

KIER DISCUSSION PAPER SERIES

KYOTO INSTITUTE OF ECONOMIC RESEARCH

Discussion Paper No. 1019

“財市場・資本市場の不完全性と企業の設備投資行動
-法人企業統計季報を用いたオイラー方程式の推定を通して-”

溝端泰和

2011 年 3 月



KYOTO UNIVERSITY
KYOTO, JAPAN

財市場・資本市場の不完全性と企業の設備投資行動 -法人企業統計季報を用いたオイラー方程式の推定を通して-

溝端 泰和

京都大学経済学研究科博士後期課程在籍

【要旨】

本研究では、誘導型アプローチではなく、構造型アプローチに基づいて、90年以降の日本企業の設備投資行動を分析した。構造型アプローチは、明示的に企業の動学的最適化問題を考え、そこから得られる一階条件（投資のオイラー方程式）を直接推定するものである。このような統計手法は、近年注目されてきているものの、日本企業の投資行動についてこの方法を適用した研究例は数少ない。本研究は、財市場および資本市場について不完全性を考えた一般的な理論モデルのもと、企業の最適化問題を記述し、法人企業統計季報のデータを利用して日本企業の投資行動を分析した。得られた結果は以下のとおりである。まず法人企業を産業・規模によって分類し推定を行ったところ、すべてのグループで企業の独占力および信用割当が企業の設備投資に影響している可能性が示唆された。次に上記の信用割当が発生したメカニズムは、規模だけでなく、産業によっても異なっている可能性が指摘された。最後に本稿で推定された信用割当の程度は70年代・80年代のそれと比べて大きなものではなく、90年以降の設備投資の低迷は設備投資需要の低下が主因であると考えられた。

1 はじめに

企業の設備投資行動の分析は、米国だけでなく、日本においてもこれまで数多くなされてきた。理論モデルを検証する際には、誘導型アプローチと呼ばれる方法がとられることが多い。この方法は、設備投資を限界の q の代理変数 (たとえば平均の q) を用いて定式化し、回帰分析を行う手法である。貸し渋りの問題が頻繁に指摘されるなか、90 年以降日本では、この方法を用いて設備投資と資金調達の関係が数多く分析された。このような分析例は枚挙にいとまがないが、先駆的な研究として、Hoshi, Kashyap and Scharfstein(1991) がある。

Hoshi, Kashyap and Scharfstein(1991) にも触れられているが、誘導型アプローチを用いた実証分析は以下の問題を抱えている。それは、限界の q の代理変数には実際の q との誤差があるため、キャッシュフローなどの資金繰りをあらわす指標を説明変数として追加すると、係数が過大に推定されてしまうという問題である。この問題に関連して、Kaplan and Zingales(1997) では、少なくとも設備投資の内部資金感応度が高いことをもって資金制約の強さの基準にすることは不適切であることが指摘されている。¹

上記のような問題は、誘導型アプローチにおいて、将来収益の割引現在価値である限界の q をなんらかの指標を用いて構築しなければいけないために生じる。そこでこのような指標を構築する必要がない推定方法として、構造型アプローチという方法が注目されてきた。構造型アプローチは、明示的に企業の動学的最適化問題を考え、そこから導出される一階条件を直接推定する方法である。この方法を用いた分析例は必ずしも多くはないが、米国企業の設備投資行動を分析したものに、Whited(1992), Hubbard, Kashyap and Whited(1995), Whited and Wu(2006) がある。これらの論文はいずれも、米国企業のパネルデータを利用して、金融・資本市場の不完全性ないしエージェンシーコストの存在を検証している。

同様の手法を用いて、日本企業の設備投資行動を分析した研究には、Ogawa, Kitasaka, Yamaoka and Iwata(1996) および Ogawa and Suzuki(1998) がある。Ogawa, Kitasaka, Yamaoka and Iwata(1996) は「法人企業統計」の産業ごとの集計量データに基づいて、また Ogawa and Suzuki(1998) は機械系産業のパネルデータに基づ

¹このような誘導型アプローチの問題について言及した日本の論文としては、堀・齊藤・安藤 (2004) がある。堀・齊藤・安藤 (2004) では、負債比率の高い企業群と低い企業群のそれぞれで、キャッシュフローを追加した設備投資関数を推定している。そして本来ならより資金制約に直面するであろう、負債比率の高い企業群のほうが、キャッシュフローの係数が小さくなることなどから、キャッシュフローの有意性だけでは信用割当の根拠にはならないことを示した。

いて、1970 年から 90 年の間の日本企業の設備投資行動を分析している。主な結果は、以下のとおりである。まず Ogawa et al.(1996) では、非製造業に属する産業 (建設業・不動産業・卸売業など) において、製造業よりも大きな信用割当の効果が観察されること、土地価格が高騰したバブル期において信用割当の影響がかなり緩和したことが示された。また Ogawa and Suzuki(1998) では、系列企業と非系列企業の二つのグループで信用割当を検証したところ、銀行との結びつきが弱い非系列企業のほうが借入制約が強く働いていることが示されている。

本稿では Whited(1992) 等で用いられている構造推定の手法を用いながら、90 年以降の日本の設備投資行動について分析を行う。推定には、財務省発表の「法人企業統計調査」(四半期別調査) から集計量データを用いた。このため本稿の分析目的は、Ogawa et al.(1996) と共通している。しかしながら Ogawa et al.(1996) とは、以下の点で異なっている。

まず推定期間は 90 年以降であり、近年の投資行動を対象としている。近年の日本企業の投資行動について誘導型アプローチをもとに分析したものは多数あるが、構造型アプローチによって分析した例は数少ない。² 次に Ogawa et al.(1996) は、資本市場について不完全であると考えているものの、財市場については完全競争であると仮定している。そこで本稿はより一般的に、財市場についても不完全競争を考えた。これは財市場が不完全競争であるにもかかわらず、完全競争であると仮定した場合、構造推定すべきパラメータにバイアスがでると考えたためである。さらに信用割当を定式化するには、90 年代後半の不況が不良債権によるものであるという指摘を受けて、企業側だけでなく銀行側の健全性指標も用いて定式化している。最後に Ogawa et al.(1996) は、企業を産業によってしか分類していないのに対し、本稿は資本金規模によっても分類し、産業・規模双方による設備投資行動の違いを分析している。

以上を踏まえたうえで、本稿の構成は次のようになっている。まず 2 節において、財市場および資本市場が不完全な場合の企業の設備投資行動のモデルを提示する。³次に 3 節では、前節で求められたオイラー方程式を構造推定するための方法について、関数の特定化・操作変数の候補という点に注目しながら解説する。続いて 4 節では、推定に用いた標本の出所および性質について解説し、5 節では推定結果について財市

²誘導型アプローチを用いて近年の日本の投資行動を分析したものの一例として、福田・粕谷・中島 (2005)、田中 (2006)、宮尾 (2008) などがある。

³本稿では財市場の不完全性を、財市場が不完全競争であるという意味において用いていることに注意。

場と資本市場の不完全性の有無という観点から説明する．6 節では前節で推定された結果について定量的な分析を行い，7 節で本稿の結論および今後の課題等について示す．

2 モデル

本節では，財市場および資本市場が不完全な場合の企業の設備投資行動のモデルについて説明する．理論モデルの説明は，基本的に Whited(1992) ,Whited and Wu(2006) に従っている．

企業の動学的最適化問題を記述するにあたり，まず企業の目的関数を定義するところから始めよう．企業は企業価値の最大化を目的としており，0 期の企業価値は既存株主への配当の割引現在価値として以下で与えられる．

$$V_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \left(\prod_{j=0}^{t-1} \frac{1}{1+r_j} \right) d_t \quad (1)$$

ここで V_0 は 0 期の企業価値を， E_0 は 0 期に利用可能な情報のもとでの条件付期待値オペレータを表す．また r_j は j 期の実質利子率を， d_t は t 期の配当を表している．

次に企業の収支均等式から，配当について以下の関係を得る．⁴

$$d_t = \pi(k_{t-1}, \nu_t) - I_t - \psi(I_t, k_{t-1}) + B_t - (1+r_{t-1})B_{t-1} \quad (2)$$

ここで π は企業の利潤関数⁵， k_t は t 期期末の資本ストック， ν_t は t 期の確率ショック， I_t は t 期の投資量， ψ は調整費用関数， B_t は t 期期末の借入ストックを表している．また各変数とも投資財の価格をニューメレールにとって実質値で評価してある．いま財市場は不完全競争であるので，利潤関数の資本ストックについての 2 階の導関数を以下のように仮定する．

$$\pi_{kk} < 0 \quad (3)$$

上の式は，生産関数が生産要素について一次同次であれば，財市場が不完全競争であるとき満たされる利潤関数の性質である．財市場が完全競争であれば， $\pi_{kk} = 0$ となることも知られている．(詳しくは，Cooper and Ejarque(2003) 参照．) 残った調

⁴ 企業の収支均等式とは，キャッシュインフローである利潤と純借入の合計が，キャッシュアウトフローである配当支払い，借入利子支払，投資関連支出の合計と等しくなる式を意味する．

⁵ ここで利潤関数は，自由に調整可能な生産要素について，企業が最適化を行った後のものを指す．

整費用関数については、通常考えられているように、一次同次かつ投資について凸型 ($\psi_{II} > 0$) のものを考える。

最後に制約条件として以下の三つの式を考える。

$$k_t = I_t + (1 - \delta)k_{t-1} \quad (4)$$

$$d_t \geq 0 \quad (5)$$

$$B_t^* \geq B_t \quad (6)$$

(4) 式は資本蓄積式であり、 δ は資本減耗率を表す。(5) 式は配当の非負制約を表しており、新株発行は考えられていない。最後に (6) 式は借入制約を表し、 B_t^* は借入の上限である。

ここで (5),(6) 式は、資本市場の不完全性を反映した式であることに注意が必要である。これは新株発行のコスト ((5) 式) や信用割当の発生 ((6) 式) が、ともに金融市場における情報の非対称性に起因しており、資本市場が完全であればこのようなコストは発生しないからである。このような制約式が課される場合、企業は資金制約から十分な投資を行えない可能性がある。なぜなら (5) 式により新株発行が、(6) 式により負債の発行がそれぞれ制限されることで、企業の外部資金調達手段がすべて制約されるからである。

以上で企業の動学的最適化問題が記述された。企業は (1) 式によって定義された企業価値を、(2) 式から (6) 式までの制約式のもと最大化する。(2) 式と (4) 式を (1) 式に代入し、(5) 式の未定乗数を λ_t 、(6) 式の未定乗数を γ_t として、 t 期のオイラー方程式を導くと次のようになる。⁶

$$\frac{1}{1+r_t} E_t \left[\left(\frac{1+\lambda_{t+1}}{1+\lambda_t} \right) \left[\pi_k(k_t, \nu_{t+1}) - \psi_k(I_{t+1}, k_t) \right. \right. \quad (7)$$

$$\left. \left. + (1-\delta) \left(\psi_I(I_{t+1}, k_t) + 1 \right) \right] \right] = \psi_I(I_t, k_{t-1}) + 1$$

$$\lambda_t - E_t \lambda_{t+1} - \gamma_t = 0 \quad (8)$$

(7) 式は資本ストック k についてのオイラー方程式であり、(8) 式は借入ストック B についてのオイラー方程式である。ここで (7) 式は次のように解釈できる。右辺は

⁶資本市場が完全である場合は、制約式 (5),(6) 式を考慮しなくてよいので、

$$\frac{1}{1+r_t} E_t \left[\pi_k(k_t, \nu_{t+1}) - \psi_k(I_{t+1}, k_t) + (1-\delta) \left(\psi_I(I_{t+1}, k_t) + 1 \right) \right] = \psi_I(I_t, k_{t-1}) + 1$$

という通常の投資のオイラー方程式が得られる。

今期一単位追加的に投資した場合の調整費用の増分と資本の購入費用を表している。一方左辺は次期まで投資を持ち越した場合の追加的なコストである、収入の減少、調整費用の増分、資本の購入費用および資金制約のシャドーコストを表している。そしてこれらが等しくなるところが最適な投資量となる。

以上本節では、財市場および資本市場が不完全な場合の最適な資本蓄積過程を導出してきた。財市場が不完全競争であることは、利潤関数の2階の導関数に((3)式)、また資本市場の不完全性は、制約式((5),(6)式)によって考慮された。次節では、上で導かれた投資のオイラー方程式の推定方法について解説する。

3 推定方法

前節で導出されたオイラー方程式の推定を行うために、まず(7)式を予測誤差を用いて書き直すことを考えよう。予測誤差を用いると(7)式は、次のように書き直される。

$$\frac{1}{1+r_t} (1-\Lambda_t) \left[\pi_k(k_t, \nu_{t+1}) - \psi_k(I_{t+1}, k_t) + (1-\delta)(\psi_I(I_{t+1}, k_t) + 1) \right] = \psi_I(I_t, k_{t-1}) + 1 + e_{t+1} \quad (9)$$

ここで $\Lambda_t \equiv 1 - (1 + \lambda_{t+1})/(1 + \lambda_t)$ である。いま $E_t(e_{t+1}) = 0$ となるから、 t 期の予測誤差は t 期以前の情報と相関しない。本稿ではこの予測誤差の性質を利用して、一般化モーメント法により推定を行う。

オイラー方程式を推定するにあたり次にすべき作業として、モデルに登場する関数の特定化が挙げられる。そこでまず資本の限界収益(π_k)について考えることにする。財市場が完全競争である場合、利潤関数 $\pi(k_{t-1}, \nu_t)$ は資本ストックについて線形の関数になる。このとき限界収益と平均収益は一致するので、

$$\pi_k(k_{t-1}, \nu_t) = \frac{Y_t - C_t}{k_{t-1}}$$

のように特定化が可能である。ここで Y_t は t 期の収入を、 C_t は t 期の可変費用を表している。(ともに実質値である。) いまこの表現を利用すると、財市場が不完全競争である第2節のモデルの場合、

$$\pi_k(k_{t-1}, \nu_t) = \frac{\mu^{-1}Y_t - C_t}{k_{t-1}} \quad (10)$$

のようにマークアップ率 μ を加えた形で定式化できる。⁷

次に調整費用関数について考える。本稿では、以下のような2次の調整費用関数を採用した。

$$\psi(I_t, k_{t-1}) = \frac{\alpha}{2} \left(\frac{I_t}{k_{t-1}} - \delta \right)^2 k_{t-1} \quad (11)$$

α は調整費用関数を特徴付けるパラメータで正である。また定式化から調整費用は純投資にのみかかり、投資についての二階の微分係数が正であることがわかる。このような定式化は、例えば Chirinko(1987) や Hennessy(2004) においても同様になされている。⁸

最後に未定乗数によって構成された Λ_t の項について考えよう。資本市場が完全である場合、この項は0になるので特定化する必要はない。しかしながら情報の非対称性によって資本市場が不完全になる場合、この項は一般に0にならないので特定化が必要がある。いま(8)式より Λ_t は信用割当の程度を表しており、信用割当は借入の上限である B_t^* によって影響を受ける。そこで本稿では、借入の上限 B_t^* に影響を与える変数を説明変数として、以下の式による特定化を考えた。

$$\Lambda_t = c_0 + c_1 \frac{B_{t-1}}{k_{t-2}} + c_2 BIS_{t-1} \quad (12)$$

(12)式は前期の企業の負債比率および銀行の自己資本比率(BIS)が借入の上限に影響を与えるとした式である。Whited(1992)やOgawa and Suzuki(1998)は、借入の上限に影響を与える変数として企業の健全性指標しか用いていない。しかしながら本稿では、90年以降指摘された貸し渋りが不良債権によるものであるという指摘を反映して、銀行の健全性指標も借入の上限に影響を与えるものと考えている。⁹

以上これまでの議論から、構造推定するモデルは次の式にまとめられる。

$$\frac{1}{1+r_t} (1 - \Lambda_t) \left(\left[\frac{\mu^{-1} Y_{t+1} - C_{t+1}}{k_t} \right] + \frac{\alpha}{2} \left[\left(\frac{I_{t+1}}{k_t} \right)^2 - \delta^2 \right] \right)$$

⁷Whited(1992), Hubbard, Kashyap and Whited(1995), Whited and Wu(2006)においても基本的に同様の特定化が考えている。また具体的な導出過程については、Ogawa and Suzuki(1998)や鈴木(2001)を参照。

⁸調整費用の特定化については、純投資ではなく粗投資にかかるという定式化も考えられる。しかしながら本稿における推定では、両者にほとんど違いが見られなかったのでよりよく利用される形を採用した。このような調整費用関数の特定化以外にも、調整費用関数の形状については様々なものが考えられている。詳しくはAbel and Eberly(1994)やBarnett and Sakellaris(1998)などを参照。

⁹Ogawa and Suzuki(1998)では、資本ストックではなく土地ストックにより借入ストックを基準化している。これはこれらの論文の推定時期において、土地ストックの担保としての価値が非常に高かったためである。バブル崩壊後の土地価格の急落によって、土地の担保としての役割は低くなったため、本稿ではより一般的に資本ストックによる基準化を行っている。

$$+(1-\delta)\left[\alpha\frac{I_{t+1}}{k_t}-\alpha\delta+1\right]\right)-\alpha\frac{I_t}{k_{t-1}}+\alpha\delta-1=e_{t+1} \quad (13)$$

$$\Lambda_t = c_0 + c_1\frac{B_{t-1}}{k_{t-2}} + c_2BIS_{t-1}$$

ここで μ は財市場が不完全競争であることを, Λ は資本市場が不完全であることをそれぞれ反映している. $\mu = 1, \Lambda = 0$ という特殊なケースは, 財市場も資本市場も完全な場合に対応する. 本稿では上に示した式について構造推定を行い, 90 年以降の日本企業の設備投資行動において財市場と資本市場の不完全性が重要であったどうか検討していく.

本節の最後として, 上記の式を構造推定するための推定方法について確認しておく. 本節の最初に示したように, 予測誤差 (e_{t+1}) の t 期の情報集合に基づく条件付期待値はゼロであった. そのため以下の式が成立する.

$$E_t(\mathbf{Z}_t e_{t+1}) = \mathbf{0}$$

ここで $\mathbf{Z}_t$ は t 期の情報集合 I_t の部分集合である. いまこの直交条件を標本平均で表した際に, 式の本数が未知パラメータより多ければ, 一般化モーメント法により未知パラメータを一致推定することができる. そこで本稿では, 操作変数 ($\mathbf{Z}_t$) のリストとしてモデルにでてくる変数の 1 期・2 期のラグ値および内部留保の程度を表す指標として流動資産の資本ストックに対する比率を用いて GMM 推定を行った.¹⁰ これら具体的な変数の作成方法については次節および補論で扱う.

4 データ

本節では, (13) 式を構造推定する際に用いた標本について解説する. 基本的に用いた標本は, 「法人企業統計調査」(財務省) の四半期別調査である. 「法人企業統計調査」(四半期別調査) は, 法人企業を対象に, 業種ごとおよび資本金規模ごとの財務データを集計値で報告している. 本稿ではそのなかから, 以下の項目を用いた. まずフローの系列として, 減価償却費 (その他有形固定資産), 売上高, 売上原価, 支払利息等のデータを, またストックの系列としてその他有形固定資産, 流動資産計, 短期借

¹⁰ GMMによる推定の場合, 操作変数には t 期の情報集合のもとで潜在的に利用可能なすべての変数が含まれる. しかしながら Tauchen(1986) に示されているように, たくさんの操作変数を用いた場合推定量のパフォーマンスが悪くなるという指摘もある. そのため操作変数の選択の際には, モデルの中の変数と相関が高いと思われる 2 期までのラグを選択した.

入金計、長期借入金計、社債および金融機関借入金(固定負債)のデータを利用した。これらデータを用いたモデルの変数の作成方法については補論にて説明してある。

「法人企業統計調査」(四半期別調査)を利用する際には、次の点に注意が必要である。それは資本金規模 10 億円以上のグループ以外は標本調査による母集団推定が行われており、その際の標本の抽出替えが第 1 四半期と第 2 四半期の間でなされるということである。このため年度をまたぐデータには連続性がなく、そのままの形では分析できない。そこで本稿では、小川(2003)に従いデータの各種項目について断層修正を行った。¹¹

すでに示したように、「法人企業統計調査」(四半期別調査)は法人企業を資本金規模や業種によって分割し、各グループごとに集計量でデータを報告している。そこで本稿では製造業と非製造業のそれぞれについて、資本金規模が 10 億円以上のグループ(大規模)、1 億円から 10 億円のグループ(中規模)、5 千万円から 1 億円(小規模)のグループについて計 6 つのグループで推定を試みた。また報告されているデータは四半期ごとの原系列であるので、変数の作成の際には日本銀行発表の 2005 年基準、国内企業物価指数(需要段階別・用途別指数(資本財))を用いて実質化を行っている。さらに季節性を考慮するために、(13)式および操作変数のリストに季節調整ダミーを加えて推定を行った。

最後に推定期間についてであるが、推定期間は 1990 年の第一四半期から 2008 年の第一四半期までの計 72 期間とした。この期間は、多くの実証分析で貸し渋りがあったと指摘されている 90 年代後半の金融危機の時期を十分に含んでおり、また最近の企業の投資行動も考慮されている。直近のデータを含めたのは、近年の投資動向について分析することで、より客観的に 90 年代の投資行動を分析できると考えたためである。

5 推定結果と解釈

この節ではこれまでの準備のもと、(13)式を構造推定し、90 年以降の日本経済における財市場および資本市場の不完全性の有無について考察していく。モデルの評価は、調整費用関数のパラメータ(α)の値と過剰識別制約の検定によって行う。

まず表 1 には、財市場も資本市場も完全であると仮定し、(13)式に $\mu = 1, \Lambda = 0$ を代入した特殊な場合の推定結果が示されている。推定すべき構造パラメータは、調

¹¹断層修正の具体的な方法については補論を参照のこと。

表 1: 財市場も資本市場も完全な場合の構造推定

製造業	大規模	中規模	小規模
α	-12.33** (1.143)	-13.90** (1.289)	-7.470** (1.622)
J 値	11.36	11.70	16.76
p 値	0.786	0.763	0.400
非製造業	大規模	中規模	小規模
α	-9.286** (1.072)	1.975 [†] (1.022)	-6.282** (1.373)
J 値	13.44	17.49	14.55
p 値	0.639	0.354	0.557

注) 操作変数の候補として、定数項・季節調整ダミーと以下の変数の一期と二期のラグ値を用いた。 I/K , $(I/K)^2$, Y/K , C/K , B/K , BIS , r , A/K . ここで A は流動資産を表す。また推定方法として、本稿では小標本でよりパフォーマンスが良い繰り返し GMM の方法を用いた。表 1 において括弧内の数値は標本誤差である。また ** は 1 パーセント有意を、* は 5 パーセント有意を、[†] は 10 パーセント有意を表す。各グループの J -統計量は自由度 16 の χ^2 乗分布に従う。季節調整ダミーの係数は省略してある。

整費用関数のパラメータ α である。表 1 を見ると、非製造業の中規模のグループを除くすべてのグループで、本来正である調整費用のパラメータが有意に負値で推定されていることがわかる。このため調整費用のパラメータが符号条件を満たしていないので、財市場も資本市場も完全な理論モデルはあてはまりが悪いといえる。理論モデルのこのような説明力の低さは、90 年以降頻繁になされたトービンの平均の q による誘導型推定においても確かめられており、本稿は構造推定のアプローチからこの点を確認したものになっている。

上記のように財市場も資本市場も完全な理論モデルがあてはまりが悪くなった要因として、本来重要な財市場や資本市場の不完全性を捨象して推定を行ったことが考えられる。すなわち財市場や資本市場の不完全性を無視したために、調整費用関数のパラメータに下方バイアスが生じた可能性がある。¹² そこで表 2 には、これらの不

¹²調整費用のパラメータ (α) に、下方バイアスが生じる仕組みは以下のように説明される。いま標本データが与えられた際に、企業の独占力や信用割当の影響を無視すると、一般に (12) 式の左辺の値は増加する。この増加分を調整費用のパラメータ (α) のみで説明しようとする、次期の調整費用への影響が今期の調整費用への影響を上回る場合、下方にバイアスを受けることが示される。(ただし厳密には本稿の推定方法は一般化モーメント法であるから、予測誤差を小さくする上記の推定方法ではないことには注意が必要である。)

表 2: 財市場も資本市場も不完全なモデルの構造推定

製造業	$\mu - 1$	α	c_0	c_1	c_2	J 値 (p 値)
大規模	0.274** (0.009)	0.177* (0.081)	-0.075** (0.012)	0.262** (0.030)	-0.287* (0.128)	11.70 (0.469)
中規模	0.157** (0.009)	-0.049 (0.112)	-0.020† (0.011)	0.046* (0.020)	0.131† (0.076)	7.790 (0.801)
小規模	0.147** (0.012)	0.069 (0.139)	-0.027† (0.013)	0.050** (0.012)	0.257* (0.105)	6.901 (0.864)

非製造業	$\mu - 1$	α	c_0	c_1	c_2	J 値 (p 値)
大規模	0.077** (0.018)	0.120 (0.103)	0.096** (0.013)	-0.124** (0.011)	0.120 (0.092)	6.475 (0.890)
中規模	0.224** (0.007)	0.689** (0.201)	0.032† (0.017)	-0.076** (0.008)	0.142 (0.173)	9.324 (0.675)
小規模	0.303** (0.027)	0.255* (0.106)	0.102** (0.036)	-0.094** (0.023)	-0.697† (0.412)	8.343 (0.757)

注) 操作変数は表 1 に同じ。括弧内の数値は標本誤差である。また ** は 1 パーセント有意を, * は 5 パーセント有意を, † は 10 パーセント有意を表す。各グループの J-統計量は自由度 12 の χ^2 乗分布に従う。季節調整ダミーの係数は省略してある。

完全性を加味したより一般的な仮定のもと, (13) 式を推定した結果が示されている。

表 2 の推定結果を見ると, 調整費用のパラメータの下方バイアスが修正されていることがわかる。具体的には, 製造業の大規模および非製造業の中規模・小規模のグループにおいて 5 パーセント有意に正の値が推定されており, そのほかのグループにおいても 0 と異なる値が推定されている。このため調整費用のパラメータを見た際には, モデルのあてはまり具合は改善しているといえる。さらにもう一つのモデルを評価する指標である J-統計量について見ても, モデルが棄却されていないことがわかる。

このようにモデルのあてはまりがよくなったのは, 財市場や資本市場の不完全性を認めたためであった。そこでまず最初に財市場の不完全性を示すマークアップ率の指標について詳しく見てみよう。表 2 をみると, 産業や規模に関係なくすべてのグループにおいて, マークアップ率が 1 と有意に異なっていることがわかる。製造業では 1.147 から 1.274 の間で, 非製造業では 1.077 から 1.303 の間でマークアップ率が

推定されている。このことから企業の独占力が、設備投資に影響していた可能性が高い。次に資本市場の不完全性を示す信用割当のパラメータ (c_0, c_1, c_2) について見てみる。するとこれらのパラメータも、0 と異なって有意に推定されているところが多い。このため企業の独占力のほかに、信用割当も企業の設備投資に影響していた可能性がある。¹³

ではここで指摘された信用割当は、どのようなメカニズムによってもたらされたのだろうか。この点については、個々のグループで推定された c_0, c_1, c_2 のパラメータの符号をみることで検証できる。最初に製造業についてどのように信用割当が発生していたかみていこう。まず製造業では負債比率の係数である c_1 が、すべての規模で有意に正に推定されている。(大規模で 1 パーセント有意, 中規模で 5 パーセント有意, 小規模で 1 パーセント有意。) このため負債比率が高いときほど、信用割当の程度は大きかったことになる。これは銀行が企業に融資する際に、負債比率が高いときほどデフォルトリスクが高まるので貸出を控えていたことを示している。次に BIS 指標の係数をみると、大規模で負に有意に、中規模・小規模で正に有意に推定されている。このため銀行が不健全であるときには、大規模企業への貸出を控え、中・小規模企業への貸出を増やしていた可能性が指摘できる。前者は貸し剥がしと呼ばれる現象に、後者は追い貸しと呼ばれる現象にそれぞれ対応している。¹⁴

次に非製造業における信用割当の構造についてみていこう。非製造業においては、製造業とは対照的に、負債比率の係数がすべての規模で負に有意に推定されている。したがって負債比率が高いときほど、製造業とは逆に信用割当の程度が小さかったことになる。これは将来収益が高く優良な企業であるほど、銀行が積極的に貸出を行い、結果として負債比率が高まるという負債比率の別の側面を反映したためであると考えられる。このような信用割当の構造の違いは、BIS 指標においても現れている。製造業では大規模において貸し剥がしが指摘されたが、非製造業の場合は規模が小さいところで貸し剥がしが起こっている可能性がある。(小規模で 10 パーセント有意) このため製造業と非製造業では、同じ信用割当であってもそれが起こる仕組みは異なっていた可能性がある。

以上本節で得られた結果をまとめると、次のようになる。まず財市場が完全競争

¹³ Hayashi(1982) では、企業に独占力がある場合、限界の q は平均の q と異なるより小さな値をとることが示されている。また信用割当がある場合も独占力がある場合同様、一般に限界の q と平均の q は異なる値をとる。これらのことが限界の q の代理変数を作成する際に、誤差が生じる一要因である。

¹⁴ 貸し手である銀行のバランスシートが悪化したときに、企業への貸出を増やす追い貸しについては、福田・粕谷・中島 (2005) が詳しい。

であり、資本市場が完全だとする理論モデルは、標本データに対する説明力が低いことが示された。そこで次にこれらの仮定を緩めた理論モデル(財市場が不完全競争で、資本市場が不完全なモデル)を推定した結果、理論モデルのあてはまりがよくなることが示された。これらのことから90年以降の日本企業の設備投資行動において、企業の独占力や信用割当が影響していた可能性がある。さらにここで指摘された信用割当については、それが発生したメカニズムが、企業の規模の違いだけでなく製造業・非製造業という産業の違いによっても異なっていた可能性があった。次節では、本節で有意に推定された企業の独占力や信用割当が、どの程度設備投資に影響していたかについて検討してみる。

6 定量的な分析

前節では、企業の独占力および信用割当が設備投資行動に影響している可能性が指摘された。本節では、これらの要因によって設備投資が具体的にどのように影響を受けてきたのか定量的に分析を行う。

企業の独占力や信用割当による設備投資への影響を定量的に評価することは、実証分析において非常に困難である。これは標本として得られる収入(Y)や可変費用(C)などのデータに、企業の独占力や信用割当といった影響が含まれているため、それらのデータを用いた分析を行うと影響を過大評価してしまう可能性があるからである。(同時決定の問題)このため企業の独占力については定量的な分析は困難となるが、信用割当については、Whited(1992)やOgawa et al.(1996)でなされているように、外生的な金利に与える影響を見ることで部分的に分析を行うことができる。そこで本節においても、信用割当の影響を中心に定量的な分析を行った。¹⁵

まず図1および図2には、(11)式から計算された Λ の値がプロットしてある。 Λ は信用割当の程度を表していたから、この図はどの時期に信用割当がより厳しかったかを示すグラフとなる。図からすぐわかるように、製造業大規模および非製造業中・小規模において、 Λ が負の値をとっている。しかしながら(8)式からわかるように、 Λ は基本的に0から1の間の値しかとらない。そこで本稿では、Ogawa and Suzuki(1998)においてなされているように、これらのグループでは信用割当は発生していないも

¹⁵Cooper and Ejarque(2003)でなされているような数値計算によるシミュレーションの場合、ここで指摘されたような同時決定の問題を回避して、企業の独占力の影響や信用割当の影響を見ることが可能となる。

図 1: 信用割当の程度の推移 (製造業)

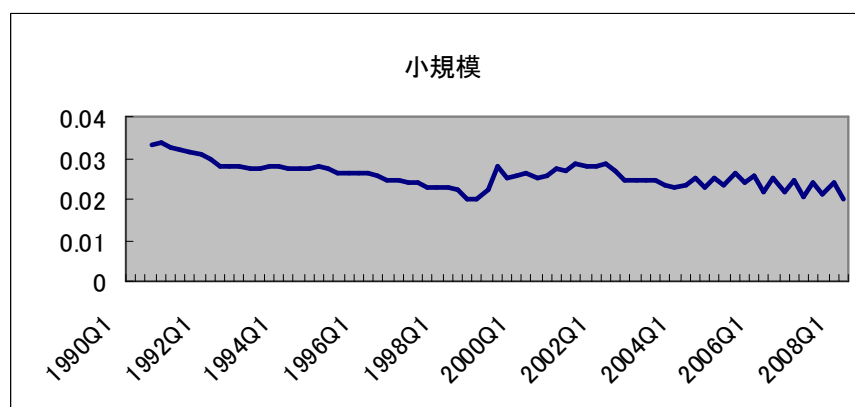
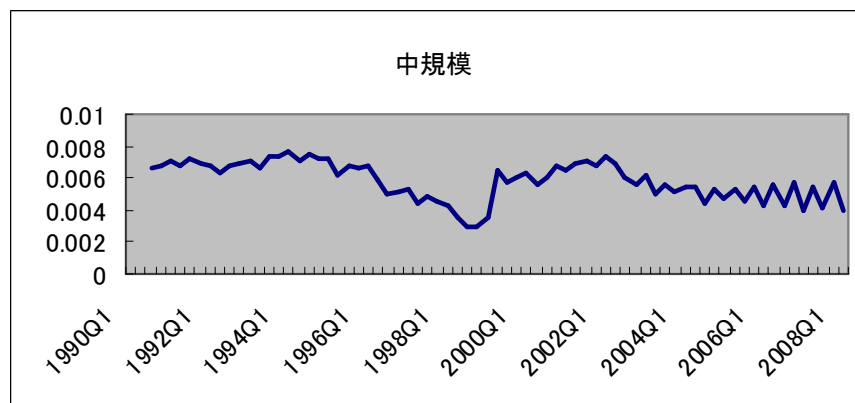
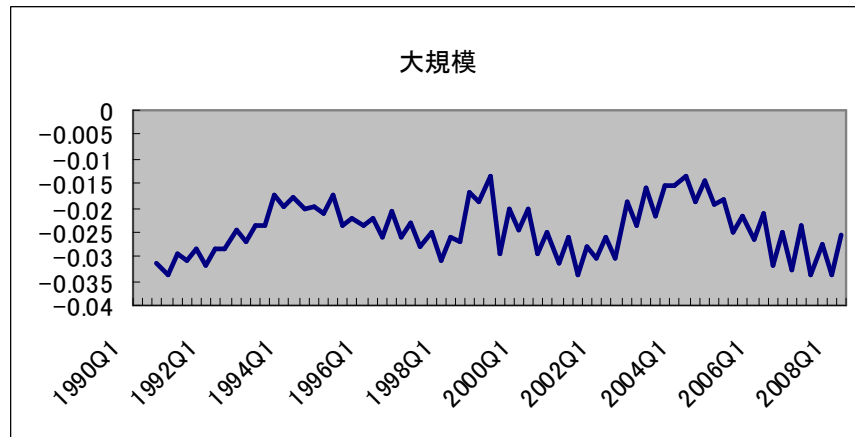
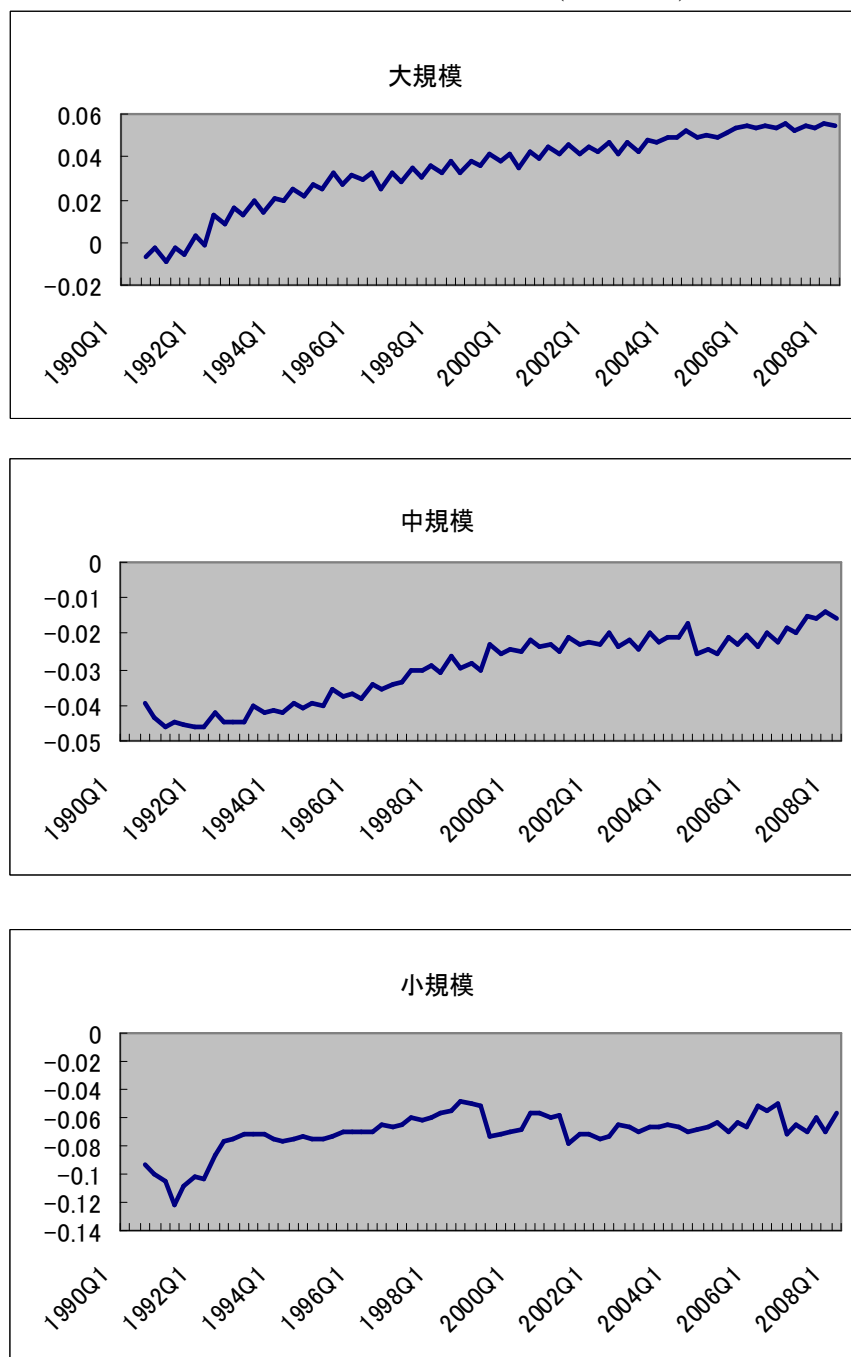


図 2: 信用割当の程度の推移 (非製造業)



のと考え、残りのグループについて信用割当の影響を考察した。¹⁶

最初に製造業中・小規模グループについて、信用割当の推移をみていくことしよう。製造業中規模および小規模グループでは、90年代前半において比較的信用割当が大きく、90年代を通して少しずつ信用割当の程度が改善している様子が見ええる。また信用割当は99年ごろに悪化に転じ、2003年以降再びすこしずつ回復していることもわかる。98年や99年ごろに信用割当の悪化が見られるのは、銀行の健全性指標であるBIS指標が、金融危機のため急激に変化したことを反映している。また2003年以降信用割当が改善しているのは、内部金融重視の傾向から企業の借入依存度が急速に低下したことを反映したものである。

次に非製造業大規模グループについて、信用割当の推移をみる。非製造業大規模グループでは、90年以降多少の上下はあるものの、継続して信用割当の程度が大きくなっている。このため非製造業の大規模グループの信用割当の推移は、製造業中・小規模グループと異なる動きを示していることがわかる。図のように2000年以降も信用割当の程度が変わらないかもしくは大きくなっているのは、製造業同様、非製造業においても借入依存度が低下したことを反映している。ただしここで借入依存度の低下は、信用割当を悪化させるように機能していることには注意が必要である。

以上でどのように信用割当の程度が推移してきたかがわかった。以下では、図に示された信用割当が実際に金利をどれくらい押し上げる効果を持っていたか分析する。すでに示した(9)式において、信用割当の程度(Λ)は、実質金利にかけられる形で定式化されている。そこで信用割当の程度と実質金利の積を、あらためて実効金利と名づけ、信用割当が実効金利を何パーセント上げる効果をもっていたかを製造業中・小規模および非製造業大規模のグループで確認しよう。

いま図で示された信用割当の程度から平均的な影響を計算すると、製造業では中規模で0.006、小規模で0.026の値でラグランジュ乗数が推定され、非製造業大規模グループでは、0.034の値で推定されていることがわかる。この平均的な影響から、信用割当が実効金利をそれぞれ何パーセント上昇させていたかを計算すると、製造業中規模で0.6パーセント、小規模で2.6パーセント、非製造業大規模で3.5パーセント金利を上昇させていた計算になる。

ではここで推定された金利への影響は、大きなものであったのだろうか。本稿と同

¹⁶ この問題に関しては、 Λ に関する定式化にロジスティック関数を適応することで、強制的に0から1の範囲で推定するという方法もある。しかし本稿の標本データにおいては、一般化モーメント推定量のアルゴリズムが収束しないという別の問題があったため、今回はこの方法は用いていない。

じように日本企業の投資行動について、1970年から90年の間で構造推定した Ogawa et al.(1996) は、信用割当によって全産業で 20 パーセント、製造業で 10 パーセント金利が上昇していたと指摘している。本稿で最も大きく推定された信用割当による金利上昇の効果が、非製造業の大規模グループにおける 3.5 パーセントであることからすると、この値は非常に大きい。また 70 年から 90 年の間の金利と 90 年から 2008 年の間の金利を比べた場合、ベースとなる金利も前者のほうが大きいため、信用割当の効果は前者のほうがより一層大きなものになる。先に指摘した信用割当の程度の値 (Λ) が、符号条件を満たさず負値に推定されているところを、信用割当がないものと解釈すると、本稿で推定された信用割当の程度は小さいものであると指摘できる。

7 結語

本稿では、不完全競争下の企業の設備投資行動を、借入制約まで含めた理論モデルをもとに分析を行った。具体的な方法としては、理論モデルから導出されるオイラー方程式を、GMM を用いて推定する構造推定のアプローチを採用している。

マクロデータを用い、同様の手法で日本企業の設備投資行動を分析した Ogawa et al. (1996) とは、以下の点で異なっていた。一つ目は、企業が財市場において不完全競争をしている点、また二点目は、信用割当の程度を表す変数 (Λ) を、銀行の健全性指標も用いて定式化している点である。財市場の不完全性の重要性や、90 年代およびそれ以降の不況の要因として、銀行が抱える不良債権が頻繁に指摘されてきたことを考えれば、これらの定式化はより現実的なものであった。最後に、企業を産業（製造業・非製造業）だけでなく、資本金規模によっても分類し、それぞれの階層で設備投資行動を分析している点も重要である。

本稿における分析の結果、次の三つの点が明らかになった。一つ目は、すべてのグループにおいて、企業の独占力および信用割当が、設備投資行動に影響している可能性があること、二点目は、信用割当が発生したメカニズムは、資本金規模だけでなく、産業によっても異なっている可能性があることである。最後に本稿で推定された信用割当の程度は、70 年代・80 年代を分析対象とした先行研究と比較した場合、あまり大きなものではなかったことも指摘された。

以上から、90 年代および 2000 年代の設備投資の伸び悩みは、資金制約によって生じたものというよりむしろ、不況による設備投資需要の低迷によるものであったと結論づける。実際日本における先行研究では、Motonishi and Yoshikawa(1999) に代

表されるように、98年頃の貸し渋りについてはコンセンサスが得られているものの、そのほかの時期については貸し渋りがあったとは認められていない。この点は、本稿の結果と整合的である。最後に本稿の分析課題を挙げて結びとしたい。

本稿の実証分析に用いた標本は、「法人企業統計調査」(四半期別調査)によるものであり、対象はあくまで法人に限定されている。また本稿では、資本金規模5000万円以上の企業しか取り扱っていない。このため本来資金制約に苦しんだであろう零細企業は、そもそも対象となっておらず、これらの企業群における設備投資行動については分析されていない。また推定に用いた標本は集計量データであったので、個々の企業の属性まで含めた分析はできていない。今後はこのようなより広い標本のもと、個々の企業の属性まで含めた分析をしていく必要があると考える。

8 補論

本節では、本稿で用いたデータ系列の作成方法について詳細に解説する。第3節でも触れているように、本稿で用いたデータ系列の多くは、財務省「法人企業統計季報」によっている。「法人企業統計季報」は、4-6月期調査に標本の抽出替えが行われるため、データの連続性からそのままの形で分析に用いることができない。そこでまず最初に、連続性のあるデータ系列の作成方法について解説する。

本稿では上記の問題に対処するため、小川(2003)の断層修正の方法を用いた。ここでは、簡単に小川(2003)における断層修正の方法について紹介する。「法人企業統計季報」では、主要なストック変数について、当期末の値と同時期の標本法人に基づいた前期末の値が報告されている。したがって、同じ標本法人に基づいたネットのフロー量を計算することができる。そこで断層修正は基本的にフロー変数について行い、ストック変数については、恒久棚卸法を用いて作成されたフロー変数を積み上げる形で行った。以下では、フロー変数の非連続性を修正する方法について説明を行う。

「法人企業統計季報」では、すでに述べたように、4-6月期調査に標本の抽出替えが行われ、企業数が大幅に増加する傾向がある。そこで t 年第1四半期と t 年第2四半期の間の企業数の差を過去一年間にわたる企業数の増加と捉え、均等に増えてきたという仮定のもと、四半期ごとの企業数の増加を計算する。この企業数の増加に、各四半期あたりの一社あたりフロー量をかけることで、企業数増加に伴うフロー量の増大を計算することができる。このようにして、企業数の増加に伴うフロー量を調

整したフロー変数の値を求めることができるのである。

以下では、本稿で用いた理論モデルの変数の作成方法について具体的に説明する。

1. 資本ストック系列 (K) の作成

資本ストック系列の作成方法としては、基本的に恒久棚卸法にしたがった。ベンチマークとなる資本ストックは、1980 年の第 1 四半期のその他有形固定資産の値を採用した。すなわち 1980 年において、その他有形固定資産の簿価の値と時価の値は等しいものと考えている。この仮定は一見厳しいように思われるが、推定する資本ストック系列が 90 年以降であることから非現実的とは思われない。物理的な資本減耗率 (δ) は、Hayashi and Inoue(1991) の値を用いて Ogawa et al.(1996) で推定されている値を採用した。(製造業では 0.0774, 非製造業では 0.0692) ベンチマークの資本ストックと設備投資額が与えられれば、以下によって資本ストックは逐次的に求められる。

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

ただし K_{t-1} は $t-1$ 期末の資本ストック、 I_t は t 期の実質設備投資である。

2. 設備投資系列 (I) の作成

名目設備投資額については、以下の式により算出した。

名目設備投資額 = 当期末その他有形固定資産残高 - 前期末その他有形固定資産残高 + 減価償却費 (その他有形固定資産)

実質設備投資額については、上記により計算した値を日本銀行発表の 2005 年基準、国内企業物価指数 (需要段階別・用途別指数 (資本財)) によりデフレートして求めている。

3. 借入ストック B の作成

社債等と同様に、長期的な借入金を表す金融機関借入金 (固定負債) を用いた。

4. 実質利子率 r の作成

まず名目利子率を、次のように支払いベースで計算した。

$$\text{名目利子率} = \frac{\text{支払利息等}}{\text{短期借入金計} + \text{長期借入金計} + \text{社債}}$$

上のようにして計算された利子率を、日本銀行発表の 2005 年基準、国内企業物価指数 (需要段階別・用途別指数 (資本財)) を用いて実質化している。

5. 収入 Y および可変費用 C の作成

収入としては売上高のデータを, 可変費用としては売上原価のデータを利用した. そしてそれぞれの項目を, 日本銀行発表の 2005 年基準, 国内企業物価指数 (需要段階別・用途別指数 (資本財)) のデータを用いて実質化している.

6. 銀行の健全性指標 BIS の作成

BIS 指標は, 日本銀行の「国内銀行の資産負債等」のデータを用いて作成した. その際 BIS 指標は, 以下の規則に基づいて計算している.

$$BIS = \frac{\text{自己資本}}{\text{リスクアセット}}$$

ただし本稿で用いたリスクアセットは, 銀行の各種資産に対しそれぞれ以下のウエイトを付けて計算している.

- 国債や地方債 … 0 パーセント
- 銀行への融資 … 20 パーセント
- 公社公団債 … 10 パーセント
- 事業債や株式 … 100 パーセント
- 貸出 … 100 パーセント

このようなリスクに対するウエイトは, バーゼル銀行監督委員会によって提出された「自己資本の測定と基準に関する国際的統一化」(日本銀行仮訳) の資料を基にしている.

参考文献

- [1] Abel, A.B. and Eberly, J.C. “ A unified model of investment under uncertainty ”. *American Economic Review*, Vol. 84, No. 5, pp. 1369–1384, 1994.
- [2] Barnett, S.A. and Sakellaris, P. “ Nonlinear response of firm investment to Q: Testing a model of convex and non-convex adjustment costs ”. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 42, No. 2, pp. 261–288, 1998.
- [3] Chirinko, R.S. “ Tobin’s Q and financial policy* ”. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 19, No. 1, pp. 69–87, 1987.

- [4] Cooper, R. and Ejarque, J. “ Financial frictions and investment: Requiem in Q ”. *Review of Economic Dynamics*, Vol. 6, No. 4, pp. 710–728, 2003.
- [5] Hayashi, F. “ Tobin’s Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation ”. *Econometrica*, Vol. 50, No. 1, pp. 213–224, 1982.
- [6] Hennessy, C.A. “ Tobin’s Q, Debt overhang, and Investment ”. *The Journal of Finance*, Vol. 59, No. 4, pp. 1717–1742, 2004.
- [7] Hoshi, T. and Kashyap, A. and Scharfstein, D. “ Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups ”. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 1, pp. 33–60, 1991.
- [8] Hubbard, R.G. and Kashyap, A.K. and Whited, T.M. “ Internal Finance and Firm Investment ”. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 27, No. 3, pp. 683–701, 1995.
- [9] Kaplan, S.N. and Zingales, L. “ Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? ”. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 1, pp. 169–215, 1997.
- [10] Motonishi, T. and Yoshikawa, H. “ Causes of the Long Stagnation of Japan during the 1990s: Financial or Real? ”. *Journal of The Japanese and International Economies*, Vol. 13, No. 3, pp. 181–200, 1999.
- [11] Ogawa, K. and Kitasaka, S. and Yamaoka, H. and Iwata, Y. “ 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, 1996.
- [12] Ogawa, K. and Suzuki, K. “ Land value and corporate investment: evidence from Japanese panel data ”. *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 12, No. 3, pp. 232–249, 1998.
- [13] Tauchen, G. “ Statistical properties of generalized method-of-moments estimators of structural parameters obtained from financial market data ”. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 4, No. 4, pp. 397–416, 1986.

- [14] Whited, T.M. and Wu, G. “ Financial constraints risk ”. *Review of Financial Studies*, Vol. 19, No. 2, p. 531, 2006.
- [15] Whited, T.M. “ Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data ”. *Journal of Finance-New York-*, Vol. 47, pp. 1425–1460, 1992.
- [16] 小川一夫. 『大不況の経済分析-日本経済長期低迷の解明』. 日本経済新聞社, 2003.
- [17] 鈴木和志. 『設備投資と金融市場: 情報の非対称性と不確実性』. 東京大学出版会, 2001.
- [18] 田中賢治. 「1990 年代不況下の設備投資と銀行貸出」. 経済経営研究, Vol. 26, No. 7, 2006.
- [19] 福田慎一・粕谷宗久・中島上智. 「非上場企業に「追い貸し」は存在したか?」. 金融研究, Vol. 26, No. 1, pp. 73–104, 2007.
- [20] 福田慎一・粕谷宗久・中島上智. 「非上場企業の設備投資の決定要因: 金融機関の健全性および過剰債務問題の影響」. 日本銀行調査統計局 ワーキングペーパー, No. 05-J-2, 2005.
- [21] 堀敬一, 斎藤誠, 安藤浩一. 「1990 年代の設備投資低迷の背景について-財務データを用いたパネル分析-」. 経済経営研究, Vol. 25, No. 4, 2004.
- [22] 宮尾龍蔵. 「日本の設備投資行動:1990 年代以降の不確実性の役割」. 金融研究, Vol. 28, No. 1, pp. 1–22, 2009.