

資本財の異質性と取得形態別投資行動*

——新設, 中古, 大規模修繕——

外木 好美[†]
中村 純一[‡]
浅子 和美[§]

【要旨】

本論文は、内閣府の『民間企業投資・除却調査』と日本政策投資銀行の『企業財務データバンク』のマイクロデータを相互接続することで、資本財による異質性に加えて、取得形態別の投資行動の異質性も含めて検証したものである。建物・構築物、機械装置、輸送機械、土地の4種類の資本財それぞれについて、新設、中古、大規模修繕の3種類の取得形態による、計12セグメントの投資率を計測し、Tobinの q 理論が想定する凸型の調整費用関数を前提としたMultiple q の

* 本論文の作成にあたっては、日本学術振興会・科学研究費補助金(基盤研究(B), 課題番号25285062)とH27年度一橋大学経済研究所共同利用・共同研究拠点プロジェクト研究(課題名: 資本財の異質性と取得形態別投資行動——新設, 中古, 大規模改修, リースの選択)からの助成を受け、内閣府から『民間企業投資・除却調査』調査票情報の利用を認めていただいた。また、調査票の利用にあたっては、内閣府経済社会総合研究所の須賀優氏から、懇切丁寧なアドバイスをいただいた。記して感謝したい。ただし、残された誤りはすべて執筆者の責に帰するものである。なお、本論文の内容および見解は、すべて執筆者個人に属するものであり、執筆者が所属する組織とは一切関係のないものである。

[†] 立正大学・経済学部 uf04296kt@rissho-univ.jp

[‡] 日本政策投資銀行・設備投資研究所

[§] 立正大学・経済学部

投資関数の推定と、非凸型の調整費用関数の可能性も想定した因子分析の 2 つのアプローチで分析を行った。因子分析の結果、資本財の種類に関わらず、新設、中古、大規模修繕といった取得形態が共通するセグメントの中で因子負荷が近く、投資の調整費用のパラメータの値は資本財の種類よりも、取得形態の違いに左右される部分が多いことがわかった。この結果と Multiple q による投資関数の推計結果を総合すると、新設の投資行動は Tobin の q 理論が想定する凸型の調整費用関数である程度説明できるが、中古と大規模修繕については非凸型の調整費用関数の存在が示唆された。また、更新投資割合（あるいは企業成長）と深い関係を持つのは新設の因子であることが示唆された。

【キーワード】 設備投資, 資本財の異質性, Multiple q

【JEL classification】 D22, D92, E22, G31

1. はじめに

設備投資の実証分析において、標準的なアプローチとなるのが Tobin の q 理論である。Tobin によって提唱された q 理論は、後の研究者たちによって、設備投資に応じて凸型となる調整費用を伴う新古典派投資理論との融合が図られ、投資の実証分析において長年、標準的な枠組みとして捉えられてきた。しかし、その理論的な堅固さに比して推計パフォーマンスは芳しいものとは言えず、Tobin の q 理論が前提とする単一資本財（あるいは複数資本財の同質性）、完全な資本市場、投資率に対して凸型の調整費用関数といった仮定の妥当性が常に問われてきた。

Wildasin (1984) は、Tobin の q 理論の枠組みの中で資本財ごとの調整費用の異質性を考慮した最初の理論的研究であり、これを発展・応用させた浅子・國則・井上・村瀬 (1989, 1997) によって Multiple q の理論が展開された。日本企業のデータを用いた Multiple q モデルの枠組みによる投資関数の推計例としては、浅子・國則・井上・村瀬 (1989, 1997) 以降も、その外延的拡張を試みた外木・中村・浅子 (2010)、浅子・外木 (2010)、浅子・外木・中村 (2014)、中村・外木・浅子 (2017) などの一連の貢献がある。これらの分析結果ではいずれも、Single q

よりも Multiple q による枠組みの方が望ましいことは示されたものの、資本財の異質性を考慮したにも関わらず、Tobin の q 理論による投資関数のパフォーマンスの飛躍的な改善には至っていないのが現状といえよう。その原因としては様々なものがありうるが、資本財の異質性の探求をより深化させる観点からは、これまで検討されてきた建物・構築物、機械装置、車両運搬具あるいは土地といった、資本財の物理的特徴による異質性だけでなく、その取得形態によっても調整費用が異なる可能性を考慮する方向性が考えられる。なぜならば、先行研究では企業の財務諸表情報から得られる有形固定資産増加額を「新規取得」と見做してきたが、実際には「中古品取得」や「大規模修繕・改修額」を含んだ数字であり、これら取得形態間の異質性を捨象してしまうことによって、分析結果が影響を受けている可能性を検証できていないからである。

投資関数における調整費用の概念は、資本蓄積に伴う企業成長に対し、投入できる他の経営資源（組織資本、労働者の熟練）に希少性があるために、投資率が大きくなるほどある種の非効率性が逡増的に発生することを念頭に置いている。したがって、機械装置に対する同額の資金的支出であっても、それが新品や中古の取得であれば、生産ラインの増設など企業成長につながる投資である可能性が高いのに対し、修繕の場合はその可能性は低いと考えられることから、発生する調整費用も小さい可能性がある。また、取得であっても新品の場合は新機種の導入も多く、労働者が操作方法に習熟するためのコストが発生しやすいが、中古の場合は従来と同じ機種で調整費用は小さいという差異もありうる。このような取得形態による異質性は、これまで理論的には想定できても、データが入手困難であるため分析されてこなかった。しかしながら、2006年度から開始された内閣府の『民間企業投資・除却調査』（以下、投資・除却調査）は、このような取得形態別の投資額を、建物、機械など物理的な資本財区分とマトリックスで調査しており、物理的な財の異質性と取得形態による異質性の両方を同時に考慮した分析を行うことが可能になっている。

本論文は、この投資・除却調査の平成 21 年度～25 年度調査の調査票データを用い、上場企業財務データと接続したうえで、物理的な財の異質性に取得形態による違いも加えた、より包括的な異質性の分析を行う。ただし、投資・除却調査

は資本金 3,000 万円以上の企業に対するサンプリング調査であり、パネルデータの作成は原理的に困難であるうえ、財務データとのマッチングなどを経ると有効サンプル数はかなり減少してしまう。そこで本論文では、Tonogi, Nakamura, and Asako (2014) にならって、各企業の資本財別×取得形態別（以下、セグメント）の投資率の変動に対して因子分析を行い、データの基本的特徴を把握することに重点を置く。具体的には、全セグメントが共通に受ける各種ショック（因子スコア）と、当該ショックに対する全企業に共通であるがセグメントごとに異なる感応度（因子負荷量）とに分解する。さらに、その結果を用いて、セグメント間の投資率の相関係数を、各投資率の分散への共通因子要因による寄与率（共通性）と独自因子寄与率（独自性）とに分解する。

これらの分析を通じて、物理的な財と取得形態の組合せのどこに共通性があり、異質性が認められるのか、また、物理的な財の異質性と取得形態による異質性のどちらが重要なのか、といった問題を考察する。あわせて Multiple q による投資関数の推計結果も報告し、因子分析の結果と総合して、どのような解釈が可能であるかも検討する。なお、取得形態別の調整費用の異質性が存在するとすれば、前述の通り、取得形態と企業成長との関係の深さが鍵になる。そこで、日本政策投資銀行が毎年実施している『設備投資計画調査』における「投資動機」別（能力増強／新製品・製品高度化／合理化省力化／研究開発／維持・補修／その他）の投資の動きと、因子分析の結果を比較することで、より深い含意を得ることも試みる。

本論文の以下の構成は次の通りである。まず、第 2 節では因子分析と Multiple q 投資関数による分析枠組みについて説明する。第 3 節では、データの構築方法や統計的特徴について概説し、第 4 節が分析結果の報告と解釈に充てられる。第 5 節で結論をまとめる。

2. Multiple q の投資関数と因子分析

本節では、まず、取得形態別投資行動を Multiple q の投資関数の枠組みでどう捉えるのか、モデルを概観する。その後、Multiple q の投資関数と各投資財の投

資率に対して行う因子分析との関係を考察する。そのうえで、多様な資本財の異質性・同質性について、因子分析を用いてどのような分析を行うか説明する。

2.1. Multiple q の枠組みで捉える取得形態別投資行動

資本ストックには n 種類あり、第 j 番目 ($j=1, \dots, n$) の資本財の前期末の資本ストックを $(1-\delta_j)K_j$ 、当期首の投資後の資本ストックを K_j 、当期末の資本ストックを $(1-\delta_j)K'_j$ とする。 δ_j ($j=1, \dots, n$) を各資本財の物理的減耗率とすれば、設備投資は

$$I_j = K'_j - (1-\delta_j)K_j \quad (1)$$

で表される。各期において、企業が設備投資を行う際に選択可能な取得形態には新設、中古、および大規模修繕の3種類があり、設備投資の総額はこの3形態の合計となる。

$$I_j = I_j^c + I_j^o + I_j^l \quad (2)$$

ただし、変数右上の添え字 c, o, l はそれぞれ、新設、中古、大規模修繕を表す。企業の粗利潤関数はコブダグラス型を仮定し、規模に関して収穫一定 (1次同次) として

$$\Pi(A, K'_1, \dots, K'_n) = AK'^{a_1}_1 \cdots K'^{a_n}_n, \quad \sum_{j=1}^n a_j = 1 \quad (3)$$

と書けるものとする。ただし、 a_j は各資本財の粗利潤に対する貢献度の尺度となるパラメータであり、企業の利潤最大化行動を前提とすならば、資本財 j の分配率となるものである。 A は全要素生産性 (TFP) を表す。

投資の調整費用関数は資本財ごと、資本財の取得形態ごとに分離可能であり、また、期末の資本ストックを基準とした投資率の2次関数として表される部分と期末資本ストックの規模を表す部分との積として表現できるものと仮定する。す

なわち,

$$C(I_1^c, \dots, I_n^c, I_1^o, \dots, I_n^o, I_1^l, \dots, I_n^l, K_1, \dots, K_n) \\ = \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{\gamma_j^c}{2} \left(\frac{I_j^c}{(1-\delta_j)K_j'} - a_j^c \right)^2 (1-\delta_j)K_j' + \frac{\gamma_j^o}{2} \left(\frac{I_j^o}{(1-\delta_j)K_j'} - a_j^o \right)^2 (1-\delta_j)K_j' \right. \\ \left. + \frac{\gamma_j^l}{2} \left(\frac{I_j^l}{(1-\delta_j)K_j'} - a_j^l \right)^2 (1-\delta_j)K_j' \right\} \quad (4)$$

とする。ただし、 $\gamma_j^h > 0$ ($h=c, o, l$) は投資の調整費用の大小を左右するパラメータであり、以下で明らかになるように Tobin の q 理論による投資関数を特徴付ける上で重要な役割を果たす。 a_j^h ($h=c, o, l$) は、調整費用が最小値をとる投資率に対応するパラメータであり、投資率が a_j^h から乖離するほど調整費用が増加する¹。

以上の前提の下で、企業価値 V に関する最大化問題のベルマン方程式は、 β を割引因子、 E を期待オペレータとして、

$$V(A, K_1, \dots, K_n) = \max_{K_j'} \left[AK_1^{a_1} \dots K_n^{a_n} \right. \\ - \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{\gamma_j^c}{2} \left(\frac{I_j^c}{(1-\delta_j)K_j'} - a_j^c \right)^2 (1-\delta_j)K_j' \right. \\ + \frac{\gamma_j^o}{2} \left(\frac{I_j^o}{(1-\delta_j)K_j'} - a_j^o \right)^2 (1-\delta_j)K_j' \\ \left. + \frac{\gamma_j^l}{2} \left(\frac{I_j^l}{(1-\delta_j)K_j'} - a_j^l \right)^2 (1-\delta_j)K_j' \right\} - \sum_{j=1}^n p_j (K_j' - (1-\delta_j)K_j) \\ \left. + \beta E_{A_1|A} \{ V(A', K_1', \dots, K_n') \} \right] \quad (5)$$

¹ 理論的には投資率と同様、マイナス値を含めて $a_j^h \leq \frac{1}{(1-\delta_j)}$ の範囲をとりうる。

と表される。ただし、 p_j は生産物価格をニューメーラールとした資本財 j の価格²を表す。

包絡線の定理を用いると、(5)式において $K_j (j=1, \dots, n)$ について微分して整理することによって、企業価値の最大化条件

$$\frac{\partial V(A, K_1, \dots, K_n)}{\partial K_j} = \frac{(1-\delta_j)\gamma_j^c(Z_j^c - a_j^c) + (1-\delta_j)\gamma_j^o(Z_j^o - a_j^o)}{(1-\delta_j)\gamma_j^l(Z_j^l - a_j^l) + (1-\delta_j)p_j} \quad (6)$$

を得る。ただし、

$$Z_j^h = \frac{I_j^h}{(1-\delta_j)K_j} \quad (h=c, o, l) \quad (7)$$

は、第 j 資本財の取得形態 h の投資率である。

企業価値は、前期末資本ストック $(1-\delta_j)K_j (j=1, \dots, n)$ に関して1次同次と考えるが、表記上は $K_j (j=1, \dots, n)$ に関して1次同次であるとした場合に、同次関数についてのオイラーの定理により、

$$\sum_{j=1}^n \frac{1}{(1-\delta_j)} \frac{\partial V(A, K_1, \dots, K_n)}{\partial K_j} (1-\delta_j)K_j = V(A, K_1, \dots, K_n) \quad (8)$$

が成立する。したがって、(6)式の右辺を(8)式に従って集計して整理すると、

$$(q-1)P = \sum_{j=1}^n \{\gamma_j^c Z_j^c s_j + \gamma_j^o Z_j^o s_j + \gamma_j^l Z_j^l s_j\} - \sum_{j=1}^n \{\gamma_j^c a_j^c s_j + \gamma_j^o a_j^o s_j + \gamma_j^l a_j^l s_j\} \quad (9)$$

² 新設投資財は、中古投資財に比べて設備の販売価格は高いであろう。しかし、この価格差は残存期間の違いという実物的な要因を反映したものであり、投資財価格とレンタルコストの関係から考えれば、投資額をデフレートする際には新設と中古に共通の投資財価格を用いるべきである。言い換えれば、高い販売価格の新設設備と安い販売価格の中古設備に対して同じ投資財価格で実質化することで、残存期間の長い新設設備に対して中古設備の実質価値が残存期間の短い分、小さく算定されることになる。詳しい考察については、補論1を参照されたい。

となる。ただし、

$$q = \frac{V}{\sum_{j=1}^n p_j (1 - \delta_j) K_j} \quad (10)$$

$$P = \frac{\sum_{j=1}^n p_j (1 - \delta_j) K_j}{\sum_{j=1}^n (1 - \delta_j) K_j} = \sum_{j=1}^n p_j s_j \quad (11)$$

$$s_j = \frac{(1 - \delta_j) K_j}{\sum_{j=1}^n (1 - \delta_j) K_j} \quad (12)$$

と、設備投資の取得形態も加味した Multiple q の枠組みによる投資関数が導出される。ここで、 q は n 種類の資本財を集計した資本ストックによる「平均 q 」、 P は集計された資本ストックのインプリシット・デフレータである。また、 s_j は集計された資本ストックに占める各資本財の構成比であり、かつ資本ストック別の投資率を集計する際の加重ウェイトでもある。

もしも新設・中古・大規模修繕の調整コストのパラメータが全て等しい場合 ($\gamma_j^h = \gamma_j$, $a_j^h = \frac{1}{3} a_j$) には、(9) 式は

$$(q-1)P = \sum_{j=1}^n \gamma_j Z_j s_j - \sum_{j=1}^n \gamma_j a_j s_j \quad (13)$$

のように書き換えられる。ただし、 Z_j は取得形態を通じた第 j 資本財の総投資に関する投資率

$$Z_j = \frac{I_j}{(1 - \delta_j) K'_j} \quad (14)$$

であり、(7) 式で与えられる取得形態別投資率の和として定義される。この枠組みにおいては、通常の Multiple q の投資関数は、各資本財で新設も中古も大規模修繕も同じパラメータを持つ調整費用関数を想定した特殊ケースとして考えることができる。本論文では、(9) 式の体系を推計に用い、Multiple q の投資関数の

枠組みで取得形態別投資行動が捉えられるのか、考察を行う。

2.2. 投資関数と因子分析との対応

因子分析の基本モデルとして、個体 i ($i=1, 2, \dots, N$) の変量 j ($j=1, 2, \dots, n$) の観測値の標準スコア z_{ij} に対して

$$z_{ij} = a_{j1}f_{i1} + a_{j2}f_{i2} + \dots + a_{jm}f_{im} + d_j u_{ij} \quad (15)$$

の線形モデルを考える。ただし、標準スコアは各変量の平均値からの乖離を標準偏差で除した値で定義され、平均が 0、分散が 1 となるように標準化された数量である。(15) 式の右辺の $f_{i1}, f_{i2}, \dots, f_{im}$ は、個体 i に対する第 1, 第 2, \dots , 第 m 因子の因子スコア (factor score) であり、すべての標準スコア z_{ij} について共通に用いられることから、共通因子とも呼ばれる。右辺最後尾の u_{ij} は個体 i に係る n 個の変量 j それぞれに対応する個体 i 固有の変動を表す独自因子である。共通因子に掛かる係数 a_{jp} は因子負荷 (factor loading) と呼ばれ、変量 j に第 p 因子がどれほど反映されているかを表す。係数 d_j は各変量の独自因子の重みを表す独自因子負荷であり、 i によらず個体間で共通の値となる³。

本論文の分析では、個体として企業 i を、変量として (7) 式で定義された資本財 j と資本取得形態 h ごとの投資率 ($j=1, 2, \dots, n; h=c, o, l$) を表すものとする。ただし、資本財の種類と取得形態別の表記を合わせるように、(14) 式を以下のように書き改める。

$$z_{ij}^h = a_{j1}^h f_{i1}^h + a_{j2}^h f_{i2}^h + \dots + a_{jm}^h f_{im}^h + d_j^h u_{ij}^h \quad (16)$$

この時、各企業の m 個の因子スコア ($f_{i1}^h \sim f_{im}^h$) は企業 i の特性を捉えたものであり、各因子はすべての資本財に対しその取得形態に関わらず共通に影響を与える

³ 因子分析のイメージについては、例えば Tonogi, Nakamura and Asako (2014) の Figure 1 を参照されたい。

(例えば, 全要素生産性 TFP に影響を与える諸ショック). 一方, 因子負荷 (a_{jm}^h $\sim a_{jm}^h$) は企業特性 ($f_{il} \sim f_{im}$) に対して資本財別 (j)・取得形態別 (h) の設備投資がどの程度反応するのかを表し, 企業間で共通のパラメータとなる. 言い換えると, 企業間の投資率の違いは企業特性である因子スコアの違いによって生じ, 資本財間・取得形態間の投資率の違いは企業特性への反応である因子負荷の違いによって生じることになる⁴.

資本財の異質性を前提とした Multiple q の理論的枠組みで因子分析を適用するならば, 各企業の因子スコアは, 資本財・取得形態の別にかかわらず当該企業の投資行動へ影響を及ぼす生産性ショックであり, 見方を変えれば, 異質性を示す資本財・取得形態ごとの Tobin の q に対応する⁵. 一方, 因子負荷は, 生産性ショックに対する資本財・取得形態ごとの投資の反応の違いを捉えたものであり, 企業間共通の凸型調整費用のパラメータに対応すると解釈できる. 仮に, 異なる資本財・異なる取得形態同士で調整費用のパラメータの値が等しいとするならば, 資本財・取得形態ごとの Tobin の q である q_j^h に対するこれら投資率の反応も一致するはずであるから, 因子負荷も一致する. 凸型調整費用にかぎらず, どのような調整費用を前提としたとしても, 調整費用のパラメータが一致して投資率の動きも一致する資本財・取得形態同士ならば, 因子負荷も一致するはずと考えられ

⁴ 例えば, あるクラスに所属する生徒の各教科の成績について因子分析をしたとする. 生徒によって, 暗記が得意か, 計算が得意か, 集中力はあるかといった特性は異なる. 因子とはこうした特性を捉えたものであり, 暗記が得意な (1 つ目の因子が高い) 生徒は, 歴史や生物の成績は良いだろうし, 計算が得意な (2 つ目の因子が高い) 生徒は数学や物理の成績が良いだろう. 生徒間の成績の違いは, その生徒の持つ特性の違い, つまり因子の違いによって生み出される. また, 計算が得意でもそれがすぐに成績に出やすい数学か, まったくその特性が成績には反映されない歴史かによって, 特性が成績に与える影響は異なってくる. つまり, 因子負荷の違いが科目間の成績の違いを生み出すことになる.

⁵ 浅子・國則・井上・村瀬 (1989) で展開された Multiple q 理論の枠組みでの Partial q に相当する. 因子分析と Multiple q の投資関数の対応については, 補論 2 を参照されたい.

る⁶。本論文では、因子分析の結果得られる因子負荷の値を利用し、投資率の動きが一致する資本財・取得形態の組合せに注目し、資本財の異質性を検証する⁷。

2.3. 因子分析

さて、(16) 式の因子分析の基本モデルを、それぞれの行列の次元とともに行列表記すると、

$$Z = FA' + UD \quad (17)$$

$$(N \times \{n \times 3\}) = (N \times m) \cdot (\{n \times 3\} \times m)' + (N \times \{n \times 3\}) (\{n \times 3\} \times \{n \times 3\})$$

となる。ただし、各行列は

$$Z = \begin{bmatrix} z_{11}^c & z_{11}^o & \cdots & z_{1n}^l \\ z_{21}^c & z_{21}^o & \cdots & z_{2n}^l \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ z_{N1}^c & z_{N1}^o & \cdots & z_{Nn}^l \end{bmatrix},$$

$$F = \begin{bmatrix} f_{11} & f_{12} & \cdots & f_1 \\ f_{21} & f_{22} & \cdots & f_{2m} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ f_{N1} & f_{N2} & \cdots & f_{Nm} \end{bmatrix}, \quad A = \begin{bmatrix} a_{11}^c & a_{11}^o & \cdots & a_{1m}^l \\ a_{21}^c & a_{21}^o & \cdots & a_{2m}^l \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ a_{n1}^c & a_{n1}^o & \cdots & a_{nm}^l \end{bmatrix}, \quad (18)$$

$$U = \begin{bmatrix} u_{11}^c & u_{11}^o & \cdots & u_{1n}^l \\ u_{21}^c & u_{21}^o & \cdots & u_{2n}^l \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ u_{N1}^c & u_{N1}^o & \cdots & u_{Nn}^l \end{bmatrix}, \quad D = \begin{bmatrix} d_1^c & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & d_1^o & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & d_n^l \end{bmatrix},$$

⁶ 非凸の調整費用の投資関数と因子分析の関係については、Tonogi, Nakamura and Asako (2014) の Appendix を参照されたい。

⁷ 経済分析に因子分析が応用される場合、その代表例として挙げられるのが、多変量時系列解析である。この場合の基本モデルは

と表される。

因子分析では、以下の諸仮定において、分析を進める。まず第 1 に、共通因子と独自因子の平均は 0 であるとする。すなわち、 $\mathbf{1}$ を全ての要素が 1 の縦ベクトルとして、

$$\mathbf{F}'\mathbf{1}=\mathbf{0}, \quad \mathbf{U}'\mathbf{1}=\mathbf{0} \quad (19)$$

となる。第 2 に、共通因子間の相関行列は、分散を 1 として、

$$\frac{1}{N}\mathbf{F}'\mathbf{F}=\mathbf{L}=\begin{bmatrix} 1 & l_{12} & \cdots & l_{1m} \\ l_{21} & 1 & \cdots & l_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ l_{m1} & l_{m2} & \cdots & 1 \end{bmatrix}, \quad (20)$$

とする。

第 3 に、共通因子の因子ファクター同士がすべて直交する直交因子モデルの場合、相関行列の対角要素以外は 0 となる。対角要素以外がすべて 0 ではない場合は、斜交因子モデルと呼ばれるが、本論文では直交因子を仮定し、因子間の相関は無いものとする。すなわち、 \mathbf{I}_m を対角要素のみが 1、その他の要素は全て 0 の m 次元の正規単位行列とすれば、

$$\mathbf{L}=\mathbf{I}_m \quad (21)$$

$$z_{it}=a_{i1}f_{i1}+a_{i2}f_{i2}+\cdots+a_{im}f_{im}+d_{it}$$

と定式化され、変量 (j) として企業やマクロ変数がとられ、時系列 (t) を個体として扱うことが多い。この場合、共通因子 $f_{iq}(q=1, \dots, m)$ は各時点での企業間やマクロ変数間で共通のショックとの解釈がなされ、因子負荷 $a_{ip}(p=1, \dots, m)$ は、そうした共通のショックに対する個別企業や個別マクロ変数の反応度合として解釈される。本論文の分析とは、個体と変量の役割が逆転していることに注意が必要である。

である。

最後に、第4の仮定として、独自因子は独立性を示し、共通因子と独自因子の相関は0、独自因子同士は直交すると仮定する。すなわち、

$$F'U=0, \quad \frac{1}{N} U'U=I_{n \times 3} \quad (22)$$

が満たされる。

以上の仮定の下では、変量間の相関係数行列 R を分解すると、(19)～(22)式を用いて

$$\begin{aligned} R &= \frac{1}{N} Z'Z \\ &= \frac{1}{N} AF'FA' + \frac{1}{N} AF'UD + \frac{1}{N} DU'FA' + \frac{1}{N} DU'UD \\ &= ALA' + D'D \\ &= AA' + D'D \end{aligned} \quad (23)$$

が成立し、 AA' と $D'D$ へと分けることができる。この行列の対角要素は

$$\sum_{p=1}^m (a_{jp}^h)^2 + (d_j^h)^2 \quad (24)$$

となっており、1に基準化された各投資率の分散を、共通因子要因による部分(共通性)と独自要因による部分(独自性)とに分解する。つまり、基準化される前の各投資率の分散への、共通因子要因と独自因子要因による寄与率となる。仮に本論文の投資率の分析において独自性の寄与が小さく計算されるならば、凸型の調整費用関数を前提とする Multiple q モデルによる投資関数の説明力が弱かったとしても、何らかの非凸型の調整費用関数を想定することで説明力の高い投資モデルを構築できる可能性があることを示唆する。

3. データの作成方法

3.1. 総投資と総資本ストック

本論文の分析に使用する企業財務データは、日本政策投資銀行『企業財務データバンク』(以下、財務データバンク)に収録された東証・大証・名証の各証券取引所一部・二部上場全企業(金融機関を除く)の個別決算データである。ただし、財務データは、2004年度までを対象とした外木・中村・浅子(2010)とは異なり、2014年度までへと延長されている。上場廃止企業や新規上場企業もデータの存在する期間は分析対象とする非バランス型パネルデータであり、各企業の資本ストック・データは、1977年度以前から存在する企業については同年度を、それ以降に上場した企業については財務データバンクにデータが初めて収録された年度をベンチマーク・イヤーとする恒久棚卸法により作成する。財務データで計測される投資系列とストック系列は、概念上、新設・中古・大規模修繕のすべてを含むが、その内訳は不明である。

財務データバンクの有形固定資産明細データに収録されている償却可能固定資産の種類は、分析対象外とした賃貸用固定資産とその他の償却資産を除くと、建物、構築物、機械装置、船舶(航空機を含む)、車両運搬具、工具器具備品の6分類であり、それに土地を加えた7種類の資本財の投資率データを構築する。

設備投資額は、通常「資本財の新規取得額」から「売却・除却設備の残存時価」を差し引いたもの、すなわち純投資として定義される。ただし、「売却・除却設備の残存時価」の部分については観察可能なデータが存在せず、しかも推計に利用可能なデータも限られることから、先行研究においては以下の3通りのデータ構築方式が採用されてきた。

- (1) 会計上の恒等式から逆算した売却・除却額の簿価に「時価簿価比率」を乗じた値を用いる方法(以下「比例方式」と呼ぶ)であり、浅子・國則・井上・村瀬(1989)やHayashi and Inoue(1991)などで採用されている。
- (2) 会計上の恒等式から逆算した売却・除却額の簿価をそのまま使用する方法(以下「簿価方式」と呼ぶ)であり、鈴木(2001)で採用されている。

- (3) データの制約から正確な計算は不可能であると達観し、投資額全体に占める割合も比較的小さいと考えられるために、一律ゼロとする方法（以下「ゼロ方式」と呼ぶ）であり、堀・齊藤・安藤（2004）などで採用されている。ゼロ方式の別の解釈としては、売却・除却額は既存の設備の一定割合として、減価償却に含めて考えることであろう。もちろんこの解釈では、定期的ではない大規模な売却・除却は追跡できていないことになる。

3通りの方式を相互に比較対照するならば、ゼロ方式による設備投資データを用いる場合には、推計結果は設備の新規取得行動のみを反映したものとなる（事実上、粗投資を分析対象とすることとなる）のに対し、他の2つの方式によるデータを用いた場合は、設備の売却・除却行動も一体として分析することになる。ストックを比較すると、売却・除却をゼロとするゼロ方式が最も大きい値となる。簿価方式と比例方式の値を比較すると、簿価方式の方がストックの値が大きい傾向がみられる。詳しい作成方法とデータの推移については、外木・中村・浅子（2010）を参照されたい。

3.2. 新設・中古・大規模修繕

次に、取得形態別（新設・中古・大規模修繕）の投資率の系列を得るために、財務データに基づく総投資、総資本ストックのデータに、内閣府『民間企業投資・除却調査』（以下、投資・除却調査）の個票データを、企業名と資本金情報を使って接続する。この調査は、民間企業における新規資産・中古資産の取得としての投資支出及び除却に関する状況等を資産別に調査し、国民経済計算における資本ストック統計作成のための基礎資料とすることを目的として、平成18年度から開始されたものである。本論文では、調査項目に会計期間の終了年月が加わった平成21年度調査から平成25年度調査までのデータを利用する。投資・除却調査の調査対象は、平成24年『経済センサスー活動調査』（総務省）などに基づいて作成された、統計法第27条に規定する最新の事業所母集団データベース名簿に基づき母集団名簿約137,000社から資本金階級別⁸、37業種別に層化無作為抽出

⁸ 資本金3,000万円以上5,000万円未満、5,000万円以上1億円未満、1億円以上10億円未満、10億円以上50億円未満、50億円以上の5段階。ただし、資本金10億円以上

により選定された約3万社で、有効回答率は50%前後である。したがって、財務データバンク収録企業のうち投資・除却調査の調査データと接続できたのは1,168社、データ数は2,851で、各企業の平均データ数は2.44時点分にとどまる。

取得形態別(新設・中古・大規模修繕)の投資率の算出にあたっては、資本財の種類に加えて取得形態の違いも異質性の対象として分析することにより、いわゆる「次元の呪い」の問題がより深刻になりやすいことを考慮し、資本財の種類を因子負荷の近さ(すなわち、調整費用のパラメータの近さ)によって4種類に集約することとした。集約の仕方は、Tonogi, Nakamura and Asako (2014)の結果を踏まえ、以下の通りとする。

- 建物、建物付属設備、構築物は、「建物・構築物」として集約
- 機械及び装置、工具・器具及び備品は、「機械装置」として集約
- 船舶⁹、航空機、車両及び運搬具は、「輸送機械」として集約
- 土地は、そのまま「土地」として利用

まず投資・除却調査の調査項目の中から、財務データバンクの勘定項目と一致する建物、建物付属設備、構築物、機械及び装置、船舶、航空機、車両及び運搬具、工具・器具及び備品、土地について、上記4分類に集計したうえで、資本財別に新設取得額、中古品取得額、および大規模修繕・改修費用の割合を計算する¹⁰。そして企業財務データから算出した資本財別の総投資に関する投資率をコントロール・トータルとし、投資・除却調査から計算された各資本財の新設取得額、中古品取得額、および大規模修繕・改修費用の割合を掛け合わせることで、資本財別・取得形態別の投資率(z_{ij}^h)を得る。なお、投資・除却調査における新設・中古・大規模修繕の比率は、前述の「資本財の新規取得額」もしくはゼロ方式で定義され

の企業については、悉皆層とし、すべてを調査対象として選定している。

⁹ Tonogi, Nakamura and Asako (2014) では、船舶は他の資本財と因子負荷が異なっているが、船舶の値を取録したサンプル数が非常に少ないことから、「輸送機械」として集約した。

¹⁰ 3項目の合計値に対する各項目の構成比を求めた。ただし、土地の取得はすべて既存の物件であるから、土地の調査項目は中古(取得費)と大規模修繕(整地費・造成費)の2項目のみである。

た投資額に対応する値であることから、本論文ではゼロ方式のデータを主な分析対象とし、簿価方式や比例方式はロバストネス・チェックに利用することとする¹¹。

3.3. 基本統計量

各資本財別に、新設、中古、大規模修繕のいずれかで正の投資額が確認できたサンプルについて、新設取得額、中古品取得額、および大規模修繕の割合の基本統計量を求めたものが、表1である。接続できたデータの総数2,851に対し、建物・構築物や機械装置は2,700以上のデータが存在しており、ほとんどの企業で投資が行われたことが確認できる。一方、輸送機械は1,702、土地は835と投資を行ったサンプルは大きく減る。各資本財で取得形態別の割合の平均値を比較すると、もともと新規取得の存在しない土地を除けば、新設の割合が最も高く、建物・構築物で79%、機械装置と輸送機械で91%となっている。建物・構築物と機械装置においては、大規模修繕の割合がそれぞれ17%と8%と新設に次いで

表1：資本財別の新設・中古・大規模修繕の割合の基本統計量

		サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
建物・構築物	新設	2,722	0.792	0.319	0	1
	中古	2,722	0.034	0.140	0	1
	大規模修繕	2,722	0.174	0.296	0	1
機械装置	新設	2,780	0.908	0.188	0	1
	中古	2,780	0.016	0.079	0	1
	大規模修繕	2,780	0.076	0.172	0	1
輸送機械	新設	1,702	0.906	0.250	0	1
	中古	1,702	0.051	0.197	0	1
	大規模修繕	1,702	0.043	0.166	0	1
土地	中古	835	0.907	0.273	0	1
	大規模修繕	835	0.093	0.273	0	1

(注) 各資本財において、新設・中古・大規模修繕のいずれかの投資がある場合のみで、基本統計量を計算している。

¹¹ 簿価方式と比例方式は除却・売却額（負の投資）も加味した投資額を計算したものであり、これに新規取得に対応する新設・中古・大規模修繕の割合を掛け合わせるというこ

表 2: 基本統計量 (ゼロ方式)

			サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
$(q-1)P$			2,812	-0.531	1.335	-9.681	8.084
投資率	建物・構築物	総額	2,812	0.053	0.084	0	0.893
		新設	2,812	0.044	0.078	0	0.893
		中古	2,812	0.003	0.020	0	0.458
		大規模修繕	2,812	0.005	0.019	0	0.553
	機械装置	総額	2,812	0.117	0.099	0	0.869
		新設	2,812	0.106	0.097	0	0.835
		中古	2,812	0.002	0.015	0	0.569
		大規模修繕	2,812	0.008	0.023	0	0.402
	輸送機械	総額	2,812	0.104	0.150	0	1.172
		新設	2,812	0.089	0.140	0	1.172
		中古	2,812	0.004	0.029	0	0.722
		大規模修繕	2,812	0.004	0.026	0	0.800
土地	総額	2,812	0.022	0.075	0	0.910	
	中古	2,812	0.017	0.067	0	0.910	
	大規模修繕	2,812	0.000	0.006	0	0.201	
ストック シェア	建物・構築物	2,812	0.391	0.145	0.034	0.974	
	機械装置	2,812	0.297	0.213	0.002	0.943	
	輸送機械	2,812	0.009	0.036	0	0.925	
	土地	2,812	0.304	0.185	0	0.917	

とは、除却・売却される資産の残存時価の内訳が新規取得の内訳と同じであるという強い仮定を置くことを意味する。

表 3: 基本統計量 (簿価方式)

			サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
$(q-1)P$			2,811	-0.524	1.312	-9.202	8.002
投資率	建物・構築物	総額	2,811	0.040	0.346	-17.423	0.919
		新設	2,811	0.033	0.342	-17.423	0.919
		中古	2,811	0.002	0.022	-0.540	0.576
		大規模修繕	2,811	0.004	0.021	-0.442	0.313
	機械装置	総額	2,811	0.114	0.150	-4.834	0.884
		新設	2,811	0.103	0.138	-4.028	0.849
		中古	2,811	0.002	0.014	-0.162	0.347
		大規模修繕	2,811	0.007	0.030	-0.806	0.483
	輸送機械	総額	2,811	0.075	0.737	-29.339	1.172
		新設	2,811	0.094	0.159	-1.002	1.172
		中古	2,811	0.005	0.031	-0.214	0.726
		大規模修繕	2,811	0.004	0.031	-0.015	1.024
土地	総額	2,811	-0.050	0.968	-32.766	0.995	
	中古	2,811	0.011	0.144	-4.310	0.981	
	大規模修繕	2,811	-0.001	0.017	-0.444	0.206	
ストック シェア	建物・構築物	2,811	0.417	0.156	0.036	0.988	
	機械装置	2,811	0.316	0.216	0.001	0.944	
	輸送機械	2,811	0.009	0.036	0	0.921	
	土地	2,811	0.258	0.176	0	0.917	

高く、中古の割合がそれぞれ 3% と 2% と最も低い。輸送機械については、中古と大規模修繕の割合がそれぞれ 5% と 4% と拮抗している。土地については、中古が 91% を占めており、大規模修繕は 9% であった。

次に、Multiple q の投資関数と因子分析に必要な各変数の基本統計量を見

表 4: 基本統計量 (比例方式)

			サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
$(q-1)P$			2,811	-0.525	1.317	-9.416	8.181
投資率	建物・構築物	総額	2,811	0.030	0.588	-29.775	1.049
		新設	2,811	0.026	0.578	-29.775	1.049
		中古	2,811	0.002	0.038	-1.680	0.648
		大規模修繕	2,811	0.003	0.039	-1.668	0.326
	機械装置	総額	2,811	-0.203	11.136	-581.098	1.097
		新設	2,811	-0.195	11.072	-581.098	0.922
		中古	2,811	-0.001	0.103	-5.345	0.448
		大規模修繕	2,811	-0.003	0.527	-27.833	0.509
	輸送機械	総額	2,811	-0.412	11.620	-574.066	1.172
		新設	2,811	-0.257	11.332	-574.066	1.172
		中古	2,811	0.002	0.112	-5.229	1.066
		大規模修繕	2,811	0.004	0.042	-0.971	1.172
	土地	総額	2,811	-0.050	0.968	-32.766	0.995
		中古	2,811	0.012	0.144	-4.310	0.981
		大規模修繕	2,811	-0.001	0.017	-0.444	0.206
	ストック シェア	建物・構築物	2,811	0.419	0.162	0.012	0.989
機械装置		2,811	0.288	0.213	0	0.944	
輸送機械		2,811	0.007	0.035	0	0.923	
土地		2,811	0.285	0.192	0	0.921	

たものが、表 2～4 である。Tobin の $q((q-1)P)$ が絶対値で 10 を超えるデータは異常値として分析対象外とした¹²。異常値として処理されるデータ数は約 40 であり、データ全体の約 1.5% となる。先行研究で確認されている通り、除却・売却を加味する簿価方式と比例方式の投資率の最小値は負の値となっており、また除却・売却をより大きく評価する傾向があるとされる比例方式において負の方向で大きな値が観測されている。また、本論文の分析対象期間は平成 21 年度からとなっており、リーマンショックによる株価低迷の影響が大きく影響を残す期間であることから、Tobin の q の値は先行研究よりも低めの値となっている。

4. 推計結果

本節では、まず、投資率に対して凸型の調整費用関数を前提とした Multiple q の投資関数による推計結果を見る。その際、先行研究との比較可能性を踏まえ、新設・中古・大規模修繕の違いを考慮しない Multiple q の投資関数も推計する。次に、非凸型の調整費用の可能性を吟味するため因子分析を行い、Multiple q の投資関数の推計結果と合わせて総合的な解釈を加える。さらに、第 2 節で見たように、因子分析で推定される因子は、すべての資本財・取得形態に共通に影響を与える企業固有のものであり、Tobin の q に影響を与える生産性ショックに対応すると考えられることから、推計された因子を Tobin の q に回帰することで、企

¹² 外木・中村・浅子 (2010) は、個別企業の平均 q の数値を見ると、ソフトウェア業や電算機関連情報サービス業といった IT (情報技術) 関連産業に属する企業を中心に、90 年代末以降 100 を超える例が目立つようになり、中には 1,000 を超えるようなケースもあると報告している。IT 関連ビジネスでは、有形固定資産をほとんど必要とせず、画期的なビジネスモデルや顧客ネットワークなどの無形資産を企業価値の源泉とする企業も多い。しかしながら、こうした無形資産の価値は企業会計上の資産として認識されないことが多く、通常の方法で平均 q を計算すれば、分母はゼロに近く、分子には無形資産の貢献による企業価値が残るため、非常に大きい数値が得られることになる。本論文では、有形資産の投資行動のみを分析対象としており、このように無形資産を企業価値の主な源泉とするために、計算上平均 q が高くなる企業を分析対象から除外することは、大きな問題とはならないと考えている。

表 5: 従来型 (新設・中古・大規模修繕の区別なし) Multiple q の投資関数

		ゼロ方式	簿価方式	比例方式
γ	建物・構築物	-0.689 (0.406) *	-0.340 (0.300)	0.019 (0.260)
	機械装置	1.339 (0.563) ***	0.847 (0.414) ***	0.024 (0.122)
	輸送機械	-0.214 (4.883)	1.939 (3.627)	2.425 (4.391)
	土地	1.257 (0.544) ***	0.148 (0.338)	0.107 (0.294)
$-\gamma^*a$	建物・構築物	2.337 (0.830) ***	0.230 (0.520)	-0.006 (0.437)
	機械装置	-0.322 (0.868)	-2.251 (0.653) ***	-0.970 (0.517) *
	輸送機械	8.221 (4.934) *	4.922 (4.338)	3.091 (4.287)
有利子負債比率		-0.496 (0.367)	-0.482 (0.366)	-0.481 (0.368)
キャッシュフロー比率		3.232 (0.438) ***	3.164 (0.436) ***	3.171 (0.441) ***
定数項		-1.526 (0.509) ***	-0.045 (0.350)	-0.337 (0.293)
決定係数	within	0.047	0.047	0.040
	between	0.002	0.000	0.007
	overall	0.003	0.000	0.005
サンプル数		2,812	2,811	2,811
企業数		1,152	1,151	1,151

(注) ハウスマン検定の結果, 全て, 固定効果モデルが選ばれた. () 内は標準誤差を表す.
*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

業の投資機会と取得形態の関係について追加確認を行う。結論をやや先取りすれば、資本財の種類よりもむしろ取得形態が調整費用の構造 (凸型, 非凸型) を決める重要な要因であり、かつ資本財の取得形態は企業の成長機会とも深く関係していると考えられる。そこで、以上のような解釈の妥当性を確認すべく、因子の平均値の時系列推移を日本政策投資銀行の『設備投資計画調査』における「投資動機」の調査結果と比較することで、さらなる考察を加える。

4.1. Multiple q による投資関数の推計結果

表 5 は、取得形態 (新設・中古・大規模修繕) の違いを考慮しない、従来型の

表 6: 拡張版 (新設・中古・大規模修繕の区別あり) Multiple q の投資関数

		ゼロ方式		簿価方式		比例方式	
γ	建物・構築物 新設	-0.601	(0.437)	-0.197	(0.316)	0.197	(0.289)
	中古	-0.189	(1.745)	-1.178	(1.460)	-0.830	(1.003)
	大規模修繕	0.023	(1.374)	-0.997	(1.412)	-1.296	(1.297)
	機械装置 新設	1.440	(0.584) ***	0.992	(0.444) ***	0.074	(0.193)
	中古	1.802	(2.042)	5.655	(3.329) *	-0.166	(0.513)
	大規模修繕	-1.656	(2.771)	-1.387	(1.996)	0.474	(0.565)
	輸送機械 新設	-0.279	(5.640)	0.133	(5.110)	1.828	(4.800)
	中古	0.987	(21.867)	-2.882	(23.717)	-16.204	(26.333)
	大規模修繕	-1.406	(21.929)	-91.059	(98.650)	-115.539	(76.703)
土地	中古	0.167	(0.605)	-0.595	(0.450)	-0.397	(0.414)
	大規模修繕	12.730	(10.927)	-0.884	(2.579)	0.004	(2.207)
$-\gamma^*a$	建物・構築物	1.486	(1.830) *	-0.185	(0.501)	-0.225	(0.425)
	機械装置	-0.922	(0.849)	-2.713	(0.644) ***	-1.252	(0.501) ***
	輸送機械	8.385	(5.019) *	5.138	(4.527)	4.513	(4.369)
有利子負債比率		-0.473	(0.369)	-0.504	(0.366)	-0.487	(0.369)
キャッシュフロー比率		3.243	(0.441) ***	3.199	(0.438) ***	3.213	(0.441) ***
定数項		-1.015	(0.495)	0.281	(0.338)	-0.170	(0.280)
決定係数	within	0.045		0.051		0.044	
	between	0.001		0.000		0.007	
	overall	0.001		0.000		0.004	
サンプル数		2,812		2,811		2,811	
企業数		1,152		1,151		1,151	

(注) ハウスマン検定の結果、全て、固定効果モデルが選ばれた。()内は標準誤差を表す。
 *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Multiple q モデルによる推計結果である。基本ケースとするゼロ方式と、参考値とする簿価方式および比例方式のいずれのデータセットにおいても、ハウスマン検定の結果、固定効果が選ばれたため、固定効果モデルの結果のみを報告してい

る。ゼロ方式の推計結果を見ると、調整費用のパラメータ γ は、機械装置と土地で有意に正の値で推計される。また、Tobin の q 理論の枠組みでは理論上 redundant な変数と考えられるキャッシュフロー比率も有意に正の値で推計される。投資・除却調査とのマッチングによるサンプル数の減少などの違いを考慮すれば、財務データバンクのみを利用した先行研究と概ね同様の結果が得られていると言えよう。

表 6 は、取得形態（新設・中古・大規模修繕）の違いを考慮した、拡張版 Multiple q モデルによる推計結果である。この場合も、ハウスマン検定の結果、すべての方式で固定効果が選ばれたため、固定効果モデルの結果のみを報告している。ゼロ方式の推計結果を見ると、調整費用のパラメータ γ は、機械装置の新設のみ有意に正の値で推計される。新設・中古・大規模修繕の違いを考慮しない場合に、機械装置の γ が有意に正の値で推計されていたのは（表 5）、新設の調整費用を捉えた結果であると言えよう。以上の結果から、機械装置の新設の投資行動のみが、凸型調整費用関数を想定した Tobin の q 理論の枠組みと整合的な結果であることがわかる。

4.2. 因子分析の推計結果

次に、非凸型の調整費用関数も想定できる因子分析により、投資行動を分析する。因子の決定方法や因子の回転については、Tonogi, Nakamura and Aasako (2014) を参考に行う。共通因子数を幾つに設定するかについては、Thurstone (1947) を参考にする。一般に仮説的なパラメータである $m \times n$ 個の因子負荷によって、 n 個の変量の間での相関行列を構成する非対角要素数である ${}_n C_2 = n(n-1)/2$ 個の相関係数の要素を十分に説明可能なためには、後者が前者を上回らなければ意味がない。ただし、 m 個の因子が互いに独立であるために課せられる無相関条件の数 $\frac{m(m-1)}{2}$ だけ独立な変数の数が減少することから、結局

$$\frac{n(n-1)}{2} \geq nm - \frac{m(m-1)}{2} \Rightarrow m \leq \frac{(2n+1) - \sqrt{8n+1}}{2} \quad (25)$$

を満たす必要がある。本論文では、建物・構築物、機械装置、輸送機械の 3 資本

財には新設・中古・大規模修繕のデータがあり、土地については中古・大規模修繕のデータがあることから、 $n=11(=3 \times 3+2)$ となる。よって、 $m \leq 6.78$ となり、最大因子数は6である。しかし、第6因子まで推計を行うと第6因子の固有値が負の値となることから、推計する因子は第5因子までとした¹³。本論文では、直交バリマックス基準により回転し、因子負荷が各変量ともいずれか一方の因子においてのみ高い値を示し、他方の因子に対しては0に近い値しか示さないような単純構造へと変換する。

表7は、4.1.節と同じデータに因子分析を行った結果である。表7(a)のゼロ方式の結果を見ると、土地以外については、第1因子は中古、第2因子は新設、第3因子は大規模修繕に対する因子負荷が大きくなっている。土地は第4・5因子に対する因子負荷が大きくなっている。独自性については、機械装置を除き、中古がもっとも低い¹⁴。

表7: 因子分析の結果(全サンプル)

(a) ゼロ方式

		因子1	因子2	因子3	因子4	因子5	独自性
建物・構築物	新設	0.006	0.578	-0.006	0.035	0.012	0.665
	中古	0.561	0.019	0.008	0.262	-0.014	0.616
	大規模修繕	0.018	0.020	0.476	0.017	-0.009	0.772
機械装置	新設	0.023	0.589	-0.025	0.029	-0.007	0.652
	中古	0.587	0.035	0.012	-0.030	0.005	0.653
	大規模修繕	0.017	-0.042	0.528	-0.009	0.006	0.719
輸送機械	新設	0.012	0.272	0.025	0.001	-0.063	0.921
	中古	0.507	-0.029	0.007	-0.088	0.012	0.735
	大規模修繕	-0.019	-0.048	0.295	-0.010	0.006	0.910
土地	中古	0.172	0.115	0.000	0.406	0.006	0.792
	大規模修繕	-0.011	0.095	0.012	0.145	0.101	0.960

¹³ 固有値は、各因子の全項目に対する支配度を表しており、その因子によって分析に加えた従属変数何個分を説明できるかを意味する。本論文では、固有値がマイナスとなる因子を除いて分析を行った。

¹⁴ 因子分析の結果は、投資・除却調査で新設が100%となるサンプルを除いたデータで分析しても、大きな違いはなかった。

(b) 簿価方式

		因子 1	因子 2	因子 3	因子 4	因子 5	独自性
建物・構築物	新設	0.248	-0.013	0.063	-0.022	0.108	0.922
	中古	0.045	-0.007	0.388	0.130	-0.051	0.828
	大規模修繕	-0.045	0.423	0.155	-0.006	0.081	0.788
機械装置	新設	0.511	0.020	0.076	0.016	0.004	0.732
	中古	0.044	0.012	0.122	0.307	0.002	0.889
	大規模修繕	0.326	0.388	0.006	0.019	-0.062	0.739
輸送機械	新設	-0.045	0.020	0.006	0.009	-0.015	0.997
	中古	0.013	0.002	0.059	0.302	-0.009	0.905
	大規模修繕	0.007	0.283	-0.061	-0.003	-0.086	0.909
土地	中古	0.117	0.140	0.417	-0.008	0.047	0.791
	大規模修繕	-0.035	0.117	-0.011	-0.011	0.175	0.954

(c) 比例方式

		因子 1	因子 2	因子 3	因子 4	因子 5	独自性
建物・構築物	新設	0.982	0.005	0.072	0.006	-0.001	0.030
	中古	0.026	0.121	0.064	0.392	-0.018	0.826
	大規模修繕	0.057	0.017	0.854	0.004	0.051	0.265
機械装置	新設	0.985	0.001	0.021	0.004	0.001	0.030
	中古	0.006	0.899	0.045	0.042	-0.005	0.189
	大規模修繕	0.070	0.019	0.856	0.044	-0.046	0.258
輸送機械	新設	0.024	0.003	0.007	0.015	-0.015	0.999
	中古	0.002	0.895	-0.014	-0.023	0.005	0.198
	大規模修繕	0.000	0.002	0.040	-0.039	0.057	0.994
土地	中古	0.039	-0.011	0.342	0.376	0.011	0.740
	大規模修繕	-0.004	-0.002	0.052	-0.028	0.188	0.961

(注) 表 6 と同じサンプルで推計している。

参考として、簿価方式と比例方式の結果についても見ていく。簿価方式と比例方式は、売却・除却による負の投資の取得形態別（新設・中古・大規模修繕）の割合が、新規取得と一致していると仮定して投資率を計算したものである。したがって、売却・除却設備の残存時価について計測誤差が入りやすく、新規取得に対してこれら負の投資の割合が高いほど、推計精度が落ちることに留意が必要である。

まず表 7(b) の簿価方式の結果を見ると、第 1 因子は建物・構築物と機械装置の新設、第 2 因子は土地以外の大規模修繕、第 3 因子は建物・構築物と土地の中古、第 4 因子は機械装置と輸送機械の中古に対する因子負荷が大きくなっている。独自性については、ゼロ方式のような傾向は、特にみられない。こうした結果からは、ゼロ方式ほど明確ではないが、あえて整理するならばゼロ方式とは異なり、第 1 因子が新設、第 2 因子が大規模修繕、第 3 因子は中古と関連していることが確認できる。

次に、表 7(c) の比例方式の結果を見ると、第 1 因子は建物・構築物と機械装置の新設、第 2 因子は機械装置と輸送機械の中古、第 3 因子は建物・構築物と機械装置の大規模修繕、第 4 因子は建物・構築物と土地の中古に対する因子負荷が大きくなっている。独自性については、ゼロ方式のような傾向は、特にみられない。以上の結果は、ゼロ方式ほど明確でないのは簿価方式と同様であるが、ここでもあえて整理するならば、第 1 因子が新設、第 2 因子が中古、そして第 3 因子が大規模修繕と関連していることが確認できる。

4.3. Multiple q の投資関数と因子分析の結果の総合解釈

本項では、4.1 項の拡張版 Multiple q による投資関数の推計結果と前項の因子分析の結果の統合的な解釈について検討する。Multiple q による投資関数においては機械装置の新設のみ調整費用のパラメータ γ が有意に正の値で推定され、他の資本財の新設については有意でなかった。一方、因子分析では、資本財の種類を問わず、新設投資行動は共通の因子で説明される部分が多いことが理解される。これらは、因子分析の結果が示唆する距離の近さゆえに、機械装置以外の資本財の γ の影響は機械装置の γ に吸収されてしまったためであり、新設の投資行動については資本財の種類を問わず凸型の調整費用関数に従うと考えれば、統合的に解釈できる。これに対して、中古や大規模修繕については、Multiple q による投資関数において調整費用のパラメータ γ が有意に正の値で推計される資本財は存在しなかったが、因子分析では、新設と同様、資本財の種類に関わらず中古と大規模修繕それぞれに固有の共通因子で動きを捉えることができた。これらは、中古と大規模修繕の投資行動については資本財の種類を問わず非凸型の調整費用

関数に従うと考えれば、整合的に解釈できる。特に大規模修繕は、その名の通り、非凸型の調整費用であることに不思議はない。

浅子・外木 (2010) では、従来型の Multiple q モデルによる投資関数を推定し、部分的な同質性が存在する可能性も考慮に入れて、5 種類の資本財の存在を前提として、「ある資本財」と「他の (仮に) 相互に同質とみなす 4 つの資本財」との

表 8: Tobin の q への投資の因子による回帰

(a) ゼロ方式

因子 1	0.019	(0.095)	
因子 2	0.221	(0.130)	*
因子 3	-0.167	(0.140)	
決定係数	within	0.027	
	between	0.004	
	overall	0.004	

(b) 簿価方式

因子 1	1.111	(0.130)	***
因子 2	-0.622	(0.145)	***
因子 3	0.205	(0.129)	
決定係数	within	0.072	
	between	0.009	
	overall	0.006	

(c) 比例方式

因子 1	2.050	(0.060)	***
因子 2	-0.028	(0.051)	
因子 3	-0.178	(0.065)	***
決定係数	within	0.430	
	between	0.000	
	overall	0.001	

(注 1) 被説明変数は $(q-1)P$ 、説明変数は因子分析で推定した因子である。Multiple q の投資関数と同じ固定効果モデルで推定を行っており、Multiple q の投資関数の推定で使用したコントロール変数も推計に加えている。()内は標準誤差を表す。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

(注 2) ゼロ方式では第 1 因子が中古、第 2 因子が新設、第 3 因子が大規模修繕と、簿価方式と比例方式では第 1 因子が新設、第 2 因子が大規模修繕、第 3 因子が中古と主に関係している。

間と同質性の検定、および任意の2つの資本財が同質であるというペアワイズの検定も行った。その結果、分析期間や投資率の定義などによって部分的な同質性が棄却されないケースも散見されたが、その組合せは一律ではなかった。本論文の因子分析の結果を合わせて解釈すると、総投資の動きは新設・中古・大規模修繕の動きを統合したものであり、総投資に占める新設・中古・大規模修繕の割合の変化によってどの取得形態の因子の動きが支配的になるかが変化するために、浅子・外木(2010)の同質性の検定結果が時期によって一律ではなかったと考えられる。

そこで、上記の解釈について、因子分析で推定された投資の因子を $(q-1)P$ に回帰することで確認を行う。すなわち、凸型の調整費用関数と整合的な新設の因子は $(q-1)P$ と正の値で有意に推定され、中古と大規模修繕の因子は、正の値で有意には推定されないと予想される。推計では、Multiple q の投資関数の推計と同様に、固定効果モデルを用い、有利子負債比率やキャッシュフロー比率もコントロール変数として加えた。また、新設・中古・大規模修繕の各因子との関係を検証するために、因子分析でこれらの因子を明確に捉えている第1因子～第3因子までを推計に用いた。

表8が、その推計結果である。因子分析の推定結果では、ゼロ方式では第1因子が中古、第2因子が新設、第3因子が大規模修繕の投資行動と、簿価方式では第1因子が新設、第2因子が大規模修繕、第3因子が中古の投資行動と、そして比例方式では第1因子は新設、第2因子は中古、第3因子は大規模修繕の投資行動と、それぞれ主に関係していた。そこで、まず、新設の因子であるゼロ方式の第2因子と簿価方式と比例方式の第1因子が、正の値で有意に推定されたかどうかを確認する。表8を見ると、ゼロ方式と簿価方式、比例方式のいずれも、新設の因子については正の値で有意に推定されたことがわかる。次に、残りの因子についてみると、どれも正の値で有意には推定されていない。

以上の結果から、新設の設備投資は凸型調整費用関数と整合的であり、中古と大規模修繕は凸型調整費用関数とは整合的ではなく、むしろ非凸型の調整費用関数にそった投資行動になっている可能性が確認された。凸型調整費用では、投資率が大きくなればなるほど限界的な調整費用は逦増的に大きくなることから、一

度に大きな投資を行うよりも、小出しにスムーズな投資を行うことが最適となる。その名からも lumpy な投資行動が示唆される大規模修繕が、非凸型調整費用に従うことは、不自然なことではない。しかし、中古については、lumpy な投資というよりもむしろ経常的な生産能力の増強などが想起され、因子分析の結果がどのような側面を捉えているのか定かではない。次項では、企業の成長投資動機との関係から、資本財の取得形態がどのように選ばれているのか探っていく。

4.4. 投資の取得形態と企業成長との関係

本項では、資本財の取得形態と企業の成長との関係を考察する。前節までの分析からは、資本財ごとの資本ストックや設備投資系列を構築する上で、比例方式、簿価方式、ゼロ形式の 3 通りがあり、それぞれのデータでは分析結果に差異が生じることも確認された。しかしながら、その差異は必ずしも大きな矛盾を孕むものではないことから、以下ではゼロ形式のみで分析を進める。

4.4.1. 資本財の取得形態と更新投資との関係

投資の調整費用は、企業の成長や新技術の導入に伴って必要となる企業内組織の変更や労働者の再教育費用に対応すると考えられるが、生産能力の増強や製造品目の変更などを伴わない、いわゆる更新投資の場合、こうした費用が発生するとは考えにくく、投資メカニズムが異なる可能性がある。更新投資かそうでないかを正確に区別できるデータは存在しないが、ここでは投資率が資本減耗率¹⁵⁾以上であれば更新投資の割合は小さく、資本減耗率未満であれば更新投資の割合が大きいと見なしてサンプルを 2 分割したうえで、因子分析を行う。このサンプル分割の結果、新設・中古・大規模修繕の因子のいずれかの説明力が小さくなるならば、当該因子が更新投資割合（あるいは企業成長）との間に何らかの関係を有する証拠と考えることができる。

¹⁵⁾ ここで比較する際にも用いる投資率は、建物・構築物から土地までのすべての資本財を合計して求めた総投資で計算する。また、資本減耗率は、各資本財の資本減耗率を実質ストックで加重平均して求めた。資本減耗率の値は、Hulten and Wykoff (1977, 1981) を利用した。

表 9: 更新投資以上のデータによる因子分析

(a) 基本統計量

		サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
建物・構築物	新設	1,266	0.820	0.292	0	1
	中古	1,266	0.056	0.180	0	1
	大規模修繕	1,266	0.124	0.240	0	1
機械装置	新設	1,272	0.914	0.176	0	1
	中古	1,272	0.016	0.073	0	1
	大規模修繕	1,272	0.070	0.160	0	1
輸送機械	新設	851	0.921	0.223	0	1
	中古	851	0.039	0.167	0	1
	大規模修繕	851	0.040	0.157	0	1
土地	中古	532	0.920	0.252	0	1
	大規模修繕	532	0.080	0.252	0	1

(b) 因子分析

		因子 1	因子 2	因子 3	因子 4	因子 5	独自性
建物・構築物	新設	-0.028	-0.072	0.495	-0.002	0.013	0.749
	中古	0.551	-0.026	-0.080	0.291	-0.025	0.604
	大規模修繕	0.007	0.456	-0.047	-0.004	-0.023	0.789
機械装置	新設	-0.006	-0.108	0.503	-0.025	-0.012	0.735
	中古	0.656	0.007	0.022	-0.008	0.005	0.569
	大規模修繕	0.010	0.534	-0.102	-0.029	0.013	0.703
輸送機械	新設	0.010	-0.012	0.206	-0.036	-0.084	0.949
	中古	0.652	0.014	0.000	-0.041	0.006	0.573
	大規模修繕	-0.021	0.306	-0.085	-0.029	0.024	0.898
土地	中古	0.106	-0.048	-0.027	0.446	0.002	0.787
	大規模修繕	-0.019	0.033	0.190	0.228	0.081	0.904

表 9 は投資率が資本減耗率以上のサンプル 1,297 件, 表 10 は投資率が資本減耗率未満のサンプル 1,554 件に対する因子分析と Tobin の q の各因子への回帰分析の結果を報告している。まず因子分析の結果を見ると, 表 9 では第 1 因子が中古, 第 2 因子が大規模修繕, 第 3 因子が新設となっているのに対し, 表 10 では第 1 因子が大規模修繕, 第 2 因子が中古, 第 3 因子が新設となっている。これを

(c) Tobin の q への因子による回帰

因子 1	0.004	(0.159)
因子 2	-0.253	(0.259)
因子 3	0.279	(0.288)
決定係数	within	0.084
	between	0.003
	overall	0.004

(注) ゼロ方式. サンプル数は 1,297 に限定される. 各資本財において, 新設・中古・大規模修繕のいずれかの投資がある場合のみで, 基本統計量を計算している. (c) の被説明変数は $(q-1)P$, 説明変数は因子分析で推定した因子である. Multiple q の投資関数と同じ固定効果モデルで推定を行っており, Multiple q の投資関数の推定で使用したコントロール変数も推計に加えている. () 内は標準誤差を表す. どれも 10% で有意に推定されなかった.

表 7 の全サンプルによる因子分析の結果 (ゼロ方式) と比較すると, 全サンプルでは第 1 因子が中古, 第 2 因子が新設, 第 3 因子が大規模修繕であり, サンプル分割によって, いずれのグループでも新設の因子の順位が下がったことがわかる. さらに, 表 8 の全サンプルで行った Tobin の q の各因子への回帰分析の結果 (ゼロ方式) では, 正の値で有意に推定されていた新設の因子が, 表 9 と 10 においては, 正の値ではあるものの有意には推定できなくなっている.

表 10: 更新投資以下のデータによる因子分析

(a) 基本統計量

		サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
建物・構築物	新設	1,456	0.768	0.340	0	1
	中古	1,456	0.014	0.087	0	1
	大規模修繕	1,456	0.217	0.332	0	1
機械装置	新設	1,508	0.903	0.198	0	1
	中古	1,508	0.016	0.084	0	1
	大規模修繕	1,508	0.081	0.181	0	1
輸送機械	新設	851	0.891	0.274	0	1
	中古	851	0.063	0.222	0	1
	大規模修繕	851	0.046	0.175	0	1
土地	中古	303	0.884	0.304	0	1
	大規模修繕	303	0.116	0.304	0	1

(b) 因子分析

		因子 1	因子 2	因子 3	因子 4	因子 5	独自性
建物・構築物	新設	-0.139	-0.011	0.207	0.063	-0.011	0.934
	中古	-0.002	0.317	-0.005	0.033	0.000	0.898
	大規模修繕	0.485	-0.012	0.004	-0.009	0.001	0.764
機械装置	新設	-0.152	-0.048	0.161	-0.108	0.038	0.936
	中古	-0.013	0.221	-0.075	-0.097	0.010	0.936
	大規模修繕	0.512	0.010	-0.040	0.022	-0.003	0.736
輸送機械	新設	-0.002	0.003	0.244	0.011	0.003	0.940
	中古	0.028	0.062	-0.094	0.103	0.057	0.973
	大規模修繕	0.335	-0.003	0.028	-0.043	0.001	0.885
土地	中古	0.004	0.199	0.081	0.178	-0.005	0.922
	大規模修繕	0.022	-0.009	-0.050	0.029	-0.091	0.988

(c) Tobin の q への因子による回帰

因子 1	-0.042	(0.243)
因子 2	-0.007	(0.262)
因子 3	0.176	(0.380)
決定係数	within	0.001
	between	0.000
	overall	0.000

(注) ゼロ方式。サンプル数は 1,554 に限定される。各資本財において、新設・中古・大規模修繕のいずれかの投資がある場合のみで、基本統計量を計算している。(c) の被説明変数は $(q-1)P$ 、説明変数は因子分析で推定した因子である。Multiple q の投資関数と同じ固定効果モデルで推定を行っており、Multiple q の投資関数の推定で使用したコントロール変数も推計に加えている。()内は標準誤差を表す。どれも 10% で有意に推定されなかった。

以上の結果から、サンプルを更新投資の割合の大小で分割することで、因子分析において新設の因子を抽出しにくくなっていることが確認できる。換言するならば、更新投資割合（あるいは企業成長）と深い関係を持つのは新設の因子であることが示唆されており、全サンプルで見た場合には、新設の因子が平均 q と線形の正の相関を持つという表 8 の結果とも整合的な解釈が成り立つ。

4.4.2 資本財の取得形態と設備投資動機との関係

4.4.1. 節でみた通り、新設の因子が企業の成長機会と関係を持つことが示唆された。そこで本項では、より直接的に投資目的と各因子との関係を見る方法として、日本政策投資銀行が毎年実施している『設備等計画調査』（以下、設備投資アンケート）における「投資動機」別（能力増強／新製品・製品高度化／合理化省力化／研究開発／維持・補修／その他）の投資の動きと、各因子の動きを時系列で比較してみる。設備投資アンケートはマクロおよび産業別に集計¹⁶した結果のみが公表されているため、因子も集計値を計算する必要があるが、設備投資アンケートの集計方法と整合的になるように、各企業の実質総投資をウェイトとして加重平均したものをを用いる。

図1は、ゼロ方式で全サンプルを対象に因子分析を行った表7(a)の各因子の推定結果を年度ごとに実質投資で加重平均した集計値の推移を示している。リーマンショックの影響による景気の落ち込みを反映し、2009年においては中古の因子である第1因子が一時的に高まる一方、新設の因子である第2因子と大規模修繕の因子である第3因子は低下している。その後、第2因子と第3因子は2010年に底を打ち、回復する。中古品による設備投資が可能な資本財は、基本的に何らかの流通市場が存在し、不可逆性が小さいであると考えられる。リーマンショック直後の先行き不透明感や、流動性枯渇のリスクを想起すれば、中古の因子の一時的な増加は、不確実性下で不可逆的な投資が抑制されるという理論と整合的であると言える。

表11は、2008～2012年度という少ないサンプルではあるが、上述の因子のマクロ集計値と設備投資アンケートの投資動機ウェイト（全産業）の相関を見た結果

¹⁶ 設備投資アンケートでは、以下のような手順で集計を行っている。

- ①各企業は、投資動機の構成比のみを回答。
- ②企業ごとに総投資（土地を含む）の回答金額に、投資動機の構成比を乗じて、投資動機ごとの投資額を計算。
- ③投資動機ごとの投資額の合計値を総投資額で除して、全体の投資動機割合を計算。この値はすなわち、投資動機の構成比に関する各社回答を、総投資額（土地を含む）で加重平均したものと一致する。

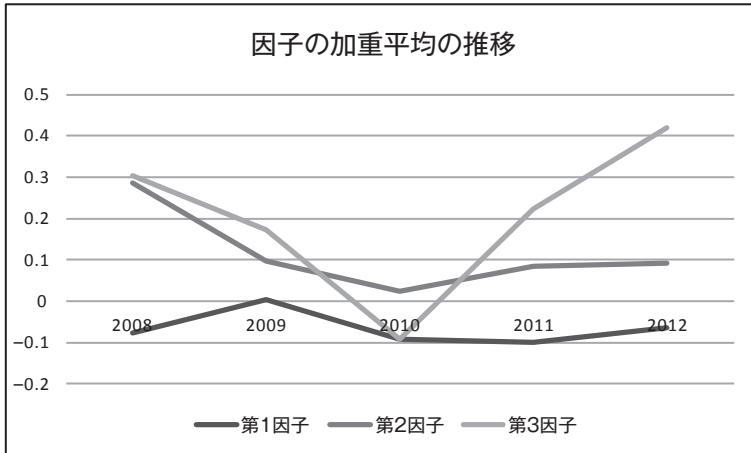


図 1: 因子の加重平均の推移

(注) ゼロ方式の全サンプルで因子分析を行い因子を推定。その因子を、各企業の実質設備投資を使って加重平均した。第1因子は中古、第2因子は新設、第3因子は大規模修繕と主に関係している。

である。まず因子別に、どの投資動機と相関が高いかを確認する。新設の因子はさまざまな設備投資の動機と相関を有しているが、Tobinのqを正の値で有意に説明することからも理解されるように、能力増強や研究開発と正の相関が高い。中古による設備の取得は、能力増強とも正の相関があるが、合理化・省力化と最も相関が高くなっている。大規模修繕の因子は新製品・製品高度化との正の相関が高く、新製品投入に伴う設備の改造などに対応していると考えられる。

表 11: 因子のマクロ集計と設備投資アンケートの相関

	能力増強	新製品	合理化	研究開発	維持修繕	その他
第1因子 土地以外中古	0.23	-0.23	0.30	-0.20	0.16	-0.64
第2因子 土地以外新設	0.76	0.44	0.60	0.86	0.70	-0.27
第3因子 土地以外大規模修繕	-0.31	0.79	-0.15	0.46	-0.53	0.21
第4因子 土地中古	0.41	-0.22	0.29	0.13	0.56	0.06
第5因子 土地大規模修繕	-0.33	-0.87	-0.35	-0.92	-0.10	0.15

(注) 設備投資アンケートは、全産業の値を用いている。ゼロ方式の全サンプルで因子分析を行い因子を推定。その因子を、各企業の実質設備投資を使って加重平均した。

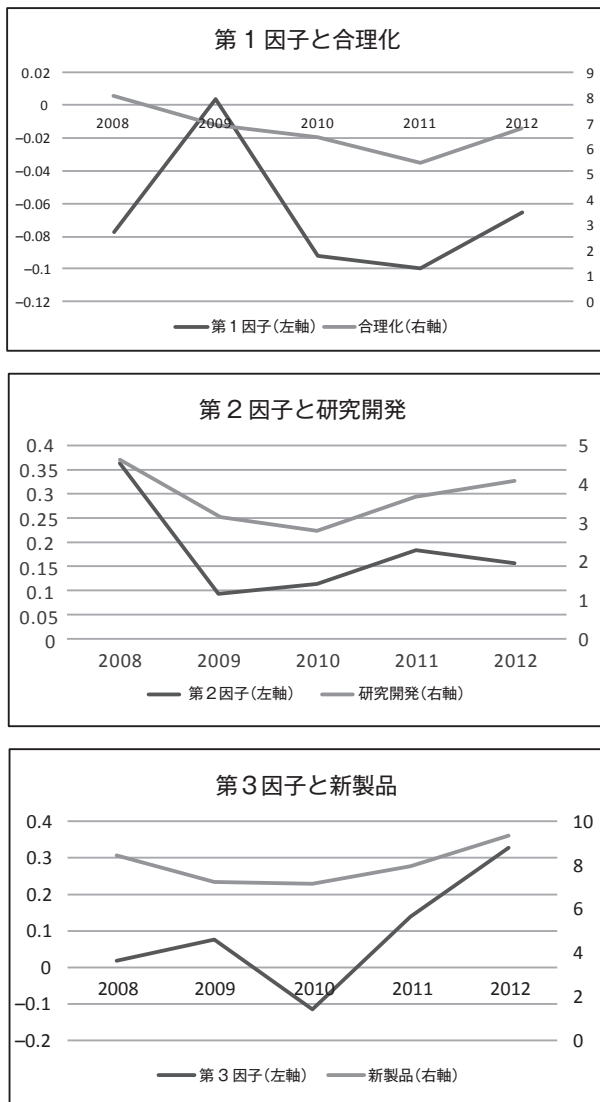


図 2: 相関が高い因子と設備投資動機の推移

(注) 第 1 因子は中古, 第 2 因子は新設, 第 3 因子は大規模修繕と主に関係している。

図2は、各因子で最も正の相関が高い設備投資動機と、その時系列推移を比較したものであるが、いくつか興味深い点が指摘できる。まず、中古の因子である第1因子は、リーマンショック時に一時的に大きく高まっているが、全体として第1因子と最も相関の高い投資動機ウェイトの合理化・省力化には、このようなスパイクは見られない。これは、リーマンショックに伴う景気の落ち込みで合理化・省力化の必要性が高まったわけではなく、前述のように、不確実性下で不可逆的な投資を回避するために、投資動機とは無関係に中古による投資が相対的に選好されたという解釈と整合的な動きである。実際、そうした影響が一段落したと考えられる2011～12年度にかけては、第1因子と合理化・省力化の動きは似たものになっている。次に、新設の因子である第2因子は、最も相関の高い研究開発と全期間を通じて似た動きを示す。ただし、2009年度においては、研究開発の落ち込みに比べて第2因子の落ち込みが大きく、やはり一時的な中古への代替が生じた可能性を示唆している。また、大規模修繕の因子である第3因子は、2011～12年度に大きく伸びている。これは、新製品・製品高度化投資の増加を大きく上回っており、東日本大震災の影響を反映している可能性も考えられる。

4.5. 分析結果のまとめ

以上の、Multiple q による投資関数の推計から因子分析、各因子と設備投資アンケートの設備投資動機との関係を見た一連の結果をまとめると以下の通りである。

- 因子分析の結果、資本財の種類に関わらず、新設、中古、大規模修繕といった取得形態の中で因子負荷が近いことが確認された。つまり、投資の調整費用のパラメータの値は、資本財の種類よりも、取得形態の違いに左右される部分が多いと考えられる。
- Multiple q による投資関数の推計結果と因子分析の結果を総合すると、新設の投資行動はTobinの q 理論が想定する凸型の調整費用関数である程度説明できるが、中古と大規模修繕については非凸型の調整費用関数の存在が示唆される。
- 投資率が資本減耗率以上であるか否かを基準に、更新投資割合が大きい企

業と小さい企業にサンプル分割した分析結果からは、更新投資割合（あるいは企業成長）と深い関係を持つのは新設の因子であることが示唆される。

- 実際、因子のマクロ集計値と投資動機ウェイトの推移を比較すると、新設の因子は研究開発や能力増強といった成長機会と関連の深い投資動機と高い相関を有している。
- 中古品による投資はリーマンショックの直後にスパイクが見られ、不可逆性を回避する投資行動の影響と解釈される。また、大規模修繕は、もともと lumpy な性質を持つ取得形態であると言えるが、東日本大震災の時期を含む本論文の分析期間では、その特徴がより強く表れた可能性もある。このように、凸型の調整費用関数と整合的でない理由は、中古と大規模修繕では異なるものであると考えられる。

5. おわりに

本論文は、内閣府の『民間企業投資・除却調査』と日本政策投資銀行の『企業財務データバンク』を接続することで、セグメント別（資本財別×取得形態別）の投資行動を分析した。建物・構築物、機械装置、輸送機械、土地の4種類の有形資産への投資について、新設、中古、大規模修繕という取得形態別の投資率を計測し、Tobinの q 理論が想定する凸型の調整費用関数を前提とした Multiple q の投資関数の推定と、非凸型の調整費用関数の可能性も想定した因子分析の2つのアプローチによって、分析を行った。

因子分析の結果、資本財の種類に関わらず、新設、中古、大規模修繕といった取得形態の中で因子負荷が近いことが確認された。つまり、投資の調整費用のパラメータの値は資本財の種類よりも、取得形態の違いに左右される部分が大いと考えられる。この結果と Multiple q による投資関数の推計結果を総合すると、新設の投資行動はTobinの q 理論が想定する凸型の調整費用関数である程度説明できるが、中古と大規模修繕については非凸型の調整費用関数の存在が示唆された。また、更新投資割合（あるいは企業成長）と深い関係を持つのは新設の因子であることが示唆された。

以上の結果を踏まえて、因子のマクロ集計値と日本政策投資銀行『設備投資計画調査』の「投資動機ウェイト」の推移を比較すると、新設の因子は研究開発や能力増強といった成長機会と関連の深い投資動機と高い相関を有する。中古品による投資はリーマンショックの直後にスパイクが見られ、不可逆性を回避する投資行動の影響と解釈される。また、大規模修繕は、もともと lumpy な性質を持つ取得形態であると言えるが、東日本大震災の時期を含む本論文の分析期間では、その特徴がより強く表れた可能性もある。このように、凸型の調整費用関数と整合的でない理由は、中古と大規模修繕では異なるものであると言えよう。

これまで、企業の設備投資行動については、凸型の調整費用関数を前提とした Tobin の q モデルに始まり、投資の不可逆性（正の投資と負の投資で非対称な調整費用）、lumpy investment（固定費を伴う調整費用）等、様々なモデルによって説明が試みられてきた。本論文の分析結果からは、投資行動の中に含まれるこうした異質な動きの少なくとも一部は、新設、中古、大規模修繕といった取得形態別の投資行動の違いに起因するものであることが分かった。したがって、これら異質な投資を包含した全体の投資ダイナミクスは、その時期における取得形態の割合によって、凸型の調整費用関数と整合的なスムーズなものになったり、lumpy なものになったりと変化しうることになる。ただし、本論文の分析結果は、リーマンショックや東日本大震災を含む分析期間の影響を強く受けている可能性もある。投資・除却調査のデータの蓄積を待って、より長期にわたる分析を行うことや、非上場企業を含む財務データとのマッチングを行って結果の頑健性を行うことは、今後の研究課題となる。

補論 1：新設設備と中古設備のデフレータと実質価値

補論では、新設投資財と中古投資財の価格と実質投資の関係について、考察する。新設投資財は、中古投資財に比べて、残存期間が長いことから、設備の販売価格は高い。しかし、モデル分析においては、投資財価格とレンタルコストの関係から、新設と中古には共通の投資財価格が用いられることになることを示していく。むしろ、高い販売価格の新設設備と安い販売価格の中古設備に対して同じ

投資財価格で実質化することで、新設設備に対して中古設備の実質価値が小さく算定されることになる。

投資財価格とレンタルコストとの関係を見るために、以下のような企業価値 $V(0)$ の最大化問題を考える。

$$V(0) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{F(K_t) - p_t^I I_t\}$$

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

$$K_0 = 0$$

ただし、 K_t , I_t , p_t^I はそれぞれ、 t 期の投資後資本ストック、実質投資、投資財価格である。 β , δ はそれぞれ、割引率と資本減耗率であり、各期で一定とする。そして、 $F(\cdot)$ は生産関数である。制約条件を代入することで目的関数から I_t を消去すると以下ようになる。

$$V(0) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{F(K_t) - p_t^I (K_t - (1 - \delta) K_{t-1})\}$$

$$= (1 - \delta) K_0 + \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{F(K_t) - p_t^I K_t + \beta p_{t+1}^I (1 - \delta) K_t\}$$

$$= (1 - \delta) K_0 + \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{F(K_t) - [p_t^I - \beta p_{t+1}^I (1 - \delta)] K_t\}$$

資本ストックの初期賦存量が $K_0 = 0$ であることに注意して、資本の使用者コストを

$$r_t = p_t^I - \beta p_{t+1}^I (1 - \delta)$$

と置き整理すると、

$$V(0) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{F(K_t) - r_t K_t\}$$

と書き換えることが可能となる。

新設であろうと中古であろうと、同じサービスを提供する限り、同じレンタル価格となる。したがって、実質ストック K_t に対しては、新設・中古に関わらず、同じ r_t を対価して支払うことになる。上記のモデルから、投資財価格に対しては、新設・中古に関わらず共通の価格 p_t^I が適用されることになる。したがって、高い販売価格の新設設備と安い販売価格の中古設備に対して同じ投資財価格で実質化することで、新設設備に対して中古設備の実質価値が小さく算定されることになる。このように、新設設備と中古設備の違いは、実質価値の違いとして現れることになる。

補論 2: Multiple q の投資関数と因子分析の関係

本文では、投資関数の安定性から期首モデルを前提に理論を進めたが、ここでは因子分析と Multiple q の投資関数の関係性を直観的に示すために、期末モデルで説明を行う。

以下のような企業価値最大化モデルを考える。

$$\begin{aligned} V(A, K_1, \dots, K_n) = & \max I_j^h \left[AK_1^{\alpha_1} \dots K_n^{\alpha_n} \right. \\ & - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{\gamma_j^c}{2} \left(\frac{I_j^c}{K_j} \right)^2 K_j + \frac{\gamma_j^o}{2} \left(\frac{I_j^o}{K_j} \right)^2 K_j + \frac{\gamma_j^l}{2} \left(\frac{I_j^l}{K_j} \right)^2 K_j \right\} \\ & \left. - \sum_{j=0}^n p_j I_j + \beta E_{A^1, A} \{ V(A^1, K'_1, \dots, K'_n) \} \right] \end{aligned}$$

ただし、 $I_j = K_j^1 - (1 - \delta_j) K_j$ である。 I_j^h に関する F.O.C. を求めると、

$$\begin{aligned} \frac{\partial V}{\partial I_j^h} &= -\gamma_j^h \left(\frac{I_j^h}{K_j} \right) - p_j + \beta E_{A^h|A} \left[\frac{\partial V'}{\partial K_j} \right] = 0 \\ \Leftrightarrow \frac{I_j^h}{K_j} &= \frac{1}{\gamma_j^h} (q_j^h - 1) p_j \end{aligned} \quad (\text{A2-1})$$

となる。ただし、 q_j^h は

$$q_j^h = \beta E_{A^h|A} \left[\frac{\partial V'}{\partial K_j} \right] / p_j$$

と資本財 j の取得形態 h の partial q ¹⁷ を表す。(A2-1) 式の投資関数と因子を 1 つとした場合の (16) 式

$$z_{ij}^h = a_{j1}^h f_{i1} + d_j^h u_{ij}^h$$

とを比較すると、因子分析における因子が partial q に相当し、 a_{j1}^h が調整費用の逆数 ($1/\gamma_j^h$) に対応することがわかる¹⁸。

【参考文献】

- [1] Hulten, C., Wykoff, F. (1977), "Economic depreciation of the US capital stock," Report submitted to US Department of Treasury, Office of Tax Analysis, Washington D.C.
- [2] Hulten, C., Wykoff, F. (1981), "The mesurement of economic depreciation," in: Hulten, C. (ed.) *Depreciation Inflation and the Taxation of Income from Capital*, Urban Institute.

¹⁷ 各資本財の取得形態別の限界 q に相当する概念。 $I_j = I_j^c + I_j^o + I_j^l$ となることから、各資本財の取得形態別の限界企業価値の将来の値は取得形態によらず一致し、 q_j^h も一致する。

¹⁸ u_{ij}^h は投資関数を推計した場合の誤差項に対応する。

- [3] Thurstone, L. L. (1947), *Multiple factor analysis*, University of Chicago Press.
- [4] Tonogi, K., J. Nakamura, and K. Asako (2014), “Heterogeneity of Capital Stocks in Japan: Classification by Factor Analysis,” *Journal of Knowledge Management, Economics and Information Technology*, 4 (2), pp. 1–34.
- [5] Wildasin, D. E. (1984), “The q Theory of Investment with Many Capital Goods,” *American Economic Review*, 74, pp. 203–210.
- [6] 浅子和美・國則守生・井上 徹・村瀬英彰(1989), 「土地評価とトービンの q / Multiple q の計測」, 『経済経営研究』, Vol. 10–3.
- [7] 浅子和美・國則守生・井上 徹・村瀬英彰 (1997), 「設備投資と土地投資: 1977–1994」, 浅子和美・大瀧雅之編, 『現代マクロ経済動学』, 東京大学出版会, pp. 323–349.
- [8] 浅子和美・外木好美 (2010), 「資本ストックの異質性と Multiple q 」, 『経済研究』, Vol. 61, pp. 325–341.
- [9] 浅子和美・外木好美・中村純一 (2014), 「設備投資研究のフロンティア——『異質性』の解明と Multiple q モデル」, 堀内昭義・花崎正晴・中村純一 [編] 『日本経済 変革期の金融と企業行動』, 東京大学出版会, pp. 153–208.
- [10] 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.
- [11] 外木好美・中村純一・浅子和美 (2010), 「Multiple q による投資関数の推計——過剰設備の解消過程における資本財別投資行動の考察」, 『経済経営研究』, Vol. 31–2.
- [12] 中村純一・外木好美・浅子和美 (2017), 「資本財別・企業規模別投資行動——法人企業統計による資本財の異質性と資本市場の不完全性の検証——」, 『フィナンシャルレビュー』, Vol. 130, pp. 5–27.
- [13] 堀 敬一・斉藤誠・安藤浩一 (2004), 「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. 25–4, 日本政策投資銀行設備投資研究所.