

「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 —

中 村 純 一

本稿では、いわゆる「ゾンビ企業」がリストラによって復活する傍ら、資源の再配分効果を通じた生産性向上が顕著には見られなかった2000年代後半の日本の優良企業の投資行動に注目し、その特徴の1つである過小投資と過大投資の共存を説明するため、 q 理論から展開される対数線形の投資関数に企業統治の影響を織り込み、さらにその影響度が財務体質(ネット有利子負債残高の水準)や投資規模(投資率)によって異なりうるという「異質性」を考慮した実証分析の枠組みを用いて分析した。その結果、1)「経営権の順当な継承」は有意に投資のキャッシュフロー感応度を高め(過大投資)、2)その影響度は財務体質が良好で債権者による規律付けが働きにくいサンプルほど大きくなるが、3)ネット有利子負債残高がマイナス(実質無借金)でもマイナス幅の小さいサンプルに限ると、上記の効果は有意でない一方、グロスの有利子負債が投資を抑制すること、がわかった。3)のケースでは、同じエージェンシー問題を背景として生じた実質無借金状態を維持しようという強い動機が、1)や2)とは逆に過小投資をもたらしており、企業統治の影響には財務体質による異質性があると言える。また、「経営権の順当な継承」の一要素である相談役等の存在の影響には投資規模による異質性が認められ、投資関数の実証分析においてこうした異質性に着目することの重要性が示された。

JEL Classification Codes: D22, G31

1. はじめに

日本経済の「失われた20年」を振り返ると、銀行の不良債権比率がピークを迎えた2001年度末を境に、大きく10年ずつ2つの局面に分けることができる。その前半、まだ「失われた10年」という呼称が一般的であり、不良債権解消の道筋も依然不透明であった頃、日本経済停滞の原因として指摘されていたのが「ゾンビ企業仮説」である(例えば星2006, Caballero, Hoshi, and Kashyap 2008)。すなわち再生の見込みがない、非効率な企業(ゾンビ企業)に対する銀行の追い貸しなどによる支援が経済の新陳代謝を停滞させ、さらには過当競争を通じて健全な企業にも悪影響を及ぼし、産業レベルさらにはマクロレベルの生産性を低下させた、という主張である。

もちろん、一部に「ゾンビ企業仮説」が想定したような事例が存在したことは事実であろう。しかしながら、失われた20年の後半10年の展開を振り返ると、再生の見込みがないとされた

「ゾンビ企業」の多くは、世界景気拡大の追い風もあったとはいえ、2000年代前半から半ばにかけて復活した。他方で、国内景気は緩やかな回復を続けたものの、デフレ経済は持続し、経済成長率も主要国のなかで最も低いままであった。そればかりか最近では、停滞する国内経済を尻目に好調を維持しているかに見えたグローバル企業の競争力にも翳りが差し始めている。

Fukuda and Nakamura(2011)や中村・福田(2013)の実証分析によれば、「ゾンビ企業」は主として従業員や固定資産の削減によって復活した。すなわち、かつて日本経済の復活に不可欠と指摘された、清算による「ゾンビ企業」の退出はあまり生じなかったものの、「ゾンビ企業」に固定されていた生産要素がリストラによってかなりの部分、流動化したという点においては、一定の効果が生じていたはずである。しかし、「ゾンビ企業仮説」において想定されたように、流動化した生産要素を健全な企業や新規参入企業が吸収して、経済全体の生産性が上昇したとは言い難い。例えば、深尾(2012)にま

とめられた生産性動学の枠組みに基づく一連の実証研究においては、この時期に生産性の高い大企業が生産や雇用を拡大しなかったこと、再配分効果の生産性変化への寄与は1980年代から一貫して小さいものであったことが指摘されている。

こうした状況を踏まえると、リストラを通じた「ゾンビ企業」の復活が加速した2000年代においても資源再配分が一貫して緩慢であった背景には、有力な新規参入企業の乏しさや「ゾンビ企業」に代表される経営不振企業の側だけでなく、「ゾンビ企業」とは無縁であったような「優良企業」の側の消極的な投資行動にも原因の一端があったと考えられる。その背景の1つには、過剰債務企業の窮状を他山の石とした企業経営者の意識変化が指摘されよう。例えば2000年前後を境に、投資家向け情報提供(investor relations)の場などで経営者の口から、経営目標としてROAやROEなどの資本収益率の向上を重視する、設備投資はキャッシュフローの範囲で行い借入金を増やさないもしくは借入金の返済を優先する、業績が好調でもリストラの手は緩めない、といったメッセージが頻繁に聞かれるようになった。この時期の過小投資が総需要の低迷とともに、企業自身のイノベーションを停滞させ、現在の競争力低下の遠因となったという仮説はもっともらしい¹⁾。

しかしながら他方で、リーマンショック後の急激な環境変化(特に為替レートの円高)によって一挙に設備過剰に陥った有力企業の例も散見される。2000年代において、「物言わぬ」安定株主を確保しつつ、多額の現預金を積み上げて保有現預金が有利子負債を上回る「実質無借金」状態を達成する企業が年々増加傾向にあったことを踏まえれば、堅固な財務体質を誇る「優良企業」であるほど企業統治に空白が生じやすく、Jensen(1986)などが指摘したフリーキャッシュフローを背景とする過大投資の問題が生じていた可能性も否定できない。

本稿は、2000年代後半の日本の「優良企業」を対象に、以上のような「過小投資」と「過大投資」の共存がもし事実であるとすれば、いか

なる状況のもとで生じていたのかを探るべく、企業統治の要因を加味したトービンの q 型の投資関数の推計を行う。具体的には、企業統治が投資行動に影響を与える経路として、キャッシュフロー効果の大きさに注目し、さらにその影響の及ぼし方が財務体質すなわちネット有利子負債残高(=有利子負債残高-現預金残高)の水準や、投資規模(投資率の水準)によって異なる可能性を考慮した。

同時に本稿は、いわゆる q 理論に基づく投資関数の実証パフォーマンス改善の可能性について新たな方向性を探ることも意図している。周知のように「 q 理論」とは、トービンのアイデアを出発点として、新古典派的な企業の動学的最適化問題に、投資率に関し2次の調整費用関数を組み込むことで、投資率の十分統計量たるトービンの q に関し線形となる投資関数を導くものである。 q 理論に基づく線形投資関数は広く実証分析に用いられてきたが、実際には q の説明力は弱く、むしろキャッシュフローなど q 以外の変数が高い説明力を持つことが長年にわたってパズルとされてきた。

当初、キャッシュフローが有意に効くこと(investment-cash flow sensitivity)は資金制約の影響であり、資金制約のない状況では依然として q 理論が成立すると考えられたが、その後、キャッシュフロー効果は、 q の計測誤差など資金制約と無関係な要因によって生じうるという説が理論的にも実証的にも有力になった。このため、固定費用や不可逆性の存在によって調整費用関数が非凸型となる可能性など、 q 理論の前提を根本から問い直す研究が盛んに行われてきたが、未だ決定版と言えるような枠組みは登場していない。

これと並行して、 q 理論の大枠を維持しつつ説明力を向上させる余地も引き続き追求されており、本稿はその可能性の1つとして企業統治の影響と、その影響度が財務体質や投資規模によって異なりうるという「異質性」に注目する²⁾。2000年代後半においては、仮に「ゾンビ企業仮説」の主張が正しいとしても、その悪影響は既に収束していたと考えられるし、財務体

質の良い優良企業であれば、資金制約が投資行動に影響を与える可能性はほぼ無視できるはずである。このような状況においても、キャッシュフロー効果がロバストに観察されるとすれば、何らかの意味で企業価値最大化行動からの乖離が生じていたことを示唆するものであり、その原因となりうる企業統治の要因と、財務体質や投資規模の違いがもたらす異質性を考慮することで投資関数の推計精度も向上する可能性があると考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、実証分析の枠組みと仮説を提示する。第3節では、データと推計方法について説明する。第4節では投資関数の推計結果を報告し、優良企業の投資行動におけるキャッシュフロー効果と企業統治の関係、さらにはその異質性について考察を加える。第5節では結論をまとめる。

2. 実証分析の枠組みと仮説

本稿で推計する投資関数は、 q 理論の枠組みから出発し、調整費用関数の投資率に関する次数が2ではない可能性も考慮した対数線形の投資関数をベースとして、キャッシュフロー、有利子負債や企業統治関連の諸変数など仮説に関連した変数を追加した定式化を採用する。本節ではまず、ベースとなる対数線形の投資関数を導出する。

2.1 ベースとなる投資関数の導出

企業の所有経営者(owner-manager)は每期、期首の経営環境(生産性ショック A)を観測したうえで、現在から将来にわたるネットキャッシュフローの割引現在価値である企業価値を最大化するよう動学的最適化問題を解いて投資の意思決定を行うと同時に投資を実行する。新しい設備は当期中の生産にフルに寄与し、期末に1期分減耗するものと想定する。この想定は、外木・中村・浅子(2010)において「期首モデル」と呼ばれたものである。資本減耗率を δ 、前期末の資本ストックを $(1-\delta)K$ 、当期首の投資後の資本ストックを K' 、当期の設備投資を $I=K'-(1-\delta)K$ 、当期末の償却後の資本

ストックを $(1-\delta)K'$ とすると、期首モデルでは、投資率 I/K は $-\infty$ から $(1-\delta)^{-1}$ の範囲の値をとる。企業の粗利潤関数は完全競争・収穫一定の標準的な q 理論の想定に基づき $\Pi(A, K')=AK'$ とする。

ここで、投資の調整費用関数を、当期の設備投資/当期末の資本ストックとして測られる投資率の γ 次関数

$$C(I, K) = \nu \left(\frac{I}{(1-\delta)K'} \right)^\gamma (1-\delta)K'$$

と特定化する。生産物価格をニューメレルとして資本財の再調達価格が p で表されるとすると、企業価値 V が今期と来期の間で満たすべき動学的関係を表すベルマン方程式は、

$$V(A, K) = \max_I [AK' - \nu \left(\frac{I}{(1-\delta)K'} \right)^\gamma (1-\delta)K' - pI + \beta E_{A'|A} \{V(A', K')\}]$$

と書ける。ただし、 β は割引因子、 $E_{A'|A}\{\cdot\}$ は当期の情報に基づく来期の生産性ショック A' の予想に基づく期待値オペレータである。

包絡線の定理より、 K に関する企業価値最大化の一階の条件

$$\frac{\partial V / \partial K}{1-\delta} = \nu \gamma \left(\frac{I}{(1-\delta)K'} \right)^{\gamma-1} + p \quad (1)$$

を得る。左辺は資本1単位の追加による企業価値の限界的な増分、すなわち資本の帰属価格を表し、右辺は資本1単位を追加するためにかかる限界的な費用を表す。資本の帰属価格と資本の再調達価格 p との比である $q \equiv \lambda/p$ が限界 q と呼ばれる概念であるが、Hayashi(1982)が示したように、本稿のセッティングでは限界 q を平均 q すなわち $V/p(1-\delta)K$ で置き換えることができる。

もし、 $\gamma=2$ であれば(1)式を変形して、

$$\frac{I}{(1-\delta)K'} = \frac{p}{2\nu}(q-1)$$

と、通常の q に関する線形投資関数を得る。 $\gamma \neq 2$ の場合を含む一般的なケースでは、(1)式の辺々対数をとることによって、

$$\ln \left(\frac{I}{(1-\delta)K'} \right) = \text{const.} + \frac{1}{\gamma-1} \ln(q-1) \quad (2)$$

と、対数線形の投資関数を得る。本稿は、調整費用関数が2次であるか否かを問わず成立する、対数線形の投資関数をベースの定式化として採用する³⁾。

2.2 先行研究と仮説

日本企業を対象として投資行動と企業統治の関係を分析した最近の研究としては、福田・粕谷・慶田(2007)と、Nakano and Nguyen(2013)が挙げられる。前者は、デフレ経済下の上場企業の設備投資が低迷した原因の1つに経営者(社長)の属性の変化に伴う企業家精神の減退があったのではないかとの問題意識に基づき、1996~2005年度の10年間を対象に、トービンの q 、キャッシュフローなど標準的な説明変数に経営者属性に関する変数を追加した投資関数を推計した。その結果、交代直後の社長、高齢の社長、生え抜きの社長は投資を抑制する傾向があり、逆に大株主でもある社長や若い社長は投資を促進する傾向があることを見出ししている。さらにこの期間においては前者の属性を持つ社長が増加し、後者の属性を持つ社長が減少したことを指摘し、このことが投資低迷の原因の1つとなった可能性がある結論づけている。他方、Nakano and Nguyen(2013)は、取締役会の規模(取締役数)と経営パフォーマンスの関係を探る一環として、2003~2007年をサンプル期間として、トービンの q のほか売上高伸び率などのコントロール変数に企業統治関連の諸変数を追加した投資関数を推計した。その結果、取締役会規模は業績にマイナスに有意な影響を及ぼすと同時に、金融機関持株比率とともに有意に設備投資を押し上げており、規模の大きい取締役会には過剰投資を指向する傾向があると結論づけている。

本稿では、企業統治の影響に関して、これら先行研究では必ずしも考慮されていない2つの側面に焦点を当てる。1つは、企業統治要因が投資関数の定数項だけでなく、キャッシュフロー効果の大きさを通じて投資に影響を与えうるという側面である。もう1つは、資金制約ではなく企業統治要因によって、財務体質による

投資行動の異質性が生じうるという側面である。

一般に、トービンの q など投資機会をコントロールした上で、キャッシュフローあるいは内部資金と投資の関係を見ると、U字カーブを描くことが知られている(例えば Cleary, Povel, and Raith, 2007)。すなわち、本稿が分析対象とする内部資金が比較的潤沢な企業においては、投資の内部資金への感応度はプラスで、しかも内部資金が潤沢であるほど感応度は高まっていくことになる。しかしながら、感応度が通増的になる理由については十分に解明されていない。内部資金が潤沢であるほど外部資金による規律付けが働きにくくなることを考えれば、過大投資という観点から企業統治の状況がキャッシュフロー感応度に影響を及ぼす可能性は、検証する価値のある仮説であると言えよう。

具体的には、本稿では「経営権の順当な継承」がキャッシュフロー感応度に与える影響を検証する。コーポレート・ガバナンスの実証研究においては、日本企業における経営者の交代は、業績と無関係に行われる傾向のあることがしばしば指摘されてきた(例えば久保, 2010)。また、日本企業における経営者の在任期間は短期化が進んでおり、特に2000年代にその傾向が顕著になったこと(青木・新田, 2004)、さらには経営者のサラリーマン化と在任期間の短期化により経営者機能が弱体化したことが日本企業の収益率の長期低下傾向の原因の1つであること(三品, 2007)、などが指摘されてきた。

こうした研究の蓄積を踏まえれば、日本の優良企業にしばしば見られる、「業績に問題がないにもかかわらず、一定の任期が経過したことによって社長が交代し、前任者が会長に昇進する」という、最も順当な経営者人事が行われた直後の企業には、企業統治上のリスクが潜んでいる可能性があると言える。すなわち、会長は社長の後見人として実質的な経営権を保持するケースが多く、会長が社長時代に立てた経営方針の否定や会長の出身分野の縮小につながるような意思決定を行うことは難しいと考えられる。その結果、内部資金が潤沢であるほど、投資行動が総花的な拡大傾向となりやすいことが予想

される。

【仮説1】社長が交代し、前社長が会長に就任した直後には、投資のキャッシュフロー感応度が高まる。

また、「経営権の順当な継承」のもう1つの象徴として、役員中の「相談役等」の存在に注目する。本稿では、会長・社長以外の役員で「相談役」「名誉会長」「最高顧問」「フェウンダー」「オーナー」の肩書を持つ者を「相談役等」と定義する。「相談役等」に就任するのは、ほとんどの場合、元会長もしくは元社長であり、かつ現役の会長・社長時代に大きな功績を挙げた人物であることが多い。こうした役職を設けて役員として処遇しているという事実は、長期的な意味での経営の連続性が重視されている証拠と言えよう。過去の経営方針の否定や歴代経営者の出身分野の縮小が難しいという点では、仮説1の場合と同様の企業統治上のリスクが潜んでいる可能性があると言える。

【仮説2】役員中に相談役等の役職が設けられている場合、投資のキャッシュフロー感応度が高まる。

ところで、以上のような投資行動が「経営権の順当な継承」の下で経営陣自身のために選択されているのだとすれば、債権者からの規律付けが緩やかであるほど、その自由度は高まるはずだと言える。

【仮説3】仮説1,2の傾向は、ネット有利子負債残高(=有利子負債残高-現預金残高)がマイナス(実質無借金)の状況でより強く、そのマイナス幅(現預金の超過幅)が大きくなるほど顕著になる。

ただし、もし経営陣が投資の自由度を確保できる実質無借金の状態を強く好むならば、そのための余裕が少ない(ネット有利子負債残高のマイナス幅が小さい)状況では、実質無借金状態の維持を優先して、投資行動をむしろ抑制する可能性も考えられる。さらにこうした状況では、本来資金制約の状況にはないにもかかわらず、設備投資と借入金返済がトレード・オフの関係になる可能性があると考えられる。

【仮説4】実質無借金状態であるにもかかわらず、

ネット有利子負債のマイナス幅が小さい場合には、仮説1,2の傾向が有意でなくなり、かつグロスの有利子負債残高が投資にマイナスの影響を与える。

最後に、同じ「経営権の順当な継承」であっても、会長(前社長)と相談役等では、経営上の意思決定への関与の仕方は異なったものである可能性を考慮する。すなわち、会長が経営上の意思決定全般に関与するのに対し、相談役等が関与するのは極めて重要な意思決定の局面に限られるであろう。従って、投資の意思決定の重要度が投資率の水準で測れるものとすれば、次の仮説が考えられる。

【仮説5】仮説2は、主として投資率の高いサンプルで有意になる。

3. データと推計方法

3.1 データセットの構築

推計に使用したデータセットは、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(単独決算)に基づいて作成されている⁴⁾。このうち、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業種に属する企業を分析対象とし、サンプル期間は2005~2010年度までとした。

各企業の資本ストックデータは、外木・中村・浅子(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、工具器具備品の各分類ごとに、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。計算方法やデータソースなどの詳細については、外木・中村・浅子(2010)の補論を参照されたい。

設備投資額 I は、理論的には「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。しかしながら有価証券報告書には、「売却・除却設備の残存時価」について観察可能なデータが存在せず、しかも推計に利用可能なデータも限られることから、先行研究においては大まかに3通りの簡便法が用いられてきた。この問題も外木・中村・浅子(2010)で詳しく検討されているが、本稿では、同論文が「簿価方式」と名付けた、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 については、以下の式により算出している。

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

2.1節で考察したように、本稿は資本蓄積式に関し期首モデルの想定を置いているため、 q は期首時点で計測される。

3.2 推計式と推計方法

推計する投資関数は、2.1節の考察に基づく(2)式にキャッシュフロー CF^5 、グロスの有利子負債残高 $DEBT$ や企業統治関連の諸変数など仮説に関連した変数およびコントロール変数、産業ダミー IND^6 、年度ダミー FY を追加した、対数線形の定式化を採用する。ただしここでは、(2)式の $(1-\delta)K'$ すなわち t 期末の資本ストックを K_t 、(2)式の q すなわち t 期首のトービンの q を q_{t-1} と表記する。また、 $x_{j,t-1}$ は1および $\ln(CF/K)$ に対する係数ダミーを、 $y_{k,t-1}$ は他のコントロール変数をそれぞれ表す。

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{I_t}{K_t}\right) &= \alpha + \beta_1 \ln(q_{t-1} - 1) \\ &+ \sum_j \beta_{2j} x_{j,t-1} \ln\left(\frac{CF_{t-1}}{K_{t-1}}\right) \\ &+ \beta_3 \left(\frac{DEBT_{t-1}}{K_{t-1}}\right) \\ &+ \sum_k \beta_{4k} y_{k,t-1} + \sum_m \beta_{5m} IND_{m,t} \\ &+ \sum_n \beta_{6n} FY_{n,t} + \varepsilon t \end{aligned} \quad (3)$$

この定式化により、投資率 I/K 、トービンの q から1を差し引いた値、キャッシュフロー

の対資本ストック比率 CF/K が0以下のサンプルが除外される。すなわち、プラスの設備投資を行っていないサンプル、トービンの q がプラスの設備投資を示唆しない領域($q \leq 1$)にあるサンプル、キャッシュフロー(償却前最終損益)が赤字のサンプルが脱落することになるが、この特性は、優良企業を分析対象とする本稿の目的にとって支障となるものではない。他方、有利子負債残高の対資本ストック比率 $DEBT_{t-1}/K_{t-1}$ については、有利子負債がゼロ(完全無借金)のサンプルを除外することが本稿の分析目的にそぐわないため、対数はとっていない。なお、期首モデルの想定から理論的に投資率に対して先決となる q に加え、他の説明変数も同時性を回避すべく全て被説明変数に対して1期ラグをとっている。

CF に対する係数ダミーとしては、前節で示した仮説を検証するため、社長が交代かつ前社長が会長に就任した場合に1をとるダミー($CEOPCDUM$)および「相談役等」の役職に就く役員が存在する場合に1をとるダミー($SODANDUM$)のほか、コントロールとして、有価証券報告書の「役員状況」欄の社長の記載順位(社長の序列)が2位以下である場合に1をとるダミー($CEOORDUM$)、社長が交代した場合に1をとるダミー($CEOTODUM$)、社長が外部出身者である場合に1をとるダミー($CEOOSDUM$)を追加している⁷⁾。 $CEOPCDUM$ が存在するため、 $CEOTODUM$ は実質的には「前社長が会長に昇進しない社長交代」を意味し、 $CEOORDUM$ は実質的には「前社長が会長に昇進した場合以外で社長の序列が2位以下であること」を意味することになる。相互に関連の深いこの3変数のキャッシュフロー効果への影響度を見ることで、企業統治要因の中でどの要素が重要な役割を果たしたのかについて厳密に議論することが可能になる。

コントロール変数 $y_{k,t-1}$ としては、ストックとしての内部資金の影響をコントロールするため現預金残高の対資本ストック比率の対数値($LNCASHK$)、サンプル期間に進展した海外移転や分社化の動きをコントロールするため固

定資産のうち「投資その他」の前期比 (*TOUSHIGR*), M&A や研究開発投資などとの代替関係をコントロールするため無形固定資産の前期比 (*INTANGGR*) を追加した。また、企業統治の研究で採用されることの多い変数として、社長の年齢の対数値 (*LNCEOAGE*), 役員数の対従業員数比の対数値 (*LNEXECRATE*), 役員持株比率 (*EXECSHARE*), 金融機関持株比率 (*FINSHARE*), 外国人持株比率 (*OSSHARE*), 上位 10 大株主持株比率 (*TOPIOSHARE*) を、さらには社齢 (*LNFMIRIMAGE*) や、企業規模として従業員数の対数値 (*LNNUMEMPL*) および総資産の対数値 (*LNTOASSET*) を、それぞれコントロール変数として追加した。

本稿のデータセットは、もともとサンプル期間中の新規上場、上場廃止企業を含む非バランスパネルデータであるが、対数線形の定式化に伴うサンプル脱落に伴って疎らさ (*sparseness*) が一層高まること、企業統治の諸要因に関する説明変数の多くがダミー変数であることを考慮して、パネル分析は適用せず、産業ダミーと年度ダミーをコントロールしたプーリング OLS によって推計を行う。仮説 3 および仮説 4 に関しては、前期末ネット有利子負債残高(有利子負債残高－現預金残高)の対資本ストック比率 (*NDEBTKRATIO*) の水準に基づくサンプル分割により、仮説 5 に関しては分位点回帰により、検証する。

3.3 基本統計量

対数線形の定式化は、変数の分布の歪度や外れ値に対しては比較的ロバストであるが、合併や分社化など企業再編によって保有資産が極端に変動したようなケースを除外するため、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を除外した。また、単独決算データに基づく分析に対しては、連結経営の進んだ企業の実態を反映していないという批判がありうる。このため、前期における総資産および売上高の連単倍率がいずれも 2 倍超のサンプルは除外することとした。

以上の外れ値処理を行った後に、全サンプル、実質無借金 (*NDEBTKRATIO* < 0) サンプル、さらには実質無借金サンプルを *NDEBTKRATIO* が -0.5 を下回るか否かの 4 つのグループについて集計された基本統計量 (2005～2010 年度のプーリングデータ、全サンプル数 3713 企業・年度) が表 1-1 および表 1-2 にまとめられている。

全サンプル中、実質無借金サンプルは約 46% を占めており、さらに実質無借金サンプルのうち、*NDEBTKRATIO* が -0.5 以上のサンプルが 4 割強、-0.5 を下回るサンプルが 6 割弱となっている。大まかに言えば、*NDEBTKRATIO* が低い企業ほど *q* や *CF/K* が高い傾向にあるが、投資率 *I/K* については有意な差が見られない。なお、対数をとらなかった *DEBT/K* の分布は右裾が非常に長いので、このことが後に報告する推計結果に強い影響を与えることがないか検証が必要とされる。そこで、*DEBT/K* > 10 のサンプルを除外した推計も別途行い、その結果、定性的には同様の結果が得られることを確認している。

企業統治関連の変数のうち、仮説と関連の深い、*CF/K* の係数ダミーとして採用した諸変数に注目すると、サンプル全体では、社長交代の確率 (*CEOODUM* の平均値) は 14.5% で、そのうち約半分当たる 7.8% が、前社長が会長に就任する形での社長交代 (*CEOPCDUM* の平均値) となっている。他の変数では、社長交代がないケースも含めて社長の序列が 2 位以下であるサンプル (*CEOORDUM* の平均値) が 43.7%、社長が外部出身者であるサンプル (*CEOOSDUM* の平均値) が 16.2%、役員中に相談役等が存在するサンプル (*SODANDUM* の平均値) が 8.4% となっている。実質無借金サンプルでは、このうち *SODANDUM* を除く 4 変数 (社長に関する変数) の水準が、実質無借金でないサンプルに比べて有意に低い。また、実質無借金サンプルのうち、*NDEBTKRATIO* が -0.5 を下回るサンプルでは、そうでない場合に比べて、社長の序列が 2 位以下である確率と、相談役等が存在する確率が有意に低い。

表 1-1. 基本統計量(全サンプル, 実質無借金サンプル)

全サンプル						
	サンプル数	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
$\ln(I/K)$	3713	-2.579	-2.456	0.989	-11.018	-0.078
$\ln(q-1)$	3713	0.409	0.441	1.696	-7.748	8.189
$\ln(CF/K)$	3713	-1.071	-1.214	1.028	-6.557	5.419
<i>DEBT/K</i>	3713	2.695	0.517	25.321	0.000	731.930
<i>LNCASHK</i>	3713	-0.926	-0.949	1.655	-8.537	5.480
<i>TOUSHIGR</i>	3713	1.113	1.048	0.373	0.128	11.517
<i>INTANGGR</i>	3713	1.734	0.997	20.868	0.000	1253.500
<i>CEOPCDUM</i>	3713	0.078	0.000	0.268	0.000	1.000
<i>CEOORDUM</i>	3713	0.437	0.000	0.496	0.000	1.000
<i>CEOTODUM</i>	3713	0.145	0.000	0.353	0.000	1.000
<i>CEOOSDUM</i>	3713	0.162	0.000	0.368	0.000	1.000
<i>SODANDUM</i>	3713	0.084	0.000	0.277	0.000	1.000
<i>LNCEOAGE</i>	3713	4.087	4.112	0.128	3.344	4.422
<i>LNEXECRATE</i>	3713	-4.260	-4.252	1.149	-7.806	0.619
<i>EXECSHARE</i>	3713	4.918	0.650	8.994	0.000	77.740
<i>FINSHARE</i>	3713	26.321	25.210	12.766	0.010	67.840
<i>OSSHARE</i>	3713	15.385	13.100	12.505	0.000	75.620
<i>TOP10SHARE</i>	3713	48.870	46.210	14.176	16.910	88.150
<i>LNFIRMAGE</i>	3713	3.949	4.043	0.455	1.386	4.927
<i>LNNUMEMPL</i>	3713	6.806	6.798	1.260	1.792	10.776
<i>LNTOASSET</i>	3713	18.179	18.053	1.385	14.049	22.331
実質無借金サンプル(前期末 <i>NDEBTKRATIO</i> <0)						
	サンプル数	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
$\ln(I/K)$	1712	-2.541	-2.442	0.969	-10.280	-0.078
$\ln(q-1)$	1712	0.865	0.935	1.707	-5.164	7.166
$\ln(CF/K)$	1712	-0.687	-0.840	0.999	-5.778	4.052
<i>DEBT/K</i>	1712	0.472	0.002	3.706	0.000	120.570
<i>LNCASHK</i>	1712	-0.081	-0.127	1.422	-6.411	5.348
<i>TOUSHIGR</i>	1712	1.127	1.054	0.417	0.248	11.517
<i>INTANGGR</i>	1712	1.477	0.998	4.671	0.000	162.786
<i>CEOPCDUM</i>	1712	0.065	0.000	0.246	0.000	1.000
<i>CEOORDUM</i>	1712	0.419	0.000	0.494	0.000	1.000
<i>CEOTODUM</i>	1712	0.131	0.000	0.337	0.000	1.000
<i>CEOOSDUM</i>	1712	0.151	0.000	0.358	0.000	1.000
<i>SODANDUM</i>	1712	0.090	0.000	0.286	0.000	1.000
<i>LNCEOAGE</i>	1712	4.075	4.099	0.134	3.409	4.422
<i>LNEXECRATE</i>	1712	-4.179	-4.170	1.095	-7.671	0.619
<i>EXECSHARE</i>	1712	6.568	1.555	10.215	0.000	67.420
<i>FINSHARE</i>	1712	23.363	21.915	11.480	0.540	67.840
<i>OSSHARE</i>	1712	16.669	13.975	12.972	0.000	75.620
<i>TOP10SHARE</i>	1712	51.803	50.120	14.089	16.910	88.150
<i>LNFIRMAGE</i>	1712	3.856	3.970	0.452	1.609	4.796
<i>LNNUMEMPL</i>	1712	6.680	6.649	1.221	1.792	10.776
<i>LNTOASSET</i>	1712	17.894	17.804	1.303	14.049	22.331

その他の変数については有意な差がない。

4. 推計結果

本節では、企業統治変数を組み込んだ対数線形の投資関数を推計し、キャッシュフロー効果に対する企業統治要因の影響に関する仮説1～

5の検証を行う。まず、全サンプルおよびネット有利子負債残高の対資本ストック比率 *NDEBTKRATIO* によりサンプル分割したOLS推計結果を報告し、続いて投資率による違いを検証するため分位点回帰の結果を報告する。

表 1-2. 基本統計量(実質無借金サンプルの内訳)

-0.5 ≤ 前期末 <i>NDEBTKRATIO</i> < 0						
	サンプル数	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
<i>ln(I/K)</i>	729	-2.527	-2.440	0.815	-6.232	-0.680
<i>ln(q-1)</i>	729	0.231	0.380	1.481	-5.068	7.166
<i>ln(CF/K)</i>	729	-1.208	-1.217	0.642	-4.179	1.363
<i>DEBT/K</i>	729	0.229	0.084	0.529	0.000	9.511
<i>LNCASHK</i>	729	-1.229	-1.095	0.992	-6.411	2.265
<i>TOUSHIGR</i>	729	1.095	1.044	0.285	0.420	5.086
<i>INTANGGR</i>	729	1.346	0.993	2.763	0.003	55.259
<i>CEOPCDUM</i>	729	0.063	0.000	0.243	0.000	1.000
<i>CEORDUM</i>	729	0.461	0.000	0.499	0.000	1.000
<i>CEOTODUM</i>	729	0.128	0.000	0.334	0.000	1.000
<i>CEOOSDUM</i>	729	0.159	0.000	0.366	0.000	1.000
<i>SODANDUM</i>	729	0.102	0.000	0.302	0.000	1.000
<i>LNCEOAGE</i>	729	4.091	4.104	0.120	3.497	4.422
<i>LNEXECRATE</i>	729	-4.414	-4.376	1.075	-7.671	0.154
<i>EXECSHARE</i>	729	4.463	0.720	8.389	0.000	67.420
<i>FINSHARE</i>	729	25.845	24.730	11.768	1.450	58.070
<i>OSSHARE</i>	729	17.286	15.120	12.703	0.000	75.620
<i>TOP10SHARE</i>	729	50.530	48.590	14.419	23.900	86.490
<i>LNFMIMAGE</i>	729	4.013	4.060	0.350	1.946	4.796
<i>LNNUMEMPL</i>	729	6.973	6.942	1.183	1.792	10.776
<i>LNTOASSET</i>	729	18.166	18.053	1.218	14.989	22.317
前期末 <i>NDEBTKRATIO</i> < -0.5						
	サンプル数	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
<i>ln(I/K)</i>	983	-2.551	-2.455	1.070	-10.280	-0.078
<i>ln(q-1)</i>	983	1.334	1.353	1.712	-5.164	6.790
<i>ln(CF/K)</i>	983	-0.301	-0.437	1.041	-5.778	4.052
<i>DEBT/K</i>	983	0.652	0.000	4.863	0.000	120.570
<i>LNCASHK</i>	983	0.771	0.524	1.043	-0.689	5.348
<i>TOUSHIGR</i>	983	1.151	1.063	0.491	0.248	11.517
<i>INTANGGR</i>	983	1.574	1.000	5.686	0.000	162.786
<i>CEOPCDUM</i>	983	0.066	0.000	0.249	0.000	1.000
<i>CEORDUM</i>	983	0.388	0.000	0.487	0.000	1.000
<i>CEOTODUM</i>	983	0.133	0.000	0.340	0.000	1.000
<i>CEOOSDUM</i>	983	0.145	0.000	0.353	0.000	1.000
<i>SODANDUM</i>	983	0.081	0.000	0.274	0.000	1.000
<i>LNCEOAGE</i>	983	4.063	4.090	0.142	3.409	4.415
<i>LNEXECRATE</i>	983	-4.006	-3.964	1.079	-7.638	0.619
<i>EXECSHARE</i>	983	8.129	2.960	11.131	0.000	59.680
<i>FINSHARE</i>	983	21.522	20.000	10.909	0.540	67.840
<i>OSSHARE</i>	983	16.211	13.100	13.155	0.000	74.950
<i>TOP10SHARE</i>	983	52.747	50.640	13.770	16.910	88.150
<i>LNFMIMAGE</i>	983	3.740	3.829	0.483	1.609	4.700
<i>LNNUMEMPL</i>	983	6.463	6.413	1.203	1.946	10.729
<i>LNTOASSET</i>	983	17.693	17.574	1.328	14.049	22.331

4.1 企業統治の影響と財務体質による異質性

最初に、全サンプルによる投資関数の OLS 推計結果を報告する(表 2 の左から 1 列目)。対数線形の定式化により、投資率 I/K 、トービンの q から 1 を差し引いた値、キャッシュフローの対資本ストック比率 CF/K が 0 以下のサ

ンプルは除外されるため、全サンプルによる推計結果も消極的な意味では優良企業(厳密には優良な経営状態にある企業)の状況を反映していることになる。

投資関数としてのパフォーマンスという観点から推計結果を見ると、 $\ln(q-1)$ がプラスに

表2. OLS 推計結果(全サンプルおよびネット有利子負債残高の対資本ストック比率 $NDEBTKRATIO$ によるサンプル分割)

説明変数: $\ln(I/K)$	全サンプル		うち実質無借金サンプル (前期末 $NDEBTKRATIO < 0$)		(-0.5 ≤ 前期末 $NDEBTKRATIO < 0$) (前期末 $NDEBTKRATIO < -0.5$)	
	係数	p 値	係数	p 値	係数	p 値
$\ln(q-1)$	0.0314	0.024**	0.0480	0.023**	0.0316	0.230
$\ln(CF/K)$	0.1968	0.000**	0.2425	0.000**	0.2745	0.000**
$DEBT/K$	0.0011	0.184	0.0150	0.008**	-0.1056	0.083*
$LANCASHK$	-0.0393	0.006**	-0.0868	0.000**	-0.0522	0.149
$TOUSHIGR$	0.1406	0.011**	0.1069	0.060*	0.0736	0.465
$INTANGGR$	0.0003	0.260	-0.0059	0.128	0.0193	0.012**
$CEOPCDUM * \ln(CF/K)$	-0.0201	0.683	0.1892	0.057*	0.1386	0.3032
$CEOORDUM * \ln(CF/K)$	0.0013	0.954	-0.0228	0.538	0.0108	0.824
$CEOTODUM * \ln(CF/K)$	0.0116	0.764	-0.0983	0.130	-0.1040	0.172
$CEOOSDUM * \ln(CF/K)$	-0.0336	0.253	-0.0379	0.427	-0.0561	0.361
$SODANDUM * \ln(CF/K)$	0.0745	0.055*	0.0836	0.116	0.1002	0.160
$LANCEOAGE$	-0.1704	0.215	-0.2352	0.190	0.1145	0.686
$LNEXECRATE$	0.0856	0.142	0.0496	0.560	0.1067	0.351
$EXECSHARE$	-0.0048	0.133	-0.0112	0.000**	0.0009	0.830
$FINSHARE$	0.0051	0.001**	0.0049	0.035**	0.0038	0.219
$OSSHARE$	0.0005	0.806	-0.0022	0.423	0.0060	0.103
$TOP10SHARE$	0.0016	0.220	0.0048	0.014**	0.0060	0.028**
$LNFRMAGE$	-0.2910	0.000**	-0.3329	0.000**	0.0048	0.970
$LNNMEMPL$	0.3399	0.000**	0.2291	0.015**	0.3932	0.001**
$LNTOASSET$	-0.1767	0.000**	-0.1312	0.003**	-0.2635	0.000**
constant	0.1855	0.804	0.4418	0.614	-0.7042	0.605
Industry dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Year dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
サンプル数	3713		1712		729	983
自由度修正決定係数	0.138		0.156		0.191	0.162

(注) 1. q は当期初, 他の説明変数は前期末もしくは前期末の値。

2. p 値の水準は Huber-White のロバスト標準誤差により算出。有意水準の記号は, ** が 5% 水準, * が 10% 水準を表す。

有意であるものの, q 理論の枠組みでは説明力を持たないはずの $\ln(CF/K)$ もプラスに有意であり, また $\ln(q-1)$ の係数の推計値も約

0.03 と極めて小さいことから⁸⁾, 対数線形の定式化や企業統治要因の考慮によって従来 q モデルについて指摘されてきた実証上の問題点が簡

単にクリアされるわけではないことが確認される。一方、*LNCASHK* の係数がマイナスに有意に推計された点は注目に値する。すなわち、Jensen のフリーキャッシュフロー仮説の観点からは、経営者にとって自由に使いやすい現預金ストックが多いほど非効率な投資が増えるという意味で、*LNCASHK* の係数はプラスに有意になることが予想されるが、ここでの結果は逆に現預金ストックと設備投資が代替関係にあることを意味する。この傾向は、仮説4の前提である、ネット有利子負債残高(有利子負債残高－現預金残高)を小さく(あるいはマイナス幅を大きく)保つことが望ましいという、経営陣の選好に関する仮定が妥当であることを示唆している。さらに、これとは対照的に、設備投資と代替関係にあることが予想された投資その他の固定資産の伸び率(*TOUSHIGR*)の係数は、逆にプラスに有意となっており、両者の補完関係を示している。2000年代後半の日本の優良企業の国内投資行動に過小投資の側面があったとすれば、それは生産販売拠点の海外シフトの影響というよりも、現預金の積み増しに向かった結果である可能性が高いと考えられる。

次に、この推計結果を、キャッシュフロー効果を押し上げる企業統治要因すなわち「経営権の順当な継承」の影響という観点から見ると、仮説1,2で想定した2つの可能性、すなわち社長が交代かつ前社長が会長に就任するケース(*CEOPCDUM*)と、「相談役等」の役職に就く役員が存在するケース(*SODANDUM*)のうち、後者が有意に推計されており、その押し上げ幅も、 $\ln(CF/K)$ の係数が0.2であるのに対し0.07と、相応のインパクトがあることを示している。ただし、この*SODANDUM*の効果は、ネット有利子負債残高(＝有利子負債残高－現預金残高)がゼロ以下(実質無借金)のサンプルに限ってみると、係数の大きさは若干大きくなるものの有意ではなくなってしまう(表2の左から2列目)。これに代わって、実質無借金サンプルのキャッシュフロー効果を押し上げているのが、社長が交代かつ前社長が会長に就任するケース(*CEOPCDUM*)である。この押し上げ幅は、

$\ln(CF/K)$ の係数0.24に対し、0.19と極めて大きい。その他の変数については、全サンプルによる推計結果と概ね同傾向であるため、説明を省略する。

さらに、仮説3,4に関連して、実質無借金のサンプルを、ネット有利子負債残高の対資本ストック比率 *NDEBTKRATIO* が-0.5以上すなわち実質無借金状態の維持にさほど余裕がないグループと、比較的余裕があるグループ(*NDEBTKRATIO* が-0.5未満)に分割した推計結果について報告する(表2の右側2列)。まず、「経営権の順当な継承」の効果について見ると、実質無借金状態の維持にさほど余裕がないグループでは、*CEOPCDUM*、*SODANDUM* のいずれも有意ではなくなっていることがわかる。その一方で、同グループにおいて、*DEBT/K* の係数はマイナスに有意になっている。全サンプルの推計では *DEBT/K* の係数は有意でなかったにもかかわらず、全サンプルを基準とすれば相対的に資金制約の度合いが小さいはずのこのグループで有利子負債の存在が設備投資にマイナスに働くということは、正に仮説4で想定した通り、経営陣が投資の自由度を確保できる実質無借金の状態を強く好むために、実質無借金状態の維持を優先して設備投資をむしろ抑制しており、その結果として *CEOPCDUM*、*SODANDUM* の効果も見られなくなっていると解釈するのが妥当と考えられる。

実際、*NDEBTKRATIO* が-0.5未満すなわち実質無借金状態の維持に比較的余裕があるグループの推計結果では、*DEBT/K* の係数はむしろプラスに有意となっている。加えて、*CEOPCDUM* の係数はプラスに有意であるばかりか、その押し上げ幅は0.3と、 $\ln(CF/K)$ の係数0.24を上回るインパクトを発揮している。*NDEBTKRATIO* = -0.5というのはあくまで仮の閾値に過ぎないが、実質無借金状態の維持に心配のない状況が実現すると、「経営権の順当な継承」の効果が一気に顕在化する傾向があるものと考えられる。

以上の結果をまとめると、*CEOPCDUM* と

SODANDUMを一括りにして「経営権の順当な継承」の効果と見なすことにすれば、そのキャッシュフロー効果に与える影響は総じてプラスに有意であり、債権者による規律付けが緩やかになるほど、その影響は顕著なものなること、ただし実質無借金状態のサンプルにおいて、実質無借金の維持あるいは有利子負債の削減が最優先となる領域($-0.5 \leq NDEBTKRATIO < 0$)が存在し、その領域では投資水準が全体として抑制されるとともに、キャッシュフロー効果に対する企業統治要因の影響も有意でなくなることが確認された。言い換えると、これらの推計結果は、いずれも財務の健全化を達成することで生じた企業統治の空白に「経営権の順当な継承」という要因が加わることによるエージェンシー問題を背景としながら、投資行動の帰結としては過大投資と過小投資という正反対の現象が観察されることを明らかにしており、設備投資行動には、財務体質(ネット有利子負債の水準)に関する多様性、もしくは非線形的な反応がありうるということが示されたと言える。

4.2 企業統治の影響と投資規模による異質性

4.1節では、社長が交代かつ前社長が会長に就任するケース(CEOPCDUM)と「相談役等」の役職に就く役員が存在するケース(SODANDUM)を一括りにして「経営権の順当な継承」と見なしたが、仮説5の検討過程で指摘したように、両者の間には影響力の及ぶ投資行動の範囲に違いが存在しうると考えられる。4.1節で報告した推計結果において、全サンプルではSODANDUMのみが、実質無借金サンプルではCEOPCDUMのみが有意となったことも、両者の特性の違いに原因があるのかも知れない。

そこで最後に、SODANDUMのキャッシュフロー効果への影響が有意に推計された全サンプルのデータに分位点回帰を適用し、投資規模による影響の違いを検証した結果を報告する(表3)。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(ここではSODANDUM)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。

表3では、投資率の下位10%タイル、50%タイル(中央値)、下位90%タイル(上位10%タイル)に対する推計結果を報告しているが、このうち50%タイル(中央値)および90%タイルにおいて、SODANDUMの係数はプラスに有意に推計されている。この結果は、仮説5で想定した、会長が経営上の意思決定全般に関与するのに対し、相談役等が関与するのは極めて重要な意思決定の局面に限られるという予測と整合的なものであると言える。また、 $\ln(CF/K)$ の係数の推計値は、投資率の大きい領域に向かうにつれて小さくなっているが、SODANDUMの影響がそれを打ち消すような役割を果たしていることも指摘される。

5. おわりに

本稿では、いわゆる「ゾンビ企業」がリストラによって復活する傍ら、資源の再配分効果を通じた生産性向上が顕著には見られなかった2000年代後半の日本の優良企業の投資行動に注目した。この時期の優良企業の投資行動には、過剰債務企業の窮状を他山の石とし、投資機会があったにもかかわらず借入金の返済や現預金の積み増しを優先したという「過小投資」の側面と、実質無借金など財務の健全化を達成したことで企業統治に空白が生じ、旧来の経営環境の延長線上で拡大路線を続けた結果、外的ショックによって一挙に設備過剰に陥ったという「過大投資」の側面の共存が指摘されてきた。

このような過小投資と過大投資の共存を説明するため、本稿では、 q 理論から展開される対数線形の投資関数に企業統治の影響を織り込み、さらにその影響度が財務体質(ネット有利子負債残高の水準)や投資規模(投資率)によって異なりうるという意味での「異質性」を考慮した実証分析の枠組みを検討した。投資関数の実証研究の文脈において、 q 理論の課題を完全に乗り越える新たな枠組みが未だ登場していない中、 q 理論の大枠を維持しながら説明力を向上させ

表 3. 分位点回帰の推計結果(全サンプル)

説明変数	10% タイル		50% タイル		90% タイル	
	係数	p 値	係数	p 値	係数	p 値
$\ln(q-1)$	0.0419	0.119	0.0358	0.009**	0.0366	0.047**
$\ln(CF/K)$	0.2088	0.000**	0.1632	0.000**	0.1194	0.007**
$DEBT/K$	0.0013	0.262	0.0008	0.605	0.0001	0.923
$LNCASHK$	-0.0256	0.310	-0.0429	0.004**	-0.0158	0.449
$TOUSHIGR$	0.1872	0.001**	0.1625	0.005**	0.1254	0.093*
$INTANGGR$	0.0010	0.826	0.0004	0.930	-0.0002	0.977
$CEOPCDUM*\ln(CF/K)$	-0.0666	0.675	0.0016	0.971	-0.0138	0.841
$CEOORDUM*\ln(CF/K)$	-0.0127	0.781	0.0076	0.729	-0.0049	0.874
$CEOTODUM*\ln(CF/K)$	-0.0197	0.857	-0.0026	0.939	0.0287	0.647
$CEOOSDUM*\ln(CF/K)$	-0.0288	0.612	-0.0144	0.631	0.0345	0.389
$SODANDUM*\ln(CF/K)$	0.1041	0.381	0.0787	0.017**	0.0952	0.016**
$LNCEOAGE$	-0.0931	0.783	0.0457	0.749	-0.0938	0.536
$LNEXECRATE$	0.0276	0.811	0.1212	0.045**	0.1484	0.021**
$EXECSHARE$	-0.0095	0.070*	-0.0039	0.190	0.0026	0.369
$FINSHARE$	0.0131	0.000**	0.0027	0.083*	-0.0013	0.568
$OSSHARE$	-0.0024	0.420	-0.0001	0.962	-0.0013	0.532
$TOP10SHARE$	0.0022	0.515	0.0013	0.337	0.0015	0.407
$LNFIRMAGE$	-0.3490	0.001**	-0.3063	0.000**	-0.2774	0.000**
$LNNUMEMPL$	0.5273	0.000**	0.2593	0.000**	0.0833	0.278
$LNTOASSET$	-0.2897	0.000**	-0.0843	0.011**	0.0146	0.738
constant	-0.6456	0.651	-1.4660	0.380	-0.5413	0.534
Industry dummy		yes		yes		yes
Year dummy		yes		yes		yes
サンプル数		3713		3713		3713
Pseudo R-squared		0.172		0.078		0.099

注) 1. q は当期初, 他の説明変数は前期もしくは前期末の値。

2. p 値の水準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誤差(複製回数=100)により算出。有意水準の記号は, **が5%水準, *が10%水準を表す。

る方向性にも依然として大きな意義があるが, この方向性を追求する際の重要なキーワードの1つが「異質性」である。本稿の投資関数はこうした問題意識から新たな論点を提起したものであるとも言える。

また, 投資関数に企業統治の影響を織り込む研究は従来から存在したが, 本稿では「経営権の順当な継承」という既存研究にはあまり見られなかった観点に着目し, 短期的な要素として前社長が会長に就任する形での社長交代, 長期的な要素として「相談役等」の役職の存在という, ユニークな説明変数を導入した。さらに, それらの要素が投資率の定数項ではなく, q 理論の実証における長年のパズルであるキャッシュフロー効果を通じて影響を与えているという仮説を立て, 投資関数の推計によって検証した。

分析から得られた主要な結論は, 以下の通り

である。まず, 社長が交代かつ前社長が会長に就任するケースと, 「相談役等」の役職に就く役員が存在するケースを一括りにして「経営権の順当な継承」と見なせば, これらの要素は設備投資のキャッシュフロー感応度を高めており, その影響度は債権者による規律付けが働きにくい状況, すなわちネット有利子負債残高が小さい状況ほど強くなる傾向が確認できた。この推計結果から判断する限り, 良好な財務体質に恵まれた中での「経営権の順当な継承」は, 2000年代後半の優良企業に過大投資をもたらした1つの要因であった可能性が高い。

しかしながら, この「経営権の順当な継承」の影響は, 実質無借金でありながら, それを維持する余裕が少ない(ネット有利子負債残高はマイナスであるがマイナス幅が小さい)サンプルに対しては有意でなかった。また, こうした

サンプルでは、経営陣は投資の自由度を確保できる無借金状態の維持を優先するため、有利子負債が投資を抑制する効果も見られた。この結果は、この時期の優良企業において過大投資と過小投資が共存した理由の少なくとも一部を説明するものであるとともに、一般的には過大投資をもたらしした要因が、特定の財務状況では逆に過小投資に働くという「異質性」の存在を確認した点で、投資の実証分析にも新たな論点を提示している。さらに、分位点回帰の結果からは、相談役等の存在がキャッシュフロー感応度を高める効果が、主として投資率の高い領域で強くなることが示唆されており、投資規模に関する「異質性」の存在も確認されたと言える。

最後に、本稿で取り扱うことのできなかったトピックについて、今後の研究課題として述べておく。まず第一に、投資行動と企業価値の関係を分析することである。これまで「過大投資」「過小投資」と指摘した投資行動の特徴は、本稿の分析の範囲では、あくまで企業統治の理論や財務状況から見てその疑いがあることを意味するに過ぎない。例えば、投資率の大きい領域において相談役等が影響力を発揮して、直近のキャッシュフローに投資行動をリンクさせることは、近視眼的もしくは後追いの投資行動につながる可能性があるが、それが真に企業価値最大化から逸脱した行動であったか否かは、投資後の企業価値や生産性といった経営成果の推移を統計的に吟味しなければわからない。本稿の分析を日本経済あるいは日本企業の実態解明のために用いるならば、そうした作業が不可欠となる。

また第二に、本稿で新たに着目した企業統治要因すなわち「経営権の順当な継承」の影響や、財務体質・投資規模に関する投資行動の異質性については、相応に有意な結果を得ることができたが、それによってベースとなる投資関数のパフォーマンスが大幅に向上したり、優良企業におけるキャッシュフロー効果のパズルが解明されたわけではないことにも留意しなければならない。この面ですらなる前進を目指すならば、「異質性」の代表格として研究の蓄積が先行し

ている資本財間の異質性を明示的に取り扱った“Multiple q ”モデルに本稿のアイデアを接合することが有力な方向性として考えられる。また、固定的な調整費用や投資の不可逆性など、 q 理論の枠組みから踏み出してみることも必要になるかも知れない。これらも、今後取り組むべき課題である。

(日本政策投資銀行設備投資研究所)

注

* 本稿の内容は全て筆者個人の責任で執筆されており、所属する組織の見解を示すものではない。本稿の作成にあたっては、データセットの作成過程において、一橋大学の浅子和美教授、神奈川大学の外木好美特任助教との共同研究プロジェクト、および東京大学の福田慎一教授との共同研究プロジェクトにおいて作成されたデータを活用させていただいた。特に設備投資関連のデータについては、外木特任助教の作業に多くを負っている。また、本稿の旧バージョンに対して浅子和美教授、一橋大学経済研究所定例研究会の討論者であった三重大学の嶋恵一教授、ならびに同研究会参加者の方々から大変貴重なコメントをいただいた。これら全ての方々へ厚く御礼申し上げたい。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、本稿の一部は、日本学術振興会・科学研究費補助金(研究活動スタート支援、課題番号 24830033)の助成を受けた。記して感謝したい。

1) 福田・粕谷・慶田(2007)。

2) q 理論の大枠を維持しつつ説明力を向上させる方向性として他に有力なのは、資本財の異質性を明示的に取り扱う Multiple q の枠組みである。その意義を設備投資研究のサーベイの中で位置づけたものとして、浅子・外木・中村(2013)を参照されたい。なお、本稿で分析される企業統治の影響がもし重要であるとすれば、それを Multiple q の枠組みに取り込むことは容易である。

3) 対数線形の定式化は、Eberly(1997)、Abel and Eberly(2002)、嶋(2010)が試みており、Eberly(1997)は $\gamma < 2$ 、後2者は $\gamma > 2$ を支持する結果を得ている。

4) 社長の属性や交代状況に関しても、基本的に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補完した。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」より取得した。

5) 税引後損益+減価償却費により算出している。

6) 日本政策投資銀行「企業財務データバンク」の業種中分類に基づく。

7) 「日経 NEEDS 企業基本データ」の個別役員情報の「社外歴」に記載のある役員を「外部出身者」とした。

8) この q の係数の値を第2節のモデルに忠実に解釈するならば、調整費用関数の投資率 I/K に関する次数は30を超えていることになる。

参 考 文 献

- 青木英孝・新田敬祐(2004)「経営トップ交代の効果とガバナンスの影響——在任期間とエントレンチメント——」『所報』Vol. 33, ニッセイ基礎研究所。
- 浅子和美・外木好美(2010)「資本ストックの異質性と Multiple q 」, 『経済研究』第61巻第4号, pp. 325-341.
- 浅子和美・外木好美・中村純一(2013)「設備投資研究の展開と Multiple q 」, 一橋大学経済研究所ディスカッションペーパーシリーズ, No. 584.
- 深尾京司(2012)『「失われた20年」と日本経済』, 日本経済新聞出版社。
- 福田慎一・粕谷宗久・慶田昌之(2007)「企業家精神と設備投資：デフレ下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
- 星岳雄(2006)「ゾンビの経済学」, 岩本康志・太田誠・二神孝一・松井彰彦編『現代経済学の潮流2006』東洋経済新報社, pp. 41-68.
- 久保克行(2010)『コーポレート・ガバナンス 経営者の交代と報酬はどうあるべきか』日本経済新聞出版社。
- 三品和広(2007)『戦略不全の因果 1013社の明暗はどこで分かれたのか』東洋経済新報社。
- 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。
- 鳴恵一(2010)「投資の調整費用」, 『社会経済研究』No. 58, pp. 27-39.
- 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』Vol. 31, No. 2.
- Abel, A. B. and J. C. Eberly (2002) "Investment and q with Fixed Costs: An Empirical Analysis," mimeo, Northwestern University.
- Caballero, R., T. Hoshi and A. Kashyap (2008) "Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan," *American Economic Review*, Vol. 98, No. 5, pp. 1943-1977.
- Cleary, S., P. Povel, and M. Raith (2007) "The U-Shaped Investment Curve: Theory and Evidence," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 42, No. 1, pp. 1-39.
- Eberly, J. C. (1997) "International Evidence on Investment and Fundamentals," *European Economic Review*, Vol. 41, No. 6, pp. 1055-1078.
- Fukuda, S. and J. Nakamura (2011) "Why Did 'Zombie' Firms Recover in Japan?" *The World Economy*, Vol. 34, No. 7, pp. 1124-1137.
- Hayashi, F. (1982) "Tobin's Marginal q and Average q : A Neoclassical Interpretation," *Econometrica*, Vol. 50, No. 1, pp. 213-224.
- Jensen, M. C. (1986) "Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers," *American Economic Review*, Vol. 76, No. 2, pp. 323-329.
- Nakano, M. and P. Nguyen (2013) "Does Board Size Affect Firm Performance? Causal Evidence Using Japanese Data," mimeo.
- Strebulaev, I. A., and B. Yang (2013) "The Mystery of Zero-leverage Firms," *Journal of Financial Economics*, Vol. 109, No. 1, pp. 1-23.