



| | |
|----|----------|
| ID | JJF00247 |
|----|----------|

| | |
|-----|---|
| 論文名 | 資金制約要因が投資成果に及ぼす影響 |
| | How financial constraints affect tangible investments and their performances? |
| 著者名 | 高見茂雄 |
| | Shigeo Takami |
| ページ | 2-16 |

| | |
|------|---------------------------|
| 雑誌名 | 経営財務研究 |
| | Japan Journal of Finance |
| 発行巻号 | 第27巻第1号 |
| | Vol.27 / No. 1 |
| 発行年月 | 2007年10月 |
| | Oct. 2007 |
| 発行者 | 日本経営財務研究学会 |
| | Japan Finance Association |
| ISSN | 2186-3792 |

資金制約要因が投資成果に及ぼす影響

高見 茂雄
(立正大学)

要 旨

エージェンシーコストや情報の非対称性の資金制約要因はどのように投資額決定に作用し、投資成果に影響を及ぼしているのだろうか。われわれは、この問題意識からモデルを設定し、2つの仮説を導いた。そして、日本の製造業財務データを対象に、残余キャッシュフローと有利子負債増加額でクラスターに分け、分布を観察した。その結果、仮説とある程度整合性のある結果が得られた。

キーワード：エージェンシーコスト、情報の非対称性、過大・過小投資、投資成果

1 はじめに

完全市場では、資金調達手段を内部資金に求めようと外部資金に求めようと、経営者は正の NPV を示す投資案件であれば、すべてを採用することが意思決定ルールになる (Myers and Majluf (1984, p.187))。しかし、現実には、負の NPV 案件に投資したり、正の NPV 案件を見逃したりすることにより、期待した投資成果が得られない場合がある。

その理論的根拠として、さまざまな要因が主張されているが、Harris and Raviv (1991, p.299) や Stein (2003, pp.116~) が整理しているように、エージェンシーコストと情報の非対称性は最も重要な要因である。両者とも投資の採算性に関し、経営者と資本市場との間に情報ギャップを想定する点では共通している。ただし、前者ではそれに加え、経営者は既存株主の利益に相反する利己的行動をとると想定するが、後者では想定しない。エージェンシーコスト要因が強ければモラルハザード、情報の非対称性要因が強ければ逆選択の問題が生じる。すなわち、エージェンシーコスト要因が強くときは、潤沢なキャッシュフローを手にした経営者は企業規模の増大や自己の利益の追求に走り、非効率な負の NPV 投資案件を採択し、過大投資を招く (Jensen (2000, pp.89~))。これに対し、情報の非対称性要因が強くときは、せっかく有効な正の NPV 投資案件があっても、追加的資金調達が困難なため、それら投資は見送られ、過小投資を招く。そして、いずれの場合でも投資成果は悪化する。

一方、実証研究は理論研究に比べ統一の見解が得られにくい。それは、理論が想定する変数は直接財務データから観測できないものが多く、代理変数を用いざるを得ない点 (Titman and Wessels (1988, p.1)) や、エージェンシーコストと情報の非対称性は完全に相互独立していない点 (Barclay and Smith (2005, p.9))、などによる。

それら制約があるものの、エージェンシーコストの実証研究では、Devereux and Schiantarelli (1990) は、英国製造業 720 社 17 年間のパネルデータから大企業の方がキャッシュフローの投資に与える影

響度が大きいことを示し、非効率的投資を行いがちとの解釈をしている。Strong and Meyer (1990) は、米国製紙業 17 年間のデータから、取替コストの会計データを活用、投資を設備維持投資と裁量的投資に区分し、それぞれにおいて、投資額決定と投資成果へ及ぼす影響は異なることを導いている。Hadlock (1998) は、株主構成によって、フリーキャッシュフローの投資感応度は非線形的に変化することを示している。

これらに対し、情報の非対称性の実証研究では、Fazzari et al. (1988) は、米国製造業 422 社、15 年分のデータを対象に、財務制約度¹を反映する配当性向数値に基づき 3 つのクラスターに分け、それぞれのクラスターごとに、フリーキャッシュフローとトービンの Q を説明変数、投資額を被説明変数とする重回帰分析を行った。そして、3 つのクラスターに共通して、フリーキャッシュフロー回帰係数の方がトービンの Q 回帰係数より大きいこと、財務制約度が高いクラスターほどフリーキャッシュフロー回帰係数が高くなることを裏付けている。つまり、内部資金額は資金需要要因より投資感応度が高いことと、財務制約度が高くなるほど内部資金依存度が高まることのインプリケーションを導出している。続いて、Kaplan and Zingales (1997) は、配当性向などの数値とともに、アニュアルレポート上の定性的開示情報をもとにクラスターに分け、逆に、財務制約度が高いクラスターほどフリーキャッシュフロー回帰係数が低くなることを示している。また、Cleary (1999) は、財務比率でクラスターに分け、Kaplan and Zingales (1997) の結果を支持している。日本企業を対象とした研究では、Hoshi et al. (1991) は、資金のアベイラビリティが高い 6 大企業グループに属する企業とそれ以外の企業に 2 分し、Hachiya and Luo (2005) は、企業規模で 3 クラスターに分け、Fazzari et al. (1988) とほぼ同様の結果を示している。これらの研究はクラスターの分け方、説明変数の選択、分析結果などで異なるものの、Fazzari et al. (1988) の重回帰分析手法を採用している点で共通している。

2 つの要因を二元的に分析した研究として Vogt (1994) がある。Vogt (1994) は配当性向と企業規模でクラスターに分け、エージェンシーコスト要因と情報の非対称性要因と相互に分析する場を設定している。その結果、大企業で低配当の企業にエージェンシーコスト要因が強く働くこと、小規模企業で低配当の企業に情報の非対称性要因が強く働くことなどのインプリケーションを導出している。

しかし、これら実証研究を鳥瞰すれば、ほとんどの研究対象は投資行動に限られている。そして、投資成果に及んでいる Strong and Meyer (1990) といえども、投資成果に株価上昇率を選択している点や、投資額以外の 6 個の説明変数も貢献度が高いという点で、難点がある。この分野で研究がほとんど進んでいないのは、投資成果の測定や因果関係の表現が難しいからと考えられる。しかし、資金制約要因から誘発された投資行動が、最終的に投資成果にどう影響するかは自然に生まれる問題意識であり、取り組むべき課題と思量する。

ここで、本論文の課題を整理する。われわれはエージェンシーコスト要因と情報の非対称性要因が実際の投資額決定にどのように影響を及ぼし、ひいては、投資成果にどのような差異がみられるかを分析する。つまり、前者の要因が強ければ、過大投資による投資成果の悪化、後者の要因が強ければ、過小

1 Fazzari et al. (1988, p.144) は、財務制約 (Financial Constraints) を、企業が資金調達時に直面する制約ととらえており、内部資金のアベイラビリティ、資本市場とのつながり度合いなどの要素を重視している。しかし、以降の研究と本論文では、ステークホルダーの構成など、コーポレートガバナンスの面まで取り入れた意味でこの用語を用いている。

投資による投資成果の悪化が考えられる。ただし、両者の要因は相互に独立しているとはいえ、また相互に影響しあう場面も異なる。そこで、われわれは、2つの要因をパラメータに組み込んだモデルを構築し、どのようなメカニズムで、過大・過小投資、ひいては投資成果の悪化を招くかを明らかにする。次に、日本の製造業財務データを対象に、それぞれの要因ごと、2つの指標を選択し、その交差でクラスターに分け、それぞれのクラスターの分布を調べることで、どの程度過大・過小投資や投資成果の悪化が言えるのかを検証する。

本論文の構成は以下の通りである。2節では Kaplan and Zingales (1997) のモデルに準拠し、2つの要因パラメータを導入したモデルを設定し、投資行動と投資成果に関する2つの仮説を定立する。3節では実証対象データについて説明する。4節では両者の資金制約要因を交差させたクラスターを設定し、それぞれのクラスターごと、投資額と投資成果の分布を調べることで2つの仮説を検証する。5節では結論を述べる。

2 仮説の定立

2.1 モデル設定

2節では、どのようなメカニズムで、過大・過小投資、ひいては投資成果の悪化を招くかを明らかにするために、モデルを導入し仮説を定立する。

Kaplan and Zingales (1997, p.174) は資金制約のもと、投資額 I が与える投資成果 π の1期のモデルを呈示している²。すなわち、投資額を I 、資金制約パラメータを θ 、内部資金額を W とし、凹関数を前提とする生産関数を $f(I)$ 、資金調達に制約を受け、凸関数を前提とする外部資金調達コスト関数を $C(I-W, \theta)$ とすれば、投資 I を投入した1期後の投資成果 π は、(1) 式で表わすことができる。

$$\pi = f(I) - C(I - W, \theta) - I \quad (1)$$

Kaplan and Zingales (1997) のモデルは投資感応度 dl/dw が単調増加ではないことを示すことを直接の目的としているが、われわれの目的に照らせば、エージェンシーコスト要因が含まれていないこと、 $C(\cdot)$ が2変数関数であり、 θ パラメータが取扱いにくいことの難点がある。これに対し、Stein (2003, p.122) の(2)式モデルはエージェンシーコスト要因 γ が含まれている点と $C(\cdot)$ が1変数関数である点で異なる。

$$\pi = (1 + \gamma)f(I) - \theta C(I - W) - I \quad (2)$$

(2) 式ではエージェンシーコスト要因 γ を含めた生産額を企業経営者は目指して行動すること、負債調達の情報コストを標準 ($\theta = 1$) とすれば、新株発行の情報コストはその $\theta (> 1)$ 倍かかるとモデル

² Kaplan and Zingales (1997) は θ ではなく k という文字を用いているが、Stein (2003) モデルとの比較が容易になるため、本文では記号を変えている。また Stein (2003) のモデルは生産関数を現在価値で割引いているが、(2) 式では簡潔化のため捨象している。

化している。たしかに、(2) 式は両者の要因を含み、取扱いが簡単である。しかしながら、経営者のモラルハザード的行動はアウトプットの一部をパーク (Perquisites) として奪取するというより、生産投入以前のインプット時点で奪取すると想定した方が現実的に整合的であると思料する³。つまり、奪取した部分は、自家用ジェット機などに浪費され (Empire Building)、企業価値増大につながる生産関数 $f(\cdot)$ には投入されず、投入される部分は $(1 - \gamma)I$ に該当すると考えられる。そこで、われわれのモデルでは、一企業経営者は (3) 式に従い投資成果 π の最適化を目指すものと想定する。

$$\pi = f\{(1-\gamma)I\} - \theta C(I-W) - I \quad (3)$$

2.2 過大・過小投資仮説

2.2 節では (3) 式のモデルにもとづき、投資行動に関する仮説を導出する。(3) 式では、投資額 I 、パーク奪取率 γ ($0 < \gamma < 1$)、情報コスト θ 、内部資金額 W とし、 $f(\cdot)$ は凹関数、 $C(\cdot)$ は凸関数との前提をおく。そこで、パラメータ (γ, θ) が与えられたもとの、一企業経営者は π を極大化すべく行動するとの仮定のもと、まず、1 階の必要条件 (4) が得られる。

$$(\partial\pi/\partial I) = (1-\gamma)f'\{(1-\gamma)I\} - \theta C'(I-W) - 1 = 0 \quad (4)$$

つぎに、それぞれの資金制約要因により、いかなるメカニズムで、過大投資あるいは過小投資を招くかを考察する。ただ、過大・過小投資といっても明確な定義はなされていない。Vogt (1994, pp.6-9) は、均衡水準の Q より低い水準で投資が誘発されれば過大投資、高い水準なら過小投資と定義している。久保田 (1995, pp.12-16) は、結果からみて、効率の悪い不採算な投資を過剰投資、予算シーリングが厳格で必要な設備更新投資まで削減することを過小投資と表現している。一方、われわれのモデルは資金制約要因が存在するもとの、経営者は最適化行動を目指すとの前提に立っており、最適投資額が過大か過小かを判断するには何か別の比較基準が必要になる。たとえば、エージェンシーコスト要因のもとの誘発されうるモラルハザード行動には、困難な経営課題に挑戦しないことも含まれ、その場合生産性の低下、生産関数パラメータの変化が生じうる。そこで、生産関数パラメータの変化は 1 つの比較基準にはなりうる。しかし、その尺度では問題をいたずらに複雑にし、本論文の主題からやや離れる。また、われわれのモデル設定では、生産に寄与しないパーク奪取をモラルハザード行動と見なしてモデル化している。そこで、本論文では、資金制約要因のない状態での最適投資額と、資金制約要因のある状態での最適投資額を比較し、後者の水準が前者より大きければ過大投資、小さければ過小投資と定義する⁴。

両方の資金制約要因のうち、まず、エージェンシーコスト要因から考察する。エージェンシーコスト要因が存在するときの水準を I_{γ} 、存在しないとき ($\gamma = 0$) の投資水準を $I_{0\gamma}$ とすると、(4) 式よりそれぞれ (5)、(6) 式が成り立つ。

³ Stulz (1990, p.7) は全く別のモデル表現ではあるが、投資額をパーク控除後の変数として取り扱っている。

⁴ Stein (2003, p.122) も過大・過小投資に関し、(2) 式にもとづき同様の議論を行っている。

$$(1-\gamma)f'\{(1-\gamma)I_\gamma\}=\theta C'(I_\gamma-W)+1 \quad (5)$$

$$f'\{I_{0\gamma}\}=\theta C'(I_{0\gamma}-W)+1 \quad (6)$$

(5) - (6) により,

$$(1-\gamma)f'\{(1-\gamma)I_\gamma\}-f'\{I_{0\gamma}\}=\theta\{C'(I_\gamma-W)-C'(I_{0\gamma}-W)\} \quad (7)$$

ここで、もし $I_\gamma > I_{0\gamma}$ ならば、過大投資を起こしているが、付録 1 の (24)～(26) 式の考察により、 $(I_\gamma - I_{0\gamma})$ の符号は生産関数の形状に依存し、すべての場合で過大投資に陥るとはいえない。そこで、議論を進めるためには、更に前提をおく必要がある。ここで、やや先取りするが、われわれの検証対象とするデータはバブル崩壊後の上場企業に限定されており、あまり急成長企業の比重は高くないことが予想される。そのため、(24)～(26) 式の 3 つの場合から選択すれば、速い収穫逓減生産関数の前提は自然な前提であると考え (付録 1 の (24) 式の場合)。そこで、結論として、エージェンシーコスト要因が存在するときは過大投資を招く可能性が高いとの仮説を定立する。

一方、情報の非対称性要因が存在するときの水準を I_θ 、存在しないとき ($\theta = 1$) の投資水準を $I_{0\theta}$ とすると、それぞれ、(8)、(9) 式が成り立つ。

$$(1-\gamma)f'\{(1-\gamma)I_\theta\}=\theta C'(I_\theta-W)+1 \quad (8)$$

$$(1-\gamma)f'\{(1-\gamma)I_{0\theta}\}=C'(I_{0\theta}-W)+1 \quad (9)$$

(8) - (9) により、(10) 式が得られるが、この場合は、付録 2 が示すとおり、どの場合でも $I_\theta < I_{0\theta}$ となるので、過小投資を招く。これは、投資額を増やしコストが逓増する領域では、パークを獲得しつつ生産することができないことが要因となっている。

$$(1-\gamma)\{f'\{(1-\gamma)I_\theta\}-f'\{(1-\gamma)I_{0\theta}\}\}=\theta C'(I_\theta-W)-C'(I_{0\theta}-W) \quad (10)$$

これまでの考察から、「エージェンシーコスト要因による過大投資は生じる可能性が高い。情報の非対称性要因による過小投資はいつでも生じる (仮説 1)」という仮説が得られた。

2.3 投資成果仮説

われわれの最終目的は、資金制約要因が投資成果に及ぼす効果を解明することにあるので、2.3 節では、投資成果 π を表す (3) 式の 1 期モデルをもとに考察を続ける。まず、エージェンシーコスト要因から調べるが、2.2 節と同様、エージェンシーコスト要因が存在するときの水準を I_γ 、存在しないとき ($\gamma = 0$) の投資水準を $I_{0\gamma}$ とすると、それぞれ、(3) 式より (11)、(12) 式が成り立つ。

$$\pi_{\gamma} = f\{(1-\gamma)I_{\gamma}\} - \theta C(I_{\gamma} - W) - I_{\gamma} \quad (11)$$

$$\pi_{0\gamma} = f(I_{0\gamma}) - \theta C(I_{0\gamma} - W) - I_{0\gamma} \quad (12)$$

(11), (12) 式の差分をとれば, (13) 式が得られる。

$$\begin{aligned} \Delta\pi_{\gamma} &= \pi_{\gamma} - \pi_{0\gamma} \\ &= [f\{(1-\gamma)I_{\gamma}\} - f(I_{0\gamma})] - \theta [C(I_{\gamma} - W) - C(I_{0\gamma} - W)] - [I_{\gamma} - I_{0\gamma}] \end{aligned} \quad (13)$$

ところが, 付録 3 が示すとおり, (13) 式の符号は必ずしも負とは限らない。しかしながら, 付録 3 の (32) 式が示すとおり, 最適投資水準 I_{γ} が $I_{0\gamma}$ の近傍であれば, $\Delta\pi_{\gamma} < 0$ になる可能性は高い。近傍以外でかつ速い収穫逓減生産関数を前提とすれば, 4.2 節の考察から過大投資を招く。その場合, (13) 式を観察すれば, 右辺第 2 項は逓増的費用の増加に 1 を超える θ がかかり, かつ, 投資額も増加する。これに対し, 第 1 項の生産関数の増加度合いは速く逓減的であり, かつ投資水準も I_{γ} より小さい $(1-\gamma)I_{\gamma}$ である。これらから, 費用, 投資額増加分を補償するほどの生産額の増加は期待できず, 投資成果は悪化する可能性が高い。加えて, 現実的に放漫的経営者が最適化行動をとらないことも $\Delta\pi_{\gamma} < 0$ を招く要因である。

一方, 情報の非対称性要因が存在するときの水準を I_{θ} , 存在しないとき ($\theta = 1$) の投資水準を $I_{0\theta}$ とすると, それぞれ, (14), (15) 式が成り立つ。

$$\pi_{\theta} = f\{(1-\gamma)I_{\theta}\} - \theta C(I_{\theta} - W) - I_{\theta} \quad (14)$$

$$\pi_{0\theta} = f\{(1-\gamma)I_{0\theta}\} - C(I_{0\theta} - W) - I_{0\theta} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} \Delta\pi_{\theta} &= \pi_{\theta} - \pi_{0\theta} \\ &= [f\{(1-\gamma)I_{\theta}\} - f\{(1-\gamma)I_{0\theta}\}] - [\theta C(I_{\theta} - W) - C(I_{0\theta} - W)] - [I_{\theta} - I_{0\theta}] \end{aligned} \quad (16)$$

ここで, 生産関数は逓減的であるため, 第 1 項の大小関係から (17) 式の不等式が成り立つ。

$$\begin{aligned} \Delta\pi_{\theta} &< [f(I_{\theta}) - f(I_{0\theta})] - [\theta C(I_{\theta} - W) - C(I_{0\theta} - W)] - (I_{\theta} - I_{0\theta}) \\ &= [\{f(I_{\theta}) - C(I_{\theta} - W) - I_{\theta}\} - \{f(I_{0\theta}) - C(I_{0\theta} - W) - I_{0\theta}\}] + (\theta - 1)C(I_{\theta} - W) \end{aligned} \quad (17)$$

ところで $\{f(I_{\theta}) - C(I_{\theta} - W) - I_{\theta}\}$ は最適点ではないため, (17) 式第 1 項は負, 第 2 項も $\theta - 1 < 0$ につき負のため, 全体で負である。すなわち, $\Delta\pi_{\theta} < 0$ となり, つねに投資成果の悪化がもたらされる。

以上の考察から, 「エージェンシーコスト要因により, 投資成果は悪化する可能性が高い。情報の非

対称性要因による投資成果悪化はいつでも生じる（仮説 2）」という仮説が得られた。

3 データ

われわれの分析対象は、1994 年度から 2004 年度までの 11 年度分製造業 811 社の個別財務諸表パネルデータである⁵。したがって、1 変数ごと、8,921 (=811 × 11) 個の標本を数えるが、設備投資額を 1 期前の固定資産純額で基準化するため、8,110 (=811 × 10) 個の標本から構成される。当初製造業 1,899 社をカウントしたが、公開廃止になった企業 (242 社)、公開年が当該期間内のもの (482 社)、決算期が 3 月以外のもの (171 社)、設備投資額が欠落しているものやマイナスのもの⁶ (107 社)、付加価値額がマイナスのもの (86 社) は除去した。

4 仮説の検証

4 節では、2 節で定立した仮説の検証を行う。それら仮説の検証方法はいろいろな手段がありうるが、本論文では実証先行研究に多くみられるように、クラスターに分け、クラスターごとの分布の差異を観察する手法をとる。4.1 節ではクラスター分け、4.2 節では過大・過小投資仮説の検証、4.3 節では投資成果仮説の検証を考察する。

4.1 クラスター分け

1 節で指摘したように、エージェンシーコスト要因も情報の非対称性要因も、直接計測できるパラメータ (γ, θ) はなく、かつ、現実的に連続的に変化する量とは考えられない。そこで、適切な代理変数を選択し、かつクラスターに分け、資金制約要因を導入する手法を用いる。このため、代理変数の選択につき吟味する。まず、Vogt (1994) が用いた配当性向のように、両要因を同一の変数で代表させるアプローチがある。しかし、われわれのモデル表現 (γ, θ) でも、前者は投資資金投入時に、後者は外部資金調達時にと働く場面が異なっており、かつ、Barclay and Smith (2005, p.16) が指摘するように、前者は企業の体制、後者は企業行動時に限界的に働く要因とも考えられる。そこで、2 つの要因それぞれに分けて考察し、2 元で交差したクラスターに分けるのが適切と考える。

まず、エージェンシーコスト要因を検討するが、Hadlock (1998) のようにコーポレートガバナンスを反映する株主構成も候補になる。たとえば、金融機関持株比率の高い企業はエージェンシー問題が生じにくいと考えられる。また、Devereux and Schiantarelli (1990) は、大企業の方が株主構成は拡散しているので、経営者の冒険者の行動が誘発されやすいとみなし、企業規模でクラスターに分けている。

5 東洋経済新報社のデータベース「会社財務カルテ CD-ROM2005」より抽出した。連結財務諸表データを採用しなかった理由は、企業により海外の投資活動の比重が異なること、一般に海外と国内の設備投資行動は異なった原則で運用されていると思われること、キャッシュ・フロー計算書の有形固定資産の取得データはまだ高々 5 年間の蓄積しかないことなどによる。

6 データベース作成元の東洋経済新報社によれば、原データベース作成過程で、「設備投資額 = 有形固定資産当期増加額 - 建設仮勘定当期減少額」と計算している。第 2 項を控除するのは（朝日監査法人 (2003, p.389) で確認でき妥当ではあるが、データ欠落やマイナスの値は有形固定資産増加額 < 建設仮勘定当期減少額の場合に該当する。

しかし、金融機関のコントロールは多様な定性的形態が考えられ、また、株主構成を間接的に捕捉するためには企業規模以外にも社歴、業種などの要因も考慮すべきである。ここで注目されるのが、Strong and Meyer (1990, p.134) が採用している、残余キャッシュフロー指標であり、本論文ではこの指標を用いる。そもそもエージェンシー問題は、企業はステークホルダーのものであるという前提からはなれ、経営者がパークを奪取する状況を想定している。そのため、パークの源泉はステークホルダーに帰属するフリーキャッシュフローではなく、利子・配当を控除した残余キャッシュフローが適格的であり、その量が多ければ、モラルハザートの行動を誘発しやすいとの理論的説明と整合性がとれるからである⁷。ただし、残余キャッシュフローは連続量であるので、固定資産規模 K_{it} で基準化し、3つの同一標本数からなるクラスターに分ける。

一方、情報の非対称性要因であるが、先行研究は財務制約度ととらえ、財務比率、アニュアルレポートの記述、企業規模、業種、レバレッジ、上場来経過年数などさまざまな尺度が試みられてきた。しかし、もともと Myers and Majluf (1984) が提起した情報の非対称性問題は、企業が設備投資案件に際し、ファンディング面で制約を受けるという状況で生じる問題であり、ファイナンスに成功したか否かは情報の非対称性の大小を反映していると考えられる。そこで、有利子負債の増加がみられれば、情報の非対称性が小さいものと解釈し、有利子負債増加額 (= 有利子負債_{it} - 有利子負債_{it-1}) が正と非正（ゼロまたは負）のクラスターに2分する⁸。

以上の準備から、表1が示すように、総合計8,110個の標本は $3 \times 2 = 6$ 個の交差クラスターに分かれ、それぞれの標本個数に分割された。

表1 交差クラスターの構成

| ファイナンス | 残余CFレベル(個数) | | | |
|--------|-------------|-------|-------|-------|
| | レベル1 | レベル2 | レベル3 | 計 |
| 正 | 1,075 | 824 | 688 | 2,587 |
| ゼロまたは負 | 1,628 | 1,880 | 2,015 | 5,523 |
| 計 | 2,703 | 2,704 | 2,703 | 8,110 |

表1が示すとおり、残余CFのレベルが高くなるほど、ファイナンスを行うケースは減る傾向は見られるが、十分な標本数はあることから2元配置で分析する意義はある。

4.2 過大・過小投資仮説の検証

2.2節では、「エージェンシーコスト要因による過大投資は生じる可能性が高い。情報の非対称性要因による過小投資はいつでも生じる(仮説1)」という仮説を定立した。この仮説を検証するには、エージェンシーコスト要因または情報の非対称性の生じていない企業標本を識別することが必要になる。しかし、

7 Jensen (1986) はエージェンシーコスト低減のためには、負債調達を多くし、強制的に利子として、キャッシュフローから吸い上げる、負債の規律効果を主張するが、これも、裏返せば、残余キャッシュフローのレベルをエージェンシーコスト発生の場合と想定していることになると思料する。

8 有利子負債 = 短期・長期借入金 + 社債 + 割引手形残高と定義している。また、増資額も考慮に入れるべきであるが、個別財務指標データでは捕捉が難しいので、有利子負債の増加額をもって、外部資金調達額とみなした。

オーナー以外に株主がない公開企業や、上場以来一度も設備投資ファイナンスを行ったことのない企業は現実的には考えられず、それぞれの要因が生じていない状況 (I_{0y} または I_{00}) を想定するはできない。そこで、次善の分析として、クラスター相互間の投資額 (I_{it}/K_{it-1}) の分布を観察し、エージェンシーコスト要因ではレベル 1, 2, 3 相互を、情報の非対称性要因では有利子負債の増加と非増加を比較し、相対的に過大・過小投資の傾向が見られるかを検討する。

表 2 は、クラスターの代表値を記載してある。6 クラスターすべての分布で正規性を表す Jarque-Bera p 値は 0 であった。そこで、分布の中央値が等しいという帰無仮説をクラスカル・ワリスの検定で検定したところ棄却され、相互に有意な差異が認められた⁹。

表2 投資額の分布

| | | 残余CFレベル (I_{it}/K_{it-1}) | | | | |
|--------------------|--------------------|-------------------------------|-------|-------|-------|-------|
| | | レベル1 | レベル2 | レベル3 | 計 | |
| ファイ ナ ン ス | 有利子負債 増加 | 平均値 | 0.138 | 0.159 | 0.192 | 0.159 |
| | | 中央値 | 0.110 | 0.132 | 0.153 | 0.125 |
| | | 標準偏差 | 0.158 | 0.146 | 0.211 | 0.172 |
| | 有利子負債増加 ゼロまたは減少 | 平均値 | 0.099 | 0.109 | 0.152 | 0.122 |
| | | 中央値 | 0.069 | 0.092 | 0.130 | 0.096 |
| | | 標準偏差 | 0.147 | 0.084 | 0.126 | 0.123 |
| | 計 | 平均値 | 0.115 | 0.124 | 0.161 | 0.134 |
| | | 中央値 | 0.079 | 0.103 | 0.135 | 0.105 |
| | | 標準偏差 | 0.153 | 0.109 | 0.153 | 0.141 |

次に、クラスター相互の平均値と中央値を比較する。まず、エージェンシーコスト要因から検討する。たとえば、有利子負債増加のクラスター間では、残余 CF レベルが上がるにつれて、中央値は 0.110, 0.132, 0.153 というように単調に増加している。同じことは平均値でも、また有利子負債増加ゼロまたは減少のクラスターでも当てはまる。この点はエージェンシーコスト増加による過大投資のインプリケーションと整合的である。次に、情報の非対称性要因を検討すれば、たとえば、残余 CF レベル 1 では、中央値は 0.110 と 0.069 であり、有利子負債増加のクラスターの方が有利子負債非増加クラスターより大きい。これはどの残余 CF レベルでも、平均値でも当てはまり、この点でも、情報の非対称性の増大による過小投資のインプリケーションと整合的であり、頑強な結果であると評価できる。

4.3 投資成果仮説の検証

4.3 節では、われわれの最終的な関心事である投資成果への影響を考察する。2.3 節で、われわれは、「エージェンシーコスト要因により、投資成果は悪化する可能性が高い。情報の非対称性要因による投資成果悪化はいつでも生じる (仮説 2)」という仮説を立てた。しかし、投資が投資成果に及ぼす因果関係を解明するには、生産関数、コスト関数の推定、資金制約要因のない企業のベンチマーク設定、遺

⁹ クラスター間の差異を検定する手法はいくつか考えられるが、本論文では、残余 CF レベルを固定して、有利子負債増加と非増加の 2 クラスター間の差異をウィルコクソン・マンホイットニーの検定で、ファイナンスを固定して、レベル 1, 2, 3 の 3 クラスター間の差異をクラスカル・ワリスの検定で行った。その結果、それぞれで p 値 0 の有意な差異が確認できた。また、4.3 節の投資成果指標でも同じことが言えた。

失利益の測定など、困難な課題が多く、種々の前提をおいた議論が必要になってくる。それらの課題は挑戦的であるものの、本論文の主題からは離れるので、本論文ではそれらの課題は取り上げない。そのため、4.2 節と同様の手法を用い、 $\pi_{i,t+1}$ の分布を 6 クラスターごとと比較する。ただし、投資成果は投資額と異なり、明確な定義がなく、ここで財務データからどのように測定するかを決める必要がある。

そこで、2.1 節 (3) 式各項別に対応する財務データを考察すると、第 2 項 $\theta C(I - W)$ は θ の数値を財務諸表データで同定することは不可能ではあるものの、全体で外部資金調達コスト、すなわち t 期の金融費用と配当の合計額、ととらえることができる。また、第 3 項は t 期の投資額そのものである。これに対し、第 1 項 $f\{(1 - \gamma)I\}$ に関し、どの財務データが適切かについては議論を要する。われわれのモデルの出発点の Kaplan and Zingales (1997, p.173) でも、 $f(\cdot)$ は投資額 I に対するリターンとしか述べておらず、あいまいである。そこで、複数の候補から検討する。まず、Strong and Meyer (1990) が用いた株価上昇率であるが、株価上昇の原因は設備投資以外に、マクロ経済、業種、研究開発、M&A、事業再編など複合的な要因も考えられ、投資との対応が直裁的にとれているとは考えられない。次に、フリーキャッシュフローも成果指標になりうるが、これも同様に多くの他の要因が作用していると考えられる。そこで、本論文では生産関数と親和性があると考えられる付加価値額概念を用いる。確かに、付加価値額は原材料投入に対応する概念であり、キャッシュフロー概念ではなく、設備投資をインプットとする生産関数 $f(\cdot)$ とは対応がとれてはいない。しかし、付加価値額そのものではなく付加価値増加額を用いれば、それは投資よる貢献分と解釈できる¹⁰。また、厳密ではないものの付加価値額の一部に「当期純利益+減価償却費」の項がありキャッシュフローに近い数値を示していると期待できる。このように、最適の指標は存在しないが、候補のなかでは付加価値額増加分が第 1 項 $f\{(1 - \gamma)I\}$ にいちばん適合的である。

そこで、われわれは、インプット I_{it} に対応するアウトプット $f(\cdot)_{i,t+1}$ に $t+1$ 期の付加価値増加額を採用する。そして、 $\pi_{i,t+1}$ として想定する財務データ $PERF_{i,t+1}$ は (18) 式で定義する¹¹。

$$PERF_{i,t+1} = \frac{(\text{付加価値額}_{i,t+1} - \text{付加価値額}_{i,t}) - (\text{金融費用}_{i,t} + \text{配当金}_{i,t}) - I_{i,t}}{K_{i,t}} \quad (18)$$

表 3 は、クラスターごとの代表値を示す。表 2 と同様、クラスカル・ワリスの検定で確認のところ、クラスター相互に有意な差異があった。

10 また、(18) 式の「付加価値増加額/固定資産純額」の部分は限界設備生産性に該当し、投資を行い設備性能を上げた成果と見なせる。

11 分子の「金融費用+配当金」は必ずしも設備投資に対応したファンディングコストに限定されてはいない。他の企業活動に関するファンディングコストも含まれることは十分考えられる。そのため、 $PERF < 0$ のデータ数は全体 8,110 標本のうち、7,223 個もある。しかし、ファンディングコストに対応する資金使途でブレークダウンすることは不可能であり、また「金融費用+配当金」を捨象することも適当ではない。 $PERF$ を表す (18) 式は最適のものではないが、数値レベルそのものよりも、クラスター間の大小関係に意味を見出すことで、以下では検討を進める。

表3 投資成果の分布

| | | 残余CFレベル (PERF _{it}) | | | | |
|--------|----------------|-------------------------------|--------|--------|--------|--------|
| | | レベル1 | レベル2 | レベル3 | 計 | |
| ファイナンス | 有利子負債増加 | 平均値 | -0.204 | -0.232 | -0.290 | -0.236 |
| | | 中央値 | -0.169 | -0.206 | -0.246 | -0.202 |
| | | 標準偏差 | 0.289 | 0.189 | 0.270 | 0.258 |
| | 有利子負債増加ゼロまたは減少 | 平均値 | -0.142 | -0.163 | -0.225 | -0.179 |
| | | 中央値 | -0.134 | -0.159 | -0.204 | -0.166 |
| | | 標準偏差 | 0.261 | 0.196 | 0.345 | 0.279 |
| | 計 | 平均値 | -0.166 | -0.184 | -0.242 | -0.197 |
| | | 中央値 | -0.149 | -0.174 | -0.214 | -0.178 |
| | | 標準偏差 | 0.274 | 0.196 | 0.329 | 0.274 |

まず、エージェンシーコスト要因から検討する。4.2 節の検証結果と同様に、有利子負債増加、非増加にかかわらず、平均値も中央値も残余 CF のレベルが上がるにつれ、投資成果は悪化している。この点では、エージェンシーコスト要因の投資成果に悪影響を及ぼしているというインプリケーションと整合性がとれている。ところが、情報の非対称性要因では、どの残余 CF レベルでも、有利子負債増加クラスターの方が有利子負債非増加クラスターより投資成果が悪く、この点は先行研究と整合的ではない。その原因として考えられるのは、①有利子負債増加クラスターでは (18) 式に含まれる金融費用負担分だけ成果を押し下げること、②データ対象時期はバブル崩壊後の長期的不況期に該当しており、遺失損失の大きい投資案件はあまりなかったと考えられること、③有利子負債返済を主たる経営目標に掲げる企業が多く、経営資源を節減することで利益増加を目指していたことが考えられること、などが上げられる。しかし、これら推論を検証すべく投資成果指標に修正を加えることは大量パネルデータを対象とした実証分析では困難であり、個社のケーススタディーの方向をとらざるを得ない。その場合の研究手法は本論文から大きく離れるので、今後の課題として取組みたい。

5 結 論

われわれはエージェンシーコスト要因と情報の非対称性要因が、実際の投資額決定にどのようなメカニズムで影響を及ぼし、ひいては、投資成果にどのような差異がみられるかを研究目的にかかげた。まず、Kaplan and Zingales (1997) のモデルを発展させ、資金制約要因両者のパラメータ (γ, θ) を組み込んだモデルを設定し、仮説を定立した。投資額決定に関する仮説は、「エージェンシーコスト要因による過大投資は生じる可能性が高い。情報の非対称性要因による過小投資はいつでも生じる(仮説 1)」であり、投資成果に関する仮説は、「エージェンシーコスト要因により、投資成果は悪化する可能性が高い。情報の非対称性要因による投資成果悪化はいつでも生じる(仮説 2)」である。

次に、われわれは日本の製造業 811 社、11 年間のデータを対象とし、エージェンシーコスト要因の代理変数を残余キャッシュフローに、情報の非対称性要因をファイナンスの有無に採用し、 $3 \times 2 = 6$ 通りのクラスターに分けた。そして、クラスター相互の分布を観察することによって、仮説 1 と 2 の検証を行った。仮説 1 では、エージェンシーコスト要因が大きくなるほど、過大投資の傾向が強くなることと、情報の非対称性要因が大きいほど過小投資の傾向にあることが観察された。これらは、先行研究や仮説と整合性を保っている。仮説 2 では、エージェンシーコスト要因が大きくなれば、投資成果が悪化することは観察できた半面、情報の非対称性の増大に伴う投資成果悪化は確認できなかった。その原

因の究明は今後の課題としたい。

本論文の研究はさまざまな前提の上に立っている。モデル設定においては、生産関数、コスト関数をすべての企業で一定と仮定し、経営者の最適化行動を前提とされている点、1期モデルに限定している点、実証分析においては、資金制約要因を2元に限定している点、最後に、データ対象を日本の製造業の特定時期に限定している点などは配慮しなければならない。しかしながら、本論文におけるわれわれの貢献は、先行研究に準拠し、エージェンシーコスト要因と情報の非対称性要因を組み込んだモデルを構築し、一定の仮説を導出したこと、ならびに、日本の製造業データを対象に、ある程度有意な検証結果を導きだしたことにある。

■付録

付録1 エージェンシーコスト要因の影響下で、過大・過小投資を区分する条件

エージェンシーコスト要因が存在するときの投資額水準を I_γ 、存在しないとき ($\gamma=0$) の水準を $I_{0\gamma}$ とすると、p.6 の (7) 式が成り立つ。

$$(1-\gamma)f'\{(1-\gamma)I_\gamma\} - f'(I_{0\gamma}) = \theta\{C'(I_\gamma - W) - C'(I_{0\gamma} - W)\} \quad (7)$$

ここで、 I_γ が $I_{0\gamma}$ の近傍にあり、線形近似で表現できるとすると、テイラー展開を1階まで行い、近似式 (19)、(20) 式が得られる。

$$f'\{(1-\gamma)I_\gamma\} = f'\{(1-\gamma)I_{0\gamma}\} + (1-\gamma)f''\{(1-\gamma)I_{0\gamma}\}(I_\gamma - I_{0\gamma}) \quad (19)$$

$$C'(I_\gamma - W) = C'(I_{0\gamma} - W) + C''(I_{0\gamma} - W)(I_\gamma - I_{0\gamma}) \quad (20)$$

(19)、(20) 式を (7) 式に代入し、整理すると (21) 式が得られる。

$$(1-\gamma)f'\{(1-\gamma)I_{0\gamma}\} - f'(I_{0\gamma}) = (I_\gamma - I_{0\gamma})\{\theta C'' - (1-\gamma)^2 f''\} \quad (21)$$

(21) 式右辺の $\{\theta C'' - (1-\gamma)^2 f''\}$ は $f'' < 0$ (f は凹関数の前提)、 $C'' > 0$ (C は凸関数の前提) より、正であるので、 $(I_\gamma - I_{0\gamma})$ の符号、すなわち I_γ が $I_{0\gamma}$ より大きい小さいかは (21) 式左辺の符号に依存する。ところが、左辺の値は関数 $f''(\cdot)$ の形状に依存し、一般的に解を求めるのは難しい。そこで、(21) 式左辺を (22) 式のように改めて $L(x)$ とおき、具体的に関数形を与え、値の振舞いを調べる。

$$L(x) = (1-\gamma)f'\{(1-\gamma)x\} - f'(x) \quad (22)$$

$f'' < 0$ 、であることから、 $f'(x) = \frac{1}{x^p}$ とし、正の値をとるパラメータ $p (> 0)$ をもつ、減少関数をモデル関数にとり、(22) 式に代入して整理すれば (23) 式が得られる。

$$L(x) = \left\{ \frac{1}{(1-\gamma)^{p-1}} - 1 \right\} \frac{1}{x^p} \quad (23)$$

ここで、定義域 $x > 0$ の仮定から、 $L(x)$ の符号は係数の符号に依存する。 $0 < 1 - \gamma < 1$ であることから、減少関数の程度を表すパラメータ値 p によって、(24)～(26) の 3 通りの場合に分かれる。

$$L(x) > 0 \quad p > 1 \text{ の場合} \quad (24)$$

$$L(x) = 0 \quad p = 1 \text{ の場合} \quad (25)$$

$$L(x) < 0 \quad p < 1 \text{ の場合} \quad (26)$$

このうち、(25) の場合は $f'(x) = 1/x$ すなわち、 $f(x) = \log x + C$ であり、経済学的には生産関数の形状が対数関数程度の収穫逓減をしめせば、 $I_y = I_{0y}$ である。また、(24) の場合は、対数関数よりスピードの速い収穫逓減を示し、過大投資 ($I_y > I_{0y}$)、(26) の場合は、スピードの遅い収穫逓減で過小投資 ($I_y < I_{0y}$) となることを示している。

付録2 情報の非対称性要因影響下で、過小投資になることの証明

情報の非対称性要因が存在するときの水準を I_θ 、存在しないとき ($\theta = 1$) の投資水準を $I_{0\theta}$ とすると、p.6 の (10) 式が成り立つ。

$$(1-\gamma)\{f'\{(1-\gamma)I_\theta\} - f'\{(1-\gamma)I_{0\theta}\}\} = \theta C'(I_\theta - W) - C'(I_{0\theta} - W) \quad (10)$$

ここで、(10) 式右辺は (27) 式のとおりに変形できる。

$$(10) \text{ 式左辺} = \theta\{C'(I_\theta - W) - C'(I_{0\theta} - W)\} + (\theta - 1)C'(I_{0\theta} - W) \quad (27)$$

ここで、 $I_\theta > I_{0\theta}$ と仮定すると、(27) 式右辺、第 1 項の限界コスト関数部分は $C'(\cdot)$ が増加関数につき正となる。また、第 2 項も $\theta > 1$ 、 $C'(\cdot) > 0$ につき正となり、全体で正。ところが、(10) 式左辺は $1 - \gamma$ が正なので、限界生産関数差分 $\{f'\{(1-\gamma)I_\theta\} - f'\{(1-\gamma)I_{0\theta}\}\}$ が正にならなければならない。ところが、限界生産関数は減少関数であるから、 $I_\theta > I_{0\theta}$ を仮定すれば負である。したがって矛盾が生じるので、 $I_\theta < I_{0\theta}$ となる。よって、情報の非対称性要因が存在するときは、つねに過小投資になる。

付録3 エージェンシーコスト要因の影響下での投資成果の振舞い

エージェンシーコスト要因の影響下では p.7 の (13) 式が成り立つ。

$$\begin{aligned} \Delta\pi_\gamma &= \pi_\gamma - \pi_{0\gamma} \\ &= [f\{(1-\gamma)I_\gamma\} - f(I_{0\gamma})] - \theta [C(I_\gamma - W) - C(I_{0\gamma} - W)] - (I_\gamma - I_{0\gamma}) \end{aligned} \quad (13)$$

ここで、近傍で線形近似ができると仮定、1 階までのテイラー展開を行えば、(28)、(29) 式が得られる。

$$f\{(1-r)I_{0\gamma}\} = f\{(1-r)I_{0\gamma}\} + (1-\gamma)f'\{(1-\gamma)I_{0\gamma}\}(I_{\gamma} - I_{0\gamma}) \quad (28)$$

$$C(I_{\gamma}-W) = C(I_{0\gamma}-W) + C'(I_{0\gamma}-W)(I_{\gamma}-I_{0\gamma}) \quad (29)$$

(28), (29) 式を (13) 式に代入すれば, (30) 式が得られる。

$$\begin{aligned} \Delta\pi_{\gamma} &= [f\{(1-r)I_{0\gamma}\} + (1-\gamma)f'\{(1-\gamma)I_{0\gamma}\}(I_{\gamma} - I_{0\gamma}) - f(I_{0\gamma})] \\ &\quad - \theta[C\{I_{0\gamma}-W\} + C'\{I_{0\gamma}-W\}(I_{\gamma} - I_{0\gamma})] - C\{I_{0\gamma}-W\} - (I_{\gamma} - I_{0\gamma}) \\ &= [f\{(1-r)I_{0\gamma}\} - f(I_{0\gamma})] + (I_{\gamma} - I_{0\gamma})[(1-\gamma)f'\{(1-\gamma)I_{0\gamma}\} - \{\theta C'(I_{0\gamma}-W) - 1\}] \end{aligned} \quad (30)$$

ところで, P.6 の (6) 式より $\theta C'(I_{0\gamma}-W) + 1 = f'(I_{0\gamma})$ を (30) 式に代入すると,

$$\Delta\pi_{\gamma} = [f\{(1-r)I_{0\gamma}\} - f(I_{0\gamma})] + (I_{\gamma} - I_{0\gamma})[(1-\gamma)f'\{(1-\gamma)I_{0\gamma}\} - f'(I_{0\gamma})] \quad (31)$$

さらに, (31) 式の $[(1-\gamma)f'\{(1-\gamma)I_{0\gamma}\} - f'(I_{0\gamma})]$ の部分は, 付録 1 (21) 式の左辺につき, 最終的に (32) 式で表現できる。

$$\Delta\pi_{\gamma} = [f\{(1-r)I_{0\gamma}\} - f(I_{0\gamma})] + (I_{\gamma} - I_{0\gamma})^2 \{\theta C'' - (1-\gamma)^2 f''\} \quad (32)$$

(32) 式の第 1 項の生産関数増分は, $(1-\gamma)I_{0\gamma} < I_{0\gamma}$ であることから負であるが, 第 2 項の符号は付録 1 で検討した通り, 正である。すなわち, 厳密に言えば, $\Delta\pi_{\gamma}$ の符号は (32) 式の異なった符号の 2 項の大小関係で決まる。しかしながら, $f(\cdot)$ になめらかな関数を仮定すれば, 2 階のオーダー項でさほど大きな値は出現せず, 第 2 項の絶対値は相対的に, 第 1 項の影響が大きいと考えられる。したがって, 近傍であれば $\Delta\pi_{\gamma}$ は負になる可能性が高い。

【謝 辞】

本論文は平成 17 年 10 月 15 日, 第 29 回日本経営財務研究学会全国大会における報告「財務制約度, 設備投資額, パフォーマンス指標 3 者の関連」をもとに大幅な修正を加えたものである。論文作成の過程で, コメンテーターの佐々木一郎先生 (広島経済大学), 蜂谷豊彦先生 (東京工業大学), そして, 複数の匿名レフェリーの先生より有益なコメントをいただいた。ここに感謝申し上げる。

【参考文献】

- [1] Barclay, Michael and C. Smith (2005) "The Capital Structure Puzzle: The Evidence Revisited," *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol.17, No.1, pp.8-17.
- [2] Cleary, Sean (1999) "The Relationship between Firm Investment and Financial Status," *Journal of Finance*, Vol. 54, pp.673-692.
- [3] Devereux, Michel and F. Schiantarelli (1990) "Investment, Financial Sectors, and Cash Flow:

- Evidence from U.K. Panel Data,” in R. Glenn Hubbard, ed., *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*, University of Chicago Press, pp.393-414.
- [4] Fazzari, S.M., R.G.Hubbard and B.C.Peterson (1988) “Financing Constraints and Corporate Investment,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.1, pp.141-195.
- [5] Hachiya, T. and Qi Luo (2005) “Investment-Cash Flow Sensitivity and Ownership Structure in Japan,” *経営財務研究*, 第 24 巻第 1 号, pp.49-67.
- [6] Hadlock, Charles J. (1998) “Owenership, Liquidity, and Investment,” *RAND Journal of Economics*, Vol.29, No.3, pp.487-508.
- [7] Harris, Milton and A. Raviv (1991) “The Theory of Capital Structure,” *Journal of Finance*, Vol.46, pp.297-355.
- [8] Hoshi,T., A.Kashyap and D. Scharfstein (1991) “Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Group,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.106, pp.33-60.
- [9] Jensen, Michael C. (1986). “Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeover,” *American Economic Review*, Vol.76, pp.323-329.
- [10] Jensen, Michael C. (2000). “A Theory of the Firm,” Harvard University Press.
- [11] Kaplan, S.N. and L. Zingales (1997) “Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.112, pp.169-215.
- [12] Myers, Stewart C. and N. S. Majluf (1984), “Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have,” *Journal of Financial Economics*, Vol.13, pp.187-221.
- [13] Stein, Jeremy C. (2003) “Agency, Information and Corporate Investment,” in G.M. Constantinides, M. Harris and R. Stulz, ed, *Handbook of the Economics of Finance*, Elsevier, pp.111-165.
- [14] Strong, John S. and J.R.Meyer (1990) “Sustaining Investment, Discretionary Investment, and Valuation: A Residual Funds Study of the Paper Industry,” in R. Glenn Hubbard, ed., *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*, University of Chicago Press, pp.127-148.
- [15] Stulz, Rene M. (1990) “Managerial Discretion and Optimal Financing Policies,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 26, pp.3-27.
- [16] Titman, Sheridan and R. Wessels (1988) “The Determinants of Capital Structure Choice,” *Journal of Finance*, Vol.43, pp.1-19.
- [17] Vogt, S. (1994) “The Cash Flow/ Investment Relationship: Evidence from U.S. Manufacturing Firms,” *Financial Management*, Vol.23, pp.3-20.
- [18] 朝日監査法人 (2003) 『有価証券報告書の見方・読み方 第5版』清文社
- [19] 久保田正純 (1995) 『戦略的設備投資の実際』日本経済新聞社