

IPO 企業における利益調整と経営者の株式保有

重 本 洋 一*

目 次

1. はじめに
2. 裁量的会計発生高による利益調整行動
3. 先行研究と仮説の設定
4. 分析方法（モデルとデータ）
5. 分析結果と仮説の検証
6. プラスの裁量的会計発生高のみの分析
7. おわりに

1. はじめに

経営者と投資家の間の情報の非対称性の存在の問題は、ファイナンスやマイクロ経済学では古典的な論点である。特に企業が新規公開（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より多く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。

逆に、IPO 企業は、一般の大企業と違い、経営者と一体的な大株主（内部株主）が存在しているケースが多い。この場合、株主からの経営者への規律付け効果が弱まる可能性も高い。いずれの場合も、経営者は、直接、間接的に自己（あるいは内部株主）の利益を図る目的で、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。このような経営者の行動の中でも、会計操作に着目した利益調整（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。

筆者は以前の研究で IPO 企業の経営者による利益調整に関する以下の2つの論点の検証に取り組んだ（重本 [2010]）。第1の論点は、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であり、第2の論点は、IPO 企業の長期株価パフォーマンスと経営者による利益調整の関係がいかなるものであるかというものである。第1の論点では、1986年から2005年までに IPO をした企業をサンプルに、実証会計学の分野で発展してきた Jones モデルをベースとした4つのモデル（Jones モデル、修正 Jones モデル、CFO Jones モデル、修正 CFO Jones モデル）により、裁量的会計発生高を検出し、新規公開前後で経営者は利益調整を行っているか否かを検証した。その結果、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ことが明らかにされた。第2の論点では、上記第1の論点と同じサンプルを用い、長期の株価パフォーマンスを CAR（Cumulative Abnormal Return）と BHAR（Buy and Hold Abnormal Return）の2つの方法によって測定し、第2の論点の検証を行った。その結果、市場は IPO 時における経営者の利益増加型利益調整によって誤導され一時的に上昇するが、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、長期的には株価パフォーマンスは低下するという傾向がある事が確認された。

以上の分析を前提に、本論は IPO 企業の経営

* 広島経済大学経済学部准教授

者の持株比率の大きさが、経営者の機会主義的行動の原因となり、利益調整を行う動機となっているのかどうか、についての検証を中心に考察する。つまり、IPO企業の経営者は、新規公開直前の会計報告に際して、自己の持株比率を考慮して利益調整を行っているのかどうかを、主として経営者の努力インセンティブおよび動機付けの観点から分析を行う。具体的には、前研究の第1の論点で検出された裁量的会計発生高を被説明変数にして、経営者の持株比率とその他のコントロール変数で回帰分析を行った。本分析の特徴は、Teshima and Shuto (2008)の分析法に依拠しつつも、それをIPO企業に適用し、IPO企業独自の要因を考慮して、分析を行ったことである。さらに、IPO企業と非IPO企業で同様の分析を行い、その比較・検討を行ったところにある。

本論の構成は以下のとおりである。まず、2.において重本(2010)の結果に基づいて、日本のIPO企業が新規公開前後において利益増加型利益調整を行っている事を示す。3.では、内外の先行研究を簡潔にまとめた後、本論での検証仮説を設定する。4.では、本論での分析方法およびモデルとデータの概要を示す。5.では、分析結果と検証仮説との整合性を示す。6.では利益増加型利益調整(プラスの裁量的会計発生高)のみにデータを絞った分析を行い、その方法と結果を示す。7.では、本論で得られた結果の要約と今後の課題を述べる。

2. 裁量的会計発生高による利益調整行動

本章では、重本(2010)にしたがって、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に関する分析結果を示す。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』、『株式店頭公開白書』、および『株式上場白書』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、最終的に2,038社が特定された。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「企業財務データベース eol」より収集した。IPO企業の裁量的会計発生高は、修正 CFO Jones モデルにより検出されたものである(重本[2010])。

表1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、裁量的会計発生高を検出した結果の一覧である¹⁾。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。公開直前0期には、1%水準でプラスで有意、公開後1年、1期で1%水準でプラスで有意、2期でも5%水準でプラスで有意な結果が出ている。

この結果は、IPO企業が公開前後に利益増加型の利益調整を行っている事を明確に示している。それでは、IPO企業の経営者はどのような意図によって、この利益増加型の利益調整を行ったのであろうか。例えば、永田(2004)によると、経営者(取締役)の持株比率が新規公開直前から直後にかけて減少すればするほど、すなわち、経営者の持株を公開直後に多く売り出すIPO企業ほど、利益増加型の利益調整を行うという結果を報告している。これは、創業者利得を得ようとするIPO企業の経営者が、公開直後の株価水準を高く維持するために利益増加

表 1 全 IPO 企業の載量的会計発生高

修正 CFO Jones モデル による推計 / 相対年	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
平均値	-0.0208	0.0157	0.0007	0.0075	0.0626	0.0333	0.0100	0.0041	-0.0026
中央値	-0.0126	-0.0062	-0.0084	0.0078	0.0215	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	1,638	1,444	1,318	1,247	1,179
t 値	-0.9773	0.3550	0.0608	0.9249	3.3080***	3.4137***	2.2199**	1.0890	-0.8904

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

型利益調整を行うことを意味している。本論では、これら先行研究を参考としながらも、これらとは、異なった観点からの研究を行う。それは、IPO 企業の経営者の持株比率が、経営者の努力インセンティブと動機にどのような影響を与え、それがどのように利益調整をもたらすかという分析視点に立つということである。

3. 先行研究と仮説の設定

Morck et al. (1988) は経営者が当該企業の株式の一部を保有していることは、経営者の努力インセンティブを高める効果と低める効果があると述べている。そして、前者をアライメント仮説、後者はエントレンチメント仮説として説明している。両仮説ともエージェンシー理論がベースとなっている。アライメント仮説による効果は、経営者の株式保有によって、経営者と株主の利益の一致の度合いが高まり、経営者の努力インセンティブが高まるというものである。一方、エントレンチメント仮説による効果は、経営者の株式保有による議決権の確保で、他のステークホルダー、特に株主からの規律づけ圧力に対する自己防衛がなされ、経営者の努力インセンティブが低下するというものである。Morck et al. (1988) は、これらの仮説を検証するため、米国大企業371社をサンプルとして、経営者の持株比率およびその他のコントロール変数とトービンの q の関係について検証している。この分析によると、経営者による株式の保有は、経営者の持株比率のほとんどの範囲でアライメント効果が支配的であるが、持株比率がある程度大きな範囲ではエントレンチメント効果が働き、持株比率が大きくなると再びアライメント効果が支配的になるという結果を報告している。

また、手嶋 (2004) は、日本の製造業企業をサンプルとして、経営者の持株比率およびその他の変数とトービンの q の関係について実証分析を行い、上記先行研究とほぼ同様の結果を報

告している。

Teshima and Shuto (2008) は、会計発生高で表される経営者の利益調整を経営者の機会主義的行動を表す有力な指標として位置付け、経営者の持株比率と経営者の努力インセンティブの概念を使用して理論モデルを組み立てている。その上で経営者の機会主義的行動の代理変数としての裁量的会計発生高を被説明変数にして、経営者の持株比率とその他のコントロール変数を説明変数として回帰分析を行い、理論モデルの検証を行っている。首藤 (2010) は、1991年から2000年の間での日本の全上場企業について Teshima and Shuto (2008) と同様の回帰分析を行っている。両分析での結論は、経営者の持株比率が相対的に低い範囲と高い範囲では、経営者の利益調整は減少し、持株比率が中間的な範囲では利益調整は活発化するというものであった。両分析とも経営者の利益調整行動の低下をアライメント効果という理論仮説で説明し、利益調整行動の活発化をエントレンチメント効果という理論仮説で説明している。

本研究では、この両分析に依拠して、IPO 企業の経営者の機会主義的行動について、以下の分析を行う。まず、経営者の機会主義的行動については、裁量的会計発生高をその代理変数として用いる。そして、裁量的会計発生高と IPO 企業の経営者の持株比率との関係を中心に実証分析を行う。また、経営者の機会主義的行動についての検証仮説として、アライメント仮説とエントレンチメント仮説を設定する。この仮説を検証するため、裁量的会計発生高を被説明変数とし、経営者の持株比率とその他のコントロール変数を説明変数とした重回帰分析を行う。さらに本研究では、非 IPO 企業の重回帰分析も行い、IPO 企業との比較を行う。

アライメント仮説とエントレンチメント仮説における、この2つの相反する効果は、IPO 企業の経営者の持株比率がどのような水準の時に、

どのように表れるのだろうか。またその反映として、IPO 企業の経営者の機会主義的行動にどのような影響を与えるのだろうか。このような観点から、本論では以下の相反する2つの検証仮説を設定する。

検証仮説1：IPO 企業の経営者の持株比率が高いほど、新規公開時に経営者の努力インセンティブが弱くなり、経営者の機会主義的行動の傾向が強くなる。したがって、利益調整が活発化する。(エントレンチメント効果)

検証仮説2：IPO 企業の経営者の持株比率が高いほど、新規公開時に経営者の努力インセンティブが強まり、機会主義的行動の傾向が弱くなる。したがって、利益調整が低下する。(アライメント効果)

さらに、本研究では、上記分析の文脈の中で、IPO 企業は他の企業と比べて特徴的な要素が考えられるのか、合わせて検証していく。上述のように、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く、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。逆に、IPO 企業では、経営者と一体的な大株主(内部株主)が存在しているケースが多く、株主からの経営者への規律付け効果が弱まる可能性も高い。したがって、IPO 企業では、非 IPO 企業に比べて利益調整と経営者の持株比率の関係が強いと考えられる。このような観点から、以下の検証仮説を設定する。

検証仮説3：IPO 企業は、非 IPO 企業に比べて、経営者の持株比率が高いほど利益調整を行う傾向が強い。

4. 分析方法（モデルとデータ）

本節では、前節で述べた仮説の検証のために用いられるモデルを Teshima and Shuto (2008) を参考にしつつ、IPO 独自の要素も考慮して、以下のような回帰モデルとした。

$$\begin{aligned} |DAC| = & \alpha + \beta_1 DIR + \beta_2 DIR^2 + \beta_3 DIR^3 \\ & + \beta_4 FIN + \beta_5 CORP + \beta_6 INV \\ & + \beta_7 FOR + \beta_8 COMP + \beta_9 DER \\ & + Year + Ind + \varepsilon \end{aligned}$$

ここで、被説明変数 $|DAC|$ は裁量的会計発生高の絶対値である。説明変数では DIR が経営者持株比率（期末役員持株総数／期末株式総数×100）、 DIR^2 が経営者持株比率の2乗、 DIR^3 が経営者持株比率の3乗、 FIN が金融機関持株比率（期末金融機関持株総数／期末株式総数×100）、 $CORP$ が一般事業法人持株比率（期末一般事業法人持株総数／期末株式総数×100）、 INV が個人持株比率（期末個人持株／期末総株式数×100）、 FOR が外国法人持株比率（期末外国法人持株／期末総株式数×100）、 $COMP$ が（△（役員報酬総額＋役員賞与総額）／総資産額）、 DER が（負債総額／資産総額）で示される負債比率を表す。 $Year$ は年度ダミー変数を、 Ind は日経中分類による産業ダミー変数を示す。被説明変数の DAC は、修正 CFO Jones モデルにより算出された裁量的会計発生高であり、経営者の機会主義的行動を表すと考えられる利益調整の代理変数とする。裁量的会計発生高の算出方法は、岡田・山崎（2008）に従った重本（2010）による。説明変数 DIR 、 DIR^2 、 DIR^3 で経営者の持株比率と利益調整との関係を分析する。Morck et al. (1988)、Teshima and Shuto (2008) によれば、経営者持株比率と利益調整の関係は、前述のアライメント効果とエンブレメント効果が両方働くことにより、非単調の関係にあることが指摘されている。本研究もこ

れにならって両者の非単調性を仮定する。

具体的には推計式で示されるように経営者持株比率の2乗項、3乗項を変数に加えた3次式を設定する。他の株式所有構造の影響のコントロール変数として FIN 、 $CORP$ 、 INV 、 FOR を選択した。 FIN は金融機関の経営者に対するモニタリング効果を表すことが予測される。したがって、予測される符号は負である。 $CORP$ は株式持ち合いによる経営者の利益調整行動に対する効果を表すことが予測される。株式持ち合いによる効果は、経営の安定性をもたらすことによって経営効率を高める効果と買収や株主からの圧力が無くなることによる経営者の機会主義的行動を助長する効果の相反する予測ができる。あるいは、法人株主が経営者（創業者）の資産管理会社等のケースが IPO 企業では多く見受けられることから、法人株主と経営者が一体であると考えられるならば、正の符号が予測できるだろう。 INV は Teshima and Shuto (2008) には無い、IPO 企業独自の変数として変数に含めた。一般の企業に比べ IPO 企業は、特殊な性質を持っている。株式所有構造で言えば、創業者や経営者の血族で多くの株式割合を保有していたり、その他の個人が公開前に大株主である場合が多い。こういった株主で、会社の役員に就任していない者も多いが、この場合、データ上は個人株主に分類されるだろう。つまり、公開前の企業では、形式上取締役等に就任してなくても実質的な経営陣の一員として、個人株主が存在している割合が高い可能性がある。もし、個人株主を経営者側の立場としてとらえるのなら、符号は正と予測できる。さらに、 FOR も加えた。これは、外国資本の企業の新規公開、外国のベンチャー・ファンド等による IPO 企業への規律付け効果を考慮したものである。予測される符号は、前者の場合は正、後者の場合は負と考えられる。また、経営者の報酬最大化行動を通じた利益調整の効果をコントロールする変

表2 基本統計量 (IPO 企業)

	DAC	DIR	DIR2	DIR3	FIN	CORP	INV	FOR	COMP	DER
平均値	0.0626	26.587	1,105.824	53,966.660	12.438	30.851	53.037	3.688	0.001	0.531
中央値	0.0215	26.149	683.763	17,879.680	10.747	24.668	57.172	1.297	0.000	0.546
最大値	29.1473	87.071	7,581.434	660,126.300	94.536	97.692	99.350	92.130	0.175	0.995
最小値	-0.9083	0.006	0.000	0.000	0.051	0.109	0.398	0.007	-0.086	0.000
標準偏差	0.766	19.988	1,305.505	87,905.380	9.762	22.631	22.908	7.954	0.009	0.208
観測値数	1,638	692	692	692	695	695	694	570	1,989	1,949

表3 基本統計量 (非 IPO 企業)

	DAC	DIR	DIR2	DIR3	FIN	CORP	INV	FOR	COMP	DER
平均値	-0.0002	11.969	409.147	19,219.750	18.544	35.056	39.066	4.006	0.001	0.588
中央値	-0.0013	4.266	18.202	77.657	15.617	31.305	36.208	1.108	0.000	0.607
最大値	5.2001	99.168	9,834.352	975,256.000	99.878	100.000	99.950	99.386	5.500	1.000
最小値	-2.7969	0.000	0.000	0.000	0.000	0.011	0.000	0.000	-1.667	0.000
標準偏差	0.089	16.306	955.595	66,261.950	14.018	22.669	22.280	9.064	0.025	0.221
観測値数	41,097	17,845	17,845	17,845	17,305	18,010	17,879	13,849	81,809	76,979

数として COMP を変数に含めた。予測される符号は正である。借入によるデフォルトの効果をコントロールするため DER を用いている。予測される符号は負である。

以上の変数とモデルを使って、検証仮説 1～3 の分析を行っていく。実際の推計にあたって、DIR の 1 乗項のみを含んだ 1 次関数モデル、1 乗項と 2 乗項を含んだ 2 次関数モデル、1 乗項から 3 乗項まで含んだ 3 次関数モデルを推計している。データおよびサンプルの特定は、IPO 企業と非 IPO 企業とも 2 章の裁量的会計発生高の算出の際に使用したものである (2 章参照)。1986年から2005年の20年間で新規公開した企業 (IPO 企業) とそれ以外の上場企業 (非 IPO 企業) を分別し、それぞれの株式所有データと財務データで分析を行った。IPO 企業では、新規公開年つまり新規公開の直前決算期におけるデータを使い、クロスセクションによる重回帰モデルによって推計された結果を分析する。また、表 2、表 3 は各変数の基本統計量をまとめたものである。

5. 分析結果と仮説の検証

5.1 分析結果のまとめ

表 4 と表 5 は、重回帰モデルによる推定結果をまとめたものである。前述のように、1 次関数モデル、2 次関数モデル、3 次関数モデルによる推計を行った。ただし、先行研究と違い、本研究では、IPO 企業と非 IPO 企業に分けて分析を行っている。表には 3 次関数モデルのみ示してある。表 4 の IPO 企業の分析結果では 3 つの経営者持株比率の変数とも有意である。DIR (経営者持株比率) は、1 %水準でマイナスの符号で有意である。係数は-0.016206である。DIR 2 (経営者持株比率の 2 乗) は 5 %水準でプラスの符号で有意である。係数は0.000920である。DIR 3 (経営者持株比率の 3 乗) は 5 %水準でマイナスの符号で有意である。係数は-0.000010である。その他の変数で有意なものはない。この結果は上記の先行研究で仮定されたように経営者持株比率と裁量的会計発生高の関係が非線形であることを示している。Teshima and Shuto

表 4 IPO 企業の回帰分析の結果

被説明変数 DAC			
説明変数	係数	t 値	P 値
C	0.209730	0.6429	0.5212
DIR	-0.016206	-2.6775	0.0082 ***
DIR2	0.000920	2.4666	0.0147 **
DIR3	-0.000010	-2.1623	0.0321 **
FIN	-0.001218	-0.3487	0.7278
CORP	-0.000653	-0.1997	0.8419
INV	-0.001308	-0.3792	0.7050
FOR	-0.000569	-0.1660	0.8683
COMP	4.976277	0.6487	0.5174
DER	0.037959	0.7558	0.4509
N	169		
Adjusted R ²	0.039375		

(注) 変数の定義は、4章を参照。年度ダミー変数 *year* と産業ダミー変数 *Ind* の推定結果は省略している。t 値は White の標準誤差にもとづいて修正している。***, **, * は、それぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示す。

(2008)、首藤 (2010) が想定した符号とも一致している。

次に、表 5 の非 IPO 企業の分析結果を整理する。非 IPO 企業の分析は、Teshima and Shuto (2008)、首藤 (2010) と違い全体的に経営者持株比率と裁量的会計発生高の関係を十分に捉えていない結果となった。DIR, DIR2, DIR3 は有意ではない。その他の変数では、DER (負債比率) は、1%水準でプラスの符号で有意となった。また、FIN (金融機関持株比率) は、想定通り 5%水準でマイナスの符号で有意となり、FOR (外国法人持株比率) は、5%水準でマイナスの符号で有意となった。この経済的意味を解釈するならば、DER については、総資産に占める負債が多ければ多いほど経営者は利益調整を行うということであり、経営者のデフォルトへの危機感あるいは金融機関や債権者の利益増加の要求に応える等の可能性が考えられる。FIN と FOR がともにマイナスの符号で有意という結果は、外部の機関投資家の経営者への規律付け効果が働いていると解釈することができる。

表 5 非 IPO 企業の回帰分析の結果

被説明変数 DAC			
説明変数	係数	t 値	P 値
C	0.034551	17.8829	0.0000 ***
DIR	-0.000073	-0.3558	0.7220
DIR2	0.000005	0.6300	0.5287
DIR3	0.000000	-0.8559	0.3921
FIN	-0.000073	-2.3840	0.0172 **
CORP	0.000007	0.2808	0.7789
INV	0.000000	-0.0073	0.9942
FOR	-0.000108	-1.8485	0.0646 *
COMP	-0.028612	-0.4332	0.6649
DER	0.010676	3.2135	0.0013 ***
N	6,111		
Adjusted R ²	0.431603		

(注) 変数の定義は、4章を参照。年度ダミー変数 *year* と産業ダミー変数 *Ind* の推定結果は省略している。t 値は White の標準誤差にもとづいて修正している。***, **, * は、それぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示す。

5.2 仮説の検証

本節では、検証仮説と上記の回帰分析の結果の関係について検証する。検証仮説 1 と検証仮説 2 は、各々エントレンチメント効果とアライメント効果をベースとしており、経営者の行動について相反する内容となっている。はたして、持株比率が増えれば経営者は、利益調整行動を活発化させるのか、低下させるのか。回帰モデルによる分析では、次のような結論が得られた。

図 1 は、IPO 企業の回帰分析における 3 次回帰モデルの係数を使い、経営者の持株比率 (DIR) が増えると裁量的会計発生高がどのような値になるかを予測し、それをグラフ化したものである (Teshima and Shuto [2008]; 首藤 [2010] を参照)。縦軸は予測裁量的会計発生高、横軸は経営者の持株比率を表している。具体的には、経営者持株比率を 0.009% ずつ増加させたときに裁量的会計発生高は、どのような数値をとるか調べ、プロットしたものである。

図 1 を全体としてみると、経営者持株比率が低い範囲において裁量的会計発生高は減少し、

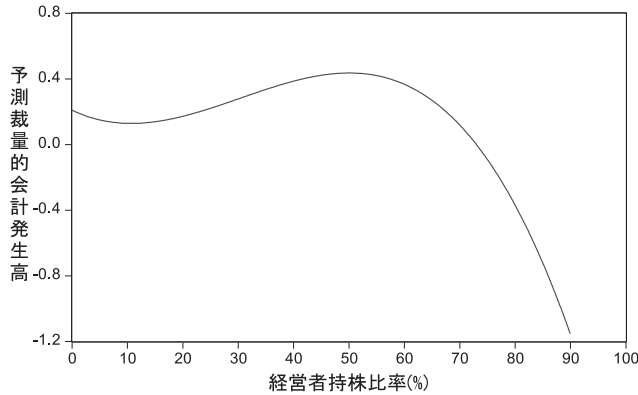


図1 IPO企業の分析結果による裁量的会計発生高と経営者持株比率の関係

持株比率が中間的範囲では増加傾向を示し、その後持株比率が中間より高い範囲では急激に減少している。具体的な数値として、それぞれの屈曲点を求めると、経営者持株比率が0%から10.8%の間で裁量的会計発生高と経営者持株比率の関係は負になり、10.8%から50.13%まで正の関係を有し、50.13%以上の範囲では急激なスロープを描いて負の関係が続く。この結果を、検証仮説1と検証仮説2と対応させながら考察してみる。検証仮説1は、エンブレチメント効果を理論的背景にしているが、図1では経営者持株比率が中間的な範囲、つまり10.8%から50.13%の範囲で、その効果が働いていると考えられる。また、検証仮説2は、アライメント効果を理論的背景としているが、図1では経営者持株比率が低い範囲（0%から10.8%）と高い範囲（50.13%以上）で、その効果が働いていると考えることができる。したがって、検証仮説1は経営者持株比率が中間的範囲で、検証仮説2は経営者持株比率が低い範囲と高い範囲で、それぞれ支持されると考えられる。

この結果については、先行研究などを参考にしながら、興味深い解釈をすることが可能である。まず、経営者の持株比率が低い段階では、他の株主との利益の一致度合いが高まることによるアライメント効果が働く。それから、経営者持株比率が増加していき、議決権の過半数を

確保するほぼ50%超までは、エンブレチメント効果が働く。これは、先行研究が指摘するように、経営者による議決権の増加は、彼の解雇確率を徐々に減少させ（Teshima and Shuto [2008]）、過半数を超える水準で、ほぼ株主からの解雇という圧力から解放されることになるためではないか、と考えられる。そして、議決権の過半数を確保した経営者は、再び株主との利益の一致の視点を重視し、利益調整を減少させるので、アライメント効果が表れるのではないだろうか。

次に検証仮説3のIPO企業と非IPO企業の比較について考察する。上記の通り、IPO企業の分析結果（表4）では、経営者持株比率と裁量的会計発生高の間に有意な関係が見出せたのに対し、非IPO企業の分析結果（表5）では、経営者持株比率と裁量的会計発生高の間に有意な関係が見出せなかった。したがって、検証仮説3は支持されない。

6. プラスの裁量的会計発生高のみの分析

本論では、裁量的会計発生高の絶対値|DAC|を被説明変数に用いて、IPO企業の経営者の機会主義的行動を検証した。しかし、絶対値を用いるということは、その大きさを見るのみであって、利益調整（会計操作）が利益増加によって行われたのか、利益減少によって行われ

たのかは、明らかにならない。本論のこれまでの分析では、IPO 企業の経営者は、新規公開直前にプラスの利益調整（利益増加型利益調整）を行うことが強く示唆されている。そこでここでは、裁量的会計発生高のサンプルを、プラス（利益増加型裁量的会計発生高）とマイナス（利益減少型裁量的会計発生高）に分けた上で、プラスのサンプルについての分析を行い、経営者持株比率およびその他の変数との関係を検証する。本論のこれまでの分析結果によれば、利益増加型の利益調整と経営者持株比率（およびその他の変数）の関係が深いと予想できる。

6.1 分析方法

サンプルを分類する際に発生するバイアスを考慮して、サンプル・セレクション・モデルによる Heckman の 2 段階推計法²⁾ によって行う。推計式は以下の通りである。

$$\begin{aligned} \text{DAC}_{\text{pos}} = & \alpha + \beta_1 \text{DIR} + \beta_2 \text{DIR}2 + \beta_3 \text{DIR}3 \\ & + \beta_4 \text{FIN} + \beta_5 \text{CORP} + \beta_6 \text{COMP} \\ & + \beta_7 \text{DER} + \beta_8 \text{SIZE} + \text{Year} + \text{Ind} + \varepsilon \end{aligned}$$

被説明変数 DAC_{pos} は、DAC（裁量的会計発生高）がプラスのサンプルである。

6.2 分析結果

表 6 は、IPO 企業のサンプル・セレクション・モデルによる回帰分析の結果（被説明変数がプラスのみの場合の分析）をまとめたものである。表 6 では、DIR（経営者持株比率）、DIR2（経営者持株比率の 2 乗）、DIR3（経営者持株比率の 3 乗）の係数、どれも上述の分析と同様の符号である。それぞれ、係数は -0.037338 、 0.002759 、 -0.000042 で 1% 水準で有意である。ミルズの比率の逆数の係数を見ると、1% 水準で有意である。これは、サンプル・セレクション・バイアスが除去されているということを示しているため、このモデルを使って分析を行うことが可

表 6 IPO 企業のサンプル・セレクション・モデルによる回帰分析の結果（被説明変数がプラスのみの場合の分析）

説明変数	被説明変数 DAC_{pos}			
	係数	t 値	P 値	
C	-1.789041	-2.2219	0.0286	**
DIR	-0.037338	-3.4651	0.0008	***
DIR2	0.002759	4.0699	0.0001	***
DIR3	-0.000042	-3.8649	0.0002	***
FIN	0.040160	2.6767	0.0087	***
CORP	0.035182	2.7374	0.0074	***
INV	0.037123	2.6420	0.0096	***
FOR	0.023811	2.5803	0.0114	**
COMP	-4.297291	-0.2961	0.7678	
DER	-0.391403	-2.2309	0.0280	**
IMILLS	-2.164350	-2.8014	0.0061	***
N	108			
Adjusted R ²	0.116801			

(注) 変数の定義は、4 章を参照。IMILLS は、ミルズの比率の逆数。DAC_{pos} は符号がプラスの裁量的会計発生高。年度ダミー変数 *year* と産業ダミー変数 *Ind* の推定結果は省略している。***, **, * は、それぞれ、1% 水準、5% 水準、10% 水準で有意であることを示す。

能といえる。DIR、DIR2、DIR3 の係数は上記までの分析よりもより明確な結果がみられる。これは、IPO 企業の経営者の持株比率と利益増加型の利益調整（プラスの裁量的会計発生高）の関係が深いことを示している。しかも、前章の分析と符号が同じであるということは、経営者持株比率と利益増加型利益調整の関係が非線形の関係であり、エントレンチメント効果とアラ イメント効果が働いていることも、より強く示唆されていることがわかる。

次に、その他のコントロール変数について検討する。持株比率の変数では、FIN（金融機関持株比率）がプラスの係数で 1% 水準で有意、CORP（一般事業法人持株比率）がプラスの係数で 1% 水準で有意、INV（個人持株比率）がプラスの係数で 1% 水準で有意、FOR（外国法人持株比率）がプラスの係数で 5% 水準で有意となっている。また、DER（負債比率）が、マイナスの係数で 5% 水準で有意となっている。

この結果から、以下のような解釈が可能となる。FIN と FOR の結果については、IPO 企業独自の要因を考慮して、一つの解釈を導くことが可能である。通常、金融機関持株比率や外国法人持株比率が高い企業ほど、それらから経営者への規律付け効果が働き、マイナスの係数が予測され、統計的に有意となる場合が多い（表5参照）。しかし表6の結果は、両係数とも全く逆の結果となった。これは、金融機関持株比率や外国法人持株比率が高い企業ほど、経営者の機会主義的行動の助長効果が、特に利益増加型の利益調整を促す効果が働いていることを意味する。金融機関や外国法人がいわば「外部者」としてではなく、外国法人における日本法人や金融機関の子会社による新規上場など「内部者」として経営者と一体となった株主であることが考えられる。さらに、CORP（一般事業法人持株比率）が高い IPO 企業ほど利益増加型利益調整が行われる傾向にあることが分かった。これは、株式持ち合いあるいは IPO 企業のオーナーの資産管理会社が大株主であることなどによる経営者の機会主義的行動の助長効果を表すものと解釈することが可能である。次に、INV（個人持株比率）について検討する。一般の企業に比べ IPO 企業は、特殊性質を持っている。株式所有構造で言えば、創業者や経営者の血族で多くの株式割合を有していたり、その他の個人が公開前に大株主である場合が多い。こういった株主で、会社の役員に就任していないものも多いが、この場合データ上は個人株主に分類されるだろう。つまり、公開前の企業では、実質的な経営陣の一員として、個人株主が存在している可能性が高い。こういったオーナー個人株主が実質的に経営者と一体であれば、個人持株比率の係数が経営者への規律付け効果を表すものではなく、機会主義的行動の助長効果を表すものと解釈することが可能である。負債比率に関しては、予測通りの符号となっている。

7. おわりに

本論では、IPO 企業における利益調整と経営者の株式保有の関係を、主として経営者の努力インセンティブの観点から分析を行ってきた。具体的には、経営者の機会主義的行動を表す変数として利益調整（裁量的会計発生高）をその代理変数として用い、利益調整と IPO 企業の経営者の持株比率との関係を中心に実証分析を行ってきた。経営者の機会主義的行動についての検証仮説として、アライメント仮説とエン trenchment 仮説を設定し、仮説検証のため裁量的会計発生高を被説明変数とし、経営者の持株比率とその他のコントロール変数を説明変数とした重回帰分析を行った。ここでは、本論で得られた結果とその特徴を要約し、今後の課題を示しておく。

利益調整と経営者の持株比率との関係では、3乗の変数までを仮定した分析で、両者の非線形関係がみられた。そして、エン trenchment 仮説とアライメント仮説に基づく、検証仮説1と検証仮説2に関しては、次のような傾向を見出すことができた。まず、経営者の持株比率が低い段階では、他の株主との利益の一致度合いが高まることによるアライメント効果が働く。それから、経営者持株比率が増加していき、議決権の過半数を確保するほぼ50%超までは、エン trenchment 効果が働く。これは、経営者による議決権の増加は、彼の解雇確率を徐々に減少させ、過半数を超える水準で、ほぼ株主からの解雇という圧力から解放されることになるためではないか、と考えられる。そして、議決権の過半数を確保した経営者は、再び株主との利益の一致の視点を重視し、利益調整を減少させるので、アライメント効果が表れる。

次に検証仮説3については、IPO 企業の分析では、経営者持株比率と裁量的会計発生高の間に有意な関係が見出せたのに対し、非 IPO 企業

の分析では、経営者持株比率と裁量的会計発生高の間に有意な関係が見出せなかった。

また、被説明変数を利益増加型利益調整（プラスの裁量的会計発生高）のみに絞った分析では、以下のような結果が得られた。経営者持株比率との関係では、本論のこれまでの分析をより強く支持する結果となった。この結果、利益増加型利益調整と経営者持株比率との関係は、エンタレジメント効果とアライメント効果の両方ともより強い関係があることが分かった。この分析において注目すべき点は、その他のコントロール変数、特に持株比率変数と利益増加型利益調整との関係にあった。それは、非 IPO 企業に比べ、IPO 企業では、経営者と既存の投資家（既存株主）との結びつきが強く、経営者と一体的な企業運営（会計操作）が行われている可能性が高いという特徴である。つまり、IPO 企業では、株主の規律付け効果が比較的弱く、経営者側の利益増加型利益調整行動に同調する傾向がある、ということである。

本論では、主として IPO 企業の経営者の利益調整と経営者持株比率との関係に焦点を当て、経営者の機会主義的行動について分析を行ってきた。今後は、上述のごとく、創業者利得要因など経営者の個人的動機についての解明や新規公開にかかわる株式市場の効率性に関する問題などについて行動ファイナンス的な観点からの解明も試みて行きたい。

注

- 1) 重本（2010）のデータを整理・追加して分析をし直したため、一部数値が異なる部分もあるが、重本（2010）の結果と大きな相違はない。
- 2) サンプル・セレクション・モデルについては、松浦・マッケンジー（2009）、第 5 章を参照。

参 考 文 献

- 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, pp. 109-130.
- 忽那憲治 [2008], 『IPO 市場の価格形成』, 中央経済社.
- 重本洋一 [2010], 「新規公開企業の利益調整行動と長期パフォーマンス」, 『広島経済大学経済研究論集』, 第33巻第1号, pp. 15-43.
- 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.
- 首藤昭信 [2010], 「経営者による株式保有と利益調整」, 『日本企業の利益調整』, 中央経済社, pp. 305-322.
- 手嶋宣之 [2004], 『経営者のオーナーシップとコーポレートガバナンス』, 白桃書房.
- 永田京子 [2004], 「新規株式公開の目的と利益調整インセンティブ」, 『会計』, 第166巻第6号, pp. 86-99.
- 松浦克己・コリン・マッケンジー [2009], 『ミクロ計量経済学』, 東洋経済新報社.
- 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, pp. 3-42.
- Jones, J. J. [1991], Earnings Management during Import Relief Investigations, *Journal of Accounting Research* 29, pp. 193-238.
- Ljungqvist, A., Nanda, V. and Singh, R. [2006], Hot Markets, Investor Sentiment, and IPO Pricing, *Journal of Business* 79, pp. 1667-1702.
- Ritter, J. [1991], The Long Run Performance of Initial Public Offerings, *Journal of Finance* 46(3), pp. 3-27.
- Morck, R., A. Shleifer and R. W. Vishny [1988], Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis, *Journal of Financial Economics* 20, pp. 293-315.
- 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, pp. 175-208.
- Teshima, N. and A. Shuto [2008], Managerial Ownership and Earnings Management: Theory and Empirical Evidence from Japan. *Journal of International Financial Management and Accounting* 19 (2), pp. 107-132.
- Watts, R. L. and J. L. Zimmerman [1986], *Positive Accounting Theory*, Eaglewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.