

設備投資と不確実性： 上場企業の財務データと利益予測データに基づく実証研究*

上智大学経済学部助教授（ニッセイ基礎研究所客員研究員） 竹田 陽介

y-takeda@sophia.ac.jp

経済調査部門 シニアエコノミスト 矢嶋 康次

yyajima@nli-research.co.jp

<要旨>

1. 本稿では、Caballero(1991)と同様の問題意識から、不完全競争・規模の経済性の観点からHartmanの命題を扱いながら、先行研究が対象として来なかった「供給ショック」まで拡張した一般化されたモデルを提示し、日本の上場企業の財務データと市場における利益予測データを用いて、不確実性と設備投資の関係について実証分析を行なった。
2. そこで得た結論は以下の通りである。実質売上高の変動に基づく不確実性が高まると、設備投資を縮小させる効果がある。同じ効果は、株価の変動による不確実性の増減においても見られるが、効果の大きさは、1997年以降になると微弱になっている。また、日経新聞社と東洋経済による企業の業績に関する予想が好転すると、企業の設備投資が高まるが、市場の評価に基づく不確実性の指標である業績予想の変動は、企業の設備投資に対して影響していない。
3. 実質売上高あるいは株価の変動が設備投資を減退させる効果は、理論モデルでは、マークアップ率が高い企業が、供給ショックに直面する場合に生じる。すなわち、市場独占度の高い企業に対して、その実質売上高や株価の決定要因としての供給ショックが支配的である状況において、不確実性の高まりは設備投資を減少させる効果が、日本では見られているということを示唆している。

* データの加工について有益なアドバイスをいただいた田中賢治(日本政策投資銀行)、研究協力者である佐藤大輔(ニッセイ基礎研究所) 野村由美子(ニッセイ基礎研究所) に対して、深く感謝する次第である。なお、本研究は、科学研究費補助金(基盤研究B-2 課題番号15330044)の支援に基づいている。

<目次>

1. はじめに	17
2. 理論モデル	18
2.1. 一般化された Hartman=Caballero モデル	20
2.2. 不確実性の定式化	22
2.3. 最適な設備投資と不確実性の効果	22
2.4. 数値計算解	24
3. 誘導型の推定	31
3.1. 変数	31
3.2. 推定式	39
3.3. 推定結果	39
4. 結論	50
補論 A. 命題の証明	51
データ補論 A.	52
データ補論 B. 日経新聞社、東洋経済の業績予想一覧	57

1. はじめに

設備投資と不確実性との関係について、Hartman(1972)は「企業の期待利潤が財の将来価格の凸関数であるならば、不確実性の高まりが設備投資を増加させる効果がある」という命題を提示した。Caballero(1991)は、Hartman(1972)の命題が完全競争市場と規模に関して収穫一定の仮定に依存することを示した。また、Abel and Eberly(1999)は、不確実性の高まりは「待ちオプション(Option-to-Wait)」の価値を高め、設備投資行動を慎重にさせ、正の需要ショックが大きい状況では設備投資を減少させる一方、投資の不可逆性(Irreversibility)の下で、負の需要ショックに対して企業は予備的に資本を保有するため、不確実性と設備投資との関係は一定の方向を有しないことを示した。

本稿は、Caballero(1991)と同様の問題意識から、不完全競争・規模の経済性の観点から Hartman の命題を扱いながら、先行研究が対象として来なかった「供給ショック」まで拡張した一般化されたモデルを提示し、日本の上場企業の財務データと市場における利益予測データを用いて、実証分析を行なう。

不確実性と設備投資の関係に関する実証的な先行研究では、様々な不確実性の指標が用いられてきた。イタリアの製造業に関するパネル分析を行なった Guiso and Parigi(1999)は、企業アンケート調査を下に作成された売上げ予測の分散を用いて、不確実性が設備投資を減退させる効果を示した。田中(2004)は、本稿と同じく日本の上場企業のパネル・データを用いて、売上げに関する様々な不確実性の指標が、設備投資に有意に負の影響を与えていることを示した。これら売上げに関する不確実性の指標は、企業のバランスシートあるいは企業自身が答えたアンケート調査に基づいている。これらの先行研究とは異なり、企業の日次の株式収益率に関する分散を不確実性の指標として採用した Leahy and Whited(1996)は、米国の製造業に関するパネル・データを用いて、不確実性と設備投資の負の関係を見出した。さらに、Bond and Cummins(2004)は、米国企業に関する証券アナリストの売上げ予想の分散および不一致(Disagreement)を不確実性の指標として用いて、不確実性と設備投資の負の関係を実証的に示した。

本稿では、これらの先行研究が採用してきた、1)バランスシートから計測される企業の売上げに関する不確実性の指標、2)企業の日次の株式収益率から計測される指標、3)証券市場における企業評価を下にした指標、三種類すべてを用いて、日本の上場企業のパネル・データに関する不確実性と設備投資の関係について実証分析を行なう。

本稿の実証分析としての貢献は、頑健性をもとめて、設備投資関数を包括的に推定する点にある。Tobin の Q 理論に基づき (Hayashi、 1982)、平均の Q と限界の Q 変数 (Abel and Blanchard、 1986 ; Hayashi and Inoue、 1991) の乖離に配慮しながら、不確実性の様々な代理指標 (Leahy and Whited、 1996、 Bond and Cummins、 2001; 鈴木、 2001; 田中、 2004) を推定式の説明変数として用いる。さらに、流動性制約 (Gilchrist and Himmelberg、 1995; Hoshi and Kashyap、 1990; Hoshi、 Kashyap and Scharfstein、 1991; Hayashi、 1997; 堀・斎藤・安藤、 2003)、担保価値としての

土地ストックの影響（小川・北坂、1997；福田・粕谷・中原、2004）についても考察する。

本稿の分析から以下のことが確認された。実質売上高の変動に基づく不確実性や株価の変動による不確実性が高まると、設備投資を縮小させる効果がある。しかし、企業業績に対する市場による予想の変動という不確実性は、設備投資に影響を与えていない。この結果は、市場独占度の高い企業において、その実質売上高や株価の決定要因としての供給ショックが、需要ショックよりも支配的であり、供給ショックの不確実性の高まりが設備投資を減少させる効果が働いていることを示唆している。

以下、本稿の構成は、第2章では、まず先行研究の展望を行った後、本稿で検討する理論モデルを提示する。さらに、理論モデルについて数値計算解を示す。第3章では、理論モデルから得られる誘導型の設備投資関数について推定し、結果について記述する。第4章では、本稿の結論を述べる。

2. 理論モデル

不確実性の設備投資への影響に関する理論の嚆矢は、Hartman(1972)である。Hartman(1972、1973)は、1) 一次同次の生産関数、2) 財市場における完全競争、3) 設備投資に関して Convex である調整費用関数、の三つの条件の下で、不確実性の増大が最適な設備投資にプラスの影響を与えることを示した。この Hartman の命題を成り立たせる前提条件のうち、Caballero(1991)は、3)の条件を緩め、設備投資の正・負について非対称な調整費用関数を想定することが、Hartman の命題に影響しないことを示した。さらに、Caballero(1991)は 2)の条件を緩め、不完全競争を導入すると、Hartman の命題がいう設備投資と不確実性の関係が逆転することを明らかにした。Hartman の命題に関する Caballero(1991)の結果を受け、企業レベルの設備投資行動について分析する本稿は、前提条件 1)と 3)をそのままにして、条件 2)の完全競争性に焦点を当てる。

条件 1)の一次同次の生産関数に替え、規模に関して収穫逓減あるいは逓増の生産関数を仮定することも可能であるが、後に明らかにするように、Hartman の命題の成立に肝要な点は、利潤関数の Convexity であり、その Convexity を規定するパラメータは、規模の経済性を表わすパラメータと不完全競争の程度を表わす需要の価格弾力性との比の形をとるため、ここでは、規模の経済性を問題とせず、不完全競争のみを扱う。また、米国の製造 21 業種に関する研究 Basu and Fernald(1996)が示した、規模に関して収穫一定であるとの実証結果も、われわれが規模の経済性を取り上げない理由である。

さらに、条件 3)の非 Convex である調整費用関数については、近年多くの研究がなされてきた⁽¹⁾が、多くは、われわれが対象とする企業レベルの設備投資ではなく、工場や機械装置などプラント・レベルのデータによる設備投資行動を扱っている。非 Convexity の源泉が、工場・機械の立

⁽¹⁾ Caballero(1999)が包括的なサーベイを行なっている他に、Adda and Cooper(2003)が動学的最適化問題において、非 Convex である様々な調整費用関数を扱っている。

替えに伴う操業停止による損失など固定費用にあることを考えると、非 Convex である Lumpy な調整費用、設備投資の不可逆性 (Irreversibility) の問題は、プラント・レベルの設備投資決定にあてはまり、多くのプラントにおける Lumpy な調整費用、設備投資の不可逆性が平均化される企業レベルの問題にとって、肝要とは思われない。設備投資の非可逆性を特殊ケースとして内包する非対称な調整費用関数が Hartman の命題に与える重要性を否定した Caballero (1991) の結果も受け、ここでは条件 3) はそのままにする。

こうした問題意識をもとにして、本稿では Hartman (1972) と Caballero (1991) モデルの一般化を行なう。具体的には、以下の拡張を考える。第一に、Caballero (1991) が想定した二期間モデルを無限期間モデルにする。ダイナミック・プログラミングの問題を明示的に解くために、数値計算が必要になり、以下では Value Function Iteration の手法を用いる。

第二に、Hartman (1972)、Caballero (1991) が想定した、資本ストックのスケール・ファクターのない調整費用関数に替え、設備投資と資本ストックに関して一次同次性を満たす調整費用関数にする。Hayashi (1982) が明らかにしたように、Tobin の Q 理論において、実証研究で多用される平均 Q、設備投資の十分統計量である限界 Q が一致する十分条件は、生産関数の一次同次性、財市場の完全競争、および調整費用関数の設備投資と資本ストックに関する一次同次性の三つである。一般的な設備投資理論である Tobin の Q 理論をモデル化した Hayashi (1982) に本稿のモデルをできるだけ合わせるため、ここでは、一次同次性を満たす二次関数⁽²⁾を仮定する。

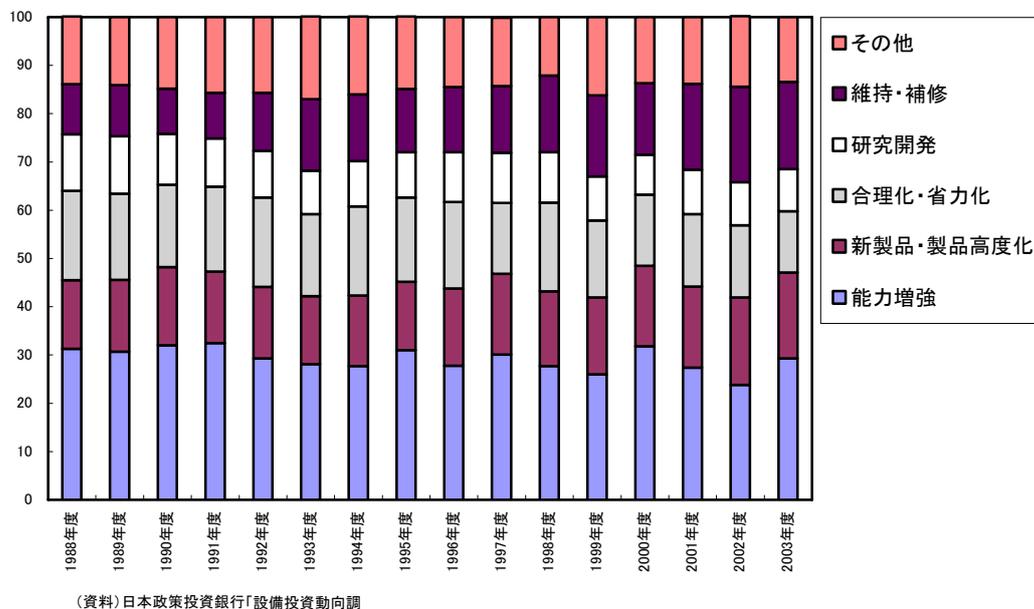
第三に、Hartman (1972)、Caballero (1991) が企業の生産する財の価格に関する需要ショックについてのみ不確実性を考えていたのに対して、生産関数の技術に関する供給ショックにも不確実性を考える。従来、設備投資と不確実性の関係について議論される際、暗黙のうちに企業の需要ショックに関する不確実性が想定されてきた。しかし、一般的には、企業の設備投資の動機として、販売量を拡大するための能力増強など需要側の要因に加えて、供給側の要因、たとえばコスト削減のための省力化、合理化などが考えられる。以下の図表-1 は、日本政策投資銀行「設備投資計画調査」における製造業に対するアンケートのうち、「投資動機」の全体に占める割合の推移を表わす。

「能力増強」の動機には、量的拡大と製品高度化の二つが考えられるため、能力増強が需要側の要因とは一概には言えないが、多くは量的な拡大のための需要ショックに対する反応と考えられる。能力増強の動機の割合が、全期間を通じて約 30% 前後であるのに対して、約 10% 前後を占める正しく供給側の要因である「研究開発」の他に、「合理化・省力化」が約 15% 前後、「新製品・製品高度化」の動機の約 15% 前後を加えると、全体の約 40% が供給側の要因に基づく動機として挙げている。現実には、企業が直面する生産技術の成否によって、企業の業績が大きく左右され、将来の技術進歩を予測、先取りしながら、設備投資を行なうことが必要と考えられる。つまり、

⁽²⁾ 設備投資関数の代表的文献である Abel and Eberly (1994)、Gilchrist and Himmelberg (1995) でも、想定されている。

生産技術に対する不確実性が、設備投資の決定に与える影響も無視し得ない。本稿は、不確実性の源泉として、従来の財価格における需要ショックに加えて、生産関数における技術に対する供給ショックも考慮し、各ショックの不確実性の設備投資への影響について分析する。

図表－１ 製造業の投資動機（日本政策投資銀行『設備投資計画調査』より）



2.1. 一般化された Hartman=Caballero モデル

われわれは、Hartman(1972)、Caballero(1991)のモデルの一般化を行なう。 t 期における企業は、生産する財の価格 P_t 、生産要素である労働、資本それぞれの価格 W_t, p_t 、および生産技術の水準 A_t に関して、不確実性に直面している。ここでは単純化のために、賃金は一定値 ($W_t = W$)、資本財価格は1に標準化 ($p_t = 1$) し、非確率的であると仮定する。

まず、 t 期における企業の労働投入量の調整を考える。可変的生産要素である労働 L_t は、企業が財価格 P_t 、生産性 A_t を知り、固定生産要素である資本の投入量 K_t を選んだ後、 t 期における短期的利潤を最大化するように、調整される。 t 期における企業が直面する逆需要関数を以下のように特定化する。

$$P_t = Q_t^{\frac{1-\psi}{\psi}} Z_t$$

パラメータ ψ は、マークアップ率を表わし、右下がりの需要曲線を想定して $\psi \geq 1$ である。ここ

で、財に対する需要 Q_t の価格弾力性 $\left| \frac{\psi}{1-\psi} \right|$ は、完全競争 $\psi = 1$ の下で無限大となる。需要ショック Z_t は、財価格への正のショックとして定義される。また、企業の直面する生産関数を以下のよ

うに特定化する。

$$Q_t = (A_t L_t^\alpha K_t^{1-\alpha})^\theta$$

パラメータ α は完全競争市場、一時同次の生産関数の下で、労働分配率に等しい。パラメータ θ は、規模の経済性を表わす。供給ショック A_t は、財の生産への正のショックとして定義される。このとき、利潤関数は、

$$\begin{aligned} \Pi(K_t, Z_t, A_t) &= \max_{L_t} (P_t Q_t - W L_t) \\ \text{s.t. } P_t &= Q_t^{\frac{1-\psi}{\psi}} Z_t \\ Q_t &= (A_t L_t^\alpha K_t^{1-\alpha})^\theta \end{aligned}$$

によって与えられる。一階の条件より、最適な労働投入量 L_t^* は

$$L_t^* = \left(\frac{\alpha\theta}{\psi W} \right)^{\frac{1}{1-\frac{\theta}{\psi}\alpha}} Z_t^{\frac{1}{1-\frac{\theta}{\psi}\alpha}} A_t^{\frac{\frac{\theta}{\psi}}{1-\frac{\theta}{\psi}\alpha}} K_t^{\frac{(1-\alpha)\frac{\theta}{\psi}}{1-\frac{\theta}{\psi}\alpha}}$$

に等しい。よって、利潤関数は、

$$\Pi(K_t, Z_t, A_t) = \lambda Z_t^\eta A_t^\omega K_t^\nu$$

但し、諸パラメータは、

$$\lambda \equiv \left(1 - \frac{\alpha\theta}{\psi}\right) \left(\frac{\alpha\theta}{\psi W}\right)^{\frac{\frac{\theta}{\psi}\alpha}{1-\frac{\theta}{\psi}\alpha}}, \eta \equiv \frac{1}{1-\frac{\theta}{\psi}\alpha}, \omega \equiv \frac{\frac{\theta}{\psi}}{1-\frac{\theta}{\psi}\alpha}, \nu \equiv \frac{(1-\alpha)\frac{\theta}{\psi}}{1-\frac{\theta}{\psi}\alpha}$$

となる。

次に、企業の資本投入量の調整について考える。資本ストックの調整費用関数を、Abel and Eberly(1994)、Gilchrist and Himmelberg(1995)にしたがい、パラメータ δ を資本の償却率とすると、資本ストック K' と設備投資 $I \equiv K' - (1-\delta)K$ に関して一次同次性を満たす以下の二次関数で表わす。

$$C(K', K) = \frac{\gamma}{2} \left[\frac{K' - (1-\delta)K}{K} \right]^2 K$$

この二次関数におけるパラメータ γ の大きさは、限界調整費用関数を規定し、設備投資関数における Tobin の Q にかかる係数の逆数となる。こうして、資本財価格を 1 に標準化すると、企業の設備投資の選択は、以下の Bellman 方程式 (数式 (*)) によって与えられる。

$$V(K, Z, A) = \max_{K'} \left\{ \Pi(K, Z, A) - \frac{\gamma}{2} \left[\frac{K' - (1 - \delta)K}{K} \right]^2 K - [K' - (1 - \delta)K] + \beta E_{Z', A' | Z, A} V(K', Z', A') \right\} \quad \dots (*)$$

こうして企業は、前期の需要ショック Z 、供給ショック A を所与として、今期のショック Z' 、 A' を予想しながら、今期の資本ストック K' を選択する。

2.2. 不確実性の定式化

さらに、需要ショックおよび供給ショックの確率過程を、以下のように、回帰係数がそれぞれ ρ_Z, ρ_A である一階の自己回帰過程 (AR(1) プロセス) として特定化する。

$$\text{需要ショック } Z_t = (1 - \rho_Z)\mu_Z + \rho_Z Z_{t-1} + \varepsilon_{Zt}, \quad \varepsilon_{Zt} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_Z}^2) \quad \dots (1)$$

$$\text{供給ショック } A_t = (1 - \rho_A)\mu_A + \rho_A A_{t-1} + \varepsilon_{At}, \quad \varepsilon_{At} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_A}^2) \quad \dots (2)$$

ここでは、需要ショック、供給ショックの攪乱項 $\varepsilon_{Zt}, \varepsilon_{At}$ が、平均 0 分散 $\sigma_{\varepsilon_Z}^2, \sigma_{\varepsilon_A}^2$ の正規分布に従っていると仮定する。この定式化の下で、需要ショックおよび供給ショックの長期的平均は、 μ_Z, μ_A となり、それぞれのショックの標準偏差は、 $\frac{\sigma_{\varepsilon_Z}}{\sqrt{1 - \rho_Z}}, \frac{\sigma_{\varepsilon_A}}{\sqrt{1 - \rho_A}}$ に等しい。

以下で、ショックの平均、標準偏差に関する比較静学分析を行なうが、不確実性を表わすショックの標準偏差が設備投資に与える影響を比べる際、各ショックの Mean-Preserving Spread を考える。この場合、各ショックの攪乱項 $\varepsilon_{Zt}, \varepsilon_{At}$ の平均 0 を固定した上で、標準偏差 $\sigma_{\varepsilon_Z}, \sigma_{\varepsilon_A}$ が大きくなるときに、最適な設備投資が増加するか低下するかを調べることを意味する。

2.3. 最適な設備投資と不確実性の効果

最適な設備投資が満たすべき Bellman 方程式 (*) の一階条件は、

$$-\gamma \left[\frac{K' - (1 - \delta)K}{K} \right] - 1 + \beta E_{Z', A' | Z, A} V_{K'}(K', Z', A') = 0$$

となる。このとき、 $\frac{K'-(1-\delta)K}{K} \equiv \frac{I}{K}$ と定義すると、

$$\frac{I}{K} = \frac{1}{\gamma} [\beta E_{Z',A'|Z,A} V_{K'}(K', Z', A') - 1] \dots (**)$$

が得られる。式 (**) の右辺は、純利潤の期待割引現在価値を表わし、いわゆる Tobin の限界 Q

を表わす。よって、式 (**) は、投資率 $\frac{I}{K}$ の十分統計量が限界 Q であり、投資率の限界 Q に関す

る回帰係数が調整費用関数のパラメータの逆数 $\frac{1}{\gamma}$ となることを意味する。

さらに、Bellman 方程式の Benveniste-Scheinkman Formula として、

$$V_K(K, Z, A) = \Pi_K(K, Z, A) + \frac{\gamma}{2} \frac{[K'-(1-\delta)K][K'+(1-\delta)K]}{K^2} + (1-\delta)$$

が最適な資本ストックに対して成立する。これを先の一階条件に代入すると、

$$-\gamma \left[\frac{K'-(1-\delta)K}{K} \right] - 1 + \beta E_{Z',A'|Z,A} \left\{ \Pi_{K'}(K', Z', A') + \frac{\gamma}{2} \frac{[K''-(1-\delta)K'][K''+(1-\delta)K']}{K'^2} + (1-\delta) \right\} = 0$$

\dots (***)

が得られる。

この式 (***) から、需要および供給に関する不確実性 Z, A について Mean-Preserving Spread があるとき、設備投資率 $\frac{K'-(1-\delta)K}{K}$ が増加するための条件は、Jensen 不等式より、資本に関す

る限界利潤関数 $\Pi_K(K, Z, A) = \lambda v Z^\eta A^\omega K^{\nu-1}$ が Convex であることと同値である。よって、需要、供給それぞれのショックに対して、以下の命題、系が成立する。

命題 (Hartman (1972) の命題の一般化). 以下の Bellman 方程式を満たす最適な設備投資に関し

$$V(K, Z, A) = \max_{K'} \left\{ \Pi(K, Z, A) - \frac{\gamma}{2} \left[\frac{K'-(1-\delta)K}{K} \right]^2 K - [K'-(1-\delta)K] + \beta E_{Z',A'|Z,A} V(K', Z', A') \right\}$$

需要ショック Z の Mean-Preserving Spread は、 $\psi > \alpha\theta$ のとき、設備投資を増加させる。また、需要ショックの Mean-Preserving Spread が設備投資を低下させることはない。一方、供給ショック A の Mean-Preserving Spread は、 $\alpha\theta < \psi < (1+\alpha)\theta$ のとき、設備投資を増加させ、 $\psi > (1+\alpha)\theta$ のとき、低下させる。

証明. 補論 A. を参照せよ⁽³⁾。

系 1 (特殊ケースとしての Hartman の命題). 同じく最適な設備投資が満たす Bellman 方程式において、一次同次の生産関数、財市場の完全競争の下では、需要ショックの Mean-Preserving Spread は必ず、最適な設備投資を増加させる⁽⁴⁾。

系 2 (需要・供給ショックの平均の影響). 同じく最適な設備投資が満たす Bellman 方程式において、需要ショック Z の平均 μ_Z 、供給ショック A の平均 μ_A の上昇(低下)は、 $\psi > \alpha\theta$ のとき、設備投資を増加(減少)させる⁽⁵⁾。

2.4. 数値計算解

上で得られた命題について、不確実性を考慮する Value Function Iteration による数値計算解を求める。Value Function Iteration のために、先に定義された需要ショック、供給ショックの AR (1) プロセスを、Tauchen (1986) の方法に基づき、マルコフ過程で近似する。その上で、適当なパラメータを与え、3 節以降の実証研究で用いられる回帰式の被説明変数である最適な投資率 $\frac{I}{K}$ について、数値計算解を導くとともに、需要ショック、供給ショックの平均、標準偏差に関して比較静学分析を行なう。

2.4.1. マルコフ過程での近似

AR(1)過程にしたがう需要ショック、供給ショックをマルコフ過程で近似する。ここでは、State の数を 2 として、Tauchen (1986) の方法を用いる。需要ショック、供給ショックそれぞれの AR(1) プロセス (式(1)、式(2)) におけるパラメータを、ベンチマークのケースについて、以下のよう

⁽³⁾ 各ショックの Mean-Preserving Spread の設備投資に対する影響の方向を決める条件が、すべて二つのパラメータ ψ, θ の比 $\frac{\theta}{\psi}$ に依存する形になっている。そのため、以下の数値計算解では、規模の経済性を表わす片方のパラメータ θ については、規模に関して収穫一定 $\theta=1$ であると仮定する。

⁽⁴⁾ この系は、Hartman (1972) の命題に相当する。生産関数の一次同次性 $\theta=1$ 、完全競争 $\psi=1$ の下では、 $\psi > 1 > \alpha\theta$ より、上記命題の条件が満たされる。

⁽⁵⁾ 証明は、命題の証明 (補論 A.) より、限界利潤関数の Z および A に関する一階の偏導関数が正になる条件から、明らかである。

に設定する。需要ショックおよび供給ショックの一階の自己回帰係数 $\rho_Z = 0.1, \rho_A = 0.1$ 、需要ショックおよび供給ショックの長期的平均 $\mu_Z = 1, \mu_A = 1$ 、需要ショック、供給ショックの攪乱項 $\varepsilon_{Zt}, \varepsilon_{At}$ の標準偏差 $\sigma_{\varepsilon_Z} = 0.8, \sigma_{\varepsilon_A} = 0.8$ とする。

需要ショックの一階の自己回帰係数 ρ_Z 、標準偏差 σ_{ε_Z} の値は、Cooper and Ejarque(2001)の結果を用いている。Cooper and Ejarque(2001)は、米国の428社のパネル・データを使った実証研究 Gilchrist and Himmelberg(1995)による推定を基にし、需要ショックの自己回帰係数や標準偏差などの構造パラメータから得られるシミュレーションの結果が、Gilchrist and Himmelberg(1995)が得た Tobin の限界 Q の係数値、およびサンプル・データのモーメントにマッチするように、SMM(Simulated Method of Moments)によって構造パラメータを推定した。ここでは、ベンチマーク・ケースとして、Cooper and Ejarque(2001)の需要ショックに関する推定値を、供給ショックの場合のパラメータとしても利用する。

これらのパラメータで表わされるベンチマーク・ケースについて、Tauchen(1986)の方法を適用する。需要ショックの場合も、供給ショックの場合も、State 1が低い状態、State 2が高い状態とする。State i から State j への移行確率が $\{\text{Prob}_{ij}\}, i, j = 1, 2$ によって表わされるマルコフ過程は、以下の通りである。

$$\begin{pmatrix} \text{Prob}_{11} & \text{Prob}_{12} \\ \text{Prob}_{21} & \text{Prob}_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.5319 & 0.4681 \\ 0.4681 & 0.5319 \end{pmatrix}$$

また、低い状態 State 1 の Grid Point は 0.3585、高い状態 State 2 の Grid Point は 1.6415 である。

2.4.2. Value Function Iteration を用いた解

需要、供給それぞれのショックのプロセスをマルコフ過程で記述した後、式(*)の Bellman 方程式の数値計算解を Value Function Iteration によって求める。そのためには、状態変数である資本ストック K の Grid Points を設定する必要がある。ここでは、需要ショック Z_t が無条件期待値 μ に等しい水準で推移する Deterministic な状況を想定し、式(***)の一階条件を満たす資本ストックの定常状態 $K_{st} \equiv K = K' = K''$ を計算する。その値を中心にした領域に対して Grid Points を設定する。最適な資本ストックの一階条件(式(***))から、資本ストックの定常状態 K_{st} は、以下の関係を満たす。

$$-\gamma\delta - 1 + \beta \left[\lambda \nu K_{st}^{\nu-1} \mu^\eta + \frac{\gamma}{2} \delta(2-\delta) + (1-\delta) \right] = 0$$

すなわち、

$$K_{st} = \left[\frac{1 + (1 - \beta)\gamma\delta - (1 - \delta)\beta + \frac{\beta\gamma\delta^2}{2}}{\beta\lambda\nu\mu^\eta} \right]^{\frac{1}{\nu-1}}$$

である。

また、ベンチマークとなるケースにおけるパラメータは、労働分配率⁽⁶⁾、時間選好率、償却率、規模の経済性のパラメータについては、慣例に従い、調整費用関数のパラメータ、マークアップ率、ショックに関するパラメータについては、Cooper and Ejarque(2001)の推定値を需要ショックの場合、供給ショックの場合ともに利用し、以下の図表-2のように設定する。

図表-2 パラメータの設定

パラメータ	ベンチマーク	ケース 1	ケース 2
労働分配率 α	0.67		
時間選好率 β	0.95		
調整費用関数 γ	0.15		
償却率 δ	0.15		
規模の経済性 θ	1		
マークアップ率 ψ	1.15 あるいは 2		
賃金 W 、資本財価格 P	1		
需要ショック Z 、供給ショック A	1		
ショックの AR 1 係数 ρ_Z, ρ_A	0.1		
ショックの平均 μ_Z, μ_A	1	1	1.2
ショックの攪乱項の標準偏差 $\sigma_{\varepsilon_Z}, \sigma_{\varepsilon_A}$	0.8	1	0.8

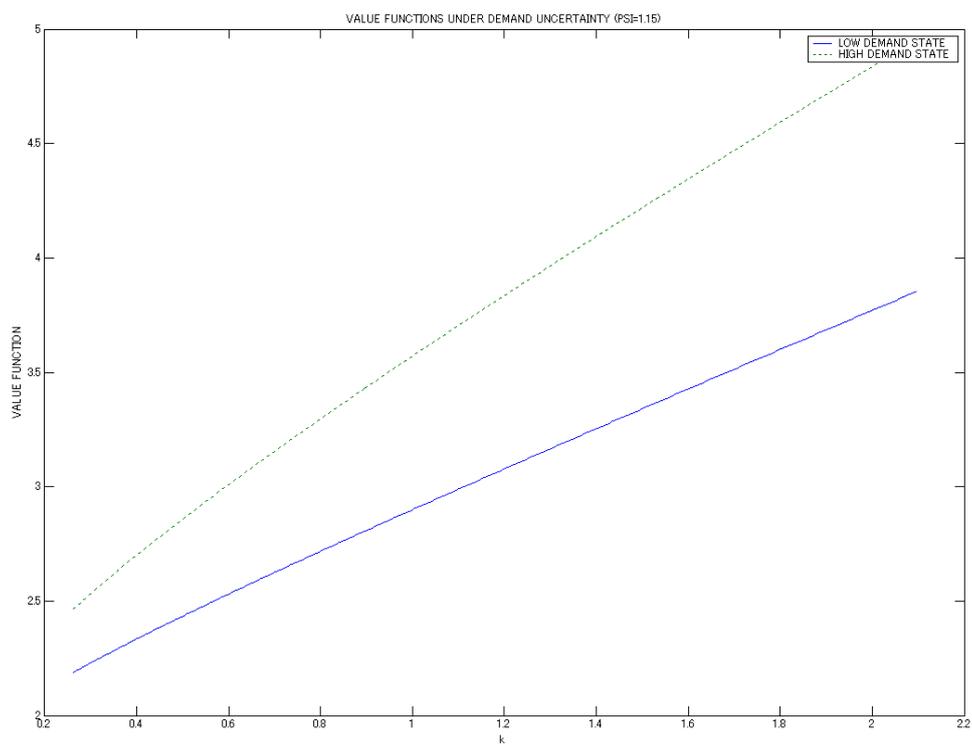
数値計算において注意すべき点は、二つある。第一に、需要ショック Z のある場合の数値計算では、供給ショック A が 1 の水準で固定され、供給ショックのある場合の計算では、需要ショックが 1 で固定されている。第二に、マークアップ率 ψ の値として、1.15 と 2 の二通りを試す。先の命題より、 $\alpha = 0.67$ 、 $\theta = 1$ であるから、 $\psi = 1.15$ の場合、需要ショック Z および供給ショック A とも、Mean-Preserving Spread が設備投資を増加させる。一方、 $\psi = 2$ の場合、需要ショック Z の Mean-Preserving Spread は設備投資を増加させるが、供給ショック A の Mean-Preserving Spread は設備投資を低下させる効果をもつ。さらに、系 2 より、需要ショック Z および供給シ

⁽⁶⁾ ここでパラメータ α を「労働分配率」と呼ぶことは、生産関数の一次同次性、完全競争の仮定の下ではじめて、正しいことに注意されたい。

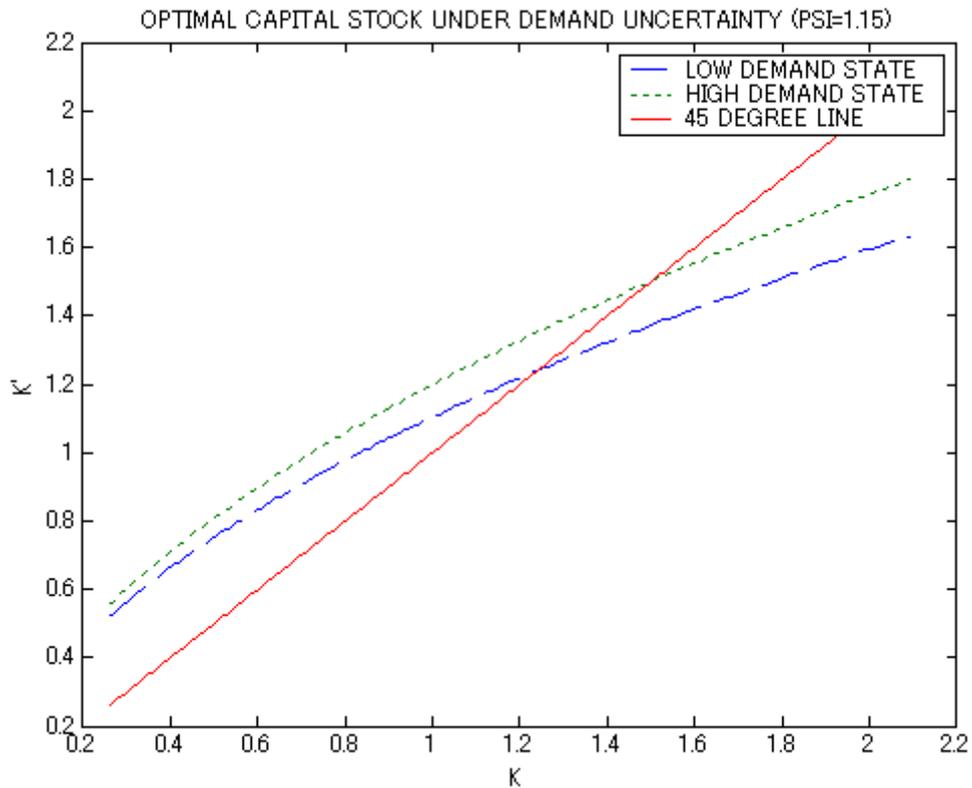
ック A とも、平均の上昇が設備投資を増加させる。

図表-3 および図表-4 は、 $\psi = 1.15$ のベンチマーク・ケースにおいて需要ショックがある場合に、状態変数の各値に対する Value Function、最適な資本ストックの水準を需要の各 State ごとに表わしている。図表-3 より、低い需要の State 1 よりも高い需要の State 2 の方が、Value Function の値が大きいことがわかる。また、図表-4 より、このパラメータの設定の下で、最適な資本ストックの水準が定常状態に収束することも確認できる。

図表-3 Value Function



図表－４ 最適な資本ストック



2.4.3. 比較静学分析

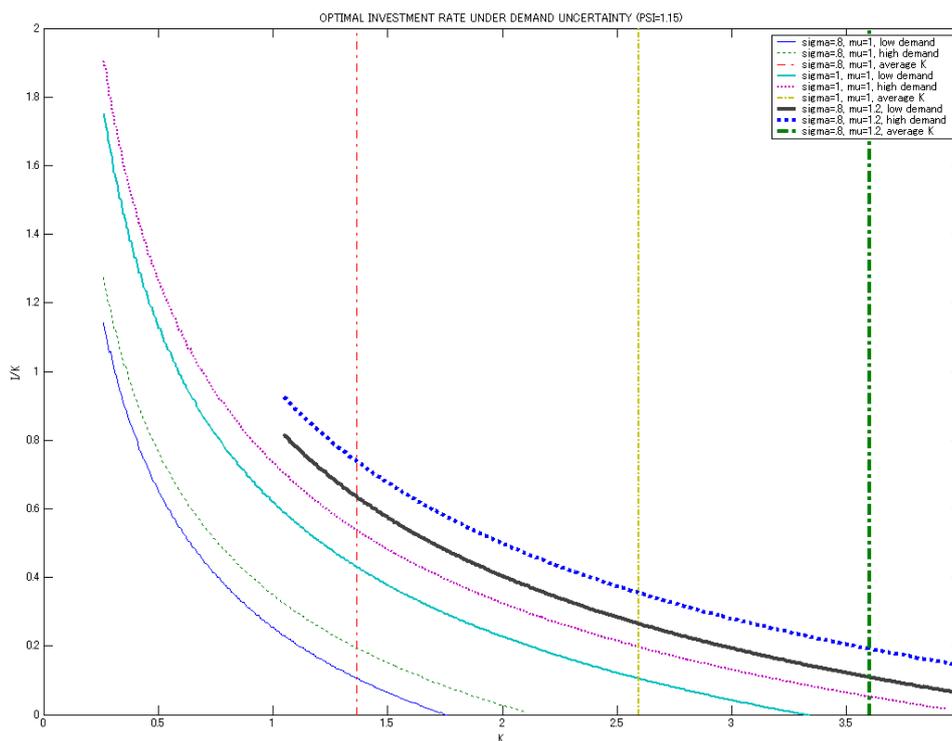
需要ショック、供給ショックの別に、平均、標準偏差に関する比較静学分析を行なう。想定するケースは、図表－２にあるケース１とケース２である。ベンチマークと比較して、ケース１は平均が同じで、ショックの攪乱項の標準偏差が１と大きく、ショックの Mean Preserving Spread があるケースを扱っている。一方、ケース２はショックの攪乱項の標準偏差がベンチマークと同じで、平均が大きいケースである。

ベンチマークを含めこれら三通りのケースにおいて、マークアップ率が $\psi = 1.15$ の場合と $\psi = 2$ の場合、需要ショック、供給ショックの別に六通りずつがある。図表－５、図表－６、図表－７、図表－８がそれぞれ、 $\psi = 1.15$ で需要ショックのある場合、 $\psi = 2$ で需要ショックがある場合、 $\psi = 1.15$ で供給ショックのある場合、そして $\psi = 2$ で供給ショックがある場合の最適な投資率を表わしている。いずれの図表にも、定常マルコフ過程に対して決まる長期的な資本ストックの水準が、縦の直線として入っている。

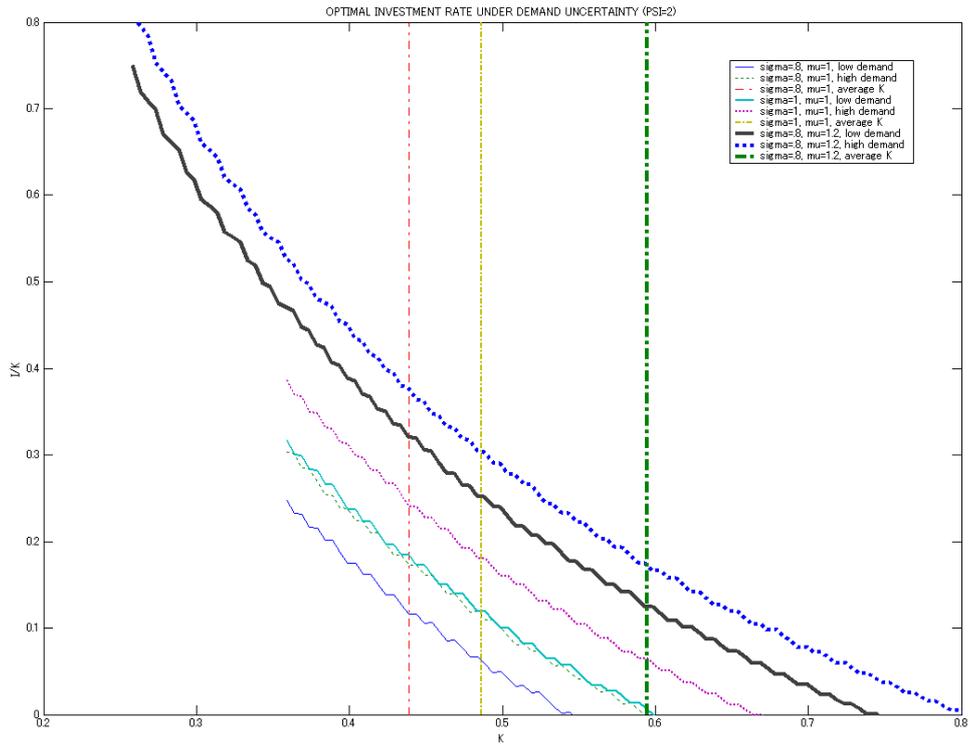
マークアップ率 $\psi = 1.15$ の場合の図表－５より、ベンチマークよりも需要の不確実性が高いケース１において、最適な投資率が大きくなるのがわかる。同じく、ベンチマークよりも需要ショックの平均が高いケース２においても、投資率が大きい。この大小関係は、マークアップ率が $\psi = 2$ の場合も変わらない（図表－６）。一方、供給ショックのケースでは、図表－７より、マー

クアップ率 $\psi = 1.15$ の場合、需要ショックのケースと同様の関係が見られるのに対して、マークアップ率 $\psi = 2$ の場合の図表-8においては、供給ショックの平均に関しては同様の関係が見られるが、供給ショックの不確実性が高まるときに、最適な投資率が低下することが見られる。この供給ショックの不確実性と最適な投資率との負の関係は、マークアップ率の高い場合にのみ生じる。この点は、先の命題が示す通りである。

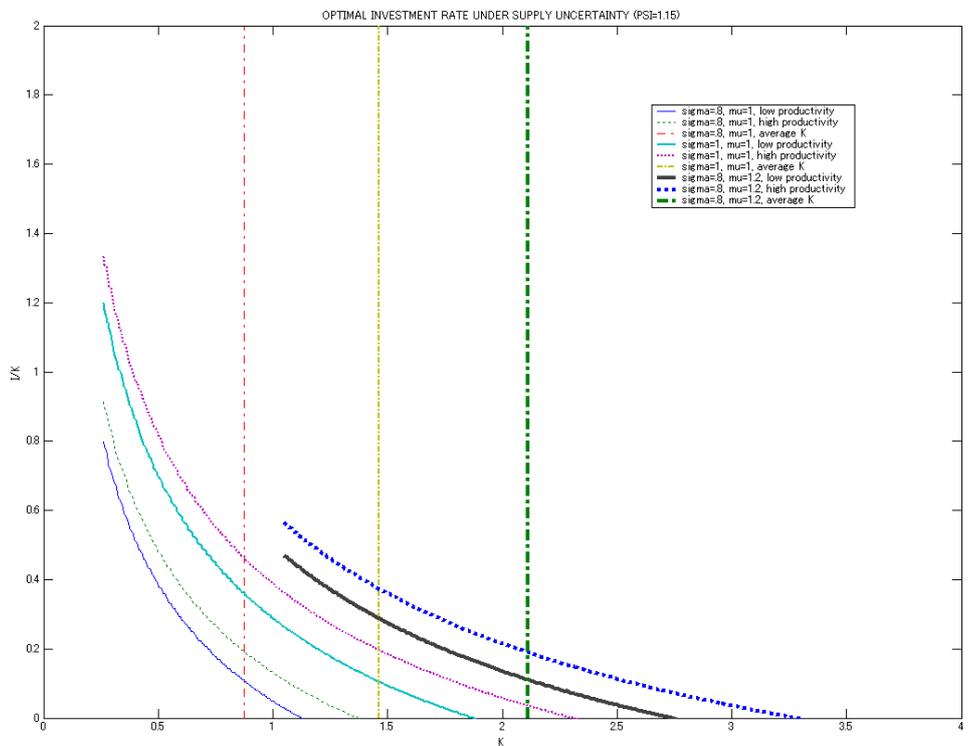
図表-5 最適な設備投資 ($\psi = 1.15$ 、需要ショック)



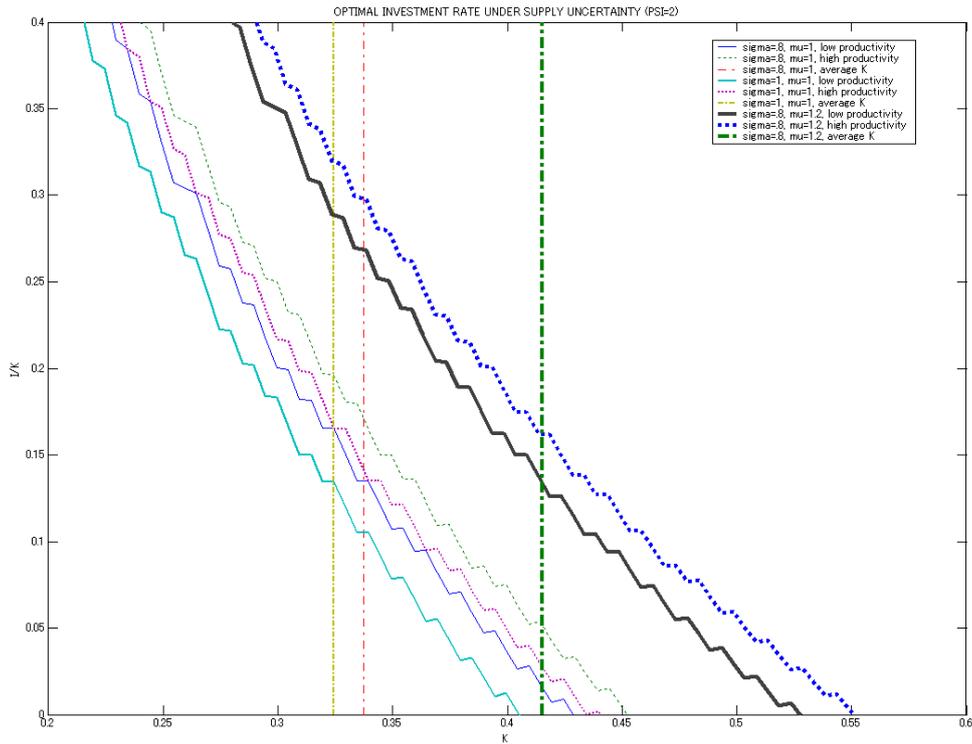
図表-6 最適な設備投資 ($\psi = 2$ 、需要ショック)



図表-7 最適な設備投資 ($\psi = 1.15$ 、供給ショック)



図表－8 最適な設備投資 ($\psi = 2$ 、供給ショック)



3. 誘導型の推定

3.1. 変数

3.1.1. 対象サンプル企業

本稿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』である。このデータバンクのうち、東京、大阪、名古屋の3証券取引所第1部、第2部に上場している会社のうち製造業を対象とし、政策投資銀行による「正規化措置あり」のデータを利用している。

「正規化措置あり」データとは、同一会計年度に複数の決算期の企業財務データが存在する場合に、当該会計年度に属する決算月数の最も大きい決算期データ（決算月数が同じ場合は新しい方）を当該年度の代表データとみなし、これを12カ月換算して収録しているデータである。

このデータ・セットに対して異常値排除⁽⁷⁾を行い、対象サンプル企業（以下、全サンプル企業）とした。また、このうちから1986-2002年度について、すべての実績値が存在する企業（以下存続企業）も抽出している。全サンプルは消滅企業、新規企業などがあり、アンバランスド・パネルとなっている。また存続企業のサンプルについても、多くの不確実変数についてすべての年に

⁽⁷⁾ 具体的には、後述する推計式の説明変数である限界 q （または平均 q ）、キャッシュ・フロー、土地担保、不確実性変数について、それぞれの系列で通期の平均から 3σ （標準偏差）以上乖離する実績値があった場合、不確実性変数についてはその不確実変数を排除、その他の説明変数についてはその企業を削除する方法で行った

データが存在する場合は少ない。

図表－9 日本政策投資銀行『企業財務データバンク』

業種	全サンプル企業	存続企業
食料品	72	27
繊維品	23	11
木材・木製品	5	1
紙・パルプ	20	7
出版印刷	17	2
化学工業	105	48
石油精製	3	1
ゴム製品	7	5
窯業・土石製品	41	17
鉄鋼	32	18
非鉄金属	20	10
金属製品	43	13
一般機械	119	57
電気機械器具	102	36
輸送用機械器具	65	30
精密機械器具	20	8
その他製造業	49	19
合計	743	310

(注) 平均Q1を変数として利用した場合の企業数

3.1.2. TobinのQ

本稿ではTobinのQについて、平均Qを2種類と限界Qの合計3種類のQを計測し、用いている。以下では、具体的な算出方法について記述する。

3.1.2.1. 平均のQ

平均Qは内閣府「平成12年度年次経済報告」の計算方法（以下、平均Q1と呼ぶ）と、福田・計・奥井・奥田（1999）、小川・北坂（1997）などを参考にした算出方法（同じく、平均Q2）の2つを作成した。両者を比較した場合、平均Q1の方が平均Q2に比べて、バランスシート項目について時価評価している程度が高いといえる。

$$\text{平均Q1} = \frac{V_t + LB_t - LND_t - INV_t - OTHER_t - A_t}{(1 - z_t)P_t^I K_t}$$

$$\text{平均Q2} = \frac{V_t + LB_t - LND_t - CUR_t - CONSR_t - INTAN_t - \text{投資その他の資産}_t - DEF}{(1 - z_t)P_t^I K_t}$$

ここでは、V：企業の市場価値、LB：純負債残高、LND：土地ストック、INV：棚卸資産、OTHER：その他の資産、A：過去の投資1単位に対して将来の減価償却として節約できる法人税額の割引現

在価、Z：当期の投資1単位に対して当期以降に減価償却として節約できる法人税額の割引現在価値、P：投資財価格、K：実質資本ストック、CUR：流動資産、CONSR：建設仮勘定、INTAN：無形固定資産、DEF：棚卸資産、K：実質資本ストック、P：投資財価格、である。データ補論Aで、平均Q算出に必要な項目について、その計算方法を示す。

3.1.2.2. 限界のQ

Abel and Blanchard (1986)にしたがって、以下の式で定義される限界Qの計測を行なう。ここでは、実質利子率 r 、償却率 δ に関する静学的期待、利益率 π の1階階差に関するAR1過程を仮定すると、以下のように記述することが可能となる。

$$\begin{aligned}
 q_t &= \frac{(1-\tau_t)}{(1-z_t)P_t^I} \sum_{j=0}^{\infty} \left[\left(\frac{1-\delta_t}{1+r_t} \right)^j E_t(\pi_{t+j}) \right] \\
 &= \frac{1-\tau_t}{(1-z_t)P_t^I} \left(1 + \frac{1-\delta_t}{r_t+\delta_t} \right) \left[\pi_t + \sum_{j=1}^{\infty} \left(1 + \frac{r_t+\delta_t}{1-\delta_t} \right)^{-j} \Delta\pi_{t+j} \right] \\
 &= \frac{1-\tau_t}{(1-z_t)P_t^I} \left(1 + \frac{1-\delta_t}{r_t+\delta_t} \right) \left[\pi_t + \frac{\left(1 + \frac{1-\delta_t}{r_t+\delta_t} \right) c_0 + c_1 \Delta\pi_t}{1 + \frac{r_t+\delta_t}{1-\delta_t} - c_1} \right]
 \end{aligned}$$

ただし、実質資本ストック当たりの利益率(π)は以下の計算により算出した。

$$(\text{経常利益}_t + \text{支払利息割引率}_t + \text{減価償却費}_t) / \text{実質資本ストック}_{t-1}$$

また、上記で定義される π をもとに、以下の式を最小2乗法により推定し、限界 q を作成する際に必要な c_0 、 c_1 の推定を行った。

$$\begin{aligned}
 \Delta\pi_t &= c_0 + c_1 \Delta\pi_{t-1} + \mu_t \\
 \Delta &: \pi_t - \pi_{t-1}
 \end{aligned}$$

推計期間は、当該年を含む12年(12サンプル)であり企業ごとにローリング回帰を行っている。

3.1.3. 不確実性の指標

3.1.3.1. 株価の変動

Leahy and Whited(1996)と同様に、企業ごとの株価のボラティリティを作成する。具体的には企業ごとに当該企業の株価月次リターン（月末値）の過去36カ月のボラティリティ（年率換算）を作成し、その系列のうち企業ごとの決算月ボラティリティを不確実変数として利用している。

3.1.3.2. 市場の評価

Bond and Cummins(2004)の証券アナリストの企業業績予想にあたる市場の企業評価を表わす変数として、東洋経済新報社、日本経済新聞社が発表している企業業績予想データのうち、1株利益の予想データ⁽⁸⁾を利用する。東洋経済、日経新聞社ともに、1株利益の予想について、「今期」と「来期」についてのデータが存在する。2005年1月現在における「今期」は、3月決算企業の場合、2004年4月～2005年3月、「来期」は、2005年4～2006年3月が該当する。東洋経済、日経新聞社のデータは、今期、来期の業績予想の時間的推移についても収録している。具体的な変数（一覧表が、データ補論B.にある）と算出方法は以下の通りである。

東洋経済データ

1株利益の実績 $NPRO_{t,0}$ 、今期予測 $NPRO_{t,1}$ 、来期予測 $NPRO_{t,2}$ とすると、今期予測に関して、以下の3種類の予測データを用いる。

$NPRO1_{t,1}$: 当該年度について、最新の予測データ

$NPRO2_{t,1}$: 当該年度について、最初の予測データ

$NPRO3_{t,1}$: 当該年度について、全ての予測データの平均

ここで、「最新」の予測データとは、予測の実施された時期が、当該企業の決算月の近辺となっている場合を意味する。「最初」の予測データは、予測の実施された時期が、当該企業の決算発表の翌日以降、最も直近に行われたケースに該当する。また、「全ての予測データの平均」は、「最初」のデータから「最新」のデータまでに公表された全ての予測データを算術平均したものである。

これらの予測値について、以下の不確実性指標を作成した。

$$ERRNPRO1_{t,1} = \sqrt{(NPRO1_{t,1} - NPRO_{t,0})^2}$$

$$ERRNPRO2_{t,1} = \sqrt{(NPRO2_{t,1} - NPRO_{t,0})^2}$$

⁽⁸⁾ 東洋経済、日経新聞社ともに予測データ、実績値データの両方が入手可能な場合に限り、当該企業の当該年度の不確実変数を算出している。予測と実績データの両方が入手不可能な場合は、欠損値としている。

$$ERRNPRO3_{t,1} = \sqrt{(NPRO3_{t,1} - NPRO_{t,o})^2}$$

同様にして、来期予測についても、

$NPRO1_{t,2}$: 当該年度について、最新の予測データ

$NPRO2_{t,2}$: 当該年度について、最初の予測データ

$NPRO3_{t,2}$: 当該年度について、全ての予測データの平均

これらについて、以下の変数も作成した。

$$ERRNPRO1_{t,2} = \sqrt{(NPRO1_{t,2} - NPRO_{t,o})^2}$$

$$ERRNPRO2_{t,2} = \sqrt{(NPRO2_{t,2} - NPRO_{t,o})^2}$$

$$ERRNPRO3_{t,2} = \sqrt{(NPRO3_{t,3} - NPRO_{t,o})^2}$$

なお、東洋経済、日経新聞社ともに実績データは政策投資銀のデータ（利益/株式数）を利用している。

日経新聞社データ

東洋経済と同様に、日経新聞社の場合も、1株利益の実績 $FEPS_{t,0}$ 、今期予測 $FEPS_{t,1}$ 、来期予測 $FEPS_{t,2}$ とすると、予測データは以下の3種類である。

$FEPS1_{t,1}$: 当該年度について、最新の予測データ

$FEPS2_{t,1}$: 当該年度について、最初の予測データ

$FEPS3_{t,1}$: 当該年度について、全ての予測データの平均

これらの予測値をもとに、以下の変数を作成した。

$$ERRFEPS1_{t,1} = \sqrt{(FEPS1_{t,1} - FEPS_{t,o})^2}$$

$$ERRFEPS2_{t,1} = \sqrt{(FEPS2_{t,1} - FEPS_{t,o})^2}$$

$$ERRFEPS3_{t,1} = \sqrt{(FEPS3_{t,1} - FEPS_{t,o})^2}$$

同様にして、来期予測についても、

$FEPS1_{t,2}$: 当該年度について、最新の予測データ

$FEPS2_{t,2}$: 当該年度について、最初の予測データ

$FEPS3_{t,2}$: 当該年度について、全ての予測データの平均

これらについて、以下の変数も作成した。

$$ERRFEPS1_{t,2} = \sqrt{(\text{FEPS1}_{t,2} - \text{FEPS}_{t,0})^2}$$

$$ERRFEPS2_{t,2} = \sqrt{(\text{FEPS2}_{t,2} - \text{FEPS}_{t,0})^2}$$

$$ERRFEPS3_{t,2} = \sqrt{(\text{FEPS3}_{t,3} - \text{FEPS}_{t,0})^2}$$

3.1.3.3. 財務データに基づく不確実性変数

田中(2004)では、不確実変数として実質売上高の増減率を採用している。本稿でも田中(2004)にならひ、先に示した不確実変数のほかに実質売上高についての不確実変数の算出も行っている。

まず、実質売上高(S)は、個別企業の売上高をその企業が属する産業別算出デフレータ⁽⁹⁾(内閣府「国民経済計算年報」)で除し実質化を行った。

企業の属する産業区分と国民経済計算年報の産業区分は以下の通りである。

図表-10 産業区分

日本政策投資銀行の産業区分	国民経済計算年報における産業区分
食料品	食料品
繊維品	繊維
紙・パルプ、木材・木製品	パルプ・紙
化学工業	化学
石油精製、ゴム製品	石油・石炭製品
窯業・土石製品	窯業・土石製品
鉄鋼、非鉄金属	一次金属
金属製品	金属製品
一般機械	一般機械
電気機器器具	電気機械
輸送用機械器具	輸送機械
精密機械器具	精密機械
出版印刷、その他製造業	その他の製造業

⁽⁹⁾ 産業別産出デフレータは、93SNA と 68SNA を接続した系列を用いた。具体的には、90年以降は93SNAのデータをそのまま用い、それ以前については、68SNAの産業別デフレータの前年比伸び率を利用し系列を接続している。

UNCER 1 と UN CER 2

定義は以下の通りである。

$$UNCER1_t = \sqrt{\frac{1}{3} \sum_{j=t-3}^{t-1} (\Delta \log S_j - \overline{\Delta \log S})^2}$$
$$UNCER2_t = \sqrt{\frac{1}{5} \sum_{j=t-5}^{t-1} (\Delta \log S_j - \overline{\Delta \log S})^2}$$

UNCER3

田中 (2004) に倣い、次の方法で不確実変数を算出した。

$$\Delta \log S_t = c_0 + c_1 \Delta \log S_{t-1} + c_2 \Delta \log S_{t-2} + \mu_t$$
$$\Delta = \log S_t - \log S_{t-1}$$

企業ごとに上記式に基づき、ローリング回帰を行った⁽¹⁰⁾。例えば、90年度の不確実性を導出するためには、その前年に相当する89年度から1980年度の期間で上記を推定し、回帰の標準誤差を導出し、この手順を1年ずつずらしていく。企業別に不確実性のデータ系列を得たうえで以下の計算によりUNCER3を得る。

$$UNCER3_t = \sqrt{\frac{1}{10} \sum_{j=t-10}^{t-1} (u_j)^2}$$

デフレーターが70年からしかないと、上記変数の初期値は90年前半における値を用いる。UNCER3を使って推計を行なう場合は、推計期間が大幅に短くなる。

UNCER4

90年度の不確実性を得るためには、1977年から86年までの期間で上記(A)を推定し、その結果を用いて1987年度を予測し、現実のデータとの乖離(予測誤差)を得る。次に、同様の方法で1988年度と1989年度の予測誤差を得る。最後に、これら過去3年分の予測誤差を以下の通り計算しUNCER4を得る。

$$UNCER4_t = \sqrt{\frac{1}{3} \sum_{j=t-3}^{t-1} (v_j - \hat{v}_j)^2}$$

v_t : 現実の $\Delta \log S_t$, \hat{v}_t : 最小2乗法による $\Delta \log S_t$ の予測値

⁽¹⁰⁾ 田中 (2004) ではAR(2)を仮定しローリング推計を行っている。本稿では最小2乗法による。

3.1.4. 考慮するその他の変数

3.1.4.1. 流動性制約（キャッシュ・フロー変数）

Gilchrist and Himmerberg(1995)と同様に、税引後当期純損益に減価償却費⁽¹¹⁾を加えたものを名目キャッシュ・フローと考え、これを各企業の属する産業の産業別産出デフレーター（暦年、内閣府「国民経済計算年報」）で実質化を行った。

3.1.4.2. 土地担保融資（土地ストック）

土地ストックの系列は恒久棚卸法によって計算している。ベンチマークは1970年である。土地は時価と簿価の乖離が大きいとため、田中(2004)に倣い、市場価格（時価）のベンチマークは1970年における各企業の簿価表示の土地ストックに時価簿価比率5.27を乗じて求めた。また、Hoshi and Kashyap(1990)、小川・北坂(1997)、福田・計・奥井・奥田(1999)らに倣い、時価表示の純土地投資額 $NILAND_t$ 、時価の土地ストック LND_t を次式のように定義した。

$$\begin{aligned} NILAND_t &= ILAND_t - (p_t^L / p_{t-1}^L) \times DLAND_t \\ LND_t &= (p_t^L / p_{t-1}^L) \times LND_{t-1} + NILAND_t \end{aligned}$$

ここで $ILAND_t$ は時価表示の土地増価額、 $DLAND_t$ は簿価表示の土地減少額、 p_t^L 土地に関するデフレーター⁽¹²⁾である。上記2式より土地ストックは次のようになる。

$$\begin{aligned} LND_t &= (p_t^L / p_{t-1}^L) \times LND_{t-1} + ILAND_t - (p_t^L / p_{t-1}^L) \times DLAND_t \\ &= (p_t^L / p_{t-1}^L) \times LND_{t-1} + \text{時価表示の土地増価額} - (p_t^L / p_{t-1}^L) \times \text{簿価表示の土地減少額}_t \\ &= (p_t^L / p_{t-1}^L) \times LND_{t-1} + \text{時価表示の土地増価額}_t \\ &\quad - (p_t^L / p_{t-1}^L) \times (\text{簿価表示の土地期末残高}_{t-1} + \text{時価表示の土地増価額}_t - \text{簿価表示の土地期末残高}_t) \end{aligned}$$

以上の変数に関する基本統計量が、**データ補論 C.**にある。

(11) 減価償却費のデータは有形固定資産当期償却額を使った。

(12) 市街地価格 六大都市市街地価格指数を用いた（1970年を基準）

3.2. 推定式

以上の変数を用いて、以下の式で表わされる誘導型の設備投資関数を推定する。

$$\frac{I_{j,t}}{K_{j,t-1}} = \alpha_1 q_{j,t-1} + \alpha_4 UNCER_{j,t} + \eta_j + d_t + \varepsilon_{jt}$$

$$\frac{I_{j,t}}{K_{j,t-1}} = \alpha_1 q_{j,t-1} + \alpha_3 CFK_{j,t-1} + \alpha_4 UNCER_{j,t} + \eta_j + d_t + \varepsilon_{jt}$$

$$\frac{I_{j,t}}{K_{j,t-1}} = \alpha_1 q_{j,t-1} + \alpha_2 LK_{j,t-1} + \alpha_3 CFK_{j,t-1} + \alpha_4 UNCER_{j,t} + \eta_j + d_t + \varepsilon_{jt}$$

$$LK_{j,t} = \frac{LAND_{j,t}}{K_{j,t-1}}, CFK_{j,t} = \frac{CF_{j,t}}{K_{j,t-1}}$$

ただし、

$K_{j,t}$: j 企業の t 期末の実質資本ストック, $I_{j,t}$: j 企業の t 期の実質設備投資
 $q_{j,t}$: j 企業の t 期のトービンの q , $LAND_{j,t}$: j 企業の t 期末の時価ベースの土地ストック
 $CF_{j,t}$: j 企業の t 期の実質キャッシュフロー, $UNCER$: 不確実性
 η_j : 企業ダミー (固定効果), d_t : 年度ダミー (時間効果, 最初の年度を除く)
 ε_{jt} : 攪乱項

を意味する。

説明変数の組み合わせには、3通りある。第一は、TobinのQ変数と不確実性指標のみの場合である。第二は、それらに加えて、流動性制約の影響を量るキャッシュ・フロー変数(資本ストックとの比率)を入れる場合である。第三に、上記に加え、さらに銀行貸出の土地担保価値を量る土地ストック変数(資本ストックとの比率)を入れる場合である。

同時性の問題を考慮し、不確実性指標以外の説明変数については、1期ラグ付きの変数を用いる。また、すべてのケースについて、企業ダミー変数と年度ダミー変数を説明変数として入れ、企業および時間に特殊な要因をコントロールする。それぞれの定式化について、パネル推定における固定効果、変量効果モデルに関するHausman検定を行い、推定式の特定化を行なう。

3.3. 推定結果

不確実性指標以外の説明変数として、1期ラグ付きの変数を用いた場合と同期の変数を用いた場合において、推計結果に大きな相違はなかった。また、全サンプル企業と1986年から2002年について存続した企業のみを抽出した存続企業サンプルの両方について推計を行ったが、この両者についても推計結果に大きな相違は見られなかった。よって、以下では、説明変数が1期ラグ付きのもの、さらに存続企業をサンプルにした結果についてのみ結論を述べる。また、紙幅の都合上、1997年を境にするサブ・サンプルに関する推定結果については、表を割愛する⁽¹³⁾。推定結

⁽¹³⁾ 1997年から2002年までのサンプル期間に関する推定結果については、竹田・矢嶋(2005)を参照されたい。

果は、図表-11 から 17 にまとめられている。

各推定式に関する Hausman 検定の結果、大多数のケースにおいて、10%有意水準に対して変量効果モデルが棄却されるが、不確実性指標の他に Tobin の Q 変数しか説明変数に入れない設備投資関数のケース、または、来期の 1 株当たりの利益に対する日経新聞社による予想（平均、および実績との間の標準偏差）を不確実性指標として用いるケースにおいては、変量効果モデルが棄却されない。以下では、変量効果モデルが棄却されるケースでは、固定効果モデルの結果を提示し、変量効果モデルが棄却されないケースでは、変量効果モデルの結果を示す。

Tobin の Q

三種類の Tobin の Q 変数にかかる係数は、大多数のケースにおいて、正の値をとり有意に推定されている。財務データから作成された UNCER3T を不確実性指標として用いたケースを除いて、Tobin の Q 変数の有意性は、説明変数としてのキャッシュ・フロー変数および土地ストック変数の有無に依らず、頑健な結果である。

Tobin の Q 変数が有意性を満たさない例外は、Tobin の Q 変数として限界の Q を用い、UNCER3T の他、当該年度の 1 株当たりの利益に対する日経新聞社による予想（平均、および実績との間の標準偏差）を不確実性指標として用いるケースである。また、キャッシュ・フロー変数、土地ストック変数の有無に関わらず、上記のケースにおいて、限界の Q の係数は有意性を満たさない。

Tobin の Q 変数として平均の Q の方が、本来設備投資の十分統計量である限界の Q よりも、係数が有意に推定されることは、Abel and Blanchard(1986)の方法を用いて計測された限界の Q 変数が、測定誤差を含んでいる可能性を示唆する。

キャッシュ・フロー

Tobin の Q 変数と対照的に、多くのケースにおいてキャッシュ・フロー変数の係数は有意ではない。二種類の平均の Q に加えて限界の Q も有意であるケースにおいて、不確実性指標として、来期の 1 株当たりの利益に対する東洋経済の予想（平均、および実績との間の標準偏差）を用いる場合、キャッシュ・フロー変数の係数は有意ではない。また、限界の Q が有意ではないケースでも、当該年度の 1 株当たりの利益に対する日経新聞社の予想（平均）を不確実性指標として用いる場合、キャッシュ・フロー変数の有意性はなくなる。

従来、設備投資関数におけるキャッシュ・フロー変数の有意性について、Gilchrist and Himmerberg(1995)に代表されるように、資本市場の不完全性によると解釈されてきた。しかし、Gomes(2001)や Cooper and Ejarque(2001)が明らかにしたように、キャッシュ・フロー変数の有意性は、Tobin の Q 変数の測定誤差、あるいは財市場の不完全競争の存在によって説明されるようになってきた。本稿の推定結果は、これらの解釈について識別することはできないが、キャッシュ・フロー変数が必ずしも設備投資関数において有意であるとは限らないことを示している。

土地ストック

キャッシュ・フロー変数と同様に、土地ストック変数の係数も有意性を満たさないケースが多い。とりわけ、財務データから作成された UNCER1T、UNCER2T、UNCER4T、および株価の変動を表わす VOLAT の 5 つの変数それぞれを不確実性指標として用いたケースすべてにおいて、土地ストック変数の係数は有意ではない。さらには、土地ストック変数の係数が有意であるケースでは、係数が負であることがほとんどである。土地担保融資による資本コストの低下を通じた設備投資の促進効果とは、矛盾する結果である。

これらの推定結果から、推定サンプルである第 1 部、第 2 部上場の製造業に関しては、金融機関による土地を担保とする融資が、設備投資決定に影響を及ぼしているとは言えない。むしろ、土地資本を多くかかえる企業ほど、地価の大きな変動に直面して、設備投資に対してより慎重にならざるを得ないと考えられる。

不確実性

不確実性変数は、田中（2004）による 4 つの変数、株価収益率の VOLAT、さらに日経新聞社、東洋経済による業績予想の合計 41 変数を利用している。不確実性と設備投資との関係について以下の結論を得た。

- (i) 田中(2004)による 4 変数のうち、実質売上高の変動を表わす変数 UNCER1T、2T、4T が、有意に負の係数をとる。この点は全期間 1986-2002 年についても、サブ・サンプル期間 1997-2002 年についても同様である。係数の大きさをみれば、UNCER1T、2T、3T については、すべてのケースに関して、1986-2002 年の方が 1997-2002 年に比べて、係数の絶対値が小さい。一方、UNCER4T については逆に、ほとんどすべてのケースに関して、1986-2002 年の方が 1997-2002 年のケースに比べて係数の絶対値が大きくなる。
- (ii) 株価の変動を表わす変数 VOLAT の係数は、1986-2002 年については、限界の Q を用いた場合を除いて、すべてのケースで有意に正の値である。1997-2002 年について、平均の Q を用いた場合は、VOLAT の有意性はなくなるが、限界の Q を用いた場合には、設備投資に対して有意に正になる。また、VOLAT の係数は、すべてのケースで 1986-2002 年の方が 1997-2002 年のケースに比べて、絶対値が大きい。
- (iii) 日経新聞社、東洋経済の業績予想については、標準偏差で定義されている変数については、すべてのケースで設備投資への有意性はみられない。市場の評価に基づく不確実性の指標は、設備投資に影響を及ぼしていないことがわかる。一方、水準で定義されている変数については、ほぼすべてのケースで設備投資に対して有意に正の影響を与えている。水準で定義されている変数に関して、期間ごとの係数の大小を見ると、1 期前の値を説明変数とする場合、ほぼすべてのケースで 1986-2002 年の方が 1997-2002 年のケースに比べて係数

の絶対値が大きい。しかし、当期の値を説明変数とする場合には逆に、ほぼすべてのケースで1986-2002年の方が1997-2002年のケースに比べて係数の絶対値が小さくなる。

以上の結果をまとめると、実質売上高の変動に基づく不確実性が高まると、設備投資を縮小させる効果がある。同じ効果は、株価の変動による不確実性の増減においても見られるが、効果の大きさは、1997年以降になると微弱になっている。また、日経新聞社と東洋経済による企業の業績に関する予想が好転すると、企業の設備投資が高まるが、市場の評価に基づく不確実性の指標としての業績予想の変動は、企業の設備投資に対して影響していないことがわかった。

実質売上高あるいは株価の変動が設備投資を減退させる効果は、先の理論モデルでは、マークアップ率が高い企業が、供給ショックに直面する場合に生じる。市場独占度の高い企業に対して、その実質売上高や株価の決定要因としての供給ショックが支配的である状況において、不確実性の高まりは設備投資を減少させる。

また、株価の変動の設備投資への影響が、90年代後半の期間において弱まっているという推定結果は、市場への外資系企業などの参入によって市場の独占度が小さくなり、マークアップ率が引き下がったことによると考えられる。

図表-11 存続企業（1986年-2002年、1期前） [1]

	UNCER1T	UNCER2T	UNCER3T	UNCER4T	VOLAT
LKT1	0.000989 (1.28)	0.001121 (1.47)	-0.00739 (-5.24) ***	0.000433 (0.51)	0.001136 (1.48)
CFKT1	0.058149 (7.04) ***	0.060962 (7.48) ***	0.022509 (2.26) **	0.060263 (7.22) ***	0.061018 (7.45) ***
AQT1	0.003735 (6.95) ***	0.003742 (7.24) ***	0.003754 (4.88) ***	0.004068 (7.60) ***	0.003905 (7.39) ***
不確実変数 C	-0.16977 (-3.60) ***	-0.31163 (-6.16) ***	0.064186 (0.44)	-0.07227 (-5.51) ***	-0.00016 (-2.12) **
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果
AdjR2	0.27	0.28	0.23	0.28	0.27
LKT1	0.000944 (1.25)	0.001073 (1.43)	-0.00624 (-4.51) ***	0.000465 (0.56)	0.001156 (1.53)
CFKT1	0.058066 (7.10) ***	0.059525 (7.37) ***	0.021627 (2.22) **	0.058556 (7.09) ***	0.059222 (7.30) ***
AQT1 (平均Q2)	0.005671 (8.72) ***	0.00578 (9.05) ***	0.008042 (8.38) ***	0.006384 (9.64) ***	0.006176 (9.38) ***
不確実変数 C	-0.14685 (-3.16) ***	-0.30394 (-6.07) ***	0.080523 (0.56)	-0.06666 (-5.15) ***	-0.00019 (-2.53) **
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果
AdjR2	0.29	0.29	0.25	0.30	0.29
LKT1	-0.00151 (-2.04) **	-0.00139 (-1.89) *	-0.01 (-7.17) ***	-0.00249 (-3.03) ***	-0.00149 (-2.01) **
CFKT1	0.019642 (2.04) **	0.022172 (2.32) **	0.00906 (0.81)	0.021923 (2.26) **	0.021928 (2.29) **
MQT1	0.006784 (8.41) ***	0.006845 (8.58) ***	0.002726 (2.40) **	0.007077 (8.65) ***	0.00697 (8.71) ***
不確実変数 C	-0.15597 (-3.32) ***	-0.29344 (-5.81) ***	0.063475 (0.43)	-0.06127 (-4.70) ***	-5.8E-05 (-0.77)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果
AdjR2	0.28	0.28	0.22	0.29	0.28
CFKT1	0.059151 (7.19) ***	0.062154 (7.66) ***	0.020129 (2.01) **	0.060811 (7.34) ***	0.06226 (7.64) ***
AQT1	0.003527 (6.88) ***	0.003521 (7.12) ***	0.004853 (6.53) ***	0.003992 (7.77) ***	0.00367 (7.28) ***
不確実変数 C	-0.16848 (-3.58) ***	-0.30965 (-6.12) ***	0.059137 (0.40)	-0.07191 (-5.50) ***	-0.00015 (-2.00) **
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果
AdjR2	0.27	0.28	0.22	0.29	0.27
CFKT1	0.059013 (7.24) ***	0.060648 (7.54) ***	0.019313 (1.98) **	0.059138 (7.22) ***	0.060474 (7.49) ***
AQT1 (平均Q2)	0.005472 (8.68) ***	0.00556 (8.96) ***	0.009185 (9.89) ***	0.006295 (9.79) ***	0.005919 (9.29) ***
不確実変数 C	-0.14615 (-3.15) ***	-0.30253 (-6.04) ***	0.077865 (0.54)	-0.06635 (-5.13) ***	-0.00018 (-2.41) **
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果
AdjR2	0.29	0.29	0.24	0.30	0.29
CFKT1	0.019768 (2.05) **	0.022285 (2.33) **	0.012862 (1.14)	0.021588 (2.22) **	0.022033 (2.30) **
MQT1	0.006552 (8.20) ***	0.006632 (8.39) ***	0.000943 (0.84)	0.006681 (8.27) ***	0.006743 (8.50) ***
不確実変数 C	-0.15734 (-3.35) ***	-0.29603 (-5.86) ***	0.044779 (0.30)	-0.06277 (-4.81) ***	-6.2E-05 (-0.83)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果	固定効果
AdjR2	0.28	0.28	0.20	0.29	0.28
AQT1	0.003663 (7.12) ***	0.003307 (8.52) ***	0.004171 (7.41) ***	0.003614 (9.02) ***	0.00388 (7.67) ***
不確実変数 C	-0.17292 (-3.65) ***	-0.34666 (-7.89) ***	-0.15982 (-2.20) **	-0.08453 (-7.14) ***	-0.00017 (-2.27) **
Hausman test	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果	固定効果
AdjR2	0.27	0.21	0.08	0.21	0.26
AQT1 (平均Q2)	0.005686 (8.98) ***	0.005139 (9.83) ***	0.009147 (9.84) ***	0.006556 (10.15) ***	0.006244 (9.77) ***
不確実変数 C	-0.15014 (-3.22) ***	-0.34227 (-7.83) ***	0.070448 (0.49)	-0.07004 (-5.39) ***	-0.00021 (-2.70) ***
Hausman test	固定効果	変量効果	固定効果	固定効果	固定効果
AdjR2	0.28	0.22	0.24	0.29	0.28
MQT1	0.007411 (10.89) ***	0.007563 (11.99) ***	0.001509 (1.50)	0.007556 (11.70) ***	0.007712 (11.48) ***
不確実変数 C	-0.15798 (-3.36) ***	-0.33131 (-7.57) ***	0.043184 (0.29)	-0.07395 (-6.28) ***	-6.7E-05 (-0.89)
Hausman test	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果
AdjR2	0.28	0.22	0.20	0.22	0.27

(注) 1.カッコ内の数値はt値 (*は10%、**は5%、***は1%で有意であることを示す)
 2.年度ダミーと業種ダミーについては省略している

図表-12 存続企業（1986-2002年、1期前） [2]

	ERRNPRO11T	ERRNPRO21T	ERRNPRO31T	ERRNPRO12T	ERRNPRO22T	ERRNPRO32T
LKT1	-0.0021054 (-2.26) **	-0.00211 (-2.26) **	-0.00211 (-2.26) **	0.00332 (2.58) ***	0.00332 (2.58) ***	0.00332 (2.58) ***
CFKT1	0.058769 (7.00) ***	0.05878 (7.01) ***	0.058775 (7.01) ***	0.055377 (6.15) ***	0.055376 (6.15) ***	0.055377 (6.15) ***
AQT1	0.00417119 (7.66) ***	0.004172 (7.67) ***	0.004171 (7.67) ***	0.004344 (7.41) ***	0.004344 (7.41) ***	0.004344 (7.41) ***
不確実変数 C	-1.219E-08 (-0.03)	4.74E-10 (0.01)	-5.1E-09 (-0.02)	-7.5E-09 (-0.02)	-8E-09 (-0.02)	-7.4E-09 (-0.02)
Hausman test AdjR2	固定効果 0.29	固定効果 0.29	固定効果 0.29	固定効果 0.29	固定効果 0.29	固定効果 0.29
LKT1	-0.0019052 (-2.07) **	-0.0019 (-2.07) **	-0.0019 (-2.07) **	0.003921 (3.07) ***	0.003921 (3.07) ***	0.003921 (3.07) ***
CFKT1	0.056514 (6.80) ***	0.056472 (6.81) ***	0.05648 (6.81) ***	0.050307 (5.65) ***	0.050307 (5.65) ***	0.050308 (5.65) ***
AQT1 (平均Q2)	0.00658881 (9.77) ***	0.006586 (9.77) ***	0.006587 (9.77) ***	0.007167 (10.10) ***	0.007167 (10.10) ***	0.007167 (10.10) ***
不確実変数 C	4.8146E-08 (0.11)	-6.4E-10 (-0.01)	8.15E-09 (0.03)	5.32E-08 (0.12)	5.26E-08 (0.12)	5.31E-08 (0.12)
Hausman test AdjR2	固定効果 0.31	固定効果 0.31	固定効果 0.31	固定効果 0.31	固定効果 0.31	固定効果 0.31
LKT1	-0.0052755 (-5.75) ***	-0.00528 (-5.75) ***	-0.00528 (-5.75) ***	0.000112 (0.09)	0.000112 (0.09)	0.000112 (0.09)
CFKT1	0.02172 (2.23) **	0.021805 (2.24) **	0.021767 (2.24) **	0.013645 (1.31)	0.013643 (1.31)	0.013644 (1.31)
MQT1	0.00708955 (8.42) ***	0.00709 (8.42) ***	0.00709 (8.42) ***	0.008228 (8.75) ***	0.008228 (8.75) ***	0.008228 (8.75) ***
不確実変数 C	-9.631E-08 (-0.22)	-2.8E-09 (-0.06)	-4.3E-08 (-0.17)	-9E-08 (-0.21)	-9E-08 (-0.21)	-9E-08 (-0.21)
Hausman test AdjR2	固定効果 0.30	固定効果 0.30	固定効果 0.30	固定効果 0.29	固定効果 0.29	固定効果 0.29
CFKT1	0.056389 (6.77) ***	0.056405 (6.78) ***	0.056397 (6.77) ***	0.058695 (6.58) ***	0.058694 (6.58) ***	0.058695 (6.58) ***
AQT1	0.00447397 (8.48) ***	0.004475 (8.48) ***	0.004474 (8.48) ***	0.00404 (7.03) ***	0.00404 (7.03) ***	0.00404 (7.03) ***
不確実変数 C	-1.833E-08 (-0.04)	3.53E-11 (0.00)	-8.7E-09 (-0.03)	5.61E-09 (0.01)	5.08E-09 (0.01)	5.6E-09 (0.01)
Hausman test AdjR2	固定効果 0.29	固定効果 0.29	固定効果 0.29	固定効果 0.29	固定効果 0.29	固定効果 0.29
CFKT1	0.054371 (6.60) ***	0.054334 (6.60) ***	0.054339 (6.60) ***	0.054349 (6.16) ***	0.054349 (6.16) ***	0.054349 (6.16) ***
AQT1 (平均Q2)	0.00691035 (10.53) ***	0.006908 (10.53) ***	0.006908 (10.53) ***	0.006701 (9.66) ***	0.006701 (9.66) ***	0.006701 (9.66) ***
不確実変数 C	4.391E-08 (0.10)	-1.1E-09 (-0.02)	4.86E-09 (0.02)	6.62E-08 (0.15)	6.57E-08 (0.15)	6.62E-08 (0.15)
Hausman test AdjR2	固定効果 0.31	固定効果 0.31	固定効果 0.31	固定効果 0.31	固定効果 0.31	固定効果 0.31
CFKT1	0.021705 (2.22) **	0.021817 (2.24) **	0.021766 (2.23) **	0.013694 (1.32)	0.013692 (1.32)	0.013693 (1.32)
MQT1	0.00620547 (7.47) ***	0.006205 (7.46) ***	0.006205 (7.47) ***	0.008238 (8.82) ***	0.008238 (8.82) ***	0.008238 (8.82) ***
不確実変数 C	-1.272E-07 (-0.29)	-4.3E-09 (-0.09)	-5.8E-08 (-0.22)	-8.9E-08 (-0.21)	-9E-08 (-0.21)	-8.9E-08 (-0.21)
Hausman test AdjR2	固定効果 0.29	固定効果 0.29	固定効果 0.29	固定効果 0.29	固定効果 0.29	固定効果 0.29
AQT1	0.00463712 (8.75) ***	0.003936 (9.65) ***	0.003934 (9.64) ***	0.00378 (8.78) ***	0.00378 (8.77) ***	0.00378 (8.78) ***
不確実変数 C	-1.545E-07 (-0.35)	-8.1E-09 (-0.16)	-1.2E-07 (-0.48)	-2.8E-07 (-0.66)	-2.9E-07 (-0.67)	-2.9E-07 (-0.66)
Hausman test AdjR2	固定効果 0.28	変量効果 0.22	変量効果 0.22	変量効果 0.21	変量効果 0.21	変量効果 0.21
AQT1 (平均Q2)	0.0071577 (10.87) ***	0.007162 (10.88) ***	0.00612 (11.10) ***	0.00627 (10.91) ***	0.00627 (10.91) ***	0.007032 (10.12) ***
不確実変数 C	-8.513E-08 (-0.19)	-2.7E-09 (-0.05)	-1.2E-07 (-0.46)	-2.2E-07 (-0.51)	-2.2E-07 (-0.51)	-6.5E-08 (-0.15)
Hausman test AdjR2	固定効果 0.30	固定効果 0.30	変量効果 0.22	変量効果 0.22	変量効果 0.22	固定効果 0.30
MQT1	0.00700823 (10.59) ***	0.007017 (10.61) ***	0.007013 (10.60) ***	0.008383 (11.44) ***	0.008383 (11.44) ***	0.008383 (11.44) ***
不確実変数 C	-2.6E-07 (-0.60)	-1E-08 (-0.21)	-1.2E-07 (-0.47)	-2.2E-07 (-0.52)	-2.2E-07 (-0.52)	-2.2E-07 (-0.52)
Hausman test AdjR2	変量効果 0.22	変量効果 0.22	変量効果 0.22	変量効果 0.22	変量効果 0.22	変量効果 0.22

(注)1.カッコ内の数値はt値(*は10%、**は5%、***は1%で有意であることを示す)
2.年度ダミーと業種ダミーについては省略している

図表-13 存続企業（1986-2002年、1期前） [3]

	NPRO11T	NPRO21T	NPRO31T	NPRO12T	NPRO22T	NPRO32T
LKT1	-0.00181 (-1.96) *	-0.00211 (-2.26) **	-0.00211 (-2.26) **	0.003809 (2.99) ***	0.003872 (3.02) ***	0.003952 (3.10) ***
CFKT1	0.00395 (0.39)	0.058779 (7.01) ***	0.058778 (7.01) ***	0.035264 (3.81) ***	0.046432 (5.11) ***	0.039204 (4.28) ***
AQT1	0.003553 (6.55) ***	0.004172 (7.67) ***	0.004172 (7.67) ***	0.003749 (6.41) ***	0.004026 (6.88) ***	0.00385 (6.59) ***
不確実変数 C	0.000499 (9.32) ***	1.05E-09 (0.02)	1.67E-08 (0.05)	0.000642 (8.08) ***	0.000505 (5.86) ***	0.000689 (7.76) ***
Hausman test AdjR2	固定効果 0.31	固定効果 0.29	固定効果 0.29	固定効果 0.30	固定効果 0.30	固定効果 0.30
LKT1	-0.00164 (-1.79) *	-0.0019 (-2.07) **	-0.0019 (-2.07) **	0.004235 (3.34) ***	0.004343 (3.41) ***	0.004369 (3.44) ***
CFKT1	0.00661 (0.66)	0.056473 (6.81) ***	0.056473 (6.81) ***	0.033265 (3.63) ***	0.042342 (4.71) ***	0.036286 (4.00) ***
AQT1 (平均Q2)	0.00579 (8.58) ***	0.006586 (9.77) ***	0.006586 (9.77) ***	0.006264 (8.75) ***	0.00664 (9.31) ***	0.006354 (8.90) ***
不確実変数 C	0.000445 (8.59) ***	-8.8E-10 (-0.02)	3.79E-09 (0.01)	0.000545 (7.14) ***	0.000446 (5.37) ***	0.000597 (7.01) ***
Hausman test AdjR2	固定効果 0.32	固定効果 0.31	固定効果 0.31	固定効果 0.32	固定効果 0.31	固定効果 0.32
LKT1	-0.00444 (-4.85) ***	-0.00528 (-5.75) ***	-0.00528 (-5.75) ***	0.001048 (0.83)	0.000842 (0.66)	0.001092 (0.86)
CFKT1	-0.02096 (-1.93) *	0.021808 (2.24) **	0.021808 (2.24) **	0.006154 (0.59)	0.011005 (1.06)	0.007976 (0.77)
MQT1	0.005527 (6.47) ***	0.007089 (8.42) ***	0.007089 (8.42) ***	0.006385 (6.56) ***	0.00731 (7.65) ***	0.006673 (6.92) ***
不確実変数 C	0.000467 (8.58) ***	-1.3E-09 (-0.03)	1.1E-09 (0.00)	0.000556 (6.77) ***	0.000429 (4.92) ***	0.000599 (6.58) ***
Hausman test AdjR2	固定効果 0.31	固定効果 0.30	固定効果 0.30	固定効果 0.30	固定効果 0.30	固定効果 0.30
CFKT1	0.001515 (0.15)	0.056405 (6.78) ***	0.056403 (6.78) ***	0.0394 (4.30) ***	0.05501 (6.47) ***	0.043533 (4.80) ***
AQT1	0.003808 (7.23) ***	0.004475 (8.48) ***	0.004475 (8.48) ***	0.003411 (5.93) ***	0.003252 (7.72) ***	0.003501 (6.10) ***
不確実変数 C	0.000503 (9.39) ***	6.88E-10 (0.01)	1.45E-08 (0.05)	0.000631 (7.94) ***	0.000352 (6.42) ***	0.000672 (7.57) ***
Hausman test AdjR2	固定効果 0.31	固定効果 0.29	固定効果 0.29	固定効果 0.30	変量効果 0.24	固定効果 0.30
CFKT1	0.004421 (0.44)	0.054335 (6.60) ***	0.054335 (6.60) ***	0.037885 (4.18) ***	0.047096 (5.30) ***	0.041107 (4.58) ***
AQT1 (平均Q2)	0.00606 (9.21) ***	0.006908 (10.53) ***	0.006908 (10.53) ***	0.005774 (8.23) ***	0.006145 (8.79) ***	0.005855 (6.10) ***
不確実変数 C	0.000448 (8.66) ***	-1.3E-09 (-0.03)	1.11E-09 (0.00)	0.000536 (7.02) ***	0.000428 (5.16) ***	0.000583 (6.83) ***
Hausman test AdjR2	固定効果 0.32	固定効果 0.31	固定効果 0.31	固定効果 0.32	固定効果 0.31	固定効果 0.31
CFKT1	-0.02352 (-2.16) **	0.021822 (2.24) **	0.021822 (2.24) **	0.006702 (0.65)	0.011406 (1.10)	0.008528 (0.82)
MQT1	0.004697 (5.59) ***	0.006205 (7.46) ***	0.006205 (7.46) ***	0.0065 (6.74) ***	0.007397 (7.81) ***	0.006791 (7.11) ***
不確実変数 C	0.000496 (9.13) ***	-2.4E-09 (-0.05)	-5E-09 (-0.02)	0.000548 (6.72) ***	0.000423 (4.88) ***	0.00059 (6.53) ***
Hausman test AdjR2	固定効果 0.30	固定効果 0.29	固定効果 0.29	固定効果 0.30	固定効果 0.30	固定効果 0.30
AQT1	0.003314 (8.33) ***	0.003937 (9.65) ***	0.003937 (9.65) ***	0.003422 (5.94) ***	0.003405 (8.01) ***	0.00354 (6.15) ***
不確実変数 C	0.000478 (13.03) ***	-3.6E-09 (-0.07)	9.29E-10 (0.00)	0.000722 (9.40) ***	0.000435 (8.04) ***	0.000766 (8.83) ***
Hausman test AdjR2	0.138804 (2.21) ** 変量効果 0.25	0.127677 (1.93) * 変量効果 0.22	0.127666 (1.93) * 変量効果 0.22	固定効果 0.30	0.07812 (8.24) *** 変量効果 0.23	固定効果 0.30
AQT1 (平均Q2)	0.006049 (9.20) ***	0.006125 (11.10) ***	0.006125 (11.10) ***	0.005853 (8.33) ***	0.006343 (9.05) ***	0.005978 (8.52) ***
不確実変数 C	0.000461 (10.91) ***	-7.4E-09 (-0.15) 0.092002 (1.35)	-2.5E-08 (-0.08) 0.09198 (1.35)	0.000619 (8.37) ***	0.000497 (6.04) ***	0.000667 (7.98) ***
Hausman test AdjR2	固定効果 0.32	変量効果 0.22	変量効果 0.22	固定効果 0.31	固定効果 0.31	固定効果 0.31
MQT1	0.003686 (5.06) ***	0.007017 (10.61) ***	0.007017 (10.61) ***	0.006793 (7.99) ***	0.00792 (9.67) ***	0.007173 (8.60) ***
不確実変数 C	0.000422 (10.26) ***	-6.5E-09 (-0.13) 0.099518 (1.49)	-2.4E-08 (-0.07) 0.099508 (1.49)	0.000554 (6.82) ***	0.000427 (4.93) ***	0.000596 (6.61) ***
Hausman test AdjR2	0.116695 (1.81) * 変量効果 0.24	変量効果 0.22	変量効果 0.22	固定効果 0.30	固定効果 0.30	固定効果 0.30

(注)1.カッコ内の数値はt値(*は10%、**は5%、***は1%で有意であることを示す)
2.年度ダミーと業種ダミーについては省略している

図表-14 存続企業（1986-2002年、1期前） [4]

	ERRFEP51T	ERRFEP52T	ERRFEP53T	ERRFEP512T	ERRFEP522T	ERRFEP532T
LKT1	-0.00908 (-5.38) ***	-0.00908 (-5.38) ***	-0.00908 (-5.38) ***	-0.00304 (-0.81)	-0.00304 (-0.81)	-0.00304 (-0.81)
CFKT1	0.020245 (1.77) *	0.020234 (1.77) *	0.020241 (1.77) *	0.03517 (2.29) **	0.035172 (2.29) **	0.035171 (2.29) **
AQT1	0.003479 (4.01) ***	0.003479 (4.01) ***	0.003479 (4.01) ***	0.002417 (2.46) **	0.002417 (2.46) **	0.002417 (2.46) **
不確実変数 C	-5.5E-09 (-0.01)	-1.2E-08 (-0.03)	-7.6E-09 (-0.02)	5.67E-06 (0.54)	5.67E-06 (0.54)	5.67E-06 (0.54)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.27	0.27	0.27	0.08	0.08	0.08
LKT1	-0.00838 (-5.05) ***	-0.00838 (-5.05) ***	-0.00838 (-5.05) ***	-0.00357 (-0.98)	-0.00357 (-0.98)	-0.00357 (-0.98)
CFKT1	0.022375 (2.00) **	0.022371 (2.00) **	0.022375 (2.00) **	0.032782 (2.17) **	0.032784 (2.17) **	0.032784 (2.17) **
AQT1 (平均Q2)	0.007203 (6.47) ***	0.007202 (6.47) ***	0.007203 (6.47) ***	0.003367 (2.46) **	0.003367 (2.46) **	0.003367 (2.46) **
不確実変数 C	9.71E-08 (0.21)	9.09E-08 (0.20)	9.5E-08 (0.21)	7.29E-06 (0.70)	7.3E-06 (0.70)	7.29E-06 (0.70)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.28	0.28	0.28	0.08	0.08	0.08
LKT1	-0.01101 (-6.50) ***	-0.01101 (-6.50) ***	-0.01101 (-6.50) ***	-0.00573 (-1.55)	-0.00573 (-1.55)	-0.00573 (-1.55)
CFKT1	0.01298 (1.02)	0.012966 (1.02)	0.012974 (1.02)	0.021356 (1.25)	0.021357 (1.25)	0.021357 (1.25)
MQT1	0.001462 (1.13)	0.001461 (1.13)	0.001461 (1.13)	0.003793 (2.08) **	0.003793 (2.08) **	0.003793 (2.08) **
不確実変数 C	-1.1E-07 (-0.24)	-1.2E-07 (-0.25)	-1.1E-07 (-0.24)	6.19E-06 (0.58)	6.2E-06 (0.58)	6.2E-06 (0.58)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.26	0.26	0.26	0.08	0.08	0.08
CFKT1	0.022545 (1.96) **	0.022537 (1.96) *	0.022543 (1.96) **	0.039225 (2.70) ***	0.039226 (2.70) ***	0.039226 (2.70) ***
AQT1	0.004519 (5.30) ***	0.004518 (5.30) ***	0.004518 (5.30) ***	0.002585 (2.69) ***	0.002585 (2.69) ***	0.002585 (2.69) ***
不確実変数 C	3.61E-08 (0.08)	2.96E-08 (0.06)	3.39E-08 (0.07)	5.83E-06 (0.55)	5.84E-06 (0.55)	5.83E-06 (0.55)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.25	0.25	0.25	0.08	0.08	0.08
CFKT1	0.024703 (2.19) **	0.024701 (2.19) **	0.024704 (2.19) **	0.037414 (2.61) ***	0.037416 (2.61) ***	0.037415 (2.61) ***
AQT1 (平均Q2)	0.008382 (7.64) ***	0.008381 (7.64) ***	0.008381 (7.64) ***	0.003566 (2.64) ***	0.003566 (2.64) ***	0.003565 (2.64) ***
不確実変数 C	1.38E-07 (0.30)	1.32E-07 (0.28)	1.36E-07 (0.29)	7.55E-06 (0.72)	7.55E-06 (0.72)	7.55E-06 (0.72)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.27	0.27	0.27	0.08	0.08	0.08
CFKT1	0.02303 (1.81) *	0.023015 (1.81) *	0.023024 (1.81) *	0.030465 (1.90) *	0.030465 (1.90) *	0.030465 (1.90) *
MQT1	-0.00041 (-0.32)	-0.00041 (-0.32)	-0.00041 (-0.32)	0.003509 (1.92) *	0.003509 (1.92) *	0.003509 (1.92) *
不確実変数 C	-1.2E-07 (-0.26)	-1.3E-07 (-0.27)	-1.2E-07 (-0.26)	6.39E-06 (0.60)	6.4E-06 (0.60)	6.39E-06 (0.60)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.24	0.24	0.24	0.07	0.07	0.07
AQT1	0.003787 (5.80) ***	0.003786 (5.80) ***	0.003786 (5.80) ***	0.002891 (2.99) ***	0.002891 (2.99) ***	0.002891 (2.99) ***
不確実変数 C	-2.3E-07 (-0.51)	-2.4E-07 (-0.53)	-2.4E-07 (-0.52)	5.2E-06 (0.49)	5.2E-06 (0.49)	5.19E-06 (0.49)
Hausman test	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.07	0.07	0.07	0.06	0.06	0.06
AQT1 (平均Q2)	0.007076 (7.87) ***	0.008276 (7.55) ***	0.007075 (7.87) ***	0.004173 (3.09) ***	0.004173 (3.09) ***	0.004173 (3.09) ***
不確実変数 C	-1.5E-07 (-0.34)	6.59E-08 (0.14)	-1.6E-07 (-0.35)	7.07E-06 (0.67)	7.07E-06 (0.67)	7.07E-06 (0.67)
Hausman test	変量効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.09	0.27	0.09	0.07	0.07	0.07
MQT1	0.000539 (0.46)	0.000537 (0.46)	0.000538 (0.46)	0.004981 (3.01) ***	0.004981 (3.01) ***	0.004981 (3.01) ***
不確実変数 C	-1.6E-07 (-0.34)	-1.7E-07 (-0.36)	-1.6E-07 (-0.34)	6.29E-06 (0.59)	6.3E-06 (0.59)	6.29E-06 (0.59)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.24	0.24	0.24	0.06	0.06	0.06

(注) 1.カッコ内の数値はt値(*は10%、**は5%、***は1%で有意であることを示す)
2.年度ダミーと業種ダミーについては省略している

図表-15 存続企業 (1986-2002年、1期前) [5]

	FEPS11T	FEPS21T	FEPS31T	FEPS12T	FEPS22T	FEPS32T
LKT1	-0.00935 (-5.57) ***	-0.00918 (-5.45) ***	-0.00946 (-5.64) ***	-0.00283 (-0.76)	-0.00281 (-0.76)	-0.00282 (-0.76)
CFKT1	-0.01444 (-1.00)	0.012321 (1.04)	-0.01084 (-0.82)	0.030556 (1.97) **	0.030748 (1.98) **	0.030681 (1.98) **
AQT1	0.002931 (3.36) ***	0.00324 (3.73) ***	0.002809 (3.22) ***	0.002133 (2.15) **	0.002139 (2.16) **	0.002136 (2.16) **
不確実変数 C	0.0003 (3.94) ***	0.00025 (2.39) **	0.00045 (4.57) ***	0.000228 (1.75) *	0.000222 (1.71) *	0.000225 (1.72) *
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.27	0.27	0.27	0.09	0.09	0.09
LKT1	-0.00864 (-5.23) ***	-0.00849 (-5.12) ***	-0.00875 (-5.29) ***	-0.00343 (-0.94)	-0.00342 (-0.94)	-0.00342 (-0.94)
CFKT1	-0.0071 (-0.50)	0.01686 (1.44)	-0.00303 (-0.23)	0.029079 (1.91) *	0.029253 (1.92) *	0.029192 (1.92) *
AQT1 (平均Q2)	0.006494 (5.76) ***	0.006836 (6.04) ***	0.006276 (5.53) ***	0.002618 (1.84) *	0.002635 (1.85) *	0.002628 (1.85) *
不確実変数 C	0.000247 (3.29) ***	0.000162 (1.57)	0.000354 (3.66) ***	0.00022 (1.64) *	0.000214 (1.60)	0.000216 (1.62)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.29	0.28	0.29	0.09	0.09	0.09
LKT1	-0.01069 (-6.34) ***	-0.01081 (-6.39) ***	-0.01063 (-6.32) ***	-0.00513 (-1.39)	-0.00513 (-1.39)	-0.00513 (-1.39)
CFKT1	-0.02064 (-1.40)	0.007016 (0.55)	-0.01481 (-1.08)	0.021219 (1.24)	0.021251 (1.25)	0.021243 (1.25)
MQT1	0.000223 (0.17)	0.000794 (0.60)	-0.0002 (-0.15)	0.002755 (1.42)	0.002792 (1.44)	0.002778 (1.43)
不確実変数 C	0.000338 (4.37) ***	0.000283 (2.66) ***	0.000507 (5.04) ***	0.000204 (1.48)	0.000199 (1.45)	0.000201 (1.46)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.27	0.26	0.27	0.08	0.08	0.08
CFKT1	-0.01008 (-0.70)	0.01503 (1.26)	-0.0066 (-0.50)	0.034267 (2.32) **	0.034438 (2.34) **	0.034376 (2.33) **
AQT1	0.004027 (4.70) ***	0.004299 (5.03) ***	0.003926 (4.58) ***	0.002286 (2.36) **	0.00229 (2.36) **	0.002288 (2.36) **
不確実変数 C	0.000282 (3.68) ***	0.000236 (2.23) **	0.000422 (4.25) ***	0.000231 (1.78) *	0.000226 (1.74) *	0.000228 (1.75) *
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.26	0.26	0.26	0.09	0.09	0.09
CFKT1	-0.00254 (-0.18)	0.019891 (1.69) *	0.001553 (0.12)	0.033473 (2.31) **	0.033627 (2.32) **	0.033572 (2.32) **
AQT1 (平均Q2)	0.007753 (6.99) ***	0.00807 (7.24) ***	0.007575 (6.79) ***	0.002795 (1.98) **	0.00281 (1.99) **	0.002803 (1.99) **
不確実変数 C	0.000228 (3.02) ***	0.00014 (1.35)	0.000323 (3.32) ***	0.000224 (1.68) *	0.000219 (1.64)	0.000221 (1.65) *
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.28	0.27	0.28	0.09	0.09	0.09
CFKT1	-0.01298 (-0.87)	0.023384 (1.99) **	-0.00667 (-0.49)	0.029333 (1.83) *	0.029363 (1.83) *	0.029352 (1.83) *
MQT1	-0.00167 (-1.28)	-0.0005 (-0.45)	-0.00209 (-1.60)	0.002403 (1.25)	0.002439 (1.27)	0.002425 (1.26)
不確実変数 C	0.000359 (4.60) ***	0.000406 (5.11) ***	0.000535 (5.27) ***	0.000225 (1.64)	0.000221 (1.61)	0.000222 (1.62)
Hausman test	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.25	0.09	0.25	0.08	0.08	0.08
AQT1	0.004091 (4.80) ***	0.004249 (4.98) ***	0.003062 (4.74) ***	0.00248 (2.55) **	0.002486 (2.55) **	0.002484 (2.55) **
不確実変数 C	0.000249 (4.11) ***	0.000273 (2.69) ***	0.000462 (7.04) ***	0.000287 (2.23) **	0.000282 (2.18) **	0.000284 (2.20) **
Hausman test	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.26	0.26	0.11	0.08	0.08	0.08
AQT1 (平均Q2)	0.007781 (7.09) ***	0.007896 (7.11) ***	0.007556 (6.85) ***	0.00318 (2.25) **	0.003199 (2.26) **	0.003192 (2.26) **
不確実変数 C	0.00022 (3.72) ***	0.000191 (1.92) *	0.000329 (3.97) ***	0.000273 (2.05) **	0.000267 (2.01) **	0.000269 (2.03) **
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.28	0.27	0.28	0.08	0.08	0.08
MQT1	-0.00193 (-1.52)	0.000405 (0.40)	-0.00106 (-1.00)	0.003777 (2.12) **	0.003816 (2.15) **	0.003801 (2.14) **
不確実変数 C	0.000323 (4.88) ***	0.000436 (5.58) ***	0.000543 (7.44) ***	0.000236 (1.71) *	0.000231 (1.68) *	0.000233 (1.69) *
Hausman test	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.25	0.09	0.10	0.07	0.07	0.07

(注) 1.カッコ内の数値はt値(*は10%、**は5%、***は1%で有意であることを示す)
2.年度ダミーと業種ダミーについては省略している

図表-16 存続企業（1986-2002年、1期前） [6]

	ERRFEPS13T	ERRFEPS23T	ERRFEPS33T	ERRFEPS14T	ERRFEPS24T	ERRFEPS34T
LKT1	-0.00908 (-5.38) ***	-0.00908 (-5.38) ***	-0.00908 (-5.38) ***	-0.00305 (-0.81)	-0.00305 (-0.81)	-0.00305 (-0.81)
CFKT1	0.020245 (1.77) *	0.020234 (1.77) *	0.020241 (1.77) *	0.034964 (2.28) **	0.034964 (2.28) **	0.034964 (2.28) **
AQT1	0.003479 (4.01) ***	0.003479 (4.01) ***	0.003479 (4.01) ***	0.00241 (2.45) **	0.00241 (2.45) **	0.00241 (2.45) **
不確実変数 C	-5.4E-09 (-0.01)	-1.2E-08 (-0.03) ***	-7.6E-09 (-0.02)	8.72E-06 (0.83)	8.72E-06 (0.83)	8.72E-06 (0.83)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.27	0.27	0.27	0.08	0.08	0.08
LKT1	-0.00838 (-5.05) ***	-0.00838 (-5.05) ***	-0.00838 (-5.05) ***	-0.00357 (-0.98)	-0.00357 (-0.98)	-0.00357 (-0.98)
CFKT1	0.022376 (2.00) **	0.022371 (2.00) **	0.022375 (2.00) **	0.032525 (2.16) **	0.032525 (2.16) **	0.032525 (2.16) **
AQT1 (平均Q2)	0.007203 (6.47) ***	0.007202 (6.47) ***	0.007203 (6.47) ***	0.003364 (2.46) **	0.003364 (2.46) **	0.003364 (2.46) **
不確実変数 C	9.72E-08 (0.21)	9.09E-08 (0.20)	9.51E-08 (0.21)	1.01E-05 (0.96)	1.01E-05 (0.96)	1.01E-05 (0.96)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.28	0.28	0.28	0.08	0.08	0.08
LKT1	-0.01101 (-6.50) ***	-0.01101 (-6.50) ***	-0.01101 (-6.50) ***	-0.00572 (-1.55)	-0.00572 (-1.55)	-0.00572 (-1.55)
CFKT1	0.01298 (1.02)	0.012966 (1.02)	0.012974 (1.02)	0.021201 (1.24)	0.021201 (1.24)	0.021201 (1.24)
MQT1	0.001462 (1.13)	0.001461 (1.13)	0.001461 (1.13)	0.003773 (2.07) **	0.003773 (2.07) **	0.003773 (2.07) **
不確実変数 C	-1.1E-07 (-0.24)	-1.2E-07 (-0.25)	-1.1E-07 (-0.24)	9.03E-06 (0.85)	9.03E-06 (0.85)	9.03E-06 (0.85)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.26	0.26	0.26	0.08	0.08	0.08
CFKT1	0.022545 (1.96) **	0.022537 (1.96) *	0.022543 (1.96) **	0.039019 (2.69) ***	0.039019 (2.69) ***	0.039019 (2.69) ***
AQT1	0.004519 (5.30) ***	0.004518 (5.30) ***	0.004518 (5.30) ***	0.002578 (2.69) ***	0.002578 (2.69) ***	0.002578 (2.69) ***
不確実変数 C	3.62E-08 (0.08)	2.96E-08 (0.06)	3.39E-08 (0.07)	8.81E-06 (0.83)	8.81E-06 (0.83)	8.81E-06 (0.83)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.25	0.25	0.25	0.08	0.08	0.08
CFKT1	0.024703 (2.19) **	0.024701 (2.19) **	0.024704 (2.19) **	0.037153 (2.60) ***	0.037153 (2.60) ***	0.037153 (2.60) ***
AQT1 (平均Q2)	0.008382 (7.64) ***	0.008381 (7.64) ***	0.008381 (7.64) ***	0.003561 (2.64) ***	0.003561 (2.64) ***	0.003561 (2.64) ***
不確実変数 C	1.38E-07 (0.30)	1.32E-07 (0.28)	1.36E-07 (0.29)	1.02E-05 (0.98)	1.02E-05 (0.98)	1.02E-05 (0.98)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.27	0.27	0.27	0.08	0.08	0.08
CFKT1	0.02303 (1.81) *	0.023015 (1.81) *	0.023024 (1.81) *	0.030302 (1.89) *	0.030302 (1.89) *	0.030302 (1.89) *
MQT1	-0.00041 (-0.32)	-0.00041 (-0.32)	-0.00041 (-0.32)	0.003488 (1.92) *	0.003488 (1.92) *	0.003488 (1.92) *
不確実変数 C	-1.2E-07 (-0.26)	-1.3E-07 (-0.27)	-1.2E-07 (-0.26)	9.16E-06 (0.87)	9.16E-06 (0.87)	9.16E-06 (0.87)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.24	0.24	0.24	0.07	0.07	0.07
AQT1	0.003787 (5.80) ***	0.003786 (5.80) ***	0.003786 (5.80) ***	0.002882 (2.99) ***	0.002882 (2.99) ***	0.002882 (2.99) ***
不確実変数 C	-2.3E-07 (-0.51)	-2.4E-07 (-0.53)	-2.4E-07 (-0.52)	8.85E-06 (0.84)	8.85E-06 (0.84)	8.85E-06 (0.84)
Hausman test	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.07	0.07	0.07	0.06	0.06	0.06
AQT1 (平均Q2)	0.007076 (7.87) ***	0.007075 (7.87) ***	0.007075 (7.87) ***	0.004168 (3.09) ***	0.004168 (3.09) ***	0.004168 (3.09) ***
不確実変数 C	-1.5E-07 (-0.34)	-1.6E-07 (-0.37)	-1.6E-07 (-0.35)	1.04E-05 (0.99)	1.04E-05 (0.99)	1.04E-05 (0.99)
Hausman test	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.09	0.09	0.09	0.07	0.07	0.07
MQT1	0.000539 (0.46)	0.000537 (0.46)	0.000538 (0.46)	0.004953 (3.00) ***	0.004953 (3.00) ***	0.004953 (3.00) ***
不確実変数 C	-1.6E-07 (-0.34)	-1.7E-07 (-0.36)	-1.6E-07 (-0.34)	9.31E-06 (0.88)	9.31E-06 (0.88)	9.31E-06 (0.88)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.24	0.24	0.24	0.06	0.06	0.06

(注)1.カッコ内の数値はt値(*は10%、**は5%、***は1%で有意であることを示す)
2.年度ダミーと業種ダミーについては省略している

図表-17 存続企業（1986-2002年、1期前） [7]

	FEPS13T	FEPS23T	FEPS33T	FEPS14T	FEPS24T	FEPS34T
LKT1	-0.00935 (-5.57) ***	-0.00918 (-5.45) ***	-0.00946 (-5.64) ***	-0.00281 (-0.76)	-0.00279 (-0.75)	-0.00279 (-0.75)
CFKT1	-0.01434 (-1.00)	0.012322 (1.04)	-0.01084 (-0.82)	0.030726 (1.98) **	0.03102 (2.00) **	0.030922 (1.99) **
AQT1	0.002931 (3.36) ***	0.00324 (3.73) ***	0.002809 (3.22) ***	0.002149 (2.17) **	0.002155 (2.18) **	0.002152 (2.17) **
不確実変数 C	0.000299 (3.92) ***	0.00025 (2.39) **	0.00045 (4.57) ***	0.216641 (1.70) *	0.210603 (1.65) *	0.213241 (1.67) *
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.27	0.27	0.27	0.09	0.09	0.09
LKT1	-0.00864 (-5.22) ***	-0.00849 (-5.12) ***	-0.00875 (-5.29) ***	-0.00342 (-0.94)	-0.00339 (-0.93)	-0.0034 (-0.94)
CFKT1	-0.00703 (-0.49)	0.016848 (1.44)	-0.00305 (-0.23)	0.029179 (1.92) *	0.029449 (1.94) *	0.029361 (1.93) *
AQT1 (平均Q2)	0.006496 (5.76) ***	0.006835 (6.04) ***	0.006275 (5.53) ***	0.002644 (1.86) *	0.002665 (1.88) *	0.002656 (1.87) *
不確実変数 C	0.000246 (3.28) ***	0.000163 (1.58)	0.000355 (3.66) ***	0.209589 (1.61)	0.203034 (1.56)	0.205846 (1.58)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.29	0.28	0.29	0.09	0.09	0.09
LKT1	-0.01069 (-6.34) ***	-0.01081 (-6.39) ***	-0.01063 (-6.32) ***	-0.00514 (-1.39)	-0.00513 (-1.39)	-0.00513 (-1.39)
CFKT1	-0.02057 (-1.39)	0.007016 (0.55)	-0.01481 (-1.08)	0.021263 (1.25)	0.021324 (1.25)	0.021309 (1.25)
MQT1	0.000227 (0.17)	0.000795 (0.60)	-0.0002 (-0.15)	0.002796 (1.44)	0.002846 (1.47)	0.002827 (1.46)
不確実変数 C	0.000337 (4.36) ***	0.000283 (2.66) ***	0.000507 (5.04) ***	0.191725 (1.42)	0.186394 (1.38)	0.188866 (1.40)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.27	0.26	0.27	0.08	0.08	0.08
CFKT1	-0.00999 (-0.69)	0.015031 (1.26)	-0.0066 (-0.50)	0.03441 (2.33) **	0.03466 (2.35) **	0.034572 (2.35) **
AQT1	0.004028 (4.70) ***	0.004299 (5.03) ***	0.003925 (4.58) ***	0.0023 (2.37) **	0.002304 (2.38) **	0.002302 (2.37) **
不確実変数 C	0.000281 (3.66) ***	0.000236 (2.23) **	0.000422 (4.25) ***	0.220583 (1.73) *	0.215057 (1.68) *	0.217563 (1.70) *
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.26	0.26	0.26	0.09	0.09	0.09
CFKT1	-0.00247 (-0.17)	0.019879 (1.69) *	0.001535 (0.12)	0.033558 (2.32) **	0.033786 (2.33) **	0.033707 (2.33) **
AQT1 (平均Q2)	0.007754 (6.99) ***	0.008069 (7.24) ***	0.007575 (6.79) ***	0.00282 (2.00) **	0.002837 (2.01) **	0.002829 (2.01) **
不確実変数 C	0.000227 (3.01) ***	0.00014 (1.35)	0.000323 (3.32) ***	0.213985 (1.65) *	0.208106 (1.60)	0.210743 (1.62)
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.28	0.27	0.28	0.09	0.09	0.09
CFKT1	-0.01291 (-0.87)	0.023385 (1.99) **	-0.00667 (-0.49)	0.029391 (1.84) *	0.029434 (1.84) *	0.029418 (1.84) *
MQT1	-0.00166 (-1.28)	-0.0005 (-0.45)	-0.00209 (-1.60)	0.002442 (1.27)	0.00249 (1.30)	0.002472 (1.29)
不確実変数 C	0.000358 (4.59) ***	0.000406 (5.11) ***	0.000535 (5.27) ***	0.212659 (1.58)	0.208177 (1.55)	0.210457 (1.57)
Hausman test	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.25	0.09	0.25	0.08	0.08	0.08
AQT1	0.004091 (4.80) ***	0.004249 (4.98) ***	0.003062 (4.74) ***	0.002498 (2.57) ***	0.002504 (2.57) ***	0.002501 (2.57) ***
不確実変数 C	0.000249 (4.10) ***	0.000273 (2.69) ***	0.000462 (7.05) ***	0.275079 (2.18) **	0.268565 (2.12) **	0.271425 (2.15) **
Hausman test	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.26	0.26	0.11	0.08	0.08	0.08
AQT1 (平均Q2)	0.007781 (7.09) ***	0.007895 (7.11) ***	0.007556 (6.84) ***	0.003209 (2.28) **	0.003233 (2.29) **	0.003223 (2.28) **
不確実変数 C	0.000219 (3.72) ***	0.000191 (1.93) *	0.000329 (3.97) ***	0.261191 (2.02) **	0.254193 (1.96) **	0.25722 (1.98) **
Hausman test	固定効果	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.28	0.27	0.28	0.08	0.08	0.08
MQT1	-0.00192 (-1.52)	0.000405 (0.40)	-0.00106 (-1.00)	0.00382 (2.14) **	0.003873 (2.18) **	0.003853 (2.17) **
不確実変数 C	0.000322 (4.87) ***	0.000436 (5.58) ***	0.000543 (7.44) ***	0.222792 (1.65) *	0.218052 (1.62)	0.220423 (1.63)
Hausman test	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果
AdjR2	0.25	0.09	0.10	0.07	0.07	0.07

(注) 1.カッコ内の数値はt値(*は10%、**は5%、***は1%で有意であることを示す)
2.年度ダミーと業種ダミーについては省略している

4. 結論

本稿では、Caballero(1991)と同様の問題意識から、不完全競争・規模の経済性の観点からHartmanの命題を扱いながら、先行研究が対象として来なかった「供給ショック」まで拡張した一般化されたモデルを提示し、日本の上場企業の財務データと市場における利益予測データを用いて、実証分析を行なった。そこで得た結論は以下の通りである。

実質売上高の変動に基づく不確実性が高まると、設備投資を縮小させる効果がある。同じ効果は、株価の変動による不確実性の増減においても見られるが、効果の大きさは、1997年以降になると微弱になっている。また、日経新聞社と東洋経済による企業の業績に関する予想が好転すると、企業の設備投資が高まるが、市場の評価に基づく不確実性の指標である業績予想の変動は、企業の設備投資に対して影響していない。

実質売上高あるいは株価の変動が設備投資を減退させる効果は、理論モデルでは、マークアップ率が高い企業が、供給ショックに直面する場合に生じる。すなわち、市場独占度の高い企業に対して、その実質売上高や株価の決定要因としての供給ショックが支配的である状況において、不確実性の高まりは設備投資を減少させる効果が、日本では見られているということを示唆している。

補論 A. 命題の証明

最適化の条件 (***) から、限界利潤関数 $\Pi_K(K, Z, A) = \lambda \nu Z^\eta A^\omega K^{\nu-1}$ が、 Z および A に関して Convex であることを示せばよい。 Z および A の一階、二階の偏導関数は、

$$\frac{\partial \Pi_K}{\partial Z} = \lambda \nu \eta Z^{\eta-1} A^\omega K^{\nu-1}, \quad \frac{\partial^2 \Pi_K}{\partial Z^2} = \lambda \nu \eta (\eta - 1) Z^{\eta-2} A^\omega K^{\nu-1}$$

$$\frac{\partial \Pi_K}{\partial A} = \lambda \nu \omega Z^\eta A^{\omega-1} K^{\nu-1}, \quad \frac{\partial^2 \Pi_K}{\partial A^2} = \lambda \nu \omega (\omega - 1) Z^\eta A^{\omega-2} K^{\nu-1}$$

である。よって、限界利潤関数が需要ショック Z の Convex 関数となる、すなわち

$$\frac{\partial \Pi_K}{\partial Z} > 0, \quad \frac{\partial^2 \Pi_K}{\partial Z^2} > 0 \text{ となるためには、}$$

$$\text{sign}(\lambda) = \text{sign}(\nu) = \text{sign}(\eta) = \text{sign}(\eta - 1) = \text{sign}\left[1 - \frac{\theta}{\psi} \alpha\right] \text{ より、} \psi > \alpha \theta \text{ が必要である。}$$

逆に、 $\frac{\partial \Pi_K}{\partial Z} > 0$ を満たす限界利潤関数が Z の Convex 関数でないケースは、同じく

$$\text{sign}(\lambda) = \text{sign}(\nu) = \text{sign}(\eta) = \text{sign}(\eta - 1) = \text{sign}\left[1 - \frac{\theta}{\psi} \alpha\right] \text{ より、存在しない。}$$

一方、供給ショック A に関しては、 $\text{sign}(\lambda) = \text{sign}(\nu)$ より、限界利潤関数が Convex となるためには、 $\omega > 0 \wedge \omega - 1 > 0$ が必要になる。よって、 $\alpha \theta < \psi < (1 + \alpha) \theta$ が条件となる。逆に、

$$\frac{\partial \Pi_K}{\partial A} > 0 \text{ を満たす限界利潤関数が } A \text{ の Convex 関数でないケースは、} \psi > (1 + \alpha) \theta \text{ である。}$$

データ補論 A.

企業の市場価値（V）

企業の市場価値は以下の通り、時価総額（発行株式数×株価）を当該企業の属する生産物物価（1970年基準）でデフレートすることで算出した。

$$V_t = \frac{VP \times VS}{PP} \times 100$$

ここで VP：発行株式数、VS：株価⁽¹⁴⁾、PP：PP：生産物価格（企業が属する産業に対応する国内企業物価）である。当該企業が属する産業と国内企業物価指数の関係は以下の通りである。

国内企業物価指数での業種区分	政策投資銀行での業種区分
加工食品	食料品
繊維製品	繊維品
製材・木製品	木材・木製品
パルプ・紙・同製品	紙・パルプ、出版印刷
化学製品	化学工業
プラスチック製品	その他製造業
石油・石炭製品	石油精製、ゴム製品
窯業・土石製品	窯業・土石製品
鉄鋼	鉄鋼
非鉄金属	非鉄金属
金属製品	金属製品
一般機器	一般機械
電気機器	電気機械器具
輸送用機器	輸送用機械器具
精密機器	精密機械器具

純債務残高(LB)

純債務残高（LB）は短期借入金・長期借入金・社債・割引手形の市場価値とその他負債の合計として算出している。短期借入金・長期借入金・社債・割引手形の市場価値は、（支払利息・割引料）÷（割引率（r））として計算している。また、その他負債は短期借入金を除く流動負債、長期借入金・社債を除く固定負債、特定引当金の合計としている⁽¹⁵⁾。

⁽¹⁴⁾ 年別の株価データは日本政策投資銀行「企業財務データバンク」に「期中最高株価」と「期中最低株価」の平均を用いた。

⁽¹⁵⁾ その他負債は簿価である

土地ストック (LND)

本文にて説明した。

棚卸資産 (INV)

棚卸資産は、最終財、原材料、仕掛品の3種類について、該当する企業物価指数でデフレートしその合計として算出している。具体的には

① 最終財

製品と半製品の合計を最終財企業物価指数でデフレートした。

② 原材

原材料と貯蔵品の合計を素原材料企業物価指数でデフレートした。

③ 仕掛品

仕掛品を最終財企業物価指数と素原材料企業物価指数の平均の値でデフレートした。として計算している。

その他資産 (OTHER)

その他資産は、金融資産の中の投資有価証券とその他の合計として算出している。具体的には、金融資産の中の投資有価証券は、受取配当金を単純平均配当利回り（東証第一部）で除して算出している。また、その他は、（流動資産－棚卸資産）+建設仮勘定+無形固定資産+（投資その他の資産－投資有価証券）+繰延資産として算出している。

実質資本ストック (K)

実質資本ストックについては、Hayashi and Inoue (1990) にならい、資本別に資本ストックを作成した。具体的には、恒久棚卸法に基づき実質資本ストック系列を作成した。ベンチマークとなる資本ストックは1970年である⁽¹⁶⁾。各企業ごとに①非住宅建設、②構築物、③機械装置、④船舶・車両・運搬設備、⑤工具器具備品、⑥その他有形固定資産の6種類の資本別⁽¹⁷⁾の実質設備投資系列（フロー）を作成し、以下の算式に従って企業ごと実質資本ストックを作成した。

$$K_{j,t} = (1 - \delta)K_{j,t-1} + I_{j,t}$$

ここで $K_{j,t}$ は j 企業の t 期の実質資本ストック、 $I_{j,t}$ は j 企業の t 期の実質設備投資、 δ は物理

⁽¹⁶⁾ 資本ストックの初期値は1970年度以前より存在する企業については、1970年度の簿価を、それ以降の企業は、サンプルが加わった時点の簿価を、それぞれ時価のストックとしている。

⁽¹⁷⁾ 6つの資産と日本政策投資銀行「企業財務データバンク」における項目は以下の通り

①非住宅建設：建物、②構築物には構築物、③機械装置には機械装置、④船舶・車両・運搬設備には船舶と車両運搬具の合計、⑤工具器具備品には工具器具備品、⑥その他有形固定資産には賃貸用固定資産とその他償却資産の合計を利用した。

的償却率⁽¹⁸⁾である。

(i) 名目設備投資額

上記の実質設備投資系列（フロー）を作成するには、名目設備投資系列を定義し、それを適当なデフレータで実質化を行なうことが必要となる。本稿ではまず名目設備投資を先に示した6資本財ごとに計算した。

ただし、日本政策投資銀行「企業財務データバンク」では、1977年3月期決算以前とそれ以降ではデータの収録が異なっている。具体的には1977年3月期以前は当期除却資産に関する償却累計額のデータが資産別には収録されていないため、資産ごとの償却額を算出するためには、当期償却累計額を資産の構成比率で按分する必要がでてくる。実際の計算では以下の算出によった。

1977年3月期決算以前：

当期名目設備投資額＝当期有形固定資産取得原価－前期末有形固定資産取得原価＋有形固定資産
当期償却額×該当資本財の構成比率

1977年4月期決算以降：

当期名目設備投資額＝当期有形固定資産取得原価－前期末有形固定資産取得原価＋当期償却額

(ii) 資産別資本財価格

名目設備投資の実質化には、日本銀行「国内企業物価指数」の中から以下の物価指数を用いた、①非住宅建物と②構築物には「建設用材料価格」、④船舶・車両・運搬設備には「輸送用機器価格」⑥その他有形固定資産には「工業製品価格」を採用した。③機械装置と⑤工具器具備品には、総務庁「固定資本マトリックス」を用い、産業別に機械や工具の種類別ウエイトを算出し、これに対応する国内企業物価指数を加重平均し産業別価格指数を作成した。

投資財価格 P_t^i

先の実質資本ストックの系列を作成した際に使用した資産別資本財価格を資産のウエイトで加重平均し算出した。

資本減耗率 δ_t

先の実質資本ストックの系列を作成した際に使用した資産別の物理的償却率を資産のウエイトで加重平均し算出した。

減価償却控除額の割引現在価値（z）

投資を行なうことによって将来節約できる法人税の現在価値は次のように示される。

⁽¹⁸⁾ Hayashi and Inoue(1990)の数値を採用した。具体的には①非住宅建設には4.7%、②構築物には5.64%、③機械装置には9.489%、④船舶・車両・運搬設備には14.7%、⑤工具器具備品には8.838%、⑥その他有形固定資産には8.838%を利用した。

$$z_t = \tau_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta_{t+j} DEP_t (1 + DEP_t)^j$$

$$\beta_{t+j} = \prod_{i=1}^j (1 + r_{t+i})^{-1}, \quad \beta_t \equiv 1$$

r と τ の期待は静学的と仮定すると、z は以下の通りとなる

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

$DEP_t =$ 減価償却費_t/有形固定資産簿価_{t-1}

上記 z の算出式に基づき企業ごとに計算を行った⁽¹⁹⁾。

実効税率 (τ) (%)

実効税率を計算するには、前年度の法人事業税が今年度の課税標準から損金として除外される点を考慮する必要がある。この点を考慮すると実効税率は以下で示すことができる。

$$\tau_t = \frac{(u_t + v_t)(1 + r_t)}{(1 + r_t + v_{t-1})}$$

u : (法人税額 + 法人住民税額) / (課税所得)

v : (法人事業税額) / (課税所得)

実際には「国税庁統計年報告」(国税庁)を利用して上記算出式に毎年代入することで計算は可能である。しかし本稿では財務総合研究所「財政金融統計月報」の「租税特集」中の税目のもっとも大きな企業に対する法人課税(実効)税率のデータを利用している⁽²⁰⁾。

割引率(r) (%)

企業の割引率は次のように計算した。

$$r = (\text{短期貸出約定平均金利}) \times \frac{(\text{短期借入金} + \text{割引譲渡手形})}{(\text{短期借入金} + \text{長期借入金} + \text{社債} + \text{割引譲渡手形})}$$

$$+ (\text{長期貸出約定平均金利}) \times \frac{(\text{長期借入金} + \text{社債})}{(\text{短期借入金} + \text{長期借入金} + \text{社債} + \text{割引譲渡手形})}$$

金利以外の項目は日本政策投資銀行『企業財務データバンク』のデータを利用している。貸出約定平均金利は、日本銀行「貸出約定平均金利⁽²¹⁾」を利用している。

⁽¹⁹⁾ 減価償却費のデータは有形固定資産当期償却額を使った。

⁽²⁰⁾ ただし過去において「租税特集号」がない年がある。それらについては、本間・跡田・林・秦(1984)の中にある法人税制関係の変遷を一部参考にしてている。

⁽²¹⁾ 「貸出約定平均金利」統計は76年度前後で調査項目がことなるため、具体的には、76年以降は、短期貸出約定金利には「貸出約定金利 短期 国内銀行」を、長期貸出約定金利には「貸出約定金利 長期 国内銀行」を利用している。また75年以前は、短期貸出約定金利には「貸出約定割引金利 国内銀行」を、長期貸出約定金利には「貸出約定金利 総合 国内銀行」を利用している。

過去の投資 1 単位に対して将来の減価償却として節約できる法人税額の割引現在価値 (A)

過去の投資 1 単位に対して将来の減価償却として節約できる法人税額の割引現在価値 (A) は、法人税率を一定とすると次式で計算可能である。

$$A_t = \tau_t B_t$$

ここで

$$B_t = \sum_{s=t}^{\infty} \beta_s \left[\sum_{n=-\infty}^{t-1} D(n,s) p_n^I I_n \right]$$

である。Hoshi and Kashyap (1990) は B_t に関して、次の逐次的な関係が成り立つことを示した。

$$B_{t+1} = (1+r_t) \left[\beta_t + \left(\sum_{s=t}^{\infty} D(t,s) \beta_s \right) p_t^I I_t - \sum_{n=-\infty}^{t-1} D(n,t) p_n^I I_t \right] = (1+r_t) [B_t + z_t p_t^I I_t - DEP_t]$$

これを利用すると、B の初期値が与えられると、A の計算が可能となる。本稿では、1970 年度を初期値として、市場価値の資本ストックに対して本間・跡田・林・秦 (1984) の表 2-15 に示された比率を乗じることで算出した。

データ補論 B. 日経新聞社、東洋経済の業績予想一覧

不確定変数		使用データ		
	定義	業績予想データ		当期実績データ
ERRNPRO11t	NPRO11tと実績との標準偏差	東洋経済業績予想DBの1株利益(NPRO)	東洋経済今期1株利益(最新予測)	政策投資銀行DBで(税引後当期純利益)/(発行済み株式総数)で1株利益を計算
ERRNPRO21t	NPRO21t //		東洋経済今期1株利益(初期予測)	
ERRNPRO31t	NPRO31t //		東洋経済今期1株利益(全期予測)	
ERRNPRO12t	NPRO12t //		東洋経済来期1株利益(最新予測)	
ERRNPRO22t	NPRO22t //		東洋経済来期1株利益(初期予測)	
ERRNPRO32t	NPRO32t //		東洋経済来期1株利益(全期予測)	
NPRO11t	当該年度1株利益最新予測		東洋経済今期1株利益(最新予測)	
NPRO21t	当該年度1株利益初期予測		東洋経済今期1株利益(初期予測)	
NPRO31t	当該年度1株利益全予測データの平均		東洋経済今期1株利益(全期予測)	
NPRO12t	来期年度1株利益最新予測		東洋経済来期1株利益(最新予測)	
NPRO22t	来期年度1株利益初期予測	東洋経済来期1株利益(初期予測)		
NPRO32t	来期年度1株利益全予測データの平均	東洋経済来期1株利益(全期予測)		
ERRFEPS11t	FEPS11tと実績との標準偏差	日経業績予想DBの1株利益(FEPS)が取得可能な場合:1株利益の値を使用	日経今期予想(最新予測)	
ERRFEPS21t	FEPS21t //		日経今期予想(初期予測)	
ERRFEPS31t	FEPS31t //		日経今期予想(全期予測)	
ERRFEPS12t	FEPS12t //		日経来期予想(最新予測)	
ERRFEPS22t	FEPS22t //		日経来期予想(初期予測)	
ERRFEPS32t	FEPS32t //		日経来期予想(全期予測)	
FEPS11t	当該年度1株利益最新予測		日経今期1株利益(最新予測)	
FEPS21t	当該年度1株利益初期予測		日経今期1株利益(初期予測)	
FEPS31t	当該年度1株利益全予測データの平均		日経今期1株利益(全期予測)	
FEPS12t	来期年度1株利益最新予測		日経来期1株利益(最新予測)	
FEPS22t	来期年度1株利益初期予測	日経来期1株利益(初期予測)		
FEPS32t	来期年度1株利益全予測データの平均	日経来期1株利益(全期予測)		
ERRFEPS13t	FEPS13t //	日経業績予想DBのNPRO(税引後利益)/SHS(発行済み株数)で1株利益を計算した値を使用	日経今期予想(最新予測)	
ERRFEPS23t	FEPS23t //		日経今期予想(初期予測)	
ERRFEPS33t	FEPS33t //		日経今期予想(全期予測)	
ERRFEPS14t	FEPS14t //		日経来期予想(最新予測)	
ERRFEPS24t	FEPS24t //		日経来期予想(初期予測)	
ERRFEPS34t	FEPS34t //		日経来期予想(全期予測)	
FEPS13t	当該年度1株利益最新予測		日経今期1株利益(最新予測)	
FEPS23t	当該年度1株利益初期予測		日経今期1株利益(初期予測)	
FEPS33t	当該年度1株利益全予測データの平均		日経今期1株利益(全期予測)	
FEPS14t	来期年度1株利益最新予測		日経来期1株利益(最新予測)	
FEPS24t	来期年度1株利益初期予測	日経来期1株利益(初期予測)		
FESP34t	来期年度1株利益全予測データの平均	日経来期1株利益(全期予測)		

データ補論 C. 基本統計量 (存続企業)

	l	k	限界 _l	p'	δ	z	ε	π	Δ π	c0	ε1	r
平均値	7681270.154	72419550.09	0.658529	1.791289	0.080393	0.291531	0.479812	0.283933	-0.011788	-0.007797	0.046322	0.038547
中央値	1278085.648	13928406.19	0.558018	1.765367	0.081875	0.292423	0.4998	0.228752	-0.006237	-0.00722	0.053221	0.038555
標準偏差	26079416.45	232589522.4	1.614851	0.195369	0.006634	0.04622	0.041358	0.245122	0.140072	0.028175	0.28369	0.01826
変動係数	3.395196	3.211695	2.452208	0.109066	0.082516	0.158541	0.086196	0.863312	-11.882378	-3.613513	6.12295	0.473716
最大値	421880365.8	2716828400	18.94876	2.911552	0.110509	0.450497	0.52992	2.361914	1.387921	0.314137	1.596003	0.07481
最小値	-127471382.3	488790.5422	-16.699725	1.230986	0.038314	0.053404	0.4087	-1.675417	-2.289948	-0.289966	-1.049314	0.01538
サンプル数	5270	5270	5270	5270	5270	5270	5270	5270	5270	5270	5270	5270

	H/K	LK	CFK	LND	CF	平均 _l	平均 ₂	V	LB	INV	OTHER	A
平均値	0.10	1.49	0.10	44,212.534	8,028,200	-1.60	0.28	134,828,261	106,147,756	10,200,731	217,649,500	90,226,292
中央値	0.10	0.84	0.09	12,464,104	1,234,800	-1.47	0.05	21,039,805	28,594,276	2,315,004	41,016,926	17,435,480
標準偏差	0.07	3.60	0.13	126,458,359	32,999,535	2.84	2.15	579,523,402	283,746,255	31,286,128	711,759,973	342,407,644
変動係数	0.72	2.41	1.36	2.86	4.11	-1.78	7.58	4.30	2.67	3.07	3.27	3.79
最大値	0.70	79.10	0.87	2,479,779,652	624,666,345	34.17	38.56	13,743,611,554	3,027,201,302	348,975,086	10,325,982,033	5,889,792,143
最小値	-0.43	0.06	-3.09	157,531.54	-218,833,810	-36.35	-25.21	2,618,06	1,494,332	0.00	625,144.91	590,300.07
サンプル数	5270	5270	5270	5270	5270	5270	5338	5270	5270	5270	5270	5270

	uncer1	uncer2	uncer3	uncer4	Vol	ERRNPRO11	ERRNPRO21	ERRNPRO31	ERRNPRO12	ERRNPRO22	ERRNPRO32
平均値	0.028926	0.034024	0.042366	0.104535	42.01	46.91	414.89	106.36	64.24	66.85	65.34
中央値	0.02282	0.027932	0.035783	0.083667	39.60	1.37	4.47	2.92	5.56	7.51	6.54
標準偏差	0.024753	0.024218	0.028027	0.080474	14.19	2,037.04	18,021.61	3,445.80	2,239.80	2,239.94	2,239.87
変動係数	0.855736	0.711799	0.661539	0.855924	0.34	43.42	43.44	32.40	34.87	33.51	34.28
最大値	0.347598	0.31847	0.396958	1.742364	157.00	110,309.21	888,885.91	148,147.50	110,419.61	110,423.01	110,421.60
最小値	0.000218	0.00264	0.006985	0.003609	12.10	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
サンプル数	5134	5270	3093	5263	5270	4927	4927	4927	4079	4079	4079

	NPRO11	NPRO21	NPRO31	NPRO12	NPRO22	NPRO32	ERRFEPS11	ERRFEPS21	ERRFEPS31	ERRFEPS12	ERRFEPS22	ERRFEPS32
平均値	13.18	378.85	71.80	17.97	20.48	19.39	89.93	101.37	96.27	29.95	30.01	29.99
中央値	11.20	12.90	12.15	13.20	15.00	14.20	0.51	5.19	3.30	10.23	10.28	10.28
標準偏差	30.08	17,906.83	2,779.45	23.80	23.74	23.26	2,891.99	2,893.49	2,893.18	243.91	243.93	243.92
変動係数	2.28	47.27	38.71	1.32	1.16	1.20	32.16	28.54	30.05	8.14	8.13	8.13
最大値	426.00	888,888.80	148,155.15	355.30	415.70	343.93	110,309.31	110,420.73	110,396.32	6,269.50	6,269.50	6,269.50
最小値	-160.00	-72.50	-99.27	-70.00	-53.80	-44.08	0.00	0.00	0.00	0.02	0.02	0.02
サンプル数	4927	4927	4927	4079	4079	4079	2444	2444	2444	666	666	666

	FEPS11	FEPS21	FEPS31	FEPS12	FEPS22	FEPS32	ERRNPRO13	ERRNPRO23	ERRNPRO33	ERRNPRO14	ERRNPRO24	ERRNPRO34
平均値	7.68	16.36	12.79	18.25	18.28	18.27	89.92	101.37	96.27	7.67	16.37	12.80
中央値	7.61	10.77	9.06	11.12	11.14	11.14	0.51	5.20	3.30	7.61	10.77	9.05
標準偏差	32.89	25.10	26.83	24.74	24.72	24.72	2,891.99	2,893.49	2,893.18	32.89	25.11	26.84
変動係数	4.28	1.53	2.10	1.36	1.35	1.35	32.16	28.54	30.05	4.29	1.53	2.10
最大値	252.61	235.71	228.48	235.76	235.76	235.76	110,309.31	110,420.74	110,396.32	252.61	235.77	228.49
最小値	-160.33	-110.67	-110.67	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-160.33	-110.67	-110.67
サンプル数	2444	2444	2444	666	666	666	2444	2444	2444	2444	2444	2444

	FEPS13	FEPS23	FEPS33	FEPS14	FEPS24	FEPS34
平均値	34.16	34.16	34.16	0.02	0.02	0.02
中央値	14.38	14.38	14.38	0.01	0.01	0.01
標準偏差	244.12	244.12	244.12	0.03	0.03	0.03
変動係数	7.15	7.15	7.15	1.42	1.41	1.41
最大値	6,277.45	6,277.45	6,277.45	0.24	0.24	0.24
最小値	0.03	0.03	0.03	-0.04	-0.04	-0.04
サンプル数	666	666	666	666	666	666

参考文献

- [1] Abel A. and O. Blanchard (1986) “The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment” *Econometrica* 54、 pp. 249-73.
- [2] Abel、 A. and J. Eberly (1994) “A Unified Model of Investment under Uncertainty” *American Economic Review* 84、 pp. 1369-84.
- [3] Abel、 A. and J. Eberly (1999) “The Effects of Irreversibility and Uncertainty on Capital Accumulation” *Journal of Monetary Economics* 44、 pp. 339-77.
- [4] Adda, J. and R. Cooper (2003) *Dynamic Economics, Quantitative Methods and Applications*, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- [5] Basu、 Susanto and John G. Fernald、 (1995) “Are Apparent Productive Spillovers a Figment of Specification Error?” *Journal of Monetary Economics* 36、 pp. 165-188.
- [6] Bond、 S. and J. Cummins (2004) “Uncertainty and Company Investment: An Empirical Investigation Using Data on Analysts’ Profit Forecasts” Finance and Economics Discussion Series 2004-20、 Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [7] Caballero、 R. (1991) “On the Sign of the Investment-Uncertainty Relationship” *American Economic Review* 81、 pp. 279-88.
- [8] Caballero, R. (1999) “Aggregate Investment” in Handbook of Macroeconomics, ed. by J. Taylor and M. Woodford, Amsterdam: North-Holland.
- [9] Cooper、 R. and J. Ejarque (2001) “Exhuming Q: Market Power vs. Capital Market Imperfections” NBER Working Paper 8182.
- [10] 福田慎一・計聡・奥井めぐみ・奥田健一 (1999) 「長期資金と設備投資：日本の企業別データを用いた実証分析」 郵政総合研究所 ディスカッションペーパー 1999-08。
- [11] 福田慎一・粕谷宗久・中原伸 (2004) 「デフォルト・コストの観点からみたデフレのコスト分析」『金融研究』第23巻第3号, pp49-86。
- [12] Gomes, J. (2001) “Financing Investment” *American Economic Review*, 91(5), pp. 1263-85.
- [13] Guiso L. and G. Parigi (1999) “Investment and Demand Uncertainty” *Quarterly Journal of Economics*, pp. 185-227.
- [14] Hartman、 R. (1972) “The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment” *Journal of Economic Theory* 5、 pp. 258-66.
- [15] Hartman、 R. (1973) “Adjustment Costs、 Price and Wage Uncertainty、 and Investment” *Review of Economic Studies* 40、 pp. 259-67.
- [16] Hayashi、 F. (1982) “Tobin’s Marginal Q and Average Q: A Neoclassical Interpretation” *Econometrica* 50、 pp. 215-24.
- [17] Hayashi, F. (1997) “The Main Bank System and Corporate Investment: An Empirical

Reassessment” NBER working paper NO. 6172

- [18] 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, No. 3 (May), pp. 731-753.
- [19] 本間正明、跡田直澄、林文夫、秦邦昭 (1984) 「設備投資と企業税制」『経済研究所研究シリーズ』第 41 号、内閣府経済社会総合研究所。
- [20] 堀敬一・齊藤誠・安藤浩一 (2003) 「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, 日本政策投資銀行設備投資研究所。
- [21] Hoshi, T. and A. Kashyap (1990) “Evidence on q and Investment for Japanese Firms” *Journal of Japanese and International Economies* 4, pp. 371-400.
- [22] Hoshi, T., Kashyap, A., and Scharfstein, D., (1991) “Corporate structure, liquidity, and investment: evidence from Japanese industrial groups” *Quarterly Journal of Economics* 106, pp. 33-60
- [23] Gilchrist, S and C. Himmelberg (1995) “Evidence on the Cash Flow for Investment” *Journal of Monetary Economics* 36, pp. 541-72.
- [24] Leahy, J. and T. Whited (1996) “The Effect of Uncertainty on Investment: Some Stylized Facts” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 28, No. 1, pp. 64-83.
- [25] 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。
- [26] 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。
- [27] 竹田陽介・矢嶋康次 (2005) 「設備投資と不確実性：上場企業の財務データと利益予測データに基づく実証研究」上智大学経済学会ディスカッションペーパーシリーズ (ERSS) No. 36 (No. 05-1)。
- [28] 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』Vol. 25, No. 2, 日本政策投資銀行設備投資研究所。
- [29] Tauchen, G. (1986) “Finite State Markov-Chain Approximations to Univariate and Vector Autoregressions” *Economics Letters* 20, pp. 177-81.