

# 情報の非対称性と資本構成\*

吉 田 隆

## 要 旨

本稿は、企業の経営陣と外部投資家との情報の非対称性が資本構成に及ぼす影響を分析する。理論的には、情報の非対称性は企業のレバレッジ（負債比率）に正の影響を与えると考えられる。このことを検証した先行研究は、情報の非対称性に係る代理変数の選択に課題を残すか、又は必ずしも期待通りの結果を得ていない。

本稿は、情報の非対称性の代理変数として、「会計情報の質」及び「ヒストリー変数」（社齢及び株式公開以降の経過年数）を用いる。1999年から2013年までの我が国上場企業のデータを用い、情報の非対称性の代理変数に対してレバレッジを回帰すると、情報の非対称性とレバレッジとの正の関係を支持する結果が得られる。また、情報の非対称性の小さい企業ほどレバレッジが低いという傾向は、金融危機の影響下にあった2007年7月から2012年5月までの時期に、それ以外の時期に比べて弱くなったことが見出される。

## 目 次

- |                               |                 |
|-------------------------------|-----------------|
| I. はじめに                       | IV. 実証分析の方法     |
| II. 関連する研究                    | 1. 情報の非対称性の代理変数 |
| 1. 情報の非対称性とレバレッジとの関係を分析する実証研究 | 2. 定式化          |
| 2. 情報の非対称性の影響を分析する他領域の実証研究    | 3. コントロール変数     |
| III. 仮説                       | V. データ          |
|                               | VI. 分析結果        |
|                               | VII. おわりに       |

\*本稿は、筆者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2章「情報の非対称性とレバレッジ」に修正を加えたものである。本稿の作成にあたり、指導教授である小西大先生、副指導教授である安田行宏先生、学位審査を行って頂いた中村恒先生から数多くの有益なアドバイスを頂いた。ここに記して感謝申し上げます。なお、本稿にありうべき誤りは筆者に帰するものである。

## I. はじめに

本稿の目的は、情報の非対称性が企業の資本構成に及ぼす影響を分析することにある。ここで情報の非対称性とは、企業の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, 以下「優越情報」と呼ぶ) を持っていることを指す。法人税、財務的困難に伴う期待費用、負債のエージェンシー費用といったフリクションが資本構成にどのような影響を与えるかについては、理論・実証の両面で多くの研究の蓄積がある。これに対し、情報の非対称性は、フリクションの一つであり、理論的にレバレッジ (負債比率) に対する正の影響が示唆されるにもかかわらず、その影響は十分に検証されていないと思われる。

情報の非対称性は直接観察できないことから、その影響の検証における最も重要な課題は、適切な代理変数を用いることにある。また、検証結果の頑健性を確保するため、観点の異なる複数の代理変数を併用することが必要と考えられる。こうした観点から、本稿は、情報の非対称性の影響を分析するコーポレート・ファイナンスの実証研究を広くレビューした上で、「会計情報の質 (accounting information quality)」及び「ヒストリー変数」と総称する変数を用いる。

本稿で用いる会計情報の質は、「会計発生高 (accounting accruals) のうち裁量的発生高 (discretionary accruals) のばらつきに  $-1$  を乗じたもの」と定義する。これは定義上、負の値をとり、値が大きい (ゼロに近い) ほど、会計情報の質が高く、情報の非対称性が小さいことを示す。

会計情報の質を情報の非対称性の代理変数として用いることは、以下の考え方に基づく。「会計発生高」とは、発生主義会計の下で営業キャッシュフローを会計上の利益—営業キャッシュフローよりも的確な企業の収益状況の指標—に変換するために加えられる調整の額であり、「税引後経常利益—営業キャッシュフロー」と定義される<sup>1)</sup>。会計発生高は、経営陣の裁量による部分とそうでない部分、即ち「裁量的発生高」と「非裁量的発生高」とから成る。裁量的発生高は会計上の利益を左右し、またその性質上、外部投資家が予め知りえないため、経営陣が持つ優越情報の典型である。とはいえ、過去の裁量的発生高のばらつきが小さい企業の場合、そうでない企業に比べて、外部投資家は過去の裁量的発生高を手掛かりとして、将来の裁量的発生高を予測しやすい。つまり、裁量的発生高の持つ優越情報の性質 (企業価値評価に影響を及ぼす情報であって、経営陣が持っているが、外部投資家は持っていない情報であること) は薄れ、その面で情報の非対称性が小さくなると考えられる。以上のように、裁量的発生高のばらつきが小さいほど、情報の非対称性が小さいと考えられる。なお、裁量的発生高のばらつきが小さいことを「会計情報の質が高い」と称するのは、外部投資家が将来の裁量的発生高を予測しやすいために、将来の会計上の利益も予測しやすく、その意味で、会計情報が将来利益の予測の有用な手がかりになるからである。

ヒストリー変数は、社齢、企業が株式公開を行った以降の経過年数 (以下、「株式公開年数」)、企業がフォーマルな情報開示を開始した以降の経過年数 (以下、「情報開示年数」) の3つを総称するものである。ヒストリー変数はい

ずれもトラック・レコードの長さを反映することから、その値が大きいほど情報の非対称性が小さいと考えられる。但し、社齢と株式公開年数・情報開示年数とは性質が異なる。前者が会社設立以降、非上場であった時期を含むトラック・レコードの長さを示すのに対し、後者は法令や取引所規則に基づく体系的・継続的な情報開示という意味でのトラック・レコードの長さを示すためである。また、株式公開年数と情報開示年数とはこのように同じ性質を持つため、本稿の分析にはいずれか一方を用いる。会計情報の質に加えて、それとは性質の異なるヒストリー変数を用いることが、分析結果の頑健性を確認する上で重要と考えられる。

本稿では、情報の非対称性とレバレッジとの正の関係を第一の仮説とする。情報の非対称性の縮小は、以下のメカニズムを通じてレバレッジを低下させると考えられる。情報の非対称性は、企業にとって外部資金の利用に伴う費用を生じさせる。これは「逆選択の費用 (adverse selection cost)」と呼ばれることがある。情報の非対称性が縮小する場合、株式、負債いずれについても逆選択の費用が低減する。この低減は株式において負債よりも大幅になると考えられるため、株式と負債との間にある逆選択の費用の格差が縮まる。そのため、企業の外部資金への依存は負債から株式へシフトし、レバレッジが低下する。以上のような情報の非対称性とレバレッジとの正の関係を検証するため、1999年から2013年までの我が国上場企業のデータを用い、情報の非対称性の代理変数と標準的なコントロール変数に対してレバレッジを回帰する。その結果、情報の非対称性が小さい企業、即ち会計情報の質が高い、あるいはヒストリー変数の値が大きい企業ほどレバレッジが低いこ

とが見出され、第一の仮説が支持される。

本稿では、我が国の金融システムに対する金融危機のインパクトから、情報の非対称性の影響に関するもう一つの仮説を導出し検証する。この目的は、情報の非対称性の縮小が資本構成に及ぼす影響について理解を深め、また、金融危機が我が国企業の資金調達に及ぼしたインパクトについて新たな知見を得ることにある。第二の仮説は、第一の仮説における情報の非対称性縮小とレバレッジ低下との関係が金融危機により弱まったとするものである。米国のサブプライム・ローン問題に端を発した金融危機は、我が国の株式市場、債券市場いずれの機能をも低下させたが、我が国の銀行の金融仲介機能は相応に維持されていた<sup>2)</sup>。先に述べた通り、情報の非対称性が縮小する場合、企業の外部資金依存は負債から株式へシフトすると考えられる。こうした負債から株式へのシフトは、金融危機の影響下にあった時期に滞ったと推測される。なぜなら、企業にとって、銀行の金融仲介機能が相応に維持されていたために負債の利用には問題がなかった一方、株式市場の機能低下のために、株式への依存度を高めることは難しかったと考えられるからである。そこで、金融危機の影響下にあった時期には、情報の非対称性が小さい企業ほどレバレッジが低いという傾向が弱まったことを第二の仮説とする。我が国上場企業のデータによる分析の結果は概ね第二の仮説を支持する。

情報の非対称性とレバレッジとの関係を分析した実証研究には、Bharath, Pasqualliero and Wu [2009], Brav [2009], 及び Goyal, Nova and Zanetti [2011] がある。これらのうち本稿に最も近いものは Bharath, Pasqualliero and Wu [2009] である。彼らは、マーケッ

ト・マイクロストラクチャーの研究を援用し、ビッド・アスク・スプレッドの構成要素の一つである逆選択の費用 (adverse selection cost) を代理変数に用いて、情報の非対称性とレバレッジとの間に正の関係が認められることを報告している。しかし、Krinsky and Lee [1996] 及び Stoll [2003] によれば、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における情報の非対称性を反映するとされる。従って、彼らの研究は、情報の非対称性の代理変数の選択に課題を残すように思われる。

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。Brav [2009] は英国の上場企業について、情報の非対称性とレバレッジとの正の関係を支持する結果を得ているが、Goyal, Nova and Zanetti [2011] は分析対象とした欧州諸国の多くに属する上場企業についてそうした結果を得ていない。以上のように、情報の非対称性とレバレッジとの関係を検証した先行研究は、代理変数の選択に課題を残すか、又は必ずしも期待通りの結果を得ていないと思われるため、適切と考えられる他の代理変数を用いて情報の非対称性とレバレッジとの関係を更に検証する意義があると考えられる。

本稿の貢献は以下の2つの点にあると思われる。第一に、情報の非対称性に係る代理変数の選択に関して先行研究が持つ問題点を回避するため、会計情報の質及びヒストリー変数という代理変数を採用して情報の非対称性とレバレッジとの関係を検証し、それが理論の示唆通り正であることを確認したことである。第二に、金融危機の影響下にあった時期には、情報の非対称性が小さい企業ほどレバレッジが低いという

傾向が弱まることを見出し、金融危機が我が国企業の資金調達に及ぼしたインパクト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。IIでは関連する研究をレビューする。IIIでは仮説を導出する。IVでは実証分析の方法を、Vではデータを、VIでは分析結果を説明する。VIIでは結論を述べる。

## II. 関連する研究

以下では、本稿の分析に関連する2通りの実証研究をレビューする。第一は、情報の非対称性とレバレッジとの関係を分析する研究であり、第二は、レバレッジの決定要因分析以外のコーポレート・ファイナンスの実証研究で、情報の非対称性の影響を分析するものである。後者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、会計情報の質及びヒストリー変数が適切であることを確認することにある。

### 1. 情報の非対称性とレバレッジとの関係を分析する実証研究

情報の非対称性とレバレッジとの関係を分析した実証研究には、Bharath, Pasqualliero and Wu [2009], Brav [2009], 及び Goyal, Nova and Zanetti [2011] がある。これらのうち本稿に最も近いものはBharath, Pasqualliero and Wu [2009] である。彼らは、情報の非対称性の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る。これは、マーケット・マイクロストラクチャーの研究により開発された変数であり、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に基づく。彼らは米国上場企業のサンプルを用いた分析により, 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結果を報告している。しかし, Krinsky and Lee [1996] 及び Stoll [2003] によれば, 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, 優越的な情報を持つ外部投資家と持たない外部投資家との間における情報の非対称性を反映するとされる。従って, 彼らの研究は代理変数の選択に課題を残すように思われる。

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。サンプルは, 前者が英国の, 後者が欧州18か国の上場及び非上場企業である。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, 多くの国で得られていない。即ち, Brav [2009] が英国の, 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一方, Goyal, Nova and Zanetti [2011] は欧州15か国の上場企業について期待通りの有意な結果を得ていない。

以上のように, 情報の非対称性がレバレッジに与える影響を分析した先行研究は, 代理変数の選択に課題を残すか, 又は必ずしも期待通りの有意な結果を得ていないと思われる。従って, 適切と考えられる代理変数を選定した上で, 更に検証を行うことが必要と考えられる。

なお, 情報の非対称性とレバレッジとの関係

を分析した実証研究がこのように限られている理由は, レバレッジの決定要因を分析するほとんどの実証研究が, 利益率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ためである。こうした研究は, 利益率が高い企業ほどレバレッジが低いという頑健な結果を示している。そうした結果は, 情報の非対称性を基礎とするペッキング・オーダー理論<sup>3)</sup>の示唆を支持するものと考えられてきた<sup>4)</sup>。ペッキング・オーダー理論は, 情報の非対称性に由来する逆選択の費用が株式の場合に負債よりも大きいため, 企業が投資に必要な資金を, 逆選択の費用を伴わない内部資金で先ず賄い, 次に負債により賄い, 株式を最後の拠り所 (last resort) とする, と考える。ここから, 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ことが示唆される。

従来のおよそ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, その係数がペッキング・オーダー理論の示唆通り負になることを以て, 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, この考え方はミスリーディングであり, 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。なぜなら, 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」のエビデンスではないからである。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。例えば, 取引費用はそうした選好の理由になりうる<sup>5)</sup>。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<sup>6)</sup>。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。

## 2. 情報の非対称性の影響を分析する他領域の実証研究

ここでは、情報の非対称性の影響を分析したコーポレート・ファイナンスの他領域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を把握する。レビューは、負債発行対株式発行の選択、長期負債対短期負債の選択、証券発行、銀行企業間関係の4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サンプルとする研究とする。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<sup>7)</sup>は以下の理由から除外する。レバレッジの決定要因分析において企業規模は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（IV 3、図表2参照）、ほとんど全ての実証研究において企業規模の係数の符号は期待通りとなっている。しかし、企業規模を情報の非対称性の代理変数と見ると、企業規模が大きいほど情報の非対称性は小さく、そのためレバレッジが低下すると考えられるため、期待符号は、ほとんどの実証結果と逆に負になる。

第一に、負債発行対株式発行の選択に関する研究では、Chang, Dasgupta and Hilary [2006]が、情報の非対称性の代理変数として、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結果を報告してい

る。Gomes and Phillips [2012]は、情報の非対称性の代理変数として、アナリストの利益予想のばらつき（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、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ことを見出した。以上の研究結果は、情報の非対称性が強い企業ほど、株式よりもむしろ負債を発行することを示しており、それは、情報の非対称性が小さい企業ほどレバレッジが低いという本稿の第一の仮説（後記Ⅲ）と整合的である。

第二に、長期負債対短期負債の選択に関する研究では、Custodio, Ferreira and Laureano [2013]が、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が長いほど、また社齢が高いほど、長期負債の比率が高いことを報告している。この経過年数は情報開示年数とはほぼ同義と考えられる。彼らは、これらの変数を明示的に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、情報の非対称性が強い企業は、後になれば、情報の非対称性の縮小に伴ってより有利な条件で負債を利用できると期待し、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ため、長期負債よりも短期負債を用いると考えられる。

第三に、証券発行（security offerings）に関する研究では、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おり、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を支持する結果を報告している。但し、彼らが用いた会

計情報の質の定義は本稿とはやや異なる。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に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。

第四に、銀行企業間関係に関する研究では、Krishnaswami, Spindt and Subramaniam [1999] が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、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、情報の非対称性が強い企業は社債よりも銀行借入れを選好するという仮説を支持する結果が得られている。Santos and Winton [2008] はローン・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、株式公開年数を明示的に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て済むことから、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。

以上から、理論の示唆通りの分析結果をもたらした情報の非対称性の代理変数は、アナリスト・カバレッジ、アナリストの利益予想のばらつき、アナリストの利益予想に対するサプライズ、会計情報の質、及びヒストリー変数一株式

公開年数及び情報開示年数一である。株式公開年数が情報開示年数よりも広く用いられる。

これらのうち、アナリスト・カバレッジ、アナリストの利益予想のばらつき、及びアナリストの利益予想に対するサプライズには、分析結果が一般化しにくいという問題がある。これは、アナリストがカバーしている企業が比較的規模の大きい企業に限られるためである。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では、中規模企業の20%、小規模企業の44%はアナリスト・カバレッジがゼロである<sup>8)</sup>。

これに対し、会計情報の質及びヒストリー変数は幅広い層の上場企業について取得できる。会計情報の質は財務諸表数値から組成できる。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。以上の点で、会計情報の質及びヒストリー変数を用いることが適切と考えられる。

### Ⅲ. 仮説

ここでは、本稿で検証する2つの仮説を導出する。第一の仮説は情報の非対称性とレバレッジとの正の関係に関するものである。Myers [1984], Myers and Majluf [1984], Myers [2003], 及びBharath, Pasqualliero and Wu [2009] から、情報の非対称性がレバレッジに

正の影響を与えることが以下のように示唆される<sup>9)</sup>。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する。このような評価がなされることは、企業にとって外部資金の利用に伴う費用が生じることを意味する。この費用は「逆選択の費用」と呼ばれることがある。

株式にかかわる逆選択の費用は負債よりも大きいと考えられる。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。負債の価値を評価するのに必要な情報はデフォルトの発生確率の推計に必要な情報を中心とするのに対し、株式の価値を評価するのに必要な情報は極めて多様である。以上から、株式は負債よりも情報感応的 (information sensitive) であり<sup>10)</sup>、そのため、逆選択の費用は株式において負債より大きいと考えられる。

情報の非対称性が縮小する場合、逆選択の費用は株式・負債いずれについても低減する。株式は負債よりも情報感応的であることから、情報の非対称性の縮小に伴う逆選択の費用の低減は、株式において負債よりも大幅になると考えられる。そのため、株式と負債との間にある逆選択の費用の格差は縮まる。従って、企業の外部資金依存は負債から株式へシフトし、レバレッジが低下すると考えられる<sup>11)</sup>。以上より次の仮説が成り立つ<sup>12)</sup>。

仮説 1：情報の非対称性が小さい企業ほど、レバレッジが低い。

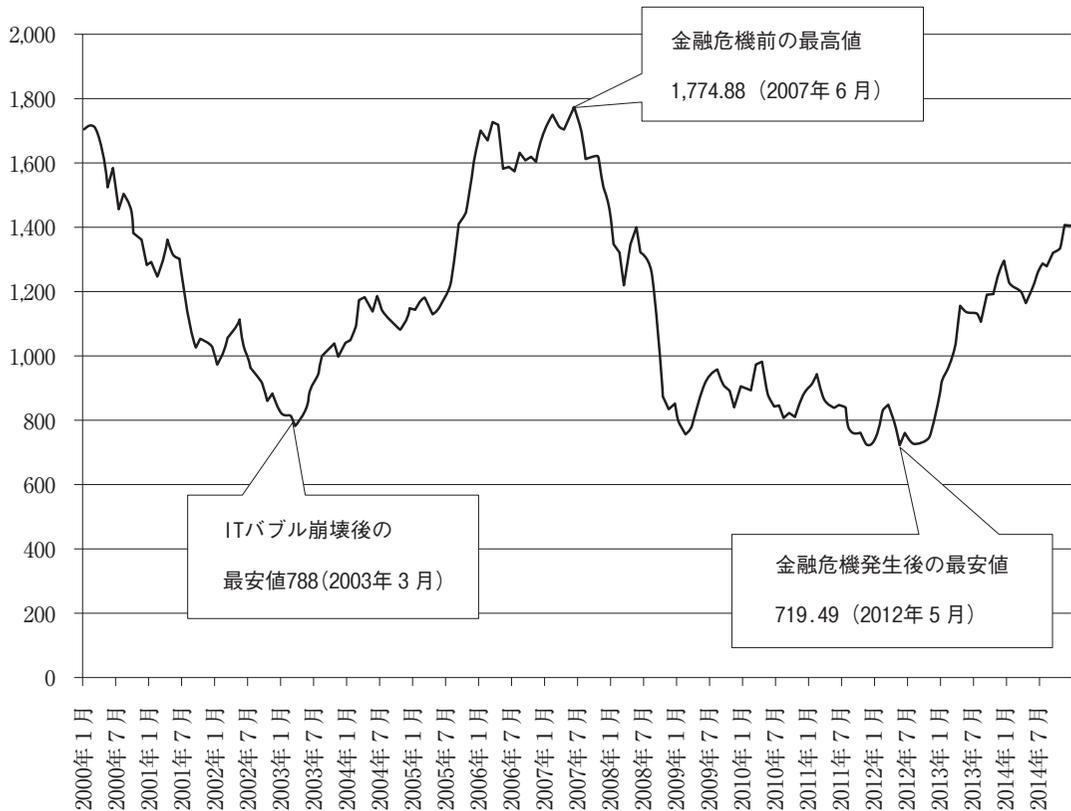
第二の仮説は、仮説 1 にある情報の非対称性とレバレッジとの関係を金融危機が弱めたとするものである。金融危機はおおよそ以下のよう

な影響を我が国の金融システムに及ぼした。金融危機の端緒は、米国サブプライム・ローンにかかわる証券化商品市場の危機が、大量の格下げをきっかけに2007年7月に表面化したことである。その翌月、フランスの大手銀行BNPパリバが傘下のファンドを凍結したため、いわゆるパリバ・ショックが全世界に波及した<sup>13)</sup>。金融機関の損失発生や企業業績への懸念が世界的に広まった。我が国の株価は、国内景気に対する慎重な見方が広まったため、2007年7月以降下落し続け (図表 1 参照)<sup>14)</sup>、そのため株式市場における資金調達は低迷した<sup>15)</sup>。また、社債市場も2008年3月頃から不振に陥った<sup>16)</sup>。その要因として、銀行や生命保険会社等の投資家のリスク許容度が株価の下落により低下したことから、企業の財務内容の実態を超えて社債スプレッドが高騰したことなどが指摘される<sup>17)</sup>。2008年9月のリーマン・ショックを契機に、サブプライム・ローン問題は世界的なクレジット・クライシスに発展し、同時不況が世界を覆った。

他方、我が国の銀行は、金融危機で最も大きな損失をもたらした米国サブプライム・ローン関連の証券化商品をほとんど保有していなかった。そのため、上述のように株式市場及び社債市場の機能が低下した時期にも、我が国の銀行は金融仲介機能を相応に維持した<sup>18)</sup>。「直接金融から締め出された企業に対して、銀行が金融仲介に乗り出し、貸出を増大させた」ことが指摘される<sup>19)</sup>。

以上のような金融危機の影響下にあった時期には、情報の非対称性が小さい企業ほどレバレッジが低いという仮説 1 の傾向は弱まったと推測される。仮説 1 の導出に述べた通り、情報の非対称性が縮小する場合、企業の外部資金依

図表1 TOPIXの推移 (2000年1月~2014年12月)



〔出所〕 Yahoo! ファイナンス

存は負債から株式へシフトすると考えられる。こうした負債から株式へのシフトは、金融危機の影響下にあった時期に滞ったと推測される。なぜなら、企業にとって、銀行の金融仲介機能が相応に維持されていたために負債の利用には問題がなかった一方、株式市場の機能低下のために、株式への依存度を高めることは難しかったと考えられるからである。負債から株式へのシフトが滞ったとすれば、情報の非対称性が縮小する場合にも、企業のレバレッジはあまり低下しなかったと推測される。

金融危機の影響下にあった時期は、ここまで述べたところから、2007年7月に始まったと考えられる。しかし、それがいつまでであったかは一概に言えない。本稿では、株価の推移を基

に、2012年5月までとみる。図表1に示す通り、TOPIXは2012年5月末に金融危機発生後の最安値719.49をつけ、その後は概ね上昇傾向を示したためである。

以上より、次の仮説が成り立つ。

仮説2：情報の非対称性が小さい企業ほどレバレッジが低い傾向は、金融危機の影響下にあった2007年7月から2012年5月までの時期に、それ以外の時期に比べて弱くなった。

#### IV. 実証分析の方法

以下では実証分析の方法を説明する。1では、情報の非対称性の代理変数を説明する。2

では仮説検証の方法を、3ではコントロール変数(情報の非対称性の代理変数以外の説明変数)を説明する。

## 1. 情報の非対称性の代理変数

### (1) 会計情報の質

本稿では会計情報の質を ACCOUNTING\_QUALITY と称する。その定義、理論的根拠及び期待符号は以下の通りである。

会計情報の質の基礎になるのは会計発生高であり、「税引後経常利益—営業キャッシュフロー」と定義される<sup>20)</sup>。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。そこで本稿では、我が国の多くの実証研究に倣い、次の計算式<sup>21)</sup>により、会計発生高をその構成要素から計算する。

$$\begin{aligned} \text{会計発生高} &= (\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金預金}) \\ &- (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{資金調達項目}) \\ &+ (\Delta \text{長期引当金} + \Delta \text{減価償却費}) \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 $\Delta$ は期中変化額を示す。 $\Delta$ 資金調達項目及び $\Delta$ 長期引当金は各々、次の通り算出する。

$$\begin{aligned} \Delta \text{資金調達項目} &= \Delta \text{短期借入金} + \Delta \text{コマーシャル・ペーパー} + \Delta \text{1年以内返済の長期借入金} + \Delta \text{1年以内返済の社債・転換社債} \\ \Delta \text{長期引当金} &= \Delta \text{売上債権以外の貸倒引当金} + \Delta \text{退職給与引当金} + \Delta \text{役員退職慰労引当金} + \Delta \text{その他の長期引当金} \end{aligned}$$

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。前者は経営陣の裁量による部分であり、後者は、売上高の変化に連動して発生する会計発生高のように、経営陣の裁量に関係のない部分である。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、会計分野の実証研究において経営陣の利益調整(earnings management)を分析するために開発されたものである。

会計発生高モデルは、Jones [1991] を嚆矢とし、Dechow, Sloan and Sweeney [1995], Kasznik [1999], Dechow, Richardson and Tuna [2003], Kothari, Leone and Wasley [2005] がそれぞれ異なるモデルを提案している<sup>22)</sup>。本稿では、Kasznik [1999] が提案し、我が国における会計分野の実証研究—例えば、青木 [2008], 榎本・市藤 [2013], 須田・竹原 [2005, 2013]—が一般的に用いるCFO修正Jonesモデルを用いる。これは次式の通り定式化される。

$$\begin{aligned} ACC_{i,t}/TA_{i,t-1} &= \alpha + \beta_1[(SAL_{i,t} - SAL_{i,t-1}) \\ &- (REC_{i,t} - REC_{i,t-1})]/TA_{i,t-1} \\ &+ \beta_2 PPE_{i,t}/TA_{i,t-1} \\ &+ \beta_3 (CFO_{i,t} - CFO_{i,t-1})/TA_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $i, t$ は各々、企業*i*, 決算期*t*を示す。 $ACC_{i,t}$ は(1)式により計算した会計発生高、 $TA_{i,t}$ 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に控除するという考え方に基づく<sup>23)</sup>。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、Dechow [1994] が指摘した通り、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に基づく。従って、期待符号は負である。

(2)式の推定は、20以上の観測値を持つ業種・年に限って、業種毎かつ暦年毎に行う。推定結果から得られる残差の直近5決算期における標準偏差に-1を乗じたものを ACCOUNTING\_QUALITY と定義する<sup>24)</sup>。過去に観察された裁量的発生高のばらつきが小さいほど、ACCOUNTING\_QUALITY は大きい値（よりゼロに近い負の値）をとる。その場合、外部投資家は過去の裁量的発生高を手掛かりとして、将来の裁量的発生高を予測しやすいと考えられる。換言すれば、裁量的発生高の持つ優越情報の性質（企業価値評価に影響を及ぼす情報であって、経営陣が持っているが、外部投資家は持っていない情報であること）が薄れ、その面で情報の非対称性が小さくなると考えられる。

## (2) ヒストリー変数

会計情報の質は情報の非対称性の完全な代理変数とは限らないため、性質を異にする代理変数としてヒストリー変数を併用することが、分析結果の頑健性を確保するために有益と考えられる。ヒストリー変数は社齢、株式公開年数（企業が株式公開を行った以降の経過年数）、情報開示年数（企業が有価証券報告書等による

フォーマルな情報開示を開始した以降の経過年数）の3つである。ヒストリー変数は、トラック・レコードの長さを反映することから、その値が大きいほど情報の非対称性が小さくなると考えられる。

ヒストリー変数は以下の通り定義する。LN (AGE), LN (YEARS\_PUBLIC), 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+1）、YEARS\_PUBLIC（株式公開年月から当期末までの経過年数+1）、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+1）の自然対数である。

YEARS\_PUBLIC と YEARS\_DISCLOSURE とは定義上、近い値をとるため、LN (YEARS\_PUBLIC) と LN (YEARS\_DISCLOSURE) との相関は高いと推測される。そこで、相関係数を確認した上で（後記 V 参照）、LN (YEARS\_PUBLIC) のみを回帰分析に用いる。この理由は、関連する実証研究において株式公開年数が情報開示年数よりも広く用いられるためである（前記 II 2 参照）。

## 2. 定式化

仮説1の検証は、次式を推定することにより行う。

$$L_{i,t} = a + \zeta Z_{i,t-1} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

ここで、 $L_{i,t}$  は企業  $i$  の  $t$  期末におけるレバレッジ、 $a$  は定数項、 $Z_{i,t-1}$  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、 $\delta_i$  は観察不能な企業固有効果、 $\eta_t$  は時点効果、 $\varepsilon_{i,t}$  は誤差項である。

従属変数  $L_{i,t}$  は、簿価ベースのレバレッジで

あり、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。先行研究が用いる従属変数には、時価ベースのレバレッジもあり、(長期負債+短期負債)/(長期負債+短期負債+株式時価総額)と定義される。本稿では、時価レバレッジが経営者にとって制御不能な株式市場の変動の影響を受けることを考慮し、式見 [2014] 及び Hirota [1999] に倣って簿価レバレッジのみを用いる。

$Z_{i,t-1}$ に含める説明変数は、情報の非対称性の代理変数及びコントロール変数である。情報の非対称性の代理変数は、先に説明した ACCOUNTING\_QUALITY, LN(AGE), LN(YEARS\_PUBLIC) のいずれかである。これらが大きな値をとるほど、情報の非対称性が小さいことから、その係数が有意に負であれば、仮説1が支持される。

(3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。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<sup>25)</sup>。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。

本稿のデータセットは、決算月が1999年1月から2013年3月までの決算期のデータであり、仮説1の検証にはこの全体を用いる。

仮説2の検証は以下のように行う。金融危機の影響下にあった時期を示すダミー変数 CRISIS を導入する。金融危機の影響下にあっ

た時期は2007年7月から2012年5月までと考えられる(前記Ⅲ仮説2参照)。CRISISは、この期間に決算月が属する決算期の場合1、そうでない決算期の場合0となるダミー変数である。推計式は(3)式であり、CRISISと情報の非対称性に係る代理変数との交差項を $Z_{i,t-1}$ に含める。情報の非対称性に係る代理変数の係数の期待符号は先に述べた通り負である。従って、この交差項の係数の符号が有意に正であれば、金融危機が情報の非対称性の影響を弱めるという仮説2が支持される。

仮説2の検証にあたっては、金融危機のインパクトに焦点を当てるため、ITバブル崩壊後、株式市場の機能が低下した時期を除外する。具体的には、分析期間を2003年4月以降とする(決算月が2003年4月以降である決算期のデータのみを用いる)。これは、TOPIXがITバブル崩壊後に下落を続け、2003年3月末に最安値788に達し、その後上昇に転じたことに基づく(図表1参照)。

### 3. コントロール変数

本稿のコントロール変数は先行研究が用いてきた標準的なものであり、その定義及び期待符号は図表2にある通りである。図表2では、既に説明した従属変数及び説明変数についても記載しており、従属変数はLEVERAGEと表記している。コントロール変数の理論的根拠は以下の通りである。

DEPRECIATION(減価償却費比率)は負債の節税効果の代理変数と考えられる。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

図表2 変数の定義と期待符号

変数	定義	期待符号
LEVERAGE	(長期負債+短期負債)/簿価ベース総資産	NA
ACCOUNTING_QUALITY	(2)式を推定した結果得られる残差の直近5決算期における標準偏差に-1を乗じたもの	-
LN (AGE)	会社設立年月から当期末までの経過年数に1を加えた値の自然対数	-
LN (YEARS_PUBLIC)	株式公開年月から当期末までの経過年数に1を加えた値の自然対数	-
LN (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に1を加えた値の自然対数	-
CRISIS	2007年7月から2012年5月までの月を決算月とする決算期の場合1, そうでない決算期の場合0 *情報の非対称性に係る代理変数とCRISISとの交差項を説明変数とする。右の期待符号は、この交差項の係数に期待される符号である。	+
DEPRECIATION	減価償却費/総資産	+/-
TANGIBILITY	有形固定資産/総資産	+
LN (TOTAL_ASSETS)	総資産の自然対数	+
ROA	EBITDA/総資産	+/-
ASSET_GROWTH	総資産の前期末比増加率	+/-
INDUSTRY_LEVERAGE	当該企業が属する業種におけるレバレッジの中央値	+

- (注) 1) 比率である説明変数、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。
- 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。
- 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。

る<sup>26)</sup>。そうだとすれば、期待符号は負である。

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<sup>27)</sup>。

TANGIBILITY (有形固定資産比率)は財務的困難に伴う期待費用の代理変数である。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。従って、期待符号は正である。

LN(TOTAL\_ASSETS) (総資産の自然対数)は財務的困難に伴う期待費用の代理変数である。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。従って、期待符号は正である。

ROA (利益率)は財務的困難に伴う期待費用の代理変数と考えられる。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。そうだとすれば期待符号は正である。しかし、II 1 に述べた通り、ペッキング・オーダー理論によれば、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と考

えられる。そうだとすれば期待符号は逆に負となる。ほとんどの先行研究の結果では、利益率の係数は負である。

ASSET\_GROWTH（総資産の増加率）は Titman and Wessels [1988] が用いた負債のエージェンシー費用の代理変数である。Jensen and Meckling [1976] によれば、総資産の増加率が反映する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。従って、期待符号は負である。また、Jensen [1986] によれば、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。こう考える場合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、成長機会を的確に反映しないかもしれない。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<sup>28)</sup>。そうだとすれば、期待符号は正である。

INDUSTRY\_LEVERAGE（当該企業が属する業種におけるレバレッジの中央値）は業種特性をコントロールするために加える。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<sup>29)</sup>。従って、期待符号は正である。

## V. 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、財務諸表の数値及び業種を取得した。財務諸表は連結ではなく単体を用いた。単体財務諸表の数値を用いることは、M&Aや大規模な資産売却の影響を除外しやすい点で優れているためである。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の決算月を、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、設立年月及び株式公開年月を取得した。

分析期間は1999年から2013年までである。正確には、1999年1月から2013年3月までの期間に決算月が属する決算期のデータを用いる。このように分析期間を限定した理由は、説明変数

図表3 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
ACCOUNTING_QUALITY	29,018	-0.0187	-0.0150	0.0140	-0.1959	-0.0005
AGE	35,425	55.22	55.38	24.44	0.09	141.18
LN(AGE)	35,425	3.90	4.03	0.59	0.08	4.96
YEARS_PUBLIC	34,927	29.55	29.10	19.23	0.03	74.72
LN(YEARS_PUBLIC)	34,927	3.11	3.40	0.92	0.03	4.33
YEARS_DISCLOSURE	34,936	28.02	28.02	16.89	1.00	56.96
LN(YEARS_DISCLOSURE)	34,936	3.11	3.37	0.83	0.69	4.06
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。

図表4 情報の非対称性に係る代理変数の間の相関係数

	(a)	(b)	(c)	(d)
(a) ACCOUNTING_QUALITY	1			
(b) LN(AGE)	0.115	1		
(c) LN(YEARS_PUBLIC)	0.084	0.645	1	
(d) LN(YEARS_DISCLOSURE)	0.067	0.626	0.944	1

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<sup>30)</sup>。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ほとんど存在しなかった。そのため、(3)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図表3の通りである。また、情報の非対称性に係る代理変数の間の相関係数は図表4の通りである。LN(YEARS\_PUBLIC)とLN(YEARS\_DISCLOSURE)との相関係数は0.944と予想通

り極めて高い。そこで、回帰分析にはLN(YEARS\_PUBLIC)を用い、LN(YEARS\_DISCLOSURE)は用いないこととする（前記Ⅳの1(2)参照）。LN(AGE)とLN(YEARS\_PUBLIC)との相関係数は0.645と高い。しかし、AGEが会社設立以降のトラック・レコードの長さを示す一方、YEARS\_PUBLICは取引所規則等に基づく体系的・継続的な情報開示という意味でのトラック・レコードの長さを示す点で性質の違いがあるため、両方を分析に用いる。LN(AGE)及びLN(YEARS\_PUBLIC)とACCOUNTING\_QUALITYとの相関係数は各々、0.115及び0.084と低い。これは、トラック・レコードの長さや裁量的発生高のばらつきとの相関が希薄であることを示す。換言すれば、LN(AGE)及びLN(YEARS\_PUBLIC)が開示情報の「量」

を反映するのに対し、ACCOUNTING\_QUALITYは開示情報の「質」を反映しており、両者の相関が希薄であることがわかる。この意味で、両者は情報の非対称性の異なる側面を代理する可能性がある。従って、両者を併用することが分析上有益と考えられる。

## VI. 分析結果

ここでは、分析結果を説明する。会計発生高モデルを定式化する(2)式の推定結果は図表5の通りである。(2)式の推定は業種毎かつ暦年ごとに行ったことから、図表5は、推定の結果得ら

図表5 会計発生高モデルの推定結果

	係数	標準誤差	t 値
$\beta_1$	0.0949	0.0408	2.33
$\beta_2$	-0.0225	0.0246	-0.91
$\beta_3$	-0.7799	0.0709	-11.00

れた係数及び標準誤差（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、 $\beta_2$ のt値は必ずしも高くないが、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。

図表6 情報の非対称性とレバレッジとの関係

	期待符号	(1)	(2)	(3)
ACCOUNTING_QUALITY	-	-0.4450 *** (-3.81)		
LN(AGE)	-		-0.0520 *** (-3.48)	
LN(YEARS_PUBLIC)	-			-0.0123 *** (-2.80)
DEPRECIATION	+ / -	-0.0143 (-0.11)	0.0743 (0.63)	0.0685 (0.58)
TANGIBILITY	+	0.0400 * (1.85)	0.0590 *** (2.98)	0.0587 *** (2.96)
LN(TOTAL_ASSETS)	+	0.0758 *** (11.57)	0.0632 *** (11.36)	0.0627 *** (10.85)
ROA	+ / -	-0.3323 *** (-17.99)	-0.3237 *** (-20.09)	-0.3271 *** (-20.25)
ASSET_GROWTH	+ / -	0.0113 (1.57)	0.0230 *** (3.65)	0.0239 *** (3.73)
INDUSTRY_LEVERAGE	+	0.1721 *** (3.89)	0.2265 *** (5.48)	0.2277 *** (5.54)
定数項		-0.8649 *** (-9.92)	-0.4855 *** (-6.12)	-0.6475 *** (-9.18)
自由度調整済決定係数		0.8288	0.8164	0.8162
観測数		28,215	34,088	34,048
サンプル企業数		2,594	2,927	2,924

(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。

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

3) 時点効果は省略している。

仮説1の検証結果は図表6の通りである。情報の非対称性の代理変数である ACCOUNTING\_QUALITY, LN(AGE), LN(YEARS\_PUBLIC) の係数はいずれも負で、1%水準で有意である。この結果は、情報の非対称性が小さい企業ほどレバレッジが低いことを示しており、仮説1を支持する。この結果は、情報の非対称性が企業のレバレッジに正の影響を与えるという理論の示唆と整合的である。

情報の非対称性がレバレッジに及ぼす影響は、総じて経済的に有意である。ACCOUNTING\_QUALITY, LN(AGE), LN(YEARS\_PUBLIC) が1標準偏差だけ変化した場合の従属変数 LEVERAGE (平均値0.1790) への影響は、各々、0.0062, 0.0307, 0.0113であり、ACCOUNTING\_QUALITY を除いて経済的に有意なレベルにある。

コントロール変数についても、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、図表6の(1)から(3)までのいずれにおいても有意ではない。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<sup>31)</sup>が示す結果でも、期待通りでない場合が少なくない。IV3に述べた通り、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、(1)から(3)までのいずれにおいても期待通り正で、有意である。これはほとんどの先行研究と整合的である。IVの3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、(1)から(3)までのいずれにおいても期待通り正で、1%水準で有意である。これは、ほとんどの先行研究と整合的である。IV3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ため、レバレッジが高くなると考えられる。

ROA (利益率) の係数は、(1)から(3)までのいずれにおいても1%水準で有意に負となった。これは、ほとんどの先行研究と整合的である。IV3に述べた内部資金と負債に関する推論が妥当すると考えられる。

ASSET\_GROWTH (総資産の増加率) の係数は、(1)では有意でなく、(2)及び(3)では有意に正である。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<sup>32)</sup>が示す結果では、有意に正の場合が多い。IVの3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(1)から(3)までのいずれにおいても期待通り正であり、1%水準で有意である。これはほとんどの先行研究と整合的である。IVの3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。

仮説2の検証結果は図表7の通りである。情報の非対称性の代理変数である ACCOUNTING\_QUALITY, LN(AGE), LN(YEARS\_PUBLIC) の係数は、図表6と同じくいずれも負で、1%水準で有意である。ACCOUNT-

図表7 情報の非対称性とレバレッジとの関係：金融危機のインパクト

	期待 符号	(1)	(2)	(3)
ACCOUNTING_QUALITY	-	-0.3953 *** (-2.73)		
ACCOUNTING_QUALITY* CRISIS	+	-0.0195 (-0.14)		
LN(AGE)	-		-0.0543 *** (-3.43)	
LN(AGE)* CRISIS	+		0.0081 *** (7.17)	
LN(YEARS_PUBLIC)	-			-0.0159 *** (-2.76)
LN(YEARS_PUBLIC)* CRISIS	+			0.0111 *** (8.99)
DEPRECIATION	+ / -	-0.1856 (-1.42)	-0.0647 (-0.55)	-0.0774 (-0.66)
TANGIBILITY	+	0.1110 *** (4.43)	0.1089 *** (4.78)	0.1085 *** (4.78)
LN(TOTAL_ASSETS)	+	0.0808 *** (10.18)	0.0637 *** (8.93)	0.0652 *** (8.87)
ROA	+ / -	-0.2914 *** (-14.99)	-0.2797 *** (-15.37)	-0.2830 *** (-15.50)
ASSET_GROWTH	+ / -	0.0205 ** (2.51)	0.0301 *** (3.58)	0.0288 *** (3.36)
INDUSTRY_LEVERAGE	+	0.1811 *** (4.06)	0.1783 *** (4.57)	0.1857 *** (4.79)
定数項	-	0.9482 *** (-9.02)	-0.5234 *** (-5.64)	-0.7132 *** (-7.98)
自由度調整済決定係数		0.8555	0.8419	0.8424
観測数		19,047	22,534	22,526
サンプル企業数		2,373	2,658	2,657

(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。

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

3) 時点効果は省略している。

ACCOUNTING\_QUALITY\*CRISIS の係数は有意ではないが、LN(AGE)\*CRISIS 及び LN(YEARS\_PUBLIC)\*CRISIS の係数はいずれも期待通り正で、1%水準で有意である。以上の結果は、「ヒストリー変数に反映される情報の非対称性が小さい企業ほど、レバレッジが低い」という傾向が金融危機の影響下にあった時期に、それ以外の時期に比べて弱くなったことを示す。その限りにおいて仮説2が支持される。これは、レバ

レッジを低下させるという情報の非対称性縮小の影響が、金融危機のインパクトにより弱くなったことを示唆する。

LN(AGE)\*CRISIS 及び LN(YEARS\_PUBLIC)\*CRISIS の係数が示す金融危機のインパクトは経済的に有意である。LN(AGE) の係数は-0.0543、LN(AGE)\*CRISIS の係数は0.0081であり、情報の非対称性の縮小に伴うレバレッジの低下傾向は約15% (=0.0081/0.0543)弱まっ

た。LN(YEARS\_PUBLIC)の係数は $-0.0159$ 、LN(YEARS\_PUBLIC)\*CRISISの係数は $0.0111$ であり、情報の非対称性の縮小に伴うレバレッジの低下傾向の約70% ( $=0.0111/0.0159$ ) が減殺された。

ACCOUNTING\_QUALITY\*CRISISの係数が有意でないことは、「会計情報の質に反映される情報の非対称性が小さい企業ほど、レバレッジが低い」という傾向が金融危機の影響下にあった時期にも変わらなかったことを示す。ヒストリー変数と異なるこうした結果が得られたのは、会計情報の質が文字通り開示情報の「質」を反映するのに対し、ヒストリー変数が開示情報の「量」を反映するという違いによる可能性がある。この点に関する分析は今後の課題としたい。

なお、図表7におけるコントロール変数に関する分析結果は、図表6と同様である。

## Ⅶ. おわりに

本稿では、企業の経営陣と外部投資家との間における情報の非対称性が資本構成に及ぼす影響を分析した。情報の非対称性は理論上、レバレッジに正の影響を与えると考えられるが、そのことを検証した実証研究は少数にとどまる。また、それらの研究は、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、又は必ずしも期待通りの有意な結果を得ていない。

本稿では、情報の非対称性の影響を分析するコーポレート・ファイナンスの実証研究を広くレビューした上で、情報の非対称性の代理変数として会計情報の質及びヒストリー変数（社齢及び株式公開年数）を用いた。情報の非対称性の代理変数は、これらのほか、(i) ビッド・

アスク・スプレッドを構成する逆選択の費用、及び(ii) アナリストのカバレッジや利益予想に基づく変数がある。しかし、(i) 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における情報の非対称性を反映するとされる点で課題を残すように思われる。(ii) が組成できるのは、比較的規模の大きい企業に限られるため、分析結果が一般化しにくいという問題がある。本稿が用いた会計情報の質及びヒストリー変数は、こうした問題を回避できる点で適切と考えられる。

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3つの代理変数の各々と標準的なコントロール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3つの代理変数全てについて、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。この結果は、情報の非対称性が小さい企業ほどレバレッジが低いという仮説を支持するものであり、情報の非対称性が企業のレバレッジに正の影響を与えするという理論の示唆と整合的であった。

本稿では更に、情報の非対称性の影響に対して金融危機が及ぼしたインパクトを検討した。情報の非対称性が小さい企業ほどレバレッジが低いという傾向は、金融危機の影響下にあった2007年7月から2012年5月までの時期に、その他の時期に比べて弱くなったという仮説を導出・検証し、それを支持する結果を得た。これは、レバレッジを低下させるという情報の非対称性縮小の影響が、金融危機のインパクトにより弱くなったことを示唆する。

注

1) 首藤 [2010]

- 2) 鯉淵他 [2014]
- 3) Myers [1984], Myers and Majluf [1984]
- 4) Frank and Goyal [2008], Leary and Roberts [2010]
- 5) Fama and French [2005], Leary and Roberts [2010]
- 6) Altinkilic and Hansen [2000]
- 7) 企業規模を情報の非対称性の代理変数に用いる研究には、例えば、Guedes and Opler [1996], Corwin [2003] がある。
- 8) アナリストに係るこれら3つの代理変数が持つもう一つの問題点として、アナリスト・レポートが発行証券会社の著作物であり、我が国では網羅的に入手するのが難しいことが指摘できる（網羅的に入手できるのは事実上機関投資家に限られる）。また、アナリストの利益予想のばらつきに対しては、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。
- 9) 以下に述べる仮説1の導出は、吉田 [2016] による。
- 10) Bharath, Pasqualliero and Wu [2009]
- 11) 情報の非対称性と逆選択の費用に関する以上の推論は、情報の非対称性に関連して生じうる他の影響、具体的には経営陣のモラルハザードを以下のように考慮しても同じと考えられる。外部投資家は、経営陣が私的便益 (private benefit) を追求する可能性を考慮して、企業価値を小さく評価する。こうした過小評価の額は「外部資金のエージェンシー費用」と呼ばれる。外部資金のエージェンシー費用は、本文述べた場合と同じく、株式について負債よりも大きいと考えられる。なぜなら、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、株式投資家は負債を保有する投資家よりも、経営陣のモラルハザードの影響を強く受けるためである。情報の非対称性の縮小に伴って、もし外部投資家の経営陣に対する監視がより容易になるならば、外部資金のエージェンシー費用は低減する。外部資金のエージェンシー費用の低減は、本文述べた場合と同じく、株式において負債よりも大幅になると考えられる。そのため、株式と負債との間にあるエージェンシー費用の格差は縮まる。従って、企業は株式への依存度を相対的に高め、負債比率が低下すると考えられる。
- 12) 仮説1はベッキング・オーダー理論に依拠しない。仮説1は、情報の非対称性の縮小に伴って、株式と負債との間にある逆選択の費用の格差が縮小することにより、企業が株式への依存度を高めるというメカニズムに基づいており、内部資金、負債、株式という資金源の選好順位 (ベッキング・オーダー) の存在を前提にしていない。仮説1は、Myers [1984] 及び Myers and Majluf [1984] というベッキング・オーダー理論の原典を根拠の一部としているが、そのことは、仮説1がベッキング・オーダー理論に基づくことに直結しない。
- 13) 池尾 [2010]
- 14) 図表1にあるように、金融危機発生前における TOPIX の最高値は2007年6月末の1774.88であった。
- 15) 日本銀行 [2008]
- 16) 鯉淵他 [2014]
- 17) 日本銀行 [2009a]
- 18) 日本銀行 [2009b, c]
- 19) 鯉淵他 [2014]
- 20) 首藤 [2010]
- 21) 首藤 [2010]
- 22) これらの他、裁量的・非裁量的という概念を用いずに会計発生高の質を推定する計量モデルとして、Dechow and Dichev [2002] 及び McNichols [2002] がある。
- 23) 太田 [2007]
- 24) 残差、即ち推定された裁量的発生高の大きさよりも、その標準偏差の方が情報の非対称性の代理変数として適切と考えられる。裁量的発生高が大きくても、そのばらつきが小さければ、外部投資家にとって将来の裁量的発生高の予測が容易であるためである。
- 25) 従属変数  $L_{i,t}$  は0以上1以下の範囲にあることから、(3)式の推定には吉田・小西 [2015] のように、観察不能な企業固有效果を伴うパネル・トービット・モデルを用いることが適切と考えられる。しかし、本稿のサンプルに対してパネル・トービット・モデルの計算が収束しなかったため、固定効果モデルを用いている。
- 26) DeAngelo and Masulis [1980]
- 27) Bradley, Jarrell and Kim [1984], Antoniou, Gunev and Paudyal [2008]
- 28) Frank and Goyal [2009]
- 29) Frank and Goyal [2009]
- 30) 星・カシャップ [2006] 第8章, 西村 [2011] 第8章
- 31) Allen and Mizuno [1989], 池尾・広田 [1992], Hirota [1999], 松浦 [2002]
- 32) Fukuda and Hirota [1996], 辻 [2000], 松浦 [2002]

## 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, 41-54頁, 一橋商学会, 11月。

池尾和人 [2010], 「金融危機と市場型金融の将来」, 『フィナンシャル・レビュー』平成22年第3号 (通巻第101号), 5-21頁, 財務省財務総合政策研究所, 7月。

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, 33-48頁, 日本ディスクロージャー研究会, 10月。

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.59No.4, 114-120頁, 中央経済社, 4月。
- 鯉淵賢, 櫻川昌哉, 原田喜美枝, 星岳雄, 細野薫 [2014], 「金融危機と日本の金融システム」, 『金融経済研究』第36号, 1-23頁, 日本金融学会, 4月。
- 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, 日本金融学会, 4月。
- 首藤昭信 [2010], 『日本企業の利益調整 理論と実証』, 中央経済社。
- 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, 3-26頁, MPTフォーラム・日本ファイナンス学会, 9月。
- 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.13, 15-30頁, 日本ディスクロージャー研究学会, 10月。
- 辻幸民 [2000], 「わが国企業の資本構成: 実証分析」『三田商学研究』43 (2), 17-43頁, 慶應義塾大学商学会, 6月。
- 西村吉正 [2011], 『金融システム改革50年の軌跡』, 金融財政事情研究会。
- 日本銀行 [2008], 「金融市場レポート—2007年後半の動き—」, 日本銀行, 1月。
- 日本銀行 [2009a], 「金融市場レポート」, 日本銀行, 1月。
- 日本銀行 [2009b], 「金融システムレポート」, 日本銀行, 3月。
- 日本銀行 [2009c], 「金融システムレポート」, 日本銀行, 9月。
- 星岳雄, A. カシヤップ [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—増資と負債に関する分析」, 松浦克己・米澤康博 [編著], 『金融の新しい流れ 市場と国際化』第7章, 日本評論社。
- 吉田隆 [2016], 「株式公開と資本構成—インドの上場・非上場企業の比較分析—」, 『証券経済研究』第94号, 125-147頁, (公財) 日本証券経済研究所, 6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, MPTフォーラム・日本ファイナンス学会, 6月。
- Allen, D. E., and Hiroshi Mizuno [1989], “The Determinants of Corporate Capital Structure: Japanese Evidence,” *Applied Economics* 21, 569-585.
- Altinkilic, Oya, and Robert 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, Antonios., Yilmaz Guney, and Krishna Paudyal, [2008], “The Determinants of Capital Structure: Capital Market-oriented versus Bank-oriented Institutions,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 43, 59-92.
- Bharath, Sreedhar T., Paolo Pasquariello, and Guojun Wu, [2009], “Does Asymmetric Information Drive Capital Structure Decisions?” *Review of Financial Studies* 22, 3212-3243.
- Bradley, Michael, Gregg. A. Jarrell, and E. Han Kim, [1984], “On the Existence of an Optimal Capital Structure: Theory and Evidence,” *Journal of Finance* 39, 857-78.
- Brav, Omer, [2009], “Access to Capital, Capital Structure, and the Funding of the Firm,” *Journal of Finance* 64, 263-308.
- Chang, Xin, Sudipto. Dasgupta, and Gilles Hilary, [2006], “Analyst Coverage and Financing Decisions,” *Journal of Finance* 61, 3009-3047.
- Corwin, Shane A. [2003], “The Determinants of Underpricing for Seasoned Equity Offers,” *Journal of Finance* 58, 2249-2279.
- Custodio, Claudia, Miguel A. Ferreira, and Luis Lauro [2013], “Why Are US Firms Using More

- Short-term Debt?" *Journal of Financial Economics* 108, 182-212.
- DeAngelo, Harry, and Ronald W. Masulis, [1980], "Optimal Capital Structure under Corporate and Personal Taxation," *Journal of Financial Economics* 8, 5-59.
- Dechow, Patricia 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, Patricia M., and Ilia D. Dichev [2002], "The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors," *The Accounting Review* 77, 35-59.
- Dechow, Patricia M., and Scott A. Richardson and Irem. Tuna, [2003], "Why Earnings Are Kinky? An Examination of the Earnings Management Explanation," *Review of Accounting Studies* 8, 355-384.
- Dechow, Patricia M., Richard G. Sloan, and Amy P. Sweeney, [1995], "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review* 70, 193-225.
- Elsas, Ralf., and David Florysiak, [2011], "Heterogeneity in the Speed of Adjustment toward Target Leverage," *International Review of Finance* 11, 181-211.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, [2005], "Financing Decisions: Who Issue Stock?" *Journal of Financial Economics* 76, 549-582.
- Flannery, Mark J., and Kasturi P. Rangan, [2006], "Partial Adjustment toward Target Capital Structure," *Journal of Financial Economics* 79, 469-506.
- Frank, Murray Z., and Vidhan 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, Murray Z., and Vidhan K.Goyal, [2009], "Capital Structure Decisions: Which Factors Are Reliably Important?" *Financial Management* 38, 1-37.
- Fukuda, Atuo., and Shin' ichi Hirota [1996], "Main Bank Relationships and Capital Structure in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 10, 250-261.
- Gomes, Armando, and Gordon Phillips [2012], "Why Do Public Firms Issue Private and Public Securities?" *Journal of Financial Intermediation* 21, 619-658.
- Goyal, Vidhan K., Alessandro Nova, and Laura Zanetti, [2011], "Capital Market Access and Financing of Private Firms," *International Review of Finance* 11, 155-79.
- Guedes, Jose, and Tim Opler [1996], "The Determinants of the Maturity of Corporate Debt Issues," *Journal of Finance* 51, 1809-1833.
- Hirota, Shin' ichi [1999], "Are Corporate Financing Decisions Different in Japan? An Empirical Study on Capital Structure," *Journal of the Japanese and International Economies* 13, 201-29.
- Jensen, Michael C. [1986], "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers," *American Economic Review* 76, 323-329.
- Jensen Michael C., and William H. Meckling [1976], "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics* 3, 305-360.
- Jones, Jeniffer. J. [1991], "Earnings Management during Import Relief Investigations," *Journal of Accounting Research* 29, 193-228.
- Karpoff, Jonathan M., Gemma Lee, and Ronald. W. Masulis, [2013], "Contracting under Asymmetric Information: Evidence from Lockup Agreements in Seasoned Equity Offerings," *Journal of Financial Economics* 110, 607-626.
- Kasznik, Ron [1999], "On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Manage-

- ment," *Journal of Accounting Research* 37, 57-81.
- Kothari, S. P., Andrew J. Leone, and Charles E. Wasley [2005], "Performance Matched Discretionary Accrual Measures," *Journal of Accounting and Economics* 39, 163-197.
- Krinsky, Itzhak, and Jason Lee [1996], "Earnings Announcements and the Components of the Bid-ask Spread," *Journal of Finance* 51, 1523-1535.
- Krishnaswami, Sudha, Paul A. Spindt, and Venkat Subramaniam [1999], "Information Asymmetry, Monitoring, and the Placement Structure of Corporate Debt," *Journal of Financial Economics* 51, 407-434.
- Leary, Mark. T., and Michael R. Roberts, [2010], "The Pecking Order, Debt Capacity, and Information Asymmetry," *Journal of Financial Economics* 95, 332-355.
- Lee, Gemma., and Ronald M. Msulis [2009], "Seasoned Equity Offerings: Quality of Accounting Information and Expected Floatation Costs," *Journal of Financial Economics* 92, 443-469.
- Lemmon, Michael L., Michael R. Roberts, and Jaime F. Zender [2008], "Back to the Beginning: Persistence and the Cross-section of Corporate Capital Structure," *Journal of Finance* 63, 1575-608.
- McNichols, Maureen, [2002], "Discussion of the Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors," *The Accounting Review* 77, 61-69.
- Myers, Stewart C. [1984], "The Capital Structure Puzzle," *Journal of Finance* 39(3), 575-92.
- Myers, Stewart C. [2003], "Financing of Corporations," in George M. Constantinides and Rene M. Stulz(eds.), *Hanbook of the Economics of Finance, Volume 1 A*, Chapter 4, Elsevier B. V.
- Myers, Stewart C., and Nicholas Majluf [1984], "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have," *Journal of Financial Economics* 13, 187-221.
- Öztekın, Özde, and Mark J. Flannery, [2012], "Institutional Determinants of Capital Structure Adjustment Speeds," *Journal of Financial Economics* 103, 88-112.
- Santos, Joao A. C., and Andrew. Winton [2008], "Bank loans, Bonds, and Information Monopolies across Business Cycle," *Journal of Finance* 63, 1315-1359.
- Stoll, Hans. [2003], "Market Microstructure," in George M. Constantinides and Rene M. Stulz (eds.), *Hanbook of the Economics of Finance, Volume 1 A*, Chapter 9, Elsevier B. V.
- Titman, Sheridan, and Roberto Wessels [1988], "The Determinants of Capital Structure Choice," *Journal of Finance* 43, 1-19.
- 吉田隆 (MS&AD 基礎研究所 主管上席研究員)