

メインバンクの情報生産機能の再検討

—電機産業パネルデータによる分析—

細野 薫

1. はじめに

高度成長期以来、メインバンクはわが国企業の設備投資を金融面から支えてきた。とりわけ、メインバンクによる情報生産活動は、資金提供者と企業との間の情報の非対称性に起因するエージェンシーコストを削減し、設備投資に寄与してきたとされている(Hoshi, Kashyap and Sharfstein(1991), 池尾・広田(1992), 岡崎・堀内(1992)¹⁾, 森(1994)他)。具体的なメインバンクの情報生産活動としては、借り手企業の事前審査、貸し付け後の事業の監視、及び、他の金融機関に対する借り手企業の情報の伝達(シグナリング)等が挙げられている。また、こうした情報生産活動の重複を避けるために、メインバンクは「相互に委託されたモニタリング」(Aoki, Patrick and Sheard(1994))機能を果たしてきたと考えられている。

しかしながら、最近では、1980年代以降の金融自由化の進展や企業の資金調達手段の多様化に伴い、メインバンクの役割は後退しつつあるとの主張も見られる²⁾。実際、預金金利の自由化や債券市場の規制緩和によって、規制によるレントは縮小しつつあり³⁾、メインバンクによる情報生産活動は困難になりつつあるように見える。また、良好な財務基盤をもつ企業は、資本市場を通じた資金調達が益々容易になってきており、間接金融に依存する必要性は薄れつつある。さらに、1980年代後半から90年代前半にかけての地価、株価の変動は、金融機関のバランスシートを悪化させるとともに、メインバンクのリスク許容力や情報生産能力にも疑問を投げかけた。

こうした点について、従来の実証分析は、主にいわゆるバブル期以前のデータに依拠しているため、近年の環境変化のなかで、メインバンクが依然、情報生産機能を発揮しているかどうかは必ずしも明らかとはなっていない。そこで、本稿は、主に1980年代後半から1990年代前半の企業の財務データを用い、メインバンクが企業の負債発行に伴うコストを低減しているかどうかを検証することを目的とする⁴⁾。

このため、企業が設備投資を行う場合の異時点間の最適化の条件を基に、割引率を推計し、この割引率が市場金利を上回っているかどうか、上回っている場合には、メインバンクの行動によって、乖離幅が縮小しているかどうかを検証する。企業が情報の非対称性から生じるエージェンシーコスト(の一部)を負担している場合には、割引率は市場金利を上回るはずであり、また、メインバンクが情報生産機能を果たしている場合には、この乖離幅が縮小するはずである。なお、負債のエージェンシーコストは、実際に支払う金利のみならず⁵⁾、借入制約という形で企業が負担する場合もありうるが、本稿の分析は、借入制約が存在する場合の最適化条件とほぼ同様のものであり、メインバンクによる金利コストの低減効果のみならず、借入制約の緩和効果の検証とも解釈しうる。

具体的には、負債発行に伴うエージェンシーコストを組み入れた場合の企業の最適化条件を求め、これにGMM(Generalized Method of Moments)を適用する。設備投資の研究においては、これまで、Whited(1992), Bond and Meghir(1994), Hubbard, Kashyap and Whited(1995), Ng and Schaller(1996), Ogawa and

Suzuki(1995, 1996)等が、外部資金調達に制約があるもとでの最適化を扱っているが、本稿では、同様の手法をメインバンク機能の検証に応用し、さらに、土地保有額が資本コストに及ぼす効果をあわせて検証できるよう、モデルを拡張する。

こうした分析手法をとることにより、従来のQ理論に基づくアプローチに比べて、より直接的なメインバンク機能の検証が可能となる。従来の手法では、Qをコントロールした上で、メインバンク関係が強まるほど投資のキャッシュフローに対する感応度が低くなるかどうかを検証されているが、この方法では、Qの測定誤差の問題に加えて、外部資金制約が弱まる程、キャッシュフローに対する投資の感応度が低くなるという単調性が前提とされており、必ずしも適切とはいえない⁶⁾。他方、本稿のアプローチでは、こうした単調性を仮定する必要はない。

また、社債発行経験、土地保有額等、資本コストに影響を及ぼしうる他の要因をできるだけコントロールした上で、メインバンク機能をより厳密に検証している点も、本稿の特色である。このうち、社債発行経験の有無については、社債等資本市場を通じた資金調達の経験が、市場における名声の確立を通じて、エージェンシーコストを引き下げの可能性を考慮するためのものである⁷⁾。また、土地保有額については、企業の借入制約が、土地保有額の上昇によって緩和されることを実証的に示したOgawa and Suzuki(1995, 1996)、Ogawa and Kitasaka(1995)等の分析結果を踏まえたものである。

メインバンク機能の検証を行うためには、メインバンクの行動について定量的に把握する必要があるが、本稿では、主にメインバンクの融資比率、すなわち、融資額が最大の金融機関からの借入額が総借入額に占める比率を用いることとする。この一つの根拠としては、メインバンク融資は、情報生産によって、内部資金と同様にエージェンシーコストが低い資金であるため、メインバンク融資比率が高まるほど資本コストを低減する効果があることが考えられる。また、別の根拠として、メインバンクの融資比

率が高まるほど、当該企業に対するコミットメントが高まるため、他の銀行に対し、当該企業のリスクが低いとのシグナルを与える効果も考えられる。ただし、実証分析にあたっては、短期借入のシェアをとるべきか、長短期合計の借入のシェアをとるべきかという問題が残る。理論的根拠の観点からは、長短期合計の融資シェアで見るとも考えられるが、長期借入は、残高データしか入手できないこともあり、本稿では、主に短期シェアを中心に分析し、総借入シェア等についても、追加的に検証する。また、企業系列の効果やメインバンク関係の継続性の効果についても検証を試みる。なお、メインバンク融資比率は企業にとって外生であると仮定して分析を進めるが、これは、メインバンク融資比率は主として銀行のリスク負担度合い(メインバンクの自己資本で基準化した企業の借入残高)によって決定されることを示した鹿野(1994)の実証結果等を踏まえたものである⁸⁾。

用いるデータは、開銀データベースに収録されている企業のうち、資本ストックのデータが1970年度以降継続してとれる等の要件をみたした電機産業54社の82年3月末から95年3月末までの14年間のパネル・データである。電機産業をとりあげたのは、岡崎・堀内(1992)、森(1994)によって、これまで、メインバンクの情報生産機能が確認されている産業であり、80年代後半以降、この機能が変質したかどうかを検証するためである。なお、電機産業は比較的財務パフォーマンスのよい産業であり、証券発行等による資金調達が比較的容易なことから、この面からは、メインバンクの情報生産機能の検出には不利となっているのではないかと思われるが、他方、メインバンク側に長年にわたる情報の蓄積があるために、メインバンクから見て比較的新しい産業(不動産、ノンバンク等)に比べれば、情報生産機能が維持されている可能性もある。

主要な結論を述べると、比較的規模の小さい企業については、メインバンク融資比率の上昇は資本コストを軽減する効果があり、これは統計的にも有意である。他方、規模の大きな企業

については、こうした効果は認められなかった。これらの点は、資本コストに影響を及ぼしうる他の要因をコントロールしても確かめられた。ただし、比較的規模の小さな企業においても、企業の土地保有額をコントロールした場合には、メインバンク融資比率の有意性が低下する一方、企業グループの資本コスト低減効果は有意に認められた。

以下、第2節では、推計の基礎となる理論モデルを提示し、第3節で基本モデルの推計手法、データ、主要な推計結果及び頑健性チェックの結果が示される。第4節では、基本モデルを拡張し、土地保有の効果を明示的に考慮するためのモデルとその推計結果が示される。第5節では、推計結果の解釈と今後の課題が述べられる。

2. 基本モデル

企業は、配当の期待割引現在価値、 V_0 を最大化するものとする。

$$V_0 = E_0 \sum_{t=1}^{\infty} (\prod_{j=0}^t \beta_j) d_t$$

ここで、 E_0 は0期に入手可能な情報の下での条件付き期待値、 β_t は t 期のディスカウントファクター、すなわち、適当な割引率に1を加えたものの逆数、 d_t は t 期の配当額である。

企業が直面する制約には、まず、資本蓄積に関する制約がある。

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t$$

ここで、 K_t は t 期末における資本ストック、 δ は固定資本減耗率、 I_t は設備投資である。

次に、以下のキャッシュフロー制約がある。

$$d_t = (1-\tau_t) \{ \Pi(K_t, N_t) - G(I_t, K_t) - w_t N_t - (r_{t-1} + s(M_{t-1}, B_{t-1}, Z_{t-1})) B_{t-1} \} - p_t^I I_t + B_t - B_{t-1}$$

ここで、 $\Pi(K_t, N_t)$ は生産額、 N_t は資本以外の投入要素(以下、可変的投入要素と呼ぶ)、 τ_t は法人税率、 w_t 、 p_t^I はそれぞれ可変的投入要素と投資財の価格(生産物価格で除したもの)である。資本には調整コストがかかるものと仮定し、これを $G(I_t, K_t)$ によってあらわす。なお、本節では、土地と土地以外の資本ストックを区別せず、両者の合計を K_t であらわす。企業は、 $t-1$ 期の負債残高 B_{t-1} に対し、 r_{t-1} の市場金利

(インフレ率控除後の実質金利)に金利スプレッド s を加えた利率を支払い、新たに B_t の負債を発行するものとする。なお、金利スプレッド s は、メインバンク融資比率 M_t 、負債額 B_t 、及びその他の企業属性等を示す変数 Z_t の関数であると仮定する。ここで、メインバンク融資が資本コストを低減する効果があれば、金利スプレッドはメインバンク融資比率の減少関数となる。

さらに、本稿では、負債の発行に伴うエージェントコストに焦点を絞るため、新株発行等のエクイティファイナンスをモデルから捨象することとし、配当は非負であるとの制約を置くこととする⁹⁾。

$$d_t \geq 0$$

最後に、借換えによって永遠にファイナンスできないことがないように、次の非ポンジ条件を課す。

$$\lim_{T \rightarrow \infty} (\prod_{t=0}^T \beta_t) B_T = 0$$

q_t 、 λ_t をそれぞれ資本蓄積と配当の非負条件に関するラグランジュ乗数とすると、資本、投資及び負債に関する一階の条件は、それぞれ

$$(1+\lambda_t)(1-\tau_t) \{ \Pi_K(K_t, N_t) - G_K(I_t, K_t) \} - q_t + E_t[\beta_t(1-\delta)q_{t+1}] = 0 \quad (1)$$

$$q_t = (1+\lambda_t) \{ p_t^I + (1-\tau_t)G_I(I_t, K_t) \} \quad (2)$$

$$(1+\lambda_t) - E_t[(1+\lambda_{t+1})\beta_t \{ 1 + (1-\tau_{t+1})(r_t + s(M_t, B_t, Z_t) + s_B(M_t, B_t, Z_t)B_t) \}] = 0 \quad (3)$$

以下、関数形を特定化する。まず、生産関数を、コブ・ダグラス型とし、

$$F(K_t, N_t) = A_t K_t^{\alpha_K} N_t^{\alpha_N}, \alpha_K + \alpha_N = \eta$$

と定式化する。ここで、規模に対する収穫の程度をあらわすパラメータ η は必ずしも1(収穫一定)であるとの制約は置かない。

次に、不完全競争を考慮して、企業の直面する需要曲線の価格弾力性を ε とおくと、可変的生産要素の最適化条件を用いて、

$$\Pi_K = (1+1/\varepsilon)\eta \frac{Y_t}{K_t} - \frac{w_t N_t}{K_t} = \psi \frac{Y_t}{K_t} - \frac{C_t}{K_t}$$

ここで、 Y_t は生産額、 C_t は可変費用であり、 $\psi \equiv (1+1/\varepsilon)\eta$ である。

さらに、投資の調整コストについては、 I_t と K_t について一次同次である、以下の定式化を採用する。

$$G(I_t, K_t) = \frac{\phi}{2} \left(\frac{I_t}{K_t} \right)^2 K_t$$

最後に、金利スプレッド関数については、

$$s(M_t, B_t, Z_t) = \log(1 + \gamma_0 + \gamma_1 M_t + \gamma_2 B_t + \gamma_3 Z_t) \quad (4)$$

とする。

ここで、 $\beta_t \frac{1 + \lambda_{t+1}}{1 + \lambda_t}$ と他の $t+1$ 期の変数との条件付き共分散が一定であり¹⁰⁾、かつ、税率 τ_{t+1} は t 期には既知であると仮定すると、以下のオイラー方程式が得られる¹¹⁾。

$$\begin{aligned} (1 - \tau_t) \left\{ \phi \frac{Y_t}{K_t} - \frac{C_t}{K_t} + \frac{\phi}{2} \left(\frac{I_t}{K_t} \right)^2 - \phi \left(\frac{I_t}{K_t} \right) \right\} \\ - p^t + (1 - \delta) \beta_t \left\{ (1 - \tau_{t+1}) \phi \frac{I_{t+1}}{K_{t+1}} + p_{t+1}^t \right\} \\ = e_{t+1} \quad (5) \end{aligned}$$

ここで、 e_{t+1} は予測誤差と定数項の和、

$$\begin{aligned} \tilde{\beta}_t = \\ \frac{1}{1 + (1 - \tau_{t+1}) \left\{ r_t + \log(1 + \gamma_0 + \gamma_1 M_t + \gamma_2 B_t + \gamma_3 Z_t) + \frac{\gamma_2 B_t}{1 + \gamma_0 + \gamma_1 M_t + \gamma_2 B_t + \gamma_3 Z_t} \right\}} \quad (6) \end{aligned}$$

であり、合理的期待仮説の下では、誤差項 e_{t+1} は t 期に既知の変数とは相関を持たない。

3. 基本モデルの推計

3.1 推計方法

金利スプレッドを考慮しない場合、すなわち(4)式において、 $\gamma_0 = \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$ と仮定した場合と、金利スプレッドを考慮した場合のそれぞれについて、オイラー方程式(5)式にGMM (Generalized Method of Moments)を適用する。ただし、実際の推計にあたっては、企業固有の固定効果を取り除くため、(5)式の一階の階差をとるとともに、時間効果を考慮して、年ダミーを加えたものを推計する。企業固有の効果とは、当該企業の生産物に対する需要や成長機会等をあらわしたものであり、時間効果とは、景気循環等による電機産業全体もしくは日本経済全体に対する各年のショックをあらわしたものである。

また、階差をとる都合上、(6)式の近似として、次の(7)式の $\hat{\beta}$ を(5)式の $\tilde{\beta}$ に代入して推計する¹²⁾。

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_t = \frac{1}{1 + (1 - \tau_{t+1}) r_t} \\ - \frac{(1 - \tau_{t+1}) (\gamma_0 + \gamma_1 M_t + 2\gamma_2 B_t + \gamma_3 Z_t)}{\{1 + (1 - \tau_{t+1}) r_t\}^2} \quad (7) \end{aligned}$$

また、一階の階差をとることにより、推計式の誤差項に移動平均の要素が含まれ、系列相関を生じることになるが、この点は、GMMのウェイト行列の作成の際に考慮した(Newey and West(1987a))。また、誤差項の系列相関を考慮して、 $t-2$ 期の変数を操作変数として用いることとする。具体的には、 Y/K , C/K , p^t , δ , I/K , $(I/K)^2$, M , $\log(P^L L)$ (土地の時価評価額の対数值), $\log(B)$ (負債総額の対数值), ICR (インタレスト・カバレッジ・レシオ), CF (キャッシュフロー), $BDUM$ (社債発行経験の有無別企業ダミー), $\log(A)$ (流動金融資産の対数值)の13変数の2期ラグに年次ダミーをくわえたものを操作変数とした¹³⁾。

3.2 データ

対象企業は、開銀データベースに収録されている電機産業に属する企業のうち、資本ストックの推計の際にベンチマークとした1970年度以降、連続して有形固定資産等のデータが入手できるものであり、かつ、決算期が3月末で変更のないもので、さらに、合併等により、総資産が10%を超えて増加したものを除いた結果、54社がサンプルとなった。なお、サンプルとなった企業はすべて東証第一部もしくは第二部に上場されている(第一部上場社数が40社、第二部上場社数が14社)。

推計に用いるデータ期間は、恒久棚卸法による資本ストックデータ作成のためのベンチマークを1970年3月期としていること、及び、開銀データベースによる短期融資シェア1位の金融機関のデータが1982年3月末からとれること等を考慮し、1982年3月末から1995年3月末とした。推計期間は、操作変数に2期のラグを用い、推計に1期のリードを含むため、84年3

表 1. 記述統計量(82年3月から94年3月まで)

	全企業 702(13期間*54社)	中規模企業 351(13期間*27社)	大企業 351(13期間*27社)
I_t/K_t (設備投資比率)	0.102 (0.091)	0.104 (0.087)	0.100 (0.096)
M (短期借入残高1位の金融機関からの短期融資比率)	0.290 (0.173)	0.358 (0.173)	0.222 (0.143)
M_s (短期借入残高1位の金融機関からの長・短期融資比率)	0.265 (0.157)	0.328 (0.148)	0.203 (0.139)
M_a (長・短期借入残高1位の金融機関からの長・短期融資比率)	0.273 (0.159)	0.339 (0.150)	0.206 (0.137)
CF/Y (キャッシュフロー比率)	0.015 (0.031)	0.014 (0.037)	0.015 (0.024)
ICR (インタレスト・カバレッジ・レシオ)	5.055 (7.463)	6.097 (9.068)	4.014 (5.209)
$\Delta Y/Y$ (生産の伸び率)	0.088 (0.117)	0.087 (0.131)	0.090 (0.101)

注1) 上段は平均値, 下段()内は標準偏差.

月末から94年3月末となる.

その他のデータソース等については, 付論を参照されたい.

3.3 基本モデルの推計結果

推計にあたっては, 全企業の推計に加え, 企業規模別の推計も行う. 企業規模は, 恒久棚卸法により推計した80年度末の資本ストックの大小で, サンプルを2分割した. 結果的に, 80年度末資本ストックが150億円(90年価格)を下回るか上回るかが基準となった. 以後, 前者を中規模企業, 後者を大企業と呼ぶこととする.

まず, 記述統計量(表1)を見ると, 設備投資比率は中規模企業, 大企業ともにほぼ10%と差がないが, メインバンク融資比率はいずれの指標で見ても, 中規模企業のほうが大企業よりも6割程度高いことがわかる. なお, メインバンク融資比率としては, 短期借入残高1位の金融機関からの短期借入額が短期総借入額に占める比率(M), 短期借入残高1位の金融機関からの借入額(長短計)が総借入額(長短計)に占める比率(M_s), 及び, 借入額(長短計)が1位の金融機

関からの借入額(長短計)が総借入額(長短計)に占める比率(M_a)の3種類を掲げている. キャッシュフロー比率, 生産の伸び率については, 両者の差はほとんど無い. なお, インタレスト・カバレッジ・レシオは中規模企業の方がやや高いが, ばらつきが大きい.

以下, 推計結果を概観する. なお, メインバンク融資比率としては, 特に断りの無い限り, 短期融資シェア(M)を用いることとする. まず, 全サンプルによる, 金利スプレッドを考慮しないモデルの推計結果(表2(1))を見ると, 規模の経済性と需要の価格弾力性から合成されたパラメータ ψ は, 1より若干小さいが, 1と有意な差はなく, 完全競争と収穫一定との合成仮説は棄却できない. 調整コストのパラメータはプラスだが有意ではない. 過剰識別制約を示す J 統計量から見る限り, この借入制約のないモデルは棄却されない.

次に, 金利スプレッドをメインバンク融資比率のみの関数と仮定したモデルの推計結果(表2(2))を見ると, 金利スプレッドの定数項 γ_0 は有意水準5%で有意にプラスであるが, メイン

表2. 推計結果

	全企業 594(11 期間*54 社) 推計値(標準偏差)	中規模企業 297(11 期間*27 社) 推計値(標準偏差)	大企業 297(11 期間*27 社) 推計値(標準偏差)
(1) $s = 0$			
ϕ	0.882 (0.147)**	0.758 (0.182)**	0.937 (0.128)**
ϕ	0.888 (0.649)	0.076 (1.050)	0.011 (0.360)
J 統計量			
$\chi^2(11)$	9.671 [0.560]	9.992 [0.531]	11.121 [0.433]
(2) $s(M_t) = \log(1 + \gamma_0 + \gamma_1 M_t)$			
ϕ	0.754 (0.152)**	0.587 (0.178)**	0.881 (0.104)**
ϕ	0.249 (0.573)	1.484 (0.730)**	0.249 (0.407)
γ_0	3.845 (0.924)**	4.271 (1.043)**	4.378 (0.829)**
γ_1	0.876 (1.236)	-2.127 (1.108)*	1.035 (1.567)
J 統計量			
$\chi^2(9)$	7.470 [0.588]	7.020 [0.635]	8.285 [0.506]
帰無仮説: $\gamma_0 = \gamma_1 = 0$ に対する Newey and West の統計量			
$\chi^2(2)$	21.975 [0.000]	9.823 [0.007]	36.678 [0.000]
(3) $s(M_t) = \log(1 + \gamma_0 + \gamma_1 M_t + \gamma_2 BDUM + \gamma_3 B_t + \gamma_4 CF_{t-1})$			
ϕ	0.709 (0.207)**	0.849 (0.202)**	0.926 (0.104)**
ϕ	-0.061 (0.691)	2.226 (1.050)**	0.136 (0.359)
γ_0	4.591 (1.317)**	4.275 (1.225)**	3.769 (0.936)**
γ_1	1.180 (1.730)	-2.160 (1.250)*	0.738 (1.458)
γ_2	-0.639 (0.515)	-3.746 (1.819)**	-0.030 (0.578)
γ_3	$0.227 \cdot 10^{-6} (0.195 \cdot 10^{-6})$	$0.330 \cdot 10^{-5} (0.835 \cdot 10^{-5})$	$-0.474 \cdot 10^{-7} (0.801 \cdot 10^{-7})$
γ_4	$0.122 \cdot 10^{-4} (0.113 \cdot 10^{-4})$	$-1.345 \cdot 10^{-4} (0.808 \cdot 10^{-4})$	$-0.344 \cdot 10^{-5} (0.332 \cdot 10^{-5})$
J 統計量			
$\chi^2(6)$	2.828 [0.830]	2.908 [0.820]	8.582 [0.199]
帰無仮説: $\gamma_0 = \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$ に対する Newey and West の統計量			
$\chi^2(5)$	14.647 [0.012]	9.375 [0.095]	37.304 [0.000]

注1) ()内は、標準偏差。*は10%の有意水準で有意、**は5%の有意水準で有意。
 χ^2 の()内は自由度、[]内は限界有意水準。

バンク融資比率の係数である γ_1 は、有意ではないもののプラスとなっている。過剰識別制約は満たされている。また、Newey and West (1987b)の統計量により、 γ_0 、 γ_1 ともにゼロであるとの帰無仮説を検定すると、有意水準1%で帰無仮説は棄却される。したがって、金利スプレッドを考慮することによって、定式化の改善が図られていることがわかる¹⁴⁾。

こうした結果が企業規模によって異なるかどうかを見ると、大企業では、全企業と同様の推計結果であるのに対し、中規模企業では、メインバンク融資比率の係数が有意水準10%で有意にマイナスであり、融資比率の上昇が金利スプレッドを有意に引き下げていることがわかる。

3.4 頑健性

次に、メインバンク融資比率の上昇が中規模

企業の金利スプレッドを低減させるという、上記結果の頑健性を調べるため、まず、金利スプレッド関数にメインバンク融資比率以外の変数を含めた推計を行う。具体的には、負債総額 B_t 、キャッシュフロー CF_{t-1} ¹⁵⁾、及び、社債発行経験の有無を示すダミー変数 $BDUM$ を追加する。

推計結果(表2(3))を見ると、これらの変数を追加しても、中規模企業におけるメインバンク融資比率は有意水準10%で有意にマイナスとなっている。また、大企業については、やはりメインバンク融資比率は有意ではない。したがって、上記結果の頑健性が確認されたといえよう。なお、新たに追加した変数については、特に中規模企業において、社債発行経験ダミー $BDUM$ が有意にマイナスとなっており、資本市場における名声の確立が資本コストを引き下

表 3. 推計結果(メインバンク指標を変更した場合)

	全企業	中規模企業	大企業
サンプル数	594(11 期間*54 社)	297(11 期間*27 社)	297(11 期間*27 社)
パラメータ	推計値(標準偏差)	推計値(標準偏差)	推計値(標準偏差)
(1) $s(Ms_t) = \log(1 + \gamma_0 + \gamma_1 Ms_t)$			
γ_0	4.200 (0.889)**	4.241 (1.093)**	4.510 (0.817)**
γ_1	0.322 (1.081)	-2.138 (1.268)*	0.330 (0.891)
(2) $s(Ma_t) = \log(1 + \gamma_0 + \gamma_1 Ma_t)$			
γ_0	4.182 (1.022)**	5.398 (1.316)**	5.385 (1.151)**
γ_1	1.531 (1.256)	-1.332 (1.124)	-1.396 (1.246)
(3) $s(GDUM) = \log(1 + \gamma_0 + \gamma_1 GDUM)$			
γ_0	4.124 (1.122)**	2.410 (1.556)	4.516 (0.984)**
γ_1	-0.697 (1.033)	-2.870 (1.704)*	0.013 (0.664)
(4) $s(MBDUM) = \log(1 + \gamma_0 + \gamma_1 MBDUM)$ 注2)			
γ_0	4.643 (1.417)**	4.699 (1.521)**	5.949 (1.411)**
γ_1	-0.728 (1.117)	-2.425 (1.656)	-1.145 (1.032)

注 1) ()内は、標準偏差。*は 10% の有意水準で有意、**は 5% の有意水準で有意。

注 2) $MBDUM$ を用いた場合、中規模企業の推計において、 GMM 推計の反復計算が収束せず、20 回反復後の結果を掲載した。

注 3) J 統計量によると、過剰識別制約は、すべての場合において満たされている。また、Newey and West の検定量によれば、帰無仮説： $\gamma_0 = \gamma_1 = 0$ については、 $GDUM$ を用いた場合の中堅企業(限界有意水準が 19.4%)を除いて、いずれも有意水準 5% で棄却できる。

げる効果を示唆している。他方、キャッシュフローは中規模企業においても有意ではない。これは、メインバンク融資比率が資本コストを軽減するメカニズムとしては、メインバンク融資そのものが内部資金と同様にエージェンシーコストの低い資金であることよりも、他の金融機関へのシグナルの役割がより重要であることを示唆しているのかもしれない¹⁶⁾。なお、紙幅の関係上、結果は割愛するが、1)負債総額 B_t の代わりに、負債総額 B_t から流動金融資産 A_t を控除した純金融負債を用いる、2)収益に及ぼすマクロ変数として、為替レート(90 年度平均値を 1 に基準化したものの対数値)を追加する、との変更をそれぞれ行っても、中規模企業においてメインバンク融資比率が有意水準 10% で有意にマイナスである点は変わらない(ただし、社債発行経験ダミーは、為替レートを追加した場合には、限界有意水準が 15% 程度に低下する)。

さらに、メインバンク機能について、他の指標を用いて推計を行う。具体的には、メインバンク融資比率について、短期借入残高 1 位の金融機関からの長短期融資比率(Ms)と、長短期借入残高 1 位の金融機関からの長短期融資比率

(Ma)をそれぞれ用いた場合を検証し、続いて、6 大企業グループに属しているかどうかのダミー変数($GDUM$)について検証する。さらに、メインバンクにおける情報の蓄積の重要性を考慮するため、短期借入残高 1 位の金融機関が推計期間中に変更があったかどうかのメインバンク継続ダミー($MBDUM$)についても検証する。推計結果(表 3)を見ると¹⁷⁾、4 つの指標のうち、短期借入残高 1 位の金融機関からの総融資比率(Ms)と、企業グループダミー($GDUM$)が、中規模企業において、10% 水準で有意にマイナスである。したがって、メインバンクが中規模企業の資本コストを低減しているという上述の結果の頑健性は、これらの結果からも確かめられたと言えるだろう。

4. 土地保有額の効果

4.1 土地保有額の効果を考慮したモデル

本節では、基本モデルを拡張し、メインバンク融資比率に加え、土地保有額が資本コストに影響を及ぼしうるものと仮定する。したがって、企業は生産への貢献と資本コスト軽減効果の双方を勘案して土地投資を決定する。なお、前節までは、土地と土地以外の資本ストック(機

械・設備及び建物。以下、簡単に、設備と呼ぶ。)とを区別せず、暗黙のうちに両者の完全代替を仮定していたが、本節では、両者を峻別する。

まず、生産関数については、設備ストック K^E 、土地 L 及び可変的生産要素 N を投入要素とするコブダグラス型生産関数を仮定する。

$$F(K_t^E, L_t, N_t) = A_t K_t^{a_E} L_t^{a_L} N_t^{a_N},$$

$$a_E + a_L + a_N = \eta$$

次に、投資の調整コストについては、 I^E を設備投資、 G を設備にかかる調整コスト、 I^L を土地投資、 H を土地にかかる調整コストとし、設備と土地のそれぞれについて、以下のとおり定式化する。

$$G(I_t^E, K_t^E) = \frac{\phi_E}{2} \left(\frac{I_t^E}{K_t^E} \right)^2 K_t^E$$

$$H(I_t^L, L_t) = \frac{\phi_L}{2} \left(\frac{I_t^L}{L_t} \right)^2 L_t$$

最後に、金利スプレッド関数については、メインバンク融資比率 M 、及び、土地保有額 $p^L L$ の関数 $s(M, p^L L)$ と仮定して、以下の定式化を採用する。

$$s(M_t, p_t^L L_t) = \log(1 + \gamma_0 + \gamma_1 M_t) + \gamma_2 \log(p_t^L L_t)$$

メインバンク融資比率及び土地保有額が資本コストを低減していれば、それぞれ γ_1 、 γ_2 がマイナスとなる。

キャッシュフロー制約は、設備の投資財価格を p^E 、地価を p^L であらわすと、

$$d_t = (1 - \tau_t) \{ \Pi(K_t^E, L_t, N_t) - G(I_t^E, K_t^E) - H(I_t^L, L_t) - w_t N_t - (r_{t-1} + s(M_{t-1}, p_{t-1}^L L_{t-1})) B_{t-1} \} - p_t^E I_t^E - p_t^L I_t^L + B_t - B_{t-1}$$

であり、資本蓄積の制約については、設備、土地のそれぞれにつき以下のとおり。

$$K_t^E = (1 - \delta^E) K_{t-1}^E + I_t^E$$

$$L_t = L_{t-1} + I_t^L$$

したがって、需要の価格弾力性を ε 、

$$\phi_E \equiv (1 + 1/\varepsilon)(\eta - a_L)$$

$$\phi_L \equiv (1 + 1/\varepsilon)(\eta - a_E)$$

とおくと、前節と同様の仮定の下では、設備と

土地に関する、以下の2本のオイラー方程式が得られる。

$$(1 - \tau_t) \left\{ \varphi_E \frac{Y_t}{K_t^E} - \frac{C_t}{K_t^E} + \frac{\phi_E}{2} \left(\frac{I_t^E}{K_t^E} \right)^2 - \phi_E \left(\frac{I_t^E}{K_t^E} \right) \right\} - p_t^E + (1 - \delta^E) \tilde{\beta}_t \left\{ (1 - \tau_{t+1}) \phi_E \frac{I_{t+1}^E}{K_{t+1}^E} + p_{t+1}^E \right\} = e_{t+1}^E \quad (8)$$

$$(1 - \tau_t) \left\{ \varphi_L \frac{Y_t}{L_t} - \frac{C_t}{L_t} + \frac{\phi_L}{2} \left(\frac{I_t^L}{L_t} \right)^2 - \phi_L \left(\frac{I_t^L}{L_t} \right) \right\} - p_t^L + \tilde{\beta}_t \left\{ (1 - \tau_{t+1}) \phi_L \frac{I_{t+1}^L}{L_{t+1}} + p_{t+1}^L \right\} - (1 - \tau_{t+1}) \gamma_2 \frac{B_t}{L_t} \right\} = e_{t+1}^L \quad (9)$$

となる。ここで、

$$\tilde{\beta}_t = 1 / \{ 1 + (1 - \tau_{t+1})(r_t + \log(1 + \gamma_0 + \gamma_1 M_t) + \gamma_2 \log(p_t^L L_t)) \} \quad (10)$$

4.2 土地保有効果の推計

(8)及び(9)式をGMMにより同時推計する。3節同様、企業の固有効果と時間効果を考慮するため、それぞれ一階の階差をとったものに年次ダミーを加えたものを推計する。また、(10)式の近似として、以下の(11)式による $\hat{\beta}$ を(8)式及び(9)式の $\tilde{\beta}$ に代入して推計する¹⁸⁾。

$$\hat{\beta}_t = \frac{1}{1 + (1 - \tau_{t+1}) r_t} - \frac{(1 - \tau_{t+1}) \{ \gamma_0 + \gamma_1 M_t + \gamma_2 \log(p_t^L L_t) \}}{\{ 1 + (1 - \tau_{t+1}) r_t \}^2} \quad (11)$$

用いた操作変数は、 Y/K^E 、 Y/L 、 C/K^E 、 p^E 、 δ^E 、 I^E/K^E 、 I^L/L 、 M 、 $\log(B)$ 、 $\log(P^L L)$ 、 ICR 、 CF/Y 、 $BDUM$ 及び $\log(A)$ の14変数の各2期ラグに年次ダミーを加えたものである。

推計結果(表4(1))を見ると、全企業では、土地保有額、メインバンク融資比率のいずれも係数はマイナスだが統計的に有意ではない。これらの点は、大企業についても同様である。他方、中規模企業では土地保有額が有意水準5%で有意に資本コストを引き下げている一方、メインバンク融資比率は資本コストを低減する方向にあるものの、有意水準10%では有意ではなく、土地保有額をコントロールしない場合に比べて有意水準が低下している。

表 4. 推計結果(土地保有の効果)

	全企業	中規模企業	大企業
サンプル数	594(11 期間*54 社)	297(11 期間*27 社)	297(11 期間*27 社)
パラメータ	推計値(標準偏差)	推計値(標準偏差)	推計値(標準偏差)
(1) $s(M_t, p_t^L L_t) = \log(1 + \gamma_0 + \gamma_1 M_t) + \gamma_2 \log(p_t^L L_t)$			
ψ_1	0.892 (0.024)**	0.767 (0.052)**	0.949 (0.058)**
ψ_2	0.901 (0.059)**	0.615 (0.138)**	0.964 (0.052)**
ϕ_1	0.316 (0.254)	0.548 (0.254)**	0.887 (0.470)*
ϕ_2	1.001 (1.022)	1.664 (1.554)	0.814 (1.309)
γ_0	5.179 (1.085)**	7.146 (1.531)**	4.980 (1.440)**
γ_1	-0.449 (0.717)	-1.245 (0.896)	-0.036 (0.832)
γ_2	-0.168 (0.118)	-0.210 (0.094)**	-0.043 (0.071)
J 統計量			
$\chi^2(21)$	28.903 [0.116]	14.372 [0.853]	14.138 [0.864]
帰無仮説: $\gamma_0 = \gamma_1 = \gamma_2 = 0$ に対する Newey and West の統計量			
$\chi^2(3)$	2.772 [0.428]	9.264 [0.026]	4.237 [0.237]
(2) $s(GDUM, p_t^L L_t) = \log(1 + \gamma_0 + \gamma_1 GDUM) + \gamma_2 \log(p_t^L L_t)$			
ψ_1	0.884 (0.037)**	0.877 (0.030)**	0.949 (0.059)**
ψ_2	0.901 (0.044)**	0.841 (0.098)**	0.965 (0.052)**
ϕ_1	-0.213 (0.415)	0.250 (0.172)	0.873 (0.417)**
ϕ_2	-1.154 (0.868)	-0.452 (0.770)	0.857 (1.512)
γ_0	7.044 (1.434)**	9.497 (1.852)**	4.916 (1.733)**
γ_1	-2.394 (1.136)**	-3.694 (1.644)**	0.040 (1.117)
γ_2	-0.155 (0.105)	-0.124 (0.067)*	-0.042 (0.068)
J 統計量			
$\chi^2(21)$	26.554 [0.186]	17.641 [0.672]	14.166 [0.862]
帰無仮説: $\gamma_0 = \gamma_1 = \gamma_2 = 0$ に対する Newey and West の統計量			
$\chi^2(3)$	4.893 [0.180]	17.464 [0.001]	4.274 [0.233]

注 1) ()内は、標準偏差。*は 10% の有意水準で有意、**は 5% の有意水準で有意。

χ^2 の ()内は、自由度。[]内は、限界有意水準。

注 2) (1), (2)における全企業及び中規模企業の推計においては、GMM 推計の反復計算が収束せず、20 回反復後の結果を掲載した。

中規模企業において、メインバンク融資比率の有意性が低下した原因としては、土地保有額とメインバンク融資比率との間に相関があることが考えられる。

そこで、前節の結果も踏まえ、メインバンク指標として、グループ企業ダミー($GDUM$)を用いて改めて推計したところ(表 4(2))、グループ企業ダミーは、全企業及び中堅企業で有意にマイナスとなった。他方、土地保有額の係数は中規模企業において依然有意にマイナスとなっており、地価の変動が比較的規模の小さな企業の資本コストに影響を及ぼしたことを示唆している¹⁹⁾。

5. おわりに

1980 年代以降の金融の自由化、企業の資金調達手段の多様化等を背景に、金融機関、とりわ

けメインバンクの情報生産機能に対して、疑問が投げかけられるようになってきた。そこで、本稿では、主に 80 年代後半から 90 年代前半の電機産業の企業財務データを用い、メインバンクの情報生産活動が企業の資本コストを引き下げ、設備投資に寄与したかどうかについて、分析を行った。

その結果、対象企業のうち比較的規模の小さい企業では、企業の資本コストはメインバンクの融資比率が高まるほど軽減されるのに対し、規模の大きな企業では、こうした効果は認められなかった。これは、一般的に大企業の方が財務基盤が良好であり、既にメインバンクの情報生産機能を必要としなくなっていることを示唆している²⁰⁾。企業規模による違いは、資本コストに影響を及ぼしうる他の要因をコントロールする等の頑健性のチェックを行っても、ほぼ同

様の結果であった。したがって、メインバンクは、比較的規模の小さな企業に対しては、80年後半以降も情報生産機能を維持していると言えるだろう。ただし、規模の小さな企業においても、企業の土地保有額をコントロールした場合は、メインバンク融資比率の資本コスト低減効果が有意でなくなる一方、企業グループに属しているかどうかのダミー変数は依然有意であった。これは、融資比率と土地保有額との間に相関があることによると考えられる。具体的には、二つの可能性が考えられる。ひとつは、地価の変動が、土地担保に依存した審査活動を通じて直接的に、あるいは、不良債権額の増減を通じて間接的に、メインバンクのリスク負担行動、ひいては、融資比率に影響を及ぼした可能性である。もうひとつは、土地保有額の大きな企業は、規模の大きな企業同様、リスクが比較的低いことから、メインバンクの情報生産機能を必要としなくなっていることを反映している可能性である²¹⁾。この点について明らかにするためには、融資比率の変動要因等について、金融機関側の行動も含めた詳細な検討を行う必要があるだろう。

また、本稿では、メインバンク融資比率の上昇が比較的規模の小さな企業の資本コストを軽減することを示したが、その具体的なメカニズムとして、審査活動による直接的効果が重要なのか、あるいは、他の金融機関に対するシグナリング効果が重要なのかという点については、今後に残された課題となっている。無論、他の金融機関に対するシグナリングが信頼性をもつためには、メインバンク自身による審査活動が重要であり、両者は密接に関係しているものと思われるが、どちらがより重要な機能かを明らかにすることは、やはり重要な論点である。このためにも、金融機関側の行動を含めた分析が有益であろう。

最後に、本稿では、資本ストックデータの作成等の関係から、主に80年代後半以降の分析に限られたが、高度成長期を含むこれ以前についても、本稿と同様のアプローチを用いた検証を行うことにより、メインバンク機能が近年変

質したのかといった点について、より明確な結論が得られるであろう²²⁾。この点についても、今後の課題としたい。

(一橋大学経済研究所)

補論. データ

以下、特に断りの無い限り、開銀財務データベースを用いている。

(1) 資本ストック・投資(K, I)

Hayashi and Inoue(1991), Ogawa and Suzuki(1995, 1996)等に従い、有形固定資産を建物、構築物、機械、輸送機械、工具機具及び土地の6種類に分類し、それぞれに恒久棚卸法を適用して、その合計を求めた。すなわち、各種類毎に、1970年3月末をベンチマークとして、以下の式にしたがって、逐次代入した。

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t$$

ただし、土地ストックについては、Ogawa and Suzuki(1995, 1996)に従い、1970年3月末の簿価を時価に直すために、5.27倍している。また、貸借対照表上、土地が減少している場合には、Hoshi and Kashyap(1990), Hayashi and Inoue(1991)等に従い、 t 期に売られた土地は、土地保有を増やした直近の時点で買われた物であると想定して、簿価を時価に変換した。

恒久棚卸法に用いる固定資本減耗率については、Hayashi and Inoue(1991)と同じ率を採用した。

また、設備投資を求める際のデフレーターについては、建物及び構築物については、建設省「建設統計月報」より、それぞれ、建設工事費デフレーター(建築・非住宅)及び同(土木・その他)を用い、機械、輸送機械、工具機具については、それぞれ、日銀「卸売物価」より、国内需要財・最終財・資本財(工業製品)、同(輸送機械)、及び、同(工業製品)を用いた。また、土地については、不動産研究所「全国市街地価格指数」より、工業地の価格指数を用いた。デフレーターはすべて1990年度を1に基準化している。

(2) 生産物(Y)

売上高から期末と期首の棚卸高の差額を加えて、名目生産額を求め、これを、日銀「投入産出デフレーター」より、産出価格指数(電機機械)で除して求めた。

(3) 可変費用(C)

売上原価に販売費及び一般管理費を加えたものから、期末と期首の棚卸高を控除して、名目可変費用を求め、これを日銀「投入産出デフレーター」より投入価格指数(電機機械)で除して求めた。

(4) 法人税率(τ)

大蔵省「財政統計金融月報」より、実効税率(法人税、道府県民税、市町村民税及び事業税の合計)を採用した。

(5) 金利(r)

短期市場金利として、ユーロ円預金金利(3ヶ月)を採用し、これから生産物価格の上昇率を控除して実質金利を求めた。

(6)メインバンク融資比率(M , M_s , M_a)

M は、短期借入残高シェア1位の金融機関からの短期借入残高を総短期借入金で除して求めた。 M_s は、短期借入残高シェア1位の金融機関からの短期借入金と長期借入金(各企業の有価証券報告書より)との合計を総短期借入金と総長期借入金の合計額で除して求めた。 M_a は、総借入金シェア1位の金融機関からの総借入金(東洋経済新報社『企業系列総覧』より)を総短期借入金と総長期借入金の合計額で除して求めた。ただし、借入残高合計がゼロの場合は、それぞれ、メインバンク融資比率もゼロとした。

(7)キャッシュフロー(CF)

当期純利益に原価償却額を加え、配当金支払い額を控除して求めた名目キャッシュフローを生産物価格で除して実質化した。

(8)インタレスト・カバレッジ・レシオ(ICR)

営業損益、受取利息、受取配当金の合計額を支払い利息及び社債利息の合計額で除して求めた。

(9)負債(B)

流動負債、固定負債の合計額から各種引当金、準備金を控除して求めた名目負債額を生産物価格で除して実質化した。

(10)流動金融資産(A)

流動資産から各種棚卸資産を控除した名目流動金融資産を生産物価格で除して実質化した。

(11)社債発行経験ダミー($BDUM$)

推計期間以前、すなわち、1970年3月から1983年3月の間に、社債発行残高がプラスの期のある企業を1、その他の企業を0とおいた。なお、推計期間以前を基準としたのは、推計期間以前は、適債基準等による社債発行規制が厳しい時期であり(Hoshi, Kashyap and Sharfstein(1993)参照)、この時期の社債発行経験はメインバンク融資比率等とは独立であると解釈しうることによる。また、社債発行の経験によって企業の名声を得るためには、ある程度の時間がかかることも考慮した。対象企業54社中、推計期間以前に社債発行経験の無い企業は27社あり、このうち中規模企業が23社、大企業が4社ある。

(12)企業グループダミー($GDUM$)

(財)経済調査協会『系列の研究』に基づき、6企業集団に属している企業を1、それ以外の企業を0とおいた。対象企業54社中、グループ企業は39社あり、このうち中規模企業が19社、大企業が20社ある。

(13)メインバンク継続ダミー変数($MBDUM$)

82年から95年の間にメインバンク(短期融資比率1位の金融機関)の変更がない場合は1、それ以外の場合は0とおいた。対象企業54社中、メインバンク継続企業は47社あり、このうち中規模企業が22社、大企業が25社ある。

注

本稿の執筆にあたっては、統計研究会金融班、一橋大学定例研究会、同マクロ・金融ワークショップ及び諏訪の研究会の参加者、並びに、理論・計量経済学会のコメンテーターである鹿野嘉昭氏から貴重なコメントを頂いた。また、一部のデータ収集にあたっては、李建平氏の助力を得た。記して感謝したい。もちろん、有り得べき一切の誤りの責任は筆者にある。なお、本研究は、文部省科学技術研究費(「金融革新とマクロ経済」、基盤研究(C)(2))から助成を受けた。

1) ただし、岡崎・堀内(1992)は、メインバンクのエージェンシーコスト削減効果は、かなり小さいとしている。なお、メインバンク機能の実証分析に関するサーベイについては、久武・大岩(1996)も参照された。

2) 例えば、鹿野(1996)は「1980年以降の金融環境の変化は、これまでメインバンク関係を支えていた基礎的条件を崩壊させ、その意義や役割を後退させる方向で作用してきた。」としている。

3) 植田(1994)の試算によれば、1950年代以降、都銀、長信銀等は預金金利規制等により多額の補助金を得てきたが、1990年には、そうした補助金のほとんどが、自由化により消滅した。

4) 本稿の分析は、企業は配当の期待割引現在価値を最大化することを前提としており、企業家が株主の意向と乖離して過大投資等を行う可能性は考慮されていない。コーポレートガバナンスの観点からのメインバンクの機能については、重要な問題であるが、本稿の考察の対象外である。

また、Nakatani(1984)は、グループ企業の支払う金利の分散は独立企業に比べて小さいことを示し、メインバンクのリスクシェアリング機能を主張しているが、この場合には、資本コストの水準自体はメインバンクによって引き上げられている可能性も考えられる。したがって、この点を重視すれば、メインバンクが資本コストを引き下げているか引き上げているかは、実証的に結論すべき問題だといえる。

5) 浅子・國則・井上・村瀬(1991)は、財務諸表から計測された資金コストを用い、外部資金調達に伴うエージェンシーコストと設備投資との関係について検証している。

6) Kaplan and Zingales(1997)は、投資のキャッシュフローに対する感応度が高いことは必ずしも外部資金制約が強い訳ではないことを理論的、実証的に示し、Fazzari, Hubbard, and Petersen(1988)等の解釈に疑問を呈している。なお、Fazzari, Hubbard, and Petersen(1996)は、こうした見方に対する反論を試みたものである。

7) Diamond(1991)は、資本市場で一定の名声を獲得した企業については、社債等による資金調達を行うことを理論的に示している。

8) 他方、Fukuda and Hirota(1996)は、メインバンク融資比率(メインバンク貸出の総負債に占める比重)の上昇は負債比率を高めると同時に、負債比率の上昇はメインバンク融資比率を高めることを示し、メ

インバンク融資比率は内生的に決まると主張している。

9) 配当の非負制約を置く代わりに、エクイティーファイナンスに対する追加的なコストを定式化することも可能である。ただし、その場合、正の負債額が選択されるためには、エクイティーファイナンスの限界コストが負債の限界コストを上回る領域があるとの仮定が必要である。

10) 実際の推計には、タイム・タミーを用いるため、 $\frac{1+\lambda_{t+1}}{1+\lambda_t}$ と $p'_{t+1} + (1-\tau_{t+1})G(I_{t+1}, K_{t+1})$ との条件付き共分散が各時点において企業間で共通であれば、推計は妥当性をもつ。この仮定は Hubbard and Kashyap(1992)他に沿ったものであるが、ややアドホックである。そこで、配当の非負制約を置く代わりにエクイティーファイナンスのコストを仮定したモデルを考えると、最適なエクイティーファイナンス(あるいは配当額)が t 期と $t+1$ 期ではほぼ等しければ、(5)式は近似的に成立する。

11) 負債発行に伴う金利スプレッドを仮定するかわりに、負債発行には、

$$B_t \leq B_t^*$$

との数量制約があると仮定した場合にも、本文(5)式と同じオイラー方程式が導ける。ただし、この場合の β_t は、負債発行制約にかかるラグランジュ乗数を ω_t とおくと、本文(6)式に代えて、以下のとおりとなる(λ_t は、本文同様、配当の非負制約にかかるラグランジュ乗数)。

$$\beta_t = \frac{1}{1+(1-\tau_{t+1})r_t} \left(1 - \frac{\omega_t}{1+\lambda_t}\right)$$

したがって、借入制約が強まり、 ω_t が大きくなるほど、企業の資本コストが市場金利より高くなることになる(Whited(1992))。

また、配当の非負制約をおかない場合も、(5)式の導出は可能であるが、この場合には、本論での解釈と異なり、株と負債の限界コストが均等化するようになり、 M_t 等が内生的に決まるという裁定条件を表すことになる。

12) ややアドホックであるが、 $M = -\frac{\gamma_0}{\gamma_1}$, $B = 0$, $Z = 0$ のまわりで1次のテーラー近似を行うことにより、(7)式を得る。

13) 表3(1)、(2)の推計においては、 M にかえて、それぞれ M_s , M_a の2期ラグを操作変数とした。

14) なお、金利スプレッドの定数項 γ_0 がかなり大きな値となっているのは、一部の企業における量的な借入制約を反映しているとも解釈しうるが、更なる定式化の改善を図ることも今後の検討課題である。

15) 本来、キャッシュフローについても内生的な決定を考慮すべきであるが、一階の条件が複雑になり、推計が困難であるため、ここでは、アドホックではあるが、前期のキャッシュフローを外生的に取り扱うこととした。

16) 従来の設備投資の研究では、キャッシュフローは投資に有意な影響を与えるとの結果を得ているものが多いが、岩本(1995)は、マクロの時系列データを用い、投資の説明要因としては内部資金よりもむしろ利潤機会の説明力が高いことを指摘しており、ここでの結果も岩本の結果と整合的であるといえよう。

17) 紙幅の節約のため、金利スプレッドのパラメータのみ推計結果を掲載する。

18) β_t を M と $\log(p^L L)$ の関数とみなし、 $M = -\frac{\gamma_0}{\gamma_1}$, $\log(p^L L) = 0$ のまわりで1次のテーラー近似を行うことにより、(11)式を得る。

19) 宮川(1997)は、Hoshi, Kashyap and Sharfstein(1991), Ogawa and Suzuki(1995, 1996)等を踏まえ、系列システムと土地保有のいずれがエージェンシーコストを引き下げたのかは今後の研究課題であるとしているが、本稿の推計結果からは、比較的規模の小さい企業においては、系列システムと土地保有額ともにエージェンシーコストの引き下げに寄与したと言えるだろう。

20) Aoki, Patrick and Sheard(1994)は、メインバンクの機能として、企業の財務状況が良いほど、銀行融資の重要性が落ち、社債の受託等の証券発行関連業務の重要性が高まるとしており、本稿では、特に大企業において、こうした証券業務を通じた情報生産機能が看過されているおそれがある点は留意を要する。

21) 土地保有額の大きな企業について、メインバンクのシグナルが必要ではないという解釈は、鹿野氏のコメントに負う。

なお、地価の変動が直接・間接にメインバンク融資比率に影響を与えたのであれば、土地保有額と融資比率は正の相関が予想される。他方、土地保有額の大きな企業はメインバンクの情報生産機能を必要としないのであれば、両者は負の相関もしくは無相関が予想される。そこで、単純に、メインバンク融資比率(M)と、土地保有額(対数値)との相関をみると、全企業、中規模企業、大企業のいずれもマイナス(それぞれ、 -0.516 , -0.402 , -0.369)となり、後者の解釈と整合的に見える。ただし、メインバンク融資比率に影響を与えうる他の要因をコントロールしていないため、この点の解釈は保留せざるをえない。

22) 尾高煌之助教授及び都留康教授のコメントに負う。

参考文献

- Aoki, Masahiko, Hugh Patrick and Paul Sheard (1994) "The Japanese Main Bank System: An Introductory Overview," in Aoki, Masahiko and Hugh Patrick (eds.), *The Japanese Main Bank System—Its Relevance for Developing and Transforming Economies*, Oxford University Press.
- Bond, Stephen and Costas Meghir(1994) "Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy," *Review of Economic Studies*, Vol. 61, pp. 197-222.
- Diamond, Douglas W.(1991) "Monitoring and Reputation: The Choice between Bank Loans and Directly Placed Debt," *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 4, pp. 689-721.
- Fazzari, Steven M., R. Glenn Hubbard, and Bruce C. Petersen(1988) "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Papers on*

- Economic Activity* 1, pp. 141-195.
- Fazzari, Steven M., R. Glenn Hubbard, and Bruce C. Petersen(1996) "Financing Constraints and Corporate Investment: Response to Kaplan and Zingales," *NBER Working Paper* 5462, February.
- Fukuda, Atsuo and Shin'ichi Hirota(1996) "Main Bank Relationships and Capital Structure in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 10, No. 3, pp. 250-261.
- Hayashi, Fumio and Tohru Inoue(1991) "The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms," *Econometrica*, Vol. 59, No. 3, pp. 731-753.
- Hoshi, Takeo and Anil K. Kashyap(1990), "Evidence on q and Investment for Japanese Firms," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 4, No. 4, pp. 371-400.
- Hoshi, Takeo, Anil K. Kashyap and David Sharfstein(1991) "Corporate Structure, Liquidity, and Investment," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 1, pp. 33-60.
- Hoshi, Takeo, Anil K. Kashyap and David Sharfstein(1993) "The Choice between Public and Private Debt: An Analysis of Post-Deregulation Corporate Financing in Japan," *NBER Working Paper* 4421, August.
- Hubbard, R. Glenn, Anil K. Kashyap(1992) "Internal Net Worth and the Investment Process: An Application to U. S. Agriculture," *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 3, pp. 506-534.
- Hubbard, R. Glenn, Anil K. Kashyap, and Toni M. Whited(1995) "Internal Finance and Firm Investment," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 27, No. 3, pp. 683-701.
- Kaplan Steven N. and Luigi Zingales(1997) "Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 1, pp. 169-215.
- Nakatani, Iwao(1984) "The Economic Role of Financial Corporate Grouping," in Aoki, Masahiko ed. *The Economic Analysis of the Japanese Firm*, North-Holland, Amsterdam.
- Newey, K. Whitney and Kenneth D. West(1987a) "A Simple Positive Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* Vol. 55, No. 3, pp. 703-708.
- Newey, K. Whitney and Kenneth D. West(1987b) "Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation," *International Economic Review*, Vol. 28, No. 3, pp. 777-787.
- Ng, Serena and Huntley Shaller(1996) "The Risky Spread, Investment, and Monetary Policy Transmission: Evidence on the Role of Asymmetric Information," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 3, pp. 375-383.
- Ogawa, Kazuo and Shin-ichi Kitasaka(1996) "Borrowing Constraints and the Role of Land Asset in Japanese Corporate Investment Decision," *Journal of the Japanese and International Economies* Vol. 10, No. 2, pp. 122-149.
- Ogawa, Kazuo and Suzuki Kazuyuki(1995) "Land Value and Corporate Investment: Evidence from Japanese Panel Data," Discussion Paper no. 373, The Institute of Social and Economic Research, Osaka University.
- Ogawa, Kazuo and Suzuki Kazuyuki(1996) "Demand for Bank Loans under Borrowing Constraint: A Panel Study of Japanese Firm Data," Discussion Paper no. 409, The Institute of Social and Economic Research, Osaka University.
- Whited, Toni M.(1992) "Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data," *The Journal of Finance*, Vol. 172, No. 4, pp. 1425-1460.
- 浅子和美・國則守生・井上徹・村瀬英彰(1991) 「設備投資と資金調達: 連立方程式モデルによる推計」『経済経営研究』第11巻第4号。
- 池尾和人・広田真一(1992) 「企業の資本構成とメインバンク」堀内昭義・吉野直行編『現代日本の金融分析』東京大学出版社。
- 岩本康志(1995) 「金融政策と設備投資」本多祐三編『日本の景気—バブルそして平成不況の動学実証分析』有斐閣。
- 植田和男(1994) 「日本の金融システムの変遷」貝塚啓明・植田和男編『変革期の金融システム』東京大学出版会。
- 岡崎竜子・堀内昭義(1992) 「設備投資とメインバンク」堀内昭義・吉野直行編『現代日本の金融分析』東京大学出版社。
- 鹿野嘉昭(1994) 『日本の銀行と金融組織』東洋経済新報社。
- 鹿野嘉昭(1996) 『変貌する日本の金融制度』東洋経済新報社。
- 久武昌人・大岩保宏(1996) 「メインバンクの機能の実証分析についてのサーベイ」『通産研究レビュー』第7号 pp. 141-157.
- 宮川努(1997) 「設備投資理論の進展と実証分析の多様化」浅子和美・大瀧雅之編『現代マクロ経済動学』
- 森昭彦(1994) 「企業の設備投資とメインバンクの役割—情報理論に基づく実証的考察」『フィナンシャル・レビュー』第33号 pp. 45-65.