
研究論文

経営分析研究
第36巻第1号（通巻36号）
2023年6月
pp. 1-18

日本経営分析学会
日本経済会計学会

自信過剰な経営者が 日本企業の現金保有に与える影響

石黒武秀(中央大学)

2020年3月11日受付；2020年6月12日改訂稿受付；2020年8月13日論文受理；

2022年5月13日オンライン利用可能

Abstract

自信過剰な経営者はリスクの高い投資を行う反面、現金による資金調達を選好する (Malmendier and Tate, 2005)。本稿では、Bamber *et al.* (2010) および Hilary and Hsu (2011) を参考に、経営者の利益予想に含まれる経営者の固定効果の推定をすることで、経営者の自信過剰の程度を測定し、現金保有との関係について分析する。なお経営者予想から推定した自信過剰には、①経営者の経験によって自身の私的情報を過信することで生じる特定情報への過信による自信過剰と、②将来業績を実際よりも高く見積もる自信過剰が含まれるため、本稿ではこの2つの指標の影響を分析上では区別する。本稿の分析結果から、特に特定情報への過信による自信過剰な経営者が現金保有を高めることが析出される。このことは、企業の現金保有の決定要因には、企業や業種の特性だけではなく、経営者ごとの性質が関係していることを示唆している。

Keywords : 現金保有 自信過剰な経営者 特定情報への過信 楽観性 経営者予想

Corresponding Author: Takehide Ishiguro, Graduate School of Commerce, Chuo University, 742-1 Higashinakano, Hachioji-shi, Tokyo 192-0393, Japan

石黒武秀 中央大学大学院商学研究科 〒192-0393 東京都八王子市東中野742-1

©2020 The Japanese Society for Business Analysis and The Japanese Association for Research in Disclosure
All rights reserved.

The Journal of Business Analysis
Vol. 36, Issue. 1 (No. 36)
June 2023
pp. 1-18

The Japanese Society for Business Analysis
The Accounting and Economic Association of Japan

The impact of overconfident managers on cash holdings of Japanese firms

Takehide Ishiguro, Chuo University

Submitted May 11, 2020; Revised June 12, 2020;

Accepted August 13, 2020; Available online May, 13, 2022

Abstract

Overconfident managers also prefer to raise funds in cash while they make risky investments (Malmendier and Tate, 2005). In this paper, we measure the degree of managerial overconfidence by estimating managerial fixed effects included in managerial earnings forecasts, referring to Bamber *et al.* (2010) and Hilary and Hsu (2011), and analyze the relationship with cash holdings. The overconfidence estimated from managerial forecasts includes (1) overconfidence in specific information caused by overestimation in manager's private information due to managerial experience and (2) overconfidence in estimating future earnings higher than actual, so this paper distinguishes the effects of these two indicators in this paper. From the results of this paper, this paper analyzes that overconfident managers, especially overconfidence in specific information, increase their cash holdings. This paper suggests that the determinants of firms' cash holdings are not only related to the characteristics of the firm or industry, but also the nature of each manager.

Keywords: Cash Holdings, Overconfident Managers, Overconfidence in Specific Information, Optimism, Managerial Forecasts

I. はじめに

経営者の性質は、経営者一個人の特徴ではあるものの、情報の認知や意思決定にバイアスをもたらすため、企業全体の行動に影響することが知られている。このような経営者の性質が企業行動に与える影響は、上位階層理論 (upper echelons theory) として体系化されている (Hambrick, 2007; Hambrick and Mason, 1984)。実際に Bamber *et al.* (2010) や Dyreng *et al.* (2010)、Chyz (2013) などは経営者の性質が、開示される情報や企業の租税負担削減行動に影響することを示している。特に、経営者の性質の中でも自信過剰な経営者は近年において注目を集めており、企業の投資行動 (Malmendier and Tate, 2005, 2008; Hirshleifer *et al.*, 2012; Ferris *et al.*, 2013; Aktas *et al.*, 2019)、資金調達 (Malmendier,

et al., 2011; Huang–Meier *et al.*, 2016)、税負担削減行動（Chyz *et al.*, 2019）、情報開示（Hilary and Hsu, 2011; Hribar and Yang, 2016）などに影響することが明らかとなっている。

本稿でも日本企業の経営者の自信過剰が、企業の現金保有行動に与える影響について分析する。経営者の自信過剰と企業の現金保有行動についてMalmendier and Tate (2005)は、自信過剰な経営者ほど、現在の資本コストを高く見積もるため、多くの内部資金すなわち現金の保有が投資水準に影響を与えることを理論モデルによって示している。このため、自信過剰な経営者ほど現金保有を行うインセンティブが強いと予想される。また、日本企業における現金保有量は近年、極めて高い水準にあることが知られている（Kato *et al.*, 2017）。特に、日本企業の現金保有にはキャッシュ・フローの不足に備えた消極的な予備的動機だけではなく、将来の投資機会に備えた積極的な予備的動機が重要な決定要因であることが明らかとなっているものの（例えば佐々木他, 2016）、投資機会の主観的な見積もりに影響しうる経営者の自信過剰と現金保有に関する分析は、これまでに日本企業を対象として行われていない。そこで、本研究では日本企業における経営者の自信過剰と現金保有との関係性について検討する。

また、本稿では、自信過剰な経営者の経営行動を検証するために、Bamber *et al.* (2010) や Hilary and Hsu (2011) を参考とした経営者予想ベースの自信過剰を測定する。Malmendier and Tate (2005) などの多くの先行研究では、経営者の自信過剰を経営者が保有するストック・オプションの状況によって測定している（オプションベースの自信過剰）。しかしながら、オプションベースの自信過剰の測定には、経営者が保有するストック・オプションについて、権利行使期間や原株数などの詳細な情報が必要であり、結果として米国であってもこれらのデータが収録されるデータベースの制約からサンプル・セレクション・バイアスが生じる。これに対して、Hilary and Hsu (2011) は経営者の自信過剰が経営者による業績予想のバイアスや誤差と関連していることを示しているため、本稿の自信過剰の測定方法では新たに日本において多くの企業が開示している経営者による業績予想データから自信過剰を測定することで、大幅なサンプル・セレクション・バイアスの緩和が可能である。

分析の結果、経営者交代によって新しく着任した経営者の自信過剰の程度が前任の経営者に比べて相対的に高いほど、企業の現金保有量が増加することが明らかとなった。とりわけ、経営者の私的情報（特定情報）を過信することで生じる自信過剰が現金保有量の増加を引き起こすことが示された。この結果は、日本企業においても、経営者個人の性質が企業行動に対して影響することを示唆しており、コーポレート・ガバナンスの状況を検討する際などには、経営者の性質を十分に把握することが重要である。

II. 先行研究とリサーチ・クエスチョン

上位階層理論としてまとめられるように（Hambrick, 2007; Hambrick and Mason, 1984）、経営者の性質は経営者による情報の取捨選択に影響を与えるため、結果として組織全体の戦略的な意思決定に大きな影響を与える。こうした経営者の性質の中でも、とりわけ経営者の自信過剰に焦点を当てた研究が近年において蓄積されている。Malmendier and Tate (2005) は、経営者の自信過剰と企業行動の関係を体系的に分析した先駆的な研究であり、理論モデルによる分析と統計的な分析をとおして、自信過剰な経営者が将来業績を高く見積もるため、投資に積極的になることを析出した。加えて、自信過剰な

経営者ほど、研究開発投資に積極的になること (Hirshleifer *et al.*, 2012) やM&Aを積極的におこなうこと (Malmendier and Tate, 2008; Ferris *et al.*, 2013) も明らかにされている。この点は、太田(2019)において日本企業を対象とした分析がなされており、日本企業においても自信過剰な経営者ほど過剰な設備投資を行うことが析出されている。

このような投資活動と表裏一体の関係にあるのが、資金調達行動である。Malmendier and Tate (2005) によれば、経営者が自信過剰であるほど将来業績を主観的に高く見積もるため、株価を一定とすれば、市場評価で用いられる当該企業・期間の資本コストを割高と判断する。このため、自信過剰な経営者は、外部資金よりも内部資金からの調達を 선호すると予想される¹⁾。さらに、Deshmukh *et al.* (2013) は、自信過剰な経営者が積極的な投資を行う資金を確保するために、配当をやめることを示唆している。また、経営者の自信過剰と企業の内部資金の確保との関係について、Huang-Meier *et al.* (2016) はより直接的に現金保有との関係を分析している。Huang-Meier *et al.* (2016) は、とりわけ研究開発投資をモチベーションとした現金保有と経営者の自信過剰との間に統計的に有意な正の関係を析出している。これらのことから本稿では、自信過剰な経営者は現金を保有しようとするインセンティブが強いと推測する。

上記の議論の一方で、日本企業の現金保有の動機について調査した佐々木他 (2016) にも示されるように、日本企業の現金保有は、将来の資金不足リスクに備える消極的な予備的動機だけでなく、将来の投資機会に備える積極的な予備的動機によっても行われることが知られている。しかし、将来の投資機会の主観的な見積もりに影響を与える経営者の自信過剰と現金保有の関係については調査されていない。そこで、本研究では日本企業でも経営者の自信過剰と現金保有の関係性について調査する。

RQ：前任の経営者に比べて自信過剰な経営者が就任した企業では現金の保有量が増加する。反対に、前任の経営者に比べて自信過剰ではない経営者が就任した企業では現金の保有量が減少する。

なお、本稿では上記の研究・クエスチョンを分析するにあたって、先行研究における2つの異なる経営者の自信過剰の定義、すなわち (1) 特定の情報を他の情報よりも重視する (weighting effect) 自信過剰 (Hilary and Hsu, 2011) と (2) 楽観的な経営者が将来業績を実際よりも高く見積もる (better than average effect) 自信過剰を区別し分析する。Hribar and Yang (2016) でまとめられるように、特定情報による自信過剰は、将来の業績見積もりの幅を小さくし、経営者を楽観的にするバイアスを生じさせる。このため、理論や仮説を設定する際に両者は先行研究においてあまり区別されることがない。しかし、Hilary and Hsu (2011) やGoel and Thakor (2008) は過去の経験が経営者を自信過剰にすることを明らかにしており、特にHilary and Hsu (2011) は自信過剰な経営者がバイアスのない情報よりもその経営者自身が有する私的情報といった特定情報を過信することにより、経営者が業績の実績値と乖離した経営者による業績予想を発表することを明らかにした。ここから、業績予想ベースの自信過剰の測度に注目することで、単純な経営者の楽観性と、経営者の経験によって生じる私的情報 (特定情報) への過信の影響を区別できる可能性がある。両者は厳密には異なる概念であるため、本稿では二つの自信過剰の定義を用いて検証する。

Ⅲ. リサーチデザイン

1. 経営者の自信過剰の測定方法

先行研究における経営者の自信過剰の測定方法には、経営者の報酬契約にかかるストック・オプションをベースに自信過剰を測定する方法（オプションベースの自信過剰）と経営者の業績予想をベースに自信過剰を測定する方法（業績予想ベースの自信過剰）などが挙げられる。オプションベースの自信過剰の測定方法は、例えば Malmendier and Tate (2005) などを用いられる代表的な手法であるものの、経営者が保有するストック・オプションについての権利行使価格、権利行使期間、原株数などの詳細なデータが必要となるため、分析の対象となるサンプルが制約される。実際に、Malmendier and Tate (2005) は、これらのデータの取得の制限から米国企業の477企業のみを分析対象としている。一方で、多くの日本企業で開示されている業績予想を用いた自信過剰の指標はストック・オプションを利用した変数と比べて、サンプル・セレクション・バイアスが緩和される。さらに、自信過剰な経営者による業績予想は誤差が大きく (Hilary and Hsu, 2011)、楽観的である (Hribar and Yang, 2016) ことが先行研究から示されている。このため、本稿では、業績予想ベースの自信過剰を分析に用いる。

ただし、当然のことながら、経営者による業績予想に含まれる誤差には企業の様々な状況の影響が反映される。このため、本稿では経営者の性質について調査した Bamber *et al.* (2010) に依拠し²⁾、経営者による業績予想に含まれるバイアスや誤差の決定要因をコントロールしたうえで、経営者の固定効果を推定することで、特定情報を過信した自信過剰と業績を過大評価した経営者の代理変数とする。本稿では推定された経営者の業績予想へのバイアスや誤差が自信過剰の程度であるとみなす。自信過剰な経営者の測定モデルは以下の (1) 式のとおりである。

$$\begin{aligned} & ManagementForecast_{i,t} \\ &= \sum_k \alpha_{1,k} CEOD_{k,i,t} + \sum_l \alpha_{2,l} Control_{l,i,t} + \sum_m \alpha_{3,m} YEARD_{m,i,t} + \sum_n \alpha_{4,n} INDD_{n,i,t} \\ & \quad + \varepsilon \\ & ManagementForecast_{i,t} \in \{FERR_{i,t}, FBIAS_{i,t}\}. \end{aligned} \quad (1)$$

添え字の i と t はそれぞれ企業と会計期間を表している。ManagementForecast は経営者による業績予想に関する変数である。先行研究から自信過剰な経営者は経営者予想誤差 (Hilary and Hsu, 2011) と経営者予想バイアス (Hribar and Yang, 2016) に影響することが明らかにされている。経営者予想誤差を表す FERR は、経営者による純利益の期初予想と実現値との差を期首総資産で除し、絶対値化した変数である。経営者予想バイアスを表す FBIAS は、経営者による純利益の期初予想と実現値との差を期首総資産で除したものである。

CEOD は経営者の固定効果を表している。経営者の在籍に関しては Nikkei NEEDs Cges データベースに掲載される経営者の在籍情報を用いている。本稿では経営者の自信過剰の程度は CEOD の係数である $(\alpha_{1,k})$ に推定される。CEOD の係数が大きいほど、当該経営者は自信過剰であることを示す。

コントロール変数は Bamber *et al.* (2010) に依拠する³⁾。初めに、業績に関するコントロールとして、ABSΔROA、ROAUP、LOSS を用いる。ABSΔROA は、 t 期の ROA (特別損益前当期利益を期首総

資産で除して求める) から $t-1$ 期の ROA を引いた値を絶対値化したものである。ROAUP は、 $t-1$ 期よりも t 期の ROA が大きければ 1 その他を 0 とするダミー変数である。LOSS は、当期純損失があれば 1、その他を 0 とするダミー変数である。また、企業の業績に対する業種ごとの影響をコントロールするために、業種ごと売上高占有度を表すハーフィンダル指数 (HHI) をコントロール変数とする。

次に、企業特性をコントロールする。RD と MTB は、企業の成長性を表す。RD は研究開発費を期首総資産で除したものである。MTB は時価総額を期末株主資本簿価で除したものである。DEBTR は、短期の借入金と社債に長期の借入金と社債を加えて、期末総資産で除したものである。企業規模を表す MV は時価総額の自然対数をとったものである。

最後に企業の組織やコーポレート・ガバナンスに関する要因をコントロールする。RESTRACTION は、Nikkei NEEDs Cges データベースに掲載される合併フラグから企業・事業売買の情報を取得し、企業または事業の買収か売却がある場合は 1、その他を 0 とするダミー変数である。ACQUISITION は Nikkei NEEDs Cges データベースに掲載される合併フラグから企業・事業買収の情報を取得し、企業または事業の買収がある場合に 1、その他を 0 とするダミー変数である。INST は機関投資家の持株比率である。OUTSIDE は外部取締役比率を表す。BOARDSIZE は取締役の人数の自然対数である。Cheng (2008) は取締役会の規模が大きいほど業績の変動が小さくなることを示している。このため、取締役会の規模が大きいほど予測誤差やバイアスが小さくなると予想されるため、BOARDSIZE は本稿の (1) 式の説明変数に加えられる。このほかに年次固有効果 (YEARD) と業種の固有効果 (INDD) をコントロールする。

2. 自信過剰な経営者による現金保有の分析方法

本稿では経営者の自信過剰が現金保有に与える影響について分析するために、(1) 式の CEOD の係数の大きさによって、経営者の自信過剰の程度を測定する。ただし、日本では多くの経営者が他の企業での経営経験を有していない。このため、(1) 式による経営者固定効果の推定結果は、企業の固定効果と経営者の固定効果の区別をすることができていないという問題がある。そこで、本稿では各変数の t 期と $t-1$ 期の差分をとることで、経営者交代によって生じる経営者の自信過剰の変化と企業の現金保有の変化の関係を分析する。なお、 t 期に交代した経営者は経営者としての過去の経験がなかったとしても、自信過剰である可能性がある。このことについて、Goel and Thakor (2008) は企業内部において能力の高い経営者を選出する競争があり、その競争を勝ち上がってきた経験のある経営者が自信過剰になることを示唆している。一方で、日本企業では前任の経営者が再び相談役等の役員として留任する可能性があり、過去に経営者としての経験がない (または乏しい) 新しい経営者は、業績予想の未達もしくは予想精度が低いことによる評判の低下を回避するため、慎重な業績予想や予想誤差の少ない業績予想を開示する可能性もある。したがって、本稿の自信過剰指標は、 t 期と $t-1$ 期の差分が正值であるとき経営者交代後の経営者のほうが自信過剰であることを示し、負値のとき経営者交代後の経営者のほうが自信過剰ではないことを示す相対的な指標である。リサーチ・クエスションの検証に利用する回帰式は以下のとおりである。

$$\Delta CASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \hat{\alpha}_{1,k} + \sum_p \beta_{2,p} \Delta Control_{i,t} + \sum_q \beta_{3,q} YEARD_{i,t} + \varepsilon \quad (2)$$

(2) 式の Δ は各変数の t 期と $t-1$ 期の差分を示している。 $CASH$ は、企業が保有する現金と預金を期首総資産で除したものである。 $\hat{\alpha}_1$ は、(1)式において $FERR$ また $FBIAS$ を被説明変数とした経営者固定効果の推定された係数である。 $\Delta \hat{\alpha}_1$ は、 t 年から $t-1$ 年を差し引くことで、企業に共通の固定効果の影響を除き、経営者交代によって生じる経営者固定効果の変化を計算している。このため、 t 期に経営者交代が生じない場合には経営者固定効果が同じであるため0の数値が計算され、 t 期に経営者交代が生じると0以外の数値が計算されることとなる。(1)式において $FERR$ を被説明変数とした $\hat{\alpha}_1$ は以降で $OCERR$ と表記され、 $OCERR$ が大きいほど特定情報を過信する経営者を表す。この点について、同一の企業のみ在籍していた経営者は限定された情報探索から限られた知識によって意思決定を行う可能性が高いことが知られている(Hambrick and Mason, 1984)。特定情報を過信する自信過剰な経営者は限定された情報探索を行う傾向が強くなるため、経営者による業績予想の精度が悪化し、 $OCERR$ が大きくなると考えられる。(1)式において $FBIAS$ を被説明変数とした $\hat{\alpha}_1$ は以降で $OCOPT$ と表記され、 $OCOPT$ が大きいほど過度に楽観的な経営者を表す。楽観的な経営者ほど期初予想バイアスが正値に大きくなると考えられる。リサーチ・クエスチョンより、 $OCERR$ (または $OCOPT$)が増加するほど現金保有($CASH$)が増加することが予想される。

コントロール変数はBates *et al.* (2009)の取引動機、予備的動機、エージェンシー動機に関する変数を使用する。取引動機や予備的動機に関する現金保有は、(1)企業の外部市場へのアクセスの容易さ、(2)内部資金や借入れの状況、(3)キャッシュ・フローの変動性、(4)成長・投資機会の影響を受ける。

まず外部市場へのアクセスの容易さについて、時価簿価比率(MTB)、企業規模($SIZE$)を用いる。時価簿価比率は決算期末の株式時価総額を期末株主資本簿価で除して求めている。また $SIZE$ は期末総資産簿価の自然対数である。

次に内部資金や借入れの状況について、キャッシュ・フロー(CF)、運転資本(NWC)、負債の利用(LEV)、短期的な負債の利用($SDEBTISSUE$)、長期的な負債の利用($LDEBTISSUE$)を用いる。 CF は、キャッシュ・フローを表しており、税引前当期純利益から特別項目と会計発生高を引いたものを期首総資産で除している。会計発生高は運転資本の差分から企業が保有する現金と預金の差分と減価償却費、減損を引いたものとしている。 NWC は現金と預金を除いた流動資産から流動負債を除き期首総資産で除したものである。 LEV は総負債の簿価を期末総資産で除したものである。 $SDEBTISSUE$ は、短期の借入金や社債の額が前期よりも増えていれば1、その他を0とするダミー変数である。 $LDEBTISSUE$ は、長期の借入金や社債の額が前期よりも増えていれば1、その他を0とするダミー変数である。

また、キャッシュ・フローの変動性($INDCFRISK$)を用いる。 $INDCFRISK$ は、企業 i が属している業種の t 期から過去10年間にわたるキャッシュ・フローの標準偏差である。

最後に、投資・成長機会について、既述の MTB のほかに、設備投資費($CAPEX$)、研究開発費(RD)、買収機会($ACQUISITION$)を用いる。 $CAPEX$ は、設備投資費を期首総資産で除したものである。 RD は、研究開発費を期首総資産で除したものである。 $ACQUISITION$ はNikkei NEEDs Cgesデータベースを基に判定しており、 t 期に事業または企業の買収がある場合には1、その他を0とするダミー変数である。

次にエージェンシー動機の現金保有についてコントロールするため、コーポレート・ガバナンスに関する要因をコントロールする。初めに、エージェンシー・コストを削減するために配当を行うという経営行動をコントロールする。 DIV は、 t 期に普通株の配当があれば1その他を0とするダミー変数である。次に、所有構造のコントロールとして、機関投資家の持株比率 ($INST$) を用いる。加えて、取締役会に関するコントロールとして、外部取締役比率 ($IDRATIO$) と取締役会の構成人数の自然対数 ($BOARDSIZE$) を用いる。

さらに、本稿ではこれらのBates *et al.* (2009)の変数に加えて、海外輸出・売上高比率 ($FORSALES$)、事業の複雑性 ($LBISSEG$) をコントロールする。 $FORSALES$ について、海外子会社での現金保有は、本国への現金の送還に税金がかかることから、企業組織内の現金による資金調達に制約される (De Simone *et al.*, 2019)。また事業セグメントの数の自然対数である $LBISSEG$ について、Duchin (2010)によれば、企業が多くのビジネスを抱えていると、ある事業組織の資金調達需要を他の事業組織から資金の融通を受けることによって賄うことができるとされ、事業セグメントが多いほど企業全体の現金保有量は小さくなる可能性がある。

3. サンプルと記述統計

本稿のデータは、財務データを日経メディアマーケティング社のNikkei NEEDs Financial Questから、経営者に関するデータおよびコーポレート・ガバナンスに関するデータを同社のNikkei NEEDs Cgesから取得している。サンプルセレクションの条件は以下のとおりである。

1. 2007年から2017年のデータであること
2. 決算月数が12か月であること
3. 東証の一部上場企業であること
4. 東証業種分類において一般事業会社であること (金融業、証券業、保険業、その他金融業を除く)
5. 連結財務諸表が取得できるもの
6. 分析に利用する変数がすべて計算できること

(1) 式に用いる上記の条件を満たすサンプルは10999企業-年であった。このうち、(2) 式の推定に用いるサンプルは、各変数の平均から3標準偏差をこえるサンプルをはずれ値として除外した⁴⁾結果、最終的なサンプルは5800企業-年となった。

図表1は、(1) 式の推定結果である。 $FERR$ を被説明変数としたモデルについて、経営者固有効果 ($CEOD$) を含まないModel1、および $CEOD$ を含むModel2のモデルの有効性を示すF値はそれぞれ217.07と189.24であり、どちらも統計的に1%水準で有意であった。このことから、(1) 式は $FERR$ に対して有効な推定モデルと考えられる。加えてModel2の $CEOD$ のF値は4.91であり、統計的に1%水準で有意である。このような傾向は、 $FEBIAS$ を被説明変数とするModel3とModel4についても同様である。このことからBamber *et al.* (2010)と同様に、(1) 式の推定において、経営者の性質が経営者予想誤差に影響することが示された。

図表 1 : 自信過剰指標の推定結果

dependent valuable	FERR		FBIAS	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Controls	yes	yes	yes	yes
YEAR	yes	yes	yes	yes
INDD	yes	yes	yes	yes
CEOD	no	yes	no	yes
Testing economic determinants = 0				
F-statistics	212.07	189.24	120.04	212.33
(p-value)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Testing CEO effects = 0				
F-statistics		4.91		4.25
(p-value)		(0.000)		(0.000)
Adj R2	0.495	0.747	0.356	0.647
N	10999	10999	10999	10999

図表 2 : 記述統計

variable	Mean	Min	Median	Max	SD
Δ CASH	0.005	-0.169	0.003	0.177	0.038
Δ OCERR	0.000	-0.083	0.000	0.151	0.007
Δ COPT	0.000	-0.132	0.000	0.260	0.008
Δ MB	-0.032	-2.076	-0.008	1.922	0.401
Δ SIZE	0.016	-0.283	0.019	0.319	0.079
Δ CF	0.002	-0.222	0.002	0.221	0.060
Δ NWC	0.004	-0.175	0.005	0.184	0.044
Δ LEV	-0.007	-0.132	-0.008	0.119	0.032
Δ SDEBTISSUE	0.000	-1.000	0.000	1.000	0.712
Δ LDEBTISSUE	0.001	-1.000	0.000	1.000	0.655
Δ INDCFRISK	0.000	-0.052	0.000	0.092	0.008
Δ CAPEX	-0.001	-0.093	0.000	0.090	0.021
Δ RD	0.000	-0.019	0.000	0.018	0.003
Δ ACQUISITION	-0.001	-1.000	0.000	1.000	0.039
Δ DIV	0.003	-1.000	0.000	1.000	0.192
Δ INST	0.004	-0.148	0.003	0.151	0.037
Δ OUTSIDE	0.015	-0.175	0.000	0.214	0.052
Δ BOARDSIZE	0.008	-0.452	0.000	0.452	0.118
Δ FORSALES	0.007	-0.191	0.000	0.202	0.044
Δ BISSEG	-0.003	-0.182	0.000	0.201	0.047

図表 2 は、記述統計を示している。現金保有を示す Δ Cash は、平均値（中央値）が 0.003（0.005）であり、2008 年から 2017 年において現金保有が増加傾向にあることがわかる。 Δ OCERR および Δ COPT の平均値と中央値は、どちらも 0.000 と推定されている。なお、図表では示していないが経営者交代が起こった期の Δ OCERR と Δ COPT は平均値と中央値がそれぞれ正の値を示している。この

ことから、本稿のサンプルにおいては経営者交代後の経営者の方が前任の経営者よりも自信過剰な傾向があると言える。

図表3はピアソンの相関係数を表している。本稿では、自信過剰な経営者による現金保有の関係を検証するため、 $\Delta CASH$ と $\Delta OCERR$ 、 $\Delta CASH$ と $\Delta COOPT$ との関係性に注目する。 $\Delta CASH$ と $\Delta COOPT$ との相関は0.036であり、 $\Delta CASH$ と $\Delta COOPT$ との相関は0.017であった。これらの結果は、経営者が自信過剰であるほど現金保有量が増えるとする予想と整合的である。

図表3：ピアソンの相関係数表

	$\Delta CASH$	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]
[1] $\Delta OCERR$	0.036									
[2] $\Delta COOPT$	0.017	0.657								
[3] ΔMB	0.121	0.028	0.004							
[4] $\Delta SIZE$	0.221	-0.003	-0.005	0.265						
[5] ΔCF	0.430	0.033	0.011	0.106	0.019					
[6] ΔNWC	-0.351	-0.033	-0.046	0.032	0.037	-0.397				
[7] ΔLEV	0.118	0.033	0.011	0.017	0.234	-0.023	-0.258			
[8] $\Delta SDEBTISSUE$	0.049	0.000	0.013	-0.051	0.105	-0.190	-0.278	0.165		
[9] $\Delta LDEBTISSUE$	0.055	-0.019	-0.011	-0.029	0.072	-0.060	0.230	0.122	-0.254	
[10] $\Delta INDCFRISK$	0.006	0.005	0.003	-0.019	-0.076	-0.022	-0.032	-0.005	0.016	0.007
[11] $\Delta CAPEX$	-0.088	-0.006	0.002	-0.052	0.142	0.013	-0.074	0.082	0.086	0.129
[12] ΔRD	0.107	-0.011	-0.025	0.042	0.021	0.036	0.033	0.018	0.075	0.028
[13] $\Delta ACQUISITION$	0.035	0.001	0.001	0.031	0.018	0.016	0.011	0.001	0.006	0.007
[14] ΔDIV	0.003	-0.056	-0.036	0.019	0.061	0.010	0.081	-0.160	0.004	-0.029
[15] $\Delta INST$	0.021	-0.023	-0.019	0.274	0.158	0.059	0.043	-0.081	-0.015	-0.007
[16] $\Delta OUTSIDE$	-0.016	0.043	0.037	0.059	0.080	-0.005	0.012	-0.035	-0.038	0.003
[17] $\Delta BOARDSIZE$	0.004	0.006	0.017	0.040	0.095	0.002	0.033	-0.029	-0.006	-0.012
[18] $\Delta FORSALES$	-0.106	0.006	-0.007	-0.052	-0.002	0.090	0.026	-0.049	-0.031	-0.026
[19] $\Delta BISSEG$	0.016	0.011	0.024	0.011	0.021	0.009	-0.019	0.020	-0.012	-0.005
	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]	[17]	[18]	
[11] $\Delta CAPEX$	0.025									
[12] ΔRD	0.001	0.071								
[13] $\Delta ACQUISITION$	-0.014	0.011	0.006							
[14] ΔDIV	-0.017	0.032	0.026	0.000						
[15] $\Delta INST$	-0.048	0.024	0.018	0.006	0.064					
[16] $\Delta OUTSIDE$	-0.040	-0.007	0.003	-0.037	0.012	0.054				
[17] $\Delta BOARDSIZE$	-0.017	-0.001	0.007	0.005	0.040	0.040	0.094			
[18] $\Delta FORSALES$	-0.063	0.027	0.005	0.007	0.094	0.091	0.019	0.004		
[19] $\Delta BISSEG$	0.027	0.007	0.002	-0.002	-0.013	0.009	0.031	0.014	-0.008	

IV. 分析結果

図表4は(2)式の分析結果をまとめている。図表4中の t 値は業種によるクラスター・ロバスト検定を行っている。 t 値の右側に記されている***、**はそれぞれ1%水準、5%水準での有意な結果を示す。

図表4のModel5は、自信過剰な経営者を $\Delta OCERR$ とした分析結果を示している。 $\Delta OCERR$ の係数(t 値)は0.136 (2.239)であり、5%水準で有意な結果である。Model5の分析結果は、前任よりも自信過剰の程度が高い経営者が就任すると前任の経営者よりも企業の現金保有を高めていることを析出している。Model5のコントロール変数は ΔNWC 、 ΔRD 、 ΔACQ と ΔID が先行研究と同じ符号の係数かつ有意な結果を示す。また、 $\Delta FORSALES$ が予想と異なる符号の係数かつ有意な結果を示したことは今後の検討課題である。 $\Delta FORSALES$ の係数は負値であるため、海外売上高比率が増加するほど現金保有水準が減少することを示している。本稿の分析は、海外売上高比率と現金保有水準の変化を同じ期で

図表4：回帰分析

Δ CASH		Model 5		Model 6	
		coef	t-stat	coef	t-stat
(1) Δ OCERR	(+)	0.136	2.239 **		
(2) Δ OCOPT	(+)			0.018	0.339
(3) Δ MB	(?)	0.002	0.866	0.002	0.888
(4) Δ SIZE	(?)	0.149	13.861 ***	0.149	13.756 ***
(5) Δ CF	(?)	0.223	23.042 ***	0.224	23.385 ***
(6) Δ NWC	(-)	-0.225	-8.617 ***	-0.225	-8.623 ***
(7) Δ LEV	(?)	-0.058	-2.275 **	-0.057	-2.255 **
(8) Δ SDEBTISSUE	(?)	0.004	6.727 ***	0.004	6.695 ***
(9) Δ LDEBTISSUE	(?)	0.009	9.646 ***	0.009	9.634 ***
(10) Δ INDCFRISK	(+)	0.054	0.499	0.055	0.502
(11) Δ CAPEX	(?)	-0.305	-11.208 ***	-0.305	-11.289 ***
(12) Δ RD	(+)	1.006	6.031 ***	1.004	6.013 ***
(13) Δ ACQUISITION	(+)	0.026	2.845 ***	0.026	2.849 ***
(14) Δ DIV	(?)	0.005	2.879 ***	0.004	2.684 **
(15) Δ INST	(-)	-0.003	-0.182	-0.004	-0.229
(16) Δ OUTSIDE	(-)	0.002	0.227	0.003	0.290
(17) Δ BOARDSIZE	(-)	0.003	0.993	0.003	0.988
(18) Δ FORSALES	(+)	-0.078	-8.746 ***	-0.078	-8.611 ***
(19) Δ BISSEG	(?)	0.007	0.570	0.007	0.577
const		0.000	-0.002	0.000	-0.007
YEAR		yes		yes	
Adj. R2		0.378		0.370	
N		5800		5800	

観察しているため、積極的な海外展開を行うために現金が支出されたことをとらえているのかもしれない。表4のModel6は、自信過剰な経営者を Δ OCOPTとした分析結果を示している。 Δ OCOPTの係数(t 値)は、0.018 (0.339)であり、Model5の Δ OCERRと同じ正の係数を示すが統計的に有意な結果ではない。このことから、過度に楽観的な経営者と現金保有との関係性があるとは言えない。

図表4の分析結果は、(特に特定情報を過信する)自信過剰な経営者の性質が現金保有を高めることを示しており、Malmendier and Tate (2005)の理論やHuang-Meier *et al.* (2016)の検証結果を支持するものである。既述の通り、特定情報への過信は、経営者の経験によって経営者自身の私的情報への過信が生じ、自信過剰が生じることを意味している。したがって、本稿の結果は、単純な経営者の楽観性ではなく、過去の経験によって積み上げられた特定情報への過信による自信過剰が、現金保有水準を増加させたことを示唆している。特に、同じ企業に所属し続けている経営者がサンプル内に多いことから、新任の経営者であっても、企業内での競争の経験が特定情報への過信を強め、現金保有水準の増加につながったと考えられる。このような分析結果は Δ OCERRや Δ OCOPTのように経営者の自信過剰の定義を区別して分析することによって得られた新しい結果である。

V. 追加分析

1. 自信過剰な経営者と現金保有の動機

Huang-Meier *et al.* (2016) は、様々な現金保有に関する経営者・企業のインセンティブと実際の現金保有水準の関係が経営者の自信過剰の影響を受けるか検証しており、自信過剰な経営者では、予備的動機に関わるインセンティブが現金保有に特に影響することを明らかにしている。本稿では、こうしたインセンティブとの関係を分析していないが、この傾向は、日本と他の国では異なるかもしれない。そこで本稿でも Huang-Meier *et al.* (2016) と同様に、現金保有に関するインセンティブと $\Delta OCERR$ または $\Delta OCOPT$ との交差項を作成することで、日本企業の経営者の自信過剰の程度と現金保有水準を増加させるインセンティブとの相互作用を分析する。なお、現金保有にかかるインセンティブとしては、(2) 式のコントロール変数をそのまま使い、各コントロール変数と $\Delta OCERR$ または $\Delta OCOPT$ との交差項を含むモデルを推定した。

分析の結果は図表には示していないが、 $\Delta OCERR$ と ΔMTB との交差項が10%水準で統計的に有意かつ正の係数を示した。したがって、日本企業において自信過剰な経営者は成長機会が高い場合に現金保有をするインセンティブが強くなることが示唆される。

2. 自信過剰な経営者を表す他の指標での頑健性チェック

本稿では業績予想ベースの自信過剰の指標を分析に用いているが、この方法は経営者個人の自信過剰を推定できるうえに、多くの日本企業に適用可能であるものの、一方で先行研究において多く用いられる方法（例えばオプションベースの自信過剰）とは異なる指標であるため、本稿の代理変数の妥当性について頑健性を確かめる必要がある。

本稿の自信過剰の指標の頑健性を検証するために、ここでは、企業の経営行動から企業の自信過剰を測定した Schrand and Zechman (2012) の $OCFIRM4$ と $OCFIRM5$ を用いて、同様の分析結果が得られるかを確認する。Schrand and Zechman (2012) は、当該企業の投資水準、買収行動、負債比率が業種内中央値よりも大きいかどうか、また、転換社債を有しているかをカウントアップし変数化する $OCFIRM4$ と、そこに配当政策を加えた $OCFIRM5$ を企業の自信過剰指標として用いている。この方法は、企業行動から推測される企業の自信過剰指標ではあるが、財務データから容易に作成でき、オプションベースの自信過剰指標と比べて、本稿の方法と同様にデータの制約が少ない方法である。

分析結果は以下の図表5のとおりである。自信過剰の指標である $OCFIRM4$ と $OCFIRM5$ の差分である $\Delta OCFIRM4$ 、 $\Delta OCFIRM5$ の係数は、統計的に1%水準で有意かつ正值の係数が観察される。これらの結果は、図表4の主な分析結果と整合的であり、自信過剰の指標を変更しても、自信過剰の程度が増加するほど、現金保有の水準が増加することが示されている。

図表5：自信過剰な経営者を表す他の指標を用いた分析

△ CASH	Model 7			Model 8	
		coef	t-stat	coef	t-stat
△ OCFIRM4	(+)	0.003	3.26 ***		
△ OCFIRM5	(+)			0.003	3.814 ***
△ MB	(?)	0.002	1.080	0.002	1.075
△ SIZE	(?)	0.148	13.655 ***	0.149	13.651 ***
△ CF	(?)	0.225	23.712 ***	0.225	23.662 ***
△ NWC	(-)	-0.222	-8.371 ***	-0.222	-8.412 ***
△ LEV	(?)	-0.057	-2.301 **	-0.058	-2.338 **
△ SDEBTISSUE	(?)	0.004	6.616 ***	0.004	6.546 ***
△ LDEBTISSUE	(?)	0.009	9.461 ***	0.009	9.483 ***
△ INDCFRISK	(+)	0.057	0.518	0.058	0.525
△ CAPEX	(?)	-0.307	-11.38 ***	-0.307	-11.404 ***
△ RD	(+)	0.995	5.958 ***	0.996	5.951 ***
△ ACQUISITION	(+)	0.026	2.928 ***	0.027	2.943 ***
△ DIV	(?)	0.004	2.735 **	0.004	2.635 **
△ INST	(-)	-0.003	-0.198	-0.003	-0.176
△ OUTSIDE	(-)	0.003	0.302	0.003	0.305
△ BOARDSIZE	(-)	0.003	1.124	0.003	1.139
△ FORSALES	(+)	-0.072	-7.637 ***	-0.072	-7.607 ***
△ BISSEG	(?)	0.008	0.663	0.008	0.669
const		0.000	0.008	0.000	0.010
YEAR		yes		yes	
Adj. R2		0.376		0.376	
N		5800		5800	

3. 利益マネジメントと期待マネジメントの考慮

本稿の自信過剰な経営者の指標は経営者による利益予想と実際の利益との差を用いている。しかし、経営者が利益マネジメントや期待マネジメントを行うことでも業績予想と実際の利益の差は変動する可能性がある。実際に、Iwasaki *et al.* (2016) や浅野 (2007) は経営者が利益マネジメントや期待マネジメントを行っていることを析出しており、本稿の業績予想ベースの自信過剰にはこれらの影響が含まれている可能性がある。

そこで、この節では簡易的ではあるものの、損益計算書のボトムラインにあたる当期利益の業績予想ではなく、売上高の予想と実績値を用いて測定した自信過剰の指標を用いてその頑健性をテストする。首藤 (2010) では売上高の予想と実績値の差のヒストグラムの分析を行っており、その際、売上高の予想と実績値の差がゼロとなる付近での分布の不連続性は観察されていない。このため、ボトムラインの利益に比べれば、売上高の予想と実績値を用いることで、利益マネジメントや期待マネジメントの影響を緩和できる可能性がある。

具体的には、自信過剰な経営者を (1) 式の $FERR$ を期初の売上高予想と売上高との差を期初総資産で除したものを絶対値化した変数である $FERRS$ に変更し、経営者固定効果で推定された係数を

図表6：売上高の予想と実績値を用いた分析

Δ CASH		Model 9		Model 10	
		coef	t-stat	coef	t-stat
(1) Δ OCERRS	(+)	0.033	1.712 *		
(2) Δ OCOPTS	(+)			0.009	0.401
(3) Δ MB	(?)	0.002	0.867	0.002	0.893
(4) Δ SIZE	(?)	0.149	13.738 ***	0.149	13.830 ***
(5) Δ CF	(?)	0.224	23.388 ***	0.224	23.322 ***
(6) Δ NWC	(-)	-0.224	-8.574 ***	-0.225	-8.583 ***
(7) Δ LEV	(?)	-0.057	-2.243 **	-0.056	-2.249 **
(8) Δ SDEBTISSUE	(?)	0.004	6.705 ***	0.004	6.681 ***
(9) Δ LDEBTISSUE	(?)	0.009	9.590 ***	0.009	9.639 ***
(10) Δ INDCFRISK	(+)	0.055	0.500	0.055	0.503
(11) Δ CAPEX	(?)	-0.305	-11.300 ***	-0.305	-11.225 ***
(12) Δ RD	(+)	1.002	6.029 ***	1.005	6.067 ***
(13) Δ ACQUISITION	(+)	0.026	2.847 ***	0.026	2.850 ***
(14) Δ DIV	(?)	0.004	2.648 **	0.004	2.669 **
(15) Δ INST	(-)	-0.004	-0.244	-0.004	-0.234
(16) Δ OUTSIDE	(-)	0.003	0.313	0.003	0.302
(17) Δ BOARDSIZE	(-)	0.003	1.003	0.003	1.000
(18) Δ FORSALES	(+)	-0.077	-8.512 ***	-0.077	-8.653 ***
(19) Δ BISSEG	(?)	0.007	0.581	0.007	0.581
const		-0.001	-0.085	-0.000	-0.031
YEAR		yes		yes	
Adj. R2		0.374		0.374	
N		5800		5800	

OCERRSとし、(1)式のFBIASを期初の売上高予想と売上高との差を期初総資産で除した変数(FBIASS)に変更し、経営者固定効果で推定された係数をOCOPTSとする。そのうえで(2)式同様に、OCERRSとOCOPTSのt期とt-1期の差分(Δ OCERRS、 Δ OCOPTS)を説明変数とした(2)式を推定する。

分析結果は以下の図表7で示されるとおりである。 Δ OCERRSを説明変数とした分析では、10%水準であるものの、 Δ OCERRSの係数に関して統計的に有意な正值の係数が推定されており、図表4の Δ OCERRの係数と同じ傾向を示した。 Δ OCOPTSを説明変数とした分析では有意ではなかったが、この点は図表4の Δ OCOPTの係数と同様の符号である。以上のことから、本稿で用いた業績予想ベースの自信過剰な経営者を示す指標は利益マネジメントや期待マネジメントの影響を考慮しても、頑健性のある分析結果であるといえる。

4. 業績予想の修正回数の考慮

本稿での自信過剰な経営者を表す指標は、期初業績予想を用いて推定している。しかし、経営者は期初業績予想が実際の利益と乖離することが見込まれると、業績予想の修正を通して実際の利益に近づけることができる。この点、例えばTazawa and Tashiro (2020)は、日本では経営者による業績予想を

頻繁に修正することで、より適切な適時開示が行われていることを示している。したがって、たとえ期初予想に実績値とは大きく異なる業績予想を開示した経営者であっても、期中に予想を頻繁に修正する場合、その業績予想誤差は自信過剰とは区別されるべきかもしれない。

このため本稿では、経営者による業績予想として経営者による当期純利益予想の修正回数が中央値を含めて中央値よりも少ないサブサンプルと、中央値よりも多いサブサンプルに分けて（2）式の推定を行う。ここで修正回数の少ないサブサンプルの方が、当期純利益予想と実際の利益との差が解消されにくく、自信過剰な経営者の影響が検出されやすいと予想される。

図表7は各サブサンプルによる推定結果をまとめている。図表7の分析結果では経営者による当期純利益予想の修正が少ないサブサンプルにおいて、 $\Delta OCERR$ の係数が統計的に10%水準で有意かつ正の符号であった。一方、修正回数が多いサブサンプルでは統計的に有意な $\Delta OCERR$ の係数は推定されず、推定された係数の大きさも修正回数が多いサブサンプルに比べてかなり小さな値となっている。同様に図表8を見ると、 $\Delta COOPT$ の分析結果は、どちらのサブサンプルも有意ではないものの、修正回数

図表7：業績予想の修正回数の考慮した分析①

	Model 11			Model 12		
		revision <= median		revision > median		
	Δ CASH	coef	t-stat	coef	t-stat	
(1)	$\Delta OCERR$	(+)	0.311	1.807 *	0.036	0.632
(2)	$\Delta COOPT$	(+)				
(3)	ΔMB	(?)	0.000	0.117	0.003	1.358
(4)	$\Delta SIZE$	(?)	0.166	14.854 ***	0.136	9.884 ***
(5)	ΔCF	(?)	0.217	18.876 ***	0.231	16.910 ***
(6)	ΔNWC	(-)	-0.246	-7.243 ***	-0.201	-8.973 ***
(7)	ΔLEV	(?)	-0.096	-2.653 **	-0.033	-1.899 *
(8)	$\Delta SDEBTISSUE$	(?)	0.003	4.606 ***	0.004	6.167 ***
(9)	$\Delta LDEBTISSUE$	(?)	0.008	10.266 ***	0.009	5.649 ***
(10)	$\Delta INDCFRISK$	(+)	0.148	1.160	-0.069	-0.746
(11)	$\Delta CAPEX$	(?)	-0.328	-10.485 ***	-0.273	-8.060 ***
(12)	ΔRD	(+)	1.031	4.401 ***	0.996	5.132 ***
(13)	$\Delta ACQUISITION$	(+)	0.029	2.783 ***	0.015	1.928 *
(14)	ΔDIV	(?)	0.004	1.039	0.005	2.525 **
(15)	$\Delta INST$	(-)	-0.006	-0.367	0.002	0.090
(16)	$\Delta OUTSIDE$	(-)	-0.003	-0.179	0.009	0.681
(17)	$\Delta BOARDSIZE$	(-)	0.000	0.090	0.006	1.378
(18)	$\Delta FORSALES$	(+)	-0.074	-6.213 ***	-0.083	-8.351 ***
(19)	$\Delta BISSEG$	(?)	-0.000	-0.024	0.015	1.222
	const		-0.033	-1.053	0.004	0.314
	YEARD		yes		yes	
	Adj. R2		0.369		0.384	
	N		3213		2587	

注：revisionは企業が開示する経営者による当期純利益予想の修正回数を示す。medianは経営者による当期純利益予想の修正回数の分析サンプル内における中央値を示す。

図表 8 : 業績予想の修正回数の考慮した分析②

	Model 13		Model 14	
	revision ≤ median		revision > median	
Δ CASH	coef	t-stat	coef	t-stat
(1) Δ OCERR (+)				
(2) Δ OCOPT (+)	0.069	0.495	-0.011	-0.204
(3) Δ MB (?)	0.000	0.133	0.003	1.374 **
(4) Δ SIZE (?)	0.167	14.524 ***	0.136	9.796 ***
(5) Δ CF (?)	0.217	19.395 ***	0.231	16.924 ***
(6) Δ NWC (-)	-0.245	-7.254 ***	-0.201	-9.005 ***
(7) Δ LEV (?)	-0.096	-2.586 **	-0.032	-1.901 *
(8) Δ SDEBTISSUE (?)	0.003	4.626 ***	0.004	6.036 ***
(9) Δ LDEBTISSUE (?)	0.008	10.221 ***	0.009	5.645 ***
(10) Δ INDCFRISK (+)	0.146	1.128	-0.068	-0.729
(11) Δ CAPEX (?)	-0.327	-10.624 ***	-0.273	-8.102 ***
(12) Δ RD (+)	1.021	4.420 ***	0.997	5.142 ***
(13) Δ ACQUISITION (+)	0.029	2.782 ***	0.015	1.927 *
(14) Δ DIV (?)	0.003	0.953	0.005	2.432 **
(15) Δ INST (-)	-0.008	-0.463	0.002	0.080
(16) Δ OUTSIDE (-)	-0.002	-0.132	0.010	0.691
(17) Δ BOARDSIZE (-)	0.001	0.121	0.006	1.360
(18) Δ FORSALES (+)	-0.073	-5.801 ***	-0.083	-8.378 ***
(19) Δ BISSEG (?)	0.000	0.000	0.015	1.238
const	-0.034	-1.062	0.004	0.313
YEAR	yes		yes	
Adj. R2	0.367		0.384	
N	3213		2587	

注：revisionは企業が開示する経営者による当期純利益予想の修正回数を示す。medianは経営者による当期純利益予想の修正回数の分析サンプル内における中央値を示す。

が少ないサブサンプルよりも修正回数が多いサブサンプルの方がΔ OCOPTの係数が小さく推定されている。これらのことから、経営者による業績予想の期中の修正を考慮した場合、業績予想の修正回数が少ないサブサンプルにおいて自信過剰な経営者の影響が強くみられた。

VI. まとめ

本稿では、経営者が自信過剰になることで、現金保有の水準が増加するかどうかを検証した。自信過剰な経営者は積極的な投資を行う反面、投資プロジェクトに利用する資金が不足するときには企業外部からの資金調達ではなく、投資や配当を抑制するなど企業内部からの資金調達を好むため(Malmendier and Tate, 2005; Deshmukh *et al.*, 2013; Huang-Meier *et al.*, 2016; Aktas *et al.*, 2019)、他の経営者よりも多くの現金を保有することが予想される。本稿の分析結果は、自信過剰な経営者の中でも特定情報を過信する経営者が現金保有に影響することを析出した。

本稿の貢献は、自信過剰な経営者が現金保有を高めるということが日本のデータによっても示されたことである。積極的な投資を行う自信過剰な経営者と現金保有との関係性は、積極的予備的動機をアンケート調査から明らかにした佐々木他（2016）の分析結果を補強するものである。さらに、本稿では Bamber *et al.*（2010）や Hilary and Hsu（2011）を参考にし、経営者による業績予想から経営者の固定効果を推定する手法で分析したことで、自信過剰な経営者の特性を区別したことから、手法における貢献もある。

本稿の検証課題は $\Delta COOPT$ の測定方法が不正確かもしれないという点である。Hilary *et al.*（2016）は、楽観的な経営者を測定した変数として、経営者予想が発表された時点の経営者による業績予想とアナリストによる業績予想の差を分析に利用し、経営者による業績予想が発表された時点の経営者の楽観性をとらえている。本稿では、多くのサンプルを確保することでサンプル・セレクション・バイアスを緩和するために、アナリストが評価する企業のみをサンプルの対象とするアナリストによる業績予想を採用していなかった。しかし、自信過剰な経営者の中でも楽観的な経営者の影響は Malmendier and Tate（2005）が示唆するとおり、企業の投資行動や資金調達に大きな影響があると考えられる。そのため、今後は日本企業においても楽観的な経営者が企業の意思決定に影響することに関して研究を進める必要がある。

注

- 1) Aktas *et al.*（2019）は、Malmendier and Tate（2005）の議論に加えて、自信過剰な経営者が現金を留保することによって現金の価値を高めることを検証した。
- 2) Bamber *et al.*（2010）は、経営者による業績予想誤差に影響する経営者の特性として、会計、金融、法律関連の就業経験や従軍経験、第二次世界大戦を経験していること、MBAを卒業していることを挙げている。しかし、このことを検証した回帰分析における自由度修正済み決定係数は1%と小さく、上記の要因以外の経営者特性（例えば本稿で扱った自信過剰など）も影響していると考えられる。
- 3) Bamber *et al.*（2010）では、アナリストの業績予想の幅、アナリストの数、訴訟リスク、集団訴訟の有無、修正再表示、予想ホライズン（経営者予想発表から決算日までの日数）もコントロール変数として用いている。本稿の分析では、データを取得できない観測値が多くあるためアナリストに関する変数や訴訟リスク、集団訴訟、修正再表示の変数を用いていない。また、本稿で用いる経営者業績予想はすべて期初予想値であるため、ホライズンも用いていない。
- 4) はずれ値をサンプルから除外する方法は、例えば Dechow and Dichev（2002）、Yamada（2014）において行われている。本稿では、Yamada（2014）と同様に各変数の平均値 ± 3 標準偏差を超えた観測値をはずれ値とした。

参考文献

- 浅野敬志（2007）「経営者の業績予想における期待マネジメントと利益マネジメント」『経営分析研究』第22巻, pp.33-42.
- 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』第21巻, pp.77-97.
- 佐々木隆文、佐々木寿記、胥鵬、花枝英樹（2016）「日本企業の現金保有と流動性管理—サーベイ調査による分析—」『現代ファイナンス』第37巻, pp.19-48.
- 首藤昭信（2010）『日本企業の利益調整—理論と実証—』中央経済社.
- Aktas, N., C. Louca, and D. Petmezas（2019）“CEO Overconfidence and the Value of Corporate Cash Holdings.” *Journal of Corporate Finance*, Vol.54, pp.85-106.
- Bamber, L. S., J. Jiang, and I.Y. Wang（2010）“What’s My Style? The Influence of top Managers on Voluntary Corporate financial Disclosure.” *The Accounting Review*, Vol.85, No.4, pp.1131-1162.
- Bates, T.W., K.M. Kahle, and R.M. Stulz（2009）“Why Do U.S. Firms Hold so Much More Cash than They Used to?” *Journal of Finance*, Vol.64, No.5, pp.1985-2021.
- Cheng, S.（2008）“Board size and the variability of corporate performance.” *Journal of Finance and Economics*, Vol.87, No.1,

- pp.157-176.
- Chyz, J. A. (2013) "Personally tax aggressive executives and corporate tax sheltering." *Journal of Accounting Economics*, Vol.56, No.2-3, pp.311-328.
- Chyz, J. A., F. B. Gaetner, A. Kausar, and L. Watson (2019) "Overconfidence and Tax Policy." *Review of Accounting Studies*, Vol.24, No.3, pp.1114-1145.
- Dechow, P.M. and I.D. Dichev (2002) "The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors." *The Accounting Review*, Vol.77, No.4, pp.35-59.
- De Simone, L., J.D. Piotroski, and R.E. Tomy (2019) "Repatriation Tax and Foreign Cash Holdings: The Impact of Anticipated Tax Reform." *Review of Financial Studies*, Vol.32, No.8, pp.3105-3143.
- Deshmukh, S., A. M. Goel, and K. M. Howe (2013) "CEO overconfidence and dividend policy." *Journal of Financial Intermediation*, Vol.22, No.3, pp.440-463.
- Duchin, R. (2010) "Cash Holdings and Corporate Diversification." *Journal of Finance*, Vol.65, No.3, pp.955-992.
- Dyreng, S. D., M. Hanlon, and E. L. Maydew (2010) "The Effects of Executives on Corporate Tax Avoidance." *The Accounting Review*, Vol.85, No.4, pp.1163-1189.
- Ferris, S. P., N. Jayaraman, and S. Sabherwal (2013) "CEO Overconfidence International Merger and Acquisition Activity." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.48, No.1, pp.137-164.
- Goel, A.M. and A.V., Thakor (2008) "Overconfidence, CEO Selection and Corporate Governance." *Journal of Finance*, Vol.63, No.6, pp.2737-2784.
- Hambrick, D. C. (2007) "Upper Echelons Theory: An Theory." *Academy Management Review*, Vol.32, No.2, pp.334-343.
- Hambrick, D. C., and P. A. Mason (1984) "Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers." *Academy Management Review*, Vol.9, No.2, pp.193-206.
- Hilary, G., and C. Hsu (2011) "Endogenous Overconfidence in Managerial Forecasts." *Journal of Accounting and Economics*, Vol.51, No.3, pp.300-313.
- Hilary, G., C. Hsu, B. Segal, and R. Wang (2016) "The Bright Side of Managerial Over-Optimism." *Journal of Accounting and Economics*, Vol.62, No.1, pp.46-64.
- Hirshleifer, D., A. Low, and S. H. Teo (2012) "Are Overconfident CEOs Better Invertors?" *Journal of Finance*, Vol.67, No.4, pp.1457-1498.
- Hribar, P., and H. Yang (2016) "CEO Overconfidence and Management Forecasting." *Contemporary Accounting Research*, Vol.33, No.1, pp.204-227.
- Huang-Meier, W., N. Lambertides, and J. M. Steeley (2016) "Motives for corporate cash holdings: the CEO optimism effect." *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol.47, No.3, pp.699-732.
- Iwasaki, T., N. Kitagawa and A. Shuto (2016) "Managerial Discretion over Initial Earnings Forecast." *CARF Working Paper*, No.369.
- Kato, K., M. Li and D.J. Skinner (2017) "Is Japan Really a "Buy"? The Corporate Governance, Cash Holdings and Economic Performance of Jaoanese Companies." *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol.44, No.3 & 4, pp.480-523.
- Malmendier, U., and G. Tate (2005) "CEO Overconfidence and Corporate Investment." *Journal of finance*, Vol.60, No.6, pp.2661-2700.
- Malmendier, U., and G. Tate (2008) "Who Makes Acquisitions? CEO Overconfidence and the Market's reaction." *Journal of financial economics*, Vol.89, No.1, pp.20-43.
- Malmendier, U., G. Tate and J. Yan (2011) "Overconfidence and Early-Life Experiences: The Effect of Managerial Traits on Corporate Financial Policies." *Journal of Finance*, Vol.66, No.5, pp.1687-1733.
- Schrand, C.M., and S.L. Zechman (2012) "Executive Overconfidence and the Slippery Slope to Financial Misreporting." *Journal of Accounting and Economics*, Vol.53, No.1-2, p.p. 311-329.
- Tazawa, M., and T. Tashiro (2020) "Predisposed Opportunities: Incentives for Earnings Forecasts Revision by Management under the Japanese 'Timely Disclosure Rules.'" *International Journal of Economic and Accounting*, Forthcoming.
- Yamada, A. (2014) "Mandatory Management Forecasts, Forecast revisions, and Abnormal Accruals." *Asian Accounting Review*, Vol.24, No.3, pp.295-312.