

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*—

高 岡 瞭

要旨

本稿では、企業の財務データを用いて金融政策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、トービンの q 型の設備投資関数により、バランスシートチャネルやトービンの q を通じた影響をみている。分析の結果、バランスシートチャネルは、2013年からの金融緩和期において、小規模企業でその効果がみられたが、頑健な結果は得られなかった。トービンの q を通じた経路については、期間や規模別等で影響の度合いに違いがみられるが、概ねその効果が認められた。また、この効果は企業の置かれている状況により異なり、特に「リストラ企業群」といった相対的に経営が厳しいと考えられる企業に対して大きな効果がみられ、金融政策は企業の特性に依り、その効果が異なることが明らかとなった。

1 はじめに

1999年2月にゼロ金利政策が導入されて以降、従来の伝統的金融政策の余地はかなり限られてきた。このようなゼロ金利下において、日本銀行は非伝統的金融政策を進めていくこととなり、2001年3月に量的緩和政策が取られ、操作目標をこれまでのコール・レートから日銀当座預金残高に変更した。この量的緩和政策は2006年3月に解除されることになるが、その後、日本経済が長期停滞下から抜け出せずにいる中で、2013年4月からは量的・質的金融緩和政策が取られることとなった。实体经济において、近年では企業の経常利益が堅調となっている一方で、経済成長を牽引する設備投資の低調さが指摘されている。このように、2000年代以降において、非伝統的金融政策が取られているが、将来の成長に必要な企業の設備投資は伸び悩みがみられる。

本稿では、金融政策が企業の設備投資に及ぼす影響をみていくため、企業の財務データを用いた実証分析を行うこととする。推定にあたって、トービンの q 型の設備投資関数に流動性資産比率などを加え、金融政策の波及経路として、バランスシートチャネルやトービンの q を通じた影響をみていくこととしている。実証分析により、バランスシートチャネルは、2013年からの金融緩和期

* 本稿を執筆する上で、神戸大学経済学研究科の松林洋一教授、宮尾龍蔵教授、宮崎智視教授には貴重なご助言及びご指摘を頂いたほか、日本金融学会2022年度秋季大会（2022年11月26日神戸大学）では、本稿に対し、英邦広教授（関西大学）、小塚匡文教授（摂南大学）からは大変に有益なコメントを頂きました。また、本誌匿名のレフェリー2氏と編集委員、編集委員長の櫻川昌哉教授（慶應義塾大学）より貴重なコメントを頂きました。ここに記して心より感謝申し上げます。なお、本稿に残された誤りがあれば、それは全て筆者の責任に帰するものです。

において、小規模企業でその効果がみられたが、変数を変えると異なる結果となり、頑健な結果は得られなかった。トービンの q を通じた経路については、期間や規模別等でみると、影響の度合いに違いがみられるが、概ねその効果が認められ、株価を通じたトービンの q の経路は一定の効果を発揮したと考えられる。また、この効果は企業の置かれている状況により異なり、特に「リストラ企業群」といった相対的に経営が厳しいと考えられる企業に対して大きな効果を発揮しており、金融政策は企業の特性に応じ、その効果が異なることが明らかとなった。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、金融政策の波及経路について整理する。第3節では、バランスシートチャネルや設備投資に関するこれまでの研究について概観する。第4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5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6節では、実証分析の結果とその解釈について解説する。第7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。

2 金融政策の波及経路

金融政策は、いくつかのチャネルを介してその効果が波及していくものであり、ここではその波及経路に関する研究をみていく。

Mishkin(1995)は、金融政策の波及経路について、利子率を通じた経路、為替レートを通じた経路、資産価格を通じた経路、信用を通じた経路に分けている。資産価格を通じた経路について、資産価格の上昇により、家計の富が増加し、消費が刺激されるとした資産効果がある。他にも、企業の株価総額が企業保有の設備など資本ストックの価格を上回ることにより、企業の投資が増えるといった「トービンの q 理論」(Tobin(1969))に基づく効果もあり、Honda, Kuroki, and Tachibana(2007)などで指摘されている。また、信用を通じた経路にはバランスシートチャネルがあり、株価などの変動による企業の純資産の変化が、設備投資に影響を与えることを指しており、細野・渡辺(2002)などで指摘されている。

また、小川(2003)によると、金融政策の波及経路は理論的に2つの経路があるとしており、1つは金利の役割に重点を置いたマネタリーチャネル、もう1つは、貸し出しなどの信用水準が民間の支出活動に影響することを重視したクレジットチャネルである。まず、マネタリーチャネルは、金融政策が長期金利に伝播し、それが設備投資、住宅投資などといった金利弾力的な総需要の構成要素の変動を起こすことを指している。次に、クレジットチャネルについて、資本市場における貸し手と借り手の情報の非対称性により、外部資金調達における審査費用などを外部資金調達プレミアムとして、コストに上乗せが生じる。担保資産の大きさは外部資金調達プレミアムに影響を与えるため、金融政策が資産価格に影響を及ぼすことで实体经济に波及する。

さらに、非伝統的金融政策について、宮尾(2016)は、その波及メカニズムは伝統的金融政策と比べて基本的には変わらず、そもそも非伝統的金融政策の主な手段となっている政策金利のフォワードガイダンス、非伝統的な資産の買入れ、資産買入れのフォワードガイダンスは、長期金利に働きかける政策であるとしている。例えば、政策金利のフォワードガイダンスについて、時間軸効果とも呼ばれ、中央銀行が将来にわたり金利をゼロとすることにコミットし、ゼロ金利政策が続くという期待を抱かせることで、短期金利だけではなく、長期金利も低下させ、金融緩和の効果をもたらす。Baba *et al.*(2005)、Oda and Ueda(2005)において、量的緩和政策がイールド・カーブを下方にシフトさせる効果がみられるとし、特に時間軸効果によるものと指摘している。

他にも、ゼロ金利下の日本経済において、Krugman(1998)、(2000)は、物価上昇率がプラスになることで、実質金利が低下し、経済へのプラスの効果をもたらすことができるとした。また、Ber-

nanke and Reinhart(2004), Bernanke, Reinhart, and Sack(2004)は、短期国債がゼロ金利状態において、中央銀行が長期国債などの短期国債以外の資産を買い入れることにより、資産価格が上昇し、経済を刺激するポートフォリオ・リバランス効果を指摘している。

3 これまでの先行研究

3.1 バランスシートチャネル

金融政策の波及経路について、小川・北坂（1998）は、比較的变化の小さな金利変数のみによって設備投資などの変動の大きな需要の動きを説明することは難しいとしている。ゼロ金利政策が取られるより以前の期間を対象に金融政策を分析した細野・渡辺（2002）によると、1980年代後半以降、金融政策の主な伝達経路はバランスシートチャネルであったとしている。特に、1999年2月にゼロ金利政策が取られて以降は、以前に比べて直接的に金利を操作できる裁量の余地が限定されていると考えられる。

このバランスシートチャネルは、外部資金調達コストに着目しており、それは資金の借り手の純資産により異なってくると考えられる。つまり、純資産が多ければ、外部資金調達コストは抑えられる一方で、純資産が少ない企業は高い金利を要求され、必要なだけの資金調達ができないという流動性制約に直面する。金融政策は資産価格の変動を通じ、企業の保有する担保資産の価値を変えることなどにより、純資産の水準に影響を与える。例えば、金融引締め政策は企業の資産価格を下落させるので、担保資産の評価額を低下させると同時に、企業の自己資本を毀損させる。担保資産の評価額の低下や自己資本の減少に伴い、企業の外部資金調達コストが上昇する。あるいは借り入れ可能金額の上限が低下し、企業の投資行動を抑制する。このように、バランスシートチャネルにおいて、資金調達コストを通じて、設備投資に影響を及ぼすと考えられる。

バランスシートチャネルに関する研究をみていくと、Bernanke, Gertler, and Gilchrist（1996）は純資産の変動が実体経済に影響を与えるとしており、資産価格の変化が純資産に影響し、企業の資金調達などに対する制約を通じて、実体経済に影響を及ぼすと指摘している。また、Angelopoulou and Gibson(2009)は、バランスシートチャネルの影響をみるため、英国の製造業における企業別パネルデータを使用し、金融政策ダミーを用いることで、金融引締め期におけるキャッシュフローの投資への影響を分析した。そこでは、金融引締め政策期において、企業の投資はキャッシュフローからの影響を受けやすくなるとした。

日本における研究として、細野・渡辺（2002）は、企業別の財務データを用い、先ず、各年における企業の正味資産と投資率の間のクロスセクションの関係を推定し、次に正味資産と投資率の関係の強さが金融政策の変更によってどのように影響されるかをみている。そこでは、正味資産と投資率の間には正の相関がみられ、これは金融引締め期に強まる傾向があり、バランスシートチャネル理論と整合的であるとした。企業規模では、中堅・中小企業、業種では、製造業で特に顕著であるとした。

他にも、Masuda(2015)は、企業別のパネルデータを構築し、トービンの q 型の設備投資関数に金融政策ダミーを入れたモデルを推定し、金融政策の影響をみている。金融引締め政策はバランスシートチャネルを通じて企業の流動性制約を強め、その効果は企業規模が小さいほど大きくなるとしている。また、量的緩和政策は流動性制約を緩和することにより、企業の投資を促進するとし、量的緩和政策がバランスシートチャネルを通じて実体経済に波及するとしている。

3.2 設備投資に関する研究

これまで、バランスシートチャネルに関する研究をみてきたが、多くの場合、企業レベルのミク

ロデータを用い、設備投資関数を推定することで、その影響をみている。このため、近年の設備投資に関する研究を踏まえて分析を行う必要があることから、設備投資に関する先行研究をみていくこととする。

近年の研究においては、設備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分析がなされている。Banerjee, Kearns, and Lombardi(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。Abel and Eberly (1994)によると、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。

日本における研究として、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おり、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いるとし、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)においては、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。

また、不確実性以外にも焦点を当てた小川(2020)において、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ことを指摘し、売上と生産費用が伸びている「成長企業群」の割合が低下している一方で、売上と生産費用が低下している「リストラ企業群」の割合の増加が、その背景にあるとしている。それぞれの企業群の位置付けについてみていくと、「成長企業群」とは、需要の増加を見越して、設備投資の拡充を図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考えられる。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。

本稿では、近年の設備投資の動向を踏まえた上で、金融政策の影響を分析している。これまでの既存の研究と異なっている点は以下の3点である。第1に、金融緩和と政策のバランスシートチャンネルに関するこれまでの先行研究において、2001～2006年の量的緩和政策期を扱ったものはあるが、2013年以降に取られた量的・質的金融緩和と政策期を扱ったものはないため、当該政策期を含めて分析を行うこととする。第2に、これまでマイクロデータを用いた研究において、あまり指摘されてこなかった金融政策におけるトービンの q 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。その際に、金融政策による株価を通じた影響を直接的にみるため、構成要素に株価を含むトービンの平均 q を用いたモデルを推定している。第3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、その区分により金融政策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、金融政策がもたらす影響にどのような違いがあるかをみていく。そのことにより、近年の設備投資の動向を踏まえた金融政策の影響を明らかにすることができる。

4 実証分析のフレームワーク

4.1 分析の方向性

金融緩和と政策が設備投資に与えた影響をみていくために、本稿では、企業別のマイクロデータを用

い、Angelopoulou and Gibson (2009)や Masuda (2015)の手法に倣いトービンの q 型の設備投資関数を推定する。また、金融緩和政策は資産価格の上昇やキャッシュフローの改善などを通じて、各企業の純資産を増加させるため、金融緩和期には投資行動が資産の多寡に縛られる度合いが弱まると考えられることから純資産の設備投資への影響をみていく。さらに、これまでの先行研究を踏まえると、資産規模の小さい企業は流動性制約に直面し易く、金融緩和政策の有効性が高まる可能性があることや、企業の設備投資は、売上や生産費用といった要因に影響を受けることがあり、その企業の置かれた状況により異なった反応をすることが考えられるため、そういった観点を踏まえた分析を行っていく。

4.2 分析モデル

本稿では、先ずベースモデルとなる設備投資関数を推定し、このモデルを拡張することで、金融政策の影響をみていくこととする。

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

I : 実質設備投資	$UNCER$: 不確実性
K : 実質資本ストック	$year$: 年次ダミー
α : 定数項	τ : 個別企業の固有効果
Q : トービンの q	ε : 誤差項
LIQ : 流動性資産比率	i : 各企業
$DEBT$: 債務比率	t : 年次

このベースモデルについて、各企業、各年ごとに作成した I/K を被説明変数とし、投資機会であるトービンの q (Q)、資金制約を表す流動性資産比率 (LIQ)、財務健全性を示す債務比率 ($DEBT$)、企業が直面する需要の不確実性の指標 ($UNCER$) を説明変数に用い、固定効果モデルにより推定する。ここでは、金融政策の影響をみるため、このモデルに金融政策ダミー (QE , QQE) を入れることとし、(1)式を拡張したモデルが次の(2)~(4)式である。それぞれにおいて、金融政策による流動性制約、トービンの q を通じた経路への影響をみることとしている。

$$\frac{I_{it}}{K_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 Q_{it-1} + \alpha_2 LIQ_{it-1} + \alpha_3 DEBT_{it-1} + \alpha_4 UNCER_{it} + \alpha_5 (LIQ_{it-1} \times QE_{t-1}) + \alpha_6 (LIQ_{it-1} \times QQE_{t-1}) + year_t + \tau_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\frac{I_{it}}{K_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 Q_{it-1} + \alpha_2 LIQ_{it-1} + \alpha_3 DEBT_{it-1} + \alpha_4 UNCER_{it} + \alpha_5 (Q_{it-1} \times QE_{t-1}) + \alpha_6 (Q_{it-1} \times QQE_{t-1}) + year_t + \tau_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\frac{I_{it}}{K_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 Q_{it-1} + \alpha_2 LIQ_{it-1} + \alpha_3 DEBT_{it-1} + \alpha_4 UNCER_{it} + \alpha_5 (LIQ_{it-1} \times QE_{t-1}) + \alpha_6 (LIQ_{it-1} \times QQE_{t-1}) + \alpha_7 (Q_{it-1} \times QE_{t-1}) + \alpha_8 (Q_{it-1} \times QQE_{t-1}) + year_t + \tau_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

5 データ

5.1 データの構築

本稿における企業レベルでの財務データについて、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)、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としている。ここでの推定期間は量的緩和政策の取られた2001年を起点とし、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。

設備投資額について、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する。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する（詳細は補論を参照）。

5.2 資産規模

企業の資金調達において、その資産規模の多寡により一定の影響を受けることが考えられる。Bernanke and Gertler (1995)は、正味資産が少ない企業はより厳しい流動性制約に直面し、資金調達において、資産規模が小さくなればなるほど外部資金調達プレミアムが大きくなると指摘している。また、大企業は一般的に信用力も高いため、企業の資産の大きさは投資決定に影響を与えたと考えられる。そのため、資産規模により、企業を2つのグループに分類する。ここでは、Masuda (2015)と同様に総資産の中央値を基に大規模企業と小規模企業に分類する。

5.3 トービンの q

トービンの q には、株価で測った企業価値を資本ストックの再調達価額で割った平均 q と、投資の期待収益率を表した限界 q がある。田中 (2019)によると、企業収益が堅調な日本経済では、収益の実績値から将来収益を測る限界 q は上方バイアスがかかると指摘している。金融政策におけるトービンの q を介した経路は、株価を通じた経路を想定しており、本稿では、その影響をより直接的にみるため、株価を構成要素として含む平均 q を用いたモデルを推定する。ただし、頑健性の検証として限界 q による推定も試みることにする。

先ず、平均 q は Hayashi and Inoue (1991)、細野・渡辺 (2002) に従い次式のとおりに定義する。

$$AQ = \frac{V + TD - LA - IA - OTHER}{(1 - \delta)PK}$$

V : 株価 × 発行済み株式数

$OTHER$: 投資その他の資産

TD : 負債総額

δ : 減価償却率

LA : 流動資産

PK : 名目資本ストック

IA : 無形固定資産

ここで、 V は企業の市場価値であり、株価は期中最高価格と期中最低価格の平均値としている。分母は資本ストックの再調達価額となっており、減価償却率は細野・渡辺 (2002) に従い 0.0772 を用いている。

次に、限界 q は Ogawa (2003) に従い次式のとおりに定義する。

$$MQ_t = \frac{1}{P_t} E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{t+j} (1 - \delta)^j \pi_{t+j} \right]$$

$$\beta_{t+j} = \prod_{i=1}^j (1 + r_{t+i})^{-1}, (j=1, 2, \dots), \beta_t \equiv 1$$

P : 投資財価格

r : 割引率 = 支払利息 / (短期借入金 + 長期借入金 + 社債)

π : 収益率 = 営業利益 / 当期資本ストック

δ : 減価償却率

この限界 q の定式化は、資本ストックにより将来にわたって得られると予想される限界収益を現在価値に割り戻したものであり、投資の期待収益率とみなすことができる。投資財価格 (P) は、各資産項目別の資本ストックを作成する際に使用した資本財価格を各資産の割合を基にウェイトで加重平均して算出した。なお、減価償却率 (δ) は Ogawa (2003) に従い 0.0772 を用いている。ここで、割引率 (r_t) と収益率 (π_t) がランダムウォークに従うと仮定すると限界 q は次式のとおりとなる。

$$MQ_t = \frac{\pi_t}{P_t} \frac{1+r_t}{r_t+\delta}$$

5.4 流動性資産等

純資産は外部資金調達コストや借り入れ可能額に影響を与え、これが企業の投資行動に影響を及ぼすと考えられている。この純資産の指標としては、自己資本額を用いることが考えられるが、細野・渡辺 (2002) において、実際に公表されるバランスシートの計数の多くは簿価であり、時価と比較した際の計測誤差があると指摘し、当該指標として、流動性資産を用いている。流動性資産は、現預金などから構成されており、測定誤差が小さく、企業の資金繰りの状況を直接的に反映していると考えられる。この企業の資金繰り状況は、流動性制約の強さやその背景にある外部資金調達プレミアム水準とみなすことができるため、バランスシートチャネルにおける純資産の指標として、流動性資産を総資産で除した流動性資産比率を用いることとする。また、田中 (2019) では、財務健全性を示す指標として、債務を総資産で除した債務比率を説明変数として加えていたことから、ここでも用いることとする。

5.5 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、それらを参考に実質売上高 (S) を用いて、各企業別に算出された実質売上高成長率の標本標準偏差を不確実性の代理変数として用いる。

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

5.6 金融政策の指標

金融政策の影響をみていくため、Angelopoulou and Gibson (2009)、Masuda (2015) に従って金融政策ダミーを設定する。

$$QE_t = \frac{1}{12} \sum_{m=4}^{12} DQE_{mt} + \frac{1}{12} \sum_{m=1}^3 DQE_{m+1} \quad DQE_{mt} = \begin{cases} 1 & \text{QEの期間} \\ 0 & \text{上記以外の期間} \end{cases}$$

$$QQE_t = \frac{1}{12} \sum_{m=4}^{12} DQQE_{mt} + \frac{1}{12} \sum_{m=1}^3 DQQE_{m+1} \quad DQQE_{mt} = \begin{cases} 1 & \text{QQEの期間} \\ 0 & \text{上記以外の期間} \end{cases}$$

金融緩和期の各月 (m) で値を 1、それ以外は値を 0 とする月次ダミーを設定し、各年ごとに作成したダミー変数とする。ここでは、QE 期を 2001 年 3 月～2006 年 3 月、QQE 期を 2013 年 4 月以

降として金融政策ダミーを作成している。

5.7 主要変数の時系列変化

表1では、本稿で推定するデータの基本統計量を全企業及び企業規模別に示している。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1～3では、主要変数それぞれの中央値の推移を示しており、トービンの平均 q は金融緩和期において、株価の上昇も相まって概ね上昇傾向にあるが、 I/K との関係を見ると、2000年代後半以降、両者に乖離が生じている。また、 I/K とトービンの平均 q を規模別で見ると、小規模企業の方が大規模企業より低くなっており、設備投資率の水準に差が出ていることが分かる。

表1 基本統計量

	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs	groups
全企業						
I/K	0.1122	0.1442	-1.2462	1.7455	11451	846
Q	2.8499	5.3923	-56.1845	72.1033	11451	846
LIQ	0.3466	0.1627	0.0000	0.8550	11451	846
$DEBT$	0.5204	0.2036	0.0133	2.1819	11451	846
$UNCER$	0.0796	0.0989	0.0007	1.5059	11451	846
小規模企業						
I/K	0.1012	0.1610	-1.2462	1.7455	5474	418
Q	2.5208	5.5175	-56.1845	72.1033	5474	418
LIQ	0.3794	0.1707	0.0188	0.8550	5474	418
$DEBT$	0.5240	0.2094	0.0133	2.1819	5474	418
$UNCER$	0.0858	0.1059	0.0007	1.5059	5474	418
大規模企業						
I/K	0.1222	0.1261	-0.8647	1.6906	5977	428
Q	3.1512	5.2574	-7.6056	71.5690	5977	428
LIQ	0.3166	0.1489	0.0000	0.8504	5977	428
$DEBT$	0.5171	0.1981	0.0384	1.5297	5977	428
$UNCER$	0.0739	0.0916	0.0007	1.2984	5977	429

図1 主要変数の推移

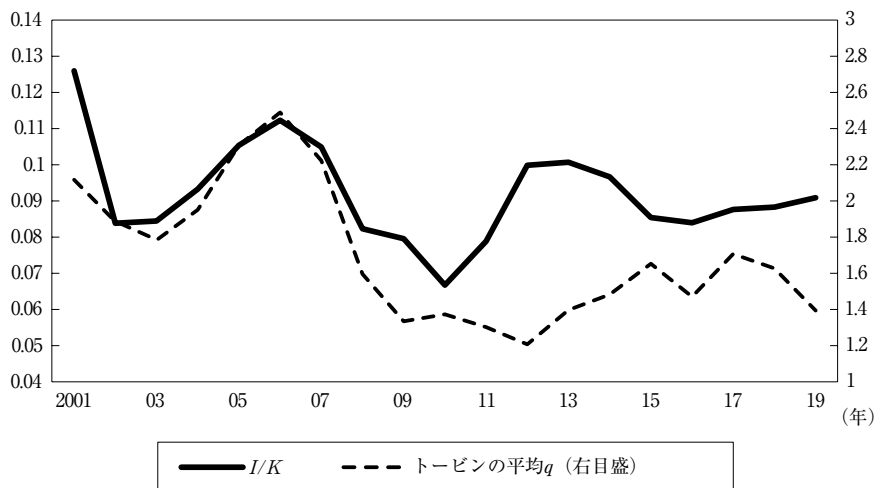


図2 I/Kの推移（規模別）

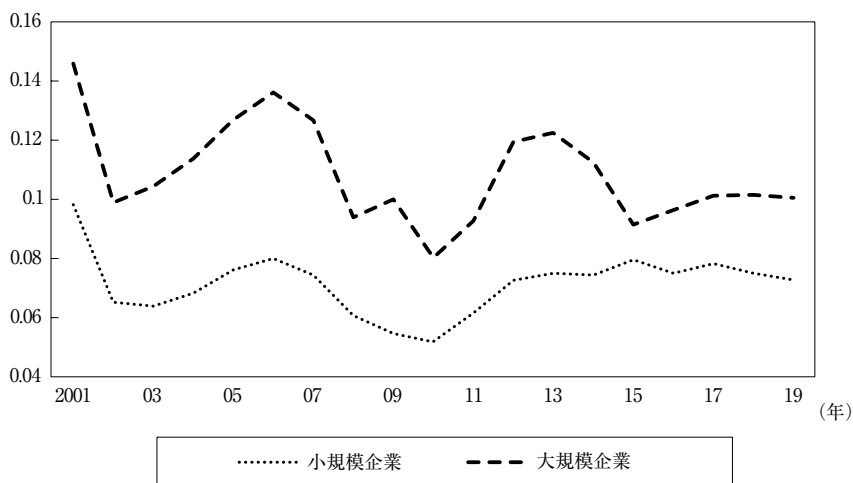
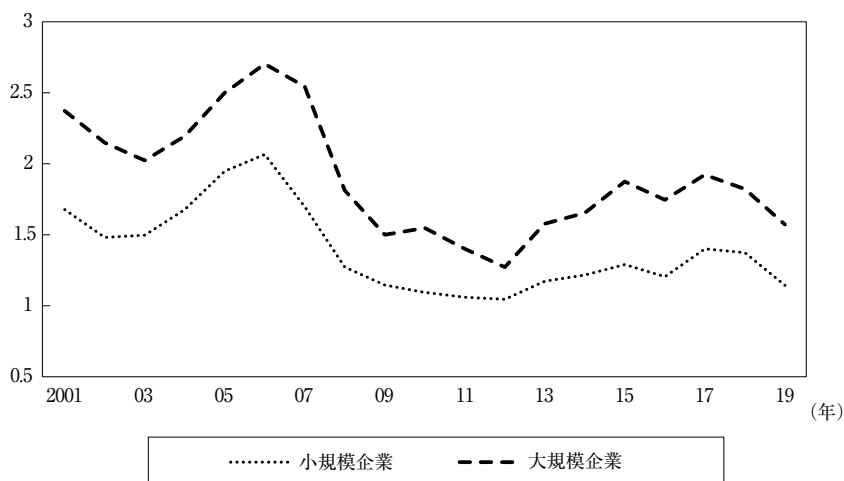


図3 トービンの平均 q の推移（規模別）



6 実証結果

6.1 設備投資関数の推定

ここでは、これまで構築した設備投資関数について、パネルデータを用いて推定する。まず、表2は全企業を分析対象とし、(1)～(4)式の推定結果である。

(1)について、 AQ の係数は有意に正となっており、トービンの平均 q と設備投資には一定の関係がみられる。 LIQ の係数は有意に正となっており、流動性資産比率が高くなると、設備投資が増えるという関係にある。つまり、設備投資は流動性制約下にあることが分かる。 $DEBT$ 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という関係にあり、財務状況が設備投資に反映されていると考えられる。 $UNCER$ の係数は有意とはなっていない。(2)について、 LIQ と金融政策ダミーの交差項に有意な関係はみられなかった。(3)では、 AQ と QQE の交差項が有意に正となっており、 QQE 期において AQ の係数を上昇させているため、設備投資への

表2 推定結果 (全企業)

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>AQ</i>	0.0045*** (11.17)	0.0045*** (11.12)	0.0037*** (7.29)	0.0038*** (7.33)
<i>LIQ</i>	0.1494*** (6.86)	0.1580*** (6.56)	0.1485*** (6.82)	0.1580*** (6.56)
<i>DEBT</i>	-0.1288*** (-7.82)	-0.1292*** (-7.84)	-0.1284*** (-7.80)	-0.1289*** (-7.84)
<i>UNCER</i>	0.0078 (0.47)	0.0072 (0.44)	0.0041 (0.25)	0.0034 (0.20)
<i>LIQ</i> × <i>QE</i>		0.0109 (0.51)		0.0138 (0.65)
<i>LIQ</i> × <i>QQE</i>		-0.0272 (-1.51)		-0.0307* (-1.70)
<i>AQ</i> × <i>QE</i>			-0.0000 (-0.03)	-0.0001 (-0.17)
<i>AQ</i> × <i>QQE</i>			0.0029*** (4.59)	0.0030*** (4.64)
<i>CONST</i>	0.1240*** (8.44)	0.1181*** (7.69)	0.1268*** (8.62)	0.1200*** (7.82)
groups	846	846	846	846

(備考) 括弧内の数値は *t* 値。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準であることを示す。

表3 推定結果 (規模別)

	小規模企業			大規模企業		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>AQ</i>	0.0056*** (9.11)	0.0050*** (6.11)	0.0050*** (6.11)	0.0033*** (6.39)	0.0025*** (3.77)	0.0024*** (3.63)
<i>LIQ</i>	0.1350*** (4.24)	0.1591*** (4.44)	0.1896*** (5.34)	0.1701*** (5.71)	0.1661*** (5.06)	0.1983*** (6.16)
<i>DEBT</i>	-0.1380*** (-5.86)	-0.1321*** (-5.61)		-0.1107*** (-4.77)	-0.1120*** (-4.82)	
<i>UNCER</i>	0.0409 (1.61)	0.0356 (1.40)	0.0267 (1.05)	-0.0297 (-1.40)	-0.0332 (-1.57)	-0.0354* (-1.67)
<i>LIQ</i> × <i>QE</i>		0.0131 (0.39)	0.0102 (0.31)		0.0119 (0.42)	0.0077 (0.27)
<i>LIQ</i> × <i>QQE</i>		-0.0630** (-2.25)	-0.0617** (-2.20)		-0.0065 (-0.27)	-0.0069 (-0.28)
<i>AQ</i> × <i>QE</i>		-0.0019* (-1.68)	-0.0021* (-1.85)		0.0011 (1.49)	0.0013* (1.75)
<i>AQ</i> × <i>QQE</i>		0.0036*** (3.49)	0.0038*** (3.69)		0.0021*** (2.63)	0.0020** (2.46)
<i>CONST</i>	0.1224*** (5.44)	0.1125*** (4.72)	0.0250 (1.38)	0.1224*** (6.30)	0.1203*** (5.99)	0.0457*** (3.57)
groups	418	418	418	428	428	428

(備考) 括弧内の数値は *t* 値。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準であることを示す。

影響の度合いが高まっているといえる。(4)をみると、(3)と同様に *QQE* 期の *AQ* の交差項は有意に正であることに加え、*LIQ* と *QQE* の交差項が有意に負であり、流動性資産比率と設備投資の関係が弱くなっており、流動性に縛られる度合いが低下している。このように、*QQE* 期において流動性資産と設備投資の関係が弱まっていることから、金融緩和政策により設備投資の流動性制約が緩和されている可能性を示唆している。

バランスシートチャネルについて、資産規模の多寡により影響を受ける可能性が指摘されているため、ここでは資産規模を基に小規模企業と大規模企業に区分して推定を行っている(表3)。

小規模企業と大規模企業を比較すると、*AQ* の係数は小規模企業の方が高くなっており、トービンの平均 *q* の変化に対してより反動的となっている。*DEBT* の係数は小規模企業が大規模企業よりも低くなっており、債務比率に相対的に大きく反応することが分かる。また、債務比率の平均値は小規模企業の方が高くなっており、小規模企業の設備投資率の水準が低くなっている要因と考えられる。実際に、債務比率を除いた(3)、(6)の定数項をみると、大規模企業は有意に正となっ

ており、小規模企業と比較するとその値は高く、小規模企業では有意となっていない。ここでは、財務の健全性と設備投資の関係についてそれぞれの特徴が読み取れる。

次に、金融政策の影響をみていくと、*LIQ*と*QQE*の交差項が小規模企業のみで有意に負となっており、*QQE*期に流動性制約が緩和されている。つまり、小規模企業においては、金融政策のバランスシートチャネルの効果が発揮されている可能性がある。また、*AQ*と*QQE*の交差項については、(2)、(5)のいずれも有意に正となっており、*QQE*期にトービンの平均 q の設備投資への影響が高くなることを示している。その係数を比較すると小規模企業の方が高いことから、政策効果がより高くなっていると示唆される。一方で*AQ*と*QE*の交差項をみると、小規模企業においては有意に負となっているが、それぞれ有意なもの*AQ*の係数とを足した合計は、小規模企業の方が依然として高いため、金融政策におけるトービンの平均 q を通じた経路は相対的に高い効果を発揮していると考えられる。

金融政策について、バランスシートチャネルは大規模企業においてはみられなかったが、小規模企業において効果が発揮された可能性がある。これまでの研究において、資産規模が小さいほど流動性制約に直面する可能性が高いことが指摘されていたことも整合的である。また、トービンの q については、企業規模にかかわらず波及経路としての影響がみられるが、金融政策期における係数の変化に違いが生じている。そもそもトービンの q を通じた経路は、 q の値の変化によるものと、その係数の変化によるものに影響される。金融緩和期におけるトービンの平均 q の値は、株価の上昇を背景に概ね高い傾向にあったと考えられるが、その係数の変化については、別の要因が考えられるため、以下ではこの点について検討していく。

これまでの先行研究において、トービンの q の設備投資への反応が変化していることが指摘されているため、本稿の結果についても慎重に解釈する必要がある。ここでは、小川（2020）を参考にトービンの q の係数の動きを詳細にみていくこととする。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ている。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があり、供給要因の経路として、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により、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。そういった中で、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ことを指摘し、売上と生産費用が伸びている「成長企業群」の割合が低下している一方で、売上と生産費用が低下している「リストラ企業群」の割合の上昇がその背景にあるとした。それぞれの企業群について、「成長企業群」は、売上が上昇する中で、将来の需要の増加を予想し、設備投資を行う一方で、「リストラ企業群」は、売上が低下する中で、将来の需要の減少を予想し、設備投資に慎重であることが、トービンの限界 q の設備投資への反応に出ていると考えている。

トービンの q の係数の動きをみていくため、表4では小川（2020）を参考に企業を売上と生産費用を基に「成長企業群」と「リストラ企業群」に区分して推定を行っている。ここでは、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」としている。¹⁾

推定結果について、*AQ*の係数をみると「成長企業群」は「リストラ企業群」より高くなっており、先行研究と同じ結果となっている。また、「成長企業群」は有意であるのに対し、「リストラ企業群」は有意にならなく、トービンの q に反応していないことが分かる。*DEBT*の係数は「リストラ企業群」が「成長企業群」よりも低くなっており、債務比率に相対的に大きく反応する

表4 推定結果（企業群別）

	成長企業群		リストラ企業群	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>AQ</i>	0.0047*** (7.64)	0.0040*** (8.16)	-0.0003 (-0.23)	-0.0005 (-0.45)
<i>LIQ</i>	0.1377*** (4.51)	0.1429*** (5.03)	0.2103*** (4.13)	0.1958*** (4.02)
<i>DEBT</i>	-0.1086*** (-5.36)	-0.1067*** (-5.28)	-0.2647*** (-6.75)	-0.2639*** (-6.74)
<i>UNCER</i>	-0.0349* (-1.71)	-0.0349* (-1.71)	0.2718*** (4.36)	0.2690*** (4.32)
<i>LIQ</i> × <i>QE</i>	0.0252 (0.88)		-0.0493 (-1.09)	
<i>LIQ</i> × <i>QQE</i>	-0.0287 (-1.20)	-0.0353 (-1.59)	-0.0043 (-0.11)	0.0107 (0.30)
<i>AQ</i> × <i>QE</i>	-0.0014* (-1.92)		-0.0012 (-0.47)	
<i>AQ</i> × <i>QQE</i>	0.0029*** (3.79)	0.0035*** (5.03)	0.0087*** (4.11)	0.0089*** (4.34)
<i>CONST</i>	0.1258*** (6.69)	0.1287*** (7.09)	0.1605*** (4.21)	0.1469*** (4.07)
groups	554	554	165	165

(備考) 括弧内の数値は *t* 値。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準であることを示す。

ことが分かる。また、債務比率の平均値は「リストラ企業群」の方が高くなっているため、「リストラ企業群」の設備投資率の水準が低くなっている要因と考えられる。ここでの企業区分においても財務の健全性と設備投資の関係についてそれぞれの特徴が読み取れる。*UNCER* の係数をみると、「成長企業群」は有意に負であり、不確実性が設備投資にマイナスの影響を与えている一方で、「リストラ企業群」では有意に正となっている。これについて、本来なら設備投資を抑制すべきところを逆に維持、拡大させている可能性があり、過剰設備が温存されていると考えられる。ここでは、「リストラ企業群」が事業の再構築や資本ストックのスリム化等をうまく進めていないことを示唆している。

次に、金融政策の影響をみていくと、*LIQ* と金融政策ダミーの交差項はいずれも有意ではないため、バランスシートチャネルの効果はみられない。また、*AQ* と *QQE* ダミーをみると「リストラ企業群」は有意に正となっており、その値も「成長企業群」より高いことから、政策効果がより高くなっていると考えられる。そもそも「リストラ企業群」は *AQ* の係数が有意ではないことから、金融緩和期においてのみトービンの *q* に反応し、設備投資が行われている可能性がある。さらに、*QE* ダミーはほとんど有意でないことから、*QQE* 期に絞って推定をしており、表4の(2)、(4)については、*QQE* の効果の測定に絞って推定を行っている。しかしながら、*QQE* の効果を示す係数の大きさは、全ての特定化で概ね同じような結果となっている。

これまでみてきたようにトービンの *q* については、設備投資への反応が様々であるため、表5では *AQ* の係数と *QQE* 期について整理している。まず、金融緩和期以外の平時において、「成長企業群」は *AQ* を通じた効果がみられる一方で、「リストラ企業群」ではその効果はみられない。「成長企業群」においては「リストラ企業群」とは違い、中長期の意思決定（トービンの *q*）に基づいて設備投資が行われていると考えられる。

1) それ以外に売上が上昇、生産費用が低下している「優良企業群」、売上が低下、生産費用が上昇している「衰退企業群」があるが、両者の企業数はそれぞれ全体の1割にも満たなく、数が少ないため、本稿の結果からは省略している。また、小川(2020)においては、「成長企業群」と「リストラ企業群」の企業の割合の推移をみているが、ここでは企業の区分を推定期間を通して固定している。

表5 係数の比較（企業群別）

	成長企業群	リストラ企業群
AQ	0.0047***	-0.0003
<i>t-value</i>	(7.64)	(-0.23)
<i>p-value</i>	(0.000)	(0.822)
AQ + AQ × QQE	0.0076***	0.0087***
<i>t-value</i>	(8.08)	(3.13)
<i>p-value</i>	(0.000)	(0.000)

（備考） 上段の *t-value* 及び *p-value* は表4の推定結果における *t* 値、*p* 値を指しており、下段の *t-value* 及び *p-value* は AQ + AQ × QQE の係数が0であることを帰無仮説とする F 検定による *t* 値、*p* 値である。

***は1%の有意水準であることを示す。

次に、金融緩和期のうち QQE 期をみていくと、「成長企業群」は金融緩和政策の AQ の感応度への追加的（限界的）な効果は少しみられる一方で、「リストラ企業群」は金融緩和政策の AQ の感応度への追加的な効果が相対的に高くなっている。このように、金融緩和政策による追加的な効果がみられ、将来への期待（収益）が高まっていると考えられる。より厳密には、トービンの *q* の係数は資本の調整費用の逆数であり、QQE 期において調整費用が低下したことで感応度が高まっている。「リストラ企業群」においては、需要が減少する中で、労働の削減、事業の縮小などのリストラ活動に経営資源を割いており、「成長企業群」より資本の調整費用が高いと考えられているが、²⁾ それらのリストラ活動に割かれていた経営資源を QQE 期では設備投資に振り向けることができ、調整費用がより低下したものと考えられる。

図4では、「成長企業群」と「リストラ企業群」における AQ の反応を QQE 期と QQE 期以外でみている。「成長企業群」においては、QQE 期における AQ の改善効果がみられるものの、「リストラ企業群」においては、AQ の係数自体が有意ではないため、QQE 期における係数の上昇幅が大きくなっている。

このように、金融緩和期において、特に「リストラ企業群」における AQ の係数が上昇し、設備投資に対する姿勢が積極的となっており、企業マインドが変化した可能性がある。そもそも「リストラ企業群」は売上が減少する中で、コストを削減し利潤を確保しているため、事業の縮減、人件費の削減など企業内の構造改革に経営資源を割いており、平均 *q* の上昇に対して、設備投資を行うことは難しいと考えられる。平均 *q* に対する設備投資の反応が高まるには、「成長企業群」のように需要要因に基づく売上の改善がなされ、設備投資に経営資源を割くことができるようになる必要がある。このことを踏まえると、AQ の係数が上昇している背景として、金融緩和政策による需要要因により「リストラ企業群」内の企業で売上の改善がみられ、それが設備投資に繋がっていることが考えられる。そのことを確かめるために、企業群別の変数の推移をみていく（図5～7）。

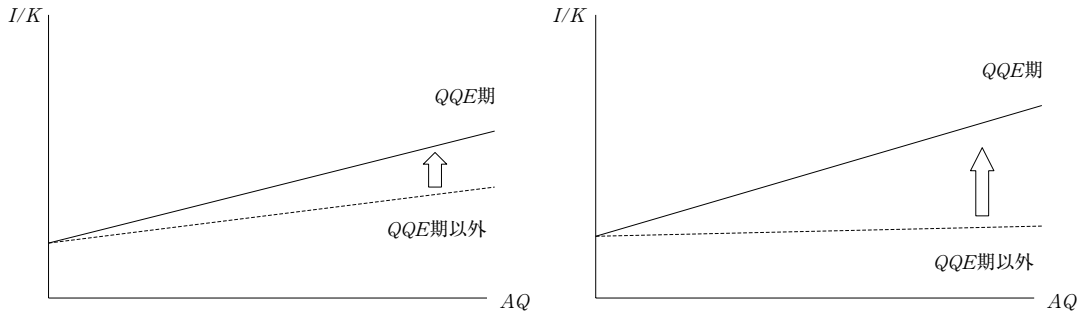
I/K とトービンの平均 *q* の推移について、両企業群の動きは2001～2006年に最も高く推移し、2007～2012年に低下し、2013～2019年に少し回復するといった形で、概ね同じような動きをしている。一方で、売上高成長率をみると、「リストラ企業群」では2013～2019年の水準が最も高くなっており、QQE 期において、需要要因である売上の改善により、設備投資の増加がもたらされたと考えられる。売上の減少によりコスト削減に注力していた企業が売上の改善を背景に経営資源を設

2) 小川 (2020) において、「リストラ企業群」は売上高の減少をコスト削減によってカバーするため、リストラ活動に経営資源を重点的に配分しており、設備投資の調整費用は大きいと考えられ、そういった企業組織の下では、大規模な設備投資を遅延なく実行することは困難であることを指摘している。

図4 QQE期のトービンの*q*の反応

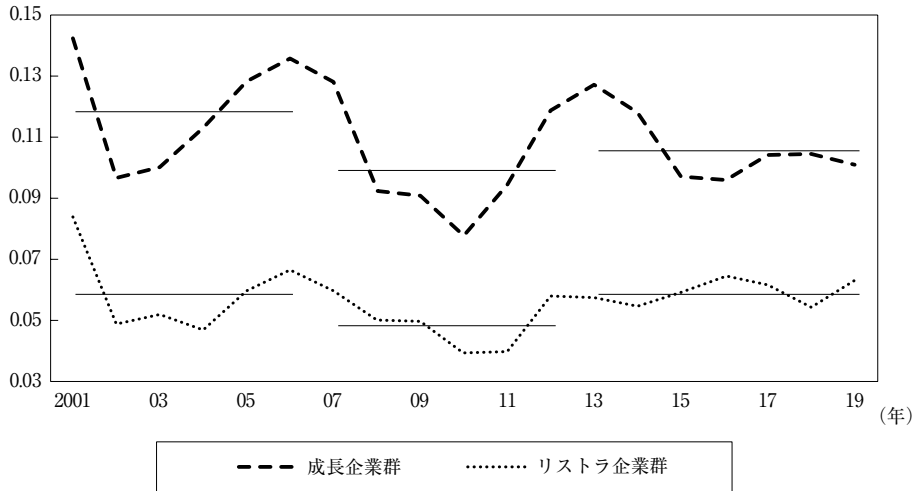
(a) 成長企業群

(b) リストラ企業群



(備考) 上記図における QQE 期と QQE 期以外はそれぞれ以下のとおりとしている。
 QQE 期： $\alpha_0 + (\alpha_1 + \alpha_8 \times QQE)AQ$ ，QQE 期以外： $\alpha_0 + \alpha_1 AQ$

図5 I/Kの推移（企業群別）



(備考) 実線は、2001～2006年、2007～2012年、2013～2019年のそれぞれの平均値を示している。以下の図6、7も同じ。

備投資に振り向けており、企業の設備投資に対する姿勢に変化がみられる。

このように、金融緩和政策期に企業マインドが変化した可能性があり、これまで設備投資を積極的に行っていなかった企業において、設備投資への限界的な効果が大きくなっている。今までリストラ活動に割かれていた経営資源を QQE 期の売上の改善により、設備投資に振り向けることができ、この時期は調整費用が低下していたと考えられる。この調整費用の低下を通じて、設備投資を増やしており、それは企業の設備投資に対する姿勢、すなわち企業マインドが変化したといえる。

金融緩和政策は業績が好調な企業よりも、低迷している企業に対し、より大きな効果を発揮することが分かった。そもそも経済対策が不況期に企業の業績が悪化している中で取られ、企業の将来への見通しやその活動などを改善させるために行われることを考えると、この結果はそれらとも整合的であると考えられる。

図6 トービンの平均 q の推移（企業群別）

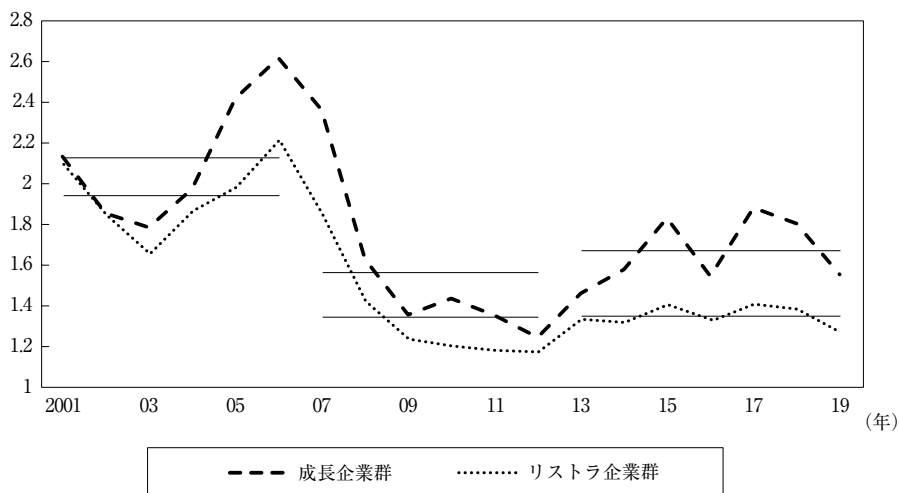
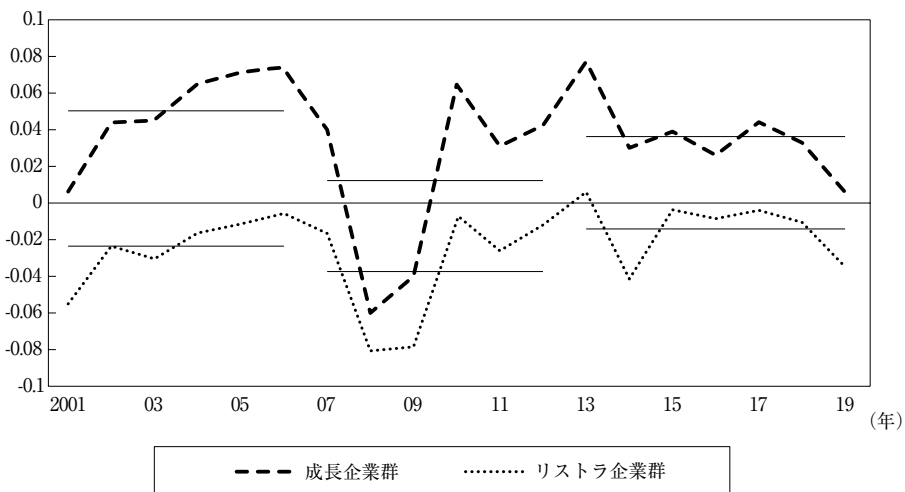


図7 売上高成長率の推移（企業群別）



また、このような売上の改善による反応であれば、売上の変動により $UNCER$ の値が上昇している中で、設備投資を増やしていることになるため、その係数が有意に正であったことも整合的であると考えられる。

以上を踏まえ、推定結果について解釈すると、「リストラ企業群」は AQ の係数が有意ではなく、金融緩和期以外では事業の縮減、人件費の削減など企業内の構造改革を通じて、企業の再構築 (Restructuring) を行っており、設備投資に経営資源を割くことができないでいると考えられる。一方で、金融緩和政策により投資が促された可能性があり、政策効果も相対的に高かったことが示唆されている。この投資の促進により、「リストラ企業群」が新規の事業に乗り出すことなどを通じて、売上の改善がもたらされ、「成長企業群」に移行することができれば、日本経済にとってもプラスとなり得る。ただし、金融緩和政策による投資が既存の事業を維持することに割かれ、売上の改善をもたらさず、かつ本来必要な構造改革が先送りさせられたとすれば、日本経済にとって、

短期的には設備投資の増加によるプラスの効果があるが、中長期的には構造改革が行われないことによる生産性の低下などを招く恐れがある。この点について、Caballero, Hoshi, and Kashyap (2008)では、金融的な支援がないと市場から退出してしまう生産性の低いゾンビ企業が、事業を継続することによって直接的に、また生産性の高い企業の参入を阻止することによって間接的に、業界の生産性を低下させることを指摘している。他にも、中村・福田(2008)では、金融支援のやり方によっては、ゾンビ企業の回復を妨げる可能性を指摘しており、本稿における「リストラ企業群」も「成長企業群」に移行できずに既存の事業が維持されれば、将来の生産性向上のボトルネックとなることが懸念される。

6.2 小 括

トービンの平均 q を用いた設備投資関数の推定結果について、先ずバランスシートチャネルは、2013年からの金融緩和期において、小規模企業でその効果が発揮された可能性がある。これは小規模企業の方が相対的に資金制約に直面しやすいため、金融緩和政策によりその効果が発現したと考えられる。ただし、2001年からの金融緩和期ではその効果がみられなかった。次に、トービンの q を通じたチャネルは、期間や規模別等でみると、影響の度合いは異なっているが、係数はプラスとなっている。そのため、株価を通じたトービンの q の経路はそれぞれで一定の効果を発揮したと考えられる。このトービンの q を通じたチャネルは、企業の置かれている状況により異なっており、特に小規模企業、リストラ企業などといった資金調達や経営環境が厳しい状況に置かれている企業に対して大きな効果を発揮すると考えられる。³⁾ また、金融緩和期におけるトービンの平均 q の係数の上昇については、当該時期において売上が改善する中で、「リストラ企業群」を中心に設備投資への反応を高めた結果と考えられる。

6.3 頑健性の検証

これまで金融緩和政策におけるバランスシートチャネルやトービンの q を通じた経路をみてきた。金融政策に関する先行研究では、トービンの q について、限界 q を用いることでバランスシートチャネルの有効性をみたものもあるため、ここでは限界 q を用いた推定により頑健性の検証を行う。⁴⁾

また、金融政策の識別について、これまでの先行研究に従い金融政策ダミーを用いることで、その影響をみてきたが、当該期間と同時期に取られた政策等の影響も含まれる可能性がある。加えて、金融政策に着目するとQQE期においては、量的・質的金融緩和政策だけではなく、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策、長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策などといった政策が取られてきた。本稿では、2013年4月以降の金融政策の影響を1つの金融政策ダミーでみていることから、さらに政策期間ごとに区分し、詳細にみていくこととする。⁵⁾

表6の限界 q を用いた推定結果をみていくと、LIQとQQEの交差項は負となっているが、有意

3) 推定式に年次ダミーを入れて時間固定効果をみていることから、係数への反応の違いを識別することはできても、設備投資の水準が増えるか減るかについては識別できないことに留意が必要である。

4) トービンの q 型の設備投資関数の推定にあたって、Hayashi and Inoue(1991)では調整費用に対する技術ショックである誤差項と説明変数のトービンの q などが相関する内生性バイアスが指摘されており、中村(2017)では操作変数を利用して内生性をコントロールするGMMによりトービンの q 型の設備投資関数を推定している。本稿の推定以外に同時点の説明変数と操作変数を用いて、GMMによる推定を行ったが、トービンの q の符号がマイナスになるなど今後の課題は残っている。

5) 金融政策の識別について、年次ダミーにより設備投資の水準をコントロールできていると考えられるが、時間で定義した金融政策ダミーを用いているため、マクロショックによる係数への時間的影響をコントロールできていないことに留意が必要である。

表6 推定結果（限界 q ）

	全企業		小規模企業		大規模企業	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>MQ</i>	0.0048*** (8.22)	0.0043*** (5.66)	0.0044*** (5.47)	0.0050*** (4.62)	0.0055*** (6.33)	0.0036*** (3.31)
<i>LIQ</i>	0.1578*** (6.15)	0.1665*** (5.96)	0.1701*** (4.39)	0.1851*** (4.34)	0.1500*** (4.43)	0.1456*** (3.94)
<i>DEBT</i>	-0.1195*** (-6.43)	-0.1138*** (-6.10)	-0.1427*** (-5.29)	-0.1280*** (-4.69)	-0.0793*** (-3.07)	-0.0782*** (-3.03)
<i>UNCER</i>	0.0264 (1.39)	0.0231 (1.21)	0.0472* (1.66)	0.0420 (1.48)	-0.0053 (-0.21)	-0.0102 (-0.40)
<i>LIQ × QE</i>		0.0218 (0.90)		0.0487 (1.27)		0.0255 (0.81)
<i>LIQ × QQE</i>		-0.0308 (-1.50)		-0.0494 (-1.54)		-0.0307 (-1.12)
<i>MQ × QE</i>		-0.0015 (-1.52)		-0.0045*** (-2.83)		0.0013 (1.05)
<i>MQ × QQE</i>		0.0026*** (2.85)		0.0013 (0.95)		0.0051*** (4.09)
<i>CONST</i>	0.1201*** (7.27)	0.1106*** (6.38)	0.1174*** (4.62)	0.0924*** (3.38)	0.1105*** (5.08)	0.1056*** (4.67)
groups	740	740	370	370	370	370

（備考）括弧内の数値は t 値。***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%の有意水準であることを示す。

ではなく平均 q を用いた推定結果と異なっている。また、 MQ と QE の交差項について、大規模企業では有意ではない一方で、小規模企業は有意に負となるなど、平均 q とは異なる結果となっている。ただし、 MQ の係数と足した合計ではプラスとなっているため、小規模企業においても金融政策におけるトービンの q を通じた経路は効果を発揮していると考えられる。 MQ と QQE の交差項について、係数は大規模企業のみ有意に正となっているが、こちらも MQ の係数はいずれも有意に正となっているため、トービンの q を通じた経路は効果を発揮していると考えられる。

限界 q を用いた推定において、金融政策による効果やその大きさについては、先ほどと異なる結果となっており、バランスシートチャネルの有効性については、頑健な結果が得られなかったが、トービンの q を通じた経路は一定の効果を発揮している。

表7では「成長企業群」と「リストラ企業群」に区分して推定を行っている。 MQ の係数をみると、先ほどの結果と同様に「成長企業群」は有意に正であるのに対し、「リストラ企業群」は有意になっていない。債務比率についても、先ほどと同様にそれぞれの企業区分の特徴がみられる。 $UNCER$ の係数をみると、「リストラ企業群」のみ有意に正となっている。このように、「リストラ企業群」は「成長企業群」と比較して、設備投資が債務比率に反応し易く、トービンの q に反応しないという潜在的な特性は限界 q においても同様の結果となっている。

金融政策の影響について、 LIQ と QQE の交差項が「リストラ企業群」において有意に負となっており、流動性制約が緩和された可能性はあるが、 AQ を用いた分析では有意となっていなかったため、頑健な結果は得られていない。ただし、 MQ と金融政策ダミーをみると QQE 期において、「リストラ企業群」は有意に正となっており、その値も「成長企業群」より高く、頑健な結果が得られている。ここでも、 QE ダミーはほとんど有意でないことから、 QQE 期に絞って推定しており、表7の(2)、(4)については、 QQE の効果の測定に絞って推定を行っている。しかしながら、 QQE の効果を示す係数の大きさは、全ての特定化で概ね同じような結果となっている。

限界 q を用いた推定において、トービンの q の係数などから考えられるそれぞれの企業の設備投資に関する特徴は概ね同じ結果となっている。金融政策の効果については、「リストラ企業群」において、 QQE 期に相対的に高くなっており、平均 q を用いた分析と同様の結果となっている。

表8では MQ の係数と QQE 期について整理している。まず、金融緩和期以外の平時においては、

表7 推定結果 (限界 q)

	成長企業群		リストラ企業群	
	(1)	(2)	(3)	(4)
MQ	0.0056*** (5.91)	0.0038*** (4.83)	0.0008 (0.50)	0.0002 (0.12)
LIQ	0.1273*** (3.72)	0.1350*** (4.20)	0.2911*** (4.88)	0.2809*** (4.83)
$DEBT$	-0.0810*** (-3.46)	-0.0843*** (-3.60)	-0.2664*** (-6.85)	-0.2664*** (-6.92)
$UNCER$	-0.0032 (-0.13)	-0.0053 (-0.21)	0.0758* (1.77)	0.0725* (1.70)
$LIQ \times QE$	0.0432 (1.33)		-0.0355 (-0.72)	
$LIQ \times QQE$	-0.0242 (-0.88)	-0.0355 (-1.39)	-0.0697* (-1.73)	-0.0576 (-1.53)
$MQ \times QE$	-0.0042*** (-3.46)		-0.0012 (-0.54)	
$MQ \times QQE$	0.0029** (2.54)	0.0044*** (4.14)	0.0043** (2.04)	0.0049** (2.47)
$CONST$	0.1128*** (5.36)	0.1221*** (6.05)	0.1543*** (3.86)	0.1461*** (3.87)
groups	487	487	167	167

(備考) 括弧内の数値は t 値. ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準であることを示す.

表8 係数の比較 (企業群別)

	成長企業群	リストラ企業群
MQ	0.0056***	0.0008
t -value	(5.91)	(0.50)
p -value	(0.000)	(0.618)
$MQ + MQ \times QQE$	0.0085***	0.0043**
t -value	(6.41)	(2.05)
p -value	(0.000)	(0.015)

(備考) 上段の t -value 及び p -value は表7の推定結果における t 値, p 値を指しており, 下段の t -value 及び p -value は $MQ + MQ \times QQE$ の係数が0であることを帰無仮説とする F 検定による t 値, p 値である.
***, ** はそれぞれ 1%, 5% の有意水準であることを示す.

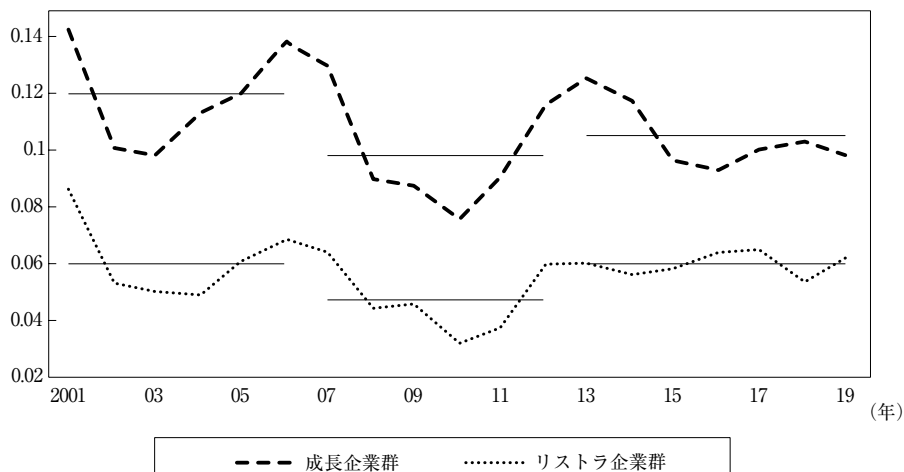
先ほどと同様に「成長企業群」は MQ を通じた効果がみられる一方で、「リストラ企業群」ではその効果がみられない。

次に、金融緩和期のうち QQE 期をみていくと、「成長企業群」は金融緩和政策の MQ の感応度への追加的な効果が少しみられる一方で、「リストラ企業群」は金融緩和政策の MQ の感応度への追加的な効果がみられる。 MQ においても、「リストラ企業群」の係数が有意ではないことから、金融緩和期においてのみトービンの q に反応し、設備投資が行われていると考えられる。

MQ についても、金融緩和政策による需要要因により「リストラ企業群」内の企業で売上が改善し、設備投資に繋がっていることが考えられるため、企業群別の変数の推移をみていく (図8~10)。 I/K 及びトービンの限界 q の推移について、両企業群の動きは平均 q を用いた分析と概ね同じような動きをしており、売上高成長率も先ほどと同様に「リストラ企業群」では2013~2019年の水準が最も高くなっているため、 QQE 期において、需要要因である売上の改善により、設備投資の増加がもたらされたと考えられる。

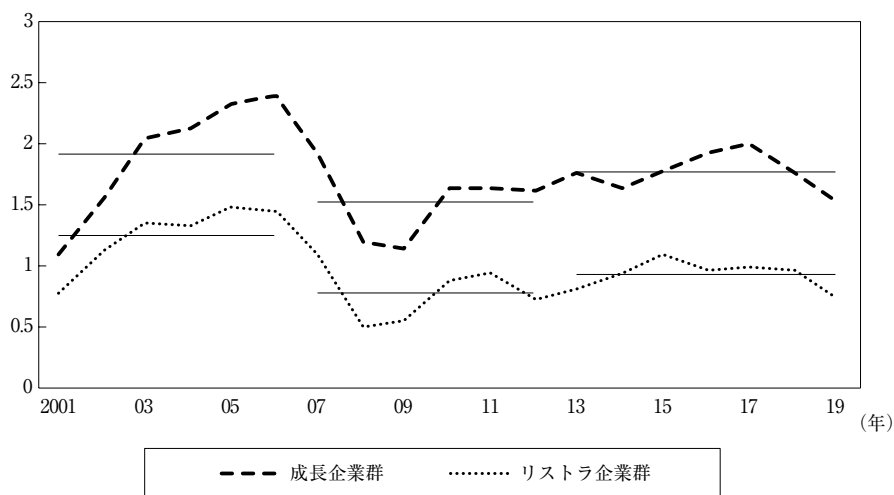
このように MQ を用いた分析においても、企業の設備投資に対する姿勢に変化がみられ、金融緩和政策は企業マインドに影響を与えた可能性があり、これまで設備投資を積極的に行っていなかった企業において、設備投資への限界的な効果が大きくなっている。金融緩和政策は業績が好調な企業よりも、低迷している企業に対し、より大きな効果を発揮することがここでもみられている。

図8 I/Kの推移（企業群別）



（備考） 実線は、2001～2006年、2007～2012年、2013～2019年のそれぞれの平均値を示している。以下の図9、10も同じ。

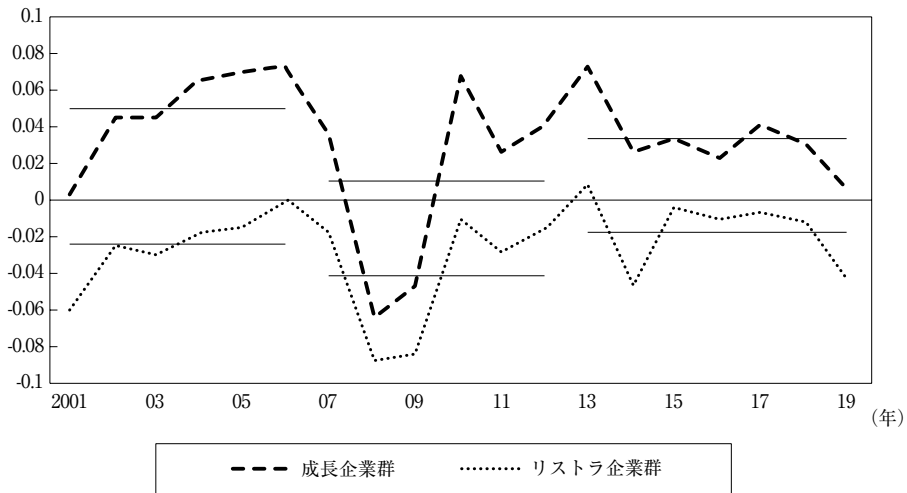
図9 トービンの限界 q の推移（企業群別）



最後に、金融政策の影響をより厳密に分析するため政策期間ごとに区分して詳細にみていくこととする。表9において、QQE期を量的・質的金融緩和政策（QQE_1：2013年4月以降）、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策（QQE_2：2016年1月以降）、長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策（QQE_3：2016年9月以降）の各区分に分けた金融政策ダミーを用いて企業群別に推定を行っている。

AQの係数などはこれまでの結果と概ね同様となっているが、金融政策の影響では企業群ごとの特徴がみられる。AQと金融政策ダミーをみると、「成長企業群」はQQE_1～QQE_3期を通じて有意に正となっているが、「リストラ企業群」はQQE_3期のみAQと有意に正となっており、その値も「成長企業群」より高くなっている。また、LIQの係数と金融政策ダミーをみると、「成長企業群」において、QQE_3期のみ有意となっており、金融政策が長期化する中で資金制約が緩和

図10 売上高成長率の推移（企業群別）

表9 推定結果（平均 q ）

	成長企業群		リストラ企業群	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>AQ</i>	0.0047*** (7.70)	0.0040*** (8.21)	-0.0006 (-0.43)	-0.0008 (-0.67)
<i>LIQ</i>	0.1380*** (4.52)	0.1430*** (5.03)	0.2179*** (4.28)	0.2038*** (4.18)
<i>DEBT</i>	-0.1091*** (-5.39)	-0.1073*** (-5.30)	-0.2653*** (-6.77)	-0.2647*** (-6.76)
<i>UNCER</i>	-0.0364* (-1.78)	-0.0364* (-1.78)	0.2709*** (4.35)	0.2681*** (4.30)
<i>LIQ × QE</i>	0.0248 (0.87)		-0.0485 (-1.07)	
<i>LIQ × QQE_1</i>	-0.0407 (-1.34)	-0.0472 (-1.63)	0.0617 (1.22)	0.0765 (1.58)
<i>LIQ × QQE_2</i>	0.1243 (1.41)	0.1169 (1.33)	-0.1060 (-0.73)	-0.0915 (-0.63)
<i>LIQ × QQE_3</i>	-0.0572* (-1.70)	-0.0633** (-1.97)	-0.0602 (-1.14)	-0.0455 (-0.90)
<i>AQ × QE</i>	-0.0014** (-1.97)		-0.0014 (-0.52)	
<i>AQ × QQE_1</i>	0.0024*** (2.62)	0.0031*** (3.49)	0.0045 (1.36)	0.0048 (1.46)
<i>AQ × QQE_2</i>	0.0076*** (2.71)	0.0082*** (2.91)	0.0035 (0.34)	0.0037 (0.36)
<i>AQ × QQE_3</i>	0.0024** (2.41)	0.0030** (3.20)	0.0115*** (4.60)	0.0118*** (4.79)
<i>CONST</i>	0.1261*** (6.71)	0.1290*** (7.10)	0.1591*** (4.18)	0.1454*** (4.03)
groups	554	554	165	165

（備考）括弧内の数値は t 値。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準であることを示す。

していった可能性が示唆される。

表10では AQ の係数と QQE_3 期について整理している。まず、金融緩和期以外の平時においては、先ほどと同様に「成長企業群」は AQ を通じた効果がみられる一方で、「リストラ企業群」ではその効果がみられない。

次に、金融緩和期のうち QQE_3 期をみていくと、「リストラ企業群」は金融緩和政策の AQ を通じた効果がみられ、 QQE_3 期においてのみトービンの q に反応し、設備投資が行われていると

表10 係数の比較（企業群別）

	成長企業群	リストラ企業群
AQ	0.0047***	-0.0006
<i>t-value</i>	(7.70)	(-0.43)
<i>p-value</i>	(0.000)	(0.670)
AQ + AQ × QQE_3	0.0047***	0.0115***
<i>t-value</i>	(6.82)	(3.45)
<i>p-value</i>	(0.000)	(0.000)

（備考） 上段の *t-value* 及び *p-value* は表9の推定結果における *t* 値、*p* 値を指しており、下段の *t-value* 及び *p-value* は AQ + AQ × QQE_3 の係数が0であることを帰無仮説とする F 検定による *t* 値、*p* 値である。

***は1%の有意水準であることを示す。

考えられる。このように金融緩和政策の初期には「リストラ企業群」における設備投資への効果がみられなかったが、金融緩和政策が長期化する中で、企業の設備投資に対する姿勢に変化がみられる。

7 結 論

2000年代以降、日本銀行は非伝統的金融政策を進めていくことになり、目下では企業の収益が堅調にもかかわらず、将来の成長に欠かせない設備投資の動きが今ひとつとなっている。本稿においては、金融政策の設備投資への影響について分析を行い、以下のことが明らかになった。

まず、バランスシートチャネルについて、2013年からの金融緩和期において、小規模企業でその効果がみられたが、変数を変えると異なる結果となり、頑健な結果は得られなかった。次に、トービンの *q* を通じた経路について、期間や規模別等でみると、影響の度合いは異なっているが、概ねその効果が認められ、株価を通じたトービンの *q* の経路は一定の効果を発揮したと考えられる。また、この効果は企業の置かれている状況により異なり、特に「リストラ企業群」といった相対的に経営が厳しいと考えられる企業に対して大きな効果を発揮することが分かった。

このように、金融緩和政策の効果の大きさは、その対象により異なることが明らかとなり、本稿を踏まえると、業績が好調な企業よりも、低迷している企業に対し、より大きな効果を発揮することが分かった。そもそも経済対策が不況期に企業の業績が悪化している中で取られるため、それらとも整合的であると考えられる。一方で、長きにわたってそういった対策が取られることによる懸念も示唆されている。「リストラ企業群」については、将来の需要の低下を見越して、潜在的に設備投資の水準が低くなっており、企業内の構造改革を通じて、組織の再構築をしていく必要がある。金融緩和政策により新規事業の投資が促され、売上の改善に繋がれば、日本経済にとってもプラスとなり得るが、金融緩和政策による投資で既存事業が維持され、本来必要な構造改革が先送りされる可能性もある。つまり、短期的に設備投資は増加するが、非効率な部門などを温存したままで、事業の維持、拡大となれば、中長期では企業の生産性の低下などを招く恐れがある。

2013年に始まった量的・質的金融緩和政策は物価目標の2%を2年間で達成するという短期的な経済政策として位置付けられていた。当初の想定どおりに達成されていれば政策による副作用は許容できるものであったが、金融緩和政策が長期化する中においては、副作用の影響も大きくなると考えられる。長期化する金融緩和政策によって促される設備投資が非効率なものとなれば、将来の生産性向上のボトルネックとなることが懸念される。金融政策による副作用については、これまでも金融機関の収益が悪化するといった「リバーサルレート論」(Brunnermeier and Koby (2016))が指摘されており、金融政策の影響については、様々な視点から検証していく必要がある。また、

これまで金融政策に対する過度な依存がみられ、本稿で懸念される副作用も考慮すると、日本経済が長期停滞下から抜け出すために、金融政策への過度な依存は再考を要するとも考えられる。

最後に、本稿を踏まえた今後の課題について触れることとする。先ず、金融政策の識別について、これまでの先行研究に従い金融政策ダミーを用いることで、その影響をみてきた。本稿では、2013年4月以降の金融政策の影響を政策期間ごとに区分し、政策の識別をより詳細に行ったが、当該期間と同時期に取られた政策等の影響も含まれる可能性はまだ残されている。そのため、企業別の財務データ（マイクロデータ）を用いた分析において、金融政策というマクロ政策の影響を識別する他の手法がないかは、今後検討していく必要がある。

また、本稿の結論を踏まえると、金融政策の設備投資への効果はその対象により異なることが明らかとなった。特に「リストラ企業群」においては、この期間の設備投資が新規の事業に乗り出すことなどを通じて、売上の改善をもたらされるのか、既存の事業を維持することに割かれ、売上の改善をもたらさず、かつ本来必要な構造改革が先送りさせられたのかによって、日本経済における中長期的な影響は異なったものになる。その点について、本稿からは明らかではなく、両者の可能性を示すことにとどまっている。そのため、金融政策を評価するにあたっては、短期的な効果をみるだけではなく、中長期にわたりどういった影響を及ぼすのかといった視点で検討していくことが重要となってくる。

【補論】

1 実質設備投資

設備投資額は、各企業の資産項目別に当期有形固定資産から前期末の値を差し引き、当期減価償却額を足すことで作成する。各資産項目別の減価償却額は、Masuda(2015)に従い、減価償却額の合計を各資産額の割合に応じて分割することにより算出している。

$$NOMI_t = KTE_t - KTE_{t-1} + ADEP_t$$

$NOMI$ ：名目設備投資

KTE ：有形固定資産

$ADEP$ ：減価償却費

2 資産項目別資本財価格

有形固定資産は名目値であり、そこから算出された設備投資額も名目値であることから、日本銀行「企業物価指数」を用いて、資産項目別に実質値を作成する。資本財の区分は、(1)建物・構築物、(2)船舶・車両運搬具、(3)工具器具備品などがあり、それぞれの価格指数として「建設用材料」「輸送用機器」「資本財」を用いている。

3 実質資本ストック

実質資本ストックは、Hayashi and Inoue (1991)、Masuda(2015)などを参考に、1998年以降に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、恒久棚卸法により算出する。各企業につき作成した資産項目別の実質設備投資額を利用し、以下の算式に従って、資産項目別の実質資本ストック系列を作成する。ここで、物理的償却率は、Masuda(2015)に従い、建物・構築物は0.047、船舶・車両運搬具は0.147、工具器具備品などは0.09489としている。

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$$

I ：実質設備投資

K ：実質資本ストック
 δ ：物理的償却率

(神戸大学)

投稿受付2023年3月24日，最終稿受理2023年11月6日

[参考文献]

- 小川一夫・北坂真一(1998)『資産市場と景気変動』日本経済新聞出版。
 小川一夫(2003)『大不況の経済分析』日本経済新聞出版。
 小川一夫(2020)『日本経済の長期停滞』日本経済新聞出版。
 田中賢治(2019)「堅調な企業収益と低調な設備投資のパズル」内閣府経済社会総合研究所『経済分析』第200号。
 中村純一・福田慎一(2008)「いわゆる『ゾンビ企業』はいかにして健全化したのか」日本政策投資銀行設備投資研究所『経済経営研究』vol.28, No.1。
 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」内閣府経済社会総合研究所『経済分析』第193号。
 細野薫・渡辺努(2002)「企業バランスシートと金融政策」『経済研究』vol.53, No.2。
 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」日本銀行金融研究所『金融研究』第28巻第1号。
 宮尾龍蔵(2016)『非伝統的金融政策』有斐閣。
 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.
 Angelopoulou, E., Gibson, H.D. (2009) "The Balance Sheet Channel of Monetary Policy Transmission: Evidence from the United Kingdom," *Economica*, Vol.76, No.304, pp.675-703.
 Baba, N., Nishioka, S., Oda, N., Shirakawa, M., Ueda, K., and Ugai, H. (2005) "Japan's Deflation, Problems in the Financial System, and Monetary Policy," *Monetary and Economic Studies*, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, Vol.23, No.1, pp.47-111.
 Banerjee, R., Kearns, J., and Lombardi, M. (2015) "(Why) Is investment weak?" *BIS Quarterly Review*, Mar., pp.67-82.
 Bernanke, B.S., Gertler, M. (1995) "Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.9, No.4, pp.27-48.
 Bernanke, B.S., Gertler, M. and Gilchrist, S. (1996) "The Financial Accelerator and the Flight to Quality," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.78, No.1, pp.1-15.
 Bernanke, B.S., Reinhart, V.R., and Sack, B.P. (2004) "Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment," *Brookings Papers on Economic Activity*, No.2, pp.1-78.
 Bernanke, B.S., and Reinhart, V.R. (2004) "Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates," *American Economic Review*, Vol.94, No.2, pp.85-90.
 Brunnermeier, M.K., and Koby, Y. (2016) "The Reversal Interest Rate: The Effective Lower Bound of Monetary Policy," Princeton University, mimeo.
 Caballero, R. J., Hoshi, T., and Kashyap, A. K. (2008) "Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan," *American economic review*, Vol.98, pp.1943-1977.
 Hayashi, F., 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.
 Honda, Y., Kuroki, Y., and Tachibana, M. (2007) "An Injection of Base Money at Zero Interest Rates: Empirical Evidence from the Japanese Experience 2001-2006," *Discussion Papers in Economics and Business*, Osaka University, No.07-08.
 Krugman, P. (1998) "It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap," *Brookings Papers on Economic Activity*, No.2, pp.137-187.
 Krugman, P. (2000) "Thinking about the Liquidity Trap," *Journal of the Japanese and International*

- Economies*, Vol.14, Issue 4, pp.221-237.
- Masuda, K. (2015) "Fixed Investment, Liquidity Constraint, and Monetary Policy: Evidence from Japanese Manufacturing Firm Panel Data," *Japan and the World Economy*, Vol.33, pp.11-19.
- Mishkin, F.S. (1995) "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.9, No.4, pp.3-10.
- Morikawa, M. (2016) "Business Uncertainty and Investment: Evidence from Japanese Companies," *Journal of Macroeconomics*, Vol.49, pp.224-236.
- Oda, N., and Ueda, K. (2005) "The Effects of the Bank of Japan's Zero Interest Rate Commitment and Quantitative Monetary Easing on the Yield Curve: A Macro-Finance Approach," *Bank of Japan Working Paper Series*, No.05-E-1.
- Ogawa, K. (2003) "Financial Distress and Corporate Investment: The Japanese Case in the 90s," *ISER Discussion Paper*, Osaka University, No. 584.
- Tobin, J. (1969) "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.1, No.1, pp.15-29.

《SUMMARY》

CORPORATE FIXED INVESTMENT AND UNCONVENTIONAL
MONETARY POLICY:
ANALYSIS BASED ON FINANCIAL DATA OF JAPANESE FIRMS*By* RYO TAKAOKA

This paper analyzes the effects of monetary policy on corporate fixed investment using corporate financial data. In estimating, we use Tobin's q-type investment function to examine the impact through the balance sheet channel and Tobin's q. As a result of the analysis, the balance sheet channel is found to be effective for small firms during the period of monetary easing from 2013, but robust results are not obtained. The route through Tobin's q is generally effective, although it has different effects depending on the period and scale. In addition, this effect varies depending on the situation of the company, and is particularly large for companies that are considered to be in relatively difficult management conditions, such as the "restructuring firms." We find that monetary policy has different effects depending on the characteristics of firms.

(Kobe University)