

日本企業の現金保有決定要因分析
—所有構造と取締役会特性の視点から—
Determinants of Cash Holding in Japan

中野誠
(一橋大学大学院商学研究科教授)
Makoto Nakano
Professor,
Graduate School of Commerce and Management,
Hitotsubashi University

高須悠介
(一橋大学大学院商学研究科博士後期課程)
Yusuke Takasu
Doctoral Student,
Graduate School of Commerce and Management,
Hitotsubashi University

Jan 2013

No.161

日本企業の現金保有決定要因分析 -所有構造と取締役会特性の視点から-

中野誠・高須悠介

サマリー(日本語)

現在、日本企業は世界一キャッシュ・リッチ状態にある。本研究は日本企業の現金保有行動の決定要因について、第1に株主所有構造、第2に取締役会特性という、企業統治の二大要素に着目して分析を行った。多様な企業特性を制御した状況下で、金融機関持株比率・その他法人持株比率は、現金保有行動に有意な負の影響を及ぼす点が観察された。取締役会特性については、取締役会構成メンバーが年齢を重ねると、大量の現金保有をする傾向が見られた。

英文サマリー

This study investigates the determinants of cash holding by Japanese firms from the two governance view point: ownership structure and board characteristics. When basic firm characteristics such as profitability, investment opportunity, size, firm age, and business risk are controlled, both ownership of financial institutions and other corporations are negatively associated with cash holding of Japanese firms. Average age of board members has negative impact on cash holding.

キーワード(日本語) 現金保有、コーポレート・ガバナンス、株主所有構造、取締役特性

キーワード(英語) cash holding, corporate governance, ownership structure, board characteristics

1. はじめに

現在、わが国の上場企業の約半数は実質無借金状態にある。リーマンショック後、多くの企業が事業投資とペイアウトを同時に控えることで、現金保有残高を高める傾向にある。現金保有水準の国際比較をした研究によれば、世界 35 か国のうちで、総資産に占める現金及び有価証券の比率が最高水準にあるのは、16.0%の日本である。その一方で、米国の同比率は 4.4%にすぎない。平均的に見て、日本企業は世界で一番キャッシュ・リッチ状態にある(Pinkowitz et al. 2006; Kalcheva and Lins. 2007)。

貸借対照表上のキャッシュの増加は企業全体の事業リスク低減効果を有する。それを裏付ける実証研究も少なくない。世界 38 か国を対象とした比較研究からは、日本企業の時系列 ROA ボラティリティが 2.2%と世界最低水準にある点が報告されている(Acharya et al. 2011; John et al. 2008)。アメリカの 8.8%、ドイツの 5.7%、イギリスの 7.1%、オーストラリアの 12.1%等と比較して、顕著にロー・リスクである点分かる。

日本企業が世界一キャッシュ・リッチであり、同時に ROA ボラティリティが世界最低水準にあるという点は、これまで明示的には提示されてこなかった論点である。だが、この両者は密接に関連している。超低金利の時代に、現金の価値はインフレ・リスクを除けば、基本的には無リスクである。無リスクの現金を多量保有している日本企業の事業リスクが低水準にあるのは、ある意味で整合的である。現金を投資プロジェクトにつき込んだ場合、当該プロジェクトは一定水準のリスクを有する。だが、事業投資をせずに、現金を社内に貯蔵するならば、その部分は無リスクとなるからである。

それでは、なぜ、日本企業は多量の現金を保有するのだろうか。所有と経営の分離した現代の多くの日本企業において、多量の現金保有はエージェンシー問題の温床になりうる(Jensen 1986)。日本企業の現金保有の決定要因を探ることが本研究の課題である。

現金保有の説明要因として本研究は、二つのコーポレート・ガバナンス要因に着目する。第 1 の要因は株主所有構造であり、第 2 の要因は取締役会特性に関するものである。両者はともにガバナンスの基本的要素であり、エージェンシー問題の核心を構成し、モニタリングやインセンティブに直接的に関係する要素である。日本企業を対象にして、二つの主要なガバナンス要因を考慮している点が本稿の特徴である。

以下、第 2 節では先行研究と仮説、第 3 節ではリサーチデザインを説明する。第 4 節と第 5 節は計量分析の結果を示す。そして、第 6 節が本稿のまとめである。

2. 先行研究と仮説構築

2. 1 先行研究

企業の現金保有に関しては、現金保有の決定要因に関する分析、保有現金に関する市場評価に関する分析、過剰な現金保有がもたらす経済的帰結など、実証的な研究が行われて

きた。

企業の現金保有決定要因について分析を行っている研究としては、海外では Opler et al. [1999] や Ozkan and Ozkan [2004]、Harford et al. [2008]、国内では堀他 [2010] や新見 [2011] が挙げられる。

Opler et al. [1999] は現金保有行動の決定要因に関して実証分析を行った初期の研究であり、1970年代から1990年代にかけての米国企業を対象として分析を行っている。彼らは、企業が現金保有のコスト・ベネフィットを認識し、現金保有の限界便益が現金保有の限界費用と一致するような現金保有水準を目指しているとする静的トレード・オフ・モデルを提示し、そのモデルと統合的な分析結果を析出している。具体的には、成長見込みのある企業や事業リスクの高い企業など、資金ショート時の期待コストが高いと想定される企業群はより多くの現金を保有する傾向にあること、大規模企業や負債格付け取得企業といった資本市場へのアクセスが比較的容易と想定される企業群の現金保有水準が低くなる傾向にあることを報告している。

Opler et al. [1999] に続いて、Ozkan and Ozkan [2004] と Harford et al. [2008] はそれぞれ英国企業と米国企業を対象として、企業の所有構造や取締役会特性といったガバナンス構造が企業の現金保有行動に及ぼす影響について分析を行っている。Ozkan and Ozkan [2004] は所有構造変数として、経営者持株比率、支配株主の存在とその属性（family owner、金融機関）、最大株主持株比率を用いた。取締役会特性としては、外部取締役比率と、取締役会議長と最高経営責任者の一致の2つの変数をそれぞれ用いて分析を行っている。その分析から、Opler et al. [1999] で指摘された諸変数をコントロールしたうえでも、企業が同族経営されているほど、私的便益追求のために支配下にある現金を増やそうとする一方で、最大株主持株比率が高いほど、株主価値向上による恩恵にあずかることができるため、現金保有水準が低くなることを報告している。また経営者持株比率については、持株比率の上昇に伴って、外部株主からの圧力の低下による自己利益追求 v.s. 株主との利害の一致という2つの相反する効果が存在するために、現金保有と非線形な関係にあることを発見している。

Harford et al. [2008] はガバナンスの程度を捉える変数として Gompers et al. [2003] の「G インデックス」を用い、所有構造としては経営者持株比率と機関投資家持株比率を、取締役会特性としては取締役会の人数と外部取締役員比率を用いている。彼らはその分析から、買収防衛策を導入している企業ほど（「G インデックス」が高いほど）、企業の現金保有水準は低い傾向にある点、一方で経営者持株比率が高いほど現金保有水準が上昇する傾向にある点を発見している。買収防衛策を導入しているほど、つまりガバナンス強度が低いと想定される企業ほど、現金保有水準が低下する傾向にある理由として、Harford et al. [2008] は米国のマクロレベルでの株主保護の強さを指摘している。つまり、個社レベルでのガバナンスが脆弱であってもマクロレベルでの株主保護が強いために、現金の貯め込みが株主の注意を引きつけ、経営者に対する株主行動が生じかねない。そのような行動を起こさせないためにも、私的便益の追及を目指す経営者は現金の貯め込みではなく、消費に向かう

のかもしれない。

日本においては堀他 [2010] や新見 [2011] が、日本企業の現金保有行動の決定要因に関して実証的な分析を行っている。堀他 [2010] は 1982 年から 2005 年までの日本の事業会社のデータに基づいて分析を行っている。彼らはサンプル期間を 5 つのサブ・サンプル期間に分割し、それぞれの期間における現金保有行動の決定要因について分析を行っている。彼らはその分析から、多くの変数（たとえば、企業規模や負債比率、配当ダミーなど）についてサンプル期間によって係数の有意水準のみならず、符号条件までが変化していることを報告している。一方で、2000 年から 2009 年までの比較的近年のデータ・サンプルを元に分析を行った新見 [2011] の分析結果は、Opler et al. [1999] や Ozkan and Ozkan [2004]、Harford et al. [2008] と類似している。具体的には、収益性が高い企業や事業のボラティリティが高い企業、成長性の高い企業は相対的に現金保有水準が高くなる傾向にある点を報告している。一方で、レバレッジが高い企業に関しては、現金保有水準が低くなる傾向にあることが示されている。

日本企業の現金保有を対象とした先行研究は、上記のような企業特性に関する分析は行っているものの、本稿で注目する所有構造や取締役会特性に関してはほとんど考慮されていない。とりわけ取締役会特性に関しては筆者の知る限り、日本企業に関しては、ほとんど分析がなされていないのが現状である。だが前述のとおり、日本企業は世界一キャッシュ・リッチな状態にある。企業特性に加えてガバナンス要因を検討することには大きな意義があり、この点に本研究の特徴があると言えよう。

2. 2 仮説構築

本稿では企業の所有構造と取締役会特性に注目し、各ファクターが企業の現金保有行動に与える影響について分析を行う。このために、本稿では以下で提示する 8 つの仮説を検証する。

2. 2. 1 経営者持株比率

エージェンシー理論の下では、経営者と株主の間には利害の対立が存在しており、経営者は株主の利益を犠牲にして、私的便益を追求する可能性がある。現金保有の文脈に照らして考えると、経営者は自身の支配下にある現金を増加させることによって、外部資本市場へのアクセスを回避し、外部のモニタリング圧力から自身を解放することを望むかもしれない。この問題の解決策の 1 つとして、これまで多くの研究が経営者の持株比率を上昇させることによって、株主と利害を一致させることが可能となると主張してきた。一方で、経営者持株比率の増加は、経営者自身のパワーを強めることにもつながるため、自身の地位の安全が確保された経営者は、より私的便益を追求し、現金を蓄積するかもしれない。この点は実証的問題であるが、本稿では前者の視点に立ち、以下の仮説を提示する。

H1. 経営者持株比率が高い企業ほど、保有現金水準が低い傾向にある。

2. 2. 2 金融機関持株比率・事業会社持株比率

日本の企業金融環境の特徴の一つとして、メインバンクや企業系列が果たす保険機能が先行研究では指摘されている (Hoshi et al. 1991; 広田 2009; 堀他 2010)。広田 [2009] は保険提供機能について、「企業の「いざという時」(経営危機に陥った時)には、メインバンクが企業を救済すべく積極的に融資を行う。これは、メインバンクが企業が直面する様々なリスクをヘッジしているということであり、企業にある種の保険を提供している」(広田 [2009], 18 頁) と指摘している。

このような保険機能が働いているのであれば、企業の現金保有水準は低下することになると予想される。よって、以下の仮説を提示する。

H2. 金融機関持株比率が高いほど、企業の現金保有水準は低い傾向にある。

2. 2. 3 事業会社持株比率

日本企業の特徴的な慣行として、株式の持ち合いが挙げられる。このような持ち合いは事業及び財務上のつながりを代理していると考えられ、安定的な取引関係の構築に有用であるかもしれない。このような安定的な取引関係ないしグループ経営は、企業の事業リスクの低下をもたらしているかもしれない。これと整合するように、Nakatani [1984] は独立系企業の営業利益に比べ、系列企業の営業利益の安定性が高いことを報告している。このように株式持ち合いが事業リスクの低下に貢献しているのであれば、持ち合いが行われている企業にとって、リスクに対するバッファとしての現金保有の価値は低いと予想される。本稿では株式持ち合いの代理変数として、事業会社持株比率を用い、以下の仮説を検証する。

H3. 事業会社持株比率が高いほど、企業の現金保有水準は低い傾向にある。

2. 2. 4 外国人持株比率

日本企業を対象としたガバナンスに関する先行研究では、「モノ言う株主」としての外国人投資家に注目されてきた。例えば、蜂谷・光定 [2008] は買収の脅威が経営者へのチェック機構となる市場志向的なガバナンスが生じやすい環境として、外国人持株比率の高さに注目し、外国人持株比率と企業価値の関係性について分析を行っている。その分析から、彼らは外国人持株比率の高い企業ほど、株式超過収益率が高くなる傾向にあることを発見している。このことから、外国人持株比率が高い企業ほど、経営者が規律付けられていることが示唆される。現金保有の文脈で考えると、外国人持株比率が高い企業ほど、資産効率を意識し、過度な現金の蓄積を回避する傾向にあると予想される。ここから、以下の仮

説を導出する。

H4．外国人持株比率が高いほど、企業の現金保有水準は低い傾向にある。

2. 2. 5 取締役会人数

所有構造に続き、取締役会特性に議論を移す。取締役人数が多い場合には、各役員間で意見を一致させることが困難になると考えられ、とりわけ、企業をリスクに晒すような判断を下す場合には尚更であると考えられる。この考え方と整合するように、Nakano and Nguyen [2012] は取締役人数とリスク（総資産利益率やシンプル Q、株式リターンの各時系列標準偏差）の関係について分析を行い、取締役会人数が増えるほど、リスクが低くなる傾向にあることを報告している。このことは、企業の取締役会の構成人数が多くなるほど、企業のリスクテイク行動が不活発になることを示唆している。このように取締役の人数が増えるほど、リスクをとらなくなるのであれば、現金水準も高くなると予想される。なぜならば、現金水準の低下は企業の財務リスクを上昇させうるためである。このことから、以下の仮説を提示する。

H5．取締役会の構成人数が多いほど、企業の現金保有水準は高い傾向にある。

2. 2. 6 社外取締役比率・支配会社出身社外取締役比率

多くの先行研究において、取締役会における社外取締役は株主の利害を代表する存在として扱われてきた。もし社外取締役が株主の代表として機能しているのであれば、不必要な現金の貯め込みを防ぎ、企業にペイアウトを促すと予想される。そこで以下の仮説を提示する。

H6．社外取締役比率が高いほど、企業の現金保有水準は低い傾向にある。

とりわけ、支配会社出身の社外取締役は株主の利害を代表する可能性が高いと予想される。一方で、不測の事態に陥ったとしても、支配会社からの経済的支援が期待できる。いずれの状況にしても、現金保有水準が低下する方向に作用する。このことから、H6に加えて以下のH7を設定する。

H7．支配会社出身社外取締役比率が高いほど、企業の現金保有水準は低い傾向にある。

2. 2. 7 取締役会の平均年齢

Vroom and Pahl [1971] は年齢の高い経営者ほど、リスクの高い意思決定を回避する点を指摘している。この主張と整合するように、Nakano and Nguyen [2011] は取締役会の平均

年齢が高くなるほど、リスク（総資産利益率やシンプル Q、株式リターンの各時系列標準偏差）が低くなる傾向にあることを報告している。このことは、取締役会構成メンバーの平均年齢が高まるほど、企業のリスクテイク行動が不活発になることを示唆している。このように取締役会の平均年齢が高くなるほど、リスクをとらなくなるのであれば、現金水準も高くなると予想される。なぜならば、現金水準の低下は企業の財務リスクを上昇させるためである。このことから、以下の仮説を提示する。

H 8. 取締役会構成メンバーの平均年齢が高いほど、企業の現金保有水準は高い傾向にある。

3. リサーチデザイン

3. 1 保有現金の定義

保有現金の定義として、先行研究では大きく分けて 2 通りの定義がなされてきた。1つは貸借対照表に計上された「現金及び預金」項目を保有現金と見なす研究（e.g. Harford et al. [2008]）であり、もう 1 つは現金及び預金に加えて、流動資産として計上されている有価証券も含めて保有現金と見なす研究（e.g. Opler et al. [1999] ; Ozkan and Ozkan [2004]）である。本稿では、後者の定義を用いて保有現金を測定する。これは多くの日本企業が多額の有価証券を有しており、これら流動資産に計上される有価証券は余剰現金の一運用手段と考えられるためである。このことを確かめるために、本稿で用いられるサンプル（後述のモデル 1 の推定に用いられた 18,042 企業・年）について現金預金額と有価証券計上額の平均値を調べたところ、サンプル企業の現金預金平均計上額は 13,988 百万円であり、有価証券平均計上額は 2,832 百万円であった。このことから、日本企業は少なからぬ有価証券を有していることがわかる。

企業規模が保有現金量に影響を及ぼすことを考慮し、本稿では Opler et al. [1999] に倣い、前期末時点での総資産簿価から同時点での保有現金を控除した値で、当期末保有現金を除く。この調整によって得られた値を本稿で用いる保有現金の尺度（CASH）とする。

3. 2 所有構造の定義

企業の所有構造が現金保有に与える影響を分析するために、本稿では所有構造の変数として、経営者持株比率（ $MANAGE_{t-1}$ ）と金融機関持株比率（ $FINANCIAL_{t-1}$ ）、事業会社持株比率（ $CORP_{t-1}$ ）、外国人持株比率（ $FOREIGN_{t-1}$ ）を用いる。具体的には各変数は以下の様に測定される。

$MANAGE_{t-1}$: t-1 期末時点での役員所有単元株数 ÷ (t-1 期末時点での政府公共団体所有単元株数 + 金融機関所有単元株数 + 金融商品取引業者所有単元株数 + その他法人所有単元株数 + 外国法人等所有単元数 + 個人・その他所有単元株数 + 単元未満株式数 ÷ 1 単元株式数)

$FINANCIAL_{t-1}$: t-1 期末時点での金融機関所有単元株数÷ (t-1 期末時点での政府公共団体所有単元株数+金融機関所有単元株数+金融商品取引業者所有単元株数+その他法人所有単元株数+外国法人等所有単元数+個人・その他所有単元株数+単元未満株式数÷1 単元株式数)

$CORP_{t-1}$: t-1 期末時点でのその他法人所有単元株数÷ (t-1 期末時点での政府公共団体所有単元株数+金融機関所有単元株数+金融商品取引業者所有単元株数+その他法人所有単元株数+外国法人等所有単元数+個人・その他所有単元株数+単元未満株式数÷1 単元株式数)

$FOREIGN_{t-1}$: t-1 期末時点での外国法人等所有単元株数÷ (t-1 期末時点での政府公共団体所有単元株数+金融機関所有単元株数+金融商品取引業者所有単元株数+その他法人所有単元株数+外国法人等所有単元数+個人・その他所有単元株数+単元未満株式数÷1 単元株式数)

いずれの変数も日経 NEEDS Financial QUEST2.0 から収集している。所有構造が現金保有行動に及ぼす影響を抽出するため、所有構造と現金保有の内生性を考慮し、Harford et al. [2008]を踏襲し、これら所有構造変数は t-1 期末時点のデータを用いて計測する。

3. 3 取締役会特性の定義

企業の取締役会特性が現金保有に与える影響を分析するために、本稿では取締役会規模 ($BRDSIZE_{t-1}$) と社外取締役員比率 ($INDEPENDENT_{t-1}$)、支配会社出身社外取締役比率 ($Control_IND_{t-1}$)、取締役会平均年齢 ($BRDAGE_{t-1}$) を用いる。具体的には各変数は以下のように定義される。

$BRDSIZE_{t-1}$: t-1 期末時点での取締役会人数÷(t-1 期末時点における総資産簿価の自然対数値)

$INDEPENDENT_{t-1}$: t-1 期末時点での社外取締役員数÷t-1 期末時点での取締役会人数

$Control_IND_{t-1}$: t-1 期末時点での支配会社出身社外取締役員数÷t-1 期末時点での取締役会人数

$BRDAGE_{t-1}$: t-1 期末時点での取締役会平均年齢

いずれの変数も日経 NEEDS-Cges から収集している。所有構造変数と同様に、取締役会特性と現金保有の内生性を考慮し、これら取締役会特性変数は t-1 期末時点のデータを用いて計測する。

3. 4 推定モデル

本稿では企業の所有構造や取締役会特性が現金保有行動に及ぼす影響について、重回帰分析を通して検証する。2. 2 で構築した仮説を検証するため、t 期末時点での現金保有比

率 ($CASH_t$) を従属変数として、説明変数および各コントロール変数に回帰する。説明変数としては、3. 2と3. 3において定義した所有構造変数 (Governance: $MANAGE_{t-1}$ と $FINANCIAL_{t-1}$ 、 $CORP_{t-1}$ 、 $FOREIGN_{t-1}$) および取締役会特性 (Board: $BRDSIZE_{t-1}$ と $INDEPENDENT_{t-1}$ 、 $Control_IND_{t-1}$ 、 $BRDAGE_{t-1}$) を用いる。ただし、取締役会特性に関しては一部データが2006年3月期以降のサンプルについてのみ入手可能であるため、本稿では①所有構造と現金保有の関係 (2004年3月期～2012年3月期まで)、②取締役会特性と現金保有の関係 (2007年3月期～2012年3月期まで)、③所有構造と取締役会特性、現金保有の関係 (2007年3月期～2012年3月期まで)、の3段階に分けて分析を行う。コントロール変数 (Controls) としては、Opler et al. [1999] や Ozkan and Ozukan [2004]、Harford et al. [2008] に基づき、現金保有行動に影響を与えらる、企業の収益性 (CFO_t)、成長性 ($Simple_Q_t$)、企業規模 ($LnSALES_t$)、事業ボラティリティ ($VCFO_t$)、投資行動 (WC_t 、 $R\&D_t$ 、 $CAPEX_t$)、配当行動 ($DIVDUMMY_t$) に加え、資金調達環境 ($FIRMAGE_t$ 、 $TOSHO_t$) を採用する。これらコントロール変数は以下の様に定義される。

CFO_t : t期の営業活動からのキャッシュ・フロー÷t-1期末時点での(総資産簿価－保有現金)
 $SimpleQ_t$: (t期末時点での株式時価総額＋同時点での総負債簿価) ÷ (t期末時点での自己資本簿価＋同時点での総負債簿価)
 $LnSALES_t$: t期売上高の自然対数値
 $VCFO_t$: t-4期からt期までのCFOの標準偏差
 WC_t : t期末時点における売掛金・受取手形＋同時点の棚卸資産－同時点の買掛金・支払手形
 $R\&D_t$: t期R&D支出÷t期売上高
 $CAPEX_t$: t期固定資産投資÷t期末時点での(総資産－保有現金)
 $DIVDUMMY_t$: t期に配当を支払っている場合には1、そうでない場合には0をとるダミー変数
 $FIRMAGE_t$: 企業設立からの経過年数
 $TOSHO_t$: t期末時点において東証1部市場に上場している場合には1、そうでない場合には0をとるダミー変数

また Harford et al. [2008]は、所有構造と現金保有行動の間の内生性を考慮して、ラグ付き所有構造変数とラグ付き保有現金を独立変数に含めている。この処理によって、各所有構造変数の係数はt-1期からt期にかけての現金保有行動に対して、所有構造が及ぼす影響を捉えることが可能となっている。本稿でも Harford et al. [2008]を踏襲し、ラグ付き保有現金 ($CASH_{t-1}$) を推定式に加えている。

これらの変数を用いて、仮説を検証するために以下の(1)式、(2)式、(3)式を推定する。

①所有構造と現金保有の関係（2004年3月期～2012年3月期）

$$CASH_t = \alpha_0 + \beta_1 MANAGE_{t-1} + \beta_2 FINANCIAL_{t-1} + \beta_3 CORP_{t-1} + \beta_4 FOREIGN_{t-1} + \sum_{i=5}^{15} \beta_i Controls_{i,t} + \sum_{i=2005}^{2012} \alpha_i Year_i + \sum_{i=1}^{31} \alpha_i Industry_i + \varepsilon_t \quad (1)$$

②取締役会特性と現金保有の関係（2007年3月期～2012年3月期）

$$CASH_t = \alpha_0 + \beta_1 BRDSIZE_{t-1} + \beta_2 INDEPENDENT_{t-1} + \beta_3 Control_IND_{t-1} + \beta_4 BRDAGE_{t-1} + \sum_{i=5}^{15} \beta_i Controls_{i,t} + \sum_{i=2008}^{2012} \alpha_i Year_i + \sum_{i=1}^{31} \alpha_i Industry_i + \varepsilon_t \quad (2)$$

③所有構造と取締役会特性、現金保有の関係（2007年3月期～2012年3月期）

$$CASH_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_i Governance_{i,t-1} + \sum_{i=5}^8 \beta_i Board_{i,t-1} + \sum_{i=9}^{19} \beta_i Controls_{i,t} + \sum_{i=2008}^{2012} \alpha_i Year_i + \sum_{i=1}^{31} \alpha_i Industry_i + \varepsilon_t \quad (3)$$

推定にあたって、サンプル内の誤差項のクロスセクションの相関（cross-sectional dependence）および時系列の相関（time-series dependence）を考慮し、Petersen [2009] や Gow et al. [2010] に倣い、年次クラスターおよび企業クラスターによる二段階クラスター補正を施した標準誤差を用いた OLS 推定を行う。

4. サンプルの抽出と記述統計量

4. 1 サンプルの抽出

本稿の分析のために、1999年から2012年までをデータ収集期間とし、金融機関を除く国内事業会社を対象に以下の基準を満たすサンプルを抽出する。i.3月決算企業であり、ii.日本基準による財務報告を行っている企業であること、iii.分析に用いる市場情報、財務情報、ガバナンス情報が入手可能である企業であり、iv.各年において分析に用いる変数の上下0.5%（所有構造変数および $INDEPENDENT_{t-1}$ 、 $Control_IND_{t-1}$ に関しては上0.5%のみ）に含まれていない企業・年であること、という条件である。

この条件を満たすサンプルは（1）式の推定サンプルに関しては2004年3月期から2012年3月期までの2,518社、18,042企業・年、（2）式および（3）式の推定サンプルに関しては2007年3月期から2012年3月期までの2,338社、11,725企業・年となる。

本研究で用いるデータは企業の財務情報と市場情報、所有構造情報に関しては日経 NEEDS Financial QUEST2.0 より、取締役会特性に関しては日経 NEEDS-Cges から収集している。

4. 2 記述統計量

表 1 および表 2 はそれぞれサンプルの記述統計量と相関マトリックスを示している。表 2 からいくつかの変数間に高い相関関係が存在していることがわかる。このことは、OLS 推定において多重共線性の問題が生じる可能性があることを示唆している。そのため、推定に用いる変数に関して VIF を算出したところ、一般に多重共線性が懸念される水準である 10 を大きく下回っていた。そのため、本分析においては多重共線性が重大な問題を引き起こしている可能性は低いと考えられる。

表 1 : 記述統計量

stats	mean	sd	min	p25	p50	p75	max	N
<i>CASH_t</i>	0.21	0.22	0.01	0.08	0.15	0.26	2.73	18,042
<i>CASH_{t-1}</i>	0.21	0.22	0.01	0.08	0.14	0.25	2.67	18,042
<i>MANAGE_{t-1}</i>	0.07	0.11	0.00	0.00	0.01	0.09	0.63	18,042
<i>FINANCIAL_{t-1}</i>	0.20	0.13	0.00	0.10	0.18	0.29	0.63	18,042
<i>CORP_{t-1}</i>	0.29	0.19	0.00	0.13	0.26	0.41	0.85	18,042
<i>FOREIGN_{t-1}</i>	0.08	0.09	0.00	0.01	0.04	0.11	0.56	18,042
<i>BRDSIZE_{t-1}</i>	0.34	0.12	0.13	0.25	0.32	0.40	0.88	11,726
<i>INDEPENDENT_{t-1}</i>	0.08	0.12	0.00	0.00	0.00	0.14	0.64	11,726
<i>Control_IND_{t-1}</i>	0.01	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.33	11,726
<i>BRDAGE_{t-1}</i>	58.0	4.1	39	56	59	61	68	11,726
<i>SimpleQ_t</i>	1.04	0.41	0.31	0.82	0.96	1.15	7.34	18,042
<i>LnSALES_t</i>	10.7	1.48	6.29	9.61	10.5	11.6	15.1	18,042
<i>FIRMAGE_t</i>	59.9	20.4	7.00	47.0	62.0	72.0	122	18,042
<i>CFO_t</i>	0.07	0.08	-0.58	0.03	0.06	0.10	0.62	18,042
<i>VCFO_t</i>	0.05	0.05	0.01	0.02	0.04	0.06	0.60	18,042
<i>R&D_t</i>	0.02	0.03	0.00	0.00	0.01	0.02	0.23	18,042
<i>CAPEX_t</i>	0.04	0.04	0.00	0.01	0.03	0.06	0.30	18,042
<i>TOSHO_t</i>	0.50	0.50	0.00	0.00	1.00	1.00	1.00	18,042
<i>D/E_t</i>	1.75	2.02	0.03	0.60	1.15	2.13	29.7	18,042
<i>WC_t</i>	0.04	0.18	-0.77	-0.08	0.05	0.17	0.60	18,042
<i>DIVDUMMY_t</i>	0.87	0.34	0.00	1.00	1.00	1.00	1.00	18,042

表 2 : 相関マトリックス

(N=11,726)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
1 <i>CASH_t</i>		0.90	0.29	-0.20	-0.14	0.02	-0.16	-0.02	-0.08	-0.14	-0.08	-0.28	-0.27	0.29	0.33	0.07	-0.06	-0.11	-0.47	0.18	0.01
2 <i>CASH_{t-1}</i>	0.90		0.30	-0.21	-0.13	0.02	-0.16	-0.02	-0.08	-0.16	-0.05	-0.29	-0.29	0.12	0.33	0.06	-0.03	-0.11	-0.46	0.20	0.01
3 <i>MANAGE_{t-1}</i>	0.24	0.26		-0.39	-0.20	-0.33	-0.21	-0.20	-0.17	-0.33	-0.14	-0.50	-0.45	0.03	0.18	-0.17	-0.05	-0.39	-0.13	-0.04	0.05
4 <i>FINANCIAL_{t-1}</i>	-0.22	-0.22	-0.37		-0.37	0.51	0.29	-0.04	-0.13	0.36	0.13	0.60	0.44	0.03	-0.33	0.23	0.14	0.57	0.05	0.02	0.22
5 <i>CORP_{t-1}</i>	-0.09	-0.09	-0.29	-0.41		-0.30	0.05	0.12	0.32	0.02	-0.09	-0.08	0.00	-0.01	0.03	-0.16	-0.05	-0.20	0.04	-0.02	-0.03
6 <i>FOREIGN_{t-1}</i>	0.04	0.05	-0.18	0.44	-0.31		0.24	0.08	-0.04	0.15	0.20	0.60	0.13	0.15	-0.13	0.25	0.21	0.55	-0.19	0.19	0.21
7 <i>BRDSIZE_{t-1}</i>	-0.15	-0.15	-0.18	0.30	0.04	0.21		0.10	0.09	0.17	0.09	0.41	0.18	0.02	-0.22	0.04	0.10	0.24	0.07	-0.04	0.17
8 <i>INDEPENDENT_{t-1}</i>	0.05	0.05	-0.08	-0.06	0.15	0.09	0.02		0.36	0.09	0.11	0.07	-0.03	0.05	0.03	0.00	0.05	0.05	0.01	0.02	-0.05
9 <i>Control_IND_{t-1}</i>	-0.04	-0.04	-0.11	-0.14	0.33	-0.05	0.03	0.37		0.05	0.00	0.01	-0.01	0.02	0.03	0.02	0.02	-0.03	-0.01	0.08	0.00
10 <i>BRDAGE_{t-1}</i>	-0.20	-0.22	-0.37	0.36	0.02	0.12	0.19	0.05	0.06		-0.05	0.30	0.43	-0.07	-0.22	0.16	-0.06	0.21	0.07	0.05	0.10
11 <i>SimpleQ_t</i>	0.08	0.13	0.03	0.08	-0.06	0.25	0.06	0.11	0.00	-0.12		0.25	-0.04	0.16	0.02	0.06	0.18	0.26	0.30	-0.26	-0.06
12 <i>LnSALES_t</i>	-0.29	-0.29	-0.36	0.60	-0.10	0.55	0.42	0.04	0.00	0.33	0.15		0.29	0.05	-0.26	0.06	0.13	0.62	0.21	-0.04	0.24
13 <i>FIRMAGE_t</i>	-0.30	-0.32	-0.45	0.40	-0.02	0.08	0.18	-0.10	-0.01	0.49	-0.16	0.26		-0.14	-0.28	0.21	-0.04	0.24	0.14	0.00	0.02
14 <i>CFO_t</i>	0.32	0.15	0.06	0.02	0.00	0.13	0.01	0.05	0.02	-0.07	0.19	0.04	-0.13		0.03	0.09	0.27	0.06	-0.26	-0.02	0.21
15 <i>VCFO_t</i>	0.36	0.38	0.22	-0.28	0.03	-0.09	-0.18	0.07	0.02	-0.31	0.14	-0.27	-0.34	0.04		-0.06	-0.14	-0.18	-0.05	0.14	-0.18
16 <i>R&D_t</i>	0.17	0.17	-0.05	0.12	-0.13	0.22	-0.03	0.05	0.00	0.07	0.09	0.01	0.06	0.07	0.00		0.18	0.21	-0.23	0.31	0.03
17 <i>CAPEX_t</i>	0.01	0.06	0.07	0.07	-0.02	0.15	0.05	0.05	0.02	-0.12	0.19	0.05	-0.12	0.22	-0.01	0.06		0.11	-0.09	-0.15	0.10
18 <i>TOSHO_t</i>	-0.11	-0.12	-0.28	0.56	-0.21	0.44	0.25	0.01	-0.04	0.21	0.19	0.59	0.20	0.05	-0.15	0.15	0.04		0.00	0.05	0.14
19 <i>D/E_t</i>	-0.27	-0.26	-0.03	0.00	0.04	-0.13	0.02	0.02	-0.01	0.02	0.13	0.16	0.03	-0.19	0.00	-0.18	-0.05	-0.01		-0.58	-0.26
20 <i>WC_t</i>	0.11	0.13	-0.10	0.03	0.00	0.15	-0.03	0.02	0.08	0.08	-0.18	-0.04	0.05	-0.04	0.08	0.25	-0.17	0.06	-0.47		0.19
21 <i>DIVDUMMY_t</i>	0.00	-0.01	-0.01	0.21	-0.04	0.17	0.16	-0.07	0.00	0.12	-0.04	0.25	0.07	0.22	-0.19	0.01	0.05	0.14	-0.33	0.20	

5. 推定結果

5. 1 所有構造と現金保有

表 3 : 所有構造と現金保有行動

	A		B		C		(1)式	
	係数	[t値]	係数	[t値]	係数	[t値]	係数	[t値]
Cons	0.356	[9.33]***	0.479	[10.69]***	0.072	[6.76]***	0.094	[6.68]***
<i>CASH</i> _{<i>t-1</i>}					0.841	[47.52]***	0.836	[46.94]***
<i>MANAGE</i> _{<i>t-1</i>}			0.092	[2.28]**			-0.008	[-0.43]
<i>FINANCIAL</i> _{<i>t-1</i>}			-0.093	[-2.62]***			-0.028	[-2.19]**
<i>CORP</i> _{<i>t-1</i>}			-0.085	[-3.91]***			-0.032	[-3.30]***
<i>FOREIGN</i> _{<i>t-1</i>}			0.388	[8.45]***			0.033	[2.05]**
<i>SimpleQ</i> _{<i>t</i>}	0.021	[1.96]*	0.006	[0.59]	-0.016	[-2.15]**	-0.017	[-2.22]**
<i>LnSALES</i> _{<i>t</i>}	-0.024	[-7.44]***	-0.032	[-8.42]***	-0.004	[-7.26]***	-0.004	[-3.75]***
<i>FIRMAGE</i> _{<i>t</i>}	-0.001	[-4.07]***	0	[-2.27]**	0	[-0.76]	0	[-0.22]
<i>CFO</i> _{<i>t</i>}	0.715	[12.86]***	0.707	[12.34]***	0.604	[16.51]***	0.606	[16.50]***
<i>VCFO</i> _{<i>t</i>}	1.12	[10.48]***	1.095	[10.53]***	0.106	[3.67]***	0.109	[3.72]***
<i>R&D</i> _{<i>t</i>}	1.38	[5.84]***	1.168	[5.20]***	0.229	[5.56]***	0.209	[4.88]***
<i>CAPEX</i> _{<i>t</i>}	-0.293	[-4.64]***	-0.349	[5.88]***	-0.465	[-13.79]***	-0.466	[-13.93]***
<i>TOSHO</i> _{<i>t</i>}	0.009	[1.24]	0.005	[0.71]	0.001	[0.33]	0	[-0.16]
<i>D/E</i> _{<i>t</i>}	-0.018	[-4.77]***	-0.014	[-4.36]***	-0.003	[-4.08]***	-0.003	[-3.80]***
<i>WC</i> _{<i>t</i>}	-0.009	[-0.39]	-0.013	[-0.59]	-0.034	[-3.48]***	-0.033	[-3.30]***
<i>DIVDUMMY</i> _{<i>t</i>}	-0.003	[-0.34]	0	[-0.06]	-0.019	[-3.89]***	-0.018	[-4.18]***
Year	Yes		Yes		Yes		Yes	
Industry	Yes		Yes		Yes		Yes	
Adj-R-squared	0.356		0.383		0.848		0.848	
N	18,042		18,042		18,042		18,042	

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

サンプル内の誤差項のクロスセクションの相関 (cross-sectional dependence) および時系列の相関 (time-series dependence) を考慮し、年次クラスターおよび企業クラスターによる二段階クラスター補正を施した標準誤差を用いた OLS 推定を実施(Petersen [2009], Gow et al. [2010])。

表 3 は (1) 式をベースとして、OLS 推定を行った結果を示している。A 列および B 列は (1) 式を推定する際にラグ付き保有現金 (*CASH*_{*t-1*}) を独立変数に含めなかった場合の推定結果である。Ozkan and Ozkan [2004] はラグ付き保有現金を含めずに推定を行っているため、本稿もそれに従って推定を行った。B 列から、所有構造と現金保有行動の関係性を示す各変数の係数はいずれも有意な値をとっていることがわかる。具体的には *MANAGE*_{*t-1*} と *FOREIGN*_{*t-1*} の係数は有意なプラスの値を示しており、一方で *FINANCIAL*_{*t-1*} および *CORP*_{*t-1*} の係数は有意なマイナスの値をとっている。このことは経営者持株比率および外国人持株比率が高いほど、企業は現金を多く保有する傾向があり、金融機関持株比率およびその他法人持株比率が高いほど、企業は手元現金を減少させる傾向にあることを示唆している。

しかしながら、Harford et al. [2008]の研究を踏まえると、ラグ付き保有現金変数を含めず

に推定を行う場合には、所有構造と現金保有行動の間の内生性が十分にコントロールされていない可能性がある。その可能性を考慮して、ラグ付き保有現金を推定式に含めて OLS 推定を行った結果が C 列および (1) 式である。表より、所有構造と現金保有行動の内生性をコントロールした場合には、経営者持株比率と現金保有行動の間には有意な関係性が存在していないことがわかる。一方で、金融機関持株比率やその他法人持株比率、外国人持株比率の各係数に関しては依然として有意な水準を示している。

本推定結果は外国人持株比率が高くなるほど、企業はより現金を多く保有する傾向にあることを示しており、この結果は H. 4 に反している。Luo and Hachiya [2005] は本稿と同様に日本企業の現金保有行動と外国人持株比率の間に正の相関があることを報告しており、その理由として、外国人投資家の投資先の特徴に注目している。業績の優れた企業に対して外国人投資家は投資をする傾向にあるとすれば、そのような企業は業績が優れているがゆえに現金が蓄積されている可能性がある。本稿の分析結果はそのような解釈と整合的であるといえる。

2004 年から 2012 年までの日本企業を対象に、所有構造と現金保有行動の関係について分析を行った結果、本稿の分析結果は内生性を考慮した上でも、金融機関持株比率および事業会社持株比率が企業の現金保有水準を低下させるとする H.2 および H.3 を支持しているといえる。

5. 2 所有構造と取締役会特性、現金保有

表 4 は 2007 年から 2012 年までの日本の事業会社の現金保有行動と所有構造、取締役会特性の関係性に関する分析結果を示している。表中の A, B, E 列は表 3 に示された現金保有行動と所有構造の関係性が 2007 年から 2012 年までのサンプル期間についても観察されるか否かを確認している。表から、経営者持株比率を除き、本サンプル期間についても所有構造と現金保有行動の関係が安定的であることを示されている。

表 4 の C 列および (2) 式は現金保有行動と取締役会特性の関係性についての分析結果を示している。表から、取締役会の人数 ($BRDSIZE_{t-1}$) や社外取締役比率 ($INDEPENDENT_{t-1}$) と現金保有行動との間に統計的に有意な結びつきが存在していないことをわかる。一方で、支配会社出身社外取締役比率 ($Control_IND_{t-1}$) と現金保有行動の間には有意な負の関係、取締役会平均年齢 ($BRDAGE_{t-1}$) と現金保有行動の間には有意な正の関係が存在していることをわかる。特に、社外取締役比率と支配会社出身社外取締役比率の間に異なる関係性が発見された点は興味深い。従来のガバナンス研究では、社外取締役をそのバックグラウンドを問わず、一括りにして分析を行ってきた。しかしながら、本稿の発見は、社外取締役のバックグラウンドが社外取締役としての行動に影響を及ぼしうることを示唆している¹。

表 4 の D 列および (3) 式は所有構造および取締役会特性の双方を同時にモデルに含めて、現金保有行動との関係性について分析を行った結果を示している。ラグ付き保有現金 ($CASH_{t-1}$) を考慮せずに、推定を行った D 列についてみると、所有構造と現金保有行動、

取締役会特性と現金保有行動それぞれの関係性について別々に推定を行った結果と整合的な分析結果が析出されている。

ラグ付き保有現金 ($CASH_{t-1}$) をモデルに加え、内生性を考慮して推定を行っているのが (3) 式である。(3) 式の推定結果から、所有構造に関しては、表 3 で示された分析結果と同様の傾向が確認される。つまり、金融機関持株比率および事業法人持株比率が高い企業ほど企業は保有現金水準を低下させる傾向にあること、外国人持株比率が高い企業ほど保有現金水準を上昇させる傾向にあることがわかる。一方で取締役会特性に関して見ると、依然として取締役会の人数と社外取締役比率は現金保有行動に影響を及ぼさないことがわかる。加えて、(3) 式の推定では支配会社出身社外取締役比率 ($Control_IND_{t-1}$) の係数もまた統計的に有意な水準ではなくなっている。他方、取締役会平均年齢 ($BRDAGE_{t-1}$) の係数は依然として、統計的に有意なプラスの値を示している。このことは取締役会の平均年齢が高いほど、現金保有水準を上昇させる傾向にあることを示しており、H.8 と整合的である。

表4：所有構造と取締役会特性、現金保有行動

	A		B		C		D		E		(2)式		(3)式	
	係数	[t値]	係数	[t値]	係数	[t値]								
Cons	0.487	[7.22]***	0.563	[7.22]***	0.4	[4.89]***	0.427	[4.80]***	0.122	[4.59]***	0.059	[2.08]**	0.077	[2.34]**
CASH _{t-1}									0.847	[29.50]***	0.851	[30.12]***	0.846	[29.77]***
MANAGE _{t-1}			0.078	[1.43]			0.083	[1.50]	-0.014	[-0.71]			-0.012	[-0.61]
FINANCIAL _{t-1}			-0.101	[-2.59]***			-0.121	[-3.13]***	-0.025	[-2.19]**			-0.031	[-2.85]***
CORP _{t-1}			-0.082	[-3.24]***			-0.074	[-2.72]***	-0.026	[-3.26]***			-0.029	[-3.19]***
FOREIGN _{t-1}			0.373	[6.91]***			0.377	[6.64]***	0.055	[3.22]***			0.055	[2.89]***
BRDSIZE _{t-1}					-0.007	[-0.29]	0.012	[0.53]			0.002	[0.24]	0.007	[0.96]
INDEPENDENT _{t-1}					0.034	[1.01]	0.019	[0.55]			0.016	[1.17]	0.014	[0.95]
Control_IND _{t-1}					-0.369	[-5.11]***	-0.226	[-2.73]***			-0.045	[-2.26]**	-0.012	[-0.57]
BRDAGE _{t-1}					0.002	[1.72]*	0.003	[2.62]***			0.001	[2.79]***	0.001	[3.40]***
SimpleQ _t	0.015	[0.95]	-0.001	[-0.06]	0.015	[0.95]	0	[-0.02]	-0.043	[-7.41]***	-0.041	[-8.14]***	-0.043	[-7.93]***
LnSALES _t	-0.025	[-6.98]***	-0.034	[-7.65]***	-0.025	[-6.51]***	-0.035	[-7.54]***	-0.005	[-4.99]***	-0.004	[-4.72]***	-0.006	[-5.52]***
FIRMAGE _t	-0.041	[-3.79]***	-0.025	[-2.06]**	-0.044	[-4.05]***	-0.031	[-2.58]***	0	[-0.06]	-0.003	[-0.76]	-0.003	[-0.53]
CFO _t	0.751	[11.87]***	0.741	[10.82]***	0.755	[11.76]***	0.744	[10.79]***	0.649	[12.61]***	0.65	[12.90]***	0.65	[12.62]***
VCFO _t	1.111	[8.76]***	1.094	[8.86]***	1.128	[8.73]***	1.124	[8.92]***	0.128	[3.13]***	0.132	[3.25]***	0.139	[3.36]***
R&D _t	1.582	[6.91]***	1.356	[6.15]***	1.574	[6.91]***	1.357	[6.22]***	0.184	[3.12]***	0.209	[3.62]***	0.18	[3.03]***
CAPEX _t	-0.339	[-4.49]***	-0.395	[-5.54]***	-0.321	[-4.25]***	-0.372	[-5.27]***	-0.512	[-21.22]***	-0.502	[-17.43]***	-0.506	[-19.16]***
TOSHO _t	0.007	[0.81]	0.005	[0.56]	0.005	[0.60]	0.006	[0.70]	0.003	[1.69]*	0.004	[2.01]**	0.003	[1.91]*
D/E _t	-0.024	[-6.55]***	-0.02	[-6.11]***	-0.023	[-6.51]***	-0.019	[-6.10]***	-0.003	[-2.71]***	-0.003	[-3.03]***	-0.003	[-2.64]***
WC _t	-0.024	[-1.02]	-0.029	[-1.26]	-0.017	[-0.70]	-0.026	[-1.13]	-0.049	[-5.10]***	-0.048	[-4.94]***	-0.05	[-5.16]***
DIVDUMMY _t	-0.009	[-0.93]	-0.006	[-0.65]	-0.009	[-0.99]	-0.007	[-0.74]	-0.018	[-3.02]***	-0.02	[-3.00]***	-0.018	[-3.07]***
Year	Yes		Yes		Yes									
Industry	Yes		Yes		Yes									
Adj-R-squared	0.377		0.4		0.378		0.399		0.852		0.851		0.852	
N	12154		12154		12154		12154		12154		12154		12154	

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

サンプル内の誤差項のクロスセクションの相関 (cross-sectional dependence) および時系列の相関 (time-series dependence) を考慮し、年次クラスターおよび企業クラスターによる二段階クラスター補正を施した標準誤差を用いた OLS 推定を実施(Petersen [2009], Gow et al. [2010])。

6. おわりに

本研究は日本企業の現金保有行動の決定要因について、第1に株主所有構造、第2に取締役会特性に着目して分析を行った。基礎的な収益性、投資機会の豊富さ、企業規模、事業リスクの程度、設備投資・研究開発投資の程度、企業設立からの年数などの多様な企業特性を制御した状況で、以下の点が明らかにされた。

株主所有構造については、経営者持株比率と現金保有行動の間には有意な関係性が存在していない。その一方で、金融機関持株比率やその他法人持株比率と現金保有行動の間には有意な負の関係が観察された。資金アクセスの相対的容易さ、保険機能の存在が、現金保有水準を引き下げる効果を有していると考えられる。外国人持株比率に関しては、われわれの仮説には反して、正の相関が観察された。外国人投資家はペイアウトを要求するものと想定されたが、結果はそうではなかった。外国人投資家は業績の優れた企業に投資をする傾向にあり、そのような企業は業績が優れているがゆえに現金を蓄積している可能性が示唆される。

取締役会特性については、取締役会の人数・規模、社外取締役比率と現金保有行動との間に統計的に有意な結びつきが存在していないことが判明した。その一方で、支配会社出身社外取締役比率 ($Control_IND_{t,1}$) と現金保有行動の間には有意な負の関係が存在する。社外取締役比率と支配会社出身社外取締役比率の間に、異なる関係性が発見された点は興味深い。従来のガバナンス研究では、社外取締役をそのバックグラウンドを問わず、一括りにして分析を行ってきた。しかしながら、本稿の発見は、社外取締役のバックグラウンドが社外取締役としての行動、ひいては現金保有に影響を及ぼしうることを示唆している。

すべてのモデルで現金保有との間に正の相関が観察されたのは、取締役会平均年齢 ($BRDAGE$) である。取締役会の構成メンバーが年齢を重ねると、大量の現金保有をする傾向が見られた。この分析結果は、取締役会メンバーの平均年齢が高くなるほど、企業パフォーマンスのボラティリティ (総資産利益率やシンプル Q、株式リターンの各時系列標準偏差) が低くなる傾向にあることを報告した Nakano and Nguyen[2011]の分析結果とも整合的である。加齢はリスクテイク行動を抑制し、その結果として手許現金の貯蔵を促進する。加齢とリスクテイク行動・現金保有行動は、密接な因果関係を有している可能性が高い。ここに、高齢化の進展する日本企業全体が抱える課題の縮図を見ることができる。

参考文献

- Acharya, V. V., Y. Amihud, and L. Litov. [2011], "Creditor rights and corporate risk-taking," *Journal of Financial Economics*, 102 (1):150-166.
- Gompers, P., J. Ishii, and A. Metrick. [2003], "Corporate Governance and Equity Prices," *The Quarterly Journal of Economics* 118 (1):107-156.
- Gow, I. D., G. Ormazabal, and D. J. Taylor. [2010], "Correcting for Cross-Sectional and

- Time-Series Dependence in Accounting Research,” *The Accounting Review* 85 (2):483-512.
- Harford, J., S. A. Manshi, and W. F. Maxwell. [2008] , ”Corporate governance and firm cash holdings in the US,” *Journal of Financial Economics* 87 (3):535-555.
- Hoshi, T., A. Kashyap, and D. Sharfstein. [1991] , ”Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups,” *Quarterly Journal of Economics* 106 (1):33-60.
- John, K., L. Litov, and B. Yeung. [2008] , ”Corporate Governance and Risk-Taking,” *The Journal of Finance* 63 (4):1679-1728.
- Jensen, M. C. [1986] , ”Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers,” *The American Economic Review* 76 (2):323-329.
- Kalcheva, I., and K. V. Lins. [2007] , ”International Evidence on Cash Holdings and Expected Managerial Agency Problems,” *Review of Financial Studies* 20 (4):1087-1112.
- Luo, Q., and T. Hachiya. [2005], ”Corporate Governance, Cash Holdings, and Firm Value: Evidence from Japan,” *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies* 8 (4):613-636.
- Nakano, M., and P. Nguyen. [2012] , ”Board Size and Corporate Risk Taking: Further Evidence from Japan,” *Corporate Governance: An International Review* 20 (4):369-387.
- Nakano, M., and P. Nguyen. [2011] , ”Do Older Boards Affect Firm Performance? An Empirical Analysis Based on Japanese Firms,” *Working Paper*.
- Nakatani, I. [1984] , ”The economic role of financial corporate grouping,” In *The Economic Analysis of the Japanese Firm*, edited by M. Aoki. Amsterdam: North-Holland.
- Opler, T., L. Pinkowitz, R. Stulz, and R. Williamson. [1999] , ”The determinants and implications of corporate cash holdings,” *Journal of Financial Economics* 52 (1):3-46.
- Ozkan, A., and N. Ozkan. [2004] , ”Corporate cash holdings: An empirical investigation of UK companies,” *Journal of Banking and Finance* 28 (9).
- Petersen, M. A. [2009] , ”Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches,” *Review of Financial Studies* 22 (1):435-480.
- Pinkowitz, L., R. Stulz, and R. Williamson. [2006] , ”Does the Contribution of Corporate Cash Holdings and Dividends to Firm Value Depend on Governance? A Cross-Country Analysis,” *The Journal of Finance* 61 (6):2725-2751.
- Vroom, V. H., and B. Pahl. [1971] , ”Relationship between age and risk taking among managers,” *Journal of Applied Psychology* 55 (5):399-405.
- 新美一正 [2011] 「なぜわが国企業は潤沢な現金保有を維持しているのか?—予備的動機と経常利益変動性との関係性分析」『*Business & Economic Review*』第21巻6号:114-135.
- 蜂谷豊彦・光定洋介 [2009] 「株主構成と株式超過収益率の検証：市場志向型ガバナンスのわが国における有効性」『*証券アナリストジャーナル*』第47巻5号:89-102.
- 広田真一 [2009] 「日本のメインバンク関係：モニタリングからリスクヘッジへ」 *RIETI Discussion Paper Series*.

堀敬一・安藤浩一・齊藤誠 [2010] 「日本企業の流動性資産保有に関する実証研究：上場企業の財務データを用いたパネル分析」『現代ファイナンス』第27巻：3-24。

¹ 両変数の間に有意な相関が生じるであろうことを考慮し、一方の変数をモデルから除外してそれぞれ推定を行ったが、主分析から得られた分析結果との差異は確認されなかった。