

論 文

## 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——

中村 純一\*\*

### 〈要 旨〉

日本の「失われた10年」においては、いわゆる「ゾンビ企業」の存在が産業の新陳代謝を妨げ、日本の長期停滞の原因であるとされた。しかし、「ゾンビ企業」の大半がリストラによって「復活」した2000年代半ば以降も、低金利、低成長、低インフレの状況は持続し、イノベーションの牽引役として期待された「優良企業」の設備投資も、全体としては低迷したままであった。

本稿では、2000年代半ば以降最近に至るまで、豊富な現預金もしくは借入余力を持つ日本の優良企業において、なぜ設備投資が低迷したままなのかを、そのような「保守的投資・財務行動」を喚起する3つの動機、すなわち経営者の保身（エントレンチメント）、将来の投資機会に備えた予備的貯蓄、および内部資金市場の歪みに焦点を当てつつ、世界金融危機の前後における投資行動の構造変化の可能性を念頭に置いて分析した。トービンの $q$ 型の投資関数に、3つの動機の影響を検証する諸変数を追加した投資関数の推計の結果、世界金融危機以前（2004～08年度）には、無借金状態を維持するために投資を抑制する「疑似資金制約」の行動が確認され、その動機として経営者の保身と予備的貯蓄の両者の可能性が示唆された。世界金融危機後（2009～13年度）には、疑似資金制約の行動は弱まったものの、輸出産業を中心とする製造業では、過去の経営危機の経験が予備的貯蓄の動機を高め投資の抑制につながる経路が残存していた。

JEL 分類コード：D22, G31, G32, G34

キーワード：無借金経営、経営者の保身（エントレンチメント）、予備的貯蓄

\* 本稿の作成にあたっては、平成27年度ESRI国際コンファレンス「経済の好循環と日本経済再生に向けた国際共同研究」マクロ経済政策・金融に関する研究報告会（2016年3月10日）における指定討論者の細野薫教授（学習院大学）および参加者の方々、共同研究プロジェクト主査の福田慎一教授（東京大学）から大変貴重なコメントを頂戴した。また、分析に使用したデータの一部は、外木好美専任講師（立正大学）から提供していただいた。記してこれらの方々に感謝申し上げたい。ただし、残された誤謬については全て筆者の責任である。なお、本稿の内容は、全て筆者個人の責任で執筆されており、所属組織（日本政策投資銀行）の見解を示すものではない。

\*\* 日本政策投資銀行設備投資研究所

## Why Does Capital Investment by Japanese Firms Remain Sluggish?: A Reexamination from Secular Stagnation Perspective

Jun-ichi NAKAMURA

### Abstract

In the Japanese economy's lost decade, the presence of "zombie firms" has been regarded as the main culprit of prolonged stagnation in the sense that it has discouraged the smooth reallocation of productive resources among industries. However, even though most of the zombie firms eventually recovered through downsizing in the first half of the 2000s, the deflationary economy has persisted. Interestingly, even reputable firms, which can be a leading force of innovation, have on the whole remained inactive in terms of investment in growth opportunities.

We investigate why capital investment by reputable Japanese firms remains sluggish even though they generally retain sufficient cash reserves or debt capacity to actively invest. Moreover, we hypothesize that such conservative financial and investment policies are driven by three motivations: managerial entrenchment, precautionary saving, and inefficient internal capital market. Our GMM estimation of the q-type investment equation incorporating variables related to these three motivations and considering the possibility of structural changes in firm behavior before and after the global financial crisis suggests the following: before the crisis (2004-8), a *pseudo-financial constraint phenomenon*, by which we mean the prioritization of zero-leveraged status over capital investment, prevailed because of managerial entrenchment and precautionary saving. After the crisis (2009-13), the pseudo-financial constraint phenomenon generally weakened; however, the experience of sudden downturn and temporary liquidity shortage caused by the crisis reinforced the motivation for precautionary saving and reduced capital investment by manufacturing industries.

JEL Codes : D22, G31, G32, G34

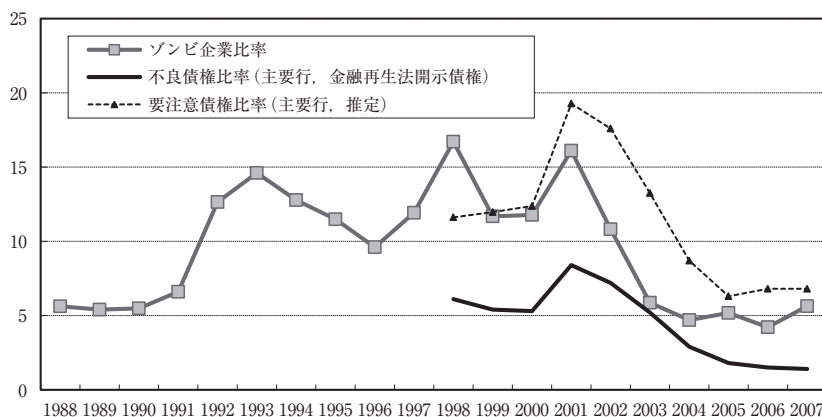
Keywords : Zero-leverage, Managerial entrenchment, Precautionary saving

## 1. はじめに

2000年代初頭までの日本の「失われた10年」においては、いわゆる「ゾンビ企業」の存在が産業の新陳代謝を妨げ、日本の長期停滞の原因であると指摘された（例えば、Caballero, Hoshi, and Kashyap, 2008）。しかしながら、Fukuda and Nakamura (2011) が2000年代初頭以降のデータを用いて示したように、「ゾンビ企業」の大半は2000年代前半までに従業員や固定資産の削減といった、いわゆる「リストラ」によって復活した（図表1）。

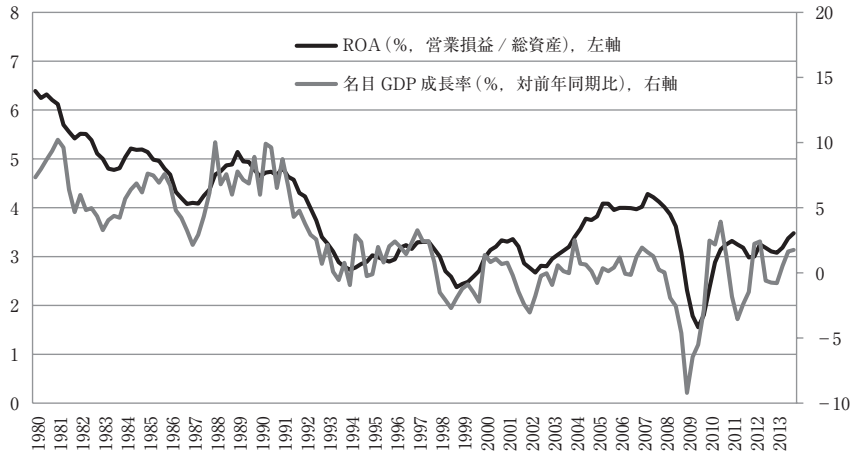
中村・福田（2013）が指摘したように、こうした「ゾンビ企業」の復活それ自体は、リストラ頼みであったため、マクロ経済にはデフレ的影響を及ぼした可能性が高い。他方、仮に「ゾンビ企業」の存在が産業の新陳代謝を妨げていたことが長期停滞の主因であったのだとすれば、少なくとも2000年代半ば以降、「ゾンビ企業」が手放した生産要素が既存の優良企業や新規参入企業によって吸収され、トータルでは企業部門の収益性・生産性は大きく改善したはずである。確かに、2000年代半ばには企業部門のROAは相応の改善を見せた。しかし、世界金融危機や東日本大震災といった大きな負の外生的ショックに見舞われる不運があったとはいえ、改善は一時的なものにとどまった（図表2）。低金利、低成長、低インフレの状況は持続し、イノベーションの牽引役として期待された優良企業の設備投資も、全体としては低迷したままであり、日本経済は「失われた20年」と呼ばれる長期停滞から脱却しきれずにいる。先進国経済の低迷に関しては、近年、ローレンス・サマーズなどが指摘する「長期

図表1 中村・福田（2013）の基準による「ゾンビ企業」比率の推移（%）



注：製造業、建設業、不動産業、卸売・小売業（総合商社を除く）、サービス業に属する東証一部・二部上場企業のうち、「ゾンビ企業」（財務データから、有利子負債残高に対する各プライムレート相当の利払い額合計（健全な企業ならば最低限支払うであろう支払利息の理論値）を賄う利益水準に満たず、金利減免もしくは追い貸しによる金融支援を受けていると推測される企業）に該当した企業の割合。  
出所：中村・福田（2013）

図表2 企業収益と経済成長率



データ：ROA：財務省「法人企業統計季報」、名目GDP成長率：内閣府「国民経済計算」。

停滞論」が注目されている。日本においても2000年代以降、自然利子率は、多くの先行研究でゼロ近傍ないしはマイナスと推計され、名目金利のゼロ下限の下では引き締めの状況が続いていた可能性も指摘されているが、期待物価上昇率の引き上げを通じて実質金利のマイナス誘導を目指した日銀の「量的・質的金融緩和」の下でも、設備投資はめざましい増加を見せていない。

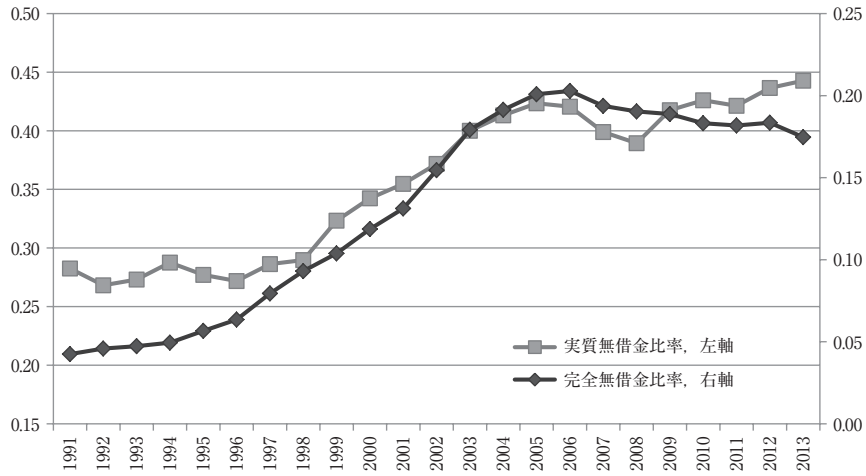
本稿は、「失われた20年」の後半10年、すなわち不良債権問題や「ゾンビ企業」問題が一服した2000年代半ば以降の日本企業の象徴の1つと言える、「保守的な」投資・財務行動に焦点を当てる<sup>1</sup>。「失われた20年」の日本企業においては、持続的な収益性・生産性の改善が実現しなかった一方、無借金企業の増加（図表3）に代表されるように、負債の削減や現預金の積み増しなど「財務体質」の改善は顕著に進展した<sup>2</sup>。このように良好な財務体質の追求を旨とし、外部負債に依存した形での設備投資は回避する（言い換えれば設備投資はキャッシュフローの範囲で行うことを原則とする）傾向を、本稿では「保守的な」投資・財務行動と呼ぶことにする。

無借金であることや多額の現預金を保有することは、かつては優良企業の勲章としてポジティブにとらえられることも多かったが、2000年代半ばに「物言う株主」が登場して以降は、株主資本を有効に活用していないと批判され株価が低迷したり、敵対的買収の標的になることも珍しくなくなった。また、消極的な投資行動が企業の競

<sup>1</sup> 「失われた20年」の日本経済を、前半10年と後半10年に分けて考えるべきであるというアイデアは、福田（2015）による。

<sup>2</sup> 日本ほど顕著ではないものの、無借金（zero leverage）という現象そのものは、米国企業においても珍しいものではない。負債の節税効果が存在する以上、無借金を選択することは企業財務理論の観点からは「パズル」とされ、盛んに研究が行われている（Strebulaev and Yang, 2013など）。

図表3 上場企業における無借金企業の比率



注：日本政策投資銀行「企業財務データバンク」より作成。  
製造業、建設業、不動産業、卸売・小売業（総合商社を除く）、サービス業に属する東証一部・二部上場企業を集計対象とした。「実質無借金」とは（有利子負債残高－現預金残高）がゼロ以下の企業を、「完全無借金」とは有利子負債残高がゼロの企業を指す。

争力を徐々に蝕んだのではないかという見方や、その結果マクロの経済成長にもネガティブな影響を与えたという指摘も増えている。こうした流れを受けて、アベノミクスの成長戦略として推進されている企業統治改革においても、日本企業が企業価値最大化の観点からは過度にリスク回避的になり、雇用や投資の拡大に消極的で現預金を貯め込み過ぎている、といった批判が強く意識されている。しかしながら企業側からは、人口が減少する日本において投資機会は乏しく、また現預金は財務の安定性のためだけではなくグローバル展開において重要な戦略である M&A を機動的に実施するために必要な待機資金であるとの反論も聞こえる。

中村（2014）は、2000年代後半の日本の優良企業に、無借金状態の達成・維持のために資金制約下の企業と類似した抑制的投資行動をとる、「疑似資金制約」と呼ぶ現象が見られることを指摘した。同論文では、実質無借金（有利子負債を上回る現預金を保有する状態）の企業群においても、設備投資に対して前期のキャッシュフローが設備投資に有意にプラスの影響を与えたり、有利子負債が有意にマイナスの影響を与えると、資金制約下の企業と類似した設備投資行動が観察されることを見出した。このような過度とも言える「保守的な」投資・財務行動は、優良企業が持つ潜在的な成長力を弱め、産業の新陳代謝の遅れとマクロ経済の停滞を長引かせた可能性がある。

本稿は、中村（2014）や、疑似資金制約の検証方法をさらに改良するとともに分析期間を1990年代にまで遡り、優良企業における保守的な投資・財務行動が、日本の企業統治や金融監督の在り方が欧米型のアームス・レングスなものへと改革された

2000年代初頭を分水嶺として顕著になったことなどを指摘した Nakamura (2016) と問題意識を共有しつつも、次の2つの分析視点を付け加えるものである。

1つ目は、保守的な投資・財務行動の動機の解明である。すなわち無借金指向や投資抑制といった行動が、経営者の保身（エン tren chiment）など企業統治上の問題等に起因する非効率なものなのか、それとも近年の経営・金融環境を前提とした場合のセカンドベストとして選択されたのか、あるいは両方の側面があるのかについて検証する。2つ目は、分析期間を直近（2013年度）まで延長し、世界金融危機の影響から極端な円高が続いた2009年以降とそれ以前の投資行動を比較することである。アベノミクスの第一の矢としての異次元金融緩和は円高修正につながり企業収益を押し上げたが、輸出や国内設備投資に大きなインパクトをもたらすことはなかった。その理由として、世界金融危機や極端な円高に加え東日本大震災によって日本の地理的リスクが強く意識されたことで、日本企業の立地選択が不可逆的に海外にシフトしたのではないか、という見方が有力視されている。本稿の推計によって、保守的な投資・財務行動を織り込んだうえで、そのような構造変化が生じたのかどうかを検証することができる。

なお、企業部門の貯蓄超過現象それ自体は日本固有のものではなく、2000年代初頭から始まり世界金融危機以降に一層顕著となった先進国共通の現象であることが指摘されている。このような貯蓄超過現象が、資金制約やリスク回避度の高まりによる過小投資の表れなのか、あるいは長期停滞論が主張するような投資機会の減少を反映した（投資機会の減少を所与とすれば最適な）投資行動の表れに過ぎないのかを解明しようとする実証研究もいくつか行われている（Brufman *et al.* 2013, Gruber and Kamin, 2015）。本稿の問題意識は、こうした世界的な研究の流れにも沿ったものであると言えよう。

次節以降の構成は以下の通りである。第2節では、本稿で検証する仮説を明らかにし、実証分析の枠組みを説明する。第3節では、投資関数の推定に用いる説明変数やデータ特性について述べる。第4節では、推計結果を報告し、その解釈について検討する。第5節では、本稿の分析から得られた結論をまとめ、今後検討すべき課題について議論する。

## 2. 仮説と実証分析の枠組み

### 2.1 保守的な投資・財務行動の動機に関する3つの仮説

本稿では、「保守的な」投資・財務行動の動機として、以下の3つの仮説を考える。3つの仮説は、必ずしも相互に排他的なものではない。

第1の仮説は、経営者の保身やリスク回避の動機である。2000年代初めの「ゾンビ企業」復活の過程では、日本の会計ルールや金融行政が透明化・厳格化するとともに、金融機関などからのプレッシャーもあり、厳しいリストラや経営陣の大胆な入れ替えが実施された。この頃を境に、優良企業の経営者からも、「資本効率重視」「財務健全性重視」「投資はキャッシュフローもしくは減価償却の範囲にとどめる」といったメッセージが頻繁に発信されるようになった。しかしこうした行動は、資本効率や企業価値の持続的な向上にはつながらず、結果的に財務の健全化だけが突出して進んだ。株主からの圧力が弱い中で、Bertrand and Mullainathan (2003) が指摘した、経営者が在任中の平穩無事を目指すタイプのモラルハザードが生じ、無借金状態の達成・維持が自己目的化した結果、設備投資の過度な抑制あるいは近視眼的な設備投資行動につながった可能性は否定できない。この仮説については、2010年度までのデータを用いた中村(2014)やNakamura(2016)で既に検討されており、基本的には仮説を支持する結果が得られている。こうした経営者の保身を通じた経路が現在もなお重要なのか否かは、アベノミクスの成長戦略が重視する企業統治改革の有効性にも関わる論点であり、本稿では、推計期間を2013年度まで延長し、他の仮説もネストした枠組みの中でも、この経路がロバストに支持されるかどうかを検証する。

第2の仮説は、世界金融危機の際の流動性逼迫の経験や、M&Aなども含めたグローバルな投資機会の巨大化を背景とする、予備的貯蓄の動機である。資本市場での資金調達にシフトしていた優良企業が、リーマンショック後の市場のフリーズで銀行に駆け込んだというエピソードは記憶に新しい。また、多額の現預金保有の目的を株主から問われた企業が、将来の投資機会の到来に機動的に対応するためと説明することは珍しくない。金融環境を所与とした場合のセカンドベストとして必要な範囲で行われる予備的貯蓄は、金融危機時の流動性供給や投資機会に対するリスクマネーの供給が円滑に行われるという確信があれば、より高い設備投資水準とより低い現預金水準によるファーストベストに到達できる状態であり、経営者の保身による現預金の積み上げとは似て非なるものである。本稿では、説明変数の工夫により、経営者の保身とセカンドベストとしての予備的貯蓄を識別できるよう試みる。

第3の仮説は、企業内「ゾンビ事業」の存在などの内部資金市場の歪みである。内

部資金市場の存在は、理論的には功罪両面がありうるが、本稿では Scharfstein and Stein (2000) などで指摘された、社内政治による悪平等的な資金配分の問題に注目する。「ゾンビ企業」の存在感は小さくなって久しいが、優良企業と考えられていた企業の突然の経営悪化が明らかになり、長らく覆い隠されていた不採算事業の存在が表面化する例が後を絶たないように、全体としては健全に見える企業も社内政治や雇用維持の観点から「ゾンビ事業」を社内に抱えている可能性は否定できない。この問題は、非効率な部門への過大投資、もしくは効率的な部門への過小投資、もしくはその両方、という3つのパターンで現れる可能性があり、企業全体としての投資水準と直接リンクするものではない。しかし、ダイナミックな文脈では、非効率な部門は効率的な部門（あるいは潜在的な新規事業）が投資によって成長し、自らの存在感が低下することを好まないため、効率的な部門への過小投資の側面がより強く出やすく、企業全体としても過小投資となる可能性が高いと考えられる。

以上を整理すれば、第1と第3の動機に基づく保守的な投資・財務行動は、いずれも企業統治の問題に起因し、少なくとも企業価値最大化という観点に立つ限り基本的には非効率な選択を行っている点で類似している。ただし、第1の動機はもっぱら過小投資の問題であるのに対し、第3の動機は投資量だけでなく投資の配分にも大きく歪みが生じるうえ、キャッシュフローが潤沢な場合など状況次第では過大投資にも転化するという点で、両者を識別する意義がある<sup>3</sup>。これに対し、第2の動機に基づく保守的な投資・財務行動は、企業統治との関係は薄いため、企業統治改革の効果は（この点に限って言えば）限定的であるということになる。

## 2.2 2009年以降の投資行動の構造変化

アベノミクスの第一の矢としての異次元金融緩和は円高修正につながり、企業収益も大きく押し上げたことから、設備投資の国内回帰を期待する声が高まった。実際、2000年代半ばに円が安定的にやや円安水準で推移した際には、製造業の有力企業が国内回帰を謳い、結果的に企業価値を損なった例も散見されたとはいえ、国内設備投資は相応の伸びを示した。しかしながら、アベノミクス開始以降の円安局面においては国内設備投資に力強さは感じられず、その原因について様々な議論が行われている。

その中で、企業や金融機関関係者など実務家の間では、世界金融危機やそれに伴う円高、さらには東日本大震災を契機として日本企業の立地選択が不可逆的に海外にシフトしたのではないかと見る向きも多い。そこで本稿では、この構造変化説と整合

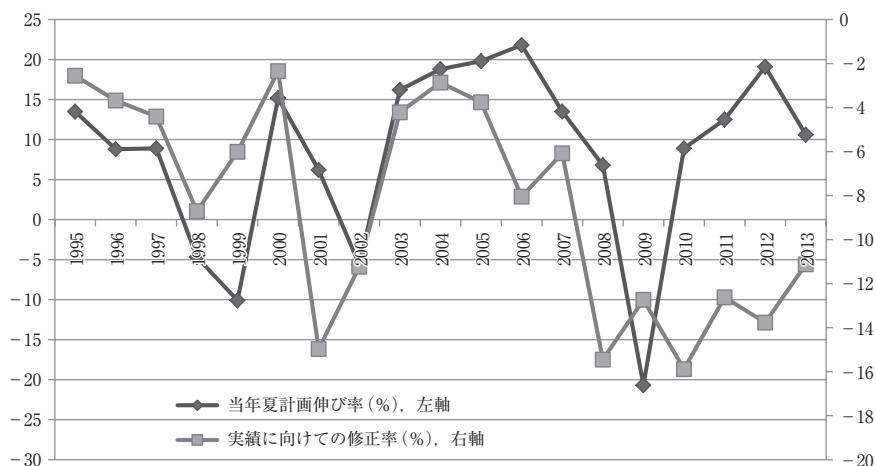
<sup>3</sup> 例えば第3の動機がメインである場合、優遇税制により投資を促進することは資源配分の歪みを悪化させる可能性が高い。



的な2つのデータに注目し、概ね2009年頃を境に投資行動が変化したのではないかという仮説を検証する。1つ目は、日本政策投資銀行の設備投資計画調査における計画段階から実績値にかけての減額修正率の変化である。同調査は、資本金10億円以上の大企業の国内設備投資額を、主として当年度の夏に当年度の設備投資計画を調査し、翌年度の夏にその実績値を調査するものであるが、基本的には工期のずれ込みやコストの見直しにより実績値は計画段階より減額修正される傾向がある。ただし、企業が強気の（景気が良く計画段階の伸び率が高い）時期には、減額修正率は相対的に小さい、というのが従来の経験則であった。しかしながら、2010年以降その経験則が当てはまらず、計画伸び率は高いにもかかわらず、最終的に大幅に減額修正される状況が続くようになった（図表4）。

また、財務面に目を向けると、もう1つの変化が2009年以降の無借金企業の動向に表れている。先ほどの図表3に戻ると、2000年代半ばまでは歩調を揃えて伸びてきた実質無借金企業（有利子負債残高を上回る現預金を保有する企業。完全無借金企業を含む。）と完全無借金企業（有利子負債残高がゼロの企業）の比率が、2006～08年の踊り場を経て、2009年以降は実質無借金企業の比率が再び上昇傾向に転じたのに対し、完全無借金企業の比率はわずかながら低下を続けていることがわかる。これは、財務健全性を追求する意図が、世界金融危機を境に変化したためかも知れない。なぜなら、純有利子負債残高（＝有利子負債残高－現預金残高）の値がマイナスで同じ値を持つ実質無借金企業と完全無借金企業を比較すると、手元に余剰資金と有利子負債を両建てで持つか（実質無借金企業）、有利子負債を返済しきってしまうか（完全無借金企業）の違いだけであるから、平常時には社債の格付けや銀行の内部格付け

図表4 設備投資計画の計画時伸び率と修正率（製造業）



データ：日本政策投資銀行「設備投資計画調査」。

は同等になるはずである。しかし、金融危機等で市場がフリーズした状況では、もし有利子負債に金融機関借入が含まれていれば、金融機関とのリレーションを維持している実質無借金企業の方が迅速に資金調達できる分、有利になる可能性があるからである。また、M&A などを含む大型の投資機会がふいに出現した場合に、機動的に決断できるのも手元流動性の豊富な実質無借金企業の方であろう<sup>4</sup>。

以上2つの観察事実を踏まえ、本稿においては2008年以前と2009年以降で推計期間を分割し、投資関数の推計結果を比較することとする。

### 2.3 実証分析の枠組み

中村（2014）および Nakamura（2016）と同様、本稿においても、日本の上場企業の有価証券報告書に基づくマイクロデータを用いて、トービンの $q$ 型の投資関数に、上記仮説の検証に用いる諸変数、そして企業規模や産業ダミー、年度ダミーなどのコントロール変数を加えたものを推定し、設備投資（国内の有形固定資産投資）を抑制している要因を探る。

推定に使用するデータセットは、主として日本政策投資銀行「企業財務データバンク」に収録された東証一部・二部上場企業の有価証券報告書データ（単体決算）に基づいて作成されている<sup>5</sup>。

分析対象は、財務指標の特殊性が顕著な産業や、 $q$ 理論の前提である完全競争の仮定が成立しにくい規制産業を除いた、製造業、建設業、卸売・小売業（旧・9大総合商社を除く）、不動産業、サービス業の5業種に属する企業のうち、中村・福田（2013）で定義された「ゾンビ企業」の基準に1995年度以降2010年度までの間に1回以下しか該当しなかった「優良企業」とし<sup>6</sup>、分析期間は「ゾンビ企業」の大半が復活した2004年度以降、直近（2013年度）までの期間とする<sup>7</sup>。「ゾンビ企業」の基準に1回該当した企業も分析対象に含めたのは、公開情報のみによる判定の限界（誤認の可能性）を考慮したことや、サンプル数の確保に加え、リーマンショック時に「ゾンビ」状態（流動性逼迫）を経験した企業とそうでない企業の、2009年以降の投資行動の違いを検証するという目的もある。

<sup>4</sup> この観点からの先駆的研究である Acharya *et al.* (2007) は、将来の投資機会とキャッシュフローの相関が低いほど、負債と現預金を両建てで持つ誘因が高まると結論づけた。

<sup>5</sup> 社長の属性や交代状況に関しても、基本的には有価証券報告書の情報に基づくが、「企業財務データバンク」には収録されていないため、「日経 NEEDS 企業基本データ」の収録情報を加工して作成した。また、 $q$ の計算に用いる株価データや、社齢の計算に必要な設立年月日の情報は、「日経 Financial Quest」から取得した。

<sup>6</sup> 財務データから、有利子負債残高に対する各プライムレート相当の利払い額合計（健全な企業ならば最低限支払うであろう支払利息の理論値）を賄う利益水準に満たず、金利減免もしくは追い貸しによる金融支援を受けていると推測される企業を「ゾンビ企業」と定義している。

<sup>7</sup> 企業の決算期では2014年3月期までであり、アベノミクスの影響はほとんど含まれていない。

各企業の資本ストックデータは、外木他（2010）の方法に準拠しつつ、建物、構築物、機械装置、船舶（航空機を含む）、車両運搬具、工具器具備品の分類ごとに、1977年度以前から存在する企業については1977年度を、それ以降に上場した企業については『企業財務データバンク』にデータが初めて収録された年度をベンチマーク・イヤーとする恒久棚卸法により作成し、その値を合計して求めている。設備投資額  $I$  は、「資本財の新規取得額」から「売却・除却設備の残存時価」を差し引いたものとして定義されるが、データの制約から「売却・除却設備の残存時価」の部分については会計上の恒等式から逆算した売却・除却額の簿価をそのまま使用する方法を採用した。

トービンの  $q$  型の投資関数については、財務データとの対応関係に配慮して展開された外木他（2010）の2つの離散時間モデルのうち、先行研究と同様、「期首モデル」の想定（投資率  $I/K$  の説明変数として当期首＝前期末の  $q-1$  が対応する）を置く。理論的にはこの  $q-1$  が十分統計量となるが、実証分析の世界では強い説明力を持つことの多い、投資率  $I/K$  のラグ項と資本ストックで基準化したキャッシュフロー  $CF/K$  も基本的な変数として組み込む。トービンの  $q$  は、以下の式により算出したものを用いる<sup>8</sup>。

$$\frac{\text{株式時価総額} + \text{負債簿価} - \text{資本ストック以外の保有資産簿価}}{\text{資本ストックの再調達価額}}$$

中村（2014）および Nakamura（2016）では、調整費用関数の次数が2ではない可能性を考慮して対数線形の定式化を採用したが、その結果  $I/K$ 、 $q-1$ 、 $CF/K$  のいずれかが0以下のサンプルは、自動的に分析対象から除外されていた。このことは、優良企業を分析対象とする観点からは大きな支障ではないと考えられる半面、投資機会 ( $q$ ) の縮小が投資の低迷をもたらしている可能性を考慮する上では多くの情報が失われているとの指摘もあり得た。そこで本稿では、調整費用関数の次数が2であるとの仮定から導かれる一般的な線形の定式化を採用することによって、中村（2014）および Nakamura（2016）で得られた結果の頑健性をチェックしつつ、情報損失の懸念に対応することとした。 $q-1$  以外の説明変数についても、あり得べき内生性の問題を緩和するため1期のタイムラグをとることにすれば、推計式は次のように要約できる。

$$\begin{aligned} \frac{I_t}{K_t} = & \alpha + \beta_0 \frac{I_{t-1}}{K_{t-1}} + \beta_1 (q_{t-1} - 1) + \beta_2 \frac{CF_{t-1}}{K_{t-1}} + \sum_j \beta_{3j} DUMZL_{j,t-1} + \sum_k \beta_{4k} CG_{k,t-1} \\ & + \beta_5 REST_t + \sum_l \beta_{6l} CONTROL_{l,t} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

<sup>8</sup> 資本ストック、設備投資額、 $q$  の計算方法やデータソースについては、外木他（2010）の方法に依拠しており、詳細は同論文の補論を参照されたい。

ただし、*DUMZL*は無借金に関するダミー変数群、*CG*は企業統治に関する変数群、*REST*は社内の事業再編に関する変数、*CONTROL*は企業規模など他のコントロール変数群を表す。推計手法については、時間変動の比較的少ないダミー変数を多用することから、パネル分析は採用せず、産業効果と時点効果をダミー変数でコントロールすることとした。また、内生変数をラグ付き変数とすることは必ずしも内生性がもたらすバイアスの解決につながらないとの指摘もあることから、上式をOLSではなく、次節で詳述するように、操作変数を利用して内生性をコントロールするGMM（一般化モーメント法）によって推定した<sup>9</sup>。

### 3. 説明変数とデータ特性

#### 3.1 説明変数

本節では、2.1項で詳述した保守的な投資・財務行動の動機に関する3つの仮説、すなわち、1) 経営者の保身やリスク回避、2) 将来の流動性不足や投資機会に備えた予備的貯蓄、3) 企業内「ゾンビ事業」の存在などの内部資金市場の歪み、を検証するための説明変数と、符号条件について説明する。

まず、無借金に関するダミー変数群 *DUMZL* に関しては、純有利子負債残高（有利子負債残高－現預金残高）を資本ストックで除した値 *NDK*（*NDK* が負値をとる場合はネットキャッシュ・ポジションすなわち実質無借金状態にあることを示す）が、投資率に対して非線形な影響を与える可能性を考慮するため、*NDK* の値に応じて、 $NDK < -0.5$ 、 $-0.5 \leq NDK < -0.3$ 、 $-0.3 \leq NDK < -0.1$ 、 $-0.1 \leq NDK < 0.1$ 、の4つのダミー変数を用いる（順にそれぞれ「純有利子負債ダミー1、2、3、4」と呼ぶことにする）。ここで、各ダミー変数の係数は、 $0.1 \leq NDK$  のサンプルをベンチマークとした時の相対的な設備投資への影響度を示すことになる。*NDK* が負の領域に対応する「純有利子負債ダミー1、2、3」が負に有意であることは、実質無借金企業の方がそうでない企業よりもむしろ投資を抑制しているという点で第1と第2の動機の証拠となりうる（逆に、これらの変数が有意でなければ、第3の動機が示唆される）。さらに第1と第2の動機を識別するためには、 $-0.1 \leq NDK < 0.1$  に対応する「純有利子負債ダミー4」が重要な役割を果たす。すなわち、第2の動機にとっては、*NDK* が小さい（ネットキャッシュ・ポジションが大きい）ほど望ましいものの、それがマイナスであるかプラスであるかに決定的な意味はない。他方、第1の動機に関

<sup>9</sup> 近年では全ての変数について1階の階差をとって固有効果を除去するシステムGMMの手法が一般化しているが、本稿の重要な関心事項の1つである時間変動の比較的少ないダミー変数の効果の計測が困難になることなどから採用しなかった。

しては、無借金というステータスに重要な意味があるため、 $-0.1 \leq NDK < 0.1$  という、 $NDK$  がプラスかマイナスか（実質無借金か否か）の瀬戸際にある企業においては投資を抑制して財務余力を増やす誘因が大きいと考えられる。したがって、「純有利子負債ダミー4」に関しては、負に有意であれば第1の動機が支持され、そうでなければ第2、第3の動機と整合的な結果となる<sup>10</sup>。

無借金に関する変数としては、もう1つ完全無借金ダミーを追加する。実質無借金が設備投資に対して有意にマイナスであることを前提として、実質無借金の特殊ケースである完全無借金状態（有利子負債残高がゼロ）であることが、追加的に有意なプラスの効果を持つかどうか、次の理由により第1の動機と第2の動機との識別材料となる<sup>11</sup>。すなわち、同じ純有利子負債残高（負値）のレベルであれば、現預金を有利子負債の返済に使って完全無借金状態を実現するか、有利子負債を両建てで温存するかの選択は、第1の動機とはほとんど関係がない。しかし、完全無借金を実現して金融機関や資本市場との関係をクリアすることは、金融危機による流動性逼迫やM&A、企業再編等のために急に巨額のリスクマネーが必要になった場合に、（同じ純有利子負債残高（負値）の企業と比べて）資金調達上不利になる可能性がある。それでも完全無借金を選択しているということは、第2の動機すなわち予備的貯蓄動機の弱い企業であると考えられる。したがって、完全無借金ダミーが有意にプラスであることは、第2の動機が設備投資に影響を与えている証拠と言える。

なお、本稿では1995～2010年度までの間に一時的ショックの影響などで「金融支援」の基準に過去に1回のみ該当した企業は「ゾンビ企業」とは見なさず、「優良企業」に含めている<sup>12</sup>。しかし、このような一時的ショックによる流動性逼迫の経験は、予備的貯蓄に対するニーズを高めることが予想される。したがって、「金融支援」の基準に該当した年度以降を1とするダミー変数を作成し（経営危機後ダミー）、説明変数に追加する。この変数が設備投資に対して有意に負の影響を持つことを検証できれば、第1の動機と第2の動機とのもう1つの識別材料となる。

<sup>10</sup>  $NDK$  の係数がマイナスに有意であっても、無借金状態が投資を抑制しているのではなく、投資の抑制傾向が強い企業ほど  $NDK$  が小さくなるという逆因果を反映しているに過ぎないのではないかという批判はありうる。なぜなら、 $NDK$  はストック変数であり、もし資本構成の変更に相応の調整費用がかかるならば、過去の投資・財務行動が無視できない影響を与えるからである。しかし、この問題は投資関数の説明変数に投資率  $I/K$  のラグ項を含めたことにより、完全ではなくとも大幅に緩和されている。

<sup>11</sup> なお、「失われた20年」の日本企業では考えにくいだが、逆に実質無借金の諸係数がプラスに有意で、かつ完全無借金ダミーがマイナスに有意であれば、Jensen (1986) がかつて指摘した「フリー・キャッシュフロー問題（手元に豊富な現金を保有することが経営者の「帝国建設（empire building）」のモラルハザードを助長すること）」の可能性が疑われる。

<sup>12</sup> 中村・福田 (2013) が指摘したように、世界金融危機の影響を受けた2008年度には、「金融支援」の基準に該当する企業の比率が、「ゾンビ企業」のピークであった1998年度や2001年度と同水準にまで上昇した。しかし同比率はその後、2010年度にかけて急速に低下した。

企業統治に関する変数群 CG に関しては、社長の持つ権限や情報量が小さいと考えられる場合に1をとるダミー変数（社長 lowpower ダミー）、社長が内部出身者（いわゆる生え抜き）である場合に1をとるダミー変数（社長内部出身ダミー）、株主構成に関する4変数（金融機関持株比率、事業法人持株比率、海外持株比率、十大株主持株比率）を導入する<sup>13</sup>。社長 lowpower ダミーとは、具体的には、社長の役員内における序列が2位以下であるか、役員内に相談役、名誉会長など会長、社長以外の権力の存在を暗示するポストが存在するか<sup>14</sup>、いずれかを満たす場合に1をとるダミー変数である。社長より上位に位置する会長や、上位でなくても相談役等のポストに就く役員は、多くの場合社長経験者で、かつ社長時代に大きな功績をあげた人物であり、社長と同等ないしそれ以上の権限、情報量を持つと考えられる。このような役員構成のもとでの社長は、そうでない場合に比べて、大胆な経営上の意思決定を行う power に乏しい（low power である）と考えられる<sup>15</sup>。

社長が内部出身であることは、企業の成長よりも存続に対する選好が高く（第1の動機）、社内のしがらみも多い（第3の動機）という両面で、過小投資の背景になるため、マイナスに有意であれば第1と第3の動機と整合的であり、そうでなければ第2の動機が示唆される。他方、第1と第3の動機を識別する上では、社長 lowpower ダミーが重要な役割を果たす。すなわち、社長の権限・情報量が強ければ内部資金市場の歪みによる過小投資は生じにくいいため、社長 lowpower ダミーがマイナスに有意であれば第3の動機の存在が示唆される。逆に第1の動機が優位であれば、平穩無事を目指す社長の権力の強さは、少なくとも過小投資を弱める方向には働かないと考えられる。

株主構成に関しては、外国人や大株主の持株比率（海外持株比率、十大株主持株比率）が高いことは、社長や役員に対する株主からのプレッシャーの強さを、株式持ち合いの代理変数としての事業法人持株比率や銀行等とのリレーションの代理変数としての金融機関持株比率は株主からのプレッシャーの弱さを示すと考えられる<sup>16</sup>。株主

<sup>13</sup> 以上の他に、福田他（2007）などが指摘した、社長が高齢であるほど投資を抑制する傾向をコントロールするため、社長の年齢の対数値を追加している。

<sup>14</sup> 相談役、名誉会長のほかに、最高顧問、オーナー、ファウンダーを同等の肩書とみなした。

<sup>15</sup> 米欧の企業統治の分野では、CEO の power の強弱が企業の経営パフォーマンスや投資・財務行動に与える影響に関し、多数の理論的・実証的研究が行われてきた。ただし、米欧での CEO の概念と日本における社長の概念は必ずしも一致せず、米欧流に言えば会長が CEO であり、社長は COO もしくは CFO に相当すると考えられる日本企業も少なくない。同様に、米欧での取締役会議長と、日本企業における会長の概念も必ずしも一致しない。

<sup>16</sup> 銀行の株式保有が企業価値や企業行動に与える影響については、1) 大株主としてモニタリングを行うか行わないか（むしろ「物言わぬ株主」として敵対的買収圧力の盾になるか）、2) モニタリングを行う場合、株主価値最大化と整合的か否か（むしろ債権者としての利益を最大化するか）、など様々な仮説が提示されているが、本稿が分析対象とする「優良企業」は、金融機関にとって優良顧客であるため、株式を持ち合う事業法人と同様、物言わぬ株主として行動する可能性が高いと考

あるいは株式市場からのプレッシャーの弱さが過小投資の背景になる点は、第1と第3の動機に共通しているため、外国人や大株主の持株比率（事業法人持株比率や金融機関持株比率）が設備投資に対して有意にプラス（マイナス）であれば第1と第3の動機と整合的であり、そうでなければ第2の動機が示唆される。特に、金融機関持株比率が高い企業は、銀行等とのリレーションが強い分、予備的貯蓄の誘因が小さい可能性がある。したがって金融機関持株比率の係数が有意にプラスであれば、第2の動機が強く示唆されると言える。

社内の事業再編に関する変数 *REST* としては、固定資産処分損と減損損失の和を資本ストックで基準化した値を用いた。将来の事業価値の毀損を見積もって資産評価額に反映させる減損損失の計上や、実際に遊休資産の売却・除却を行い損失を確定することは、非効率化した社内の「ゾンビ事業」を整理する動きとある程度連動しているはずである。したがって、この変数が設備投資に対して有意にプラスの影響を持つとすれば、それは第3の動機によって投資が抑制されていた証拠と解釈することができる<sup>17</sup>。

その他のコントロール変数群 *CONTROL* としては、2000年代半ば以降に一段と進展した企業の海外展開との関係をコントロールするため、関連会社資産増加額を資本ストックで基準化した値を、また M&A（のれんの計上）やソフトウェア投資などとの関係をコントロールするため、無形固定資産増加額を資本ストックで基準化した値を、それぞれ説明変数に加えた。海外展開も無形固定資産も、被説明変数である国内の有形固定資産投資との間には、代替関係（符号はマイナス）、補完関係（符号はプラス）のいずれの可能性も指摘される。また、企業規模の代理変数として従業員数と総資産簿価の対数値、企業のライフサイクルに関する変数として社齢（設立後の経過年数）の対数値もコントロール変数に加えた。

以上の諸変数の符号条件と各仮説との関係については、図表5にまとめられている。

---

えられる。

<sup>17</sup> ただし、大きな売却・除却損が発生するという事は、それだけ多くのゾンビ事業を抱えていたということも意味する。仮に、そうした事業のうち不十分な割合しか損失を確定しない（できない）ケースが大半であったとすると、残存したゾンビ事業の影響によってマイナスの符号をとる可能性もある。

図表5 保守的な投資・財務行動の3つの動機に関連する諸変数の想定符号条件について

第1の動機：経営者の保身・リスク回避

第2の動機：将来の流動性不足や投資機会に備えた予備的貯蓄

第3の動機：企業内「ゾンビ事業」の存在などの内部資金市場の歪み

被説明変数：投資率  $I/K$ 

	第1の動機	第2の動機	第3の動機
純有利子負債ダミー1	-	-	
純有利子負債ダミー2	-	-	
純有利子負債ダミー3	-	-	
純有利子負債ダミー4	-		
完全無借金ダミー		+	
経営危機後ダミー		-	
社長lowpowerダミー			-
社長内部出身ダミー	-		-
金融機関持株比率	-	+	-
事業法人持株比率	-		-
海外持株比率	+		+
十大株主持株比率	+		+
固定資産処分減損損失/K			+

### 3.2 外れ値処理とデータ特性

外木他（2010）は、1990年代後半以降、ソフトウェアや情報サービス業などを中心に、有形固定資産の保有額が小さく、企業価値との関連性も希薄な企業が増加し、トービンの  $q$  の外れ値が目立つことを指摘した。こうした企業は、有形固定資産が企業価値の源泉であることを前提とした伝統的な  $q$  理論の枠組みで分析することが困難なため、以下の分析では、 $q$  が10を超えるか、もしくは負の値をとるサンプルを外れ値として除外した。また、合併や分社化など企業再編、持株会社化などによってデータの連続性が失われるケースも近年増加している。そこで、総資産簿価について前期比が2倍超もしくは0.5倍未満の数値を示したサンプルも除外した。さらに、海外展開を大きく進めた企業では、単体決算と連結決算の乖離が大きくなっており、単体決算データに基づく本稿の分析枠組みでは実態を把握できないケースが増えてい



ることも事実である。このため、総資産および売上高の連単倍率がいずれも2倍超のサンプルも除外することとした。次節以降では、以上の外れ値処理を行った後のサンプルについて投資関数の推定を行う。全推計期間（2004～13年度）、前半期（2004～08年度）、後半期（2009～13年度）それぞれの基本統計量は、図表6の通りである。

投資率  $I/K$  の平均値は、前半期の0.096から後半期に0.084へと、トービンの  $q$  から1を差し引いた値（1期ラグ値）の平均値は、前半期の1.295から後半期の平均値が0.597へと、いずれも低下している（平均値の差の検定はいずれも1%水準で有意）。これに対し、 $CF/K$ （1期ラグ値）の平均値は、わずかに低下しているが、その差は10%水準でも有意ではない。つまり、次節の投資関数の推計結果においてはクロスセクションの変動や年度ダミーの陰に隠れて見えなくなってしまうが、時系列の変化で見る限り、投資率の低下はある程度、 $q$  で見た投資機会の減少に起因したものであるとすることができる。これは、資金循環統計を用いて、先進6カ国（米仏独伊日英）の企業部門の貯蓄過剰が、金融環境や企業のリスク回避姿勢などよりも投資機会の減少を反映したものであるという Gruber and Kamin（2015）の結論とも整合的である。

無借金経営に関しては、純有利子負債/ $K$  が-0.5未満という最も財務状態の「良い」カテゴリー（純有利子負債ダミー1）が全期間を通したサンプルの2割を超えており、完全無借金企業も2割弱に達している。ただし、前半期と比較すると後半期はこれらの比率が若干低下している。

## 4. 推計結果

### 4.1 内生変数の特定および操作変数の選択

投資関数の推定にあたっては、全期間・全産業のサンプル全体をベンチマークとし、以下の要領で内生変数の特定および操作変数の選択を行った。まず、内生変数である可能性が先験的に比較的高いと考えられる、 $q-1$ 、 $CF/K$ 、純有利子負債ダミー1～4 および完全無借金ダミーの計7変数を内生変数とし、利益剰余金/ $K$ 、配当/ $K$ 、棚卸資産簿価/ $K$  および総資産の連単倍率の1期ラグならびに  $q-1$  および  $CF/K$  の2期、3期ラグ、純有利子負債ダミー1～4 および完全無借金ダミーの2期ラグの計13変数を操作変数としてGMM推定を行い、各内生変数について内生性に関するDurbin-Wu-Hausman検定を行ったところ、当該変数が外生であるという帰無仮説が5%水準で棄却されたのは  $q-1$  のみであった。この結果を踏まえて、内生変数は  $q-1$  と、（理論上の想定と異なり） $q$  に含まれない将来の投資機会に関する情報を含

図表6 基本統計量

I/K : 被説明変数	q-1	CF/K	純有利子負債/純有利子負債/純有利子負債/純有利子負債/純有利子負債				完全無借金	経営危機後	ln社長年齢	社長lowpower			
			ミ-1 (純有利子負債K<0.5)	ミ-2 (0.5<純有利子負債K<0.1)	ミ-3 (0.3<純有利子負債K<0.1)	ミ-4 (0.1<純有利子負債K<0.1)							
			2004-13年度 (N=4538)										
平均値	0.091	1.002	0.299	0.071	0.110	0.146	0.191	0.154	4.097	0.543			
中央値	0.079	0.308	0.230	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	4.118	1.000			
標準偏差	0.116	1.968	0.330	0.403	0.313	0.353	0.394	0.361	0.118	0.498			
			2004-08年度 (N=2633)										
平均値	0.096	1.295	0.303	0.207	0.122	0.143	0.202	0.127	4.097	0.532			
中央値	0.082	0.573	0.231	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	4.115	1.000			
標準偏差	0.103	2.108	0.326	0.405	0.327	0.350	0.402	0.333	0.116	0.499			
			2009-13年度 (N=1905)										
平均値	0.084	0.597	0.293	0.198	0.093	0.149	0.176	0.191	4.096	0.557			
中央値	0.076	0.023	0.228	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	4.119	1.000			
標準偏差	0.131	1.673	0.335	0.399	0.291	0.356	0.381	0.393	0.120	0.497			
			2004-13年度 (N=4538)										
			社長内部出身	金融機関特株	事業法人特株	海外特株比率	十六株主特株	固定資産処分	関連会社資産	無形資産増加	ln従業員数	ln総資産簿価	ln社齢
			比率	比率	比率	比率	比率	増加/K	増加/K	/K			
平均値	0.836	0.264	0.261	0.481	0.019	0.055	0.002	6.972	18.285	4.039			
中央値	1.000	0.255	0.229	0.456	0.005	0.002	0.000	6.962	18.138	4.094			
標準偏差	0.370	0.123	0.175	0.137	0.067	0.391	0.041	1.196	1.259	0.366			
			2004-08年度 (N=2633)										
平均値	0.827	0.271	0.262	0.486	0.023	0.054	0.003	6.890	18.210	4.018			
中央値	1.000	0.265	0.226	0.463	0.006	0.002	0.000	6.881	18.059	4.060			
標準偏差	0.378	0.125	0.176	0.134	0.081	0.373	0.039	1.157	1.219	0.355			
			2009-13年度 (N=1905)										
平均値	0.848	0.253	0.261	0.474	0.013	0.055	0.000	7.087	18.390	4.069			
中央値	1.000	0.244	0.231	0.448	0.004	0.002	-0.001	7.106	18.293	4.127			
標準偏差	0.359	0.119	0.174	0.140	0.037	0.415	0.043	1.238	1.305	0.377			

注: 1. 説明変数はすべて1期ラグ値。  
2. 外れ値を除外後。

む可能性が高い  $CF/K$ 、の 2 変数に絞った。サンプル分割のセッティングによっては、全ての変数について外生性が棄却されず OLS が示唆される場合や、より多くの内生変数が示唆される場合もあったが、相互比較の観点から内生変数は上記の 2 変数で統一した。操作変数は、利益剰余金/ $K$ 、配当/ $K$ 、棚卸資産簿価/ $K$  および総資産の連単倍率の 1 期ラグならびに  $q-1$  および  $CF/K$  の 2 期、3 期ラグの計 8 変数として GMM 推定を行い、過剰識別制約検定が 10% 水準で棄却された場合は、棄却されなくなるまで 1 期ラグの変数を 1 つずつ除外して適切な操作変数セットを探索した。

#### 4.2 ベースライン・ケースの推計結果（推計期間 2004～13 年度）

まず、全推計期間を通じた推計結果に基づき、最近 10 年間の全般的な設備投資行動の傾向を、全産業を含むサンプル全体に加え、製造業と非製造業に 2 分割した場合、輸出産業と非輸出産業に 2 分割した場合<sup>18</sup>、それぞれを比較しつつ見ていく（図表 7）。

まず、投資関数の基本的変数について見ると、前節で時系列の変化を概観した際には対照的に、 $q-1$  が全く有意でないのに対し、 $CF/K$  は内生性をコントロールしてもなお、輸出産業を除く全てのケースでプラスに有意である点が目を引く。裏を返せば、 $q$  によって説明される投資の変動の大半は、時点効果や産業効果でもとらえられるマクロレベルあるいはセミマクロレベルのショックに対応するものであったということになる。

次に、保守的な投資・財務行動の背景として想定した 3 つの動機に関連する変数群の結果を見る。全産業をプールした推計結果では、純有利子負債残高ダミー 1 および 3 の係数がマイナスに有意であり、実質無借金を達成している企業において、ベンチマークである純有利子負債の資本ストックに対する比率が +0.1 以上の企業と比較して、むしろ投資が抑制されていたことがわかる。産業別に推計した場合でも、いずれか一方の係数はマイナスに有意であり、全産業よりは弱いだが、同様の傾向は認められる。これは、 $CF/K$  がプラスに有意であることとともに、中村（2014）や Nakamura（2016）が指摘した「疑似資金制約」現象を示唆しており、保守的な投資・財務行動の第 1 の動機および第 2 の動機と整合的な結果である。そこで、第 1 の動機と第 2 の動機を識別するポイントとなる変数を見ると、経営危機後ダミーがロバストにマイナスで有意に推定されており、第 2 の動機を強く支持していることが目を引く。その他の変数では、第 1 の動機を示唆する点として海外持株比率がプラスで有意であるが、

<sup>18</sup> 製造業 18 業種中、鉱工業出荷内訳表における輸出向けの出荷ウェイトが相対的に高い 9 業種（繊維、化学、鉄鋼、非鉄金属、一般機械、電気機械、自動車、その他輸送機械、精密機械）を輸出産業、それ以外の製造業と非製造業を非輸出産業とみなした。

図表7 投資関数の推定結果：全期間（2004～13）

説明変数、K	全産業		製造業		非製造業		輸出産業		非輸出産業	
	係数推計値	p値	係数推計値	p値	係数推計値	p値	係数推計値	p値	係数推計値	p値
IK	0.0879	0.000 **	0.1237	0.000 **	0.0652	0.014 **	0.1546	0.000 **	0.0707	0.001 **
q-1	-0.0022	0.281	0.0006	0.779	0.0027	0.536	0.0008	0.718	-0.0009	0.775
CFK	0.0359	0.001 **	0.0387	0.055 *	0.0358	0.011 **	0.0351	0.106	0.0367	0.003 **
純有利子負債ダミ-1（純有利子負債K<0.5）	-0.0087	0.095 *	-0.0075	0.197	-0.0186	0.060 *	-0.0109	0.121	-0.0124	0.098 *
純有利子負債ダミ-2（-0.5<純有利子負債K<0.3）	-0.0062	0.356	-0.0097	0.163	-0.0059	0.709	-0.0094	0.146	-0.0096	0.451
純有利子負債ダミ-3（-0.3<純有利子負債K<0.1）	-0.0079	0.070 *	-0.0090	0.050 *	-0.0094	0.397	-0.0129	0.020 **	-0.0042	0.557
純有利子負債ダミ-4（-0.1<純有利子負債K<0.1）	-0.0073	0.131	-0.0070	0.177	-0.0108	0.292	-0.0079	0.207	-0.0056	0.368
完全無借金ダミ-1	0.0010	0.809	-0.0045	0.317	0.0093	0.297	0.0032	0.494	0.0007	0.922
経営危機後ダミ-1	-0.0199	0.001 **	-0.0253	0.000 **	-0.0165	0.094 *	-0.0139	0.012 **	-0.0254	0.023 **
ln社長年齢	0.0038	0.798	0.0274	0.105	-0.0330	0.224	0.0529	0.018 **	-0.0308	0.122
社長lnpowerダミ-1	0.0010	0.759	0.0009	0.800	0.0059	0.388	0.0086	0.023 **	-0.0068	0.185
社長内派出身ダミ-1	0.0005	0.920	-0.0037	0.394	0.0066	0.603	-0.0037	0.476	0.0002	0.985
金融機関持株比率	0.0544	0.005 **	0.0540	0.005 **	0.0508	0.319	0.0485	0.035 **	0.0506	0.108
事業法人持株比率	0.0341	0.049 **	0.0355	0.061 *	0.0009	0.978	0.0416	0.100	0.0263	0.264
海外持株比率	0.0632	0.008 **	0.0417	0.065 *	0.0564	0.303	0.0614	0.019 **	0.0598	0.118
十大株主持株比率	0.0244	0.176	0.0301	0.155	0.0490	0.153	-0.0086	0.723	0.0378	0.148
固定資産処分減損失K	-0.0571	0.003 **	-0.0446	0.322	-0.0366	0.115	0.0059	0.919	-0.0548	0.009 **
関連会社資産増加K	0.0102	0.060 *	0.0143	0.068 *	0.0051	0.534	0.0045	0.584	0.0082	0.163
無形資産増加K	-0.0168	0.672	-0.0752	0.249	0.0114	0.819	-0.0966	0.185	0.0052	0.910
ln従業員数	0.0113	0.000 **	0.0202	0.000 **	0.0045	0.263	0.0184	0.000 **	0.0107	0.002 **
ln総資産簿価	-0.0143	0.000 **	-0.0240	0.000 **	-0.0032	0.656	-0.0202	0.000 **	-0.0134	0.011 **
ln社齢	-0.0226	0.004 **	-0.0182	0.020 **	-0.0180	0.335	-0.0226	0.027 **	-0.0178	0.137
定数項	yes		yes		yes		yes		yes	
年度ダミ-1	yes		yes		yes		yes		yes	
産業ダミ-1	yes		yes		yes		yes		yes	
観察数	4538		3222		1316		2207		2331	
過剰識別制約検定のp値	0.172		0.242		0.193		0.198		0.114	

注：1. 説明変数はすべて1期ラグ値。  
 2. 純有利子負債残高/Kダミ-1は、0.1<純有利子負債残高/Kがベータカテゴリーとなっている。  
 3. 係数推計値は、q-1およびCF/Kを内生変数、利益剰余金/K、配当/K、棚卸資産簿価/K、および総資産の連単倍率の1期ラグならびにq-1およびCF/Kの2期、3期ラグを操作変数とするGMM推定による。ただし、上記の操作変数リストが過剰識別制約検定を10%水準で通過しない場合は、通過するまで1期ラグの操作変数リストから除いた。  
 4. 係数推計値のp値は、分散不均一性に關するロバースト標準偏差による。  
 5. 係数推計値のp値脇の記号は、\*が5%水準、\*\*が10%水準で有意であることを示す。

他方で第2の動機を示唆し第1（および第3）の動機と整合的でない点として金融機関持株比率がプラスで有意に推定されており、それ以外は有意でないか符号条件を満たさない。以上の諸点を総合すれば、2000年代半ば以降の保守的な投資・財務行動の背景として第2の動機すなわち予備的貯蓄の動機が存在した可能性は高い。ただし、2009年前後で投資行動に何らかの構造変化が起きていたのだとすれば、上述の結果は、異なる投資行動の特徴を混合したものに過ぎないかも知れない。

#### 4.3 投資行動の構造変化の検証（2009年前後でサンプル期間を分割した推計結果）

そこで、次にサンプル期間を2004～08年度（前半期）と2009～13年度（後半期）とに分割して投資関数を推計した。まず、前半期の推計結果を図表8-1で見る。

投資関数の基本的変数に関しては、 $q-1$ が全く有意でないのに対し、 $CF/K$ が高い説明力を持つ点では、10年間を通じた推計結果と同様である。ただし、細かく見ると $CF/K$ について次のような違いが見られる。まず、10年間トータルの推計では有意でなかった輸出産業が有意となり、代わって非製造業が有意ではなくなっている。加えて、係数の推計値も製造業で0.1335、輸出産業で0.1240と、有意でない非製造業、有意であるが0.0462である非輸出産業に比べて、顕著な大きさととなっている。10年間トータルの推計において、 $CF/K$ の係数が有意であった製造業、非製造業、非輸出産業の推計値が押しなべて0.04弱に過ぎなかったことも踏まえれば、前半期の製造業、とりわけ輸出産業におけるキャッシュフローの設備投資に対する影響力はかなり強いものであったと言える。

次に、保守的な投資・財務行動の背景として想定した3つの動機に関連する変数群について見ると、純有利子負債残高ダミー1もしくは3が非輸出産業を除いてマイナスで有意に推計されている点は10年間トータルの結果と概ね同様であるものの、10年間トータルでは全く有意でなかった純有利子負債残高ダミー4の係数が、輸出産業を除いてマイナスで有意に推計されている点は明らかに異なっている。これは、第1の動機（経営者の保身）による投資抑制の可能性を示唆する重要な判断材料となる。他方、10年間トータルでは全てのケースでマイナスに有意であった経営危機後ダミーが、前半期においては製造業、輸出産業で有意でなくなっている。これは、第2の動機（予備的貯蓄）による投資抑制の可能性が10年間トータルほどには強く支持されないことを示している。以上を総合すれば、予備的貯蓄の側面もあるものの、それ以上に実質無借金のような良好な財務状態を達成もしくは維持したいという経営者の動機が投資行動を抑制し、あるいは輸出産業を中心とする製造業において投資のキャッシュフロー感応度を高めるといった形で、疑似資金制約現象が広範に見られたのが前半期の特徴であると言える<sup>19</sup>。

図表 8-1 投資関数の推定結果：前半期（2004～08）

被説明変数:IK	全産業		製造業		非製造業		輸出版業		非輸出版業	
	係数推計値	p値	係数推計値	p値	係数推計値	p値	係数推計値	p値	係数推計値	p値
IK	0.1053	0.000 **	0.1107	0.000 **	0.0653	0.027 **	0.1331	0.000 **	0.0760	0.006 **
q-1	0.0003	0.906	-0.0044	0.258	0.0065	0.190	-0.0043	0.287	0.0025	0.520
CF/K	0.0440	0.018 **	0.1335	0.002 **	0.0240	0.129	0.1240	0.010 **	0.0462	0.015 **
純有利子負債ダミー-1 (純有利子負債/K<-0.5)	-0.0088	0.183	-0.0107	0.196	-0.0236	0.048 **	-0.0152	0.142	-0.0155	0.101
純有利子負債ダミー-2 (-0.5<純有利子負債/K<-0.3)	-0.0068	0.385	-0.0043	0.557	-0.0182	0.398	-0.0115	0.187	-0.0059	0.660
純有利子負債ダミー-3 (-0.3<純有利子負債/K<-0.1)	-0.0120	0.029 **	-0.0110	0.076 *	-0.0207	0.102	-0.0171	0.017 **	-0.0057	0.534
純有利子負債ダミー-4 (-0.1<純有利子負債/K<0.1)	-0.0138	0.051 *	-0.0149	0.062 *	-0.0226	0.093 *	-0.0140	0.151	-0.0191	0.022 **
完全無借金ダミー	-0.0002	0.973	-0.0043	0.471	0.0043	0.695	0.0022	0.741	-0.0009	0.915
経営危機後ダミー	-0.0143	0.018 **	-0.0058	0.363	-0.0236	0.041 **	-0.0068	0.380	-0.0213	0.023 **
ln社長年齢	0.0162	0.441	0.0484	0.064 *	-0.0215	0.496	0.0653	0.063 *	-0.0265	0.307
社長lowpowerダミー	0.0025	0.544	0.0055	0.223	0.0060	0.490	0.0067	0.210	-0.0025	0.667
社長内部出身ダミー	-0.0086	0.105	-0.0072	0.197	-0.0056	0.611	-0.0080	0.225	-0.0096	0.236
金融機関持株比率	0.0830	0.001 **	0.1038	0.000 **	0.0305	0.533	0.0770	0.015 **	0.0839	0.015 **
事業法人持株比率	0.0345	0.127	0.0736	0.006 **	-0.0592	0.144	0.0548	0.118	0.0127	0.662
海外持株比率	0.0674	0.027 **	0.0586	0.070 *	0.0636	0.307	0.0882	0.025 **	0.0340	0.443
十大株主持株比率	0.0384	0.107	0.0092	0.732	0.1206	0.005 **	0.0211	0.548	0.0516	0.099 *
固定資産処分減損損失/K	-0.0395	0.068 *	-0.0809	0.134	-0.0157	0.523	0.0189	0.778	-0.0439	0.060 *
関連会社資産増加/K	0.0049	0.448	0.0113	0.096 *	0.0045	0.707	0.0024	0.872	0.0009	0.896
無形資産増加/K	-0.0323	0.473	-0.0667	0.418	-0.0202	0.721	-0.0112	0.896	-0.0485	0.345
ln従業員数	0.0086	0.002 **	0.0144	0.000 **	0.0039	0.516	0.0151	0.001 **	0.0066	0.078 *
ln総資産簿価	-0.0132	0.000 **	-0.0194	0.000 **	-0.0057	0.379	-0.0195	0.000 **	-0.0106	0.025 **
ln社齢	-0.0180	0.080 *	-0.0177	0.020 **	0.0058	0.821	-0.0151	0.098 *	-0.0162	0.311
定数項	yes		yes		yes		yes		yes	
年度ダミー	yes		yes		yes		yes		yes	
産業ダミー	yes		yes		yes		yes		yes	
観察数	2633		1867		766		1265		1368	
過剰識別制約検定のp値	0.219		0.810		0.171		0.510		0.145	

注：1. 説明変数はすべて1期ラグ値。  
 2. 純有利子負債残高/Kダミーは、0.1<純有利子負債残高/Kがベークスカテゴリーとなっている。  
 3. 係数推計値は、q-1およびCF/Kを内生変数、利益剰余金/K、配当/K、棚卸資産簿価/K、および総資産の連年増率の1期ラグならびにq-1およびCF/Kの2期、3期ラグを操作変数とするGMM推定による。ただし、上記の操作変数リストが過剰識別制約検定を10%水準で通過しない場合は、通過するまで1期ラグの操作変数をリストから除外した。  
 4. 係数推計値のp値は、分散不均一性に関するロバート標準偏差による。  
 5. 係数推計値のp値脇の記号は、\*が5%水準、\*\*が10%水準で有意であることを示す。

19 この他では、第1の動機を示唆する点として海外持株比率がプラスで有意であるが、第2の動機を示唆し第1（および第3）の動機と整合的でない点として金融機関持株比率がプラスで有意に推定されていること、それ以外には有意でないか符号条件を満たさないことなど、概ね10年間トータルの結果と同様である。

続いて、日本政策投資銀行の設備投資計画調査における大幅な減額修正傾向など、投資・財務行動に構造変化があった可能性も考えられる後半期（2009～13年度）の推計結果を図表8-2で見る。

投資関数の基本的変数に関しては、 $q-1$  はやはり全く有意でないが、 $CF/K$  も製造業、輸出産業では有意でなくなっている。さらに、保守的な投資・財務行動の背景として想定した3つの動機に関連する変数群も、純有利子負債残高ダミーが全く有意ではなくなったのをはじめ、金融機関持株比率、海外持株比率など前半期には有意であった変数の多くが説明力を失っている。

しかしながら、こうした中でも、経営危機後ダミーについては、前半期に有意であった非製造業、非輸出産業で有意ではなくなった一方、前半期に有意でなかった製造業、輸出産業において有意にマイナスで推計されたことは注目される。前半期すなわち2004～08年度は、不良債権問題が終結してまだ間もなく、建設、不動産、卸売・小売など、問題がより深刻であるとされた非製造業、非輸出産業において、過去の経営危機の経験が投資に抑制的な影響を与えていたという結果はもっともらしいものである。また、2009～13年度は、世界金融危機による貿易取引の急減、東日本大震災によるサプライチェーンの寸断、さらには付随する円高と、製造業、輸出産業に対する大きな負のショックが生じ、その記憶も新しい時期であったことを鑑みれば、そうした産業で過去の経営危機の経験が投資の慎重化をもたらすという結果は、やはりもっともらしい<sup>20</sup>。このように、主役となる業種は交代したものの、過去の経営危機の経験が予備的貯蓄の動機を強めることによって投資を抑制する傾向は、日本企業の投資行動の底流として2000年代半ば以降、一貫して存在していたと言える。

#### 4.4 分位点回帰による推計結果（大型投資への影響）

前項では、本稿が注目した後半期（2009～13年度）における保守的投資・財務行動の3つの動機に関する変数について、経営危機後ダミーを除くと、ほとんど有意な結果は得られなかった。しかしこれまでの分析は、投資率の平均値と説明変数の平均値の関係を調べているだけで、投資率の水準が高い（大規模な投資を行った）場合と、投資率の水準が低い場合とで、投資行動の性質が異なる可能性があることを考慮していない。しかし、仮に将来の投資機会に機動的に対応するという予備的貯蓄の動機から保守的投資・財務行動をとってきた企業であれば、大型投資の機会が到来した場合に限っては、それまでに蓄積した流動性が投資にプラスに働くはずである。こうした投資水準ごとの異質性を明示的に考慮するため、以下では分位点回帰の方法によ

<sup>20</sup> 日本政策投資銀行の設備投資計画調査における2009年度以降の大幅な減額修正傾向も、顕著なのは製造業である。

図表 8-2 投資関数の推定結果：後半期 (2009~13)

説明変数:DK	金融業		製造業		非製造業		輸出産業		非輸出産業	
	係数推計値	p値	係数推計値	p値	係数推計値	p値	係数推計値	p値	係数推計値	p値
IK	0.0666	0.009 **	0.0766	0.023 **	0.0530	0.269	0.1133	0.008 **	0.0478	0.112
q-1	-0.0024	0.390	0.0007	0.789	0.0010	0.870	0.0014	0.563	-0.0063	0.166
CF/K	0.0259	0.045 **	0.0200	0.357	0.0359	0.035 **	0.0253	0.284	0.0309	0.045 **
純有利子負債ダミ-1 (純有利子負債/K<-0.5)	-0.0106	0.205	-0.0131	0.117	-0.0044	0.791	-0.0178	0.077 *	-0.0072	0.559
純有利子負債ダミ-2 (-0.5<純有利子負債/K<-0.3)	-0.0081	0.470	-0.0135	0.253	0.0167	0.402	-0.0073	0.437	-0.0270	0.237
純有利子負債ダミ-3 (-0.3<純有利子負債/K<-0.1)	-0.0048	0.501	-0.0078	0.286	0.0048	0.801	-0.0118	0.220	-0.0063	0.642
純有利子負債ダミ-4 (-0.1<純有利子負債/K<0.1)	0.0035	0.543	0.0007	0.902	0.0069	0.673	-0.0009	0.902	0.0085	0.367
完全無借金ダミ-1	0.0012	0.861	-0.0040	0.529	-0.0010	0.944	0.0024	0.718	0.0030	0.805
経営危機ダミ-1	-0.0239	0.028 **	-0.0264	0.007 **	-0.0068	0.616	-0.0174	0.029 **	-0.0241	0.294
ln社長年齢	-0.0178	0.390	0.0115	0.559	-0.0456	0.309	0.0215	0.393	-0.0341	0.268
社長lowpowerダミ-1	-0.0017	0.751	-0.0033	0.534	0.0047	0.699	0.0083	0.093 *	-0.0097	0.305
社長内部出身ダミ-1	0.0137	0.220	0.0050	0.467	0.0171	0.532	0.0034	0.652	0.0242	0.245
金融機関持比率	-0.0076	0.814	-0.0106	0.665	0.0243	0.812	-0.0038	0.904	-0.0312	0.608
事業法人持比率	0.0575	0.039 **	0.0118	0.651	0.0928	0.169	0.0004	0.989	0.1068	0.014 **
海外持株比率	0.0550	0.145	0.0252	0.387	0.0186	0.857	-0.0018	0.956	0.1236	0.074 *
十大株主持株比率	-0.0197	0.477	0.0327	0.302	-0.0728	0.178	-0.0100	0.741	-0.0380	0.380
固定資産処分減損失/K	-0.0878	0.117	-0.0653	0.395	-0.0836	0.183	0.0022	0.985	-0.0891	0.179
関連会社資産増加/K	0.0104	0.144	0.0101	0.332	0.0103	0.239	0.0010	0.910	0.0122	0.203
無形資産増加/K	0.0245	0.667	-0.0339	0.705	0.0396	0.552	-0.0711	0.537	0.0252	0.681
ln従業員数	0.0159	0.001 **	0.0238	0.000 **	0.0041	0.463	0.0266	0.000 **	0.0162	0.003 **
ln総資産簿価	-0.0150	0.014 **	-0.0229	0.000 **	0.0046	0.746	-0.0224	0.001 **	-0.0161	0.142
ln社齢	-0.0284	0.014 **	-0.0236	0.033 **	-0.0544	0.035 **	-0.0280	0.062 *	-0.0212	0.191
定数項	YES		YES		YES		YES		YES	
年度ダミ-1	YES		YES		YES		YES		YES	
産業ダミ-1	YES		YES		YES		YES		YES	
観察数	1905		1355		550		942		963	
過剰識別制約検定のp値	0.403		0.886		0.467		0.675		0.637	

注：1. 説明変数はすべて1期ラグ値。  
 2. 純有利子負債残高/Kダミ-1は、0.1<純有利子負債残高/Kがベータカテゴリーとなっている。  
 3. 係数推計値は、q-1およびCF/Kを内生変数、利益剰余金/K、配当/K、棚卸資産簿価/K、および総資産の連単倍率の1期ラグならびにq-1およびCF/Kの2期、3期ラグを操作変数とするGMM推定による。ただし、上記の操作変数リストが過剰識別制約検定を10%水準で通過しない場合は、通過するまで1期ラグの操作変数リストから除外した。  
 4. 係数推計値のp値は、分散不均一性に関するロバスト標準偏差による。  
 5. 係数推計値のp値の記号は、\*が5%水準、\*\*が10%水準で有意であることを示す。



り投資関数の推定を行う。分位点回帰とは、被説明変数がサンプル内で下から数えて何パーセントの水準に位置しているかによって、各説明変数の限界効果が異なることを許容する手法であるため、注目する説明変数が投資率の小さい領域で有意なのか、大きい領域で有意なのかを検証することが可能になる。そこで全産業をプールした後半期のデータを用いて、投資率の下位10%タイル、25%タイル、50%タイル（中央値）、75%タイル（上位25%タイル）、90%タイル（上位10%タイル）に対する投資関数の分位点回帰の推計結果を図表9に示す。

図表9に報告された推計結果については、操作変数による内生性のコントロールを一切行っていない点、解釈は慎重に行わなければならないが<sup>21</sup>、50%タイルと75%タイルでは $CF/K$ とともに純有利子負債ダミー1や3がマイナスに有意であり、弱ながらも予備的貯蓄の動機に基づく疑似資金制約の特徴が表れている。他方、90%タイルまで見ても、純有利子負債ダミーがプラスで有意に推計されることはなく、国内の設備投資に関する限り、過去に蓄積した財務上の余力が大型投資の際に生かされたという証拠は見当たらない。

また、後半期においては、分位点回帰を行っても、ほとんどの変数の説明力が弱いという基本的な特徴は、投資規模による異質性を考慮しないケース（図表8-2）と変わらないことも確認された。この結果をにわかに解釈することは難しいが、関連して、第1節でも紹介したBrufman *et al.* (2013) は興味深い分析結果を報告している。彼らは、1997～2011年の独仏伊日英5か国の財務データを用いて、企業レベルの貯蓄超過額の決定要因を推計し<sup>22</sup>、1) 貯蓄超過額は予想に反し金融制約に直面している企業の方が小さいこと、2) しかし分析期間の貯蓄超過額の増え方は金融制約に直面した企業の方が大きいこと（言わばコンバージェンスが生じていること）を見出した。あくまで推測に基づく議論となるが、本稿の分析結果のうち、前半期において確認された疑似資金制約現象は上記の1) と整合的であり、後半期においてそれらが有意でなくなったのは2) と矛盾しない。すなわち、日本企業の保守的な投資・財務行動やその変化の背景には、部分的にせよ先進国に共通する何らかの要因も作用している可能性があると考えられる<sup>23</sup>。

<sup>21</sup> 本稿が推計に使用したソフトウェアStataにおいて、分位点回帰に適用可能な操作変数法のプログラム(cqivやivqreg)は存在するが、本稿のように多くの説明変数を用い複数の内生変数を想定する場合、計算量が膨大なものとなることや、ダミー変数が大きな割合を占めることにより計算不能になるケースも多いため、断念した。

<sup>22</sup> 貯蓄超過額≡キャッシュフロー－配当額－設備投資額－運転資金増加額と定義されている。

<sup>23</sup> Brufman *et al.* (2013) は、経営環境のボラティリティや投資機会の大きさなど他の企業特性が貯蓄超過額に与える影響についても分析を行い、同様のコンバージェンスが生じていることを確かめているが、その理由については分析していない。

図表9 投資関数の推定結果(分位点回帰): 全産業、後半期(2009~13)

説明変数:IK	10%分位		25%分位		50%分位		75%分位		90%分位	
	係数推計値	p値	係数推計値	p値	係数推計値	p値	係数推計値	p値	係数推計値	p値
IK	0.0690	0.004 **	0.1025	0.000 **	0.0905	0.006 **	0.1106	0.028 **	0.1088	0.044 **
g-1	-0.0007	0.611	0.0001	0.904	0.0011	0.254	0.0029	0.073 *	0.0033	0.419
CFIK	0.0209	0.034 **	0.0120	0.130	0.0301	0.000 **	0.0366	0.000 **	0.0381	0.033 **
純有利子負債ダミー1 (純有利子負債IK<=0.5)	-0.0045	0.457	-0.0021	0.668	-0.0098	0.060 *	-0.0127	0.061 *	-0.0270	0.118
純有利子負債ダミー2 (-0.5<純有利子負債IK<=0.3)	-0.0044	0.616	0.0007	0.917	0.0048	0.544	-0.0028	0.782	0.0056	0.799
純有利子負債ダミー3 (-0.3<純有利子負債IK<=0.1)	-0.0011	0.868	-0.0018	0.749	-0.0019	0.727	-0.0140	0.068 *	-0.0203	0.266
純有利子負債ダミー4 (-0.1<純有利子負債IK<=0.1)	0.0055	0.257	0.0045	0.251	0.0010	0.829	0.0057	0.473	-0.0016	0.893
完全無借金ダミー	0.0017	0.730	0.0024	0.513	-0.0008	0.863	-0.0052	0.404	-0.0016	0.915
経営危機ダミー	-0.0050	0.360	-0.0021	0.448	-0.0047	0.106	-0.0030	0.631	0.0035	0.810
ln社長年齢	-0.0054	0.749	0.0095	0.435	0.0137	0.281	0.0083	0.707	0.0129	0.761
社長lowpowerダミー	-0.0024	0.545	-0.0012	0.677	0.0014	0.553	0.0000	0.993	0.0070	0.456
社長内部出身ダミー	0.0040	0.542	0.0014	0.724	0.0001	0.988	-0.0010	0.915	-0.0064	0.684
金融機関持株比率	0.0123	0.641	0.0194	0.193	0.0289	0.047 **	-0.0035	0.872	-0.0418	0.498
事業法人持株比率	0.0518	0.033 **	0.0287	0.067 *	0.0275	0.076 *	0.0221	0.332	0.0645	0.216
海外持株比率	0.0433	0.081 *	0.0344	0.097 *	0.0289	0.091 *	0.0403	0.143	0.0069	0.899
十大株主持株比率	-0.0309	0.237	-0.0161	0.265	-0.0029	0.861	-0.0136	0.573	-0.0336	0.535
固定資産処分減損損失K	-0.0691	0.652	-0.0347	0.590	-0.0477	0.262	0.0988	0.489	0.1846	0.371
関連会社資産増加K	0.0035	0.592	0.0047	0.367	0.0072	0.237	0.0085	0.291	0.0228	0.214
無形資産増加K	0.0481	0.396	0.0093	0.879	0.0000	0.999	0.1247	0.051 *	0.0367	0.791
ln従業員数	0.0095	0.000 **	0.0113	0.000 **	0.0138	0.000 **	0.0104	0.009 **	0.0014	0.871
ln総資産簿価	-0.0051	0.078 *	-0.0062	0.017 **	-0.0092	0.000 **	-0.0108	0.006 **	-0.0062	0.525
ln社齢	-0.0149	0.020 **	-0.0167	0.002 **	-0.0243	0.000 **	-0.0235	0.001 **	-0.0372	0.069 *
定数項	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年度ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
産業ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
観察数	1905	1905	1905	1905	1905	1905	1905	1905	1905	1905
Pseudo R <sup>2</sup>	0.059	0.080	0.092	0.092	0.092	0.092	0.096	0.096	0.107	0.107

注: 1. 説明変数はすべて1期ラグ値。  
 2. 純有利子負債残高/Kがベータスコアとなり、0.1<純有利子負債残高/Kダミーは、0.1<純有利子負債残高/Kダミーは、0.1<純有利子負債残高/Kによるロバスト標準偏差(複製回数=100)によって算出されている。  
 3. 係数推計値のp値は、ブートストラップ・リサンプリングによるロバスト標準偏差(複製回数=100)によって算出されている。  
 4. 係数推計値のp値の記号は、\*が5%水準、\*\*が10%水準であることを示す。

#### 4.5 総資産伸び率連単差を被説明変数とした推計結果

本稿では、日本企業の保守的投資・財務行動の背景を探るため、将来の投資機会に備えた予備的貯蓄の動機を含む3つの動機に焦点を当て、投資関数の推計による検証を試みてきた。しかしながら、世界金融危機や東日本大震災などを経て、最近の企業経営者の発言からは、人口減少による市場の縮小が避けられない日本国内よりも、M&Aを含む海外の成長市場への直接投資を重要な投資機会として強く意識するようになったことが窺われる。後半期（2009～13年度）において本稿の投資関数の推計パフォーマンスが低下した理由の1つには、国内での有形固定資産への投資のみを分析対象とする伝統的な枠組みが、こうした企業経営者の意識変化をうまく捕捉できていないことがあるのかも知れない<sup>24</sup>。

そこで最後に、これまでの国内有形固定資産の投資率に代えて総資産伸び率連単差、すなわち連結総資産の伸び率と単体総資産の伸び率の差分を被説明変数とする推計を試みた。連結総資産は、海外子会社での設備投資やM&Aにより取得した事業価値（のれん）などを含むため、国内に直接保有する資産が主体の単体総資産との伸び率の差は、国内有形固定資産に対する投資の枠外にある「投資活動」の代理変数になっていると考えられる<sup>25</sup>。この推計において、説明変数は基本的にこれまでの投資関数と同じものを用いているが、海外設備投資やM&Aの影響をコントロールする変数として加えていた「関連会社資産増加額/K」が不要となるため、これに代えて従来の被説明変数であった国内の投資率 $I/K$ を追加した。推計方法は、これまでの投資関数と同様、 $q-1$ 、 $CF/K$ を内生変数とするGMMによる<sup>26</sup>。以上のセッティングで、全産業を含むサンプル全体について、前半期と後半期とに分けて推計した結果を図表10に示す。

推計結果の中で注目されるのは、第1に、前半期（2004～08年度）において純有利子負債ダミー2および3の係数が、これまでの投資関数の推計と異なり、プラスに有意に推定されていることである。これは、蓄積した財務上の余力が国内投資というよりはM&Aを含む海外の投資機会のためのものである、という最近の企業経営者の言葉と整合的な結果であると言える。ただし、統計的にそれが有意に認められるのはむしろ世界金融危機以前であり、後半期（2009～13年度）には符号はプラスでも

<sup>24</sup> ただし、海外での事業展開が成功すれば、補完的に日本国内の投資も増えてくる面もある。

<sup>25</sup> もちろん連結総資産には、投資と無関係な資産も諸々含まれているが、投資以外の資産は急激には変動しにくいと考えれば、連結総資産の変動には海外設備投資やM&Aの動向がかなりの程度反映されていると言えるだろう。

<sup>26</sup> 被説明変数の変更に伴い誤差項との相関が生じる総資産の連単倍率を操作変数リストから除外している。

図表10 総資産伸び率連単差の決定要因：全産業

被説明変数: 総資産伸び率連単差	前半期(2004-08)		後半期(2009-13)	
	係数推計値	p値	係数推計値	p値
総資産伸び率連単差	-0.0119	0.698	0.0208	0.482
$q-1$	-0.0005	0.590	-0.0003	0.831
CF/K	-0.0016	0.584	-0.0056	0.411
純有利子負債ダミー1 (純有利子負債/K<-0.5)	0.0026	0.349	0.0013	0.793
純有利子負債ダミー2 (-0.5<純有利子負債/K<-0.3)	0.0063	0.057 *	0.0000	0.994
純有利子負債ダミー3 (-0.3<純有利子負債/K<-0.1)	0.0052	0.094 *	0.0013	0.804
純有利子負債ダミー4 (-0.1<純有利子負債/K<0.1)	0.0027	0.444	0.0013	0.730
完全無借金ダミー	-0.0007	0.796	-0.0031	0.445
経営危機後ダミー	0.0025	0.469	-0.0043	0.176
ln社長年齢	-0.0177	0.111	-0.0026	0.797
社長lowpowerダミー	-0.0054	0.013 **	0.0004	0.851
社長内部出身ダミー	0.0041	0.158	0.0017	0.688
金融機関持株比率	0.0133	0.307	0.0196	0.210
事業法人持株比率	0.0172	0.317	0.0305	0.040 **
海外持株比率	0.0301	0.068 *	0.0479	0.003 **
十大株主持株比率	-0.0152	0.289	-0.0096	0.561
固定資産処分減損損失/K	-0.0093	0.311	0.0156	0.685
I/K	-0.0130	0.205	-0.0257	0.099 *
無形資産増加/K	0.0018	0.926	-0.0193	0.603
ln従業員数	-0.0003	0.886	0.0010	0.537
ln総資産簿価	-0.0007	0.736	-0.0054	0.018 **
ln社齢	-0.0038	0.337	0.0093	0.123
定数項	yes		yes	
年度ダミー	yes		yes	
産業ダミー	yes		yes	
観察数	2633		1905	
過剰識別制約検定のp値	0.740		0.503	

注：1. 説明変数はすべて1期ラグ値。

2. 純有利子負債残高/Kダミーは、0.1<純有利子負債残高/Kがベースカテゴリーとなっている。

3. 計数推計値は、 $q-1$ およびCF/Kを内生変数、利益剰余金/K、配当/K、および棚卸資産簿価/Kの1期ラグならびに $q-1$ およびCF/Kの2期、3期ラグを操作変数とするGMM推定による。ただし、上記の操作変数リストが過剰識別制約検定を10%水準で通過しない場合は、通過するまで1期ラグの操作変数をリストから除外した。

4. 係数推計値のp値は、分散不均一性に関するロバスト標準偏差による。

5. 係数推計値のp値脇の記号は、\*\*が5%水準、\*が10%水準で有意であることを示す。

有意ではなくなっている。第2に、前半期において、これまでの投資関数の推計で全く有意ではなかった社長の属性に関する変数のうち、社長lowpowerダミーがマイナスで有意に推定されていることである。社長の持つ権限や情報量が小さいほど大胆な資源配分の変更がより困難になると考えられることから、この結果は内部資金市場に歪みが存在することによって投資が抑制されている可能性（保守的投資・財務行動の第3の動機）を示唆する。もしこの結果がロバストなものならば、社長の属性が国内投資に対して有意でなかったのは、そもそも国内には大胆な資源配分の変更に相当するような投資機会が乏しかったからだという解釈も成り立つであろう<sup>27</sup>。第3に、こ

<sup>27</sup> ただし、社長lowpowerダミーも後半期には有意でなくなっている。

れまでの投資関数の推計と同様な点として、後半期には  $q-1$ 、 $CF/K$  および 3 つの動機に関連する変数がほとんど有意でなくなることである。Brufman *et al.* (2013) が見出したコンバージェンスがここでも影響を与えている可能性は否定できない。最後に、10%水準で辛うじて有意というレベルではあるが、国内の投資率  $I/K$  が後半期にマイナスで有意に推定されている点も、もしこれがロバストに観察されるならば、国内投資と海外投資の関係が、従来のマイクロデータに基づく実証分析では一般的であった補完関係ではなく、代替関係に変化した可能性を示唆する結果として、注目すべきものであると言える。

## 5. むすび

本稿の目的は、豊富な現預金もしくは借入余力を持つ日本の優良企業において、なぜ設備投資が低迷したままなのかを、保守的投資・財務行動の動機に関する 3 つの仮説、すなわち 1) 経営者の保身やリスク回避、2) 将来の流動性不足や投資機会に備えた予備的貯蓄、3) 企業内「ゾンビ事業」の存在などの内部資金市場の歪み、に焦点を当てつつ、2009 年前後を境にした投資行動の構造変化の可能性を念頭に置いて分析した。トービンの  $q$  型投資関数に、3 つの仮説に関する諸変数を追加した投資関数の推計から得られた結果を要約すれば以下の通りである。

第 1 に、中村 (2014) や Nakamura (2016) によって 2010 年度までのデータを用いて対数線形の投資関数に基づき確認された、財務体質の良い企業が無借金状態を達成もしくは維持するために、資金制約下の企業と類似した抑制的投資行動をとる疑似資金制約現象は、2013 年度までデータを延長した 10 年間の推計でも確認することができた。変数の有意性は必ずしも高いものではなかったが、今回、対数線形の定式化による情報欠損を回避するため通常の線形の投資関数を用い、さらに説明変数の内生性を吟味した GMM 推定を採用するなど、分析手法を大幅に変更した上でも相応に有意な結果が得られたことは、疑似資金制約現象のロバストネスを示していると言える。ただし、サンプル期間を世界金融危機前後で二分割した場合、この現象が有意であったのは主として前半期 (2004~08 年度) であり、世界金融危機以後、企業が保守的な投資・財務行動をエスカレートさせたことが、現在に至る投資の低迷を招いたのではないかという予測には反する結果となった。後半期 (2009~13 年度) における投資関数の説明力の低さは驚くべきものであるが、先進国の企業部門の貯蓄超過現象の要因を分析した Brufman *et al.* (2013) や Gruber and Kamin (2015) が見出した、企業属性の違いを超えた全般的な投資機会の縮小あるいは流動性保有動機の高まりといった先進国共通のトレンドと整合的な面もある。

第2に、保守的投資・財務行動の動機に関しては、3つの仮説の中では予備的貯蓄の動機が10年間トータルで見れば最も有意であった。ただし、推計結果を素直に解釈すれば、世界金融危機以前には、実質無借金状態の達成・維持を重要視する経営者の保身・リスク回避の動機が、予備的貯蓄の動機をやや上回っていたと見られる。他方、企業内「ゾンビ事業」の存在など内部資金市場の歪みが投資を抑制した可能性は、今回の推計結果では支持されなかった。予備的貯蓄の動機を示唆する変数の中で、最もロバストかつ興味深いのは、経営危機後ダミーである。過去の経営危機の経験は、後半期の推計においても説明力を失わず、しかも前半期と異なり、世界金融危機や東日本大震災などのネガティブショックの影響を強く受けた製造業、輸出産業において予備的貯蓄の動機を強め、投資を大きく抑制する効果を持ったことがわかった。しかしながら、後半期のデータについて分位点回帰を行った結果からは、予備的貯蓄の動機によって蓄積された財務的余力が大型投資を促進した証拠は見出せなかった。

第3に、国内の投資率  $I/K$  に代えて、海外子会社での設備投資や M&A など、国内有形固定資産に対する投資の枠外にある「投資活動」の代理変数として、総資産伸び率連単差を被説明変数とする推計を行った結果、世界金融危機以前においては、財務的余力が投資を促進する傾向があったこと、社長の持つ権限や情報量が小さいと投資を抑制する傾向があったことなど、国内の投資率  $I/K$  とは異なる興味深い結果が得られた。しかし世界金融危機後は、こうした変数も有意ではなく、国内投資と同様、投資関数全体として説明力が低下した。

以上の点を踏まえて、最後に、今後の研究課題と若干の政策的含意について触れて、本稿のむすびとしたい。

技術的な論点としては、投資関数の推計にあたり変数の内生性に一定の注意を払って分析を行ったとはいえ、多くの仮説、要因を検証するため  $q$  理論においては redundant であるはずの変数をアドホックに付け加えた式を推定している点で、本稿の分析結果は理論的なコンシステンシーに問題を残している。この点を改善するためには、まず設備投資と  $q$ 、キャッシュフロー、現預金保有、有利子負債、配当（社外流出）といった基本変数による動学的最適化問題を解いて、その最適条件から導出される構造推定式に基づき保守的投資・財務行動の動機に関する変数を1件ずつテストする、といった分析手順が求められる。テストすべき変数を適切に絞り込み、理論的にコンシステントかつ信頼性の高い推定を行うことは今後の課題としたい。また、企業の投資行動における海外設備投資や M&A の重要性の高まりを鑑みれば、4.5節で試みを行った総資産伸び率連単差を被説明変数とする推計も、大幅に改善の余地がある。難しい課題とはなるが、理想的には国内投資（有形、無形）、海外投資（有形、

無形)、研究開発、M&A ほか、経済学上の投資に相当する全ての項目を含む「総投資」のデータを適切に構築し、そのコンポーネントごとの決定要因の分析、あるいは複数資本財を扱う分析枠組みとして外木他（2010）の Multiple  $q$  モデルによる推計を行うことなども今後の課題としたい。

日本企業が、企業価値最大化の観点から見て過度にリスク回避的であり、雇用や投資の拡大に消極的で現預金を貯め込み過ぎている、という批判は今日においてもなお根強い。したがって、企業価値最大化を徹底させる企業統治改革によって、この問題が解決に向かうのではないか、という期待は一般的なものである。しかし、特に世界金融危機や東日本大震災を経験した後、企業経営者は、蓄積した財務余力は成長機会の豊富な海外での設備投資や M&A のために必要なもので、それを投資機会が乏しくなった国内の設備投資のために使うことは考えられないという主張を強めており、議論は平行線となりがちである。本稿の推計結果は、特定の主張を強くサポートできるほど有意なものではなかったが、政策的含意として次のような点は抽出できると思われる。第 1 に、企業統治の問題は、少なくとも世界金融危機以降、本稿がメインの分析対象とした国内投資の量的側面に関しては、重要な役割を果たしているようには見えない。したがって、企業統治改革によってただちに国内投資が増えることは期待しがたい。ただし、本稿が十分に分析できていない海外投資や M&A、さらには投資の質的側面については、企業統治が重要な影響を与えている可能性もあり、今後の研究課題となる。第 2 に、投資の伸び悩みが続く底流には、先進国にかなりの程度共通する現象として、企業属性とあまり関係のない形での貯蓄意欲の増大、投資意欲の減退が生じている可能性が高く、本稿の推計結果にも随所にその兆候が見られた。したがって、有効な政策形成のためには、まずその原因を解明していくことが不可欠と思われる。例えば今日、特に大企業においては、M&A や事業再編・再構築が企業価値向上のための重要な戦略となっているが、それらは巨額のリスクマネーを必要とするにもかかわらず、経済全体として見れば資産の所有者の入れ替えが中心で、必ずしも大きな新規投資にはつながらない。さらに、寡占化の進展による投資抑制効果も指摘される。近年とみに増加しているこの種の企業活動の実態を把握することも重要な研究課題である。

#### 参考文献

- 外木好美・中村純一・浅子和美（2010）、「Multiple  $q$  による投資関数の推計—過剰設備の解消過程における資本財別投資行動の考察」、『経済経営研究』、31-2。  
中村純一（2014）「『優良企業』の設備投資行動と企業統治——財務体質と投資規模による異質性——」、『経済研究』、65（3）、一橋大学経済研究所、pp.250-264。

- 中村純一・福田慎一 (2013)、「問題企業の復活：『失われた20年』の再検証」、花崎正晴・大瀧雅之・隋清遠編『金融システムと金融規制の経済分析』、勁草書房。
- 福田慎一 (2015)、『失われた20年を超えて』、NTT出版。
- 福田慎一・粕谷宗久・慶田昌之 (2007)、「企業家精神と設備投資：デフレ化の設備投資低迷のもう一つの説明」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.07-J-7。
- Acharya, V. V., H. Almeida and M. Campello (2007), “Is Cash Negative Debt? A Hedging Perspective on Corporate Financial Policies,” *Journal of Financial Intermediation*, 16 (4), pp.515-554.
- Bertrand, M. and S. Mullainathan (2003), “Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences,” *Journal of Political Economy*, 111 (5), pp.1043-1075.
- Brufman, L., Martinez, L., and R. P. Artica (2013), “What are the Causes of the Growing Trend of Excess Savings of the Corporate Sector in Developed Countries? An Empirical Analysis of Three Hypothesis,” Policy Research Working Paper No.6571, World Bank.
- Caballero, R., T. Hoshi, and A. Kashyap (2008), “Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan,” *American Economic Review*, 98 (5), pp.1943-1977.
- Fukuda, S. and J. Nakamura (2011), “Why Did ‘Zombie’ Firms Recover in Japan?” *World Economy*, 34 (7), pp.1124-1137.
- Gruber, J. W. and S. B. Kamin (2015), “The Corporate Saving Glut in the Aftermath of the Global Financial Crisis,” International Finance Discussion Papers No.1150, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Jensen, M. C. (1986), “Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers,” *American Economic Review*, 76 (2), pp. 323-329.
- Nakamura, J. (2016), “Investment Behavior of Good Standing Firms after the Recovery of Zombie Firm : ‘Consevatism’ and the ‘Pseudo Financial Constraint Effect’,” “*What Happened to Japanese Firms during the Lost Two Decades? : Recovery of “Zombie” Firms, Entrenchment of Good Standing Firms.*” Chapter 4, in Springer Briefs in Economics Development Bank of Japan Research Series, Springer.
- Scharfstein, D. S., and J. C. Stein (2000), “The Dark Side of Internal Capital Markets : Divisional Rent-Seeking and Inefficient Investment,” *The Journal of Finance*, 55 (6), pp.2537-2564.
- Strebulaev, I.A., and B. Yang (2013), “The Mystery of Zero-leverage Firms,” *Journal of Financial Economics*, 109 (1), pp.1-23.