

機械設備の更新投資と生産性

嶋 恵 一

要旨：

ミクロレベルの設備投資の変動パターンは緩やかではなく、観測期間のうち大半の時点では投資量は小さく、逆にほんの僅かの期間において大量かつ集中的な投資が観察される。すなわち、設備投資の経年変化はスムーズでなく、むしろ断続的にスパイクが見出される。本稿は日本の製造業に属する上場企業726社の有形固定資産データを用い、機械設備の更新投資を分析する。機械設備の資本調整に観察される断続的なスパイクに着目し、スパイクの発生に関する実証分析を行う。設備投資のスパイクの間隔をスペルとして用い、ハザード関数の推定により、機械設備の更新投資の特徴を明らかにする。共変数と非観測異質性を考慮したハザード関数のセミパラメトリック推定からは、ベースラインハザードは投資の休止期間であるデュレーションに依存して増加する傾向が見られた。非観測異質性を考慮したハザード関数の推定では三つの異なるセグメントが見出され、そのうち一つのセグメントでは投資スパイクの発生間隔は10年程度であることが確認された。

加えて、機械設備の更新問題は、今の資本を使い続けるか、それとも新しいものに更新するかを選択である。新しい資本は技術進歩の効果を備えており、更新投資によって生産性の向上が見込まれる。以上の観点から、機械設備の投資に見られるスパイクが企業の生産性に与える効果について若干の分析を試みる。設備投資スパイクが検出された企業について、スパイク発生以後の10年間にわたる生産性の推移を考察する。機械設備の投資スパイクと企業の生産性との回帰分析の結果からは、投資スパイクの発生からしばらくは生産性を向上させる効果は見られず、6年目以降から生産性の増加が見出された。生産性の増加はスパイク発生からの経過年数と正比例の関係にあり、それは熟練効果を示唆するといえる。

キーワード：設備投資、技術進歩、生産性

Machine Replacement and Productivity

Keiichi Shima

Abstract：

There is significant evidence that the time series of investment is lumpy rather than smooth. Focusing on micro level studies, literature provides evidence for the OECD countries that a large portion of investment at the plant level is concentrated in a few episodes. This paper examines the frequency of large investment episodes. With a sample of 726 Japanese firms listed on the Tokyo, Osaka, and/or Nagoya stock exchanges, I estimate a discrete hazard model to determine the probability of having an episode of high investment, conditional on the length of the interval from the last high investment episode. Estimates from a semi-parametric model that controls for unobserved heterogeneity show that the baseline hazard is upward sloping, which is consistent with models of lumpy adjustment.

Economists have long argued that new capital embodies best-practice technology so productivity of capital stock should be associated with its vintage. This paper also explores and measures vintage and survival effects using cohort data based on the investment spike sample. I examine the evolution of productivity in Japanese manufacturing firms for 10 years after each investment spike, comparing the relative productivity of cohorts of different vintages. Regression results indicate that the vintage effect is insignificant. On the other hand, surviving cohorts show significant increases in productivity as they age.

Keywords: Investment, Improved Technology, Productivity.

はじめに

従来のミクロレベルの設備投資モデルは、 q 理論の枠組みに凸関数の調整費用を導入することにより、連続的で滑らかな設備投資の変動を描いてきた。だが、近年の実証研究が示唆する通り、ミクロレベルの資本調整は凸関数を仮定した従来のモデルが導くようにスムーズではなく、むしろ極端な変動を含み断続的である可能性が高い。

Doms and Dunne (1998) は米国センサスの長期調査データベース (Longitudinal Research Data) により、ミクロレベルでの設備投資の変動パターンに関する分析を行った。1972-88年の13702の事業所データを用い、ミクロレベルの設備投資の変動パターンは緩やかではなく、観測期間のうち大半の時点では投資量は小さく、逆にほんの僅かの期間において大量かつ集中的な投資が観察されることを明らかにした。すなわち、設備投資の経年変化はスムーズでなく、むしろ断続的にスパイクが見出される。

以上の観察に着目し、Caballero and Engel (1999) は設備投資に断続的なスパイクが生じるメカニズムを (S, s) モデルにより考察した。資本調整の費用の特性によっては、企業の資本調整は緩慢となりうる。調整費用が投資量に依存せず、むしろ固定的な性格を持つならば、資本調整による企業価値の改善がその固定費用をカバーしない限り投資は行われない。固定費用の大きさは現在の資本ストックに対して資本調整をすべきか否かの下限と上限とを規定する。大幅な資本調整の実施によって設備投資のスパイクは生じうる。

Caballero and Engel (1999) のモデルでは、いま設備投資を行うべきかそれとも見送るべきかという選択は、投資により最適に調整された資本ストックがもたらす企業価値 V_r と投資の見送りによる既存の資本ストックからの企業価値 V_n 、そして投資に伴う調整費用 C_k に依存する。すなわち、企業は $\max(V_n, V_r - C_k)$ により、投資実施の是非を決断するのである。調整費用は投資と独立し、既存の資本ストックの大きさに依存すると仮定する。このとき、投資が実施されるならば資本調整は緩やかではなく、最適値にジャンプする。そのため、大幅な更新投資が発生すると考えられる。

設備投資の中で特に機械装置の更新問題に着目した実証研究も存在する。Rust (1987) はウィスコンシン州マディソンの市バス会社におけるバスエンジンの取替え頻度に関する詳細な記録を用い、機械装置の更新パターンについて分析した。その実証結果が示す通り、車両維持費の効率化と不慮のエンジン故障による損失との比較に基づくエンジン交換時期に関するメンテナンス部長の経験判断は、不確実性のある動的計画の解である最適停止ルールに概ね一致する。Cooper and Haltiwanger (1993) は工場の機械設備の入れ替えのタイミングに関する分析を行った。1978-85年におけるデトロイト所在の7つの自動車生産工場のデータにより、機械設備の入れ替えのために工場を閉鎖した日付を用いてイベントスタディを行った。彼らは古い機械を更新するタイミングとそれに伴う費用とに焦点を当て、機械の更新は景気後退期に多く行われること、またシャットダウンは夏場の月に集中する

ことなどの傾向を見出した。以上の発見は不況による生産調整、夏期休暇、そして9月はモデルチェンジの時期であることと密接に関わる。設備の更新や新技術の導入が減産期や夏場に行われることは、シャットダウンにより失われる生産性の損失という機会費用を低く抑える行動と考えられるからである。

Power (1998) や Jensen, McGuckin and Stiroh (2001) が主張するように、以上の機械設備の更新問題は、今の資本を使い続けるか、それとも新しいものに更新するかを選択である。新しい資本には技術進歩の効果が備わっており、更新投資によって生産性の向上が見込まれる。他方、更新投資の費用は投資時点における生産の休止と、新たに導入された新技術が工場全体に定着するまでの間における生産性の低下とを含む。Cooper and Haltiwanger (1993) の主張が正しければ、Caballero and Leahy (1996) が考察するように資本調整の費用は投資ではなく、むしろ資本ストックの大きさに依存すると考えられる。断続的な投資モデルでは、以上のような資本調整の費用を投資水準とは独立なものとして捉え、むしろ固定的なサンクコストを仮定する。固定的な調整費用と更新投資の利益との比較により、投資は休止する期間と集中して行われる時期とに分かれる。固定費用をカバーする投資の利益が見込まれるとき、企業に設備を更新する誘因が生まれ、それにより大きな投資スパイクが発生すると考えられるのである。

以上の先行研究に沿い、本稿は日本企業の有形固定資産データにより機械設備の更新投資を分析する。機械装置の資本調整に観察される断続的なスパイクに着目し、スパイクの発生に関する実証分析を行う。以下ではまずハザード関数の推定により、機械設備の更新投資の特徴を明らかにする。そして、機械設備の更新が企業の生産性に与える影響を回帰分析により検証する。

2 データ

分析に利用するデータは日本政策投資銀行企業財務データバンクから取り出した。それは東京、大阪、名古屋の三証券取引所第一部、第二部上場会社の有価証券報告書に基づく個別決算データを収録しており、本稿は製造業のうち政策投資銀による二桁分類の化学工業 [6]、石油精製 [7]、ゴム製品 [8]、窯業・土石製品 [9]、鉄鋼 [10]、非鉄金属 [11]、金属製品 [12]、一般機械 [13]、電気機械器具 [14]、輸送用機械器具 [15]、精密機械器具 [16] を分析対象とする。決算年度の収録において71年度以前を開始時点に持ち、かつ95年度まで収録が継続する企業をサンプルに用いる。サンプルには726社が残る。

機械設備のデータには有形固定資産の機械装置期末残高を用いる。Doms and Dunne (1998)、Caballero, Engel and Haltiwanger (1995) に従い、機械設備の投資率には実質増加率を用いる。実質資本ストックは恒久棚卸法により作成する。

$$p_t K_{i,t} = p_{t-1} K_{i,t-1} (1 - \delta) (1 + \Pi_t) + p_t I_{i,t}$$

$K_{i,t}$ は t 期における企業 i の実質資本ストック、 δ は資本減耗率、 $I_{i,t}$ は実質投資額、 p_t は t 期の資本財価格、 Π_t は同物価上昇率である。資本減耗率には Hayashi and Inoue (1991) の $\delta = 0.09489$ を用いる。名目投資額についても Hayashi and Inoue (1991) を参考にし、同p.749の (A4) 式による次の定義を用いる：

$$p_t I_{i,t} = KNB_{i,t} - KNB_{i,t-1} + DEP_{i,t}$$

$KNB_{i,t}$ は有形固定資産の機械装置期末残高、 $DEP_{i,t}$ は機械装置当期償却額である。

政策投資銀行企業財務データバンクには77年3月期以前の機械装置の当期償却額が収録されていない。その期間の償却額については、次の推定値を用いる：

機械装置当期償却額推定値 = (機械装置償却累計額 / 有形固定資産償却累計額) *
有形固定資産当期償却額。

政策投資銀行企業財務データバンクでは69年10月期から有形固定資産償却累計額が収録されており、機械装置当期償却額には同期から77年3月期までは以上の推定値、以降は決算記載額を用いる。ベンチマークの資本ストックには69年10月期から71年度3月期決算のうち古い時点のものを採用した。以上より、企業の投資率を $I_{i,t}/K_{i,t-1}$ により求める。

投資スパイクの定義は次の通りである。Caballero, Engel and Haltiwanger (1995) に従い、クロスセクションの差異を考慮してサンプルの投資率について企業単位の平均を引き、かつ企業単位の標準偏差で割ったものを標準化した投資率 z とする。ここでは標準化した投資率 z に対して1.5を越えるものをスパイクとして数える。以上の基準により、企業のパネルデータにおける投資スパイクは1186個が該当する。表1は企業別スパイク回数の頻度分布である。18年の時系列において投資スパイクが全くないのは8社あり、対象企業の半数に2回以上のスパイクが見つかる。

次に投資スパイクのデータ1186個に対してスペルを求める。投資スパイクのスペルは、あるスパイクから次のスパイクが生じるまでの間隔を表わす。スペルの完了により次のスパイクが発生するため、スペルの完了確率はスパイクの発生確率を意味する。また、スペルは投資の休止期間であり、設備更新のサイクルとみなすことができる。96年3月期での観察終了までに、468個のスペルに完了が観察され、他方718個のスペルは打ち切りを受ける。

表1：投資スパイクの頻度分布

スパイク数	0回	1回	2回	3回	4回
企業数	8	316	341	56	5

表2：スパイクスペルのリスク集合

デュレーション	リスク集合	スペル完了	被センサー	ハザード率
1	1163	117	23	0.1006
2	1027	58	19	0.0565
3	935	50	34	0.0535
4	828	43	57	0.0519
5	690	35	95	0.0507
6	560	32	95	0.0571
7	488	20	40	0.0410
8	438	21	30	0.0479
9	391	22	26	0.0563
10	342	14	27	0.0409
11	279	20	49	0.0717
12	210	8	49	0.0381
13	174	17	28	0.0977
14	127	6	30	0.0472
15	78	1	43	0.0128
16	54	2	23	0.0370
17	33	1	19	0.0303
18	19	1	13	0.0526
19	0	0	18	n.a.

ハザード率はカプランマイヤー推定による。

図 1： Kaplan-Meier 推定

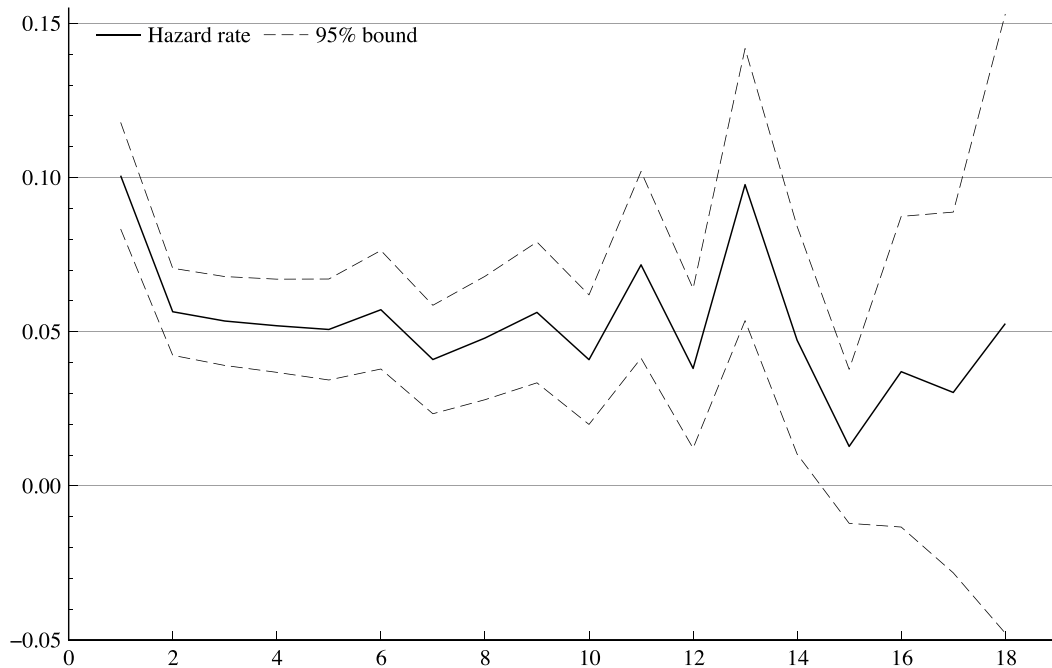


表 2 は投資スパイクのスペルに関するリスク集合、スペル数、被センサー数、及びハザード率である。投資スパイクのハザード率は Kaplan-Meier 推定により求めた。図 1 はハザード率をプロットしたものである。ハザード率は年数が進むにつれて初めは低下する傾向にある。しかし、7 年以降から 13 年位までのデュレーションでは変動を伴いながら趨勢的に上昇する傾向が見られる。15 年以降はスペル完了の観察数が少なく標準誤差が大きいため、ハザード率の解釈が難しい。よって、14 年までのデュレーションに限ればハザード率は U 字型の傾向にあり、Nilsen and Schiantarelli (2003, p. 1029) の図 2、Cooper, Haltiwanger, and Power (1999, p. 943) の図 11 下側と共通する特徴を示す。

ハザード率のデュレーションに対する低下傾向はスペル完了が時間経過につれて鈍くなることを意味し、機械設備が高齢化するほど設備を更新しなくなることを示唆する。逆に、ハザード率が時間に依存して上昇するならば、資本年齢の上昇と機械設備の更新確率との間に比例関係を見出すことができる。しかしながら図を見る限り Kaplan-Meier 推定の傾きは単調ではなく、直ちに判断することは難しい。Kaplan-Meier ハザードの形状から見て、ハザード関数に特定の分布を仮定した推定は行いにくい。よって、以下ではハザード関数のセミパラメトリック推定を行う。

3 セミパラメトリック推定モデル

Kaplan-Meier 推定によるハザード率には U 字部分が見られ、パラメトリックな特徴付けが難しい。また、Kaplan-Meier 推定はサンプルの同質性を前提としており、異質性は考慮されない。設備投資行動の傾向には企業の属性や固有要因による差異が存在し、投資スパイクのスペルのばらつきはそのような異質性の影響を含むはずである。したがってハザード関数の推定には以上を考慮した方法が必要となり、本稿では Prentice and Gloeckler (1978) の方法を用いる。すなわち、サンプル属性を表す共変数を含み、ベースラインハザードを特定の分布を仮定せずノンパラメトリックで推定する。加えて Meyer (1990) 等と同様に、推定には非観測異質性を考慮する。

非観測異質性の考慮には Heckman and Singer (1984) の推定モデルを用いる。異質性の分布形状には仮定を設けず、有限個の点からなる離散分布で近似する。この方法は Dolton and Klaauw (1995)、

Cooper, Haltiwanger and Power (1999)、Nilsen and Schiantarelli (2003) の推定で用いられており、非観測異質性をタイプの異なる複数のセグメントとして捉え、離散分布で表現する。

以下では分析に用いるハザード関数を説明する。企業単位 i においてある投資スパイクから次の投資スパイクまでの時間を確率変数と考え、スベル T_i と表わす。ある投資スパイクについて、次の投資スパイクが発生した時点でスベルは完了し、 T_i の実現値が確定する。このとき、ある投資スパイクのスベル T_i がデュレーション t において未完了であり、その条件の下でスベルが $t+h$ の時点に至るまでに完了する確率を考える。ハザード関数はその条件付き確率を用いて次のように表わされる。

$$\lambda_i(t) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\Pr[t+h > T_i \geq t | T_i \geq t]}{h}$$

また、ハザード関数の共変数は次の比例ハザード形式で用いる：

$$\lambda_i(t) = \lambda_0(t) \exp(h'_i \beta) \quad (1)$$

$\lambda_0(t)$ は t 時点でのベースラインハザードであり、 h_i は第 i 企業の共変数ベクトル、 β はその係数ベクトルである。このとき、 t 時点において未完了のスベルが $t+1$ 時点でなお未完了である確率は (1) 式を用いて次のように表現できる。

$$\begin{aligned} \Pr[T_i \geq t+1 | T_i \geq t] &= \exp\left(-\int_t^{t+1} \lambda_i(u) du\right) \\ &= \exp\left(-\exp(h'_i \beta) \int_t^{t+1} \lambda_0(u) du\right) \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、(2) 式を次のように書き換える。

$$\Pr[T_i \geq t+1 | T_i \geq t] = \exp\{-\exp(\gamma(t) + h'_i \beta)\} \quad (3)$$

ただし、

$$\gamma(t) = \ln \int_t^{t+1} \lambda_0(u) du \quad (4)$$

である。これより、 N 個のサンプルによる尤度関数は (3) 式を用いて次のように表わされる。

$$\begin{aligned} l(\gamma, \beta) &= \prod_{i=1}^N l_i(k_i, d_i) \\ &= \prod_{i=1}^N [(1 - \exp\{-\exp(\gamma(k_i) + h'_i \beta)\})^{d_i} \\ &\quad \times \prod_{t=0}^{k_i-1} \exp\{-\exp(\gamma(t) + h'_i \beta)\}] \end{aligned} \quad (5)$$

ただし、 d_i は観測打ち切りの有無を表わし、スベルが完了すれば $d_i=1$ 、センサーされれば $d_i=0$ である。

更に、(5) 式について非観測異質性を考慮する。非観測異質性を \tilde{v}_i と表わし、(1) 式と同様に $\exp(h'_i \beta + \tilde{v}_i)$ の形式で導入する。Heckman and Singer (1984) に従い非観測異質性の未知の分布を離散分布で近似し、 \tilde{v}_i は確率的に有限個の離散点をとると仮定する。分布の台である有限個の点とそれに対応する確率は γ と β と同時に推定できる。以上の設定により、尤度関数を次のように書き直す。

$$l(\gamma, \beta, \alpha, \mu, J) = \prod_{i=1}^N \sum_{j=1}^J \alpha_j l_i(k_i, d_i | \mu_j) \quad (6)$$

ここで μ_j は J 個の点であり、その確率を $\alpha_j = \Pr[v_i = \mu_j]$ とする。 $l_i(k_i, d_i | \mu_j)$ は (5) 式に対応し、その右辺における $\exp(h'_i \beta)$ を $\exp(h'_i \beta + \mu_j)$ で置き換える。ただし、 α_j は次の関係を満たす。

$$\sum_{j=1}^J \alpha_j = 1$$

以上の(5)式及び(6)式を用い、ベースラインハザード γ と係数 β とに加え、 μ_1 を0に基準化した $J-1$ の離散点とその確率とを最尤推定する。離散点の個数 J の最適性については $J=2$ から出発して推定を行い、順次 J の増加による尤度の改善が見込まれなくなるまで1ずつ増やしてゆく。

ハザード関数の共変数には財務データにより観察される収益性、資金コスト、企業規模、設備年齢の企業間差異を用いる。資本の限界生産性が右下がりであると仮定すれば、高い収益性は企業の資本調整に対して正の効果を持つと考えられる。収益性の指標には次式の営業利益率を用いる。

$$\text{営業利益率} = (\text{営業利益} + \text{減価償却額}) / \text{売上高}$$

一方、高い資金コストは大きな投資支出の決断に対して負の効果を持つと考えられる。社債による資金調達は銀行借入に比べ社債発行は低コストであり、有利な条件で資金調達することを考慮して次のように資金コストを求める。

$$\begin{aligned} \text{資金コスト} = & (\text{支払利息割引料} + \text{社債利息}) / (\text{短期借入} + \text{一年以内返済の長期借入} \\ & + \text{長期借入} + \text{関係会社長短借入} + \text{受取手形割引残} + \text{一年以内償還社債} + \text{普通社債} \\ & + \text{転換社債} + \text{ワラント債})。 \end{aligned}$$

企業規模の代理変数には、従業員数の対数を用いる。また、次に示す機械設備の年齢指標を用い、設備年齢がハザード関数に与える効果を調べる。ここではLewellen and Badrinath (1997, pp.82-85)と同じく、有形固定資産明細表の機械装置に関する当期増加額 a_t と減価償却費明細表の取得原価 x_t とを用い、以下の計算を行う。

まず各期の増加額 a_{t-j} を遡及して加算する。 t を基準年次とすると、 $w_t(n)$ は次の式で表わされる。

$$w_t(n) = \sum_{j=0}^{n-1} a_{t-j}$$

これより、第一段階として次の不等式を満たす n を見つける。

$$w_t(n) \leq x_t < w_t(n+1)$$

ただし、当期増加額は77年4月期以降でしか利用できないため、それ以前については次の推定値を用いる：

$$\begin{aligned} \text{当期増加額推定値} = & \text{機械装置残高} / (\text{有形固定資産残高} - \text{建設仮勘定残高}) * \\ & (\text{有形固定資産増加額} - \text{建設仮勘定増加額})。 \end{aligned}$$

第二段階として設備年齢 N を求める。ここで、まず調整係数を q とする。

$$\frac{w_t(n+1)}{x_t} = 1 + q$$

設備年齢 N を次式により計算する。

$$N = \frac{n+1}{1+q} = (n+1) \frac{x_t}{w_t(n+1)}$$

以上の設備年齢 N は、現有する機械設備のうち最も古いものは何年前に投資したものであるかを表す。技術進歩や陳腐化は、最新技術を備えた新規設備に比べ老朽設備を用いる企業の生産性を相対的に後退させる。そのため、設備年齢はハザード関数に対して正の効果を持つと考えられる。しかし、

Jensen, McGuckin and Stiroh (2001) が主張するように、企業固有の生産性は熟練や経験蓄積の効果により上昇するとも考えられる。このとき、設備年齢はハザード関数関数に対して負の効果を持ちうる。

以上の設備年齢に加え、業種ダミー Ind_j 、ビンテージダミー Vin_s を共変数に用いる。業種ダミーには開銀業種の二桁分類 j を用いる。ビンテージダミーは投資スパイクの発生年 s を示す。営業利益率 PM_i 、資金コスト FC_i 、従業員数対数 $\ln M_i$ 、設備年齢 N_i はいずれも推定期間での企業単位の平均を用いる。推定に用いる共変数ベクトルの特定は次の通りである。

$$h_i' \beta = PM_i \beta_{PM} + FC_i \beta_{FC} + \ln M_i \beta_M + N_i \beta_N + \sum Ind_j \beta_{Ij} + \sum Vin_s \beta_{Vs} \quad (7)$$

4 推定結果

表3、表4は(5)、(6)式の最尤法によるパラメータの推定結果である。表2のカプランマイヤー推定で見た通り、15年以降のデュレーションではスペル完了数が少なくハザード率の標準誤差も大きいことから、ここでは15年以降のスペルを全てセンサーした。設備年齢と資金コストの欠損値により、サンプル数は1170に低下した。

表3の共変数の係数の推定結果より、営業利益率と資金コストとにはハザード関数に対して有意な影響はなく、収益性や資金コストの企業格差は投資スパイクのスペルに中立といえる。一方、非観測異質性を考慮した推定では従業員数で代理した規模の効果は有意であり、規模が小さいほどハザード率は高いことが読み取れる。Doms and Dunne (1998) は米国のデータにより事業所規模が小さいほど資本調整パターンにスパイクがより頻繁に観察されることを示した。本稿の結果はDoms and Dunne (1998) と整合し、日本のデータにも同様の傾向が見出される。また、非観測異質性を考慮した推定では設備年齢の効果は正で有意である。すなわち、設備年齢が高いほど最新設備に更新する動機は高いことが読み取れる。

非観測異質性を考慮した推定では窯業・土石、非鉄金属、金属製品、一般機械、電気機器の業種ダミーに有意性が認められる。これらの業種は化学、石油、ゴム、鉄鋼、輸送機器、精密機器の業種よりも相対的にハザードは高い傾向にある。一方、非観測異質性の考慮に関わらず、ビンテージ毎の効果については殆どのダミーが有意である。推定される係数を年度間で比較すると、ビンテージの古いコーホートに大きな値が見出される傾向にある。よってハザード関数に対するビンテージダミーの正の効果は、長期の趨勢では低下する傾向にある。これは機械装置の技術進歩により耐用年数が伸びたことを表わすものと理解できる。

表3に示す通り、非観測異質性を考慮した推定では三つのセグメントの存在を確認できる ($J=3$)。 $J=4$ での推定における尤度は-1646.73であり、 $J=3$ でのモデルに対する尤度比検定の統計量は2.54となり有意性は認められない。 $J=3$ でのモデルと非観測異質性を考慮しないモデルとの尤度比統計量は42.32で有意であり、非観測異質性を考慮することにより推定の改善が見られる。非観測異質性が各離散点をとる確率は $\{.497, .193, .309\}$ と推定される。この確率と μ_j の推定値に応じて、サンプルは投資スパイクの発生確率が異なる三つのセグメントに分けられる。

表4はベースラインハザードの推定値である。非観測異質性を考慮したモデルではベースラインハザードが時間に依存して上昇する特徴が見られるが、大きな標準誤差を伴う。ベースラインハザードの上昇特性はCooper, Haltiwanger and Power (1999)、Nilsen and Schiantarelli (2003) の実証結果と同様であり、彼らはハザード関数が右上がりである点を強調する。機械設備は時間の経過とともに消耗し劣化するので、每期それを補充する量の投資を行うことも可能である。しかしベースラインハザードが右上がりであることは、ある時点まで減耗を許容して許容を超えたときに大きな投資を行う

ことを意味する。すなわち、毎期適度に投資を重ねるよりも断続的な設備更新を行う方がより合理的であることを支持する結果といえる。図2は非観測異質性を考慮したセグメント毎でのベースラインハザードを示す。特に異質タイプ3では時間に依存して上昇する傾向が顕著である。このセグメントの場合、11年以降で殆ど1に近いハザードを示し、よってこのセグメントにおいて殆どの投資スパイクの間隔は概ね10年に収まるといえる。逆に異質タイプ1ではベースラインハザードは極めて低位にあり、次の投資スパイクはほとんど発生しない傾向にある。

表3：ハザード関数のセミパラメトリック推定

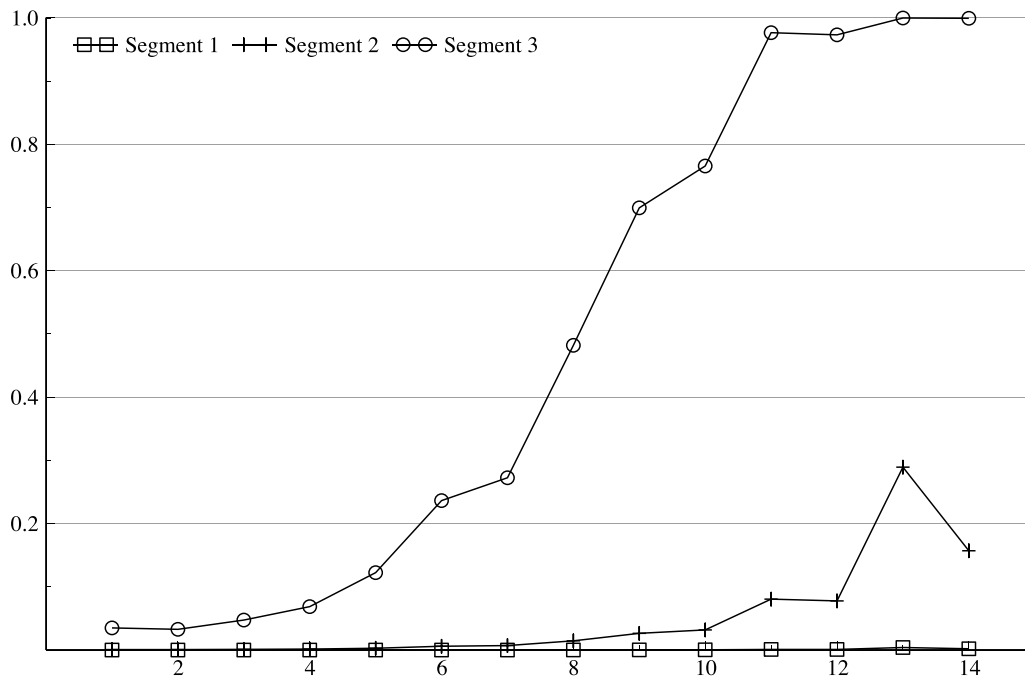
	非観測異質性なし			非観測異質性を考慮		
		S.E.		S.E.		
β_{PM}	-0.169	1.300		-2.008	2.261	
β_{FC}	5.038	3.736		7.298	6.032	
β_M	-0.039	0.043		-0.110	0.066	*
β_N	0.018	0.012		0.035	0.020	*
β_{V77}	1.306	0.458	***	2.935	0.536	***
β_{V78}	1.509	0.460	***	2.303	0.527	***
β_{V79}	1.444	0.442	***	1.724	0.490	***
β_{V80}	1.654	0.426	***	2.488	0.492	***
β_{V81}	1.232	0.433	***	1.489	0.497	***
β_{V82}	1.159	0.450	***	0.266	0.515	
β_{V83}	1.411	0.432	***	2.839	0.494	***
β_{V84}	0.812	0.452	**	0.658	0.502	
β_{V85}	1.132	0.442	***	0.608	0.484	
β_{V86}	1.182	0.467	**	1.134	0.535	**
β_{V87}	1.078	0.483	**	1.280	0.526	**
β_{V88}	1.285	0.467	***	1.380	0.520	**
β_{V89}	1.275	0.455	***	2.138	0.547	***
β_{V90}	0.859	0.441	*	1.669	0.528	***
β_{V91}	0.699	0.463		1.252	0.658	*
β_{I8}	-0.226	0.339		0.420	0.463	
β_{I9}	0.185	0.212		0.711	0.304	**
β_{I10}	0.270	0.246		-0.080	0.299	
β_{I11}	0.008	0.280		0.770	0.404	*
β_{I12}	0.105	0.231		0.632	0.337	*
β_{I13}	-0.026	0.162		1.495	0.304	***
β_{I14}	0.123	0.170		1.042	0.293	***
β_{I15}	-0.123	0.187		0.427	0.270	
β_{I16}	-0.056	0.268		0.526	0.400	
α_1				0.497	0.026	***
α_2				0.194	0.025	***
α_3				0.309		
μ_2				4.434	0.585	***
μ_3				8.235	0.738	***
Obs.	1170			1170		
L.L.	-1669.2			-1647.94		

***は1%、**は5%、*は10%水準での有意性を表わす。業種〔7〕及び92-95年度の属性はスベル完了数が少なく、ダミー対象から除いた。

表4：ベースラインハザード推定

デュレーション	非観測異質性なし		非観測異質性を考慮	
	ハザード	S.E.	ハザード	S.E.
1	0.024	0.015	0.00001	0.00001
2	0.013	0.008	0.00001	0.00001
3	0.013	0.008	0.00001	0.00002
4	0.011	0.007	0.00002	0.00002
5	0.011	0.007	0.00003	0.00004
6	0.012	0.008	0.00007	0.00008
7	0.008	0.005	0.00008	0.00009
8	0.010	0.007	0.00017	0.00020
9	0.011	0.007	0.00032	0.00035
10	0.008	0.006	0.00038	0.00041
11	0.014	0.009	0.00100	0.00101
12	0.007	0.005	0.00096	0.00096
13	0.019	0.013	0.00405	0.00388
14	0.009	0.007	0.00203	0.00211

図2：ベースラインハザード



5 投資スパイクと生産性

非観測異質性を考慮したハザード関数の推定では三つの異なるセグメントが見出され、そのうち一つのセグメントでは投資スパイクの発生間隔は10年程度であることが確認された。以下ではこの点に着目し、機械設備の投資に見られるスパイクが企業の生産性に与える効果について若干の分析を試みる。77年度から85年度のビンテージの投資スパイクを用い、その年度に投資スパイクが検出された企業について、その後の10年間の生産性の推移を考察する。

Power (1998) やJensen, McGuckin and Stiroh (2001) と同じく、生産性の指標には労働生産性を用

いる。まず、労働者一人当たりの労働時間として、毎月勤労統計調査による業種別の総実労働時間を用いる。そして、決算月を基準に過去12ヶ月の総実労働時間を合計し (H_{jt})、期末従業員数 M_{it} にかけたものを t 期における企業 i の実質労働力 MH_{it} として定義する。

続いて、労働力が生む付加価値を生産量と中間投入との差により求める。名目生産量 $p_{jt}Y_{it}$ には当期売上高から期首在庫(期首製品・商品棚卸高)を引き、期末在庫を加えたものを用いる。名目中間投入 $p_{jt}M_{it}$ には製造原価明細書の材料費、経費、そして棚卸資産に計上される原材料の階差の三つを合計したものをを用いる。日本銀行の国内企業物価指数・業種別 p_{jt} を用い、名目生産量、名目中間投入を実質化する。以上より、労働生産性を次のように定義する。

$$LP_{it} = \frac{Y_{it} - M_{it}}{MH_{it}}$$

表5は77年度から85年度のビンテージのスパイクによりサブサンプル企業を特定し、スパイク発生以後での10年間の労働生産性の推移を見たものである。年度下の一行目は、各年度における全サンプル企業での労働生産性の平均である。二行目は、その年度に投資スパイクが検出されたサブサンプル企業での労働生産性の平均である。両者を比べる限り、スパイクを経験するサブサンプルの生産性の平均は大半の年度で全サンプルの平均を下回る。このことはスパイクの発生時点において、投資にスパイクが見られる企業の生産性は母集団企業よりも低い可能性を示唆する。

三行目以下は、ビンテージ毎にスパイク発生後の労働生産性の平均を経年で観察したものである。投資スパイクのビンテージ毎での労働生産性の平均は対角線上に推移する。例えば、77年度のスパイクの労働生産性の平均は8.85である。1年後の78年度には、77年度のビンテージのスパイクの生産性は平均で10.20に推移する。同様にその10年後(87年度)の生産性の平均は10.54となる。図3は各ビンテージの平均生産性の推移を示す。いずれのビンテージの投資スパイクに関しても、概ねその発生後において企業に生産性の上昇をもたらすことが読み取れる。このような傾向は、Jensen, McGuckin and Stiroh(2001)が指摘する熟練効果(survival effect)を示唆するものと理解できる。

ここで、77年度から85年度に機械設備の投資スパイクを経験した企業をサンプルに用い、投資スパイクの発生以後の経過年数と労働生産性との関係を回帰分析により検証する。被説明変数は労働生産性であり、説明変数にはスパイク発生からの経過年数 Tim_h 、業種 Ind_j 、ビンテージ Vin_s をダミー変数として用いる。回帰式の特定は次の通りである。

$$LP_{it} = \beta_0 + \sum Tim_h \beta_{Th} + \sum Ind_j \beta_{Ij} + \sum Vin_s \beta_{Vs} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

表5：スパイク発生と労働生産性の推移

年度	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95
(A)	5.80	6.34	6.09	5.94	6.33	6.75	7.14	7.71	9.00										
(B)	8.85	5.25	5.19	6.82	5.57	6.29	6.59	7.59	9.87										
1年後		10.20	5.08	5.69	7.37	5.82	6.79	7.53	8.59	10.86									
2年後			10.53	5.33	6.02	7.81	5.86	7.29	8.11	9.09	11.52								
3年後				7.02	5.50	6.17	8.15	6.55	15.10	9.16	9.69	13.17							
4年後					7.21	6.17	6.62	7.18	6.87	15.50	9.81	10.74	15.00						
5年後						7.08	6.46	6.79	8.02	7.24	16.20	9.91	11.01	13.52					
6年後							7.24	6.67	7.40	8.29	8.26	16.03	11.27	12.22	17.11				
7年後								7.57	7.37	7.18	8.98	8.89	16.36	11.81	12.87	18.92			
8年後									8.35	7.53	8.30	9.05	9.70	19.44	11.46	13.26	22.29		
9年後										9.08	7.93	9.95	9.07	11.11	21.99	12.05	13.85	22.18	
10年後											10.54	8.42	10.31	10.06	11.16	15.72	12.67	14.58	21.63

(A) は各年度における全サンプル企業での労働生産性の平均、(B) は投資スパイクが検出されたサブサンプル企業での労働生産性の平均を表わす。

図3：ビンテージ毎による労働生産性の推移

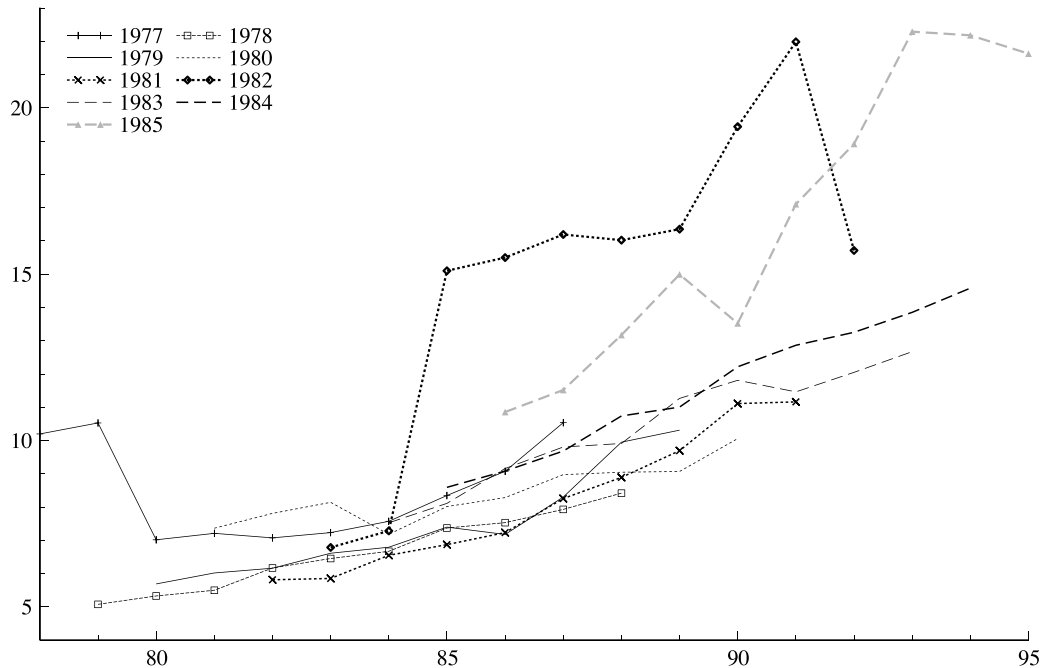


表6は(8)式の推定結果である。回帰式の特定に関わらず、スパイクから5年目までの経過年数ダミーに有意性は見られない。したがって、機械設備への投資スパイクにより生産性が向上する効果が現れるまでには5年を超える期間を要することが結果から読み取れる。6年目以降の経過年数では、その係数推定から労働生産性は時間に比例して増加する傾向が認められる。また業種ダミーを含むか否かによって、推定式の R^2 には大きな違いが見られることから、労働生産性の属性には業種固有の要因が強いことが示唆される。

ビンテージダミーの係数に関しては82年度と85年度に高い有意性が見られる。表5よりスパイク発生時における労働生産性の平均は85年度は他の時期よりも高いが、82年度はむしろ低い方に位置付けられる。したがって、機械設備の投資スパイクの生産性に対する効果と投資スパイクのビンテージとの関係についてはより詳細な分析が必要であり、今後の検討課題としたい。

6 結論

本稿は企業単位の設備投資に見られるスパイクに着目し、機械設備の更新投資に関する分析を行った。上場企業の有形固定資産データにおいてスパイクとして観察される大きな投資の実施を大幅な設備更新を示す行動として捉え、スパイクの発生に関するハザード関数の推定を行った。共変数と非観測異質性を考慮したハザード関数のセミパラメトリック推定からは、ベースラインハザードは投資の休止期間であるデューレーションに依存して増加する傾向が見られた。

ハザード関数に対する共変数の効果については、企業規模、設備年齢は非観測異質性を考慮した推定において有意であり、正の効果が見出された。しかし収益性、資金コストは有意でなく、ハザードへの効果は認められなかった。また、資本のビンテージや業種によるハザード率の差異も有意に観察された。非観測異質性を考慮した推定では三つのセグメントの存在が確認され、セグメント間では投資スパイクの発生確率が大きく異なることが見出された。セグメント毎に推計されたベースラインハザードには強い時間依存を示すものと、時間に関係なく殆ど0とみなされるものとが同時に確認された。具体的には約10年のデューレーションで機械設備を更新するセグメントと、逆にベースラインと

表 6：労働生産性の回帰式推定

	S.E.			S.E.			S.E.			S.E.		
β_0	7.650	1.129	***	10.549	1.218	***	5.721	1.707	***	7.053	1.591	***
β_{T2}	0.454	1.620		0.385	1.383		0.374	1.609		0.324	1.372	
β_{T3}	1.680	1.644		1.578	1.404		1.545	1.633		1.493	1.392	
β_{T4}	2.290	1.671		2.343	1.427		2.128	1.660		2.290	1.415	
β_{T5}	2.319	1.698		2.638	1.450	*	2.225	1.687		2.678	1.439	*
β_{T6}	3.338	1.729	*	3.612	1.476	**	3.269	1.718	*	3.660	1.465	**
β_{T7}	3.897	1.753	**	4.114	1.498	***	3.914	1.742	**	4.229	1.486	***
β_{T8}	5.079	1.785	***	5.211	1.525	***	5.091	1.773	***	5.314	1.512	***
β_{T9}	5.932	1.818	***	5.936	1.553	***	5.927	1.806	***	6.036	1.541	***
β_{T10}	5.700	1.843	***	6.049	1.575	***	5.683	1.832	***	6.155	1.563	***
β_{I7}				122.8	3.395	***				123.5	3.397	***
β_{I8}				-6.809	2.351	***				-6.374	2.344	***
β_{I9}				-0.553	1.611					-2.076	1.626	
β_{I10}				-5.505	1.809	***				-6.794	1.818	***
β_{I11}				-3.245	1.931	*				-3.971	1.968	**
β_{I12}				-4.549	1.727	***				-4.931	1.734	***
β_{I13}				-7.265	1.138	***				-7.576	1.155	***
β_{I14}				-2.351	1.118	***				-2.574	1.144	**
β_{I15}				-8.887	1.229	***				-8.965	1.244	***
β_{I16}				-8.105	1.872	***				-8.926	1.892	***
β_{V78}							-1.955	1.980		1.306	1.701	
β_{V79}							-1.181	1.937		2.000	1.673	
β_{V80}							-0.132	1.808		3.008	1.574	*
β_{V81}							-0.562	1.676		3.734	1.479	**
β_{V82}							6.062	1.788	***	6.852	1.556	***
β_{V83}							1.700	1.903		3.643	1.647	**
β_{V84}							2.854	1.737		0.711	1.547	
β_{V85}							7.450	1.695	***	9.543	1.482	***
Obs.	4195			4195			4195			4195		
R^2	0.004			0.273			0.017			0.285		

***は 1%、**は 5%、*は 10% 水準での有意性を表わす。

しての更新行動を殆どとらないセグメントなどに分けられた。

ベースラインハザードが時間に依存して増加する特徴はCooper, Haltiwanger and Power (1999)、Nilsen and Schiantarelli (2003) の実証結果と同様であり、日本のミクロデータについても断続的な資本調整モデルを支持する結果といえる。ハザード関数が右上がりであることは、機械設備の更新確率が時間に依存して増加することを意味する。機械設備が耐用年数に近づくにつれ、新たな機械に更新する動機は増加する。すなわち、それにより大きな投資スパイクが誘発されるものと考えられる。共変数のうち設備年齢と企業規模とによる効果に有意性が見られることから、設備年齢の高い企業、また小規模な企業においてより更新のデュレーションは短いと結論付けられる。

機械設備の投資スパイクと企業の実生産性との関係については、投資スパイクの発生からしばらくは生産性を向上させる効果は見られず、6 年目以降から生産性の増加が認められる。生産性の増加はスパイク発生からの経過年数と正比例の関係にあり、それはJensen, McGuckin and Stiroh (2001) の主張する熟練効果を示唆するものと解釈できる。

参考文献

-
- [1] Caballero, Ricardo J. and Engel, Eduardo M.R.A. "Explaining investment dynamics in U.S. manufacturing: a generalized (S, s) approach," *Econometrica*, July 1999, 67 (4), pp.783-826.
 - [2] Caballero, Ricardo J., Engel, Eduardo M. R. A. and Haltiwanger, John C. "Plant level adjustment and aggregate investment dynamics," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995, 2, pp.1-39.
 - [3] Caballero, Ricardo J. and Leahy, John V. "Fixed costs: the demise of marginal q ," *NBER Working Paper*, March 1996, 5508.
 - [4] Cooper, Russell and Haltiwanger, John C. "The aggregate implications of machine replacement: theory and evidence," *American Economic Review*, June 1993, 83 (3), pp.360-382.
 - [5] Cooper, Russell, Haltiwanger, John C. and Power, Laura. "Machine replacement and the business cycle: lumps and bumps," *American Economic Review*, September 1999, 89 (4), pp.921-946.
 - [6] Dolton, Peter and Klaauw, Wilbert van der. "Leaving teaching in the UK: a duration analysis," *Economic Journal*, March 1995, 105 (429), pp.431-444.
 - [7] Doms, Mark and Dunne, Timothy. "Capital adjustment patterns in manufacturing plants," *Review of Economic Dynamics*, April 1998, 1 (2), pp.409-429.
 - [8] Hayashi, Fumio and Inoue, Tohru. "The relation between firm growth and Q with multiple capital goods: theory and evidence from panel data on Japanese firms," *Econometrica*, May 1991, 59 (3), pp.731-753.
 - [9] Heckman, James and Singer, Burton. "A method of minimizing the impact of distributional assumptions in econometric models for duration data," *Econometrica*, March 1984, 52 (2), pp.271-320.
 - [10] Jensen, J. Bradford, McGuckin, Robert H. and Stiroh, Kevin J. "The impact of vintage and survival on productivity: evidence from cohorts of U.S. manufacturing plants," *Review of Economics and Statistics*, May 2001, 83 (2), pp.323-332.
 - [11] Lewellen, Wilbur G. and Badrinath, S.G. "On the measurement of Tobin's q ," *Journal of Financial Economics*, April 1997, 44 (1), pp.77-122.
 - [12] Meyer, Bruce D. "Unemployment insurance and unemployment spells," *Econometrica*, July 1990, 58 (4), pp.757-782.
 - [13] Nilsen, Øivind Anti and Schiantarelli, Fabio. "Zeros and lumps in investment: empirical evidence on irreversibilities and nonconvexities," *Review of Economics and Statistics*, November 2003, 85 (4), pp.1021-1037.
 - [14] Power, Laura. "The missing link: technology, investment and productivity," *Review of Economics and Statistics*, May 1998, 80 (2), pp.300-313.
 - [15] Prentice, Ross and Gloeckler, L. A. "Regression analysis of grouped survival data with application to breast cancer data," *Biometrics*, March 1978, 34 (1), pp.57-67.
 - [16] Rust, John. "Optimal replacement of GMC bus engines: an empirical model of Harold Zurcher," *Econometrica*, September 1987, 55 (5), pp.999-1034.