



山口 朋 泰  
中央大学商学部・教授  
千葉県出身  
東北大学大学院経済学研究科博士課程後期修了

#### キーワード

利益ベンチマーク, 利益マネジメント, 実体的  
裁量行動, パフォーマンス・マッチング

## 利益ベンチマークの達成と実体的裁量行動

—— パフォーマンス・マッチングの手法で補正した尺度を用いた追試 ——

山口 朋 泰

る会計的裁量行動 (accounting discretionary behavior) と事業活動の操作を通じて利益を調整する実体的裁量行動 (real discretionary behavior) に大別できる (岡部 1994; 山口 2021)。これまでの研究では、経営者が利益ベンチマーク達成のために会計的裁量行動 (Payne and Robb 2000; Beatty et al. 2002; Abarbanell and Lehavy 2003; Beaver et al. 2003; 首藤 2010) や実体的裁量行動 (Roychowdhury 2006; Cohen et al. 2010; Gunny 2010; Zang 2012; 山口 2021) を実施したことが明らかにされている。

このうち、山口 (2021) は日本企業を対象に、損失回避、減益回避、経営者予想利益達成のために、一時的な値引販売を通じた売上操作、研究開発費や広告宣伝費などの裁量的支出の削減、売上原価の低減を図る過剰生産が実施された証拠を提示している。そこでは、米国企業を対象に分析を行った Roychowdhury (2006) に依拠して営業キャッシュ・フロー、裁量的費用、製造原価の各モデルを推定し、それらの異常水準を実体的裁量行動の代理変数として使用している。この実体的裁量行動の測定方法は広く利用されており、先行研究との比較可能性を高めるといふ利点がある。Roychowdhury (2006) は当該手法を用いてメインの分析を実施するとともに、Kothari et al. (2005) で提唱されたパフォーマンス・マッチング (performance matching) の手法で補正した実体的裁量行動の尺度を利用して追加的検証を実施し、分析結果の頑健性を確認している。

### 1. はじめに

財務諸表の数値の中でも「利益」は企業の業績を集約的に反映するため、企業及び経営者を評価する際に最も重視される指標の一つとなっており、経営者に経済的な影響を与える (山口 2021)。特に、利益ゼロ、前期利益、予想利益といった利益ベンチマークを達成できなかった場合に、経営者報酬の低下、経営者の解任、株価下落など、経営者にとって不利な帰結をもたらすことが知られている (Matsunaga and Park 2001; Skinner and Sloan 2002; 乙政 2004; 乙政他 2014)。そのため、経営者には利益ベンチマーク達成のために利益を調整するインセンティブがある (須田他 2007; 首藤 2010; 山口 2021)。

経営者が一般に公正妥当と認められた会計原則 (Generally Accepted Accounting Principles: GAAP) の枠内で利益を調整する行動は利益マネジメント (earnings management) と呼ばれ、その手段は会計上の操作を通じて利益を調整す

Kothari et al. (2005) は、会計的裁量行動の代理変数である裁量的会計発生高 (discretionary accruals) について、パフォーマンス・マッチングの手法で業績の影響をコントロールすることを推奨している。具体的には、ジョーンズ・モデル (Jones 1991) や修正ジョーンズ・モデル (Dechow et al. 1995) を推定して計算された各企業一年の裁量的会計発生高からマッチング企業一年 (同産業・同年度に属する企業群の中で ROA が最も近い企業一年) の裁量的会計発生高を控除するという手法である。Dechow et al. (1995) では ROA が極端に高い (低い) 企業の裁量的会計発生高は利益マネジメントの動機がない状況であっても正 (負) になる傾向があると指摘されているが、こうした裁量的会計発生高の推計に伴う定式化 (specification) の問題を緩和するためには ROA を推定モデルに含めるよりも ROA でマッチングする方が業績の影響をコントロールする方法として優れていることを Kothari et al. (2005) は実証している<sup>(1)</sup>。

本研究の目的は、Kothari et al. (2005) によるパフォーマンス・マッチングの手法で補正した実体的裁量行動の尺度を用いて山口 (2021) を再検証し、その分析結果の頑健性を確認することである。Cohen et al. (2020) によれば、パフォーマンス・マッチングの手法で補正した実体的裁量行動の尺度は定式化の誤りを完全に回避できるわけではないが、Roychowdhury (2006) のモデルの推定を通じて算出された実体的裁量行動の尺度よりも第一種の過誤 (Type I error) を犯す確率が総じて低いという<sup>(2)</sup>。そのため、支配的なアプローチがない現状では両方の尺度を利用することが望ましいとしている。したがって、パフォーマンス・マッチングの手法を用いて山口 (2021) の分析結果の頑健性を確認することは重要である。

次節以降の構成は次の通りである。第 2 節ではリサーチ・デザインについて説明する。第 3

節では分析結果を示し、第 4 節では結論と今後の課題について述べる。

## 2. リサーチ・デザイン

### 2.1 サンプルとデータ

本研究では、パフォーマンス・マッチングの手法を用いていない研究と比較するために、山口 (2021, 第 3 章) と完全に同じサンプルを使用する。具体的には、2000 年から 2013 年までの期間で、以下の要件を満たす企業一年である<sup>(3)</sup>。

- (1) 日本の証券取引所に上場しているか、店頭市場に登録している。
- (2) 銀行業、証券業、保険業に属していない。
- (3) 決算日が 3 月 31 日である。
- (4) 決算月数が 12 カ月である。
- (5) 日本の会計基準を採用している。
- (6) 債務超過ではない<sup>(4)</sup>。
- (7) 同産業・同年度の中に 15 企業一年以上の観測値がある<sup>(5)</sup>。
- (8) 分析に必要なデータが、使用するデータ・ベースから入手できる。

財務データ、株価データ、業績予想データはいずれも『NEEDS-FinancialQUEST』(日経メディアマーケティング) から入手した。財務データは連結財務諸表の値を使用し、産業分類は日経業種分類の中分類を利用する。分析対象とする利益は当期純利益とし、予想利益は決算日以前で最後に公表された経営者の業績予想値を用いた<sup>(6)</sup>。要件を満たすサンプルは 26,035 企業一年である。

### 2.2 実体的裁量行動の測定

山口 (2021) と同様、Roychowdhury (2006) が分析した売上操作、裁量的支出の削減、過剰生産という 3 タイプの利益増加型の実体的裁量行動に焦点を当てる。売上操作や過剰生産は異

常に低い営業キャッシュ・フローや異常に高い製造原価を導き、裁量的支出の削減は異常に低い裁量的費用を導くと考えられる。そのため、Roychowdhury (2006) に依拠して、Dechow et al. (1998) のモデルを基礎とした以下の (1) 営業キャッシュ・フロー、(2) 裁量的費用、(3) 製造原価の各モデルを推定し、それらの異常水準を推計する (山口 2021)。

$$CFO_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 (1/A_{i,t-1}) + \beta_1 (S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_2 (\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$DE_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 (1/A_{i,t-1}) + \beta_1 (S_{i,t-1}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$PD_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 (1/A_{i,t-1}) + \beta_1 (S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_2 (\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1}) + \beta_3 (\Delta S_{i,t-1}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

ここで、

$CFO$  = 営業活動によるキャッシュ・フロー

$DE$  = 裁量的費用 (研究開発費 + 広告宣伝費 + 拡販費・その他販売費 + 役員報酬・賞与 + 人件費・福利厚生費)

$PD$  = 製造原価 (売上原価 + 期末棚卸資産 - 期首棚卸資産)

$A$  = 期末総資産

$S$  = 売上高

$\Delta S$  = 売上高の変化額

$i$  = 企業

$t$  = 年

$\varepsilon$  = 誤差項

具体的には、まず式(1)から式(3)の係数を同産業・同年度に属する企業群ごとに最小二乗法で推定し、得られた係数を用いて各企業-年の予測値を算定し、これを正常な事業活動による値とする。次に、各企業-年の実際値から予測値を控除することで、事業活動の異常な部分を推計する。この異常な部分をそれぞれ異常営業キャッシュ・フロー、異常裁量的費用、異常製

造原価と呼ぶ。そして、異常営業キャッシュ・フローと異常裁量的費用の値に -1 を乗算したものをそれぞれ  $abCFO$  と  $abDE$  とし、異常製造原価の値を  $abPD$  とする。Roychowdhury (2006) のメインの分析や山口 (2021) では、これらを実体的裁量行動の代理変数として使用し、 $abCFO$  や  $abPD$  が高いほど売上操作や過剰生産を実施したとみなし、 $abDE$  が高いほど裁量的支出を削減した証拠として解釈していた。

本研究では Roychowdhury (2006) の追加的検証に依拠して、上記のように推計された各企業-年の  $abCFO$ 、 $abDE$ 、 $abPD$  の値を Kothari et al. (2005) が提唱したパフォーマンス・マッチングの手法を用いて補正する。具体的には、各企業-年について、同産業・同年度に属する企業群の中で ROA (当期純利益 ÷ 期末総資産) が最も近い観測値をマッチング企業-年として特定する。そして、各企業-年の実体的裁量行動の尺度 ( $abCFO$ 、 $abDE$ 、 $abPD$ ) から、マッチング企業-年の当該尺度を控除して、パフォーマンス・マッチングの手法で補正した実体的裁量行動の尺度 ( $PM\_abCFO$ 、 $PM\_abDE$ 、 $PM\_abPD$ ) とする<sup>(7)</sup>。本研究では、 $PM\_abCFO$  や  $PM\_abPD$  が高いほど売上操作や過剰生産を実施したとみなし、 $PM\_abDE$  が高いほど裁量的支出を削減した証拠として解釈する。なお、Kothari et al. (2005) は前期 ROA と当期 ROA でマッチングを行っているが、本研究では損失回避の検証に関しては Roychowdhury (2006) と同様に前期 ROA でマッチングを実施し、減益回避と経営者予想利益達成の検証では当期 ROA でマッチングを行うことにする<sup>(8)</sup>。

また、山口 (2021) は 3 タイプの実体的裁量行動を総合的に捉えるために 2 つの合成尺度を作成している。具体的には、 $abCFO$ 、 $abDE$ 、 $abPD$  を合計して  $REM1$  とし (Zhao et al. 2012; Ge and Kim 2014)、 $abDE$  と  $abPD$  を合計して  $REM2$  としている (Cohen and Zarowin 2010;

Zang 2012; Zhao et al. 2012; Yamaguchi 2022)。この合成尺度の作成方法に基づいて、本研究では  $PM\_abCFO$ 、 $PM\_abDE$ 、 $PM\_abPD$  を合計した  $PM\_REM1$  と、 $PM\_abDE$  と  $PM\_abPD$  を合計した  $PM\_REM2$  を設定する。

### 2.3 分析モデル

パフォーマンス・マッチングの手法で補正された実体的裁量行動の尺度を用いて、利益ベンチマーク達成のために実体的裁量行動が実施されたか否かを検証するために、山口 (2021) と同様に、Roychowdhury (2006) に依拠した以下の式 (4) から式 (6) を最小二乗法で推定する。なお、異常値処理のため、連続変数については上下 1% の水準でウィンザライズ (winsorize) する。

$$PM\_REM_{i,t} = \alpha + \beta_1 SIZE_{i,t-1} + \beta_2 MTB_{i,t-1} + \beta_3 NI_{i,t} + \beta_4 SUSPECT\_NI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$PM\_REM_{i,t} = \alpha + \beta_1 SIZE_{i,t-1} + \beta_2 MTB_{i,t-1} + \beta_3 NI_{i,t} + \beta_4 SUSPECT\_ANI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$PM\_REM_{i,t} = \alpha + \beta_1 SIZE_{i,t-1} + \beta_2 MTB_{i,t-1} + \beta_3 NI_{i,t} + \beta_4 SUSPECT\_FE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

ここで、

$PM\_REM = PM\_abCFO$ ,  $PM\_abDE$ ,  $PM\_abPD$ ,  $PM\_REM1$ ,  $PM\_REM2$  のいずれか

$SIZE$  = 期末の株式時価総額の自然対数

$MTB$  = 期末の時価簿価比率

$NI$  = 前期末総資産で基準化した当期純利益

$SUSPECT\_NI$  = 小さい利益 ((当期純利益<sub>*t*</sub> ÷ 期末総資産<sub>*t-1*</sub>) の値が 0 以上で 0.005 未満) の企業 - 年であれば 1, それ以外は 0

$SUSPECT\_ANI$  = 小さい増益 ((当期純利益<sub>*t*</sub> - 当期純利益<sub>*t-1*</sub>) ÷ 期末総資産<sub>*t-2*</sub>) の値が 0 以上で 0.002 未満) の企業 - 年であれば

1, それ以外は 0

$SUSPECT\_FE$  = 小さい正の予想誤差 ((当期純利益<sub>*t*</sub> - 当期純利益予想値<sub>*t*</sub>) ÷ 期末総資産<sub>*t-1*</sub>) の値が 0 以上で 0.001 未満) の企業 - 年であれば 1, それ以外は 0

従属変数  $PM\_REM$  は、パフォーマンス・マッチングの手法で補正した実体的裁量行動の尺度 ( $PM\_abCFO$ ,  $PM\_abDE$ ,  $PM\_abPD$ ,  $PM\_REM1$ ,  $PM\_REM2$ ) のいずれかである。 $SIZE$ ,  $MTB$ ,  $NI$  は、それぞれ企業規模、成長性、業績が実体的裁量行動に与える影響をコントロールする変数である。なお、従属変数が各産業 - 年の正常水準との差であるため、これらのコントロール変数も各産業 - 年の平均値との差を用いる (Roychowdhury 2006)。焦点を当てるのは、 $SUSPECT\_NI$ ,  $SUSPECT\_ANI$ ,  $SUSPECT\_FE$  という利益ベンチマーク達成に関するダミー変数である。小さい利益、小さい増益、小さい正の予想誤差を示した企業 - 年は、それぞれ損失回避、減益回避、経営者予想利益達成のために利益を調整したことが疑われる。本研究ではこれらの企業 - 年が利益ベンチマーク達成のために利益増加型の実体的裁量行動を実施したと予測する。そのため、 $SUSPECT\_NI$ ,  $SUSPECT\_ANI$ ,  $SUSPECT\_FE$  の係数の期待符号は正である。

## 3. 分析結果

### 3.1 記述統計量

表 1 は式 (4) から式 (6) で使用する変数の記述統計量である。変数名に付された「(前)」と「(当)」は、それぞれ前期 ROA と当期 ROA によるマッチングで補正した実体的裁量行動の尺度であることを意味している。山口 (2021) が用いたパフォーマンス・マッチングの手法で補正していない実体的裁量行動の尺度 ( $abCFO$ ,  $abDE$ ,  $abPD$ ,  $REM1$ ,  $REM2$ ) と同様に、パフォーマンス・マッチングの手法で補正した実

表1 記述統計量

	平均値	標準偏差	第1四分位	中央値	第3四分位
<i>PM_abCFO</i> (前)	0.000	0.072	-0.040	-0.000	0.040
<i>PM_abDE</i> (前)	-0.000	0.092	-0.039	0.000	0.039
<i>PM_abPD</i> (前)	-0.000	0.164	-0.074	-0.000	0.075
<i>PM_REM1</i> (前)	-0.000	0.266	-0.124	-0.000	0.124
<i>PM_REM2</i> (前)	-0.001	0.243	-0.106	-0.000	0.106
<i>PM_abCFO</i> (当)	0.000	0.069	-0.038	0.000	0.038
<i>PM_abDE</i> (当)	-0.000	0.092	-0.039	0.000	0.039
<i>PM_abPD</i> (当)	-0.001	0.160	-0.073	-0.000	0.073
<i>PM_REM1</i> (当)	-0.000	0.260	-0.121	0.000	0.122
<i>PM_REM2</i> (当)	-0.001	0.240	-0.106	-0.001	0.106
<i>SIZE</i>	-0.000	1.540	-1.148	-0.175	0.975
<i>MTB</i>	-0.063	1.003	-0.534	-0.234	0.159
<i>NI</i>	0.001	0.045	-0.013	0.003	0.021
<i>SUSPECT_NI</i>	0.070	0.255	0.000	0.000	0.000
<i>SUSPECT_ΔNI</i>	0.057	0.233	0.000	0.000	0.000
<i>SUSPECT_FE</i>	0.097	0.295	0.000	0.000	0.000

注)  $N=26,035$ 。各変数の定義については本文を参照されたい。なお、変数名に付された「(前)」と「(当)」は、それぞれ前期 ROA と当期 ROA によるマッチングで補正した実体的裁量行動の尺度であることを意味している。

体的裁量行動の尺度 (*PM\_abCFO*(前) から *PM\_REM2*(当) までの変数) はいずれも平均値がほぼ 0 になっている。なお、本研究は山口 (2021, 第 3 章) と同じサンプルを使用したため、*SIZE* から *SUSPECT\_FE* までの変数の記述統計量はすべて山口 (2021, 第 3 章) と等しい。具体的には、*SIZE*、*MTB*、*NI* は同産業・同年度に属する企業群の平均値との差であるため、それらの平均値は 0 に近い値となっている。*SUSPECT\_NI*、*SUSPECT\_ΔNI*、*SUSPECT\_FE* の平均値は、それぞれ 0.070、0.057、0.097 であり、損失回避、減益回避、経営者予想利益達成を目的とした利益マネジメントが疑われる企業は、使用サンプルのそれぞれ 7.0%、5.7%、9.7% に相当することを示している。

### 3.2 相関係数

表 2 は式 (4) から式 (6) で使用する変数間の相関係数を示したものである。実体的裁量行動を示す各変数 (*PM\_abCFO*(前) から *PM\_REM2*(当) までの変数) の間には相互に正の相関関係

があることが分かる。この結果は、パフォーマンス・マッチングの手法で補正していない実体的裁量行動の尺度を用いた山口 (2021) と同様に、売上操作、裁量的支出の削減、過剰生産という 3 タイプの利益増加型の実体的裁量行動が同一年度を実施されたことを暗示している。

*SUSPECT\_NI* は、*PM\_abCFO*(前)、*PM\_abDE*(前)、*PM\_abPD*(前)、*PM\_REM1*(前)、*PM\_REM2*(前) と統計的に有意な正の相関関係がある。*SUSPECT\_ΔNI* は、*PM\_abDE*(当)、*PM\_abPD*(当)、*PM\_REM1*(当)、*PM\_REM2*(当) と正の相関関係がある。*SUSPECT\_FE* は、*PM\_abDE*(前) や *PM\_REM1*(当) と正の相関関係にある。これらの結果は、利益ベンチマーク達成のための利益マネジメントが疑われる企業ほど、利益増加型の実体的裁量行動の測定値が高い傾向があることを示唆している。なお、本研究は山口 (2021, 第 3 章) と同じサンプルを使用したため、*SIZE* から *SUSPECT\_FE* までの変数間の相関係数はすべて山口 (2021, 第 3 章) と等しく、独立変数間で極端に高い相関関係

表2 相関係数表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1) <i>PM_abCFO</i> (前)	1.000							
(2) <i>PM_abDE</i> (前)	0.042***	1.000						
(3) <i>PM_abPD</i> (前)	0.248***	0.784***	1.000					
(4) <i>PM_REM1</i> (前)	0.437***	0.842***	0.956***	1.000				
(5) <i>PM_REM2</i> (前)	0.183***	0.908***	0.972***	0.964***	1.000			
(6) <i>PM_abCFO</i> (当)	0.474***	0.011*	0.108***	0.198***	0.077***	1.000		
(7) <i>PM_abDE</i> (当)	0.024***	0.508***	0.398***	0.428***	0.461***	0.027***	1.000	
(8) <i>PM_abPD</i> (当)	0.108***	0.402***	0.498***	0.476***	0.489***	0.215***	0.789***	1.000
(9) <i>PM_REM1</i> (当)	0.201***	0.432***	0.478***	0.499***	0.486***	0.407***	0.850***	0.955***
(10) <i>PM_REM2</i> (当)	0.081***	0.464***	0.486***	0.483***	0.504***	0.154***	0.912***	0.972***
(11) <i>SIZE</i>	-0.009	-0.051***	-0.036***	-0.042***	-0.043***	0.011*	-0.048***	-0.034***
(12) <i>MTB</i>	-0.007	-0.052***	-0.069***	-0.062***	-0.066***	0.011*	-0.049***	-0.062***
(13) <i>NI</i>	-0.162***	-0.008	-0.062***	-0.085***	-0.045***	-0.014**	-0.006	-0.011*
(14) <i>SUSPECT_NI</i>	0.025***	0.016***	0.024***	0.027***	0.022***	-0.000	0.003	0.002
(15) <i>SUSPECT_ΔNI</i>	0.007	-0.005	-0.000	0.000	-0.002	0.007	0.012*	0.018***
(16) <i>SUSPECT_FE</i>	0.005	0.011*	0.007	0.009	0.009	0.009	0.009	0.010
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
(9) <i>PM_REM1</i> (当)	1.000							
(10) <i>PM_REM2</i> (当)	0.965***	1.000						
(11) <i>SIZE</i>	-0.035***	-0.041***	1.000					
(12) <i>MTB</i>	-0.053***	-0.060***	0.297***	1.000				
(13) <i>NI</i>	-0.013**	-0.010	0.225***	0.155***	1.000			
(14) <i>SUSPECT_NI</i>	0.002	0.002	-0.046***	-0.031***	-0.042***	1.000		
(15) <i>SUSPECT_ΔNI</i>	0.017***	0.017***	0.029***	-0.023***	0.033***	0.016**	1.000	
(16) <i>SUSPECT_FE</i>	0.011*	0.010	0.072***	-0.018***	0.024***	0.047***	0.088***	1.000

注)  $N=26,035$ 。表中の値はピアソンの積率相関係数である。\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で統計的に有意であることを示している(両側検定)。各変数の定義については本文を参照されたい。なお、変数名に付された「(前)」と「(当)」は、それぞれ前期ROAと当期ROAによるマッチングで補正した実体的裁量行動の尺度であることを意味している。

数はないため多重共線性の懸念は小さいと考えられる。

### 3.3 回帰分析の結果

表3は式(4)から式(6)を推定した結果を示している<sup>(9)</sup>。パネルAは損失回避に関する分析結果である。従属変数が*PM\_abCFO*の時、*SUSPECT\_NI*の係数は正(0.006)で1%水準で有意である( $t$ 値=3.624)。この結果は、小さい利益の企業が売上操作や過剰生産を実施したことを示唆しており、経営者が損失回避のために売上操作や過剰生産を実施した証拠として

解釈できる。従属変数が*PM\_abDE*の時、*SUSPECT\_NI*の係数は正(0.005)で5%水準で有意である( $t$ 値=2.519)。この結果は、小さい利益の企業が裁量的支出を削減したことを示唆しており、経営者が損失回避のために裁量的支出を削減した証拠となる。従属変数が*PM\_abPD*の時、*SUSPECT\_NI*の係数は正(0.013)で1%水準で有意である( $t$ 値=3.640)。この結果も、小さい利益の企業が売上操作や過剰生産を実施したことを示唆しており、損失回避のために売上操作や過剰生産が実施された証拠として解釈できる。また、*SUSPECT\_NI*の

表3 回帰分析の結果

	<i>PM_abCFO</i>	<i>PM_abDE</i>	<i>PM_abPD</i>	<i>PM_REM1</i>	<i>PM_REM2</i>
パネル A：損失回避に関する分析結果					
定数項	0.000 (0.432)	-0.001 (-1.378)	-0.002 (-1.573)	-0.002 (-1.337)	-0.003 (-1.585)
<i>SIZE</i>	0.001*** (3.954)	-0.002*** (-6.243)	-0.001 (-0.909)	-0.002 (-1.640)	-0.003*** (-2.993)
<i>MTB</i>	0.001 (1.387)	-0.004*** (-4.919)	-0.010*** (-6.833)	-0.012*** (-5.492)	-0.013*** (-6.521)
<i>NI</i>	-0.269*** (-20.304)	0.016 (1.017)	-0.185*** (-6.489)	-0.438*** (-9.603)	-0.169*** (-4.101)
<i>SUSPECT_NI</i>	0.006*** (3.624)	0.005** (2.519)	0.013*** (3.640)	0.023*** (4.138)	0.017*** (3.405)
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.027	0.004	0.008	0.010	0.006
パネル B：減益回避に関する分析結果					
定数項	0.000 (0.761)	-0.001 (-1.024)	-0.002* (-1.798)	-0.002 (-1.271)	-0.002 (-1.595)
<i>SIZE</i>	0.001* (1.846)	-0.002*** (-5.951)	-0.002*** (-2.765)	-0.004*** (-3.327)	-0.004*** (-4.155)
<i>MTB</i>	0.001 (1.167)	-0.004*** (-4.643)	-0.009*** (-6.574)	-0.012*** (-5.345)	-0.013*** (-6.219)
<i>NI</i>	-0.028** (-2.063)	0.016 (1.027)	0.004 (0.146)	-0.008 (-0.176)	0.020 (0.494)
<i>SUSPECT_ΔNI</i>	0.002 (1.300)	0.005** (2.095)	0.012*** (3.111)	0.019*** (3.082)	0.017*** (2.907)
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.000	0.004	0.004	0.003	0.004
パネル C：経営者予想利益達成に関する分析結果					
定数項	0.000 (0.620)	-0.001 (-1.083)	-0.002 (-1.612)	-0.002 (-1.217)	-0.002 (-1.493)
<i>SIZE</i>	0.001* (1.776)	-0.002*** (-6.008)	-0.002*** (-2.795)	-0.004*** (-3.386)	-0.004*** (-4.196)
<i>MTB</i>	0.001 (1.176)	-0.004*** (-4.636)	-0.009*** (-6.590)	-0.012*** (-5.349)	-0.013*** (-6.225)
<i>NI</i>	-0.028** (-2.049)	0.017 (1.060)	0.006 (0.200)	-0.006 (-0.127)	0.022 (0.544)
<i>SUSPECT_FE</i>	0.002 (1.388)	0.003* (1.920)	0.005* (1.764)	0.011** (2.157)	0.009* (1.928)
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.027	0.004	0.007	0.010	0.006

注)  $N=26,035$ 。\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1% 水準, 5% 水準, 10% 水準で有意であることを示している (両側検定)。 $t$  値は White (1980) の修正標準誤差に基づいて計算し, カッコ内に表示している。各変数の定義については本文を参照されたい。なお, 損失回避 (減益回避と経営者予想利益達成) の分析では前期 ROA (当期 ROA) によるマッチングで補正した実体的裁量行動の尺度を従属変数としている。

係数は, 従属変数が *PM\_REM1* の時に正 (0.023) で 1% 水準で有意であり ( $t$  値 = 4.138), 従属変数が *PM\_REM2* の時に正 (0.017) で 1% 水準で有意であった ( $t$  値 = 3.405)。これらの結果は, 小さい利益の企業が利益増加型の実体

的裁量行動を実施したことを示唆しており, 経営者が損失回避のために実体的裁量行動を実施したものと整合的である。まとめると, *SUSPECT\_NI* の係数は山口 (2021) と同様にすべての従属変数に対して正かつ有意であり,

山口（2021）の損失回避に関する分析結果がパフォーマンス・マッチングの手法で補正した実体的裁量行動の尺度の使用に関して頑健であることを示唆している。

パネルBは減益回避に関する分析結果である。従属変数が  $PM\_abCFO$  の時、 $SUSPECT\_ANI$  の係数は有意ではなかった。一方で、従属変数が  $PM\_abDE$  の時、 $SUSPECT\_ANI$  の係数は正（0.005）で5%水準で有意である（ $t$  値=2.095）。この結果は、小さい増益の企業が裁量的支出を削減したことを示唆しており、経営者が減益回避のために裁量的支出を削減した証拠となる。従属変数が  $PM\_abPD$  の時、 $SUSPECT\_ANI$  の係数は正（0.012）で1%水準で有意である（ $t$  値=3.111）。この結果は、小さい増益の企業が売上操作や過剰生産を実施したことを示唆しており、減益回避のために売上操作や過剰生産が実施された証拠として解釈できる。また、 $SUSPECT\_ANI$  の係数は従属変数が  $PM\_REMI$  の時に正（0.019）で1%水準で有意であり（ $t$  値=3.082）、従属変数が  $PM\_REM2$  の時に正（0.017）で1%水準で有意であった（ $t$  値=2.907）。これらの結果は、小さい増益の企業が利益増加型の実体的裁量行動を実施したことを示唆しており、経営者が減益回避のために実体的裁量行動を実施したことと整合的である。まとめると、 $SUSPECT\_ANI$  の係数は概して正かつ有意であり、山口（2021）の減益回避に関する分析結果がパフォーマンス・マッチングの手法で補正した実体的裁量行動の尺度の使用に関して一定程度頑健であることを示唆している。

パネルCは経営者予想利益達成に関する分析結果である。従属変数が  $PM\_abCFO$  の時、 $SUSPECT\_FE$  の係数は有意ではなかった。一方で、従属変数が  $PM\_abDE$  の時、 $SUSPECT\_FE$  の係数は正（0.003）で10%水準で有意である（ $t$  値=1.920）。この結果は、小さい正の予想誤差を示した企業が裁量的支出を削減したことを示唆しており、経営者が経営者予想利益達

成のために裁量的支出を削減した証拠となる。従属変数が  $PM\_abPD$  の時、 $SUSPECT\_FE$  の係数は正（0.005）で10%水準で有意である（ $t$  値=1.764）。この結果は、小さい正の予想誤差を示した企業が売上操作や過剰生産を実施したことを示唆しており、経営者予想利益達成のために売上操作や過剰生産が実施された証拠として解釈できる。また、 $SUSPECT\_FE$  の係数は、従属変数が  $PM\_REMI$  の時に正（0.011）で5%水準で有意であり（ $t$  値=2.157）、従属変数が  $PM\_REM2$  の時に正（0.009）で10%水準で有意であった（ $t$  値=1.928）。これらの結果は、小さい正の予想誤差を示した企業が利益増加型の実体的裁量行動を実施したことを示唆しており、経営者が経営者予想利益達成のために実体的裁量行動を実施したことと整合的である。まとめると、 $SUSPECT\_FE$  の係数はおおむね正かつ有意であり、山口（2021）の経営者予想利益達成に関する分析結果がパフォーマンス・マッチングの手法で補正した実体的裁量行動の尺度の使用に関してある程度頑健であることを示唆している。

#### 4. 結論と今後の課題

本研究では、パフォーマンス・マッチングの手法で補正した実体的裁量行動の尺度を用いて、日本企業が利益ベンチマークを達成するために実体的裁量行動を実施しているか否かを検証した。分析の結果、実体的裁量行動を示す証拠が得られなくなったケースも一部あったが、全般的には利益ベンチマーク達成のために実体的裁量行動が実施されたことを示唆しており、山口（2021）の発見事項はパフォーマンス・マッチングの手法で補正した実体的裁量行動の尺度の利用に対して一定程度頑健であると言える。

しかし、Roychowdhury（2006）による実体的裁量行動の尺度や Kothari et al.（2005）に基づいてパフォーマンス・マッチングの手法で補



正した実体的裁量行動の尺度を用いた分析だけでは十分とは言えない。例えば、Srivastava (2019) は Roychowdhury (2006) のモデルで推定された実体的裁量行動の尺度には各企業の競争戦略に起因する測定誤差が含まれているとし、当該測定誤差を緩和するために Gunny (2010) に基づいて競争戦略に関する変数（企業規模、成長性、前期利益率、次期売上高、前期コスト等）を Roychowdhury (2006) のモデルに含めることを提案している。

また、Gilliam (2021) はパフォーマンス・マッチングの手法で補正した実体的裁量行動の尺度には残差バイアスがあると指摘し、Roychowdhury (2006) のモデルを改良することで当該バイアスが軽減することを示している。具体的には、営業キャッシュ・フローのモデルには前期利益、売上成長、簿価時価比率、企業規模、売上高総利益率に関する5つの変数を含め、裁量的費用のモデルには当該5変数に加えて前期の裁量的費用の変化を含め、製造原価のモデルには当該5変数に加えて前期の棚卸資産の変化を含めることを提案している。

さらに、Siriviriyakul (2021) は Roychowdhury (2006) による実体的裁量行動の尺度は、相対的に高い水準になり、持続性があり、業績に応じて変化するといった問題があると指摘し、Roychowdhury (2006) による実体的裁量行動の尺度や Kothari et al. (2005) に基づいてパフォーマンス・マッチングの手法で補正した実体的裁量行動の尺度よりも、Vorst (2016) の反転ベース・モデル (reversal-based model) や Kothari et al. (2016) の時系列調整モデル (time-series-adjusted model) の方がそうした問題を緩和するのに効果的であることを示している。

このように、多くの先行研究が Roychowdhury (2006) のモデルに依拠しながらも、実体的裁量行動の測定モデルの精緻化を急速に押し進めている。今後の課題として、こうした精

緻化された実体的裁量行動の尺度を用いて利益ベンチマーク達成との関係を追試するとともに、実体的裁量行動の測定モデルの改良をさらに進展させることが必要であろう。

#### 謝辞

本論文の執筆にあたっては、榎本正博先生（神戸大学）から有益なご助言を多数いただいた。もちろん、本論文に残された誤りはすべて筆者の責に帰すべきものである。また、本論文はJSPS科研費21K01790の助成を受けた研究成果の一部である。ここに記して感謝申し上げる。

- 注(1) Kothari et al. (2005) は米国企業を対象としているが、日本企業については北川・後藤 (2009) がパフォーマンス・マッチングの手法で補正した裁量的会計発生高の有効性を確認している。
- (2) この場合、第一種の過誤とは「実体的裁量行動は実施されていない」という帰無仮説が真であるにもかかわらず、当該帰無仮説を偽として棄却してしまう誤りのことである (山口 2021)。
- (3) 本研究では山口 (2021) の結果の頑健性を確認するために2000年から2013年のデータを使用するが、2000年から2023年のデータを用いても結果は同様であった。
- (4) 時価簿価比率が負になり、適切な値を算定できないため、債務超過企業は除外した。
- (5) 同産業・同年度に15企業・一年以上の観測値があるというサンプル選択基準は、Roychowdhury (2006)、Gunny (2010)、Zang (2012) などの先行研究に従ったものである。
- (6) 実体的裁量行動は期中に実施されるという時間的制約があるため、決算日後に修正された予想利益のデータは使用しない。
- (7) 例えば、各企業一年の  $abCFO$  からマッチング企業一年の  $abCFO$  を控除して、 $PM\_abCFO$  を算出する。 $PM\_abDE$  や  $PM\_abPD$  も同様に算定する。
- (8) 損失回避の検証について当期 ROA でマッチングを行うと、小さい利益の企業一年同士でマッチングされ、損失回避のために実施された高水準の実体的裁量行動が相互に相殺され、実体的裁量行動の検出力が弱まるといった問題が生じる可能性がある。実際、損失回避の検証において当期 ROA でマッチングすると  $SUSPECT\_NI$  の係数はすべて非有意になり、当該問題の議論と整合的である。減益回避の検証において、小

さい増益の企業一年は前期 ROA と当期 ROA がほぼ同じであるため、前期 ROA でマッチングを行うと、当期 ROA が近い小さい増益の企業一年同士でマッチングされるという損失回避の検証と同様の問題が生じる可能性がある。実際、減益回避の検証において前期 ROA でマッチングすると、*SUSPECT\_ΔNI* の係数はほとんど非有意（従属変数が *PM\_abCFO* の時のみ 5% 水準で有意な正）になり、当該問題が生じたことを暗示している。こうした結果からは、第一種の過誤を減らすという意味で Kothari et al. (2005) のパフォーマンス・マッチングの手法が有効に機能していると言うこともできるが、利益ベンチマークの達成など特定の状況において当該手法を用いる際には注意が必要であることを示唆している。なお、経営者予想利益達成の検証に関しては上述のような問題が生じることは予測できず、前期 ROA と当期 ROA のいずれでマッチングしても結果はほぼ同様であったため、当期 ROA でマッチングした分析結果を提示する。

(9) 表 3 に示した *t* 値は White (1980) の修正標準誤差に基づいているが、企業でクラスター補正した One-way Cluster-robust の標準誤差 (Rogers 1993) や企業と年でクラスター補正した Two-way Cluster-robust の標準誤差 (Petersen 2009) を用いても、あるいは Roychowdhury (2006) と同様に年ごとに推定する Fama and MacBeth (1973) の手法を用いても、結果は同様であった。

#### 参考文献

- Abarbanell, J., and R. Lehavy. 2003. Biased forecasts or biased earnings? The role of reported earnings in explaining apparent bias and over/underreaction in analysts' earnings forecasts. *Journal of Accounting and Economics* 36 (1-3): 105-146.
- Beatty, A. L., B. Ke, and K. R. Petroni. 2002. Earnings management to avoid earnings declines across publicly and privately held banks. *The Accounting Review* 77 (3): 547-570.
- Beaver, W. H., M. F. McNichols, and K. K. Nelson. 2003. Management of the loss reserve accrual and the distribution of earnings in the property-casualty insurance industry. *Journal of Accounting and Economics* 35 (3): 347-376.
- Cohen, D., and P. Zarowin. 2010. Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of Accounting and Economics* 50 (1): 2-19.
- Cohen, D., R. Mashruwala, and T. Zach. 2010. The use of advertising activities to meet earnings benchmarks: Evidence from monthly data. *Review of Accounting Studies* 15 (4): 808-832.
- Cohen, D., S. Pandit, C. Wasley, and T. Zach. 2020. Measuring real activity management. *Contemporary Accounting Research* 37 (2): 1172-1198.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 (2): 193-225.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari, and R. L. Watts. 1998. The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics* 25 (2): 133-168.
- Fama, E. F., and J. D. MacBeth. 1973. Risk, return and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy* 81 (3): 607-636.
- Ge, W., and J. -B. Kim. 2014. Real earnings management and the cost of new corporate bonds. *Journal of Business Research* 67 (4): 641-647.
- Gilliam, T. A. 2021. Detecting real activities manipulation: Beyond performance matching. *Abacus* 57 (4): 619-653.
- Gunny, K. 2010. The relation between earnings management using real activities manipulation and future performance: Evidence from meeting earnings benchmarks. *Contemporary Accounting Research* 27 (3): 855-888.
- Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29 (2): 193-228.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1): 163-197.
- Kothari, S. P., N. Mizik, and S. Roychowdhury. 2016. Managing for the moment: The role of earnings management via real activities versus accruals in SEO valuation. *The Accounting Review* 91 (2): 559-586.
- Matsunaga, S. R., and C. W. Park. 2001. The effect of missing a quarterly earnings benchmark on the CEO's annual bonus. *The Accounting Review* 76 (3): 313-332.
- Payne, J. L., and S. W. Robb. 2000. Earnings management: The effect of ex ante earnings expectations. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 15 (4): 371-392.
- Petersen, M. A. 2009. Estimating standard errors in

- finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of Financial Studies* 22 (1): 435–480.
- Rogers, W. 1993. Regression standard errors in clustered samples. *Stata Technical Bulletin* (13): 19–23.
- Roychowdhury, S. 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42 (3): 335–370.
- Siriviriyakul, S. 2021. An empirical assessment of real activities manipulation measures. *Journal of Financial Reporting* 6 (2): 111–128.
- Skinner, D. J., and R. G. Sloan. 2002. Earnings surprises, growth expectations, and stock returns or don't let an earnings torpedo sink your portfolio. *Review of Accounting Studies* 7 (2): 289–312.
- Srivastava, A. 2019. Improving the measures of real earnings management. *Review of Accounting Studies* 24 (4): 1277–1316.
- Vorst, P. 2016. Real earnings management and long-term operating performance: The role of reversals in discretionary investment cuts. *The Accounting Review* 91 (4): 1219–1256.
- White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48 (4): 817–838.
- Yamaguchi, T. 2022. Earnings management to achieve industry-average profitability in Japan. *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics* 29 (2): 402–431.
- Zang, A. 2012. Evidence on the tradeoff between real manipulation and accrual manipulation. *The Accounting Review* 87 (2): 675–703.
- Zhao, Y., K. H. Chen, Y. Zhang, and M. Davis. 2012. Takeover protection and managerial myopia: Evidence from real earnings management. *Journal of Accounting and Public Policy* 31 (1): 109–135.
- 岡部孝好. 1994. 『会計報告の理論—日本の会計の探求—』 森山書店.
- 乙政正太. 2004. 『利害調整メカニズムと会計情報』 森山書店.
- 乙政正太・首藤昭信・椎葉淳・岩崎拓也. 2014. 「経営者報酬と利益ベンチマークの未達の関係」『国民経済雑誌』 209(4): 61–74.
- 北川教央・後藤雅敏. 2009. 「業績の影響をコントロールした裁量的発生高の有効性に関する検証—Kothari, Leone, and Wasley (2005) の追加検証—」『国民経済雑誌』 199(2): 53–88.
- 首藤昭信. 2010. 『日本企業の利益調整—理論と実証』 中央経済社.
- 須田一幸・山本達司・乙政正太編著. 2007. 『会計操作—その実態と識別法, 株価への影響』 ダイアモンド社.
- 山口朋泰. 2021. 『日本企業の利益マネジメント—実体的裁量行動の実証分析』 中央経済社.