

経営者の自信過剰と配当政策

寧 東来
(一橋大学大学院)

要 旨

本稿では、経営者の自信過剰が配当政策にどのような影響を与えているのかを検証する。2001年から2019年の期間における東証上場企業を対象とした分析の結果、合理的な経営者に比べ、自信過剰な経営者は配当を抑制することが確認された。また、投資機会が多いほど、自信過剰な経営者による配当の抑制が大きいことが分かった。これは、自信過剰な経営者による過大投資の傾向が企業の配当政策と密接に関連することを示唆している。

キーワード：経営者の自信過剰、認知バイアス、経営者予想、配当政策

1 はじめに

本稿では、2001年から2019年の期間における日本の東証上場企業を対象に、自信過剰という経営者の認知バイアスが配当政策にどのような影響を与えているのかを実証的に分析する。経営者の自信過剰は投資による利益を過大評価する結果、過大投資をもたらすことが知られている (e.g., Malmendier and Tate, 2005, 2008)。このメカニズムを踏まえると、自信過剰な経営者は過大投資を実行するために、配当を抑制する可能性が考えられるが、これを対象にした研究はまだ少ない状況にある。

本稿では、自信過剰に関しては先行研究と同様に、経営者の自信過剰を投資プロジェクトの収益を過大評価することと定義する。よって、主観的な最適投資水準は高いことが想定される。この高い主観的な最適投資水準を実現するために、自信過剰な経営者は配当を抑制すると推測される。

ところで、経営者の自信過剰が配当に与える影響に関する先行研究としては、Ben-David et al. (2007), Deshmukh et al. (2013) などがある。Ben-David et al. (2007), Deshmukh et al. (2013) によれば、自信過剰な経営者は過大投資を行う傾向があるため、それに伴って配当政策にも負の影響を与えると論じている。しかし、投資機会が配当とどのような交絡効果をもたらすかは未だ十分に明らかになっていないと思われる。したがって、企業が保持する投資機会が、自信過剰と配当の関係にどのような影響を与えるかを解明することは研究上の重要な課題と言える。

本稿では、経営者の自信過剰が配当に与える影響に対して、企業の投資機会の多少によってどのような違いがあるかを分析することで、経営者の自信過剰と配当政策に関する新しい実証的証拠の提示を試みる。企業の投資機会が多い場合、内部資金の水準を一定とすると、最適な投資水準に達するためには一層多くの外部資金が求められる。自信過剰な経営者は外部資金調達のコストが高いと認識しているため、投資機会が増えると、主観的な資金制約をより厳しく感じると考えられる。したがって、

企業の投資機会が多い場合、自信過剰な経営者ほど、配当への抑制効果を強めると推測される。

本稿では、日本企業の経営者予想の開示を利用し、経営者の自信過剰の尺度を構築する。日本企業は、証券取引所の要請に応じ、売上高、営業利益、経常利益および税引利益に関する経営者予想を公表する義務がある。経営者予想は実現値を上回る場合、それは自社の業績や自身の能力を過大評価していることを示唆し、このことは経営者の自信過剰を反映していると考えられる (e.g., Hribar and Yang, 2016)。本稿もこの考え方にに基づきながら、Ishikawa and Takahashi (2010) や太田 (2019) などの先行研究を参考しつつ、経営者予想に基づいて自信過剰の尺度を構築する。具体的には、経営者予想と実現値との差を取って産業や経営者の任期で調整して自信過剰の尺度を構築する。

本稿における分析の結果、日本の経営者は自信過剰なほど配当水準が低いことが分かった。また、経営者の自信過剰による配当に対する負の影響は、投資機会が増加するにつれて強まることが分かった。これらの結果は、経営者の自信過剰は過大投資を促し、ひいては配当を抑制するという予想と整合する証拠である。エージェンシー理論などといった伝統的な理論以外に、経営者個人の認知バイアスは企業の意思決定を決める要因であることが示唆される。

投資機会に関する分析では、本稿と Deshmukh et al. (2013) とでは、同じトービンの Q を用いているが異なる分析結果が得られている。彼らは、トービンの Q の増加につれて、経営者の自信過剰による配当に対する抑制効果は弱まることを示している。この点に関して、Deshmukh et al. (2013) は『フォーブス』に掲載された 244 社の米国大企業を分析対象にしているため、その分析結果は偏ったサンプルによる可能性が考えられる。そこで本稿では Deshmukh et al. (2013) のサンプルに近い日本企業のサンプルを構築して同様の分析を行ったところ、Deshmukh et al. (2013) と同じ結果を再現することができた。

Deshmukh et al. (2013) の理論によれば、企業の投資機会は二つの部分、公開された情報に関する投資機会と私的情報に関する投資機会に分けられる。自信過剰な経営者は私的情報に対する反応が大きいため (Daniel et al., 1998)、公開された情報に関する投資機会 (私的情報に関する投資機会) の割合が多い (少ない) ほど、自信過剰による配当に対する抑制効果が弱まる。しかし、Deshmukh et al. (2013) において、トービンの Q を公開された情報に関する投資機会の割合の代理変数として用いることの妥当性については、そもそも疑念がある。トービンの Q が大きいことは、企業の私的情報に関する投資機会の割合が少ないことを必ずしも意味しないかもしれないからである。したがって、Deshmukh et al. (2013) の理論が正しく検証されていない恐れがある。

本稿では、新たに私的情報の二つの代理変数として、会計情報の質と無形資産の集約度を構築して検証した結果、興味深いことに、彼らの理論と整合的な結果が得られた。この意味で、トービンの Q の結果は逆であるにも関わらず、Deshmukh et al. (2013) の理論的含意について彼らとは異なるアプローチでその正しさを示した意義もあると思われる。

本稿は以下の三点において先行研究と関連している。第一に、経営者の自信過剰に関する研究である。自信過剰に関しては Heaton (2002) や Malmendier and Tate (2005, 2008) らが嚆矢であり、日本においても、自信過剰と企業の投資、あるいは資金調達との関係に焦点を当てて分析されている (Ikeda et al., 2021; Ishikawa and Takahashi, 2010; 太田, 2019)。これに対して本稿では、配当政策に注目することで、日本における経営者の自信過剰が企業の意思決定に影響を与える新たな証拠を提示している。

第二に、配当政策に関する研究である。従来は、配当のフリーキャッシュフロー仮説やシグナリング仮説などの伝統的な配当の理論 (e.g., Bhattacharya, 1979; Jensen, 1986; Lang and Litzenger, 1989) が企業の配当政策をよりよく説明できることに焦点が当てられてきた。これに対して本稿は、経営者の

自信過剰は企業の配当政策にも影響を与える要因であることを示している。

そして第三に、Deshmukh et al. (2013) が本稿と最も密接に関連する先行研究である。彼らは、本稿と同様に投資機会が経営者の自信過剰と配当との関係に対する影響を分析しているが、興味深いことに、本稿の分析結果は、彼らとは逆の結果が得られている。しかし、このことは、Deshmukh et al. (2013) の理論的含意を必ずしも否定するものではなく、むしろ、新たな代理変数によって分析することによって、彼らの理論的含意と整合的な結果を得られている。この意味で、Deshmukh et al. (2013) の理論的含意と実証分析の齟齬を補完する意味もあると言える。

本稿の構成は以下のようになる。2節では、先行研究を概観しながら、経営者の自信過剰、配当と投資機会の関係を整理し、仮説を構築する。3節では、本稿に使うデータ、各変数の算出方法や分析に用いる回帰式を説明する。自信過剰の尺度を作成する前に、先行研究に広く使われている尺度を簡潔にレビューし、日本で経営者予想を利用する利点をまとめる。4節では、それぞれの仮説に応じ、実証分析の結果を示す。5節では、Deshmukh et al. (2013) の理論及び実証と本稿との比較を行う。6節では追加分析と頑健性のチェックの結果を報告する。7節は、本稿のまとめとなる。

2 先行研究と仮説

Kahneman (2011) は自信過剰を最も大きな影響力を持つ認知バイアスの一つだと論じている。心理学の研究では、自信過剰はいくつかに分類されている (e.g., Langer, 1975; Thompson, 1999; Moore, 2007; Moore and Schatz, 2017)¹⁾。金融の分野においては、平均値に対する過大評価と分散に対する過小評価という二つの自信過剰の概念が広範に用いられている。本稿では、関連する先行研究に従い、前者の自信過剰の概念を用いる。具体的には、投資から得られる利益を過大評価することを指す。

このような経営者の認知バイアスは、企業の様々な意思決定を歪める可能性が示唆されている。投資の意思決定に関しては、自信過剰な経営者は投資プロジェクトから得られる利益を過大評価する傾向があるため、過大投資を行う傾向があることが示唆されている (Ferris et al., 2013; Galasso and Simcoe, 2011; Hirshleifer et al., 2012; Kolasinski and Li, 2013; Malmendier and Tate, 2005, 2008; Tang and Yang, 2012)。同様に、日本においても、自信過剰な経営者による過大投資の傾向は、太田 (2019) や Ikeda et al. (2021) によって確認されている。

本稿でも、先行研究 (e.g., Ben-David et al., 2007; Deshmukh et al., 2013) と同様に、自信過剰な経営者は投資から生み出される利益を過大評価することが特徴づけられる。よって、合理的な経営者に比べて、自信過剰な経営者は高い主観的な内部収益率 (IRR) を持っていると考えられる。いずれの経営者もそれぞれの最適な投資水準に基づくと考えられる。すなわち、資本コストより高い IRR を有する投資プロジェクトは全て投資すべきだと考えている。したがって、自信過剰な経営者は、主観的な最適投資水準は合理的な経営者よりも高いと考えられる。

以下では、企業は最適な投資水準を遂行するためには、これまでと同様な配当額を維持することで残された内部資金のみ (つまり、現行の配当政策によって確保される利益の内部留保) では足りず、資金調達する必要があると仮定する。また、資金調達の方法は、配当を抑制するか外部資金調達を利用するか、という2種類があると仮定する。これまで、多くの先行研究は配当政策の下方硬直性を指摘している。実際、配当の変化に対する市場の反応は非対称的であり、減配に対する市場の負の反応が大きい証拠が示されている (e.g., Baker et al., 2016; Brav et al., 2005; Wu, 2018; 石川, 2010)。よって、本稿でも配当の抑制に基づく資金調達には相応のコストがあると想定し、配当の抑制による資金調

達額が増えるほど、当該資本コストも増加すると想定している。一方、外部資金調達額についても、その資金調達額に比例して外部資金調達の資本コストが増えていくと想定している（e.g., Graham and Harvey, 2001; Myers and Majluf, 1984）。したがって、最適投資水準として、外部資金調達と配当の抑制に関して総資本コストが最小になる比率を選択すると考えられる。

自信過剰な経営者が評価する IRR は、合理的な資金提供者が評価する IRR よりも高いため、自信過剰な経営者は新株など証券発行を選択する場合、証券価格が過小評価されていると認識する。言い換えると、自信過剰な経営者にとっては投資家に対する必要収益率が高い、すなわち、主観的な外部資金調達コストが高くなると考えられる。その結果、自信過剰な経営者は配当の抑制による資金調達の外部資金調達に対する割合が合理的な経営者の場合よりも大きくなると考えられる。したがって、自信過剰な経営者は主観的な最適投資水準が高くなることに加えて、主観的な外部資金調達コストが高いために、合理的な投資家に比べてより配当を抑制すると推測される。

仮説 1：合理的な経営者に比べて、自信過剰な経営者を有する企業は配当を抑制する。

次に、すべての企業の投資機会が同じ程度で増加する状況を考える。この場合、合理的な経営者の IRR と自信過剰な経営者の主観的な IRR が同じ幅で上昇し、それぞれ同じ額だけ最適な投資水準が増えると想定する。よって、最適投資水準に対し、自信過剰な経営者と合理的な経営者との間の差は投資機会の増減により変化しないことが考えられる。この点のみから言うと、配当抑制に対しても、自信過剰な経営者と合理的な経営者との間の差は投資機会の増減により変化しないことが考えられる²⁾。

一方、主観的な外部資金調達コストについては、前述したように、自信過剰な経営者は証券発行が過小評価されると感じるため、外部資金調達額が増加するほど、合理的な経営者に比べ、主観的な外部資金調達コストがより増えることが考えられる。したがって、自信過剰な経営者にとっては、投資機会が増加すると、配当の抑制による資金調達のメリットがより大きくなると考えられる³⁾。すなわち、投資機会が増えるにつれて自信過剰な経営者は、外部資金調達に対して配当の抑制による資金調達をより増加させると予想される。一方、合理的な経営者については、主観的な外部資金調達コストは投資機会の増減により変化しないので、配当の抑制による資金調達と外部資金調達の比率自体には変化が生じない。結果として、投資機会の増加により、自信過剰な経営者と合理的な経営者における配当の抑制の程度は、前者が後者に対して相対的に大きくなると予想される。

仮説 2：投資機会が多くなるほど、合理的な経営者に比べて、自信過剰な経営者は配当をより抑制する。

仮説 1 においては、自信過剰な経営者の高い主観的な最適投資水準と高い主観的な外部資金調達コストともに配当の抑制の要因であるが、投資機会が増える場合を想定した仮説 2 においては、高い主観的な最適投資水準よりも、むしろより高い主観的な外部資金調達コストが配当抑制の主な経路となっている。もし自信過剰な経営者が、証券発行において過小評価されないように十分に低いコストで外部資金を調達できるのであれば、投資機会の変化が配当抑制をもたらす程度は弱まると考えられる。本稿では、上記の過小評価の程度は、外部の資金制約に直面しているか否かの違いによって変わると想定し、仮説 2 はより資金制約のある企業において成り立つと予想する。

仮説 3：資金制約に直面している場合、合理的な経営者に比べて、自信過剰な経営者は、投資機会が多いほど配当を抑制する一方で、資金制約に直面していない場合はその限りではない。

3 リサーチデザイン

3.1 データ

本稿で用いる財務データは Quick 社の Astra Manager, 経営者に関するデータは『役員四季報』から取得している。分析期間は 2001 年から 2019 年までの 19 年間とする。サンプルとなる企業は東証全上場企業から金融・保険業と公益事業を除いたものである。分析に使われているのは 45,580 企業年のサンプルである。

3.2 自信過剰の尺度

自信過剰は人間の性格の一部であるため、直接に計測して数値化することは困難である。先行研究では、観測可能な経営者の行動を通じて間接的に自信過剰を推測している。その中、ストック・オプションベースの尺度、メディアベースの尺度、経営者予想ベースの尺度が多く使われている。

ストック・オプションベースの尺度は、Malmendier and Tate (2005) によって開発され、経営者のストック・オプションに関する意思決定から自信過剰を推測するものである。この尺度の背後にあるロジックは次の通りである。大量のストック・オプションが報酬として付与される結果、経営者は分散できない企業の固有リスクにさらされる。この状況下で合理的な経営者であれば、付与されたストック・オプションが行使できるタイミングに、直ちに行使することが最適な意思決定となる。しかし、経営者は大きなイン・ザ・マネーが実現してもストック・オプションを引き続き保有するのは、自社及び自身の能力に過度の自信を持つからだと考えられる。米国では、1980 年代からストック・オプション報酬は企業で一般的に利用されているため、多くの米国研究ではこの尺度が用いられている (e.g. Campbell et al., 2011; Deshmukh et al., 2013; Banerjee et al., 2015)。

メディアベースの尺度は、主要な報道機関が経営者の行動に対する評価に基づき、経営者の自信過剰を推測する手法である (e.g. Malmendier and Tate, 2008; Malmendier et al., 2011; Hribar and Yang, 2016)。この尺度の一般的な形式は、『フィナンシャル・タイムズ』やブルームバーグの『ビジネスウィーク』などの主要な報道機関に掲載される新聞記事から、自信過剰と評される記事数と合理的と評される記事数を数え、それに基づき経営者が自信過剰か否かを判断するものである。

上記の二つの尺度が適用困難である場合には、経営者予想ベースの尺度が多用されている。この尺度には統一的なフォーマットが存在しないものの、基本的に経営者予想と実現値との比較を通じ、自信過剰の特徴を捉えるのである (Lin et al., 2005; Ishikawa and Takahashi, 2010; Otto, 2014; Yang and Kim, 2019; Huang, 2020; 太田, 2019)。Hribar and Yang (2016) によれば、ストック・オプションベースの尺度とメディアベースの尺度で計測される自信過剰な経営者は、企業利益に関する経営者予想が実現値を上回る確率が高く、経営者予想が実現値を上回る幅が大きいことが分かる。米国では利益予想に関する情報は一般的に利益ガイダンスの形で公表されるが、これは強制的なものではない。また、公表のフォーマット、項目や時点などは SEC や証券取引所によって特に標準化されていない⁴⁾。一方、日本では、証券取引所の要請により経営者の予測の開示は実質的に義務化されている。ほぼすべての企業が経営者予想を開示しており⁵⁾、開示のフォーマットについても証券取引所から見本が提供されている⁶⁾。Verrecchia and Wang (2011) は、日本における経営者予想のデータは経営者が予測する企

業の将来のパフォーマンスに対する直接的な尺度となるため、その代理変数を探す必要がない、と述べている。これらの議論を踏まえ、本稿では経営者予想に基づく自信過剰の尺度を作成する。

具体的に、経営者の自信過剰を以下の手順で求める。①まず、毎年度の売上高に対する経営者予想と実現値との差を実現値で除算し、個人の毎年の予測誤差を求める。②次に、この予測誤差に対し、日経中分類に基づく産業平均を取る。③そして、産業やビジネスサイクルの違いによる影響を除くために、毎年の個人の予測誤差から産業平均の予測誤差を差し引き、産業調整後の予測誤差を計算する。④産業調整後の予測誤差が0より大きければ、1を取るダミー変数を設け、当該年度の当該産業において自信過剰であると判断する。⑤最後に、経営者の在任期間⁷⁾において、産業調整後の予測誤差が0より大きい回数が半分以上を占めれば、該当経営者の過大予想の頻度が高く、自信過剰な経営者であると解釈する。この自信過剰の尺度はOCと記し、自信過剰な経営者であれば1を取り、そうでなければ0を取るダミー変数とする。

日本では、企業の利益予想情報には基本的に売上高、営業利益、経常利益および税引利益が利用可能である⁸⁾。本稿では売上高を用いる⁹⁾。これは、売上高は利用可能な四つの利益指標の中で最も利益調整や会計操作の影響を受けにくいからであり、自信過剰の影響を評価する際に利益調整や会計操作の影響を排除するためである¹⁰⁾。

表1の1行目は本稿の自信過剰の尺度の記述統計量を表示している。自信過剰な経営者がサンプルの33.5%を占めている¹¹⁾。

表1 記述統計量

	N	mean	sd	p5	p25	p50	p75	p95
OC	45580	0.335	0.472	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
Div_yield	45580	1.840	1.562	0.000	0.941	1.551	2.365	4.723
Div_equity	45580	1.728	1.179	0.000	0.896	1.653	2.479	3.845
Q	45580	1.218	0.812	0.613	0.826	0.985	1.264	2.654
Q_tot	45570	3.928	11.760	-0.132	0.746	1.266	2.358	14.079
CF	45580	0.048	0.052	-0.028	0.027	0.049	0.073	0.123
LnSales	45580	10.531	1.672	7.976	9.393	10.432	11.569	13.477
Tangible	45531	0.282	0.182	0.019	0.145	0.265	0.394	0.617
Tenure	45580	10.367	5.722	2.000	6.000	9.000	15.000	20.000
Leverage	45580	0.488	0.204	0.156	0.329	0.491	0.644	0.824
Frgn	45580	9.314	11.216	0.060	1.010	4.730	14.100	32.740
Inst	45580	20.033	13.389	2.380	9.230	17.555	28.970	45.355
Gender	45580	0.007	0.081	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Servyear	45580	27.739	15.347	3.000	14.000	30.000	40.000	49.000

全ての連続変数については上下1%でwinsorizeを行っている。

3.3 分析方法

本稿では被説明変数は約13%の値が0のため、Deshmukh et al. (2013)と同様に、Tobitモデルで仮説を検証する。また、Wooldridge (2010)が推奨しているように、パラメータを推定する際にPooled-Tobitモデルを用い、企業ごとにクラスタリングを行う標準誤差を計算している。

推定式は以下のようになる。

$$div_{it} = \begin{cases} div_{it}^* & \text{if } div_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{if } div_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad div_{it}^* = \alpha + \beta OC_{it} + \gamma Control_{it} + Industry + Year + u_{it} \quad (1)$$

ここで、divは被説明変数の配当であり、div_{it}^{*}はその潜在変数である。潜在変数が正の値を取った

時には被説明変数の値はそのままだが、負の値を取る時には被説明変数の値が0となる。 OC は自信過剰な経営者であれば1を取るダミー変数、 $Control$ はコントロール変数、 $Industry$ は日経中分類のダミー変数、 $Year$ は年ダミー変数である。仮説1については、自信過剰な経営者の過大投資の傾向から OC の期待される符号は負である。

仮説2を検証する際に、さらに交差項を入れて分析する。具体的に、

$$div_{it} = \alpha + \beta_1 OC_{it} + \beta_2 Q_{it} * OC_{it} + \beta_3 Q_{it} + \gamma Control_{it} + Industry + Year + u_{it} \quad (2)$$

を用いている。ここで、 Q は投資機会を表すトービンの Q である。仮説2により、 β_2 は注目する係数であり、期待される符号は負である。

本稿で用いる被説明変数はパーセント表示の配当利回り (Div_yield) と株主資本配当率 (Div_equity) である¹²⁾。どちらの分子も普通株の普通配当総額であり、分母はそれぞれ期末普通株時価総額と自己資本である。Deshmukh et al. (2013) は配当利回りを用いているため、本稿の結果は彼らの結果と比較することができる。株主資本配当率を用いるのは、分析結果が配当の特定の代理変数による結果ではないことを確認するためである。

投資機会についてはまず先行研究で広く用いられているトービンの Q (Q) を代理変数とし、時価総額と負債との合計を総資産で割って計算する。また、Peters and Taylor (2017) は、企業の有形・無形資産を考慮し投資機会をより正確に反映する代理変数としてトータル Q を提唱している。したがって、本稿ではトータル Q (Q_tot) も用いて投資機会を測る。トータル Q の計算方法は補論Aで示す。

仮説3の検証に関して、資金制約の代理変数としては、メインバンクの有無 ($Mainbank$) と WW 指数 (WW) を用いている。一つ目に、日本では、メインバンクを持つ企業は財務的困難に伴うコストが低く、資金調達のコストを削減するには重要な役割を果たしていることが明らかにされている (e.g., Hoshi et al., 1990; Kawai et al., 1996; Owualah, 2002)。したがって、本稿ではメインバンクの有無を企業の資金制約の代理変数として用いる。メインバンクの有無はメインバンクの株式保有比率が0より大きいかどうかによって判断する。メインバンクを持つ企業は資金調達コストの低い企業とみなす。二つ目はWhited and Wu (2006) が提唱する WW 指数である。 WW 指数が中央値以上の企業を財務的制約の大きいグループ、 WW 指数が中央値以下の企業を財務的制約の小さいグループに分ける。回帰式は(2)式と同じである。 β_2 は注目する係数であり、財務的制約の大きいグループにおいては、期待される符号は負である。一方、財務的制約の小さいグループにおいては、 β_2 の符号は非負あるいは有意性がないことが予想される。

コントロール変数について、ベースラインモデルではDeshmukh et al. (2013) と同じものを使用する。それはトービンの Q (Q)、キャッシュフローと総資産の比 (CF)、売上高の自然対数 ($LnSales$)、有形固定資産と総資産の比 ($Tangible$)、就任年から経過した年数で計算する経営者の在任期間 ($Tenure$)、負債合計と総資産の比 ($Leverage$) である。株主構成は企業の配当政策に影響を与えるため (e.g., Allen et al., 2000)、外国人持株比率 ($Frgn$) と機関投資家持株比率 ($Inst$) をコントロール変数に追加する。さらに、経営者の自信過剰の影響から経営者個人の特徴による部分を排除するために、経営者の性別 ($Gender$)、経営者の会社での勤続年数 ($Servyear$) をコントロールしている。フリーキャッシュフロー仮説やライフサイクル理論 (e.g., Lang and Litzenger, 1989; Fama and French, 2001; DeAngelo et al., 2006) によれば、成長企業ほど配当が低く、収益性と財務流動性が高く大企業ほど、配当が高いことが示唆されている。そのため Q と $Leverage$ の係数は負であると予想され、 CF と $LnSales$ の係数は正であると予想される。表1に、本稿の分析で用いる変数に関する記述統計量を表

示している。企業レベルの連続変数については上下1%で winsorize を行っている。補論 B では、相関マトリクスを表示している。

4 実証結果

4.1 単変量解析

表 2 はすべての変数に対し、自信過剰の経営者を有する企業グループと合理的な経営者を有する企業グループの平均値の差の検定を行った結果である。合理的な経営者に比べて、自信過剰な経営者を有する企業では配当利回りは 0.25% 低く、株主資本配当率は 0.40% 低いことが分かった。単変量解析では、仮説 1 を支持する結果が得られた。ほかに、自信過剰な経営者を有する企業は、成長性が高く、収益性が低く、企業規模が小さいことが分かった。

表 2 単変量解析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(2) - (4)	t-stats
	OC = 0		OC = 1			
	N	mean	N	mean		
<i>Div_yield</i>	30306	1.811	15274	1.563	0.248***	21.293
<i>Div_equity</i>	30306	1.974	15274	1.575	0.398***	25.889
<i>Q</i>	30306	1.201	15274	1.252	-0.051***	-6.282
<i>Q_tot</i>	30305	3.583	15265	4.613	-1.031***	-8.839
<i>CF</i>	30306	0.053	15274	0.036	0.018***	34.352
<i>LnSales</i>	30306	10.732	15274	10.131	0.602***	36.800
<i>Tangible</i>	30299	0.282	15232	0.282	0.000	0.035
<i>Tenure</i>	30306	10.609	15274	9.887	0.722***	12.736
<i>Leverage</i>	30306	0.489	15274	0.486	0.004*	1.778
<i>Frgn</i>	30306	9.883	15274	8.185	1.697***	15.289
<i>Inst</i>	30306	21.078	15274	17.959	3.118***	23.614
<i>Gender</i>	30306	0.007	15274	0.006	0.001	0.716
<i>Servyear</i>	30306	28.192	15274	26.841	1.351***	8.882

***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準を表す。

4.2 経営者の自信過剰と配当政策

表 3 は仮説 1 に関する分析結果を表示している。列 1 はベースラインモデルで、Deshmukh et al. (2013) と同じ説明変数と被説明変数を用い、産業と年のダミー変数を入れ、企業ごとにクラスタリングした標準誤差を計算した分析結果である。列 2 はさらに株主構成と経営者個人の特徴をコントロールしたうえでの結果である。列 3 は株主資本配当率を被説明変数に入れ替わった分析結果である。共変量バイアスやセレクションバイアスを抑制するために、傾向スコアマッチング分析 (以下、PSM) を用いてマッチングサンプルを構成する。具体的に、ベースラインモデルのすべてのコントロール変数を共変量とし、プロビットモデルで傾向スコアを算出する。Rosenbaum and Rubin (1985) に従い、キャリパーを傾向スコアの標準誤差 $\times 0.25$ に設定し、1:1 の最近傍マッチングを行っている。補論 C では PSM の詳細を説明している。列 4, 列 5 と列 6 では、PSM によるサンプルを用いた分析

表3 経営者の自信過剰と配当

	(1)	(2) Full Sample		(3)	(4) Matched sample		(5)	(6)
	<i>Div_yield</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Div_equity</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Div_equity</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Div_equity</i>
<i>OC</i>	-0.162*** (-5.61)	-0.157*** (-5.47)	-0.251*** (-6.17)	-0.149*** (-4.96)	-0.146*** (-4.88)	-0.241*** (-5.80)		
<i>Q</i>	-0.688*** (-30.48)	-0.638*** (-28.48)	0.312*** (7.56)	-0.655*** (-24.68)	-0.598*** (-22.79)	0.291*** (5.90)		
<i>CF</i>	5.792*** (18.98)	5.809*** (19.25)	10.400*** (23.79)	5.386*** (14.45)	5.391*** (14.62)	9.095*** (16.84)		
<i>LnSales</i>	0.075*** (7.15)	0.118*** (7.65)	0.183*** (8.14)	0.110*** (8.76)	0.163*** (9.04)	0.235*** (8.74)		
<i>Tangible</i>	-0.695*** (-6.54)	-0.721*** (-6.86)	-1.370*** (-9.64)	-0.529*** (-4.20)	-0.562*** (-4.57)	-1.229*** (-7.43)		
<i>Tenure</i>	0.014*** (5.56)	0.010*** (3.80)	0.017*** (4.78)	0.016*** (5.12)	0.011*** (3.66)	0.019*** (4.62)		
<i>Leverage</i>	-1.272*** (-14.46)	-1.392*** (-15.37)	-0.511*** (-4.06)	-1.504*** (-14.61)	-1.636*** (-15.68)	-0.730*** (-5.02)		
<i>Frgn</i>		-0.010*** (-5.05)	0.006* (1.76)		-0.012*** (-5.23)	0.003 (0.72)		
<i>Inst</i>		-0.002* (-1.80)	-0.002 (-1.05)		-0.003* (-1.76)	-0.002 (-0.76)		
<i>Gender</i>		0.161 (1.11)	0.164 (0.92)		0.072 (0.50)	0.071 (0.39)		
<i>Servyear</i>		0.006*** (6.69)	0.005*** (4.41)		0.007*** (6.35)	0.006*** (4.12)		
<i>_cons</i>	2.117*** (13.85)	1.630*** (9.11)	-0.881*** (-3.58)	1.795*** (10.04)	1.192*** (5.77)	-1.299*** (-4.68)		
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		
<i>N</i>	45515	45515	45515	27034	27034	27034		
<i>Log likelihood</i>	-66886	-66639	-78034	-40344	-40160	-46862		

Tobit モデルによる分析結果であり、被説明変数は配当利回り (*Div_yield*) と株主資本配当率 (*Div_equity*) である。*OC* は経営者の自信過剰のダミー変数である。コントロール変数は企業の財務特性、株主構造、経営者の特性を含む。全ての変数についての定義は3.3節で述べられている。カッコ内はz値。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準を表す。標準誤差の計算にあたっては、企業毎にクラスタリングしている。

結果を示している。

表3より全ての列においてOCの符号より、経営者の自信過剰が配当に対して有意に負の影響を与えていることが1%の有意水準で確認できる。合理的な経営者に比べ、自信過剰な経営者は配当利回りが約0.15%（標準偏差の十分の一）、株主資本配当率が約0.25%（標準偏差の五分の一）低いことが分かった。対照的に、Deshmukh et al. (2013)では、自信過剰な経営者は配当利回りが0.39%（標準偏差の五分の一）低いことを示している。表3の結果は仮説1と一致し、Deshmukh et al. (2013)の結果とも整合的である。コントロール変数について、予測と一致し*Q*と*Leverage*の係数は負で、*CF*と*LnSales*は正であることが分かった。したがって、本稿の定式化に大きな問題はないことが確認された。

4.3 経営者の自信過剰、配当政策と投資機会

表4は仮説2に関する分析結果を表示している。すべての列では、自信過剰と投資機会の交差項の係数は負であり、1%の統計的有意水準を満たしている。投資機会が多いほど、自信過剰な経営者

表4 経営者の自信過剰, 配当と投資機会

	(1)	(2)		(3)	(4)		(5)	(6)
		Full Sample			Matched sample			
	<i>Div_yield</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Div_equity</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Div_equity</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Div_equity</i>
<i>OC*Q</i>	-0.116*** (-3.16)	-0.112*** (-3.08)	-0.552*** (-7.74)	-0.152*** (-3.90)	-0.145*** (-3.67)	-0.378*** (-4.60)		
<i>OC</i>	-0.026 (-0.50)	-0.025 (-0.50)	0.415*** (5.66)	0.030 (0.54)	0.024 (0.44)	0.215** (2.51)		
<i>Q</i>	-0.649*** (-25.91)	-0.601*** (-24.03)	0.529*** (10.52)	-0.588*** (-19.85)	-0.535*** (-17.73)	0.462*** (7.45)		
<i>CF</i>	5.762*** (18.83)	5.779*** (19.08)	9.911*** (22.72)	5.436*** (14.70)	5.437*** (14.87)	9.214*** (17.04)		
<i>LnSales</i>	0.074*** (7.04)	0.117*** (7.58)	0.177*** (7.87)	0.109*** (8.72)	0.162*** (9.00)	0.232*** (8.65)		
<i>Tangible</i>	-0.702*** (-6.61)	-0.728*** (-6.92)	-1.389*** (-9.83)	-0.541*** (-4.31)	-0.573*** (-4.67)	-1.260*** (-7.61)		
<i>Tenure</i>	0.014*** (5.55)	0.010*** (3.83)	0.017*** (4.85)	0.016*** (5.17)	0.011*** (3.73)	0.020*** (4.72)		
<i>Leverage</i>	-1.263*** (-14.39)	-1.385*** (-15.32)	-0.479*** (-3.87)	-1.490*** (-14.54)	-1.624*** (-15.61)	-0.691*** (-4.80)		
<i>Frqn</i>		-0.010*** (-5.09)	0.005 (1.64)		-0.012*** (-5.22)	0.003 (0.74)		
<i>Inst</i>		-0.002* (-1.76)	-0.002 (-0.85)		-0.003* (-1.79)	-0.002 (-0.81)		
<i>Gender</i>		0.158 (1.08)	0.149 (0.84)		0.061 (0.42)	0.041 (0.22)		
<i>Servyear</i>		0.006*** (6.61)	0.005*** (4.13)		0.007*** (6.27)	0.005*** (3.95)		
_cons	2.079*** (13.64)	1.592*** (8.91)	-1.070*** (-4.40)	1.718*** (9.60)	1.120*** (5.40)	-1.488*** (-5.37)		
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		
N	45515	45515	45515	27034	27034	27034		
Log likelihood	-66859	-66613	-77611	-40313	-40131	-46736		

Tobit モデルによる分析結果であり、被説明変数は配当利回り (*Div_yield*) と株主資本配当率 (*Div_equity*) である。*OC* は経営者の自信過剰のダミー変数、*Q* はトービンの *Q* である。コントロール変数は企業の財務特性、株主構造、経営者の特性を含む。全ての変数についての定義は 3.3 節で述べられている。カッコ内は *z* 値。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準を表す。標準誤差の計算にあたっては、企業毎にクラスタリングしている。

と合理的な経営者は配当水準を抑制する傾向の差が大きくなることが分かった。表 5 では、Peters and Taylor (2017) の提唱したトータル *Q* を用いた結果を示している。自信過剰とトータル *Q* の係数は全部有意で負であることが分かった。これは表 4 の示した結果と近く、仮説 2 と整合的だと考えられる。

日本のペイアウト政策に関するサーベイ調査による研究では、日本企業は必要な投資プロジェクトのためにコストの低い内部資金を確保しようとしても、配当を減少させる行動はしない、ということが示唆されている (花枝・芹田 2008; 鈴木他 2018)。しかし、本稿では、自信過剰な経営者は一般的な認識と違う行動を取ることを示唆し、経営者の自信過剰という認知バイアスが企業の配当政策に影響を与える証拠を提示している。

Deshmukh et al. (2013) も配当利回りをトービンの *Q* と経営者の自信過剰の交差項に回帰分析を行い、興味深いことに、本稿とは異なる正の係数を得ている。彼らの分析結果と本稿の分析結果が逆となる理由に関しては 5 節で詳しく考察したい。

表5 経営者の自信過剰, 配当と投資機会 (トータルQ)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Full Sample			Matched sample		
	<i>Div_yield</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Div_equity</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Div_equity</i>
<i>OC*Q_tot</i>	-0.007* (-1.91)	-0.007** (-2.05)	-0.028*** (-5.36)	-0.008** (-2.55)	-0.008*** (-2.63)	-0.021*** (-3.67)
<i>OC</i>	-0.165*** (-5.13)	-0.151*** (-4.83)	-0.129*** (-3.38)	-0.148*** (-4.51)	-0.143*** (-4.47)	-0.157*** (-4.07)
<i>OC_tot</i>	-0.020*** (-9.89)	-0.017*** (-8.32)	0.024*** (6.62)	-0.016*** (-7.66)	-0.014*** (-6.28)	0.021*** (5.32)
<i>CF</i>	3.708*** (11.77)	3.916*** (12.80)	11.047*** (25.34)	3.409*** (9.02)	3.729*** (10.12)	10.388*** (19.63)
<i>LnSales</i>	0.082*** (7.27)	0.175*** (10.82)	0.162*** (7.19)	0.122*** (9.23)	0.221*** (11.80)	0.206*** (7.64)
<i>Tangible</i>	-0.458*** (-3.94)	-0.516*** (-4.52)	-1.401*** (-9.99)	-0.279** (-2.04)	-0.365*** (-2.77)	-1.301*** (-8.00)
<i>Tenure</i>	0.014*** (5.28)	0.008*** (3.20)	0.018*** (5.03)	0.016*** (5.14)	0.011*** (3.36)	0.019*** (4.54)
<i>Leverage</i>	-1.371*** (-14.62)	-1.622*** (-17.00)	-0.419*** (-3.35)	-1.655*** (-15.38)	-1.866*** (-17.24)	-0.616*** (-4.24)
<i>Frgn</i>		-0.019*** (-9.79)	0.010*** (3.01)		-0.021*** (-9.24)	0.006 (1.49)
<i>Inst</i>		-0.005*** (-3.56)	-0.001 (-0.43)		-0.006*** (-3.77)	-0.001 (-0.29)
<i>Gender</i>		0.109 (0.64)	0.163 (0.88)		0.035 (0.24)	0.262 (1.30)
<i>Servyear</i>		0.008*** (8.34)	0.004*** (3.48)		0.009*** (7.91)	0.005*** (3.40)
_cons	1.434*** (8.98)	0.597*** (3.28)	-0.510** (-2.11)	1.164*** (6.39)	0.237 (1.14)	-0.808*** (-2.93)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	45515	45515	45515	27030	27030	27030
Log likelihood	-69218	-68557	-78034	-41640	-41223	-46737

Tobit モデルによる分析結果であり、被説明変数は配当利回り (*Div_yield*) と株主資本配当率 (*Div_equity*) である。*OC* は経営者の自信過剰のダミー変数、*Q_tot* はトータル Q である。コントロール変数は企業の財務特性、株主構造、経営者の特性を含む。全ての変数についての定義は 3.3 節で述べられている。カッコ内は z 値。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準を表す。標準誤差の計算にあたっては、企業毎にクラスタリングしている。

4.4 資金制約

表 6 は資金制約でサブサンプルを分けて分析した結果を示す。資金制約の判断基準としてメインバンクの有無を用いる。列 1 と列 3 では、資金制約の弱いサブサンプルによる分析結果で、経営者の自信過剰と投資機会との交差項の係数は有意ではなくなり、符号も正になることが分かった。列 2 と列 4 では、資金制約の強いサブサンプルによる分析結果で、経営者の自信過剰と投資機会との交差項の係数は有意に負であることが分かった。補論 D では、資金制約の代理変数として WW 指数を用いて分析を行っている。補論 D にある表 D 1 では、表 6 と近い結果を示している。

これらの結果はすべて仮説 3 と整合的である。もし企業が外部資金を低いコストで調達できる場合には、主観的な資金制約が緩和され、投資機会が多くとも、自信過剰な経営者は配当を抑制する必要性が減ると解釈できる。

表6 経営者の自信過剰と資金制約 (Mainbank)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Mainbank: YES	Mainbank: NO	Mainbank: YES	Mainbank: NO
	<i>Div_yield</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Div_equity</i>	<i>Div_equity</i>
<i>OC*Q_tot</i>	0.009 (0.59)	-0.007** (-2.25)	0.002 (0.17)	-0.028*** (-5.48)
<i>OC</i>	-0.139*** (-3.17)	-0.180*** (-4.19)	-0.081** (-1.99)	-0.176*** (-3.11)
<i>OC_tot</i>	-0.032*** (-4.39)	-0.017*** (-8.19)	0.067*** (7.32)	0.021*** (5.41)
<i>CF</i>	2.840*** (5.75)	4.131*** (11.39)	9.794*** (16.93)	11.554*** (20.64)
<i>LnSales</i>	0.020 (1.39)	0.111*** (7.88)	0.161*** (10.18)	0.253*** (11.46)
<i>Tangible</i>	-0.869*** (-5.37)	-0.342** (-2.47)	-1.334*** (-8.23)	-1.267*** (-6.80)
<i>Tenure</i>	0.009*** (2.74)	0.017*** (4.99)	0.008** (2.19)	0.031*** (6.10)
<i>Leverage</i>	-1.466*** (-11.77)	-1.296*** (-11.50)	-0.708*** (-5.35)	-0.544*** (-3.34)
_cons	1.787*** (8.25)	1.044*** (5.34)	-0.056 (-0.23)	-1.348*** (-4.47)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	20539	24976	20539	24976
Log likelihood	-30221	-38285	-30693	-45012

Tobit モデルによる分析結果であり、被説明変数は配当利回り (*Div_yield*) と株主資本配当率 (*Div_equity*) である。*OC* は経営者の自信過剰のダミー変数、*Q_tot* はトータル Q である。コントロール変数は企業の財務特性を含む。全ての変数についての定義は 3.3 節で述べられている。カッコ内は z 値。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準を表す。標準誤差の計算にあたっては、企業毎にクラスタリングしている。

5 Deshmukh et al. (2013) の理論的含意の検証

5.1 大企業サンプルによる再検証

4.2 節では、配当利回りをトービンの Q と経営者の自信過剰の交差項に回帰した結果、負の係数を得たが、Deshmukh et al. (2013) では、正で有意な係数を得ている。Deshmukh et al. (2013) は、1980 年から 1994 年の間において「フォーブス大企業ランキング」に 4 回以上掲載された 244 社の企業を分析対象にしている。これは当時の全上場企業の約 5% に相当する。シン普森のパラドックスによれば、母集団の一部である集団の結果は、母集団の結果と反対になることもある。したがって、投資機会について、本稿の実証結果は Deshmukh et al. (2013) と結果が異なる原因がサンプル選択にある可能性は否定できない。そこで Deshmukh et al. (2013) のサンプルと近い日本企業のサンプルを構築し、Deshmukh et al. (2013) の結果を複製できるかどうかを確認する。

Deshmukh et al. (2013) は、1980 年から 1994 年の間におけるフォーブスの大企業ランキングは、企業の総資産、売上高、時価総額、当期純利益の 4 つの基準に基づき選別され¹³⁾、全ての企業のトービンの Q が 1 以下となることが特徴と言える。本稿では、この基準に準じて、総資産、売上高、時価総額、当期純利益を用いて主成分分析を行い、抽出した主成分が上位三分の一で、トービンの Q が 1 以下の企業を分析サンプルとする。主成分分析の詳細は補論 E で示している。

表7はこのサンプルを基にDeshmukh et al. (2013)と同じモデルを用いて彼らの分析を再現したものである。経営者の自信過剰とトービンのQとの交差項は有意に正であることが分かった¹⁴⁾。Deshmukhらと類似のサンプルを使用することで、同じ結果が再現された。それは、本小節で使われるサンプルとDeshmukhらが使用するサンプルが、母集団内の特殊なサンプルのためだと考えられる。そこで、なぜこのサンプルはDeshmukh et al. (2013)の結果を再現できるのか、これによって彼らの理論的含意は否定されるのかについて次の小節で深掘りする。

5.2 企業内の公開情報と私的情報に関する投資機会

Deshmukh et al. (2013)では、企業の投資機会は、私的情報の部分と公開された情報の部分に分けられるとされ、自信過剰の経営者は公開情報よりも私的情報に対する反応が大きいため、公開情報（私的情報）の割合が大きい（小さい）企業では、自信過剰による影響が減少し、自信過剰な経営者を有する企業とそうでない企業との間の配当水準の差が縮小すると考えられる。企業の私的情報の部分を直接測定することが難しいため、彼らはトービンのQを公開情報に関する投資機会の割合の代理変数とし、トービンのQが大きいほど私的情報の割合が小さくなると仮定している。

しかしこの考え方には問題がある。彼らのモデルにおける公開情報に関する投資機会は、私的情報に関する投資機会と比較するための企業内部の概念（within-firm）である一方、実証分析では実際にトービンのQを用いて企業間（cross-firm）の公開情報に関する投資機会を比較している。このような

表7 Deshmukhらの大企業サンプルによる再検証

	(1) <i>Div_yield</i>	(2) <i>Div_equity</i>	(3) <i>Div_yield</i>	(4) <i>Div_equity</i>
<i>OC*Q</i>			0.633* (1.91)	0.529** (2.21)
<i>OC</i>	0.125*** (2.86)	0.096*** (3.02)	-0.417 (-1.46)	-0.357* (-1.85)
<i>Q</i>	-2.360*** (-11.16)	2.521*** (16.43)	-2.547*** (-10.96)	2.364*** (14.37)
<i>CF</i>	5.243*** (7.24)	4.185*** (7.26)	5.242*** (7.23)	4.185*** (7.25)
<i>LnSales</i>	0.020 (0.81)	0.054*** (2.72)	0.019 (0.76)	0.053*** (2.68)
<i>Tangible</i>	-0.827*** (-4.12)	-0.600*** (-4.01)	-0.831*** (-4.13)	-0.603*** (-4.02)
<i>Tenure</i>	0.006 (1.34)	0.003 (1.09)	0.005 (1.34)	0.003 (1.08)
<i>Leverage</i>	0.067 (0.38)	-1.035*** (-7.74)	0.068 (0.39)	-1.034*** (-7.73)
<i>_cons</i>	3.588*** (11.25)	-1.031*** (-4.30)	3.765*** (11.66)	-0.883*** (-3.69)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	7776	7776	7776	7776
<i>Log likelihood</i>	-10210	-7899	-10206	-7894

Tobit モデルによる分析結果であり、被説明変数は配当利回り (*Div_yield*) と株主資本配当率 (*Div_equity*) である。*OC* は経営者の自信過剰のダミー変数、*Q* はトービンのQである。コントロール変数は企業の財務特性を含む。全ての変数についての定義は3.3節で述べられている。カッコ内はz値。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準を表す。標準誤差の計算にあたっては、企業毎にクラスターリングしている。

不一致により、彼らの実証分析が必ずしも理論を適切に検証しているとは言えないと思われる。

例えば、企業 A のトービンの Q が企業 B のそれより大きい場合、企業 A の公開情報に関する投資機会が高いことは言えるが、これだけでは企業 A の公開情報に関する投資機会の割合が企業 A の私的情報に関する投資機会の割合より高い（または企業 A の私的情報に関する投資機会が企業 B の私的情報に関する投資機会より低い）ことを示すわけではない。したがって、自信過剰による配当への抑制効果がどちらの企業で強く出るかをトービンの Q だけで判断することはできないと言える。そこで、本稿では新たに二つの公開情報（私的情報）に関する代理変数を用いて Deshmukh et al. (2013) の理論を検証する。一つ目は無形資産の集約度である。無形資産の集約度が高い企業は、投資家と企業との間で企業の投資機会や将来のキャッシュフローなどに関する情報ギャップが大きくなることが、先行研究により示唆されている (Borah et al., 2018; Lei et al., 2018)。つまり、無形資産の集約度が高いほど、企業外の投資家が企業の投資機会を計測することが困難となり、企業のすべての投資機会のうち、投資家に正しく認識される部分は比較的小さい。よって、経営者側の持つ公開情報（私的情報）に関する投資機会の割合が相対的に小さい（大きい）と考えられる。

二つ目は会計情報の質である。先行研究によれば、株主は財務報告書などの会計情報を用いて経営者をモニタリングし (Bushman and Smith, 2001)、企業に関する特定の情報を取得する重要な手段であるとされている (Kanodia and Lee, 1998)。正味現在価値 (NPV) に関する投資理論や不確実性下の投資理論は、投資の調整費用がないという前提に依存する。質の高い会計情報は投資の調整費用を低減し、企業の投資行動が新古典派の投資理論の予測に近づくことで、投資機会を市場の投資家に正確に伝える (Ferracuti and Stubben, 2019; Marinovic, 2016; Plantin and Tirole, 2018)。したがって、会計情報の質が高いと、経営者側の持つ公開情報（私的情報）に関する投資機会の割合が相対的に大きく（小さく）なることが考えられる。

本稿では先行研究に従い (Biddle et al., 2009; Clausen and Hirth, 2016; Kim and Yasuda, 2021)、無形資産の集約度 (*Intensity*) と会計情報の質 (*Quality*) の変数を構築する¹⁵⁾。この二つの変数の値が大きいほど、企業内の公開情報（私的情報）に関する投資機会の割合が大きい（小さい）、というように変数の調整を行っている。補論 F で変数の構築の詳細を示す。

表 8 では、*LargPub* は公開情報に関する投資機会の相対的な割合を表し、列 1 と列 2 には、無形資産の集約度 (*Intensity*) がその代理変数となり、列 3 と列 4 には、会計情報の質 (*Quality*) がその代理変数となる。列 1 以外に全ての列では経営者の自信過剰と *LargPub* の交差項の係数が有意に正であることが分かった。つまり、公開情報に関する投資機会の割合が大きいほど、経営者の自信過剰が配当に対する負の影響が弱まることを示し、Deshmukh et al. (2013) の理論と整合的な結果だと言える。

5.1 節の結果と合わせて分析すると、Deshmukh et al. (2013) のサンプルの選出基準は、ライフサイクル理論における成熟企業の特徴に一致しているため (e.g., Fama and French, 2001; DeAngelo et al., 2006)、サンプル内の大多数の企業は私的情報に関する投資機会がほぼ同じ程度で小さいことが推測される。この文脈でのトービンの Q は、二つの投資機会を比較したときに表された公開情報に関する投資機会を大まかに反映すると考えられる。自信過剰な経営者は公開情報に対する反応が小さいため、トービンの Q が大きい場合、自信過剰は配当への抑制効果が弱い、と解釈してよいだろう。その証拠として、5.1 節で使用したサンプル (*Deshmukh* = 1) とそれ以外の企業グループ (*Deshmukh* = 0) に対し、公開情報に関する投資機会の比較を行った結果、5.1 節で使用した大企業サンプルの方が公開情報に関する投資機会高いことが分かった (補論 G)。

以上のことから、本稿の 4.2 節における自信過剰と投資機会に関する分析結果は Deshmukh et al. (2013)

表8 経営者の自信過剰, 配当, 私的情報と公開情報に関する投資機会

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>LargPub = Intensity</i>		<i>LargPub = Quality</i>	
	<i>Div_yield</i>	<i>Div_equity</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Div_equity</i>
<i>OC*LargPub</i>	0.010 (1.16)	0.043*** (3.28)	0.057*** (5.54)	0.078*** (5.66)
<i>OC</i>	-0.074 (-1.36)	0.035 (0.50)	0.133** (2.13)	0.179** (2.27)
<i>LargPub</i>	-0.033*** (-5.78)	-0.100*** (-11.97)	-0.008 (-1.33)	-0.019** (-2.49)
<i>Q</i>	-0.627*** (-28.74)	0.416*** (9.41)	-0.728*** (-21.55)	0.730*** (11.09)
<i>CF</i>	1.376*** (3.56)	4.434*** (7.30)	5.219*** (13.07)	9.596*** (16.23)
<i>LnSales</i>	0.045*** (4.47)	0.177*** (12.04)	0.074*** (5.65)	0.194*** (10.94)
<i>Tangible</i>	-0.377*** (-3.28)	-0.494*** (-3.46)	-0.849*** (-6.18)	-1.444*** (-8.17)
<i>Tenure</i>	0.012*** (4.96)	0.020*** (5.74)	0.012*** (3.86)	0.015*** (3.76)
<i>Leverage</i>	-1.303*** (-15.32)	-0.556*** (-4.69)	-1.235*** (-11.25)	-0.823*** (-5.80)
<i>_cons</i>	2.231*** (14.50)	-1.543*** (-7.52)	1.880*** (10.05)	-1.094*** (-4.65)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	43438	43438	25109	25109
<i>Log likelihood</i>	-63463	-75204	-36718	-41312

Tobit モデルによる分析結果であり、被説明変数は配当利回り (*Div_yield*) と株主資本配当率 (*Div_equity*) である。*OC* は経営者の自信過剰のダミー変数である。*LargPub* は企業内部の公開情報に関する投資機会の大きさを指す。コントロール変数は企業の財務特性を含む。全ての変数についての定義は3.3節で述べられている。カッコ内はz値。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準を表す。標準誤差の計算にあたっては、企業毎にクラスタリングしている。

の分析結果と矛盾しないと言えよう。

6 追加分析と頑健性

本稿では、経営者レベルの自信過剰の尺度の構築を試みたが、日本の特性として内部昇進の慣行や経営者市場の不活発さなどがあり、社長の任期が長いケースが珍しくない。そのため、これらの企業では、本稿の自信過剰の尺度が実質的に企業レベルの自信過剰と経営者レベルの自信過剰のどちらを反映するのか区別がつかない可能性がある。また、任期の短い経営者にとって、経営者予想を公表する回数がまだ少なく、自信過剰かどうかを正しく評価できていない懸念がある。したがって、ここでの分析では、経営者の任期が第4四分位数を超えるサンプルと第1四分位数未満のサンプルを除く。また、経営者が一度も交代していない企業にとっても、経営者レベルの自信過剰の影響かどうかを判断できないため、経営者交代がない企業もサンプルから除く。これにより、サンプルでは19,655企業年が残る。このサブサンプルを用いて全ての仮説を再検証した結果、すべての仮説と整合的な結果を得られることが分かった(補論H)。最後に、企業固定効果モデルによる分析も行い、その説明は補論Iに示している。

7 おわりに

本稿では、2001年から2019年の間における東証上場企業を対象にし、経営者の自信過剰が企業の配当政策に与える影響について分析を行った。売上高に対する経営者予想を利用し、日本における経営者レベルの自信過剰の尺度を構築して分析した結果、自信過剰な経営者は合理的な経営者に比べ、配当を抑制することが分かった。それは、自信過剰な経営者は、①高い主観的なIRRを持っているため、最適投資水準を高く認識している；②外部資金調達コストが高いと判断しているため、配当の抑制による資金調達の外部資金調達に対する割合が大きい、という2点の特徴によるものであることを論じた。また、投資機会が多いほど、自信過剰な経営者は配当をより抑制することが分かった。さらに、資金制約のない企業にとって、この配当水準への抑制効果が弱まることが分かった。資金制約の分析により、特に経営者の自信過剰の2点目の特徴の方は、投資機会の増加による配当へのさらなる抑制に対して決定的な影響を持つことが明らかになった。経営者の自信過剰が配当に影響を与えるメカニズムをより明確にしている点が本稿の重要な貢献となっている。

また、本稿では、日本における自信過剰と配当政策に関する証拠を提示する一方で、アメリカの先行研究である Deshmukh et al. (2013) との比較も行っている。本稿では、配当水準を自信過剰と投資機会の交差項に回帰した結果では、その係数が負であり、これは Deshmukh らの分析結果とは逆の結果であった。さらなる分析を通じて、その違いは Deshmukh らの理論と実証における投資機会の定義の不一致に起因することが示唆された。Deshmukh らの理論では、自信過剰な経営者は投資機会にある私的情報の部分に大きく反応するため、公開情報の割合が大きいほど、自信過剰による影響が小さいと論じている。しかし、実証分析ではトービンのQを公開情報の割合の代理変数として用いている。トービンのQは公開情報の大きさを反映するが、公開情報の部分が企業全部の投資機会に占める割合を反映できないため、Deshmukh らの実証分析は理論を検証できていない懸念がある。そこで本稿では、公開情報（私的情報）に関する投資機会の割合の代理変数を新たに構築して分析した結果、Deshmukh らの理論的含意と整合的な証拠が得られた。さらに、Deshmukh らのサンプルと似た特徴のあるサンプルを日本の企業で構築し、トービンのQを用いても Deshmukh らと同じ結果が得られた。なお、この日本企業サンプルは私的情報に関する投資機会が少ない大企業で構成され、公開情報が大きいことは公開情報の割合が大きいこととほぼ等しいからだと考えられる。この意味で、Deshmukh らの理論と実証分析における齟齬が解消されていると考えられる。

本稿はいくつかの分析上の課題がある。第一に、日本企業の経営実態を考えると、経営者予想には社長あるいはCEOによる部分の割合が不明であるため、経営者レベルの自信過剰を完全に企業レベルから分離することが難しい点である。第二に、本稿では、経営者の自信過剰が配当水準に与える影響を分析しているが、配当の調整速度など、配当政策に関する他の意思決定には経営者の自信過剰の影響はまだ明らかになっていない点である。そして第三に、自己株式取得や株主優待といった他の株主還元の意思決定との関連性の検証には及んでいない点である。これらの課題は、筆者の今後の研究において取り組む課題としたい。

【補論】

論文の補論は、日本経営財務研究学会の公式ホームページに掲載している。

【付記】

本稿の作成にあたり、指導教官である三隅隆司先生（一橋大学）、副指導教官である安田行宏先生（一橋大学）、池田直史先生（日本大学）をはじめ、第16回行動経済学会及び第2回若手研究者の金融セミナーの参加者各位から貴重なコメントを頂いた。また、本誌編集委員長の阿萬弘行先生（関西学院大学）と匿名のレフェリーより有益なコメントを頂いた。ここに謝意を申し上げる。本稿における誤りは全て筆者に帰責する。

【注】

- 1) Langer (1975), Thompson (1999), Moore (2007) や Moore and Schatz (2017) などを代表とする心理学の研究では、自信過剰の異なる表現により、自信過剰をコントロールの錯覚、平均より優れる、楽観、ミスキャリブレーションなどに分類している。
- 2) 仮に自信過剰な経営者がより大きく主観的なIRRを持ち、相対的に合理的な経営者よりも多く最適投資額が増加するならば、配当の抑制による資金調達比率が一層多くなると考えられる。ここではそれが仮になかったとしても、自信過剰な経営者は主観的な外部資金調達コストを高いと認識しているため、配当の抑制による資金調達の比率が増加することを議論している。
- 3) 厳密には、配当の抑制による資金調達と外部資金調達の比率に変化が生じない場合であっても、投資機会が増加すれば、自信過剰な経営者と合理的な経営者の配当の抑制額の差自体は大きくなると考えられる。
- 4) 例えば、予想値について点予想を出す企業も区間予想を出す企業もあり、将来1期（四半期）の予想を出す企業も将来1年の予想を出す企業もある。米国における利益ガイダンスについての詳細は以下のURLのNIRI Guidance Practices Study (2014) と NIRI Earnings Process Practices Study (2016) を参照のこと。 <https://www.niri.org/resources/publications/niri-analytics/analytics-guidance>
- 5) ここで、ほぼすべての企業と記するのは、企業は理由を明記することなどによって、業績予想を公表しなくてもよい、とされているからである。実際、日本において業績予想を非開示とする企業は全上場企業の約4%に過ぎない。
- 6) 詳細は後藤 (1997) や太田 (2006) を参照のこと。
- 7) ここで、代表権を有する社長あるいはCEOのことを指す。ただし、代表権のある会長がいる場合、会長のことを指す。
- 8) 決算短信に記載されている経営者予想を利用しているので、これは事業部毎の情報を集約した企業レベルのデータであり、経営者自身の予想ではない、という批判があるかもしれない。しかしながら、集約された利益情報の公表を最終的に許可するのは経営者であり、代表権を有する経営者は経営者予想に関する第一責任者である以上、経営者予想は経営者個人による影響が大きいことは否定できない。
- 9) 実際に、頑健性のために、営業利益、経常利益、税引後利益をそれぞれ用いて自信過剰の尺度を作成し、分析した結果、主要な結果に大きな違いは見られなかった。
- 10) Bouwman (2014) や Hsieh et al. (2014) などでは、経営者の自信過剰は利益調整に影響を与えることが示されている。
- 11) 対照的に、米国のデータ且つストック・オプションベースの尺度の場合、その割合はDeshmukh et al. (2013) では20.7%、Malmendier and Tate (2005) では28.3%、Hirshleifer et al. (2012) では61.08%である。米国のデータであり、かつメディアベースの尺度の場合、Hirshleifer et al. (2012) では8.12%、Deshmukh et al. (2013) では24.6%である。同じ経営者予想の場合、その割合は、台湾のデータによるLin et al. (2005) では69.03%、韓国のデータによるYang and Kim (2019) では83.7%である。
- 12) ほかに、頑健性チェックのために、配当性向と総資産配当率も用いているが、その分析結果はあまり変わらないことが確認された。
- 13) 詳細は下記のリンクを参照のこと。 https://money.cnn.com/magazines/fortune/fortune500_archive/full/1980/
- 14) また、頑健性チェックのために、主成分分析で選出された銘柄をNikkei225指数やTopix500指数の構成銘柄に置き換えても、結果が大体一致することを確認した。
- 15) この二つの代理変数では、正確に述べれば、投資家が認識できる投資機会と認識できない投資機会の差を用いて、公開情報と私的情報に関する投資機会の差を反映することである。著者の知る限り、これまでの研究では私

的情報に関する投資機会を直接に計測するような分析は存在しない。この二つの指標は、ノイズがあることは避けられないが、企業内部の公開情報と私的情報に関する投資機会の差を近似的に捉えているため、Deshmukh et al. (2013) の理論を検証するには十分だと思われる。

【引用文献】

- Allen, F., Bernardo, A. E., Welch, I., 2000. A theory of dividends based on tax clienteles. *The Journal of Finance* 55, 2499-2536.
- Banerjee, S., Humphery-Jenner, M., Nanda, V., 2015. Restraining overconfident CEOs through improved governance: evidence from the Sarbanes-Oxley Act. *Review of Financial Studies* 28, 2812-2858.
- Baker, M., Mendel, B., Wurgler, J., 2016. Dividends as reference points: A behavioral signaling approach. *Review of Financial Studies* 29, 697-738.
- Ben-David, I., Graham, J. R., Harvey, C. R., 2007. Managerial overconfidence and corporate policies. NBER Working Paper, 1-57.
- Bhattacharya, S., 1979. Imperfect information, dividend policy, and "the bird in the hand" fallacy. *The Bell Journal of Economics* 10, 259-270.
- Biddle, G. C., Hilary, G., Verdi, R. S., 2009. How does financial reporting quality relate to investment efficiency? *Journal of Accounting and Economics* 48, 112-131.
- Borah, N., Pan, L., Park, J. C., Shao, N., 2018. Does corporate diversification reduce value in high technology firms? *Review of Quantitative Finance and Accounting* 51, 683-718.
- Bouwman, C. H. S., 2014. Managerial optimism and earnings smoothing. *Journal of Banking & Finance* 41, 283-303.
- Brav, A., Graham, J. R., Harvey, C. R., Michaely, R., 2005. Payout policy in the 21st century. *Journal of Financial Economics* 77, 483-527.
- Bushman, R. M., Smith, A. J., 2001. Financial accounting information and corporate governance. *Journal of Accounting and Economics* 32, 237-333.
- Campbell, T. C., Gallmeyer, M., Johnson, S. A., Rutherford, J., Stanley, B. W., 2011. CEO optimism and forced turnover. *Journal of Financial Economics* 101, 695-712.
- Clausen, S., Hirth, S., 2016. Measuring the value of intangibles. *Journal of Corporate Finance* 40, 110-127.
- Daniel, K. D., Hirshleifer, D., Subrahmanyam, A., 1998. Investor psychology and security market under- and overreactions. *Journal of Finance* 53, 1839-1885.
- DeAngelo, H., DeAngelo, L., Stulz, R. M., 2006. Dividend policy and the earned/contributed capital mix: a test of the life-cycle theory. *Journal of Financial Economics* 81, 227-254.
- Deshmukh, S., Goel, A. M., Howe, K. M., 2013. CEO overconfidence and dividend policy. *Journal of Financial Intermediation* 22, 440-463.
- Fama, E. F., French, K. R., 2001. Disappearing dividends: changing firm characteristics or lower propensity to pay? *Journal of Financial Economics* 60, 3-43.
- Ferracuti, E., Stubben, S. R., 2019. The role of financial reporting in resolving uncertainty about corporate investment opportunities. *Journal of Accounting and Economics* 68, 101248.
- Ferris, S. P., Jayaraman, N., Sabherwal, S., 2013. CEO overconfidence and international merger and acquisition activity. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 48, 137-164.
- Galasso, A., Simcoe, T. S., 2011. CEO overconfidence and innovation. *Management Science* 57, 1469-1484.
- Graham, J. R., Harvey, C. R., 2001. The theory and practice of corporate finance: evidence from the field. *Journal of Financial Economics* 60, 187-243.
- Heaton, J. B., 2002. Managerial optimism and corporate finance. *Financial Management* 31, 33-45.
- Hirshleifer, D., Low, A., Teoh, S. H., 2012. Are overconfident CEOs better innovators? *Journal of Finance* 67, 1457-1498.
- Hoshi, T., Kashyap, A., Scharfstein, D., 1990. The role of banks in reducing the costs of financial distress in Japan. *Journal of Financial Economics* 27, 67-88.
- Hribar, P., Yang, H., 2016. CEO overconfidence and management forecasting. *Contemporary Accounting Research* 33, 204-227.
- Hsieh, T. S., Bedard, J. C., Johnstone, K. M., 2014. CEO overconfidence and earnings management during shifting regulatory

- regimes. *Journal of Business Finance & Accounting* 41, 1243-1268.
- Huang, K., 2020. Management forecast errors and corporate investment efficiency. *Journal of Contemporary Accounting and Economics* 16, 100208.
- Ikeda, N., Inoue, K., Sugitani, S., 2021. Managerial optimism and corporate investment behavior. *Journal of Behavioral and Experimental Finance* 30, 100492.
- Ishikawa, M., Takahashi, H., 2010. Overconfident managers and external financing choice. *Review of Behavioral Finance* 2, 37-58.
- Jensen, M. C., 1986. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review* 76, 323-329.
- Kahneman, D., 2011. Thinking, fast and slow. Farrar, Straus and Giroux.
- Kanodia, C., Lee, D., 1998. Investment and disclosure: the disciplinary role of periodic performance reports. *Journal of Accounting Research* 36, 33-57.
- Kawai, M., Hashimoto, J., Izumida, S., 1996. Japanese firms in financial distress and main banks: Analyses of interest-rate premia. *Japan and the World Economy* 8, 175-194.
- Kim, H., Yasuda, Y., 2021. Economic policy uncertainty and earnings management: Evidence from Japan. *Journal of Financial Stability* 56, 100925.
- Kolasinski, A. C., Li, X., 2013. Can strong boards and trading their own firm's stock help CEOs make better decisions? Evidence from acquisitions by overconfident CEOs. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 48, 1173-1206.
- Lang, L. H. P., Litzenberger, R. H., 1989. Dividend announcements: Cash flow signalling vs. free cash flow hypothesis? *Journal of Financial Economics* 24, 181-191.
- Langer, E., 1975. The illusion of control. *Journal of Personality and Social Psychology* 32, 311-328.
- Lei, J., Qiu, J., Wan, C., 2018. Asset tangibility, cash holdings, and financial development. *Journal of Corporate Finance* 50, 223-242.
- Lin, Y. H., Hu, S. Y., Chen, M. S., 2005. Managerial optimism and corporate investment: Some empirical evidence from Taiwan. *Pacific Basin Finance Journal* 13, 523-546.
- Malmendier, U., Tate, G., 2005. CEO overconfidence and corporate investment. *The Journal of Finance* 60, 2661-2700.
- Malmendier, U., Tate, G., 2008. Who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction. *Journal of Financial Economics* 89, 20-43.
- Malmendier, U., Tate, G., Yan, J., 2011. Overconfidence and early-life experiences: The effect of managerial traits on corporate financial policies. *The Journal of Finance* 66, 1687-1733.
- Marinovic, I., 2016. Delegated bidding and the allocative effect of accounting rules. *Management Science* 63, 2181-2196.
- Moore, D. A., 2007. When good = better than average. *Judgment and Decision Making* 2, 277-291.
- Moore, D. A., Schatz, D., 2017. The three faces of overconfidence. *Social and Personality Psychology Compass* 11, 1-12.
- Myers, S. C., Majluf, N. S., 1984. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics* 13, 187-221.
- Otto, C. A., 2014. CEO optimism and incentive compensation. *Journal of Financial Economics* 114, 366-404.
- Owualah, S. I., 2002. SMEs, borrowing constraints and banking relationships in Japan. *Japan and the World Economy* 14, 87-100.
- Peters, R. H., Taylor, L. A., 2017. Intangible capital and the investment-q relation. *Journal of Financial Economics* 123, 251-272.
- Plantin, G., Tirole, J., 2018. Marking to market versus taking to market. *American Economic Review* 108, 2246-2276.
- Rosenbaum, P. R., Rubin, D. B., 1985. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. *The American Statistician* 39, 33-38.
- Tang, Y., Li, J., Yang, H., 2012. What I see, what I do: how executive hubris affects firm innovation. *Journal of Management* 41, 1698-1723.
- Thompson, S. C., 1999. Illusions of control: how we overestimate our personal influence. *Current Directions in Psychological Science* 8, 187-190.
- Verrecchia, R. E., Wang, C., 2011. Some thoughts on accounting research in Japanese settings. *The Japanese Accounting Review* 1, 131-133.
- Whited, T. M., Wu, G., 2006. Financial constraints risk. *The Review of Financial Studies* 19, 531-559.

- Wooldridge, J. M., 2010. *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press.
- Wu, Y., 2018. What's behind smooth dividends? Evidence from structural estimation. *The Review of Financial Studies* 31, 3979-4016.
- Yang, D., Kim, H., 2019. Managerial overconfidence and manipulation of operating cash flow: Evidence from Korea. *Finance Research Letters* 32, 101343.
- 石川博行, 2010, 『株価を動かす配当政策：コロボレーション効果の実証分析』, 中央経済社。
- 太田浩司, 2006, 「経営者予測情報の特性と有用性」, 筑波大学大学院ビジネス科学研究科博士論文。
- 太田裕貴, 2019, 「経営者の自信過剰が企業投資に与える影響—経営者利益予想に注目して—」, 『静岡産業大学情報学部研究紀要』 21, 77-97頁。
- 後藤雅敏, 1997, 『会計と予測情報』, 中央経済社。
- 鈴木健嗣・芹田敏夫・花枝英樹, 2018, 「企業のペイアウト政策：再サーベイ調査による分析」, 『経営財務研究』 38 (1・2), 49-74頁。
- 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』 24, 129-160頁。