

山口大学大学院東アジア研究科
博士論文

日本の上場企業におけるマーケット・タイミング理論の適用性検証

令和元年9月

東アジア研究科 経済経営法律コース

陳 麗茜

指導教員：城下賢吾

目 次

第1章 序論	3
1.1 研究の背景と目的.....	3
1.2 研究の結果.....	6
1.3 研究の特徴.....	7
1.4 研究の構造.....	8
第2章 理論の概要と先行研究.....	11
2.1 マーケット・タイミング理論の概要.....	11
2.2 マーケット・タイミング行動の実証的証拠.....	13
2.3 マーケット・タイミング理論に関する実証研究.....	15
第3章 マーケット・タイミング行動の資本構成への影響—全上場企業を対象として..	22
3.1 はじめに	22
3.2 データと変数.....	25
3.3 実証分析	30
3.4 小括	37
第4章 マーケット・タイミング行動の資本構成への影響—IPO 企業を対象として....	45
4.1 はじめに	45
4.2 データと変数.....	49
4.3 実証分析	51
4.4 小括	57
第5章 株式所有構造、マーケット・タイミング行動と資本構成.....	64
5.1 はじめに	64
5.2 先行研究と検証仮説.....	66
5.3 データ、変数と検証方法.....	69
5.4 実証分析	74
5.5 小括	79
第6章 結論	92
参考文献	95
附表 A 負債比率の変動の分解.....	104
附表 B 指標 EFWAMB の分解.....	105
附表 C 係数間の差を検定するブートストラップ法.....	106

第1章 序論

1.1 研究の背景と目的

本研究は、資本構成理論の1つであるマーケット・タイミング理論に注目し、マーケット・タイミング行動と資本構成との関係を日本企業を対象として実証分析することを目的としている。

資本構成とは、企業が使用する資本の構成内容であり、通常は負債と自己資本との相対的な割合を指す。資本構成は資本コストと企業価値に影響を与えるため、資本構成を如何に決定するかということは、企業の財務管理において最も重要な課題の1つである。

ここ数十年、行動ファイナンスに基づく資本構成理論である「マーケット・タイミング理論」が提唱されている。マーケット・タイミング理論は、投資家が完全に合理的ではないと仮定している¹。したがって、株価と企業の真の価値とは必ずしも一致しない。そこで経営者は、株価のミスプライシングを活用して、「株価が高く評価された時には株式発行をし、株価が低く評価された時には自社株買いをする」というマーケット・タイミング行動を行う傾向がある。すなわち、経営者はどのような資本構成にするかという観点からではなく、株価の動向を基礎として資金調達活動を行うと仮定している点で従来の理論とは異なる²。マーケット・タイミング理論によれば、過去のマーケット・タイミング行動は、企業の現在の資本構成を説明することができる。

¹ 「完全に合理的」とは、人は利益の追求のため、受け取った情報を合理的に処理し、常に最適な意思決定を行うことを意味する。

² 資本構成に関する研究の出発点は、Modigliani and Miller(1958)が提出したMM理論である。その後、MM理論を基にして、トレード・オフ理論やペッキング・オーダー理論などの一連の資本構成理論が発展してきた。資本構成と企業価値との関係については、伝統的理論とマーケット・タイミング理論はそれぞれ異なる観点を持っている。MM理論によると、資本構成は、企業価値に影響を与えない。しかし、税制と財務困難リスクを考慮した「トレード・オフ理論」によると、負債の節税効果と財務困難費用のトレードオフにより資本構成の最適水準が決まり、その最適水準となるように負債圧縮や増加により、企業価値を高めることができる。一方、マーケット・タイミング理論によると、企業価値を最大化する資本構成は存在せず、経営者は株価が高く評価された時に新株を発行し、株価が低く評価された時に自社株買いをすることによって、一時的な利益を獲得することができる。

多くの先行研究は、株価が企業の真の価値を必ずしも表さないことを明らかにしている³。この意味では、マーケット・タイミング理論は、より現実に近い仮定を置いたうえで作られた理論であるため、この理論の検討は、実際の資金調達行動や資本構成の決定要因を解明することにおいて非常に大きな意義がある。

しかしながら、マーケット・タイミング理論が提唱されて以降、欧米ではこの理論を巡る実証研究が盛んに行われているものの、日本ではあまり注目されておらず、この理論に関する実証分析も非常に少ない。本研究はこのギャップを埋めることで、マーケット・タイミング理論の説明力について新たな証拠を提供することを目指している。

本研究の実証分析は、大きく2つの部分に分けられる。1つ目は、マーケット・タイミング理論が示唆するマーケット・タイミング行動と資本構成との関係が、日本企業において観察されるかどうかを検証することである。2つ目は、マーケット・タイミング行動が資本構成に与える影響は企業間で異なるかどうかを検証することである。以下、この2つの問題意識と分析内容について述べる。

まず、1つ目の問題意識である。これまで、マーケット・タイミング理論に関する実証研究はほとんどアメリカ企業を中心として行われてきた。しかし、日米の企業の資金調達の特徴や発行制度などは異なっているため⁴、アメリカ企業で観察された結果は必ずしも日本企業でも観察されるとは限らない。一方、2000年以降、日本型間接金融システムの弱体化とともに、直接金融システムにおけるエクイティファイナンス(株式発行による資金調達)の役割は大きくなっており⁵、株式発行におけるマーケット・タイミング行動の機会が増加しているため、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響を

³ Ritter(1991)、Loughran and Ritter(1995)、Helwege and Liang(2004)

⁴ 日米企業の資金調達行動については、一般的に、アメリカの企業は日本の企業より積極的にエクイティファイナンスを行う傾向にあると考えられている。また、日米企業の株式発行制度の相違について、岩井(2010)は詳細な説明をしている。

⁵ 鈴木(2013)によると、2000年から2010年のエクイティファイナンス(割当増資、公募増資、第三者割当増資、新株予約権付社債の合計)の実施総額は31.67兆円であり、90年代と比べても約10兆円増加している。同時期の日本の上場企業における借入金や社債発行の純増額合計は-27.4兆円(借入金-13.6兆円、社債-13.8兆円)である。

検討する必要があると考えられる。そこで、本研究では、まず、日本の 2000 年以降の上場企業を対象として、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響が観察されるかどうかを分析する。

分析においては、全上場企業と IPO 企業を分けて、それぞれ異なるマーケット・タイミング指標を用いて検証を行う。まず、全上場企業については、マーケット・タイミング理論を提出した BW (2002) に従い、時価簿価比率に基づきマーケット・タイミング行動を捉える指標を構築し、マーケット・タイミング行動が資本構成に与える短期的影響、長期的影響及び影響の期間を検証する。

次に、IPO 企業については、Alti (2006) に従い、市場全体が上昇する時に新規公開企業数が増えるというホット発行市場に着目し、発行企業数に基づきマーケット・タイミング行動を捉える指標を構築し、ホット発行市場におけるマーケット・タイミング行動及びその資本構成への影響の期間を検証する。Hovakimian (2006)、Kayhan and Titman (2007) によれば、BW (2002) が構築したマーケット・タイミング指標には企業特性(企業の成長性)の情報が入っている可能性があるため、その指標を用いて検証した場合、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響の期間が正しく測定できない恐れがある⁶。そのため、本研究では、別のマーケット・タイミング指標を用いた Alti (2006) に従い、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響の期間をさらに分析する。

次は、2 つ目の問題意識である。近年、国の文化や企業組織や株式所有構造などの特性が異なる企業では、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響の程度も異なっ

⁶ BW (2002) ではマーケット・タイミング指標を構築するために時価簿価比率を用いた。しかし、時価簿価比率は企業特性、特に将来の成長性にも関わっているため、それに基づき構築されたマーケット・タイミング指標は、成長性の情報も反映する可能性がある。BW (2002) のマーケット・タイミング指標に関する詳細な議論は、本研究の第 4 章の「はじめに」において説明している。

ていることが、一部の先行研究により観察されている⁷。これは、マーケット・タイミング理論の適用性が企業によって異なる可能性があることを示唆している。そこで、本研究は、先行研究が提示した特性の1つである株式所有構造を取上げ、株式所有構造の異なる企業では、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響の程度が異なるかどうかについて、日本の企業データを用いて分析する。

分析においては、株式所有構造の代理変数として、大株主持株比率と経営者持株比率と機関投資家持株比率の3つの指標を用い、それぞれの指標に基づき、企業サンプルをグルーピングし、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響が企業グループ間において有意な差があるかどうかを比較検討する。

1.2 研究の結果

本研究の検証結果は、以下の通りである。

まず、BW(2002)に従って、マーケット・タイミング行動と資本構成との関係を日本の全上場企業データを用いて検証した結果、短期的に見れば、株価が高く評価された企業(時価簿価比率が高い企業)は、株式発行による資金調達額が増加し、次年度の負債比率が大きく低下しており、長期的に見ても、過去に株価が高く評価された時に資金調達を行った企業は、現在の負債比率が低いままである。これは、マーケット・タイミング行動が資本構成に影響を与えていることを示唆している。最後に、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響の期間を分析したところ、マーケット・タイミング行動の影響は少なくとも10年間続くことが観察された。以上の結果は、アメリカ企業を対象としたBW(2002)の検証結果に整合している。

⁷ Chang et al.(2010)は日本企業の系列組織に注目して分析し、系列企業は独立企業に比べ、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響が強いことを発見した。Arosa et al.(2015)は国の文化的特性に焦点を当てて分析し、不確実性の回避(uncertainty avoidance)が強い国あるいは権利格差(power distance)が大きい国の企業は、資本構成がマーケット・タイミング行動の影響をより強く受けていることを明らかにしている。Kasbi(2009)は株式所有構造に注目して分析し、株式所有構造の集中度が高い企業ほど、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響が大きいことを観察している。

次に、Alti (2006)に従って、ホット発行市場に注目し、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響を日本の IPO 企業を対象として分析した結果、ホット発行市場に公開した企業は、公開価格が高くなり、資金調達の規模が顕著に増加していた。これは、ホット発行市場にマーケット・タイミング行動が発生していることを示唆している。また、マーケット・タイミング行動の影響で、ホット発行市場に公開した企業は、公開後の3年目まで負債比率をより大きく低下させていることが観察された。すなわち、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響は、3年間続いたということである。

最後に、株式所有構造の異なる企業では、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響が異なるかどうかを検証した結果、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響は、株式所有構造の異なる企業では有意な差が出ており、大株主と経営者持株比率が高い企業ほど、マーケット・タイミング指標と負債比率との相関性が低く、機関投資家持株比率が高い企業ほど、マーケット・タイミング指標と負債比率との相関性が高いことを明らかにした。これは、経営者及び大株主の持株比率の増加は、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響を抑止することを示している。

以上の検証結果から、次の3つのことが明らかになった。まず、マーケット・タイミング行動と資本構成との間に、マーケット・タイミング理論が示唆する関係が日本企業を対象とした場合でも観察される。次に、マーケット・タイミング行動の影響の期間は、マーケット・タイミング行動を捉える指標によって差が出ているが、少なくともすぐに消えることはない。最後に、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響の程度は、すべての企業で同一ではなく、企業間で異なる可能性がある。

1.3 研究の特徴

本研究の特徴は、以下の3点である。

第1の特徴は、日本企業を対象として検証を行っている点である。マーケット・タイ

ミング理論が提唱された後、欧米ではマーケット・タイミング行動と資本構成の関係を巡る実証分析が盛んに行われている。しかし、日本では、マーケット・タイミング行動の実証的証拠を示した研究は少なくないものの、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響に注目して分析した研究は非常に少ない。

第2の特徴は、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響について、BW(2002)とAlti(2006)の2つの分析手法を用いて検討した点である。BW(2002)とAlti(2006)では、それぞれ異なるマーケット・タイミング指標に基づき、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響を分析している。本研究では、この2つの分析手法を用いて検証し、マーケット・タイミング行動の影響期間は分析手法により異なるものの、どちらにおいてもすぐに消えることはないということが確認された。

第3の特徴は、株式所有構造に着目し、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響の差異を検討した点である。これまでは、マーケット・タイミング理論に関する実証分析の焦点は、マーケット・タイミング行動の長期的影響を検証することであり、その影響が企業特性によって変わるどうかを分析したものは少ない。特に、株式所有構造に着目し、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響の差異を日本企業を対象として分析した研究は、筆者が知る限りまだない。

1.4 研究の構造

本研究は、6章から構成され、各章における主な内容は、以下の通りである。

第1章では、研究の背景と目的を紹介した後、本研究の実証分析と結果、研究の特徴及び研究の構造を説明する。

第2章では、マーケット・タイミング理論の概要及びマーケット・タイミング理論に関する実証研究を紹介する。まず、マーケット・タイミング理論の仮定条件と基本的な考え方を説明し、次に、マーケット・タイミング行動の実証的証拠を概観し、最後に、

マーケット・タイミング行動と資本構成の関係に関する実証研究を紹介する。

第3章と第4章では、マーケット・タイミング行動と資本構成との関係を日本の全上場企業とIPO企業を対象として検証を行う。具体的には、まず、第3章では、全上場企業を対象として、BW(2002)の分析手法に従い、マーケット・タイミング行動が資本構成に与える影響及び影響の期間を検証する。次に、第4章では、IPO企業を対象として、Alti(2006)の分析手法に従い、ホット発行市場におけるマーケット・タイミング行動及びその資本構成への影響の期間を検証する。

第5章では、マーケット・タイミング行動と資本構成の関係は株式所有構造により影響を受けるかどうかを分析する。株式所有構造の測定変数として、大株主持株比率と経営者持株比率と機関投資家持株比率を用いて、企業サンプルをグルーピングし、グループ間の比較検討を行う。

最後の第6章では、検証結果から得られた結論と今後の課題を述べる。

研究構造の図示は、図1に示す。

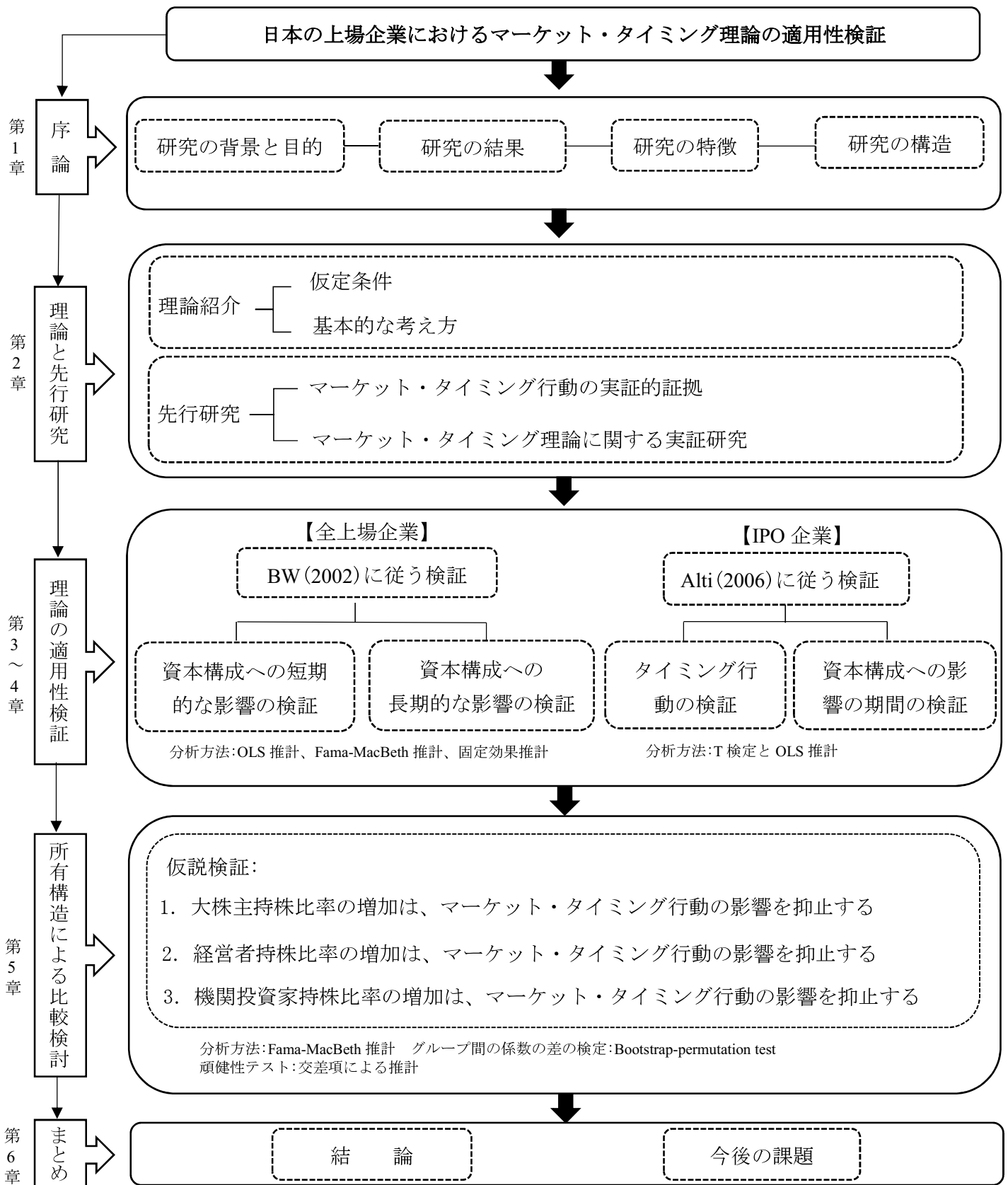


図1 研究構造

第2章 理論の概要と先行研究

本章では、マーケット・タイミング理論の概要及びマーケット・タイミング理論に関する実証研究を紹介する。まず、マーケット・タイミング理論の仮定条件と基本的な考え方を説明する。次に、マーケット・タイミング行動の実証的証拠を概観し、最後に、マーケット・タイミング行動と資本構成の関係に関する実証研究を紹介する。

2.1 マーケット・タイミング理論の概要

2.1.1 仮定条件

マーケット・タイミング理論は、行動ファイナンスの視点に基づき、株価形成が非効率的である金融市場において、株価が如何に資本構成に影響を与えるかを分析する理論である。マーケット・タイミング理論に関する仮定条件は、次の3つがある。

第1は、投資家の非合理性である。投資家の非合理性とは、投資家の固有の心理や感情的要因などのために誤った期待によって情報を解釈することである。投資家の多くは、通常は合理的であるとしても、ある状況では、時として同じ誤りを犯す非合理的な普通の投資家となる。その結果、誤った部分が株価に反映され、株価はファンダメンタル値に一致せず、ある時には過大評価され、また、ある時には過少評価されることが生じる⁸。

第2は、限定の裁定取引である。裁定取引とは、同じ証券が2つの市場で異なる価格で取引されている場合、割高な証券を売ると同時に、割安な証券を買うことでリスクなしに利益を獲得できることを言う⁹。非合理的投資家がおり、その取引で同じ誤りを犯していても、証券の代替物を有する限り、裁定取引によって価格はファンダメンタル価値に収斂する。しかし、現実には、裁定取引に必要なある証券の代替物が存在しなかったり、裁定取引がさまざまな制約(例えば、空売りの制限)により十分に機能しなかった

⁸ 城下・森保(2009)『日本株式市場の投資行動分析』中央経済社

⁹ 角田 (2001)『行動ファイナンス』きんざい

りすることにより、株価はファンダメンタル値に収斂せず、過大評価や過小評価される
ことが生じる。

第3は、賢い経営者である。賢い経営者とは、株価のミスプライシングを認識するこ
とができる経営者のことを指す。この仮定を立てる理由として次の2つが挙げられる
(Eckbo(2007))。まず、経営者の情報優位である。経営者は外部投資に比べ自分の会社
に関する情報を多く持っていたり、利益操作などによって情報の優位性を作ることがで
きたりするため、投資家の誤った評価を認識して活用することができる¹⁰。次は、経営
者の直観的経験則である。経営者は情報優位がなくとも、直観的な経験則、例えば株式
の流動性などに従ってミスプライシングを判断することができる¹¹。経営者は、株価の
ミスプライシングが認識されれば、株価のミスプライシングを利用してマーケット・タ
イミング行動を行う可能性が生じるのである。

2.1.2 基本的な考え方

BW(2002)によれば、企業は、「株価が過大評価された時に株式発行で資金調達をする」
というマーケット・タイミング行動を行う傾向があれば、他の条件が一定の場合、過去
において過大評価されたことがある企業は、株式発行による資金調達を利用する傾向に
あったため、自己資本が負債に比べより多く増加し、現在の負債比率が低くなること
が予想される。すなわち、過去のマーケット・タイミング行動は現在の資本構成を説明す
ることができる。これは、マーケット・タイミング理論の基本的な考え方である。

マーケット・タイミング理論は、現実には、企業が株価急騰後に株式を発行する傾向
にあり、また、全体的に株式発行が株価高騰時に集中し、株価低迷時には少なくなると

¹⁰ Jenter(2005)、Bradshaw et al. (2003)

¹¹ Baker and Stein(2004)によれば、流動性が高いということは、市場が不合理な投資家によって支配されて
いることの証拠であることを示唆している。

いうことについてよく説明し得ると考えられている¹²。

2.2 マーケット・タイミング行動の実証的証拠

マーケット・タイミング行動を実証的に検証する時に最も大きな課題は、株価のミスプライシングの測定である。これは、企業の本質的な価値を評価することは困難であるからである。しかしながら、一般的には、以下の4種類の研究結果は、マーケット・タイミング行動に関する実証的証拠と見なされている。

1つ目の証拠は、資金調達の決定と株価の関係である。Taggart(1977)は資金調達の決定要因に関する理論モデルを提出し検証を行った。分析の結果、株価(市場価値)の変動は株式発行の重要な決定要因であることが明らかになった。Marsh(1982)は1959年から1974年までのイギリスの企業を対象とした検証で、株式発行は過去の証券価格と強い正の相関関係があることを発見した。Kim and Weisbach(2008)は、世界38カ国の1990年から2003年までの新規株式公開と公募のデータを用いて、企業の株式発行の動機と用途について分析した。その結果、企業は株価(時価簿価比率)が高い時に株式発行を行う傾向があり、また、株価が高い時に株式発行を行った企業は、調達資金を現金として保留する割合が高いことが明らかになった。これらの結果は、高い株価を活用することは企業の株式発行のインセンティブの1つであることを示唆している。

2つ目の証拠は、株式発行企業の株価の過小パフォーマンス¹³である。その理由は、発行時に過大評価された株価が、発行後に徐々に正常な水準へと修正されるため、株価が下落し、株価の過小パフォーマンスをもたらすからである(Larrain and Urzua I. (2013))。Ritter(1991)は、アメリカの1526社の新規公開企業を対象として検証した結果、新規公開企業の発行後3年間の平均投資収益率はベンチマーク企業の平均投資収益

¹² 藤井・国枝(2014)『コーポレート・ファイナンス』日経BP社、P.569。

¹³ 株価の過小パフォーマンスとは、株式発行企業の株価の収益率が、評価基準となるベンチマーク企業に比べて下回っていることを指す。

率を下回っていることを観察した。Loughran and Ritter(1995)は、標本企業をさらに拡大し、4753 社の新規公開企業と公募増資企業を対象として検証した。その結果によれば、新株発行企業の発行後 5 年間の平均投資収益率はベンチマーク企業より小さくなっていたことが明らかであった。Baker and Wurgler(2000)は、個別企業ではなく、市場全体の投資収益率と株式発行との関係を分析し、株式発行が活発な時期の後、株式市場の投資収益率が低くなっていることを観察した。Henderson et al. (2006)は、世界の多くの国の企業データを用いて分析し、Baker and Wurgler(2000)と同様の結果を観察している。

3 つ目の証拠は、ホット発行市場である。ホット発行市場(hot issue market)とは、新規公開企業数や初日投資収益率が他の月と比較して高く、また、異常に高い初日の投資収益の月から、ある程度のラグを伴って公開企業が増加することをいう¹⁴。非常に高い初日の投資収益率の後、公開企業が殺到するということは、新規公開を目指す企業が上場のタイミングを計っていることを示唆している。Lowry and Schwert(2002)は、アメリカの 1985 年から 1997 年までの新規公開企業の初日投資収益率と発行企業数との相関関係を分析した結果、過去の初日の投資収益と将来の公開企業数との間には強いプラスの相関関係が観察された。Helwege and Liang(2004)は、ホット発行市場の形成要因を分析し、投資家の楽観的な評価がホット発行市場の最も重要な要因であることを明らかにした。この楽観的部分が株価に反映されているため、結果として、公開企業の初日投資収益率を上昇させると考えられる。

4 つ目の証拠は、企業財務担当者へのアンケート調査である。Graham and Harvey(2001)は、アメリカの 392 社の CFO(最高財務責任者)に対して資本コスト、資本予算及び資本構成について調査し、3 分の 2 の CFO から「株価の過大評価は、株式発行の重要な考慮要因である」との回答を得ている。

¹⁴ 濱村(2004)『コーポレート・ガバナンスと資本市場』税務経理協会、P.180。

日本では、マーケット・タイミング行動に関する証拠を示した研究も多くある。嶋谷・川井・馬場(2005)は、日本企業の資金調達における意思決定を多項ロジット・モデルで分析した結果、マーケット・タイミング仮説が示唆するように、転換社債による資金調達は、当該企業の株価が市場対比で上昇したときに選択されやすいことを明らかにしている。細野ら(2013)は、2002 から 2010 年間の公募増資を分析し、株価(時価簿価比率)が高い企業は株式発行割合¹⁵が高いことを判明した。佐々木・鈴木・花枝(2015)は、企業の資本構成と資金調達に対するサーベイ調査により、株式発行による資金調達においては、株価が割高及び適正水準であると企業が判断したタイミングで株式を発行することを確認した。

2.3 マーケット・タイミング理論に関する実証研究

マーケット・タイミング行動の資本構成への影響を分析するために、多くの研究者は、様々なマーケット・タイミング尺度を用いて検証を行っているが、統一した結果が得られていないのが現実である。以下では、マーケット・タイミング行動を捉えるための指標に基づき、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響を分析した先行研究を紹介する。

2.3.1 時価簿価比率

マーケット・タイミング行動を測定する時に、最もよく使われる指標は時価簿価比率である。BW(2002)によれば、時価簿価比率は企業の市場価値の簿価価値に対する倍率を表しており、時価簿価比率が高いということは、株価が過大評価されている可能性があることを示唆している。この指標を用いた代表的な研究は、マーケット・タイミング理論を提唱した BW(2002)である。以下では、BW(2002)をはじめ、その後の一連の実

¹⁵ 株式発行割合は、公募増資による資金調達額が外部資金調達総額に占める割合を指す。

証研究について紹介をする。

(1) BW (2002) の指標

BW (2002) は、初めてマーケット・タイミング行動と資本構成の関係について検証を行った。彼らは、時価簿価比率と外部資金調達額に基づき、「外部資金加重平均時価簿価比率(EFWAMB)」を構築し、それをマーケット・タイミング指標として用いた。指標の値が高いということは、企業は過去に株価が高く評価された時に多くの外部資金を調達したことを意味する。BW (2002) によれば、マーケット・タイミング行動が資本構成に長期的な影響を与えるのであれば、資本構成の他の影響要因をコントロールした後でも、マーケット・タイミング指標と負債比率の間に負の相関関係があるべきである。彼らは、1968年から1999までのアメリカの上場企業を対象にして検証した結果、予想通り、指標 EFWAMB と負債比率の間に強い負の相関関係があることが観察された。また、指標 EFWAMB で捉えたマーケット・タイミング行動が負債比率に与える影響は10年以上続くことを明らかにした。

BW (2002) の検証方法に従って、多くの研究者は、異なる国の企業データを用いて検証し、BW (2002) と整合した結果を得ている。例えば、Liu et al. (2006) は中国の上場企業のデータを用いて検証した結果、指標 EFWAMB と負債比率の間に負の相関があり、そして、指標 EFWAMB で捉えたマーケット・タイミング行動が負債比率に与える影響は少なくとも5年間続くことを明らかにした。Chang et al. (2010) は、日本の上場企業を対象にして分析し、日本上場企業においては、マーケット・タイミング指標 EFWAMB と負債比率の間に負の相関関係があることを観察した。Chen et al. (2013) が台湾の上場企業を対象にして検証した結果により、マーケット・タイミング指標と負債比率の間に負の相関があり、特に市場が好況の時期においては、その相関がより強いことを観察している。以上の結果のいずれも、マーケット・タイミング行動が資本構成に長期的な影響を与えることを示している。

一方、BW(2002)と異なる検証結果を得た研究もある。Zavertiaeva and Nechaeva(2017)は、ロシアの上場企業を対象にして検証した結果、ロシアの企業においてはマーケット・タイミング行動が観察されず、マーケット・タイミング理論が示唆するマーケット・タイミング指標と負債比率との負の相関関係も検証されなかった。また、マーケット・タイミング行動が資本構成に影響を及ぼすものの、その影響は長期的に持続しないと報告している研究もある。例えば、劉・李(2005)は中国の上場企業、Xu(2009)はカナダの上場企業、Islam and Heaney(2009)はオーストラリアの上場企業、Nguyen and Boubaker(2009)はチュニジアの上場企業、Allini et al.(2018)はエジプトの上場企業を対象にし分析を行っており、いずれの検証結果においても、マーケット・タイミング指標と負債比率との負の相関関係は短期的にしか続かず、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響は限定的であると報告している。

(2) BW(2002)の指標の改善

Hovakimian(2006)、Kayhan and Titman(2007)は、BW(2002)が構築した指標 EFWAMB に対して反論を行っている。彼らによると、時価簿価比率が企業の特徴、特に将来の成長性にも関わっているため、それに基づいて構築された指標 EFWAMB は、成長性の情報も反映する可能性がある。その結果、指標 EFWAMB を用いて検証した場合に、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響が正しく測定できない恐れがある¹⁶。

成長性の影響を取り除くために、Kayhan and Titman(2007)は、指標 EFWAMB に対して分解を行った。分解した後の2つの部分は、それぞれ指標 YTFD と指標 LTFD で表記しており、簡単に言えば、指標 YTFD はマーケット・タイミング行動の部分を表し、指標 LTFD は成長性の部分を表す¹⁷。分析の結果、マーケット・タイミング行動を表す指標 YTFD と負債比率の間に負の相関関係があることが明らかになった。すなわち、成長

¹⁶ 指標に関する議論は、本論の第4章の「はじめに」で詳しく説明している。

¹⁷ 指標分解の詳細は、本論の第5章の5.3.2または附表Bを参照。

性の影響を控除した後も、過去のマーケット・タイミング行動が資本構成に影響を及ぼしていた。しかしながら、検証期間を前半5年間と後半5年間に分けてみると、後半5年間はマーケット・タイミング行動の影響効果が顕著に小さくなっていることが観察された。これは、資本構成はマーケット・タイミング行動によって影響を受けているものの、その影響が減少していることを示している。

その後、De Bie and De Haan(2007)、三谷(2007)、王・洪(2009)は、Kayhan and Titman(2007)の手法に従って検証を行っている。De Bie and De Haan(2007)によると、オランダの企業においては、指標 YTFD と負債比率の間には有意な負の相関は検証されなかった。すなわち、成長機会による影響を控除した後、マーケット・タイミング行動が資本構成に与える影響は観察されなかった。王・洪(2009)は、中国の上場企業のデータを用いて検証した。その結果、Kayhan and Titman(2007)と同様、資本構成がマーケット・タイミング行動により影響を受けているものの、長期的に見るとその影響は小さくなっていることが観察された。三谷(2007)は、日本の1995年から1997年までのIPO企業を対象にして分析した結果、マーケット・タイミング行動は、短期的にしか負債比率に影響を及ぼさなかったということが判明した。

そのほか、Elliott et al. (2007)、Salma Kasbi(2009)は、企業価値評価モデルによって株価の本質的価値を算出し、時価簿価比率を成長性(本質的価値)とミスプライシングの2つの部分に分解した¹⁸。彼らは、株価のミスプライシングを捉える指標をマーケット・タイミング行動の測定指標として用いて検証を行った。検証結果から、株価のミスプライシングは株式発行の意思決定に影響を及ぼす最も重要な要因の1つであり、株価のミスプライシングで測定するマーケット・タイミング行動は資本構成に強くかつ長期的な影響を及ぼしていることを明らかにした。

¹⁸ 時価簿価比率の分解式は次のようである。 $M/B = M/V \times V/B$ 。Mは市場価値、Bは簿価価値、Vは企業価値評価モデルに基づき算出された本質価値である。M/Bは時価簿価比率であり、M/Vは株価のミスプライシングを表し、V/Bは成長性を表す(Rhodes-Kropf et al. (2005))。

2.3.2 資本コスト、株式リターン

BW(2002)によれば、マーケット・タイミング行動の起因は、株価の過大評価による株式資本コストの一時低下である¹⁹。そのため、資本コストの視点からみると、株式資本コストが低い時に、株式発行で資金調達を行うことをマーケット・タイミング行動として捉えることもできる。Huang and Ritter(2009)は、株式資本コストに着目し、株式の資本コストを反映する株式リスクプレミアム(equity risk premium)をマーケット・タイミング指標として用いた。彼らは1964年から2001年までのアメリカの上場企業を対象として検証した結果、株式資本コストが相対的に低い時に、株式発行による資金調達額が増加しているというマーケット・タイミング行動が観察された。また、株式リスクプレミアムが負債比率に強くかつ長期的に相関していることも明らかになった。これは、マーケット・タイミング行動が資本構成に与える影響は長期的であることを示唆している。

株式資本コストのほかに、株式リターンによりマーケット・タイミング行動を捉えて分析した研究もある。Welch(2004)は、株式リターンと資本構成の関係を分析し、資本構成の変動の約40%を株式リターンによって説明することができ、過去の株式リターンが資本構成に与える影響が長期的に持続していることを明らかにしている。Arosa et al.(2015)は世界各国のデータを用いて、株式リターンで捉えるマーケット・タイミング行動と資本構成との関係を検証した。その結果、ほとんどの国においては、株式リターンで捉えたマーケット・タイミング行動が負債比率に長期的な影響を及ぼしていることが観察されている。

¹⁹ 株価が過大評価されていることは、投資家の将来の期待収益率が低いことを意味している。投資家の期待収益率は、企業にとっての株式資本コストであり、投資家の期待収益率が低ければ、企業の株式資本コストが低い。

2.3.3 ホット発行市場

マーケット・タイミング行動を測定するもう 1 つの方法は、発行企業数に基づく方法である。この測定方法では、IPO(新規公開)企業数が集中しているホット発行市場に株式公開を行うことをマーケット・タイミング行動として捉えている。この捉え方を用いる代表的な研究は、Alti(2006)である。以下では Alti(2006)及びそれに従う実証研究を紹介する。

Alti(2006)は、ホット発行市場に着目し、発行企業数に基づき HOT 指標を構築した。HOT 指標は、ホット発行市場に公開したかどうかを表すダミー変数であり、ホット発行市場に公開した企業(HOT 企業)は 1 を、ホット発行市場以外に公開した企業(COLD 企業)は 0 を取る。Alti(2006)によれば、ホット発行市場においてマーケット・タイミング行動が発生するのであれば、HOT 企業は、公開価格の過大評価を活用する目的で、より多くの株式を発行し、資金調達額を増加させる。また、マーケット・タイミング行動の影響で、HOT 企業は COLD 企業に比べ IPO 次年度の負債比率が大幅に低下することが予想される。仮に、マーケット・タイミング行動の影響が長期的に続くのであれば、HOT 企業と COLD 企業との負債比率の差が IPO 以降数年間に渡っても観察されるはずである。この考えに基づき、Alti(2006)は、アメリカの 1972 年から 1999 年までの IPO 企業を対象として検証し、COLD 企業に比べ、HOT 企業の方が IPO における公開価格が上昇し、発行株式数と資金調達額が顕著に増加し、IPO 次年度の負債比率が大きく低下したことを明らかにしている。しかしながら、IPO して 2 年目以降、HOT 企業と COLD 企業の負債比率の変動の差異は観察されなくなった。この結果により、彼は、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響は一時的であると主張している。

王ら(2007)、三谷(2013)などは、Alti(2006)に従い、HOT 指標を用いて検証を行っているが、マーケット・タイミング行動の影響の期間については検証結果が異なっている。王ら(2007)が中国の上場企業における増資行動に対して分析した結果によると、増資企

業が集中している時に株式を発行した HOT 企業は、資金調達額が多く、次年度の負債比率の低下が大きかった。しかしながら、Alti (2006) と同様、発行 2 年目以降、HOT 企業と COLD 企業の負債比率の変動の差がなくなり、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響が一時的である。それに対して、三谷 (2013) が日本の 1995 年から 1997 年間の IPO 企業を対象として分析した結果、資金調達の規模が大きい企業は、ホット発行市場を選択して公開を行う傾向があり、そして、資金調達の規模が大きい HOT 企業は、次年度の負債比率がより大きく低下し、IPO 後の 6 年間においても、負債比率の低下の差が有意に持続していることが明らかになった。すなわち、マーケット・タイミング行動が資本構成に長期的な影響を及ぼしており、その影響は少なくとも 6 年間である。

以上では、マーケット・タイミング行動に関する実証的証拠を示した研究及びマーケット・タイミング行動と資本構成の関係に関する実証研究を概観した。先行研究のサーベイから次の 2 つのことが分かった。まず、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響が短期的か長期的かについて、実証研究の結果が分かれている。また、日本では、マーケット・タイミング行動の実証的証拠が多くの研究では示されているものの、マーケット・タイミング行動と資本構成との関係について分析した研究はまだ少ない。この 2 つのことを踏まえ、本研究の第 3 章と第 4 章では、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響に注目し、日本の上場企業を対象として検証をすることとする。

第3章 マーケット・タイミング行動の資本構成への影響—全上場企業を対象として

本章では、マーケット・タイミング理論を提唱した BW (2002) の分析手法に従い、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響を日本の全上場企業のデータを用いて分析する。まず、マーケット・タイミング行動が資本構成に影響を与えるかどうかを分析し、次に、その影響は、マーケット・タイミング理論が示唆するように、長期的に続くかどうかを分析する。

3.1 はじめに

企業によって、資本構成の決定を如何に行うかということは、財務管理の分野において最も重要な課題の1つである。従来の資本構成理論では、人が合理的で、市場の株価形成が効率的であることを前提として、税制や倒産リスクや情報の非対称性などから資本構成の決定要因について研究がなされているが、株価形成が非効率である市場において、株価がどのように資本構成に影響するかは検討されていない。

この数十年、行動ファイナンスの発展とともに、新しい資本構成理論である「マーケット・タイミング理論」が提唱されている。マーケット・タイミング理論によれば、投資家が完全に合理的でなく、価格形成が非効率である市場において、経営者は、株価のミスプライシングを活用する目的で、マーケット・タイミング行動を行う傾向がある。マーケット・タイミング行動は資本構成に影響を与え、現在の資本構成は過去のマーケット・タイミング行動により説明することができる。

マーケット・タイミング理論が提唱されて以降、欧米ではマーケット・タイミング行動と資本構成との関係に関する実証研究が盛んに行われてきた。しかし、日本では、マーケット・タイミング行動の実証的証拠が多くの研究で示されているものの、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響について研究したものは少ない。例えば、細野ら (2013) では、株価 (時価簿価費比率) が高い企業は株式発行割合が高いことが示され

ている。芹田・花枝(2015)は日本企業に対する調査により、株価が割高であると企業が判断したタイミングで株式を発行することを明らかにした。しかし、これらのマーケット・タイミング行動と資本構成の関係については、まだ分析が進められていない。三谷(2007)は、1995年から1997年までのジャスダックのIPO企業を対象として、マーケット・タイミング行動と資本構成の関係を分析したが、検証対象を2000年以前の一部のIPO企業に限っており、検証結果は十分な説得力を持つとは言えない。

また、2000年以降、日本型間接金融システムの弱体化とともに、直接金融システムにおけるエクイティファイナンスの役割は大きくなっており、株式発行におけるマーケット・タイミング行動の機会が増加しているため、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響をさらに検討する必要があると考えられる。

そこで、本章では、日本の2000年以降の上場企業を対象として、マーケット・タイミング理論を提唱したBW(2002)に従い、マーケット・タイミング行動と資本構成との関係について検証を行う。実証分析は、次の2つの段階に分けて行う。

まず、マーケット・タイミング行動が資本構成に短期的な影響を与えるかどうかを検証する。マーケット・タイミング行動が発生する、即ち、株価が高く評価された企業が、株式発行による資金調達を行うのであれば、自己資本が増加し、次年度の負債比率が低下することが予想される。このことについて、本章では、BW(2002)に従い、時価簿価比率を用いて株価が高いか低いかを測定し、それと負債比率の短期変動との関係を検証した。分析の結果、予想通り、マーケット・タイミング行動の影響で、株価が高く評価された企業(時価簿価比率が高い企業)は、次年度の負債比率がより大きく低下していることが観察された。

次に、マーケット・タイミング行動が資本構成に長期的な影響を与えるかどうかを検証する。BW(2002)によると、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響が長期的に続くのであれば、過去に株価が高く評価された時に資金調達を行った企業は、株式

発行を選択する傾向にあるため、現在の負債比率が低いことが予想される。このことについて、まず、BW(2002)に従い、過去のマーケット・タイミング行動を測定する指標として「外部加重平均時価簿価比率」を構築し、それと負債比率との関係を検証した。その後、マーケット・タイミング指標と将来の負債比率との関係を検証し、マーケット・タイミング行動の影響期間を検証した。分析の結果、マーケット・タイミング理論が示唆する通り、過去に株価が高く評価された時に資金調達を行った企業は現在の負債比率が低いことが観察された。また、マーケット・タイミング行動の影響は少なくとも10年間続くことが明らかになった。

本章の特徴は以下の2点にある。

第1の特徴は、日本の2000年以降の全上場企業を対象として分析している点である。マーケット・タイミング理論に関する検証は主に欧米企業を中心に行われており、日本企業に関する検証はまだ少ない。特に、2000年以降の日本の上場企業を対象とした研究はほとんどない。本研究は、2001年から2017年までの日本の全上場企業を対象として、マーケット・タイミング理論の適用性について検証を行う。

第2の特徴は、個別企業の産業特性による影響を考慮して、固定効果推定を用いて頑健性テストを行っている点である。BW(2002)では、負債比率に影響を及ぼすと考えられている産業特性を考慮していなかった。本研究が頑健性テストとして、負債比率に影響を及ぼすと考えられる成長性、収益性、規模、資産担保能力の他、企業の産業特性をも考慮し、固定効果推計を行っている。これによって、BW(2002)ではとらえられなかった個別企業の産業特性もコントロールした検証結果が得られている。

本章の構成は、次の通りである。3.2では、データ及び実証分析に用いる変数を説明し、3.3では、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響について実証分析し、最後に3.4で結論を述べる。

3.2 データと変数

3.2.1 データ

本章が分析の対象とするのは、日本の全上場企業であり、分析期間は、2001年から2017年までである²⁰。ただし、①金融業に属している企業²¹、②負債比率が1を上回る企業(債務超過企業)、③必要な財務データ・株価データが取得できない企業は除く。使用するデータは日本経済新聞社の「NEEDS-FinancialQUEST」から取得した。

欠損値の処理については、純資産、負債総額、有形固定資産、売上高、営業利益、経常利益、株価が欠損しているものは、サンプルから除外した。また、異常値の影響を除去するために、各変数の分布の上下各1%を置換処理した²²。最終のサンプルは、3353社(44403企業・年度)である²³。

3.2.2 マーケット・タイミング指標

本章では、BW(2002)に従い、マーケット・タイミング指標として「外部資金加重平均時価簿価比率(EFWAMB)」を構築して、それを過去のマーケット・タイミング行動を測定する変数として用いる。BW(2002)では、株価が高いか低いかを判断する指標として時価簿価比率を用い、時価簿価比率が高い時に株式発行で資金調達し、逆に、時価簿価比率が低い時に負債で資金調達をすることをマーケット・タイミング行動としてとら

²⁰ 財務データの取得時点は2017年9月であったため、2017年の企業サンプルは2017年9月までに決算を迎えた企業である。

²¹ 日経業種中分類において、銀行(47)、証券(49)、保険(51)、その他の金融(52)に該当する企業。

²² 置換処理とは、変数の分布の上位1%の値を1%パーセンタイルの値で、また、下位1%の値を99%パーセンタイルの値で置き換えるということである。ただし、負債比率、時価簿価比率、及び外部資金加重平均時価簿価比率は別途で外れ値の処理を行ったため、置換処理を行わない。また、置換処理の代わりに、各変数の分布の上下各1%を除外した場合も、検証結果は概ね一致している。

²³ 年度別のサンプル数は次の通りである。

2001年	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年
2211社	2304社	2395社	2488社	2603社	2707社	2828社	2890社
2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年
2915社	2947社	2985社	3042社	3096社	3177社	3270社	2545社

検証モデルの説明変数は1期ラグを取っているため、2017年のサンプルは外した。

えている²⁴。この捉え方は、具体的に、以下の指標 EFWAMB で具現化されている。

$$EFWAMB_{t-1} = \sum_{s=0}^{t-1} \frac{e_s + d_s}{\sum_{r=0}^{t-1} (e_r + d_r)} \times (M/B)_s$$

式(3-1)

式(3-1)における $(M/B)_s$ はs年度における時価簿価比率、 $e_s \cdot e_r$ はs・r年度の株式発行による資金調達額、 $d_s \cdot d_r$ はs・r年度の負債による資金調達額を表している。 $e_s + d_s$ 、 $e_r + d_r$ は当該年度における総資金調達額を表し、外部資金調達額という。 $\sum_{r=0}^{t-1} (e_r + d_r)$ は0年度²⁵からt-1年度までの外部資金調達額の合計額を表しており、 $(\frac{e_s + d_s}{\sum_{r=0}^{t-1} (e_r + d_r)})$ はs年度の外部資金調達額が観察期間中の外部資金調達額の合計額に占める割合であり、当該年度の時価簿価比率の重み²⁶を表す。この指標の定義に従うと、時価簿価比率が高い年度に外部資金調達をすれば、指標 EFWAMB が高くなる²⁷。BW(2002)によると、仮に、マーケット・タイミング行動が発生し、そしてマーケット・タイミング行動の発生後に資本構成の調整を行わなければ、過去に時価簿価比率が高い時に外部資金調達をした企業は、株式発行を利用する傾向にあったため、現在の負債比率が低くなることが予想される。すなわち、指標 EFWAMB と負債比率との間に負の相関がある。

3.2.3 変数

(1) 目的変数—負債比率

²⁴ マーケット・タイミング行動は、通常、株価が高い時には株式発行を行い、株価が低い時には自社株買いを行うことをいう。ただし、BW(2002)は、資金調達手段の側面からマーケット・タイミング行動を捉えているため、株価が高い時には株式発行による資金調達を選択し、株価が低い時には負債による資金調達を選択することをマーケット・タイミング行動として定義している。

²⁵ 0年度とは、検証期間内に企業データが初めて出た年度である。

²⁶ 重みは0~1であるため、BW(2002)を参照して、マイナスになっている場合は0とする。

²⁷ EFWAMB の数値が同じ企業であっても、過去に外部資金調達額に占める負債あるいは株主資本の割合が異なれば、資本構成(負債比率)が異なる。例えば、他の条件が一定で、過去に時価簿価比率が高い時に、株式発行による資金調達を1回だけした企業と負債による資金調達を1回だけした企業があるとすると、この2つの企業の EFWAMB は同じだが、マーケット・タイミング行動を取った前者の負債比率は低くなる。したがって、負債比率と EFWAMB の負の相関関係は、資本構成に対するマーケット・タイミング行動の影響を反映する。

本研究では、資本構成の代理変数として負債比率を用いる。負債比率は計測方法によって、市場価値に基づく時価ベースの負債比率と簿価価値に基づく簿価ベースの負債比率の2つに分けられる。先行研究では、時価ベースの負債比率を使うか、簿価ベースの負債比率を使うかについては、統一した観点がない²⁸。そのため、本研究では、時価ベースの負債比率と簿価ベースの負債比率の両方を用いて、それぞれ目的変数として分析を行う。

(2) コントロール変数

本章の関心は、資本構成に対してマーケット・タイミング行動が影響を与えるかどうかということである。その影響を分析する際に、資本構成に影響を与える他の要因をコントロールする必要がある。Rajan and Zingales(1995)が先進国の企業データを用いて検証した結果によると、資本構成の決定要因として、成長性、収益性、担保提供能力、企業規模が最も重要である。そこで、本章では、Rajan and Zingales(1995)に基づき、成長性、収益性、担保提供能力、企業規模をコントロール変数として用いる。以下では、各決定要因と負債比率との関係を説明する。

① 成長性

企業の成長性は企業の将来の投資機会を表す。Myers(1977)によれば、成長性が高く将来の投資機会が多い企業は、財務困難で収益性の高いプロジェクトの採用を見送るという「過少投資」の問題を避けるために、不足の資金を調達する場合に株式発行を利用する傾向があるので、負債比率が低い。Rajan and Zingales(1995)は、G7各国の上場企業を対象として、Frank and Goyal(2009)は、1950年から2003年までの約50年間のアメリカの企業を対象として分析した結果、成長性の代理変数と負債比率とは負の相関関係があり、成長性が高い企業ほど負債比率が低いことを明らかにした。成長性を測定指

²⁸ Welch(2004)は時価ベースの負債比率を用いて分析をしている。一方、株価の変動により、時価ベースの負債比率をあまりにも変動させるので、Shyam-Sunder and Myers(1999)、Frank and Goyal(2003)などは、簿価ベースの負債比率を用いて分析を行っている。

標として、総資産の変化率や売上高に対する研究開発費の比率や時価簿価比率などがよく用いられているが²⁹、先行研究との比較を考慮し、ここでは、BW(2002)に習い、時価簿価比率を用いることとする³⁰。

② 収益性

収益性の高い企業は、内部資金として留保する利益（内部留保）が多いと考えられる。ペッキング・オーダー理論によると、収益性の高い企業は、内部留保が多くなるため、必要な資金は内部留保から調達し、負債などの外部資金の利用が減少する。したがって、ペッキング・オーダー理論に従えば、収益性の高い企業は負債比率が低い³¹。Rajan and Zingales(1995)、Titman and Wessels(1998)、Fama and French(2002)、Frank and Goyal(2009)、西岡・馬場(2004)などの実証分析では、企業の収益性と負債比率の間に負の相関があることが示されている。これらの先行研究に従い、本研究では、収益性の代理変数として、営業利益率(利払い・減価償却前の経常利益対総資産比率)を用いる。

③ 担保提供能力

担保提供能力は、担保化が容易な資産を指し、通常、土地・不動産、設備機器などのような売買価値が高い固定資産で測定する。一般的に、固定資産を多く保有する企業ほど、銀行などの金融機関からの借入を行いやすいため、負債比率が高い。また、トレード・オフ理論によれば、固定資産が多い企業は、財務危機に伴うコストが低いため、負債比率を高く設定することができる³²。したがって、担保提供能力が高い企業は、負債

²⁹ 成長性の代理変数として、Rajan and Zingales(1995)、Myers(1977)では時価簿価比率、Titman and Wessels(1988)では、総資産の変化率と売上高に対する研究開発費の比率が用いられている。

³⁰ BW(2002)は、マーケット・タイミング行動の資本構成への短期的影響を検証する時に、時価簿価比率を株価が高いか低いかを測定する指標として用いている。しかしながら、マーケット・タイミング行動の資本構成への長期的影響を検証する時に、時価簿価比率を成長性の代理変数として検証モデルに導入している。その理由は、企業の成長性による影響をコントロールするためである。本章は、BW(2002)のアプローチに従って分析するので、彼らと同じ方法を用いる。

³¹ ペッキング・オーダー理論はMM理論が想定する完全市場に情報の非対称性を導入し、情報の非対称性から生じるコストによって資金調達の順位をつけるものである。この順位においては、投資は、まず情報の非対称性の問題が存在しない内部留保による資金調達を行い、次に情報の非対称性の問題が軽微な負債による資金調達を行い、それでも資金不足が存在する場合、最後の手段として、株式発行により資金調達を行う。(Myers(1984)、Myers and Majluf(1984))

³² トレード・オフ理論は、MM理論が想定する完全市場に税制と財務困難リスクとの2つの要素を導入し

比率が高い。Rajan and Zingales(1995)、Frank and Goyal (2009)、式見雅代(2014)などの実証分析では、企業の収益性と負債比率の間に正の相関があり、担保提供能力が高い企業ほど、負債比率が高いことが示された。本研究は、担保提供能力の代理変数として、有形固定資産比率を用いる。

④ 規模

Myers(1977)によれば、規模の大きい企業は、事業の多角化により投資リスクを分散化することができるため、より多くの負債を利用する可能性がある。また、規模の大きい企業はより安定的な収益を見込めるため、倒産や財務困難のリスクも相対的に低い。トレード・オフ理論によれば、最適資本構成は、負債使用に伴う節税効果と財務困難リスクの間のトレード・オフで決まり、倒産リスクが小さい企業は、より高い負債比率を目標とすべきである。したがって、規模の大きい企業は、負債比率が高いことが考えられる。Rajan and Zingales(1995)は、企業規模の代理変数として、売上高の自然対数を用いて分析した結果、アメリカ、イギリス、日本、フランス、イタリア、カナダのいずれの国においても、規模が大きい企業ほど負債比率が高いことが判明した。その他、BW(2002)、Frank and Goyal(2009)、辻(2000)、岡本(2016)などでも、規模と負債比率の間に正の相関があることが示された。これらの先行研究に習い、本研究では、企業規模の代理変数として売上高の自然対数を用いる。

表 3-1 には各変数の計算方法、表 3-2 には変数の基本統計量、表 3-3 には変数の相関係数行列を示した。

て形成されたものである。トレード・オフ理論によると、負債の使用により、税制上の便益（節税効果）と財務困難のリスク（財務困難コスト）が伴ってくる。節税効果と財務困難コストのトレード・オフにより最適な負債比率が決定されており、経営者はその最適水準を目標として、資金調達の実行を行う。(Scott(1976)、Warner(1977)、Kim(1978)、Ang et al.(1982)、Altman(1984))

3.3 実証分析

3.3.1 マーケット・タイミング行動の短期的影響

I 検証モデル

BW(2002)によると、マーケット・タイミング行動が発生するのであれば、株価が高く(低く)評価される企業は、株式発行(負債)による資金調達を選択するため、自己資本(負債)が増加し、次年度の負債比率が低下(増加)する。すなわち、短期的に見れば、マーケット・タイミング行動の影響で、株価と負債比率の短期変動の間に負の相関があるはずである。

この関係を検証するために、BW(2002)に基づき、以下のモデルを用いる。

$$(D/A)_{i,t} - (D/A)_{i,t-1} = a + b(M/B)_{i,t-1} + c(EBITDA/A)_{i,t-1} + d(PPE/A)_{i,t-1} + e(\ln S)_{i,t-1} + g(D/A)_{i,t-1} + u_{i,t}$$

式(3-2)

式(3-2)に、負債比率の短期変動 $((D/A)_{i,t} - (D/A)_{i,t-1})$ を目的変数として、株価の評価状況を反映する指標として時価簿価比率 (M/B) を用い、それを説明変数としてモデルに導入している³³。また、コントロール変数として、営業利益率 $(EBITDA/A)$ 、有形固定資産比率 (PPE/A) 、売上高 $(\ln S)$ の自然対数などもモデルに導入している³⁴。添え字 $i \cdot t$ は、それぞれ個別企業・年度を表す。

ただし、負債比率の変動の要因として、大きく分けて、負債発行・返還(負債の変動)、株式の発行・買取(株式発行の変動)と内部留保の増減(内部留保の変動)の3つがある。マーケット・タイミング行動が発生するのであれば、株価は株式の発行・買取を通じて、負債比率の短期変動に影響を与えるはずである。そこで、負債比率の変動を前述の3つ

³³ ここでは、時価簿価比率は成長性を測定する変数として用いるのではなく、株価が高いか低いかを測定する変数として用いる点に留意が必要である。

³⁴ 式(3-2)のコントロール変数の中に、1期ラグの負債比率も導入されている。負債比率は0と1の間に分布するので、負債比率が0あるいは1に達した場合、負債比率の変動を片方しか観察されない。このようなケースをコントロールするために、本章では、BW(2002)を参照し、説明変数に1期ラグの負債比率を加える。

の部分に分解して見る場合、時価簿価比率と負債比率の短期変動の間の負の相関は、主に株式発行の変動を経由して寄与すべきである。これを確認するために、負債比率の変動を以下のように分解を行う³⁵。

$$(D/A)_{i,t} - (D/A)_{i,t-1} = -(e/A)_{i,t} - (re/A)_{i,t} - [E_{t-1}(1/A_{i,t} - 1/A_{i,t-1})]$$

式(3-3)

式(3-3)に示したように、負債比率の変動は、株式発行の変動 $(e/A)_t$ 、内部留保の変動 $(re/A)_t$ 、負債の変動 $[E_{t-1}(1/A_t - 1/A_{t-1})]$ の3つの部分に分けられている。この3つの部分をそれぞれ目的変数として式(3-3)に入れ替えて推定を行えば、時価簿価比率がどの部分を経由して、負債比率の短期変動に負の影響を与えるのかが分かる。

II 検証結果

表3-4は、負債比率の短期変動を時価簿価比率及びその他のコントロール変数に回帰した結果を示している。パネルAは簿価ベースの負債比率を用いた推計結果で、パネルBは時価ベースの負債比率を用いた推計結果である。なお、回帰分析においては、OLS最小二乗法を用いた。

まず、簿価ベースの分析結果を見よう。行(1)の推定においては、時価簿価比率の係数が有意に負の値を取っていることから、時価簿価比率が高い企業は、次年度の負債比率がより大きく低下していることが示された。また、行(2)から行(4)においては、それぞれ株式発行の変動、内部留保の変動、負債の変動を被説明変数として代入して推計しており、時価簿価比率がどの部分を経由して、負債比率を低下させているのを見る³⁶。分析の結果、時価簿価比率が主に株式発行の部分を経由して負債比率を低下させ、時価簿価比率の上昇が、株式発行による資金調達額の増加につながることを示された。また、

³⁵ 分解の詳細は附表Aを参照。

³⁶ 各変数の推計係数において、行(2)～行(4)の推計結果を足せば、行(1)に等しくなる。時価ベースも同様である。

時価ベースの分析結果においても、同様の結果が得られている。

以上の結果から、株価が高く評価される時に、株式発行による資金調達額が増加するというマーケット・タイミング行動が発生することが明らかになり、また、マーケット・タイミング行動の影響で、株価が高く評価された企業は、次年度の負債比率をより大きく低下させていることが分かった。

3.3.2 マーケット・タイミング行動の長期的影響

マーケット・タイミング理論によると、企業の資本構成は過去のマーケット・タイミング行動により説明することができる。これは、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響は長期的であることを示唆している。本節では、まず、過去のマーケット・タイミング行動が現在の資本構成を説明できるかどうかを検証し、次に、マーケット・タイミング行動の影響期間について検証を行う。

3.3.2.1 マーケット・タイミング行動の長期的影響の検証

I 検証モデル

BW(2002)によると、マーケット・タイミング行動が資本構成に長期的な影響を及ぼすのであれば、過去に株価が過大評価された時に資金調達を行った企業は、株式発行による資金調達を行う傾向があったため、現在の負債比率が低い。すなわち、マーケット・タイミング行動の長期的影響で、過去のマーケット・タイミング行動と現在の負債比率の間には負の相関がある。この関係を検証するために、BW(2002)を参考して、以下の

モデルを用いる³⁷。

$$(D/A)_{i,t} = a + b(EFWAMB)_{i,t-1} + c(M/B)_{i,t-1} + d(EBITDA/A)_{i,t-1} + e(PPE/A)_{i,t-1} \\ + f(\ln S)_{i,t-1} + u_{i,t}$$

式(3-4)

式(3-4)のEFWAMBはマーケット・タイミング指標であり、過去のマーケット・タイミング行動を測定しており、被説明変数として用いられる。(D/A)は負債比率を表しており、説明変数として用いられる。また、資本構成の決定要因となり得る成長性(M/B)、収益性(EBITDA/A)、担保提供能力(PPE/A)、規模(lnS)をコントロール変数としてモデルに導入している³⁸。なお、すべての説明変数は1期ラグを取っている。

II 検証結果

表3-5は、負債比率をマーケット・タイミング指標及びその他のコントロール変数に回帰した結果を示している。左側は簿価ベースの負債比率を、右側は時価ベースの負債比率を被説明変数とした検証結果である。なお、回帰分析においては、BW(2002)に従って、Fama-MacBeth推計を用いた³⁹。

まず、簿価ベースの検証結果を見よう。簿価の負債比率を被説明変数とした推定においては、マーケット・タイミング指標の係数が有意に負の値を取っていることが観察さ

³⁷ マーケット・タイミング行動が資本構成に与える影響を分析することが本研究の目的である。その影響を検証する時に、マーケット・タイミング行動を説明変数とし、資本構成を被説明変数とした。しかし、資本構成はマーケット・タイミング行動にも影響を与えるため、資本構成とマーケット・タイミング行動の間には同時決定という内生性問題の可能性があると考えられる。この問題の解決法として同時決定式を用いることがあるが、マーケット・タイミング行動の結果によって負債比率が低い企業を特定することは難しいため、現在のセッティング上では実現できない。そこで、今後の課題としては、マーケット・タイミング行動の結果が持続している負債比率の高い企業と低い企業を特定する方法を考案することでこの問題に対応したい。

³⁸ ここでは、時価簿価比率を成長性の代理変数として用いる点に留意が必要である。BW(2002)では、マーケット・タイミング指標に成長性の情報も反映する恐れがあることを考慮し、時価簿価比率をモデルに導入することによって、成長性による影響をコントロールしている。本章ではそのやり方に従う。

³⁹ Fama-MacBeth推計は、Fama and MacBeth(1973)によって提案されたものであり、企業と年度のパネル推定において誤差項が標準的仮定を満たしていない場合の対処法として用いられる。具体的な説明は、Fama and MacBeth(1973)または太田(2017)を参照する。

れている。すなわち、過去に株価が過大評価された時に資金調達を行った企業は、現在の負債比率が低い。また、簿価負債比率を被説明変数とした推定においても、結果は同様である。これは、マーケット・タイミング理論が示唆する通り、企業の現在の資本構成は過去のマーケット・タイミング行動により説明することができることを示唆している。

3.3.2.2 マーケット・タイミング行動の影響期間の検証

I 検証モデル

マーケット・タイミング行動の影響期間を検証するために、BW(2002)を参照し、以下の2つのモデルを用いる。

$$(D/A)_{t+1} = a_1 + b_1(EFWAMB)_t + c_1(M/B)_t + d_1(EBITDA/A)_t + e_1(PPE/A)_t + f_1(\ln S)_t + u_{1,t+1}$$

式(3-5)

$$(D/A)_{t+T} = a_2 + b_2(EFWAMB)_t + c_2(M/B)_t + d_2(EBITDA/A)_t + e_2(PPE/A)_t + f_2(\ln S)_t + u_{2,t+T}$$

式(3-6)

上記の2つのモデルの変数設定は式(3-4)と同様である。ただし、影響期間を見るために、被説明変数として将来における負債比率を入れ替えている。式(3-5)では次年度における負債比率を、式(3-6)ではT年度後における負債比率を被説明変数として用いている。

マーケット・タイミング行動の影響が続かなければ、係数 b_2 が 0 になり、 b_2/b_1 が 0 になる。逆に、マーケット・タイミング行動の影響が完全に続くのであれば、係数 b_2 と係数 b_1 は等しくなり、 b_2/b_1 が 1 になる。2つのモデルを同時に推計することによって、 b_2/b_1 を算出し、マーケット・タイミング行動の影響がT期後にどのくらい残されるの

かを見ることができる。

II 検証結果

表 3-6 はマーケット・タイミング指標の係数の推定結果を示している。 b_1 はマーケット・タイミング指標と次年度の負債比率との相関係数であり、マーケット・タイミング行動の短期的な影響を表す。 b_2 はマーケット・タイミング指標と T 年度後の負債比率との相関係数であり、マーケット・タイミング行動の長期的な影響を表す。また、各年度の推定では、2つのモデルは同じサンプルを用いている。

まず、簿価ベースの分析結果を見よう。分析の結果、係数 b_2 がすべての検証期間において 1% の水準で有意に負の値を取っていることから、マーケット・タイミング指標は将来 10 年までの負債比率と負の相関があることが示された。すなわち、マーケット・タイミング行動は 10 年後の資本構成にも影響を与えている。また、係数比 b_2/b_1 は、 $t+3$ 、 $t+5$ 、 $t+10$ においては、それぞれ 0.9、 0.81、 0.68 であることから、マーケット・タイミング行動の影響が 3 年後に 90%、 5 年後に 81%、 10 年後においても 68% 残されていることが示された。さらに、推計係数の信頼区間の分布により、 b_2/b_1 の下限値 (LB) を算出した結果においても、マーケット・タイミング行動の影響が 10 年たっても半分以上 (0.52) 残されていることが明らかである。これらの結果は、時価ベースでの検証においてもほぼ同様である。

以上より、マーケット・タイミング指標と将来 10 年間の負債比率との間に有意な負の相関があることが分かり、その負の相関が時間とともに徐々に弱くなっているが、10 年経っても半分以上の説明力が残されていることが明らかになった。これより、マーケット・タイミング行動の影響が少なくとも 10 年間あることを明らかにした。

3.3.3 頑健性テスト

(1) 企業サンプルの絞り込み

式(1)に示されているように、過去のマーケット・タイミング行動を捉える変数 $EFWAMB_{t-1}$ は、年度 0 から年度 $t-1$ までの時価簿価比率を外部資金調達額で加重平均したものであり、企業間の t の値が異なれば、加重平均する時価簿価比率の過去のデータ数は異なると考えられる。そこで、各企業サンプルの t の値が同じであることを確保するために、2001 年から 2016 年までの 16 年間に渡って継続的に上場している企業サンプル(1871 社、29298 サンプル)のみを対象として、頑健性テストを行う。検証結果は表 3-7 に示している。

(2) 固定効果による推計

BW(2002)のモデルは、産業による影響をコントロールしていなかった。しかしながら、現実において、資本構成の産業間の違いはよく観察される。例えば、資本集約的な産業に属す企業の負債比率は相対的に高く、成長性が高いハイテク企業の負債比率は相対的に低い。産業特性が資本構成の決定要因として重要であることは多くの先行研究により指摘されている。そこで、産業特性による影響をコントロールするために、頑健性テストとして固定効果推計を用いる。三輪(2013)によると、固定効果推定は、個別効果(時間とともに変化しない固有の性質のこと、例えば、産業)の影響による推定の偏りを避けることができる。検証結果は表 3-7 に示している。

表 3-7 の(1)と(4)は 2001 年から 2016 年までの 16 年間に渡って継続的に上場している企業サンプルのみを対象として推計した結果である。推計方法は、BW(2002)と同様、Fama-MacBeth 推計を用いた。分析の結果、企業サンプルを絞り込んだ後でも、マーケット・タイミング指標の係数が有意に負の値を取っていることが観察された。すなわち、マーケット・タイミング指標が反映する過去のデータ数が同じである企業サンプルだけを用いて検証しても、分析結果は変わらなかった。

表 3-7 の(2)と(5)は全サンプルを対象とした固定効果の推計結果であり、表 3-7 の(3)と(6)は 2001 年から 2016 年までに継続的に上場している企業のみを対象とした固定効果の推計結果である。推計結果が示しているように、いずれの推計結果においても、マーケット・タイミング指標の係数が有意に負の値を取っている。これは、産業などのような個別効果の影響をコントロールした後も、分析結果は変わらず、過去のマーケット・タイミング行動が資本構成に影響を与えていることを示唆している。

したがって、以上の頑健性テストにより、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響が頑健であることが確認された。

3.4 小括

本章では、マーケット・タイミング理論を提出した BW(2002)に従い、日本の全上場企業を対象として、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響を検証することによって、マーケット・タイミング理論の日本企業における適用性を分析した。その結果、まず、短期的に見れば、株価が高く評価される企業(時価簿価比率が高い企業)は、株式発行による資金調達額が増加し、次年度の負債比率が大きく低下したことが判明した。また、長期的に見れば、過去に株価が高く評価された時に資金を調達した企業は、現在の負債比率が低いことも判明した。最後に、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響の期間を分析した結果、マーケット・タイミング行動の影響は少なくとも 10 年間あることが明らかになった。これらの結果は、アメリカ企業を対象とした BW(2002)に整合している。

表 3-1 変数の計算方法

変数	名称	計算方法
D/A	負債比率(簿価)	$(\text{負債総額} - \text{転換社債}^{40}) \div \text{総資産}$
D/Am	負債比率(時価)	$(\text{負債総額} - \text{転換社債}) \div (\text{総資産} - \text{自己資本} + \text{期末株価} \times \text{発行済み株式数})$
d/A	純負債発行比率	負債の増減
e/A	純株式発行額	自己資本の増減 - 利益剰余金の増減
re/A	内部留保変動比率	利益剰余金の増減
EFWAMB	加重平均時価簿価比率	計算方法は本章の 4.1.2 を参照
M/B	時価簿価比率	$(\text{負債} + \text{期末株価} \times \text{発行済み株式数}) \div \text{総資産}$
EBITDA/A	営業利益率	$(\text{経常利益} + \text{支払利息} + \text{減価償却費}) \div \text{資産総額}$
PPE/A	固定資産比率	有形固定資産 \div 総資産
LnS	規模	売上高の常用対数

注: 変数の算出方法は Baker and Wurgle (2002) に習っている。

⁴⁰ 転換社債は、予め決められた転換条件(転換期間や転換価格)のもと、社債を株式に転換できる選択権が付与されている社債で、会社法上は「転換社債型新株予約権付社債」という。会計上は負債だが、一定の条件のもとで株式に転換できるので、転換社債の発行をエクイティファイナンスとみなすことが多い(BW(2002)、Huang and Ritter(2009))。本研究では、BW(2002)に習い、転換社債を総負債から差し引いて自己資本に加算する。

表 3-2 基本統計量

変数	標本数	平均值	標準偏差	中央値	最小値	最大値
D/A (%)	44403	50.31	20.96	50.75	0.96	99.93
D/Am (%)	44403	51.77	23.53	53.79	0.11	99.90
d/A(%)	44403	0.17	8.89	0.09	-32.79	32.10
e/A(%)	44403	0.43	5.95	0.05	-25.71	33.46
re/A(%)	44403	1.61	6.09	1.55	-26.17	29.47
EFWAMB	44403	1.16	0.90	0.99	0.00	9.90
M/B	44403	1.13	0.73	7.87	0.05	9.87
EBITDA/A(%)	44403	8.48	6.25	27.26	-14.24	30.14
PPE/A (%)	44403	29.06	18.62	10.35	0.41	80.64
LnS	44403	10.48	1.66	0.96	6.55	14.93

表 3-3 相関係数行列

	D/A	D/Am	d/A	e/A	re/A	EFWAMB	M/B	EBITDA/A	PPE/A	LnS
D/A	1									
D/Am	0.7895	1								
d/A	0.0435	-0.0730	1							
e/A	-0.0635	-0.1627	0.0887	1						
re/A	-0.1214	-0.2007	0.0707	-0.2591	1					
EFWAMB	-0.2265	-0.4500	0.0947	0.1707	0.0461	1				
M/B	-0.1055	-0.4965	0.1165	0.2529	0.1573	0.6203	1			
EBITDA/A	-0.2061	-0.3915	0.1100	0.0042	0.6033	0.1968	0.3173	1		
PPE/A	0.2211	0.2690	-0.0680	-0.0994	-0.0642	-0.2282	-0.2068	0.0232	1	
LnS	0.2513	0.2218	-0.0023	-0.1130	0.0286	-0.1484	-0.1504	0.0811	0.1510	1

表 3-4 マーケット・タイミング行動の資本構成への短期的影響の検証結果

		MB _{t-1}		EBITDA/A _{t-1}		PPE/A _{t-1}		LnS _{t-1}		D/A _{t-1}		N	R ²
		b	t(b)	c	t(c)	d	t(d)	e	t(e)	f	t(f)		
パネル A: 簿価ベースの推計結果													
(1)	(D/A) _t -(D/A) _{t-1}	-0.228***	(-3.73)	-0.136***	(-20.39)	0.013***	(7.03)	0.251***	(13.36)	-0.059***	(-41.67)	44403	0.07
(2)	-(e/A) _t	-1.496***	(-16.67)	-0.004	(-0.45)	0.013***	(6.05)	0.381***	(16.79)	-0.024***	(-13.00)	44403	0.12
(3)	-(re/A) _t	-0.406***	(-5.98)	-0.377***	(-41.37)	0.013***	(5.91)	0.042**	(2.09)	-0.011***	(-6.39)	44403	0.18
(4)	-[E _{t-1} -(1/A _t -1/A _{t-1})]	1.672***	(22.49)	0.246***	(29.15)	-0.013***	(-6.24)	-0.173***	(-8.12)	-0.024***	(-13.70)	44403	0.23
パネル B: 時価ベースの推計結果													
(5)	(D/A) _t -(D/A) _{t-1}	-3.629***	(-28.17)	-0.02	(-1.64)	0.009**	-2.28	0.084**	-2.52	-0.154***	(-38.79)	44403	0.26
(6)	-(e/A) _t	-14.890***	(-12.22)	0.191	(1.52)	-0.138***	(-5.20)	-2.037***	(-5.87)	-0.450***	(-12.33)	44403	0.07
(7)	-(re/A) _t	0.561***	(4.52)	-0.270***	(-8.94)	0.007	(1.43)	0.116***	(3.39)	0.003	(0.68)	44403	0.03
(8)	-[E _{t-1} -(1/A _t -1/A _{t-1})]	10.700***	(9.03)	0.059	(0.50)	0.139***	(5.52)	2.005***	(5.83)	0.293***	(8.24)	44403	0.04

注 1:***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注 2:括弧内の値は t 値(White により不均一分散を調整済み)、N は標本数、R² は決定係数である。

表 3-5 マーケット・タイミング行動の資本構成への長期的影響の検証結果

	簿価ベース		時価ベース	
EFWAMB _{t-1}	-3.878***	(-16.24)	-4.698***	(-13.64)
MB _{t-1}	6.657***	(6.40)	-4.389***	(-7.61)
EBITDA/A _{t-1}	-1.037***	(-23.49)	-1.231***	(-19.26)
PPE/A _{t-1}	0.213***	(42.36)	0.207***	(27.05)
LnS _{t-1}	3.196***	(23.10)	2.423***	(18.84)
cons	16.511***	(14.10)	40.914***	(17.59)
N	44003		44003	
R ²	0.2		0.34	

注 1: ()内は t 値であり、***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注 2: cons は定数項、N は標本数、R² は決定係数である。

表 3-6 マーケット・タイミング行動の影響期間の検証結果

年度	EFWAMB _t の推定係数				係数比	
	b1	t(b1)	b2	t(b2)	b2/b1	LBp=0.5
パネル A: 簿価ベースの負債比率						
t+1	-5.936***	(-21.89)	-5.936***	(-21.89)	1.00	-
t+3	-6.190***	(-23.90)	-5.549***	(-25.49)	0.90	0.82
t+5	-6.312***	(-22.55)	-5.105***	(-16.61)	0.81	0.70
t+10	-6.871***	(-29.27)	-4.654***	(-13.61)	0.68	0.52
パネル B: 時価ベースの負債比率						
t+1	-5.624***	(-23.35)	-5.624***	(-23.35)	1.00	-
t+3	-5.764***	(-21.98)	-5.289***	(-15.53)	0.92	0.79
t+5	-5.766***	(-17.45)	-4.806***	(-14.37)	0.83	0.70
t+10	-5.673***	(-11.78)	-3.751***	(-12.27)	0.66	0.49

注:()内は t 値であり、***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

表 3-7 頑健性テスト

	簿価ベースの負債比率			時価ベースの負債比率		
	(1)FM	(2)Fix	(3)Fix	(4)FM	(5)Fix	(6)Fix
EFWAMB _{t-1}	-5.216*** (-10.65)	-2.501*** (-8.63)	-2.918*** (-7.35)	-6.350*** (-9.64)	-1.033*** (-4.69)	-1.975*** (-6.85)
MB _{t-1}	13.492*** (5.91)	1.613*** (8.44)	2.636*** (8.86)	-5.241*** (-5.47)	-4.295*** (-21.27)	-5.093*** (-15.34)
EBITDA/A _{t-1}	-1.466*** (-38.02)	-0.500*** (-21.68)	-0.575*** (-20.39)	-1.545*** (-33.99)	-0.676*** (-26.75)	-0.783*** (-26.75)
PPE/A _{t-1}	0.241*** (45.29)	0.214*** (10.27)	0.209*** (8.75)	0.217*** (27.55)	0.238*** (12.65)	0.226*** (10.32)
LnS _{t-1}	3.531*** (32.36)	3.671*** (9.60)	4.099*** (9.03)	2.572*** (23.74)	5.390*** (13.62)	6.352*** (13.92)
cons	9.093*** (10.00)	10.478** (2.53)	4.642 (0.94)	43.717*** (20.43)	-0.337 (-0.08)	-8.281 (-1.64)
N	29298	44403	29298	29298	44403	29298
F	--	68.52 (0.000)	84.24 (0.000)	--	34.91 (0.000)	45.99 (0.000)
R ²	0.243	0.097	0.110	0.327	0.161	0.182

注 1:()内は t 値であり、***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注 2:cons は定数項、N は標本数、R²は決定係数である。

注 3:FM は Fama-Macbeth 推計、Fix は固定効果推計である。

第4章 マーケット・タイミング行動の資本構成への影響—IPO 企業を対象として

本章では、Alti (2006) の分析手法に従い、ホット発行市場に着目し、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響を日本の IPO 企業を対象としてさらに検討する。まず、ホット発行市場においてマーケット・タイミング行動が観察されるかどうかを日本の IPO 企業データを用いて検証する。続いて、ホット発行市場におけるマーケット・タイミング行動が負債比率に与える影響の期間を分析する。

4.1 はじめに

マーケット・タイミング理論が BW (2002) により提唱されて以降、欧米ではその理論を巡る実証研究が盛んに行われてきた。現在、マーケット・タイミング理論に関する実証結果における最も大きな争点は、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響が長期的であるかどうかということである⁴¹。BW (2002) の検証結果では、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響は少なくとも 10 年間あることが示されている。

しかしながら、BW (2002) が用いたマーケット・タイミング指標に対して反論が起きている。BW (2002) は、時価簿価比率に基づきマーケット・タイミング指標を構築し、時価簿価比率が高い時に株式発行を行った企業をマーケット・タイミング企業として捉えている。BW (2002) によれば、時価簿価比率は企業の市場価値の簿価価値に対する倍率を表しており、倍率が高いということは、株価が過大評価される可能性があることを示唆している。一方、時価簿価比率は企業特性、特に企業の成長性にも関わっており、通常成長性が高い企業は時価簿価比率も高いと考えられている (Hovakimian (2006))、

⁴¹ マーケット・タイミング理論によれば、資本構成は過去のマーケット・タイミング行動の積み重なった結果を反映する。これは、過去一定の期間において発生したマーケット・タイミング行動の積み重なった結果により現在の資本構成を説明することができるということを意味する。この背後には、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響は長期的であるということが前提としてある。すなわち、ある年度に発生したマーケット・タイミング行動が将来の資本構成を説明することができるということを前提にしている。なぜなら、マーケット・タイミング行動の影響が一時的であれば、その影響が積み重なることはないからである。そのため、マーケット・タイミング理論を検証する時、マーケット・タイミング行動の影響が長期的であるかどうかを検証することは重要である。

Kayhan and Titman(2007))。すなわち、高い時価簿価比率は株価の過大評価と企業の高成長性の2つの可能性に関わっている。そのため、時価簿価比率が高い時に株式発行を行った企業は、次の2つの企業である可能性がある。1つは、株価の過大評価を活用する目的で株式発行を行うマーケット・タイミング企業である。もう1つは、財務の柔軟性を守るために株式発行を利用する高成長企業である⁴²。Hovakimian(2006)、Kayhan and Titman(2007)などは、BW(2002)のマーケット・タイミング指標は、マーケット・タイミング企業と高成長企業を同時に捉える可能性があるため、その指標を用いて観察した長期的影響は、マーケット・タイミング行動に由来するだけではなく、企業の成長性に由来する可能性もあると指摘している。

Alti(2006)は、マーケット・タイミング行動の影響を適切に判断するためには、企業特性に直接に関わらない指標が必要であると主張している。彼は、市場全体が上昇する時に新規公開企業数が増えるというホット発行市場に着目し、発行企業数に基づくマーケット・タイミング指標を提案した。Alti(2006)によれば、ホット発行市場は企業のマーケット・タイミング行動の反映である。なぜなら、市場全体が上昇する時に、投資家の楽観的なセンチメントが高まり、株価が高く評価されやすいため、企業はこの時を選択して株式公開を行う傾向があり、ホット市場発行が形成されるからである⁴³。Alti(2006)はホット発行市場に公開した企業をマーケット・タイミング企業と捉えて分析を行った。分析の結果、ホット発行市場に公開した企業はそうでない企業に比べ、公開価格が上昇し、資金調達規模が大きくなることにより、IPO年度の負債比率がより大きく低下したことが観察された。しかしながら、IPO次年度以降、負債比率の差が観

⁴² 財務の柔軟性とは、外部環境の不確実性に対応するため、財務的なゆとり(負債調達余力)を持つことを意味する(砂川(2017))。一般的に、成長性が高い企業は、倒産リスクも高いため、財務柔軟性を守るために株式発行による資金調達を選択する傾向があると考えられている(Myers(1977)、Smith et al.(1992))。

⁴³ Bayless and Chaplinsky(1996)、Helwege et al.(2004)、Ivanov and Lewis(2008)は、ホット発行市場が形成される要因について分析した結果、投資家のセンチメントが最も重要な要因であることが判明した。彼らによれば、投資家センチメントが楽観化する場合に、企業の将来に対する期待が高くなり、株価を過大に評価しやすい。IPO企業は株価の過大評価を活用する目的で、この時期に集中して公開し、HOT市場が生み出されるのである。

察されなくなった。したがって、Alti(2006)は、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響は一時的であると主張している。

本研究の第3章では、BW(2002)の分析手法に従って、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響を分析した。分析の結果、BW(2002)と同様、マーケット・タイミング行動が資本構成に与える影響は、すくなくとも10年間続いたことが観察された。しかしながら、前述したように、BW(2002)の指標は、企業の成長性に関わっている時価簿価比率に基づいて構築されているため、検証結果は成長性による影響が混入する可能性がある。そこで、追加検証として、本章では、Alti(2006)の分析手法に従い、ホット発行市場に着目し、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響の期間を日本のIPO企業のデータを用いてさらに検討する⁴⁴。

実証分析は、次の2つの段階に分けて行う。まず、月次IPO企業数に基づき、ホット発行市場(HOT市場)とそうでない市場(COLD市場)を区別する指標を作り、HOT市場に公開した企業とCOLD市場に公開した企業の、公開時点における資金調達規模、公開価格及び公開株式数が異なるかどうかを分析することによって、HOT市場におけるマーケット・タイミング行動を確認する。次に、HOT市場に公開した企業とCOLD市場に公開した企業との公開前後における負債比率の変動の差異を分析することによって、マーケット・タイミング行動の影響期間を検証する。

分析の結果は、次の通りである。まず、HOT市場に公開した企業は、COLD市場に公開した企業に比べ、資金調達規模が顕著に増加していることが分かった。資金調達規模の増加の原因は、公開価格の上昇にあることが明らかになった。これは、HOT市場

⁴⁴ ただし、BW(2002)とAlti(2006)はそれぞれ異なる前提でマーケット・タイミング行動を捉え、その資本構成への影響を分析している点に留意が必要である。BW(2002)は、過去の一定期間における株式発行活動(公募増資)を総合的に把握し、その期間におけるマーケット・タイミング行動の積み重なった結果と資本構成との関係を見ている。それに対して、Alti(2006)は、IPO活動という個別の株式発行活動に注目し、1回のマーケット・タイミング行動が資本構成に与える影響を見ている。言い換えると、BW(2002)は、「資本構成は過去のマーケット・タイミング行動の積み重なった結果を反映する」ということを検証しているのに対して、Alti(2006)は、「マーケット・タイミング行動の資本構成への影響は長期的である」という前提が成り立つかどうかを検証している。

において、マーケット・タイミング行動が発生していることを示唆している。また、マーケット・タイミング行動の影響で、HOT 市場に公開した企業は、COLD 市場に公開した企業に比べ、公開後の負債比率がより大きく低下し、その低下は公開後の3年目まで続いたことが観察された。すなわち、マーケット・タイミング行動が資本構成に与える影響は3年間続いている。

本研究の特徴は、以下の2点である。

第1に、HOT 市場に基づいてマーケット・タイミング行動を測定したことである。これまでの実証研究では、マーケット・タイミング行動を捉えるために、時価簿価比率に基づく指標を用いるのがほとんどである。しかしながら、時価簿価比率はマーケット・タイミングだけでなく、企業の成長性にも関わっている。それに対して、HOT 指標はIPO 企業数に基づき、企業属性と直接的に関連しない。本研究は、日本の2002年から2016年までのIPO 企業数に基づきHOT 指標を構築し、それをマーケット・タイミング指標として用い、マーケット・タイミング行動の影響を分析している。

第2に、検証期間を分けて頑健性テストを行ったことである。本研究の検証対象は、日本の2002年から2016年までのIPO 企業である。この期間に金融危機が発生したため、金融危機発生前に比べ金融危機発生後は、IPO 企業数が全体的に減少する傾向が見られた。本研究では、検証対象を全体として検証したうえ、金融危機前(2002年から2007年まで)と金融危機後(2007年から2018年まで)の2つの時期に分けて検証し、異なる期間を考慮に入れた後でもマーケット・タイミング行動が資本構成に影響するかを分析している。

本章の構成は以下の通りである。まず、4.2では、データと変数を説明し、続いて4.3では、検証方法を説明し、ホット市場におけるマーケット・タイミング行動及びその資本構成への影響を分析し、最後に、4.4では結論を述べる。

4.2 データと変数

4.2.1 データ

本章の分析対象は、2002年1月から2016年12月までのIPO企業である。ただし、①株式移転上場及び市場変更上場の企業、②日経業種分類において、銀行、証券、保険、その他の金融に該当する企業、③分析に利用可能な連結財務諸表データが取得できない企業を除外している。IPO企業データは、eol 有価証券報告書及び東洋経済オンラインから入手し、企業の株価データ及び財務データは、FinancialQUEST から入手した。

欠損値の処理については、純資産、負債総額、有形固定資産、売上高、営業利益、経常利益、決算期末株価が欠損の場合は、サンプルから除外した。また、異常値の影響を除去するために、ダミー変数を除く各変数について、上位1%の値を1%パーセンタイルの値で、また、下位1%の値を99%パーセンタイルの値で置き換えた。

4.2.2 HOT 指標

本研究は Altı (2006)、三谷 (2013) を参考して、月次の IPO 企業数に基づき、当該月が HOT 市場にあるか、COLD 市場にあるかを判断する。具体的には、まず、月次データの季節性による影響を取り除くために、「3 期中心移動平均」を求める⁴⁵。次に、「3 期中心移動平均」の中央値を求め、中央値より月次の IPO 企業数が多ければ、当該月が HOT 市場にあると定義し、中央値より月次の IPO 企業数が少なければ、当該月が COLD 市場にあると定義する。さらに、HOT 市場に新規公開した企業を HOT 企業と認識し、その企業の HOT 指標を 1 にし、COLD 市場に新規公開した企業を COLD 企業と認識し、その企業の HOT 指標を 0 にする。

図 4-2 は、本章の分析期間(2002年1月～2016年12月)における3期中心移動平均の

⁴⁵ 本研究の分析対象である IPO 企業には、およそ四半期ごとに変動する傾向が見られ、とりわけ3月、6月、12月が多い(図 4-1 を参照)。3 期中心移動平均すれば、周期とする季節変動が除去される。具体的には、例えば、2 月 IPO 企業数の 3 期中心移動平均は、1 月から 3 月までの IPO 企業数の平均値であり、3 月の IPO 企業数の 3 期中心移動平均は、2 月から 4 月までの IPO 企業数の平均値である。

月次 IPO 企業数の推移である。実線と点線は、それぞれ 3 期中心移動平均の月次 IPO 企業数とその中央値である。中央値は 6.33 である。以上の処理手法に従うと、検証期間における 992 社の IPO 企業のうち、HOT 企業は 788 社で、全体の約 79% を占め、COLD 企業は 208 社で、全体の約 21% である。

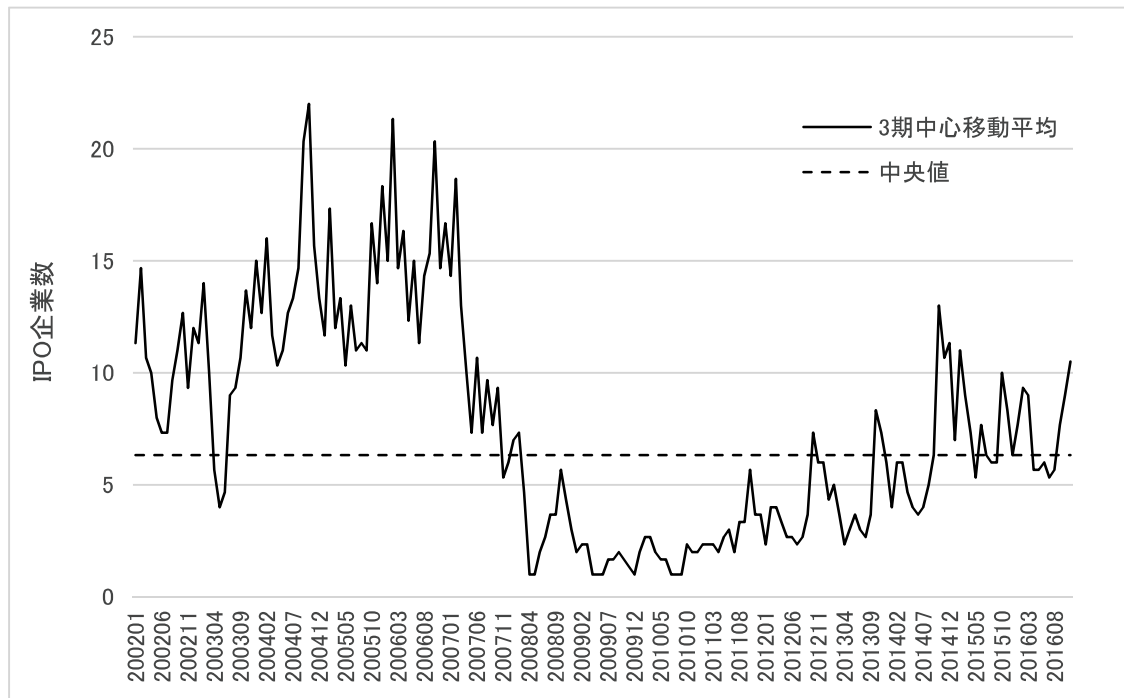


図 4-2 IPO 企業数(3 期中心移動平均)の推移

4.2.3 変数

本章の変数の設定と定義は概ね前章と同様である。まず、資本構成を表す変数として、簿価ベースの負債比率(D/A)を用いる。簿価ベースの負債比率は負債を資産総額で除した指標である。ただし、負債は、貸借対照表の負債総額から転換社債を引いたものとする。また、説明変数については、Alti(2006)に従い、時価簿価比率(M/B)、営業収益率(EBITDA/A)、固定資産比率(PPE/A)、規模(LnS)、業種(INDs)を用いる。これらの変数の定義は次の通りである。時価簿価比率は、資産総額で負債と株式時価総額の合計を除いたものである。株式時価総額は、期末株価に期末発行済み株式数を乗じた値である。

営業収益率は、経常利益と支払利息と減価償却費の合計を資産総額で除したものであり、固定資産比率は、有形固定資産を資産総額で除したものであり、規模は、売上高の対数値でとらえる。業種ダミーは、日経業種分類(中分類)を採用する。なお、主要の変数の記述統計量は、表 4-1 に示した。

表 4-1 が示しているように、負債比率(D/A)は、IPO 前年度の 58.74%から IPO 年度の 45.76%まで大幅に低下し、その後やや回復し、IPO+2 以降は約 48%前後の水準で維持している。企業の規模(LnS)は時間とともに増加していくのに対して、利益率(EBITDA/A)と時価簿価比率(M/B)は低下している。固定資産比率(PPE/A)は、IPO 年度にやや低下したが、その後徐々に上昇していく。

4.3 実証分析

4.3.1 ホット発行市場におけるマーケット・タイミング行動

I 検証仮説と方法

マーケット・タイミング行動から見れば、IPO 企業が HOT 市場に集中して公開する理由は、HOT 市場において投資家の楽観的なセンチメントによって、株価が過大評価されやすく、より高い価格付けで株式を発行することができるからである。したがって、他の条件が一定であれば、HOT 市場に公開した企業は、COLD 市場に公開した企業に比べ、公開価格が高くなり、資金調達額が多くなる。よって、仮説 1 が提出できる。

仮説 1: HOT 市場に公開した企業は、COLD 市場に公開した企業より、公開価格が高く、資金調達の規模が大きい。

資金調達の規模を判断する指標として、公開株式数⁴⁶に公開価格を掛け合わせた調達額を、公開時点の資産総額で基準化したもの(Amount/A_t)を用いる。ただし、公開時点の資産総額は、公開による調達額に伴って増加すると考えられる。このような影響を取り

⁴⁶ 公開株式数は、新規発行の株式数と売上の株式数の合計である。

除くために、公開前の資産総額でも基準化したもの (Amount/A_{t-1}) を用いる。また、公開価格の高低を判断するために、資金調達規模 (Amount/A_t) をさらに公開株比率 (Issued) と株価総資産倍率 (Offer/Book) の2つの部分に分解し、その中の Offer/Book を公開価格を評価する指標として用いる。分解式は以下通りである。

$$\text{Amount}/A_t = \text{Issued} \times (\text{Offer}/\text{Book}) \quad \text{式(4-1)}$$

ただし、 $\text{Amount}/A_t = \text{調達額}/\text{公開時点の資産総額}$ 、 $\text{Issued} = \text{公開株式数}/\text{発行済み株式数}$ 、 $(\text{Offer}/\text{Book}) = \text{公開価格}/1 \text{株当たり総資産}$ である。

仮説1について、まず、 Amount/A_{t-1} 、 Amount/A_t 、 Issued 、 Offer/Book に対して、平均の差の検定 (t 検定) を行う。ただし、t 検定で検証された結果は、他の企業特性による影響の可能性もある。他の影響要因をコントロールするために、Alti (2006) を参考し、企業の成長性、収益性、担保提供能力、規模、債務水準、産業特性を表す変数をコントロール変数として、以下の回帰モデルで分析を行う。

$$Z = a_0 + a_1 \text{HOT} + a_2 M/B + a_3 (\text{EBITDA}/A)_{t-1} + a_4 (\text{PPE}/A)_{t-1} + a_5 (\ln S)_{t-1} + a_6 (\text{INDS})_{t-1} \\ + a_7 (D/A)_{t-1} + u_t$$

式(4-2)

ここでは、Z として、 Amount/A_{t-1} 、 Amount/A_t 、 Issued 、 Offer/Book を用いる。

II 検証結果

表 4-2 には、HOT 企業と COLD 企業の公開時における資金調達の規模、公開株式数及び公開価格の差異の分析結果を示した。パネル A は t 検定の結果であり、パネル B は回帰分析の結果である。なお、回帰分析では、通常最小二乗法を用いて推計を行った。推計には、業種ダミーを含めたが、係数の掲載は省略した。

まず、t 検定の結果を見よう。資金調達の規模を表す Amount/A_{t-1} と Amount/A_t のいずれでも、HOT 企業の方が COLD 企業より有意に高いことが示された。資金調達額が

総資産に占める割合の平均値の差は、 Amount/A_{t-1} の場合では 15.8% (74.18% - 58.32%) で、 Amount/A_t の場合は 7.67% (42.12% - 34.45%) である。また、Issued と Offer/Book を見てみると、公開株式数が発行済み株式数に占める割合 (Issued) においては、HOT 企業は COLD 企業より高くなっているが、結果は有意ではなかった。それに対して、株価総資産倍率 (Offer/Book) においては、HOT 企業は COLD 企業より平均的に 0.23 倍高くなっており、10% の水準で有意である。

上記 t 検定で検証された差は、他の企業特性による影響の可能性があるため、回帰モデルを用いて、他の影響要因をコントロールしたうえで分析した。分析の結果、 Amount/A_{t-1} と Amount/A_t と Offer/Book のいずれも有意な正の値が示された。これは、他の影響要因をコントロールしても、HOT 市場に公開した企業は、COLD 市場に公開した企業に比べ、公開価格が高く、資金調達規模が大きいことを意味する。この結果は、上記の t 検定の結果に整合である。したがって、仮説 1 が支持され、ホット発行市場においてマーケット・タイミング行動が発生していることが明らかになった。

4.3.2 マーケット・タイミング行動の資本構成への影響

I 検証仮説と方法

上記の分析結果から明らかなように、マーケット・タイミング行動の影響で、HOT 企業の資金調達の規模は COLD 企業より大きく増加している。資金調達の規模の増加により、IPO 年度に、HOT 企業は COLD 企業に比べて負債比率を大幅に低下させることが考えられる。仮に、マーケット・タイミング行動が資本構成に与える影響が長期的に続くのであれば、IPO 年度以降の数年間に渡っても、HOT 企業の方は COLD 企業に比べ負債比率をより大きく低下させる傾向がある。したがって、次の仮説 2 が提出できる。

仮説 2: HOT 企業は COLD 企業に比べ、公開後から数年間渡っても、負債比率をより大きく低下させる傾向がある。

仮説 2 を検証するために、Alti (2006) を参照し、以下のモデルを用いる。

$$(D/A)_t - (D/A)_{t-1} = b_0 + b_1 HOT + b_2 (M/B)_{t-1} + b_3 (EBITDA/A)_{t-1} + b_4 (PPE/A)_{t-1} \\ + b_5 (\ln S)_{t-1} + b_6 (INDS)_{t-1} + b_7 (D/A)_{t-1} + u_t$$

式(4-3)

被説明変数は、負債比率の変動を用いる。負債比率の変動は、公開前の負債比率 $(D/A)_{t-1}$ を基準にし、現時点の負債比率から公開前の負債比率を差し引いて算出し、 $(D/A)_t - (D/A)_{t-1}$ と表す。また、他の説明変数の設定は、式(4-2)と同様である。上記の推定式における最大の関心は、係数 b_1 の符号である。 b_1 が数年間に渡って有意に負の値を取れば、HOT 企業は負債比率をより大きく低下させていることから、仮説 2 が支持される。

II 検証結果

表 4-3 は、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響についての検証結果を示しているものである。パネル A は、HOT 企業と COLD 企業との負債比率の変動の平均値の t 検定の結果である。パネル B は、負債比率の変動を HOT 指標及びその他のコントロール変数に回帰した結果を示している⁴⁷。なお、回帰分析は、最小二乗法を用いた。

まず、パネル A の t 検定の結果を見よう。結果から分かるように、新規公開以降、HOT 企業と COLD 企業とも、負債比率が公開前に比べ低下しているが、HOT 企業の方は、IPO+3 年度まで、負債比率の低下幅が有意に大きかった。両企業群の負債比率の変動の差を見てみると、IPO 年度では -7.37%、IPO+1 年度では -4.53%、IPO+2 年度で

⁴⁷ 各年度の企業サンプルが異なる理由は:①IPO+X 年度のサンプルは、IPO して X 年間継続的に上場して財務データが取得できる企業でなければならない。②上場年数の増加に伴って、企業が倒産したり上場廃止したりすることにより、サンプル数が減っている。本研究では、IPO して 6 年間継続的に財務データが取得できた企業だけに絞って、各年度において同じサンプルで検証も行ったが、結果は変わらなかった。

は-2.85%、IPO+3 年度では-1.96%であり⁴⁸、それぞれ、1%、1%、5%、10%の水準で有意となる。ただし、差が徐々に0に近づいていくことから、両企業群の負債比率の低下幅の差が時間とともに縮小していることが分かった。

次に、パネルBの回帰分析の結果を見てみると、IPO年度からIPO+3年度までにおいては、HOT指標の係数は有意に負の値を取っている。これは、他の影響要因をコントロールした後でも、HOT企業はCOLD企業に比べ、公開後の3年目まで、負債比率をより大きく低下させていることが示された。この結果は、上記のt検定の結果に整合している。

以上より、HOT企業は公開後の3年目までは、負債比率をより大きく低下させていることから仮説2が支持され、マーケット・タイミング行動が資本構成に影響を与えており、その影響が3年間続いていることが明らかになった。

4.3.3 頑健性テスト

これまでの分析は、2002年から2018年までのIPO企業を対象として行った。しかしながら、サンプル期間中に金融危機が発生しているため、本節では、金融危機の発生前と発生後に分けて、結果の頑健性テストを行う。

図4-2が示しているように、金融危機発生前と発生後においては、IPO企業数の全体水準には顕著な格差があり、金融危機前(2002年から2007年まで)においては、IPO企業数が全体的に多く、金融危機後(2007年以降)においては、IPO企業数が全体的に少ない傾向が見られる。したがって、本節では、2007年12月を境に、その前のIPO企業を金融危機前のサブサンプルとし、その後のIPO企業を金融危機後のサブサンプルとして、それぞれのサブサンプルを用いて頑健性テストを行う。

⁴⁸ 両企業群における差は、次のように算出する： $-7.37\% = 17.25\% - (-9.98\%)$ 、 $-4.53\% = -14.32\% - (-9.79\%)$ 、 $-2.85\% = -12.62\% - (-9.76\%)$ 、 $-1.96\% = -12.25\% - (-10.29\%)$ 。

検証結果は、表 4-4 に示した。左側は金融危機前のサブサンプルにおける検証結果であり、右側は金融危機後のサブサンプルにおける検証結果である。分析の結果、両方のサブサンプルにおいては、IPO+3 年度までは、HOT 指標が有意に負の値を取っていることが示された。すなわち、HOT 企業は、公開後の 3 年度まで負債比率をより大きく低下させている。この結果は、全サンプルで検証した結果と同様であり、マーケット・タイミング行動が資本構成に与える影響が 3 年間続いたことを示している。

マーケット・タイミング行動の影響の期間について、本研究と Alti (2006) の分析結果は異なっている。Alti (2006) では、HOT 企業は COLD 企業に比べ、公開後の 1 年目に負債比率がより多く低下したが、それ以降は有意な違いがないことが観察されている。すなわち、マーケット・タイミング行動の影響は 1 年間しかなかった。

検証結果が異なった理由として、次の 2 つのことが考えられる。1 つは、検証対象が異なることである。本研究の検証対象は日本企業であり、日本とアメリカの資本市場の状況や資金調達制度などはそれぞれ特徴があるため、2 つのサンプルによる検証結果も異なる可能性がある。もう 1 つは、HOT 企業の配当行動である。Alti (2006) は、負債比率のリバランスの原因を調べたところ、IPO 当年度、COLD 企業に比べ、HOT 企業に占める高配当企業の割合が顕著に増加したことを観察した。配当を支払うことにより、自己資本が減少するため、HOT 企業はより多くの配当を支払うことを通じて、負債比率を高めることができる。その結果、HOT 企業と COLD 企業との負債比率の差がなくなったのである。しかしながら、本研究は、IPO 当年から IPO+2 年度までの配当状況⁴⁹

⁴⁹ HOT 企業と COLD 企業の配当状況の比較の結果は次の通りである。

配当性向	IPO 年度		IPO+1 年度		IPO+2 年度	
	COLD 企業	HOT 企業	COLD 企業	HOT 企業	COLD 企業	HOT 企業
0.00%	46.95%	44.06%	39.44%	36.42%	35.12%	34.60%
0%~10%	19.25%	22.90%	11.27%	13.77%	9.76%	9.01%
10%~25%	23.47%	22.28%	26.76%	27.41%	27.32%	27.94%
25%以上	10.33%	10.76%	22.54%	22.40%	27.80%	28.46%

を分析し、HOT 企業に占める高配当企業の割合は COLD 企業に比べ顕著な違いは観察されなかった。すなわち、IPO した後、HOT 企業は配当を増やすことで負債比率を高めるということは日本企業において発生していなかった。そのため、マーケット・タイミング行動の影響がより長く持続していたであろうと考えられる。

4.4 小括

本章では、ホット発行市場に着目し、ホット発行市場におけるマーケット・タイミング行動及びその資本構成への影響について分析した。まず、月次の IPO 企業数に基づき、HOT 市場と COLD 市場を区別し、HOT 市場に公開した企業と COLD 市場に公開した企業の資金調達の規模、公開価格、公開株式数における差異を分析することによって、ホット発行市場におけるマーケット・タイミング行動を検証した。分析の結果、HOT 市場に公開した企業は、COLD 市場に公開した企業に比べ、資金調達の規模、即ち、公開時点の資金調達額の総資産に占める割合が顕著に増加したことが分かった。また、資金調達の規模の増加は、高い公開価格(株価総資産倍率)につながる事が明らかになった。

続いて、HOT 企業と COLD 企業との公開前後における負債比率の変動を分析し、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響の期間を分析した。分析の結果、HOT 企業は COLD 企業に比べ、公開後 3 年目までに負債比率をより大きく低下させていることが示された。これは、マーケット・タイミング行動が資本構成に与える影響は 3 年間あることを示唆している。

最後に、頑健性テストとして、金融危機の発生前(2002 年から 2007 年まで)と発生後(2007 年から 2016 年まで)の 2 つのサブサンプルに分けて、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響が金融危機の前後において異なるかどうかを分析した。分析の結果、両方のサブサンプルにおいても、IPO+3 年度までは、HOT 指標が有意に負の値を

取っていることが示された。すなわち、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響は、外的な市場状況に関わらず、少なくとも3年間あることが明らかになった。これは、全サンプルで検証した結果と整合的である。

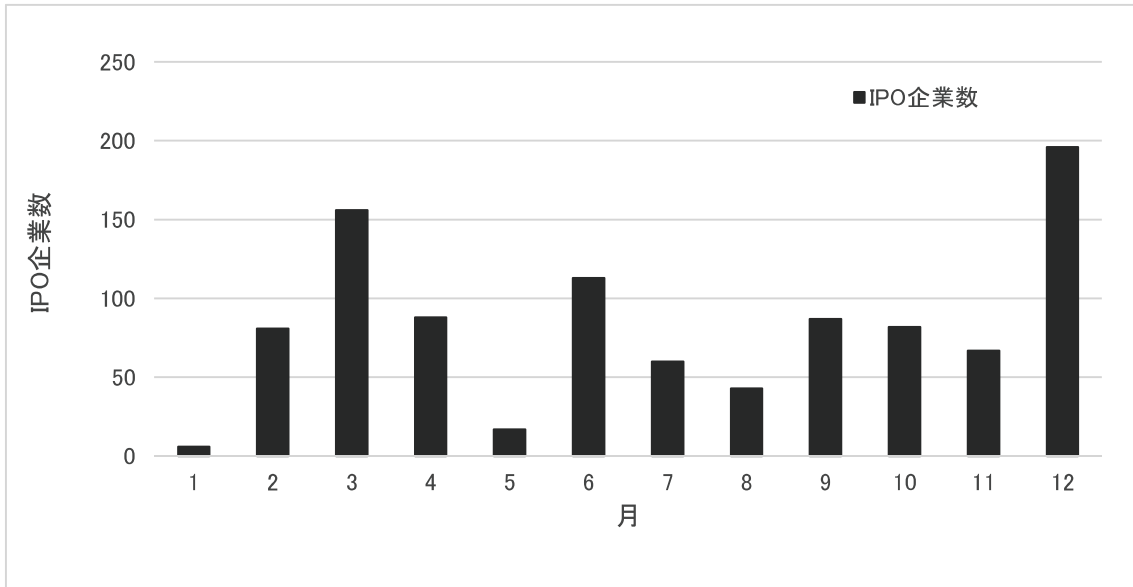


図 4-1 2002 年から 2016 年までにおける IPO 企業数の月次分布

表 4-1 記述統計量

	N	D/A	M/B	EBITDA/A	PPE/A	LnS
PRE-IPO	992	58.74	—	14.56	18.67	8.50
		(-22.69)	—	(-12.27)	(-19.35)	(-1.56)
IPO	992	45.76	2.47	12.52	17.98	8.87
		(22.10)	(2.31)	(10.64)	(19.07)	(1.44)
IPO+1	950	46.91	2.17	10.80	18.55	9.00
		(22.12)	(2.08)	(11.57)	(19.43)	(1.45)
IPO+2	863	48.22	1.93	9.65	19.79	9.13
		(22.72)	(1.87)	(12.55)	(19.81)	(1.46)
IPO+3	781	47.53	1.67	9.50	20.17	9.17
		(23.20)	(1.61)	(12.20)	(20.02)	(1.49)
IPO+4	720	48.47	1.47	9.31	20.34	9.21
		(23.12)	(1.35)	(11.52)	(19.86)	(1.43)
IPO+5	671	48.07	1.43	9.23	20.73	9.21

注1：上段は平均値、下段の()内の値は標準偏差である。

注2：Nはサンプル数で、(M/B と LnS 以外)指標の単位は%である。

表 4-2 ホット発行市場におけるマーケット・タイミング行動の検証結果

	Amount/ A_{t-1}	Amount/ A_t	Issued	Offer/Book
パネル A : t 検定				
HOT	74.18	42.12	61.94	1.56
COLD	58.32	34.45	56.36	1.33
t-value (difference)	15.86**	7.67***	5.58	0.23*
パネル B : 回帰分析				
HOT	16.418*** (3.45)	7.173*** (3.48)	7.088 (0.07)	0.238** (2.23)
M/B	12.562*** (7.69)	5.032*** (7.54)	56.577** (2.16)	0.201*** (5.86)
EBITDA/ A_{t-1}	0.378 (0.98)	0.173 (1.16)	-2.220 (-0.47)	0.013** (2.08)
PPE/ A_{t-1}	-0.612*** (-6.24)	-0.329*** (-6.64)	-7.495*** (-3.50)	-0.010*** (-4.30)
LnS $_{t-1}$	-18.097*** (-8.63)	-7.064*** (-8.34)	36.635 (0.94)	-0.300*** (-8.84)
D/ A_{t-1}	-0.144 (-1.12)	-0.070 (-1.20)	0.096 (0.04)	-0.004 (-1.58)
cons	182.570*** (7.54)	83.668*** (7.12)	-260.354 (-0.65)	3.620*** (8.62)
N	992	992	992	992
R ²	0.47	0.48	0.06	0.40

注 1 : ***, **, *はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注 2 : ()内は t 値(White により不均一分散を調整済み)である。

注 3 : cons は定数項、N は標本数、R² は決定係数である。

注 4 : いずれの推定も説明変数として業種ダミーを含んでいる。

表 4-3 マーケット・タイミング行動と負債比率の長期変動の関係の検証結果

	$(D/A)_t - (D/A)_{pre-ipo}$					
	IPO	IPO+1	IPO+2	IPO+3	IPO+4	IPO+5
パネル A : t 検定						
HOT	-17.25	-14.32	-12.62	-12.25	-11.47	-10.11
COLD	-9.88	-9.79	-9.76	-10.29	-10.61	-11.53
t-value	-7.37***	-4.53***	-2.85**	-1.96*	-0.85	1.42
パネル B : 回帰分析						
HOT	-7.406*** (-7.12)	-5.338*** (-4.34)	-4.435*** (-3.20)	-3.556** (-2.31)	-2.004 (-1.59)	-1.453 (-0.89)
MB _{t-1}	-0.427* (-1.76)	0.058 (0.19)	0.031 (0.07)	0.005 (0.01)	-0.039 (-0.08)	0.238 (0.43)
EBITDA/A _{t-1}	-0.191*** (-2.90)	-0.448*** (-7.68)	-0.539*** (-7.47)	-0.483*** (-6.82)	-0.473*** (-5.91)	-0.396*** (-5.13)
PPE/A _{t-1}	0.007 (0.16)	0.054 (1.17)	0.066 (1.44)	0.156*** (4.21)	0.128*** (3.69)	0.210*** (4.92)
LnS _{t-1}	0.970* (1.89)	1.340** (2.30)	1.380** (2.33)	2.993*** (5.23)	2.674*** (4.56)	2.445*** (4.30)
DA _{pre-ipo}	-0.267*** (-3.39)	-0.304*** (-3.39)	-0.309*** (-3.48)	-0.472*** (-13.20)	-0.459*** (-12.30)	-0.540*** (-13.66)
cons	3.733 (0.66)	2.807 (0.46)	-1.791 (-0.34)	-12.632 (-1.53)	-11.223 (-1.47)	-5.004 (-0.61)
N	992	950	863	781	720	671
R ²	0.33	0.33	0.32	0.34	0.32	0.34

注1 : ***, **, *はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2 : ()内は t 値(Whiteにより不均一分散を調整済み)である。

注3 : cons は定数項、N は標本数、R²は決定係数である。

注4 : いずれの推定も説明変数として業種ダミーを含んでいる。

表 4-4 頑健性テスト(金融危機前 vs 金融危機後)

	金融危機前			金融危機後		
	IPO+1	IPO+3	IPO+5	IPO+1	IPO+3	IPO+5
HOT	-5.469*** (-3.85)	-3.946** (-2.54)	-2.755 (-1.56)	-5.284** (-2.46)	-8.911** (-2.54)	-7.148 (-1.64)
MB _{t-1}	-0.194 (-0.55)	-0.275 (-0.43)	1.298* (1.67)	0.171 (0.32)	0.433 (0.52)	-1.374* (-1.88)
EBITDA/A _{t-1}	-0.504*** (-6.84)	-0.528*** (-6.68)	-0.421*** (-5.02)	-0.361*** (-3.64)	-0.372** (-2.21)	-0.276 (-1.64)
PPE/A _{t-1}	0.103*** (2.89)	0.125*** (3.28)	0.209*** (4.33)	0.075 (1.00)	0.235** (2.36)	0.233** (2.49)
LnS _{t-1}	2.468*** (4.26)	3.581*** (5.11)	2.843*** (4.44)	0.563 (0.69)	2.001* (1.96)	0.158 (0.11)
DA _{pre-ipo}	-0.449*** (-12.65)	-0.462*** (-11.15)	-0.544*** (-11.94)	-0.239** (-2.55)	-0.517*** (-6.60)	-0.611*** (-5.99)
cons	-13.371** (-2.18)	-26.790*** (-3.71)	-18.131*** (-2.66)	8.137 (0.94)	5.998 (0.62)	30.902** (2.04)
N	565	562	555	385	219	116
R ²	0.42	0.36	0.34	0.31	0.41	0.60

注1：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2：()内は t 値(Whiteにより不均一分散を調整済み)である。

注3：cons は定数項、N は標本数、R²は決定係数である。

注4：いずれの推定も説明変数として業種ダミーを含んでいる。

第5章 株式所有構造、マーケット・タイミング行動と資本構成

本章では、株式所有構造に注目し、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響は異なる株式所有構造を持つ企業で差があるかどうかを分析する。分析においては、株式所有構造の測定指標として、大株主持株比率と経営者持株比率と機関投資家持株比率の3つの指標を用い、それぞれの指標に基づき企業サンプルをグルーピングし、企業グループ間における比較検討を行う。

5.1 はじめに

前章までは、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響に焦点を当て、マーケット・タイミング理論の日本企業における適用性を明らかにした。しかし、仮にマーケット・タイミング行動が資本構成に有意な影響を与えるとしても、その影響は異なる特性を持つ企業では一致しない可能性がある⁵⁰。本章では、こうした特性の中で株式所有構造を取り上げ、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響は異なる株式所有構造を持つ企業では差があるかどうかを分析する。

株式所有構造とは、企業の株主の構成を指す。株式所有構造はコーポレート・ガバナンスの基本的要素であり、経営と所有の分離によって発生するエージェンシー問題の核心である(中野・高須(2013))。エージェンシー理論に基づけば、経営者の持株や機関投資家など知識と発言力のある株主の増加は、経営者に対して株主重視経営のインセンティブやプレッシャーを与える。そのため、経営者は株主利益に沿って企業価値最大化に向けて行動する。経営者が企業価値の最大化を実現する手段の1つは、資本構成を最適水準へと調整すること(資本構成の調整)である⁵¹。そのため、株式所有構造と資本構成との間には相関関係がある。これまでの多くの研究では、資本構成の調整速度に注目し

⁵⁰ Chang et al. (2010)、Arosa et al. (2015)、Kasbi(2009)。

⁵¹ 最適資本構成理論(トレードオフ理論)によると、節税効果の限界効用と財務困難コストの限界費用がちょうど相殺する点では、理論的企業価値が最大となり、その点での負債比率は最適負債比率(最適資本構成)となる。トレードオフ理論によれば、節税効果と財務困難コストのトレード・オフにより最適の負債比率が決定されており、経営者はその最適水準を目標として、資本構成を調整していく。

て、株式所有構造と資本構成との関係を検証してきた⁵²。

一方、資本構成の調整ということは、マーケット・タイミング行動の後に、負債を増やすことによって、負債比率を元の最適水準へと再調整することを意味する。その結果、資本構成の調整は、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響を抑止する可能性があり、調整の速度が速いほど、マーケット・タイミング行動の資本構成に対する説明力は弱い。

したがって、株式所有構造が資本構成の調整速度に影響を与えるという先行研究を前提として、株式所有構造を資本構成の調整速度の代理変数として、それがマーケット・タイミング行動と資本構成の関係に影響するかどうかを分析する必要がある。この分析は、マーケット・タイミング理論の適用の普遍性を明らかにすることにも意義がある。

本研究は、株式所有構造を反映する主要な3つの指標である大株主持株比率、経営者持株比率、機関投資家持株比率を取り上げ、それがマーケット・タイミング行動と資本構成の関係に影響するかどうかを日本の企業データを用いて分析する。

本章の分析結果は、以下の通りである。大株主持株比率と経営者持株比率が高い企業ほど、マーケット・タイミング指標と負債比率との相関性が低く、機関投資家持株比率が高い企業ほど、マーケット・タイミング指標と負債比率との相関性が高いことが検証された。すなわち、大株主・経営者の持株比率が高い企業ほど、マーケット・タイミング行動の資本構成に対する説明力は低い、機関投資家の持株比率が高い企業ほど、マーケット・タイミング行動の資本構成に対する説明力は高い。

本章の特徴は次の通りである。

まず、日本企業を対象として、株式所有構造に着目して検討を行っている点である。マーケット・タイミング理論に関する実証研究は、マーケット・タイミング行動が資本構成に及ぼす影響が短期的か長期的かを中心として分析されたものは多くあるが、マ

⁵² Morellec et al. (2012)、Liu and Han(2012)、He et al. (2017)

ケット・タイミング行動の影響が企業特性により変わるどうかを分析したものはまだ少ない。とりわけ、株式所有構造という特性に注目した分析は筆者が知る限り、日本企業に関しては、まだない。

次は、3つの持株比率を用いて、株式所有構造の特徴を測定して分析を行った点である。先行研究には、大株主持株比率だけに注目して分析を行っているものがある⁵³。しかし、大株主の中には、機関投資家の大量保有による大株主や経営者の多量保有による大株主などが含まれる。単に大株主だけではなく、同じエージェンシー問題を軽減すると言われている経営者と機関投資家を取り上げて見ても、同じような結果が観察されるかどうかを確認する必要がある。分析結果から、経営者及び大株主の持株比率の増加はマーケット・タイミング行動の資本構成への影響を抑止することが明らかになった。しかしながら、機関投資家については、逆の効果が観察された。本研究の最大の特徴は、この点にある。

本章の構成は以下の通りである。まず、5.2では、株式所有構造と資本構成の調整に関する先行研究を紹介し、本章の検証仮説を提示する。5.3では、データ、変数及び検証方法を説明し、5.4では、実証分析の結果を示し、5.5では、結論を述べる。

5.2 先行研究と検証仮説

本節では、株式所有構造の代理変数に基づき、株式所有構造と資本構成の調整に関する先行研究をもとにまとめ、検証仮説を提示する。

まず、大株主持株比率である。大株主とは、企業の株式の大多数を保有している（持株比率の高い）法人や個人の株主のことである。大株主の存在により、株主によるガバ

⁵³ Kasbi (2009)は、株式所有構造の集中度に注目し、大株主持株比率を測定指標として用い、株式所有構造の集中度と資本構成の調整速度とマーケット・タイミング行動の影響との間の関係を5カ国(フランス、ドイツ、イタリア、スイス、イギリス)の企業データを用いて分析した。分析の結果、株式の集中度の低下により、資本構成の調整速度が上昇し、マーケット・タイミング行動の資本構成に対する影響が抑止されることを明らかにした。

ナンスが強化されるため、最適資本構成が達成される速度が速いと考えられている。

Morellec et al. (2012)によれば、大株主の持株比率の上昇に伴い、大株主によるモニタリングが強化され、経営者を企業価値最大化のために行動させる。そのため、大株主の持株比率が高い企業は、資本構成の調整が速まる。Liu and Han (2012)、He et al. (2017)は中国の上場企業を対象として分析し、大株主持株比率が高い企業は、資本構成の調整速度が速くなることを発見した。また、日本企業を対象とした西岡・馬場(2004)でも、大株主持株比率が高い企業は、資本構成の調整が速まることが示されている。

これらの研究結果を踏まえると、大株主持株比率が高い企業は、資本構成の調整が速くなることにより、過去のマーケット・タイミング行動の資本構成への影響が抑止され、マーケット・タイミング指標と負債比率との間の相関関係が弱まることが予想される。したがって、以下の仮説1が提示できる。

仮説 1： 大株主持株比率が高い企業ほど、マーケット・タイミング指標と負債比率との相関関係が弱まる。

次は、経営者持株比率である。経営者とは、会社の経営について責任を持つ者のことである。広義には、経営管理者の総称である。本研究では、会社の経営に関与する取締役を対象とする。Jensen and Meckling(1976)、Liao et al. (2015)、Chang et al. (2015)によれば、経営者の持株比率を高めると、経営者が株主の利益を高めるインセンティブが強くなるため、企業価値を重視した経営判断を下す動機づけになる。そのため、経営者持株比率が高い企業は、経営者が企業価値を高めるインセンティブが強いため、資本構成の調整を促進すると考えられる。

Liao et al. (2015)は、社長兼 CEO(最高経営責任者)の企業とそうでない企業を分けて分析した結果、後者においては株主が望む最適資本構成への調整速度が有意に速いことを発見した。Liu and Han (2012)は、経営者持株比率と調整速度との関係を分析し、経

営者持株比率と調整速度には正の相関があることを観察し、経営者持株比率が高い企業は、資本構成の調整速度が速まることを明らかにした。このように、経営者の株式保有が資本構成の調整の促進に貢献しているのであれば、経営者持株比率が高い企業は、資本構成の調整が速まることになり、マーケット・タイミング行動の資本構成に対する説明力が弱くなり、マーケット・タイミング指標と負債比率との相関関係が弱まると予想される。したがって、以下の仮説2が立てられる。

仮説 2： 経営者持株比率が高い企業ほど、マーケット・タイミング指標と負債比率との相関関係が弱まる。

最後は、機関投資家の持株比率である。機関投資家とは、多くの人から拠出された資金を株式・債券などで運用・管理する社団や法人の総称である。一般的な例として、保険会社、年金基金、投資信託などが挙げられる。

機関投資家は、情報の入手スピードが速く、情報に対する収集・分析能力が高いため、一般の個人投資家に比べて情報の優位性がある。Shleifer and Vishny(1986)によれば、他の条件が一定の場合、機関投資家の持株比率が高いほど、経営者へのモニタリングがより効果的である。Porta et al. (2000)、Michaely and Vincent(2013)によると、機関投資家の増加は、企業活動へのモニタリングを促進し、企業価値最大化に向けて経営者が行動するようにプレッシャーをかける。そのため、機関投資家持株比率が高い企業は、企業価値を高めるように、最適資本構成への調整を促進することが考えられる。

Liao et al. (2015)、Chang et al. (2015)は、アメリカの上場企業を対象として分析した結果、機関投資家持株比率と資本構成の調整速度の間には正の相関があり、機関投資家持株比率が高い企業は調整速度が速いことを明らかにした。日本企業を対象とした西岡・馬場(2004)でも、金融機関持株比率と調整速度の間に正の相関があることが示されており、金融機関の株式保有により、資本構成の調整を促進させることが観察されてい

る。

上記の研究結果が示しているように、機関投資家のモニタリング機能が働き、資本構成の調整を促進するのであれば、機関投資家持株比率が高い企業は、過去のマーケット・タイミング行動の資本構成への影響が抑止されやすく、マーケット・タイミング指標と負債比率との相関関係が弱まることが予想される。したがって、仮説3が立てられる。

仮説 3： 機関投資家持株比率が高い企業ほど、マーケット・タイミング指標と負債比率との相関関係が弱まる。

5.3 データ、変数と検証方法

5.3.1 データと変数

本章において使用するサンプルは、2001年から2017年までの日本の全上場企業で、継続的に財務・株価データを取得できた3,353社(44,403サンプル)である⁵⁴。また、ここでは、BW(2002)に従い、(1)金融業（日経業種中分類において、銀行、証券、保険、その他の金融）に該当する企業、(2)負債比率が1を超える債務超過の企業、(3)時価簿価比率が10を上回る企業、(4)必要な財務データ・株価データが取得できない企業は除いている。最後に、異常値の影響を避けるために、各変数の分布の上下各1%を置換処理した⁵⁵。財務・株価データ・所有構造に関するデータは「FinancialQUEST2.0」より取得した。

続いて、本章に用いる変数を説明する。まず、資本構成を表す変数として、簿価ベースの負債比率(D/A)と時価ベースの負債比率(D/Am)を用いる。簿価ベースの負債比率は負債を資産総額で除した指標である。ただし、負債は、貸借対照表の負債総額から転

⁵⁴ 財務データの取得時点は2017年9月であったため、2017年の企業サンプルは2017年9月までに決算を迎えた企業となる。また、検証モデルの説明変数は1期ラグを取っているため、実際の検証期間は2001年から2016年までとなる。

⁵⁵ ただし、負債比率、時価簿価比率は別途で外れ値の処理を行ったため、置換処理を行わない。また、置き替え処理の代わりに、各変数の分布の上下各1%を除外して分析も行ったが、分析結果は変わらなかった。

換社債を引いたものとする。時価ベースの負債比率は、資産総額から純資産を減じて株式時価総額を加えた値で負債を除いたものである。株式時価総額は期末決算月の終値に発行済株式数を乗じた値である。

また、本章は前章と同様、主として BW (2002) に従い、時価簿価比率 (M/B)、営業収益率 (EBITDA/A)、固定資産比率 (PPE/A)、規模 (LnS) を資本構成の影響要因として用いた。これらの変数の定義は次の通りである。時価簿価比率は、資産総額で負債と株式時価総額の合計を除いたものであり、営業収益率は、経常利益と支払利息と減価償却費の合計を資産総額で除したものであり、固定資産比率は、有形固定資産を資産総額で除したものであり、規模は売上高の対数値でとらえる。

最後に株式所有構造の代理変数として、大株主持株比率 (TOPper)、経営者持株比率 (CEOper) と機関投資家持株比率 (FIper) を用いる。大株主持株比率は、上位十大株主持株数を発行済み株式数で除したものであり、経営者持株比率は、役員 (取締役) 持ち株数を発行済み株式数で除したものであり、機関投資家持株比率は、金融機関の所有株式数を発行済み株式数で除したものである。

また、分析では、各年度のサンプルを、それぞれ大株主持株比率、経営者持株比率、機関投資家持株比率の高低に従って、3 つのグループに (下位 33%、中位 33%、上位 34%) に分類し、グループ間の比較検証を行う⁵⁶。大株主持株比率、経営者持株比率、機関投資家持株比率の推移は図 5-1 に示しており、変数の記述統計量は、表 5-1、表 5-2、表 5-3 に示している。

⁵⁶ 各企業の大株主持株比率、経営者持株比率、機関投資家持株比率のサンプル期間平均値を出して、平均値の高低によって 3 つのグループに分ける方法も用いて検証を行ったが、結果は変わらなかった。

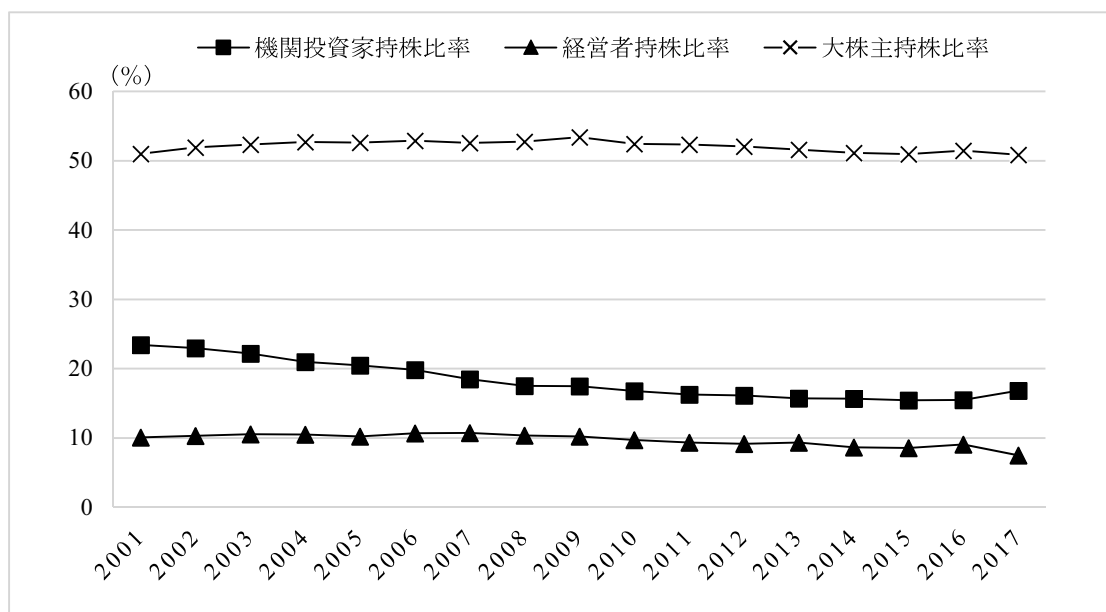


図 5-1 所有者別株式保有比率の推移

図 5-1 は、日本の全上場企業を対象に、各年度末における所有者別の平均株式保有比率をプロットしたものである。図 5-1 に示しているように、経営者持株比率は、2006 年から 2009 年までは約 10% の水準で横ばいしているが、2010 年からは 10% を下回っており、若干低下の傾向が見られる。また、機関投資家持株比率は、2000 年代に入ってから低下傾向を辿っており、2000 年代初の 20% 以上の水準から低下する一方であり、2006 年に初めて 20% 以下になり、それ以降も低下の傾向が見られる。最後に、大株主持株比率をしてみると、2001 年から 2009 年まではやや上昇し、2009 年以降はわずかに低下している傾向があるが、全体的に見れば、50% 以上という高い水準を占めている。これは、発行済み株式数のほぼ半分は上位十大株主が所有していることを示しており、日本企業における株式集中度が高いことを示唆している。

5.3.2 マーケット・タイミング指標

本章では、マーケット・タイミング行動を捉える指標として、BW(2002)に従い、時

価簿価比率に基づく指標「外部資金加重平均時価簿価比率 EFWAMB」を用いる⁵⁷。ただし、Hovakimian(2006)、Kayhan and Titman(2007)などは、時価簿価比率は企業の成長性にも関わっているため、指標 EFWAMB にも成長性の情報が入っている可能性がある」と指摘している。そこで、成長性による影響をコントロールするために、本章では、Kayhan and Titman(2007)に従い、指標 EFWAMB を次のように分解する⁵⁸。

$$\begin{aligned} EFWAMB_{t-1} &= \sum_{s=0}^{t-1} \frac{e_s + d_s}{\sum_{r=0}^{t-1} (e_r + d_r)} \times (M/B)_s \\ &= \frac{COV(FD, M/B)}{\overline{FD}} + \overline{(M/B)} = YTFD + LTFD \end{aligned}$$

式(5-1)

ただし、 $FD = e_s + d_s$ 、 $YTFD = \frac{COV(FD, M/B)}{\overline{FD}}$ 、 $LTFD = \overline{(M/B)}$ である。

式(5-1)が示しているように、指標 EFWAMB は YTFD と LTFD の2つの部分に分けられている。YTFD は、t年度における外部資金調達額(FD)と時価簿価比率(M/B)の共分散を計算期間における平均外部資金調達額(\overline{FD})で除したものであり、時価簿価比率の変動と外部資金調達額の変動の関係を捉え、マーケット・タイミング行動を測定する。LTFD は、計算期間における平均時価簿価比率($\overline{(M/B)}$)であり、企業の本来の成長性を表す。本章では、Kayhan and Titman(2007)の手法に従い、YTFD をマーケット・タイミング行動の代理変数として用いる。

5.3.3 検証方法

(1) 検証モデル

本章では、第3章と同様に、BW(2002)を参照して、次のモデルを用いて、マーケッ

⁵⁷ 本章では、マーケット・タイミング行動の経年的な影響を測定するために、Alti(2006)の指標ではなく、BW(2002)の指標を用いている。

⁵⁸ 分解の詳細は附表Bを参照。

ト・タイミング行動と資本構成との関係を検証する。

$$(D/A)_{i,t} = a + b(YTFD)_{i,t-1} + c(LTFD)_{i,t-1} + d(M/B)_{i,t-1} + e(EBITDA/A)_{i,t-1} \\ + f(PPE/A)_{i,t-1} + g(\ln S)_{i,t-1} + u_{i,t}$$

式(5-2)

式(5-2)では、YTFD はマーケット・タイミング行動を測定し、説明変数とし、D/A は負債比率であり、被説明変数としている。コントロール変数は、第3章と同様、成長性、収益性、担保提供能力、規模を用いる。すべての説明変数は1期ラグを取っている。添え字 $i \cdot t$ はそれぞれ個別企業・年度を表す。また、モデルの推定方法として、BW (2002) に従い、Fama-MacBeth 推定を用いる⁵⁹。

(2) グループ間の係数の差の検定

本章では、株式所有構造の代理変数に基づき、企業サンプルを3つのグループに(下位33%、中位33%、上位34%)に分けた上で、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響は、企業グループ間において差があるかどうかを分析する。グループ間の推定係数の差異が統計的に有意かどうかについて、Clearly (1999) に参照し、ブートストラップ法を用いて検定を行う。

ブートストラップ法による検定の帰無仮説は、推定係数間に差がないというものである ($H_0: \text{diff} = 0$)。検定統計量は、ブートストラップ法によって算出された経験 p 値 (Empirical p-value) である。経験 p 値は、0.05 より小さければ、帰無仮説が棄却され、推定係数間には有意な差があることを意味する⁶⁰。

⁵⁹ パネルデータの性質を考慮し、固定効果推定も行った。ただし、検証結果は Fama-MacBeth による推定と変わらないため、結果を省略している。

⁶⁰ ブートストラップ法の詳細は、附表 C に示している。

5.4 実証分析

5.4.1 仮説1の検証結果

表 5-4-1 と表 5-4-2 は大株主持株比率によるグルーピングした検証結果である。表 5-4-1 は簿価ベースの負債比率を、表 5-4-2 は時価ベースの負債比率を目的変数とした結果である。full sample は、全サンプルを用いた推定結果であり、Group1、Group2、Group3 は、それぞれ大株主持株比率の分布の下位 33%の企業サンプル、中位 33%の企業サンプル、上位 34%の企業サンプルを用いた推定結果である。

まず、表 5-4-1 の簿価ベースの検証結果を見よう。分析結果によれば、マーケット・タイミング行動の代理変数である YTFD の係数は、全サンプルにおける推計でも、グループ分けにおける推計でも、すべて負の値であり、そして1%の水準で有意である。また、グループごとの推計係数の大きさを見てみると、グループ 1 は-5.543 で、グループ 2 は-4.314 で、グループ 3 は-3.879 であり、係数の絶対値は大株主持株比率の高い企業ほど小さくなる傾向があることが明らかになった。さらに、係数間の差の有意性について、グループ 1 とグループ 2、及び、グループ 1 とグループ 3 ではいずれも 1%の水準で有意であり、グループ 2 とグループ 3 では有意ではなかった。全体として、推定係数間の差は有意であると言える。すなわち、大株主持株比率の高い企業ほど、マーケット・タイミング指標と簿価ベースの負債比率との相関性が低い。

次に、表 5-4-2 の時価ベースの検証結果を見てみると、上記の簿価ベースの検証結果と同様、YTFD の係数は、すべて負の値を取っており、1%の水準で有意である。グループごとの推計係数の大きさについては、グループ 1 は-5.468 で、グループ 2 は-4.197 で、グループ 3 は-4.166 である。係数間の差の有意性について、グループ 1 とグループ 2、及び、グループ 1 とグループ 3 ではいずれも 1%の水準で有意であり、グループ 2 とグループ 3 では有意ではなかった。この結果は、簿価ベースの検証結果と同様である。

以上により、大株主持株比率の高い企業グループほど、マーケット・タイミング指標

と負債比率との相関性が低いことが分かった。したがって、仮説1が支持された。この結果から、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響は、大株主持株比率の増加によって抑止されることが明らかになった。

5.4.2 仮説2の検証結果

表5-5-1と表5-5-2は、経営者持株比率によるグループ分けの検証結果である。表5-5-1は簿価ベースの負債比率を、表5-5-2は時価ベースの負債比率を目的変数とした結果である。また、full sampleは、全サンプルを用いた推定結果であり、Group1、Group2、Group3は、それぞれ経営者持株比率の分布の下位33%の企業サンプル、中位33%の企業サンプル、上位34%の企業サンプルを用いた推定結果である。

表5-5-1と表5-5-2が示しているように、マーケット・タイミング行動の代理変数であるYTFDの係数は、簿価ベースの検証においても、時価ベースの検証においても、または、いずれのグループにおいても、すべて負の値を取っている。また、YTFDの推計係数の大きさを見てみると、簿価ベースにおいては、グループ1とグループ2とグループ3は、それぞれ-7.938、-5.335、-3.397となっており、時価ベースにおいては、それぞれ-6.721、-5.215、-3.771となっており、いずれにおいても係数の絶対値が小さくなっている傾向が明らかである。さらに、係数間の差の有意性を示す経験p値はすべて1%の水準で有意である。これは、経営者持株比率の高い企業グループほど、マーケット・タイミング指標と負債比率との負の相関性が有意に低いことを示唆している。したがって、仮説2が支持された。

以上より、マーケット・タイミング行動と資本構成との関係は、経営者の持株比率によって影響を受けていることが示され、経営者持株比率の増加は、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響を抑止する効果があることが明らかになった。

5.4.3 仮説3の検証結果

表 5-6-1 と表 5-6-2 は、機関投資家持株比率によるグループ分けの検証結果である。表 5-6-1 は簿価ベースの負債比率を、表 5-6-2 は時価ベースの負債比率を目的変数とした結果である。また、full sample は、全サンプルを用いた推定結果であり、Group1、Group2、Group3 は、それぞれ機関投資家持株比率の分布の下位 33%の企業サンプル、中位 33%の企業サンプル、上位 34%の企業サンプルを用いた推定結果である。

まず、全体的に見ると、簿価ベースの検証においても、時価ベースの検証においても、または、いずれのグループにおいても、マーケット・タイミング行動の代理変数である YTFD の係数は、すべて負の値を取っている。すなわち、いずれの企業グループにおいても、資本構成の決定要因(成長性、収益性、資産担保提供能力、規模、業種)をコントロールした上でも、過去のマーケット・タイミング行動から現在の資本構成を説明することができる。

また、各グループにおける YTFD の推計係数の大きさを見てみると、簿価ベースにおいては、グループ 1 とグループ 2 とグループ 3 は、それぞれ -3.169、-6.065、-7.200 となっており、時価ベースにおいては、それぞれ -3.379、-5.245、-6.984 となっており、両方の係数の絶対値が大きくなっている傾向が明らかである。さらに、経験 p 値は、簿価ベースの場合は、0.000、0.000、0.014 であり、時価ベースの場合は、0.000、0.000、0.000 であることから、係数間の差はすべて 1%の水準で有意であることが示された。

上記の推定結果は、機関投資家持株比率の高い企業ほど、マーケット・タイミング指標と負債比率との負の相関性が高いことを示しており、この結果は仮説 3 に反している。機関投資家のモニタリング機能により、企業は資本構成の調整を促進するため、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響を抑止すると想定したが、結果はそうではなかった。

その理由として次のことが考えられる。機関投資家は投資スタイルにより、長期保有を目的とした機関投資家と短期売買を目的とした機関投資家に分けられる。多くの先行研究では、機関投資家のタイプにより、企業行動に異なる影響を与えることが示されている⁶¹。例えば、Koh(2007)によると、短期投資の機関投資家の増加が経営者の短期的な裁定行動（例えば、利益調整、マーケット・タイミング行動）を促進する可能性がある。短期投資の機関投資家は、短期的な株価パフォーマンスにのみ関心を持つため、企業価値を最大化する経営行動に対してそれほど強い関心を有さないと考えられる。そのため、短期投資の機関投資家が大半を占める場合、経営者は機関投資家からの強いプレッシャーを感じないため、全般的に最適資本構成への調整の速度が遅くなり、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響がより長く続くという状況が考えられる。その結果、機関投資家持株比率の高い企業ほど、マーケット・タイミング行動の資本構成に対する説明力が高い。

5.4.4 頑健性テスト

これまででは、大株主持株比率、経営者持株比率、機関投資家持株比率に基づいて、企業サンプルを3つのグループに分類して分析を行った。しかしながら、サンプルは3つではなく、他の様々な分け方もできる。そのため、頑健性テストとして、グループ分けの分析手法ではなく、Kasbi(2009)に参照して、交差項をモデルに導入することによって検証を行った⁶²。また、推計手法として、Fama-MecBeth 推計の他、固定効果推計も加えた。検証モデルは次の通りである。

$$(D/A)_{i,t} = a + b(YTFD)_{i,t-1} + c(YTFD)_{i,t-1} \times (ownership)_{i,t-1} + d(ownership)_{i,t-1} + e(controls)_{i,t-1} + u_{i,t}$$

⁶¹ Bhide(1993)、Froot et al.(1992)、Porter(1992)

⁶² 変数YTFDだけではなく、他のコントロール変数と負債比率との関係も所有者構成の違いによって変わる可能性があるため、すべての説明変数に交差項を加えて検証も行った。検証結果は変わらないため、結果は示さない。

式(6-3)

*ownership*は株式所有構造の代理変数を表し、大株主持株比率(TOPper)、経営者持株比率(CEOper)、機関投資家持株比率(FIper)を用いる。*controls*はコントロール変数を表し、式(6-2)の変数設定と同様である。検証結果は表 5-7、表 5-8、表 5-9 に示している。

まず、大株主持株比率を用いた検証結果である。表 5-7 を見てみると、マーケット・タイミング指標と大株主持株比率との交差項(YTFD×TOPper)の係数は、すべての推定においても有意の正の値が示された。これは、大株主持株比率の上昇により、マーケット・タイミング行動の資本構成への負の影響を抑止することを示唆している。この結果は、表 5-4-1 と表 5-4-2 の検証結果に整合であり、仮説 1 を支持する結果となった。

次は、経営者持株比率を用いた検証結果である。表 5-8 を見てみると、マーケット・タイミング指標と経営者持株比率との交差項(YTFD×CEOper)の係数は、列(2)の推計以外、すべて有意の正の値が示された。列(2)の推計では、交差項の係数は負の値を取っているが、有意ではなかった。全体的に見れば、経営者の持株比率の増加により、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響が抑止されることが明らかである。この結果は、表 5-5-1 と表 5-5-2 の検証結果に整合であり、仮説 2 を支持している。

最後は、機関投資家持株比率を用いた検証結果である。表 5-9 を見てみると、マーケット・タイミング指標と機関投資家持株比率との交差項(YTFD×FIper)の係数は、すべての推定においても有意に負の値が示された。これは、機関投資家持株比率の上昇により、マーケット・タイミング行動の資本構成への負の影響を増加させることを示唆している。この結果は、表 5-6-1 と表 5-6-2 の検証結果に整合であり、仮説 3 に反する結果となった。

5.5 小括

本研究では、株式所有構造に着目し、大株主持株比率、経営者持株比率、機関投資家持株比率の3つの指標を株式所有構造の代理変数として用い、株式所有構造がマーケット・タイミング行動と資本構成の関係に影響を与えるかどうかを検証した。

分析の結果、大株主持株比率と経営者持株比率が高い企業ほど、マーケット・タイミング指標と負債比率との相関性が低く、機関投資家持株比率が高い企業ほど、マーケット・タイミング指標と負債比率との相関性が高いということが明らかになった。すなわち、経営者及び大株主の持株比率の増加は、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響を抑止する。しかし、機関投資家については、逆の効果が観察された。

機関投資家の検証結果については、次の理由が考えられる。機関投資家は投資スタイルにより、長期保有を目的とした機関投資家と短期売買を目的とした機関投資家に分けられる(Koh(2007))。短期投資の機関投資家は、短期的な株価パフォーマンスにのみ関心を持つため、企業価値を最大化する経営行動に対してそれほど強い関心を有さないと考えられる。そのため、短期投資の機関投資家が大半を占める場合、経営者は機関投資家からの強いプレッシャーを感じないため、全般的に最適資本構成への調整の速度が遅くなり、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響がより長く続くという状況が考えられる。その結果、機関投資家持株比率の高い企業ほど、マーケット・タイミング行動の資本構成に対する説明力が高い。この解釈に対しては、機関投資家のタイプを短期と長期に分けたうえ、さらに検証する必要がある。これを今後の課題にしたい。

表 5-1 記述統計量(大株主持株比率に基づくグループ分け)

		Full Sample	Group1 (下位 33%)	Group2 (中位 33%)	Group3 (上位 34%)
	標本数	44403	14109	14565	15729
D/A	平均値	50.242	51.486	49.124	50.077
	標準偏差	(20.971)	(20.591)	(20.524)	(21.786)
D/Am	平均値	51.675	53.427	52.041	49.326
	標準偏差	(23.55)	(22.542)	(23.324)	(24.677)
M/B	平均値	1.134	1.078	1.091	1.244
	標準偏差	(0.73)	(0.587)	(0.68)	(0.895)
EBITDA/A	平均値	8.493	7.412	8.512	9.676
	標準偏差	(6.251)	(5.33)	(6.156)	(7.038)
PPE/A	平均値	29.074	30.788	29.045	27.199
	標準偏差	(18.656)	(17.637)	(18.039)	(20.178)
LnS	平均値	10.477	11.185	10.24	9.946
	標準偏差	(1.665)	(1.753)	(1.466)	(1.49)
Flper	平均値	18.411	27.367	16.952	9.975
	標準偏差	(13.341)	(12.965)	(11.465)	(8.76)
CEOper	平均値	9.361	2.95	9.931	15.92
	標準偏差	(13.936)	(5.269)	(12.038)	(18.592)
TOPper	平均値	51.77	36.046	51.8	69.239
	標準偏差	(15.692)	(7.311)	(7.88)	(9.026)

表 5-2 記述統計量(経営者持株比率に基づくグループ分け)

		Full Sample	Group1 (下位 33%)	Group2 (中位 33%)	Group3 (上位 34%)
	標本数	44403	14109	14565	15729
D/A	平均値	50.238	55.057	48.046	47.257
	標準偏差	(20.953)	(20.307)	(20.372)	(21.339)
D/Am	平均値	51.712	55.759	52.365	46.443
	標準偏差	(23.541)	(21.634)	(23.139)	(25.002)
M/B	平均値	1.132	1.065	1.043	1.307
	標準偏差	(0.726)	(0.452)	(0.628)	(0.996)
EBITDA/A	平均値	8.512	8.331	7.688	9.63
	標準偏差	(6.219)	(5.061)	(5.724)	(7.608)
PPE/A	平均値	29.127	32.744	28.682	25.558
	標準偏差	(18.645)	(18.77)	(17.072)	(19.417)
LnS	平均値	10.482	11.585	10.242	9.509
	標準偏差	(1.664)	(1.576)	(1.372)	(1.302)
FIper	平均値	18.469	26.227	18.467	9.715
	標準偏差	(13.33)	(14.383)	(11.229)	(7.596)
CEOper	平均値	9.364	0.341	4.697	24.664
	標準偏差	(13.94)	(0.377)	(4.881)	(15.863)
TOPper	平均値	51.715	47.902	47.826	60.305
	標準偏差	(15.651)	(16.69)	(13.685)	(12.816)

表 5-3 記述統計量(機関投資家持株比率に基づくグループ分け)

		Full Sample	Group1 (下位 33%)	Group2 (中位 33%)	Group3 (上位 34%)
	標本数	44403	14109	14565	15729
D/A	平均値	50.231	48.879	49.258	52.463
	標準偏差	(20.963)	(22.453)	(20.591)	(19.688)
D/Am	平均値	51.682	48.411	52.424	53.962
	標準偏差	(23.554)	(25.335)	(23.109)	(21.896)
M/B	平均値	1.134	1.287	1.069	1.056
	標準偏差	(0.729)	(1.014)	(0.633)	(0.417)
EBITDA/A	平均値	8.502	8.024	8.897	8.547
	標準偏差	(6.239)	(7.828)	(5.934)	(4.65)
PPE/A	平均値	29.093	24.251	30.371	32.287
	標準偏差	(18.651)	(19.971)	(17.652)	(17.428)
LnS	平均値	10.482	9.218	10.425	11.711
	標準偏差	(1.662)	(1.212)	(1.315)	(1.418)
F/per	平均値	18.41	5.211	15.741	33.321
	標準偏差	(13.34)	(3.977)	(5.391)	(9.348)
CEOper	平均値	9.325	17.337	9.03	2.281
	標準偏差	(13.895)	(17.91)	(11.76)	(4.772)
TOPper	平均値	51.714	61.516	52.89	41.456
	標準偏差	(15.66)	(15.029)	(13.887)	(10.974)

表 5-4-1 大株主持株比率によるグルーピングの検証結果(簿価ベース)

	YTFD	LTFD	M/B	EBITDA/A	PPE/A	LnS	N	R ²
Regression result								
full sample	-4.443*** (-13.23)	-3.144*** (-3.49)	6.264*** (4.33)	-1.039*** (-23.26)	0.214*** (48.86)	3.228*** (25.41)	44403	0.205
Group1 (下位 33%)	-5.543*** (-16.77)	-7.698** (-2.71)	9.403** (2.45)	-1.299*** (-13.02)	0.232*** (41.41)	4.156*** (35.95)	14109	0.277
Group2 (中位 33%)	-4.314*** (-10.61)	-2.665*** (-2.59)	7.329*** (4.67)	-1.215*** (-22.48)	0.223*** (26.28)	2.987*** (24.49)	14565	0.182
Group3 (上位 34%)	-3.879*** (-8.98)	-1.997** (-3.30)	5.660*** (4.10)	-1.035*** (-31.09)	0.217*** (30.51)	3.658*** (18.41)	15729	0.228
Empirical p-values (経験 p 値)								
Group1 vs Group2	0.001	0.000	0.038	0.040	0.219	0.000		
Group1 vs Group3	0.009	0.000	0.001	0.000	0.092	0.000		
Group2 vs Group3	0.198	0.194	0.065	0.000	0.344	0.000		

注1：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2：()内は t 値、cons は定数項、N は標本数、R² は決定係数である。

注3：経験 p 値は係数間の差の有意水準を表し、ブートストラップ法(1000回)によって算出する。

表 5-4-2 大株主持株比率によるグルーピングの検証結果(時価ベース)

	YTFD	LTFD	M/B	EBITDA/A	PPE/A	LnS	N	R ²
Regression result								
full sample	-4.583*** (-13.30)	-6.075*** (-5.77)	-2.863** (-2.93)	-1.231*** (-19.15)	0.205*** (30.20)	2.401*** (20.56)	44403	0.351
Group1 (下位 33%)	-5.468*** (-10.76)	-10.282*** (-3.62)	-3.177 (-0.91)	-1.490*** (-13.94)	0.195*** (30.21)	3.051*** (21.58)	14109	0.367
Group2 (中位 33%)	-4.197*** (-13.65)	-5.889*** (-6.02)	-2.726** (-2.90)	-1.388*** (-18.53)	0.221*** (27.87)	2.113*** (19.40)	14565	0.333
Group3 (上位 34%)	-4.166*** (-10.54)	-5.024*** (-5.65)	-1.935*** (-3.00)	-1.218*** (-25.17)	0.229*** (20.83)	3.235*** (22.86)	15729	0.394
Empirical p-values (経験 p 値)								
Group1 vs Group2	0.003	0.000	0.310	0.011	0.012	0.000		
Group1 vs Group3	0.003	0.000	0.088	0.000	0.000	0.086		
Group2 vs Group3	0.497	0.122	0.194	0.001	0.289	0.000		

注1: ***, **, *はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2: ()内は t 値、cons は定数項、N は標本数、R² は決定係数である。

注3: 経験 p 値は係数間の差の有意水準を表し、ブートストラップ法(1000回)によって算出する。

表 5-5-1 経営者持株比率によるグルーピングの検証結果(簿価ベース)

	YTFD	LTFD	M/B	EBITDA/A	PPE/A	LnS	N	R ²
Regression result								
full sample	-4.443*** (-13.23)	-3.144*** (-3.49)	6.264*** (4.33)	-1.039*** (-23.26)	0.214*** (48.86)	3.228*** (25.41)	44403	0.205
Group1 (下位 33%)	-7.938*** (-15.14)	-5.735*** (-3.45)	8.913*** (3.49)	-1.449*** (-26.73)	0.241*** (35.57)	3.599*** (34.24)	14109	0.271
Group2 (中位 33%)	-5.335*** (-10.16)	-3.550** (-2.90)	9.185*** (3.49)	-1.145*** (-11.79)	0.226*** (41.06)	3.308*** (46.27)	14565	0.184
Group3 (上位 34%)	-3.397*** (-7.63)	-3.014*** (-3.82)	5.110*** (4.60)	-0.849*** (-29.43)	0.183*** (27.24)	3.757*** (23.08)	15729	0.184
Empirical p-values (経験 p 値)								
Group1 vs Group2	0.000	0.004	0.413	0.000	0.108	0.010		
Group1 vs Group3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.122		
Group2 vs Group3	0.000	0.253	0.000	0.000	0.002	0.000		

注1：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2：()内は t 値、cons は定数項、N は標本数、R² は決定係数である。

注3：経験 p 値は係数間の差の有意水準を表し、ブートストラップ法(1000回)によって算出する。

表 5-5-2 経営者持株比率によるグルーピングの検証結果(時価ベース)

	YTFD	LTFD	M/B	EBITDA/A	PPE/A	LnS	N	R ²
Regression result								
full sample	-4.583*** (-13.30)	-6.075*** (-5.77)	-2.863** (-2.93)	-1.231*** (-19.15)	0.205*** (30.20)	2.401*** (20.56)	44403	0.343
Group1 (下位 33%)	-6.721*** (-9.71)	-8.946*** (-5.90)	-4.190** (-2.76)	-1.525*** (-25.60)	0.208*** (30.04)	2.649*** (16.49)	14109	0.362
Group2 (中位 33%)	-5.215*** (-9.66)	-5.253*** (-3.38)	-4.791** (-2.50)	-1.398*** (-13.29)	0.207*** (24.15)	2.734*** (22.39)	14565	0.311
Group3 (上位 34%)	-3.771*** (-10.14)	-5.828*** (-6.51)	-1.384* (-1.83)	-1.085*** (-18.87)	0.228*** (20.10)	3.534*** (23.87)	15729	0.381
Empirical p-values (経験 p 値)								
Group1 vs Group2	0.000	0.000	0.248	0.003	0.478	0.268		
Group1 vs Group3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.043	0.000		
Group2 vs Group3	0.000	0.198	0.000	0.000	0.033	0.000		

注1：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2：()内は t 値、cons は定数項、N は標本数、R² は決定係数である。

注3：経験 p 値は係数間の差の有意水準を表し、ブートストラップ法(1000回)によって算出する。

表 5-6-1 機関投資家持株比率によるグルーピングの検証結果(簿価ベース)

	YTFD	LTFD	M/B	EBITDA/A	PPE/A	LnS	N	R ²
Regression result								
full sample	-4.443*** (-13.23)	-3.144*** (-3.49)	6.264*** (4.33)	-1.039*** (-23.26)	0.214*** (48.86)	3.228*** (25.41)	44403	0.205
Group1 (下位 33%)	-3.169*** (-10.66)	-2.192** (-2.67)	4.699*** (3.25)	-0.607*** (-20.02)	0.230*** (29.64)	6.398*** (32.53)	14109	0.239
Group2 (中位 33%)	-6.065*** (-9.23)	-2.651** (-2.51)	10.144*** (5.78)	-1.447*** (-23.24)	0.217*** (20.32)	3.835*** (21.50)	14565	0.231
Group3 (上位 34%)	-7.200*** (-10.59)	-4.331** (-2.75)	10.681*** (3.98)	-1.837*** (-26.16)	0.277*** (32.83)	3.522*** (42.73)	15729	0.316
Empirical p-values (経験 p 値)								
Group1 vs Group2	0.000	0.272	0.000	0.000	0.155	0.000		
Group1 vs Group3	0.000	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000		
Group2 vs Group3	0.014	0.011	0.322	0.000	0.000	0.001		

注1：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2：()内は t 値、cons は定数項、N は標本数、R² は決定係数である。

注3：経験 p 値は係数間の差の有意水準を表し、ブートストラップ法(1000回)によって算出する。

表 5-6-2 機関投資家持株比率によるグルーピングの検証結果(時価ベース)

	YTFD	LTFD	M/B	EBITDA/A	PPE/A	LnS	N	R ²
Regression result								
full sample	-4.583*** (-13.30)	-6.075*** (-5.77)	-2.863** (-2.93)	-1.231*** (-19.15)	0.205*** (30.20)	2.401*** (20.56)	44403	0.343
Group1 (下位 33%)	-3.379*** (-11.65)	-4.823*** (-5.63)	-2.690*** (-3.31)	-0.780*** (-15.14)	0.226*** (29.32)	6.342*** (27.41)	14109	0.398
Group2 (中位 33%)	-5.245*** (-9.23)	-6.046*** (-6.43)	0.486 (0.50)	-1.694*** (-23.85)	0.212*** (21.87)	2.576*** (12.99)	14565	0.358
Group3 (上位 34%)	-6.984*** (-6.31)	-6.700*** (-3.89)	-4.913** (-2.14)	-1.872*** (-20.36)	0.237*** (20.78)	2.184*** (16.34)	15729	0.413
Empirical p-values (経験 p 値)								
Group1 vs Group2	0.000	0.053	0.000	0.000	0.106	0.000		
Group1 vs Group3	0.000	0.009	0.006	0.000	0.183	0.000		
Group2 vs Group3	0.000	0.181	0.000	0.000	0.018	0.000		

注1：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2：()内は t 値、cons は定数項、N は標本数、R² は決定係数である。

注3：経験 p 値は係数間の差の有意水準を表し、ブートストラップ法(1000 回)によって算出する。

表 5-7 頑健性テストの結果(大株主持株比率による影響)

	簿価ベースの負債比率(D/A)		時価ベースの負債比率(D/Am)	
	Fama-MacBeth 推定(1)	固定効果 推定(2)	Fama-MacBeth 推定(3)	固定効果 推定(4)
YTFD	-9.502*** (-11.71)	-4.690*** (-19.37)	-8.587*** (-12.80)	-3.613*** (-11.19)
YTFD×TOPper	0.043** (2.71)	0.025*** (6.40)	0.033*** (3.22)	0.021*** (4.01)
TOPper	0.141*** (10.63)	0.003*** (5.46)	0.108*** (9.22)	0.002*** (3.28)
LTFD	-2.407*** (-3.30)	-2.213*** (-15.58)	-8.199*** (-5.53)	0.281 (1.48)
M/B	5.389*** (4.29)	1.433*** (16.80)	-1.667 (-1.23)	-4.765*** (-41.87)
EBITDA/A	-1.114*** (-25.36)	-0.501*** (-50.25)	-1.273*** (-20.56)	-0.684*** (-51.43)
PPE/A	0.220*** (50.46)	0.213*** (31.98)	0.205*** (30.90)	0.241*** (27.06)
LnS	3.712*** (30.73)	3.679*** (27.99)	2.726*** (25.49)	5.589*** (31.86)
cons	3.787** (2.86)	10.083*** (7.13)	33.540*** (13.51)	-3.702** (-1.96)
N	44403	44403	44403	44403
R ²	0.224	0.102	0.357	0.166

注1：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2：()内は t 値である(固定効果推定の場合は、White により不均一分散を調整済み)。

注3：cons は定数項、N は標本数、R² は決定係数である。

表 5-8 頑健性テストの結果(経営者持株比率による影響)

	簿価ベースの負債比率(D/A)		時価ベースの負債比率(D/Am)	
	Fama-MacBeth 推定(1)	固定効果 推定(2)	Fama-MacBeth 推定(3)	固定効果 推定(4)
YTFD	-7.784*** (-18.24)	-3.411*** (-28.62)	-6.976*** (-11.41)	-2.562*** (-16.05)
YTFD×CEOoper	0.025* (1.96)	-0.000 (-1.05)	0.035*** (4.18)	0.001** (2.41)
CEOoper	0.097*** (4.66)	0.000* (1.83)	0.065*** (4.05)	-0.002*** (-6.97)
LTFD	-2.624*** (-3.63)	-2.200*** (-15.43)	-8.249*** (-5.73)	0.293 (1.53)
M/B	5.517*** (4.48)	1.433*** (16.67)	-1.723 (-1.30)	-4.887*** (-42.46)
EBITDA/A	-1.089*** (-23.85)	-0.497*** (-49.64)	-1.255*** (-20.08)	-0.680*** (-50.71)
PPE/A	0.220*** (53.95)	0.218*** (32.53)	0.203*** (31.42)	0.243*** (27.08)
LnS	3.612*** (24.74)	3.686*** (27.99)	2.617*** (21.91)	5.541*** (31.42)
cons	11.073*** (9.48)	9.854*** (6.95)	39.683*** (17.60)	-3.099 (-1.63)
N	44403	44403	44403	44403
R ²	0.221	0.101	0.355	0.166

注1: ***, **, *はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2: ()内は t 値である(固定効果推定の場合は、White により不均一分散を調整済み)。

注3: cons は定数項、N は標本数、R² は決定係数である。

表 5-9 頑健性テストの結果(機関投資家持株比率による影響)

	簿価ベースの負債比率(D/A)		時価ベースの負債比率(D/Am)	
	Fama-MacBeth 推定(1)	固定効果 推定(2)	Fama-MacBeth 推定(3)	固定効果 推定(4)
YTFD	-5.700*** (-10.84)	-2.348*** (-13.58)	-5.436*** (-9.35)	-1.500*** (-6.48)
YTFD×Fiper	-0.144*** (-6.67)	-0.050*** (-6.77)	-0.142*** (-4.48)	-0.058*** (-5.80)
Fiper	-0.268*** (-26.05)	0.122*** (14.27)	-0.225*** (-18.37)	0.029** (2.54)
LTFD	-2.503*** (-3.48)	-2.123*** (-14.58)	-8.235*** (-5.94)	0.521*** (2.67)
M/B	5.500*** (4.28)	1.348*** (15.76)	-1.573 (-1.22)	-4.791*** (-41.81)
EBITDA/A	-1.039*** (-23.40)	-0.517*** (-51.74)	-1.219*** (-19.52)	-0.693*** (-51.73)
PPE/A	0.228*** (49.44)	0.209*** (31.38)	0.211*** (30.77)	0.237*** (26.55)
LnS	4.636*** (29.50)	3.622*** (27.65)	3.551*** (21.33)	5.504*** (31.36)
cons	5.605*** (4.22)	8.714*** (6.16)	34.136*** (14.72)	-3.396* (-1.79)
N	44403	44403	44403	44403
R ²	0.232	0.109	0.364	0.167

注1: ***, **, *はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2: ()内は t 値である(固定効果推定の場合は、White により不均一分散を調整済み)。

注3: cons は定数項、N は標本数、R² は決定係数である。

第6章 結論

本研究では、マーケット・タイミング行動と資本構成との関係に注目し、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響を日本の企業データを用いて検証し、マーケット・タイミング理論の日本企業における適用性を分析した。

分析は主として、次の2つのことを中心にして行った。第1は、マーケット・タイミング理論が示唆するマーケット・タイミング行動と資本構成との関係が、日本企業において観察されるかどうかということである。第2は、マーケット・タイミング行動が資本構成に与える影響は企業間で異なるかどうかということである。この2つに対して、以下の3つの検証を行った。

第1は、BW(2002)のアプローチに従い、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響を日本の全上場企業を対象として分析した。分析においては、まず、時価簿価比率を用いて株価が高いか低いかを測定し、時価簿価比率と負債比率の短期変動との関係を検証することによって、マーケット・タイミング行動の資本構成への短期的な影響を検証した。次に、過去のマーケット・タイミング行動の測定指標として、「外部加重平均時価簿価比率」を構築し、それと負債比率との関係を検証することによって、マーケット・タイミング行動の資本構成への長期的な影響を検証した。

分析の結果、マーケット・タイミング理論が示唆する通り、短期的にみると、株価(時価簿価比率)が高い企業は、株式発行による資金調達額が増加し、次年度の負債比率が大きく低下し、長期的にみると、過去に株価(時価簿価比率)が高い時に資金調達を行った企業は、現在の負債比率が低いことが明らかになった。最後に、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響の持続期間を分析したところ、マーケット・タイミング行動の影響は少なくとも10年間あることが観察された。

第2は、Alti(2006)のアプローチに従い、ホット発行市場に着目し、ホット発行市場

におけるマーケット・タイミング行動及びその資本構成への影響を日本の IPO 企業を対象として検証した。分析に際して、まず、月次の IPO 企業数に基づいてホット発行市場を特定し、ホット発行市場に公開した企業とそうでない企業を見分けて、公開時点における資金調達規模、公開価格及び公開株式数を比較し、ホット発行市場でマーケット・タイミング行動が観察されるかどうかを検証した。次に、ホット発行市場に公開した企業の、IPO 前後における負債比率の変動を分析することによって、マーケット・タイミング行動が資本構成に与える影響の期間を分析した。

分析の結果、ホット発行市場に公開した企業は、公開価格が高くなり、資金調達の規模が顕著に増加したことが明らかになった。これは、ホット発行市場においてマーケット・タイミング行動が発生していることを示唆する。また、マーケット・タイミング行動の影響で、ホット発行市場に公開した企業は、公開後の3年目まで負債比率がより大きく低下していることが観察された。すなわち、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響は3年間続いた。

第3は、株式所有構造に注目し、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響の程度は株式所有構造により異なるかどうかを分析した。分析では、株式所有構造の代理変数として、大株主持株比率、経営者持株比率、機関投資家持株比率を用いた。

分析の結果、大株主・経営者の持株比率が高い企業ほど、マーケット・タイミング行動の資本構成に対する説明力は低い、機関投資家の持株比率が高い企業ほど、マーケット・タイミング行動の資本構成に対する説明力は高い。これにより、大株主・経営者の持株比率が上昇することにより、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響が抑止されることが分かった。

以上の検証結果から、次の3つのことが言える。第1は、マーケット・タイミング行動と資本構成との間に、マーケット・タイミング理論が示唆する関係が日本企業でも観察されていることである。第2は、マーケット・タイミング行動の影響の期間は、マー

ケット・タイミング行動を捉える指標によって差が出ているが、少なくともすぐに消えることはないということである。第3は、マーケット・タイミング行動の資本構成への影響の程度は、すべての企業で同一ではなく、企業間で異なる可能性があることである。

本研究には、いくつかの課題が残されている。

本研究では、2000年以降の日本の上場企業を対象として分析を行った。しかし、日本のエクイティファイナンスの手段や発行制度などは時代とともに変化する特徴が顕著であり⁶³、2000年以降の企業サンプルを用いて検証した結果は、2000年以前の企業サンプルを用いて検証した結果とは必ずしも同じとは限らない。そこで、2000年以前の上場企業を対象として、異なる時期におけるマーケット・タイミング行動及びその資本構成への影響について検証する必要がある。これを今後の課題にしたい。

また、マーケット・タイミング行動と資本構成との関係が株式所有構造により影響を受ける可能性があることについては、本稿の第5章で実証分析により明らかにしたが、この可能性のメカニズムには、株式所有構造と資本構成の調整速度とが関係しているかどうかについては、検証できていない。そこで、これも今後の課題として、株式所有構造と資本構成の調整速度との関係も加えて検証する必要があると考えている。

さらに、第5章では、株式所有構造の測定指標の1つとして、機関投資家持株比率を用いた。しかし、機関投資家は、投資のスタイルにより、長期保有を目的とした機関投資家と短期売買を目的とした機関投資家に分けられる。機関投資家のタイプによって企業行動に異なる影響を与える可能性がある(Koh(2007))。そのため、機関投資家のタイプを長期と短期に分けて検証する必要がある。これも今後に残された課題である。

⁶³ 1970年まで日本のエクイティファイナンスの主流は株主割当増資による額面発行であった。80年代から、時価発行が普及するにつれて、株主割当増資では、時価発行ではなく額面発行に加え中間発行が多く行われていた。90年代初頭、バブル崩壊に伴う株価下落により、公募増資はほとんど行われず、公募増資に代わって第三者割当増資の有償増資が増えていた。2000年に入ってから、株主割当増資はほぼ利用されなくなっている一方、公募増資が急増している。(鈴木(2013))

参考文献

- Allini, Alessandra, Soliman Rakha, David G. McMillan, and Adele Caldarelli. 2018. "Pecking Order and Market Timing Theory in Emerging Markets: The Case of Egyptian Firms." *Research in International Business and Finance* 44:297–308.
- Alti, Aydogan. 2006. "How Persistent Is the Impact of Market Timing on Capital Structure?" *Journal of Finance* 61(4):1681–1710.
- Altman, Edward I. 1984. "A Further Empirical Investigation of the Bankruptcy Cost Question." *Journal of Finance* 39(4):1067–89.
- Ang, James S., Jess H. Chua, and John J. McConnell. 1982. "The Administrative Costs of Corporate Bankruptcy : A Note." *Journal of Finance* 37(1):219–26.
- Arosa, Clara Maria Verduch, Nivine Richie, and Peter W. Schuhmann. 2015. "The Impact of Culture on Market Timing in Capital Structure Choices." *Research in International Business and Finance* 35:180–96.
- Baker, Malcolm and Jeremy C. Stein. 2004. "Market Liquidity as a Sentiment Indicator." *Journal of Financial Markets* 7(3):271–99.
- Baker, Malcolm and Jeffrey Wurgler. 2000. "The Equity Share In New Issues And Aggregate Stock Returns." *Journal of Finance* 4(5):2219–57.
- Baker, Malcomlm and Jeffrey Wurgler. 2002. "Market Timing and Capital Structure." *Journal of Finance* 57(1):1–32.
- Bayless, Mark and Susan Chaplinsky. 1996. "Is There a Window of Opportunity for Seasoned Equity Issuance ?" *Journal of Finance* 51(1):253–78.
- Bhide, A. 1993. "The hidden costs of stock market liquidity." *Journal of Financial Economics* 34 (1):31–51.
- Bougatef, Khemaies and Jameleddine Chichti. 2010. "Equity Market Timing and Capital

- Structure : Evidence from Tunisia and France.” *International Journal of Business and Management* 5(10):167–77.
- De Bie, Tijs and Leo De Haan. 2007. “Market Timing and Capital Structure: Evidence for Dutch Firms.” *De Economist* 155(2):183–206.
- Chang, Xin, Gilles Hilary, Chia Mei Shih, and Lewis H. K. Tam. 2010. “Conglomerate Structure and Capital Market Timing.” *Financial Management* 39(4):1307–38.
- Chang, Ya-kai, Yu-lun Chen, Robin K. Chou, and Tai-hsin Huang. 2015. “Corporate Governance , Product Market Competition and Dynamic Capital Structure.” *International Review of Economics and Finance* 38:44–55.
- Chen, Dar Hsin, Chun Da Chen, Jianguo Chen, and Yu Fang Huang. 2013. “Panel Data Analyses of the Pecking Order Theory and the Market Timing Theory of Capital Structure in Taiwan.” *International Review of Economics and Finance* 27:1–13.
- Clearly, Sean. 1999. “The Relationship between Firm Investment and Financial Status.” *Journal of Finance* 54(2):673–92.
- Eckbo, B. Espen. 2007. *Handbook of Empirical Corporate Finance Volume 1*.
- Elliott, William B., Johanna Koëter-Kant, and Richard S. Warr. 2007. “A Valuation-Based Test of Market Timing.” *Journal of Corporate Finance* 13(1):112–28.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French. 2002. “Testing Trade-Off and Pecking Order Predictions About Dividends and Debt.” *The Review of Financial Studies* 15(1):1–33.
- Fama, Eugene F. and James D. MacBeth. 1973. “Risk , Return , and Equilibrium : Empirical Tests.” *Journal of Political Economy* 81(3):607–36.
- Flannery, Mark J. and Kasturi P. Rangan. 2006. “Partial Adjustment toward Target Capital Structures.” *Journal of Financial Economics* 79(3):469–506.
- Frank, Murray Z. and Vidhan K. Goyal. 2003. “Testing the Pecking Order Theory of Capital

- Structure.” *Journal of Financial Economics* 67:217–48.
- Frank, Murray Z. and Vidhan K. Goyal. 2009. “Capital Structure Decisions: Which Factors Are Reliably Important?” *Financial Management* 38(1):1–37.
- Froot, K.A., Perold, A.F., and Stein, J.C. 1992. “Shareholder trading and corporate investment horizons.” *Journal of Applied Corporate Finance* 5 (2):42–58.
- Graham, John R. and Campbell R. Harvey. 2001. “The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the Field.” *Journal of Financial Economics* 60(2–3):187–243.
- He, Kang, Panpan Li, and Wei Liu. 2017. “A Research on the Relationship between Ownership Concentration and Dynamic Adjustment of Capital Structure.” *Journal of Nanjing Audit University* 2:49–57.
- Helwege, Jean and Nellie Liang. 2004. “Initial Public Offerings in Hot and Cold Markets.” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 39(3):541–69.
- Henderson, Brian J., Narasimhan Jegadeesh, and Michael S. Weisbach. 2006. “World Markets for Raising New Capital.” *Journal of Financial Economics* 82(1):63–101.
- Hovakimian, Armen. 2006. “Are Observed Capital Structures Determined by Equity Market Timing?” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 41(1):221–43.
- Huang, Rongbing and Jay R. Ritter. 2009. “Testing Theories of Capital Structure and Estimating the Speed of Adjustment.” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 44(2):237–71.
- Islam, SZ and R. Heaney. 2009. “Market Timing or Growth Opportunities: Evidence from Australia.” *International Review of Finance Journal* 1–45.
- Ivanov, Vladimir and Craig M. Lewis. 2008. “The Determinants of Market-Wide Issue Cycles for Initial Public Offerings.” *Journal of Corporate Finance* 14(5):567–83.
- Jensen, Michael C. and William H. Meckling. 1976. “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure.” *Journal of Financial Economics* 3(4):305–60.

- Kasbi, Salma. 2009. "Ownership Concentration and Capital Structure Adjustments." *Working Paper*.
- Kasbi, Salma. 2009. "Market Timing, Growth Opportunities and Capital Structure." *Working Paper*
- Kayhan, Ayla and Sheridan Titman. 2007. "Firms' Histories and Their Capital Structures." *Journal of Financial Economics* 83(1):1–32.
- Kim, E. Han. 1978. "A Mean-Variance Theory of Optimal Capital Structure and Corporate Debt Capacity." *Journal of Finance* 33(1):45–63.
- Kim, Woojin and Michael S. Weisbach. 2008. "Motivations for Public Equity Offers: An International Perspective." *Journal of Financial Economics* 87(2):281–307.
- Kraus, Alan and Robert H. Litzenberger. 1973. "A State-Preference Model of Optimal Financial Leverage." *Journal of Finance* 28(4):911–22.
- Larrain, Borja and Francisco Urzua I. 2013. "Controlling Shareholders and Market Timing in Share Issuance." *Journal of Financial Economics* 109(3):661–81.
- Leary, Mark T. and Michael R. Roberts. 2005. "Do Firms Rebalance Their Capital Structures?" *Journal of Finance* 60(6):2575–2619.
- Liao, Li-Kai(Connie), Tarun Mukherjee, and Wei Wang. 2015. "Corporate Governance and Capital Structure Dynamics: An Empirical Study." *Journal of Financial Research* 67(2):169–91.
- Liu, Shuhai and Chuanmo Han. 2012. "On the Ownership Structure and Capital Structure Adjustment from the Perspective of Agency Cost." *Modern Finance* 11:81–88.
- Liu Duan, Shou Chen, and Jian Chen. 2006. "Study on The Sustained Effects of Market Timing on Capital Structure." *Chinese Journal of Management* 3(1):85–90.
- Loughran, Tim and Jay Ritter. 1995. "The New Issues Puzzle, Journal of Finance." *Journal of*

Finance 50(1):23–51.

Lowry, Michelle and G. William Schwert. 2002. “IPO Market Cycles : Bubbles or Sequential Learning ?” *Journal of Finance* 57(3):1171–1200.

Marsh, Paul. 1982. “The Choice Between Equity and Debt : An Empirical Study.” *Journal of Finance* 37(1):121–44.

Michaely, Roni and Christopher J. Vincent. 2013. “Do Institutional Investors Influence Capital Structure Decisions?” *Working Paper*

Modigliani, Franco and Merton H. Miller. 1958. “The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment.” *American Economic Review* 48(3):261–97.

Morck, Randall, Andrei Shleifer, Robert W. Vishny, Matthew Shapiro, and James M. Poterba. 1990. “The Stock Market and Investment: Is the Market a Sideshow?” *Brookings Papers on Economic Activity* 2:157–215.

Morellec, Erwan, Boris Nikolov, and Norman Schurhoff. 2012. “Corporate Governance and Capital Structure Dynamics.” *Journal of Finance* 67(3):803–48.

Myers, Stewart C. 1977. “DETERMINANTS OF CORPORATE BORROWING.” *Journal of Financial Economics* 5:147–75.

Myers, Stewart C. 1984. “The Capital Structure Puzzle.” *Journal of Finance* (3):575–92.

Myers, Stewart C. and Nicholas S. Majluf. 1984. “Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have.” *Journal of Financial Economics* 13(2):187–221.

Nguyen, Duc Khuong and Adel Boubaker. 2009. “Does Financing Behavior of Tunisian Firms Follow the Predictions of the Market Timing Theory of Capital Structure?” *Economics Bulletin* 29(1):169–81.

Porta, Rafael La, Florencio Lopez-de-silanes, Andrei Shleifer, and Robert Vishny. 2000. “Investor

- Protection and Corporate Governance.” *Journal of Financial Economics* 58:3–27.
- Porter, M.E., 1992. “Capital choices: Changing the way America invests in industry.” *Journal of Applied Corporate Finance* 5 (2):4–16.
- Rajan, Raghuram G. and Luigi Zingales. 1995. “What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data.” *Journal of Finance* 50(5):1421–60.
- Ritter, Jay R. 1991. “The Long-Run Performance of Initial Public Offerings: The UK Experience 1980-1988.” *Journal of Finance* 1(22):3–27.
- Robichek, Alexander A. and Stewart C. Myers. 1966. “Problems in the Theory of Optimal Capital Structure.” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 1(2):1–35.
- Scott, James H. 1976. “A Theory of Optimal Capital Structure.” *Bell Journal of Economics* 7(1):33–54.
- Shleifer, Andrei and Robert W. Vishny. 1986. “Large Shareholders and Corporate Control.” *Journal of Political Economy* 94(3):461–88.
- Shyam-Sunder, Lakshmi and Stewart C. Myers. 1999. “Testing Static Tradeoff against Pecking Order Models of Capital Structure.” *Journal of Financial Economics* 51:219–44.
- Smith, Clifford W., Ross L. Watts, W. Smith, and Ross L. Watts. 1992. “The Investment Opportunity Set and Corporate Financing, Dividend, and Compensation Policies.” *Journal of Financial Economics* 32:263–92.
- Stein, Jeremy C. 1996. “Rational Capital Budgeting In An Irrational World.” *Journal of Business* 69(4):429–55.
- Stiglitz, Joseph E. 1969. “A Re-Examination of the Modigliani-Miller Theorem.” *American Economic Review* 59(5):784–93.
- Taggart, Robert. 1977. “A Model of Corporate Financing Decisions.” *Journal of Finance* 32(5):1467–84.

- Titman, S. and R. Wessels. 1998. "The Determinants of Capital Structure Choice." *Journal of Finance* 43(1):1-19.
- Warner, Jerold B. 1977. "Bankruptcy Costs: Some Evidence." *Journal of Finance* 32(2):337-47.
- Welch, Ivo. 2004. "Capital Structure and Stock Returns." *Journal of Political Economy* 112(1):106-31.
- Xu, Zhaoxia. 2009. "The Impact of Market Timing on Canadian and U.S. Firms' Capital Structure." *Bank of Canada Working Paper* 1-41.
- Zavertiaeva, Marina and Iuliia Nechaeva. 2017. "Impact of Market Timing on the Capital Structure of Russian Companies." *Journal of Economics and Business* 92:10-28.
- 岩井浩一(2010)「新興市場と新規株式公開を巡る論点整理—内外既存研究のレビューと制度設計への示唆—」『金融庁金融研究研修センター「FSA リサーチレビュー」』第6号:39-112。
- 太田浩司(2017)「パネル分析における Fama-MacBeth と Cluster-Robust の手法の理論と応用」『関西大学商学論集』第62巻第2号:43-67。
- 岡本弦一郎(2016)「負債の借換費用と企業の資本構成」『社会科学研究』第67巻第1号:103-22。
- 角田康夫(2001)『行動ファイナンス』きんざい。
- 佐々木寿記・鈴木健嗣・花枝英樹(2015)「企業の資本構成と資金調達—日本企業へのサーベイ調査による分析—」『経営財務研究』第35巻第1.2合併号:2-28。
- 嶋谷毅・川井秀幸・馬場直彦(2005)「わが国企業による資金調達方法の選択問題：多項ロジット・モデルによる要因分析」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』No. 05-J-3:1-29。
- 城下賢吾(2002)『市場のアノマリーと行動ファイナンス』千倉書房。
- 城下賢吾・森保洋(2009)『日本株式市場の投資行動分析』中央経済社。

鈴木健嗣(2013)「日本のエクイティファイナンスのあゆみ」『国民経済雑誌』第207巻
第2号:39-63。

砂川伸幸(2017)『コーポレートファイナンス入門』日本経済新聞出版社。

芹田敏夫・花枝英樹(2015)「サーベイ調査から見た日本企業の財務政策」『組織科学』
第49巻第1号:32-44。

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:17-
43。

中野誠・高須悠介(2013)「日本企業の現金保有決定要因分析—所有構造と取締役会特性
の視点から」ワーキングペーパー。

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-
15:1-33。

濱村章(2004)『コーポレート・ガバナンスと資本市場』税務経理協会。

藤井真理子・国枝繁樹 訳(Brealey, C. Myers and Allen 著)(2014)『コーポレート・フ
ァイナンス』第8版、日経BP社。

細野薫・滝澤美帆(2015)「未上場企業によるIPOの動機と上場後の企業パフォーマンス」
独立行政法人経済産業研究所、RIETI Discussion Paper Series 15-J-005。

細野薫・滝澤美帆・内本憲児・蜂須賀圭史(2013)「資本市場を通じた資金調達と企業行
動—IPO, SEO, 及び社債発行の意思決定とその後の投資・研究開発」財務省財務
総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』平成25年第1号(通巻第112号):80-
121。

三谷英貴(2007)「マーケット・タイミングをめぐる諸説に関する実証分析」『経済論叢』
第179巻第5・6号:379-400。

三谷英貴(2013)「マーケット・タイミングは資本構成の動態にどのような影響を及ぼ

すのか？」『産研論集（関西学院大学）』40号:43-48。

三輪哲(2013)「パネルデータ分析の基礎と応用」『理論と方法(Sociological Theory and Methods)』第8巻第2号:355-366。

劉瀾飈・李貢敏(2005)「市場時機理論的中国適用性—1998~2003年上場企業の実証分析」『財經研究』第31巻第11期:17-28。

王志強・洪艺珣(2009)「中国上場企業資本結構的長期動態調整」『會計研究』第6号:50-57。

王正位・朱武祥・趙冬青(2007)「発行管制条件下的股權再融資市場時機行動及其对資本結構的影響」『財務管理』第10巻第6期:40-46。

附表 A 負債比率の変動の分解

$$\begin{aligned}\left(\frac{D}{A}\right)_t - \left(\frac{D}{A}\right)_{t-1} &= \left(\frac{A-E}{A}\right)_t - \left(\frac{A-E}{A}\right)_{t-1} \\ &= -\frac{E_t}{A_t} + \frac{E_{t-1}}{A_{t-1}} \\ &= -\frac{e + re + E_{t-1}}{A_t} + \frac{E_{t-1}}{A_{t-1}} \\ &= -\frac{e}{A_t} - \frac{re}{A_t} - \frac{E_{t-1}}{A_t} + \frac{E_{t-1}}{A_{t-1}} \\ &= -\left(\frac{e}{A}\right)_t - \left(\frac{re}{A}\right)_t - \left[E_{t-1}\left(\frac{1}{A_t} - \frac{1}{A_{t-1}}\right)\right]\end{aligned}$$

ただし、 $A = D + E$ 、 $e = (E_t - E_{t-1}) - re$

附表 B 指標 EFWAMB の分解⁶⁴

$$EFWAMB_{t-1} = \sum_{s=0}^{t-1} \frac{e_s + d_s}{\sum_{r=0}^{t-1} (e_r + d_r)} \times (M/B)_s$$

もし $FD = e + d$ とすると、上記の式は次のように書き換えられる：

$$EFWAMB_{t-1} = \sum_{s=0}^{t-1} \frac{FD_s \times (M/B)_s}{\sum_{r=0}^{t-1} FD_r}$$

両方 $\sum_{r=0}^{t-1} FD_r$ をかけると、

$$EFWAMB_{t-1} \times \sum_{r=0}^{t-1} FD_r = \sum_{s=0}^{t-1} FD_s \times (M/B)_s$$

両方 t で除すと、

$$EFWAMB_{t-1} \times \overline{FD} = \left\{ \sum_{s=0}^{t-1} FD_s \times (M/B)_s \right\} / t$$

ここでは、 $\left\{ \sum_{r=0}^{t-1} FD_r \right\} / t = \left\{ \sum_{s=0}^{t-1} FD_s \right\} / t = \overline{FD}$ 、 $\left\{ \sum_{s=0}^{t-1} \left(\frac{M}{B} \right)_s \right\} / t = \overline{M/B}$ 。

右辺に $\overline{FD} \times \overline{M/B}$ をまず引いてまた足すと、

$$\begin{aligned} EFWAMB_{t-1} \times \overline{FD} &= \left\{ \sum_{s=0}^{t-1} FD_s \times (M/B)_s \right\} / t - \overline{FD} \times \overline{M/B} + \overline{FD} \times \overline{M/B} \\ &= COV(FD, M/B) + \overline{FD} \times \overline{M/B} \end{aligned}$$

両方 \overline{FD} で除すと、

$$\begin{aligned} EFWAMB_{t-1} &= \frac{COV(FD, M/B)}{\overline{FD}} + \overline{M/B} \\ &= YTFD + LTFD \end{aligned}$$

ここでは、 $YTFD = \frac{COV(FD, M/B)}{\overline{FD}}$ 、 $LTFD = \overline{M/B}$ である。

⁶⁴ Kayhan and Titman (2007) と Chang et al. (2010) を参照した。

附表 C 係数間の差を検定するブートストラップ法

ブートストラップ法による係数間の差の検定は以下のように行う：

(1) 比較するグループ 1 とグループ 2 において、以下のモデルでそれぞれ推計を行うことによって、本章の関心である変数 YTFD の係数を求める。

$$(D/A)_{i,t} = a + b(YTFD)_{i,t-1} + c(LTFD)_{i,t-1} + d(M/B)_{i,t-1} + e(EBITDA/A)_{i,t-1} \\ + f(PPE/A)_{i,t-1} + g(\ln S)_{i,t-1} + h(INDs)_{i,t-1} + u_{i,t}$$

式(5-2)

グループ 1 における YTFD の推定係数は b_1 とし、グループ 2 における YTFD の推定係数は b_2 とすれば、両グループの推定係数の差は次のように求める：

$$\text{diff} = b_1 - b_2 \quad \text{式(5.1)}$$

ここで、検定したい帰無仮説は $H_0: \text{diff} = 0$ である。すなわち、両グループの推定係数間では差がない。

(2) グループ 1 とグループ 2 を 1 つのサンプルにし、その中から無作為復元抽出で、新しいグループ 1 とグループ 2 を作った上で、上記(1)と同様に、モデル(5-2)でそれぞれ推計を行うことによって、両グループの推定係数の差を求める：

$$\text{diff}_1^* = b_1^* - b_2^* \quad \text{式(5.2)}$$

ここでは、 b_1^* は新グループ 1 における YTFD の推定係数で、 b_2^* は新グループ 2 における YTFD の推定係数である。

(3) 上記の(2)を K 回(本稿では、 $K=1000$ 回)繰り返し、 diff_1^* 、 diff_2^* 、 diff_3^* 、 \dots 、 diff_k^* を求める。

(4) 帰無仮説の下で、 diff よりも大きな diff_k^* 値を得る推定確率は次のようになる：

$$P = \frac{\text{number of times diff}_k^* d}{K} \quad \text{式(5.3)}$$

ただし、もし $P > 0.5$ の場合、推定確率は $1 - P$ となる。

推定確率 P は経験 P 値と呼ばれ、 0.05 より小さければ、帰無仮説が棄却され、実際の推定係数間の差が有意であることを示す。