

**Research Unit for Statistical
and Empirical Analysis in Social Sciences (Hi-Stat)****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**

堀 敬一
安藤 浩一
斉藤 誠

August 2009

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—

2009年8月

堀 敬一，立命館大学経済学部
安藤 浩一，日本政策投資銀行設備投資研究所
齊藤 誠，一橋大学大学院経済学研究科

要旨：本論文は、日本の上場企業の財務諸表から構築したパネル・データを用いて、1980年代から2000年代前半にかけて企業の流動性資産（現預金）の保有行動がどのように変化してきたのかを実証的に検証している。1990年代までは一貫して、成長性の高い企業が流動性資産を保有しようとする行動が観察される。1990年代半ばまでは、製造業を中心として銀行借入や企業間信用などの資金調達手段が流動性資産保有と強い代替関係にあったが、金融危機を含む1990年代後半には、そうした代替関係が弱まった。金融緩和基調となった2000年代前半には、それまで流動性資産保有に影響を与えていた要因が、もはや強い影響を与えなくなった。また、1980年代から1990年代にかけての推計結果では、銀行の影響力やメインバンク制度の役割の変化が明らかにされている。

1. はじめに

本論文は、上場企業の財務諸表から構築したパネル・データを用いて、1980年代から2000年代にかけて日本企業の現預金をはじめとした流動性資産保有の決定要因がどのように変わってきたのかを実証的に検証していく。先行研究で指摘されているように、企業の流動性資産保有の決定には、機会コストなどのマクロ経済環境の変化、企業が将来直面する可能性のある資金調達制約、負債による規律付け、企業統治のあり方など、企業金融環境に関わる様々な要因が複雑に反映されている。企業の現預金保有の決定要因を詳細に分析することで、この時期の日本の上場企業がどのような制約に直面してきたのか、あるいは企業の行動にいかなるステイクホルダーのインセンティブが反映していたのかを考察することができる。

企業金融に関する実証研究の分野では、従来から設備投資行動の分析を通じて、企業金融環境をめぐる上述の問題が考察されてきた。例えば Hori/Saito/Ando [2006]では、1990年代における日本の上場企業の設備投資に関する実証研究を行い、あらかじめ流動性資産（現預金と短期有価証券）を十分に保有していた企業ほど、設備投資の決定が資金調達制約に服していなかったことを示唆する結果を得ている。

欧米では、2000年前後から、企業金融に関する様々な問題を流動性資産保有と直接関係づけた分析が行われるようになってきたが、日本企業を対象とした流動性資産保有に関する実証研究は進んでいない。日本企業に関する先行研究の代表例は Pinkowitz/Williamson [2001]である。Pinkowitz/Williamson [2001]は1974年から1995年までのデータを用いて、アメリカやドイツと比べて日本企業の流動性資産比率が相対的に高いことを示した上で、その理由が銀行の企業に対する強い支配力にあったこと、また銀行の支配力低下に伴い企業の流動性資産保有比率が低下したことを示している。

本論文では、企業金融環境の急激な変化を伴った1982年度から2005年度までの期間について、日本企業の現預金保有の決定要因に関する実証分析を行い、①その間に企業がマクロ的経済環境の変化等どのような制約に直面し、どのように適応したのか、②ステイクホルダーのインセンティブの変化など企業統治のあり方にどのような変化があったのか、を明らかにしていきたい。当該期間をサンプル期間とした本研究には、次のような分析上のメリットがある。

第一に、1980年代から2000年代前半までの企業の流動性資産の保有動機を詳細に分析することによって、企業金融環境の著しい変化に対して、日本企業がどのように対応してきたのかを考察することができる。

第二に、上述のサンプル期間は、流動性資産の需要と供給に対して対照的なショックが生じた期間を含んでいる。1990年代後半には、1997年から1999年初頭の金融危機で流動性資産に対しての需要が著しく高まった。一方、2001年度以降は、日本銀行の積極的な金融緩和政策で現預金の供給が拡大した。流動性資産の需給に関して対照的なサンプル期間において企業の現預金保有行動を分析することによって、マクロ経済環境の変化に対して日本企業がどのように対応してきたのかを考察することができる。

第三に、1980年代まで日本の企業金融に特有とされてきた融資慣行（例えば、銀行の融資先企業に対する強い支配力）が企業の現預金保有に及ぼしてきた影響について、その後、

どのように変化したかを検証することが可能である。

以上の3つの点について本論文が明らかにしていることは、次のようにまとめることができる。第一に、1990年代までは一貫して成長性の高い企業が現預金を保有しようとする傾向が認められたが、2000年代の金融緩和期にはそのような関係が見られなくなった。1990年代半ばまでは、製造業、非製造業ともに、現預金保有が企業間信用などと代替的な設備投資の資金調達手段であった。1980年代の製造業には、土地担保に基づいた借入との代替関係も認められる。

第二に、金融危機を含む1990年代後半は非製造業において、現預金保有が企業間信用、土地担保借入に代わる資金調達の役割を果たしていた。2000年代になると、製造業、非製造業ともに、現預金保有が企業の財務状況に左右される度合いが弱まった。

第三に、1980年代前半には、製造業において銀行が企業に対して現金保有の形でレントを求めている可能性が認められる。一方、製造業、非製造業ともに、メインバンクが企業の資金調達制約を緩和する役割は、1980年代後半以降弱まった。

本論文は、次のように構成されている。第2節では、先行研究に基づいて企業の流動性資産保有動機に関する理論的なメカニズムの概略を述べ、実証研究の展望を行う。第3節では、第2節で議論した理論および仮説を整理し、それらと関係する要因を示す変数について説明を行う。第4節では、総資産に対する流動性資産保有残高の比率（流動性資産保有比率）に関する決定要因を計量的に分析していく。第5節は、推計結果をまとめている。

2. 企業の流動性資産保有に関する先行研究

本節では、先行研究に依拠しながら企業の流動性資産保有動機の決定メカニズムをまとめ、そこから導かれる実証的な仮説についても議論していく。企業の流動性資産保有動機には、①企業が直面している資金調達制約、②負債による規律付け、③企業統治のあり方など、企業金融環境に関わる様々な要因が複雑に反映されている。したがって、企業の流動性資産保有の決定要因を詳細に分析していくことによって、企業がどのような制約に直面しているのか、いかなるステイクホルダーのインセンティブが反映しているのかを解明することができる。以下では、要因ごとに理論的メカニズムの概略を述べていくとともに、それぞれの理論仮説に関連する実証研究を展望する。さらに、日本企業の流動性資産保有に関する先行研究についても展望する。

2.1 資金調達制約と流動性資産保有

もっとも典型的な流動性資産保有動機は、成長性の高い企業等が、将来に直面する可能性のある資金調達制約を緩和する手段として、あらかじめ流動性資産を保有するというものである。例えば、Holmström/Tirole [2001]は、最適契約論の枠組みにおいて、将来、流動性ショックに対して十分にファイナンスできない可能性がある場合に、企業があらかじめ流動性資産（彼らの場合では政府債券）を保有することを理論的に明らかにしている。

資金調達制約が資金供給者と企業間の非対称情報に起因している場合には、情報の非対称性の度合いが高い企業ほど、流動性資産の形で内部資金を蓄積しようとするであろう。

例えば、2007年施行の金融商品取引法（従来は有価証券取引法）などにより厳しい情報開示が義務づけられている上場大企業に比べると、情報開示が十分でない中小企業は情報非対称性に起因するエージェンシー・コストが高く、現預金を保有する度合いも高まる可能性がある。

一方、同程度に情報が非対称的で外部資金調達のコストが高い場合には、成長機会が多くある企業ほど、新規の投資機会や再投資機会を逃さないためにあらかじめ現預金を保有しておこうとする。また、期間収益の変動が激しい企業も、キャッシュがショートして投資機会を断念せざるをえなくなる事態を回避するために、あらかじめ現預金を保有する動機が強いであろう。日本の企業金融構造について指摘されてきたように（例えば、Hoshi/Kashyap/Sharfstein[1991]）、企業間で資本関係のある系列企業グループの銀行や保険会社が中核となって内部資本市場が形成され、相当程度、資金調達制約を回避できる場合には、資金調達制約の程度が弱まり、あらかじめ内部資金を現預金の形で保有する度合いが低くなる可能性もある。

流動性資産保有の決定要因に関する代表的な実証研究は、Opler et al. [1999]である。彼らの研究は、1970年代から1990年代半ばの期間について、米国企業の現預金や有価証券などの流動性資産保有が企業の直面している資金調達制約に左右されていることを明らかにしている。例えば、成長が著しい、あるいは、キャッシュ・フローが変動するために資金調達制約を受けやすい企業は、流動性資産を保有する動機が強い。信用格付けが低く資本市場にアクセスすることが困難な企業も、より多くの流動性資産を保有する傾向がある。Ferreira/Vilela [2004]は、ユーロ圏の企業を対象にOpler et al. [1999]と同様の分析を行っている。彼らの実証結果によれば、流動性資産保有は投資機会やキャッシュ・フローと正の相関関係を持つ一方、負債比率や企業規模、銀行貸し出しとは負の相関関係があることを明らかにしている。

流動性資産投資関数や設備投資関数の推計を通じて流動性資産保有が資金調達制約を緩和しているかどうかを検証している実証研究も行われている。例えば、Almeida/Campello/Weisbach [2004]は、米国企業を対象として標準的な設備投資関数と同様の流動性資産投資関数を推計し、実際に資金調達制約に直面している企業のキャッシュ・フローの係数が有意に正であるという結果を得ている。Hori/Saito/Ando [2006]は、日本の上場企業データを用いて設備投資関数を推計し、流動性資産保有比率の低い企業について設備投資のキャッシュ・フロー感応度が高いことを報告している。Arslan/Florackis/Ozkan [2006]も、新興市場の金融危機時におけるデータを用いて同様の結果を得ている。

2.2 負債による規律付けと流動性資産保有

Jensen [1986]のフリー・キャッシュ・フロー仮説に依拠しながらOzkan/Ozkan [2004]などが議論しているように、債権者行動も現預金保有行動に大きな影響を及ぼす可能性がある。社債や銀行借入などの負債に依存する場合、企業経営者は常に元利返済の資金を確保しなければならないために、企業規律が向上して無駄な内部資金が圧縮される可能性がある。このような関係を考慮すると、企業の負債比率と現預金保有比率の間には負の相関が生じるであろう。また、借入金利と運用金利の差が資産保有の機会費用に相当するが、

金利コストがかさむ負債に依存している場合、現預金保有の機会費用が高まり、現預金を保有するよりも、それを負債の返済原資に充当することも考えられる。こうした側面も、負債比率と現金保有比率の負の相関を強めるであろう。負債への依存度が高まると倒産確率が高まることから、それを回避しようとしてあらかじめ現預金を保有しておく可能性もある。この場合、両比率の負の相関を弱める方向に働く。

企業金融の先行研究（例えば、Hoshi/Kashyap/Sharfstein[1991]）では、債権者の中でも銀行の特別な役割が注目されてきた。取引銀行がメインバンクとして円滑な資金の供給をサポートしている場合、企業は予備的な動機からあえてキャッシュを保有する必要がない。その結果、現預金保有比率が低下する可能性がある。逆に、Pinkowitz/Williamson [2001]が議論しているように、銀行が融資先企業に対して高い支配力を有している場合には、銀行が企業に追加的な現預金保有を求めレントを享受する可能性もある。こうしたケースでは、銀行支配を受けている企業の現預金保有比率が高くなる。Ozkan/Ozkan [2004]は、1980年代から1990年代の英国企業のデータを用いて、銀行の影響力が弱いイギリスでは銀行借入れが企業の現金保有に負の影響を与えていることを示している。

2. 3 企業統治と流動性資産保有

企業統治のあり方も、企業の流動性資産保有行動に大きな影響を与える。例えば、株式が少数の株主に集中している場合、小口株主に比べて大口株主は企業を規律付けするインセンティブが強く、内部留保がフリー・キャッシュ・フロー化しないために無駄な内部留保を返還することを求める。その結果、企業の現預金保有が圧縮される可能性がある。しかし、大口株主が年金基金や生命保険会社などの機関投資家である場合には、彼らの消極的な運用姿勢のために現金保有が圧縮される度合いが弱まる可能性もある。

Ozkan/Ozkan [2004]は、企業経営者の持ち株比率が現預金保有に与える2つの相反する効果を指摘している。企業経営者が持ち株比率を高めると、外部の株主の影響を排除することができ、フリー・キャッシュ・フロー化がかえって促進される可能性もある。一方、英国の企業金融環境のように大口株主が消極運用の機関投資家であり、企業買収が企業の規律付けの装置となっていない時には、企業経営者の持ち株比率の上昇がかえって企業規律を高め、現預金保有比率を低下させる可能性がある。Ozkan/Ozkan [2004]の実証結果は、経営者の持ち株比率の度合いに応じて、現預金保有比率が低下することもあれば、上昇することもあり、両者に非線形の関係があることを報告している。

また、テイクオーバーが企業に対する規律付けのメカニズムとして働いている企業金融環境では、企業は常に現預金保有を圧縮して資金を生産性の高いプロジェクトに投下するか、あるいは、生産性の高いプロジェクトがなければ株主に返還するインセンティブが高いことが予想される。例えば、買収対象となりやすい時価総額の低い企業ほど、現預金保有を圧縮する可能性がある。しかし、Faleye [2004]などが指摘しているように、かならずしもキャッシュ・リッチな企業ほど、テイクオーバーの対象となる確率が高まるわけではない。豊富な保有現預金を原資として自己株式消却、対抗者の呼び込み、独占禁止法の訴訟などを展開することによって買収から企業を守ることができるからである。

企業統治と流動性資産保有の関係については、企業の流動性資産保有が企業価値に与える影響を通じて分析が展開されてきた。米国企業を対象としたMikkelsen/Partch [2003]

の実証研究によると、多額の現預金を保有している企業の価値はかならずしも低くない。一方、同じく米国企業を対象とした Dittmar/Mahrt-Smith [2007]は、コーポレート・ガバナンスが保有現預金の価値に有意な影響を及ぼしていることを示している。彼らの研究によれば、ガバナンスが十分な企業は不十分な企業に比べて、保有現預金が約 2 倍の価値を持っている。また、過剰に現預金を保有し、かつガバナンスが不十分な企業は業績の悪化を経験している。流動性資産に関する最近の実証研究では、流動性資産の企業価値に与える影響が検証されている。

株主保護に関する国際比較データに基づいた実証研究でも、Dittmar/Mahrt-Smith [2007]と同様の結果が得られている。Dittmar/Mahrt-Smith/Servaes [2003]や Ferreira/Vilela [2004]は、株主保護の不十分な国ほど、企業はより多額の現預金を保有することを報告している。Pinkowitz/Stulz/Williamson [2006]は、株主保護が不十分な国では、十分な国と比べると現預金保有と企業価値との相関関係が弱いこと、反対に株主保護が十分な国では配当と企業価値の相関関係が弱いことをそれぞれ示している。Kalcheva/Lins [2007]は、株主保護が不十分な国では、立場の強い経営者が多額の現預金を保有している場合に企業価値が相対的に低くなることを報告している。

上述の研究に関連する Faulkender/Wang [2006]は、企業の保有現預金の限界価値が企業の財務戦略にどのように依存しているのかを考察している。彼らは、株式の超過収益率を現預金の限界価値に対応させ、現預金の保有額が多くなるほど、負債比率が高くなるほど、あるいは、外部資金へのアクセスが容易であるほど、現預金の限界価値が低下することを示している。

2. 4 日本企業の流動性資産保有に関する先行研究

日本企業の流動性資産保有に関する先行研究は決して多くないが、先にあげた Pinkowitz/Williamson [2001]がもっとも包括的に分析を行っている。特に、標準的な流動性資産保有要因に加えて、メインバンク制度や系列関係の流動性資産保有に対する影響を分析しているところが特徴的である。本稿の実証研究は、彼らの用いたサンプル期間を延長し、日本の企業金融慣行と流動性資産保有行動の関係にどのような変化が生じたのかを分析する。

堀/安藤[2002]は、日本企業の流動性資産保有の動向をまとめている。企業金融的な観点から日本企業の流動性資産保有を分析したものとしては、砂川/畠田/山口[2006]や諏訪部[2006]がある。両研究とも、配当政策などのペイアウトが現金保有にどのような影響を与えているのかを検証している¹。

3. データと仮説

3. 1 データソース

本論文は、日本政策投資銀行が作成した『企業財務データバンク』の 1981 年度から 2005 年度の収録分から主たる変数を構築している²。本データベースは、東京、大阪、名古屋の 1 部・2 部に上場しているすべての企業のうち、金融・保険業を除くすべての企業の財

務諸表をカバーしている。

3. 2 仮説と変数

主要な変数は、主として Pinkowitz/Williamson [2001]にしたがって構築している。被説明変数である流動性資産比率としては、総資産に対する現預金の比率について自然対数を取ったものを用いている。なお、先行研究との比較可能性を考慮して、基準化する総資産については、現預金を控除したもの（総資産－現預金）を用いている。

頑健性を確認するために、売上高で標準化した現預金比率も、被説明変数として用いている。厳密に言えば、流動性資産には、流動性の高い政府短期証券なども含まれるべきである。しかし、企業会計では、そうした流動性資産とともに、投資目的として保有している株式や債券も短期有価証券として一括して計上されている。そこで本稿では、現預金という狭い範囲の流動性資産に分析対象を限定した推計結果を中心に報告していく。ただし、現預金に短期有価証券を加えたケースについても推計結果を紹介する。

一方、説明変数は、(1) 資金調達手段に関する説明変数、(2) 企業のオペレーションやパフォーマンスを示す説明変数、(3) マクロ経済環境を示す説明変数に分けることができる。本研究で採用しているスペシフィケーションは構造形ではなく誘導形に基づくものであって、複数の仮説が並存して成り立つ可能性を認めている。なお、表 1 には説明変数ごとに期待される係数の符号と、その背景となっている仮説をまとめている。

(表 1 を挿入)

同時決定バイアスをできるだけ緩和するために、対数実質総資産、負債比率、銀行借入比率、土地資産比率、メインバンク持ち株比率のストック変数については、1 期前の年度末のデータを用いている³。

3. 3 変数の説明

3. 3. 1 資金調達手段に関する説明変数

運転資本比率（現預金を除いた純流動資産比率、以下では、Net Working Capitalの略としてNWCと呼ぶ）は、Pinkowitz/Williamson [2001]に従って定義している。運転資本比率の分子は、流動資産から流動負債と現預金を控除したもので、主として売上債権と保有在庫で構成される。一方、分母は、総資産から現預金を控除したものである。運転資本比率は、当該企業が企業間信用などに依拠している度合いを示している。企業間信用における売上債権や保有在庫は、流動性の高さから保有現預金とある程度代替関係にあると考えられるので、運転資本比率の係数は負の値をとることが予想される。

負債比率は、総資産に対する負債総額の比率である。負債を通じた経営者の規律付けの効果が存在する場合、負債比率の上昇とともに現預金保有比率は低下する。逆に、倒産を回避するために、負債を圧縮するべく現預金保有を高める可能性もある。

銀行借入比率は、負債総額に対する銀行借入残高の比率である。銀行借入比率が銀行借入へのアクセスのしやすさを近似しているとすると、メインバンク依存度と同様に、銀行借入への依存度の高まりは現預金保有の必要性を低下させる可能性がある。しかし、先述

のように、銀行の融資先企業に対する支配力が高い場合には、企業に現預金保有の積み増しを強いることによって銀行がレントを享受する可能性もある。

メインバンク依存度を近似する変数としては、メインバンクによる当該企業株式の持ち株比率を用いている⁴。東洋経済新報社が出版している『会社四季報』で筆頭取引銀行とされている銀行をメインバンクと考え、『企業財務データバンク』からそのメインバンクが保有している発行株式数を求めている⁵。広田/堀内 [2001]は、この定義のメインバンク依存度が、作成が容易であるとともに適切でもあることを議論している。メインバンクが企業に対して資金供給にある程度コミットメントする場合、企業は現預金を予備的に保有する必要性が弱まる。

土地資産比率は、総資産から現預金残高を控除したものに対する名目土地価値の比率である。土地資産比率は、不動産担保に基づいた借入能力の代理変数と考えることができる。名目土地価値は土地面積に相当する量と地価の積であるので、入手可能な土地の簿価残高、新規購入額⁶、地価指数データを用いながら、年度ごとに土地の面積相当量の数値を求めつつ恒久棚卸法によって積算している⁷。売却額については簿価から差額として求めた値を使うとバイアスが生じるために時価評価を行った⁸。地価指数は、日本不動産研究所が公表している「市街地価格指数」の商業地の年度末値を各年度の指数として採用している。

社債ダミーは、普通社債をはじめて発行した年度以降1の値を、これまでにいっさい発行がなければ0の値をとるダミー変数である⁹。当該変数が資本市場に対するアクセスの度合いを近似していると考え、その係数は負の値をとると予想される。

なお、流動性リスクのヘッジ手段は、流動性資産保有に大きな影響を与える可能性がある。日本企業が流動性リスクに対するヘッジ手法として用いている代表的なものは、銀行とのコミットメント・ライン契約である。しかし、コミットメント・ラインの契約自体は、有価証券報告書において開示義務がなく、注記事項としてのみ記載されている。また、注記事項に記載されている情報の内容も企業によって異なっている。以上のようなデータ上の制約から、本稿ではリスク・ヘッジ手段に関する直接的な分析は行っていない。

3. 3. 2 企業のオペレーションやパフォーマンスを示す説明変数

対数実質総資産は、総資産の簿価を国内企業物価指数で実質化した上で自然対数をとった変数である。キャッシュ・マネジメントに規模の経済が働く大企業ほど、情報開示が整っており情報非対称性の度合いが低い。あるいは、大企業ほど事業リスクを分散できキャッシュ・フローは安定している。このような要因が影響すると、現預金保有比率が実質資産規模の減少関数となる。しかし、大企業ほどテイクオーバーの対象となりにくく、外部からの企業経営に対する規律が低下すると、無駄な内部留保が積み上がる可能性もある。

時価簿価比率は、発行済み株式の時価総額に有利子負債の簿価額を加えたものを、前期末の総資産簿価額で除した変数である。なお、株価は期中の最高値と最低値の平均によって、有利子負債は期末の簿価によってそれぞれ評価している¹⁰。時価簿価比率は、企業の成長機会の代理変数と考えることができる。成長可能性が高いほど、資金調達制約による投資機会の逸失を回避しようとして現預金を保有する動機が強まることが予想される。一方、無駄な内部資金が留保され、フリー・キャッシュ・フロー化が生じた結果、時価簿価比率が低下してしまう可能性もある。この場合、時価簿価比率から現金保有比率への因果

関係ではないが、両者の間に負の相関が生じる。

キャッシュ・フロー比率は、総資産から現預金残高を控除したものに対するキャッシュ・フローの割合を示す変数である。キャッシュ・フローは、税引き後当期純損益と減価償却費の和から、配当総額と役員賞与金を差し引いたものであり、設備投資などの資金調達の資金源となる。キャッシュ・フローは現預金保有の原資にもなることから、キャッシュ・フロー比率の係数は正となることが予想される。

配当ダミーは、当該年度に配当を支払っている場合に1を、そうでない場合に0をとるダミー変数である。内部留保が配当として株主に返還される場合には、配当ダミーの係数が負となる。

なお、第2節の先行研究のサーベイでも言及したように、企業の内部留保を株主に還元する有力な手段としては、配当以外にも、自己株式取得がある。2001年の商法改正では、金庫株が解禁された。それ以前にも、1994年には償却目的に限っているが、自己株式取得が認められた。しかし、自己株式取得に関しては、本研究が用いた『企業財務データバンク』で統一的な取り扱いがなされていないために、今回は分析対象としていない¹¹。

設備投資比率は、総資産から現預金を控除したものに対する設備投資支出額の比率を示す変数である。企業が資金調達制約に直面している場合、ペッキングオーダーで最初に手許資金から設備投資資金を調達するので、設備投資比率の係数は負となることが予想される。

産業別株式収益率の標準偏差は、東証一部市場の産業別月次株式収益率の標準偏差を年度ごとに計算した変数である。産業別収益率のボラティリティーをその産業に属する企業が直面するリスクと考えると、将来の資金調達制約に備えて現預金保有の必要性が高まると予想される。

なお、企業の信用力や財務力の指標としては、格付け機関がアナウンスする発行社債格付けや企業格付けが資本市場において受け入れられている。しかし、今回の実証分析は、有価証券報告書の記載情報に情報を中心に行っていることから、格付け情報を説明変数に用いていない¹²。

3. 3. 3 マクロ経済環境を示す説明変数

長短金利スプレッドは、長期国債利回りからコール・レート（有担保翌日物）を差し引いた年度平均である¹³。標準的な企業金融のパネル分析では、時間ダミー（本研究のサンプルでは年度ダミー）によってマクロ的な影響を捉えるが、ここでは、長短金利スプレッドをもってマクロ経済環境を代表させている。その理由は、家計の貨幣需要関数や企業の流動性資産需要関数の実証研究において、流動性資産（現預金）保有に関わる機会費用が重要なマクロ的決定要因であることが確認されているからである¹⁴。本研究で用いている長短スプレッドは、長期資産への投資に対する現預金などの流動性資産（短期資産として分類）への投資に関する機会費用を表していると考えられる。なお、長短金利スプレッドがマクロ経済環境を代表していると想定しているので、年度ダミーを説明変数に加えていない。

4. 日本企業の流動性資産保有に関する実証結果

4.1 基本統計量

ここでは、被説明変数である流動性資産比率（現預金比率）の1980年代以降の平均的な動向を概観するとともに、第3節で説明した説明変数の基本統計量を報告する。表2は流動性資産比率の年度ごとの平均値と標準偏差、およびサンプル企業数を、表3は説明変数と被説明変数の基本統計量を、製造業と非製造業についてそれぞれ報告している¹⁵。

（表2と表3を挿入）

図1が示すように、製造業も、非製造業も、長期的には現預金保有を圧縮する傾向にある。製造業の現預金比率は、1980年代を通じて15%前後の高水準であったが、1988年度をピークに低下傾向に転じている。同比率は1980年代末から1990年代にかけて約7%低下し、2000年代前半は10%程度の水準で横ばいに推移している。一方、非製造業では、1990年代前半まで製造業とほぼ同様のパターンで推移してきたが、1990年代後半以降、再び上昇傾向に転じている。表2が示すように、標準偏差で計った年度ごとの現預金比率のばらつきは、製造業でも、非製造業でも、1980年代後半と2000年代前半に高まっている。

（図1を挿入）

4.2 サブ・サンプル期間の設定

企業の流動性資産保有に関する先行研究に従ってパネル分析による推計結果を検討していく。パネル分析では固定効果モデルと変量効果モデルの2つの方法で推計し、ハウスマン検定により推計モデルを選択した。その結果、すべてのケースにおいて変量効果モデルの推計量が一致性を持つという帰無仮説が棄却されたため、固定効果モデルの推計結果を採用した。本研究では、製造業と非製造業について別々に推計を行っている¹⁶。

サンプル期間は、1982年度から2005年度までのフル・サンプルとともに、1982年度から1985年度、1986年度から1990年度、1991年度から1995年度、1996年度から2000年度、2001年度から2005年度の5つのサブ・サンプル期間を設けている。サブ・サンプル期間をほぼ5年ごとに区切っているのは、1982-1985の期間（1980年代前半）がいわゆる「バブル経済」が本格化する前の時期に、1986-1990の期間（1980年代後半）が「バブル経済」の時期に、1991-1995の期間（1990年代前半）が「バブル」崩壊後の時期に、1996-2000の期間（1990年代後半）が1997年・98年の「金融危機」を含む時期に、2001-2005の期間（2000年代前半）が金融緩和期にそれぞれ対応するという実態的な判断に基づいている¹⁷。

表4はフル・サンプル期間について、表5はサブ・サンプルの製造業について、表6はサブ・サンプルの非製造業について、それぞれ推計結果を報告している。表5や表6が示すようにサブ・サンプル期間ごとに係数が大きく変化していることから、以下では、推計

結果の検討はサブ・サンプルごとに行っていく。

(表4を挿入)

4. 3 製造業に関する推計結果

まず、製造業について見ていく。表5が製造業の推計結果を報告している。

1990年代の半ば以降、現預金保有について規模の経済が働くようになった。1990年代前半までのサンプル期間には対数実質総資産の係数が正で有意であるのに対して、1990年代後半以降のサンプル期間には、対数実質総資産の係数が負で有意となっており、企業規模に対する現預金保有を圧縮する傾向が確認できる。例えば、2000年代前半の推計値は-0.327なので、実質資産に対する現預金残高需要の弾性値は0.673となって1を大きく下回っている。なお、企業活動規模の変数として対数実質売上高（名目売上高を国内企業物価指数総平均で実質化している）を用いた場合でも同様の傾向が得られたが、推計値の有意性は低下している¹⁸。

(表5を挿入)

時価簿価比率の係数は、すべてのサンプル期間を通じて正であるが、そのオーダーはサンプル期間ごとに異なっている。当該係数は1980年代前半には0.066、1980年代後半には0.072となり、1990年代前半には0.125にまで高まっている。しかし1990年代後半には0.055に低下している。こうした推計結果は、1990年代前半では流動性資産が高く評価されていたのに対して、1990年代後半のサンプル期間では流動性資産を取り崩しせざるをえなくなって、現預金保有コストが上昇していることを示唆している。一方、2000年代前半には、現預金保有と時価簿価比率の間に有意な関係は認められない。

第2節で議論したように、現預金保有は代替関係にある資金調達機会にも左右される。もっとも直接的な代替関係にあるのは、企業間信用（保有在庫を含む）である。運転資本比率（NWC）に対する係数は、すべてのサンプル期間で有意に負となっている。ただし、1980年代後半に比べて1990年代以降は企業間信用などが個別企業の現預金保有を代替する度合いが低下してきている。特に、金融危機を含む1996年度から2000年度のサンプル期間では、企業間信用などとの代替性が大きく低下している。

負債比率の係数は、1980年代後半から1990年代前半まで当該係数が負で有意となっており、現預金保有と負債との間に強い代替関係が認められる。しかし、1990年代後半以降は、負債比率の係数が有意でなくなり、そうした代替関係が認められない。

負債に占める銀行借入の比率に対する係数は、1980年代後半において負で有意となっており、銀行借入と現預金保有の間に代替関係が認められる。ただし、1990年代前半以降のサンプル期間では、銀行借入と現預金保有の関係に代替関係が認められない。

ここで興味深いのは、1980年代前半において係数が正となっていて補完関係が認められる点である。この推計結果はPinkowitz/Williamson [2001]の推計結果と整合的である。すなわち、債権者としての銀行は、1980年代前半には貸出先企業に対して現金保有の形でレ

ントを求めている可能性がある。一方、1980年代後半にはフリー・キャッシュ・フローを圧縮するという面で経営規律を高めていた可能性がある。

メインバンク持ち株比率の係数は、1980年代の前半に、有意性が低いものの負となっている。メインバンクとの資本関係が強い場合には、メインバンクが企業の資金調達をサポートして資金調達制約を緩和させていた可能性を示唆している。一方、社債ダミーの係数はいずれのサンプル期間でも有意でなく、社債による資金調達能力と現預金保有の代替性は認められない。

土地資産比率の係数は、1980年代と2000年代前半に有意に負となっている。すなわち、これらのサンプル期間では、土地資産を担保とした資金調達と現預金保有が代替関係にあったことを示している。しかし、1990年代にはそうした代替関係は認められず、その前半では有意でないものの正值をとっている。こうした推計結果は、1990年代に地価が大幅に低下したが、そのことによる借入能力の低下を現預金の積み立てによっては対応してこなかったことを示唆している。

キャッシュ・フローの係数と配当ダミーの係数からは、企業内部留保の流れを推測することができる。1980年代後半は、キャッシュ・フローの係数が有意に正で配当ダミーの係数が有意に負となっている。この結果は、企業内部留保において現預金保有と増配が競合して、配当支払いと現預金保有が代替関係にあったと解釈できる。一方、1990年代前半では、キャッシュ・フローの係数と配当ダミーの係数がともに有意に正となっている。この結果は、減益による内部留保の低下が現預金保有を引き下げるとともに減配につながり、配当支払いと現預金保有が補完関係となっていたことを示唆している。1990年代後半以降、現預金保有比率は、キャッシュ・フローとも、配当支払いとも有意な関係にない。

設備投資比率の係数はすべて負となっているが、係数の大きさは企業内部で積み立てた流動性資産によって設備投資をファイナンスしている度合いを示していると解釈することもできる。特に、金融危機で市場からの資金調達が困難であった1990年代後半は、当該係数の絶対値が大きくなっている。一方、金融緩和で外部資金の調達が容易であった2000年代前半は、当該係数の絶対値が小さくなっている。

産業別の株価収益率標準偏差の係数は、1990年代後半と2000年代前半に有意に正となっており、不確実性の高い産業において現預金を積み上げる傾向が認められるようになってきた。しかし、1980年代後半には、まったく逆の効果が観察されている。

マクロ経済環境の代理変数である長短金利スプレッドの係数は、1990年代以降、負値をとり、長期投資に対する短期投資（現預金保有）の機会費用が生じていることを示している。しかし、1980年代後半には、当該係数は正で有意となっている。

4. 4 非製造業に関する推計結果

次に、非製造業について見ていく。非製造業の推計結果は表6で報告されている。

非製造業でも、1990年代の半ば以降、現預金保有について規模の経済が働くようになった。1990年代前半までのサンプル期間では対数実質総資産の係数が有意でないが、1990年代後半以降のサンプル期間では当該係数が有意に負となっている。

(表6を挿入)

時価簿価比率の係数も、製造業と同様の傾向を示している。当該係数は、すべてのサンプル期間を通じて正であるが、そのオーダーはサンプル期間ごとに異なっている。1980年代前半には0.054、1980年代後半には0.056、1990年代前半には0.067にまで高まっている。その一方、1990年代後半には0.028に低下し、2000年代前半には有意でなくなっている。製造業と同様に、1990年代後半のサンプル期間では流動性資産を取り崩しせざるをえなくなって現預金保有コストが上昇したと解釈できる。

製造業と同様に、非製造業でも、現預金保有は、それを代替する資金調達機会に左右されている。運転資本比率（NWC）に対する係数は、すべてのサンプル期間で負となっている。1980年代には、企業間信用などが企業の現預金保有を代替する度合いがきわめて高かったが、それ以降、代替する度合いが低下してきた。ただし、製造業と対照的に、金融危機を含む1990年代後半で企業間信用などとの代替度合いがかえって高まっている。

現預金保有と負債との代替関係は、1990年代前半にしか認められない。製造業において銀行借入比率の係数が1980年代前半に有意に正であった関係も、非製造業には認められない。また、製造業と対照的に銀行借入比率の係数は、1990年代後半以降に有意に負となっている。

一方、メインバンク持ち株比率の係数は、製造業と同様に、1980年代前半に負になっている。メインバンクとの資本関係が強い場合には、メインバンクが企業の資金調達をサポートして資金調達制約を緩和させていた可能性を示している。

土地資産比率の係数は、製造業とは対照的に1990年代後半に有意に負となっている。1990年代後半に地価が大幅に低下したが、そのことによる借入能力の低下を現預金の積み立てによって対応してきたことを示唆している。

社債ダミーの係数は、製造業と同様に多くのケースにおいて有意でない。興味深い点は、1990年代後半に社債ダミーの係数が正で有意となっているところである。社債によって調達された資金が現預金として保有されていた可能性がある。

キャッシュ・フローの係数と配当ダミーの係数は、製造業の結果と同様に、1990年代前半では、減益による内部留保の低下が現預金保有を引き下げるとともに減配につながり、配当支払いと現預金保有が補完関係となっていたことを示唆している。1990年代半ば以降は、現預金保有比率は配当支払いと有意な関係にない。設備投資比率の係数は全般的に負となっている。

産業別の株価収益率標準偏差の係数は、1980年代に有意に負となっていて理論とは整合的な結果ではない。また、製造業と異なって、1990年代前半のみ、不確実性の高い産業において現預金を積み上げる傾向が認められる。

マクロ経済環境の代理変数である長短金利スプレッドの係数は、1990年代前半に有意に負の値をとっていて流動性資産保有に機会費用が生じていたことを示唆しているが、それ以外のサンプル期間ではそうした傾向が認められない。

4. 5 推計結果の頑健性

最後に、代替的な被説明変数を用いた場合について推計結果の頑健性を検討した結果を簡単に報告する¹⁹。代替的な被説明変数としては、流動性資産に現預金ばかりでなく短期

有価証券を加えた場合と、総資産ではなく売上高で現預金残高を標準化した場合について推計を行った。

推計係数の傾向は、どのような被説明変数を用いるのかにほとんど影響を受けていない。ただし、運転資本比率（NWC）と土地資産比率の説明変数については、流動性資産に短期有価証券を加えると、推計係数が有意なマイナスから有意なプラスに逆転している。こうした傾向は、有価証券に含まれている株式投資の市場評価が運転資本や土地資産の評価と強い相関があることに起因していると考えられる。また、売上高で現預金残高を標準化した場合には、土地資産比率の係数が依然としてマイナスであるものの、有意でなくなっている。

5. まとめ

本稿は、流動性資産保有関数の推計を通じて、1980年代から2000年代前半までの企業金融環境の変化に対して、企業の流動性資産（現預金）保有行動がどのように変化したのかを分析してきた。その結果、1990年代までは一貫して成長性の高い企業が現預金を保有しようとする傾向が認められたが、2000年代の金融緩和期にはそのような関係が見られなくなっている。また、1990年代半ばまでは、製造業、非製造業ともに、企業は規模に応じて流動性資産を保有する傾向が強くなり、企業内に積み立てた現預金が設備投資の原資となってきた。製造業を中心として、銀行借入や企業間信用などの代替的な資金調達手段は、現預金保有と強い代替関係にあった。ただし、メインバンクを通じた信用供与が現預金保有に代替するのは1980年代前半までであった。1980年代は、土地担保に基づいた借入との代替関係も製造業で認められる。

金融危機を含む1990年代後半になると、現預金保有には規模の経済が働いて企業規模に比した流動性資産の保有サイズは圧縮される傾向にあった。金融危機で資金調達が困難となった企業にとっては、企業内部で積み立てた流動性資産が設備投資の主な原資となった。製造業では、企業間信用と現預金保有との代替性が弱まった。一方、同時期の非製造業では、企業間信用や土地担保借入などが現預金保有に代替する役割を依然として果たしていた。金融緩和基調となった2000年代前半には、製造業においても、非製造業においても、代替的な資金調達手段の中で現預金保有が設備投資の資金調達源として果たす役割が低下した。

次に、Pinkowitz/Williamson [2001]の推計結果と比較しながら、企業統治やステイクホルダーの役割について検討を行ってみよう。彼らの分析において日本企業の企業金融行動に関わるもっとも特徴的な結果は、(i) 1976年から1982年のサンプルで銀行貸出比率の係数が有意に正で銀行が企業に対してレントを求めている可能性と、(ii) 1989年度から1995年度のサンプルで系列企業ダミーの係数が有意に負で系列企業は強い資金調達制約に服していなかった可能性を指摘している点である。

本稿の推計結果によると、1980年代前半の製造業企業では、銀行借入比率の係数が有意に正であり、(i)の結果と整合的である²⁰。一方、メインバンク持ち株比率の係数は、製造業、非製造業とも1980年代前半に有意に負となっているが、1980年代後半以降はともに有意ではない。メインバンク依存度の高い企業を系列企業と同一視すると、本稿の結果は、

1970年代後半や1980年代よりも1990年代前半にメインバンクの役割を強調している(ii)の結果と対照的である。一方、本稿の推計結果は、メインバンクの役割が時系列的に低下していることを示している先行研究（例えば、Hoshi/Kashyap [2001]）と整合的である。

以上のように、本稿の分析は、1980年代以降の流動性資産の保有に企業金融環境の顕著な違いが反映されていることを明らかにしてきた。特に、金融危機に見舞われた1990年代後半と金融緩和期の2000年代前半は、流動性資産の保有の行動に企業金融環境の変化が明確に反映されている。

今後の研究の課題としては、Almeida/Campello/Weisbach [2004]のような流動性資産投資関数の推計が挙げられる。特に設備投資関数の推計におけるキャッシュ・フロー感応度と資金調達制約との関係を考慮しながら、統合的な推計結果が得られるかどうかを検討する必要がある。流動性資産が企業価値にどのような形で寄与しているのかを理論的および実証的に考察することも重要な課題であろう。また、2000年代になって自己株式取得が解禁された企業金融環境を考えると、企業の自己株式取得行動が流動性資産需要にどのような影響を与えたのかを検証することも、きわめて重要な研究課題である。

引用文献

- 砂川伸幸, 畠田敬, 山口聖[2006], 「ペイアウトと現金保有」『証券アナリストジャーナル』44(7), 6-20.
- 諏訪部貴嗣[2006], 「株主価値を向上させる配当政策」『証券アナリストジャーナル』44(7), 34-47.
- 花枝英樹, 芹田敏夫[2008], 「日本企業の配当政策・自社株買い: サーバイデータによる検証」『現代ファイナンス』24, 129-160.
- 広瀬純夫, 柳川範之, 齊藤誠[2005], 「企業内キャッシュフローと企業価値: 日本の株式消却に関する実証研究を通じての考察」『経済研究』56(1), 30-41.
- 広田真一, 堀内俊洋[2001], 「近年のメインバンクの実態と変化」『金融経済研究』17, 90-98.
- 堀敬一, 安藤浩一[2002], 「流動性資産と企業行動: 時系列データによる分析」, 齊藤誠, 柳川範之の編著『流動性の経済学: 金融市場への新たな視点』東洋経済新報社.
- 牧田修治[2005], 「わが国上場企業の自社株買いに関する実証研究: フリーキャッシュフロー仮説の検証」, 『現代ファイナンス』17, 63-81.
- 山口聖[2008], 「自社株買いと長期の株価パフォーマンス」, 『現代ファイナンス』23, 153-169.
- Almeida, H., M. Campello, and M. S. Weisbach [2004], “The Cash Flow Sensitivity of Cash,” *Journal of Finance* 59(4), 1777-1804.
- Arslan, Ö, C. Florackis, and A. Ozkan [2006], “The Role of Cash Holding in Reducing Investment-Cash Flow Sensitivity: Evidence from a Financial Crisis Period in an Emerging Market,” *Emerging Markets Review* 7(4), 320-338.
- Ball, L. [2001], “Another Look at Long-Run Money Demand,” *Journal of Monetary Economics* 47(1), 31-44.
- Dittmar, A., and J. Mahrt-Smith [2007], “Corporate Governance and the Value of Cash Holdings,” *Journal of Financial Economics* 83(3), 599-634.
- Dittmar, A., J. Mahrt-Smith, and H. Servaes [2003], “International Corporate Governance and Corporate Cash Holdings,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 38(1), 111-133.
- Dodwell Marketing Consultants [2001], *Industrial Groupings in Japan*, Brown & Co Ltd.
- Faulkender, M., and R. Wang [2006], “Corporate Financial Policy and the Value of Cash,” *Journal of Finance* 61(4), 1957-1990.
- Faleye, O. [2004], “Cash and Corporate Control,” *Journal of Finance* 59(5), 2041-2060.
- Ferreira, M. A., and A. S. Vilela [2004], “Why Do Firms Hold Cash? Evidence from EMU Countries,” *European Financial Management* 10(2), 295-319.
- Holmström, B., and J. Tirole [2001], “LAPM: A Liquidity-Based Asset Pricing Model,” *Journal of Finance* 56(5), 1837-1867.
- Hori, K., M. Saito, and K. Ando [2006], “What Caused Fixed Investment to Stagnate during the 1990s in Japan?: Evidence from Panel Data of Listed Companies,”

- Japanese Economic Review* 57(2), 283-306.
- Hoshi, T. and A. Kashyap [2001], *Corporate Financing and Governance in Japan: The Road to the Future*, The MIT Press.
- 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.
- Jensen, M. [1986], "Agency Cost for Free Cash Flow, Corporate Finance, and the Takeovers," *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.
- Kang, J., and A. Shivdasani [1995], "Firm Performance, Corporate Governance, and Top Executive Turnover in Japan," *Journal of Financial Economics* 38(1), 29-58.
- Mikkelsen, W. H., and M. M. Partch [2003], "Do Persistent Large Cash Reserves Hinder Performance?" *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 38(2), 275-294.
- Mulligan, C. [1997], "Scale Economies, the Value of Time and the Demand for Money: Longitudinal Evidence from Firms," *Journal of Political Economy* 105(5), 1061-1071.
- 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), 2103-2134.
- 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," *Journal of Finance* 61(6), 2725-2751.
- Pinkowitz, L., and R. Williamson [2001], "Bank Power and Cash Holdings: Evidence from Japan," *Review of Financial Studies* 14(4), 1059-1082.

<執筆者>

堀 敬一（ほりけいいち），立命館大学経済学部

安藤 浩一（あんどうこういち），日本政策投資銀行設備投資研究所

齊藤 誠（さいとうまこと），一橋大学大学院経済学研究科

<謝辞>

本誌の編集委員である砂川伸幸氏と匿名査読者からは，分析と記述の両面について数多くの貴重なコメントを頂いた．東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局第2回共催コンファレンス（2007年11月27日）における討論者の阿部修人氏には，理論仮説，データ作成，推計手法について多岐にわたって有益で詳細なコメントを頂いた．また，植田和男，藤木裕，宮尾龍蔵，吉田二郎の各氏，**Monetary Economics Workshop**の参加者からも有益なコメントを頂いた．本研究は，日本銀行調査統計局から財政的な支援を受けている．ここに謝辞を申し上げたい．

1 今後、日本企業の流動性資産保有動機に影響を与える要因として、自己株式取得が制度的に可能になったことが考えられる。広瀬/柳川/齊藤[2005]は、自己株式取得が依拠する制度によって取得動機が異なっていて、金庫株解禁ではフリー・キャッシュ・フロー仮説が、償却特例ではシグナリング仮説がそれぞれ成り立っていることを示している。牧田[2005]では、フリー・キャッシュ・フロー仮説を支持するイベント・スタディーの結果を得ている。山口[2008]は、シグナリング仮説に否定的な結果を報告している。花枝/芹田[2008]では、アンケート調査に基づいて、配当について明確な政策があるのに対して、自己株式取得について方針が確立していないことを報告している。しかし、自己株式取得と現預金保有の直接的な関係については、十分な説明がなされていない。主な理由は、2006年度以降でなければ、「株式資本等変動計算書」を通じて自己株式取得に関する詳細な情報が得られないからである。本研究でも、こうしたデータ上の制約から自己株式取得を分析対象とすることができなかった。

2 『企業財務データバンク』では、12月決算から3月決算への変更や、合併によるしきり直しなどの理由で決算月数が12ヶ月に満たない場合に、フローのデータを単純に1年分に引き延ばして、他の年度と比較可能にする正規化処理を行っている。正規化処理を行った企業は、フル・サンプルの約1.5%である。

3 1期前の諸説明変数と同時期のマクロ経済変数（長短金利スプレッド）を操作変数とする推計も行ったが、芳しい結果は得られなかった。

4 先行研究であるPinkowitz/Williamson [2001]は、Kang/Shivdasani [1995]の研究が用いたDodwell/Marketing/Consultants [2001]の系列データを用いているが、当該資料は2001年14版の改訂以降、更新されていない。そこで、本研究では、広田/堀内 [2001]によってその有用性が確認されており、より入手しやすい『会社四季報』のデータに基づいてメインバンク依存度の代理変数を作成した。

5 『企業財務データバンク』の大口株主データは有価証券報告書の株主一覧に依拠しているために、信託銀行が顧客の分別勘定で保有している株式についても信託銀行が株主として現れる。その結果、信託銀行がメインバンクの場合には、メインバンク持ち株比率が銀行の持ち株制限5%を上回る可能性がある。こうした影響をコントロールするために信託銀行がメインバンクである企業を除去したサンプルについても推計作業を行ったが、それらの企業を含んだサンプルの推計結果と大きく異なることがなかった。本稿では、信託銀行がメインバンクである企業も含んだサンプルを用いている。

6 土地の簿価額が存在する最初の年度をベンチマーク・イヤーとし、当該年度末の簿価額を当該年度の名目値として採用する。翌年度以降は、前年度末の名目値を前年度の地価で割り、翌年度の地価を掛けたものを当該年度の当初保有名目値残高としている。そこに新規購入額を加え、売却額を差し引いて、当該年度末の名目値を算出している。

7 新規購入額については簿価から得られるが、データが不完全と考えられる場合には修正を行った。売却等の簿価額（＝当初保有簿価残高＋新規購入額－年度末簿価残高）を観察すると、まれに負値をとっており、新規購入額の入力完全でない場合があると考えられる。このような場合には、当該マイナス分の新規購入はありえないので、その額を新規購入額に加えた。その結果、売却等の簿価額＝当初保有簿価残高＋新規購入額＋修正額－年度末簿価残高 ≥ 0 となっており、異常分を修正することができる。

8 例えば、地価が下落している局面では、簿価のまま計算すると売却等を過大評価することになり土地の名目価値が実態より過小になる。売却額の時価評価にあたっては、まず当年度の売却比率を求める（売却比率＝当年度の売却等の簿価額／前年度末の簿価残高）。次に、この売却比率を前年度末の土地名目値に掛けて、前年度価格ベースの売却額を得る（前年度価格ベースの売却額＝前年度末の土地名目値×売却比率）。この値を当年度の価格ベースのものにするために前年度の地価で割り、当年度の地価を掛けることによって、最

最終的に当年度の売却額の時価評価額を求めている（当年度価格ベースの売却額＝前年度価格ベースの売却額／前年度の地価×当年度の地価）。

⁹『企業財務データバンク』の基本資料である有価証券報告書では、貸借対照表の固定負債項目とともに、社債明細表に普通社債残高が記載されている。

¹⁰『企業財務データバンク』の株価に関する記載は、株価の期中動向に関する一般的な記載方法に従って、1年間の高値と安値のみが収録されていることから、高値と安値から平均値を算出している。

¹¹詳しくは、2000年度までは流動資産に計上され、2001年度以降は「資本の部」の控除項目として取り扱われている。しかし、両者では会計上の取り扱いも異なっていることから、データの連続性を保つことが困難である。さらには、たとえ計上されていても、期末残高だけであり、取得額自体は直接確認できない。

¹²社債格付けや企業格付けは、有価証券報告書の記載事項ではない。いずれの格付けとも、格付け機関によって評価に相違があるが、それぞれの格付け機関がすべての過去の格付けに関して時系列的なデータを統一的に公表しているわけではない。

¹³1981年4月から1998年11月までは東証上場10年国債の最長期間利回りの月末値、1998年12月から2006年3月までは新発10年国債の流通利回りを用いている。

¹⁴例えば、Ball [2001]が貨幣需要における名目利子率で表される保有コストを明示的に考慮した実証研究を包括的に行っている。

¹⁵2000年代の製造業のサンプル数が減少しているのは、主として企業の統合や合併、あるいは上場廃止でパネル・データのサブ・サンプル期間で継続してデータを記録することができない企業が増加したことが影響している。

¹⁶製造業と非製造業の係数が一致しているという帰無仮説は、フル・サンプルについても、すべてのサブ・サンプルについても、強く棄却されている。

¹⁷構造変化の有無を検定すると、フル・サンプル期間で係数が一定であるという帰無仮説は強く棄却される。また、本研究で用いたサブ・サンプル期間の隣り合ったより長い期間のサブ・サンプル期間についても、係数が一定であるという帰無仮説が強く棄却される。一方、本研究で用いたサブ・サンプル期間内についても、構造変化の存在が認められることがある。しかし、ここでは、より短いサブ・サンプル期間を用いると時系列の変動も活用するパネル分析のメリットを活かすことができないと判断し、上述の実態的な判断に基づいたサブ・サンプル期間を用いている。

¹⁸Mulligan [1997]は、米国の企業パネル・データを用いながら、売上規模の大きい企業ほど売上に対する現預金保有の比率が小さくなり、現預金保有について規模の経済が存在することを示している。

¹⁹なお、著者へのリクエストで当該推計結果を送付する。

²⁰ただし、銀行借入比率の正の係数は、かならずしも銀行によるレントのみを反映しているとはいえない。預金金利についても、貸出金利についても強い規制があった1980年代半ばまでは、企業が借入資金の一部を融資銀行へ預金することで信用スプレッドを調整していた。銀行貸出比率と現預金比率の関係に正の相関が生じているのも、そうした事情を反映している可能性も否定できない。

表1: 検討している仮説と説明変数の係数の符号について

説明変数	期待される係数の符号	背景となっている仮説
(1) 資金調達手段に関する説明変数		
運転資本比率(NWC)	マイナス	企業間信用における売上債権は企業の現預金保有を代替する。
負債比率	マイナス プラス	企業経営への規律付け効果で現預金保有が圧縮される。 倒産可能性が高まることを回避するために負債を圧縮するべく現預金保有を高める。
銀行借入比率	マイナス プラス	銀行借入への依存は現預金保有の必要性を低下させる。 銀行の企業に対する支配力で現預金保有の積み増しが強いられる。
メインバンクによる 持ち株比率	マイナス	メインバンクへの依存で現預金保有の必要性が低下する。
土地資産比率	マイナス	不動産担保に基づいた借入能力の拡大で現預金保有の必要性が低下する。
社債ダミー	マイナス	資本市場へのアクセスで現預金保有の必要性が低下する。
(2) 企業のオペレーションやパフォーマンスを示す説明変数		
対数実質総資産	マイナス プラス	大企業ほど情報開示が進み流動性制約が緩和され、リスク分散も可能なので、現預金保有の必要性が低下する。 大企業ほどテイクオーバーの対象となりにくく、企業経営に対する規律が低下して、現預金保有がかえって高まる。
時価簿価比率	プラス マイナス	時価簿価比率を成長機会の代理変数とすると、将来の流動性制約に備えて現預金保有の必要性が高まる。 過剰な現預金保有でフリー・キャッシュ・フローが発生すると、時価簿価比率が低下し、両者に負の相関が生じる。
キャッシュ・フロー比率	プラス	現預金保有の原資となる。
配当ダミー	マイナス	フリー・キャッシュ・フロー化を回避するために配当を行う可能性がある。
設備投資比率	マイナス	資本コストの低い手許資金が最初に設備投資資金に充当される。
産業別株式収益率の 標準偏差	プラス	直面するリスクが高いほど、将来の流動性制約に備えて現預金保有の必要性が高まる。
(3) マクロ経済環境を示す説明変数		
長短金利スプレッド ^①	マイナス	長期資産投資に対する流動性資産投資の機会費用が高まって現預金保有が圧縮される。

表2：日本の上場企業の流動性資産比率(現預金比率)の推移

業種 年度	製造業			非製造業		
	標本数	平均	標準偏差	標本数	平均	標準偏差
1982	1100	0.149	0.067	523	0.145	0.076
1983	1099	0.148	0.070	532	0.143	0.074
1984	1106	0.147	0.075	542	0.143	0.078
1985	1123	0.150	0.078	553	0.146	0.083
1986	1142	0.156	0.079	579	0.151	0.088
1987	1155	0.166	0.087	591	0.158	0.094
1988	1202	0.167	0.094	647	0.163	0.097
1989	1248	0.163	0.103	704	0.167	0.112
1990	1274	0.145	0.097	755	0.154	0.111
1991	1303	0.133	0.091	786	0.141	0.108
1992	1303	0.121	0.088	801	0.129	0.101
1993	1320	0.119	0.088	831	0.130	0.107
1994	1343	0.119	0.092	877	0.128	0.109
1995	1380	0.107	0.089	937	0.120	0.101
1996	1405	0.099	0.085	988	0.110	0.095
1997	1419	0.095	0.079	1030	0.109	0.093
1998	1418	0.101	0.081	1053	0.117	0.098
1999	1425	0.102	0.083	1066	0.119	0.102
2000	1411	0.094	0.081	1104	0.119	0.105
2001	1393	0.096	0.086	1132	0.126	0.114
2002	1351	0.102	0.093	1122	0.127	0.117
2003	1305	0.103	0.093	1095	0.131	0.119
2004	1282	0.102	0.094	1074	0.131	0.121
2005	1281	0.095	0.090	1078	0.127	0.118

(注)表2における流動性資産比率の定義は、現預金／総資産である。

表3：各変数の基本統計量

製造業				
変数	平均	標準偏差	最大値	最小値
現預金	0.155	0.162	2.915	0.000
現預金＋有価証券	0.231	0.230	4.666	0.000
現預金／売上高	0.156	0.235	16.780	0.000
時価簿価比率	1.244	0.996	45.490	0.002
対数実質総資産	17.557	1.374	23.033	12.638
キャッシュ・フロー	0.048	0.063	1.157	-1.021
NWC	0.056	0.199	0.761	-1.476
設備投資	0.095	0.106	1.462	0.000
負債比率	0.570	0.208	1.495	0.001
銀行借入比率	0.255	0.201	0.987	0.000
土地	0.080	0.065	0.639	0.000
配当ダミー	0.823	0.381	1.000	0.000
社債ダミー	0.465	0.499	1.000	0.000
メインバンク持ち株比率(%)	3.548	1.881	29.080	0.000
株式収益率標準偏差	5.805	2.176	14.943	1.940

非製造業				
変数	平均	標準偏差	最大値	最小値
現預金	0.176	0.225	5.226	0.000
現預金＋有価証券	0.246	0.326	11.642	-0.250
現預金／売上高	0.154	0.262	9.224	0.000
時価簿価比率	1.323	2.334	88.906	0.000
対数実質総資産	17.777	1.432	23.404	13.166
キャッシュ・フロー	0.040	0.070	1.121	-1.217
NWC	-0.030	0.209	0.923	-1.497
設備投資	0.079	0.118	1.474	0.000
負債比率	0.622	0.220	1.496	0.001
銀行借入比率	0.281	0.220	0.987	0.000
土地	0.109	0.100	0.913	0.000
配当ダミー	0.869	0.337	1.000	0.000
社債ダミー	0.485	0.500	1.000	0.000
メインバンク持ち株比率(%)	3.049	2.060	45.020	0.000
株式収益率標準偏差	6.190	2.484	18.449	1.044

製造業・非製造業共通				
変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
長短金利スプレッド(%)	1.170	0.847	-0.757	2.453

(注)各変数の定義は第3節で説明されている。対数実質総資産は、総資産の簿価を国内企業物価指数で実質化し、自然対数をとっている。実質総資産自体の平均値は、製造業では133,000,000、非製造業では211,000,000である。各変数の基本統計量は、1982年度から2005年度のデータに基づき計算されている。計算に用いたサンプルは、実際の推定に用いられた異常値排除後のものである。異常値排除の基準は、時価簿価比率が95以上、キャッシュ・フローとNWCについては1.5以上または-1.5以下、設備投資は負または1.5以上、負債比率(1期前)は1.5以上、土地(1期前)は負または1.5以上である。その結果、サンプル数は製造業が30,788、非製造業が20,400であった。

表4: 日本の上場企業の流動性資産保有関数の推計結果
(推定期間: 1982年度から2005年度)

産業	全産業		製造業		非製造業	
時価簿価比率	0.030	***	0.081	***	0.014	***
	(0.006)		(0.012)		(0.005)	
対数実質総資産	-0.419	***	-0.383	***	-0.438	***
	(0.023)		(0.035)		(0.029)	
キャッシュ・フロー	1.379	***	1.335	***	1.358	***
	(0.126)		(0.172)		(0.182)	
NWC	-1.204	***	-1.193	***	-1.274	***
	(0.082)		(0.118)		(0.107)	
設備投資	-0.183	***	-0.271	***	-0.141	**
	(0.048)		(0.066)		(0.071)	
負債比率	0.122		0.244		-0.166	
	(0.106)		(0.150)		(0.133)	
銀行借入比率	-0.640	***	-0.642	***	-0.608	***
	(0.078)		(0.108)		(0.107)	
土地	-0.541	***	-0.762	***	-0.325	*
	(0.148)		(0.220)		(0.195)	
配当ダミー	0.136	***	0.073	**	0.252	***
	(0.023)		(0.029)		(0.034)	
社債ダミー	-0.253	***	-0.279	***	-0.202	***
	(0.027)		(0.039)		(0.035)	
メインバンク持株比率	0.024	***	0.038	***	0.002	
	(0.005)		(0.007)		(0.005)	
株式収益率標準偏差	0.007	***	0.008	***	0.004	
	(0.002)		(0.003)		(0.003)	
長期短期スプレッド	-0.103	***	-0.104	***	-0.09	***
	(0.006)		(0.007)		(0.008)	
標本数	51188		30788		20400	
企業数	3026		1620		1406	
R2	0.18		0.18		0.22	

(注)被説明変数は「 $\ln(\text{現預金} / (\text{総資産} - \text{現預金}))$ 」である。その他の変数の定義は第3節で説明されている。固定効果モデルと変量効果モデルの両方で推定を行い、ハウスマン検定の結果に基づいて推定結果を選択した。その結果、全てのケースで固定効果モデルが採択された。全てのケースで推定は、異常値が除外された標本で行われている。異常値の定義は時価簿価比率が95以上、キャッシュ・フローとNWCが-1.5以下および1.5以上、設備投資が0および1.5以上、負債比率が1.5以上、土地が0以下および1.5以上である。定数項の推定結果は省略されている。()の中の数字は標準誤差を表している。標準誤差は誤差項の不均一分散を考慮し、White(1980)にしたがって修正している。「***」、「**」、「*」は推定値が0と異なるという帰無仮説がそれぞれ有意水準1%、5%、10%で棄却されることを示している。

表5: 製造業の流動性資産保有関数の推計結果

推計期間	1982-1985	1986-1990	1991-1995	1996-2000	2001-2005
時価簿価比率	0.066 *** (0.020)	0.072 *** (0.015)	0.125 *** (0.034)	0.055 ** (0.022)	0.018 (0.013)
対数実質総資産	0.096 * (0.058)	0.279 *** (0.051)	0.189 * (0.110)	-0.496 *** (0.092)	-0.327 *** (0.108)
キャッシュ・フロー	0.663 *** (0.188)	1.559 *** (0.193)	1.275 *** (0.241)	0.068 (0.230)	0.162 (0.262)
NWC	-1.302 *** (0.119)	-1.962 *** (0.119)	-1.296 *** (0.165)	-0.865 *** (0.143)	-1.276 *** (0.170)
設備投資	-0.321 *** (0.080)	-0.592 *** (0.086)	-0.488 *** (0.086)	-0.643 *** (0.100)	-0.306 *** (0.114)
負債比率	-0.255 (0.163)	-0.658 *** (0.158)	-0.44 * (0.226)	0.282 (0.190)	0.207 (0.263)
銀行借入比率	0.315 *** (0.117)	-0.305 ** (0.135)	-0.213 (0.132)	0.066 (0.121)	-0.126 (0.143)
土地	-1.603 *** (0.432)	-0.896 ** (0.403)	0.742 (0.468)	-0.228 (0.338)	-0.952 *** (0.364)
配当ダミー	-0.015 (0.021)	-0.135 *** (0.034)	0.092 ** (0.041)	0.025 (0.039)	0.015 (0.041)
社債ダミー	0.063 (0.056)	-0.056 (0.050)	0.056 (0.061)	-0.04 (0.058)	0.062 (0.080)
メインバンク持株比率	-0.005 * (0.003)	-0.015 (0.009)	-0.023 (0.017)	0.005 (0.013)	0.005 (0.009)
株式収益率標準偏差	-0.003 (0.005)	-0.013 *** (0.003)	0.003 (0.004)	0.015 *** (0.004)	0.017 *** (0.006)
長期短期スプレッド	0.009 (0.009)	0.094 *** (0.011)	-0.093 *** (0.009)	-0.023 (0.020)	-0.19 *** (0.045)
標本数	4428	6021	6649	7078	6612
企業数	1147	1285	1406	1488	1459
R2	0.12	0.19	0.13	0.05	0.04

(注) 被説明変数は「 $\ln(\text{現預金} / (\text{総資産} - \text{現預金}))$ 」である。その他の変数の定義は第3節で説明されている。固定効果モデルと変量効果モデルの両方で推定を行い、ハウスマン検定の結果に基づいて推定結果を選択した。その結果、全てのケースで固定効果モデルが採択された。全てのケースで推定は、異常値が除外された標本で行われている。異常値の定義は時価簿価比率が95以上、キャッシュ・フローとNWCが-1.5以下および1.5以上、設備投資が0および1.5以上、負債比率が1.5以上、土地が0以下および1.5以上である。定数項の推定結果は省略されている。()の中の数字は標準誤差を表している。標準誤差は誤差項の不均一分散を考慮し、White(1980)にしたがって修正している。「***」、「**」、「*」は推定値が0と異なるという帰無仮説がそれぞれ有意水準1%、5%、10%で棄却されることを示している。

表6: 非製造業の流動性資産保有関数の推計結果

推計期間	1982-1985	1986-1990	1991-1995	1996-2000	2001-2005
時価簿価比率	0.054 ** (0.022)	0.056 * (0.031)	0.067 * (0.040)	0.028 *** (0.008)	0.006 (0.004)
対数実質総資産	0.144 (0.094)	0.042 (0.064)	0.009 (0.113)	-0.388 *** (0.063)	-0.281 *** (0.070)
キャッシュ・フロー	0.224 (0.297)	0.552 (0.792)	1.166 ** (0.484)	1.157 *** (0.283)	0.474 * (0.274)
NWC	-1.606 *** (0.172)	-1.848 *** (0.222)	-1.403 *** (0.187)	-1.474 *** (0.131)	-1.167 *** (0.183)
設備投資	-0.177 (0.126)	-0.616 *** (0.109)	-0.422 *** (0.097)	-0.609 *** (0.087)	-0.564 *** (0.162)
負債比率	-0.429 (0.356)	-0.264 (0.236)	-1.02 *** (0.264)	-0.105 (0.180)	0.418 * (0.220)
銀行借入比率	0.139 (0.148)	-0.201 (0.227)	-0.039 (0.131)	-0.174 * (0.102)	-0.43 *** (0.151)
土地	-0.346 (0.366)	-0.143 (0.338)	-0.244 (0.329)	-0.601 ** (0.266)	-0.542 (0.466)
配当ダミー	0.027 (0.035)	0.039 (0.067)	0.197 *** (0.055)	0.065 (0.042)	0.013 (0.056)
社債ダミー	-0.017 (0.040)	0.035 (0.069)	0.003 (0.073)	0.179 *** (0.061)	0.019 (0.061)
メインバンク持株比率	-0.006 * (0.003)	-0.013 (0.013)	-0.008 (0.008)	-0.006 (0.010)	-0.004 (0.007)
株式収益率標準偏差	-0.008 ** (0.004)	-0.015 *** (0.005)	0.017 *** (0.005)	0.001 (0.003)	-0.002 (0.007)
長期短期スプレッド	0.015 (0.015)	0.042 * (0.023)	-0.083 *** (0.010)	-0.017 (0.018)	0.021 (0.046)
標本数	2150	3276	4232	5241	5501
企業数	558	763	963	1180	1256
R2	0.14	0.16	0.16	0.12	0.06

(注) 被説明変数は「 $\ln(\text{現預金} / (\text{総資産} - \text{現預金}))$ 」である。その他の変数の定義は第3節で説明されている。固定効果モデルと変量効果モデルの両方で推定を行い、ハウスマン検定の結果に基づいて推定結果を選択した。その結果、全てのケースで固定効果モデルが採択された。全てのケースで推定は、異常値が除外された標本で行われている。異常値の定義は時価簿価比率が95以上、キャッシュ・フローとNWCが-1.5以下および1.5以上、設備投資が0および1.5以上、負債比率が1.5以上、土地が0以下および1.5以上である。定数項の推定結果は省略されている。()の中の数字は標準誤差を表している。標準誤差は誤差項の不均一分散を考慮し、White(1980)にしたがって修正している。「***」、「**」、「*」は推定値が0と異なるという帰無仮説がそれぞれ有意水準1%、5%、10%で棄却されることを示している。

図1: 現預金比率の推移

