

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—¹

福田 慎一²

粕谷 宗久³

慶田 昌之⁴

要 約

本稿では、デフレ下の日本経済において上場企業の設備投資が低迷した要因を、企業の財務データに加えて経営者の属性情報を用いて投資関数を推計することによって考察した。各上場企業の投資関数を推計した場合、トービンの q やキャッシュ・フローといった標準的な財務変数に加えて、社長のキャリアや年齢、オーナー社長であるかどうかなど経営者の属性や利益処分に占める役員賞与の比率が、各上場企業の設備投資に対して有意な影響を及ぼすことが明らかになった。一般に、中小企業と比べて、上場企業は多様な資金調達手段が存在し、金融危機下でも設備投資に対する資金制約は相対的に緩やかであったはずである。本稿の結果は、バブル崩壊後の経営者の設備投資に対するスタンスの変化が、企業の直面するファンダメンタルズの悪化に加えて、デフレ下の日本経済における上場企業の設備投資を減少させた可能性を示唆するものである。

キーワード：設備投資、デフレ、企業家精神

JEL Classification : G31, G32

I. はじめに

1990年代から2000年代初頭にかけての「失われた20年」の日本経済では、企業の設備投資の低迷が深刻なマクロ経済の問題の1つであった。93SNAでみた場合、民間設備投資の年度平均増加率は、1991年度に始まる10年間

に名目で-1.11%，実質で0.25%と大幅に落ち込んだだけでなく、2001年度からの10年間でも名目で-1.31%，実質で0.16%と低迷した。これは、1981年度からの10年間、民間設備投資が年度平均で名目8.98%，実質8.21%それぞ

* 1 本稿の作成にあたっては、早川英男元局長をはじめとする日本銀行調査統計局のスタッフの方々から有益なコメントをいただいた。また、データ整理に際しては、稻田武夫君と岡畑信秀君に大変ご助力いただいた。記して感謝する。

* 2 東京大学大学院経済学研究科教授

* 3 明星大学経済学部教授

* 4 立正大学経済学部准教授

れ増加していたのとは好対照であった。中小企業では、1990年代後半や2000年代初頭の設備投資の低迷に金融機関の貸出態度の変化がある程度影響を与えたことは良く知られている。しかし、上場企業は中小企業と比べて多様な資金調達手段が存在し、金融危機下でも設備投資に対する資金制約は相対的に緩やかであったはずである。したがって、1990年代以降の上場企業の設備投資の低迷を、資金制約という観点から説明することは難しい。

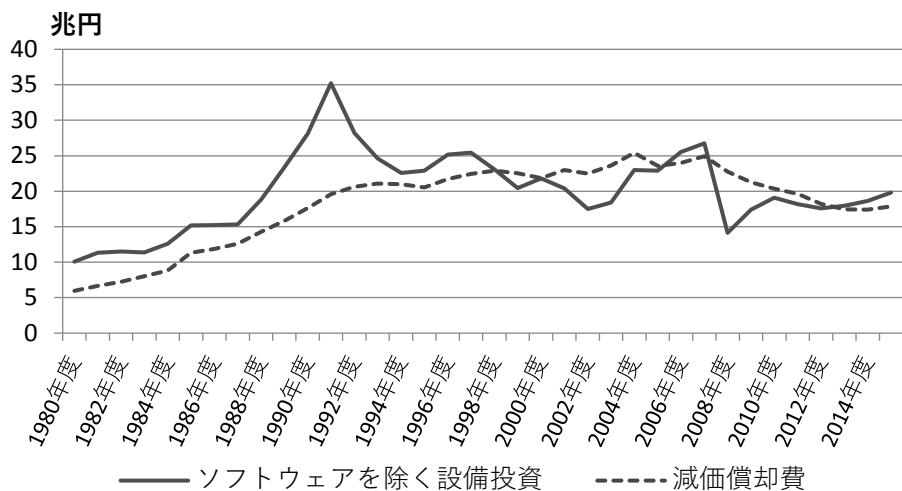
図1は、『法人企業統計年報』(財務省)のデータを使って、資本金10億円以上の大企業を対象に、「ソフトウェアを除く設備投資」と「減価償却費」の推移を示したものである。図1から、1990年代初頭まで減価償却費の1.5倍前後で推移していた設備投資が、1990年代前半に急落し、1990年代後半にほぼ減価償却費と等しくなったことが読み取れる。特に、1999年以降はしばしば設備投資が減価償却費を下回り、この時期、平均すると減価償却費より少ない設備投資しか行われていないことがわかる。この傾向は、対象を資本金の小さい企業に拡大しても、同じように成立する。1990年代後半以降、設備投資の低迷があらゆる企業で一般的であったことが読み取れる。一方、企業設備ビ

ンテージ（設備の平均年齢）は、1990年代半ば以降、製造業を中心に急速に上昇し、1994年には10.2年であった経過年数が、2002年には12.0年まで跳ね上がった。このような製造業における設備の経過年数の大幅な上昇は、ドイツやアメリカといった他の主要国と比較しても顕著であった。減価償却費に満たない設備投資が設備の老朽化につながっていたと考えられる。

このように1990年代半ば以降、企業が設備投資に慎重となった原因の1つは、マクロのファンダメンタルズ（基礎的条件）の悪化や不確実性の増大である。ファンダメンタルズの悪化が、内外需要や企業収益の見込を減退させ、結果的に、設備投資意欲を低迷させた要因は決して小さくない。不確実性の増大が、設備投資を慎重にした可能性も否定できない。また、金融危機が深刻となった1998年頃には、銀行貸出の低迷が中堅・中小企業を中心に資金繰りを悪化させ、設備投資に影響を及ぼしたと考えられる。しかし、特に上場企業の設備投資に関しては、これら伝統的な説明で、1990年代後半から2000年代にかけての一貫した設備投資の低迷をすべて説明することは難しい。

本稿の目的は、デフレ下の日本経済において上場企業の設備投資がこのように低迷した要因

図1 設備投資と減価償却費



(出所)『法人企業統計年報』(財務省)より、筆者らが作成。

を、企業の財務データに加えて経営者の属性情報を使って投資関数を推計することによって考察することにある。本稿では、当時の不確実性な経済環境の下で、それに対する経営者の設備投資のスタンスの変化が、当時の設備投資の低迷を説明する上で有益であるという仮説をたて、その妥当性を検証する。分析では、社長（CEO）の属性（経歴、オーナー社長かどうか、年齢等）や利益処分に占める役員賞与の比率が、デフレ期（1997－2005年）の日本の企業の企業家精神（entrepreneurship）に与えた影響について、Tobinのq型の設備投資関数を推計することによって検証する。経営者のリスク回避度に関係した代理変数が当時の設備投資動向を説明する上で有意であれば、経営者のスタンスの変化が当時の設備投資の低迷に関係していたといえることになる。

これまでの研究でも、日本企業の設備投資関数の推計は枚挙にいとまがない（たとえば、宮川（1997）や鈴木（2001）のサーベイを参照のこと）。特に、企業の資金制約が設備投資にどのような影響を与えたかに関する研究は幅広く行われてきた。たとえば、浅子・国則・井上・村瀬（1997）、Hayashi and Inoue（1991）、Hoshi, Kashyap, and Scharfstein（1991）らは、設備投資の説明変数として伝統的なトービンのqに加え、内部資金（キャッシュ・フロー）といった説明変数が設備投資に影響を与えていていることを示した初期の代表的な研究である。1990年代以降の設備投資に関しては、永幡・関根（2002）、福田（2003）、堀・斎藤・安藤（2004）、Masuda（2015）が上場企業を、福田・柏谷・中島（2007）が非上場企業をそれぞれ対象として分析している。また、不確実性と設備投資の関係に關しても、Ogawa and Suzuki（2000）、柏谷（2003）、田中（2004）、西岡・池田（2006）など、これまで多くの研究が存在する。しか

し、データの入手が容易でないため、企業経営者の属性に注目し、その属性の変化が設備投資に与える影響を分析した先行研究はほとんど存在していない。

例外的な海外の先行研究としては、Bertrand and Schoar（2003）がある。彼らは、米国企業の個票データを用いて、経営者の固定効果が設備投資を含めた企業のパフォーマンスの違いに大きな影響を与えていることを示している¹⁾。また、日本の先行研究でも、経営者に対する報酬の影響に関しては、Kaplan（1994）、Kato（1997）、Xu（1997）など、その金銭的なインセンティブが株式収益率など企業のパフォーマンスに与える影響を分析した研究がいくつか存在する。本稿も、これらの研究と類似の問題意識にたって、経営者の属性が設備投資に与える影響を考察する。ただし、Bertrand and Schoar（2003）らの研究が企業間のパフォーマンスのばらつきを説明することに主眼が置かれていたのに対して、本稿は企業経営者の属性の変化がマクロ的なパフォーマンスを低迷させた効果に焦点を当てる。特に、デフレ下の日本経済において、属性の変化が設備投資に与える影響を分析することは、日本の先行研究では見られない本稿の最大の特徴である。

本稿の分析から、以下のようなことが確認された。まず、トービンのqやキャッシュ・フローといったスタンダードな変数に加えて、社長（CEO）の属性（経歴、オーナー社長かどうか、年齢）や役員賞与の大小が、設備投資に對して有意な影響を及ぼすことが確認された。また、これらの経営者属性のいくつかは、1990年代を通じて大きく変化し、投資を増加させる属性を持つ経営者は減少する傾向にある反面、投資を減少させる属性を持つ経営者は増加する傾向にあった。これらの結果は、デフレ下の日本経済において、マクロのファンダメンタルズ

1) それ以外でも、Bennedsen, Pérez-González, and Wolfenzon（2006）、Pérez-González（2006）、Cho, Halford, et al.（2016）など、近年、経営者の属性が企業パフォーマンスに与える影響を分析した研究が徐々に行われるようになっている。Laine（2017）は、経営者の属性を含めさまざまな要因が、投資を行うアニマルスピリットに影響していることを明らかにしている。

(基礎的条件)を所与とした場合でも、経営者のリスク回避度の変化が設備投資の足かせとなっていたことを示唆するものである。

シェンペーターが指摘したように、企業家精神(Entrepreneurship)の発揮は経済成長を推進する最も重要な力である。新しい「技術」だけでなく、「方法」や「マーケット」、「組織」などをダイナミックに変化させて“イノベーション”を遂行する「能力」を持つ“企業家精神”が持続的な経済成長には重要である。本稿の結果は、日本経済がデフレから本格的に脱却

し、持続的な経済成長を達成していく上では、チャレンジ精神のある経営者の存在も必要であることを示すものである。

本稿の構成は、以下の通りである。まず、Ⅱ章で簡単な理論仮説の検討を行った後、Ⅲ章では基本モデルとなる投資関数を定式化する。Ⅳ章で経営者属性のデータに関して説明した後、Ⅴ章ではそれを用いた推計結果を示す。Ⅵ章では役員賞与が与える効果について推計を行う。最後にⅦ章では本稿の分析に残された課題について検討する。

II. 簡単な2期間モデルによる考察

本稿の目的は、マクロのファンダメンタルズ(基礎的条件)の悪化だけでなく、経営者の属性の変化が経営者のリスク回避度を上昇させ、設備投資にマイナスの影響を及ぼしたかどうかを検証することにある。分析に先立ち、この章では、簡単な2期間モデルを使って、経営者のリスク回避度の上昇が設備投資にマイナスの影響を及ぼすことを、理論的に確認する。

以下では、企業の経営者がコストをかけて設備投資を行うかどうかの意思決定を考える。設備投資を行った場合、この企業の価値は \tilde{V} となる。ただし、どのような企業価値が実現するかはその後の経済の状態に依存し、投資を行う段階では、 \tilde{V} の実現値は不確実である。これに対して、投資を行わない場合には企業価値には不確実性が存在せず、確実に V_0 が実現するものとする。このような状況のもとでは、経営者がリスク回避的である限り、不確実性の存在は、経営者の投資の意思決定に大きな影響を与える。

いま価値が V である企業の経営者の効用を、 V に関して単調増加で厳密に凹な関数 $u(V)$ で表すとすると、期待効用を最大化する経営者は、以下の条件を満たすとき、投資を行う。

$$Eu(\tilde{V}) > u(V_0) \quad (1)$$

ただし、 $u'(V) > 0$ および $u''(V) < 0$ 。また、オペレーター E は、設備投資の決定を行う時点での経営者の情報に基づく条件付期待値を表す。

経営者がリスク回避的である限り、(1)式の不等号は仮に $E\tilde{V} > V_0$ であっても必ずしも成立しない。特に、 $Eu(\tilde{V})$ は \tilde{V} の不確実性が大きければ大きいほど小さくなるだけでなく、経営者がリスク回避的であればあるほど小さくなる。したがって、設備投資は、不確実性だけでなく、経営者のリスク回避度が増加すれば、抑制される傾向にある。

一般に、企業価値の不確実性は、経済状態に応じて大きくなったり小さくなったりすると考えられる。このため、不確実性と設備投資の関係に関しては、これまで多くの研究が存在する(たとえば、Dixit and Pindyck (1994))。これに対して、経営者のリスク回避度が設備投資に与える影響はほとんど考察されてこなかった。これは、通常期には、経営者のリスク回避度が大きく変化するとは考えにくいからである。また、市場規律が効率的に機能する新古典派の経済モデルでは、企業家精神が欠如した経営者は

市場からの退出を余儀なくされることも、先行研究が経営者のリスク回避度の変化を明示的に論じてこなかった要因といえる。しかしながら、バブル崩壊後の日本経済では、経営者のリスク回避度が大きく増加した可能性があり、その意味で経営者のリスク回避度を明示的に取り扱って分析を行う意義がある。

バブル経済およびバブル崩壊後の経営者の行動をどのようにとらえるかには、さまざまな立場がある。バブル経済の経営者の積極的なスタンスは、結果的に日本経済に過剰投資をもたらしたことは事実であろう。そして、そのような経営者の多くが、バブル崩壊後、経営悪化の責任をとつて市場から退出した。その一方で、バブル期を含めて、リスク回避的行動した企業の業績が相対的に良くなり、日本経済全体としても、経営者のリスク回避度が大きく高まっ

た。その中には、バブル期のビジネスチャンスを逃した企業が、結果的にバブル崩壊後にもっと健全な企業の一つになったケースも少なくない。バブル崩壊後、マーケットでも、相対的にリスク回避的な経営者を歓迎する風潮が高まつた。

経営者のリスク回避度の増加は、過剰投資を行わないためには重要である。しかし、その一方で、リスク回避度の増加は、「方法」や「マーケット」、「組織」などをダイナミックに変化させて“イノベーション”を遂行するEntrepreneurship（企業家精神）の低下につながる可能性もある。企業家精神が低下し、経営者のリスク回避度が高まれば、正の割引現在価値（net present value）であっても投資は行われなくなり、経済の持続的な成長は阻害される。

III. 設備投資関数の推計

III-1. 基本モデル

以下では、前節の議論をもとに、トービンの q 、キャッシュ・フロー、債務・総資産比率などファンダメンタルな変数に加えて、経営者の属性情報が、設備投資に追加的な影響を与えたかどうかを検証する。検証にあたっては、各上場企業*i*の財務データおよびその経営者の情報を利用して、固定効果モデルを用いて、タイム・ダミー β_t を含む以下のような投資関数を非バランス・パネル分析によって推計する。

$$I_{i,t}/K_{i,t} = \alpha_i + \beta_t + \gamma Q_{i,t-1} + \delta CF_{i,t-1} + \varepsilon D_{i,t-1} + \phi M_{i,t-1}, \quad (2)$$

ただし、 $I_{i,t}$ = t 期の設備投資額、 $K_{i,t}$ = t 期首の資本ストック、 $Q_{i,t-1}$ = $t-1$ 期のトービンの q 、 $CF_{i,t-1}$ = $t-1$ 期のキャッシュ・フロー、 $D_{i,t-1}$ = $t-1$ 期末の債務・総資産比率、 $M_{i,t-1}$ = $t-1$ 期の経営者の属性。サブスクリ

プト*i*と*t*は、それぞれ企業と時間のインデックスを表している。

ここで、トービンの q は、企業自体のファンダメンタルズが設備投資に与える影響をもっとも直接的にとらえるものである。(2)式の説明変数に、このトービンの q に加えて、キャッシュ・フローを加えた理由は、オーソドックスな流動性制約の存在を再確認するためである。キャッシュ・フローはトービンの q ときわめて相関が高い変数であるため推計結果の解釈は慎重を要するが、流動性制約が存在すれば、トービンの q に加えてキャッシュ・フローが投資に有意なプラスの影響を与えると予想される。一方、(2)式に債務・総資産比率を説明変数に加えた理由は、過剰債務問題の存在を検証するためである。他の条件を所与とした場合、過剰債務問題は既存の借入額が多い企業の設備投資

をより大きく制約する。したがって、過剰債務問題が存在すれば、トービンの q やキャッシュ・フローの影響をコントロールした場合でも、債務・総資産比率が設備投資にマイナスの影響を与えると予想される。

(2) 式の大きな特徴は、これら企業の標準的な財務変数に加えて、経営者の属性情報 M_{it-1} を説明変数に加えている点である。経営者の属性が異なれば、経営者のリスク回避度等も異なると考えられるので、説明変数 M_{it-1} を加えることによって、リスク回避度など経営者の企業家精神が設備投資に与える影響をとらえることができると考えられる。厳密に言えば、企業の属性自体も、企業のパフォーマンスに依存して内生的に変化するものである。しかし、トービンの q など先行研究で設備投資に影響を与えると考えられている財務変数の影響をコントロールすることによって、この内生性の問題はある程度回避できる。また、推計では、同時性バイアスの問題を回避するため、財務変数だけでなく、すべての企業属性に関する説明変数は一期のラグをとって推計を行った。

なお、推計は、常にタイム・ダミー β_t を含む式で行った。タイム・ダミーは、マクロ全体の平均的なファンダメンタルズ（基礎的条件）や不確実性の毎年の変化が、各企業の設備投資へ与える影響をとらえるものである。

III-2. 財務変数の選択

以下の分析で対象とするのは、東証一部および二部に上場する企業のうち、「日本政策投資銀行」のデータベースから少なくとも1996年から2005年のデータが連続して入手可能で、かつ次章で述べる経営者の属性情報が利用可能な企業である。分析では、1996~2005年度の設備投資を、その前年度（決算期）の財務データと前年度の社長の属性情報を使って推計する。各財務データは決算データによるが、データが年2回入手可能な場合には決算月数の多いものを用いた。また、資本ストックの時価評価およびトービンの q の算出に際しては、各企業

で1996年以前のデータが利用可能であれば最長1970年まで遡ったデータを利用して計算を行っている。

(2) 式の被説明変数の設備投資額 (I_{it}) は、「当期末資産簿価 - 前期末資産簿価 + 当期減価償却額」を投資財デフレーターで実質化した値を、土地を除く各形固定資産に関して求め、それらを合計して計算した。また、資本ストック (K_{it}) は、土地を除く有形固定資産であり、1969年度以降の簿価系列をHayashi and Inoue (1991) が用いた恒久棚卸法を使って時価系列に変換したものを用いた（詳しくは、補論を参照）。また、説明変数のうち、トービンの q は、株価から企業の市場価値を求め、そこに負債総額を加えた後に時価評価した土地（簿価の土地を先入後出法を仮定して時価評価したもの）およびその他資産の簿価を引いた値を、資本ストックの再取得価格で除すことによって算出される。トービンの q の分母にあたる資本ストックの再取得価格に関しては、時価系列に変換した実質資本ストック（除く土地）の前期末分を用いた。

一方、財務変数として、「キャッシュ・フロー」は、減価償却費+経常利益で計算し、それを売上高と流動資産に減価償却費を加えたもので正規化した値を用いた。また、「債務・総資産比率」は、前年度の決算における短期借入金と長期借入金の合計額を総資産で除したものである。

異常値による振れを回避するため、 I_{it} / K_{it} が-0.3を下回るか0.5を上回るサンプル、「キャッシュ・フロー」が-0.3を下回るか0.8を上回るサンプル、「債務・総資産比率」が0.8を上回るサンプル、および Q_{it} の絶対値が20を超えるサンプルを除外した。異常値を取り除くサンプルセレクションから、分析に用いた企業数は、1694社である。表1は、全標本企業について、各財務変数のサンプルの基本統計量を示したものである。

結果は先行研究と大差はないが、各変数とも企業間にばらつきがあり、特にトービンの q の

表1 基本統計量

| | 投資 | トービンのq | キャッシュフロー | 総借入額 |
|--------|-------|--------|----------|-------|
| 平均 | 0.073 | 0.804 | 0.045 | 0.162 |
| median | 0.057 | 0.469 | 0.039 | 0.120 |
| 標準偏差 | 0.084 | 2.862 | 0.044 | 0.159 |
| 歪度 | 1.373 | 1.514 | 1.290 | 1.002 |
| 尖度 | 7.967 | 14.307 | 20.485 | 3.418 |
| サンプル数 | 18664 | 18778 | 19105 | 19074 |

(出所) 筆者ら作成。

標準偏差が大きい。また、トービンのqの平均は0.804とある程度1に近い値をとっているが、

株価や景気の低迷を反映してトービンのqのmedianは0.469と小さなものとなっている。

IV. 経営者の属性情報

本稿の目的は、上場企業の設備投資が、自らの財務変数のみならず、経営者属性など企業属性からも影響を受けているかどうかを検証することである。そこで、(2)式で表される設備投資関数には、経営者の属性として、「社長の大株主ダミー」、「社長の交代ダミー」、「社長の非生え抜きダミー」、「社長の年齢ダミー」という社長の属性に関する4つのダミー変数と、「会社の年齢」(設立年からの年数の対数値)をそれぞれ説明変数として加えた。これら各上場企業の社長の属性に関する情報は、「東京商工リサーチ」の『CD Eyes』各号およびダイヤモンド社『会社職員録：全上場企業版』各号から収集した。

「社長の大株主ダミー」は、各年度の『CD Eyes』に掲載された大株主にその年の社長の名前が記載されている場合に1をとるダミー変数である。社長が大株主である場合、外部のモニタリングも働きにくく、独善的な経営が行われてしまう弊害を指摘できる。しかし、良い面としては、利害関係者間の調整に伴う各種のエージェンシー・コストが少ないため、積極的な設備投資を行うことができるという点を指摘できる。所有と経営の分離が進んだ企業では、所有者が経営者の行動をモニターすることは容易で

なく、経営者が所有者の利害に反する行動をとることによってパフォーマンスが低迷する可能性がある。これに対して、社長が大株主である企業では、経営者が所有者の利害に反する行動をとることはなく、エージェンシー・コストによる設備投資の低下も少ないと考えられる。

「社長の交代ダミー」は、社長が交代した年に1をとるダミー変数である。仮に社長が業績不振による辞任や解任によって交代した場合、新しく選ばれた社長は前任者よりもより保守的な経営者となることが多いと考えられる。同じ過ちを繰り返したくないからである。したがって、社長の交代は、社長のリスク回避度を大きく上昇させる可能性がある。もちろん、社長は、業績不振による辞任や解任に加えて、任期満了などの理由でも交代する。この場合、社長の交代は会社の経営方針に大きな変更をもたらすことはないかもしれない。しかし、その場合であっても、新社長は新しい職務に慣れるのに時間がかかるため、リスクに対するはやはり回避的になる傾向はあると考えられる。

「社長の非生え抜きダミー」は、社長が生え抜きでない場合に1をとるダミー変数である。社長が生え抜きかどうかの情報は、直接は入手

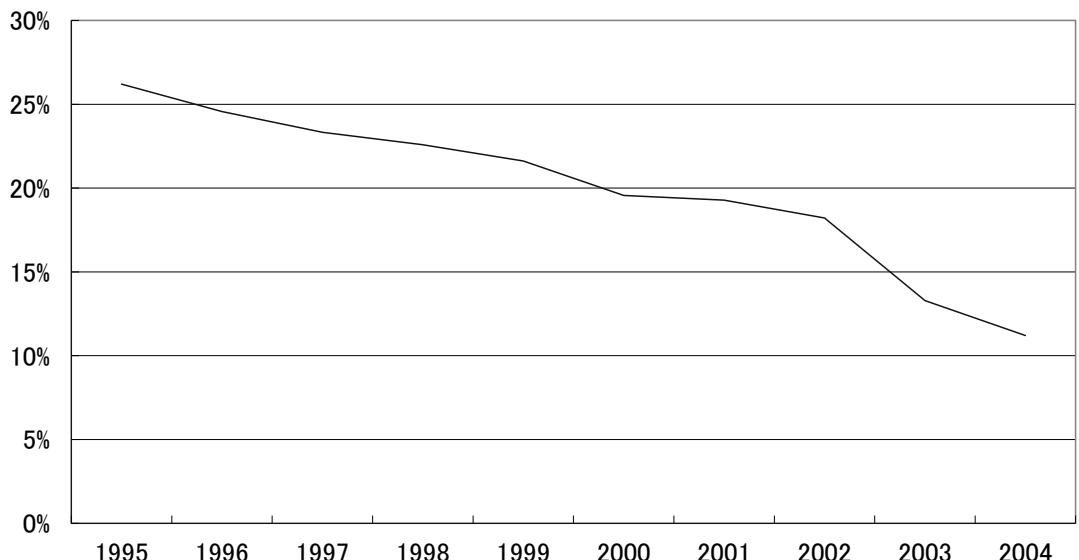
することは難しい。そこで、以下では、社長の入社年と最終学歴の学校を卒業した年を比較し、入社年が卒業から15年以後あるいは10年以後であれば「生え抜きでない」と考え、それぞれ「非生え抜き15」および「非生え抜き10」を定義した。社長が生え抜きでない場合、生え抜きに比べてこれまでの会社の慣習や伝統にとらわれない革新的な経営ができる可能性が高いので、設備投資にも積極的になると考えられる。

「社長の年齢ダミー」は、社長の年齢が50歳以下のときに1をとるダミー変数である。典型的な日本企業では50歳以下の年齢で社長になることは稀である。しかし、オーナー企業では、後継者が比較的若くして社長に就任することも少なくない。したがって、「社長の年齢ダミー」は、オーナー企業の属性に関する代理変数の側面がある。ただし、同じオーナー企業の社長でも、年齢が若いかどうかでその行動パターンは異なる可能性がある²⁾。「社長の年齢ダミー」は、そのうちの若手社長の設備投資行動

をとらえるものとも考えられる。なお、若手社長だけでなく、高齢の社長も他の社長と行動パターンが異なる可能性がある。そこで、分析では、社長の年齢が70歳以上のときに1をとるダミー変数である「高齢社長ダミー」を加えたケースも推計した。

図2-1から図2-4は、これら経営者の属性情報に関するダミー変数が1の値をとる企業の比率がサンプル期間中にどのように変化したかをまとめたものである。サンプル期間を通じてもっとも大きく変化しているのが、「社長の大株主ダミー」が1の値をとる企業の比率である。1995年度には全体の26%以上あったのが、2004年度には11%にまで低下し、この期間、オーナー社長が大幅に減少したこと示している。また、「非生え抜き15」にもトレンド的な低下が見られ、1996年度には30%を超えていたものが、2004年度には25%にまで低下している。外部から登用された非生え抜き社長も、この期間、減少したといえる。

図2-1 上場企業における大株主経営者



2) Acemoglu et al (2014) は、創造的なイノベーションを起こすのは若くしてマネージャー職に就くことができる企業や社会であるという枠組みの下で、特許の引用数等を用いたイノベーションの質に関する実証分析を行い、マネージャーの年齢が若い方が質の高いイノベーションが実現されやすいという関係を示している。

図2-2 上場企業における経営者の交代

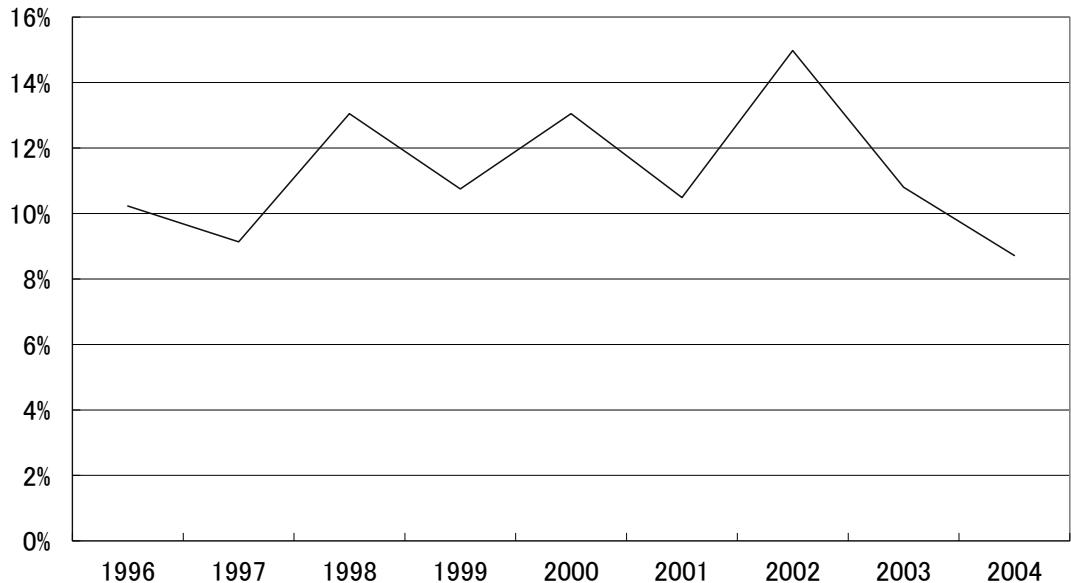
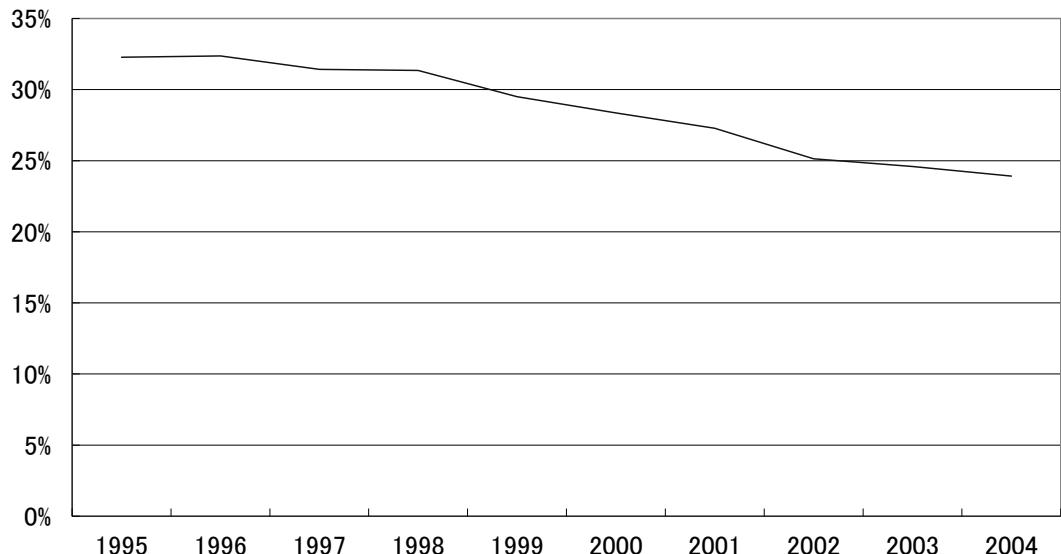


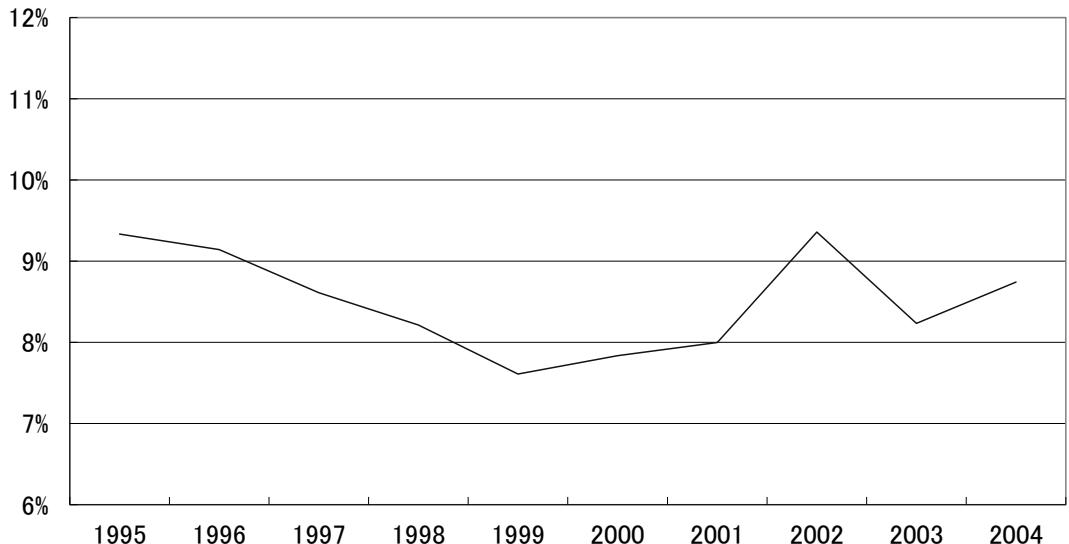
図2-3 非生え抜き社長（「非生え抜き15」）比率の推移



一方、「社長の交代ダミー」や「社長の年齢ダミー」が1の値をとる企業の比率は、1996年度以降トレンド的な変化はない。ただし、「社長の交代ダミー」は、1998年度から2002年度にかけて高くなっている。この時期は設備投

資額が全体として減価償却費を下回った時期であるが、同じ時期に業績不振による辞任や解任などによる社長の交代が上場企業で多かったことを示唆するものである。

図2-4 社長の年齢ダミーの推移



V. 基本モデルの推計結果

1996～2005年度の設備投資に対するわれわれの基本モデルの推計結果が、表2-1、表2-2と表2-3にまとめられていている。結果を全体的に俯瞰すると、まず、多くの先行研究と同様に、「トービンのq」と「キャッシュ・フロー」は、いずれもプラスの符号をとっている。これら推定されたパラメーターは、いずれも想定通りの符号条件を満たし、かつすべて1%水準で統計的に有意な影響を与えている。特に、キャッシュ・フローの影響がプラスに有意であることは、われわれが対象とした上場企業でも流動性制約が存在している可能性を示唆している。一方、「債務・総資産比率」は、有意なマイナスの符号をとっている。他の条件を所与とした場合、過剰債務問題は、既存の借入額が多い企業の設備投資を大きく制約する。したがって、われわれの結果は、過剰債務問題が設備投資にマイナスの影響を与えたとする仮説を支持するものである。

より興味深い点は、経営者属性に関する各指標が、トービンのqなど設備投資に影響を与える財務変数をコントロールした場合でも、いずれも想定通りの符号条件を満たし、かつ統計的に有意なことである。すなわち、「社長の大株主ダミー」、「社長の非生え抜きダミー」、および「社長の年齢ダミー」は有意なプラスの影響を、また「社長の交代ダミー」および「会社の年齢」は有意なマイナスの影響を設備投資に与えている。この結果は、財務変数に加えて、経営者属性が、上場企業の設備投資を説明する上では非常に有用であることを示唆している。

具体的に結果をみてみると、「社長の大株主ダミー」の係数はプラスとなっており、社長が大株主でなくなった場合、他の指標が不变でも、設備投資比率が約0.005から0.008程度減少することを意味している。設備投資比率のサンプル平均が約0.073、中央値が約0.058であるので、0.007から0.008の減少は決して小さなもの

表2-1 基本モデルの推計結果

(A)

(B)

| | 係数 | 標準偏差 | t値 | 係数 | 標準偏差 | t値 |
|------------|--------|-------|--------------|--------|-------|--------------|
| 定数項 | 0.228 | 0.038 | 5.9974 *** | 0.228 | 0.038 | 5.9893 *** |
| トービンのq | 0.002 | 0.000 | 6.4561 *** | 0.002 | 0.000 | 6.4548 *** |
| キャッシュフロー | 0.253 | 0.033 | 7.6620 *** | 0.252 | 0.033 | 7.6027 *** |
| 総借入額 | -0.081 | 0.011 | -7.4974 *** | -0.081 | 0.011 | -7.4946 *** |
| 社長大株主ダミー | 0.006 | 0.003 | 1.8001 * | 0.005 | 0.003 | 1.6484 * |
| 社長交代ダミー | | | | -0.003 | 0.002 | -1.8359 * |
| 非生え抜き15 | | | | | | |
| 社長年齢ダミー | | | | | | |
| 会社の年齢（対数値） | -0.033 | 0.010 | -3.4355 *** | -0.033 | 0.010 | -3.4217 *** |
| 1997年ダミー | -0.005 | 0.002 | -1.9623 ** | -0.004 | 0.002 | -1.7973 * |
| 1998年ダミー | -0.013 | 0.002 | -5.4032 *** | -0.013 | 0.002 | -5.2553 *** |
| 1999年ダミー | -0.030 | 0.003 | -11.7897 *** | -0.029 | 0.003 | -11.5491 *** |
| 2000年ダミー | -0.025 | 0.003 | -9.5808 *** | -0.024 | 0.003 | -9.4072 *** |
| 2001年ダミー | -0.030 | 0.003 | -11.0635 *** | -0.029 | 0.003 | -10.8541 *** |
| 2002年ダミー | -0.037 | 0.003 | -13.1234 *** | -0.036 | 0.003 | -12.9772 *** |
| 2003年ダミー | -0.036 | 0.003 | -12.3769 *** | -0.035 | 0.003 | -12.1466 *** |
| 2004年ダミー | -0.032 | 0.003 | -10.6712 *** | -0.032 | 0.003 | -10.5492 *** |
| 2005年ダミー | -0.023 | 0.073 | -0.3205 | -0.023 | 0.073 | -0.3160 |

(C)

(D)

| | 係数 | 標準偏差 | t値 | 係数 | 標準偏差 | t値 |
|------------|--------|-------|--------------|--------|-------|--------------|
| 定数項 | 0.219 | 0.044 | 4.9779 *** | 0.223 | 0.040 | 5.5315 *** |
| トービンのq | 0.002 | 0.000 | 5.8184 *** | 0.002 | 0.000 | 5.9314 *** |
| キャッシュフロー | 0.256 | 0.037 | 6.8560 *** | 0.239 | 0.034 | 6.9846 *** |
| 総借入額 | -0.086 | 0.012 | -7.1026 *** | -0.077 | 0.011 | -7.0090 *** |
| 社長大株主ダミー | 0.008 | 0.003 | 2.1514 ** | 0.006 | 0.003 | 1.8257 * |
| 社長交代ダミー | | | | | | |
| 非生え抜き15 | 0.006 | 0.003 | 2.0044 ** | | | |
| 社長年齢ダミー | | | | 0.005 | 0.003 | 1.3372 |
| 会社の年齢（対数値） | -0.032 | 0.011 | -2.8605 *** | -0.033 | 0.010 | -3.1777 *** |
| 1997年ダミー | -0.003 | 0.002 | -1.1732 | -0.003 | 0.002 | -1.0576 |
| 1998年ダミー | -0.012 | 0.003 | -4.7810 *** | -0.012 | 0.002 | -4.8937 *** |
| 1999年ダミー | -0.027 | 0.003 | -10.3899 *** | -0.028 | 0.003 | -10.7809 *** |
| 2000年ダミー | -0.023 | 0.003 | -8.7065 *** | -0.023 | 0.003 | -8.9247 *** |
| 2001年ダミー | -0.028 | 0.003 | -9.8166 *** | -0.028 | 0.003 | -10.2565 *** |
| 2002年ダミー | -0.038 | 0.003 | -12.5647 *** | -0.037 | 0.003 | -12.8923 *** |
| 2003年ダミー | -0.036 | 0.003 | -11.0268 *** | -0.036 | 0.003 | -12.0225 *** |
| 2004年ダミー | -0.030 | 0.003 | -8.9872 *** | -0.031 | 0.003 | -10.2030 *** |
| 2005年ダミー | -0.022 | 0.071 | -0.3115 | -0.019 | 0.071 | -0.2606 |

*** 1 %水準で有意, ** 5 %水準で有意, *10%水準で有意

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—

表2-2 基本モデルの推計結果（続き）

(E)

(F)

| | 係数 | 標準偏差 | t値 | | 係数 | 標準偏差 | t値 |
|------------|--------|-------|--------------|--|--------|--------|--------------|
| 定数項 | 0.219 | 0.044 | 4.9791 *** | | 0.222 | 0.040 | 5.5164 *** |
| トービンのq | 0.002 | 0.000 | 5.8226 *** | | 0.002 | 0.000 | 5.9267 *** |
| キャッシュフロー | 0.253 | 0.037 | 6.7622 *** | | 0.237 | 0.034 | 6.9172 *** |
| 総借入額 | -0.086 | 0.012 | -7.1215 *** | | -0.077 | 0.011 | -7.0008 *** |
| 社長大株主ダミー | 0.007 | 0.003 | 1.9729 ** | | 0.005 | 0.003 | 1.6606 * |
| 社長交代ダミー | -0.004 | 0.002 | -2.1088 ** | | -0.004 | 0.002 | -2.0823 ** |
| 非生え抜き15 | 0.006 | 0.003 | 1.9271 * | | | | |
| 社長年齢ダミー | | | | | 0.005 | 0.003 | 1.4918 |
| 会社の年齢（対数値） | -0.032 | 0.011 | -2.8527 *** | | -0.032 | 0.010 | -3.1584 *** |
| 1997年ダミー | -0.002 | 0.002 | -0.9585 | | -0.002 | 0.002 | -0.8655 |
| 1998年ダミー | -0.012 | 0.003 | -4.5884 *** | | -0.012 | 0.002 | -4.7193 *** |
| 1999年ダミー | -0.027 | 0.003 | -10.0846 *** | | -0.027 | 0.003 | -10.5067 *** |
| 2000年ダミー | -0.023 | 0.003 | -8.5128 *** | | -0.023 | 0.003 | -8.7196 *** |
| 2001年ダミー | -0.027 | 0.003 | -9.5620 *** | | -0.027 | 0.003 | -10.0126 *** |
| 2002年ダミー | -0.037 | 0.003 | -12.3989 *** | | -0.036 | 0.003 | -12.7184 *** |
| 2003年ダミー | -0.035 | 0.003 | -10.7953 *** | | -0.035 | 0.003 | -11.7558 *** |
| 2004年ダミー | -0.030 | 0.003 | -8.8595 *** | | -0.031 | 0.003 | -10.0545 *** |
| 2005年ダミー | -0.022 | 0.071 | -0.3052 | | -0.018 | 0.0714 | -0.2485 |

(G)

(H)

| | 係数 | 標準偏差 | t値 | | 係数 | 標準偏差 | t値 |
|------------|--------|-------|--------------|--|--------|-------|--------------|
| 定数項 | 0.216 | 0.044 | 4.9073 *** | | 0.216 | 0.044 | 4.9032 *** |
| トービンのq | 0.002 | 0.000 | 5.8167 *** | | 0.002 | 0.000 | 5.8223 *** |
| キャッシュフロー | 0.257 | 0.037 | 6.8899 *** | | 0.254 | 0.037 | 6.7944 *** |
| 総借入額 | -0.085 | 0.012 | -7.0294 *** | | -0.085 | 0.012 | -7.0438 *** |
| 社長大株主ダミー | 0.008 | 0.004 | 2.3266 ** | | 0.008 | 0.004 | 2.1564 ** |
| 社長交代ダミー | | | | | -0.005 | 0.002 | -2.2433 ** |
| 非生え抜き15 | 0.007 | 0.003 | 2.1388 ** | | 0.006 | 0.003 | 2.0688 ** |
| 社長年齢ダミー | 0.007 | 0.004 | 1.8358 * | | 0.007 | 0.004 | 1.9963 ** |
| 会社の年齢（対数値） | -0.032 | 0.011 | -2.8169 *** | | -0.031 | 0.011 | -2.8054 *** |
| 1997年ダミー | -0.003 | 0.002 | -1.1672 | | -0.002 | 0.002 | -0.9384 |
| 1998年ダミー | -0.012 | 0.003 | -4.7643 *** | | -0.012 | 0.003 | -4.5576 *** |
| 1999年ダミー | -0.027 | 0.003 | -10.3643 *** | | -0.026 | 0.003 | -10.0388 *** |
| 2000年ダミー | -0.023 | 0.003 | -8.6512 *** | | -0.023 | 0.003 | -8.4413 *** |
| 2001年ダミー | -0.028 | 0.003 | -9.7675 *** | | -0.027 | 0.003 | -9.4935 *** |
| 2002年ダミー | -0.038 | 0.003 | -12.5327 *** | | -0.037 | 0.003 | -12.3523 *** |
| 2003年ダミー | -0.035 | 0.003 | -11.0085 *** | | -0.035 | 0.003 | -10.7615 *** |
| 2004年ダミー | -0.030 | 0.003 | -8.9870 *** | | -0.030 | 0.003 | -8.8460 *** |
| 2005年ダミー | -0.016 | 0.071 | -0.2290 | | -0.015 | 0.071 | -0.2147 |

*** 1 %水準で有意, ** 5 %水準で有意, *10%水準で有意

表2-3 基本モデルの推計結果（続き）

| | (I) | (J) | | | | |
|------------|--------|-------|--------------|--------|-------|--------------|
| | 係数 | 標準偏差 | t値 | 係数 | 標準偏差 | t値 |
| 定数項 | 0.215 | 0.044 | 4.8755 *** | 0.216 | 0.044 | 4.8932 *** |
| トービンのq | 0.002 | 0.000 | 5.8341 *** | 0.002 | 0.000 | 5.8314 *** |
| キャッシュフロー | 0.254 | 0.037 | 6.7996 *** | 0.254 | 0.037 | 6.7896 *** |
| 総借入額 | -0.085 | 0.012 | -7.0433 *** | -0.085 | 0.012 | -7.0269 *** |
| 社長大株主ダミー | 0.008 | 0.004 | 2.2768 ** | 0.008 | 0.004 | 2.1946 ** |
| 社長交代ダミー | -0.005 | 0.002 | -2.3293 ** | -0.005 | 0.002 | -2.3324 ** |
| 非生え抜き15 | 0.006 | 0.003 | 2.0737 ** | | | |
| 非生え抜き10 | | | | 0.005 | 0.003 | 1.8140 * |
| 社長年齢ダミー | 0.007 | 0.004 | 1.8946 * | 0.007 | 0.004 | 1.8541 * |
| 高齢社長ダミー | -0.004 | 0.003 | -1.1571 | -0.004 | 0.003 | -1.1805 |
| 会社の年齢（対数値） | -0.031 | 0.011 | -2.7730 *** | -0.031 | 0.011 | -2.7881 *** |
| 1997年ダミー | -0.002 | 0.002 | -0.9309 | -0.002 | 0.002 | -0.9252 |
| 1998年ダミー | -0.012 | 0.003 | -4.5550 *** | -0.011 | 0.003 | -4.5401 *** |
| 1999年ダミー | -0.026 | 0.003 | -10.0566 *** | -0.026 | 0.003 | -10.0347 *** |
| 2000年ダミー | -0.023 | 0.003 | -8.4573 *** | -0.023 | 0.003 | -8.4343 *** |
| 2001年ダミー | -0.027 | 0.003 | -9.5065 *** | -0.027 | 0.003 | -9.4801 *** |
| 2002年ダミー | -0.037 | 0.003 | -12.3554 *** | -0.037 | 0.003 | -12.3282 *** |
| 2003年ダミー | -0.035 | 0.003 | -10.7754 *** | -0.035 | 0.003 | -10.7555 *** |
| 2004年ダミー | -0.030 | 0.003 | -8.8532 *** | -0.030 | 0.003 | -8.8401 *** |
| 2005年ダミー | -0.016 | 0.071 | -0.2199 | -0.016 | 0.071 | -0.2209 |

*** 1 % 水準で有意, ** 5 % 水準で有意, *10% 水準で有意

ではない。特に、図2-1でみたように、1990年代後半以降の日本では「社長の大株主ダミー」が1をとる企業は大きく減少している。大株主である社長がいなくなる理由は、大きく分けると、(1) 大株主ではあるが社長でなくなる、(2) 社長ではあるが大株主ではなくなる、(3) 大株主でも社長でもなくなる、の3つのケースを考えられる。ただし、いずれのケースも、株主と経営者との間のエージェンシー・コストを高め、会社の経営をよりリスク回避的に導いたと考えられる。

「社長の非生え抜きダミー」の係数も、「非生え抜き15」で約0.006、「非生え抜き10」で約0.005といずれも比較的大きなプラスの値をとっており、かつ統計的に有意である。生え抜きでない社長が誕生した場合には、設備投資比率が増加することになる。図2-3でみたよう

に、1990年代後半以降の日本では、生え抜きでない社長は相対的に減少しているので、この結果も、1990年代後半以降の設備投資の低迷につながったことを示唆している。

一方、「社長の交代ダミー」の係数はマイナスとなっており、社長が交代した場合、他の指標が不变でも、設備投資比率が約0.005減少することを意味している。上の2つの経営者属性と同様に、設備投資比率のサンプル平均や中央値を鑑みると、この減少幅も決して小さなものではない。前章で議論したように、社長の交代には任期満了などによる円満な交代も考えられる。しかし、1990年代末以降の日本の上場企業ではそれ以前に比べて社長の交代が増大している。これは、業績不振による辞任や解任によって社長が交代するケースの増大を反映したものと考えられ、それがよりリスク回避的な設

備投資につながった可能性が高い。

ここでは「社長の交代ダミー」、「非生え抜き15」、「社長の年齢ダミー」の3つの経営者属性について詳しく検討する。表2-1では、推計式(A)はこれら3つの経営者属性を入れなかった場合、推計式(B)～(D)は「社長の交代ダミー」、「非生え抜き15」、「社長の年齢ダミー」をそれぞれ単独で入れた場合、推計式(E)～(G)は3つのうち2つのみを加えた推計を示している。推計式(H)は3つの変数をすべて用いた推計結果である。(B)と(C)から「社長の交代ダミー」と「非生え抜き15」に関しては単独であっても有意であることがわかるが、(D)の「社長の年齢ダミー」は単独では有意とはならなかった。

表2-2の推計式(E)～(G)は、「社長の交代ダミー」、「非生え抜き15」、「社長の年齢ダミー」の3つのうち2つを加えた推計である。単独では有意とならなかった「社長の年齢ダミー」に注目すると、(F)は「社長の交代ダミー」と「社長の年齢ダミー」の組み合わせ、(G)は「非生え抜き15」と「社長の年齢ダミー」の組み合わせの場合を報告している。この2つのうち、「社長の年齢ダミー」が有意となるのは、(G)の「非生え抜き15」との組み合わせの場合のみであることがわかった。3つのダミーを含む推計である表2-2の推計式(H)では、3つのダミーともに有意であった。

このことは、次のような状況と整合的である。「社長の年齢ダミー」で示される50歳以下の若手社長は積極的な設備投資活動を行っていたものの、「非生え抜き15」で示される入社時期が最終学歴から15年以上の社長は50歳を超えても積極的な設備投資活動を行うため、「非生え抜き15」の効果と同時になければ、「社長の年齢ダミー」は有意な結果にならない。このような理由によって、「社長の年齢ダミー」と

「非生え抜き15」の2つを加えた推計で両者が有意な結果になった可能性がある。このような関係は、「社長の年齢ダミー」という属性が設備投資に与える影響を考える際に、「非生え抜き15」という属性が重要な意味を持っているという複雑な関係を示唆している。

また、表2-3の推計式(I)と(J)では「高齢社長ダミー」(70歳以上の社長の場合1をとる)を入れた場合を報告している。残念ながら「高齢社長ダミー」は有意ではないが、マイナスの符号をとった。この結果は、若手社長のリスク回避度が相対的に低く、設備投資に積極的になったことを示唆しており、「社長の年齢ダミー」が上述のような関係のもとで有意になったことの傍証といえる。50歳以下の年齢で社長になるのは、オーナー企業で後継者が比較的若くして社長に就任するケースが多い。そのような企業では、若い後継者はこれまでの会社の経営方針にとらわれることなく、革新的な経営を行っている可能性がある。前節で見たとおり、「非生え抜き15」の比率はサンプル期間を通じて低下傾向にあるため、この時期の設備投資低迷の要因である可能性が高く、一方で「社長の年齢ダミー」はサンプル期間を通じて低下傾向が見られるとはいえない。このことは若手社長の積極的な設備投資がこの時期の設備投資を支えていた可能性があると解釈することができる。このような意味で「社長の年齢ダミー」は設備投資に重要な変数であり、慎重な扱いが必要であることが分かる。

なお、「会社の年齢」(設立年からの年数の対数値)は一貫してマイナスに有意であった。設備投資は、トービンのqなど財務変数をコントロールした後でも、設立後間もないベンチャー企業の方で積極的で、老舗企業ではより慎重に行われることを反映した結果といえる。

VI. 役員賞与を通じた影響

前章では、デフレ下の日本経済において上場企業の投資関数を推計した場合、トービンの q やキャッシュ・フローといった標準的な財務変数に加えて、社長のキャリアや年齢、オーナー社長であるかどうかなど、経営者の属性が、各上場企業の設備投資に対して有意な影響を及ぼすことを明らかにした。本章では、これら経営者の本来の属性に加えて、「役員賞与」の大小が設備投資にいかなる影響を及ぼしたかを検証する。「役員賞与」は、各企業の直面する経済状況に応じて内生的に決定される変数という意味では、前章で用いられた経営者の属性とは異なる。しかし、利益が同じ企業でも支払われる役員賞与にはばらつきがある。

法人が役員に対して支給する給与には、法人税上の損金に算入されない「役員賞与」に加えて、販売費及び一般管理費の1つとして原則として損金に算入される「役員報酬」がある。会計処理上では、あらかじめ定められた支給基準によって、毎日、毎週、毎月のように、月以下の期間を単位として規則的に反復又は継続して支給される定期の給与は「役員報酬」となる。³⁾「役員賞与」は、原則として、臨時に支給される給与で退職給与以外のものをいうといつてもよい。

「役員賞与」は、「役員報酬」と比べると税制面で不利であるだけでなく、利益処分において

配当や内部留保とトレードオフの関係にある。したがって、当期未処分利益に占める役員賞与の比率の高い企業は、それだけ法人税の増加や配当・内部留保の減少を犠牲にしても、役員に追加的な給与の支払いを行うことによってインセンティブ付けを行っているといつても良い。したがって、「役員賞与」は、観測不可能な経営者の属性の1つの代理変数であるといえる。

そこで、以下では、一期前の「役員賞与／当期未処分利益」を追加的な説明変数に加えて、このようなインセンティブ付けを受けた役員がどのような設備投資行動を行ったかを検証する。ただし、役員賞与はすべての企業で支払われているわけではない。このため、推計では、一期前に「日本政策投資銀行」のデータベースで役員賞与がゼロである企業で1の値をとる「役員賞与ゼロダミー」を加えた推計も行った。⁴⁾

なお、当期未処分利益がマイナスとなった企業では、役員賞与も通常はゼロとなる。しかし、当期未処分利益がマイナスであるにも関わらず役員賞与を支払っている企業も数は少ないながら存在している。そこで、一期前に当期未処分利益がマイナスとなった企業で1の値をとる「赤字企業ダミー」、一期前に当期未処分利益がマイナスだが役員賞与はプラスであった企業で1の値をとる「赤字企業役員賞与ダミー」をそれぞれ加えた推計も行った。

3) ただし、これらの給与でも通常の昇給等以外に、特定の月だけ増額支給された場合は、その給与のうち各月に支給される額を超える部分は「役員賞与」として取り扱われる。それ以外に、固定給のほかに支給される歩合給、能率給などで、使用人に対する支給基準と同じ基準によって支給されるものは報酬になる。また、定時の株主総会、社員総会などで、役員報酬の支給限度額の増額改訂が決議され、その決議された日の属する事業年度開始の日以後に増額が行われることになっている場合は、その増額分として一括して支給されるものは報酬として取り扱われる。さらに、ほかに定期の給与を受けていない非常勤役員に対し、継続して毎年1回又は2回、一定の時期に定額を支給する規定に基づいて支給されるものは報酬となる。ただし、これが利益に一定の割合を掛けて算定されることになっている場合は賞与となる。

4) 「日本政策投資銀行」のデータベースでは、役員賞与が実際にゼロであった企業に加えて、役員賞与が不明であった企業もゼロと入力されているため、このダミー変数の解釈には注意が必要である。

表3 役員賞与の影響

| | 係数値 | 標準偏差 | t-Statistic | | 係数値 | 標準偏差 | t-Statistic |
|--------------|--------|-------|-------------|--|--------|-------|-------------|
| 定数項 | 0.199 | 0.057 | 3.485 *** | | 0.201 | 0.057 | 3.518 *** |
| トービンのq | 0.003 | 0.000 | 5.781 *** | | 0.003 | 0.000 | 5.621 *** |
| キャッシュフロー | 0.243 | 0.045 | 5.421 *** | | 0.195 | 0.046 | 4.221 *** |
| 総借入額 | -0.072 | 0.015 | -4.846 *** | | -0.064 | 0.015 | -4.292 *** |
| 社長大株主ダミー | 0.010 | 0.005 | 2.155 ** | | 0.010 | 0.005 | 2.239 ** |
| 社長交代ダミー | -0.004 | 0.002 | -1.791 * | | -0.004 | 0.002 | -1.874 * |
| 非生え抜き15 | 0.007 | 0.004 | 1.881 * | | 0.007 | 0.004 | 1.917 * |
| 社長年齢ダミー | 0.010 | 0.004 | 2.256 ** | | 0.010 | 0.004 | 2.308 ** |
| 会社の年齢(対数値) | -0.028 | 0.015 | -1.943 * | | -0.027 | 0.015 | -1.883 * |
| 役員賞与／当期末処分利益 | 0.066 | 0.030 | 2.227 ** | | 0.015 | 0.032 | 0.478 |
| 赤字企業役員賞与ダミー | 0.009 | 0.008 | 1.019 | | 0.002 | 0.009 | 0.187 |
| 役員賞与ゼロダミー | | | | | -0.012 | 0.003 | -4.287 *** |
| 1997年ダミー | -0.002 | 0.003 | -0.933 | | -0.002 | 0.003 | -0.949 |
| 1998年ダミー | -0.011 | 0.003 | -4.338 *** | | -0.011 | 0.003 | -4.202 *** |
| 1999年ダミー | -0.026 | 0.003 | -9.532 *** | | -0.025 | 0.003 | -9.072 *** |
| 2000年ダミー | -0.023 | 0.003 | -7.838 *** | | -0.021 | 0.003 | -7.446 *** |
| 2001年ダミー | -0.027 | 0.003 | -8.644 *** | | -0.026 | 0.003 | -8.138 *** |
| 2002年ダミー | -0.037 | 0.003 | -10.946 *** | | -0.034 | 0.003 | -10.183 *** |

| | 係数値 | 標準偏差 | t-Statistic | | 係数値 | 標準偏差 | t-Statistic |
|--------------|--------|-------|-------------|--|--------|-------|-------------|
| 定数項 | 0.200 | 0.057 | 3.500 *** | | 0.201 | 0.057 | 3.523 *** |
| トービンのq | 0.003 | 0.000 | 5.902 *** | | 0.003 | 0.000 | 5.712 *** |
| キャッシュフロー | 0.209 | 0.046 | 4.522 *** | | 0.180 | 0.047 | 3.849 *** |
| 総借入額 | -0.064 | 0.015 | -4.273 *** | | -0.060 | 0.015 | -4.011 *** |
| 社長大株主ダミー | 0.010 | 0.005 | 2.184 ** | | 0.010 | 0.005 | 2.245 ** |
| 社長交代ダミー | -0.004 | 0.002 | -1.722 * | | -0.004 | 0.002 | -1.819 * |
| 非生え抜き15 | 0.007 | 0.004 | 1.940 * | | 0.007 | 0.004 | 1.948 * |
| 社長年齢ダミー | 0.010 | 0.004 | 2.292 ** | | 0.010 | 0.004 | 2.323 ** |
| 会社の年齢(対数値) | -0.028 | 0.015 | -1.933 * | | -0.027 | 0.015 | -1.885 * |
| 役員賞与／当期末処分利益 | 0.052 | 0.030 | 1.741 * | | 0.014 | 0.032 | 0.431 |
| 赤字企業役員賞与ダミー | 0.014 | 0.009 | 1.663 * | | 0.006 | 0.009 | 0.689 |
| 役員賞与ゼロダミー | | | | | -0.010 | 0.003 | -3.501 *** |
| 赤字企業ダミー | -0.008 | 0.003 | -3.063 *** | | -0.005 | 0.003 | -1.807 |
| 1997年ダミー | -0.002 | 0.003 | -0.949 | | -0.002 | 0.003 | -0.957 |
| 1998年ダミー | -0.011 | 0.003 | -4.261 *** | | -0.011 | 0.003 | -4.173 *** |
| 1999年ダミー | -0.026 | 0.003 | -9.359 *** | | -0.025 | 0.003 | -9.028 *** |
| 2000年ダミー | -0.022 | 0.003 | -7.693 *** | | -0.021 | 0.003 | -7.410 *** |
| 2001年ダミー | -0.026 | 0.003 | -8.362 *** | | -0.025 | 0.003 | -8.035 *** |
| 2002年ダミー | -0.035 | 0.003 | -10.524 *** | | -0.034 | 0.003 | -10.030 *** |

*** 1 %水準で有意, ** 5 %水準で有意, * 10%水準で有意

推計結果が、表3にまとめられている。推計期間は、前章までよりも3年短い1996～2002年度である。まず、これまで用いてきた財務変数や社長の属性情報は、前章とほぼ同様の結果を示している。この結果は、前章の結果が、推計期間や役員賞与の影響をほとんど受けない、ロバストなものであることを示唆している。

一方、役員賞与の影響に関しては、「役員賞

与／当期末処分利益」がプラスの符号を取る一方、「役員賞与ゼロダミー」はマイナスに有意な符号をとっている。「役員賞与／当期末処分利益」は「役員賞与ゼロダミー」を説明変数に加えた場合には統計的には有意ではない。しかし、「役員賞与ゼロダミー」を加えない場合には、「赤字企業ダミー」や「赤字企業役員賞与ダミー」を加えた場合でも、統計的に有意にブ

ラスであった。この結果は、役員賞与が多い企業で設備投資が活発に行われた一方、役員賞与がない企業では設備投資が抑制されたことを示している。

ここで注意すべき点は、トービンの q など設備投資に影響を与える財務変数をコントロールした場合でも、役員賞与が投資に影響を与えていた点である。したがって、役員賞与が設備投資に有意な影響を与えていたことは、それが企業の財務内容を反映した内生変数からというよりも、むしろその会社の役員の属性を反映した重要な代理変数であるからと考えることができる。

利益に対する役員賞与の比率が大きい企業は、経営者の積極的な意思決定に対する信任が高い企業である。このような企業では、アグレッシブな経営が行われる傾向が強く、その結果、設備投資も活発化したと考えられる。これに対して、役員賞与がゼロの企業は、当期末処分利益がマイナスのため役員賞与が支払われないケースや、業績不振の責任を取って当期末処

分利益が正でも役員賞与がゼロとなったケースである。このような企業では、経営者は再度の失敗を恐れ、よりリスク回避的となり、その結果、設備投資も低迷したと考えられる。

図3-1から図3-3は、1995年から2001年にかけての全サンプル企業を対象とした「役員賞与／当期末処分利益」の平均、役員賞与が正の企業を対象とした「役員賞与／当期末処分利益」の平均、役員賞与がゼロであった企業の比率を、それぞれ示している。「日本政策投資銀行」のデータベースの性質上、役員賞与がゼロであった企業群には、役員賞与がゼロの企業だけでなく、役員賞与が不明の企業も含まれているので結果の解釈には注意が必要である。しかし、1990年代後半から2000年代初頭にかけての役員賞与の動向を見ると、「役員賞与／当期末処分利益」は下落傾向にあった一方、役員賞与がゼロであった企業数は大幅に増加している。これら役員賞与の動向が、当時の設備投資低迷の一因を担った可能性は大きいといえる。

図3-1 賞与／未処分利益（全サンプル企業を対象としたケース）



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—

図3-2 賞与/未処分利益（賞与あり企業を対象としたケース）

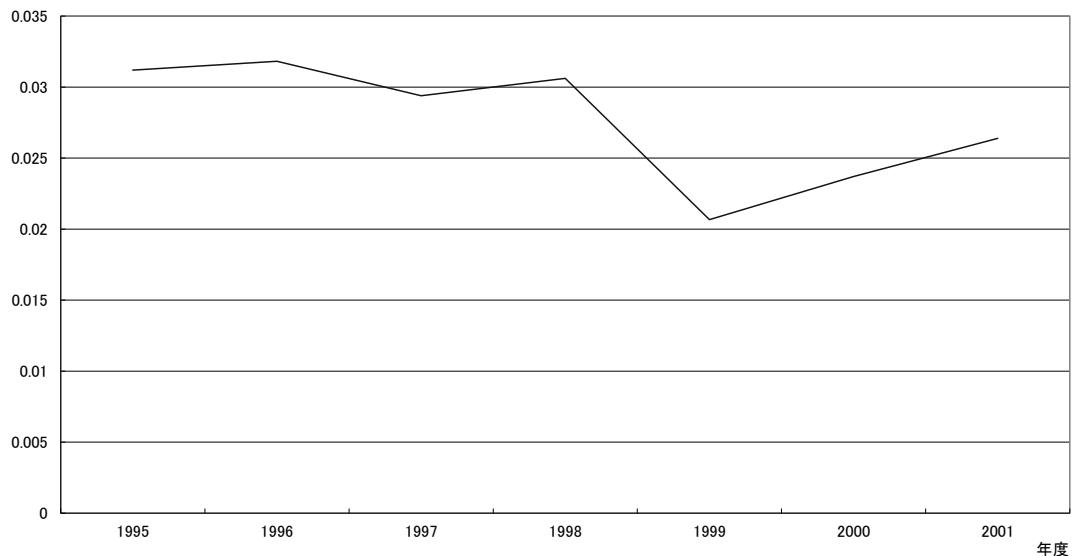
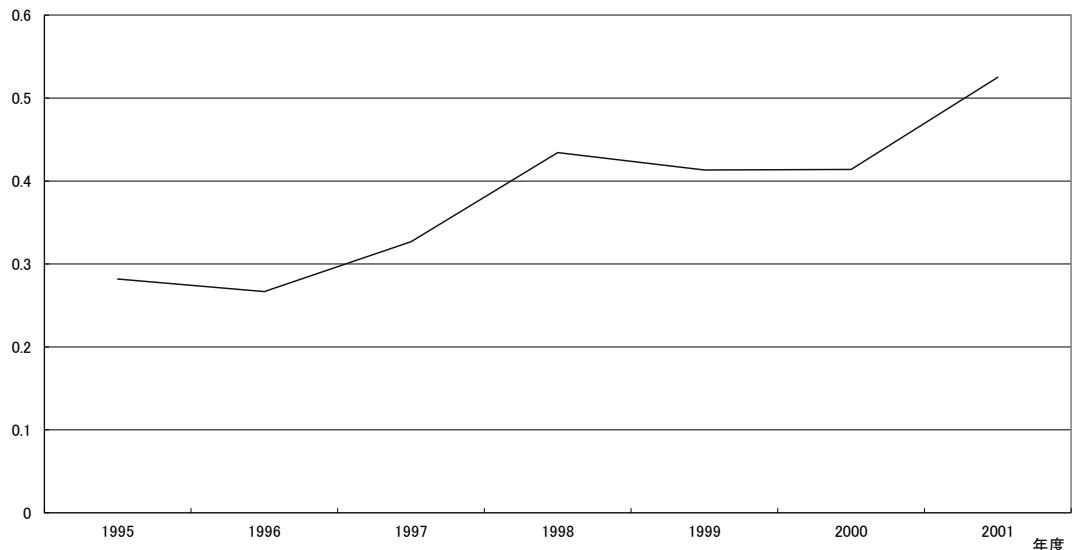


図3-3 役員賞与ゼロ企業割合



VII. おわりに

本稿では、財務データおよび経営者の属性情報をもとに、デフレ下の日本経済における上場

企業の設備投資の決定要因を分析した。デフレ下の日本経済でも、トービンのqやキャッシュ・

フローといった財務変数が上場企業の設備投資に有意な説明力があった。しかし、それらファンダメンタルな変数の影響をコントロールした場合でも、社長のキャリアや年齢、オーナー社長であるかどうかなどの経営者の属性や利益処分に占める役員賞与の比率が、設備投資に追加的な影響を有意に及ぼすことが確認された。これら経営者属性のうち、設備投資に有意にプラスに働く属性を持つ経営者は1990年代後半以降減少する傾向にあった反面、マイナスに働く属性を持つ経営者は逆に増加する傾向にあった。以上の結果は、マクロのファンダメンタルズ（基礎的条件）の悪化だけでなく、経営者のリスク回避度の増加といった企業家精神の減退が、デフレ下の上場企業の設備投資に抑制的な影響を与えてきたことを示唆するものである。

一般に、企業家精神のような経営者の質的側面を数量的に把握することは容易ではない。本稿で取り扱った経営者属性はそのごく一部をとらえているに過ぎず、その意味では、デフレ下の日本経済において企業家精神の低下が設備投資に与えた影響は、本稿の分析で数量的にとらえたものよりも多岐にわたると考えられる。なお、企業家精神の変化が金銭的な外部性を持つ場合、経営者のリスク回避度の増加は、マクロ経済全体としてトービンの q を低下させ、新たな設備投資の低迷をもたらす可能性がある。本研究では、これらの追加的な効果を明示的に取り入れた分析は行っていないが、これらの効果もデフレ下の日本経済において設備投資が低迷した原因を考察する上では重要である。

参考文献

- 浅子和美・国則守生・井上徹・村瀬英彰（1997）、「設備投資と土地投資：1977-1994」浅子和美・大瀧雅之編『現代マクロ経済動学』東京大学出版会, pp.323-349.
- 柏谷宗久, (2003), 「不確実性下の設備投資：設備投資へ影響を与える不確実性要因の検証」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, 03-J-3.
- 鈴木和志, (2001)『設備投資と金融市場』, 東京大学出版会
- 田中賢治, (2004)「設備投資と不確実性：不可逆性・市場競争・資金制約下の投資行動」『経済経営研究』Vol.25 (2)
- 永幡崇・関根敏隆, (2002)「設備投資、金融政策、資産価格—個別企業データを用いた実証分析一」, 調査統計局ワーキングペーパーシリーズNo.02-3, 日本銀行調査統計局
- 西岡慎一・池田大輔, (2006)「不確実性下における企業の設備投資行動：リアルオプション理論に基づいた実証分析」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, 06-J-9
- 福田慎一編, (2003)『日本の長期金融』, 有斐閣
- 福田慎一・柏谷宗久・中島上智, (2007), 「非上場企業の設備投資の決定要因：金融機関の健全性および過剰債務問題の影響」, 林文夫編『経済システムの制度設計：第2巻金融の機能不全』, pp.65-97, 効率書房
- 堀敬一・斎藤誠・安藤浩一, (2004)「1990年代の設備投資低迷の背景について—財務データを用いたパネル分析—」『経済経営研究』VOL.25-4, 日本政策投資銀行
- 宮川努 (1997), 「設備投資理論の進展と実証研究の多様化」浅子和美・大瀧雅之編『現代マクロ経済動学』東京大学出版会, pp.283-322.
- Acemoglu, D., U. Akcigit and M. A. Celik, (2014), "Young, Restless and Creative: Openness to Disruption and Creative Innovations", NBER Working paper series No.19894
- Bertrand, M., and A. Schoar, (2003), "Managing with Style: The Effect of Managers on Firm Policies," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CXVIII, pp.1169-1208.
- Bennedsen, M., F. Pérez-González, and D. Wolfen-

- zon, (2006), "Do CEOs matter?" mimeo.
- Cho, Chanho, Joseph T. Halford, Scott Hsu and Lilian Ng, (2016), "Do managers matter for corporate innovation?" *Journal of Corporate Finance* 36, pp.206-229.
- Dixit, A. K., and R. S. Pindyck, (1994), *Investment under Uncertainty*, Princeton, New Jersey, Princeton University Press.
- Hayashi, F., and T. Inoue, (1991), "The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods : Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms," *Econometrica*, 59, pp.731-735.
- Hoshi, T., A. Kashyap, and D. Scharfstein, (1991) "Corporate Structure Liquidity, and Investment : Evidence from Japanese Industrial Groups," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CVI, Issue 1, pp.33-60.
- Kaplan, S., (1994), "Top Executive Rewards and Firm Performance : A Comparison of Japan and the U.S.," *Journal of Political Economy* 102, pp.510-546.
- Kato, T., (1997), "Chief Executive Compensation and Corporate Groups in Japan : New Evidence from Micro Data," *International Journal of Industrial Organization* 15, pp.455-467.
- Laine, M., (2017), "The heterogeneity of animal spirits : a first taxonomy of entrepreneurs with regard to investment expectations," *Cambridge Journal of Economics* 41, pp.595-636.
- Masuda, K., (2015), "Fixed investment, liquidity constraint, and monetary policy : Evidence from Japanese manufacturing firm panel data," *Japan and the World Economy* 33, 11-19.
- Ogawa, K., and K. Suzuki, (2000), "Uncertainty and Investment : Some Evidence from the Panel Data of Japanese Manufacturing Firms," *Japanese Economic Review* 51, pp.220-231.
- Pérez-González, F., (2006), "Inherited Control and Firm Performance," *American Economic Review* 96, pp.1559-1588.
- Xu, P., (1997), "Executive Salaries as Tournament Prizes and Executive Bonuses as Managerial Incentive in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 11, pp.319-346.

補論 実質資本ストック（再取得価格）の算出

本稿では、「日本政策投資銀行」のデータベースに収録された1969年度以降の財務データ（1969年度のデータが利用可能でない場合には、それ以降で最も古い年度のデータ）を使って、恒久棚卸法によって資産別に資本ストックの再取得価格を計算し、それを集計することによって有形固定資産の再取得価格の総額を作成した。計算方法は、Hayashi and Inoue (1991) にもとづいており、具体的な作成プロセスは、以下の通りである。

資産別名目設備投資額は、以下の定式化にもとづいて算出される。

当期名目設備投資額

=当期末有形固定資産簿価 - 前期末有形固定資産簿価 + 当期減価償却額

こうして算出した資産別名目設備投資額を、

資産別投資財価格でデフレートすることで資産別実質設備投資額を求めている。なお、資産別の投資財デフレーターは、建物・構築物については卸売物価指数の建設材料を、機械装置、車両・運搬具、工具・備品については同指数の資本財を用いている。

資産別実質資本ストック（除く土地）は先行研究に倣って、恒久棚卸法（Perpetual-Inventory-Method）に基づき先程の資産別実質設備投資額と資本ストックの物的償却率を用いて作成している。なお、資本ストックの物的償却率（ δ ）については、Hayashi and Inoue (1991) が用いた資産別の数値（建物：4.7%，構築物：5.64%，機械装置：9.489%，船舶・車両・運搬設備：14.70%，工具・備品：8.838%）を利用していている。