

91-J-5

企業の設備投資とメインバンク関係

大庭竜子・堀内昭義

1991年7月

企業の設備投資とメインバンク関係

1991年7月

大庭竜子・堀内昭義

この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においても報告された。コンファレンス及び研究会等において多数のコメントを下された多くの方々、とりわけ石川経夫、井上徹、岩井克人、植田和男、島本哲朗、竹内恵行、西村清彦、縄田和満の各氏の方々に感謝したい。また、統計処理作業の一部にかんして東京大学大学院の随清遠、加藤正昭両氏のご協力を得た。本稿が用いた統計の大半は、日経NEEDS.TSに依拠している。さらに、本研究の一部が1990年度文部省科学研究費（一般研究C、02630046）の援助を受けたことを付記して謝意を表する次第である。

1991年7月

大庭竜子・堀内昭義

1 序論

多くの研究者が指摘してきたように、高度成長期の日本では、企業の借入金依存度が非常に高く、それが急速な資本蓄積を支えてきた。表1は日本の主要企業の資金調達構造の推移を示しているが、1950年代後半から70年代半ばまでの期間には、内部資金は20%強から40%弱の比重を占めるに過ぎず、また外部資金の過半が借入（主として銀行からの借入）によってまかなわれていることが分かる。

(注1) 銀行が資金調達企業の行動を有効にモニターする情報生産者としての役割を担っている点に着目すれば、銀行借入が企業金融において重要な位置を占めることは決して不可思議ではない。銀行による有効な監視活動が貸手と借手の間に生じる様々なエージェンシー・コストを削減すると考えられるからである。

(注2)

とりわけ、銀行と借り手企業との間に、幅広く存在してきたメインバンク関係が上に述べたような、企業の借入に伴うエージェンシー・コストを軽減する機能を果たしてきたとする仮説が多くの関心を集めている。その仮説によれば、メインバンク関係は、企業と銀行との一種の長期取引関係であり、次の節で説明するような方法で、借手企業と資金供給者との間の情報の非対称性などの困難を軽減し、企業にとって外部借入の資本コストを低減する役割を演じる。(注3) 高度成長期以降、日本企業は活発に設備投資を実行する過程で、メインバンク関係のこのような機能に依存してきたというのである。

この論文の目的は、メインバンク関係の機能にかんする以上のような仮説が妥当か否かを統計的に検証することである。具体的には、個別企業の投資行動に現れるメインバンク関係の影響を探る。同じ趣旨の研究は、既に Hoshi, Kashyap and Scharfstein(1991)によってなされているが、本稿は彼らとは若干異なる接近法をとる。とりわけ、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いくつか取り上げて、それらの尺度に基づいて分析している。

以下の構成は次のようである。まず第2節において、本稿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。第3節では、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演繹する。第4節では、第3節において導き出された設備投資関数を、電気機器業38社を標本企業とし、1972年度～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。最後の第5節は、本稿の分析結果を要約している。

表1：主要企業の資金調達構造（全産業、%）

	1957～	60～	65～	70～	75～	80～	85～
	59年	64年	69年	74年	79年	84年	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』

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。(注4) 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。(注5)

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言えば、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・コストを引き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り手企業の「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、資金供給者と借り手との間の情報の非対称性を軽減する。また、企業が経営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)」なのかを見きわめることによって、破産費用を低減する。したがって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・コストを引き下げる。

Hoshi, Kashyap, and Sharfstein(1991)はQ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、いわゆる企業系列グループに属しているものと「独立企業」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、多くの企業が企業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。恐らくは、系列グループに属していない企業のなかにも、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、系列グループ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。また特定の金融系列に属していながら、当該系列以外の銀行・金融機関をメインバンクとする企業が少なくないとも言われる。(注6)したがって、Hoshi, et al(1991)の前提は、必ずしも説得的とは言えない。

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銀行・金融機関から資金を借入している点である。資金調達企業にとって、メインバンク関係の重要性は、多数の貸し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、多くの貸し手にとって、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とらえるかという、非常にやっかいな問題である。

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貸出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測定する方法として、最大の貸し手銀行がコミットする資金の量によって計測する方法が考えられるであろう。しかし日本においては、銀行は借り手企業的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、そうした人的なつながりが、メインバンク関係のもと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であろう。これまでのところ、メインバンク関係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。

本稿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とともに、メインバンク関係をどのような尺度でとらえることが可能かを検討する。分析の出発点は、Fazzari, et al(1988)、Hodder(1988)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という図式である。ただし、Hoshi et al(1991)が主張するように、資本コスト上昇の程度はメインバンク関係の強弱の程度に依存するものとする。次の第3節では、企業の設備投資とエージェンシー・コストとの関係を単純なモデルに即して分析し、第4節の実証分析に必要な仮説を導き出す。

3：設備投資の単純な理論モデル

この第3節では、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。(注7)

3-1：エージェンシー・コストが存在する場合の企業価値

借入金増加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」裁定取引が可能だとすると、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 、借入増加額を V_t ($\equiv B_{t+1} - B_t$)とし、借入に伴うエージェンシー・コスト A_t を B_t と V_t の関数として一般的に表現する。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。

$$A_t = A(B_t, V_t) : A_v > 0, A_{vv} > 0$$

以下では、借入増加額 V_t が増加すると、エージェンシー・コストも上昇し、限界エージェンシー・コストは逡増するものと仮定する。(注8)

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、定常状態にある企業の一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 の負債残高をかかえている。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(利子率 r で割

引いた現在価値を A と表示する) と利子費用 $r B_t$ を差引いたものが利払い後の営業利益となる。すなわち

$$X(K_t) - r [B_t + A(B_t, V_t)]$$

t 期に全く投資を実行しない企業の株式総価値 S_{0t} が次の式で表現されることは容易に分かる。

$$(1) \quad S_{0t} = X(K_t) / \rho_{0t} - B_t - A(B_t, 0)$$

ただし、 ρ_{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 Φ_t を実行する場合を考える。ただし、内部資金 F_t は t 期の利払い後収益から 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つの恒等式によって表わされる。

$$(2) \quad \Phi_t \equiv F_t + V_t$$

$$(3) \quad F_t \equiv X(K_t) - r [B_t + A(B_t, 0)] - D_t$$

ただし、内部資金 F_t と配当 D_t は負になり得ない。

$$(4) \quad F_t \geq 0, D_t \geq 0$$

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、不完全情報のもとで企業の配当が、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。(注9) 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仮定して単純化を図っている。したがって、企業の最適な配当額はゼロとなる。ただし、配当額が正の一定額を下回らないというような制約条件にしても、分析結果が全く変わらないことは言うまでもないであろう。

投資調整の費用と株主の純利益： 投資支出額 Φ_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。ここでは、 Φ_t は資本ストック増加分 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。

$$\Phi_t = \Phi(I_t, K_t) : \Phi(0, K_t) = 0, \Phi_I(I_t, K_t) > 0,$$

$$\Phi_I(0, K_t) = 1, \Phi_{II}(I_t, K_t) > 0,$$

$$\Phi_{IK}(I_t, K_t) < 0 \quad (\text{注10})$$

この結果、(t+1)期以降の利払い後利益は

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

当該企業のt期の株式総価値 S_{1t} は投資実行後の資本コストを ρ_t とすると、

$$(5) \quad S_{1t} = X(K_t + I_t) / \rho_t - B_t - V_t - A(B_t, V_t)$$

投資 Φ_t を実行することによって、株主が獲得する純利益は $S_{1t} - S_{0t} - F_t$ である。したがって、投資関数はこの純利益を制約条件(2)～(4)の下で最大にすることによって得られる。

$$(6) \quad S_{1t} - S_{0t} - F_t \\ = X(K_t + I_t) / \rho_t - X(K_t) / \rho_{0t} - (F_t + V_t) - A(B_t, V_t)$$

3-2: 投資関数の導出

(6)式で与えられる株主の純利益を制約(2)～(4)の下で最大とする条件は次の(7-1)～(7-3)式で求められる。

$$(8-1) \quad q_t = \Phi_I(I_t, K_t)$$

$$(8-2) \quad \Phi_t = F_t^\circ + V_t$$

$$(8-3) \quad D_t = 0$$

ただし、

$$(8-1) \quad q_t = X'(K_t + I_t) / \{\rho_t (1 + A_V(B_t, V_t))\}$$

$$(8-2) \quad F_t^\circ = X(K_t) - r[B_t + A(B_t, 0)]$$

であり、 F_t° を以下では「内部資金」と呼び、あらためて F_t と表記する。ところで、(8-1)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「トーピンのQ」であり、ここでは(Modigliani and Miller(1958)が前提とした資本市場の完全な裁定が常に実現されるという意味での)「完全な資本市場」を仮定しているので、エージェンシー・コストは q_t および投資額 I_t に同時に反映されている。

仮りに投資 I_t を q_t に回帰させるとすれば、(8-1)が示唆するように q_t は「十分統計量」である。つまり、 q_t が正しく計測されているかぎり、投資を説明する変数として q_t 以外の変数を探す必要はないのである。Hoshi et al.(1991)

では、エージェンシー・コストが存在する場合、投資関数に「トービンのQ」とな
 らんで内部資金、あるいは流動性制約が有意な説明変数となるされているが、
 そのような接近方法は妥当ではない。しかし、実際問題としては q_t の計測は理想
 からほど遠い。それゆえ、投資を回帰する説明変数として、 q_t の中に本来その影
 響が吸収されているはずの変数、たとえば F_t 等を加えると、その変数は有意とな
 る可能性がある。(注11)

最適条件(8)から設備投資 I_t 及び「トービンのQ」 q_t を外生的な変数の関数と
 して解けば、次のようになるであろう。

$$(9-1) \quad I_t = f(K_t, B_t, F_t, \rho_t, e_t)$$

$$(9-2) \quad q_t = g(K_t, B_t, F_t, \rho_t, e_t)$$

ただし、 $e_t (\equiv X'(K_t))$ は資本の限界効率である。借入増加 V_t に伴うエー
 ジェンシー・コストが存在しないか、限界エージェンシー・コストが V_t の如何に
 拘らず一定である場合には、 B_t 、 F_t は設備投資 I_t と「トービンのQ」 q_t に影
 響を及ぼさない。(下の表2を参照。)したがって、(9-1)ないし(9-2)の関
 数を計測して、説明変数 B_t 、 F_t の有意性を調べることによって、借入に伴うエー
 ジェンシー・コストの有無を知ることができる。(注12)

表2: 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	
	(1)存在しない場合	(2)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	+	+

3-3: 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 ($A_V(B_t, V_t) > 0$)、その結果「トービンのQ」を引き下げることによって、設備投資 I_t (資本ストック増加分) を減少させる。この場合、内部資金 F_t が設備投資と正の関係をもつのは、 F_t が大きいほど借入の必要性が低くなるからである。もし、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 の V_t に関する 2 階の偏微係数が、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) は小さくなる。また、「トービンのQ」の F_t に対する反応の大きさ (dq_t/dF_t) も小さくなる。

(注13) これらの理論的な帰結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

以下では主として第3節の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器業に属し、かつ1972年から1988年までの17年間について必要なデータの入手可能な38社である。パネル・データを用いた投資関数の計測を通じて、メインバンク関係の有意性を検討することが主たる分析目的であるが、本稿の分析を Hoshi et al(1991)の研究と比較するために、彼らの計測と類似の方法も採用してある。

4-1: 基本的な計測

以下の分析の主要な目標は、前節に導出した投資関数(9-1)式とトービンのQ関数(9-2)式を計測して、そこからメインバンク関係の影響を見いだすことである。基本的な計測式として、対数変換された次のような2つの式を選択する。(注14)

$$(10) \quad \log I_t = a_0 + a_1 \cdot \log K_t + a_2 \cdot \log B_t + a_3 \cdot \log F_t + a_4 \cdot \rho_t \\ + a_5 \cdot e_t + u_t$$

$$(11) \quad q_t = b_0 + b_1 \cdot \log K_t + b_2 \cdot \log B_t + b_3 \cdot \log F_t + b_4 \cdot \rho_t \\ + b_5 \cdot e_t + v_t$$

ただし、 ρ_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。（計測に用いられる統計は付論において説明されている。）

エージェンシー・コストが存在する場合には、(10)、(11)の係数はそれぞれ次の符号条件を満たすものと考えられる。すなわち、

$$\begin{array}{ll} a_1 > 0 & b_1 < 0 \\ a_2 < 0 (?) & b_2 > 0 (?) \\ a_3 > 0 & b_3 < 0 \\ a_4 < 0 & b_4 > 0 \\ a_5 > 0 & b_5 > 0 \end{array}$$

表3はこの節の冒頭で説明したパネル・データを用いた計測結果を示している。この結果のうち、(a)の投資関数については、理論的に期待される符号条件がほぼ得られる。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・コストにさらされていることを示唆している。

他方、トービンの Q を被説明変数とした場合の計測(b)の結果は、不良である。決定係数（自由度修正済み）は劣悪であるし、ほとんどの係数は理論的に演繹される符号条件に一致しない。トービンの Q を、その理論的な構成に合致するように測定することは非常に困難である。ここでも Q の適切な測定が成功していない懸念は多分にあるのであり、 Q を被説明変数とする計測結果が良好でない理由の一半はその点に求められるであろう。以上の結果を踏まえて、以下では投資関数に主として焦点を合わせて議論を進める。

表3：基本的な計測の結果

説明変数	被説明変数	
	(a) $\log I_t$	(b) q_t
定数項	-1.0631(-2.32)	0.1139(1.11)
$\log K_t$	0.6021(4.27)	0.0641(1.71)
$\log B_t$	-0.0492(-1.37)	-0.0579(-4.71)
$\log F_t$	0.4292(3.69)	0.0246(0.81)
ρ_t	-0.0740(-2.09)	-0.0343(-3.83)
e_t	0.0129(0.42)	0.0252(2.68)
R^2	0.617	0.132
DW	1.797	1.196

(注) () 内は t 値を示している。この表3以下、表6、7、8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。

4-2：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、個別企業が借入金総額のうちどのくらい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、第2節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とらえるもっとも適切な変数・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わけではない。(注15)

本稿では従来から、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側面、すなわちメインバンクの借り手企業の株主としての重要性、役員派遣の側面、メインバンク関係の継続性など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。

メインバンク関係変数の属性： 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 、役員派遣比率（メインバンクから派遣されている役員の構成比） M_Y 、そしてメインバンク関係の継続年数（特定の年のメインバンクがそれまで何年間続いているか） M_K 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、主成分分析などによって調べておこう。

表4には、それらのメインバンク変数の統計上の属性が整理されている。この表によると、持株比率と役員派遣比率との間に、比較的高い相関が見られる以外には、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。したがって、これらの変数を同時に説明変数として計測式に入れることが、直接多重共線性の発生を招くことはないと思われる。

表4：メインバンク変数の平均、分散、相関係数（1972～1988年度）

	M_L	M_S	M_Y	M_K
M_L	1.000	0.026	0.118	0.084
M_S	0.026	1.000	0.455	0.154
M_Y	0.118	0.455	1.000	0.299
M_K	0.084	0.154	0.299	1.000

平均値	19.9	4.0	4.1	8.2
標準偏差	12.1	2.5	3.6	5.1

(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 は役員派遣比率(%)、 M_K はメインバンク関係継続年数(年)。

(出所) 東洋経済新報社『企業系列総覧』

次の第5表の上半分はメインバンク変数 M_L 、 M_S 、 M_Y 、 M_K から抽出された主成分の寄与度および累積寄与度を表している。この表によると、第1主成分の寄与度が40%、第2主成分の寄与度が25%、第3主成分の寄与度が22%であり、第

1 および第2主成分を合わせた累積寄与度が66%となる。このことから、第1、第2主成分をメインバンク関係を表示する指標として見る事が許されるであろう。

次に、融資比率 (M_L)、持ち株比率 (M_S)、役員比率 (M_Y)、そして継続年数 (M_K) と抽出された主成分との相関関係を調べてみる。これが第5表の下半分である。これによると、第1主成分は持ち株比率、役員比率、継続年数と正の相関を持つ一方、融資比率はそれとほとんど無相関である。また、第2主成分は融資比率とほぼ完全に相関し、持ち株比率、役員比率、継続年数とは非常に低い相関を示すに過ぎない。

メインバンク変数の標本企业の平均値が、時間を通じてどのように変化してきたかを見ると(付表3)、継続年数 M_K 以外の変数は、1970年代後半から1980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、メインバンク関係の平均値が80年代に入って大きく減少したわけではない。とくに、融資比率、持ち株比率とも1972年度当時に比べて、1988年度のほうが大きな値をとっている。

第5表：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、1972-1988年度)

	第1主成分	第2主成分	第3主成分	第4主成分
固有値	1.59	0.99	0.89	0.53
寄与度	0.40	0.25	0.22	0.13
累積寄与度	0.40	0.65	0.87	1.00
融資比率 M_L	0.24	0.90	-0.31	0.18
持株比率 M_S	0.61	-0.37	-0.21	0.67
役員比率 M_Y	0.65	-0.11	-0.23	-0.72
継続年数 M_K	0.40	0.19	0.90	0.03

4-3：設備投資関数の計測結果

以下では、借入金にともなうエージェンシー・コストが発生するという前提の下で導き出される投資関数(10)式を計測し、エージェンシー・コストの影響を

調べ、さらにそのコストを削減するメインバンク関係の効果を評価する。ただし計測を次の2通りの方法で実施する。第1の方法は、標本企業を適当な方法で区分し、それぞれ区分された標本企業について(10)式を計測することによって、メインバンク関係の影響を計測結果の相違の中に見つけ出すことである。第2は、標本企業を区分することなく、メインバンク関係を設備投資関数に連続的に取り入れて計測する方法である。

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、標本企業をあらかじめグループにわけて投資関数を計測し、各パラメータの推計値に有意な差があるかどうかをみる。具体的には、(1)既に作成したメインバンク変数の第1、第2主成分に基づいて標本を2分する、(2) Hoshi et al.(1991)にならって、「金融系列」に属するか否かによって標本を2分する、という2通りについて計測する。

表6(A)は、第1主成分の大きな企業19と小さな企業19に二分して計測した結果である。第1主成分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、理論的に導かれる二つのグループの間のパラメータの大小関係は、表の一番下の列に示した H_0 のようになるであろう。ただし、 H_0 の冒頭の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ータの符号条件である。

表6(A)が示しているように、計測結果自体は良好である。いずれのパラメータ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。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低い。内部資金の1%の増加はグループ1の企業の設備投資を0.39%増すのに対し、グループ2の企業のそれを0.50%減少させる。つまり計測結果は、第1主成分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ふ仮説を支持している。

一方、第2主成分の値の大きさを企業を二分した場合の計測結果が、表6(B)に示されている。この場合も、計測結果は概ね良好である。ここでは、第2主成分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0.44%しか増加しないのである。

以上の分析結果は、第1主成分にせよ、第2主成分にせよ、メインバンク変数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。この節の後半では、より詳細に個々のメインバンクの変数の影響力を調べることにする。

表6：設備投資の計測

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

(A) 第1主成分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	H_0
a_1	0.58 (2.94)	0.62 (3.53)	+: (1)?(2)
a_2	-0.03 (-0.87)	-0.06 (-1.04)	-: (1)?(2)
a_3	0.39 (2.53)	0.50 (3.38)	+: (1)<(2)
a_4	-0.02 (-0.52)	-0.08 (-1.83)	-: (1)?(2)
a_5	0.04 (1.09)	0.01 (0.21)	+: (1)?(2)
R^2	0.64	0.71	
DW	1.75	1.77	

(B) 第2主成分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	H_0
a_1	0.52 (2.57)	0.47 (2.07)	+: (1)?(2)
a_2	-0.08 (-1.23)	-0.03 (-0.63)	-: (1)?(2)
a_3	0.44 (2.84)	0.55 (2.64)	+: (1)<(2)
a_4	-0.09 (-1.58)	-0.70 (-2.01)	-: (1)?(2)
a_5	-0.07 (-0.26)	0.10 (3.03)	+: (1)?(2)
R^2	0.50	0.57	
DW	1.73	1.89	

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社のうち、金融機関系列に属する「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、上の表6と同じ設備投資関数を計測した。(注16)「グループ企業」が銀行との取引関係によって、借入のエージェント・コストを削減できると考えると、表6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。

表7はメインバンク関係の機能にかん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いるが、内部資金の1%の増加がグループ企業の設備投資を0.42%増加させるのに対して、「独立企業」の設備投資を約2%増加させるというわけである。しかし、理論的に言えば、 a_3 の値が1を上回るのは奇妙である。第3節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 Φ_t を増加させるが、同時に借入金 V_t を若干削減することによってエージェント・コストの引下げを図る。したがって、設備投資は内部資金ほどには増加しないのである。

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。(注17)

表7：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」	H_0
a_1	0.61 (4.39)	-2.28 (-5.07)	+: (1)?(2)
a_2	-0.05 (-1.42)	-1.21 (-2.55)	-(1)?(2)
a_3	0.42 (3.59)	1.97 (8.54)	+: (1)<(2)
a_4	-0.04 (-1.34)	-0.04 (-0.67)	-(1)?(2)
a_5	0.05 (1.60)	1.09 (5.80)	+: (1)?(2)
R^2	0.69	0.89	
DW	1.71	2.06	

メインバンク関係を連続的に取り入れた計測： 3-3節でメインバンク関係が企業の設備投資に及ぼす影響を考察したが、既に計測した投資関数を拡張すると、その影響を投資関数におけるメインバンク変数と内部資金との交差項として捉えることができる。すなわち、

$$(12) \quad \log I_t = a_0 + a_1 \cdot \log K_t + a_2 \cdot \log B_t + (a_3 + a_3' \cdot M_t) \log F_t \\ + a_4 \cdot \rho_t + a_5 \cdot e_t + u_t$$

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、

$$a_3' < 0$$

という符号条件が満たされなければならない。

以下では、既に説明したメインバンク関係を表示する4つの変数、すなわちメインバンク融資比率 (M_L)、メインバンク持株比率 (M_S)、メインバンク役員派遣比率 (M_Y)、そしてメインバンク継続年数 (M_R) を含めて投資関数(12)式を計測し、係数 a_3' が仮説通りの符号条件を満たすか否かを検討する。

表8はその計測結果であるが、標本期間(1971~88年度)を80年度までと81年度以降の2つの期間に分割して計測した結果も示している。内部資金 $\log F_t$ の係数 a_3 はいずれの場合にも、正で有意である。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_L 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。とくに、80年代(計測式(3))には a_{31} の有意性が高くなっている。つまり計測結果は、メインバンク関係が融資比率を通じて借入に伴うエージェンシー・コストを削減する効果を発揮しているという仮説を支持しているのである。他のメインバンク変数では、継続年数 M_R が81年度以降の期間について負で有意な説明力をもつ。しかし、その有意性は安定していない。

以上のように、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。1981年度以降の期間についてみると、メインバンク融資比率 M_L の係数の絶対値は0.002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(表4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0.04だけ低減させている。これは制約の強さ(0.4861)の8%にすぎない。

表 8 : 設備投資におけるメインバンク関係の影響

$$\log I_t = a_0 + a_1 \cdot \log K_t + a_2 \cdot \log B_t + (a_3 + a_{31} \cdot M_{Lt} + a_{32} \cdot M_{St} + a_{33} \cdot M_{Yt} + a_{34} \cdot M_{Kt}) \log F_t + a_4 \cdot \rho_t + a_5 \cdot e_t + u_t$$

係数	(1) 全期間	(2) 1972-80年度	(3) 1981-88年度	H ₀
a ₁	0.5903 (4.09)	0.8267 (4.31)	0.5186 (2.58)	+
a ₂	-0.0512 (-1.20)	-0.1522 (-2.29)	0.1118 (1.92)	-
a ₃	0.4703 (3.86)	0.3271 (2.16)	0.4861 (2.72)	+
a ₃₁	-0.0008 (-1.71)	-0.0002 (-0.35)	-0.0020 (-2.22)	-
a ₃₂	0.0009 (0.29)	0.0055 (1.67)	0.0020 (0.37)	-
a ₃₃	0.0022 (0.98)	0.0005 (0.21)	0.0052 (1.27)	-
a ₃₄	-0.0015 (-1.09)	-0.0002 (-0.06)	-0.0077 (-2.88)	-
a ₄	-0.0838 (-2.57)	-0.1173 (-2.63)	0.0069 (0.22)	-
a ₅	0.0100 (0.34)	0.0297 (0.38)	0.0149 (0.54)	+
R ²	0.64	0.72	0.56	
DW	1.79	1.87	1.89	

4-4 : 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、やや頑健性を欠くものの支持された。メインバンク関係の強さを表す変数として重要なのはメインバンク融資比率である。ただし、メインバンク関係が設備投資を促進する効果の大きさは、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。

このように計測結果が頑健性を欠き、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、本稿の標本企業が東証一部上場の電気機器業の大企業であることを指摘できる。これらの大企業が、銀行にも匹肩する資金力、信用力を有しつつあることは頻繁に指摘されるどころであり、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り入れて標本を拡大し、本稿と同様の設備投資関数の推定を行うことが今後の課題である。

電気機器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も今後

進められるべきであろう。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。(注18)

5 結び

本稿の目的は、借入金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いだすことであった。第2節において、本稿の分析のモチベーションを説明し、第3節で単純な理論モデルに基づいて、設備投資と「トービンのQ」、内部資金、借入金残高変化額などの関係を導出した。借入金変化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が演繹される。

第4節では、「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とら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)効果はかなり小さいとは言え、メインバンク関係の密接さを表わすメインバンク融資比率が、借入に伴うエージェンシー問題を示す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)のそれと完全に一致している。

1980年代に入ってから、有力な企業が銀行からの借入に依存する程度は急速に低下しており(表1)、それとともにメインバンク関係の重要性も低下したという主張もしばしば聞かれる。しかし、ここで標本とした電気機器業の有力企業にかんしては、メインバンクからの融資比率は目だって低下しているわけではない(付表3を参照)。表6(B)や表8にとりまとめられた実証分析の結果と併せて考えると、借入に伴うエージェンシー・コスト削減という側面からみたメインバンク関係の機能は80年代に入っても見られると言えるであろう。

- 注1 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、フランス、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)、312ページを参照。)
- 注2 この点についての理論的分析はHarris and Raviv(1980)を、また日本の金融システムについての説明はHoriuchi(1989)などを参照。
- 注3 Hellwig(1990)は、銀行と借り手企業との長期取引関係がもつメリットにかんして手際の良い理論的展望を行っている。
- 注4 たとえば Meyer and Kuh(1957)を参照。
- 注5 この種の実証研究の例としては Fazzari et al.(1988)の他に、Getler and Hubbard(1988)、Himmelberg(1989)、Hubbard and Kashyap(1989)などがある。また Hayashi and Inoue(1990)は資本材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いだしている。浅子・国則・井上・村瀬(1991)は投資関数の計測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いだそうとしている。このような方法が可能なのは、図2からも推測できるように、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。
- 注6 広田(1989)によれば、分析の対象となった162社の中で、40社が金融系列以外の銀行をメインバンクとしている。
- 注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。
- 注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。たとえば、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、借入金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、借入金増加額の決定については分析していない。しかし、多くの専門家が取り上げてきた企業の設備投資行動とエージェンシー・コストとの関係、あるい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ためには、借入金増加額に依存するエージェンシー・コストの存在が不可欠である。

注9 たとえばEasterbrock(1984)などを参照。たとえば、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見ると、その比率はきわめて安定している。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故に安定していると仮定する。

注10 $\Phi_{IK}(I_t, K_t) < 0$ 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 Φ_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。たとえば、 I_t が Φ_t と K_t の一次同次関数である場合についてUzawa(1969)を参照。

注11 実際のところ、以下で用いられる平均のQは投資関数における十分統計量とはなりにくい。第4節で用いられるパネル・データに基づいて、設備投資額を平均のQに回帰すると、次の計測結果を得る（（）内 t 値）。ただし、 q_t はトービンのQである。

$$\log I_t = 1.43 + 0.54 \log q_t \quad R^2 = 0.03, \quad DW = 1.60$$

(24.00)(1.66)

次に設備投資額を平均のQおよび内部資金 F_t 、有形固定資産残高 K_t に回帰すると次の結果を得る。

$$\log I_t = -1.39 + 0.21 \log q_t + 0.48 \log F_t + 0.48 \log K_t$$

(-3.34)(1.86) (4.14) (3.74)

$R^2 = 0.60, \quad DW = 1.79$

このように設備投資額を平均のQに回帰した場合、自由度修正済み決定係数が極めて低いのに対し、設備投資関数に内部資金額、有形固定資産残高を

加えるといずれに変数の係数も有意な説明力を持ち、自由度修正済み R^2 が大幅に改善する。トービンの Q は十分統計量となっていないことが示唆されている。

注12 既存の借入金残高 B_t が設備投資に及ぼす影響は、借入金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 $A_{VB}(B_t, V_t)$ の符号条件に依存する。もし、 A_{VB} が正であれば借入金残高の増加は、設備投資 I_t を減少させる ($dI_t/dB_t < 0$)。

注13 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。

$$dI_t/dF_t = \{e_t A_{VV} / \rho_t Z_t^2\} / \{\Phi_{II} + e_t A_{VV} \Phi_I / \rho_t Z_t^2\}$$

ただし、 $Z_t = 1 + A_V(B_t, V_t)$ である。厳密に言えば、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。しかし以下では、Hoshi et al(1991)と同様に、これらの影響を無視できる程度であると仮定する。

注14 たとえば、浅子他(1991)を参照。

注15 たとえば経済調査会の『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。

注16 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稿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)は標本企業選択の基準として、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17社をグループ企業とした。その17社は以下の通りである。

東芝、三菱電機、富士電機、安川電機、神綱電機、明電舎、日本電機精器、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。

注17 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いるために、メインバンク機能を必要としないためと考えられる。したがって、「独立企業」が「グルー

「プ企業」に比較してより強くエージェント問題に悩まされるという仮説は、直観的におかしいのである。

注18 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)と相関を持つ場合については、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、効率性および一致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ので、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。

- Amemiya, T. and T.E. MaCurdy, "Instrumental Variable Estimation of an Error Components Model," Econometrica 54, 1986.
- Chirinko, R.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, S., R. G. Hubbard, and B. Petersen, "Investment and Finance Reconsidered," Brookings Papers on Economic Activities 1988:1.
- Harris, M. and A. Raviv, "Capital Structure and the Informational Role of Debt," Journal of Finance 45, 1990.
- Hausman, J.A. and W.E. Taylor, "Panel Data and Unobservable Individual Effects," Econometrica 49, 1981.
- Hayashi, F. and T. Inoue, "The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms," NBER Working Paper 3326, 1990.
- Hayashi, F., "Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation," Econometrica 50, 1982.
- Hellwig, M., "Banking, Financial Intermediation and Corporate Finance," Paper presented at the IMI-CERR Conference on European Financial Integration, 1990.
- Himmelberg, C.P., "A Dynamic Analysis of Dividend and investment Behavior under Borrowing Constraints," mimeo, Northwestern University.
- Hodder, E. J., "Capital Structure and Cost of Capital in the U.S. and Japan," mimeo, Stanford University, 1990.
- Horiuchi, A., "Informational Properties of the Japanese Financial System", Japan and the World Economy 1, 1989.
- Hoshi, T., A. Kashyap, and D. Scharfstein, "Corporate Structure,

- Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups," Quarterly Journal of Economics, Feb. 1991.
- Hsiao, C., Analysis of Panel Data, Econometric Society Monographs, Cambridge University Press 1986.
- Hubbard, R.G. and A. Kashyap, "Internal Net Worth and the Investment Process: An Application to U.S. Agriculture," NBER Working Paper 3339.
- Jensen, M. C., and H. W. Meckling, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," Journal of Financial Economics 3, 1976.
- Mayer, C., "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, J. and E. Kuh, The Investment Decision, Harvard University Press 1957.
- Modigliani, F. and M.H. Miller, "The Cost of Capital, Corporate Finance and the Theory of Investment," American Economic Review 48, 1958.
- Nakatani, I., "The Economic Role of Financial Corporate Grouping," in M. Aoki (ed.), The Economic Analysis of the Japanese Firm, Elsevier Science Publishers B.V. 1984.
- Uzawa, H., "Time Preference and the Penrose Effect in a Two-Class Model of Economic Growth," Journal of Political Economy 77, 1969.
- 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、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。
- 広田真一「メイン・バンクの保険提供機能について」『金融学会報告』71号、1991年。

(1) 標本企業・期間およびデータ・ソース

本稿の実証分析の標本企業は、電気機器業のうち三菱総研「企業経営分析」に1971年度から88年度までの17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上記「企業経営分析」、メインバンク関係の緊密度に関するデータ（融資比率、特殊比率、銀行から企業への役員派遣状況、取引関係の継続年数）については東洋経済新報社「企業系列総覧」を用いた。以下データの作成方法を説明する。

(2) 設備投資額、内部資金額の定義、トーピンのQ等

- ① 設備投資額： I_t … 有形固定資産額残高の前年度比増加額。
- ② 内部資金額： F_t … 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。Hoshi et al(1991)をはじめとする既存の流動性制約の設備投資への影響に関する実証研究の多くは、内部資金額をこのように定義している。
- ③ トーピンのQ： q_t … 企業の株式総価値＋負債残高を貸借対照表の資産合計で除した比率。
- ④ 資本コスト： ρ_t … 代理変数として、手形・コールレートの加重平均値をとった。
- ⑤ 資本の限界効率： e_t … 代理変数として、営業利益の対前期伸び率をとった。

(3) メインバンク変数

本稿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、継続的な取引関係に注目し、これらを表す具体的なデータ（融資比率、持株比率、役員派遣人数、メインバンク継続年数）をメインバンク関係を表す変数として用いる。ここで融資比率、持株比率、役員派遣人数、メインバンク継続年数の定義は次の通りである。

- ① 融資比率： M_L … 各企業にとって各年度末時点で融資比率第1位の銀行からの借入金額の当該企業の借入総額にたいする比率。
- ② 持株比率： M_S … 融資比率第1位の銀行の当該企業に対する持株比率。
- ③ 役員派遣人数： M_F … 当該企業に対し融資比率第1位の銀行から派遣されている役員の数。派遣元の銀行と派遣先の企業の役員を兼任しているケースと、派遣先の企業の専任の役員となっている場合をともに含む。
- ④ 継続年数： M_K … 融資比率第1位の銀行が、融資比率第1位であり続けている年数を、1972年から起算した。例えば、1978年において、1972年以来一度も融資比率第1位の銀行を変更していない企業の「メインバンク継続年数」は6であり、1977年に融資比率第1位の銀行を変更した企業の「メインバンク継続年数」は2である。

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。融資比率および持株比率がともに第1位の銀行を複数持つ企業は標本の38社中には存在しなかった。

付表1： 標本企業のメインバンク変数および主成分の標本期間中平均と
メインバンク：標本（38社、1972～1988年度）

	融資 比率	持株 比率	役員 比率	継続 年数	第1 主成分	第2 主成分
	%	%	%	年		
日立製作所	14.5	2.4	0.0	10.0	-1.1	0.0
東芝	11.8	2.8	2.7	10.0	-0.6	-0.3
三菱電機	15.8	3.3	3.5	10.0	-0.2	-0.1
富士電機	14.3	4.5	4.9	10.0	0.3	-0.4
東洋電機製造	31.0	8.9	9.4	10.0	2.5	0.0
安川電機製作所	20.4	3.4	5.9	10.0	0.3	0.1
神鋼電機	13.7	2.6	6.4	10.0	0.1	-0.3
明電舎	13.6	3.8	3.9	9.0	-0.2	-0.4

日本電機精器	17.6	2.5	0.0	5.8	-1.4	0.1
日立工機	13.6	2.1	0.0	2.1	-1.8	-0.3
高岳製作所	23.3	1.1	4.0	10.0	-0.5	0.7
ダイヘン	23.2	3.1	4.1	6.7	-0.3	0.3
日新電機	18.3	1.9	0.8	5.2	-1.4	0.2
立石電機	16.7	2.7	6.0	10.0	0.1	-0.0
日本電気	16.2	6.9	6.1	10.0	1.1	-0.7
富士通	12.1	7.8	3.4	10.0	0.8	-1.1
沖電気工業	17.1	7.6	8.2	10.0	1.7	-0.8
岩崎通信機	29.2	8.1	7.3	10.0	1.9	0.1
日本信号	22.6	5.5	6.5	10.0	1.0	-0.0
京三製作所	28.9	4.2	4.4	10.0	0.4	0.7
日本無線	22.9	4.5	4.4	10.0	0.4	0.2
松下電器産業	27.2	2.8	3.3	5.3	-0.5	0.6
シャープ	24.5	7.1	7.0	10.0	1.5	-0.1
国際電気	20.5	1.5	7.3	10.0	0.1	0.4
ソニー	38.9	4.5	6.9	10.0	1.1	1.3
トーキン	18.9	0.4	2.4	6.2	-1.4	0.4
T D K	31.5	4.0	8.8	4.1	0.8	0.6
三洋電機	10.1	3.1	0.4	3.7	-1.5	-0.7
日本コロムビア	15.6	9.0	9.6	10.0	2.2	-1.2
日本ビクター	28.2	2.3	0.0	3.3	-1.4	0.8
横河電機	19.6	5.0	4.2	9.0	0.3	-0.2
山武ハネウエル	14.0	2.4	4.5	9.0	-0.4	-0.2
澤藤電機	23.8	3.5	2.6	10.0	-0.2	0.5
日本電装	8.3	3.0	0.0	2.8	-1.7	-0.8
東光電気	17.1	3.1	3.9	10.0	-0.2	0.0
日本電池	21.3	4.8	0.9	4.5	-0.7	-0.1
湯浅電池	22.2	5.1	3.3	10.0	0.3	0.1
松下電工	20.1	1.1	0.0	4.1	-1.8	0.4

付表2： 標本企業のメインバンク

企業名	1972～1988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	一勸
東洋電機製造	三和
安川電機製作所	一勸
神鋼電機	一勸
明電舎	安田信→住友
日本電機精器	住信→埼玉→住信→住友
日立工機	三菱信→三井信→常陽→三和→三和→東洋信 →三菱信→三井信
高岳製作所	三井
ダイヘン	住信→住友
日新電機	住信→住友
立石電機	三菱
日本電気	住友
富士通	一勸
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	一勸
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	住信→長銀→住信→住友
日本コロンビア	一勸
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→三菱印→三菱
湯浅電池	三井信
松下電工	興銀→長銀→住友

次の付表3は、標本企業のメインバンク関係変数の平均値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、継続年数以外の変数は、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、メインバンク関係の平均値が80年代に入って顕著に低下したとは言えない。融資比率や持ち株比率は1972年度当時に比べて、1988年度の方が高くなっている。

付表3：メインバンク関係の時系列変化

年 度	融資比率 %	持株比率 %	役員比率 %	継続年数 年
1972	18.8	3.3	3.1	1.8
73	18.9	3.9	3.6	2.7
74	22.5	4.1	4.2	3.6
75	20.5	4.4	4.3	4.3
76	19.6	4.2	4.4	5.1
77	20.9	4.2	5.1	6.0

78	22.2	4.0	4.8	6.7
79	21.6	4.0	5.4	7.6
80	23.4	4.0	4.4	8.0
81	19.2	4.0	4.6	8.7
82	20.3	4.0	4.3	9.7
83	18.1	4.0	4.1	10.4
84	17.6	3.9	4.0	11.3
85	17.4	4.0	3.6	12.2
86	19.3	4.1	3.8	12.8
87	19.4	4.1	3.5	13.6
88	19.6	3.8	2.8	14.6
