

# 企業の誠実さと、 コロナ禍での企業行動の関係について

緒 方 勇

## 要 旨

2019年末に突如出現した新型コロナウイルス感染症（COVID-19）は急速に感染が拡大し、多くの企業に深刻な悪影響を与えたが、それは同時にビッグ・バスを実行する口実も与えてしまった。そこで本論文では、コロナ禍の期間における、日本の製造業企業のビッグ・バス行動を調査した。

分析の結果、製造原価明細書を任意で開示している企業ではビッグ・バスの兆候は見られなかったが、製造原価明細書を任意で開示していない企業ではビッグ・バスの兆候が発見された。この結果は、コロナ禍のようなビッグ・バスを実行する機会が与えられても、そのような機会主義的行動をとるかとならないかは、企業によって異なることを示している。

## I 序 論

2019年末に突如出現し、瞬く間に世界中に広まった新型コロナウイルス感染症（COVID-19）は、世界中の国々でロックダウンなどの厳しい制限措置を引き起こした。日本でも、令和2年（2020年）2月20日に厚生労働省からイベント開催の必要性を改めて検討する要請が出され、同年3月13日には改正新型インフルエンザ等対策特別措置法が成立し、同年4月7日には同法に基づく緊急事態宣言が発出された。

このような世界的な危機は、当然のごとく企業経営にも深刻な影響を与えたが、近年では、このコロナ禍が企業経営に与えた影響についての研究成果が公表されている。例えば、吉田・打田・佐々木・三矢（2024）は、オムロン株式会社へのインタビュー調査を行い、コロナ禍において同社がどのようにマネジメント・コントロールを行ったのかを明らかにした。木伏（2023）はホテル施設の管理会計責任者にアンケートを実施して、新型コロナウイルス感染症の影響及び経営上の対応について調査した。また、山本（2023）は、ロイヤルホールディングス株式会社、株式会社エイチ・アイ・エス、及びANAホールディングス株式会社の財務分析を通して、これらの企業がコロナ禍においていかにして財務の安

全性を確保したのかを検討した。

また、このような危機的状況では、経営者はこれを口実としてビッグ・バスなどの利益調整を行うかもしれない。例えば、Liu & Sun (2022) は、米国企業が2020年決算において減益型の利益調整を実施したことを明らかにした。Ricapito (2024) は、STOXX Europe 600 の企業を分析し、コロナ禍の期間（2020年と2021年）において、全体的には増益型の利益調整を行うが、取締役会の人数が多いと、その増益型の利益調整を抑制することを明らかにした。また Yasar & Yalcin (2024) は、ヨーロッパ4ヵ国（英国、イタリア、スペイン、及びトルコ）の上場企業938社を分析し、パンデミックが発生した2020年の決算では、企業は（減益型であれ増益型であれ、いずれにせよ）会計的利益調整を多く行っていることを報告した。

日本企業を対象にした研究では、例えば小宮山 (2023) は、2020年から2022年までの3年間に公表された有価証券報告書の訂正事例を分析し、新型コロナウイルスの感染拡大により売上収益に大きな影響が出始めた業種の中に、2020年後半から収益認識に関する会計不正が発覚する事例が生じていることを明らかにした。また北川 (2022) は、2001年から2020年までの金融業を除く日本の上場企業を分析し、アメリカ同時多発テロ、世界金融危機、新型コロナウイルスの感染拡大など、株式市場の不確実性が高い状況下において、経営者がビッグ・バスを行う可能性が高くなることを確認した。

このように、コロナ禍において利益調整を行う傾向があるのは日本でも海外でも同様だが、増益型か減益型のどちらの方向に調整するかは、まちまちのようである。これは、増益型を実行する／減益型を実行する／利益調整を行わない、という利益調整に関する行動が、企業のタイプによってまちまちだからだと思われるが、このように企業のタイプごとに利益調整行動を分析した研究はそれほど多くない。また、コロナ禍による経営危機からのV字回復を積極的にアピールしようと経営者が考える場合、コロナ禍の年における減益型の利益調整だけを行うのではなく、その翌年に増益型の利益調整もセットで行うかもしれない。

そこで本論文では、経営者が誠実か誠実でないかでタイプ分けを行い、コロナ禍における日本の製造業企業のビッグ・バス行動を分析した。分析の結果、製造原価明細書を任意で開示している（誠実な）企業ではビッグ・バス行動は観察されなかったが、製造原価明細書を任意で開示していない（不誠実な）企業ではビッグ・バス行動の可能性が示唆された。

本論文の構成は次のとおりである。第Ⅱ章では、分析モデルを説明し、検証する仮説、及び検証のための計量モデルを説明する。第Ⅲ章で実証分析の結果を報告し、第Ⅳ章でこの分析結果の含意と結論を述べる。

## II 分析モデル

### 1 仮説設定

コロナ禍のようなビッグ・バスの機会が到来した時、経営者はどのような行動をとるだろうか。これ幸いと、機会主義的にビッグ・バスを行うだろうか。それとも、そのような行動は好ましくないので行わないだろうか。

本論文では、不誠実な経営者はビッグ・バスの機会が到来したのでそれを行うが、誠実な経営者であればそのような行動はとらないものと考ええる。

問題は、どうやって経営者の誠実さを評価するかである。誠実さに関する客観的で妥当と広く一般に認められた指標など存在しないし、まさか経営者の自己評価（例えば、「私は誠実に経営を行っている」などという経営者自身の発言）を指標とする訳にもいかない。そこで本研究では、誠実さの指標として、緒方・外山（2023）が用いたものと同じ指標を採用する。

緒方・外山（2023）では、開示義務がない（2014年3月期決算から連結財務諸表においてセグメント情報を注記している企業では、製造原価明細書の開示義務がなくなった）にもかかわらず製造原価明細書を任意で開示していることを、企業の誠実性の代理変数として利用している。

これは、製造原価明細書の任意開示は、追加的なコストもたいして発生せず、またほとんど誰も利用しない。そのため、投資家に対してどうしたら自社をよく見せることができるかばかりを気にするような経営者は間違いなく任意開示しないだろうし、そういう経営者は、コロナ禍のようなビッグ・バスの機会が突然来たならば、これ幸いとビッグ・バスを行う可能性が高いだろう。逆に、義務ではないにもかかわらず製造原価明細書を任意開示している企業では、相対的に、それなりに誠実といえるかもしれない。本研究でも、これを誠実さの代理変数として使用する。

また、ビッグ・バスのための具体的な経営行動には様々なものがあり得る。特別損失や減損を利用したりする可能性もあるが、本研究では、裁量的発生高を利用する。これは、特別損失や減損では特定の勘定科目のみに限定されてしまうのに比べ、裁量的発生高では、特定の勘定科目に限定されず、包括的・全体的な傾向をつかむのに適していると思われるからである。

製造原価明細書は単独決算に関わる明細書であり、また利益調整は連結決算よりも単独決算の方がやり易いと考えられることから、本研究では（連結決算ではなく）単独決算の財務データを使うことにする。

そして、次の仮説を設定する。

## (仮説1)

製造原価明細書を任意で開示している企業は、コロナ禍の時に裁量的発生高を使ったビッグ・バスを行わない。

なお、製造原価明細書を任意で開示している企業とは、具体的には、製造原価明細書の開示義務がない（2014年3月期決算以降で、かつセグメント情報を注記している）にもかかわらず、製造原価明細書を開示している企業のことである。

## (仮説2)

製造原価明細書を任意で開示していない企業は、コロナ禍の時に裁量的発生高を使ったビッグ・バスを行う。

なお、製造原価明細書を任意で開示していない企業とは、製造原価明細書の開示義務がない（2014年3月期決算以降で、かつセグメント情報を注記している）ので、製造原価明細書を開示していない企業のことである。

製造原価明細書を任意で開示している企業でも、どこかの期間から任意で開示しない方針に切り替わる（または、その逆）ことがある。そのため、この判定は同一企業であれば全期間で同一判定になるのではなく、期間ごとに行う。

## 2 計量モデル

この節では、前節で提示した二つの仮説を検証するための、実証研究の計量モデルを説明する。本論文では裁量的発生高を使用するので、最初に、首藤（2010，第3章）や須田・山本・乙政（2007，第4章）を参考にして、会計発生高から裁量的発生高を推定する。

まず、会計発生高（Accruals）を算出する。会計発生高の算出は、税引後経常利益会計利益と営業活動によるキャッシュ・フローの差額から求める方法もあるが、単独決算データの場合、営業活動によるキャッシュ・フローの情報が入手できない。そのため、会計発生高の項目を調整する次式で算出する（首藤 2010）。

$$\begin{aligned} \text{会計発生高 (Accruals)} &= (\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金預金}) \\ &\quad - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{資金調達項目}) - (\Delta \text{長期性引当金} + \text{減価償却費}) \quad (1) \end{aligned}$$

ただし、

$$\Delta \text{資金調達項目} = \Delta \text{短期借入金} + \Delta \text{コマーシャル・ペーパー} \\ + \Delta 1 \text{年以内返済の長期借入金} + \Delta 1 \text{年内返済の社債} \cdot \text{転換社債}$$

であり、また、

$$\Delta \text{長期性引当金} = \Delta \text{売上債権以外の貸倒引当金} + \Delta \text{退職給与引当金} \\ + \Delta \text{役員退職慰労引当金} + \Delta \text{その他の長期引当金}$$

である。なお、 $\Delta$ は前期からの増分を示す。また、企業規模の影響を調整するため、すべての変数は前期末の総資産額で割っている。式(1)で示される会計発生高は、増益方向だとプラスになり、減益方向だとマイナスになる。

次に、会計発生高を、裁量的発生高 (Discretionary Accruals) と非裁量的発生高に分割する。この作業は、Jones (1991) のジョーンズ・モデル、Dechow et al. (1995) の修正ジョーンズ・モデル、Kasznik (1999) のCFOジョーンズ・モデルやCFO修正ジョーンズ・モデルなどが代表的な方法である。営業活動によるキャッシュ・フローの情報が入手できないため、ジョーンズ・モデルと修正ジョーンズ・モデルのみで分析を行う。

なお、先回りして述べておくと、本論文ではジョーンズ・モデルと修正ジョーンズ・モデルの分析結果は、概ね似たものであったが、修正ジョーンズ・モデルの方がより明確な結果であった。そのため、実証研究の結果は、修正ジョーンズ・モデルに基づいた結果のみを報告する。なお、Dechow et al. (1995) の修正ジョーンズ・モデルは次式で示される。

$$(\text{Accruals})_{jt} = \alpha + \beta_1(\Delta \text{売上高} - \Delta \text{売上債権})_{jt} + \beta_2(\text{償却性固定資産})_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

ただし、式(2)の記号と変数は以下のように定義される。

$j = 1, 2, \dots, J$  (企業番号)。

$t = 1, 2, \dots, T_j$  (期間)。

Accruals : 式(1)で算出した会計発生高。

式(1)と同様、式(2)でもすべての変数は前期末の総資産額で割っている。式(2)の説明変数の $(\Delta \text{売上高} - \Delta \text{売上債権})$ とは、(掛売上を除いた)現金売上の増加分を示す。つまりこの式では、会計発生高の変動のうち、現金売上高の増加と償却性固定資産で説明できる部分は経営者の裁量とは関係がない変動と考え、それらで説明できない部分を裁量的発生高と考えていることになる。

具体的な計算は、式(2)を最小二乗法で推定する。この際、業種により会計発生高の発生メカニズムは異なることが考えられるので、業種毎（本論文では日経業種中分類を用いる）のクロスセクションで最小二乗法を行う。そして、説明できた被説明変数の変動部分を非裁量的発生高とし、説明できなかった残差  $\hat{\varepsilon}_{i,t}$  の部分を裁量的発生高とする。そして、この裁量的発生高を被説明変数として、次式の回帰分析を最小二乗法で行う。

$$(DiscAcc)_{i,t} = \alpha + \beta_1(BigAudit)_{i,t} + \beta_2(DebtRatio)_{i,t} + \beta_3(SIZE)_{i,t} + \beta_4(ROA)_{i,t} + \beta_5(deltaIncome)_{i,t} + \sum_{i=2014}^{2022} \gamma_i(year\_dummy)_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

ただし、式(3)の記号と変数は以下のように定義される。

DiscAcc：裁量的発生高。式(2)の推定結果の残差  $\hat{\varepsilon}_{i,t}$  より求める。

BigAudit：日本の4大監査法人が監査していれば1、それ以外は0となるダミー変数。

DebtRatio：当期末負債合計／当期末資産合計。

SIZE：当期末資産合計の自然対数値。

ROA：当期利益／{(当期首資産合計＋当期末資産合計)／2}。

deltaIncome：(当期利益－前期利益)／前期末総資産額。

year\_dummy：期間ダミー変数（期間は2014年から2022年までの9年間）。

式(3)において、興味があるのは、ビッグ・バスに関係があると思われる期間の year\_dummy の係数、 $\gamma_{2021}$  と  $\gamma_{2022}$  である。日本において、新型コロナウイルス感染症（COVID-19）による緊急事態宣言が発出されたのが2020年4月であるので、3月期決算企業（なお本論文では、緊急事態宣言の影響を一定にするため、3月期決算企業のみを分析対象とする）の経営者がビッグ・バスを行ったならば、2021年3月の決算で減益を、そして2022年3月の決算で増益を計上するものと思われる。

2020年3月期決算は、新型コロナウイルス感染症（COVID-19）が世界的に深刻なものと判明してからほとんど間がないため、ビッグ・バスを実行しようと思っても、その時間が足りなかったものと思われる。そのため、本論文では、ビッグ・バスは2021年3月期決算から行うと想定している（実際、後述する本論文での分析（表4～表9）を見ても、 $\gamma_{2020}$  は有意に推定されなかったため、この想定は正しかったようである）。

新型インフルエンザ等対策特別措置法に基づく緊急事態宣言が2021年9月30日に解除されて以降は、新たな緊急事態宣言は発出されなかった。さらに、新型コロナウイルス感染症（COVID-19）の出現から1年以上経過した2021年度にもなると、オンライン会議やテレワークの推進など、新型コロナウイルス感染症の下で上手く企業経営を行う方法も次第

に確立されつつあったため、影響が深刻な特定の業種を除けば、2022年3月期の決算でコロナ禍を名目として経営状況の悪化を訴えることはもはや難しく、むしろ増益型の利益調整を行って、コロナ禍からのV字回復をアピールすべき年であったと思われる。

以上の考察より、ビッグ・バスを行った企業では、パラメタは、 $\gamma_{2021} < 0$ 、そして $\gamma_{2022} > 0$ となるはずである。これを、仮説1、仮説2の検証に用いる。

なお、他の説明変数はコントロール変数として導入されているが、それらのパラメタの符号条件は次のとおりである。まず、大手の監査法人ほど厳しく監査が行われるとすれば、増益方向の利益調整が難しくなるか、または増益・減益のいずれの方向でも利益調整それ自体が難しくなる可能性がある。そのため、BigAuditの係数パラメタは負か、または有意に推定されない可能性が高いので、 $\beta_1 \leq 0$ と考えられる。

負債割合が多いほど、利益計上のプレッシャーが高くなると考えられる。そのため、負債割合が大きくなるほど増益方向の利益調整を行う可能性が高いので、 $\beta_2 > 0$ と考えられる。

資産規模の大きい企業ほど、内部統制を強化できるとすれば、増益方向の利益調整が難しくなるか、または増益・減益のいずれの方向でも利益調整それ自体が難しくなる可能性がある。そのため、SIZEの係数パラメタは負か、または有意に推定されない可能性が高いので、 $\beta_3 \leq 0$ と考えられる。

ROAは当期の利益水準を、そしてdeltaIncomeは前期からの利益の増分を示す。一般的に、当期利益が増えるとき、裁量的発生高も増えると予想されるので、 $\beta_4 > 0$ 、及び $\beta_5 > 0$ と考えられる。

### III 実証分析

#### 1 データの説明と記述統計量

分析に必要なデータは、日経 NEEDS FinancialQUEST から取得した。また、BigAudit データは、eol のデータベースから取得した。

これらのデータベースから、製造業企業であること、2014年3月期以降のデータであること、3月期決算であること、決算月数が12ヶ月であること、分析に必要なすべての変数が入手可能なこと、を条件としてサンプルを抽出した。

また、ダミー変数以外の変数では、外れ値除去のため、上下1%ずつデータを削除した。

このサンプル抽出により、分析期間は2014年3月期決算から2022年3月期決算までの9年間、企業数は1,211社、サンプル数は9,098個となった。なお、本論文のデータはバランスしていないパネルデータである。統計分析にはPythonのstatsmodelsライブラリを使用した。Pythonの実行環境はJupyter Notebookである。

表1 各年の平均値

全サンプル	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
DiscAcc	0.001	0.004	-0.003	-0.008	-0.002	0.008	-0.002	-0.006	0.009
ROA	0.032	0.035	0.031	0.034	0.038	0.036	0.028	0.030	0.038
deltaIncome	0.010	0.005	-0.003	0.005	0.006	-0.001	-0.008	0.003	0.012
Honesty のみ	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
DiscAcc	0.003	0.011	-0.012	-0.004	-0.003	0.008	0.001	-0.003	0.000
ROA	0.031	0.030	0.024	0.032	0.029	0.025	0.022	0.027	0.031
deltaIncome	0.013	0.002	-0.001	0.006	0.001	-0.006	-0.001	0.006	0.013
DisHonesty のみ	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
DiscAcc	0.001	0.003	-0.004	-0.009	-0.001	0.008	-0.003	-0.005	0.009
ROA	0.033	0.035	0.030	0.034	0.038	0.037	0.028	0.028	0.039
deltaIncome	0.010	0.005	-0.003	0.005	0.007	-0.002	-0.008	0.002	0.012

表1は、全サンプル、Honesty（製造原価明細書を任意で開示している企業）のみ、及び DisHonesty（製造原価明細書を任意で開示していない企業）のみ、の3つのサンプルそれぞれの、DiscAcc（裁量の発生高）、ROA、deltaIncomeの平均値の年次推移を示す。

コロナ禍によるビッグ・バスのチャンスである2021年と2022年のDiscAccを見ると、全サンプルでは-0.006と0.009、そしてDisHonestyのみのサンプルでは、-0.005と0.009と、2021年に減益型の利益調整が、そして2022年に増益型の利益調整が行われていることが示唆される。それに比べてHonestyのみのサンプルでは、-0.003と0.000と、特に利益調整を行っている様子は見られない。

表2は、統計分析に使用する主な変数の記述統計量を示す。全サンプル9,098個のうち、Honestyなサンプルは835個、DisHonestyなサンプルが6,545個である。残りの1,718個のサンプルは、製造原価明細書の開示義務がある（ので、開示をしている）企業のデータである。

表3は全サンプルの相関係数を示す。式(3)のコントロール変数であるROAとdeltaIncomeの間の相関係数が0.446（ピアソン）と、これらの説明変数の中では一番高いが、マルチコの問題を気にするほどではなさそうである。

## 2 分析結果

表4～表9は、式(3)の分析結果を示す。全サンプル分析は表4（コントロール変数あり）と表5（同変数なし）、Honestyのみサンプル分析は表6（同変数あり）と表7（同変数なし）、DisHonestyのみサンプル分析は表8（同変数あり）と表9（同変数なし）で示す。

表4（全サンプル・コントロール変数あり）を見ると、最も興味がある変数Y2021（2021年度のyear\_dummy）の係数は-0.0050、そしてY2022の係数は0.0073で、共に有意に推



表2 記述統計量

全サンプル	DiscAcc	Honesty	DisHonesty	BigAudit	DebtRatio	SIZE	ROA	deltaIncome
count	9098	9098	9098	9098	9098	9098	9098	9098
mean	0.000	0.092	0.719	0.700	0.420	10.785	0.033	0.003
std	0.045	0.289	0.449	0.458	0.186	1.412	0.038	0.035
min	-0.195	0	0	0	0.057	7.703	-0.181	-0.156
25%	-0.024	0	0	0	0.271	9.740	0.015	-0.011
50%	0.000	0	1	1	0.415	10.614	0.032	0.002
75%	0.023	0	1	1	0.556	11.671	0.053	0.016
max	0.195	1	1	1	0.907	14.939	0.164	0.199

  

Honestyのみ	DiscAcc	Honesty	DisHonesty	BigAudit	DebtRatio	SIZE	ROA	deltaIncome
count	835	835	835	835	835	835	835	835
mean	0.000	1.000	0.000	0.629	0.431	10.108	0.028	0.004
std	0.052	0.000	0.000	0.483	0.196	1.222	0.037	0.034
min	-0.185	1	0	0	0.059	8.005	-0.178	-0.153
25%	-0.027	1	0	0	0.273	9.175	0.013	-0.008
50%	0.000	1	0	1	0.422	9.940	0.028	0.002
75%	0.028	1	0	1	0.583	10.851	0.047	0.016
max	0.178	1	0	1	0.899	14.431	0.148	0.192

  

DisHonestyのみ	DiscAcc	Honesty	DisHonesty	BigAudit	DebtRatio	SIZE	ROA	deltaIncome
count	6545	6545	6545	6545	6545	6545	6545	6545
mean	0.000	0.000	1.000	0.736	0.425	11.054	0.033	0.003
std	0.044	0.000	0.000	0.441	0.184	1.377	0.037	0.035
min	-0.193	0	1	0	0.057	7.703	-0.181	-0.156
25%	-0.023	0	1	0	0.281	10.046	0.015	-0.011
50%	0.000	0	1	1	0.420	10.907	0.032	0.002
75%	0.023	0	1	1	0.559	11.927	0.053	0.016
max	0.195	0	1	1	0.907	14.936	0.164	0.199

表3 相関係数 (左下：ピアソン 右上：スピアマン)

全サンプル	DiscAcc	Honesty	DisHonesty	BigAudit	DebtRatio	SIZE	ROA	deltaIncome
DiscAcc	1.000	0.002	-0.004	-0.009	-0.027	0.004	0.153	0.092
Honesty	0.003	1.000	-0.509	-0.050	0.017	-0.157	-0.042	0.011
DisHonesty	-0.005	-0.509	1.000	0.122	0.049	0.323	-0.001	0.000
BigAudit	-0.012	-0.050	0.122	1.000	-0.006	0.255	0.077	0.011
DebtRatio	-0.015	0.019	0.047	-0.012	1.000	0.054	-0.320	0.005
SIZE	-0.005	-0.152	0.304	0.248	0.080	1.000	0.155	0.022
ROA	0.193	-0.045	-0.001	0.060	-0.289	0.151	1.000	0.420
deltaIncome	0.129	0.008	-0.005	0.007	0.017	0.011	0.446	1.000

定されている。この結果は、2021年度には減益型の利益調整を、そして2022年度には増益型の利益調整を行っている可能性を示唆している。ただし、期間ダミー変数に関しては、他にも Y2015, Y2017, Y2018 や Y2019 でも係数が有意に推定されているので、この結果だけをもって2021年度と2022年度に利益調整を行っていると言うことはできなさそうであ

る。

表4のコントロール変数の係数は、DebtRatioが0.0100で有意に正、SIZEが-0.0011で有意に負、ROAが0.2266で有意に正、deltaIncomeが0.0557で有意に正となり、符号条件を満たした。なおBigAuditは-0.0013と、符号条件は満たしているが、有意には推定されなかった。

表4 式(3)の分析結果(全サンプル・コントロール変数あり)

OLS Regression Results (コントロール変数あり)						
Dep. Variable:	DiscAcc	R-squared:	0.055			
Model:	OLS	Adj. R-squared:	0.054			
Method:	Least Squares	F-statistic:	40.590			
Date:	Tue, 05 Aug 2025	Prob (F-statistic):	0.000			
Time:	22:37:36	Log-Likelihood:	15493			
No. Observations:	9098	AIC:	-30960			
Df Residuals:	9084	BIC:	-30860			
Df Model:	13					
Covariance Type:	nonrobust					
	coef	std err	t	P> t	[0.025	0.975]
Intercept	0.0011	0.003	0.336	0.737	-0.005	0.008
BigAudit	-0.0013	0.001	-1.200	0.230	-0.003	0.001
DebtRatio	0.0100	0.003	3.734	0.000	0.005	0.015
SIZE	-0.0011	0.000	-3.278	0.001	-0.002	0.000
ROA	0.2266	0.015	15.171	0.000	0.197	0.256
deltaIncome	0.0557	0.015	3.622	0.000	0.026	0.086
Y2014	0.0011	0.001	0.860	0.390	-0.001	0.004
Y2015	0.0031	0.001	2.319	0.020	0.000	0.006
Y2016	-0.0022	0.001	-1.614	0.107	-0.005	0.000
Y2017	-0.0086	0.001	-6.423	0.000	-0.011	-0.006
Y2018	-0.0030	0.001	-2.171	0.030	-0.006	0.000
Y2019	0.0080	0.001	5.798	0.000	0.005	0.011
Y2020	0.0004	0.001	0.288	0.773	-0.002	0.003
Y2021	-0.0050	0.001	-3.561	0.000	-0.008	-0.002
Y2022	0.0073	0.001	5.107	0.000	0.004	0.010

表5(全サンプル・コントロール変数なし)は、有意に推定された期間ダミー変数がやや異なっているが、最も興味があるY2021とY2022の結果は、表4と同じく、Y2021の係数は負で有意に、そしてY2022の係数は正で有意に推定された。

表6(Honestyのみサンプル・コントロール変数あり)を見ると、最も興味がある変数Y2021とY2022の係数は、共に有意に推定されていない。そのため、このコロナ禍において、特段の利益調整行動は観察できない。また、他の期間ダミー変数でも、係数が有意に推定されたのはY2015とY2016だけであり、全サンプルと比べて係数が有意に推定された期間ダミー変数が少ない結果となった。また、コントロール変数に関しても、ROAの係数だけが0.2970で有意と推定されただけで、他の変数は有意に推定されなかった。この結果からは、全体的に、Honestyのみサンプルの企業では裁量的発生高を利用した利益

表5 式(3)の分析結果(全サンプル・コントロール変数なし)

OLS Regression Results (コントロール変数なし)						
Dep. Variable:	DiscAcc	R-squared:	0.015			
Model:	OLS	Adj. R-squared:	0.014			
Method:	Least Squares	F-statistic:	17.100			
Date:	Tue, 05 Aug 2025	Prob (F-statistic):	0.000			
Time:	22:37:36	Log-Likelihood:	15304			
No. Observations:	9098	AIC:	-30590			
Df Residuals:	9089	BIC:	-30530			
Df Model:	8					
Covariance Type:	nonrobust					
	coef	std err	t	P> t	[0.025	0.975]
Intercept	0.0000	0.000	0.093	0.926	-0.001	0.001
Y2014	0.0014	0.001	1.091	0.275	-0.001	0.004
Y2015	0.0035	0.001	2.664	0.008	0.001	0.006
Y2016	-0.0032	0.001	-2.417	0.016	-0.006	-0.001
Y2017	-0.0085	0.001	-6.421	0.000	-0.011	-0.006
Y2018	-0.0021	0.001	-1.542	0.123	-0.005	0.001
Y2019	0.0081	0.001	6.020	0.000	0.005	0.011
Y2020	-0.0017	0.001	-1.246	0.213	-0.004	0.001
Y2021	-0.0061	0.001	-4.467	0.000	-0.009	-0.003
Y2022	0.0086	0.001	6.207	0.000	0.006	0.011

表6 式(3)の分析結果(Honestyのみ・コントロール変数あり)

OLS Regression Results (コントロール変数あり)						
Dep. Variable:	DiscAcc	R-squared:	0.068			
Model:	OLS	Adj. R-squared:	0.053			
Method:	Least Squares	F-statistic:	4.607			
Date:	Tue, 05 Aug 2025	Prob (F-statistic):	0.000			
Time:	22:37:36	Log-Likelihood:	1307.8			
No. Observations:	835	AIC:	-2588			
Df Residuals:	821	BIC:	-2521			
Df Model:	13					
Covariance Type:	nonrobust					
	coef	std err	t	P> t	[0.025	0.975]
Intercept	-0.0054	0.014	-0.393	0.695	-0.033	0.022
BigAudit	0.0012	0.004	0.307	0.759	-0.006	0.009
DebtRatio	0.0169	0.009	1.795	0.073	-0.002	0.035
SIZE	-0.0010	0.001	-0.693	0.489	-0.004	0.002
ROA	0.2970	0.056	5.329	0.000	0.188	0.406
deltaIncome	0.0745	0.060	1.247	0.213	-0.043	0.192
Y2014	0.0010	0.005	0.223	0.823	-0.008	0.010
Y2015	0.0097	0.005	1.971	0.049	0.000	0.019
Y2016	-0.0109	0.005	-2.110	0.035	-0.021	-0.001
Y2017	-0.0063	0.005	-1.148	0.251	-0.017	0.004
Y2018	-0.0041	0.005	-0.759	0.448	-0.015	0.007
Y2019	0.0086	0.005	1.578	0.115	-0.002	0.019
Y2020	0.0021	0.005	0.390	0.697	-0.009	0.013
Y2021	-0.0037	0.006	-0.666	0.506	-0.015	0.007
Y2022	-0.0019	0.006	-0.332	0.740	-0.013	0.009

表7 式(3)の分析結果 (Honestyのみ・コントロール変数なし)

OLS Regression Results (コントロール変数なし)						
Dep. Variable:	DiscAcc	R-squared:	0.016			
Model:	OLS	Adj. R-squared:	0.006			
Method:	Least Squares	F-statistic:	1.644			
Date:	Tue, 05 Aug 2025	Prob (F-statistic):	0.108			
Time:	22:37:37	Log-Likelihood:	1285			
No. Observations:	835	AIC:	-2552			
Df Residuals:	826	BIC:	-2509			
Df Model:	8					
Covariance Type:	nonrobust					
	coef	std err	t	P> t	[0.025	0.975]
Intercept	0.0000	0.002	0.008	0.994	-0.003	0.003
Y2014	0.0035	0.004	0.816	0.414	-0.005	0.012
Y2015	0.0110	0.005	2.279	0.023	0.002	0.020
Y2016	-0.0118	0.005	-2.337	0.020	-0.022	-0.002
Y2017	-0.0044	0.005	-0.825	0.410	-0.015	0.006
Y2018	-0.0033	0.005	-0.617	0.537	-0.014	0.007
Y2019	0.0075	0.005	1.402	0.161	-0.003	0.018
Y2020	0.0005	0.005	0.098	0.922	-0.010	0.011
Y2021	-0.0031	0.005	-0.563	0.573	-0.014	0.008
Y2022	0.0001	0.006	0.009	0.993	-0.011	0.011

調整行動はあまり見られないようである。

表7 (Honestyのみサンプル・コントロール変数なし)でも、最も興味があるY2021とY2022の結果は、表6と同じく、係数は両方とも有意に推定されなかった。

表8 (DisHonestyのみサンプル・コントロール変数あり)を見ると、最も興味がある変数Y2021の係数は-0.0031だが、僅かに5%有意水準では有意に推定されなかった(P値が0.052)。そしてY2022の係数は0.0078で有意に推定された。この結果は、2021年度に減益型の利益調整を行ったかどうかは微妙なもの、2022年度には増益型の利益調整を行っている可能性を示唆している。期間ダミー変数に関しては、他にもY2015、Y2017やY2019でも係数が有意に推定された。

コントロール変数の係数は、BigAuditが-0.0025で有意に負、DebtRatioが0.0117で有意に正、SIZEが-0.0015で有意に負、ROAが0.2207で有意に正、deltaIncomeが0.0573で有意に正となり、すべて有意に推定され、符号条件も満たした。

表9 (DisHonestyのみサンプル・コントロール変数あり)では、Y2021とY2022の係数は、表8よりも明確な結果、つまりY2021もY2022も有意に推定された(Y2021は-0.0050で有意に負、Y2022は0.0088で有意に正)。

DisHonestyのみサンプルの結果は、全体的に、全サンプルの結果と似通った結果となった。これは、全サンプルのサンプル数が9,098個で、DisHonestyのみサンプルのサンプル数が6,545個と、全サンプルの3分の2以上がDisHonestyなデータで占められている

表 8 式(3)の分析結果 (DisHonestyのみ・コントロール変数あり)

OLS Regression Results (コントロール変数あり)						
Dep. Variable:	DiscAcc	R-squared:	0.055			
Model:	OLS	Adj. R-squared:	0.053			
Method:	Least Squares	F-statistic:	29.310			
Date:	Tue, 05 Aug 2025	Prob (F-statistic):	0.000			
Time:	22:37:37	Log-Likelihood:	11314			
No. Observations:	6545	AIC:	-22600			
Df Residuals:	6531	BIC:	-22510			
Df Model:	13					
Covariance Type:	nonrobust					
	coef	std err	t	P> t	[0.025	0.975]
Intercept	0.0055	0.004	1.413	0.158	-0.002	0.013
BigAudit	-0.0025	0.001	-1.991	0.047	-0.005	0.000
DebtRatio	0.0117	0.003	3.672	0.000	0.005	0.018
SIZE	-0.0015	0.000	-3.714	0.000	-0.002	-0.001
ROA	0.2207	0.018	12.228	0.000	0.185	0.256
deltaIncome	0.0573	0.018	3.205	0.001	0.022	0.092
Y2014	0.0016	0.002	1.010	0.313	-0.001	0.005
Y2015	0.0033	0.002	2.139	0.032	0.000	0.006
Y2016	-0.0023	0.002	-1.518	0.129	-0.005	0.001
Y2017	-0.0085	0.002	-5.507	0.000	-0.011	-0.005
Y2018	-0.0018	0.002	-1.138	0.255	-0.005	0.001
Y2019	0.0087	0.002	5.531	0.000	0.006	0.012
Y2020	-0.0001	0.002	-0.048	0.961	-0.003	0.003
Y2021	-0.0031	0.002	-1.943	0.052	-0.006	0.000
Y2022	0.0078	0.002	4.783	0.000	0.005	0.011

表 9 式(3)の分析結果 (DisHonestyのみ・コントロール変数なし)

OLS Regression Results (コントロール変数なし)						
Dep. Variable:	DiscAcc	R-squared:	0.016			
Model:	OLS	Adj. R-squared:	0.015			
Method:	Least Squares	F-statistic:	13.450			
Date:	Tue, 05 Aug 2025	Prob (F-statistic):	0.000			
Time:	22:37:38	Log-Likelihood:	11182			
No. Observations:	6545	AIC:	-22350			
Df Residuals:	6536	BIC:	-22280			
Df Model:	8					
Covariance Type:	nonrobust					
	coef	std err	t	P> t	[0.025	0.975]
Intercept	-0.0001	0.000	-0.186	0.853	-0.001	0.001
Y2014	0.0014	0.002	0.944	0.345	-0.002	0.004
Y2015	0.0032	0.001	2.111	0.035	0.000	0.006
Y2016	-0.0040	0.002	-2.646	0.008	-0.007	-0.001
Y2017	-0.0088	0.002	-5.830	0.000	-0.012	-0.006
Y2018	-0.0013	0.002	-0.820	0.412	-0.004	0.002
Y2019	0.0084	0.002	5.474	0.000	0.005	0.011
Y2020	-0.0027	0.002	-1.758	0.079	-0.006	0.000
Y2021	-0.0050	0.002	-3.209	0.001	-0.008	-0.002
Y2022	0.0088	0.002	5.534	0.000	0.006	0.012

ため、DisHonestyのみサンプルの結果に引きずられたものと思われる。

これらをまとめると、仮説1も仮説2も、これを支持する結果となった。とはいえ、仮説1に関して言えば、これはあくまでも「本論文の分析モデルやデータではビッグ・バスの証拠を確認できなかった」だけであり、これをもってHonestyな企業ではコロナ禍においてビッグ・バスを行っていないと言い切ることは不可能である。また、仮説2に関しても、コントロール変数を加えた分析では有意な結果となっていないため、ビッグ・バスの弱い証拠を確認したに過ぎない。

とはいえ、製造原価明細書を任意で開示しているかしていないかという、一見些末な企業行動の違いが、実はコロナ禍におけるビッグ・バス行動の違いにも関係している可能性を示したことは、本論文の大きな成果である。

#### IV 結 論

2019年末より始まった新型コロナウイルス感染症のパンデミックは、我が国を始め世界中の企業に多大な危機をもたらしたが、同時にそれは、ビッグ・バスを行う大義名分をももたらした。そのようなチャンスを前にした時、経営者はチャンスが来たからとビッグ・バスを実行するだろうか。それとも、そのような機会主義的行動はしないだろうか。

本論文では、製造原価明細書の任意開示の有無を誠実性の指標とすることで、日本の製造業企業1,211社を対象に分析を行った。分析の結果、製造原価明細書を任意で開示していない企業では、ビッグ・バスを行っている可能性が高く、対照的に、製造原価明細書を任意で開示している企業では、その可能性は低いことが判明した。

コロナ禍のような状況に直面した時、すべての企業が同じような行動（ビッグ・バス）を選択する訳ではなく、ビッグ・バスを行う企業もあれば行わない企業もあるはずである。そのため、企業全体のふるまいを分析することは重要ではあるけれど、それだけでは無く、どのようなタイプの企業では積極的にビッグ・バスを行い、どのようなタイプの企業ではそれを行わない（または消極的にしか行わない）か、という分析もまた重要である。本論文は、製造原価明細書の任意開示の有無という、一般的でないタイプ分けではあるが、それがビッグ・バス行動の有無と結びついている可能性を提示できたことは、一定の貢献である。

ただし本論文では、2022年3月期までのデータしか対象としておらず、また会計発生高は単独決算の財務データで求めている。また、本論文の分析方法は製造原価明細書を使用する以上、分析対象は製造業企業に限られてしまうが、コロナ禍においてビッグ・バス行動の誘因が強かったのは、（製造業ではなく）飲食業などのサービス業の方だと思われる。

サービス業企業でのビッグ・バス行動の有無を分析するには、本論文とはまた別の分析方法が必要となるだろう。

#### 謝 辞

本論文の執筆にあたり、外山茂樹氏より大変有益な助言を頂きました。心より感謝いたします。

#### 参 考 文 献

- 緒方勇・外山茂樹 (2023) 「製造原価明細書から内部統制リスクは評価可能か」『ビジネス&アカウンティングレビュー』第32号, 21-34頁。
- 北川教央 (2022) 「株式市場の不確実性とビッグ・バス会計」『国民経済雑誌』第225巻第5号, 49-65頁。
- 木伏源太 (2023) 「わが国ホテル業における管理会計の利用実態と新型コロナウイルス感染症への対応—管理会計責任者へのアンケート調査の集計結果—」『経営会計レビュー』第3号第1巻, 37-51頁。
- 厚生労働省 (2020) 「イベントの開催に関する国民の皆様へのメッセージ (令和2年2月20日)」  
[https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/newpage\\_00002.html](https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/newpage_00002.html) (閲覧2025年9月6日)。
- 小宮山賢 (2023) 「新型コロナウイルスパンデミック下の会計不正の傾向」『早稲田国際経営研究』第53/54巻, 65-77頁。
- 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 (2007) 『会計操作 その実態と識別法, 株価への影響』ダイヤモンド社。
- 山本宣明 (2023) 「コロナ禍の影響を受けた企業の財務安全性の確保」『LEC 会計大学院紀要』第20号, 123-160頁。
- 吉田政之・打田昌輝・佐々木郁子・三矢裕 (2024) 「危機時におけるマネジメント・コントロール—新型コロナウイルス感染症禍におけるオムロン株式会社へのインタビュー調査をもとに—」『管理会計学』第32巻第1号, 53-65頁。
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney (1995) Detecting Earnings Management. *The Accounting Review*, 70(2), 193-225.
- Jones, J. J. (1991) Earnings Management During Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193-228.
- Kaszniak, R. (1999) On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management. *Journal of Accounting Research*, 37(1), 57-81.
- Liu, G., and J. Sun (2022) The impact of COVID-19 pandemic on earnings management and the value relevance of earnings: US evidence. *Managerial Auditing Journal*, 37(7), 850-868.
- Ricapito, F. P. (2024) Earnings management and corporate governance during COVID-19: Evidence from the European capital market. *Corporate Board: Role, Duties and Composition*, 20(1), 42-55.
- Yasar, A. and N. Yalcin (2024) The effect of the COVID-19 pandemic on accrual-based earnings management: Evidence from four most affected European countries. *Heliyon*, 10(8) e29890.