

日本の設備投資行動： 1990年代以降の不確実性の役割

みや おりゆうぞう
宮尾 龍蔵

要 旨

わが国の設備投資行動に関する実証研究では、これまで「不確実性が高まると設備投資は抑制される」という結果が概ね示されてきた。しかしバブル崩壊後の日本経済では、不確実性が高まったという一般的な認識がある一方で、企業部門は過剰な資本設備を最近まで蓄積・維持してきたともいわれている。1990年代に入り不確実性は、本当に企業の設備投資行動を抑制してきたのだろうか。その役割は時間とともに変化しなかったのだろうか。本稿では、製造業、非製造業をともに含む個別企業データを用いて、日本の設備投資行動における不確実性の役割について再検証を試みた。その結果、不確実性が設備投資を抑制する効果は特に2000年代以降に顕著であり、1990年代半ばにおいては逆に設備投資を拡大した可能性が示された。さらに業種（製造業対非製造業）や負債比率でサンプル分割を行い、企業グループによって違いも検出された。ただし2000年代以降の投資抑制効果はどのグループについても有意であり、日本の企業部門が全体としてリスクに対してより慎重となり設備投資を抑制してきたことが示唆された。

キーワード：設備投資行動、不確実性、日本の長期停滞

.....
本稿は、筆者が日本銀行金融研究所客員研究員の期間に行った研究をまとめたものである。藤木裕氏はじめスタッフの方々から有益なコメントを多数頂戴した。匿名レフリーからも有益なコメントを頂戴し、それらは本稿の改訂に反映されている。また本稿で使用した企業データの加工・整備には、小田剛正氏に一方ならぬお世話になった。記して感謝したい。ただし、本稿に示されている意見は、筆者個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。本稿に残された誤りがあればそれは筆者の責に帰するものである。

宮尾龍蔵 神戸大学経済経営研究所教授 (E-mail: miyao@rieb.kobe-u.ac.jp)

1. はじめに

日本の設備投資行動において、不確実性はどのような役割を果たしてきたのだろうか？ 理論的には、よく知られるように、その設定により不確実性は設備投資を拡大する場合と抑制する場合の両方の可能性が考えられる。例えば完全競争的な企業を仮定すれば、利潤関数の凸性という性質から、不確実性は設備投資を拡大する効果を持つ（Hartman [1972]、Abel [1983] など）。一方、不完全競争を想定し、かつ資本設備の破棄・削減には多大な調整コストがかかるという性質（＝「投資の不可逆性」）を考慮すると、不確実性は設備投資を抑制する効果を持つことが示される（McDonald and Siegel [1986]、Dixit and Pindyck [1994] など）。理論的にはどちらの可能性もあり、これは優れて実証的な問題である。日本に関するこれまでの実証研究では、「不確実性は設備投資を抑制する」という結果が概ね示されてきた（Ogawa and Suzuki [2000]、田中 [2004]、竹田・小巻・矢嶋 [2005]、西岡・池田 [2006] など）。

しかし1990年代以降（すなわちバブル崩壊後）の日本経済を概観すると、不良債権問題や銀行危機、資産デフレなどにより一般に不確実性が高まったと認識され、一方で企業部門は過剰な資本設備を蓄積・維持してきたとされる。もし企業が設備投資の不可逆性や将来収益の変動リスクを正しく認識し、不確実性の高まりに呼応して設備投資を抑制してきたのなら、過剰設備の問題はこれほど深刻化しなかったかもしれない。またより最近（2000年代）になると、企業部門は債務返済・内部留保の蓄積を優先して新規投資を控えてきた。これは過剰設備・過剰債務の削減を本格化した証左といえるが、それは同時に、企業が設備投資の不可逆性やリスクをより強く意識し、不確実性に反応して投資を抑制したという見方とも整合的である。

このように考えると、不確実性の設備投資への影響は、特に近年の日本の場合、時間とともに変化する可能性が考えられる。1990年代以降の日本経済において、不確実性は企業の設備投資を本当に抑制してきたのだろうか？ その役割は時期によって変化しなかったのだろうか？

このような問題意識のもと、本稿はわが国の設備投資行動における不確実性の役割を再検証し、1990年代以降その役割に変化がみられるかどうか検証する。分析には製造業と非製造業をともに含む個別企業データ（日本政策投資銀行の財務データ、1,229社、1990～2004年度のバランスシート・パネル）を用いる。推計モデルとしては、標準的な投資関数（トービンの q タイプ）を利用する。また不確実性変数についても、先行研究にならい、複数の指標——企業別の売上成長率（過去3年・5年）の標準偏差および利益率の標準偏差——を用いた。

主要な実証結果は次のように要約される。まず全期間を通じた分析からは、不確実性は投資を抑制するという結果が得られ、その限りでは先行研究と整合的であった。一方、不確実性の影響を期間を分けて検証したところ、その役割は時期によっ

て異なることが示された。すなわち、不確実性が設備投資を抑制する効果は特に2000年代以降にみられたが、1990年代半ばについては逆に設備投資を拡大する効果を持っていた。さらに追加検証として、業種（製造業対非製造業）や負債比率の高低でサンプルを分割して分析したところ、企業グループによる違いも検出された。その一方で、2000年代以降の抑制効果はいずれのサンプル・グループでも有意となり、日本の企業部門全体がリスクに対してより慎重な行動を取ったことが示唆された。

本稿の構成は次のとおり。2節では、設備投資と不確実性に関する先行研究をサーベイする。3節ではデータと分析アプローチについて説明する。4節では実証結果とその解釈について議論する。5節で結論を述べる。

2. 設備投資と不確実性：先行研究のサーベイ

本節では設備投資と不確実性に関する先行研究についてサーベイを行う。

理論面では、モデルの設定により、不確実性が設備投資を刺激する場合と抑制する場合の両方が考えられる。例えばHartman [1972]、Abel [1983]などでは、完全競争でかつ調整費用が対称的である状況が仮定される。その設定のもとでは、企業の利潤関数は凸性を満たし、不確実性が高まる（平均を同一にしたままで散らばりが増大する）ことでより高い利潤が生み出されることから、不確実性は企業の投資を増大させることが示される。一方、McDonald and Siegel [1986]、Dixit and Pindyck [1994]などでは、現実の設備投資には不可逆性が存在し、一度設置した設備はなかなか破棄できない、あるいは破棄や売却には多大なコスト（調整費用）がかかる状況が想定される。そのもとで、独占ないし寡占的な企業には、投資のタイミングを遅らすことによるインセンティブ（投資実行を待つことのオプション価値）が生まれ、不確実性は投資を抑制する効果を持つことが示される¹。

このように不確実性と設備投資行動の関係は、理論的には拡大、抑制どちらの可能性も考えられ、優れて実証的な問題であることがわかる。日本に関する実証研究を概観すると、これまで多くの実証分析の蓄積がある。特に個別企業データ（とりわけ本稿と同じ日本政策投資銀行データ）を使った分析が数多く試みられ、研究が進展している²。

表1は、日本政策投資銀行データを使った実証研究で、本稿に関連の深い主要文献を、発表年順にリストアップしている。Ogawa and Suzuki [2000]は、わが国における不確実性と投資の関係を検証した先駆的研究である。彼らはトービンの q タイプの推計式に土地および不確実性変数を追加し、製造業389社、1970～93年度につ

1 Nakamura [1999]は、危険回避的な企業を想定してモデルに凹性を導入することで、Hartman-Abel命題を逆転できることを理論的に示している。不確実性と投資行動の理論文献に関する包括的な整理は中村 [2003]などを参照。

2 マクロデータを使った分析としては、松林 [1995]、粕谷 [2003]などを参照。

表 1 主要な先行研究と本稿

論文名	基本式の説明変数	対象企業	推計期間	不確実性変数	主要結果
Ogawa and Suzuki [2000]	Q、土地、不確実性	製造業 389 社	1970～1993	売上成長率 (実績、推計誤差) の SD	不確実性は有意に投資を抑制
永幡・関根 [2002]	資本コスト、CF、企業と銀行の B/S (負債比率、自己資本比率)	製造業・非製造業 2,154 社	1993～2000	—	資本コスト、企業 B/S 変数が有意な説明要因
田中 [2004]	Q、土地、CF、不確実性	製造業 476 社	1987～2001	売上成長率 (実績、推計誤差、予測誤差) の SD	不確実性は有意に投資を抑制 (特に資本制約下)
堀・齊藤・安藤 [2004]	Q、CF	製造業・非製造業 1,801 社	1991～2000	—	Q の説明力が 1990 年代後半に低下
島田 [2005]	Q、土地、流動資産、不確実性	製造業 245 社	1983～1993	利益率、収入、コストの SD	不確実性 (利益率) は有意に投資を抑制
竹田・小巻・矢嶋 [2005]	Q、土地、CF、不確実性	製造業 310 社 / 非製造業 743 社	1986～2002	売上成長率、株価収益率、業績予想	不確実性 (売上) は有意に投資を抑制
西岡・池田 [2006]	不確実性、耐用年数 (Q の閾値の説明変数)	製造業 721 社	1986～2003	売上成長率、利益率、株価の SD	不確実性により Q の閾値は上昇し、投資を抑制
本稿	Q、土地、CF、不確実性	製造業・非製造業 1,229 社	1994～2004	売上成長率 (実績) の SD	不確実性の役割は 1990 年代とそれ以降で変化

備考：日本政策投資銀行データを使った実証研究の中で、本稿に関連の深いものを選択 (最下段は本稿)。推計期間は年度。

Q = 限界 q または平均 q, CF = キャッシュフロー, SD = 標準偏差。網掛け部分は先行研究の不確実性に関する実証結果を表す。

いて推計を行った。不確実変数としては、売上成長率（実績値および推計値）の標準偏差を用いている。その結果、不確実性は有意に投資を抑制するという結果が得られている。

田中 [2004]、畠田 [2005]、竹田・小巻・矢嶋 [2005]、西岡・池田 [2006] らの研究では、Ogawa and Suzuki [2000] の実証アプローチを拡張し、1990年代を含む最近のデータを使って精緻な検証を行っている。田中 [2004] では、全体として不確実性が設備投資を抑制することに加え、業種、負債比率、不可逆性の違いなどについてサンプルを分割し、企業グループごとの違いについても分析する。畠田 [2005] では、収益に関する不確実性を、収入の不確実性と費用の不確実性（それぞれの標準偏差）に区別した分析を行っている。また竹田・小巻・矢嶋 [2005] の研究では多種多様な不確実性変数を使った包括的な検証が試みられている。さらに西岡・池田 [2006] では、オプション理論に即して、投資を実行するかどうかの境界となる閾値に焦点をあて、不確実性の影響（閾値を上昇させ投資のタイミングを遅らすかどうか）を推計する。これらの研究はそれぞれに特徴があるが、すべて共通して、不確実性は設備投資を抑制するという結果が報告されている。

さらに、不確実性は明示的に取り扱っていないものの、同じく日本政策投資銀行データを使って投資行動を検証したものとして、永幡・関根 [2002]、堀・齊藤・安藤 [2004] がある。永幡・関根 [2002] では、誤差修正モデルを用いて、金利や負債比率などの設備投資への影響を検証する。堀・齊藤・安藤 [2004] では、トービンの q モデル（平均 q ）を使い、最近期の投資低迷の要因を探っている。両研究とも、製造業に加えて非製造業もサンプルに追加しており、より広範囲な検証を行っている点の特徴である。

以上をまとめると、日本に関する先行研究では、不確実性は設備投資を抑制するという実証結果が製造業に関して示されてきたといえる。しかし、その効果は1990年代以降一貫して支持されるものなのか、時期によって異なるのかについては定かではない。また、これまでの不確実性に関する検証ではいずれも製造業のみが対象であり、この結果が非製造業についても成り立つのか議論の余地が残されている。

本稿では、次節以降、これらの点に着目した分析を試みる。実際これらは重要な視点であると筆者は考えている。周知のとおり、1990年代以降（バブル崩壊後）の日本経済は、銀行部門の巨額の不良債権とその表裏一体の関係にある企業部門の過剰債務、過剰な資本設備、非効率企業の温存という問題を抱え、長期の景気停滞を経験してきた。将来不安が高まり収益に関する不確実性が増大する一方で、非効率な過剰設備が維持されてきたとすれば、「不確実性は設備投資を抑制する」という従来の結果は、1990年代以降本当に成立していたのかという疑問が湧く。また過剰設備や不良債権問題は、特に非製造業でより顕著であったともいわれている³。表1の

3 特にかつて「非効率3業種」などと呼ばれた不動産業、建設業、流通業などは、いずれも非製造業である。

とおり不確実性を扱った既存研究では非製造業は対象とされておらず、非製造業を含めて検証することの意義は大きい。

またより最近（2000年代）になると、企業部門は債務返済・内部留保の蓄積を優先して新規投資を控えてきた。これは過剰設備・過剰債務の削減を本格化した証左といえるが、それはまた、投資の不可逆性やリスクをより強く意識し、企業が不確実性に反応して投資を抑制したという見方とも整合的である。このように考えると、不確実性の投資への影響は、時間とともに変化する可能性が考えられる。1990年代以降の日本経済において、不確実性は企業の設備投資を本当に抑制してきたのだろうか？ その役割は時期により変化しなかったのか？ 以上の問題意識のもと、次節では、日本の設備投資行動における不確実性の役割を再検証する。

3. 実証分析

本節ではわが国の設備投資行動における不確実性の役割を再検証し、1990年代以降その役割に変化がみられるかどうか考察する。

(1) データ

本分析で用いるデータは、日本政策投資銀行「企業財務データ」である。東京、大阪、名古屋の3証券取引所第1部、第2部上場企業（金融・保険除く）の個別決算データである。サンプルの選別は、1980年度から2004年度まで存続した企業を対象とし、1979年度または1980年度をスタートとして実質資本ストックを算出（時価評価、詳細は後述）。その際に必要な財務データ「有形固定資産等明細表」に欠損値がある企業は除外する（これにより公的色の強い電力・ガスが除外される）。以上のステップを経て、1990年度から2004年度までのバランスト・パネルデータ1,229社を抽出する⁴。業種の内訳は、製造業855社、非製造業374社であり、非製造業も含まれている点が特徴である。

4 本稿では、1980年度から2004年度まで存続した企業を対象に標本選択を行い、時価資本ストックを分析期間よりも前から積み上げて推計することで、バランスト・パネルデータを構築している。この措置は、表1に掲載した主要な先行研究（永幡・関根 [2002]、田中 [2004]、畠田 [2005]、西岡・池田 [2006] など）で採用されており、一般的なアプローチである。本稿の企業数は1,229であり、製造業のみを対象とした先行研究よりカバレッジが広く、その意味では代表性は高まっている。なお、「企業財務データ」全体の標本数は、下表のとおり、各年度で2000を超える。本稿の標本数は限定されているが、その限りにおいて得られた結果である点に留意しなければならない。

(2) 基本推計モデル

推計モデルとしては、標準的な投資関数（トービンの q タイプ）である次式を利用する。

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \alpha_1 Q_{i,t-1} + \alpha_2 LK_{i,t-1} + \alpha_3 CFK_{i,t-1} + \alpha_4 UNCER_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}. \quad (1)$$

ここで、 $LK_{i,t} = LAND_{i,t}/K_{i,t-1}$ 、 $CFK_{i,t} = CF_{i,t}/K_{i,t-1}$ であり、各変数は、

$I_{i,t}$ = 第 i 企業、 t 期の実質設備投資、

$K_{i,t}$ = 第 i 企業、 t 期末の実質資本ストック、

$Q_{i,t}$ = 第 i 企業、 t 期のトービンの q （限界 q ）、

$LAND_{i,t}$ = 第 i 企業、 t 期末の土地ストック（時価ベース）、

$CF_{i,t}$ = 第 i 企業、 t 期の実質キャッシュフロー、

$UNCER_{i,t}$ = 第 i 企業、 t 期の不確実性変数、

μ_i = 第 i 企業に固有の効果、

$\varepsilon_{i,t}$ = 誤差項、

である。この定式化は、田中 [2004]、竹田・小巻・矢嶋 [2005] といった主要先行研究に依拠しており、トービンの q （限界 q ）を基本的な説明変数としつつ、資金の貸し手と借り手の間に発生する情報非対称性・エージェンシー問題の観点から、土地担保融資（土地ストック）やキャッシュフローの役割についても追加的に考慮する。トービンの q などの内生的である可能性の高い説明変数にはラグを取っている。

「企業財務データ」全体の企業数

年度	合計	製造業	非製造業
1990	2,093	1,299	794
1991	2,117	1,307	810
1992	2,173	1,329	844
1993	2,239	1,344	895
1994	2,346	1,388	958
1995	2,408	1,405	1,003
1996	2,474	1,428	1,046
1997	2,516	1,438	1,078
1998	2,553	1,443	1,110
1999	2,594	1,444	1,150
2000	2,597	1,422	1,175
2001	2,576	1,403	1,173
2002	2,528	1,363	1,165
2003	2,449	1,321	1,128
2004	2,312	1,268	1,044

(3) 各変数の定義

本稿で用いる各変数の定義は以下のとおりである（以下では、企業の添え字 i は省略して標記する）。

① 実質設備投資 (I_t)

まず名目設備投資額を以下のとおり算出する。すなわち、各企業について資産項目別（建物、機械装置など計 8 種類）に、有形固定資産取得額（当期増加額）から売却や破棄などの減少分を差し引き、当期減価償却額を加えた額（粗投資額）を名目設備投資とする。それを資産項目別の資本財価格（詳細はデータ補論(1)）で割り、各資産項目を合計して、実質設備投資額を作成する。

② 実質資本ストック (K_t)

Hayashi and Inoue [1991]、Sekine [1999]、田中 [2004] などにならい、1979 年または 1980 年をベンチマークとして、恒久棚卸法により実質資本ストックを算出する⁵。各企業につき①で作成した実質設備投資額（資産項目別）を利用し、以下の算式に従って、資産項目別の実質資本ストック系列を作成する。

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t. \quad (2)$$

ここで δ は物理的償却率であり、資産別に異なる値が想定される（詳細はデータ補論(2)）。得られた資産項目別の資本ストックを合計して実質資本ストックを求める。

③ 限界 q (Q_t)

Abel and Blanchard [1986] に従い、実質利子率 r_t と（集計された）資本減耗率 δ_t について静学的期待を仮定し、以下のとおり限界 q を算出する。まず限界 q の定義は、

$$Q_t = \frac{1 - \tau_t}{(1 - z_t)p_t^k} \sum_{i=0}^{\infty} \left[\left(\frac{1 - \delta_t}{1 + r_t} \right)^i E_t[\pi_{t+i}] \right], \quad (3)$$

と表される。ここで、 π_t = 資本 1 単位当たり利益率 = (経常利益 + 支払利息割引料 + 減価償却費) / 前期末資本ストック、 r_t = 長期貸出金利（貸出約定平均金利）、 τ_t = 実効税率 = 法人税合計 / 税引前当期純利益、 p_t^k = 資本財価格（資産項目別の資本財価格を資産のウエイトで加重平均）、 δ_t = 資本減耗率（資産項目別の物理的償却率を資産のウエイトで加重平均）、 z_t = 投資 1 単位の減価償却控除額の現在割引価値（詳細はデータ補論(3)を参照）である。さらに追加想定として、 $\Delta\pi_t$ が $AR(1)$ 過程に従

5 鈴木 [2001] も参照。

う、すなわち、 $\Delta\pi_t = c_0 + c_1\Delta\pi_{t-1} + e_t$ と仮定する (Abel and Blanchard [1986])。このもとで上記の限界 q は、

$$Q_t = \frac{1 - \tau_t}{(1 - z_t)p_t^k} \frac{1 + r_t}{r_t + \delta_t} \left[\pi_t + \frac{c_0 \frac{1 + r_t}{r_t + \delta_t} + c_1 \Delta\pi_t}{\frac{1 + r_t}{1 - \delta_t} - c_1} \right], \quad (4)$$

と表される。係数 c_0 、 c_1 は企業別に最小二乗法で推計し、各変数を (4) 式に代入して、各企業のトービンの q (限界 q) を算出する。

④ 土地ストック ($LAND_t$)

②の実質資本ストックと同様の恒久棚卸法に基づき算出 (ただし物理的償却率はゼロ)。実質土地投資額は、土地増加額から土地減少額を差し引き、地価で割ることで求められる。地価は「全国市街地価格指数 (6大都市全用途平均、半期データ)」の年度平均を使用する。

⑤ キャッシュフロー (CF_t)

キャッシュフローは「税引後当期純利益 + 有形固定資産当期償却費」と定義する。

⑥ 不確実性変数 ($UNCER_t$)

Ogawa and Suzuki [2000]、田中 [2004] などにならない、各企業別に算出された売上成長率の標本標準偏差を基本的な不確実性指標とする (過去3年および5年の標準偏差、それぞれ $UNCER1_t$ 、 $UNCER2_t$)。すなわち、

$$UNCER1_t = \sqrt{\frac{1}{3} \sum_{j=t-3}^{t-1} (\Delta \ln S_j - (\overline{\Delta \ln S})_t)^2}, \quad (5)$$

$$UNCER2_t = \sqrt{\frac{1}{5} \sum_{j=t-5}^{t-1} (\Delta \ln S_j - (\overline{\Delta \ln S})_t)^2}. \quad (6)$$

ここで $(\overline{\Delta \ln S})_t$ は、 t 期以前の3年間あるいは5年間の売上成長率の標本平均である。さらに追加的な指標として、利益率 π_t の過去3年間の標本標準偏差も作成した ($UNCER3_t$)。すなわち、

$$UNCER3_t = \sqrt{\frac{1}{3} \sum_{j=t-3}^{t-1} (\Delta \ln \pi_j - (\overline{\Delta \ln \pi})_t)^2}, \quad (7)$$

とする（ここで $\overline{(\Delta \ln \pi)}_t$ は t 期以前 3 年間の利益率の標本平均）。基本の推計式には $UNCER1_t$ を利用し、頑健性の確認のために他の 2 つの不確実性変数を用いる⁶。

(4) 推計手順

以上の変数を用いて、基本モデル (1) 式を推計する。基本式の推計期間は 1994～2004 年度である。本稿では、不確実性変数の役割の時間を通じた変化にも特に関心があるため、期間ダミーとの積を取った変数も含める。期間ダミーとしては、(i) 1994～96 年度に 1 を取るダミー、(ii) 1997～2000 年度まで 1 を取るダミー、(iii) 2001～04 年度に 1 を取るダミーの 3 つを設定し、それぞれと不確実性変数とのクロス項を $UNC9496$ 、 $UNC9700$ 、 $UNC0104$ とする。その結果、推計式は、

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \alpha_1 Q_{i,t-1} + \alpha_2 LK_{i,t-1} + \alpha_3 CFK_{i,t-1} + \alpha_4 UNC9496_{i,t} + \alpha_5 UNC9700_{i,t} + \alpha_6 UNC0104_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (8)$$

となる。

(1) 式あるいは (8) 式は最小二乗法により推定される⁷。その際、パネルデータ分析の標準的な手順として、固定効果 (fixed effect) モデルか変量効果 (random effect) モデルかを Hausman [1978] テストにより選別する。また各推定において、データセットに含まれる異常値（ここでは I_t/K_{t-1} 、 Q_t 、 LK_t 、 CFK_t の 3 標準偏差を超える観測データおよび K_t がマイナス値を取るデータ）は除去した。

4. 実証結果

以下では、主要変数の基本的な変動傾向を確認したうえで、実証結果について説明する。

6 ここでは先行研究にない、売上成長率等の過去の変動を不確実性指標とみなしている。前提として、当該変数の過去の変動の分布が将来の分布と一致することが仮定されており、本来その妥当性を検証することが望ましい。また別の不確実性指標として、各企業ならびに業種ごとの株価収益率の変動が利用される場合もある（竹田・小巻・矢嶋 [2005]、西岡・池田 [2006]）。株価を用いた既存研究では、定式化により有意性などに若干の違いはみられるものの、基本的に売上成長率を使った場合と同じ結果が得られている。以上の考察から、本稿においても、従来のベンチマーク（売上成長率ベースの不確実性指標）に基づいて分析を進めていく。

7 操作変数法を使った推計も別途行ったが、主要な結論に影響はなかった。操作変数としては、限界 q 、土地ストック比率、キャッシュフロー比率のそれぞれ 2 期ラグ、不確実性変数 ($UNCER1$)、定数項と主体別ダミーを用いて 2 段階最小二乗法を行い、(1) 式と (8) 式の限界 q に操作変数で回帰された同時点の値を用いた。

(1) 主要変数の変動傾向

図1には、基本推計式で用いる主要変数——投資比率 (I/K)、限界 q 、キャッシュフロー比率 (CF/K)、不確実性変数 ($UNCER1$) ——の時間平均、すなわち各時点における全サンプル企業の平均をプロットしている。基本的な傾向として、1990年代を通じて設備投資は低迷し、限界 q も下落傾向にあることが見て取れる（グラフ

図1 主要変数の時間平均のプロット

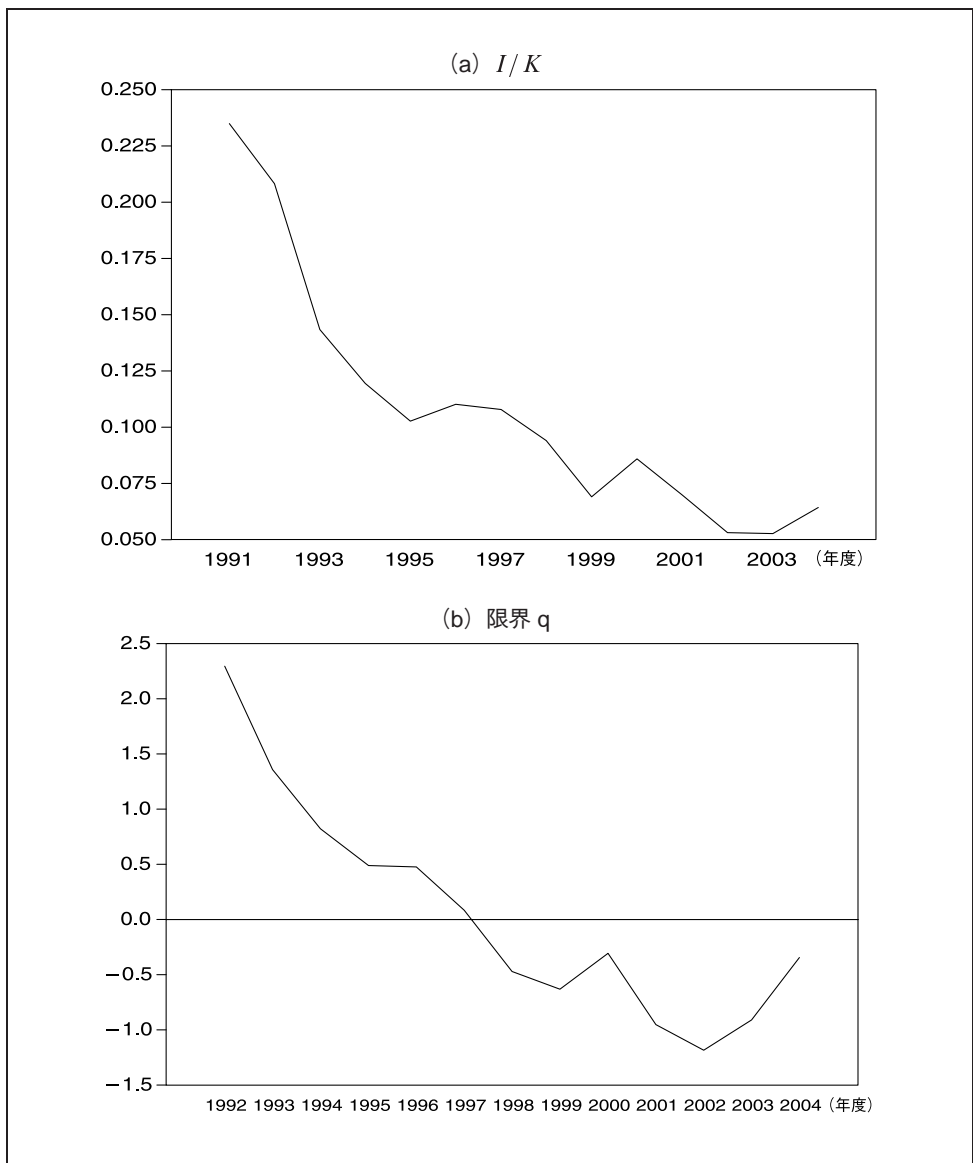
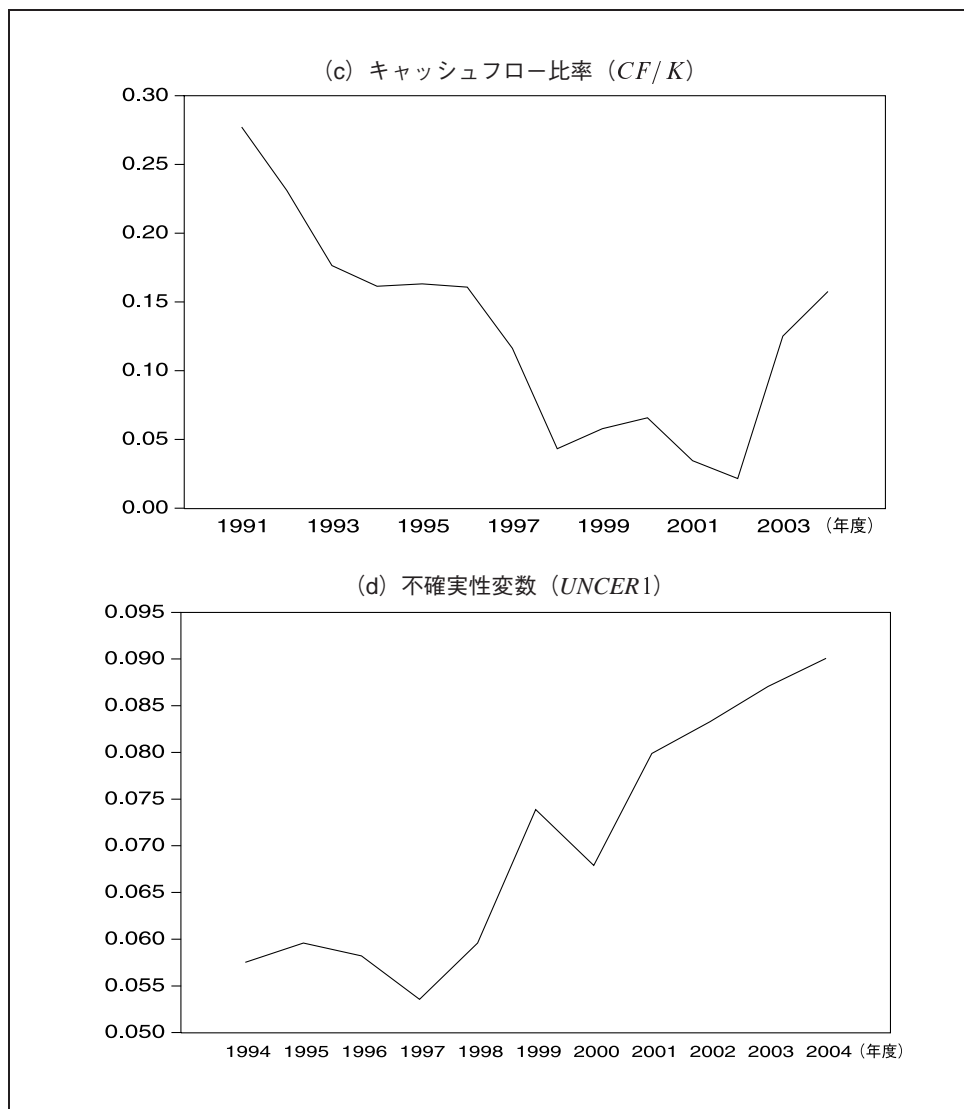


図1 主要変数の時間平均のプロット (続き)



(a)と(b)⁸。その低落傾向は2002年度ごろに下げ止まり上昇に転じているが、設備投資の回復は極めて緩やかである一方、限界qの上昇傾向は顕著である。キャッシュフロー変数についても同様の傾向が見取れる(グラフ(c))。最後に不確実性変数は、1997年度以降に上昇し、基本的な上昇傾向は2000年代に入っても継続してお

8 図1グラフ(b)で、限界qの時間平均は2002年度に最も大きくマイナスに落ち込んでいる。これは、(4)式に基づき考えると、(i)企業ごとに推計された係数 c_0 、 c_1 が多くの場合負となっている(平均して推定値がそれぞれ負)、(ii)多くの企業で利益率 π_t が2002年度に底値をつけた(平均して最小値)という2つの理由による。(i)の推定結果は、 $\Delta\pi_t$ のドリフト項が負(π_t がマイナス・トレンド)で、每期符号を正負に変えながら変動するという現実データの傾向を反映している。

り、全体として不確実性は高まっていることがうかがわれる（グラフ(d)）⁹。これらの全体的な傾向を踏まえて、以下では、より詳細な個別企業ごとのパネルデータ分析に進む。

(2) 基本モデルに基づく推定結果

では基本推計式(1)式の推定結果、およびいくつかのバリエーションの推計式の結果を報告しよう。

表2の①列には、ベンチマークとなる(1)式に基づく推定結果が示されている（各変数に掛かる係数の推定値、最下段は Hausman テストの結果）。そこで限界 q は有意ではないが正の符号条件を満たし、土地ストック、キャッシュフロー変数はそれぞれ有意な正の推定値が得られている¹⁰。そして不確実性変数（*UNCER1*）に関する係数は、マイナスで有意な推定値が得られた。すなわち、他の要因を一定として、不確実性が増大すると設備投資が減少するという結果が示された。これは Ogawa and Suzuki [2000]、田中 [2004]、竹田・小巻・矢嶋 [2005] などと同じであり、表1で確認した先行研究と整合的な結果である。

表2 不確実性の役割：基本モデル

説明変数	①	②	③	④
Q	0.0000059 (0.0000094)	0.0000069 (0.0000094)	0.0000068 (0.0000094)	0.0000067 (0.0000094)
LK	0.381** (0.033)	—	0.054* (0.021)	—
CFK	0.027** (0.002)	—	—	0.0085** (0.0013)
$UNCER1$	-0.117** (0.019)	-0.124** (0.019)	-0.124** (0.019)	-0.121** (0.019)
Hausman テスト	変量	変量	変量	変量

備考：推計期間は1994～2004年度。カッコ内は標準誤差。**、*は1%、5%有意水準の棄却を表す。Hausman テストは「変量効果モデル」対「固定効果モデル」。

- 9 この不確実性指標を業種別（製造業、非製造業）でプロットしても、どちらの業種についても、1997～99年度にかけて不確実性が上昇し、さらに2000～04年度にかけて不確実性が上昇するという傾向が確認された。
- 10 本稿を通じて限界 q の有意性が他の研究と比べて低いのは、本稿のサンプル期間（1994～2004年度）において、推定式の特定化に問題がある可能性が考えられる。1997～98年の銀行危機に代表されるように、この時期はそれ以前に比べて不確実性が全体として上昇し、その結果、設備投資が限界 q の変動に対して感応的でなくなるという理論的可能性が考えられる（Abel and Eberly [1994]）。この可能性を考慮するため、1997～98年度に1を取るダミー変数と限界 q のクロス項を追加的に含んだ推計を別途行った（不確実性指標は *UNCER1*）。その結果、限界 q の係数の有意性は上昇し、表2、表4のベンチマークケース（それぞれの推計式①）について、いずれも限界 q の係数は有意に正（そしてクロス項の係数は有意に負）となった。また主体別の分析においては、固定効果モデルが選択された場合を中心に、限界 q の係数の上昇が確認された。

表3 他の不確実性変数を使った結果

説明変数	⑤	⑥
<i>Q</i>	0.0000054 (0.0000086)	0.0000093 (0.0000098)
<i>LK</i>	0.289** (0.035)	0.371** (0.038)
<i>CFK</i>	0.022** (0.002)	0.025** (0.002)
<i>UNCER2</i>	-0.128** (0.021)	—
<i>UNCER3</i>	—	-0.007* (0.003)
Hausman テスト	変量	固定

備考：*UNCER2* = 実質売上成長率の過去5年間の標準偏差、*UNCER3* = 利益率の過去3年間の標準偏差。推計期間は⑤ 1996～2004年度、⑥ 1994～2004年度。カッコ内は標準誤差。**、*は1%、5%有意水準の棄却を表す。Hausman テストは「変量効果モデル」対「固定効果モデル」。

表2の②～④列までは、基本式の説明変数リストを修正し、限界 q に加えて不確実性指標のみ(②列)、土地ストックと不確実性変数(③列)、キャッシュフロー変数と不確実性変数(④列)、それぞれを説明変数とする場合の推定結果を報告している。その結果から、いずれも基本モデル(①列)と同様の結果が得られ、特に不確実性変数の係数はどの定式化についても1%水準で有意にマイナスであった。表2の結果から、不確実性は有意に設備投資を抑制するという基本結果が頑健であることが示唆される。

表3には、基本モデルを維持しながら、他の不確実性変数(*UNCER2*、*UNCER3*)を使った場合の結果が報告されている(表3の⑤列と⑥列)。表2の基本モデル(①列)と同様の結果が得られ、不確実性変数の係数はやはり有意にマイナスである。ここでも不確実性の高まりは設備投資を減少させることがわかる。

(3) 不確実性の役割：期間ごとの影響

不確実性の投資抑制効果は頑健であることをみてきたが、それではその役割は時間を通じて変化しなかったのだろうか。その可能性を検証するために、期間ダミーと不確実性変数のクロス項を含む(8)式を推計した。その結果が、表4に報告されている。

表4の①列は、不確実性変数に*UNCER1*を用いた基本モデルの結果である。それをみると、1994～96年度の不確実性(*UNC9496*)に掛かる係数は正でかつ有意(1%水準)、1997～2000年度の不確実性(*UNC9700*)の係数は点推定値は負である

表 4 不確実性の役割：期間ごとの影響

説明変数	①	②	③	④
Q	0.0000056 (0.0000093)	0.0000049 (0.0000086)	0.0000092 (0.0000097)	0.0000055 (0.0000079)
LK	0.379** (0.033)	0.285** (0.035)	0.427** (0.039)	0.379** (0.033)
CFK	0.027** (0.002)	0.022** (0.002)	0.023** (0.002)	0.027** (0.002)
$UNC9496$	0.155** (0.039)	0.189** (0.051)	-0.001 (0.003)	0.155** (0.040)
$UNC9700$	-0.051 (0.034)	0.001 (0.032)	-0.051** (0.008)	-0.051 (0.034)
$UNC0104$	-0.162** (0.020)	-0.175** (0.021)	-0.043** (0.011)	-0.161** (0.020)
Hausman テスト	変量	変量	固定	変量

備考：UNC9496 = 不確実性変数×1994～96年度に1を取るダミー。UNC9700、UNC0104も同様に定義。モデル①は基本モデル（UNCER1を使用）。② UNCER2（実質売上成長率の過去5年間の標準偏差）、③ UNCER3（利益率の過去3年間の標準偏差）、④は基本モデル①のもと、限界qの導出の際、 $\Delta\pi_t$ がランダムウォークに従うと仮定。推計期間は①③④1994～2004年度、②1996～2004年度。カッコ内は標準誤差。**、*は1%、5%有意水準の棄却を表す。Hausman テストは「変量効果モデル」対「固定効果モデル」。

が有意ではない、そして2001～04年度の不確実性の係数は負で有意（1%水準）であった。不確実性の投資抑制効果は特に2000年代に入ってから顕著である一方、1990年代半ばにおいては、逆に不確実性は投資を増大させてきた可能性が示唆された。このテスト結果は不確実性変数としてUNCER2を使った場合でも全く同じである（②列）。UNCER3を使った場合（③列）では若干結果が異なるが、不確実性の投資抑制効果はより最近の事象（1990年代末以降）であり、1990年代半ばにはそれはみられなかったという意味では同様である。

さらに追加検証として、④列では、別の限界q変数（ $\Delta\pi_t$ がランダムウォークに従う場合）についても推計した。これは西岡・池田[2006]に依拠したもので、(4)式の限界qの導出において、 c_0 、 c_1 がともにゼロである場合に相当する。この場合でも、不確実性の役割（UNC9496、UNC9700、UNC0104）について、同じ推定結果が得られた。

以上のように、(8)式に基づいて不確実性の役割を期間に分けて検証したところ、全期間の推定（表2、表3）で得られた不確実性の投資抑制効果は、特に2000年代以降にみられるものであり、1990年代半ばについては逆に設備投資を拡大する効果を持っていたという結果が示された¹¹。期間によってその役割が異なる可能性を示唆

11 不確実性効果の定量的な大きさを、ベンチマークモデルの結果（表4、モデル①）に従って期間別に推計すると、1994～96年度の拡大期において投資比率は、各年度の平均で、0.0089、0.0092、0.0090増大し、2001～04年度の抑制期では、0.0129、0.0134、0.0140、0.0145減少することがわかった。各値を、推定さ

したという点は、本稿における新しい実証結果である。また1990年代半ばに不確実性が設備投資を拡大していたという結果の解釈については、まず冒頭で述べた理論研究から、その時期、企業部門が全体としてより完全競争的であり企業の利潤関数の凸性が満たされていたと考えることができる。しかし他方で、1990年代半ば以降の日本経済の現実に照らして考えると、多大な破棄コスト・投資の不可逆性のもとで不確実性が高まった結果、本来なら設備投資を抑制すべき時期に逆に拡大し、過剰設備の問題を長期化させたという解釈も可能である。バブル経済が崩壊し過剰な資本設備や問題債権のスリム化が必要だったその時期に、企業部門は必要な事業再構築を実施せず、銀行部門も不良債権処理を先送りして過剰設備を維持した。そして必要だった資本ストックのスリム化は2000年代に入ってようやくスタート・本格化した。このような現実に立脚した解釈が可能だろう¹²。

(4) 不確実性の役割：主体別の影響

以上が本稿の主要結果であるが、業種や他の基準からサンプル企業を分割した分析も行った。企業や業種特性により不確実性の影響が異なりうる可能性については、先行研究において、市場の競争度や資本設備の不可逆性などの観点から分析されている¹³。

本稿では、まず業種による分類として、全サンプル企業を製造業と非製造業に分け、それぞれのグループについて基本式(8式)を推計した。その結果は表5の最初の2列(「製造業」「非製造業」の列)にまとめられている。結果、1990年代半ばの設備投資拡大効果(UNC9496に関する正の係数)は、製造業ではなく非製造業に顕著にみられることが示唆された(係数は1%水準で有意にプラス)。非製造業には、過剰な設備を長期に抱え続けてきたとされる(かつ競争度の低い)建設、流通、不動産などの業種が含まれており、その意味で上記4節(3)の「本来なら抑制すべき設

れた投資比率全体における比率(%)でみると、1994~96年度の拡大期は8.96、9.41、9.12の増大、2001~04年度の抑制期では、17.54、18.56、19.53、19.58の減少となる。このように、不確実性の定量的な影響は、1994~96年度の増幅期よりも2001~04年度の抑制期の方が相対的に大きい。これは、1994~96年度の不確実性指標が平均的に低水準でほとんど変化しておらず、一方2001~04年度ではより高水準で上昇傾向にあることを反映している(図1、グラフ(d))。

- 12 ここで推定される投資関数は誘導形であるため厳密な意味で「設備投資が過剰かどうか」を判断することはできず、あくまでもインフォーマルな解釈であることに留意されたい。なお、1990年代以降の過剰設備や過剰債務は、資源配分の歪みを通じて持続的な負の生産性ショックとなりうるが、それらを含むマクロ生産性ショックが長期低迷を説明する基調的要因であった可能性が実証的にも示されている。例えば宮尾[2006]第8章を参照。
- 13 例えばLeahy and Whited [1996]は、資本と労働の代替可能性に着目し、代替性の低い産業で不確実性が設備投資を抑制することを示している。Guiso and Parigi [1999]は、市場競争度の違いに着目し、競争度が低い産業で不確実性が設備投資を抑制することを示している。またPattillo [1998]は、資本設備の不可逆性の違いに着目し、不可逆性の強い資本設備を多く抱える企業で不確実性は設備投資を抑制することを示した。日本に関する先行研究としては、Ogawa and Suzuki [2000]が不可逆性の違いに着目して、また田中[2004]は市場競争度、不可逆性、資金制約の強さなどの企業特性に着目して、それぞれサンプル企業を分割した分析を行っている。

表5 不確実性の役割：主体別の影響（1）

説明変数	製造業	非製造業	低負債	高負債
Q	0.000053 (0.000072)	0.002** (0.0003)	-0.00018 (0.0002)	0.000006 (0.00001)
LK	0.367** (0.039)	0.713** (0.129)	9.547** (0.858)	0.423** (0.047)
CFK	0.027** (0.003)	0.008 (0.005)	0.089** (0.016)	0.030** (0.003)
$UNC9496$	0.039 (0.036)	0.470** (0.116)	0.131* (0.064)	0.195** (0.053)
$UNC9700$	-0.038 (0.031)	-0.064 (0.102)	0.034 (0.051)	-0.043 (0.048)
$UNC0104$	-0.148** (0.018)	-0.251** (0.066)	-0.127** (0.027)	-0.175** (0.031)
Hausman テスト	変量	固定	固定	変量

備考：推計期間は1994～2004年度。主体の分類は「製造業」対「非製造業」、「低負債」対「高負債」。いずれも基本モデル（表4のモデル①）に基づく。カッコ内は標準誤差。**、*は1%、5%有意水準の棄却を表す。Hausman テストは「変量効果モデル」対「固定効果モデル」。

備投資を拡大した」という解釈とも整合的な結果といえる。一方、2000年代以降の投資抑制効果については、製造業、非製造業ともに有意であり、業種を問わず、不確実性の高まりが設備投資を抑制し資本設備のスリム化を促したことが推察される¹⁴。

次に、各企業の負債比率（負債合計/資本ストック）に着目し、サンプル分割を行った。負債比率は企業の外部資金制約に関連するバランスシート変数であり、設備投資行動に影響を及ぼしうる¹⁵。ここでは企業ごとに負債比率の時系列平均を求めて、そのクロスセクション・データの中央値を下回る企業を「低負債」、上回る企業を「高負債」として、サンプル企業をどちらかに分割する¹⁶。各企業グループについて、同じく(8)式に基づいて推計した結果が表5の最後の2列（「低負債」「高負債」の列）に報告されている。その結果、両グループで推定結果の違いはみられず、ともに基本モデルと同じく、 $UNC9496$ の係数は有意に正、 $UNC0104$ は有意に負という結果が得られた¹⁷。

14 ただし抑制効果の大きさ（係数の絶対値）をみると非製造業の方が製造業を上回っている。これは、より市場競争度の低い、あるいは不可逆性の強い資本を抱える非製造業企業の方が不確実性の投資抑制効果が強いという解釈と整合的である。

15 永幡・関根[2002]、田中[2004]においても、同様の問題意識に基づきサンプル分割が行われている。理論的には、外部資金調達依存度が高いほど、資本設備の価値が下落、バランスシートが悪化した際に設備の売却が困難であり、その意味で資本の不可逆性が強いと考えられるため、（このメカニズムが企業に正しく認知されて機能すれば）不確実性が投資を抑制する効果はより強いと予想される。

16 ここでの標本分割は全期間の時系列平均に基づいており、内生性の問題が含まれる可能性も排除できない。そこで、この問題を考慮するため、分析期間以前（1990～93年度）の時系列平均に基づいて標本分割を行い、主体別の分析を行ったが、表5、表6で示される主要結果は影響を受けなかった。

17 なお、 $UNC0104$ の負の効果を絶対値で比較すると、高負債企業 > 低負債企業となっており、高負債企業の方が不可逆性がより強く、したがって不確実性の負の効果が強いという解釈と整合的である。

そこでさらに検証を進め、これら2つの基準をクロスさせたサンプル分割、すなわち全企業を「製造業で低負債」「製造業で高負債」「非製造業で低負債」「非製造業で高負債」という4グループに分割し、そのうえで基本モデルの推計を行った。その結果は表6に要約されている。表6より、1990年代半ばの不確実性による影響(UNC9496)は、「製造業+低負債」グループと「非製造業+高負債」グループについて、それぞれ有意に正であることが判明した。後者は相対的に多くの債務を抱える非製造業企業であり、不確実性の高まりによる設備投資の拡大効果は、本来なら抑制すべき投資を増大させ過剰設備・過剰債務を長期化させたという先ほどの解釈をより強める結果といえる。一方、前者は負債も少ない製造業企業であり、外部資金にあまり依存せず、グローバル競争にさらされている(その意味でより競争的な)グループと推察される。そのような企業で不確実性に設備投資の拡大効果が検出されたということは、先のHartman-Abel命題に依拠した解釈(完全競争を前提として利潤関数が凸)がよりフィットすると推論することもできる。そして2000年代以降(UNC0104)については、4つのグループすべてで設備投資を抑制する効果がみられた。この結果からも、日本の企業部門全体がリスクを正当に評価してより慎重な投資行動を取り、設備投資を抑制、資本設備をスリム化した姿が浮かび上がってくる。

以上のサンプル分割の結果から、4節(3)で得られた主要結果は補強され、特に1990年代半ばの不確実性の役割に関しては、企業グループの特性によって異なるというより詳細な解釈が議論された。その意味でも、1990年代のわが国の設備投資行動について、新たな知見が付加されたものといえるだろう。

表6 不確実性の役割：主体別の影響(2)

説明変数	製造業 + 低負債	製造業 + 高負債	非製造業 + 低負債	非製造業 + 高負債
Q	0.00016 (0.0002)	0.0000055 (0.0000085)	-0.022** (0.003)	0.002** (0.00033)
LK	10.219** (0.888)	0.332** (0.063)	11.629** (2.231)	3.381** (0.387)
CFK	0.087** (0.015)	0.024** (0.004)	0.197** (0.054)	0.020** (0.005)
UNC9496	0.152** (0.054)	0.026 (0.055)	-0.166 (0.286)	0.570** (0.120)
UNC9700	0.053 (0.044)	-0.045 (0.050)	-0.119 (0.227)	0.003 (0.108)
UNC0104	-0.105** (0.022)	-0.167** (0.033)	-0.328* (0.167)	-0.263** (0.067)
Hausman テスト	固定	変量	固定	固定

備考：推計期間は1994～2004年度。主体の分類は「製造業+低負債」「製造業+高負債」「非製造業+低負債」「非製造業+高負債」。いずれも基本モデル(表4のモデル①)に基づく。カッコ内は標準誤差。**、*は1%、5%有意水準の棄却を表す。Hausmanテストは「変量効果モデル」対「固定効果モデル」。

5. おわりに

本稿では、1990年代以降の日本の設備投資行動を取り上げ、そこでの不確実性の役割について再検証を行った。これまでの実証研究では、「不確実性が高まると設備投資は抑制される」という結果が概ね示されてきた。しかしバブル崩壊後の日本では、不確実性が高まる一方で、企業部門は（つい数年前まで）過剰な資本設備を蓄積・維持してきたという一般の認識がある。不確実性は本当に設備投資を抑制してきたのか。その役割は時間とともに変化してこなかったのか。本稿はそういった問題意識に基づき、設備投資と不確実性について分析を進めた。用いるデータは、製造業・非製造業をとともに含む個別企業データである。

実証結果から、不確実性が設備投資を抑制する効果は特に2000年代以降に顕著であり、1990年代半ばについては逆に設備投資を拡大する効果があった可能性が示された。さらに業種（製造業対非製造業）および負債比率からサンプル分割を行ったところ、1990年代半ばの投資拡大効果については企業グループによる違いが検出された。一方、2000年代以降の抑制効果はどのグループについても強く支持され、非常に頑健であることが判明した。

これらの結果を、1990年代半ば以降の日本経済の現実に照らして解釈すると、多大な破棄コスト・投資の不可逆性のもとで不確実性が高まったとき、本来なら設備投資を抑制すべき時期に逆に拡大し、過剰設備の問題を長期化させた（特に非製造業の高負債企業）。そして2000年代に入ると、日本の企業部門全体が直面するリスクに呼応してより慎重な行動を取り、設備投資を抑制して資本設備のスリム化を本格化させたという姿が浮かび上がってくる。不確実性の役割が時間とともに変化する可能性を示し、また日本経済の現実に即した解釈を議論したことは、先行研究にはない新たな貢献と考えられる。本稿の考察により、1990年代以降のわが国の設備投資行動に対する理解がより一層深まればと期待される。

補論. データ補論

(1) 資本財価格 (資産項目別)

資産項目別の資本財価格として、日本銀行「企業物価指数」を利用する。詳細は以下のとおり。

〈資産項目〉	〈企業物価指数〉
「建物」「構築物」「賃貸用固定資産」	「建設用材料」
「船舶」「車両運搬具」	「輸送用機器」
「機械装置」「工具器具備品」「そのほかのその他償却資産」	「資本財」

(2) 物理的償却率 (資産項目別)

Hayashi and Inoue [1991] などにならない、資産項目ごとに以下の値を用いる。

〈資産項目〉	〈物理的償却率〉
「建物」	4.7%
「構築物」「賃貸用固定資産」	5.64%
「機械装置」	9.489%
「船舶」「車両運搬具」	14.70%
「工具器具備品」「そのほかのその他償却資産」	8.838%

(3) 投資 1 単位の減価償却控除額の現在割引価値 (z_t)

田中 [2004]、西岡・池田 [2006] などにならない、以下のように求められる。

$$\text{定義: } z_t = \tau_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta_{t+j} \text{DEPR}_t (1 - \text{DEPR}_t)^j.$$

ここで τ_t = 実効税率 (本文参照)、

DEPR_t = t 期の減価償却費 / $t - 1$ 期末の有形固定資産簿価、

そして割引因子 $\beta_{t+j} = \frac{1}{(1+r_t)^j}$ と仮定。

そのもとで、 $z_t = \frac{\tau_t(1+r_t)\text{DEPR}_t}{r_t + \text{DEPR}_t}$ と導出される。

参考文献

- 粕谷宗久、「不確実性下の設備投資：設備投資への影響を与える不確実性要因の検証」、日本銀行ワーキングペーパー No. 03-J-3、2003年10月
- 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年
- 竹田陽介・小巻泰之・矢嶋康次、『期待形成の異質性とマクロ経済政策：経済主体はどこまで合理的か』、東洋経済新報社、2005年
- 田中賢治、「設備投資と不確実性：不可逆性・市場競争・資金制約下の投資行動」、『経済経営研究』第25巻第2号、2004年9月
- 永幡 崇・関根敏隆、「設備投資、金融政策、資産価格：個別企業データを用いた実証分析」、日本銀行調査統計局ワーキングペーパー No. 02-3、2002年5月
- 中村 保、『設備投資行動の理論』、東洋経済新報社、2003年
- 西岡慎一・池田大輔、「不確実性下における企業の設備投資行動：リアルオプション理論に基づいた実証分析」、日本銀行ワーキングペーパー No. 06-J-09、2006年3月
- 畠田 敬、「収入に関する不確実性および費用に関する不確実性が設備投資に及ぼす影響」、『経済科学研究所紀要』第35号、2005年、99～109頁
- 堀 敬一・齊藤 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』第25巻第4号、2004年12月
- 松林洋一、「期待利潤率、不確実性と設備投資：日米比較」、『日本経済研究』第28号、1995年3月、31～52頁
- 宮尾龍蔵、『マクロ金融政策の時系列分析—政策効果の理論と実証』、日本経済新聞社、2006年
- Abel, Andrew B., “Optimal Investment under Uncertainty,” *American Economic Review*, 73, 1983, pp. 229–233.
- , and Oliver Blanchard, “The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment,” *Econometrica*, 54, 1986, pp. 239–273.
- , and Janice C. Eberly, “A Unified Model of Investment Under Uncertainty,” *American Economic Review*, 84, 1994, pp. 1369–1384.
- Dixit, Avinash K., and Robert S. Pindyck, *Investment and Uncertainty*, Princeton University Press, 1994.
- Guiso, Luigi, and Giuseppe Parigi, “Investment and Demand Uncertainty,” *Quarterly Journal of Economics*, 114, 1999, pp. 185–227.
- Hartman, Richard, “The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment,” *Journal of Economic Theory*, 5, 1972, pp. 258–266.
- Hausman, Jerry A., “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica*, 46, 1978, pp. 1251–1271.
- Hayashi, Fumio, and Tohru Inoue, “The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms,”

- Econometrica*, 59, 1991, pp. 731–753.
- Leahy, John V., and Toni M. Whited, “The Effects of Uncertainty on Investment: Some Stylized Facts,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28, 1996, pp. 64–93.
- McDonald, Robert, and Daniel Siegel, “The Value of Waiting to Invest,” *Quarterly Journal of Economics*, 101, 1986, pp. 707–728.
- Nakamura, Tamotsu, “Risk-Aversion and the Investment-Uncertainty Relationship: A Note,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, 38, 1999, pp. 361–367.
- Ogawa, Kazuo, and Kazuyuki Suzuki, “Uncertainty and Investment: Some Evidence from the Panel Data of Japanese Manufacturing Firms,” *Japanese Economic Review*, 51, 2000, pp. 220–231.
- Pattillo, Catherine A., “Investment, Uncertainty, and Irreversibility in Ghana,” *IMF Staff Papers*, 45, 1998, pp. 522–553.
- Sekine, Toshitaka, “Firm Investment and Balance-Sheet Problems in Japan,” IMF Working Paper No. 99/111, August 1999.