RIETI Discussion Paper Series 23-J-040

# リース資産投資と設備投資：リース業の技術的特性に関する実証的検討

宮川 大介
早稲田大学

矢澤 広崇
三井住友ファイナンス&リース株式会社

柳岡 優希
株式会社東京商工リサーチ

雪本 真治
三井住友ファイナンス&リース株式会社

RIETI
Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA
独立行政法人経済産業研究所
https://www.rieti.go.jp/jp/

RIETI Discussion Paper Series 23-J-040
**2023 年 10 月**

# リース資産投資と設備投資：
# リース業の技術的特性に関する実証的検討*

宮川大介（早稲田大学）　矢澤広崇（三井住友ファイナンス＆リース株式会社）
柳岡優希（株式会社東京商工リサーチ）　雪本真治（三井住友ファイナンス＆リース株式会社）

要　　旨

企業が生産設備などの有形資本を利用するためのチャネルとして, 企業自身が設備を取得する「有形固定資産投資」とリース契約を通じて設備を使用する「リース資産投資」が存在する．本研究では，有形固定資産投資とリース資産投資の設備投資機会に対する感応度を比較することで，リース業の技術的な特徴を検討する．未上場企業を含む本邦企業レベルの大規模パネルデータを用いた実証分析の結果から，第一に，有形資本の中古市場が相対的に未発達の業種において, 設備投資機会の変化に対してリース資産投資がより感応的に用いられていた．第二に，こうした中古市場が相対的に未発達な業種において，金融制約に直面している企業が設備投資機会の変化に対してリース資産投資をより感応的に用いていた. 以上の結果は, 中古市場での有形資本の再販売を中心とする管理能力がリース業の重要な技術的特徴であり, こうした技術的特性に基づいて企業の資本蓄積を促進出来る可能性を示唆している.

キーワード：Lease, Capital investment, Financial friction, Secondary market
JEL classification: E22, G31

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

*本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「企業金融・企業行動ダイナミクス研究会」の成果の一部である。本稿の原案は、経済産業研究所（RIETI）のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。検討会参加者からの有益なコメントに感謝したい。また、本稿の作成にあたっては、塩路悦朗教授（一橋大学)、植杉威一郎教授（一橋大学）から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。

## 1. はじめに

多くの先進国で資本蓄積が低迷している（金ほか[2019]，宮川・石川[2021]）．日本においても，2000 年代半ば以降，有形固定資産ストックの伸び悩みが停滞の一因として問題視されてきた．一般的に，資本蓄積の低迷は，資本装備率の低下や資本の陳腐化等を通じて，企業の生産性や経済成長率の低下に繋がる恐れがあるとされる（鶴ほか[2019]）．有形固定資産を対象としたいわゆる設備投資が経済成長に与えるこうしたインパクトの大きさを踏まえて，その阻害要因に関する多くの理論・実証研究が行われてきた．

既存研究では，有形固定資産を対象とした設備投資が伸び悩む要因として，企業活動において広義の無形資産の役割が大きくなってきたという事情のほか，そもそもの期待成長率の低下，経済・政策環境の不確実性の増大等が挙げられてきた．こうした様々な要因の中で，特に重要な論点として，企業が情報の非対称性等に起因する金融面の摩擦に直面している場合において適切な投資水準を達成できない可能性が挙げられており，Fazzari et al. (1988) を嚆矢とする多くの既存研究で指摘されている．

ここで注意すべきは，こうした既存研究の多くが，企業自身が設備を取得する「有形固定資産投資」を念頭に置いた議論を行っている点である．特に，既存の実証研究はそのほぼ全てが企業の財務諸表などから計測した設備投資の情報を用いている．しかし，企業が設備を取得する手段には，有形固定資産投資のほかにも，リース会社との契約（リース契約）を通じて設備を使用する「リース資産投資」が存在している．図 1 は，内閣府「民間企業投資・除却調査」を用いて，日本の 2005 年度から 2020 年度までの資本金規模別の設備投資に占めるリース資産投資の割合（リース比率）の推移を計算した結果である．全資本金階級に対応するグラフから，設備投資とリース資産投資の全体のうち実に 5%以上がリース資産投資によって賄われていることが分かる．この比率は資本金階級が下位の中小企業や零細企業において 10%程度まで上昇する．2010 年代に入って以降，この比率が緩やかに低下している傾向が認められるものの，多くの日本企業にとってリース資産投資が有形固定資産への有力なアクセスチャンネルとして機能していることが窺える．本研究では，設備投資とリース資産投資を比較することで，後者の経済学的な意味合いを，特にその技術的な特性に注目して実証的に検討する．

設備投資とリース資産投資という有形固定資産への二つのアクセスチャンネルを比較する際には，会計処理や資金調達に関する実務上の取り扱いを整理する必要がある．まず，2008 年 4 月 1 日以降に適用が開始されたリース会計基準の改定を受けて，リース資産は自社設備と同様に，原則として資産計上されている．すなわち，貸借対照表上では，リース資産投資と有形固定資産投資はともに有形固定資産の増加として処理される．このことは，少なくとも貸借対照表における資産面へのインパクトに関しては，有形固定資産投資とリース資産投資との間に差異はないことを意味する．

次に，有形固定資産投資とリース資産投資とでは，投資資金の調達方法に差異がある．有形固定資産投資では，一般に設備購入時に設備購入代金を一括で支払う必要があることか

ら，内部資金（自己資金）に加えて，株式・社債の発行や銀行借入等の外部から資金を調達する．リース資産投資では，設備の購入は設備の貸手（例えばリース会社）が行い，借手企業は，毎月，定額のリース料を貸手に支払うことで，設備を使用することができる．そのため，リース資産投資では，企業は設備導入時に設備購入代金を一括で支払う必要がなく，リース資産投資自体がファイナンスとしての機能を持つとされる．こうした資金調達方法の差異から，株式・社債の発行や銀行借入等から資金調達を行うことが困難な企業では，リースの有するファイナンス機能に魅力を感じる可能性があるとされてきた．図 1 に関して既述の通り，中小・中堅企業の方が大企業よりもリース比率が高い．一般に，大企業は株式や社債発行などの直接金融を含めた資金調達が可能であるが，中小企業は間接金融への依存度が高く，資金調達手段が限られるため，金融制約に直面する可能性が相対的に高いと考えられる．金融制約下にある企業にとって，リースが重要な資金調達かつ設備取得手段となっている可能性が指摘される所以である．

ここで生じる自然な疑問は，自己資金や銀行借入等を用いてファイナンスを行った上で設備投資を行う場合と，リース契約を通じて資金調達と有形固定資産へのアクセスを同時に実現することの間にどのような差異が生じうるのだろうかという点である．こうした疑問に対して，例えば，Eisfeldt and Rampini (2009)は，オペレーティング・リースと担保付き融資での資金調達の役割について論じることで一つの回答を与えている．すなわち，彼らは，担保付き融資の担保を差押えるよりも，リース資産を差押える方が技術的に容易であることから，リースが担保付き融資よりも大きな与信能力を持つ可能性があるとしている．しかしながら，リース資産に関する差押えの相対的な容易さという技術的特徴は，米国の倒産法において，債権者が債務者の倒産時に資産の差押えができなくなる自動停止（automatic stay）の対象となる可能性が，担保付き融資の方がリースよりも高いという制度的特徴に依拠している．ところが，設備をリースする場合，その設備は所有者ではない使用者が管理することとなるため，リースは所有者と使用者の分離に伴う代理人コストが発生し，担保付き融資よりも割高となる可能性もある．結果として，リースのメリットである与信能力の高さとデメリットである代理人問題によるコストが比較検討されることとなる．Eisfeldt and Rampini (2009)では，他の条件を一定としたうえで，金融制約的な企業ではリースを，非金融制約的な企業では設備を所有することが望ましいと結論付けている．

こうした既存研究の整理は米国におけるリース業の技術的・制度的特徴を尤もらしく描写するものではあるが，日本においては，米国の倒産法における自動停止と同等の制度が存在しておらず，Eisfeldt and Rampini (2009)の主張するようなメカニズムは必ずしも機能しない．このことは，日本の環境下においてリース業の技術的特性を明らかにすることによって，資産の差押えに関する優位性以外のどのようなメカニズムの下で，リースが担保付き融資と比して高い与信能力を示し得るのかを検討する余地があることを意味する．こうした検討は，有形固定資産へのアクセスを可能とする複数の金融技術の特性を正確に理解する目的にも叶うほか，リース業の産業としての今後の有り方を検討する意味でも重要な情報を

提供するものである．

以上の問題意識を踏まえて，本研究ではリース業における設備の再販売能力（re-salability）をその技術的特性として取り上げた仮説を検証する．銀行を中心とする伝統的な金融機関では，借手企業の倒産に伴って担保とした設備を回収した際，債権回収の程度が中古市場の発達度合いに大きく依存することが想定される．ここで，リース会社が借手企業倒産時やリース期間終了時にリース設備を回収し，中古市場に加えて，独自の販路やノウハウによって設備を販売することができれば，リースが担保付き融資と比して高い与信能力を示す可能性があるだろう．本研究ではリース業がこうした技術的特性を背景として，銀行融資を補完する金融技術としての側面を有する可能性があることを実証的に示す．

リース資産投資は有形固定資産投資と並ぶ設備取得手段であるにも関わらず，多くの既存研究では，利用可能なデータに係る制約から，リース資産投資を明示的に扱うことが十分に出来ていない．本研究では，信用調査会社の保有する本邦企業レベルの大規模パネルデータを利用することでこのギャップを埋めつつ，リース資産投資と有形固定資産投資という 2 つの投資手段を比較することで，各投資行動の要因やその役割を実証的に分析する．具体的には，設備投資研究において一般的に用いられている拡張 q-theory（Asker et al. 2015 等）の分析枠組みに従って，リース資産投資と有形固定資産投資の設備投資機会への感応度を比較する．具体的には，まず，業種別中古品取得比率を中古市場の発達度合いの代理指標として用いることで，設備の高い再販売能力が要求される場合においてリース資産投資がより利用されているか否かを確認する．次に，取引銀行の資金供給に係るショックを企業の資金需要要因を制御した上で計測した Amiti and Weinstein (2018)の手法を用いて金融制約の代理指標を構築した上で，リース業の有する設備の再販能力の高さが，相対的に強い資金制約に直面している企業においてより顕著に確認されるか否かを検討する．

未上場企業を含む本邦企業レベルの大規模パネルデータを用いた実証分析の結果は，以下の通りである．第一に，有形資本の中古市場が相対的に未発達な業種において，設備投資機会の変化に対してリース資産投資がより感応的に用いられていた．第二に，中古市場が相対的に未発達な業種において，より強い金融制約に直面していると考えられる企業が，設備投資機会の変化に対してリース資産投資をより感応的に用いていた．以上の結果は，中古市場での再販を含む有形資本の管理がリース業の重要な技術的特徴であること，また，こうした技術的特徴を背景として，金融制約に直面している企業にとってリース資産投資が重要な有形資本の利用チャネルとして機能していることを示唆している．

本稿の以下の構成は，次の通りである．第 2 節では，リース取引の定義，会計上または税法上の取扱いについて，解説する．第 3 節では，推定モデルとデータを概観する．第 4 節では，第 3 節の推定モデルとデータを用いた推定結果を示す．最後に，第 5 節では，結論および今後の研究課題を提示する．

## 2. リース取引に関する制度的背景

本節では，次節以降で行う実証分析の前提として，リース取引の定義およびリース会計，税法について概観する．

会計処理上，リース取引とは，「特定の物件の所有者たる貸手が，当該物件の借手に対し，合意された期間（リース期間）にわたりこれを使用収益する権利を与え，借手は合意された使用料（リース料）を貸手に支払う取引」（リース会計基準 4 項）と規定されている．リース取引は，大別すると，ファイナンス・リース取引とオペレーティング・リース取引に分類される（図 2 を参照）．ファイナンス・リース取引は，「ノン・キャンセラブル」（リース期間中での途中解約が不能，またはそれに準ずる取引）[1]，「フル・ペイアウト」（借手がリース物件の経済的利益を実質的に享受し，物件の使用に伴うコストを実質的に負担すること）[2]の 2 要件を満たす取引である．さらに，ファイナンス・リース取引は，当該物件の所有権が借手に移転する場合を所有権移転ファイナンス・リース取引に，移転しない場合を所有権移転外ファイナンス・リース取引に分類される[3]．オペレーティング・リース取引は，ファイナンス・リース取引以外のリース取引である．

これらリース取引の分類に応じて，実際に用いられる会計処理は異なる．ファイナンス・リース取引は，原則，売買処理，すなわちリース料総額をリース債務として負債計上し，リース物件を資産計上するオンバランス処理を行う[4]．また，支払リース料をリース債務に係る支払利息とリース債務の支払いとして処理し，リース資産の減価償却計算を行う[5]. 特に，2008 年 4 月 1 日以降に適用が開始された「リース取引に関する会計基準」（企業会計基準第 13 号および企業会計基準適用指針第 16 号，新リース会計）では，従来，所有権移転外ファイナンス・リース取引に認められていた賃貸借処理（例外処理）が廃止された．もっとも，個々のリース資産に重要性が乏しい場合[6]や中小企業[7]は，引き続き賃貸借処理が可能であり，

---

[1] ファイナンス・リース取引では，借手都合での契約の解除を禁じる条項がある．実務上，仮に解約を認める場合も，解約以後の残リース料とほぼ同額の規定損害金を借手が負担することを約していることが一般的である．

[2] フル・ペイアウト要件は，(i) 解約不能リース期間中のリース料総額の現在価値が，リース物件の見積現金購入価額のおおむね 90%以上（現在価値基準），(ii) 解約不能のリース期間が，リース物件の経済的耐用年数のおおむね 75%以上（経済的耐用年数基準），のいずれかを満たす場合である．

[3] 契約上，所有権移転条項，割引購入選択権，特別仕様物件，のいずれかが認められる場合，所有権移転ファイナンス・リース取引と判定される．

[4] リース資産は，有形固定資産・無形固定資産別に，一括してリース資産として表示するか，有形固定資産・無形固定資産に属する各科目に含めて表示する．そのため，決算データにおいて，リース資産の項目が未計上であったとしても，ファイナンス・リース取引が行われていないと断定することはできない．

[5] リース資産の減価償却は，所有権移転ファイナンス・リース取引の場合，自己が所有する同種の固定資産と同様の方法で行い，所有権移転外ファイナンス・リース取引の場合，リース期間を耐用年数として，定額法・級数法等から選択して，減価償却を行う．

[6] 個々のリース資産に重要性が乏しい場合とは，(i) 購入時に費用処理する方法が採用されている場合で，リース料総額が当該基準額に満たないリース取引，(ii) リース期間が 1 年以内のリース取引，(iii) 事業内容に照らして重要性の乏しいリース取引で，リース契約 1 件当たりのリース料総額が 300 万円以下のリース取引，のいずれかに該当する場合，賃貸借取引に係る方法に準じて会計処理を行うことが可能となる．ただし，所有権移転ファイナンス・リース取引は，(i), (ii) のいずれかのみに該当する場合である．

[7] 「中小企業の会計に関する指針」および「中小企業の会計に関する基本要領」により，金融商品取引法

リース資産およびリース債務はオフバランスとなる．一方，オペレーティング・リース取引は，賃貸借処理を行い，リース料支払い時に支払リース料を費用計上する．また，税法においては，会計基準におけるファイナンス・リース取引を「リース取引」と規定し，売買処理を行う[8]．一方，会計基準におけるオペレーティング・リース取引は，賃貸借処理を行うことが定められている．

本研究では，新リース会計基準において，企業が所有する有形固定資産と同様に資産計上されるファイナンス・リース取引（リース資産投資）に着目する[9]．会計上はともに資産計上される有形固定資産投資とリース資産投資であるが，資金調達手段が異なるため，その投資行動も異なることが予想される．

## 3. 推定式とデータ

### 3.1. 推定式

本稿では，リース資産投資と有形固定資産投資に関して，標準的な設備投資関数を推定する．まず，多くの設備投資研究と同様に，パネルデータに対して，投資比率と設備投資機会が線形の関係であると仮定した上で，以下のように定式化する．

$$\boldsymbol{y_{i,t} = \beta(inv\ opp_{i,t-1}) + X_{i,t-1}\alpha + \mu_i + \eta_t + \epsilon_{i,t}} \tag{1}$$

ここで，添え字$i$は企業，添え字$t$は決算年度，$y_{i,t}$はリース資産投資比率または有形固定資産投資比率，$inv\ opp_{i,t-1}$は企業の設備投資機会，$X_{i,t-1}$はコントロール変数ベクトル，$\mu_i$は個体効果，$\eta_t$は時間（決算年度）効果，$\epsilon_{i,t}$は誤差項，をそれぞれ表す．なお，同時性を考慮し，固定効果を除くすべての説明変数は 1 期前の値を用いた．

後述する本研究のデータセットにおいて，(1)式の固定効果モデルを推定することで，リース資産投資比率，有形固定資産投資率がともに設備投資機会に対して正の反応を示すことが期待される（すなわち，係数$\beta$が有意に正）．標準的な調整費用付きの新古典派投資理論（トービンの q 理論）が成立するならば，設備投資機会は設備投資の十分統計量となるた

---

の適用を受ける会社ならびにその子会社及び関連会社，会計監査法人を設置する会社及びその子会社を除く会社は，所有権移転外ファイナンス・リース取引を賃貸借取引に係る方法に準じて会計処理を行うことができる．

[8] 法人税制において，リース取引は売買処理が行われる．所有権移転外リース取引に係るリース資産は，特別償却制度の適用対象外となるが，租税特別措置法に基づく通常の税額控除制度は適用される．また，中小企業等経営強化法に基づく固定資産特例措置等に代表されるような中小企業を対象とする設備投資に係る優遇制度は，ファイナンス・リース取引も対象となり，リース料総額が税額控除分減額される．

[9] リース資産は会計上，ファイナンス・リース取引であり，所有権移転ファイナンス・リース取引と所有権移転外ファイナンス・リース取引に分類される．両者の違いは会計，税制上の取扱い以外の点においても重要である．所有権移転ファイナンス・リースは，所有権移転外ファイナンス・リースと異なり，所有者と使用者が一致するため，代理人コストが発生しない可能性がある．本研究で用いるデータでは，リース資産について，所有権移転ファイナンス・リースか所有権移転外ファイナンス・リースか否かを判別することができず，一律，リース資産として扱っている点には留意が必要である．

め，係数$\beta$が有意に正となり，コントロール変数の係数$\alpha$はゼロとなる．しかし，既存研究では設備投資機会以外の係数も有意となることが報告されており，本研究においても欠落変数バイアスを回避するため，長短借入金比率と企業規模，現預金保有比率をコントロール変数として推定式に加えている．

次に，リース資産投資および有形固定資産投資において，中古市場の発達度合いが設備投資機会の感応度に与える影響を考察するため，以下の式を推定する．

$$\boldsymbol{y_{i,t} = \beta_1(inv\ opp_{i,t-1}) + \gamma(inv\ opp_{i,t-1}) \times D(\overline{Rev_j}) + \beta_2 D(\overline{Rev_j}) + X_{i,t-1}\alpha + \mu_i + \eta_t + \epsilon_{i,t}} \quad (2)$$

ここで，$D(\overline{Rev_j})$は企業$i$が属する業種$j$が使用する有形資本の中古市場が発達しているか否かを表すダミー変数である．(2)式の固定効果モデルを推定し，設備投資機会の係数$\beta_1$と，設備投資機会と変数$D(\overline{Rev_j})$の交差項の係数$\gamma$から中古市場の発達度合いの影響を考察する．Asker et al. (2015)は，設備投資機会（トービンの q あるいは売上高成長率）と上場企業であることに対応するダミー変数との交差項を説明変数として加えることで，上場によって投資行動に歪みが生じるか否かを検証しており，本稿でも中古市場の発達度合いの影響を分析するために，同様の実証手法を用いる．

続いて，リース資産投資および有形固定資産投資において，金融制約が設備投資機会の感応度に与える影響を考察するため，以下の式を推定する．

$$\boldsymbol{y_{i,t} = \beta_1(inv\ opp_{i,t-1}) + \gamma(inv\ opp_{i,t-1}) \times D(\overline{\delta}_{i,t}) + \beta_2 D(\overline{\delta}_{i,t}) + X_{i,t-1}\alpha + \mu_i + \eta_t + \epsilon_{i,t}} \quad (3)$$

ここで，$D(\overline{\delta}_{i,t})$は金融制約に直面しているかを表すダミー変数である．(3)式の固定効果モデルを推定し，設備投資機会の係数$\beta_1$と，設備投資機会と変数$D(\overline{\delta}_{i,t})$の交差項の係数$\gamma$から金融制約の影響を考察する．特に，中古市場が発達しているかを表す$D(\overline{Rev_j})$を用いて，データを 2 分割し，中古市場が発達している業種群と発達していない業種群で金融制約の影響を比較する．

こうした分析手法において，金融制約に直面している企業をいかに識別するかが重要な点となる．本稿では，Amiti and Weinstein (2018)，Alfaro et al. (2021)等に倣い，企業の銀行借入の変化を企業要因と銀行要因に分解し，その銀行要因を企業×時間（年度）単位に集約することで，企業にとって外生的な金融ショックを構築する．

具体的な方法は，以下の通りである．まず，銀行$b$と企業$i$の間での借入残高の成長率を以下のように定式化する．

$$\boldsymbol{G(L_{b,i,t}) = \delta_{b,t} + \zeta_{i,t} + u_{b,i,t}} \quad (4)$$

ここで，$L_{b,i,t}$は調査年度$t$における企業$i$の銀行$b$からの借入残高，$G(L_{b,i,t})$は借入残高の成長

率を表す．また，$\delta_{b,t}$は銀行-年度固定効果，$\zeta_{i,t}$は企業-年度固定効果，$u_{b,i,t}$は$\delta_{b,t}$および$\zeta_{i,t}$に直交するその他のショックを表す．Amiti and Weinstein (2018)によれば，$\delta_{b,t}$は供給ショック（銀行固有ショック），$\zeta_{i,t}$は需要ショック（企業固有ショック）としてそれぞれ解釈できる．特に，$\delta_{b,t}$は，企業-年度効果（$\zeta_{i,t}$）を回帰式に加えることで，企業の資金需要要因をコントロールした上での，各銀行の信用供給能力を計測している．

次に，企業$i$が時点$t$までに取引関係にある各銀行の信用供給能力の計測値を合計することで，企業×時間単位に集約する：

$$\bar{\delta}_{i,t} = \sum_{b \in B_{i,t}} \hat{\delta}_{b,t} \tag{5}$$

ここで，$B_{i,t}$は企業$i$が時点$t$までに取引関係にある銀行の集合，$\hat{\delta}_{b,t}$は(4)式の銀行固有ショックの推定値を表す．こうして算出された$\bar{\delta}_{i,t}$は，当該企業が取引関係にある各銀行から当該企業への信用供給の総量を計測している．本稿では，(5)式で算出された企業固有の信用供給ショック$\bar{\delta}_{i,t}$が小さい企業ほど取引関係にある銀行からの資金調達が困難であるとし，金融制約の代理指標として利用する．

### 3.2. データ

本研究では，2 種類のデータセットを使用する．第一のデータは，東京商工リサーチによる企業レベルの財務データである．この財務データには，日本の未上場企業が多く含まれ，毎年 30～40 万社の決算データが記録されている．総務省「平成 28 年経済センサス活動調査」によれば，日本の企業数は約 390 万社であることから，本財務データでは 1 割程度の日本企業を網羅していることになる．第二のデータは，同じく東京商工リサーチの銀行 - 企業間の借入残高データである．借入残高データには，調査時点における各企業の調達先別の長期借入金額および短期借入金額が記録されており，本データは金融制約の代理指標を推定する際に使用する．なお，データ利用期間は，2009 年度から 2019 年度までである．

#### 3.2.1. 財務データ：対象サンプル

本研究において，対象としている業種は金融・保険業，不動産・物品賃貸業，業種不明を除く全産業である[10]．

これら企業のうち，3 期連続で財務データが存在する時点が 2 時点以上のデータが入手可能な企業を分析対象としている．そのため，通期でデータが利用できない企業も含まれており，データは非バランス・パネルデータである．また，各財務データは決算データによるが，データが年 2 回入手可能な場合は，決算月数が多いものを用いている．

表 1 の（1）列は本研究で用いた財務データにおける業種別の観測数である．リース資産

[10] 業種分類は JSIC の大分類．金融・保険業は金融制約の影響を考察するため，不動産・物品賃貸業は「不動産投資」の影響を除くため，サンプルから除外した．

は，中小企業では賃貸借処理を行うことが可能であるほか，リース資産を他の有形固定資産の科目に含めて計上している場合等があり，本研究で用いた財務データにおいてリース資産の項目がゼロの企業が約 9 割を占める．そのため，投資額を算出する当期と前期のリース資産および有形固定資産の項目いずれかがゼロのサンプルを欠損値として除外している．こうした資産未計上企業を除外することによって，何らかのセレクション・バイアスが発生している可能性がある点には留意が必要である．また，除売却といった負の投資行動と正の投資行動ではその投資行動の要因が異なることが予想されるため（Abel and Eberly 2001），リース資産投資額，有形固定資産投資額のいずれかがマイナスのサンプルを外している．したがって，使用するデータは，ゼロ以上のリース資産投資および有形固定資産投資を行った企業から構成される．

そのほか，リース資産投資比率または有形固定資産投資比率がデータ全体の 95 パーセントタイル点を超える，売上高成長率が 3 σ 法で外れ値，現預金保有比率や長短借入金比率がマイナス，となるサンプルを除外している．

結果，作成したパネルデータは 19,256 社，66,144 観測数となる．表 1 の（2）列では，作成したパネルデータにおける業種別の観測数および未上場割合を示している．業種別にみると，建設業，製造業，卸・小売業のサンプル数が多く，その他の業種についても一定数のサンプルが確保されている．また，いずれの業種においても，サンプル数の約 6〜9 割が未上場企業となっている．

### 3.2.2. 変数の作成

本項では，財務データから推定に用いる変数の作成方法を概説する[11]．

まず，被説明変数の作成について述べる．有形固定資産は，建設及び付属設備[*buildings_and_accessories*]，構築物[*structures*]，機械装置[*machinery*]，車輌運搬具[*vehicles*]，工具器具備品[*tools_funiture_fixtures*]，建設仮勘定[*const_in_progress*]，その他有形固定資産[*otr_tangible_fixed_ast*]の合計である．リース資産は，リース資産[*leased_ast*]の項目を用いる．有形固定資産投資額およびリース資産投資額は，各資産の当該期末から前期末の値を差し引き，それに当期に実施された減価償却費[12]を足し戻す形で作成する．ただし，本研究で使用する財務データには資産別の減価償却費が記録されていないため，前期末の減価償却対象資産のうち，リース資産が占める割合を用いて，減価償却費を案分している[13]．作成した各投資額および資産額から，当該期の投資額を前期の資産額で割った投資比率を被説明変数として用いる．

次に，説明変数の作成方法について示す．設備投資に関する既存研究では，企業の設備投

[11] [ ]内は，変数名を表す．
[12] 減価償却費は，販管費および一般管理費の減価償却費[*depreciation_expenses*]と脚注の減価償却実施額[*depreciation_amount_fn*]のうち，金額が大きい方を用いる．
[13] 減価償却費を間接法で計上している企業についても減価償却累計額[*accumulated_depreciation*]を同比率で按分している．

資機会をトービンの q または売上高成長率で推定している．通常，トービンの q は企業の市場価値と資産の簿価の比で構成されるが，未上場企業は証券取引所で取引されていないため，その市場価値を観測することができない．そこで，上場企業，非上場企業を問わず，企業レベルで構築できる売上高成長率を企業の設備投資機会の代理指標として用いる．売上高成長率は，Bloom et al. (2007)や Asker et al. (2015)等，設備投資機会の尺度として広く用いられている．

その他，コントロール変数として，長期借入金[*long_term_loans_payable*]と短期借入期[*short_term_loans_payable*]の合計を総資産[*total_ast*]で割った長短借入金比率，企業規模を表す総資産[*total_ast*]の自然対数値，現預金[*cash*]を総資産[*total_ast*]で割った現預金保有比率を用いる．

表 2 は，以上の手続きによって計算された変数の記述統計を報告している．

また，中古市場の発達度合いを表す指標として，中古品取得比率を用いる．内閣府「民間企業投資・除却調査」から，業種別・資産別の新設取得額と中古品取得額を入手することができる．中古品取得比率は，土地を除く中古品取得額を新設取得額と中古品取得額の合計で割った値を用いる．算出された事業年度別業種別の中古品取得比率を財務パネルデータの決算年度期間で期間平均を取り，業種ごとに中古市場の発達度合いを表す指標として使用する．図 3 は，業種別中古品取得比率を計算した結果である．中古品取得比率はガス業，電気業，情報通信業等のインフラ業種で低い一方，建設業や宿泊業，飲食サービス業等で高いことが分かる．中古品取得比率が高ければ，当該業種の設備を中古市場で売却あるいは調達することが可能であり，中古市場が発達していると考えられる（田中[2004]，Miyakawa et al. [2022]）．

### 3.2.3. 借入残高データ

本項では，金融制約の指標となる企業固有の信用供給ショックを推定する際に使用する銀行‐企業間の借入残高データを概説する．借入残高データには，各調査時点における各企業の資金調達先別の長期借入金額および短期借入金額，現預金金額等が記録されている．ただし，各企業の長期借入金額あるいは短期借入金額において，各資金調達先の内訳金額が不明な場合は内訳金額合計が入力されている．本研究においては，内訳金額合計が入力されている場合，すべての資金調達先から同額の借入を行っていると仮定し，内訳合計金額を内訳不明な資金調達先数で除したうえで分析を行っている．また，資金調達先が不明あるいは個人等の場合はサンプルから除外し，分析対象を金融機関に限定している．加えて，長期借入金額と短期借入金額の合計である借入金額合計の成長率がデータ全体の上位下位 2.5 パーセントタイル点を超えるデータを外れ値として除外している．なお，同一銀行‐企業間のデータが同一調査年度内で 2 回以上利用可能な場合は，直近の調査時点のデータを使用している．これらデータから，各調査年度において，複数の金融機関から資金調達を行っている企業，かつ，複数の企業に貸出を行っている金融機関から成るパネルデータを作成している．

表 3 は，以上の手続きで作成されたパネルデータの調査年度ごとのサンプル数および借入金成長率の記述統計を報告している．

## 4. 推定結果

### 4.1. 設備投資関数の推定

本項では，(1)式の定式化に基づき，リース資産投資比率および有形固定資産投資比率がともに設備投資機会に対して正の反応を示すかを検証する．表 4 は，(1)式の推定結果である．表 4 の（1）および（2）列がリース資産投資比率，（3）および（4）列が有形固定資産投資比率を被説明変数とした場合であり，それぞれコントロール変数を加えていない場合と加えた場合である．

表 4 の（1），（3）列をみると，リース資産投資比率，有形固定資産投資比率ともに設備投資機会に対して有意に正であることが確認できる．リース資産投資と有形固定資産投資とで，設備投資機会の係数βを比較すると，リース資産等比率（0.019）の方が有形固定資産投資比率（0.053）よりも小さい．

同表の（2）および（4）列はコントロール変数を追加した場合である．リース資産投資比率，有形固定資産投資比率ともに設備投資機会の係数は，コントロール変数を加えていない場合と変わらず，有意に正である．コントロール変数を追加すると，設備投資機会の係数はリース資産投資比率（0.032）で大きくなるものの，依然として感応度は有形固定資産投資比率（0.050）と比べて小さい．また，コントロール変数として追加した企業規模（$Size_{i,t-1}$）は有意に負であり，その係数の大きさはリース資産投資比率と有形固定資産投資比率とで同程度である．一方，長短借入金比率（$Leverage_{i,t-1}$）は，有形固定資産投資比率とリース資産投資比率とで係数の符号が異なる．有形固定資産投資比率では有意に負であり，debt-overhang の可能性が示唆される一方，リース資産投資比率は有意に正であり，負債を多く抱える企業ほどリース資産投資比率が上昇する傾向にある．ただし，長短借入金には，リース資産投資によるリース債務の増加が含まれていない可能性があり，単純な比較はできない点に留意が必要である．また，現預金保有比率（$Cash_{i,t-1}$）の係数は，リース資産投資比率では 0.093，有形固定資産投資比率では 0.422 と，ともに有意にゼロと異なり，有形固定資産投資の方が係数は大きい．この結果は，有形固定資産投資の方がより金融制約に直面していると解釈することも可能だが（Fazzari et al. 1988），金融制約が設備投資機会の感応度に与える影響に関しては，次項以降で詳しく考察する．

### 4.2. 中古市場の発達度合いが設備投資機会の感応度に与える影響

本項では，中古市場の発達度合いが設備投資機会の感応度に影響を与えるかを確認するために，(2)式を推定する．

中古市場の発達度合いを表す代理指標として，3.2.2.項で述べた業種別中古品取得比率を

用いる．表 5 の (1)，(3) 列は，リース資産投資比率および有形固定資産投資比率に関して，中古品取得比率が中央値以上であれば 1 を，中央値未満であれば 0 を取るダミー変数として，(2)式を推定した結果である．表 5 の（1）列をみると，リース資産投資比率では設備投資機会の係数が 0.086 と有意に正であり，中古品取得比率ダミーの交差項が-0.078 と有意に負である．一方，同表の（3）列をみると，有形固定資産投資比率では設備投資機会の係数が 0.060 と有意に正であるものの，中古品取得比率ダミーの交差項に有意な差は確認できない．

また，表 5 の（2），(4）列は，業種別中古品取得比率を調査年度ごとに算出し，各年度の中央値以上であれば 1 を，中央値未満であれば 0 を取るダミー変数として，(2)式を推定した結果を示している．なお，同時性バイアスを考慮し，業種別中古品取得比率は 1 期前の値を用いている．表 5 の（2），(4）列をみると，それぞれ同表の（1），(3）列と定性的に同様な結果であることが分かる．

これらの結果を踏まえると，リース資産投資については，中古市場の発達度合いが設備投資機会の感応度に影響を与えていることが示唆される．中古市場の発達度合いがリース資産投資に影響を与える要因としては，以下の 2 つが考えられる．第一に，我々の仮説通り，リース業の再販売能力が高いという事実を示している可能性がある．中古市場が未発達な場合，つまり中古品取得比率が低い場合，借手企業の倒産時等の投下資金の回収率がリース会社の方が金融機関等よりも高いため，リース会社は借手企業にとって金融機関よりも有利な条件を提供できている可能性がある．そのため，金融制約下にある借手企業では有形固定資産投資ではなく，リース契約を通じて設備を取得することが最適となる．第二に，ファイナンス・リース取引の要件によるものである．オンバランス処理されるファイナンス・リース取引は，フル・ペイアウトの要件を満たす必要がある．中古市場が発達している場合，リース期間終了時の設備売却等による設備の残存価値が高く，フル・ペイアウトの要件が満たされないため，オペレーティング・リース取引と判定され，オンバランス処理されていない可能性がある．一方，中古市場が未発達な設備であるほど，設備の残存価値が低く，ファイナンス・リース取引と判定され，リース資産として計上されるため，より設備投資機会に感応している可能性がある．

なお，有形固定資産投資に関しては，中古市場が発達していれば，投資の不可逆性が弱まり，設備投資機会に応じて投資を実行する蓋然性が高いが，中古市場の発達度合いが設備投資機会の感応度に与える影響は確認できなかった．

### 4.3. 中古市場の発達度合い別の金融制約が設備投資機会の感応度に与える影響

前項では，リース資産投資について中古市場の発達度合いが設備投資機会の感応度に影響を与えていることが示唆された．この結果が，リース業の有する設備の再販売能力によってリースが担保付融資と比して高い債務能力があることの証左だとすれば，企業が金融制約に直面している際に有形資本の中古市場が未発達な場合の方が，中古市場が発達してい

る場合よりも設備投資機会の変化に対してより感応的にリース資産投資を行うことが予想される．そこで，本項では中古市場の発達度合いを表す変数$D(\overline{Rev_j})$を用いて，データを中古市場が発達している業種群と発達していない業種群に 2 分割し，金融制約が設備投資機会への感応度に影響を与えるかを確認する．

借入残高データを用いて(4)および(5)式から推定・計測された企業固有の信用供給ショックを金融制約の代理指標として用いる．表 6 は，(4)式で推定された銀行固有ショックの記述統計量である．また，図 4 の上段は都市銀行，地方銀行，信用金庫別の銀行固有ショックの標準偏差を，下段は四分位範囲を，時系列で描画している．図 4 をみると，都市銀行，地方銀行では相対的に各年の変化が小さい一方，信用金庫では変化が大きいことが窺える．また，表 7 は中古市場の発達度合い別に(5)式より計測された信用供給ショックの記述統計を示している．企業固有の信用供給ショックは当該企業が取引関係にある各銀行から当該企業への信用供給の総量を計測したものであり，表 7 をみると，中古市場が未発達な業種群，発達している業種群で各年度における分布は大きく変わらない．このことは，企業が直面する金融制約は中古市場の発達度合いに関わらず生じる可能性を示唆している．上記の企業固有の信用供給ショック$\bar{\delta}_{i,t}$が各決算年度の中央値以上であれば 1 を，中央値未満であれば 0 を取るダミー変数として，(3)式を推定する．なお，企業規模が大きく，より多くの銀行と取引している企業において，(5)式より計測される企業固有の信用供給ショック$\bar{\delta}_{i,t}$が大きくなる可能性もあるが，企業規模をコントロール変数に含めることで対応している．表 8 の（1），（2）列がリース資産投資比率に関して，（3），（4）列が有形固定資産投資比率に関して，中古市場が未発達な業種群（$D(\overline{Rev_j}) = 0$），発達した業種群（$D(\overline{Rev_j}) = 1$）ごとの(3)式の推定結果である[14]．表 8 の（1）列をみると，リース資産投資比率では，中古市場が未発達な業種群において，設備投資機会の係数が有意に正であり，金融制約指標ダミーの交差項が有意に負である．一方，同表の（2）列をみると，中古市場が発達した業種群においては，設備投資機会の係数が正，金融制約指標ダミーの交差項が負も，有意にゼロと異ならない．また，設備投資機会の係数を中古市場が未発達な業種群（0. 140）と発達している業種群（0.026）とで比較すると，中古市場が未発達な業種群の方が大きい．したがって，有形資本の中古市場が未発達であり，金融制約に直面している企業では，設備投資機会の変化に対してより感応的にリース資産投資を行っていることを示している．

表 8 の（3），（4）列は，有形固定資産投資比率に関して中古市場が未発達な業種群，発達した業種群ごとの推定結果であり，両群ともに設備投資機会の係数は有意に正である一方，金融制約指標ダミーの交差項は正であるものの有意な差は確認できない．

表 9 は，信用供給ショックの計測方法に関する頑健性の確認として，(5)式より計測された信用供給ショックを企業規模（$Size_{i,t-1}$）で除すことで基準化した場合の推定結果である．

[14] なお，(3)式の推定に際して，財務パネルデータのうち，借入金の資金調達先金融機関が不明の企業を除いているため，サンプル数が減少している．サンプル減少後のパネルデータにおいても，4.2 項の表 5 と同様の結果を得ている．

企業規模で基準化した信用供給ショックで推定した場合においても，企業規模をコントロール変数として加えた推定結果である表 7 とおおむね同様な結果となることが分かる．

最後に，設備投資機会に直面した企業がどのような要因によってリース資産投資と有形固定資産投資を決定するのかを考察する．

表 10 は，被説明変数をリース資産投資比率と有形固定資産投資比率の差と定義し，中古市場が未発達な業種群（$D(\overline{Rev_j}) = 0$），発達した業種群（$D(\overline{Rev_j}) = 1$）ごとに，(3)式の説明変数を用いて推定した結果である．表 10 の（1）列をみると，中古市場が未発達な業種群において設備投資機会の係数が有意に正，金融制約指標ダミーの交差項が有意に負である．したがって，金融制約に直面している企業では設備投資機会の変化に対してリース資産投資がより感応的に用いられていることが分かる．一方，同表の（2）列の中古市場が発達している業種群においては，設備投資機会の係数は有意にゼロと異ならないが，金融制約指標ダミーの交差項が有意に負となっており，金融制約に直面していない企業では有形固定資産投資がより感応的に用いられていることが示唆される．なお，表 10 の（3），(4）列では，頑健性の確認として，計測された信用供給ショックを企業規模で除すことで基準化した場合の推定結果であり，企業規模に関して頑健な結果であることを示している．

## 5. おわりに

本稿では，未上場企業を含む本邦企業に係る大規模な企業レベルパネルデータを用いて，リース資産投資および有形固定資産投資の決定に関する要因やその役割を実証的に分析した．得られた実証結果から，第一に，有形資本の中古市場が相対的に小さな業種において，設備投資機会の変化に対してリース資産投資がより感応的に用いられていた．第二に，そうした有形資本の中古市場が相対的に小さな業種においては，金融制約に直面していると考えられる企業が設備投資機会の変化に対してリース資産投資がより感応的に用いられていた．以上の結果は，中古市場での再販を含む有形資本の管理がリース業の重要な技術的特徴であること，こうしたリース業の技術的特徴から金融制約に直面している企業にとってリース資産投資が重要な有形資本の利用チャネルとなっていることを示唆している．こうした特徴を有するリースという設備利用のチャネルは，特に中古市場の未発達な有形資本に係る資本蓄積を支えるものであり，マクロの生産性や経済成長率にも貢献するものと考えられる．

最後に，今後の研究課題を述べる．今後，取り組むべき課題としては，リース資産投資の有する与信能力の高さの源泉を追求することが挙げられる．我々の結果は，リース業の技術的特性を示すものであったが，他方，その他の要因が影響している可能性も排除しきれていない[15]．したがって，リース取引に関する詳細なミクロデータを用いることで，本研究で議

[15] たとえば，リース資産投資および有形固定資産投資の決定要因として，中古市場の発達度合いだけではなく，各年における中古資産処分の容易さの変化（リスク）も影響を与える可能性がある．

論したリース業の技術特性をより直接的に実証することが求められるだろう.

## 参考文献


Abel, A. B. and Eberly, J. C. (2001). "Investment and q with Fixed Costs: An Empirical Analysis.", *Preliminary and under revision*.

Alfaro, L., García-Santana, M., and Moral-Benito, E. (2021). "On the direct and indirect real effects of credit supply shocks," *Journal of Financial Economics*, 139(3), 895-921.

Amiti, M., and Weinstein, D.E. (2018). "How Much Do Idiosyncratic Bank Shocks Affect Investment? Evidence from Matched Bank-Firm Loan Data," *Journal of Political Economy*,126(2), 525-587.

Asker, J., Farre-Mensa, J. and Ljungqvist, A. (2015). "Corporate Investment and Stock Market Listing: A Puzzle?" *The Review of Financial Studies*, 28(2), 342-390.

Bloom, N., and van Reenen, J. (2007). "Uncertainty and Investment Dynamics." *The Review of Economic Studies*, 74(2), 391-415.

Eisfeldt, A. L., and Rampini, A. A. (2009). “Leasing, Ability to Repossess, and Debt Capacity.” *The Review of Financial Studies*, 22(4), 1621-1657.

Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., and Peterson, B. C. (1988). “Financing Constraints and Corporate Investment.” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988(1), 141-206.

Miyakawa, D., Oikawa, K., and Ueda, K. (2022). "Misallocation under the Shadow of Death." *RIETI Discussion Paper Series* 22-E-014.

金榮愨・権赫旭・深尾京司 (2019). 「日本経済停滞の原因と必要な政策：JIP2018 による分析」, RIETI Policy Discussion Paper Series 19-P-022

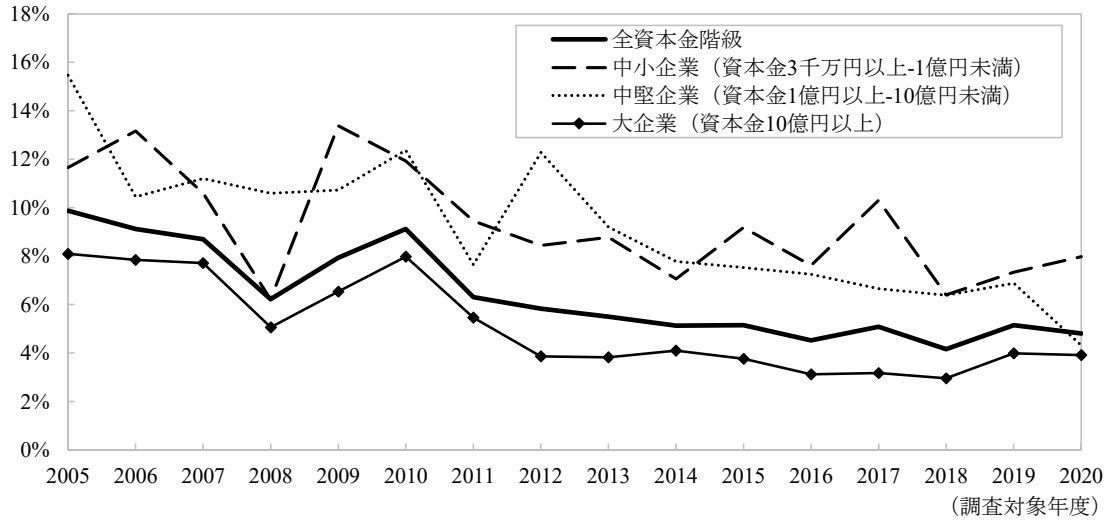
田中賢治 (2004). 「設備投資と不確実性―不可逆性・市場競争・資金制約下の投資行動―」日本政策投資銀行設備投資研究所『経済経営研究』, 25(2).

鶴光太郎・前田佐恵子・村田啓子 (2019). 「日本経済のマクロ分析　低温経済のパズルを解く」日本経済新聞出版

宮川努・石川貴幸 (2021). 「資本蓄積の低迷と無形資産の役割―産業別データを利用した実証分析―」, RIETI Discussion Paper Series 21-J-020.

## 図表

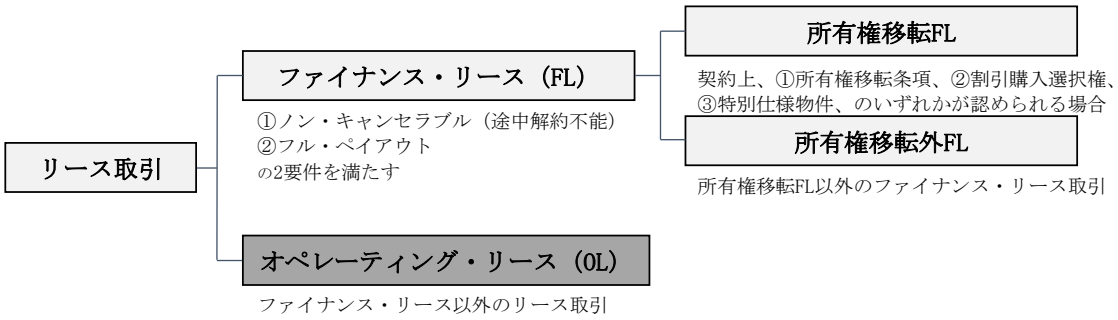
図 1. リース比率の推移




（注）図は日本の 2005 年度から 2020 年度までの資本金規模別の設備投資に占めるリース資産投資の割合（リース比率）の推移を計算したもの．横軸は調査対象年度，縦軸はリース比率を示しており，太線が全資本金階級，破線が中小企業（資本金 3 千万円以上-1 億円未満），点線が中堅企業（資本金 1 億円以上-10 億円未満），マーカー付実線が大企業（資本金 10 億円以上）をそれぞれ表す．リース比率は，ファイナンス･リースのみなし取得価額／(ファイナンス･リースのみなし取得価額＋土地除く有形固定資産投資額)，として計算.

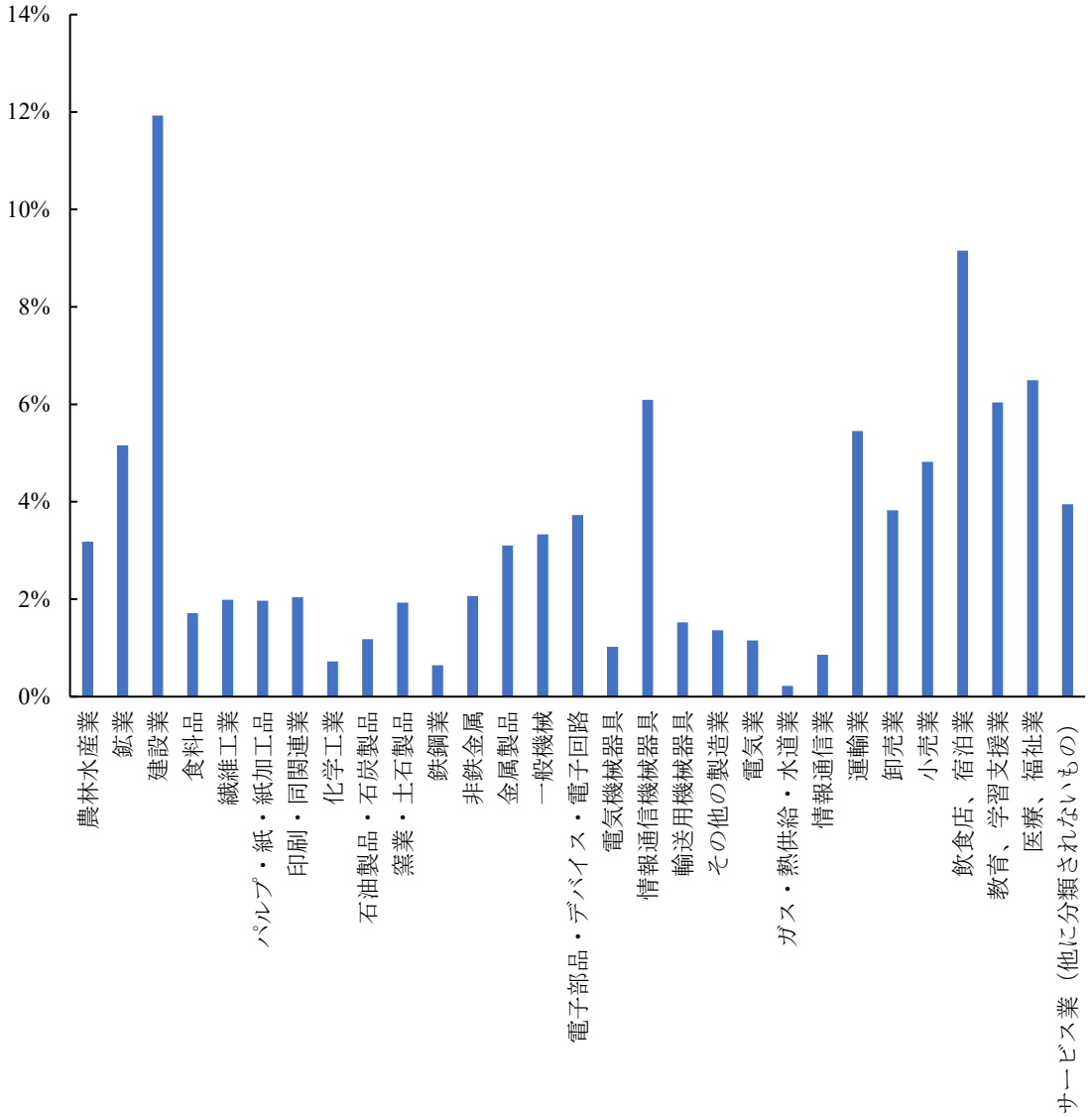
（出所）内閣府「民間企業投資・除却調査」

図 2. リース取引の分類



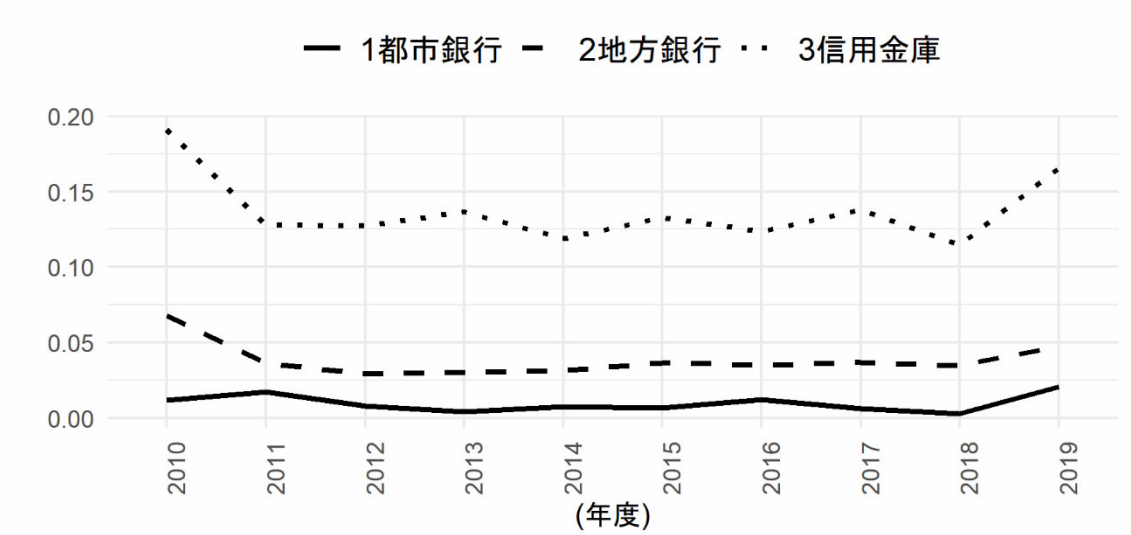

（注）図は会計におけるリース取引の分類であり，枠内が分類名，枠下が判定条件を表す.

図 3. 業種別中古品取得比率

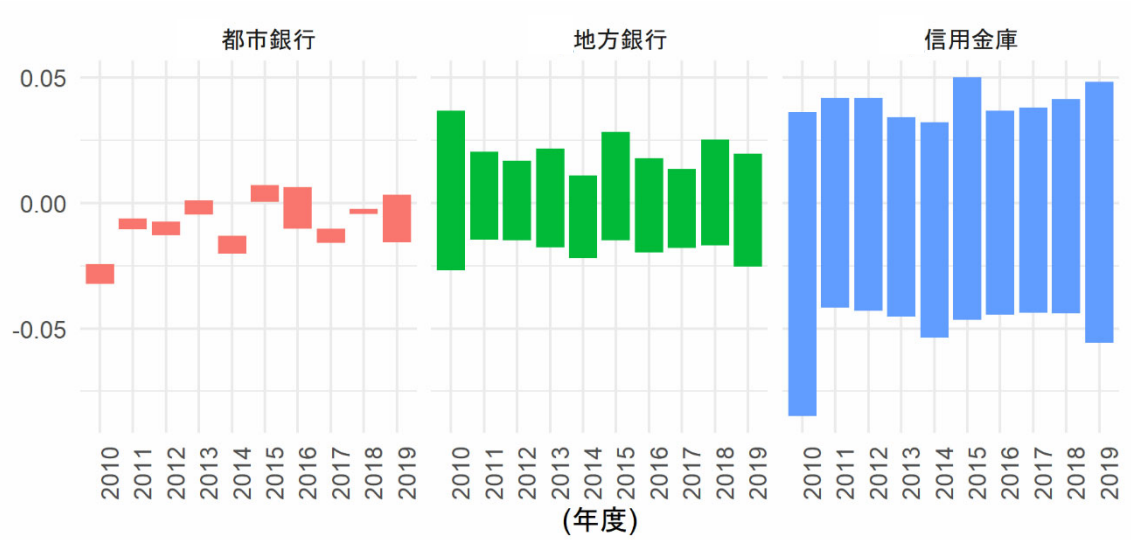



（注）図は横軸が業種分類，縦軸が中古品取得比率を示している．中古品取得比率は，2010 年から 2019 年事業年度ごとの土地を除く中古品取得額を新設取得額と土地を除く中古品取得額の合計で割り，期間平均を取った値．
（出所）内閣府「民間企業投資・除却調査」

図 4. 銀行固有ショック




（注）図は，都市銀行，地方銀行，信用金庫ごとの(4)式で推定した銀行固有ショックの標準偏差を時系列で示している．横軸が調査年度，縦軸が銀行固有ショックの標準偏差であり，実線が都市銀行，破線が地方銀行，点線が信用金庫をそれぞれ表す．




（注）調査年度ごとに平均値との差分を取った銀行固有ショックに関して，都市銀行，地方銀行，信用金庫別に四分位範囲を時系列で示している．横軸が調査年度，縦軸が四分位範囲を表す．

表 1. 財務データにおける業種別観測数

| | (1) オリジナルデータ 全件 観測数 | 構成比 | リース資産計上 観測数 | 構成比 | リース資産計上割合 | (2) パネルデータ 全件 観測数 | 構成比 | 未上場割合 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 不明 | 623,325 | 13% | 39,594 | 9% | 6% | - | - | - |
| 農業，林業 | 31,738 | 1% | 2,842 | 1% | 9% | 387 | 1% | 98% |
| 漁業 | 973 | 0% | 95 | 0% | 10% | 16 | 0% | 100% |
| 鉱業，採石業，砂利採取業 | 4,195 | 0% | 764 | 0% | 18% | 138 | 0% | 89% |
| 建設業 | 2,228,102 | 48% | 170,679 | 40% | 8% | 23,137 | 35% | 98% |
| 製造業 | 319,280 | 7% | 60,448 | 14% | 19% | 14,593 | 22% | 76% |
| 電気・ガス・熱供給・水道業 | 5,809 | 0% | 659 | 0% | 11% | 150 | 0% | 58% |
| 情報通信業 | 74,301 | 2% | 9,914 | 2% | 13% | 2,099 | 3% | 71% |
| 運輸業，郵便業 | 77,509 | 2% | 16,141 | 4% | 21% | 3,782 | 6% | 92% |
| 卸売業，小売業 | 433,994 | 9% | 63,047 | 15% | 15% | 13,954 | 21% | 89% |
| 金融業，保険業 | 15,220 | 0% | 1,568 | 0% | 10% | - | - | - |
| 不動産業，物品賃貸業 | 180,255 | 4% | 15,339 | 4% | 9% | - | - | - |
| 学術研究，専門・技術サービス | 129,836 | 3% | 12,991 | 3% | 10% | 2,257 | 3% | 75% |
| 宿泊業，飲食サービス業 | 24,129 | 1% | 4,441 | 1% | 18% | 860 | 1% | 75% |
| 生活関連サービス業，娯楽業 | 24,717 | 1% | 4,319 | 1% | 17% | 822 | 1% | 85% |
| 教育，学習支援業 | 4,619 | 0% | 460 | 0% | 10% | 90 | 0% | 68% |
| 医療，福祉 | 371,585 | 8% | 9,497 | 2% | 3% | 687 | 1% | 86% |
| 複合サービス事業 | 30,603 | 1% | 2,931 | 1% | 10% | 393 | 1% | 100% |
| サービス業（他に分類されない） | 104,316 | 2% | 15,382 | 4% | 15% | 2,779 | 4% | 94% |
| 公務 | 4 | 0% | 2 | 0% | 50% | - | - | - |
| 合計 | 4,684,510 | 100% | 431,113 | 100% | 9% | 66,144 | 100% | 88% |

（注）(1) 列のオリジナルデータは財務データに記録されている 2009 年度から 2019 年度決算期の全データを基に，「全件」は業種別の観測数および業種別構成比を，「リース資産計上」はリース資産を計上している業種別の観測数および業種別構成比を，「リース資産計上割合」は業種ごとにリース資産を計上しているサンプルの割合をそれぞれ表す．(2) 列のパネルデータはオリジナルデータに対して，金融・保険業，不動産・物品賃貸業，業種不明のサンプル，投資額を算出する当期と前期のリース資産および有形固定資産の項目いずれかがゼロのサンプル，リース資産投資額，有形固定資産投資額のいずれかがマイナスのサンプル，リース資産投資比率または有形固定資産投資比率がデータ全体の 95 パーセントタイル点を超えるサンプル，売上高成長率が 3σ 法で外れ値となるサンプル，現預金保有比率や長短借入金比率がマイナスのサンプルを除外し，3 期連続で財務データが存在する時点が 2 時点以上のデータが入手可能な企業から成るデータであり（パネルデータ作成方法の詳細は 3.2.1 項を，各変数の定義および作成方法は 3.2.2 項を参照），業種別の観測数および業種別構成比，業種ごとの未上場企業の割合をそれぞれ表す．なお，業種分類は日本標準産業分類の大分類である．

表 2. 財務データ変数の記述統計量

| | | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | Q1 | 中央値 | Q3 | 最大値 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 被説明変数 | | | | | | | | |
| リース資産投資比率 | | 0.481 | 0.518 | 0.000 | 0.107 | 0.294 | 0.668 | 2.440 |
| 有形固定資産投資比率 | | 0.379 | 0.464 | 0.000 | 0.086 | 0.208 | 0.472 | 2.648 |
| 説明変数 | | | | | | | | |
| 売上高成長率 | $\Delta\ln(Sales_{i,t-1})$ | 0.037 | 0.203 | -1.100 | -0.047 | 0.028 | 0.117 | 1.140 |
| 長短借入金比率 | $Leverage_{i,t-1}$ | 0.330 | 0.342 | 0.000 | 0.081 | 0.273 | 0.496 | 16.190 |
| 総資産（対数） | $Size_{i,t-1}$ | 13.873 | 2.259 | 7.782 | 12.232 | 13.590 | 15.270 | 23.441 |
| 現預金保有比率 | $Cash_{i,t-1}$ | 0.208 | 0.165 | 0.000 | 0.081 | 0.169 | 0.299 | 0.974 |

（注）表は作成したパネルデータにおける各変数の記述統計量を示している．リース資産投資比率および有形固定資産投資比率は当期の投資額を前期の資産額で割った値，売上高成長率（$\Delta\, ln(Sales_{i,t-1})$）は前期と前々期の売上高の自然対数値の差分を取った値，長短借入金比率（$Leverage_{i,t-1}$）は前期の長期借入金と短期借入期の合計を前期の総資産で割った値，総資産（対数）（$Size_{i,t-1}$）は前期の総資産の自然対数値を，現預金保有比率（$Cash_{i,t-1}$）は前期の現預金を前期の総資産で割った値である．各変数は財務データを用いて計算している．

表 3. 借入残高データの記述統計量

| | | 借入金成長率 | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 調査年度 | 観測数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | Q1 | 中央値 | Q3 | 最大値 |
| 2010 | 17,602 | 0.035 | 0.444 | -0.698 | -0.179 | -0.029 | 0.093 | 2.864 |
| 2011 | 105,429 | 0.045 | 0.436 | -0.699 | -0.163 | -0.018 | 0.111 | 2.873 |
| 2012 | 113,418 | 0.043 | 0.430 | -0.700 | -0.159 | -0.019 | 0.106 | 2.873 |
| 2013 | 114,510 | 0.044 | 0.440 | -0.700 | -0.162 | -0.024 | 0.103 | 2.873 |
| 2014 | 110,601 | 0.048 | 0.447 | -0.700 | -0.167 | -0.023 | 0.111 | 2.871 |
| 2015 | 98,961 | 0.053 | 0.454 | -0.700 | -0.167 | -0.020 | 0.120 | 2.871 |
| 2016 | 106,641 | 0.048 | 0.450 | -0.700 | -0.172 | -0.024 | 0.118 | 2.873 |
| 2017 | 120,965 | 0.046 | 0.457 | -0.699 | -0.180 | -0.027 | 0.111 | 2.872 |
| 2018 | 111,579 | 0.047 | 0.460 | -0.700 | -0.181 | -0.026 | 0.113 | 2.873 |
| 2019 | 70,679 | 0.066 | 0.496 | -0.699 | -0.196 | -0.021 | 0.153 | 2.873 |
| 全期間 | 970,385 | 0.048 | 0.451 | -0.700 | -0.169 | -0.023 | 0.113 | 2.873 |

（注）表は借入残高データにおける調査年度別の観測数および借入金成長率の記述統計量を示している．借入残高データは，資金調達先が金融機関であり，借入金成長率がデータ全体の上位下位 2.5 パーセントタイル点を超えるデータを外れ値として除外し，各調査年度において，複数の金融機関から資金調達を行っている企業，かつ，複数の企業に貸出を行っている金融機関から成るデータである（データ作成方法の詳細は 3.2.3 項を参照）．また，借入金成長率は，長期借入金額と短期借入金額の合計である借入金額合計の成長率である．

表 4. 設備投資機会の感応度

| | リース資産投資比率 | | 有形固定資産投資比率 | |
|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| $\Delta\ln(Sales_{i,t-1})$ | 0.019 * | 0.032 *** | 0.053 *** | 0.050 *** |
| | (0.011) | (0.011) | (0.009) | (0.009) |
| $Leverage_{i,t-1}$ | | 0.056 *** | | -0.200 *** |
| | | (0.020) | | (0.016) |
| $Size_{i,t-1}$ | | -0.117 *** | | -0.168 *** |
| | | (0.012) | | (0.010) |
| $Cash_{i,t-1}$ | | 0.093 *** | | 0.422 *** |
| | | (0.034) | | (0.027) |
| Firm-FE | yes | yes | yes | yes |
| Time-FE | yes | yes | yes | yes |
| R squared | 35.7% | 35.9% | 47.4% | 48.2% |
| # of Observations | 66,144 | 66,144 | 66,144 | 66,144 |
| # of Firms | 19,256 | 19,256 | 19,256 | 19,256 |

（注）表は，リース資産投資比率および有形固定資産投資比率に関して設備投資機会への感応度を分析するための(1)式の推定結果を報告している．（1）および（2）列がリース資産投資比率，（3）および（4）列が有形固定資産投資比率を被説明変数とした場合であり，それぞれコントール変数を説明変数に加えていない場合（（1）および（3）列）と加えた場合（（2）および（4）列）である．説明変数の $\Delta\, ln(Sales_{i,t-1})$は設備投資機会の代理指標として売上高成長率，$Leverage_{i,t-1}$は長短借入金比率，$Size_{i,t-1}$は企業規模，$Cash_{i,t-1}$は現預金保有比率である（各変数の定義および作成方法の詳細については，3.2.2.項を参照）．すべての回帰式において，個体効果および時間効果を含む固定効果モデルを推定している（個体効果および時間効果の推定結果は記載を省略している）．括弧内は標準誤差を示している．***，**，*はそれぞれ 1%，5%，10%水準で統計的に有意なことを意味する．

表 5. 中古市場の発達度合いが設備投資機会の感応度に与える影響

| | リース資産投資比率 | | 有形固定資産投資比率 | |
|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| $\Delta\ln(Sales_{i,t-1})$ | 0.086 *** | 0.077 *** | 0.060 *** | 0.055 *** |
| | (0.021) | (0.023) | (0.017) | (0.019) |
| $\times D(\overline{Rev_j})$ | -0.078 *** | | -0.014 | |
| | (0.025) | | (0.020) | |
| $\times D(Rev_{j,t-1})$ | | -0.060 ** | | -0.007 |
| | | (0.026) | | (0.021) |
| $Leverage_{i,t-1}$ | 0.056 *** | 0.056 *** | -0.200 *** | -0.200 *** |
| | (0.020) | (0.020) | (0.016) | (0.016) |
| $Size_{i,t-1}$ | -0.117 *** | -0.117 *** | -0.168 *** | -0.168 *** |
| | (0.012) | (0.012) | (0.010) | (0.010) |
| $Cash_{i,t-1}$ | 0.096 *** | 0.094 *** | 0.423 *** | 0.423 *** |
| | (0.034) | (0.034) | (0.027) | (0.027) |
| $D(\overline{Rev_j})$ | 0.012 | | -0.019 | |
| | (0.028) | | (0.022) | |
| $D(Rev_{j,t-1})$ | | -0.007 | | -0.008 |
| | | (0.007) | | (0.005) |
| Firm-FE | yes | yes | yes | yes |
| Time-FE | yes | yes | yes | yes |
| R squared | 35.9% | 35.9% | 48.2% | 48.2% |
| # of Observations | 66,144 | 66,144 | 66,144 | 66,144 |
| # of Firms | 19,256 | 19,256 | 19,256 | 19,256 |

（注）表は，リース資産投資比率および有形固定資産投資比率に関して，中古市場の発達度合いが設備投資機会の感応度に与える影響を分析するための(2)式の推定結果を報告している．(1)，(2) 列がリース資産投資比率を，(3)，(4) 列が有形固定資産投資比率を被説明変数とした場合である．説明変数である$D(\overline{Rev_j})$は，中古市場の発達度合いの代理指標として業種別の中古品取得比率が中央値以上であれば 1 を，中央値未満であれば 0 を取るダミー変数である．特に，$\times D(\overline{Rev_j})$は売上高成長率との交差項を表す．また，$D(Rev_{j,t-1})$は，業種別中古品取得比率を調査年度ごとに算出し，各年度の中央値以上であれば 1 を，中央値未満であれば 0 を取るダミー変数であり，$\times D(Rev_{j,t-1})$は売上高成長率との交差項を表す．その他の説明変数に関しては，$\Delta ln(Sales_{i,t-1})$が売上高成長率，$Leverage_{i,t-1}$が長短借入金比率，$Size_{i,t-1}$が企業規模，$Cash_{i,t-1}$が現預金保有比率である（各変数の定義および作成方法の詳細については，3.2.2.項を参照）．すべての回帰式において，個体効果および時間効果を含む固定効果モデルを推定している（個体効果および時間効果の推定結果は記載を省略している）．括弧内は標準誤差を示している．***，**，*はそれぞれ 1%，5%，10%水準で統計的に有意なことを意味する．

表 6. 銀行固有ショックの記述統計量

| | | 銀行固有ショック $\hat{\delta}_{b,t}$ | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 調査年度 | 金融機関数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | Q1 | 中央値 | Q3 | 最大値 |
| 2010 | 413 | -0.104 | 0.172 | -0.872 | -0.161 | -0.109 | -0.059 | 0.867 |
| 2011 | 517 | 0.196 | 0.119 | -0.639 | 0.162 | 0.193 | 0.233 | 1.039 |
| 2012 | 521 | -0.022 | 0.113 | -1.187 | -0.058 | -0.025 | 0.014 | 0.639 |
| 2013 | 519 | 0.019 | 0.128 | -0.383 | -0.020 | 0.013 | 0.047 | 1.332 |
| 2014 | 511 | 0.248 | 0.120 | -0.535 | 0.208 | 0.240 | 0.279 | 1.165 |
| 2015 | 510 | 0.003 | 0.119 | -0.452 | -0.038 | 0.002 | 0.037 | 1.192 |
| 2016 | 510 | -0.050 | 0.115 | -0.780 | -0.087 | -0.054 | -0.021 | 0.581 |
| 2017 | 501 | 0.426 | 0.120 | -0.290 | 0.389 | 0.422 | 0.457 | 1.732 |
| 2018 | 507 | 0.637 | 0.106 | -0.260 | 0.605 | 0.634 | 0.670 | 1.368 |
| 2019 | 482 | -0.019 | 0.166 | -1.253 | -0.065 | -0.025 | 0.018 | 1.816 |
| 全期間 | 4,991 | 0.138 | 0.262 | -1.253 | -0.041 | 0.045 | 0.275 | 1.816 |

（注）表は借入残高データを用いて推定した銀行固有ショックの記述統計量を報告している．

表 7. 信用供給ショックの記述統計量

| | | 信用供給ショック $\bar{\delta}_{i,t}$ | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 調査年度 | 観測数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | Q1 | 中央値 | Q3 | 最大値 |
| $D(\overline{Rev_j}) = 0$ | | | | | | | | |
| 2010 | 527 | -0.033 | 0.019 | -0.108 | -0.044 | -0.031 | -0.019 | 0.006 |
| 2011 | 2,170 | 0.060 | 0.031 | 0.008 | 0.038 | 0.056 | 0.078 | 0.255 |
| 2012 | 2,580 | -0.008 | 0.006 | -0.095 | -0.011 | -0.007 | -0.004 | 0.023 |
| 2013 | 2,804 | 0.005 | 0.005 | -0.024 | 0.002 | 0.005 | 0.008 | 0.088 |
| 2014 | 2,812 | 0.078 | 0.043 | -0.002 | 0.047 | 0.073 | 0.103 | 0.331 |
| 2015 | 2,964 | 0.002 | 0.006 | -0.026 | 0.000 | 0.002 | 0.004 | 0.096 |
| 2016 | 3,150 | -0.019 | 0.011 | -0.085 | -0.025 | -0.017 | -0.011 | 0.039 |
| 2017 | 3,191 | 0.144 | 0.079 | 0.004 | 0.088 | 0.132 | 0.188 | 0.667 |
| 2018 | 3,037 | 0.221 | 0.122 | 0.032 | 0.135 | 0.202 | 0.289 | 1.005 |
| 2019 | 2,710 | -0.008 | 0.008 | -0.055 | -0.011 | -0.007 | -0.003 | 0.083 |
| $D(\overline{Rev_j}) = 1$ | | | | | | | | |
| 2010 | 281 | -0.032 | 0.022 | -0.114 | -0.043 | -0.029 | -0.017 | 0.037 |
| 2011 | 1,391 | 0.055 | 0.034 | -0.008 | 0.030 | 0.050 | 0.075 | 0.216 |
| 2012 | 1,804 | -0.006 | 0.007 | -0.095 | -0.010 | -0.006 | -0.002 | 0.029 |
| 2013 | 2,109 | 0.005 | 0.006 | -0.028 | 0.001 | 0.004 | 0.007 | 0.069 |
| 2014 | 2,360 | 0.067 | 0.044 | -0.014 | 0.036 | 0.058 | 0.088 | 0.327 |
| 2015 | 2,611 | 0.002 | 0.007 | -0.032 | -0.001 | 0.002 | 0.005 | 0.104 |
| 2016 | 2,752 | -0.015 | 0.012 | -0.075 | -0.021 | -0.013 | -0.007 | 0.038 |
| 2017 | 2,843 | 0.118 | 0.074 | 0.004 | 0.066 | 0.103 | 0.154 | 0.553 |
| 2018 | 2,650 | 0.181 | 0.113 | 0.028 | 0.100 | 0.158 | 0.235 | 0.925 |
| 2019 | 2,342 | -0.007 | 0.010 | -0.103 | -0.012 | -0.006 | -0.002 | 0.127 |

（注）表は財務パネルデータにおける，(5)式で算出した信用供給ショックの記述統計量を報告している．上段は中古市場が未発達な業種群（$D(\overline{Rev_j}) = 0$），下段は中古市場が発達している業種群（$D(\overline{Rev_j})$=1）である．

表 8. 中古市場の発達度合い別の金融制約が設備投資機会の感応度に与える影響

| | リース資産投資比率 | | 有形固定資産投資比率 | |
|---|---|---|---|---|
| | $D(\overline{Rev_j})=0$ | $D(\overline{Rev_j})=1$ | $D(\overline{Rev_j})=0$ | $D(\overline{Rev_j})=1$ |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| $\Delta\ln(Sales_{i,t-1})$ | 0.140 *** | 0.026 | 0.041 * | 0.038 * |
| | (0.033) | (0.025) | (0.023) | (0.020) |
| $\times D(\bar{\delta}_{i,t})$ | -0.118 ** | -0.053 | 0.014 | 0.047 |
| | (0.047) | (0.037) | (0.032) | (0.031) |
| $Leverage_{i,t-1}$ | 0.092 ** | 0.006 | -0.317 *** | -0.202 *** |
| | (0.044) | (0.032) | (0.030) | (0.027) |
| $Size_{i,t-1}$ | -0.096 *** | -0.144 *** | -0.171 *** | -0.154 *** |
| | (0.022) | (0.020) | (0.015) | (0.016) |
| $Cash_{i,t-1}$ | 0.143 ** | 0.054 | 0.549 *** | 0.403 *** |
| | (0.066) | (0.056) | (0.046) | (0.046) |
| $D(\bar{\delta}_{i,t})$ | 0.008 | -0.007 | -0.004 | 0.008 |
| | (0.007) | (0.008) | (0.005) | (0.007) |
| Firm-FE | yes | yes | yes | yes |
| Time-FE | yes | yes | yes | yes |
| R squared | 34.2% | 35.6% | 49.9% | 46.9% |
| # of Observations | 25,945 | 21,143 | 25,945 | 21,143 |
| # of Firms | 6,968 | 6,282 | 6,968 | 6,282 |

（注）表は，リース資産投資比率および有形固定資産投資比率に関して，中古市場の発達度合い（$D(\overline{Rev_j})$）別にサンプルを分け，金融制約が設備投資機会の感応度に与える影響を分析するための(3)式の推定結果を報告している．具体的には，(1)，(2) 列がリース資産投資比率に関して，(3)，(4) 列が有形固定資産投資比率に関して，中古市場が未発達な業種群（$D(\overline{Rev_j})=0$），発達した業種群（$D(\overline{Rev_j})=1$）ごとに設備投資機会の感応度を比較している．説明変数である$D(\bar{\delta}_{i,t})$は，企業固有の信用供給ショック$\bar{\delta}_{i,t}$が各決算年度の中央値以上であれば 1 を，中央値未満であれば 0 を取るダミー変数である．特に，$\times D(\bar{\delta}_{i,t})$は売上高成長率との交差項を表す．その他の説明変数では，$\Delta\, ln(Sales_{i,t-1})$は売上高成長率，$Leverage_{i,t-1}$は長短借入金比率，$Size_{i,t-1}$は企業規模，$Cash_{i,t-1}$は現預金保有比率である（各変数の定義および作成方法の詳細については，3.2.2.項を参照）．すべての回帰式において，個体効果および時間効果を含む固定効果モデルを推定している（個体効果および時間効果の推定結果は記載を省略している）．括弧内は標準誤差を示している．表中の***，**，*はそれぞれ 1%，5%，10%水準で統計的に有意なことを意味する．

表 9. 中古市場の発達度合い別の金融制約が設備投資機会の感応度に与える影響

| | リース資産投資比率 | | 有形固定資産投資比率 | |
|---|---|---|---|---|
| | $D(\overline{Rev_j})=0$ | $D(\overline{Rev_j})=1$ | $D(\overline{Rev_j})=0$ | $D(\overline{Rev_j})=1$ |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| $\Delta\ln(Sales_{i,t-1})$ | 0.141 *** | 0.033 | 0.041 * | 0.033 |
| | (0.033) | (0.025) | (0.023) | (0.020) |
| $\times D(\bar{\delta}_{i,t}/Size_{i,t-1})$ | -0.120 ** | -0.070 * | 0.014 | 0.058 * |
| | (0.047) | (0.037) | (0.032) | (0.031) |
| $Leverage_{i,t-1}$ | 0.091 ** | 0.006 | -0.316 *** | -0.202 *** |
| | (0.044) | (0.032) | (0.030) | (0.027) |
| $Size_{i,t-1}$ | -0.096 *** | -0.145 *** | -0.171 *** | -0.154 *** |
| | (0.022) | (0.020) | (0.015) | (0.016) |
| $Cash_{i,t-1}$ | 0.142 ** | 0.054 | 0.549 *** | 0.403 *** |
| | (0.066) | (0.056) | (0.046) | (0.046) |
| $D(\bar{\delta}_{i,t}/Size_{i,t-1})$ | 0.008 | -0.006 | -0.005 | 0.003 |
| | (0.007) | (0.008) | (0.005) | (0.007) |
| Firm-FE | yes | yes | yes | yes |
| Time-FE | yes | yes | yes | yes |
| R squared | 34.2% | 35.6% | 49.9% | 46.9% |
| # of Observations | 25,945 | 21,143 | 25,945 | 21,143 |
| # of Firms | 6,968 | 6,282 | 6,968 | 6,282 |

（注）表は，リース資産投資比率および有形固定資産投資比率に関して，中古市場の発達度合い（$D(\overline{Rev_j})$）別にサンプルを分け，金融制約が設備投資機会の感応度に与える影響を分析するための(3)式の推定結果を報告している．具体的には，(1)，(2) 列がリース資産投資比率に関して，(3)，(4) 列が有形固定資産投資比率に関して，中古市場が未発達な業種群（$D(\overline{Rev_j})=0$），発達した業種群（$D(\overline{Rev_j})=1$）ごとに設備投資機会の感応度を比較している．説明変数である$D(\bar{\delta}_{i,t}/Size_{i,t-1})$は，企業固有の信用供給ショック$\bar{\delta}_{i,t}$を企業規模で除すことで基準化した値が各決算年度の中央値以上であれば 1 を，中央値未満であれば 0 を取るダミー変数である．特に，$\times D(\bar{\delta}_{i,t}/Size_{i,t-1})$は売上高成長率との交差項を表す．その他の説明変数では，$\Delta\, ln(Sales_{i,t-1})$は売上高成長率，$Leverage_{i,t-1}$は長短借入金比率，$Size_{i,t-1}$は企業規模，$Cash_{i,t-1}$は現預金保有比率である（各変数の定義および作成方法の詳細については，3.2.2.項を参照）．すべての回帰式において，個体効果および時間効果を含む固定効果モデルを推定している（個体効果および時間効果の推定結果は記載を省略している）．括弧内は標準誤差を示している．表中の***，**，*はそれぞれ 1%，5%，10%水準で統計的に有意なことを意味する．

表 10. 中古市場の発達度合い別の金融制約が設備投資機会の感応度に与える影響

| | リース資産投資比率−有形固定資産投資比率 | | | |
|---|---|---|---|---|
| | $D(\overline{Rev_j})=0$ | $D(\overline{Rev_j})=1$ | $D(\overline{Rev_j})=0$ | $D(\overline{Rev_j})=1$ |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| $\Delta\ln(Sales_{i,t-1})$ | 0.099 *** | -0.013 | 0.101 *** | 0.000 |
| | (0.038) | (0.031) | (0.038) | (0.031) |
| $\times D(\bar{\delta}_{i,t})$ | -0.132 ** | -0.101 ** | | |
| | (0.054) | (0.047) | | |
| $\times D(\bar{\delta}_{i,t}/Size_{i,t-1})$ | | | -0.134 ** | -0.128 *** |
| | | | (0.054) | (0.046) |
| $Leverage_{i,t-1}$ | 0.409 *** | 0.209 *** | 0.407 *** | 0.208 *** |
| | (0.051) | (0.040) | (0.051) | (0.040) |
| $Size_{i,t-1}$ | 0.075 *** | 0.010 | 0.076 *** | 0.009 |
| | (0.026) | (0.025) | (0.026) | (0.025) |
| $Cash_{i,t-1}$ | -0.406 *** | -0.349 *** | | |
| | (0.077) | (0.070) | | |
| $D(\bar{\delta}_{i,t})$ | 0.012 | -0.015 | | |
| | (0.008) | (0.010) | | |
| $D(\bar{\delta}_{i,t}/Size_{i,t-1})$ | | | 0.013 | -0.009 |
| | | | (0.008) | (0.010) |
| Firm-FE | yes | yes | yes | yes |
| Time-FE | yes | yes | yes | yes |
| R squared | 36.6% | 38.2% | 36.6% | 38.2% |
| # of Observations | 25,945 | 21,143 | 25,945 | 21,143 |
| # of Firms | 6,968 | 6,282 | 6,968 | 6,282 |

（注）表は，リース資産投資比率と有形固定資産投資比率の差を被説明変数とし，中古市場の発達度合い（$D(\overline{Rev_j})$）別にサンプルを分け，金融制約が設備投資機会の感応度に与える影響を分析するための(3)式の推定結果を報告している．(1)，(3) 列は中古市場が未発達な業種群（$D(\overline{Rev_j})=0$），(2)，(4) 列は発達した業種群（$D(\overline{Rev_j})=1$）の結果である．説明変数である$D(\bar{\delta}_{i,t})$は，企業固有の信用供給ショック$\bar{\delta}_{i,t}$が各決算年度の中央値以上であれば 1 を，中央値未満であれば 0 を取るダミー変数である．特に，$\times D(\bar{\delta}_{i,t})$は売上高成長率との交差項を表す．また，$D(\bar{\delta}_{i,t}/Size_{i,t-1})$は，企業固有の信用供給ショック$\bar{\delta}_{i,t}$を企業規模で除すことで基準化した値が各決算年度の中央値以上であれば 1 を，中央値未満であれば 0 を取るダミー変数であり，$\times D(\bar{\delta}_{i,t}/Size_{i,t-1})$は売上高成長率との交差項を表す．その他の説明変数では，$\Delta\, ln(Sales_{i,t-1})$は売上高成長率，$Leverage_{i,t-1}$は長短借入金比率，$Size_{i,t-1}$は企業規模，$Cash_{i,t-1}$は現預金保有比率である（各変数の定義および作成方法の詳細については，3.2.2.項を参照）．すべての回帰式において，個体効果および時間効果を含む固定効果モデルを推定している（個体効果および時間効果の推定結果は記載を省略している）．括弧内は標準誤差を示している．表中の***，**，*はそれぞれ 1%，5%，10%水準で統計的に有意なことを意味する．