

## 銀行企業間関係・格付け取得とレバレッジの調整速度\*

2016年5月21日

吉田 隆  
MS&AD 基礎研究所

小西 大  
一橋大学大学院商学研究科

### 要旨

本稿は、企業にとって外部資金へのアクセスを向上させる二つの要因—銀行企業間関係及び格付け取得—がレバレッジ(負債比率)の調整速度を速めるか検証する。検証結果は以下の通りである。銀行企業間関係の緊密度には、調整速度に対する影響が認められない。投資適格格付け取得には、レバレッジが目標となるレバレッジ水準に比べて過大・過小いずれの場合にも、調整速度を速める影響が認められる。これは、投資適格格付け取得が、負債の償還及び発行の両面においてレバレッジ調整の費用を引き下げることが示唆している。

\* 本稿は、吉田が一橋大学大学院商学研究科に提出した博士学位論文の第4章「外部資金へのアクセスとレバレッジの調整速度」に含まれる分析を発展させたものである。作成にあたり、副指導教授であった安田行宏先生(一橋大学)及び学位審査を担当された中村恒先生(一橋大学)から貴重なコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げる。なお、本稿にありうべき誤りは筆者に帰するものである。

## 1. はじめに

コーポレート・ファイナンスの最近の実証研究は、資本構成に関する企業の意思決定を動学的な文脈で理解するため、レバレッジ(負債比率)の調整速度(speed of adjustment)の決定要因分析を重要なテーマの一つとしている。調整速度とは、目標となるレバレッジ水準(以下、「ターゲット・レバレッジ」と称する)と実際のレバレッジとの差異のうちどの程度の割合を企業が一定期間に解消するかを指す。その決定要因は、レバレッジ調整の費用と便益に影響を与える企業属性やマクロ経済要因である。レバレッジの調整速度を推計し、その決定要因を実証的に分析する枠組みが部分調整モデル(partial adjustment model)である。

本稿は、レバレッジの調整速度に影響を及ぼすと考えられる企業属性のうち、企業の外部資金へのアクセスに焦点を当てる。本稿の目的は、企業にとって外部資金へのアクセスを向上させる二つの要因—銀行企業間関係及び格付け取得—がレバレッジの調整速度に与える影響について仮説を導出し、部分調整モデルを用いて検証することにある。銀行企業間関係が緊密な企業は、銀行にとって追加的な情報生産費用が低いため、関係が希薄な企業に比べて、相対的によい条件で融資を受けることができると考えられる。このことは、企業にとってレバレッジ調整の費用が小さいことを意味し、そのために、調整速度が速まると考えられる。ただし、企業との関係が緊密な銀行は、企業の私的情報の独占的蓄積を梃にレントの収奪を図るかもしれない。そうだとすれば、緊密な銀行企業間関係が逆に、レバレッジ調整の費用を上昇させる可能性もある。

投資適格格付け取得は、負債の発行と償還との両面からレバレッジの調整速度を速めると考えられる。第一に負債発行の面では、債券発行における情報の非対称性に起因する費用及び投資家のサーチに要する費用の低減を通じて、また、銀行借入れにおいて銀行の情報生産費用の低減を通じて、レバレッジ調整の費用が低下すると考えられる。第二に負債償還の面では、投資適格格付け取得は、銀行に対する企業の交渉力を強め、柔軟な銀行借入れの返済を可能にし、ひいては調整速度を速めるかもしれない。

本稿では、以上のような仮説を導出し、部分調整モデルを用いた調整速度の決定要因分析により検証する。主要な検証結果は以下の通りである。第一に、緊密な銀行企業間関係には、調整速度に対する影響が認められない。緊密な銀行企業間関係は、銀行にとっての情報生産費用低減を通じて、潜在的には調整速度を引き上げる影響を持つと考えられる一方で、企業の私的情報の蓄積を梃に銀行が行うレントの収奪から、逆の影響を生み出している可能性もある。上記分析結果は、こうした相反する影響がいずれも存在しないか、又は相互に打ち消しあっていることを示唆する。第二に、投資適格格付け取得には、過大レバレッジ(実際のレバレッジがターゲット・レバレッジを上回ること)、過小レバレッジ(実際のレバレッジがターゲット・レ

レバレッジを下回ること)いずれの場合にも、調整速度を引き上げる影響が認められる。投資適格格付け取得は、情報の非対称性に起因する費用及び投資家のサーチコストといった債券発行費用の低減、銀行借入れにおける情報生産費用の低下、銀行借入れの返済の容易化といった要因により、負債の発行及び償還の両面においてレバレッジ調整の費用を引き下げ、調整速度を速めることが示唆される。

本稿に近い実証分析を行った研究には Faulkender et al. (2012)及び吉田・小西(2015)がある。Faulkender et al. (2012)は本稿に近い分析方法を用いて、様々な企業属性が米国上場企業のレバレッジの調整速度に及ぼす影響を分析している。ただし、彼らの分析方法は、以下の2つの点で本稿と異なる。第一に彼らは、調整速度を過小評価する可能性を Elsas and Florysiak (2011, 2015)が指摘した system GMM をターゲット・レバレッジの推定に用いている。これに対し本稿は、そうした過小評価の可能性を回避するため、パネル・トービット・モデルをターゲット・レバレッジの推定に用いる。第二に彼らは、主要な関心を持つ調整速度のいくつかの決定要因を説明変数に含めているが、先行研究が調整速度への影響を指摘する要因を網羅的に説明変数に含めてはいない。このことは欠落変数(omitted variable)の問題を生じさせる可能性がある。これに対し本稿は、後者の要因をほぼ網羅的に説明変数に含めている。

分析結果の面で Faulkender et al. (2012)は、格付け取得(投資適格に限定していない)が過大レバレッジの場合に負、過小レバレッジの場合に正の影響を調整速度に及ぼすことを報告している。彼らの結果は、過大レバレッジの場合に本稿とは逆であり、過小レバレッジの場合に本稿と同じである。彼らは、過大レバレッジの場合の分析結果を、「金融市場へのよりよいアクセスを持つことが過剰なレバレッジに係る企業の懸念を軽減する」と解釈している。この解釈は、外部資金へのよりよいアクセスが財務的困難(financial distress)に陥る蓋然性を引き下げることを通じて、レバレッジ調整の便益を小さくすることを意味する。しかし、本稿の結果は、これとは逆の影響、即ち、格付け取得がレバレッジ調整の費用を引き下げ、調整速度を速める影響も働いており、我が国上場企業の場合、後者が優越することを示唆する。

吉田・小西(2015)は、外部資金へのアクセスを向上させる要因として、株式公開に注目し、本稿とほぼ同じ分析方法を用いて、株式公開がレバレッジの調整速度を約 1.7 倍に速めることを見出している。本稿の分析は、外部資金へのアクセスを向上させる他の要因に焦点を当てる点で、吉田・小西(2015)を補完するものである。

先行研究に対する本稿の貢献は以下の通りと思われる。第一に、銀行企業間関係がレバレッジの調整速度に与える影響を部分調整モデルに基づいて分析したことである。こうした研究は、筆者が知る限り本稿が最初である。第二に、投資適格格付け取得が、負債の発行・償還の両面においてレバレッジの調整速度を速めるという先行研究にないエビデンスを示し、資本構成に係る企業の意思決定について新たな知見をもたらしたことである。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では、銀行企業間関係及び投資適格格付け取得がレバレッジの調整速度に与える影響を検討し、仮説を導出する。第 3 節では実証方法、第 4 節ではデータ、第 5 節では実証結果を説明する。第 6 節では、仮説の導出にあたって設けた前提が成り立つことを確認するための生存時間分析の方法と結果を説明する。第 7 節では、本稿の結論を要約する。

## 2. 仮説

本節では、銀行企業間関係及び格付け取得がレバレッジの調整速度に与える影響に関する仮説を導出する。

### 2.1 銀行企業間関係の影響

緊密な銀行企業間関係は、銀行借入れによるレバレッジ調整の費用を低下させることにより、調整速度を向上させると考えられる。銀行が新規取引先に融資を行う場合は、信用リスクに係る情報生産に費用がかかるため、金利・担保などの貸出条件は厳しくならざるを得ない。これに対して、緊密な取引関係にある企業に対して銀行が融資を行う場合は、信用リスクに係る情報を蓄積している銀行にとって追加的な情報生産費用が低いため、相対的に借入条件が緩和されると考えられる。

企業が銀行借入れにより資金を調達することが合理的であるのは、レバレッジが過小であり、それを引き上げる必要がある場合と考えられる。このことを前提とするなら、「緊密な銀行企業間関係が銀行借入れによるレバレッジ調整の費用の低下を通じて調整速度を向上させる」という上記の見方は、検証可能な次の仮説に変換することができる。

仮説 1: 銀行と緊密な関係を持つ企業はそうでない企業よりも、過小レバレッジの場合に調整速度が速い。

但し、企業との関係が緊密な銀行は、他の銀行や外部投資家が知らない企業の私的情報を独占的に蓄積しており、それを梃にレントの収奪を図る可能性もある (Sharpe 1990、Rajan 1992)。Weinstein and Yafeh (1998)は、日本企業についてメインバンクを持つ企業がそうでない企業よりも平均的に高い金利を支払っていることを示し、メインバンクがレントを収奪した可能性を指摘している。彼らの結果は、仮説 1 とは逆に、緊密な銀行企業間関係が銀行借入れによるレバレッジ調整の費用を上昇させる可能性を示唆する。また、銀行借入れの返済に着目すると、企業との関係が緊密な銀行がそうした関係を継続するために貸出残高の維持を図ろうとするな

らば、企業は、柔軟に借入金を返済しにくくなる可能性もある。このことも、レバレッジ調整の費用の上昇につながりうる。以上から、銀行企業間関係の緊密度がレバレッジ調整の費用を低下させ調整速度を引き上げるか否かは、先験的には明らかではない。

## 2.2 格付け取得の影響

格付け取得は起債企業に課される法的義務ではないが、現実には格付け取得が公募債発行の要件になっている。企業は、格付けを取得しなくても、銀行が設定する一定の資格要件を満たせば、銀行を対象に私募債を発行できるが、私募債発行の機動性は公募債にははるかに及ばない。また、格付けを取得した場合も、それが BBB 以上の投資適格格付けであって初めて、企業は機動的な起債が可能になる。そこで、以下では、投資適格格付けに焦点を当て、格付け取得がレバレッジの調整速度に与える影響について、負債の発行と償還との両面から仮説を導出する。

第一に負債発行の面では、投資適格格付け取得に伴い、債券発行における情報の非対称性に起因する費用及び投資家のサーチに要する費用が低下するため、レバレッジの調整速度が向上すると考えられる。格付には起債企業の信用リスクに係る情報が反映されているため、経営者・外部投資家間における情報の偏在が緩和され、情報の非対称性に起因する費用が低下する。Lee and Masulis (2009)は、SEO における発行費用の決定要因を分析し、発行企業に係る情報の非対称性が大きいほど、発行費用が大きいと論じている。彼らの分析結果は株式発行を対象としたものであるが、債券発行にも援用できると考えられる。

「投資家のサーチに要する費用」とは、企業が、自社の社債に投資してくれる投資家を探し出すのに要する費用を指す。格付けを取得していない企業の場合、その債券に投資する投資家は極めて限られるため、企業が自社の債券に投資してくれる投資家を見つけるのは極めて困難であり、投資家のサーチに要する費用は起債が事実上不可能なほど大きい。これに対し、投資適格格付けを取得している企業の場合、その債券は幅広い投資家が投資対象にするため、投資家のサーチに要する費用は低くなる。Butler, Grullon and Weston (2005)は、流動性の高い株式ほど投資家のサーチに要する費用が低いため、SEO における発行費用が小さいことを報告している。彼らの分析結果も株式発行を対象としたものであるが、債券発行にも援用できると考えられる。

投資適格格付け取得は、債券発行だけでなく、銀行借入れによるレバレッジ調整の費用を低下させることにより、調整速度を向上させる可能性もある。格付け取得企業への融資を検討する場合、銀行は信用リスク情報を集約した格付けを判断材料にできるため、情報生産費用は、格付けを持たない企業への融資に較べて小さくなるからである。

第二に負債償還の面では、投資適格格付の取得は、銀行借入れの返済を容易にすること

によって、レバレッジの調整速度を向上させることが考えられる。企業が投資適格格付を取得していることは、銀行借入れに対する代替的な資金調達手段を持つことを意味するため、銀行に対する交渉力を強める。従って、銀行が収益確保のため、当該企業に対する貸出残高を維持しようとする場合にも、投資適格格付を持つ企業はそうでない企業に比べて、柔軟に銀行借入れを返済することができると考えられる。

以上から、投資適格格付取得は、負債発行の面のみならず、負債償還の面においてもレバレッジの調整速度を速めると考えられる。企業が負債を発行するのは、レバレッジが過小で、それを引き上げる必要がある場合であり、逆に、企業が負債を償還するのは、レバレッジが過大で、それを引き下げる必要がある場合と考えられる。このことを前提とするなら、投資適格格付取得が負債の発行・償還の両面において調整速度を向上させるという上記の見方は、検証可能な次の仮説に変換することができる。

仮説 2: 投資適格格付を取得している企業はそうでない企業よりも、過大・過小レバレッジいずれの場合にも調整速度が速い。

### 3. 実証方法

本節では、2 節で導出した仮説を検証するための実証方法について説明する。実証方法は吉田・小西(2015)に倣ったものであり、概要は以下の通りである。まず、サンプル企業を対象にターゲット・レバレッジの推定を行う(3.1 節)。次に、この推定から得られる予測値(ターゲット・レバレッジの推定値)を用いて、全サンプル、過大レバレッジのサブサンプル、及び過小レバレッジのサブサンプルの平均的な調整速度を推計し、企業がいずれの場合もレバレッジ調整を行っていることを確認する(3.2 節)。最後に、調整速度の決定要因分析を行い、仮説1及び2を検証する(3.3 節)。

#### 3.1 ターゲット・レバレッジの推定

ターゲット・レバレッジの推定は次式により行う。

$$L_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t-1} + \gamma Y_i + \delta_i + \zeta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

ここで、 $L_{i,t}$  は企業  $i$  の  $t$  期末におけるレバレッジ、 $\alpha$  は定数項、 $X_{i,t-1}$  は企業  $i$  の  $t-1$  期(末)における属性を示す説明変数ベクトル、 $Y_i$  は観察可能で、時間とともに変化しない企業  $i$  の属性、 $\delta_i$  は観察不能な企業固有効果、 $\zeta_t$  は時点効果、 $\varepsilon_{i,t}$  は誤差項である。

従属変数  $L_{i,t}$  は、多くの先行研究と同様、(長期負債+短期負債)/簿価総資産と定義する。これを以下、簿価レバレッジと称する。先行研究はターゲット・レバレッジの推定にあたって、簿価レバレッジだけでなく、時価レバレッジも用いている。しかし、時価レバレッジは、経営者が制御できない株式時価総額を含むことから、以下の分析では簿価レバレッジを用いることとした<sup>1</sup>。簿価レバレッジが定義上、0以上1以下の値をとることから、(5)式の推定は、Rajan and Zingales (1995)、Hovakimian, Opler and Titman (2001)、Keyhan and Titman (2007)と同様、従属変数の上限を1、下限を0とするパネル・トービット・モデルにより行う。

$\mathbf{X}_{i,t-1}$  に含める説明変数は多くの先行研究が用いる標準的なものである。その定義、期待符号、及び理論的根拠は、上場企業を示すダミー変数を除き、吉田・小西 (2015)と同じであり、表1の通りである。

観察可能で、時間とともに変化しない企業属性  $Y_i$  は、分析期間中、最も早い決算期末におけるレバレッジであり、以下、INITIAL\_LEVERAGE と表記する。これを用いるのは、INITIAL\_LEVERAGE がその後長期間にわたって、当該企業のレバレッジ水準に影響を与えることを Lemmon, Roberts and Zender (2008)が報告しているからである。

観察不能な企業固有効果  $\delta_i$  は、Wooldridge (2010)に従い、次の通り定式化する。

$$\delta_i = \eta + (1/T) \sum_{t=1}^T \mathbf{X}_{i,t} \boldsymbol{\theta} + \kappa_i \quad (2)$$

ここで、 $\eta$  は定数項、 $(1/T) \sum_{t=1}^T \mathbf{X}_{i,t}$  は説明変数の分析期間中の平均値のベクトル、 $\kappa_i$  は誤差項である。観察不能な企業固有効果は、それが観察可能な企業属性よりもむしろレバレッジに大きな影響を及ぼすことから、欠落変数の問題を回避するために必要とされる (Lemmon, Roberts and Zender 2008)。また、付随パラメーター問題 (incidental parameters problem) を回避するために、観察不能な企業固有効果を(2)式のように定式化する<sup>2</sup>。

### 3.2 平均的な調整速度の推計

平均的な調整速度  $\lambda^p$  の推計は次式により行う。

$$L_{i,t} - L_{i,t-1}^p = \lambda^p (L_{i,t}^* - L_{i,t-1}^p) + \phi_{i,t} \quad (3)$$

ここで、 $L_{i,t}^*$  は、(1)式を推定した結果得られる予測値、 $\phi_{i,t}$  は誤差項である。 $L_{i,t-1}^p$  は

<sup>1</sup> 式見 (2014) 及び Hirota (1999) もこうした考え方に基づいて簿価レバレッジのみを用いている。

<sup>2</sup> 付随パラメーター問題とは、トービット・モデルのような非線形の計量モデルが観察不能な企業固有効果を含む場合、 $\boldsymbol{\beta}$  につき一致推定ができないことを指す (Wooldridge 2010, Baltagi 2008)。

Faulkender et al. (2012)に倣い、次の通り定義する。

$$L^p_{i,t-1} \equiv D_{i,t-1} / (A_{i,t-1} + NI_{i,t}) \quad (4)$$

$L^p_{i,t-1}$  を以下、「修正前期末レバレッジ」と称する。 $D_{i,t-1}$  は長期負債＋短期負債、 $A_{i,t-1}$  は簿価総資産、 $NI_{i,t}$  は当期純利益である。 $L^p_{i,t-1}$  は、当期純利益がもたらすレバレッジの機械的な変動分だけ前期末レバレッジ  $L_{i,t-1}$  を修正したものである。(3)式の左辺は当期末レバレッジと修正前期末レバレッジとの差を示し、右辺の  $L^*_{i,t} - L^p_{i,t-1}$  は当期末ターゲット・レバレッジと修正前期末レバレッジとの差を示す。以下では、 $L^*_{i,t} - L^p_{i,t-1}$  が負である場合を「過大レバレッジ」、非負である場合を「過小レバレッジ」と称する<sup>3</sup>。(3)式を推定した結果得られる平均的な調整速度の推計値  $\lambda^p$  は、当期末ターゲット・レバレッジと修正前期末レバレッジとの差のうち、平均的にどの程度の割合を企業が当期末までに縮めるかを示す。 $\lambda^p$  が統計的かつ経済的に有意であれば、それは、ターゲット・レバレッジに向けたレバレッジ調整が行われていることを示唆する。

### 3.3 調整速度の決定要因分析による仮説検証

調整速度の決定要因分析では、先行研究が調整速度への影響を指摘する諸要因をコントロールした上で、仮説 1 及び 2 を検証する。推計式は次の通りである。

$$L_{i,t} - L^p_{i,t-1} = (\mu + \nu \mathbf{Z}_{i,t-1} + \xi \mathbf{U}_{i,t} + \rho V_i + W_i) (L^*_{i,t} - L^p_{i,t-1}) + \phi_{i,t} \quad (5)$$

(5)式の左辺は、(3)式の左辺と同じである。これは、Faulkender et al. (2012)が論じた通り、取引費用を必要とする能動的なレバレッジ調整を示しており、調整速度の決定要因分析の従属変数に相応しい。このように、企業が能動的に行うレバレッジ調整を分析対象とする点からも、株式市場の変動の影響を受けない簿価レバレッジを用いることが望ましいと考えられる。

(5)式は、(3)式における  $\lambda$  に代えて、 $\mu + \nu \mathbf{Z}_{i,t-1} + \xi \mathbf{U}_{i,t} + \rho V_i + W_i$  を導入したものである。 $\mu$  は定数である。 $\mathbf{Z}_{i,t-1}$  は、調整速度の決定要因の代理変数のうち前期の数値を用いる説明変数のベクトルであり、仮説 1 及び 2 を検証するための主要な説明変数—BANK (銀行企業間関係のダミー) 及び RATING\_INVESTMENT (投資適格格付け取得のダミー)—並びにコントロール変数から成る。 $\mathbf{U}_{i,t}$  は、調整速度の決定要因の代理変数のうち当期の数値を用いるコントロール変数のベクトルである。 $V_i$  は観察可能で、時間とともに変化しない調整速度の決定

<sup>3</sup> のちに分析結果に関連して具体的に述べる通り、 $L^*_{i,t} - L^p_{i,t-1}$  がゼロの観測値は少数であり、分析結果に実質的な影響を及ぼさない。



要因の代理変数である。 $W_i$  は時点効果であり、マクロ経済環境が調整速度に及ぼす影響をコントロールするために用いる<sup>4</sup>。 $Z_{i,t-1}$ 、 $U_{i,t}$  及び  $V_i$  の具体的な内容は、BANK 及び RATING\_INVESTMENT の定義を含め、本節で後に説明する。

(3)式は、Faulkender et al. (2012)の推計式を参考に行っているが、次の2つの点でそれと異なる。第一に、Faulkender et al. (2012)は  $L^*_{i,t}$  を system GMM (Arellano and Bond 1991)により推定するのに対し、本稿では先に述べた通り、 $L^*_{i,t}$  を観察不能な企業固有効果を伴うパネル・トービット・モデルにより推定する。これは、system GMM がレバレッジの分数の性質 (fractional nature)、即ち、0 以上 1 以下の値をとるという性質に適合しないために、調整速度を過小に推計する可能性があり、これを回避するには観察不能な企業固有効果を伴うパネル・トービット・モデルを用いるのが的確と考えられるためである (Elsas and Florysiak 2011, 2015)<sup>5</sup>。第二に、Faulkender et al. (2012)の推計式が関心のある調整速度の決定要因のみを説明変数とするのに対し、(3)式では、欠落変数の問題が生じないように、先行研究が調整速度の決定要因と指摘した様々な要因をコントロールしている。

仮説 1・2 を検証するため、(3)式の推定は全サンプル、過大レバレッジのサブサンプル、及び過小レバレッジのサブサンプルに対して行う。また、(3)式の左辺は定義上、-1 以上 1 以下の値をとることから、その推定は、従属変数の上限を 1、下限を -1 とするパネル・トービット・モデルにより行う。但し、パネル・トービット・モデルの計算が収束しない場合には、Faulkender et al. (2012)と同じく、OLS により行う。

$Z_{i,t-1}$  のうち BANK 及び RATING\_INVESTMENT の定義は以下の通りである。BANK は、当該企業の上位 10 大株主に銀行が含まれ、かつ、それらの銀行のうち最も持株比率の高い銀行が当該企業にとって最も取引額が大きい銀行でもある場合 1、そうでない場合 0 となるダミー変数である。この定義は、Kang and Shivdasani (1995)を参考にしたものである<sup>6</sup>。実務上の一般的な見方としても、こうした条件を満たす銀行が存在する場合には、その銀行は、融資を初めとする様々な側面で当該企業と緊密な取引関係にあると判断される。なお、最も取引額が大きい銀行を判定する方法は、後に 4 節 (データ) で説明する。RATING\_INVESTMENT は、データソースの定義に従い、投資適格 (BBB 格以上) の長期優先債務格付け又は長期発行体格付けを持つ場合 1、持たない場合 0 となるダミー変数である。

---

<sup>4</sup> Cook and Tang (2010)及び Halling, Yu and Zechner (2012)は、マクロ経済環境が良好な時期には調整速度が速いことを報告している。また、Drobetz and Wanzenried (2006)は、金利の期間スプレッドが大きい時に調整速度が速いことを示している。

<sup>5</sup> Elsas and Florysiak (2011, 2015)が指摘した system GMM の問題点の詳細については、吉田・小西 (2015)を参照されたい。

<sup>6</sup> Kang and Shivdasani (1995)は、当該企業にとって融資順位 1 位の貸し手とその 1 位株主でもある場合に 1 となるダミー変数を、メインバンクとの関係の強さを示す代理変数として用いている。

$Z_{i,t-1}$ のうち BANK 及び RATING\_INVESTMENT 以外の説明変数(コントロール変数)は、吉田・小西(2015)と同じく、以下の通りである。NRM\_LN(AGE)は、LN(AGE)(社齢の自然対数、表1参照)を正規化したものである。これは、経営陣と外部投資家との間における情報の非対称性の程度を捉える変数である。社齢が高いほど情報の非対称性が小さく、従って、株式・負債の発行に伴う逆選択の費用が少ないため、レバレッジの調整速度が速まると考えられる。故に、期待符号は正である。

NRM\_TOTAL\_ASSETS は、LN(TOTAL\_ASSETS)(総資産の自然対数、表1参照)を正規化したものである。レバレッジ調整に要する費用の多くが固定費であるなら、企業規模が大きいほど調整費用が相対的に小さくて済むことから、調整速度が速まると考えられる(Drobetz and Wanzenried 2006)。従って、期待符号は正である。しかし、企業規模が大きいほど、財務的困難に陥る蓋然性が低いためにレバレッジ調整の便益が小さいなら、調整速度が低下すると考えられる(Flannery and Rangan 2006, Elsas and Florysiak 2011, Faulkender et al. 2012)。この場合、期待符号は逆に負である。以上から、期待符号は先験的には明らかではない。

NRM\_DEFAULT\_RISK は、次式により定義する DEFAULT\_RISK を正規化したものであり、Beaver, McNichols and Rhie (2005)の分析結果に基づく。

$$\text{DEFAULT\_RISK} = -6.4446 - 1.1919 \times \text{PROFIT} + 2.3074 \times \text{LTA} - 0.3464 \times \text{ETL} \quad (6)$$

ここで、PROFIT、LTA、ETL は各々、当期の営業利益／前期末総資産、当期末総債務／当期末総資産、当期の EBITDA／前期末総債務である<sup>7</sup>。DEFAULT\_RISK は当該企業のデフォルト・リスクを捉える変数である。Elsas and Florysiak (2011)は、格付けの高低によって5つのサブサンプルを組成し、サブサンプルごとの調整速度を推計している。その結果、格付けが低いサブサンプルほど調整速度が速いことを見出しており、これは、デフォルト・リスクが高い企業にとって、債務不履行を回避する面でレバレッジ調整の便益が大きいためと解釈される。従って、NRM\_DEFAULT\_RISK の期待符号は正である。

DIVIDEND は、配当を支払った場合 1、支払わなかった場合 0 となるダミー変数である。Faulkender et al. (2012)は、DIVIDEND が 1 である場合には、金融制約がない(financially unconstrained)と考える。期待符号は彼らが報告する通り、過大レバレッジの場合に負、過小レバレッジの場合に正である。彼らはこの結果を、(i)金融制約がない企業は、レバレッジが過剰であることにあまり強い懸念を持たないため、金融制約のある企業に比べて、過大レバレッジの場合に調整速度が遅くなる、(ii)金融制約のない企業は金融制約のある企業に比べて、過小レ

<sup>7</sup> PROFIT、LTA 及び ETL には、上下各 1%で winsorize する異常値処理を行った。

レバレッジの場合に柔軟な資金調達が可能であるため、調整速度が速くなる、と解釈している。

$U_{i,t}$  に含めるコントロール変数は吉田・小西 (2015) と同じく、以下の通りである。OVER\_LEVERED は過大レバレッジを示すダミー変数である。Faulkender et al. (2012) は、サンプルを過大・過小レバレッジに分割して調整速度を推計し、前者の調整速度が後者を上回るという結果を報告している。彼らはこの結果を、Korteweg (2010) の指摘と整合的であるとしている。Korteweg (2010) は、企業価値をレバレッジの関数として表す曲線は、過小レバレッジの領域ではフラットに近い一方、過大レバレッジの領域では急な傾きを持つと論じている。以上から、期待符号は正である。

NRM\_DEVIATION は、(3)式における  $L^*_{i,t} - L^p_{i,t}$  の絶対値を正規化したものである。これは、ターゲット・レバレッジと修正前期末レバレッジとの乖離を示す。レバレッジ調整に要する費用の多くが固定費であるなら、この乖離が捉えるレバレッジ調整の便益が十分に大きい場合に企業は調整を行うと考えられる (Drobtz and Wanzenried 2006)。故に、期待符号は正である。

NRM\_ABS\_FINANCING\_SURPLUS は、Faulkender et al. (2012) 及び Aslan and Kumar (2011) に倣って次式により定義する ABS\_FINANCING\_SURPLUS を正規化したものである<sup>8</sup>。

#### ABS\_FINANCING\_SURPLUS

$$= |(EBITDA - \text{支払税額} - \text{支払利息}) / \text{前期末総資産}) - \text{INDUSTRY\_INVESTMENT}| \quad (7)$$

ABS\_FINANCING\_SURPLUS は企業の資金余剰／不足の程度の代理変数である。(7)式のうち、(EBITDA - 支払税額 - 支払利息) はキャッシュフローを、INDUSTRY\_INVESTMENT は当該企業が属する業種の平均的な投資機会を示す。従って、それらの差の絶対値は、企業の資金余剰又は不足の程度を示す。INDUSTRY\_INVESTMENT は、前期末総資産に対する固定資産の増加額の比率を業種ごとに平均した値である。当該企業の値ではなく業種平均値を用いるのは、当該企業の値と従属変数との間に潜在的に同時性があるためである (Faulkender et al. 2012)。Faulkender et al. (2012) が論じた通り、資本取引がもたらす便益は、資金不足又は資金余剰の企業にとっては「ターゲット・レバレッジと実際のレバレッジとの乖離を縮めることによる企業価値の増大」及び「投資機会の実現又は資金余剰の解消」の両方である一方、資金余剰でも資金不足でもない企業にとっては前者のみである。このように、資金不足又は資金余剰の企業は、そうでない企業よりも資本取引から得る便益が大きいため、調整速度が速いと考えられる。以上から、期待符号は正である。

NRM\_PBR\_DIFFERENCE は、当該企業の時価簿価比率と業種平均時価簿価比率との差

<sup>8</sup> FINANCING\_SURPLUS の組成にあたっては、絶対値を取る前に上下各 1% で winsorize する異常値処理を加えた。

(絶対値)PBR\_DIFFERENCE を正規化したものである<sup>9</sup>。これは、株価が過大又は過小に評価されている程度を示す。Warr et al. (2012)は、企業が株価の過大評価を利用して株式を発行することによりレバレッジを引き下げ、また、株価の過小評価を利用して自己株式を取得することによりレバレッジを引き上げるといふエビデンスを示し、株価の過大又は過小評価が調整速度を引き上げると論じている。従って、期待符号は正である。

観察可能で、時間とともに変化しない調整速度の決定要因  $V_i$  は、レバレッジの調整速度の業種平均値を正規化したものであり、NRM\_INDUSTRY\_SPEED で表す。具体的には、パネル・トービット・モデルにより(3)式を業種毎に推定した結果得られるレバレッジの調整速度  $\lambda^p$  を正規化したものである。NRM\_INDUSTRY\_SPEED は、業種特性が調整速度に違いを生じさせる可能性(Elsas and Florysiak 2011)をコントロールするために必要である。従って、期待符号は正である。

#### 4. データ

本稿の分析対象は我が国の上場企業である。これは、BANK 及び RATING\_INVESTMENT の組成に必要な情報がほぼ上場企業に限って得られるためである。

本稿のデータソースは Oriana(ビューロー・ヴァン・ダイク社)、各証券取引所のウェブサイト、『会社四季報』(東洋経済新報社)、『日経会社情報』(日本経済新聞出版社)、及び日経 NEEDS-Financial QUEST である。Oriana からは、上場企業の連結ベース財務数値、業種、株式公開日、各事業年度の決算日等のデータを取得した。各証券取引所のウェブサイトからは上場廃止日の情報を取得した。分析期間中に株式を公開した企業及び上場を廃止した企業については、上場期間のデータを使用した。

『会社四季報』及び『日経会社情報』からは、BANK 及び RATING\_INVESTMENT の組成に必要な情報を取得した。参照した項目は、2001 年から 2009 年までの『会社四季報』春号及び 2010 年・2011 年の『日経会社情報』春号にある「格付」、「銀行」、及び「株主」である<sup>10</sup>。BANK は、「株主」欄にある上位 10 大株主に銀行が含まれ、かつ、上位 10 大株主に含まれる銀行のうち最も持株比率の高い銀行が「銀行」欄の 1 位の銀行と一致する場合に 1 と判定し、そうでない場合に 0 と判定した。この背景には、実務上一般的に、「銀行」欄 1 位の銀行が当該企業にとって最も取引額が大きい銀行とされることがある<sup>11</sup>。RATING\_INVESTMENT は、「格

<sup>9</sup> 時価簿価比率については、上下各 1%で winsorize する異常値処理を加えた。

<sup>10</sup> 2010 年新春号以降の『会社四季報』には「格付」の記載がなくなっていることから、『日経会社情報』を使用した。

<sup>11</sup> 広田・堀内(2001)は、「われわれの実務家へのインタビューでも、「四季報 1 位行がメインバンク」というのは、実務界・金融界でかなり一般的な認識だとの回答が得られた」と述べている。また、『日経会社情報』の「銀行」欄に関する

付」欄の記載により、当該企業が BBB 格以上の長期優先債務格付け又は長期発行体格付けを持つ場合に 1、そうでない場合に 0 と判定した。以上のようなデータ収集方法から生じる制約により、BANK 及び RATING\_INVESTMENT は 3 月決算の上場企業を対象に組成した。

日経 NEEDS-Financial QUEST からは、DIVIDEND (配当支払いのダミー) 及び PBR\_DIFFERENCE (当該企業の時価簿価比率と業種平均との差異) を組成するのに必要なデータを取得した。

ターゲット・レバレッジ推定の対象とした企業は、Oriana が収録する上場企業から電力・ガス・金融などの規制業種に属する企業を除外した 3,144 社である。このうち、調整速度の決定要因分析の対象とした企業は 1,426 社である。ターゲット・レバレッジ推定よりも対象企業が少ない理由は、上記の通り、3 月決算の上場企業を対象に BANK 及び RATING\_INVESTMENT を組成したこと、また、所属企業数が少ないこと等が原因で調整速度の有意な推計結果が得られなかった一部の業種を除外したことにある。

本稿は各企業の 1999 年度から 2011 年度まで 13 年間のデータを用いている。但し、説明変数の中に前期比をとる変数及び一期ラグを置く変数があることから、従属変数を基準に見た分析期間は 2001 年度から 2011 年度までの 11 年間である。

本稿の従属変数及び説明変数に係る記述統計量は表 2 の通りである。従属変数(簿価レバレッジ)は表 4-2 で LEVERAGE と表記している。

## 5. 実証結果

### 5.1 ターゲット・レバレッジの推定結果

表 3 はターゲット・レバレッジの推定結果を示す。説明変数の係数の符号は概ね期待通りであり、多くの先行研究と同じである。

DEPRECIATION (減価償却費比率) の係数は有意に正である。この結果は Bradley, Jarrell and Kim (1984)、Antoniou, Guney and Paudyal (2008) と同じであり、負債の節税効果よりも固定資産の大きさを DEPRECIATION が反映している(表 1)と考えられる。

TANGIBILITY (有形固定資産比率)、LN(TOTAL\_ASSETS) (総資産の自然対数) 及び INDUSTRY\_LEVERAGE (業種のレバレッジの中央値) の係数は期待通り正であり、有意である。これらの結果は多くの先行研究と同じである。

ROA (利益率) の係数は有意に負である。この結果は、内部資金に依拠する理論的示唆(表 1) と整合的であり、多くの先行研究と同じである。GROWTH (総資産の増加率) の係数は有意

---

る説明は「取引額の大きな銀行から列挙」と述べている。

でない。LN(AGE) (社齢の自然対数) の係数は期待通り負で、有意である。この結果は Brav (2009)、Goyal, Nova and Zanetti (2011)等の先行研究と同じである。INITIAL\_LEVERAGE (レバレッジの初期値) の係数は期待通り正であり、有意である。この結果は Lemmon, Roberts and Zender (2008)、Elsas and Florysiak (2011)と同じである。

## 5.2 平均的な調整速度の推計結果

平均的な調整速度の推計結果は表 4 の通り、全サンプルで 0.2616、過大レバレッジのサブサンプルで 0.2483、過小レバレッジのサブサンプルで 0.1871 である。これらの値は統計的かつ経済的に有意であり、ターゲット・レバレッジに向けたレバレッジ調整が行われていることが示唆される。過大レバレッジの場合の調整速度は過小レバレッジの場合より速い。

## 5.3 調整速度の決定要因分析による仮説検証の結果

調整速度の決定要因分析を、従属変数の上限を 1、下限を -1 とするパネル・トービット・モデルにより行ったが、計算が収束しなかった。そのため、Faulkender et al. (2012)と同じく、OLS により調整速度の決定要因分析を行った。その際、彼らと同じく、ブートストラップ法により標準誤差を計算した。結果は表 5 の通りである。

仮説 1 の検証に用いる BANK の係数は、過小レバレッジのサブサンプルの場合、有意ではない。銀行企業間関係が緊密であっても、過小レバレッジの場合にレバレッジの調整速度に対する正の影響は認められず、仮説 1 は支持されない。BANK の係数は、全サンプル及び過大レバレッジのサブサンプルの場合も有意ではない。仮説 1 の導出(2.1 節)で述べた通り、緊密な銀行企業間関係は、銀行にとっての情報生産費用低減を通じて、潜在的にはレバレッジ調整の費用を軽減し、調整速度を引き上げる影響を持つと考えられる一方で、企業の私的情報の蓄積を梃に銀行が行うレントの収奪から、逆の影響が生じている可能性もある。上記分析結果は、こうした相反する影響がいずれも存在しないか、又は相互に打ち消しあっていることを示唆する。

仮説 2 の検証に用いる RATING\_INVESTMENT の係数は、過大・過小レバレッジいずれのサブサンプルの場合も、期待通り有意に正である。投資適格格付けを取得している企業は、負債償還が想定される過大レバレッジの場合、及び負債発行が想定される過小レバレッジの場合のいずれにおいても、投資適格格付けを取得していない企業より速いレバレッジの調整速度を持つことが分かる。RATING\_INVESTMENT の係数は全サンプルの場合も有意に正であり、これは、過大・過小レバレッジのサブサンプル場合の結果と整合的である。以上の結果は仮説 2 を支持する。投資適格格付け取得は、情報の非対称性に起因する費用及び投資家のサーチに要する費用といった債券発行費用の低減、銀行が行う情報生産の費用の低下、銀行

借入れの返済の容易化といった要因により、負債の発行及び償還の両面においてレバレッジ調整の費用を引き下げ、調整速度を速めることが示唆される。

3.2 節に述べた通り、過小レバレッジには  $L^*_{i,t} - L^p_{i,t-1}$  がゼロの場合を含む。 $L^*_{i,t} - L^p_{i,t-1}$  がゼロの観測値は全体の約 9%あり、これを過小レバレッジから除いて以上と同じ調整速度の決定要因分析を行ったところ、結果は質的に同じであった。

投資適格格付け取得がレバレッジの調整速度に与える影響は、二つの意味で経済的にも有意である。第一に、過大・過小レバレッジの場合における投資適格格付け取得の影響は、各々、0.0715、0.0947 である。これらは、5.2 節に述べた平均的な調整速度 0.2483、0.1871 の各々、29%、51%に相当することから、経済的に有意である。

第二に、投資適格格付け取得が調整速度に与える影響は他の決定要因との比較でも大きい。表 5 にある正規化した説明変数(“NRM”で始まる変数)の係数は、それらが 1 標準偏差だけ変化した場合の影響を示す。過大レバレッジの場合に調整速度を速める有意な影響をもつ説明変数は NRM\_DEVIATION 及び NRM\_INDUSTRY\_SPEED に限られる。係数は NRM\_DEVIATION の方が大きい。これが 1 標準偏差だけ大きくなる場合、調整速度は 0.0348 だけ速まる。RATIG\_INVESTMENT の係数が 0.0715 であることから、投資適格格付け取得は NRM\_DEVIATION の 2 標準偏差分 ( $0.0348 \times 2 = 0.0696$ ) を上回る正の影響を調整速度に及ぼすことが分かる。また、過小レバレッジの場合に調整速度を速める有意な影響を持つ説明変数は NRM\_DEFAULT\_RISK に限られており、これが 1 標準偏差だけ大きくなる場合、調整速度は 0.0349 だけ速まる。RATIG\_INVESTMENT の係数が 0.0947 であることから、投資適格格付け取得は NRM\_DEVIATION の約 2.7 標準偏差分の影響を及ぼすことになる。

格付け取得の影響は、本稿と Faulkender et al. (2012)とで以下のように対比される。本稿の結果では、過大・過小レバレッジいずれの場合も、格付け取得は調整速度を引き上げることが確認された。これに対し、Faulkender et al. (2012)は、格付け取得は過大レバレッジの場合に調整速度を引き下げる一方、過小レバレッジの場合に調整速度を引き上げることが報告している。過大レバレッジの場合に調整速度が低下する理由として Faulkender et al. (2012)は、「金融市場へのよりよいアクセスを持つことが過剰なレバレッジに係る企業の懸念を軽減する」(pp. 643)可能性を挙げている。これは、外部資金へのよりよいアクセスが財務的困難に陥る蓋然性を引き下げることを通じて、レバレッジ調整の便益を小さくし、そのため調整速度を引き下げることの意味する。格付け取得のこうした影響は、本稿のサンプルである我が国上場企業にも生じていると考えられる。しかし逆に、仮説 2 の導出(2.2 節)で述べた通り、投資適格格付け取得は銀行に対する企業の交渉力を強め、過大レバレッジの場合に必要とされる銀行借入れの返済の面でレバレッジの調整速度を引き上げると考えられる。本稿の結果は、Faulkender et al. (2012)のサンプルである米国の上場企業に比べて我が国上場企業が銀行借入れにより深く依存してい

るために、銀行借入れの返済に係る調整速度引上げの影響が、彼らの指摘する調整速度引き下げの影響に優っている可能性を示唆している。

#### 5.4 その他の説明変数に関する調整速度の決定要因分析の結果

本節では、BANK 及び RATING\_INVESTMENT 以外の説明変数について得られた主要な結果について説明する。DIVIDEND の係数は全サンプル及び過大レバレッジのサブサンプルで有意に負であり、過小レバレッジのサブサンプルで有意でない。この結果は Faulkender et al. (2012)と概ね同じである。彼らは、DIVIDEND が 1 である(配当を支払っている)場合には、金融制約がない(financially unconstrained)と考える。彼らは上記の結果を、金融制約がない企業はレバレッジが過剰であることにあまり強い懸念を持たないため、金融制約のある企業に比べて、過大レバレッジの場合に調整速度が遅くなると解釈している。

OVER\_LEVERED の係数は期待とは逆に負で、有意となった。これは Faulkender et al. (2012)とも逆の結果であり、彼らが根拠とする Korteweg (2010)の指摘とも整合的ではない。

NRM\_DEVIATION の係数は、全サンプル及び過大レバレッジのサブサンプルにおいて期待通り正で有意であるが、過小レバレッジのサブサンプルでは有意に負となった。全サンプル及び過大レバレッジのサブサンプルの結果は Elsas and Florysiak (2011)及び Faulkender et al. (2012)と一貫しており、レバレッジ調整費用の大きな部分が固定費である可能性が示唆される。しかし、過小レバレッジの場合の結果はこうした解釈と整合的ではない。

## 6. 負債の減少・増加をイベントとする生存時間分析

本節では、仮説の導出にあたって設けた前提が成り立つことを確認するための生存時間分析の方法と結果を説明する。仮説の導出にあたって設けた前提とは、企業が負債を償還するのは、レバレッジが過大で、それを引き下げる必要がある場合であり、逆に、企業が負債を発行するのは、レバレッジが過小で、それを引き上げる必要がある場合と考えられることを指す。本節では、こうした前提を確認するため、大規模な負債償還及び発行をイベントとした生存時間分析を行う。具体的には、表 6 にある通り、決算期末において銀行借入れ及び社債残高の前期末比減少額が前期末総資産の 3%以上であること(大規模な負債償還)、並びにその増加額が前期末総資産の 3%以上であること(大規模な負債発行)という計 4 通りのイベントを分析対象とする。本節の分析期間は、前節までの分析と同じく 1999 年度から 2011 年度までであり、その期間におけるこれらのイベントの発生確率は表 7 の通りである。

主要な共変量は、銀行借入れ及び社債残高の減少をイベントとする場合、過大レバレッジの程度を示す OVER\_LEVERAGE であり、 $L_{i,t-1}^p - L_{i,t}^*$  と定義する。前節までと同じくパネル・



トービット・モデルにより  $L^*_{i,t}$  の推定を試みたが、計算が収束しなかったため最小二乗ダミー変数 (least squares dummy variables) 推定により行った。企業は、過大レバレッジであるほど、借入金残高及び社債残高を大幅に減らす蓋然性が高いと考えられることから、期待符号は正である。

銀行借入れ・社債残高の増加をイベントとする場合、主要な共変量は過小レバレッジの程度を示す UNDER\_LEVERAGE であり、 $L^*_{i,t} - L^p_{i,t-1}$  と定義する。企業は、過小レバレッジであるほど、借入金残高・社債残高を大幅に増やす蓋然性が高いと考えられることから、期待符号は正である。

その他の共変量及び銀行借入れ・社債残高の減少をイベントとする場合の期待符号は以下の通りである。FINACING\_SURPLUS は資金余剰の程度を示す共変量であり、ABS\_FINACING\_SURPLUS の絶対値をとる前の値である。これが正の大きな値をとるほど、資金余剰の程度が強いため、企業は、銀行借入れ・社債残高を大幅に減らす蓋然性が高いと考えられる。従って、期待符号は正である。LN(TOTAL\_ASSETS) (総資産の自然対数)、ROA (利益率)、及び TANGIBILITY (有形固定資産比率) の値が大きいほど、財務的困難に伴う期待費用は小さいため、企業は負債を大幅に減らすインセンティブに乏しいと考えられる。従って、期待符号は負である。ASSET\_GROWTH (総資産増加率) は負債のエージェンシー費用を反映することから、その値が大きいほど企業は負債を大幅に減らすインセンティブが強いと考えられる。従って、期待符号は正である。LN(AGE) (社齢の自然対数) の値が大きいほど、情報の非対称性がもたらす逆選択の費用が小さいため、企業は負債を大幅に減らすインセンティブに乏しいと考えられる。従って、期待符号は負である。

銀行借入れ・社債残高の増加をイベントとする場合、その他の共変量の期待符号は以上と逆になる。加えて、マクロ経済環境の影響をコントロールするため時点効果を、業種に固有の影響をコントロールするため業種ダミーを共変量に含める。

本節の生存時間分析は、「企業財務データバンク」(日本政策投資銀行)に収録された「上場一部二部会社」、即ち、東京(旧大阪を含む)、名古屋の両証券取引所の第一部・第二部及び地方証券取引所(福岡、札幌に旧広島、旧新潟、旧京都を含む)における上場企業を対象に行う。前節までの分析に用いた Oriana をデータソースとして採用しないのは、銀行借入れと社債とを区別した負債のデータを持たないためである。分析対象企業は、前節までの分析と同様、電力・ガス・金融などの規制業種に属する企業を除外しており、2,894 社である。

Cox 比例ハザードモデルによる生存時間分析の結果は表 7 の通りである。表 7 のパネル A は、過大レバレッジが負債減少の蓋然性に及ぼす影響を分析した結果である。パネル A では、主要な共変量である OVER\_LEVERAGE の符号が(a)銀行借入れの減少、(b)社債残高の減少いずれのイベントについても期待通り正であり、有意である。企業が負債を償還するのは、レ

レバレッジが過大で、それを引き下げる必要がある場合であるという前提が確認される。パネル B では、主要な共変量である UNDER\_LEVERAGE の符号が(a)銀行借入れの増加、(b)社債残高の増加いずれのイベントについても期待通り正であり、有意である。企業が負債を発行するのは、レバレッジが過小で、それを引き上げる必要がある場合であるという前提が確認される。以上の結果は閾値を3%にした場合であり、これを1%としても質的に同じ結果が得られる。

## 7. おわりに

本稿は、企業にとって外部資金へのアクセスを向上させる二つの要因—銀行企業間関係及び格付け取得—がレバレッジの調整速度を向上させるという仮説を導出し、部分調整モデルを用いて検証した。仮説は以下の通りであった。銀行企業間関係が緊密な企業は、銀行にとって追加的な情報生産費用が低いため、関係が希薄な企業に比べて、相対的によい条件で融資を受けることができると考えられる。このことは、企業にとってレバレッジ調整の費用が小さいことを意味し、そのために、調整速度が速まると考えられる。ただし、企業との関係が緊密な銀行は、企業の私的情報の独占的蓄積を梃にレントの収奪を図るかもしれない。そうだとすれば、緊密な銀行企業間関係が逆に、レバレッジ調整の費用を上昇させる可能性もある。

投資適格格付け取得は、負債の発行と償還との両面からレバレッジの調整速度を速めると考えられる。第一に負債発行の面では、債券発行における情報の非対称性に起因する費用及び投資家のサーチに要する費用の低減を通じて、また、銀行借入れにおいて銀行の情報生産費用の低減を通じて、レバレッジ調整の費用が低下すると考えられる。第二に負債償還の面では、投資適格格付け取得は、銀行に対する企業の交渉力を強め、柔軟な銀行借入れの返済を可能にし、ひいては調整速度を速めるかもしれない。

本稿では、以上のような仮説を導出し、部分調整モデルを用いた調整速度の決定要因分析により検証した。主要な検証結果は以下の通りであった。第一に、緊密な銀行企業間関係には、調整速度に対する影響が認められない。緊密な銀行企業間関係は、銀行にとっての情報生産費用低減を通じて、潜在的には調整速度を引き上げる影響を持つと考えられる一方で、企業の私的情報の蓄積を梃に銀行が行うレントの収奪から、逆の影響を生み出している可能性もある。上記分析結果は、こうした相反する影響がいずれも存在しないか、又は相互に打ち消しあっていることを示唆する。第二に、投資適格格付け取得には、過大レバレッジ(実際のレバレッジがターゲット・レバレッジを上回ること)、過小レバレッジ(実際のレバレッジがターゲット・レバレッジを下回ること)いずれの場合にも、調整速度を引き上げる影響が認められた。投資適格格付け取得は、情報の非対称性に起因する費用及び投資家のサーチに要する費用といった債券発行費用の低減、銀行が行う情報生産の費用の低下、銀行借入れの返済の容易化と

いった要因により、負債の発行及び償還の両面においてレバレッジ調整の費用を引き下げ、調整速度を速めることが示唆された。

最後に、仮説の導出にあたって設けた前提が成り立つことを確認するため、生存時間分析を行った。仮説の導出にあたって設けた前提とは、企業が負債を償還するのは、レバレッジが過大で、それを引き下げる必要がある場合であり、逆に、企業が負債を発行するのは、レバレッジが過小で、それを引き上げる必要がある場合と考えられることである。分析の結果、こうした前提が成り立つことが確認された。

## 参考文献

- 式見雅代(2014)「企業の財務意思決定と最適資本構成」『金融経済研究』第36号、67-90頁
- 広田真一・堀内俊洋(2001)「近年のメインバンク関係の実態と変化」『金融経済研究』第17号、90-97頁
- 吉田隆(2015)「情報の非対称性とレバレッジ」一橋大学商学研究科ファイナンス研究センターワーキングペーパーG-2-6(2015年8月)
- 吉田隆・小西大(2015)「我が国企業によるレバレッジの調整速度—上場企業と非上場企業の比較分析—」『現代ファイナンス』No. 36、35-63頁
- Antoniou, A., Y. Guney, and K. Paudyal, 2008, The determinants of capital structure: Capital market-oriented versus bank-oriented institutions, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 43, 59-92.
- Arellano, M., and S. Bond, 1991, Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies* 58, 277-97.
- Aslan, H., and P. Kumar, 2011, Lemons or cherries? Growth opportunities and market temptations in going public and private, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 46, 489-526.
- Baltagi, B. H., 2008, *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons Ltd.
- Beaver, W. H., M. F. McNichols, and J. Rhie, 2005, Have financial statements become less informative? Evidence from the ability of financial ratios to predict bankruptcy, *Review of Accounting Studies* 10, 93-122.
- Bharath, S. T., P. Pasquariello, and G. Wu, 2009, Does asymmetric information drive capital structure decisions?, *Review of Financial Studies* 22, 3212-3243.
- Bradley, M., G. A. Jarrell, and E. H. Kim, 1984, On the existence of an optimal capital structure: Theory and evidence, *Journal of Finance* 39, 857-78.
- Brav, O., 2009, Access to capital, capital structure, and the funding of the firm, *Journal of Finance* 64, 263-308.
- Butler, A. W., G. Grullon, and J. P. Weston, 2005, Stock market liquidity and the cost of issuing equity, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 40, 331-348.
- Cook, D. O., and T. Tang, 2010, Macroeconomic conditions and capital structure adjustment speed, *Journal of Corporate Finance* 16, 73-87.

- DeAngelo, H., and R. W. Masulis, 1980, Optimal capital structure under corporate and personal taxation, *Journal of Financial Economics* 8, 5-59.
- Drobetz, W., and G. Wanzenried, 2006, What determines the speed of adjustment to the target capital structure?, *Applied Financial Economics* 16, 941-58.
- Elsas, R., and D. Florysiak, 2011, Heterogeneity in the speed of adjustment toward target leverage, *International Review of Finance* 11, 181-211.
- Elsas, R., and D. Florysiak, 2015, Dynamic capital structure adjustment and the impact of fractional dependent variables, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 50, 1105-1133.
- Fama, E. F., and K. R. French, 1997, Industry costs of equity, *Journal of Financial Economics* 43, 153-93.
- Faulkender, M., M. J. Flannery, K. W. Hankins, and J. M. Smith, 2012, Cash flows and leverage adjustments, *Journal of Financial Economics* 103, 632-46.
- Flannery, M. J., and K. P. Rangan, 2006, Partial adjustment toward target capital structure, *Journal of Financial Economics* 79, 469-506.
- Frank, M. Z., and V. K. Goyal, 2009, Capital structure decisions: Which factors are reliably important?, *Financial Management* 38 1-37.
- Goyal, V. K., A. Nova, and L. Zanetti, 2011, Capital market access and financing of private firms, *International Review of Finance* 11, 155-79.
- Halling, M., J. Yu, and J. Zechner, 2012, Leverage dynamics over business cycle, Working Paper, Stockholm School of Economics, University of New South Wales and Vienna University of Economics and Business.
- Harris, M., and A. Raviv, 1991, The theory of capital structure, *Journal of Finance* 46, 297-356.
- Hirota, S., 1999, Are corporate financing decisions different in Japan? An empirical study on capital structure, *Journal of the Japanese and International Economies* 13, 201-29.
- Hovakimian, A., T. Opler, and S. Titman, 2001, The debt-equity choice, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36, 1-24.
- Jensen, M. C., 1986, Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers, *American Economic Review* 76, 323-329.
- Jensen M. C., and W. H. Meckling, 1976, Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure, *Journal of Financial Economics* 3, 305-360.
- Kang, J.-K., and A. Shivdasani, 1995, Firm performance, corporate governance, and top executive turnover in Japan, *Journal of Financial Economics* 38, 29-58.

- Kayhan, A., and S. Titman, 2007, Firms' histories and their capital structures, *Journal of Financial Economics* 83,1-32.
- Korteweg, A., 2010, The net benefits to leverage, *Journal of Finance* 65, 2137-70.
- Lee, G., and R. M. Msulis, 2009, Seasoned equity offerings: Quality of accounting information and expected floatation costs, *Journal of Financial Economics* 92, 443-469.
- Lemmon, M. L., M. R. Roberts, and J. F. Zender, 2008, Back to the beginning: Persistence and the cross-section of corporate capital structure, *Journal of Finance* 63, 1575-608.
- Myers, S. C., 1984, The capital structure puzzle, *Journal of Finance* 39, 575-92.
- Myers, S. C., 2003, Financing of corporations, in George M. Constantinides and Rene M. Stulz (eds.), *Handbook of the Economics of Finance, Volume 1A*, Chapter 4, Elsevier B. V.
- Myers, S. C., and N. Majluf, 1984, Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have, *Journal of Financial Economics* 13, 187-221.
- Narayanan, R. P., K. P. Rangan, and N. K. Rangan, 2004, The role of syndicate structure in bank underwriting, *Journal of Financial Economics* 72, 555-80.
- Öztekin, Ö., and M. J. Flannery, 2012, Institutional determinants of capital structure adjustment speeds, *Journal of Financial Economics* 103, 88-112.
- Rajan, R. G., 1992, Insiders and outsiders: The choice between informed and arm's-length debt, *Journal of Finance* 47, 1367-400.
- Rajan, R. G., and L. Zingales, 1995, What do we know about capital structure? Some evidence from international data, *Journal of Finance* 50, 1421-460.
- Sharpe, S. A., 1990, Asymmetric information, bank lending, and implicit contracts: A stylized model of customer relationships, *Journal of Finance* 45, 1069-1087.
- Titman, S., and R. Wessels, 1988, The determinants of capital structure choice, *Journal of Finance* 43, 1-19.
- Warr, R. S., W. B. Elliott, J. Koëter-Kant, and Ö. Öztekin, 2012, Equity mispricing and leverage adjustment costs, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 47, 589-616.
- Weinstein, D. E., and Y. Yafeh, 1998, On the costs of a bank-centered financial system: Evidence from the changing main bank relations in Japan, *Journal of Finance* 53, 635-72.
- Wooldridge, J. M., 2010, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Massachusetts Institute of Technology.

表 1 レバレッジの決定要因とその代理変数

代理変数	定義	期待 符号	決定要因とその理論的根拠 *決定要因を< >内に記載
DEPRECIATION (注 1)	減価償却費 ／総資産	+／ －	<p>&lt;負債の節税効果&gt;</p> <p>負債の利子以外で、税務上損金に算入できるものの典型は減価償却費である。税務上の益金を一定とすれば、減価償却費が大きいほど、負債を増やしてさらに節税効果を楽しむ余地が乏しくなるため、レバレッジは低くなる(DeAngelo and Masulis 1980)。従って、期待符号は負である。</p> <p>しかし、減価償却費が負債の節税効果の適切な代理変数でないことも考えられる。減価償却費が固定資産の大きさに連動するとすれば、TANGIBILITY(下記)の場合と同様の理由から、固定資産が大きいほどレバレッジが高いと考えられる。そうだとすれば、期待符号は逆に正である(Bradley, Jarrell and Kim 1984, Antoniou, Guncy and Paudyal 2008)。</p>
TANGIBILITY	有形固定資産 ／総資産	+	<p>&lt;財務的困難による期待費用&gt;</p> <p>有形固定資産比率が高いほど、財務的困難に陥った場合に資産の価値が低下する度合いが低く、また、担保に供することができる資産が多いため、レバレッジは高くなる。</p>
LN(TOTAL_ ASSETS)	総資産の自然 対数	+	<p>&lt;財務的困難による期待費用&gt;</p> <p>企業規模が大きいほど、一般的に事業が多角化していることから、財務的困難に陥る可能性が低いため、レバレッジは高くなる。</p>
ROA	EBITDA ／総資産	+／ －	<p>&lt;財務的困難による期待費用&gt;</p> <p>利益率が高いほど、財務的困難に陥る可能性が低い ため、レバレッジは高くなる。従って、期待符号は正である。</p> <p>&lt;内部資金の豊富さ&gt;(Myers 1984・2003, Myers and Majluf 1984, Harris and Raviv 1991)</p> <p>企業が発行する株式・負債は、経営陣と外部投資家との間における情報の非対称性から、その価値を過小に評価される。株式は負債に劣後する請求権であることから、その過小評価の程度は負債よりも強い。そのため企業は投資資金を、まず過小評価の問題のない内部資金により、次に負債により、最後に株式により賄う。利益率が高いほど、内部資金が豊富であり、負債への依存度を低くできる。従って、期待符号は逆に負である。</p>

表 1 レバレッジの決定要因とその代理変数(続き)

代理変数	定義	期待 符号	決定要因とその理論的根拠 *決定要因を< >内に記載
GROWTH	総資産の前期 末比増加率	+/ -	<p>&lt;成長機会&gt; (Titman and Wessels 1988)</p> <p>成長機会が少ないほど、一般的に債権者にとってその企業をモニタリングしやすいことから、負債のエージェンシー費用が小さいため、レバレッジは高くなる(Jensen and Meckling 1976)。また、成長機会が少ないほど、一般的にフリー・キャッシュフロー問題が深刻であることから、株主は負債による規律を期待してレバレッジを高める(Jensen 1986)。いずれの考え方に拠るにせよ、期待符号は負である。</p> <p>しかし、過去の総資産の増加率はフォワード・ルッキングでないため、成長機会の適切な代理変数でないことも考えられる。総資産の増加率は、過去の旺盛な投資の反映と考えられ、内部資金が等しいならば、過去の旺盛な投資は負債の増加をもたらす。従って、総資産の増加率が高いほど、レバレッジが高いと考えられる(Frank and Goyal 2009)。そうだとすれば、期待符号は逆に正である。</p>
LN(AGE)	会社設立日か ら当期末まで の経過年数 AGE の自然 対数	-	<p>&lt;情報の非対称性&gt; (Bharath, Pasqualliero and Wu 2009, Brav 2009, Goyal, Nova and Zanetti 2011, 吉田 2015)</p> <p>社齢が高いほど、トラック・レコードが長いこと、経営陣と外部投資家との間における情報の非対称性が小さくなる。そのため、株式・負債の価値の過小評価が軽減される。株式は負債に劣後する請求権であることから、過小評価の軽減は負債よりもむしろ株式に生じる。そのため、企業はより株式に依存するようになり、レバレッジは低くなる。</p>
INDUSTRY_ LEVERAGE	同じ業種に属 する企業のレ バレッジの中 央値	+	<p>&lt;業種特性&gt; (Frank and Goyal 2009 他)</p> <p>経営者は、自社の属する業種の企業の典型的なレバレッジ水準を参照して、レバレッジ水準を検討すると推測される。</p>

注 1: DEPRECIATION、TANGIBILITY、ROA 及び GROWTH については、Flannery and Rangan (2006)、Öztekın and Flannery (2012)、Elsas and Florysiak (2011)等の先行研究と同じく、上下各 1%で winsorize する(百分位で上下各 1%以内にある観測値を、上下各 1%に相当する観測値に置き換える)異常値処理を加えた。本表の他の説明変数については、異常値処理の必要がないと判断した。

注 2: LN(TOTAL\_ASSETS 及び GROWTH における総資産は、消費者物価指数(平成 22 年基準)により調整した。

注 3: INDUSTRY\_LEVERAGE は、US SIC(米国標準産業分類)に基づいて Fama and French (1997)が分類した 48 業種により算出した。



表 2 記述統計量

パネルA: ダミー変数以外

	観測数	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
LEVERAGE	28,431	0.1327	0.0907	0.1440	0.0000	0.9906
DEPRECIATION	26,629	0.0351	0.0298	0.0260	0.0024	0.1466
TANGIBILITY	28,438	0.2950	0.2807	0.1783	0.0067	0.7789
TOTAL_ASSETS(注1, 2)	28,460	192,152	30,942	916,269	0	32,574,779
ROA	26,607	0.0823	0.0743	0.0664	-0.1187	0.3150
GROWTH	26,684	0.0197	0.0064	0.1440	-0.3562	0.7259
AGE(注2)	28,419	48.2	48.3	26.3	0.0	111.2
DEFAULT_RISK	26,578	-5.3704	-5.3293	0.5677	-6.8133	-3.7270
DEVIATION	23,263	0.0564	0.0350	0.0688	0.0000	0.7948
FINANCING_SURPLUS	24,762	0.0565	0.0449	0.0484	0.0000	0.2433
PBR_DIFFERENCE	26,661	0.9756	0.5706	1.5298	0.0000	13.4645

パネルB: ダミー変数

	観測数	1の観測数	比率	0の観測数	比率
BANK	19,165	12,981	67.7%	6,184	32.3%
RATING_INVESTMENT	19,162	4,201	21.9%	14,961	78.1%
DIVIDEND	23,187	19,324	83.3%	3,863	16.7%
OVER_LEVERED	23,263	11,072	47.6%	12,191	52.4%

注1: TOTAL\_ASSETSの単位は百万円。

注2: TOTAL\_ASSETS及びAGEは、各々、LN(TOTAL\_ASSETS)及びLN(AGE)の対数変換前の変数。

表 3 ターゲット・レバレッジの推定結果

	期待 符号		
DEPRECIATION	+ / -	0.2130 ***	(6.39)
TANGIBILITY	+	0.1720 ***	(16.33)
LN(TOTAL_ASSETS)	+	0.0533 ***	(23.57)
ROA	+ / -	-0.2614 ***	(-20.27)
GROWTH	+ / -	0.0212 ***	(5.30)
LN(AGE)	-	-0.0243 ***	(-5.44)
INDUSTRY_LEVERAGE	+	0.0887 ***	(3.52)
INITIAL_LEVERAGE	+	0.6403 ***	(49.28)
定数項		-0.0772 ***	(-2.60)
観測数		23,280	
サンプル企業数		3,144	

注1: \*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

注2: 括弧内はz値。

注3: 時点効果及び各説明変数の分析期間中の平均値に対する係数は省略している。

表 4 平均的な調整速度の推計結果

	全サンプル	過大レバレッジ	過小レバレッジ
平均的な調整速度	0.2616 ***	0.2483 ***	0.1871 ***
	(9.55)	(6.03)	(7.39)
観測数	14,498	7,165	7,333
サンプル企業数	1,850	1,470	1,473

注1: 括弧内は、ブートストラップ法による標準誤差から計算したz値。

注2: \*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

表5 銀行企業間関係・投資適格格付け取得がレバレッジの調整速度に及ぼす影響

	期待 符号	全サンプル	過大 レバレッジ	過小 レバレッジ
BANK	+	-0.0033 (-0.19)	0.0057 (0.28)	-0.0284 (-1.00)
RATING_INVESTMENT	+	0.0511 ** (2.30)	0.0715 *** (3.07)	0.0947 ** (2.46)
NRM_LN(AGE)	+	-0.0169 (-1.44)	-0.0271 * (-1.65)	-0.0065 (-0.49)
NRM_TOTAL_ASSETS	+/-	-0.0108 (-1.22)	-0.0116 (-1.02)	-0.0454 * (-1.91)
NRM_DEFAULT_RISK	+	0.0099 (0.89)	-0.0006 (-0.03)	0.0349 ** (1.96)
DIVIDEND	+/-	-0.0810 *** (-4.31)	-0.0874 *** (-3.65)	-0.0516 (-1.54)
OVER_LEVERED	+	-0.0373 * (-1.79)		
NRM_DEVIATION	+	0.0158 ** (2.35)	0.0348 *** (3.56)	-0.0570 *** (-4.88)
NRM_ABS_FINANCING_SURPLUS	+	0.0099 (0.88)	0.0151 (1.12)	-0.0154 (-1.13)
NRM_PBR_DIFFERENCE	+	0.0176 * (1.69)	0.0102 (0.92)	0.0268 (1.11)
NRM_INDUSTRY_SPEED	+	0.0145 (1.34)	0.0240 * (1.74)	-0.0056 (-0.42)
定数		0.0767 ** (2.23)	0.0041 (0.11)	0.1763 *** (4.41)
自由度調整済決定係数		0.0597	0.0895	0.0624
観測数		9,865	5,056	4,809
サンプル企業数		1,426	1,124	1,077

注1: \*\*\*, \*\*, \*は各々、1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2: 括弧内の数値は、ブートストラップ法による標準誤差から計算したz値。

注3: 時点効果に対する係数は省略している。

表6 銀行借入れ・社債残高の減少・増加に係るイベントの発生確率

イベント	(a) イベントが発生 した観測数	(b) 全観測数	(a) / (b) 発生確率
銀行借入れが前期末総資産の3%以上減少	6,360	30,740	20.7%
社債残高が前期末総資産の3%以上減少	1,990	30,668	6.5%
銀行借入れが前期末総資産の3%以上増加	5,111	30,668	16.7%
社債残高が前期末総資産の3%以上増加	1,308	30,668	4.3%

表7 過大・過小レバレッジが負債減少・増加の蓋然性に及ぼす影響

パネルA: 過大レバレッジが負債減少の蓋然性に及ぼす影響

		(a) 銀行借入れが 前期末総資産の 3%以上減少	(b) 社債残高が 前期末総資産の 3%以上減少
OVER_LEVERAGE	+	3.1895 *** (7.93)	4.2858 *** (12.36)
FINANCING_SURPLUS	+	1.1281 ** (2.37)	-0.9801 * (-1.89)
LN(TOTAL_ASSETS)	-	0.0047 (0.36)	0.3686 *** (15.78)
ROA	-	-2.5063 *** (-12.05)	-1.4096 *** (-3.70)
TANGIBILITY	-	0.7711 *** (9.11)	0.5038 *** (3.01)
ASSET_GROWTH	+	-0.0585 (-0.54)	-0.4097 ** (-2.02)
LN(AGE)	-	-0.0250 (-0.93)	0.0731 (1.44)
観測数		30,024	30,024
サンプル企業数		2,894	2,894

パネルB: 過小レバレッジが負債増加の蓋然性に及ぼす影響

	期待 符号	(a) 銀行借入れが 前期末総資産の 3%以上増加	(b) 社債残高が 前期末総資産の 3%以上増加
UNDER_LEVERAGE	+	0.4981 *** (3.91)	0.5531 *** (4.98)
FINANCING_SURPLUS	-	-3.5005 *** (-13.63)	-0.5211 (-0.87)
LN(TOTAL_ASSETS)	+	-0.0013 (-0.11)	0.2426 *** (10.28)
ROA	+	1.1063 *** (4.35)	-1.1455 ** (-2.34)
TANGIBILITY	+	0.2594 *** (2.79)	0.1861 (0.89)
ASSET_GROWTH	-	0.1725 * (1.67)	1.0662 *** (6.25)
LN(AGE)	+	-0.0764 *** (-3.04)	-0.0478 (-0.95)
観測数		30,024	30,024
サンプル企業数		2,894	2,894

注1: 括弧内の数値は、同一企業内の相関に対して頑健な標準誤差から計算したz値。

注2: \*\*\*, \*\*, \*は各々、1%、5%、10%水準で有意であることを示す。