

個別財務諸表情報と株価の関係 :Mishkin テストによる研究

奥 村 雅 史

1 はじめに

Sloan [1996] は, Mishkin [1983] において展開された合理的期待形成仮説に関する分析方法 (以下, Mishkin テスト) を会計研究に導入し, 市場が会計利益の構成要素である発生項目と営業キャッシュフローの情報を合理的に株価に反映していないことを示している。その研究はファンダメンタル分析の有効性あるいは会計情報に関するアノマリーの存在を主張する代表的文献のひとつであるといえる。そして, その後, いくつかの研究 (たとえば, Xie [2001], Rajgopal et al. [2001], Herrmann et al. [2001], Pincus et al. [2002], Burgsthaler et al. [2002] など) においてこの方法が利用され, 会計情報に関する市場の効率性に関する研究が進められている。これに対して, 筆者の知るところでは, わが国の株式市場に関して Mishkin テストを利用した研究は Herrman et al. [2001] のみであり, 進んでいないのが現状である。そこで, 本研究では, 基本的に Sloan [1996] のフレームワークを利用して, わが国の株式市場が会計利益とその構成要素である発生項目および営業キャッシュフローが有する, 1 期先会計利益に関するインプリケーションを合理的に株価に反映しているかどうかを検証する。

2. 先行研究

本研究に直接関係する Mishkin テストを利用した先行研究は、Sloan [1996] と Herrmann et al. [2001] である。以下、これらの研究を概観する⁽¹⁾。

(1) Sloan [1996]

Sloan [1996] は、会計利益とその構成要素である発生項目 (accruals) と営業キャッシュフロー (以下、CFO) が有する、1 期先会計利益に関するインプリケーション (具体的には、持続性 (persistence)) を資本市場が合理的に株価に反映しているか否かを分析している。その結果、投資家は、会計利益の持続性は合理的に株価に反映しているが、発生項目と CFO の持続性は過大あるいは過小に株価に反映していることを発見し、このことから、投資家は会計利益に固定化 (fixate) し、その構成要素である発生項目と CFO の特性を認識していない、と結論付けている。さらに、上記の発生項目に関する非効率性すなわちミスプライシングを利用した投資戦略 (発生項目の水準を利用したヘッジ・ポートフォリオ) が異常収益を獲得できることを確認しており、その経済的重要性を示唆している⁽²⁾。

(2) Herrmann et al. [2001]

Herrmann et al. [2001] は、日本における連結財務諸表利益の増分に関する親会社利益と子会社利益の増分の持続性について、市場が合理的に株価に反映しているかどうかを分析している⁽³⁾。利益の増分を分析している点および連結利益の構成要素である親会社単独利益と子会社利益について分析している点は、分析方法および視点が Sloan [1996] と異なっている。その結果、市場は親会社利益の持続性は合理的に株価に反映しているが子会社利益の持続性に関しては過小評価しており、また、子会社利益に関するミスプライシングを利用

した投資戦略によって異常収益を獲得できることを発見している。

3. 分析方法と仮説

(1) Mishkin テストと検証仮説

Mishkin [1983] は、マクロ経済学研究において合理的期待形成仮説を検証するための分析方法を展開している。ここでは、本稿で Mishkin テストを適用する際のフレームワークを概説する。

本稿では、会計利益の持続性およびその構成要素としての発生項目と CFO の持続性に関する市場の合理性を分析するために、以下の 2 つのモデルを利用する。システム 1 は会計利益に関する分析のためのものであり、(1)式を予測式、(2)式を評価式と呼ぶ。(1)式は $t-1$ 期と t 期の会計利益間の関係を示しており、 α_1 が利益の持続性を表す。(2)式は左辺の異常収益率が右辺括弧内の期待外会計利益に相関することを示しており、 α_1^* は市場が認識している持続性を表している。したがって、 $\alpha_1 = \alpha_1^*$ であれば市場は利益の持続性を合理的に株価に反映していることを意味し、反対に、 $\alpha_1 = \alpha_1^*$ が否定されるならば市場は合理的でない、すなわち、セミストロング型の市場効率性に関する反証となる。同様に、システム 2 ((3)式が予測式、(4)式が評価式である) は発生項目と CFO に関する分析のためのものであり、現実の持続性はそれぞれ(3)式における γ_1 、 γ_2 であり、市場が認識している持続性はそれぞれ(4)式の γ_1^* 、 γ_2^* である。この場合の市場の合理性は、 $\gamma_1 = \gamma_1^*$ 、 $\gamma_2 = \gamma_2^*$ について検討されることになる。なお、ここでは、簡略化のために企業を表す添字を省略している。

〈システム 1〉

$$EARN_t = \alpha_0 + \alpha_1 EARN_{t-1} + u_t \quad (1)$$

$$AR_t = \beta_0 + \beta_1 (EARN_t - \alpha_0 - \alpha_1^* EARN_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

〈システム 2〉

$$EARN_t = \gamma_0 + \gamma_1 AC_{t-1} + \gamma_2 CFO_{t-1} + v_t \quad (3)$$

$$AR_t = \beta_0 + \beta_1 (EARN_t - \gamma_0 - \gamma_1^* AC_{t-1} - \gamma_2^* CFO_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$EARN_t$: t 期の会計利益 AC_t : t 期の発生項目

CFO_t : t 期の営業キャッシュフロー AR_t : t 期の異常収益率

これらのシステムそれぞれを、係数について合理性の制約を課した場合（たとえば、システム 1 においては $\alpha_1 = \alpha_1^*$ ）と課さない場合の両者について反復加重非線形最小二乗法（iterative weighted non-linear least squares）によって同時推定し、以下の尤度比統計量によって市場が分析対象の会計情報の持続性を合理的に株価に反映しているかどうかを検定する⁽⁴⁾。なお、この統計量は漸近的に $\chi^2(q)$ に従う。

$$2n \log (SSR^c / SSR^u)$$

q : 課される制約の数

n : サンプル数

SSR^c : 制約付きの加重されたシステムにおける残差平方和

SSR^u : 制約なしの加重されたシステムの残差平方和

この尤度比統計量が十分に大きい場合に、制約を課した会計情報に関する市場の合理性は否定される⁽⁵⁾。なお、後に示すように、システム 1 では帰無仮説 $\alpha_1 = \alpha_1^*$ が、システム 2 では帰無仮説 $\gamma_1 = \gamma_1^*$ かつ $\gamma_2 = \gamma_2^*$ 、 $\gamma_1 = \gamma_1^*$ 、 $\gamma_2 = \gamma_2^*$ がそれぞれ検定される。

Sloan [1996] は、上記の検定を横断的・時系列的にプールされたサンプルについて行っている。これに対して、Herrmann et al. [2001] では分析期間の各年においてシステムを推定し、関連する係数について Fama-McBeth 型の検定をしている。本稿では Herrmann et al. [2001] の方法による分析結果も合

わせて検討する。

(2) ヘッジ・ポートフォリオ・テスト

Sloan [1996] と同様に Mishkin テストにおいて確認されるミスプライシングを利用した投資戦略が異常収益を獲得できるか否かを分析する。これによって、Mishkin テストにおいて検出されたミスプライシングの経済的重要性を検討する。ただし、ここでは、Sloan [1996] とは異なり、以下のような方法で分析する⁽⁶⁾。

各年度において、以下の回帰式をクロスセクショナルに OLS 推定する。

$$R_t = d_0 + d_1 X_t^{dec} + \varepsilon_t \quad (5)$$

ここで、 d_0 は切片、 d_1 は係数、 ε_t は確率誤差項、 R_t は t 期の株式収益率である。 X_t^{dec} は $t-1$ 期の会計情報に関して作成される変数であり、ここでは会計利益、発生項目、CFOのいずれかについて作成される。 X^{dec} は、各年度ごとにサンプルを特定の会計情報の大きさに10分位ポートフォリオに分割し、最も大きい10分位ポートフォリオに含まれるサンプルに0、次に大きい10分位に含まれるものに1、以下順次2、3、4、…と割り当て、最も小さい10分位ポートフォリオのサンプルに9を割り当てる。そして、さらに、それらを9で割ったものがこの変数である（したがって、各サンプルには0から1の範囲で数値が割り当てられることになる）。

このように作成された変数における係数 d_1 は、特定の会計情報を利用したヘッジ・ポートフォリオの収益率を表している。このことは以下のように理解できる。ここで、係数ベクトル d は

$$d = (X'X)^{-1}X'R$$

のように表される。ここで1および X^{dec} を列ベクトルとして $X = [1, X^{dec}]$,

R は X^{dec} を作成した年の翌年における株式収益率のベクトルである。このとき、 $(X' X)^{-1} X'$ の d_1 に対応する行の各要素は、会計情報が小さいサンプルに大きい数値が、反対に会計情報が大きいサンプルに小さい数値が割り当てられ、各要素の合計はゼロとなる。この要素を各株式への投資比率と考えれば、これは一種のヘッジ・ポートフォリオを表していると考えることができ、これに株式収益率ベクトルを乗じて算定される d_1 はその収益率を表すことになる。そこで、この係数をヘッジ・ポートフォリオの収益率に関する検定に利用する。具体的には、Fama and Macbeth [1973] と同様に、各年度の係数 d_1 の 20 年間（あるいは部分期間）にわたる平均とその標準誤差にもとづいて t 値を算定し、係数 d_1 がゼロと有意に異なるかどうかを検定する。これは、Sloan [1996] のヘッジ・ポートフォリオ・テスト、すなわち、発生項目の大きさによって 10 分位ポートフォリオを作成し、発生項目が最小の 10 分位ポートフォリオを買い、最大の 10 分位ポートフォリオを売るというヘッジ・ポートフォリオの収益率を分析する方法と比較可能である。ただし、ここでの方法は、すべての 10 分位ポートフォリオを利用してヘッジ・ポートフォリオを構築しているという特徴がある。また、この投資戦略は投資家において実行可能なものである。

なお、Fama and French [1998] および Basu [1977] を考慮して、コントロール変数を(5)式に加え、以下の回帰式によって分析する。

$$R_t = d_0 + d_1 X_{t-1}^{dec} + d_2 SIZE_{t-1}^{dec} + d_3 BM_{t-1}^{dec} + EP_{t-1}^{dec} + \varepsilon_t \quad (6)$$

ここで、 $SIZE^{dec}$ 、 BM^{dec} 、 EP^{dec} は時価総額、純資産簿価一時価比率、株価収益率について X^{dec} と同様に作成した変数である。

4. サンプルと変数

1980 年から 2000 年において東証一部に上場している金融業・保険業以外の業種に属する 3 月決算企業で、分析上必要となる変数を算定するためのデータが

揃っている企業・年度をサンプルとしている。その際、変則決算や純資産がマイナスの企業・年度を除き、さらに外れ値の影響を考慮して株式収益率の上位・下位1%をサンプルから除外した。最終的にサンプル数は13,208企業・年度となった。なお、財務データについては『日経財務データ CD-ROM』（日本経済新聞社）、株式収益率については『株式投資収益率』（日本証券経済研究所）、株価については『株価 CD-ROM』（東洋経済新聞社）を利用している。

分析において利用している各変数は以下のように算定している。異常収益率（前述の式では AR_t ）は Sloan [1996] と同様に規模調整収益率（ $SIZEAJR_t$ ）とし、 $t-1$ 年度7月から t 年の6月までの年次株式収益率から同期間の当該株式が属する規模別ポートフォリオ（時価総額に基づく10分位ポートフォリオ）の単純平均収益率を控除してこれを計算する⁽⁷⁾。さらに、発生項目は個別貸借対照表と個別損益計算書から次式のように推定する⁽⁸⁾。

発生項目 = 運転資本の増加（現金、有価証券、短期貸付金、短期借入金などを除く⁽⁹⁾） - （減価償却費 + 長期性引当金の増加）

そして、この発生項目と会計利益（税引後利益に特別損益を戻し加えたもの）を利用して CFO を算定する。

$CFO = \text{会計利益} - \text{発生項目}$

また、時価総額（ ME ）、純資産簿価・時価比率（ BM ）および収益株価率（ EP ）は3月末時点の株価、発行済株式数および3月期の個別財務諸表から算定する。なお、規模調整収益率、時価総額、純資産簿価・時価比率、収益株価率以外の変数はすべて期中平均総資産によってデフレートしている。

5. 記述統計

表1が記述統計である。既存の研究と同様に、発生項目の平均値はマイナスで会計利益が CFO を下回っている。さらに、利益の標準偏差は発生項目や CFO よりも低く、これは発生項目によって CFO の変動が緩和されていること

を示している。また、表2は本研究で利用する変数間の相関を表している。この表の対角線より下はスピアマン相関係数、上はピアソン相関係数である。発生項目とCFOの間に強い負の相関がみられ、これは前述の発生項目によるCFO変動の緩和を裏付けている。そして、表2においては、発生項目とCFO、会計利益と収益株価率における相関以外は変数間に強い相関は見られない。

表1 基本統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	Q ₁	中央値	Q ₃	最大値
EARN	0.020	0.024	-0.228	0.008	0.018	0.031	0.190
CFO	0.047	0.053	-0.626	0.019	0.048	0.075	0.691
AC	-0.027	0.049	-0.684	-0.053	-0.028	-0.002	0.630
ME	25.093	1.339	21.690	24.156	24.951	25.934	31.375
BM	0.557	0.389	0.012	0.314	0.476	0.686	4.404
EP	0.024	0.049	-1.215	0.013	0.025	0.040	0.695
R	0.060	0.378	-0.573	-0.227	0.006	0.274	1.595
SIZEAJR	-0.013	0.261	-1.256	-0.166	-0.042	0.102	1.589

EARN: 会計利益 CFO: 営業キャッシュフロー AC: 発生項目 ME: ln(時価総額)
BM: 純資産簿価・時価比率 EP: 収益株価率 R: 株式収益率 SIZEAJR: 規模調整収益率

表2 変数間の相関

	EARN	CFO	AC	ME	BM	EP	R	SIZEAJR
EARN		0.405	0.057	0.207	-0.090	0.653	0.016	0.016
CFO	0.378		-0.845	0.168	-0.037	0.213	0.055	0.029
AC	0.087	-0.889		-0.057	-0.013	0.102	-0.052	-0.030
ME	0.212	0.154	-0.061		-0.300	-0.059	-0.048	0.064
BM	-0.132	-0.053	-0.008	-0.322		0.350	0.062	0.038
EP	0.605	0.197	0.087	0.052	0.067		-0.001	-0.025
R	-0.010	0.038	-0.046	-0.063	0.017	0.083		0.478
SIZEAJR	0.000	0.024	-0.025	0.040	0.023	-0.011	0.623	

6. Mishkin テストの結果

表3は、会計利益に関する Mishkin テストの結果を示している。全サンプルをプールした結果は α_1 と α_1^* は非常に近い値であり、その尤度比は0.02（確率0.897）で帰無仮説は棄却できず、Sloan [1996] の米国市場における結果と同様に、市場は会計利益の持続性に関して合理的であるという結果となっている。しかしながら、その部分期間では結果が大きく異なっている。表3には、バブル経済の影響を考慮するために、全サンプルを80年代後半（1985年から1989年、以下ではこの期間を便宜上、バブル期とよぶ）とそれ以外の期間に分割した場合の結果も示している。バブル期では α_1 (0.697) < α_1^* (1.122) で市場が会計利益の持続性を過大に評価しており、反対にバブル期以外の期間では α_1 (0.756) > α_1^* (0.644) で市場はその持続性を過小評価していることがわかる。さらに、これらは尤度比統計量（バブル期135.94、バブル期以外12.96）から有意に市場の合理性を否定するものであり、それぞれの期間において市場は会計利益の持続性について対照的な形で非効率であったといえる。このように、全サンプルに関する結果は部分期間の影響が相殺された結果であり、全サンプルにおける結果のみから市場の効率性を支持することはできない。

表3 会計利益に関する効率性

$$EARN_t = \alpha_0 + \alpha_1 EARN_{t-1} + u_t$$

$$SIZEAJR_t = \beta_0 + \beta_1 (EARN_t - \alpha_0 + \alpha_1^* EARN_{t-1}) + \varepsilon_t$$

	全サンプル		バブル期		バブル期以外の期間	
サンプル数	13,208		2,412		10,796	
係 数	推定値	漸近的標準誤差	推定値	漸近的標準誤差	推定値	漸近的標準誤差
α_1	0.746	0.006	0.697	0.013	0.756	0.007
α_1^*	0.741	0.032	1.122	0.099	0.644	0.034
効率性テスト	$\alpha_1 = \alpha_1^*$		$\alpha_1 = \alpha_1^*$		$\alpha_1 = \alpha_1^*$	
Mishkin の尤度比	0.02(0.897)		135.94(0.000)		12.96(0.000)	

括弧内は確率である。

表4は、発生項目とCFOに関する結果を示している。全サンプルにおける発生項目の持続性については γ_1 (0.726) < γ_1^* (0.759) で市場は過大評価しており、反対にCFOの持続性については γ_2 (0.750) > γ_2^* (0.737) で過小評価している。また、会計利益の構成要素に関する合理性の制約 ($\gamma_1 = \gamma_1^*$ and $\gamma_2 = \gamma_2^*$) を課した場合には尤度比7.81で有意に市場の合理性は否定される。これは、市場が発生項目とCFOの持続性の差を合理的に予測していないことを意味し⁽¹⁰⁾、Sloan [1996] と同様な結果となっている。しかしながら、発生項目についてのみ合理性の制約 ($\gamma_1 = \gamma_1^*$) を課した場合とCFOについてのみ合理性の制約 ($\gamma_1 = \gamma_1^*$) を課した場合にはともに棄却できず、これらの持続性に関する非効率性が比較的弱いものであることがわかる。

つぎに、表4における部分期間をみると、バブル期においては γ_1 (0.661) < γ_1^* (1.184), γ_2 (0.702) < γ_2^* (1.126) で発生項目とCFOともに市場はその持続性を過大評価しており、反対に、バブル期以外の期間では γ_1

表4 発生項目とCFOに関する効率性

$$EARN_t = \gamma_0 + \gamma_1 AC_{t-1} + \gamma_2 CFO_{t-1} + u_t$$

$$SIZEAJR_t = \beta_0 + \beta_1 (EARN_t - \gamma_0 - \gamma_1^* AC_{t-1} - \gamma_2^* CFO_{t-1}) + \varepsilon_t$$

	全サンプル		バブル期		バブル期以外の期間	
サンプル数	13,208		2,412		10,796	
係数	推定値	漸近的標準誤差	推定値	漸近的標準誤差	推定値	漸近的標準誤差
γ_1	0.726	0.006	0.661	0.014	0.741	0.007
γ_1^*	0.759	0.035	1.184	0.116	0.663	0.037
γ_2	0.750	0.006	0.702	0.013	0.760	0.007
γ_2^*	0.737	0.032	1.126	0.103	0.639	0.036
効率性テスト	$\gamma_1 = \gamma_1^*$ and $\gamma_2 = \gamma_2^*$		$\gamma_1 = \gamma_1^*$ and $\gamma_2 = \gamma_2^*$		$\gamma_1 = \gamma_1^*$ and $\gamma_2 = \gamma_2^*$	
Mishkinの尤度比	7.81(0.020)		167.49(0.000)		20.13(0.000)	
効率性テスト	$\gamma_1 = \gamma_1^*$		$\gamma_1 = \gamma_1^*$		$\gamma_1 = \gamma_1^*$	
Mishkinの尤度比	0.89(0.641)		167.06(0.000)		5.34(0.021)	
効率性テスト	$\gamma_2 = \gamma_2^*$		$\gamma_2 = \gamma_2^*$		$\gamma_2 = \gamma_2^*$	
Mishkinの尤度比	0.15(0.929)		128.99(0.000)		14.85(0.000)	

括弧内は確率である。

$(0.741) > \gamma_1^* (0.663)$, $\gamma_2 (0.760) > \gamma_2^* (0.639)$ で市場は両者においてその持続性を過小評価している。そして、利益の構成要素に関する制約を課した場合および発生項目と CFO のそれぞれに制約を課した場合の尤度比統計量はいずれも十分に大きい値であり、市場の合理性はいずれの部分期間についても統計的に有意に否定される。これは、表 3 の会計利益に関する結果と比較すると、部分期間において市場は、会計利益同様、利益の構成要素においても合理的ではなかったといえる。なお、この場合も会計利益の場合と同様に、係数および尤度比統計量の水準からバブル期には強い非効率性がありバブル期以外の期間では比較的弱い非効率性が存在している。

Herrmann et al. [2001] は、上記のようなプールしたサンプルでの推定を避け、年度別クロスセクションに無制約のシステムを推定し、係数について Fama-McBeth 型の検定（分析期間の各年の係数についての平均値と標準誤差を利用した t 値によって検定する）をすることによって同様の分析をしている。表 5 ではその結果を示しており、以下では、表 3 および表 4 と比較しながら検討する。

表 5 のパネル A は会計利益に関する結果を示している。全サンプルの結果は $\alpha_1 (0.758) < \alpha_1^* (1.016)$ となっているが統計的には有意ではなく、表 3 における結果（市場は会計利益の持続性に関して合理的である）と矛盾しない結果である。また、バブル期では $\alpha_1 (0.699) < \alpha_1^* (1.538)$ で市場は過大評価していることが示され、サンプル数の少なさ（5 年分の係数）から統計的有意性は低いものの表 3 と整合的であるといえる。しかし、バブル期以外の期間では、 $\alpha_1 (0.777) < \alpha_1^* (0.842)$ で市場は過大評価しており、統計的に有意ではないが表 3 と比較すると係数が逆転している。これはバブル期以外の期間 15 年分のうち 3 年間における α_1^* が 1.5 を越えており、この影響が大きく出ているためである。この 15 年間のうち 10 年は $\alpha_1 > \alpha_1^*$ で、その傾向は表 3 の結果と矛盾するものではないと考える。

表5 Fama-McBeth 型の検定

パネルA 会計利益に関する結果

$$EARN_t = \alpha_0 + \alpha_1 EARN_{t-1} + u_t$$

$$SIZEAJR_t = \beta_0 + \beta_1 (EARN_t - \alpha_0 - \alpha_1^* EARN_{t-1}) + \varepsilon_t$$

	全サンプル		バブル期		バブル期以外	
係 数	推定値	標準偏差	推定値	標準偏差	推定値	標準偏差
α_1	0.758	0.088	0.699	0.080	0.777	0.084
α_1^*	1.016	0.765	1.538	0.732	0.842	0.716
効率性テスト FM の t 値	$\alpha_1 = \alpha_1^*$ 1.51(0.148)		$\alpha_1 = \alpha_1^*$ 2.39(0.076)		$\alpha_1 = \alpha_1^*$ 0.37(0.716)	

パネルB 発生項目と CFO に関する結果

$$EARN_t = \gamma_0 + \gamma_1 AC_{t-1} + \gamma_2 CFO_{t-1} + u_t$$

$$SIZEAJR_t = \beta_0 + \beta_1 (EARN_t - \gamma_0 - \gamma_1^* AC_{t-1} - \gamma_2^* CFO_{t-1}) + \varepsilon_t$$

	全サンプル		バブル期		バブル期以外の期間	
係 数	推定値	標準偏差	推定値	標準偏差	推定値	標準偏差
γ_1	0.740	0.091	0.666	0.072	0.764	0.085
γ_1^*	1.094	0.853	1.738	0.788	0.879	0.783
γ_2	0.760	0.088	0.702	0.080	0.779	0.084
γ_2^*	1.028	0.787	1.583	0.783	0.843	0.721
効率性テスト FM の t 値	$\gamma_1 = \gamma_1^*$ 1.85(0.080)		$\gamma_1 = \gamma_1^*$ 2.93(0.043)		$\gamma_1 = \gamma_1^*$ 0.60(0.560)	
効率性テスト FM の t 値	$\gamma_2 = \gamma_2^*$ 1.52(0.145)		$\gamma_2 = \gamma_2^*$ 2.36(0.078)		$\gamma_2 = \gamma_2^*$ 0.36(0.722)	

表5のパネルBは発生項目とCFOに関する結果を示している。全サンプルにおいては、 γ_1 (0.740) < γ_1^* (1.094), γ_2 (0.760) < γ_2^* (1.028) であり、表4と比較してCFOの係数の大小関係が逆転しているものの市場の合理性を否定する結果はえられておらず、表4に矛盾するものではない。また、バブル期は、 γ_1 (0.666) < γ_1^* (1.738), γ_2 (0.702) < γ_2^* (1.583) であり、発生項目とCFOともに係数の大小関係は表4と同じであり、また、市場の合理性も否定されており表4の結果と整合的である。これに対して、バブル期以外の期間においては γ_1 (0.764) < γ_1^* (0.879), γ_2 (0.779) < γ_2^* (0.843) で、係数の大

小関係が逆転しており発生項目および *CFO* における合理性は否定されていない。この点については、会計利益における場合と同様に、合理性が否定できなかった原因は少数の年度における大きな係数がバブル期以外の結果に大きく影響しているためである。

7. ヘッジ・ポートフォリオ・テストの結果

本節では、Mishkin テストにおいて検出されるミスプライシングの経済的重要性を検討するために実施したヘッジ・ポートフォリオ・テストの結果を説明する。本研究では(5)式と(6)式の両方について分析しているが、ここでは(6)式についての結果を説明する。なお、(5)式と(6)式における結果の傾向は同様であった。

表6 パネルAは会計利益についての結果を示している。 d_1 の値が会計利益の水準を利用したヘッジ・ポートフォリオによって獲得できる追加的収益率を示している。全サンプル期間については平均して1.1%の収益率を獲得しているが有意ではない。部分期間でみると、バブル期では31.4%、バブル期以外では-9.0%の収益率となっており、それぞれ1%水準と5%水準で有意であり、その経済的重要性を示唆している。また、部分期間の収益率における符合の変化はこの投資戦略からの収益率が必ずしも安定的ではないということを示しているとともに、バブル期が上げ相場でバブル期以外の期間は相対的に下げ相場が支配的であることを考えあわせると、市場相場に対応する何らかの要因が価格形成に作用している可能性もあると思われる。

表6 パネルBは発生項目についての結果を示している。 d_1 をみると全サンプル期間での平均収益率は2.6%であり統計的に有意である。またバブル期に4.0%、バブル期以外でも2.1%のプラスの収益率であり、追加的収益率の水準は高くないが全体にプラスの傾向が強い。これと表4の結果を比較すると、全サンプルおよびバブル期において市場は発生項目の持続性を過大に評価してお

表6 ヘッジ・ポートフォリオ・テスト

パネルA $R_t = d_0 + d_1 E_{t-1}^{dec} + d_2 SIZE_{t-1}^{dec} + d_3 BM_{t-1}^{dec} + d_4 EP_{t-1}^{dec} + \varepsilon_t$

	d_1	d_2	d_3	d_4
全サンプル期間	0.011 (0.21)	0.005 (0.11)	-0.080** (-4.50)	0.018 (0.52)
バブル期	0.314** (6.04)	0.103 (0.87)	-0.121 (-2.55)	-0.158* (-4.48)
バブル期以外	-0.090* (-2.184)	-0.028 (-0.61)	-0.067** (-3.81)	0.077* (2.29)

パネルB $R_t = d_0 + d_1 AC_{t-1}^{dec} + d_2 SIZE_{t-1}^{dec} + d_3 BM_{t-1}^{dec} + d_4 EP_{t-1}^{dec} + \varepsilon_t$

	d_1	d_2	d_3	d_4
全サンプル期間	0.026* (2.76)	0.007 (0.15)	-0.082** (-3.45)	0.025 (1.11)
バブル期	0.040 (1.82)	0.144 (1.16)	-0.191* (-4.03)	0.081* (3.15)
バブル期以外	0.021 (1.91)	-0.038 (-0.79)	-0.045* (-2.20)	0.006 (0.23)

パネルC $R_t = d_0 + d_1 CFO_{t-1}^{dec} + d_2 SIZE_{t-1}^{dec} + d_3 BM_{t-1}^{dec} + d_4 EP_{t-1}^{dec} + \varepsilon_t$

	d_1	d_2	d_3	d_4
全サンプル期間	-0.015 (-1.2)	0.006 (0.13)	-0.085** (-3.58)	0.031 (1.45)
バブル期	0.044 (1.63)	0.133 (1.08)	-0.194** (-3.89)	0.070* (3.36)
バブル期以外	-0.034** (-3.36)	-0.036 (-0.76)	-0.049* (-2.40)	0.018 (0.66)

係数は、各年の係数の平均値であり、括弧内はFama-McBeth型のt値である。

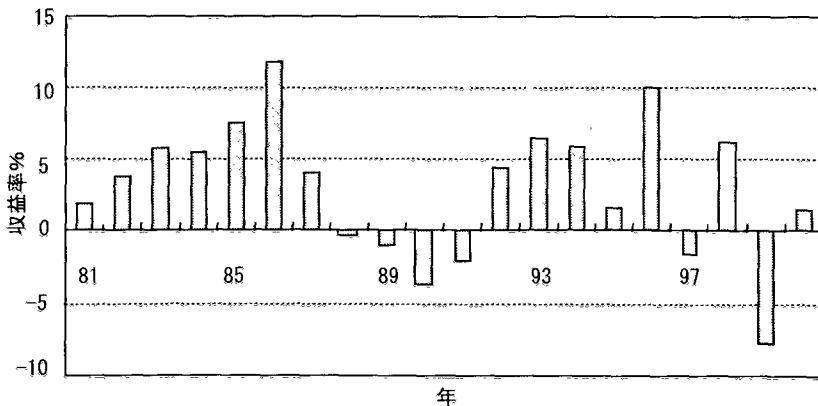
**, *はそれぞれ1%水準, 5%水準で有意であることを示す。

り、ヘッジ・ポートフォリオがプラスの収益率を獲得することと整合的である。しかし、バブル期以外の期間について市場は発生項目の持続性を過小評価しており、これと整合するにはヘッジ・ポートフォリオの収益率はマイナスに

なる必要があるが、ここでの結果はプラスであり矛盾するものとなっている。このことは、バブル期以外の期間で検出された発生項目の持続性に関するミスマプライシングは経済的に重要性が低いものであることを示しているとともに、発生項目を利用したヘッジ・ポートフォリオにおけるプラスの収益率の要因が1期先利益に対する発生項目の持続性以外の要因から生じている可能性を示唆していると考えられる。参考として、図1に年々の発生項目によるヘッジ・ポートフォリオの追加的収益率(d_1)を示している⁽¹⁾。

表6 パネルCはCFOに関する結果を示している。この結果は、全サンプルおよびバブル期以外の期間においてマイナスの収益率(d_1)が検出され、とくに、バブル期以外の期間における1%水準で有意なマイナスの収益率(-3.4%)は当該期間におけるCFOの持続性を過小評価していることの経済的重要性を示唆するものである。これは、過去においてCFO情報を軽視してきたわが国の状況を反映しているかもしれない。なお、バブル期のプラスの収益率(4.4%)はCFOの持続性が過大評価されていることと整合している。

図1 発生項目によるヘッジ・ポートフォリオの収益率



8. まとめと課題

本稿では、持続性という観点から会計利益、発生項目および *CFO* について Mishkin テストによって市場の合理性を検証した。全サンプルによる Mishkin テストでは、概ね Sloan [1996] の結果と同様で、市場は会計利益の持続性については合理的に株価に反映しているが、その構成要素である発生項目と *CFO* の持続性については前者について過大にまた後者について過小に評価しているという結果であった。

しかしながら、部分期間においては全サンプルの結果とまったく異なる結果がえられた。まず、会計利益については、バブル期とバブル期以外の期間において対照的な非効率性が確認され、ヘッジ・ポートフォリオ・テストもその経済的重要性を示唆するものであった。これは、セミストロング型の市場効率性に対する明らかな反証である。また、*CFO* に関しては、バブル期以外の期間において市場はその持続性を過小評価していることがわかり、ヘッジ・ポートフォリオ・テストにおいても経済的重要性を確認できた。これらに対して、発生項目については、バブル期以外の期間において Mishkin テストとヘッジ・ポートフォリオ・テストにおいて矛盾する結果がえられた。すなわち、この期間において市場は発生項目の持続性を過小評価しているにもかかわらず、ヘッジ・ポートフォリオ・テストではプラスの収益率がえられた。このことは、発生項目の持続性に関するミスプライシングが経済的重要性を有しないことを示しているといえるが、また同時に、発生項目のヘッジ・ポートフォリオにおける比較的強いプラスの収益率の源泉は何か、という問題を提起する。本稿のフレームワークではとらえられない発生項目に関するミスプライシングが存在する可能性があり、この点については本稿の目的をこえるものであり追加的分析が必要であるといえる。なお、以上のような結果は、市場が情報収集あるいは情報処理のためにかけるコストの存在を考えるとその経済的重要性を割り引

いて考える必要があるであろう。また、前述したように本研究のフレームワーク自体に内在する諸仮定はさらに検討すべきものであり、システムの特定化を工夫したり、サンプルをさらに増加するなどして追加的に検証する必要があることはいうまでもない。

最後に、現行の会計制度は連結主体の開示に移行しており、連結財務諸表情報に関する分析が必要である点を指摘しておく。Herrmann et al. [2001] は、連結利益における親会社利益および子会社利益の持続性に関して非常に興味深い結果をえているが、その点についての追検定はもとより、連結会計利益自体の持続性に関する検証が必要であろう。また、モデルを工夫することによって連結会計情報に関連するさまざまな視点からの分析が可能であり、それによって現実における市場の効率性に関する理解をさらに深めていくことができると考える。

注(1) Pincus et al. [2002] は、日本のデータを一部利用して分析をしているが「未完」であるのでここでは触れない。

(2) この現象は、発生項目に関するアノマリー (anomaly) の存在を示唆している。わが国に関する研究としては浅野 [2001] がある。Sloan [1996] は、さらに、この異常収益獲得のタイミングが、利益公表時点に集中していることを発見している。

(3) ここで子会社利益は連結利益から親会社利益を控除したものである。

(4) この統計量の詳細は、Mishkin [1983] を参照してほしい。なお、Mishkin [1983] pp 32-43ではプログラムを例示しながら詳細にその計算方法が説明されており、本稿における分析もこれを参考に計算している。

(5) Mishkin [1983] pp. 24-27は、この分析方法を2段階のOLS推定による分析方法(例えば、Ou and Penman [1989])と比較して

・Mishkin テストは2段階の推定より弱い仮定に基づいており、合理性の検定が可能である。

・より有効な推定量を得ることができる。

といったメリットを指摘している。しかし、モデルの特定化が結果に影響する点や均衡モデルとの結合仮説であるといった点は注意しなければならない。

(6) この方法は、基本的にはRajgopal et al. [2001] による方法と同じである。なお、発生項目に関するヘッジ・ポートフォリオの収益率をプラスにするため、10分位ポートフォリオに割り当てる数値の順序はRajgopal et al. [2001] とは逆になっている。

(7) 規模調整収益率のほか、時価総額の代わりに純資産簿価・時価比率によって同様の手続きで算定した純資産簿価・時価比率調整収益率や株式収益率からTOPIXによって算定した市場収益率を控除した市場調整収益率でも以下の分析を実施している。それらの場合には尤度比統計量が相

対的に高くなったが、その他の点に関してはここでの結果と同様な傾向を示すものであった。

- (8) このように本稿における発生項目は貸借対照表と損益計算書を利用して間接的に推定しているために、測定誤差の問題は免れない。Hribar and Collins [2002] 参照。
- (9) この他に、コマーシャル・ペーパー、1 年以内返済の長期借入金、1 年以内償還の社債・転換社債を控除している。
- (10) 予測式における係数に関する帰無仮説 $\gamma_1 = \gamma_2$ は F 検定により有意に棄却され (F 値 63.89), 発生項目の持続性が CFO の持続性よりも低いことがわかる。これは, Sloan [1996] や浅野 [2001] と同様な結果である。
- (11) 浅野 [2001] は, Sloan [1996] と同様のヘッジ・ポートフォリオ・テストによって発生項目に関するアノマリーを分析し, ヘッジ・ポートフォリオの収益率は安定していないと述べている。なお, 本稿の分析とはヘッジ・ポートフォリオの構築方法とリスクのコントロール方法に相違がある。また, Hribar and Collins [2002] は, 本稿のような方法により算定される発生項目の測定誤差が, ヘッジ・ポートフォリオの構成をゆがめ, 発生項目に関するミスプライシングの影響を過小評価することを確認しており, 本稿の結果にもそのような状況が生じている可能性がある。

〈参考文献〉

- 浅野信博 2001 「会計利益の質的差異と資本市場」『マクロ会計政策の評価』神戸大学経済経営研究所 pp. 43-79.
- Burgstahler D., J.Jiambalvo, and T Shevlin. 2002. Do Stock Prices Fully Reflect the Implications of Special Items for Future Earnings? *Journal of Accounting Research* 40 (June): 585-612.
- Basu, S. 1977. Investment performance of common stocks in relation to their price earnings ratios. A test of the efficient market hypothesis. *Journal of Finance* 32: 663-682.
- Fama, E and J. McBeth. 1973. Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy* 71 (May/June): 607-636.
- Herrmann, D., T. Inoue, and W. B Thomas. 2001 The Relation between Incremental Subsidiary Earnings and Future Stock Returns in Japan. *Journal of Business Finance and Accounting* 28 (Nov /Dec.): 1115-1139.
- Hribar P. and D. Collins, 2002. Errors in Estimating Accruals: Implications for Empirical Research. *Journal of Accounting Research* 40 (March). 105-134.
- Mishkin, F S 1983. *A Rational Expectations Approach to Macroeconomics: Testing Policy Effectiveness and Efficient-Market Models* Chicago, IL: University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research.
- Pincus, M., S. Rajgopal, and M Venkatachalam 2002. The Accrual Anomaly: International Evidence Working paper, The University of Iowa
- Rajgopal, S., T. Shevlin, and M. Venkatachalm 2001. Does the stock Market Fully Appreciate the Implications of Leading Indicators for Future Earnings?: Evidence from Order Backlog. Working paper, University of Washington.
- Sloan, R. G. 1996 Do Stock Prices Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings?, *The Accounting Review* 71 (July): 289-315.
- Xie, H. 2001 The Mispricing of Abnormal Accruals, *The Accounting Review* 76(July). 357-373.