

新規株式公開における利益マネジメントと長期パフォーマンス

松本, 守

<https://doi.org/10.15017/3000350>

出版情報：経済論究. 119, pp.115-131, 2004-07. 九州大学大学院経済学会
バージョン：
権利関係：

新規株式公開における利益マネジメントと長期パフォーマンス

松 本 守

1. はじめに

興味深いことに、多くの実証研究において、新規株式公開 (Initial Public Offerings, 以下、IPO) 後の株価パフォーマンスは、市場平均と比べて、相対的に低いということが報告されている。

例えば、Ritter (1991) は、1975年から1984年にかけて IPO を行った米国企業1,526社をサンプルに用いて、IPO 後3年間における長期株価パフォーマンスを分析し、新規公開株式の株価パフォーマンスがいくつかのベンチマークと比較して相対的に低いということを報告している。そこではまた、投資家が若い成長企業の潜在的な収益力について楽観視しすぎており、一方、新規公開企業もそうした機会之窗 (windows of opportunity) を利用しているということを指摘している。

また、日本の店頭市場を対象とした忽那(2001)は、1995年から1996年までに店頭市場に IPO を行った242社をサンプルに用いて、IPO 後3年間における長期株価パフォーマンスを分析し、採用するベンチマークによって違いがあるものの、新規公開企業の長期株価パフォーマンスが低いということを報告している。

他方で、近年では、新規公開株の価格決定方式に際して、目論見書における会計利益が公開価格に影響を及ぼすということから、経営者の機会主義的な利益マネジメント (earnings management)¹⁾と新規公開企業のパフォーマンスを関連づけた研究が行われている。Teoh et al. (1998c) は、1980年から1990年までに IPO を行った米国企業1,682社を用いて、IPO 期 (IPO を行った年) の裁量的会計発生高と IPO 後の業績パフォーマンスの関係について分析しており、IPO 期に利益増加型の利益マネジメントを行った企業ほど、その後の業績パフォーマンスが低下しているということを見出している。また、Teoh et al. (1998a) は、1980年から1992年までに IPO を行った米国企業1,649社をサンプルに用いて、新規公開企業の裁量的会計発生高と長期株価パフォーマンスの関係を分析した。そこでは、IPO 期に利益増加型の利益マネジメントを行った企業ほど IPO 後の株価パフォーマンスの低下が著しいということを見だしている。さらに、Teoh et al. (1998a) は、投資家が新規公開企業の利益マネジメントによって増加した利益に気づかないために、高価格で新規公開株式を買い、その後、企業についての情報がメディア、アナリストの報告書、財務諸表などによって公表されるにつれて、投資家は IPO 時点で報告された利益が持続しないことを知り、株価が下落したと主張している²⁾。

一方、松本 (2004) は日本における新規公開株式の公開価格決定においても IPO 前の会計利益が重

1) 利益マネジメントとは経営者が自己に有利になるように会計利益を調整しようとする行動のことであり (乙政 (2000)), 会計的裁量行動とも呼ばれている。

要な要因となることから³⁾、1997年度に店頭市場に IPO を行った企業87社をサンプルに用いて、日本企業においても IPO に際して利益増加型の利益マネジメントが行われているかどうかを分析している。そこでは、IPO 期において裁量的会計発生高が有意に正の値を示しており、利益増加型の利益マネジメントが行われていることを示唆している。

公開価格の増加は、IPO 時における公募および売出株式から得られる資金調達額（企業内へのキャッシュインフローとキャピタルゲイン）を増加させる。したがって、新規公開企業の経営者は、公開価格決定方式を所与とすると、公開価格に影響を及ぼす会計利益を増加させるインセンティブを持つ。このとき、経営者は IPO 前における会計利益を増加させるために、将来の利益を借りてきたり、過去の利益を借りてきたりすることができる⁴⁾。具体的には、経営者は顧客に対して商品の発送を早めることで収益の認識を早めたり、研究開発費等の費用を将来に繰り延べることで費用の認識を遅らせたり、あるいは有価証券や固定資産等の売却を IPO 前に集中させることで会計利益を増加させる利益増加型の利益マネジメントを行うことができる。

一般に、経営者は自社についての経営状態や将来生み出されるキャッシュフローなどについての私的情報を有している一方で、外部投資家はそうした情報を十分に把握していない。つまり、経営者と投資家間には情報の非対称性が存在している。特に、新規公開企業に関しては、IPO を行う以前は未公開企業であり、公開企業と比べてメディア等から取り上げられることは少なく、財務諸表などの企業の経営状態をディスクローズする情報の源泉は相対的に少ないであろう⁵⁾。したがって、投資家が新規公開株を購入しようとする場合、IPO 前の財務データが記載されている目論見書の情報に依存せざるを得ない状況にあると言えるであろう⁶⁾。

Teoh et al. (1994, 1998c) が指摘しているように、新規公開企業の経営者による機会主義的な利益増加型の利益マネジメントはその後の反動 (reversal) をもたらし、業績パフォーマンスに負の影響を及ぼすことが予想される。もし、市場に情報の非対称性がなく、投資家が新規公開企業の経営者による利益マネジメントを完全に予測することができれば、IPO 前に利益マネジメントは行われず、業績パフォーマンスの低下は生じないであろうし、IPO 後の株価パフォーマンスに影響を及ぼすことはないであろう (Teoh et al. (1998a), Jenkinson and Ljungqvist (2001))。しかしながら、すでに述べたように、新規公開企業の経営者と潜在的な投資家間には情報の非対称性が存在している。この情報の非対称性は投資家の判断を誤らせる可能性がある。つまり、もし新規公開企業の経営者が利益増加型の利益マネジメントを行い、その反動によって業績パフォーマンスに負の影響を及ぼすとすれば、投資家が新規公開企業の IPO 後における財務諸表を見ることで当該企業における当初の株価の期待を形成し直し、そのことが結果的に株価の低下として顕在化するかもしれない。

2) Teoh et al. (1998a), 1936ページ。また、Teoh et al. (1998b) では、公募増資 (SEOs) と利益マネジメントの関係について分析しており、そこでもまた公募増資に際して利益増加型の利益マネジメントが行われていることを見出している。

3) 松本 (2004) では、入札方式とブックビルディング方式における公開価格決定方式について考察し、IPO 前の会計利益が公開価格に影響を及ぼしていることを指摘している。

4) Teoh et al. (1998a), Jenkinson and Ljungqvist (2001)。

5) Teoh et al. (1994, 1998a, 1998c)。

6) Teoh et al. (1994, 1998a, 1998c)。

本稿の目的は、IPO 期に行われた利益増加型の利益マネジメントがその後の業績パフォーマンスに負の影響を及ぼし、ひいては株価パフォーマンスにも影響を及ぼしているかどうかを分析することである。本稿の分析はまた、日本における IPO の最も主要なマーケットである店頭市場においても生じている IPO 後における株価パフォーマンスの低下の一要因を解明することにつながると考えられる。

本稿の特徴は以下の通りである。第一に、本稿は日本の店頭市場を対象とした Kutsuna et al. (2002) とは異なり、新規公開企業の業績パフォーマンスの尺度として、会計上の数値だけではなく、キャッシュフローも考察している点である。第二に、本稿は日本の店頭市場を対象とした Hamao et al. (2000) や忽那 (2001) とは長期株価パフォーマンスの分析方法が異なる点である。第三に、本稿では公開価格決定方式（入札方式とブックビルディング方式）と長期株価パフォーマンスの関係について分析している点である。我が国では、1997年9月から従来の入札方式に代わってブックビルディング方式を用いて公開価格を決定することが可能となっている。

本稿の構成は以下の通りである。2節では、まず利益マネジメントの程度を表す裁量的会計発生高の推定方法について説明し、ついで長期株価パフォーマンスの分析方法について説明する。さらに、データソースとサンプルの抽出方法について述べ、新規公開企業の株価パフォーマンスについて概観する。3節では実証分析を行い、その解釈を述べる。最後に、4節では結論を述べ、今後の課題を検討する。

2. 分析方法

本稿では、IPO を行った期に利益増加型の利益マネジメントが IPO 後の会計利益に負の影響を及ぼし、結果的に株価パフォーマンスにも影響を及ぼしているかどうかを検証する。本節では、まず利益マネジメントの程度を表す裁量的会計発生高の推定方法について説明し、ついで長期株価パフォーマンスの分析方法について説明する。最後に、データとサンプルの抽出方法について説明し、推定した裁量的会計発生高と長期株価パフォーマンスについて概観し、その特徴について説明する。

2.1. 裁量的会計発生高の推定

まず、経営者が行う利益マネジメントの程度を表す裁量的会計発生高 (discretionary accounting accruals : DAC) については、以下のアプローチにより推定する。

利益マネジメントに関する先行研究では、総会計発生高を測定するモデルがいくつか提示されている⁷⁾。中条 (1999) は、日本企業を対象とする場合、「日本企業は投資有価証券や固定資産の売却等を通じて報告利益を調整しているということがしばしば指摘されている⁸⁾」ことから、これらの項目を含めて総会計発生高を算出している。したがって、本稿では、中条 (1999) に従って総会計発生高を算出する。

本稿ではまた、裁量的会計発生高の算出については以下のアプローチをとる。裁量的会計発生高を

7) 例えば、Jones (1991) など。

8) 中条 (1999), 42頁。

算出するにあたって、まず、各企業の総計発生高を算出し、サンプル期間の総会計発生高の平均値を非裁量的会計発生高 (non-discretionary accounting accruals) としてとらえ、以下の算式で各企業の裁量的会計発生高を算出する⁹⁾。

$$\begin{aligned} \text{総会計発生高} = & \Delta \text{ 売上債権} + \Delta \text{ 棚卸資産} + \text{現金預金を除く左記以外の流動資産} \\ & - \Delta \text{ 仕入債務} - \Delta \text{ 引当金} - \text{左記以外の流動負債} \\ & - \text{減価償却費およびその他償却費} + \text{資産売却益等} - \text{資産売却損} \cdot \text{評価損等} \end{aligned}$$

ただし、 Δ は期中増減額を示している。

次に、 t 期における i 企業の裁量的会計発生高 (DAC) は以下のように示される。

$$DAC_{i,t} = [TAC_{i,t} - E(TAC_{i,t})] / TA_{i,t-1}$$

ここで、 $E(TAC_{i,t})$ はサンプル期間 (5 年間) における i 企業の総会計発生高の平均値である。なお、裁量的会計発生高は期首の総資産額 ($TA_{i,t-1}$) で基準化している。

このようにして算出された裁量的会計発生高は、その値が正であれば利益増加型の利益マネジメントを行ったということを意味し、負であれば利益減少型の利益マネジメントを行ったということを意味する。

2.2 長期株価パフォーマンス

次に、長期株価パフォーマンスについては、新規公開企業の長期株価パフォーマンスを分析している先行研究 (例えば、Ritter (1991) や Teoh et al. (1998) など) で用いられている累積超過収益率 (CAR: cumulative average benchmark-adjusted returns) を算出し、それを代理変数として分析を行う。具体的には、以下の通りである。

$$CAR_T = \sum_{t=1}^T \left[\frac{\sum_{i=1}^N (AR_{i,t})}{N} \right]$$

ここで、 $AR_{i,t}$ はベンチマーク調整後の平均超過収益率である ($AR_{i,t} = r_{i,t} - r_{m,t}$)。 $AR_{i,t}$ は証券 i の t ヶ月後における月次リターン、 $r_{i,t}$ 、から同期間 t におけるベンチマークのリターン、 $r_{m,t}$ 、を減じて算出する。

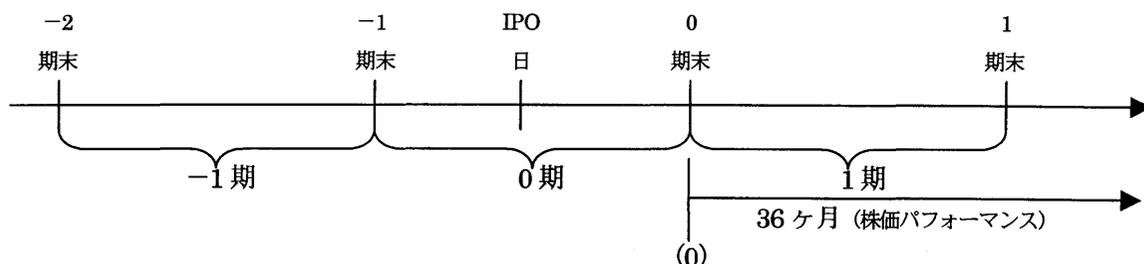
本稿では、各証券の t ヶ月後の株価として、基本的に、各月の最終取引日における終値を用いている。しかしながら、忽那 (2001) が指摘しているように、店頭市場においては、IPO 後 1 年を経過すると値が付かない銘柄が急速に増加する傾向があり、IPO 後 t ヶ月後の株価として各月の最終取引日における終値を共通して用いた場合、ベンチマーク調整後のポートフォリオの平均超過収益率を算出する方法では、値の付かない銘柄を除いた相対的に良好な株価パフォーマンスの銘柄のみによってポートフォリオが構成されることになる¹⁰⁾。

したがって、本稿では忽那 (2001) に従い、IPO 後 t ヶ月後の株価として各月の最終取引日に取引

9) このように平均値をもって非裁量的会計発生高とするアプローチには Warfield et al. (1995) などがある。そこでは、対象期間の前 5 年間の総会計発生高の平均値を非裁量的会計発生高として分析を行っている。

10) 忽那 (2001), 150 頁。

図1 タイムライン



が成立していない銘柄についても、同じ月で最終取引日に最も近い日において成立した終値を用い、1ヶ月間全く売買が成立しなかった銘柄に関してのみ当該月の株価を欠損値として取り扱うことにする。

本稿ではまた、新規公開企業の長期株価パフォーマンスを分析した多くの先行研究 (Ritter (1991) や忽那 (2001) など) とは異なり、 t ヶ月後のリターン ($r_{i,t}$) として IPO 後の最初の決算月 (0 期末) の最終取引日における終値 ($t=0$) からのリターンを用いている (図1 参照)。Teoh et al. (1998a) は、新規公開企業が IPO を行ってから、投資家が当該企業の (0 期末) の財務諸表を見るまでにはタイムラグが存在し、投資家はその財務諸表を見ることで当該企業における当初の株価の期待を形成し直すことが考えられるということから、IPO 直後 (0 期末) の決算日から4ヶ月のレポーティングラグをとっている。

松本 (2004) では、IPO 期 (0 期) の裁量的会計発生高と IPO 前直近 (-1 期) の税引前当期純利益および営業キャッシュフローには両者ともに有意に正の相関がある一方で、IPO 期 (0 期) の営業キャッシュフローとは有意に負の相関があることを報告している。言い換えると、IPO 期 (0 期) において利益増加型の利益マネジメントを行った企業ほど IPO 前直近 (-1 期) の業績パフォーマンスが高く、IPO 期 (0 期) の営業キャッシュフローが低いということを示唆している¹¹⁾。したがって、こうした利益増加型の利益マネジメントを行った企業の特徴を考慮すると、Teoh et al. (1998a) が行っているように、IPO 期 (0 期) における利益マネジメントが IPO 後の長期株価パフォーマンスに影響を及ぼしているかどうかを分析するうえで、IPO 直後の決算日からレポーティングラグをとって長期株価パフォーマンスを分析することは、IPO 後その反動を生じさせる利益マネジメントが長期株価パフォーマンスに及ぼす効果をより実効的に分析することを可能にすると考えられる。しかしながら、本稿のサンプルでは、36ヶ月間の株価パフォーマンスを分析する場合、上述のようなレポーティングラグをとるとデータの制約によりサンプルによっては、36ヶ月間の長期株価パフォーマンスを分析できなくなる。こうしたことから、本稿では代替的に、 t ヶ月後のリターン ($r_{i,t}$) として IPO 後の最初

11) 松本 (2004) では、-1 期の裁量的会計発生高は有意にゼロと異なっていないことから、-1 期には利益増加型の利益マネジメントを行うことなく業績パフォーマンスが高いということを指摘している。さらに、ここでは、-1 期から0期にかけての営業キャッシュフローの低下が著しいことから、-1 期の営業キャッシュフローの低下を補うために利益増加型の利益マネジメントが行われているということを指摘している。

の決算月（0 期末）の最終取引日における終値からのリターンを用いている。この意味で、本稿における長期株価パフォーマンスの分析期間は、日本の店頭市場を対象とした Hamao et al. (2000) や忽那 (2001) よりも長いといえることができるであろう。

2.3. データとサンプル

本稿では、店頭市場 (JASDAQ) が日本において IPO の最も主要なマーケットであることから、店頭市場に IPO を行った企業を対象とした実証分析を行う。実証分析にあたり、公開前データの入手可能性に加えて、平成 9 年度は公開価格決定方式が入札方式からブックビルディング方式へと移行した年度であり、公開価格決定方式の相違が長期株価パフォーマンスに影響を及ぼしているかどうかということも分析が可能となることから、平成 9 年度 (1997 年) に新規上場した企業 105 社をサンプルに用いて分析を行う。その際、以下の項目に該当する企業はサンプルから除外している。

- ①目論見書が入手できなかった企業。
- ②金融業に属する企業。
- ③— 2 期から 1 期の間に合併・買収を行っている企業。
- ④店頭管理銘柄経由の企業。
- ⑤特則銘柄企業。

これらの結果、最終的にサンプルとして 87 社が残った。これら 87 社の IPO 前後のデータは以下の 4 つから入手している。

- ①ディスクロージャー実務研究会編『株式店頭公開白書平成 10 年版』
- ②目論見書（公開前（公開前 2 年）における財務データ）
- ③東洋経済新報社『有価証券報告書 CD-ROM 1997～2000 年版』
- ④東洋経済新報社『株価 CD-ROM 2002』¹²⁾

表 1 にはサンプル企業の記述統計量を示している。営業年数については平均 25.5 年であり、米国企業を対象とした Teoh et al. (1994) と比較して成熟企業が多いといえよう。売上高については平均 187 億円である。また、公開株式数は平均で 117 万株である。これらは店頭市場を対象とした Kutsuna et al. (2002) と類似していると言えるであろう。

表 2 にはサンプル企業の業種別内訳が示されている。サンプル企業の業種については、製造業 33 社 (37.9%)、商業 32 社 (36.8%)、サービス業 10 社 (11.4%)、情報・通信業 7 社 (8.0%)、建設業 3 社 (3.4%)、運輸・倉庫業 1 社 (1.1%)、水産・農林業 1 社 (1.1%) であり、Kutsuna et al. (2002) と同様に、成熟業種が多いといえよう。

表 3 には、新規公開企業の裁量的会計発生高の推移を示している¹³⁾。松本 (2004) で指摘されているように、0 期のみ平均値および中央値ともに有意に正の値を示しており、利益増加型の利益マネジメ

12) 長期株価パフォーマンスの分析に用いられるベンチマーク (日経ジャスダック平均、ジャスダック指数) は、日本経済新聞社が公表する日次データを利用している。

13) 本稿では、実証分析の際に用いられる多くの変数 (裁量的会計発生高など) の歪度が大きいため、平均値および中央値の両方をレポートしている。

表1 サンプル企業の記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
営業年数 (年)	25.5	11.9	1.7	59.6
総資産 (百万円)	14,267.3	13,755.2	1,247.6	93,784
売上高 (百万円)	18,717.4	19,655.4	1,269.3	124,648.3
公開株式数 (千株)	1,178.96	650.5	0.975	3,500
(公募)	729.74	576.7	0.975	3,500
(売出)	449.22	277.6	0	1,200
資金調達額 (百万円)	2,038.1	3,199.0	192	25,676
(公募)	1,226.9	2,099.8	93	15,876
(売出)	811.2	1,250.3	0	9,800
初期収益率 (%)	4.91	0.23	-35.71	185.71
裁量的会計発生高 (百万円)	311.13	1,896.13	-3,243.75	14,957.67
ブックビルディング・ダミー	29.9	46.0	0	1
税引前当期純利益 (百万円)	993.7	1,353.5	-5,227.1	5,186.3
営業キャッシュフロー (百万円)	895.1	1,850.3	-8,503.2	8,719.6

(出所) 『株式店頭公開白書平成10年版』および各企業の有価証券報告書から作成。総資産、売上高、税引前当期前利益、営業キャッシュフロー、裁量的会計発生高(基準化前)については0期の数字である。なお、営業キャッシュフローについては、税引前当期純利益+総会計発生高(Δ売上債権+Δ棚卸資産+現金預金を除く左記以外の流動資産-Δ仕入債務-Δ引当金-左記以外の流動負債-減価償却費およびその他償却費)として算出している。初期収益率については、(初値-公開価格) / 公開価格として算出している。

表2 サンプル企業の業種別内訳

産業	サンプル数	構成比(%)
製造業	33	37.9
商業	32	36.8
サービス業	10	11.4
情報・通信業	7	8.0
建設業	3	3.4
運輸・倉庫業	1	1.1
水産・農林業	1	1.1
全サンプル数	87	100.0

(注) 日本経済新聞社の業種分類をもとに作成。

表 3 裁量的会計発生高の推移

	-1	0	1	2	3
平均値	-2.35	2.43**	-0.75	-0.28	-0.05
t 値	-0.96	2.04	-0.55	-0.35	-0.05
中央値	0.24	1.68***	-0.73**	-0.67	-0.47
z 値	-0.16	2.61	-1.97	-1.11	-0.69
サンプル数	87	87	87	85	82

(注) ***：1%水準で有意，**：5%水準で有意。中央値については、ウィルコクソンの符号付順位検定 (Wilcoxon signed rank test) を行っている。

ントが行われていることを示唆している。また1期以降では負の値を示しており（1期の中央値は有意に負）、0期の利益マネジメントの反動が生じていることを示唆している¹⁴⁾。

最後に、新規公開企業の株価パフォーマンスについて概観しておこう。本稿の分析期間には、1999年末から2000年にかけてのいわゆる「ITバブル」の時期を含んでいる。本稿のサンプルには情報・通信業に属する企業が7社含まれており、特に2003年12月に東京証券取引所に移籍したヤフー（1997年11月4日に店頭登録）の株価パフォーマンスは著しい。具体的には、公開価格700,000円に対し、初値が2,000,000円に達し（初期収益率185%）、27ヶ月経過後には150,000,000円（調整済みの初値からの収益率30,141%）にまで高騰している。本稿では、このような企業を含めて分析すると統計処理上問題が生じるため、平均値±3×標準偏差から外れる1社（ヤフー）を異常値として取り除いて分析を進める¹⁵⁾。

表4には、異常値を取り除いたサンプル企業（84社）の6ヶ月毎の平均超過収益率（AR）をまとめている¹⁶⁾。表4についてみると、日経ジャスダック平均およびジャスダック指数をベンチマークとした平均超過収益率は、IPO直後の決算期から6ヶ月間はベンチマークを上回っているが、12ヶ月以降は一貫してベンチマークを下回っていることがわかる。

また、日本の店頭市場におけるIPO後の長期株価パフォーマンスを分析している忽那（2001）と比較して株価パフォーマンスの低下は大きいと言える。具体的には、忽那（2001）では、日経ジャスダック平均調整後の平均超過収益率（平均値）は、6ヶ月後で4.1%、12ヶ月後で0.1%、18ヶ月後で-0.8%、24ヶ月後で-2.2%、30ヶ月後で-0.7%、36ヶ月後-8.9%となっている。同様に、本稿のサンプル（平均値）では、6ヶ月後で2.32%、12ヶ月後で-1.52%、18ヶ月後で-12.66%、24ヶ月後で-49.85%、30ヶ月後で-17.57%、36ヶ月後-6.99%となっている。この株価パフォーマンスの相違は、サンプル期間が

14) 松本（2004）では、0期の裁量的会計発生高の四分位点を基準にして分類したサブサンプルの推移を分析し、0期に利益増加型の利益マネジメントを行った企業ほどその後負の裁量的会計発生高を示していることを指摘している。

15) 本稿ではまた、「ITバブル」による影響があるかどうかを検証するために、CARを用いて、サンプル（異常値除去後）における情報・通信業（6社）とそれ以外の業種（製造業、サービス業、商業、建設業）との比較を行った。その結果、情報通信業と建設業（3社）にのみ有意な差があったが、それ以外の業種間では有意な差は見られなかった。また、情報通信業とそれ以外のサンプル企業の間についても同様であった。以上の結果から、本稿のサンプル企業については、情報通信業の株価パフォーマンスが相対的に高いという意味での「ITバブル」による影響は少ないと考えられる。

16) 本稿のサンプルのうち2社の株価データが入手できなかったため、株価パフォーマンスについては84社を用いて分析を行っている。

表4 AR (平均超過収益率) の推移

AR(%)	平均値(%)	中央値(%)	標準偏差	最小値(%)	最大値(%)
6ヶ月後 (調整前)	-12.55	-8.32	0.28	-76.87	101.92
12ヶ月後	17.35	-1.08	0.72	-72.22	334.57
18ヶ月後	101.84	31.87	1.90	-70.96	1160.74
24ヶ月後	125.33	20.16	3.56	-68.55	2842.30
30ヶ月後	92.87	19.05	2.38	-63.50	1688.46
36ヶ月後	6.48	0.74	1.84	-7.42	126.53
6ヶ月後(日経ジャスダック平均調整後)	2.32	5.02	0.26	-57.38	101.28
12ヶ月後	-1.52	-17.26	0.68	-94.73	299.59
18ヶ月後	-12.66	-58.77	1.82	-197.59	1012.54
24ヶ月後	-49.85	-127.04	3.52	-285.72	2644.41
30ヶ月後	-17.57	-95.54	2.39	-212.72	1560.90
36ヶ月後	-6.99	-60.41	1.85	-164.16	1195.07
6ヶ月後 (ジャスダック指数調整後)	1.83	4.69	0.26	-62.20	99.26
12ヶ月後	-3.96	-18.48	0.68	-97.79	296.53
18ヶ月後	-13.30	-61.10	1.82	-197.01	1013.13
24ヶ月後	-113.09	-191.24	3.56	-356.80	2630.35
30ヶ月後	-72.47	-149.35	2.39	-289.91	1488.77
36ヶ月後	-36.14	-93.65	1.86	-229.2	1161.88

異なることに加えて、本稿のサンプル期間においては店頭市場全体が加熱していたことに起因していると考えられる。

さらに、ベンチマークによって株価パフォーマンスに差があることが指摘できる。例えば、日経ジャスダック平均調整後の36ヶ月経過後の平均超過収益率では-6.99% (平均値) である一方で、日経ジャスダック指数調整後では-36.14% (平均値) となっており、差があることが分かる。また、忽那(2001)でも指摘されているように、経過月が長くなるにつれて標準偏差が大きくなっており、各企業間で大きな差があることがわかる(日経ジャスダック平均調整後では、6ヶ月後の0.26から24ヶ月後には3.52にまで上昇)。

3. 実証結果

本節では、IPO期に行われた利益増加型の利益マネジメントがその後の業績パフォーマンスに負の影響を及ぼし、その情報が投資家に対して公表されるにつれて、長期株価パフォーマンスにも影響を及ぼしているかどうかを分析する。

具体的には、まずIPO期における利益増加型の利益マネジメントがその後の業績パフォーマンスに影響を及ぼしているかどうかを検討する。ついで、IPO期における利益増加型の利益マネジメントに

端を発する業績パフォーマンスの低下が長期株価パフォーマンスに影響を及ぼしているかどうかを分析する。

3.1. 利益マネジメントと業績パフォーマンス

Teoh et al. (1994, 1998c) が指摘しているように、利益増加型の利益マネジメントはその後の期に反動 (reversal) を生じさせ、業績パフォーマンスを低下させる。同様に、松本 (2004) においても、新規公開企業の経営者は IPO 期に利益増加型の利益マネジメントを行い、その後にその反動が生じ、負の裁量的会計発生高を示す傾向があることを示唆している。

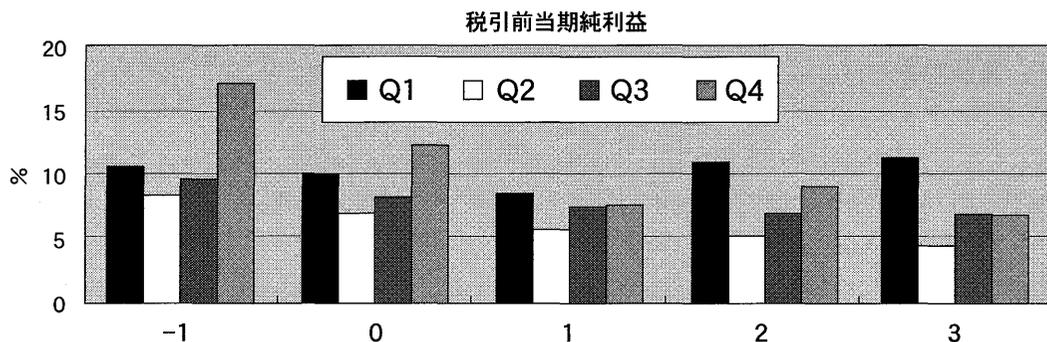
図 2 には、IPO 期 (0 期) における裁量的会計発生高の四分位点を基準に分類したサンプルの税引前当期純利益 (平均値) の推移を示している。ここで、Q 1 は IPO 期において相対的に利益増加型の利益マネジメントを行わなかったポートフォリオを意味しており (以下、消極的ポートフォリオ)、Q 4 は最も利益増加型の利益マネジメントを行っているポートフォリオを意味している (以下、積極的ポートフォリオ)。図 2 についてみると、消極的ポートフォリオ (Q 1) では相対的にパフォーマンスの低下が見られないのに対し、それ以外のポートフォリオではパフォーマンスの低下が生じているように思われる。特に、積極的ポートフォリオ (Q 4) ほどパフォーマンスの低下が著しいことがわかる。

米国の新規公開企業を対象とした Teoh et al. (1994) では、当期純利益と営業キャッシュフローの 2 つを用いて、IPO 後の業績パフォーマンスを分析し、IPO 期に利益増加型の利益マネジメントを行った企業ほど、その後の業績パフォーマンスが悪いということを報告している。

以下では、IPO 期 (0 期) に利益増加型の利益マネジメントを行った企業ほどその後の業績パフォーマンスが低下しているかどうかを明らかにするために、税引前当期純利益と営業キャッシュフローの 2 つを用いて、IPO 期の利益マネジメントの程度に応じて、新規公開企業の業績パフォーマンスがシステマティックに異なっているかを分析する。

具体的には、以下のように、-1 期の業績パフォーマンスをベンチマークとして、0 期から 3 期までの差をそれぞれ求めて分析を行うことにする¹⁷⁾。

図 2 税引前当期純利益の推移



$$\frac{\text{業績パフォーマンス}_{i,t}}{\text{総資産}_{i,t-1}} - \frac{\text{業績パフォーマンス}_{i,t-1}}{\text{総資産}_{i,t-2}} \quad \text{ここで, } t=0\sim 3$$

結果は、表5に示されている。表5には、全サンプルとIPO期の裁量的会計発生高の四分位点を基準にした各ポートフォリオの結果が示されている。まず、全サンプルについてみると、税引前当期純利益および営業キャッシュフローともに全てのサンプル期間を通じて負の値を示しており、しかも平均値および中央値ともに有意にゼロと異なっている。この結果は、新規公開企業の業績パフォーマンスがIPO後低下するというを示唆しており、米国企業をはじめとした多くの先行研究と整合的である¹⁸⁾。

次に、消極的ポートフォリオ(Q1)についてみると、税引前当期純利益および営業キャッシュフローともに相対的に業績パフォーマンスの低下は見られない。具体的には、税引前当期純利益の中央値では、-0.15%(-1~0)、-2.29%(-1~1)、-0.92%(-1~2)、-0.59%(-1~3)となっている。一方、積極的ポートフォリオについてみると、税引前当期純利益および営業キャッシュフローともに負の値を示している。特に、税引前当期純利益の中央値では、全ての期間を通じて、有意にゼロと異なっている。具体的には、-1.05%(-1~0)、-5.92%(-1~1)、-3.86%(-1~2)、-4.09%(-1~3)となっており、またその低下の規模は他のポートフォリオと比較して大きいと言える。

表5にはまた、消極的ポートフォリオと積極的ポートフォリオにおける平均値の差の検定とマン・ウィットニー検定を行い、そのp値(有意確率)を示している(Q1-Q4)。これら検定結果についてみると、時間が経つにつれて、その有意確率は徐々に低下し、-1~3期では、消極的ポートフォリオと積極的ポートフォリオ間では10%水準で有意に異なっていることが分かる。

ここではまた、IPO期(0期)の裁量的会計発生高とIPO前直近(-1期)をベンチマークとした業績パフォーマンスの相関分析も行った。結果は表6に示されている。まず、税引前当期純利益についてみると、全てのサンプル期間において負の相関がある。さらに、時間が経つにつれて相関の程度が大きくなっており、-1~3期の相関係数は-0.25と5%水準で有意にゼロと異なっている。この結果は、0期に利益増加型の利益マネジメントを行った企業ほど税引前当期純利益が低下しているということを示唆している。次に、営業キャッシュフローについてみると、-1~1期のみ正の相関があるが、それ以外では負の相関がある。表6にはまた-1期をベンチマークとした各期(0, 1, 2, 3)における業績パフォーマンスの差の平均値と裁量的会計発生高の相関係数も示している。裁量的会計発生高と税引前当期純利益および営業キャッシュフローとの相関はいずれも負であり、有意にゼロと異なっている。これらの結果は、米国企業を対象としたTeoh et al. (1994, 1998c)と整合的である。

以上の分析から、頑健な結果とは言えないが、ここでの分析結果はIPO期に利益増加型の利益マネジメントを行っていた企業ほどその後の期に反動が生じ、その後の業績パフォーマンスが低下しているということを示唆していると考えられる。

17) 米国における新規公開企業の業績パフォーマンスを分析したJain and Kini (1994)でもまた、IPO前直近(-1期)をベンチマークとして分析を行っている。

18) 日本については、東京証券取引所にIPOを行った企業を対象としたCai and Wei (1994)、店頭市場にIPOを行った企業を対象としたKutsuna et al. (2002)の両研究において業績のアンダーパフォーマンスが報告されている。

表5 四分位点別業績パフォーマンス

		税引前当期純利益(%)				営業キャッシュフロー(%)			
		-1~0	-1~1	-1~2	-1~3	-1~0	-1~1	-1~2	-1~3
全サンプル	平均値	-2.09**	-4.16***	-3.05**	-4.01**	-6.40***	-4.49***	-2.89*	-4.62**
	t 値	(-2.15)	(-2.89)	(-2.22)	(-2.39)	(-3.45)	(-2.76)	(-1.74)	(-2.24)
	中央値	-0.58***	-1.77***	-1.83***	-1.96***	-3.10***	-1.60**	-2.38*	-3.38***
	z 値	(-2.65)	(-4.02)	(-2.99)	(-3.40)	(-3.40)	(-2.34)	(-1.94)	(-2.73)
Q 1	平均値	-0.61	-2.19	0.44	0.33	3.19	-7.99**	0.73	-0.33
	t 値	(-0.04)	(-1.57)	(0.27)	(0.17)	(1.01)	(-2.25)	(0.22)	(-0.06)
	中央値	-0.15	-2.29*	-0.92	-0.59	4.45**	-4.27**	0.85	-1.89
	z 値	(-0.20)	(-1.73)	(-0.62)	(-0.33)	(2.44)	(-2.48)	(-0.17)	(-0.96)
Q 2	平均値	-1.33	-2.67**	-2.54***	-3.28**	-1.58	-1.29	-5.40**	-4.01
	t 値	(-1.31)	(-2.67)	(-2.87)	(-2.25)	(-1.16)	(-0.62)	(-2.37)	(-1.71)
	中央値	-0.39	-1.27**	-2.10**	-1.91**	0.23	-1.31	-5.43**	-4.45
	z 値	(-0.08)	(-2.34)	(-2.44)	(-2.05)	(-1.17)	(-0.68)	(-2.12)	(-1.53)
Q 3	平均値	-1.34**	-2.05	-1.71	-1.85	-6.09***	-0.95	-0.60	-0.20
	t 値	(-2.20)	(-1.56)	(-1.14)	(-1.63)	(-2.89)	(-0.33)	(-0.25)	(-0.07)
	中央値	-0.86**	-1.12	-1.61	-1.40*	-5.81***	-0.37	-0.15	3.09
	z 値	(-2.19)	(-1.12)	(-0.81)	(-1.80)	(-2.65)	(-0.25)	(-0.25)	(0.27)
Q 4	平均値	-5.03	-9.61*	-8.22*	-10.50*	-21.10***	-7.57*	-6.19	-12.89***
	t 値	(-1.48)	(-1.84)	(-1.75)	(-1.87)	(-4.29)	(-1.87)	(-1.37)	(-3.00)
	中央値	-1.05*	-5.92***	-3.86**	-4.09***	-13.96***	-1.09	-4.22	-7.01***
	z 値	(-1.96)	(-2.67)	(-2.18)	(-2.61)	(-4.10)	(-1.40)	(-1.18)	(-2.74)
Q 1-Q 4	p 値(t)	0.23	0.18	0.09*	0.07*	0.00***	0.93	0.22	0.08*
	p 値(z)	0.25	0.17	0.13	0.08**	0.00***	0.91	0.38	0.07*
全サンプル数		87	87	85	82	87	87	85	82

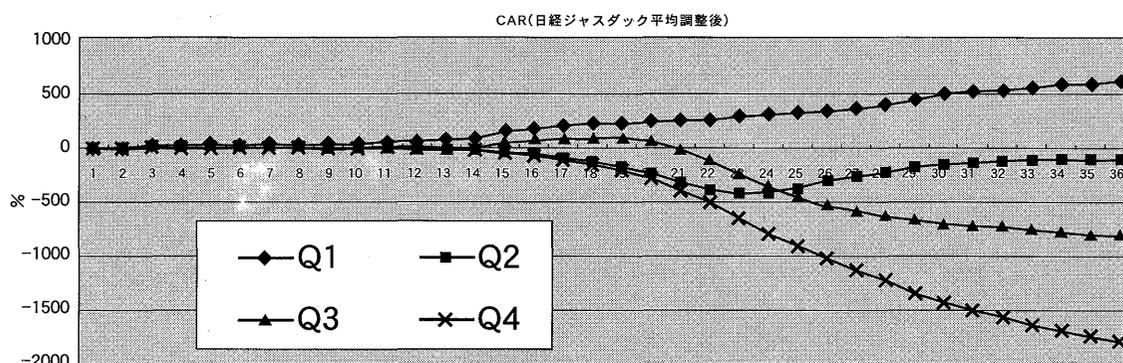
***：1%水準で有意，**：5%水準で有意，*：10%水準で有意。中央値については、ウィルコクソンの符号付順位検定 (Wilcoxon signed rank test) を行っている。Q 1からQ 4については、0期の裁量的会計発生高の四分位点を基準にして分類している。Q 1-Q 4には、Q 1とQ 4のポートフォリオにおける平均値の差の検定(上段)、マン・ウィットニー検定(下段)を行い、そのp値をレポートしている。なお、営業キャッシュフローについては、税引前当期純利益+総会計発生高(Δ売上債権+Δ棚卸資産+現金預金を除く左記以外の流動資産-Δ仕入債務-Δ引当金-左記以外の流動負債-減価償却費およびその他償却費)として算出している。

表6 スピアマンの順位相関係数

	-1~0	-1~1	-1~2	-1~3	平均
税引前当期純利益					
DAC ₀	-0.12	-0.11	-0.15	-0.25**	-0.17*
z 値	-1.12	-1.10	-1.46	-2.27	-1.64
営業キャッシュフロー					
DAC ₀	-0.68***	0.06	-0.12	-0.23**	-0.27**
z 値	-6.34	0.59	-1.15	-2.08	-2.55
サンプル数	87	87	85	82	87

(注) ***：1%水準で有意，**：5%水準で有意，*：10%水準で有意。DAC₀：0期の裁量的会計発生高。「平均」は-1期をベンチマークとした各期(0, 1, 2, 3)における業績パフォーマンスの差の平均値を意味している。

図3 CAR (日経ジャスダック平均調整後) の推移



3.2. 利益マネジメントと長期株価パフォーマンス

これまでの分析では、IPO期の利益増加型の利益マネジメントがその後の業績パフォーマンスに負の影響を及ぼしていることが示唆されていた。ここでは、IPO期に利益増加型の利益マネジメントを行った企業ほどその後の長期株価パフォーマンスが低下しているかどうかを分析する。

図3には、IPO(0期)の裁量的会計発生高の四分位点を基準にして分類した各ポートフォリオの日経ジャスダック平均調整後のCARの推移を示している。また前節と同様に、Q1はIPO期において相対的に利益増加型の利益マネジメントを行わなかったポートフォリオを意味しており(以下、消極的ポートフォリオ)、Q4は最も利益増加型の利益マネジメントを行っているポートフォリオを意味している(以下、積極的ポートフォリオ)。図3についてみると、12ヶ月経過後あたりから、特に消極的ポートフォリオ(Q1)では徐々に上昇している一方で、積極的ポートフォリオ(Q4)では徐々に低下していることが分かる。また、36ヶ月経過後における両ポートフォリオのCARは、消極的ポートフォリオでは638.91%(中央値は-493.40)、積極的ポートフォリオで-1782.58%(中央値は-2610.90%)となっており、約1,100%の差が生じている。

以下では、上述の傾向を検証するために、日経ジャスダック平均調整後とジャスダック指数調整後の2つのCARを用いて、IPO期の利益マネジメントの程度に応じて、新規公開企業の長期株価パフォーマンスがシステムティックに異なっているかを分析する。

表7には、全サンプルとIPO期の裁量的会計発生高の四分位点を基準にした各ポートフォリオにおけるIPO直後の決算月以後1~12ヶ月後(CAR1)、13~24ヶ月後(CAR2)、25~36ヶ月後(CAR3)、1~36ヶ月後(CAR1-3)の計4つの期間における各ポートフォリオのCARをまとめている。

まず、全サンプルについてみると、日経ジャスダック平均調整後およびジャスダック指数調整後ともに、全ての期間において負の値を示している。また、日経ジャスダック平均調整後およびジャスダック指数調整後ともに、CAR1を除いて、中央値では有意にゼロと異なっている(ジャスダック指数調整後では、平均値についても有意にゼロと異なっている)。この結果は、新規公開企業の株価パフォーマンスは相対的に低いことを示唆しており、忽那(2001)と整合的である。

次に、消極的ポートフォリオ(Q1)についてみると、平均値と中央値に差があるものの、日経ジャ

表 7 四分位点別累積超過収益率

		日経ジャスダック平均調整後(%)				ジャスダック指数調整後(%)			
		CAR1	CAR2	CAR3	CAR1-3	CAR1	CAR2	CAR3	CAR1-3
全サンプル	平均値	-0.01	-302.50	-199.06	-501.57	-17.23	-531.40**	-764.21**	-1312.85**
	t 値	(-0.00)	(-1.41)	(-0.64)	(-0.99)	(-0.49)	(-2.46)	(-2.48)	(-2.61)
	中央値	-26.41	-941.62***	-1076.37***	-1908.34***	-47.63	-1027.44***	-1634.45***	-2755.92***
	z 値	(-0.89)	(-3.01)	(-3.80)	(-2.96)	(-1.45)	(-3.86)	(-4.89)	(-4.25)
Q 1	平均値	51.70	271.94	315.26	638.91	33.88	54.36	-222.96	-134.71
	t 値	(0.82)	(0.71)	(0.65)	(0.76)	(0.53)	(0.14)	(-0.46)	(-0.16)
	中央値	56.33	-310.50	-528.55	-493.40	64.16	-379.02	-1005.40	-1201.77
	z 値	(0.98)	(-0.25)	(-0.35)	(0.00)	(0.77)	(-0.53)	(-0.98)	(-0.53)
Q 2	平均値	-33.05	-370.71	318.41	-85.35	-51.86	-619.99	-250.35	-922.21
	t 値	(-0.63)	(-0.88)	(0.30)	(-0.59)	(-0.99)	(-1.44)	(-0.24)	(-0.63)
	中央値	-23.36	-1046.59	-1071.61**	-1550.53**	-44.58	-1349.68**	-1637.64***	-2371.00***
	z 値	(-1.01)	(-1.64)	(-2.30)	(-2.12)	(-1.53)	(-2.16)	(-2.89)	(-2.71)
Q 3	平均値	-1.23	-353.74	-422.31	-777.29	-17.59	-606.41	-993.28**	-1617.29
	t 値	(-0.17)	(-0.59)	(-1.07)	(-0.79)	(-0.23)	(-1.02)	(-2.52)	(-1.64)
	中央値	-20.44	-1410.59*	-1133.78*	-2272.84	-41.66	-1707.82**	-1708.55**	-2991.01**
	z 値	(-0.39)	(-1.74)	(-1.92)	(-1.43)	(-0.66)	(-2.12)	(-2.40)	(-2.16)
Q 4	平均値	-17.45	-757.49***	-1007.63***	-1782.58***	-33.33	-953.57***	-1590.24***	-2577.16***
	t 値	(-0.19)	(-2.99)	(-4.03)	(-3.27)	(-0.37)	(-3.76)	(-6.21)	(-4.75)
	中央値	-123.32	-968.97***	-1421.78***	-2610.90***	-119.45	-1029.73***	-1987.81***	-3501.24***
	z 値	(-1.29)	(-2.61)	(-3.10)	(-2.71)	(-1.50)	(-2.92)	(-3.62)	(-3.24)
Q 1-Q 4	p 値(t)	0.53	0.03**	0.02**	0.02**	0.54	0.03**	0.02**	0.02**
	p 値(z)	0.13	0.02**	0.01**	0.01**	0.15	0.03**	0.02**	0.01**
全サンプル数		84	84	84	84	84	84	84	84

***：1%水準で有意，**：5%水準で有意，*：10%水準で有意。CAR1, CAR2, CAR3, はそれぞれ IPO 直後の決算月以後12ヶ月毎（1～12, 13～24, 25～36ヶ月）の累積超過収益率であり，CAR1-3は36ヶ月（1～36ヶ月）の累積超過収益率である。なお，Q 1 から Q 4 は 0 期の裁量的会計発生高に基づいて分類している。中央値については，ウィルコクソンの符号付順位検定（Wilcoxon signed rank test）を行っている。Q 1-Q 4 には，Q 1 と Q 4 のポートフォリオにおける平均値の差の検定（上段），マン・ウィットニー検定（下段）を行い，その p 値をレポートしている。

スダック平均調整後およびジャスダック指数調整後ともに全ての期間において有意な結果は得られていない。この結果から，消極的ポートフォリオ（Q 1）では相対的に長期株価パフォーマンスの低下が見られないと言えるであろう。一方，積極的ポートフォリオ（Q 4）についてみると，日経ジャスダック平均調整後およびジャスダック指数調整後ともに，全ての期間において平均値および中央値ともに負であり，CAR1を除いて，有意にゼロと異なっている。さらに，他のポートフォリオと比較して，最も株価パフォーマンスの低下が著しいことが指摘できる。

また，表 7 には各期間における消極的ポートフォリオ（Q 1）と積極的ポートフォリオ（Q 4）の差について，平均値の差の検定とマン・ウィットニー検定を行い，その p 値（有意確率）を示している（Q 1-Q 4）。消極的ポートフォリオ（Q 1）と積極的ポートフォリオ（Q 4）の差についてみると，日経ジャスダック平均調整後とジャスダック指数調整後ともに，12ヶ月経過後の CAR1では両者に有意な差は見られないが，それ以外では両者に有意な差が見られる。さらに，その p 値（有意確率）は，日経ジャスダック平均調整後の平均値の差では，CAR1では0.53, CAR2では0.03, CAR3では0.02

となっており、徐々に低くなっていることが分かる（マン・ウィットニー検定の結果についても同様である）。この結果は、両ポートフォリオにおける株価パフォーマンスの差が、時間が経つとともに、大きくなっているということを示唆している。

ここではまた、上述の点を検証するために、36ヶ月後のCAR(日経ジャスダック平均調整後、ジャスダック指数調整後)を従属変数とした回帰分析を行った。独立変数については、IPO期の裁量的会計発生高(DAC)、営業年数の自然体数値(AGE)、ブックビルディング・ダミー(BB)、初期収益率(IR)、IPO時の資金調達総額の自然体数値(GP)、製造業ダミー(MD)、商業ダミー(CD)、サービス業ダミー(SD)、情報・通信業ダミー(ID)を加えている。

回帰分析の結果は表8に示されている。まず、DACの係数は両モデルにおいて負であり、有意にゼロと異なっている。この結果は、これまでの分析から示唆されていたように、IPO期において利益増加型の利益マネジメントを行っている企業ほど長期株価パフォーマンスが悪いということを示唆している。この結果はまたTeoh et al. (1998a)と整合的である。AGEの係数は負であり、有意にゼロと異なっている。この結果は新規公開企業の営業年数が長いほど株価パフォーマンスが悪いということを示唆している。この結果はまた、Ritter (1991)やTeoh et al. (1998a)とは異なり、日本の店頭市場を対象としたHamao et al. (2000)や忽那(2001)の実証結果と整合的である。BBの係数は正であるが、有意にゼロと異なっていない。この結果は公開価格決定方式が長期株価パフォーマンスに影響を及ぼしていないということを示唆している。また、各業種ダミーの係数についても有意な結果は得られなかった。

表8 推定結果

	従属変数：NJ		従属変数：JI	
	係数	t 値	係数	t 値
定数項	73.20	0.54	67.08	0.49
DAC	-90.85*	-1.86	-90.09*	-1.87
AGE	-27.31**	-2.33	-27.19**	-2.32
GRO	-0.20	-0.03	-0.30	-0.05
BB	14.63	1.22	13.85	1.16
IR	-15.35	-0.36	-13.42	-0.31
MD	16.17	0.64	16.11	0.63
CD	16.81	0.74	17.06	0.75
SD	5.01	0.22	4.74	0.21
ID	12.15	0.42	11.28	0.39
サンプル数	84		84	
	F 値=1.23		F 値=1.20	
	adj.R ² =0.02		adj.R ² =0.02	

**：5%水準で有意，*：10%水準で有意。NJ：日経ジャスダック平均調整後リターン，JI：ジャスダック指数調整後リターン，DAC：0期の裁量的会計発生高，AGE：営業年数の自然体数値，GRO：IPO時の資金調達総額の自然体数値，BB：公開価格決定方式がブックビルディング方式であれば1，そうでない場合は0となるダミー変数，IR：(初値-公開価格) / 公開価格，MD：製造業であれば1，そうでなければ0となるダミー変数，CD：商業であれば1，そうでなければ0となるダミー変数，SD：サービス業であれば1，そうでなければ0となるダミー変数，ID：情報・通信業であれば1，そうでなければ0となるダミー変数

4. おわりに

本稿では、IPO における利益マネジメントと長期パフォーマンスの関係を分析した。そこでは、IPO 期に利益増加型の利益マネジメントを行った企業ほどその後の業績および株価パフォーマンスが低いということを示唆していた。この結果は、新規公開企業の経営者が IPO 前に利益増加型の利益マネジメントを行い、そのことが IPO 後における業績パフォーマンスの低下をもたらし、IPO 後に財務諸表等の情報が公表されるにつれて、投資家がそうした情報をもとに株価の期待を形成し直した結果として株価パフォーマンスの低下が生じているということと整合的である。この結果はまた、Teoh et al. (1998a) が述べているように、株式市場における投資家が新規公開企業の経営者による利益マネジメントによって増加した会計利益を適切に割引くことができない、あるいは、投資家が財務諸表に記載されている情報を信じやすいということを示唆していると言えるであろう。

本稿ではまた、営業年数が長い企業ほど長期株価パフォーマンスが悪いということを見出している。この結果は、米国企業を対象とした Ritter (1991) や Teoh et al. (1998a) とは異なり、日本の店頭市場を対象とした Hamao et al. (2000) や忽那 (2001) と整合的である。

最後に、本稿では日本の店頭市場においても生じている IPO 後における株価パフォーマンスの低下が新規公開企業の経営者による利益マネジメントに起因しているかどうかを考察した。しかしながら、新規公開企業の経営者が意図的に投資家の判断を誤らせようとして利益マネジメントを行っているかどうかは明らかになっていない (Teoh et al. (1998a))。もし、新規公開企業の経営者が利益マネジメントの反動が IPO 後に生じることを予測していれば、株価の低下に直面することを知っていることになる。また、利益マネジメントを行ったものの、経営者の意図せざる結果として株価の低下に直面しているのかもしれない。これらの区別をつけることは容易ではないが、例えば、経営者が既発行株式の売出からキャピタルゲインを得ることを主目的として IPO を行っている場合と長期に渡って設備投資資金をファイナンスするために IPO を行っている場合とでは、IPO 後における株価の推移に対する重要性は異なるであろう。こうしたことから、新規公開企業の経営者が IPO を何のために行っているか、すなわち、IPO の意思決定に影響を及ぼす要因を明らかにすることによって何らかの示唆が得られると思われる。

参 考 文 献

- Hamao, Y., F.Packer, and J.R.Ritter (2000), "Institutional Affiliation and The Role of Venture Capital: Evidence from Initial Public Offerings in Japan," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol.8, pp.529-558.
- Jain, B.and O.Kini (1994), "The post-issue operating performance of IPO firms," *Journal of Finance*, Vol.49, pp. 1699-1726.
- Jenkinson, T. and A.Ljungqvist (2001), *Going Public: The Theory and Evidence on How Companies Raise Equity Finance second edition*, Oxford University Press: Oxford.
- Jones, J. J. (1991), "Earnings Management During Import Relief Investigations," *Journal of Accounting Research*, Vol.29, No.2, pp.193-228.

- Kutsuna, K., H.Okamura and M.Cowling (2002), "Ownership structure pre-and post-IPOs and the operating performance of JASDAQ companies," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol.10, pp.163-181.
- Ritter, J.R. (1991), "The long-run performance of initial public offerings," *Journal of Finance*, Vol.46, pp.3-27.
- Teoh, S.H., T.J.Wong, and G.R. Rao (1994), "Incentives and Opportunities for Earnings Management in Initial Public Offerings," Unpublished working paper, University of Michigan.
- Teoh, S.H., I.Welch and T.J.Wong (1998a), "Earnings Management and the Long-term Underperformance of Initial Public Stock Offerings," *Journal of Finance*, Vol.53, pp.1935-1974.
- Teoh, S.H., I.Welch and T.J.Wong (1998b), "Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings," *Journal of Financial Economics*, Vol.50, pp.63-99.
- Teoh, S.H., T.J.Wong and G.R.Rao (1998c), "Are Accruals during Initial Public Offerings Opportunistic?," *Review of Accounting Studies*, Vol.3, pp.175-208.
- Warfield, T.D., J.J.Wild and K.L.Wild (1995), "Managerial Ownership, accounting choices, and informativeness of earnings," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.20, pp.61-91.
- 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排出一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」, 中尾茂夫編『金融グローバリズム』, 東京大学出版会, 139-168頁。
- 乙政正太 (2000), 「役員賞与のカットと会計的裁量行動」, 『会計』第158巻第1号。
- 中条祐介 (1999), 「業績低迷企業の会計政策—利益減少型会計政策の選択とそのインセンティブ」, 『会計』, 第155巻第1号。
- 松本守 (2004), 「新規公開株式の公開価格決定方式と利益マネジメント—裁量的会計発生高を用いた実証分析—」, 『経済論究』(九州大学大学院) 第119号。