

論文

利益の質と発生項目アノマリー

海老原 崇

＜論文要旨＞

本研究は、利益の質と、Sloan (1996)で示された発生項目の持続性に関するミsprayシング、そしてミsprayシングに起因する発生項目アノマリーとの関係の検証を目的としている。同様の研究を行ったAhmed et al.(2004)が利益マネジメントの程度を利益の質の尺度としたのに対し、本研究はDechow and Dichev (2002)で提示された発生項目の予測誤差を利益の質の尺度とした。分析ではサンプルを利益の質が高いサブサンプルと利益の質が低いサブサンプルへ分割し、部分期間ごとにHerrmann et al.(2001)とSloan (1996)に従って効率性テストとヘッジ・ポートフォリオ・テストを行っている。分析の結果、本研究の仮説は概ね支持され、発生項目の持続性に関するミsprayシングや発生項目アノマリーに対して、利益の質としての発生項目の予測誤差が大きく関係していることが確認された。

＜キーワード＞

利益の質、発生項目、持続性、ミsprayシング、アノマリー

Quality of Earnings and the Accruals Anomalies

Takashi Ebihara

Abstract

The purpose of this research is to examine the relation between the quality of earnings and the mispricing of accruals persistence, and accruals anomalies proposed by Sloan (1996). While Ahmed et al. (2004) uses the degree of earnings management as the measure of quality of earnings, this study uses estimation errors of accruals proposed by Dechow and Dichev (2002). In the paper, I divide the samples into high quality and low quality groups. Following Herrmann et al. (2001) and Sloan (1996), I perform the efficiency test and the hedge portfolio test to each partial period. As a result, the hypothesis of this study is supported and I generally confirm that the estimation errors of accruals as the quality of earnings are significantly correlated to the mispricing of accruals persistence and the accruals anomalies.

Key words

Quality of Earnings, Accruals, Persistence, Mispricing, Anomalies

2005年12月14日受付

2006年6月28日受理

早稲田大学メディアネットワークセンター助手

Submitted 14 December 2005

Accepted 28 June 2006

Research Associate, Media Network Center, Waseda University

1. はじめに

Ball and Brown (1968), またわが国では石塚他(1978)に始まる会計情報の意思決定有用性に関する研究において, 半強度の市場効率性が前提の一つとして仮定されてきた¹. しかし, Mishkin (1983)で提示された合理的期待形成仮説のフレームワーク(以下 Mishkin テスト)²を利用した Sloan (1996)などの研究では, 利益の構成要素である発生項目の持続性に関するミスプライシングが確認されており, このミスプライシングを利用した投資戦略による正の超過収益(以下発生項目アノマリー)も観察されている. この結果から, Sloan (1996)は伝統的な半強度の効率的市場仮説に反する結果であるとしている.

では, どのような性質の発生項目に対しても, 持続性に関するミスプライシングやこれに起因する発生項目アノマリーが生じるのだろうか. 発生項目に対する市場の評価は, それらが持つ特性や市場の状況によって変化しうるであろう. 本研究では, 発生項目の持続性に関するミスプライシングや発生項目アノマリーに関係する要因として, 利益の質(Quality of Earnings)に焦点を当てる. はじめに, 先行研究を概観するとともに, 利益の質とミスプライシングとの関係について考察する. そして, Dechow and Dichev (2002)に基づいて利益の質の尺度を導出し, 発生項目の持続性に関するミスプライシングや発生項目アノマリーとの関係をHerrmann et al. (2001)に従って検証する.

2. 先行研究

2.1 市場の合理性と利益の質

Sloan (1996)は, 発生項目やキャッシュフローが持つ情報(具体的には一期先利益への持続性)を市場が合理的に反映しているか否かについて, Mishkin テストを利用した分析を行っている. その結果, 利益の持続性は株価へ合理的に反映されているものの, 発生項目とキャッシュフローの持続性に関してはミスプライシングが生じており, 発生項目アノマリーが観察されるとの結果を得ている. Sloan (1996)はこの結果に対し, 投資家が会計利益に固定化(fixate)して利益の 2 つの構成要素の異なる特性を正確に認識していないと結論付け, 伝統的な半強度の効率的市場仮説に反する結果であるとしている.

しかし, 従来の発生項目やキャッシュフローの直接的な価値関連性を問う研究においては, 市場がこれらの異なる特性を合理的に認識しているという多くの結果が得られている. 例えば Subramanyam (1996)では, キャッシュフロー, 発生項目, 非裁量的発生項目だけでなく, 裁量的発生項目についても市場はプライシングしており, 将来の収益性と正の関係を持っていることを示している.

このような研究に対して, Xie (2001)はSubramanyam (1996)の結果が裁量的発生項目を市場が合理的にプライシングしている証拠であるとは必ずしも言えないとし, 市場における裁量的・非裁量的発生項目の持続性に関する評価について, Mishkin

テストを用いて検証を行った。その結果、裁量的発生項目の持続性は、非裁量的発生項目の持続性に比べて市場において過大に評価されているとの結果を得ている。

Ahmed et al. (2004)は、Sloan (1996)とXie (2001)の結果から、発生項目の持続性に関するミسプライシングは経営者の機会主義的な行動に起因すると推測し、利益の質の概念を取り入れて包括的な分析を試みている。Ahmed et al. (2004)は、利益マネジメントが主に短期の株価に影響を与えることを意図して行われることから、投資家は利益マネジメントによって誤導されていると仮定した。そして、過度の利益マネジメントが行われているような質の低い利益に対して投資家はより大きく誤導される、すなわち過度のミスプライシングが行われるとする、利益マネジメント/利益の質仮説³を設定した(Ahmed et al. 2004, 9-11)。この仮説を検証するために、Ahmed et al. (2004)は、裁量的発生項目の大きさをサンプルを分割して分析を行っている。しかし、Ahmed et al. (2004)では、裁量的発生項目の大きさとアノマリーやミスプライシングの程度との明確な関係性は確認されていない。

2.2 利益の質と発生項目の予測誤差

前項で概観したように、発生項目の持続性に関するミスプライシングやアノマリーには、裁量的発生項目のようないわゆる利益の質に関係する要因が影響している可能性が示されている。しかし、Ahmed et al. (2004)では、利益の質の尺度として用いた裁量的発生項目の大きさに応じてミスプライシングやアノマリーの程度が異なるという現象は観察されていない。この項では、利益の質と発生項目の関係を考察することで、代替的な利益の質の尺度を提案する。

Kirschenheiter and Melumad (2002)やSchipper and Vincent (2003)の議論に従えば、利益の質は財務報告の基本目的である意思決定有用性と、会計情報の質的特徴に依拠して定義される。すなわち、利益の質は、予測価値をその要素とした情報利用者の目的に適合しうる程度として定義できる。このような利益の質は、大日方(2002)において述べられているように、発生主義会計のプロセスで確保されると考えられる。発生項目はキャッシュフローの期間配分の役割を担っているため、将来キャッシュフロー情報や経営者の将来予測情報を含むことになる。このような将来情報を含む発生項目を構成要素に持つことによって、投資家は利益情報を用いた合理的な将来予測が可能になり、意思決定目的に適合するように、利益情報自体やその構成要素の持続性に関する効率的なプライシングを行うことが可能になると考えられる。

しかし、発生項目はノイズやバイアスを含み、会計の歪みをもたらす原因であるという議論もある。Palepu et al. (2000, 3-5)では、その原因として発生主義会計における見積もりに起因する予測誤差を挙げている。濱本(2002, 102)で述べられているように、発生項目の見積もりはキャッシュフローの将来予測に基づくため、予測に伴う経営者の恣意性や見積もり誤差などのノイズを含み、会計の歪みをもたらす恐れがある。このような発生項目に含まれるノイズの程度が大きければ、これを構成要素とする利益の質にも影響を与えられとされる。

このような観点から、Dechow and Dichev (2002)は発生主義会計のプロセスに焦点を当て、発生項目を見積る際に生じる予測誤差を発生項目の質、ひいては利益の質

への影響要因と捉えた。そして、キャッシュフローとその配分情報である発生項目との関係から、発生項目における予測誤差を表現するモデル⁴を提示している。このモデルは、発生項目におけるノイズの発生プロセスを明確に描写しており、裁量的発生項目を推定する修正 Jones モデル等と比べてモデルの misspecification の可能性は小さいと考えられる。また、このモデルで推定した予測誤差は、裁量的・非裁量的ノイズの両方を含んでいるため、Ahmed et al. (2004)に比べて発生項目の持続性に関するミスプライシングとの関係をより明確に観察できると考えられる。

一方で、一般的な裁量的発生項目を推定するモデルは長期・短期の区別なく発生項目のノイズを推定するのに比べ、Dechow and Dichev (2002)で提示されたモデルは長期発生項目の影響を捨象しており、発生項目のノイズの全てを捕捉できないことが指摘される。Dechow and Dichev (2002)のアプローチは長期発生項目にも理論的には適用可能であるが、長期発生項目はその見積り時点と実際にキャッシュフローの収支が行われる時点とが大きく離れているため、実際的にはモデルの拡張が制限されるからである (Dechow and Dichev 2002, 37)。

長期発生項目は、減価償却費と長期性引当金の増分で構成される。減価償却費は、その計上に先んじてキャッシュフローの支出が行われているため、減価償却費に由来する発生項目の予測誤差は生じない。よって、長期性引当金の増分のみが、長期発生項目の予測誤差の発生要因となりうる。ゆえに、短期発生項目と長期性引当金の増分に含まれるノイズの割合が等しいと仮定できるならば、Dechow and Dichev (2002)で提示されたモデルにより推定した発生項目の予測誤差の有用性は、発生項目に含まれる長期性引当金の増分の割合に依存しているといえる。従って、発生項目に含まれる長期性引当金の増分の割合が短期発生項目よりも十分に小さいならば、推定した予測誤差の有用性は確保されると考えられる⁵。

また、このモデルを利用した研究では、発生項目の予測誤差が利益の持続性に関係している証拠 (Dechow and Dichev 2002)、利益やその構成要素のキャッシュフロー予測能力に関係している証拠 (田澤 2004)や、価値関連性に関係している証拠 (Francis et al. 2005)も示されている。このことから、発生項目の予測誤差は利益の質と大きく関係しており、実証研究の結果からも利益の質の尺度として有用であることが確認できる。従って、Ahmed et al. (2004)で用いられた裁量的発生項目に代替するものとして、利益の質の尺度として発生項目の予測誤差を用いることが可能であると考えられる。

3. 研究デザイン

3.1 仮説

Ahmed et al. (2004)は、利益マネジメントによって投資家が誤導されるとする仮定から、裁量的発生項目の大きさを利益の質の尺度として、裁量的発生項目が大きい(小さい)ほど発生項目の持続性に関するミスプライシングの程度が大きい(小さい)との仮説を設定した。一方、本研究では、発生項目におけるノイズが利益の質に大きく関係する要因であることを考察し、発生項目の予測誤差を利益の質の尺度と

している。よって、本研究では Ahmed et al. (2004)における利益マネジメント/利益の質仮説を以下のように修正した仮説を設定する。

仮説Ⅰ 発生項目の予測誤差が小さい(大きい)ほど、発生項目の持続性に関する市場のミスプライシングの程度は小さい(大きい)。

仮説Ⅱ 発生項目の予測誤差が小さい(大きい)ほど、発生項目アノマリーの程度は小さい(大きい)。

前節の考察から、発生項目の予測誤差は、将来キャッシュフロー予測能力への影響を通じて利益やその構成要素の持続性に影響を及ぼし、投資家の意思決定目的に適合した結果としてのプライシングの効率性に対しても影響を与えると考えられる。従って、発生項目の予測誤差が小さい(大きい)ほど、利益や発生項目の情報価値が増加(低下)し、投資家は合理的な将来予測や企業価値の推定を行うことが可能(不可能)になると考えられる。ゆえに、利益や発生項目の持続性に関する効率的なプライシングが可能(不可能)になり、発生項目アノマリーの程度も小さく(大きく)なると予想される。

3.2 研究モデル

仮説を検証するために、Dechow and Dichev (2002)で提示された(1)式を用いて発生項目の予測誤差を推定する。本研究では、Dechow and Dichev (2002)に従い、短期発生項目(SAcc)をキャッシュフロー情報(CFO)に対して企業別に回帰した際の残差(ε_{it})の標準偏差を利益の質の尺度として用いる。

$$SAcc_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{it-1} + \alpha_2 CFO_{it} + \alpha_3 CFO_{it+1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式で求めた利益の質の尺度を用いて、サンプルを利益の質が高いサブサンプル(HQ)と、利益の質が低いサブサンプル(LQ)に2分位する。そして、仮説Ⅰの検証のために、全体サンプル、サブサンプルそれぞれに対して、以下のモデルを用いて効率性テストを行う。

$$(\text{予測式}) EBXI_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 SAcc_{it-1} + \gamma_2 LAcc_{it-1} + \gamma_3 CFO_{it-1} + v_{it} \quad (2)$$

$$(\text{評価式}) SizeAdjR_{it} = \beta_0 + \beta_1 (EBXI_{it} - \gamma_0 - \gamma_1^* SAcc_{it-1} - \gamma_2^* LAcc_{it-1} - \gamma_3^* CFO_{it-1}) + e_{it} \quad (3)$$

このモデルは、奥村(2003)に倣って(2)式を予測式、(3)式を評価式と呼ぶ。(2)式はt期の利益(EBXI)に対するt-1期の短期発生項目、長期発生項目(LAcc)、およびキャッシュフローの関係性を表しており、 γ_n ($n=1,2,3$)はそれぞれの持続性を表している。一方(3)式は、規模調整済みの収益率(SizeAdjR)に対する期待外利益の関係性を表しており、 γ_n^* ($n=1,2,3$)は市場が認識している持続性を表している。以上より、 $\gamma_n = \gamma_n^*$ ($n=1,2,3$)であれば市場は短期・長期発生項目やキャッシュフローの持続性を合理的に反映していることを意味し、逆に $\gamma_n \neq \gamma_n^*$ ($n=1,2,3$)であれば市場はそれぞれの持続性を合理的に反映しておらず、ミスプライシングが生じていることを意味する。

ただし、会計情報はMishkinテストで要求される仮定を満たしているとは言えず、モデルのmisspecificationが生じる可能性がある⁶。Kraft et al. (2003)で指摘されているように、会計情報は企業・年をプールして分析する場合が多いことがその大きな

原因として挙げられる。特に、奥村(2003)では分析期間によって市場の合理性が大きく異なることも報告されている。現状では Mishkin テストに代わる代替的な検証方法が存在しないことも考慮し、本研究では、Herrmann et al. (2001)に従って、上記モデルに対して合理性の制約を課さない($\gamma_n \neq \gamma_n^*$)システムを反復加重非線形最小二乗法 (iterative weighted non-linear least squares) で年度別クロスセクションに同時推定し、係数について Fama-McBeth 型の検定を行う。さらに、奥村(2003)における結果に鑑み、サンプルを 80 年代後半のバブル期(1985 年-1989 年)と、それ以外の非バブル期の 2 つの部分期間に分割して分析を行う。Sloan (1996)で用いられた方法⁷ではなく Fama-McBeth 型の検定を行うことで、モデルの misspecification による一部の影響を回避でき、結果に対する一定の信頼性が確保できると考えられる。

また、仮説Ⅱの検証のために、Sloan (1996)に従ってヘッジ・ポートフォリオ・テストを行う。はじめに、発生項目の大きさでサンプルを 10 分位し⁸、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・ポートフォリオを作成する。そして、ポートフォリオ作成時点から一年間にわたる規模調整済みのバイ・アンド・ホールド収益率が有意に正であるか否かを検証する。もし、ヘッジ・ポートフォリオの収益率が有意に正であるならば、発生項目の持続性に関するミスプライシングを利用して超過収益を獲得できることを意味し、市場の効率性に対する反証となる。

3.3 データ

本研究では、銀行・証券・保険業を除く東証第一部、第二部上場企業の個別財務諸表を対象に、1981 年度から 2003 年度までの 23 期のデータを使用した。発生項目の予測誤差の推定を企業別に行うため、このうち決算期の変更期や変則決算の期を除いて最低 13 期以上連続して財務データが得られる企業を抽出した。また、その期間中株価データを連続して利用できない企業はサンプルから除いている。その結果、1,301 社、21,518 企業・年がサンプルとして採用された。なお、以上の企業の財務データは日経「NEEDS-FinancialQUEST」、株価・指数データは、東洋経済「株価 CD-ROM2004」から収集し、株価データには権利落ち修正と配当修正を施した。

分析に用いた各変数の定義と算定方法は、以下の表 1 に示している。表 2、3 は分析に用いた変数の記述統計量、表 4 では変数間の相関係数を示している。表 2 における EBXI の標準偏差は CFO よりも小さい値を示しており、奥村(2003)でも指摘されているように、発生項目によって CFO の変動が緩和されていることが示唆される。また、表 3 において、バブル期と非バブル期では HQ よりも LQ の SizeAdjR が平均値、標準偏差ともに大きい値を示している。EBXI, Acc の大きさはそれほど変わらないことから、HQ に比べ LQ の方が発生項目の持続性を過大評価していることが示唆される。

利益の質と発生項目アノマリー

表 1 変数の定義

変数	定義
EBXI	特別損益控除前利益： 当期純利益－(特別利益－特別損失)
SAcc	短期発生項目： (Δ 流動資産－ Δ 現金等)－(Δ 流動負債－ Δ 短期負債 ¹⁾)
LAcc	長期発生項目： －(減価償却費＋長期性引当金の増加)
Acc	総発生項目： SAcc＋LAcc
CFO	営業キャッシュフロー： EBXI－Acc
SizeAdjR _i	決算発表月の翌月における年次株価収益率から、当該株式が属する時価総額に基づく10分位ポートフォリオの単純平均収益率を控除したもの

1. SAcc の計算の際、流動負債から一年以内返済の長期借入金、一年以内償還の社債・転換社債も控除している。
2. SizeAdjR_i 以外の各変数は、分散不均一性の緩和のため期首の総資産額でデフレートしている。
3. 外れ値の影響をコントロールするため、各変数の上位・下位 0.5% づつをカットオフして分析を行っている。

表 2 記述統計量 N=21,518

	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3
EBXI _{it}	0.039	0.047	0.013	0.032	0.059
CFO _{it}	0.069	0.075	0.029	0.064	0.104
Acc _{it}	-0.030	0.059	-0.057	-0.030	-0.003
SAcc _{it}	0.004	0.054	-0.018	0.003	0.024
LAcc _{it}	-0.034	0.027	-0.045	-0.030	-0.017
SizeAdjR _{it}	-0.007	0.342	-0.177	-0.044	0.103

表 3 記述統計量 (HQ・LQ, バブル期・非バブル期別)⁹

		バブル期 (1985-1989)					非バブル期 (1990-)				
		平均値	標準 偏差	Q1	中央値	Q3	平均値	標準 偏差	Q1	中央値	Q3
HQ	EBXI _{it}	0.053	0.042	0.024	0.044	0.074	0.037	0.035	0.014	0.029	0.052
	CFO _{it}	0.087	0.096	0.041	0.084	0.129	0.066	0.059	0.032	0.062	0.097
	Acc _{it}	-0.034	0.080	-0.062	-0.035	-0.007	-0.029	0.046	-0.051	-0.029	-0.007
	SAcc _{it}	0.003	0.075	-0.018	0.001	0.021	0.003	0.039	-0.014	0.002	0.020
	LAcc _{it}	-0.037	0.027	-0.052	-0.033	-0.015	-0.032	0.025	-0.043	-0.029	-0.015
	SizeAdjR _{it}	-0.005	0.424	-0.247	-0.080	0.139	-0.022	0.251	-0.154	-0.038	0.087
LQ	EBXI _{it}	0.051	0.067	0.017	0.044	0.080	0.031	0.048	0.008	0.026	0.054
	CFO _{it}	0.083	0.094	0.031	0.078	0.130	0.059	0.072	0.022	0.057	0.095
	Acc _{it}	-0.032	0.066	-0.065	-0.032	0.001	-0.028	0.059	-0.057	-0.029	0.000
	SAcc _{it}	0.007	0.061	-0.024	0.005	0.035	0.005	0.055	-0.020	0.004	0.029
	LAcc _{it}	-0.039	0.027	-0.049	-0.034	-0.021	-0.033	0.027	-0.044	-0.028	-0.017
	SizeAdjR _{it}	0.011	0.503	-0.265	-0.074	0.163	0.000	0.310	-0.154	-0.034	0.099

表 4 相関表

	EBXI _{it}	CFO _{it}	Acc _{it}	SAcc _{it}	LAcc _{it}	SizeAdjR _{it}
EBXI _{it}		0.619**	0.010	0.066**	-0.111**	0.048**
CFO _{it}	0.611**		-0.780**	-0.660**	-0.405**	0.065**
Acc _{it}	0.011	-0.724**		0.893**	0.426**	-0.044**
SAcc _{it}	0.092**	-0.544**	0.820**		-0.026**	-0.050**
LAcc _{it}	-0.152**	-0.429**	0.463**	-0.038**		0.003
SizeAdjR _{it}	0.075**	0.079**	-0.046**	-0.051**	-0.010**	

対角線より右上は Pearson の相関係数、対角線より左下は Spearman の相関係数

* p 値<0.05 ** p 値<0.01

4. 分析結果

以下の表5は、発生項目の予測誤差を推定する(1)式の推定結果である。係数はサンプル企業の平均、また括弧内はFama-MacBethのt値を表している。推定の結果、 α_1 と α_3 はともに有意に正の値、 α_2 は有意に負の値をとり、Dechow and Dichev (2002)で示されたモデルと整合的である。しかし、Dechow and Dichev (2002)の結果と比較すると、決定係数の平均が30%程度高いことが特徴的である。わが国における田澤(2004)の結果でも決定係数の平均は概ね同様の結果を示しており、米国に比べて発生項目の予測誤差が小さいことを表している。この傾向は、例えば金融商品に対する時価会計の導入時期の違いなど、会計基準の相違による部分などが反映されていると考えられる。

表5 (1)式の回帰結果

$$SAcc_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{it-1} + \alpha_2 CFO_{it} + \alpha_3 CFO_{it+1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

	α_0	α_1	α_2	α_3	Adj-R ²
平均	0.025**	0.189**	-0.675**	0.095**	0.682
Fama-MacBethのt値	(18.072)	(78.137)	(-201.608)	(57.230)	
Q1	0.007	0.078	-0.843	-0.003	0.552
中央値	0.022	0.183	-0.691	0.088	0.727
Q3	0.039	0.291	-0.511	0.194	0.874

* p値<0.05 ** p値<0.01

4.1 効率性テストの分析結果

以下の表6は(2)、(3)式の分析結果である。パネルAの全期間・全サンプルの結果は、短期発生項目の持続性と市場における認識との差異($\gamma_1^* - \gamma_1$)が0.339、長期発生項目について($\gamma_2^* - \gamma_2$)は0.317、キャッシュフローについて($\gamma_3^* - \gamma_3$)は0.271であり、全ての変数について市場がそれらの持続性を過大評価していることが確認できる。また、非効率性の程度については、各変数ともに1%水準で有意に合理性が棄却され、ミスプライシングが生じていることが確認できる。

利益の質が高いサブサンプル(HQ)では、パネルAの全期間・全サンプルの場合に比べて持続性と市場における認識との差異は縮小しているが($\gamma_1^* - \gamma_1 = 0.136$, $\gamma_2^* - \gamma_2 = 0.140$, $\gamma_3^* - \gamma_3 = 0.098$)、利益の質が低いサブサンプル(LQ)では差異が拡大している($\gamma_1^* - \gamma_1 = 0.582$, $\gamma_2^* - \gamma_2 = 0.516$, $\gamma_3^* - \gamma_3 = 0.485$)。そして、サブサンプル間の非効率性の程度についても、差異の大きさとFama-MacBethのt値により、LQの方がHQよりも大きいことが確認できる。

パネルBのバブル期では、過大評価の程度が全期間よりも拡大していることが確認できる。過大評価の程度は、全期間の場合と同様に全サンプル($\gamma_1^* - \gamma_1 = 0.830$, $\gamma_2^* - \gamma_2 = 0.542$, $\gamma_3^* - \gamma_3 = 0.665$)に比べ、HQ($\gamma_1^* - \gamma_1 = 0.426$, $\gamma_2^* - \gamma_2 = 0.292$, $\gamma_3^* - \gamma_3 = 0.333$)で小さく、LQ($\gamma_1^* - \gamma_1 = 1.346$, $\gamma_2^* - \gamma_2 = 0.862$, $\gamma_3^* - \gamma_3 = 1.127$)で大きい。しかし、短期発生項目とキャッシュフローに関する合理性は、HQでは1%水準で棄却されるがLQでは5%水準となっている。また、長期発生項目に関する合理性についても、HQでは1%水準で棄却されるが、LQでは棄却されない。表3で示したように、バブル期のSizeAdjRの標準偏差が大きいことが分析結果の標準誤差を増大さ

利益の質と発生項目アノマリー

せていると考えられる。従って、バブル期においてはサブサンプル間の市場の非効率性の程度の大小関係については明確な結論を下すことができない。

パネル C の非バブル期では、全期間よりも過大評価の程度が縮小していることが確認できる。過大評価の程度は、全期間の場合と同様に全サンプル($\gamma_1^* - \gamma_1 = 0.226$, $\gamma_2^* - \gamma_2 = 0.241$, $\gamma_3^* - \gamma_3 = 0.140$)に比べ, HQ($\gamma_1^* - \gamma_1 = 0.039$, $\gamma_2^* - \gamma_2 = 0.090$, $\gamma_3^* - \gamma_3 = 0.019$)で小さく, LQ($\gamma_1^* - \gamma_1 = 0.327$, $\gamma_2^* - \gamma_2 = 0.400$, $\gamma_3^* - \gamma_3 = 0.271$)で大きい。そして, 短期発生項目とキャッシュフローに関する合理性は, HQ では棄却されないが, LQ では 1%水準で棄却されている。また, 長期発生項目に関する合理性につい

表 6 (2), (3)式の推定結果

$$(\text{予測式}) \text{EBXI}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{SAcc}_{it-1} + \gamma_2 \text{LAcc}_{it-1} + \gamma_3 \text{CFO}_{it-1} + v_{it} \quad (2)$$

$$(\text{評価式}) \text{SizeAdjR}_{it} = \beta_0 + \beta_1 (\text{EBXI}_{it} - \gamma_0 - \gamma_1^* \text{SAcc}_{it-1} - \gamma_2^* \text{LAcc}_{it-1} - \gamma_3^* \text{CFO}_{it-1}) + e_{it} \quad (3)$$

		全サンプル		HQ		LQ	
パネル A: 全期間		推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
γ_1		0.759	0.022	0.848	0.026	0.708	0.034
γ_1^*		1.098	0.125	0.984	0.109	1.290	0.351
γ_2		0.788	0.034	0.848	0.036	0.756	0.059
γ_2^*		1.105	0.167	0.988	0.141	1.272	0.451
γ_3		0.808	0.017	0.869	0.018	0.767	0.026
γ_3^*		1.079	0.103	0.967	0.080	1.252	0.308
効率性テスト		$\gamma_1 = \gamma_1^*$		$\gamma_1 = \gamma_1^*$		$\gamma_1 = \gamma_1^*$	
Fama-MacBeth の t 値		12.107**		5.585**		7.404**	
効率性テスト		$\gamma_2 = \gamma_2^*$		$\gamma_2 = \gamma_2^*$		$\gamma_2 = \gamma_2^*$	
Fama-MacBeth の t 値		8.485**		4.453**		5.114**	
効率性テスト		$\gamma_3 = \gamma_3^*$		$\gamma_3 = \gamma_3^*$		$\gamma_3 = \gamma_3^*$	
Fama-MacBeth の t 値		11.793**		5.455**		7.033**	
パネル B: バブル期		推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
γ_1		0.721	0.025	0.850	0.029	0.650	0.038
γ_1^*		1.551	0.222	1.276	0.154	1.996	0.710
γ_2		0.764	0.040	0.839	0.041	0.756	0.068
γ_2^*		1.306	0.274	1.131	0.195	1.618	0.816
γ_3		0.781	0.018	0.866	0.020	0.727	0.029
γ_3^*		1.446	0.179	1.199	0.112	1.854	0.614
効率性テスト		$\gamma_1 = \gamma_1^*$		$\gamma_1 = \gamma_1^*$		$\gamma_1 = \gamma_1^*$	
Fama-MacBeth の t 値		8.366**		6.187**		4.242*	
効率性テスト		$\gamma_2 = \gamma_2^*$		$\gamma_2 = \gamma_2^*$		$\gamma_2 = \gamma_2^*$	
Fama-MacBeth の t 値		4.417*		5.796**		2.364	
効率性テスト		$\gamma_3 = \gamma_3^*$		$\gamma_3 = \gamma_3^*$		$\gamma_3 = \gamma_3^*$	
Fama-MacBeth の t 値		8.330**		6.624**		4.104*	
パネル C: 非バブル期		推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
γ_1		0.722	0.021	0.848	0.025	0.728	0.033
γ_1^*		0.948	0.093	0.887	0.094	1.055	0.232
γ_2		0.797	0.033	0.851	0.034	0.756	0.056
γ_2^*		1.038	0.131	0.941	0.123	1.156	0.329
γ_3		0.817	0.016	0.871	0.018	0.780	0.025
γ_3^*		0.957	0.078	0.890	0.069	1.051	0.206
効率性テスト		$\gamma_1 = \gamma_1^*$		$\gamma_1 = \gamma_1^*$		$\gamma_1 = \gamma_1^*$	
Fama-MacBeth の t 値		7.309**		1.623		5.459**	
効率性テスト		$\gamma_2 = \gamma_2^*$		$\gamma_2 = \gamma_2^*$		$\gamma_2 = \gamma_2^*$	
Fama-MacBeth の t 値		7.138**		2.831*		4.704**	
効率性テスト		$\gamma_3 = \gamma_3^*$		$\gamma_3 = \gamma_3^*$		$\gamma_3 = \gamma_3^*$	
Fama-MacBeth の t 値		6.995**		1.070		5.083**	

** p 値 < 0.01 * p 値 < 0.05

ても、HQ では 5%水準で棄却されるが、LQ では 1%水準である。従って、サブサンプル間の非効率性の程度に関しても、LQ の方が HQ よりも大きいことが確認できる。

以上より、本研究の仮説Ⅰ「発生項目の予測誤差が小さい(大きい)ほど、発生項目の持続性に関する市場のミスマプライシングの程度は小さい(大きい).」は、バブル期を除いては支持され、短期・長期発生項目だけでなく、キャッシュフローの持続性に関するミスマプライシングについても利益の質が関係していることが確認された。

4.2 ヘッジ・ポートフォリオ・テストの分析結果

以下の表 7 は、発生項目に基づくヘッジ・ポートフォリオ・テストの結果を示している。分析の結果、効率性テストの結果と一致し、全ての部分期間で全サンプル(全期間：4.0%，バブル期：9.7%，非バブル期：2.6%)と LQ(全期間：3.8%，バブル期：15.4%，非バブル期：3.0%)の収益率は有意に正であった。同様に、HQ についても効率性テストの結果と一致し、ヘッジ・ポートフォリオの収益率(全期間：2.3%，バブル期：3.9%，非バブル期：2.0%)は正だが有意ではなかった。

しかし、Sloan (1996)のように、ポートフォリオ収益率は発生項目の大きさに従って徐々に低下しておらず、Xie (2001)における結果と同様に、どのサブサンプルにおいても発生項目の大きさが高位のポートフォリオ収益率よりも中位の方が低い場合が見受けられる¹⁰。従って、発生項目の大きさに基づく各ポートフォリオ収益率の推移を考慮した場合、どのサブサンプルでも厳密な意味での発生項目アノマリーは観察できていないといえる。

以上より、効率性テストの結果と一致し、LQ ではヘッジ・ポートフォリオの収益率は有意に正であり、HQ では正だが有意ではないことが確認できたが、発生項目の大きさに応じたポートフォリオ収益率の変化は観察されなかった。従って、厳密な意味での発生項目アノマリーが観察されているとは言えず、本研究の仮説Ⅱ「発生項目の予測誤差が小さい(大きい)ほど、発生項目アノマリーの程度は小さい(大きい).」は限定的にしか支持されなかった。

5. 要約と今後の展望

本研究では、利益の質と Sloan (1996)で示された発生項目の持続性に関するミスマプライシング、およびミスマプライシングに起因する発生項目アノマリーとの関係の検証を行った。同様の研究を行った Ahmed et al. (2004)が利益マネジメントの程度を利益の質の尺度としたのに対し、本研究は Dechow and Dichev (2002)で提示された発生項目の予測誤差を利益の質の尺度とした。検証では発生項目の予測誤差の大きさをサンプルを2分位し、部分期間ごとに Herrmann et al. (2001)と Sloan (1996)に従って効率性テストとヘッジ・ポートフォリオ・テストを行った。分析の結果、本研究の仮説Ⅰはバブル期を除く期間で支持された。しかし、仮説Ⅱは仮説Ⅰの分析結果と整合的なヘッジ・ポートフォリオの収益率が得られたものの、厳密な意味で

利益の質と発生項目アノマリー

表 7 発生項目に基づくヘッジ・ポートフォリオ・テストの分析結果

ランキン グ	全期間			バブル期			非バブル期		
	全サン プル	HQ	LQ	全サン プル	HQ	LQ	全サン プル	HQ	LQ
最小	0.005	-0.001	0.006	0.001	0.015	0.018	0.004	-0.004	0.017
2	-0.011	-0.016	-0.002	-0.019	-0.016	-0.071**	-0.006	-0.022**	-0.001
3	-0.004	-0.023**	0.012	-0.001	-0.015	0.022	-0.013*	-0.027**	0.009
4	-0.008	-0.011	0.008	0.029	0.028	0.070**	-0.010	-0.014	-0.005
5	-0.019**	-0.035**	-0.014	-0.012	-0.039	0.002	-0.031**	-0.038**	-0.020*
6	-0.022**	-0.020*	-0.017*	0.033	0.047	0.014	-0.025**	-0.028**	-0.014
7	-0.017**	-0.021**	-0.010	-0.009	-0.018	-0.009	-0.021**	-0.029**	-0.023**
8	-0.022**	-0.035**	-0.017*	0.005	-0.033	-0.017	-0.023**	-0.026**	-0.015
9	-0.020**	-0.022**	-0.032**	-0.038*	0.006	-0.059*	-0.020**	-0.031**	-0.020*
最大	-0.036**	-0.025**	-0.033**	-0.096**	-0.025	-0.125*	-0.022**	-0.026**	-0.013
ヘッジ	0.040**	0.023	0.038**	0.097**	0.039	0.154**	0.026**	0.020	0.030*

** p<0.01 * p<0.05

の発生項目アノマリーが観察されなかったため、限定的にしか支持されなかった。

本研究の意義は、発生項目の持続性に関するミスプライシングに対し、発生項目の予測誤差が影響を与えることを示唆する一定の結果を得た点にある。投資家は、発生項目の予測誤差が小さければ利益や発生項目によって誤導されにくく、より効率的なプライシングが可能になる。逆に、発生項目の予測誤差が大きければ利益や発生項目によって誤導されやすく、効率的なプライシングを行うことが難しくなる。すなわち、プライシングの効率性に利益の質が関係していると解釈できる。この結果は、利益やその構成要素の価値関連性に発生項目の予測誤差の水準が関係することを示した、Francis et al. (2005)などの研究結果とも整合的である。本研究からは、従来から行われてきた価値関連性研究等の利益情報の有用性に関する研究と、Sloan (1996)に代表される市場の合理性に関する研究との間の密接な関係性が示唆される。

しかし、本研究にはまだ残された課題がある。第一には、短期発生項目のみに基づいて発生項目の予測誤差を推定するモデルの問題がある。本研究のサンプル期間では、長期発生項目の予測誤差の発生要因となる長期性引当金の増分は、推定した予測誤差の有用性を損なうほど大きい値を示していなかった。しかし、最近退職給付会計の導入に伴う退職給付引当金の積み増しなどによって、長期性引当金の計上額が増加してきている。従って、今後も Dechow and Dichev (2002)のフレームワークで発生項目の予測誤差を推定する際には、長期発生項目を含む全ての発生項目の予測誤差を捉えられるようなモデル拡張の検討が必要となるだろう。

第二には、会計情報に関する市場の合理性の検証に対して Mishkin テストを用いることによる misspecification の問題が挙げられる。本研究では、Mishkin テストに代わる代替的な検証方法が存在しない現状を考慮し、モデルの misspecification による一部の影響を回避して一定の信頼性を確保するために、Fama-McBeth 型の検定方法を用いた。しかし、分析結果のさらなる信頼性を確保するためにも、新たな分析モデルの構築を行うなどの対策が必要であると考えられる。

第三には、研究Ⅱにおいて正のヘッジ・ポートフォリオ収益率は得られたものの、厳密な意味での発生項目アノマリーが観察されなかったことが挙げられる。ポートフォリオ作成におけるリスク調整方法の検討および別の分析方法を用いるなど、分析上の工夫を行っていく必要があると考えられる。

謝辞

本研究は、2005年度日本管理会計学会全国大会（玉川大学）における自由論題報告に基づくものである。本研究に対して、レフェリーの先生方より大変有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。なお、本研究は日本学術振興会科学研究費補助金（若手研究(B)：課題番号17730289）による研究成果の一部である。

注

- 1 利益情報の有用性に関する研究は、Lev(1989)や石塚(2004)に詳しい。
- 2 合理的期待形成仮説のフレームワークやモデル展開の詳細については、Mishkin(1983)を参照されたい。
- 3 原文では、earnings management/ earnings quality hypothesis と表記されており、3つの仮説が提示されている。本研究では、二番目に提示された市場の合理性に関する仮説と、これに対する結果を扱っている。
- 4 Dechow and Dichev(2002)では、発生項目が持つキャッシュフローの配分情報としての役割に注目し、発生項目の予測誤差を推定するモデルの展開を行っている。Dechow and Dichev(2002)は、まず運転資本の変分という短期発生項目(SAcc)が、キャッシュフロー(CFO)と見越し計上の際に生じる実現値との間の予測誤差(ε)から構成されることを示した。次の式では、上付きの添え字は当該キャッシュフローが利益に認識される期間、下付きの添え字は当該キャッシュフローの収支が行われる期間を表している。

$$\begin{aligned} \text{SAcc}_t &= (\text{CFO}_{t+1}^t + \varepsilon_{t+1}^t) - (\text{CFO}_t^{t-1} + \varepsilon_t^{t-1}) - \text{CFO}_t^{t+1} + \text{CFO}_{t-1}^t \\ &= \text{CFO}_{t-1}^t - (\text{CFO}_t^{t+1} + \text{CFO}_t^{t-1}) + \text{CFO}_{t+1}^t + \varepsilon_{t+1}^t - \varepsilon_t^{t-1} \end{aligned}$$

そして、上記式から次のような実証可能な以下のモデルを導出している。

$$\text{SAcc}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{CFO}_{t-1} + \alpha_2 \text{CFO}_t + \alpha_3 \text{CFO}_{t+1} + \varepsilon_t$$

Dechow and Dichev(2002)は、このモデルの誤差項を発生項目の予測誤差とし、企業別にモデルを推定した際の誤差項の標準偏差を発生項目の質、利益の質の尺度として分析を行っている。

- 5 本研究のサンプルにおいて、各企業・年の総発生項目に占める各構成要素の割合の平均は、短期発生項目が22.97%、減価償却費が72.85%、長期性引当金の増分が4.19%であった。よって、発生項目の予測誤差の推定に当たって長期発生項目の影響を捨象しても、推定した予測誤差の一定の有用性は確保され则认为られる。
- 6 Mishkinテストは、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である。従って、合理的期待形成に用いられる情報もマクロデータを仮定しているので、会計数値を用いて分析を行う際にはモデルのmisspecificationが起こる可能性が指摘される。合理的期待仮説における他の仮定については、Maddala(1992)に詳しい。
- 7 Sloan(1996)では、これらのモデルに合理性の制約を課した場合($\gamma = \gamma^*$)と課さな

い場合($\gamma \neq \gamma^*$)の2通りで反復推定を行い、以下の式で表される尤度比統計量により市場の合理性の検定を行っている。また、この検定量は漸近的に $\chi^2(q)$ に従う。

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

ここで、 q ：制約の数

n ：サンプル数

SSR^c ：合理的制約を課した加重されたシステムの残差平方和

SSR^u ：合理的制約を課さない加重されたシステムの残差平方和

- 8 本研究では、短期発生項目に基づいて導出した利益の質の尺度によってサンプルをHQ・LQのサブサンプルに分割している。よって、長期発生項目の予測誤差がミスマイニングに与える影響は小さいと考えられるものの、分析の精緻化のために長期発生項目の影響を調整してヘッジ・ポートフォリオを作成している。本研究では、はじめに長期発生項目でサンプルを十分位した後に、さらにそれぞれのポートフォリオごとに発生項目で十分位することで、各十分位ポートフォリオ間の長期発生項目の水準を一定に保ち、影響の調整を行っている。Sloan (1996)が単純に発生項目の大きさに応じてポートフォリオを作成しているのに対し、本研究のヘッジ・ポートフォリオは長期発生項目の影響を調整している点で異なっている。
- 9 HQ・LQ、バブル期・非バブル期別のサンプル数は以下のとおりである。なお、HQ・LQの分類はサンプル企業ごとに推定した利益の質の尺度に依拠しているが、分析に採用した期間は企業ごとに異なるため、HQ・LQ間に企業・年の差異が生じている。

	バブル期 (1985-1989)	非バブル期 (1990-)	合計
HQ	2,732	8,018	10,750
LQ	3,068	7,700	10,768
合計	5,800	15,718	21,518

- 10 Sloan (1996)のヘッジ・ポートフォリオ・テストは、投資の際に考慮されるべきリスクが規模に関してしか調整がなされていない。このことに鑑み、奥村(2003)を参考に、時価総額、純資産簿価・時価比率を調整したヘッジ・ポートフォリオ・テストを実施したが、結果は同様であった。

参考文献

- Ahmed, A. S., B. K. Blings, and R. M. Morton. 2004. Extreme Accruals, Earnings Quality, and Investor Mispricing. Working Paper. Florida State University.
- Ball, R. J., and P. Brown. 1968. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research* 6(2):159-178.
- Dechow, P. M., and I. D. Dichev. 2002. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review* 77 Supplement:35-59.
- Fama, E., and J. McBeth. 1973. Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy* 81:607-636.

- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2005. The Market Pricing of Earnings Quality. *Journal of Accounting & Economics* 39(2): 295-327.
- 濱本道正. 2002. 「利益の質と企業価値評価」 JICPA ジャーナル 568:102-107.
- 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(9&10):1115- 1139.
- 石塚博司他. 1978. 「資本市場における会計情報の有効性<パイロット・テスト>--決算情報は投資家行動に対して影響力をもつか (実証研究・資本市場における財務情報<特集>)」 企業会計 30(13):1917-1924.
- 石塚博司. 2004. 「会計情報と市場の企業評価」 早稲田商学 400:295-316.
- Kirschenheiter, M. and N. Melumad. 2002. Earnings Quality and Smoothing. Working Paper. Graduate School of Business. Columbia University.
- Kraft, A., A. Leone, and C. Wasley. 2003. Investors Naively Overweight Accruals? An Examination of the Time-Series and Cross-Sectional Behavior of "Sloan's Accrual Anomaly". Working Paper. William E. Simon Graduate School of Business. University of Rochester.
- Lev, B. 1989. On the Usefulness of Earnings and Earnings Research: Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research. *Journal of Accounting Research* 27 Current Studies on The Information Content of Accounting Earnings:153-192.
- Maddala, G. S. 1992. *Introduction to Econometrics Second edition*. NJ: Prentice-Hall. (和合肇訳著. 1996. 『計量経済分析の方法』シーエーピー出版) .
- 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.
- 大日方隆. 2002. 「利益概念と情報価値(2)」 斎藤静樹編著 『会計基準の基礎概念』中央経済社.
- 奥村雅史. 2003. 「個別財務諸表情報と株価の関係:Mishkin テストによる研究」 早稲田商学 397: 141-158.
- Palepu, K.G., V.L. Bernard, and P.M. Healy. 2000. *Business Analysis & Valuation*. OH: South-Western College Publishing.
- Schipper, K., and L. Vincent. 2003. Earnings Quality. *Accounting Horizon*. 17 Supplement:97-110.
- Sloan, R. G. 1996. Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accrual and Cash Flows about Future Earnings?. *The Accounting Review* 71(3):289-315.
- Subramanyam, K. R. 1996. The Pricing of Discretionary Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 22:249-281.
- 田澤宗裕. 2004. 「発生項目の質とキャッシュ・フロー予測の分析」 現代ディスクロージャー研究 5: 11-22.
- Xie, H. 2001. The Mispricing of Abnormal Accruals. *The Accounting Review* 76(3):357-373.