

## 企業の設備投資とメインバンク関係

岡 崎 竜 子  
堀 内 昭 義

1. はじめに
  2. エージェンシー・コストと設備投資関数：分析の背景
  3. 設備投資の単純な理論モデル
  4. メインバンク関係が設備投資に及ぼす影響：計測
  5. 結びにかえて
- 付論

### 1. はじめに

今日、金融機関、とりわけ銀行の機能に関する理論的分析は、例えば Battacharya [1989] や Harris and Raviv [1990] の展望論文が示すように、その情報生産機能の重要性を強調している。多かれ少なかれ情報の不完全性に晒されている金融・資本市場においては、金融仲介や資金配分は非効率となる可能性が強く、そこにエージェンシー・コストと呼ばれる社会的費用（資源の消失）が生じる。したがって、借手あるいは資金調達者に関する各種の情報の生産は、金融取引の効率性を高め、エージェンシー・コストを低減させる上で、非常に重要であると考えられる。

日本においても、銀行を情報生産者とみなすという仮説に対する関心は高まっており、とくに、銀行が借手企業との間に幅広く張り巡らしたメインバンク関係を通じて、情報生産者としての機能を発揮し、企業金融のレベルでエージェンシー・コストを削減する役割を果たしてきたとする仮説が多くの支持を集めてきた。この仮説によれば、メインバンクは、企業のもっとも重要な貸手のひとつであり、情報生産者として、①企業の資金用途（プロジェクト）の収益性や返済可能性を審査すること、②貸借契約の締結後、企業が当該契約の趣旨に即した行動を取るかどうかを監視すること、③企業が返済不能の状況に陥ったとき、さまざまな調停活動を行うこと

---

本論文のオリジナル版は1990年度 TCER コンファレンス（1991年3月21日～22日）に提出され、一部は東京大学大学院のマクロ経済学ワークショップ、大阪大学木曜会においても報告された。本論文のとりまとめに当たっては、石川経夫（東京大学）、井上徹（横浜国立大学）、植田和男（東京大学）、倉澤資成（横浜国立大学）、島本哲朗（同）、竹内恵行（福島大学）、縄田和満（東京大学）の各氏のほか、上記コンファレンス等に出席の多数の方々から有益なコメントを頂いた。また、統計処理作業の一部に関して加藤正昭（東京大学大学院）、随 清遠（同）両氏、松本路子氏（日本銀行金融研究所）のご協力を得た。

により、企業倒産に伴って消失する資源（これは「倒産の費用」と呼ばれる）を削減すること、などの活動を行うと考えられる。<sup>1)</sup>

メインバンクが貸出の過程において、個々の企業に関する固有な（specific）情報を収集・解析するものと考えれば、そこからメインバンクと借手との長期取引関係（以下では、これを「メインバンク関係」と呼ぶ）を説明することは容易である。<sup>2)</sup>日本の企業は、このメインバンク関係を通じて借入に伴うエー

ジェンシー・コストを削減することによって、積極的に投資活動を展開してきたと考えられるのである。第1表は日本の主要企業による資金調達構造が1950年代以降どのように推移してきたかを示しているが、1950年代後半から70年代半ばまでの期間、内部資金は20%強から40%弱の比重を占めるにすぎず、さらに外部資金の過半が「銀行からの借入を主とする借入」によって賄われていることがわかる。<sup>3)</sup>このような銀行借入の重要性は、

第1表 主要企業の資金調達構造

（全産業、期中増減の構成比、%）

|         | 1957～59年 | 60～64年 | 65～69年 | 70～74年 | 75～79年 | 80～84年 | 85～88年 |
|---------|----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 株 式     | 12.0     | 10.9   | 3.6    | 3.2    | 8.3    | 10.4   | 12.3   |
| 社 債     | 6.5      | 7.0    | 5.4    | 5.1    | 10.7   | 8.7    | 16.4   |
| 借 入 金   | 39.9     | 33.5   | 35.8   | 41.4   | 23.3   | 15.6   | 3.2    |
| （短期借入）  | (21.0)   | (20.1) | (17.6) | (18.3) | (15.5) | ( 9.7) | ( 2.7) |
| （長期借入）  | (18.9)   | (13.4) | (18.2) | (23.1) | ( 7.7) | ( 5.9) | ( 0.5) |
| 買 入 債 務 | 6.4      | 16.1   | 20.0   | 21.8   | 12.9   | 9.6    | -7.5   |
| 内 部 資 金 | 25.6     | 22.7   | 37.7   | 35.7   | 49.2   | 56.4   | 59.5   |
| （減価償却）  | (21.5)   | (18.8) | (27.8) | (22.1) | (37.2) | (41.8) | (43.2) |
| （内部留保）  | ( 4.1)   | ( 3.9) | ( 9.9) | (13.6) | (12.0) | (14.6) | (16.3) |

（出所）日本銀行『主要企業経営分析』

- 1) 情報生産とメインバンクの機能との関係については、シェーンホルツ・武田 [1985]、堀内・福田 [1987]、Horiuchi [1989]、Hoshi, Kashyap, and Scharfstein [1990, 1991] などを参照。
- 2) 銀行による借入に関する固有な情報の生産と貸出の長期取引との関連は、Greenbaum, Kanatas, and Venezia [1989]、Sharpe [1990] などによって分析されている。さらにHellwig [1990] をも参照。
- 3) Mayer [1990] は資金循環の国際比較に基づいて、日本を含む主要諸国の企業金融においては内部資金の重要性が高く、かつ外部資金においては借入金の比重が高いと主張している。しかし彼が念入りに整理した国際比較表によれば、1970-85年の期間について、日本企業の内部資金調達比率はイギリス、アメリカ、ドイツといった諸国の企業の内部資金調達比率に比較して有意に低く、かつ借入金比率は有意に高い (Mayer [1990]、p.312を参照)。

メインバンク関係によるエージェンシー・コスト削減を反映しているものと考えられるのである。

この論文の目的は、メインバンク関係の機能に関する以上のような仮説に対する統計的な検証方法を示し、実行してみることである。同じ趣旨の研究は、Hoshi, Kashyap and Scharfstein [1991] によってなされているが、本論文は彼らとは若干異なる接近法を採用。<sup>4)</sup> 具体的には、いわゆる「メインバンク関係」の曖昧さに注意し、個別企業と取引先銀行との間のメインバンク関係の緊密さを量的に表現する尺度を「メインバンク変数」としていくつか取り上げ、それらメインバンク変数の効果を比較検討しながら、仮説を検定する。

本論文の構成は次のとおりである。まず、2.において、本論文の分析の背景を説明するとともに、関連する従来の研究を手短に紹介する。3.では、借入に伴うエージェンシー・コストと企業の設備投資との関係を、単純なモデルに即して整理し、そこから設備投資と内部資金に関する検定可能な仮説を定式化する。4.では、3.において導き出された設備投

資関数を、電気機械器具業38社を標本企業とし、1972～88年度を標本期間として推計し、メインバンク関係が設備投資に有意な影響を及ぼしているか否かを検討する。最後の5.では、本論文の分析結果を要約する。

## 2. エージェンシー・コストと設備投資関数：分析の背景

個別企業の設備投資が企業の手元にある内部資金額、あるいは流動資産額に依存するという主張は目新しいものではない。<sup>5)</sup> しかし近年では、各種の資金調達方法のそれぞれに伴うエージェンシー・コストの相違に力点を置いて、内部資金の重要性を説明するという接近法が有力となっている。

この接近法によれば、内部資金は外部資金調達の場合に発生しがちなエージェンシー・コストから免れており、それゆえに企業にとってコストの低い資金である。したがって、当然、企業が設備投資などを決定する際に、この低コスト資金をどの程度利用できるかが重要な要因となる。設備投資関数を計測する場合、内部資金が有意な説明変数となるのはこのためである。<sup>6)</sup>

4) Hoshi, *et al.* [1991] の研究は、対象企業を「グループ企業」と「独立企業」に分けて、各々の投資行動の差を観察するというアプローチである。ただし後に述べるように、企業の経営危機 (financial distress) におけるメインバンクの役割を分析した別の論文 (Hoshi, *et al.* [1990]) では、「グループ企業」と「独立企業」の区分とは別に、メインバンクからの融資比率で定義されるメインバンク関係の「強さ」の効果が考察されている。

5) 例えば Meyer and Kuh [1957] を参照。

6) この種の実証研究の例としては Fazzari, Hubbard, and Petersen [1988] のほかに、Gertler and Hubbard [1988]、Himmelberg [1989]、Hubbard and Kashyap [1990] などがある。また Hayashi and Inoue [1990] は資本財の多様性を考慮して日本企業の設備投資関数を計測しているが、そこにおいてキャッシュ・フローが説明変数として有意になることを見出している。浅子・国則・井上・村瀬 [1991] は、投資関数ではなく資本コストの計測を通じて、内部資金制約の重要性を見出そうとしている。このような方法が可能なのは、限界的な資本コストが投資支出と同時に決定され、したがって投資支出と同じ説明変数を含む関数で表現できるからである。

さらに、外部資金借入に付随するエージェンシー・コストを削減する何らかの仕組みがあれば、それは相対的に内部資金の重要性を低下させるはずである。日本の金融についていえば、銀行と個別企業との長期にわたる密接な取引関係、つまり「メインバンク関係」がそのようなエージェンシー・コストを引下げる効果をもつ仕組みと考えられる。銀行は貸付審査などを通じて借手企業の「質」を評価するとともに、当座預金の変動を通じる資金繰り把握、役員派遣による内部情報の入手などにより企業の行動をモニターし、資金供給者と借手との間の情報の非対称性を軽減する。また、企業が資金調達上の困難に直面した場合には、その困難が一時的な「流動性危機 (liquidity crisis)」なのか、根本的な経営破綻、すなわち「破産危機 (solvency crisis)」なのかを見極める。すなわち、安定的なメインバンク関係は、企業が借入に伴って負担しなければならないエージェンシー・コストを引下げる。

Hoshi, *et al.* [1991] は、いわゆる「Tobin の Q」の理論に基づいて、日本企業の設備投資を計測しているが、この研究はメインバンク関係に関する以上のような見解を実証的に確かめる興味深い試みである。彼らは、日本の企業を、いわゆる企業系列に属している「グループ企業」(affiliated firms) と「独立企業」(independent firms) とに二分して、前者の方が投資決定に際して「内部資金」の制約、あるいは「流動性制約」に規定される程度が低いことを明らかにし、メインバンク関係がエージェンシー・コスト削減に寄与していることを確認したとしている。

Hoshi, *et al.* [1991] の議論は、企業系列がメインバンク関係の強さを示す尺度となるこ

とを前提している。しかし、日本におけるメインバンク関係は非常に広範囲のものであり、多くの企業が金融機関系列に属しているか否かに関係なく特定の銀行とメインバンク関係を取り結んでいる。おそらくは、系列に属していない企業の中にも、非常に密接なメインバンク関係をもっているものがある一方、系列にあっても余り銀行との取引関係に依存しない企業も存在するはずである。

実際、Hoshi, Kashyap, and Scharfstein は別の論文 [1990] において、経営危機に直面した企業の投資行動とメインバンク関係とを考察し、系列に属していない企業でも、「密接な」メインバンク関係にある企業については、経営危機の際に設備投資を削減する程度が小さくてすむという結果を得ている。ここでは、彼らは系列関係とは別に、当該企業の借入額のうちメインバンクによって融資されている資金額の割合、およびメインバンクによる持株比率をメインバンク関係の「密接さ」を示す尺度として試みている。

この文脈で重要なのは、多くの企業がメインバンク以外の多数の金融機関からも資金を借入れている点である。資金調達企業にとって、メインバンク関係の重要性は、多数の貸手から望ましい条件で資金調達を可能にすることにあると考えられる。つまり、多くの貸手にとって、特定の企業がもつメインバンク関係のどの側面が借手の質を暗示し、メインバンクのモニター機能の善し悪しを表示しているかが重要なのである。ここで浮かび上がってくるのは、メインバンク関係をいかに量的に捉えるかという厄介な問題である。

従来、比較的頻繁に用いられてきた定義は、個別企業にとって最大の資金供給者をメインバンクとするものである。この定義から出発

すると、メインバンク関係の強弱を、最大の貸手銀行がコミットする資金の量によって測定する方法が考えられるであろう。しかし日本においては、銀行は借手企業の有力株主としても重要な存在である。また、メインバンクは取引先企業にしばしば役員を派遣しており、そうした人的な繋がりが、メインバンク関係の下で重要とされる情報収集・解析などに力を発揮しているという見方もとれる。このように、メインバンク関係にはさまざまな側面があるため、これを量的に把握することは未解決のまま残されている問題である。

本論文はメインバンク関係が企業の設備投資に及ぼす影響を確かめる作業を進めるにあたり、融資比率だけでなく、持株比率、役員比率でもメインバンク関係を捉えることができると想定して作業を進める。分析の出発点は、Fazzari, *et al.* [1988]、Hodder [1990] などが論じ、Hoshi, *et al.* [1991] が実証研究で用いている図式、すなわち、①企業にとっての資本コストは企業の内部資金額に依存しており、借入による資金調達が増加するほどエージェンシー・コスト上昇を反映して資本コストが上昇する、②ただし、その程度はメインバンク関係の強弱の程度に依存する、という図式である。

### 3. 設備投資の単純な理論モデル

この3.では、まず実証分析の基礎となる設備投資関数を導出し、外部資金借入に伴うエージェンシー・コストが存在する場合、どのように内部資金が企業の投資に影響するかを考察する。また、エージェンシー・コストと企業にとっての資本コストとの関係についても議論を整理する。<sup>7)</sup>

#### (1) エージェンシー・コストが存在する場合の企業価値

##### イ. 借入に伴うエージェンシー・コスト

既に述べたように、借入に伴ってエージェンシー・コストが発生し、しかも資本市場において投資家による「完全な」裁定取引が可能であるとする、エージェンシー・コストは結局企業の株主によって負担される。企業の  $t$  期期首の借入残高を  $B_t$  とし、借入に伴うエージェンシー・コスト  $A_t$  は  $B_t$  の関数  $A(B_t)$  として一般的に表現する。以下では、借入残高  $B_t$  が増加するとエージェンシー・コストが上昇し、限界エージェンシー・コストも逓増するものと仮定する。<sup>8)</sup> すなわち、次のとおりである。

7) エージェンシー・コストが存在する状況の下での企業の投資行動に関する議論は、大庭・堀内[1990a]において包括的に展望されている。また企業の資金調達構造と設備投資の関係を「Q理論」の枠組みの中で考察した研究として Chirinko [1987] がある。

8) 借入残高ではなく、その増加がどのような形でエージェンシー・コストを発生させるかは、これまでほとんど論じられていないように思われる。例えば、企業金融の構造とエージェンシー・コストの関係を詳しく論じている Jensen and Meckling [1976] は、借入残高とエージェンシー・コストの関係を明示的に分析しているが、借入増加額の決定については分析していない。しかし、借入増加額に依存するエージェンシー・コストが存在する場合には、設備投資に対する内部資金の制約が理論的な妥当性をもつ。

$$A_t = A(B_t), A_B(B_t) > 0, A_{BB}(B_t) > 0 \quad (1)$$

ただし、関数の下付き添え字はその変数による偏微係数を示している。

ロ. 1 回限りの投資決定と企業価値

以下では分析をできるだけ単純にするために、企業の 1 回限りの投資について考慮する。

企業は  $t$  期の期首に  $K_t$  の資本と  $B_t$  の負債残高を抱えている。今期の営業利益  $X_t$  は資本  $K_t$  の水準に依存しており、そこから借入に伴うエージェンシー・コスト  $A_t$  と利子費用  $rB_t$  を差引いたものが利払い後の営業利益、すなわち、

$$X(K_t) - A(B_t) - rB_t$$

となる。

一方、 $t$  期に全く投資を実行しない企業の株式総価値  $S_{0t}$  は、次式で表現される。

$$S_{0t} = \{X(K_t) - A(B_t)\} / \rho_{0t} - B_t \quad (2)$$

ただし、 $\rho_{0t}$  は当該企業に対する資本コストである。

次に、 $t$  期にこの企業が内部資金  $F_t$  と外部借入  $V_t$  を用いて投資支出  $\Phi_t$  を実行する場合を考える。ただし、内部資金  $F_t$  は  $t$  期の利払い後利益から  $t$  期の配当  $D_t$  を控除した額として定義する。これらの仮定

は次の 2 つの定義式によって表わされる。

$$\Phi_t = F_t + V_t \quad (3)$$

$$F_t = X(K_t) - A(B_t) - rB_t - D_t \quad (4)$$

ただし、内部資金  $F_t$  と配当  $D_t$  は負になり得ない。

$$F_t \geq 0, D_t \geq 0 \quad (5)$$

ハ. 企業の配当政策についての仮説

企業金融の分析においては、企業の配当政策は重要な研究課題である。近年では、不完全情報の下で企業の配当が、投資家に対するシグナルの役割を演じるという議論などが有力である。<sup>9)</sup> しかし以下の分析では、配当は本質的な役割を演じないものとして単純化を図り、企業の最適な配当額をゼロと仮定する。

二. 投資の調整費用と株主の純利益

投資支出額  $\Phi_t$  が何単位の資本ストック増加  $I_t$  をもたらすかは設備投資の調整費用に依存している。すなわち、設備投資の調整費用を  $C_t$  とおけば、次のとおりである。

$$\Phi_t = I_t + C_t \quad (6)$$

ここでは、 $C_t$  は資本ストック  $K_t$  の増加分である  $I_t$  と既存の資本ストック残高  $K_t$  とに依存し、次のように表現できるものと仮定する。

9) 例えば Easterbrook [1984] などを参照。例えば、製造業に属する主要企業の各年度配当額を対資産合計額比でみると、その比率は極めて安定している。配当のこのような安定性そのものが分析の対象となるべきであろう。しかしここでは、配当額が外生的に与えられる条件のゆえに安定していると仮定する。

$$\begin{aligned} C_t &= C(I_t, K_t) : C(0, K_t) = 0, \\ C_I(I_t, K_t) &\geq 0, \\ C_I(0, K_t) &= 0, \\ C_{II}(I_t, K_t) &> 0, \\ C_{IK}(I_t, K_t) &< 0 \end{aligned}$$

(7)

(6)および(7)の各式より、

$$\begin{aligned} \Phi_t &= \Phi(I_t, K_t) : \Phi(0, K_t) = 0, \\ \Phi_I(I_t, K_t) &> 0, \\ \Phi_I(0, K_t) &= 1, \\ \Phi_{II}(I_t, K_t) &> 0, \\ \Phi_{IK}(I_t, K_t) &< 0 \end{aligned}$$

(8)

ここで、 $\Phi_{IK}(I_t, K_t) < 0$  という条件は、既存の資本ストック  $K_t$  が大きいほど、投資支出  $\Phi_t$  の1単位の追加がもたらす資本ストックの増分  $I_t$  は大きくなることを意味している。<sup>10)</sup> この結果、 $(t+1)$  期以降の利払い後利益は、

$$X(K_t + I_t) - A(B_t + V_t) - r(B_t + V_t)$$

となる。当該企業の  $t$  期末の株式総価値  $S_{1t}$  は、投資を実行する場合の資本コストを  $\rho_t$  とすると、

$$S_{1t} = \{X(K_t + I_t) - A(B_t + V_t)\} / \rho_t - B_t - V_t - F_t \quad (9)$$

で与えられる。投資  $\Phi_t$  を実行することによって、株主が獲得する純利益は  $S_{1t} - S_{0t}$  である。したがって、投資関数はこの

純利益を制約条件(3)~(5)式の下で最大にすることによって得られる。

## (2) 投資関数の導出

そこで、投資関数を導出してみよう。まず、純利益  $S_{1t} - S_{0t}$  は次のように書き換えられる。

$$\begin{aligned} S_{1t} - S_{0t} &= \{X(K_t + I_t) - A(B_t + V_t)\} / \rho_t \\ &\quad - \{X(K_t) - A(B_t)\} / \rho_{0t} - (F_t + V_t) \end{aligned} \quad (10)$$

この(10)式で与えられる株主の純利益を制約(3)~(5)式の下で最大化する条件は、次の(11-1)~(11-3)式で求められる。<sup>11)</sup>

$$q_t = \Phi_I(I_t, K_t) \quad (11-1)$$

$$\Phi_t = F_t^\circ + V_t \quad (11-2)$$

$$D_t = 0 \quad (11-3)$$

ただし、

$$q_t = X_K(K_t + I_t) / \{\rho_t + A_B(B_t + V_t)\} \quad (12-1)$$

$$F_t^\circ = X(K_t) - A(B_t) - rB_t \quad (12-2)$$

であり、 $F_t^\circ$  を以下では「内部資金」と呼び、改めて  $F_t$  と表記する。ところで、(12-1)式における  $q_t$  は、借入がエージェンシー・コストを伴う場合の「TobinのQ」である。

ここで「TobinのQ」 $q_t$  と、 $t$  期中の資本ストックの増加額  $I_t$  の関係についてみておこう。投資支出額に関する  $\Phi_I(I_t, K_t) > 0$  ((8)式)の仮定により、 $I_t$  の増加は投資支出

10) 例えば、 $I_t$  が  $\Phi_t$  と  $K_t$  の1次同次関数である場合について Uzawa [1969] を参照。

11) ただし、(11-3)式は配当がなんら本質的な役割を演じないものとの想定に基づき、予め仮定したものである。

額  $\Phi_t$  の増加を意味する。(3)式に示したように内部資金額  $F_t$  は  $t$  期首に所与であるため、投資支出額  $\Phi_t$  の増加は新規借入額  $V_t$  の増加に繋がり、新規借入額の増加は  $t$  期末の借入残高  $B_t + V_t$  を増加させることによってエージェンシー・コストを引上げる。したがって、単純化のために、資本の限界効率  $X_K$  は期首の資本ストック残高  $K_t$  のみに依存すると仮定すれば、投資額  $I_t$  の増加は  $q_t$  を低下させる。第1図の曲線  $q$  はこの関係を示している。なお、投資額  $I_t$  が内部資金額  $F_t$  に等しいときには、新規借入  $V_t$  はゼロである。この時、「Tobin の  $Q$ 」の値は、 $X_K / \{\rho_t + A_B(B_t)\}$  となる。第1図の曲線  $q$  上の点  $P$  はこのことを示している。

一方、第1図の右上がりの曲線  $\Phi_t$  は設備投資の限界調整費用  $\Phi_t(I_t, K_t)$  と投資額  $I_t$  の関係を示している。投資支出額に関する

$\Phi_{II}(I_t, K_t) > 0$  ((8)式) の仮定から、この曲線は右上がりになる。<sup>12)</sup>

最適な投資額と、それに対応する「Tobin の  $Q$ 」は曲線  $q$  と曲線  $\Phi_t$  の交点で与えられる。この最適な投資額  $I_t$  が、モデルの各変数にどのように依存しているかは、第1図を参照して調べることができる。

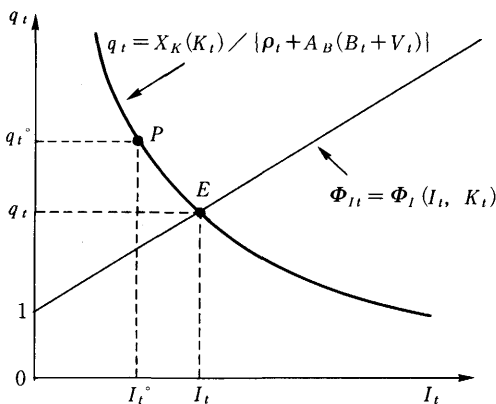
まず資本の限界効率  $X_K$  の上昇は曲線  $q$  を上方へシフトさせ、資本コスト  $\rho_t$  の上昇および借入残高  $B_t$  の増加が曲線  $q$  を下方へシフトさせることは、これまでの説明から明らかである。したがって第1図から容易に読み取れるように、企業の設備投資額  $I_t$  は、 $X_K$  ( $\equiv e_t$ ) の増加関数、 $\rho_t$  および  $B_t$  の減少関数となる。

内部資金額  $F_t$  の増加はその増加額の  $(1/\Phi_t)$  倍だけ曲線  $q$  を右方向へ水平移動させる。仮定(8)式によって  $\Phi_t \geq 1$  であるから、曲線  $q$  のシフト幅は内部資金  $F_t$  の増加額よりも小さい。したがって図から直観的に明らかなように、 $F_t$  の増加は投資額  $I_t$  を増加させるが、 $I_t$  の増加幅は  $F_t$  のそれよりも小さくなる。

最後に資本ストック  $K_t$  の増加は曲線  $\Phi_t$  を下方シフトさせるとともに、曲線  $q$  を上方シフトさせる。それゆえ、投資額  $I_t$  は資本ストック  $K_t$  の増加関数となる。

以上の結果を投資関数の形で表現したものが次の(13-1)式である。同様に、最適投資額に対応する「Tobin の  $Q$ 」 $q_t$  を各変数の関数

第1図 「Tobin の  $Q$ 」と投資額



12) 第1図において  $I_t^*$  と  $q_t^*$  は次式で定義される。

$$\Phi(I_t^*, K_t) = F_t^*, \quad q_t^* = e_t / \{\rho_t + A_B(B_t)\}$$



として表現できる。それが(13-2)式である。<sup>13)</sup>

$$I_t = f(K_t, B_t, F_t, \rho_t, e_t) \\ f_K > 0, f_B < 0, f_F > 0, f_\rho < 0, \\ f_e > 0 \quad (13-1)$$

$$q_t = g(K_t, B_t, F_t, \rho_t, e_t) \\ g_K < 0, g_B < 0, g_F > 0, g_\rho < 0, \\ g_e > 0 \quad (13-2)$$

借入に伴うエージェンシー・コストが存在しない場合：借入に伴うエージェンシー・コストが存在しない場合については、これまでの説明の特殊ケースとして得られる。この場合には  $A_B(B_t + V_t) = 0$  であるから、「Tobin の Q」 $q_t$  は投資額に依存しない ( $q_t = X_K / \rho_t$ )。第1図における曲線  $q$  は水平線となる。その結果、最適投資額は借入残高  $B_t$ 、内部資金  $F_t$  に依存せず、資本の限界効率  $X_K$ 、資本ストック  $K_t$  の増加関数、資本コスト  $\rho_t$  の減少関数となる。第2表はエージェンシー・コストが存在しない場合と、存在する場合とにおける投資関数の符号条件を比較したものである。<sup>14)</sup>

### (3) メインバンク関係と投資関数

借入増加はエージェンシー・コストを上昇させ ( $A_B(B_t + V_t) > 0$ )、投資  $I_t$  を抑制す

第2表 エージェンシー・コストの有無と符号条件

|                | エージェンシー・コストが |        |
|----------------|--------------|--------|
|                | 存在しない場合      | 存在する場合 |
| $dI_t/dK_t$    | +            | +      |
| $dI_t/dB_t$    | 0            | -      |
| $dI_t/dF_t$    | 0            | +      |
| $dI_t/d\rho_t$ | -            | -      |
| $dI_t/de_t$    | +            | +      |
| $dq_t/dK_t$    | -            | -      |
| $dq_t/dB_t$    | 0            | -      |
| $dq_t/dF_t$    | 0            | +      |
| $dq_t/d\rho_t$ | -            | -      |
| $dq_t/de_t$    | +            | +      |

る方向に働く。企業が多額の内部資金を持っていれば、それだけエージェンシー・コストの上昇に繋がる新規借入に依存する必要を低減させる。したがって、内部資金額の増加は投資を増加させると考えられる。しかし、緊密なメインバンク関係が、借入に伴うエージェンシー・コストを低減できるとすれば、設備投資  $I_t$  が内部資金  $F_t$  に依存する程度は弱められるであろう。

形式的には、エージェンシー・コスト関数  $A(B_t)$  ((1)式) の  $B_t$  に関する二階の偏微係

13) (12-1) 式が示唆するように  $q_t$  は「十分統計量」であり、もし  $q_t$  を正しく計測することができれば、投資を説明する変数として  $q_t$  以外の変数を追加する必要はない。しかし、実際には理論と正確に対応する  $q_t$  を計測することは非常に困難である。それゆえ、Hoshi, et al. [1991] の計測結果にみられるように、投資の説明変数として、本来は  $q_t$  の中にその影響が吸収されているはずの変数、例えば  $F_t$  等を加えると、その変数は有意となる可能性がある。

14) 既存の借入残高  $B_t$  が設備投資に及ぼす影響は、借入増加の限界エージェンシー・コストが  $B_t$  の変化から如何なる影響を受けるか、つまり  $A_{BB}$  の符号条件に依存する。もし、 $A_{BB}$  が正であれば借入残高の増加は、設備投資  $I_t$  を減少させる ( $dI_t/dB_t < 0$ )。

数が、適当な尺度で測られたメインバンク関係の緊密度  $M_t$  の減少関数であるとするれば、設備投資額  $I_t$  の内部資金額  $F_t$  に対する反応の大きさ ( $dI_t/dF_t$ ) は  $M_t$  が増加するにつれて小さくなる。<sup>15)</sup> また、「Tobin の Q」の  $F_t$  に対する反応の大きさ ( $dq_t/dF_t$ ) も小さくなる。これらの理論的な帰結のうち、「Tobin の Q」に関わる部分についてはそもそも「Tobin の Q」を正確に計測することが難しいため検証しにくい、設備投資額に関する部分は統計的に棄却可能であり、以下の実証分析は主として、この点に焦点を合わせる。

#### 4. メインバンク関係が設備投資に及ぼす影響：計測

以下では、主として3.で展開した理論モデルによる分析を踏まえて、内部資金の存在が企業の設備投資に及ぼす影響を計測する。ただし標本は電気機械器具業に属し、1971年度から88年度までの18年間について必要なデータの入手可能な38社である。

##### (1) 基本的な計測

本節における分析の主要な目標は、前節で導出した投資関数 (13-1) 式を計測して、そ

こからメインバンク関係の影響を見出すことである。基本的な計測式として、(13-1) 式を対数変換した次式を選択する。<sup>16)</sup>

$$\log I_t = a_0 + a_1 \cdot \log K_t + a_2 \cdot \log B_t + a_3 \cdot \log F_t + a_4 \cdot \rho_t + a_5 \cdot e_t + u_t \quad (14)$$

ただし、 $\rho_t$  と  $e_t$  はそれぞれ資本コスト、資本の限界効率の代理変数である。以下では、前者を手形・コールレートの加重平均、後者を営業利益の増加率によって表現する（計測に用いられるデータの詳細については、付論1.参照）。

エージェンシー・コストが存在する場合には、(14)式の係数はそれぞれ次の符号条件を満たすはずである。すなわち、

$$a_1 > 0, a_2 < 0, a_3 > 0, a_4 < 0, a_5 > 0$$

第3表は、この節の冒頭で説明したパネル・データを用いた(14)式の計測結果を示している。この結果、理論的に期待される符号条件が得られる。とりわけ、内部資金  $F_t$  は十分に高い有意性をもっており、この結果は個別企業が借入に伴うエージェンシー・コストに晒されていることを示唆している。

15) これまでの分析から、次の関係式を容易に導き出すことができる。

$$dI_t/dF_t = e_t A_{BB} / \{e_t A_{BB} \Phi_I + \Phi_{II} (\rho_t + A_B)^2\}$$

したがって、メインバンク関係の緊密度が負債の増加に伴う限界エージェンシー・コスト  $A_{BB}$  を引下げると（すなわち、 $A_{BB} < 0$ ）とすると、メインバンク関係がより緊密であるほど、 $dI_t/dF_t$  が小さい（すなわち、 $d^2 I_t/dF_t dM_t < 0$ ）ことがわかる。また、メインバンク関係の緊密度は、他の変数に対する設備投資、およびQの反応の大きさにも影響を及ぼす。

16) 例えば、浅子他 [1991] を参照。

第3表 基本的な設備投資関数の推定

|       |                 |   |
|-------|-----------------|---|
| $a_1$ | 0.6021 ( 4.27)  | + |
| $a_2$ | -0.0492 (-1.37) | - |
| $a_3$ | 0.4292 ( 3.69)  | + |
| $a_4$ | -0.0740 (-2.09) | - |
| $a_5$ | 0.0129 ( 0.42)  | + |
| $R^2$ | 0.62            |   |
| DW    | 1.80            |   |

(注) ( )内は $t$ 値を示している。この第3表以下、第5表、付表4、付表5の計測では、ランダム効果モデルを仮定して、RATSのPANELコマンドを用いている。ランダム効果モデルについてはHsiao [1986]を参照。

## (2) メインバンク変数

次に、メインバンク関係が個別企業の設備投資に及ぼす影響を検証する。メインバンク関係を数量的に把握するために、比較的広く用いられている尺度は、個別企業が借入総額のうちのどの位の割合をメインバンクからの融資に依存しているかという比率、つまりメインバンク融資比率であろう。しかし、2.で説明した情報生産者としてのメインバンクの役割に着目した場合、メインバンク融資比率がメインバンク関係の緊密度を示す尺度として絶対的なものであるとは限らない。現在のところ、メインバンク関係を数量的に捉える最も適切な変数・尺度が何であるかについて、専門家の間で見解が一致している訳ではない。<sup>17)</sup>

本論文では従来から、融資比率以外にメインバンク関係を部分的にせよ表示するものと

考えられてきたメインバンクの借手企業の株主としての側面、および、役員派遣の側面を融資比率と並べて考慮して、企業の設備投資関数におけるそれらの変数の説明力を調べることにする。

メインバンク変数の属性： まず標本として採用された企業38社のそれぞれのメインバンクを特定する。標本として選ばれた企業とそのメインバンク名は末尾の付表2に示されている。この特定化に従って、メインバンク融資比率 $M_L$ 、メインバンク持株比率 $M_S$ 、メインバンク役員比率（メインバンクから派遣されている役員の構成比） $M_Y$ を調べ、それらの変数をそれぞれメインバンク変数として計測に用いる。このようにして求められたメインバンク関係諸変数の統計上の特徴を調べておこう。

第4表には、それらのメインバンク変数の

17) 例えば経済調査会の『系列の研究』では「派遣役員、系列持株、系列融資、旧来からの結合関係その他などから総合的に判断」して系列を特定している。しかし「旧来からの結合関係その他」という条件の内容は不明確である。

第4表 メインバンク変数の平均、分散、  
相関係数  
(1972～88年度)

|            | $M_L$ | $M_S$ | $M_Y$ |
|------------|-------|-------|-------|
| 平均値        | 19.9  | 4.0   | 4.1   |
| 標準偏差       | 12.1  | 2.5   | 3.6   |
| 相関係数 $M_L$ | 1.000 | 0.026 | 0.118 |
| $M_S$      | 0.026 | 1.000 | 0.455 |
| $M_Y$      | 0.118 | 0.455 | 1.000 |

(注)  $M_L$ はメインバンク融資比率(%)、 $M_S$ はメインバンク持株比率(%)、 $M_Y$ は役員比率(%)。

(出所) 東洋経済新報社『企業系列総覧』

統計上の属性が整理されている。この表によると、持株比率と役員比率との間に、ある程度の相関がみられる以外には、メインバンク変数相互間の相関関係はかなり低いことがわかる。

メインバンク変数間の相関が低いことから生じる1つの問題は、これら変数を合成して単一のスカラー値としての「総合メインバンク指標」を抽出しようとしても、困難あるいは無意味な試みとなり易いことである。<sup>18)</sup>こ

れは、Hoshi, *et al.* [1991] が行ったようなアプローチ、具体的には対象企業を「メインバンク関係の強い企業」と「メインバンク関係の弱い企業」とに二分し、両者の設備投資行動における内部資金制約の強弱を観察するというアプローチを採用することに困難があることを示すものである。また、メインバンク変数間の相関が強くない以上、どれか1つの変数に注目して、その変数の大小を基準に対象企業をグループ分けして分析したとしても、そこで得られる結果は、他の変数に注目して行った分析結果と矛盾することが多い、ということを用意させるものでもある。実際、メインバンク変数の各々に注目してグループ分けを行った結果を付論2.に示すが、そこで得られる結論は、以上の議論と矛盾しないまでも、区々なものである。なお、比較のため、Hoshi, *et al.* [1991] に倣って、「グループ企業」と「独立企業」に対象企業を分類して得た結果を付論3.に示しておくが、その結論にも、やや違和感が伴うことは否めない。そこで以下の分析では、これら3つのメイン

18) 複数の変数が共通の要因（この場合であれば「メインバンク関係の強さ」）に従って実現しているとき、その共通要因を抽出する統計的手法として、例えば主成分分析がある。しかし、この  $M_L$ 、 $M_S$ 、 $M_Y$  のように、相関が低いケースでは、主成分分析を行っても見るべき成果は得られない。試みに行った結果を下表に示すが、これを見ても、そのどの成分が「メインバンク関係の強さ」を代表するのか判断がつかないであろう。

メインバンク関係の主成分分析：固有値、寄与度、累積寄与度および各変数との相関係数  
(標本38社、1972～88年度)

|       | 第1主成分 | 第2主成分 | 第3主成分 |
|-------|-------|-------|-------|
| 固有値   | 1.48  | 0.98  | 0.53  |
| 寄与度   | 0.49  | 0.33  | 0.18  |
| 累積寄与度 | 0.49  | 0.82  | 1.00  |
| 融資比率  | 0.25  | 0.95  | 0.19  |
| 持株比率  | 0.67  | -0.31 | 0.68  |
| 役員比率  | 0.70  | -0.04 | -0.71 |

バンク変数を単純に線形結合したものを投資関数に代入して計測を行い、得られる係数の符号条件および有意性をみることによって、メインバンク関係の効果を観察することで問題を分析してみることにしよう。

### (3) 設備投資関数の計測結果

3.(3)での検討を踏まえてメインバンク変数を取込んだ設備投資関数を定式化しよう。以下で、 $M_{Lt}$  はメインバンク融資比率、 $M_{St}$  はメインバンク持株比率、 $M_{Yt}$  はメインバンク役員比率を表す。緊密なメインバンク関係が借入に伴うエージェンシー・コストを低減できる場合には、設備投資関数において設備投資額  $I_t$  の内部資金額  $F_t$  に対する反応の大きさを表す係数 ((14式)の  $a_3$ ) は、メインバンク変数  $M_{Lt}$ 、 $M_{St}$ 、 $M_{Yt}$  の減少関数となる。このため、設備投資関数を次のように定式化する。

$$\begin{aligned} \log I_t = & a_0 + a_1 \cdot \log K_t + a_2 \cdot \log B_t \\ & + (a_3 + a_{31} \cdot M_{Lt} + a_{32} \cdot M_{St} \\ & + a_{33} \cdot M_{Yt}) \log F_t + a_4 \cdot \rho_t \\ & + a_5 \cdot e_t + u_t \end{aligned} \quad (15)$$

ここで、メインバンク関係がエージェンシー・コスト削減に役立っているとすれば、

$$a_{31} < 0, a_{32} < 0, a_{33} < 0$$

という符号条件が満足されなければならない。第5表はその計測結果である。

第5表をみると、メインバンク変数のうち、内部資金の影響の強さを低減する役割を果たしていると思われるのは、メインバンク融資比率  $M_{Lt}$  である。係数  $a_{31}$  が負であり、その有意性が比較的高いことがこの点を示唆している。もっとも、他のメインバンク変数、 $M_{St}$ 、 $M_{Yt}$  の係数  $a_{32}$ 、 $a_{33}$  の符号条件は満足されていない。しかし、これら変数の有意性が極端に低いことをみると、 $M_{St}$  および

第5表 設備投資におけるメインバンク関係の影響

$$\begin{aligned} \log I_t = & a_0 + a_1 \cdot \log K_t + a_2 \cdot \log B_t + (a_3 + a_{31} \cdot M_{Lt} + a_{32} \cdot M_{St} \\ & + a_{33} \cdot M_{Yt}) \log F_t + a_4 \cdot \rho_t + a_5 \cdot e_t + u_t \end{aligned}$$

|          |                 |   |
|----------|-----------------|---|
| $a_1$    | 0.5465 ( 3.39)  | + |
| $a_2$    | -0.0581 (-1.54) | - |
| $a_3$    | 0.4955 ( 3.62)  | + |
| $a_{31}$ | -0.0008 (-1.53) | - |
| $a_{32}$ | 0.0008 ( 0.26)  | - |
| $a_{33}$ | 0.0016 ( 0.64)  | - |
| $a_4$    | -0.0727 (-2.04) | - |
| $a_5$    | 0.0065 ( 0.22)  | + |
| $R^2$    | 0.63            |   |
| DW       | 1.81            |   |

$M_{Yt}$  の効果は、仮説と矛盾するというよりも、他の変数が及ぼす効果に打消されて有効に観察できなかったと解釈すべきであろう。<sup>19)</sup>

この計測結果を見る限り、融資比率で評価されたメインバンク関係は企業の設備投資に対する内部資金の制約を緩和している。しかし、その効果の大きさはどうであろうか。メインバンク融資比率  $M_L$  の係数の絶対値は 0.0008 である。また標本企業のメインバンク融資比率は約 20% である（第 4 表を参照）。したがって標本企業は平均してみると、メインバンク関係を通じて内部資金  $\log F_t$  の制約（係数の絶対値で測る）を 0.016 だけ低減させている。これは制約の強さ (0.4955) の 3% にすぎない。

#### (4) 推定結果についての考察と今後の課題

メインバンク関係が設備投資関数における内部資金額の係数に有意に負の影響を与えるという仮説は、頑健性を欠くものの一応支持される。ただし、メインバンク関係が設備投

資に与える効果の大きさは、計測結果によれば非常に小さいものであり、その効果を過大に評価すべきではない。

このようにメインバンク関係の効果が小さいという結果が得られた背景としては、本論文の標本企業が東証一部上場の電気機械器具業の大企業であることが大きく影響している可能性があるのは否定できない。これらの大企業が、銀行にも比肩する資金力、信用力を有しつつあることは頻繁に指摘されるところであり、このために設備投資関数の推定結果におけるメインバンク関係の影響が不鮮明になった可能性がある。より小規模の企業を取入れて標本を拡大し、本論文と同様の設備投資関数の推定を行うこと、あるいは、電気機械器具業以外の業種による実証や 1972 年度以前のデータを用いた実証を行うことが今後の課題である。また、パネル・データを使用する場合のモデルの選定について、より多角的な検定を行うことや説明変数の外生性を確認することも必要である。<sup>20)</sup>

19) Hoshi, *et al.* [1990] は経営危機にある企業を対象としている点で、本論文の分析と異なるが、その実証分析の結果はここで得られた結果といくつかの点で共通している。すなわち、経営危機に陥った企業だけを取出してその設備投資の推移を調べると、系列企業は独立企業に比較して、投資額を高い水準に維持できたこと、また系列に属していない企業に関しては、メインバンク融資比率で図られたメインバンク関係の「強さ」が、危機的状況にある企業の設備投資水準を高める方向に作用していること、他方、メインバンク関係の強さをメインバンク持株比率で測った場合には、それは企業の投資行動に有意な影響を及ぼしていないこと、などである。なお Hoshi, *et al.* [1990] は、系列企業だけを取出すとメインバンク融資比率は有意な説明力をもたないという結果を得ているが、これは本論文の結果と異なっている。というのは、注 20 に述べるように、本論文の標本企業は 1 社を除いて全て「系列」に属しており、それにも関わらず、メインバンク融資比率は設備投資を高める効果を発揮しているからである。

20) もし説明変数が外生性を満たさなければ、ランダム効果モデルを想定した場合の GLS によるパラメータ推定値は不偏性も一致性も満たさない。説明変数が外生性を満たさない場合の推定方法としては、説明変数が誤差項のうちの個体効果、つまりクロスセクションに依存する部分 (individual effect) と相関をもつ場合については、Hausman and Taylor [1981] が操作変数法によるパラメータ推定値が通常の GLS に比べてより良い特性を持つことを示し、後に Amemiya and MaCurdy [1986] がこれを改良し、効率性および一貫性を満たすパラメータ推定値を与える操作変数法を提唱している。まず説明変数の外生性をテストし、もし説明変数の外生性が満たされない場合には、こうした手法を用いて推定を行うことも必要である。

## 5. 結びにかえて

本論文の目的は、借入に伴ってエージェンシー・コストが発生する状況の下での企業の設備投資関数を理論的に整理し、それを標本企業に当てはめて、エージェンシー・コストの存在と、それを緩和する上でのメインバンク関係の効果を見出すことであった。2.において、本論文の分析のモチベーションを説明し、3.で単純な理論モデルに基づいて、設備投資と資本ストック残高、借入残高、内部資金、資本コスト、資本の限界効率との関係を導出した。この過程で、借入に伴うエージェンシー・コストが存在する場合には、設備投資が内部資金額に依存するという、これまでしばしば用いられた仮説を定式化した。

4.では、「TobinのQ」アプローチとは異なる方法で設備投資関数を計測し、内部資金が説明変数として有意であるか否か、メインバンク関係を定量的に捉えるために導入されたメインバンク変数がエージェンシー・コストを削減する方向で作用しているか否か、等を検討した。計測結果によれば、①企業の内部資金はその設備投資に強い影響を及ぼしている。②効果は小さいとはいえ、メインバンク関係の密接さを表す融資比率が、借入に伴うエージェンシー問題の存在を反映する内部資金の制約を緩和する方向に働いている。これらのうち、①の結果は Hoshi, et al. [1991]のそれと一致している。

### 付論1. データの解説

#### (1) 標本企業・期間およびデータ・ソース

本論文の実証分析の標本企業は、電気機械器具業のうち三菱総合研究所『企業の経営分析』に1971年度から88年度までの18年間の

データが掲載されている38社である。財務データ（設備投資額、有形固定資産残高および内部資金額）については各社の有価証券報告書をベースとする『企業の経営分析』および日経 NEEDS/COMPANY、メインバンク関係の緊密度に関するデータ（融資比率、持株比率、銀行から企業への役員派遣状況）については東洋経済新報社『企業系列総覧』を用いた。各社の役員総数については日本経済新聞社『会社年鑑』に依った部分もある。以下、データの作成方法を説明する。

#### (2) 設備投資額、内部資金額等

- ① 設備投資額： $I_t$ ……当該年度中の有形固定資産額残高の増加額を用いた。
- ② 資本ストック： $K_t$ ……前年度末の有形固定資産残高を用いた。
- ③ 借入残高： $B_t$ ……前年度末の総借入額を用いた。
- ④ 内部資金額： $F_t$ ……前年度中の「当期純利益＋減価償却額－配当金支払額」を代理変数として用いた。
- ⑤ 資本コスト： $\rho_t$ ……代理変数として、前年度中の手形・コールレートの加重平均値を用いた。なお、資本コストは「企業が株主から要求される収益率」であるから、代理変数としては長期金利を用いる方が望ましいが、わが国では1972年度まで遡れる信頼度の高い長期金利の指標がないことから、ここでは手形・コールレートの加重平均を利用することとした。
- ⑥ 資本の限界効率： $X_K (\equiv e_t)$ ……代理変数として前年度の営業利益の対前期伸び率をとった。

金 融 研 究

付表1 標本企業のメインバンク変数

(1972～88年度中平均)

|         | 融資比率 | 持株比率 | 役員比率 |
|---------|------|------|------|
|         | %    | %    | %    |
| 日立製作所   | 14.5 | 2.4  | 0.0  |
| 東芝      | 11.8 | 2.8  | 2.7  |
| 三菱電機    | 15.8 | 3.3  | 3.5  |
| 富士電機    | 14.3 | 4.5  | 4.9  |
| 東洋電機製造  | 31.0 | 8.9  | 9.4  |
| 安川電機    | 20.4 | 3.4  | 5.9  |
| 神鋼電機    | 13.7 | 2.6  | 6.4  |
| 明電舎     | 13.6 | 3.8  | 3.9  |
| 日本電気精器  | 17.6 | 2.5  | 0.0  |
| 日立工機    | 13.6 | 2.1  | 0.0  |
| 高岳製作所   | 23.3 | 1.1  | 4.0  |
| ダイヘン    | 23.2 | 3.1  | 4.1  |
| 日新電機    | 18.3 | 1.9  | 0.8  |
| オムロン    | 16.7 | 2.7  | 6.0  |
| 日本電気    | 16.2 | 6.9  | 6.1  |
| 富士通     | 12.1 | 7.8  | 3.4  |
| 沖電気工業   | 17.1 | 7.6  | 8.2  |
| 岩崎通信機   | 29.2 | 8.1  | 7.3  |
| 日本信号    | 22.6 | 5.5  | 6.5  |
| 京三製作所   | 28.9 | 4.2  | 4.4  |
| 日本無線    | 22.9 | 4.5  | 4.4  |
| 松下電器産業  | 27.2 | 2.8  | 3.3  |
| シャープ    | 24.5 | 7.1  | 7.0  |
| 国際電気    | 20.5 | 1.5  | 7.3  |
| ソニー     | 38.9 | 4.5  | 6.9  |
| トーキン    | 18.9 | 0.4  | 2.4  |
| T D K   | 31.5 | 4.0  | 8.8  |
| 三洋電機    | 10.1 | 3.1  | 0.4  |
| 日本コロムビア | 15.6 | 9.0  | 9.6  |
| 日本ビクター  | 28.2 | 2.3  | 0.0  |
| 横河電機    | 19.6 | 5.0  | 4.2  |
| 山武ハネウエル | 14.0 | 2.4  | 4.5  |
| 澤藤電機    | 23.8 | 3.5  | 2.6  |
| 日本電装    | 8.3  | 3.0  | 0.0  |
| 東光電気    | 17.1 | 3.1  | 3.9  |
| 日本電池    | 21.3 | 4.8  | 0.9  |
| 湯浅電池    | 22.2 | 5.1  | 3.3  |
| 松下電工    | 20.1 | 1.1  | 0.0  |

(出所) 東洋経済新報社『企業系列総覧』



企業の設備投資とメインバンク関係

付表2 標本企業のメインバンク

| 企 業 名   | 1972～88年度中のメインバンク名              |
|---------|---------------------------------|
| 日立製作所   | 興銀                              |
| 東芝      | 三井                              |
| 三菱電機    | 三菱                              |
| 富士電機    | 一勧                              |
| 東洋電機製造  | 三和                              |
| 安川電機    | 一勧                              |
| 神鋼電機    | 一勧                              |
| 明電舎     | 安田信→住友                          |
| 日本電気精器  | 住友信→埼玉→住友信→住友                   |
| 日立工機    | 三菱信→三井信→常陽→三和→常陽→三和→東洋信→三菱信→三井信 |
| 高岳製作所   | 三井                              |
| ダイヘン    | 住友信→住友                          |
| 日新電機    | 住友信→住友                          |
| オムロン    | 三菱                              |
| 日本電気    | 住友                              |
| 富士通     | 一勧                              |
| 沖電気工業   | 富士                              |
| 岩崎通信機   | 三和                              |
| 日本信号    | 富士                              |
| 京三製作所   | 横浜                              |
| 日本無線    | 一勧                              |
| 松下電器産業  | 興銀→住友                           |
| シャープ    | 富士                              |
| 国際電気    | 三井                              |
| ソニー     | 三井                              |
| トーキン    | 興銀→住友                           |
| T D K   | 埼玉→興銀→埼玉→興銀                     |
| 三洋電機    | 住友信→長銀→住友信→住友                   |
| 日本コロムビア | 一勧                              |
| 日本ビクター  | 住友→興銀→住友→興銀→住友                  |
| 横河電機    | 富士                              |
| 山武ハネウエル | 安田信→富士                          |
| 澤藤電機    | 埼玉                              |
| 日本電装    | 長銀→三井→長銀→東銀→東海                  |
| 東光電気    | 富士                              |
| 日本電池    | 三菱→三菱信→三菱→三菱信→三菱                |
| 湯浅電池    | 三井信                             |
| 松下電工    | 興銀→長銀→住友                        |

(出所) 東洋経済新報社『企業系列総覧』

## (3) メインバンク変数

本論文ではメインバンク関係の多様な側面のうち融資関係、持株関係、役員派遣関係に注目し、これらを表わす具体的なデータ（融資比率、持株比率、役員比率）をメインバンク関係を表わす変数として用いる。ここで融資比率、持株比率、役員比率の定義は次のとおりである。

- ① 融資比率： $M_{Lt}$  ……融資比率第1位の銀行からの借入額の当該企業の借入総額に対する比率。
- ② 持株比率： $M_{St}$  ……融資比率第1位の銀行の当該企業に対する持株比率。
- ③ 役員比率： $M_{Yt}$  ……融資比率第1位の銀行から派遣されている役員の人数の、当該企業の役員総数に対する比率。  
派遣役員は、派遣元銀行・派遣先企業の役員兼任の場合と、派遣先企業の役員専任の場合をともに含む。

なお、これらのデータ作成における「メインバンク」の見分け方としては、融資比率第1位の銀行であることを第一の判断基準としたが、融資比率第1位行が複数存在する場合には、持株比率のより高い銀行をメインバンクとした。さらに、融資比率および持株比率がともに第1位の銀行が2行以上ある場合は、役員派遣状況によってメインバンクを見分けることとした。

次の付表3は、標本企業平均をみた場合、メインバンク変数が時間を通じてどのように変化してきたかを示している。この表によると、各変数は1970年代後半から80年代初頭にかけて緩やかに上昇し、その後若干低下する傾向を示している。しかし、メインバンク変数の平均値が80年代に入って顕著に低下したとはいえない。例えば融資比率や持株比率に

付表3 メインバンク関係の時系列変化

(標本企業38社平均)

|      | 融資比率 | 持株比率 | 役員比率 |
|------|------|------|------|
| 年度   | %    | %    | %    |
| 1972 | 18.8 | 3.3  | 3.1  |
| 73   | 18.9 | 3.9  | 3.6  |
| 74   | 22.5 | 4.1  | 4.2  |
| 75   | 20.5 | 4.4  | 4.3  |
| 76   | 19.6 | 4.2  | 4.4  |
| 77   | 20.9 | 4.2  | 5.1  |
| 78   | 22.2 | 4.0  | 4.8  |
| 79   | 21.6 | 4.0  | 5.4  |
| 80   | 23.4 | 4.0  | 4.4  |
| 81   | 19.2 | 4.0  | 4.6  |
| 82   | 20.3 | 4.0  | 4.3  |
| 83   | 18.1 | 4.0  | 4.1  |
| 84   | 17.6 | 3.9  | 4.0  |
| 85   | 17.4 | 4.0  | 3.6  |
| 86   | 19.3 | 4.1  | 3.8  |
| 87   | 19.4 | 4.1  | 3.5  |
| 88   | 19.6 | 3.8  | 2.8  |

(出所) 東洋経済新報社『企業系列総覧』

ついてみると、1972年度当時に比べて88年度の方が若干高くなっている。

## 付論2. 標本企業をメインバンク変数により分類した計測

標本企業をグループ分けした計測：ここでは、メインバンク関係に関する情報を利用して、標本企業を予めグループに分けて投資関数を計測し、各パラメーターの推計値に有意な差があるかどうかをみる。具体的には、融資比率、持株比率、役員比率に基づいて標本を二分し、それぞれの場合について2グループ間の係数差が統計的に有意かどうかを検定する。

付表4(A)は、融資比率の大きな企業19社(グ

企業の設備投資とメインバンク関係

付表4 設備投資関数の計測

$$\log I_t = a_0 + a_1 \cdot \log K_t + a_2 \cdot \log B_t + a_3 \cdot \log F_t + a_4 \cdot \rho_t + a_5 \cdot e_t + u_t$$

(A) 融資比率によるグループ分けの場合

| 係数               | (1)グループ1       | (2)グループ2       | (3)係数差:(2)-(1) | $H_0$                      |
|------------------|----------------|----------------|----------------|----------------------------|
| $a_1$            | 0.467 ( 2.16)  | 0.521 ( 2.83)  | 0.079 ( 0.43)  | (1), (2) $> 0$             |
| $a_2$            | -0.192 (-2.35) | 0.002 ( 0.04)  | 0.188 ( 3.50)  | (1), (2) $< 0$             |
| $a_3$            | 0.527 ( 3.01)  | 0.456 ( 3.03)  | -0.082 (-0.55) | (1), (2) $> 0$ , (3) $> 0$ |
| $a_4$            | -0.037 (-1.04) | -0.087 (-1.90) | -0.048 (-1.05) | (1), (2) $< 0$             |
| $a_5$            | 0.415 ( 1.29)  | 0.010 ( 0.27)  | -0.033 (-0.93) | (1), (2) $> 0$             |
| $\overline{R}^2$ | 0.57           | 0.55           | 0.07           |                            |
| DW               | 1.69           | 1.86           | 1.87           |                            |

(B) 持株比率によるグループ分けの場合

| 係数               | (1)グループ1       | (2)グループ2       | (3)係数差:(2)-(1) | $H_0$                      |
|------------------|----------------|----------------|----------------|----------------------------|
| $a_1$            | 0.776 ( 3.61)  | 0.402 ( 2.13)  | -0.356 (-1.89) | (1), (2) $> 0$             |
| $a_2$            | -0.100 (-1.51) | -0.324 (-0.59) | 0.697 ( 1.28)  | (1), (2) $< 0$             |
| $a_3$            | 0.370 ( 2.14)  | 0.553 ( 3.54)  | 0.171 ( 1.10)  | (1), (2) $> 0$ , (3) $> 0$ |
| $a_4$            | -0.034 (-0.99) | -0.075 (-1.54) | -0.044 (-0.90) | (1), (2) $< 0$             |
| $a_5$            | 0.064 ( 1.99)  | 0.015 ( 0.41)  | -0.051 (-1.44) | (1), (2) $> 0$             |
| $\overline{R}^2$ | 0.67           | 0.55           | 0.02           |                            |
| DW               | 1.74           | 1.75           | 1.75           |                            |

(c) 役員比率によるグループ分けの場合

| 係数               | (1)グループ1       | (2)グループ2       | (3)係数差:(2)-(1) | $H_0$                      |
|------------------|----------------|----------------|----------------|----------------------------|
| $a_1$            | 0.478 ( 2.10)  | 0.529 ( 2.84)  | 0.026 ( 0.14)  | (1), (2) $> 0$             |
| $a_2$            | -0.066 (-0.86) | 0.003 ( 0.08)  | 0.067 ( 1.70)  | (1), (2) $< 0$             |
| $a_3$            | 0.634 ( 3.34)  | 0.425 ( 2.89)  | -0.192 (-1.31) | (1), (2) $> 0$ , (3) $> 0$ |
| $a_4$            | -0.025 (-0.68) | -0.070 (-1.64) | -0.042 (-0.98) | (1), (2) $< 0$             |
| $a_5$            | 0.052 ( 1.53)  | 0.019 ( 0.54)  | -0.030 (-0.84) | (1), (2) $> 0$             |
| $\overline{R}^2$ | 0.58           | 0.78           | 0.08           |                            |
| DW               | 1.78           | 1.72           | 1.72           |                            |

グループ1)と小さな企業19社(グループ2)に二分して計測した結果である。融資比率の値が大きい企業は緊密なメインバンク関係をもっていると仮定すれば、理論的に導かれる2つのグループの間のパラメターの大小関係は、表の一番右の列の $H_0$ に示したように、 $(3) (= (\text{グループ2の係数}) - (\text{グループ1の係数})) > 0$ となる。なお、同じく $H_0$ に記した、 $(1) (\text{グループ1の係数})$ および $(2) (\text{グループ2の係数})$ に関する符号は、エージェンシー・コストが存在する場合に理論的に導き出される各パラメターの符号条件である。

付表4(A)が示しているように、いずれのパラメターも理論的に期待される符号条件を満たしており、その有意性も高いものが多い。しかし、グループ間で内部資金 $\log F_t$ の係数の大小関係をみると、グループ1の方が若干ではあるが高い。内部資金の1%の増加はグループ1の企業の設備投資を0.53%増すのに対し、グループ2の企業のそれを0.46%増加させる。つまり計測結果は、メインバンクの融資比率の値の大きな企業はより緊密なメインバンク関係をもっており、それゆえに内部資金の係数 $a_3$ は小さな値をとるという仮説を支持していない。

次に、付表4(B)は、標本企業をメインバンクの持株比率の大きな企業19社(グループ1)、持株比率の小さな企業19社(グループ2)に二分した場合の計測結果を示している。この場合は、計測結果は概ね良好である。すなわち、持株比率を基準として相対的に緊密なメインバンク関係をもつグループ1の投資関数は、グループ2に比較して、内部資金

$\log F_t$ の係数の値が小さいという結果が示されている。内部資金 $F_t$ が1%増加すると、グループ2の企業の設備投資は0.55%増加するが、グループ1のそれは0.37%しか増加しないのである。もっとも、内部資金 $\log F_t$ の係数差の $t$ 値は1.10にすぎず、グループ間で統計的に有意な差があるとはいえない。

最後に付表4(C)は、メインバンクから派遣された役員数の当該企業役員数に対する比率の大きさを企業を二分した場合の計測結果を示している。この場合についても、各パラメターは概ね理論的に期待される符号条件を満たしているが、グループ間の大小関係については、仮説を支持しない。

以上の分析結果は、メインバンクの借手企業に対する持株比率が内部資金の制約を緩和する効果を発揮してきたことを示唆している。

### 付論3. 標本企業を Hoshi, et al. [1991] における「グループ企業」と「独立企業」に分類した計測

Hoshi, et al. [1991] は、企業と銀行との取引関係の効果を調べるために、1977~82年度の期間について関連するデータを連続してとれる日本企業337社を、金融系列に属する「グループ企業」121社と金融機関系列に属さない「独立企業」24社に二分して設備投資関数を計測している。ここでも同じ方法で標本企業を「グループ企業」と「独立企業」とに二分して、上の付表4と同じ設備投資関数を計測した。<sup>21)</sup>「グループ企業」が銀行との取引関係によって、借入のエージェンシー・

21) Hoshi, et al. [1991] は企業の分類を明記していないが、Nakatani [1984] から分類基準を借用していると述べている。同じ基準に従って本論文の標本企業を分類すると、独立企業に分類されるのは日立製作所

企業の設備投資とメインバンク関係

付表5 設備投資関数の計測、「グループ企業」と「独立企業」に区分した場合

$$\log I_t = a_0 + a_1 \cdot \log K_t + a_2 \cdot \log B_t + a_3 \cdot \log F_t + a_4 \cdot \rho_t + a_5 \cdot e_t + u_t$$

| 係数               | (1)グループ企業      | (2)独立企業        | (3)係数差：(2)－(1) | $H_0$                 |
|------------------|----------------|----------------|----------------|-----------------------|
| $a_1$            | 0.584 ( 4.07)  | −2.279 (−5.07) | −2.863 (−6.36) | (1), (2) > 0          |
| $a_2$            | −0.047 (−1.39) | −1.210 (−2.56) | −1.163 (−2.46) | (1), (2) < 0          |
| $a_3$            | 0.449 ( 3.69)  | 1.967 ( 8.54)  | 1.518 ( 6.59)  | (1), (2) > 0, (3) > 0 |
| $a_4$            | −0.041 (−1.27) | −0.037 (−0.68) | 0.004 ( 0.08)  | (1), (2) < 0          |
| $a_5$            | 0.048 ( 1.55)  | 1.089 ( 5.80)  | 1.041 ( 5.55)  | (1), (2) > 0          |
| $\overline{R}^2$ | 0.70           | 0.89           | 0.55           |                       |
| DW               | 1.74           | 2.06           | 2.06           |                       |

コストを削減できると考えると、付表4と同様に、内部資金  $\log F_t$  の係数  $a_3$  は、「グループ企業」の方が小さくなっているべきである。

付表5はメインバンク関係の機能に関する以上の理論的な想定を支持する結果を示している。係数  $a_3$  はいずれも高い有意性をもっており、内部資金の1%の増加がグループ企業の設備投資を0.45%増加させるのに対して、「独立企業」の設備投資を約2%増加させることを示している。しかし、理論的にいえば、 $a_3$  の値が1を上回るのは奇妙である。

3.の理論モデルで考えると、内部資金  $F_t$  の増加によって、企業は設備投資  $\Phi_t$  を増加させるが、同時に借入増加額  $V_t$  を若干削減す

ることによってエージェンシー・コストの引下げを図る。さらに預金や債券・株式の購入等金融資産への投資にも内部資金の増加額を配分するかもしれない。したがって、設備投資は内部資金ほどには増加しないはずである。

いずれにしても、「独立企業」として標本に選ばれたのは有力企業1社だけであり、その計測結果の信頼性に問題があると思われる。<sup>22)</sup>

以上

(岡崎) 日本銀行金融研究所研究第1課

(堀内) 東京大学経済学部教授

1社であり、グループ企業に分類されるのは30社あった。Hoshi, *et al.*, [1991] は標本企业選択の基準として、3月決算であることをも考慮している。この点も加味して30社のうち以下の17社をグループ企業とした。

東芝、三菱電機、富士電機、安川電機、神鋼電機、明電舎、日本電気精器、日立工機、高岳製作所、日新電機、オムロン、NEC、シャープ、国際電気、トーキン、日本コロムビア、日本ビクター

22) Hoshi, *et al.*, [1991] の「独立企業」には日立製作所など「超一流企業」が含まれているので、その分析に注意が必要である。それらの企業が「独立」なのは、資金調達者としての名声を既に確立しており、メインバンクによる情報生産を必要としないためとも考えられるからである。こうした事情は、むしろ「グループ企業」が「独立企業」より深刻なエージェンシー問題に直面している可能性を示唆する。

【参考文献】

- 浅子和美・国則守生・井上徹・村瀬英彰、「設備投資と資金調達：連立方程式モデルによる推計」、設備投資研究所、1991年2月
- 大庭竜子・堀内昭義、「本邦企業のメインバンク関係と設備投資行動の関係について」、『金融研究』第9巻第4号、日本銀行金融研究所、1990年12月(a)
- 大庭竜子・堀内昭義、「本邦企業のメインバンク関係と設備投資行動の関係について—実証分析」、日本銀行金融研究所（未定稿）、1990年10月(b)
- シェーンホルツ＝カーミッツ・武田真彦、「情報活動とメインバンク制」、『金融研究』第4巻第4号、日本銀行金融研究所、1985年12月
- 堀内昭義・福田慎一、「日本のメインバンクはどのような役割を果たしたのか?」、『金融研究』第7巻第3号、日本銀行金融研究所、1987年10月
- Amemiya, Takeshi, and Thomas E. MacCurdy, "Instrumental Variable Estimation of an Error Components Model," *Econometrica* 54, 1986.
- Bhattacharya, Sudipto, "Financial Markets and Incomplete Information: A Review of Some Recent Development," in S. Bhattacharya and G. M. Constantineides, eds., *Financial Markets and Incomplete Information: Frontiers of Modern Financial Theory*, Vol.2, Rowman & Littlefield, 1989.
- Chirinko, Robert S., "Tobin's Q and Financial Policy," *Journal of Monetary Economics* 19, 1987.
- Easterbrock, F. H., "Two Agency-Cost Explanations of Dividends," *American Economic Review* 74, 1984.
- Fazzari, Steven M., R. Glenn Hubbard, and Bruce C. Petersen, "Investment and Finance Reconsidered," *Brookings Papers on Economic Activities* 1988:1.
- Gertler, Mark, and R. Glenn Hubbard, "Financial Factors in Business Fluctuations," NBER Working Paper, No.2758, November 1988.
- Greenbaum, Stewart I., George Kanatas, and Itzhak Venezia, "Equilibrium Loan Pricing under the Bank-Client Relationship," *Journal of Banking and Finance* 13, 1989.
- Harris, Milton, and Artur Raviv, "Capital Structure and the Informational Role of Debt," *Journal of Finance* 45, June 1990.
- Hausman, Jerry A., and William E. Taylor, "Panel Data and Unobservable Individual Effects," *Econometrica* 49, 1981.
- Hayashi, Fumio and Tooru Inoue, "The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms," NBER Working Paper, No.3326, 1990.
- Hayashi, Fumio, "Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation," *Econometrica* 50, 1982.
- Hellwig, Martin, "Banking, Financial Intermediation and Corporate Finance," Paper presented at the IMI-CERR Conference on European Financial Integration, 1990.
- Himmelberg, Charles P., "A Dynamic Analysis of Dividend and Investment Behavior under Borrowing Constraints," mimeo, Northwestern University, 1989.
- Hodder, E. James, "Capital Structure and Cost of Capital in the U.S. and Japan," mimeo, Stanford University, 1990.
- Horiuchi, Akiyoshi, "Informational Properties of the Japanese Financial System," *Japan and the World Economy* 1, 1989.
- Hoshi, Takeo, Anil Kashyap, and David Scharfstein, "The Role of Banks in Reducing the Costs of Financial Distress in Japan," *Journal of Financial Economics*, Vol.27, No.1, September 1990.
- , ———, and ———, "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups," *Quarterly Journal of Economics*, February 1991.
- Hsiao, Cheng, *Analysis of Panel Data*, Econometric Society Monographs, Cambridge University Press, 1986.

- Hubbard, R. Glenn, and Anil Kashyap, "Internal Net Worth and the Investment Process: An Application to U.S. Agriculture," NBER Working Paper, No.3339, April 1990.
- Jensen, Micheal C., and William H. Meckling, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics* 3, 1976.
- Mayer, Colin, "Financial Systems, Corporate Finance, and Economic Development," in R. G. Hubbard, ed., *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*, The University of Chicago Press, 1990.
- Meyer, John, and Edwin Kuh, *The Investment Decision*, Harvard University Press, 1957.
- Modigliani, Franco, and Marcus H. Miller, "The Cost of Capital, Corporate Finance and the Theory of Investment," *American Economic Review* 48, 1958.
- Nakatani, Iwao, "The Economic Role of Financial Corporate Grouping," in M. Aoki, ed., *The Economic Analysis of the Japanese Firm*, Elsevier Science Publishers B.V., 1984.
- Sharpe, Steven A., "Asymmetric Information, Banking Lending, and Implicit Contracts: A Stylized Model of Customer Relationships," *Journal of Finance*, September 1990.
- Uzawa, Hirofumi, "Time Preference and the Penrose Effect in a Two-Class Model of Economic Growth," *Journal of Political Economy* 77, 1969.