

# 利益情報と合理的期待形成： 異常会計発生高の時系列特性と Mishkin テスト結果の頑健性\*

## *Rational Pricing of Earnings Information: Time-series Properties of Abnormal Accruals and Robustness of Mishkin Test Results*

久保田 敬 一(中央大学 教授)

*Keiichi Kubota, Chuo University*

竹 原 均(早稲田大学 教授)

*Hitoshi Takehara, Waseda University*

2011年11月27日受付；2012年4月12日改訂稿受付；2012年6月17日最終稿受付；

2012年6月23日論文受理

### 要 約

本研究では、異常会計発生高の推定方法が合理的期待形成に関するテストに与える影響について検証する。最初に正常会計発生高、異常会計発生高の時系列特性を分析し、異常会計発生高の持続性は、その推定方法の影響を強く受けることを明らかにする。続いて最適予測のために1階の(1変量)自己回帰モデル、ならびに1階ベクトル自己回帰モデルの2種類を使用し、Mishkin (1983)により提案された合理的価格形成テストを実施する。本研究では、Mishkinテストについて、プールされたサンプルを使用した場合と個別銘柄の時系列を使用した場合についてこれを実施し、データをプールした場合には、利益の構成要素の持続性が正確には把握されないことを明らかにする。最後に、将来の利益が1階のベクトル自己回帰モデルにより最適に予測されるとすれば、個別銘柄の時系列についてMishkinテストを適用した場合、東京証券取引所上場企業の約82%について、合理的期待形成を棄却することが出来ないことを示す。

### Summary

This paper investigates how alternative methods of estimating abnormal accruals affect the results of rational expectations tests. We first examine the time-series properties of normal accruals and abnormal accruals and find that the persistency of abnormal accruals depends on the choice of estimation methods to a large extent. As a next step, we conduct a test for rational pricing proposed by Mishkin (1983), in which we use both the first-order univariate model and the vector autoregressive model for optimal forecasting. We conduct firm specific estimations as well as pooled estimations, and demonstrate that the persistency of the components of earnings cannot be correctly measured whenever the researcher erroneously pools the accounting data. Finally, a firmspecific Mishkin test results under the assumption that future earnings are optimally forecasted by first-order vector autoregressive model are conducted to reveal that the rational expectations are not rejected for 82% of the sample of firms listed on Tokyo Stock Exchange.

---

\*連絡住所: 竹原 均 〒103-0027 東京都中央区日本橋1-4-1 日本橋1丁目ビル5階早稲田大学大学院ファイナンス研究科

## 1. 会計発生高の持続性と株式市場における価格形成

会計発生高 (accounting accruals) を利用した株式リターンへの予測可能性に関する先行研究は Sloan (1996) を端緒として多く、このような予測可能性は accruals anomaly、あるいは accruals effects と呼ばれている。Sloan (1996) は、本来はマクロ経済学の合理的期待形成仮説のテストを目的として提案された Mishkin (1983) のテスト方法を用いて、会計利益とその構成項目が合理的に株価形成に反映されるかについて分析した。その結果、営業キャッシュフローよりも会計発生高の持続性が低いにも関わらず、株式市場への参加者は会計発生高の持続性を高く評価しており、そのような持続性に関する誤った認識を原因として株価がミスマッチングされるとした。また Xie (2001) は、会計発生高を正常発生高 (normal accruals) と異常発生高 (abnormal accruals) へと分解し、Sloan (1996) と同様に Mishkin テストを適用することにより、利益の構成項目の中で異常会計発生高の持続性が最も低く、同時に持続性が最も過大に評価されており、Sloan (1996) の得た会計発生高の持続性が低いという結果は、異常会計発生高の低い持続性により説明されるとの結論を導いている。

このような会計数値の持続性に着目し、株式市場が会計利益とその構成項目に内包された情報を正しく株価形成に反映しないことを accruals effect の原因とする考え方、すなわちミスマッチング説は、Sloan (1996)、Xie (2001) 以降の実証研究でも支持されてきた。しかしながら Teets and Wasley (1996) は、pooled sample を使用した回帰分析が earnings response coefficients を過小評価することを示しているし、また Kraft, Leone and Wasley (2007) は Sloan (1996)、Xie

(2001) に共通した検証上の問題点として除外変数バイアス (omitted variable bias) を指摘している。したがって、ミスマッチングにより accruals effects が説明可能かについて、必ずしも結論は出ていない。

はたして会計発生高に内包される情報が株価に適切に反映され、日本の株式市場が情報効率的であるかという検証課題に対して、Kubota and Takehara (2011) は、会計利益の予測モデルとして、Chan, Jegadeesh and Sougiannis (2004) と同様に1階のベクトル自己回帰モデル (first order vector autoregressive model, VAR (1)) を導入し、Mishkin (1983) の合理的期待形成仮説のテスト方法を VAR (1) のもとで再構成することにより、会計発生高による株価の予測可能性の問題を再検討している。最適予測モデルとして VAR (1) を使用した場合の Mishkin テストの結果は、ミスマッチング仮説を支持するものではなく、Kubota and Takehara (2011) は株式市場における異常発生高の価格形成への合理的な反映は棄却しがたいと結論付けている。しかしながら Kubota and Takehara (2011) では、Kasznik (1999) による異常発生高の推定方法、すなわち一般にクロスセクション版の CFO 修正 Jones モデルと呼ばれる方法が使用されているのみである。そのため、はたして異常発生高の推定方法が Mishkin テストの結果に対してどの程度の影響を与えるのかは不明なままであり、この問題はこの分野の研究者にとって大きな関心事であると言える。

本研究では、(1) Jones モデル、(2) 修正 Jones モデル、(3) CFO Jones モデル、(4) CFO 修正 Jones モデルという4種類の代表的なモデルについて、クロスセクション回帰、時系列回帰の両方(2種類)で推定を行い、合計8種類の異なる異常発生高を使用して分析を行う。その結果を先に

述べておくと、異常発生高の推定方法は正常・異常発生高の持続性の測定結果には大きな差を生じさせるものの、その一方で Mishkin テストの結果（検定量、ならびに有意確率）に対して与える影響は限定的である。したがって会計情報の合理的な株価への反映が統計的には棄却されないとしても、市場参加者が情報内容をどのように解釈しているのかについて、会計利益の構成要素である会計発生高の持つ時系列特性を出発点として研究者は再考すべきであろう。

論文は以下のように構成される。まず次節では本研究で比較対象とする異常発生高の推定モデルと、推定モデル間で異常発生高にどの程度の差異が生じたのかを示す。続く3節では推定モデル間での持続性の違いと、定常性に関する Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992) のテスト結果を報告する。4節では Sloan (1996)、Mishkin (2001) における Mishkin テストと、Kubota and Takehara (2011) での VAR (1) を前提とした Mishkin テストについて、その概要について説明し、5節においては Mishkin テストの結果を提示する。最後に6節においては結論を述べるとともに、本研究で得た知見を出発点とする研究課題について言及する。

## 2. 異常会計発生高の推定方法

Xie (2001) は会計発生高を正常会計発生高と異常会計発生高へと分解し、その上で Mishkin テストを適用した結果から、異常発生高は会計利益の構成要素の中で最も持続性が低いものの、その一方で株価形成においては持続性が過大評価されており、accruals effects は市場参加者が異常発生高の持つ情報を正しく認識していないことに起因すると結論付けた。また Kubota and Takehara (2011) も Xie (2001) と同様な分析を日本市場

のデータを用いて実施し、pooling model を使用した場合には、ほぼ同じ結果が得られることを報告している<sup>1)</sup>。

しかしながら Xie (2001) が会計発生高の正常・異常発生高への分解に、DeFond and Jiambalvo (1994) と同様にクロスセクション回帰による Jones (1991) モデルを使用しているのに対して、Kubota and Takehara (2011) は Kasznik (1999) で提案されたクロスセクション回帰による CFO 修正 Jones モデルを使用しているため、両者の結果を単純に比較することは出来ない。また本来的に Jones モデルは個別銘柄のヒストリカルデータを用いた時系列回帰により推定されるべきであり、クロスセクション回帰の使用は十分なデータ数が確保できない場合の次善の対応策である。

これらの観点から本研究では、(1) Jones モデル、(2) 修正 Jones モデル、(3) CFO Jones モデル、(4) CFO 修正 Jones モデルという4種類の代表的なモデルについて、クロスセクション回帰、時系列回帰の両方で推定を行った。そして合計8種類の異なる推定方法のもとの異常発生高を比較する。

ここで、 $\Delta REV_{j,t}$  を営業収益増分、 $\Delta REC_{j,t}$  を売掛債権増分、 $PPE_{j,t}$  を償却対象固定資産額、 $\Delta CFO_{j,t}$  を営業キャッシュフロー増分とすれば、Jones モデル、修正 Jones モデル、CFO Jones モデル、CFO 修正 Jones モデルは、それぞれ以下の回帰モデル (1)、(2)、(3)、(4) に対応付けられる。

$$ACC_{j,t} = c_{j,0} + c_{j,1}\Delta REV_{j,t} + c_{j,2}PPE_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (1)$$

$$ACC_{j,t} = c_{j,0} + c_{j,1}(\Delta REV_{j,t} - \Delta REV_{j,t}) + c_{j,2}PPE_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (2)$$

$$ACC_{j,t} = c_{j,0} + c_{j,1}\Delta REV_{j,t} + c_{j,2}PPE_{j,t} + c_{j,3}\Delta CFO_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (3)$$

$$ACC_{j,t} = c_{j,0} + c_{j,1}(\Delta REV_{j,t} - \Delta REV_{j,t}^*) + c_{j,2}PPE_{j,t} + c_{j,3}\Delta CFO_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (4)$$

ここで異常発生高は回帰モデルにおける残差項 ( $\varepsilon_{j,t}$ ) として定義されるため、(モデルのフィットド・バリューである) 正常発生高と異常発生高の相関係数は最小 2 乗推定量の持つ性質よりゼロとなる。

被説明変数である会計発生高 (ACC) については、貸借対照表、損益計算書より利用可能な情報から、須田・首藤 (2004) に従って、以下のように定義した。

$$\begin{aligned} \text{会計発生高} &= (\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金預金}) \\ &\quad - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{資金調達項目}) \\ &\quad - (\Delta \text{貸倒引当金} + \Delta \text{長期引当金} \\ &\quad + \text{減価償却費}) \end{aligned}$$

次に特別利益・損失調整前利益 (Earnings Before Extraordinary Items, EBEI) を

$$\text{特別利益・損失調整前利益}$$

$$= \text{当期利益} - \text{特別利益} + \text{特別損失}$$

として定義し、最後に営業キャッシュフロー (CFO) を

$$\text{営業キャッシュフロー}$$

$$= \text{特別利益・損失調整前利益} - \text{会計発生高}$$

により与える。

本研究では、分析対象を東京証券取引所第一部・二部上場企業のうち、金融業を除く 3 月末決算企業とした。分析期間は 1978 年～2009 年である。財務諸表関係のデータは日経 NEEDS データベースから、月次株式リターンについては日経ポートフォリオマスター付属データベースから取得している。

またクロスセクション回帰により異常発生高を計測する場合には、東証 33 業種分類から金融業 (銀行、証券、保険) を除外した 30 業種を 24 業種に集約し、再定義された 24 業種ごとに各会計年度

で 10 社以上のサンプルが存在する場合に回帰分析を実施した<sup>2)</sup>。また説明変数、被説明変数ともに前期末総資産によりデフレートすることにより、企業規模の差を調整している<sup>3)</sup>。また時系列回帰により測定する場合には、測定する時点で過去 10 年間以上サンプルが存在する企業を対象とした。

推定にクロスセクション回帰を使用した場合の異常会計発生高推定対象サンプル数は 35,002 firm-years である。時系列回帰の場合を推定に使用した場合の分析対象企業数は 1,737 社、サンプル数は 34,125 firm-years である。

表 1 は特別利益・損失調整前利益 (EBEI)、営業キャッシュフロー (CFO)、会計発生高 (ACC)、そして 8 種類の方法により計算された正常発生高 (NAC)、異常発生高 (ABNAC) について、1978～2009 年の測定結果全サンプルから、平均、標準偏差、第 1 四分位、中央値、第 3 四分位を求めた結果である。

最小 2 乗推定量の性質から回帰残差である異常発生高の平均値はゼロとなるが、同時にすべての測定方法においてメディアンもほぼゼロであり、第 1、第 3 四分位の絶対値がほぼ等しいことと合わせて異常発生高に極端な分布の歪みはないものと思われる。

次に表 2 は正常発生高 (NAC)、異常発生高 (ABNAC) と利益 (EBEI)、キャッシュフロー (CFO)、会計発生高 (ACC) との間の相関係数をまとめたものである。しかし全ての異常発生高の測定方法について、EBEI と NAC、ABNAC の相関がそれほど強くない (0.016～0.158) のに対して、NAC、ABNAC と CFO、ACC は強い相関を持つ。これは ACC が NAC と ABNAC へと分解されていること、ACC と CFO に非常に強い負の相関が存在することを合わせて考えると、当然のこととも思われるが、さらに注意しなければな

表1 正常・異常会計発生高の分布の比較

		Mean	S.D.	1st Qu.	Median	3rd Qu.
	EBEI	0.022	0.036	0.008	0.020	0.037
	CFO	0.050	0.124	0.014	0.050	0.087
	ACC	-0.027	0.123	-0.061	-0.029	0.003
業種別クロスセクション回帰分析による推定						
Model		Mean	S.D.	1st Qu.	Median	3rd Qu.
Jones	NAC	-0.027	0.102	-0.046	-0.028	-0.010
	ABNAC	0.000	0.068	-0.029	0.000	0.028
修正 Jones	NAC	-0.027	0.087	-0.046	-0.028	-0.010
	ABNAC	0.000	0.087	-0.029	-0.001	0.028
CFO Jones	NAC	-0.027	0.115	-0.056	-0.029	-0.002
	ABNAC	0.000	0.045	-0.022	0.000	0.021
CFO 修正 Jones	NAC	-0.027	0.113	-0.055	-0.029	-0.002
	ABNAC	0.000	0.050	-0.022	0.000	0.021
個別銘柄時系列回帰分析による推定						
Model		Mean	S.D.	1st Qu.	Median	3rd Qu.
Jones	NAC	-0.024	0.114	-0.043	-0.025	-0.009
	ABNAC	-0.002	0.137	-0.027	0.000	0.027
修正 Jones	NAC	-0.025	0.085	-0.043	-0.025	-0.008
	ABNAC	0.000	0.084	-0.027	0.000	0.027
CFO Jones	NAC	-0.026	0.139	-0.055	-0.027	0.001
	ABNAC	0.000	0.087	-0.019	0.000	0.019
CFO 修正 Jones	NAC	-0.026	0.097	-0.054	-0.027	0.001
	ABNAC	0.000	0.064	-0.020	0.000	0.019

EBEI：特別利益・損失調整前利益、CFO：営業キャッシュフロー、ACC：会計発生高、NAC：正常会計発生高、ABNAC：異常会計発生高。Mean, S.D., 1st Qu., Median, 3rd Qu. は、それぞれ平均、標準偏差、第1四分位、中央値、第3四分位を示す。

らないのは、測定方法の違いが相関係数に大きな違いを生じさせている点である。

ここでもっとも重要なのは、クロスセクション回帰の場合には、CFO Jonesモデル、CFO 修正 Jonesモデルにおいて、Kubota and Takehara (2011) が注目した変数 ABNAC と CFO、ACC との相関がそれ以外のモデルよりも弱まる点にある。(3)、(4) 式からわかるように、説明変数に  $\Delta$ CFO が含まれるため、営業キャッシュフロー増分と異常会計発生高の相関係数はゼロである。この CFO の変化 ( $\Delta$ CFO) と ABNAC とが無相関であるという性質から、差分を取る前の CFO 総額と ABNAC の相関が弱まり、逆に CFO と NAC の相関が強まることとなる。一方、同じ傾向は時系列回帰を使用した場合にも見られるが、ただし CFO Jonesモデルでは ABNAC と CFO、

ACC の相関が極端に弱まるのに対して、CFO 修正 Jonesモデルの場合には、それほど大きな変化は生じていない。ここに、両者の方法の差異が確認された。

表3は8種類の測定方法のもとの異常発生高間の相関係数行列である。表3においては、左下三角行列にピアソン相関、右上三角行列にスピアマン順位相関が示されている。この表から測定方法の違いにより、ABNACの性質が大きく異なっていることが明らかである。たとえばピアソン相関で見ると、クロスセクションの Jones、修正 Jonesでの ABNAC間の相関は0.884、CFO Jonesと CFO 修正 Jonesの相関は0.941であり、類似性の高い測定結果となっている。一方、時系列回帰の場合には、ピアソン相関は Jonesと修正 Jonesで0.691、CFO Jonesと CFO 修正 Jonesでは0.567

表2 正常・異常会計発生高と利益・キャッシュフロー・会計発生高間相関係数

業種別クロスセクション回帰による推定							
Model		$\rho(\cdot, \text{EBEI})$	$p\text{-value}$	$\rho(\cdot, \text{CFO})$	$p\text{-value}$	$\rho(\cdot, \text{ACC})$	$p\text{-value}$
Jones	NAC	0.117	0.000	-0.796	0.000	0.832	0.000
	ABNAC	0.067	0.000	-0.533	0.000	0.554	0.000
修正 Jones	NAC	0.090	0.000	-0.679	0.000	0.707	0.000
	ABNAC	0.100	0.000	-0.676	0.000	0.707	0.000
CFO Jones	NAC	0.091	0.000	-0.901	0.000	0.930	0.000
	ABNAC	0.136	0.000	-0.327	0.000	0.368	0.000
CFO 修正 Jones	NAC	0.078	0.000	-0.890	0.000	0.915	0.000
	ABNAC	0.158	0.000	-0.357	0.000	0.404	0.000
個別銘柄時系列回帰による推定							
Model		$\rho(\cdot, \text{EBEI})$	$p\text{-value}$	$\rho(\cdot, \text{CFO})$	$p\text{-value}$	$\rho(\cdot, \text{ACC})$	$p\text{-value}$
Jones	NAC	0.016	0.003	-0.325	0.000	0.330	0.000
	ABNAC	0.108	0.000	-0.581	0.000	0.613	0.000
修正 Jones	NAC	0.091	0.000	-0.708	0.000	0.736	0.000
	ABNAC	0.108	0.000	-0.678	0.000	0.710	0.000
CFO Jones	NAC	0.081	0.000	-0.754	0.000	0.779	0.000
	ABNAC	0.062	0.000	-0.135	0.000	0.153	0.000
CFO 修正 Jones	NAC	0.078	0.000	-0.823	0.000	0.847	0.000
	ABNAC	0.144	0.000	-0.582	0.000	0.624	0.000

変数の定義は表1と同一。 $\rho(\cdot, \cdot)$  は相関係数、 $p\text{-value}$  は対応する有意確率。

表3 異なるモデルにより推定された異常会計発生高間の相関係数行列

	業種別クロスセクション回帰				個別銘柄時系列回帰				
	Jones	修正 Jones	CFO Jones	CFO 修正 Jones	Jones	修正 Jones	CFO Jones	CFO 修正 Jones	
業種別クロスセクション回帰	Joens		0.971	0.662	0.647	0.726	0.718	0.462	0.461
	修正 Jones	0.884		0.646	0.667	0.718	0.720	0.456	0.464
	CFO Jones	0.663	0.615		0.974	0.427	0.427	0.653	0.650
	CFO 修正 Jones	0.571	0.572	0.941		0.424	0.433	0.645	0.651
個別銘柄時系列回帰	Jones	0.356	0.452	0.242	0.261		0.965	0.639	0.625
	修正 Jones	0.573	0.614	0.342	0.353	0.691		0.617	0.648
	CFO Jones	0.308	0.217	0.321	0.299	0.161	0.145		0.967
	CFO 修正 Jones	0.400	0.491	0.467	0.485	0.596	0.757	0.567	

左下三角行列にピアソン相関、右上三角行列にスピアマン順位相関を示している。

と若干低い、スピアマン順位相関では0.965、0.967と1に近い値となっている。ただし、同じクロスセクション回帰内、時系列回帰内でも、(Jones、修正 Jones) と (CFO Jones、CFO 修正 Jones) 間では、相関はそれほど高くない。さらには同一の測定モデルを使用しても、クロスセクション回帰の場合と時系列回帰の場合とでは相関は0.321~0.614とそれほど高くない。測定モデル、および方法が異なることにより、異常発生高の持つ他変数との関係が大きく異なることが、表2、

および表3から確認された。

### 3. 異常発生高測定モデル間での持続性の比較

Kormendi and Lipe (1987)、Lipe (1990) は、会計利益の時系列特性に着目し、複数の仮定の下で、会計利益が1階の自己回帰モデルにより最適に予測される場合、自己相関が高いほど予想外の利益変化が株価に与える影響が大きいことを示し

ている。一方、Schipper and Vincent (2003)は、利益の質 (earnings quality) の一指標として持続性 (persistence) を挙げ、利益がランダムウォークに従う、すなわち 1 階の自己相関が 1 であるときに持続性が高く、よって利益の質が高いと主張しているが、本研究では、前者の基準、すなわち自己相関の有意な高さにより持続性の判定を行う<sup>4)</sup>。

前節で確認したように、異なる推定方法により計算された異常会計発生高間で相関係数は必ずしも高くはない。それでは異常発生高の測定方法は、持続性の評価結果にどのような影響を与え得るのであろうか。この問いに答えるために、また同時に次節以降で実施する Mishkin テストに先立つ予備的検証作業として、本節では個別銘柄ごとに 1 階の自己相関係数を測定する。また前述のように Schipper and Vincent (2003) は利益がランダムウォークに従う場合に持続性と利益の質が高いとしているものの、よく知られているように、自己回帰モデルに代表される時系列モデルの標準的な推定方法が妥当のものであるためには、原系列が定常過程に従うことが必要である<sup>5)</sup>。その意味では、利益とその構成要素が定常性を満たすかどうかについても我々は確認しておかなければならない。本研究では帰無仮説を原系列の定常性として、その検定方法として Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992) のテストを導入した<sup>6)</sup>。(以降では彼らのテストを KPSS テストと呼ぶ。)

表 4 に 1 階の自己相関係数の分布と、KPSS テストにより各系列の定常性が棄却された企業の比率 (単位%) を示す。ここでパネル A が利益、営業キャッシュフロー、会計発生高について、続くパネル B が業種別クロスセクション回帰により推定を行った場合の正常・異常会計発生高について、最後にパネル C が個別銘柄別に時系列回帰により正常・異常発生高を測定した場合の結果であ

る。

パネル A より、利益 (EBEI) の 1 階の自己相関のメディアンが 0.449、平均が 0.417 と大きな値となっており、持続性が高いことが示された。同時に定常性が棄却される企業の比率が 39.87% と高く、利益の原系列に対して時系列モデルを推定することには若干の問題が有ることがわかる。一方で、営業キャッシュフロー (CFO) と会計発生高 (ACC) の 1 階の自己相関は平均、メディアンともにゼロに近く、90 パーセンタイルであっても 0.332、0.282 であることから、早く平均へと回帰する性質を持っていることが明らかである。

次にパネル B より、(Jones モデル、修正 Jones モデル) と (CFO Jones モデル、CFO 修正 Jones モデル) 間で、持続性の尺度である 1 階の自己相関係数の分布は、まったくと言って良いほど異なっていることがわかる。Jones モデル、修正 Jones モデルでは正常発生高の自己相関は多くの企業について正の値となっているのに対して、異常発生高はメディアンが -0.08 程度であり、半数以上の企業で自己相関係数が負の値をとっている。したがって正常発生高と比較して異常発生高の方がより持続性が低く、平均回帰的であることになる。これに対して CFO Jones モデル、CFO 修正 Jones モデルでは、自己相関は一転して異常会計発生高において高く、正常発生高の自己相関は多くの場合に負の値となっている。つまり異常発生高の方が相対的には持続性が高いことになる。

KPSS テストにより定常性が棄却される企業の比率を一番下の行に示しているが、Jones モデルと修正 Jones モデルでは正常発生高について定常性の棄却される比率が約 25% と高い。対照的に CFO Jones モデルと CFO 修正 Jones モデルでは異常発生高について定常性が棄却される比率が約 13% と若干高い。以上より、たとえ業種別にクロ

スセクション回帰を使用したとしても、異常発生高の測定モデルにより、正常発生高、異常発生高の持つ持続性は大きく異なることが明らかとなった。

業種別クロスセクション分析により推定を行った場合（パネルB）について我々が得た観察事実は、パネルCの時系列回帰により異常発生高を測定した場合についてもほぼ同様である。ただしJonesモデル、修正Jonesモデルを使用した場合に正常発生高の定常性が棄却される比率は40%を超えており、時系列モデルを適用する上での潜在的な問題は、こちらの場合により深刻であると考えられる。

こうしたモデル間での違いは、説明変数に営業

キャッシュフロー増分が含まれているかどうかによって説明されるものと我々は考える。2節で既に議論したように、営業キャッシュフロー増分（ $\Delta CFO$ ）が説明変数に含まれる場合に、最小2乗推定量の持つ統計的性質より、キャッシュフロー増分と異常発生高の同時点での相関はゼロになるため、そのことが正常・異常発生高の持続性に大きな影響を与える。明確な理由も解釈の無いままに、キャッシュフロー増分（ $\Delta CFO$ ）が説明変数に付加され、それによる自由度修正決定係数の上昇、あるいは結果として得られる異常発生高を利用した投資戦略の有効性が重視されてきたのがこれまでの経緯であろうが、ここで得られた結果からすれば、会計数値の持続性の測定、そして

表4 自己相関係数の分布と定常性棄却率

パネル A. 特別利益・損失調整前利益、営業キャッシュフロー、会計発生高の自己相関係数の分布

		EBEI	CFO	ACC
1階の自己相関係数の分布	10%ile	0.051	-0.310	-0.363
	1st Qu.	0.242	-0.169	-0.212
	Median	0.449	-0.001	-0.052
	Mean	0.417	0.004	-0.046
	3rd Qu.	0.619	0.183	0.114
	90%ile	0.735	0.332	0.282
$H_0$ (定常性) 棄却率		39.873	17.440	11.322

パネル B. 業種別クロスセクション回帰モデルを使用した場合

		Jones		修正 Jones		CFO Jones		CFO 修正 Jones	
		NAC	ABNAC	NAC	ABNAC	NAC	ABNAC	NAC	ABNAC
1階の自己相関係数の分布	10%ile	-0.168	-0.376	-0.185	-0.362	-0.522	-0.024	-0.526	-0.009
	1st Qu.	0.002	-0.247	-0.020	-0.239	-0.402	0.115	-0.399	0.121
	Median	0.195	-0.084	0.182	-0.081	-0.264	0.264	-0.263	0.263
	Mean	0.180	-0.084	0.170	-0.078	-0.237	0.253	-0.238	0.257
	3rd Qu.	0.381	0.073	0.376	0.076	-0.100	0.405	-0.094	0.409
	90%ile	0.498	0.218	0.498	0.216	0.074	0.513	0.075	0.521
$H_0$ (定常性) 棄却率		25.809	6.048	25.316	5.977	10.127	13.010	9.212	12.729

パネル C. 個別銘柄時系列回帰モデルを使用した場合

		Jones		修正 Jones		CFO Jones		CFO 修正 Jones	
		NAC	ABNAC	NAC	ABNAC	NAC	ABNAC	NAC	ABNAC
1階の自己相関係数の分布	10%ile	-0.036	-0.397	-0.120	-0.379	-0.590	-0.016	-0.599	-0.011
	1st Qu.	0.148	-0.270	0.086	-0.251	-0.484	0.125	-0.498	0.132
	Median	0.379	-0.110	0.331	-0.096	-0.334	0.271	-0.352	0.280
	Mean	0.357	-0.108	0.316	-0.090	-0.301	0.253	-0.315	0.260
	3rd Qu.	0.580	0.044	0.561	0.069	-0.160	0.394	-0.174	0.406
	90%ile	0.733	0.184	0.727	0.214	0.047	0.504	0.014	0.510
$H_0$ (定常性) 棄却率		43.390	2.743	40.295	3.868	11.674	5.837	10.549	7.736



accruals effectsの背後に存在するであろう構造の解明のためには、キャッシュフローの増加（減少）が現時点と将来の経営者の利益調整行動に与えるであろう影響の分析、また経営者の反応関数の識別について、さらに慎重に検討すべきであろう。

#### 4. 合理的期待形成の検証方法

Fama (1991) が述べているように、情報の取得に要するコストと取引コストを考慮した場合、株価の予測可能性は市場効率性成立のための必要十分条件ではない。具体例としては、異常発生高を利用する投資戦略から年3%の超過リターンが獲得可能であると期待されたとしても、その投資戦略の実現に年4%のコストを必要とするならば、予測可能であっても依然として市場は効率的である。しかし本研究では、Fama (1970) と同様に情報取得コストと取引コストがゼロである市場を前提として、以降で市場効率性を議論することにする。したがって以降のMishkin (1983) テストは、正確には情報・取引コストの無い資本市場を仮定して予測可能性を検証していることになる。

今、投資家の第  $t$  期末の情報集合を  $F_t$ 、第  $j$  証券の  $t$  期でのリターンを  $r_{j,t}$ 、ベンチマークとなるアセットプライシングのもとでの均衡リターンを  $r_{j,t}^*$  とする。証券リターンが予測可能でないとは、第  $t-1$  期末に入手可能な情報集合  $F_{t-1}$  のもとでのアブノーマル・リターンの条件付期待値がゼロ（フェア・ゲーム、Fama, 1970）であることなので、よって

$$E(r_{j,t} - r_{j,t}^* | F_{t-1}) = 0 \quad (5)$$

が成立するときには予測不可能、かつ市場は効率的と判断される。ここでベクトル  $Y_t$  を証券リターンと関連性を持つ (relevant) な変数とすれば、Mishkin (1983, p.11) で示されるように、条件(5)

と整合的なモデルは

$$r_{j,t} - r_{j,t}^* = \beta_j^t (Y_t - Y_t^*) + \varepsilon_{j,t} \quad (6)$$

である。（ここで  $Y_t^*$  は  $t-1$  期末時点での  $Y_t$  の最適予測値、 $\beta_j^t$  はベクトル  $\beta_j$  の転置を表わす。）ここで  $Y_t$  として特別利益・損失調整前利益 (EBEI) を仮定し、かつ1階の自己回帰モデル

$$EBEI_{j,t} = \gamma_{j,0} + \gamma_{j,1} EBEI_{j,t-1} + v_{j,t} \quad (7)$$

により EBEI の最適予測が可能であるとする。したがって、(6)、(7) 式より予測方程式、評価方程式から成る以下の方程式系 (8) を得る。

$$\begin{aligned} EBEI_{j,t} &= \gamma_{j,0} + \gamma_{j,1} EBEI_{j,t-1} + v_{j,t} \\ r_{j,t} - r_{j,t-1}^* &= \beta_j (EBEI_{j,t} - r_{j,0}^* - r_{j,1}^* EBEI_{j,t-1}) + \varepsilon_{j,t} \end{aligned} \quad (8)$$

さらに会計上の恒等式として、

$$\begin{aligned} EBEI_{j,t} &= CFO_{j,t} + ACC_{j,t} \\ &= CFO_{j,t} + NAC_{j,t} + ABNAC_{j,t} \end{aligned} \quad (9)$$

が成立するため、(8)、(9) 式より、Sloan (1996) における分析対象モデル

$$\begin{aligned} EBEI_{j,t} &= \gamma_{j,0} + \gamma_{j,1} CFO_{j,t-1} + \gamma_{j,2} ACC_{j,t-1} + v_{j,t}, \\ r_{j,t} - r_{j,t}^* &= \beta_j (EBEI_{j,t} - r_{j,0}^* - \gamma_{j,1}^* CFO_{j,t-1} - r_{j,2}^* ACC_{j,t-1}) + \varepsilon_{j,t} \end{aligned} \quad (10)$$

および Xie (2001) での分析対象モデル

$$\begin{aligned} EBEI_{j,t} &= \gamma_{j,0} + \gamma_{j,1} CFO_{j,t-1} + \gamma_{j,2} NAC_{j,t-1} \\ &\quad + \gamma_{j,3} ABNAC_{j,t-1} + v_{j,t}, \\ r_{j,t} - r_{j,t}^* &= \beta_j (EBEI_{j,t} - r_{j,0}^* - \gamma_{j,1}^* CFO_{j,t-1} - r_{j,2}^* NAC_{j,t-1} - r_{j,3}^* ABNAC_{j,t-1}) \\ &\quad + \varepsilon_{j,t} \end{aligned} \quad (11)$$

を得る。

Sloan (1996)、Xie (2001) が証券リターンと関連性を持つ変数として1変量時系列 EBEI を用いたのに対して、Kubota and Takehara (2011) は、 $CFO$ 、 $NAC$ 、 $ABNAC$  が3変量時系列  $X_{j,t}$  を構成するものと仮定し、 $X_{j,t}$  に対する最適予測モデルとして1階の自己回帰モデル (first order vector autoregressive model, VAR (1)) を導入

した<sup>7)</sup>。この時の (7) 式に対応する予測方程式は以下の (12) 式で与えられる。

$$X_{j,t} = \begin{pmatrix} CFO_{j,t} \\ NAC_{j,t} \\ ABNAC_{j,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_{j,01} \\ \gamma_{j,02} \\ \gamma_{j,03} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{j,11} & \gamma_{j,12} & \gamma_{j,13} \\ \gamma_{j,21} & \gamma_{j,22} & \gamma_{j,23} \\ \gamma_{j,31} & \gamma_{j,32} & \gamma_{j,33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} CFO_{j,t-1} \\ NAC_{j,t-1} \\ ABNAC_{j,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{j,1t} \\ v_{j,2t} \\ v_{j,3t} \end{pmatrix} = \Gamma_{j,0} + \Gamma_j X_{j,t-1} + v_{j,t} \quad (12)$$

したがってモデル (10)、(11) に対応する評価対象モデルは、Kubota and Takehara (2011) では

$$X_{j,t} = \Gamma_{j,0} + \Gamma_j X_{j,t-1} + v_{j,t} \quad (13)$$

$$r_{j,t} - r_{j,t}^* = \beta_j^t (X_{j,t} - \Gamma_{j,0}^* - \Gamma_j X_{j,t-1}) + \varepsilon_{j,t}$$

となる。

効率的市場においては、予測方程式と評価方程式内の対応するパラメータが等しくなければならない。したがって帰無仮説は

Sloan (1996)

$$H_0 : r_{j,0} = r_{j,0}^*, r_{j,1} = r_{j,1}^*, r_{j,2} = r_{j,2}^*$$

Xie (2001)

$$H_0 : r_{j,0} = r_{j,0}^*, r_{j,1} = r_{j,1}^*, r_{j,2} = r_{j,2}^*, r_{j,3} = r_{j,3}^*$$

Kubota and Takehara (2011)

$$H_0 : \Gamma_{j,0} = \Gamma_{j,0}^*, \Gamma_j = \Gamma_j^*$$

である。観測数を  $N$ 、無制約の場合 (Unconstrained) の評価方程式の残差 2 乗和 (Sum of Squared Residuals) を  $SSR^U$ 、帰無仮説の等式条件を制約条件とした場合 (Constrained) の評価方程式残差 2 乗和を  $SSR^C$  とするとき、いずれの場合にも検定量は尤度比

$$2N \cdot \ln(SSR^C / SSR^U) \quad (14)$$

で与えられ (Mishkin 1983, p. 20)、帰無仮説での制約対象となるパラメータ数を  $q$  ( $=3, 4$  or  $12$ ) として、その漸近分布は自由度  $q$  のカイ 2 乗分布 ( $\chi^2(q)$ ) に従う。

## 5. 合理的期待形成テストの結果

それでは異常発生高の測定方法の違いは、Mishkin テストの結果にどのような影響を与えるのであろうか。前節で説明した Mishkin (1983) の方法を発展させた会計数値に関する情報効率性のテストは、個別銘柄の時系列データに関して適用されるべきものであり、Sloan (1996)、Xie (2001) で実施されたような pooled sample を用いた推定は不適切である。Pooled sample を使用した分析においては、サンプル数は大幅に増加するものの、その一方でモデル内のパラメータの企業間での不均一性、および会計情報の時系列について系列相関を無視していることになる。つまり、モデル (11) 内において、earnings response coefficient  $\beta_j$ 、および数値の持続性の判断材料となる  $\gamma_j, j = 0, \dots, 3$  は銘柄ごとに異なる値を取らなければならないのに対して、pooled sample では全銘柄に共通したパラメータの値を 1 種類だけ求めることになる。Teets and Wasley (1996) は、このような pooled sample を使用した場合の推定バイアスの問題を指摘しており、同様に著者らも pooled sample を用いた分析は基本的には支持しない。しかしながら、Sloan (1996)、Xie (2001) による米国市場での結果との直接的な比較という観点からは、pooled sample を使用した分析も必要、かつ会計研究者にとって有益であると考え、本節では最初に Xie (2001) との比較となるモデル (11) を pooled sample を使用して推定した結果を表 5 に示し、続いて同じく pooled sample を使用した推定を行うものの予測方程式として VAR (1) を想定したモデル (12) についての結果を表 6 に示す。

表 5 パネル A, B においてもっとも重要な結果は、8 種類の異常発生高の測定方法の全てについて、pooled sample のもとでは市場効率性が棄却

される点である。すなわち pooled sample での結果が信頼できるのであれば、異常発生高の測定方法に関係なく、株式市場は会計利益とその構成項目の持つ情報を正しくは認識できておらず、株価はミsprayシングされていると判断されることになる。

次に推定されたパラメータについて見てみよう。Xie (2001) ではクロスセクション回帰での Jones モデルが、Kubota and Takehara (2011) ではクロスセクション回帰での CFO 修正 Jones モデルが異常発生高の測定に使用されたが、ここでの検証結果により、どちらのモデルを使用した

としても日本市場での結果に大きな差はないことが明らかとなった。パラメータは予測方程式では修正 Jones モデルを除いて異常発生高に対応する  $\gamma_3$  が最も小さく、逆に評価方程式では例外なく  $\gamma_3^*$  が最も大きいため、異常発生高の持続性が最も低いものの、株式市場は異常発生高の持続性を過大評価していることになる。この結果については、Xie (2001) が米国市場において得た結果とほぼ同一である。

次に表 5 パネル B に結果が示された時系列回帰により異常発生高を推定した場合についてであるが、ここで興味深いのは、クロスセクション回帰

表 5 Pooled Sample, AR(1)の仮定の下での Mishkin テスト結果

パネル A. 業種別クロスセクション回帰				
推定モデル	Jones		修正 Jones	
	Forecast	Valuation	Forecast	Valuation
CFO	0.701	0.773	0.701	0.772
NAC	0.676	0.750	0.672	0.744
ABNAC	0.695	0.789	0.690	0.776
検定量	Likelihood Ratio	<i>p</i> -value	Likelihood Ratio	<i>p</i> -value
	362.739	0.000	362.340	0.000
推定モデル	CFO Jones		CFO 修正 Jones	
	Forecast	Valuation	Forecast	Valuation
CFO	0.702	0.763	0.702	0.761
NAC	0.683	0.739	0.683	0.734
ABNAC	0.672	0.834	0.675	0.824
検定量	Likelihood Ratio	<i>p</i> -value	Likelihood Ratio	<i>p</i> -value
	376.649	0.000	376.427	0.000
パネル B. 個別銘柄時系列回帰				
推定モデル	Jones		修正 Jones	
	Forecast	Valuation	Forecast	Valuation
CFO	0.517	0.516	0.517	0.521
NAC	0.499	0.492	0.493	0.548
ABNAC	0.496	0.503	0.499	0.464
検定量	Likelihood Ratio	<i>p</i> -value	Likelihood Ratio	<i>p</i> -value
	342.183	0.000	352.182	0.000
推定モデル	CFO Jones		CFO 修正 Jones	
	Forecast	Valuation	Forecast	Valuation
CFO	0.517	0.518	0.516	0.517
NAC	0.496	0.504	0.490	0.505
ABNAC	0.497	0.487	0.506	0.495
検定量	Likelihood Ratio	<i>p</i> -value	Likelihood Ratio	<i>p</i> -value
	342.162	0.000	341.799	0.000

モデル (11) における forecasting equation, valuation equation 内のパラメータ推定値、および尤度比検定量と対応する有意確率 (*p*-value)。

の場合と傾向が異なり、予測方程式と評価方程式の間で推定されたパラメータがそれほど大きな差は観察されず、同時に営業キャッシュフロー、正常発生高、異常発生高の三者間でも  $\gamma_j, j=0, \dots, 3$  の差が小さいことである。

ただし我々は pooled sample を用いて Mishkin テストを実施することは基本的に誤りであると考えているので、パラメータ推定値についてこれ以上の議論は行わない。表4において既に確認したように、正常発生高の1階の自己相関の90パーセントイルがクロスセクション回帰時には Jones モデル、修正 Jones モデルともに0.498であったのに対して、表5 パネルAの予測方程式における正常発生高の係数  $\gamma_2$  の推定値0.676 (Jonesモデル)、0.701 (修正 Jones モデル) は持続性の評価結果としては高すぎる。同様に営業キャッシュフローの自己相関はゼロに近く、早く平均へと回帰する性質を持っていたにも関わらず、 $\gamma_1$  の推定値は0.7とゼロからはかけ離れており、これは利益(EBEI)の1階の自己相関の平均値0.417よりもはるかに高い。これらの観察結果から、pooled sample を使用した推定結果をもとにして、会計利益とその構成項目の持続性、および合理的期待形成に関する議論を行うことの危険性は明らかであろう。

なお参考のため、pooled sample を使用して Kubota and Takehara (2011) が検証している VAR (1) を前提としたモデル (13) について Mishkin テストを実施した場合の結果について、尤度比と対応する有意確率のみを表6に示す。表

6より予測方程式としてVAR (1) を使用したとしても、pooled sample を使用する限りにおいては帰無仮説である合理的期待形成はやはり棄却される。

次に個別銘柄の時系列データを使用して銘柄ごとに Mishkin テストを適用した場合の結果を示す。最初に予測方程式として Sloan (1996)、Xie (2001) と同様に AR (1) を想定したモデル (11) について、個別企業ごとの検定量 (尤度比) に対応する有意確率の分布を図1、および図2に示し、予測方程式としてVAR (1) を想定した場合の有意確率の分布を図3、図4に示す。図1、図3が業種別クロスセクション回帰により異常発生高を推定した場合、図2、図4が個別銘柄別時系列回帰により異常発生高を推定した場合である。

まず図1、2に示された8枚のグラフが非常によく似たものであることから明らかなように、pooled sample を使用せず個別銘柄ごとに予測方程式をAR (1) として Mishkin テストを適用したとしても、異常発生高の測定方法は Mishkin テストの結果に対して大きな影響を与えてはいない。同様に図3、4からわかるように、有意確率の分布は予測方程式がVAR (1) の場合についても、異常発生高推定モデルの影響はほとんど受けていない。

ただし予測方程式としてAR (1) とVAR (1) のいずれを用いるかにより実証結果が大きく異なることには我々も注意を払わねばならない。表7に有意確率が0.05 (5%) を下回り、帰無仮説で

表6 Pooled Sample, VAR(1)の仮定の下でのMishkinテスト結果

	業種別クロスセクション回帰		個別銘柄時系列回帰	
	Likelihood Ratio	p-value	Likelihood Ratio	p-value
Jones	301.281	0.000	265.562	0.000
修正 Jones	310.693	0.000	275.616	0.000
CFO Jones	316.188	0.000	274.086	0.000
CFO 修正 Jones	316.147	0.000	262.798	0.000

図1 有意確率の分布（クロスセクション回帰・AR(1)）

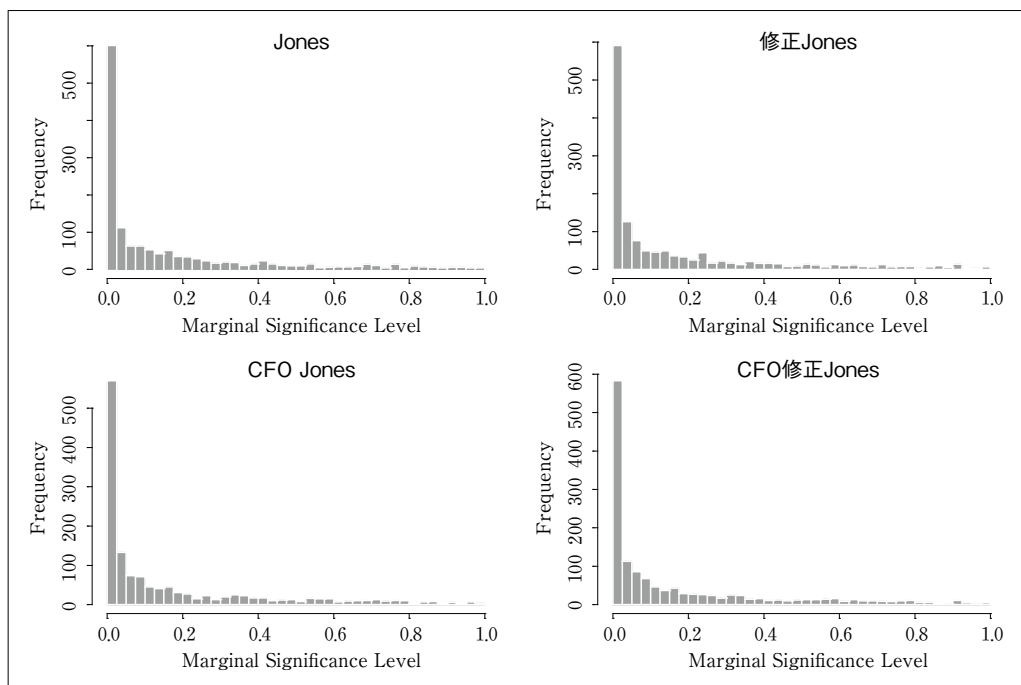


図2 有意確率の分布（時系列回帰・AR(1)）

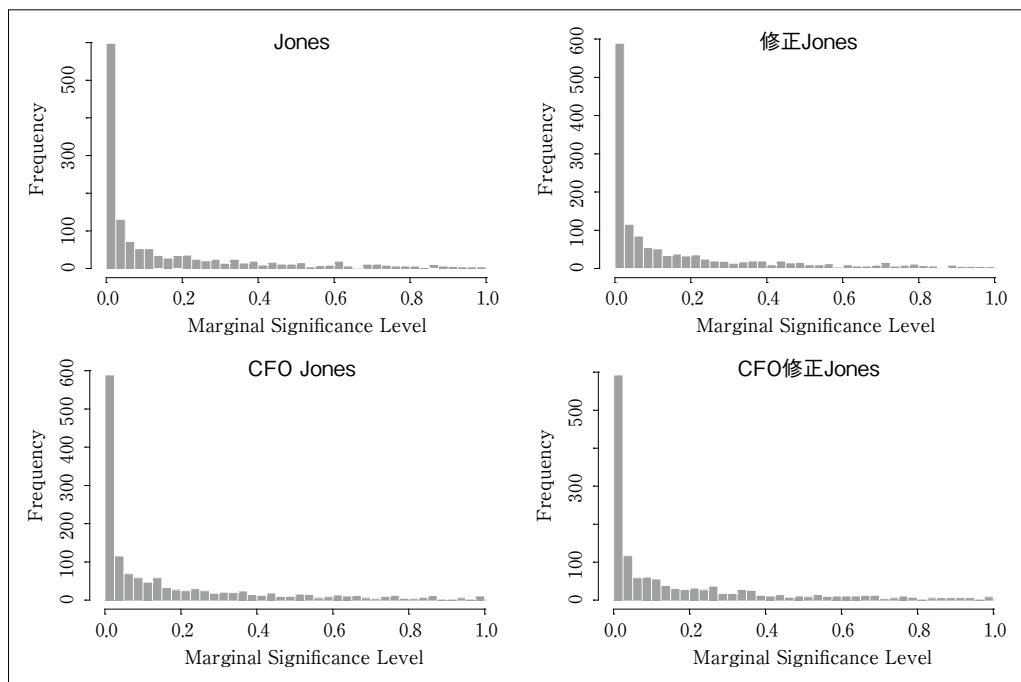


図3 有意確率の分布（クロスセクション回帰・VAR(1)）

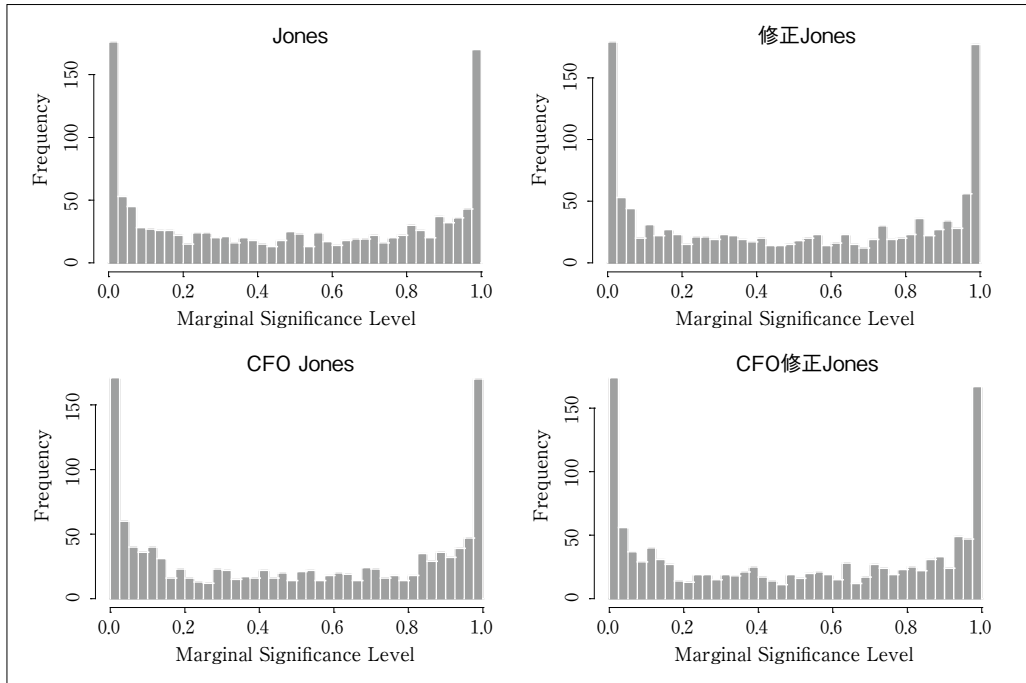


図4 有意確率の分布（時系列回帰・VAR(1)）

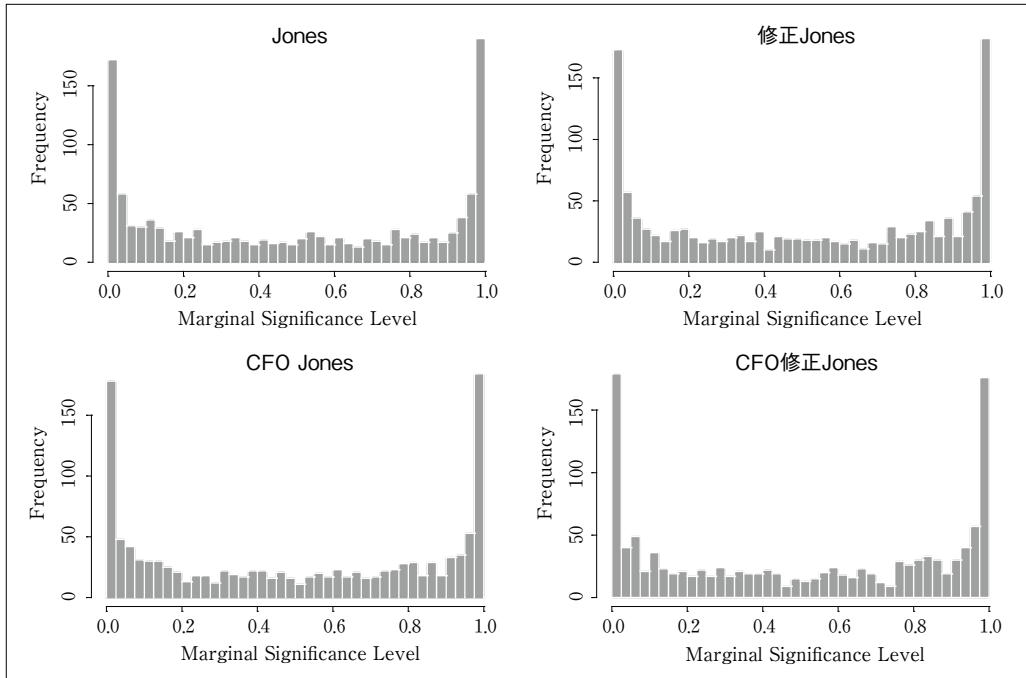


表7 Mishkin テストを個別銘柄の時系列に適用した場合の検定量の分布

パネル A. 予測方程式として AR (1) を使用した場合

	業種別クロスセクション回帰				個別銘柄時系列回帰			
	1st Qu.	Median	3rd Qu.	棄却率	1st Qu.	Median	3rd Qu.	棄却率
Jones	5.689	9.600	15.761	50.965	5.565	9.823	15.959	52.109
修正 Jones	5.552	9.674	15.478	51.251	5.534	9.567	15.932	50.393
CFO Jones	5.435	9.508	15.721	50.250	5.466	9.549	15.359	50.393
CFO 修正 Jones	5.457	9.440	15.674	49.750	5.309	9.644	15.621	50.751

パネル B. 予測方程式として VAR (1) を使用した場合

	業種別クロスセクション回帰				個別銘柄時系列回帰			
	1st Qu.	Median	3rd Qu.	棄却率	1st Qu.	Median	3rd Qu.	棄却率
Jones	6.684	11.386	18.270	18.276	6.310	11.321	18.034	18.474
修正 Jones	6.574	11.211	18.119	18.545	6.514	11.119	17.896	18.489
CFO Jones	6.573	11.281	18.484	18.450	6.528	11.206	18.094	18.051
CFO 修正 Jones	6.670	11.131	18.162	18.298	6.572	10.872	18.112	17.548

ある合理的期待形成が棄却される企業の比率を示す。この表より予測方程式が AR (1) の場合に帰無仮説が棄却される企業の比率が 49.8% ~ 52.1% である。一方で予測方程式が VAR (1) の場合には同比率は 17.6% ~ 18.5% であり、つまり 80% 以上の企業について利益情報の合理的期待形成は棄却されないことになる。

## 6. 結論と将来の課題

本研究では、異常会計発生高の測定のための代表的なモデル群、具体的には Jones モデル、修正 Jones モデル、CFO Jones モデル、CFO 修正 Jones モデルの 4 種類のモデルについて、クロスセクション回帰、時系列回帰の両方で推定を行い、合計 8 種類の異なる異常発生高を計算した。それらを用いて、異常発生高の測定方法が市場効率性と、会計数値としての持続性の検証結果にどのような影響を及ぼすのかについて検証した。

実証分析の結果から、Mishkin テストにおいて pooled sample を使用するか、あるいは個別銘柄の時系列データを使用するかに関わりなく、異常発生高の推定方法はテスト結果に対してはほとん

ど影響を与えないことが明らかとなった。Pooled sample の場合には、例外なく合理的期待形成は棄却され、ある種のミスマイニングにより、accruals effect が説明されるという結論に至る。一方で、最適予測モデルとして VAR (1) を想定し、個別企業ごとに Mishkin テストを実施した場合には、すべての推定方法に共通して、80% 強の企業について合理的期待形成仮説は棄却されなかった。

合理的期待形成テストとは対照的に、異常発生高の測定方法の違いは、会計数値としての持続性の測定結果には大きな影響を生じさせた。測定のための回帰モデルの説明変数として、営業キャッシュフロー増分が含まれるかどうかによって依存して、持続性の一尺度である 1 階の自己相関係数の分布には大きな変化が生ずることを、本研究は明らかにした。

したがって、会計発生高に含まれる情報についての合理的期待形成が棄却されないとしても、市場参加者がその情報内容をどのように解釈しているのかについては、未だ解明されてはいないことになる。Xie (2001) と同じ設定での Mishkin テストにおいて観察された利益の構成項目の持続性

(表5、パネルA)が、表4での自己相関としての持続性の測定結果と全くと言って良いほど整合的でない事実は、多くの先行研究における pooled sample を用いた分析手法の妥当性と、そこで得られた結果に基づくこれまでの推論に関して疑念を抱かせる。このため会計利益と、その構成項目である営業キャッシュフロー、会計発生高の持つ時系列特性の検証を起点として、利益調整行動についてさらなる研究が進展することが望まれる。

《注》

- 1) ただし Xie (2001) では評価方程式には含まれない切片項が含まれており、厳密な意味では合理的期待形成のテストとはなっていない。この点については、Sloan (1996) の (11) 式と Xie (2001) の (3) 式を比較されたい。
- 2) 具体的には(水産・農林業、鉱業)、(石油・石炭製品、ゴム製品)を集約した他に、証券コード協議会の大分類「運輸・情報通信業」に属する5業種(陸運業、海運業、空運業、倉庫・運輸関連業、情報・通信業)を1業種として扱っている。
- 3) ただし定数項については前期末総資産で除してはいない。これは総資産逆数が説明変数に付加されることにより、企業規模と利益の質の一指標である異常会計発生高が無相関となる状況は避けるべきであると考えられている。
- 4) 会計利益の持続性と自己相関係数との関係については Kormendi and Lipe (1987) において明らかにされた。同論文では 'earnings innovation' が株価に与える影響が大きいほど、利益の持続性はより高いと定義されている。この定義に従うならば、利益がホワイトノイズ(つまり自己相関係数が0)でない限り、earnings innovationが株価に対して与える影響もゼロではない。したがって Schipper and Vincent (2003, p.99) における "a mean reverting process has no persistence" との(おそらくは誤った)主張はわれわれの場合には適用されず、本研究において1階の自己相関係数を持続性の連続的な尺度と考えることに問題はない。
- 5) 時系列の定常性と Mishkin テストの関連について配慮しながら、より慎重な分析が実施されるべきとの指摘を匿名の査読者よりいただいたことに著者らは感謝する。このため論文の改訂に際しては、帰無仮説を定常性としてテスト方法を KPSS テストに変更している。
- 6) KPSS テストは、データ解析言語 R の contribution package 'tseries' に含まれる関数 kps.test を使用して実施した。
- 7) VAR (1) を最適予測モデルとして選択した理由は、会計利益の時系列については、年次データであることからサンプル数を大きくとることが不可能であり、必然的に次数(ラグ)が低くパラメータ数が小さなモデルしか候補にならない

いたためである。ただし、最大次数3として、AIC、SC (Schwartz criterion) 等を用いて最適モデルを決定した結果、SCのもとでは VAR (1) が最も多くの企業について選択された。

《参考文献》

- Chan, K., Jegadeesh, N., Sougiannis, T., 2004. The accrual effect on future earnings. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 22, 97-121.
- Dechow, P., Sloan, R., Sweeney, A., 1995. Detecting earnings management. *Accounting Review* 70, 193-225.
- DeFond, M., Jiambalvo, J. 1994. Debt covenant violation and manipulation of accruals: Accounting choices in troubled companies. *Journal of Accounting and Economics* 17, 145-176.
- Fama, E., 1970. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance* 25 (2), 383-417.
- Fama, E., 1991. Efficient capital markets: II. *Journal of Finance* 46 (5), 1575-1617.
- Fama, E., French, K., 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Francis J., Smith, M., 2005. A reexamination of the persistence of accruals and cash flows. *Journal of Accounting Research* 43, 413-451.
- Jones, J., 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29, 193-228.
- Kasznik, R., 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37, 57-81.
- Kormendi, R., Lipe R., 1987. Earnings innovations, earnings persistence, and stock returns. *Journal of Business* 60, 323-345.
- Kraft, A., Leone, A., Wasley, C., 2007. Regression-based tests of the market pricing of accounting numbers: The Mishkintest and ordinary least squares. *Journal of Accounting Research* 45, 1081-1114.
- Kubota, K., Suda, K., Takehara, H., 2010. Dissemination of accruals information, role of semi-annual reporting, and analysts' earnings forecasts: Evidence from Japan. *Journal of International Financial Management and Accounting* 21, 120-160.
- Kubota, K., Takehara, H., 2011. Market efficiency, role of earnings information, and stock returns: A vector autoregressive model approach. *The Japanese Accounting Review* 1, 17-37.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., Shin, Y., 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic



- time series have a unit root? *Journal of Econometrics* 54, 159-178.
- Lipe R., 1990. The relation between stock returns and accounting earnings given alternative information. *The Accounting Review* 65, 49-71.
- Mishkin, F., 1983. *A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics: Testing Policy Ineffectiveness and Efficient-Markets Model*. University of Chicago Press, Chicago.
- 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.
- Schipper, K., Vincent, L., 2003. Earnings quality. *Accounting Horizons: Supplement* 17, 97-110.
- Sloan, R., 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review* 71, 289-318.
- 須田一幸, 首藤昭信, 2004. 経営者の利益予想と裁量的会計行動. 須田一幸編著『ディスクロージャーの戦略と効果』森山書店, 211-229.
- Teets, W., Wasley, C., 1996. Estimating earnings response coefficients: Pooled versus firm-specific models. *Journal of Accounting and Economics* 21, 279-295.
- Xie, H., 2001. The mispricing of abnormal accruals. *The Accounting Review* 76, 357-373.