



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

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

西岡慎一*

shinichi.nishioka@boj.or.jp

池田大輔*

daisuke.ikeda@boj.or.jp

No.06-J-09
2006年3月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

* 調査統計局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

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

西岡慎一*・池田大輔**

【要 旨】

本稿は、わが国製造業を対象に、上場企業の個別企業データを用いて、プロビット・モデルとトービット・モデルによる実証分析を行い、不確実性が設備投資に与える影響について分析を行ったものである。リアルオプション理論を応用した Dixit and Pindyck [1994] 等によると、投資の不可逆性が存在する場合、投資の Q がある閾値水準を超えない限り、設備投資は実行されないほか、不確実性が高まるほど Q の閾値が上昇し、設備投資を抑制する。実証分析の結果、不確実性指標は、 Q の閾値に対して有意に正の効果を持つことが示された。従って、理論が示唆する通り、不確実性の上昇は Q の閾値を上昇させ、企業の設備投資を抑制する方向へ働くことが実証的に裏付けられた。また、不可逆性が高まるほど Q の閾値が上昇するとこの結果が得られた。こうした結果は、プロビット・モデルとトービット・モデルの違いや Q の定義の違いに関わらず、比較的頑健性が高い。次に、推定結果を利用して、 Q の閾値を試算したところ、全企業平均では、バブル崩壊後の1990年代前半、及び2000年代前半において比較的高い水準となった。また、 Q の閾値は、一部業種で大きく変動しているものの、小幅な変動に止まる業種も多く、全企業平均では、 Q の閾値の変動は、 Q の変動と比較して、相対的に小さい。従って、少なくとも上場企業に限れば、設備投資意思決定における不確実性の影響は、 Q そのものの変動の影響に比べて、総じて限定的であった可能性がある。

キーワード：設備投資、不確実性、不可逆性、リアルオプション、 Q 、プロビット・モデル、トービット・モデル

* 日本銀行調査統計局 E-mail：shinichi.nishioka@boj.or.jp

**日本銀行調査統計局 E-mail：daisuke.ikeda@boj.or.jp

本稿の作成にあたり、小川一夫教授（大阪大学）、鈴木和志教授（明治大学）、阿部修人助教授（一橋大学）のほか、日本銀行スタッフから数多くの有益な示唆を受けた。記して感謝したい。もちろん、有り得べき誤りは全て筆者達に帰するものである。また、本稿に記された意見・見解は筆者達個人のものであり、日本銀行及び調査統計局の公式見解を示すものではない。

1 はじめに

本稿は、わが国製造業を対象に、上場企業の個別企業データを用いて、プロビット・モデルとトービット・モデルによる実証分析を行い、不確実性が企業の設備投資決定に及ぼす影響について検証したものである。1990年代以降、わが国企業の設備投資は長期に亘って低迷したが、この背景として1990年代前半のバブル崩壊や1990年代後半の金融不安等を受けて、経営環境の先行き不透明感が一貫して強かったことが、企業の設備投資意欲の減退に繋がった可能性がある。従って、不確実性が企業の設備投資にどのような影響を与えるのかという点について、理論面、実証面から整理を行うことは、こうした現象を解明するための一助となり得るものと思われる。

不確実性下における企業の設備投資行動についての理論的研究は比較的古くから行われてきた。この分野における初期の研究とされる Hartman [1972]、Abel [1983] は、完全競争で、かつ規模に関して収穫一定の仮定の下では、資本の限界収益が財価格に関して凸型となることから、ジェンセン不等式により、財価格の不確実性が高まるほど、限界収益率の期待値が高まり、設備投資を増加させる効果がある、との命題を導いた。これに対して、投資の不可逆性という性質に着目して、リアルオプション理論¹を応用した McDonald and Siegel [1986] は、不確実性の高まりは設備投資を抑制すると主張した。具体的には、資本が不可逆的、すなわち企業は一度設置した資本を容易に売却できないと仮定すると、将来の投資収益が不確実なとき、企業にとっては、その不確実性が解消されるまで投資実行を延期する方が合理的である場合がある。換言すると、資本の不可逆性と収益に関する不確実性が存在する場合、投資を延期することによるオプション価値が発生し、投資の Q^2 が、このオプション価値を含むある閾値を越えない限り、企業は設備投資を行わない。このとき、不確実性が高まると、オプション価値が上昇するため、 Q の閾値が上昇し、設備投資は抑制される。Bertola [1988]、Pindyck [1988]、Dixit and Pindyck [1994] は、McDonald and Siegel [1986] を更に拡張・一般化したモデルを考案した。

一方、設備投資と不確実性に関する実証研究をみると、まず、マクロデータを用いた研究として、Pindyck and Solimano [1993]、Ferderer [1993]、Huizinga [1993] が挙げられる。Pindyck and Solimano [1993] は、国別データを用いて、資本の限界収益の標本標準偏差が設備投資に負の影響を与えたことを示した。Ferderer [1993] は、金利のリスク・プレミアムで測った不確実性が米国の設備投資に負の影響を与えることを明らかにした。更に、Huizinga [1993] は、ARCH を用いて実質賃金、原材料価格、生産物価格の条

¹ リアルオプション理論に関する包括的なサーベイについては、代田・馬場 [2002] を参照。

² 本稿では、完全不可逆性下において、現行の資本ストック水準の下での資本の限界収益の割引現在価値を Q と呼ぶ。後述(6)式参照。

件付標準偏差を算出し、実質賃金の一時的ショックの標準偏差と生産物価格の恒久的ショックの標準偏差が米国製造業の設備投資に負の影響を与えることを示した。次に、マイクロデータを用いた、Leahy and Whited [1996]、Driver et al. [1996]、Shaanan [2005] は、個別企業の株価収益率の分散と、個別企業の株価収益率と市場収益率の共分散を不確実性指標とし、個別企業の株価収益率の分散が米国製造業の設備投資に負の影響を与えたことを明らかにした。同様に、Bulan [2005] は、株価収益率のショックのうち、個別企業特有のショックの標準偏差が米国製造業の設備投資に負の影響を与えたことを示した。また、Ghosal and Loungani [1996] では、生産物価格の分散が、市場集中度の低い産業において、米国の設備投資に負の影響を与えたことを示している。イタリアの製造業を対象とした Guiso and Parigi [1996] は、将来の需要予測の不確実性の高まりが、市場競争度の低い産業で、設備投資を抑制する効果があると主張した。一方、日本に関する実証研究として、マクロデータを用いた松林 [1995] が、 Q により計測された不確実性が設備投資を抑制することを明らかにした。これに対して、マイクロデータを用いた研究としては、Ogawa and Suzuki [2000]、田中 [2004]、竹田他 [2005] がある。これらの研究では、実質売上高成長率で測られた不確実性指標が、製造業の設備投資に対して有意に負の影響を与えたとの結果が導出されているほか、経済的耐用年数で測られた不可逆性が強い企業ほど不確実性の影響を強く受けることが示された。

以上は、設備投資と不確実性に関する誘導型として線形モデルを仮定した実証分析である。もっとも、リアルオプション理論を前提とする場合は、 Q の領域に応じて、設備投資が待機されるか実行されるかとする非線形モデルを仮定する方が、理論に則した定式化となる。こうした観点から、Pattillo [1998]と Cassimon, et al. [2002] では、プロビット・モデルやトービット・モデルといった非線形モデルにより実証分析が行われた。このうち、ガーナの企業を対象にした Pattillo [1998] は、資本の種類により不可逆性の強度を分類し、不可逆性の強い資本を保有する企業ほど不確実性は設備投資に対して強く負の影響を与えることを示した。一方、ベルギー企業を対象にした Cassimon, et al. [2002] は、リースを採用しているかどうかを不可逆性指標として使い、不可逆性の強い企業で、不確実性は設備投資に対して強く負の影響を与えることを明らかにした。日本に関する実証研究では、粕谷 [2003] が、マルコフ・スイッチングモデルをマクロデータに適用して分析を行い、為替レートや企業倒産に関する不確実性が、設備投資に対して有意に負の影響を持つことを示した。また、マイクロデータを用いた鈴木 [2001] では、設備投資の非線形性を考慮して、ロジスティック関数を適用して推計した結果、不確実性指標の高まりが Q の閾値を通じて、設備投資に抑制的に働く効果があることを示した。

こうした点を踏まえて本稿は、Pattillo [1998] や Cassimon, et al. [2002] 等の問題意識に沿って、不確実性が Q の閾値を通じて、設備投資を待機するか実行するか意思決定

に影響を及ぼすとの非線形関係を明示した実証分析を行う。本稿で得られた結論を予め要約すると、実証分析の結果、プロビット・モデルとトービット・モデルの違いや Q の定義の違いに関わらず、不確実性指標は、 Q の閾値に対して有意に正の効果を持つほか、不可逆性指標も同様に正の効果を持つ。推定結果を基に、 Q の閾値を試算したところ、 Q の閾値の全企業平均値は、バブル崩壊後の1990年代前半、及び2000年代前半において比較的高い水準となった。また、 Q の閾値は、一部業種で大きく変動しているものの、小幅な変動に止まる業種も多く、全企業平均では、 Q の閾値の変動は、 Q の変動と比較して相対的に小さい。従って、少なくとも上場企業に限れば、設備投資意思決定における不確実性の影響は、 Q そのものの変動の影響に比べて、総じて限定的であった可能性がある。

本稿の構成は以下の通り。まず第2節で、不確実性下における設備投資理論の代表的モデルである Dixit and Pindyck [1994] のモデルを簡潔に紹介する。第3節で、Dixit and Pindyck [1994] モデルに準じた実証分析手法と結果を示した後、推定結果を基に、わが国企業が直面した Q の閾値を試算する。第4節で、本稿の結論を述べる。

2 不確実性下における設備投資決定問題

リアルオプション理論を設備投資モデルに応用した研究として、McDonald and Siegel [1986]、Bertola [1988]、Pindyck [1988] 等が存在するが、ここでは、これらのモデルを一般化した Dixit and Pindyck [1994] のモデルを例として採り上げ、不可逆性が存在する下での、不確実性が設備投資決定に与えるメカニズムについて論点整理を行う。

まず、企業の生産関数と企業が直面する逆需要関数をそれぞれ以下の通り定義する。

$$Y = F(K) \quad (1)$$

$$P = \theta D(Y) \quad (2)$$

ここで、 Y は生産物、 K は資本ストック、 P は価格を表す。また、 θ は逆需要関数のシフト変数を表し、次の幾何ブラウン運動に従うと仮定する。

$$d\theta = \mu\theta dt + \sigma\theta dz$$

ここで、 μ は期待成長率、 σ は標準偏差、 dz はウィナー過程³を表す。従って、ここでは、逆需要関数のシフト変数が不確実性の源泉となる。次に、企業の収益 ($\equiv PY$)

³ ここで、 $E[dz] = 0$ 、 $Var[dz] = dt$ と仮定されている。

を、(1)式、(2)式を用いながら、以下の通り定義する。

$$\begin{aligned} PY &= \theta D(F(K))F(K) \\ &\equiv \theta \Pi(K) \end{aligned}$$

ここで、 $\Pi'(K) > 0$ 、 $\Pi''(K) < 0$ 、すなわち、限界収益は資本に関して逓減すると仮定する。これは、限界生産性が資本に関して逓減する場合 ($F''(K) < 0$)、若しくは需要曲線が右下がりである場合 ($D'(Y) < 0$) またはこれらが同時に満たされる場合に生じる。次に、不可逆性として以下を仮定する。

$$K_{t+dt} \geq K_t$$

すなわち、負の設備投資は不可能であると仮定する⁴。最後に、資本財 1 単位あたりの購入価格 (資本財価格) を κ と定義する。このとき、企業価値 V の最大化は、以下のベルマン方程式で示される。

$$V(K_t, \theta_t) = \max \left\{ \theta_t \Pi(K_t) dt + e^{-r dt} \left(E[V(K_{t+dt}, \theta_{t+dt})] - \kappa (K_{t+dt} - K_t) \right) \right\} \quad (3)$$

ここで、 r は割引率を表し、 $r > \mu$ を仮定する。伊藤の定理等を用いると、 $V(K, \theta)$ は次の通り導出できる (以下の導出方法は補論参照)。

$$V(K, \theta) = \frac{\theta \Pi(K)}{r - \mu} + B_1(K) \theta^{\beta_1}$$

ここで、 β_1 は、次の特性方程式の解で、1 より大きいことが保証されている。

$$\frac{1}{2} \sigma^2 \beta (\beta - 1) + \mu \beta - r = 0 \quad (4)$$

企業の資本ストックは、資本の限界的増加による企業価値の増分が、資本財価格 κ と一致するとき、すなわち、

$$V_K(K, \theta) = \frac{\theta \Pi'(K)}{r - \mu} + B_1'(K) \theta^{\beta_1} = \kappa \quad (5)$$

のとき最適となり、 $V_K(K, \theta)$ が κ を上回る場合、設備投資が行われ、 $V_K(K, \theta)$ が κ を下回る場合、完全不可逆性により設備投資がゼロとなる。(5)式における第 1 項は、資

⁴ この仮定は完全不可逆性と呼ばれる。Abel and Eberly [1994] は、資本の購入価格と売却価格の違い等を明示した部分不可逆的な調整コストを提示している。

本の限界収益の割引現在価値、第 2 項はオプション価値を表している。ここで、第 1 項を κ で割ったものを

$$Q \equiv \frac{\theta \Pi'(K)}{\kappa(r - \mu)} \quad (6)$$

と定義する⁵とき、設備投資と Q の関係を次の通り表すことができる。

$$\begin{cases} I > 0 & \text{if } Q > Q^* \\ I = 0 & \text{if } Q \leq Q^* \end{cases} \quad (7)$$

上式における Q^* は Q の閾値を表し、 Q が閾値 Q^* を超える場合、設備投資が実行され、 Q が Q^* を下回る場合、設備投資は実行されないことを示している。ここで、 Q^* は次式として表すことができる。

$$Q^* = \frac{\beta_1}{\beta_1 - 1} \quad (8)$$

上式の β_1 は、(4)式の特性方程式の解であった。 $\beta_1 > 1$ であるため、 Q^* は 1 より大きい値となる。従って、仮に Q が 1 を超えていても設備投資が実行されない場合が存在し得る。ここで、 σ が上昇する場合、(4)式より β_1 は低下することから、(8)式より、

$$\frac{\partial Q^*}{\partial \sigma^2} > 0$$

となることを容易に示すことができる⁶。従って、不確実性の上昇は、 Q^* を上昇させ、設備投資を抑制する方向へ働く^{7,8}。

⁵ ここでの Q は、いわゆる限界 q ($q \equiv V_\kappa(K, \theta) / \kappa$) とは定義が異なる。限界 q は資本に関する限界的な企業価値の割引現在価値として定義され、 Q に加えてオプション価値を含む。

⁶ 限界 q を用いた場合、設備投資における q の閾値は 1 となる。不確実性の上昇は、閾値が一定の下、 q を直接低下させることによって、設備投資を抑制する。

⁷ 資本減耗を考慮した場合についても、ここでの議論と本質的な変化はない。 δ を資本減耗率、 $\Pi(K) = K^\alpha$ と仮定すると、 Q は、

$$Q = \alpha \theta K^{\alpha-1} / \kappa(r - \mu + \alpha \delta)$$

特性方程式は、

$$\sigma^2 \beta(\beta - 1) / 2 + [\mu + \delta(1 - \alpha)]\beta - (r + \delta) = 0$$

と修正されるが、 Q^* は $Q^* = \beta_1 / (\beta_1 - 1)$ となり、(8)式と同じである。

⁸ (4)式の特性方程式から明らかな通り、 Q^* に影響を与える変数として、不確実性のほか r と μ が存在し、 r が上昇するとき Q^* は低下し、 μ が上昇するとき Q^* は上昇することを示すことができる。一方、(6)式から Q についても r と μ の影響を受ける。従って、 r と μ は、 Q と Q^* の内生変数となる。以降の実証分析

3 実証分析

3.1 推計式の定式化

推計モデルは、前節の Dixit and Pindyck [1994] モデルを踏まえて、非線形モデル（プロビット・モデルとトービット・モデル）として定式化する。こうした定式化は、Pattillo [1998]、Cassimon et al. [2002] でも採用されている。また、本稿の使用データは、パネルデータであることを考慮して、変量効果モデル⁹により推計を行う。

3.1.1 プロビット・モデル

企業 i の t 時点における設備投資決定式を、前節(7)式を踏まえて、以下の通り表す。

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } Q_{it-1} > Q_{it-1}^* \\ 0 & \text{if } Q_{it-1} \leq Q_{it-1}^* \end{cases}$$
$$i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$$

ここで、 $y_{it} = 1$ は設備投資が実行されたことを、 $y_{it} = 0$ は設備投資が実行されなかったことを表す。上式は、 Q が閾値 Q^* を超える場合、設備投資は実行され、 Q が閾値 Q^* を下回る場合、設備投資は実行されないことを意味する。 Q^* は観察不能な変数であるが、 Q^* を以下の通り定式化することにより、プロビット・モデルによる推計が可能となる。

$$Q_{it}^* = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + u_i + \varepsilon_{it} \tag{9}$$
$$= \beta_0 + \beta_1 \times \text{不確実性指標}_{it} + \beta_2 \times \text{不可逆性指標}_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$$

ここでは、不確実性指標に加え、不可逆性指標を導入する。Dixit and Pindyck [1994] モデルでは完全不可逆性を仮定していたため、不可逆性の強度の違いが閾値水準にどのような影響を与えるかは明らかではないが、ここでは、不可逆性の強度が閾値水準に与える効果を検証するため、不可逆性指標を推定式に入れる¹⁰。

においては、こうした内生性の問題を考慮して、 Q^* の構成要素は、不確実性（及び不可逆性）のみと仮定して推定を行い、 Q^* と不確実性の関係に焦点を絞って分析を行うこととする。

⁹ 小標本バイアスの問題があるため、プロビット・モデルとトービット・モデルに固定効果モデルを適用することは好ましくない。Greene [2002] 等参照。

¹⁰ Abel et al. [1996] は、資本の売却価格が購入価格よりも低いとする部分不可逆性を仮定した場合、投資実行を延期するコール・オプションに加えて、資本の売却を延期するプット・オプションが発生し、両者の価値が相殺し合うことを示した。これによると、不可逆性が強まるほど、コール・オプションの価値が高くなり、設備投資を抑制する効果を持つ。

(9)式における u_i は企業 i に固有の攪乱項を表し、平均ゼロ・分散 σ_u^2 の正規分布に従うと仮定する。また、 ε_{it} は企業 i の t 時点における攪乱項で、標準正規分布に従うと仮定する。 u_i と ε_{it} は独立であると仮定する。このとき、企業 i の全標本における選択確率は、

$$\Pr(y_{i1}, \dots, y_{iT} | \mathbf{x}_{i0}, \dots, \mathbf{x}_{iT-1}) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-u_i^2 / 2\sigma_u^2}}{\sqrt{2\pi}\sigma_u} \left\{ \prod_{t=1}^T F(Q_{it-1} - \mathbf{x}_{it-1}\beta - u_i) \right\} du_i$$

ここで、

$$F(w) = \begin{cases} \Phi(w) & \text{if } y = 1 \\ 1 - \Phi(w) & \text{if } y = 0 \end{cases}$$

$\Phi(w)$ は標準正規分布の分布関数を表す。上式の微分については、Gauss-Hermite quadrature により離散化する。このとき、パラメータの推計は、以下の対数尤度を最大化するように行われる。

$$L = \sum_{i=1}^N \ln \Pr(y_{i1}, \dots, y_{iT} | \mathbf{x}_{i0}, \dots, \mathbf{x}_{iT-1})$$

なお、変量効果を考慮しないプーリング・モデルとの相対的有意性を検証するために、以下の、

$$\rho \equiv \frac{\sigma_u^2}{1 + \sigma_u^2}$$

に関して尤度比検定を行う。 ρ は推計式の全分散に対する変量効果に起因する分散の比率を表しており、これがゼロであるという帰無仮説が棄却されれば、変量効果モデルが採択される。

3.1.2 トービット・モデル

設備投資が実行される場合、設備投資比率は、 $Q - Q^*$ と線形関係を持つと仮定する。

$$\frac{I_{it}}{K_{it-1}} = \begin{cases} \eta(Q_{it-1} - Q_{it-1}^*) & \text{if } Q_{it-1} > Q_{it-1}^* \\ 0 & \text{if } Q_{it-1} \leq Q_{it-1}^* \end{cases} \quad (10)$$

ここで、(9)式を(10)式に代入、整理することにより、次式の通り、トービット・モデルによる推計が可能となる。

$$\frac{I_{it}}{K_{it-1}} = \begin{cases} \left(\frac{I_{it}}{K_{it-1}}\right)^* & \text{if } \left(\frac{I_{it}}{K_{it-1}}\right)^* > 0 \\ 0 & \text{if } \left(\frac{I_{it}}{K_{it-1}}\right)^* \leq 0 \end{cases}$$

ここで、 $\left(\frac{I_{it}}{K_{it-1}}\right)^*$ は次式により与えられる。

$$\begin{aligned} \left(\frac{I_{it}}{K_{it-1}}\right)^* &= \mathbf{z}_{it-1}\boldsymbol{\gamma} + e_i + v_{it} \\ &= \gamma_0 + \gamma_1 Q_{it-1} + \gamma_2 \times \text{不確実性指標}_{it-1} + \gamma_3 \times \text{不可逆性指標}_{it-1} + e_i + v_{it} \end{aligned}$$

e_i は企業 i に固有の攪乱項を表し、平均ゼロ・分散 σ_e^2 の正規分布に従うと仮定する。また、 v_{it} は企業 i の t 時点における攪乱項で平均ゼロ、分散 σ_v^2 の正規分布に従うと仮定する。 e_i と v_{it} は独立であると仮定する。このとき、企業 i の全標本における選択確率は、

$$\Pr\left(\frac{I_{i1}}{K_{i0}}, \dots, \frac{I_{iT}}{K_{iT-1}} \mid \mathbf{z}_{i0}, \dots, \mathbf{z}_{iT-1}\right) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-e_i^2/2\sigma_e^2}}{\sqrt{2\pi}\sigma_e} \left\{ \prod_{t=1}^T F\left(\frac{I_{it}}{K_{it-1}} - \mathbf{z}_{it-1}\boldsymbol{\gamma} - e_i\right) \right\} de_i$$

ここで、

$$F(w) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_v} e^{-w^2/2\sigma_v^2} & \text{if } \frac{I}{K} > 0 \\ \Phi\left(\frac{w}{\sigma_v}\right) & \text{if } \frac{I}{K} = 0 \end{cases}$$

プロビット・モデルと同様、上式の微分について Gauss-Hermite quadrature により離散化し、対数尤度を最大化するようパラメータを推計する。また、変量効果モデルとプーリング・モデルとの相対的有意性を検証するために、

$$\rho \equiv \frac{\sigma_e^2}{\sigma_v^2 + \sigma_e^2}$$

に関して尤度比検定を行う。

3.2 データと変数

3.2.1 対象サンプル

分析で使用する個別企業の財務データは、日本政策投資銀行「企業財務データバンク」を用いる。対象サンプルは、東京・大阪・名古屋証券取引所の第1部・第2部に所属する製造業のうち、1980年度から2003年度まで存続した企業を対象サンプルとした¹¹。図表3では、データの基本統計量（年度別）を示している¹²。

3.2.2 データの定義¹³

(1) 設備投資比率

本稿では、設備投資比率として、以下で定義された純設備投資（net investment）比率を用いる。

$$\frac{NI_t}{K_{t-1}} = \frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta_t$$

ここで、 NI は純設備投資、 K は資本ストック、 I は粗設備投資（gross investment）、 δ は物理的償却率を表す¹⁴。このとき、純設備投資額がマイナスとなる場合はゼロ、すなわち、粗設備投資額が資本減耗額を下回る場合、新規に実施された設備投資はなかったものとみなす。こうした仮定は、図表1左からも明らか通り、粗設備投資がゼロ以下となるサンプルはほとんど存在しないことによるものである。この理由として、上場企業の場合、経営維持のために最低限必要な更新投資が每期行われることが考えられ、理論が想定するような粗設備投資額がゼロとなる企業は、少なくとも上場企業の場合はあまり存在しない¹⁵。

必要最低限の設備投資が実施される理由として、企業が資本減耗分を超える拡張的な設備投資を実行する場合、新規設備の設置費用等、追加的なコストが発生すること

¹¹ 後述の異常値処理を行った結果、対象サンプル企業数は721社である。業種別の社数は次の通り。
食料品：67、繊維：46、パルプ・紙：19、化学：116、石油・石炭製品：13、窯業・土石製品：35、
鉄鋼：40、非鉄金属：29、金属製品：33、一般機械：100、電気機械：93、輸送機械：80、
精密機械：21、その他製造業：29

¹² 業種別の基本統計量は、補論図表Aを参照。

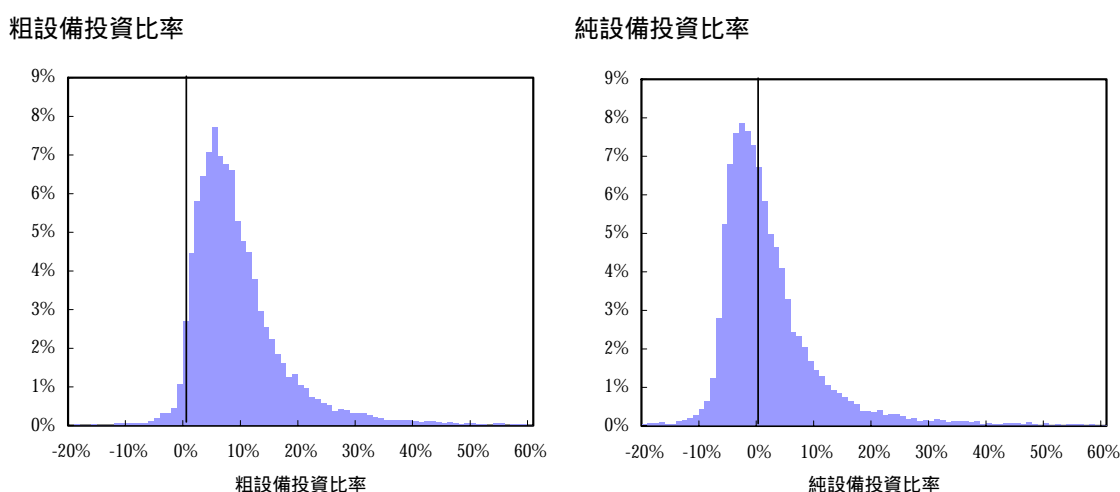
¹³ 以下で述べるデータの詳細な作成方法は、データ補論を参照。

¹⁴ 物理的償却率として、Hayashi and Inoue[1991]で使用された償却率を用いる（データ補論参照）。

¹⁵ 粗設備投資額がゼロ以下となるサンプルが少ない別の理由として、企業規模が大きい上場企業は、複数の事業を保有する傾向にあり、投資機会が相対的に豊富であることが考えられる。逆に、単一の投資プロジェクトのみで操業する企業は、非上場の中小企業に多いと考えられ、時期によっては、粗設備投資額がゼロとなるサンプルが、ある程度存在する可能性があるかと推察される。そういった意味では、上場企業データよりも非上場企業、或いは事業所別のデータを使用する方が、本稿の主旨に見合うと考えられるが、データの利用可能性の問題から、今回は上場企業を対象とした。この点の取り扱いは今後の重要な課題としたい。

が考えられる。例えば、Barnett and Sakellaris [1998] では、通常の凸型調整費用関数に、資本減耗分を超える拡張的な投資を実行する場合、追加的に線形の費用が加わるとした調整費用関数を提案した。このとき、設備投資として、資本減耗分のみを行い、拡張的な投資を待機するような限界 q の領域が存在することを示している。実際、純設備投資比率の分布をみると（図表 1 右）、多くのサンプルがゼロ近傍に集中する一方、正の方向に裾野が長い分布となっていることから、資本減耗の範囲内の設備投資のみで拡張的な投資を待機する企業と、資本減耗分を超える拡張的な設備投資を実行する企業が並存する可能性があることを示唆している。

（図表 1）設備投資比率の分布



（注）製造業・上場企業 721 社、1986 年度から 2003 年度までのサンプル。縦軸は全サンプルに占める比率、横軸は設備投資比率を表す。

これを Q との関係で捉えるため、設備投資比率と Q をプロットしたものが図表 2 左である¹⁶。更にこれをノンパラメトリック法¹⁷により、設備投資比率と Q の形状を描い

¹⁶ ここで Q として、後に定義される Q_1 を用いた。

¹⁷ ノンパラメトリック法とは、線形関係等、特定のモデルを仮定しないで、変数間の関係を推計する方法。まず、変数 x の密度関数の推計値を次の通り定義する。

$$\hat{f}_h(x) = \frac{1}{nh} \sum_{t=1}^n k\left(\frac{x - x_t}{h}\right)$$

ここで、 $k(\cdot)$ はカーネルと呼ばれる関数、 h はbandwidthと呼ばれるパラメータである。次に、 x が与えられたときの y の条件付期待値を $\mu(x) \equiv E[y|x]$ と定義するとき、 $\mu(x)$ の推計値 $\hat{\mu}(x)$ は、

$$\mu(x) = \int_{-\infty}^{\infty} yf(y, x)dy / f(x)$$

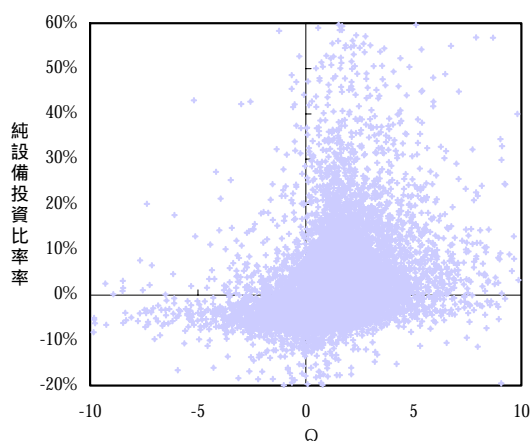
との関係を用いて、

$$\hat{\mu}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{t=1}^n y_t k\left(\frac{x - x_t}{h}\right) / \frac{1}{nh} \sum_{t=1}^n k\left(\frac{x - x_t}{h}\right)$$

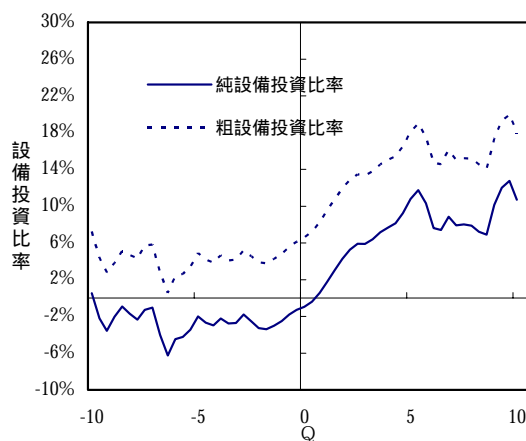
たものが図表 2 右である。これによると、 Q が十分に低い領域では、粗設備投資比率はある正の値で、純設備投資比率はある負の値で、 Q に対しフラットとなる非線形の形状となっており、 Q が低い企業は、資本減耗の範囲内で、ある程度一定の設備投資を行っていた可能性が窺われる¹⁸。

(図表 2) 設備投資比率と Q

純設備投資比率と Q



ノンパラメトリック推計による設備投資比率と Q の関係



従って本稿では、 Q と非感応的な一定の設備投資が資本減耗の範囲内で行われると仮定し、純設備投資額が正となる場合における、 Q の閾値の推計に焦点を絞る。純設備投資が正となった企業の比率をみると (図表 3) 約 80% をつけたピーク時の 1990 年度から徐々に低下し、2003 年度は 30% 弱となっている。

(2) Q

本稿では、頑健性のチェックを兼ねて、以下の「 Q_1 」、「 Q_2 」、「 Q_3 」を Q として使用する¹⁹。まず、Abel and Blanchard [1986]、小川・北坂 [1997]、田中 [2004] 等に倣い、 Q を以下の通り定式化する。

と推計できることが知られている。ここで、カーネルとして、以下の Epanechnikov カーネルを用いた。

$$k(z) = 3(1 - z^2/5)/4\sqrt{5} \quad \text{for } |z| < \sqrt{5} ; 0 \quad \text{o.w.}$$

また、bandwidth パラメータとして、

$$h = 0.9n^{-1/5} \min(y_i \text{ の標準偏差}, \hat{\mu}(x) \text{ の } 75 \text{ と } 25 \text{ のパーセントタイル値の差}/1.349)$$

を使用した。詳細は、Davidson and MacKinnon [2004] 参照。

¹⁸ 鈴木 [2001] では、設備投資関数として Q に関するロジスティック関数を適用し、 Q が十分に低い領域で設備投資がフラットな形状になるとの結果を導いている。

¹⁹ 本稿では、オプション価値を含まない資本の限界収益の割引現在価値を Q と定義しているため、 Q_1 や Q_2 がこの定義に近い概念であり、株価を用いた Q_3 はこの定義から逸脱している可能性があるが、頑健性を確かめる意味で Q_3 も用いる。

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

ここで、 τ は税率、 z は減価償却控除額の割引現在価値、 p^k は資本財価格、 δ は資本減耗率、 r は割引率、 π は実質資本ストックあたりの利益率を表す。このとき、 π_t の階差が AR(1) に従うと仮定して計算したものを Q_1 と定義する（詳細はデータ補論を参照）。次に、 π_t がランダム・ウォークに従うと仮定して計算したものを Q_2 と定義する。 Q_2 は以下の通り簡単な式で表される。

$$Q_{2,t} = \frac{1 - \tau_t}{(1 - z_t) p_t^k} \frac{1 + r_t}{r_t + \delta_t} \pi_t$$

最後に、株価を用いたいわゆる「平均の Q 」を Q_3 として使用する（詳細はデータ補論を参照）。

(3) 不確実性指標

Ogawa and Suzuki [2000]、田中 [2004] に倣って、実質売上高（前期比）の標準偏差を企業が直面する需要の不確実性の代理変数として用いる。ここで、売上高として個別企業データと財務省「法人企業統計季報」の業種別データ（四半期）を用い、個別企業データに対しては、内閣府「国民経済計算年報」の業種別産出デフレータにより、業種別データに対しては、日本銀行「企業物価統計」の業種別物価により実質化した。標準偏差として、直近 3 年間で 5 年間のデータを用いて計算された標本標準偏差のほか、業種別売上高については、直近 5 年間のデータを用いて推計した AR のローリング回帰の標準誤差も用いた。

また、実質売上高以外に、利益率の標本標準偏差と業種別株価指数（前月比）の標本標準偏差と AR による標準誤差も用いた。利益率は個別企業データで、 Q の推計の際に使用されたものと同じである。また、業種別株価指数は月次データで、データの出所は東京証券取引所である。

(4) 不可逆性指標

Ogawa and Suzuki [2000]、鈴木 [2001] に倣って、資本の経済的耐用年数の試算値を用いる。具体的には、法人企業統計（大企業）を用いて、定率法、設備の残存価値 10%、当期の減価償却率は、減価償却費を有形固定資産額で割ったものと仮定して計算した。これは、仮に中古市場がそれほど発達していない場合、耐用年数が長い資本ほど、投資回収に長期を要するため、 sunk・コストがより大きくなるとの考え方が背景にあ

る。これによると、パルプ・紙、鉄鋼、非鉄金属で耐用年数が長く、電気機械、輸送機械で耐用年数が短く試算されている（補論図表 A を参照）。

（図表 3）データの基本統計量

年度	純設備投資比率	純設備投資が正の企業の比率	Q			不確実性										耐用年数
						実質売上高（個別）		実質売上高（業種別）		利益率（個別）		株価（業種別）				
			Q ₁	Q ₂	Q ₃	標本標準偏差 3年	標本標準偏差 5年	標本標準偏差 3年	標本標準偏差 5年	AR	標本標準偏差 3年	標本標準偏差 5年	AR			
1986	11.4%	65.2%	1.901	1.683	0.903	10.0%	10.5%	3.7%	3.5%	3.3%	6.3%	7.9%	3.5%	4.0%	3.9%	10.973
1987	11.4%	62.8%	1.658	1.586	1.217	11.9%	11.4%	4.0%	3.5%	3.6%	7.1%	8.2%	3.6%	4.0%	3.5%	10.834
1988	13.5%	74.2%	1.974	1.797	2.012	12.0%	11.4%	3.5%	3.6%	3.7%	6.6%	8.1%	4.4%	4.1%	3.9%	10.766
1989	15.8%	77.5%	2.276	2.088	2.762	10.9%	11.4%	3.0%	3.6%	3.2%	6.1%	8.1%	5.2%	4.6%	4.4%	11.370
1990	17.8%	83.2%	2.192	1.996	3.685	8.1%	11.3%	3.1%	3.5%	3.1%	6.0%	7.8%	5.2%	4.7%	4.3%	11.049
1991	16.6%	82.2%	2.074	1.805	2.278	7.2%	10.2%	2.8%	3.1%	2.7%	5.3%	7.7%	5.4%	5.3%	4.7%	11.270
1992	13.5%	68.7%	1.684	1.603	1.221	7.9%	8.8%	2.7%	2.8%	2.6%	5.7%	7.2%	6.1%	6.0%	5.0%	11.488
1993	9.3%	45.6%	1.241	1.388	0.079	10.0%	10.2%	2.6%	2.9%	2.8%	7.8%	8.1%	6.2%	6.0%	5.0%	11.569
1994	7.4%	35.6%	0.916	1.272	0.907	7.4%	10.0%	2.9%	3.1%	2.8%	7.6%	9.4%	6.3%	6.0%	5.4%	11.834
1995	7.8%	38.8%	0.822	1.317	1.507	8.1%	9.6%	3.0%	2.9%	2.8%	5.0%	9.4%	5.7%	6.0%	5.2%	12.222
1996	8.7%	48.1%	0.774	1.464	1.433	7.7%	8.5%	3.1%	2.9%	2.9%	4.0%	7.7%	5.3%	5.7%	4.7%	12.490
1997	9.2%	51.5%	1.006	1.687	2.054	6.8%	8.9%	2.8%	3.1%	2.9%	3.9%	5.7%	4.7%	5.3%	4.5%	12.333
1998	9.0%	44.9%	0.932	1.622	0.860	6.8%	8.1%	2.9%	3.1%	2.8%	4.0%	5.2%	4.5%	5.0%	4.0%	12.521
1999	6.3%	31.6%	0.389	1.417	0.191	10.1%	9.5%	3.2%	3.1%	2.9%	5.0%	5.5%	5.0%	4.9%	4.2%	12.325
2000	7.9%	35.8%	0.560	1.616	1.051	10.2%	10.1%	3.1%	3.0%	2.9%	4.9%	5.5%	6.5%	5.9%	4.6%	12.090
2001	6.3%	32.2%	1.198	1.880	1.013	12.5%	11.0%	3.4%	3.4%	3.2%	5.1%	5.8%	6.7%	6.0%	4.8%	11.964
2002	4.9%	24.3%	0.498	1.425	0.636	11.6%	11.6%	3.8%	3.6%	3.4%	5.4%	6.0%	6.6%	6.1%	5.0%	12.384
2003	4.9%	25.8%	0.435	1.581	0.423	11.7%	12.1%	4.2%	3.7%	3.7%	5.3%	5.8%	5.6%	6.5%	5.2%	12.110
1986	11.1%	47.7%	1.716	1.137	5.290	8.2%	6.6%	2.1%	1.4%	1.9%	7.5%	8.4%	0.9%	1.3%	1.1%	2.713
1987	11.3%	48.4%	1.625	1.088	5.224	7.8%	6.5%	2.2%	1.7%	1.9%	7.7%	8.9%	0.8%	1.1%	0.8%	2.667
1988	10.3%	43.8%	1.736	1.141	5.441	7.8%	7.0%	1.6%	1.6%	1.9%	7.0%	8.0%	0.9%	0.8%	1.0%	2.535
1989	13.1%	41.8%	1.829	1.269	5.249	8.1%	6.7%	0.9%	1.6%	1.5%	6.2%	7.2%	0.9%	0.7%	1.1%	3.318
1990	14.1%	37.4%	1.646	1.226	6.122	7.6%	6.7%	1.0%	1.1%	0.9%	6.0%	6.9%	0.9%	0.8%	1.6%	2.495
1991	15.1%	38.2%	1.564	1.150	5.078	6.2%	6.5%	1.0%	0.8%	0.9%	5.8%	7.2%	0.7%	0.7%	1.7%	2.665
1992	17.5%	46.4%	1.403	1.010	3.534	6.0%	6.1%	1.0%	0.8%	0.8%	5.6%	6.5%	0.7%	0.6%	1.8%	2.670
1993	10.6%	49.8%	1.537	1.030	2.594	6.1%	6.1%	0.8%	0.8%	0.9%	8.0%	6.9%	0.8%	0.5%	1.6%	2.667
1994	7.6%	47.9%	1.613	1.024	2.677	5.3%	5.6%	1.3%	1.1%	1.1%	7.5%	8.1%	0.7%	0.7%	1.8%	2.770
1995	7.8%	48.8%	1.592	1.028	2.968	6.6%	5.3%	1.4%	1.1%	1.1%	4.9%	8.3%	0.7%	0.7%	1.7%	2.596
1996	8.1%	50.0%	1.859	1.129	3.311	5.9%	5.5%	1.0%	1.0%	1.0%	3.8%	6.6%	0.6%	0.6%	1.4%	3.021
1997	8.4%	50.0%	2.018	1.271	3.871	5.2%	6.0%	0.9%	1.1%	1.0%	3.7%	4.8%	0.6%	0.5%	1.3%	2.824
1998	13.5%	49.8%	1.977	1.200	3.023	5.0%	5.0%	1.0%	1.0%	0.7%	4.0%	4.4%	0.3%	0.5%	1.0%	2.945
1999	7.9%	46.5%	2.166	1.311	2.854	6.2%	5.4%	1.2%	0.9%	0.8%	4.5%	4.4%	0.8%	0.6%	1.2%	2.872
2000	14.5%	48.0%	2.175	1.339	4.901	7.7%	5.9%	1.0%	0.9%	0.9%	4.2%	4.3%	2.6%	1.8%	1.4%	3.117
2001	11.8%	46.7%	2.432	1.554	4.486	10.3%	7.6%	2.0%	1.6%	1.4%	5.0%	4.6%	2.5%	1.7%	1.2%	2.816
2002	10.6%	42.9%	2.043	1.358	3.435	10.7%	8.3%	2.4%	1.9%	1.6%	5.3%	4.8%	2.5%	1.8%	1.4%	3.320
2003	8.3%	43.8%	2.046	1.295	3.259	13.4%	11.1%	2.4%	1.9%	1.7%	5.3%	4.8%	1.2%	1.8%	1.5%	3.007

3.3 推定結果

ここでは、プロビット・モデルとトービット・モデルによる推定結果を示す。データの異常値処理として、 Q_1 の前年差が標準偏差の3倍を超える企業が除外されている。この結果、対象サンプル企業数は721社となった。使用データは、推定期間が、1986年度から2003年度の18年間で、総標本数は12,978のバランスド・パネルデータである。プーリング・モデルと変量効果モデルの相対的有意性を検定した尤度比検定では、全ての推定式でプーリング・モデルが妥当とする帰無仮説が棄却され、変量効果モデルが採用された。従って、ここでは、変量効果モデルの結果のみを提示する。

3.3.1 プロビット・モデルの推定結果

図表4上段は、 Q_1 を用いた場合における、プロビット・モデルの推定結果を示している。不確実性指標として実質売上高のみを用いた推計式1から推計式5では、推計式2以外は、不確実性指標は正で有意となった²⁰。また、不確実性指標として実質売上高、利益率、株価を全て推計式に組み入れた推計式6から推計式10においても、推計式7における実質売上高（個別・標本標準偏差5年）以外は、不確実性指標は正で有意となった。従って、不確実性の上昇は、 Q の閾値の上昇を通じて、設備投資を抑制するとの仮説が概ね妥当することを示している。一方、耐用年数については、全ての推定式において正で有意となった。従って、不可逆性が高まると Q の閾値が上昇し、設備投資を抑制する効果があるとの結果を得た。

また、図表4下段では、頑健性のチェックとして、 Q_2 と Q_3 を用いた場合におけるプロビット・モデルの推定結果を示している。これによると、 Q_2 を用いた場合における実質売上高（業種・標本標準偏差5年）以外は、不確実性指標は正で有意との結果を得た²¹。一方、耐用年数は、全てのケースにおいて、正で有意に推計されている。従って、 Q の定義や不確実性の種類によらず、不確実性と不可逆性の高まりは、 Q の閾値を上昇させ、設備投資を抑制する効果があるとの頑健な結果を得た²²。

²⁰ 紙幅の都合で結果は省略したが、不確実性指標として利益率と株価を各々単独で用いたケースでも全て正で有意に推計された。

²¹ 不確実性指標として実質売上高、利益率、株価を各々単独で用いた場合、不確実性指標は全て正で有意に推計された。結果は省略。

²² 重要な変数の脱落による推定の誤りをチェックするために、キャッシュフロー比率と企業規模を説明変数に追加して推定を行った。キャッシュフロー比率は、主に内部資金の大きさを測る変数として設備投資の推計に頻繁に用いられる点を考慮して採用した。一方、企業規模は、企業属性をコントロールする一変数として採用した。推定結果は補論図表Bに掲載した。これによると、不確実性指標と不可逆性指標は、符号条件を満たしつつ、概ね有意に推計されており、説明変数の追加の有無に関わらず、比較的頑健な結果を得た。こうした点は次項のトービット・モデルにおいても同様である。なお、キャッシュフロー比率は、実質キャッシュフローを実質資本ストックで割ったものとし、実質キャッシュフローとして、税引後当期純損益と減価償却費の和から役員賞与と配当金を引いたものを産業別産出デフレータで割った値として定義した。一方、企業規模として、実質売上高の対数値を使用した。

(図表4) プロビット・モデルの推定結果

$$\text{推定式: } y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } Q_{it-1} > Q_{it-1}^* \\ 0 & \text{if } Q_{it-1} \leq Q_{it-1}^* \end{cases}, \text{ where } Q_{it}^* = \beta_0 + \beta_1 \times \text{不確実性}_{it} + \beta_2 \times \text{耐用年数}_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$$

(1) Q₁を用いた場合

		Q ₁									
		推計式1	推計式2	推計式3	推計式4	推計式5	推計式6	推計式7	推計式8	推計式9	推計式10
不確実性	定数項	0.829 *** (0.129)	0.887 *** (0.130)	0.723 *** (0.132)	0.797 *** (0.134)	0.718 *** (0.136)	0.158 (0.136)	0.236 * (0.139)	-0.004 (0.140)	0.121 (0.143)	0.518 *** (0.144)
	実質売上高	標本標準偏差 (3年) (0.201)					0.385 * (0.207)				
	別業種	標本標準偏差 (5年) (0.263)	0.353 (0.263)					0.036 (0.269)			
	業種	標本標準偏差 (3年) (5年)		5.747 *** (1.054)					5.723 *** (1.056)		
	業種	標本標準偏差 (5年)			3.905 *** (1.334)					3.581 *** (1.338)	
	AR					5.332 *** (1.281)					5.145 *** (1.285)
	利益率	標本標準偏差 (3年) (5年)					2.922 *** (0.301)		3.003 *** (0.293)		
	株業種	標本標準偏差 (3年) (5年)						10.367 *** (0.902)	10.408 *** (0.902)		
	株業種	標本標準偏差 (5年)							10.887 *** (1.112)	10.925 *** (1.109)	
	AR										6.328 *** (1.440)
耐用年数	0.027 *** (0.010)	0.025 ** (0.010)	0.026 *** (0.010)	0.025 ** (0.010)	0.028 *** (0.010)	0.026 ** (0.010)	0.018 * (0.010)	0.027 *** (0.010)	0.019 * (0.010)	0.021 ** (0.010)	
Log likelihood	-11395	-11402	-11387	-11398	-11394	-11279	-11315	-11266	-11311	-11384	
AIC	1.757	1.758	1.755	1.757	1.756	1.739	1.744	1.737	1.744	1.755	
尤度比検定	1811 ***	1807 ***	1812 ***	1819 ***	1825 ***	1632 ***	1561 ***	1622 ***	1560 ***	1844 ***	

(2) Q₂とQ₃を用いた場合

		Q ₂					Q ₃				
		推計式1	推計式2	推計式3	推計式4	推計式5	推計式1	推計式2	推計式3	推計式4	推計式5
不確実性	定数項	-0.430 *** (0.124)	-0.489 *** (0.126)	-0.547 *** (0.126)	-0.489 *** (0.129)	-0.112 (0.134)	-2.520 *** (0.157)	-2.655 *** (0.158)	-2.725 *** (0.158)	-2.625 *** (0.162)	-3.085 *** (0.181)
	実質売上高	標本標準偏差 (3年) (0.199)					1.132 *** (0.203)				
	別業種	標本標準偏差 (5年) (0.254)	0.578 ** (0.254)					1.843 *** (0.269)			
	業種	標本標準偏差 (3年) (5年)		6.126 *** (0.971)					6.261 *** (1.130)		
	業種	標本標準偏差 (5年)			1.920 (1.226)					5.883 *** (1.438)	
	AR					3.912 *** (1.179)					8.549 *** (1.350)
	利益率	標本標準偏差 (3年) (5年)	1.883 *** (0.283)		2.103 *** (0.276)			2.362 *** (0.295)	2.257 *** (0.290)		
	株業種	標本標準偏差 (3年) (5年)		1.330 *** (0.271)		1.446 *** (0.264)			1.782 *** (0.282)	2.113 *** (0.277)	
	株業種	標本標準偏差 (5年)			12.606 *** (0.852)	12.565 *** (0.851)		16.923 *** (0.926)	17.888 *** (0.929)		
	AR		16.967 *** (1.044)		16.804 *** (1.040)		8.757 *** (1.322)		22.369 *** (1.145)	21.904 *** (1.141)	29.206 *** (1.552)
耐用年数	0.098 *** (0.009)	0.085 *** (0.009)	0.097 *** (0.009)	0.085 *** (0.009)	0.099 *** (0.010)	0.204 *** (0.011)	0.187 *** (0.011)	0.209 *** (0.010)	0.184 *** (0.010)	0.197 *** (0.011)	
Log likelihood	-8922	-8922	-8911	-8923	-9044	-24733	-24737	-24737	-24756	-24765	
AIC	1.376	1.375	1.374	1.376	1.394	3.812	3.813	3.813	3.816	3.817	
尤度比検定	2000 ***	1901 ***	1962 ***	1891 ***	2456 ***	4436 ***	5155 ***	4510 ***	5206 ***	3695 ***	

注) 1. ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%で有意であることを示す。

2. 括弧内は標準偏差を示す。

3. 尤度比検定は、帰無仮説をプーリングモデル、対立仮説を変量効果モデルとして、分散比率の相対的有意性を検定したものの。

3.3.2 トービット・モデルの推定結果

図表5上段は、 Q_1 を用いた場合における、トービット・モデルの推定結果を示している。これをみると、 Q はいずれの推計式においても正で有意となったほか、係数の値は、推計式によらず概ね一定の値をとっており、設備投資比率と Q は正の安定的な関係があることが示された。また、不確実性と耐用年数の符号条件は、このケースでは共に負であるが、推定結果をみると全ての推計式で符号条件を満たしつつ有意となった。これは、不確実性や不可逆性の上昇が Q の閾値を上昇させ、設備投資を抑制する効果があるとの仮説を支持する結果であり、前述のプロビット・モデルにおける結果とも整合的である。

また、図表5下段では、頑健性のチェックとして、 Q_2 と Q_3 を用いた場合における、トービット・モデルの推定結果を示している。これによると、 Q は全てのケースにおいて、正で有意に推計されたほか、 Q_1 を用いた場合と同様、係数の値は安定的である。不確実性指標については、 Q_3 を用いた場合の利益率は、概ね符号条件を満たすものの、有意な結果は得られなかった。もっとも、これ以外のケースでは、符号条件を満たしつつ、有意に推計されている²³。耐用年数に関しては、全てのケースにおいて、負で有意な結果を得た。従って、総じてみると、 Q の定義等に関わらず、ここでの推定結果は概ね頑健であるといつて差し支えないものと思われる。

²³ 不確実性指標として、実質売上高、利益率、株価を各々単独で用いた場合、不確実性指標は、 Q_3 における利益率を除き、負で有意に推計された。結果は省略。

(図表5) トービット・モデルの推定結果

$$\text{推計式: } \frac{NI_{it}}{K_{it-1}} = \begin{cases} \gamma_0 + \gamma_1 Q_{it-1} + \gamma_2 \times \text{不確実性}_{it-1} + \gamma_3 \times \text{耐用年数}_{it-1} + u_i + \varepsilon_{it} & \text{if } NI_{it} / K_{it-1} > 0 \\ 0 & \text{if } NI_{it} / K_{it-1} \leq 0 \end{cases}$$

(1) Q₁を用いた場合

		Q ₁									
		推計式1	推計式2	推計式3	推計式4	推計式5	推計式6	推計式7	推計式8	推計式9	推計式10
定数項		0.007 (0.009)	0.002 (0.009)	0.016 * (0.009)	0.005 (0.009)	0.008 (0.009)	0.052 *** (0.010)	0.072 *** (0.011)	0.063 *** (0.011)	0.075 *** (0.011)	0.029 (0.011)
Q		0.027 *** (0.001)	0.027 *** (0.001)	0.027 *** (0.001)	0.027 *** (0.001)	0.027 *** (0.001)	0.027 *** (0.001)	0.027 *** (0.001)	0.027 *** (0.001)	0.027 *** (0.001)	0.027 *** (0.001)
個別	標本標準偏差 (3年)	-0.104 *** (0.023)					-0.094 *** (0.024)				
	標本標準偏差 (5年)		-0.058 ** (0.027)					-0.058 ** (0.028)			
業種	標本標準偏差 (3年)			-0.600 *** (0.113)					-0.599 *** (0.113)		
	標本標準偏差 (5年)				-0.289 ** (0.135)					-0.281 ** (0.135)	
不確実性	AR					-0.397 *** (0.130)					-0.265 ** (0.133)
	標本標準偏差 (3年)						-0.079 ** (0.032)		-0.101 *** (0.030)		
利益率	標本標準偏差 (5年)							-0.062 ** (0.028)		-0.073 *** (0.027)	
	標本標準偏差 (3年)						-0.855 *** (0.108)		-0.855 *** (0.108)		
株業 価種	標本標準偏差 (5年)							-1.352 *** (0.128)		-1.337 *** (0.127)	
	AR										-0.575 *** (0.128)
耐用年数		-0.005 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)
Log likelihood		-981	-989	-977	-989	-987	-945	-929	-939	-929	-977
AIC		0.152	0.153	0.151	0.153	0.153	0.147	0.144	0.146	0.144	0.151
尤度比検定		60.30 ***	59.78 ***	59.35 ***	60.70 ***	61.20 ***	54.64 ***	56.39 ***	51.40 ***	55.56 ***	66.43 ***

(2) Q₂とQ₃を用いた場合

		Q ₂					Q ₃				
		推計式1	推計式2	推計式3	推計式4	推計式5	推計式1	推計式2	推計式3	推計式4	推計式5
定数項		0.037 *** (0.011)	0.063 *** (0.011)	0.049 *** (0.011)	0.066 *** (0.012)	0.011 (0.011)	0.095 (0.011)	0.125 (0.011)	0.104 (0.011)	0.122 (0.012)	0.079 (0.011)
Q		0.037 *** (0.002)	0.037 *** (0.002)	0.037 *** (0.002)	0.037 *** (0.002)	0.036 *** (0.002)	0.006 *** (0.000)	0.006 *** (0.000)	0.006 *** (0.000)	0.006 *** (0.000)	0.006 *** (0.000)
個別	標本標準偏差 (3年)	-0.093 *** (0.024)					-0.164 *** (0.025)				
	標本標準偏差 (5年)		-0.050 * (0.029)					-0.153 *** (0.029)			
業種	標本標準偏差 (3年)			-0.658 *** (0.113)					-0.707 *** (0.115)		
	標本標準偏差 (5年)				-0.277 ** (0.135)					-0.376 *** (0.138)	
不確実性	AR					-0.243 * (0.134)					-0.249 * (0.136)
	標本標準偏差 (3年)	-0.105 *** (0.032)		-0.128 *** (0.031)			-0.007 (0.031)		-0.050 (0.030)		
利益率	標本標準偏差 (5年)		-0.099 *** (0.029)		-0.109 *** (0.028)			0.006 (0.028)		-0.027 (0.028)	
	標本標準偏差 (3年)	-1.028 *** (0.109)		-1.030 *** (0.108)			-0.976 *** (0.110)		-0.965 *** (0.110)		
株業 価種	標本標準偏差 (5年)		-1.649 *** (0.129)		-1.638 *** (0.128)			-1.630 *** (0.130)		-1.594 *** (0.130)	
	AR					-0.678 *** (0.129)					-0.918 *** (0.132)
耐用年数		-0.005 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)
Log likelihood		-1082	-1051	-1073	-1050	-1126	-1278	-1250	-1282	-1260	-1310
AIC		0.167	0.163	0.166	0.163	0.174	0.198	0.193	0.198	0.195	0.202
尤度比検定		48.18 ***	49.61 ***	42.42 ***	47.16 ***	62.59 ***	63.47 ***	65.61 ***	61.31 ***	69.78 ***	76.89 ***

注) 1. ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%で有意であることを示す。

2. 括弧内は標準偏差を示す。

3. 尤度比検定は、帰無仮説をプーリングモデル、対立仮説を変量効果モデルとして、分散比率の相対的有意性を検定したものである。

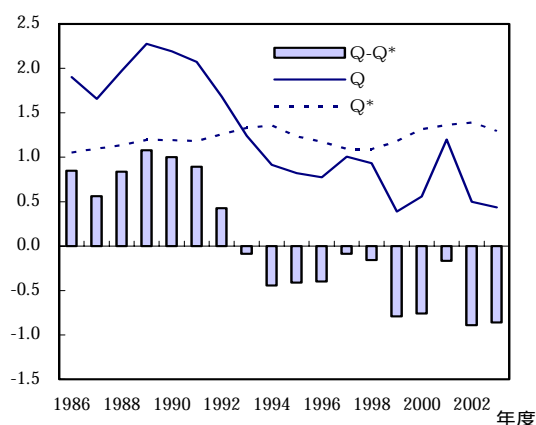
3.4 設備投資の実施と Q の閾値

ここでは、プロビット・モデルの推定結果を用いて、 Q^* の推計値(\hat{Q}^*)を試算した。モデルは、AIC基準により、 Q_1 を用いた場合の「推計式8」を選択した。図表6左は、全企業単純平均により計算された \hat{Q}^* の推移を示している。これによると、バブル崩壊後の1990年代前半と2000年代前半で、 \hat{Q}^* は1.3程度と相対的に高い。また、図表7は、これを業種で細分したものを示している。業種によって推移はまちまちであるが、概ね \hat{Q}^* は近年高くなる傾向が窺われる。

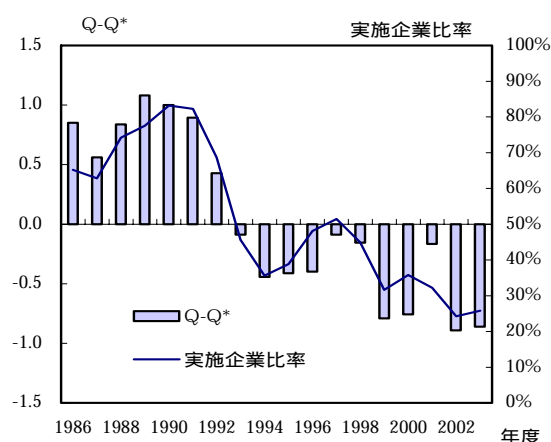
一方、図表6右は、 Q と \hat{Q}^* の乖離($Q - \hat{Q}^*$)と純設備投資実施企業比率について、全企業単純平均したものを示している。これによると、 $Q - \hat{Q}^*$ が正(負)のとき設備投資実施企業比率は高い(低い)傾向が窺われる。また、図表8は、これを業種で細分したものを示している。全企業平均と同様、 $Q - \hat{Q}^*$ と純設備投資実施企業比率は、概ね平行に動いている。また、繊維や金属等を中心に、多くの業種で、 $Q - \hat{Q}^*$ は近年マイナスとなる一方、化学や輸送機械では、 $Q - \hat{Q}^*$ はほぼゼロと推計されている。また、不確実性の振幅が大きい石油・石炭や非鉄金属で、 \hat{Q}^* は1から1.6程度と、大きく変動しているものの、輸送機械や食料品等を中心に \hat{Q}^* の振幅が小さい業種が多く、全企業平均でみると、 \hat{Q}^* の変動は、 Q の変動と比較して、相対的に小さい。従って、総じてみれば、設備投資意思決定における不確実性の影響は、 Q そのものの変動の影響に比べて軽微であった可能性がある。ただし、これは、複数の事業や投資機会を保有する傾向がある上場企業を対象とした限定的な見方である。仮に、非上場企業を対象とした場合、少数の事業しか保有せずリスク分散を効かせにくい中小企業が中心となることから、不確実性が設備投資に与える影響は、より強くなる可能性がある点に十分な留意が必要である。

(図表6) Q^* の推計値等(全企業単純平均)

Q 、 Q^* 、 $Q - Q^*$

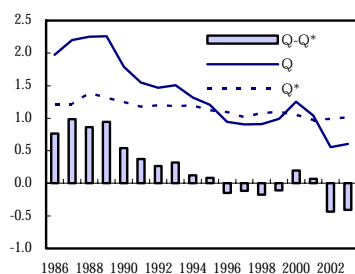


$Q - Q^*$ と純設備投資実施企業比率

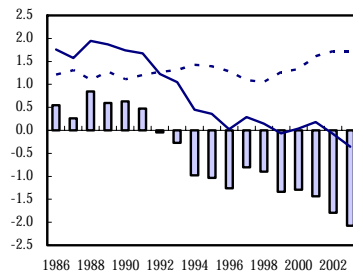


(図表7) Q^* の推計値 (業種別平均)

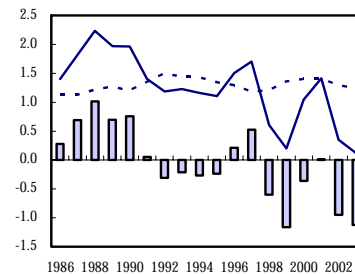
食料品



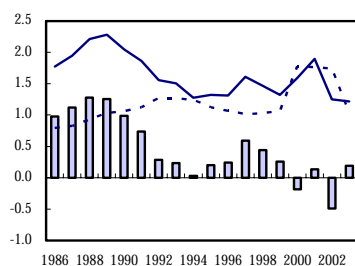
繊維



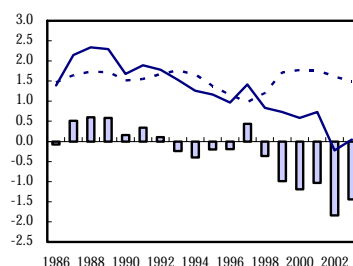
パルプ・紙



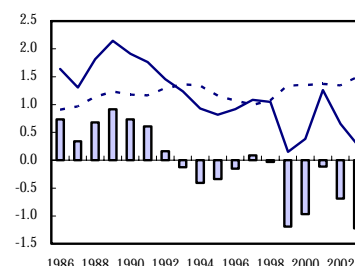
化学



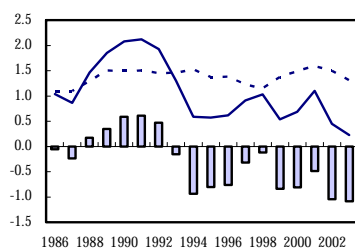
石油・石炭製品



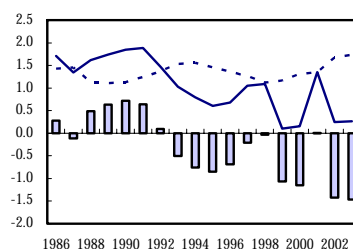
窯業・土石製品



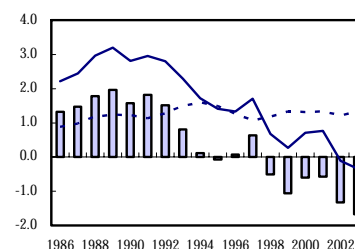
鉄鋼



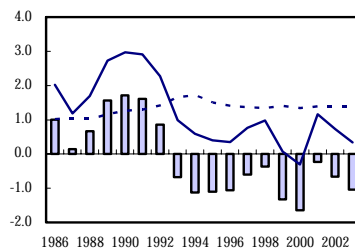
非鉄金属



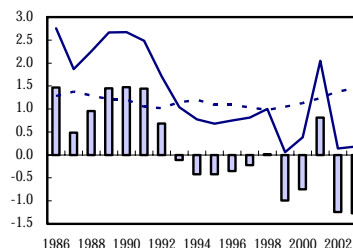
金属製品



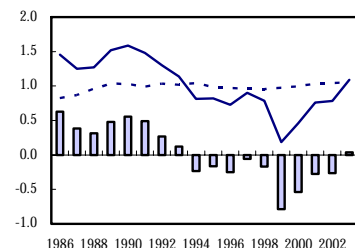
一般機械



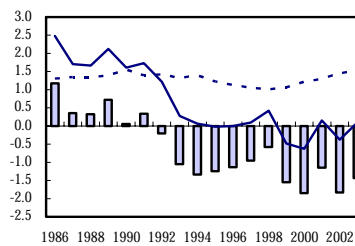
電気機械



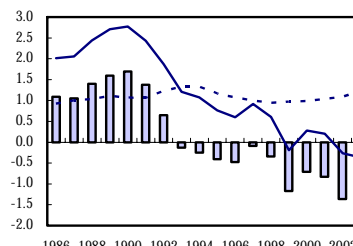
輸送機械



精密機械

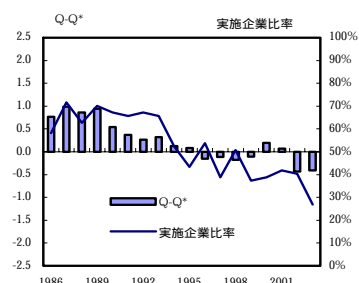


その他製造業

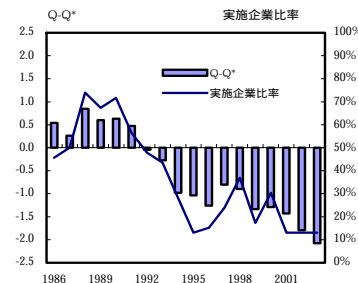


(図表8) $Q - \hat{Q}^*$ と純設備投資実施企業比率 (業種別平均)

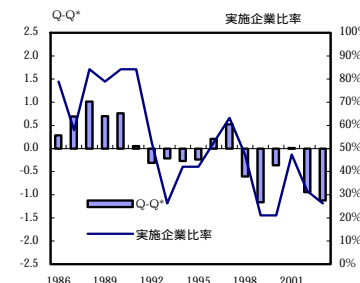
食料品



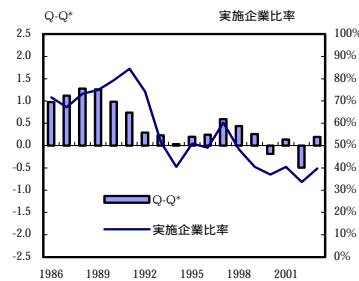
繊維



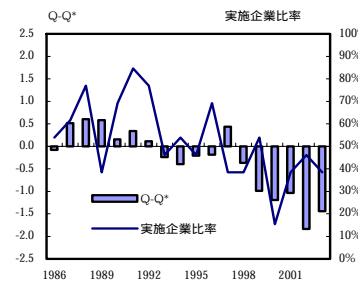
パルプ・紙



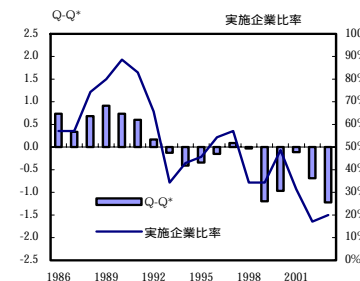
化学



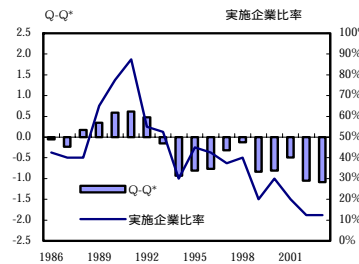
石油・石炭製品



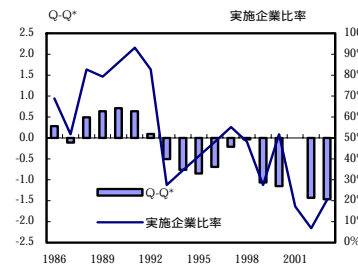
窯業・土石製品



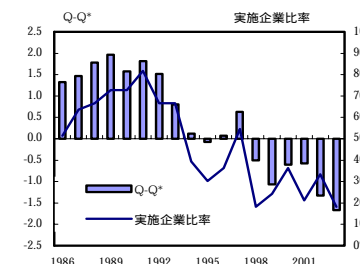
鉄鋼



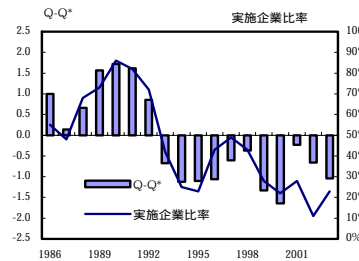
非鉄金属



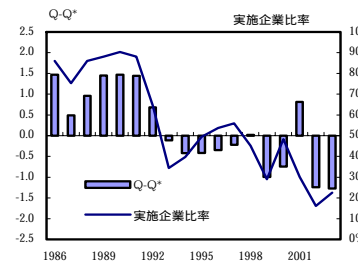
金属製品



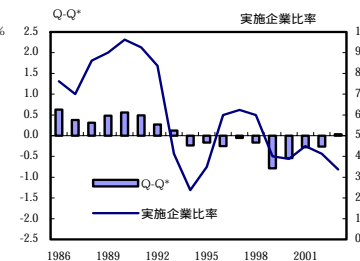
一般機械



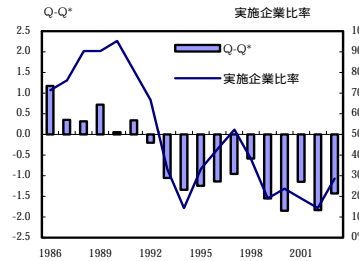
電気機械



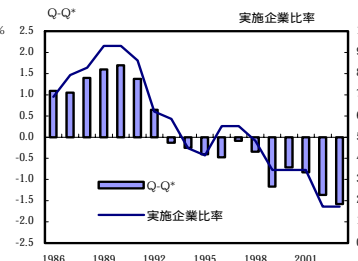
輸送機械



精密機械



その他製造業



4 おわりに

本稿は、わが国製造業を対象に、上場企業の個別企業データを用いて、プロビット・モデルとトービット・モデルによる実証分析を行い、不確実性が Q の閾値を通じて企業の設備投資決定に影響を及ぼすかどうかについて検証した。実証分析の結果、不確実性は、 Q の閾値に対して有意に正の影響を及ぼすことが示された。従って、Dixit and Pindyck [1994] 等のモデルが示唆する通り、不確実性の上昇は、 Q の閾値を上昇させ、企業の設備投資を抑制する方向へ働くことが実証的に裏付けられた。また、不可逆性が高まると、 Q の閾値は上昇し、設備投資を抑制する効果を持つことが有意に示された。こうした結果は、プロビット・モデルとトービット・モデルの違いや Q の定義の違いに関わらず、比較的頑健性が高い。次に、推定結果を利用して、 Q の閾値を試算してみたところ、全企業平均では、バブル崩壊後の1990年代前半、及び2000年代前半において比較的高い水準となった。また、 Q の閾値は、一部業種で大きく変動しているものの、小幅な変動に止まる業種も多く、全企業平均では、 Q の閾値の変動は、 Q の変動と比較して、相対的に小さい。従って、総じてみれば、設備投資意思決定における不確実性の影響は、 Q そのものの変動の影響に比べて限定的であった可能性がある。ただし、ここでは、複数の事業や投資機会を持つ傾向がある上場企業を対象としている。仮に、少数の事業しか保有せずリスク分散を効かせにくい中小企業を対象とした場合、不確実性が設備投資に与える影響は、より強くなる可能性がある点には留意する必要がある。

補論 企業の最大化問題

企業価値の最大化は、以下のベルマン方程式で表される（本文(3)式参照）。

$$V(K_t, \theta_t) = \max \left\{ \theta_t \Pi(K_t) dt + e^{-rdt} \left(E[V(K_{t+dt}, \theta_{t+dt})] - \kappa(K_{t+dt} - K_t) \right) \right\}$$

ここで、 $V(K, \theta)$ の初期値を得るために、 $K_{t+dt} = K_t$ と置くと、上式は以下の通り書き換えられる。

$$V(K_t, \theta_t) = \theta_t \Pi(K_t) dt + e^{-rdt} E[V(K_t, \theta_{t+dt})]$$

これを伊藤の定理で展開すると、以下を得る。

$$\begin{aligned} V(K, \theta) &= \theta \Pi(K) dt + (1 - rdt) \left[V(K, \theta) + \mu \theta V_\theta(K, \theta) dt + \frac{1}{2} \sigma^2 \theta^2 V_{\theta\theta}(K, \theta) dt \right] \\ &= V(K, \theta) + \left[\theta \Pi(K) - rV(K, \theta) + \mu \theta V_\theta(K, \theta) + \frac{1}{2} \sigma^2 \theta^2 V_{\theta\theta}(K, \theta) \right] dt \end{aligned}$$

従って、 $V(K, \theta)$ は、以下の微分方程式を満たす。

$$\frac{1}{2} \sigma^2 \theta^2 V_{\theta\theta}(K, \theta) + \mu \theta V_\theta(K, \theta) - rV(K, \theta) + \theta \Pi(K) = 0 \quad (\text{A1})$$

(A1)式の解として、 $V = B\theta^\beta$ を想定する。これを用いて上式に代入すると、次の特性方程式を得る。

$$\frac{1}{2} \sigma^2 \beta(\beta - 1) + \mu\beta - r = 0$$

この方程式の根を $\beta_1 (> 1)$ 、 $\beta_2 (< 0)$ とすると、 $V(K, \theta)$ は、

$$V(K, \theta) = B_1(K) \theta^{\beta_1} + B_2(K) \theta^{\beta_2} + \frac{\theta \Pi(K)}{r - \mu} \quad (\text{A2})$$

となる。(A2)式において、 θ がゼロに近づいたとき、 $\beta_2 < 0$ より、 $B_2(K) \theta^{\beta_2}$ は発散するため、 $B_2(K) = 0$ でなければならない（ゼロ・バリュー条件）。従って、解は、

$$V(K, \theta) = B_1(K) \theta^{\beta_1} + \frac{\theta \Pi(K)}{r - \mu}$$

となる。また、バリュー・マッチング条件より、

$$V_K(K, \theta) = B'_1(K)\theta(K)^{\beta_1} + \frac{\theta(K)\Pi'(K)}{r - \mu} = \kappa \quad (\text{A3})$$

更に、スムーズ・ペースティング条件より、

$$V_{K\theta}(K, \theta) = \beta_1 B'_1(K)\theta(K)^{\beta_1-1} + \frac{\Pi'(K)}{r - \mu} = 0 \quad (\text{A4})$$

このとき、(A3)、(A4)式を用いて、 $\theta(K)$ と $B'_1(K)$ を以下の通り導出することができる。

$$\theta(K) = \frac{r - \mu}{\Pi'(K)} \frac{\beta_1}{\beta_1 - 1} \kappa \quad (\text{A5})$$

$$B'_1(K) = -\left(\frac{\beta_1 - 1}{\kappa}\right)^{\beta_1-1} \left(\frac{\Pi'(K)}{\beta_1(r - \mu)}\right)^{\beta_1} \quad (\text{A6})$$

$\beta_1 > 1$ より、 $B'_1(K)$ は負値をとる。また、(A3)式を用いて、 Q の閾値を次の通り定義する。

$$Q^* \equiv 1 - \frac{1}{\kappa} B'_1(K)\theta(K)^{\beta_1} \quad (\text{A7})$$

(A5)式と(A6)式を、(A7)式に代入すると、

$$Q^* = \frac{\beta_1}{\beta_1 - 1}$$

を得る。

データ補論 データ作成

A1 実質資本ストック (K)

Hayashi and Inoue [1991] 等に倣い、1970 年度をベンチマークとした恒久棚卸法により試算した。具体的には、各企業別に、建物、構築物、機械装置、船舶、車両運搬具、工具器具備品、賃貸用固定資産、その他有形固定資産、の 8 種類の資産別の (名目) 設備投資を作成し、以下の算式に従い、資産別の名目資本ストックを作成した。

$$(p^k K)_{it} = (1 - \delta)(p^k K)_{it-1} + (p^k I)_{it}$$

この資本ストックを、資産別資本財価格で割ることにより、実質資本ストックを作成した。

A2 実質設備投資 (I)

名目設備投資は、有形固定資産取得額から、除却や売却による有形固定資産の減少を控除したものとして定義した。田中 [2004] に倣い、有形固定資産の減少分は、簿価ベースとしている。以下の算式により、名目設備投資額を算出。

a 1977 年 3 月以前

$$\begin{aligned} \text{当期名目設備投資額} = & \text{当期有形固定資産取得原価} - \text{前期末有形固定資産取得原価} \\ & + \text{当期除却資産に関する償却累計額} \end{aligned}$$

b 1977 年 4 月以降

$$\begin{aligned} \text{当期名目設備投資額} = & \text{当期有形固定資産増加額} \\ & - (\text{当期除却資産取得原価} - \text{当期除却資産に関する償却累計額}) \end{aligned}$$

名目設備投資額を、資産別資本財価格で割ることにより、実質設備投資を作成。

A3 資産別資本財価格 (p^k)

日本銀行「企業物価指数」を使用した。建物、構築物、賃貸用固定資産には需要段階別・用途別指数の「建設用材料」、船舶、車両運搬具には国内企業物価指数類別指数の「輸送用機器」、機械装置、工具器具備品、その他有形固定資産には需要段階別・用途別指数の「資本財」を用いた。

A4 物理的償却率 (δ)

Hayashi and Inoue [1991] が、Hulten and Wykoff [1979,1981] を利用して作成した数値、具体的には、建物、賃貸用固定資産には 4.7%、構築物には 5.64%、機械装置には 9.489%、船舶、車両運搬具には 14.7%、工具器具備品、その他有形固定資産には 8.838%を使用した。また、当期の物理的償却率として、これらの数値に前期の各資産保有比率でウェイト付けしたものをを用いた。

A5 Q

(1) Q_1 、 Q_2

Q を以下の通り定式化する。

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

r_t と τ_t は一定と仮定する。ここでまず、 π_t の階差が以下の AR(1)過程に従うと仮定して計算されたものを Q_1 と定義する。

$$\Delta\pi_t = \phi_0 + \phi_1\Delta\pi_{t-1} + u_t$$

これを用いると、 Q_1 は以下の通り導出できる。

$$\begin{aligned} Q_{1,t} &= \frac{1 - \tau_t}{(1 - z_t)p_t^k} \sum_{i=0}^{\infty} \left[\left(\frac{1 - \delta_t}{1 + r_t} \right)^i E_t[\pi_{t+i}] \right] \\ &= \frac{1 - \tau_t}{(1 - z_t)p_t^k} \frac{1 + r_t}{r_t + \delta_t} \left(\pi_t + \sum_{i=1}^{\infty} \left[\left(\frac{1 - \delta_t}{1 + r_t} \right)^i E_t[\Delta\pi_{t+i}] \right] \right) \\ &= \frac{1 - \tau_t}{(1 - z_t)p_t^k} \frac{1 + r_t}{r_t + \delta_t} \left(\pi_t + \frac{\phi_0 \frac{1 + r_t}{r_t + \delta_t} + \phi_1 \Delta\pi_t}{\frac{1 + r_t}{1 - \delta_t} - \phi_1} \right) \end{aligned}$$

推計においては、過去 15 年間のデータを用いたローリング回帰により ϕ_0 と ϕ_1 を算出した。次に、 π_t が以下のランダム・ウォークに従うと仮定して計算されたものを Q_2 と定義する。

$$\pi_t = \pi_{t-1} + u_t$$

これによると $E_t[\pi_{t+i}]$ は全ての i について $E_t[\pi_{t+i}] = \pi_t$ となることから、 Q_2 は以下の通り導出できる。

$$Q_{2,t} = \frac{1 - \tau_t}{(1 - z_t) p_t^k} \frac{1 + r_t}{r_t + \delta_t} \pi_t$$

ここで、それぞれの変数の定義は以下の通り。

実質資本ストックあたりの利益率 (π)

以下の定義による。

$$\pi_t = \frac{\text{経常利益}_t + \text{支払利息割引料}_t + \text{減価償却費}_t}{\text{実質資本ストック}_{t-1}}$$

割引率 (r)

田中 [2004] にならい、以下の定義により算出。

$$r = \text{短期貸出約定平均金利} \times \frac{\text{短期借入金} + CP}{\text{短期借入金} + CP + \text{長期借入金} + \text{社債}} \\ + \text{貸出約定平均金利} \times \frac{\text{長期借入金} + \text{社債}}{\text{短期借入金} + CP + \text{長期借入金} + \text{社債}}$$

貸出金利は、日本銀行「国内銀行貸出約定平均金利」を使用した。

当期の投資支出 1 単位に対する、当期以降に減価償却として節約可能な法人税の割引現在価値 (z)

以下の定義による。

$$z_t = \tau_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta_{t+i} DEPR_t (1 - DEPR_t)^i$$

ここで、

$$DEPR_t = \frac{\text{減価償却費}_t}{\text{有形固定資産 (簿価)}_t}$$

ここで、 β_{t+i} を、

$$\beta_{t+i} = \frac{1}{(1 + r_t)^i}$$

と定義すると、

$$z_t = \frac{\tau_t(1+r_t)DEPR_t}{r_t + DEPR_t}$$

と導出できる。

実効税率 (τ)

以下の式により算出した。

$$\tau_t = \frac{(1+r_t)(\eta_t + \zeta_t)}{1+r_t + \zeta_t}$$

ここで、 η と ζ は次の通り定義されている。

$$\eta = \frac{\text{法人税額} + \text{法人住民税額}}{\text{課税所得}}$$

$$\zeta = \frac{\text{法人事業税額}}{\text{課税所得}}$$

(2) Q_3

小川・北坂 [1997] に倣い、以下の式に基づいて試算。

$$Q_{3,t} = \frac{V_t + LIB_t - CUR_t - CONSR_t - INTAN_t - OTHER_t - DEF_t - L_t - A_t}{(1-\delta_t)(1-z_t)p_t^k K_{t-1}}$$

ここで、 V_t は企業価値の市場評価額、 LIB_t は負債総額、 CUR_t は流動資産、 $CONSR_t$ は建設仮勘定、 $INTAN_t$ は無形固定資産、 $OTHER_t$ は投資その他資産、 DEF_t は繰延資産、 L_t は時価土地保有額、 A_t は当期以前における投資支出 1 単位あたりの、将来にわたり節約可能な法人税の割引現在価値、を表す。

企業価値の市場評価 (V)

発行済株式総数に株価をかけて算出。株価については、期中最高株価と期中最低株価の平均を使用した。

土地保有額 (L)

以下の式に基づいて試算。

$$L_t = (L_{t-1} - \text{土地減少額}_t) \frac{p_t^l}{p_{t-1}^l} + \text{土地増加額}_t$$

ここで、 p_t^k は地価を表し、日本不動産研究所「市街地価格指数」6 大都市市街地価格指数（総平均）を用いた。ベンチマークを 1976 年とし、ベンチマーク時点における時価と簿価の乖離については、内閣府「国民経済計算年報」から算出した民間非金融法人の土地の時価評価額を、財務省「法人企業統計季報」全産業の簿価土地保有額で割って、時価簿価比率を求め、時価換算を行った。

当期以前における投資支出 1 単位あたりの、将来にわたり節約可能な法人税の割引現在価値（ A ）

以下の定義による。

$$A_t = \tau_t B_t$$

ここで、

$$B_{t+1} = (1 + r_t) \left[B_t + \left(\sum_{i=t}^{\infty} \frac{DEPR_i (1 - DEPR_i)^{i-t}}{(1 + r_i)^{i-t}} \right) p_t^k I_t - \sum_{i=-\infty}^t DEPR_i (1 - DEPR_i)^{t-i} p_i^k I_i \right]$$

B_t の初期値として、1981 年時点における、市場価格の資本ストックに対して、本間他 [1984] に示された比率を乗じたものを使用した。

補論図表 A データの基本統計量（業種別）

業種	純設備 投資比 率	純設備 投資が 正の企 業の比 率	Q			不確実性											耐用年数
			Q ₁	Q ₂	Q ₃	実売上高 (個別)		実売上高 (業種別)			利益率(個別)		株価(業種別)				
						標本標準偏差 3年	5年	標本標準偏差 3年	5年	AR	標本標準偏差 3年	5年	AR				
食品	10.3%	52.9%	1.374	1.698	0.847	6.8%	7.5%	3.0%	3.2%	2.9%	4.3%	5.8%	4.4%	4.5%	4.2%	14.484	
繊維	8.3%	36.7%	0.769	1.185	1.282	13.0%	14.0%	5.2%	5.2%	4.8%	4.6%	6.0%	5.0%	4.9%	4.8%	13.730	
パルプ・紙	11.9%	52.3%	1.245	1.397	-0.435	6.9%	7.5%	1.7%	1.9%	1.8%	4.9%	6.1%	5.7%	5.6%	5.7%	17.310	
化学	10.6%	56.5%	1.636	1.891	1.898	7.5%	8.1%	2.0%	2.1%	2.0%	4.1%	5.3%	6.0%	5.9%	2.0%	11.801	
石油・石炭製品	10.7%	52.6%	1.253	1.462	-1.295	12.6%	13.4%	5.5%	5.6%	5.5%	4.9%	6.1%	6.6%	6.7%	6.5%	14.979	
窯業・土石製品	10.1%	51.4%	1.155	1.370	0.871	8.8%	9.4%	2.6%	2.6%	2.4%	4.5%	5.8%	5.3%	5.2%	5.0%	14.189	
平均	9.3%	41.7%	1.075	1.228	0.338	9.3%	9.9%	2.9%	3.0%	2.8%	4.9%	6.3%	6.3%	6.3%	6.1%	15.710	
非鉄金属	10.1%	51.3%	1.055	1.348	1.458	11.8%	12.4%	3.6%	3.8%	3.8%	4.7%	5.8%	5.9%	5.8%	5.7%	14.944	
金属製品	10.5%	47.5%	1.656	1.944	0.619	8.2%	8.7%	3.2%	3.2%	2.9%	6.9%	8.7%	5.5%	5.4%	5.2%	11.278	
一般機械	9.0%	45.6%	1.214	1.754	1.532	12.3%	13.3%	4.1%	3.9%	3.8%	8.9%	11.5%	5.1%	5.1%	4.9%	11.768	
電気機械	10.5%	55.7%	1.349	1.921	3.149	10.4%	11.0%	3.3%	3.4%	3.1%	7.6%	9.5%	5.5%	5.6%	5.3%	7.193	
輸送機械	10.5%	59.8%	1.019	1.300	0.342	9.2%	10.1%	2.7%	2.7%	2.7%	3.7%	4.7%	4.7%	4.8%	4.7%	8.984	
精密機械	9.2%	49.5%	0.674	1.385	2.622	10.2%	11.1%	4.6%	4.7%	4.4%	7.4%	9.0%	5.6%	5.7%	5.4%	9.004	
その他製造業	11.4%	55.9%	1.173	1.725	0.850	6.7%	7.5%	3.2%	3.2%	3.2%	4.8%	6.5%	4.7%	4.7%	4.6%	10.238	
食品	14.7%	49.9%	1.525	1.011	3.997	11.0%	9.0%	1.8%	1.6%	1.6%	5.6%	6.9%	1.1%	0.9%	0.9%	1.129	
繊維	17.1%	48.2%	2.329	1.169	3.883	11.3%	9.5%	2.8%	1.9%	1.7%	5.3%	6.3%	0.9%	0.8%	0.8%	2.225	
パルプ・紙	18.9%	50.0%	1.313	0.739	5.821	4.0%	3.1%	0.3%	0.4%	0.4%	5.0%	5.2%	1.2%	1.2%	1.2%	0.923	
化学	10.1%	49.6%	2.079	1.541	5.044	5.6%	5.1%	0.5%	0.3%	0.4%	4.2%	4.7%	2.8%	2.3%	0.6%	0.376	
石油・石炭製品	17.4%	50.0%	1.536	0.981	7.813	7.8%	5.7%	1.8%	1.2%	1.4%	7.1%	6.7%	1.2%	0.8%	1.0%	1.149	
窯業・土石製品	10.1%	50.0%	1.374	0.839	3.508	6.2%	5.0%	0.9%	0.7%	0.7%	3.8%	4.1%	1.1%	1.0%	1.0%	0.767	
平均	11.9%	49.3%	1.241	0.804	2.040	5.9%	4.8%	0.4%	0.3%	0.2%	4.7%	5.5%	1.4%	1.1%	1.2%	0.947	
非鉄金属	11.1%	50.0%	1.064	0.584	2.163	7.4%	5.9%	1.6%	1.4%	1.5%	3.4%	3.5%	1.3%	1.0%	1.1%	2.117	
金属製品	16.0%	50.0%	2.218	1.297	3.742	5.9%	5.0%	1.3%	1.0%	0.7%	5.8%	6.3%	1.0%	0.9%	0.9%	1.315	
一般機械	10.0%	49.8%	2.487	1.418	4.415	9.6%	8.2%	1.4%	1.2%	1.3%	8.2%	9.4%	1.2%	1.2%	1.2%	0.827	
電気機械	8.9%	49.7%	2.335	1.434	5.007	6.4%	4.7%	0.9%	0.6%	0.9%	6.6%	6.8%	0.7%	0.5%	0.6%	0.360	
輸送機械	11.8%	49.0%	1.108	0.665	1.795	7.1%	6.1%	0.3%	0.2%	0.3%	3.6%	3.9%	0.6%	0.4%	0.5%	0.608	
精密機械	10.6%	50.1%	2.248	1.240	5.080	7.9%	6.7%	1.5%	1.1%	1.3%	7.6%	7.4%	0.5%	0.5%	0.6%	0.952	
その他製造業	11.8%	49.7%	1.673	0.906	3.199	4.1%	3.2%	0.6%	0.4%	0.5%	4.7%	5.6%	0.7%	0.6%	0.7%	0.909	

補論図表 B 説明変数を追加した場合の推定結果

(1) プロビット・モデル

		Q ₁			Q ₂			Q ₃		
定数項		-2.449 *** (0.420)	-2.356 *** (0.423)	-2.446 *** (0.436)	-3.264 *** (0.391)	-2.973 *** (0.384)	-3.445 *** (0.395)	-9.145 *** (0.296)	-9.344 *** (0.296)	-9.236 *** (0.272)
実質売上高	標本標準偏差 (3年)	6.935 *** (1.051)			6.825 *** (0.977)			6.959 *** (1.223)		
	業種 (5年)	4.561 *** (1.328)			2.595 ** (1.232)			7.301 *** (1.403)		
	AR	6.542 *** (1.279)			5.089 *** (1.186)			8.727 *** (1.313)		
不確実性	個別標本標準偏差 (3年)	2.683 *** (0.292)			2.093 *** (0.278)			2.759 *** (0.329)		
	業種 (5年)	2.099 *** (0.281)			1.390 *** (0.265)			2.751 *** (0.272)		
	AR	9.850 *** (0.901)			11.719 *** (0.857)			15.529 *** (1.040)		
株業価	標本標準偏差 (3年)	10.548 *** (1.108)			15.976 *** (1.048)			19.306 *** (1.131)		
	業種 (5年)	6.570 *** (1.431)			8.329 *** (1.340)			26.651 *** (1.480)		
	AR									
耐用年数		0.048 *** (0.010)	0.039 *** (0.010)	0.044 *** (0.010)	0.109 *** (0.010)	0.097 *** (0.010)	0.113 *** (0.010)	0.157 *** (0.011)	0.141 *** (0.010)	0.132 *** (0.010)
キャッシュフロー比率		2.080 *** (0.110)	2.064 *** (0.110)	2.115 *** (0.109)	0.390 *** (0.095)	0.402 *** (0.094)	0.400 *** (0.094)	-0.146 (0.116)	-0.180 (0.116)	-0.123 (0.116)
実質売上高(対数値)		0.150 *** (0.030)	0.153 *** (0.030)	0.182 *** (0.031)	0.194 *** (0.027)	0.178 *** (0.027)	0.236 *** (0.027)	0.532 *** (0.023)	0.543 *** (0.022)	0.529 *** (0.021)
Log likelihood		-11061	-11107	-11163	-8868.4	-8884.1	-8988.4	-24549	-24554	-24568
AIC		1.705	1.713	1.721	1.368	1.370	1.386	3.784	3.785	3.787
尤度比検定		1648 ***	1623 ***	1847 ***	1962 ***	1899 ***	2454 ***	4329 ***	5009 ***	3586 ***

(2) トービット・モデル

		Q ₁			Q ₂			Q ₃		
定数項		0.038 * (0.022)	0.042 * (0.022)	-0.002 (0.022)	0.046 ** (0.022)	0.055 ** (0.022)	-0.001 (0.022)	0.042 ** (0.021)	0.052 ** (0.022)	0.007 (0.021)
Q		0.023 *** (0.001)	0.022 *** (0.001)	0.022 *** (0.001)	0.028 *** (0.002)	0.028 *** (0.002)	0.026 *** (0.002)	0.004 *** (0.000)	0.004 *** (0.000)	0.004 *** (0.000)
実質売上高	標本標準偏差 (3年)	-0.544 *** (0.112)			-0.591 *** (0.112)			-0.578 *** (0.112)		
	業種 (5年)	-0.226 * (0.133)			-0.227 * (0.133)			-0.271 ** (0.132)		
	AR	-0.195 (0.133)			-0.173 (0.133)			-0.134 (0.132)		
不確実性	個別標本標準偏差 (3年)	-0.095 *** (0.030)			-0.115 *** (0.031)			-0.054 * (0.030)		
	業種 (5年)	-0.072 *** (0.027)			-0.102 *** (0.028)			-0.043 (0.027)		
	AR	-0.859 *** (0.107)			-0.987 *** (0.108)			-0.932 *** (0.108)		
株業価	標本標準偏差 (3年)	-1.343 *** (0.127)			-1.571 *** (0.127)			-1.502 *** (0.128)		
	業種 (5年)	-0.553 *** (0.125)			-0.630 *** (0.125)			-0.731 *** (0.123)		
	AR									
耐用年数		-0.004 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)
キャッシュフロー比率		0.107 *** (0.011)	0.109 *** (0.011)	0.107 *** (0.011)	0.132 *** (0.011)	0.132 *** (0.011)	0.137 *** (0.011)	0.203 *** (0.010)	0.202 *** (0.010)	0.202 *** (0.010)
実質売上高(対数値)		0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)
Log likelihood		-892.8	-879.6	-929.5	-1005.2	-982.1	-1053.1	-1086.7	-1064.6	-1117.9
AIC		0.139	0.137	0.144	0.156	0.152	0.163	0.169	0.165	0.173
尤度比検定		33.49 ***	35.44 ***	43.13 ***	25.17 ***	28.10 ***	34.27 ***	13.69 ***	16.83 ***	19.74 ***

注) 1. **、*はそれぞれ1%、5%、10%で有意であることを示す。

2. 括弧内は標準偏差を示す。

3. 尤度比検定は、帰無仮説をプーリングモデル、対立仮説を変量効果モデルとして、分散比率の相対的有意性を検定したものである。

参考文献

- 小川一夫・北坂真一 [1997]、『資産市場と景気変動』、日本経済新聞社.
- 粕谷宗久 [2003]、「不確実性下の設備投資：設備投資へ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・シリーズ、No. 03-J-3.
- 代田豊一郎・馬場直彦 [2002]、「リアルオプションの基本原則と経済学への応用について：不確実性下の意思決定モデル」、日本銀行金融研究所『金融研究』、Vol. 21 (2).
- 鈴木和志 [2001]、『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.
- 竹田陽介・小巻泰之・矢嶋康次 [2005]、『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.
- 田中賢治 [2004]、「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』 Vol.25 (2).
- 本間正明・林文夫・跡田直澄・秦邦昭 [1984]、『設備投資と税制』（研究シリーズ第41号） 経済企画庁経済研究所.
- 松林洋一 [1995]、「期待利潤率、不確実性と設備投資：日米比較」、日本経済研究センター 『日本経済研究』、No. 28、pp.31-52.
- Abel, A.B. [1983], "Optimal Investment under Uncertainty," *American Economic Review*, Vol.73, pp.228-233.
- Abel, A. B. and O. Blanchard [1986], "The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment," *Econometrica*, Vol. 54, pp.249-273.
- Abel, A. B. and J. C. Eberly [1994], "A Unified Model of Investment Under Uncertainty," *American Economic Review*, Vol.84, pp.1369-1384.
- Abel, A. B., A. K. Dixit, J. C. Eberly, and R. S. Pindyck [1996], "Options, the Value of Capital and Investment," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.111, pp.753-777.
- Barnett, S. A. and P. Sakellaris [1998], "Nonlinear Response of Firm Investment to Q: Testing a Model of Convex and Non-convex Adjustment Costs," *Journal of Monetary Economics*, Vol.42, pp.261-288.
- Bertola, G. [1988], "Adjustment Costs and Dynamic Factor Demands: Investment and

- Employment Under Uncertainty,” Ph.D. Dissertation, Cambridge, MA: Massachusetts Institute of Technology.
- Bulan, L. T. [2005], “Real Options, Irreversible Investment and Firm Uncertainty: New Evidence from U.S. Firms,” *Review of Financial Economics*, Vol.14, pp.255-279.
- Cassimon, D., P. J. Engelen, H. Meersman and M. V. Wouwe [2002], “Investment, Uncertainty and Irreversibility; Evidence from Belgian Accounting Data,” National Bank of Belgium, Working Paper No. 23.
- Davidson, R. and J. G. MacKinnon [2004], *Econometric Theory and Methods*, New York, Oxford University Press.
- Dixit, A.K. and R.S. Pindyck [1994], *Investment under Uncertainty*, Princeton, New Jersey, Princeton University Press.
- Driver, C., P. Yip, and N. Dakhil [1996], “Large Company Capital Formation and Effects of Market Share Turbulence: Micro-Data Evidence from the PIMS Database,” *Applied Economics*, Vol.28, pp.641-651.
- Ferderer, P. [1993], “The Impact of Uncertainty on Aggregate Investment Spending: An Empirical Analysis,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.25, pp.30-48.
- Ghosal, V. and P. Loungani [1996], “Product Market Competition and the Impact of Price Uncertainty on Investment: Some Evidence from US Manufacturing Industries,” *Journal of Industrial Economics*, Vol.44, pp.217-228.
- Greene, W. H. [2002], *Econometric Analysis*, fifth edition, New Jersey, Prentice Hall.
- Guiso, L. and G. Parigi [1996], “Investment and Demand Uncertainty,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.114, pp.185-227.
- Hartman, R. [1972], “The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment,” *Journal of Economic Theory*, Vol.5, pp.258-266.
- Hayashi, F. and T. 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, pp.731-753.
- Huizinga, J. [1993], “Inflation Uncertainty, Relative Price Uncertainty, and Investment in US Manufacturing,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.25, pp.521-554.

- Hultten, C. R. and F. C. Wykoff [1979], "Economic Depreciation of the U.S. Capital Stock: A First Step," Report submitted to the U.S. Treasury Department Office of Tax Analysis, Washington D.C.
- Hultten, C. R. and F. C. Wykoff [1981], "The Measurement of Economics Depreciation," *Depreciation, Inflation and the Taxation of Income from Capital*, Washington D.C., Urban Institute Press.
- Leahy, J. and T. Whited [1996], "The Effect of Uncertainty on Investment: Some Stylized Facts," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.28, pp.64-83.
- McDonald, R. and D. Siegel [1986], "The Value of Waiting to Invest," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.101, pp.707-728.
- Ogawa, K. and K. Suzuki [2000], "Uncertainty and Investment: Some Evidence from the Panel Data of Japanese Manufacturing Firms," *Japanese Economic Review*, Vol. 51, pp.220-231.
- Pattillo, C. [1998], "Investment, Uncertainty, and Irreversibility in Ghana," IMF Staff Papers, Vol.45, pp.522-553.
- Pindyck, R. S. [1988], "Irreversible Investment, Capacity Choice, and the Value of the Firm," *American Economic Review*, Vol.79, pp.969-985.
- Pindyck, R. S. and A. Solimano [1993], "Economic Instability and Aggregate Investment," NBER Macroeconomics Annual 8, Cambridge, Massachusetts, MIT Press, pp.259-303.
- Shaanan, J. [2005], "Investment, Irreversibility, and Options: An Empirical Framework," *Review of Financial Economics*, Vol.14, pp.241-254.