

日本型企业統治と「過剰」投資^{*1}

－石油ショック前後とバブル経済期の比較分析－

宮島 英昭^{*2}

蟻川 靖浩^{*3}

齊藤 直^{*4}

要 約

本稿の課題は、バブル経済期の企業の投資行動を、戦後の経済史上「過剰投資」が起こっていた可能性があると考えられるいまひとつの局面、1970年代初頭の過剰流動性インフレーションの時期と比較することを通じて、以下の一連の問題に接近する点にある。すなわち、①そもそも1980年代後半に「過剰投資」が事前的な意味で発生したのか。②発生したとすれば、その「過剰投資」をメインバンク関係や安定株主は促進したのか。③仮に促進したとすれば、それは一定のマクロ環境が与えられた場合必ず「発生」するのか。具体的には、この両期間について、トービンのQに加えて内部資金を主要な説明変数とする投資関数を同一サンプルのもとで推計することで、投資と内部資金との関係が、内部資金制約による過少投資を示唆するのか、それともフリーキャッシュフロー問題に起因する過剰投資を示唆するのかを識別する。

本稿の基本的な主張は次の通りである。第1に、バブル期を対象とした推計においては、(1)歴史が古く、それゆえ非対称情報に直面する可能性が低く、かつ成長機会の乏しい成熟企業 Old Matured 企業 (OM 企業) が、歴史が新しく、したがって非対称情報に直面する可能性が高く、かつ成長性に富む企業 Young Growing 企業 (YG 企業) よりも内部資金に対して感応的であり、しかも、(2)OM企業では緊密なメインバンク関係及び金融機関の株式保有が内部資金制約に対する感応度を高めた点が確認できた。ここからバブル経済期には事前的な意味でも過剰投資が発生していた可能性が推定できる。第2に、過剰流動性期には、YG企業の投資の内部資金感応度がOM企業に比べて有意に高く、またメインバンク関係、安定株主関係もOM企業の投資の内部資金感応を増幅していない。したがって、第3に、過剰投資は、一定のマクロ環境、すなわち過剰流動性が与えられた場合必ず「発生」するわけではない。1980年代後半の過剰投資は、一部の企業が成熟化したという変化に加えて、規制緩和が段階的に進展し、企業が資本調達手段を自由に選択することが可能となったという、この時期に固有の要因によって発生した可能性がある。すなわち、制度的枠組みが変化し、多様な資金調達手段があったにもかかわらず、自らメインバンク関係を維持した企業群が過剰投資の傾向を強めたと考えられる。

* 1 本稿は、2001年度日本金融学会春季大会（慶應義塾大学）、一橋大学経済研究所、早稲田大学大学院経済学研究科、財務省財務総合政策研究所で報告した原稿を加筆修正したものである。花崎正晴氏、三隅隆司氏、学会・セミナーの参加者から有益なコメントを頂いた。記して感謝の意を表したい。

* 2 早稲田大学商学部教授・財務省財務総合政策研究所特別研究官（miyajima@mn.waseda.ac.jp）

* 3 山形大学人文学部講師・経済産業研究所（arikawa@human.kj.yamagata-u.ac.jp）

* 4 早稲田大学大学院（5001505k@mn.waseda.ac.jp）

I. はじめに

1980年代後半のいわゆるバブル期には、日本の企業の多くでNPVがゼロ以下であるにもかかわらず、企業の内部者にのみ便益を生む投資プロジェクトが選択されたという意味である種の「過剰投資」が発生したことがしばしば指摘される。株主の安定化によって経営者は外部市場の規律から隔離され、メインバンク関係は経営者の過剰投資を抑制するどころか、土地担保金融を通じてそれを助長した。つまり、企業・銀行間の長期的関係と株主の安定化を様式化された特徴の一つとする日本型企业統治は、長期的な経営の保障を通じて成長志向的行動を可能にするという便益とともに、好況局面では過剰投資を誘発するというコストを伴い、バブル期にそのコスト面を強く示し始めたというわけである。こうした見方に対して以下の疑問が生ずる。

- ① そもそも1980年代後半に「過剰投資」が事前的な意味で発生していたのか。
- ② 発生したとすれば、その「過剰投資」をメインバンク関係や安定株主は促進したのか。
- ③ 過剰流動性というマクロ環境の存在は、メインバンク関係や安定株主が「過剰投資」を促進する可能性を高めるのか。

本稿の課題は、バブル経済期の企業の投資行動を、戦後の経済史上「過剰投資」が起こっていた可能性があると考えられるいまひとつの局面、1970年代初頭の過剰流動性インフレーションの時期と比較することを通じて、以上の一連の問題に接近する点にある。具体的には、この両期間について、トービンのQに加えて内部資金を主要な説明変数とする投資関数を同一サンプルのもとで推計し、両期間における日本企業の投資行動の比較分析を試みる。

この試みの背後にある基本的な考え方は次の

通りである。Fazzari, Hubbard and Petersen (1988) 以来、これまで多くの実証研究は、資本市場における情報の非対称性を仮定し、投資の内部資金に感応する点を内部資金制約と解釈してきた。しかし、経営者が拡大指向を持ち、非効率的な投資プロジェクトを実行するインセンティブを持つ場合も、投資が内部資金量に依存する可能性がある。Jensen (1986) が指摘した、フリーキャッシュフロー問題である。すなわち、投資機会が乏しいにもかかわらず、有効な経営の規律のメカニズムを欠くために、経営者が潤沢な内部資金をNPVがゼロ以下の投資プロジェクトに向ける場合、やはり投資は内部資金に感応的となるのである。本稿のポイントは、投資の内部資金に対する感応に注目し、これが内部資金制約によるのか、それともフリーキャッシュフローに起因するのかを、いくつかの作業仮説を通じて識別する点にある。

推計では、両期間の日本の製造業の投資を担った中核的な企業で、かつ、成熟化の結果、過剰投資の可能性のある企業、すなわち、繊維、紙・パルプ、化学・医薬品、窯業・土石、鉄鋼、機械4部門に属する大企業350社をサンプルとした。Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1991), Hubbard, Kashyap and Whited (1995), Vogt (1994), Hadlock (1998) などのこれまでの研究成果と、わが国の制度条件を考慮して、このサンプルを、上場年度、適債基準、及び推計期間の期初における成長性等の複数の条件から、あらかじめ、①歴史が古く、それゆえ非対称情報の問題に直面する可能性が低く、かつ成長機会の乏しい成熟企業 (Old Matured : OM 企業) と、②歴史が新しく、したがって非対称情報の問題に直面する可能性が高く、かつ成長性に富む企業 (Young Growing : YG 企業) に二分し、この両サブ・サンプル間の推計結果の差から「過

剰投資」の可能性を識別する。

本稿の主要な主張は次の通りである。第1に、バブル期を対象とした推計においては、OM企業がYG企業よりも内部資金に対して感応的であり、しかも、OM企業では緊密なメインバンク関係及び金融機関の株式保有が内部資金に対する感応度を高めた点が確認できた。ここからバブル経済期には事前的な意味でも過剰投資が発生していた可能性が指摘できる。第2に、日本企業が企業統治構造においてその様式化された特徴を整えた過剰流動性期には、YG企業の投資の内部資金感応度がOM企業に比べて有意に高く、またメインバンク関係、安定株主関係もOM企業の投資の内部資金感応を増幅していない。したがって、第3に、一定のマクロ環境、すなわち過剰流動性が存在することによって、過剰投資が「発生」するとは必ずしもいえない。1980年代後半の過剰投資は、一部の企業が成熟化したという変化に加えて、規制緩和が段階的に進展し、企業が資本調達手段を自由に選択することが可能となったというこの時期に固有の要因によって発生した可能性がある。

すなわち、多様な資金調達手段があったにもかかわらず、自らメインバンク関係を維持した企業群が過剰投資の傾向を強めたと考えられる。

以下、本稿の構成は次の通りである。Ⅱ節では、本稿が対象とする石油ショック前後の時期およびバブル経済期のマクロ経済環境を概観する。拡張的な金融政策によって資産価格が上昇した点でこの2つの時期がマクロ環境を共有していた点が示される。Ⅲ節では、投資が内部資金に感応することが内部資金制約に基づくのかフリーキャッシュフローによるのかを識別するための方法に関して、これまでの成果を整理し、本稿で採用する方法と分析のための仮説を提示する。Ⅳ節は投資関数の定式化、変数の作成、データおよびサンプルの説明に充てられる。Ⅴ・Ⅵ節では推計結果が報告される。まず、成長機会・非対称情報の直面度によるサンプルのグルーピングを通じて過剰投資の識別が試みられ、次にメインバンク・安定株主の機能がテストされる。Ⅶ節では分析結果を要約し、そこから得られる解釈について検討する。

Ⅱ． 2つのバブル：1980年代後半と1970年代前半

本稿が対象とするのは、いわゆるバブル期をはさむ9年間（1984－92年度）と、高度成長期末期から、石油ショック直後までのいわゆる過剰流動性インフレと呼ばれた時期をはさむ9年間（1967－75年度）である。

バブル期をはさむ1984－92年の日本経済は高い投資比率が実現されていた。投資比率は84年から上昇し、87年以降には投資ブームの様相を示した。とくに1987－91年の高投資の背景には、低金利政策による株価・地価の上昇があった。バブル経済期においては、マネーサプライがすでに高い伸びを示していたにもかかわらず、為替相場の安定と主要国間の協調に配慮して1987年2月に公定歩合を引き下げた金利政策が金融

の大幅な緩和をもたらす決定的な要因となった（奥村1999）。こうした状況のもとで、企業の投資行動は積極的となった。1980年代前半、企業再構築を積極化していた素材型産業が、再び設備拡張の方向に企業戦略を転換し、また、自動車産業が積極的な投資を進めたのがこの時期であった。この投資が、マクロ環境の変化した1990年代以降、過剰設備化し、ストック調整が長期化し、90年代の設備投資の低迷の一因となったことはしばしば指摘されたとおりである（吉川1999）。

しかも、この企業の積極的な投資行動に対して、それまで定着していた日本型企業統治は、過剰投資を促進したことがしばしば指摘されて

きた。安定株主の存在により外部市場の適切な規律から隔離されていることが経営者のモラルハザードを誘発し、メインバンク関係は企業経営者に適切な規律を与えるどころか、金融危機の時点の救済の期待から、経営者の過剰投資を促進したとされるのである。例えば、Horiuchi (1995) は、メインバンク関係が強いと見られる東証2部上場企業をとりあげ、転換社債・ワラント債を発行した企業の発行後のパフォーマンスが有意に低い事実を明らかにした。また、最近では、経済企画庁(1998)が企業パフォーマンスの指標を全要素生産性に求めて、メインバンクが有効な規律の役割を果たさなかったことを指摘している。

もっとも、これまでの実証的な研究は、いずれも事後的なパフォーマンスからの評価に限定されており、日本型企業統治が事前的な意味で過剰投資を誘発したとする主張は必ずしも十分な実証的な分析に支えられていない。実際、事前的な意味での「過剰投資」という見方に対しては、株価が強い上昇トレンドにあり、低コストでの資金調達が可能と考えられた当時の環境のもとでは、事前的には、外部環境に適合的な経営判断であったという見方もある。

ところで、戦後の日本経済の発展過程には、1980年代の後半のバブル期と同様に、拡張的なマクロ政策の継続を条件として株価・地価が急騰し、こうした外部環境のもとで、企業が積極的な投資行動を展開し、それがマクロショックの結果、事後的に過剰化した局面があった。いわゆる過剰流動性インフレ期である。高度成長期末から1970年代初頭の投資比率は高水準を維持し、1970-73年には、企業収益が比較的低迷しているにもかかわらず、高水準の投資が継続した。この背景の一つが、経常収支黒字と低金利政策の継続にもとづく過剰流動性にあったことはしばしば指摘されてきた。1971-73年には列島改造ブームのなかで株価・地価は上昇し、これが資金調達コストの低下を介して、投資を資金面から支えることとなった。この時期には初めて公募発行増資が主要な増資形態となる一

方、金利の低下と地価上昇による担保価値の上昇が借入れの拡大をもたらすこととなった。この投資ブームは1974年半ばまで継続し、これが石油ショック後のストック調整の困難をもたらすこととなった。

これまでの研究でも、以上の高度成長期末から70年代前半の企業の投資行動に対して「過剰投資」を示すとの見方が提示されてきた。例えば、日高・橘川(1998)は、鉄鋼業や石油化学工業で見られた投資競争をその代表例として分析し、両部門の借入依存による拡大志向の企業経営をメインバンクが支えたと強調した。

この高度成長末期から過剰流動性インフレの時期には、大企業はその統治構造において日本型システムとして様式化される特徴をすでに定着させていた。1965年の証券不況以降の株主安定化の進展によって、大企業の株式所有構造は、法人化・安定株主化という特徴を備えた。また、企業の資金調達では、借入れ依存の資金調達が極限まで拡大したのもこの時期であった。

企業の成長志向性を強調してきた分析でも、日本企業の「過剰投資」的な行動特性は指摘されていた。Odagiri(1992)は、企業規模に応じて経営者が非金銭的便益を得るような場合、企業価値最大化を実現するような成長率を超えた規模拡大を企業がめざす傾向にあることを指摘した。そして、日本企業の経営者・従業員が昇進に伴う非金銭的便益を高く評価し、株式持ち合いにより株主支配も弱いことから、昇進確率を高める企業規模の拡大に対する強い指向を日本企業は持つと主張した。この見方は、日本型企業統治が、事前的な意味で「過剰投資」の傾向を内在させていることを意味しており、バブル期の投資行動も、そうした日本企業統治の特性が現れたこととなる。

Ⅲ．理論的背景と仮説

Ⅲ－１．内部資金制約 対 フリーキャッシュフロー

では、事前的な意味で過剰投資をいかに確認するか¹⁾。ここでは、投資の内部資金感応度に注目する。完全な資本市場を想定すれば、企業の投資水準はその企業が直面するビジネス・チャンス（投資の限界効率）のみによって決定され、内部資金の水準には依存しない。しかし、実際にはエージェンシー・コストの存在により、投資は内部資金の水準に感応的となりうる。

その１つの可能性は、投資の内部資金に対する感応が、非対称情報にもとづく内部資金と外部資金のコスト差によって生ずるというものである。この内部資金制約を明示的に投資関数に導入したのは Fazzari, Hubbard and Petersen (1988) であり、低配当企業において投資が内部資金水準に感応的になることから、投資の内部資金水準に対する感応を内部資金制約と解釈しうることを主張した。以後、多くの研究がこの内部資金制約の考え方を援用してきた。例えば、日本企業を対象とした分析でも、Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1991) は投資の内部資金に対する感応を内部資金制約と解釈した上で、企業集団に属することが内部資金制約を緩和する効果を有することを実証し、その後の多くの実証研究の先駆となった²⁾。

ただし、投資が内部資金に依存することが常に内部資金制約を意味するわけではない。Kaplan and Zingales (1997) が示すとおり、「何らかの」市場の不完全性が存在すれば投資は内部資金に依存する。この投資の内部資金感応の

可能性のうち、過剰投資の問題を分析するという本稿の目的から、とりわけ重要なのは Jensen (1986) が指摘したフリーキャッシュフロー問題である。企業規模の拡大を指向する経営者に対して有効な規律付けのメカニズムを欠く場合、経営者は内部資金を NPV がゼロ以下の投資プロジェクトに向ける可能性があり、この場合にもまた、内部資金に依存して投資量が決定され、その依存の程度は過剰投資の大きさを表すことになる。

つまり、内部資金水準を説明変数に加えて投資関数を推計した場合、内部資金制約とフリーキャッシュフロー問題のどちらが背景に存在したとしても、内部資金の係数は有意に正という同一の推計結果が導かれる。したがって、投資が内部資金に感応的である場合、それが内部資金制約によるのか、フリーキャッシュフロー問題によるのかを識別する必要が生じる。そこで先行研究は、何らかの基準によりサンプルを分類し、推計結果の差から過剰投資の可能性を論じてきた。

その基準として注目されてきたのが企業の成長機会の有無であり、その代理変数としてこれまで広く利用されてきたのがトービンの Q である。トービンの Q が相対的に低い企業は、収益性の高い投資機会を持たないため、経営者が過剰投資に陥りやすいと考えられる。例えば、内部資金制約を主題とした Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1991) は、周到にも低い成長機会しか持たない企業で投資の内部資金感応が強く発生する可能性（過剰投資）を意識し、内部資金制約（過少投資）の分析にあたって、サン

1) 以下では、市場が完全な場合に実現される投資の水準を適正な投資水準とし、それを上回る投資を過剰投資と定義する。

2) 同様に岡崎・堀内 (1992) は緊密なメインバンク関係が企業の内部資金制約を緩和することを示している。

ルをトービンの Q が高い企業のみに限定して、その投資の内部資金に対する感応度について、メインバンク関係の強い企業と独立系の企業の間での比較を行っている。このトービンの Q で企業の成長機会を識別するという手法は、その後の研究でも用いられており、例えば、Lang, Ofek and Stulz (1995) が、負債水準の投資に対する効果の識別の際に利用している。他方、Hubbard, Kashyap, and Whited (1995) は、フリーキャッシュフロー問題が成熟企業に固有の特徴であることを重視し、企業のライフサイクルや市場での集中度などを用いて企業を分類した。すなわち、設立年次が相対的に古く、また寡占度が高い産業に属している企業を、成長機会の少ない成熟企業に分類し、分析を行っている。

ところで、フリーキャッシュフロー問題とは、定義上、本来配当されるべき資金が留保され、NPV がゼロ以下の投資に振り向けられたことを意味する。そこで、配当性向もまた重要な識別の基準となるが、この基準を重視したのが Vogt (1994) である。そこでは、Fazzari, Hubbard and Petersen (1988) と同様に、配当性向が、資金調達に際して企業が直面する非対称情報問題の深刻さを反映していると仮定し、低配当でかつトービンの Q が高い企業で投資の内部資金に対する感応度が高ければその背景には内部資金制約があり、低配当でかつトービンの Q が低い企業で感応度が高ければその背景にはフリーキャッシュフロー問題があると想定した。

他方、フリーキャッシュフロー問題のフリーの側面、すなわち、経営者の裁量あるいは、外部のモニターからの自由（エントレンチメント）を重視したのが Hadlock (1998) である。そこでは、内部者（経営者）による株式の保有比率に着目し、仮にフリーキャッシュフロー問題を背景とする過剰投資が存在するなら、内部者の株式保有比率が低い場合に（経営者と株主との間のエージェンシー問題が深刻な場合）、投資の内部資金に対する感応度が高くなるはずであるという仮説から過剰投資識別の問題にア

プローチしている。

以上のように、投資の内部資金感応度の識別に関しては多くの方法が提示されてきたが必ずしも確立した方法はない。しかし、経営者の株式保有が必ずしも大きくなく、また、株主の安定化が進展した日本企業の統治構造のもとでは、配当性向・経営者の株式保有で過剰投資を識別するのは困難であろう。そこで、本稿では上場年度、適債基準を満たしているか否か、あるいは推計期間の期初における成長性等の複数の条件を組み合わせ、歴史が古く、それゆえ非対称情報に直面する可能性が低く、成長機会の乏しい企業（Old Matured : OM 企業）と、歴史が新しく、したがって非対称情報に直面する可能性が高く、成長性に富む企業（Young Growing : YG 企業）に区分する。

Ⅲ－２．仮説

以上の区分に基づく本稿の仮説は Miyajima, Arikawa and Kato (2001) と基本的に同じである。すなわち、YG 企業は非対称情報に直面している程度が高く、成長性に富むため、この YG 企業について投資の内部資金に対する感応度が高ければ、その背景には内部資金と外部資金のコスト差に基づく内部資金制約があるものと考えられる。他方、OM 企業は非対称情報に直面する程度が相対的に低く、すでに成熟して成長機会にも乏しいことから、投資の内部資金に対して高い感応を示したとすれば、その背景にはフリーキャッシュフローによる過剰投資があるものと判断できる。

また、日本型企業統治の特徴であるメインバンク・システムと安定株主の投資行動に対する影響については、以下のように相互に対立する仮説をそれぞれ設定する。メインバンクは取引先企業との多面的な関係を通じて、その企業に関する情報を生産することが可能である。外部投資家はその情報自体を知ることはできないが、メインバンクによる融資の継続が企業の財務状態が健全であることのシグナルとなり、結果的

に企業が投資を決定する段階において内部資金の多寡に制約される程度が相対的に低くなるものと想定される。この場合、メインバンクが内部資金制約を緩和する役割を果たすことになると考えられる。

他方でメインバンクは、デフォルトを引き起こす可能性が高くない限り、借り手の行動をモニターし規律付ける強いインセンティブをあまり持たない可能性もある (Aoki 1994)。さらに、Dewatripont and Maskin (1995) が示すとおり、メインバンクのように1社に対して多額の資金を貸し出す銀行の場合、危機に陥った借り手企業を清算した際に被るコストが高くなるために、市場での資金調達手段にくらべて清算すべき企業を救済する可能性が高く、それは借り手企業に対してソフトな予算制約の問題を引き起こす可能性が高い。このように強いメインバンク関係は、借り手企業の過剰投資を容易にする可能性もある。

以上から、YG 企業で内部資金制約が観察され、しかも緊密なメインバンク関係があるときにその制約が有意に緩和されているとすれば、それはメインバンクが情報の非対称性を緩和することにより、内部資金制約を軽減しているものと捉えることができるであろう。他方、OM 企業について、緊密なメインバンク関係を持つ企業による投資の内部資金に対する感応度が有意に高いならば、それはメインバンク関係が緊密になるほど適切な規律のメカニズムが欠如し、過剰投資が増幅されることを意味すると考えられる。

次に安定株主に関してであるが、一般的に安定株主は株式を売却しないという暗黙の契約を結んでいるばかりか、経営が悪化しない限り経営者の決定に介入せず、高配当を要求することもない。したがって Abegglen and Stalk (1985) などは、安定株主が主要な株主の一員として一定程度存在することで、経営者は資本市場の短期的かつ非合理的評価の影響を受けずに長期的な視点に立って投資プロジェクトを決定できると主張するのである。また、安定株主が存在す

ることで、株価維持などの目的で外部株主に対して高い配当を支払う必要がなくなることは、経営者が投資資金として使用できる内部資金が増加することを意味する。すなわち、Myers and Majluf (1984) 等でも指摘されるように、企業収益の使用方法として投資資金と配当資金はしばしば競合関係にあるため、他の条件を一定とすると、配当支払い額が減少することは内部資金制約下の企業にとって、その制約を弱くする要因となるのである。

他方、こうした安定株主の存在は経営者が資本市場の規律から隔離されていることを意味する。通常、大株主は他の少数株主と比較してより経営者の行動に関する情報を収集、さらにその行動を監視する強いインセンティブを持つと考えられる。したがって、Shleifer and Vishny (1986) が強調したように、非効率的な行動をとる経営者に対しては大株主が議決権などを通じてプレッシャーをかけることで、より効率的な経営を実現させるのである。すなわち、積極的に行動する大株主の存在は、経営者と株主の間のエージェンシー問題を解決し、経営者のモラルハザードを防ぐ役割を果たしているのである。しかし、先に述べたように安定株主は、こうした本来大株主が果たす役割 (Voice の行使) を放棄している。したがって、大株主の多くが安定株主的な行動を取ることは、他の条件を一定とすると、フリーキャッシュフローを持つ経営者に対して、過剰投資を行うより高いインセンティブを与える可能性がある。

以上から、YG 企業の投資が内部資金に感応的である場合に、安定株主比率の高い企業の投資の方が投資の内部資金に対する感応を低下させているとすれば、内部資金制約の問題が存在し、安定株主がそれを緩和している。他方、OM 企業の投資が内部資金に感応的である場合に、安定株主比率の高い企業の投資の方が投資の内部資金に対する感応を増幅させているとすれば、過剰投資の問題が存在し、安定株主がそれを促進している。

以下では、これらの想定される関係が、石油

ショック前後の時期およびバブル経済期に観察されるかどうかを検証する。

IV. 推計モデルと変数

IV-1. 投資関数の定式化

本稿で用いるのは、Fazzari, Hubbard and Petersen (1988), Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1991) と同様に、トービンの Q を主要な説明変数とし、それに内部資金を追加した標準的な投資関数である。この推計式を通じて、ビジネスチャンスでコントロールした上で、投資が内部資金に感応するか否かを確認し、さらにこの内部資金感応度を、企業の成長可能性、非対称情報への直面の度合い、さらに安定株主やメインバンク関係といった企業の統治構造の特性が増幅しているか否かをテストすることが基本的な分析の戦略となる。推定された計測式は以下の通りである。

$$I_t = f(Q_{t-1}, CF_t, G, G * CF, YD) \\ I_t = f(Q_{t-1}, CF_t, MB, MB * CF, STA, STA * CF, YD)$$

ここで、 I は投資水準、 Q はトービンの Q 、 CF は内部資金水準、 G は企業の識別のために作成されたダミー変数、 MB はメインバンク関係の強弱を示す諸変数、 STA は安定株主比率の高低を表す諸変数、 $G * CF$ 、 $MB * CF$ 、 $STA * CF$ はそれぞれ G 、 MB 、 STA と CF の交差項を表す。また、 YD は年次ダミーである。

上記のうち、 I は有形固定資産の差分に有形固定資産減価償却を加えることによって計算さ

れた投資額を投資財デフレータを用いて実質化し、この実質投資額を期初の固定資産時価で除すことによって標準化した。また、 CF は税引後当期利益から配当と役員賞与を引いた上で減価償却額を加えることによって得られた値を、期初の固定資産時価（1期前）で除することによって標準化することで得られる³⁾。他方、 Q は基本的には、Hoshi and Kashyap (1990), Hayashi and Inoue (1991) などの研究で開発された方法に従って推計した。これまでの推計に対して本稿の Q がもつ特徴は、1950年代前半の強制的な資産再評価の結果、1955年前後の資産の時価・簿価が一致している点を重視し、それ以降の資本ストック・土地・保有有価証券の系列を作成した点にある⁴⁾。この操作によって、高度成長期末期のミクロレベルでのトービンの Q の推計が可能となると同時に、バブル期の推計に関しても、ベンチマーク年のマクロレベルでの時価・簿価比率が各企業間で同一であるという仮定に基づく従来の推計が抱えていたノイズを除くことが期待できる。

企業の制度特性に関する変数のうちメインバンク関係の強さを表すメインバンク変数としては、企業のメインバンク純依存度 MBR （メインバンク借入／借入×借入／総資産）を利用した。この指標は、資本構成によるバイアスを除去できる点で、通常利用される融資依存度 $MBR1$ （メインバンクからの借入／総借入）よ

3) 以上の I 、 Q 、 CF については平均値から3標準偏差以上乖離している値を異常値と見做し、推計からは除くこととする。

4) Hayashi and Inoue (1991) は、土地の時価換算において、1969年のマクロレベルの時価・簿価比率（1：7.58）をベンチマークとして基準年の時価を確定し、そこから時価系列が推計するという方法を採用している。また、資本ストックの推計においては、1961年における簿価＝時価を仮定している。

り望ましい。また、結果の頑強性をテストするために、負債依存度 *MBR* 2（メインバンクからの借入／（借入＋社債））、及びメインバンクの株式保有比率 *MBSH* で補完した。ただし各企業のメインバンクは、『会社四季報』の「取引銀行」欄の筆頭に記載されている銀行とした。

安定株主化の程度、すなわち、経営者が株式市場の短期的な圧力から緩和されている程度に関しては、金融機関＋事業法人－信託銀行＋個人大株主＋外国人大株主⁵⁾で定義された安定株主比率（ γ ）を作成した。この γ は、信託銀行の保有部分（投資信託の名義保有部分）を除去し、個人・外国人大株主を加える点で、通常利用される金融機関＋事業法人に比べて、発行企業に対する Exit の行使の放棄を特徴とする安定株主の指標として望ましい。もっとも、この γ は、モニターに強いインセンティブを持つ大株主を含む点で、安定株主のいまひとつの条件である Voice の行使の事実上の放棄という要件を満たさない可能性がある。そこで、ここでは、 γ をさらに分割し、事業法人＋個人大株主＋外国人大株主で定義される α と、金融機関－信託銀行で定義された金融機関持株比率 *FIN* を追加する。 α 及び *FIN* が、Voice の行使を通じて投資企業に適切なモニターを加えながら、短期的な株価の変動による経営への攪乱的影響を緩和しているとすれば、内部資金との交差項は負であることが予想され、逆に、株式市場の圧力の緩和と、Voice の行使の放棄を通じて経営者の裁量的な投資を誘発しているとしたら、交差項は正であることが期待される。

以上のメインバンク関係、株式保有比率に関するデータは東洋経済新報社の『企業系列総覧』、日本経済新聞社の『会社年鑑』等から得た。金融機関、事業法人の比率は保有主体別株式保有比率の公表値を用い、信託銀行、生損保、

個人・外国人大株主の各項目に関しては、上位20大株主のデータを用いて計算した⁶⁾。

メインバンク関係および株主構成に関するデータは、作業量の制約から、1959、64、67、69、74、79、84、89、95年度の9時点におけるデータベースを作成した。そのため、推計では、例えば、1984－88年度の5時点は1984年度の変数を用い、89－92年度の4時点は1989年度の変数を用いることとなる。

以上の変数の基本統計量は表1に示されている。推計期間の *I* の平均値は、過剰流動性期（1967－75年）で17.5%、80年代後半（84－92年）は、7.9%と高度成長期末期に比べれば大幅に低下した。

他方、メインバンク関係・所有構造の変化を要約した表2によれば、日本型企業統治の制度的な特徴は高度成長期末期にはすでに形成されていたことが確認できる。高度成長期初期に高かった企業のメインバンク依存度 *MBR* は、高度成長期後半には傾向的に低下し、逆に、メインバンクの株式保有比率 *MBSH* は上昇して5%に達し、しかも、企業間の格差が縮小した。高度成長期末には、メインバンクは株式保有を通じて企業へのコミットを強める一方で、顧客企業への融資の集中を回避するという関係が普及していたと考えられる。また、この時期に安定株主化も進展し、1974年の γ は64年の43.8%から62.3%に上昇し、金融機関持株比率 *FIN* も同期間に10%以上上昇していた。

それに対して、バブル期は安定株主を中心とする株式所有構造が比較的安定、あるいは、やや強化された点に特徴がある。*MBSH* は独禁法の強化もあって低下したが、*FIN* は上昇した。他方でメインバンク関係については、融資比率 *MBR* 1は上昇しているが純依存度 *MBR* は大幅に低下し、しかも、企業間の格差が拡大

5) 外国人大株主とは20大株主中の非金融事業法人保有比率と定義し、投資先企業のモニターに強いインセンティブを持つと想定されている。例えば、マツダに対するフォードのケースがそれに当たる。したがって、例えばゴールドマンサックスが20大株主に含まれていた場合でも外国人大株主には分類していない。

6) 各項目の保有比率は、上位20位に入らないと算入されないというバイアスを含むが、他に代替的な方法はないためこの方法を用いる。

表1 基本統計量（サンプル全体）

(1) 過剰流動性期

1967-75

	Mean	Median	Std.dev	Minimum	Maximum
<i>I</i>	0.175	0.140	0.129	0.000	0.722
<i>Q</i>	0.962	0.922	0.211	0.533	1.913
<i>SQ</i>	1.173	1.119	0.220	0.609	2.275
<i>CF</i>	0.046	0.042	0.028	-0.057	0.161
<i>MBR</i>	0.050	0.043	0.043	0.000	0.534
γ	0.554	0.549	0.153	0.004	0.972
α	0.269	0.218	0.189	0.000	0.880
<i>FIN</i>	0.297	0.296	0.138	-0.005	0.678

(2) バブル経済期

1984-92

	Mean	Median	Std.dev	Minimum	Maximum
<i>I</i>	0.079	0.071	0.044	0.000	0.251
<i>RD</i>	0.061	0.048	0.051	0.000	0.248
<i>Q</i>	1.193	1.092	0.437	0.446	3.156
<i>SQ</i>	1.725	1.593	0.559	0.789	5.752
<i>CF</i>	0.036	0.034	0.022	-0.147	0.108
<i>MBR</i>	0.030	0.024	0.031	0.000	0.224
γ	0.640	0.639	0.112	0.080	0.948
α	0.295	0.246	0.176	0.011	0.867
<i>FIN</i>	0.350	0.364	0.126	-0.003	0.675

I (有形固定資産差分+有形固定資産減価償却)/1期前有形固定資産*RD* R&D支出/1期前有形固定資産*Q* トービンのQ*SQ* Simple Q*CF* (税引後当期利益+減価償却-配当-役員賞与)/1期前総資産*MBR* メインバンク融資額/総資産 γ 金融機関+事業法人-信託+外国人大株主+個人大株主の株式保有比率 α 事業法人+外国人大株主+個人大株主の株式保有比率*FIN* 金融機関-信託の株式保有比率

した。

IV-2. サンプルとその分類

サンプルの選択にあたっては、両期間の日本の製造業の投資を担った中核的な企業で、かつ、成熟化の結果、過剰投資の可能性のある企業を抽出することが重要な関心となる。そのため、ここでは、製造業中分類15部門中、繊維、パルプ・紙、化学（医薬品を含む）、窯業・土石、

鉄鋼、機械4部門（産業、電気、輸送、精密）の9部門をとり上げた。他の6部門を除いたのは、企業数の少ない産業部門を除去するためである。また、規模の格差による影響を除去するために、1990年度において売上が500億円以上に限定した。この操作の結果、サンプル企業は、バブル期の計測では350社であり、過剰流動性期の計測では、67年以降に新規上場した企業が脱落するため、312社となる。

ところで、単一の投資関数から過剰投資の可

表2 メインバンク関係・安定株主比率の推移

(1) メインバンク関係

		1959	64	69	74	79	84	89	95
<i>MBR</i>	平均	0.070	0.062	0.051	0.050	0.035	0.031	0.028	0.035
	標準偏差	0.056	0.090	0.052	0.034	0.032	0.030	0.031	0.051
	変動係数	0.798	1.451	1.028	0.683	0.894	0.945	1.122	1.474
<i>MBR1</i>	平均	0.266	0.220	0.083	0.178	0.173	0.175	0.183	0.084
	標準偏差	0.170	0.272	0.137	0.112	0.134	0.140	0.154	0.141
	変動係数	0.639	1.237	0.749	0.632	0.771	0.799	0.844	0.766
<i>MBR2</i>	平均	0.263	0.218	0.183	0.176	0.156	0.133	0.108	0.130
	標準偏差	0.172	0.270	0.137	0.112	0.128	0.122	0.117	0.128
	変動係数	0.653	1.237	0.748	0.637	0.823	0.922	1.077	0.990
<i>MBSH</i>	平均	0.025	0.027	0.039	0.050	0.049	0.044	0.040	0.041
	標準偏差	0.028	0.028	0.030	0.028	0.023	0.019	0.012	0.011
	変動係数	1.146	1.025	0.762	0.562	0.477	0.424	0.304	0.278

(2) 安定株主比率

		1959	64	69	74	79	84	89	95
γ	平均	0.432	0.438	0.561	0.623	0.618	0.633	0.650	0.588
	標準偏差	0.162	0.158	0.155	0.138	0.123	0.115	0.114	0.113
	変動係数	0.375	0.361	0.277	0.221	0.198	0.182	0.175	0.192
α	平均	0.188	0.242	0.268	0.320	0.304	0.300	0.291	0.261
	標準偏差	0.182	0.194	0.191	0.195	0.185	0.183	0.170	0.164
	変動係数	0.966	0.805	0.711	0.607	0.609	0.608	0.583	0.629
<i>FIN</i>	平均	0.245	0.197	0.291	0.303	0.314	0.333	0.359	0.327
	標準偏差	0.121	0.124	0.145	0.144	0.140	0.131	0.126	0.113
	変動係数	0.496	0.628	0.497	0.476	0.445	0.395	0.352	0.345

MBR メインバンク融資額/総資産*MBR1* メインバンク融資額/総借入*MBR2* メインバンク融資額/(借入+社債)*MBSH* メインバンク特殊比率 γ 金融機関+事業法人-信託+外国人大株主+個人大株主の株式保有比率 α 事業法人+外国人大株主+個人大株主の株式保有比率*FIN* 金融機関-信託の株式保有比率

能性を識別することは困難であるため、本稿では、サンプルを複数の基準に基づいて分類し、この各サブ・サンプル企業に与えられたダミー変数、およびサブ・サンプル毎の推計結果の差を検討することによって過剰投資の可能性を探ることとなる。ここでサンプルを分割する基準として注目したのは、既述の通り非対称情報の問題への潜在的な直面の程度と成長可能性であ

る。

情報の非対称性 第1の分類基準である非対称情報の程度に関しては、過剰流動性期の推計では、東証2部市場の設立の前年までに上場されていたか否かでサンプルを2分した。61年以前に上場され、比較的長い歴史を持つ企業（LAS企業）は、それ以降に上場された歴史の浅い企業（HAS企業）に比べて市場における評価が

表3 サンプル企業の分類

(1) 石油ショック期

	HQ firm (Q が ^s Median 以上)	LQ firm (Q が ^s Median 未満)	合計
LAS firm (1961年以前に上場)	86	122	208
HAS firm (1962年以降に上場)	70	34	104
合計	156	156	312

(2) バブル経済期

	HQ firm (Q が ^s Median 以上)	LQ firm (Q が ^s Median 未満)	合計
LAS firm (適債基準を満たす)	146	102	248
HAS firm (適債基準を満たさない)	29	73	102
合計	175	175	350

注) 右上が OM firm, 左下が YG firm に該当。

適債基準を満たすか否かは1983年度を基準に, HQ か否かは石油ショック期については64-66年度平均を, バブル経済期については81-83年度平均を基準に判断している。

確立しており, 情報の非対称性に直面する程度が低いことが想定されている。過剰流動性期の推計に利用されたサンプルのうち61年以前に上場の企業 LAS 企業は208社, 62年以降の上場企業 HAS 企業が104社である (表3)。

また, 80年代後半のバブル期の推計にあたっては, 推計期間の期初に適債基準を満たしていたか否かでサンプルを二分する⁷⁾。ここでは, 有担保社債の公募発行条件を採用した。適債基準を満たす企業は, そうでない企業が事実上借入れ以外の負債調達手段がないのに対して, 多くの資金調達方法のオプションを有していることになるため, 他の条件を一定とすれば内部資

金制約に直面する程度は相対的に低くなるはずである。この適債基準を満たす企業 LAS 企業は, 350社中248社である。

成長機会 識別の第2の指標は, 企業の成長機会であり, 測定期間期初のトービンの Q (1964-66年度および81-83年度の平均値) が中央値以上であるか否かで, サンプルを HQ 企業と LQ 企業とに二分した。Q は企業が直面するビジネスチャンスを代理すると考えられるが, 非対称情報が深刻であればビジネスチャンスが豊富な環境にある企業ほど投資は内部資金水準に感応的になるはずである。成長機会に乏しい, Q の低い企業で投資が内部資金に対して高い感

7) 有担保社債の発行条件は, 純資産額100億円以上の企業では, (1)自己資本比率 (自己資本/総資産): 15%以上, (2)自己資本/払込資本: 1.2以上, (3)営業利益/総資産: 0.04以上, (4)1株あたり税引後経常利益: 7円, (5)1株あたり配当金: 5円以上, の5項目のうち(4), (5)の双方と, (1)~(3)の内の少なくとも1つを満たすことである。本稿におけるサンプル350社は全て資産額100億円以上の大企業であるため, この基準が適用される。ただし, (2)の条件はほぼ全ての企業が満たしているため, サンプル分類にあたっては, (2)を条件から落とし, (1), (3)のいずれかを満たした企業を, 適債基準を満たした企業と定義した。そのため, 必ずしも実際に適債基準を満たした企業とは一致しない可能性はあるが, 条件そのものはやや厳しくなるため, 大きな問題は発生しないものと判断できよう。詳しくは宮島・蟻川 (1999) 参照。

表4 基本統計量（サブ・サンプル）

(1) 1967-75

	HQ firm		LQ firm		LAS firm		HAS firm		OM firm		YG firm		
	Mean	Std.dev	Mean	Std.dev	Mean	Std.dev	Mean	Std.dev	Mean	Std.dev	Mean	Std.dev	
<i>I</i>	0.192	0.138	0.158	0.116	0.166	0.120	0.201	0.150	0.154	0.113	0.208	0.153	**
<i>Q</i>	1.054	0.219	0.870	0.155	0.932	0.198	1.052	0.224	0.855	0.143	1.083	0.224	**
<i>SQ</i>	1.249	0.239	1.096	0.169	1.153	0.214	1.232	0.230	1.084	0.156	1.253	0.230	**
<i>CF</i>	0.051	0.031	0.042	0.023	0.043	0.024	0.056	0.034	0.040	0.021	0.058	0.035	**
<i>MBR</i>	0.047	0.050	0.052	0.034	0.052	0.045	0.043	0.035	0.052	0.032	0.043	0.034	*
γ	0.578	0.155	0.528	0.145	0.546	0.148	0.577	0.165	0.522	0.148	0.567	0.168	**
α	0.281	0.191	0.245	0.173	0.214	0.156	0.409	0.192	0.215	0.157	0.391	0.190	**
<i>FIN</i>	0.306	0.151	0.289	0.123	0.334	0.128	0.184	0.102	0.308	0.124	0.191	0.104	**

(2) 1984-92

	HQ firm		LQ firm		LAS firm		HAS firm		OM firm		YG firm		
	Mean	Std.dev	Mean	Std.dev	Mean	Std.dev	Mean	Std.dev	Mean	Std.dev	Mean	Std.dev	
<i>I</i>	0.090	0.046	0.068	0.040	0.087	0.044	0.061	0.040	0.079	0.039	0.079	0.045	
<i>RD</i>	0.085	0.056	0.038	0.029	0.069	0.054	0.043	0.035	0.042	0.032	0.069	0.045	**
<i>Q</i>	1.421	0.455	0.981	0.286	1.236	0.454	1.095	0.375	0.980	0.286	1.393	0.415	**
<i>SQ</i>	1.907	0.571	1.555	0.490	1.743	0.566	1.681	0.541	1.522	0.476	1.903	0.568	**
<i>CF</i>	0.036	0.022	0.035	0.021	0.040	0.022	0.025	0.017	0.043	0.021	0.023	0.020	**
<i>MBR</i>	0.023	0.028	0.037	0.031	0.020	0.024	0.053	0.032	0.024	0.023	0.052	0.030	**
γ	0.621	0.112	0.657	0.109	0.640	0.114	0.639	0.107	0.667	0.111	0.625	0.109	**
α	0.276	0.183	0.309	0.165	0.292	0.182	0.299	0.158	0.317	0.171	0.290	0.150	**
<i>FIN</i>	0.350	0.134	0.351	0.118	0.354	0.130	0.342	0.116	0.355	0.121	0.335	0.120	*

I (有形固定資産分+有形固定資産減価償却)/1期前有形固定資産*RD* R&D支出/1期前有形固定資産*Q* トービンのQ*SQ* Simple Q*CF* (税引後当期利益+減価償却-配当-役員賞与)/1期前総資産*MBR* メインバンク融資額/総資産 γ 金融機関+事業法人-信託+外国人大株主+個人大株主の株式保有比率 α 事業法人+外国人大株主+個人大株主の株式保有比率*FIN* 金融機関-信託の株式保有比率

注) **は YG 企業と OM 企業の間の差が 1%水準で, *は 5%水準で有意であることを示す。

応を示すとすれば、成長機会が乏しいにもかかわらず余剰資金を投資に向けたという意味において、過剰投資が起こっていた可能性が指摘できよう。

OM 企業と YG 企業 上記の HAS-LAS 企業と HQ-LQ 企業を組み合わせ、内部資金制約に直面する潜在的可能性の強い企業群と、フリーキャッシュフローをもつ潜在的可能性の高い企業群をより限定する。非対称情報に直面する程

度が弱く、かつ成長機会に乏しい企業群、すなわち、LAS 企業かつ LQ 企業を、OM (Old Matured) 企業、また、非対称情報に直面する程度が強く、かつ成長機会の豊富な企業群、すなわち、HAS 企業かつ HQ 企業を YG (Young Growing) 企業と定義する。OM 企業で投資の内部資金に対する高い感応度が観察されれば、それはフリーキャッシュフローに基づく可能性が高く、過剰投資を示唆することになる。他方、

YG 企業で投資の内部資金に対する高い感応度が観察されれば、非対称情報に基づく内部資金制約に直面する可能性が高い。各計測期間におけるサンプルの分布と、サブ・サンプルごとの基本統計量は表 3・4 に整理されている。

過剰流動性期の OM 企業の投資比率は、15.4% に対して、YG 企業のそれは 20.8% であり、それと照応するように CF にも有意な差がある。他方、メインバンク純依存度では、両グループ間に大きな差がないのに対して、所有構造を示す変数では大きな格差があり、しかも成

熟度の高い企業のほうが高い。次に、バブル期では、投資比率に YG-OM の差はないにもかかわらず、CF には有意な差がある点に過剰流動性期と対比される特徴がある。この成熟企業である OM 企業の高い CF がフリーキャッシュフローか否かが以下の焦点の一つである。また、メインバンク純依存度では、両グループに大きな差が発生していること、逆に、安定株主を示す比率では、両グループ間の差が縮小している点に過剰流動性期と比べた特徴があった。

V. 推計結果

V-1. 過剰投資 VS 過少投資

石油ショック前後の時期（1967-75年）とバブル経済期（84-92年）の両期間における、全サンプルを対象とした推計結果は表 5 に要約されている。トービンの Q および内部資金の説明力は高く、モデル全体の説明力についてもクロス・セクションの要素が多いデータセットである点からみれば良好と考えられる。⁸⁾⁹⁾

想定された通り、両計測期間の企業の投資は内部資金に強く感応していた。表 5 の推計結果によれば、CF の 2 標準偏差の上昇が I に及ぼす影響は、過剰流動性期（1967-74年）においては約 8.0% と推計され、これは同期の投資比率 17.5% の 4 割にあたる。他方、バブル期の投資の内部資金感応度は、過剰流動性期の 1.144 に比べて 0.405 まで低下した。CF の 2 標準偏差の上昇によって、投資比率は 1.8% 増加することになるが、これはこの時期の投資比率の平

均値の 2 割強にあたる大きさである。

さて、われわれの分析の焦点は、この投資の内部資金感応度が、内部資金制約に基づくのか、それともフリーキャッシュフローに基づくのかである。表 5 パネル 1 の過剰流動性期の計測では、LAS と CF の交差項の係数は有意に負、HQ と CF の交差項の係数は有意に正となっている。表の 2 列目と 3 列目によれば、HAS 企業の内部資金感応度は、LAS 企業に比べて約 30% 高く、また、HQ 企業の内部資金感応度は LQ 企業に比べて 50% 高い。OM 企業とその他企業との差はさらに大きく、OM 企業の感応度 0.498 は、OM 企業以外の内部資金感応度 1.359 をはるかに下回る。この推計結果から、過剰流動性期の投資の内部資金感応度は、フリーキャッシュフローではなく、非対称情報にもとづく内部資金制約の側面が強かったと推定される。

以上の推計結果は、計測期間を狭義の過剰流

8) 投資関数の推計方法としては Fixed Effects Model を用いるが、Hausman の χ^2 検定により変量効果を棄却できない場合には Random Effects Model を用いる。その際の判断基準としては 10% 水準を目安としている。

9) また、Simple Q を利用した場合に比べて、Q をより厳密に推計した結果の決定係数も改善されている。過剰流動性期では、Simple Q の決定係数 0.488 に対して、Q を利用した推計では 0.491 と改善の度合いは小さいが、バブル期の推計では推計結果が改善し、その決定係数は、Simple Q を用いた場合の決定係数 0.328 を大幅に上回る 0.421 となった。

表5 投資関数の推計結果（全サンプル基本推計）

(1) 1967-75

被説明変数： I

Model	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
Q	0.146 *** (9.703)	0.145 *** (9.673)	0.140 *** (9.073)	0.138 *** (9.145)	0.145 *** (9.647)
CF	1.144 *** (9.015)	1.314 *** (8.639)	0.896 *** (5.184)	1.359 *** (9.826)	1.096 *** (7.524)
$LAS*CF$		-0.398 *** (2.024)			
$HQ*CF$			0.449 ** (2.196)		
$OM*CF$				-0.861 *** (3.850)	
$YG*CF$					0.141 (0.671)
Obs.	2814	2814	2814	2814	2814
Adj.R ²	0.491	0.492	0.493	0.494	0.491

(2) 1984-92

被説明変数： I （コラム6のみRD）

Model	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
Q	0.026 *** (9.151)	0.024 *** (8.665)	0.025 *** (8.949)	0.026 *** (9.266)	0.025 *** (8.969)	0.010 *** (5.022)
CF	0.405 *** (7.548)	0.021 (0.230)	0.365 *** (4.454)	0.632 *** (6.089)	0.485 *** (8.442)	-0.006 (0.132)
$LAS*CF$		0.561 *** (5.212)				0.179 *** (3.153)
$HQ*CF$			0.067 (0.669)			
$OM*CF$				0.203 * (1.716)		
$YG*CF$					-0.557 *** (3.837)	
Obs.	2922	2922	2922	2922	2922	2395
Adj.R ²	0.421	0.423	0.416	0.422	0.424	0.901

 I (有形固定資産差分+有形固定資産減価償却)/1期前有形固定資産 RD R&D支出/1期前有形固定資産 Q トービンの Q CF (税引後当期利益+減価償却-配当-役員賞与)/1期前総資産 LAS 67-75年度の推計においては、1961年度に上場済=1, 非上場=0

84-92年度の推計においては、1983年度に適債基準を満たす=1, 満たさない=0

 HQ 67-75年度の推計においては、64-66年度平均で Q がMedian以上=1, 未満084-92年度の推計においては、81-83年度平均で Q がMedian以上=1, 未満0 YG $LAS=0$ かつ $HQ=1$ のとき1, それ以外は0 OM $LAS=1$ かつ $HQ=0$ のとき1, それ以外は0

注) FixedはFixed Effects Modelを, RandomはRandom Effects Modelを表す。

()内はt値。***は1%水準で, **は5%水準で, *は10%水準で有意であることを示す。

動性期（1970－74年）に限定しても基本的に支持される。HAS 企業が LAS 企業に比べて、HQ 企業が LQ 企業に比べて、内部資金感応度が有意に高いという関係は確認できないが、OM 企業の内部資金感応度は0.22であり、OM 以外の企業の内部資金感応度に比べて有意に低い。高度成長期末から過剰流動性期の日本企業では、Jensen（1986）的な意味での過剰投資を確認することはできなかった。

他方、バブル期の計測結果は、過剰流動性期の計測結果とは対照的であり、投資の内部資金感応度がフリーキャッシュフローに基づくという見方と整合的である。表5パネル2によれば、LAS と CF の交差項は有意に正であった。つまり、HAS 企業の投資が、内部資金に感応していないのに対して、LAS 企業の投資は内部資金に有意に感応的であった。また、HQ 企業と LQ 企業では内部資金感応度に有意な差はないものの、OM と CF との交差項は有意に正であった。OM 企業の内部資金感応度は0.562であり、OM 以外の企業の内部資金感応度に比べて60%弱高い。また、過剰流動性期と異なって HQ と CF との交差項の係数は全く有意でなく、少なくとも HQ 企業が LQ 企業に比べて内部資金制約に強く直面しているという見方は棄却される。

以上のバブル期に関する計測結果は、計測期間を狭義のバブル経済期（1987－91年）に限定した場合でも、推計式自体のあてはまりが低下するものの、ほぼ支持される。HAS 企業が内部資金にまったく感応的でないのに対して、LAS 企業の投資の内部資金感応度が有意に高いという計測結果は同一であった（1%水準で有意）。ただし、OM と CF の交差項の有意水準は10%水準を下回った。ところで、R&D 投資は実物投資に比べて、外部者にとってその期待収益の評価が困難なために、経営者（内部者）の裁量の余地が大きい。そこで、被説明変数を設備投資 I から R&D 投資 RD に代えて推計を行ったが、LAS と CF の交差項が有意に正であり（1%水準）、LAS 企業では HAS 企

業に比べ、R&D 投資でみても内部資金に対して有意に感応的であったと判断できる。

以上要するに、バブル経済期においては、過剰流動性期とは異なって、大企業のうち資本市場で評価が確立し、かつ成長可能性の低い企業で、投資が内部資金に感応的となるという意味でフリーキャッシュフロー仮説に整合的な事態が確認できた。すなわち、この時期には、フリーキャッシュフローを収益性の低いプロジェクトに向けるという意味で、事前的な意味で過剰投資が起っていたと考えられる。

V－2．その他の識別法による分析

ところで、以上の分析では、投資が内部資金に感応する理由が、フリーキャッシュフローによるのか、内部資金制約によるのかを、サンプルを外生的な基準で分割することによって識別してきた。したがってV－1節の結論は、この識別方法に大きく依存する。ただし、Ⅲ節でも指摘した通り、この識別方法について、これまでの幾つかの方法が提示されているものの、確立した方法はない。例えば、比較的広く受け入れられ、本稿でも利用したトービンの Q による識別に関しても、トービンの Q 自体が企業の成長機会を的確に捉えていない可能性もありうる。また、代替的な識別方法として、これまで低配当性向－低 Q 企業にフリーキャッシュフローの可能性を見出す Vogt（1994）の方法や、内部者の株式保有（所有者と経営者）を識別の手段とする Hadlock（1998）の方法が提示されてきた。そこで、以下、これらの代替的な識別方法による推計結果を検討しておく。

トービンの Q に代替的な指標としてしばしば利用されるのは、同時性の問題を強く抱えるが、売上の成長率である。この売上の実現値（計測期間の平均売上成長率のメディアンでサンプルを二分）による区分に基づく推計結果は Q による区分と基本的に同一であった。OM と CF の交差項は10%水準で有意であって、成長機会を実現値に変えても本稿の結論は支持され

る。さらに、期中のトービンの Q を用いてサンプルを分割した場合にも、 HQ と CF の交差項が有意に負、 OM と CF の交差項が有意に正（ともに1%水準）という推計結果が得られた¹⁰⁾。成長可能性に関して注目する限り、結果はロバストであると見ることができる。

次に、経営者と株主の間のエージェンシー関係に着目した Hadlock (1998) の方法をテストすれば、経営者の株式保有比率を用いた推計においては、過剰投資を示唆する結果は得られなかった。Hadlock (1998) は内部者の株式保有比率が低い場合に投資の内部資金感応度が高ければフリーキャッシュフローが発生していると解釈できるとしたが、われわれの全サンプルを対象とした推計においては経営者の株式保有比率 MSH と CF の交差項は全く有意ではなく、さらに、経営者株式保有比率がメディアン以上か未満かでサンプルを分割し、メディアン未満の企業の CF 感応度が有意に高いかをテストしたが、有意な結果は得られなかった。また、 $HQ-LQ$ でサンプルを2分した場合も、 $MSH \times CF$ は両サブサンプルで有意ではなかった¹¹⁾。以上の結果は、バブル期にフリーキャッシュフロー問題がシステムティックには発生しなかったことを示唆する。しかし、われわれは、Hadlock (1998) の、内部者の株式保有比率の高低を情報の非対称性に直面する程度を判断する基準とするという想定が、わが国の企業を分析する際には妥当しないことに起因していると考ええる。わが国の企業における経営者株式保有比率は著しく低く、しかも分散が小さいため¹²⁾、経

営者株式保有比率の高低から情報の非対称性に直面する程度の高低を把握することはできないと考えられるのである。

他方、Vogt (1994) にならって、配当性向と $HQ-LQ$ の組み合わせで OM 企業ダミーを作成した場合、フリーキャッシュフロー仮説から期待される低配当性向・ LQ 企業の内部資金感応度が有意に高いという結果は得られず、むしろ有意に低かった (CF と OM の交差項が負)。この結果は、素直に読む限り、われわれの推計結果と対立的である。しかし、安定株主化が進展するほど配当の利益感応度が低下したという、この時期の日本企業の配当政策を考慮すれば、この結果は、配当性向が非対称情報を反映するという Vogt (1994) の仮定が満たされず、むしろ所有構造によって内生的に決定された低配当企業をとり出したために発生した（高い安定度→低い配当性向→投資の低い利益感応度）と解釈できる¹³⁾。この意味で計測結果は日本企業の投資行動の識別にあたって、Vogt (1994) の提唱する方法が必ずしも的確でないことを示唆するとみることができる。

10) また、サンプルを分割した場合、 OM 企業において金融機関の保有比率 FIN が投資の内部資金感応度を有意に増幅する結果が得られ（10%水準）、次節の結果と整合的であった。

11) さらに、経営者株式保有比率がメディアン以上か未満かでサンプルを分割し、メインバンク関係、安定株主の効果をテストしたが、有意な結果は得られなかった。

12) バブル期（1984-92年）において、経営者株式保有比率のデータが利用可能であった344社における保有比率の平均は1.7%、標準偏差は4.0である。保有比率の高い一部の企業の影響で標準偏差が高くなっているが、保有比率が1%未満の企業が241社であり、製造業の大規模企業に関する限り、全体的には経営者株式保有比率は低位、均質的であると判断できる。

13) ただし、低配当かつ LQ 企業において、それ以外の企業群に比べて、金融機関保有比率 FIN が投資の内部資金に対する感応度を有意に引き上げるという結果が得られた。

VI. 企業統治構造の役割

VI-1. 過剰流動性期

本節の課題は、2つの投資ブーム期に日本企業の統治構造の特性の1つと見られるメインバンクシステム・株主安定化が、V-1節で確認したバブル期の過剰投資を促進したのかどうかを検討することである。

メインバンク、安定株主の指標を推計式に追加した両時期の推計結果は表6に示されている。過剰流動性期の推計結果を整理した同表パネル1は、①融資依存度 *MBR* の強弱、及び金融機関の持ち株比率 *FIN* は、投資の内部資金に対する感応度にほとんど影響を与えていないこと、しかし、②安定株主比率 γ は、投資の内部資金に対する感応度を増幅していることを示している。もっとも、②の結果を、安定株主が過剰投資を促したと捉えることはできない。表掲していないが、サンプルを *LAS* 企業に限定した場合、 α と *CF* の交差項は符号こそ正であるものの有意でなく、*LQ* 企業では有意でないものの符号は負、また、*OM* 企業でも負であった。以上から、過剰流動性期に相対的に成熟していた企業で、安定株主が投資の内部資金感応度を引き上げたとの結論は得られなかった。

また、内部資金制約の状況下において、メインバンクが非対称情報の緩和によって、投資の内部資金に対する感応度を引き下げる、あるいは、安定株主が低配当政策の採用を可能とすることによって同様に内部資金感応度を引き下げるといった関係も観察されなかった。表掲してい

ないが、サンプルを *HAS* 企業、*HQ* 企業、*YG* 企業に限定しても、このメインバンク関係の内部資金制約緩和機能は確認できない。前節で見たとおり、これらの企業では成熟した企業に比べて相対的に強い金融的制約に直面していたから、メインバンク・安定株主がこの流動性制約を緩和した可能性が想定されるが、この期待は支持されなかった¹⁴⁾。

VI-2. バブル期におけるメインバンクの過剰投資誘発機能

過剰投資が観察されたバブル経済期におけるメインバンク関係、安定株主比率を加えた推計結果は表6のパネル2に要約されている。全サンプルを対象とした推計では①メインバンクへの融資依存度 *MBR* は、有意性は低いが内部資金への感応度を低下させていること、②安定株主比率 γ と *CF* との交差項は符号こそ負であるものの有意ではないのに対して、大株主の持株比率 α は有意に負、対照的に金融機関の保有比率 *FIN* は、有意に正であることが確認できる。メインバンクへの依存が内部資金制約を緩和する一方で、メインバンクを中心とした株主の安定化は過剰投資を誘発するという計測結果を整合的に理解することは困難である。そこで、既述の基準に即してさらにサンプルを分類した上で、メインバンクおよび安定株主が投資の内部資金に対する感応度にかかる影響を与えたかをテストする。

14) その一方で、1957-62年をサンプルとした推計（表6のコラム1と同じ推計式）の *CF* の係数は3.55であり、過剰流動性期に比べて3倍近く高いという推計結果を得た。このことは、過剰流動性期の方が、それ以前と比較して何らかの意味で市場の不完全性の程度が低下した可能性を示唆する。この結果の一つの解釈として、この時期までにメインバンク関係・安定株主関係が拡大し大企業間に普及、企業間の制度特性が均質化したということも考えられるが、この点に関する更なる分析は今後の研究課題である。

表6 メインバンク・安定株主の効果

(1) 1967-75

被説明変数： I

Model	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
Q	0.140 *** (8.994)	0.147 *** (8.749)	0.146 *** (8.703)	0.146 *** (8.679)	0.148 *** (8.778)
CF	1.068 *** (6.542)	0.450 (1.048)	0.884 *** (3.475)	1.127 *** (4.318)	0.412 (0.928)
$MBR*CF$	0.090 (0.063)	-0.739 (0.459)	-1.062 (0.668)	-1.335 (0.839)	-0.753 (0.467)
$\gamma*CF$		1.185 ** (1.704)			1.309 * (1.829)
$\alpha*CF$			0.744 (1.278)		
$FIN*CF$				0.053 (0.070)	-0.114 (0.146)
Obs.	2629	2460	2460	2465	2460
Adj.R ²	0.501	0.518	0.518	0.599	0.518

(2) 1984-92

被説明変数： I

Model	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
Q	0.041 *** (8.526)	0.041 *** (8.441)	0.040 *** (8.410)	0.041 *** (8.452)	0.040 *** (8.335)
CF	0.514 *** (5.176)	1.064 (2.970)	0.757 *** (5.387)	0.194 (1.018)	0.663 (1.614)
$MBR*CF$	-3.254 * (1.781)	-2.973 (1.615)	-2.738 (1.489)	-3.198 * (1.744)	-2.939 (1.593)
$\gamma*CF$		-0.877 (1.597)			-0.700 (1.265)
$\alpha*CF$			-0.827 ** (2.389)		
$FIN*CF$				0.980 ** (2.029)	0.898 * (1.846)
Obs.	2900	2900	2900	2900	2900
Adj.R ²	0.358	0.359	0.360	0.360	0.360

 I (有形固定資産差分＋有形固定資産減価償却)/1期前有形固定資産 Q トービンの Q CF (税引後当期利益＋減価償却－配当－役員賞与)/1期前総資産 MBR メインバンク融資額/総資産 γ 金融機関＋事業法人－信託＋外国人大株主＋個人大株主の株式保有比率 α 事業法人＋外国人大株主＋個人大株主の株式保有比率 FIN 金融機関－信託の株式保有比率

注) Fixed は Fixed Effects Model を, Random は Random Effects Model を表す。

() 内は t 値。***は 1%水準で, **は 5%水準で, *は 10%水準で有意であることを示す。

表 7-1 サブ・サンプルごとの推計 I (1984-92)

(1) LAS firm (適債基準を満たす企業)

被説明変数: I

Model	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
Q	0.025 *** (7.312)	0.041 *** (6.661)	0.040 *** (7.477)	0.040 *** (6.576)	0.048 *** (6.712)	0.048 *** (7.541)
CF	0.497 *** (7.332)	0.366 *** (3.119)	1.506 *** (2.950)	0.810 *** (4.547)	-0.181 (0.426)	0.771 (1.475)
$MBR*CF$		8.879 *** (2.767)	9.698 *** (3.120)	9.659 *** (3.009)	9.053 *** (2.701)	9.782 *** (3.045)
$\gamma*CF$			-1.799 ** (2.336)			-1.476 ** (2.066)
$\gamma*CF$				-1.492 *** (3.297)		
$FIN*CF$					1.574 ** (2.362)	1.508 ** (2.448)
Obs.	2049	2035	2035	2035	2035	2035
Adj.R ²	0.378	0.313	0.315	0.317	0.321	0.322

(2) HAS firm (適債基準を満たさない企業)

被説明変数 I

Model	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
Q	0.013 *** (2.457)	0.039 *** (5.309)	0.032 *** (4.507)	0.033 *** (4.599)	0.031 *** (4.424)	0.031 *** (4.385)
CF	0.093 (1.091)	0.069 (0.651)	0.040 (0.075)	0.355 (1.601)	0.535 * (1.685)	0.068 (0.105)
$MBR*CF$		0.016 (0.072)	-6.372 ** (2.446)	-6.350 ** (2.446)	-6.457 ** (2.508)	-6.368 ** (2.434)
$\gamma*CF$			0.628 (0.747)			0.666 (0.780)
$\gamma*CF$				0.359 (0.704)		
$FIN*CF$					-0.263 (0.355)	-0.117 (0.156)
Obs.	862	857	857	857	857	857
Adj.R ²	0.411	0.359	0.377	0.381	0.376	0.378

適債基準を満たすか否かで非対称情報への直面の度合いを分類した場合の推計結果は表 7-1 に示されている。同表によれば、興味深いことに HAS 企業と LAS 企業で全く対照的な結果が得られている。①HAS 企業では、 MBR と CF の交差項が有意に負であるのに対して、LAS 企業では、逆に MBR と CF の交差項が有意に正である。また、②HAS 企業では、安定株主関係を示す変数がいずれも有意でないのに

対して、LAS 企業では、 FIN が有意に正で、 α 、 γ は有意に負であった。

①の結果は、非対称情報に直面する程度の高い企業 (HAS 企業) においてメインバンク関係は、これまで想定されてきた内部資金制約の緩和機能を果たしていたことを示唆する反面、成熟した企業 (LAS 企業) では、メインバンクへの高い依存度はかえって投資の内部資金感応度を引き上げることを意味する。この結果は、

表 7-2 サブ・サンプルごとの推計Ⅱ (1984-92)

(1) HQ firm (Q が Median 以上の企業)

被説明変数: I

Model	Random	Random	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
Q	0.009 ** (2.377)	0.022 *** (3.000)	0.041 *** (4.678)	0.036 *** (4.074)	0.034 *** (3.921)	0.042 *** (4.674)
CF	0.440 *** (5.475)	0.372 *** (2.817)	1.317 ** (2.514)	0.684 *** (3.520)	0.417 (1.293)	1.130 * (1.842)
$MBR*CF$		-2.369 (0.909)	-1.164 (0.406)	-0.923 (0.318)	-2.713 (0.950)	-1.787 (0.614)
$\gamma*CF$			-1.411 * (1.667)			-1.317 (1.553)
$\alpha*CF$				-0.848 (1.541)		
$FIN*CF$					0.328 (0.431)	0.439 (0.577)
Obs.	1413	1401	1401	1401	1401	1401
Adj.R ²	0.155	0.121	0.285	0.276	0.279	0.287

(2) LQ firm (Q が Median 未満の企業)

被説明変数: I

Model	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
Q	0.025 *** (3.639)	0.043 *** (4.734)	0.045 *** (8.760)	0.044 *** (8.214)	0.044 *** (7.513)	0.043 *** (8.532)
CF	0.237 ** (2.530)	0.382 *** (2.659)	-0.066 (0.099)	0.695 *** (2.967)	-0.196 (0.998)	-0.753 (1.102)
$MBR*CF$		-0.012 (0.048)	-2.351 (0.666)	-2.868 (1.183)	-2.857 (0.918)	-2.216 (0.585)
$\gamma*CF$			0.665 (0.364)			0.840 (0.698)
$\alpha*CF$				-0.751 (1.452)		
$FIN*CF$					1.928 ** (2.569)	1.912 *** (2.700)
Obs.	1491	1484	1484	1484	1484	1484
Adj.R ²	0.390	0.375	0.360	0.362	0.362	0.364

メインバンク依存度 MBR を $MBR 2$ (借入/借入+社債) に代えても支持される¹⁵⁾。LAS 企業の MBR , $MBR 2$ の平均値はそれぞれ 2.0%, 10.5% であるが, この依存度がそれぞれ 2 標準偏差上昇すると, I が 46.6% (0.048×9.7), 28.2% (0.256×1.1) 上昇する。こうした結果から, 適債基準を満たしながらも, な

お強いメインバンク関係を維持し続けた企業群では, 過剰投資の傾向が強いことが確認できる。

また, 全サンプルの推計からも確認できた②の結果, すなわち, 金融機関の持ち株比率の高い企業が, 投資の高い内部資金感応度を示すという関係は, サンプルを分割すると, LAS 企業, LQ 企業, OM 企業でのみ確認できる (表

15) $MBR 1$ (メインバンクからの借入/総借入), $MBSH$ は有意ではなかった。

表 7-3 サブ・サンプルごとの推計Ⅲ (1984-92)

MO firm (適債基準を満たし、かつ Q が Median 未満である企業)

被説明: I

Model	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
Q	0.031 *** (5.314)	0.043 *** (8.990)	0.048 *** (6.506)	0.047 *** (6.137)	0.047 *** (6.041)	0.046 *** (6.362)
CF	0.491 *** (4.447)	0.415 *** (5.322)	1.146 ** (0.222)	0.597 * (1.796)	-0.472 (1.502)	-0.619 (0.755)
$MBR * CF$		-0.152 (0.623)	6.271 (1.440)	5.374 (1.171)	3.333 (0.760)	3.434 (0.778)
$\gamma * CF$			-0.006 (0.058)			0.278 (0.220)
$\alpha * CF$				-1.086 (1.523)		
$FIN * CF$					2.212 ** (2.308)	2.111 ** (2.258)
Obs.	868	865	865	865	865	865
Adj.R ²	0.328	0.354	0.290	0.294	0.295	0.294

 I (有形固定資産差分+有形固定資産減価償却)/1期前有形固定資産 Q トービンの Q CF (税引後当期利益+減価償却-配当-役員賞与)/1期前総資産 MBR メインバンク融資額/総資産 γ 金融機関+事業法人-信託+外国人大株主+個人大株主の株式保有比率 α 事業法人+外国人大株主+個人大株主の株式保有比率 FIN 金融機関-信託の株式保有比率

注) Fixed は Fixed Effects Model を, Random は Random Effects Model を表す。

() 内は t 値。***は 1%水準で, **は 5%水準で, *は 10%水準で有意であることを示す。

7-2・3)。この結果は、金融機関の高い株式保有比率が過剰投資を誘発したという見方と整合的である。また、表掲していないが、計測期間を、狭義のバブル期(87-91年)に限定しても、LAS 企業、LQ 企業、及び OM 企業のいずれでも同様の結果が支持される。他方、安定株主 γ 、ないし大株主 α と CF との交差項は、LAS 企業、LQ 企業、OM 企業のいずれの推計においても有意に負、もしくは非正であった。以上の推計結果は、次のように解釈することができる。すなわち、通常、Exit の行使の放棄という点で事業法人と金融機関は同一視されるが、事業法人を含む大株主の水準 α が投資の内部資金感応度引き上げたという結果は得られず、むしろ大株主 α は過剰投資を抑制していた。つまり、ここでの計測結果は、事業法人が Shleifer and Vishny (1986) の意味での大株主の役割を

演じていたことを示唆する。しかし、その反面、メインバンクを含む金融機関は大株主として機能せず、もっぱら Exit の行使の放棄のみを特徴とした。したがって、バブル期に資本市場の圧力から自由な裁量的な投資行動を可能とした条件は、高い金融機関の持ち株比率にあったと見ることができる。

以上の結果は、日本企業の制度特性のうち特にメインバンク関係が、適債基準の緩和、資本取引の自由化など制度的規制を含む外部環境が大きく変化する中で、過剰投資を促進するというマイナスの役割を果たしていたことを示唆する。宮島・蟻川(1999)で示した通り、1980年代は規制緩和の段階的進展により、わが国企業は、資金の調達方法の選択が初めて可能となったが、この局面で金融機関との緊密な関係は、LAS 企業と HAS 企業では対照的な役割を演じ

ていたとみることができる。すなわち、①適債基準を満たさず、資本市場で資金調達をすることができない企業では、メインバンク関係は内部資金制約の緩和機能を果たした。しかし、反面、②適債基準を満たし、社債の選択が可能となった企業では、メインバンクとの緊密な関係はむしろ投資の内部資金感応度を引き上げ、過剰投資を促進した。つまり、適債基準を満たし、かつメインバンク関係の継続を選択した企業群では経営者がメインバンクからの資金供給に依存しながら、ビジネスチャンスを超えて投資を継続したと推定されるのである。

また、ここでの計測結果は、メインバンクの株式保有が企業の投資行動を適切に規律付けるのではなく、ExitのみならずVoiceの行使をも放棄する安定株主として機能し、経営者の裁量

的な投資を可能とする条件となったことを示唆する。ただし、ここで内部資金感応度の増幅が確認できたのはメインバンクの持ち株比率(MBSH)ではなく、金融機関の持ち株比率(FIN)である。メインバンク・システムが、その他金融機関のメインバンクへのモニターの委託をその特徴としているとすれば、ここで測定された金融機関の持ち株比率は、メインバンクと、メインバンクにモニターを委託した金融機関の保有比率の合計値と解釈できるかもしれない。いずれにせよ、この金融機関の高い株式保有は、事業法人・その他大株主の保有比率 α が適切な規律を提供していたのとは対照的に、バブル期には経営者の裁量的な投資を可能とする条件となったのである。

VII. 結びに代えて

以上、本稿ではいわゆる過剰流動性期インフレをはさむ時期(1967-75年)と、バブル期をはさむ時期(84-92年)の両期間を取り上げ、(1)事前的な意味で過剰投資が観察されるか否か、(2)観察されたとすれば日本型企業統治の特性がそれを促進したか否かを検討してきた。

分析の結果を要約すると以下の通りである。第1に、バブル経済期には、資本市場での評価が確立しているか、成長機会が乏しい企業で、資本市場の評価が低く、成長機会の豊かな企業に比べて、投資が内部資金に感応的となるという関係がシステムティックに見られた。しかも、注目されるのは、バブル経済期においては、高いメインバンク融資依存度・高い金融機関保有比率に示される緊密なメインバンク関係がこの過剰投資を促進したと見られることである。本稿で取り上げたのは、不動産・建設・流通に比べれば過剰投資の程度が小さいと見なされている製造業の大企業であるが、そうした企業群においてすら過剰投資が発生していた事実は、バ

ブル経済期にわが国の企業で全体的に過剰投資の傾向があったことを強く示唆する。

しかし、第2に、石油ショック前後の時期においては事前的な意味での過剰投資はシステムティックには観察されなかった。この局面では、長い歴史を持ち、しかも高いビジネスチャンスに直面していない相対的に成熟した企業に関する投資の内部資金感応度は、上場から日が浅く、高いビジネスチャンスに直面している企業に比べて有意に低く、Jensen的な意味でのフリーキャッシュフロー問題は、いまだ深刻な問題とはなっていなかった。また、この時期形成された安定株主、あるいは、金融機関との密接な関係が成熟企業の投資の内部資金感応度を引き上げる(過剰投資を誘発する)こともなかった¹⁶⁾。近年、日本企業の成長志向性に関して再検討が進められているが、この高度成長期の局面では、日本型企業統治は効率性の問題を顕在化させていなかった。

したがって、第3に、「過剰投資」は、長期

安定的な企業銀行関係と安定株主化によって特徴づけられる日本型企業統治のコストというより、1980年代に固有の条件の下で発生した現象だと考えられる。わが国製造業がキャッチアップを終了し、一部の企業は明らかに成熟化した。しかも、1980年代以降は規制緩和が進展し、資金調達方法を企業が初めて自由に選択すること

が可能となった。そうした状況下で、多様な資金調達手段の選択が可能であるにもかかわらず、依然融資面で緊密なメインバンク関係を維持し、金融機関に安定株主を依存し続けた企業は、バブル経済期に過剰投資に傾斜したと考えられるのである。

補論Ⅰ．トービンのQの作成法

本稿では、サンプル350社の1956－99年度におけるトービンのQの系列を作成したが、ここではその作成法を解説する。

トービンのQは企業の市場価値（Market Value of Firm）をその企業の資産の再取得価値（Replacement Value of Assets）で除した値と定義される。企業の市場価値は、株価に発行済み株式数を乗じることによって求められる。この値に総負債の簿価を加えることによって分子の値とする。株価に関しては、1964年以降は「株価CD-ROM」収録のデータを、1963年以前については『東京証券日報』掲載のデータを利用した。

他方、分母にあたる資産の再取得価格の推計については様々な方法がある。本稿で用いる資産の再取得価格は、(1)土地、(2)有形固定資産（資本ストック）の2者を時価換算し、総資産に含まれるこれらの項目の簿価と置き換えることによって求められる。

本稿の推計方法の大きな特徴は、利用可能な最も過去（1969年）のマクロレベルの時価・簿価比率を全サンプルに適用するこれまでの方法に代えて、1954年の強制的な資産再評価の結果、

高度成長の出発点においては企業の固定資産の時価と簿価がほぼ一致していたと仮定して推計を進める点にある¹⁷⁾。なお、1957年度以降上場された企業では、上場時点において時価と簿価が一致していたと仮定する。

(1) **土地** 有形固定資産に含まれる「土地」の項目を時価換算する。1956年度、ないしはサンプル企業が「企業財務データベース」に登場した1957年度以降の最初年度をベンチマークとし、簿価をそのまま土地ストックの時価とする。次年度以降は以下の計算式にしたがって土地ストックの時価を求める。

簿価の土地ストックのデータ系列から差分を求め、差分が正の場合は次式を用いる。

$$Land_t = dLand_t + Land_{t-1} \times p_t / p_{t-1}$$

ここで、 $Land$ は土地ストック、 $dLand$ は簿価の土地ストックの差分、 p は地価の水準を表す。土地は購入された時点においては時価と簿価が一致していると考えられることから、このような計算式が得られる。

一方、差分が負の場合は次式を用いて時価換

16) ただし、この局面では、金融機関は内部資金制約を緩和する役割も観察されなかった。メインバンクが内部資金制約を緩和することにより投資を促進したというこれまで受け入れられていた見方も、今後再検討される必要がある。

17) 1954年成立の「企業資産充実のための資産再評価等の特別措置法」は再評価限度額（時価とほぼ等しい）の80%以上の再評価を強制し、その実施率（再評価額／再評価限度額）は要再評価実施企業（1791社）で93.7%、大企業（126社）で91%であった。詳しくは宮島（1999）を参照。

算を行う。

$$Land_t = dLand_t \times p_t/p_{t-1} \\ + Land_{t-1} \times p_t/p_{t-1}$$

ここでは後入れ先出し法により、 t 期に売却された土地は $(t-1)$ 期に購入されたものと仮定して、上記の計算式を用いている。

地価データについては、日本不動産研究所の全国市街地価格指数（工業地）を用いる。その際、本社が埼玉、千葉、東京、神奈川、愛知、京都、大阪、兵庫、福岡にある場合は、「6大都市圏」の地価データを用い、それ以外の地域に本社がある場合には、「その他地域」の地価データを用いる。ただし、窯業、紙・パルプ、ガラス、石材の各産業については、6大都市圏に本社があったとしても「その他地域」の地価データを用いる。

(2) 資本ストック 有形固定資産の値を時価換算する。有形固定資産には土地も含まれるが、土地は(1)で時価換算しているため、ここでは土地以外の有形固定資産を時価換算する。なお、減価償却額の数値は有形固定資産全体を対象としているが、土地は償却対象資産に含まれないため、ダブルカウントの問題は生じない。

計算式は以下の通りである。

$$K_t = I_t + (1 - \delta_t)K_{t-1} \times p_t/p_{t-1} \\ K_t = I_t \times p_t/p_{t-1} + (1 - \delta_t)K_{t-1} \times p_t/p_{t-1}$$

K は資本ストック、 I は投資額、 δ は資本の減耗率、 p は投資財の価格水準を表している。上の計算式は投資額の値が正である場合の式であり、下の式は投資額が負、すなわち何らかの設

備廃棄等が行なわれた場合の計算式である。なお、投資額としては有形固定資産（簿価）の変化分に有形固定資産減価償却を加えた値を用いる。

投資財デフレーターとしては、日本銀行発表の資本財デフレーター（戦前基準指数）を用いる。また、減耗率は、経済企画庁の『民間企業資本ストック年報』より得られた産業別の純除却額を1期前の資本ストックで除することにより得られる。

(3) その他の注意点 企業が保有する資産の内、株式は価格の変動が大きいため時価換算を行う必要性が高いと考えられるが、ほとんどの企業において、1970年代半ばに、流動資産に含まれる「有価証券」および固定資産に含まれる「投資有価証券」¹⁸⁾の数値が非連続的であり¹⁹⁾、この両データ系列から株式投資のデータを得るのは困難である²⁰⁾。したがって、有価証券の時価換算は断念し、今後の課題としたい。企業の市場価値の計算においては期末株価の他に全ての企業について3月末株価を用いた計算を行ったが、推計値に有意な差はなかった。また、比較のために、総資産簿価を利用したトービンの Q 、いわゆる Simple Q （補論Ⅱ参照）を掲げてある。

18) 通常、前者が社債・国債中心、後者が株式中心であると仮定される。

19) 1970年代前半まではほとんどの企業が保有する有価証券全体を「投資有価証券」に計上しており、「有価証券」は0である場合が多い。しかし、1970年代半ばを境に突然両者の構成比が半々となる不連続なケースが続出する。これは、1970年代半ばにほとんどの企業で、保有する有価証券の構成比が事実上は変わらないにもかかわらず、計上する項目を裁量的に変更した結果であると推測される。

20) 日本企業を対象としてトービンの Q を計測した代表的先行研究である Hoshi and Kashyap (1990) および Hayashi and Inoue (1991) も、共に有価証券を時価換算していない。

日本型企业統治と「過剰」投資

付表1 Qの概観（期末株価ベース）

年 度	Q		Simple Q		相関係数
	平 均	標準偏差	平 均	標準偏差	
1957	0.930	0.148	0.951	0.153	0.993
58	1.085	0.220	1.138	0.238	0.983
59	1.244	0.498	1.323	0.533	0.994
60	1.350	0.461	1.465	0.493	0.990
61	1.227	0.473	1.337	0.495	0.990
62	1.203	0.331	1.331	0.338	0.975
63	0.972	0.161	1.073	0.156	0.927
64	0.906	0.139	1.017	0.136	0.916
65	1.001	0.235	1.141	0.250	0.957
66	0.974	0.183	1.124	0.190	0.926
67	0.920	0.172	1.068	0.185	0.924
68	1.102	0.417	1.271	0.449	0.983
69	1.144	0.497	1.324	0.510	0.984
70	0.982	0.280	1.146	0.288	0.964
71	1.007	0.318	1.198	0.340	0.963
72	1.054	0.249	1.328	0.273	0.903
73	0.918	0.202	1.190	0.200	0.858
74	0.898	0.200	1.160	0.194	0.877
75	0.988	0.295	1.270	0.314	0.930
76	1.024	0.317	1.312	0.324	0.933
77	1.044	0.399	1.343	0.409	0.957
78	1.106	0.446	1.427	0.452	0.962
79	1.013	0.312	1.315	0.307	0.936
80	1.081	0.450	1.390	0.453	0.969
81	0.978	0.356	1.268	0.369	0.949
82	1.060	0.418	1.372	0.428	0.960
83	1.304	0.881	1.664	0.939	0.986
84	1.305	0.868	1.664	0.958	0.984
85	1.304	0.651	1.672	0.715	0.970
86	1.308	0.654	1.701	0.749	0.966
87	1.541	0.642	2.023	0.734	0.949
88	1.640	0.606	2.209	0.823	0.930
89	1.542	0.583	2.066	0.691	0.937
90	1.332	0.458	1.775	0.533	0.925
91	1.053	0.317	1.390	0.334	0.916
92	1.051	0.328	1.386	0.338	0.923
93	1.108	0.354	1.462	0.348	0.928
94	0.995	0.258	1.311	0.243	0.880
95	1.139	0.308	1.496	0.311	0.882
96	1.013	0.360	1.329	0.382	0.933
全期間	1.121	0.471	1.405	0.550	0.946

補論Ⅱ．Q と Simple Q

トービンのQ、とくに資産の再取得価格の正確な推計には大きな困難が伴う。そこで、実証分析においては、総資産（簿価）の値をそのまま用いる方法が利用されることが多い。

分母に総資産（簿価）の値を用いて簡便に推計されたQをPerfect and Wiles（1994）はSimple Qと名付け、その利用の可能性と限界をテストし、他の方法によるQの計測が困難な場合、この値をトービンのQの推定値として容認しようと主張した。その根拠の1つとして彼らが挙げるのは、アメリカ企業62社を対象とした1979－87年の計測において、Simple QがLindenberg and Ross（1981）の厳密な方法によって計測されたQと0.93の相関係数を持つ点である²¹⁾。

そこで、以下、本稿のデータに即して、QとSimple Qの相関をテストしておく。付表1によれば、1957－96年度の全期間における相関係数は0.94を超えており、日本企業をサンプルとした場合のQとSimple Qの相関係数はかなり高い水準にあるといえる²²⁾。日本におけるQとSimple Qの関係はPerfect and Wiles（1994）同様、高い水準にあると判断できるであろう。また、その相関係数の高さから、日本企業を対象とした実証分析においてもSimple QをQの推計値として用いることには、全般的には大きな問題はないと推定できる。実際にSimple Qを用いて投資関数を計測した結果である付表2からも、厳密なQを用いた推計結果（表5，7－1）と、符号・係数に関してはほぼ類似した結果が得られることがわかる。

しかし、各年度の相関係数は0.858～0.994の間で推移しており、低い相関係数を示す時期も存在することに注意する必要がある。とりわけ、石油ショック前後の1970年代前半および1980年代末以降の時期においては、サンプル企業のクロスセクションデータから計算した相関係数は低く、年度によっては0.90を下回るケースも見られる。また、バブル期の厳密なQを用いた推計のあてはまりがSimple Qに比べて良好なことはすでに指摘した。したがって、資産価格の大幅な変動を含むこれらの時期を対象とする場合、より精緻なQを用いて投資関数を計測することが重要であるといえる。

21) 本稿と類似した方法でQを計算している。ただし、Lindenberg and Ross（1981）では土地を時価換算せず、在庫を時価換算している。

22) Qの作成にあたっては、補論Ⅰで指摘した問題により有価証券の時価換算を行っていないため一定の留保を要する。ただし、Lindenberg and Ross（1981）も有価証券は時価換算していないため、Perfect and Wiles（1994）との整合性を論じるうえでは問題ない。

付表2 Simple Q を用いた投資関数の推計結果

(1) 1967-75

被説明変数 I

Model	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
SQ	0.119 *** (8.989)	0.120 *** (9.034)	0.115 *** (8.457)	0.113 *** (8.526)	0.119 *** (8.948)
CF	1.160 *** (9.080)	1.353 *** (8.894)	0.878 *** (5.055)	1.387 *** (10.00)	1.095 *** (7.459)
$LAS*CF$		-0.460 ** (2.332)			
$HQ*CF$			0.496 ** (2.429)		
$OM*CF$				-0.925 *** (4.139)	
$YGCF$					0.188 (0.890)
Obs.	2814	2814	2814	2814	2814
Adj.R ²	0.488	0.489	0.491	0.492	0.488

(2) 1984-92

全サンプル

被説明変数 I

Model	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
SQ	0.021 *** (7.110)	0.020 *** (6.921)	0.020 *** (6.970)	0.021 *** (7.078)	0.020 *** (6.946)
CF	0.465 *** (6.142)	-0.026 (0.235)	0.196 * (1.794)	0.478 *** (5.719)	0.587 *** (7.034)
$LAS*CF$		0.835 *** (5.894)			
$HQ*CF$			0.461 *** (3.364)		
$OM*CF$				-0.058 (0.360)	
$YG*CF$					-0.620 *** (3.437)
Obs.	2922	2922	2922	2922	2922
Adj.R ²	0.345	0.350	0.342	0.345	0.348

LAS firm (適債基準を満たす企業)

被説明変数 I

Model	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed	Fixed
Q	0.028 *** (6.567)	0.028 *** (6.545)	0.028 *** (6.532)	0.028 *** (6.520)	0.028 *** (6.541)	0.128 *** (6.490)
CF	0.594 *** (6.010)	0.439 *** (3.856)	1.644 *** (3.534)	0.900 *** (5.130)	-0.039 (0.164)	1.081 ** (2.074)
$MBR*CF$		8.526 *** (2.651)	9.401 *** (2.912)	9.329 *** (2.901)	8.320 ** (2.592)	9.178 *** (2.845)
$\gamma *CF$			-1.905 *** (2.664)			-1.734 ** (2.420)
$\alpha *CF$				-1.550 *** (3.420)		
$FIN*CF$					1.505 ** (2.443)	1.41 ** (2.290)
Obs.	2049	2035	2035	2035	2035	2035
Adj.R ²	0.310	0.310	0.313	0.314	0.313	0.315

 I (有形固定資産差分+有形固定資産減価償却)/1期前有形固定資産 SQ Simple Q CF (税引後当期利益+減価償却-配当-役員賞与)/1期前総資産 LAS 67-75年度の推計においては, 1961年度に上場済=1, 非上場=0

84-92年度の推計においては, 1983年度に適債基準を満たす=1, 満たさない=0

 HQ 67-75年度の推計においては, 64-66年度平均で Q が Median 以上=1, 未満=084-92年度の推計においては, 81-83年度平均で Q が Median 以上=1, 未満=0 YG $LAS=0$ かつ $HQ=1$ のとき 1, それ以外は 0 OM $LAS=1$ かつ $HQ=0$ のとき 1, それ以外は 0 MBR メインバンク融資額/総資産 γ 金融機関+事業法人-信託+外国人大株主-個人大株主の株式保有比率 α 事業法人+外国人大株主+個人大株主の株式保有比率 FIN 金融機関-信託の株式保有比率

注) Fixed は Fixed Effects Model を, Random は Random Effects Model を表す。

() 内は t 値。***は 1%水準で, *は10%水準で, 有意であることを示す。

参 考 文 献

- Abegglen, J. C. and G. Stalk Jr. (1985), *Kaisha: The Japanese Corporation*, Charles E. Tuttle.
- Aoki, M (1994), "The Contingent Governance of Teams: An Analysis of Institutional Complementarity", *International Economic Review*, 35 (3), pp.657-676.
- Dewatripont, M., and E. Maskin (1995), "Credit and Efficiency in Centralized and Decentralized Economies", *Review of Economic Studies*, 62 (4), pp.541-575.
- Fazzari, S. M., R. G. Hubbard and B. C. Petersen (1988), "Financing Constraints and Corporate Investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp.141-195.
- Hadlock, C. J. (1998), "Ownership, Liquidity, and Investment", *RAND Journal of Economics*, 29 (3), pp.487-508.

- Hayashi, F. and T. Inoue (1991), “The Relationship between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms”, *Econometrica*, 59 (3), pp.731–753.
- Horiuchi, A. (1995), “Financial Structure and Managerial Discretion in the Japanese Firm: An Implication of the Surge of Equity-related Bond”, in Okabe, M. (ed.), *The Structure of the Japanese Economy*, Macmillan.
- Hoshi, T. and A. Kashyap (1990), “Evidence on q and Investment for Japanese Firms”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 4, pp.371–400.
- Hoshi, T., A. Kashyap and D. Scharfstein (1991), “Corporate Structure, Liquidity and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups”, *Quarterly Journal of Economics*, 106 (1), pp.33–60.
- Hubbard, R. G., Kashyap, A., and T. Whited (1995), “Internal Finance and Firm Investment”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, pp.683–701.
- Jensen, M. C. (1986), “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeover”, *American Economic Review*, 76, pp.323–329.
- Kaplan, S. and L. Zingales (1997), “Do investment–Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?”, *Quarterly Journal of Economics*, 169–215.
- Lang, L., E. Ofek and R. M. Stulz (1996), “Leverage, Investment, and Firm Growth”, *Journal of Financial Economics*, 40, pp.3–29.
- Lindenberg, E. B. and S. A. Ross (1981), “Tobin’s q Ratio and Industrial Organization”, *Journal of Business*, 54 (1), pp.1–32.
- Miyajima, H., Y. Arikawa and A. Kato (2001), “Corporate Governance, Relational Banking and R&D Investment: Evidence from Japanese Large Firms in the 1980s and 1990s”, forthcoming in *International Journal of Technological Management*.
- Myers, S. and N. Majluf (1984), “Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not”, *Journal of Financial Economics*, 13, pp.187–221.
- Odagiri, H. (1992), *Growth through Competition, Competition through Growth: Strategic Management and the Economy in Japan*, Oxford University Press.
- Perfect, S. B. and K. W. Wiles (1994), “Alternative Constructions of Tobin’s q: An Empirical Comparison”, *Journal of Empirical Finance*, 1, pp.313–341.
- Shleifer, A. and R. Vishny (1986), “Large Shareholders and Corporate Control”, *Journal of Political Economy*, 94 (3), pp.461–488.
- Vogt, S. C. (1994), “The Cash Flow / Investment Relationship: Evidence from U.S. Manufacturing Firms”, *Financial Management*, 23 (2), pp.3–20.
- 岡崎竜子・堀内昭義 (1992) 「企業の設備投資とメインバンク関係」『金融研究』11 (1), pp.37–59.
- 奥村洋彦 (1999) 『現代日本経済論「バブル経済」の発生と崩壊』東洋経済新報社.
- 経済企画庁 (1998) 『経済白書 平成10年度』大蔵省印刷局.
- 日高千景・橘川武郎 (1998) 「戦後日本のメインバンク・システムとコーポレート・ガバナンス」『社会科学研究』49 (6), pp.1–29.
- 宮島英昭 (1999) 「日本企業システム形成の側面 —1950年代前半の資産再評価問題—」『証券経済研究』19, pp.45–75.
- 宮島英昭・蟻川靖浩 (1999) 「金融自由化と企業の負債選択—1980年代における顧客プールの劣化—」『フィナンシャル・レビュー』49, pp.133–166.
- 吉川洋 (1999) 『転換期の日本経済』岩波書店.