



Research Memorandum

不正会計とデフォルト企業の特徴 — 会計発生高の視点から —

FTRI-RM No.18

December 2014

大城 直人

Naoto Oshiro, Ph.D

要旨

本稿では、不正会計企業とデフォルト企業を対象として、会計発生高や裁量的発生高の特徴を分析するとともに不正会計やデフォルトといった事象の早期捕捉能力について検証を行った。この結果、会計発生高や裁量的発生高は不正開始やデフォルトとなる数期前から有意に上昇する傾向を示し、この傾向は、デフォルト事象に対してさらに顕著であることが分かった。また、裁量的発生高には反転する性質があることが確認され、不正会計やデフォルトの発生時期に近づくにつれてその傾向が顕著となることを発見した。この性質を利用することで不正会計企業やデフォルト企業の早期発見に有効に活用できる可能性を示した。

株式会社 金融工学研究所

〒103-0027 東京都中央区日本橋 1-4-1 日本橋一丁目ビル 19F

<http://www.ftri.co.jp/> TEL: 03-3276-3440 FAX: 03-3276-3439

1 はじめに

粉飾決算などの不正会計が明らかになり、新聞報道の対象となったり、証券取引等監視委員会から課徴金納付命令等の勧告を受けたりする企業が増加している。課徴金制度は 2005 年に開始され、2014 年 8 月末現在で 78 社がその対象となっている。これら課徴金制度の対象となった企業はある意味“悪質な”粉飾事案等のみが対象とされていると考えられ、実際には、粉飾とは言い切れない、もしくは GAAP¹の範囲内ではあるものの極めて攻撃的な利益増加型の調整を行っている企業はこれ以外にも多数存在するものと考えられる。特に、上場会社と異なり会計監査を受けていない中小企業などではこの傾向がさらに顕著であることは想像に難くない。

企業への投融資を行う場合には決算書をベースとした財務分析を実施することが重要な作業の一つとなる。決算書の数字から、自己資本比率や売上高成長率などの各種財務比率を計算してその重要度に応じて何らかのスコアリング作業を行うことが一般的だろう。特に近年では、統計的な手法をベースとしたスコアリングモデルの判別精度が向上していることもあり、モデルの出力する結果が重要視される傾向が強まっている。ところが、分析のために入手した決算書自体が粉飾されている場合には、その“粉飾決算書”をいくら精緻に分析したところで得られる結果はほとんど有用でないことは明らかだろう。

我々は上記の問題点に注目しこれまで各種の分析を行ってきたが、本稿では、その中でも近年注目を集めている、「会計発生高」に着目して分析を行ったので結果を報告する。会計発生高は、1990 年代以降精力的に研究が進められている分野である。それ以前にもいわゆる“利益の先食い”、“費用の資産化”、“償却基準の変更”といったフレーズで認識されてはいたが、これを定量的に評価する手法が提案されたことからあらためて注目を集めるようになったものである。“会計発生高アノマリー”として知られているが、Sloan (1996) が会計発生高に基づく投資戦略の有効性を例証したことで先ず証券運用の世界で活用されるようになった。また、会計発生高が不正会計の早期発見に有効であるというレポート(Beneish,1999、他)もあり不正会計の決定要因としては極めて有効な指標として実務の世界でも認知されている。ところが、本邦市場においては、先に述べたとおり現在に至っても不正会計企業であると(オフィシャルに)特定されたケースが 100 社に満たないことから、これまでは分析の対象とはなりにくいという事情があった²。

本稿では、当社が 2013 年末に取りまとめた、不正会計に関するレポート(堀田・大城、2013)で取り上げた不正会計企業に加えて当社独自の基準で抽出した不正会計先を対象として、不正会計企業における会計発生高の特徴を分析したので報告する。また、参考としてデフォルト企業を対象とした会計発生高の特徴分析も行ったので合わせて報告する。

¹ GAAP: Generally Accepted Accounting Practices、一般に公正妥当と考えられる会計原則。

² 米国の場合には AAER (会計と監査に関する執行措置通牒) という SEC が公表する不正会計を含む行政手続き先のリストがあり、1999 年以降、年間 100 件程度公表されている。

2 会計発生高について

本稿で分析の視点として利用する会計発生高について簡単に説明する。詳細については、大城（2014）や須田他（2007）等を参照願いたい。

会計発生高（Accruals）は、経営者による利益調整の程度を把握するための指標値として利用されることが多く、一般的には会計上の利益と営業活動によるキャッシュフローとの差額として定義される。具体的には以下の計算式による方法が一般的である。

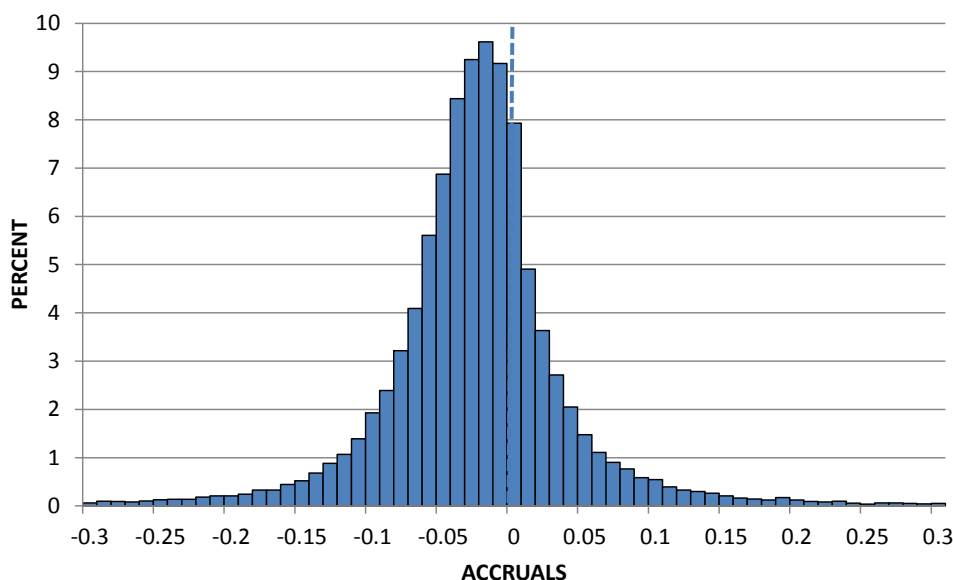
$$\text{会計発生高} = \text{税引後経常利益} - \text{営業活動キャッシュフロー}$$

ここで、税引後経常利益＝当期純利益－特別利益合計額＋特別損失合計額、で計算される。

すなわち会計発生高とはキャッシュフローを伴わない会計上の利益の額と捉えることが出来るだろう。何らかの手法により利益を増加させるような利益調整が行われた場合、会計上の利益の増加額に比べて実際のキャッシュフローの増加が伴わないことから、結果として会計発生高の増加として観察出来ることが予想される。

ここで、会計発生高がどの程度の値であるのかその感触をつかむために、会計発生高の分布と代表的な統計値を図表 1 に示した。2003 年～2010 年の間の上場企業を対象に、会計発生高を期初の総資産で基準化した値として計算している。また、図中の点線は会計発生高が 0 のラインを示している。

図表 1 会計発生高の分布



| 分位点 | P1 | P5 | P10 | P25 | Med | P75 | P90 | P59 | P99 |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|-------|-------|-------|
| 会計発生高 | -0.449 | -0.142 | -0.099 | -0.057 | -0.026 | 0.001 | 0.042 | 0.086 | 0.327 |

中央値は 0 よりもややマイナスの値を示しており会計上の利益が営業キャッシュフローと比べて若干少なくなる傾向を示すことが分かる。会計上の利益からは減価償却費が差し引かれている点を踏まえるとこの理由が理解しやすいかもしれない。

さて、会計発生高の分析を行う上で理解しておくべき点として、会計発生高の全てが経営者による“裁量的な”利益調整の結果であるとは限らない点が上げられる。例えば、売上高が増加すれば、それに伴って売掛金も増えることが通常であり、対前期比で売掛金が増加（結果として会計発生高が増加）したからといって、その全てが経営者による裁量行動（例えば架空売上が計上して同額を売掛金として処理したような場合）とまでは言えない。我々の興味はこの経営者による裁量行動の程度を認識することなので、会計発生高を経営者の裁量に依存する部分（裁量的発生高）とそれ以外の部分（非裁量的発生高）に分けて分析することが必要になる。

$$\text{会計発生高} = \text{裁量的発生高(DA; Discretionary Accruals)} \\ + \text{非裁量的発生高 (NDA: Non-discretionary Accruals)}$$

| | |
|-------------|---------------|
| 裁量的発生高 (DA) | 非裁量的発生高 (NDA) |
| 会計発生高 | |

では、どうすれば裁量的発生高 (DA) を計算することが出来るのかがポイントとなるが、その性質上その数値を直接観測することは困難だ。そこで一般的な手順としては、まず各企業の規模や事業内容等から平均的（典型的）に推計される非裁量的発生高 (NDA) を計算して、その値を会計発生高から控除することで裁量的発生高を求める方法が一般的である。すなわち、

$$\text{裁量的発生高} = (\text{会計発生高}) - (\text{平均的な非裁量的発生高})$$

から計算する。

平均的な非裁量的発生高の推計手法としてもっとも著名な方法は、Jones モデルと呼ばれるモデルであり、以下の回帰式を解くことで計算する。

【Jones モデル】 Jones(1991)

$$\text{平均的な非裁量的発生高} = \alpha + \beta_1 \times \Delta \text{売上高} + \beta_2 \times \text{償却性固定資産} + \varepsilon$$

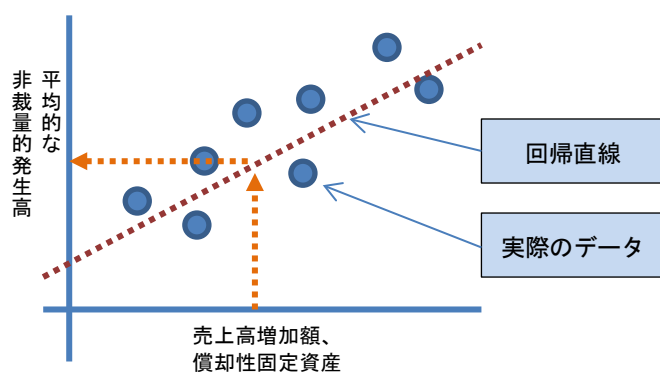
ここで、 Δ は対前期比を示す。 ε は誤差項、 α 、 β は係数を示す³。

この式が意味するところは 2 点あり、(1)売上高が増加すると平均的な非裁量的発生高も増加する（よって係数 β_1 は正が期待される）、(2)償却性固定資産が多いほど平均的な非裁量的発生高が小さくなる（係数 β_2 は負が期待される）ということだ。すなわち、先にも議論したとおり、売上高が増加すれば売掛金が増加することは容易に想像がつく。また、償却性固定資産が大きいほど減

³ Jones モデルの左辺は本来は“会計発生高”であり平均的な非裁量的発生高ではないが、理解をしやすいように記述を変えている。平均的な非裁量的発生高とする場合には誤差項 ε は 0 である。

価償却費負担が大きくなることから（利益額が小さくなる結果）会計発生高がマイナス方向に大きくなる。この3者（会計発生高、売上高の増加、償却性固定資産）の関係を表現したのがこの Jones モデルといえる。

この関係式に実際の決算書データをフィッティングさせて、最適なパラメータ（ α 、 β ）を決定した時に得られる推定値が平均的な非裁量的発生高となる。直感的な理解として2次元の例で示すが、下図のようなXY平面にプロットされたデータの間を直線で結んだ線形回帰の線を思い出してもらいたい。実際のデータに対して最適なフィッティングを行うということは、売上高の増加額や償却性固定資産の額から予想される最も平均的な非裁量的発生高を推計していることと等しくなる。結果として、Jones モデルで得られた推定値（下図の場合はY軸の値）を経営者の裁量が働かない非裁量的発生高として取り扱うという手法がとられる。



なお、Jones モデルのパラメータ推計方法には二種類ある。一つは、個別別に時系列データを利用する推計方法と、もう一つは、時点毎に企業をグループ化して推計する（クロスセクション分析）がある。個別企業の特徴を捉えた分析を行うためには各企業の時系列データを利用する方法が望ましいと思われるが、通常は利用出来るデータ数（時点）がたかだか 20 数時点に限られることと、長期になるほどその間に企業の構造変化が生じている可能性もあり安定したパラメータの推計が困難になる。このため、年度ごとの財務データを業種別にグルーピングして推計するクロスセクション型の分析が採用されることが多い。Jones モデル以外の著名なモデルとしては以下に紹介するキャッシュフロー修正 Jones モデルがある。

【キャッシュフロー修正 Jones モデル】 Kasznik (1999)

$$\begin{aligned} \text{平均的な非裁量的発生高} = & \alpha + \beta_1 \times (\Delta \text{売上高} - \Delta \text{売上債権}) + \beta_2 \times \text{償却性固定資産} \\ & + \beta_3 \times \Delta \text{営業キャッシュフロー} + \varepsilon \end{aligned}$$

Jones モデルに二つの項目を加えたモデルである。一つは、売上高自身が操作（粉飾）されている場合には平均的な非裁量的発生高にもバイアスが掛かってしまうという影響を緩和するために導入された売掛債権の増加項と、二つ目は、会計発生高と営業キャッシュフローの間には強い相

関があるとの先行研究に依拠してキャッシュフローの増加による影響をコントロールするために導入された営業キャッシュフローの増加項である。

このほかにも平均的な非裁量的発生高の推計モデルは各種提案されているが、日本企業においては、キャッシュフロー修正 Jones モデルの説明力が高いとの指摘がある（須田・首藤、2004）。そこで、本稿ではキャッシュフロー修正 Jones モデルを利用して業種別かつ月次クロスセクション型⁴で裁量的発生高の推計を行うこととする。

なお、会計発生高の計算に営業キャッシュフローを利用する上記の計算手法は、キャッシュフロー計算書が導入された以降しか適用できない。このため、キャッシュフロー計算書が導入される以前や中小企業の会計発生高を分析する場合には、貸借対照表の変化から間接的に会計発生高を計算する以下の計算方法を用いる必要がある。

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

ここで、資金調達項目＝短期借入金＋コマーシャルペーパー＋1年内返済の長期借入金＋1年内返済の社債・転換社債。長期性引当金＝売上債権以外の貸倒引当金＋退職給付（給与）引当金＋役員退職慰労引当金＋その他の長期性引当金

3 不正会計と会計発生高

この章では、不正会計を行った企業を対象に会計発生高や裁量的発生高に何らかの特徴が確認できるかどうかを検証する。はじめに、不正会計先を特定する方法を説明する。次に、会計発生高の構成要素である財務指標値にどのような特徴がみられるかを確認する。最後に不正会計先の会計発生高と裁量的発生高の推移を確認し、不正会計企業の早期発見の可能性に関して検討する。

3.1 不正会計対象先のサンプル選択

不正会計の分析を行うためには、ターゲットとなる企業やその会計年度を特定する必要がある。本レポートではその詳細は割愛するが、大きく二つの基準のどちらかに該当した先を不正会計先とする特定作業を行った。

【基準1】不正会計のあり・なしが比較的明確に分けられる先

- (ア) 有価証券報告書の虚偽記載により、証券取引等監視委員会から告発もしくは課徴金納付命令勧告を受けた先
- (イ) 適時開示で会計上の数値に不適切な表示があった（もしくはその可能性がある）とリリースされた後、訂正財務が発表される前に倒産もしくは上場廃止となった先

⁴ 月次で過去12ヶ月間の決算書を利用してパラメータを推計する方法。

【基準2】不適切な会計等での適時開示や財務修正等があった先の一部

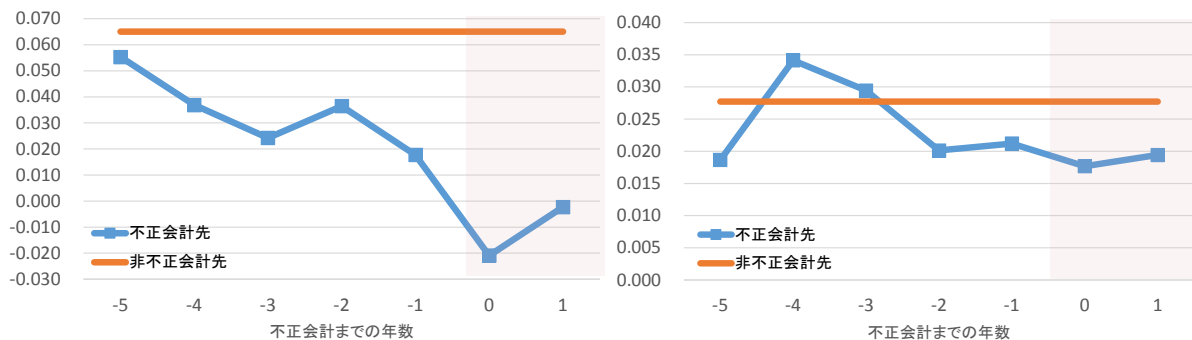
適時開示や新聞報道等で不適切な会計に関するリリースが行われていたとしても、そのすべてが組織的で悪質なケースだとは限らない。そこで、適時開示等で判明した対象会計年度について修正前後の決算書を分析してその重要度を当社独自の基準で評価をおこなうことで対象先を特定する。

上記の二つの基準で不正会計先の抽出を行った。ただし、その結果を見ると2002年以前と、2011年以降は不正会計の社数（比率）が少ないことが判明した。この理由の一つとして、証券取引等監視委員会による課徴金制度が始まったのが2005年以降であることを踏まえると、2000年代前半の財務には不正会計として認識されていない（公になっていない）企業が一定数含まれている可能性が考えられる。また、2011年以降は決算書が開示されて年数がそれほど経過していないことから、現段階では不正会計として公になっていないが、今後不正会計として公になるケースが増加する可能性がある。このような点を踏まえて、本レポートで分析対象とする決算書は、2003年から2010年とする。なお、これらの比較的絞り込んだ基準においても年間1%前後の不正会計先があり、財務分析や証券投資などにおいては不正会計に対する十分な留意が必要であるといえるだろう。

3.2 不正会計先の財務数値の推移

会計発生高の計算に利用される要素となる、税引後経常利益に関して、不正会計が始まった年の決算書を0時点（t=0）、その前期をt=-1などとして、各時点での平均値と中央値の推移を図表2に示した。なお、連続した不正2期目についてはt=1としている。

図表2 不正会計までの年数と税引後経常利益の推移および平均値の差の検定



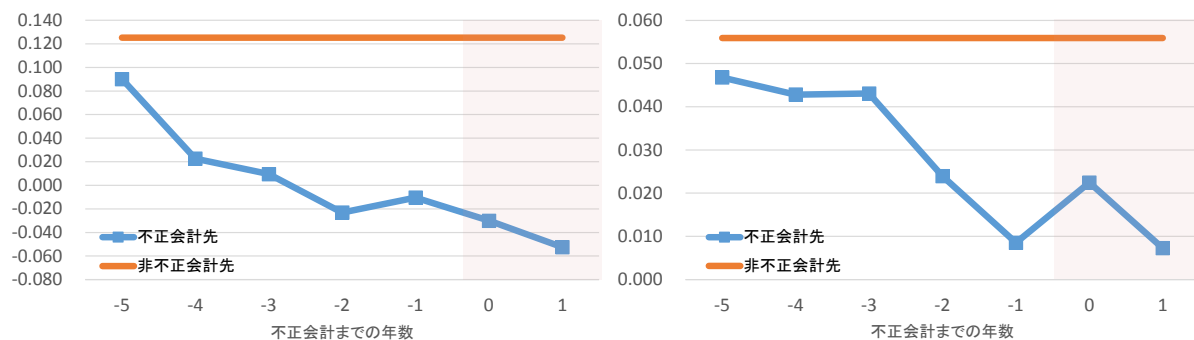
| | 非不正 | -5 | -4 | -3 | -2 | -1 | 0 | 1 |
|------|-------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 中央値 | 0.028 | 0.019 | 0.034 | 0.029 | 0.020 | 0.023 | 0.018 | 0.019 |
| 平均値 | 0.065 | 0.055 | 0.037 | 0.024 | 0.036 | 0.021 | -0.021 | -0.002 |
| Z値 | --- | -1.063 | 0.293 | -0.303 | -0.359 | -1.280 | -2.089 | -1.774 |
| 有意水準 | --- | | | | | * | ** | ** |

平均値（パネル上左）、中央値（パネル上右）、有意水準 ***:<1%, **:<5%, *:<10%

また、不正先と非不正会計先の間で税引後経常利益の平均値に差があるかどうかをウイルコクソン順位和検定(Wilcoxon Rank Sum Test)によって検証⁵した結果も示した。なお、これ以降の計算において、全ての会計数値は前期末(期初)の総資産額で除すことで基準化している。これらの結果から、不正会計企業は、不正会計に手を染める数期前から利益の低下が観察され、平均値(中央値)から徐々に乖離していくことがわかる。この結果、営業利益の減少というイベントに対して何らかの不正な手段(もしくはGAAP内ではあっても攻撃的な利益調整)によって利益の過剰な計上を行おうとするインセンティブが高まることにつながるものと考えられる。

同様に、会計発生高の計算のためのもう一つの構成要素である営業キャッシュフローについて、その平均値と中央値の推移および不正先と非不正先の間での平均値の差の検定結果を図表3に示した。この結果は、税引前経常利益の結果よりも顕著な傾向を示しており、不正会計企業の営業キャッシュフローは不正の開始年度に向かうにつれて減少を続け、その差異が有意であることを示している。

図表3 不正会計までの年数と営業キャッシュフローの推移および平均値の差の検定



| | 非不正 | -5 | -4 | -3 | -2 | -1 | 0 | 1 |
|------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 中央値 | 0.056 | 0.047 | 0.043 | 0.043 | 0.024 | 0.008 | 0.022 | 0.007 |
| 平均値 | 0.125 | 0.090 | 0.023 | 0.010 | -0.023 | -0.012 | -0.030 | -0.052 |
| Z 値 | --- | -0.802 | -1.326 | -1.901 | -3.667 | -5.654 | -5.883 | -5.107 |
| 有意水準 | --- | | * | ** | *** | *** | *** | *** |

平均値(パネル上左)、中央値(パネル上右)、有意水準 ***:<1%, **:<5%, *:<10%

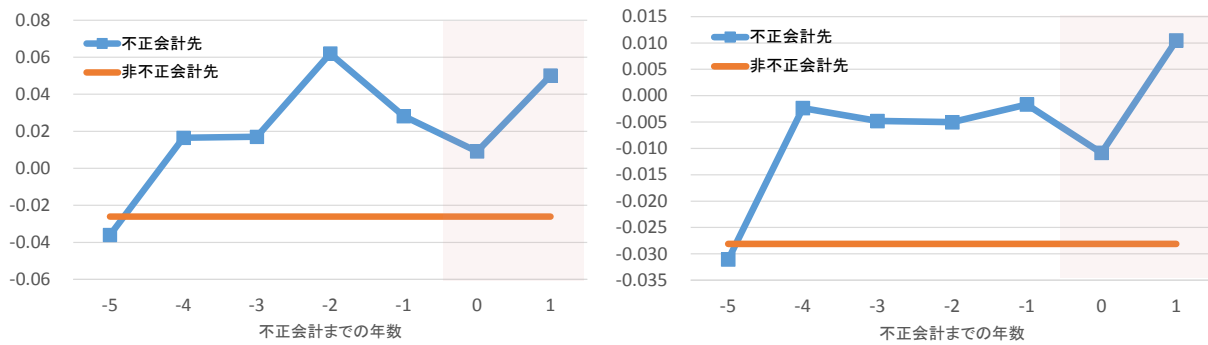
3.3 会計発生高の推移

ここでは、第2章でも示した計算方法に従い、税引後経常利益と営業キャッシュフローの差額として計算された会計発生高の推移に関して確認する。図表4に不正会計先の不正会計開始年度(t=0)を基準として会計発生高の平均値と中央値の推移を示した。不正会計開始の4期前(t=

⁵ 財務数値の場合には必ずしも正規分布が仮定できないケースが多いため、特に断りのない限り平均値の差の検定にはノンパラメトリックな検定手法であるウイルコクソン順位和検定を利用する。

ー4) から非不正会計企業の会計発生高には利益を増加させる方向への有意な差が発生し、その後は一貫して有意な差が確認できる。すなわち、不正会計企業の会計発生高はその額が非不正会計企業と比べて有意に大きく、不正開始年度に急激に会計発生高が大きくなるのではなく、数期前から高い水準を維持して不正の発生に至ることを示している。

図表 4 不正会計先の不正会計までの年数と会計発生高の推移および平均値の差の検定



| | 非不正 | -5 | -4 | -3 | -2 | -1 | 0 | 1 |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|
| 中央値 | -0.028 | -0.031 | -0.002 | -0.005 | -0.005 | -0.001 | -0.011 | 0.010 |
| 平均値 | -0.026 | -0.036 | 0.017 | 0.017 | 0.062 | 0.032 | 0.009 | 0.050 |
| Z 値 | --- | 0.052 | 1.624 | 2.486 | 2.696 | 4.164 | 2.590 | 3.655 |
| 有意水準 | --- | | * | *** | *** | *** | *** | *** |

平均値 (パネル上左)、中央値 (パネル上右)、有意水準 ***:<1%, **:<5%, *:<10%

3.4 裁量的発生高の推移

図表 5 に裁量的発生高の平均値と中央値の推移を示した。第 2 章で議論した通り、会計発生高を構成する要因のなかには売上高の成長にともない自然と増加する性質を持つ売上債権なども含まれる。このため不正会計の評価にあたっては、これら非裁量的な部分を除いた経営者の裁量的な会計発生高 (裁量的発生高) が特に重要な指標になるものと推察される。ところが、不正会計の開始年度より 2 期期前 (t=-2) からは非不正会計企業との間には利益を増加させる方向への有意な差が確認できるものの、顕著な差⁶とまでは言えない水準だ。

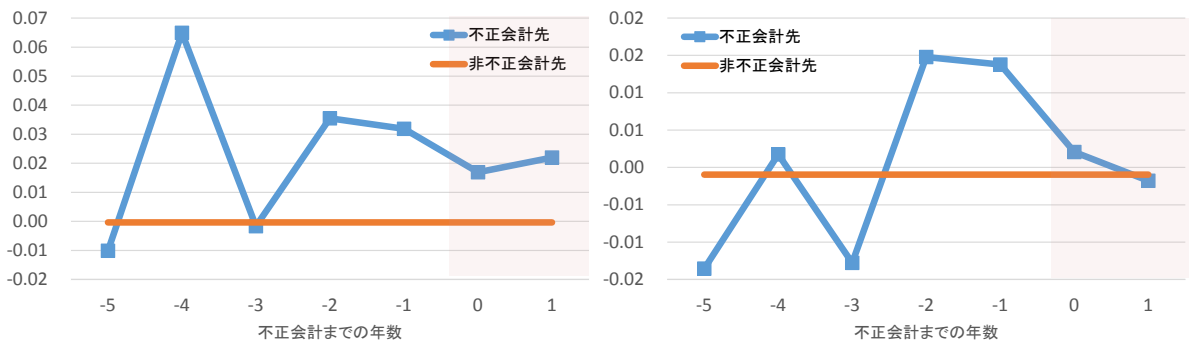
ところが、米国企業を対象とした不正会計企業の決定要因を取り扱った先行研究では何らかの形で会計発生高、もしくは裁量的発生高が利用されることが多い⁷。例えば、不正会計や決算書の修正の可能性を予測するモデルを取り扱った著名な論文である Beneish(1999)の M-Score や Dechow et al.,(2011)の F-Score においても会計発生高は重要な説明変数の一つとして利用されている。ところが、今回得られた本邦企業を対象とした裁量的発生高の分析結果ではその有効性が

⁶ 有意差を表す表現としては特に 1%水準を上回る場合などには“高度に有意”と呼ぶ場合があるが、ややテクニカルな表現。

⁷ 例えば、Lee et al. (1996)、Summers and Sweeney (1998)、Perols and Lougee (2011)。詳細は大城(2014)参照。

必ずしも十分でないことを示しており、米国の結果とは異なり、本邦企業の場合には会計発生高や裁量的発生高のみを利用するだけでは不正会計先の判別が十分に行えないことを示している可能性もある。ただし、この結果にはやや違和感が残ることから、会計発生高、特に裁量的発生高の特徴に関して次の節で更に検討を加えることとする。

図表 5 不正会計先の不正会計までの年数と裁量的発生高の推移および平均値の差の検定



| | 非不正 | -5 | -4 | -3 | -2 | -1 | 0 | 1 |
|------|-------|--------|-------|--------|-------|-------|-------|--------|
| 中央値 | 0.000 | -0.014 | 0.002 | -0.013 | 0.015 | 0.014 | 0.002 | -0.002 |
| 平均値 | 0.000 | -0.010 | 0.065 | -0.002 | 0.036 | 0.032 | 0.017 | 0.022 |
| Z 値 | --- | -1.154 | 0.175 | -0.614 | 2.007 | 1.806 | 1.120 | 0.680 |
| 有意水準 | --- | | | | ** | ** | | |

平均値（パネル上左）、中央値（パネル上右）、有意水準 ***:<1%, **:<5%, *:<10%

3.5 会計発生高・裁量的発生高による不正会計先の捕捉可能性

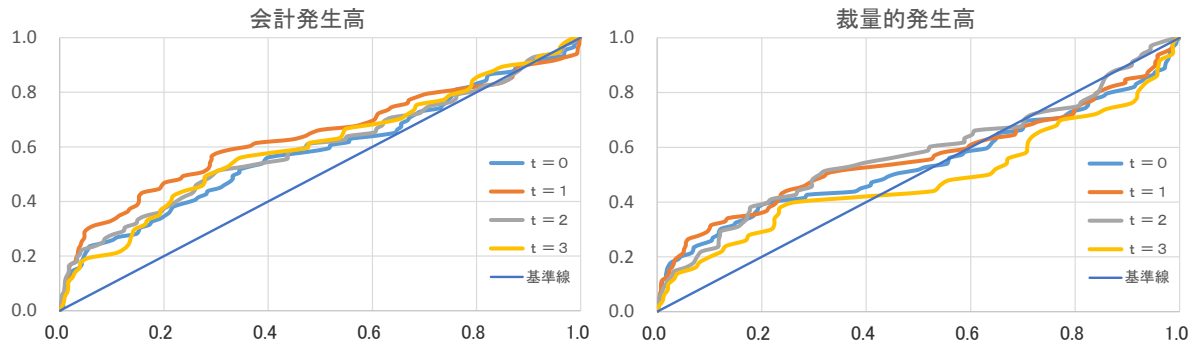
ここでは会計発生高の有効性を別の視点から評価するために、会計発生高もしくは裁量的発生高を唯一の説明変数とした場合にどの程度不正会計先を捕捉できているのかを AR 値を用いて計算した。その結果を図表 6 に示す。AR 値は 0 から 1 の間をとる評価指標であり、その値が大きいほど対象事象をより適切に捕捉できていることを表す⁸。会計発生高・裁量的発生高のいずれも、どの時点においても捕捉力がそれほど高くないことがわかる。具体的に捕捉力を視覚的に示す CAP カーブも示しているので参照願いたい。

会計発生高の CAP カーブは横軸の左になるほど会計(裁量的)発生高が大きいことを示している。会計発生高の捕捉結果を示す左側のパネルをみると、会計発生高が大きいほど(横軸の左側ほど)不正会計の発生先が多く含まれていることを示しており AR 値の絶対値は高いと言えないものの概ね有効な指標となっていることがわかる。一方、裁量的発生高の結果(パネル右)は会計発生高とは異なりカーブが S 字の形状を描いており、不正会計先は裁量的発生高が大きい先と小さい先の両極端に偏った形状であることがわかる。

⁸ 詳細は、山下・三浦(2011)などを参照。

図表 6 不正会計先の不正会計までの年数と捕捉力推移 (AR 値) と CAP カーブ

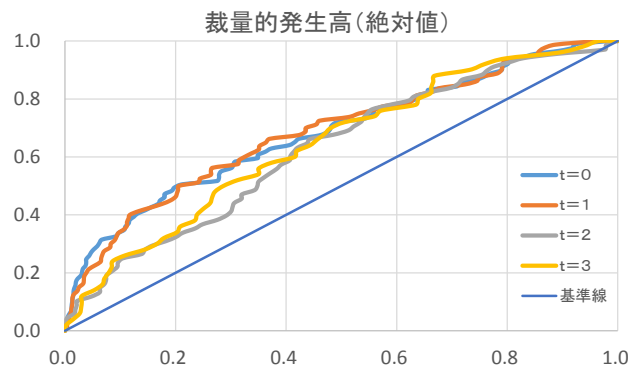
| AR 値 期前 | -5 | -4 | -3 | -2 | -1 | 0 | 1 |
|-----------|--------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|
| 会計発生高 | 0.005 | 0.150 | 0.190 | 0.184 | 0.264 | 0.159 | 0.293 |
| 裁量的発生高 | -0.124 | 0.017 | -0.050 | 0.141 | 0.118 | 0.069 | 0.054 |



上記の結果を踏まえ、裁量的会計発生高の絶対値をとった指標で再度 AR 値の推移と CAP カーブを計算し、その結果を図表 7 に示した。

図表 7 裁量的発生高 (絶対値) による不正会計先の捕捉力推移と CAP カーブ

| AR 値 期前 | -5 | -4 | -3 | -2 | -1 | 0 | 1 |
|--------------|--------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|
| 会計発生高 | 0.005 | 0.150 | 0.190 | 0.184 | 0.264 | 0.159 | 0.293 |
| 裁量的発生高 | -0.124 | 0.017 | -0.050 | 0.141 | 0.118 | 0.069 | 0.054 |
| 裁量的発生高 (絶対値) | 0.209 | 0.321 | 0.341 | 0.275 | 0.365 | 0.326 | 0.338 |

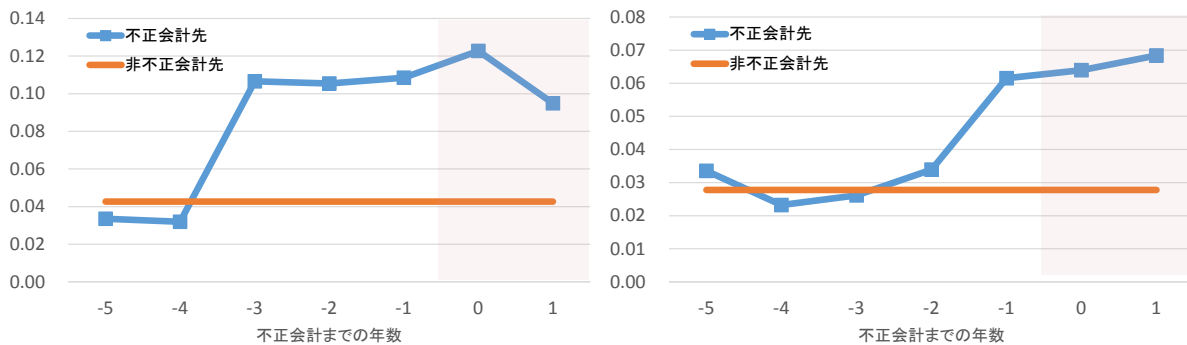


裁量的発生高 (絶対値) の捕捉力がすべての時点で会計発生高および裁量的発生高ベースの AR 値を上回っており裁量的発生高 (絶対値) に一定の有効性が確認できる。この理由について多少考察を加えてみたい。会計発生高の重要な特性の一つにそのリバーサル (反転) 性がある。一般に、利益調整による利益増加型の操作を行う場合売上高の早期認識や費用の先送りなどの手段がとられることが多い。これらの場合には、同じ利益操作を未来永劫継続することが困難であるため結局どこかの時点でその反動として利益減少型の利益調整を行わなければならない⁹。この

⁹ Barton and Simko (2002)は純営業資産(Net operating assets)の売上高比率を指標として資産が過

ように会計発生高には平均回帰的な特徴があることが知られている¹⁰。この結果、利益調整を行っている企業の会計発生高は裁量的発生高が増加と減少の双方を示し（繰り返し）、結果として大きな振動として観察されることが推察される。そこで、裁量的発生高のブレの程度を計測し、その結果を図表 8 に示した。分析対象としたデータの期間がそれほど長期ではないことから、裁量的発生高の 5 期分のデータによる標準偏差を計算している。事前に推察した通り、不正会計の開始年度に近いほど会計発生高のブレが大きくなる傾向を示していることがわかる。

図表 8 裁量的発生高の 5 期標準偏差



| | 非不正 | -5 | -4 | -3 | -2 | -1 | 0 | 1 |
|------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 中央値 | 0.028 | 0.034 | 0.023 | 0.026 | 0.034 | 0.062 | 0.064 | 0.068 |
| 平均値 | 0.043 | 0.034 | 0.032 | 0.107 | 0.105 | 0.109 | 0.123 | 0.095 |
| Z 値 | --- | 0.124 | -0.405 | 1.208 | 1.355 | 4.661 | 5.466 | 4.198 |
| 有意水準 | --- | | | | * | *** | *** | *** |

平均値（パネル上左）、中央値（パネル上右）、有意水準 ***:<1%, **:<5%, *:<10%

ここで実際に、裁量的発生高がどのような推移を示しているのかをいくつか代表的な事例を観察する。図表 9 は不正会計企業のなかから不正の発覚後短期間で上場廃止となった企業（A 社）とデフォルトとなった企業（X 社）の裁量的発生高の推移を示している。縦軸は、裁量的発生高を実数値で表示した場合はその規模の理解が困難なため、裁量的発生高の大きさを対象全サンプルの中での順位として計算している¹¹。すなわち 50 点が平均的な（中央値）裁量的発生高を示す。これらのサンプル企業では、極端な会計発生高の増減を繰り返している様子がうかがえる。ただし、ここで留意したい点は、この両社の場合には決算書を遡った修正再表示が開示されていないことから不正会計企業として特定された t=0 時点以前での不正会計の有無についての実態は不明であることだ。すなわち t=0 が不正会計の“開始”年度として正しく特定できているかについて

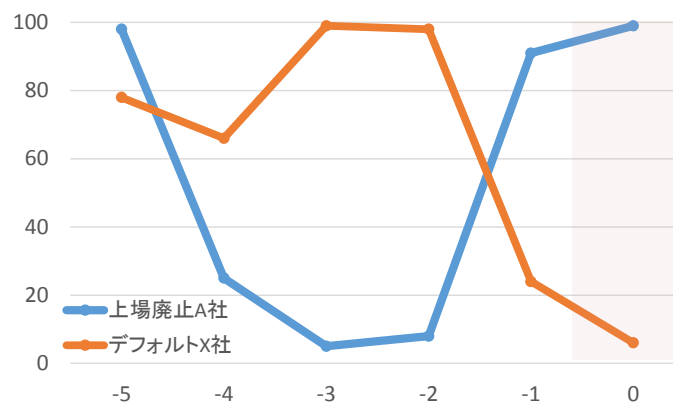
大に評価されている状態を評価することで利益サプライズが生じる（アナリストの予想利益よりも乖離する）可能性を評価する方法を提案している。

¹⁰ 会計発生高の平均回帰プロセスに関する初期の論文としては、例えば DeFond and Park (2001)を参照。また、詳細な説明は、Ronen and Yaari (2008),の P377 など参照。

¹¹ 裁量的発生高の計算は、業種別かつ月次クロスセクションで回帰した結果を利用しているため、全ての年度すべての業種をひとまとめにして順位づけを行った。

は確認できない。結果として、 $t=0$ 時点で上場廃止の A 社は極めて大きな裁量的発生高を示す一方で、デフォルトとなった X 社は極めて低い裁量的発生高を示すなど両極端の結果となっている。この場合、上記の 2 社で平均値を計算すると各年度を通してほぼ平均的な値となり裁量的発生高は説明力が低いという結果にミスリードされる可能性がある。この結果、図表 5 や図表 6 でみられたように、裁量的発生高を不正会計の評価指標として利用することの困難さにつながるものと考えられる。一方で、デフォルトという極めて明確な事象 (X 社) の場合には、第 4 章であらためて確認するように裁量的発生高の有効性が不正会計企業を対象とした場合と比べて際立っていることから、分析の方法を工夫することで裁量的発生高を有効に活用できる可能性があると考えられる。

図表 9 不正会計企業の裁量的発生高推移の事例



4 デフォルトと会計発生高

前章では、不正会計と特定された不正会計先とその会計発生高について分析したが、本章ではデフォルト先に対する会計発生高の特徴を分析する。

4.1 不正会計対象先のサンプル選択

不正会計先の分析結果との比較を考慮して、同一サンプル期間を利用して分析をおこなった、具体的には 2003 年から 2010 年の間に決算書が存在する企業が対象となる。また、デフォルト判定時点で開示されている¹²直近の決算書を $t=0$ 時点の決算書とし、その 1 期前を $t=-1$ 時点とした。なお、デフォルト後には決算書が開示されないのが通常なので $t=+1$ での分析は行わない。この結果分析に利用可能なデフォルト先は計 89 社であった。

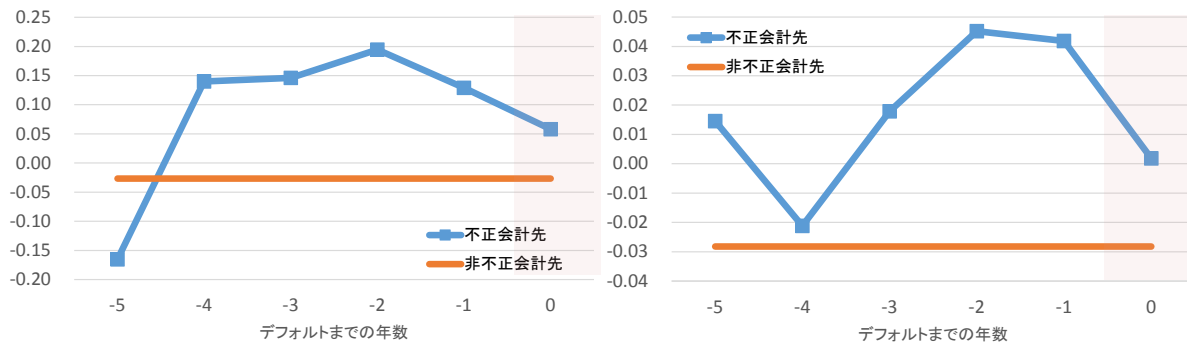
4.2 不正会計対象先の会計発生高と裁量的発生高

図表 10 にデフォルト時点 ($t=0$) を基準として会計発生高の平均値と中央値の推移を示した。デ

¹² 決算月より 3 ヶ月後 (すなわち 3 月決算は 7 月頭) に開示されるとした。

フォルト企業はデフォルトの直前期にやや会計発生高が低下する傾向を示すものの、総じてデフォルト前の複数期間に渡って有意に高い水準の会計発生高が継続していることが確認できる。

図表 10 デフォルトまでの年数と会計発生高の推移および平均値の差の検定



| | 非 DEF | -5 | -4 | -3 | -2 | -1 | 0 |
|------|--------|--------|--------|-------|-------|-------|-------|
| 中央値 | -0.028 | 0.015 | -0.021 | 0.018 | 0.045 | 0.042 | 0.002 |
| 平均値 | -0.027 | -0.165 | 0.140 | 0.146 | 0.194 | 0.129 | 0.058 |
| Z 値 | --- | 3.655 | 1.216 | 4.558 | 6.108 | 6.297 | 4.439 |
| 有意水準 | --- | *** | | *** | *** | *** | *** |

平均値（パネル上左）、中央値（パネル上右）、有意水準 ***:<1%, **:<5%, *:<10%

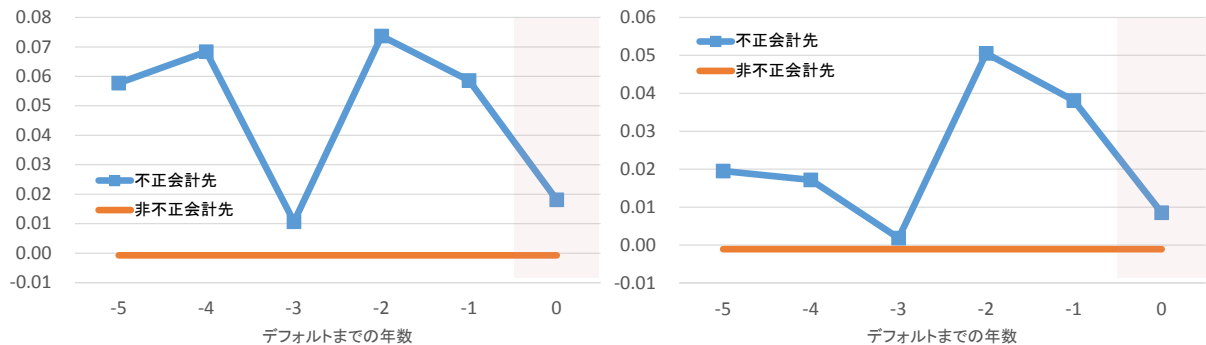
同様に図表 11 には裁量的発生高の推移を示したがこちらも会計発生高と概ね同様の傾向を示していることがわかる。大城（2014）の 2.2.1.1 節でも取りまとめられているが、デフォルト企業は倒産を前に少しでも多く利益を計上して実態よりもより良く見せたいというインセンティブが働くものと考えられている¹³。このためデフォルト前の数期間に高い会計発生高が観察されることになると考えられる。ところが、3.5 節でも考察した通り会計発生高には反転性があるため、無理な利益（会計発生高）の積み上げの結果継続的な利益操作が不可能となり、デフォルトの 3 期前（ $t=-3$ ）やデフォルト直前期（ $t=0$ ）では一転して裁量的発生高の縮小方向としてあらわれ、デフォルトに繋がっていくと考えられる。

なお、日本企業のデフォルトと利益調整に関する関係を分析した先行研究として、2003 年以前の決算書を対象に分析を行った浅野・首藤（2007）がある。その結論では、倒産企業はデフォルトの 2 期前以前は利益増加型の利益調整を行うが、デフォルトの直前期付近では利益減少型の利益調整を行っている傾向を示すことを発見した。またその理由として「まだ倒産するに至らない時期においては、企業の経営者は（部外者にとって）「目に見えない会計手続き選択」を嗜好する一方、倒産が近づくにつれて余裕がなくなり、「目につきやすい会計手続き選択」を行わざるを得なくなったと解釈できる。そして、もはや会計的裁量行動を行う余裕がなくなったとき、経営者は多額の特別損失の計上を余儀なくされ、それが信用不安を引き起こし、倒産に結び付いたと解釈

¹³ 米国企業を対象とした分析は例えば Beneish et al. (2012) を参照。

される。」とし、平均回帰的な性質を有していることから説明可能である、としている。今回得られた結果は、浅野・首藤（2007）の結果と比べて分析対象年度が異なるために直接的な比較はできないものの、平均回帰的な結果を示すなど類似する結果も得られている点に加えて、近年のデータでは、デフォルト直前期まで有意に利益増加型の利益調整がみられるという点は特筆すべき差異であろう。

図表 11 デフォルトまでの年数と裁量的発生高の推移および平均値の差の検定



| | 非 DEF | -5 | -4 | -3 | -2 | -1 | 0 |
|------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 中央値 | -0.001 | 0.019 | 0.017 | 0.002 | 0.051 | 0.038 | 0.009 |
| 平均値 | 0.000 | 0.058 | 0.068 | 0.011 | 0.074 | 0.059 | 0.018 |
| Z 値 | --- | 3.146 | 1.917 | 0.267 | 5.134 | 4.322 | 1.679 |
| 有意水準 | --- | *** | ** | | *** | *** | ** |

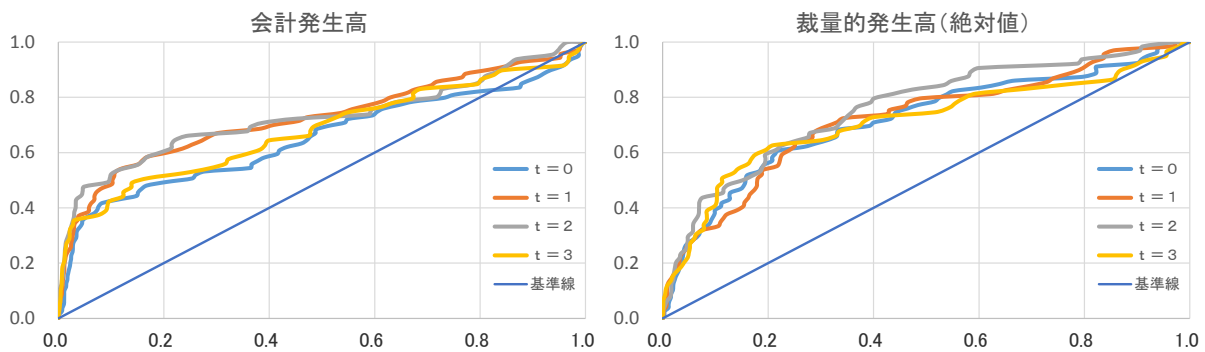
平均値（パネル上左）、中央値（パネル上右）、有意水準 ***:<1%, **:<5%, *:<10%

4.3 会計発生高・裁量的発生高によるデフォルト先の捕捉可能性

図表 12 に会計発生高と裁量的発生高の絶対値を利用した場合のデフォルトサンプルの捕捉力（AR 値）の推移と CAP カーブを示した。なお、裁量的発生高は図表 6 の不正会計先の分析結果と同様に数字の大き先と小さい先の両端による傾向が観察されたため、ここではその絶対値で処理した後の結果を掲載した。裁量的発生高（絶対値）の AR 値はデフォルトの 3 期前より継続して 0.4~0.5 と比較的高い数値を示しておりデフォルト捕捉に対するその有効性が確認できる。単独指標として考えた場合デフォルトの 3 期前 (t=-3) で AR が 0.4 をマークするという事はかなり優秀な指標と考えられることから、その他の指標値と組み合わせることで更に効率的なデフォルトの早期捕捉モデルが構築できる可能性を示唆しているといえる。

図表 12 デフォルトまでの年数と捕捉力推移（AR 値）と CAP カーブ

| AR 値 期前 | -5 | -4 | -3 | -2 | -1 | 0 |
|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 会計発生高 | 0.326 | 0.093 | 0.343 | 0.438 | 0.435 | 0.289 |
| 裁量的発生高（絶対値） | 0.272 | 0.286 | 0.410 | 0.508 | 0.429 | 0.423 |



5 まとめ

本稿では、不正会計企業とデフォルト企業を対象として、会計発生高や裁量的発生高の特徴を分析するとともに、不正会計やデフォルトといった事象の早期発見能力について検証を行った。この結果いくつかの点が明らかになった。

第一に、不正会計先の会計発生高は不正開始の数年前より非不正会計企業と比べて有意に利益増加型の利益調整を行っていることが分かった。一方で、裁量的発生高の推移は必ずしも有意な差があるとは言えないという結果が得られた。この理由を調査した結果、不正会計企業の裁量的発生高は不正開始年度の数年前より高い値と低い値の両極端を行き来する反転性を示す傾向がみられることが分かった。この結果、不正会計の開始年度として特定されていてもそれが必ずしも真の意味で初年度とは限らないことと合わせて考えると、大小両極端の結果が合成されることで裁量的発生高が単独ではその有意性が確認できないことになった理由であると推察された。

第二に、会計発生高と裁量的発生高の不正会計企業の捕捉力に対する説明力を調査した結果、裁量的発生高の反転性の特徴をとらえるためにその絶対値をとった指標値を利用することにより、裁量的発生高(絶対値)は不正会計企業の捕捉に有効な指標となる可能性があることがわかった。

第三に、デフォルト企業を対象として会計発生高と裁量的発生高の有効性について検証を行った結果、会計発生高と裁量的発生高(絶対値)の双方がデフォルト企業の捕捉に有効な指標であることが分かった。特に、裁量的発生高(絶対値)は単独の指標でもデフォルトの3期前で0.4程度のAR値をマークしており、他の指標値と組み合わせることでさらに有効な倒産の早期捕捉指標として利用できる可能性を示した。

今回の分析結果は、上場企業を対象としているが、同様の分析手続きは未上場企業に対しても有効に活用出来ると考えている。ただし、その場合には不正会計先の特定という作業が極めて重要になる。デフォルトという明白な事象と比べて、不正会計(粉飾決算)は特に中小企業の場合に

は明るみになるケースは限定的と考えられる。分析やモデリングの実行時において不正会計先を正しく色分けできていないと分析上のノイズとなることから、結果をミスリードしやすくなるだろう。当社では、これまでに蓄積してきた上場企業から中堅中小企業に至る幅広い財務分析やモデリングの経験と技術に加えて、これまでの研究により獲得した不正会計企業の特定ノウハウを利用することで上場企業のみならず中堅中小企業の粉飾判別モデルの構築も可能になると考えている。これらの成果報告については別の機会に行いたい。

6 参考文献

- Barton, Jan and Paul Simko (2002), "The Balance sheet as an Earnings Management Constraint," *The Accounting Review*, Vol.77, Supplement, pp.1-27.
- Beneish, Messod (1999b), "The Detection of Earnings Manipulation," *Financial Analysts Journal*, Vol.55, No.5, Sec/Oct.
- Beneish, Messod, Eric Press and Mark Vargus (2012), "Insider Trading and Earnings Management in Distressed Firms," *Contemporary Accounting Research*, Vol.29, No.1.
- Dechow, Patricia, Weili Ge, Chad Larson and Richard Sloan (2011), "Predicting Material Accounting Misstatements," *Contemporary Accounting Research*, Vol.28, No.1.
- DeFond, Mark and Chul Park (2001), "The Reversal of Abnormal Accruals and the Market Valuation of Earnings Surprises," *The Accounting Review*, Vol.76, No.3, pp. 375-404.
- Lee, Thomas, Robert Ingram and Thomas Howard (1999), "The Difference between Earnings and Operating Cash Flow as an Indicator of Financial Reporting Fraud," *Contemporary Accounting Research*, Vol.16, No.4.
- Perols, Johan, Barbara Lougee (2011), "The relation between earnings management and financial statement fraud," *Advances in Accounting*, Vol.27.
- Ronen, Joshua and Varda Yaari (2008), "Earnings Managemnet," Springer.
- Sloan, Richard (1996), "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings?" *The Accounting Review*, Vol.71, No.3.
- Summers, Scott and John Sweeney (1998), "Fraudulently Misstated Financial Statements and Insider Trading: An Empirical Analysis," *The Accounting Review*, Vol.73, No.1.
- 浅野信博、首藤昭信 (2007) 「会計操作の検出方法」、須田一幸他編著、『会計操作』、第4章、ダイヤモンド社
- 大城直人 (2014) 「不正会計の早期発見に関する海外調査・研究報告書」、金融庁金融研究センター ディスカッションペーパー、DP2014-6
- 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、『ディスクロージャーの政略と効果』、森山書店
- 須田一幸、山本達司、乙政正太編著 (2007)、『会計操作』、ダイヤモンド社
- 堀田隆夫・大城直人 (2013) 「不適切な会計処理とデフォルトに関する調査報告 2013」、金融工学研究所ホームページ (http://www.ftri.co.jp/jpn/update/report_pdf/FTRI_RM_01413.pdf)
- 山下智志 三浦翔 (2011)、『信用リスクモデルの予測精度－AR 値と評価指標－』 朝倉書店



FTRI RESEARCH MEMORANDUM SERIES

All rights reserved

Financial Technology Research Institute Inc.

19F Nihombashi 1-4-1, Chuoku

Tokyo 103-0027 Japan

TEL: +81-3-3276-3440

<http://www.ftri.co.jp/>