な要素に関する差異が生じさせるセレクションによってもたらされている可能性を否定できない (Li and Prabhala 2007; Asker, Farre-Mensa, and Ljungqvist 2015; Acharya and Xu 2017)⁴⁵。そこで、上場企業と非上場企業のいくつかの属性の差異を除外するために、両グループの企業をマッチングしてモデル(1)を推定する。

⁴⁵ 選択バイアスについては第5.4節で更に議論する。

Panel A マッチ前のサンプル :



Panel B マッチ後のサンプル :

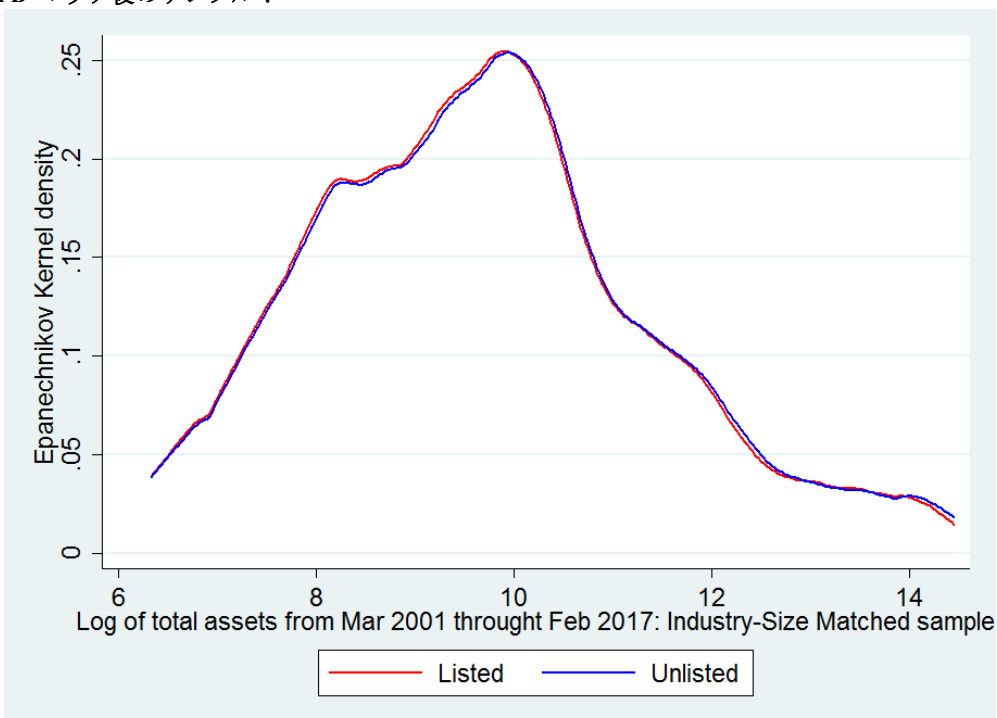


図 2 マッチング前後の企業規模の分布 :

この図は、マッチング前後の上場企業と非上場企業の企業規模 (*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上場企業と非上場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上場企業と非上場企業の企業規模の分布を示している。

表 3 株式上場の投資への影響：

この表はモデル (1) の推定結果を報告している。第 1-4 列ではそれぞれ、前期からの有形固定資産の増加額 (Δppe)、有価証券報告書で報告されている設備投資 ($capex$)、キャッシュ・フロー計算書上の有形固定資産および無形資産の購入に係る支出 ($tang + int$)、 $capex$ に研究開発支出を足し合わせたもの ($capex + rd$) を被説明変数としている。第 5-8 列がいくつかのマッチング方法を用いて上場企業と非上場企業をマッチングさせたサンプルを用いてモデル (1) を推定した結果を報告している。コントロール変数には、予想 q ($pred_q$)、ROA (roa)、社歴 (age)、企業規模 ($size$)、現金保有 ($cash$)、財務レバレッジ (lev)、金融機関持株比率 ($sh_financial$)、外国人株主持株比率 ($sh_foreign$)、十大株主持株比率 (sh_top10)、取締役持株比率 ($sh_director$) を加えている。これらの変数以外にも年度および産業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、企業レベルでクラスタリングされた標準誤差を報告している。*、**、*** は、係数の有意水準がそれぞれ 10%、5%、1%であることを示している。

	Full Sample				Matched Sample			
	Δppe (1)	$capex$ (2)	$tan+int$ (3)	$capex+rd$ (4)	<i>capex</i>			
					<i>year</i> +industry +size +lev+cash +sg	<i>year</i> +industry +size +Business Group	<i>1:4 Matching</i> by <i>year</i> +industry +size	
<i>listed</i>	0.0239*** (0.0056)	0.0398*** (0.0056)	0.0289*** (0.0063)	0.0356*** (0.0106)	0.0567*** (0.0089)	0.0340*** (0.0076)	0.0312*** (0.0075)	0.0823*** (0.0187)
<i>pred_q</i>	0.0793*** (0.0061)	0.0796*** (0.0053)	0.0816*** (0.0064)	0.0861*** (0.0086)	0.0721*** (0.0127)	0.0735*** (0.0140)	0.0862*** (0.0124)	0.0891*** (0.0062)
<i>roa</i>	0.0163*** (0.0036)	0.0107*** (0.0034)	0.0112*** (0.0040)	-0.0028 (0.0081)	0.0121* (0.0066)	0.0147* (0.0079)	0.0061 (0.0070)	0.0100*** (0.0037)
<i>age</i>	-0.0499*** (0.0039)	-0.0547*** (0.0041)	-0.0618*** (0.0045)	-0.0912*** (0.0081)	-0.0536*** (0.0070)	-0.0442*** (0.0067)	-0.0507*** (0.0063)	-0.0586*** (0.0047)
<i>size</i>	-0.0103*** (0.0015)	-0.0108*** (0.0016)	-0.0178*** (0.0019)	-0.0129*** (0.0029)	-0.0077*** (0.0029)	-0.0039 (0.0028)	-0.0046* (0.0024)	-0.0162*** (0.0019)
<i>cash</i>	0.0101*** (0.0010)	0.0052*** (0.0010)	0.0158*** (0.0011)	0.0282*** (0.0028)	0.0053*** (0.0017)	0.0029 (0.0019)	0.0050*** (0.0019)	0.0049*** (0.0011)
<i>lev</i>	-0.0467*** (0.0083)	-0.0645*** (0.0084)	-0.0645*** (0.0094)	-0.0969*** (0.0147)	-0.0614*** (0.0164)	-0.0694*** (0.0162)	-0.0939*** (0.0150)	-0.0642*** (0.0095)

(Cont'd)

<i>sh_financial</i>	0.0738*** (0.0150)	0.1035*** (0.0171)	0.1148*** (0.0178)	0.1088*** (0.0287)	0.0613 (0.0546)	0.0588 (0.0517)	0.0966** (0.0392)	0.1233*** (0.0165)
<i>sh_foreign</i>	0.1066*** (0.0198)	0.0835*** (0.0188)	0.1219*** (0.0213)	0.1109*** (0.0372)	0.0285 (0.0416)	0.1176*** (0.0433)	-0.0230 (0.0374)	0.0947*** (0.0223)
<i>sh_top10</i>	0.0311*** (0.0089)	0.0290*** (0.0088)	0.0282*** (0.0098)	-0.0018 (0.0167)	0.0226 (0.0153)	0.0113 (0.0153)	0.0150 (0.0134)	0.0177 (0.0109)
<i>sh_director</i>	0.0149 (0.0161)	0.0434** (0.0177)	0.0255 (0.0183)	0.0630* (0.0339)	0.0839*** (0.0318)	0.1142*** (0.0300)	0.1028*** (0.0307)	0.0227 (0.0192)
Observations	50,416	50,416	50,416	50,416	10,004	8,858	8,208	36,420
FE	industry	industry	industry	industry	industry	industry	industry	industry
	+year	+year	+year	+year	+year	+year	+year	+year
clustered by	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.189	0.189	0.285	0.313	0.199	0.143	0.209	0.200

表 4 株式上場と投資の投資機会への感応度：

この表は、モデル (2) の結果を報告している。関心変数は、上場企業インディケータ (*listed*) と投資機会の代理変数である予想 q (*pred_q*) との交差項 (*listed* \times *pred_q*) である。モデルには他にも、上場企業インディケータ (*listed*)、上場企業インディケータと ROA との交差項 (*listed* \times *roa*)、予想 q (*pred_q*)、ROA (*roa*)、社歴 (*age*)、企業規模 (*size*)、現金保有 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*)、金融機関持株比率 (*sh_financial*)、外国人株主持株比率(*sh_foreign*)、十大株主持株比率(*sh_top10*)、取締役持株比率 (*sh_director*) を加えている。これらの変数以外にも年度および産業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、企業レベルでクラスタリングされた標準誤差を報告している。*, **, *** は、係数の有意水準がそれぞれ 10%, 5%, 1%であることを示している。

	<i>Appe</i> (1)	<i>capex</i> (2)	<i>tan+int</i> (3)	<i>capex+rd</i> (4)
<i>listed</i>	-0.0220* (0.0131)	-0.0480*** (0.0103)	-0.0567*** (0.0145)	-0.0451** (0.0196)
<i>listed</i>\times<i>pred_q</i>	0.0460*** (0.0124)	0.0801*** (0.0101)	0.0831*** (0.0133)	0.0726*** (0.0207)
<i>listed</i> \times <i>roa</i>	-0.0147 (0.0153)	0.0094 (0.0107)	-0.0148 (0.0139)	0.0134 (0.0304)
<i>pred_q</i>	0.0380*** (0.0125)	0.0070 (0.0098)	0.0068 (0.0133)	0.0203 (0.0203)
<i>roa</i>	0.0295** (0.0149)	0.0011 (0.0104)	0.0243* (0.0135)	-0.0161 (0.0295)
<i>age</i>	-0.0501*** (0.0040)	-0.0546*** (0.0040)	-0.0621*** (0.0044)	-0.0910*** (0.0081)
<i>size</i>	-0.0103*** (0.0015)	-0.0106*** (0.0015)	-0.0178*** (0.0019)	-0.0127*** (0.0029)
<i>cash</i>	0.0101*** (0.0010)	0.0052*** (0.0010)	0.0158*** (0.0011)	0.0282*** (0.0028)
<i>lev</i>	-0.0468*** (0.0083)	-0.0637*** (0.0083)	-0.0644*** (0.0093)	-0.0961*** (0.0145)
<i>sh_financial</i>	0.0738*** (0.0149)	0.1055*** (0.0166)	0.1154*** (0.0177)	0.1109*** (0.0276)
<i>sh_foreign</i>	0.1025*** (0.0198)	0.0730*** (0.0190)	0.1133*** (0.0215)	0.1009*** (0.0380)
<i>sh_top10</i>	0.0297*** (0.0088)	0.0280*** (0.0087)	0.0262*** (0.0097)	-0.0025 (0.0166)
<i>sh_director</i>	0.0123 (0.0160)	0.0380** (0.0176)	0.0205 (0.0183)	0.0580* (0.0339)
Observations	50,416	50,416	50,416	50,416
FE	industry+year	industry+year	industry+year	industry+year
clustered by	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.189	0.192	0.287	0.314

マッチングしたサンプルを用いてモデル (1) を推定した結果を表 3 の第 5-8 列に報告している。第 5 列では産業と企業規模についてマッチングしている。企業規模の変数として総資産の自然対数 (*size*) を用いている。第 6 列では、これにくわえて資本構成、現金保有、成長性をマッチングしている。第 7 列では、産業と企業規模に加えて、企業が企業グループに含まれているか否かを基準にマッチングしている。第 8 列では、コントロール・グループである非上場企業が少ないことから検出力が弱くなっている可能性を考慮するために、産業と企業規模について 1:4 の復元抽出によるマッチングを行った。

関心変数である上場企業のインディケータ (*listed*) の係数は 1%水準で正に有意である。これは株式上場が企業の投資水準を増加させているという考えと整合する結果であり、主分析の結果が上場企業と非上場企業との観察可能な差異によってもたらされたものではないことを示唆する証拠である。

表5 企業グループと株式上場：

この表は、企業グループに属している企業と属していない企業の2グループに分けて、サブサンプルごとにモデル(1)を推定した結果を報告している。第1-4列は企業グループに属していない企業のサブサンプルを用いた推定結果を、第5-8列は企業グループに属している企業のサブサンプルを用いた推定結果を報告している。コントロール変数には、予想q (*pred_q*)、ROA (*roa*)、社歴 (*age*)、企業規模 (*size*)、現金保有比率 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*)、金融機関持株比率 (*sh_financial*)、外国人株主持株比率 (*sh_foreign*)、十大株主持株比率 (*sh_top10*)、取締役持株比率 (*sh_director*) である。これらの変数以外にも年度および産業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、企業レベルでクラスタリングされた標準誤差を報告している。*、**、*** は、係数の有意水準がそれぞれ10%、5%、1%であることを示している。

	[A] Standalone				[B] Business Group			
	<i>Appe</i> (1)	<i>capex</i> (2)	<i>tan+int</i> (3)	<i>capex+rd</i> (4)	<i>Appe</i> (5)	<i>capex</i> (6)	<i>tan+int</i> (7)	<i>capex+rd</i> (8)
<i>listed</i>	0.0342*** (0.0113)	0.1035*** (0.0128)	0.0855*** (0.0140)	0.1042*** (0.0265)	-0.0022 (0.0062)	-0.0011 (0.0056)	-0.0071 (0.0058)	-0.0053 (0.0091)
<i>pred_q</i>	0.0917*** (0.0137)	0.0871*** (0.0124)	0.0834*** (0.0156)	0.0852*** (0.0220)	0.0760*** (0.0069)	0.0784*** (0.0059)	0.0809*** (0.0068)	0.0872*** (0.0094)
<i>roa</i>	0.0033 (0.0058)	0.0093* (0.0051)	0.0066 (0.0063)	-0.0049 (0.0141)	0.0220*** (0.0045)	0.0102** (0.0042)	0.0137*** (0.0048)	-0.0010 (0.0092)
<i>age</i>	-0.0678*** (0.0105)	-0.0832*** (0.0100)	-0.0944*** (0.0119)	-0.1180*** (0.0199)	-0.0430*** (0.0040)	-0.0460*** (0.0042)	-0.0502*** (0.0043)	-0.0836*** (0.0085)
<i>size</i>	-0.0073* (0.0041)	-0.0168*** (0.0046)	-0.0336*** (0.0060)	-0.0259*** (0.0096)	-0.0154*** (0.0017)	-0.0125*** (0.0016)	-0.0182*** (0.0018)	-0.0144*** (0.0027)
<i>cash</i>	0.0080*** (0.0014)	0.0028** (0.0013)	0.0125*** (0.0017)	0.0286*** (0.0045)	0.0118*** (0.0013)	0.0062*** (0.0014)	0.0174*** (0.0015)	0.0269*** (0.0033)
<i>lev</i>	-0.0353** (0.0160)	-0.0721*** (0.0177)	-0.0881*** (0.0207)	-0.0630* (0.0337)	-0.0582*** (0.0097)	-0.0687*** (0.0093)	-0.0646*** (0.0100)	-0.1186*** (0.0156)
<i>sh_financial</i>	0.0402 (0.0489)	0.1071 (0.0753)	0.1160* (0.0621)	-0.0003 (0.1168)	0.0821*** (0.0146)	0.1039*** (0.0144)	0.0976*** (0.0145)	0.1147*** (0.0239)
<i>sh_foreign</i>	0.0825 (0.0597)	0.1460** (0.0583)	0.1536** (0.0646)	0.1189 (0.1150)	0.1131*** (0.0208)	0.0837*** (0.0197)	0.1154*** (0.0221)	0.1144*** (0.0394)
<i>sh_top10</i>	0.0349** (0.0172)	0.0407** (0.0173)	0.0630*** (0.0187)	-0.0039 (0.0372)	0.0187* (0.0102)	0.0090 (0.0095)	0.0020 (0.0105)	-0.0119 (0.0172)
<i>sh_director</i>	-0.0286 (0.0290)	-0.0273 (0.0329)	-0.0402 (0.0359)	0.0979 (0.0746)	0.0137 (0.0185)	0.0571*** (0.0201)	0.0370* (0.0202)	0.0376 (0.0355)
[A] - [B]					0.0364***	0.1046***	0.0926***	0.1095***
χ^2 of difference					479.69	6047.56	2935.56	334.46
Observations	9,143	9,143	9,143	9,143	41,273	41,273	41,273	41,273
FE clustered by	industry+year firm	industry+year firm	industry+year firm	industry+year firm	industry+year firm	industry+year firm	industry+year firm	industry+year firm
Adj. R ²	0.202	0.190	0.295	0.302	0.197	0.216	0.295	0.351

5.3 株式上場の投資の投資機会に対する感応度への影響

仮説 2a および仮説 2b を検証するモデル (2) の結果を表 4 に報告している。関心変数である上場企業インディケータと投資機会の代理変数である予想 q との交差項 ($listed \times pred_q$) の係数は、いずれのモデルでも正に有意である。予想 q の単一項 ($pred_q$) に注目すると、被説明変数が Δppe である場合以外では統計的に有意ではない。これは、非上場企業は投資機会に反応して投資水準を決定しているわけではないことを示唆している。これらの結果は、上場企業の方が非上場企業よりも投資機会に反応して投資水準を決定しているという仮説 2a と整合する結果であり、仮説 2b を棄却する証拠である。

第 5.2 節の結果と合わせると、次のような考えと整合する証拠が得られたと考えることができる。上場企業は非上場企業よりも大きな規模の投資を行っており、またそれは投資機会に対する感応度を高めた結果であることが明らかになった。これらの結果は、株式上場が企業の資金制約の問題やエージェンシー問題を軽減することを通じて、企業の投資水準を引き上げているという仮説 1a および仮説 2a で議論したメカニズムを支持している。また逆に、仮説 1b で議論したような、ショートターミズムによって上場企業の投資水準が抑制されているという考えや、仮説 2b で議論した上場企業が過大投資しているという考えとは整合しない証拠である。

5.4 企業グループと株式上場の効果

企業グループを形成しているか否かが、株式上場の効果に与える影響を分析した結果を表 5 に報告している。第 1-4 列は企業グループに属していない企業のサブサンプルを用いてモデル (1) を推定した結果を報告しており、第 5-8 列は企業グループに属している企業のサブサンプルを用いた場合の結果を報告している。上場企業であることを示すインディケータ $listed$ の係数は、企業グループに属していない企業のサブサンプルでは正に有意である。これに対して、企業グループに属していない企業のサブサンプルでは、インディケータの係数は統計的に有意ではない。第 5-8 列に、2つのサブサンプル間の係数の差の検定の結果を報告している。係数の差の検定には、Chow 検定を用いている。係数の差は正に有意であり、上場企業であることを示すインディケータの係数が企業グループに属していない企業で有意に大きいことを示している。これらの結果は、株式上場の投資を増加させる効果は、企業グループに属していると小さくなると予想している仮説 3 と整合する証拠である。

企業グループに属しているか否かに加えて、企業グループの規模が株式上場の効果に与える影響を分析する。もし企業グループに属することによって直面する資金制約の問題を軽減することができるのであれば、内部資本市場の規模が大きいほどその効果は大きくなると考えられる。より規模の大きい企業グループに属していると資金制約の問題を緩和できているのであれば、株式上場の効果は属している企業グループの規模が大きくなるに従って小さくなると予想される。そこで、属している企業グループの規模を子会社の数で代理し、株式上場が企業の投資行動に与える効果がどのように変化するかを分析する。形式的

には次のモデルを推定する：

$$investment_{it} = \gamma_1 listed_{it} + \gamma_2 listed_{it} \times ln_subs_{it-1} + \gamma_3 ln_subs_{it-1} + \Gamma z + fe + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

ここで、被説明変数は企業の投資行動 (*investment*) である。モデル (1) の場合と同様に、いくつかの変数を用いて結果の頑健性を確認する。関心変数は上場企業であることを示すインディケータと企業グループの規模の代理変数である子会社の数との交差項である (*listed*×*ln_subs*)。モデルには、コントロール変数を含むベクトル *z* と産業および年度の固定効果を示す *fe* を加える。コントロール変数のベクトル *z* には予想 *q* (*pred_q*)、ROA (*roa*)、社歴 (*age*)、企業規模 (*size*)、現金保有比率 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*) が含まれる。これら以外にも、いくつかの所有構造の変数をコントロールする。金融機関持株比率 (*sh_financial*)、外国人投資家持株比率 (*sh_foreign*)、十大株主持株比率 (*sh_top10*)、取締役持株比率 (*sh_director*) をコントロールする。

表 6 がモデル (3) の結果を報告している。関心変数である交差項に注目すると、いずれのモデルでも係数が負に有意である。これは企業グループの規模が大きくなるほど株式上場の企業の投資水準への正の効果が小さくなるという予想と整合する結果である。これらの結果は、企業グループの形成と株式上場が代替関係にあるという仮説 3 と整合する証拠である。

5.5 頑健性分析

主分析の結果は、企業の株式上場をするという意思決定に関連する選択バイアスから生じる内生性の問題に直面していると考えられる。株式上場はランダムな現象ではなく、経営者による意思決定である (Pagano, Panetta, and Zingales 1998; Kutsuna, Okamura, and Cowling 2002; Woojin Kim and Weisbach 2008; Chemmanur, He, and Nandy 2010; Hosono et al. 2013)。特に、Pagano, Panetta, and Zingales (1998) と Kim and Weisbach (2008) が IPO の決定要因が同時に企業の投資行動にも影響を与えることを明らかにしてきた。もし経営者の株式を上場する意思決定に影響を与える要素が投資に正の影響を与えているのであれば、株式上場が企業の投資水準に正の影響を与えるという主分析の結果が選択バイアスの影響を捉えている可能性を否定できない。

このような株式上場に関する選択バイアスは、次の 2 つの要素から生じると考えられる (Li and Prabhala 2007)。第 1 に、観察可能な要素から生じる選択バイアスである。たとえば、株式上場が可能である企業は、株式市場の上場審査基準を満たしており (あるいは一時的に満たしていた)、上場廃止基準に抵触していない企業である。すなわち、株式の流動性が十分にあり、業績や財政状態が安定的である企業が上場企業であると考えられる。これ以外にも、銀行借入や社債以外の資金調達源が必要である企業に、株式上場を行おうとするインセンティブがあると考えられる。そのため、内部資金だけでは投資機会に対して十分な投資を

表 6 企業グループの規模と株式上場：

この表は、企業グループの規模が株式上場の効果を分析するモデル (3) の推定結果を報告している。関心変数は上場企業を示すインディケータと企業グループの規模の代理変数である子会社の数との交差項である (*listed*×*ln_subs*)。コントロール変数には、予想 *q* (*pred_q*)、ROA (*roa*)、社歴 (*age*)、企業規模 (*size*)、現金保有 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*)、金融機関持株比率 (*sh_financial*)、外国人株主持株比率 (*sh_foreign*)、十大株主持株比率 (*sh_top10*)、取締役持株比率 (*sh_director*) を加えている。これらの変数以外にも年度および産業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、企業レベルでクラスタリングされた標準誤差を報告している。*、**、*** は、係数の有意水準がそれぞれ 10%、5%、1%であることを示している。

	Business Group			
	<i>Appe</i> (1)	<i>capex</i> (2)	<i>tan+int</i> (3)	<i>capex+rd</i> (4)
<i>listed</i>	0.0177 (0.0140)	0.0211* (0.0125)	0.0126 (0.0130)	0.0280 (0.0189)
<i>listed</i> × <i>ln_subs</i>	-0.0103* (0.0060)	-0.0115** (0.0053)	-0.0101* (0.0054)	-0.0173** (0.0087)
<i>ln_subs</i>	0.0149** (0.0061)	0.0148*** (0.0056)	0.0217*** (0.0058)	0.0241*** (0.0093)
<i>pred_q</i>	0.0755*** (0.0069)	0.0780*** (0.0059)	0.0797*** (0.0068)	0.0864*** (0.0094)
<i>roa</i>	0.0222*** (0.0045)	0.0104** (0.0042)	0.0143*** (0.0048)	-0.0006 (0.0092)
<i>age</i>	-0.0427*** (0.0040)	-0.0458*** (0.0041)	-0.0496*** (0.0043)	-0.0833*** (0.0084)
<i>size</i>	-0.0182*** (0.0022)	-0.0147*** (0.0022)	-0.0242*** (0.0024)	-0.0187*** (0.0036)
<i>cash</i>	0.0118*** (0.0013)	0.0062*** (0.0014)	0.0173*** (0.0015)	0.0268*** (0.0033)
<i>lev</i>	-0.0608*** (0.0097)	-0.0706*** (0.0092)	-0.0711*** (0.0100)	-0.1225*** (0.0155)
<i>sh_financial</i>	0.0829*** (0.0148)	0.1058*** (0.0146)	0.0947*** (0.0147)	0.1165*** (0.0242)
<i>sh_foreign</i>	0.1121*** (0.0210)	0.0842*** (0.0200)	0.1082*** (0.0221)	0.1135*** (0.0394)
<i>sh_top10</i>	0.0205** (0.0102)	0.0103 (0.0095)	0.0063 (0.0104)	-0.0092 (0.0172)
<i>sh_director</i>	0.0115 (0.0185)	0.0551*** (0.0202)	0.0333* (0.0201)	0.0342 (0.0356)
Observations	41,273	41,273	41,273	41,273
FE clustered by	industry+year firm	industry+year firm	industry+year firm	industry+year firm
Adj. R ²	0.202	0.190	0.297	0.302

行うことができないような企業が上場企業に含まれているかもしれない。

第 2 に、観察不可能な要素から生じる選択バイアスである。観察可能な要素だけでは、企業が株式を上場させる意思決定を説明できるとは考えにくい (Acharya and Xu 2017)。たとえば、経営者個人の流動性の構築のために所有する株式を売却するインセンティブや、ベンチャーキャピタルや PE ファンドによる IPO へのプレッシャーといった観察不可能な要素が株式上場の意思決定に影響を与えると考えられる (He and Tian 2018)。これらの要素は、投資水準にも同時に影響を与えると考えられる。そのため、株式上場の意思決定に影響を与える観察不可能な要素から生じる選択バイアスにも対処する必要があると考えられる。

主分析では、先行研究に従ってマッチング・サンプルを用いた分析を行った。そのため、

観察可能な要素から生じる選択バイアスから生じる一致性の問題が、主分析においては深刻ではないことは既に確認している。これに対して、観察不可能な要素から生じる選択バイアスが問題であるかを確認する必要がある。

観察不可能な要素から生じる選択バイアスの影響を軽減し、推定される係数の一致性を確保するために以下ではマッチングを用いた分析と Heckman の Treatment Effect Model (TEM) を併用した分析を行う。マッチング方法については、主分析と同様にいくつかの代替的な方法を用いても結果が頑健であることを確認する。これにくわえて、観察不可能な要素から生じるセレクションの問題に対処するために TEM を用いる。選択に関する変数が観察されない要素の影響を受けていると考えられる場合に、逆ミルズ比をモデルに加えることで係数に生じているバイアスを補正することができる。ただし、スタンダードな Heckman の 2 段階モデルとは異なり、説明変数に含まれているインディケータ (*treat*) が内生的な変数であるモデルである。逆ミルズ比の計算は、Tucker (2010) の第 (12) 式に従っている。すなわち、トリートメント・グループ (*treat* = 1) には、1 段階目のプロビットモデルから得られる上場企業である確率にもとづいて求めた逆ミルズ比 (*mills*) をモデルに加えている。これに対して、コントロール・グループ (*treat* = 0) には、1 から上場企業の逆ミルズ比を引いたものをモデルに加えている。TEM は次のような 2 段階のモデルによって推定される：

$$Pr(listed_{it} = 1) = F[\phi_1 instrument_{it-1} + \Gamma z + \varepsilon_{it}] \quad (4-1)$$

$$investment_{it} = \alpha'_1 listed_{it} + \Gamma z + fe + mills + \varepsilon_{it} \quad (4-2)$$

ここで、*instrument* は株式上場に関する操作変数である。逆ミルズ比の計算には選択変数の操作変数が必要である (Larcker and Rusticus 2010; Lennox, Francis, and Wang 2012)。本章では、各産業・年における上場企業の比率を操作変数として用いる。同業他社が株式上場していると、その産業に属す企業はそうでない企業と比べて、株式上場する傾向が強くなる (Scharfstein and Stein 1990)。企業の投資行動は、企業が株式上場をする以外の経路から産業の上場企業比率から影響を受けないと考えられる。1 段階目のモデルでは、上場企業であることを示すインディケータを被説明変数として、操作変数とモデル (1) のコントロール変数 *z* に回帰する。モデルの推定にはプロビットモデルを用いる。また、サンプルは産業および規模でマッチングしたサンプルを用いる。この 1 段階目のモデルの推定結果から逆ミルズ比 (*mills*) を計算し、2 段階目のモデルに加える。2 段階目のモデルに加える変数はモデル (1) と同様である。なお、逆ミルズ比をモデルに加える際の多重共線性が問題にならない (*VIF* < 10) ことを確認している。

表 7 が産業-規模マッチングをしたマッチング・サンプルを用いて TEM を推定した場合の結果を報告している。第 1 列がモデル (4-1) の推定結果を報告している。操作変数の係数は正に有意である。この結果は、同じ産業の上場企業の比率が高いほど、企業が上場する確率が高くなることを示唆している。これは、同業種の企業の株式上場に倣って株式上場の意

表 7 Treatment Effect Model:

この表は、産業-年ごとの上場企業比率 (*instrument*) を操作変数とした Treatment Effect Model の 1 段階目の結果と、企業の投資行動の各変数を用いた場合の 2 段階目の結果を報告している。第 1 列は上場企業であることを示すインディケータ (*listed*) を被説明変数としたプロビットモデルの結果を報告している。また、関心変数 *instrument* の χ^2 値とその *p* 値を報告している。第 2-5 列がモデル (1) に 1 段階目のモデルから計算した逆ミルズ比 (*mills*) を加えた 2 段階目のモデルの推定結果を報告している。係数の下の括弧には企業レベルでクラスタリングした標準誤差を報告している。*, **, *** は、係数の有意水準がそれぞれ 10%, 5%, 1%であることを示している。

	First Stage	Second Stage			
	(Probit Model)	(OLS with Inverse Mill's Ratio)			
	<i>listed?</i>	<i>Appe</i>	<i>capex</i>	<i>tan+int</i>	<i>capex+rd</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>instrument</i>	1.9948*** (0.2449)				
<i>listed</i>		0.0373*** (0.0122)	0.0651*** (0.0126)	0.0490*** (0.0132)	0.0823*** (0.0248)
<i>pred_q</i>	-0.0057 (0.0579)	0.0732*** (0.0142)	0.0689*** (0.0124)	0.0823*** (0.0159)	0.0699*** (0.0203)
<i>roa</i>	0.0437 (0.0355)	0.0159** (0.0066)	0.0115* (0.0065)	0.0080 (0.0072)	0.0126 (0.0132)
<i>age</i>	-0.3628*** (0.0681)	-0.0492*** (0.0078)	-0.0549*** (0.0072)	-0.0662*** (0.0088)	-0.0822*** (0.0119)
<i>size</i>	-0.0401 (0.0263)	-0.0069*** (0.0026)	-0.0067** (0.0027)	-0.0154*** (0.0030)	-0.0142*** (0.0047)
<i>cash</i>	0.0177** (0.0089)	0.0119*** (0.0017)	0.0056*** (0.0017)	0.0191*** (0.0018)	0.0244*** (0.0038)
<i>lev</i>	-0.5645*** (0.1668)	-0.0587*** (0.0157)	-0.0649*** (0.0156)	-0.0607*** (0.0173)	-0.0675** (0.0269)
<i>sh_financial</i>	4.4741*** (0.5625)	0.0170 (0.0371)	0.0602 (0.0515)	0.0322 (0.0451)	0.0393 (0.0752)
<i>sh_foreign</i>	6.0817*** (1.0498)	0.0809 (0.0571)	0.0075 (0.0413)	0.0679 (0.0555)	0.0796 (0.0954)
<i>sh_top10</i>	-0.8185*** (0.1445)	0.0129 (0.0149)	0.0277* (0.0148)	0.0202 (0.0166)	0.0046 (0.0263)
<i>sh_director</i>	4.4130*** (0.4499)	0.0593* (0.0320)	0.0727** (0.0311)	0.0585 (0.0358)	0.1030* (0.0560)
<i>mills</i>		-0.0053 (0.0073)	-0.0142** (0.0071)	-0.0037 (0.0076)	-0.0267* (0.0142)
χ^2 of <i>instrument</i> (<i>p</i> -value)	66.34 (<i>p</i> < 0.0001)				
Observations	10,004	10,004	10,004	10,004	10,004
FE	-	industry+year	industry+year	industry+year	industry+year
clustered by	firm	firm	firm	firm	firm
PseudoR ² /Adj. R ²	0.337	0.219	0.197	0.313	0.291

思決定をするという Scharfstein and Stein (1990) の議論と整合する結果である。これにくわえて、係数の有意水準に注目すると、0.01%以下の水準で統計的に有意である (t 検定および χ^2 検定)。これは、各産業-年における上場企業の比率が株式上場の弱操作変数 (Weak IV) である可能性を棄却する結果である。

第 2-5 列が 2 段階目のモデル (4-2) の推定結果を報告している。被説明変数には主分析で用いた全ての企業の投資水準の変数をそれぞれ用いている。関心変数である上場企業インディケータに注目すると、係数は一貫して正に有意である。これらの結果は、観察不可能な要素から生じる選択バイアスの影響を考慮し係数の一致性を確保したとしても、主分析の結果から大きく変化しないことを示唆している。

表 8 頑健性分析：

この表は、頑健性分析の結果を報告している。第 1-3 列は、マッチング・サンプルを用いた場合の TEM の 2 段階目の結果を報告している。第 1 列では産業-規模に加えて、財務レバレッジ (*lev*) と現金保有 (*cash*)、売上高成長率 (*sg*) を用いており、第 2 列では産業-規模に加えて企業グループに属しているか否かを加えており、第 3 列では産業-規模を用いた 1:4 の復元抽出を用いて、それぞれマッチング・サンプルを抽出した場合の結果を報告している。第 4-6 列は、企業グループである企業とそうでない企業のサブサンプルごとに、マッチング・サンプルを用いて TEM を推定した結果を報告している。第 4 列は企業グループに属していない企業のサブサンプルを、第 5-6 列は企業グループに属す企業のサブサンプルを用いた分析結果を報告している。第 6 列では、上場企業であることを示すインディケータと子会社の数との交差項 (*listed×ln_subs*) を関心変数としたモデルの推定結果を報告している。モデルには他にも、上場企業インディケータ (*listed*)、上場企業インディケータと ROA との交差項 (*listed×roa*)、予想 *q* (*pred_q*)、ROA (*roa*)、社歴 (*age*)、企業規模 (*size*)、現金保有比率 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*)、金融機関持株比率 (*sh_financial*)、外国人株主持株比率(*sh_foreign*)、十大株主持株比率(*sh_top10*)、取締役持株比率 (*sh_director*) を加えている。これらの変数以外にも年度および産業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、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>capex</i>					
	Matching + TEM			Matching + TEM + Subsample		
	<i>year</i> + <i>industry</i> + <i>size</i> + <i>lev+cash+sg</i>	<i>year</i> + <i>industry</i> + <i>size</i> + <i>Business</i> Group	<i>(1:4</i> <i>matching)</i> <i>year</i> + <i>industry</i> + <i>size</i>		<i>year+industry</i> + <i>Business Group</i> + <i>size</i>	
	(1)	(2)	(3)	Standalone (4)	Business Group (5)	Business Group (6)
<i>listed</i>	0.0475*** (0.0119)	0.0413*** (0.0108)	0.1001*** (0.0253)	0.1307*** (0.0272)	0.0123 (0.0102)	0.0365** (0.0179)
<i>listed×ln_subs</i>						-0.0130* (0.0067)
<i>ln_subs</i>						0.0065 (0.0064)
<i>mills</i>	-0.0155** (0.0069)	-0.0120* (0.0062)	-0.0134 (0.0124)	-0.0168 (0.0165)	-0.0156*** (0.0058)	-0.0159*** (0.0058)
(4) - (5) <i>χ</i>² of difference					0.1184***	
control					4026.14	
Observations	yes 8,858	yes 8,130	yes 36,420	yes 2,244	yes 5,886	yes 5,886
FE	industry +year	industry +year	industry +year	industry +year	industry +year	industry +year
clustered by	firm	firm	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.144	0.210	0.200	0.244	0.200	0.200

さらに、マッチングの際に用いた変数の選択に問題がないかを確認するために、代替的なマッチングを用いて主分析の頑健性を確認する。第 1 に、主分析で用いた産業-規模マッチングに加えて、財務レバレッジ (*lev*) と現金保有比率 (*cash*)、売上高成長率 (*sg*) を用いてマッチングする。第 2 に、企業グループに属す企業のサブサンプルと属さない企業のサブサンプルごとに、産業-規模マッチングを行った。第 3 に、モデルの検出力を高めるために、産業-規模を用いた 1:4 の復元抽出を用いてマッチング・サンプルを抽出する。それぞれの結果を、表 8 の第 1-3 列に報告している。それぞれのマッチング・サンプルを特定した後に、TEM を用いて推定している。関心変数である上場企業インディケータ (*listed*) の係数

は、いずれのモデルでも正に有意である。これは、主分析の結果が、マッチングの際に用いる変数の選択に対して頑健であることを示唆している。

企業グループに属していることが株式上場の効果に与える影響を分析している第 5.3 節の結果の頑健性を確認する。そのために、企業グループに属す企業と属さない企業それぞれで産業-規模マッチングを行い、それぞれのグループのサブサンプルごとに TEM を推定している。第 4 列は企業グループに属していない企業のサブサンプルを、第 5-6 列は企業グループに属す企業のサブサンプルを用いた分析結果を報告している。まず第 4 列から、企業グループに属していない企業のサブサンプルでは上場企業であることを示すインディケータ (*listed*) の係数は正に有意である。これに対して、第 5 列の結果から、企業グループに属す企業のサブサンプルでは *listed* の係数は統計的に有意ではないことが分かる。第 5 列には両サブサンプル間の *listed* の係数の差の検定 (Chow 検定) の結果を報告している。係数の差は 1%水準で有意である。これらの結果から、企業グループに属していないグループでのみ株式上場が企業の投資水準を増加させる効果が観察され、企業グループに属す企業と比較するとその効果が統計的に大きいことが明らかになった。第 6 列では、上場企業であることを示すインディケータと子会社の数との交差項 (*listed*×*ln_subs*) を関心変数としたモデルの推定結果を報告している。交差項の係数は負に有意である。この結果は、企業グループの規模が大きくなるほど株式上場の効果が小さくなることを示唆している。これらの結果から、第 5.3 節の結果が頑健であることが確認された。

6 追加検証

6.1 資金制約

株式上場が企業の投資水準に正の影響を与える経路のひとつが、資金制約の緩和である。株式上場している企業は、より低いコストで株式を使った資金調達が可能になると考えられる。そのため非上場企業と比較して、上場企業はより柔軟に資金調達することができると考えられる。すると、資金需要が大きく資金制約に直面する状況にある企業では、資金調達が柔軟に行うことができるようになるという株式上場の効果が観察されやすくなると予想される。この予想を検証するために次のようなモデルを推定する：

$$investment_{it} = \alpha_1 listed_{it} + \alpha_2 listed_{it} \times constraint_{it} + \alpha_3 constraint_{it} + \Gamma z + fe + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

ここで、被説明変数は企業の投資行動 (*investment*) である。簡潔にするために、*capex* を被説明変数とした場合の結果だけを報告するが、これまで用いてきた代替的な投資水準の変数を用いた場合でも結果が大きく変わらないことを確認している。関心変数は企業が資金制約に直面していることを示すインディケータと上場企業インディケータの交差項 (*listed* × *constraint*) である。

表9 資金制約と株式上場：

この表は、資金制約と株式上場の効果の関係を検証するモデル (6) の推定結果を報告している。関心変数は、企業が資金制約に直面していることを示すインディケータと上場企業であることを示すインディケータとの交差項である。企業が資金制約に直面していることを測定するために、①ペイアウトの有無、②社債へのアクセスの有無、③企業規模の第1五分位、④Hadlock-Pierce 指数の第5五分位、であることを示すインディケータを用いている。コントロール変数には、予想 q ($pred_q$)、ROA (roa)、社歴 (age)、企業規模 ($size$)、現金保有比率 ($cash$)、財務レバレッジ (lev)、金融機関持株比率 ($sh_financial$)、外国人株主持株比率 ($sh_foreign$)、十大株主持株比率 (sh_top10)、取締役持株比率 ($sh_director$) を加えている。これらの変数以外にも年度および産業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、企業レベルでクラスタリングされた標準誤差を報告している。*、**、*** は、係数の有意水準がそれぞれ 10%、5%、1%であることを示している。

	<i>capex</i>			
	Full Sample			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>listed</i>	0.0119* (0.0062)	0.0147* (0.0082)	0.0130** (0.0058)	0.0292*** (0.0053)
<i>listed*no_payout</i>	0.0648*** (0.0103)			
<i>no_payout</i>	-0.0588*** (0.0086)			
<i>listed*no_bond</i>		0.0299*** (0.0094)		
<i>bond</i>		-0.0420*** (0.0090)		
<i>listed*small</i>			0.0844*** (0.0125)	
<i>small</i>			-0.0654*** (0.0111)	
<i>listed*hp</i>				0.0802*** (0.0181)
<i>hp</i>				-0.0332* (0.0185)
<i>control</i>	yes	yes	yes	yes
Observations	50,416	50,416	50,416	50,416
FE	industry+year	industry+year	industry+year	industry+year
clustered by	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.191	0.190	0.192	0.193

企業が資金制約に直面していることを特定化するために、次の4つの変数を分析に用いる。第1に、ペイアウトの有無である (Fazzari, Hubbard, and Petersen 1988)。ペイアウトを行っていない企業は、投資機会があり、利益が上がっていても資金を再投資している企業であると考えられる。これらの企業は株主へのペイアウトを積極的に行っている企業と比較して資金制約に直面している可能性が高いと考えられる。そこで、過去3年間にペイアウトを行っていない企業 (*no_payout*) を資金制約に直面している企業であると定義する。第2に、社債市場へのアクセスの有無である。社債市場にアクセスできない企業は、アクセスできる企業と比較して外部資金による資金調達が困難であると考えられるため、資金制約に直面する可能性が高いと考えられる。社債市場へのアクセスの有無を特定するために、過去3年間に社債による資金調達を行っている企業を社債アクセスのある企業、社債による資金調達を行っていない企業を社債アクセスのない企業と定義する。社債アクセスのない企業を示すインディケータ (*no_bacc*) を資金制約の代理変数として用いる。第3に、企業

規模である。Saunders and Steffen (2011) や Farre-Mensa and Ljungqvist (2016) が、規模の小さい非上場企業は上場企業と比較して資金制約になりやすいことを明らかにしている。そこで、企業の総資産を五分位に分け、その第 1 五分位に属す企業 (*small*) を資金制約に直面している企業と定義する。第 4 に、Hadlock-Pierce 指数の第 5 五分位を示すインディケータである。Hadlock and Pierce (2010) は、社歴と企業規模によって企業の資金制約の程度を測定することができることを明らかにしている。そこで、Hadlock-Pierce 指数の五分位のサブサンプルの中で、最も指数の値が大きい第 5 分位に属す企業 (*hp*) を資金制約に直面している企業として定義する。

これ以外に、コントロール変数を含むベクトル z と産業および年度の固定効果を示す fe をモデルに加える。コントロール変数のベクトル z には予想 q (*pred_q*)、ROA (*roa*)、社歴 (*age*)、企業規模 (*size*)、現金保有比率 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*)が含まれる。これら以外にも、いくつかの所有構造の変数をコントロールする。金融機関持株比率 (*sh_financial*)、外国人投資家持株比率 (*sh_foreign*)、十大株主持株比率 (*sh_top10*)、取締役持株比率 (*sh_director*) をコントロールする。

表 9 がモデル (5) の結果を報告している。第 1-4 列がそれぞれ、①ペイアウトの有無、②社債へのアクセスの有無、③企業規模の第 1 五分位、④Hadlock-Pierce 指数の第 5 五分位、を資金制約であることを示す変数として用いた場合の結果を報告している。これらの資金制約の変数と上場企業であることを示すインディケータとの交差項の係数は、いずれの変数の場合でも正に有意である。この結果は、資金制約に直面していると考えられる企業において、株式上場が投資を増加させる効果が大きいことを示唆している。株式上場が資金制約を緩和して、投資を増加させているという本章の仮説と整合する結果である。ただし、上場企業インディケータの単一项に注目すると、係数は依然として正に有意である。これは、資金制約に直面していない企業においても、株式上場が投資を増加させる効果があることを示唆している。これは仮説で議論した資金制約の経路とは異なる経路から、株式上場が企業の投資水準に影響を与えることを示唆していると考えられる。先行研究では、企業の事前の資金制約を測定することが極めて困難であることが指摘されてきた (e.g., Kaplan and Zingales 1997; Kaplan and Zingales 2000; Schauer, Elsas, and Breitkopf 2019)。しかし、資金制約の変数の単一项に注目すると、いずれの係数も負に有意である。これはここで用いている変数が、企業の資金制約を捉えていることと整合する結果である。

6.2 株式の流動性

株式上場が企業の投資行動を増加させるいまひとつの経路が、株式の流動化を通じた効果である。株式の流動性が企業の投資水準に与える効果には 2 つの経路があると考えられる。第 1 に、株式が流動化されることによって株主が要求するプレミアムが減少し、資金調達コストが低下するという経路である。いくつかの先行研究が、株式の流動性が高い企業は資金制約に直面しにくくなることを通じて、企業の投資が増加することを明らかにしてき

た (e.g., Bakke, Jens, and Whited 2012; Brown, Martinsson, and Petersen 2012; Amihud and Levi 2018)。第 2 に、流動化された株式が企業のモニタリング機構として機能するという経路である。株式が市場で流動的に取引可能であると、株主が株式を売却すること (Exit) によって自身の利害を経営者の利害と一致させることが可能になる (Admati and Pfleiderer 2009; Edmans 2009)。もし、株式上場によってエージェンシー問題から生じる投資の抑制効果が軽減されているのであれば、企業の投資を増加させる経路になりうる。

株式上場が投資を増加させる効果が以上の 2 つの経路のいずれかによって説明されるのであれば、上場企業の投資水準と株式の流動性の間には正の関係が観察されると予想される。そこでこれらの先行研究に倣って、上場企業において株式の流動性が企業の投資水準に与える影響を検証する。検証では次のモデルを、上場企業のサンプルのみを用いて推定する：

$$investment_{it} = \alpha liquidity_{it-1} + \Gamma z + \beta fe + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

ここで、被説明変数は企業の投資行動 (*investment*) である。関心変数は、Amihud (2002) の非流動性指標の符号を入れ替えたもので測定される株式の流動性 (*liquidity*) である。コントロール変数を含むベクトル z は、これまでのモデルのコントロール変数と同様である。また、企業および年度の固定効果を示す fe をモデルに加えている。

表 10 がモデル (6) の結果を報告している。関心変数である株式の流動性に注目すると、いずれの投資の変数を被説明変数として用いたとしても、係数は正に有意である。これは、株式の流動性が企業の投資水準を増加させているという考えと整合する結果である。主分析の結果と合わせると、これらの結果は、上場企業は非上場企業と比較してより多くの投資を行っており、さらに上場企業の中でも株式の流動性が高い企業ほど投資水準が大きいことを示唆している。これは、株式の流動性が企業に対する過度なプレッシャーではなく、資金調達のコストを低下させるような効果があるという考えと整合する証拠である。また、Fang, Tian, and Tice (2014) が株式の流動性によって企業のショートターミズムの問題が深刻になるという証拠を報告しているが、本章の結果は彼らの結果と逆であった。結果が異なっている理由の可能性のひとつが、彼らが米国のデータを用いているのに対して本章の分析対象が日本であるという点である。米国では株主からのプレッシャーによって企業の投資水準が抑制されている一方で、日本ではその効果が観察されにくいことを示唆していると考えられる。これは、米国においては株式上場が企業の投資水準を減少させるという Asker, Farre-Mensa, and Ljungqvist (2015) の結果と、日本では投資水準を増加させるという本章の主分析の結果と整合する議論である。しかし、これらの議論は結果の含意であり、直接に日米の株式上場の機能の比較をしているわけではない点には注意が必要である。

表 10 株式の流動性：

この表は、株式の流動性が企業の投資行動に与える影響を検証するモデル (6) の推定結果を報告している。モデルを推定する差異には、上場企業のサンプルのみを用いている。株式の流動性の変数として、Amihud (2002) の非流動性指標に負の符号をつけたものを用いている。第 1-4 列ではそれぞれ、前期からの有形固定資産の増加額 (*Δppe*)、有価証券報告書で報告されている設備投資 (*capex*)、キャッシュ・フロー計算書上の有形固定資産および無形資産の購入に係る支出 (*tang + int*)、*capex* に研究開発支出を足し合わせたもの (*capex + rd*) を被説明変数としている。コントロール変数には、予想 *q* (*pred_q*)、ROA (*roa*)、社歴 (*age*)、企業規模 (*size*)、現金保有 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*)、金融機関持株比率 (*sh_financial*)、外国人株主持株比率 (*sh_foreign*)、十大株主持株比率 (*sh_top10*)、取締役持株比率 (*sh_director*) を加えている。これらの変数以外にも年度および企業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、企業レベルでクラスタリングされた標準誤差を報告している。*, **, *** は、係数の有意水準がそれぞれ 10%, 5%, 1% であることを示している。

	<i>Δppe</i> (1)	<i>capex</i> (2)	<i>tang+int</i> (3)	<i>capex+rd</i> (4)
<i>liquidity</i>	2.4788*** (0.7643)	2.0546*** (0.7462)	2.2047*** (0.7616)	1.9754** (1.0003)
<i>pred_q</i>	0.0443*** (0.0071)	0.0546*** (0.0058)	0.0584*** (0.0072)	0.0611*** (0.0087)
<i>roa</i>	0.0262*** (0.0052)	0.0152*** (0.0046)	0.0143** (0.0057)	0.0235*** (0.0072)
<i>age</i>	-0.0294 (0.0267)	-0.0578** (0.0245)	-0.0280 (0.0273)	-0.0652* (0.0378)
<i>size</i>	-0.0745*** (0.0086)	-0.0502*** (0.0077)	-0.0539*** (0.0087)	-0.0735*** (0.0108)
<i>cash</i>	0.0191*** (0.0016)	0.0146*** (0.0016)	0.0238*** (0.0018)	0.0288*** (0.0027)
<i>lev</i>	-0.2188*** (0.0218)	-0.1816*** (0.0185)	-0.2076*** (0.0203)	-0.2258*** (0.0284)
<i>sh_financial</i>	0.1550*** (0.0319)	0.1906*** (0.0275)	0.1609*** (0.0282)	0.2319*** (0.0410)
<i>sh_foreign</i>	0.1348*** (0.0376)	0.0671** (0.0303)	0.0619* (0.0359)	0.1125** (0.0442)
<i>sh_top10</i>	-0.0026 (0.0191)	-0.0106 (0.0163)	0.0022 (0.0190)	-0.0083 (0.0233)
<i>sh_director</i>	0.1065*** (0.0299)	0.0653** (0.0291)	0.0287 (0.0314)	0.1009** (0.0410)
Observations	34,703	34,703	34,703	34,703
FE	firm+year	firm+year	firm+year	firm+year
clustered by	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.316	0.439	0.472	0.676

6.3 市場からのプレッシャー：コストベネフィット

最後に、日本において株式上場のコストが存在しているか否かを分析する。これまでの分析は、少なくとも日本においては、株式上場に企業の投資行動を活発にする効果があることを示唆している。これは株式上場のベネフィットがコストを平均的には上回っていることと整合する証拠である。しかし、全ての企業において株式上場のベネフィットが大きいのであれば、企業が株式上場をしない理由を説明することができない。そこで、株式上場のコストが観察されていることを確認するために、仮説 1b が部分的に観察されるかを検証する。すなわち、株式市場からのプレッシャーが強くショートターミズムが生じる可能性が高い企業において、企業の投資水準を抑制する株式上場の効果が観察されるかを分析する。本章では、Stein (1989) のモデルに従って、次のモデルを用いて産業・年レベルの株式市場から

のプレッシャーを測定する：

$$p_{it}/k_{it-1} = \varphi_0 1/k_{it-1} + \varphi_1 op_income_{it}/k_{it-1} + \varphi_2 bv_{it}/k_{it-1} + \varphi_3 vol_ear_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

ここで p は企業の株式時価総額、 k は有形固定資産と無形資産の合計、 op_income は営業利益、 bv は株主資本の簿価、 vol_ear は過去3年間の ROA (roa) のボラティリティである。このモデルを各産業-年レベルでクロスセクション回帰し、推定された係数 φ_1 を産業-年レベルの株価の会計利益に対する感応度と定義する。

係数 φ_1 によって株式市場からのプレッシャーを測定できるという理論的背景は、Stein (1989) と残余利益モデルである。Stein (1989) は、ショートターミズムによる過小投資の程度は、将来の利益流列と直近の利益との関係が強くなるほど大きくなることを明らかにしている (α in Equation (10), p. 660)。そのため、株価に織り込まれている将来期間にかけての利益流列と、直近の会計期間における会計利益との関連の強さを変数化することで Stein が議論する株式市場からのプレッシャーを測定することができる。残余利益モデルは、将来にかけての残余利益の流列の現在価値と株主資本の簿価によって株価が定式化できることを示唆している。すなわち、株価には将来期間にかけての利益流列が織り込まれていると想定することができる。そこで、会計利益以外の要素である株主資本の簿価と資本コストをコントロールした上で、直近の会計期間と株価の関係を推定することによって、株式市場からのプレッシャーを測定することができるようになると考えられる。なお、資本コストをコントロールするために、簡便的に ROA のボラティリティを用いている。

株式上場の効果が株式市場からのプレッシャーの程度によってどのように変化するかを分析するために、次のようなモデルを推定する：

$$investment_{it} = \eta_1 listed_{it} + \eta_2 listed_{it} \times pressure_{it} + \eta_3 pressure_{it} + \Gamma z + fe + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

ここで、被説明変数は企業の投資行動 ($investment$) である。関心変数は、産業-年ごとの市場からのプレッシャーの程度と上場企業であることを示すインディケータとの交差項 ($listed \times pressure$) である。係数 η_2 は、市場からのプレッシャーが変化したときに、株式上場が企業の投資行動に与える影響がどのように変化するかを捉えている。もし、市場からのプレッシャーによって上場企業の投資が抑制されているのであれば、係数 η_2 は負になるはずである。これ以外にも、コントロール変数を含むベクトル z と産業および年度の固定効果を示す fe をモデルに加えている。コントロール変数のベクトル z には予想 q ($pred_q$)、ROA (roa)、社歴 (age)、企業規模 ($size$)、現金保有比率 ($cash$)、財務レバレッジ (lev) が含まれる。これら以外にも、いくつかの所有構造の変数をコントロールする。金融機関持株比率 ($sh_financial$)、外国人投資家持株比率 ($sh_foreign$)、十大株主持株比率 (sh_top10)、取締役持株比率 ($sh_director$) をコントロールする。

表 11 市場からのプレッシャー：

この表は、市場からのプレッシャーと株式上場の効果の関係を検証するモデル (8) の推定結果を報告している。関心変数は上場企業であることを示すインディケーターと市場からのプレッシャーとの交差項 (*listed×pressure*) である。市場からのプレッシャーを測定する変数 *pressure* は企業の株価の会計利益に対する感応度で測られる。具体的には、下記のモデルを推定して産業-年ごとの株価の会計利益に対する感応度を求める： $p/k = \varphi_0 1/k + \varphi_1 op_income/k + \varphi_2 bv/k + \varphi_3 vol_ear + \varepsilon$ 、ここで *p* は企業の株式時価総額、*k* は有形固定資産と無形資産の合計、*op_income* は営業利益、*bv* は株主資本の簿価、*vol* は過去 3 年間の ROA (*roa*) のボラティリティである。第 1-4 列ではマッチング前のサンプルを、第 5-8 列では産業-規模マッチング後のサンプルを用いてモデルを推定した結果を報告している。コントロール変数には、予想 *q* (*pred_q*)、ROA (*roa*)、社歴 (*age*)、企業規模 (*size*)、現金保有比率 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*)、金融機関持株比率 (*sh_financial*)、外国人株主持株比率 (*sh_foreign*)、十大株主持株比率 (*sh_top10*)、取締役持株比率 (*sh_director*) を加えている。これらの変数以外にも年度および産業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、企業レベルでクラスタリングされた標準誤差を報告している。*, **, *** は、係数の有意水準がそれぞれ 10%, 5%, 1%であることを示している。

	Unmatched Sample				Matched Sample			
	<i>Appe</i> (1)	<i>capex</i> (2)	<i>tan+int</i> (3)	<i>capex+rd</i> (4)	<i>Appe</i> (5)	<i>capex</i> (6)	<i>tan+int</i> (7)	<i>capex+rd</i> (8)
<i>listed</i>	0.0357*** (0.0065)	0.0556*** (0.0065)	0.0454*** (0.0072)	0.0482*** (0.0129)	0.0428*** (0.0096)	0.0645*** (0.0097)	0.0557*** (0.0105)	0.0673*** (0.0178)
<i>listed×pressure</i>	-0.0045*** (0.0011)	-0.0075*** (0.0015)	-0.0075*** (0.0019)	-0.0064*** (0.0021)	-0.0046*** (0.0015)	-0.0071*** (0.0016)	-0.0056*** (0.0018)	-0.0059** (0.0026)
<i>pressure</i>	0.0064*** (0.0017)	0.0056*** (0.0018)	0.0083*** (0.0022)	0.0039 (0.0026)	0.0071* (0.0039)	0.0027 (0.0039)	0.0073* (0.0041)	-0.0013 (0.0053)
<i>control</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	46,945	46,945	46,945	46,945	9,226	9,226	9,226	9,226
FE	industry +year	industry +year	industry +year	industry +year	industry +year	industry +year	industry +year	industry +year
clustered by	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.196	0.187	0.288	0.316	0.225	0.193	0.312	0.294

表 12 過大投資による代替的説明：

この表は、予想 q ($pred_q$) の第 4 四分位と第 1 四分位のサブサンプルでモデル (1) を推定した結果を報告している。第 1-4 列と第 5-8 列がそれぞれ、予想 q が第 4 四分位と第 1 四分位に属すサブサンプルでのモデル (1) の推定結果である。コントロール変数には、予想 q ($pred_q$)、ROA (roa)、社歴 (age)、企業規模 ($size$)、現金保有比率 ($cash$)、財務レバレッジ (lev)、金融機関持株比率 ($sh_financial$)、外国人株主持株比率 ($sh_foreign$)、十大株主持株比率 (sh_top10)、取締役持株比率 ($sh_director$) を加えている。これらの変数以外にも年度および産業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、企業レベルでクラスタリングされた標準誤差を報告している。*、**、*** は、係数の有意水準がそれぞれ 10%、5%、1%であることを示している。

	4th quartile of $pred_q$				1st quartile of $pred_q$			
	Δpe (1)	$capex$ (2)	$tan+int$ (3)	$capex+rd$ (4)	Δpe (5)	$capex$ (6)	$tan+int$ (7)	$capex+rd$ (8)
<i>listed</i>	0.0544*** (0.0127)	0.0875*** (0.0122)	0.0719*** (0.0132)	0.0692*** (0.0257)	0.0047 (0.0080)	0.0131** (0.0065)	0.0030 (0.0088)	0.0085 (0.0115)
<i>pred_q</i>	0.0772*** (0.0109)	0.0795*** (0.0106)	0.0924*** (0.0122)	0.1078*** (0.0171)	0.0061 (0.0204)	-0.0038 (0.0171)	-0.0435** (0.0212)	-0.0519 (0.0395)
<i>roa</i>	0.0143*** (0.0044)	0.0122*** (0.0040)	0.0153*** (0.0049)	0.0028 (0.0084)	0.0310*** (0.0111)	0.0089 (0.0086)	-0.0038 (0.0116)	-0.0131 (0.0180)
<i>age</i>	-0.0869*** (0.0078)	-0.0818*** (0.0077)	-0.0956*** (0.0078)	-0.1200*** (0.0146)	-0.0233*** (0.0055)	-0.0290*** (0.0053)	-0.0331*** (0.0072)	-0.0664*** (0.0090)
<i>size</i>	-0.0151*** (0.0033)	-0.0170*** (0.0031)	-0.0244*** (0.0035)	-0.0216*** (0.0065)	-0.0093*** (0.0024)	-0.0043* (0.0023)	-0.0149*** (0.0030)	-0.0045 (0.0036)
<i>cash</i>	0.0078*** (0.0014)	0.0022* (0.0013)	0.0109*** (0.0015)	0.0226*** (0.0030)	0.0161*** (0.0019)	0.0093*** (0.0017)	0.0215*** (0.0022)	0.0314*** (0.0045)
<i>lev</i>	-0.0395** (0.0195)	-0.0768*** (0.0204)	-0.0892*** (0.0210)	-0.1354*** (0.0379)	-0.0459*** (0.0137)	-0.0581*** (0.0103)	-0.0605*** (0.0136)	-0.0954*** (0.0176)
<i>sh_financial</i>	0.0950*** (0.0356)	0.1386*** (0.0388)	0.1361*** (0.0377)	0.0900 (0.0711)	0.0718*** (0.0203)	0.0709*** (0.0239)	0.1225*** (0.0292)	0.1117*** (0.0370)
<i>sh_foreign</i>	0.1171*** (0.0367)	0.0553 (0.0357)	0.0958** (0.0381)	0.0802 (0.0729)	0.0545 (0.0368)	0.0224 (0.0257)	0.0892*** (0.0331)	-0.0009 (0.0568)
<i>sh_major</i>	0.0574*** (0.0192)	0.0551*** (0.0182)	0.0415** (0.0199)	0.0103 (0.0339)	0.0272* (0.0139)	0.0023 (0.0125)	0.0154 (0.0166)	-0.0130 (0.0223)
<i>sh_director</i>	0.0256 (0.0312)	0.0603* (0.0334)	0.0684** (0.0342)	0.1024 (0.0624)	-0.0071 (0.0245)	0.0134 (0.0236)	-0.0336 (0.0267)	0.0368 (0.0480)
Observations	12,411	12,411	12,411	12,411	12,715	12,715	12,715	12,715
FE clustered by	industry+year firm	industry+year firm	industry+year firm	industry+year firm	industry+year firm	industry+year firm	industry+year firm	industry+year firm
Adj. R ²	0.205	0.181	0.295	0.292	0.118	0.117	0.230	0.317

表 11 がモデル (8) の結果を報告している。第 1-4 列ではマッチングしていないサンプルを用いた結果を、第 5-8 列では産業-規模マッチングしたサンプルを用いた結果を報告している。上場企業インディケータの単一項の係数はいずれのモデルでも正に有意である。つづいて、関心変数である交差項の係数に注目すると、いずれのモデルでも負に有意である。これは、株式市場からのプレッシャーが強い産業ほど、企業の投資を増加させる株式上場の効果が小さくなることを示唆する結果である。しかし、係数の値に注目すると、交差項の係数は単一項の係数よりも小さい。市場からのプレッシャー変数 *pressure* の平均値が 1.2267 であることから、平均的な産業では市場からのプレッシャーが株式上場の正の効果を打ち消すほど大きくないことが分かる⁴⁶。以上の結果は、株式市場からのプレッシャーが強い産業では株式上場が投資に与える正の効果が小さくなるものの、平均的には正の効果が観察されることを示唆している。すなわち、日本においてもショートターミズムによる投資水準の抑制効果が観察されるものの、株式上場が投資を押し上げる効果を打ち消すほどではないことが明らかになった。

7 代替的説明：過大投資

主分析の結果は仮説 1a を支持していた。しかし、上場企業が非上場企業と比較してより多くの投資を行っているという結果は、上場企業が過大投資しているという考えとも整合する証拠である。仮説の識別のために仮説 2a と仮説 2b を検証し、上場企業が非上場企業よりも投資水準の投資機会に対する感応度が大きいという結果が得られたものの、もし投資機会が存在しない企業においても上場企業の投資水準が大きいという結果が依然として観察されるのであれば過大投資が生じている可能性を棄却できない。

株式上場によって過大投資が生じる可能性は以下 2 点から議論することができる。ひとつは、エージェンシー問題である。もし経営者が自身の利得を最大化するために企業規模を大きくしたり、過度にリスクの高いプロジェクトに投資したりするインセンティブを持っている場合には、経営者が過大投資を行う可能性がある (Jensen 1986)。本章の分析では所有構造をコントロールしているものの、非上場企業と比較すると上場企業は所有と経営の分離がより進んでいると考えられるため、より深刻なエージェンシー問題が生じていると考えられる (Jensen and Meckling 1976; Jensen 1998)。そのため、上場企業ではエージェンシー問題から生じる過大投資が生じていると予想することができる。

いまひとつは、ショートターミズムである。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

⁴⁶ 第 1 列の結果から、平均的な産業 ($pressure = 1.2267$) では株式上場が投資水準に与える限界効果は： $\partial investment / \partial listed = 0.0357 - 0.0048 \times 1.2267 = 0.0298$ 、であり、F 検定の結果は 1%水準で有意である。

資家が企業の投資水準に関する情報にもとづいて株式が価格づけされる場合、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に投資をする予想される。主分析の結果は、株式上場によって **Bebchuk 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。

株式上場によって過大投資が生じているという代替的説明が主分析の結果を説明しうるかを検証するために、投資機会が多い企業と小さい企業において株式上場の効果が異なっているかを分析する。もし過大投資が生じているのであれば、投資機会が存在しない (小さい) 企業においても株式上場が企業の投資水準を増加させる効果が観察されるはずである。これに対して、もし株式上場が企業の資金制約やエージェンシー問題を軽減することを通じて投資水準を増加させているのであれば、投資機会が存在する (大きい) 企業においてのみ株式上場の投資への正の効果が観察されるはずである。これらの予想を検証するために、投資機会の代理変数である予想 q ($pred_q$) を四分位で分け、それぞれのサブサンプルでモデル (1) を推定する。

表 12 が、第 4 四分位と第 1 四分位のサブサンプルでモデル (1) を推定した結果を報告している。第 1-4 列と第 5-8 列がそれぞれ、予想 q が第 4 四分位と第 1 四分位に属すサブサンプルでのモデル (1) の推定結果である。まず第 1-4 列では、上場企業であることを示すインディケータ (*listed*) の係数は正に有意である。これは、投資機会が存在する (大きい) 企業において、資金制約やエージェンシー問題の軽減を通じて株式上場が企業の投資水準を増加させるという考えと整合する結果である。これに対して、第 5-8 列では、被説明変数が *capex* である場合を除いて、上場企業インディケータは統計的に有意ではない。これらの結果は、投資機会が存在しない (小さい) 企業では、株式上場の投資を増加させるという効果が観察されないことを示唆している。このことは、主分析の結果が「投資機会が存在しない上場企業が過大投資している」ことを捉えているという考えと整合しない証拠である。

8 結論

株式上場が企業の投資行動に与える影響を分析することは、学術的に重要な研究課題である。なぜなら、株式上場が企業の投資行動に与える効果には、正である可能性と負である可能性があり、どちらの効果が観察されるかは実証的な課題だからである。また、実務的にも重要な研究課題であると考えられる。2010 年代以降、諸外国において株式上場の負の側面が強調される政策的提言や研究が行われてきた。しかし、日本における株式上場の効果に関連する実証的証拠は限定的である。

本章では日本の金融商品取引法の特性を利用して、株式上場の効果を識別することを試みた。検証の結果、上場企業が非上場企業よりも投資水準が大きいことが明らかになった。

さらに、上場企業の投資水準の投資機会に対する感応度が、非上場企業と比較して大きいことを発見した。これらの結果は、株式上場はショートターミズムによる過小投資を引き起こすというよりも、資金制約を緩和する役割があるという考えと整合する証拠である。これにくわえて、株式上場と投資水準との正の関係は、企業グループに属していない企業でのみ観察されることがわかった。また、企業グループの規模が大きくなるほど株式上場の投資水準への正の効果が小さくなることを発見した。これらの証拠は、企業がグループを形成し内部資本市場にアクセス可能であると、株式上場の効果が弱くなることを示唆している。さらに、資金制約に直面している企業において、株式上場の投資水準への正の効果がより大きくなることを発見した。また、上場企業の中では、株式の流動性が高い企業ほど投資水準が大きいことが明らかになった。これ以外にもいくつかの追加検証を行い、代替的説明の可能性を検討した。本章の結果は、日本における株式上場には、ショートターミズムによる過小投資を生じさせるのではなく、資金制約やエージェンシー問題から生じる過小投資の要因を軽減する効果があることを示唆していると考えられる。

ただし、本章にはいくつかの限界があるため、結果の含意を議論する際には慎重になるべきである。第1に、企業の投資全体を長期的な意思決定であると想定している点である。投資が企業の長期的な意思決定のひとつであることは、概ね議論の必要のない考えであると思われる。しかし、投資の中にも収益性が見込める不確実性の低い短期的な投資と、収益性が不確実である長期的な投資が混在していると考えられる。この投資のウィンドウやそれに伴う不確実性の程度によって、株式上場の効果が異なると考えることができる。ショートターミズムの議論は、収益性が不確実である長期的なプロジェクトにおいて特に問題になると考えられる。しかし、企業レベルのデータでは企業の投資ウィンドウを測定できないため、この点は本章の限界である。第2に識別の問題である。本章ではいくつかの計量経済学的手法を用いることで、内生性から生じる一致性の問題を可能な限り克服するよう試みている。しかし、依然として検証結果がこれらの問題を克服できているかを確認することはできず、本章の結果が株式上場以外の効果を捉えている可能性を完全には否定できない点にも注意が必要である。

補論 1 日本における情報開示の法的枠組み⁴⁷

日本の情報開示の法的枠組みは、諸外国と比較すると特異である。制度的に要請される情報開示は、上場企業だけではなくいくつかの基準を満たす非上場企業にも適用されるのである。この法的枠組みを用いることによって、本章では情報開示の効果を除いた株式上場の効果を識別することができる。図 A1 が企業の属性と情報開示に関する法的な枠組みの関係を示している。X 軸は上場企業と非上場企業との分類を示している。Y 軸は会社法における大会社 (Large Company) とそうではない会社 (Small and Medium Enterprise, 中小会社) の分類を示している。

会社法と金融商品取引法が日本における財務報告の法的枠組みを規定している。要請される情報開示の内容はそれぞれの法律によって異なる。会社法は図 A1 の上部に分類される大会社に対して、会計監査を受けた個別財務諸表の作成を義務付けている (第 435 条および第 444 条)。なお、これにはキャッシュ・フロー計算書は含まれない (会社法 435 条 2 項および会社計算規則 59 条 1 項)。図 A1 の下部に分類される大会社以外の会社は中小企業向けの会計基準にしたがって財務情報を作成する⁴⁸。この中小会計要領が要請する開示情報の量は、日本の会計基準によって大会社に要求される開示情報の量と比較して少ない。これにくわえて、要請される計算書類の種類は同様であるものの、会計監査人による監査を受ける必要がない。

金融商品取引法は、第 24 条 1 項が挙げる基準を満たす企業に対して有価証券報告書の開示を要請している。その基準とは、当該企業が次のような有価証券を報告している企業のことである：

- 一 金融商品取引所に上場されている有価証券 (特定上場有価証券を除く。)
- 二 流通状況が前号に掲げる有価証券に準ずるものとして政令で定める有価証券 (流通状況が特定上場有価証券に準ずるものとして政令で定める有価証券を除く。)
- 三 その募集又は売出しにつき第四条第一項本文、第二項本文若しくは第三項本文又は第二十三条の八第一項本文若しくは第二項の規定の適用を受けた有価証券 (前二号に掲げるものを除く。)

四 当該会社が発行する有価証券 (株券、第二条第二項の規定により有価証券とみなされる有価証券投資事業権利等その他の政令で定める有価証券に限る。) で、当該事業年度又は当該事業年度の開始の日前四年以内に開始した事業年度のいずれかの末日におけるその所有者の数が政令で定める数以上 (当該有価証券が同項の規定により有価証券とみなされる有価証券投資事業権利等である場合にあっては、当該事業年度の末日におけるその所有者の数が政令で定める数以上) であるもの (前三号に掲げるものを除く。)

⁴⁷ 本節の説明について、黒沼 (2016); 神田 (2017); 山下・神田 (2017) を参照した。

⁴⁸ 詳しくは河崎 (2016) を参照。

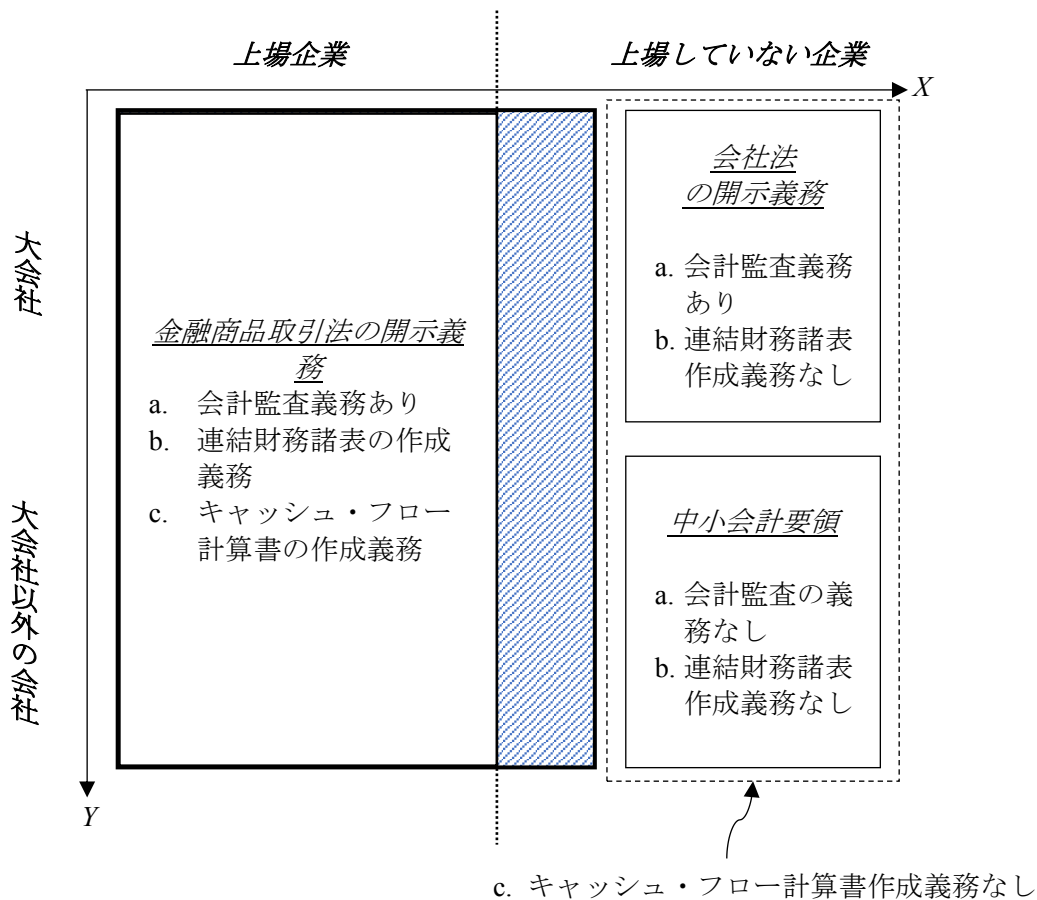


図 A1 日本における財務報告の法的枠組み:

この図は、日本において法律によって要請される財務報告のレベルによる企業のカテゴリを示している。金融商品取引法によって要請される情報開示のレベルは、会社法によって要請される情報開示のレベルよりも高い。X 軸は上場企業と未公開企業との分類を示している。Y 軸は会社法における大会社とそうではない会社 (中小会社) の分類を示している。会社法は、大会社に対して①会計監査を受けた②個別財務諸表の提出を求めている。これに対して、大会社以外の会社には、①個別財務諸表の提出をもとめているものの、②会計監査は求めている。なお、会社法はキャッシュ・フロー計算書の作成は要請していない。金融商品取引法は、第 24 条の基準を満たす企業に対して、①会計監査を受けた②連結財務諸表の開示を求めている、③これにはキャッシュ・フロー計算書が含まれる。本章が目している非上場の公開会社は、青い影で示した部分に含まれる企業である。すなわち、株式上場はしていないものの金融商品取引法によって有価証券報告書の開示が要請されている企業である。

なお、第 4 号で言及されている「政令で定める数」は、金融商品取引法施行令 3 条の 6 第 4 項にて以下のように定められている：

法第二十四条第一項第四号に規定する政令で定める数は、千（当該有価証券が特定投資家向け有価証券である場合には、千に内閣府令で定めるところにより計算した特定投資家の数を加えた数）とする。

すなわち、社債を公募発行している企業や、公募で社債や株式を発行していない企業であっても株主が 1,000 人以上である企業には有価証券報告書および半期の財務報告が義務づけられる。図 A1 の右側は上場企業、左側は未公開企業を示している。金融商品取引法が求める継続開示は、上場企業に加えて非上場企業も対象になっている。そのため、金融商品取引法の規制対象は上場企業と非公開企業の境界 (破線) よりも右にずれている。金融商品取引法の枠組みで情報開示が求められている企業は、会社法によって要請される情報開示が免除される (会社法 440 条 4 項)。そのため、金融商品取引法の枠組みが会社法の枠組みよりも強いことを反映させるために、金融商品取引法の枠組みを示す領域が会社法の枠組みを横断するように描写されている。

本章が注目している非上場の公開会社は、青い影で示した部分に含まれる企業である。すなわち、株式上場はしていないものの金融商品取引法によって有価証券報告書の開示が要請されている企業である。

補論 2 株式上場と資産売却

株式上場が企業の資産売却に与える影響を分析することは、企業の投資行動と株式上場との関係を議論する上で有益であると考えられる。Bertrand and Mullainathan (2003) は、エージェント問題が深刻になり quiet life の問題が生じると投資に加えて工場の閉鎖といった意思決定も抑制されることを明らかにしている。もし株式上場によって株式市場からのモニタリングが可能になり、ひいてはエージェント問題が軽減されているのであれば、上場企業が非上場企業よりもより大きな資産売却を行っていると予想される。

資産売却と株式上場との間の関係を検証するために、産業-規模マッチングしたサンプルを用いて次のようなモデルを推定する：

$$asset_sales_{it} = \delta_l listed_{it} + \Gamma z + fe + \varepsilon_{it} \quad (A1)$$

ここで、被説明変数は資産売却の代理変数である。資産売却の代理変数として、資産全体の売却 (*asset_sales*) と有形固定資産および無形資産を売却 (*asset_sales(ppe+int)*) の2つを用いる。関心変数は上場企業インディケータ (*listed*) である。これ以外に、コントロール変数を含むベクトル *z* と産業および年度の固定効果 *fe* をモデルに加える。コントロール変数のベクトル *z* には予想 *q* (*pred_q*)、ROA (*roa*)、社歴 (*age*)、企業規模 (*size*)、現金保有 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*) が含まれる。これら以外にも、いくつかの所有構造の変数をコントロールする。金融機関持株比率 (*sh_financial*)、外国人投資家持株比率 (*sh_foreign*)、十大株主持株比率 (*sh_top10*)、取締役持株比率 (*sh_director*) をコントロールする。これ以外にも、第 5.5 節と同様の方法で計算した逆ミルズ比と企業および会計期間の固定効果を加えている。

係数 δ_l が上場企業と非上場企業の資産売却の差異を捉えている。もし株式市場によるモニタリングによって quiet life が軽減されているのであれば、上場企業の資産売却の水準が非上場企業の資産売却の水準よりも大きいと予想される。係数 δ_l が正であればこの予想と整合する結果が得られたと考えられる

資産売却を企業が行う動機は2つの仮説によって説明される。ひとつが、企業が資産の配分を変更するために資産売却を行うという仮説である (Maksimovic and Phillips 2002; Yang 2008)。いまひとつが、資金調達を行うために所有している資産を売却するという仮説である (Lang, Poulsen, and Stulz 1995; Bates 2005)。モデル (A1) で観察された上場企業と非上場企業との資産売却の差異がどちらによって説明されるかを、次のようなモデルを推定することによって検証する：

$$asset_sales_{it} = \zeta_1 listed_{it} + \zeta_2 listed_{it} \times pred_q_{it} + \Gamma z + fe + \varepsilon_{it} \quad (A2)$$

このモデル (A2) の関心変数は上場企業インディケータと投資機会の代理変数の交差項 ($listed \times pred_q$) である。係数 ζ_2 が上場企業と非上場企業の投資機会に対する資産売却の感応度の差異を捉えている。もし資産の再配分を目的にしているのであれば、成長機会の低下に応じて資産売却を行っていると予想される ($\zeta_2 < 0$)。これに対して、資金調達のために資産売却を行っているのであれば、成長機会が大きいほど資産売却を行うと考えられる ($\zeta_2 > 0$)。これらのどちらが支持されるかは事前には明らかではないため、実証的な問題として得られた結果を解釈する。

表 A1 の第 1-2 列がモデル (A1) の結果を報告している。第 1 列では資産全体の売却額 ($asset_sales$) を、第 2 列では有形固定資産と無形資産の資産売却額 ($asset_sales(ppe+int)$) をそれぞれ被説明変数とした結果を報告している。関心変数である上場企業インディケータ ($listed$) の係数は、正に有意である。上場企業が非上場企業と比較してより大きい資産売却を行っている。これは、上場企業では株式市場からのモニタリングが機能することによって資産売却が積極的に行われていることを示唆する証拠である

第 3-4 列は、モデル (A2) の推定結果を報告している。まず、予想 q の単一项の係数は、負に有意である。投資機会のない非上場企業ほど資産売却の水準が大きいことを示唆している。これは、非上場企業の資産売却は資産の再配分によって説明できるという考えと整合する証拠である。つづいて、関心変数である上場企業インディケータと投資機会の交差項 ($listed \times pred_q$) の係数は正に有意である。上場企業の資産売却の投資機会に対する感応度が非上場企業と比較して鈍いことを示唆している。これは、非上場企業と比較して上場企業は資金調達を目的とした資産売却をより行っているという考えと整合する結果である。

表 A1 株式上場と資産売却：

この表は、株式上場が企業の資産売却に与える影響を検証するモデル (A1) とモデル (A2) の推定結果を報告している。第 1 列と第 3 列では全体の資産売却 *asset_sales* を被説明変数とした場合、第 2 列と第 4 列では有形固定資産および無形資産の資産売却 *asset_sales(ppe+int)* を被説明変数とした場合の結果を報告している。第 1-2 列の関心変数は上場企業ダミーであり、上場企業と非上場企業との資産売却の水準の差異を検証している。第 3-4 列の関心変数は、投資機会の代理変数である予想 *q* と上場企業ダミーとの交差項 (*listed×pred_q*) である。モデルには他にも、上場企業インディケーター (*listed*)、上場企業インディケーターと ROA との交差項 (*listed×roa*)、予想 *q* (*pred_q*)、ROA (*roa*)、社歴 (*age*)、企業規模 (*size*)、現金保有 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*)、金融機関持株比率 (*sh_financial*)、外国人株主持株比率 (*sh_foreign*)、十大株主持株比率 (*sh_top10*)、取締役持株比率 (*sh_director*) である。また、操作変数を用いて計算した逆ミルズ比 (*mills*) をモデルに加えている。これらの変数以外にも年度および産業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、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。

	Matched Sample : industry-size			
	<i>asset_sales</i> (1)	<i>asset_sales(ppe+int)</i> (2)	<i>asset_sales</i> (3)	<i>asset_sales(ppe+int)</i> (4)
<i>listed</i>	0.0374*** (0.0129)	0.0074** (0.0035)	-0.0303 (0.0207)	-0.0004 (0.0062)
<i>listed×pred_q</i>			0.0559*** (0.0164)	0.0090** (0.0044)
<i>listed×roa</i>			0.0106 (0.0146)	-0.0052 (0.0049)
<i>pred_q</i>	-0.0154 (0.0144)	-0.0134*** (0.0037)	-0.0544*** (0.0130)	-0.0195*** (0.0044)
<i>roa</i>	0.0097 (0.0092)	-0.0040** (0.0020)	-0.0005 (0.0130)	-0.0001 (0.0051)
<i>age</i>	-0.0109 (0.0071)	-0.0034* (0.0018)	-0.0104 (0.0071)	-0.0035* (0.0018)
<i>size</i>	-0.0017 (0.0025)	-0.0006 (0.0008)	-0.0011 (0.0025)	-0.0006 (0.0008)
<i>cash</i>	0.0144*** (0.0022)	0.0031*** (0.0006)	0.0145*** (0.0022)	0.0031*** (0.0006)
<i>lev</i>	0.0034 (0.0157)	0.0243*** (0.0051)	0.0055 (0.0156)	0.0244*** (0.0050)
<i>sh_financial</i>	-0.1209*** (0.0397)	-0.0351*** (0.0115)	-0.1144*** (0.0355)	-0.0361*** (0.0123)
<i>sh_foreign</i>	0.1818*** (0.0659)	0.0471*** (0.0159)	0.1665** (0.0665)	0.0447*** (0.0158)
<i>sh_top10</i>	-0.0040 (0.0145)	0.0059 (0.0041)	-0.0036 (0.0141)	0.0053 (0.0043)
<i>sh_director</i>	0.0358 (0.0374)	-0.0012 (0.0087)	0.0261 (0.0372)	-0.0021 (0.0086)
<i>mills</i>	0.0108 (0.0079)	0.0060** (0.0025)	0.0155** (0.0079)	0.0055** (0.0026)
Observations	9,960	9,960	9,960	9,960
FE clustered by	industry+year firm	industry+year firm	industry+year firm	industry+year firm
Adj. R ²	0.125	0.0725	0.128	0.0735

第5章 財務報告頻度と企業の投資行動⁴⁹

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. 2014; Balakrishnan, Core, and Verdi 2014; Barthelme, Kiosse, and Sellhorn 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、報告頻度が企業の投資行動に影響を与えるメカニズムは未だに明らかになっていない。本章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の多くは、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; Arthur G. Kraft, Vashishtha, and Venkatachalam 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の議論と整合する証拠である (Gigler et al. 2014)。この議論は各国の規制主体によっても強調されている問題であり、EU では既に四半期報告の強制開示を取りやめている (European Union 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) で提言されているように、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, Kraft, and Zhang 2012; Nallareddy and Pozen 2017; D'Adduzio et al. 2018; Downar, Ernstberger, and Link 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の問題を抑制することで、企業の投資が増加すると予想される。このように、高頻度の財務報告、それも特に四半期報告が経済的に望ましい制度なのか否かという議論について、米国の研究者の間でも決定的な結論には至っていない (Rajgopal 2018; Sapiro 2019)。

本章の特徴は、日本の制度的特徴を利用して、報告頻度の増加が企業の投資行動に与える影響を識別している点である。日本では四半期報告は上場企業にのみ強制された。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から要請されている財務報告の頻度は上場企業と同様であったものの、四半期報告が

⁴⁹ 本章は藤谷 (2019) および Fujitani (2019) を統合し加筆修正したものである。

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」という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) 分析より、日本では四半期報告の導入によって投資が増加することを明らかにした。また、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) の問題の軽減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 quiet life のインセンティブが大き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。

本章には次の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・グループを設定している点である。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が企業行動に与える影響の経路を明らかにした点である。本章は、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 の問題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。本章の発見は、日本における四半期報告の導入を支持する証拠である。

本章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、本章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節で主分析の結果が本性の仮説で議論した経路と整合するものであるかを検証するための追加分析を行う。第6節では追加分析では棄却できない代替的仮説を議論し、主分析の結果が代替的説明の考えと整合しないことを確認する。最後に第6節で本章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)。経営者と投資家と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, Hubbard, and Petersen 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 の問題が生じて、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、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, Core, and Verdi 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アナリストなどの経済主体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* の問題が緩和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。

H1 : 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。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⁵⁰。

2.2 先行研究

本章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, Kraft, and Weiss (2007) は、米国の株式市場におい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, 2003; 加賀谷ほか, 2011)。Butler, Kraft, and Weiss (2007) と同じ設定を利用して、Fu, Kraft, and Zhang (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 and Pozen 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, Ernstberger, and Link (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

⁵⁰ 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、Pozen, Nallareddy, and Rajgopal (2017) と Nallareddy and Pozen (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, Vashishtha, and Venkatachalam (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。

告している。本章は、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。本章はリアル・エフェクトの観点から、報告頻度の効果に関する新しい証拠を提示する。

いまひとつが、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, Vashishtha, and Venkatachalam (2018) は、Butler, Kraft, and Weiss (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。

本章は、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、本章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⁵¹。本章は、報告頻度の増加の効果の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⁵²

本章は、第 4 章で取り上げた日本の非上場の公開企業を上場企業のコントロール・サンプルと設定し、四半期報告の導入の効果を識別する。図 1 が本章の識別戦略を示している。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

⁵¹ 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。

⁵² 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。

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⁵³。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⁵⁴。補論の第 A1 節で、コントロール・グループとコントロール・グループの観測点の数の趨勢を報告している。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, Farre-Mensa, and Ljungqvist 2015; Acharya and Xu 2017)。この影響が本章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⁵⁵。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

⁵³ 第 4 章補論 1 を参照。

⁵⁴ 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 (Huasheng Gao, Harford, and Li 2013; Huasheng Gao and Li 2015; Acharya and Xu 2017; Huasheng Gao, Harford, and Li 2017; Huasheng Gao, Hsu, and Li 2018; Badertscher et al. 2019; French, Fujitani, and Yasuda 2019a; French, Fujitani, and Yasuda 2019b)。

⁵⁵ 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。

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所有構造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、上場企業と非上場企業との間で行き来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, Farremensa, and Ljungqvist 2015; Kraft, Vashishtha, and Venkatachalam 2018)。企業規模の変数として総資産の自然対数 (*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。

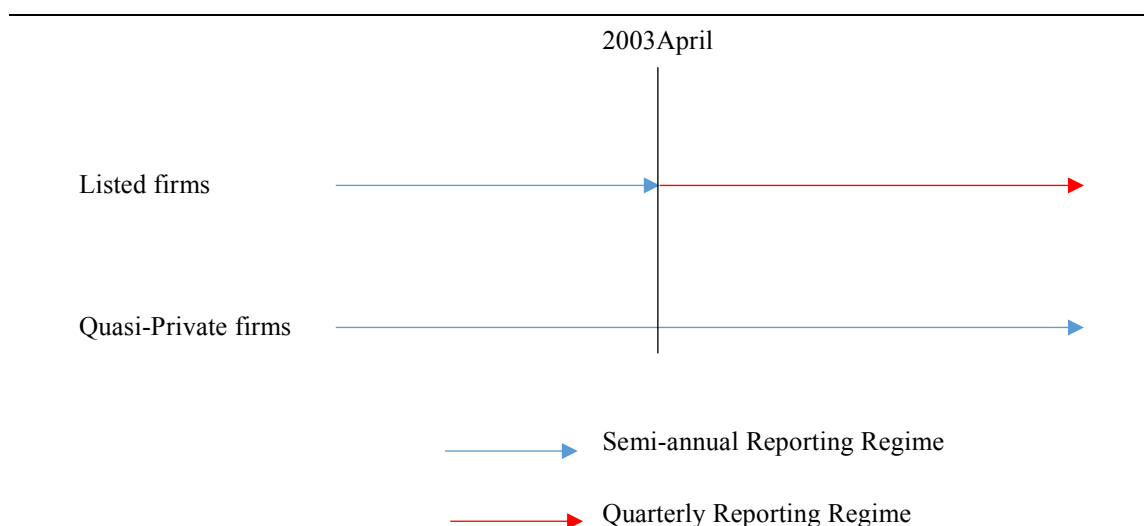
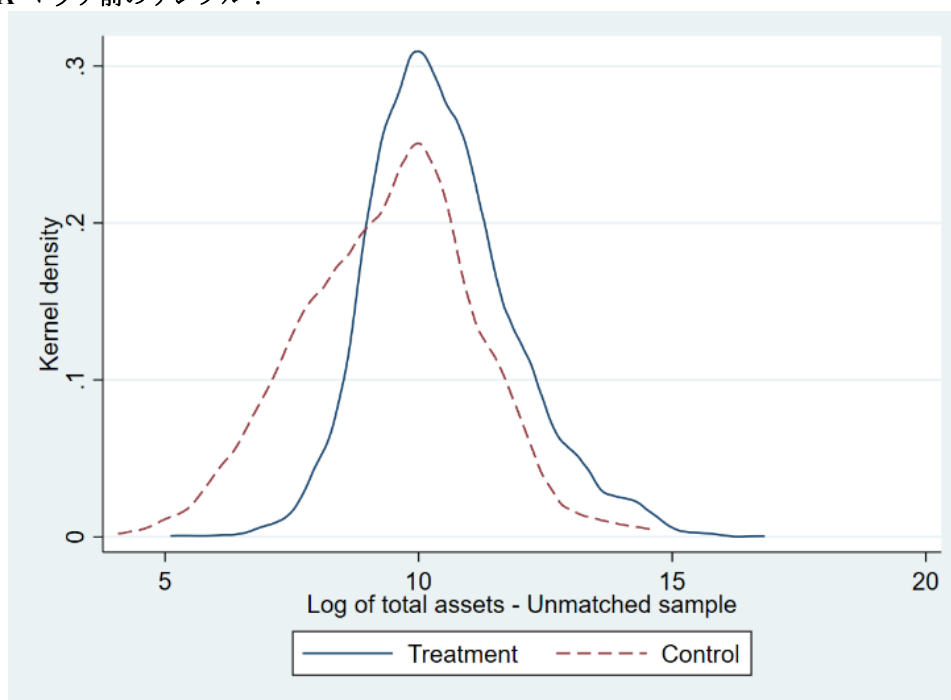


図 1 リサーチセッティング：

この図は、本章のリサーチセッティングを示している。青の矢印が、四半期報告が強制されておらず、半期報告のみが強制されている期間を示している。赤の矢印が、四半期報告が強制されている期間を示している。

Panel A マッチ前のサンプル :



Panel B マッチ後のサンプル :

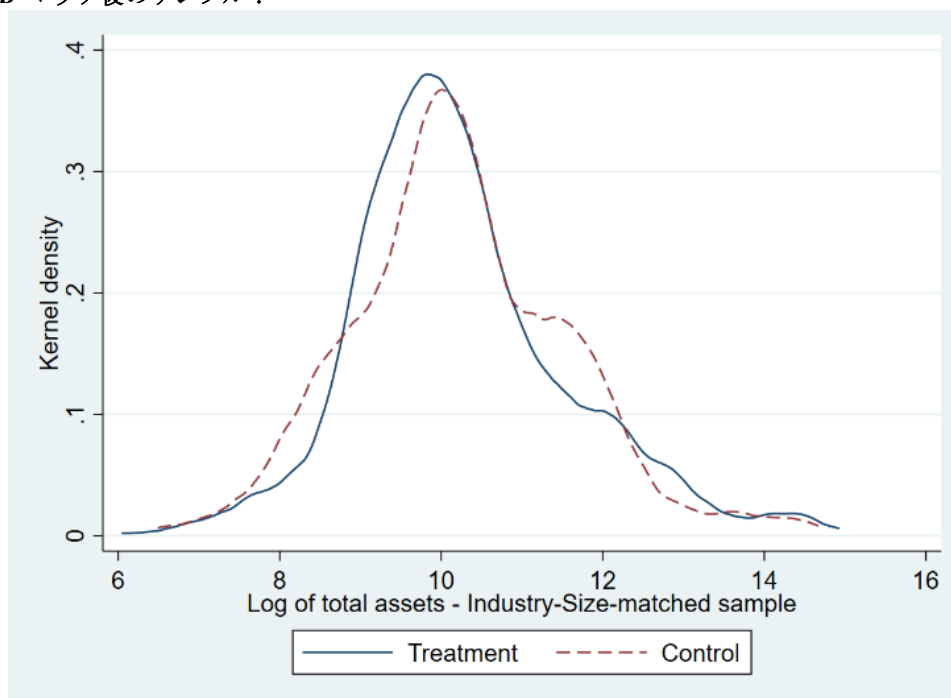


図 2 マッチング前後の企業規模の分布 :

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。

図2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)の自然対数のエパネチニコフ(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 (Δpe) と有形固定資産および無形資産の投資 ($\Delta pe + \Delta int$) の2つを用いる⁵⁶。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 ($treat \times post$) 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⁵⁷。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*)

⁵⁶ 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。

⁵⁷ 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

表 1 変数の定義：

この表は本章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>Appe</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>Appe+Δint</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。
利益調整の変数	
<i>disc_acc</i>	Kothari et al. (2005) の線形パフォーマンスモデルから推定された裁量的アクルールズ。モデルの特定化は以下のとおりである： $acc_{it}/ta_{it-1} = \zeta_0 + \zeta_1 (1/ta_{it-1}) + \zeta_2 ([\Delta rev_{it} - \Delta ar_{it}]/ta_{it-1}) + \zeta_3 (ppe_{it}/ta_{it-1}) + \zeta_4 roa_{it-1} + \varepsilon$ 得られた係数から計算された残差を実裁量的アクルールズと定義する。なお、 <i>acc</i> は営業利益から営業キャッシュ・フローを差し引いたアクルールズ、 <i>ta</i> は総資産、 <i>Δrev</i> は売上高の前期からの変化、 <i>Δar</i> は売上債権の前期からの変化、 <i>ppe</i> は有形固定資産、 <i>roa</i> は親会社株主に帰属する当期純利益を期首の総資産でデフレートしたもの。 <i>sign.dac</i> の絶対値。
<i>ab_dac</i> <i>disc_exp</i>	Roychowdhury (2006) の裁量的支出に関する実体的利益調整の代理変数。モデルの特定化は次のとおりである： $disc_exp_{it}/ta_{it-1} = \eta_0 + \eta_1 (1/ta_{it-1}) + \eta_2 (rev_{it-1}/ta_{it-1}) + \varepsilon$ 得られた係数から計算された残差を実体的利益調整の代理変数と定義する。なお、 <i>disc_exp</i> は R&D 支出と販売費および一般管理費の合計額、 <i>rev</i> は売上高である。
<i>disc_rev</i>	Stubben (2010) のモデルから推定された裁量的収益。モデルの特定化は次のとおりである： $\Delta ar_{it} = \theta_0 + \theta_1 \Delta rev_{it} + \varepsilon$ 得られた係数から計算された残差を裁量的収益と定義する。
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： $inv = \kappa_0 + \kappa_1 \Delta asset_{t-1} + \kappa_2 q_{t-1} + \kappa_3 cfo_t + \kappa_4 inv_{t-1} + \varepsilon$ $inv_ineff := - (inv - E[\kappa_0 + \kappa_1 \Delta asset_{t-1} + \kappa_2 q_{t-1} + \kappa_3 cfo_t + \kappa_4 inv_{t-1}])$
<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	

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にも同様の結果が得られることを確認している。

<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>retain</i>	利益剰余金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>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。
<i>sh_financial</i>	金融機関持株数を企業の発行済株式総数でデフレートしたもの。
<i>sh_top10</i>	十大株主持株数を企業の発行済株式総数でデフレートしたもの。
<i>sh.director</i>	取締役持株数を企業の発行済株式総数でデフレートしたもの。
<i>sh_foreign</i>	外国法人持株数を企業の発行済株式総数でデフレートしたもの。

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 が本章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 の順位和検定を行って有意水準を求めている。

Kraft, Vashishtha, and Venkatachalam (2018) の Figure 2-3 と比較可能な形で投資とパフォーマンスに関する単変量分析の結果を視覚的に示す。図 3 は、トリートメント介入前の期間 (*before*) を 2001 年 3 月期から 2004 年 2 月期、トリートメント介入後 2 年間 (*post(+1,+2)*) を 2005 年 3 月期から 2007 年 2 月期、それ以後の期間 (*post(+3,+4)*) を 2007 年 3 月期から 2009 年 2 月期と定義している。Panel A の投資の分析については、次のような方法でトリートメント・グループとコントロール・グループとの間の産業-規模調整済の投資額の差を求めその値をプロットしている。被説明変数を投資の変数 (*investment*) として、説明変数にトリートメント・グループを示すインディケータ (*treat*) と企業規模 (*size*) と日経産業

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。

	(1) Treatment			(2) Control			(1) - (2)	
	Mean	Median	SD	Mean	Median	SD	Mean	Median
<i>Before</i>								
<i>Δppe</i>	0.1349	0.0760	0.2326	0.1123	0.0542	0.2134	0.0226 *	0.0218 ***
<i>Δppe+Δint</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
<i>Post</i>								
<i>Δppe</i>	0.1281	0.0795	0.2006	0.0861	0.0469	0.1635	0.0420 ***	0.0327 ***
<i>Δppe+Δint</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 *

中分類の固定効果を加えて3つの期間ごとにOLSでモデルを推定する。推定された *treat* の係数を、産業-規模調整済の投資の差と定義する。具体的には、次のモデルを3つの期間ごとに推定している：

$$investment_{it} = \varphi_1 treat + \varphi_2 size + industry + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

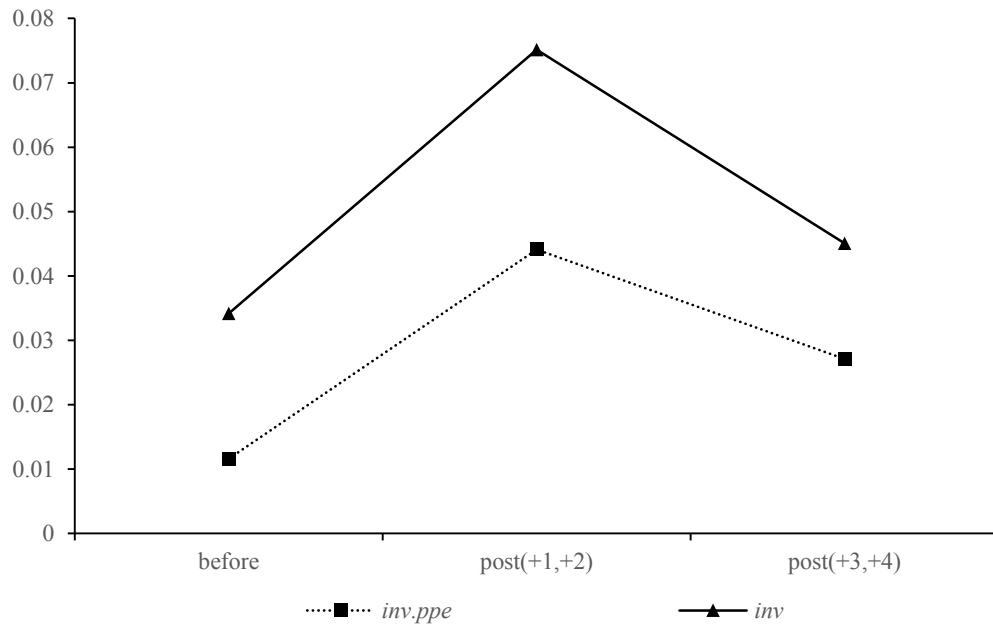
industry は、日経中分類で定義される産業の固定効果を示している。推定された *treat* の係数 φ_1 を産業-規模調整済の投資と定義する。Panel A のグラフから、トリートメント介入前から後にかけて投資の差が大きくなっていることがわかる。

Panel B のパフォーマンスの分析では、各期間についてトリートメント・グループとコントロール・グループの変数の平均値を求め、その差をプロットしている。企業パフォーマンスの指標として、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つを用いている。トリートメント介入前から介入後にかけて、企業パフォーマンスの差が大きくなっていることがわかる。しかし、利益率に関するふたつの変数は変化の幅が大きい。これは、資本効率は改善しているものの、短期的な投資も同時に増加させているため利益率は改善していない可能性を示唆していると考えられる。これらは Kraft, Vashishtha, and Venkatachalam (2018) の Figure 2-3 の結果と逆の結果であり、①四半期報告の導入によって企業の投資が増加しており、②この投資の増加によって企業の効率性が改善した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 (*Appe*) を、第2列が有形固定資産および無形資産への投資 (*Appe+Dint*) 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, Smith, and Zhang (2012) 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

Panel A 投資 :



Panel B 企業パフォーマンス :

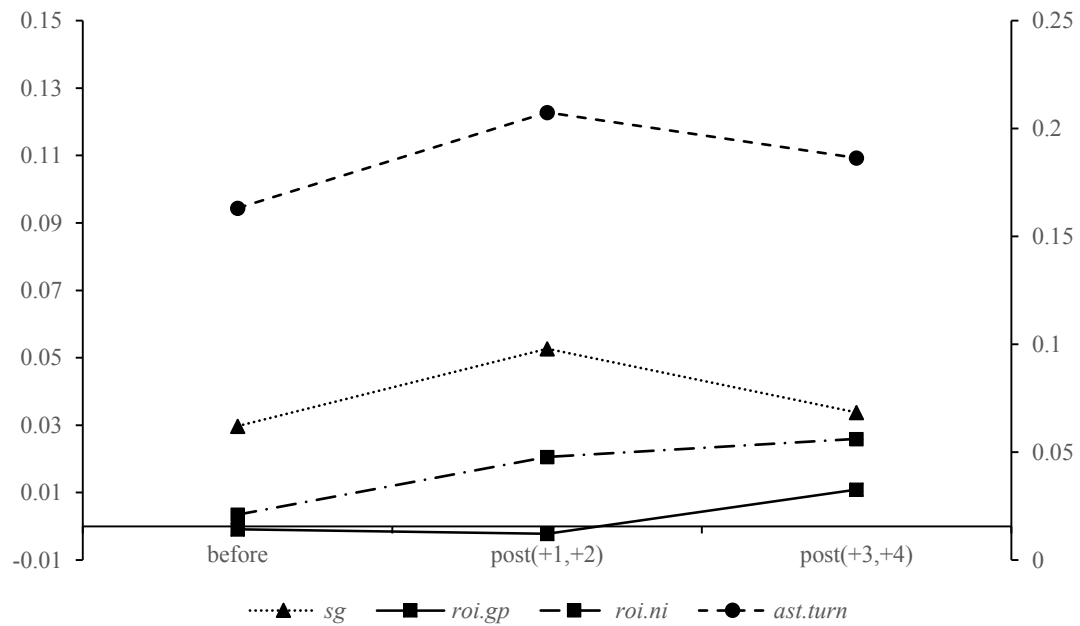


図3 トリートメント企業とコントロール企業の投資およびパフォーマンスの差 :

このグラフは、各期間におけるトリートメント企業とコントロール企業との投資行動やパフォーマンスの差をプロットしている。Panel A は、モデル (A1) から計算した産業-規模調整済の投資の差 (*inv.ppe* および *inv* を用いた場合) の差を、Panel B はパフォーマンスの変数 (*ast_turn*、*sg*、*roi_gp* および *roi_ni*) の差をプロットしている。なお、Panel B では資産回転率 (*ast_turn*) の水準を右軸に示している。

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、本章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、本章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 ($\Delta ppe + \Delta int$) 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 (Δppe) 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

表3 報告頻度の増加と企業の投資行動：

この表は、四半期報告が導入されたことによる企業の投資水準への影響を分析するモデルの推定結果を報告している。第1-2列が DiD 分析の結果を報告している。第3-4列が、四半期が導入された移行の期間を示すインディケータを前半2年および後半2年（それぞれ、*post(+1,+2)* および *post(+3,+4)*）に分けた場合の結果を報告している。第5列が逆因果の可能性を検証するモデルの推定結果を報告している。ここでは、第3-4列のモデルに、四半期報告が導入される1年および2年前を示すインディケータを加えている（*before(-1)*および*before(-2)*）。第6列は第5列のモデルに、産業・年の固定効果を加え、固定効果と完全に相関する期間のインディケータを除いている。第7-9列は、異なる変数を用いてマッチングした場合の結果を報告している。いずれの特定化においても、コントロール変数として、売上高成長率 (*sg*)、営業キャッシュ・フロー (*cfo*)、企業規模 (*size*)、現金保有比率 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*) が含まれている。これ以外にも、企業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、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		Alternative Matching		
	<i>Appe</i> (1)	<i>Appe+Δint</i> (2)	<i>Appe</i> (3)	<i>Appe+Δint</i> (4)	<i>Appe+Δint</i> (5)	<i>industry</i> <i>×year FE</i> <i>Δppe+Δint</i> (6)	<i>industry</i> <i>+size+inv</i> <i>Δppe+Δint</i> (7)	<i>industry</i> <i>+size+inv</i> <i>+lev+sg</i> <i>Δppe+Δint</i> (8)	<i>industry</i> <i>+size+inv+</i> <i>lev+cash</i> <i>+cfo+sg</i> <i>Δppe+Δint</i> (9)
<i>treat×before(-2)</i>					0.0224 (0.0495)	0.0120 (0.0462)			
<i>treat×before(-1)</i>					0.0222 (0.0370)	0.0223 (0.0388)			
<i>treat×post(+1,+4)</i>	0.0418*** (0.0152)	0.0486** (0.0224)							
<i>treat×post(+1,+2)</i>			0.0421** (0.0172)	0.0499** (0.0248)	0.0957** (0.0378)	0.0885** (0.0401)	0.0848*** (0.0253)	0.0602** (0.0259)	0.0474** (0.0237)
<i>treat×post(+3,+4)</i>			0.0418** (0.0178)	0.0475* (0.0259)	0.0937** (0.0388)	0.0924** (0.0412)	0.1203*** (0.0256)	0.0325 (0.0271)	0.0406 (0.0302)
<i>before(-2)</i>					0.0068 (0.0290)				
<i>before(-1)</i>					-0.0726*** (0.0207)				
<i>post(+1,+4)</i>	-0.0379*** (0.0119)	-0.0441*** (0.0157)							
<i>post(+1,+2)</i>			-0.0450*** (0.0116)	-0.0515*** (0.0148)	-0.0736*** (0.0230)		-0.0654*** (0.0143)	-0.0501** (0.0196)	-0.0413*** (0.0134)
<i>post(+3,+4)</i>			-0.0286* (0.0151)	-0.0344* (0.0202)	-0.0563** (0.0278)		-0.0638*** (0.0177)	-0.0211 (0.0254)	-0.0074 (0.0234)

(cont'd)

<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)	0.3771*** (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)	0.0338* (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)	-0.1128*** (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)	0.6309*** (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)	-0.3620*** (0.1369)	-0.1708 (0.1263)	-0.1550 (0.1137)
<i>mills</i>									
Observations	2,559	2,559	2,559	2,559	2,559	2,559	2,714	2,228	1,879
firm FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
industry×year FE	no	no	no	no	no	yes	no	no	no
clustered by	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm
AdjR ²	0.240	0.198	0.240	0.198	0.206	0.191	0.200	0.164	0.240

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 (*Apppe*) 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。本章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。本章は、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、本章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。本章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、本章の結果は Kagaya (2016) の結果と異なっていると考えられる。

4.3 頑健性

4.3.1 代替的なマッチング

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。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・グループを設定できていること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 (*Apppe+Δint*)、②有形固定資産および無形資産への投資 (*Apppe+Δint*) 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 (*Apppe+Δint*) 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

ことを補論の第 A2 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 3 の第 7-9 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 8-9 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。これらの結果は、主分析の結果が頑健であることを示唆する証拠である。第 4.3.4 節で、これ以外の変数の組み合わせでマッチングした場合でも結果が変わらないことを確認している。

4.3.2 DiD マッチング

さらに、Heckman, Ichimura, and Todd (1997) の DiD マッチングを用いた分析の結果を表 4 に報告している。主分析のモデル (1) で用いたコントロール変数 (*sg*, *cfo*, *size*, *cash*, *lev*) に加えて、産業および年の固定効果を加えてトリートメント・グループとコントロール・グループをマッチングする。マッチングに際しては、傾向スコアマッチング (propensity score matching, Abadie and Imbens 2016) と最近傍マッチング (nearest neighborhood matching, Abadie and Imbens 2011) の 2 つを用いている。表 4 の Panel A は傾向スコアマッチングを用いた場合の平均トリートメント効果を、Panel B は最近傍マッチングを用いた場合の平均トリートメント効果を報告している。Before は 2001 年 3 月期から 2004 年 2 月期まで、Post は 2005 年 3 月期から 2009 年 2 月期までを示している。また、金融危機の期間を除いた Post の期間 (Post (FC excluded)) は、2005 年 3 月期から 2008 年 2 月期までを示している。投資の変数として有形固定資産への投資 (*Appe*) と有形固定資産および無形資産への投資 (*Appe+Δint*) のいずれを使った場合でも、トリートメント介入以前の期間では投資水準に統計的に有意な差は観察されない。トリートメント介入以降の期間では、トリートメント・グループがコントロール・グループよりも統計的に有意に大きな投資を行っている。最近傍マッチングを用いた場合では、トリートメント介入以降の期間の差の有意水準は 10% 水準であるが、金融危機の影響を除くために 2008 年 3 月期以降のサンプルを除外したところ有意水準は 1% まで小さくなった。これらの証拠は、主分析の結果が DiD マッチングを用いたとしても頑健であることを示唆している。

4.3.3 株式上場の内生性

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。Acharya and Xu (2017) に従い、Heckman (1979) のトリートメント・エフェクト・モデル (Treatment Effect Model) を用いて企業の株式上場の意思決定に関する

表 4 DiD マッチング :

この表は DiD マッチングを用いた分析を報告している。主分析で用いている説明変数 (*sg, cfo, size, cash, lev*) と年の固定効果と産業の固定効果を用いて、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ている。Panel A は傾向スコアマッチングを用いた場合の平均トリートメント効果を、Panel B は最近傍マッチングを用いた場合の平均トリートメント効果を報告している。Before は 2001 年 3 月期から 2004 年 2 月期まで、Post は 2005 年 3 月期から 2009 年 2 月期までを示している。また、金融危機の期間を除いた Post の期間 (Post (FC excluded)) は、2005 年 3 月期から 2008 年 2 月期までを示している。
*、**、***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。

Panel A:						
PSM						
	<i>Appe</i>			<i>Appe + Δint</i>		
	Before (1)	Post (2)	Post (FC excluded) (3)	Before (4)	Post (5)	Post (FC excluded) (6)
<i>ATE</i>	0.0066 (0.0089)	0.0283*** (0.0089)	0.0354*** (0.0087)	0.0129 (0.0107)	0.0463*** (0.0117)	0.0521*** (0.0129)
Panel B:						
NNM						
	<i>Appe</i>			<i>Appe + Δint</i>		
	Before (7)	Post (8)	Post (FC excluded) (9)	Before (10)	Post (11)	Post (FC excluded) (12)
<i>ATE</i>	0.0031 (0.0083)	0.0136* (0.0080)	0.0226*** (0.0069)	0.0083 (0.0110)	0.0231* (0.0118)	0.0357*** (0.0101)

内生性に対処する。Li and Prabhala (2007) が選択バイアスに関連するモデルをレビューしている。選択バイアスに関する内生性の問題から生じる係数のバイアスについて、逆ミルズ比をモデルに加えることによって係数の一致性を補正することができる。ただし、スタンダードな Heckman の 2 段階モデルとは異なり、説明変数に含まれているインディケーター (*treat*) が内生的な変数である場合に用いられるモデルである。逆ミルズ比の計算は、Tucker (2010) の第 (12) 式に従っている。すなわち、トリートメント・グループ (*treat = 1*) には、1 段階目のプロビットモデルから得られる上場企業である確率にもとづいて求めた逆ミルズ比 (*mills*) をモデルに加えている。これに対して、コントロール・グループ (*treat = 0*) には、非上場企業である確率 (1 から上場企業の逆ミルズ比を引いた確率) にもとづいて求めた逆ミルズ比をモデルに加える。

ただし、逆ミルズ比の計算には操作変数が必要であると議論する研究も存在する (Larcker and Rusticus 2010; Lennox, Francis, and Wang 2012)。この分析では適切な操作変数を用いることができていないため、特定化に一部問題がある可能性がある点には注意が必要である。そこで、各産業・年における上場企業の比率 (*instrument*) を、トリートメント・グループに属す確率 (*prob(listed = 1)*) の操作変数として用いたトリートメント・エフェクト・モデルも推定した。同業他社が株式上場していると、その産業に属す企業はそうでない企業と比べて、株式上場する傾向が強くなる (Scharfstein and Stein 1990)。企業の投資行動は、

企業が株式上場をする以外の経路から産業の上場企業比率による影響を受けないと考えられる。この操作変数を用いて計算した逆ミルズ比 (*mills*) をモデルに加えて、主分析のモデルを再推定する⁵⁸ :

$$\begin{aligned} Pr(listed_{it} = 1) &= F[\phi_1 instrument_{it-1} + \Gamma z + \varepsilon_{it}] \\ investment_{it} &= \alpha'_1 post + \alpha'_2 treat \times post + \alpha'_3 mills + \eta z + fe + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

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、操作変数 (*instrument*) とコントロール変数 (*z*) に回帰する。コントロール変数はモデル (1) で加えたコントロール変数と同様である。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 (*mills*) を求め2段階目のモデルに加える。2段階目のモデルでは、被説明変数の投資の変数 (*investment*) には、有形固定資産への投資 (*Appe*) と有形固定資産および無形資産の投資 (*Appe+Δint*) の2つを用いる。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*) をコントロールする。情報の非対称性が存在するとき、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。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や資金制約をコントロールする。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。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。逆ミルズ比をモデルに加える際の多重共線性が問題にならないことを確認している (*VIF* < 10)。モデルは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。

表5の第1-2列が、操作変数を用いて逆ミルズ比を計算したモデル (3) の2段階目の結果を報告している。まず、1段階目の操作変数の係数の有意水準は0.02%水準で正に有意である。これは、本章が操作変数として用いている各産業・年における上場企業の比率 (*instrument*) が weak IV である可能性を棄却する結果である。2段階目の結果を見ると、導入後前半2年間については、係数が有意に正である。これに対して、後半2年間の効果については、被説明変数が有形固定資産への投資 (*Appe*) である場合には係数は正に有意であるが、有形固定資産および無形資産への投資 (*Appe+Δint*) を被説明変数とした場合には

⁵⁸ これ以外にも、Acharya and Xu (2017) の特定化に従ったプロビットモデルを用いて逆ミルズ比を計算した場合の結果も確認している。分析結果は主分析と整合していた。

表 5 株式上場の内生性：

この表は株式上場に関する内生性に対処したモデルの結果を報告している。奇数列では有形固定資産への投資 (*Appe*) を、偶数列が有形固定資産および無形資産への投資 (*Appe*+ *Δint*) を被説明変数として用いた結果を示している。関心変数は、2005 年 3 月期から 2007 年 2 月期 (*post*(+1,+2)) とそれ以降の期間 (*post*(+3,+4)) を示すインディケータとトリートメント・グループを示すインディケータ (*treat*) との交差項である。第 1-2 列は、モデル (3) の 1 段階目から計算された逆ミルズ比 (*mills*) をモデルに加えて推定した結果を報告している。具体的なモデルの特定化は以下のとおりである：

(1 段階目) $Pr(treat=1) = F[\phi_1 instrument_{it-1} + \Gamma z + \varepsilon_{it}]$,

(2 段階目) $investment_{it} = \alpha_1 post + \alpha_2 treat \times post + \alpha_3 mills + \eta z + fe + \varepsilon_{it}$.

第 3-4 列では、逆ミルズ比に加えて売上高成長率と営業キャッシュ・フローと、トリートメント・グループを示すインディケータとの交差項を加えたモデルの結果を報告している。また、企業の固定効果もコントロールしている。係数の下の括弧には、企業レベルでクラスタリングし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。

	TEM		Interaction	
	<i>Appe</i> (1)	<i>Appe</i> + <i>Δint</i> (2)	<i>Appe</i> (3)	<i>Appe</i> + <i>Δint</i> (4)
<i>treat</i> × <i>post</i> (+1,+2)	0.0450** (0.0187)	0.0486* (0.0265)	0.0453** (0.0181)	0.0478** (0.0239)
<i>treat</i> × <i>post</i> (+3,+4)	0.0471** (0.0197)	0.0452 (0.0293)	0.0454** (0.0185)	0.0467* (0.0264)
<i>post</i> (+1,+2)	-0.0460*** (0.0119)	-0.0511*** (0.0153)	-0.0503*** (0.0129)	-0.0560*** (0.0157)
<i>post</i> (+3,+4)	-0.0316** (0.0159)	-0.0331 (0.0210)	-0.0367** (0.0172)	-0.0412* (0.0230)
<i>mills</i>	0.0555 (0.0651)	-0.0242 (0.0915)	0.0505 (0.0651)	-0.0041 (0.0915)
χ^2 of instrument in the first stage	14.00 (<i>p</i> = 0.0002)			
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
Observations	2,559	2,559	2,559	2,559
firm/year	yes	yes	yes	yes
clustered by	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.241	0.198	0.240	0.199

係数は統計的には有意ではない。これは、四半期報告の導入の効果の持続性に関する結果が頑健ではない可能性を示唆している。ただし、導入直後の投資の増加の効果については、主分析の結果は大きく変化しないことを示唆している。

また、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が知られている (e.g., Asker, Farre-Mensa, and Ljungqvist 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 (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。

4.3.4 その他の頑健性分析

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 1 に、追加的な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。企業は事業ライフサイクルの資金需要に従って、成長段階に株式上場する可能性が高いと予想される。もしそうであるならば、本章の結果は企業の事業ライフサイクルの影響を反映している可能性がある。この可能性を検討するために、事業ライフサイクルの変数を追加してモデルを再推定する。事業ライフサイクルは社歴 (*age*) と留保利益 (*retain*) と関係すると考えられる (Deangelo and Deangelo 2006; Arthur G. Kraft, Vashishtha, and Venkatachalam 2018)。そこで、モデル (1) に社歴 (*age*) と留保利益 (*retain*) とそれぞれの二乗項を加えた。表 6 の第 1-2 列の結果から、事業ライフサイクルは主分析の統計的有意性や経済的重要性に大きな影響を与えないことがわかる。つづいて、企業の所有行動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。所有構造の変数として、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*)、外国人持株比率 (*sh_foreign*) をモデルに加えて再度推定する。表 6 の第 3-4 列の結果から、主分析の結果は上場企業と非上場企業の所有構造の差異によって得られたわけではないことがわかる。

第 2 に、本文には使用していない変数を用いてマッチングを行いモデル (1) を再度推定した。企業規模に加えて、①財務レバレッジ (*lev*) と社歴 (*age*) を用いた場合と、②財務レバレッジ (*lev*)、社歴 (*age*)、営業キャッシュ・フロー (*cfo*) と売上高成長率 (*sg*) を使用して産業ごとにマッチングを行う。①および②の結果をそれぞれ第 5-6 列および第 7-8 列に報告している。関心変数 *treat*×*post* の係数は正に有意である。これらの結果は主分析の結果が代替的なマッチング方法に対して頑健であることを示唆している。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。本章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 (e.g., Campello and Graham 2013; Asker, Farre-Mensa, and Ljungqvist 2015)。表 6 の第 9-10 列の結果から、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。本章の分析期間には、世界金融危機の影響があると考えられる 2008 年 3 月期から 2009 年 2 月期が含まれている。世界金融危機の影響は上場企業と非上場企業との間で受ける影響が異なると考えられ (Campello et al. 2011)、主分析の結果に何らかの影響を与えていると予想される。この影響によって主分析の結果が得られた可能性を除外するために、2008 年 3 月期から 2009 年 2 月期のサンプルを除外した。分析の結果は、主分析から大きく変わらなかった (表 6 の第 11-12 列)。

第 5 に、標準誤差の算定方法を変更した。主分析では企業レベルでクラスタリングした標準誤差を使用した。どの算定方法が最も適しているか結論は定まっていない。そこで、様々な標準誤差を利用して係数の有意水準を求めた。表 6 の第 13-14 列は、企業-年レベルでクラスタリングした標準偏差を報告している。これ以外にも、産業レベル、産業-年レベル、トリートメント-年レベルでのクラスタリング、White の標準偏差を用いた場合にも関

心変数の係数は統計的に有意であった。第 6 に、主分析の結果が特定の産業の影響を反映している可能性を除外するために、産業-年の固定効果を加えてモデルを推定した。推定結果は主分析と大きく変化しなかった (第 15-16 列)。

5 追加検証

5.1 財務報告頻度と資金調達

主分析の仮説は、高頻度の財務報告によって企業外部者と企業内部者との間の情報の非対称性が軽減され、ひいては企業の資金調達が容易になることを通じて投資が増加すると議論している。主分析の結果が、仮説が予想した経路を通じて投資を増加させているかを検証するためにいくつかの分析を行う。まず、本節は財務報告の頻度と企業の資金調達に注目する。

第 1 節でも議論したように、先行研究は、高頻度の財務報告が株式市場の効率性を改善し、エージェント問題を軽減することを明らかにしてきた (Fu, Kraft, and Zhang 2012; Kubota and Takehara 2016; D’Adduzio et al. 2018; Downar, Ernstberger, and Link 2018)。これらの発見は、高頻度の財務報告が資本市場の摩擦を軽減することを示唆している。本章の仮説は、この資本市場の摩擦が軽減される効果を通じて企業の資金制約が緩和されるという予想を基礎にしていた。報告頻度と企業の投資水準の正の関係が、この議論と整合するような経路を通じて生じているかを検証するために、本節では報告頻度の変化と企業の資金調達の関係に注目する。

ペッキングオーダー理論が情報の非対称性と企業の資金調達の関係を議論している。Myers (1984) と Myers and Majluf (1984) が、経営者は外部資金よりも内部資金を好んで調達することを明らかにしている。なぜなら、経営者が企業外部の投資家が把握していない内部情報を有している場合に、企業外部の投資家はその情報の非対称性に対応する「レモン・プレミアム」を要求するからである。経営者は資金に関するコストを最小化するように資金を調達するため、レモン・プレミアムが伴う外部資金よりもコストが低いと考えられる内部資金を好むと予想される。多くの実証研究が、この Myers の議論を支持する証拠を発見している (e.g., Myers 2003; Frank and Goyal 2008)。

ペッキングオーダー理論の視点からは、情報の非対称性は外部資金の調達コストと正の関係があると考えられる。そのため、情報の非対称性が軽減されると、経営者の外部資金調達の余力が大きくなると予想される。先行研究は、情報の非対称性と外部資金コストとの間に正の関係があることを明らかにしてきた。(Lee and Masulis 2009) は、情報の非対称性の代理変数として会計利益の質を用いて、情報の非対称性が SEO におけるフローテーション・コストを増加させることを発見した。また、(Biddle, Hilary, and Verdi 2009) や (Balakrishnan, Core, and Verdi 2014) が、会計利益の質が高いと情報の非対称性によって生じる資金制約が緩和されることを明らかにしている。これらの議論は、情報の非対称性が外部資金調達のコストを増加させることを示唆している。

表 6 その他の頑健性分析：

この表はモデル (2) の頑健性分析の結果を報告している。第 1-2 列が、事業ライフサイクルをコントロールするために社歴 (*age*) および株主資本比率 (*retain*) とそれぞれの二乗項を加えたモデルの推定結果である。第 3-4 列では、企業の所有構造をコントロールしたモデルの推定結果を報告している。企業の所有構造には、金融機関持株比率 (*sh_financial*)、取締役持株比率 (*sh_directors*)、外国人持株比率 (*sh_foreign*)、十大株主持株比率 (*sh_top10*) が含まれる。第 5-6 列は規模、産業、売上高成長率、現金保有率を用いたマッチングを、第 7-8 列は規模、産業、売上高成長率、現金保有率、十大株主持株比率を用いたマッチングを用いた結果を報告している。なお、プロビットモデルを推定できない場合が多いため、産業は日経大分類を用いている。第 9-10 列が、代替的な投資機会の変数として予想 *q* (*pred_q*) を売上高成長率の代わりに加えたモデルの推定結果を報告している。第 11-12 列では、金融危機の影響を除外するために、2008 年 3 月期から 2009 年 2 月期までの観測点を除いた結果を報告している。第 13-14 列は企業-年レベルでクラスタリングした標準誤差で係数の有意水準を求めた結果を示している。第 15-16 列では、産業-年固定効果を加えたモデルの推定結果を報告している。いずれの定式化でも 2003 年 3 月期から 2005 年 2 月期まで (*post(+1,+2)*) とそれ以降 (*post(+3,+4)*) が関心変数である。また、企業固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には標準誤差を報告しており、第 13-14 列を除いたモデルでは企業レベルでクラスター化して計算している。*、**、***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。

	Additional Control				Alternative Matching			
	Business lifecycle		Ownership structure		industry +size +lev+age		industry +size+lev +age+cfo+sg	
	<i>Appe</i> (1)	<i>Appe+Δint</i> (2)	<i>Appe</i> (3)	<i>Appe+Δint</i> (4)	<i>Appe</i> (5)	<i>Appe+Δint</i> (6)	<i>Appe</i> (7)	<i>Appe+Δint</i> (8)
<i>treat</i> × <i>post(+1,+2)</i>	0.0400** (0.0183)	0.0504** (0.0235)	0.0418** (0.0182)	0.0528** (0.0249)	0.0359** (0.0161)	0.0400** (0.0199)	0.0371** (0.0166)	0.0421* (0.0249)
<i>treat</i> × <i>post(+3,+4)</i>	0.0341* (0.0194)	0.0459* (0.0264)	0.0407** (0.0187)	0.0526* (0.0272)	0.0589*** (0.0190)	0.0775*** (0.0229)	0.0207 (0.0196)	0.0265 (0.0281)
<i>post(+1,+2)</i>	-0.0231 (0.0187)	-0.0155 (0.0277)	-0.0484*** (0.0118)	-0.0532*** (0.0145)	-0.0334*** (0.0122)	-0.0341** (0.0159)	-0.0354*** (0.0108)	-0.0325* (0.0167)
<i>post(+3,+4)</i>	0.0053 (0.0252)	0.0199 (0.0365)	-0.0304** (0.0153)	-0.0320 (0.0200)	-0.0217 (0.0149)	-0.0223 (0.0188)	-0.0079 (0.0158)	-0.0032 (0.0226)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	2,317	2,317	2,559	2,559	2,266	2,266	2,175	2,175
firm FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
clustered by	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.249	0.221	0.253	0.216	0.185	0.196	0.153	0.151

(cont'd)

	Investment opportunity		Excluding Financial Crisis		Multiway-Clustering		Industry×year FE	
	Δpe	$\Delta pe + \Delta int$	Δpe	$\Delta pe + \Delta int$	Δpe	$\Delta pe + \Delta int$	Δpe	$\Delta pe + \Delta int$
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
<i>treat</i> × <i>post</i> (+1,+2)	0.0410** (0.0196)	0.0556* (0.0293)	0.0420** (0.0174)	0.0492** (0.0246)	0.0421** (0.0153)	0.0499** (0.0211)	0.0474** (0.0196)	0.0562* (0.0298)
<i>treat</i> × <i>post</i> (+3,+4)	0.0428** (0.0195)	0.0600** (0.0299)	0.0462** (0.0191)	0.0581** (0.0288)	0.0418** (0.0175)	0.0475* (0.0246)	0.0526** (0.0207)	0.0592* (0.0313)
<i>post</i> (+1,+2)	-0.0408*** (0.0134)	-0.0542*** (0.0180)	-0.0425*** (0.0120)	-0.0501*** (0.0157)	-0.0450* (0.0208)	-0.0515* (0.0234)		
<i>post</i> (+3,+4)	-0.0230 (0.0182)	-0.0367 (0.0260)	-0.0403*** (0.0150)	-0.0523*** (0.0196)	-0.0286 (0.0231)	-0.0344 (0.0285)		
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	2,184	2,184	2,234	2,234	2,559	2,559	2,559	2,559
firm FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
industry×year FE	no	no	no	no	no	no	yes	yes
clustered by	firm	firm	firm	firm	firm & year	firm & year	firm	firm
Adj. R ²	0.270	0.217	0.245	0.214	0.240	0.198	0.246	0.191

表7 財務報告頻度と企業の資金調達：

この表は、四半期報告が導入されたことによる企業の資金調達への影響を分析するモデルの推定結果を報告している。第1-3列がDiD分析の結果を報告している。第1列(第2列および第3列)は被説明変数が企業の全体の資金調達(外部資金調達および銀行借入)を被説明変数とした場合の結果を報告している。第4-6列が、四半期が導入された移行の期間を示すインディケータを前半2年および後半2年(それぞれ、 $post(+1,+2)$ および $post(+3,+4)$)に分けた場合の結果を報告している。第7-9列が逆因果の可能性を検証するモデルの推定結果を報告している。ここでは、第4-6列のモデルに、四半期報告が導入される1年および2年前を示すインディケータを加えている($before(-1)$ および $before(-2)$)。いずれの特定化においても、コントロール変数として、売上高成長率(sg)、営業キャッシュ・フロー(cfo)、企業規模($size$)、社歴(age)、現金保有比率($cash$)、財務レバレッジ(lev)、留保利益($retain$)が含まれている。これ以外にも、企業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、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。

	DiD			Persistence			Reverse Causality		
	fin_tot (1)	fin_ext (2)	fin_loan (3)	fin_tot (4)	fin_ext (5)	fin_loan (6)	fin_tot (7)	fin_ext (8)	fin_loan (9)
$treat \times before(-2)$							0.0388 (0.0879)	0.0343 (0.0289)	-0.0081 (0.0220)
$treat \times before(-1)$							0.1088 (0.0731)	0.0287 (0.0208)	0.0809 (0.0708)
$treat \times post$	0.1826*** (0.0880)	0.0511*** (0.0166)	0.0104 (0.0234)						
$treat \times post(+1,+2)$				0.1520* (0.0910)	0.0698*** (0.0225)	-0.0090 (0.0261)	0.2015* (0.0982)	0.0797** (0.0296)	0.0698 (0.0624)
$treat \times post(+3,+4)$				0.2091* (0.1069)	0.0184 (0.0144)	0.0359 (0.0301)	0.2591** (0.1005)	0.0214 (0.0221)	0.1601* (0.0808)
$before(-2)$							0.0350 (0.0462)	0.0164* (0.0083)	0.0382 (0.0242)
$before(-1)$							-0.0651 (0.0752)	-0.0086 (0.0130)	-0.0303 (0.0458)
$post$	-0.1228 (0.0419)	-0.0169 (0.0161)	-0.0764*** (0.0292)						
$post(+1,+2)$				-0.0919** (0.0445)	-0.0287* (0.0161)	-0.0657** (0.0298)	-0.1208 (0.1741)	-0.0266 (0.0353)	-0.0456 (0.1095)
$post(+3,+4)$				-0.1277** (0.0609)	-0.0532** (0.0229)	-0.0738* (0.0389)	-0.1928 (0.2388)	-0.0429 (0.0475)	-0.0720 (0.1412)

(cont'd)

<i>sg</i>	0.3980* (0.2105)	0.0311 (0.1391)	0.3251*** (0.1111)	0.4007* (0.2116)	0.0329 (0.1396)	0.3257*** (0.1107)	0.4097 (0.3659)	0.0545 (0.1612)	0.5901** (0.2095)
<i>cfo</i>	-0.3698*** (0.0992)	-0.0306 (0.0261)	-0.2654*** (0.0553)	-0.3687*** (0.0999)	-0.0289 (0.0271)	-0.2662*** (0.0549)	-0.4562* (0.2098)	-0.0237 (0.0322)	-0.3668** (0.1219)
<i>size</i>	-0.1001 (0.0869)	-0.0752 (0.0557)	0.0125 (0.0831)	-0.0964 (0.0880)	-0.0687 (0.0562)	0.0090 (0.0822)	-0.2609 (0.2376)	-0.1415** (0.0460)	-0.0495 (0.1866)
<i>age</i>	0.3060 (0.4001)	0.0601 (0.1868)	0.2536 (0.3444)	0.5256 (0.5020)	0.3254 (0.2146)	0.1736 (0.3972)	1.6404 (1.8056)	0.5083 (0.3910)	0.6103 (0.9728)
<i>cash</i>	-0.8116*** (0.3093)	-0.1340 (0.1920)	-0.4645* (0.2388)	-0.7891** (0.3104)	-0.1101 (0.1980)	-0.4690* (0.2401)	0.0363 (0.0653)	-0.0076 (0.0141)	0.0069 (0.0305)
<i>lev</i>	-1.0137*** (0.2767)	-0.0775 (0.1139)	-1.0531*** (0.1582)	-1.0624*** (0.2970)	-0.1371 (0.1196)	-1.0345*** (0.1577)	0.2043 (0.6596)	0.1312 (0.1829)	-0.0077 (0.3601)
<i>retain</i>	-0.6359* (0.3782)	-0.5332** (0.2564)	0.1947* (0.1123)	-0.6358* (0.3742)	-0.5279** (0.2510)	0.1888* (0.1110)	-0.0881 (0.1046)	-0.0344 (0.0283)	0.0262 (0.0274)
Observations	2,317	2,317	2,317	2,317	2,317	2,317	2,317	2,317	2,317
firm FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
clustered by	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm
Adj R ²	0.496	0.402	0.327	0.496	0.409	0.327	0.616	0.415	0.668

仮説の節で議論したように、高頻度の財務報告は企業の外部者と内部者との間の情報の非対称性を緩和すると予想される。これらの議論を拡張すると、報告頻度の増加は企業外部からの資金調達を増加させると予想される。高頻度の財務報告は企業内部者と企業外部者との間の情報の非対称性を軽減し、外部からの資金調達にかかるコストを減少させる。そのため、企業が外部の資金調達源にアクセスすることが容易になると予想される。

これに対して、高頻度の財務報告は銀行借入には影響を与えないか、影響を与えていたとしても外部の資金調達と比較するとその影響の程度は弱いと予想される。なぜなら、次のような理由から公的情報が銀行との契約に与える影響が小さいと考えられるからである。第1に、企業は借入契約を銀行との私的な交渉によって行うからである。第2に、銀行が企業に対して情報開示を求める場合があったとしても、企業がその情報を公的に開示する必要はないからである。第3に、ペッキングオーダー理論の議論から、情報の非対称性が緩和されたとしても、比較的調達コストが低い内部資金や銀行借入には影響が小さいと予想される (Bolton and Freixas 2000)。

これらの予想を検証するために、次のようなモデルを推定する：

$$finance_{it} = \nu_1 post + \nu_2 treat \times post + \Gamma' z + fe + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

なお、被説明変数は企業の資金調達の変数 (*finance*) である。資金調達の変数として、以下3つの変数を用いる。第1に、全体の資金調達 (*fin_tot*) であり、銀行借入、社債、転換社債、株式による資金調達の合計額である。第2に、外部からの資金調達 (*fin_ex*) である。これは、社債、転換社債、株式による資金調達の合計額である。第3に、銀行からの資金調達であり、短期および長期の銀行借入の合計額である。いずれの変数もキャッシュ・フロー計算書のデータを用いる。関心変数は、モデル (1) と同様に、四半期報告が導入された以後の期間を示すインディケータとトリートメント・グループであることを示すインディケータの交差項 (*treat × post*) である。コントロール変数のベクトル *z* には、売上高成長率 (*sg*)、営業キャッシュ・フロー (*cfo*)、企業規模 (*size*)、社歴 (*age*)、現金保有比率 (*cash*)、レバレッジ (*lev*)、留保利益 (*retain*) が含まれる。不均一分散の問題を軽減するために、企業規模と社歴を除いたすべての変数は期首における有形および無形資産の合計額でデフレートする。ベクトル *fe* は企業の固定効果を示している。t 値の計算の際には、企業レベルでクラスター化された標準誤差を用いる。

なお、本節の分析を行う際に用いるサンプルは、主分析と同様に産業-規模でマッチングされたコントロール・グループ企業とトリートメント・グループ企業である。ただし、留保利益 (*retain*) を加えたことによって、いくつかの観測点がサンプルから落ちている点には注意が必要である。最終的なサンプルサイズは2,317企業-年である。なお、留保利益をモデルに加えずに、主分析と同様のサンプルサイズでモデルを推定したとしても、以降の結果は大きく変化しないことを確認している。

関心変数である交差項に係る係数 (v_2) は、報告頻度が増加した際の、コントロール・グループ企業の変化と比較したトリートメント・グループ企業の資金調達の変化を測定している。本節の仮説は、報告頻度の増加によって外部からの資金調達が増加すると予想している。そのため、被説明変数が外部からの資金調達である場合に、係数 v_2 は正になると予想される。これに対して、調達コストが低く相対による資金調達が主であると考えられる銀行借入は、報告頻度の変化に対して変化しないと予想される。そのため、被説明変数が銀行借入である場合には、係数 v_2 は0と統計的に有意な差が観察されないと予想される。

表 7 がモデル (4) の結果を報告している。第 1 列が、企業の全体の資金調達 (*fin_tot*) の変化を分析したモデルの推定結果である。四半期報告が導入された以後の期間を示すインディケータとトリートメント・グループであることを示すインディケータの交差項 (*treat×post*) の係数は、正に有意である。これは、報告頻度が増加したことによって、企業の資金調達が増加していることを示唆する証拠である。この資金調達の増加の内訳を見るために、第 2 列と第 3 列ではそれぞれ外部資金調達と銀行借入をそれぞれ被説明変数にしている。再度、関心変数である交差項の係数に注目すると、外部資金調達が被説明変数である場合には係数が正に有意である一方で、銀行借入の場合には係数が統計的に有意ではない。これは、報告頻度の増加が外部資金調達だけに影響を与えるという仮説と整合する結果である。

第 4-6 列では効果の持続性を検証するモデルを推定している。具体的には、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。分析の結果は、第 1-3 列の結果と整合している。ただし、外部資金調達の増加の効果については、持続性が観察されない (第 5 列の導入後後半 2 年間の交差項 *treat×post(+3, +4)*)。これは、四半期報告の導入によって最適な資本構成が変化したことに対して、導入直後の期間で企業が外部から資金調達を行ったことで資本構成が最適な水準に近づいたという考えと整合する証拠である。もし前半の 2 年間で企業が資本構成を調整したのであれば、後半 2 年間に外部から新しい資金調達を行う必要はなくなる。これらの証拠は、四半期報告の導入によって外部資金に関するコストが軽減され、企業の最適資本構成が変化するという考えと整合する結果である。

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 6-9 列)。交差項の係数は第 1-3 列の結果と整合している。すなわち、企業の全体の資金調達が増加しており、その増加の要因は外部資金調達の増加であり、銀行借入れではないという考えと整合する証拠である。

表 8 はモデル (4) の頑健性分析の結果を報告している。第 4.3 節の頑健性分析と同様に、Treatment Effect Model と代替的なマッチングを用いて、モデル (4) を再推定する。第 1-3 列が逆ミルズ比を加えた Treatment Effect Model の結果を報告している。交差項の係数に注目すると、企業の全体の資金調達と外部資金調達が有意に増加している一方で、銀行借入については統計的に有意な変化は観察されない。第 4-9 列が、マッチングに際して代替的な変数を用いた場合の結果を報告している。第 4-6 列では、産業と企業規模に加えて、財務レバレッジ (*lev*) および社歴 (*age*) をマッチングする変数に加えた場合の結果を報告している。第 7-9 列では、第 4-6 列で用いた変数に加えて、現金保有 (*cash*) および売上高成長率 (*sg*) を用いてマッチングをした場合の結果を報告している。いずれのマッチング方法を用いたとしても、四半期報告の導入に伴い企業の全体の資金調達が増加しており、その増加の要因が外部資金調達の増加であるという説明と整合する結果が観察される。これらの結果は、モデル (4) の結果が頑健であることを示唆している。

以上の結果は、本章の仮説と整合する証拠ではあるものの、企業が増加させた外部資金を投資に配分しているという直接的な証拠を確認できたわけではない。たとえ企業が外部からの資金調達を増加させていたとしても、その資金をどのような用途に用いているかは依然として明らかにはなっていない。もし外部資金が保有現金の蓄積や負債の返済などの用途に使用されていた場合、モデル (4) の結果は本章の仮説と整合しているとはいえない。そこで、企業が調達した外部資金を投資以外の用途にどのように配分しているかを検証するために、財務レバレッジと現金保有の変化に注目する。具体的には、モデル (4) の被説明変数を財務レバレッジ (*lev*)、現金保有比率 (*cash*)、純現金保有比率 (*net_cash*) に取り替えて係数を推定し、四半期報告の導入によって企業の負債や現金保有の変化を観察する。もし、四半期報告の導入に伴って財務レバレッジが減少している場合、企業は外部から調達した資金を負債の返済に配分している可能性がある。また、四半期報告の導入に伴って現金保有が増加している場合、企業は外部から調達した資金を投資に配分することなく現金として蓄積している可能性がある。表 9 がモデルの推定結果を報告している。関心変数である交差項 *treat*×*post* の係数に注目すると、いずれのモデルでも統計的に有意な結果は得られなかった。これらの結果は、四半期報告の導入に伴って増加した資金を、現金の蓄積や負債の返済に配分していたという考えとは整合しない証拠である。翻って、主分析と本節の結果が、四半期報告の導入によって調達コストが低下した外部資金を企業が調達し、その資金を投資に配分しているという考えと矛盾するものではないことが確認された。ただし、これらの結果は、企業が現金保有や負債の返済のために外部資金を増加させたという説明を棄却する結果ではない点には注意が必要である。加えて、増加した外部資金と投資水準との間の関係を直接的に検証しているわけではない点に依然として注意が必要である。

表 8 頑健性分析 (資金調達) :

この表は、四半期報告が導入されたことによる企業の資金調達への影響を分析するモデルの推定結果を報告している。第 1-3 列が DiD 分析の結果を報告している。第 1 列 (第 2 列および第 3 列) は被説明変数が企業の全体の資金調達 (外部資金調達および銀行借入) を被説明変数とした場合の結果を報告している。第 4-6 列が、四半期が導入された移行の期間を示すインディケータを前半 2 年および後半 2 年 (それぞれ、*post(+1,+2)* および *post(+3,+4)*) に分けた場合の結果を報告している。第 7-9 列が逆因果の可能性を検証するモデルの推定結果を報告している。ここでは、第 4-6 列のモデルに、四半期報告が導入される 1 年および 2 年前を示すインディケータを加えている (*before(-1)* および *before(-2)*)。いずれの特定化においても、コントロール変数として、売上高成長率 (*sg*)、営業キャッシュ・フロー (*cfo*)、企業規模 (*size*)、社歴 (*age*)、現金保有比率 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*)、留保利益 (*retain*) が含まれている。これ以外にも、企業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、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。

	TEM			Alternative Matching					
	<i>fin_tot</i> (1)	<i>fin_ext</i> (2)	<i>fin_loan</i> (3)	<i>industry+size+lev+age</i>			<i>industry+size+lev+age+cash+sg</i>		
				<i>fin_tot</i> (4)	<i>fin_ext</i> (5)	<i>fin_loan</i> (6)	<i>fin_tot</i> (7)	<i>fin_ext</i> (8)	<i>fin_loan</i> (9)
<i>treat</i> × <i>post(+1,+2)</i>	0.0758** (0.0351)	0.0659*** (0.0200)	-0.0122 (0.0247)	0.0496* (0.0278)	0.0327* (0.0181)	0.0111 (0.0225)	0.0412* (0.0240)	0.0454*** (0.0145)	-0.0141 (0.0233)
<i>treat</i> × <i>post(+3,+4)</i>	0.0670* (0.0345)	0.0157 (0.0152)	0.0342 (0.0289)	0.0530* (0.0271)	0.0167 (0.0144)	0.0335 (0.0259)	-0.0140 (0.0286)	0.0038 (0.0146)	-0.0220 (0.0269)
<i>post(+1,+2)</i>	-0.0857** (0.0428)	-0.0258* (0.0141)	-0.0580** (0.0293)	-0.0303 (0.0260)	-0.0173 (0.0152)	-0.0230 (0.0178)	-0.0845*** (0.0298)	-0.0216* (0.0121)	-0.0644** (0.0276)
<i>post(+3,+4)</i>	-0.1278** (0.0589)	-0.0518*** (0.0185)	-0.0628 (0.0387)	-0.0238 (0.0368)	-0.0365* (0.0216)	-0.0069 (0.0233)	-0.1134*** (0.0413)	-0.0423** (0.0164)	-0.0716* (0.0368)
<i>mills</i>	0.1759 (0.9841)	0.4611 (0.4560)	-0.5843** (0.2689)						
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	2,317	2,317	2,317	2,131	2,131	2,131	2,136	2,136	2,136
firm FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
clustered by	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm	firm
Adj R ²	0.494	0.420	0.342	0.543	0.335	0.357	0.277	0.0605	0.286

本節の結果は本章の仮説で考えていたメカニズムと整合する証拠である。すなわち、報告頻度が増加したことによって情報の非対称性が軽減され、外部からの資金調達が容易になることを示唆している。これは、主分析で明らかにした四半期報告の導入による投資の増加の効果が、情報の非対称性が軽減されるという経路を通じて生じているという考えと整合する証拠である。

5.2 過小投資企業と quiet life

本章の仮説の議論は、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 の問題が軽減されると予想している。資金制約の論拠は、ペッキングオーダー理論の議論である (Myers and Majluf 1984; Fazzari, Hubbard, and Petersen 1988; Hubbard 1998)。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は、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 H1 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。第 5.1 節では、企業の資金調達に注目することでこの考えと整合する結果を明らかにした。では、もしこの仮説が報告頻度と企業の投資水準との間の正の関係を説明できるのであれば、資金制約によって過小投資に陥っている企業において投資が増加する効果が大きくなっていると予想される。

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, Inoue, and Watanabe (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穏無事を追求し、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控えるという議論は、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な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。

表9 資金の使途：

この表は、四半期報告が導入されたことによって増加した企業の調達資金が投資以外のどのような使途に使われているかを検証するモデルの結果を報告している。第1列は財務レバレッジを、第2列は現金保有を、第3列は純現金保有を被説明変数とした場合の結果を示している。関心変数は、四半期が導入された移行の期間を示すインディケータとトリートメント・グループであることを示すインディケータの交差項 ($treat \times post(+1,+2)$ および $treat \times post(+3,+4)$) である。いずれの特定化においても、コントロール変数として、売上高成長率 (sg)、営業キャッシュ・フロー (cfo)、企業規模 ($size$)、社歴 (age)、現金保有比率 ($cash$)、財務レバレッジ (lev)、留保利益 ($retain$) が含まれている。ただし、被説明変数のラグ項はモデルから除外している。これ以外にも、企業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、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。

	$lev_{i,t}$ (1)	$cash_{i,t}$ (2)	$net_cash_{i,t}$ (3)
$treat \times post(+1,+2)$	-0.0075 (0.0086)	0.0295 (0.1241)	0.0900 (0.1087)
$treat \times post(+3,+4)$	-0.0091 (0.0101)	0.0432 (0.1537)	0.0070 (0.1403)
$post(+1,+2)$	-0.0543*** (0.0080)	0.1494 (0.1961)	0.4036 (0.2455)
$post(+3,+4)$	-0.0780*** (0.0111)	0.2799 (0.3131)	0.6760* (0.3896)
sg	-0.0243 (0.0225)	0.0411 (0.2063)	-0.2258 (0.2498)
cfo	-0.0177** (0.0088)	0.3221*** (0.1085)	0.5951*** (0.0969)
$size$	0.0947*** (0.0168)	-0.4641 (0.3228)	-0.8397*** (0.3001)
age	0.1482 (0.1014)	-3.9064 (3.4153)	-5.4815 (3.9571)
$cash$	-0.0034 (0.0039)		
lev		-0.3753 (0.7835)	
$retain$	-0.0082** (0.0041)	0.2293 (0.1730)	0.1912 (0.1488)
Observations	2,317	2,317	2,317
firm FE	yes	yes	yes
clustered by	firm	firm	firm
Adj R ²	0.913	0.621	0.688

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、企業の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 (2018, p18) の議論に従って、最も適切であるとされている Goodman et al. (2014) 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×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⁵⁹。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* の問題の軽減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、本章の *quiet life* の仮説は経営者が無借金状態

⁵⁹ 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, Inoue, and Watanabe 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、本章は中村 (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している分析であるため、分析上の限界がある点には注意が必要である。

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するため、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×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、純現金保有比率が多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だけである可能性がある。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×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：

$$\begin{aligned} investment_{it} = & \gamma_1 post + \gamma_2 treat \times post \\ & + \gamma_3 (underinvest \text{ or } quiet) \times treat \times post + \eta z + fe + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

被説明変数は有形固定資産および無形資産の投資 ($\Delta ppe + \Delta int$) である。簡単のために、有形固定資産への投資 (Δppe) 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×post* と事前の過小投資傾向 (*underinvest*) および純現金保有比率によって定義される *quiet life* の問題が生じる可能性が高いことを示す代理変数 (*quiet*) との交差項である ($(underinvest \text{ or } quiet) \times treat \times post$)。もし γ_3 が正に有意であれば、四半期報告が過小投資や *quiet life* の問題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、本章の仮説と整合する証拠が得られたことになる。補論の第A3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 (*cfo*)、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

固定効果 (*fe*) もコントロールする。

表 10 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後のインディケータの交差項 (*treat×post (・)*) 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代替的なモデルを用い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、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。

6 代替的説明：過大投資

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

表 10 過小投資・quiet life と報告頻度増加の効果：

この表は、過小投資や quiet life に陥る可能性がある企業における投資行動を分析するモデル (5) の結果を報告している。第 1-2 列は過小投資企業における四半期報告の導入の効果を検証している。第 1 列では投資の非効率性指標 (*inv_ineff*) を、第 2 列では投資の非効率性指標の第 3 分位であることを示すインディケータをそれぞれ過小投資傾向であることを代理する変数としてモデルに加えている。第 3-4 列は、quiet life に陥っている可能性が高い企業における四半期報告の導入の効果を検証している。第 3 列では純現金保有比率 (*net_cash*) を、第 4 列では純現金保有比率の分布を示すインディケータを quiet life のインセンティブが高いことを代理する変数としてモデルに加えている。いずれの特定化においても、コントロール変数として、売上高成長率 (*sg*)、営業キャッシュ・フロー (*cfo*)、企業規模 (*size*)、現金保有比率 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*) が含まれている。これ以外にも、企業の固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、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>Appe+ Δint</i>			
	Underinvestment Test		Quiet life Test	
	<i>Investment inefficiency</i>	<i>Underinvestment indicator</i>		
	(1)	(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	2,185	2,185	2,559	2,559
firm FE	yes	yes	yes	yes
clustered by	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.237	0.235	0.255	0.254

資本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 *Bebchuk 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。

本章の資金制約や *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, Vashishtha, and Venkatachalam 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章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。

本章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：

$$performance_{it} = \gamma_1 post + \gamma_2 treat \times post + \eta z + fe + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

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 11 がモデル (6) の推定結果を報告している。交差項の係数に注目すると、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、3年後以降には正の影響があることがわかる。これは Kraft, Vashishtha, and Venkatachalam (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

表 11 事後パフォーマンス :

この表は、モデル (6) の結果を報告している。被説明変数は第 1-4 列の各列でそれぞれ、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*) である。関心変数は、四半期が導入された移行の期間を示すインディケータとトリートメント・グループであることを示すインディケータの交差項 (*treat*×*post* (+1,+2) および *treat*×*post* (+3,+4)) である。いずれの特定化においても、コントロール変数として、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*) を加えている。さらに、企業固定効果 (*fe*) もコントロールしている。係数の下の括弧には、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>ast_turn</i> (1)	<i>sg</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
firm FE	yes	yes	yes	yes
clustered by	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.291	0.248	0.260	0.528

表 12 利益調整 :

この表は、モデル (7) の結果を報告している。第 1 列と第 2 列はそれぞれ Kothari et al. (2005) のモデルから算定された裁量的アクルールズ (*disc_acc*) とその絶対値 (*ab_dacc*) を被説明変数に用いた結果である。第 3 列は Roychowdhury (2006) のモデルから算定された裁量的支出の実体的利益調整の代理変数 (*disc_exp*) を被説明変数に用いた結果である。第 4 列は Stubben (2010) のモデルから算定された裁量的収益 (*d_rev*) を被説明変数に用いた結果である。いずれの定式化でもトリートメント・グループを示すインディケータ (*treat*) と 2003 年 3 月期から 2005 年 2 月期まで (*post*(+1,+2)) とそれ以降 (*post*(+3,+4)) が関心変数である。売上高成長率 (*sg*)、営業キャッシュ・フロー (*cfo*)、企業規模 (*size*)、社歴 (*age*)、現金保有比率 (*cash*)、財務レバレッジ (*lev*)、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*) をコントロールしている。いずれのモデルでも、企業固定効果をコントロールしている。係数の下の括弧には、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。

	Accrual Management		Real Activity Management	Revenue Management
	<i>disc_acc</i> (1)	<i>ab_dacc</i> (2)	<i>disc_acc</i> (3)	<i>disc_rev</i> (4)
<i>treat</i> × <i>post</i> (+1,+2)	0.0051 (0.0035)	0.0007 (0.0030)	-0.0023 (0.0046)	-0.0018 (0.0029)
<i>treat</i> × <i>post</i> (+3,+4)	-0.0006 (0.0039)	-0.0011 (0.0034)	-0.0042 (0.0064)	0.0048 (0.0033)
<i>post</i> (+1,+2)	0.0012 (0.0026)	-0.0004 (0.0021)	-0.0099** (0.0040)	0.0033 (0.0023)
<i>post</i> (+3,+4)	0.0045 (0.0029)	0.0009 (0.0022)	-0.0119** (0.0059)	0.0025 (0.0021)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
Observations	2,185	2,185	2,185	2,559
firm FE	yes	yes	yes	yes
clustered by	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.422	0.318	0.897	0.003

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 ($treat \times post(+1,+2)$ 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。

これらの発見がパフォーマンスの改善以外の効果を捉えている可能性がある。たとえば、高頻度の財務報告が経営者のショートターミズムを促し、彼らが利益増加型の利益調整を行っていることを捉えているかもしれない。そこで、モデル (6) の四半期報告の導入が企業パフォーマンスに与える影響を分析した結果が、利益調整を用いた利益捻出によってもたらされていないことを確認する。次のようなモデルを推定する：

$$earnings\ management_{it} = \phi_1 post + \phi_2 treat \times post + \eta z + fe + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

被説明変数は、Kothari, Leone, and Wasley (2005) の線形パフォーマンスモデルから計算される裁量的アクルールズ ($disc_acc$) とその絶対値 (ab_dac)、Roychowdhury (2006) のモデルから計算される裁量的支出 ($disc_exp$)、Stubben (2010) のモデルから計算される裁量的収益 ($disc_rev$) の4つの変数である。それぞれ、会計的利益調整、実体的利益調整、収益調整を測定する変数である。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 ($treat$) とトリートメントが介入した以降の期間を示すインディケータ ($post$) の交差項 ($treat \times post$) である。この交差項の係数 ϕ_2 が正であればトリートメントの介入によって利益調整がより活発に行われるようになったことを支持する結果になる。コントロール変数 (z) として、売上高成長率 (sg)、営業キャッシュ・フロー (cfo)、企業規模 ($size$)、社歴 (age)、現金保有比率 ($cash$)、財務レバレッジ (lev)、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 ($sh_directors$)、外国人投資家持株比率 ($sh_foreign$) を加えている。企業固定効果 (fe) をコントロールしたうえで 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。

関心変数である交差項 $treat \times post$ の係数 ϕ_2 が利益捻出型の利益調整を行っていることを示唆している場合、モデル (6) の結果が利益調整を捉えていることになる⁶⁰。もしそうであるとすると、モデル (6) の結果は投資が増加したことによって企業パフォーマンスが改善したという考えと矛盾する証拠になる。これに対して、係数 ϕ_2 がそれ以外である場合には、企業パフォーマンスが改善したというモデル (6) の結果が利益調整の結果が、経営者による利益捻出を捉えているわけではないことと整合することになる。

⁶⁰ ここで利益調整を示唆する結果とは、裁量的アクルールズ ($disc_acc$)、その絶対値 (ab_dac)、裁量的収益 ($disc_rev$) を被説明変数とした場合に交差項の係数が正、裁量的支出 ($disc_exp$) を被説明変数とした場合に交差項の係数が負になることを指す。

表 12 の第 1 列では裁量的アクルーアルズ (*disc_acc*) を、第 2 列では裁量的アクルーアルズの絶対値 (*ab_dac*) を、第 3 列では裁量的支出 (*disc_exp*) を、第 4 列では裁量的収益 (*disc_rev*) をそれぞれ被説明変数としてモデル (7) を推定した結果を報告している。いずれのモデルでも、交差項の係数は統計的に有意ではない。これらの結果は、四半期報告が導入されたことによって経営者の利益調整行動が変化していないという帰無仮説を棄却できない結果である。モデル (6) の四半期報告導入によって企業パフォーマンスが改善したという発見が、利益調整による利益捻出を捉えていないことを示唆している⁶¹。

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。ただし、この結果が投資の増加による効果であることを特定できているわけではない点には注意が必要である。

7 結論

本章は、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ことを明らかにした。また過小投資傾向にある企業や *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強いことを発見した。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の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。

本章の分析は、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・グループを設定している点である。本章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。本章はこの制度的特徴を利用することで、日本にお

⁶¹ 被説明変数を実体的利益調整にした場合の結果について脚注を付しておく (第 3 列, 表 12)。四半期報告が導入された後の期間を示すインディケータの単一项の係数に注目すると、負に有意である。これは、四半期報告を導入したことによって、コントロール・グループの企業が実体的利益調整を行うことによって利益捻出していることを示唆している。これにくわえてトリートメント・グループであることを示すインディケータとの交差項に注目すると、係数は統計的に有意ではない。これは、トリートメント・グループ企業もコントロール・グループ企業と同様に、実体的利益調整を行うことによって利益捻出していることを示唆している。これは、Ernstberger et al. (2017) の識別戦略とその解釈に倣えば、トリートメント・グループ企業とコントロール・グループ企業の両方が短期的な利益を捻出するために、長期的な投資を減少させていることを示唆している。しかし、交差項の係数が統計的に有意ではないため、本章の識別戦略上ではこれはショートターミズムと整合する証拠にはなりえない。これにくわえて、この結果は、高頻度の財務報告が日本企業の投資行動に与える影響を識別する際には、コントロール・サンプルを設定することの重要性を示唆している。なぜなら、もしトリートメント・グループの企業 (すなわち上場企業) のみを分析対象として四半期報告導入前後の裁量的支出を比較すると、ショートターミズムが生じていることと整合する証拠が得られてしまう。しかし、表 12 第 3 列の結果は、この期間の日本企業が四半期報告導入とは関係なく裁量的支出を減少させていることを示唆している。

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、高頻度の財務報告が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が変化すると予想される。このような先行研究の議論を拡張し、本章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。本章は、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た。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、実務界に対するインプリケーションである。本章の証拠は、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。

ただし、本章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、本章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」という考えは本章の検証結果と整合する解釈であり、本章の追加検証ではこの可能性を棄却できていない。これは、本章のトリートメント・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が原因である。本章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章の結論を捉えるべきである。

第2に、本章の結果が時代的・環境的な制約から、外部妥当性を確認できない点である。本章の分析は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、本章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3に、本章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。本章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。

補論

A1 サンプルの分布

表 A1 がマッチングを行う前の、トリートメント・グループとコントロール・グループの観測点の分布を報告している。各会計期間において、コントロール・グループの観測点はトリートメント・グループの観測点の約 13%存在することがわかる。なお、2008 年 3 月から始まる会計期間においてコントロール・グループの観測点が減少しているのは、金融商品取引法の改正が行われ有価証券報告書開示が求められる企業数が減少したことを反映していると考えられる。

A2 代替的なマッチングの妥当性

頑健性分析では主分析の産業-規模マッチングの代わりに、いくつかの代替的なマッチング方法を試みている。トリートメント介入以前のトリートメント・グループとコントロール・グループとで適切にバランスされているかを確認するために、それぞれの変数でマッチングしたサンプルにおける両グループを比較する。表 A2 が、トリートメント・グループとコントロール・グループそれぞれの、頑健性分析の代替的なマッチングに用いた変数の基本統計量を報告している。Panel A が産業、投資、企業規模でマッチングした場合の、Panel B が産業、投資、企業規模、レバレッジでマッチングした場合の、Panel C が産業、投資、売上高成長率、営業キャッシュ・フロー、企業規模、レバレッジでマッチングした場合の結果を示している。平均値と中央値の差について、それぞれ t 検定と Wilcoxon の順位和検定を行って有意水準を求めている。

表 A2 の結果を見ると、平均値および中央値に関してトリートメント・グループとコントロール・グループとの間で 5%水準での統計的に有意な差は観察されない。これは、頑健性分析で用いているマッチングによって両グループ間がバランスされていることを示唆している。しかし、中央値に注目すると、2 つの変数で両グループの間に 10%水準で統計的に有意な差が観察されている。これは、代替的なマッチングには部分的な限界があることを示唆している。なお、マッチングを行っている分析期間の最初の会計期間 (2001 年 3 月期から 2002 年 2 月期) で変数の比較を行うと、いずれのマッチング方法でも全ての変数に関して両グループ間の間に統計的に有意な差は観察されなかった。

A3 純現金保有比率のサブサンプルの基本統計量

本文の追加検証では、トリートメント介入以前の純現金保有比率 (*net_cash*) の分布を用いて、quiet life のインセンティブが強い企業において報告頻度の効果が大いことを示した。これは、中村 (2017) の識別戦略に倣ったものである。しかし、純現金保有比率は quiet life のインセンティブのほかに、内部資金が潤沢であることを捉えている可能性がある。そこで、純現金保有比率の分布で分けたサブサンプルごとの現金保有比率 (*cash*) の基本統計量を観察し、サブサンプルが内部資金をどれだけ代理しているかを検証する。また、

トリートメント・グループとコントロール・グループのサブサンプルにおける観測点が偏っていないことを明らかにするために、各サブサンプルの観測点の分布を確認する。

表 A3 がサブサンプルごとの観測点の数および現金保有比率の基本統計量を報告している。第 1 列がトリートメント・グループとコントロール・グループのサブサンプルの分布を示している。観測点の数に注目すると、純現金保有比率の各サブサンプルにおいてトリートメント・グループとコントロール・グループの間では観測点の大きな偏りがないことがわかる。第 2 列が各サブサンプルの現金保有比率の基本統計量を報告している。純現金保有比率が最も大きいサブサンプル以外のサブサンプルでは、純現金保有比率が大きく負である企業のサブサンプル (Baseline) と、現金保有の程度に統計的な差が観察されなかった。これは、純現金保有比率が内部資金の大きさを部分的に捉えているものの、quiet life のインセンティブが強いと考えられる企業群 ($-0.01 < net_cash < 0.01$) は、純現金保有比率が大きく負である企業と、内部資金が大きくは変わらないことを示唆している。

表 A1. マッチングする前のトリートメント・グループとコントロール・グループの観測点の分布

この表は、マッチングする前のトリートメント・グループとコントロール・グループの観測点の分布を報告している。

		#Observation		
		Treatment	Control	Total
<i>FY2001Mar-</i>	<i>FY2002Feb</i>	2,964	407	3,371
<i>FY2002Mar-</i>	<i>FY2003Feb</i>	3,036	414	3,450
<i>FY2003Mar-</i>	<i>FY2004Feb</i>	3,061	418	3,479
<i>FY2004Mar-</i>	<i>FY2005Feb</i>	3,102	429	3,531
<i>FY2005Mar-</i>	<i>FY2006Feb</i>	3,147	440	3,587
<i>FY2006Mar-</i>	<i>FY2007Feb</i>	3,232	444	3,676
<i>FY2007Mar-</i>	<i>FY2008Feb</i>	3,273	434	3,707
<i>FY2008Mar-</i>	<i>FY2009Feb</i>	3,299	333	3,632
Total		25,114	3,319	28,433

表 A2. 代替的なマッチング

この表は、頑健性分析において用いた代替的なマッチングでマッチさせたトリートメント・グループとコントロール・グループとのマッチング変数の基本統計量とその差の検定の結果を報告している。Panel A は産業と企業規模 (*size*) に加えて、有形固定資産および無形資産への投資 ($\Delta pe + \Delta int$) を用いてマッチングしたサンプルの基本統計量を報告している。Panel B は、さらに財務レバレッジ (*lev*) を加えてマッチングした場合の基本統計量を報告している。Panel C は、さらに売上高成長率 (*sg*) と営業キャッシュ・フロー (*cfo*) を加えてマッチングしたサンプルの基本統計量を報告している。平均値の差の検定には t 検定を、中央値の差の検定には Wilcoxon の順位和検定を用いている。*は 10%水準で統計的に有意であることを示している。

Panel A: $industry + \Delta pe + \Delta int + size$

	(1) Treatment			(2) Control			(1) - (2)	
	Mean	Median	SD	Mean	Median	SD	Mean	Median
<i>inv</i>	0.1290	0.0707	0.2563	0.1273	0.0603	0.2365	0.0018	0.0105 *
<i>size</i>	10.3361	10.1598	1.2312	10.3379	10.1895	1.2133	-0.0017	-0.0297

Panel B: $industry + \Delta pe + \Delta int + size + lev$

	(1) Treatment			(2) Control			(1) - (2)	
	Mean	Median	SD	Mean	Median	SD	Mean	Median
<i>inv</i>	0.1055	0.0731	0.1557	0.1232	0.0673	0.2160	-0.0177	0.0057
<i>sg</i>	0.0139	0.0154	0.1281	0.0018	-0.0133	0.1340	0.0121	0.0287
<i>size</i>	10.4064	10.1544	1.2255	10.4447	10.2935	1.3447	-0.0383	-0.1390
<i>lev</i>	0.2573	0.2417	0.1848	0.2873	0.2573	0.2216	-0.0300	-0.0156

Panel C: $industry + \Delta pe + \Delta int + sg + cfo + size + lev$

	(1) Treatment			(2) Control			(1) - (2)	
	Mean	Median	SD	Mean	Median	SD	Mean	Median
<i>inv</i>	0.1454	0.0722	0.3186	0.1184	0.0609	0.2391	0.0271	0.0113
<i>sg</i>	0.0384	0.0214	0.1388	-0.0048	-0.0153	0.1299	0.0432	0.0367
<i>cfo</i>	0.1860	0.1353	0.5306	0.1302	0.1031	0.6385	0.0558	0.0322
<i>size</i>	10.2236	10.0613	1.2252	10.3245	10.2463	1.3757	-0.1009	-0.1850 *
<i>lev</i>	0.2848	0.2686	0.2113	0.2936	0.2842	0.2164	-0.0087	-0.0156

表 A3. 純現金保有比率の分布

この表は追加検証で用いた純現金保有比率 (*net_cash*) の分布を報告している。第 1 列は、純現金保有比率のサブサンプルごとの観測点の分布を報告している。第 2 列は、サブサンプルごとの現金保有比率 (*cash*) の基本統計量を報告している。また、現金保有比率の平均値と中央値について、ベースラインのサブサンプル (Baseline) との差が 1%水準で統計的に有意であることを***で示している。

	(1) # of Observation				(2) <i>cash</i>		
	Treatment	Control	Total #	Percent	Mean	Median	SD
Baseline (<i>net_cash</i> <-0.01)	907	871	1,778	69.48%	0.1037	0.0866	0.0785
-0.01< <i>net_cash</i> <0.01	61	56	117	4.57%	0.1067	0.1025	0.0768
0.01< <i>net_cash</i> <0.03	34	21	55	2.15%	0.1105	0.0835	0.0831
0.03< <i>net_cash</i>	270	339	609	23.80%	0.2807 ***	0.2410 ***	0.1586
Total	1,272	1,287	2,559		0.1461	0.1127	0.1278

第6章 おわりに

1 はじめに

本研究の目的は諸外国および日本において問題提起されている投資に関連する問題を、データを用いて実証的に検証することであった。規制主体や実務家、研究者が、様々な要素が企業の投資水準を抑制していると議論している。諸外国での議論を踏まえて、実務家や規制主体が日本においても投資が低水準であることが問題であると指摘している。しかし、日本における実証的な証拠はあまり蓄積されていない。そこで、本研究は日本企業の投資が低水準であるという問題に注目し、諸外国において議論されている要素が企業の投資水準にどのような影響を与えているかを分析している。

本章の目的は、本研究で取り組んできた研究課題と検証結果をまとめ、本研究全体の結論を示すことである。特に、章を跨いで発見事項を概観することで、本研究の発見事項が有する含意を明示するように試みる。

本章は次のように構成されている。第2節では各章で取り組んだ研究課題とその検証結果を要約し、それぞれの貢献を確認する。第3節では、これらの分析結果を踏まえて本研究全体の結論をまとめる。第4節では依然として残っている本研究の限界と課題を議論し、将来の展望を示す。

2 各章の要約

2.1 第1章

第1章では、日本や米国、英国および欧州において規制主体や実務家、研究者によって議論されている企業の投資に関する問題を概観した。米国や英国および欧州では、企業の投資を阻害している要因に関する問題が提起されている。具体的には、①投資の性質の変化、②寡占化と共同保有、③ショートターミズム、④不確実性、が企業の投資を減少させている要因であると議論されている。

これらの諸外国の議論を引き受ける形で、日本においても企業の投資が低水準であることが提言および議論されている。経済成長が既に鈍化していた1990年代と比較しても2010年代の日本企業の投資水準は低い。これを受けて、規制主体や実務家がショートターミズムによって企業の投資水準が押し下げられているという提言を行っている。しかし、日本企業を対象にショートターミズムが生じていることを検証している研究は限られている。また、不確実性に関しても、従来不確実性を測定する方法が存在しなかったため、不確実性の経済効果を検討する試みもあまり行われてこなかった。

そこで本稿では、不確実性とショートターミズムに注目し、これらの要素が日本企業の投資水準にどのような影響を与えているかを検証する。

2.2 第2章

第2章の目的は、企業の投資行動に関する理論研究とその実証的証拠をレビューすることである。ここで企業の投資行動に関する理論をレビューすることには次の2点から重要であった。第1に、第1章で議論したような企業の投資行動に関する実務的な議論の理論的基礎付けを確認するためである。第1章では経験的な証拠や逸話的証拠を中心に、企業の投資行動に関する様々な問題を議論した。これらの問題を検証するための理論的枠組みを検討する必要がある。第2に、先行研究に対する本研究の位置づけを確認することである。企業の投資行動を理論化する試みは古くから行われてきた。その後、これらの理論の仮定を緩めることで、実際の企業の投資行動を説明することが試みられてきた。本研究の位置づけを確認するためには、これらの先行研究を概観する必要がある。これは、本研究の学術的な貢献を確認する上でも有益である。

古くは、どのように資本蓄積が行われるかという視点から企業の投資行動が理論化されてきた。これらの研究は新古典派理論やq理論と呼ばれる研究の流れである。しかし、これらの理論はいくつかの仮定を置いているために、第1章で概観したような問題を議論することが困難である。実際の企業行動を説明できるようにするために、新古典派理論やq理論の仮定を緩めた議論がいくつか展開されている。第1に、不確実性に関連する理論である。企業の事業環境の不確実性と企業の投資行動との関係を分析しているのが、リアルオプション理論である。リアルオプション理論では、不確実性が変化することによって経営者が有しているオプションの価値が変化することを通じて、投資水準が変化すると議論されている。これにくわえて、事業環境の不確実性が資金提供者の意思決定に与える影響について議論する。第2に、情報の非対称性やエージェンシー問題をもとに企業の投資行動を議論する研究群がある。これには、資金制約やフリーキャッシュ・フロー仮説、quiet life 仮説、ショートターミズムといった議論が含まれる。これらの企業の投資の決定要因に関する議論が、第1章で概観したような企業の投資行動を取り巻く問題の概念的な枠組みを提供してくれる。第1章の問題と本章でレビューする議論を踏まえて、本研究が取り組むべき具体的な研究課題を明示した。

2.3 第3章

第3章の目的は、企業を取り巻く事業環境の不確実性が投資行動に与える影響を検証することである。不確実性と企業の投資行動との関係について、2つの対立する仮説が議論されてきた。一方が、不確実性によって企業の投資水準が抑制されるという議論である。これは、事業環境が不確実になると、投資プロジェクトを延期して新しい情報を獲得するまで待機することの価値が大きくなるという延期オプションの議論がもとになっている。もう一方が、不確実性によって企業の投資水準が増加するという議論である。これは、プロジェクトのペイオフが不確実である場合、投資プロジェクトを実行して事業を進める中で情報を獲得することの価値が高くなるという成長オプションの議論がもとになっている。このよ

うに、不確実性が企業の投資水準に与える影響については相反する 2 つの仮説が議論されてきた。しかし、不確実性を測定する決定的な指標が存在しなかったため、不確実性と企業の投資行動との関係を検証することが難しかった。

本章では Baker, Bloom, and Davis (BBD, 2016) の政策の不確実性指数 (Economic Policy Uncertainty Index) を用いて、不確実性が企業の投資水準にどのような影響を与えているのかを検証する。検証の結果、不確実性が高い時期に企業が投資を抑制させていることが明らかになった。また、政策の不確実性の中でも財政政策の不確実性の効果が最も大きいことも発見した。この結果は、全体の EPU 指数が投資を引き下げる効果が、財政政策の不確実性の効果によるものであることを示唆している。サーベイ調査によって明らかになったように、政策決定の中でも財政政策の不確実性は経営者が認識している不確実性のひとつである。本章の結果は、経営者が強く認識している財政政策の不確実性が、企業の投資水準の意思決定に影響を与えるという考えと整合する証拠である。

不確実性が企業の投資行動に影響を与えるメカニズムのひとつとして、企業の予備的動機に関する追加検証を行った。分析の結果から、不確実性の上昇に伴って企業が現金保有を増加させていることが明らかになった。これらの結果は、成長オプションではなく延期オプションをもとにした仮説と整合する証拠である。

2.4 第 4 章

第 4 章の目的は、上場企業と非上場企業の投資行動を比較することで、株式上場が企業の投資水準に与える影響を検証することである。ショートターミズムでは、株式市場のプレッシャーによって経営者が長期的な投資に資金を配分することが困難になることが議論されている。他方で、株式上場は企業の投資水準を増加させると議論する研究も存在する。株式が取引所に上場されていると、企業の株式による資金調達が容易になる。また、株式価格や株式市場が企業のモニタリング機構として機能し、経営者の意思決定が変化すると考えられる。このように、資金調達へのアクセスや株式市場によるモニタリングによって、企業の資金制約や quiet life の問題が軽減されると考えられる。すると、上場企業は非上場企業と比較してより大きな投資を行うことができると予想される。このように、株式上場が企業の投資水準に与える影響については対立する 2 つの仮説が議論されてきた。

これらの仮説を検証するためには、株式市場に晒されている企業 (上場企業) とそうでない企業 (非上場企業) を比較すればよい。そこで本章では、日本の金融商品取引法の特徴を利用して、株式上場の効果を情報開示規制の効果から識別するよう試みる。日本の金融商品取引法は、上場企業に加えて一定の条件を満たす非上場企業 (公開非上場企業: quasi-private firm) に対して上場企業と同じ水準の情報開示を要請している。この非上場企業を上場企業の比較対象とすることによって、株式上場の効果を情報開示の効果から分離するよう試みる。

分析の結果、上場企業が非上場企業よりも投資水準が大きいことが明らかになった。さ

らに、上場企業の投資水準の投資機会に対する感応度が、非上場企業と比較して大きいことを発見した。これらの結果は、株式上場はショートターミズムによる過小投資を引き起こすというよりも、資金制約を緩和する役割があるという考えと整合する証拠である。これにくわえて、株式上場と投資水準との正の関係は、企業グループに属していない企業でのみ観察されることがわかった。また、企業グループの規模が大きくなるほど株式上場の投資水準への正の効果が小さくなることを発見した。これらの証拠は、企業がグループを形成し内部資本市場にアクセス可能であると、株式上場の効果が弱くなることを示唆している。さらに、資金制約に直面している企業において、株式上場の投資水準への正の効果がより大きくなることを発見した。さらに、上場企業の中では、株式の流動性が高い企業ほど投資水準が大きいたことが明らかになった。これ以外にもいくつかの追加検証を行い、代替的説明の可能性を検討した。本章の結果は、日本における株式上場には、ショートターミズムによる過小投資を生じさせるのではなく、資金制約やエージェンシー問題から生じる過小投資を軽減する効果があることを示唆していると考えられる。

2.5 第5章

第5章の目的は、四半期報告制度の導入が日本企業の投資行動に与える影響を検証することである。ショートターミズムをベースとしたいくつかの政策的提言において、四半期報告によって経営者に対して株式市場からのプレッシャーが強くなっていることが議論されている。これが諸外国における議論を引き受けたものであることを第1章で確認した。では、日本においても同じような現象が生じているのだろうか。

理論的な議論に立ち戻ると、高頻度の財務報告が企業の投資行動に与える影響には2つの対立する仮説が存在する。第1に、高頻度の財務報告が企業の投資行動を阻害するという仮説である。先行研究の多くは、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。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の議論と整合する証拠である。この議論は各国の規制主体によっても強調されている問題であり、EUでは既に四半期報告の強制開示を取りやめている。第2に、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) で提言されているように、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。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。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の問題を抑制することで、企業の投資が増加すると予想される。

本章では、日本の制度的特徴を利用して、報告頻度の増加が企業の投資行動に与える影響の識別を試みている。日本では四半期報告は上場企業にのみ強制された。他方で、非上場の公開企業では四半期報告の強制化以前から要請されている財務報告の頻度は上場企業と

同様であったものの、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」という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している。

Difference-in-Difference (以下、DiD) 分析により、日本では四半期報告の導入によって投資が増加することを明らかにした。また、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を軽減すること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 quiet life のインセンティブが大き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。

本章には次の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・グループを設定している点である。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が企業行動に与える影響の経路を明らかにした点である。本章は、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 の問題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。本章の発見は、日本における四半期報告の導入を支持する証拠である。

3 本研究の結論と含意

本研究の結論は以下のようにまとめられる。ただしここでは、分析の中で生じうる限界をやや横に置いて発見の含意を強調する形で議論している点には注意が必要である。第1に、日本では諸外国で観察されているようなショートターミズムが観察されにくいことを明らかにした。ショートターミズムは近年の日本における規制主体の提言における鍵概念であった。たとえば、株式上場や四半期報告によって経営者にプレッシャーがかかっていると議論されている。しかし、それらの提言では日本においてショートターミズムが生じているという決定的な証拠が提示されているわけではない。そこで本研究はこれらの要素が企業の投資行動を低下させるような影響を与えているかを検証した。本研究の発見は日本においてはショートターミズムが平均的には生じていないという考えと整合している。具体的には、株式上場や四半期報告によって企業の投資が増加していた。また、第4章の追加検証で検討したように、株式市場からのプレッシャーが強いと考えられている企業では、株式上場が投資水準を減少させる効果が観察されることも発見した。しかし、その影響を考慮したとしても、株式上場は企業の投資水準を増加させていることがわかった。これは、日本においてもショートターミズムと整合するような投資の押し下げ効果が観察されるものの、全体としては投資を増加させる効果が大きいことを示唆している。

なお、この結論は、伊藤レポートや実務家による提言が誤っているということを含意し

ているわけではない。なぜなら、本研究で注目したショートターミズムの要因は、これらの提言において議論されている要因の一部だからである。たとえば、投資家の投資ウィンドウが短期化したことや議決権を行使することを通じたショートターミズムに関しては、本稿では直接的に検証していない。そのため、これらの要素が主要因となって株式市場からのプレッシャーとなっているような経路を検証することは、本研究の範囲を超えた研究課題である。

第2に、株式市場と四半期報告の制度設計において意図されたような効果が観察されることを明らかにした。これらの制度は、元来、企業の資金調達を容易にしたり投資家に情報を適時的に伝達したりすることを目的に設計されてきた。しかし、第1章および第2章でレビューしたように、これらの制度の負の側面が諸外国において顕在化しているという提言や証拠が蓄積されている。そのため、これらの制度が日本において経済的に望ましい役割を果たしているかを評価する必要がある。分析の結果は、株式市場や四半期報告は日本において経済的に望ましい役割を果たしている可能性を示唆していた。具体的には、資金制約の問題やエージェンシー問題の軽減を通じて、企業の投資水準を増加させる効果があることがわかった。これは諸外国における実証的証拠とは異なる発見である。本研究の発見には、これらの制度を改善する際に諸外国における議論をそのまま踏襲することには十分に慎重になるべきであるという含意がある。

第3に、不確実性が企業の投資水準を押し下げる要因であることを明らかにした。不確実性と企業の投資行動との関係について、2つの対立する仮説が議論されてきた。しかし、不確実性を測定する決定的な方法が存在しなかったため、実証的証拠があまり蓄積されていない。近年になって、新聞記事を用いて政策の不確実性指標が開発され、日本においても分析が可能になった。分析の結果、不確実性に反応して、企業が投資を減少させていることが明らかになった。

以上の議論を合わせると、2010年代の日本企業の投資水準の低下について次のような含意があると考えられる。第1に、ショートターミズムは日本企業の投資の低迷を説明していないと推測される。2000年代以降、株式市場からのプレッシャーによって企業の投資水準が抑制されていると議論されていることがある。しかし、本研究の検証からは、株式市場や四半期報告といった制度が日本企業の投資水準を低下させているという証拠は得られなかった。これは、ショートターミズムによって日本企業の投資水準の低下を説明することが難しい可能性を示唆している。第2に、不確実性が日本企業の投資水準を減少させているという可能性が示唆されている。政策の不確実性が企業の投資水準を押し下げることを明らかにした。伊藤(2017)で議論されているように、日本の政策の不確実性は1980年代をベンチマークとすると、近年のほうが大きくなっていることが明らかになっている。もし不確実性が企業の投資水準を決定する主たる要素であるのであれば、不確実性が高まったことによって日本企業の投資水準が低下していると考えられる。ただし、この本研究の含意は本研究が直接検証した結果を踏まえたわけではなく、検証結果を踏まえた推測の域を出ない議

論であることには注意が必要である。そのため、この含意が実際に日本企業の投資の低迷を説明できているかは今後の研究課題としたい。

4 本研究の限界と課題

本稿には次のような限界や課題が依然として残されている。第1に、投資のウィンドウを直接分析できているわけではない点である。ショートターミズムや不確実性の理論的な議論では、投資プロジェクトが短期的であるか長期的であるかが結論に対して大きな影響を与えることが知られている。そのため、ショートターミズムを検証するためには、企業の投資の中身を精査して、長期的な投資と短期的な投資を分類することが望ましい。しかし、本研究では有形固定資産および無形資産への投資、またそれにR&D支出を加えたものを全て長期的な投資であると想定して分析を行っている。なぜなら、これは企業の財務情報から投資の中身を分類することが困難であるからである。そのため、今後は経営者の投資ウィンドウを反映させた分析を行い本稿の分析を拡張することで、さらに綿密な議論が可能になると考えられる。

第2に、第4章と第5章との間に識別戦略上の矛盾があるように見える点である。第4章では株式上場の効果を識別するために、上場企業のコントロール・サンプルとして非上場の公開企業を用いている。これに対して、第5章では財務報告頻度の増加の効果を識別するために、上場企業のコントロール・サンプルとして非上場の公開企業を用いている。もし前者で株式上場の効果が観察されると、後者の分析において非上場の公開企業をコントロール・サンプルとして用いる前提を満たさない可能性がある。また逆も然りである。本研究における識別戦略の性質上、これらの前提を満たせない可能性は完全に除外することができない。そのため、第4章において観察された株式市場の投資を増加させる効果が四半期報告を導入した効果を、第5章で観察された四半期報告を導入した効果が株式上場の効果を捉えている可能性を完全に棄却できない。それぞれの章ではこのような代替的な説明を可能な限り除外するために、内生性の問題に対処している。ただし、依然として識別戦略に問題がある可能性を完全には除外することができない。

第3に、本研究の発見が諸外国の実証的証拠と異なっている原因について、直接的に検証を行っていない点である。株式上場および四半期報告の経済効果に関する本稿の検証結果は、諸外国における発見と異なっていた。これは、諸外国の議論が日本にそのまま適用できない可能性を示唆している。しかし、ではなぜそのような違いが観察されるのかという問題に関しては検証していない。これは本稿が注目する範囲の外に出る研究課題であるからである。いくつかの研究が既に、国によって株式上場の効果が異なる要因について議論している。たとえば、Ueda and Sharma (2019) が国の制度的要素が株式上場の効果を変化させることを明らかにしている。

第4に、本研究の発見のマクロ経済的な含意が明確ではない点である。すなわち、日本企業の投資水準が低迷している理由を議論することが困難だということである。前節では

実証的証拠から飛躍した形で本研究のマクロ経済的な含意を議論した。しかし、本稿はミクロレベルのメカニズムを検証することを主たる目的としており、これによって日本企業の平均的な投資行動をどれほど説明できるかは明らかではない。そのため、日本のマクロ経済的な投資の傾向を議論する上では本研究の証拠では不十分である。本研究の含意が日本企業の平均的な投資行動の傾向をどれほど説明可能であるかは、今後の研究課題としたい。

参考文献

- Abadie, A., and G. W. Imbens. 2011. Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects. *Journal of Business and Economic Statistics* 29:1–11.
- Abadie, A., and G. W. Imbens. 2016. Matching on the Estimated Propensity Score. *Econometrica* 84:781–807.
- Abegglen, J. C., and G. Stalk. 1985. *Kaisha, the Japanese Corporation*. Basic Books.
- Abel, A. B., and J. C. Eberly. 1994. A Unified Model of Investment Under Uncertainty. *American Economic Review* 84:1369–84.
- Acharya, V., and Z. Xu. 2017. Financial Dependence and Innovation: The Case of Public versus Private Firms. *Journal of Financial Economics* 124:223–43.
- Admati, A. R., and P. Pfleiderer. 2009. The “Wall Street Walk” and Shareholder Activism: Exit as a Form of Voice. *Review of Financial Studies* 22:2645–85.
- Aggarwal, R. K., and A. A. Samwick. 2006. Empire-Builders and Shirkers: Investment, Firm Performance, and Managerial Incentives. *Journal of Corporate Finance* 12:489–515.
- Almeida, H. 2019. Is It Time to Get Rid of Earnings-per-Share (EPS)? *Review of Corporate Finance Studies* 8:174–206.
- Almeida, H., and M. Campello. 2010. Financing Frictions and the Substitution between Internal and External Funds. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 45:589–622.
- Almeida, H., M. Campello, and M. S. Weisbach. 2004. The Cash Flow Sensitivity of Cash Holdings. *Journal of Finance* 59:1777–1804.
- Almeida, H., V. Fos, and M. Kronlund. 2016. The Real Effects of Share Repurchases. *Journal of Financial Economics* 119:168–85.
- American Institute of Certified Public Accountants (AICPA). 1994. Improving Business Reporting - a Customer Focus: Meeting the Information Needs of Investors and Creditors: Comprehensive Report. 1–140.
- Amihud, Y. 2002. Illiquidity and Stock Returns : Cross-Section and Time-Series Effects. *Journal of Financial Markets* 5:31–56.
- Amihud, Y., and S. Levi. 2018. The Effect of Stock Liquidity on the Firm’s Investment and Production. *Working Paper* .
- Arbatli, E. C., S. J. Davis, A. Ito, and N. Miake. 2019. Policy Uncertainty in Japan. *Working Paper* .
- Asker, J., J. Farre-Mensa, and A. Ljungqvist. 2015. Corporate Investment and Stock Market Listing: A Puzzle? *Review of Financial Studies* 28:342–90.
- Badertscher, B., S. Katz, S. Rego, and R. Wilson. 2019. Conforming Tax Avoidance and Capital Market Pressure. *The Accounting Review* 94:1–30.
- Badertscher, B., N. Shroff, and H. D. White. 2013. Externalities of Public Firm Presence: Evidence from Private Firms’ Investment Decisions. *Journal of Financial Economics* 109:682–706.

- Bain, B. B., T. Dopp, J. Sink, and A. Massa. 2018. Trump Ignites Wall Street Debate With Tweet on Redoing Earnings. *Bloomberg* .
- Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis. 2016. Measuring Economic Policy Uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics* 131:1593–1636.
- Baker, S. R., N. Bloom, S. J. Davis, and K. J. Kost. 2019. Policy News and Stock Market Volatility. *NBER Working Paper* 25720.
- Bakke, T. E., C. E. Jens, and T. M. Whited. 2012. The Real Effects of Delisting: Evidence from a Regression Discontinuity Design. *Finance Research Letters* 9:183–93.
- Balakrishnan, K., J. E. Core, and R. S. Verdi. 2014. The Relation between Reporting Quality and Financing and Investment: Evidence from Changes in Financing Capacity. *Journal of Accounting Research* 52:1–36.
- Bar-Ilan, A., and W. C. Strange. 1996. Investment Lags. *American Economic Review* 86:610–22.
- Barthelme, C., P. V. Kiosse, and T. Sellhorn. 2019. The Impact of Accounting Standards on Pension Investment Decisions. *European Accounting Review* 28:1–33.
- Barton, D., N. York, J. Manyika, and S. Francisco. 2017. Measuring the Economic Impact of Short-Termism. *McKinsey Quarterly* 2017:57–61.
- Bates, T. W. 2005. Asset Sales, Investment Opportunities, and the Use of Proceeds. *Journal of Finance* 60:105–35.
- Bebchuk, L. A., and L. A. Stole. 1993. Do Short-Term Objectives Lead to Under- or Overinvestment in Long Term Projects? *Journal of Finance* 48:719–29.
- Berger, A. N., O. Guedhami, H. H. Kim, and X. Li. 2018. Economic Policy Uncertainty and Bank Liquidity Hoarding. *Working Paper* .
- Bernstein, S. 2015. Does Going Public Affect Innovation? *Journal of Finance* 70:1365–1403.
- Bertrand, M., and S. Mullainathan. 2003. Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences. *Journal of Political Economy* 111:1043–75.
- Bhojraj, S., P. Hribar, M. Picconi, and J. McInnis. 2009. Making Sense of Cents: An Examination of Firms That Marginally Miss or Beat Analyst Forecasts. *Journal of Finance* 64:2361–88.
- Biddle, G. C., G. Hilary, and R. S. Verdi. 2009. How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency? *Journal of Accounting and Economics* 48:112–31.
- Bloom, N. 2009. The Impact of Uncertainty Shocks. *Econometrica* 77:623–85.
- Bloom, N. 2014. Fluctuations in Uncertainty. *Journal of Economic Perspectives* 28:153–76.
- Bloom, N., S. Bond, and J. Van Reenen. 2007. Uncertainty and Investment Dynamics. *Review of Economic Studies* 74:391–415.
- Bloom, N., P. Bunn, S. Chen, P. Mizen, P. Smietanka, and G. Thwaites. 2019. The Impact of Brexit on UK Firms. *Bank of England Working Paper* 818.
- Bolton, P., and X. Freixas. 2000. Equity , Bonds , and Bank Debt : Capital Structure and Financial

- Market Equilibrium under Asymmetric Information. *Journal of Political Economy* 108:324–51.
- Bonaime, A., H. Gulen, and M. Ion. 2018. Does Policy Uncertainty Affect Mergers and Acquisitions? *Journal of Financial Economics* 129:531–58.
- Bond, P., A. Edmans, and I. Goldstein. 2012. The Real Effects of Financial Markets. *Annual Reviews of Financial Economics* 4:339–360.
- Brau, J. C., and S. Fawcett. 2006. Initial Public Offerings: An Analysis of Theory and Practice. *Journal of Finance* 61:399–436.
- Brav, O. 2009. Access to Capital, Capital Structure, and the Funding of the Firm. *Journal of Finance* 64:263–308.
- Brown, J. R., G. Martinsson, and B. C. Petersen. 2012. Do Financing Constraints Matter for R&D? *European Economic Review* 56:1512–29.
- Bushman, R. M., A. J. Smith, and X. F. Zhang. 2012. Investment Cash Flow Sensitivities Really Reflect Related Investment Decisions. *Working Paper* .
- Butler, M., A. Kraft, and I. S. Weiss. 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.
- Caballero, R. J. 1999. Chapter 12 Aggregate Investment. *Handbook of Macroeconomics*. Elsevier.
- Caldara, D., and M. Iacoviello. 2018. Measuring Geopolitical Risk. *International Finance Discussion Paper* .
- Campello, M., E. Giambona, J. R. Graham, and C. R. Harvey. 2011. Liquidity Management and Corporate Investment During a Financial Crisis. *The Review of Financial Studies* 24:1944–79.
- Campello, M., and J. R. Graham. 2013. Do Stock Prices Influence Corporate Decisions? Evidence from the Technology Bubble. *Journal of Financial Economics* 107:89–110.
- Chemmanur, T. J., S. He, and D. K. Nandy. 2010. The Going-Public Decision and the Product Market. *Review of Financial Studies* 23:1855–1908.
- Chen, Q., X. Chen, K. Schipper, Y. Xu, and J. Xue. 2012. The Sensitivity of Corporate Cash Holdings to Corporate Governance. *Review of Financial Studies* 25:3610–44.
- Çolak, G., A. Durnev, and Y. Qian. 2017. Political Uncertainty and IPO Activity: Evidence from U.S. Gubernatorial Elections. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 52:2523–64.
- Cooper, R. W., and J. C. Haltiwanger. 2006. On the Nature of Capital Adjustment Costs. *Review of Economic Studies* 73:611–33.
- Cumming, D. J., and S. A. Zahra. 2016. International Business and Entrepreneurship Implications of Brexit. *British Journal of Management* 27:687–92.
- D’Adduzio, J. D., D. S. Koo, S. Ramalingegowda, and Y. Yu. 2018. Financial Reporting Frequency and Investor Myopia. *Working Paper* .
- Dai, L., and B. Zhang. 2019. Political Uncertainty and Finance: A Survey. *Asia-Pacific Journal of*

Financial Studies 48:307–33.

Davis, S. J. 2018. Trump's Trade-Policy Uncertainty Deters Investment. *Chicago Booth Review* Winter.

Deangelo, H., and L. Deangelo. 2006. Dividend Policy and the Earned / Contributed Capital Mix : A Test of the Life-Cycle Theory. *Journal of Financial Economics* 81:227–54.

Deloitte. 2018. *Deal or No Deal – That Is the Question*. The Deloit CFO Survey Q3 2018.

Derrien, F., and A. Kecskés. 2013. The Real Effects of Financial Shocks: Evidence from Exogenous Changes in Analyst Coverage. *Journal of Finance* 68:1407–40.

Dixit, A. K. 1992. Investment and Hysteresis. *Journal of Economic Perspectives* 6:107–32.

Dixit, A. K., and R. S. Pindyck. 1994. *Investment under Uncertainty*. Princeton university press.

Doidge, C., G. A. Karolyi, and R. M. Stulz. 2017. The U.S. Listing Gap. *Journal of Financial Economics* 123:464–87.

Dotting, R., G. Gutierrez, and T. Philippon. 2018. Is There an Investment Gap in Advanced Economies? If So, Why? *SSRN Electronic Journal* :1–42.

Downar, B., J. Ernstberger, and B. Link. 2018. The Monitoring Effect of More Frequent Disclosure. *Contemporary Accounting Research* 35:2058–81.

Duong, H. N., J. H. Nguyen, M. Nguyen, and S. G. Rhee. 2018. Navigating through Economic Policy Uncertainty: The Role of Corporate Cash Holdings. *Working Paper* .

Edmans, A. 2009. Blockholder Trading, Market Efficiency, and Managerial Myopia. *Journal of Finance* 64:2481–2513.

Edmans, A., V. W. Fang, and K. A. Lewellen. 2017. Equity Vesting and Investment. *Review of Financial Studies* 30:2229–71.

Edmans, A., M. S. Heinle, and C. Huang. 2016. The Real Costs of Financial Efficiency When Some Information Is Soft. *Review of Finance* 20:2151–82.

Engel, E., R. M. Hayes, and X. Wang. 2007. The Sarbanes-Oxley Act and Firms' Going-Private Decisions. *Journal of Accounting and Economics* 44:116–45.

Erickson, T., and T. M. Whited. 2000. Measurement Error and the Relationship between Investment and Q. *Journal of Political Economy* 108:1027–57.

Erickson, T., and T. M. Whited. 2012. Treating Measurement Error in Tobin's Q. *Review of Financial Studies* 25:1286–1329.

Ernstberger, J., B. Link, M. Stich, and O. Vogler. 2017. The Real Effects of Mandatory Quarterly Reporting. *Accounting Review* 92:33–60.

European Union. 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.

Faccio, M., and L. Zingales. 2019. Political Determinants of Competition in the Mobile Telecommunication Industry. *Working Paper* .

- Fang, V. W., X. Tian, and S. Tice. 2014. Does Stock Liquidity Enhance or Impede Firm Innovation? *Journal of Finance* 69:2085–2125.
- Farre-Mensa, J. 2010. Why Are Most Firms Privately-Held? *Working Paper* .
- Farre-Mensa, J. 2017. The Benefits of Selective Disclosure: Evidence from Private Firms. *Working Paper* .
- Farre-Mensa, J., and A. Ljungqvist. 2016. Do Measures of Financial Constraints Measure Financial Constraints? *Review of Financial Studies* 29:271–308.
- Fazzari, S. M., and M. J. Athey. 1987. Asymmetric Information, Financing Constraints, and Investment. *The Review of Economics and Statistics* 69:481.
- Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen. 1988. Financing Constraints and Corporate Investment. *Brookings Papers on Economic Activity* 1:141–206.
- Ferracuti, E., and S. R. Stubben. 2019. The Role of Financial Reporting in Resolving Uncertainty about Corporate Investment Opportunities. *Journal of Accounting and Economics* 68:101248.
- Frank, M. Z., and V. K. Goyal. 2008. Trade-off and Pecking Order Theories of Debt. *Handbook of Empirical Corporate Finance*. Elsevier.
- French, J., R. Fujitani, and Y. Yasuda. 2019a. Does Stock Market Listing Impact Investment in Japan? *NBER Working Paper* 26495.
- French, J., R. Fujitani, and Y. Yasuda. 2019b. Under Pressure : Listing Status and Disinvestment in Japan. *Finance Research Letters* :1–7.
- Frick, W. 2017. Worries About Short-Termism Are 40 Years Old , but Are They Overblown ? *Harvard Business Review* .
- Fu, R., A. Kraft, and H. Zhang. 2012. Financial Reporting Frequency, Information Asymmetry, and the Cost of Equity. *Journal of Accounting and Economics* 54:132–49.
- Fujitani, R. 2019. Mandatory Financial Reporting Frequency and External Finance : Evidence from a Quasi-Natural Experiment. *Working Paper* .
- Galston, W. A., and E. C. Kamarck. 2015. More Builders and Fewer Traders: A Growth Strategy for the American Economy. *Brookings: The Initiative on 21st Century Capitalism* .
- Gao, H., J. Harford, and K. Li. 2013. Determinants of Corporate Cash Policy: Insights from Private Firms. *Journal of Financial Economics* 109:623–39.
- Gao, H., J. Harford, and K. Li. 2017. CEO Turnover-Performance Sensitivity in Private Firms. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 52:583–611.
- Gao, H., P. Hsu, and K. Li. 2018. Innovation Strategy of Private Firms. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 53:1–32.
- Gao, H., and K. Li. 2015. A Comparison of CEO Pay-Performance Sensitivity in Privately-Held and Public Firms. *Journal of Corporate Finance* 35:370–88.
- Gao, R., and X. Yu. 2018. How to Measure Capital Investment Efficiency: A Literature Synthesis.

Accounting and Finance (in Press) .

Gigler, F., and T. Hemmer. 1998. On the Frequency, Quality, and Informationl Role of Mandatory Financial Reports. *Journal of Accounting Research* 36:117.

Gigler, F., C. Kanodia, H. Sapra, 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* 52:357–87.

Gilje, E. P., and J. P. Taillard. 2016. Do Private Firms Invest Differently than Public Firms? Taking Cues from the Natural Gas Industry. *Journal of Finance* 71:1733–78.

Gold, H. R. 2019. Trade Now a Top Source of Policy Uncertainty. *Chicago Booth Review* .

Goodman, T. H., M. Neamtiu, N. Shroff, and H. D. White. 2014. Management Forecast Quality and Capital Investment Decisions. *Accounting Review* 89:331–65.

Grullon, G., Y. Larkin, and R. Michaely. 2019. Are US Industries Becoming More Concentrated? *Review of Finance* 23:697–743.

Gulen, H., and M. Ion. 2016. Policy Uncertainty and Corporate Investment. *Review of Financial Studies* 29:523–64.

Gutiérrez, G., and T. Philippon. 2017. Declining Competition and Investment in the U.S. *Mimeo* .

Gutiérrez, G., and T. Philippon. 2018. Ownership, Concentration, and Investment. *AEA Papers and Proceedings* 108:432–37.

Hadlock, C. J., and J. R. Pierce. 2010. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index. *Review of Financial Studies* 23:1909–40.

Hall, R. E., and D. W. Jorgenson. 1967. Tax Policy and Investment Behavior. *The American Economic Review* 57:391–414.

Hayashi, F. 1982. Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation. *Econometrica* 50:213–24.

He, J. J., and X. Tian. 2013. The Dark Side of Analyst Coverage: The Case of Innovation. *Journal of Financial Economics* 109:856–78.

He, J. J., and X. Tian. 2018. Finance and Corporate Innovation: A Survey. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies* 47:165–212.

Heckman, J. J. 1979. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47:153.

Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. E. Todd. 1997. Training Programme Matching As An Econometric Evaluation Estimator : Evidence from Evaluating a Job Training Programme. *Review of Economic Studies* 64:605–54.

Hosono, K., M. Takizawa, K. Uchimoto, and K. Hachisuka. 2013. The Funding through Capital Market and Firm Behavior-Decision-Making on IPOs, SEOs and Bond Issues and the Post-Funding Investments and R&D Activities. *Public Policy Review* 9:315–64.

Hubbard, R. G. 1998. Capital-Market Imperfections and Investment. *Journal of Economic Literature*

36:193–225.

Ikeda, N., K. Inoue, and S. Watanabe. 2018. Enjoying the Quiet Life : Corporate Decision-Making by Entrenched Managers. *Journal of The Japanese and International Economies* 47:55–69.

Jens, C. E. 2017. Political Uncertainty and Investment: Causal Evidence from U.S. Gubernatorial Elections. *Journal of Financial Economics* 124:563–579.

Jensen, M. C. 1986. Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. *The American Economic Review* 76:323–29.

Jensen, M. C. 1998. Eclipse of the Public Corporation. *Harvard Business Review* .

Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 1976. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics* 3:305–60.

Jorgenson, D. W. 1963. Capital Theory and Investment Behavior. *American Economic Review* 53:247–59.

Jorgenson, D. W. 1971. Econometric Studies of Investment Behavior: A Survey. *Journal of Economic Literature* 9:1111–47.

Julio, B., and Y. Yook. 2012. Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles. *Journal of Finance* 67:45–84.

Julio, B., and Y. Yook. 2016. Policy Uncertainty, Irreversibility, and Cross-Border Flows of Capital. *Journal of International Economics* 103:13–26.

Jurado, K., S. C. Ludvigson, and S. Ng. 2015a. Measuring Uncertainty. *American Economic Review* 105:1177–1216.

Jurado, K., S. C. Ludvigson, and S. Ng. 2015b. Measuring Uncertainty : Supplementary Material. *Online Appendix* .

Kagaya, T. 2016. Does Mandatory Quarterly Financial Reporting Affect Corporate Investment Behavior? In Kushida, K. E., In Y. Kasuya, and In E. Kawabata (eds.), *Information Governance in Japan: Towards a Comparative Paradigm* .

Kahle, K. M., and R. M. Stulz. 2017. Is the US Public Corporation in Trouble? *Journal of Economic Perspectives* 31:67–88.

Kanodia, C. 2006. Accounting Disclosure and Real Effects. *Foundations and Trends in Accounting* 1.

Kanodia, C., and H. Sapiro. 2016. A Real Effects Perspective to Accounting Measurement and Disclosure : Implications and Insights for Future Research. *Journal of Accounting Research* 54:623–76.

Kaplan, S. N. 2018. Are U.S. Companies Too Short-Term Oriented? Some Thoughts. *Working Paper* .

Kaplan, S. N., and L. Zingales. 1997. Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? *The Quarterly Journal of Economics* 112:169–215.

Kaplan, S. N., and L. Zingales. 2000. Investment-Cash Flow Sensitivities Are Not Valid Measures of Financing Constraints. *The Quarterly Journal of Economics* 115:707–12.

- Karolyi, G. A., and D. Kim. 2017. Is the Public Corporation Really in Eclipse? Evidence from the Asia-Pacific. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies* 46:7–31.
- Katz, S. P. 2009. Earnings Quality and Ownership Structure: The Role of Private Equity Sponsors. *Accounting Review* 84:623–58.
- Kay, J. 2012. The Kay Review of UK Equity Markets and Long-Term Decision Making. *Final Report*.
- Kay, J. 2016. *Other People's Money*. Profile Books Limited.
- Kelly, B., L. Pástor, and P. Veronesi. 2016. The Price of Political Uncertainty: Theory and Evidence from the Option Market. *Journal of Finance* 71:2417–80.
- Keynes, J. M. 1936. *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. Springer.
- Kim, J. 1999. The Relaxation of Financing Constraints by the Initial Public Offering of Small Manufacturing Firms. *Small Business Economics* 12:191–202.
- Kim, W., and M. S. Weisbach. 2008. Motivations for Public Equity Offers: An International Perspective. *Journal of Financial Economics* 87:281–307.
- Knight, F. H. 1921. *Risk, Uncertainty and Profit*. Boston: Houghton-Mifflin.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance Matched Discretionary Accrual Measures. *Journal of Accounting and Economics* 39:163–97.
- Kraft, A. G., R. Vashishtha, and M. Venkatachalam. 2018. Frequent Financial Reporting and Managerial Myopia. *Accounting Review* 93:249–75.
- Kraft, H., E. Schwartz, and F. Weiss. 2018. Growth Options and Firm Valuation. *European Financial Management* 24:209–38.
- Kubota, K., and H. Takehara. 2016. Information Asymmetry and Quarterly Disclosure Decisions by Firms: Evidence From the Tokyo Stock Exchange. *International Review of Economics and Finance* 16:127–59.
- Kutsuna, K., H. Okamura, and M. Cowling. 2002. Ownership Structure Pre- and Post-IPOs and the Operating Performance of JASDAQ Companies. *Pacific Basin Finance Journal* 10:163–81.
- Lang, L., A. Poulsen, and R. Stulz. 1995. Asset Sales, Firm Performance, and the Agency Costs of Managerial Discretion. *Journal of Financial Economics* 37:3–37.
- Larcker, D. F., and T. O. Rusticus. 2010. On the Use of Instrumental Variables in Accounting Research. *Journal of Accounting and Economics* 49:186–205.
- Larrain, B., G. Sertsios, and F. Urzúa I. 2019. The Effects of Losing a Business Group Affiliation. *Review of Financial Studies* 32:3036–74.
- Lee, G., and R. W. Masulis. 2009. Seasoned Equity Offerings: Quality of Accounting Information and Expected Flotation Costs. *Journal of Financial Economics* 92:443–69.
- Lennox, C. S., J. R. Francis, and Z. Wang. 2012. Selection Models in Accounting Research. *Accounting Review* 87:589–616.
- Leuz, C. 2007. Was the Sarbanes-Oxley Act of 2002 Really This Costly? A Discussion of Evidence

- from Event Returns and Going-Private Decisions. *Journal of Accounting and Economics* 44:146–65.
- Leuz, C., and P. D. Wysocki. 2016. The Economics of Disclosure and Financial Reporting Regulation: Evidence and Suggestions for Future Research. *Journal of Accounting Research* 54:525–622.
- Li, K., and N. R. Prabhala. 2007. Self-Selection Models in Corporate Finance. *Handbook of empirical corporate finance*. Elsevier.
- Loh, R. K., and R. M. Stulz. 2018. Is Sell-Side Research More Valuable in Bad Times? *The Journal of Finance* 73:959–1013.
- Maksimovic, V., and G. M. Phillips. 2002. Do Conglomerate Firms Allocate Resources Inefficiently Across Industries? Theory and Evidence. *Journal of Finance* 57:721–67.
- Martin, R. L. 2015. Yes, Short-Termism Really Is a Problem. *Harvard Business Review* :1–8.
- McDonald, R., and D. Siegel. 1986. The Value of Waiting to Invest. *The Quarterly Journal of Economics* 101:707.
- Meulbroek, L. K., M. L. Mitchell, J. H. Mulherin, J. M. Netter, and A. B. Poulsen. 1990. Shark Repellents and Managerial Myopia: An Empirical Test. *Journal of Political Economy* 98:1108–17.
- Minnis, M., and N. Shroff. 2017. Why Regulate Private Firm Disclosure and Auditing? *Accounting and Business Research* 47:473–502.
- Morck, R., A. Shleifer, R. W. Vishny, M. Shapiro, and J. M. Poterba. 1990. The Stock Market and Investment: Is the Market a Sideshow? *Brookings Papers on Economic Activity* 2:157–215.
- Morikawa, M. 2016a. How Uncertain Are Economic Policies? New Evidence from a Firm Survey. *Economic Analysis and Policy* 52:114–22.
- Morikawa, M. 2016b. Business Uncertainty and Investment: Evidence from Japanese Companies. *Journal of Macroeconomics* 49:224–36.
- Mortal, S., and N. Reisel. 2013. Capital Allocation by Public and Private Firms. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 48:77–103.
- Musk, E. 2018. Taking Tesla Private. *Tesla* .
- Myers, S. C. 1984. The Capital Structure Puzzle. *The Journal of Finance* 39:575–92.
- Myers, S. C. 2003. Chapter 4 – Financing of Corporations. *Handbook of the Economics of Finance* .
- Myers, S. C., and N. S. Majluf. 1984. Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have. *Journal of Financial Economics* 13:187–221.
- Nagar, V., J. Schoenfeld, and L. Wellman. 2019. The Effect of Economic Policy Uncertainty on Investor Information Asymmetry and Management Disclosures. *Journal of Accounting and Economics* 67:36–57.
- Nallareddy, S., and R. Pozen. 2017. Consequences of Mandatory Quarterly Reporting : The U.K. Experience. *Working Paper* .
- Orihara, M. 2017. Stock Market Listing and Corporate Policy: Evidence from Reforms to Japanese Corporate Law. *Pacific Basin Finance Journal* 43:15–36.

- Pagano, M., F. Panetta, and L. Zingales. 1998. American Finance Association Why Do Companies Go Public ? An Empirical Analysis. *The Journal of Finance* 53:27–64.
- Pástor, L., and P. Veronesi. 2012. Uncertainty about Government Policy and Stock Prices. *Journal of Finance* 67:1219–64.
- Pástor, L., and P. Veronesi. 2013. Political Uncertainty and Risk Premia. *Journal of Financial Economics* 110:520–45.
- Peters, R. H., and L. A. Taylor. 2017. Intangible Capital and the Investment-q Relation. *Journal of Financial Economics* 123:251–72.
- Philippon, T. 2019. *The Great Reversal: How America Gave Up on Free Markets*. Harvard University Press.
- Philippon, T., and G. Gutiérrez. 2017. Investmentless Growth: An Empirical Investigation. *Brookings Papers on Economic Activity* Fall:89–190.
- Pozen, R., S. Nallareddy, and S. Rajgopal. 2017. Impact of Reporting Frequency on UK Public Companies. *CFA Institutional Research Foundation* .
- Rahman, A. R., T. M. Tay, B. T. Ong, and S. Cai. 2007. Quarterly Reporting in a Voluntary Disclosure Environment: Its Benefits, Drawbacks and Determinants. *International Journal of Accounting* 42:416–42.
- Rajan, M. V. 1992. Insiders and Outsiders: The Choice between Informed and Arm's -Length Debt. *The Journal of Finance* 47:1367–1400.
- Rajgopal, S. 2018. What Would Happen If the U.S. Stopped Requiring Quarterly Earnings Reports ? *Harvard Business Review* .
- Ramey, V. A., and M. D. Shapiro. 2001. Displaced Capital: A Study of Aerospace Plant Closings. *Journal of Political Economy* 109:958–92.
- Roychowdhury, S. 2006. Earnings Management through Real Activities Manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42:335–70.
- 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* 68:1–27.
- Sapra, H. 2019. How to Curb Short-Termism and Boost the US Economy: End the Requirement for Quarterly Reporting. *Chicago Booth Review* .
- Saunders, A., and S. Steffen. 2011. The Costs of Being Private : Evidence from the Loan Market. *Review of Financial Studies* 24:4091–4122.
- Scharfstein, D., and J. Stein. 1990. Herd Behavior and Investment. *American Economic Review* 80:465–79.
- Schauer, C., R. Elsas, and N. Breitkopf. 2019. A New Measure of Financial Constraints Applicable to Private and Public Firms. *Journal of Banking and Finance* 101:270–95.
- Schoubben, F., and C. Van Hulle. 2011. Stock Listing and Financial Flexibility. *Journal of Business*

Research 64:483–89.

Segal, G., I. Shaliastovich, and A. Yaron. 2015. Good and Bad Uncertainty: Macroeconomic and Financial Market Implications. *Journal of Financial Economics* 117:369–97.

Shleifer, A., and R. W. Vishny. 1989. Management Entrenchment. The Case of Manager-Specific Investments. *Journal of Financial Economics* 25:123–39.

Stein, J. C. 1988. Takeover Threats and Managerial Myopia. *Journal of Political Economy* 96:61–80.

Stein, J. C. 1989. Efficient Capital Markets, Inefficient Firms: A Model of Myopic Corporate Behavior. *The Quarterly Journal of Economics* 104:655–69.

Stein, J. C. 1997. Internal Capital Markets and the Competition for Corporate Resources. *The Journal of Finance* 52:111–33.

Stein, J. C. 2003. Chapter 2 Agency, Information and Corporate Investment. *Handbook of the Economics of Finance* Elsevier Masson SAS.

Stubben, S. R. 2010. Discretionary Revenues as a Measure of Earnings Management. *Accounting Review* 85:695–717.

Takahashi, H., and K. Yamada. 2016. The Capital Crunch and Corporate Cash Holdings: Does Listing Status Matter? *Working Paper* .

Tobin, J. 1969. A General Equilibrium Approach To Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking* 1:15.

Tucker, J. W. 2010. Selection Bias and Econometric Remedies in Accounting and Finance Research. *Journal of Accounting Literature* 29:31–57.

Ueda, K., A. Ishide, and Y. Goto. 2019. Listing and Financial Constraints. *Japan and the World Economy* 49:1–16.

Ueda, K., and S. Sharma. 2019. Listing Advantages Around the World. *NBER Working Paper* 26446.

Vidal, J. B. I., M. Draca, and C. Fons-Rosen. 2012. Revolving Door Lobbyists. *American Economic Review* 102:3731–48.

Yang, C. C., H. K. Baker, L. C. Chou, and B. W. Lu. 2009. Does Switching from NASDAQ to the NYSE Affect Investment-Cash Flow Sensitivity? *Journal of Business Research* 62:1007–12.

Yang, L. 2008. The Real Determinants of Asset Sales. *Journal of Finance* 63:2231–62.

Yoshikawa, H. 1980. On the “q” Theory of Investment. *The American Economic Review* 70:739–43.

Yu, Z., J. Zhang, and J. Li. 2019. Does Going Public Imply Short-Termism in Investment Behavior? Evidence from China. *Emerging Markets Review (in Press)* .

Zingales, L. 2017. Towards a Political Theory of the Firm. *Journal of Economic Perspectives* 31:113–30.

浅子和美 (2015) 「第 10 章 設備投資と資金調達—連立方程式モデルによる推定」『家計・企業行動とマクロ経済変動 一般均衡モデルと実証分析』, 243-278, 岩波書店.

伊藤新 (2016) 「政府の政策に関する不確実性と経済活動」 *RIETI Discussion Paper Series* 16-

J-016.

伊藤新 (2017) 「わが国における政策の不確実性」 *RIETI Policy Discussion Paper Series 17-P-019*.

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.

河崎照行 (2016) 『最新 中小企業会計論』中央経済社.

関西経済連合会 (2019) 『わが国のコーポレート・ガバナンスの強化に関する意見』.

神田秀樹 (2017) 『会社法』第 19 版, 弘文堂.

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係る適時開示制度の見直しについて』.

中野誠 (2009) 『業績格差と無形資産: 日米欧の実証研究』東洋経済新報社.

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(3), 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, 内閣府.

花崎正晴・羽田徹也 (2017) 「企業の投資行動の決定要因分析—投資の多様化の進展と内部資金の役割—」『フィナンシャル・レビュー』4: 56-80.

花崎正晴・羽田徹也・鄭晶潔 (2019) 「第 3 章 企業投資の多様化とコーポレート・ガバナンス」花崎正晴編著『変貌するコーポレート・ガバナンス—企業行動のグローバル化、中国、ESG』144-182, 勁草書房.

羽田徹也 (2018) 「リーマンショック以降の日本の輸出企業の設備投資行動の変化」『金融経済研究』(41), 40-61.

藤谷涼佑 (2019) 「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」, Working Paper 231, Management Innovation Research Center, School of Business Administration, Hitotsubashi University Business School

山下友信・神田秀樹 (2017) 『金融商品取引法概説』第 2 版, 有斐閣.