

新規公開企業の利益調整行動と長期パフォーマンス

重 本 洋 一*

目 次

1. はじめに
2. 先行研究と仮説の設定
3. 裁量的会計発生高のリサーチ・デザイン
4. 裁量的会計発生高の分析結果
5. 長期株価パフォーマンスのリサーチ・デザイン
6. 長期株価パフォーマンスの分析結果
7. 裁量的会計発生高と長期パフォーマンスの関係
(仮説との整合性)
8. 終わりに (結果の要約と今後の課題)

1. はじめに

本論は、新規公開 (IPO) 企業の経営者が公開前後において会計利益を操作しているかどうかを検証し、操作が行われるとしたら、それによってその企業の長期株価パフォーマンスにどのような影響があるのかについて実証分析を行うものである。通常、経営者と投資家間の情報の非対称性はよく指摘される場所であるが、特に企業が IPO をする場合、これまで非公開であった企業の内部情報は外部の投資家に比べて圧倒的に経営者が保有している可能性が高い。新たに株式の募集・売り出しを行う経営者とそれらの株式への投資を行う投資家および潜在的投資家との間では、相当大きな情報の非対称性が存在すると考えられる。とするならば、経営者は新規に売り出す株式の購入条件を少しでも良いものとしようとする動機があるであろう。

企業の内部情報で最も重要なものの一つに会計情報がある。経営者は、これらの情報を何ら

かの方法で修正・加工し、自己に有利な形で新規公開を行おうとする誘惑にかられる可能性は十分考えられる。もちろん、この場合、「一般に公正妥当と認められた会計原則」(以下 GAAP) を踏み越え、さらには違法な粉飾決算を行う経営者も現れるだろう。そういった事件の報道は、IPO 関連のものに限ってみても相当数見聞される¹⁾。ただし、本論で扱う会計利益の操作という場合は、実証会計学で用いられる「利益調整」(Earnings Management) という概念であり、基本的には、GAAP 内での選択可能な会計処理方法を経営者が意図的に選択して自己の利益や会社にとって都合のよい会計利益を算出する合法的なものを示す。後述するように、この「利益調整」を測る尺度として本論ではいわゆる Jones モデルをベースとした4つの推計モデルを利用した「会計発生高」および「裁量的会計発生高」という概念を使用し、上記の目的の解明にあたらうとするものである。

ところで、本論のもう一つの目的は、IPO 企業の株式の長期パフォーマンスの特徴を検証することである。内外の先行研究では、IPO 企業の株式の長期パフォーマンスは低下するという主張が大勢を占めている。この理由としては、投資家のセンチメント仮説 (Ljungqvist *et al.* [2006]) や空売りコスト仮説 (Morris [1996]) があり、さらにマーケットタイミング仮説 (Ritter [1991])、疑似マーケットタイミング仮説、ローリスク仮説そして利益操作仮説などがある。この中で、本論の研究仮説となるのは、利益操作仮説である。この仮説の主要な論点は、IPO 企業の長期パフォーマンスの低下原因が経

* 広島経済大学経済学部准教授

営者の行う利益調整であるとするところである。つまり、新規公開前後の利益調整に市場が誤導され、株価が一時的に上昇した後、その反動として長期の株価収益率が低下するという主張である。

本論では、まず IPO 企業の新規公開前後の利益調整行動を分析し、その後それらの企業の長期株価パフォーマンスの調査・分析を行うことによって、日本における IPO 企業の「利益操作仮説」の検証を行っていくことを目的とするものである。本論の特徴は、以上の検証を、全サンプルによる検証、年度別の検証、産業別の検証など複数の視点から分析を行っていくところにある。

本論の構成は以下のようなものである。まず、第2章で内外の先行研究に基づいて本論での検証仮説を設定する。第3章では、会計発生高の算出プロセスを示し、第4章では、検出された裁量的会計発生高の分析結果を示す。そして、第5章で長期パフォーマンスの具体的な測定方法を示し、第6章では、測定された長期パフォーマンスの分析結果を示す。これらの分析を基に、第7章で IPO 企業における裁量的会計発生高と長期パフォーマンスの関係を検証し、最後に本論で得られた結果の要約と今後の課題を述べる。

2. 先行研究と仮説の設定

本章では、IPO 企業の利益調整と長期株価パフォーマンスの関係について内外の先行研究を基に、本論における検証仮説を提示する。

前述のように、新規公開前の経営者と投資家の間には、通常に比べて大きな情報の非対称性が存在していると考えられる。その場合、経営者は、直接、間接的に自己の利益を図る目的で、あるいは企業価値を実態以上に水増しする意図を持って、機会主義的行動をとる動機をもつ可能性がある。経営者の会計行動でも、特に利益

調整 (Earnings Management) は、その機会主義的行動を測る尺度として、有用なものであると考えられる。新規公開企業の経営者の富は、公開価格およびその後の株価に強く関連している。そこで経営者には、公開価格、公開直後の株価を高い水準に維持するべく、公開直前に利益増加型の利益調整を行うインセンティブが働くと考えられる。もちろん、公開前の利益調整への動機は、会計利益に関する上場基準を満たすためということも考えられるが、これも一つの機会主義的行動ととらえることができる。さらに、IPO 企業の経営者には、公開直後にも利益増加型の利益調整を行う動機があることが考えられる。例えば、松本 (2005) によれば、利益増加型の会計手続きは、将来の利益の前倒し計上であることを考えると、公開前の利益増加型利益調整の反動として、公開後に利益が低下する可能性が強く、それによって経営者の評判や名声の低下を防ぐため、公開直後にも利益増加型の利益調整を行う動機があると考えられる。さらに、自社の株式を保有する経営者が、公開後、持株の売却によって創業者利得を得ようとする場合、その売却まで高い株価水準を維持しなければならない。こういった点からも、公開後の利益増加型の利益調整を経営者が行う動機が考えられる²⁾。このような観点から、本論での検証仮説1は次のようなものとする。

仮説1：IPO 企業の経営者は、新規公開直前および直後に利益増加型利益調整を行う。

Ritter (1991) は、1975年から1984年の米国で新規公開した1,526社を分析し、公開直後1カ月を除く36カ月で長期リターンがベンチマークを29%もアンダーパフォームしたことを報告した。日本では、忽那 (2001) が、1995年と1996年に JASDAQ 市場で新規公開をした242社をサン

プルとして、複数のベンチマークを使って分析を行っている。その結果、ベンチマークによって相違はあるものの、公開後1年程度はベンチマークを上回り、その後ベンチマークをアンダーパフォームするという報告をしている。このような研究をはじめとしてIPO企業の長期株価パフォーマンスの低下傾向いわゆる“IPOパズル”の存在は多くの実証研究で示されている。この問題に対する一つの仮説として利益操作仮説をあげることができる。先行研究によると、この仮説の内容は、次のようにまとめることができる。IPO企業の株式の長期パフォーマンスの低下の原因は、経営者が新規公開の直前あるいは直後に利益増加型の利益調整を行い、一時的に市場を誤導し、株価を押し上げるが、そのようなインフレートされた会計利益は持続性を持たず、いずれは実態を反映した数値に収束せざるを得ず、株価はそれを反映して低下していくというものである。あるいは、市場は、新規公開直後は直前の利益増加型の利益調整によって誤導されるが、利益調整がその後続いたとしても、徐々に当該企業の実態を正確に見抜き、株価に反映させているからなのではないかという主張もなされる。例えば、Teoh/Wong/Rao (1998)は、1980年から1990年の米国での新規公開企業1,682社をサンプルにして、それらの公開後最初の期間における裁量的会計発生高の大きさに基づいて、それを4分割し、最も利益増加型の利益調整を行った最大4分位の企業群を積極的グループ、最も利益減少型の利益調整を行った最小4分位の企業群を保守的グループとして、その売上高利益率と営業キャッシュ・フローを比較・分析した。それによると、公開後6年間の数値は、積極的グループは低下する傾向がある一方で、保守的グループの数値は大きく低下しない傾向がわかった。彼らは、新規公開時の裁量的会計発生高と売上高利益率の間に負の相関関係があることを指摘し、裁量的会計

発生高の収益性低下への予測能力の存在を報告した。

さらに、Teoh/Welch/Wong (1998)では、裁量的会計発生高と長期株価収益率との関係を取り上げており、積極的グループの公開後リターンは、保守的グループを累積比較で20%~30%も低くなったと報告している。Teohらの研究結果で重要な含意として、IPOパズルの原因が利益増加型の利益調整ではないかということ、利益増加型の利益調整を行う経営者には上述の意味で機会主義的行動を動機として強く持っているのではないかということがあげられる。また、裁量的会計発生高と株価パフォーマンスの一般的関係については、Xie [2001]がある。Xie [2001]は、1971年から1992年のアメリカ市場におけるサンプル企業56,962社のデータにより裁量的会計発生高と株式リターンの関係について分析している。そこでは、市場は裁量的会計発生高が一時的なものであるということに気付かず、経営者に操作された会計利益を実態より過大評価している可能性を報告した。つまり、市場は、経営者による利益調整を見抜けず、例えば、利益増加型の利益調整が施された会計利益に基づいて、実態より高く株価のプライシングがなされている可能性を示唆するのである。

以上のような先行研究の観点を考慮して、IPOパズルに対する利益操作仮説に関する次のような検証仮説を提示する。

仮説2：市場はIPO時における経営者の利益増加型の利益調整によって誤導され、株価は一時的に上昇する。

仮説3：利益増加型の利益調整は持続が困難であり、また市場も利益調整による会計情報を修正し、株価に織り込んでいくため、長期パフォーマンスは低下する。

これらの仮説の検証を行うため、以下では利益調整の分析を、次いでそのサンプルに基づいて長期株価パフォーマンスの分析を行い、最後に両者の総合的な分析を行う。

3. 裁量的会計発生高のリサーチ・デザイン

3-1 サンプルとデータ

本論の利益調整に関する分析対象のサンプルは、1986年度から2005年度までの20年間に株式会社店頭市場、ジャスダックに新規登録した企業と全国8証券取引所（東京、大阪、名古屋、札幌、新潟、京都、広島、福岡）で³⁾、他の証券取引所や店頭市場を経由せずに直接上場した企業である。ただし、公開に伴い公募または売出しを行っており、基本的に金融機関に属していない企業を選択の条件としている。サンプルの特定は、1986年度から2000年度までは、各年度版「増資白書」（『商事法務』）および『株式会社店頭公開白書』『株式上場白書』（亜細亜証券印刷）で、2001年度から2005年度までは、「企業財務データベース eol」によって行った。その結果特定された企業の中で、データ取得可能な2,038社を分析対象サンプルとした。

これらのサンプルを業種別および年度別に分類すると表1、表2のようになる。業種の区分基準は、日経業種中分類によるものである。業種別分類の特徴を見るとサービスが587社（全体の28.8%）と最も多く、次いで商社275社（同13.5%）、小売218社（同10.7%）、電気機器142社（同7%）、建設105社（同5.2%）、機械89社（同4.4%）の順に多く、当然のことながら造船（0社）や空運（1社）といった業種の企業数はほとんど無い。年度別分布の特徴としては、一部を除いて年を経るに従って公開企業数が増えている。特に2000年代に入ってから、いずれも公開企業数は100社を超え2004年度の168社（全体の8.2%）を最高に2001年度に148社（同7.3%）、2005年度には152社（同7.5%）と大き

く数を増やしている。

本論での会計発生高の推計のために必要な財務データは、「日経 NEEDS 財務データ」および

表1 IPO企業の年度別分布

年 度	企業数	年 度	企業数
1986年	41	1996年	123
1987年	32	1997年	106
1988年	70	1998年	80
1989年	83	1999年	97
1990年	96	2000年	123
1991年	97	2001年	148
1992年	31	2002年	107
1993年	89	2003年	122
1994年	122	2004年	168
1995年	151	2005年	152
総 数			2,038

表2 IPO企業の業種別分布

業 種	企業数	業 種	企業数
食 品	62	鉱 業	1
織 維	14	建 設	105
パ ル プ ・ 紙	11	商 社	275
化 学	70	小 売 業	218
医 薬 品	21	銀 行	0
石 油	3	証 券	0
ゴ ム	9	保 険	0
窯 業	28	そ の 他 金 融	27
鉄 鋼	7	不 動 産	79
非鉄金属製品	57	鉄 道 ・ バ ス	3
機 械	89	陸 運	26
電 気 機 器	142	海 運	3
造 船	0	空 運	1
自 動 車	33	倉 庫	12
輸 送 用 機 器	6	通 信	25
精 密 機 器	27	電 力	3
そ の 他 製 造	83	ガ ス	5
水 産	6	サ ー ビ ス	587

（注）分析対象期間内の IPO 企業総数2,038社を日経業種分類（中分類）に従って業種ごとに分類している。（銀行、証券、保険は除いている）

び「企業財務データベース eol」より収集した。また、会計発生高の分析は、公開前後数期間を対象とするため、多くの新規公開企業では、連結財務諸表が存在しないかまたは入手不可能であった。したがって、本論では個別財務諸表のデータを中心に分析を進めている。

3-2 会計発生高の算出

本論の目的の一つは、企業が新規公開をする際に、その経営者による機会主義的行動によって、会計利益を操作するかどうかを検証することである。この経営者が行う利益調整行動を検証するために、本論では、実証会計学の中心的な分析概念である会計発生高の概念を使用する。特に、会計発生高モデル (Accruals Model) を用いて算定された裁量的発生高を用いる方法 (Kothari *et al.* (2005)) によって、上記の目的の検証を行う。

会計発生高とは、基本的に利益からキャッシュ・フローを除いた部分と定義される。言い換えると、会計上の利益は営業によりもたらされるキャッシュ・フローと会計発生高を加えたものとなる。さらに、会計発生高は、通常の営業活動から必然的に発生する正常な会計発生高部分 (非裁量的会計発生高) と経営者の見積もりや会計判断などの意図的な裁量行動によって生じる、裁量的会計発生高に分けることができる。利益調整研究では、この裁量的会計発生高に経営者の意図的利益調整行動、ひいては機会主義的行動が反映されていると考え、種々の仮説の検証を行うのが通例である。

裁量的会計発生高の検出方法としては、会計発生高から何らかの推計モデルで算出された非裁量的会計発生高を控除することによって行われている。本論では、上述のように Jones モデルをベースにした4つの非裁量的会計発生高推計モデルを使用して、非裁量的会計発生高を算出する。

具体的な算出過程は以下のようになる。

本論では、まず会計発生高を須田・首藤 [2001] に従って、次の①式のように定式化する。②式は、営業キャッシュ・フローの定義である。

$$\begin{aligned} \text{会計発生高} &= [\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金預金}] \\ &\quad - [\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{資金調達項目}] \\ &\quad - [\Delta \text{貸倒引当金} + \Delta \text{賞与引当金} \cdot \text{未払賞与} \\ &\quad + \Delta \text{その他の短期引当金} + \Delta \text{退職給付引当金} \\ &\quad + \Delta \text{その他の長期引当金} + \Delta \text{減価償却費}] \dots \text{①} \\ (\Delta \text{資金調達項目} &= \Delta \text{短期借入金} \\ &\quad + \Delta \text{コマーシャル・ペーパー} \\ &\quad + \Delta \text{1年内返済の長期借入金} \\ &\quad + \Delta \text{1年内返済の社債} \cdot \text{転換社債}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{営業キャッシュ・フロー} &= \text{当期純利益} \\ &\quad - \text{特別利益} + \text{特別損失} - \text{会計発生高} \dots \text{②} \end{aligned}$$

上記のように、この定義式から求められた会計発生高から非裁量的発生高を控除して裁量的発生高を検出するわけである。そこで次節では、非裁量的発生高の推計モデルを取り上げ、その算出方法を検討する。

3-3 裁量的会計発生高の算出

非裁量的会計発生高は通常の営業活動で必然的に発生すると考えられるので、それらに関連が深いと考えられる財務項目を変数として推計式を組み立てる。これらの変数の違いやその追加・加工により4つのモデルが考えられている。本論では、以下で説明する4つの推計モデルのうち修正 CFO Jones モデルを分析の中心的モデルとして取り上げる。ただし、非裁量的会計発生高の推計にあたって、頑健性の確認のために4つのモデルを併用して分析にあたる。以下では、岡田・山崎 [2008] に従って、非裁量的会計発生高の算出方法と裁量的会計発生高の検出方法を示すこととする。

まず、変数とその記号を示しておく。会計発生高：TA，非裁量の会計発生高：NDAC，裁量の会計発生高：DAC，売上高：REV，売上債権：REC，償却対象固定資産：PPE，営業キャッシュ・フロー：CF，総資産：A，業種：j，企業：i，期間：t

Jones モデル

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_j + \beta_j \left(\frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \gamma_j \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_{i,t} \quad \dots \textcircled{3}$$

$$E \left(\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j \left(\frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \hat{\gamma}_j \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) \quad \dots \textcircled{4}$$

Jones モデルは、非裁量の会計発生高（期待会計発生高）を推定するため、①式で算出されたTAを被説明変数に、REVの期中増減額とPPEを説明変数として、パラメータ α 、 β 、 γ を推計する。注意すべきは、この推計に際して、分散不均一の問題を緩和するためにすべての変数を期首総資産Aで標準化していることである。また、同一年度における同一業種jに属する企業群のデータから、クロスセクションによるOLS回帰によって推計を行っていることである。業種は、日経業種中分類に基づいている。（これは以下の他のモデルの推計プロセスにも共通している。）このように③式で推計された各パラメータを用いて④式のように期待会計発生高を算出している。これが非裁量の会計発生高である。このモデルは、Jones [1991] によって提案されたもので、4つのモデルのいわばプロトタイプである。

修正 Jones モデル

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_j + \beta_j \left(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \gamma_j \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_{i,t} \quad \dots \textcircled{5}$$

$$E \left(\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j \left(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \hat{\gamma}_j \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) \quad \dots \textcircled{6}$$

修正 Jones モデルは、Jones モデルに上式の様な修正を施しているが、その根拠としては、利益調整が売上高を通じて行われており、その調整が売掛金等の売上債権であるものと考え、売上債権の変化額を控除することによって調整を図ろうとするものである。

CFO Jones モデル

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_j + \beta_j \left(\frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \gamma_j \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \delta_j \left(\frac{\Delta CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_{i,t} \quad \dots \textcircled{7}$$

$$E \left(\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j \left(\frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \hat{\gamma}_j \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \hat{\delta}_j \left(\frac{\Delta CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) \quad \dots \textcircled{8}$$

修正 CFO Jones モデル

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_j + \beta_j \left(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \gamma_j \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \delta_j \left(\frac{\Delta CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_{i,t} \quad \dots \textcircled{9}$$

$$E\left(\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j \left(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right) + \hat{\gamma}_j \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right) + \hat{\delta}_j \left(\frac{\Delta CF_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right) \quad \dots \textcircled{10}$$

修正 CFO Jones モデルは、Kasznik [1999] によって提案されたモデルである。CFO Jones モデル、修正 CFO Jones モデルとも Jones モデル、修正 Jones モデルに営業キャッシュ・フローの変化額を説明変数として追加している。CF をモデルに追加した根拠としては、Dechow (1994) において、会計発生高と CF が強い相関をもつという実証研究の結果にある。

③から⑩式で求められた各期待会計発生高 $E(TA_{i,t}/A_{i,t-1})$ が、各モデルにおける非裁量的会計発生高 (NDAC) である。注意すべきは、これらはある同一業種 j に属する企業群 i の期間 t におけるものであるということである。したがって、本論での分析の中心的な数値である裁量的会計発生高 (DAC) は、4つのモデルごとに以下の式のように、会計発生高から非裁量的会計発生高を控除して求めることとなる。

$$DAC_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - NDAC_{i,t} \quad \dots \textcircled{11}$$

4. 裁量的会計発生高の分析結果

本章では、1986年度から2005年度までに新規公開した企業の裁量的会計発生高 (DAC) の実証結果を示す。4-1では、全 IPO 企業の公開前4年と公開年および公開後4年の計9年の裁量的会計発生高 (DAC) の結果を示す。4-2では、裁量的会計発生高 (DAC) の年度別分析を非 IPO 企業との比較によって行う。4-3では、裁量的会計発生高 (DAC) の産業別に区分して分析を行う。

4-1 公開前後の全 IPO 企業の裁量的会計発生高

表3は、分析対象期間(1986年度～2005年度)の20年間分のサンプルをもとに、上記4つの推計モデルを用いて、裁量的会計発生高を検出した結果の一覧である。新規公開年を0として前後4期の計9年間分の裁量的会計発生高の各統計量を示してある。 t 値は、平均値=0の帰無仮説のもとにおける検定統計量である。全体としてみると、公開直前0期には、修正 Jones モデルが5%水準でプラスで有意、その他3モデルでは1%水準でプラスで有意という強い結果が観察され、公開後1年の1期においても CFO Jones モデル以外は1%水準で有意な結果が見出される。その後公開2年の2期でも CFO Jones モデル以外では、5%水準でプラスで有意な結果となっている。図1は、全サンプルの裁量的会計発生高の平均値の推移をグラフで示し、視覚化したものである。これらの結果は、[仮説1]を支持するものと結論して良いであろう。表3の3期では、いずれも平均値では低い数値が示され有意なものはない。4期ではいずれもマイナスの平均値が示され、CFO Jones モデルでは1%水準でマイナスで有意である。これらの傾向は、上述のように、利益増加型利益調整は、基本的に将来の利益の前倒し計上としての性格がある以上、その反動として利益が低下せざるを得ないというプロセスをある程度支持するものである。

ここでの分析は、全サンプルとしての IPO を行った企業のみを使った分析であった。次節では、分析対象期間における非 IPO 企業との比較を年度ごとに行い、本節での結果を別角度からさらに検証していくこととする。

表3 全 IPO 企業の裁量的会計発生高

	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
Jones モデルによる推計/相対年									
平均値	-0.0257	0.0140	-0.0026	-0.0155	0.0738	0.0306	0.0130	0.0026	-0.0040
中央値	-0.0127	-0.0066	-0.0087	-0.0057	0.0239	0.0078	0.0021	-0.0051	-0.0052
最大値	6.2040	40.6331	13.0818	2.3955	29.1829	12.3759	5.2501	1.9074	0.8998
最小値	-23.7892	-44.6916	-5.3940	-6.9410	-0.9497	-0.8398	-0.6135	-0.8612	-1.4529
企業数	1,366	1,414	1,451	1,551	1,613	1,466	1,356	1,270	1,186
t 値	-1.2605	0.2986	-0.2229	-2.0518**	3.8449***	3.1709***	2.4951**	0.6564	-1.2808
修正 Jones モデルによる推計/相対年									
平均値	-0.0323	0.0307	-0.0078	-0.0079	0.1017	0.0347	0.0138	0.0043	-0.0052
中央値	-0.0138	-0.0061	-0.0076	-0.0034	0.0228	0.0077	0.0017	-0.0042	-0.0055
最大値	4.6348	40.1822	3.9785	2.7868	74.6942	12.6635	5.2967	1.9096	0.8878
最小値	-23.2564	-41.1735	-6.1341	-3.2038	-1.9384	-0.8641	-0.6106	-0.9492	-1.4676
企業数	1,222	1,296	1,356	1,450	1,475	1,417	1,269	1,200	1,087
t 値	-1.4900	0.6065	-0.9258	-1.1837	1.9832**	3.3327***	2.4229**	0.9475	-1.3590
CFO Jones モデルによる推計/相対年									
平均値	-0.0100	-0.1233	-0.0122	-0.0729	0.0955	0.0133	-0.0082	-0.0029	-0.0185
中央値	-0.0250	-0.0196	-0.0210	-0.0341	0.0186	-0.0060	-0.0068	-0.0205	-0.0201
最大値	34.9224	8.3795	20.4992	13.7497	34.2881	11.0114	9.5566	4.5357	1.4420
最小値	-35.6023	-77.0199	-8.6408	-13.7414	-3.0143	-12.5822	-11.2529	-1.2316	-2.3362
企業数	1,211	1,352	1,416	1,505	1,562	1,444	1,318	1,247	1,179
t 値	-0.1552	-1.5490	-0.5507	-3.3794***	3.6519***	0.8741	-0.6391	-0.3953	-3.2723***
修正 CFO Jones モデルによる推計/相対年									
平均値	-0.0208	0.0157	0.0007	0.0075	0.0649	0.0333	0.0100	0.0041	-0.0026
中央値	-0.0126	-0.0062	-0.0084	0.0078	0.0221	0.0097	0.0024	-0.0023	-0.0023
最大値	7.3693	48.5987	9.9728	6.8699	29.1473	12.2530	3.6547	1.8705	1.1897
最小値	-17.3767	-30.1275	-6.0344	-3.9923	-0.9083	-1.3417	-1.2626	-0.7237	-0.8759
企業数	1,313	1,351	1,416	1,504	1,565	1,444	1,318	1,247	1,179
t 値	-0.9773	0.3550	0.0608	0.9249	3.2762***	3.4137***	2.2199**	1.0890	-0.8904

(注) t 値は、平均値 = 0 を帰無仮説とした統計的検定量である。***, **, * は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

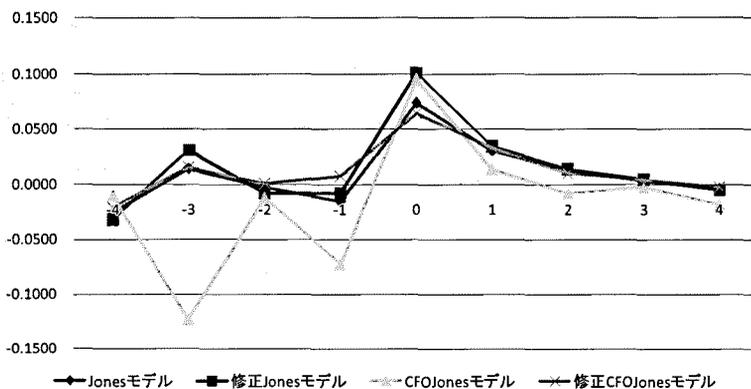


図1 全 IPO 企業の裁量的会計発生高 (平均値)

4-2 非 IPO 企業と IPO 企業の裁量的会計発生高の年度別分析

表4は、修正 CFO Jones モデルで推計された裁量的会計発生高と分析対象期間中に新規公開しなかった企業（非 IPO 企業）の平均値を年度別に示した一覧表である。年度ごとに平均値の差の検定を行っている。表の相対年は、公開前後3年の7年分を示してある。0期では、全20年のうち18年でプラスで有意の結果が出ている。そのうち1%水準で有意なものは15回、5%水準で有意なものが1回、10%水準で有意なものは2回である。-1期では20年のうちプラスで有意なものは13回、そのうち1%水準で有意な結果が出ているのは10回、5%水準で有意なものが2回、1%で有意なものは1回である。2001年では1%水準でマイナスで有意となっている。同様に1期では、プラスで有意なものが15回、そのうち1%水準でプラスで有意なものが8回、5%水準でプラスで有意なものが7回となっている。以下、2期ではプラスで有意な結果が7回、3期ではプラスで有意な結果が3回となっている。以上の年度別の分析では、新規公開の直前と直後では非 IPO 企業と比べて IPO 企業が、利益増加型の利益調整を行っている年度が圧倒的に多く、年度が進むに従って、急激にその割合が低下している。年度別分析では、その年度特有の経済情勢やサンプル数の問

題などがあるものの、[仮説1]を肯定できるだけの結果が示されていると考えることができるであろう。また、利益増加型の利益調整が持続しないという上述の結果とも合致している。

4-3 裁量的会計発生高の産業別分析

本節では、産業別に裁量的会計発生高を分類して分析を行う。産業の分類としては日経業種中分類に従い、その業種ごとに4つの推計モデルを使って、それぞれの数値を算出した。ただし、統計上の信頼性の問題から、サンプル数がある程度確保できた5業種に分析の対象を絞らざるを得なかった。具体的には、サンプル数がほぼ70以上の業種、サービス・商社・小売・電気機器・建設である。表5から9には、5業種の平均値、サンプル数、t値が推計モデルごとに示してある。

まず、表5のサービスから順次検討する。サービスは、全サンプルの中で最大のサンプル数である。0期では4モデルのうち修正 Jones モデルを除く3モデルの推計でプラスで有意である。1期では、CFO Jones モデルを除く3モデルの推計で5%水準でプラスで有意である。2期、3期では有意な結果は出していない。この点で、サービスでも[仮説1]を支持する傾向がみられる。注目すべきは、4期でマイナスで有意な水準が出ていることである。これは、経

表3 全IPO企業の裁量的会計発生高

	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
Jones モデルによる推計/相対年									
平均値	-0.0257	0.0140	-0.0026	-0.0155	0.0738	0.0306	0.0130	0.0026	-0.0040
中央値	-0.0127	-0.0066	-0.0087	-0.0057	0.0239	0.0078	0.0021	-0.0051	-0.0052
最大値	6.2040	40.6331	13.0818	2.3955	29.1829	12.3759	5.2501	1.9074	0.8998
最小値	-23.7892	-44.6916	-5.3940	-6.9410	-0.9497	-0.8398	-0.6135	-0.8612	-1.4529
企業数	1,366	1,414	1,451	1,551	1,613	1,466	1,356	1,270	1,186
t 値	-1.2605	0.2986	-0.2229	-2.0518**	3.8449***	3.1709***	2.4951**	0.6564	-1.2808
修正 Jones モデルによる推計/相対年									
平均値	-0.0323	0.0307	-0.0078	-0.0079	0.1017	0.0347	0.0138	0.0043	-0.0052
中央値	-0.0138	-0.0061	-0.0076	-0.0034	0.0228	0.0077	0.0017	-0.0042	-0.0055
最大値	4.6348	40.1822	3.9785	2.7868	74.6942	12.6635	5.2967	1.9096	0.8878
最小値	-23.2564	-41.1735	-6.1341	-3.2038	-1.9384	-0.8641	-0.6106	-0.9492	-1.4676
企業数	1,222	1,296	1,356	1,450	1,475	1,417	1,269	1,200	1,087
t 値	-1.4900	0.6065	-0.9258	-1.1837	1.9832**	3.3327***	2.4229**	0.9475	-1.3590
CFO Jones モデルによる推計/相対年									
平均値	-0.0100	-0.1233	-0.0122	-0.0729	0.0955	0.0133	-0.0082	-0.0029	-0.0185
中央値	-0.0250	-0.0196	-0.0210	-0.0341	0.0186	-0.0060	-0.0068	-0.0205	-0.0201
最大値	34.9224	8.3795	20.4992	13.7497	34.2881	11.0114	9.5566	4.5357	1.4420
最小値	-35.6023	-77.0199	-8.6408	-13.7414	-3.0143	-12.5822	-11.2529	-1.2316	-2.3362
企業数	1,211	1,352	1,416	1,505	1,562	1,444	1,318	1,247	1,179
t 値	-0.1552	-1.5490	-0.5507	-3.3794***	3.6519***	0.8741	-0.6391	-0.3953	-3.2723***
修正 CFO Jones モデルによる推計/相対年									
平均値	-0.0208	0.0157	0.0007	0.0075	0.0649	0.0333	0.0100	0.0041	-0.0026
中央値	-0.0126	-0.0062	-0.0084	0.0078	0.0221	0.0097	0.0024	-0.0023	-0.0023
最大値	7.3693	48.5987	9.9728	6.8699	29.1473	12.2530	3.6547	1.8705	1.1897
最小値	-17.3767	-30.1275	-6.0344	-3.9923	-0.9083	-1.3417	-1.2626	-0.7237	-0.8759
企業数	1,313	1,351	1,416	1,504	1,565	1,444	1,318	1,247	1,179
t 値	-0.9773	0.3550	0.0608	0.9249	3.2762***	3.4137***	2.2199**	1.0890	-0.8904

(注) t 値は、平均値 = 0 を帰無仮説とした統計的検定量である。***, **, * は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表4 裁量的会計発生高の年度別平均値の差の検定

相対年		-3	-2	-1	0	1	2	3
1986年	IPO 企業の平均値	0.0676	0.0066	0.0084	0.0297	0.0062	0.0174	-0.0011
	非 IPO 企業の平均値	0.0010	0.0008	0.0004	-0.0002	-0.0011	-0.0023	-0.0001
	t 値 (平均値の差)	5.5586***	0.3403	0.8166	3.0306***	0.6200	1.7676*	-0.0929
1987年	IPO 企業の平均値	0.0065	-0.0182	0.0167	0.0115	-0.0008	0.0016	-0.0168
	非 IPO 企業の平均値	0.0008	0.0004	-0.0002	-0.0011	-0.0023	-0.0001	-0.0010
	t 値 (平均値の差)	0.2830	-1.6065	1.4358	0.8973	0.1106	0.1263	-1.3034
1988年	IPO 企業の平均値	0.0120	-0.0040	-0.0053	0.0164	0.0240	0.0284	0.0026
	非 IPO 企業の平均値	0.0004	-0.0002	-0.0011	-0.0023	-0.0001	-0.0010	-0.0010
	t 値 (平均値の差)	1.3567	-0.4558	-0.4326	2.0078**	2.5892***	3.4719***	0.4544
1989年	IPO 企業の平均値	0.0124	0.0599	0.0312	0.0442	0.018614	-0.0030	0.0012
	非 IPO 企業の平均値	-0.0002	-0.0011	-0.0023	-0.0001	-0.000979	-0.0010	0.0006
	t 値 (平均値の差)	1.6766*	6.3007***	3.8780***	5.3448***	2.6496***	-0.2941	0.0700
1990年	IPO 企業の平均値	-0.0236	0.0469	0.0294	0.0486	0.0132	-0.0017	-0.0021
	非 IPO 企業の平均値	-0.0011	-0.0023	-0.0001	-0.0010	-0.0010	0.0006	0.0013
	t 値 (平均値の差)	-2.5676**	5.2007***	3.7844***	7.0676***	2.2100**	-0.2691	-0.6101
1991年	IPO 企業の平均値	-0.0069	0.0058	0.0477	0.0347	0.0075	0.0044	0.0017
	非 IPO 企業の平均値	-0.0023	-0.0001	-0.0010	-0.0010	0.0006	0.0013	0.0004
	t 値 (平均値の差)	-0.6112	0.7595	6.9025***	5.5285***	0.8580	0.5690	0.2581
1992年	IPO 企業の平均値	-0.0115	-0.0059	0.0167	0.0249	0.0246	0.0281	0.0133
	非 IPO 企業の平均値	-0.0001	-0.0010	-0.0010	0.0006	0.0013	0.0004	0.0009
	t 値 (平均値の差)	-0.9182	-0.4320	1.6536*	1.7647*	2.5328**	3.2846***	1.3758
1993年	IPO 企業の平均値	-0.0178	-0.0067	0.0283	0.0245	0.0125	0.0115	0.0018
	非 IPO 企業の平均値	-0.0010	-0.0010	0.0006	0.0013	0.0004	0.0009	0.0015
	t 値 (平均値の差)	-2.3696**	-0.8824	3.2817***	4.0642***	2.3598**	1.9298*	0.0443
1994年	IPO 企業の平均値	-0.0328	-0.0144	0.0118	0.0279	0.0155	0.0101	-0.0018
	非 IPO 企業の平均値	-0.0010	0.0006	0.0013	0.0004	0.0009	0.0015	0.0004
	t 値 (平均値の差)	-5.4415***	-2.0149**	2.1171**	6.0773***	3.0303***	1.3784	-0.4108
1995年	IPO 企業の平均値	-0.0161	-0.0126	0.0161	0.0335	0.0131	0.0038	0.0011
	非 IPO 企業の平均値	0.0006	0.0013	0.0004	0.0009	0.0015	0.0004	0.0004
	t 値 (平均値の差)	-2.6125***	-3.2089***	4.0277***	7.7278***	2.1320**	0.7509	0.1037

1996年	IPO 企業の平均値	0.0039	-0.0042	0.0346	0.0471	0.0114	0.0224	0.0217
	非 IPO 企業の平均値	0.0013	0.0004	0.0009	0.0015	0.0004	0.0004	0.0013
	t 値 (平均値の差)	0.4961	-0.9940	6.7273***	6.8885***	2.0890**	3.1244***	3.5300***
1997年	IPO 企業の平均値	-0.0163	-0.0200	0.0088	0.0242	0.0178	0.0222	0.0140
	非 IPO 企業の平均値	0.0004	0.0009	0.0015	0.0004	0.0004	0.0013	0.0014
	t 値 (平均値の差)	-3.4734***	-4.09714***	0.9532	3.8859***	2.1241**	3.1750***	1.9563*
1998年	IPO 企業の平均値	-0.1750	-0.0094	0.0360	0.0660	0.0403	0.0084	-0.0151
	非 IPO 企業の平均値	0.0009	0.0015	0.0004	0.0004	0.0013	0.0014	0.0005
	t 値 (平均値の差)	-2.1036**	-1.2604	4.3029***	6.4783***	5.4375***	0.9255	-0.7189
1999年	IPO 企業の平均値	0.0035	0.0062	0.0487	0.0575	0.1619	-0.0159	-0.0058
	非 IPO 企業の平均値	0.0015	0.0004	0.0004	0.0013	0.0014	0.0005	0.0000
	t 値 (平均値の差)	0.1853	0.6757	4.2411***	6.8082***	4.4042***	-0.8394	-0.6178
2000年	IPO 企業の平均値	0.0396	0.0159	0.0304	0.3425	0.0170	0.0047	-0.0061
	非 IPO 企業の平均値	0.0004	0.0004	0.0013	0.0014	0.0005	0.0000	-0.0003
	t 値 (平均値の差)	4.0975***	1.2423	3.0833***	4.8253***	0.9589	0.5886	-0.7004
2001年	IPO 企業の平均値	-0.0412	-0.0167	-0.1491	0.0438	0.0161	0.0003	0.0090
	非 IPO 企業の平均値	0.0004	0.0013	0.0014	0.0005	0.0000	-0.0003	0.0006
	t 値 (平均値の差)	-2.7041***	-1.5642	-7.8575***	2.6728***	2.0854**	0.0656	0.7529
2002年	IPO 企業の平均値	0.0341	-0.2271	0.0551	0.0173	0.0346	-0.0012	0.0399
	非 IPO 企業の平均値	0.0013	0.0014	0.0005	0.0000	-0.0003	0.0006	-0.0020
	t 値 (平均値の差)	1.4356	-10.0727***	2.3257**	1.8369*	3.9131***	-0.1405	2.5808***
2003年	IPO 企業の平均値	0.5135	0.2497	-0.0004	0.1083	0.0954	0.0708	0.0195
	非 IPO 企業の平均値	0.0014	0.0005	0.0000	-0.0003	0.0006	-0.0020	-0.0097
	t 値 (平均値の差)	3.7440***	7.9733***	-0.0381	7.2540***	6.6495***	3.9730***	0.8819
2004年	IPO 企業の平均値	-0.0633	-0.0246	0.0091	0.0680	0.0358	-0.0208	-0.0183
	非 IPO 企業の平均値	0.0005	0.0000	-0.0003	0.0006	-0.0020	-0.0231	-0.0132
	t 値 (平均値の差)	-3.4123***	-2.7664***	1.1273	4.5932***	2.7002***	0.0254	-0.2659
2005年	IPO 企業の平均値	0.0342	-0.0020	0.0240	0.0143	-0.0035	-0.0464	-0.0092
	非 IPO 企業の平均値	0.0000	-0.0003	0.0006	-0.0020	0.0101	-0.0022	0.0000
	t 値 (平均値の差)	3.6764***	-0.2010	2.1107**	1.1171	-0.4889	-1.7543*	-0.1726

(注) t 値は、IPO 企業の平均値と非 IPO 企業の平均値との差の検定による統計量である。***, **, * は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。平均値の差の検定は、等分散性を仮定している。

表5 産業別 IPO 企業の裁量的会計発生高 (サービス)

	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
Jones モデルによる推計/相対年									
平均値	-0.0395	0.0747	-0.0414	-0.0303	0.1336	0.0669	0.0103	0.0036	-0.0197
企業数	332	362	389	462	483	402	380	350	302
t 値	-1.1874	0.6512	-1.0353	-1.7526*	2.1472**	2.0134**	0.6253	0.3035	-2.8997***
修正 Jones モデルによる推計/相対年									
平均値	-0.0947	0.1206	-0.0836	-0.0346	0.2405	0.0680	0.0125	0.0031	-0.0258
企業数	255	305	349	412	405	438	351	332	273
t 値	-2.7008***	0.9096	-3.3844***	-1.7217*	1.2929	2.1198**	0.6758	0.2195	-2.8997***
CFO Jones モデルによる推計/相対年									
平均値	-0.1588	-0.2602	-0.0201	-0.1498	0.1894	0.0255	-0.0401	0.0086	-0.0299
企業数	295	338	379	444	467	428	375	344	301
t 値	-1.5532	-1.1066	-0.2798	-2.4889**	2.3359**	0.5458	-0.9549	0.4037	-2.6590***
修正 CFO Jones モデルによる推計/相対年									
平均値	-0.0628	0.0861	-0.0310	-0.0312	0.1197	0.0573	0.0005	-0.0022	-0.0144
企業数	328	337	379	445	470	428	375	344	299
t 値	-1.8049*	0.5912	-0.9003	-1.5405	1.8769*	1.8162*	0.0371	-0.1862	-1.8824*

(注) t 値は、平均値 = 0 を帰無仮説とした統計的検定量である。***, **, * は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

営者が、直前直後に利益増加型の利益調整を行ったため、4期には利益減少型の利益調整を行い会計利益を実体の水準に意図的に戻そうとしたと考えることも可能である。また、-1期以前にも多くのマイナスで有意な水準がみられることも特徴的である。総合すると、サービスでは、公開前に意図的に会計利益を減少させ、公開直前と直後に利益を増加させて利益増を際立たせ、数期後に前倒し計上した利益をもとに戻そうとしたととらえることも一つの解釈として成り立つかもしれない。

表6の商社では、0期で2つの推計モデルで5%水準でプラスで有意な結果が出ており、他の2つでは有意な結果は出ていない。-1期ではマイナスで有意な結果が3つの推計モデルで検出されている。その他の期間では、特に目立った数値が出ていない。特徴としては、キャッシュ・フローを変数に加えたモデルでは、プラスで有意な裁量的会計発生高は見られないということで、本分析の業種の中では異例であるということである。

表7の小売では、かなり目立った数値の変動がある。-1期以前の期間ではマイナスで有意な数値が出ている。特に-2期では、すべての推計モデルで1%水準でマイナスで有意な結果が出ており、-4期でもほぼ同様の結果が出ている。0期には、1%水準でプラスで有意な数値が、3つのモデルで見受けられ、1期、2期でもCFO Jones モデル以外の推計式では、ほぼプラスで有意な数値が検出されている。特に、2期では3モデルとも1%水準でプラスで有意な強い結果が出ている。その後、3期4期では(4期のCFO Jones モデル以外では)、際立った数値は見られない。小売を総合すると、上記サービスについての解釈が同様に成り立つ可能性がある。

表8の電気機器では、サービスや小売ほどではないが、かなり明確な類似の傾向が結果とし

表6 産業別IPO企業の裁量的会計発生高(商社)

	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
Jonesモデルによる推計/相対年									
平均値	-0.0943	-0.0063	0.0199	-0.0178	0.0222	0.0116	0.0058	0.0011	0.0067
企業数	207	213	217	219	227	217	204	195	182
t値	-0.7974	-0.6467	1.4855	-2.2986**	2.3436**	1.1069	0.9424	0.1991	1.0618
修正Jonesモデルによる推計/相対年									
平均値	-0.1014	-0.0036	0.0229	-0.0140	0.0229	0.0144	0.0046	0.0031	0.0095
企業数	194	206	209	204	217	206	192	183	172
t値	-0.8237	-0.4187	1.6322	-1.7861*	2.3482**	1.2908	0.7546	0.5789	1.4808
CFOJonesモデルによる推計/相対年									
平均値	0.0379	-0.0029	0.0198	-0.0562	0.0123	0.0100	-0.0051	-0.0207	0.0016
企業数	187	202	210	215	220	206	198	192	181
t値	0.1395	-0.1479	0.9474	-3.1023***	0.6366	0.4914	-0.3762	-1.8769	0.1106
修正CFOJonesモデルによる推計/相対年									
平均値	-0.0405	-0.0019	0.0073	0.0057	0.0131	0.0152	0.0023	0.0032	0.0082
企業数	201	202	210	215	220	206	198	192	181
t値	-0.4241	-0.2162	0.7360	0.7953	1.5909	1.5872	0.3781	0.7023	1.6351

(注) t値は、平均値=0を帰無仮説とした統計的検定量である。***, **, *は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表7 産業別IPO企業の裁量的会計発生高(小売)

	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
Jonesモデルによる推計/相対年									
平均値	-0.0361	0.0074	-0.0276	-0.0026	0.0420	0.0103	0.0228	0.0081	-0.0013
企業数	183	187	186	189	196	182	154	136	136
t値	-3.2223***	0.5722	-3.1241***	-0.3051	4.3572***	1.7292*	3.2814***	1.0795	-0.1776
修正Jonesモデルによる推計/相対年									
平均値	-0.0288	-0.0018	-0.0292	-0.0023	0.0395	0.0064	0.0223	0.0106	-0.0081
企業数	175	171	173	184	190	161	146	130	122
t値	-2.8501***	-0.1391	-3.6418***	-0.2640	4.0687***	1.1569	3.0701***	1.3827	-1.0176
CFOJonesモデルによる推計/相対年									
平均値	-0.0910	0.0097	-0.0675	-0.0561	-0.0041	-0.0359	-0.0071	-0.0057	-0.0610
企業数	158	181	181	179	184	166	138	129	135
t値	-2.8622***	0.31455	-4.1538***	-3.3070***	-0.198096	-2.6688***	-0.44981	-0.315293	-3.7999***
修正CFOJonesモデルによる推計/相対年									
平均値	-0.0363	-0.0188	-0.0284	0.0102	0.0218	0.0135	0.0223	0.0072	-0.0029
企業数	167	181	181	179	184	166	138	129	135
t値	-2.3692**	-1.6184	-2.8267***	1.2578	2.9110***	2.6516***	3.9534***	1.2471	-0.4058

(注) t値は、平均値=0を帰無仮説とした統計的検定量である。***, **, *は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表8 産業別 IPO 企業の載量的会計発生高 (電気機器)

Jones モデルによる推計/相対年	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
平均値	0.0062	0.0684	-0.0115	-0.0376	0.1063	0.0199	0.0057	-0.0176	-0.0173
企業数	110	111	114	115	119	115	107	102	98
t 値	0.3318	1.4907	-0.9817	-2.5652**	2.6232***	1.1022	0.6276	-1.7289*	-2.1295**
修正 Jones モデルによる推計/相対年	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
平均値	0.0140	0.0868	-0.0069	-0.0285	0.1217	0.0407	0.0083	-0.0031	-0.0153
企業数	106	99	107	110	111	104	103	94	87
t 値	0.6936	1.5941	-0.5616	-1.9242*	2.7079***	2.1519**	0.9187	-0.3730	-2.036*
CFOJones モデルによる推計/相対年	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
平均値	-0.0721	0.1167	0.0208	-0.0884	0.2000	0.0225	0.0145	-0.0055	-0.0166
企業数	94	109	109	111	116	114	105	102	98
t 値	-0.8940	1.6471	0.6158	-2.7951**	2.1217**	0.8469	0.7268	-0.3322	-1.0986
修正 CFOJones モデルによる推計/相対年	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
平均値	0.0505	0.0569	-0.0019	0.0257	0.1158	0.0291	0.0056	-0.0020	-0.0130
企業数	104	109	109	111	116	114	105	102	98
t 値	1.7742*	1.5929	-0.1947	1.8391*	2.1620**	3.9322***	0.9233	-0.3433	-1.8321*

(注) t 値は、平均値 = 0 を帰無仮説とした統計的検定量である。***, **, * は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表9 産業別 IPO 企業の載量的会計発生高 (建設)

Jones モデルによる推計/相対年	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
平均値	-0.0270	0.2884	-0.0074	0.0132	0.0480	0.0172	0.0232	0.0021	0.0217
企業数	89	91	89	89	89	87	82	78	76
t 値	-1.6474	1.0493	-0.5384	1.1102	3.3935***	1.8413*	2.1246**	0.2347	1.5227
修正 Jones モデルによる推計/相対年	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
平均値	-0.0160	0.3641	-0.0019	0.0165	0.0497	0.0174	0.0245	0.0001	0.0223
企業数	86	88	87	87	87	84	75	71	70
t 値	-1.4911	1.0532	-0.1352	1.3587	3.4603***	1.7918*	2.1015**	0.0088	1.4757
CFOJones モデルによる推計/相対年	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
平均値	-0.1360	0.0674	-0.0206	-0.0110	0.0570	-0.0095	0.0090	-0.0184	0.0318
企業数	82	88	89	88	88	86	81	78	76
t 値	-1.6936*	0.6760	-0.6334	-0.3981	1.9776*	-0.4041	0.4018	-0.9137	1.0991
修正 CFOJones モデルによる推計/相対年	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
平均値	0.0181	0.1896	-0.0016	0.0210	0.0350	0.0177	0.0170	0.0096	0.0085
企業数	89	88	89	88	88	86	81	78	76
t 値	0.6518	1.1110	-0.1852	1.7845*	2.7946***	2.3218**	2.0904**	1.3274	0.8168

(注) t 値は、平均値 = 0 を帰無仮説とした統計的検定量である。***, **, * は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

で表れている。0期ではプラスでいずれのモデルともプラスで有意な数値が出ており、1期ではプラスで有意な数値が2つとなっている。その後4期ではマイナスで有意な数値が、-1期でも3モデルにマイナスで有意な結果が出ている。

最後に、表9の電気機器では、明確に利益増加型の利益調整が行われた結果が出ている。0期ではすべてのモデルでプラスで有意な結果が出ており、1期、2期でもCFO Jonesモデル以外では、プラスで有意な結果が出ている。修正CFO Jonesモデルに至っては、-1期から2期までがプラスで有意な結果が出ている。その後3期、4期では特に目立った数値が出ていない。建設では積極的に利益増加型の利益調整が公開直前から直後にかけて行われている。

5. 長期株価パフォーマンスのリサーチ・デザイン

前章までの分析で、IPO企業の全サンプル、年度別サンプル、産業別サンプルの3つの区分のいずれにおいても、基本的には新規公開直前および直後には利益増加型の利益調整が行われ、数期間後には利益調整が行われないかもしくは利益減少型の利益調整が行われていた。このような経営者の会計行動に投資家は株式市場でどのように反応しているのだろうか。本章では、2種類の指標を使って、株式の長期パフォーマンスを検証し、この点の解明を行っていききたい。

5-1 サンプルとデータ

本節での分析対象の株価は、1986年度から2005年度までの20年間に株式店頭市場、ジャスダックに新規登録した企業と全国8証券取引所（東京、大阪、名古屋、札幌、新潟、京都、広島、福岡）で、他の証券取引所や店頭市場を経由せずに直接上場した企業のものである。新規公開1カ月後から3年間、36カ月分の月次株価

である。株価は「株価CD-ROM（2000年）」東洋経済、「株価チャートCD-ROM（2008年）」東洋経済、およびYahooファイナンスから採取し、必要な加工を施した。

5-2 長期の超過リターンの算出

本論では、長期の株価の超過リターンによって、長期パフォーマンスを測定する。まず、超過リターンの算出方法と分析期間の説明をする。分析期間は、公開直後の1カ月を除く、それ以降の3年間、36カ月間である。当然、月次株価を使用する。それぞれのサンプルの1~12カ月、1~24カ月、1~36カ月の期間で超過リターンを算出するとともに、1~12カ月、13~24カ月、25カ月~36カ月のそれぞれ12カ月の期間ごとにも超過リターンを算出する。超過リターンはCAR (Cumulative Abnormal Return) とBHAR (Buy and Hold Abnormal Return) の2つの方法で算出する。両者の具体的な算出方法は以下の式で示される。

$$CAR_{i,t} = \sum_{t=1}^s (R_{i,t} - E(R_{i,t})) \quad \dots 12$$

$$BAHR_{i,t} = \prod_{t=1}^s [1 + R_{i,t}] - \prod_{t=1}^s [1 + E(R_{i,t})] \quad \dots 13$$

ここで t は期間を、 s は当該期間（例えば12カ月ならば $s=12$ ）を表し、 $R_{i,t}$ は、期間 t における企業 i の実際の収益率である。 $E(R_{i,t})$ は期待収益率であり、いくつかのベンチマークの収益率を使用した。ベンチマークは、TOPIX、Russell/Nomura日本株インデックスの「Total Marketインデックス」およびJASDAQインデックスの3つを採用した⁴⁾。 $CAR_{i,t}$ は企業 i ごとに分析期間にわたって、サンプル企業の収益率からベンチマークの収益率を差し引き、これを累積させたものである。 $BAHR_{i,t}$ は、投資家が測定期間中にサンプル企業に対して投資を行ったであろうと考えられるリターンの計算方

法で、具体的には、 s カ月 $BAHR$ は、サンプル企業の株式を s 期間投資した時に得られる複利リターンから、その期待リターン（ベンチマークの複利リターン）を差し引くことで求められる。これらに対して分析対象期間、分析対象業種ごとにクロスセクションで平均値、標準偏差などの統計量を算出している。また、統計的検定には、 t 検定を使用している⁵⁾。 t 検定における検定統計量 t 値は、以下の式で表される。

$$t_{CAR} = \overline{CAR}_s / (\sigma(CAR_s) / \sqrt{n}) \quad \dots \textcircled{14}$$

$$t_{BHAR} = \overline{BHAR}_s / (\sigma(BHAR_s) / \sqrt{n}) \quad \dots \textcircled{15}$$

ここで \overline{CAR}_s 、 \overline{BHAR}_s は、サンプル n 企業の s カ月超過リターンの標本平均、 $\sigma(CAR_s)$ 、 $\sigma(BHAR_s)$ は、サンプル n 企業の s カ月超過リターンのクロスセクションでの標本標準偏差である。

6. 長期株価パフォーマンスの分析結果

本章では、1986年から2005年度までに新規公開した企業の公開後から3年間、36カ月の株価のパフォーマンスの結果を CAR と $BHAR$ について示す。6-1では、20年間における全 IPO 企業の長期株価パフォーマンスを示す。6-2では、産業別に分析した裁量的会計発生高の結果に合わせて測定した産業別長期株価パフォーマンスの結果を示す。

6-1 全 IPO 企業の長期株価パフォーマンス

表10は、TOPIX をベンチマークとして算出された CAR (T)、Russell/Nomura 日本株インデックスの「Total Market インデックス」をベンチマークとして算出された CAR (N) および JASDAQ インデックスをベンチマークとして算出された CAR (J) のクロスセクションで見た平均値と t 値が、表に示された期間区分ごとに示されたものである。また、表11は、TOPIX を

ベンチマークとして算出された $BHAR$ (T)、Russell/Nomura 日本株インデックスの「Total Market インデックス」をベンチマークとして算出された $BHAR$ (N) および JASDAQ インデックスをベンチマークとして算出された $BHAR$ (J) のクロスセクションで見た平均値と t 値が、表に示された期間区分ごとに示されたものである。まず、表10の CAR について検討してみる。 CAR (T) と CAR (N) でそれぞれ、1 m-24 m で5%水準でマイナスで有意、13 m-24 m で両者とも5%水準でマイナスで有意となっている。特徴的な点は、測定3年目の25 m-36 m で両者とも5%水準でプラスで有意となっており、この期間だけをとれば CAR でのパフォーマンスが回復していることである。 CAR (J) では、上記2者とは少し様相が異なり、全期間にわたってマイナスの傾向が強く観測されている。1 m-24 m と1 m-36 m では1%水準でマイナスで有意、13 m-24 m でも1%水準でマイナスで有意となっている。特に CAR (T)、 CAR (N) と CAR (J) とで大きく違う点は、25 m-36 m で前2者ではプラスで有意となるのに対し CAR (J) では5%水準でマイナスで有意となっていることである。以上の傾向は、超過リターンが全般的にそれぞれのベンチマークをアンダーパフォームしたことを示す一方、3年目の超過リターンでは、回復の傾向とさらなる低下の傾向の両方があるということである。これは言うまでもなく、ベンチマークをどの指標に置くかによつての違いと JASDAQ インデックスと他2者のベンチマークとした測定で観測期間が違うことからきていると考えられる。ベンチマークの違いによるパフォーマンスの違いは、先行研究でも指摘されている。以上の傾向は、図2の CAR (1 m-36 m) の時系列推移のグラフでも明確にとらえることができる。表11の $BHAR$ では $BHAR$ (T) と $BHAR$ (N) で全般的にプラスの傾向が強いのに対し、 $BHAR$

表10 全サンプル長期株価パフォーマンス (CAR)

期間	平均値 (CAR (T))	t 値	サンプル数	平均値 (CAR (N))	t 値	サンプル数	平均値 (CAR (I))	t 値	サンプル数
1 m-12 m	-0.0166	-1.0620	1698	-0.0222	-1.4176	1696	-0.0351	-2.0554**	1364
1 m-24 m	-0.0449	-2.0487**	1698	-0.0555	-2.5285**	1696	-0.1222	-5.3082***	1364
1 m-36 m	-0.0134	-0.5321	1698	-0.0282	-1.1207	1696	-0.1711	-6.4274***	1364
1 m-12 m	-0.0167	-1.0652	1696	-0.0222	-1.4176	1696	-0.0293	-1.7196**	1363
13 m-24 m	-0.0282	-1.9394**	1696	-0.0332	-2.2832**	1696	-0.0505	-3.2690***	1363
25 m-36 m	0.0313	2.2995**	1696	0.0269	1.9735**	1696	-0.0355	-2.4004**	1363

表11 全サンプル長期株価パフォーマンス (BHAR)

期間	平均値 (BHAR (T))	t 値	サンプル数	平均値 (BHAR (N))	t 値	サンプル数	平均値 (BHAR (I))	t 値	サンプル数
1 m-12 m	0.0679	2.1173**	1696	0.0627	1.9517*	1696	0.0307	0.8217	1364
1 m-24 m	0.1483	1.8066*	1696	0.1372	1.6720*	1696	0.0878	0.8862	1364
1 m-36 m	0.1402	2.8269***	1696	0.1238	2.4992**	1696	0.0197	0.3399	1364
1 m-12 m	0.0679	2.1173**	1696	0.0627	1.9517*	1696	0.0309	0.8267	1363
13 m-24 m	0.0543	1.6271	1696	0.0497	1.4877	1696	-0.0120	-0.3059	1363
25 m-36 m	0.0803	4.0843***	1696	0.0763	3.8774***	1696	-0.0474	-2.0792**	1363

(注) t 値は、平均値 = 0 を帰無仮説とした統計的検定量である。***, **, * は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

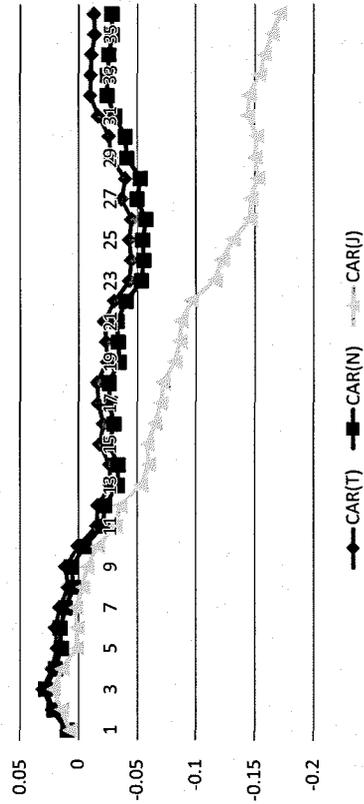


図2 CAR (全IPO企業) の平均値の推移 (1 m-36 m)

(J) では、25 m-36 m で10%水準でマイナスで有意となっている。このことは、投資家がIPO 企業に新規公開1カ月後から投資をして、ほとんどの期間でベンチマークのTOPIXとRNを上回っているリターンを得るのに対して、JASDAQ インデックスに対しては3年目だけをとれば約5%低いリターンしか得られないことを示している。

6-2 産業別長期株価パフォーマンス

本節では、日経業種中分類に基づいて区分した36業種のうち、統計的分析に最低限必要と思われるサンプル数を確保できた5業種（サービス、小売、商社、建設、電気機器）についての長期株価パフォーマンスの結果の概要を示す。前節と同様に超過リターン（CARとBHAR）について期間を区分して分析する。

表12、表13は、サービスのCARとBHARの結果である。表12のCARについてはCAR(J)の1m-12mで5%水準でマイナスで有意、13m-25mで10%水準でマイナスで有意であるが、その他は目立った変化は見られない。表13のBHARでは、BHAR(T)とBHAR(N)の1m-36mで10%水準でプラスで有意、13m-24mと25m-36mで5%水準でプラスで有意となっている。BHARでは、2年目と3年目で投資家の超過リターンは回復傾向が読み取れる。総じて、サービスでは、長期株価パフォーマンスの低下傾向があるとは言えない。(図3参照)

表14と表15は小売についてのCARとBHARの結果である。小売では、CAR(J)の1m-36m、25m-36mで10%水準でマイナスで有意、BHAR(J)の25m-36mで10%水準でマイナスで有意となっており、JASDAQ インデックスに基づいて測定した超過リターンにのみ長期パフォーマンスの低下傾向が見られる。(図4参照)

表16、表17は商社についてのCARとBHARの結果である。特徴的な数値としては、CAR(J)の1m-36m、13m-24m、25m-36mとBHAR(J)の13m-24m、25m-36mで1%水準および5%水準でマイナスで有意な結果が出ている。その他、CAR(T)、CAR(N)の1m-24mと13m-24mでマイナスで有意な結果が、BHAR(T)、BHAR(N)の13m-24mで10%水準でマイナスで有意な結果が出ている。総じて、商社では長期株価パフォーマンスの低下傾向があると言える。(図5参照)

表18、表19は建設についてのCARとBHARの結果である。建設では、長期株価パフォーマンスの低下傾向が強く表れている。CARでは、CAR(T)、CAR(N)の1m-36m、13m-24m、25m-36mでマイナスで有意な結果がCAR(J)の1m-24m、1m-36m、13m-24mで1%水準でマイナスで有意な結果が出ている。BHARでは、この傾向はさらに顕著に表れ、BHAR(T)、BHAR(N)の1m-24m、1m-36m、13m-24m、25m-36mでマイナスで有意な結果が、BHAR(J)の1m-24m、1m-36m、13m-24m、25m-36mでマイナスで有意な結果が見られる。(図6参照)

表20、表21は電気機器についてのCARとBHARの結果である。CARについては、25m-36mを除くCAR(J)のすべての期間でマイナスで有意な結果が、CAR(T)、CAR(N)の1m-12m、1m-24mでマイナスで有意な結果が出ている。BHARでは、BHAR(J)の1m-24m、1m-36m、13m-24mでマイナスで有意な結果が出ている。総じて、JASDAQ インデックスで測った超過リターンには強く、その他のベンチマークで測った超過リターンでもある程度の長期株価パフォーマンスの低下傾向がみられる。(図7参照)

表12 産業別（サービス）の長期株価パフォーマンス（CAR）

期間	平均値 (CAR (T))	t 値	サンプル数	平均値 (CAR (N))	t 値	サンプル数	平均値 (CAR (J))	t 値	サンプル数
1 m-12 m	-0.0499	-1.4260	478	-0.0571	-1.6302	478	-0.0761	-2.2506**	430
1 m-24 m	-0.0368	-0.7089	478	-0.0472	-0.9080	478	-0.0861	-1.8227*	430
1 m-36 m	-0.0033	-0.0561	478	-0.0174	-0.2962	478	-0.1084	-2.0481**	430
1 m-12 m	-0.0499	-1.4260	478	-0.0571	-1.6302	478	-0.0761	-2.2506**	430
13 m-24 m	0.0147	0.4294	478	0.0099	0.2878	478	-0.0099	-0.3166	430
25 m-36 m	0.0340	1.1374	478	0.0298	0.9979	478	-0.0223	-0.7720	430

表13 産業別（サービス）長期株価パフォーマンス（BHAR）

期間	平均値 (BHAR (T))	t 値	サンプル数	平均値 (BHAR (N))	t 値	サンプル数	平均値 (BHAR (J))	t 値	サンプル数
1 m-12 m	0.0158	0.2948	478	0.0097	0.1794	478	-0.0390	-0.7120	430
1 m-24 m	0.3812	1.3928	478	0.3694	1.3494	478	0.3162	1.0635	430
1 m-36 m	0.2064	1.8217*	478	0.1895	1.6735*	478	0.0450	0.3814	430
1 m-12 m	0.0158	0.2948	478	0.0097	0.1794	478	-0.0390	-0.7120	430
13 m-24 m	0.2195	2.0537**	478	0.2147	2.0061**	478	0.1595	1.4386	430
25 m-36 m	0.0913	2.0324**	478	0.0872	1.9426**	478	-0.0059	-0.1264	430

(注) t 値は、平均値 = 0 を帰無仮説とした統計的検定量である。***, **, * は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

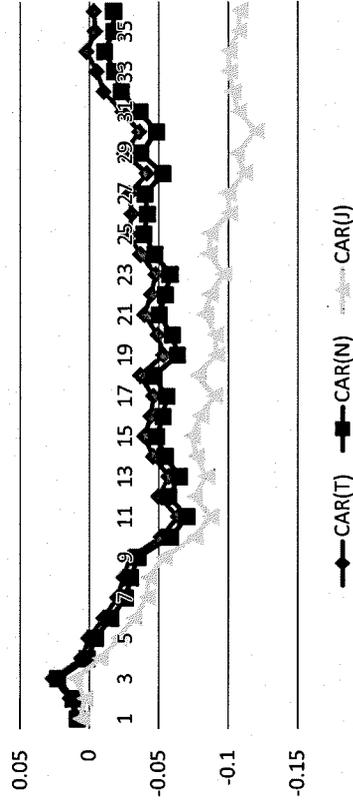


図3 CRA（サービス）の平均値の推移 CAR (1 m-36 m)

表14 産業別(小売)の長期株価パフォーマンス(CAR)

期間	平均値(CAR(T))	t値	サンプル数	平均値(CAR(N))	t値	サンプル数	平均値(CAR(J))	t値	サンプル数
1 m-12 m	-0.0324	-0.7444	169	-0.0386	-0.8817	168	-0.0365	-0.7204	140
1 m-24 m	-0.0214	-0.3499	169	-0.0341	-0.5541	168	-0.0519	-0.7921	140
1 m-36 m	-0.0590	-0.8342	169	-0.0752	-1.0591	168	-0.1263	-1.8228*	140
1 m-12 m	-0.0324	-0.7444	169	-0.0358	-0.8218	169	-0.0365	-0.7204	140
13 m-24 m	0.0070	0.1707	169	0.0023	0.0555	169	-0.0155	-0.3827	140
25 m-36 m	-0.0355	-0.8902	169	-0.0403	-1.0083	169	-0.0744	-1.8078*	140

表15 産業別(小売)長期株価パフォーマンス(BHAR)

期間	平均値(BHAR(T))	t値	サンプル数	平均値(BHAR(N))	t値	サンプル数	平均値(BHAR(J))	t値	サンプル数
1 m-12 m	0.0178	0.3544	168	0.0118	0.2361	168	-0.0101	-0.1711	140
1 m-24 m	0.0513	0.7290	168	0.0403	0.5728	168	-0.0170	-0.2115	140
1 m-36 m	0.0498	0.4279	168	0.0337	0.2893	168	-0.0176	-0.1335	140
1 m-12 m	0.0197	0.3952	169	0.0138	0.2777	169	-0.0101	-0.1711	140
13 m-24 m	0.0567	1.0659	169	0.0526	0.9865	169	-0.0101	-0.1746	140
25 m-36 m	0.0049	0.1134	169	0.0006	0.0148	169	-0.0810	-1.8049*	140

(注) t値は、平均値=0を帰無仮説とした統計的検定量である。***, **, *は、それぞれ、1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

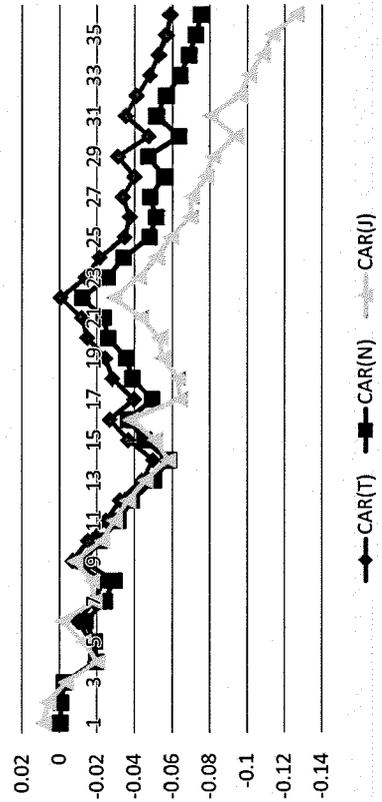


図4 CAR(小売)の平均値の推移(1 m-36 m)

表16 産業別(商社)の長期株価パフォーマンス(CAR)

期間	平均値(CAR(T))	t値	サンプル数	平均値(CAR(N))	t値	サンプル数	平均値(CAR(J))	t値	サンプル数
1 m - 12 m	0.0077	0.1936	219	0.0033	0.0833	218	0.0225	0.5334	169
1 m - 24 m	-0.0840	-1.6744*	219	-0.0932	-1.8512*	218	-0.0829	-1.5841	169
1 m - 36 m	-0.0672	-1.1291	219	-0.0809	-1.3554	218	-0.1793	-2.9228***	169
1 m - 12 m	0.0077	0.1936	219	0.0038	0.0959	219	0.0225	0.5334	169
13 m - 24 m	-0.0917	-2.7769**	219	-0.0985	-2.9725***	219	-0.1054	-2.9568***	169
25 m - 36 m	0.0168	0.4712	219	0.0122	0.3400	219	-0.0964	-2.5757**	169

表17 産業別(商社)長期株価パフォーマンス(BHAR)

期間	平均値(BHAR(T))	t値	サンプル数	平均値(BHAR(N))	t値	サンプル数	平均値(BHAR(J))	t値	サンプル数
1 m - 12 m	0.0992	1.1912	218	0.0955	1.1452	218	0.0761	0.7869	169
1 m - 24 m	-0.0110	-0.1393	218	-0.0228	-0.2876	218	-0.0579	-0.6289	169
1 m - 36 m	0.0444	0.3391	218	0.0274	0.2096	218	-0.0877	-0.5448	169
1 m - 12 m	0.0984	1.1873	219	0.0948	1.1419	219	0.0761	0.7869	169
13 m - 24 m	-0.0713	-1.6922*	219	-0.0775	-1.8286*	219	-0.1350	-2.6897***	169
25 m - 36 m	0.0618	1.2984	219	0.0580	1.2115	219	-0.1391	-2.6729***	169

(注) t 値は、平均値 = 0 を帰無仮説とした統計的検定量である。***, **, * は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

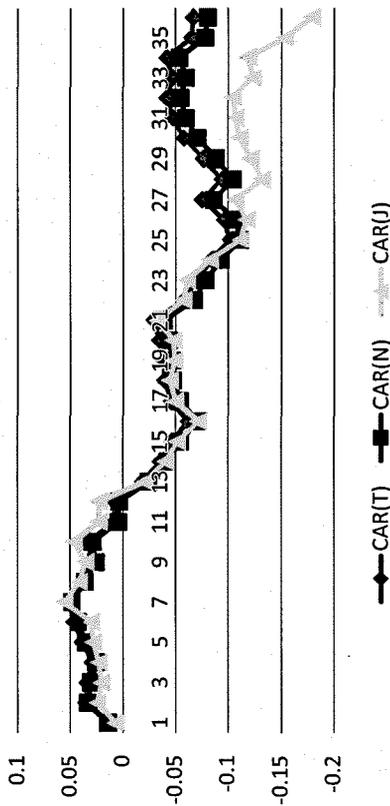


図5 CAR(商社)の平均値の推移(1 m - 36 m)

表18 産業別 (建設) の長期株価パフォーマンス (CAR)

期間	平均値 (CAR (T))	t 値	サンプル数	平均値 (CAR (N))	t 値	サンプル数	平均値 (CAR (I))	t 値	サンプル数
1 m - 12 m	0.0272	0.5215	73	0.0237	0.4539	73	-0.0456	-0.6398	53
1 m - 24 m	-0.0847	-1.0693	73	-0.0925	-1.1679	73	-0.2554	-2.9064***	53
1 m - 36 m	-0.1644	-1.8331*	73	-0.1785	-1.9931**	73	-0.3294	-3.2811***	53
1 m - 12 m	0.0272	0.5215	73	0.0237	0.4539	73	-0.0456	-0.6398	53
13 m - 24 m	-0.1119	-1.9940**	73	-0.1162	-2.0745**	73	-0.2098	-3.6003***	53
25 m - 36 m	-0.0797	-1.8574*	73	-0.0861	-2.01461**	73	-0.0740	-1.1825	53

表19 産業別 (建設) 長期株価パフォーマンス (BHAR)

期間	平均値 (BHAR (T))	t 値	サンプル数	平均値 (BHAR (N))	t 値	サンプル数	平均値 (BHAR (I))	t 値	サンプル数
1 m - 12 m	0.0040	0.0747	73	0.0003	0.0051	73	-0.1101	-1.2546	53
1 m - 24 m	-0.1226	-1.9466*	73	-0.1313	-2.0848**	73	-0.3866	-3.8688***	53
1 m - 36 m	-0.1841	-2.8582***	73	-0.1997	-3.0968***	73	-0.3651	-3.8361***	53
1 m - 12 m	0.0040	0.0747	73	0.0001	0.0023	73	-0.1101	-1.2546	53
13 m - 24 m	-0.1268	-2.9635***	73	-0.1305	-3.0461***	73	-0.3348	-3.6291***	53
25 m - 36 m	-0.0910	-2.3360**	73	-0.0966	-2.4902**	73	-0.1359	-1.7835*	53

(注) t 値は、平均値 = 0 を帰無仮説とした統計的検定量である。***, **, * は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

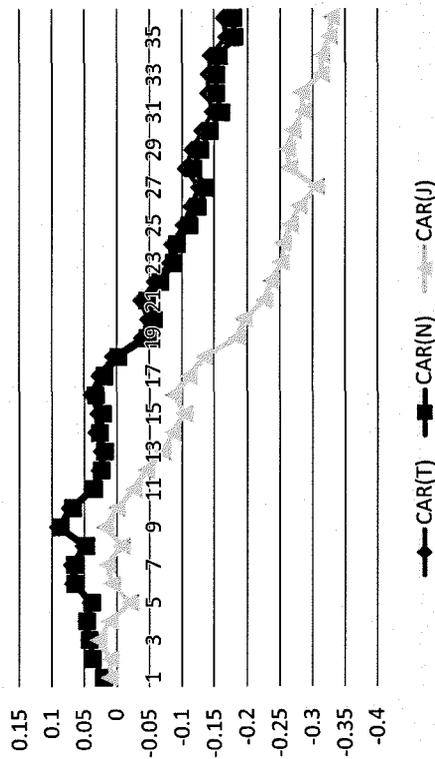


図6 CAR (建設) の平均値の推移 (1 m - 36 m)

表20 産業別（電気機器）の長期株価パフォーマンス（CAR）

期間	平均値 (CAR (T))	t 値	サンプル数	平均値 (CAR (N))	t 値	サンプル数	平均値 (CAR (J))	t 値	サンプル数
1 m - 12 m	-0.1343	-2.2445**	120	-0.1373	-2.2971**	120	-0.1576	-2.2424**	82
1 m - 24 m	-0.2149	-2.7397***	120	-0.2228	-2.8435***	120	-0.3050	-3.4337***	82
1 m - 36 m	-0.1364	-1.4561	120	-0.1469	-1.5716	120	-0.3680	-3.6059***	82
1 m - 12 m	-0.1441	-2.3975**	120	-0.1472	-2.4508**	120	-0.1663	-2.3704**	82
13 m - 24 m	-0.0696	-1.4422	120	-0.0745	-1.5474	120	-0.1333	-2.2237**	82
25 m - 36 m	0.0580	1.1744	120	0.0553	1.1181	120	-0.0906	-1.6348	82

表21 産業別（電気機器）長期株価パフォーマンス（BHAR）

期間	平均値 (BHAR (T))	t 値	サンプル数	平均値 (BHAR (N))	t 値	サンプル数	平均値 (BHAR (J))	t 値	サンプル数
1 m - 12 m	-0.0595	-0.8359	120	-0.0619	-0.8683	120	-0.1293	-0.1293	82
1 m - 24 m	-0.1132	-1.1682	120	-0.1220	-1.2602	120	-0.2637	-2.2587**	82
1 m - 36 m	-0.1275	-1.3273	120	-0.1407	-1.4701	120	-0.3594	-3.0513***	82
1 m - 12 m	-0.0595	-0.8330	120	-0.0659	-0.9175	120	-0.1287	-1.4602	82
13 m - 24 m	-0.0703	-1.4718	120	-0.0735	-1.5403	120	-0.2280	-3.0510***	82
25 m - 36 m	0.1004	1.3695	120	0.0992	1.3529	120	-0.1549	-1.5798	82

(注) t 値は、平均値 = 0 を帰無仮説とした統計的検定量である。***, **, * は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

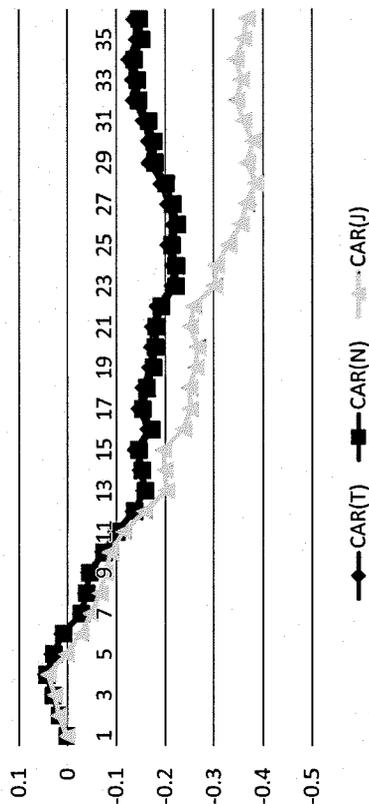


図7 CAR（電気機器）の平均値の推移（1 m - 36 m）

表22 全 IPO 企業の公開後12カ月間の CAR (1 m-12 m)

	CAR (T)		CAR (N)		CAR (J)	
	平均値	t 値	平均値	t 値	平均値	t 値
1 m	0.0099	1.9135**	0.0094	1.8178*	0.0076	1.2766
2 m	0.0229	3.3763***	0.0216	3.1898***	0.0147	1.8991*
3 m	0.0305	3.6974***	0.0285	3.4587***	0.0214	2.2876**
4 m	0.0226	2.4041**	0.0199	2.1192**	0.0142	1.3345
5 m	0.0182	1.7600*	0.0147	1.4214	0.0017	0.1481
6 m	0.0198	1.7450*	0.0157	1.3804	0.0013	0.1044
7 m	0.0159	1.3262	0.0113	0.9427	0.0026	0.1931
8 m	0.0090	0.7164	0.0044	0.3503	-0.0036	-0.2626
9 m	0.0110	0.8383	0.0058	0.4457	-0.0071	-0.4893
10 m	0.0004	0.0266	-0.0049	-0.3536	-0.0160	-1.0545
11 m	-0.0155	-1.0348	-0.0208	-1.3826	-0.0314	-1.8993*
12 m	-0.0166	-1.0620	-0.0222	-1.4176	-0.0351	-2.0554**

(注) t 値は、平均値 = 0 を帰無仮説とした統計的検定量である。

***, **, * は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

7. 裁量的会計発生高と長期パフォーマンスの関係 (仮説とその整合性)

本章では、これまでの分析結果を踏まえ、裁量的会計発生高と長期株価パフォーマンスの関係、つまり [仮説2] と [仮説3] について検証していく。

7-1 全サンプル企業における裁量的会計発生高と長期パフォーマンス

4-1における全 IPO 企業の裁量的会計発生高の分析では、0期から2期までは、IPO 企業は利益増加型の利益調整を行うことが示された。これに対して、全 IPO 企業の長期株価パフォーマンスは、超過リターンが全般的にそれぞれのベンチマークをアンダーパフォームしたことを示す一方、3年目の超過リターンでは、回復の傾向とさらなる低下の傾向の両方があるということが示された。6-1でのべたように、これは、ベンチマークをどの指標に置くかによつての違いと JASDAQ インデックスと他2者をベンチマークとした測定で観測期間が違うことから起きていると考えられる。これらの結果から、[仮説

3] に関しては、次のような結論が得られる。TOPIX と Russell/Nomura 日本株インデックスの「Total Market インデックス」をベンチマークとして算出された超過リターンと裁量的会計発生高の分析では、[仮説3] を支持する結果は得られなかった。しかし、JASDAQ インデックスをベンチマークとした超過リターンと裁量的会計発生高の分析では、ほぼ仮説3を支持する結果が得られた。それでは、[仮説2] についてはどうであろうか。表22は、1 m-12 m の CAR の推移を示したものである。これらから明らかなように、CAR (T), CAR (N), CAR (J) の公開後数カ月間は、プラスで有意な数値を示している。この結果と本論のこれまでの分析結果を考え合わせると、[仮説2] について次のような結論が導かれる。全サンプルの分析において、IPO 企業の利益調整によって市場は誤導され、株価は一時的に上昇する。

7-2 産業別サンプル企業における裁量的会計発生高と長期パフォーマンス

本節では、産業別サンプル企業における裁量的会計発生高と長期パフォーマンスの関係の分

析結果についてまとめる。

サービスでは4-3の表5で示されたように、0期、1期で利益増加型の利益調整が行われ、4期で利益減少型の利益調整が行われた。これに対して6-2の表12で示されたように、長期株価パフォーマンスの低下傾向は、CAR (J) においてのみ観察された。したがって、サービスにおいて、[仮説3]はCAR (J) との関係においてのみ支持され、その他の超過リターンの指標では

支持されないという結論が導かれる。[仮説2]については、表23で示されるように公開後1年間で目立った変化は見られない。この結果と本論のこれまでの分析結果を考え合わせると、[仮説2]についてサービスの分析では支持されないという結論となった。

小売では、4-3の表7で示されるように、利益増加型の利益調整が行われている。これに対して、6-2の表14、表15で示されたようにCAR

表23 産業別（サービス）の公開後12カ月間のCAR (1m-12m)

	CAR (T)		CAR (N)		CAR (J)	
	平均値	t 値	平均値	t 値	平均値	t 値
1 m	0.0091	0.7121	0.0086	0.6723	0.0062	0.4630
2 m	0.0136	0.8599	0.0117	0.7386	0.0031	0.1889
3 m	0.0261	1.3369	0.0228	1.1739	0.0105	0.5266
4 m	0.0054	0.2539	0.0016	0.0770	-0.0078	-0.3558
5 m	0.0004	0.0174	-0.0042	-0.1843	-0.0211	-0.9191
6 m	-0.0103	-0.4243	-0.0155	-0.6382	-0.0323	-1.3230
7 m	-0.0202	-0.7917	-0.0260	-1.0177	-0.0416	-1.6272
8 m	-0.0247	-0.9333	-0.0299	-1.1297	-0.0427	-1.6278
9 m	-0.0292	-1.0874	-0.0353	-1.3102	-0.0535	-2.0213**
10 m	-0.0517	-1.8260*	-0.0583	-2.0543**	-0.0762	-2.7569***
11 m	-0.0638	-1.9222*	-0.0706	-2.1228**	-0.0873	-2.6792***
12 m	-0.0499	-1.4260	-0.0571	-1.6302	-0.0761	-2.2506**

(注) t 値は、平均値 = 0 を帰無仮説とした統計的検定量である。

***, **, * は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表24 産業別（小売）の公開後12カ月間のCAR (1m-12m)

	CAR (T)		CAR (N)		CAR (J)	
	平均値	t 値	平均値	t 値	平均値	t 値
1 m	-0.0006	-0.0458	-0.0004	-0.0327	0.0087	0.5825
2 m	-0.0010	-0.0603	-0.0008	-0.0517	0.0061	0.3300
3 m	-0.0031	-0.1542	-0.0026	-0.1324	-0.0034	-0.1504
4 m	-0.0190	-0.8249	-0.0196	-0.8519	-0.0202	-0.7562
5 m	-0.0164	-0.6096	-0.0190	-0.7056	-0.0129	-0.4106
6 m	-0.0099	-0.3534	-0.0141	-0.5021	-0.0016	-0.0479
7 m	-0.0184	-0.6164	-0.0241	-0.8089	-0.0188	-0.5170
8 m	-0.0239	-0.7495	-0.0293	-0.9138	-0.0171	-0.4407
9 m	-0.0071	-0.1956	-0.0129	-0.3528	-0.0082	-0.1880
10 m	-0.0154	-0.3987	-0.0215	-0.5545	-0.0226	-0.4901
11 m	-0.0248	-0.5973	-0.0314	-0.7527	-0.0294	-0.5969
12 m	-0.0324	-0.7444	-0.0386	-0.8817	-0.0365	-0.7204

(注) t 値は、平均値 = 0 を帰無仮説とした統計的検定量である。

***, **, * は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(J), *BHAR* (J) でのみ低下傾向が観察される。[仮説3]は、JASDAQ インデックスをベンチマークとした超過リターンと裁量の会計発生高の関係についてのみ限定的に支持される。[仮説2]については、表24が示すように、統計的に有意な数値は出ていないので支持されない。

商社は、4-3の表6で示されたように、利益増加型の利益調整が行われた傾向がそれほど強くない。ただし、0期では2つの推計モデルで、

それが行われている。これに対し長期株価パフォーマンスでは、6-2の表16、表17で示されたように *CAR* (J), *BHAR* (J) で強く低下傾向が示され、*CAR* (T), *CAR* (N) でも2年目で低下傾向がみられる。したがって、[仮説3]については、次のような結論が得られる。商社は、「利益増加型の利益調整が行われた」という条件のもとで [仮説3] は支持される。[仮説2]に関しては、表25で示されたように統計的に有意

表25 産業別(商社)の公開後12カ月間の *CAR* (1 m-12 m)

	<i>CAR</i> (T)		<i>CAR</i> (N)		<i>CAR</i> (J)	
	平均値	<i>t</i> 値	平均値	<i>t</i> 値	平均値	<i>t</i> 値
1 m	0.0139	1.0654	0.0139	1.0659	0.0069	0.4302
2 m	0.0350	1.7457*	0.0330	1.6414	0.0242	0.9975
3 m	0.0338	1.4530	0.0304	1.3080	0.0200	0.7363
4 m	0.0291	1.1150	0.0253	0.9729	0.0229	0.7475
5 m	0.0386	1.2877	0.0348	1.1595	0.0280	0.8005
6 m	0.0462	1.4059	0.0423	1.2842	0.0297	0.8108
7 m	0.0514	1.5132	0.0483	1.4182	0.0554	1.4905
8 m	0.0383	1.1058	0.0358	1.0298	0.0414	1.1238
9 m	0.0289	0.7888	0.0253	0.6884	0.0352	0.8966
10 m	0.0323	0.8839	0.0287	0.7805	0.0462	1.1847
11 m	0.0078	0.2106	0.0041	0.1100	0.0224	0.5669
12 m	0.0077	0.1936	0.0033	0.0833	0.0225	0.5334

(注) *t* 値は、平均値 = 0 を帰無仮説とした統計的検定量である。

***, **, * は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表26 産業別(建設)の公開後12カ月間の *CAR* (1 m-12 m)

	<i>CAR</i> (T)		<i>CAR</i> (N)		<i>CAR</i> (J)	
	平均値	<i>t</i> 値	平均値	<i>t</i> 値	平均値	<i>t</i> 値
1 m	0.0202	1.1451	0.0198	1.1347	0.0107	0.6258
2 m	0.0378	1.7794*	0.0372	1.7689*	0.0094	0.3593
3 m	0.0428	1.7982*	0.0416	1.7782*	0.0285	0.9557
4 m	0.0476	1.5817	0.0457	1.5375	0.0111	0.3318
5 m	0.0406	1.2276	0.0382	1.1665	-0.0206	-0.5627
6 m	0.0675	1.6134	0.0638	1.5314	0.0073	0.1457
7 m	0.0694	1.7759*	0.0647	1.6646	0.0144	0.2976
8 m	0.0514	1.2591	0.0474	1.1624	-0.0079	-0.1560
9 m	0.0909	1.9494*	0.0860	1.8507*	0.0183	0.3155
10 m	0.0728	1.5378	0.0675	1.4249	0.0002	0.0029
11 m	0.0383	0.7544	0.0351	0.6900	-0.0258	-0.3903
12 m	0.0272	0.5215	0.0237	0.4539	-0.0456	-0.6398

(注) *t* 値は、平均値 = 0 を帰無仮説とした統計的検定量である。

***, **, * は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表27 産業別（電気機器）の公開後12カ月間の CAR (1 m-12 m)

	CAR (T)		CAR (N)		CAR (J)	
	平均値	t 値	平均値	t 値	平均値	t 値
1 m	0.0019	0.1114	0.0011	0.0675	0.0012	0.0584
2 m	0.0185	0.7280	0.0166	0.6579	0.0184	0.6142
3 m	0.0311	0.9670	0.0294	0.9185	0.0271	0.6996
4 m	0.0450	1.0591	0.0424	1.0012	0.0410	0.8540
5 m	0.0318	0.6960	0.0285	0.6268	0.0031	0.0586
6 m	0.0115	0.2381	0.0088	0.1828	-0.0270	-0.4799
7 m	-0.0266	-0.5402	-0.0284	-0.5796	-0.0473	-0.8288
8 m	-0.0376	-0.7175	-0.0395	-0.7576	-0.0667	-1.0704
9 m	-0.0432	-0.8137	-0.0460	-0.8698	-0.0768	-1.2375
10 m	-0.0726	-1.3458	-0.0750	-1.3969	-0.0877	-1.3960
11 m	-0.0989	-1.6974*	-0.1012	-1.7424*	-0.1145	-1.6701*
12 m	-0.1343	-2.2445**	-0.1373	-2.2971**	-0.1576	-2.2424**

(注) t 値は、平均値 = 0 を帰無仮説とした統計的検定量である。

***, **, * は、それぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

な超過リターンが一部で見られるものの、概ね上昇傾向は観察されない。したがって、この結果と本論のこれまでの分析結果を考え合わせると、[仮説2]について商社の分析では支持されないという結論となる。

建設では、4-3の表9で示されたように、非常に強く利益増加型の利益調整が公開前後で行われている。これに対して、長期株価パフォーマンスは、6-2の表18、表19で示されたように、すべての超過リターンにおいて明確に長期低下傾向がみられる。建設における[仮説3]は、強く肯定される。仮説2に関しては、表26が示すように、公開後2、3カ月でCAR (T)、CAR (N)が統計的にプラスで有意な数値となっている。この結果と本論のこれまでの分析結果を考え合わせると、[仮説2]について建設では、支持されると考えてよいであろう。ただし、CAR (J)では有意な数値は出ていないので、この結論は限定的である。

電気機器では4-3の表8に示されるように、利益増加型の利益調整が行われている。これに対して、長期株価パフォーマンスは、6-2の表20、表21においてCAR (J)、BHAR (J)については

3年間、CAR (T)、CAR (N)については2年間の低下傾向が明確になっている。したがって、電気機器に関して[仮説3]は、支持されると考えられる。[仮説2]については、表27で見限り、統計的にプラスで有意な数値は見当たらない。電気機器については、仮説2を支持する根拠は見当たらない。

8. 終わりに（結果の要約と今後の課題）

本論は、主に2つの課題に取り組んだ。第1の課題は、日本のIPO企業の経営者が公開前後において利益増加型の利益調整を行っているかどうかを検証することであり、第2の課題は、IPO企業の長期株価パフォーマンスの低下傾向（いわゆるIPOパズル）が、経営者による利益調整の結果であるかどうかを検証することである。本論ではこの2つの課題を解明していくため、3つの仮説を設定した。[仮説1]は、第1の課題の検証に対応し、[仮説2][仮説3]は、第2の課題に対応するものであった。[仮説1]の検証では、裁量的会計発生高を検出し、それを全サンプル、年度別、産業別の3つの視点から分析した。その結果、以下のようにほぼ

[仮説1] を肯定する結果が得られた。

- ① 全サンプルによる分析では、IPO 企業は、新規公開前後で利益増加型の利益調整を行う傾向が強く、公開後時間が経過するにつれその傾向は無くなるのが判明した。
- ② 年度別、産業別の分析でも①とほぼ同様の結果が得られた。年度別では、多くの IPO 企業が非 IPO 企業に比べて、公開前後に利益増加型の利益調整を行っていることが分かった。
- ③ 産業別では、建設、サービス、小売、電気機器などの業種が、利益増加型の利益調整を行う傾向が強く、商社は比較的その傾向が弱いことが判明した。

[仮説2] [仮説3] の検証では、長期株価パフォーマンスの測定指標として、CAR と BHAR の2つの超過リターンを3つのベンチマークを基に測定し、上記の裁量的会計発生高との関係を検証した。これらの分析に際して、全サンプルの分析と産業別の分析を行い、それぞれの特徴と各仮説との整合性を検証した。その結果は以下のようにまとめられる。

- ① 全サンプルによる [仮説3] の検証については、TOPIX と Russell/Nomura 日本株インデックスの「Total Market インデックス」をベンチマークとして算出された超過リターンと裁量的会計発生高の分析では、[仮説3] を支持する結果は得られなかった。しかし、JASDAQ インデックスをベンチマークとした超過リターンと裁量的会計発生高の分析では、ほぼ [仮説3] を支持する結果が得られた。
- ② 全サンプルによる [仮説2] の検証については、IPO 企業の利益調整によって市場は誤導され、株価は一時的に上昇するという結果が得られた。
- ③ 産業別サンプルによる [仮説2] [仮説3] の検証結果については、業種ごとに様々な

結果が得られた。[仮説3] については、分析対象5業種全てで概ね支持される結果となったが、[仮説2] については、建設では支持される結果が出たものの、その他の業種では支持されるような根拠が見出せなかった。

以上の結果は、海外の先行研究で報告された結果とほぼ整合的である。ただし、日本の先行研究では、IPO 企業を対象にした本論と同趣旨の先行研究が少ないため、その点の比較検討は現在のところ困難である。

最後に、本論の研究結果を踏まえて、今後の課題をまとめておきたい。本論では、IPO 企業の経営者が機会主義的行動の一環として利益調整という会計行動をとることを前提に論理を組み立ててきた。しかし、経営者が具体的にどのような意図や利害関係の中で利益調整を行っているのかという点には、深く立ち入っていない。この点が解明できれば、本論での分析結果と相まって、IPO 企業の経営者の会計行動と資本市場の関係がより明らかになると考えられる。この点を今後の課題としたい。

注

- 1) 例えば、2002年10月のメディア・リンクス、2004年10月のアソシエント・テクノロジーの新規上場をめぐる粉飾決算事件があげられる。
- 2) 永田・蜂谷 (2004) は逆に利益減少型の利益調整の動機が存在を指摘する。その根拠として、公開価格が高すぎると、公開株式の売れ残りのリスクや市場価格が公開価格を下回るリスクをあげている。
- 3) 新潟、広島証券取引所は2003年に東京証券取引所へ、京都証券取引所は2001年に大阪証券取引所へそれぞれ統合された。また、ジャスダックは2004年、これまでの株式店頭市場から証券取引所に移行している。
- 4) 本論では、IPO 企業といっても新興市場への公開を果たした企業だけでなく、東証1部・2部、その他地方市場といった幅広い市場で公開した企業も分析対象に入ることから、ベンチマークは、東証1部を反映する TOPIX、全上場銘柄を反映する RN 日本株インデックス、ジャスダック市場を反映する JASDAQ インデックスを採用した。な

お、JASDAQ インデックスをベンチマークとした CAR と BHAR は、1993年度以降のみを計算している。

- 5) 長期異常リターンの実証研究にパラメトリックな t 検定を用いることは、定式化の誤りをもたらす可能性があることが指摘されている。そのため、例えば、Kothari and Warner [1997], 山崎 [2008] は、ブートストラップ法による検定を推奨している。

参 考 文 献

- 阿部圭司 [2005], 「JASDAQ 市場における新規株式公開の長期パフォーマンス」『高崎経済大学論集』第48巻 第1号, 33-44.
- 岡田克彦・山崎尚志 [2005], 「上場変更と株価の長期パフォーマンス」『現代ファイナンス』18, 27-45.
- 岡田克彦・山崎尚志 [2008], 「上場変更企業における Manager Opportunism の検証—裁量的会計発生高と Post-Listing Return—」, 『現代ファイナンス』23, 109-130.
- 忽那憲治 [2001], 「ベンチャー企業向け証券市場間競争のグローバル展開と成長企業の輩出—わが国新規店頭公開企業の長期株価パフォーマンス分析—」, 『金融グローバリズム』東京大学出版会, 139-168.
- 忽那憲治 [2008], 『IPO 市場の価格形成』, 中央経済社.
- 須田一幸・首藤昭信 [2001], 「経営者の利益予想と裁量的会計行動」『産業経理』61(2), 46-57.
- 須田一幸・山本達司・乙政正太編著 [2007], 『会計操作』, ダイアモンド社.
- 永田京子・蜂谷豊彦 [2004], 「新規株式公開企業の利益調整行動」, 『会計プロGRESS』第5号, 91-106.
- 松本淳宏 [2005], 「新規公開企業の利益調整行動と利益の質」, 『六甲大論集』第52巻 第2号, 45-64.
- 山崎尚志 [2008], 「わが国株式市場における長期異常収益率の分析」『経営財務研究』第28巻 第1号, 15-37.
- Dechow, P. M. [1994], Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals, *Journal of Accounting and Economics* 18, 3-42.
- Jones, J. J. [1991], Earnings Management during Import Relief Investigations, *Journal of Accounting Research* 29, 193-238.
- Kaszniak, R. [1999], On the Association Between Voluntary Disclosure and Earnings Management, *Journal of Accounting Research* 37, 57-81.
- Kothari, S. P., Leone, A. J. and Wasley, C. E. [2005], Performance Matched Discretionary Accrual Measures, *Journal of Accounting and Economics* 39(Feb), 163-197.
- Kothari, S. P. and Waner, J. B. [1997], Measuring Long-horizon Security Price Performance, *Journal of Financial Economics* 43, 301-340.
- Ljungqvist, A., Nanda, V. and Singh, R. [2006], Hot Markets, Investor Sentiment, and IPO Pricing, *Journal of Business* 79, 1667-1702.
- Loughran, T. and Ritter, J. [1995], The New Issues Puzzle, *The Journal of Finance* 50, 23-51.
- Morris, S. [1996], Speculative Investor Behavior and Learning, *Quarterly Journal of Economics* 111, 1111-1133.
- Ritter, J. [1991], The Long Run Performance of Initial Public Offerings, *Journal of Finance* 46(3), 3-27.
- Sloan, R. [1996], Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings? *Accounting Review* (July), 289-316.
- Teoh, S. H., Welch, I. and Wong, T. J. [1998], Earnings Management and the Long-Run Market Performance of Initial Public Offerings, *Journal of Finance* 53(6), 1935-1974.
- Teoh, S. H., Wong, T. J. and Rao, G. R. [1998], Are accruals during initial public offerings opportunistic?, *Review of Accounting Studies* 3, 175-208.
- Xie, H. [2001], The Mispricing of Abnormal Accruals, *Accounting Review* 76(3), 357-373.