

# 株主価値の株価説明力と情報の非対称性 -サンプルの分割による価値関連性の検証-

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 公開日: 2021-05-28 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 青淵, 正幸 メールアドレス: 所属:
URL	<a href="http://hdl.handle.net/10291/21800">http://hdl.handle.net/10291/21800</a>

明治大学大学院経営学研究科

2020年度

博士学位請求論文

株主価値の株価説明力と情報の非対称性  
—サンプルの分割による価値関連性の検証—

Stock Prices Explanatory Power by the Shareholder Value Using  
Consideration of Information Asymmetry : An Empirical Study  
on the Value Relevance by the Divided Samples

学位請求者 青淵 正幸

## 目 次

第1章 本研究の目的	1
第1節 研究の背景と目的	1
第2節 企業価値の測定モデルと情報の非対称性	3
第3節 本研究の構成	8
第2章 企業価値の測定	13
第1節 はじめに	13
第2節 企業価値測定の手法	15
第3節 インカムアプローチによる企業価値モデル	17
第4節 残余利益モデルの問題点と限界	24
第5節 残余利益モデルの実務での利用	27
第6節 小括	28
第3章 先行研究とリサーチ・デザイン	30
第1節 はじめに	30
第2節 株価と株主価値の相関	31
第3節 複数のモデルによる株主価値の比較	33
第4節 利益の種類と期間の比較	37
第5節 リサーチ・デザイン	40
第4章 無借金経営と価値関連性	46
第1節 はじめに	46
第2節 近年におけるわが国企業の資金調達	49
第3節 研究仮説	55
第4節 実証分析	56
第5節 分析結果と解釈	59
第6節 小括	63
第5章 繰延税金資産および繰延税金負債と株主価値	65
第1節 はじめに	65
第2節 税効果会計と繰延税金資産／繰延税金負債	66
第3節 研究仮説	69
第4節 実証分析	70
第5節 分析結果と解釈	72
第6節 小括	79

第6章 上場市場別に見る株主価値の株価説明力	82
第1節 はじめに	82
第2節 企業における上場の目的	84
第3節 研究仮説	90
第4節 実証分析	90
第5節 分析結果と解釈	93
第6節 小括	97
第7章 「自社が筆頭株主」である企業の価値関連性	99
第1節 はじめに	99
第2節 自社株と株主価値に関する先行研究	100
第3節 研究仮説	101
第4節 実証分析	102
第5節 分析結果と解釈	104
第6節 小括	109
第8章 市場のボラティリティと価値関連性	112
第1節 はじめに	112
第2節 マーケットベータの傾向	114
第3節 研究仮説	115
第4節 実証分析	116
第5節 分析結果と解釈	119
第6節 小括	132
第9章 結論	133
補章 DCFモデルによる株主価値の株価説明力	139
第1節 はじめに	139
第2節 株主価値の評価モデルと回帰式	139
第3節 資本構成によるサンプルの分割	142
第4節 DCFモデルによる繰延税金資産・負債のセグメント比較	153
第5節 比較結果の解釈	160
参考文献等	162
初出一覧	171

# 第1章 本研究の目的

## 第1節 研究の背景と目的

企業は経済活動を通じて社会の富を形成するとともに、付加価値を生み出してそれを賃金、地代、利子として配分する機能を有する。生み出された付加価値によって経済は成長する。そのような企業を支えるのは、自らの貯蓄を投資に回す家計であることから、一般に家計は黒字主体、企業は赤字主体といわれる。家計は投資家として、企業への投資を通じて利子を受け取り、自らの貯蓄を増加させる。

利子の源泉は企業が手にするキャッシュである。しかし、企業がキャッシュを手にするまでには多くの時間を要する。鉄道会社が新たに線路を敷設して路線を開通するには長期の建設期間が必要である。鉄道路線が開通し、乗客や貨物を運んではじめて、鉄道会社にキャッシュがもたらされる。一方で、鉄道の敷設には資金が必要であり、それを投資家に求める。投資家は鉄道会社から生み出される将来のキャッシュを期待して投資を行う。ただし、投資家による投資先は多岐にわたるため、鉄道会社以外への投資も選択できる。金融機関への預金も、投資家にとっては投資の一種である。

複数の投資先のいずれに投資しても、将来受け取ることができる利子が同じで、しかもそれが確実なものであるとするならば、投資家は投資先を選択する必要はない。かつてわが国では大蔵省（現財務省）の主導のもと、金融機関では同一と思えるサービスを提供していた。万が一金融機関が破綻しても、国が預金を全額保護していたため、預金者（投資家）はデフォルトリスクから解放される。すなわち、手元資金を金融機関に預けるという選択をした投資家は、どの金融機関と取引を行うかについて考える必要がなかったのである。

現実には、経済環境や社会環境は日夜変化しており、将来の利子を確実に予測することはできない。投資家は数々の情報を集め、それをもとに企業や事業活動を分析して将来受け取ることができる利子を予測する。不確実性が高ければ高いほど、投資家はその企業への投資を躊躇する。投資を決断したとしても、リスクの大きさに見合った多くのリターンを求める。資金需要者である企業は不確実性の緩和を目的に各種の情報を投資家へ提供し、その情報を得た投資家のリスクは軽減される。しかし、すべての情報が企業から投資家へ提供されるわけではなく、また、投資家は提供された情報のすべてを理解できるリテラシーを持ち合わせているとも限らない。企業と投資家の間には、常に情報の非対称性が存在する。すなわち、投資家の行動は手にする情報によって左右されるものと考えられる。

企業が将来のキャッシュを稼得する源泉は、企業が所有する経営資源にある。商品や製品、土地や建物、機械装置、人材やブランドなど、経営資源は数多く存在する。経営者は限られた経営資源を無駄なく配分し、活用することで事業を展開し、付加価値を獲得するのである。どのような経営資源を有し、それをどのように経営者が活用するかによって将来のキャッ

シュの大きさは決まる。その将来のキャッシュの合計こそが、社会が企業を必要としている価値、すなわち企業価値といえる。将来のキャッシュが期待できないということは、当該企業は社会で必要とされなくなったことを意味する。それは倒産や破産、清算という形で現れる。企業は常に社会で必要とされるために企業価値の向上を目指すのである。

投資家もまた、企業価値の向上を期待する。企業価値の向上は自らの期待利子を増やすことにつながるし、企業価値の毀損が続けば、将来の利子が期待できなくなるばかりか、自らの出資分でさえ回収できなくなる可能性があるためである。故に、投資家は常に企業の情報を収集し、自らの投資行動に利用しているのである。

では、企業価値はどのように測定されるのであろうか。詳しくは後述するが、その測定方法については古くから財務論の中で展開されており、将来にわたり企業において獲得が期待されるキャッシュフローや利益といったフローの割引現在価値合計として認識される。フローの測定には会計の技法によって数値化（定量化）された資産や、数値化できない定性的な無形資産などが用いられる。経営者は自社に関する情報を詳細に理解しているので、定量情報と定性情報を組み合わせて自社の企業価値をほぼ正確に知ることができる。一方、企業外部に位置する投資家は、公表された定量情報や定性情報をもとに企業価値を測定しなければならない。定量化された情報を用いた企業価値の測定に関する研究は、今日までに数多く蓄積されている。一方、定性情報の測定は不可能であり、それをどのように評価するかは評価者である投資家個人に委ねられる。投資家は自らが得た定量情報や定性情報を用いて企業価値を測定する。その結果は市場で取引される株価あるいは株式時価総額に反映される。もし、経営者が有する情報と投資家が有する情報が等しいならば、すなわち情報の非対称性が存在していないならば、経営者によって測定された企業価値は、市場によって形成される株価や株式時価総額と一致するはずである。しかし、実際には情報の非対称性の存在により、両者には乖離が生じている。

本研究の目的は、情報の非対称性を緩和させるような企業の情報がどのようなものであるかを、企業価値評価モデルの1つである残余利益モデルを用いて検証することにある。近年、企業は自社の Web サイトを通じて様々な情報を自発的に発信している。かつては機関投資家のみにかかれていた決算説明会の模様が、昨今では動画形式で公開されており、個人投資家や潜在的投資家も目にすることができるようになった。情報社会の到来によって、企業における情報の任意開示が活発化しているのである。その中には事業活動のみならず社会貢献活動などの情報も含まれており、情報内容は多岐にわたる。

本研究では2種類の財務情報と3種類の株式に関する情報に焦点を当てる。財務情報は目新しいものではなく、開示された数値は誰もが確認できる定量情報である。しかし、その数値の持つ意味を理解するには、他の情報が必要になる。例えば、貸借対照表に現金預金 100 が計上されているとしよう。決算日において、当該企業に現金預金が 100 あることは事実である。しかし、その現金預金 100 の使途に関する情報の有無によって、投資家の評価は異なる。仮に使途が明確に示されており、そこからもたらされるキャッシュの大きさが

想定しやすいのであれば、投資家の評価は似たようなものになるだろう。反対に、使途が明確でなく情報も乏しい場合、投資家の判断はばらつくに違いない。ここに経営者と投資家の間に情報の非対称性が存在していると考えられる。財務諸表に示された数値そのものに情報の非対称性は存在しないが、その数値を読み解くための情報に非対称性が存在するのである。本研究では、特定の情報に着目してサンプルを複数のセグメントに分割し、それぞれのセグメント内で測定された株主価値を用いて株価説明力を検証する。セグメント間の比較において株価説明力に差が見られるのであれば、投資家はその情報を意思決定に用いているものと考えられる。サンプルを特定の情報をもとに分割して検証するところに、本研究の独自性が見られる。

## 第2節 企業価値の測定モデルと情報の非対称性

株式会社は不特定多数の株主が出資し、選任された専門経営者によって運営される企業体である。株主より経営を委託された経営者は、資金提供者の価値を高めることを目標に経営計画を立案して実行する。今日では、経営の目的の1つに企業価値の向上を掲げている大規模企業が目につく。例えば、精密機器メーカーのリコー（東証第一部上場）は統合報告書の中で、さまざまなステークホルダーの期待に応え、顧客価値、株主価値、従業員価値、社会的価値などを生み出し、それぞれの価値を高めることこそが企業価値の向上につながるとしており、それぞれのステークホルダーにおける価値の総和が企業価値であるとしている<sup>1</sup>。半導体用シリコンウェーハの製造・販売を手がけるSUMCO（東証第一部上場）では、同社のWebサイトにおいて、SUMCO Visionの方針に基づき、高い世界シェア、高収益体質への変革、優秀な人財、強固な顧客基盤という経営資源を有効活用しながら、価値創造を支える研究開発力と技術力のサイクルを回し続けることにより企業価値が創出されること、シリコン業界においてトップレベルのポジションを維持し続けることで持続的な企業価値の向上につながられることを謳っている<sup>2</sup>。リコーもSUMOCOも、企業は社会の公器であると考え、企業は様々なステークホルダーによって支えられているとの考えに立脚している。

一方、企業価値に関わるステークホルダーの範囲を最も狭く捉えるのが財務論である。財務論では、企業のステークホルダーは出資者のみと考える。企業価値は主に金融機関に代表される債権者の価値（負債価値）と投資家の価値（株主価値）の総和であり、企業価値から負債価値を差し引いたものが株主価値と考えられている。負債には契約期間が設けられており、出資元本と期待利潤の合計である負債価値は負債簿価に近似すると考えられるが、株主価値は当該企業が永続的に稼得する将来の期待利潤が加算されることから、株主資本の簿価（純資産簿価）と株主価値は近似しない。負債価値は確定的であるため、企業価値の多

<sup>1</sup> リコー（2018）『リコーグループ統合報告書2018』pp.21-22.

<sup>2</sup> SUMCOのWebサイトを参照。<https://www.sumcosi.com/ir/glance/strength.html>

寡は株主価値の多寡を示すものといえる。故に企業価値を求めると株主価値を求めるとはほぼ同義である。東京証券取引所では、資本コストをはじめとする投資者の視点を強く意識した経営を実践し、高い企業価値の向上を実現している会社を表彰する制度を 2012 年に創設した。2019 年 8 月 27 日には第 8 回企業価値向上表彰の候補 50 社を発表している<sup>3</sup>。候補となった 50 社は、過去 5 年間にわたりエクイティ・スプレッド (=株主資本利益率 ROE-自己資本コスト) が正の状態を継続している企業であり、かつ、経営目標や資本コストなどを問うたアンケートの結果や、企業価値の創出額等の算定結果が優れた企業である。2020 年 1 月 28 日には表彰会社が発表となり、大賞には小松製作所、優秀賞には資生堂、ANA ホールディングス、ニトリホールディングスが選ばれた<sup>4</sup>。これらの会社に共通することは、株主資本コストや ROE、ROIC、ROA といった経営指標を目標として設定していることにある。この表彰制度にも企業価値の向上という文言が使用されているが、ここでは企業価値を社会の公器という意味で用いているのではなく、投資家を念頭に置いた狭義の意味、すなわち企業は出資者の所有物という視点で捉えていると考えられる。

1990 年に Copeland et al.によって“Valuation”が刊行されて以降、学界や産業界において株主価値という用語の使用機会が増加した。企業価値や株主価値という用語の概念が必ずしも明確に、あるいは同じ意味で使用されているわけではなく、抽象的な議論に終始することも多いが、財務論では古くから企業価値や株主価値の測定に関する研究が行われてきた。割引キャッシュフロー (Discounted Cash Flow, DCF) モデルは企業における将来キャッシュフローの割引現在価値合計を企業価値とする考え方であり、割引配当モデル (Discounted Dividends Model, DDM) は将来にわたる配当の割引現在価値合計と株式売却収入の現在価値を株主価値または株式価値 (1 株あたりの株主価値) とする考え方である。キャッシュフローや配当の将来予測は困難であり、また、その推定には膨大な計算作業が要求される。そのため、株主価値と株価の関連性に関する実証的な研究や検討が行われることは多くなかった。

株主価値を理論的に測定する方法として、前述のとおり DCF モデルや DDM が古くから用いられてきた。そんな中、1995 年に Ohlson が残余利益モデルの一種である Ohlson (1995) モデルを提唱した<sup>5</sup>。彼は DDM とクリーンサープラス関係 (clean surplus relation, CSR) を用いることで、株主価値は純資産簿価と残余利益の割引現在価値合計の和で測定できることを示した。それまでは利益情報から将来キャッシュフローや配当を推定し、それらを DCF モデルや DDM に適用して企業価値や株主価値を測定していた。つまり、キャッシュフローや配当を用いて企業価値や株主価値を評価するには、会計情報を加工しなければな

<sup>3</sup> 東京証券取引所ホームページを参照。 <https://www.jpx.co.jp/equities/listed-co/award/01.html>

<sup>4</sup> 東京証券取引所 Web サイトを参照。 [https://www.jpx.co.jp/equities/listed-co/award/nlsgeu0000041dqo-att/20200128\\_PressRelease\\_Jp.pdf](https://www.jpx.co.jp/equities/listed-co/award/nlsgeu0000041dqo-att/20200128_PressRelease_Jp.pdf)

<sup>5</sup> 2001 年にも Ohlson は株主価値モデルを提唱している。それとの混同を避けるため、Ohlson が 1995 年に発表したモデルを Ohlson (1995) モデルと表記する。先行研究等で Ohlson モデルと示されているものについても、引用以外はすべて Ohlson (1995) モデルの表記に変更している。



らない。これに対し、Ohlson (1995) モデルは純資産簿価と当期利益という会計情報がそのまま利用できることに特徴がある。資本資産価格モデル (capital asset pricing model, CAPM) によると、各企業における株式リターン (株主資本コスト) の大きさを決定づけるのはマーケットベータであることから、株価形成に会計情報は役に立たないとされていたが、会計情報を用いた株主価値評価モデルである Ohlson (1995) モデルが示されると、会計研究者たちがこのモデルを用いて実証研究を行い、結果を蓄積していった。

Ohlson (1995) モデルに代表される残余利益モデルの計算構造は、Edwards=Bell (1961) においてすでに提示されていた。Edwards=Bell モデルと Ohlson (1995) モデルは、①株主価値 (主観価値) の測定の出発点として DDM を使用している、②残余利益の概念を導入している、③株主価値を現在のストックと将来の残余利益の割引現在価値合計で表現しているという共通点が見られた。そのため、残余利益モデルは Edwards=Bell=Ohlson モデル (EBO モデル) ともいわれている。このように、1960 年代には会計情報を用いた株主価値評価モデルの一種である Edwards=Bell モデルが発表されており、残余利益モデルはすでに存在していたと考えられる。ただ、Edwards=Bell モデルが発表された 1960 年代において、「まだ会計に資本コストの概念を持ち込むのは時期尚早」<sup>6</sup>であったため、普及には至らなかったのである。Ohlson (1995) が再度 DDM とクリーンサープラス関係に着目し、式を展開したことで残余利益モデルは注目を集めることになった。

残余利益の概念は経営者の業績評価にも使用されている。その 1 つが、米国のコンサルティング会社スターン・スチュアート社 (Stern Stewart & Co.) が考案した EVA<sup>®</sup>である<sup>7</sup>。利益は投資家が着目する企業業績の中でも重要なものとして位置づけられる。中でも、経常的な営業活動と財務活動の結果として表示される経常利益や、最終的に株主への帰属となる当期純利益には多くの関心が寄せられる。しかし、Burgstahler=Dichev (1997) や首藤 (2000) の研究など、多くの実証研究において当期純利益は経営者の裁量行動によって調整されていることが示されており<sup>8</sup>、経営者は特別損益の項目などを用いて当期純利益を本来の値より過大あるいは過少に表示している可能性がある。すなわち、当期純利益は、企業価値を維持し発展させるための利益と一致するわけではない。そこで、損益計算書には直接表示されないが、株主にとって経済的に意味のある経済的利益 (Economic Profit) を価値測定の利益として用いたのが EVA<sup>®</sup>である。

EVA<sup>®</sup>は、企業が稼得した事業利益 (=営業利益+受取利息配当金) から法人税相当額を控除した NOPAT (Net Operating Profit After Tax, 税引後事業利益<sup>9</sup>) と、企業が調達した資本に対する株主や債権者の要求利益との差額で求められる。ここでいう資本とは、営業

<sup>6</sup> 新谷 (2016) p.457.

<sup>7</sup> EVA<sup>®</sup>は Stern Stewart & Co.の登録商標である。

<sup>8</sup> 経営者が利益調整を行う理由は減益回避、損失回避、予測利益達成といった財務上の目標を達成するために利益調整行動を行うと考えられている。経営者の利益調整行動に関する研究は、このほかに Degeorge et al. (1999) や須田・首藤 (2001)、野間 (2004)、首藤 (2006) などがある。

<sup>9</sup> 直訳すると税引後営業利益であるが、日本の会計基準で示される営業利益とは内容が異なるため、ここでは税引後事業利益と表現している。

利益および受取利息配当金の獲得のために企業へ投じられた有利子負債と株主資本の合計額(使用資本)であり、資本コストには加重平均資本コスト(**weighted average cost of capital, wacc**) が用いられる。EVA<sup>®</sup>が正の値であれば、企業は出資者が要求(期待)する利益を上回るパフォーマンスをあげたことになり、その年において価値の創出が行われたことを意味している。

$$EVA^{\text{®}} = NOPAT - (D + E) \cdot wacc$$

*NOPAT*: 税引後営業利益+受取利息配当金

= (営業利益+受取利息配当金) × (1-法人税等実効税率)

*D*: 有利子負債

*E*: 株主資本

*wacc*: 加重平均資本コスト

米国コカ・コーラや花王、SONY など、EVA<sup>®</sup>の導入で業績が向上した事例が報告されている。先述した第8回企業価値向上表彰で大賞を受賞した小松製作所も、2000年代初めから事業ポートフォリオの管理にEVA<sup>®</sup>を使用しており、また、買収した事業における企業価値向上の貢献度のモニタリングにもEVA<sup>®</sup>を活用している<sup>10</sup>。EVA<sup>®</sup>は理論的でありながら計算構造が単純であるため、関西電力やオリックス、オリンパスなどの企業ではEVA<sup>®</sup>の考え方に独自の視点を加味して、経営者に対する業績評価などに活用している。なお、EVA<sup>®</sup>は測定年度における価値の増加分を示しているにすぎず、企業価値や株主価値を表すものではない。

このように、1990年代以降において、残余利益の概念を用いた企業価値評価の研究は増加の一途をたどり、現在では財務論や会計学のテキストにも残余利益モデルは紹介されるようになった。

ところで、残余利益モデルを用いた研究の視点は大きく3つに分けられる。第1は、既存の企業価値評価モデルであるDCFモデルやDDMとの比較である。Ohlson(1995)モデルの提唱をきっかけに着目を浴びるようになった残余利益モデルが、既存のモデルと比較して株価説明力が高いのか低いのかを検証するものである。単純な仮定の下では、理論的にはDCFモデル、DDM、残余利益モデルのいずれのモデルを用いても算出される株主価値は同じ値となる。しかし、実際にモデルを使用して株主価値を測定する場合にはいくつかの仮定を置かなければならない。そこで、同じ仮定の下で株価説明力を有するのはどのモデルであるかを確認するのである。同時にこれは、会計情報が株価形成に有用な情報であるか否かを確認するためのものでもある。多数の研究者により結果が導き出され、多くはDCFモデルやDDMよりも残余利益モデルの方が高い価値関連性を示すという結果を示している。

<sup>10</sup> 東京証券取引所 Web サイト「企業価値向上表彰」参照。  
<https://www.jpx.co.jp/equities/listed-co/award/01.html>

第2は、残余利益モデルに用いられる会計情報の選択である。繰り返しになるが、残余利益モデルは理論モデルであるため、実際のデータを使用して実証を行うには会計情報の選択といくつかの仮定が必要となる。変数を変更することで価値関連性の相違を見いだそうとする研究である。

第3は将来の業績に影響を与えるその他の情報に関する研究である。残余利益モデルは会計情報を用いて株主価値を評価するモデルであるが、企業業績を決定づけるすべての情報が会計情報に織り込まれるわけではない。そこで、追加的な情報をいかにモデルに組み込むかという研究が行われている。

本研究が標的とするのは第3の視点であるが、その指向は異なる。本研究ではサンプルを分割し、残余利益モデルにより各セグメントの株主価値を測定して株価説明力を求め、株価説明力の違いを確認する。株価説明力の相違は経営者と投資家の間に介在する情報の非対称性にあると考えられる。経営者と投資家が手にする情報が同一であれば、投資家によって評価された株主価値は収束し、その株価説明力は高いものになる。しかし、現実には、企業の情報は経営者によって隠されるため、情報の非対称性が発生する。Arrow (1985) によれば、経営者によって隠されるものは、隠された情報 (hidden information) と隠された行動 (hidden action) に分けられ、隠された情報は市場に逆選択 (adverse selection) をもたらし、隠された行動はモラルハザード (moral hazard) を引き起こすとされている。

隠された情報とは、事前に生じている情報の非対称性を指す。公開された財務情報は投資家の誰もが目にすることができるが、その計算根拠や計算過程までは把握できない。それを知っているのは経営者である。取引先に対する債権の評価を厳格に行う企業 A と、緩慢に行う企業 B があつたとしよう。両社は経営状態が思わしくない C 社に対して債権 100 がある。A 社はその債権を貸倒懸念債権として認識し、50%の貸倒引当金 50 を設定したのに対し、B 社は通常債権であり全額回収可能として考えた。A 社と B 社のその他の財務情報が同じであるならば、A 社には貸倒引当金繰入額が発生するから利益は B 社より 50 少なくなる。投資家は経営者が下した取引先の評価を知らないため、利益率が高い B 社を投資先として選択する。経営者による隠された情報により、リスクが高い方を選ぶという逆選択が生じるのである。中には、同じ状況下でも A 社を選択する投資家がいるかもしれない。逆選択が生じる場面では、投資家による企業評価にばらつきが生じると考えられることから、株主価値の株価説明力は相対的に低くなると考えられる。

隠された行動は、経営者が実際にとつた行動を投資家が事後的に判断できない状況を指す。経営者の行動に関する情報が不足しているために、投資家が情報劣位に立たされて情報の非対称性が発生する。例えば、企業が工場建設のため土地を取得したとしよう。経営者が無目的でそのような意思決定をするとは思えない。取得にあたってその用途や資金調達を綿密に計画したのち、行動を起こすのである。しかし、その土地を取得してしまうと、あとはそれをどのように使用するかは自由である。土地取得後、外部環境や内部環境の変化によって、工場建設計画が延期や中止となつたとしよう。経営者は時期を見計らって土地を売却

するかもしれないし、あるいは新たな土地の活用が可能となるまで遊休資産として保有し続けるかもしれない。それが情報として外部に流出することはない。企業の戦略に関わることであるからである。本来、経営者は資本コストの回収を目指して保有資産の活用を図らなければならないが、それを疎かにしてしまうというモラルハザードが発生する。投資家に見れば、経営者の事後的な行動の評価が難しく、当該企業の評価にばらつきが発生すると思われることから、株主価値の株価説明力は低くなると考えられる。

では、経営者の隠された情報や隠された行動にはどのようなものがあるだろうか。本研究では、それを実質無借金経営と有借金経営、保守的な経理処理、未実現収益、上場市場、自社株政策、市場における個別リスクと捉える。このうち、情報の非対称性が経営者の隠された情報に起因すると考えられるのは、保守的な経理処理および市場における個別リスクであり、隠された行動に起因すると考えられるのは実質無借金経営と有借金経営、未実現収益、上場市場、自社株政策である。

経営者と投資家に介在する情報の非対称性を小さくすることで、企業は資本コストを抑えることができる。同じ ROE であるならば、資本コストの低下はエクイティ・スプレッドを大きくするため、企業価値の向上につながる。大規模企業は多くの情報を自主的に開示しており、投資家との情報の非対称性は小さい。投資家はそれら情報を用いて投資先企業の価値を評価する。また、自ら求めた企業価値を用いて市場にて取引を行う。仮に自らが求めた価値が市場で受け入れられないならば（評価した企業価値が高すぎるならば）、市場の情報をもとに修正が図られる。市場での取引もまた、投資家にとっては情報収集の場所である。本研究では、経営者による隠された情報や行動による情報の非対称性に着目し、分割されたサンプルにそれが表出することを、株主価値の株価説明力を用いて検証する。

### 第3節 本研究の構成

本研究の目的は、情報の非対称性の可視化を、企業価値評価モデルの1つである残余利益モデルを用いて検証することにある。企業の財務情報や株式市場に関する情報に着目してサンプルを分割し、残余利益モデルで株主価値を測定したのち、セグメント間の比較において株主価値の株価説明力に差があるか否かを観察する。もし、その差を確認できれば、分割の条件として選択された情報が投資家にとって役立つものであることが確認できるのである。それを明らかにするために、本研究では本章を含む9つの章が設けられている。また、DCF モデルを用いた追加的な検証の結果を補章にまとめている。よって、本研究は補章を含む10章からなる。

研究を進めるにあたり、まずは企業価値の評価手法について確認する。本研究で使用する評価モデルの利点と弱点を理解しておくことは重要である。第2章にてそれを行う。第2章では、教科書的であるが、企業価値評価の手法であるインカムアプローチ、ネットアセットアプローチ、マーケットアプローチについて触れた上で、インカムアプローチに分類される

4つのモデルの特徴を概観する。そのうちの3つのモデル、DCFモデル、DDM、残余利益モデルは限定的な条件の下ではそれぞれ同じ株主価値を示すが、現実の社会でそれが実現するわけではない。桜井（2008）を援用しながら、残余利益モデルが優位であることを述べる。一方、残余利益モデルにも弱点はあることから、残余利益モデルを利用するにあたっての留意点を確認する。

第3章では、残余利益モデルによって株主価値を測定している先行研究のレビューを行う。Bernard（1995）はDDMと残余利益モデルで測定された株主価値と株価の比較を、藤井=山本（1999）や青淵（2003）はDCFモデルと残余利益モデルでの比較を行っている。Frankel=Lee（1998）や奥村=吉田（2000）は、株価と純資産簿価、残余利益モデルによって測定された株主価値との相関分析により、残余利益モデルの優位性を説明している。井上（1999b）や太田（2000）は、複数の利益を残余利益モデルに当てはめ、株価説明力が高いのはどの利益であるかを検証している。先行研究においても、残余利益モデルの結果が他のモデルより優位であることを確認した後、リサーチ・デザインとして第4章以降の実証分析に用いる株主価値評価モデルと回帰式を提示する。続いて、回帰式に用いる変数の定義と外れ値の処理方法について説明する。

第4章から第8章までの5つの章は、実証研究の章である。各章で用意されたサンプルを、第3章で示した残余利益モデルに基づく回帰式にて株主価値（説明変数）と株価（従属変数）で回帰し、その調整済決定係数や信頼度、標準偏回帰係数を用いて株価説明力を評価する。

第4章と第5章は、サンプルを分割する根拠を財務諸表数値に置く。第4章では、財務諸表に示された現金預金と長短借入金の情報に着目する。財務諸表に長短借入金残高が計上されているということは、何らかの事業に資金が投じられていることを意味する。一方で、借入金がないということは、手元資金を利用すれば事業が展開できるために負債の受け入れを必要としないか、あるいは次の事業に投資をしたくても魅力ある投資先が見当たらないことが考えられる。企業内に滞留した資金は利益を生まない。経営者により事後的に行動が隠されているのである。投資家は手元資金が潤沢な無借金経営の企業（現金預金が借入金残高を上回る実質無借金経営の企業を含む）であるか有借金経営の企業であるか、またその規模がどれくらいかを確認できる。それによって自らのリスクを回避しようとするはずである。本章では、実質無借金経営企業の方が経営者の情報が隠されており、投資家にとってはリスクが高いと仮定し、それを株主価値の株価説明力を用いて検証する。第4章の内容は、青淵（2008）、青淵（2010）をベースにしながら追加の検証を行うものである。

第5章は繰延税金資産と繰延税金負債に着目する。2000年3月期より導入された税効果会計により、それまで損益計算書上で生じていた税引前利益と当期純利益の不連続が解消されるようになった。従前は企業会計に従って表示された税引前利益から、法人税法に従って計算された法人税等を控除して当期純利益を表示していたため、税引前利益と法人税等の関係、あるいは税引前利益と当期純利益の関係を損益計算書で説明できなかったのである。ここに法人税等調整額を挿入し、不連続の解消を図ったのが税効果会計である。法人税

等の調整が必要となるのは、一部の費目を除いて、収益や費用の発生・認識と、益金や損金の認識のずれである一時差異が生じるからである。企業会計において費用と認識しても、それを税務会計上でも同じ期の損金として認識するとは限らない。したがって、損金として認められない額は利益の増額となるために課税対象となり、企業にとって支払うべき法人税額が増加する。企業にすれば税金の前払いが発生することになる。当期に起因し、将来に発生が予測される費用を見積もって計上することを保守的な経理処理という。できるだけ正確な期間損益計算を行うためには必要な会計処理である。しかし、それが過度に行われると、かえって期間損益を揺るがすことになる。繰延税金資産の大きさは、経営者による保守的な経理処理の度合いを示す代理変数と考えられる。保守的な会計処理の詳細を投資家は知ることができない。ここに、経営者による隠された情報に起因する情報の非対称性が存在している。保守的な経理処理を行う企業に対して逆選択が発生すると思われることから、程度の異なるセグメント間で株主価値の株価説明力が相違すると考えられる。

一方、企業が保有する資産について評価益が発生することがある。代表的なものは保有している有価証券である。売買目的の有価証券は決算において時価評価され、簿価と時価の差額が有価証券評価益として損益計算書に計上されるが、その他の有価証券については評価益に対する法人税額相当分を法人税等の後払い分として、繰延税金負債勘定に計上する。つまり、繰延税金負債は未実現収益の代理変数と考えられる。保守的な経理処理は経営者の意思決定として捉えられるが、未実現収益の発生は経営者の意思決定とは関係なく生じる。しかし、保有する有価証券をどのように利活用するかは経営者の専権事項であり、経営者の隠された行動として情報の非対称性を生み出す原因と考えられる。繰延税金資産と繰延税金負債は、法人税の繰延処理という点で共通するが、その背景は異なる。それを認識した上で、繰延税金の情報が株主価値の株価説明力とどのような関係を有するかを検証する。第5章の内容は青淵(2015)をベースとしている。青淵(2015)では残余利益モデルではなくDCFモデルを用いて株主価値の株価説明力を検証しているが、本研究では一貫して残余利益モデルを使用することから、新たにデータを取得して実証分析を行った。そこで、補章においてDCFモデルを用いた青淵(2015)と第5章の結果を比較する。サンプルが全く同じではないが、異なる分析モデルを用いたときの結果の異同を考察する。

第6章から第8章では、株式市場に関する項目に焦点を当ててサンプルの分割を試みる。第6章では、企業が上場している市場別にサンプルを分割する。そもそも株式市場は不特定多数から資金を調達する場である。投資家が投資選択を行うにあたり、自らのリスクとリターンを調整しながら市場に参加する。リスクの度合いは企業の情報により決まる。たくさんの有効な情報を提供している企業とそうでない企業に対するリスクの度合いは、後者の方が高くなるのはいうまでもない。株式市場は株式の売買を行うところであるが、投資家の参入や退出は、当該企業への無言のメッセージでもある。そのような入退の行動が他の投資家への情報提供にもつながる。わが国の株式市場において、取引が最も活発なのは東証第一部市場である。多くの投資家が集まって入退を繰り返し、多くの資金が移動する。投資家から

の注目度も高く、資金調達を行う場として、多くの企業が東証第一部の上場を目指す。一方で、長期にわたって他の市場にとどまる企業も存在する。主たる上場目的が資金調達以外にも存在しているに違いない。つまり、どの市場に上場しているかということが、経営者から投資家への情報と考えられる。ただし、この章の焦点は市場第二部や地方市場で長期にわたって上場している企業である。多くの企業は取引が活発な市場第一部での株式公開を目指す中、長期にわたって市場第二部や地方市場にて株式公開を続けるということは、経営者の何らかの意図が隠されているに違いない。経営者の隠された行動が情報の非対称性を生み出していると考えられる。そこで、市場の相違を用いてサンプルを分割し、株主価値の株価説明力によって情報の非対称性の存在を検証する。第6章の内容は青淵（2013）をベースとし、サンプルを加えて論を展開する。

第7章は、自社株に焦点を当てる。2001年の商法改正まで、わが国では自社株の保有が原則として禁止されていたが、それが解禁となり、経営者は資本政策の一環として自社株を保有し、利用してきた。ところが、自社株の保有が進み、自社が筆頭株主となるような企業が増えてきた。自社株は株主還元の1つの方法であり、米国では盛んに行われているし、株価の上昇にもつながることから、自社株取得のニュースは投資家に好意的に受け止められる。では、自社が筆頭株主になるくらいまで持株割合を増やした企業に対する評価はどのようなのだろうか。意図して筆頭株主となった場合は、その目的が経営者から投資家へも伝わっていると考えられる。一方で長期にわたって自社が筆頭株主という場合、その資本政策は経営者によって事後的に隠されている可能性が指摘できる。この章ではサンプル期間中に自社が筆頭株主となったことがあるかないかという切り口でサンプルを分け、それらの株価説明力を観察することにより、情報の非対称性を確認する。第7章の内容は、青淵（2017）をベースにしている。

第8章は、マーケットベータ（ベータ値）に着目した研究である。ベータ値は株式市場全体の値動きと個別銘柄の値動きから算定される。個別銘柄が市場全体と全く同じ動きをしているときの値は1となり、市場全体より上下に動きが激しければ1を超え、反対に市場全体の動きよりも緩やかである場合は1を下回る。ベータ値は、株主資本コストを推定する代表的なモデルである資本資産価格モデル（capital asset Pricing model, CAPM）にも使用される概念である。株価が上昇局面にあるときは、ベータ値が1を上回る企業の株価は市場全体よりも跳ね上がる。反対に下降局面の時の価格下落は大きい。リスクある銘柄ということになり、キャピタルゲインを狙う投資家たちにとって標的になりやすい。一方、ベータ値が1未満の銘柄は景気変動の影響が小さく安定した株価を示す銘柄である。一般には、当該銘柄を長期に保有し、インカムゲインを目的とする投資家向けの銘柄と考えられる。

ベータ値は経営者がコントロールできるものではなく、市場が決定するものである。ベータ値が高い銘柄は短期利殖目的に利用される傾向にあり、価格変動が大きい。故に経営者は株価の安定を図るため、できるだけベータ値を下げ、長期保有目的の株主を増やそうとする。しかし、経営者によるマーケットベータへの取組みについて、一般にその情報が開示される

ことはない。経営者は景気動向等をにらみながら、自社株式の変動の大きさをコントロールしようとしているはずである。よって事前に情報が隠されていると考えられる。では、投資家は企業のベータ値という情報をどのように捉えているだろうか。株主価値による株価説明力を用いて、それを検討する。

第9章は、結論と今後の課題を示す章である。はじめに第1章から第8章まで展開した内容を概観し、各章の内容を簡単にまとめる。それを受け、第4章から第8章までの実証研究の結果を総合する。結論を先取りすれば、本研究で用意した切り口、すなわち無借金経営の企業と有借金経営の企業、繰延税金資産／負債、上場市場、筆頭株主、マーケットベータでサンプルを分割して各セグメントにおける株主価値の株価説明力を比較したところ、セグメント間で相違が見られた。経営者と投資家に介在する情報の非対称性が小さければ、投資家は入手した情報を織り込んで株価を形成するから、測定された株主価値は高い株価説明力を示すのに対し、情報の非対称性が大きければ企業情報の解釈にばらつきが生じると考えられることから、株価と株主価値が乖離すると考えられるのである。6つの切り口を用いることで、情報の非対称性がより大きく生じるセグメントを見いだすことができたのである。すなわち、経営者による隠された情報や隠された行動を可視化したといえる。

以上、用意された9つの章により、本研究の課題に対する結論は導き出されるが、本研究では補章を設けて追加的な2つの検証を行う。具体的には、残余利益モデルに代えてDCFモデルを使用し、分割されたサンプルのセグメント間における株主価値の株価説明力を検証する。1つ目は自己資本比率の多寡によるサンプルのセグメントである。第4章では手元資金超過額もしくは借入金超過額をもとにサンプルを分割するが、補章ではこれに代えて自己資本比率を用いる。自己資本比率が高いということは一般に有利子負債の依存度が低くなることを意味し、実質無借金経営の企業となる可能性も高いことから、分析結果からは何らかの関連性が見いだせるものと期待できる。もう1つは繰延税金資産／負債である。これは第5章での検証と視点は同一である。異なる点は、残余利益モデルではなくDCFモデルを用いること、サンプルが製造業のみではなく非製造業を含む一般事業会社であること、サンプル期間が2012年3月期ではなく2014年3月期であることの3点である。詳細は補章に委ねるが、追加的な2つの検証の結果は、第4章および第5章の結果と類似しており、DCFモデルを使用しても同様の結論を得られたのである。



## 第2章 企業価値の測定

### 第1節 はじめに

20世紀の終盤から21世紀にかけ、終身雇用制や年功序列型賃金に代表される日本的経営が終焉を迎え、経営者は企業価値の向上を意識した経営を迫られるようになった。一般に企業価値は、出資者である株主や債権者による企業への期待の大きさである。具体的には、出資者が拠出した資金を運用することで獲得が期待される将来キャッシュフローの割引現在価値合計と考えられる。企業はキャッシュフローの創出に向けて経営戦略や事業計画を立案し、それに基づいて様々な資産を手にする。それら資産は会計制度に従って貸借対照表に表示されるが、現在の会計制度では表現が困難な技術力や営業力、ブランド力といった無形資産も、将来キャッシュフローを生み出すための資産と考えられている。

企業は誰のものであるかという問いかけに対して、最も狭義の回答は資金提供者である債権者と株主のものといえる。故に、企業価値は債権者が企業に対して期待する負債価値と、株主が期待する株主価値の総計である。負債には明示的もしくは暗示的に契約期間が設けられており、当該期間の満了とともに企業ではキャッシュの流出が生じる。貸借対照表日と期間満了日は同一ではないから、厳密に言えば貸借対照表に計上された負債簿価と負債価値は同じではない。しかし、貸借対照表日から期間満了日までは利息の支払いが生じ、また、一部の負債は償却原価法などの会計手続きにより負債簿価の評価替えが行われることから、負債価値と負債簿価は大差がないと考えられる。したがって、株主価値は企業価値から負債簿価を差し引いたものとされている。よって企業価値を測定するということと株主価値を求めることは、本質的には同一である。

本章では、教科書的ではあるが、はじめに企業価値評価モデルもしくは株主価値評価モデルを概観し、続いて本研究で扱う残余利益モデルの構造を確認する。

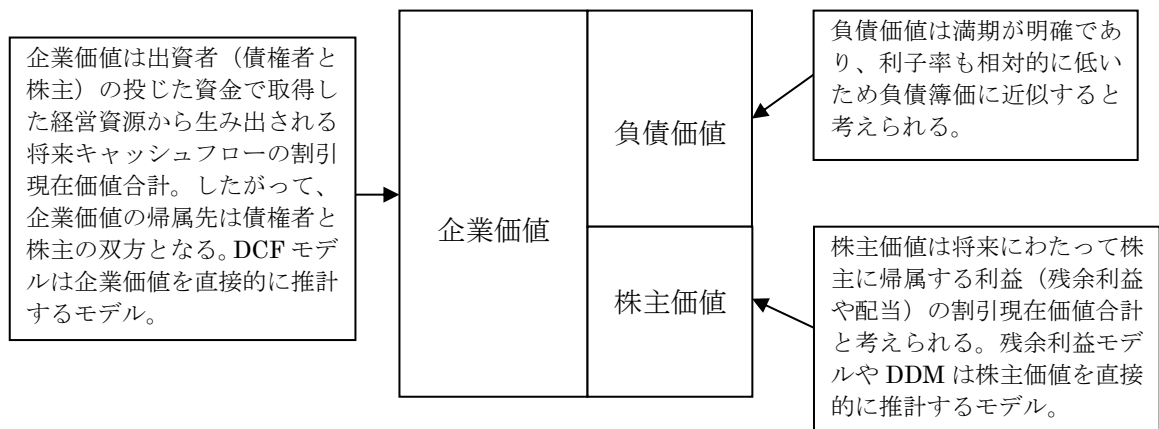


図2-1 企業価値と株主価値の関係

企業価値や株主価値を測定するという事は、いわば企業に値付けをすることであり、以下のような目的で行われると考えられる。

第1に、投資家による投資意思決定のために企業価値の測定が行われる。企業の株式を購入しようとする投資家にとって、株価や株価を用いた指標である株価収益率（price earnings ratio, PER）、株価純資産倍率（price book-value ratio, PBR）は意思決定における重要な情報であり、株価が株主価値を適正に表示しているかどうかは最大の関心事である。株価は、基本的には株式の本源的価値（intrinsic value）を示すものであるが、その価格決定には外部環境も影響している。例えば、株式の購入を検討している企業の株式価値（1株あたりの株主価値）を測定したところ、550円という結果を得たとしよう。ところが、市場での株価は450円であったとする。いずれ株価は株式価値へ収斂し、100円の値上がり期待ができることになる。あるいは、当該企業の株式をすでに保有している投資家が株式を手放すと、100円の損失を認識することになる。投資家は株価が株式価値と同じ550円になるまでは、それを手元に置いておくという選択をとるに違いない。測定された株主価値や株式価値は、当該株式の売買を決定するためのツールとして用いられることになる。

第2に、企業の合併や買収（M&A）の際の評価に用いられる。今日では、M&Aは企業が事業の拡大や多角化を行う際に用いられる代表的な手段である。合併を行う場合、合併会社と被合併会社との間で取り決められる合併比率を計算する際の算定基礎として、両社の企業価値を算出する必要がある。また、企業や事業を買収する場合も、買収金額が適正であるか、買収することが自社の価値創造につながるかなどを判断するために、自社および買収先の企業価値の測定が行われる。

第3に、新規に株式公開（initial public offering, IPO）を行う際、その売り出し価格を決定するために当該企業の価値を評価する必要がある。

第4に、財産価値を評価するために企業価値の測定が行われる。通常、上場企業の株式の評価は市場にて行われるため、その価値は客観的と考えられる。しかし、未上場企業の株式については適正な価格が明示されていない。未上場株式を担保として融資を受ける場合や、未上場株式に対する相続税または贈与税の課税標準を計算する際に、当該株式の価値を評価する必要がある。

第5に、経営者の経営手腕を評価するために企業価値の測定が利用される。従来、経営者の経営手腕を評価する方法として売上高や利益が用いられていた。しかし、たとえ売上高が順調に推移していても、それを上回る費用を計上していれば、その経営手腕は評価に値しない。また、利益は経営者の利益調整行動によって平準化される傾向にあることから、利益の大きさは経営手腕を直接的に評価する道具とは言い難い。そのため、近年では経営者が自らの業績を評価するために企業価値や株主価値の測定が用いられる。経営者は株主価値を測定し、その創出額を示すことで株主に対して自らのパフォーマンスを示すことができるのである。

## 第2節 企業価値測定の手法

企業を手中に収める最も簡単な方法は、株式に代表される当該企業の出資証券を購入することである。その企業のすべての出資証券を購入したのであれば、購入代価合計である株式時価総額が株主価値を示すことになる。例えば、発行済株式総数が100万株の企業Aの全株式が1株500円で売りに出されているとしよう。この企業の株主価値は5億円(=500円/株×100万株)と測定できる。上場企業の場合、企業の株価は市場での需給バランスの結果として誰もがその情報を入手することができる。したがって、発行済株式総数に株価を乗じれば企業の株主価値を計算することができる。

しかし、株価を用いた価値測定には次に掲げる2つの問題点を含んでいる。第1に、株価は株式の本源的価値のみを表しているのではないことである。企業不祥事が起きると株価は下落する。1997年には味の素、2004年には西武鉄道で総会屋への利益供与が発覚した。それが新聞等で大きく報道された結果、両社の株価は一時的に大きく値を下げ、西武鉄道は後に証券取引所の上場規則違反が発覚して東証第一部の上場廃止となった。株価下落は不祥事というBadニュースに嫌気をさした株主が株式を手放したことによるものだろうが、多くの場合、値を下げたほど企業価値が毀損されたわけではない。企業側の不祥事への対策が報じられる頃には、株価は元の水準に戻っていることもある。株価は本源的価値のみならず、種々のノイズを含んで形成されているのである<sup>11</sup>。

第2に、発行済株式総数のすべてが市場を通じて売買されるのではないということである。株価は市場で取引される一部の供給量によって形成されており、供給量が少なれば少ないほど僅かな売買量でも株価は大きく変動する。先の例で示した企業Aの株式のうち、市場に流通している株式が40%(40万株)であり、残りはすべて創業者が保有していて売却の予定がないとしよう。株価が同じく500円であったとすると、計算上の株主価値は確かに5億円となる。しかし、40%の株式の取得のみでは企業Aを買収できない。また、創業者が保有する60%の株式について、一切売却される予定がなければ、その60万株には値段がつかないのである。まるで店頭のショーケースに非売品として飾ってある商品のようなものである。市場で流通する浮動株の割合が少ない企業ほど株価は乱高下するため、株式時価総額と真の株主価値は乖離すると考えられる。

株式を公開していない未上場企業の場合の株価はいくらであろうか。その解を求めることは難しい。当該株式を相対取引で求める人が出てきてはじめて気配値が確認されるが、保有者が当該株式の売却意思を持っていなければ取引が成立せず、値はつかないのである。

企業価値や株主価値の推定には様々な方法が存在するが、その計算方法は3つに大別される。1つ目は企業の将来フローに注目したインカムアプローチ、2つ目は過去のストックをベースにしたネットアセットアプローチ、3つ目は評価対象会社と類似する企業や業種データとの比較によって当該企業の価値を相対的に決定するマーケットアプローチである。

<sup>11</sup> 青淵 (2005b) pp.81-85.

これらの評価手法は、企業価値評価の目的や企業規模等によって使い分けられる。なお、実務で評価を行う場合は複数の手法を使用し、組み合わせて測定されることが多い。

インカムアプローチによる企業評価の基本的なスタンスは、将来にわたって資金提供者へどれだけの還元ができるかということにある。将来におけるフローの流列の割引現在価値合計が当該企業の価値とされる。将来のフローを何と捉えるかによって、測定される価値の対象が企業価値になるか、株主価値になるかに分かれる。具体的な評価モデルとして DCF モデル、収益還元モデル、DDM、残余利益モデルがある。評価には将来の予測情報が用いられるので、通常は継続企業の評価に用いられる。

ネットアセットアプローチは、企業が所有する総資産から負債を差し引いた純資産によって株主価値を評価するモデルである。一時点における財政状態（ストック）により株主価値を測定するため、インカムアプローチに比べて価値概念を理解しやすい。また、フローで測定することが困難な赤字体質の企業や、フローの規模が小さな中小・零細企業の価値評価に適している。

ネットアセットアプローチには、資産評価の相違により複数の方式が存在する。帳簿価額方式は、会計原則や会計法規に準拠して作成された貸借対照表の純資産額を株主価値とする方法である。株主資本は資本金と資本剰余金、内部留保からなる。資本金は企業に投下された拘束性の強い出資部分であり、資本剰余金は資本金に組み込まれなかった資本準備金と自己株式の処分差益などその他資本剰余金からなる。いずれも資本取引から生じるものである。これに対し内部留保は、当該企業がこれまでの事業活動を通じて獲得し、企業外部に流出させることなく内部にストックした過去の利益の蓄積分である。負債に依存しない、あるいは依存できないような零細企業や、創業が古く順調に業績を伸ばしてきた老舗企業などは内部留保が厚くなり、帳簿価額方式では評価の高い企業と判断される。この方法の最大の長所は簡単に計算できるところにある。しかし、土地などの資産に含まれる含み損益を考慮していないため、簿価と時価に大きな開きがある企業への適用には問題がある。また、過去の活動結果であるストックのみを評価の対象としており、現在から将来にかけての活動を評価しない点も問題とされる。一般には清算手続き中の企業価値評価には適するとされている。

再調達時価方式は帳簿価額方式と異なり、貸借対照表に計上されている資産を再調達時価に修正し、その額から負債を差し引いて求めた純資産によって価値を評価する方法である。一部の資産については時価でなく簿価での評価も認められる。例えば売上債権（売掛金、受取手形）や貸付金などの金銭債権は、簿価に近い価額で換金が可能であるから、簿価を時価の代用として差し支えない。

マーケットアプローチは、評価の対象となる企業に類似するような事業を営む上場企業が、マーケット（株式市場）においてどのように評価されているかを調査し、それを参考にして当該企業を評価するという方法である。類似業種の情報をもとに価値の推計を行う類似業種比準方式と、類似会社の情報をもとに価値を推計する類似会社比準方式がある。

類似業種比準方式の中でも著名なのが国税庁方式であり、相続税の財産評価基本通達 180 に規定されている評価方法である。相続や贈与などに際して課税標準を決定するために用いられる。配当、利益、純資産の3つの要素を比較対象とし、一定の斟酌率を乗じて評価すべき企業の株価を推定する。この方式による評価は理論的とはいえないが、企業業績を表す数多くの指標の中から、誰もが理解を示しやすいフロー（配当と純利益）とストック（純資産）を選択していることや、評価対象会社が継続企業であることを前提としていること、評価方式の提示が課税当局のため評価に恣意性が介入しないこと、類似業種の区分が詳細であり、基準となる業種の指標が2カ月に一度の割合で更新されていることなどから、課税目的以外でも使用されている。しかし、業種の指標に用いられている企業や指標を算出する計算プロセスについては明らかにされておらず、また、斟酌率が適当であるかどうかについても問題が残る。

類似会社比準方式の計算構造は類似業種比準方式と同様である。すなわち、評価対象会社と比準会社の倍率を決定する項目を選択して計算する。比準会社の主な選定項目や経営指標は、主要な事業や取扱製品の売上高構成比、1株あたり売上高や1株あたり利益（earnings per share, EPS）、キャッシュフロー、企業規模などである。近年では企業の経営多角化が進行しており、比準会社の選択如何によっては評価が異なってしまう。例えば、業績のよい企業を比準会社として選定すれば、評価対象会社の結果を故意によく見せることもできる。分析者の恣意性を排除し、客観的な視点で類似会社を選定できるかがポイントとなる。

### 第3節 インカムアプローチによる企業価値モデル

本研究の対象は上場企業である。市場での取引においてその価値（市場価値）は決定し、日々更新される。市場での取引価格である株価に発行済株式数を乗じた株式時価総額が当該企業の価値であり、投資家の視点から見た価値である。しかし、一般に株価は企業の本源的価値である株主価値とノイズによって構成される。ノイズをもたらすものの1つが経営者と投資家における情報の非対称性と考えられる。情報の非対称性が縮小すれば、おのずから株式時価総額は株主価値に近づくと考えられる。

上場企業の評価に適するモデルは、インカムアプローチである。投資家は過去や現在の企業に対して投資判断を行うのではない。投資行動は現在の消費を諦める行動でもある。投資家は消費を我慢する見返りとして、将来のフローからもたらされるリターンを期待しているのである。これに対してネットアセットアプローチは、基本的には過去の取引や現時点での資産評価をベースに株主価値を測定するモデルであり、将来のフローを対象としていない。マーケットアプローチは現時点での価値を他の企業との比較によって相対的に企業を評価するモデルであり、やはり将来のフローは考慮されていない。以上より、本研究ではインカムアプローチを用いて株主価値の評価を行う。

前述のとおり、インカムアプローチは将来におけるフローの流列の割引現在価値合計が当該企業の価値を表すというものである。将来のフローをどのように認識するかによって、いくつかのバリエーションが存在する。

### 1. 割引キャッシュフローモデル (discounted cash flow model, DCF モデル)

割引キャッシュフローモデルは、企業に投下された使用資本から得られるフリーキャッシュフローを用いて価値を計算する。求められる値は企業全体の価値である企業価値を表す。

$$FV_t = \sum_{t=1}^n \frac{CF_t}{(1 + wacc)^t}$$

$FV_t$ : t 期の企業価値

$CF_t$ : t 期のフリーキャッシュフロー

$wacc$ : 加重平均資本コスト

$$V_t = FV_t - L_t$$

$V_t$ : t 期の株主価値

$L_t$ : t 期の負債価値

フリーキャッシュフローは営業キャッシュフローと投資キャッシュフローで構成される。すなわち、営業活動によって稼得したキャッシュの中から、資産等の減耗を回復するための投資額を控除したあとに手元に残るキャッシュフローである。また、負債価値は、債権者に対するキャッシュフローを、リスクを反映した割引率で割り引いた現在価値として表現される。ただ、一般に負債の割引率は明示的であり、かつ割引率も低利であることが多いので、負債価値は負債時価総額で代替しても差し支えない。

Copeland, et al. (1990) は、DCF モデルに困難をもたらすものは、事業が永続的であるがゆえに将来のフリーキャッシュフローを算出することが難しい点にあると指摘している。そこで彼らは、フリーキャッシュフローの算出方法として次の2つの方法を示している。第1の方法は向こう100年間のフリーキャッシュフローを予測し、101年目以降は無視するというものである。101年目以降のフリーキャッシュフローにおける割引現在価値は非常に小さなものであるから無視しても差し支えない。そして第2の方法は、事業の価値を明示的に予測して算出する期間とそれ以降の期間に分け、両者を合算することで株主価値を測定しようとするものである。フリーキャッシュフローを予測できない期間の価値は継続価値と呼ばれ、予測可能なフリーキャッシュフローのうち最も先にあるものを資本コストで割り引くことによって推定できる。実際に企業価値を算定するにあたり、第1の方法のように100年間のフリーキャッシュフローを予測するのは不可能であるから、第2の方法を用いる方が現実的であるし、多くの先行研究がその方法を採用している。

バブル景気崩壊後の長引く不況や企業の国際化が進展する中で、わが国においても企業価値創出が企業に課せられた使命であるとしてキャッシュフロー経営が重視されるようになり、それに呼応するかのように DCF モデルによる企業価値評価に関する研究が盛んに行われるようになってきた。

しかし、将来キャッシュフローの予測は会計利益以上に困難であること、キャッシュフロー予測の基礎となる現在の投資計画は企業環境や経済情勢によって変化していくが、それをキャッシュフロー予測に反映できないこと、割引率が永久に一定であるという仮定に無理があることなどから、DCF モデルを理論的に支持することはできるものの、実際に企業価値を測定するモデルとしては問題が残されている。

## 2. 収益還元モデル

収益還元モデルは、将来見込まれる当期純利益を、資本還元率の株主資本コストで割引いて合計し、株主資本の価値を算定するモデルである。

$$SV_t = \sum_{t=1}^n \frac{FI_t}{(1+re)^t}$$

$SV_t$ : t 期の株主価値

$FI_t$ : t 期の将来利益

$re$ : 株主資本コスト

第 1 章でも確認したように、企業は誰のものかという問いに対する回答は複数存在する。1 つは企業を社会の公器とし、社会の共有財産と捉えるものである。経営学ではこのような視点での研究が多い。企業もまた、企業価値は顧客価値、従業員価値、株主価値などから構成されており、リターンを求める株主の満足に応えつつ、顧客や従業員の満足を満たすような経営を目指している。もう 1 つの考え方は所有者に帰属するというものである。この考え方に立脚すれば、企業は株主の共有財産といえる。エージェンシー理論に従えば、経営者は株主の代理人（エージェント）であり、株主に代わって企業を経営して報酬を手にする。債権者への利子を支払い、経営者へ報酬を支払った残余は、所有者である株主に帰属するのである。この残余は会計のルールに則って計算された税引後の利益である。企業は永続することが前提となっており、税引後利益は永続的に発生する。その帰属先は株主である。故に将来にわたって期待される利益の割引現在価値合計が株主の価値となる。収益還元モデルは、それを計算式で示したものである。

## 3. 割引配当モデル (discounted dividends model, DDM)

収益還元モデルは企業経営によって生み出された税引後利益を株主価値としている。しかし、税引後利益のすべてが株主に還元されるわけではない。多くの場合、利益の一部を株

主へ還元し、残りは事業の再投資に向けられる。利益の全額が還元された場合、株主は新たな投資先を探さなければならず、追加的な情報コストを負担することになる。利益を配当せずに事業へ再投資するというのは、次年度以降も利益を獲得できるという経営者の自信の表れでもあるから、株主にとっても歓迎されることだろう。

事業に再投資された当期の利益は、次期以降の活動によってもたらされる利益の一部となり、配当として株主に還元される。つまり、利益を配当還元せずに再投資するということは、当期の配当を将来の配当に先送りしたということになる。収益還元モデルは将来のフローを利益として捉えたモデルであるのに対し、割引配当モデルは将来のフローを配当還元額としたモデルである。株式を保有する株主は、配当収入と売却収入の2つを手にすることができる。株主にとってその合計が企業から受け取るリターンであり、リターンの大きさが当該株式の価値となる。

$$V_t/s = \sum_{t=1}^n \frac{d_t}{(1+re)^t} + \frac{p_t}{(1+re)^t}$$

$$V_t = V_t/s \cdot N$$

$V_t/s$  : t期の株式価値 (1株あたりの株主価値)

$V_t$  : t期の株主価値 (株式価値×発行済株式数)

$d_t$  : t期の予想配当

$p_t$  : t期の株価

$re$  : 株主資本コスト

$N$  : 発行済み株式数

モデル式のうち、右辺第1項の $d_t/(1+re)^t$ が配当収入、右辺第2項の $p_t/(1+re)^t$ が売却収入を表している。なお、株式売却までの保有期間が長くなればなるほど分母の値は大きくなる。株式売却収入がどのような金額になったとしても、分母の影響により右辺第2項の $p_t/(1+re)^t$ は限りなく0に近づくものと考えられる。よって、DDMによる株式価値の測定は配当収入の部分のみを考慮すればよい。

DDMによる株式価値の評価で用いられる配当は、必ずしも税引後利益に連動しているわけではないことに留意する必要がある。株式非公開の同族会社などでは、恣意的に配当額を低く抑えることがある。株式上場企業であっても、1株あたりの配当額を一定に設定する安定配当額政策を採用する企業もある。近年では株主への還元を重視し、業績に連動した配当支払いを行う企業が増えているが、一般に配当は企業の配当政策によってコントロールされているため、実績値をそのまま将来の予想配当の値として用いるには問題がある。

#### 4. 残余利益モデル (residual income model, RIM)

残余利益モデルは、DDMとクリーンサープラス関係 (clean surplus relation, CSR) か



ら説明される株主価値評価モデルであり、純資産簿価と将来における残余利益の割引現在価値合計の和として表現される。Ohlson (1995) で提唱されたことから、Ohlson (1995) モデルとも呼ばれている。近年では財務論などのテキストでもこのモデルが紹介されるようになった。

クリーンサープラス関係とは、期首 ( $B_{t-1}$ ) から期末 ( $B_t$ ) までの純資産簿価の変動は、当期利益 ( $E_t$ ) と配当支払 ( $d_t$ ) のみに起因するという考え方であり、以下の式で表される。

$$B_t = B_{t-1} + E_t - d_t$$

これを  $d_t$  について解き ( $d_t = B_{t-1} + E_t - B_t$ )、DDM (株式売却収入を示す右辺第 2 項は無視する) に代入すると、式は以下のように展開できる。

$$\begin{aligned} V_t &= \sum_{t=1}^n \frac{B_{t-1} + E_t - B_t}{(1+re)^t} \\ &= \frac{B_{t-1} + E_t - B_t + re \cdot B_{t-1} - re \cdot B_{t-1}}{(1+re)} + \frac{B_t + E_{t+1} + B_{t+1} + re \cdot B_t - re \cdot B_t}{(1+re)^2} + \dots + \frac{B_{n-1} + E_n + B_n + re \cdot B_n - re \cdot B_n}{(1+re)^n} \\ &= \frac{(1+re)B_{t-1} + E_t - re \cdot B_{t-1} - B_t}{(1+re)} + \frac{(1+re)B_t + E_{t+1} - re \cdot B_t - B_{t+1}}{(1+re)^2} + \dots + \frac{(1+re)B_{n-1} + E_n - re \cdot B_{n-1} - B_n}{(1+re)^n} \\ &= \left\{ \frac{(1+re)B_{t-1}}{(1+re)} + \frac{E_t - re \cdot B_{t-1}}{(1+re)} - \frac{B_t}{(1+re)} \right\} + \left\{ \frac{(1+re)B_t}{(1+re)^2} + \frac{E_{t+1} - re \cdot B_t}{(1+re)^2} - \frac{B_{t+1}}{(1+re)^2} \right\} + \dots + \left\{ \frac{(1+re)B_{n-1}}{(1+re)^n} + \frac{E_n - re \cdot B_{n-1}}{(1+re)^n} - \frac{B_n}{(1+re)^n} \right\} \\ &= B_{t-1} + \frac{E_t - re \cdot B_{t-1}}{(1+re)} + \frac{E_{t+1} - re \cdot B_t}{(1+re)^2} + \dots + \frac{E_n - re \cdot B_{n-1}}{(1+re)^n} - \frac{B_n}{(1+re)^n} \\ &= B_{t-1} + \sum_{t=1}^n \frac{E_t - re \cdot B_{t-1}}{(1+re)^n} - \frac{B_n}{(1+re)^n} \end{aligned}$$

右辺第 1 項は期首純資産簿価、第 2 項の分子の  $re \cdot B_{t-1}$  は期首純資産簿価に株主資本コストを乗じたものであり株主期待利益<sup>12</sup>を意味する。それを当期利益から控除した値は、残余利益 (residual income ;  $RI$ ) あるいは超過利益 (abnormal return ;  $AR$ ) と呼ばれ、株主が期待した以上 (未満) の差益 (差損) である。むろん、残余利益も株主に帰属するものである。残余利益が大きくなればなるほど、株主価値 ( $V_t$ ) が増大することを意味する。右辺第 3 項の  $B_n/(1+re)^n$  は、 $n$  が無限に大きくなると  $B_n$  はどのような値であっても限りなくゼロとなるため、無視して構わない。よって、残余利益モデルは、期首純資産簿価と残余利益の割引現在価値合計の和として、以下のように示される。インカムアプローチのモデルであるが、ネットアセットアプローチで使用される純資産がモデルに組み込まれていることから、ストックとフローの両方を使用したモデルとも考えられる。

<sup>12</sup> 株主期待利益は、株主要求利益や株主資本コスト額と表現されることもある。

$$V_t = B_{t-1} + \sum_{t=1}^n \frac{E_t - re \cdot B_{t-1}}{(1 + re)^t}$$

$V_t$ : 株主価値

$B_t$ : t 期の純資産簿価

$E_t$ : t 期の利益

$re$ : 株主資本コスト

次に、Edwards=Bell (1961) の計算構造をみてみよう。彼らは企業利益の期待値を主観利潤 ( $S_a$ ) と呼び、主観利潤は主観価値 ( $V_t$ , 株主価値と同義) を減じることなく配当を支払うことができる額としている (中西監修, 伏見・藤森訳, p.31)。主観利潤は期末と期首の主観価値の差であり、それは期首の主観価値に標的利子率 ( $i$ ) を乗じることで求められる。

$$S_a = V_t - V_0 = iV_0$$

$S_a$ : 主観利潤

$V_t$ : 主観価値

$i$ : 標的利子率

Edwards=Bell は主観価値  $V_t$  の測定方法として DDM を示している。しかし、主観利潤  $S_a$  は客観的に測定することができない。そこで彼らは主観利潤  $S_a$  に代えて実現可能利潤 ( $B_t$ ) という概念を導入している。実現可能利潤  $B_t$  は主観利潤  $S_a$  における主観価値  $V_t$  を市場価値に変えたものであり、以下の式で表される。

$$B_t = (M_t + D_t) - M_{t-1}$$

$B_t$ : t 期における実現可能利潤

$M_t$ : t 期における資産の市場価値

$D_t$ : t 期の配当支払

また彼らは、資産を保有する場合は、資産を換金して標的利子率  $i$  で投資した際に得られる利子を犠牲にしており、それを実現可能利潤に取り入れた。これを超過実現可能利潤 ( $E_t$ ) と呼び、実現可能利潤から資産の市場価値に対する利子を差し引いている。

$$\begin{aligned} E_t &= B_t - i \cdot M_{t-1} \\ &= (M_t + D_t) - M_{t-1} - i \cdot M_{t-1} \\ &= (M_t + D_t) - (1 + i) M_{t-1} \end{aligned}$$

この超過実現可能利潤の期待値の流列を整理し、DDM に当てはめると主観のれん ( $= V_0 - M_0$ ) となる。

以上のことから、Edwards=Bell モデルと残余利益モデル (Ohlson (1995) モデル) は、①株主価値 (主観価値) の測定の出発点として DDM を使用していること、②残余利益の概念を導入していること、③株主価値を現在のストックと将来の残余利益の割引現在価値合計で表現していること、の3点で類似しているのである。

## 5. インカムアプローチの比較検討

桜井 (2008) は DCF モデル、DDM、残余利益モデルの3つを取り上げ、これらのモデルは一見すると異なる価値を求めているように見えるが、ある条件の下ではどのモデルを用いても株主価値は同額となることを簡単な例を用いて説明している。その条件とは、将来のデータが正確に予測できるというものである。理論的にモデルを展開する上では、確かにどのモデルを使用しても結果は同じとなるが、実際には多くの不確実性が存在しており、数々の実証研究がその証拠を提示している。桜井は必要となるデータの予測の容易性を勘案した上で、どのモデルが最良かを考えるあたり、定性的な判断と定量的な判断という概念を用いている。桜井は「定性的な判断とは、配当、キャッシュフロー、および利益のそれぞれがもつ特性から、予測の容易性に関して論理的に推測しうるような優劣の判断」<sup>13</sup>としており、それぞれのモデルの測定が無意味であるケースを説明している。DCF モデルで問題となるのは、フリーキャッシュフローが負となることが予想される企業の評価である。成長期にある企業では、営業キャッシュフローを上回る投資が行われることが多い。いずれフリーキャッシュフローは負から正へ転換するのだろうが、そこまでの期間を予測するのは困難だとしている。DDM については、その弱点が配当性向にあるとしている。配当は企業が創出した価値の一部にすぎず、配当性向をゼロとする戦略を採用する企業の評価には向かないと述べている。これに対し残余利益モデルでは、残余利益がゼロもしくは負であってもモデルに適用することに問題がなく、将来予測についても利益はフリーキャッシュフローや配当に比べ、発生主義会計の手法により収益や費用が期間配分されており、ボラティリティが低いことを掲げている。以上により、桜井は「3つのモデルがたとえ原理的ないし数学的には同一のモデルであるとしても、モデルの実践可能性の面で残余利益モデルが最も優位」<sup>14</sup>と述べている。

残余利益モデルでは、株主価値の測定にあたって純資産簿価と残余利益を必要としており、DCF モデルや DDM に比べると会計情報を直接的に用いる点に特徴がある。また、DCF モデルや DDM が企業の将来におけるフロー (配当やキャッシュフロー) のみで株主価値を測定するのに対し、残余利益モデルは株主価値の測定にあたってフロー (残余利益) とストック (純資産簿価) で構成されている点にも特徴がある。

残余利益モデルの右辺第2項分子は、企業が獲得する将来利益と株主が要求する期待利益の差額を表している。もし、企業が競争優位な立場にあるとするならば、将来利益は株主

---

<sup>13</sup> 桜井 (2008) p.191.

<sup>14</sup> 桜井 (2008) p.196.

期待利益を上回ることになり、差額の割引現在価値の大きさだけ株主価値の創出が行われることを意味する。市場が成熟して均衡状態となり、企業が株主期待利益と同額の利益しか獲得できなくなった場合、株主価値の創出はストップし、やがては株主価値の毀損がはじまることになる。残余利益モデルは DCF モデルや DDM に比べてデータの取扱いがしやすいという側面がある一方、会計利益は経営者の意見とも言われており、経営者の裁量によって平準化されている可能性がある。会計操作が排除されていない数値を用いた評価となる可能性があることや、実際の資本の増減には土地や有価証券の評価差額など、いわゆるダーティサープラスが含まれているといったことも問題点として指摘できる。

#### 第 4 節 残余利益モデルの問題点と限界

これまで見てきたように、残余利益モデルが脚光を浴びるようになったのは、Ohlson が 1995 年に Ohlson (1995) モデルを提唱したことによる。それ以降、米国をはじめとして多くの研究者がこのモデルを使用した実証研究に取り組んだ。Ohlson (1995) モデルは DDM とクリーンサープラス関係から導出されたモデルで、株主価値は期首簿価純資産と将来の残余利益の割引現在価値合計の和によって求められる。桜井 (2008) が述べるように、残余利益モデルは DCF モデルや DDM に比べて実証研究のための前提や不確実性の予測が容易であり、これまで多くの実証研究でその結果が蓄積されている。一方、残余利益モデルの弱点について論じた研究を目にする機会は少ない。そこで、本節では改めて残余利益モデルの問題点や限界を検討する。

第 1 に、Ohlson (1995) モデルは、DDM とクリーンサープラス関係を連立させて成立した数学モデルである。DDM をベースとしているので、クリーンサープラス関係さえ成立していれば、DDM と残余利益モデルが同質であることに異論はない。また、桜井 (2008) が指摘するように、DDM での評価は企業の配当政策に左右されるが、残余利益モデルでは配当情報を使用しないので、DDM の弱点を引き継いでいるわけではない。一方で時価会計の導入により、純資産の変化を損益計算書で説明することができなくなった。有価証券評価差額などの評価・換算差額等は損益計算書を介さずに純資産の増減をもたらす。クリーンサープラス関係が不成立となった時点で、残余利益モデルを導くことができないのである<sup>15</sup>。

第 2 に、純資産簿価と残余利益の説明力についてである。残余利益モデルを用いた実証研究のレビューは第 3 章にて行うが、ここではその結果を先取りして残余利益モデルの問題点を指摘する。DDM や DCF モデル、残余利益モデルを用いて求められた株主価値と株価との価値関連性を扱った研究が多数報告されている。その結果、DCF モデルを用いた株主価値の株価説明力（調整済決定係数）はおよそ 0.1~0.2 であるのに対し、残余利益モデルを用いた株主価値の株価説明力はおおよそ 0.5~0.8 という結果が示されている。結果を見る

<sup>15</sup> 近年では、企業の利益観が収益費用アプローチから資産負債アプローチへと移行したことを受け、包括利益概念が導入されている。包括利益を用いると純資産の増減を説明できる。

と、確かに残余利益モデルによる寄与度は DCF モデルよりも高い。ただ、株式投資の判断指標の1つとして株価純資産倍率（price book-value ratio, PBR）が用いられることから分かる通り、株価と純資産簿価との関係性は深く、残余利益モデルを用いた回帰式において調整済決定係数に影響を与えているのは主に純資産簿価であると考えられる。それは、DCF モデルがフローのみを評価の対象とするのに対し、残余利益モデルはストックとフローを評価の対象としていることから想定できる。例えば、ストック 100、フロー5の企業 A と、ストック 100、フロー10の企業 B があつたとしよう。フローだけで比較すると A と B は2倍の差があるが、ストックとフローの和でみると A は105で B は110であり、その差は1.047倍にとどまる。残余利益モデルが DCF モデルや DDM などフローのみが評価の対象となるモデルに比べて優位な結果となるのは当然ともいえる。

第3は、キャッシュフローや配当と会計利益の間には期間のずれが横たわる。そのずれの存在が残余利益モデルの問題点になる。亀川（2011）は、会計利益とキャッシュフローが異なる動きをすることがあることから、会計利益をベースとした残余利益モデルの限界を指摘する。亀川は初期投資額 300、資本コスト 10%、NPV=0、事業の経済的命数 3年、会計上の減価償却は定額法で行うという企業を想定し、配当支払後の残余の扱いについて2とおりの例を用意してキャッシュフロー（CF）と会計利益について言及している。表2-1の左側（以下、表2-1左という）は獲得されるキャッシュフローを株主に全額還元することを想定したものであり、キャッシュフローから配当期待を差し引いた残りも株主へ返済する。表2-1の右側（以下、表2-1右という）は、3年目に初めてキャッシュフローが期待できるような事業（創業期の企業など）を想定している。株主は、キャッシュフローの有無に関係なく、毎年配当を期待する。しかし、実際には配当還元が存在しないので、その額だけ追加投資がなされるとの想定である。故に年々企業価値は高まっていくことになる。

表2-1 キャッシュフローと会計利益

全額還元	現在	1年目	2年目	3年目	追加投資	現在	1年目	2年目	3年目
(a) CF	-300	110	121	133.1	(e) CF	-300	0	0	399.3
(b) 配当期待 (a)×10%		30	22	12.1	(f) 配当期待 (e)×10%		30	33	36.3
(c) 元本返済 (a)-(b)		80	99	121.0	(留保)還元 (f)と同額		(30)	(33)	363.0
(d) 企業価値	300	220	121	0	(h) 企業価値	300	330	363	0
					減価償却		-100	-100	-100
会計利益		110	121	133.1	会計利益		-100	-100	299.3
資産価額	300	220	121	0	資産価額	300	200	100	0

[出所] 亀川（2011）p.9 および p.10 を元に筆者作成

表2-1左のキャッシュフローは3年かけて回収される。NPV=0という条件であるから、

現在価値合計は 300 となる（毎年の現在価値は 100）。資本コスト（利子率）は 10%であり、1年後のキャッシュフローを割り引いて現在価値が 100 となるわけであるから、1年後の CF は 110 となる。同様に2年後のキャッシュフローは 121、3年後のキャッシュフローは 133.1 となる。1年後には 110 のキャッシュフローを手にするが、このうち株主へ出資額の 10%を配当 30 として支払う。残りの 80 も株主に還元されるが、これは配当ではなく出資額（元本）の返済に相当する。よって2年目の投資額（資産額）は  $300 - 80 = 220$  となる。1年目のキャッシュフローと会計利益はイコールである。配当支払いは会計利益から行われるが、会計利益そのものを減じる訳ではない。また元本の返済は会計利益とは直接の関係がない。

表 2-1 右ではキャッシュフローと会計利益が同じ動きをしていない。特に1年目、2年目の会計利益はマイナスの予想となっている。表 2-1 左を前提として DCF モデルおよび残余利益モデルで株主価値の評価を行った場合は同じ結果が求められるだろう。しかし、表 2-1 右では、会計利益は会計制度、すなわち期間損益計算を前提としてフローが予測されるため、企業や事業によってはマイナスの利益情報を用いた評価となることがある。このような場合、株主価値を測定するのは困難であると考えられる。

第4は、赤字が続く企業の評価である。残余利益モデルでは、赤字が続く企業の評価も可能である。繰り返しになるが、残余利益モデルは簿価純資産に残余利益の割引現在価値合計を加えて株主価値を測定する。赤字が続く企業で予想される将来利益はマイナスであり、さらに株主の期待利益が差し引かれるので、右辺第2項である残余利益の割引現在価値合計はマイナスの値となる。しかし、その値の絶対値が右辺第1項（純資産簿価）よりも小さければ、合計値である株主価値はプラスとなり、価値のある企業として表現される。これは、純資産簿価の部分が評価されていることを意味するが、過去のストックを食い潰しているにすぎず、インカムではなくネットアセットが評価されているに過ぎないことに留意しなければならない。

一方、赤字が続く企業もしくは意図的に利益を低く抑えている企業からの配当は期待できない。安定配当額政策を採用する企業であっても、赤字が続く場合は無配となる可能性は高い。利益を計上できない上に配当によってキャッシュが流出することになれば、企業経営に支障を来すからである。無配の企業を DDM で測定することができないのは、いうまでもない。残余利益モデルと DDM はともにインカムアプローチによる評価方法に分類されるが、両者を用いた結果は乖離することになる。

第5は、残余利益モデル右辺第2項の分子と分母の対応関係である。右辺第2項の分子は残余利益であり、計算の前提には予測される将来利益と株主期待利益が、分母には株主資本コストが用いられる。将来利益の予測は、事業からもたらされる将来キャッシュフローに期間損益計算のルールを適用して求められる単年度ベースのものである。これに対し、株主資本コストは事業期間全体からもたらされる投資利益率であり、会計利益とは無関係に投資家が想定するものである。投資家は事業の命数や外部環境の変化、経営者の交代など様々な

要因を織り込み、それらをリスクとして捉えて資本コストを推定するからである。故に、残余利益モデル右辺第2項の分子と分母対応関係を説明するのは困難である。

第6に、株主期待利益の計算である。残余利益モデルに用いられる株主期待利益の計算は、直前期の簿価純資産に株主資本コストを乗じて求められる。果たして投資家は簿価純資産をベースにして期待利益を計算しているのだろうか。株式が公開されると投資家は会計以外の様々な情報を織り込んで当該企業を評価している。その結果が市場で形成される株価であり株式時価総額となる。新たな投資家は1株あたり簿価純資産 (book-value per share, BPS) の額で株式を購入するのではなく、時価で購入する。また BPS を基準に投資利回りを検討するのではない。時価を基準にして投資選択を行うはずである。したがって、本来の株主期待利益は時価純資産に株主資本コストを乗じて算定されるはずである。確かに残余利益モデルは数学モデルとして成立しているが、右辺第2項分子の計算式の意味合いを説明するのは難しい。

## 第5節 残余利益モデルの実務での利用

株価は企業の本源的価値と企業を取り巻く経済的な諸要因から構成されている。しかし、経済的な諸要因と株価との因果関係を明確にすることは難しい。また、景気は好況と不況が繰り返されることから、長期的な視点に立てばプラスマイナスゼロと捉えられる。故に株価を決定づける要因は企業の本源的価値である株主価値にあると考えられる。

本章で概観したとおり、企業価値あるいは株主価値を測定するモデルには、企業における過去の取引をベースとするネットアセットアプローチ、現在の状況を類似業種や類似会社と比較するマーケットアプローチ、将来にわたって稼ぎ出すフローに着目したインカムアプローチが存在する。事業の継続を前提とする大規模企業の測定にはインカムアプローチが適しており、中でも残余利益モデルは会計情報がそのまま利用できることや、将来予測の容易さなどから、DCF モデルや DDM に比べると優位性が認められる。

しかし、株式公開買付 (takeover bid, TOB) や M&A など、企業価値評価が争点となる裁判において、残余利益モデルが企業価値評価に使用されたことはない。青木 (2011) は 1965 年以降の裁判で用いられた企業価値評価の方法の件数を調査した。それによると、上場株式ではほとんどの場合において市場株価が用いられていた。株式市場が形成されている以上、それが適正な価格と認定されることに異存はない。一方、市場が存在しない未上場株式の評価 (38 裁判事例) では、インカムアプローチが 30 件、ネットアセットアプローチが 22 件、マーケットアプローチが 13 件という結果になっている<sup>16</sup>。インカムアプローチの中でも DDM が 17 件で過半を占めているのに対し、DCF モデルは 4 件と少ない。裁判の判決は利害が対立する双方にとって公平・中立でなければならないが、DCF モデルはキャッシュフローの予測と割引率の適用において恣意性が介入する余地があることが、適用例

<sup>16</sup> 1つの裁判事例で複数の評価方法が用いられるため、件数の合計は裁判事例の数を上回る。

が少ない理由と考えられる。残余利益の適用例は報告されておらず、青木はその理由を理論的すぎて理解が困難であるためではないかと推察している<sup>17</sup>。

また青木（2014）は、TOBの際に開示される公開買付届書や意見表明報告書への記載事項を参照して企業評価に用いられた方法と件数を調査している。2009年4月1日から2014年5月31日までの62カ月において、公開買付届出書や意見表明報告書に株式価値算定書の引用が示されているのは481件であった。裁判事例と同じく、1つの案件で複数の評価方法が用いられている。市場株価法が466件（96.2%）と最も多い。これは、株式公開企業の買収が目的であるから、市場株価を参考にするのは当然のことであろう。その次に採用件数が多いのがDCFモデルである。481件中447件（92.9%）の事例でDCFモデルが採用されている。TOBによる買収価格の決定プロセスにおいてDCFモデルが使用されるのは、もはや標準と考えられる。裁判事例では未上場企業の評価の過半でDDMが用いられていたが、TOBでの評価は7件（1.5%）にすぎない。主に金融機関の評価に用いられていた。残余利益モデルはTOBによる評価でも用いられた形跡がなかった。その原因について、青木はエクイティ・スプレッドにあるのではないかと推察している。日本の上場企業のROEの中位数は6.6%（2013年3月期）であるが、青木が推定した株主資本コストは10.2%であり、多くの企業のエクイティ・スプレッドは負の値となる。残余利益モデルによる株主価値は、期首純資産簿価と残余利益の割引現在価値合計で求められる。毎期の残余利益はエクイティ・スプレッドと純資産簿価の積( $E_t - re \cdot B_{t-1} = (ROE - re) \cdot B_{t-1}$ )で表されることから、エクイティ・スプレッドが負であるということは残余利益の割引現在価値合計が負となり、測定される株主価値は純資産簿価を下回ることになる。そのことから、青木は残余利益モデルの実務への適用は難しいとしている<sup>18</sup>。

## 第6節 小括

今から約四半世紀前に提唱されたOhlson（1995）モデルは、会計利益で株主価値を測定できるモデルとして多くの会計学者らの興味や関心を引いた。近年、実証会計学と呼ばれる学問分野が確立され、統計解析を用いた実証分析が会計学の主たる研究分野となっているが、Ohlson（1995）モデルがそのきっかけの1つとなったのは間違いないだろう。会計学者らは、Ohlson（1995）モデルがモデルとして成立していることを所与として株主価値の測定を行っている。その背景には、高い株価説明力の存在があるものと思われる。研究の視点は徐々に移っていった。当初の研究は、残余利益モデルと他のモデルとの比較検討であった。また、Ohlsonは会計情報では説明できないその他の情報を組み込んだモデルである線形情報ダイナミクスを発表し、それを受けて研究者の間ではその他の情報の特定を試みる研究がなされた。さらに、残余利益モデルの最大の弱点はクリーンサープラス関係を前提と

---

<sup>17</sup> 青木（2011）pp.202-203.

<sup>18</sup> 青木（2014）pp.176-177.



していることから、それを用いずに測定できる異常利益成長モデルが示されている。近年の学会報告や発表論文のタイトルを見ても、残余利益モデルがテーマになることは少なくなかった。

第1章で触れた EVA<sup>®</sup>は残余利益の概念を用いた業績評価手法であり、今でも多くの企業において用いられていることを勘案すると、残余利益モデルは DCF モデルや DDM などと同じように、すでに企業評価を行うツールとして定着し、残余利益モデルそのものを対象とする研究は一段落したのではないかと思われる。残余利益モデルは純資産簿価と残余利益の割引現在価値合計の和で示される。赤字が継続している企業であっても、純資産簿価の範囲であれば価値ある企業として測定されてしまう。また、純資産簿価が小さい企業の評価が正当に行われぬ可能性も考えられるなど、いくつかの問題点も明らかになっている。

上場企業であっても、上場している市場や業種によっていくつものセグメントに分けられる。残余利益モデルで株主価値を適正に評価できるようなセグメントもあれば、うまく評価できないセグメントもあるだろう。企業価値評価モデルがそのセグメントに対して有効であるか否かを左右するのは、企業を取り巻く環境である。その中には当該企業への投資家も含まれる。投資家に向けた情報の精度や密度、確度によって、経営者と投資家における情報の非対称性が異なる。同じ業種や同じ規模の企業であっても、情報の非対称性の程度が異なると、投資家の反応も異なる。情報の非対称性が大きければ投資家の考えが分散し、株主価値と株価は乖離する。反対に情報の非対称性が小さければ株価は株主価値に収斂すると思われる。情報の非対称性の程度を推し量るのは、どのモデルを使用するかではなく、企業をどのように切り分けるかである。本研究は、その切り分けに着目し、残余利益モデルをツールとして使用して価値関連性を明らかにする。

## 第3章 先行研究とリサーチ・デザイン

### 第1節 はじめに

前章で見たように、残余利益概念を用いた株主価値の評価モデルは、1960年代において Edwards=Bell によって示されていたが、そのモデルが1990年代半ばの Ohlson (1995) や Feltham=Ohlson (1995) によって脚光を浴びるようになった。Ohlson は DDM とクリーンサープラス関係から残余利益モデルを導き出したのである。古典的な企業価値評価モデルである DDM や DCF モデルでは、企業価値の測定に際して会計情報の加工を必要とするが、残余利益モデルは、期首純資産簿価と当期利益という会計情報をそのまま用いて株主価値を測定することが可能である点に特徴があり、多くの会計学者たちが残余利益モデルの有効性を確かめるべく、実証研究を行った。

実証研究の視点は、大きく3つに分けられる。第1の視点は株価と株主価値の関係である。株主価値は当該企業の出資者持分であり、本源的価値である。株式に対するノイズが小さくなれば、株価（株式時価総額）は株主価値へと収斂する。すなわち、株価と株主価値には相関関係が存在するはずである。残余利益モデルにて測定された株主価値と株価に相関が認められれば、残余利益モデルは株主価値を適正に評価するモデルといえるのである。

第2の視点は株主価値を測定する他のモデルとの比較分析である。既存の企業評価モデルとして DDM や DCF モデルが存在する。既存のモデルで測定された株主価値と残余利益モデルで測定された株主価値による株価との価値関連性についての比較検討がなされている。新たな株主価値評価モデルの利用可能性を、他のモデルと比較しようとするものである。

第3の視点は変数の選択に関する研究である。残余利益モデルでは DDM や DCF モデル、収益還元モデルと同様に将来のフロー情報を用いて評価を行う。将来予測は容易ではないし、予測できるとしても数年先までであろう。過去の利益と現在の利益との間には相関が確認されている。したがって、将来利益の予測には、現在の利益（実績利益）が使用できると考えるのは自然のことである。実績利益と予測利益のいずれを使用した方が、より高い価値関連性を示すことができるかを確認するのである。

以上のほか、近年では残余利益モデルをベースとした新たな財務比率分析の手法に関する研究も行われている。伝統的な経営分析では、財務諸表に示された数値を手がかりに収益性指標や安全性指標を計算し、それぞれの持つ意味を中心に分析作業が行われてきた。経営指標を用いた分析の目的は、俯瞰的に企業を評価することにあるだろうが、多くは個々の経営指標の結果を把握するにとどまっている。Penman (2001) は残余利益モデルを柱とした財務比率分析の考えを提示した。一般に残余利益モデルは DDM とクリーンサープラス関係より導出されるものとして説明されるが、Penman はクリーンサープラス関係に基づいて配当を包括利益と純資産簿価の変動の差と捉え、それを DDM に代入して包括利益を用

いた残余利益モデルを示した。このモデルが株主資本簿価、株主資本包括利益率、継続価値の和からなることに着目し、それぞれを財務レバレッジ、収益性、成長性を示す指標と捉えたのである。これを受け、わが国でも太田（2004）や村宮（2010）らがこのモデルを用いた検証を行っている。

以下では、Ohlson（1995）モデルの提唱を受けて行われた実証研究の内容と結果の一部をレビューする。

## 第2節 株価と株主価値の相関

### 1. Frankel=Lee（1998）による研究

Frankel=Lee（1998）の研究の目的は、株主価値と純資産簿価を用いて高い累積投資収益率を示す指標を見いだすことである。彼らは残余利益モデルを使用し、以下の3つの算式で株主価値を求めた<sup>19</sup>。

$$V_1 = B_t + \frac{(FROE_t - re)}{(1 + re)} B_t + \frac{(FROE_t - re)}{(1 + re)re} B_t$$

$$V_2 = B_t + \frac{(FROE_t - re)}{(1 + re)} B_t + \frac{(FROE_{t+1} - re)}{(1 + re)^2 re} B_{t+1}$$

$$V_3 = B_t + \frac{(FROE_t - re)}{(1 + re)} B_t + \frac{(FROE_{t+1} - re)}{(1 + re)^2} B_{t+1} + \frac{(FROE_{t+2} - re)}{(1 + re)^3 re} B_{t+2}$$

$V_n$ ：株主価値（ $n=1\sim 3$ ）

$B_t$ ：t期の純資産簿価

$FROE_t$ ：t期の将来ROE

$re$ ：資本コスト

$V_1$ モデルは当期の予測利益を用いて残余利益を算出し、次期以降はその残余利益が永続するものと仮定している。右辺第1項が純資産簿価、第2項が当期の予測利益を用いて求められた割引残余利益、第3項が次期以降の残余利益の現在価値合計である。 $V_2$ モデルは当期の予測利益と次期の予測利益から残余利益を計算し、2期先以降は次期の残余利益が永続すると仮定している。同様に、 $V_3$ モデルでは、当期、次期、2期先の割引残余利益を使用し、3期先以降は2期先の残余利益が継続するものと仮定している。残余利益の算出には企業の当期実績利益とI/B/E/Sの提供する2期分のアナリスト予測利益を使用し、当期実績モデルによって測定された株主価値を  $V_h$ 、アナリスト予測利益によって測定された株主価値を  $V_f$

<sup>19</sup>  $V_3$ モデル右辺第4項の分母は、原文によると  $(1+re)^2 re$  となっているが、t期の株主価値を算定するにあたって分子に用いられる2期先のアナリスト予測利益は、t+3期の利益に相当するため、本研究では  $(1+re)^3 re$  に修正して示している。

と表現している。サンプルは NYSE、AMEX 上場および NASDAQ 銘柄の一般事業会社で、対象は 1975 年～1993 年である。資本コストは Fama=French の推計した産業別資本コストを用いている。1975 年～1993 年の株価、純資産簿価、株主価値の平均値による相関は表 3-1 のとおりである。

表 3-1 株価と純資産簿価および株主価値の相関

	純資産簿価 ( $B_t$ )	当期実績利益に基づく 株主価値 ( $V_h$ )			アナリスト予測利益に基づく 株主価値 ( $V_f$ )		
		$V_1$	$V_2$	$V_3$	$V_1$	$V_2$	$V_3$
株価 ( $P_t$ )	0.60	0.70	0.69	0.69	0.80	0.81	0.82

[出所] Frankel,R.C., Lee,M.C.,(1998) p.293 より筆者作成

分析の結果、株価はアナリスト予測利益に基づいて測定された株主価値 ( $V_f$ ) との相関が高く、当期実績利益に基づいて測定された株主価値 ( $V_h$ )、純資産簿価 ( $B_t$ ) を上回った。相関係数は 0.6～0.82 であり、株価と純資産簿価あるいは測定された株主価値との間には強い関係が存在することが示された。

Frankel=Lee は株主価値の測定にあたり、将来利益の予測期間が異なる  $V_1$ ～ $V_3$  モデルの 3 つを提示したが、表 3-1 からわかるように、相関係数に大きな違いが見られなかった。そこで彼らは、本来の研究目的である累積投資収益率の計算にあたって、当期実績利益に基づく株主価値 ( $V_h$ ) は  $V_2$  モデルで、アナリスト予測利益に基づく株主価値 ( $V_f$ ) は  $V_3$  モデルによって測定するとしている<sup>20</sup>。

## 2. 奥村=吉田 (2000) の実証

奥村=吉田 (2000) は、純資産簿価モデル、EBO モデル<sup>21</sup>、残余利益ダイナミクスを考慮した EBO モデルの 3 モデルを用いて実証分析を行った。純資産簿価モデル ( $B$ ) は企業の残余利益が常にゼロであると仮定したモデルであり、株主価値は純資産簿価に等しい。EBO モデルは Frankel=Lee (1998) と同様、実績利益モデル ( $VH$ )、アナリスト予測利益モデル ( $VF$ ) の 2 種類が用意され、当期の残余利益は前期の残余利益に持続係数を乗じたものとして算定されることを仮定した残余利益ダイナミクスを考慮した EBO モデルもまた、実績利益を用いるモデル ( $VH_d$ ) とアナリスト予測利益を用いるモデル ( $VF_d$ ) の 2 種類が用意された。分析モデルは計 5 種類となる。

分析期間は 1987 年～1995 年で、分析に使用した連結決算データと株価データは開銀企

<sup>20</sup> Frankel=Lee (1998) は株主価値と純資産簿価を用いて高い累積投資収益率を示す指標を見いだすことを目的としており、実証研究はさらに続くが、本研究で必要なものは残余利益モデルで求められた株主価値と株価の関係のみであるため、以後の内容は割愛する。

<sup>21</sup> Edwards=Bell (1961) のモデルと Ohlson (1995) モデルは計算構造が類似していることから、EBO モデルといわれている。詳しくは第 2 章を参照。

業財務データベースから、株式投資収益率は日本証券経済研究所のデータから収集し、アナリスト予測利益は I/B/E/S のものを使用している。また、資本コストは Frankel=Lee と同様、Fama=French が推定した産業別資本コストを用いている。

奥村=吉田の研究で判明したことは、次のとおりである。まず、株価とそれぞれのモデルで求めた 5 種類の株主価値 ( $B$ ,  $VH$ ,  $VF$ ,  $VH_d$ ,  $VF_d$ ) との相関係数は、1987 年から 1995 年にかけて高くなる傾向にあった。また、相関係数の高さ (1987 年～1995 年の 9 年間の平均) は高い方から順に  $B=0.726$ 、 $VF_d=0.709$ 、 $VF=0.695$ 、 $VH_d=0.649$ 、 $VH=0.648$  である。純資産簿価と株価との相関がもっとも高く、この結果は、Frankel=Lee (1998) の結果と整合的ではない。奥村=吉田は、サンプル数や対象企業が日米で異なることなどが原因と考えている。また、彼らは EBO モデルと残余利益ダイナミクスを考慮した EBO モデルの比較から、残余利益ダイナミクスを考慮したモデル  $VH_d$  や  $VF_d$  の方が  $VH$  や  $VF$  よりも株価との相関が高いことから、残余利益ダイナミクスを考慮することで、モデルから導出される理論価値に市場の期待がより忠実に反映されている可能性を示唆している。

### 第 3 節 複数のモデルによる株主価値の比較

#### 1. Bernard (1995) の実証

Bernard (1995) は残余利益モデルで測定された株主価値と DDM による株主価値を比較し、株価説明力に高さの相違を検証した。残余利益モデルは DDM とクリーンサープラス関係から導出されたモデルであり、また、クリーンサープラス関係は純資産の変動を配当流出と純利益の獲得で説明するものである。したがって、両モデルで測定された株主価値の株価説明力には大差が生じないはずである。

残余利益モデルでは、将来の残余利益をいかに推定するかが 1 つの問題となる。Bernard は、すべての期間にわたって将来の残余利益を推定することはできないので、数年先までの残余利益を使用するにとどめ、それ以降の価値である継続価値については考慮していない。分析期間は 1987 年～1993 年で、会計データと株価データは COMPUSTAT と CRSP から入手し、予測利益と予測配当情報は Value Line が提供するものを用いている。資本コストは一律 13%としている。

Bernard が分析に用いたのは以下 2 つの回帰式である。式 (3-1) は残余利益モデルに従い、純資産簿価と将来の残余利益の割引現在価値を独立変数、株価を従属変数とした回帰式であり、式 (3-2) は DDM に従い、将来配当の割引現在価値を独立変数、株価を従属変数とした回帰式である。Bernard が用いた予測情報は 1 年先、2 年先および 4 年先であり、3 年先の予測データは使用していない。

$$\text{残余利益モデル} \quad P_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot B_t + \alpha_2 \cdot X_{t+1} + \alpha_3 \cdot X_{t+2} + \alpha_5 \cdot X_{t+4} + \varepsilon_t \quad (3-1)$$

$$\text{DDM} \quad P_t = \beta_0 + \beta_2 \cdot d_{t+1} + \beta_3 \cdot d_{t+2} + \beta_5 \cdot d_{t+4} + \omega_t \quad (3-2)$$

$P_t$ :  $t$ 期の株価

$B_t$ :  $t$ 期の1株あたり純資産簿価

$X_{t+i}$ :  $t+i$ 期の1株あたり割引残余利益

$d_{t+i}$ :  $t+i$ 期の割引配当

$\varepsilon_t$  および  $\omega_t$ : 誤差項

残余利益モデルに従った回帰分析の結果、調整済決定係数は0.68であった。係数の符号はいずれも正であり、残余利益が大きくなれば株価は高水準になることが示された。株価と残余利益との間には一定の関係が存在している。なお、 $X_{t+2}$ の $t$ 値は統計的に有意ではないが、Bernardは、回帰結果は概ね信頼しうるとしている。これに対し、DDMに従った回帰分析の結果、調整済決定係数は0.29となり、残余利益モデルの結果と比較して相対的に低い。右辺第3項(2期先) $d_{t+2}$ の係数が負になっている。これは、 $t+2$ 期の株主配当は株価に対しマイナスに作用することを意味しており、説明し難い結果である。 $t$ 値が統計的に有意な水準であったのは推定期間4年目( $t+4$ 期)の $d_{t+4}$ のみであり信頼度に欠ける。

残余利益モデルはDDMとクリーンサープラス関係から導出されていることを勘案すると、サンプルにおいてクリーンサープラスが成立しているとすれば、2つのモデルで測定された株主価値の株価説明力は同値または近似値になるはずである。回帰式の寄与度と係数の信頼性が2つのモデルで異なるということは、その原因は損益計算書を経由しないダーティサープラス調整項目によるものか、実証分析に用いるデータの前提や加工にあるのではないかということになる。なお、DDMは企業のフロー(配当)のみを評価の対象としているのに対し、残余利益モデルはストック(純資産簿価)とフロー(残余利益)の和で求められる。企業のストックとフローの値を比べると、フローの値の方が小さい。このことが、残余利益モデルを用いた分析の結果がDDMより説明力が高くなった理由ではないかと考えられる。残余利益モデルのベースはDDMであり、クリーンサープラス関係から導かれたものであるが、生成された算式そのものを観察すると、純資産モデルをベースに残余利益情報が追加として加えられたようにも映る。

## 2. 藤井=山本(1999)の実証

Bernard(1995)がDDMと残余利益モデルの株価説明力を比較したのに対し、藤井=山本(1999)はDCFモデルと残余利益モデルの比較を行った。なお、藤井=山本はDCFの定義として①便宜的DCF、②DOCF(割引営業キャッシュフロー)、③DFCF(割引フリー・キャッシュフロー)の3つ( $CF_1 \sim CF_3$ )を設け、DCFモデルの中での株価説明力の比較も行っている。便宜的DCF( $CF_1$ )とは、利益に減価償却実施額を加えたいわゆる財務論の古典的なキャッシュフローの概念であり、DOCF( $CF_2$ )は税引後償却前営業利益(営業利益-法人税等+減価償却費+各種引当金増)から運転資本(売上債権増加+棚卸資産増加-買

入債務増加)と純金融損益を控除したものである。DFCF ( $CF_3$ )は税引後償却前営業利益から運転資本と有形固定資産の純投資額を控除したものである。

将来キャッシュフローは企業が所有する資産からもたらされる。したがって、DCFモデルを用いて求められる価値は企業価値となる。株主価値を求めるには、測定された企業価値から負債価値を差し引く必要がある。藤井＝山本が提示したDCFモデルのうち、便宜的DCFモデルおよびDOCFモデルでは、企業価値から有利子負債 ( $D$ )を差し引いて株主価値が算出されている。

残余利益モデルは、純資産簿価に将来における残余利益の割引現在価値合計を加えたものであり、式(3-3)で表現される。 $X_{t+i}$ は純利益、 $r \cdot B_{t+i-1}$ は株主期待利益であり [ ]内が残余利益である。

$$V_t = B_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t[X_{t+i} - r \cdot B_{t+i-1}]}{(1+r)^i} \quad (3-3)$$

サンプルは1983年～1998年の東証第一部上場3月期決算の一般事業会社のうちの製造業6業種(自動車、食品、鉄鋼、繊維、化学、電気機器)の317社の個別財務データを使用している。製造業の6業種に絞り込んだ理由はサンプルが十分に確保できることである。

回帰分析の結果として、藤井＝山本は予測期間を2年とした場合(分析対象年度:1983年度～1996年度)と、4年にした場合(同:1983年度～1994年度)を提示している。それによると、便宜的DCFモデル、DOCFモデル、DFCFモデル、残余利益モデルのすべてにおいて、説明変数の係数はプラスであり、1%水準で統計的に有意であった。ただ、調整済決定係数には違いが現れた。便宜的DCFモデルの調整済決定係数は0.1前後であり、株価説明力が高いとは言い難い。DOCFモデルの調整済決定係数は便宜的DCFモデルより高いものの、それでも0.1～0.2程度であった。DFCFモデルの調整済決定係数は0.2～0.6であり、特に1990年度以降のサンプルでの調整済決定係数は0.47以上であった。DCFモデルの中では、フリーキャッシュフローを用いたモデルの株価説明力が高い結果となった。

一方、残余利益モデルの調整済決定係数は0.4～0.8であり、特に1990年度以降は0.7以上である。残余利益モデルはDFCFモデルを上回る株価説明力を有していることが示された。この結果から藤井＝山本は、残余利益モデルはどのDCFモデルよりも株価説明力が高く、さらに会計数値にさまざまな修正を加えなければならないDCFモデルと比べると、残余利益モデルは会計情報を直接入力することができ、計算操作がきわめて簡便であること、会計処理手続の選択によって行われる利益操作が排除できる点でDCFモデルより優れており、従来のキャッシュフロー重視の姿勢は大きく変化するかもしれないと述べている<sup>22</sup>。

<sup>22</sup> 仮に利益操作によって純資産簿価を過小に表示しても、その影響が将来の超過利益の過大表示という形で現れることになる。株主価値の測定に純資産簿価と将来の割引残余利益の両方を用いる残余利益モデルでは、純資産簿価の過小表示による株主価値への影響は、残余利益によって相殺されることになる。

もつとも、藤井＝山本のモデルにはいくつかの問題点も指摘できる。第1に、税引後償却前営業利益を算出するにあたり、営業利益から損益計算書に示された法人税等の額を控除していることである。法人税等の額は営業利益に営業外損益や特別損益を加算して求められるものであるから、営業利益と法人税等の額には直接の関係はない。税引後償却前営業利益を求めるには、償却前営業利益に法人税の実効税率を乗じた額を控除すべきであろう。第2に、DCFモデルにおいて企業価値を求める際、彼らは国債の利回り（すなわちリスクフリーレート）を用いている。本来は加重平均資本コストを使用すべきである。また、彼らは残余利益モデルでも割引率としてリスクフリーレートを使用しているが、株主資本コストを用いるべきと考えられる。

### 3. 青淵（2003）の実証

青淵（2003）は東証第一部および東証第二部上場の2001年3月期決算の一般事業会社を対象に、連結財務データを用いて純資産モデル、残余利益モデル、DCFモデルの3つの方法により株主価値を測定し、回帰によって株価説明力の相違を明らかにした。

残余利益モデルに用いる残余利益の計算には当期実績利益モデル（ $V_b$ ）、1期先アナリスト予測利益モデル（ $V_{f1}$ ）、1期先および2期先アナリスト予測利益モデル（ $V_{f2}$ ）の3通りを用意している。また、DCFモデルでは、4通りのフリーキャッシュフローを用意し、分析モデルは純資産モデル（ $V_b$ ）と合わせて8つである。分析モデルや回帰式は、井上（1999b）や藤井＝山本（1999）を参考にしており、モデルそのものに特徴やオリジナリティは存在しない。純資産モデルおよび残余利益モデルを用いた回帰分析の結果は表3-2に、DCFモデルの結果は表3-3に示されている。なお、各変数は平均0、標準偏差1に標準化されている。

測定された株主価値と株価を回帰した結果、純資産モデルの調整済決定係数が0.528であったのに対し、残余利益モデルでは0.618～0.697となった。純資産モデルと残余利益モデルの違いは、残余利益の割引現在価値合計の有無である。残余利益の追加によって調整済決定係数が向上していることが確認されていることから、残余利益は追加情報として有用であるといえる。また、分析の結果は井上（1999b）と整合的であった。



表 3-2 青淵（2003）の純資産モデル・残余利益モデルでの回帰分析の結果

モデル	$\alpha$	$\beta_0$ (当期)	$\beta_1$ (1期先)	$\beta_2$ (2期先)	$\beta_3$ (3期先)	<i>adj.R2</i>
$V_b$	-0.071 (-6.302)	0.510 (38.256)				0.528
$V_h$	-0.056 (-5.425)	0.419 (31.078)	0.515 (16.789)			0.618
$V_{fl}$	-0.053 (-5.311)		0.464 (35.738)	0.394 (15.781)		0.651
$V_{fz}$	-0.059 (-6.436)		0.413 (35.448)	0.335 (24.474)	-0.023 (-2.265)	0.697

[出所] 青淵（2003） p.41.

表 3-3 青淵（2003）の DCF モデルでの回帰分析の結果

モデル	$\alpha$	$\gamma_1$ (当期)	$\gamma_2$ (1期先)	$\gamma_3$ (2期先)	$\gamma_4$ (3期先)	<i>adj.R2</i>
$V_{FCF}$	-0.092 (-6.296)	2.415 (13.780)	-0.332 (-0.545)	2.088 (12.719)	-0.031 (-1.465)	0.199
$V_{CFwc}$	-0.106 (-7.276)	0.207 (7.575)	-0.147 (-6.442)		-0.058 (-2.929)	0.080
$V_{CFiv}$	-0.107 (-7.319)	1.025 (6.030)		0.924 (5.604)	-0.021 (-1.009)	0.072
$V_{CF}$	-0.111 (-7.489)	0.079 (4.007)			-0.055 (-2.736)	0.049

[出所] 青淵（2003） p.42.

DCF モデルの調整済決定係数は 0.072~0.199 であり、他の 2 つのモデルに比べると相対的に低い。DCF モデルはフロー部分のみで株主価値を評価する。ストックとフローのうち、ストックの方が株主価値の説明力が高い。DCF モデルの結果は、概ね藤井＝山本（1999）と同様と考えられる。

#### 第 4 節 利益の種類と期間による比較

##### 1. 井上（1999b）の実証

2000 年 3 月期以降、上場企業は有価証券報告書において、提出会社（通常は親会社）は単独の個別財務諸表のみでなく、企業集団としての連結財務諸表の開示が義務づけられるようになった。企業規模が拡大し、事業内容の多角化や地域会社の設立等によって分社化が

進んだため、個別財務諸表では企業集団の業績をステークホルダーに示すことが困難になったためである。株価はある個別銘柄に付された価格である。例えば、2018年3月30日のセブン&アイ・ホールディングスの株価終値は4,564円であった。しかし、同社は純粋持株会社であり、事業活動は行っていない。いうまでもなく、投資家は純粋持株会社を評価したのではなく、当該企業の下で事業を行う子会社の将来性から価値（株価）を評価したのである。したがって、株主価値の株価説明力は、親会社の個別財務データを使用するよりも企業グループの連結財務データを使用する方が高くなると考えられる。

井上（1999b）は、1995年の東証第一部上場で3月期決算の一般事業会社を対象に、残余利益モデルを用いて株主価値を測定し、株価との相関分析と株価説明力を検証するための回帰分析を行った。サンプル数は645で、残余利益の計算に実際利益とアナリスト予測利益を使用している。

井上は株主価値の測定モデルとして、個別財務データを用いた5つのモデルと連結財務データを用いた3つのモデルの計8モデルを提示した。いずれのモデルも、実際利益または予測可能利益が永続するという前提を置いている。

測定された株主価値と株価の相関分析の結果、個別財務データでは実際利益モデルの相関係数は0.60～0.65、アナリスト予測利益モデルの相関係数は0.83～0.87であり、アナリスト予測利益の方が高い結果となった。連結財務データでは実際利益モデルの相関係数は0.59～0.64、アナリスト予測利益モデルの相関係数は0.83であり、個別財務データと同様、アナリスト予測利益の方が高い結果となった。また、実際利益モデルの相関は個別財務データ、連結財務データとも0.6前後、アナリスト予測利益モデルの相関は個別財務データ、連結財務データとも0.85前後であり、井上（1999b）のサンプルでは連結財務データの方が特に高い相関を示しているわけではない。井上は、2年分のデータが使用できる個別財務データでは、実際利益の場合もアナリスト予測利益の場合も2年分の利益情報を用いる方が相関が高いことから、株主価値を測定には少なくとも2年間の利益を用いるべきであること、実際利益よりもアナリスト予測利益を用いる方が優れていることを示している。

続いて、井上は株主価値の相対的な株価説明力を分析するため、1995年3月の株価を従属変数、独立変数を①純資産簿価、②純資産簿価と2年間の将来実際利益から測定された株主価値の構成要素、③純資産簿価と2年間のアナリスト予測利益から測定された株主価値の構成要素の3通りとして、個別財務データおよび連結財務データで回帰分析を行った。回帰式と調整済決定係数は以下のとおりである。この結果から井上は、純資産簿価に残余利益情報を追加した方が、株価説明力が向上することを明らかにした。なお、個別データと連結データの調整済決定係数に大きな差が見られなかった。井上が対象とした当時は純粋持株会社の設置が認められておらず<sup>23</sup>、親会社の情報と企業グループの情報に違いを見いだすことが難しかったのかもしれない。

---

<sup>23</sup> わが国では1997年6月の独占禁止法の改正によって純粋持株会社の設置が可能となった。

<個別財務データ>

①個別・純資産簿価モデル

$$P = \alpha + 0.85967 \cdot B_0 + \varepsilon_t \quad \text{adj.}R^2 = 0.7386$$

(42.672)

②個別・実際利益モデル

$$P = \alpha + 0.77570 \cdot B_0 + 0.12969 \cdot Vh_1 + 0.17175 \cdot Vh_2 + \varepsilon_t \quad \text{adj.}R^2 = 0.7954$$

(40.879)      (6.457)      (8.662)

③個別・予測利益モデル

$$P = \alpha + 0.65928 \cdot B_0 + 0.00127 \cdot Vf_1 + 0.34556 \cdot Vf_2 + \varepsilon_t \quad \text{adj.}R^2 = 0.8182$$

(31.986)      (0.033)      (8.402)

<連結財務データ>

①連結・純資産簿価モデル

$$P = \alpha + 0.86378 \cdot B_0 + \varepsilon_t \quad \text{adj.}R^2 = 0.7457$$

(43.471)

②連結・実際利益モデル

$$P = \alpha + 0.79866 \cdot B_0 + 0.17501 \cdot Vh_{1c} + \varepsilon_t \quad \text{adj.}R^2 = 0.7954$$

(39.289)      (8.609)

③連結・予測利益モデル

$$P = \alpha + 0.70604 \cdot B_0 + 0.28775 \cdot Vf_{1c} + \varepsilon_t \quad \text{adj.}R^2 = 0.8034$$

(33.799)      (13.775)

$P$ : 実際株価

$B_0$ : 1株あたり純資産簿価

$Vh_t$ : 個別実際利益による  $t$  期の 1株あたり株主価値の現在価値

$Vf_t$ : 個別予測利益による  $t$  期の 1株あたり株主価値の現在価値

$Vh_{1c}$ : 連結実際利益による  $t$  期の 1株あたり株主価値の現在価値

$Vf_{1c}$ : 連結予測利益による  $t$  期の 1株あたり株主価値の現在価値

## 2. 太田 (2000) の実証

太田は残余利益を用いた株主価値モデルとして  $V_0$ 、 $V_1$ 、 $V_A$ 、 $V_2$ 、 $V_{L1}$ 、 $V_{L2}$ 、 $V_{L3}$  の 7つのモデルを提示し、このうち、日本の証券市場ではどのモデルが株主価値の株価を説明するのに適しているかを検証した。

$V_0$ は純資産簿価モデルであり、株主価値は純資産簿価に等しいと仮定している。つまり、企業の残余利益は 0 となる。 $V_1$ モデルは当期の残余利益が永続すると仮定したモデルである。 $V_A$ モデルと  $V_2$ モデルは残余利益の計算にアナリスト予測利益を使用したモデルであり、 $V_A$ モデルは 1年先、 $V_2$ モデルは 1年先と 2年先のアナリスト予測利益を用いる。ここまでの 4つのモデルは、井上 (1999b) や奥村=吉田 (2000) の手法と相違ない。

$V_{L1}$ 、 $V_{L2}$ 、 $V_{L3}$ の3つのモデルは、Ohlson (1995) や Feltham=Ohlson (1995) によって示された線形情報モデル (Linear Information Model: LIM) を用いて企業の将来残余利益を計算するものである。着眼点は奥村=吉田 (2000) と同様である。

太田の分析期間は1993年～1998年で、674社のデータを使用している。彼は株価を従属変数、7つの株主価値モデルから測定されたそれぞれの株主価値を独立変数とし、各年度について回帰分析を行って株価説明力を検証した。

まず  $V_0$ モデル (純資産簿価モデル) と  $V_1$ モデル (当期純利益モデル) の調整済決定係数の平均値はそれぞれ0.56と0.28であり、純資産簿価モデルの方が当期純利益モデルよりも株価説明力が高い結果となった。これは、純資産簿価モデルより当期利益モデルの方が高い株価説明力を示した井上 (1999b) や青淵 (2003) とは異なる結果である。サンプルやサンプル期間の相違によるものかもしれない。アナリスト予測利益を用いた  $V_{A1}$ モデルと  $V_{A2}$ モデルの調整済決定係数はおよそ0.45と0.60で、2期間のアナリスト予測利益を用いた方が、株価説明力が高い。この結果は井上 (1999b) と同様である。 $V_{L1}$ 、 $V_{L2}$ 、 $V_{L3}$ の決定係数は0.44、0.35、0.43であった。3つのうち  $V_{L2}$ の決定係数が低いのは、超過利益以外の情報は定数で表現されるとした仮説が適切ではないことを意味していると太田は考えている。以上の結果を総合すると、アナリスト予測利益にもとづく株主価値の株価説明力が最も優れていることが示されている。

## 第5節 リサーチ・デザイン

### 1. 株主価値評価モデルと回帰式

第4章以降に展開する実証分析では、同一の残余利益モデルを利用する。それに先立ち、第2章では複数の企業価値評価モデルを概観し、残余利益モデルの優位性について述べた。また、本章の前半では残余利益モデルを用いた実証研究をレビューした。先行研究の結果のすべてが統一的ではないが、概ねDCFモデルや純資産簿価モデルに比べ、残余利益モデルは調整済決定係数が高いこと、残余利益モデルに使用する利益は、実績利益よりもアナリスト予測利益を用いた方が株主価値による株価説明力が高いことが示された。また、先行研究によって異なるが、残余利益モデルによる調整済決定係数は概ね0.5～0.8であることが確認された。

残余利益モデルによる株主価値は、純資産簿価と残余利益の現在価値合計の和で表現される。残余利益は稼得利益が株主の要求する利益を上回る部分である。企業が株主の要求する利益のみを稼得し続けるならば、残余利益はゼロである。この場合の株価説明力は純資産モデルと同一になる。株主の要求する利益を稼得し続けることができなければ残余利益の現在価値合計はマイナスとなり、純資産を食いつぶすことになる。したがって、純資産簿価のみで株主価値を評価する純資産モデルと比べると、残余利益モデルでは残余利益の現在価値合計部分が株主価値を構成する追加情報になると考えられる。

残余利益モデルによる株主価値は、以下の算式にて測定される。

$$V_t = B_{t-1} + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E_t - re \cdot B_{t-1}}{(1 + re)^t}$$

$V_t$ ・・・t 期における株主価値

$B_t$ ・・・t 期における純資産簿価

$E_t$ ・・・t 期における期待利益

$re$ ・・・株主資本コスト

右辺第1項は期首純資産簿価を示し、第2項の分子は期末以降に獲得が期待される利益から株主要求利益を控除した残余利益を意味する。また、右辺第2項の分子の  $E_t$  に  $B_{t-1}/B_{t-1}$  を乗じると、 $E_t \cdot B_{t-1}/B_{t-1} - re \cdot B_{t-1} = (ROE_t - re)B_{t-1}$  となる。 $ROE_t$  は t 期における株主資本利益率、 $re$  は株主期待利子率、すなわち株主資本コストであり、その差額はエクイティ・スプレッドになる。エクイティ・スプレッドが正であれば残余利益が発生し、株主価値は純資産簿価を上回る。反対に、エクイティ・スプレッドが負であれば、当該企業は純資産を毀損する。なお、右辺第2項の分子の残余利益が一定であるならば、等比級数の和の公式に従い、株主価値  $V_t$  は以下の算式にて計算することが可能となる。本研究での実証分析は、すべて残余利益が一定の値で継続するという前提において株主価値の測定を行う。

$$\begin{aligned} V_t &= B_{t-1} + \frac{E_t - re \cdot B_{t-1}}{re} \\ &= B_{t-1} + \frac{(ROE_t - re)B_{t-1}}{re} \end{aligned}$$

株主価値評価モデルで求められるのは企業の本源的価値である。故に1株あたりの株主価値は理論株価と呼ばれる。本研究では、測定された理論株価と実際の株価との回帰により、株主価値の株価説明力を検証する。この手法は先行研究でも頻繁に使用されている。Feltham=Ohlson (1995) や Ohlson (1995) は会計情報以外の情報、すなわち将来利益に影響を与える情報を変数に加えた線形情報モデルについても言及しており、奥村=吉田 (2000) や太田 (2000)、新谷 (2009)、松村 (2011) らは日本企業のサンプルを用いて線形情報モデルでの実証分析を行っているが、本研究では純資産簿価と残余利益で構成される残余利益モデルを用いて分析を行う。

残余利益モデルは理論モデルであるため、分析企業の会計情報を入手したとしても、そのまま使用することはできない。回帰式で計算するにあたって最も困難なことは、将来の残余利益の予測である。無限に続く将来利益の予測は不可能である。前章でも言及したが、

Copeland et.al (1990) は企業価値の測定にあたり、フローを明示的な期間とそれ以降に分け、前者は割引計算を行って価値を算出し、後者は明示できる最後のフローが永続すると仮定した継続価値を合算する手法を紹介している<sup>24</sup>。先行研究でも様々な将来利益が使用され、予測不能期間については継続価値の概念が用いられている。先行研究で用いられた利益は当期純利益（実績利益）、1期先の予測利益、2期先までの予測利益、数期先までの予測利益が大半を占めている<sup>25</sup>。回帰結果が比較的良好であったのは1期先と2期先のアナリスト予測利益を使用したものであった。しかし、予測利益同士の相関は非常に高く、多重共線性により分析結果を歪めてしまう恐れがある。また、2000年代中盤以降、わが国では会計基準の変更（特に資産評価の変更）が相次いでいることや、リーマンショック、度重なる大規模災害に起因する物流の停滞など、将来利益の予測も容易ではない。一方で、第1章でも取り上げたように、経営者による利益調整行動を題材とした研究では、経営者は目標達成や赤字回避などを目的に利益平準化行動を採ることが報告されており、実績利益は将来利益をある程度説明できると思われる。そこで、本研究では将来利益として実績利益を使用し、それが永続するものと仮定する。

分析に用いる回帰式は、以下の式となる。独立変数は1株あたり純資産簿価および1株あたり残余利益の割引現在価値合計であり、従属変数は株価である。

$$P = \alpha + \beta_1 \cdot B/s + \beta_2 \cdot RI/s + \varepsilon$$

$P$  …… 株価

$B/s$  …… 1株あたり純資産簿価

$RI/s$  …… 1株あたり残余利益の割引現在価値合計

$\varepsilon$  …… 誤差項

## 2. 変数の定義

回帰式に用いる従属変数の株価は決算月の株価終値を用いる。今日、企業の会計情報は東京証券取引所の要請により、決算から45日以内に決算短信という形で開示されている。厳密に言えば、正規の手続きを経て発表される企業の決算情報を投資家が入手するには、決算から1カ月以上待たなければならない。しかし、現在は四半期ごとに財務情報が開示されており、また、経営者による売上予想や利益予想が大きく異なることが明らかになったとき、企業はそれを適時開示しなければならない。さらに、決算の約1カ月前から新聞やニュース等で企業の決算予想が流れている。これらを勘案すると、決算月の株価終値には当期の業

<sup>24</sup> T.Copeland, T.Kollere, J.Murrin (1990) , 伊藤訳 (1999) pp.128-129.

<sup>25</sup> 例えば、1期先の予測利益は企業が発信する決算短信などの資料に表示されており、経営者予想利益として実証分析に用いられている。2期先までの利益は東洋経済新報社『会社四季報』に掲載されており、この数値は同社のアナリストによる予測利益である。その他、I/B/E/Sによる4期先までの予測利益を用いた研究もある。

績および次期以降の業績期待が織り込まれている可能性が高い<sup>26</sup>。そこで本研究では、従属変数として決算月の株価終値を用いる。ただし、上場する市場ごとにサンプルを分割して分析を行う第7章の研究では、一部の企業において当該年度の最終取引日における株価終値を使用する。市場取引が活発でない企業では、毎日のように株式の取引が行われているわけではなく、決算月に値がつかないことが考えられるためである。

繰り返しではあるが、残余利益の算定には実績利益を使用する。井上（1999b）や藤井＝山本（1999）、青淵（2003）などでは、実績利益よりもアナリスト予測利益を使用したモデルの方が高い調整済決定係数を示しているが、これらの研究の目的は、株主価値の評価においてどの利益を用いればよいかを探ることにある。これに対し、本研究はサンプルを分割し、どのセグメントの株主価値が株価と関連性が高いかを明らかにすることにあり、目的が異なる。実績利益を使用しても差し支えないといえる。

実績利益は単年度のもののほか、分析対象によっては複数年度の平均値を用いる。一般に利益はキャッシュフローに比べて平準化が行われている傾向にあり、キャッシュフローに比べると年度間の振幅は小さいといわれている。それでも単年度の利益を使用することで何らかの影響があることは否定できない。複数年度の実績利益の平均値を用いることで、たまたま分析対象年度に限って生じた実績利益の異常による影響を排除できると考えられる。

残余利益モデルが成立する前提はクリーンサープラス関係であり、残余利益の算定基礎は税引後利益にある。しかし、今日では一部に時価評価が導入され、有価証券評価差額などの評価・換算差額等が損益計算書を通さずに純資産を変動させることとなった。評価・換算差額等はダーティサープラス調整勘定と呼ばれる。残余利益モデルの成立には、予測されるダーティサープラス調整勘定を組み込まなければならない。しかし、井上（1997）は、ダーティサープラス調整勘定の影響の現在価値がゼロになると予測される場合には無視しても構わないと述べており<sup>27</sup>、本研究においてもダーティサープラス調整勘定は考慮しないこととする。

クリーンサープラス関係に用いられる当期純利益についても言及しておかなければならない。2004年7月、企業会計基準委員会の討議資料である「財務会計の概念フレームワーク」が公表され、企業における利益観が収益・費用アプローチから資産・負債アプローチにシフトして以降、主に資産評価に関する企業会計基準の新設や変更、修正が毎年のように行われた。例えば、2002（平成14）年8月に公表された「固定資産の減損に係る会計基準」により2006年3月期から減損会計が強制適用となったことを受け、減損が生じている企業ではその額を特別損失に計上しなければならなくなった。事業活動で獲得された利益と当期純利益に乖離が生じることになったのである。減損の発生も、確かに企業活動の結果であることに違いないが、偶然に生じた損益（特別損益）を含んだ当期純利益が永續するとなれ

<sup>26</sup> 青淵（2003）では3月期決算企業における同様の回帰分析を行う際、従属変数に3月株価終値（決算月）、5月株価終値（決算短信発表月）、6月株価終値（株主総会開催月）の3種類を用いて検証を行ったが、結果（調整済回帰決定係数）に大きな差異はみられなかったとしている。

<sup>27</sup> 井上（1997）p.73を参照。

ば、分析結果を歪めてしまう可能性がある。そこで本研究では、クリーンサープラス関係からの逸脱とはなるが、2000年代をサンプル期間とする場合など、一部の実証分析では特別損益を度外視し、残余利益の計算に税引後経常利益（米国会計基準や国際財務報告基準を採用する企業はそれぞれの基準による当期純利益）を使用する。税引後経常利益は経常利益に（1－実効税率）を乗じて計算する。

残余利益を割引くための株主資本コストは資本資産価格モデル（CAPM）で推定する。リスクフリーレートは国債の利回りを、市場全体の投資収益率は公益財団法人日本証券経済研究所が提供するデータや、他の類似の研究で用いられている収益率を参考にしている。なお、分析対象期間が景気の低迷や下降傾向の状態にある期間の株式投資収益率は負の値となることがある<sup>28</sup>。しかし、投資家は株価下落を望んで市場に参加するわけではない。株式市場の投資収益率が下落する時期には、投資家の資金は株式以外の投資に振り向けられるだろうが、その投資先や投資収益率は一様でないことが予想される。そこで、分析期間における株式投資収益率が負の場合は、投資収益率を5%として株主資本コストを計算する。マーケットベータは日経 NEEDS-Financial QUEST に収録されている対 TOPIX（60カ月）を使用している。

### 3. 外れ値の処理

サンプルデータが正規分布もしくはそれに近い形状となるとは限らない。例えば、新興市場のジャスダック市場に上場する日本マクドナルドは、同市場に上場する企業の中において企業規模や売上高が突出している。このような企業がサンプルに混在すると、分析結果を歪めてしまう恐れがある。そのようなデータは外れ値または異常値と呼ばれ、分析に先立って取り除く必要がある。

外れ値の処理にはいくつかの方法が存在する。その1つは散布図法（スキッター・チャート法）である。散布図法は、散布図を作成し、サンプル集団からかけ離れている値を目視で発見する方法である。この方法は視覚的に集団の特性を表示することができるのでわかりやすい。しかし、前述の日本マクドナルドのように、明らかに突出している場合は誰もが外れ値として認識できるが、多くの場合、散布図法による外れ値の認識には主観が介入する。それが問題と考えられる。

J.W.Tukeyの方法は、サンプルを四分位に分割し、第1四分位の値と第3四分位の値の差の1.5倍となる値を第1四分位値および第3四分位値の外側にとって境界を設け、その境界値よりさらに外側にあるデータを外れ値として認識する方法である。機械的に処理されるので客観的である。

スミルノフ・グラブス検定では、帰無仮説  $H_0$  : すべてのデータは同じ母集団からのもの

---

<sup>28</sup> 株式投資収益率が負の値となる年があることは、公益財団法人日本証券経済研究所が提供する株式投資収益率のデータでも確認できる。例えば、2012年の長期投資の収益率（第一部、加重平均）は以下の URL より確認できる（2020年8月1日閲覧）。<http://www.jsri.or.jp/publish/returns/2012/hyo2.pdf>



である、対立仮説  $H_1$  : データのうち最大 (最小) のものは外れ値であるという仮説を設定する。そして、最大 (最小) 値と標本平均値の差の絶対値を標本分散の平方根で除して統計数値表から有意点  $t$  を求め、帰無仮説の採否を決定する方法である。この方法では、1回の検定につき1個の外れ値しか検出できない。外れ値が  $n$  個存在するときは、まずは最大 (最小) のものについて検定を行い、それを除いた  $n-1$  個のデータについて同じ手順を繰り返す必要がある。標本数が少ない場合には有効な手段と考えられるが、多くのサンプルでの分析に使用するのには難しい。

薄井(1999)など、企業価値評価に関する論文では、用意されたサンプルの変数の上下1%を取り除く方法が用いられている。この方法は、サンプルは正規分布に従っており、 $\pm 3\sigma$  ( $3\sigma$  区間) の面積が99.7%になることを利用したものである。同一企業の時系列データをそれぞれ1つと数え、複数年にわたるデータを別個のサンプルとして分析を行うような研究では、サンプル数は膨大になる。このような場合はサンプルが正規分布に従っていると仮定できるだろう。しかし、本研究では1つのサンプルをそれぞれに設けた基準にしたがって分割し、各セグメント間の相違を観察することを念頭に置いているため、サンプルの正規性を保証できない。そこで本研究では、対象となるサンプルの変数を用いて回帰分析を行い、残差の標準偏差が $\pm 3\sigma$ を超えたサンプルを外れ値として認識して除外したのち、再度回帰分析を行うという手法を用いる。

## 第4章 無借金経営と価値関連性

### 第1節 はじめに

本章では、財務諸表に示された現金預金と長短借入金の情報に着目する。長短借入金は企業における返済義務であり、返済期日にはキャッシュアウトが発生する。一方で、金融機関等の審査を経ているのも確かである。いわば、資金使途の内容が金融機関に認められた証拠でもある。2000年代中盤以降、金融機関等からの借入を上回る額の現金預金を保有する企業が増え始めた。いわゆる実質無借金経営の企業である。無借金経営であると、資金提供者の一部である債権者からの監督を受けなくてよいから、経営の自由度は増す。一方で、それは資金の有効利用が行われていないことを意味する。企業内に滞留した資金は利益を生まない。経営者による資本政策の詳細な情報が企業外部にもたらされることは考えられず、投資家へ十分に伝わることはない。投資家は手元資金が潤沢な無借金経営の企業（以下、無借金企業という）であるか、それとも有借金経営の企業（以下、有借金企業という）であるかという財務情報を起点にして経営者の資本政策を推測すると考えられる。本章では、有利子負債残高を上回る手元資金額（以下、手元資金超過額という）や借入金残高の多寡でサンプルの分割を行い、それぞれのセグメントで求められた株主価値の株価説明力を比較する。

#### 1. 企業における有利子負債の活用

1991年のバブル崩壊後、わが国の経済は低迷を続け、1994年度以降、実質GDPは増減を繰り返したが、2001年度以降2007年度までは実質GDPが6年連続で増加を続けた<sup>29</sup>。リーマンショックが起こった2008年度とその翌年の2009年度は2期続けて減少となったが、その後は増加に転じ、2012年度には実質GDPが2007年度のレベルにまで回復した。2001年度と2006年度の両年で比較可能な東証第一部上場企業1,770社において、固定資産の取得による支出額合計は、2001年度には5,494億円であったのが2006年度には2兆4,479億円と約4.5倍に成長しており、景気は回復基調にあったといえる<sup>30</sup>。

わが国の企業は、長引く不況の中で負債の圧縮を優先させる財務リストラを進めてきた結果、有利子負債の残高が減少するとともに、手元資金（現金預金＋短期所有の有価証券）の厚みが増した。2004年度の上場企業（金融と新興市場を除く）における純有利子負債の合計額は97兆円であり、直近のピークであった1997年度の128兆円から24%減少した。また、手元資金が有利子負債を上回る実質無借金経営である企業（以下、実質無借金企業と

<sup>29</sup> 実質GDPデータは内閣府ホームページの以下のページを参照した。なお、暦年ベースでは1999年より8年連続で増加している。

[https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data\\_list/kakuhou/files/h29/h29\\_kaku\\_top.html](https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kakuhou/files/h29/h29_kaku_top.html)

<sup>30</sup> 固定資産の取得による支出額は、日経NEEDS-Financial QUESTより取得した。

いう) が全体の3分の1に達している<sup>31</sup>。翌2005年度には、有利子負債が前年度より1%減少する一方、投資有価証券の含み益等の影響により総資産が前年比8%の増加となったことで、総資産に占める有利子負債の割合を示す有利子負債依存度が1991年のバブル崩壊後をはじめて30%を下回り、27.7%となった<sup>32</sup>。

2005年度において純金融資産額(手元流動性－有利子負債)が第1位であったのは、前年度に引き続き武田薬品工業であった(表4-1を参照)。同社の純金融資産額は1年間で3,422億円増加しており、これは第11位のローム(3,500億円)の額に匹敵する。純金融資産額が大きい企業には、武田薬品工業に加えアステラス製薬(第6位)、第一三共(第7位)、エーザイ(第15位)、大正製薬(第20位)といった製薬メーカーが名を連ね、また、松下電器産業(現パナソニック)やキヤノン、任天堂などのハイテク企業が上位に名を連ねている。

表4-1 純金融資産額上位10企業(2005年度)

企業名	純金融資産額	企業名	純金融資産額
1 武田薬品工業	18,510 億円	6 アステラス製薬	6,224 億円
2 松下電器産業	11,312	7 第一三共	4,815
3 キヤノン	9,729	8 ファナック	4,715
4 任天堂	8,763	9 村田製作所	4,304
5 日本たばこ産業	6,830	10 信越化学工業	3,568

(注) 純金融資産額＝手元流動性－有利子負債

[出所] 日本経済新聞 2006年8月25日朝刊

手元資金の厚みが増し、結果として純金融資産額が正の値であるということは、いうまでもなく有利子負債を返済してもなお資金余剰が発生している状態を示している。純金融資産額が正の値になると企業はデフォルトリスクから解放されるため財務安定性が向上し、格付評価の向上にも寄与するが、それは同時に当該純金融資産が有効に活用されていないことを意味する。企業が保有し、活用する資産の中で、金融資産は事業資産に比べて相対的に小さなリターンしか生み出さないのも事実である。企業の主たる目的が企業価値の向上、すなわち将来キャッシュフローの獲得である以上、手元の金融資産は最低限の保有にとどめ、余剰資金はより多くのリターンを生み出す資産に投じるべきであることは論を待たない。例えば、2002年1月に東京スタイルの9.3%の株式を取得し、実質筆頭株主となった村上ファンドは、同社の2002年2月期決算において、総資産のうちの7割超が手元資金で占められているのは有効な投資先が見つけられていないからであると指摘し、自社株売却や株主への利益配分強化による株主還元を訴えた。2002年5月、村上ファンドは8時間に

<sup>31</sup> 日本経済新聞 2005年7月24日朝刊参照。

<sup>32</sup> 日本経済新聞 2006年8月25日朝刊参照。

も及んだ東京スタイルの株主総会にて、手元資金の使途として大幅な増配や自社株買いの株主提案を行ったが、いずれも東京スタイルの経営陣によって否決された<sup>33</sup>。このように、手元資金が厚い、いわゆるキャッシュ・リッチである企業はアクティビストから高配当を要求されたり、潤沢な資金を目当てに買収の対象とされたりする可能性が高い。

## 2. 企業が手元資金の厚みを増す理由

企業は活動を行うために資金を必要とする。上場企業はこれまでの業績や将来の計画に基づいて市場から資金を調達すると同時に、金融機関からも資金を調達する。戦後、わが国の金融システムは銀行を中心とした間接金融依存型のシステムであったが、1990年代半ば以降に起こった規制緩和、金融機関の不祥事、株式市場の整備等により、以前に比べると間接金融の比重は低下した。そのため、企業の調達資本（総資本）に対する有利子負債の割合が低下傾向にあることは当然の成り行きである。

資金の調達手段に関係なく、保有する資産を用いて資金提供者が要求する利子を上回るリターンを生み出すことができれば、企業価値は増大する。手元資金が有利子負債を上回る実質無借金経営の企業でも、手元資金から資本コストを上回るようなリターンを生み出すことができれば、資金提供者（債権者や株主）の価値を毀損することはない。しかし、一般に資本コストは手元資金の運用による収益率より高い。では、なぜ企業は調達した資金を手元においているのだろうか。

経営者が手元資金の拡充を図る1つ目の理由として、M&Aを行うための資金確保があげられる。1990年代終盤から2000年代初頭にかけてM&Aに関する法整備が進められ、加えてそれを支援する投資ファンド等の台頭によって、従来よりも容易にM&Aを行う環境が整った。例えば、先に示した東京スタイルでは、潤沢な現金預金は今後のM&Aの資金に充当する予定である旨のコメントを行っている<sup>34</sup>。その一方で、資金をため込み、財務の健全化を訴えて取引企業との良好な関係の持続を図るのみで、ため込んだ資金を成長分野の開発に使うという意識がなければ、かえって買収の対象にされかねない。東京スタイルの当時の社長である高野義雄氏は、投資ファンドの標的になることを恐れて経営陣による企業買収（Management Buyout, MBO）の研究をしたといわれている<sup>35</sup>。キャッシュ・リッチの状態は、買収企業になるだけでなく被買収企業になる恐れもある。両刃の剣の状態なのである。日経金融新聞が主要アパレル・ファッション系専門の57社を対象に買収の標的になりやすい企業を示すM&Aレシオを算出したところ、潤沢な資金の影響で東京スタイルは第1位と判定された<sup>36</sup>。買収されることを恐れてMBOを検討するのは潤沢な資金を守ろう

<sup>33</sup> 村上ファンドの増配要求は1株あたりの年間配当500円（東京スタイルの提案は1株あたりの年間配当20円）および自社株買い3,400万株（同1,030万株）であった。日本経済新聞2002年5月24日朝刊参照。

<sup>34</sup> 日経金融新聞2004年4月30日参照。

<sup>35</sup> 日本経済新聞2006年8月11日朝刊参照。

<sup>36</sup> 日経金融新聞2006年10月3日参照。

とする経営者の論理であり、株主の期待に応えるものではない。表向きは M&A のための資金であっても、実際には景気等の外部環境の変化に左右されないような経営を行いたいというのが経営者の本音であろう。だが市場では、キャッシュ・リッチの企業が買収案件として浮上し、TOB の標的となって得られるキャピタルゲインに期待する向きがあるのも事実である。

2つ目の理由として、業績回復を知らしめることである。業績不振からの回復を試み、合理化努力とビッグ・バス方式を採用して V 字回復を遂げた日産自動車は、北米での自動車販売が好調であったことを受け、2005 年 3 月期には実質無借金経営となった。実質無借金経営は財務健全化をアピールするには効果的である。しかし、手元資金をその後どのように活用していくかについては、経営者の手腕が試されることになる。

3つ目の理由として、適切な投資先が見当たらないことが考えられる。経済が成熟し、モノで溢れかえる現代においては、リターンを期待できるような投資案件は早々に見つからない。近い将来に起こりうる M&A に対応すべく資金を準備しているということは、現時点では資金使途が明確になっていないことの表れでもある。アクティビストファンドが高配当を要求する背景の 1 つは、投資先が見つからないことによるものであろう。

## 第 2 節 近年におけるわが国企業の資金調達

### 1. 財務リストラを進めたわが国の企業

1991 年のバブル崩壊後、わが国の経済は長期にわたって低迷が続いた。多くの企業では収益の伸長が鈍化し、固定費の負担が重荷となった。経営者は利益を確保するため、種々のリストラに取り組んだ。当時、新聞紙上を賑わすリストラといえば、一般には余剰人員を解雇する人事リストラであったが、それに先立って行われたのが遊休資産の売却や株式持ち合いの解消、固定費の変動費化などの取り組みであった。不況下においては、金融費用の負担もまた企業の業績を左右する因子となる。固定的に発生する金融費用の負担は変わらない。営業経費の削減に努めて営業利益を確保しても、金融費用によって経常赤字に転落する可能性もある。わが国では、投資家や金融機関などの外部利害関係者は経常利益を業績判断のベンチマークとすることが多い。事業リストラによって営業損益を好転させることができて、それを打ち消してしまう金融費用の存在は市場の評価を下げることになる。そのため、企業は事業リストラと並行して膨れあがった有利子負債残高を減少させる財務リストラを進め、バブル景気で肥大化した企業の財務体質を筋肉質のものに変えていった。

図 4-1 は東証第一部上場企業における 2001 年 3 月期から 2018 年 3 月期までの有利子負債額の推移を表したものである<sup>37</sup>。バブル経済の崩壊による不況が底を打ったといわれる 2001 年 3 月期の有利子負債残高は、製造業が約 66 兆円、非製造業が 118 兆円、合計で 184

<sup>37</sup> データは日経 NEEDS-Financial QUEST により取得した。サンプルの中には当該期間中に東証第一部へ上場した企業も含まれている。そのため、各年度のサンプル数は同一ではない。

兆円であった。その残高は年々減少を続け、2005年3月期には製造業が約60兆円、非製造業が101兆円、合計で161兆円となった。12.5%の減少である。1990年代終盤から2000年代初頭にかけて情報通信技術革新（Information and Communication Technology, ICT）が進展し、米国企業など諸外国ではICTに関する分野への投資が積極的に行われていたが、同時期にわが国ではICT関連事業へ投資するための資金調達よりも、長引く不況への対応策である財務体質の改善（財務リストラ）が優先された。その様子が図4-1より確認できる。

有利子負債の減少と手元資金の増加によって企業の財務体質は強固なものとなった。財務リストラを進めた結果、2000年代半ばには、現金預金と短期保有有価証券の合計額である手元資金が有利子負債を上回る実質無借金経営の企業が増加傾向となり、2004年度には上場企業（金融と新興市場を除く）の3分の1が実質無借金経営企業となった<sup>38</sup>。さらに翌2005年度には、上場企業の有利子負債依存度（＝有利子負債／総資産）がバブル崩壊後にはじめて30%を下回り、金利上昇に対する抵抗力が強まっていることが報じられた<sup>39</sup>。

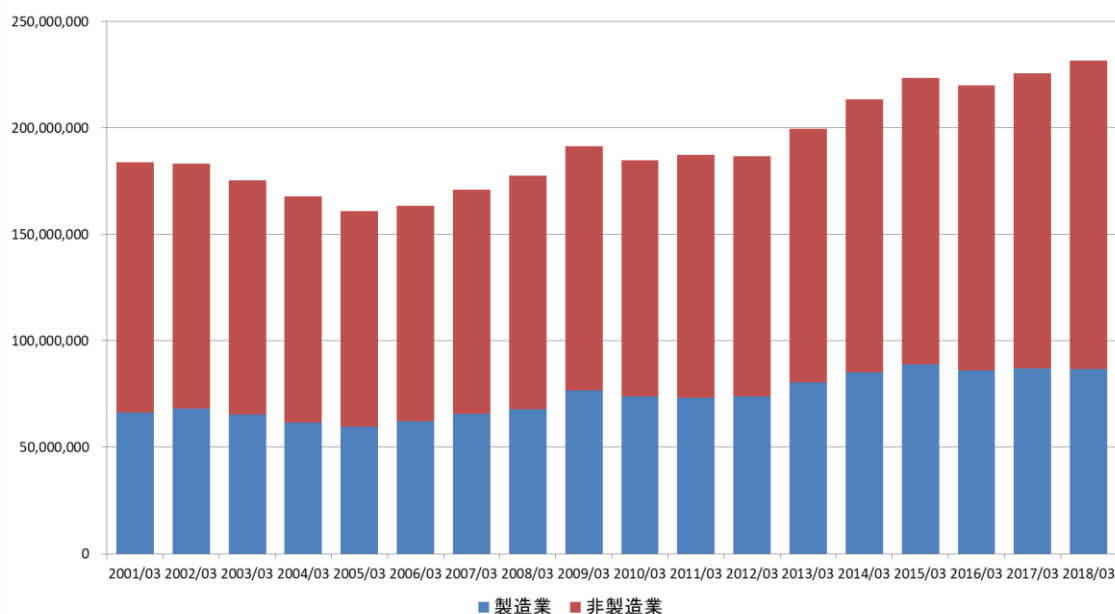


図4-1 有利子負債（総額）の時系列変化

[出所] 日経 NEEDS-Financial QUEST より筆者作成

## 2. 財務安定性の向上が意味するもの

手元資金が有利子負債を上回ることによって企業の財務安定性は向上する。しかし、手元資金から得られるリターンは一般的に低く、資金を有効に活用しているとはいえない。資金

<sup>38</sup> 日本経済新聞 2005年7月24日朝刊参照。

<sup>39</sup> 日本経済新聞 2006年8月25日朝刊参照。

の有効な使途が見あたらないならば、村上ファンドを率いる村上世彰氏やスティールパートナーズなどから出された増配等の株主提案に応じ、余剰資金を投資家へ還元するのも1つの選択肢として検討する必要がある<sup>40</sup>。

経営者は出資者からの期待に応えるため、より多くの将来キャッシュフローを獲得できるようなビジネスを検討し、調達した資金を有効に運用していかなければならない。理論的にはリターンの低い手元資金は最低限の保有にとどめ、余剰となる資金はリターンを生み出す事業に投じるべきと考えられる。資金の有効活用を図っていない企業、すなわち有利子負債を超える額の手元資金を有している実質無借金企業は、手元資金の有効な使途が見つけられない状態にあるものと考えられる。そのような状態にある企業に対する市場の評価は不安定となるといえよう。投資活動の停滞により将来キャッシュフローの獲得に期待が持てないと考える投資家もいれば、キャッシュ・リッチの状態であるためにM&Aの標的となり、投機的な銘柄となって短期的な利殖が期待できると考える投資家もいるだろう。それゆえ、実質無借金企業に対する市場の期待（評価）は様々なものとなって株価に反映されるため、当該企業が有する本源的な価値（株主価値）と株式時価総額（もしくは株価）との間に乖離が生じるものと思われる。

青淵（2008）は東証第一部に上場する製造業の2007年3月期決算企業701社のサンプルを実質無借金企業291社と有借金企業410社に分け、残余利益モデルを用いて測定された株主価値を独立変数、株式時価総額を従属変数として回帰した。サンプル全体（701）の調整済決定係数は0.587、実質無借金企業（291）は0.542、有借金企業（410）は0.317という結果を得た<sup>41</sup>。この結果は、実質無借金企業の株主価値の方が有借金企業の株主価値よりも株価もしくは株式時価総額の説明力を有することを示しており、有借金企業の方が市場での評価にばらつきがあることを物語っている。実質無借金企業に対する市場の評価は様々であり、当該企業の株主価値と株式時価総額には乖離が生じるという考えを否定する結果となった。

### 3. 増加に転じた有利子負債額

東証第一部上場企業では、2005年3月期にかけて有利子負債残高が減少し続けたが、その後は有利子負債残高が増加の傾向に転じている（図4-1参照）。これは、バブル経済崩壊以降に進めてきた財務リストラが一段落し、また、情報化に向けた投資が開始されたことが1つの要因と考えられる。

事業で得た資金を有利子負債の返済に充て、財務体質の強化を図る企業がある一方、大型

<sup>40</sup> 村上世彰氏は2002年1月31日、東京スタイルに対し株主提案権を行使して増配および自社株買いの要求を行った（日本経済新聞2002年2月1日朝刊参照）。また、スティール・パートナーズ・ジャパン・ストラテジック・ファンドは2007年4月26日に因幡電産へ、同年4月27日に江崎グリコへ株主提案による増配を要求している（日本経済新聞2007年4月27日朝刊、日経産業新聞2007年5月2日参照）。

<sup>41</sup> 青淵（2008）の回帰結果では、独立変数のすべてのパラメータは1%水準または5%水準で統計的に有意であることが示されている。

の設備投資や M&A のための資金として借入を行う企業が増加している。日本経済新聞 2008 年 8 月 21 日朝刊には、世界の主要企業のみならず、わが国の上場企業においても 2008 年 3 月期には借入金依存度が上昇する傾向に転じたことが報じられている。例えば、シチズンは 2008 年 1 月に米国腕時計会社のブローバを 288 億円で買収し、10 月には工作機械メーカーで東証第二部上場のミヤノを 60 億円かけて TOB で取得するなど、M&A に多くの資金を投じた。これらの資金には有利子負債が用いられており、2009 年 3 月期には有利子負債が手元資金を上回った。同社では 1987 年 3 月期より実質無借金経営を続けてきたが、それに幕を下ろすこととなったのである。半導体製造装置メーカーのディスコは、運転資金や M&A のための資金として、2009 年 3 月期に 200 億円超の資金を有利子負債で調達した。有利子負債額が手元資金を超過する有借金の状態とはならなかったが、2009 年 3 月期の手元資金超過額は前年度より 126 億円減少して 57 億円となった。2009 年 3 月期は、多くの企業が 2008 年 9 月に経営破綻したリーマン・ブラザーズの影響、いわゆるリーマンショックによって業績が急降下し、経営難に直面した期である。同社でも受注回復の遅れに備え、不況が続いても耐えられるような資金計画を策定する必要に迫られたことから、有利子負債残高が増加したのであった。

資金調達手法の多様化も有利子負債の増加を後押しする。2005 年にはライブドアなどの新興企業で、株価により条件の変わる修正条項付社債 MSCB (Moving Strike Convertible Bond) の発行が相次いだ。また、2007 年 9 月には三菱重工業が 800 億円の国内普通社債 (償還期間 10 年物 600 億円と同 7 年物 200 億円) を、HOYA が 400 億円の国内普通社債 (償還期間 5 年) を発行している。企業は財務リストラによって強固となった財務基盤を生かし、エクイティファイナンスに代わってデットファイナンスを選択するようになった。その背景には ROE など資本効率を意識した経営へのシフトの影響もある。

2005 年 3 月期を境に企業の有利子負債が増加に転じている一方で、上場企業の約 4 割は実質無借金企業であり、うち約 1 割弱は有利子負債が全くない純粋な無借金企業である<sup>42</sup>。実質無借金企業の割合は増加を続けている。2000 年代前半から中盤は総じてどの企業も有利子負債の圧縮を 1 つの目標としていたのに対し、2000 年代中盤以降は有利子負債を活用した投資に対する姿勢が現れ、財務安定性の持続と積極活用の二者に明確に分かれてきたように思われる。

#### 4. 先行研究：青淵 (2010) の研究

青淵 (2008) では、実質無借金企業では手元資金の用途の目的が明確ではなく、有効に活用していないため、実質無借金企業に対する市場の評価はばらつくことから、実質無借金企業と有借金企業の株主価値を比較すると、有借金企業の方が高い株価説明力を有するとの

---

<sup>42</sup> 日本経済新聞 2009 年 6 月 20 日朝刊参照。なお、2009 年 3 月期を対象とした同社の調査 (サンプル数 1,561 社) では、企業が公表する決算短信に有利子負債 (短期・長期借入金、CP、社債) が開示項目として示されていない場合や、合計額が 100 万円未満の場合も無借金企業と定義している。



仮説を設けたが、分析の結果、仮説は棄却された。

青淵（2010）では経営者に対する負債の規律付けの検証を目的としつつ、単年度ベースのサンプルで検証した青淵（2008）の追試として、分析対象年度を拡大した検証を行った。

経営者は調達した資金を用いて有限である資源を獲得し、それを活用してキャッシュフローの実現を目指す立場にある。中には自己保身や企業を私物化する経営者がいないとは限らない。経営者が企業に蓄積された手元資金を自由に使える資金と勘違いしたり、投資先が定まらないままに有利子負債で資金を調達したりすることがないよう、ステークホルダーは経営者に対して規律付けを働かせる必要がある。株式市場は経営者の経営手腕を監視し、株価を通じてその評価を表明する場でもある。経営者の資金運用方針に魅力を感じない投資家は市場を通じて本来の価値より低い評価を当該企業に与えるであろう。理論株価に基づく株主価値と実際の株価による株式時価総額を比較したとき、市場による経営者への規律付けが上手く作用しているか否かが確認できる。

表4-2には、青淵（2010）によって行われた回帰分析の結果が示されている。株主価値の測定には残余利益モデルが用いられている。なお、一般に回帰分析を行う際、従属変数および独立変数には1株あたりに換算された値を利用する。しかし、青淵（2010）は青淵（2008）と同様、従属変数の株式時価総額、独立変数の純資産簿価と残余利益の割引現在価値合計をそれぞれ総資産で除し、総資産1単位あたりに換算して計算している。総資産でデフレートしているのは、規模を除去するためである。

表4-2を見ると、2005年3月期から2008年3月期にかけて、調整済決定係数の向上が確認される。財務リストラが一段落するとともに緩やかながら景気の回復の兆しが見えはじめ、企業における財務戦略の方向性が示されるようになったことから、市場の評価（株価もしくは株式時価総額）が株主価値に収束しつつあるものと解釈できる。2009年3月期の調整済決定係数が一転して前年より低くなったのは、リーマンショックによる株価下落の影響であり、多くの企業が赤字決算となったため、測定された株主価値が平時である他の年度よりも過少となったことがその原因と考えられる。

サンプルを実質無借金企業と有借金企業に分けて分析した結果を見ると、2005年3月期から2008年3月期の4期間では、実質無借金企業の調整済決定係数が有借金企業のそれを上回っていることが確認され、単年度のサンプルで検証を行った青淵（2008）の結果と一致している。すなわち、実質無借金企業と有借金企業で株主価値による株価説明力を比較すると、市場は有借金企業よりも実質無借金企業の価値を正しく評価していることになる。理論的検討とは逆の結果である。青淵はこの結果について、市場は実質無借金企業が有する手元資金超過額を、用途の定まっていない、経営者が自らの満足のために保有している資金として捉えているのではなく、将来の成長に繋がるM&Aのための資金や経営環境の急激な変化にも耐えうるための企業の持続性を保証するための資金と捉えている可能性があると解釈している<sup>43</sup>。一方、有借金企業については、調達資金がもたらす成長への期待という株

<sup>43</sup> 青淵（2010）p.119.

主のポジティブ思考と、金利負担が企業業績に与えるというネガティブ思考の混在が株価説明力の低下を招いた原因と推察している。

表 4-2 青淵 (2010) の実証結果

期	区分	<i>n</i>	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>
2005/03	全 企 業	647	-0.083*** (-3.175)	0.376*** (14.307)	0.064** (2.448)	0.255
	実質無借金企業	257	-0.000 (-0.008)	0.239*** (3.750)	2.519*** (10.168)	0.312
	有 借 金 企 業	390	-0.291*** (-12.008)	0.213*** (7.914)	0.017 (1.136)	0.141
2006/03	全 企 業	647	-0.050** (-2.433)	0.209*** (10.019)	0.295*** (13.778)	0.343
	実質無借金企業	268	0.092* (1.702)	0.096** (2.045)	0.362*** (10.303)	0.293
	有 借 金 企 業	379	-0.162*** (-5.572)	0.146*** (4.597)	0.191 (7.696)	0.164
2007/03	全 企 業	647	-0.042* (-1.727)	0.288*** (11.759)	0.425*** (15.890)	0.414
	実質無借金企業	266	0.090 (1.629)	0.186*** (3.855)	0.517*** (14.518)	0.468
	有 借 金 企 業	381	-0.170*** (-6.021)	0.199*** (6.379)	0.339 (12.082)	0.325
2008/03	全 企 業	647	-0.047** (-2.131)	0.3332 (15.041)	0.573 (24.794)	0.597
	実質無借金企業	272	0.077 (1.308)	0.289*** (5.692)	0.621*** (17.205)	0.542
	有 借 金 企 業	375	-0.175*** (-6.173)	0.261*** (8.253)	0.447 (15.633)	0.458
2009/03	全 企 業	647	-0.059** (-2.359)	0.494*** (18.631)	0.543*** (15.705)	0.470
	実質無借金企業	244	-0.021 (-0.214)	0.679*** (8.084)	0.459*** (8.275)	0.261
	有 借 金 企 業	403	-0.196*** (-6.374)	0.385*** (10.720)	0.306*** (8.778)	0.291

それぞれ上段は係数を、下段は *t* 値を表している。

\*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準、\*は 10%水準で統計的に有意であることを示している。

[出所] 青淵 (2010) p.119

特筆すべきは2009年3月期の結果である。サンプル期間の中で唯一、有借金企業の回帰決定係数が実質無借金企業を上回っている。ただ、2009年3月期はリーマンショックを経験した期であり、市場が混乱していたために株主価値を正しく説明していないものと考えられる。

### 第3節 研究仮説

青淵（2008）は実質無借金企業と有借金企業の市場の評価に関する分析を2007年3月期の単年度ベースで行い、青淵（2010）はそれを有利子負債が増加傾向に転じた以降の5期に拡大して行った。その結果、有利子負債額が増加し、その活用方法に企業で温度差が見られはじめる中、理論に基づいて求められた株主価値による株式時価総額の説明力が向上していることを、調整済決定係数で確認した。しかし、青淵（2008）の課題である有借金企業の株主価値の方が実質無借金企業よりも高い株価説明力を有するとした仮説を支持することはできなかった。

本研究の目的の1つの側面は、青淵（2008）の課題に対する3度目の挑戦である。青淵（2008）や青淵（2010）が分析対象とした期間は、まだ企業の財務リストラが進行中の頃である。むしろ、現在でも財務リストラを進める企業は存在するだろうが、昨今は日本銀行による金融政策等の影響もあって為替相場は円安基調にあり、輸出産業を中心に業績が伸長している。株価は上昇し、有価証券の含み益が増加した。また、AIやIoTへの投資機会も拡張している。青淵（2008）や青淵（2010）が対象とした時期とは企業を取り巻く経済環境が大きく異なっている。

このような環境下において、手元資金を充実させる実質無借金企業と、積極投資に向けて負債を活用する有借金企業を比較すると、投資家は有借金企業の経営行動に関心を持ち、情報収集を行うに違いない。今日の投資が将来のキャッシュフローに繋がるからである。企業もまた、投資家に対する情報の質と量を向上させている。それが経営者と投資家の間に介在する情報の非対称性の緩和につながる。これらの情報に接した投資家は当該企業の価値を適正に評価し、市場に参加するものと思われる。故に実質無借金企業と有借金企業の株主価値における株価説明力を比べると、有借金企業の方が相対的に高いと考えられる。

バブル景気崩壊後の低成長経済を経験したわが国の企業は、負債の圧縮を行い、利払い額を抑えるといった財務リストラを進めることで財務安定性の強化を図ってきた。加えて、種々の規制緩和、産業や社会のデジタル化、ネットワーク化は企業を取り巻く環境変化のスピードを早めており、企業にとっては投資のタイミングを見極めるのが困難となっている。

これまで検討したように、有利子負債を圧縮する一方で手元資金の厚みが増し、実質無借金経営を行っている企業が、調達した資金を有効に活用していないのは明らかである。そのような企業を投資家は如何に評価しているのだろうか。

一般に企業価値は当該企業が将来にわたって稼得が期待されるキャッシュフローの現在

価値合計とされており、それは債権者の出資価値たる負債価値と投資家の出資価値たる株主価値から構成される。一方、投資家による企業の評価は、市場での売買価格、すなわち株価もしくは株式時価総額でなされる。企業が潤沢な手元資金を有しているとの情報を得た投資家は、当該企業の経営者は資金を投資に活かす能力を有していないと判断して退出を検討するかもしれない。この場合、当該企業の株式は市場で供給過多となり、株価が下落して株式時価総額は株主価値を下回ることになる。

反対に、手元資金が配当還元に充当されるかもしれないという期待、もしくはM&Aの対象となって株価が高騰し、キャピタルゲインを得ることができると期待される。いずれにせよ、潤沢な手元資金を有する企業、特に実質無借金経営の状態にある企業（手元資金超過の企業）では、企業の有する本来的な価値（キャッシュ創出能力）とは別のノイズ（投資家の思惑）が混入するため、株主価値の株価説明力は有借金企業に比べて劣るのではないかと思われる。また、その傾向は手元流動性と有利子負債の差が大きいほどノイズの混入が大きくなると思われるので、より顕著に現れるだろう。

残余利益モデルは純資産簿価と将来の残余利益の割引現在価値合計で表される。残余利益は投資家の期待（株主要求額または株主資本コスト額）を上回る利益であり、事業活動を通じて得られるものである。純金融資産が残余利益を生み出すとは考えづらい。故に、実質無借金企業と有借金企業では、株主価値の株価説明力が異なるものと推察する。そこで、以下の研究仮説を提示する。

**仮説：実質無借金企業は有借金企業に比べて手元資金の用途を特定しづらく、情報の非対称性が大きいと考えられることから、実質無借金企業における株主価値の株価説明力は有借金企業に比べて低い。**

## 第4節 実証分析

### 1. サンプル

サンプルは2018年3月期における東証第一部上場の製造業である。日経NEEDS-Financial QUESTにてリストアップされた企業のうち、①3月期決算以外の企業、②株主価値の推定に必要な諸情報（純資産や経常利益など）に欠損値がある企業、③純資産額が負の企業、④決算期変更を行っている企業、⑤2014年3月期～2018年3月期のデータが連続して取得できない企業をサンプルから除外した。その結果、最終サンプル数は695となった。

サンプルを実質無借金企業と有借金企業に区分したところ、2014年3月期から2018年3月期にかけて、実質無借金企業（無借金企業を含む）の割合は増加傾向にあり、50%半ばである（表4-2参照）。青淵（2010）の調査期間である2005年3月期から2009年3月

期はどの期においても概ね4：6の割合で推移していた<sup>44</sup>ことを考えると、製造業における有利子負債の依存度は減少傾向にあることが確認できる。

表4-2 サンプルの内訳 (n:695) (2014年3月期～2018年3月期)

期	2014/03	2015/03	2016/03	2017/03	2018/03
実質無借金企業※	343 (49.4%)	360 (51.8%)	373 (53.7%)	387 (55.7%)	389 (56.0%)
有借金企業	352 (50.6%)	335 (48.2%)	322 (46.3%)	308 (44.3%)	306 (44.0%)

※有利子負債がない無借金企業を含む。

[出所] 日経 NEEDS-Financial QUEST より筆者作成

サンプルのうち、2018年3月期に手元資金超過額が最大の企業はソニーであり、1兆4,178億円に上る。同社は2016年3月期にも手元資金超過額が1兆円を越えた。その他、手元資金超過額の大きい企業はファナック（2014年3月期および2015年3月期は1位）、信越化学工業（2017年3月期は1位、2018年3月期は2位）などである。2008年3月期には手元資金超過額が1兆7,000億円に迫る額であった武田薬品工業は、資本政策の変更により、今日では有借金企業となっている。一方、純有利子負債額（有利子負債から手元資金を控除した額）が最大の企業はトヨタ自動車であり、2018年3月期の額は13兆6,257億円に上る。2006年度以降、その額は約10兆円前後で推移している。トヨタ自動車に続いて日産自動車や本田技研工業が名を連ねるが、純有利子負債額はトヨタ自動車の約2分の1程度である<sup>45</sup>。この傾向は、青淵（2010）で示されたものと相違ない。

本研究が統一して使用する残余利益モデルはいわゆる理論モデルであり、実証分析を行うにあたって多くの研究者が如何にして将来の残余利益を予測するかに苦慮している。Copeland et al. (1990) が示したように、100年先までの利益を予測するのは現実的ではないことはいままでもない。近年は情報化が進んだことにより、企業を取り巻く環境の変化が一瞬にして世界を駆けめぐる。企業のグローバル化の進行もあり、欧米で生じた些細なアクシデントが短期間のうちにわが国の経済や企業に影響を及ぼすことも少なくない。このような環境下において、経営者あるいはアナリストが公表する1年後の予測利益でさえ、どれくらいの精度を有しているかは疑問である。そこで本研究では、客観的かつヒストリカルデータである税引後経常利益が永続するものと仮定して残余利益の算定を行う。2000年代初頭は企業会計基準の改訂作業が頻繁に行われており、会計基準変更の影響は特別損益項目に表示された。そのため、企業の当期業績と当期純利益の関連性が低くなるという点が問題

<sup>44</sup> 青淵（2010）p.118.

<sup>45</sup> 本研究で示した手元資金超過額や有利子負債超過額の順位はサンプル647社の中でのものである。企業規模の除去を行っていないことや3月期決算以外の企業が含まれていない。

視された。しかし、2010年代には大がかりな会計基準の変更は見られない。したがって、2018年3月期を分析対象とする本章の研究では、残余利益モデルの前提であるクリーンサープラス関係を考慮し、残余利益の計算に当期純利益を使用すべきであるが、青淵(2010)との異同を合わせて確認するため、税引後経常利益を使用する。また、税引後経常利益は2018年3月期のみの値(以下、単年度という)と、2014年3月期から2018年3月期における税引後経常利益の単純平均値(以下、5期平均という)を使用する。

株主資本コスト  $re$  はCAPMによって推定する。近年、推定に用いる株式投資収益率をTOPIXなど市場データで計算すると極めて低くなる。投資家による投資対象は株式のみではなく、不動産等、他の投資案件にも振り向けられることはよく知られている。そこで、株式投資収益率は5.0%とした。リスクフリーレートはわが国の10年物長期国債利回りの5年平均値の0.295%を使用する。日本銀行によるいわゆるマイナス金利政策の影響もあり、近年の国債利回りの低さが目につく。

## 2. 基本統計量と回帰式

表4-3にはサンプル( $n:695$ )の基本統計量が示されている。青淵(2010)と同様、単年度ベースでの分析に用いる1株あたり残余利益の割引現在価値合計  $RI/s-1$  と、5期平均の分析に用いる1株あたり残余利益の割引現在価値合計  $RI/s-5$  を比べると、最小値、最大値、平均値、標準偏差ともに、5期平均の方がばらつきは小さい。時系列の数値の平均を用いることで、年度固有に発生する凹凸を平準化できそうである。

表4-3 サンプルの基本統計量 ( $n:695$ )

変数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
$P$	7.80	4,360.00	305.96	373.51
$B/s$	2.84	2,025.28	264.56	231.15
$RI/s-1$	-30,000.53	9,076.86	408.58	1,569.30
$RI/s-5$	-28,046.99	7,464.34	296.48	1,377.28

[出所] 筆者作成

$P$  ……2018年3月末日株価終値

$B/s$  ……1株あたり純資産簿価

$RI/s-1$  ……1株あたり残余利益の割引現在価値合計(単年度)

$RI/s-5$  ……1株あたり残余利益の割引現在価値合計(5期平均)

表4-4は変数間の相関を示したものである。株価と純資産簿価の相関が高いことは、他の研究と同様の結果である。株価と残余利益の割引現在価値合計の相関を見ると、単年度の残余利益の現在価値合計(0.312)よりも5期平均の残余利益の割引現在価値合計(0.230)

の方が低いことがわかる。独立変数間の相関係数は、それぞれ 0.214、0.179 と低く、VIF 値も 1.048、1.033 であることから、変数間に多重共線性の恐れはない。

表 4-4 変数間の相関

変数	<i>P</i>	<i>B</i> / <i>s</i>	<i>RI</i> / <i>s</i> -1	<i>RI</i> / <i>s</i> -5
<i>P</i>	1.000			
<i>B</i> / <i>s</i>	0.666	1.000		
<i>RI</i> / <i>s</i> -1	0.312	0.214	1.000	—
<i>RI</i> / <i>s</i> -5	0.230	0.179	—	1.000

[出所] 筆者作成

本研究で用いる回帰式は以下に示したとおりである。独立変数は純資産簿価と税引後経常利益を用いて算定した残余利益の現在価値合計（単年度および5期平均）、従属変数は2018年3月末日の株価終値である。なお、変数は平均0、標準偏差1となるように標準化している。

$$P = \alpha + \beta_1 B_t/s + \beta_2 \frac{RI_t/s}{re} + \varepsilon$$

*P* ……2018年3月株価終値

*B*<sub>*t*</sub>/*s* ……1株あたり純資産簿価

*E*<sub>*t*</sub>/*s* ……1株あたり税引後経常利益

*RI*<sub>*t*</sub>/*s* = (*E*<sub>*t*</sub>/*s* - *re* · *B*<sub>*t*</sub>/*s*) ……1株あたり残余利益

$\varepsilon$  ……誤差項

## 第5節 分析結果と解釈

### 1. サンプル全体の結果と解釈

表4-5には、回帰分析の結果が示されている。同表の上段には2018年3月期の税引後経常利益を用いて求められた残余利益の割引現在価値合計による株主価値の測定結果が、下段には2018年3月期を含む5期分の税引後経常利益の単純平均値を用いた残余利益の割引現在価値合計による株主価値の測定結果が示されている。

サンプル全体、実質無借金企業、有借金企業に分けてそれぞれ回帰を行った結果を比較すると、調整済決定係数は0.5~0.7の範囲にあり、残余利益モデルを用いた先行研究と整合的である。一部の係数を除き、各係数の信頼度を表すt値も良好であり、1%水準で統計的に有意である。また、単年度と5期平均の調整済決定係数に大きな違いは見られない。ただ、単年度の結果の方が、僅かではあるが株主価値の株価説明力が高い傾向にあるのは興味深

い。5期平均を用いるのは、単年度データによる当該年度の異常性を排除する目的によるものであり、本来ならば5期平均値の調整済決定係数の方が高いと思われる。本研究の平均期間は2013年3月期から2018年3月期までである。この時期は2012年12月26日の政権交代後、日本銀行による金融緩和政策の発動を受けて企業業績の回復が見られた時期である。しかし、2013年3月期や2014年3月期の業績は回復途上にあり、金融緩和政策の効果が業績に反映されておらず、5期平均値に影響を及ぼしたのではないかと考えられる。

表4-5 実質無借金企業と有借金企業による回帰結果の比較

期	区分	<i>n</i>	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>		
2018/03 単年度	全 企 業	695	-0.065***	0.465***	0.222***	0.545		
			(-4.015)	(24.532)	(8.220)			
				—	0.653	0.219		
	実質無借金企業	389	0.008	0.543***	0.182***	0.547		
			(0.362)	(19.832)	(4.568)			
				—	0.696	0.160		
有 借 金 企 業	306	-0.158***	0.355***	0.379***	0.659			
		(-8.529)	(16.274)	(10.957)				
			—	0.586	0.394			
2018/03 5期平均	全 企 業	695	-0.067***	0.474***	0.198***	0.532		
			(-4.048)	(24.797)	(6.932)			
				—	0.666	0.186		
	実質無借金企業	389	0.010	0.566***	0.000	0.521		
			(0.419)	(20.338)	(0.012)			
				—	0.723	0.000		
有 借 金 企 業	306	-0.156	0.369***	0.385***	0.643			
		(-8.206)	(16.729)	(10.037)				
			—	0.609	0.365			

上段は係数を、中段はt値を、下段は標準偏回帰係数を表している。

\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを示す。

[出所] 筆者作成

独立変数の影響度を示す標準偏回帰係数を観察すると、全企業の単年度では純資産簿価( $\beta_1$ )が0.653であるのに対し、残余利益の割引現在価値合計( $\beta_2$ )が0.219となっており、純資産簿価の値が大きい。全企業の5期平均でもそれぞれ0.666、0.186と同様の傾向にある。つまり、2つの変数のうち純資産簿価が結果に影響を与えていることが確認できる。

ところが、サンプルを実質無借金企業と有借金企業に分類した結果では異なる。実質無借



金企業の単年度では純資産簿価の標準偏回帰係数が 0.696、割引残余利益総計が 0.160 であり、全企業と比較すると純資産簿価の影響が少し大きくなる。これに対し有借金企業は 0.586 と 0.394 であり、残余利益の割引現在価値合計の効き具合が増大する。その傾向は 5 期平均も同様である。この結果は、実質無借金企業への投資家の関心は純資産簿価に、有借金企業への投資家の関心は純資産簿価と残余利益にあることを示している。企業は事業への投資によって利益を稼得する。有借金企業は事業環境の中から投資機会を見つけ、有利子負債によるレバレッジを効かせながら利益の獲得を目指す。投資家は、負債の利用は当該企業の将来の利益獲得に貢献すると考えているものと思われる。調整済決定係数は有借金企業の方が相対的に高く、本章の研究と同様の仮説を設けた青淵 (2010) の結果とは異なり、理論的な検討の結果を裏付けるものとなった。

## 2. サンプルのセグメントと解釈

続いて、実質無借金企業と有借金企業のサンプルをそれぞれ 2 つに分け、計 4 つのセグメントで観察を行う。手元資金超過額や借入金残高と手元資金の差 (以下借入金超過額という) の大きさによって投資家の判断が異なる可能性が考えられる。手元資金超過額が多い企業や借入金超過額が少ない企業は財務安定性が高い。昨今の米中貿易摩擦に代表されるように、外部環境の変化によって業績に影響を及ぼすことが懸念されるが、実質無借金企業や有借金が少ない企業はデフォルトリスクが小さい。投資家はそのリスクから解放されるため、事業活動を中心に当該企業の将来を占うことになる。手元資金超過額が多い企業における手元資金の活用方法を外部関係者である投資家が判断することは難しい。経営者は投資家に向けてさまざまな情報提供を行っているが、各種情報の中から経営者が考える手元資金の活用方法を発見することは困難である。資金使途は企業の方向性を示すものである。M&A を企図しているために多額の資金を有しているという情報が事前に外部に流出すると、企業の戦略に影響を与える。故に、投資家は、手元資金超過額が多い企業の手元資金は将来のキャッシュフローを生み出す準備として存在するのか、もしくは投資先が見つからずに手元にあるのかの区別をつけることができず、その判断を鈍らせることになる。これに対して有借金が多い企業はどうであろうか。企業が金融機関等からの融資を受ける場合は資金使途が明確であり、その情報は投資家にも伝わる。多額の有利子負債が計上されていたとしても、目的が明確であるから、投資家はその情報をもとに当該企業の将来を占うことができる。本研究のサンプルを分割し、分析を行うことで、研究仮説の結果をさらに強固なものにできるものと期待される。

表 4-6 には、サンプルを 4 つのセグメントに分け、それぞれ回帰を行った結果が示されている。表 4-5 と同様、表の上部は残余利益の計算に単年度の税引後経常利益を使用したもの、下部は 5 期平均の税引後経常利益を使用したものとなっている。

サンプルは第 1 区分から第 4 区分までの 4 つである。第 1 区分は手元資金超過額が多いグループ、第 2 区分は少ないグループである。実質無借金企業のサンプル 395 を、手元資

金超過額の多い順に2つに分けている。第3区分は借入金超過額が少ないグループ、第4区分は多いグループである。有借金企業のサンプル306を額の少ない順に並べて分けている。第2区分の最後尾付近と第3区分の先頭周辺に位置する企業は、手元資金と有利子負債の額がほぼ等しい企業である。

回帰分析の結果、調整済決定係数は0.5~0.7の間にあり、セグメントしたサンプルでの分析結果も、多くの先行研究が示す分析結果に近似している。また、単年度と5期平均を比較すると、1つの区分を除いて単年度の方が大きく、株価説明力が高い。5期平均よりも単年度の方が、株価説明力が高い傾向にあるのは、サンプルを全企業、実質無借金企業、有借金企業に大括りした場合と同じである。

分析結果を詳細に観察すると、1つの特徴を見いだすことができる。それは第1区分(手元資金超過額大)の調整済決定係数が他の区分に比べて相対的に低いことである。上述のとおり、第1区分は実質無借金の状態が大きい企業群である。投資家は資金保有の目的を十分に理解できず、企業の本源的価値である株主価値と、市場で取引される株価の間に乖離が生じているのだろう。

調整済決定係数が相対的に低いだけでなく、回帰結果の信頼性も低い。第1区分(手元資金超過額大)では、単年度も5期平均も、独立変数 $\beta_2$ (残余利益の割引現在価値合計)の係数の符号が負となっている。回帰式を単純に読めば、将来の残余利益が減少すると、すなわち企業が将来にわたって稼得する利益が投資家の期待する利益を下回ると、株価が上昇することを意味している。このような投資家の行動を想定することには無理がある。独立変数の係数の符号に加えて、この項の結果は統計的に有意ではない。独立変数 $\beta_1$ (純資産簿価)の標準偏回帰係数(単年度:0.736、5期平均:0.734)によって寄与度が高く示されているにすぎないものと考えられる。

以上の結果により、「実質無借金企業は有借金企業に比べて手元資金の用途を特定しづらく、情報の非対称性が大きいと考えられることから、実質無借金企業における株主価値の株価説明力は有借金企業に比べて低い。」とした本章の研究仮説は支持されたと考えられる。

表 4-6 セグメント別の回帰結果

期	区分	<i>n</i>	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>
2018/03 単年度	第 1 区分 (手元資金超過額大)	195	-0.139*** (3.734)	0.631*** (14.662)	-0.009 (-0.372)	0.533
			—	0.734	-0.019	
	第 2 区分 (手元資金超過額小)	194	-0.156*** (-8.181)	0.403*** (16.957)	0.365*** (7.909)	0.685
			—	0.705	0.329	
	第 3 区分 (借入金超過額小)	153	-0.236*** (-11.702)	0.308*** (12.239)	0.284*** (9.200)	0.685
			—	0.588	0.442	
	第 4 区分 (借入金超過額大)	153	-0.102*** (-3.370)	0.385*** (11.357)	0.403*** (6.982)	0.657
			—	0.592	0.364	
2018/03 5 期平均	第 1 区分 (手元資金超過額大)	195	0.139*** (3.740)	0.632*** (14.704)	-0.019 (-0.797)	0.534
			—	0.736	-0.040	
	第 2 区分 (手元資金超過額小)	194	-0.154*** (-7.242)	0.427*** (16.294)	0.139*** (3.573)	0.606
			—	0.748	0.164	
	第 3 区分 (借入金超過額小)	153	-0.231*** (-10.965)	0.341*** (13.209)	0.126*** (4.197)	0.592
			—	0.702	0.223	
	第 4 区分 (借入金超過額大)	153	-0.099*** (-3.232)	0.396*** (11.779)	0.420*** (4.755)	0.588
			—	0.647	0.261	

上段は係数を、中段は *t* 値を、下段は標準偏回帰係数を表している。

\*\*\*は 1%水準で統計的に有意であることを示す。

[出所] 筆者作成

## 第 6 節 小括

本章の研究は、企業の資金に対する意識に焦点を当てたものである。リサーチクエスションは 10 年以上前に生起していた。すなわち、手元資金が豊富な無借金企業や実質無借金企業の資金使途は不明確である。表面的には財務体質改善や急激な環境変化への対応、M&A に向けた資金確保など様々な理由は聞かれる。真相は経営者のみが知っているが、実態は投

資先が見当たらないだけかもしれない。それに対し、有借金企業の資金使途は明確である。設備投資など大型案件を進める際、エクイティファイナンスであろうとデットファイナンスであろうと、企業は使途を明確にして資金を調達するためである。実質無借金企業と有借金企業を比較した場合、資金使途に関する情報の非対称性は、有借金企業の方が小さい。故に投資家は当該企業の株主価値を適正に把握し、市場で取引を行う。一方、実質無借金企業では、投資家は資金使途と将来利益の関係について様々に思いをめぐらせる。よって、そのような企業の株主価値評価にはばらつきが生じ、株価は株主価値を適正に表示しない可能性がある。株主価値と株価における価値関連性は、有借金企業の方が高いと考えられるのである。

いうまでもなく、企業の経営計画は外部環境とともに変化する。景気低迷時には有利子負債コストが企業業績に重くのしかかる。手元に余剰資金があれば、新たな投資に振り向けるより、まずは有利子負債の返済に使用するだろう。景気拡大期や新たな投資先が豊富に見つかるときは、事業における内部利益率と有利子負債コストを比較して、融資を受けるか否かを考える。理論上は正しい仮説であっても、環境によっては実証結果がそのとおりになるとは限らない。青淵（2008）および青淵（2010）では、実質無借金企業の方が有借金企業より高い株価説明力を有するという結果となったのは、上述のような企業内外の環境が影響していた可能性がある。

本章は、筆者にとって十年来にわたって課題となっていた仮説を検証したものである。投資家が企業評価を行う際に用いるのが情報である。適正な評価は企業情報の質と量にかかっている。先行研究において、残余利益モデルで測定された株主価値は、概ね高い株価説明力を示してきた。その要因の1つとして純資産簿価が挙げられる。残余利益モデルは、DDMとクリーンサープラス関係から導出されたモデルであるが、計算式は純資産簿価と将来の残余利益の割引現在価値合計との和で構成される。純資産簿価である程度の株主価値が説明されてしまうのである。

本章における研究の結果、サンプルの中でも手元資金超過額が多いグループの回帰結果は、他のグループの結果と比べて不安定なものであった。これは、投資家による見方が多様であることが原因と思われる。手元資金超過額が多いことをポジティブに考える投資家は財務面での安全性や今後の投資の迅速性を評価しており、逆にネガティブに捉える投資家は投資に消極的であることや投資効率の悪さを評価していると考えられる。サンプルを一定の基準によって分割した場合、残余利益モデルで測定された株主価値であったとしても不安定な結果となるセグメントが存在することが確認されたのである。

## 第5章 繰延税金資産および繰延税金負債と株主価値

### 第1節 はじめに

企業の活動を貨幣単位で表現し、集計したものが財務諸表である。企業の利害関係者は、財務諸表に示された数値を参考にして企業との取引を判断する。故に、財務諸表には経営者と利害関係者との間にある情報の非対称性に起因するモラルハザードを事後的に緩和する機能を有している。経営者は財務諸表の作成と公表により、ステークホルダーに対する説明責任から解除される。このような機能に加え、今日では投資家の投資行動に有用であるための情報、すなわち投資家に対する意思決定支援の機能が財務報告に求められている。

投資家が企業に期待するものは将来における収益の獲得である。つまり、投資家は企業の過去の業績を投資判断に用いるのではなく、将来の収益獲得能力の有無を判断材料にしている。財務諸表の数値が将来の収益獲得を暗示しているならば、その情報は有用性が高いといえる。

1990年代半ば以降、わが国においても会計情報の有用性に関する実証研究が盛んに行われるようになり、株価と会計情報の関連性についての研究が数多く蓄積されている。また、1990年代後半以降に始まった会計ビッグバンにより会計基準の新たな導入や変更が相次いで行われ、それに呼応するように、価値関連性の実証研究が展開された。例えば、キャッシュフロー情報の有用性に関する研究は、その代表的な例であるといえよう。

2000年3月期より導入された税効果会計も、新たに導入された企業会計制度である。企業会計の目的は企業活動から生じる利益の算定であり、その利益は発生主義の概念によって認識・測定された取引の記録・集計と、保守的な経理処理によって求められる。しかし、目的を異にする税務会計の所得と同一の結果にはならない。企業会計では費用として認識される項目が、税法では損金として認められない場合がある。これらは課税所得の計算において損金不算入として認識される。税引前利益と課税所得が一致しないのである。

損益計算書は企業会計基準をはじめとする諸規則のルールにしたがって作成される。しかし、税効果会計導入前の会計制度では、税引前利益から控除される法人税等の額は、税務会計に則って計算され、損益計算書へ引き渡されていた。すなわち、損益計算書は売上高から税引前利益までは企業会計制度で作成され、そこに税務会計制度で計算された法人税等が記載されて税引後利益である当期純利益が示されていたのである。企業活動の結果である税引前利益に法人税等の実効税率を乗じても法人税等の額にならず、最終利益である当期純利益を税引前利益で説明することができなかった。1つの計算書類である損益計算書に、不連続が存在していたのである。

税効果会計導入後ではあるが、税引前利益と当期純利益が不連続である例を紹介しよう。パナソニックの2017年度第2四半期の有価証券報告書(IFRS基準)には、連結売上高が

対前年同期比 9%増、連結営業利益は 10%増、税引前利益は 8%増、最終利益である親会社に帰属する四半期純利益は 11%減であることが記されている<sup>46</sup>。売上の増加が営業利益や税引前利益の増加に寄与していることは想像に難くない。しかし、業績が向上しているにもかかわらず親会社に帰属する四半期純利益は減少しており、税引前利益と当期純利益は不連続で関係性がない。このような事態に陥ったのは繰延税金資産の影響である。パナソニックの有価証券報告書によると、親会社に帰属する四半期純利益が対前年比で減少したのは、繰延税金資産を取り崩した影響であると記されており、繰延税金資産が税引前利益と当期純利益の不連続性を説明している。

税引前利益と法人税等、当期純利益の不連続を解消するために導入されたのが税効果会計である。企業会計の税引前利益から導出される法人税等の額と、税務会計によって計算された法人税等の額の差額を法人税等調整額として計上し、損益計算書の不連続を是正する。法人税等の額の調整は、税の期間配分としての機能を有する。例えば、企業が税法の認める範囲の損金を超過して費用を計上したとき、利益が課税所得より過少に計算されるため、その差額に相当する税を負担することになる。例えば、取得した固定資産の経済的命数を法定耐用年数より短く見積もると、減価償却費は法人税法で定められた額を上回るため、企業は減価償却費の超過分に相当する法人税を負担するいわゆる有税償却を実施する。しかし、その超過分は時の経過とともに解消される。解消までの間、企業は法人税を前払いしていることになり、その額が繰延税金資産として計上される。このように企業会計と税務会計との一時差異は、法人税等調整額と繰延税金資産もしくは繰延税金負債にて表示されるのである。

投資家は 1 株あたり利益 (earnings per share, EPS) や株価収益率 (price earnings ratio, PER) などの経営指標を用いて投資判断を行うとされている。当期純利益は株主に帰属するものであり、配当原資でもある。税効果会計の導入によって、確かに損益計算書における税引前利益と当期純利益の不連続性は解消された。しかし、パナソニックの例でも明らかなように、投資家が注目する当期純利益は税効果会計適用後の結果である。では、投資家は当期純利益の直前に設けられている法人税等調整額や、法人税等調整額の相手勘定科目となる繰延税金資産および繰延税金負債を、投資に関する情報としてどのように捉えているだろうか。繰延税金資産や繰延税金負債として計上された値は、投資家による投資意思決定に有用なのであろうか。本章の研究は、このような疑問を出発点としている。そこで、本研究では東証第一部上場の製造業を対象とし、繰延税金の多寡をもとに株主価値と株価との価値関連性に関する実証分析を展開する。すなわち、繰延税金資産もしくは繰延税金負債の多寡が株主価値の株価説明力と関連性を有しているか否かを明らかにすることを目的とする。

## 第 2 節 税効果会計と繰延税金資産／繰延税金負債

1998 年 10 月 30 日、企業会計審議会より税効果会計にかかる会計基準の設定に関する意

<sup>46</sup> パナソニック 2017 年度 (第 111 期) 第 2 四半期有価証券報告書 p.5 参照。

見書が公表された。その目的は、企業会計上の収益または費用と、課税所得計算上の益金または損金の認識時点の相違等によって生じる法人税等のずれを適切に期間配分し、税引前利益と法人税等を合理的に対応させることにある。税効果会計は2000年3月期決算より導入された。従前の会計処理では、損益計算書は売上高から税引前利益までは企業会計のルールにしたがって記帳されるが、法人税等（法人税、法人住民税及び法人事業税）は課税所得計算によるものが示され、それが税引前利益から控除されて当期純利益が表示された。企業会計上では収益または費用と認識されても、それらの全てが課税所得計算上の益金または損金にならない。前年度と当年度の税引前利益が同額であったとしても法人税、法人住民税及び法人事業税が同額になるとは限らず、当期純利益は異なる結果になることもある。税引前利益と当期純利益に関係性がなく、損益計算書に不連続の部分が生じていた。

税効果会計を適用すると、企業会計上の収益や費用と課税所得計算上の益金または損金の差額である一時差異が法人税等調整額として損益計算書に計上されることになり、税引前利益と当期純利益の差額が法人税等および法人税等調整額で説明される。また、法人税等調整額は繰延税金資産や繰延税金負債として貸借対照表に計上される。繰延税金資産は将来の法人税等の支払いを減額する効果あるいは回収可能性を有するので法人税等の前払いに、また、繰延税金負債は将来の法人税等の支払いを増額する効果を有するので法人税等の後払いに相当する。

企業会計上の資産および負債と、課税所得計算上の資産および負債の差額である一時差異は、以下に掲げる6つに要因によって発生する。

- ①収益や費用の帰属年度が相違する場合
- ②資産の評価替えにより生じた評価差額が直接資本の部に計上され、かつ、課税所得の計算に含まれていない場合
- ③資本連結に際し、子会社の資産および負債の時価評価により評価差額が生じた場合
- ④連結会社相互間の取引から生じる未実現損益を消去した場合
- ⑤連結会社相互間の債権と債務の相殺消去により貸倒引当金を減額修正した場合
- ⑥将来の課税所得と相殺可能な繰越欠損金等が生じている場合

①は、引当金の過大な見積もりや償却対象資産の加速度償却を実施した際などに発生する。②は土地やその他の有価証券を時価評価した際の評価差額である<sup>47</sup>。③～⑤は親会社と子会社の連結に際して発生する項目である。⑥は厳密には一時差異と異なるが、税効果会計に係る会計基準では繰越欠損金を一定期間内に限って一時差異と同等の扱いを行うものとしている。

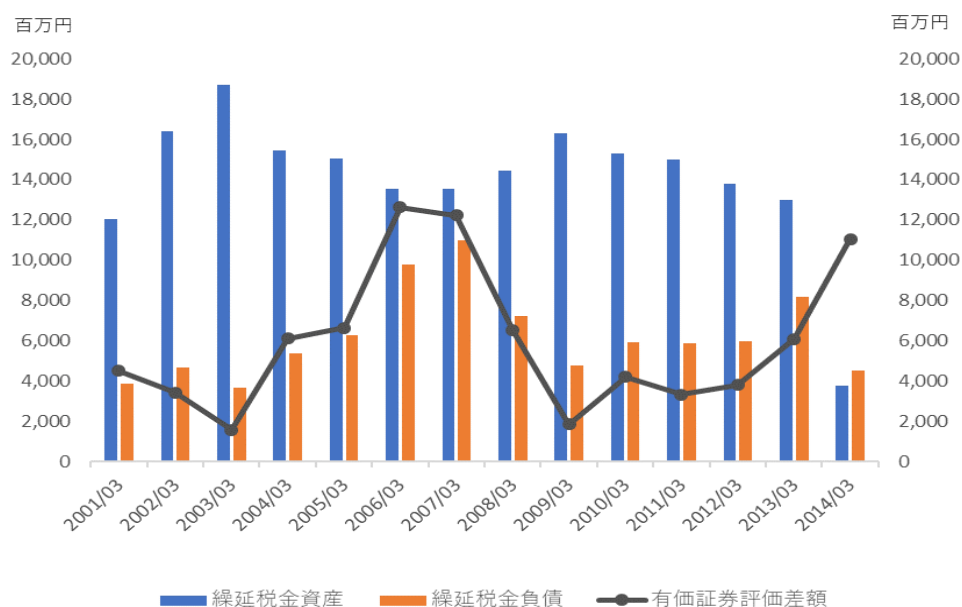
法人税の課税標準は確定した決算に基づいて計算するという、いわゆる確定決算主義を採用している。企業は自らの活動において適切と思われる記帳処理や見積計算を行って当

---

<sup>47</sup> 土地の再評価は、金融の円滑に資すること等を目的として制定された「土地の再評価に関する法律」に基づき、大会社等の一定の会社が事業用土地について時価による評価を行うものである。この再評価は、当該法律の施行日（平成10年3月31日）から施行日後4年を経過する日までの期間の決算期において1回のみ認められていた（現在では事業用土地の再評価は行えない）。

期純利益を確定し、その利益を起点として益金や損金の算入・不算入の計算を行って課税標準を算定する。これにより①の収益や費用の帰属年度が異なることに起因する一時差異が発生する。その額は多額に上ることもある。益金や損金の算入・不算入の計算が多くなると計算作業が増加することから、企業は法人税法の基準を企業会計に用いることがある。例えば、経済的命数が4年、法定耐用年数が6年の固定資産を取得したとしよう。企業会計では減価償却期間を4年として計算すべきであるが、課税標準を計算する際の損金不算入の計算手続きを簡略化するため、法定耐用年数である6年を用いて減価償却計算を行うのである。これは税務会計の逆基準性と言われ、企業会計が税法の制約を受け、税法が規定する範囲内で収益や費用を計上することを意味している。このような処理手続きは日常的に行われているものと思われる。③～⑤は親会社と子会社の連結に関わる事項である。ソニーや日立製作所のように、1,000社を超える子会社を擁している企業では、繰延税金資産や繰延税金負債は多額に上るとと思われる。東証上場企業（マザーズを除く）の約半数は連結子会社数が1社～10社<sup>48</sup>であるが、連結子会社数が少なくても業績不振の子会社株式評価損などで多額の繰延税金資産が生じることもある。ただし、④や⑤によって多額の繰延税金資産や繰延税金負債が発生するとは考えにくい。よって、繰延税金資産や繰延税金負債は①の期間帰属、②や③の時価評価と、⑥の繰越欠損金が主な原因となって計上されていると考えられる。

図5-1 繰延税金資産／負債および有価証券評価差額の変化



〔出所〕日経 NEEDS-Financial QUEST より筆者作成

図5-1<sup>49</sup>は、東証第一部上場の一般事業会社のうち、2001年3月期から2014年3月

<sup>48</sup> 青木編著（2016），p.427-428を参照。

<sup>49</sup> 図5-1の各年度のデータは、章末に付表5-1として示している。



期まで14期連続して繰延税金資産、繰延税金負債、有価証券評価差額および総資産の各データが取得可能であった3月期決算企業898社の単純平均値を表したものである。

繰延税金資産の額は概ね100億円台前半から中盤で推移しており、その額は繰延税金負債の額の2～4倍程度である。また、総資産に対する繰延税金資産の割合は数パーセント程度である。図5-1の折れ線グラフは貸借対照表に示された有価証券評価差額の平均値であり、期間中の値はすべて正であった。バブル崩壊による株安の影響が残っていた2000年代前半には評価益が少なかったことや、リーマンショックにより2009年3月期の有価証券評価差額が前年度から大きく落ち込んでいることが確認できる。2013年3月期および2014年3月期の有価証券評価差額が上昇に転じているのは、日本銀行の金融緩和策による株価上昇の結果であろう。2014年3月期の繰延税金資産および繰延税金負債の額が減少しているのは、法人税の実効税率の変更（税率引下げ）が影響しているものと思われる。

図5-1からもわかるように、繰延税金負債の額と有価証券評価差額のトレンドは類似している。法人税等の実効税率を $t$ とすると、有価証券評価益（評価損）に $1-t$ を乗じた額（法人税等を控除した額）が有価証券評価差額として純資産の部に計上され、一方で有価証券評価益（評価損）に $t$ を乗じた額が繰延税金負債（繰延税金資産）として計上される。有価証券評価差額と繰延税金負債の相関係数は0.709であり、強い相関が認められる。よって、繰延税金負債の多くは有価証券の評価から生じているものと想定される。

### 第3節 研究仮説

企業における費用計上は発生主義を原則としている。一方で、当期の費用として確定していないものの、次期以降に発生する費用が当期に起因すると予想されるものについてはその額を見積もり、当期の費用として計上するとともにそれを負債性引当金として負債に計上することができる。一般に企業会計ではこのような保守的な経理処理が行われる。しかし、それら費用の見積もりには多くの恣意性の混入が予想されることから、法人税法では負債性引当金の繰入額を損金として認めていない。法人税法では実際に費用が発生した期に損金として認識するのである。企業会計と税務会計のずれである一時差異は期間の経過によって解消される<sup>50</sup>。このような負債性引当金の繰入額に加え、法人税法が規定する額以上の引当計上を行った貸倒引当金繰入額や、法定耐用年数未満の年数で実施される減価償却費の超過額は課税対象になるとともに、繰延税金資産として資産計上される。いわば、繰延税金資産は経営者による保守的な経理処理の度合いを示すものといえる。投資家はリターンを求めて企業に投資を行うが、許容できるリスクには限界はある。彼らは様々な手法や情報を用いてリスクの調整を図っている。そこで、繰延税金資産の多寡を切り口として企業を分割し、各セグメント間での株価説明力を比較することで、経営者による保守的な経理処理の

<sup>50</sup> 期間の経過によりずれが解消されるのは将来減算一時差異のみで、永久差異は費用と損金のずれは解消されない。

多寡を投資家がどのように読み取っているかを確認する。セグメント間での相違が確認できれば、繰延税金資産の多寡が経営者と投資家の間に介在する情報の非対称性の程度の相違を示すツールであると考えられるのである。そこで、以下の研究仮説 1 を設定する。

**仮説 1：繰延税金資産額が多い企業は保守的な経理処理を行っているというメッセージを投資家に提供しており、繰延税金資産額が少ない企業に比べて株主価値の株価説明力が高い。**

繰延税金負債は、積立金方式による租税特別措置法上の諸準備金や、資産または負債の評価替えにより生じた評価差益等が原因で発生する法人税の後払い分である。第 2 節で示した図 5-1 で見られるように、繰延税金負債の平均値の推移と有価証券評価差額の平均値の推移は類似している。個別具体的には有価証券評価損を計上している企業もあるだろうが、有価証券評価損は有価証券評価益と相殺されるため、有価証券評価差額の平均値はすべて正の値、すなわち有価証券評価益を示している。したがって、繰延税金負債の多くは有価証券評価差額から生じるものと考えられる。繰延税金負債は未実現収益にかかる法人税等の後払い額を表示している。故に繰延税金負債の大きさは将来の期待収益を暗示する情報である。しかし、この収益は確定したわけではない。リスクテイクを好む投資家も存在するが、多くの投資家は過度のリスクテイクは採らないはずである。したがって、繰延税金負債が多額に上る企業に対する投資家の評価にはばらつきが生じると思われる。以上のことから、研究仮説 2 を設ける。この仮説は未実現収益という情報を投資家がどのように捉えているかを確認するものである。

**仮説 2：繰延税金負債額が多い企業は未実現収益が多いというメッセージを投資家に提供している。未実現収益は実現しない可能性もあり、それが多額である場合の投資家の判断は分かれると考えられることから、繰延税金負債額が多い企業における株主価値の株価説明力は、繰延税金負債額が少ない企業に比べて低い。**

## 第 4 節 実証分析

### 1. サンプル

本章の研究におけるサンプルは、東証第一部上場 2012 年 3 月期決算の製造業である。2012 年 4 月 1 日より法人税率が 30%から 25.5%に引き下げられたことを受け、法人税の実効税率も約 40%から約 35%へ下がった。繰延税金資産および繰延税金負債の金額は資産負債法によって行われる。仮に 2012 年 3 月期と 2013 年 3 月期の有価証券評価益が同額であったとしても、繰延税金負債の額は異なる。さらには、法人税率はその後も短期間のうち

に複数回にわたって引き下げられた<sup>51</sup>。法人税率の変更の影響が分析結果に何らかの影響を与える可能性は否定できない。そこで、本章の研究では法人税率改正直前期である 2012 年 3 月期を分析対象とする。つまり、サンプルは法人税の実効税率が約 40%の時代のものということになる。

財務データおよび株価データ等は日経 NEEDS- Financial QUEST より取得した。残余利益の計算に用いる将来利益は当期純利益が永続すると仮定する。経営者は前期の実績利益をベンチマークとすることが多く、一般にキャッシュフローに比べると前年度実績利益と当期実績利益の変動幅は小さい。それでも期によってその額は変動するため、単年度の利益を用いると結果が歪む可能性がある。そこで、リーマンショックの影響が色濃く残る 2009 年 3 月期を除く 2007 年 3 月期から 2012 年 3 月期までの当期純利益の 5 期平均値を求め、それが永続するものとした。続いて、サンプル期間（5 期分）の財務データに欠損値がある企業、決算期を変更した企業を除外した<sup>52</sup>。また、2012 年 3 月期の純資産簿価がマイナスの企業、つまり債務超過の状態にある企業は分析結果を歪める可能性があるため、除外している。以上の結果、サンプル数は 651 となった。

株主資本コスト  $re$  は CAPM によって推定する。公益財団法人日本証券経済研究所所収の第一部市場収益率（加重平均）を見ると、購入年が 2007 年で売却年が 2011 年の市場収益率は -12.2%、購入年が 2008 年で売却年が 2012 年の市場収益率は -5.3%と示されており、そのまま使用することはできない。そこで、本章の研究では株式投資収益率を 5%とした。リスクフリーレートはわが国の 10 年物長期国債利回りの 5 年平均値の 0.988%を使用する。

## 2. 基本統計量と回帰式

表 5-1 にはサンプルの基本統計量が示されている。変数  $p$  は 2012 年 3 月末日の株価終値、 $B/s$  は 2012 年 3 月期の 1 株あたり純資産簿価、 $RI/s$  は過去 5 期分の当期純利益の平均値を用いて算出された 1 株あたり残余利益の割引現在価値合計である。なお、単元株式数が 100 株ではない企業のデータは、100 株となるように換算している。

表 5-1 サンプルの基本統計量 ( $n : 651$ )

変数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
$p$	30.00	21,490.00	2,925.61	2,760.28
$B/s$	20.10	17,277.50	3,335.79	2,861.68
$RI/s$	-14,699.96	309,615.82	1,321.36	12,910.69

[出所] 筆者作成

<sup>51</sup> 2015（平成 27）年には 23.9%、2016（平成 28）年には 23.4%、2018（平成 30）年には 23.2%へ引き下げられている。

<sup>52</sup> 後藤・柳瀬・奥田（2012）はサンプルについて、生存者バイアスの存在を考慮して新規上場した企業や上場廃止（合併を含む）となった企業も含めている。後藤・柳瀬・奥田（2012），p.80。

表5-2は変数間の相関を示したものである。従属変数の株価  $p$  と独立変数の1株あたり純資産簿価  $B/s$ との相関は0.820と高く、株価は純資産の影響を色濃く受けているものと思われる。この当時は円高基調（2012年3月末日は1ドル82.19円）にあり<sup>53</sup>、海外で事業を展開する輸出産業を中心に利益水準が低かった時期であったことが知られている。投資家にとって、この時期は利益よりも純資産を重視していたのだろう。1株あたり純資産簿価  $B/s$ と、もうひとつの独立変数である1株あたり残余利益の割引現在価値合計  $RI/s$ との相関も低い。独立変数間の相関は低く、VIFの値も1.003であることから、多重共線性は見られない。

表5-2 変数間の相関

	$P$	$B/s$	$RI/s$
$P$	1.000		
$B/s$	0.820	1.000	
$RI/s$	0.148	0.197	1.000

[出所] 筆者作成

本研究で用いる回帰式は以下に示したとおりであり、第4章のものと同一であるが、独立変数の1つである残余利益の割引現在価値合計の計算には、税引後経常利益ではなく5期平均の当期純利益を用いている。従属変数は2012年3月末日の株価終値である。なお、変数は平均0、標準偏差1となるように標準化している。

$$P = \alpha + \beta_1 B_t/s + \beta_2 \frac{RI_t/s}{re} + \varepsilon$$

$P$  ……2012年3月末日株価終値

$B_t/s$  ……1株あたり純資産簿価

$E_t/s$  ……1株あたり当期純利益（5期平均値）

$RI_t/s = (E_t/s - re \cdot B_t/s)$  ……1株あたり残余利益

$\varepsilon$  ……誤差項

## 第5節 分析結果と解釈

はじめに、サンプル全体 ( $n:651$ ) の結果を概観しよう。表5-3には回帰結果が示されている。調整済決定係数は0.787であり、独立変数の係数はともに1%水準で統計的に有意となっている。残余利益モデルによって測定された株主価値は、先行研究と同様に高い株価

<sup>53</sup> 七十七銀行 Web サイト参照。仲値は同行が公表している対顧客電信売相場 (TTS) と買相場 (TTB) の中心値である。 <https://www.77bank.co.jp/kawase/usd2012.html>

説明力を有していることがわかる。独立変数への影響度を示す標準偏回帰係数を見ると、係数  $\beta_1$  (純資産簿価) が 0.809 であるのに対し、係数  $\beta_2$  (残余利益の割引現在価値合計) は 0.247 である。株価と純資産簿価の相関が高いことは前節で確認したとおりである。純資産簿価が株価説明力に影響を与えていることが想像できる。

表 5-3 サンプル全体の回帰結果

サンプル	<i>n</i>	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>
		係数	-0.013	0.717***	0.682***	
全体	651	t 値	(-0.822)	(43.474)	(13.271)	0.787
		標準偏回帰係数	—	0.809	0.247	

\*\*\*は 1%水準で有意であることを示す。

[出所] 筆者作成

### 1. 繰延税金資産によるサンプルのセグメント

サンプルを 2012 年 3 月期の繰延税金資産が大きい順に 4 つに分割し、回帰を行う。繰延税金資産はサンプルの規模を除去することを目的に総資産でデフレートとしている。各セグメントにおけるサンプル数は 162~163 となった。繰延税金資産がゼロであったサンプル数は 25 で、すべて第 4 四分位に含まれている。

各セグメントの特性を見るため、改めて各セグメントにおけるサンプルの相関を算出した。その結果は表 5-4 に示されている。すべてのセグメントにおいて、株価と純資産簿価の相関は高く、概ね 0.8 前後となった。どのセグメントでも、純資産簿価の大きさが株価に影響を与えていることが想定される。ところが、株価と残余利益の割引現在価値合計の相関では相違が見られる。サンプル全体での相関係数は 0.148 であったが、第 3 四分位を除く 3 つのセグメントでは 0.4~0.5 となっており、株価と利益にある程度の高い相関が見られるようになった。

一方、第 3 四分位の株価と残余利益の割引現在価値合計の相関は 0.084 であり、無相関と考えられる。第 3 四分位は繰延税金資産が相対的に少なく計上されている企業群であり、保守的な経理処理の規模が比較的小さい企業の集まりといえる。ただ、さらにそれよりも繰延税金資産の額が小さい第 4 四分位における株価と利益の相関が認められることから、第 3 四分位のサンプルにおける株価と利益の相関関係が保守的経理の度合いに起因すると特定するには至らない。

表5-4 各セグメントの変数間の相関（繰延税金資産）

第1四分位 (n:163)				第2四分位 (n:163)			
	<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>		<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>
<i>P</i>	1.000			<i>P</i>	1.000		
<i>B/s</i>	0.825	1.000		<i>B/s</i>	0.845	1.000	
<i>RI/s</i>	0.397	0.176	1.000	<i>RI/s</i>	0.481	0.166	1.000

第3四分位 (n:163)				第4四分位 (n:162)			
	<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>		<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>
<i>P</i>	1.000			<i>P</i>	1.000		
<i>B/s</i>	0.808	1.000		<i>B/s</i>	0.788	1.000	
<i>RI/s</i>	0.084	0.010	1.000	<i>RI/s</i>	0.389	0.141	1.000

[出所] 筆者作成

各セグメントに分けられたサンプルのデータを用いて回帰を行った結果は表5-5に示されている。

表5-5 各セグメントの回帰結果（繰延税金資産）

四分位	<i>n</i>	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>
第1	163	係数	0.064**	0.730***	0.692***	0.802
		t値	(2.014)	(22.105)	(8.385)	
		標準偏回帰係数	—	0.793	0.301	
第2	163	係数	0.034	0.761***	1.269***	0.858
		t値	(1.159)	(26.517)	(11.951)	
		標準偏回帰係数	—	0.801	0.361	
第3	163	係数	-0.038	0.698***	0.021	0.695
		t値	(-1.011)	(19.063)	(1.072)	
		標準偏回帰係数	—	0.835	0.047	
第4	162	係数	-0.148***	0.623***	0.554***	0.755
		t値	(-5.317)	(20.980)	(5.892)	
		標準偏回帰係数	—	0.825	0.232	

\*\*\*は1%水準で有意、\*\*は5%水準で有意\*は10%水準で有意であることを示す。

[出所] 筆者作成

調整済決定係数は第1四分位より順に0.802、0.858、0.695、0.755であり、第2四分位

の株価説明力が最も高く、第3四分位が低い。また、第3四分位の係数  $\beta_2$  (残余利益の割引現在価値合計) は統計的に有意であるとはいえない。同セグメントの独立変数の標準偏回帰係数は係数  $\beta_1$  (純資産簿価) が 0.835 であるのに対し、係数  $\beta_2$  (残余利益の割引現在価値合計) はわずか 0.047 である。変数間の相関でも確認できたが、回帰結果を見ても純資産簿価が株価を説明しようとしていることがわかる。

他の3つのセグメントでも、係数  $\beta_1$  (純資産簿価) の標準偏回帰係数が係数  $\beta_2$  (残余利益の割引現在価値合計) よりも効いている点は同じである。しかし、係数  $\beta_2$  の標準偏回帰係数は 0.232~0.361 であり、ある程度は効いていることが表5-5の結果から理解できる。4つのセグメントを上位2つと下位2つに分けてみると、調整済決定係数やモデルの信頼度、 $\beta_2$  (残余利益の割引現在価値合計) の標準偏回帰係数の観点から、上位2つのセグメントの方が高い株価説明力を有するものと思われる。したがって、「繰延税金資産額が多い企業は保守的な経理処理を行っているというメッセージを投資家に提供していることから、繰延税金資産額が少ない企業に比べて株主価値の株価説明力が高い。」とした仮説1は支持されたといえる。ただし、第3四分位の結果を勘案し、それは限定的な支持である。

## 2. 繰延税金負債によるサンプルのセグメント

続いて、繰延税金負債が大きい順にサンプルを分割して分析する。繰延税金資産と同様、繰延税金負債を総資産でデフレートして、規模の除去を図っている。まずは各セグメントの変数間の相関を確認する。表5-6はその結果を示したものである。

表5-6 各セグメントの変数間の相関 (繰延税金負債)

第1四分位 (n:163)				第2四分位 (n:163)			
	<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>		<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>
<i>P</i>	1.000			<i>P</i>	1.000		
<i>B/s</i>	0.818	1.000		<i>B/s</i>	0.823	1.000	
<i>RI/s</i>	0.242	0.047	1.000	<i>RI/s</i>	0.469	0.270	1.000

第3四分位 (n:163)				第4四分位 (n:162)			
	<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>		<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>
<i>P</i>	1.000			<i>P</i>	1.000		
<i>B/s</i>	0.806	1.000		<i>B/s</i>	0.837	1.000	
<i>RI/s</i>	0.573	0.263	1.000	<i>RI/s</i>	0.046	-0.013	1.000

[出所] 筆者作成

株価 *P* と純資産簿価 *B/s* および *P* と残余利益の割引現在価値合計 *RI/s* の相関を確認すると、第4四分位のセグメント、すなわち繰延税金負債が少ないセグメントが他と異なる傾向

を示していることが分かる。株価  $P$  と純資産簿価  $B/s$  の相関はいずれも 0.8 を超えており、繰延税金資産を用いたセグメントの結果と同様である。しかし、第 4 四分位では株価  $P$  と残余利益の割引現在価値合計  $RI/s$  の相関が低く (0.046)、無相関の状態である。また、独立変数である純資産簿価  $B/s$  と残余利益の割引現在価値合計  $RI/s$  の相関も無相関であり、かつ負の値 (-0.013) を示している。

続いて、各セグメントのサンプルを用いて行われた回帰結果を確認する。その結果は表 5-7 に示されている。調整済決定係数は第 1 四分位より順に 0.733、0.814、0.850、0.793 であり、いずれも高い値を示している。651 のサンプル全体の回帰結果や繰延税金資産を基準にセグメントを行った前項の回帰結果とも近似しており、残余利益モデルで求められた株主価値は 8 割程度の株価を説明できるということである。

しかし、結果をつぶさに観察すると、繰延税金資産を用いてセグメントした前項と同様、結果が信頼できないセグメントが存在した。それは第 4 四分位である。係数  $\beta_2$  (残余利益の割引現在価値合計) の  $t$  値 -1.490 であり、統計的に有意であるとは言えない。係数の符号も負を示しており、これは残余利益の割引現在価値合計が下落すれば株価が上昇することを意味する。残余利益の割引現在価値合計は、投資家が将来にわたって当該企業から受け取るリターンである。リターンが減少することが株価上昇の要因になるとは考えられず、理論的に不整合である。調整済決定係数は高いが、このセグメントの分析結果は有効ではない。残る第 1 四分位から第 3 四分位の結果は概ね良好といえる。なお、標準偏回帰係数を見てみると、繰延税金負債が最上位のセグメントである第 1 四分位では、他の 2 つに比べて残余利益の割引現在価値合計  $RI/s$  よりも純資産簿価  $B/s$  の方が株価に影響していることが確認できる。繰延税金負債の大きさは未実現利益の大きさの代理変数ともとれるが、その額が大きくなるにつれ、投資家は実現のリスクを感じることから、相対的に純資産の大きさを見ていくのかもしれない。

以上の観察等により、繰延税金負債が最上位の第 1 四分位より第 2 四分位、第 2 四分位より第 3 四分位の方が高い株価説明力を有していることが確認できる。よって、「繰延税金負債額が多い企業は未実現収益が多いというメッセージを投資家に提供している。未実現収益は実現しない可能性もあり、それが多額である場合の投資家の判断は分かれると考えられることから、繰延税金負債額が多い企業における株主価値の株価説明力は、繰延税金負債額が少ない企業に比べて低い。」とした仮説 2 は概ね支持されるものと思われる。しかし、第 4 四分位については説明がつかないため、繰延税金資産の分析結果と同様、限定的な支持と考えるべきである。



表5-7 各セグメントの回帰結果（繰延税金負債）

四分位	<i>n</i>	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>
第1	163	係数	-0.039	0.693***	0.676***	0.733
		t値	(-1.238)	(20.076)	(5.188)	
		標準偏回帰係数	—	0.822	0.212	
第2	163	係数	0.027	0.767***	0.738***	0.814
		t値	(0.873)	(22.163)	(7.572)	
		標準偏回帰係数	—	0.791	0.270	
第3	163	係数	0.003	0.756***	0.841***	0.850
		t値	(0.100)	(23.764)	(12.038)	
		標準偏回帰係数	—	0.753	0.382	
第4	162	係数	-0.062*	0.753***	-0.027	0.793
		t値	(-1.782)	(24.602)	(-1.490)	
		標準偏回帰係数	—	0.891	0.054	

\*\*\*は1%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを示す。

[出所] 筆者作成

### 3. 繰延税金純額によるサンプルのセグメント

これまで見てきたように、繰延税金資産は法人税等の前払いの性格を有し、主に法人税法の規定を上回る減価償却費の計上や貸倒引当金の計上、減損などの評価減、法人税法で容認されていない各種負債性引当金の計上や減損による評価減によって発生する。これらはいずれも保守的な経理処理に基づくものであり、また、その多くは経営者による見積もりによって計上される。繰延税金資産が多いということは、将来に発生が見込まれる費用に対して慎重に対応していることを意味する。同時にこれらの費用は一般に非資金支出項目であり、キャッシュの流出を伴わない。一方で、繰延税金負債の多くは有価証券評価益によるものと考えられる。未実現利益による法人税の後払いを意味するが、これは経営者による見積もり計算ではなく、外部環境の変化などが生み出した差益といえる。

繰延税金資産と繰延税金負債は、その発生原因は同一ではないが、法人税の前払い、あるいは後払いの性格を持つという点では、表裏一体の関係である。すなわち、繰延税金資産と繰延税金負債の差額である繰延税金純額（＝繰延税金資産－繰延税金負債）が、当該企業における法人税の純粋な前払い／後払いを示すことになる。そこで、サンプル全体（*n*:651）を繰延税金純額の多い順に分割し、各セグメントにおける株主価値の株価説明力を観察する。順位付けにあたっては、繰延税金資産や繰延税金負債と同様、繰延資産純額を総資産でデフレートした値を用いる。

サンプルが繰延税金純額の高い順に分割された4つのセグメントにおける変数間の相関

を示したのが表5-8である。繰延税金純額がゼロであったサンプル数は6で、第3四分位の中程にランクされている。6つのサンプルは、繰延税金資産および繰延税金負債のいずれもがゼロであった。

株価  $P$  と純資産簿価  $B/s$ 、株価  $P$  と残余利益の割引現在価値合計  $RI/s$  の相関を確認すると、第2四分位のセグメントが他のセグメントと異なる傾向を示している。株価  $P$  と純資産簿価  $B/s$  の相関がいずれも0.8を超えていることは、繰延税金資産や繰延税金負債を基準に分割されたセグメントの結果と同様である。しかし、第2四分位では株価  $P$  と残余利益の割引現在価値合計  $RI/s$  は無相関である(0.065)である。純資産簿価  $B/s$  と残余利益の割引現在価値合計  $RI/s$  の相関も無相関に近く、かつ負の値(-0.018)を示している。繰延税金純額がゼロのサンプルが第3セグメントの中位に位置するということは、第2四分位に含まれるサンプルは、繰延税金資産の順では第3四分位に、繰延税金負債の順では第4四分位に位置するような企業である可能性が高い。いずれも理論的な解釈が難しいセグメントであった。それが第2四分位の変数間の相関が他のセグメントと異なる原因ではないかと推察される。

表5-8 各セグメントの変数間の相関(繰延税金純額)

第1四分位 (n:163)				第2四分位 (n:163)			
	$P$	$B/s$	$RI/s$		$P$	$B/s$	$RI/s$
$P$	1.000			$P$	1.000		
$B/s$	0.832	1.000		$B/s$	0.805	1.000	
$RI/s$	0.431	0.202	1.000	$RI/s$	0.065	-0.018	1.000

第3四分位 (n:163)				第4四分位 (n:162)			
	$P$	$B/s$	$RI/s$		$P$	$B/s$	$RI/s$
$P$	1.000			$P$	1.000		
$B/s$	0.814	1.000		$B/s$	0.851	1.000	
$RI/s$	0.563	0.363	1.000	$RI/s$	0.352	0.142	1.000

[出所] 筆者作成

表5-9には、繰延税金純額でセグメントされたサンプルによる回帰の結果が示されている。調整済決定係数は第1四分位より順に0.825、0.741、0.783、0.788であり、すべてのセグメントにおいて独立変数(切片を除く)は統計的に有意である。ただ、第2四分位の係数 $\beta_2$ (残余利益の割引現在価値合計)の有意水準は10%であり、標準偏回帰係数は0.071と低い。変数間の相関でも他のセグメントと異なる値を示していた。このセグメントでは、株価の説明は主に純資産簿価によって行われており、将来利益(残余利益の割引現在価値合計)の貢献は小さい。残り3つのセグメントの結果では大きな差が見られず、いずれも測定

された株主価値は約8割の確率で株価を説明している。それは、見方を変えれば、繰延資産純額で企業を分割しても、結果に差はないということを暗示している。すなわち、繰延資産純額そのものは投資家にとって独自の追加的な情報とはなり得ないことを意味していると考えられる。

表5-9 各セグメントの回帰結果（繰延税金純額）

四分位	<i>n</i>	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>
第1	163	係数	0.043	0.736***	0.729***	0.825
		t値	(1.382)	(23.288)	(9.335)	
		標準偏回帰係数	—	0.790	0.317	
第2	163	係数	-0.006	0.741***	0.034*	0.741
		t値	(-0.170)	(21.317)	(1.749)	
		標準偏回帰係数	—	0.861	0.071	
第3	163	係数	-0.004	0.754***	0.965***	0.783
		t値	(-0.122)	(18.964)	(7.562)	
		標準偏回帰係数	—	0.744	0.297	
第4	162	係数	-0.051*	0.670**	0.777***	0.788
		t値	(-1.770)	(21.807)	(7.149)	
		標準偏回帰係数	—	0.807	0.265	

\*\*\*は1%水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを示す。

[出所] 筆者作成

## 第6節 小括

企業価値や株主価値をテーマとした実証研究は数多く行われているが、税効果会計と企業価値の関係をテーマとした研究は、後藤・柳瀬・奥田（2012）など極めて僅少である。後藤・柳瀬・奥田（2012）は法人税等調整額に着目し、それが将来の低い株式リターンを示すことや将来の利益やキャッシュフローといった収益力を示す数値の悪化を予測させることを明らかにしている。

これに対し、本研究は繰延税金資産や繰延税金負債、その差額である繰延税金純額が投資家の意思決定にとって有用な情報と考えられるかという視点に立った実証分析である。用意されたサンプルを総資産でデフレートした繰延税金資産、繰延税金負債、繰延税金純額を大きい順に4分割し、残余利益モデルを用いて株主価値を測定してその株価説明力を求めた。

繰延税金資産を用いた分析では、上位 2 区分の方が下位の 2 区分より高い株価説明力を有していることが確認された。また、上位 2 区分の調整済決定係数はサンプル全体のものより高い。投資家は繰延税金資産の多寡の情報を織り込んで当該企業の価値を評価しているのではないかと推察される。ただし、第 3 四分位の結果は統計的に有意ではなく、信頼できるものではなかった。第 3 四分位に属する企業を観察しても、特定の業種に偏っているわけではなかった。

繰延税金負債を用いた分析では、調整済決定係数は第 3 四分位、第 2 四分位、第 1 四分位の順、つまり総資産に対する繰延税金負債の割合が小さい順に株主価値の株価説明力が高くなるという結果を得た。繰延税金負債が多いということは未実現利益が多いということの意味しており、それをリスクと考える投資家と機会と捉える投資家が混在することから、繰延税金負債の額が高くなるほど、説明力が下がったのではないかと考えられる。それでも差はわずかである。標準偏回帰係数をみると、上位のセグメントになるほど残余利益の割引現在価値合計よりも純資産簿価が説明に寄与していることも確認された。第 4 四分位の調整済決定係数は第 1 四分位よりも高く表示されたが、係数が統計的に有意とならず、信頼性に欠ける。 $\beta_2$  (残余利益の割引現在価値合計) の符号が負になっているのも理論的に説明できない。

以上の結果により、繰延税金資産や繰延税金負債の多寡が投資家による判断のばらつきに影響を与えると考えられることから、当該情報は経営者と投資家の情報の非対称性の程度を示すものと思われる。

本章の研究は、税効果会計と企業価値評価の関係について切り込んだユニークな研究といえる。ただ、一方で追加的な検証も残されている。繰延税金資産で分割した時の第 3 四分位、繰延税金負債で分割したときの第 4 四分位だけが信頼できない結果となったことを改めて吟味しなければならない。また、本章の研究では、651 のサンプルを繰延税金資産や繰延税金負債の額を用いて機械的に均等に切り分けた。ヒストグラム等を用いて明らかに差があると思われる箇所でサンプルを分割すれば、これとは異なる結果が導出されるかもしれない。そしてまた、本研究のサンプルから取り除かれた企業の扱いも検討する必要がある。さらに、本章の研究は法人税の実効税率が約 40%であった時期を対象としている。その後法人税率の引き下げが行われ、約 35%、約 32%を経て、現在の実効税率は約 30%である。法人税率が 10%異なると、企業を取り得る財務戦略や資本政策も異なるであろうし、投資家が着目する情報も変化する可能性がある。現在の法人税の実効税率の下での結果と比較するなどして、本章の研究の頑健性を高めていく必要があると思われる。

付表 5 - 1 繰延税金・有価証券評価差額・総資産の平均額<sup>54</sup>

(上段の単位：百万円)

決算期	繰延税金資産	繰延税金負債	繰延税金純額	有価証券 評価差額	総資産
2001/3	12,037 (2.79%)	3,856 (0.90%)	8,180 (1.90%)	4,489 (1.04%)	430,827
2002/3	16,385 (3.86%)	4,662 (1.10%)	11,723 (2.76%)	3,422 (0.81%)	424,848
2003/3	18,697 (4.55%)	3,637 (0.89%)	15,059 (3.67%)	1,562 (0.38%)	410,800
2004/3	15,449 (3.67%)	5,343 (1.27%)	10,106 (2.40%)	6,102 (1.45%)	420,433
2005/3	15,026 (3.47%)	6,272 (1.45%)	8,754 (2.02%)	6,624 (1.53%)	432,783
2006/3	13,544 (2.90%)	9,777 (2.10%)	3,767 (0.81%)	12,639 (2.71%)	466,544
2007/3	13,533 (2.72%)	10,986 (2.21%)	2,547 (0.51%)	12,231 (2.46%)	497,964
2008/3	14,449 (2.89%)	7,238 (1.45%)	7,211 (1.44%)	6,497 (1.30%)	499,838
2009/3	16,315 (3.48%)	4,770 (1.02%)	11,546 (2.46%)	1,837 (0.39%)	469,084
2010/3	15,286 (3.21%)	5,929 (1.25%)	9,357 (1.97%)	4,210 (0.89%)	475,558
2011/3	15,009 (3.13%)	5,890 (1.23%)	9,119 (1.90%)	3,315 (0.69%)	480,229
2012/3	13,818 (2.81%)	5,984 (1.22%)	7,834 (1.59%)	3,810 (0.77%)	492,171
2013/3	13,002 (2.48%)	8,165 (1.55%)	4,837 (0.92%)	6,074 (1.16%)	525,186
2014/3	3,757 (0.65%)	4,489 (0.78%)	-732 (-0.13%)	11,036 (1.92%)	575,596

[出所] 筆者作成

<sup>54</sup> 付表 5 - 1 は、図 5 - 1 の作成のために用意したものであるが、各年度の具体的な数値が見られることから、付表として提示している。

## 第6章 上場市場別に見る株主価値の株価説明力

### 第1節 はじめに

わが国には約 300 万社の企業が存在する。そのうちのほとんどは中小企業である。起業と廃業に関する詳細なデータは存在しないが、近年では経済の低成長、デジタル化やネットワーク化への対応の遅れ、後継者不足等、様々な理由により、起業よりも廃業の方が多い傾向にある。ただ、情報社会の到来により、起業する業種は製造業から非製造業へとシフトした。非製造業では土地や建物の取得といったことが不要であることから、小さな資本で起業するケースが目立つ。当然、彼らの最終目的は起業ではなく、次の目標は企業の成長と株式新規公開である。

そのような起業家を後押しすべく、1990 年代後半から 2000 年代前半にかけて、株式市場に新興市場が整備された。大阪証券取引所が設置したナスダックジャパンや東京証券取引所のマザーズ、名古屋証券取引所のセントレックス、札幌証券取引所のアンビシヤス、福岡証券取引所の Q ボードがそれにあたる。また、店頭登録銘柄もジャスダック市場として整備され、現在では東京証券取引所の市場の 1 つとなっている。特に東証マザーズは成長が見込まれれば直近の業績が赤字であっても上場承認がなされるなど、上場基準が大幅に緩和されている。ただし、東証マザーズでは上場期間を原則として 10 年としており、その間に他の市場（東証第一部や第二部）の上場基準を満たして市場の変更を目指すよう要請している。

企業の社宅管理部門のアウトソーシングを手がける日本社宅サービス（現サンネクスタグループ）<sup>55</sup>は 1998 年 10 月に創業し、7 年後の 2005 年 9 月に東証マザーズへ上場した。同社の取引先はいわゆる転勤族を抱える大手企業であることから、信用力を提示するためにも株式公開は必要だったのだろう。日本社宅サービスは上場して以降業績を伸ばさせ、増収増益を続けている。上場から 11 年後の 2016 年 11 月 1 日に東証第二部へ上場し、2019 年 6 月 27 日に東証第一部への指定替えを果たした。東証マザーズから東証第一部への上場も可能であるが、同社の IR 情報を参照すると、2016 年時点では東証第一部への上場基準である株式時価総額（40 億円以上）および株主数（2,200 人以上）の最低ライン付近であったことから、まずは東証第二部への上場を選択し、力をつけてから東証第一部上場を目指したと思われる。ある意味で、東京証券取引所が描いているマザーズ市場から第一部市場への上場のスタイルを採った企業といえる。

図 6-1 は日本社宅サービスにおける 2016 年 10 月 3 日から 2019 年 7 月 31 日までの株

<sup>55</sup> 日本社宅サービスは 2019 年 9 月 27 日に開催された第 21 期株主総会において持株会社方式への移行と会社名変更が承認され、2020 年 7 月 1 日より現社名となっている。なお、本研究にて用いている同社の事例はすべて旧社名の時期のものであることから、本文等では旧社名で表示している。

価終値を示したグラフである。TOPIX や第二部指数、マザーズ指数との比較を行っているわけではないため、同社の株価の推移が市場全体によるものか否かの判断はできないが、東証マザーズから東証第二部へ上場した 2016 年 11 月 1 日以降、急激に株価が上昇したようにはみられない。これに対し、東証第二部から第一部へ指定替えが発表された 2019 年 6 月 21 日以降、株価が急上昇している。2019 年 6 月 20 日の株価終値は前日比 2 円高の 845 円であったが、その翌日の株価終値は 934 円となり、前日比 89 円高となった。指定替え当日の株価も前日比 41 円高の 996 円をつけ、2019 年 7 月 30 日には 1,115 円となった。東証第一部への指定替え発表の前日から約 1 カ月で、株価は 1.32 倍に上昇したのである。

もちろん、その 1 カ月で同社の経営方針が変わり、情報開示の質や量が変わったわけではなく、同社の株主価値はほぼ変わっていないはずである。東証第二部から第一部へ移動することで、これまでは注目していなかった多くの投資家の目に止まるようになったことが、株価を引き上げた要因である。同社に対する情報が投資家たちによって市場で活発に交換されるようになったのである。同社の株主価値は、市場では低く見積もられていたのだろう。東証第一部への指定替えによって、同社の株価は株主価値に収斂していったものと考えられる。



図 6 - 1 日本社宅サービスの株価終値

[出所] 日経 NEEDS-Financial-QUEST より筆者作成

企業はどの市場にも自由に上場できるわけではない。それぞれの市場に上場基準が設けられており、それをクリアする必要がある。上場基準は東証マザーズなどの新興市場よりも

従前から存在する既存市場の方が厳しく、既存市場の中でも第二部より第一部の方が厳しい。上場基準と企業規模には関連がある。すなわち、上場基準が厳しい市場へ上場するには、それに相応しい企業規模が求められる。したがって、企業価値や株主価値を測定する場合にも、企業規模を考慮する必要がある。上場目的は企業により異なる。特に第二部市場や既存の地方市場においては上場が目的であり、資金調達はこの次という企業も確認される。

市場第二部や地方市場に上場する企業の株価には、当該企業の株主価値が十分に織り込まれていないと考えられる。よって、これまで蓄積されてきた研究と同様の方法で株主価値による株価説明力を求めると、市場第二部や地方市場に上場する企業の株価説明力は市場第一部の企業に比べて相対的に低いものになることが予想される。複数の先行研究が示すように、残余利益モデルで測定された株主価値の株価説明力は他のモデルに比べて高い。しかし、全ての市場規模においても高い株価説明力を有するとは限らない。高い株価説明力を有するのは、投資家と企業とに介在する情報の非対称性が小さい企業である。上場市場別で見ると、地方市場より東京市場、市場第二部よりも市場第一部の企業と考えられる。その背景にあるのは、企業に関する情報量である。例えば、日本経済新聞社が提供するデータベースの日経テレコン 21 を使用し、2017 年 4 月 1 日から 2020 年 3 月 31 日までの 3 年間に日本経済新聞に掲載された文具メーカーのコクヨ（東証第一部）とセーラー万年筆（東証第二部）に関する記事を検索したところ、コクヨは 87 件であったのに対し、セーラー万年筆は 19 件にとどまった<sup>56</sup>。これは一例に過ぎないが、流通する企業の情報は相対的に東証第一部が多いと思われる。流通する情報量の多寡は、経営者と投資家の間に介在する情報の非対称性に影響する。情報量が少ないと投資家の評価は多様になると考えられるからである。そこで本章では、市場の相違という切り口を用いてサンプルを分割し、残余利益モデルによる株主価値の株価説明力の市場別比較を行う。

## 第 2 節 企業における上場の目的

2012 年 4 月 17 日に掲載された SankeiBiz の Web サイトによると、東証第二部上場の企業数は 10 年前の 2002 年に比べて約 3 割減少し、20 年前の水準となっていることが示されている<sup>57</sup>。東証第二部や名証第二部、地方市場は市場第一部への指定替えの足がかりとなる市場と考えられるが、1990 年代後半から 2000 年代初頭にかけて、既存市場において東証マザーズや大証ナスダックジャパンなど新興市場の整備が進んだことや、日本証券業協会による店頭登録銘柄に変わってジャスダック証券取引所が開設されたことで、IPO（株式新規公開）の選択肢が増えた。新興市場は既存市場第二部に比べて上場基準が大幅に緩和されて

<sup>56</sup> 対象は日本経済新聞朝刊のみであり、同夕刊や日経産業新聞、日経 MJ（流通新聞）日経金融新聞等の専門紙は含まれていない。

<sup>57</sup> <http://www.sankeibiz.jp/business/news/120417/bse1204170505002-n1.htm> (2012 年 4 月 20 日閲覧)。



いる<sup>58</sup>。従前は市場第二部上場を目指していた企業が新興市場での株式公開を選択するようになったことが、東証第二部上場の企業数の減少という結果として表れることになったのであろう。

その一方で、同記事には 30 年にわたって東証第二部に上場している企業が 4 割に上っていることが示されている。東証第二部上場企業の株式の大部分は大株主が保有しているために流通量が少なく、売買代金は東証第一部の 300 分の 1 程度にとどまっているという。そのような市場に約 4 割の企業が 30 年以上も上場しているということは、上場の目的が資金調達から離れ、別のところに移転している可能性がある。2012 年当時、東京、大阪、名古屋の 3 市場の市場第二部には合計で約 750 社が上場していた（重複上場を含む）。また、札幌と福岡の証券取引所に単独上場している企業は 35 社（札幌 9 社、福岡 26 社）であった。

表 6-1 には、2012 年 10 月 1 日時点および 2017 年 12 月 31 日時点の各市場での上場会社数が示されている。2013 年 7 月 16 日に東京証券取引所と大阪証券取引所が統合されたため、2017 年 12 月 31 日時点の東証第一部および第二部の上場会社数の増加は、大証第一部と第二部の企業が加わったことによる。東証と大証の両方に重複上場していた企業もあることを勘案すると、当該 2 期間における東証第一部および第二部の上場会社数は、実質的にはあまり変化がないと考えられる。それに比べ、地方の既存市場では上場会社数が減少している。これは、東証を含む複数の市場で株式を公開していた企業が、地方市場ではあまり値がつかないことや上場維持コスト軽減のために重複上場を取りやめ、投資家の集まる東証の単独上場へ切り替えたことが原因と考えられる。また、近年、名証第二部では名証第一部への指定替えを受ける企業が目立ち、表 6-1 に示した 2 期間中に 19 社が名証第二部から同第一部へ指定替えした<sup>59</sup>。

名古屋、福岡、札幌の各市場に上場する企業は、証券取引所が立地する地方の企業も多く、上場の目的は市場からの資金調達や第一部への指定替えの足がかりというよりも、知名度や名声を高めることの方が大きいように感じられる。株価は将来における企業の収益力を基準に形成される。知名度や名声を高めることは間接的に企業の収益力向上に繋がるが、それを定量的に把握することは難しい。

---

<sup>58</sup> たとえば、東証の本則市場への上場には連結純資産額が 10 億円以上であり、直近 2 年間の経常利益が 5 億円以上または時価総額が 250 億円以上という要件が付されているが、マザーズには付されていない。極論からすれば、他の要件を満たせば 2 期連続で赤字であっても、マザーズでは上場が可能である。また、上場時の株主数や流通株式数についても、本則市場より大幅に緩和されている。

<sup>59</sup> この他、表 6-1 に示した期間には、名証の新興市場セントレックスから第二部へ 5 社が、セントレックスから第一部へ 1 社が移動し、重複上場の東芝が名証第一部から第二部へ移動している。名古屋証券取引所のホームページ参照。 <http://www.nse.or.jp/listing/list/>

表 6-1 各市場の上場会社数<sup>※1</sup>

既存市場		2012/10/1	2017/12/31	新興市場		2012/10/1	2017/12/31
場	部	会社数	会社数	場	部	会社数	会社数
東証	第一部	1,688	2,062	東証	マザーズ	178	247
	第二部	419	517	大証 <sup>※2</sup>	ジャスダック	929	748
大証 <sup>※2</sup>	第一部	503	—	名証	セントレックス	20	14
	第二部	198	—	福証	Q ボード	8	14
名証 <sup>※3</sup>	第一部	195(7)	191(4)	札証	アンビシャス	8	7
	第二部	102(67)	87(49)				
福証 <sup>※3</sup>		124(26)	98(20)				
札証 <sup>※3</sup>		70(9)	48(8)				

[出所] 各証券取引所ホームページ

※1 外国会社は除く。

※2 東証と大証は、2013年7月16日に合併した。2017/12/31のジャスダックの市場は東証である。

※3 カッコ内は単独上場の会社数である。

企業活動は社会の富を形成する。活動には資金が必要であり、家計がそれを負担する。資金の需要者である企業は、資金の提供者である家計を見つけるために情報コストを負担する。家計もまた、自らの資金の提供先である企業を見つけるために、情報コストを負担する。市場は彼らが集う場であり、双方の情報コストの低減が期待される。企業は市場を通じて活動資金を獲得し、その成果として稼いだキャッシュを出資者たる家計に還元する。キャッシュの獲得が期待できない企業からは資金が流出し、期待される企業へ投資される。株式市場の役割は、資金の需要者と提供者をつなぐことにある。ならば、企業が上場する本来の目的は資金調達に他ならない。

企業は、企業理念を果たすためにビジョンを策定する。ベンチャー企業は資金の調達に苦慮している。資金調達が容易となる株式新規公開（IPO）は、彼らにとって大きな1つの目標となる。一方で、株式市場にはいわゆるランクがあり、東証第一部への上場は最もハードルが高い。そこで、各市場の第二部や地方の市場で上場を果たし、活動の実績を携えて東証第一部への上場を目指す企業も少なくない<sup>60</sup>。つまり、各市場の第二部や地方市場に上場する企業こそ積極的に資金を獲得し、企業規模の拡大や企業価値の創造を図るために市場を利用すべきと考えられる。

企業が IPO を果たす前後の時期には、日本経済新聞等に社長インタビューが掲載される

<sup>60</sup> 東証第一部への上場の条件は、株主数が 2,200 人以上、流通株式数が 20,000 単位以上で上場株券等の 35%以上である。東証第一部に直接上場する場合には、株式時価総額が 250 億円以上であることが要求されるが、市場第二部等からの指定替えの場合は、流通株式の時価総額 20 億円以上、株式時価総額 40 億円以上であればよい。また、東証第二部への上場の条件は、株式数が 800 人以上、流通株式数が 4,000 単位以上で上場株券等の 30%以上、流通株式の時価総額が 10 億円以上である。

ことがあり、当該企業の上場目的や資金使途を知ることができる。ここでは、主に各市場の第二部に上場した経営者のインタビュー記事を概観し、企業の上場目的を確認しよう。

各種チケットの販売を手がけるぴあは、2002年1月30日に東証第二部へ上場を果たした。社長の矢内広氏は、デジタルネットワーク時代において競争に勝ち抜くにはシステム開発などの整備が不可欠と考えており、上場はそのために必要な資金の調達手段を確保するためだとしている（日経金融新聞 2002年1月22日）。東証第二部上場の翌年（2003年）の5月には東証第一部へ指定替えとなり、同社は第二部を第一部への足がかりとして利用したのである。

カット野菜の卸売業を営むデリカフーズは、2005年12月6日に東証第二部へ上場を果たした。市場からの調達資金約12億円は野菜の成分分析を目的とした研究開発などに充当するという（日経金融新聞 2005年11月25日）。同社もぴあと同じように、上場によって調達される資金の使途が明確にされている。

2001年4月11日に東証第二部へ上場した米飯メーカーの佐藤食品工業（現サトウ食品）や、2006年9月22日に同市場へ上場した工作機械メーカーのミヤノ（現シチズンマシナリーミヤノ）<sup>61</sup>は、いずれも調達資金を負債の圧縮に使用し、財務体質の強化や充実を目的としている（日経金融新聞 2006年9月8日）。なお、佐藤食品工業は、上場の目的として信用力の向上も掲げている（日本経済新聞 2001年3月8日）。

佐藤食品工業のほかにも、2000年7月7日に東証第二部と大証第二部に上場したイムラ印刷では、上場の目的として知名度の向上による優秀な人材の確保と、資金調達手段の多様化を挙げている（日経金融新聞 2000年6月22日）。同年10月に東証第二部に上場し、その2年後に東証第一部に指定替えとなったコンピュータ周辺機器メーカーのローランドDGの社長富岡昌弘氏は、上場の目的として、資金調達に加えて知名度や信頼性の向上、優秀な人材の確保、ひとつのスタンダードを持つことで同社の代理店が営業に自信を持つことを掲げている（日本経済新聞 2000年11月21日）。

一方、市場を通じた資金調達以外の目的を重視する経営者も散見される。プリント配線板等の生産で知られるイビデンの子会社で、1997年4月10日に名証第二部へ上場したイビデン工業（現イビデングリーンテック）<sup>62</sup>では、株式を公開する目的は知名度の向上による優秀な新入社員の確保としている（日経金融新聞 1997年4月2日）。静岡県を中心にちゃんこ料理チェーン店を展開していた江戸沢（2009年にジー・テイストによる吸収合併により消滅会社となる）<sup>63</sup>の社長松岡久也氏は、東証第二部への上場に際して「知名度がないところへ出て行くとき、上場による知名度向上は大きな力になる。資金調達のための上場とい

---

<sup>61</sup> ミヤノは2008年にシチズンホールディングスの子会社となり、2010年には同社の完全子会社となって東証第二部の上場廃止となった。2011年にシチズンマシナリーとの経営統合で、現社名となっている。

<sup>62</sup> イビデン工業は、1998年に造園工事大手の三井不動産グリーンテックと合併し、商号をイビデングリーンテックに変更した。2005年、イビデンによる完全子会社化に伴い、上場廃止となった。

<sup>63</sup> 江戸沢は2007年に社名をグローバルアクトと変更したのち、2009年にジー・テイストに吸収合併されて、上場廃止となった。

う意味はほとんどない。市場から調達しなくても、新規出店できる財務状況にある。」（日本経済新聞 1998 年 9 月 15 日）とコメントしている。いずれも、主に市場による資金調達機能を求めての上場ではない。このような傾向は地方に立地する企業に多く見られる<sup>64</sup>。

大阪に本社を持つ象印マホービンは、1986 年に大阪証券取引所第二部に上場した。市場第一部への指定替えの基準を満たしていたが、長らく市場第二部にいた。同社広報部では、資金に余裕があり、ブランドも広く認知されていることから敢えて市場第一部を目指す必要がないとしていた（産経デジタル、2017 年 7 月 20 日）<sup>65</sup>。市場第一部上場の基準を満たしながら市場第二部に居続けるのは、象印マホービンのように資金調達が必要でなかったり、外国人投資家や投資ファンド等からの厳しい要求から逃れるためであったりするという目的が見え隠れする。

市場第二部上場企業や地方市場上場企業に対する株価への関心は、東証第一部上場企業に比べると相対的に低い。表 6-2 は、市場第二部および既存市場が開設した新興市場に単独で上場する企業において、2011 年度（2011 年 4 月 1 日～2012 年 3 月 30 日、市場開設日数 246 日）に日次株価終値がついた日数を示している。8 つの市場のうち 6 つは、毎日取引が行われた企業（取引日数 246 日）が存在している一方、値がつかない日が続く企業がある。名証第二部では、年間で 3 日しか取引が成立しない企業（大日本木材防腐<sup>66</sup>）も見られた。東証第二部や大証第二部でも取引日数が少ない企業もあるが（最小値はそれぞれ 55 日、43 日）、取引平均日数は比較的高い。これに対し、地方市場や新興市場では値のつかない日が多いことが確認できる。

---

<sup>64</sup> 筆者が福証および札証を対象に行ったヒアリング調査でも、上場管理部の所員より同様のコメントが示されている。

<sup>65</sup> 2018 年 2 月、象印マホービンは東証第一部へ昇格した。昇格を目指した理由は明らかでないが、同社の創業 100 周年記念事業の一環であったと考えられる。象印マホービン『株主通信第 74 期中間報告書』（2017 年 11 月 21 日から 2018 年 5 月 20 日まで）を参照。

[http://www.zojirushi.co.jp/corp/ir/library/pdf/jigyo/74\\_chukan.pdf](http://www.zojirushi.co.jp/corp/ir/library/pdf/jigyo/74_chukan.pdf)

<sup>66</sup> 大日本木材防腐は、2017 年 1 月 16 日、筆頭株主であった材惣木材の TOB を受け、同社の子会社となり、同年 3 月 27 日、名証第二部の上場廃止となった。

表6-2 市場第二部および新興市場における株式取引日数（2011年度）

	企業数	最小値	最大値	平均	標準偏差
東証第二部	384	55	246	218.57	37.69
大証第二部	171	43	246	192.87	53.34
名証第二部	67	3	246	144.33	63.45
福証	25	40	246	126.64	58.74
札証	9	79	183	110.11	31.57
名証セントレックス	20	88	246	189.40	51.58
福証Qボード	8	55	215	115.56	58.89
札証アンビシャス	7	29	246	140.00	63.72

[出所] 日経 NEEDS-Financial QUEST より筆者作成

表6-3には、6年後の2017年度（2017年4月1日～2018年3月30日、市場開設日数245日）における市場第二部および新興市場に単独上場している企業の株式取引日数が示されている。東証第二部の企業数が2011年度に比べて増加している理由の1つは、前述のとおり大証第二部を吸収したことにある。札証アンビシャス市場の上場企業数は2期間とも同数の7社であるが、それ以外の市場では上場企業数が減少している。

表6-3 市場第二部および新興市場における株式取引日数（2017年度）

	企業数	最小値	最大値	平均	標準偏差
東証第二部	465	87	245	239.24	14.95
名証第二部	48	86	245	207.54	41.72
福証	20	88	245	192.60	45.04
札証	8	153	223	192.13	22.12
名証セントレックス	12	213	245	239.17	10.25
福証Qボード	4	206	241	220.50	16.26
札証アンビシャス	7	122	245	189.86	46.28

[出所] 日経 NEEDS-Financial QUEST より筆者作成

表6-2と表6-3を比較すると、2011年度に比べて2017年度の株式取引日数が増えていることが確認できる。特に3つの新興市場では取引日数の最小値がいずれも100日以上であり、中でも名証セントレックスや福証Qボードでは、どの企業も取引日数の8割以上（196日以上）は値がついていることが分かる。以前に比べると、市場を通じた資金調達が活発化していることが確認できる。取引を行うには、当該企業の情報を収集し、検討を行うだろう。故に取引の活性化は、企業における情報の取引量が增大していることを暗示して

いる。

### 第3節 研究仮説

市場第二部や地方市場に上場する企業の株価には、市場第一部と比較して、相対的に当該企業の株主価値が十分に織り込まれていないと考えられる。よって、これまで蓄積されてきた研究と同様の方法で株主価値による株価説明力を求めると、市場第二部や地方市場の上場企業の株価説明力は市場第一部の企業に比べて低いものになることが予想される。市場第二部や地方市場は市場第一部と異なり、企業の広報活動である IR (investor relations) に投入できる経営資源が少なく、企業の将来性を占うことに寄与するような情報の流通量が少ないと考えられること、上場の目的が市場第一部に上場する企業に比べると多岐にわたること、ファミリービジネスに見られるような創業家の大株主が存在し、株価の維持や向上への関心が相対的に低いことなどから、これら企業の株主価値は、市場第一部上場企業に比べて株価説明力が低いと考えられる。そこで、本章では以下の研究仮説を設定する。

**仮説：市場第二部や地方市場上場企業では、投資に有用な情報の流通量が少なく、経営者と投資家における情報の非対称性が大きいと考えられるため、市場第二部や地方市場上場企業の株主価値は、東証第一部企業に比べて株価説明力が低い。**

### 第4節 実証分析

#### 1. サンプル

サンプルは2012年3月期および2018年3月期の東証第一部、東証第二部、大証第二部(2012年3月期のみ)、名証第二部および福証、札証に単独上場している3月期決算の製造業である。製造業であるか否かは日経分類に従う。財務データおよび株価データ等は日経 NEEDS・Financial QUEST より取得した。大阪証券取引所は2013年7月16日に東京証券取引所と合併したため、2018年3月期の東証のデータには大証に上場していた企業のもものが含まれている。

本章の研究では、2012年3月期と2018年3月期の結果を比較することで、企業を取り巻く外部環境の影響も考慮する。2012年3月期はリーマンショック後の円高傾向が続いている時期であり、輸出産業を中心に業績が低迷していた時期である。一方、2018年3月期はアベノミクスによる規制緩和の影響で円安に振れており、株価も堅調に推移している時期である。後者のデータの方が市場取引も活発に行われている。

取得されたデータは、欠損値があるなどの理由によりそのままでは使用できないため、①決算期間が12カ月に満たない企業(決算期を変更した企業)、②各年度の月間株価終値、マーケットベータの値が欠けている企業を除外する。また、20年連続して上場を維持してい

る企業のみを対象とし、比較的近年に上場した企業はサンプルから除外する。長期間にわたって第二部あるいは地方市場に上場しているということは、上場の目的が資金調達以外にあるかもしれないと考えたからである。

残余利益モデルは理論モデルであるため、実証分析を行うには残余利益をどのように考えるかが問題となる。第3章で示したとおり、将来予測利益の代理変数として実績利益を使用して残余利益を算定し、それが永続するものと仮定して回帰式を設定する。実績利益の代理変数には5期分の税引後経常利益の単純平均値を用いる。よって、5期分の経常利益が取得できない企業はサンプルから除外する。なお、2012年3月期を含む連続した5期には、リーマンショックを経験した2008年度が含まれる。一般に2008年度の財務データは大きく歪められており、当該年度のデータを用いると分析結果に影響が出る可能性がある<sup>67</sup>。そこで本章の研究では、2009年3月期（2008年度）を除いた5期、すなわち、2007年3月期、2008年3月期、2010年3月期～2012年3月期の5期分のデータを用いて経常利益の平均値を算出し、実効税率を乗じた法人税相当額を控除した税引後経常利益を使用する。2018年3月期のサンプルについては、2014年3月期～2018年3月期の5期分の税引後経常利益を用いて残余利益を計算している。債務超過に陥っている企業、つまり純資産簿価が負の企業については対象から除外した<sup>68</sup>。

株主資本コスト  $re$  はCAPMによって推定する。第3章でも述べたとおり、株式投資収益率をTOPIXなど市場データで計算すると極めて低くなることから、本章でも株式投資収益率は5.0%として計算した。リスクフリーレートはわが国の10年物長期国債利回りの5年平均値を使用する。

以上の結果、2012年3月期のサンプル総数は930となった。その内訳は東証第一部が659、東証・大証・名証の第二部および福証・札証単独上場（以下、第二部・地方グループという）が271である。第二部・地方グループのサンプル271のうち、東証第二部が167で61.6%を占める。大証第二部は76（28.0%）、名証第二部は24（8.9%）で、福証は3、札証は1である。第二部・地方グループのうち地方単独上場のサンプルは4（1.5%）に留まっており、実質的には東証第一部と3市場の第二部との比較ということになる。

2018年3月期のサンプル総数は815となった。その内訳は東証第一部が624、第二部・地方グループが191である。第二部・地方グループのサンプル191のうち、東証第二部が174で91.1%を占める。その他、名証第二部が14（7.3%）、福証が2、札証が1である。したがって、2018年3月期の第二部・地方グループのデータといえどもほぼ東証第二部のものであるから、後に示す表6-6の回帰結果は、東証第一部と東証第二部の比較といっても差し支えない。

<sup>67</sup> 例えば、青木（2012）によれば、日本企業の2008年度のROEやROA、売上高営業利益率はリーマンショックの影響で前年度より大きく落ち込んでいることが確認できる。青木（2012），pp.207-208，pp.212-213を参照。

<sup>68</sup> 2018年3月期のサンプルには、純資産が負の企業は存在しなかった。

## 2. 基本統計量と回帰式

表6-4にはサンプルの基本統計量が示されている。 $P$ は各年度の3月の株価終値、 $B/s$ は1株あたり純資産簿価、 $RI/s$ は1株あたり残余利益の割引現在価値合計である。また、1単元が1,000株でない企業については、1単元が1,000株相当となるように、株価と発行済株式数を調整している。

2012年3月期と2018年3月期を比べると、平均値や標準偏差は東証第一部および第二部・地方グループの全ての変数において2018年3月期の方が小さい。裏を返せば、2012年3月期の方がデータのばらつきが大きかったことを示している。

表6-4 サンプルの基本統計量

市場	期	$n$	変数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
東証 第一部	2012年 3月期	659	$P$	19.00	146,800.00	7,283.64	13,859.67
			$B/s$	10.87	15,370.71	1,040.39	1,137.79
			$RI/s$	-1,990.39	40,872.94	1,906.70	3,348.82
	2018年 3月期	624	$P$	7.80	4,360.00	307.47	371.85
			$B/s$	2.84	2,012.14	268.22	234.03
			$RI/s$	-1,698.59	8,989.44	372.11	810.66
第二部・ 地方 グループ	2012年 3月期	271	$P$	6.00	32,400.00	2,183.36	4,488.42
			$B/s$	2.81	3,955.27	768.48	682.76
			$RI/s$	-2,687.69	12,746.55	1,083.75	1,802.47
	2018年 3月期	191	$P$	8.50	1,855.00	216.19	229.06
			$B/s$	7.64	1,846.44	310.51	336.80
			$RI/s$	-1,516.63	14,057.36	614.39	1,446.90

[出所] 筆者作成

表6-5は変数間の相関を示したものである。変数間の相関は、東証第一部の方が高いこと、2012年3月期の方が2018年3月期に比べてわずかに相関が高いことが確認できる。また、いずれの年度、いずれのセグメントでも株価と純資産簿価の関係が強いことが確認できる。変数間の相関係数は低く、VIF値は1.063~1.123であることから、変数間に多重共線性の疑いはない。



表 6-5 変数間の相関

東証第一部 (2012年3月期)				第二部・福証・札証 (2012年3月期)			
	<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>		<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>
<i>P</i>	1.000			<i>P</i>	1.000		
<i>B/s</i>	0.802	1.000		<i>B/s</i>	0.710	1.000	
<i>RI/s</i>	0.780	0.761	1.000	<i>RI/s</i>	0.451	0.244	1.000

東証第一部 (2018年3月期)				第二部・福証・札証 (2018年3月期)			
	<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>		<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>
<i>P</i>	1.000			<i>P</i>	1.000		
<i>B/s</i>	0.690	1.000		<i>B/s</i>	0.635	1.000	
<i>RI/s</i>	0.617	0.642	1.000	<i>RI/s</i>	0.424	0.331	1.000

[出所] 筆者作成

分析に用いる回帰式は、第3章で示したとおり、以下のものを使用する。外れ値はすべての変数を用いて回帰を行った結果、残差の標準偏差が±3σを超えるものとして認識し、それらをサンプルから除外したのち、再度回帰を行っている。変数は平均0、標準偏差1に標準化したデータを用いている。

$$P = \alpha + \beta_1 B_t/s + \beta_2 \frac{RI_t/s}{re} + \varepsilon$$

*P* … 株価終値 (2012年3月末日, 2018年3月末日)

*B<sub>t</sub>/s* … 1株あたり純資産簿価

*E<sub>t</sub>/s* … 1株あたり税引後経常利益 (5期平均)

*RI<sub>t</sub>/s* = (*E<sub>t</sub>/s* - *re* · *B<sub>t</sub>/s*) … 1株あたり残余利益

*ε* … 誤差項

## 第5節 分析結果と解釈

表6-6には、東証第一部と第二部・地方グループを対象とした2012年3月期と2018年3月期の回帰分析の結果が示されている。いずれの変数も1%水準もしくは5%水準で統計的に有意であることが確認された。

2012年3月期については、東証第一部の調整済決定係数が0.778、第二部・地方グループは0.520となった。東証第一部の決定係数が高い。残余利益モデルによる同様の実証分析の結果でも、調整済決定係数は概ね0.5~0.8であることを勘案すると、想定範囲内の結果である。標準偏回帰係数を観察すると、東証第一部は純資産簿価 *B/s* が0.518で残余利

益の割引現在価値合計  $RI/s$  は 0.447、第二部・地方グループは  $B/s$  が 0.504 で  $RI/s$  は 0.298 となっている。変数  $B/s$  の効き具合についてはどちらも変わらないが、東証第一部では変数  $RI/s$  が相対的に影響度が強いことが確認された。東証第一部の調整済決定係数が高いのは、第二部・地方グループよりも取引が活発であり、多くの投資家が市場に参加して企業の評価を行っていることにあるだろう。東証第一部銘柄は TOPIX にも連動し、機関投資家の投資対象にもなる。将来利益に関心が集まるのは当然のことである。

東証第一部の企業では決算説明会の様子やアニュアルレポート、ファクトブックといった IR 情報を積極的に開示しており、メディアで取り上げられる回数も多いことから、相対的に経営者と投資家の間に介在する情報の非対称性が小さい。また、多くの投資家が企業の分析を行い、市場取引を通じて間接的に情報交換が行われる。そのため、東証第一部では第二部・地方グループに比べると残余利益の割引現在価値合計が評価されているものと考えられる。それは、第二部・地方グループの株主価値は、純資産簿価の標準偏回帰係数は東証第一部の値と変わらないものの、残余利益の割引現在価値合計が東証第一部の値より小さいことから、純資産簿価で説明される部分が大きいという意味でもある。第二部・地方グループの株価説明力の向上には、追加的な変数の採用が必要かもしれない。ただし、どのような変数を追加すべきであるかは、試行錯誤を繰り返す中で探していくことになると思われる。

2018 年 3 月期については、東証第一部の調整済決定係数が 0.743、第二部・地方グループは 0.651 となった。東証第一部の決定係数が高いことに変わらないが、2012 年 3 月期と比べると、その差は縮小している。

標準偏回帰係数を観察すると、東証第一部は純資産簿価  $B/s$  が 0.724、残余利益の割引現在価値合計  $RI/s$  が 0.308 である。2012 年 3 月期の結果と比べると、純資産簿価の影響が大きくなったことを確認できる。第二部・地方グループは  $B/s$  が 0.717、 $RI/s$  が 0.186 である。こちらも東証第一部と同様、2012 年 3 月期と比べて純資産簿価の影響が大きくなっている。2011 年末の TOPIX が 728.61 であったのに対し、2017 年末は 1,817.56 となっており、両年には 2.5 倍の開きがある<sup>69</sup>。おそらく、2018 年 3 月期には有価証券の含み益を有する企業が増えていることであろう。それが、純資産簿価の影響を高める原因となっているのかもしれない。

---

<sup>69</sup> TOPIX は東京証券取引所ホームページより取得した。  
<https://www.jpx.co.jp/markets/indices/topix/index.html>

表 6-6 東証第一部と第二部・地方グループによる回帰結果の比較

市場	期	<i>n</i>	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>adj.R</i> <sup>2</sup>
東証第一部	2012年 3月期	659	-0.031**	0.482***	0.411***	0.778
			(-2.316)	(20.766)	(17.915)	
	2018年 3月期	624	—	0.518	0.447	0.743
			0.001***	0.575***	0.085***	
第二部・地方 グループ	2012年 3月期	271	-0.066**	0.387***	0.240***	0.520
			(-2.154)	(9.486)	(5.608)	
	2018年 3月期	191	—	0.504	0.298	0.651
			0.003***	0.436***	0.029***	
			—	0.717	0.186	

上段は係数を、中段は *t* 値を、下段は標準偏回帰係数を表している。

\*\*\*は 1%水準で有意、\*\*は 5%水準で有意である。

[出所] 筆者作成

追加的な変数の探索を行う手がかりとして、第二部・地方グループをそれぞれの市場ごとにセグメントすることが有効である。第二部といっても、例えば東証と大証では、イムラ印刷のような重複上場企業を除いて、市場への参加企業は異なっているはずである。特に、東証第二部には新潟証券取引所および広島証券取引所の上場企業が併合され、同様に大証第二部には京都証券取引所に上場していた企業が含まれている<sup>70</sup>。さらに大阪証券取引所は東京証券取引所と合併した。証券取引の電子化は市場の地理的な要素を取り除いたが、それでも市場ごとの特徴は残されているはずである。

そこで、第二部・地方グループを市場ごとに分割し、回帰分析を行った。その結果は表 6-7 に示されている<sup>71</sup>。なお、サンプル数が少ない名証第二部、福証および札証は 1 つのセグメントとした。

<sup>70</sup> 新潟証券取引所と広島証券取引所は 2000 年 3 月に閉鎖されて東証第二部に、京都証券取引所は 2001 年 3 月に閉鎖されて大証第二部に併合された。

<sup>71</sup> 名証第二部と福証と札証はサンプル数が少ないため、それぞれ単独での回帰分析は意味をなさないと思われる。そこで、第二部・地方グループを東証第二部、大証第二部、その他の 3 つに区分して分析を行うことにした。結果として、名証第二部と福証、札証を一括りとするようになった。ただ、福証のサンプル数は 3、札証は 1 であるため、名証第二部のみ（サンプル数 24）での回帰結果と大きな相違はなかった。

表 6-7 第二部・地方グループの市場ごとによる分析結果

期	市場	<i>n</i>	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>adj.R</i> <sup>2</sup>
2012年 3月期	東証第二部	167	0.014	0.390***	0.411***	0.595
			(0.333)	(6.845)	(6.582)	
	大証第二部	76	—	0.438	0.421	0.717
			-0.101*	0.321***	0.544***	
			(-1.674)	(3.949)	(7.142)	
			—	0.329	0.595	
名証第二部・ 福証・札証	28	-0.140	0.531***	-0.027	0.557	
		(-1.404)	(4.668)	(-0.309)		
		—	0.303	-0.102		
2018年 3月期	東証第二部	174	0.003***	0.469***	0.026***	0.613
			(4.634)	(13.855)	(3.428)	
	名証第二部・ 福証・札証	17	—	0.707	0.175	0.855
			0.003	0.341***	0.020**	
			(1.635)	(6.518)	(2.746)	
			—	0.740	0.312	

上段は係数を、中段は *t* 値を、下段は標準偏回帰係数を表している。

\*\*\*は 1%水準で有意、\*\*は 5%水準で有意、\*は 10%水準で有意である。

[出所] 筆者作成

2012年3月期の結果を見ると、東証第二部の調整済決定係数は 0.595、大証第二部が 0.717、名証第二部・福証・札証が 0.557 となっており、第二部・地方グループとして一括で観察した際の決定係数 0.520 と比べると、いずれも高くなっている。市場を無視して第二部・地方グループという括りで企業をまとめると、逆に何らかのノイズが混入し、調整済決定係数を押し下げる力がかかったものと推察される。

また、東証第二部および大証第二部では、いずれの独立変数も統計的に有意であることが確認されたのに対し、名証第二部・福証・札証は、残余利益の割引現在価値合計  $RI/S$  は統計的に有意な結果とはならなかった。さらに、その変数 ( $RI/S$ ) の符号が負となっている。これは残余利益が上がれば（下がれば）株価が下がる（上がる）ことを意味しているが、投資家がそれを望んで投資を行うとは考えられない。よって、名証第二部・福証・札証の結果は説明できないものといえる。名証第二部・福証・札証の結果が不安定であるのは、サンプル数が少なく ( $n:28$ )、データにばらつきがあることが原因ではないかと考えられる。なお、セグメントによる分析の結果、大証第二部の調整済決定係数 (0.717) が東証第二部 (0.595) よりも高くなり、東証第一部 (0.778) に近いのは興味深い。大証第二部の標準偏回帰係数を観察すると、 $B/S$  が 0.329 であるのに対して  $RI/S$  は 0.595 であり、結果に後者が影響して

いる。一般に  $B/s$  と  $RI/s$  の標準偏回帰係数を比較すると  $B/s$  の方が大きい値を示している。大証第二部に関しては  $RI/s$  が回帰結果に影響していたのは特徴的である。なぜそのような結果となったのか。その理由の探索については詳細な検討の結果を待たなければならない。

続いて、2018年3月期の結果を見てみよう。東証第二部の調整済決定係数は0.613、名証第二部・福証・札証が0.855である。こちらは逆に、第二部・地方グループとして一括で観察した際の調整済決定係数0.651と比べると、東証第二部の結果が低くなった。これは名証第二部・福証・札証の調整済決定係数が大きく影響している可能性が考えられる。名証第二部、福証、札証のサンプルを比較すると、サンプル数は減少しているものの、いずれも2011年度に比べて2017年度の株式取引日数が増加しており、標準偏差が小さくなっている。本研究の対象企業ではないが、札証アンビシャス市場の非製造業ライザップグループでは、市場開設日のすべてで株式取引が行われているなど、市場全体として2017年度は2011年度に比べると取引が活発化している。市場への注目度が高まり、取引量が増加すると、そこに集まる情報の量や質が高まる。わが国の株式取引が東京証券取引所に一極集中を見せる中、市場第二部や地方証券取引所では生き残りをかけた活動を行っている。アベノミクスによる金融緩和の流れの中で証券取引が活性化したことが、回帰結果の2期間比較に現れている。

以上の結果、「市場第二部や地方市場上場企業では、投資に有用な情報の流通量が少なく、経営者と投資家における情報の非対称性が大きいと考えられるため、市場第二部や地方市場上場企業の株主価値は、東証第一部企業に比べて株価説明力が低い。」という仮説は支持された。

## 第6節 小括

本章の研究は、近年、資金調達目的という存在感を失いつつあると揶揄されている市場第二部上場企業および地方単独上場企業に焦点を当てた研究であり、それら企業による株主価値の評価を、活発に取引が行われている市場第一部、特に東証第一部と同様の手法で行えるかというリサーチクエスチョンからスタートしている。そもそも、株式市場は企業と家計の間での資金移動を円滑に行うことを目的に開設されており、企業には資金調達の場としての利用が期待されている。ところが、市場第二部へ上場する企業の中には資金調達とは異なった目的、すなわち知名度の向上による人材の確保などを目的とした企業も散見される。企業が投資家を意識して発信する情報は、いうまでもなく企業価値の向上や将来のリターンにつながるような情報であるはずである。しかし、上場の目的が市場での取引や株価上昇よりも他にある場合、投資家にとって有用な情報が十分に開示されない可能性がある。経営者と投資家に介在する情報の非対称性が存在すると考えられるのである。市場第二部や地方市場に上場する企業の中には、そのような企業が見受けられるのである。

本章では東証第一部の製造業と、第二部・地方グループの製造業のデータを使用し、同一

の株主価値評価モデルを用いて株主価値を測定し、株価説明力の比較検証を試みた。その結果、以下のことが確認された。

東証第一部と第二部・地方グループの調整済決定係数を比較すると、東証第一部が高い株価説明力を有していることが確認された。回帰分析は独立変数で従属変数をどれだけ説明できるかを統計的に測るものであるから、株価が株主価値よりも過大に評価されているか過小に評価されているかの判断はつかないが、東証第一部の製造業の評価には、第二部・地方グループの製造業に比べて将来の残余利益情報が用いられていることが確認された。投資家による将来情報の予測は難しい。経営者との間で情報の非対称性が存在するからである。それを埋めるのは企業による情報開示とその解釈である。情報開示にもコストが発生するため、頻度や内容は企業の体力と相関する。規模が大きい企業では IR 部門を設置し、情報コストを負担して資本コストの引き下げを図ろうとするが、上場企業といえども第二部市場や地方市場には中規模クラスの上場企業も多く、そこまでのコスト負担は容易ではないと思われる。株式市場は投資家同士の情報交換の場である。投資家は自ら所有する情報を用いて企業の株価を算定し、市場取引を行う。取引が活発であればあるほど、投資家の情報が共有される。東証第一部と第二部・地方グループの比較では、取引日数に違いも見られた。

以上のことから、東証第一部と第二部・地方グループでは前者の方が高い株価説明力を有すると考えられる。例えば、市場第二部に IPO を果たした社長たちがいうように、知名度や評判といったものを定量化して、残余利益モデルに組み込むことができれば、株価説明力の向上を図ることができるようになるかもしれない。そのためには、それぞれの市場特性を包含した追加情報の特定が必要になると考えられる。

## 第7章 「自社が筆頭株主」である企業の価値関連性

### 第1節 はじめに

かつてわが国では、商法の規定により自社株の保有が原則として禁止されていた。株主より端株の買取請求権が行使されたときなど、企業は一時的に自社の株を保有することがあった。このような株式は自己株式として流動資産に計上され、遅滞なく、または相当の期間に処分することが求められていた。ところが、2001（平成13）年10月に施行された商法改正により、自社株の取得が原則禁止から原則容認へと変更された。これにより、現在は取得の理由に関係なく、企業は自社株の取得ができるようになったのである。

企業が自社株を取得する主な理由は4点ある。第1には、株価対策である。市場で形成される株価は、企業の本源的価値とノイズにより決定される。企業の本源的価値を最もよく理解しているのは、当該企業の経営者である。市場株価が当該企業の本源的価値よりも低い場合、経営者は市場に流通する株式の数量を減少させることで1株あたりの価値を上げ、株価の上昇を図るのである。これは株主還元にもつながる。自社株に対する配当は行われず、利益が社内に留保され、1株あたりの株主持分が増加することになる。

第2は、株式売却の受け皿となる場合である。わが国の企業では、取引先との円滑な取引を目的に、株式の相互持ち合いが行われる傾向にある。しかし、M&Aや事業構造の変化等によって株式の相互持ち合いが解消されると、当該株式は市場に放出されるため、企業は安定株主を失うことになる。市場に出回った株式に新たな買い手がつかないと株価は下落する。新たな買い手が名乗りを上げたとしても、それが自社にとって好ましくない投資家、例えば、買収を企図する機関投資家やアクティビストなどであった場合、経営は不安定なものになる。そこで、経営の安定を目指して自社株を取得するのである。

第3は、機動的な企業再編への準備である。昨今のように、経済が低成長であり、かつ、企業を取り巻く環境変化が激しい時代において、企業は多角化や事業領域の変更・拡大を行おうとする。かつては自社で工場を建て、設備を導入し、従業員を雇用して新規事業を一から構築した。しかし、事業の発展や安定には多くの資金と時間が必要となる。研究開発の結果、事業化の目処が立ったときには、すでにブームが去っていることもある。そのため、近年では事業多角化の手段としてM&Aが用いられることが多い。他社を買収するには、かつては買収資金を用意する必要があったが、商法改正により、株式交換による企業買収が可能となった。自社株を買収先企業の株主に割り当てることでM&Aを成立させることができるようになったのである。

最後は、ストックオプションへの準備である。ストックオプションを付与された役員や従業員は、自社の株価が上昇した際にストックオプションを行使し、株式を市場で売却すれば差益が得られる。同制度は役員や従業員の士気を高めるには有効である。そのため、企業は

市場から株式を取得し、それをストックオプションに割り当てるのである。

以上のように、2001年の商法の改正による自社株の解禁以降、多くの上場企業では自社株を資本政策として用いてきた。欧米での売上比率が高いキヤノンは、2007年度から2014年度にかけて総額で1兆500億円の自社株買いを実施している<sup>72</sup>。いずれも株価が下がっている局面において実施され、株価の水準を維持している。

自社株は株主還元の1つの方法であり、株価の上昇にもつながることから、投資家には好意的に受け止められる。しかし、自社が筆頭株主になるくらいまで持株割合を増やした場合、その情報を投資家はどのように受け止め、評価するだろうか。本章ではサンプル期間中に自社が筆頭株主となった経歴の有無でサンプルを分け、測定された株主価値の株価説明力を観察する。

## 第2節 自社株と株主価値に関する先行研究

企業における自社株の取得に関する研究は数多く見られ、研究の視点も多岐にわたる。譚・島田・榊原(2015)は、自社株買いに関する研究を分類することは難しいと前置きした上で、2つの論点を紹介している。第1の論点は、株主に対する利益配分を配当で行うべきか、それとも自社株買いで行うべきであるかという点である。米国での利益還元は、配当と自社株買いが代替的手段として用いられているのに対し、わが国のほとんどの企業では配当が実施され、さらにその上乘せとして自社株買いが行われている。これを受けて、譚らは、経営者はなぜ配当還元で代えて自社株買いを行うのか、あるいは、通常の配当還元に加えて追加の還元を行う際に、特別配当ではなくなぜ自社株買いを行うのかということに関心を寄せている。第2の論点は、自社株買いを行う経営者の動機である。これは、主にシグナリング仮説とフリーキャッシュフロー仮説によって説明される。株主と経営者との間には情報の非対称性が存在し、企業の内容や状態は経営者の方が詳しい。経営者は自社の株価が株式価値(1株あたりの株主価値)に比べて割安の状態にあることを、自社株買いを行って株主に発信するというのがシグナリング仮説である。キヤノンやトヨタ自動車が自社株買いの枠を設定し、それを実施するのは、同社の株式が割安な状態にあるというシグナルを市場に送っているのである。一方、フリーキャッシュフロー仮説は、企業が現金を余剰に保有している場合、経営者は自社株買いという株主還元策を通じて株主重視の経営を行っているという姿勢を市場に伝えるというものである。自社株買いによる市場へのアナウンスメント効果は、自社株買いの発表日をイベント日としたイベント・スタディによって検証されることが多い。

Vermaelen(1981)は、自社株の発表と取得が株価に与える影響についての実証分析を行っている。その結果、経営者が自社株の取得を発表すると株価が急上昇すること、自社株取得後は株価が下落すること、自社株取得後に株価は下落するが、自社株取得の発表前の水準

<sup>72</sup> 日本経済新聞 2016年3月11日を参照。



よりは高いという結果を得ている。これはシグナリング仮説を支持する結果といえる。

榊原 (2012) は、自社株買いそのものが株式価値を上昇させるのか、それとも自社株買いという経営者の行動を市場が好感と捉え、それが株式価値を上昇させるのかという点に着目している。多くの先行研究は後者の立場によるが、榊原は簡単な例を使用して、経営者の意図とは関係なく自社株買いそのものが株式価値を上昇させることを論じている。

以上のように、自社株の取得や自社株の取得枠の設定という情報が企業からアナウンスされると株価が上昇することは、先行研究によって明らかにされている。自社株を取得すると1株あたり利益や1株あたり純資産といった指標が向上することからも理解できる。

シグナリング仮説によれば、自社株の取得によって経営者と株主に介在する情報の非対称性が緩和され、実際の株価は理論株価(1株あたりの株主価値)に収斂すると考えられる。すなわち、自社株買いを行った企業の株主価値による株価説明力は高くなるはずである。特に自社が筆頭株主である企業に至っては、市場の流通する株式を率先して自社が買い上げるわけであるから、そのシグナルはより強いものと考えられる。

では、長期にわたって自社が筆頭株主であるという企業はどうであろうか。自社株の活用の仕方については、①市場への再放出、②特定の外部者への交付(M&Aによる株式交換)、③役員もしくは従業員へのストックオプション、④消却の4点が考えられる。①から③は企業の戦略に基づくものであるが、①の市場への再放出については、市場への供給量の増加から株価が下落する可能性があり、市場は警戒する。②の特定の外部者への交付については企業再編を想起させるものである。それぞれの企業によるM&Aの対象や目的によって、当該企業に対する市場の評価は分かれるだろう。当面、自社株を利用する目的がなく、既存株主への還元を確かなものにするには、④の自社株の消却を行うことになる。企業価値は同一のまま、発行済株式総数が減少するので、1株あたり利益や1株あたり純資産が増加することになる。

### 第3節 研究仮説

日本経済新聞 2011年6月18日付の夕刊には、自社が筆頭株主である企業は2007年3月期では約100社であったが、2009年3月期には150社を超え、2011年3月期には192社となり、4年で倍増したことが報じられている<sup>73</sup>。さらに2013年3月期には230社、2015年3月期には318社となり、約6年で3倍の伸びとなった。上場企業数は概ね3,700~3,800社の間で推移していることからすると、上場企業の約1割の筆頭株主は自社であるという状態にある。毎年のように自社が筆頭株主としてリストアップされる企業もあれば、一旦は筆頭株主になった場合でも翌年度には筆頭株主の座を他者に譲るような企業もある。自社株の保有割合が相対的に低い企業では、自社の持ち株割合の順位が毎年のように変わ

<sup>73</sup> 日本経済新聞 2011年6月18日夕刊。なお調査対象は連続比較が可能な3月期決算企業2,424社である。

ることが予想される。このように、自社が筆頭株主という企業が着実に増加している。

研究に先立ち、2015年度における自社が筆頭株主である状況を調査した。東証第一部、同第二部およびジャスダックに上場する一般事業会社のうち、2011年度から5期にわたってデータの入手が可能な2,664社の中で、自社が筆頭株主であった企業は272社(10.21%)であった<sup>74</sup>。このうち、過去5期にわたり連続して自社が筆頭株主である企業はその半数超の139社(5.21%)であり、さらにその5分の1の28社(1.05%)については、連続して10期以上にわたって自社が筆頭株主の状態が続いている。紡績業のクラボウや製紙業の王子ホールディングス(王子製紙の時代を含む)などが10年以上にわたって自社が筆頭株主の企業である。

自社が筆頭株主であるという情報は、経営者が投資家に向けて発信する資本政策の情報の1つであることから、投資判断に関わる情報の非対称性の緩和につながる。ただし、自社が長期にわたって筆頭株主である場合、投資家はその意義を多様に捉える可能性がある。株価を押し上げるための自社株買いであったとすれば、時期を見て市場に戻すであろうし、自社株の活用方法が見当たらなければ株式の消却によって株主の価値を高めるという行動を起こすはずである。しかし、そのいずれでもない。すなわち、長期にわたって自社が筆頭株主であることは資本政策に消極的であり、あるいは経営者の意図が投資家へ十分に伝わっていない状態にあると思われる。結果として投資家は自社が長期にわたって筆頭株主である企業の資本政策を一様に捉えることができないと考えられる。そこで、本章では以下の仮説を設ける。

**仮説1**：自社が筆頭株主であるということは、資本政策に関する経営者と投資家に介在する情報の非対称性の緩和につながることから、自社が筆頭株主である企業における株主価値の株価説明力は、筆頭株主ではない企業よりも高い。

**仮説2**：自社が長期にわたって筆頭株主である企業では、その資本政策について情報の非対称性が大きく、投資家は企業を多様に評価するため、測定された株主価値の株価説明力は低い。

## 第4節 実証分析

### 1. サンプルと回帰式

本章における研究のサンプルは東証第一部上場2016年3月期決算の製造業である。筆頭株主データ、財務データおよび株価データ等は日経NEEDS・Financial QUESTより取得した。

取得したデータのうち、①2012年3月期から2016年3月期まで5期連続で筆頭株主が確認できない企業、②2014年3月期から2016年3月期まで3期連続で決算データが取得

<sup>74</sup> データは日経NEEDS・Financial QUESTにより取得した(2016年7月25日取得)。

できない企業、③決算期間が12カ月に満たない企業（決算期を変更した企業）、④2016年3月末日の株価が取得できない企業、⑤マーケットベータが収集できない企業をサンプルから除外した。

さらに、残余利益の割引現在価値合計が負の値であり、かつその絶対値が純資産簿価よりも大きい企業、すなわち計算された株主価値が負となる企業を対象から除外した。これは、株価には負の値が存在しないことによるものである。以上の結果、サンプルは658となった。

回帰式の独立変数は1株あたり純資産簿価と1株あたり残余利益の割引現在価値合計、従属変数は決算月の株価終値を用いる。1株あたり残余利益の割引現在価値合計の算出には過去3期分の当期純利益の平均値を使用し、それが永続すると仮定している。分析に用いる回帰式は以下のとおりであり、第4章から第6章で使用したものと同一である。

株主資本コスト  $re$  はCAPMによって推定する。株式投資収益率は3.85%、リスクフリーレートはわが国の10年物長期国債利回りの平均値として0.49%を使用する。マーケットベータは日経NEEDS-Financial QUESTに収録されているデータを使用している。

外れ値の処理についても、これまでと同様の処理を行っている。すなわち、すべての変数を用いて回帰を行い、残差の標準偏差が $\pm 3\sigma$ を超過したサンプルを外れ値として認識し、それを除外した上で再度回帰している。また、データは平均0、標準偏差1に標準化したものを用いている。

$$P = \alpha + \beta_1 B_t/s + \beta_2 \frac{RI_t/s}{re} + \varepsilon$$

$P$  ……2016年3月末日株価終値

$B_t/s$  ……1株あたり純資産簿価

$E_t/s$  ……1株あたり当期純利益（3期平均）

$RI_t/s = (E_t/s - re \cdot B_t/s)$  ……1株あたり残余利益

$\varepsilon$  ……誤差項

## 2. 基本統計量

サンプルの基本統計量は表7-1に示されている。 $P$ は2016年3月末日の株価終値、 $B/s$ は1株あたり純資産簿価、 $RI/s$ は1株あたり残余利益の割引現在価値合計である。1単元が100株でない企業については、1単元が100株相当となるように株価と発行済株式数を調整している。

表 7-1 サンプルの基本統計量 ( $n : 658$ )

変数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
$P$	38.00	61,390.00	3,042.27	4,105.66
$B/s$	21.67	77,940.80	4,510.97	7,917.43
$RI/s$	-41,247.95	99,157.36	4,823.05	11,202.50

[出所] 筆者作成

表 7-2 は独立変数および従属変数間の相関を示したものである。2つの独立変数に強い相関は確認されず、VIF 値は 1.038 であり多重共線性の恐れはない。なお、特徴的なのは株価  $P$  と 1 株あたり純資産簿価  $B/s$  の相関係数より、株価  $P$  と 1 株あたり残余利益の割引現在価値合計  $RI/s$  の相関係数の方が大きいことである。本研究を含む残余利益モデルを用いた多くの実証研究では、前者（株価  $P$  と 1 株あたり純資産簿価  $B/s$ ）の相関係数の方が大きい場合が多く、株主価値による株価説明力は残余利益よりも純資産簿価によって説明される傾向にある。本章の研究では、残余利益を計算するために用いた当期純利益は 2014 年 3 月期から 2016 年 3 月期までの 3 期分の平均を用いているが、2010 年代中盤はわが国企業にとって業績の回復期であり、また業績に先行して株価の上昇が進んだ時期でもある。それが、相関係数に影響している可能性がある。

表 7-2 変数間の相関

変数	$P$	$B/s$	$RI/s$
$P$	1.000		
$B/s$	0.260	1.000	
$RI/s$	0.389	0.192	1.000

[出所] 筆者作成

## 第 5 節 分析結果と解釈

表 7-3 には、分析に用いられたサンプル全体の回帰結果が示されている。残余利益モデルにて株主価値の検証を行った藤井=山本（1999）や青淵（2003）、青淵（2013）など同様の研究では、回帰分析の調整済決定係数が概ね 0.5~0.8 であった。これと比べると、本章の研究の調整済決定係数は 0.245 であり、かなり低い。サンプルの選定や絞り込み、年度などが関係していると思われるが、株価と 1 株あたり純資産簿価、株価と 1 株あたり残余利益の現在価値合計との相関係数が相対的に低いことが、調整済決定係数の低さにつながっていると考えられる。前述のとおり、景気は回復企業にあるが、企業業績に比べて株価が先行

して上昇していることが、モデルの寄与度である調整済決定係数にも表れていると思われる。

標準偏回帰係数を観察すると  $B/S$  が 0.259、 $RI/S$  は 0.403 で、変数  $RI/S$  が相対的に効いている。本研究の他の章では、どのセグメントにおいても  $B/S$  の標準偏回帰係数の方が  $RI/S$  の標準偏回帰係数をよりも大きく、本章の結果のみが逆転していることがわかる。

表 7-3 サンプル全体の回帰結果

区分	$n$	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$adj.R^2$
		係数	-0.066***	0.164***	0.281***	
全体	658	t 値	(-3.162)	(7.547)	(11.749)	0.245
		標準偏回帰係数	—	0.259	0.403	

\*\*\*は 1%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

サンプル全体の回帰に続いて、分割されたセグメントでの株価説明力の分析を行う。はじめに、2012年3月期から2016年3月期までの5期間のうち、自社が筆頭株主であった年度が一度もなかった企業 ( $n:521$ ) と、期間中に一度でも自社が筆頭株主となったことがある企業 ( $n:137$ ) に分けて分析する。次に、期間中に一度でも自社が筆頭株主となった企業のうち、5期以上連続で自社が筆頭株主であった企業 ( $n:52$ , 以下、恒常的筆頭株主企業という) と、直近期 (2016年3月期) および直近2期 (2015年3月期と2016年3月期) のみ自社が筆頭株主であった企業 ( $n:22$ , 以下、直近期筆頭株主企業という) に分けて分析する。また、期間中に自社が筆頭株主となったことがあるものの、不連続 (首位とそれ以外の順位を繰り返す場合) や偶然に筆頭株主となったような企業 ( $n:63$ , 以下、不連続筆頭株主企業という) についても検証を行う。言うまでもなく、不連続筆頭株主企業の区分には、確かに自社株の保有割合が高い企業であることに違いないが、意図して (資本政策として) 自社が筆頭株主となったわけではない企業も含まれるだろう。M&A の準備等、一時的に筆頭株主となったと考えられる。

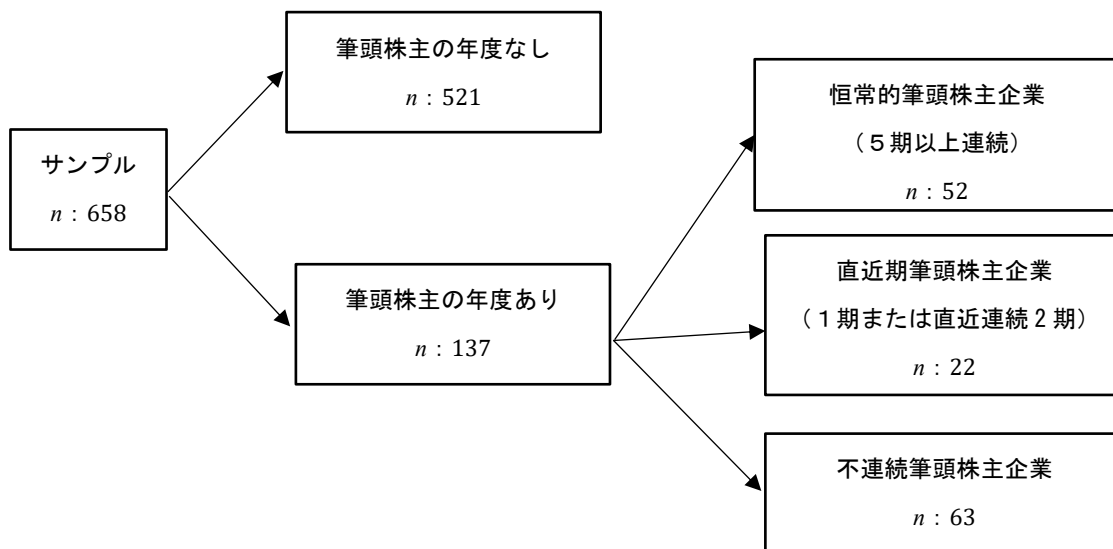


図 7-1 サンプルの分割イメージ

[出所] 筆者作成

自社が筆頭株主となった年度の有無によってセグメントし、回帰を行った結果が表 7-4 に示されている。回帰の結果、分析期間中の年度末に一度も筆頭株主となることがないサンプルの調整済決定係数は 0.199 であった。一方、分析期間中の年度末に一度でも筆頭株主となることがある企業の調整済決定係数は 0.321 であった。変数はいずれも 1%水準で統計的に有意である。サンプル全体の調整済決定係数は 0.245 であったことを勘案すると、筆頭株主の経歴を有する企業の方が高い株価説明力を示すことが確認された。

企業が自社株を取得する動機の多くは割安な株価を適正な水準に引き上げるとともに、株主への配分を向上させることにある。企業が自社株の取得枠を設定すると、その情報が市場に展開され、経営者と投資家に介在する情報の非対称性が縮小する。さらには、投資家の間では取得された自社株への関心（消却や M&A への活用など）が持続し、投資家は市場を通じて情報の共有を図ることになる。多くの目が 1 株あたりの株主価値（本源的価値、理論株価）に向けられ、株価がそれへと収斂する。したがって、筆頭株主の経歴を有する企業の方が相対的に高い株価説明力を示したのではないかと考えられる。以上の結果から、「自社が筆頭株主であるということは、資本政策に関する経営者と投資家に介在する情報の非対称性の緩和につながることから、自社が筆頭株主である企業における株主価値の株価説明力は、筆頭株主ではない企業よりも高い。」とした仮説 1 は支持されたものと考えられる。

表7-4 セグメントごとの回帰結果

区 分	<i>n</i>	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>adj.R</i> <sup>2</sup>
筆頭株主の 年度なし	521	係数	-0.073***	0.125***	0.231***	0.199
		t 値	(-2.971)	(5.109)	(9.005)	
		標準偏回帰係数	—	0.206	0.362	
筆頭株主の 年度あり	137	係数	-0.074*	0.195***	0.387***	0.321
		t 値	(-1.911)	(4.651)	(5.878)	
		標準偏回帰係数	—	0.337	0.426	

\*\*\*は1%水準で有意、\*は10%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

次に、自社が筆頭株主となったことがある企業 (*n*:137) について、サンプルを恒常的筆頭株主企業 (*n*:52) と、直近期筆頭株主企業 (*n*:22) に分けて分析した。なお、前者に該当する 52 社のうち 12 社は、自社が筆頭株主である期間が連続して 10 期以上となっており、資本政策として長期にわたり自社株を保有し続けている。後者に該当する 22 社のうち、直近期の 2016 年 3 月期に筆頭株主となった企業が 11 社、2015 年 3 月期より 2 期連続で筆頭株主となった企業が 11 社である。資本政策の下で筆頭株主となったのか、あるいは偶然に筆頭株主となったのかはデータ上から確認できないが、投資家はそれら企業の行動を新たな情報として受け取ったことになる。

回帰分析の結果、恒常的筆頭株主企業の調整済決定係数は 0.185、直近期筆頭株主企業の調整済決定係数は 0.272 となった。後者の株価説明力は、自社が筆頭株主となった経歴を持たない企業の調整済決定係数 (0.199) を上回っている。ただし、独立変数  $\beta_1$  (1 株あたり純資産簿価) は統計的に有意ではない。サンプル数が少ないことが理由の 1 つとして考えられる。一方、前者の調整済決定係数 (0.185) が筆頭株主の経歴を持たない企業の結果 (0.199) を下回ったのは興味深い。長期にわたって自社が筆頭株主の状態が続く企業における株主価値の株価説明力は、筆頭株主となったことがないサンプルと大差がない。すなわち、長期にわたって自社が筆頭株主となっている企業の資本政策について投資家は一様の判断ができず、株主還元を継続しているなどポジティブに捉える投資家もいれば、自社株の用途が判明しないなどネガティブに捉える投資家もあり、その評価が多様であることを示している。すなわち、経営者と投資家の間に情報の非対称性がこのような結果をもたらしたことを暗示している。

以上より、「自社が長期にわたって筆頭株主である企業では、その資本政策について情報の非対称性が大きく、投資家は企業を多様に評価するため、測定された株主価値の株価説明力は低い。」とした仮説 2 は支持される結果となった。

ところで、サンプル期間に筆頭株主となったことがある企業 (*n*:137) の調整済決定係数

が 0.321 であったのに対し、恒常的筆頭株主企業 ( $n:52$ )、直近期筆頭株主企業 ( $n:22$ ) の調整済決定係数は、いずれも 0.321 を下回っている。つまり、分析期間中において一時的に筆頭株主となった不連続筆頭株主企業の 63 社が、筆頭株主となったことがある企業の調整済決定係数を押し上げていると考えられる。63 社が筆頭株主であった期はバラバラである。期間中、直近期を除く 1 期のみ筆頭株主であったり、4 期前と 2 期前に筆頭株主であったりなど、そのパターンは多岐にわたる。適宜筆頭株主となるパターンである。

当該 63 社をサンプルとして回帰したところ、調整済決定係数は 0.781 であり、他のセグメントに比べてかなり高いことが確認された。独立変数はいずれも 1%水準で統計的に有意である。63 社における具体的な自社株買いの行動や、一時的に自社が筆頭株主となった背景をトレースしたわけではないが、資本政策等、必要に応じて自社株買いを適切に活用しているものと思われる。シグナリング効果の表れでもあろう。企業が自社株買いを行うにあたってその理由を明確にする必要はないが、目的を明確にしない自社株買いは市場にいらぬ誤解を与えかねない。そのため、多くの企業は自社株買いの目的を明示した上で取得枠を設定し、取得に至っている。サンプルには、一時的に筆頭株主となるが、目的に沿って自社株の売却等を行い、筆頭株主の座から降りるような企業も含まれている。その間に多くの情報が発信され、それをもとに投資家は株主価値を推測する。すなわち、経営者と投資家に介在する情報の非対称性が緩和される状態にあったと考えられ、株主価値による株価説明力が高いという結果がもたらされたのである。表 7-5 には、自社が筆頭株主となった経歴を持つサンプルを、その期間等を基準に分割した各セグメントにおける分析結果が示されている。

表 7-5 自社が筆頭株主の経歴を持つ企業のセグメントごとの回帰結果

区 分	$n$		$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$adj.R^2$
恒常的 筆頭株主企業	52	係数	-0.080	0.207***	0.140*	0.185
		t 値	(-1.128)	(2.904)	(2.186)	
		標準偏回帰係数	—	0.371	0.279	
直近期 筆頭株主企業	22	係数	-0.109	0.064	0.320**	0.272
		t 値	(-1.464)	(0.471)	(2.767)	
		標準偏回帰係数	—	0.093	0.547	
不連続 筆頭株主企業	63	係数	-0.061	0.225***	0.681***	0.781
		t 値	(-1.138)	(3.905)	(12.960)	
		標準偏回帰係数	—	0.242	0.803	

\*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準、\*は 10%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成



## 第6節 小括

本章第3節で示したように、日本経済新聞の記事によると自社が筆頭株主という企業が年々増加している。前述のとおり、企業による自社株買いに関する実証研究は経営者の動機に基づくアナウンスメント効果に着目したものが多い。本章の研究も企業による自社株買いを題材にしているが、その視点は筆頭株主にあり、かつそのような企業における株主価値の株価説明力に着目している点がユニークである。さらには、サンプルを筆頭株主の期間によって分割し、セグメントごとの相違を観察している。図7-2は、本章の研究におけるセグメントごとの調整済決定係数を表したものである。

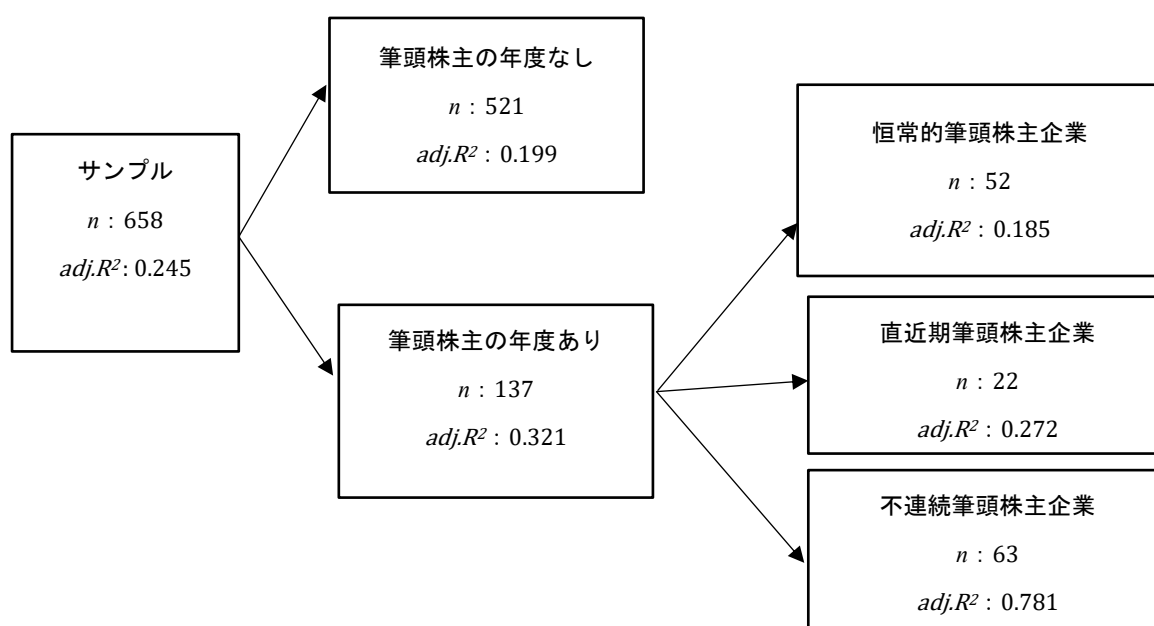


図7-2 セグメントごとの調整済決定係数

[出所] 筆者作成

自社が筆頭株主といっても、長期にわたって筆頭株主の状態にある企業もあれば、一時的な株価の引き締めや M&A に備えた自社株の取得が、結果として自社を筆頭株主に押し上げたような場合も見られる。企業が保有する自社株が市場に放出されれば株価の下落につながるため、市場はその動向を注視しているに違いない。しかし、自社が筆頭株主の状態が恒常的に続く企業に対して、投資家は当該企業における自社株保有の資本政策を多様に捉えているはずである。自社が筆頭株主であることが慢性化しており、自社株をどのように活用するつもりであるかの経営者のメッセージが投資家には十分に伝わらないと考えられる。恒常的筆頭株主企業の調整済決定係数は 0.185 にとどまり、それら企業における株主価値の株価説明力は低いことが示された。これに対し、不連続筆頭株主企業の調整済決定係数は

0.781 であり、他の切り口に比べると株価説明力がかなり高い結果となった。一時的に筆頭株主になるには相応の理由があり、その情報が投資家に伝わることで情報の非対称性が緩和されたと考えられ、シグナリング効果が表れているものと考えられる。

ただ、本章の研究手法には課題も残されている。第1に、筆頭株主の定義である。東証第一部上場企業といえども、オーナー系企業がないわけではない。筆頭株主が経営者個人もしくは親族である場合、実質的には自社が筆頭株主の状態にあるといっても過言ではない。そのような名寄せを行えば、異なる結果となった可能性がある。第2に、第2位の株主の扱いである。対象企業の中には、筆頭株主の座を他者に譲っても自社が第2位であったり、1年を挟んで筆頭株主に返り咲いたりする企業も存在した。このような企業も実質的には自社が筆頭株主の状態に近いと考えられよう。第3に自社株の保有割合には言及していない。自社が筆頭株主である東燃ゼネラル石油の自社株の保有割合は35.5%、ファナックは18.3%、キヤノン18.1%、富士フイルムは6.3%であり、その割合は様々である<sup>75</sup>。しかし、本章の研究ではそのような自社株の保有割合を考慮していないし、保有割合の変動も考慮に入れていない。年々、自社株の割合を上昇させる資本政策をとる企業もあるだろう。一定割合で自社株を保有し続ける企業と、その割合を増やしていく企業では、株価説明力も異なる可能性が考えられる。

最後に、本章の研究で用いたサンプル全体 ( $n: 658$ ) の調整済決定係数が高くないことについては、検討しなければならない。残余利益モデルを用いた株価説明力の検証において、先行研究では比較的高い調整済決定係数が示されてきた。同モデルは純資産簿価と残余利益の割引現在価値合計の和で株主価値を推定するモデルである。例えば、株価純資産倍率 (PBR) が1 (株価=純資産簿価) であり、理論株価 (1株あたり株主価値) と実際株価が等しいと仮定するならば、残余利益の割引現在価値合計はゼロということになる。2つの説明変数のうち、期首純資産簿価で説明される部分が多いことは、これまでの研究でも確認されてきたことであり、それが調整済決定係数の大きさにつながっている。2016年度における東証第一部製造業のPBRの単純平均値は1.0、加重平均値は1.3であることからみても、純資産簿価での説明部分が大きくなるはずである<sup>76</sup>。しかし、本章の研究では、サンプル全体およびセグメントごとのサンプルのいずれでも、説明変数の標準偏回帰係数は残余利益の割引現在価値合計の方が大きく、先行研究の結果とは異なっている。前述のとおり、分析対象期間は株価が伸びている。2013年4月1日のTOPIXは1,000.57であったが、2015年8月10日には1,691.29まで上昇した。2016年3月31日には1,347.2まで下がったが、図7-3に示されたとおり、サンプル期間において全体的に株価が上昇していることが分かる。このことから、調整済決定係数が他の研究に比べて低い原因は株価の変動にあるのではないかと思われる。先行研究とは分析対象期間が異なり、経済環境も同一ではない。

<sup>75</sup> 日本経済新聞 2016年6月27日を参照。

<sup>76</sup> PBRの平均値は東京証券取引所ホームページを参照。

[http://www.jpx.co.jp/markets/statistics-equities/misc/nlsgeu000001123y-att/j\\_perpbr201603.pdf](http://www.jpx.co.jp/markets/statistics-equities/misc/nlsgeu000001123y-att/j_perpbr201603.pdf)

結果の解釈にあたっては、株価と純資産簿価、あるいは残余利益の割引現在価値合計との相関関係がどのように変化しているかも考慮する必要がある。

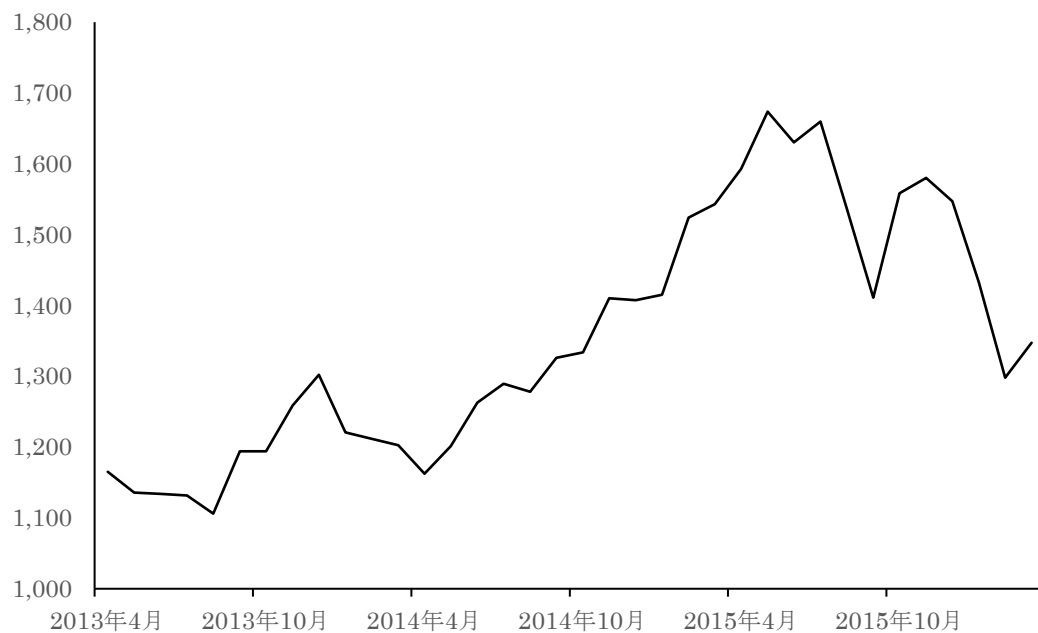


図7-3 TOPIXの変化（2013年4月～2016年3月：月次終値）

[出所] インベスティング・ドットコム日本版のWebサイトより筆者作成

<https://jp.investing.com/indices/topix-historical-data>

## 第8章 市場のボラティリティと価値関連性

### 第1節 はじめに

本章の研究は、企業のマーケットベータ（ベータ値）に着目する。ベータ値は株式市場全体の値動きに対する個別銘柄の値動きを示すものであり、当該株式のリスクを反映している。ある企業の株価が TOPIX や日経平均株価といった株価指数と同じ動きをするときのベータ値は1となり、1を超えるとその銘柄は株価指数よりも上下に大きく動くことを意味する。反対に株価指数より動きが小さい銘柄のベータ値は1を下回る。ベータ値の大小そのものが企業の業績を示すわけではないが、リスクテイクする投資家はハイリターンを狙ってベータ値の高い銘柄に投資を行うだろうし、逆にリスク回避を好む投資家はベータ値の低い銘柄に着目するだろう。

ベータ値は経営者がコントロールできるものではなく、市場にて決定されるものであるが、安定的な株主構成を目指す経営者は、ベータ値の引き下げを考えるに違いない。ベータ値が下がれば株主資本コストが下がり、それは株主価値の向上につながるからである。そのため、経営者は多くの情報を投資家に提供し、情報の非対称性を緩和することでリスクを下げようとする。本章の研究では、ベータ値の大小を切り口として、株主価値の株価説明力を検証する。

株価が変動する要因は様々であり、企業固有の理由に起因するものと、リーマンショックなど経済環境の変化によるものに大別できる。企業固有の主な理由には、予想業績と実績の相違によるものや株式公開買付（TOB）の標的報道、企業不祥事の発覚などが考えられる。

主に海外旅行商品を顧客に提供する旅工房は、2017年4月18日に東証マザーズへ上場した。同社は2017年11月10日（金）の株式市場終了後、2018年3月期の通期連結利益予想の下方修正を発表した。売上高は24,056百万円から9%増の24,544百万円へと上方修正されたのに対し、営業利益は332百万円の予想から87.4%減の42百万円へと大幅に下方修正されたのである<sup>77</sup>。市場は即座に反応した。翌営業日である11月13日（月）に同社の株価は下落を続けてストップ安となり、終値は前営業日の終値1,230円から300円下げて930円となったのである。株価下落はその後も収まらず、12月20日（火）の終値は781円まで下げている。通期予想の発表前後における同社の月次株価終値と東証マザーズ指数の趨勢（2017年9月末日終値=100）を示したものが図8-1である。

2017年9月から2017年12月までの4カ月のデータを用いて月次ベース（前月末に購入して当月末に売却すると想定）のベータ値を計算すると-0.2079、2018年3月までの7

<sup>77</sup> 同社では2017年11月21日に2018年3月期第2四半期決算説明会を実施し、営業利益の他、経常利益は93.0%減の22億円、当期純利益は91.4%減の17億円となる見込みであるとして、通期予想を修正している。

カ月のデータで計算するとベータ値は 0.4612 となる。2017 年 9 月から 12 月にかけて、東証マザーズ指数は上昇しているのに対し、業績予想を下方修正した旅工房の株価は下落していることから、ベータ値は負となっている。期間を 2018 年 3 月まで延長したところ、2018 年 1 月以降に旅工房の株価が上昇に転じたことからベータ値は正となった。しかし、その値は 1 を下回っていることから、東証マザーズ市場全体に比べるとその動きは鈍いことが確認できる。

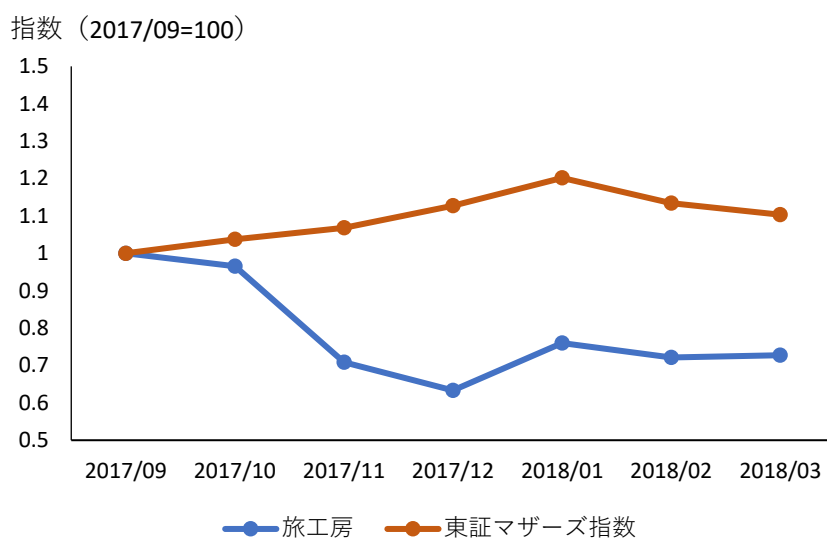


図 8 - 1 旅工房と東証マザーズ指数の変化

[出所] 日経 NEEDS-Financial QUEST より筆者作成

2019 年 12 月 26 日、都市部に所有する不動産賃貸を行っているパルコ(東証第一部上場)に対し、同社の約 65%の株式を所有する親会社の J・フロントリテイリングは株式公開買付(TOB)を実施し、パルコを完全子会社化すると発表した。公開買付価格は発表前日の 1,364 円の 1.36 倍に相当する 1,850 円である。これを受けて翌日以降、同社の株価は上昇し、2020 年 1 月 8 日の株価終値は公開買付価格と同額の 1,850 円まで上昇した。J・フロントリテイリングによるパルコへの TOB は 2020 年 2 月 18 日に成立し、パルコは同年 3 月 18 日付で上場廃止となった。2019 年 11 月末日のパルコの株価終値は 1,336 円、TOPIX は 1,699.36 であり、上場廃止前月である 2020 年 2 月末日のパルコの株価終値は 1,843 円、TOPIX は 1,510.87 であった。パルコの株価は 3 カ月で 1.38 倍上昇したのに対し、TOPIX は 0.89 倍である。この期間におけるパルコの月次ベースでのベータ値は 1.182 となった。市場全体よりも変動が大きかったことを示している。

企業不祥事が発覚すると、多くの企業の株価は TOPIX の変動以上の変化を見せる。青淵

(2011)は企業不祥事が発覚した日をイベント日とするイベント・スタディ手法を用いて、不祥事の発覚により株価が TOPIX と比べて異常な動きを見せることを示している。

2018年11月19日、日産自動車の前会長カルロス・ゴーン氏が金融商品取引法違反の容疑で逮捕された。これをきっかけに同社では次々と問題が浮上し、同社の株価終値は11月19日の1,005.5円から1年後の2019年11月19日には680.3円まで続落した。1年後の株価は前年対比67.7%（下落率は32.3%）である。これに対し同期間のTOPIXの対前年比は103.61%であった。東証第一部全体の株価に変動は見られないが、日産自動車の変動の大きさが確認できる。

ベータ値が負の値となる銘柄も存在する。これは株価指数が上昇すると当該銘柄の株価は下落し、株価指数が下落すると株価が上昇するものであり、株価指数と個別銘柄の株価が逆相関の関係にあることを意味する。この現象がある一定期間のみではなく、恒常的に発生するとなれば、それは当該企業もしくはその企業を含む業界の1つの特徴と考えられる。

## 第2節 マーケットベータの傾向

マーケットベータは企業固有のものであるが、当該企業が属する業界や取扱製品、企業の戦略や固定費の割合等、様々な影響を受ける。例えば、景気敏感株と呼ばれる鉄鋼、化学、セメント、紙パルプなどの素材産業や、海運、不動産などの銘柄は、固定費の割合が相対的に高い。景気の変動はそのまま利益の変動につながる。これら業界のベータ値は1を超えることが多く、株価指数より変動が大きい。2019年3月の三洋化成工業のベータ値(対TOPIX, 60カ月, 以下同じ)は1.14、太平洋セメントは1.37であった<sup>78</sup>。これに対し、食品や社会インフラである電気、ガス、水道、通信などの銘柄はディフェンシブ株と呼ばれる。景気動向に関係なく生活に必要な財やサービスを提供していることから、通常、ベータ値は1を下回る。2019年3月の花王のベータ値は0.45、東京ガスは0.49であり、0.5を下回る企業も散見される。景気敏感株は、株価が市場全体よりも大きく変動することから、景気上昇の局面では大きなリターンを手にすることができるが、景気が下降局面にあるときはロスも大きくなる。いわゆるリスクテーカーが好むような銘柄である。ディフェンシブ株は市場全体の動きよりも鈍いことから、株価は相対的に安定しているといえる。大きなリターンは期待できないものの、不景気の時でも大きなロスにはならない。

同じ業界に属する企業であっても、そのポジションによってベータ値は異なる傾向にある。業界の上位に位置する銘柄のベータ値は、中位・下位に位置する銘柄よりも低くなる傾向にある。自動車業界では、2019年3月のトヨタ自動車のベータ値が1.08であるのに対し、本田技研工業は1.23、日産自動車は1.20、マツダは1.76、三菱自動車は1.40であった。

表8-1は、東証第一部上場3月期決算の製造業のうち、2013年3月期から2019年3

<sup>78</sup> マーケットベータは日経 NEEDS-Financial QUEST より取得した。以下同じである。

月期まで連続して財務データの取得が可能であった 628 社における各年 3 月度のマーケットベータ（対 TOPIX, 60 カ月）を度数で表したものである。年度によって多少の差はあるものの、概ね 1 を中心にベルシャープを描きそうである。ベータ値 0.5 から 1.5 の間に約 60～70%の企業が集まっていることが確認できる。

表 8 - 1 東証第一部上場 3 月期決算製造業のマーケットベータ  
(対 TOPIX60 カ月) (単位：社)

以上	未満	2014/03	2015/03	2016/03	2017/03	2018/03	2019/03
	-0.5	0	0	0	0	0	0
-0.5	～ -0.25	1	1	2	1	1	0
-0.25	～ 0	1	1	0	1	3	2
0	～ 0.25	17	15	16	20	25	8
0.25	～ 0.5	58	70	70	57	76	54
0.5	～ 0.75	108	114	123	130	112	88
0.75	～ 1	126	170	163	149	142	145
1	～ 1.25	140	147	146	157	150	156
1.25	～ 1.5	94	73	67	76	82	118
1.5	～ 1.75	51	22	28	21	23	41
1.75	～ 2	24	10	9	10	10	11
2	～ 2.25	4	4	3	4	4	2
2.25	～ 2.5	2	1	0	1	0	1
2.5		2	0	1	1	0	2
計		628	628	628	628	628	628

[出所] 日経 NEEDS-Financial QUEST をもとに筆者作成

### 第 3 節 研究仮説

マーケットベータは株式市場全体の値動きと個別銘柄の値動きから算定される。株式市場には多くの投資家が集まる。彼らは投資行動を通じて企業への参入と退出を繰り返し、結果として市場では平均的な収益率が形成される。個別銘柄が市場全体と全く同じ動きをしているとき、ベータ値は 1 となり、市場全体より上下に動きが大きければ 1 を超え、反対に市場全体の動きより緩慢な場合は 1 を下回る。

他人よりも高いリターンを求める投資家は、それに見合ったリスクを許容しなければならない。高いリスクとは株価の変動である。日常的に株価は上下に変動する。ベータ値が 1 を大きく超える企業の株価は、株価指数よりも大きく上下運動を繰り返しているのである。よって、そのようなリターンを期待するならばタイミングよく売買を繰り返す必要がある

ことから、投資家は必然的に株式の短期保有者となる。株価は本源的価値である株主価値とノイズによって構成される。株主価値は経営者が発信する情報によって更新されていくが、情報の質や量、伝達速度により更新にはある程度の時間を要する。一方でノイズは常に発生し、株価を変動させる。株式の短期保有者にとって、経営者からの情報をもとに株主価値を更新していく余裕はないはずである。彼らは主にノイズを活用しながら投資を行っていると考えられる。よって、ベータ値が 1 よりも相当大きな企業の株主価値と株価には乖離が見られるはずである。

一方、ベータ値が 1 に近似する企業の株価は市場全体と似た動きをとる。好況や不況の波がやってきたとき、そのような企業の株価は全体の波に乗るように運動する。投資家からすると、景気変動は不可抗力であるから自然に任せるしかない。いわゆるシステムティック・リスクである。ベータ値 1 に近似する企業へ投資するということは、いわば人並みのリスクを許容しながら人並みのリターンを手にするを旨とする投資家と考えられる。投資家にとってスイッチングコストは低く、同じようなベータ値の企業群の中での売買を通じて、他人より少しでも多いリターンを手にしようとする。

市場環境の変化が激しいとき、例えば株価が上昇局面や下降局面にあるときや、乱高下を繰り返すような環境にあるときに、投資家はリスク回避を目的として景気の変動に左右されにくいベータ値が 1 未満の企業、すなわちディフェンシブ株への投資に流れるのではないかと考えられる。一方、株価が安定局面にあるときは市場全体の流れに乗り、ある程度のリスクを採るような投資行動に出るのではないかとと思われる。すなわち、平時において投資家はベータ値 1 付近の企業に関心を持っており、リスクの許容度に応じてその範囲を広げていくと考えられる。企業もまた、種々の情報を投資家に開示して株主資本コストを下げ、ベータ値を 1 に近づけようと試みるはずである。多くの情報を投資家に提供することで情報の非対称性の緩和を図ろうとする。そのため、ベータ値が 1 に近接するセグメントでは経営者と投資家における情報の非対称性は小さいと考えられる。よって、以下の研究仮説を設定する。

**仮説：**株式市場において株価指数の変動が大きい局面では、投資家はリスクを回避するためにベータ値が小さい企業への投資を行い、株式市場が安定局面にある場合は、ベータ値が 1 に近接する企業への投資を行うと思われる。多くの投資家が集まるところに多くの情報が集まり、情報の非対称性が緩和されると考えられることから、安定局面において、ベータ値が 1 前後のセグメントにおける株主価値の株価説明力は、他のセグメントより相対的に高い。

## 第 4 節 実証分析

### 1. サンプル



サンプルは2014年3月期から2019年3月期までの東証第一部に上場する3月期決算の製造業である。産業分類は日経分類に従った。財務データおよび株価データ等は日経NEEDS-Financial QUESTより取得した。取得したデータのうち、①2010年3月期から2019年3月期まで連続して財務データが取得できない企業、②2010年3月期から2019年3月期までの間に決算期を変更しており、決算期間が12カ月に満たない企業、③サンプル期間の株価やベータ値が取得できない企業を除外した。また、2019年3月期において債務超過に陥っている企業、および残余利益の割引現在価値合計が負であり、その絶対値が純資産簿価を上回るために株主価値が負となる企業を取り除いた<sup>79</sup>。以上の結果、サンプルは626となった<sup>80</sup>。

回帰式の独立変数は1株あたり純資産簿価と1株あたり残余利益の割引現在価値合計、従属変数は決算月の株価終値である。1株あたり残余利益の割引現在価値合計の算出には過去5期分の当期純利益の平均値を使用し、それが永続すると仮定している。

株主資本コスト  $re$  はCAPMによって推定する。株式投資収益率は5%、リスクフリーレートはわが国の10年物長期国債利回りの平均値を使用する<sup>81</sup>。ベータ値は日経NEEDS-Financial QUESTに収録されている対TOPIX(60カ月)を使用している。

外れ値の処理についても、これまでと同様である。すなわち、すべての変数を用いて回帰を行い、残差の標準偏差が $\pm 3\sigma$ を超えるサンプルを外れ値として認識し、それを除外した上で再度回帰を行っている。独立変数および従属変数は平均0、標準偏差1に標準化している。

$$P_t = \alpha + \beta_1 B_t/s + \beta_2 \frac{RI_t/s}{re} + \varepsilon$$

$P_t$  …… 株価終値 (2014年3月末日～2019年3月末日)

$B_t/s$  …… 1株あたり純資産簿価

$E_t/s$  …… 1株あたり当期純利益 (5期平均)

$RI_t/s = (E_t/s - re \cdot B_t/s)$  …… 1株あたり残余利益

$\varepsilon$  …… 誤差項

## 2. 基本統計量

表8-2にはサンプルの基本統計量が示されている。 $P$ は3月末日の株価終値、 $B/s$ は1株あたり純資産簿価、 $RI/s$ は1株あたり残余利益の割引現在価値合計である。従属変数の株

<sup>79</sup> 2014年3月期～2018年3月期については債務超過に陥っているサンプルも含まれる。これは、2019年3月期をベンチマークとしたためである。

<sup>80</sup> 表8-1に示した628社のうち、特定の財務データに欠損値が見つかった2社がサンプルから除外された。

<sup>81</sup> 10年物国債の5年平均利回りは以下のとおりである。2015年3月期0.66%、2016年3月期0.44%、2017年3月期0.30%、2018年3月期0.17%、2019年3月期0.05%。日本銀行のマイナス金利政策の影響もあり、リスクフリーレートは限りなくゼロに近い状態である。

価  $P$  や独立変数の純資産簿価  $B/s$ 、残余利益の割引現在価値合計  $RI/s$  は、2014 年 3 月期から 2019 年 3 月期にかけて増加傾向にあることが確認でき、企業業績が回復基調にあることが見てとれる。

表 8-2 サンプルの基本統計量 ( $n:626$ )

年度	変数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
2014 年 3 月期	$P$	55	27,225	1,787.12	1,789.78
	$B/s$	12.55	11,599.87	1,172.85	1,118.80
	$RI/s$	-31,213.54	267,619.48	1,329.40	14,391.33
2015 年 3 月期	$P$	47	35,845	2,211.19	2,381.35
	$B/s$	-17.01	13,682.01	1,490.72	1,407.69
	$RI/s$	-6,752.28	173,910.12	1,142.95	10,185.20
2016 年 3 月期	$P$	38	26,140	1,892.69	1,878.25
	$B/s$	-67.59	13,981.17	1,895.80	1,517.64
	$RI/s$	-9,569.49	75,906.01	405.75	4,197.23
2017 年 3 月期	$P$	38	32,920	2,314.93	2,338.90
	$B/s$	1.98	15,292.53	2,155.20	1,623.54
	$RI/s$	-117,183.63	40,038.84	315.81	6,055.87
2018 年 3 月期	$P$	78	43,070	2,713.78	3,016.33
	$B/s$	28.38	17,067.08	2,298.78	1,713.49
	$RI/s$	-110,229.03	67,732.55	722.60	6,881.60
2019 年 3 月期	$P$	64	41,530	2,279.73	2,627.72
	$B/s$	21.55	18,447.39	2,348.04	1,745.73
	$RI/s$	-23,999.34	42,296.82	679.60	3,845.39

[出所] 筆者作成

表 8-3 には、分析に用いられる変数間の相関が示されている。どの年度も株価  $P$  と純資産簿価  $B/s$  の相関はおよそ 0.6 である。株価  $P$  と残余利益の割引現在価値合計  $RI/s$  の相関は、2014 年 3 月期と 2015 年 3 月期は 0.01 を下回っており、無相関に近い値となっている。それに対し、2019 年 3 月期の株価  $P$  と残余利益の割引現在価値合計  $RI/s$  の相関は 0.345 であり、両者に関係性が見られるようになった。VIF の値は、2014 年 3 月期が 1.002、2015 年 3 月期が 1.000、2016 年 3 月期が 1.008、2017 年 3 月期が 1.002、2018 年 3 月期が 1.000、2019 年 3 月期が 1.004 であり、いずれの年度でも独立変数間において多重共線性は発生していない。

表 8-3 変数間の相関

2014年3月期				2017年3月期			
	<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>		<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>
<i>P</i>	1.000			<i>P</i>	1.000		
<i>B/s</i>	0.547	1.000		<i>B/s</i>	0.655	1.000	
<i>RI/s</i>	0.050	0.043	1.000	<i>RI/s</i>	0.110	-0.042	1.000

2015年3月期				2018年3月期			
	<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>		<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>
<i>P</i>	1.000			<i>P</i>	1.000		
<i>B/s</i>	0.596	1.000		<i>B/s</i>	0.618	1.000	
<i>RI/s</i>	0.060	0.009	1.000	<i>RI/s</i>	0.110	-0.016	1.000

2016年3月期				2019年3月期			
	<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>		<i>P</i>	<i>B/s</i>	<i>RI/s</i>
<i>P</i>	1.000			<i>P</i>	1.000		
<i>B/s</i>	0.606	1.000		<i>B/s</i>	0.646	1.000	
<i>RI/s</i>	0.198	-0.089	1.000	<i>RI/s</i>	0.345	0.059	1.000

[出所] 筆者作成

## 第5節 分析結果と解釈

### 1. サンプル全体の結果

はじめに、サンプル全体を対象として行った回帰の結果を確認しよう。その結果は表8-4に示されている。

2014年3月期を除き、切片を除く2つの独立変数は1%水準または5%水準で統計的に有意である。変数間の相関において、株価  $P$  と残余利益の割引現在価値合計  $RI/s$  との相関が低く示されたことを裏付けるかのように、2014年3月期と2015年3月期の  $RI/s$  の標準偏回帰係数は0.037、0.036と低く、残余利益は株価の説明をしていないに等しい。また、調整済決定係数も低く、分析に用いた残余利益モデルでは1~2割程度しか株主価値と株価の関連性を説明できない。なお、2014年3月期のデータを用いた第7章の分析でも、調整済決定係数が低かった。この時期は株価指数が上昇傾向にあり、変化する株価の水準を企業業績で説明できなかったのではないと思われる。2016年3月期以降は調整済決定係数が0.4~0.5程度となっている。また、相対的に  $\beta_2$  (残余利益の割引現在価値合計) よりも  $\beta_1$  (純資産簿価) の標準偏回帰係数が大きく、他の章での実証結果や先行研究と似たような結果を示している。この背景には、株価指数の安定もしくは企業業績の回復が関係しているの

はないかと思われる。

表 8-4 サンプル全体の回帰結果

年度	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$adj.R^2$
2014 年 3 月期	係数	-0.053*	0.259***	0.024	0.117
	t 値	(-2.134)	(9.088)	(0.978)	
	標準偏回帰係数	—	0.343	0.037	
2015 年 3 月期	係数	-0.041*	0.384***	0.025	0.261
	t 値	(-1.725)	(14.851)	(1.043)	
	標準偏回帰係数	—	0.512	0.036	
2016 年 3 月期	係数	-0.000	0.628***	0.254***	0.429
	t 値	(0.000)	(20.702)	(8.373)	
	標準偏回帰係数	—	0.628	0.254	
2017 年 3 月期	係数	-0.076***	0.474***	0.238***	0.483
	t 値	(-4.133)	(23.582)	(7.934)	
	標準偏回帰係数	—	0.693	0.233	
2018 年 3 月期	係数	-0.070***	0.423***	0.143***	0.426
	t 値	(-3.713)	(20.931)	(5.780)	
	標準偏回帰係数	—	0.640	0.177	
2019 年 3 月期	係数	-0.060***	0.421***	0.263***	0.517
	t 値	(-3.468)	(22.535)	(12.917)	
	標準偏回帰係数	—	0.632	0.362	

\*\*\*は 1%水準で有意、\*\*は 5%水準で有意、\*は 10%水準で有意である。

[出所] 筆者作成

サンプル全体の回帰に続いて、年度別にサンプルを分割して回帰し、仮説を検証する。その手順は、まずは 626 のサンプルについてベータ値 1 を基準に 2 つに分けて回帰する。続いて、その 2 つのサンプルをベータ値 0.25 ずつに細分化して回帰し、各セグメントにおける株主価値の株価説明力を検証する<sup>82</sup>。図 8-2 はそれをイメージしたものである。

<sup>82</sup> ベータ値を 0.25 ずつで分ける範囲は 0.5 以上 1.5 未満とする。この範囲にサンプルの 70%程度が入ることになる。

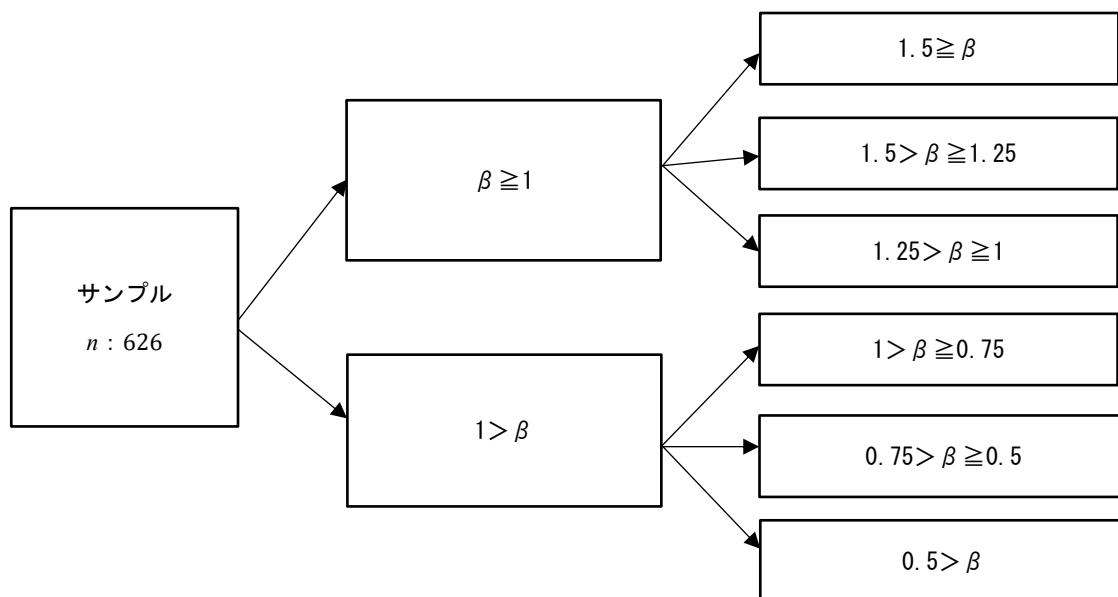


図 8-2 サンプルのセグメントイメージ

[出所] 筆者作成

## 2. 2014年3月期のセグメントによる回帰結果

はじめに、2014年3月期のサンプルを、ベータ値1を基準に2つのセグメントに分けて分析する。回帰の結果は表8-5に示されている。調整済決定係数はベータ値1以上 ( $\beta \geq 1$ ) が0.108、同1未満 ( $1 > \beta$ ) が0.165で、ベータ値1未満の方がわずかではあるが株価説明力があるという結果になった。2014年3月期全体の調整済決定係数は0.117であり、ベータ値1以上の株価説明力は全体を下回っている。ただし、2014年3月期全体の変数  $\beta_2$  は統計的に有意ではなく、2分割後のそれぞれのセグメントにおける変数  $\beta_2$  も同様に統計的に有意でないことから、結果の信頼性を担保できない結果となった。さらに、 $\beta \geq 1$  のセグメントの変数  $\beta_2$  の符号は負であり、理論に反する結果となっている。

表 8-5 2014年3月期におけるセグメント別の分析結果(1)

年度	区分	n	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	adj.R <sup>2</sup>
2014年 3月期	$\beta \geq 1$	315	係数	0.003	0.242***	-0.005	0.108
			t 値	(0.089)	(6.293)	(-0.092)	
			標準偏回帰係数	—	0.338	-0.005	
	$1 > \beta$	311	係数	-0.115***	0.331***	0.038	0.165
			t 値	(-3.232)	(7.717)	(1.353)	
			標準偏回帰係数	—	0.402	0.071	

\*は10%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

表 8-6 2014 年 3 月期におけるセグメント別の分析結果 (2)

年度	$n$		$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$adj.R^2$
2014 年 3 月期	$\beta \geq 1.5$	係数	-0.105	-0.013	0.006	
		t 値	(-1.529)	(-0.133)	(0.104)	-0.025
		標準偏回帰係数	—	-0.015	0.0122	
	$1.5 > \beta \geq 1.25$	係数	-0.033	0.088	-0.025	
		t 値	(-0.471)	(1.096)	(-0.092)	-0.008
		標準偏回帰係数	—	0.117	-0.010	
	$1.25 > \beta \geq 1$	係数	0.051	0.338***	0.200	
		t 値	(0.805)	(6.501)	(0.773)	0.230
		標準偏回帰係数	—	0.492	0.059	
	$1 > \beta \geq 0.75$	係数	-0.143***	0.244***	0.033	
		t 値	(-2.622)	(3.417)	(0.670)	0.077
		標準偏回帰係数	—	0.296	0.058	
	$0.75 > \beta \geq 0.5$	係数	-0.274***	0.281***	0.029	
		t 値	(-6.338)	(5.821)	(1.245)	0.246
		標準偏回帰係数	—	0.496	0.106	
$0.5 > \beta$	係数	-0.049	0.182*	0.981***		
	t 値	(-0.698)	(1.853)	(3.499)	0.269	
	標準偏回帰係数	—	0.211	0.399		

\*\*\*は 1%水準、\*は 10%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

次に、サンプルをベータ値 0.25 ずつで分割する。なお、ベータ値 0.5 未満および 1.5 以上は 1 つのセグメントとして集計する。それぞれのセグメントにおける回帰分析の結果を示したのが表 8-6 である。回帰の結果、2 つの独立変数の両方が統計的に有意となったセグメントは存在しなかった。さらには、 $\beta \geq 1.5$  と  $1.5 > \beta \geq 1.25$  の 2 つのセグメントの調整済決定係数が負となっており、回帰式の適合度が極端に悪い。しかし、各セグメントを観察すると、次のような傾向が見えてくる。

まずは変数  $\beta_1$  である。ベータ値が 1.25 未満の 3 つのセグメント ( $1.25 > \beta \geq 1$ 、 $1 > \beta \geq 0.75$ 、 $0.75 > \beta \geq 0.5$ ) では 1%水準で統計的に有意であり、標準偏回帰係数も 0.3~0.5 の値となっている。ベータ値が最も小さい  $0.5 > \beta$  のセグメントは 10%水準で統計的に有意であり、回帰式の信頼性はあると考えられる。また、変数  $\beta_2$  で統計的に有意となったのは  $0.5 > \beta$  のみである。調整済決定係数は  $1.25 > \beta \geq 1$ 、 $0.75 > \beta \geq 0.5$ 、 $0.5 > \beta$  の 3 セグメントが 0.230~0.269 となっている。サンプル全体やベータ値 1 を基準としたサンプルの分割では、モデル式の信頼性が低かったが、細かく分割した結果、ベータ値が 1 未満のセグメン

トにおいて株主価値の価値関連性を確認することができたのである。2014年3月期の残余利益は2010年3月期から2014年3月期までの5期分の実績利益がベースとなっており、円高による業績低迷期から業績回復期にかけての利益情報が用いられている。市場の変動よりも小さな動きをする銘柄の説明力が高いという結果には納得できる。

### 3. 2015年3月期のセグメントによる回帰結果

2014年3月期と同様、2015年3月期におけるサンプル全体の回帰結果も芳しいものではなく、調整済決定係数は0.261であった。サンプルを分割すると、株価説明力は向上するだろうか。表8-7にはベータ値1を基準に2つのセグメントに分割して実施された回帰の結果が示されている。ベータ値が1以上 ( $\beta \geq 1$ ) のセグメントの方が調整済決定係数は高いものの、変数  $\beta_2$  の符号が負であり、また統計的に有意ではなく、回帰式を信頼することは難しい。一方、ベータ値が1未満 ( $1 > \beta$ ) のセグメントの変数  $\beta_2$  は統計的に有意ではないがその値は1.661であり、回帰式はある程度信頼できると考えてよい。なお、変数  $\beta_2$  の標準偏回帰係数は0.076であることから、このセグメントの回帰式はほぼ純資産簿価で説明されていると思われる。

表8-7 2015年3月期におけるセグメント別の分析結果(1)

年度	区分	n	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	adj.R <sup>2</sup>
2015年 3月期	$\beta \geq 1$	255	係数	-0.011	0.372***	-0.032	0.259
			t値	(-0.288)	(9.383)	(-0.556)	
			標準偏回帰係数	—	0.512	-0.030	
	$1 > \beta$	371	係数	-0.082***	0.338***	0.041	0.220
			t値	(-2.818)	(10.127)	(1.661)	
			標準偏回帰係数	—	0.466	0.076	

\*\*\*は1%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

続いて、サンプルをベータ値0.25ずつで分割し、回帰分析を行う。その結果は表8-8に示されている。2014年3月期と比べ、2015年3月期はベータ値が1以上のサンプル数が60減少しているが、特にベータ値が1.5以上でのサンプル数の減少が大きい(82から37へ減少)。セグメント別のサンプル数を概観すると、おそらく市場全体でベータ値が下がっているのではないかと考えられる。

個別に観察すると、各セグメントの調整済決定係数や変数  $\beta_1$  や  $\beta_2$  の t 値の傾向は2014年3月期に類似している。 $\beta \geq 1.5$ 、 $1.5 > \beta \geq 1.25$  のセグメントの調整済決定係数は低く、説明力はないに等しい。ベータ値1.25未満の4つのセグメントの調整済決定係数については2014年3月期よりも向上が見られる。ベータ値が1に近い  $1 > \beta \geq 0.75$  のセグメントの

説明力が低いのに対し、ベータ値が最も小さい  $0.5 > \beta$  のセグメントでは2つの変数ともに1%水準で統計的に有意であり、細分化された6つのセグメントの中で調整済決定係数が最も高くなっている。

表8-8 2015年3月期におけるセグメント別の分析結果(2)

年度	$n$		$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$adj.R^2$
2015年 3月期	$\beta \geq 1.5$	係数	-0.242***	0.110	-0.026	-0.019
		t値	(-3.428)	(1.017)	(-0.653)	
		標準偏回帰係数	—	0.174	-0.112	
	$1.5 > \beta \geq 1.25$	係数	0.068	0.201*	0.075	0.036
		t値	(0.826)	(2.140)	(0.027)	
		標準偏回帰係数	—	0.253	0.027	
	$1.25 > \beta \geq 1$	係数	0.018	0.439***	0.351	0.342
		t値	(0.267)	(8.278)	(1.093)	
		標準偏回帰係数	—	0.623	0.082	
	$1 > \beta \geq 0.75$	係数	-0.003	0.303***	0.896**	0.190
		t値	(-0.051)	(6.348)	(2.577)	
		標準偏回帰係数	—	0.520	0.211	
	$0.75 > \beta \geq 0.5$	係数	-0.101*	0.436***	0.016	0.262
		t値	(-1.794)	(6.445)	(0.592)	
		標準偏回帰係数	—	0.523	0.048	
	$0.5 > \beta$	係数	-0.098	0.344***	0.489***	0.378
		t値	(-1.613)	(4.876)	(3.678)	
		標準偏回帰係数	—	0.439	0.331	

\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

#### 4. 2016年3月期のセグメントによる回帰結果

サンプル全体の回帰結果を見ると、2016年3月期以降は2014年3月期や2015年3月期に比べて調整済決定係数が高くなり(0.429)、独立変数も信頼できる値となっている。それを踏まえながら、まずはベータ値1を基準にサンプルを2つに分割し、回帰を行う。結果は表8-9に示されている。分割されたサンプル数はベータ値1以上が252、同1未満が374で、2015年3月期(ベータ値1以上が255、同1未満が371)とほぼ同じ水準である。調整済決定係数はベータ値1以上のセグメントが0.390、同1未満が0.425であり、いずれも2015年3月期より説明力が高まっている。日本銀行の金融緩和により株価が上昇傾向にあるが、説明力が高いのはベータ値が1未満のサンプルである。株価指数が上昇傾向にある



中、さらにそれを上回るリスクを受容しようとする投資家にとって、企業の発する情報の受け止め方が一様に定まっていないものと推察される。つまり、情報の非対称性が大きいことを物語っている。なお、いずれのセグメントにおいても、2つの独立変数は1%水準で統計的に有意であり、回帰式は信頼できるといえる。

表8-9 2016年3月期におけるセグメント別の分析結果(1)

年度	区分	n	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	adj.R <sup>2</sup>
2016年 3月期	$\beta \geq 1$	252	係数	0.083**	0.518***	0.519***	0.390
			t値	(2.067)	(12.594)	(5.722)	
			標準偏回帰係数	—	0.695	0.316	
	$1 > \beta$	374	係数	-0.108***	0.435***	0.326***	0.425
			t値	(-4.120)	(15.350)	(9.319)	
			標準偏回帰係数	—	0.622	0.378	

\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

表8-10 2016年3月期におけるセグメント別の分析結果(2)

年度		n	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	adj.R <sup>2</sup>
2016年 3月期	$\beta \geq 1.5$	41	係数	-0.067	0.424***	0.128	0.279
			t値	(-0.866)	(4.112)	(1.387)	
			標準偏回帰係数	—	0.559	0.188	
	$1.5 > \beta \geq 1.25$	67	係数	0.032	0.532***	0.320**	0.493
			t値	(0.462)	(8.067)	(2.372)	
			標準偏回帰係数	—	0.747	0.220	
	$1.25 > \beta \geq 1$	144	係数	0.227***	0.711***	1.007***	0.525
			t値	(3.827)	(12.218)	(7.248)	
			標準偏回帰係数	—	0.755	0.448	
	$1 > \beta \geq 0.75$	163	係数	-0.104***	0.541***	0.566***	0.554
			t値	(-2.962)	(13.410)	(5.376)	
			標準偏回帰係数	—	0.932	0.374	
	$0.75 > \beta \geq 0.5$	123	係数	-0.134***	0.297***	0.044	0.212
			t値	(-2.866)	(5.738)	(1.606)	
			標準偏回帰係数	—	0.413	0.102	
	$0.5 > \beta$	88	係数	-0.113	0.487***	0.316***	0.586
			t値	(-1.980)	(7.965)	(7.103)	
			標準偏回帰係数	—	0.557	0.497	

\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

表8-10には、2016年3月期のサンプルをベータ値0.25ごとに分割したセグメントの分析結果が示されている。6つのセグメントに属するサンプル数は概ね2015年3月期と同様である。調整済決定係数は0.212~0.586となり、各セグメントにおける株主価値の株価説明力が2015年3月期より向上している。変数 $\beta_1$ はすべてのセグメントにおいて1%水準で統計的に有意であり、変数 $\beta_2$ も6つのうち4つのセグメントで統計的に有意となった。

ベータ値が1以上のセグメントの調整済決定係数は、2015年3月期と同様、ベータ値が1に近い $1.25 \geq \beta > 1$ のセグメントが高く、 $1.5 \geq \beta > 1.25$ 、 $\beta \geq 1.5$ のセグメントの順となっている。裏を返せば、リスクが高まるにつれて（ベータ値が大きくなるにつれて）投資家による評価にばらつきが生じているのである。 $1.25 \geq \beta > 1$ のセグメントの標準偏回帰係数をみると、変数 $\beta_1$ が0.755、変数 $\beta_2$ が0.448である。残余利益よりも純資産簿価の方が説明に寄与していることが確認でき、残余利益の株価説明力が前の2期よりも増している。一方、ベータ値が1未満のセグメントでは、前の2期と同様にベータ値が最も小さい $0.5 > \beta$ のセグメントの株価説明力が高い。このセグメントの標準偏回帰係数をみると、変数 $\beta_1$ が0.557、変数 $\beta_2$ が0.497である。2つの変数の説明力が近似しており、経営者の発する純資産の情報と同じくらいに利益の情報が株価の説明に用いられている。

## 5. 2017年3月期のセグメントによる回帰結果

表8-11には、2017年3月期のサンプルをベータ値1で2つに分割して行われた回帰の結果が示されている。ベータ値1以上のサンプルが2016年3月期より17増えて269となっている。すべての独立変数の係数が統計的に有意であり、回帰式は信頼できるといえる。調整済決定係数もベータ値1以上のセグメントが0.608、同1未満が0.443である。

表8-11 2017年3月期におけるセグメント別の分析結果（1）

年度	区分	n	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	adj.R <sup>2</sup>
2017年 3月期	$\beta \geq 1$	269	係数	0.050*	0.574***	0.745***	0.608
			t値	(1.693)	(20.124)	(7.3848)	
			標準偏回帰係数	—	0.868	0.318	
	$1 > \beta$	357	係数	-0.107***	0.473***	.0238***	0.443
			t値	(-3.920)	(15.806)	(6.701)	
			標準偏回帰係数	—	0.631	0.268	

\*\*\*は1%水準、\*は10%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

表8-12には、2017年3月期のサンプルを6つのセグメントに分けて行われた回帰の結果が示されている。独立変数はベータ値1.5以上（ $\beta \geq 1.5$ ）および0.5未満（ $0.5 > \beta$ ）の両極にあるセグメントの $\beta_2$ を除いて統計的に有意である。2017年3月期におけるセグメン

トの分析で興味深いのは、 $\beta \geq 1.5$  の調整済決定係数が最も高く、0.751 を示したことである。もっとも、変数  $\beta_2$  が統計的に有意でなく回帰式の信頼性は十分ではない。一方、これまで高い株価説明力を示してきた  $0.5 > \beta$  のセグメントの説明力が相対的に低くなっている。 $\beta_2$  の符号は負であり、理論的に説明がつかない。2017年3月期には株価指標が安定し始めており、企業業績は上昇の傾向にある。そのため、ディフェンシブ株のホルダーの評価にばらつきが出てきた可能性がある。残りの4つのセグメントの調整済決定係数は、ベータ値が1に近い2つのセグメントが高く ( $1.25 > \beta \geq 1$  が 0.599,  $1 > \beta \geq 0.75$  が 0.683)、その外側にある2つのセグメントがそれに続く値となっている ( $1.5 > \beta \geq 1.25$  が 0.488,  $0.75 > \beta \geq 0.5$  が 0.487)。ベータ値が1.5以上のセグメントを除いて、ベータ値が1に近いほど株価説明力が高まることが確認された。

表8-12 2017年3月期におけるセグメント別の分析結果(2)

年度	$n$		$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$adj.R^2$
2017年 3月期	$\beta \geq 1.5$	係数	-0.005	0.640***	0.357	
		t 値	(-0051)	(7.614)	(1.105)	0.751
		標準偏回帰係数	—	0.977	0.142	
	$1.5 > \beta \geq 1.25$	係数	0.013	0.486***	0.280*	
		t 値	(0.247)	(8.401)	(1.806)	0.488
		標準偏回帰係数	—	0.752	0.162	
	$1.25 > \beta \geq 1$	係数	0.063	0.609***	0.953***	
		t 値	(1.498)	(15.137)	(6.682)	0.599
		標準偏回帰係数	—	0.873	0.385	
	$1 > \beta \geq 0.75$	係数	-0.039	0.661***	1.377***	
		t 値	(-1.124)	(17.268)	(9.921)	0.683
		標準偏回帰係数	—	0.627	0.445	
	$0.75 > \beta \geq 0.5$	係数	-0.165***	0.518***	0.716***	
		t 値	(-4.204)	(10.298)	(6.708)	0.487
		標準偏回帰係数	—	0.685	0.446	
$0.5 > \beta$	係数	0.094	0.445***	-0.006		
	t 値	(1.555)	(6.490)	(-0.275)	0.340	
	標準偏回帰係数	—	0.598	-0.025		

\*\*\*は1%水準、\*は10%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

## 6. 2018年3月期のセグメントによる回帰結果

続いて、2018年3月期の結果を確認する。ベータ値1を基準にサンプルを2つに分けて

回帰した結果が表 8-13 に示されている。いずれのセグメントにおいても独立変数は統計的に有意である。調整済決定係数はベータ値 1 以上が 0.590、同 1 未満が 0.296 で、2017 年 3 月期と同様、ベータ値が 1 以上のセグメントの株価説明力が高い結果となった。ベータ値が 1 未満のセグメントの標準偏回帰係数を見ると、 $\beta_2$ （残余利益の割引現在価値合計）が 0.080 であり、 $\beta_1$ （純資産簿価）の 0.545 に比べると、相対的に株価の説明に寄与していないことが確認できる。

表 8-13 2018 年 3 月期におけるセグメント別の分析結果（1）

年度	区分	n	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	adj.R <sup>2</sup>
2018 年 3 月期	$\beta \geq 1$	268	係数	0.080***	0.550***	0.973***	0.590
			t 値	(2.762)	(19.366)	(7.959)	
			標準偏回帰係数	—	0.807	0.332	
	$1 > \beta$	358	係数	-0.104***	0.326***	0.034*	0.296
			t 値	(-4.261)	(12.163)	(1.787)	
			標準偏回帰係数	—	0.545	0.080	

\*\*\*は 1%水準、\*は 10%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

表 8-14 は、2018 年 3 月期のサンプルを 6 つのセグメントに分けて回帰を行った結果を示したものである。ベータ値 1 以上のセグメントでは、2017 年 3 月期と比べてサンプル数に大きな相違はないが、ベータ値 1 未満のサンプルでは、 $0.75 > \beta \geq 0.5$  のセグメントのサンプル数が減り、その分だけ  $0.5 > \beta$  のセグメントでサンプル数が増加している。

調整済決定係数を見ると、2017 年 3 月期と同様、ベータ値が 1.5 以上 ( $\beta \geq 1$ ) のセグメントが最も高い (0.743) が、やはり変数  $\beta_2$  は統計的に有意ではない。対極にあり、2014 年 3 月期から 2016 年 3 月期にかけて信頼度が高かったベータ値が 0.5 未満 ( $0.5 > \beta$ ) のセグメントの調整済決定係数が低くなり (0.331)、変数  $\beta_2$  は統計的に有意でなく、さらに係数の符号は負であって信頼性に欠ける結果となった。残る 4 つのセグメントの調整済決定係数は、ベータ値が 1 に近い 2 つのセグメント ( $1.25 > \beta \geq 1$ ,  $1 > \beta \geq 0.75$ ) よりもその外側の 2 つのセグメント ( $1.5 > \beta \geq 1.25$ ,  $0.75 > \beta \geq 0.5$ ) の方が高い説明力を示すこととなり、2017 年 3 月期とは逆の結果となった。また、この 4 つのセグメントの標準偏回帰係数はいずれも  $\beta_1$ （純資産簿価）の方が高いものの、 $\beta_2$ （残余利益の割引現在価値合計）も以前の期に比べると株価の説明に寄与していることが確認できる。

表 8-14 2018 年 3 月期におけるセグメント別の分析結果 (2)

年度	$n$		$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$adj.R^2$
2018 年 3 月期	$\beta \geq 1.5$	係数	0.025	0.572***	0.339	0.743
		t 値	(0.267)	(8.030)	(1.126)	
		標準偏回帰係数	—	1.009	0.306	
	$1.5 > \beta \geq 1.25$	係数	0.084*	0.514***	0.765***	0.611
		t 値	(1.771)	(11.215)	(4.398)	
		標準偏回帰係数	—	0.824	0.275	
	$1.25 > \beta \geq 1$	係数	0.074*	0.574***	1.415***	0.589
		t 値	(1.880)	(14.170)	(7.250)	
		標準偏回帰係数	—	0.801	0.410	
	$1 > \beta \geq 0.75$	係数	0.075	0.482***	0.977***	0.357
		t 値	(1.156)	(7.716)	(5.616)	
		標準偏回帰係数	—	0.535	0.389	
	$0.75 > \beta \geq 0.5$	係数	-0.120***	0.425***	0.614***	0.532
		t 値	(-3.365)	(10.388)	(6.647)	
		標準偏回帰係数	—	0.695	0.445	
	$0.5 > \beta$	係数	-0.098***	0.302***	-0.008	0.331
		t 値	(-2.650)	(7.192)	(-0.533)	
		標準偏回帰係数	—	0.586	-0.043	

\*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準、\*は 10%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

## 7. 2019 年 3 月期のセグメントによる回帰結果

最後に、2019 年 3 月期のサンプルをセグメントして行った回帰結果を検証する。まずはベータ値 1 を基準にサンプルを 2 つに分けて行った回帰の結果から確認する。分析の結果は表 8-15 に示されている。ベータ値 1 以上のサンプルが 2018 年 3 月期の 268 から 330 へと大幅に増え、市場の変動よりも株価が大きく変動するサンプルが増えたことが確認できる。

独立変数はすべて 1%水準で統計的に有意であり、回帰式の信頼性は確保されている。調整済決定係数はベータ値 1 以上のセグメントが 0.670、同 1 未満が 0.472 であり、2017 年 3 月期以降、ベータ値 1 以上のセグメントの方が高い説明力を有している。 $\beta_2$  (残余利益の割引現在価値合計) の標準偏回帰係数はベータ値が 1 以上のセグメントが 0.498、同 1 未満のセグメントが 0.437 と比較的高い値を示しており、株価の説明に残余利益が貢献していることが理解できる。

表 8-15 2019 年 3 月期におけるセグメント別の分析結果 (1)

年度	区分	<i>n</i>	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>adj.R</i> <sup>2</sup>
2019 年 3 月期	$\beta \geq 1$	330	係数	0.111***	0.564***	0.862***	0.670
			t 値	(4.091)	(21.152)	(15.554)	
			標準偏回帰係数	—	0.677	0.498	
	$1 > \beta$	296	係数	-0.103***	0.334***	0.197***	0.472
			t 値	(-4.185)	(12.130)	(10.224)	
			標準偏回帰係数	—	0.519	0.437	

\*\*\*は 1%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

表 8-16 2019 年 3 月期におけるセグメント別の分析結果 (2)

年度		<i>n</i>		$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>adj.R</i> <sup>2</sup>
2019 年 3 月期	$\beta \geq 1.5$	57	係数	0.108**	0.637***	0.597**	0.851
			t 値	(2.251)	(17.688)	(5.362)	
			標準偏回帰係数	—	1.009	0.306	
	$1.5 > \beta \geq 1.25$	117	係数	0.008	0.485***	0.395***	0.607
			t 値	(0.196)	(13.331)	(4.457)	
			標準偏回帰係数	—	0.824	0.275	
	$1.25 > \beta \geq 1$	156	係数	0.080*	0.538***	0.865***	0.644
			t 値	(1.730)	(10.451)	(10.785)	
			標準偏回帰係数	—	0.512	0.529	
	$1 > \beta \geq 0.75$	144	係数	-0.038	0.452***	0.457***	0.507
			t 値	(-1.015)	(11.166)	(6.818)	
			標準偏回帰係数	—	0.676	0.413	
	$0.75 > \beta \geq 0.5$	88	係数	-0.136***	0.325***	0.360***	0.600
			t 値	(-3.983)	(8.697)	(6.692)	
			標準偏回帰係数	—	0.595	0.458	
	$0.5 > \beta$	64	係数	-0.041	0.313***	0.155***	0.464
			t 値	(-0.555)	(4.230)	(5.154)	
			標準偏回帰係数	—	0.402	0.490	

\*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

表 8-16 は 2019 年度 3 月期のサンプルを 6 つのセグメントに分割して回帰を行った結果を示したものである。2018 年 3 月期に比べると、 $0.5 > \beta$ 、および  $0.75 > \beta \geq 0.5$  のセグ

メントのサンプル数が減り、 $1.25 > \beta \geq 1$ 、および  $1.5 > \beta \geq 1.25$  のセグメントのサンプル数が増加している。全般にベータ値の分布が上へ移動している印象である。

独立変数はいずれも統計的に有意であり、調整済決定係数は  $0.464 \sim 0.851$  となった。調整済決定係数が最も高いのがベータ値  $1.5$  以上のセグメントであり、この傾向は  $2017$  年  $3$  月期より続く。また、最も低いのは同じくベータ値が  $0.5$  未満のセグメントであった。以前はこのセグメントが相対的に高い株価説明力を有していたが、 $2017$  年  $3$  月期を境に説明力が低下している。両者の中間に位置する  $4$  つのセグメント ( $1.5 > \beta \geq 1.25$ ,  $1.25 > \beta \geq 1$ ,  $1 > \beta \geq 0.75$ ,  $0.75 > \beta \geq 0.5$ ) の調整済決定係数は  $0.5 \sim 0.65$  であるとともに、残余利益 (変数  $\beta_2$ ) が説明に貢献していることが標準偏回帰係数から確認できる。 $1.25 > \beta \geq 1$  のセグメントでは、純資産簿価 (変数  $\beta_2$ ) よりも残余利益 (変数  $\beta_2$ ) の標準偏回帰係数の方が大きく、残余利益モデルが純資産の説明力に支えられているとはいえない結果が示された。

## 8. 仮説の検証

本節ではベータ値を基準にサンプルを最大  $6$  つのセグメントに分け、 $2014$  年  $3$  月期から  $2019$  年  $3$  月期までのデータを用いて各年度の株主価値による株価説明力を求めた。その結果、明らかになったことは、 $2014$  年  $3$  月期から  $2016$  年  $3$  月期まではベータ値  $1$  未満のセグメントの株価説明力が高いこと、また、それを境に  $2017$  年  $3$  月期から  $2019$  年  $3$  月期まではベータ値  $1$  以上のセグメントの株価説明力が高くなったことである。わが国では  $2012$  年  $12$  月  $26$  日に政権交代が行われて以降、金融緩和政策等によって株価は上昇し始めた。TOPIX は  $2016$  年頃まで右肩上がりに上昇している。 $2014$  年  $3$  月期から  $2016$  年  $3$  月期にかけて、ベータ値が  $1$  未満のセグメントにおける株価説明力がベータ値  $1$  以上のセグメントよりも相対的に高かった背景には、このような株式市場のトレンドがあったに違いない。 $2017$  年  $3$  月期から  $2019$  年  $3$  月期まで、市場は比較的安定している。この時期にはベータ値  $1$  以上のセグメントの方が相対的に高い株価説明力を示した。以上の結果より、「株式市場において株価指標の変動が大きい局面では、投資家はリスクを回避するためにベータ値が小さい企業への投資を行い、株式市場が安定局面にある場合は、ベータ値が  $1$  に近接する企業への投資を行うと思われる。多くの投資家が集まるところに多くの情報が集まり、情報の非対称性が緩和されると考えられることから、安定局面において、ベータ値が  $1$  前後のセグメントにおける株主価値の株価説明力は、他のセグメントより相対的に高い。」とした仮説は支持された。なお、ベータ値が  $1.5$  以上のセグメントと、その対極にあるベータ値が  $0.5$  未満のセグメントが年度によって反対の結果を示すことになったのも興味深い。すなわち、 $2016$  年  $3$  月期まではベータ値が  $1.5$  以上のセグメントの結果は不安定であったのに対し、ベータ値が  $0.5$  未満のセグメントは比較的良好的な結果を示していた。ところが、 $2017$  年  $3$  月期以降はそれが逆転し、ベータ値が  $1.5$  以上のセグメントの調整済決定係数が非常に高くなったのに対し、ベータ値が  $0.5$  未満のセグメントの説明力は他のセグメントよりも劣るようになったのである。

また、2014年3月期から2019年3月期にかけて、サンプル全体で見てもセグメントで見ても、年を経るごとに調整済決定係数や回帰式の信頼性が向上しているのが確認できる。2010年代前半から中盤はノイズが多く、株価は本源的価値を正しく示していなかった時期であったかもしれない。

## 第6節 小括

本章の研究では、経営者と投資家の間に介在する情報の非対称性の存在を確認するためのサンプルの分割基準に、マーケットベータを用いている。マーケットベータは株式市場全体の値動きと個別銘柄の値動きから算定される。株式市場には多くの投資家が集まる。彼らは投資行動を通じて企業への参入と退出を繰り返し、結果として市場では平均的な収益率が形成される。個別銘柄が市場全体と全く同じ動きをしているとき、ベータ値は1となり、市場全体より動きが大きい銘柄は1を超え、反対に市場全体の動きよりも緩慢な動きとなる銘柄は1を下回る。

投資家は自らが許容できるリスクの大きさに応じた投資行動を採る。マーケットベータは企業のリスクの程度を表しているから、マーケットベータの大きさにセグメントされた企業群には、同じリスククラスの投資家が集まる。景気変動が大きいとき、投資家は自らの財産を守るために保守的な行動に出るとされる。これに対し、景気が安定しているときはキャピタルゲインを求めて行動すると考えられる。投資家の目的はリターン確保という点で共通することから、株価指数の変動が大きい場面ではベータ値が1未満の企業の方が、投資家間における情報分析の差が小さいと考えられる。一方、株価指数が安定してくるとベータ値が1以上の企業に投資家の注目が集まり、情報交換がなされる。

経営者の発する情報の量や質は企業を取り巻く環境によって異なる。景気変動が大きい時期において、景気動向が経営に敏感に反応する企業の経営者は保守的な行動を取る。それにより経営者と投資家の間において情報の非対称性が大きくなる。景気に左右されないような商材を扱う企業の経営者は景気動向に関係なく投資を続けなければならないから、その情報が投資家にも伝わるため、経営者と投資家の間に介在する情報の非対称性は小さくなると考えられる。

本章では、サンプルをベータ値1以上と同1未満の2つに分け、さらにそれを3つずつ、計6つのセグメントに分割して株主価値の株価説明力を検証した。その結果、2014年3月期から2016年3月期にかけてはベータ値1未満のセグメントの方が同1以上のセグメントより高い株価説明力を示したのに対し、2017年3月期以降はベータ値1以上のセグメントの株価説明力の方が高くなる傾向を示した。分析期間の前半は景気回復期にあり、全般的に株価指数が上昇傾向にあるのに対し、後半の株価指数は上下の動きがあるものの、比較的安定している。本章の結果から、株式投資そのものは投資家による選好の問題であるが、その背後には経営者と投資家の間の情報の非対称性が存在している可能性が確認された。



## 第9章 結 論

1995年に Ohlson (1995) モデルが提唱されて以降、同モデルを用いた実証研究が盛んに行われるようになった。同モデルに代表される残余利益モデルは、純資産簿価と残余利益の割引現在価値合計の和で示される。従来から存在する DCF モデルや DDM による企業価値の評価では、会計情報を加工する必要があったが、残余利益モデルは会計情報をそのまま利用できることから、わが国でも藤井=山本 (1999)、井上 (1999b)、奥村=吉田 (2000)、太田 (2000)、青淵 (2003) など、多くの会計学者が競うように同モデルでの実証分析を行った。また、研究の視点も多岐にわたる。従来からの古典的な企業価値評価モデルである DCF モデルや DDM と残余利益モデルを比較して、いずれのモデルがより高い株価説明力を示すかを明らかにするモデル間の比較研究、残余利益モデルに用いる利益情報のどれが高い説明力を有しているかを示す変数比較、会計情報以外に株主価値へ影響を及ぼすと思われる情報を取り入れたモデルの検証などが主な視点である。これらの研究の結果は概ね類似している。残余利益モデルは DCF モデルや DDM よりも高い株価説明力を有し、また、残余利益の計算には実績利益を用いるよりも予測利益を用いた方が、説明力が向上することが示されている。現在では、残余利益モデルは DCF モデルや DDM と並んで財務論のテキスト等でも取り上げられるようになり、一般的な企業評価モデルとして扱われている。

本研究では、経営者と投資家との間に介在する情報の非対称性の大小を推し量るツールとして残余利益モデルを実証に用いた。用意したサンプルを、実質無借金企業と有借金企業、繰延税金資産／負債、上場市場、自社株、マーケットベータという視点に基づいてそれぞれサンプルを分割し、残余利益モデルを用いて各セグメントにおける株主価値を測定し、セグメント間での株価説明力を比較した。分割に用いた情報は主に経営者が発信したものであり、誰でも知りうる情報である。実質無借金企業であるか否か、あるいは繰延税金資産／負債の大きさは決算短信や有価証券報告書に示される財務諸表で知ることができる。上場している市場や自社株の保有割合、筆頭株主の情報もまた有価証券報告書などに定性情報として示されている。マーケットベータは日本経済新聞社のデータベースや株式情報を提供する Web サイト (例えばトムロン・ロイターのサイト) などで入手することができる。これらの情報そのものに非対称性は存在しない。しかし、それら情報の背景については、経営者が持っている情報と投資家が手にする情報に非対称性が存在する。例えば、手元資金を何に使用するつもりであるかを知っているのは経営者であり、経営者は戦略上、その用途を詳細に明かすことはない。経営者と投資家の間に情報の非対称性が存在する限り、投資家たちが既知の情報を用いて評価する当該企業の株主価値は多様なものとなる。経営者と投資家との情報の非対称性が小さくなれば、投資家たちの評価のばらつきは小さくなり、一様に近づくと考えられる。

株主価値の株価説明力が高いということは、株主価値と株価の乖離が小さいことを意味

する。企業の情報が投資家にきちんと伝わっており、投資家はその情報を用いて株主価値を評価した上で投資行動を起こしていることを示している。反対に、株価説明力が低いということは、企業の情報が投資家に十分に伝わっていない可能性がある。本研究では、上述した特定の情報を基準にサンプルを分割し、各セグメント株価説明力に相違があるかを検証するため、はじめに企業価値評価の手法を概観し、複数ある企業価値評価モデルの中でも残余利益モデルに優位性があることを確認するとともに、企業価値評価モデルを用いた先行研究をレビューした上で、実証分析を行った。

企業価値の評価方法について述べたのは第2章である。インカムアプローチ、ネットアセットアプローチ、マーケットアプローチについて触れた。財務論の古典的な評価モデルである DCF モデルはフリーキャッシュフローが負となる企業の測定には向かないこと、DDM は企業の配当政策によって測定される価値が左右されることなどが問題であるのに対し、残余利益モデルは赤字企業でも評価できるなど、2つのモデルよりも広範に利用でき、優位性があることを確認した。もっとも赤字が継続している企業は企業価値を毀損し続けるが、そのような企業についても価値があると評価される可能性もあり、モデルの使用については留意すべき点があることを確認した。

第3章では、残余利益モデルを中心に株主価値評価に関する先行研究のレビューを行った。Bernard (1995) は数年先までの超過利益を使用し、それ以降は無視するという方法を用いて、DDM および残余利益モデルで株主価値を測定し、株価との価値関連性を比較した。その結果、残余利益モデルの方が高い株価説明力を有することを示した。Frankel=Lee (1998) や奥村=吉田 (2000) は、株価と純資産簿価、残余利益モデルによって測定された株主価値との相関分析を行い、純資産簿価モデルよりも残余利益モデルによる株主価値の方が高い相関を示すという結果を得ている。井上 (1999b) は東証第一部上場企業の 1995 年 3 月期の個別財務データと連結財務データを使用し、従属変数に株価、独立変数に純資産簿価、実績利益、アナリスト予測利益を用いて回帰を行った。その結果、①個別財務データ、連結財務データともに純資産簿価モデルに比べて残余利益モデルの方が株価説明力が高いこと、②個別財務データよりも連結財務データの方が高い株価説明力を示すことを明らかにした。太田 (2000) は残余利益の相違から 7 つのモデルを提示し、日本の証券市場において株価説明力に適しているモデルの検証を行った。その結果、純資産簿価モデルより残余利益モデルの方が高い株価説明力を有すること、アナリスト予測利益は 1 期分よりも 2 期分を用いた方が高い株価説明力を有することを示した。藤井=山本 (1999) や青淵 (2003) は、DCF モデルと残余利益モデルの株価説明力の比較を行った。分析の結果、DCF モデルによる株主価値よりも残余利益モデルによる株主価値の方が高い株価説明力を有していることが確認された。これらの多くの先行研究では、残余利益モデルによる株主価値は、どの研究においても高い相関あるいは高い株価説明力を有することを示していた。先行研究のレビューを受け、本研究におけるリサーチ・デザインを提示した。本研究では残余利益モデルを採用し、回帰分析によって株価説明力を検証すること、モデルに使用する残余利益は実

績利益を使用し、それが永続するという仮定を用いて測定するというを示した。

第4章から第8章までの5つの章が実証研究の章である。第4章では、企業が無借金経営であるか有借金経営であるかを切り口にサンプルを分割し、各セグメントにおける株価説明力を比較した。この研究のベースは青淵(2008)および青淵(2010)にある。青淵(2010)では2005年3月期から2009年3月期までの財務データを使用し、サンプルを実質無借金企業と有借金企業に分類してサンプルの回帰を行った。実質無借金企業は手元資金を有効に活用しておらず、その用途の目的も明確に示されることが少ないと考えられるため、経営者と投資家との間における情報の非対称性は大きいと考えられる。一方、有借金企業は融資を受ける際に用途を明確にしているはずであるから、情報の非対称性は小さいと考えられる。したがって、有借金企業の株主価値の方が高い株価説明力を有するはずである。しかし、青淵(2010)の結果は有借金企業よりも実質無借金企業の方が高い株価説明力を示した。そこで本研究ではサンプル期間を2014年3月期から2018年3月期とし、回帰を行った結果、青淵(2010)とは逆に有借金企業の方が高い株価説明力が示されるとともに、手元資金超過額が多い企業の株価説明力は不安定であることが確認された。有借金企業には資金調達の目的が明確であるのに対し、無借金企業は手元資金の資金用途を特定しづらく、投資家の評価が分かれたためであり、情報の非対称性が影響しているだろうと推測された。青淵(2010)は、理論的には正しくても実際には説明できないものであったが、本研究は青淵(2010)が示した理論が正しかったことを証明したのである。類似の検証結果が異なったのは企業を取り巻く環境の相違にあると考えられる。それを示すことができたことが、本研究の1つの貢献である。

第5章では、繰延税金資産/負債をサンプルの分割基準として使用した。2000年3月期より導入された税効果会計により、それまで損益計算書上で生じていた税引前利益と当期純利益の不連続が解消されるようになった。不連続の原因は企業会計と税務会計における収益と益金、費用と損金の認識のずれによる一時差異である。税効果会計の導入によって一時差異が可視化され、法人税の繰延額が貸借対照表に示されるようになったのである。繰延税金資産は経営者による保守的な経理処理によって発生することから、経営者の方針や姿勢の代理変数と考えられる。分析の結果、総資産に占める繰延税金資産の割合が多い上位2つのセグメントと下位2つのセグメントに違いが見られた。上位2つのセグメントの方が高い株価説明力を示したのである。投資家は経営者による保守的な経理処理の実施を一様に評価したと考えられる。

繰延税金負債は主に有価証券評価益など、時価評価による未実現収益からもたらされる法人税の後払い額である。時価評価による未実現収益は経営者が直接にコントロールできるものではなく、市場によってもたらされる。未実現利益に起因するものであるから、額が大きくても実現するまでは収益として確定しない。未実現収益の額が大きいと将来にわたってそれが減少する可能性があり、投資家はリスクを背負うことになる。分析の結果、総資産に占める繰延税金負債の額が上位の3つのセグメントで統計的に有意な結果がもたらさ

れた。また、上位のセグメント、つまり繰延税金負債が多くなるほど株価説明力が低くなることが確認された。これは、未実現利益に対する投資家の評価が分散したことで、彼らによる株主価値の評価がばらついたことを暗示していると考えられる。

第6章は、企業が上場する市場を用いてサンプルを分割している。わが国には複数の株式市場が設けられており、計 3,778 社が上場している<sup>83</sup>。株式市場は不特定多数から資金を調達する場であり、投資家はリスクとリターンを調整しながら市場に参加する。集まる企業の情報が少ないとそれはリスクとなる。東証第一部とそれ以外の市場では、経営者が発信する情報の量、新聞等で取り上げられる記事の量、投資家による売買の量などが異なる。本研究ではサンプルを市場ごとにセグメントして株主価値を測定し、セグメント間の株価説明力を検証した。この研究は青淵（2013）がベースとなっている。青淵（2013）は 2012 年 3 月期の財務データを使用し、東証第一部上場企業と第二部・地方上場企業との間で株価説明力に違いがあることを確認している。これに 2018 年 3 月期のデータを追加し、株価と残余利益モデルを用いて測定された株主価値の関連性の変化を観察した結果、青淵（2013）と同様、東証第一部上場企業と第二部・地方上場企業との間に株価説明力の違いがあることが確認された。なお、2012 年 3 月期に比べて 2018 年 3 月期の結果を比較すると、サンプル間の調整済決定係数の開きが縮小傾向にあることが確認された。2012 年 3 月期と 2018 年 3 月期では企業を取り巻く環境が異なる。前者がリーマンショック後の景気低迷が続く期であり、後者は日本銀行の金融緩和政策が発端となって景気が回復基調にある期である。そのいずれでも同様の結果がもたらされたということは、市場間の情報格差は景気とは関係がない、あるいは関係性が小さいことを示すものと考えられる。2 時点比較の研究によりそれを明らかにしたことが、本章の貢献である。

第7章は、自社が筆頭株主である企業をサンプルとしている。2001 年の商法改正で自社株の保有が解禁となり、経営者は資本政策の一環として自社株を利用してきた。中には自社株の保有が進み、筆頭株主となるような企業が増えてきた。自社株は株主還元の一つであり、株主には好意的に受け止められている。検証の結果、サンプル期間において自社が筆頭株主となった企業をそうでない企業を比較すると、前者の方が相対的に高い株価説明力を有していることが示された。ただ、サンプル期間である 5 期にわたってすべて自社が筆頭株主という企業（恒常的筆頭株主企業）の株価説明力は低かった。当該企業が保有する自社株の扱いについて、投資家はポジティブあるいはネガティブな判断をしているため、株主価値の評価が分かれたのではないかと考えられる。自社が継続して筆頭株主であるということ以上の情報が経営者から株主に提供されず、情報の非対称性が発生していると考えられたのである。一方、サンプル期間において不連続で筆頭株主となった企業（不連続筆頭株主企業）の株価説明力は高かった。これは、経営者によるシグナリング効果によるものであると推察された。自社株買いが行われる際、あるいは自社株が利用される際には、経営者から何らかの情報が示される。それにより、投資家による評価は一様になるものと思われたのである。

<sup>83</sup> 東洋経済新報社『会社四季報』2020 年 2 集参照。

第8章は、マーケットベータに着目した研究である。株式市場には多くの投資家が集まる。彼らは投資行動を通じて企業への参入と退出を繰り返し、自らが許容できるリスクの大きさに合致したリターンを求める。そのリスクの程度を示すのがマーケットベータである。個別銘柄が市場全体と同じ動きをしているときのベータ値は1となり、市場全体より動きが大きければ1を超え、反対に市場全体の動きより緩慢な場合は1を下回る。第8章では、リスクの程度を示すマーケットベータを基準にサンプルを分割した。それぞれのセグメントに集う投資家のリスクは同等である。2014年3月期から2019年3月期までの計6期分のサンプルを用いて検証した結果、2014年3月期から2016年3月期にかけてはベータ値が1未満のセグメントの方が高い株価説明力を示したのに対し、2017年3月期から2019年3月期にかけてはベータ値が1以上のサンプルの方が高い説明力を有することが確認された。中でも、ベータ値が1.5以上のセグメントの株価説明力が高かったが、回帰式の信頼性という点では問題が残った。サンプル期間は景気が回復基調にあり、それに伴って株価指標や企業業績が伸長から安定へと変化していった時期である。株価と利益の伸長度合いは同じスピードでは起こらない。2014年3月期から2016年3月期にかけては、企業業績と株価が連動していなかった時期と考えられる。株価は本源的価値とノイズによって形成される。ノイズは経営者が情報を発信することで縮小し、やがて株価は株主価値に収斂される。株価は常に正しいとは限らない。市場の変動が大きいとき、投資家は自らの資産を守る行動を取るだろうから、結果としてベータ値の低い企業に関心が向き、その情報が収集される。2014年3月期から2016年3月期はそのような時期であったのではないかと推察される。2017年3月期以降は潮目が変わったに違いない。景気の回復と業績の向上および安定により、投資家の関心がディフェンシブ株から景気敏感株へと移り、結果としてベータ値が1以上の企業が選好されたと考えられる。それに伴って経営者と投資家との間に介在する情報の非対称性が緩和されたものと考えられる。

以上、5つの章にわたって実証研究を行った。分析には残余利益モデルを用いたが、本研究はモデルそのものの精度や確度の向上を目指したものではない。経営者と投資家との間に介在する情報の非対称性の大小が株価説明力に表れると仮定し、それを立証するためのツールとして残余利益モデルを用いたのである。サンプルを様々な視点に基づいて分割し、それぞれのセグメントデータの株主価値を測定して株価説明力を求めたところ、セグメント間での相違が確認された。

残余利益モデルは他の企業評価モデルに比べてあてはまりがよいとされており、それは先行研究の結果からも読み取れる。残余利益モデルはDDMとクリーンサープラス関係より導出された数学理論モデルであるが、ストックを示す純資産簿価とフローを示す残余利益がモデルに含まれているのが特徴的である。PBRが投資判断の指標として用いられることから分かるように、株価の評価に対する純資産の役割は大きく、それが残余利益モデルのあてはまりの良さを後押ししている。ただ、自社が筆頭株主である企業の価値関連性の研究で用意されたサンプル（第7章）の調整済決定係数は0.2~0.3であり、先行研究の結果

に比べると低い。その傾向はマーケットベータで切り分けた第8章の一部の期間（2014年3月期および2015年3月期）でも見られた。両方の章に共通するのは、2010年代前半のデータを分析に使用していることにある。おそらく、その頃の財務データと株価の関係性が薄かったのではないと思われる。当時はアベノミクスや日本銀行による異次元の金融緩和政策が実施された時期であり、リーマンショック後の低成長から脱し、景気が急速に回復していた時期と重なる。第8章で示したように、2014年3月期から2019年3月期にかけて、各セグメントにおける調整済決定係数の向上が見られたことから、それが推察される。比較的高い株価説明力を示すとされる残余利益モデルといえども、回帰の結果、調整済決定係数がいつも高く表示されるわけではない。これは新たな発見である。

近年では、会計情報を用いた実証研究がさかんに行われている。対象となる企業は、規模や業種など多岐にわたる。統計解析の前提となる正規性を求め、多くの実証研究では多数のサンプルを集めて、多数の変数をモデルに投入しがちである。しかし、本研究では、サンプルの拡大ではなく分割によって株主価値の株価説明力を検証しようとしている。企業規模が異なれば、あるいは業種が異なれば企業価値の評価方法の選択は異なると考えられるからである。サンプルの分割に本研究の独自性が認められるとともに、その方向性を示したことが本研究の貢献である。

本研究には課題も残されている。まずは企業価値評価モデルである。企業価値評価モデルは残余利益モデルだけではない。DCFモデルやDDMの調整済決定係数は残余利益モデルよりも低めに示されることは周知のとおりであるが、それらのモデルを用いて本研究の切り口でサンプルを分割し、測定された株主価値の株価説明力に類似の傾向が示されるならば、本研究の結果はより頑健なものとなる。

本研究では5つの切り口でサンプルを切り分け、株主価値の株価説明力を比較することでセグメント間における情報の非対称性の大小を確認した。しかし、使用した残余利益モデルの独立変数は純資産簿価と残余利益の割引現在価値合計の2つのみである。分析モデルの独立変数にサンプルの分割に用いた要素、例えば手元資金超過額や繰延税金資産額、市場ダミーなどを加えたり、株主価値の評価に有用と思われる情報を定量化して加えたりするなど、試行錯誤を繰り返しながら本研究の結果を進化させる必要がある。

株式投資や企業買収、株式公開など様々な場面で企業価値の評価は行われるが、その評価額は評価者によって異なる。企業価値は曖昧であり、絶対的な値が存在するわけではない。いかにすれば企業価値をよりの確に評価できるだろうか。それを考え続けるのが研究者に与えられた使命である。

## 補章 DCFモデルによる株主価値の株価説明力

### 第1節 はじめに

一般に、価値とはその事物の役立ちの度合いを指すものであり、経済学では交換価値の本質と捉えられる。企業価値は投資家による投資意思決定のためやM&Aの際の評価、新規に株式を公開する際の売り出し価格を決定するといった目的で測定される。第2章ではその測定方法について述べ、本研究ではインカムアプローチの1つの測定手法である残余利益モデルを用いて論を重ねた。桜井(2008)が示すように、インカムアプローチの代表的な方法であるDCFモデルには、将来キャッシュフローの予測が困難であることや、将来キャッシュフローの割引現在価値が負となる企業の価値はマイナスとして表示されるために意味を持たないという弱点があり、DDMには企業の配当政策によって求められる価値が左右されるという弱点がある。これに対して残余利益モデルは会計情報を利用できることから、DCFモデルやDDMに比べるとモデルの優位性が認められる。第3章では2000年前後に行われた株主価値の測定を題材にした先行研究をレビューした。藤井＝山本(1999)や青淵(2003)など、残余利益モデルによる株主価値はDCFモデルによる株主価値よりも相対的に高い株価説明力を有しているという結果が示されており、理論的にも実証結果からも残余利益モデルは優れたモデルであることが確認できる。

一方で、企業価値が争点となった裁判で用いられた価値評価の方法を調査した青木(2011)や、株式公開買付時の買付価格の決定に際して用いられた価値評価の方法を調査した青木(2014)では、DDMやDCFモデルが用いられているのに対し、残余利益モデルでの評価は皆無であったことが報告されており、理論と実務のギャップは興味深い。そのギャップの詳細な分析については別の機会に委ねるとし、本章は補章として、分割されたサンプルの株主価値をDCFモデルで評価して株価説明力を検証し、本研究で示した残余利益モデルによる実証分析の結果との比較を行う。サンプルの分割には資本構成(自己資本比率)と繰延税金資産/負債を用いる。自己資本比率が高い企業は、裏を返せば負債が少ない企業であり、有利子負債が僅少またはゼロである企業の可能性が高い。したがって、資本構成によって分割されたサンプルの実証結果は、本研究第4章の結果と類するものと考えられる。また、繰延税金資産/負債で分割されたサンプルの実証結果と本研究第5章の結果を比較し、相違の有無を確認する。補章の研究は、それぞれ青淵(2012)、青淵(2015)をベースにリライトしたものである。

### 第2節 株主価値の評価モデルと回帰式

#### 1. DCFモデル

本章では割引キャッシュフローモデル（DCF モデル）を使用する。第 2 章で概観したとおり、DCF モデルは企業が調達した資本（資金）によって取得された資産の運用によりもたらされる毎年のキャッシュフローの割引現在価値合計であり、求められるのは企業価値となる。一般式は以下のように示される。

$$FV_t = \sum_{t=1}^n \frac{CF_t}{(1 + wacc)^t}$$

$FV_t$ : t 期の企業価値

$CF_t$ : t 期のフリーキャッシュフロー

$wacc$ : 加重平均資本コスト

なお、毎期の期待キャッシュフローが一定( $CF_1 = CF, CF_2 = CF, \dots, CF_n = CF$ )である場合、等比級数の和の公式により、企業価値は以下の式で求められる。

$$FV_t = \sum_{t=1}^n \frac{CF_t}{(1 + wacc)^t} = \frac{CF}{wacc}$$

$$CF_1 = CF, CF_2 = CF, \dots, CF_n = CF$$

企業価値は負債価値と株主価値で構成されることから、株主価値は測定された企業価値から負債価値を差し引いて求める。

$$V_t = FV_t - L_t$$

$V_t$ : t 期の株主価値

$L_t$ : t 期の負債価値

## 2. 変数の定義と回帰式

回帰分析に用いる独立変数は、1 株あたりに換算した将来のフリーキャッシュフローの割引現在価値合計と負債価値、従属変数は株価である。

フリーキャッシュフローは、企業活動におけるすべての受け取りとすべての支払いが終了したあとの残余である。一般には営業キャッシュフローと投資キャッシュフローの和として計算され<sup>84</sup>、債権者や株主への還元の原資となる。営業キャッシュフローは每期経常的に発生する。しかし、その額の予測は容易ではない。売上収入や仕入支出などは景気の影響を受けやすいし、毎年の事業戦略により販売費の変動が予想される。故に企業外部利害関係

<sup>84</sup> 企業の投資活動はキャッシュアウトを伴うものであるから、通常はマイナスの数値として示される。よって本研究では、フリーキャッシュフローを営業キャッシュフローと投資キャッシュフローの和として表現している。論文等によっては、投資キャッシュフローを投資額そのものと捉え、フリーキャッシュフローは営業キャッシュフローから投資キャッシュフローを控除したものと説明しているものも見られる。



者が限られた情報で将来の営業キャッシュフローを予測することは困難なのである。投資キャッシュフローは設備等の減耗分を補充するような場合と、新たな投資行動を行う場合に発生する。設備等の減耗分の補充は営業キャッシュフローの範囲内で行われるのが一般的である<sup>85</sup>。減耗分の補充を行う前者は営業キャッシュフローと同様、毎期経常的に発生するが、後者は投資が実行された場合のみに発生し、かつその額も多額に上る。フリーキャッシュフローの算出に用いられる投資キャッシュフローは減耗分の補充のみが対象となるが、その額が投資キャッシュフローのどれくらいに相当するかを見極めるのは容易でない。ましてやその予測を将来にわたって行うのは至難の業である。以上のことから、本研究ではキャッシュフローの実績値が永続すると仮定し、検証を行う。

将来のフリーキャッシュフローの割引には加重平均資本コストを使用する。負債コストは支払利息・割引料を有利子負債の期首期末平均残高で除して計算する。株主資本コストはCAPMにて推定する。リスクフリーレートは財務省が有する金利情報を、市場全体の株式投資収益率は財団法人証券経済研究所が提供するデータを参考にする。マーケットベータは日経NEEDS-Financial QUESTに収録されている対TOPIX（60カ月）を使用する。フリーキャッシュフローから控除される負債価値には負債簿価を使用する。

従属変数の株価は決算月の株価終値を用いる。本決算の情報は、決算から3カ月以内に開催される株主総会にて確定されるが、今日では東京証券取引所が決算から45日以内に決算短信の開示を要求していることや、決算の約1カ月前より新聞やニュース等で企業の決算予想が報じられていることから、決算月の株価終値には当期の業績および次期以降の業績期待が織り込まれている可能性が高い<sup>86</sup>。そこで、従属変数には決算月の株価終値を用いる。

外れ値については、第4章から第8章までの実証研究と同様、まずは独立変数（2変数）と従属変数を用いて回帰し、残差の標準偏差が $\pm 3\sigma$ を超過したサンプルを外れ値として除外した上で再度回帰を行う。

本章では、DCFモデルで測定された企業価値から計算された株主価値と株価の回帰により、株主価値の株価説明力を検証する。用いられる回帰式は次のとおりである。独立変数は1株あたりに換算したフリーキャッシュフローと負債簿価、従属変数は株価である。なお、DCFモデルで求められるのは企業価値であるため、株主価値の測定は企業価値から負債価

---

<sup>85</sup> 青木編（2016）によると、2015年3月期における東証第一部・第二部の一般事業会社（投資法人は除く）2,324社のうち、営業キャッシュフローが正、投資キャッシュフローが負で、フリーキャッシュフローが正の企業は1,409社（60.6%）である。同じく、営業キャッシュフローが正、投資キャッシュフローが負であり、フリーキャッシュフローが負の企業は470社（20.2%）であった。後者（フリーキャッシュフローが負の企業）について、その規模については言及されていないが、大きくマイナスである可能性は低いと考えられる。青木編（2016）p.387参照。また、少しデータが古いですが、青淵（2004）は東証第一部上場製造業の2001年3月期～2003年3月期におけるキャッシュフローデータを用いて営業キャッシュフローと投資キャッシュフローを2軸にプロットしている。これを見ると、フリーキャッシュフローが大きくマイナスになるような企業は見受けられない。青淵（2004）p.126参照。

<sup>86</sup> 注25にも示したとおり、青淵（2003）には従属変数に3月株価終値（決算月）、5月株価終値（決算短信発表月）、6月株価終値（株主総会開催月）の3種類を用いて検証を行い、調整済決定係数に大きな差異がみられなかったことが示されている。

値を差し引かなければならない。そのため、計算式では1株あたり企業価値（フリーキャッシュフローの割引現在価値合計）に正負の符号を反転させた（マイナス1倍した）1株あたり負債価値を加算して表現している。

$$P = \alpha + \beta_1 \cdot CF/s + \beta_2 \cdot D/s + \varepsilon$$

$P$ ・・・決算月株価終値

$CF/s$ ・・・1株あたりフリーキャッシュフローの割引現在価値合計

$D/s$ ・・・1株あたり負債簿価×（-1）

$\varepsilon$ ・・・誤差項

### 第3節 資本構成によるサンプルの分割

#### 1. 企業価値と資本構成

企業活動がもたらす財やサービスを通じて、われわれの生活は便利で豊かなものになる。企業は財やサービスの創造の実現に向けて資金を調達し、資源を手に入れて利用する。企業は、創造した財やサービスの提供の対価として消費者よりキャッシュを受け取る。すべてのキャッシュの受け取りと支払いを終えたあとに残る価値が資金提供者に還元される。

一般に企業へ提供される資金には2つの形態が存在する。1つは資金が提供される期間や還元額が決められている有利子負債であり、もう1つは資金提供に対する還元が利益に連動し、その支払いが有利子負債よりも劣後に行われる株主資本である。株主資本への資金提供者は有利子負債への提供者に比べて高いリスクを負うことから、高いリターンを要求する。

資金提供者による還元の期待は、企業が稼得しなければならない最低限のキャッシュフローとなる。資金提供者の割合、すなわち有利子負債の提供者である債権者と自己資本の提供者である株主の割合が異なると、必要となる最低限のキャッシュフローも異なる。例えば、同一の事業を行う企業A、B、Cがあり、調達した資金の額がいずれも1,000であったとしよう。Aは株主から全額の資金提供を受け、Bは株主からの出資100と銀行からの融資900、Cは株主から600、銀行から400の資金提供を受ける。銀行とは5%の還元（利払い）を約束し、株主からは10%の還元を期待されている。法人税は考慮しないものとする。このとき、Aは100（全額が株主への還元）、Bは55（株主還元10、利払い45）、Cは80（株主還元60、利払い20）のキャッシュフローを最低でも稼がなければならない。これらA～Cの企業が事業を通じて80のキャッシュフローを稼得した場合、Aは資金提供者の期待に応えることができない一方で、Bは資金提供者が期待する還元を行ってもなおキャッシュが手許に残ることになる。すなわち、資金は有利子負債で集めた方が有利となるのである。しかし、有利子負債の依存度が高い場合、資金提供者はデフォルトのリスクを心配しなければならず、結果として相対的に高いリターンを要求することになる。BとCを比較すると、B

に融資をする銀行は C に融資する銀行よりも、高い利子率を要求するのである。

では、最適な資本構成とはどのようなものであろうか。この議論はすでに約 60 年前に行われており、一定の結論を得ている。いわゆる MM 理論である。Modigliani and Miller (1958) によると、取引コストや税金、倒産コストが存在せず、投資家と企業は同じコストで資金の調達が可能で、両者の間には情報の非対称性がなく、負債は事業からのキャッシュフローに影響しない、といった仮定の下では、キャッシュフローのリスクを債権者と株主でどのように分配するかに過ぎないため、企業全体の資本コストは資本構成に関係なく変わらない。そのため、企業価値は資本構成の影響を受けないというものである。しかし、Modigliani and Miller が示した仮定は現実的ではない。取引コストや税金、倒産コストは存在するし、投資家と企業の間には情報の非対称性もある。実際には、企業価値は資本構成の影響を受けている。

企業価値は、出資者の視点に立てば負債価値と株主価値の和である。負債価値は負債簿価に近似すると考えられ、株式時価総額は株主価値の代理変数と考えられる。仮に資本構成が企業価値に関係ないのであれば、有利子負債と自己資本の和（以下、投下資本という）に対する自己資本の割合（以下、投下資本自己資本比率という）がどうであろうと、株主価値による株価説明力は変わらないはずである。しかし、実際には投下資本自己資本比率の多寡でその説明力が異なるに違いない。有利子負債の割合が大きい（投下資本自己資本比率が低い）と、倒産リスクを強く意識する投資家が多くなるはずである。したがって、測定された株主価値と株価のばらつきが大きくなると予想される。本研究では、景気動向が異なる 2002 年 3 月期、2006 年 3 月期、2011 年 3 月期を分析対象期間とし、サンプルを投下資本自己資本比率の多寡で分割して株主価値の株価説明力を検討する。

## 2. 資本構成と景気動向の推移

実証分析に先立ち、分析対象となる 3 期の状況を確認しておこう。図 A-1 は財務省財務総合政策研究所の標本調査である法人企業統計調査に示された、資本金 1 億円以上の企業における有利子負債残高の平均値（1 社あたり有利子負債残高）および純資産の平均値（1 社あたり純資産）の推移と、有利子負債と純資産の合計額に対する純資産の割合（以下、純資産対調達資本比率という）の変化を表したものである<sup>87</sup>。

---

<sup>87</sup> 本来は、実証研究に合わせて純資産ではなく自己資本を用いて計算・表示すべきではあるが、ここでは傾向を確認することが主目的であるため、法人企業統計調査にある純資産を使用している。また、実証分析においては純資産でなく自己資本を使用する。用語の正確性を期すため、法人企業統計調査の結果をもとに論を展開する場合は純資産対調達資本比率の名称を、それ以外では投下資本自己資本比率を使用する。ただ、いずれの比率も自己資本比率（もしくは株主資本比率）に類するものであり、比率の意味するところは同じであり、値も近似すると考えられる。

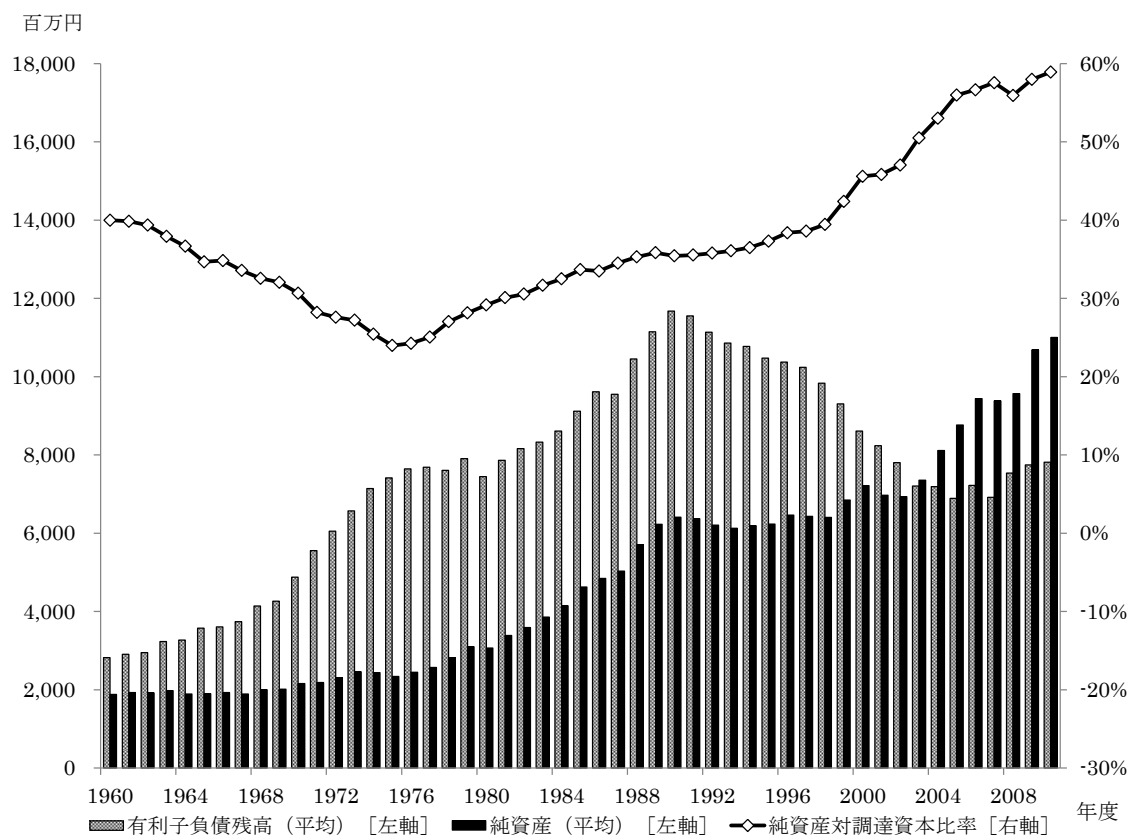


図 A-1 有利子負債残高・純資産の推移と資本構成

[出所] 財務省財務総合政策研究所法人企業統計調査より筆者作成

1960年代は高度経済成長の影響もあり、企業の有利子負債残高は右肩上がりに増加を続けた。オイルショックが発生した1974年度以降の数年間、1社あたり有利子負債残高の伸びは鈍化した。1980年代以降には再び増加傾向となり、バブル崩壊前年の1990年度の1社あたり有利子負債残高は11,679百万円に達した<sup>88</sup>。しかし、バブル崩壊を受け、1991年度以降の1社あたり有利子負債残高は減少傾向となり、2005年度には残高が6,983百万円にまで減少している。2005年度の1社あたり有利子負債残高は1990年度の約6割に相当する。バブル崩壊によってそれまでのような収益が得られなくなった企業は、高コスト体質からの脱却を図るべく種々のリストラ策を導入した。財務面においても例外ではなく、利息負担の軽減を目指して積極的に有利子負債の削減を推し進めていったことがうかがえる。

<sup>88</sup> 有利子負債残高を総額ベースで見ると、有利子負債残高は統計のある1960年度以降、1994年度まで増加の途をたどった。1社あたりの平均とは異なり、オイルショックの起こった1974年度～1979年度にかけても、増加の割合は鈍化していない。1979年度には総額が100兆円を突破し、9年後の1988年度には200兆円を突破している。1994年度の307兆円を境に減少傾向に転じ、2005年度には残高が229兆円まで減少した。しかし、2006年度以降は増加に転じている。総額ベースと1社あたりの平均ベースでは、有利子負債残高の変曲点となる年度が少々異なっている。

日本経済新聞によると、2004年度には上場企業（新興市場を除く）の3分の1が実質無借金経営となり、財務安定性を求める企業が有利子負債を削減しつつ手許資金に厚みを増していることが報告されている<sup>89</sup>。

しかし、2006年度以降、有利子負債の残高は増加傾向に転じていることが、図A-1から読み取れる。2008年3月期には上場企業における有利子負債の依存度が上昇に転じていることが報じられた<sup>90</sup>。景気の回復基調の中で企業はM&Aを模索し、その資金として有利子負債が充てられていることが、有利子負債依存度の上昇と関係しているとのことである。

図A-1に示された線グラフは、純資産対調達資本比率の推移である。企業の財務安定性を測る指標として用いられる自己資本比率（もしくは株主資本比率）に類する比率であり、企業が調達した資本のうち、どの程度が純資産によって賄われているかを表している。この線グラフを見ると、1960年度から1970年代半ばにかけては純資産対調達資本比率の低下が確認できる。この間、統計サンプル数、純資産額および有利子負債はいずれも増加を続けており、企業は資本市場よりも金融市場からの資金調達を優先していたことが推察される。

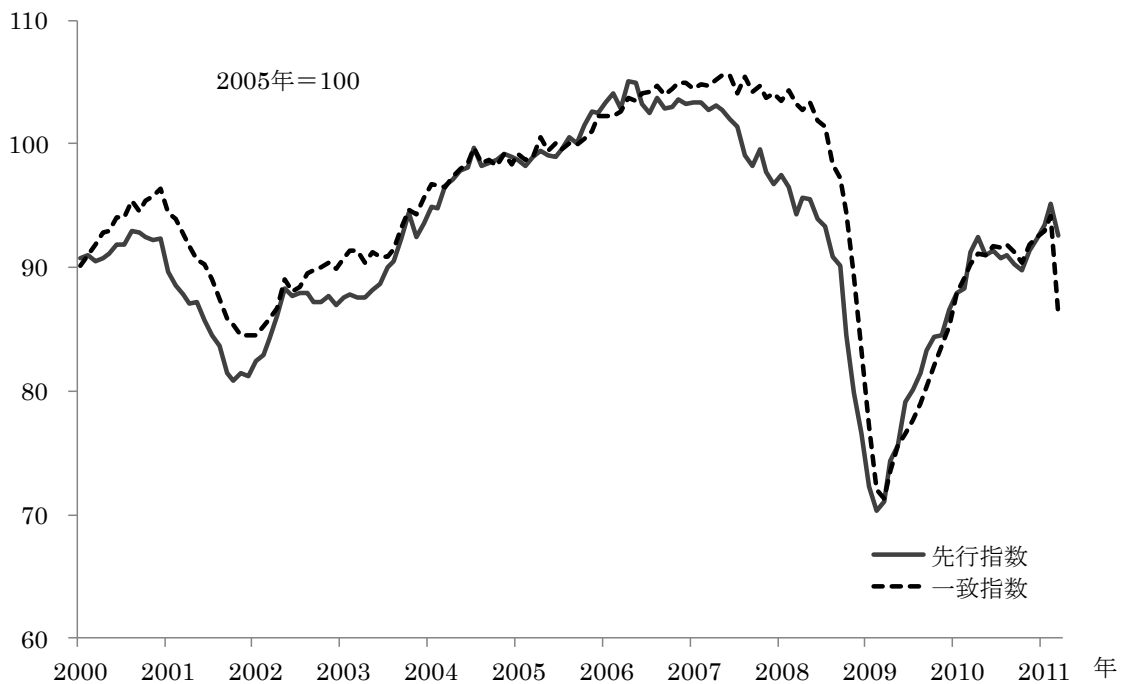
転機は1975年度に訪れる。この年度以降は純資産対調達資本比率が上昇に転じている。オイルショックがその転機の1つとなったと考えてよかろう。景気に関係なく固定的な費用（支払利息）の発生をもたらす有利子負債よりも、業績に応じて還元額を決定できる株主資本の方が業績低迷期には向いている。企業は株主資本による資金調達へのシフトを選好したと考えられる。棒グラフの形状から、1970年代中盤以降から1990年度にかけて、有利子負債の増加率に比べて純資産の増加率が高いことが読み取れる。

バブル崩壊後の1991年度以降は、有利子負債残高の減少が続く一方で、純資産額は1990年代後半まで一定の水準で推移している。景気低迷による消費の冷え込みによって企業は新たな投資活動を中断し、それまでに蓄えてきた企業の体力を消費しながらリストラを続けた。結果として、有利子負債残高の減少が純資産対調達資本比率の向上をもたらしたのである。2000年度から2003年度にかけて純資産額に大きな変動はないが、有利子負債の圧縮が続いており、純資産対調達資本比率は上昇を続けている。また、景気の動向を表す景気動向指数CI（2015年1月の先行指数=100）の推移を示した図A-2によると、2001年12月頃に景気が底を打ったことが確認できる<sup>91</sup>。

<sup>89</sup> 日本経済新聞 2005年7月25日朝刊参照。

<sup>90</sup> 日本経済新聞 2008年8月21日朝刊参照。

<sup>91</sup> 日本経済新聞 2003年2月25日夕刊によると、鉱工業生産指数は2002年1月に底入れが確認され、指数が上昇に転じたとしている。



図A-2 2000年以降における景気動向指数の推移

[出所] 内閣府統計情報・調査結果より筆者作成

1990年代終盤から2000年代前半には、既存の株式市場（本則市場）に新興市場（大証ナスダックジャパンや東証マザーズなど）が加わり、額面株式の廃止やM&Aに関連する法規の改正、金庫株の解禁、単元株式の単位引き下げなど、株式市場を取り巻く環境の諸整備が進んだ。従前に比べると、企業は株式市場を積極的に活用するようになり、有利子負債の圧縮は進行し続けた。ところが、2000年代中盤になると再び有利子負債の利用が活況を帯びるようになる。2005年度を境に有利子負債残高が増加に転じていることが図A-1の線グラフからわかる。2005年度は2002年度より約4年にわたって景気が上向きになっていた時期であり、財務リストラを一段落させた企業が、景気の好転を背景に積極的な投資活動に舵を切ったのであろう。2006年3月期は、景気に支えられて企業が再び有利子負債の活用を始めた時期である。なお、有利子負債残高の増加以上に純資産額が増加しているため、純資産対調達資本比率は上昇を続けている。

2008年9月には、リーマン・ブラザーズの経営破綻に端を発したリーマンショックが世界中を襲った。その影響で景気は大きく減退したが、2011年3月期にはリーマンショック以前の約9割程度まで景気が回復している。総じて純資産、有利子負債が増加傾向にあり、純資産対調達資本比率も上昇傾向にある。以上の資料を踏まえ、図A-3では、分析対象である2002年3月期、2006年3月期、2011年3月期の各期における有利子負債、純資産、純資産対調達資本比率、景気動向の傾向を一覧にした。

	有利子負債	純資産	純資産 調達資本比率	景 気
2002年3月期	↓	→	↗	↓
2006年3月期	↓	↗	↗	↗
2011年3月期	↗	↗	↗	↗

図A-3 分析対象期における各項目の傾向

[出所] 筆者作成

### 3. 実証分析と結果

#### (1) サンプル

サンプルは東証第一部上場 3 月期決算の製造業である。財務データおよび株価データ等は日経 NEEDS-Financial QUEST より取得した。財務データは 2000 年 3 月期から 2011 年 3 月期までの 12 期分<sup>92</sup>を使用し、株価データは 3 月末日の株価終値を使用する。これに該当する企業は 645 社であった<sup>93</sup>。

回帰に使用する将来キャッシュフローにはキャッシュ・フロー計算書に示された営業活動によるキャッシュフローを使用し、それが永続すると仮定する。前述のとおり、フリーキャッシュフローは営業キャッシュフローと投資キャッシュフローの和で求めなければならないが、キャッシュ・フロー計算書に示された投資活動によるキャッシュフローの金額には設備等の減耗分の補充を上回る投資が含まれているかもしれない。そこで、藤井＝山本(1999)を参考にして、営業活動によるキャッシュフローの値をフリーキャッシュフローの代理変数とする<sup>94</sup>。ただし、営業活動によるキャッシュフローも経営環境に左右されることを勘案し、対象年度を含む過去 3 期分の営業活動によるキャッシュフローの平均値を用いる。

取得されたデータのうち、①決算期間が 12 カ月に満たない会計年度が存在する企業（決算期を変更した企業）、②データ取得期間において財務データに 1 期でも欠損値がある企業、③3 月末日の株価終値とマーケットベータのいずれか、もしくは両方の値が欠けている企業を除外した。①はデータの連続性と比較可能性による除外である。決算月数が 12 カ月に満たない事業年度は、その数値を換算したとしても比較可能性に何らかの問題がある可能性

<sup>92</sup> 2000 年 3 月期と 2001 年 3 月期のデータは、2002 年 3 月期の営業キャッシュフローを算出するために使用している。

<sup>93</sup> データの取得は 2012 年 1 月 6 日に実施した。

<sup>94</sup> 藤井＝山本(1999)の研究では、税引後利益に減価償却費を加算したものを便宜的 CF と称して実証を行っている。これは営業キャッシュフローに近いキャッシュフロー概念である。

があり、それを避けるための処理である。②と③は欠損値の存在である。データが欠落しているため、当該サンプルの計算や解析ができなくなるために取り除く。

さらに、2000年3月期～2002年3月期、2004年3月期～2006年3月期、2009年3月期～2011年3月期の各3期間における営業キャッシュフローの平均値がいずれか1つの期間でも負の値となった企業をサンプルから除外する。営業キャッシュフローが負であると企業価値も負として示されることになり、桜井(2008)が指摘するように、そのような企業価値は何の意味も持たない。よって、3つのサンプル期間のうち1つの期でも営業キャッシュフローの平均値が負となる企業はサンプルから除外した。以上の結果、サンプルは549となった。

表A-1は、サンプルの基本統計量を示したものである。 $P$ は3月末日の株価終値、 $CF/s$ は1株あたりに換算したキャッシュフローの割引現在価値合計、 $D/s$ は1株あたりに換算した有利子負債である。 $D/s$ はマイナス1倍を乗じて符号を逆転させている。また、1単元が1,000株でない企業については、1単元が1,000株相当となるように、株価と発行済株式数を調整している。

表A-1 サンプルの基本統計量 ( $n: 549$ )

年度	変数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
2002年 3月期	$P$	9.70	5,220.00	501.04	553.52
	$CF/s$	79.92	3,5279.62	3,252.21	3.48
	$D/s$	-4,583.51	0.00	-323.11	363.89
2006年 3月期	$P$	30.40	4,430.00	670.18	565.58
	$CF/s$	49.59	27,603.30	1,851.81	2.02
	$D/s$	-4,185.01	0.00	-247.81	360.44
2011年 3月期	$P$	10.70	1806.00	321.93	284.75
	$CF/s$	29.29	35,455.19	2,827.07	3.01
	$D/s$	-5,124.26	0.00	-263.73	437.90

[出所] 筆者作成

## (2) 株価説明力の年度別比較

表A-2には、年度ごとのサンプルを用いて行われた回帰分析の結果が示されている。測定された株主価値の株価説明力を示す調整済決定係数は、2002年3月期が0.340、2006年3月期が0.377、2011年3月期が0.588であった。独立変数の $\beta_1$ (キャッシュフローの割引現在価値合計)と $\beta_2$ (負債簿価)はどの年度においても1%水準で統計的に有意であった。

2002年3月期の調整済決定係数が相対的に低いのは景気が減退に向かっていた期であり、投資家による評価のばらつきが大きかったためだと考えられる。2006年3月期の調整済決



定係数が2002年3月期よりも相対的に高いのは、財務リストラが最終局面にあったことによるものと考えられる。2011年3月期の株価説明力は、他の2期に比べてさらに高い結果となっている。景気が低迷していた時期に種々のリストラを実施し、企業がスリムになったことや、2009年3月期より金融商品取引法に基づき四半期決算の開示が義務化されたこと、非財務情報を企業が積極的に開示し始めたことなどにより情報の非対称性が緩和され、投資家が企業の将来性を評価しやすくなったことに起因するものと考えられる。

表A-2 年度別による回帰結果

年度	<i>n</i>	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>
2002年 3月期	549	-0.065** (-2.480)	0.737*** (16.571)	0.383*** 8.609	0.340
2006年 3月期	549	-0.038 (-1.309)	0.674*** (17.940)	0.198*** (5.277)	0.377
2011年 3月期	549	-0.028 (-1.110)	0.791*** (27.738)	0.148*** (5.190)	0.588

\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

### (3) 投下資本自己資本比率によるセグメント

続いて、各年度のサンプルを投下資本自己資本比率によって分割し、株主価値による株価説明力を比較する。投下資本自己資本比率は40%未満、40%以上60%未満、60%以上80%未満、80%以上の4つに分割する<sup>95</sup>。

表A-3には、2002年3月期のサンプルを分割して回帰した結果が示されている。サンプル全体での調整済決定係数が0.340であったのに対し、すべてのセグメントでそれを上回る結果となった。ただ、0%~40%未満と60%~80%未満はサンプル全体の調整済決定係数と近似しており、誤差の範囲の可能性もある。

一方で、40%~60%未満の調整済決定係数は0.565で、その両側に位置する0%~40%未満(0.344)と60%~80%未満(0.369)に比べると高く、80%~100%の結果(0.581)に近いものとなっているのが特徴的である。なお、本研究では、企業価値から負債価値を差し引くことで間接的に株主価値を推定する手法を用いており、 $\beta_2$ はマイナス1倍をして変数としているため、通常は負の値を取る。0%~40%未満を除いた3つのセグメントの係数 $\beta_2$ の符号が負となっているが、投下資本自己資本比率が0%~40%未満のセグメント(負債依存度が高いセグメント)だけは $\beta_2$ の符号が正となっており、理論的に成立しない。すべての変数が統計的に有意であるわけではないが、負債の符号については注意して観察しなけれ

<sup>95</sup> 投下資本自己資本比率を20%ごとに区切り、5区分にすることも試みたが、20%未満となるようなサンプル数が僅少となるため、20%未満と20%以上40%未満のサンプルを同一のグループとした。

ばならない。

表 A - 3 2002 年 3 月期の分析結果

投下資本自己資本比率	<i>n</i>	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>
0%~40%未満	110	-0.458*** (-10.518)	0.915*** (4.738)	0.368* (1.908)	0.344
40%~60%未満	121	-0.260*** (-6.498)	0.489*** (6.492)	-0.357*** (-4.733)	0.565
60%~80%未満	135	0.050 (1.034)	0.589*** (8.293)	-0.091 (-1.279)	0.369
80%~100%	183	0.664*** (4.344)	0.706*** (12.226)	-0.100* (-1.726)	0.581

\*\*\*は 1%水準、\*は 10%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

表 A - 4 には 2006 年 3 月期のサンプルを分割して行われた回帰結果が示されている。サンプル全体での調整済決定係数は 0.377 であり、2002 年 3 月期の結果と同様、すべてのセグメントでそれを上回っている。しかし、2002 年 3 月期とは異なり、投下資本自己資本比率の上昇に合わせて調整済決定係数が上昇している。 $\beta_2$  の係数の符号はすべて正になっているが、変数  $\beta_2$  はどの区分においても統計的に有意でなく、説明変数としての信頼性という意味で問題が残る。

表 A - 4 2006 年 3 月期の分析結果

投下資本自己資本比率	<i>N</i>	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>
0%~40%未満	50	-0.568*** (-10.658)	0.666*** (3.524)	0.034 (0.178)	0.383
40%~60%未満	107	-0.175*** (-2.910)	0.666*** (7.557)	0.027 (0.308)	0.414
60%~80%未満	139	0.123** (2.002)	0.687*** (10.927)	0.082 (1.303)	0.462
80%~100%	253	0.275*** (3.060)	0.767*** (17.995)	0.017 (0.390)	0.578

\*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

表A-5には2011年3月期のサンプルを分割して行われた回帰結果が示されている。サンプル全体での調整済決定係数が0.588と他の2期に比べて説明力が高いこともあり、各セグメントでも調整済決定係数が高くなっている。

2011年3月期の結果は2002年3月期の結果に類似する点と反対の点を持っている。類似する点はサンプル全体と0%~40%未満(0.614)、および60%~80%未満(0.614)の調整済決定係数が近似していることである。一方で2002年3月期は40%~60%未満の調整済決定係数がその両側に比べて高かったが、2011年3月期は逆に調整済決定係数が低くなっている(0.478)。また、 $\beta_2$ の係数の符号がマイナスとなっていることも確認できる。改めて図A-3で2002年3月期と2011年3月期における企業数値等の傾向を比べると、有利子負債、純資産、景気動向はいずれも異なる方向を向いている。2002年3月期から2011年3月期における投下資本自己資本比率の平均値は概ね40%から60%の間で推移していると思われるので(図A-1参照)、ちょうどそのレンジにある企業の株価説明力が資本構成や景気によって高くなったり低くなったりするのは興味深い。2期間のみの比較でしかないので、その要因を結論づけるには更なる検証が必要となるが、企業価値が資本構成の影響を受けているであろうと推察できる結果となった。

表A-5 2011年3月期の分析結果

投下資本自己資本比率	<i>n</i>	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R<sup>2</sup></i>
0%~40%未満	57	-0.499*** (-10.722)	0.833*** (7.996)	0.071 (0.684)	0.614
40%~60%未満	104	-0.179*** (-2.834)	0.651*** (8.885)	-0.152** (-2.071)	0.478
60%~80%未満	147	0.010 (0.207)	0.790*** (15.129)	0.046 (0.880)	0.614
80%~100%	241	0.099 (1.066)	0.895*** (28.487)	0.055* (1.752)	0.780

\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準で統計的に有意である。

[出所] 筆者作成

#### (4) 分析結果の解釈

本章の研究は分析の対象期間を3期に絞って行われたものである。1期目は有利子負債残高が減少傾向にあり、かつ景気の底入れが確認された2002年3月期、2期目は景気が順調に回復する一方で企業の財務リストラが一段落を迎えた2006年3月期、3期目は有利子負債残高が増加傾向にある中でも投下資本自己資本比率が上昇する局面の2011年3月期という3期である。

各期において、サンプルを投下資本自己資本比率の多寡によって分割し、推定された株主

価値の株価説明力を検討したところ、以下の結果が確認された。

第1に2002年3月期よりも2006年3月期、2006年3月期よりも2011年3月期の方が株主価値の株価説明力が高い傾向にあることが確認された。バブル崩壊後から2000年代初め頃を対象期間とした同種の分析でも、概ね低い調整済決定係数が示されている。例えば、製造業6業種（自動車、食品、鉄鋼、繊維、化学、電気機器）の1983年から1996年のサンプルを対象とした藤井＝山本（1999）の研究では、便宜的DCF法での調整済決定係数が0.020から0.151という結果であり、同様のキャッシュフロー概念を用いて東証第一部および第二部上場の2001年3月期企業を対象とした青淵（2003）の研究でも、調整済決定係数は0.049に留まっている。景気動向が読めないことや、バブルを経験した企業が本来の事業とは関係のない資産や不良資産を抱えていたことが、投資家の価値評価を多様なものにしていただろう。有利子負債の圧縮や景気の回復等とともに、市場による企業の評価も安定してきたものと思われる。

第2に、投下資本自己資本比率で各年度のサンプルを分割して分析した結果、概して同比率が高いサンプル群の株価説明力が高くなる傾向を示すことが確認された。投下資本自己資本比率が高い企業の多くは利益剰余金の多い企業、すなわち過去に稼得した利益を内部に留保し、それを原資に投資活動を行っている企業と解される。財務安定性を有しており、投資家から見ればデフォルトの心配が少ない。そのような企業は多くの投資家に注目され、市場において日夜評価されているため、株価は株主価値に収斂するのであろう。2002年3月期、2006年3月期および2011年3月期のセグメントごとのサンプル数を見ると、投下資本自己資本比率の高い企業が増える傾向にあることも確認され、全体的に調整済決定係数を押し上げているようにも思われる。

一方で、本章の研究は10年（2002年3月期～2011年3月期）のうちの3期しか観察していない。2002年3月期と2006年3月期を比較したとき、あるいは2006年3月期と2011年3月期を比較したときの株価説明力の変化は、年を追うことに線形で変化したのか、あるいはそうではないのかといった検証が行われておらず、時点観察から得られた結果に留まっている。サンプル期間内にある残された7期分のデータを用いた研究を行い、企業の資本構成と企業価値の関係についてより頑健な結果を示す必要がある。

なお、本章の研究では、副次的な発見をもたらしたことにも触れておこう。それは、DCFモデルを用いた株主価値評価の実証分析において、比較的高い株価説明力を示したことにある。わが国では1990年代後半から2000年代前半にかけて、企業価値あるいは株主価値の評価を行う実証研究が盛んに行われたが、上述のようにDCFモデルを用いた実証分析では、他のモデル（特に残余利益モデル）と比べると相対的に株価説明力が低い結果が提示されてきた。残余利益モデルは説明変数にストック部分（純資産）とフロー部分（残余利益）が含まれているのに対し、DCFモデルはフロー部分（キャッシュフロー）でのみ従属変数を説明しなければならない。一般に残余利益モデルはストック部分での説明が多くを占めると解されており、調整済決定係数が高くなるのは当然のことと考えられていた。

本章の研究結果が先行研究より高い説明力を有しているのは、サンプルを市場や業種に加えて、営業キャッシュフローの平均値が正の値を有する企業に限定したことによるものである。変数の絞り込みがこのような結果をもたらしたのは言うまでもない。ただし、DCF モデルを用いた株主価値による株価説明力の向上を目的としてサンプルの範囲を限定しすぎると、解釈を誤導することにもつながる。例えば、本章の研究では業績が芳しく、比較的安定している東証第一部上場の製造業がサンプルである。東証第一部はわが国の市場において参加者（投資家）が最も多い市場であり、彼らによるこれら企業への評価は、当該企業の情報とともに常に刷新され続ける。他の市場に上場する企業に比べて情報量が多く、評価は一様に収束しているに違いない。結果として株主価値に見合った株価となっていただけかもしれない。なぜ、高い株価説明力を示す結果になったのかについては、サンプルの PER（株価収益率）や PBR（株価純資産倍率）など、投資家が意思決定に際して重要視する指標を用いて精査する必要がある。

#### 第4節 DCF モデルによる繰延税金資産・負債のセグメント比較

##### 1. サンプル

本研究の第5章では、2012年3月期のサンプルを総資産に占める繰延税金資産／負債の割合でそれぞれ4つのセグメントに分割し、残余利益モデルを用いて測定された株主価値により株価説明力の比較検討を行った。本節ではその手法を倣い、2014年3月期のサンプルと DCF モデルを用いて株主価値の株価説明力をセグメント間で比較する。

サンプルは東証第一部上場3月期決算の一般事業会社である。第5章の分析とは異なり、サンプルには非製造業も含まれる。財務データおよび株価データ等は日経 NEEDS-Financial QUEST より取得した。続いて、①税効果会計が導入された2000年3月期より2014年3月期までの15期分の財務データに欠損値がある企業、②サンプル期間内において12カ月に満たない会計年度が存在する企業（決算期を変更した企業）、③2014年3月末日の株価終値が取得できない企業を除外した。将来キャッシュフローは直近5期分のフリーキャッシュフローの単純平均値が永続するとの仮定を置いている。その算出に必要なデータ期間は2010年3月期から2014年3月期までであるが、投資効果が反映され、営業キャッシュフローの獲得に至るにはある程度の期間が必要と考えられる。また、その期間を特定するのは困難である。そのため、本章の研究では税効果会計が導入された事業年度から連続してデータの取得が可能な企業に限定した。

さらに、2010年3月期から2014年3月期までの5期のフリーキャッシュフローの平均値が負となる企業を除外した。本章の研究では、フリーキャッシュフローの平均値が永続するとの仮定を置いている。したがって、この数値が負であるということは、当該企業の価値は将来にわたって毀損され続けることを意味し、研究の目的に合致しない。サンプルに偏りが生じる可能性があることを認識した上で、サンプルはフリーキャッシュフローの平均値

が正の企業のみに限定した。その結果、サンプル数は 898 となった。

表 A-6 は本章の研究におけるサンプルの記述統計量を示したものである。P は 2014 年 3 月末日の株価終値、CF/S は 1 株あたりのフリーキャッシュフロー（平均）の割引現在価値合計、D/S は 1 株あたりに換算した負債額である。回帰式への適用を考慮し、D/S はマイナス 1 倍を乗じて符号を逆転させている。また、1 単元の株式数が企業によって異なることから、1 単元が 1,000 株相当となるように株価と発行済株式数を調整している。

表 A-6 サンプルの基本統計量 (n : 898)

変数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
P	10.80	3,590.00	348.27	400.37
CF/S	0.01	253.58	20.04	23.67
D/S	-16,179.77	-3.80	-435.38	711.09

[出所] 筆者作成

表 A-7 は分析に用いる変数間の相関を示したものである。独立変数である CF/S と D/S の相関は -0.329、VIF の値は 1.623 であることから、変数間に多重共線性の疑いはない。

以下、総資産に占める繰延税金資産、繰延税金負債、繰延税金純額の割合でサンプルを 4 等分し、株主価値の株価説明力を確認する。

表 A-7 変数間の相関

	P	CF/s	D/s
P	1.000		
CF/s	0.500	1.000	
D/s	-0.329	-0.620	1.000

[出所] 筆者作成

## 2. 回帰結果

### (1) サンプル全体の回帰結果

表 A-8 には、本章の研究における回帰の結果が示されている。はじめにサンプル全体 (n:898) の結果を概観しよう。調整済決定係数は 0.427 であり、各変数ともに 1%水準で統計的に有意となっている。DCF モデルによって株価の価値関連性を実証した藤井＝山本 (1999) や青淵 (2003) の結果に比べると調整済決定係数は高い。これは、1 株あたりのフリーキャッシュフローが正となる企業に限定したことが要因と考えられる。

表 A-8 には、サンプルを製造業 (n:529) と非製造業 (n:369) に分割した結果が示されている。製造業、非製造業とも、サンプル全体の回帰結果と同様、各変数は統計的に有意となっている。製造業の調整済決定係数 (0.493) はサンプル全体 (0.427) よりも高く、反対に非製造業は低い (0.385)。概して製造業は業種を細かく分類しても財務構造が類似してい

るのに対し、非製造業には建設業や卸売・小売業、運輸業や通信業、サービス業などその分野は多岐にわたる。財務構造も業種によって多種多様である。故に、製造業に比べると、非製造業における株主価値の株価説明力は相対的に劣ると考えられる。

なお、サンプル全体、製造業、非製造業とも、係数  $\beta_1$ （1株あたりのフリーキャッシュフローの現在価値合計）の符号は正、係数  $\beta_2$ （1株あたりの負債価値×マイナス1倍）の符号は負となっている。

表 A-8 サンプル全体の回帰結果

サンプル	<i>n</i>	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>
全体	898	係数	-0.067***	0.422***	-0.221***	0.427
		t 値	(-2.480)	(16.497)	(-6.051)	
		標準偏回帰係数	—	0.523	-0.192	
製造業	529	係数	0.043*	0.470***	-0.464***	0.493
		t 値	(1.689)	(12.247)	(-7.221)	
		標準偏回帰係数	—	0.488	-0.288	
非製造業	369	係数	-0.182***	0.309***	-0.241***	0.385
		t 値	(-6.935)	8.675	(-5.793)	
		標準偏回帰係数	—	0.424	-0.283	

\*\*\*は1%水準、\*は10%水準で統計的に有意であることを示す。

[出所] 筆者作成

## (2) 繰延税金資産によるセグメントの結果

表 A-9 には 2014 年 3 月期のサンプルを繰延税金資産の高い順に 4 つに分割し、それぞれのセグメントで回帰した結果が示されている。繰延税金資産の額がゼロであったサンプル数は 25 で、すべて第 4 四分位に含まれている。

調整済決定係数は第 1 四分位より順に 0.422、0.517、0.340、0.330 であり、第 2 四分位の株価説明力が最も高い。また、第 1 四分位の係数  $\alpha$ （切片）を除く各変数は統計的に有意である。独立変数の係数の符号は第 1 四分位を除いてサンプル全体と同一で、第 1 四分位の係数  $\beta_2$  の符号のみ正で異なっている。

この結果を第 5 章で提示した表 5-5 と比較してみよう。表 5-5 に示された調整済決定係数は第 1 四分位より順に 0.802、0.858、0.695、0.755 である。本章のサンプル（2014 年 3 月期）は非製造業を含む一般事業会社であるのに対し、第 5 章のサンプル（2012 年 3 月期）は製造業のみであり、分析対象年度も異なる。しかし、どちらのサンプルにおいても調整済決定係数は上位 2 つのセグメントが下位 2 つのセグメントより高いことを示しており、第 2 四分位の調整済決定係数をもっとも高いことも共通している。繰延税金資産が大きいということは、引当金の計上や減損の計上による評価損など、経営者が保守的な経理処理を積極的に行っているということである。この結果は、DCF モデルを用いても、投資家は

経営者による保守的な経理処理を他の投資家と同じように評価していることから、評価にばらつきがなく、調整済決定係数が高くなったものと思われる。

表 A-9 繰延税金資産によるセグメントの回帰結果 (2014 年 3 月期)

四分位	<i>n</i>	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>
第 1	224	係数	0.072	0.641***	0.220***	0.422
		t 値	(1.507)	(11.957)	(5.490)	
		標準偏回帰係数	—	0.875	0.402	
第 2	225	係数	0.060	0.317***	-0.786***	0.517
		t 値	(1.295)	(4.630)	(-9.329)	
		標準偏回帰係数	—	0.265	-0.535	
第 3	225	係数	-0.157***	0.201***	-0.298***	0.340
		t 値	(-5.402)	(5.481)	(-5.029)	
		標準偏回帰係数	—	0.352	-0.323	
第 4	224	係数	-0.225***	0.361***	-0.126*	0.330
		t 値	(-7.875)	(6.972)	(-2.126)	
		標準偏回帰係数	—	0.481	-0.147	

\*\*\*は 1%水準、\*は 10%水準で統計的に有意であることを示す。

[出所] 筆者作成

【再掲】表 5-5 各セグメントの回帰結果 (繰延税金資産) (2012 年 3 月期)

四分位	<i>n</i>	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>
第 1	163	係数	0.064**	0.730***	0.692***	0.802
		t 値	(2.014)	(22.105)	(8.385)	
		標準偏回帰係数	—	0.793	0.301	
第 2	163	係数	0.034	0.761***	1.269***	0.858
		t 値	(1.159)	(26.517)	(11.951)	
		標準偏回帰係数	—	0.801	0.361	
第 3	163	係数	-0.038	0.698***	0.021	0.695
		t 値	(-1.011)	(19.063)	(1.072)	
		標準偏回帰係数	—	0.835	0.047	
第 4	162	係数	-0.148***	0.623***	0.554***	0.755
		t 値	(-5.317)	(20.980)	(5.892)	
		標準偏回帰係数	—	0.825	0.232	

\*\*\*は 1%水準で有意、\*は 10%水準で有意であることを示す。

[出所] 筆者作成



### (3) 繰延税金負債によるセグメントの結果

続いて、繰延税金負債のセグメント比較を行おう。表A-10には2014年3月期のサンプルを繰延税金負債の高い順に4つに分割し、それぞれのセグメントで回帰した結果が示されている。

調整済決定係数は第1四分位より順に0.266、0.365、0.536、0.412であり、第1四分位の株価説明力が最も低い。独立変数の係数はすべて統計的に有意である。繰延税金資産でのセグメントと同様、独立変数の係数の符号は第1四分位を除いてサンプル全体と同一で、第1四分位の係数 $\beta_2$ の符号のみ正で異なっており、負債が減少すると株価が上昇することを示している。

表5-7は繰延税金負債を用いてセグメントされたサンプルを、残余利益モデルによって回帰した結果を示したものである。調整済決定係数は第1四分位より順に0.733、0.814、0.850、0.793である。表A-10の結果と比較したところ、第3四分位の調整済決定係数がいずれのモデルでも最も高く、第1四分位が最も低いという共通点が見られた。本研究では、繰延税金負債は未実現収益の代理変数と考えている。第1四分位の株価説明力が最も低いということは、未実現収益に対する投資家の評価がポジティブとネガティブに割れていることを暗示しており、DCFモデル、残余利益モデルのいずれを用いてもそれが示されることが確認された。また、第3四分位の株価説明力が高いということは、ほどほどの未実現収益の存在を投資家は一律に評価しているのではないかと思われる。

表A-10 繰延税金負債によるセグメントの回帰結果 (2014年3月期)

四分位	<i>n</i>	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R<sup>2</sup></i>
第1	224	係数	0.085*	0.511***	0.140***	0.266
		t値	(1.671)	(8.265)	(3.305)	
		標準偏回帰係数	—	0.674	0.269	
第2	225	係数	-0.129***	0.263***	-0.283***	0.365
		t値	(-4.253)	(5.795)	(-3.648)	
		標準偏回帰係数	—	0.409	-0.258	
第3	225	係数	-0.022	0.471***	-0.512***	0.536
		t値	(-0.587)	(7.894)	(-6.050)	
		標準偏回帰係数	—	0.462	-0.354	
第4	224	係数	-0.138***	0.314***	-0.251***	0.412
		t値	(-4.565)	(6.197)	(-5.012)	
		標準偏回帰係数	—	0.400	-0.324	

\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準で統計的に有意であることを示す。

[出所] 筆者作成

【再掲】表5-7 各セグメントの回帰結果（繰延税金負債）（2012年3月期）

四分位	<i>n</i>	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>
第1	163	係数	-0.039	0.693***	0.676***	0.733
		t値	(-1.238)	(20.076)	(5.188)	
		標準偏回帰係数	—	0.822	0.212	
第2	163	係数	0.027	0.767***	0.738***	0.814
		t値	(0.873)	(22.163)	(7.572)	
		標準偏回帰係数	—	0.791	0.270	
第3	163	係数	0.003	0.756***	0.841***	0.850
		t値	(0.100)	(23.764)	(12.038)	
		標準偏回帰係数	—	0.753	0.382	
第4	162	係数	-0.062*	0.753***	-0.027	0.793
		t値	(-1.782)	(24.602)	(-1.490)	
		標準偏回帰係数	—	0.891	0.054	

\*\*\*は1%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを示す。

[出所] 筆者作成

#### (4) 繰延税金純額によるセグメントの結果

最後に、繰延税金純額のセグメント比較を行おう。表A-11は、2014年3月期のサンプルを繰延税金純額（繰延税金資産－繰延税金負債）の高い順に4つに分割し、それぞれのセグメントで回帰した結果を示したものである。繰延税金純額がゼロであったサンプル数は6で、第3四分位の中程にランクされている。6つのサンプルは、繰延税金資産および繰延税金負債のいずれもがゼロであった。

調整済決定係数は第1四分位より順に0.430、0.344、0.375、0.258であり、第1四分位に比べると第4四分位の株価説明力が低い。また、独立変数の係数はすべて統計的に有意である。繰延税金資産でのセグメントと同様、独立変数の係数の符号は第1四分位を除いてサンプル全体と同一で、第1四分位の係数 $\beta_2$ の符号のみ正となっている。これは、繰延税金資産や繰延税金負債での分割と同様の結果である。

表5-9は繰延税金純額を用いてセグメントされたサンプルを、残余利益モデルによって回帰した結果を示したものである。調整済決定係数は第1四分位より順に0.825、0.741、0.783、0.788である。これを表A-11の結果と比較したところ、第1四分位の調整済決定係数がともに最も高い結果となった。それ以外では共通となる順位の見当たらなかった。

表 A-11 繰延税金純額によるセグメントの回帰結果 (2014 年 3 月期)

四分位	<i>n</i>	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>
第 1	224	係数	0.043	0.667***	0.230***	0.430
		t 値	(0.906)	(12.172)	(5.615)	
		標準偏回帰係数	—	0.884	0.408	
第 2	225	係数	-0.014	0.127**	-0.689***	0.344
		t 値	(-0.344)	(2.215)	(-7.495)	
		標準偏回帰係数	—	0.147	-0.497	
第 3	225	係数	-0.221***	0.341***	-0.147***	0.375
		t 値	(-7.982)	(8.011)	(-2.766)	
		標準偏回帰係数	—	0.506	-0.175	
第 4	224	係数	-0.035	0.287***	-0.276***	0.258
		t 値	(-0.820)	(4.722)	(-3.611)	
		標準偏回帰係数	—	0.331	-0.253	

\*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準で統計的に有意であることを示す。

[出所] 筆者作成

【再掲】表 5-9 各セグメントの回帰結果 (繰延税金純額) (2012 年 3 月期)

四分位	<i>n</i>	項目	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>
第 1	163	係数	0.043	0.736***	0.729***	0.825
		t 値	(1.382)	(23.288)	(9.335)	
		標準偏回帰係数	—	0.790	0.317	
第 2	163	係数	-0.006	0.741***	0.034*	0.741
		t 値	(-0.170)	(21.317)	(1.749)	
		標準偏回帰係数	—	0.861	0.071	
第 3	163	係数	-0.004	0.754***	0.965***	0.783
		t 値	(-0.122)	(18.964)	(7.562)	
		標準偏回帰係数	—	0.744	0.297	
第 4	162	係数	-0.051*	0.670**	0.777***	0.788
		t 値	(-1.770)	(21.807)	(7.149)	
		標準偏回帰係数	—	0.807	0.265	

\*\*\*は 1%水準で有意、\*\*は 5%水準で有意、\*は 10%水準で有意であることを示す。

[出所] 筆者作成

## 第5節 比較結果の解釈

本研究の目的は、特定の情報が投資家の意思決定に寄与しているかを示すことである。経営者から提示された情報によって多くの投資家が当該企業の価値を適正に評価できるとき、経営者と投資家との間に介在する情報の非対称性は小さいと考えられる。また、経営者による情報の提示により情報の非対称性が緩和されることになる。一方、経営者が提示する情報が企業の価値を評価するのに十分でない場合、投資家による当該企業の評価にはばらつきが生じる。すなわち、経営者と投資家の間に情報の非対称性が存在していると考えられる。そこで、株主価値の評価モデルを使用し、株主価値と株価の関連性から情報の非対称性の存在を説明しようと試みた。

株主価値の評価モデルは複数のモデルが存在する。本研究ではインカムアプローチの中でモデルの優位性が高い残余利益モデルを使用し、検証を行った。その結果として1つの解が導かれたとしても、それは選択したモデルによる偶然の産物の可能性もある。分析の結果がモデルの偶然性でないことを立証するには、異なるモデルを用いて追加的な検証を行う必要がある。補章はそのために用意されたものである。

補章ではDCFモデルを使用し、2つの題材を用いて追加的な検証を行った。1つは自己資本比率（投下資本自己資本比率）であり、もう1つは繰延税金資産／負債である。

自己資本比率は本研究第4章で行った実質無借金企業と有借金企業の研究を、異なる角度から検討したものである。自己資本比率が高くなるということは、いうまでもなく負債が少なくなるということである。故に自己資本比率が低いセグメントと有借金企業のセグメントの分析結果は同様の意味を持つと考えられる。また、自己資本比率が高いセグメントと実質無借金企業のセグメントの分析結果も同様の意味を持つと思われる。

分析の結果、明らかになったことは以下のとおりである。自己資本比率によってセグメントされたサンプルを用い、DCFモデルで株主価値を測定して株価と回帰したところ、対象年度によって少しの相違はあるが、自己資本比率が高まることによって株価説明力は向上することが確認された。これは、有利子負債依存度が低いセグメント、すなわち実質無借金企業もしくはこれに類する企業における株主価値の株価説明力は高いことを意味する。この結果は、第4章でレビューした青淵（2008）や青淵（2010）が示した、有借金企業よりも実質無借金企業の方が、株価説明力が高いという結果と一致する。2000年代初頭から中盤にかけて、企業は長引く不況の中で財務リストラを敢行した。そのため、有利子負債残高が減少を続けたことを投資家は一様に評価し、無借金企業の方が高い株価説明力を示したものと考えられる。残余利益モデルでもDCFモデルでも、類似の結論が導き出されたのである。これは、第4章の結果を後押しするものである。なお、第4章の結果は有借金企業の方が高い株価説明力を有するとなっており、補章の結果とは整合的ではない。これは、第4章の研究がサンプル期間を2018年3月期としているのに対し、補章のサンプル期間は2002年3月期、2006年3月期、2011年3月期であることに起因する。

そして2つ目は繰延税金資産・負債を用いた研究である。これは本研究第5章の結果を補うものである。2000年3月期より導入された税効果会計によって、繰延税金資産と繰延税金負債が認識されるようになった。繰延税金資産は法人税の前払いに相当するものであり、繰延税金負債は法人税の後払いに相当する。繰延税金資産は経営者の保守的な経理処理によって生じ、繰延税金負債は未実現収益の計上に際して生じる。

第5章において、繰延税金資産／負債を用いてサンプルを分割し、残余利益モデルを用いて測定された株主価値の株価説明力をセグメント間で比較した。その結果、繰延税金資産でサンプルを分割したとき、繰延税金資産の多い上位2つのセグメントの株価説明力は下位2つよりも株価説明力が高いことが確認された。補章では残余利益モデルに代えてDCFモデルを使用し、同様の実証を行った。その結果、使用したサンプルは異なるものの、DCFモデルを用いた場合でも上位2つのセグメント株価説明力が、下位2つよりも高い説明力を有することが確認された。すなわち、同じような結果がもたらされたのである。

繰延税金負債および繰延税金純額（繰延税金資産－繰延税金負債）でも同様の検証を行ったところ、繰延税金負債で分割したサンプルでは、残余利益モデル、DCFモデルともに第3四分位の調整済決定係数が最も大きくなり、第1四分位の調整済決定係数が最も低くなった。繰延税金純額では第1四分位の調整済決定係数がともに最も高い結果となった。繰延税金資産および繰延税金負債についても、残余利益モデルを用いた株主価値の株価説明力とDCFモデルを用いた株主価値の株価説明力は、類似する結果となることが確認された。

以上により、本研究の第4章と第5章については、残余利益モデルのみならず、DCFモデルでも同様の結果が示されたと解釈できる。

## 参 考 文 献 等

- Akerlof, G. A., (1970), "The Market for 'Lemons': Qualitative Uncertainty and the Market Mechanism," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.84, pp.488-500.
- Arrow, K. J., (1985), "The Economics of Agency," in *Principals and Agents: The Structure of Business*, edited by J. W. Pratt and R. J. Zeckhauser(eds.), Harvard Business School Press, pp.37-51.
- Ball, R., and P. Brown, (1968), "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers," *Journal of Accounting Research*, Vol.6, pp.159-178.
- Barth, M.E., Beaver, W.H., and Landsman, W.R., (2001), "The Relevance of the Value Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting: Another View" *Journal of Accounting & Economics*, Vol.31, No.1-3, pp.77-104.
- Beaver, W.H., (1968), "The Information Content of Annual Earnings Announcements," *Journal of Accounting Research*, Vol.6, pp.67-92.
- Bernard, Victor.L.(1995), "The Feltham-Ohlson Framework: Implications for Empiricists," *Contemporary Accounting Research*, Vol.11, No.2, pp.733-747.
- Biddle,G.C., Bowen,R.M., and Wallance,J.S.,(1997), "Does EVA<sup>®</sup> best earnings? Evidence on Associations with Stock Returns and Firm Values" *Journal of Accounting & Economics*, Vol.24, No.3, pp.301-336.
- Burgstahler, D. and I. Dichev, (1997), "Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.24, No.1, pp.99-126.
- Copeland,T., Koller,T. and Murrin, J. (1990), "*Valiation Measuring and Managing the Value of Companies*," Mckinsey & Company. (伊藤邦雄訳 (1999)『企業評価と戦略経営 (新版)』日本経済新聞社.)
- Copeland,T., Koller,T. and Murrin, J. (1995), "*Valiation Measuring and Managing the Value of Companies Second Edition*," Mckinsey & Company.
- Damodaran, A., (1999), "*Applied Corporate Finance, -A User's Manual*," John Wiley & Sons. (兼広 崇明・中野 誠・蜂谷 豊彦・松浦 良行・三浦 良造・山内 浩嗣訳 (2001)『コーポレート・ファイナンス 戦略と応用』東洋経済新報社.)
- Damodaran, A., (2005), "*Valuation Approaches and Metrics : Survey of the Theory and Evidence*," Foundations and Trends<sup>®</sup> in Finance.
- Damodaran, A., (2014), "*Applied Corporate Finance, Fourth Edition*," John Wiley & Sons.
- Dann, L., (1981) , "Common Stock Repurchases: An Analysis of Returns to Bondholders and Stockholders," *Journal of Financial Economics*, Vol.9, pp.113-138.
- Dechow, P. M., R. Sloan and A.P. Sweeney, (1995), "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, Vol.70, No.2, pp.193-225.

- Dechow, P. M., Hutton A., P., Sloan Richard G. (1999), "An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.26, No.1-3, pp.1-34.
- DeGeorge, F., J. Patel and R. Zechauer, (1999), "Earnings Management to Exceed Thresholds," *Journal of Business*, Vol.72, pp.1-33.
- Edgar O. Edwards, Philip W. Bell, (1961), "*The Theory and Measurement of Business Income*," University of California Press. (中村寅雄監修, 伏見多美雄・藤森三男訳編 (1964)『意思決定と利潤計算』日本生産性本部。)
- Fama, E.F., French, K.R., (1997), "Industry costs of equity," *Journal of Financial Economics*, Vol.43, No.2, pp.153-193.
- Feltham, G.A., Ohlson.J.A., (1995), "Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities," *Contemporary Accounting Research*, Vol.11, No.2, pp.689-731.
- Franco Modigliani and Merton H. Miller, (1958), "The Cost of Capital, Corporation Finance and Theory of Investment," *The American Economic Review*, Vol.48, No.3, pp.261-297.
- Franco Modigliani and Merton H. Miller, (1963), "Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction," *The American Economic Review*, Vol.53, No.3, pp.433-443.
- Francis, J., P. Olsson, and D. R. Oswald, (2000), "Comparing the Accuracy and Explain Ability of Dividend, Free Cash Flow, and Abnormal Earnings Equity Value Estimates," *Journal of Accounting Research*, Vol.38, No.1, pp.45-70.
- Frankel, R.C., Lee, M.C., (1998), "Accounting valuation, market expectation, and cross-sectional stock returns," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.25, No.3, pp.283-319.
- Healy.P. M., and Palepu K.G. (2001), "Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: A review of the Empirical Disclosure Literature", *Journal of Accounting and Economics*, Vol.31, pp.405-440.
- J Y. Campbell, A W. Lo, A.C Mackinkay, (1997) , "*The Econometrics of Financial Markets*," Princeton University Press.祝迫得夫・大橋和彦・中村信弘・本多俊毅・和田賢治訳 (2003)『ファイナンスのための計量分析』共立出版。)
- Kruschwitz, L., and Löffler, A., (2006) "*Discounted Cash Flow : A Theory of the Valiation of Firms*," John Wiley & Sons.
- Mckinsey & Company, T. Koller, M. Goedhart and D. Wessels, (2005), "*Valuation : Measuring and Managing the Value of Companies, Fourth Edition*," John Wiley & Sons. (本田桂子監訳, 天野洋世・井上雅史・近藤将士・戸塚隆将訳 (2006)『企業価値評価第4版(上)』ダイヤモンド社。)
- Mckinsey & Company, T. Koller, M. Goedhart and D. Wessels, (2005), "*Valuation : Measuring and Managing the Value of Companies, Fourth Edition*," John Wiley & Sons. (本田桂子監訳, 天野洋世・井上雅史・近藤将士・戸塚隆将訳 (2006)『企業価値評価第4版(下)』ダイヤモンド社。)

- Mckinsey & Company, T. Koller, M. Goedhart and D. Wessels, (2010), “*Valuation : Measuring and Managing the Value of Companies, Fifth Edition,*” John Wiley & Sons.
- Myers, J., (1999), “Implementing Residual Income Valuation with Linear Information Dynamics.,” *The Accounting Review*, Vol.74, No.1, pp.1–28.
- Ohlson.J.A., (1995), “Earnings, Bookvalues, and Dividends in Equity Valuation, ”*Contemporary Accounting Research*, Vol.11, No.2, pp.661-687.
- Ohlson,J.A., (2001), “Earnings, Bookvalues, and Dividends in Equity Valuation : An Empirical Perspective.” *Contemporary Accounting Research*, Vol.18, No.1, pp.107-120.
- Palepu, K.G., V. L. Bernard, and P. M. Healy,(1996), “*Introduction to Business Analysis and Valuation,*” South-Western. (斎藤静樹監訳, 筒井知彦・川本淳・村瀬安紀子訳 (1999) 『企業分析入門』 東京大学出版会.)
- Palepu, K.G., V.L. Bernard, and P.M. Healy, (2000) “*Business Analysis and Valuation: Using Financial Statement Second Edition*” South-Western. (斎藤静樹監訳, 筒井知彦・川本淳・八重倉孝・亀坂安紀子訳 (2001) 『企業分析入門 [第2版]』 東京大学出版会.)
- Penman, S.H. and Sougiannis T., (1998), “A Comparison of Dividend, Cash Flow, and Earnings Approaches to Equity Valuation,” *Contemporary Accounting Research*, Vol.15, No.3, 1998, pp.343-383.
- Penman, S. H., (1997) “A Synthesis of Equity Valuation Techniques and the Terminal Value Calculation for the Dividend Discount Model,” *Review of Accounting Studies*, Vol.2, No.4, pp. 303–323.
- Penman, S. H., (1998) “Combining Earnings and Book Value in Equity Valuation,” *Contemporary Accounting Research*, Vol.15, pp. 291–324.
- Penman, S. H., (2001) “*Financial Statement Analysis and Security Valuation*” McGraw-Hill/Irwin, New York.
- Penman, S.H., (2013), “*Financial Statement Analysis and Security Valuation, Fifth Edition,*” McGraw-Hill Global Companies. (荒田映子・大雄智・勝尾裕子・木村晃久訳 (2018) 『アナリストのための財務諸表分析とバリュエーション (原書第5版)』 有斐閣.)
- Rappaport, A., (1986), “*Creating Shareholder value: The New Standard for Business Performance,*” Macmillan Inc., (岡野光喜監訳, 古倉義彦訳 (1989) 『株式公開と経営戦略—株主利益法の応用』 東洋経済新報社.)
- Sougiannis, T., and T. Yaekura, (2001), “The Accuracy and Bias of Equity Values Inferred from Analysts’ Earnings Forecasts,” *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol.16, No.4, pp.331–362.
- Teoh, S. H., I. Welch and T. J. Wong, (1998), “Earnings Management and the Long-run Market Performance of Initial Public Offerings,” *Journal of Finance*, Vol.53, pp.1935–1974.
- Vermaelen, T., (1981), “Common Stock Repurchases and Managerial Incentive,” *Journal of*



*Financial Economics*, Vol.9, pp.139-183.

Watts, R.L., and J.L. Zimmerman (1986), "*Positive Accounting Theory*," Prentice-Hall.

(須田一幸訳 (1991) 『実証理論としての会計学』 白桃書房.)

青木茂男 (2001) 『要説経営分析』 森山書店.

青木茂男 (2004) 「ビッグ・バスによる V 字回復の質」『企業会計』第 56 巻第 4 号, pp.28-34.

青木茂男 (2005) 『要説経営分析 [全訂版]』 森山書店.

青木茂男 (2008) 『要説経営分析 [三訂版]』 森山書店.

青木茂男 (2011) 「裁判例における株式評価の実態—株式評価理論の深化を目指して—」『茨城キリスト教大学紀要』第 45 号, pp.199-210.

青木茂男 (2012) 『要説経営分析 [四訂版]』 森山書店.

青木茂男 (2014) 「証券市場における株式価値評価—公開買付届出書にみる状況—」『茨城キリスト教大学紀要』第 48 号, pp.171-189.

青木茂男編著・青淵正幸・清松敏雄・渡辺智信著 (2016) 『要説経営分析 [五訂版]』 森山書店.

青淵正幸 (2001) 「Ohlson モデルによって測定された株主価値による株価水準の検証」『信州短期大学研究紀要』第 13 巻, pp.29-39.

青淵正幸 (2003) 「測定された株主価値における株価説明力の検証」『年報経営分析研究』第 19 号, pp.35-43.

青淵正幸 (2004) 「DCF モデルによる企業評価—FCF の構成要素別による測定—」『経営哲学』第 1 巻, pp.125-128.

青淵正幸 (2005a) 「測定された企業価値と株式の流動性」『年報経営分析研究』第 21 号, pp.10-17.

青淵正幸 (2005b) 「企業不祥事による株主価値の変化」『新潟国際情報大学情報文化学部紀要』第 8 号, pp.77-87.

青淵正幸 (2008a) 「実質無借金経営企業における株主価値の株価説明力」『年報経営ディスクロージャー研究』第 7 号, pp.1-10.

青淵正幸 (2008b) 「株式新規公開企業の利益調整に関する一考察」『立教ビジネスレビュー』創刊号, pp.127-135.

青淵正幸 (2010) 「実質無借金企業と有借金企業の市場の評価に関する研究」『立教ビジネスレビュー』第 3 号, pp.114-121.

青淵正幸 (2011) 「不適切な会計処理の開示が株主価値に与える影響」『立教ビジネスレビュー』第 4 号, pp.24-32.

青淵正幸 (2012) 「資本構成の相違による株主価値の株価説明力」『立教ビジネスレビュー』第 5 号, pp.18-28.

青淵正幸 (2013) 「第二部上場企業および地方上場企業の株主価値」『立教ビジネスレビュ

- 一』第6号, pp.63-71.
- 青淵正幸 (2015) 「税効果会計と企業価値に関する研究」『経営論集』第28・29合併号, pp.13-25.
- 青淵正幸 (2017) 「「自社が筆頭株主」である企業の株主価値の研究」『産業経理』第77巻第2号, pp.112-120.
- 赤石篤紀 (2008) 「企業価値評価の実際」『北海学園大学経営論集』第5巻第4号, pp.23-38.
- 赤石篤紀 (2011) 「経営財務の基本的視座と株主価値創造経営」『北海学園大学経営論集』第9巻第1号, pp.43-62.
- 石川博行 (2000) 『連結会計情報と株価形成』千倉書房.
- 石川博行 (2007) 『配当政策の実証分析』中央経済社.
- 磯貝明 (2002) 「税効果会計における割引現在価値測定」『人間と環境—人間環境学研究所研究報告』第3号, pp.59-70.
- 伊藤邦雄 (2000) 「会計制度の変革と影響」『証券アナリストジャーナル』第38巻第1号, pp.17-24.
- 伊藤邦雄責任編集・桜井久勝・百合草裕康・蜂谷豊彦著『キャッシュ・フロー会計と企業評価』中央経済社.
- 伊藤邦雄 (2007) 『ゼミナール企業価値評価』日本経済新聞社.
- 井上達男 (1997) 「会計数値に基づく企業価値の国際比較」『商学研究』第45巻第1号, pp.57-83.
- 井上達男 (1998a) 「利益と純資産簿価の構成要素の情報価値」『商学研究』第46巻第1号, pp.41-54.
- 井上達男 (1998b) 「Edwards & Bell モデルと Ohlson モデルの比較検討」『商学研究』第46巻第2号, pp.131-144.
- 井上達男 (1999a) 「企業価値評価法の比較検討: DCF 法, EVA, Ohlson モデル」『商学研究』第47巻第2号, pp.75-90.
- 井上達男 (1999b) 「予測利益を用いた Ohlson モデルによる日本企業の実証分析」『会計』第156巻第2号, pp.43-54.
- 井上達男 (2000) 「会計数値による企業価値評価と線形情報ダイナミックス」『産業経理』第60巻第1号, pp.28-36.
- 井上達男 (2002) 「予測利益・純資産簿価の構成要素と企業価値評価」『会計』第161巻第1号, pp.56-67.
- 井上行忠 (2011) 「税効果会計の一時差異等に関する一考察」『嘉悦大学研究論集』第54巻第1号, pp.1-17.
- 上田晋一 (2002) 「業績評価における残余利益の役割: Ohlson モデルの理論的含意」『成城大学経済研究』第157号, pp.117-138.

- 薄井彰 (1999) 「クリーンサープラス会計と企業の市場評価モデル」『会計』第 155 巻第 3 号, pp.68-83.
- 薄井彰 (2005) 「会計情報の価値関連性と信頼性について」『会計』第 167 巻第 5 号, pp.18-33.
- 太田浩司 (2000) 「オールソンモデルによる企業評価 —Ohlson (1995) モデルの実証研究—」『証券アナリストジャーナル』第 38 巻第 4 号, pp.62-75.
- 太田浩司 (2004) 「残余利益モデルに基づく財務比率分析」『証券アナリストジャーナル』第 42 巻第 4 号, pp.23-34.
- 奥村雅史・吉田和生 (2000) 「連結会計情報と長期株式リターン」『会計』第 158 巻第 3 号, pp.46-60.
- 小倉昇 (2002) 「割引現在価値の理論と活用」『企業会計』第 54 巻第 4 号, pp.46-51.
- 大日方隆 (2008) 「利益情報と証券市場のアノマリー」『企業会計』第 60 巻第 7 号, pp.27-33.
- 亀川雅人編 (2001) 『演習経営学』新世社.
- 亀川雅人 (2009) 『ファイナンシャル・マネジメント』学文社.
- 亀川雅人 (2011) 「会計利益と株主価値—過去の成果と株主の機会選択—」『立教 DBA ジャーナル』第 1 号, pp.3-17.
- 河野辺雅徳 (2003) 『経営者のための事業価値評価』中央経済社.
- 菊池正佳・渡辺美智子編著 (1999) 『インターネット時代の数量経済分析法』多賀出版.
- 草場洋方 (2010) 「財務レバレッジと株式の市場評価」『みずほマーケットインサイト』2010 年 7 月 13 日, pp.1-28.
- グローバル・アライアンス (2002) 『SVA 戦略価値分析による企業価値評価法』東洋経済新報社.
- 香村光雄 (1985) 「経常利益・純利益との影響分析—証券市場での財務会計の機能に関して—」『企業会計』第 37 巻第 8 号, pp.103-112.
- 香村光雄 (1990) 「会計利益の情報内容分析の拡大とその展開の方向」『大分大学経済論集』第 41 巻第 3・4 合併号, pp.149-160.
- 香村光雄 (1992) 「わが国証券市場における会計利益の情報内容分析の拡大」『大分大学経済論集』第 43 巻第 6 号, pp.44-65.
- 後藤晋吾・柳瀬典由・奥田真也 (2012), 「税効果会計アノマリー」『証券アナリストジャーナル』第 50 巻第 9 号, pp.76-86.
- 後藤雅敏 (1991) 「利益予測誤差と累積残差の実証的関連」『国民経済雑誌』第 163 巻第 1 号, pp.75-86.
- 後藤雅敏・桜井久勝 (1993) 「利益予測情報と株価形成」『会計』第 143 巻第 6 号, pp.77-87.
- 後藤雅敏 (1993) 「経営者が開示する予測情報の有用性に関する実証研究」『会計』第 144 巻

- 第 2 号, pp.81-91.
- 後藤雅敏 (1996) 「経営者が公表する予測情報に関する研究—1980 年代後半以降の実証研究のレビュー—」『国民経済雑誌』第 173 巻第 6 号, pp.69-82.
- 後藤雅敏 (1997) 『会計と予測情報』中央経済社.
- 小林啓孝 (2001) 『事業再編のための企業評価』中央経済社.
- 堺貴晴 (2012) 「法人税法改正による税効果会計への影響」『熊本学園会計専門職紀要』第 3 巻, pp.115-127.
- 榊原茂樹 (2012) 「自社株買いのアナウンスによる株式価値の増加—理論的增加額とその原因分析—」『商学論究』第 60 巻第 1・2 号, pp.97-125.
- 桜井久勝 (1986) 「一般投資家保護とタイムリー・ディスクロージャー」『会計』第 129 巻第 3 号, pp.49-65.
- 桜井久勝 (1991) 『会計利益情報の有用性』千倉書房.
- 桜井久勝 (2008) 「残余利益モデルによる株式評価—非上場株式への適用をめぐる—」『税務大学校論叢 40 周年記念論文集』国税庁, pp.171-200.
- 櫻井通晴・佐藤倫正 (1999) 『キャッシュフロー経営と会計』中央経済社.
- 佐々木隆文 (2007) 「最適資本構成を考える視点」『NFI リサーチ・レビュー』2007 年 8 月号.
- 佐藤紘光他 (1979) 「会計情報と株式市場」『企業会計』第 31 巻第 10 号, pp.60-79.
- 佐藤倫正・柴健次 (1992) 「会計情報と企業評価モデル」『会計』第 142 巻第 4 号, pp.35-47.
- 柴健次・須田一幸・薄井彰編著 (2008) 『現代のディスクロージャー』中央経済社.
- 清水馨 (2005) 「企業経営と業績との因果関係の検証—一部二部上場製造業のべ 2,048 社のアンケートデータと 10 年間の業績データとの分析を通じて—」『千葉大学経済研究』第 20 巻第 1 号, pp.51-81.
- 新谷理 (2009) 「日本市場における線形情報ダイナミクスの検証: Dechow, Hutton and Sloan (1999) モデルの適用」『現代ディスクロージャー研究』第 9 号, pp.43-62.
- 新谷理 (2016) 「割引配当モデルの歴史—その始まりと会計情報による発展—」『早稲田商学』第 446 号, pp.437-466.
- 杉井弘和 (1997) 『企業財務論 (改訂版)』税務経理協会.
- 須田一幸 (1998) 「ファンダメンタル分析と証券市場の効率性 (一)」『会計』第 153 巻第 5 号, pp.49-59.
- 須田一幸 (1998) 「ファンダメンタル分析と証券市場の効率性 (二)」『会計』第 153 巻第 6 号, pp.94-104.
- 須田一幸 (2000) 『財務会計の機能』白桃書房.
- 須田一・首藤昭信 (2001) 「経営者の予測利益と裁量的会計行動」『産業経理』第 61 巻第 2 号, pp.46-56.

- 須田一幸編著 (2004) 『ディスクロージャーの戦略と効果』 森山書店.
- スターンシュワート (2001) 『EVA®による価値創造経営』 ダイヤモンド社.
- 関利恵子 (2009) 『利益調整と企業価値』 森山書店.
- 高橋一編 (1993) 『計量経済学』 八千代出版.
- 竹原均・須田一幸 (2004) 「フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルの実証研究－価値関連性の比較－」 『現代ディスクロージャー研究』 第5号, pp.23-35.
- 譚鵬・島田佳憲・榊原茂樹 (2015) 「自社株買いの発表に対する株価反応はレバレッジ効果を説明できるか？」 『商学論究』 第63巻第2号, pp.61-100.
- 辻聖二 (2002) 「自社株取得と株主価値創造－エクイティファイナンスとの関連で－」 『経済学研究』 第68巻第4・5号, pp.48-60.
- 津森信也 (2000) 『企業財務 理論と実践』 東洋経済新報社.
- 土井秀生 (2003) 『DCF 企業分析と価値評価 (第2版)』 東洋経済新報社.
- 内藤周子 (2013) 「Edwards & Bell 学説における利益構成要素の分解」 『弘前大学経済研究』 第36号, pp.39-49.
- 中井和敏 (2004) 「税効果会計導入による企業評価への影響」 『現代経営経済研究』 第1巻第2号, pp.60-90.
- 中川豊隆 (2016) 「Value Relevance とは何か」 『岡山大学経済学会雑誌』 第47巻第2号, pp.129-140.
- 中尾武雄 (2008) 「企業価値決定要因のパネルデータ分析：配当, 研究開発, 広告, 輸出, 株主構成と企業価値の関係」 『同志社大学ワールドワイドビジネスレビュー』 第9巻第2号, pp.1-20.
- 西沢和彦 (2001) 「見直しが必要な公的年金積立金の運用方法」 『JICPA ジャーナル』 第13巻第9号, pp.6-9.
- 西尾公宏・中野誠 (2006) 「株式価値評価モデルの比較分析－残余利益モデル・DCF モデル・経済付加価値モデル－」 『証券アナリストジャーナル』 第44巻第2号, pp.98-110.
- 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」 『日銀ワーキングペーパーシリーズ』 No.4-J-15, pp.1-33.
- 野間幹晴 (2004) 「アクルーアルズによる利益調整－ベンチマーク達成の観点から」 『企業会計』 第56巻第4号, pp.49-55.
- 花枝英樹・芹田敏夫 (2008) 「日本企業の配当政策・自社株買い－サーベイ・データによる検証－」 『現代ファイナンス』 第24号, pp.129-160.
- 林原行雄 (2003) 「企業の投資と資本構成及び金融政策に関わる一考察」 『学習院大学経済論集』 第40巻第1号, pp.85-93.
- 藤井秀樹・山本利章 (1999) 「会計情報とキャッシュフロー情報の株価説明力に関する比較研究」 『会計』 第156巻第2号, pp.14-29.
- 福井義高 (2008) 『会計測定の再評価』 中央経済社.

- ベリングポイント (2002) 『株主価値マネジメント』生産性出版.
- 保田隆明・宇野淳 (2011) 「自社株買いにおける流動性仮説の実証分析」『証券アナリストジャーナル』第 49 巻第 10 号, pp.76-87.
- 松村尚彦 (2011) 「線形情報ダイナミクスと株式のバリュエーション : Dechow, Hutton and Sloan(1999)の方法を使った日本市場の検証」『東北学院大学経営学論集』第 1 号, pp.21-46.
- 水野一郎 (2000) 「EVA と付加価値管理会計」『会計』第 158 巻第 3 号, pp.73-85.
- 森久 (1997) 『会計利益と時系列分析』森山書店.
- 森久・関利恵子・長野史麻・徳山英邦・蔣飛鴻 (2011) 『財務分析からの会計学 [第 2 版]』森山書店.
- 八重倉孝 (2000) 「業績指標と株価 — キャッシュ・フロー, EVA, および Ohlson モデル —」『管理会計学』第 8 巻第 1・2 号, pp.157-167.
- 八重倉孝 (2003) 「証券投資分析における会計情報の役割」『企業会計』中央経済社, pp.59-64.
- 八重倉孝・若林公美 (2008) 「企業評価モデルのインプットとしての利益の検討—包括利益と純利益の比較—」『会計』第 174 巻第 5 号, pp.59-74.
- 八重倉孝 (2009) 「ディスクロージャーと残余利益」『会計』第 175 巻第 4 号, pp.29-42.
- 矢内一利 (2004) 「連結決算指標に基づく企業価値推定値の有用性 : Ohlson モデルによる評価を通して」『産業経営』第 36 号, pp.83-98.
- 山田嘉重 (2003) 『非公開企業の企業価値評価』中央経済社.
- 山地範明 (2000) 「連結会計情報の企業価値関連性に関する実証研究」『会計』第 157 巻第 66 号, pp.30-42.
- 若林公美 (2002) 「包括利益情報に対する株式市場の評価」『会計』第 162 巻第 1 号, pp.81-94.

## 初 出 一 覧

本論文の各章・節は、以下の学術論文をもとに、加筆修正を行った。

章・節	掲載誌	掲載ページ
第1章 第1節～第3節	書き下ろし	
第2章 第1節～第6節	書き下ろし	
第3章 第1節	書き下ろし	
第2節～第4節	青淵正幸（2001）「Ohlson モデルによって測定された株主価値による株価水準の検証」『信州短期大学研究紀要』第13巻， pp.29-39.	pp.30-34.
第5節	書き下ろし	
第4章 第1節	青淵正幸（2008）「実質無借金経営企業における株主価値の株価説明力」『年報経営ディスクロージャー研究』第7号， pp.1-10.	pp.1-3.
第2節	青淵正幸（2010）「実質無借金企業と有借金企業の市場の評価に関する研究」『立教ビジネスレビュー』第3号， pp.114-121.	pp.114-121.
第3節～第6節	書き下ろし	
第5章 第1節～第2節	青淵正幸（2015）「税効果会計と企業価値に関する研究」『経営論集』第28・29合併号， pp.13-25.	pp.13-16.
第3節～第6節	書き下ろし	
第6章 第1節	書き下ろし	
第2節～第5節	青淵正幸（2013）「第二部上場企業および地方上場企業の株主価値」『立教ビジネスレビュー』第6号， pp.63-71.	pp.63-71.
第6節	書き下ろし	
第7章 第1節～第6節	青淵正幸（2017）「「自社が筆頭株主」である企業の株主価値に関する研究」『産業経理』第77巻第2号， pp.112-120.	pp.112-120.

章・節		掲載誌	掲載ページ
第8章	第1節～第6節	書き下ろし	
第9章	—	書き下ろし	
補章	第1節～第2節	書き下ろし	
	第3節	青淵正幸(2012)「資本構成の相違による株主価値の株価説明力」『立教ビジネスレビュー』第5号, pp.18-28.	pp.18-28.
	第4節	青淵正幸(2015)「税効果会計と企業価値に関する研究」『経営論集』第28・29合併号, pp.13-25.	pp.20-24.
	第5節	書き下ろし	