



|    |          |
|----|----------|
| ID | JJF00304 |
|----|----------|

|     |  |
|-----|--|
| 論文名 | 会計保守主義と内部資金に対する投資の感応度  |
|     | Accounting conservatism and investment-internal fund sensitivity |
| 著者名 | 石田惣平   |
|     | Souhei Ishida  |
| ページ | 55-79  |

|      |                           |
|------|---------------------------|
| 雑誌名  | 経営財務研究                    |
|      | Japan Journal of Finance  |
| 発行巻号 | 第35巻第1.2合併号               |
|      | Vol.35 / No. 1.2.         |
| 発行年月 | 2015年12月                  |
|      | Dec. 2015                 |
| 発行者  | 日本経営財務研究学会                |
|      | Japan Finance Association |
| ISSN | 2186-3792                 |

# 会計保守主義と内部資金に対する投資の感応度\*

石田 惣平  
(一橋大学大学院)

## 要 旨

本研究は無条件保守主義と条件付保守主義が内部資金に対する投資の感応度にどのような影響を及ぼすかを検証した。検証の結果、無条件保守主義は内部資金に対する投資の感応度を緩和することが明らかとなった。一方で、条件付保守主義には少なくともそうした緩和効果は観察されなかった。

キーワード：無条件保守主義、条件付保守主義、資金調達制約、内部資金に対する投資の感応度

## 1 はじめに

保守主義とは、経済的利益の会計上の非対称な認識によって生じた会計利益に対する下方バイアスである。保守主義の歴史は非常に古い。Basu (1997)によれば、実務のレベルで見れば保守主義は少なくとも 500 年前から存在していたと言われている。また、企業会計原則の成立期においても保守主義は重視され、米国の『SHM 会計原則』や日本の『企業会計原則』の中にも保守主義についての記述が存在する。しかし、近年、保守主義を排除しようとする動きが世界的に見受けられる。2005 年には、財務会計基準審議会 (FASB) と国際会計基準審議会 (IASB) が共同プロジェクトの一環として保守主義に関する共同文書を公表、この中で会計情報の望ましい質的特性とは矛盾するものとして、保守主義を概念フレームワークに含めるべきではないとの記述がなされている (FASB 2005)。また、日本でも会計基準の国際的収斂化の波を受けて、その動きは加速しつつある (八重倉 2007)。

一方で、これまで多くの研究が保守主義の経済合理性の分析を試みており、近年では保守主義が資金調達制約を緩和しうることが報告されている (García Lara et al. 2011, 2014; Zhang 2008)。しかし、これらの研究には問題点もある。第 1 に、基準設定機関が排除の対象としている保守主義と先行研究が検証の対象としている保守主義には乖離が見受けられる点である。先行研究の多くは経済的損失が生じた時点で費用認識を行う形態の保守主義 (条件付保守主義) を取り上げ、その有用性を検証してきた。しかし、金森 (2009) は基準設定機関が排除の対象としているのは経済的損失の発生の有無とは無関係

\* 本研究は JPSP 特別研究員奨励費 13J05325 の助成を受けたものである。また、本研究の執筆にあたっては本誌の城下賢吾編集委員長および 2 名の匿名レフェリーの方々から有益なコメントを頂いた。記して感謝申し上げます。もちろん、残るべき誤謬は筆者の責任である。

に費用認識を行う形態の保守主義（無条件保守主義）であると指摘している<sup>1</sup>。つまり、条件付保守主義と無条件保守主義を区別することなしに、保守主義の有用性を検証したとしても、基準設定に資する議論はできないといえる。

第 2 に、先行研究の外的妥当性の問題である。保守主義に焦点を当てた研究の多くは、条件付保守主義が資金調達制約を緩和しうることを報告してきた。これに対して、無条件保守主義に焦点を当てた研究も数えるほどではあるが存在しており、これらの研究は無条件保守主義には条件付保守主義のような有用性がないことを報告している (Bauwhede 2007; Zhang 2008)。しかし、こうした研究の多くは米国企業を対象としたものであり、その研究成果を他国の企業にそのまま一般化可能かには議論の余地がある。Wysocki (2011) は会計システムが他の制度と相互に関連しており、制度が異なれば会計システムからもたらされる帰結も異なる可能性があると主張する。

本研究は日本企業を対象として、無条件保守主義と条件付保守主義が資金調達制約、特に内部資金に対する投資の感応度にどのような影響を及ぼすかを調査する。本研究のアプローチの特徴は次の 2 つである。ひとつは、日本という文脈の中で分析の枠組みを構築している点である。企業金融のシステムについて見てみると、日本は伝統的に金融機関、とりわけ銀行中心のシステムとされる (Aoki 1990; 広田 2012)。このメインバンク・システムと一般に言われる日本特有の企業金融システムは、無条件保守主義と条件付保守主義によってもたらされる経済的帰結を他国とは異なったものにするかもしれない。いまひとつは、資金調達制約として内部資金に対する投資の感応度を上げる点である。保守主義と資金調達制約の関係を検証した研究の多くは、分析対象として資本コストを取り上げている (García Lara et al. 2011; Bauwhede 2007; Zhang 2008)。しかし、資本コストを分析対象とする場合、因果の推計が困難になる。例えば、銀行借入に係る利率がいつ時点の契約で決定されたかを特定することは困難である。一方で、投資が行われたタイミングは財務諸表から把握することが可能である。そのため、本研究では保守主義と資金調達制約との関係を検討するにあたって、内部資金に対する投資の感応度に着目する。

本研究は Beaver and Ryan (2000) による無条件保守主義の尺度と Khan and Watts (2009) が考案した条件付保守主義の尺度を用いて上記の分析を行った。主たる発見事項は次の通りである。第 1 に、無条件保守主義は内部資金に対する投資の感応度を緩和することが確認された。第 2 に、条件付保守主義は少なくとも内部資金に対する投資の感応度を緩和しないことが明らかとなった。第 3 に、保守主義が内部資金に対する投資の感応度に及ぼす影響は企業と銀行との結びつきの強さによって変化することが確認された。なお、これらの検証結果は代替的な保守主義の尺度、代替的な内部資金指標、代替的な投資関数を用いた分析に対しても頑健であった。以上の検証結果は日本のような銀行を中心とする企業金融システムのもとでは、無条件保守主義が企業の資金調達制約を緩和することを示唆している。

本研究の構成は次の通りである。第 2 節では先行研究の整理を行い、本研究で検証する仮説を提示する。第 3 節ではリサーチ・デザインを説明する。第 4 節では、サンプルを抽出し、分析結果を報告する。第 5 節では頑健性分析、第 6 節では追加分析を行う。第 7 節は本研究の結論である。

---

1 金森 (2009) は 1973 年から 2002 年までに FASB から公表された会計基準を調査したところ、約 40% で無条件保守主義の排除が行われていることを報告している。

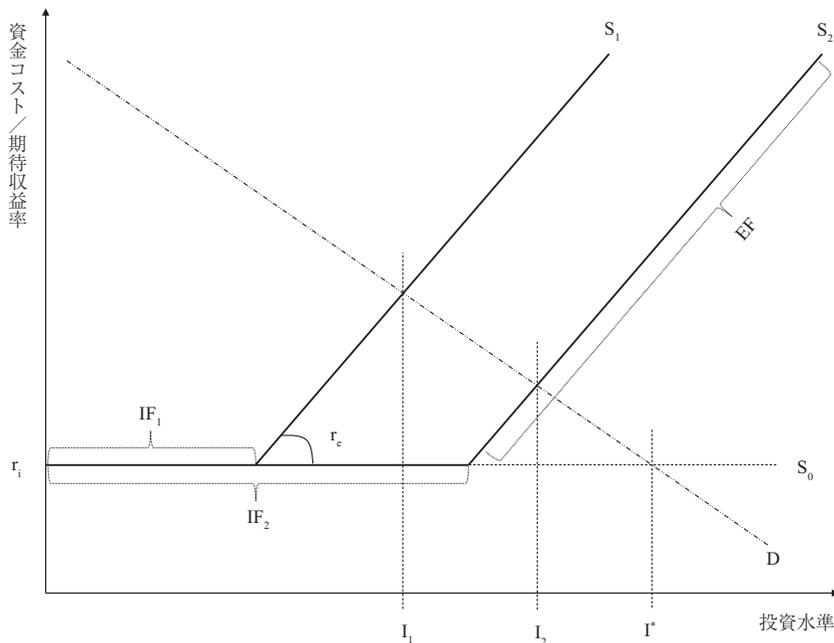
## 2 先行研究と仮説構築

### (1) 資金調達制約と内部資金に対する投資の感応度

金融市場の完全性を前提とした場合、企業の投資水準はその資金調達手段とは完全に独立になる。しかし、現実的には金融市場は不完全であるゆえ、企業の投資水準と資金調達手段は独立ではなくなる (Myers and Majluf 1984)。すなわち、金融市場が不完全である場合には資金調達にコストが伴うため、企業の投資行動は外部から資金調達を行う際のコストの大きさに左右される。さらにこのことは、企業の投資水準は内部資金の大きさにも左右されることを意味する。

Hubbard (1998) は、資金調達制約を伴う企業の投資水準の決定を次のようにまとめている。企業の投資水準は資金供給曲線と資金需要曲線によって決定される (図 1)。ここで、資金需要曲線 (D) は、正味現在価値が正の投資案件より構成されており、企業は期待収益率の高い投資案件から順に投資を行うことになるので、右肩下がり曲線となる。一方、資金供給曲線 (S) は、内部資金 (IF) と外部資金 (EF) から構成される。内部資金には時間コストが発生するため、市場における (リスク調整済みの) 実質金利 ( $r_i$ ) の水準で横軸に対して水平な曲線となる。これに対して、外部資金は調達に際して追加的な資金コスト ( $r_e$ ) を要する場合があります、そのコストの分だけ内部資金に比べて右肩上がりの曲線になる。仮にいま、外部資金の調達に追加的なコストが掛からないとする。この時、資金供給曲線は  $S_0$  となり、投資水準は  $I^*$  になる。なお、外部から資金を調達するための追加的なコストはゼロであるため、

図 1 資金供給曲線と投資水準の関係



企業が内部資金と外部資金のどちらで投資を行うかは無差別である。他方、内部資金が  $IF_1$  であり、かつ外部から資金を調達するのに追加的な資金コストが  $r_e$  だけかかるとすると、資金供給曲線は  $S_1$  となり、企業の投資水準は完全市場における最適な水準 ( $I^*$ ) から乖離し  $I_1$  になる。この時、企業が投資水準を  $I^*$  に近づけるためには、内部資金を増加させる必要がある。例えば、内部資金が  $IF_1$  から  $IF_2$  に増加し、資金供給曲線が  $S_1$  から  $S_2$  にシフトしたとすると、企業の投資水準は  $I_1$  から  $I_2$  へと変化する。このように、外部からの資金調達に制約がある場合、企業の投資水準は内部資金に大きく依存することになり、投資水準は内部資金に対して感応的になる。一方で、外部資金調達の制約がなければ、企業が投資を内部資金と外部資金のどちらで賄うかは無差別となるため、投資水準は内部資金に左右されなくなり、内部資金に対して感応的でなくなる。

いくつかの研究は上記の見解を支持する証拠を提示している。Fazzari et al. (1988) は資金調達制約と内部資金に対する投資の感応度の関係を調査した初期の研究である。彼らは米国の製造業を対象として、内部資金に対する投資の感応度を測定したところ、資金調達制約が軽微な企業ほど内部資金に対する投資の感応度が小さいことを発見している。また、日本企業を対象とした研究には Hoshi et al. (1991) および Hachiya and Luo (2005) が挙げられる。彼らもまた日本企業を対象に、外部からの資金調達が容易な企業ほど、内部資金に対する投資の感応度が低いことを示す証拠を提示している。

## (2) 保守主義と資金調達制約

保守主義とは、経済的利益の会計上の非対称な認識によって生じた会計利益に対する下方バイアスである。すなわち、保守主義の下では経済的利得の収益としての認識は繰り延べられる一方、経済的損失の費用としての認識は即座に行われる<sup>2</sup>。しかし、一般的に保守主義の適用例とされているものはみな経済的損失の認識方法に焦点を当てている<sup>3</sup>。このように考えると、企業がどれだけ保守的な会計処理を行っているかは経済的損失の認識方法に大きく依存することになる。

先行研究は特に、保守主義にもとづく経済的損失の認識には大きく 2 つの方法が存在することを指摘している。ひとつは経済的損失が生じるよりも前にそれを費用として認識する方法であり、いまひとつは経済的損失が生じた時点で費用として認識を行うというものである<sup>4</sup>。とりわけ、近年の研究では、この認識のタイミングの違いに着目して、前者を「無条件保守主義」、後者を「条件付保守主義」と呼んでいる (Beaver and Ryan 2005)。

Basu (1997) を契機として、これまで数多くの研究が条件付保守主義に焦点を当ててきた。これらの研究は、条件付保守主義は経営者と株主との間の情報の非対称性を低減させることを通じて、企業の資

2 経済的利益は経済的利得(資産価値の増加分)と経済的損失(資産価値の減少分)の差として算出される。このため、経済的利益と経済的利得は異なった概念であることに注意されたい。

3 たとえば、先行研究では保守主義の適用例として、棚卸資産の低価法、固定資産の減損、内生無形資産の即時費用化、固定資産の加速償却が挙げられている (Ryan 2006; Sanders et al. 1983)。

4 前者の例としては固定資産の加速償却や内生無形資産の即時費用化を、後者の例としては棚卸資産の低価法や固定資産の減損をあげることができよう。

金調達制約を緩和するメカニズムとして機能することを示している。これは、経営者にはそもそもバッド・ニュースを隠そうとするインセンティブがある一方で、条件付保守主義は会計利益において損失の適時的な認識を強いることで経営者にバッド・ニュースの開示を促すためである。例えば、García Lara et al. (2014) は条件付保守主義の程度が高い企業ほど、ビッド・アスク・スプレッドが減少すること、およびアナリスト予想の精度が増し、予想のバラつきが減少することを報告している。また、García Lara et al. (2011) は条件付保守主義が株主資本コストを低下させることを発見している。さらに、Zhang (2008) は条件付保守主義が株主だけでなく債権者にもベネフィットをもたらすことを提示している。彼らは財務制限条項に抵触する可能性を高める事象<sup>5</sup>が生じた時、条件付保守主義が財務制限条項への抵触を回避しようとする企業行動を抑制することを発見している。加えて、彼らは債権者が得られる条件付保守主義のベネフィットが債務者にも共有されると報告している。具体的には、条件付保守主義の程度が高い企業ほど負債契約締結時の利子率が低くなることを報告している。

一方で、無条件保守主義の合理性については疑問視する声が強い。たとえば、Ball and Shivakumar (2005) は無条件保守主義には企業の資金調達制約を悪化させる、あるいは控えめに言っても緩和するような合理性はないと主張する。これは、無条件保守主義の下では経済的損失の発生に先んじて費用認識が行われるゆえ、実際にバッド・ニュースが生じた場合に、無条件保守主義が当該情報を曖昧なものにしてしまうためである<sup>6</sup> (Beaver and Ryan 2005)。Bauwhede (2007) は無条件保守主義の程度が高い企業ほど、負債コストが高いことを報告している。また、Zhang (2008) は財務制限条項に抵触する可能性を高める事象が生じた場合、無条件保守主義が財務制限条項への抵触を回避しようとする企業行動を抑制しないこと、および無条件保守主義の程度が高い企業の負債契約締結時の利子率は低くはないことを報告している。

### (3) 保守主義と内部資金に対する投資の感応度

ここまで見てきたように、先行研究からは条件付保守主義には内部資金に対する投資の感応度を緩和する役割が期待される一方で、無条件保守主義にはそうした効果がないとの見解が示されている。しかし、これらの研究は米国を対象としたものであり、日本企業に一般化可能かどうかは議論の余地があると言える。

企業金融のシステムについてみると、日本は伝統的に金融機関、とりわけ銀行中心のシステムである (Aoki 1990)。例えば、広田 (2012) は企業に大きな資金需要が生じたときとされる 2007 年 3 月から 2009 年 3 月までに日本企業がどのような資金調達を行ったかを調査したところ、企業は株式による資金調

5 Zhang (2008) は月次株式リターンが 30% 以上下落した場合を、財務制限条項に抵触する可能性を高める事象と捉えている。

6 たとえば、有形固定資産の減価償却と減損処理の関係である。有形固定資産を早期に償却している場合、償却していない場合に比べて減損処理が行われる確率およびその大きさは小さくなる。そのため、有形固定資産の早期償却が行われていると、減損処理が有しうる将来キャッシュ・フロー情報は薄れてしまうと考えられる。

達を期首総資産に対して 0.2%、負債による資金調達を 7.3% 行っており、かつ負債による資金調達の大部分を銀行借入が占めていたことを報告している。このような銀行中心のシステムはメインバンク・システムと呼ばれており、その特徴は銀行と企業の長期的かつ緊密な取引関係にある。すなわち、企業に対して長期的に様々な金融取引（借入、預金、決済、外為など）を銀行に集中してもらうことで銀行はベネフィット（利子や手数料など）を享受する傍ら、企業に資金需要が生じた際には積極的に資金供給を行うのである。

このようなメインバンク・システムを想定した場合、企業が資金調達を行う際のコスト要因は米国のそれとは異なると考えられる。すなわち、銀行は企業と緊密な取引関係を構築していく中で私的なコミュニケーションを通じて、企業との情報の非対称性を緩和することができる（Hoshi et al. 1991）。ゆえに、銀行が融資を決定するにあたって会計の情報価値は相対的に薄れる（Biddle and Hilary 2006）。他方、企業に資金需要が生じた際に銀行が融資を行うのは、融資後も企業との取引が長期的に続くことが想定されているためである。仮に融資後に企業が倒産してしまえば、銀行は当初想定していたベネフィットを享受できなくなってしまう。ゆえに、銀行が資金供給を行う際の要因は将来時点における企業の存続であり、存続が危うい企業については利子率の増加や供給資金額の減少を通じてリスク・ヘッジをするであろう。

以上の議論は、日本における無条件保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係もまた米国とは異なったものになる可能性を示している。米国を中心とする研究では無条件保守主義には情報としての価値がないために、資金調達制約を緩和しないことが示唆されてきた（Bauwhede 2007; Zhang 2008）。しかし、メインバンク・システムのもとでは、銀行は私的なコミュニケーションを通じて、経営者との情報の非対称性を緩和することが可能となる（Hoshi et al. 1991）。それゆえ、銀行にとっては会計情報の価値は非常に小さいといえる（Biddle and Hilary 2006）。一方で、先に指摘したとおり、メインバンクとしての銀行は企業の長期的な存続の可能性に注意を払い、存続が危うい企業にリスク・ヘッジを行うと考えられる。このことは、企業の存続可能性を高めるようなシステムはメインバンクたる銀行にとっては価値を有するゆえ、そうしたシステムを採用している企業ほど銀行からの資金調達をスムーズに行うことができることを示唆している。とりわけ、無条件保守主義は企業の存続可能性を高めるシステムとなりうることをこれまでの研究から指摘されている。例えば、石田（2015）は無条件保守主義が企業の資金力を高めることを報告している。

会計利益は配当や税などの資金流出と密接に結びついている一方、無条件保守主義は会計利益に持続的な下方バイアスをもたらすことを通じて会計利益に関連した資金流出を防ぐことができるため、企業の資金力を高める（石田 2015）。企業の倒産が最終的には資金欠如に至るか否かで決定されることを踏まえると（白田 2003）、上述した点は無条件保守主義が企業の倒産可能性を低下させることを意味する。さらにこのことは無条件保守主義にコミットしている企業ほど、メインバンクが企業のそうした姿勢を評価することを通じて資金調達制約を緩和できることを示している。これらの研究は日本においては無条件保守主義と内部資金に対する投資の感応度との間には負の関係があることを示唆している。以上の議論から、次の仮説を導出する。

**仮説 1**：無条件保守主義の程度が高い企業ほど、内部資金に対する投資の感応度は小さくなる。

他方、日本の文脈に照らした場合、条件付保守主義が内部資金に対する投資の感応度にどのような影

響を及ぼすかは定かではない。米国においては条件付保守主義には情報としての価値が存在するゆえ、内部資金に対する投資の感応度を緩和しうることが示唆されている (García Lara et al. 2011, 2014; Zhang 2008)。しかし、銀行を中心とする企業金融システムのもとでは、銀行は私的なコミュニケーションによって経営者との情報の非対称性を緩和できるため、条件付保守主義がもたらす情報の価値は銀行にとっては薄れるであろう (Biddle and Hilary 2006)。このことは、条件付保守主義は銀行にとって追加的な価値を有さず、内部資金に対する投資の感応度は緩和されないことを意味する。他方で、銀行は企業の存続可能性を高めうるメカニズムを評価すると考えられるが、条件付保守主義には企業の存続可能性を高めるような効果がないことが先行研究から示唆されている。例えば、石田 (2015) は条件付保守主義が企業の資金力を高めるメカニズムとしては機能しないことを報告している<sup>7</sup>。ここまでの議論から条件付保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係については明確な予想ができないため、帰無仮説の形で仮説を導出する。

**仮説 2:** 条件付保守主義は内部資金に対する投資の感応度に影響を及ぼさない。

### 3 リサーチ・デザイン

#### (1) 内部資金

内部資金に対する投資の感応度を分析の対象としてきた研究の多くは、内部資金としてフロー指標である営業キャッシュ・フローを用いてきた。しかし、内部資金はその性格からストックとしての特徴も含んでいる。例えば、単年度の営業活動から得たキャッシュ・フローがゼロであったとしても、それまでに豊富な内部資金を貯蓄してきた企業は当該貯蓄を利用して投資を行うかもしれない。一方で、単年度の営業キャッシュ・フローが多かったとしても、それまでにほとんど蓄積をしてこなかったために経営者が利用できる内部資金量はそれほど豊富ではないかもしれない。このことを加味すると、内部資金としてストック指標である現金保有額を用いたほうが適切だと考えられる。Fazzari et al. (1988) は内部資金として現金比率を用いたところ、企業の投資意思決定は内部資金に感応的であることを確認している。また、日本企業を対象とした中嶋・米澤 (2010) は、設備投資をトービンの  $q$ 、営業キャッシュ・フロー、現金比率に回帰したところ、トービンの  $q$  と現金比率の係数は正に有意な値である一方で、

7 この検証結果について石田 (2015) は 2 つの理由を挙げている。第 1 に、条件付保守主義は経営者のコントロールが効かない点である。条件付保守主義は経済的損失の発生をメルクマールとして費用認識がなされるため、費用認識のタイミングに関して経営者に裁量の余地はない。これゆえ、経営者は資金を留保したいタイミングで会計利益に下方バイアスをかけることはできず、会計利益に関連した資金流出を抑えることができない。第 2 に、日本企業の特徴である。条件付保守主義による下方バイアスは一時的なものである。他方、多くの日本企業は長期的な会計利益の変化にもとづいて配当政策等を決定するため、条件付保守主義では会計利益に関連した資金流出を抑えることができない。

営業キャッシュ・フローの係数は有意な値を取っていないことを示している<sup>8,9</sup>。以上から、本研究では内部資金として現金比率 ( $CASH_{i,t}$ ) を取り上げる。 $CASH_{i,t}$  は  $t$  期末現金・預金を  $t-1$  期末総資産で除した値である。

## (2) 無条件保守主義

無条件保守主義の下では経済的損失の発生よりも前に費用認識がなされるため、貸借対照表と損益計算書が連繋していることを考慮に入れると、無条件保守主義の程度が大きくなるほど株主資本の簿価は時価に比して小さくなる。特に、Beaver and Ryan (2000) は株主資本の時価と簿価の乖離を一時的要素と持続的要素に分解し、持続的要素が無条件保守主義を示す会計処理方法と有意に関連していることを報告している。ゆえに、本研究では、無条件保守主義の代理変数として Beaver and Ryan (2000) が考案した尺度を用いる。Beaver and Ryan (2000) は以下の固定効果モデルを推定している。

$$\text{Book\_to\_Market}_{i,t} = \alpha_t + \alpha_i + \sum_{j=0}^2 \beta_j \text{Return}_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

$\text{Book\_to\_Market}_{i,t}$  は簿価時価比率であり、 $t$  期末時価総額に対する  $t$  期末自己資本の割合である。 $\text{Return}_{i,t-j}$  は投資収益率であり、 $t-j$  期首を始点とした 12 ヶ月間のバイアンドホールド・リターンである。 $\alpha_t$  は時間効果であり、 $\alpha_i$  は企業効果である。Beaver and Ryan (2000) は企業効果  $\alpha_i$  が簿価と時価を持続的に乖離させている要素 (持続的要素) であり、当該要素が保守主義の程度を捉えていることを報告している。

無条件保守主義の尺度である  $\alpha_i$  は企業効果であるため、 $\alpha_i$  を得るためには一定の推定期間が必要となる。本研究は  $\alpha_i$  を推定するための期間を 3 期間とする<sup>10</sup>。すなわち、本研究では  $t-2$  期から  $t$  期のデータを用いて式(1)を推定し、 $t$  期の無条件保守主義の尺度である  $\alpha_i$  を得る。 $\alpha_i$  の値が大きくなるほど無条件保守主義の程度は減少する。本研究は  $\alpha_i$  に  $-1$  を乗じた値を無条件保守主義の尺度とし、 $UCC1_{i,t}$  と呼ぶ。 $UCC1_{i,t}$  の値が大きくなるほど無条件保守主義の程度も大きくなる。

- 
- 8 営業キャッシュ・フローの係数が有意な値を示さなかった理由として、中嶋・米澤 (2010) は減価償却以外の営業キャッシュ・フローの大半が利払いや増配に充当されるようになり、その結果として営業キャッシュ・フローが設備投資の原資として当てにできなくなったとの説明をしている。
  - 9 Hachiya and Luo (2005) もまた、日本の上場企業を対象として内部資金に対する投資の感応度を分析している。彼らは内部資金として営業キャッシュ・フローを取り上げており、日本企業の投資意思決定は営業キャッシュ・フローに対して感応的であることを発見している。しかし、彼らの推定期間は 2000 年度から 2002 年度と短く、サンプルもまた 2,187 企業・年と限られている。
  - 10 Beaver and Ryan (2000) は式(1)の推定期間を 4 期間、8 期間、13 期間とし、全ての推定期間で一貫した検証結果を報告している。ただし、推定期間をあまりに長くすると、サンプル・バイアス (sample bias) の問題が生じてしまうため、本研究では推定期間を 3 期間としている。なお、推定期間を 3 期間とした場合にも式(1)の推定結果は Beaver and Ryan (2000) と整合的である。

### (3) 条件付保守主義

条件付保守主義の下では経済的損失が生じた場合に、当該損失の費用化が行われる。Basu (1997) は経済的損失を投資収益率で代理し、投資収益率の減少に会計利益がどの程度反応するかを定式化することによって、保守主義の程度を測定している。具体的には、Basu (1997) は以下のプーリング回帰モデルを OLS 推定している。

$$X_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 R_{i,t} + \beta_4 D_{i,t} \times R_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \quad (2)$$

$X_{i,t}$  は当期利益であり、 $t$  期当期利益を  $t-1$  期末時価総額で除した値である。 $R_{i,t}$  は投資収益率であり、 $t$  期末の 9 ヶ月前を始点とした 12 ヶ月間のバイアードホールド・リターンである。 $D_{i,t}$  は  $R_{i,t}$  が負の値を取れば 1、それ以外は 0 を取るダミー変数である。 $\beta_4$  は経済的損失が発生した際に会計利益がそれをどの程度適時的に認識したか、つまり条件付保守主義の大きさを捉えている。ただし、条件付保守主義の尺度である  $\beta_4$  はサンプルをプールし、式(2)を回帰することによって得られるため、国・年や産業・年の条件付保守主義の尺度を測定することは可能であっても、企業・年の尺度の測定には不向きである。そこで Khan and Watts (2009) は企業・年の条件付保守主義の尺度を測定するために、式(3)のように条件付保守主義が 3 つの企業特性（企業規模、時価簿価比率、負債比率）の線形関数であると仮定している。

$$C\_SCORE_{i,t} = \beta_4 = \lambda_1 + \lambda_2 Size_{i,t} + \lambda_3 Market\_to\_Book_{i,t} + \lambda_4 Leverage_{i,t}, \quad (3)$$

$Size_{i,t}$  は企業規模であり、 $t$  期末時価総額の自然対数である。 $Market\_to\_Book_{i,t}$  は時価簿価比率であり、 $t$  期末自己資本に対する  $t$  期末時価総額の割合である。 $Leverage_{i,t}$  は負債比率であり、 $t$  期末時価総額に対する  $t$  期末負債の割合である。 $C\_SCORE_{i,t}$  は条件付保守主義の企業・年の尺度である。 $C\_SCORE_{i,t}$  は企業・年の企業特性のクロスセクションの変化を通して企業間で変化し、かつ企業・年の企業特性の異時点間の変化を通じて時間とともに変化する。ただし、式(3)は回帰モデルではない。本研究は  $\lambda$  を得るために式(3)を式(2)に代入して以下の式(4)を得、式(4)を各年で OLS 推定する<sup>11</sup>。

$$\begin{aligned} X_{i,t} = & \beta_1 + \beta_2 D_{i,t} + \gamma_1 R_{i,t} + \gamma_2 R_{i,t} \times Size_{i,t} + \gamma_3 R_{i,t} \times Market\_to\_Book_{i,t} + \gamma_4 R_{i,t} \times Leverage_{i,t} \\ & + \lambda_1 D_{i,t} \times R_{i,t} + \lambda_2 D_{i,t} \times R_{i,t} \times Size_{i,t} + \lambda_3 D_{i,t} \times R_{i,t} \times Market\_to\_Book_{i,t} \\ & + \lambda_4 D_{i,t} \times R_{i,t} \times Leverage_{i,t} + \mu_1 Size_{i,t} + \mu_2 Market\_to\_Book_{i,t} + \mu_3 Leverage_{i,t} \\ & + \mu_4 D_{i,t} \times Size_{i,t} + \mu_5 D_{i,t} \times Market\_to\_Book_{i,t} + \mu_6 D_{i,t} \times Leverage_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (4)$$

Khan and Watts (2009) は式(4)の推定により得られた  $\lambda$  と企業・年の企業特性の変数を年ごとに式(3)に代入し、企業・年の条件付保守主義の尺度を算出している。本研究も Khan and Watts (2009) と

11 3 つの企業特性は条件付保守主義の程度 ( $\beta_4$ ) だけでなく利益の適時性の程度 ( $\beta_3$ ) にも影響を及ぼす可能性がある。そのため、式(4)には各企業特性と投資収益率の交差項が含まれている。また、式(4)の推定にあたっては各企業特性およびダミー変数と各企業特性の交差項をコントロールするため、それらもまた式(4)に組み込まれている。

同様の方法で  $C\_SCORE_{i,t}$  を算出する。なお、本研究では  $C\_SCORE_{i,t}$  を、 $CC1_{i,t}$  と呼ぶ。 $CC1_{i,t}$  の値が大きくなるほど条件付保守主義の程度も大きくなる。

#### (4) 検証モデル

本研究は Fazzari et al. (1988) に倣い、保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係を検証するために、以下の固定効果モデルを推定する。

$$INV_{i,t} = \alpha_t + \alpha_i + \beta_1 CASH_{i,t-1} + \beta_2 CON_{i,t-1} + \beta_3 CASH_{i,t-1} \times CON_{i,t-1} + \gamma Control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (5)$$

本研究の被説明変数は投資水準 ( $INV_{i,t}$ ) であり、 $t$  期固定資産の取得による支出から  $t$  期固定資産の売却による収入を差し引き、 $t$  期研究開発支出を加えた値を  $t-1$  期末総資産で除した値である<sup>12,13</sup>。 $\alpha_t$  は時間効果であり、 $\alpha_i$  は企業効果である<sup>14</sup>。本研究の説明変数は現金比率 ( $CASH_{i,t-1}$ )、保守主義 ( $CON_{i,t-1}$ ) およびそれらの交差項 ( $CASH_{i,t-1} \times CON_{i,t-1}$ ) である。保守主義として無条件保守主義(条件付保守主義)を用いる場合には  $CON_{i,t-1}$  として  $UCC1_{i,t-1}$  ( $CC1_{i,t-1}$ ) を用いる。

本研究はまた、投資水準に影響を及ぼしうる要因を追加的にコントロールしている。具体的には、トービンの  $q$  ( $TOBINQ_{i,t-1}$ )、企業規模 ( $SIZE_{i,t-1}$ )、不確実性 ( $VOL_{i,t-1}$ )、資本集約度 ( $PPE_{i,t-1}$ )、負債比率 ( $LEV_{i,t-1}$ )、金融機関持株比率 ( $BANK_{i,t-1}$ ) である。なお、 $TOBINQ_{i,t-1}$  は  $t-1$  期末時価総額と  $t-1$  期末負債の和を  $t-1$  期末総資産で除した値、 $SIZE_{i,t-1}$  は  $t-1$  期末総資産の自然対数、 $VOL_{i,t-1}$  は  $t-3$  期から  $t-1$  期までの売上高成長率の標準偏差、 $PPE_{i,t-1}$  は  $t-1$  期末有形固定資産を  $t-1$  期末総資産で除した値、 $LEV_{i,t-1}$  は  $t-1$  期末総資産に対する  $t-1$  期末負債の割合、そして  $BANK_{i,t-1}$  は  $t-1$  期末における金融機関持株比率である。

企業規模が小さい企業は成長企業である可能性が高いため、積極的な投資を行うかもしれない。投資に不可逆性が存在する場合、当該投資から得られるリターンの不確実性が解消されるまで投資を控えることでオプション価値が生じるため、不確実性が高いほど企業は投資を控えるであろう。また、資本集約的な企業ほど投資に積極的であると考えられる。負債比率が高まることによって、デフォルト・リスクが高まる。そのため、資金調達が難しくなり企業は投資を行えなくなる可能性がある。金融機関持株比率が高い企業は銀行との関係性が密接であり、こうした企業ほど借入が容易に行える可能性がある。よって、金融機関持株比率が高い企業ほど投資水準が高まるであろう。

本研究はこれらの変数を式(5)に組み込み、保守主義と内部資金に対する投資の感応度の関係を分析する。現金比率 ( $CASH_{i,t-1}$ ) の係数  $\beta_1$  は内部資金に対する投資の感応度を示している。 $\beta_1$  が正であれば内

12 説明変数の係数の解釈を容易にするために、投資水準 ( $INV_{i,t}$ ) はパーセンテージで示している。

13 本研究では投資水準 ( $INV_{i,t}$ ) から  $t$  期研究開発支出を除外した分析を追加的に行っている。検証の結果は主たる分析結果と整合的であった。

14 式(5)の企業効果  $\alpha_i$  と式(1)の推定によって得られた無条件保守主義の尺度  $UCC1_{i,t}$  は異なる変数であることに注意されたい。 $UCC1_{i,t}$  は  $t-2$  期から  $t$  期までのデータをプールし式(1)を回帰することで得られた式(1)の  $\alpha_i$  の推定値である。他方、式(5)の企業効果  $\alpha_i$  は任意の企業について 1 をとるダミー変数である。

部資金に対する投資の感応度が高いことを示しており、企業の資金調達制約が大きいことを意味する。現金比率 ( $CASH_{i,t-1}$ ) と保守主義 ( $CON_{i,t-1}$ ) の交差項 ( $CASH_{i,t-1} \times CON_{i,t-1}$ ) の係数  $\beta_3$  は、保守主義が内部資金に対する投資の感応度に及ぼす影響を示しており、当該係数が負であれば保守主義によって資金調達制約が緩和されていることを意味する。本研究ではまた、 $\beta_1$  と  $\beta_3$  の和を追加的に算出する。 $\beta_1$  と  $\beta_3$  の和を算出することで、保守主義によって内部資金に対する投資の感応度が最終的にどの程度の水準になったのかを読み取ることが可能となる。なお、本研究は  $t$  検定を行う際、サンプル内の誤差項のクロスセクションの相関や時系列の相関を考慮し、Petersen (2009) に倣い、年クラスターおよび企業クラスターによる二段階補正を施した標準偏差にもとづいた  $t$  統計量を用いる。

## 4 検証結果

### (1) サンプル抽出

本研究は式(5)の推定期間を 2003 年度から 2012 年度までとし、以下の規準を満たす観測値を抽出する<sup>15</sup>。①日本の株式市場に上場している企業、②日本基準を採用している企業、③3月決算の企業、④決算数が12ヶ月である企業、⑤金融業に該当しない企業、⑥式(5)の推定に必要な変数が入手可能な企業、という規準である<sup>16</sup>。なお、本研究におけるサンプルは日本経済新聞社が提供する NEEDS-FinancialQUEST から収集しており、異常値に対処するためにダミー変数を除く各変数の上下1%をウィンソライズしている。最終的に 20,677 企業・年がサンプルとして抽出されている。

表1は記述統計量を示したものである。表1の  $INV_{i,t}$  から、本研究のサンプルは平均的に  $t-1$  期末総資産に対して 4.615%の投資を行っていることがわかる。表2は相関マトリックスを示したものである。

15 日本では、1999 年度より連結決算中心主義へと移行した。これによって、1999 年度前後の財務諸表を直接比較することが困難となった。本研究ではコントロール変数として不確実性 ( $VOL_{i,t-1}$ ) を式(5)に組み込んでいるが、 $VOL_{i,t-1}$  は  $t-3$  期から  $t-1$  期までの売上高成長率の標準偏差であり、2003 年度を  $t$  期とした場合の  $VOL_{i,t-1}$  を計算するためには 1999 年度からの売上高のデータが必要となる。よって、本研究では推定期間を 2003 年度からとしている。

16 式(5)を推定するためには無条件保守主義の代理変数 ( $UCC1_{i,t}$ ) と条件付保守主義の代理変数 ( $CC1_{i,t}$ ) が必要となる。これらの変数は式(1)と(4)を推定することによって得られるが、式(1)と(4)の推定に至っては、式(5)の推定には含まれない観測値も含めてそれぞれの推定を行っている。なお、式(1)と(4)を推定するためのサンプル抽出規準はそれぞれ次の通りである。式(1)については、①日本の株式市場に上場している企業、②日本基準を採用している企業、③3月決算の企業、④決算数が12ヶ月である企業、⑤金融業に該当しない企業、⑥式(1)の推定に必要な変数が入手可能な企業である。なお、式(1)の推定においては  $Book\_to\_Market_{i,t}$  の最大値が 4、最小値が 0 になるよう、 $Return_{i,t,j}$  の最大値が 3 になるようにウィンソライズを施している。続いて、式(4)については、①日本の株式市場に上場している企業、②日本基準を採用している企業、③3月決算の企業、④決算数が12ヶ月である企業、⑤金融業に該当しない企業、⑥自己資本が0を超える企業、⑦式(4)の推定に必要な変数が入手可能な企業である。なお、式(4)の推定においては  $X_{i,t}$ 、 $R_{i,t}$ 、 $Size_{i,t}$ 、 $Market\_to\_Book_{i,t}$ 、 $Leverage_{i,t}$  の各変数を上下1%でウィンソライズを施している。

表 1 記述統計量

|                  | Mean   | StdDev | Min    | 25%    | Median | 75%    | Max    | N      |
|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| $INV_{it}$ (%)   | 4.615  | 4.471  | -4.874 | 1.352  | 3.625  | 6.838  | 20.378 | 20,677 |
| $CASH_{i,t-1}$   | 0.140  | 0.107  | 0.008  | 0.064  | 0.113  | 0.183  | 0.553  | 20,677 |
| $UCC_{i,t-1}$    | -0.005 | 0.715  | -2.147 | -0.393 | 0.120  | 0.493  | 1.293  | 20,677 |
| $CC_{i,t-1}$     | 0.062  | 0.299  | -1.159 | -0.058 | 0.071  | 0.206  | 0.830  | 20,677 |
| $TOBINQ_{i,t-1}$ | 1.027  | 0.384  | 0.456  | 0.805  | 0.947  | 1.131  | 2.841  | 20,677 |
| $SIZE_{i,t-1}$   | 10.760 | 1.541  | 7.709  | 9.672  | 10.570 | 11.651 | 15.141 | 20,677 |
| $VOL_{i,t-1}$    | 0.107  | 0.112  | 0.006  | 0.037  | 0.072  | 0.135  | 0.682  | 20,677 |
| $PPE_{i,t-1}$    | 0.309  | 0.179  | 0.010  | 0.178  | 0.291  | 0.413  | 0.819  | 20,677 |
| $LEV_{i,t-1}$    | 0.524  | 0.207  | 0.099  | 0.368  | 0.534  | 0.684  | 0.928  | 20,677 |
| $BANK_{i,t-1}$   | 0.206  | 0.134  | 0.002  | 0.098  | 0.183  | 0.298  | 0.539  | 20,677 |

表 2 相関マトリックス

|                    | ①      | ②      | ③      | ④      | ⑤      | ⑥      | ⑦      | ⑧      | ⑨      | ⑩      |
|--------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| ① $INV_{it}$       |        | -0.031 | 0.205  | -0.143 | 0.205  | 0.206  | -0.056 | 0.242  | -0.195 | 0.217  |
| ② $CASH_{i,t-1}$   | -0.006 |        | -0.013 | 0.152  | -0.034 | -0.281 | 0.118  | -0.394 | -0.370 | -0.193 |
| ③ $UCC_{i,t-1}$    | 0.201  | 0.034  |        | -0.268 | 0.733  | 0.250  | 0.017  | -0.008 | 0.162  | 0.174  |
| ④ $CC_{i,t-1}$     | -0.070 | 0.150  | -0.221 |        | -0.412 | -0.445 | 0.112  | 0.005  | -0.123 | -0.292 |
| ⑤ $TOBINQ_{i,t-1}$ | 0.221  | 0.130  | 0.568  | -0.260 |        | 0.144  | -0.039 | -0.029 | 0.241  | 0.171  |
| ⑥ $SIZE_{i,t-1}$   | 0.177  | -0.283 | 0.263  | -0.448 | 0.225  |        | -0.096 | 0.068  | 0.129  | 0.667  |
| ⑦ $VOL_{i,t-1}$    | -0.022 | 0.141  | 0.041  | 0.064  | 0.069  | -0.095 |        | -0.165 | 0.010  | -0.122 |
| ⑧ $PPE_{i,t-1}$    | 0.157  | -0.405 | -0.005 | -0.024 | -0.082 | 0.096  | -0.148 |        | 0.179  | 0.109  |
| ⑨ $LEV_{i,t-1}$    | -0.172 | -0.395 | 0.156  | -0.211 | 0.057  | 0.149  | -0.027 | 0.205  |        | 0.063  |
| ⑩ $BANK_{i,t-1}$   | 0.179  | -0.226 | 0.206  | -0.273 | 0.111  | 0.646  | -0.135 | 0.100  | 0.074  |        |

(注) 左下三角行列はPearsonの相関係数, 右上三角行列はSpearmanの相関係数を示している。

$INV_{it}$  と  $CASH_{i,t-1}$  の間には負の相関がある。単変量分析からは、投資の意思決定はストック指標たる現金比率にはあまり感応的ではないことが示唆される。ただし、投資に影響をおよぼす要因は多岐にわたるため、そうした要因をコントロールする必要があると考えられる。

## (2) 検証結果

表 3 のパネル A は式(5)を推定した結果を示している。列 A は  $CON_{i,t-1}$  と  $CASH_{i,t-1} \times CON_{i,t-1}$  を除いて式(5)を推定したものである。 $CASH_{i,t-1}$  の係数は 1% 水準で正に有意な値を示している。これは中嶋・米澤 (2010) の結果と整合的であり、他の条件を一定とした場合、日本企業の投資意思決定はストック指標である現金比率に感応的であることがわかる。列 B と C は  $CON_{i,t-1}$  と  $CASH_{i,t-1} \times CON_{i,t-1}$  を組み込んだ分析結果である。 $CASH_{i,t-1} \times CON_{i,t-1}$  の係数に目を向けると、 $CASH_{i,t-1} \times UCC_{i,t-1}$  の係数は 1% 水準で負に有意な値を取っている (列 B)。これは、無条件保守主義の程度が高い企業ほど、内部資金に対する投資の感応度が緩和されることを示唆している。次に、 $CASH_{i,t-1} \times CC_{i,t-1}$  の係数を見てみると、5% 水準で正に有意な値を示している (列 C)。このことは、条件付保守主義の程度が高い企業ほど内部資金に対する投資の感応度が増すことを意味する。条件付保守主義の下では、経済的損失が生じた場合のみ費用化が行われる。こうした認識方法は安易な資金流出を招きかねないため、銀行を中心

表 3 検証結果

| パネルA  |        |              |        |              |        |              |
|---|--------|--------------|--------|--------------|--------|--------------|
|   | A      |              | B      |              | C      |              |
|   | Coeff. | [t-Stat]     | Coeff. | [t-Stat]     | Coeff. | [t-Stat]     |
| CASH <sub>i,t-1</sub>   | 2.305  | [2.770] ***  | 2.496  | [2.942] ***  | 2.110  | [2.418] **   |
| UCC1 <sub>i,t-1</sub>   |        |              | 0.461  | [3.526] ***  |        |              |
| CC1 <sub>i,t-1</sub>  |        |              |        |              | -0.167 | [-0.896]     |
| CASH <sub>i,t-1</sub> × UCC1 <sub>i,t-1</sub>                         |        |              | -1.230 | [-3.380] *** |        |              |
| CASH <sub>i,t-1</sub> × CC1 <sub>i,t-1</sub>                          |        |              |        |              | 2.017  | [2.565] **   |
| TOBINQ <sub>i,t-1</sub>   | 1.479  | [7.241] ***  | 1.446  | [7.552] ***  | 1.512  | [7.375] ***  |
| SIZE <sub>i,t-1</sub>   | -0.866 | [-2.858] *** | -0.846 | [-2.728] *** | -0.845 | [-2.752] *** |
| VOL <sub>i,t-1</sub>  | -0.318 | [-0.816]     | -0.346 | [-0.896]     | -0.311 | [-0.802]     |
| PPE <sub>i,t-1</sub>  | -4.465 | [-2.441] **  | -4.354 | [-2.367] **  | -4.442 | [-2.439] **  |
| LEV <sub>i,t-1</sub>  | -5.707 | [-8.571] *** | -5.922 | [-8.525] *** | -5.678 | [-8.725] *** |
| BANK <sub>i,t-1</sub>   | 1.701  | [1.483]      | 1.400  | [1.205]      | 1.703  | [1.506]      |
| Year  | Yes    |              | Yes    |              | Yes    |              |
| Firm  | Yes    |              | Yes    |              | Yes    |              |
| R-squared   |        | 0.707        |        | 0.707        |        | 0.707        |
| Adj-R-squared   |        | 0.663        |        | 0.663        |        | 0.663        |
| N   |        | 20,677       |        | 20,677       |        | 20,677       |
| パネルB  |        |              |        |              |        |              |
|   | A      |              | B      |              | C      |              |
|   | Coeff. | [t-Stat]     | Coeff. | [t-Stat]     | Coeff. | [t-Stat]     |
| CASH <sub>i,t-1</sub> + CASH <sub>i,t-1</sub> × UCC1 <sub>i,t-1</sub> |        |              | 1.266  | [1.374]      |        |              |
| CASH <sub>i,t-1</sub> + CASH <sub>i,t-1</sub> × CC1 <sub>i,t-1</sub>  |        |              |        |              | 4.127  | [4.722] ***  |

(注) t統計量の算出に当たっては、年クラスターと企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Petersen 2009)。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意である。

とする企業金融システムのもとでは評価されないのかもしれない。

パネル B は  $CASH_{i,t-1}$  と  $CASH_{i,t-1} \times CON_{i,t-1}$  の係数の和を算出したものである。列 B を見ると、 $CASH_{i,t-1}$  と  $CASH_{i,t-1} \times UCC1_{i,t-1}$  の係数の和は正ではあるものの有意ではない。これは、無条件保守主義によって企業の投資水準はもはや内部資金に依存しなくなったことを示唆している。他方、 $CASH_{i,t-1}$  と  $CASH_{i,t-1} \times CC1_{i,t-1}$  の係数の和は 1% 水準で正に有意な値を示しており、条件付保守主義のような会計システムの下では、企業の投資活動は依然として内部資金に対して感応的であることがわかる。

コントロール変数について見ると、トービンの  $q$  ( $TOBINQ_{i,t-1}$ ) の係数は有意な正の値を取っている一方で、企業規模 ( $SIZE_{i,t-1}$ )、資本集約度 ( $PPE_{i,t-1}$ )、負債比率 ( $LEV_{i,t-1}$ ) の係数は負に有意な値を示している。本研究の予想に反して  $PPE_{i,t-1}$  の係数は負に有意な値である。これは  $PPE_{i,t-1}$  が企業の過剰な資本蓄積の度合いを代理しているからかもしれない。なお、不確実性 ( $VOL_{i,t-1}$ ) および金融機関持株比率 ( $BANK_{i,t-1}$ ) の係数はそれぞれ予想符号とは整合的であるものの、有意な値を取っていない。

まとめると、本研究の検証結果は、無条件保守主義は内部資金に対する投資の感応度を緩和する一方で、条件付保守主義はかえって投資の感応度を高めることを示している。これらの検証結果は、日本のような銀行中心の企業金融システムのもとでは、無条件保守主義が企業の資金調達制約を緩和する可能性を示唆している。

## 5 頑健性分析

### (1) 代替的な保守主義の尺度を用いた分析

Beaver and Ryan (2000) の無条件保守主義の尺度  $UCC1_{i,t-1}$  や Khan and Watts (2009) による条件付保守主義の尺度  $CC1_{i,t-1}$  は時価総額や投資収益率といった株価をベースとした指標であるため、これらの変数には測定誤差が存在する可能性がある。本研究はこの点を考慮して、代替的な保守主義の尺度を用いて式(5)の推定を再度行う。

本研究は無条件保守主義の代替的な尺度として Givoly and Hayn (2000) が考案した尺度  $UCC2_{i,t}$  を用いる<sup>17</sup>。具体的な算出方法は、式(6)の通りである<sup>18,19</sup>。ここで、 $TAC_{i,t}$  は  $t$  期総会計発生高を  $t-1$  期末総資産で除した値である。無条件保守主義の程度が大きくなるほど  $UCC2_{i,t}$  も大きくなる。

$$UCC2_{i,t} = \sum_{j=0}^2 TAC_{i,t-j} \times (-1), \quad (6)$$

表 4 におけるパネル A の列 A は無条件保守主義の尺度として  $UCC2_{i,t-1}$  を用いて式(5)を推定した結果を示している<sup>20</sup>。 $CASH_{i,t-1} \times UCC2_{i,t-1}$  の係数は 5% 水準で負に有意な値を取っている。また、パネル B の列 A から  $CASH_{i,t-1}$  と  $CASH_{i,t-1} \times UCC2_{i,t-1}$  の係数の和が正であるものの、有意な値ではないことがわかる。これらの結果は代替的な無条件保守主義の尺度を用いた場合にも先の検証結果が頑健であることを示している。

次に、代替的な条件付保守主義の尺度を用いた分析を行う。本研究で追加的に取り上げるのは Ball and Shivakumar (2005) が考案した条件付保守主義の尺度である。Ball and Shivakumar (2005) は式(7)のように条件付保守主義を測定している。 $ACC_{i,t}$  は  $t$  期総会計発生高を  $t-1$  期末時価総額で除した値<sup>21</sup>、

17 無条件保守主義の下では、経済的損失の発生の有無とは無関係に費用認識がなされるため、経済的利益に比して会計利益は持続的に小さくなる。このような会計利益に対する持続的な下方バイアスは総会計発生高を通じて生じるため、無条件保守主義の程度が大きいかほど総会計発生高の累積値は負の方向に大きくなる。Givoly and Hayn (2000) は保守主義のもとでは総会計発生高が持続的に負の値を取ることを発見している。

18  $t$  期総会計発生高  $TAC_{i,t}$  の算出方法は次の通りである。すなわち、 $(t$  期流動資産変化額  $- t$  期現金預金変化額)  $- (t$  期流動負債変化額  $- t$  期短期借入金・社債変化額)  $- (t$  期長期引当金変化額) である。なお、本研究は Givoly and Hayn (2000) に倣い、 $TAC_{i,t}$  の算出にあたって減価償却費を控除していない。

19 本研究が  $UCC2_{i,t}$  を算出するにあたって  $UCC2_{i,t}$  の累積期間を 3 期間としたのは、 $UCC1_{i,t}$  の推定期間との整合性を取ったためである。

20 一部の観測値で  $UCC2_{i,t-1}$  の算出に必要なデータが入手できなかったため、サンプル数が 20,657 企業・年に減少している。

21  $t$  期総会計発生高  $ACC_{i,t}$  の算出方法は次の通りである。すなわち、 $(t$  期流動資産変化額  $- t$  期現金預金変化額)  $- (t$  期流動負債変化額  $- t$  期短期借入金・社債変化額)  $- (t$  期長期引当金変化額  $+ t$  期減価償却費) である。

$CFO_{i,t}$  は  $t$  期営業キャッシュ・フローを  $t-1$  期末時価総額で除した値、 $DCFO_{i,t}$  は  $CFO_{i,t}$  が負の値を取れば 1 それ以外は 0 を取るダミー変数である。条件付保守主義の尺度は式(7)の  $\beta_4$  で捉えられている<sup>22</sup>。

$$ACC_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 DCFO_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t} + \beta_4 DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (7)$$

ただし、式(7)も式(2)同様にプーリング回帰モデルであるゆえ、企業・年の条件付保守主義の尺度の測定には適していない。ゆえに、本研究は Khan and Watts (2009) に倣い、条件付保守主義の程度が 3 つの企業特性 (企業規模、時価簿価比率、負債比率) の線形関数であると仮定し、企業・年の尺度  $CC2_{i,t}$  を式(8)のように算出する。なお、式(8)の各変数の定義は式(3)と同じである。また、本研究は Khan and Watts (2009) にもとづき、式(9)を各年で OLS 推定することによって式(8)の  $\lambda$  を得ている。条件付保守主義の程度が大きくなるほど  $CC2_{i,t}$  も大きくなる。

$$CC2_{i,t} = \beta_4 = \lambda_1 + \lambda_2 Size_{i,t} + \lambda_3 Market\_to\_Book_{i,t} + \lambda_4 Leverage_{i,t}, \quad (8)$$

$$\begin{aligned} ACC_{i,t} = & \beta_1 + \beta_2 DCFO_{i,t} + \gamma_1 CFO_{i,t} + \gamma_2 CFO_{i,t} \times Size_{i,t} + \gamma_3 CFO_{i,t} \times Market\_to\_Book_{i,t} \\ & + \gamma_4 CFO_{i,t} \times Leverage_{i,t} + \lambda_1 DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t} + \lambda_2 DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t} \times Size_{i,t} \\ & + \lambda_3 DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t} \times Market\_to\_Book_{i,t} + \lambda_4 DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t} \times Leverage_{i,t} \\ & + \mu_1 Size_{i,t} + \mu_2 Market\_to\_Book_{i,t} + \mu_3 Leverage_{i,t} + \mu_4 DCFO_{i,t} \times Size_{i,t} \\ & + \mu_5 DCFO_{i,t} \times Market\_to\_Book_{i,t} + \mu_6 DCFO_{i,t} \times Leverage_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (9) \end{aligned}$$

パネル A の列 B は条件付保守主義の尺度として  $CC2_{i,t-1}$  を用いて式(5)を推定した結果である<sup>23</sup>。列 B は  $CASH_{i,t-1} \times CC2_{i,t-1}$  の係数が有意な値ではないことを報告している。代替的な条件付保守主義の尺度を用いた場合には、条件付保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係は有意ではなくなった。条件付保守主義と内部資金に対する投資の感応度に正の関係が見られたのは、条件付保守主義の尺度に伴う測定誤差によるものだったのかもしれない。なお、パネル B の列 B からは  $CASH_{i,t-1}$  と  $CASH_{i,t-1} \times CC2_{i,t-1}$  の係数の和が正に有意であることがわかる。これらの検証結果は、条件保守主義については少なくとも内部資金に対する投資の感応度を緩和する効果がないことを示している。

22 当期営業キャッシュ・フローと当期総会計発生高との間には負の関係が存在するが、総会計発生高が経済的利益を適時的に認識している場合には当期営業キャッシュ・フローと当期総会計発生高の間には正の関係が生じる。他方、条件付保守主義の下では、経済的損失が生じた時点でそれは会計利益に適時的に認識される。このことは、条件付保守主義の下では、当期営業キャッシュ・フローが負である場合、当期総会計発生高もまた負になることを示している。つまり、式(7)においては条件付保守主義の程度が大きくなるほど  $\beta_4$  も正に大きくなる。

23 一部の観測値で  $CC2_{i,t-1}$  の算出に必要なデータが入手できなかったため、サンプル数が 20,390 企業・年に減少している。

表 4 代替的な保守主義の尺度を用いた分析結果

| パネル A                                      |        |             |        |             |
|--|--------|-------------|--------|-------------|
|  | A      |             | B      |             |
|  | Coeff. | [t-Stat]    | Coeff. | [t-Stat]    |
| CASH <sub>it-1</sub>                       | 1.927  | [2.216]**   | 2.340  | [2.938]***  |
| UCC2 <sub>it-1</sub>                       | -0.581 | [-0.714]    |        |             |
| CC2 <sub>it-1</sub>                        |        |             | -0.292 | [-2.079]**  |
| CASH <sub>it-1</sub> ×UCC2 <sub>it-1</sub> | -1.727 | [2.040]**   |        |             |
| CASH <sub>it-1</sub> ×CC2 <sub>it-1</sub>  |        |             | 0.779  | [0.801]     |
| TOBINQ <sub>it-1</sub>                     | 1.495  | [7.517]***  | 1.561  | [6.750]***  |
| SIZE <sub>it-1</sub>                       | -0.810 | [-2.768]*** | -0.873 | [-2.943]*** |
| VOL <sub>it-1</sub>                        | -0.327 | [-0.847]    | -0.445 | [-1.116]    |
| PPE <sub>it-1</sub>                        | -4.523 | [-2.369]**  | -4.782 | [-2.685]*** |
| LEV <sub>it-1</sub>                        | -5.824 | [-8.766]*** | -5.943 | [-9.305]*** |
| BANK <sub>it-1</sub>                       | 1.700  | [1.491]     | 1.800  | [1.691]*    |
| Year                                       | Yes    |             | Yes    |             |
| Firm                                       | Yes    |             | Yes    |             |
| R-squared                                  |        | 0.707       |        | 0.711       |
| Adj-R-squared                              |        | 0.663       |        | 0.667       |
| N  |        | 20,657      |        | 20,390      |

| パネル B  |        |          |        |            |
|--|--------|----------|--------|------------|
|  | B      |          | C      |            |
|  | Coeff. | [t-Stat] | Coeff. | [t-Stat]   |
| CASH <sub>it-1</sub> +CASH <sub>it-1</sub> ×UCC2 <sub>it-1</sub> | 0.200  | [0.422]  |        |            |
| CASH <sub>it-1</sub> +CASH <sub>it-1</sub> ×CC2 <sub>it-1</sub>  |        |          | 3.120  | [2.689]*** |

(注) t統計量の算出に当たっては、年クラスターと企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Petersen 2009)。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意である。

(2) 代替的な内部資金指標を用いた分析

本研究では、内部資金として現金比率を用いた。ここで、現金とは現金・預金であった。しかし、換金可能性の観点からは流動資産として計上されている有価証券もまた現金を構成する要素と捉えることができるかもしれない。中嶋・米澤 (2010) は現金・預金に有価証券を足し合わせた値を現金比率として用いた場合にも、企業の投資意思決定は内部資金に対して感応的であるという証拠を提示している。よって、本研究は t-1 期末現金・預金に t-1 期末有価証券を加えたものを t-2 期末総資産で除した値 (ACASH<sub>i,t-1</sub>) を内部資金として用いた分析を追加的に行う。

表 5 のパネル A は ACASH<sub>i,t-1</sub> を用いた分析結果である。列 A は CON<sub>i,t-1</sub> と ACASH<sub>i,t-1</sub> × CON<sub>i,t-1</sub> を除いて式(5)を推定したものである。ACASH<sub>i,t-1</sub> の係数は 1% 水準で正に有意な値であり、主分析と整合的な検証結果である。列 B と C は CON<sub>i,t-1</sub> と ACASH<sub>i,t-1</sub> × CON<sub>i,t-1</sub> を含めた検証結果である。列 B から、ACASH<sub>i,t-1</sub> × UCC1<sub>i,t-1</sub> の係数が 1% 水準で負に有意な値を示していることがわかる。一方で、列 C は ACASH<sub>i,t-1</sub> × CC1<sub>i,t-1</sub> の係数が 5% 水準で正に有意な値を取っていることを示している。

パネル B は ACASH<sub>i,t-1</sub> と ACASH<sub>i,t-1</sub> × CON<sub>i,t-1</sub> の係数の和を示したものである。ACASH<sub>i,t-1</sub> と ACASH<sub>i,t-1</sub> × UCC1<sub>i,t-1</sub> の係数の和は正であるものの、やはり有意な値ではない。一方で、ACASH<sub>i,t-1</sub> と ACASH<sub>i,t-1</sub> × CC1<sub>i,t-1</sub> の係数の和は 1% 水準で正に有意な値である。これらの検証結果は、現金比率

表 5 代替的な現金比率を用いた分析結果

| パネルA  |        |             |        |             |        |             |
|---|--------|-------------|--------|-------------|--------|-------------|
|   | A      |             | B      |             | C      |             |
|   | Coeff. | [t-Stat]    | Coeff. | [t-Stat]    | Coeff. | [t-Stat]    |
| ACASH <sub>i,t-1</sub>  | 2.534  | [3.081]***  | 2.729  | [3.272]***  | 2.415  | [2.823]***  |
| UCC1 <sub>i,t-1</sub>   |        |             | 0.477  | [3.515]***  |        |             |
| CC1 <sub>i,t-1</sub>  |        |             |        |             | -0.098 | [-0.570]    |
| ACASH <sub>i,t-1</sub> ×UCC1 <sub>i,t-1</sub>                         |        |             | -1.247 | [-3.301]*** |        |             |
| ACASH <sub>i,t-1</sub> ×CC1 <sub>i,t-1</sub>                          |        |             |        |             | 1.387  | [1.997]**   |
| TOBINQ <sub>i,t-1</sub>   | 1.474  | [7.206]***  | 1.438  | [7.507]***  | 1.502  | [7.253]***  |
| SIZE <sub>i,t-1</sub>   | -0.887 | [-2.917]*** | -0.865 | [-2.776]*** | -0.868 | [-2.812]*** |
| VOL <sub>i,t-1</sub>  | -0.313 | [-0.803]    | -0.339 | [-0.877]    | -0.307 | [-0.788]    |
| PPE <sub>i,t-1</sub>  | -4.309 | [-2.407]**  | -4.191 | [-2.330]**  | -4.286 | [-2.403]**  |
| LEV <sub>i,t-1</sub>  | -5.620 | [-8.563]*** | -5.852 | [-8.540]*** | -5.596 | [-8.716]*** |
| BANK <sub>i,t-1</sub>   | 1.713  | [1.505]     | 1.407  | [1.220]     | 1.707  | [1.518]     |
| Year  | Yes    |             | Yes    |             | Yes    |             |
| Firm  | Yes    |             | Yes    |             | Yes    |             |
| R-squared   |        | 0.707       |        | 0.708       |        | 0.707       |
| Adj-R-squared   |        | 0.663       |        | 0.664       |        | 0.663       |
| N   |        | 20,677      |        | 20,677      |        | 20,677      |
| パネルB  |        |             |        |             |        |             |
|   | A      |             | B      |             | C      |             |
|   | Coeff. | [t-Stat]    | Coeff. | [t-Stat]    | Coeff. | [t-Stat]    |
| ACASH <sub>i,t-1</sub> +ACASH <sub>i,t-1</sub> ×UCC1 <sub>i,t-1</sub> |        |             | 1.483  | [1.629]     |        |             |
| ACASH <sub>i,t-1</sub> +ACASH <sub>i,t-1</sub> ×CC1 <sub>i,t-1</sub>  |        |             |        |             | 3.801  | [4.501]***  |

(注) t統計量の算出に当たっては、年クラスターと企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Petersen 2009)。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意である。

として ACASH<sub>i,t-1</sub> を用いた場合にも主分析の検証結果が頑健であることを示している。

続いて、本研究は内部資金として営業キャッシュ・フローを用いた分析を行う。先行研究は内部資金として営業キャッシュ・フローを用いても、企業の投資意思決定が内部資金に感応的であることを示している (Fazzari et al. 1988)。よって、本研究は内部資金として営業キャッシュフロー (OCF<sub>i,t-1</sub>) を用いた分析を追加的に行う。なお、OCF<sub>i,t-1</sub> は t-1 期営業活動によるキャッシュ・フローを t-2 期末総資産で除した値である。

表6のパネルAはOCF<sub>i,t-1</sub>を用いた分析結果である。列AはCON<sub>i,t-1</sub>とOCF<sub>i,t-1</sub>×CON<sub>i,t-1</sub>を除外して、式(5)を推定した結果であり、OCF<sub>i,t-1</sub>の係数は5%水準で正に有意な値を示している。これはFazzari et al. (1988)と整合的である。列BとCは先に除外した変数を含めた結果である。OCF<sub>i,t-1</sub>×UCC1<sub>i,t-1</sub>およびOCF<sub>i,t-1</sub>×CC1<sub>i,t-1</sub>に着目すると、OCF<sub>i,t-1</sub>×UCC1<sub>i,t-1</sub>の係数は1%水準で負に有意な値を取っている一方で(列B)、OCF<sub>i,t-1</sub>×CC1<sub>i,t-1</sub>の係数は有意ではない(列C)。

パネルBはOCF<sub>i,t-1</sub>とOCF<sub>i,t-1</sub>×CON<sub>i,t-1</sub>の係数の和を示している。列BからOCF<sub>i,t-1</sub>とOCF<sub>i,t-1</sub>×UCC1<sub>i,t-1</sub>の係数の和は正であるが有意ではないことがわかる。他方、OCF<sub>i,t-1</sub>とOCF<sub>i,t-1</sub>×CC1<sub>i,t-1</sub>の係数の和は5%水準で正に有意な値である。これらの検証結果は、内部資金指標としてOCF<sub>i,t-1</sub>を用いた場合にも主分析の検証結果が頑健であることを示している。

表 6 営業キャッシュ・フローを用いた分析結果

| パネルA                              |        |             |        |             |        |             |
|-----------------------------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|-------------|
|                                   | A      |             | B      |             | C      |             |
|                                   | Coeff. | [t-Stat]    | Coeff. | [t-Stat]    | Coeff. | [t-Stat]    |
| $OCF_{i,t-1}$                     | 3.027  | [2.116]**   | 3.003  | [2.249]**   | 3.114  | [2.682]***  |
| $UCC1_{i,t-1}$                    |        |             | 0.242  | [2.189]**   |        |             |
| $CC1_{i,t-1}$                     |        |             |        |             | 0.146  | [1.146]     |
| $OCF_{i,t-1} \times UCC1_{i,t-1}$ |        |             | -2.267 | [-2.662]*** |        |             |
| $OCF_{i,t-1} \times CC1_{i,t-1}$  |        |             |        |             | 0.990  | [0.563]     |
| $TOBINQ_{i,t-1}$                  | 1.524  | [6.823]***  | 1.480  | [7.206]***  | 1.527  | [6.912]***  |
| $SIZE_{i,t-1}$                    | -0.804 | [-2.692]*** | -0.790 | [-2.551]**  | -0.790 | [-2.630]*** |
| $VOL_{i,t-1}$                     | -0.403 | [-0.994]    | -0.419 | [-1.034]    | -0.401 | [-0.979]    |
| $PPE_{i,t-1}$                     | -5.586 | [-3.095]*** | -5.528 | [-3.044]*** | -5.600 | [-3.111]*** |
| $LEV_{i,t-1}$                     | -6.028 | [-9.110]*** | -6.206 | [-9.005]*** | -6.003 | [-9.266]*** |
| $BANK_{i,t-1}$                    | 1.645  | [1.533]     | 1.352  | [1.216]     | 1.648  | [1.549]     |
| Year                              | Yes    |             | Yes    |             | Yes    |             |
| Firm                              | Yes    |             | Yes    |             | Yes    |             |
| R-squared                         |        | 0.711       |        | 0.711       |        | 0.711       |
| Adj-R-squared                     |        | 0.667       |        | 0.668       |        | 0.667       |
| N                                 |        | 20,390      |        | 20,390      |        | 20,390      |

| パネルB  |        |          |        |          |        |           |
|---|--------|----------|--------|----------|--------|-----------|
|   | A      |          | B      |          | C      |           |
|   | Coeff. | [t-Stat] | Coeff. | [t-Stat] | Coeff. | [t-Stat]  |
| $OCF_{i,t-1} + OCF_{i,t-1} \times UCC1_{i,t-1}$ |        |          | 0.736  | [0.611]  |        |           |
| $OCF_{i,t-1} + OCF_{i,t-1} \times CC1_{i,t-1}$  |        |          |        |          | 4.104  | [2.382]** |

(注) t統計量の算出に当たっては、年クラスターと企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Petersen 2009)。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意である。

### (3) 加速度原理にもとづいた分析

本研究では先行研究に倣い、投資関数としてトービンの  $q$  理論にもとづいた関数を用いた。しかし、トービンの  $q$  理論にもとづいた関数を使用する場合、無条件保守主義の尺度  $UCC1_{i,t-1}$  や条件付保守主義の尺度  $CC1_{i,t-1}$  は簿価時価比率を基礎としているため、トービンの  $q$  とそれらの尺度の相関が高くなり、関心のある変数に関して多重共線性の問題を引き起こしかねない。ここでは、この懸念を緩和するために、売上高成長率を説明変数に用いた加速度原理型の投資関数を用いる。先行研究の中では、Fazzari et al. (1988) がトービンの  $q$  型の投資関数の他に、売上高成長率を説明変数に使用した加速度原理型の投資関数を用いた結果を示しており、トービンの  $q$  型の投資関数を用いた場合と整合的な結果を報告している。ゆえに、本研究では、トービンの  $q$  ( $TOBINQ_{i,t-1}$ ) の代わりに  $t-3$  期から  $t-1$  期までの売上高成長率の幾何平均値 ( $GROWTH_{i,t-1}$ ) を用いて、式(5)を再度推定する<sup>24</sup>。

24  $UCC1_{i,t-1}$  ( $CC1_{i,t-1}$ ) と  $GROWTH_{i,t-1}$  の Pearson の相関係数は 0.107 (-0.168), Spearman の相関係数は 0.091 (-0.252) であった。

表 7 加速度原理型の投資関数を用いた分析結果

| パネルA  |        |             |        |             |        |             |
|---|--------|-------------|--------|-------------|--------|-------------|
|   | A      |             | B      |             | C      |             |
|   | Coeff. | [t-Stat]    | Coeff. | [t-Stat]    | Coeff. | [t-Stat]    |
| CASH <sub>i,t-1</sub>   | 2.969  | [3.490]***  | 3.156  | [3.643]***  | 2.860  | [3.230]***  |
| UCC1 <sub>i,t-1</sub>   |        |             | 0.521  | [3.790]***  |        |             |
| CC1 <sub>i,t-1</sub>  |        |             |        |             | -0.133 | [-0.677]    |
| CASH <sub>i,t-1</sub> ×UCC1 <sub>i,t-1</sub>                        |        |             | -1.199 | [-3.259]*** |        |             |
| CASH <sub>i,t-1</sub> ×CC1 <sub>i,t-1</sub>                         |        |             |        |             | 1.190  | [1.446]     |
| GROWTH <sub>i,t-1</sub>   | 4.497  | [10.277]*** | 4.485  | [10.269]*** | 4.504  | [10.269]*** |
| SIZE <sub>i,t-1</sub>   | -1.467 | [-4.323]*** | -1.436 | [-4.101]*** | -1.463 | [-4.171]*** |
| VOL <sub>i,t-1</sub>  | -0.728 | [-1.696]*   | -0.762 | [-1.778]*   | -0.724 | [-1.693]*   |
| PPE <sub>i,t-1</sub>  | -4.143 | [-2.505]**  | -4.001 | [-2.382]**  | -4.132 | [-2.505]**  |
| LEV <sub>i,t-1</sub>  | -5.373 | [-8.507]*** | -5.644 | [-8.844]*** | -5.358 | [-8.544]*** |
| BANK <sub>i,t-1</sub>   | 2.305  | [2.051]**   | 1.913  | [1.639]     | 2.318  | [2.077]**   |
| Year  | Yes    |             | Yes    |             | Yes    |             |
| Firm  | Yes    |             | Yes    |             | Yes    |             |
| R-squared   |        | 0.707       |        | 0.708       |        | 0.707       |
| Adj-R-squared   |        | 0.663       |        | 0.664       |        | 0.663       |
| N   |        | 20,677      |        | 20,677      |        | 20,677      |
| パネルB  |        |             |        |             |        |             |
|   | A      |             | B      |             | C      |             |
|   | Coeff. | [t-Stat]    | Coeff. | [t-Stat]    | Coeff. | [t-Stat]    |
| CASH <sub>i,t-1</sub> +CASH <sub>i,t-1</sub> ×UCC1 <sub>i,t-1</sub> |        |             | 1.957  | [2.091]**   |        |             |
| CASH <sub>i,t-1</sub> +CASH <sub>i,t-1</sub> ×CC1 <sub>i,t-1</sub>  |        |             |        |             | 4.050  | [4.377]***  |

(注) t統計量の算出に当たっては、年クラスターと企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Petersen 2009)。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意である。

表 7 のパネル A は TOBINQ<sub>i,t-1</sub> に代えて GROWTH<sub>i,t-1</sub> を用いた場合の式(5)の推定結果である。列 A は CON<sub>i,t-1</sub> と CASH<sub>i,t-1</sub> × CON<sub>i,t-1</sub> を除いて式(5)を推定したものであり、ここから CASH<sub>i,t-1</sub> および GROWTH<sub>i,t-1</sub> の係数がともに 1% 水準で正に有意な値を示していることがわかる。このことは、加速度原理型の投資関数は有効であり、かつ当該関数を用いた場合にも投資水準は内部資金に感応的であることを示している。続いて、列 B と C を見てみると CASH<sub>i,t-1</sub> × UCC1<sub>i,t-1</sub> の係数が 1% 水準で有意な負の値を示している一方、CASH<sub>i,t-1</sub> × CC1<sub>i,t-1</sub> の係数は正であるものの有意な値を示していない。主分析で CASH<sub>i,t-1</sub> × CC1<sub>i,t-1</sub> の係数が正に有意な値を取っていたのは、TOBINQ<sub>i,t-1</sub> と CC1<sub>i,t-1</sub> の高い相関によるものだったのかもしれない。

パネル B は CASH<sub>i,t-1</sub> と CASH<sub>i,t-1</sub> × CON<sub>i,t-1</sub> の係数の和を算出したものである。CASH<sub>i,t-1</sub> と CASH<sub>i,t-1</sub> × CC1<sub>i,t-1</sub> の係数の和は正であり、かつ 1% 水準で有意な値を示している (列 C)。他方、CASH<sub>i,t-1</sub> と CASH<sub>i,t-1</sub> × UCC1<sub>i,t-1</sub> の係数の和もまた 5% 水準で正に有意な値であるが (列 B)、CASH<sub>i,t-1</sub> の係数より小さくなっている。これらの検証結果は、加速度原理型の投資関数を用いた場合にも無条件保守主義についての検証結果は頑健であることを示している。ただし、条件保守主義については必ずしも頑健な結果は得られなかった。

表 8 操作変数法を用いた分析結果

| パネルA   | First Stage |               |        |              | Second Stage |              |        |              |
|--|-------------|---------------|--------|--------------|--------------|--------------|--------|--------------|
|  | A           |               | B      |              | C            |              | D      |              |
|  | Coeff.      | [t-Stat]      | Coeff. | [t-Stat]     | Coeff.       | [t-Stat]     | Coeff. | [t-Stat]     |
| LAGCASH <sub>it-2</sub>  | 0.319       | [46.480] ***  |        |              |              |              |        |              |
| CASH <sub>it-1</sub>   |             |               | 6.408  | [3.579] ***  | 6.702        | [3.719] ***  | 6.291  | [3.594] ***  |
| UCC1 <sub>it-1</sub>   |             |               |        |              | 0.785        | [3.352] ***  |        |              |
| CC1 <sub>it-1</sub>  |             |               |        |              |              |              | -0.060 | [-0.177]     |
| CASH <sub>it-1</sub> ×UCC1 <sub>it-1</sub>                       |             |               |        |              | -3.648       | [-2.892] *** |        |              |
| CASH <sub>it-1</sub> ×CC <sub>it-1</sub>                         |             |               |        |              |              |              | 1.118  | [0.648]      |
| TOBINQ <sub>it-1</sub>   | 0.020       | [11.564] ***  | 1.373  | [6.768] ***  | 1.360        | [7.004] ***  | 1.393  | [6.866] ***  |
| SIZE <sub>it-1</sub>   | 0.009       | [4.479] ***   | -0.931 | [-3.114] *** | -0.901       | [-2.961] *** | -0.915 | [-3.020] *** |
| VOL <sub>it-1</sub>  | -0.003      | [-0.817]      | -0.338 | [-0.841]     | -0.368       | [-0.928]     | -0.340 | [-0.846]     |
| PPE <sub>it-1</sub>  | -0.274      | [-35.379] *** | -3.095 | [-1.718] *   | -2.967       | [-1.642]     | -3.083 | [-1.711] *   |
| LEV <sub>it-1</sub>  | -0.059      | [-10.413] *** | -5.321 | [-7.951] *** | -5.628       | [-8.182] *** | -5.306 | [-8.132] *** |
| BANK <sub>it-1</sub>   | 0.013       | [1.292]       | 1.652  | [1.445]      | 1.365        | [1.180]      | 1.641  | [1.454]      |
| Year   | Yes         |               | Yes    |              | Yes          |              | Yes    |              |
| Firm   | Yes         |               | Yes    |              | Yes          |              | Yes    |              |
| R-squared  |             | 0.844         |        | 0.707        |              | 0.708        |        | 0.707        |
| Adj-R-squared  |             | 0.820         |        | 0.663        |              | 0.664        |        | 0.663        |
| N  |             | 20,677        |        | 20,677       |              | 20,677       |        | 20,677       |
| パネルB   |             |               |        |              |              |              |        |              |
|  | A           |               | B      |              | C            |              | D      |              |
|  | Coeff.      | [t-Stat]      | Coeff. | [t-Stat]     | Coeff.       | [t-Stat]     | Coeff. | [t-Stat]     |
| CASH <sub>it-1</sub> +CASH <sub>it-1</sub> ×UCC1 <sub>it-1</sub> |             |               |        |              | 3.053        | [1.353]      |        |              |
| CASH <sub>it-1</sub> +CASH <sub>it-1</sub> ×CC1 <sub>it-1</sub>  |             |               |        |              |              |              | 7.410  | [2.684] ***  |

(注) t統計量の算出に当たっては、年クラスターと企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Petersen 2009)。\*\*\*は1%水準, \*\*は5%水準, \*は10%水準で有意である。

#### (4) 投資水準と内部資金の内生性を考慮した分析

本研究で内部資金の代理変数として用いた現金比率 (CASH<sub>it-1</sub>) には投資やペイアウトなどの意思決定が反映されているため、先の分析結果は同時性による内生性の問題に晒されている可能性がある<sup>25,26</sup>。仮にそうであるならば、CASH<sub>it-1</sub>の係数は一貫性を満たさず、本研究の検証結果の信頼性は揺るぎ

- 25 例えば、成長機会が乏しいと考える経営者は余剰資金を配当や自社株買いに回すことで手元の現金を減少させると同時に、優良な投資案件が無いために投資を控えるかもしれない。こうした場合、たとえ現金比率(CASH<sub>it-1</sub>)と投資水準(INV<sub>it</sub>)に正の関係があったとしても、それは内部資金の大きさに依存して投資水準が決定するという本研究の想定とは異なった事象によって生じていることを意味する。
- 26 ただし、こうした同時性による内生性の問題を緩和するために、本研究では投資水準(INV<sub>it</sub>)と現金比率(CASH<sub>it-1</sub>)との間に1期間のラグを取っている。

かねない。本研究はこうした問題に対処するために、中嶋・米澤 (2010) に倣い、ラグ付現金比率 ( $LAGCASH_{i,t-2}$ ) を操作変数とした操作変数法を用いて式(5)を再度推定する。 $LAGCASH_{i,t-2}$  は  $t-2$  期末現金・預金を  $t-3$  期末総資産で除した値である。

表 8 のパネル A は操作変数法による式(5)の推定結果を示したものである。列 A は 1 段階目の推定結果であり、 $LAGCASH_{i,t-2}$  の係数が 1% 水準で正に有意な値を示していることがわかる。列 B は  $CON_{i,t-1}$  と  $CASH_{i,t-1} \times CON_{i,t-1}$  を除いた場合の 2 段階目の推定結果である。 $CASH_{i,t-1}$  の係数は 1% 水準で正に有意な値を取っている。また、表 3 の検証結果と比べると、 $CASH_{i,t-1}$  の係数は 2.305 から 6.408 と大きくなっていることがわかる。このことは同時性による内生性の問題によって、 $CASH_{i,t-1}$  の係数に下方のバイアスがかけられていたことを意味する<sup>27</sup>。列 C と D は  $CON_{i,t-1}$  と  $CASH_{i,t-1} \times CON_{i,t-1}$  を含んだ検証結果である。 $CASH_{i,t-1} \times UCCI_{i,t-1}$  の係数は 1% 水準で有意に負の値を示しており、主分析と整合的な検証結果である (列 C)。その一方で、 $CASH_{i,t-1} \times CC1_{i,t-1}$  の係数は正であるものの、有意な値ではなくなっている (列 D)。主分析において  $CASH_{i,t-1} \times CC1_{i,t-1}$  の係数が正に有意な値を示していたのは、内生性の問題によるものだったのかもしれない。

パネル B は  $CASH_{i,t-1}$  と  $CASH_{i,t-1} \times CON_{i,t-1}$  の係数の和を示している。列 C を見ると、 $CASH_{i,t-1}$  と  $CASH_{i,t-1} \times UCCI_{i,t-1}$  の係数の和は正であるが、有意な値ではない。他方、列 D からは  $CASH_{i,t-1}$  と  $CASH_{i,t-1} \times CC1_{i,t-1}$  の係数の和は 1% 水準で有意な正の値を示していることがわかる。これらの検証結果は、無条件保守主義によって企業の投資額は内部資金に依存しなくなる水準まで投資の感応度は緩和されるものの、条件付保守主義にはそうした効果がないことを示している。投資水準と内部資金の内生性を考慮した場合でもなお、無条件保守主義に関する検証結果は頑健であった。しかし、条件付保守主義が内部資金に対する投資の感応度を悪化させるといった証拠は得られなかった。

## 6 追加分析

ここまでの分析から、無条件保守主義は内部資金に対する投資の感応度を緩和する一方で、条件付保守主義には少なくともそうした緩和効果が無いことが明らかとなった。こうした検証結果は次の 2 つの点に起因していると考えられる。第 1 に、メインバンク・システムが機能している下では無条件保守主義が企業の資金調達制約を緩和するということである。第 2 に、そうしたシステムを想定した場合には条件付保守主義には資金調達制約を緩和する効果がないということである。

本研究では上記の見解を確固たるものにするために追加分析を行う。具体的には、メインバンクとの結びつきの強さによって保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係が変化するかを調査する。 $t-1$  期末メインバンク借入依存度 ( $MBANK_{i,t-1}$ ) が中央値より高い企業をメインバンクとの関係性が強固な企業群それ以外を脆弱な企業群とし、2 つのサブ・サンプル間で式(5)の  $CASH_{i,t-1} \times CON_{i,t-1}$  の係数

27 つまり、内部資金の大きさに依存して投資水準が決定するという正の関係とは逆の関係が  $CASH_{i,t-1}$  の係数の推定値に混在していたことを意味する。具体的には、投資水準を高めた結果、手元の現金・預金が減少した等の負の関係であると考えられる。

表 9 銀行との関係性の強さを考慮した分析結果

| パネル A   | BANK Strong |             | BANK Weak |             | BANK Strong |             | BANK Weak |             |
|---|-------------|-------------|-----------|-------------|-------------|-------------|-----------|-------------|
|   | A           |             | B         |             | C           |             | D         |             |
|   | Coeff.      | [t-Stat]    | Coeff.    | [t-Stat]    | Coeff.      | [t-Stat]    | Coeff.    | [t-Stat]    |
| CASH <sub>i,t-1</sub>   | 2.765       | [1.112]     | 3.622     | [2.338]**   | 2.767       | [1.744]*    | 3.165     | [1.863]*    |
| UCC1 <sub>i,t-1</sub>   | 0.872       | [3.029]***  | 0.431     | [1.108]     |             |             |           |             |
| CC1 <sub>i,t-1</sub>  |             |             |           |             | -0.510      | [-1.449]    | -0.172    | [-0.601]    |
| CASH <sub>i,t-1</sub> × UCC1 <sub>i,t-1</sub>                         | -1.806      | [-2.995]*** | 0.543     | [0.319]     |             |             |           |             |
| CASH <sub>i,t-1</sub> × CC1 <sub>i,t-1</sub>                          |             |             |           |             | 4.445       | [1.752]*    | -1.783    | [-0.693]    |
| TOBINQ <sub>i,t-1</sub>   | 2.028       | [4.856]***  | 1.401     | [3.763]***  | 1.955       | [4.620]***  | 1.539     | [4.116]***  |
| SIZE <sub>i,t-1</sub>   | -0.984      | [-1.962]**  | -1.724    | [-3.664]*** | -0.961      | [-2.050]**  | -1.667    | [-3.686]*** |
| VOL <sub>i,t-1</sub>  | 0.258       | [0.331]     | -0.865    | [-0.938]    | 0.315       | [0.396]     | -0.848    | [-0.885]    |
| PPE <sub>i,t-1</sub>  | -10.570     | [-4.338]*** | -11.197   | [-3.282]*** | -10.792     | [-4.376]*** | -11.155   | [-3.282]*** |
| LEV <sub>i,t-1</sub>  | -11.243     | [-6.282]*** | -9.076    | [-6.712]*** | -10.647     | [-6.009]*** | -8.802    | [-6.852]*** |
| BANK <sub>i,t-1</sub>   | 6.670       | [2.715]***  | -0.875    | [-0.359]    | 7.306       | [2.930]***  | -0.663    | [-0.270]    |
| Year  | Yes         |             | Yes       |             | Yes         |             | Yes       |             |
| Firm  | Yes         |             | Yes       |             | Yes         |             | Yes       |             |
| R-squared   |             | 0.768       |           | 0.801       |             | 0.768       |           | 0.800       |
| Adj-R-squared   |             | 0.684       |           | 0.698       |             | 0.684       |           | 0.697       |
| N   |             | 4,999       |           | 5,000       |             | 4,999       |           | 5,000       |
| パネル B   |             |             |           |             |             |             |           |             |
|   | A           |             | B         |             | C           |             | D         |             |
|   | Coeff.      | [t-Stat]    | Coeff.    | [t-Stat]    | Coeff.      | [t-Stat]    | Coeff.    | [t-Stat]    |
| CASH <sub>i,t-1</sub> + CASH <sub>i,t-1</sub> × UCC1 <sub>i,t-1</sub> | 0.959       | [0.369]     | 4.165     | [1.569]     |             |             |           |             |
| CASH <sub>i,t-1</sub> + CASH <sub>i,t-1</sub> × CC1 <sub>i,t-1</sub>  |             |             |           |             | 7.211       | [3.925]***  | 1.382     | [1.421]     |

(注) t統計量の算出に当たっては、年クラスターと企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Petersen 2009)。\*\*\*は1%水準, \*\*は5%水準, \*は10%水準で有意である。

が変化するかを検討するのである<sup>28</sup>。仮に、本研究の見解が正しいのであれば、銀行との関係性が強い（弱い）企業ほど、無条件保守主義（条件付保守主義）は内部資金に対する投資の感応度を緩和するはずである。

表 9 のパネル A は式(5)をサブ・サンプルごとに推定した結果である。列 A と B は CON<sub>i,t-1</sub> として UCC1<sub>i,t-1</sub> を用いた推定結果を報告している。CASH<sub>i,t-1</sub> × UCC1<sub>i,t-1</sub> の係数は銀行との関係性が強い企業群では 1%水準で負に有意な値を取っている一方（列 A）、弱い企業群では負であるものの有意ではない（列 B）。また、銀行との関係性が強い企業群の方が負に大きな値を取っており、これは先の予想と整合的である。パネル B の列 A と B は CASH<sub>i,t-1</sub> と CASH<sub>i,t-1</sub> × UCC1<sub>i,t-1</sub> の係数の和を示したものであ

28 t-1 期末メインバンク借入依存度 (MBANK<sub>i,t-1</sub>) は t-1 期末メインバンクからの借入金総額を t-1 期末借入金総額で除した値である。MBANK<sub>i,t-1</sub> は日本経済新聞社が提供する NEEDS-Cges から収集している。なお、一部の観測値で MBANK<sub>i,t-1</sub> が入手できなかったためにサンプルが 9,999 企業・年に減少している。

る。銀行との関係性が強い企業群では、 $CASH_{i,t-1}$  と  $CASH_{i,t-1} \times UCC1_{i,t-1}$  の係数の和はもはや有意な値ではない(列 A)。また、銀行との関係性が弱い企業群でも係数の和は有意ではないが(列 B)、その大きさは銀行との関係性が強い企業群の方が小さい。

パネル A の列 C と D は  $CC1_{i,t-1}$  に関する検証結果である。銀行との関係性が強い企業群では、 $CASH_{i,t-1} \times CC1_{i,t-1}$  の係数は 10% 水準で有意な正の値を取っているものの(列 C)、弱い企業群では負の値を取っている(列 D)。パネル B の列 C と D は  $CASH_{i,t-1}$  と  $CASH_{i,t-1} \times CC1_{i,t-1}$  の係数の和を示したものである。列 C から  $CASH_{i,t-1}$  と  $CASH_{i,t-1} \times CC1_{i,t-1}$  の係数の和が 1% 水準で正に有意であることがわかる。他方、列 D を見ると  $CASH_{i,t-1}$  と  $CASH_{i,t-1} \times CC1_{i,t-1}$  の係数の和は有意ではない。

以上の検証結果はメインバンク・システムが機能している下では無条件保守主義に内部資金に対する投資の感応度を緩和する効果が期待される一方で、メインバンクとの結びつきが弱い場合には条件付保守主義に緩和効果が存在する可能性を示している。これは先の予想と整合的である。

## 7 おわりに

これまで多くの研究が保守主義の経済合理性を分析しており、保守主義が資金調達制約を緩和しうることを報告してきた(Bauwhede 2007; García Lara et al. 2011, 2014; Zhang 2008)。ただし、こうした研究の多くは条件付保守主義に焦点を当てたものであり、無条件保守主義に関しては、資金調達制約を改善させる効果はないとされてきた。しかしながら、これらの研究は主として米国企業を検証対象としたものであり、他国の企業に一般化することには議論の余地があるといえる。とりわけ、近年の研究は制度的要因の違いが会計システムの有用性を規定することを示唆している(Wysocki 2011)。

本研究はこうした先行研究の知見を活かし、日本企業を対象として、無条件保守主義と条件付保守主義が内部資金に対する投資の感応度にどのような影響を及ぼすかを検証した。企業金融のシステムについて見てみると、日本は伝統的に金融機関、とりわけ銀行中心のシステムであるとされる(Aoki 1990; 広田 2012)。このメインバンク・システムと一般に言われる日本特有のガバナンス形態は、無条件保守主義と条件付保守主義によってもたらされる経済的帰結を他国とは異なったものにする可能性がある。

本研究は Beaver and Ryan (2000) が考案した無条件保守主義の尺度と Khan and Watts (2009) が考案した条件付保守主義の尺度を用いて分析を行った。主たる発見事項は次の通りである。第 1 に、無条件保守主義は内部資金に対する投資の感応度を緩和することが明らかとなった。第 2 に、条件付保守主義は少なくとも内部資金に対する投資の感応度を緩和させないことが確認された。第 3 に、保守主義による内部資金に対する投資の感応度の緩和効果は、銀行との結びつきの強さによって変化することが明らかとなった。なお、これらの結果は代替的な保守主義の尺度、代替的な内部資金指標、代替的な投資関数を用いた場合にも頑健であった。

これらの発見事項は次の 2 点から意義あるものと考えられる。ひとつは、保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係を明らかにした点である。内部資金に対する投資の感応度を分析した先行研究の中には会計システムに着目したものも存在するものの(Biddle and Hilary 2006; Schleicher et al. 2010)、これらの研究は保守主義という利益属性には焦点を当てていない。本研究は保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係に着目し、無条件保守主義が内部資金に対する投資の感応度を緩和するメカニズムとして機能しうることを示している。いまひとつは、日本においては無条件保守主義に資金調達制約を緩和する役割があることを明らかにした点である。先行研究の多くは、無条件保守主義に

はそうした効果が無いと主張してきた。しかし、本研究はこれらの先行研究とは相反する証拠を提示している。これらの証拠は、会計システムからもたらされる経済的帰結を検討する際にはそれと相互に関連する制度的要因を考慮することの重要性を示している。

しかしながら、本研究には限界も存在する。例えば、本研究の分析結果からは、日本においては無条件保守主義が企業の資金調達制約を緩和するメカニズムとして有用であることが示唆された。本研究では、当該結果を日本の企業金融システムが他国とは異なった特異なものであるためであると結論づけており、かつ追加分析ではこの見解を支持する検証結果を得た。ただし、これらの検証結果はあくまで一国内でのサンプルを対象にしたものであり、本研究の検証結果をより頑健なものにするためには、国家間での比較分析が必要になると考えられる。このような本研究で扱いきれなかったものについては今後の課題としたい。

### 【参考文献】

- [1] Aoki, M. (1990), "Toward an Economic Model of the Japanese Firm," *Journal of Economic Literature*, Vol. 28, No. 1, pp. 1-27.
- [2] Ball, R. and L. Shivakumar (2005), "Earnings Quality in UK Private Firms: Comparative Loss Recognition Timeliness," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, No. 1, pp. 83-128.
- [3] Basu, S. (1997), "The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 24, No.1, pp. 3-37.
- [4] Bauwhede, H. V. (2007), "The Impact of Conservatism on the Cost of Debt: Conditional versus Unconditional Conservatism," *Working Paper*.
- [5] Beaver, W. H. and S. G. Ryan (2000), "Biases and Lags in Book Value and Their Effects on the Ability of the Book-to-Market Ratio to Predict Book Return on Equity," *Journal of Accounting Research*, Vol. 38, No. 1, pp. 127-148.
- [6] Beaver, W. H. and S. G. Ryan (2005), "Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling," *Review of Accounting Studies*, Vol. 10, No. 2-3, pp. 269-309.
- [7] Biddle, G. C. and G. Hilary (2006), "Accounting Quality and Firm-Level Capital Investment," *The Accounting Review*, Vol. 81, No. 5, pp. 963-982.
- [8] FASB (2005), *Joint Conceptual Framework Project Attachment F: Neutrality and Other Faithful Representation*.
- [9] Fazzari, S., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen (1988), "Financing Constraints and Corporate Investment," *NBER Working Paper Series*, No. 2387.
- [10] García Lara, J. M., B. García Osma, and F. Penalva (2011), "Conditional Conservatism and Cost of Capital," *Review of Accounting Studies*, Vol. 16, No. 2, pp. 247-271.
- [11] García Lara, J. M., B. García Osma, and F. Penalva (2014), "Information Consequences of Accounting Conservatism," *European Accounting Review*, Vol. 23, No. 2, pp. 173-198.
- [12] Givoly, D., and C. Hayn, (2000), "The Changing Time-Series Properties of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservative?" *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 29, No. 3, pp. 287-320.
- [13] Hachiya, T. and Q. Luo (2005), "Investment-Cash Flow Sensitivity and Ownership Structure in

- Japan," *Japan Journal of Finance*, Vol. 24, No. 1, pp. 49-67.
- [14] Hoshi, T., A. Kashyap, and D. Scharfstein (1991), "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 1, pp. 33-60.
- [15] Hubbard, R. G. (1998), "Capital-Market Imperfections and Investment," *Journal of Economic Literature*, Vol. 36, No. 1, pp. 193-225.
- [16] Khan, M. and R. L. Watts (2009), "Estimation and Empirical Properties of a Firm-Year Measure of Accounting Conservatism," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 48, No. 2-3, pp. 132-150.
- [17] Myers, S. C. and N. S. Majluf (1984), "Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors Do Not Have," *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, No. 2, pp. 187-221.
- [18] Petersen, M. A. (2009), "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches," *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 1, pp. 435-480.
- [19] Ryan, S. G. (2006), "Identifying Conditional Conservatism," *European Accounting Review*, Vol. 15, No. 4, pp. 511-525.
- [20] Sanders, T. H., H. R. Hatfield, and U. Moore (1938), *A Statement of Accounting Principles*, American Institute of Accountants, New York.
- [21] Schleicher, T., A. Tahoun, and M. Walker (2010), "IFRS Adoption in Europe and Investment-Cash Flow Sensitivity: Outsider versus Insider Economies," *The International Journal of Accounting*, Vol. 45, No. 2, pp. 143-168.
- [22] Wysocki, P. (2011), "New Institutional Accounting and IFRS," *Accounting and Business Research*, Vol. 41, No. 3, pp. 309-328.
- [23] Zhang, J. (2008), "The Contracting Benefits of Accounting Conservatism to Lenders and Borrowers," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 45, No. 1, pp. 27-54.
- [24] 石田惣平 (2015), 「会計保守主義と企業の現金保有」, 『一橋商学論叢』, Vol. 10, No. 1, 2-19 頁。
- [25] 金森絵里 (2009), 「会計保守主義の二分化と排除不可能性 (千代田邦夫教授退任記念号・渡辺峻教授退任記念号)」, 『立命館経営学』, Vol. 47, No. 5, 177-192 頁。
- [26] 経済安定本部企業会計制度対策調査会 (1949), 『企業会計原則』。
- [27] 白田佳子 (2003), 『企業倒産予知モデル』, 中央経済社。
- [28] 中嶋幹・米澤康博 (2010), 「わが国企業の現金保有とペイアウト政策」, 『現代ファイナンス』, No. 27, 25-40 頁。
- [29] 広田真一 (2012), 『株主主権を超えて: ステークホルダー型企業の理論と実証』, 東洋経済新報社。
- [30] 八重倉孝 (2007), 「概念フレームワークと実証研究」 斎藤静樹 (編著) 『討議資料「財務会計の概念フレームワーク」』, 中央経済社。