

情報の非対称性とレバレッジ

吉田 隆

一橋大学大学院商学研究科博士後期課程

2015年8月24日

<要旨>

本稿では、「情報の非対称性が強い企業ほどレバレッジが高い」という理論の示唆を検証した。少数の研究が既にこうした検証を行っているが、情報の非対称性に係る代理変数の選択に課題を残しているか、又は上場企業を分析対象とする場合に期待通りの有意な結果を必ずしも得ていない。そこで、本稿では、コーポレート・ファイナンスの他の研究領域における情報の非対称性の代理変数を精査した上で、4つの代理変数—3通りの「履歴変数」、即ち社齢、株式公開年数、及び情報開示年数、並びに「会計情報の質」—を選定した。4つの代理変数の各々を用い、1999年から2013年までの我が国上場企業のデータにより回帰分析を行って、理論の示唆を支持する頑健な結果を得た。また、社齢と会計情報の質とを併用した分析の結果は、これらが情報の非対称性の異なる側面を反映することを示唆する。異なる側面とは、過去の開示情報の蓄積という「量」の面と、開示情報の文字通り「質」の面であるかもしれない。

1. はじめに

資本構成の研究の出発点となった Modigliani and Miller (1958, 1963)は、フリクシオンのない仮想的な世界において最適な資本構成が存在しないことを理論的に示した(資本構成の無関連性命題)。そこに法人税を初めとするフリクシオンを導入すると、最適資本構成が導かれる。Scott (1976)及び Kim(1978)は、負債発行による法人税節税の便益と倒産費用とのトレードオフから最適資本構成が得られることを示した。また、Bradley, Jarrell and Kim (1984)は、倒産費用に加えて、負債のエージェンシー費用(Jensen and Meckling 1976、Myers 1977)を負債の費用に含める理論枠組みにより最適資本構成が存在することを明らかにした。以上の理論はトレードオフ理論(trade-off theory)と呼ばれる。

資本構成の決定要因を分析する国内外の膨大な実証研究が、トレードオフ理論の妥当性を支持する結果を報告している。即ち、法人税、倒産費用、負債のエージェンシー費用といったフリクシオンの代理変数である限界税率、企業規模、資産の有形性等に対してレバレッジ(負債比率)を回帰すると、これらの代理変数が説明力を持つことが知られている。換言すれば、こうしたフリクシオンがレバレッジの決定要因であることが実証的に示されている。

法人税等と並ぶフリクシオンに、経営陣と外部投資家との間における情報の非対称性(information asymmetry)がある。これは、経営陣が自社の企業価値について、外部投資家に優越する情報(superior information)を持っていることを指す。Myers (1984)、Myers and Majluf (1984)、Harris and Raviv (1991)、及び Bharath, Pasqualliero and Wu (2009)が指摘する通り、「情報の非対称性が強い企業ほどレバレッジが高い」ことが理論的に示唆される。レバレッジの決定要因を分析する実証研究は膨大であるにもかかわらず、この理論の示唆を検証した研究は限られており、かつ、情報の非対称性の代理変数を選択するに当り課題を残しているか、又は必ずしも期待通りの有意な結果を得ていない。上記の理論の示唆が導かれる理由、及びその検証が限られている背景は第2節に説明する。

本稿の目的は、情報の非対称性の適切な代理変数を選定したうえで、上記の理論の示唆を検証することにある。本稿が用いる情報の非対称性の代理変数は、大きく2通りある。1つ目は、トラック・レコードの長さに着目したものであり、具体的には、社齢、株式公開以降の経過年数(以下、「株式公開年数」)、有価証券報告書による情報開示の開始以降の経過年数(以下、「情報開示年数」)である。以下ではこの3つを総称して、「コーポレート・ヒストリー変数」又は単に「ヒストリー変数」と呼ぶ。コーポレート・ヒストリー変数は、トラック・レコードの長さを示すことから、その値が大きい企業ほど、情報の非対称性が小さいと考えられる。

2つ目は会計情報の質(accounting information quality)である。会計情報の質は、会計発生高(accounting accruals)のうち裁量的発生高(discretionary accruals)の推定値のボラティリティ

と定義される。会計発生高は、発生主義会計の下で行われる費用・収益の配分や、見越し・繰延べにより計上される額であり、「税引後経常利益－営業キャッシュフロー」により算出される（首藤 2010）。会計発生高は裁量的発生高と非裁量的発生高（non-discretionary accruals）とから成る。裁量的発生高は、会計分野の実証研究において、経営者の利益調整（earnings management）を分析するツールとして開発されたものである。Lee and Masulis (2009)は、裁量的発生高のボラティリティが大きい場合、即ち会計情報の質が低い場合には、経営陣が行っている利益調整が外部投資家から推測しにくいことから、情報の非対称性が強くなると考えている。彼らは、会計情報の質を情報の非対称性の代理変数に用い、情報の非対称性が強い企業ほど SEO における発行費用が大きいという仮説と整合的な結果を報告している。

本稿では、1999年から2013年までの我が国上場企業のデータを用い、ヒストリー変数、会計情報の質、及びその他の標準的な説明変数に対してレバレッジを回帰する。こうした回帰分析の結果、ヒストリー変数－社齢、株式公開年数、及び情報開示年数－の値が大きい企業ほどレバレッジが低いこと、また、会計情報の質が低い企業ほどレバレッジが高いことが見出され、情報の非対称性が強い企業ほどレバレッジが高いという理論の示唆が確認される。更に、社齢と会計情報の質とを併用した場合の結果から、両変数が情報の非対称性の異なる側面を捉えている可能性が示唆される。

情報の非対称性がレバレッジに与える影響を検証した研究は、筆者が知る限り、以下の3つに限られる。Bharath, Pasqualliero and Wu (2009)はマーケット・マイクロストラクチャーの研究を援用し、情報の非対称性の直接的な代理変数として「ビッド・アスク・スプレッドを構成する逆選択の費用」を用い¹、情報の非対称性が強い企業ほどレバレッジが高いことを確認した。しかし、彼らの代理変数は、経営陣と外部投資家との間における情報の非対称性というよりもむしろ、外部投資家同士の間における情報の非対称性を代理すると見るのが一般的である（Krinsky and Lee 1996、Stoll 2003）。その意味で、彼らの研究は代理変数の選択に課題を残している。

Brav (2009)及び Goyal, Nova and Zanetti (2011) は情報の非対称性の代理変数として社齢を用いる。彼らのサンプルはいずれも上場企業・非上場企業の両方であり、期待通りの有意な結果－社齢が高い企業ほどレバレッジが低い－は非上場企業について得られているが、上場企業については、国によって結果が異なっている。具体的には、Brav (2009)が英国の上場企業について、Goyal, Nova and Zanetti (2011)がベルギー、フランス、及びポーランドの上場企業について期待通りの有意な結果を得ているが、Goyal, Nova and Zanetti (2011)はその他の欧州 15 か国について有意な結果を得ていない。

¹ マーケット・マイクロストラクチャーの研究は、ビッド・アスク・スプレッドが注文の処理（order processing）、在庫の保持（inventory holding）、逆選択、という3つの費用から構成されることを示している（例えば、Krinsky and Lee 1996）。

本稿の貢献は以下の2つの点にあると思われる。第一に、コーポレート・ファイナンスの様々な領域の研究が用いる情報の非対称性の代理変数を体系的に把握し、その適切性を評価して、適切な代理変数を選定したことである。第二に、レバレッジに対する情報の非対称性の影響が理論の示唆通り正であることを、適切な代理変数を用いて検証したことである。こうした検証は、先に述べた通り、先行研究が最近限定的に行ったにとどまり、必ずしも成功していない。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、情報の非対称性とレバレッジとの関係に係る理論的背景を説明する。第3節では、レバレッジの決定要因を実証的に分析する先行研究及び情報の非対称性の代理変数を用いるコーポレート・ファイナンスの実証研究をレビューする。第4節では実証分析の方法を、第5節ではデータを、第6節では分析結果を説明する。第7節では結論を述べる。

2. 理論的背景

情報の非対称性が強い企業ほどレバレッジが高いという理論の示唆は、Myers (1984)、Myers and Majluf (1984)、Myers (2003)、及び Bharath, Pasqualliero and Wu (2009)が以下のように導出している。外部投資家は、経営陣との間に情報の非対称性があることを知っているため、それに応じて企業価値を小さく評価しなければならないと考える。この過小評価部分は、企業から見た場合、証券発行に伴う費用であり、逆選択の費用(adverse selection cost)と呼ばれる。ところで、株式は負債に劣後する請求権であり、負債のペイオフは通常定額であることから、この過小評価分は負債よりもむしろ株式に集中する。換言すれば、株式に係る逆選択の費用は負債よりも大きい。情報の非対称性が強まれば、そのことによる過小評価の深刻化は、負債よりも株式に発生する。従って、情報の非対称性が強い企業ほど、外部資金の調達にあたって、株式よりもむしろ負債に依存せざるを得ないため、レバレッジが高くなる。

こうした理論の示唆を検証した実証研究が限られていること背景は、レバレッジの決定要因分析において利益率を説明変数に含めると、利益率が高い企業ほどレバレッジが低いという結果が得られることを以て、情報の非対称性の影響がコントロールされているという誤解にある。以下これを敷衍する。

Myers (1984)及び Myers and Majluf (1984)は以下のようにペッキング・オーダー理論を主張した。先に述べた通り、株式に係る逆選択の費用は負債よりも大きい。そのため企業は、投資に必要な資金をまず逆選択の費用を伴わない内部資金で賄い、次に負債により賄い、株式を最後の拠り所(last resort)とする。こうした資金源の選好順位がペッキング・オーダーと呼ばれる。こうした選好は、トレードオフ理論を構成するフリクションの影響を圧倒する。そのため、観察されるレバレッジは、企業が負債の便益と費用とのトレードオフに基づき決定したものではなく、

過去にその企業がどれだけ外部資金を必要としたかの結果に過ぎない。

従来の実証研究は、以下のように、利益率を説明変数に含めることにより、情報の非対称性がコントロールされていると考えてきた。ペッキング・オーダー理論が妥当するならば、利益率の高い企業ほど内部資金が豊富であり、負債に依存せずに済むため、レバレッジは低くなるはずである。これに対し、トレードオフ理論に基づくと、企業の利益率が高いほど財務的困難に陥る蓋然性が低く、従ってレバレッジは高くなるはずである。トレードオフ理論を構成するフリクションの代理変数とともに、利益率を説明変数に含め、それらに対してレバレッジを回帰すると、利益率の係数が負になるという頑健な結果が得られる。この結果は、トレードオフ理論を支持せず、ペッキング・オーダー理論を支持し、後者が示唆する情報の非対称性の影響を確認するものと考えられてきた (Frank and Goyal 2008, Leary and Roberts 2010)。従来の実証研究は以上のように、利益率が情報の非対称性の代理変数でないにもかかわらず、それを説明変数に含めることで、情報の非対称性の影響がコントロールされると考えてきた。

しかし、利益率の係数が負になることは、「企業が負債よりも内部資金を選好すること」のエビデンスに過ぎず、「情報の非対称性が理由となって企業が負債よりも内部資金を選好すること」のエビデンスにはならない。なぜなら、企業が負債よりも内部資金を選好する理由は、情報の非対称性に限られないためである。例えば、取引費用はそうした選好の理由になりうる (Fama and French 2005, Leary and Roberts 2010)。内部資金の利用には取引費用がかからないのに対し、株式・負債の発行には取引費用が必要である。株式発行の費用は通常、債券発行の費用より大きい (Altinkilic and Hansen 2000)。従って、自己資金、負債、株式という資金源の選好順位は、取引費用からも生じうる。

以上を要約すると、レバレッジの決定要因を分析する従来の研究のほとんどは、情報の非対称性を基礎とするペッキング・オーダー理論と整合的な実証結果が利益率の係数について得られることを以て、情報の非対称性の影響がコントロールされると考えてきた。しかし、利益率の係数が負になるという結果は、情報の非対称性と関係なく生じうる。従って、情報の非対称性の代理変数をレバレッジの決定要因分析に含め、その影響が理論の示唆通りであるかを検証することが必要である。

3. 関連する研究

本節では、以下の 2 つの観点から、関連する実証研究をレビューする。第一の対象はレバレッジの決定要因を分析する実証研究である。第二の対象は、情報の非対称性の影響を分析する実証研究である。これをレビューする目的は、コーポレート・ファイナンスの他の研究領域で情報の非対称性のどのような代理変数が用いられているかを把握し、適切な代理変数を選

定する基礎とすることにある。

3.1 レバレッジの決定要因を分析する実証研究

レバレッジの決定要因を分析した研究の蓄積は膨大である。海外の代表的な研究には、Bradley, Jarrel and Kim (1984)、Kester (1986)、Titman and Wessels (1988)、Rajan and Zingales (1995)、Graham (1996)、Booth et al. (2001)、Hovakimian, Opler and Titman (2001)、Fama and French (2002)、Korajczyk and Levy (2003)、Mackey and Phillips (2005)、Faulkender and Petersen (2006)、Kayhan and Titman (2007)、Antoniou, Guney and Paudyal (2008)、Huang and Ritter (2009)、Frank and Goyal (2009)、Bharath, Pasqualliero and Wu (2009)、Brav (2009)、Goyal, Nova and Zanetti (2011)がある²。我が国の研究には、若杉(1986)、Allen and Mizuno (1989)、花枝他(1989)、池尾・広田(1992)、Fukuda and Hirota (1996)、Hirota (1999)、太田(2000)、辻(2000)、松浦(2002)、西岡・馬場(2004)、式見(2014)があり、いずれも我が国の企業を分析対象にしている。

以上に挙げた国内外の研究のうち、情報の非対称性の直接的な代理変数を用いるものは、第1節に述べた通り、Bharath, Pasqualliero and Wu (2009)、Brav (2009)、Goyal, Nova and Zanetti (2011)に限られる。この3つの研究が用いた情報の非対称性の代理変数は、第1節に述べた通り、ビッド・アスク・スプレッドを構成する逆選択の費用及び社齢である。

情報の非対称性以外のフリクションについては、先行研究の用いる代理変数は概ね共通である。先行研究が標準的に採用する説明変数は、本稿の説明変数とほぼ同じであり、具体的には後に4.2節及び表1に説明する通りである。

レバレッジの決定要因分析に近い研究で、情報の非対称性の影響を分析したものに言及しておきたい。Chang, Dasgupta and Hilary (2006)は、情報の非対称性の直接的な代理変数として、アナリスト・カバレッジ(当該企業を担当するアナリストの人数)を用い、アナリスト・カバレッジが少ない企業ほど、負債よりもむしろ株式を発行する蓋然性が低いという分析結果を報告している。彼らの結果は、情報の非対称性がレバレッジに正の影響を及ぼすことを示唆する。Gomes and Phillips (2012)は、情報の非対称性の直接的な代理変数として、アナリストの業績予想のばらつき(1株当たり予想利益の標準偏差)及びアナリストの利益予想に対するサプライズ(1株当たり予想利益の中央値と実際の利益との差異)を用いた。彼らは、こうした代理変数の値が大きい企業ほど、市場で株式を発行する蓋然性が低く、債券を発行する蓋然性が高い

² ここに挙げた研究の多くは専ら米国の上場企業を対象としている。分析対象に米国以外の国の企業を含む研究とその対象国は、Kester (1986) が日本・米国、Rajan and Zingales (1995) がイタリア・英国・カナダ・ドイツ・日本・フランス・米国、Booth et al. (2001) がインド、韓国他新興国10か国、Antoniou, Guney and Paudyal (2008) が英国・ドイツ・日本・フランス・米国、Brav (2009) が英国、Goyal, Nova and Zanetti (2011) が東・西ヨーロッパ及びロシア(18か国)である。

ことを見出した。彼らの結果も、Chang, Dasgupta and Hilary (2006) と同じく、情報の非対称性がレバレッジに正の影響を及ぼすことを示唆する。

3.2 情報の非対称性の代理変数を用いる実証研究

情報の非対称性の適切な代理変数を選定するため、3.2 節では、情報の非対称性の影響を分析したコーポレート・ファイナンスの実証研究をレビューし、代理変数として何が用いられているか、また、代理変数が理論の示唆通りの影響を示しているかを把握する。

レビューは、長期対短期負債の選択、証券発行、銀行企業間関係の3つの研究領域について行う。レビューの対象は、本稿と同じく上場企業を分析対象とする研究を中心とする。また、企業規模(総資産、売上高、株式時価総額等)を情報の非対称性の代理変数に用いる研究は除外する。こうした研究は多いが(例えば、Guedes and Opler 1996、Corwin 2003)、レバレッジの決定要因を分析する場合、企業規模は通常、財務的困難の期待費用の代理変数とされ、その期待符号は正であり(後掲表 1)、ほとんど全ての実証結果も期待符号通りであるのに対し、企業規模を情報の非対称性の代理変数と見ると、その期待符号は逆に負になるからである。

第一に、長期対短期負債の選択に関する研究では、Custodio, Ferreira and Laureano (2013)がある。情報の非対称性が高い企業は、長期負債よりも短期負債を用いるとされる。なぜなら、そうした企業は、後になればより有利な条件で負債を利用できると期待することから、長期負債の利用によって費用が固定化することを避けようとするからである。彼らは、「証券価格データベースに当該企業が初めて掲載されてからの経過年数」及び社齢が長期負債比率に及ぼす影響を調べている。前者は情報開示年数とほぼ同義と考えられる。彼らは、この2つを情報の非対称性の代理変数としてはいないが、そう位置付けた場合と同じく、長期負債の比率を高める影響を示すことを報告している。

第二に、証券発行(security offerings)に関する研究では、第1節に述べた通り、Lee and Masulis (2009)が会計情報の質を情報の非対称性の代理変数に用いている。また、Karpoff, Lee and Masulis (2013)は、会計情報の質、株式公開年数、アナリスト・カバレッジを含む8つの変数を複合した代理変数を組成し、情報の非対称性が強いほど、投資家のリスクを抑制するために、SEO において発行企業がロックアップ条項(株式の発行後一定期間内は経営陣が株式を売却することを禁止する条項)を付帯する確率が高まり、禁止期間が長くなるという仮説が支持されることを見出している。

第三に、銀行企業間関係に関する研究では、Santos and Winton (2008) が米国上場企業を対象に、ローン・スプレッドの決定要因を分析し、株式公開年数が有意に負の影響を与えることを報告している。彼らは、株式公開年数を情報の非対称性の代理変数としてはいないが、その結果は情報の非対称性の代理変数と位置付けた場合と同じである。即ち、情報の非対称性が

低い企業ほど、銀行が融資の可否・条件を決定するために行う情報生産の費用が少なく済むことから、企業にとっても銀行借入れの費用が小さくなると考えられる。

Krishnaswami, Spindt and Subramaniam (1999)は、株式公開年数を情報の非対称性の代理変数の一つに用い、企業にとっての銀行借入れ対社債の選択に及ぼす影響を分析している。銀行がアームズ・レングスの投資家よりも情報生産に優れるために、情報の非対称性が深刻な企業は社債よりも銀行借入れを選好するという仮説を彼らは検証し、仮説を支持する結果を得ている。

4. 実証分析の方法

本節では実証分析の方法を説明する。4.1 節では、前節で把握した既存研究の変数が情報の非対称性の代理変数として適切かを評価し、ヒストリー変数及び会計情報の質が適切であるという判断を導く。4.2 節では計量分析の方法を、4.3 節では会計情報の質の定義を説明する。

4.1 情報の非対称性の適切な代理変数

3.2 節のレビューから、理論の示唆通りの分析結果を生み出した情報の非対称性の代理変数は、ヒストリー変数(Custodio, Ferreira and Laureano 2013, Karpoff, Lee and Masulis 2013, Santos and Winton 2008, Krishnaswami, Spindt and Subramaniam 1999)のほか、ビッド・アスク・スプレッドを構成する逆選択の費用(Bharath, Pasqualliero and Wu 2009)、アナリスト・カバレッジ(Chang, Dasgupta and Hilary 2006)、アナリストの業績予想のばらつき(Gomes and Phillips 2012)、アナリストの利益予想に対するサプライズ(同)、会計情報の質(Lee and Masulis 2009, Karpoff, Lee and Masulis 2013)であることが分かった。以下では、これらの変数が情報の非対称性の代理変数として適切かを評価する。

ある変数が情報の非対称性の代理変数として適切であるためには、経営陣と外部投資家との間における情報の非対称性を的確に反映すること(第一の条件)に加えて、幅広い層の企業について取得できること(第二の条件)、という2つの条件を満たす必要があると考えられる。第二の条件が必要と考えられる理由は、これを充足できない、つまり限られた層の企業(例えば、規模の大きい企業)についてしか組成できない代理変数を用いた分析の結果が一般化しにくいことにある。

ヒストリー変数は、こうした2つの条件を満たすと考えられる。社齢、株式公開年数、情報開示年数はいずれも、トラック・レコードの長さを示す点で、経営陣と外部投資家との間における情報の非対称性を的確に反映すると考えられる。また、ヒストリー変数の算出基礎である設立年月、株式を公開した年月、及び有価証券報告書を作成・公表し始めた年月は、証券取引所

や企業自身が公開する情報、『会社四季報』のような出版物、本稿のデータソースである「企業財務データバンク」のような企業財務データベース等から入手できるため、ヒストリー変数は幅広い層の企業について取得できる。

ヒストリー変数以外の5つの代理変数の適切性を上記2条件に基づき評価すると次の通りである。ビッド・アスク・スプレッドを構成する逆選択の費用は、2つの条件のいずれも充足しないため、適切ではないと考えられる。第一の条件に関し、ビッド・アスク・スプレッドを構成する逆選択の費用は、経営陣と外部投資家との間ではなく、外部投資家同士の間、即ち、優越的な情報(superior information)を持つ投資家と持たない投資家との間における情報の非対称性を反映すると考えられている(例えば、Krinsky and Lee 1996、Stoll 2003)。第二の条件に関し、ビッド・アスク・スプレッドは規模の小さい企業について取得が困難という問題がある(Gomes and Phillips 2012)。

アナリスト・カバレッジは、第二の条件を充足しない点であり適切ではないと考えられる。一般に、規模の小さい企業にはアナリスト・カバレッジがないためである。例えば、Chang, Dasgupta and Hilary (2006) のサンプル(1985年から2000年までの米国上場企業データ)を総資産規模によって大・中・小に3分割したサブサンプルごとに見ると、中規模企業の20%、小規模企業の44%にアナリスト・カバレッジがゼロである(Table 1)。

アナリストの業績予想のばらつきは、2つの条件のいずれも充足しないため、適切ではないと考えられる。第一の条件に関し、アナリストの業績予想のばらつきは、アナリストの間における意見の相違の程度を示すが、経営陣と外部投資家との間における情報の非対称性を直接的に反映しないという批判(Bharath, Pasquariello and Wu 2009)がある。第二の条件については、アナリスト・カバレッジと同じ問題がある。

アナリストの利益予想に対するサプライズは、アナリスト・カバレッジと同じ理由で、第二の条件を充足しない点であり適切ではないと考えられる³。

会計情報の質は2つの条件のいずれも充足するため、情報の非対称性の代理変数として適切と考えられる。第一の条件に関し、3.2節に述べた通り、会計情報の質が低い企業ほど、経営陣と外部投資家との情報の非対称性が強いと考えられる。第二の条件に関し、会計情報の質は、後に4.3節に述べる通り財務諸表数値から組成できることから、幅広い層の企業について取得できる。

以上を要約すると、コーポレート・ファイナンスの実証研究が用いる情報の非対称性の代理変数のうち、それに求められる条件を満たすものはヒストリー変数及び会計情報の質と考えられ

³ アナリストに係る以上3つの代理変数に共通する問題点として、アナリスト・レポートが発行証券会社の著作物であり、網羅的に入手するのが我が国では難しい(網羅的に入手できるのは事実上機関投資家に限られる)ことが指摘できる。

る。そのため本稿ではこれらを用いる。

ヒストリー変数相互間の関係及びヒストリー変数と会計情報の質との関係は、どのように考えられるであろうか。ヒストリー変数相互間には代替的な関係があると考えられる。3つのヒストリー変数はいずれも、時間の経過とともに企業が外部投資家に開示する情報の蓄積が増大することによって情報の非対称性が軽減されるという見方に立脚するためである。従って、本稿の計量分析において3つのヒストリー変数は代替的に用いる。他方、ヒストリー変数と会計情報の質とは補完的な関係にある可能性がある。会計情報の質は、文字通り企業が外部投資家に開示する情報の「質」を反映すると考えられる点で、ヒストリー変数と性格を異にするためである。換言すれば、ヒストリー変数は、時間の経過に伴って一律に情報の非対称性が低減すると見る点で企業の異質性を捨象するという問題点を持っており、会計情報の質はこうした問題点を補完する可能性がある。そこで、本稿の計量分析では、情報の非対称性の代理変数として、ヒストリー変数のいずれか一つ又は会計情報の質を含める定式化に加えて、ヒストリー変数の各々と会計情報の質とを合せて含める定式化も行う。

4.2 定式化

本稿におけるレバレッジの決定要因分析は、次式を推定することにより行う。

$$L_{i,t} = \alpha + \zeta \mathbf{Z}_{i,t-1} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

ここで、 $L_{i,t}$ は企業*i*の*t*期末におけるレバレッジ、 α は定数項、 $\mathbf{Z}_{i,t-1}$ 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、 δ_i は観察不能な企業固有効果、 η_t は時点効果、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項である。従属変数 $L_{i,t}$ は、多くの先行研究に倣って、(長期負債+短期負債)/簿価ベース総資産と定義する(簿価ベースのレバレッジ)。

$\mathbf{Z}_{i,t-1}$ に含める説明変数は、ヒストリー変数、会計情報の質、及びその他の説明変数である。ヒストリー変数、即ち LN(AGE)、LN(YEARS_PUBLIC)、及び LN(YEARS_DISCLOSURE)は各々、AGE(会社設立年月から当期末までの経過年数)、YEARS_PUBLIC(株式公開年月から当期末までの経過年数)、及び YEARS_DISCLOSURE(有価証券報告書による情報開示の開始以降、当期末までの経過年数)の自然対数である。ヒストリー変数の値が大きいほど情報の非対称性は小さいことから、その期待符号は負である。会計情報の質については後に4.3節に述べる。その他の説明変数の定義、期待符号、及び理論的根拠は表1の通りである。これらの説明変数は、先行研究が用いてきた標準的なものである。説明変数に係る異常値処理は、表1の注1に記載した通りに行った。

(1)式の推定は、最近の先行研究に倣って、固定効果モデル(最小二乗ダミー変数推定)に

より行う⁴。これは、観察できない企業固有効果を定式化に含めることが不可欠と考えられるためである。Lemmon, Roberts and Zender (2008)は、簿価ベースレバレッジを標準的な企業属性（業種固有効果を含む）のみに対して回帰した場合の決定係数が 0.18 であるのに対し、標準的な企業属性と観察できない企業固有効果とに対して回帰した場合の決定係数が 0.63 であり、3 倍を超える説明力の増大が見られることを報告している（時価ベースレバレッジを従属変数にする場合も、決定係数が 0.31 と 0.68 となり、説明力が増す）。

4.3 会計情報の質

会計情報の質、POOR_ACCOUNTING_QUALITY の算出方法を以下説明する。会計情報の質とは、1 節に述べた通り、会計発生高のうち裁量的発生高 (discretionary accruals) の推定値のボラティリティである。会計発生高は、1 節に述べた通り、「税引後経常利益－営業キャッシュフロー」と定義される。キャッシュフロー計算書制度の導入以降の時期については、この定義に従って会計発生高の算出が可能であるが、そうするとサンプルが限定される。そこで、我が国の殆どの実証研究は、次のような計算式 (首藤 2010) により、会計発生高をその構成要素から計算している。

$$\begin{aligned} \text{会計発生高} = & (\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金預金}) - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{資金調達項目}) + \\ & (\Delta \text{長期引当金} + \text{減価償却費}) \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 Δ は期中変化額を示す。また、 Δ 資金調達項目及び Δ 長期引当金は次の通り算出する。

Δ 資金調達項目 = Δ 短期借入金 + Δ コマーシャル・ペーパー + Δ 1 年以内返済の長期借入金 + Δ 1 年以内返済の社債・転換社債

Δ 長期引当金 = Δ 売上債権以外の貸倒引当金 + Δ 退職給与引当金 + Δ 役員退職慰労引当金 + Δ その他の長期引当金

会計発生高は、裁量的発生高と非裁量的発生高とから成る。これらは直接観察できないため、計量モデルを設定し、非裁量的発生高の決定要因と考えられる財務数値に対して会計発

⁴ 簿価レバレッジは定義上、0 以上 1 以下の値をとるため、(1)式の推定にはパネル・トービット・モデルを用いることが望ましい (Rajan and Zingales 1995, Hovakimian, Opler and Titman 2001, Keyhan and Titman 2007)。しかし、本章のデータに対してパネル・トービット・モデルを適用する場合、統計パッケージに対する計算の負荷が極めて重いため、計算が収束しない (定式化の問題ではない)。そのため、本章では固定効果モデルを用いる。

生高を回帰した結果得られる予測値を非裁量的発生高、残差を裁量的会計発生高と捉える。こうした計量モデルを会計発生高モデルと呼ぶ。会計発生高モデルは Jones (1991)を嚆矢とし、Kasznik (1999)、Dechow and Dichev (2002)、McNichols (2002)、Francis et al. (2005)がそれぞれ異なるモデルを提案している。本稿では、我が国における会計分野の実証研究(青木 2008、榎本・首藤 2013、須田・竹原 2005, 2013)が一般的に用いる CFO 修正 Jones モデル(Kasznik 1999)を用いる。その推計式は次の通りである。

$$ACC_{i,t} / TA_{i,t-1} = \alpha + \beta_1[(SAL_{i,t} - SAL_{i,t-1}) - (REC_{i,t} - REC_{i,t-1})] / TA_{i,t-1} + \beta_2 PPE_{i,t} / TA_{i,t-1} + \beta_3 (CFO_{i,t} - CFO_{i,t-1}) / TA_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

ここで、 $ACC_{i,t}$ は会計発生高、 $TA_{i,t}$ は総資産、 $SAL_{i,t}$ は売上高、 $REC_{i,t}$ は売上債権、 $PPE_{i,t}$ は償却対象資産、 $CFO_{i,t}$ は営業キャッシュフロー、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項である。右辺の第2項は、会計発生高は基本的に売上高の変化に比例して生じるが、売上債権の変化額は裁量的な調整である可能性が高いため控除するという考え方に基づく(太田 2007)。従って、期待符号は正である。右辺の第3項は、会計発生高の計算上差し引かれる減価償却費をコントロールするためである。従って、期待符号は負である。右辺の第4項は、会計発生高と営業キャッシュフローとの間に強い負の相関があること(Dechow 1994)に基づく。従って、期待符号は負である。

本稿では、会計分野の実証研究に倣い、(2)式により算出した会計発生高を用いて(3)式を業種毎かつ暦年毎に推定する。但し、20以上の観測値を持つ業種・年に限る。推定結果から得られる残差を DISCRETIONARY_ACCRUALS(裁量的発生高)とする。当該企業の直近5決算期における裁量的発生高の標準偏差を POOR_ACCOUNTING_QUALITY と定義する。POOR_ACCOUNTING_QUALITY の値が大きいほど、会計情報の質が低く、そのため情報の非対称性が強く、レバレッジが高くなると考えられる。従って、期待符号は正である。

5. データ

本稿の主要なデータソースは、日本政策投資銀行が発行する「企業財務データバンク」である。これは、1956年4月から2013年3月までの期間に決算月が属する決算期の財務データ等を有価証券報告書に基づき収録している。「企業財務データバンク」からは、財務諸表数値及び業種を取得した。情報開示年数は、「企業財務データバンク」に収録された最初の決算期を、有価証券報告書による情報開示を開始した年月と見做して算出した。

本稿作成に利用した「企業財務データバンク」のバージョンの収録企業は、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 3,175 社である。本稿の分析対象企業は、収録企業から金融業、電力・ガス等の規制業種、純粋持株会社を除いたものである。

その他のデータソースはビューロー・ヴァン・ダイク社が提供する企業データベース“Oriana”、『会社四季報』及び『日経会社情報』である。これらのソースからは、社齢及び株式公開年数を算出するための設立年月及び株式を公開した年月を取得した。

分析期間は 1999 年から 2013 年までである。正確には、1999 年から 2013 年までの期間に決算月が属する決算期のデータを用いている。このように分析期間を限定した理由は、説明変数の係数に係る強い前提を避けるためである。我が国における企業の資金調達に係る規制は、1980 年代から 1990 年代に漸進的に緩和され、1998 年の金融システム改革法施行(いわゆる日本版ビッグバン)を以てほぼ完全に撤廃されたと見られる(星・カシヤップ 2006 第 8 章、西村 2011 第 8 章)。従って、本稿の分析期間中を通じて、資金調達に係る規制はほぼ存在しなかった。そのため、(1)式における説明変数の係数、即ち各決定要因に対するレバレッジの感応度が分析期間中一定であったという前提も強すぎないと考えられる。

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。

6. 分析結果

会計発生高モデル(3)式の推定結果は表 3 の通りである。(3)式の推定は業種毎かつ暦年ごとに行なったことから、その結果えられる係数及び標準誤差(同一企業内の相関に対して頑健なもの)の平均値を示し、係数を標準誤差で割った値を t 値としている。右辺の第 2 項から第 4 項までの係数 $\beta_1 \cdot \beta_2 \cdot \beta_3$ の符号は各々、正・負・負であり期待通りである。 $\beta_1 \cdot \beta_3$ の t 値が高い一方、 β_2 の t 値はあまり高くないが、総じて、本稿の会計発生高モデルは妥当な結果を示すと判断される。

(1)式の推定結果は表 4 及び 5 の通りである。表 4 の(1)から(4)までは、LN(AGE)、LN(YEARS_PUBLIC)、LN(YEARS_DISCLOSURE)、及び POOR_ACCOUNTING_QUALITY の各々を単独で情報の非対称性の代理変数とした場合の分析結果を示す。表 5 の(1)から(3)までは、ヒストリー変数のいずれかと POOR_ACCOUNTING_QUALITY とを併用した場合の分析結果を示す。7 通りの定式化のいずれにおいても自由度調整済決定係数は 0.81 を上回っており、回帰モデルの説明力はいずれも十分に高いと判断される。

表 4 にある通り、情報の非対称性の代理変数の係数は単独で、いずれも期待通りの符号を示した。即ち、ヒストリー変数の係数はいずれも負、POOR_ACCOUNTING_QUALITY の係数は正で、全て 1%水準で有意である。情報の非対称性が強い企業ほどレバレッジが高いという仮説が支持される。

表 5 の結果は、本稿の仮説を支持しており、また、ヒストリー変数と会計情報の質との関係を示す。表 5(1)の場合、LN(AGE)の係数は -0.0381 と期待通り負で、5%水準で有意である。係数の絶対値は、表 4 の(1)における -0.0429 よりやや小さい。また、POOR_ACCOUNTING_QUALITY の係数は 0.4405 と期待通り正で、1%水準で有意である。係数の絶対値は、表 4(4)における 0.4450 とほとんど同じである。LN(AGE)の係数の絶対値は POOR_ACCOUNTING_QUALITY が加わったことによってやや小さくなった一方、POOR_ACCOUNTING_QUALITY の係数は LN(AGE)が加わったことにほとんど影響されないことが分かる。これら 2 つの変数の影響が頑健であることが確認でき、また、社齢と会計情報の質とが情報の非対称性の異なる側面を反映している可能性が示唆される。異なる側面とは、過去の開示情報の蓄積という「量」の面と、開示情報の文字通り「質」の面であるかもしれない。

表 5(2)及び(3)の場合、LN(YEARS_PUBLIC)及びLN(YEARS_DISCLOSURE)の係数は統計的有意性を失う。POOR_ACCOUNTING_QUALITY の係数は各々、 0.4447 及び 0.4388 と期待通り正で、いずれも 1%水準で有意である。係数の絶対値は、表 4(4)における 0.4450 とほとんど同じである。会計情報の質の影響が頑健であることが更に確認される。但し、ヒストリー変数と会計情報の質との関係についての示唆は補強されない。

情報の非対称性の代理変数以外の説明変数についても、係数の符号は総じて期待通りである。DEPRECIATION(減価償却費比率)の係数は、全てのケースにおいて有意ではない。我が国企業を対象とする先行研究でこの説明変数を用いるもの(Allen and Mizuno 1989、池尾・広田 1992、Hirota 1999、松浦 2002)が示す結果でも、期待符号通りでない場合が少なくない。この説明変数が負債の節税効果の直接的な代理変数ではない(表 1)ことが影響している可能性がある。

TABGIBILITY(有形固定資産比率)の係数は、表 4 の(1)から(3)までにおいて期待通り正で、1%水準で有意であり、表 4(4)及び表 5 の(1)から(3)までの場合期待通り正で 10%水準で有意である。これはほとんど全ての先行研究と整合的である。表 1 に述べた通り、有形固定資産比率が高い企業ほど、財務的困難に陥った場合に資産が毀損する程度が低く、また、担保として提供できる資産が多いため、レバレッジが高くなることが示唆される。

LN(TOTAL_ASSETS)(総資産の自然対数)の係数は、表 4 及び 5 の全ての定式化において期待通り正であり、1%水準で有意である。これは、ほとんど全ての先行研究と整合的である。表 1 に述べた通り、規模が大きい企業ほど、通常多角化が進んでおり、財務的困難に陥る可能性が低いと、レバレッジが高くなると考えられる。

ROA(利益率)の係数は、表 4 及び 5 の全ての定式化において、1%水準で有意に負となった。これは、ほとんど全ての先行研究と整合的である。表 1 に述べた内部留保に関する推論が妥当すると考えられる。即ち、情報の非対称性による過小評価の問題から、企業は投資資金を

先ず内部留保により賄い、賄いきれない場合、負債に依存する(株式は最後の手段)と考えられる。利益率が高い企業ほど内部留保を厚くでき、負債にあまり依存せずに済むため、レバレッジが低いと考えられる。情報の非対称性ではなく、取引費用に基づいても同様の推論が可能であることは、1 節に触れた通りである。

ASSET_GROWTH(総資産の増加率)の係数は、表 4 の(1)から(3)までにおいて有意に正、表 4(4)及び表 5 では有意でない。我が国企業を対象とする先行研究でこれらの説明変数を用いるもの(Fukuda and Hirota 1996、辻 2000、松浦 2002)が示す結果では、有意に正の場合が多い。表 1 に述べた通り、過去の総資産の増加率は、成長機会の代理変数というよりもむしろ過去の旺盛な投資の結果であり、それが負債の増加を招いたと推測される。

INDUSTRY_LEVERAGE(同じ業種に属する企業のレバレッジの中央値)の係数は表 4 及び 5 の全ての定式化において期待通り正であり、1%水準で有意である。これはほとんど全ての先行研究と整合的である。表 1 に述べた通り、経営陣が同じ業界に属する企業の典型的なレバレッジ水準をベンチマークに自社のレバレッジ水準を検討していることが推測される。

7. おわりに

本稿では、「情報の非対称性が強い企業ほどレバレッジが高い」という理論の示唆を検証した。少数の研究が既にこうした検証を行っているが、情報の非対称性に係る代理変数の選択に課題を残しているか、又は上場企業を分析対象とする場合に期待通りの有意な結果を必ずしも得ていない。そこで、本稿では、コーポレート・ファイナンスの他の研究領域(レバレッジの決定要因分析以外の実証分析)における情報の非対称性の代理変数を精査し、4 つの代理変数を選定した。具体的には、3 通りのヒストリー変数、即ち社齢、株式公開年数、及び情報開示年数、並びに会計情報の質である。これらの代理変数は、経営陣と外部投資家との間における情報の非対称性を的確に反映するだけでなく、幅広い層の企業について取得でき、そのため分析結果を一般化できる点で、他の代理変数(例えばビッド・アスク・スプレッドを構成する逆選択の費用やアナリスト・カバレッジ)よりも優れていると考えられる。

本稿では、1999 年から 2013 年までの我が国上場企業のデータを用い、情報の非対称性に係る 4 つの代理変数の各々、及びその他の標準的な説明変数に対してレバレッジを回帰した。その結果、情報の非対称性に係る 4 つの代理変数の全てについて、係数の符号はいずれも期待通りであり、かつ統計的に有意であった。即ち、「情報の非対称性が強い企業ほどレバレッジが高い」という理論の示唆を支持する頑健な結果が得られた。

本稿では更に、ヒストリー変数と会計情報の質とが情報の非対称性の異なる側面を反映している可能性を考慮し、ヒストリー変数の各々と会計情報の質とを併用した定式化による回帰分

析も行った。その結果、社齡と会計情報の質とを併用した場合、いずれの係数も期待通りであり、かつ統計的に有意であった。また、これらの代理変数を単独で用いた場合の結果と比較すると、社齡の係数の絶対値がやや小さくなるものの、会計情報の質の係数の絶対値はほとんど変化しなかった。こうした結果は、社齡と会計情報の質とが情報の非対称性の異なる側面を反映する可能性を示唆する。異なる側面とは、過去の開示情報の蓄積という「量」の面と、開示情報の文字通り「質」の面であるかもしれない。但し、株式公開年数及び情報開示年数の各々と会計情報の質とを併用した場合には、こうした結果は得られなかった。

参考文献

- 青木康晴(2008)「利益調整のインセンティブと配当行動」『一橋商学論叢』Vol. 3 No. 2
- 池尾和人・広田真一(1992)「企業の資本構成とメインバンク」堀内昭義・吉野直行(編)『現代日本の金融分析』第2章、東京大学出版会
- 榎本正博・首藤昭信(2013)「倒産企業における会計操作の検出」『現代ディスクロージャー研究』No. 13
- 太田浩司(2007)「利益調整研究における会計発生高モデルについて」『企業会計』Vol.59 No.4
- 太田亘(2000)「負債比率における規模効果について」『現代ファイナンス』No. 8
- 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
- 須田一幸・竹原均(2005)「残余利益モデルと割引キャッシュフローモデルの比較:ロング・ショート・ポートフォリオ・リターンの分析」『現代ファイナンス』No. 18
- 須田一幸・竹原均(2013)「会計発生高アノマリーと債務不履行リスク」『現代ディスクロージャー研究』No. 1
- 首藤昭信(2010)『日本企業の利益調整 理論と実証』中央経済社
- 高須悠介(2012)「会計利益属性が社債スプレッドに与える影響」『経営財務研究』第32巻第1・2合併号
- 辻幸民(2000)「わが国企業の資本構成:実証分析」『三田商学研究』第43巻第2号
- 西岡慎一・馬場直彦(2004)「わが国企業の負債圧縮行動について:最適資本構成に関する動学的パネル・データ分析」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.04-J-15
- 西村吉正(2011)『金融システム改革50年の軌跡』(社)金融財政事情研究会
- 花枝英樹・小山明宏・松井美樹・上田泰(1989)「わが国企業における資本構成の決定要因について」『経営財務と情報』第3章、中央経済社
- 星岳雄、A・カシャップ(2006)『日本金融システム進化論』日本経済新聞出版社
- 松浦克己(2002)「日本企業の財務行動は合理的かー増資と負債に関する分析」『金融の新しい流れ 市場と国際化』第7章、日本評論社
- 若杉敬明(1987)「最適資本構成(3・完)ー理論と実証ー」『経済学論集』53-1
- Allen, D. E., and H. Mizuno, 1989, The determinants of corporate capital structure: Japanese evidence, *Applied Economics* 21, 569-585.
- Altinkilic O. and R. S. Hansen, 2000, Are there economies of scale in the underwriting fees? Evidence of rising external financing costs, *Review of Financial Studies* 13, 191-218.

- 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.
- Bharath, S. T., P. Pasquariello, G. Wu, 2009, Does asymmetric information drive capital structure decisions?, *Review of Financial Studies* 22, 3212-3243.
- Booth, L., V. Aivazian, A. Demirguc-Kunt, and V. Maksimovic, 2001, Capital structures in developing countries, *Journal of Finance* 56, 87-130.
- 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.
- Chang, X., S. Dasgupta, and G. Hilary, 2006, Analyst coverage and financing decisions, *Journal of Finance* 61, 3009-3047.
- Corwin, S. A., 2003, The determinants of underpricing for seasoned equity offers, *Journal of Finance* 58, 2249-2279.
- Custodio, C., M. A. Ferreira, and L. Laureano, 2013, Why are US firms using more short-term debt?, *Journal of Financial Economics* 108, 182-212.
- DeAngelo, H., and R. W. Masulis, 1980, Optimal capital structure under corporate and personal taxation, *Journal of Financial Economics* 8, 5-59.
- Dechow, P. M., 1994, Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals, *Journal of Accounting and Economics* 18, 3-42.
- Dechow, P. M., and I. D. Dichev, 2002, The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors, *The Accounting Review* 77, 35-59
- Elsas, R., and D. Florysiak, 2011, Heterogeneity in the speed of adjustment toward target leverage, *International Review of Finance* 11, 181-211.
- Fama, E. F., and K. R. French, 2002, Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt, *Review of Financial Studies* 15, 1-33.
- Fama, E. F., and K. R. French, 2005, Financing decisions: Who issue stock?, *Journal of Financial Economics* 76, 549-582.
- Faulkender, M., and M. A. Petersen, 2006, Does the source of capital affect capital structure?, *Review of Financial Studies* 19, 45-79.
- Flannery, M. J., and K. P. Rangan, 2006, Partial adjustment toward target capital structure, *Journal of Financial Economics* 79, 469-506.

- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper, 2005, The market pricing of accruals quality, *Journal of Accounting and Economics* 39, 295-327.
- Frank, M. Z., and V. K. Goyal, 2008, Trade-off and pecking order theories of debt, in B. Espen Eckbo (ed), *Handbook of Empirical Corporate Finance, Volume 2*, Elsevier B.V.
- Frank, M. Z., and V. K. Goyal, 2009, Capital structure decisions: Which factors are reliably important?, *Financial Management* 38, 1-37.
- Fukuda, A., and S. Hirota, 1996, Main bank relationships and capital structure in Japan, *Journal of the Japanese and International Economies* 10, 250-261.
- Gomes, A. and G. Phillips, 2012, Why do public firms issue private and public securities?, *Journal of Financial Intermediation* 21, 619-658.
- Goyal, V. K., A. Nova, and L. Zanetti, 2011, Capital market access and financing of private firms, *International Review of Finance* 11, 155-79.
- Graham, J. R., 1996, Debt and the marginal tax rate, *Journal of Financial Economics* 41, 41-73.
- Guedes, J., and T. Opler, 1996, The determinants of the maturity of corporate debt issues, *Journal of Finance* 51, 1809-1833.
- 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.
- Huang, R., and J. R. Ritter, 2009, Testing theories of capital structure and estimating the speed of adjustment, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 44, 237-71.
- 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.
- Jones, J. J., 1991, Earnings management during import relief investigations, *Journal of Accounting Research* 29, 193-228.
- Karpoff, J. M., G. Lee, and R. W. Masulis, 2013, Contracting under asymmetric information: Evidence from lockup agreements in seasoned equity offerings, *Journal of Financial Economics* 110, 607-626.
- Kaszniak, Ron, 1999, On the association between voluntary disclosure and earnings management, *Journal of Accounting Research* 37, 57-81.

- Kayhan, A., and S. Titman, 2007, Firms' histories and their capital structures, *Journal of Financial Economics* 83,1-32.
- Kester, W. C., 1986, Capital and ownership structure: A comparison of the United States and Japanese manufacturing corporations, *Finacial Mnagement*, Spring 1986.
- Kim, E. H., 1978, A mean-variance theory of optimal capital structure and corporate debt capacity, *Journal of Finance* 33, 45-63.
- Korajczyk, R. A., and A. Levy, 2003, Capital structure choice: Macro economic conditions and financial constraints, *Journal of Financial Economics* 68, 75-109.
- Krinsky, I., and J. Lee, 1996, Earnings announcements and the components of the bid-ask spread, *Journal of Finance* 51, 1523-1535.
- Krishnaswami, S., P. A. Spindt, and V. Subramaniam, 1999, Information asymmetry, monitoring, and the placement structure of corporate debt, *Journal of Finacial Economics* 51, 407-434.
- Leary, M. T., and M. R. Roberts, 2010, The pecking order, debt capacity, and information asymmetry, *Journal of Financial Economics* 95, 332-355.
- 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.
- Mackey, P., and G. M. Phillips, 2005, How does industry affect firm financial structure?, *Review of Financial Studies* 18, 1433-1466.
- McNichols, M., 2002, Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors, *The Accounting Review* 77, 61-69.
- Modigliani, F., and M. H. Miller, 1958, The cost of capital, corporation finance and the theory of investment, *American Economic Review* 48, 261-96.
- Modigliani, F., and M. H. Miller, 1963, Corporate income taxes and the cost of capital: A correction, *American Economic Review* 53, 433-43.
- Myers, S. C., 1977, Determinants of corporate borrowing, *Journal of Financial Economics* 5, 147-75.
- Myers, S. C., 1984, The capital structure puzzle, *Journal of Finance* 39, 575-92.
- 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.
- Myers, S. C., 2003, Financing of corporations, in George M. Constantinides and Rene M. Stulz (eds.), *Hanbook of the Economics of Finance, Volume 1A*, Chapter 4, Elsevier B. V.

- Öztekin, Ö., and M. J. Flannery, 2012, Institutional determinants of capital structure adjustment speeds, *Journal of Financial Economics* 103, 88-112.
- 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.
- Santos, J. A. C., and A. Winton, 2008, Bank loans, bonds, and Information monopolies across business cycle, *Journal of Finance* 63, 1315-1359.
- Scott, J. H., Jr., 1976, A theory of optimal capital structure, *Bell Journal of Economics* 76, 33-54.
- Stoll, H., 2003, Market microstructure, in George M. Constantinides and Rene M. Stulz (eds.), *Handbook of the Economics of Finance, Volume 1A*, Chapter 9, Elsevier B. V.
- Titman, S., and R. Wessels, 1988, The determinants of capital structure choice, *Journal of Finance* 43, 1-19.

表 1 レバレッジの決定要因とその代理変数(情報の非対称性の代理変数以外)

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
DEPRECI- ATION (注 1)	減価償却費 ／総資産(注 2)	+/ -	<p><負債の節税効果></p> <p>減価償却費は、負債の利子以外の費用で税務上損金算入できるものの典型である。減価償却費が大きい企業ほど、負債の導入により更に法人税を節税できる余地が小さいため、レバレッジは低くなる(DeAngelo and Masulis 1980)。そうだとすれば、期待符号は負である。</p> <p>しかし、減価償却費は負債の節税効果の適切な代理変数でないかもしれない。減価償却費が固定資産の大きさを反映するなら、固定資産が大きい企業ほど TANGIBILITY(下記)と同じ理由でレバレッジが高くなると考えられるため、期待符号は正である(Bradley, Jarrell and Kim 1984, Antoniou, Guney and Paudyal 2008)。</p>
TANGIBILITY (注 1)	有形固定資産 ／総資産(注 2)	+	<p><財務的困難に伴う期待費用></p> <p>有形固定資産比率が高い企業ほど、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小さく、かつ、担保に提供できる資産が豊富であるため、レバレッジは高くなる。</p>
LN(TOTAL_ ASSETS)	総資産(注 2)の 自然対数	+	<p><財務的困難に伴う期待費用></p> <p>大規模な企業ほど、一般的に経営の多角化が進んでおり、財務的困難に陥る可能性が低いいため、レバレッジは高くなる。</p>
ROA(注 1)	EBITDA ／総資産(注 2)	+/ -	<p><財務的困難に伴う期待費用>(期待符号は正)</p> <p>利益率が高い企業ほど、財務的困難に陥る可能性が小さいため、レバレッジは高くなる。</p> <p><内部留保>(期待符号は負)</p> <p>情報の非対称性による過小評価の問題から、企業は、内部留保、負債、株式という資金源の選好順位に従う(株式は最後の手段である)。利益率が高い企業ほど、内部留保が厚く、負債への依存度が低いいため、レバレッジは低くなる。情報の非対称性ではなく、取引費用に基づいても同様の推論ができる。</p>

表 1 レバレッジの決定要因とその代理変数(情報の非対称性の代理変数以外)(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
ASSET_ GROWTH (注 1)	総資産(注 2)の 前期末比増加率	+/ -	<成長機会>(Titman and Wessels 1988) 成長機会が少ない企業ほど、一般的に債権者は モニタリングを行い易いため、負債のエージェンシー 費用が小さく、そのためレバレッジが高くなる(Jensen and Meckling 1976)。また、成長機会が少ない企業 ほど、一般的にフリー・キャッシュフロー問題が重大 であることから、株主は負債により経営陣に規律を与 えようとし、レバレッジを高くする(Jensen 1986)。いず れにしても期待符号は負である。 しかし、過去の総資産の増加率はフォワード・ルッ キングな性格を持たないことから、成長機会の適切 な代理変数でないかもしれない。総資産の増加率 は、過去の活発な投資の結果と見ることができ、内部 留保が等しいとすれば、過去の活発な投資は負債 の増加を生じさせたと考えられる。従って、総資産の 増加率が高い企業ほど、レバレッジが高い(Frank and Goyal 2009)。そうだとすれば、期待符号は正で ある。
INDUSTRY_ LEVERAGE	当該企業の業種 (注 3)における当 期末レバレッジの 中央値	+	<業種特性>(Frank and Goyal 2009 他) 経営陣は、業種を同じくする企業の標準的なレバ レッジ水準を参照して自社のレバレッジ水準を検討 すると考えられる。

注 1: 比率である変数、即ち DEPRECIATION、TANGIBILITY、ROA、ASSET_GROWTH については、Flannery and Rangan (2006)、Öztekin and Flannery (2012)、Elsas and Florysiak (2011) といった先行研究に倣って、上下各 0.5% で winsorize する(上下各 0.5% 以内にある観測値を、上下各 0.5% に相当する観測値に置き換える)異常値処理を行った。本表のその他の説明変数には性質上、異常値処理は不要と考え、行っていない。

注 2: 総資産、減価償却費、有形固定資産、及び EBITDA は、総務省統計局「消費者物価指数」(平成 22 年基準)により調整した。

注 3: 業種は、データソースである「企業財務データバンク」に基づく 35 業種である。

表 2 記述統計量

	観測数	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
LEVERAGE	35,417	0.1790	0.1457	0.1649	0.0000	0.9728
AGE	35,425	55.2	55.4	24.4	0.1	141.2
YEARS_PUBLIC	34,927	29.6	29.1	19.2	0.0	74.7
YEARS_DISCLOSURE	34,936	28.0	28.0	16.9	1.0	57.0
DISCRETIONRY_ACCRUALS	32,479	0.0000	-0.0010	0.03236	-0.3384	0.3493
POOR_ACCOUNTING_QUALITY	29,018	0.0187	0.0150	0.0140	0.0005	0.1959
DEPRECIATION	34,822	0.0266	0.0227	0.0202	0.0003	0.1232
TANGIBILITY	35,444	0.2735	0.2484	0.1750	0.0001	0.8264
TOTAL_ASSETS(百万円)	35,444	161,058	39,098	516,199	168	11,467,394
ROA	34,822	0.0628	0.0588	0.0757	-0.2996	0.3648
ASSET_GROWTH	34,822	0.0251	0.0110	0.1434	-0.3753	0.9585

注: TOTAL_ASSETS、AGE、YEARS_PUBLIC、及びYEARS_DISCLOSUREは、各々、LN(TOTAL_ASSETS)、LN(AGE)、LN(YEARS_PUBLIC)、及びLN(YEARS_DISCLOSURE)の対数変換前の変数。

表 3 会計発生高モデルの推定結果

	係数	標準誤差	t値
β_1	0.0949	0.0408	2.33
β_2	-0.0225	0.0246	-0.91
β_3	-0.7799	0.0709	-11.00

表 4 レバレッジの推定結果:情報の非対称性の代理変数を単独で用いた場合

	期待 符号	(1)	(2)	(3)	(4)
LN(AGE)	-	-0.0429 *** (-3.49)			
LN(YEARS_PUBLIC)	-		-0.0072 *** (-3.02)		
LN(YEARS_DISCLOSURE)	-			-0.0108 *** (-2.83)	
POOR_ACCOUNTING_QUALITY	+				0.4450 *** (3.81)
DEPRECIATION	+/-	0.0734 (0.62)	0.0667 (0.56)	0.0632 (0.53)	-0.0143 (-0.11)
TANGIBILITY	+	0.0592 *** (3.00)	0.0591 *** (2.98)	0.0598 *** (3.03)	0.0400 * (1.85)
LN(TOTAL_ASSETS)	+	0.0630 *** (11.36)	0.0624 *** (10.92)	0.0645 *** (11.05)	0.0758 *** (11.57)
ROA	+/-	-0.3232 *** (-20.05)	-0.3261 *** (-20.19)	-0.3259 *** (-20.26)	-0.3323 *** (-17.99)
ASSET_GROWTH	+/-	0.0233 *** (3.70)	0.0239 *** (3.72)	0.0236 *** (3.67)	0.0113 (1.57)
INDUSTRY_LEVERAGE	+	0.2257 *** (5.46)	0.2261 *** (5.49)	0.2298 *** (5.59)	0.1721 *** (3.89)
定数項		-0.5202 *** (-6.96)	-0.6615 *** (-9.23)	-0.6770 *** (-9.43)	-0.8649 *** (-9.92)
自由度調整済決定係数		0.8164	0.8162	0.8157	0.8288
観測数		34,088	34,048	34,111	28,215
サンプル企業数		2,927	2,924	2,927	2,594

表 5 レバレッジの推定結果:ヒストリー変数と会計情報の質とを併用した場合

	期待 符号	(1)	(2)	(3)
LN(AGE)	—	−0.0381 ** (−2.04)		
LN(YEARS_PUBLIC)	—		−0.0100 (−1.44)	
LN(YEARS_DISCLOSURE)	—			−0.0116 (−1.44)
POOR_ACCOUNTING_QUALITY	+	0.4405 *** (3.78)	0.4447 *** (3.82)	0.4388 *** (3.77)
DEPRECIATION	+ / −	−0.0032 (−0.02)	−0.0054 (−0.04)	−0.0102 (−0.08)
TANGIBILITY	+	0.0367 * (1.70)	0.0370 * (1.71)	0.0390 * (1.80)
LN(TOTAL_ASSETS)	+	0.0746 *** (11.43)	0.0748 *** (11.28)	0.0769 *** (11.45)
ROA	+ / −	−0.3355 *** (−18.11)	−0.3367 *** (−18.16)	−0.3349 *** (−18.09)
ASSET_GROWTH	+ / −	0.0115 (1.59)	0.0115 (1.59)	0.0107 (1.48)
INDUSTRY_LEVERAGE	+	0.1704 *** (3.85)	0.1700 *** (3.85)	0.1740 *** (3.94)
定数項	—	−0.6909 *** (−6.50)	−0.8147 *** (−9.60)	−0.8382 *** (−9.73)
自由度調整済決定係数		0.8294	0.8293	0.8289
観測数		28,192	28,175	28,215
サンプル企業数		2,593	2,589	2,594

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t値。

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