



RIETI Discussion Paper Series 25-J-010

設備投資と法人税： 近年の税制改正に着目したマイクロデータ分析

高岡 瞭
神戸大学

宮崎 智視
神戸大学



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/>

設備投資と法人税：近年の税制改正に着目したマイクロデータ分析*

高岡瞭（神戸大学大学院経済学研究科）
宮崎智視（神戸大学大学院経済学研究科）

要 旨

本稿では、企業の財務データを用いて 2008 年以降の法人税減税が企業の設備投資に及ぼす影響を分析した。推定にあたっては、**tax-adjusted Q** を用いた設備投資関数にキャッシュフローなどを加え、その影響を検証した。分析の結果、法人税減税は **tax-adjusted Q** を通じて、法人税改正があった多くの年で設備投資に対して有意に正の影響がみられた。しかしながら **tax-adjusted Q** の推定値は 1 を大きく下回っている。このことは、減税のインパクトは大きくはなく、投資を刺激する効果は限定的であったことを示唆するものである。さらに設備投資に対する反応は、特に「成長企業群」においてその効果が強くみられた。このことは法人税減税による効果は一様ではなく、その企業の特徴などにより反応が異なることを示すものである。

キーワード： 設備投資、法人税減税、**tax-adjusted Q**

JEL classification : E22, H25, H32

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「法人課税の今後の課題と実証分析」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。川口大司先生（東京大学）、深尾京司理事長、および富浦英一所長はじめ検討会参加者からの有益なコメントに感謝したい。本稿の作成にあたっては、新居理有准教授（龍谷大学）、折原正訓准教授（一橋大学）、亀田啓悟教授（関西学院大学）、後藤剛講師（千葉大学）、佐藤主光教授（一橋大学）、鈴木崇文准教授（愛知淑徳大学）、玉岡雅之教授、松林洋一教授（ともに神戸大学）、南繁樹弁護士（長島・大野・常松法律事務所）、および宮尾龍蔵教授（甲南大学）の先生方、関西公共経済学研究会参加者の方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。また本研究は科学研究費補助金（課題番号：23K01421）の成果の一部である。

1. はじめに

2000年代後半以降、政府は段階的に法人税率を引き下げてきた。図1にある通り、2011年時点に30%であった法人税の基本税率は複数回の引き下げを経て、現在23.2%となっている。政府は法人税引き下げの目的は、設備投資の拡大を通じて経済活性化と経済成長を目指すこととしている¹。しかしながら、2008年の世界金融危機以降、企業の経常利益と内部留保は堅調に伸びる一方、設備投資が低調であることがしばしば指摘されている²。このことは、法人税率の引き下げが設備投資の増加につながっていないことを示唆するものである。実際に、2024年に発表された政府税制調査会の資料では、近年の法人税改正が設備投資の増加をもたらしていないのではと指摘している³。しかしながら、筆者たちが確認する限り、近年の法人税改正が設備投資に与える影響について計量経済学的手法を用いて検証した研究はなされていない。

以上を踏まえ本稿では、企業の財務データを用いて2008年以降の法人税減税が企業の設備投資に及ぼす影響を分析する。推定にあたっては、Summers (1981)による tax-adjusted Q を用いた設備投資関数にキャッシュフローなどを加え、その影響を検証した。分析の結果、法人税減税は tax-adjusted Q を通じて、税制改正があった多くの年で設備投資に対する有意に正の効果が見られた。しかしながら tax-adjusted Q の推定値は1を大きく下回っている。このことは、投資を刺激する効果は限定的であったことを示唆するものである。さらに設備投資への反応は、期間や企業の置かれている状況により異なり、特に「成長企業群」においてその効果が強くみられた。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、関連する先行研究について概観し、本稿の位置付けについて述べる。第3節では、実証分析の方向性と分析手法について説明する。第4節では、実証分析で用いるデータと変数の構築方法について記載する。第5節では、実証分析の結果とその解釈について説明する。第6節では、本稿の分析から得られた結果と今後の課題について述べる。

¹ 実際に平成23年度税制改正大綱の中では、当時30%であった法人税率を25.5%に引き下げ、国内企業が投資拡大や雇用創出に積極的に取り組むことが期待されると言及されている。また「経済財政運営と改革の基本方針（「骨太の方針」）2014」では、「法人実効税率を国際的に遜色ない水準に引き下げることを目指し、成長志向に重点を置いた法人税改革に着手する」（『骨太の方針』2014 本文より引用）と明記している。

² たとえば、奥・高橋・渡部（2018）などを参照されたい。

³ 詳しくは以下のサイトを参照のこと。

<https://www.cao.go.jp/zei-cho/gijiroku/ebpm/2024/6ebpm2kai.html>

2. 先行研究と本稿の位置付け

2.1 設備投資に関する研究

Hayashi and Inoue (1991)など、多くの研究で Tobin (1969)の q 理論に基づく設備投資関数の推定が行われてきたものの、その説明力が高くないことが指摘されている。このことを踏まえ Fazzari et al. (1988)では、企業のキャッシュフローを用いて分析し、資金制約下にある企業グループほどキャッシュフローに対する感応度が高く、キャッシュフローの多寡が資金制約を通じて、投資への説明力を持つことを指摘している。実際に q 型の設備投資関数の推定にあたっては、多くの研究で資金制約に関する指標が説明変数に加えられている。小林・佐藤・鈴木 (2020) は、多くの研究で投資関数にキャッシュフロー要因が加えられていることを指摘し、法人税との関係においても、法人税率の引き下げはキャッシュフローの拡大を通じて内部資金制約を緩和し、投資に正の影響を及ぼす可能性があるとしている。

設備投資に関する近年の研究では投資の伸び悩みに焦点が当てられており、その要因を巡り様々な指摘がなされている。Banerjee et al. (2015)は、経済状態の将来予想の不確実性が投資において大きな要素となっており、投資を刺激するには将来の経済状況への不確実性を低減することが重要であると指摘している。また Abel and Eberly (1994)では、このような不確実性がある場合、設備投資関数に用いるトービンの q に反応しない領域が大きくなるとしている。

日本における近年の研究のうち、宮尾 (2009) はトービンの限界 q を用いて設備投資の分析を行っている。宮尾 (2009) では、不確実性が設備投資を抑制する影響が特に 2000 年代以降に顕著であり、企業はリスクに対しより慎重となり設備投資を抑制してきたとしている。他にも、Morikawa (2016)は、不確実性が企業の投資に対して悪影響となっており、事業の不確実性が高まると、企業は投資計画を下方修正すると指摘している。田中 (2019) では、トービンの q に対する設備投資の感応度が以前よりも低下しており、その背景に不確実性の存在があるとしている。また、世界金融危機直後に拡大した不確実性の負の影響は、その後も続いており、設備投資の意思決定のための調整コストの上昇や過去の大型投資の失敗経験が設備投資の抑制要因となっている可能性を指摘している⁴。

⁴ このほかの近年の研究としては、マイクロデータを用いて Multiple q モデルに基づく投資関数を計測した研究として Asako et al. (2020)が挙げられる。

また、不確実性以外にも焦点を当てた小川（2020）は、設備投資の反応がトービンの限界 q に対し趨勢的に低下していると指摘している。小川（2020）では、その理由を売上と生産費用が伸びている「成長企業群」の割合が低下する一方、売上と生産費用が低下している「リストラ企業群」の割合が増加していることに求めている。このうち「成長企業群」とは、需要の増加を見越して、設備投資の拡充を測ることができるように企業組織を構築しており、設備投資の収益性が上昇すれば、直ちに設備投資を実行して、その収益を実現させる体制が整っている企業群と定義している。一方で、「リストラ企業群」は、需要が減少している中で、生産コストを削減することによって、利潤を確保して収益性を高める努力をしているため、収益が上昇しても、設備投資には慎重な企業群としている。

2.2 法人税の設備投資への影響

法人税と企業の投資行動についても、これまで様々な研究がなされている。まず赤井（2003）では、資本コストや tax-adjusted Q を通じた影響を取り上げている。資本コストを用いた研究では、清水谷・寺井（2003）が、企業レベル財務データにより設備投資関数を推定し、資本コストの低下は設備投資の増加をもたらすとしている。また、林田・上村（2010）において、法人税は設備投資に影響していたが、2000年代に入ってからはその影響が低下していることを指摘している。Tax-adjusted Q を用いた研究について、上村・前川（2000）は企業レベル財務データを用い、1999年度の法人税率の引下げの効果をみており、産業ごとに異なっていることを指摘している。Cummins et al. (1996)は、OECD14カ国を対象に分析し、日本を含む12の国で税制改正が投資行動に有意に影響を与えたとしている。その際に、投資に対する税制の影響をみるため、税制改正のタイミングを考慮し、税率の変動による tax-adjusted Q の変化を踏まえた推定を行っている。Hamaaki (2008)においても、Cummins et al. (1996)の手法を基に、1980年代～1990年代の日本の税制改革を分析し、企業の投資が1980年代の税制改革に大きく反応した一方で、1990年代後半は、投資に反応した業種は少なく、業種によって異なっていることを指摘した。

2.3 本稿の位置付け

本稿では、近年の設備投資の動向を踏まえた上で、法人税の影響を分析している。これまでの研究と異なっている点は以下の三点である。第一に、tax-adjusted Q を用いた法人税

に関するこれまでの先行研究において、2000年までを扱ったものはあるが、近年の法人税改正を扱ったものはない。2019年までの期間を含めて分析を行うことで、先行研究との差別化を図る。第二に、小川（2020）のように「成長企業群」と「リストラ企業群」のように企業の置かれた状況ごとに分類して設備投資自体を分析した研究はあるが、その区分により法人税の影響を分析したものはないため、ここでは当該区分を用いることで、法人税率の変化がもたらす影響にどのような違いがあるかをみていく。最後に、これまで tax-adjusted Q を用いた研究においては、説明変数に資金制約や財務状況などの影響が考慮されていなかったため、キャッシュフローや債務比率を通じた経路にも焦点を当てることで、その影響をみている。

3 実証分析のフレームワーク

3.1 分析の方向性

法人税減税が設備投資に与えた影響を分析するにあたり、本稿では企業別のマイクロデータを用いる。フレームワークとしては Cummins et al. (1996) と Hamaaki (2008) に倣い、tax-adjusted Q を用いた設備投資関数を推定する。また、先行研究を踏まえると、企業の設備投資は、売上や生産費用といった要因にも影響される。かつ、不確実性の変数については、基本的には宮尾（2009）や田中（2019）で用いられた過去の売上高の実績を用いるが、頑健性を確認するために、過去の売上高に変えて将来の売上見通しを不確実性の変数として用いた場合の影響もみていく。

3.2 ベースモデル

ベースモデルとなる設備投資関数は以下の（1）式である。

$$\frac{I_{it}}{K_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 Q_{it-1} + \alpha_2 CA_{it-1} + \alpha_3 DEBT_{it-1} + \alpha_4 UNCER_{it} + year_t + \tau_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで添え字の i は企業、 t は年次をそれぞれ示し、 K は資本ストック、 I は実質設備投資、 Q は tax-adjusted Q、 CA は企業のキャッシュフロー比率、 $DEBT$ は企業の債務比率、 $UNCER$ は企業の不確実性に関する指標である。 $year$ は年次ダミー、 τ は個別企業の固有効果であり、 ε_{it} は攪乱項である。推定は二元配置固定効果モデルによって行う。

4 データ

4.1 データの構築

本稿では企業レベルでの財務データを用いる。具体的には、企業の財務データ及び株式関連のデータを eol (企業情報データベース) と日経 NEEDS Financial Quest より取得した。対象企業は東京証券取引所の第 1 部、第 2 部に上場している製造業及び非製造業である。標本期間は 2001 年を初期時点とし、新型コロナウイルス禍の影響が出てくる前の 2019 年までとする。

設備投資については、有形固定資産の当期末から前期末を差し引き、当期減価償却額を足すことで名目設備投資額を算出し、資産項目別の資本財価格を用いて実質設備投資額を作成した。また、資本ストックは、取得した財務データに表れた最初の年をベンチマークとして、恒久棚卸法によって名目資本ストックを作成し、資産項目別の資本財価格を用いて実質資本ストックを算出した。

4.2 企業区分

先行研究では、トービンの q タイプの設備投資に対する反応が企業群ごとに変わることが指摘されている。このことを踏まえ、小川 (2020) に従い企業を区分した分析も試みる。

小川 (2020) は、トービンの限界 q の構成要素となっている利潤率が需要要因と供給要因に影響されることに着目した。具体的には、まず需要要因が利潤率に影響する経路として、外生的な需要の拡大により、売上高が増加し、利潤率が上昇する効果を指摘している。次に供給要因の経路としては、生産要素価格の低下、非正規雇用による正規雇用の代替などによるコストカットなどで、利潤率を上昇させる効果があるとしている。いずれの経路も利潤率の上昇を通じて限界 q を上昇させるが、設備投資に与える影響は異なってくる。小川 (2020) では、売上が上昇する中で将来の需要の増加を予想し、設備投資を行う企業群を「成長企業群」と定義した。対して、売上が低下するために将来の需要の減少を予想し設備投資に慎重である企業群を「リストラ企業群」とした。これらの定義を踏まえ小川 (2020) では、「成長企業群」の割合が低下する一方「リストラ企業群」の割合が上昇する結果、トービンの限界 q の設備投資への反応が趨勢的に低下していると指摘している。

以下では、小川 (2020) を参考に「成長企業群」と「リストラ企業群」に区分して推定を行う。具体的には、企業ごとに売上高成長率と生産費用上昇率の時系列平均を求めて、両者がプラスとなっている企業を「成長企業群」、マイナスとなっている企業を「リストラ

企業群」に区分する。

4.3 Tax-adjusted Q

Tax-adjusted Q は上村・前川（2000）、岩本・前川（2005）、および Hamaaki (2008) に従い次式の通り定義する。

$$TQ = \frac{q - A - (1 - \tau z - b)}{(1 - \tau)}$$

TQは tax-adjusted Q である。このうち、 q は株価で測った企業価値/資本ストックであり、 A は減価償却費の割引現在価値/資本ストック、 τ は法人実効税率、 z は減価償却率の割引現在価値であり、 b は債務比率を示す。

4.4 資金制約等

企業の設備投資は、内部資金の影響を受けることがある。実際に、資本市場が不完全な場合には、借り手と貸し手に情報の非対称性が存在し、外部から資金調達する場合には、外部資金プレミアムが上乘せされる。そのため、田中（2019）や小川（2020）では、資金制約を表す指標として、キャッシュフローを資本ストックで除したキャッシュフロー比率が用いられている。また、財務健全性の指標として、債務を総資産で除した債務比率も用いられている。以上を踏まえ、本稿においてもこれらの変数を追加することとする。

4.5 不確実性

先行研究において、設備投資の低迷が不確実性の高まりなどに起因していることが指摘されており、宮尾（2009）や田中（2019）ではトービンの q を用いた設備投資関数に不確実性に関する変数を取り入れて推定を行っている。ここでは、宮尾（2009）および田中（2019）を参考に、名目の売上高を企業の属する産業の産出デフレーターにより実質化した実質売上高（ S ）を用いて、各企業別に算出された過去3年間の実質売上高変化率の標本標準偏差を不確実性の代理変数として用いる。

$$UNCER_t = \sqrt{\frac{1}{3} \sum_{j=t-3}^{t-1} (\Delta \ln S_j - \overline{\Delta \ln S})^2}$$

4.6 標本統計量と tax-adjusted Q の推移

表 1 では、本稿で推定するデータの基本統計量を示している。なお、データの構築にあたっては、異常値による振れを回避するため、各変数の 3 標準偏差を超える観測データを除去している。

図 2 には、tax-adjusted Q の各年の平均値を示した。概ね 2013 年以降は、tax-adjusted Q が上昇していることが分かる。このことは、2013 年以降は減税の結果企業価値が上昇し、それに伴い tax-adjusted Q も上昇していることを示唆するものである。

一方、景気後退期には tax-adjusted Q が低下している。2008 年のリーマンショック（景気後退期：2008 年 2 月～2009 年 3 月）、2012 年の欧州政府債務危機（景気後退期：2012 年 2 月～11 月）、2018 年の米中貿易摩擦（景気後退期：2018 年 10 月～2020 年 5 月）の期間に低下している理由は、マクロ経済の悪化などにより（株式市場を通じて）トービンの q の値が低下していると考えられる。また 2016 年に一時的に低下している理由は、イギリスの EU 離脱、いわゆる Brexit による株式市場の負の影響が根拠と考えられる⁵。2013 年以降は概ね tax-adjusted Q が上昇しており、その結果設備投資も増加した可能性はあるものの、2016 年の Brexit や 2018 年の米中貿易摩擦といったマクロ経済環境の変化には注意すべきである。

5 実証結果

5.1 設備投資関数の推定結果

以下では、(1) 式の設備投資関数の推定結果を示す。表 2 は全企業を分析対象とした結果である。

全期間について、tax-adjusted Q の係数は有意に正に推定されている。このことは、法人税減税が企業価値を高め、tax-adjusted Q を通じて設備投資を刺激することを示すものである。しかしながら、推定値は 1 を大きく下回っている。換言すれば、法人税減税を通じた設備投資の刺激効果は著しく小さいと言える。

このほかの変数では、CA の係数は有意に正となっている。このことは、キャッシュフロ

⁵ この点は 2016 年度の経済財政白書も参照のこと。
<https://www5.cao.go.jp/i-j/wp/wp-je16/pdf/p01012.pdf>

一比率が高くなると、設備投資が増えることを示唆する。一方、*DEBT*の係数は有意に負であることから、負債比率が高くなるほど設備投資が減ることを意味する。すなわち、財務状況が設備投資に反映されている。*UNCER*の係数は全期間で有意に推定されていないが、期間によって異なる影響を及ぼしている⁶。

次に、*tax-adjusted Q*の係数の動きをみていくため、「成長企業群」と「リストラ企業群」に区分して推定を行った。結果は表3に示した通りである。*Tax-adjusted Q*の推定値をみると「成長企業群」の方が「リストラ企業群」よりも、わずかに大きくなっている。

表4では、いくつかの期間に分けて推定した結果を示している。「成長企業群」の*tax-adjusted Q*の係数は一貫して「リストラ企業群」より高くなっており、2001～2007年、2008～2012年では、「成長企業群」のみ有意に正となっており、当該期間において「リストラ企業群」は設備投資に反応していない。リストラ企業群は2013～2019年のみ有意となっている。このことは、高岡（2024）でも指摘される通り、2013年以降の金融緩和政策により「リストラ企業群」の*tax-adjusted Q*の係数が上昇していることが要因と考えられる。また、4.6節では2016年のBrexitや2018年の米中貿易摩擦が*tax-adjusted Q*を通じて影響する可能性についても述べたが、表4の結果は、2013年以降はこれらのマクロ経済環境の変化は減税の効果を打ち消すほどではなかった可能性を示唆するものである。

5.2 法人税減税の効果について

法人税減税による影響を検証するため、Cummins et al. (1996)とHamaaki (2008)の手法にならい設備投資関数を推定する。Cummins et al. (1996)とHamaaki (2008)によると、そもそも*tax-adjusted Q*の推計にあたっては、企業が保有する資産などを簿価から取得していることから、測定誤差が含まれる可能性があるとしている。そのため、法人税の動きによる影響をみるため、Cummins et al. (1996)とHamaaki (2008)では*tax-adjusted Q*の動きを①法人税の変動に起因する変化と、②測定誤差が含まれる可能性のある変数の変動に起因する変化に分け、①を説明変数として設備投資関数を推定している。

まず、ベースモデルから3期の階差を取り、説明変数に*tax-adjusted Q*と誤差項のみと

⁶ 不確実性の影響については負の影響だけではなく、設備投資を増大させることもあり得る。一つの可能性として、宮尾（2009）は企業部門が全体としてより完全競争的であり、企業の利潤関数が凸性を満たされる場合には、不確実性が設備投資に正の影響を及ぼす可能性を指摘している。

したものをみていく。

$$\frac{I_{it}}{K_{it-1}} - \frac{I_{it-3}}{K_{it-4}} = \beta(Q_{it-1} - Q_{it-4}) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ここで、t-2期やt-3期でない理由は、1期前と2期前では、Hamaaki (2008)でも指摘される通り、法人税制改正が予想されるケースが多いと考えられる。よって、同時性に起因する内生性が依然として懸念されることからt-4期、すなわち3期前の値との差を取ること、(1期ラグおよび2期ラグと比較した場合の)内生性を軽減することが目的である。

さらに(2)式について、階差を取った tax-adjusted Q を①法人税の変動に起因する変化と、②それ以外に分ける。

$$Q_{it-1} - Q_{it-4} = (Q_i(\text{tax}(t-1), \text{nontax}(t-4)) - Q_{it-4}) + (Q_{it-1} - Q_i(\text{tax}(t-1), \text{nontax}(t-4))) \quad (3)$$

なお、tax-adjusted Q の値は以下の通りである。

$$Q_i(\text{tax}(t-1), \text{nontax}(t-4)) = \frac{q_{it-4} - A_{it-4} - (1 - b_{it-4} - \tau_{it-1}z_{t-4})}{(1 - \tau_{t-1})}$$

(3) 式のうち、階差を取った tax-adjusted Q、すなわち右辺の第1項が①で、右辺の第2項が②に対応する。右辺第1項は、任意の企業*i*の tax-adjusted Q のt-1期(税制改正時)とt-4期(税制改正前)の値の差を指す。具体的には、実効税率はt-1期(すなわち改正時)である一方、それ以外のデータについてはt-4期(すなわち、改正前の値)を用いることで、t-4期とt-1期との間における税制改正の影響を捉えるように、tax-adjusted Q の値を計算している。この時、もし実効税率の計算にあたってt-1期の*A*、*b*、および*z*を用いた場合には、*q*の変化が税制改正の影響であるのか、あるいは測定誤差を含む可能性のあるこれらの変数の影響であるのかが識別できない。よって、*A*、*b*、および*z*については改正前のt-4期の値を用いている。なお、(3)式の第2項については、Cummins et al. (1996)とHamaaki (2008)に従い攪乱項に含まれると仮定し、最終的には以下の(4)式のような⁷。

⁷ Hamaaki (2008)に従い、企業はt-4期の段階で、 $Q_{i,t-1}$ の値が $Q_{i,t-4}$ になると予想すると仮定する。

$$\frac{I_{it}}{K_{it-1}} - \frac{I_{it-3}}{K_{it-4}} = \beta(Q_i(\text{tax}(t-1), \text{nontax}(t-4)) - Q_{it-4}) + u_{it} \quad (4)$$

推定にあたっては、(1) 式の CA 、 $DEBT$ 、および $UNCER$ というコントロール変数の $t-4$ 期と $t-1$ 期との差分を加えた(5)式を用いる。

$$\begin{aligned} \frac{I_{it}}{K_{it-1}} - \frac{I_{it-3}}{K_{it-4}} = & \beta_1(Q_i(\text{tax}(t-1), \text{nontax}(t-4)) - Q_{it-4}) \\ & + \beta_2(CA_{it-1} - CA_{it-4}) + \beta_3(DEBT_{it-1} - DEBT_{it-4}) \\ & + \beta_4(UNCER_{it-1} - UNCER_{it-4}) + u_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

5.3 法人税減税による影響を識別したモデルの推定

以下、2008年以降で法人税減税があった年を対象に(5)式を推定する。推定にあたっては、法人税減税が行われた次の年を対象として、各年のクロスセクション推定を試みる。具体的には2008年の法人減税の効果は2009年のクロスセクション推定、2012年の法人税減税については2013年のクロスセクション推定として、順次推定を行なっていく。

まず、すべての産業を対象とした場合の推定結果を表5に示す。この表から分かるように、 $\text{tax-adjusted } Q$ の推定値は全ての年で有意になっており、法人税減税が設備投資に有意に影響を与えている可能性が示唆された。しかしながら、(1) 式の結果と同様 $\text{tax-adjusted } Q$ の値は1を大きく下回っている。このことは、税制改正がなされた年であっても、法人税減税の設備投資の刺激効果が著しく低いことを示すものである。

次に、「成長企業群」と「リストラ企業群」に区分して推定を行う。推定結果は表6に示した通りである。 $\text{Tax-adjusted } Q$ の係数について、「成長企業群」はほとんどの年で有意に正となっており、その値はわずかではあるものの概ね「リストラ企業群」を上回っている。「リストラ企業群」については、2014年法人税減税でのみ $\text{tax-adjusted } Q$ の係数が有意に正に推定されている。「成長企業群」に分類された企業の多くは、その定義から将来の収益について楽観的であることから設備投資に対して前向きであるため、有意に正の効果が多くケースで得られたと考えられる。

6 結論

本稿では、近年の法人税減税が設備投資に与える影響を、 $\text{tax-adjusted } Q$ を通じた経路に着目して分析した。実証結果は以下の通りにまとめられる。まず、法人税減税の tax-adjusted

Qを通じた経路については、税制改正がなされた年のほとんどで有意に正の影響がみられた。しかしながら、そのインパクトは大きくはなく、投資を刺激する効果は限定的であったと考えられる。また、設備投資への反応は、期間や企業の置かれている状況により異なる。特に、売上が上昇する中で将来の需要の増加を予想し設備投資を行う「成長企業群」について tax-adjusted Q の値が有意に正に推定された。一方、売上が低下するために将来の需要の減少を予想し設備投資に慎重である「リストラ企業群」については、ほとんどの税制改正に対して統計的に有意な結果が得られなかった。このことは、法人税減税による効果は一様ではなく、その企業の特徴などによって効果が異なることを示唆するものである。

これまで法人税の実効税率は国税分の基本税率や法人事業税等の引き下げに伴い段階的に下がってきたが、实体经济をみると設備投資に伸び悩みがみられる。第1節でも述べた通り、近年の法人税減税は設備投資の拡大、引いては経済活性化を政策目標として策定された。本稿の実証結果は、法人税減税はこの政策目標を達成できたものの、その定量的な効果は限定的であったことを示唆するものである。また実証結果からは、経営が厳しい状況にある「リストラ企業群」については減税の効果が統計的に有意にならないケースが多いものの、「成長企業群」では近年の税制改正の多くで tax-adjusted Q の係数が有意に正に推定された。このことは、法人税減税のようなすべての企業に影響が及ぶ政策は投資の拡大策としては必ずしも適切ではないことを示唆するものである。ところで、本稿で定義される成長企業とは、将来の需要増加を見込んで投資に積極的な企業である。このような企業は多くの場合、正の外部性が期待できる革新的な技術を有していると考えられる。すると、たとえば成長企業の(設備投資だけではなく研究開発投資や人的資本投資も含めた)さまざまな投資活動に対する税額控除や特別償却を適用することが対案の一つとして考えられよう。

法人税減税の設備投資に対する定量的効果が大きくない理由としては、以下の二点が考えられる。第一は減税によって法人税による節税効果が減じられた可能性である。上村・前川(2000)や岩本・前川(2005)においても指摘されるように、法人税の引き下げは tax-adjusted Q に対しプラスとマイナスの双方の影響を及ぼす。前者は法人税減税によって投資の税引き後収益が増加し、結果企業価値を増加させトービンの q を上昇させる効果である。後者は、減税に伴い減価償却を損金算入させる節税効果が低下することである。後者の節税効果が低下する結果、tax-adjusted Q を通じた設備投資に対する効果が減殺されて

いる可能性がある。第二に、法人税の減税による余剰資金が内部留保に回っていることや、海外への M&A などのように機械や建物の有形固定資産以外の資産に使われていることが考えられる。特に内部留保の増加については、2013 年以降はアベノミクスによる「異次元の金融緩和」も影響していると考えられる。企業が流動性制約に直面している際に企業の税負担を引き下げれば、税引き後収益を増加させて投資を増やす効果が期待される⁸。尤も異次元の金融緩和の結果銀行融資は比較的容易になっており、多くの企業は流動性制約に直面しているとは必ずしも言えないであろう。従って法人税率の低下が新規投資につながる効果は小さく、余剰資金は内部留保に回ったと考えられよう⁹。

しかしながら本稿では、法人税減税により増加したフリーキャッシュフローが設備投資に与える影響は検証していない。田中（2019）は、現預金の保有が設備投資の待機資金として機能する可能性を指摘している。法人税減税により増加したフリーキャッシュフローが設備投資に対してどのような影響を及ぼすのかを検証することは、分析手法も含め今後の課題である。

補論

本稿では、売上高の標本標準偏差を不確実性の変数として用いている。一方、企業は将来の予想も踏まえて設備投資を行うことも考えられる。仮に将来の予想を考慮した変数を不確実性の変数として用いた場合には、tax-adjusted Q の値も変化する可能性が排除できない。Tax-adjusted Q 頑健性を確認するため、将来の予想が加味されているデータを用いて不確実性の変数を作成する。具体的には、企業が公表する売上高の予想を将来の不確実性を捉える変数として、(5) 式の推定を行う¹⁰。

推定結果は表 A.1 に示した通りである。なお、売上高の予想値についてのデータが得られる 2012 年度改正以降が対象であることに注意されたい。Tax-adjusted Q の係数については、「成長企業群」はほとんどの年で有意に正となっており、法人税減税が設備投資に対し

⁸ 小林・佐藤・鈴木（2020）では、企業が流動性制約下にあると固定資産税が設備投資に影響を与える点を明らかにしている。

⁹ 上記については國枝（2020）も参照のこと。

¹⁰ 当年の売上高（実績）から翌年の売上高（予想）の伸び率（絶対値）を用いる。

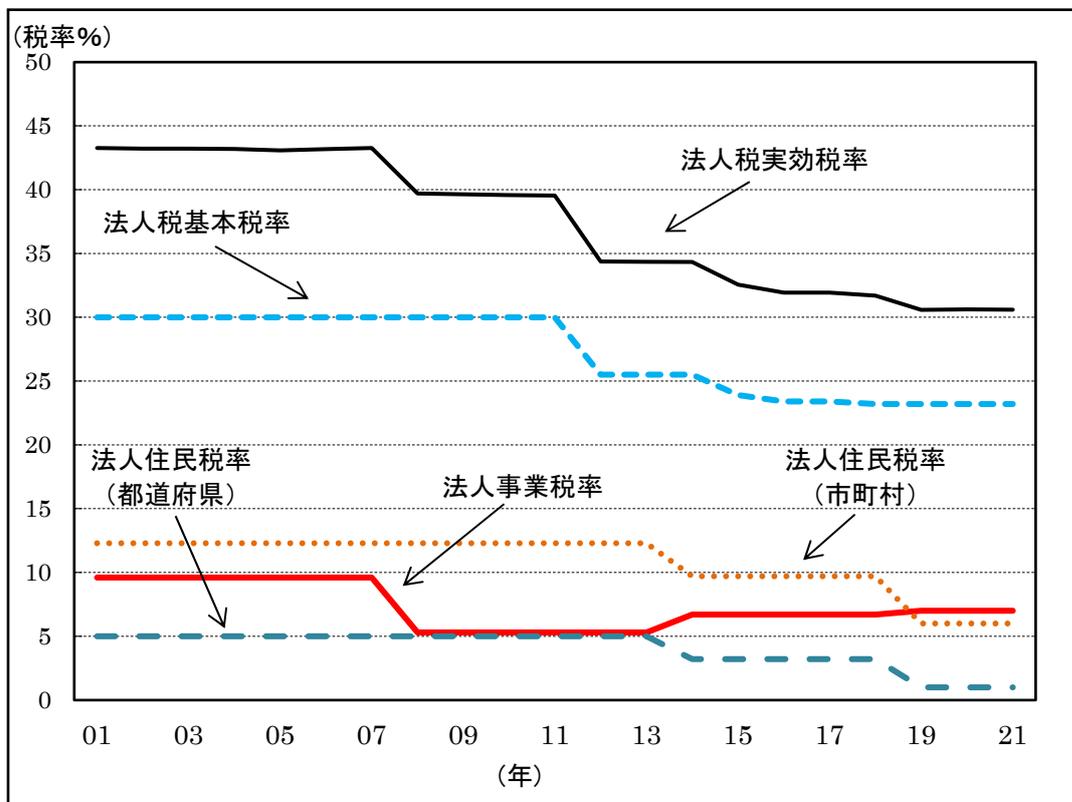
て有意に正の影響を与えていることが確認された。

参考文献

- 赤井伸郎（2003）「設備投資行動と法人税効果・展望：実証研究のサーベイ」金融調査会，pp. 35-54.
- 岩本康志・前川聡子（2005）「設備投資と法人課税」本間正明監修，神谷和也・山田雅俊編『公共経済学』pp. 87-110，東洋経済新報社.
- 上村敏之・前川聡子（2000），「産業別の投資行動と法人所得税」『日本経済研究』第 41 号，pp. 45-70.
- 小川一夫（2020）『日本経済の長期停滞』日本経済新聞出版.
- 奥愛・高橋秀行・渡部圭悟（2018）「日本企業の現預金保有行動とその合理性の検証」PRI Discussion Paper Series No. 18 A-05.
- 國枝繁樹（2020）「企業貯蓄と税制：予備的考察」証券税制研究会編『企業課税を巡る最近の展開』pp. 50-90，公益財団法人日本証券経済研究所.
- 小林庸平・佐藤主光・鈴木 将覚（2020）「設備投資に対する固定資産税の実証分析」『財政研究』第 16 卷，pp. 172-189.
- 清水谷論・寺井晃（2003）「デフレ期待と実質資本コスト：マイクロデータによる設備投資関数の推計」『経済分析』第 171 号，pp. 85-107.
- 高岡瞭（2024）「企業の設備投資と非伝統的金融政策：日本企業の財務データによる分析」『金融経済研究』第 47 号，pp. 21-45.
- 田中賢治（2019）「堅調な企業収益と低調な設備投資のパズル」『経済分析』第 200 号，pp. 63-100.
- 林田吉恵・上村敏之（2010）「法人所得税の限界実効税率日本の個別企業の実証分析」『財政研究』第 6 卷，pp. 121-148.
- 宮尾龍蔵（2009）「日本の設備投資行動：1990 年代以降の不確実性の役割」『金融研究』第 28 卷第 1 号，pp. 1-22.
- Abel, A. B., and Eberly, J. C., (1994), "A Unified Model of Investment Under Uncertainty," American Economic Review, Vol. 84, No. 5, pp. 1369-1384.

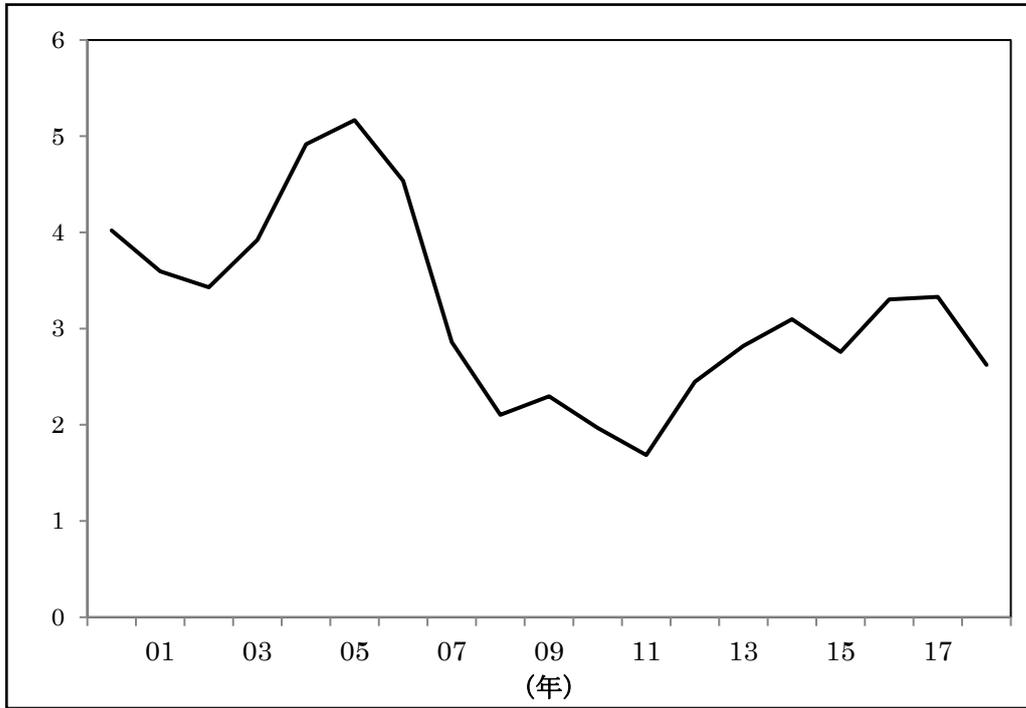
- Asako, K., Nakamura, J., and Tonogi, K., (2020) Multiple q and Investment in Japan. Springer.
- Banerjee, R., Kearns, J., and Lombardi, M., (2015), "(Why) Is Investment Weak?" BIS Quarterly Review, Mar., pp. 67-82.
- Cummins, J. G., Hasset, K. A., Hubbard, R. G., (1996), "Tax Reforms and Investment: A Cross-country Comparison," Journal of Public Economics, Vol. 62, No. 1-2, pp. 237-273.
- Fazzari, S., Hubbard G., and Peterson, B., (1988), "Financing Constraints and Corporate Investment," Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 19, No. 1, pp. 141-206.
- Hamaaki, J., (2008), "Investment Responses to Japanese Tax Reforms: A Cross Industry Comparison," Japan and the World Economy, Vol. 20, No. 4, pp. 542-562.
- Hayashi, F., and Inoue, T., (1991), "The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms," Econometrica, Vol. 59, No. 3, pp.731-753.
- Morikawa, M. (2016), "Business Uncertainty and Investment: Evidence from Japanese Companies," Journal of Macroeconomics, Vol. 49, pp. 224-236.
- Summers, L. H. (1981), "Taxation and Corporate Investment: A q -theory Approach," Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 12, No.1, pp.67-127.
- Tobin, J. (1969), "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 1, No.1, pp.15-29.

図1 法人税率の推移



注：法人税の実効税率は上村・前川（2000）を参考に、それ以外の税率は財務省及び総務省 HP を元に作成。

図 2 Tax-adjusted Q の推移



注：財務データによる tax-adjusted Q の各年の平均値より作成。

表 1 標本統計量

	平均	標準偏差	最小	最大	観測値数
<i>I/K</i>	0.1131	0.1312	-1.0106	1.3717	839
<i>TQ</i>	3.1817	5.9184	-28.1326	61.5351	839
<i>CA</i>	0.1945	0.2704	-2.6879	3.2816	839
<i>DEBT</i>	0.0694	0.0642	0.0007	0.3841	839
<i>UNCER</i>	0.5226	0.1990	0.0133	1.1270	839

表2 (1) 式の推定結果 (全企業)

	全期間	2001～2007年	2008～2012年	2013～2019年
<i>Q</i>	0.0041 *** (0.0004)	0.0039 *** (0.0009)	0.0053 *** (0.001)	0.0047 *** (0.0008)
<i>CA</i>	0.0625 *** (0.006)	0.0388 *** (0.0126)	0.0504 *** (0.0128)	0.0284 ** (0.012)
<i>DEBT</i>	-0.1264 *** (0.017)	-0.1971 *** (0.055)	-0.0340 (0.0495)	-0.1610 *** (0.0419)
<i>UNCER</i>	0.0272 (0.0243)	-0.1338 *** (0.0484)	0.1055 ** (0.0471)	0.2061 *** (0.0555)
<i>CONST</i>	0.1584 *** (0.012)	0.2144 *** (0.0335)	0.0922 *** (0.0269)	0.1793 *** (0.0223)
<i>groups</i>	808	638	712	716

注：括弧内の数値は推定値の標準誤差を示す。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準であることを示す。

表 3 (1) 式の推定結果 (企業群別)

	成長企業群	リストラ企業群
<i>Q</i>	0.0047 *** (0.0004)	0.0019 * (0.0011)
<i>CA</i>	0.0691 *** (0.0072)	0.0339 *** (0.0131)
<i>DEBT</i>	-0.0979 *** (0.0202)	-0.2035 *** (0.0394)
<i>UNCER</i>	-0.0188 (0.0284)	0.2212 *** (0.062)
<i>CONST</i>	0.1533 *** (0.0137)	0.1738 *** (0.0301)
groups	540	173

注：括弧内の数値は推定値の標準誤差を示す。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準であることを示す。

表 4 (1) 式の推定結果 (企業群別・年代別)

	成長企業群			リストラ企業群		
	2001~2007年	2008~2012年	2013~2019年	2001~2007年	2008~2012年	2013~2019年
<i>Q</i>	0.0031 *** (0.0011)	0.0060 *** (0.0011)	0.0049 *** (0.0008)	-0.0002 (0.0024)	0.0025 (0.0032)	0.0046 * (0.0027)
<i>CA</i>	0.0453 *** (0.016)	0.0440 *** (0.0162)	0.0413 *** (0.014)	0.0201 (0.0265)	0.0654 ** (0.0273)	-0.0144 (0.0252)
<i>DEBT</i>	-0.1382 ** (0.068)	-0.0662 (0.0579)	-0.1670 *** (0.05)	-0.3956 *** (0.1215)	0.0835 (0.1229)	-0.0912 (0.0892)
<i>UNCER</i>	-0.1983 *** (0.058)	0.0494 (0.054)	0.1428 ** (0.0639)	0.1933 (0.1331)	0.2938 ** (0.1303)	0.2489 ** (0.1241)
<i>CONST</i>	0.1987 *** (0.039)	0.1187 *** (0.0298)	0.1950 *** (0.0252)	0.3145 *** (0.0842)	-0.0030 (0.0736)	0.1080 ** (0.0518)
groups	424	484	494	137	150	142

注：括弧内の数値は推定値の標準誤差を示す。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準であることを示す。

表 5 (5) 式の推定結果 (全企業)

	Q	CA	DEBT	UNCER
2009	0.0054 *** (0.0015)	0.0349 (0.0355)	-0.0194 (0.0936)	-0.2858 *** (0.0995)
2013	0.0042 * (0.0023)	0.0125 (0.0252)	-0.0757 (0.083)	-0.0147 (0.0876)
2015	0.0104 *** (0.002)	0.0662 *** (0.0246)	-0.0889 (0.0808)	0.1207 * (0.0717)
2016	0.0033 * (0.0017)	0.0621 *** (0.0229)	-0.1132 (0.0787)	-0.0648 (0.0781)
2017	0.0034 * (0.0019)	0.0265 (0.0302)	-0.0946 (0.0907)	0.1090 (0.1094)
2019	0.0083 *** (0.002)	0.0840 *** (0.0285)	-0.2575 *** (0.0738)	0.0897 (0.1046)

注：括弧内の数値は推定値の標準誤差を示す。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準であることを示す。企業数は表の時系列順に 512 社、557 社、595 社、597 社、597 社、569 社となっている。

表 6 (5) 式の推定結果 (企業群別)

	成長企業群				リストラ企業群			
	Q	CA	DEBT	UNCER	Q	CA	DEBT	UNCER
2009	0.0068 *** (0.0018)	0.1153 ** (0.05)	0.0275 (0.1118)	-0.2291 ** (0.1142)	-0.0049 (0.0054)	-0.0909 (0.0578)	-0.2289 (0.2157)	-0.1133 (0.3302)
2013	0.0069 ** (0.0029)	-0.0033 (0.0332)	-0.1278 (0.105)	-0.1166 (0.1026)	-0.0069 (0.0048)	0.0324 (0.0456)	0.0355 (0.1585)	0.2727 (0.2203)
2015	0.0077 *** (0.0024)	0.0797 ** (0.033)	0.0084 (0.0982)	0.0806 (0.0843)	0.0202 *** (0.006)	0.0271 (0.0469)	-0.4121 ** (0.188)	0.3772 * (0.1948)
2016	0.0033 (0.0021)	0.0918 *** (0.0329)	-0.0418 (0.0977)	0.0314 (0.0925)	0.0021 (0.0042)	0.0373 (0.0363)	-0.2002 (0.1633)	-0.4909 ** (0.1947)
2017	0.0044 * (0.0023)	0.0363 (0.0334)	-0.1520 (0.1158)	0.1501 (0.1348)	-0.0015 (0.006)	0.0209 (0.089)	0.1247 (0.1703)	-0.0387 (0.1998)
2019	0.0055 ** (0.0023)	0.1021 *** (0.0362)	-0.2642 *** (0.0928)	0.0336 (0.1243)	0.0081 (0.0049)	0.0830 * (0.0488)	-0.1671 (0.1266)	0.0342 (0.2161)

注：括弧内の数値は推定値の標準誤差を示す。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準であることを示す。企業数は表の時系列順に成長企業群で356社、392社、416社、414社、415社、384社、リストラ企業群で99社、107社、118社、121社、120社、117社となっている。

表 A.1. (5) 式の推定において、不確実性について代替的な指標を用いたケース

	成長企業群				リストラ企業群			
	Q	CA	DEBT	UNCER	Q	CA	DEBT	UNCER
2013	0.0127 *** (0.0043)	-0.0257 (0.0374)	-0.1069 (0.1227)	-0.0092 (0.0674)	-0.0046 (0.0069)	-0.0085 (0.0275)	-0.0109 (0.1157)	-0.0516 (0.1181)
2015	0.0081 *** (0.0029)	0.1051 *** (0.0336)	0.0068 (0.1061)	0.0616 (0.0692)	0.0059 (0.0064)	0.0092 (0.0638)	-0.1620 (0.1944)	-0.1074 (0.1674)
2016	0.0048 ** (0.0019)	0.1294 *** (0.0359)	-0.0369 (0.0983)	0.1526 *** (0.0488)	0.0049 (0.0048)	0.0257 (0.0247)	0.0357 (0.1136)	-0.0492 (0.0643)
2017	0.0023 (0.0019)	0.0998 *** (0.0332)	-0.1525 (0.1064)	0.0597 (0.0577)	0.0009 (0.0049)	0.0592 (0.0639)	0.0480 (0.1372)	0.0602 * (0.0339)
2019	0.0059 *** (0.0021)	0.0911 ** (0.0412)	-0.1784 * (0.0993)	0.2098 *** (0.0493)	-0.0039 (0.0048)	0.0004 (0.064)	-0.1058 (0.1063)	0.2917 (0.1803)

注：括弧内の数値は推定値の標準誤差を示す。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準であることを示す。企業数は表の時系列順に成長企業群で303社、360社、382社、385社、357社、リストラ企業群で98社、120社、125社、123社、112社となっている。