

会計発生高アノマリーと債務不履行リスク*

On the Relationship between Accruals Anomaly and Default Risk

須田 一 幸(早稲田大学 教授)
Kazuyuki Suda, Waseda University
 竹原 均(早稲田大学 教授)
Hitoshi Takehara, Waseda University

要 約

会計発生高アノマリーを、リスクファクターに対するプレミアムとして説明可能とするのか、あるいは市場参加者が会計発生高を正しく認識できないことに起因するミスプライシングと考えるべきかについて、ファイナンス、会計学の研究者は未だ結論に至っていない。このリスクファクターか、ミスプライシングかというディベートに対して、本研究では異常会計発生高が債務不履行リスクに関連する企業特性の一つであるとの仮説設定の下で、会計発生高アノマリーと債務不履行リスクとの関係について分析を試みる。本研究において我々は、会計情報を主な情報源として使用するAltman (1968) のZ-score、およびOhlson (1980) のO-Score、そしてオプション評価理論に基礎を置く期待債務不履行確率という3種類の異なる債務不履行リスクの指標を長期にわたり計測し、債務不履行リスクと会計発生高、株式リターン間の相互関係を分析した。実証の結果、会計発生高アノマリーとして観察される異常リターンの一部は、債務不履行リスクとして説明可能であるものの、その一方で、会計発生高には債務不履行リスクとは異なる情報が含まれていることが明らかとなった。

1. 会計発生高アノマリーと 債務不履行リスク

Sloan (1996) が株式市場における会計発生高(accruals) アノマリーの存在を指摘して以来、その解釈をめぐる多くの実証研究が行われている。Xie (2001) は、会計発生高アノマリーについて、投資家が異常発生高の持続性を過大評価しているというミスプライシング説を提起し、またHirshleifer, Hou and Teoh (2006) は、非合理的投資家の存在を支持する証拠を得た。日本の株式市場については、Kubota, Suda and Takehara (2010) が会計発生高アノマリーの存在を指摘し、市場参加者は会計発生高の持つ情報を完全に理解せず、情報の株価への反映には時間を要するとした結果を提示している。

これに対して、Zach (2004)、Ng (2005)、Khan (2008)、Zhang (2005)、およびFrancis, LaFond, Olsson and Schipper (2005) は、合理的期待仮説に整合的な調査結果を示している。たとえばNg (2005) は、会計発生高を企業の債務不履行リスクの代理変数であると想定し、アメリカ企業について会計発生高と債務不履行リスクおよび異常リターンの関係を分析した。その結果、会計発生高と債務不履行リスクの間には負の相関が存在することを示し、会計発生高の小さい銘柄群をロングし、会計発生高の大きい銘柄群をショートするゼロコストポートフォリオ戦略から得られる異常リターン(すなわち会計発生高アノマリー)の一部は、債務不履行リスクを許容したことに対するプレミアムとして合理的に説明できると結論付けた。

*連絡住所：竹原均 〒103-0027 東京都中央区日本橋1-4-1 日本橋一丁目ビルディング5F 早稲田大学大学院ファイナンス研究科

日本企業について、債務不履行リスクと会計発生高の関係を調査した研究としては、須田・乙政・浅野 (2004)、浅野・首藤 (2004)、および Hung and Takehara (2004) が挙げられる。須田・乙政・浅野 (2004) と浅野・首藤 (2004) は、倒産企業による会計手続き選択と異常発生高について分析した。また Hung and Takehara (2004) は、オプションアプローチを用いて期待債務不履行確率 (Expected Default Probability, EDP) を推定し、EDP と異常発生高の時系列についての相互関係を検証した。これらの先行研究においては、倒産の4～5年前における異常会計発生高は大きな正の値であるが、倒産の直前に異常会計発生高が急減するという現象が観察されている。すなわち、倒産企業等に限定すれば、異常会計発生高と債務不履行リスクの間に負の相関関係が存在することが示唆されており、この点に限定すれば Ng (2005) の結果と整合的である。しかし、異常会計発生高と債務不履行リスクの一般的な関係は解明されておらず、さらに我が国においては、異常会計発生高と債務不履行リスクが株式リターンに及ぼす影響についても十分に明らかにはされていない。そこで本研究では、最初にオプションアプローチを使用して東京証券取引所全上場企業について EDP を月次で推定し、EDP と会計発生高 (および異常会計発生高) の相関関係を確認する。続いて会計情報を使用した債務不履行リスクの計量化手法として広く用いられる Altman (1968) の Z-Score、Ohlson (1980) の O-Score のパラメータを、日本の倒産企業におけるデータを用いて推定し、EDP と Altman's Z-score、Ohlson's O-score の関係を分析する。第3段階として、Z-score および O-score と会計発生高および異常会計発生高との相互関係を確認し、最後に異常会計発生高と EDP に基づいてゼロコストポートフォリオを作成し、その平均実現リターン

を比較する。このような一連の分析により、異常会計発生高と債務不履行リスクの一般的な関係を解明し、さらに異常会計発生高と債務不履行リスクが株式リターンに及ぼす影響を明らかとすることを試みる。

論文は以下のように構成される。まず次章ではオプションアプローチを用いた期待債務不履行確率の推定に関して概説する。続く3章では、会計情報を使用した Altman (1968) の Z-Score、Ohlson (1980) の O-score の推定結果について報告する。4、5章では会計発生高とその構成項目と債務不履行リスク指標の相関関係を確認し、6章では会計発生高とその構成項目、期待債務不履行確率を用いたゼロコストポートフォリオ戦略からのリターンについて検証する。7章では異常会計発生高と期待債務不履行確率との関係に焦点を絞り、2段階ポートフォリオフォーメーション法を使用して両者の関係について分析を行い、最後に8章で結論を述べる。

2. オプションアプローチによる 期待債務不履行確率の推定

企業の債務不履行リスクを測定する方法としては、次章で議論する Altman's Z-score、Ohlson's O-score など、会計情報を使用した計量化手法と、金融オプション評価モデルの応用の2種類が考えられる。Vassalou and Xing (2004) が指摘したように、会計情報を使用する方法は、過去のデータに基づくものであり、スコアが評価対象企業の最新の財務状態を反映するわけではないという欠点を持つ。このため Vassalou and Xing (2004)、あるいは Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004) 等の近年の研究では、Black-Scholes-Merton (BSM) probability of bankruptcy を債務不履行リスクの指標として使

用することが多い。日本市場に関しては Hung and Takehara (2004) が、森平・齋藤 (1998) の方法を使用して推定した BSM probability と、異常発生高との関係を分析しているが、同研究に関しては、株価ボラティリティーを過去 5 年の月次収益率をもとに計測しているというパラメータ推定上の問題を指摘することが可能である。このため本研究では、先行研究である Vassalou and Xing (2004)、Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004)、森平・齋藤 (1998) の方法のすべてを用いて推定を行うことにより、モデルからの出力である BSM Probability を使用して行なう実証分析の結果について頑健性を確保する。

以降では Black-Scholes-Merton probability of bankruptcy を Expected Default Probability (EDP) と本研究では呼ぶこととする。紙幅の制約上、Vassalou and Xing (2004)、Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004)、および森平・齋藤 (1998) の各推定方法の詳細を述べるのはここでは避ける。これらの 3 手法の違いは、直接は観察することの出来ない企業の総資産価値 V_A 、資産価値ドリフト項 μ_A 、そして資産ボラティリティー σ_A をどのように推定するか他にない。

まず、 X を負債、 T をオプションの満期時点とする。これらの記法のもとで、EDP 推定値は、以下の (1) 式で与えられる。(ここで $N(\cdot)$ は標準正規分布の確率分布関数である。)

$$EDP = N\left(-\frac{\ln(V_A/X) + (\mu_A - (\sigma_A^2/2)T)}{\sigma_A \sqrt{T}}\right) \quad (1)$$

Vassalou and Xing (2004) では、コールオプション価格評価式

$$V_E = V_A N(d_1) - X e^{-r_f T} N(d_2), \quad d_1 = \frac{\ln(V_A/X) + (\mu_A + (\sigma_A^2/2)T)}{\sigma_A \sqrt{T}}, \quad d_2 = d_1 - \sigma_A \sqrt{T}. \quad (2)$$

を用いてパラメータ推定を行う。ただし、ここで V_E を株主資本、 σ_E を株主資本のボラティリティー、 μ_E を株主資本のドリフト、 r_f を無危険利子率と定義する。 σ_A の初期値として過去 1 年の株価ボラティリティー、 V_E の推定値として日次で計測された株式時価総額を使用し、非線形方程式 (2) から、過去 1 年のすべての営業日について、 V_A の推定値を求める。この過去 1 年の V_A の系列から、その標準偏差を求め、次の反復での σ_A の推定値とする。以降、 σ_A が一定値に収束したとみなされるまでこの反復を繰り返す。そして最終的に得られた V_A の推定値時系列 (日次過去 1 年) から日次対数収益率を求め、これを資産のドリフト μ_A の推定値としている。

次に、Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004) では、最適ヘッジ方程式

$$\sigma_E = \frac{V_A N(d_1)}{V_E} \sigma_A \quad (3)$$

と、コールオプション評価式 (2) からなる、2 元非線形方程式を解くことにより、 V_A 、および σ_A を求める¹⁾。これをすべての会計年度について繰り返すことにより、会計年度 $t-1$ での推定値 $V_A(t-1)$ 、年度 t での推定値 $V_A(t)$ から資産ドリフト μ_A を

$$\mu_A(t) = \max\left[\frac{V_A(t) - V_A(t-1)}{V_A(t-1)}, r_f\right] \quad (4)$$

により与える。同論文では Vassalou and Xing (2004) を引用し、資産価値ドリフト μ_A が負となることが欠点であると指摘している。そこで (4) 式で推定資産価値 V_A の成長率と無危険利子率の最大値をとることにより、資産ドリフト μ_A が正であることを保証したとしているが、これは完全な誤りである。企業が業績不振、財務的困窮状態に陥った結果として株主資本が毀損することによ

りドリフト μ_A は負の値を取り得る。このため (4) 式のドリフトに関する処理を行った Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004) の方法は、常に EDP を過小評価することになる。この点で、実証分析において彼らの方法を使用するのは適当ではないものと我々は考える。

最後に森平・齋藤 (1998) の方法では、負債ドリフト μ_B が既知であることを仮定し、資産、株主資本、負債ドリフト間に、

$$\mu_A = \frac{V_E}{V_A} \mu_E + \left(1 - \frac{V_E}{V_A}\right) \mu_B \quad (5)$$

の関係が存在すると仮定する。そしてコールオプション評価式 (1)、最適ヘッジ方程式 (3)、および上記 (5) 式からなる 3 元連立非線形方程式を解くことにより、パラメータ (V_A , μ_A , σ_A) を同時に求める²⁾。Vassalou and Xing (2004) は過去 1 年間のすべての営業日でコールオプション方程式を解く必要があり、また Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004) でも、評価時点とその 1 年前での資産価値評価から資産ドリフトが計算されるのに対して、森平・齋藤 (1998) の方法は評価時点のみの情報に依存してパラメータ推定がなされる点が特徴となっている。

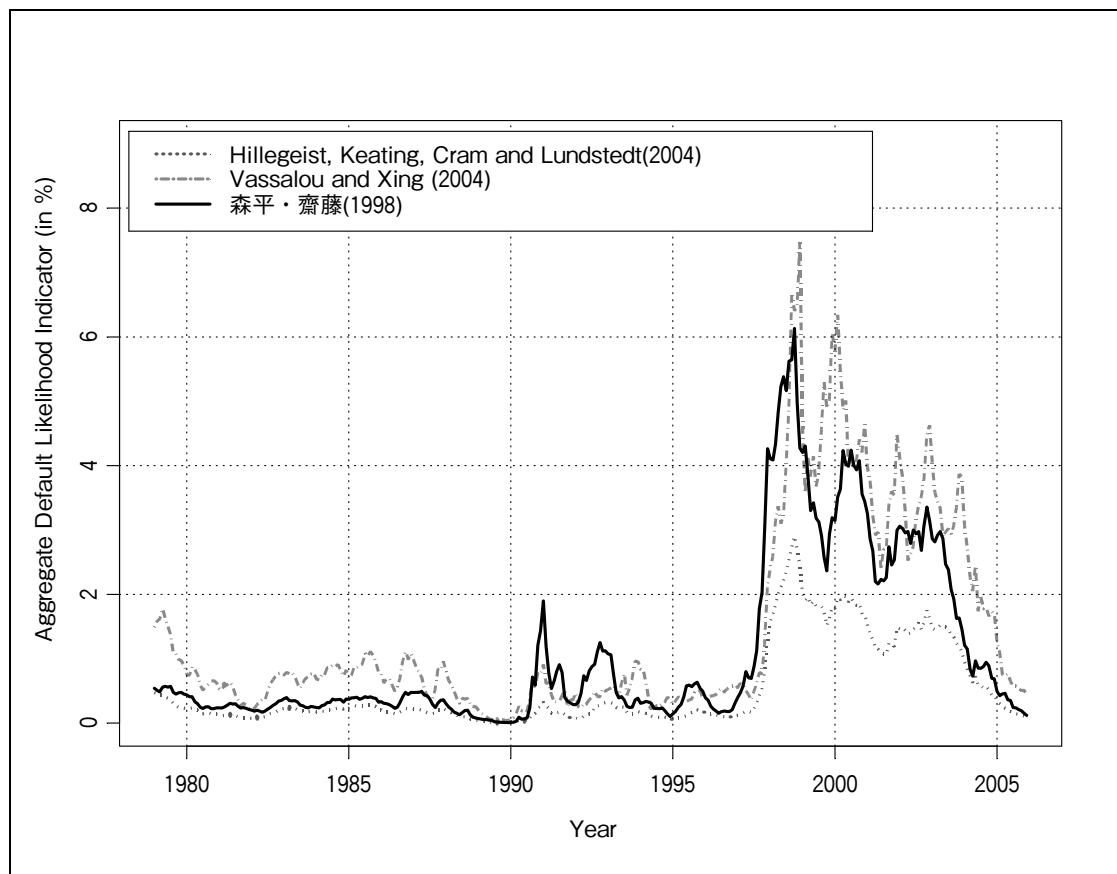
これらの 3 種類の EDP 推定方法について、初期入力パラメータを統一することにより、可能な限り比較可能な推定を行うことを試みる。まず株主資本ボラティリティー μ_E 、株主資本ドリフト μ_B については、過去 1 年間の配当修正株価対数収益率を使用して推定した。日次株式収益率は日経ポートフォリオマスター日次株式収益率データを使用した。同データの採録開始は 1977 年 1 月であるが、初期入力パラメータである株主資本ドリフトの計算に 1 年分の日次データが、そして Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004) では (4) 式による資産ドリフトの推定に会計年度

2 期分の資産価値の推定が必要となるので、この結果、1979 年 1 月～2005 年 12 月の期間において、月次 EDP 推定値のデータを構築した。オプション満期 T については、3 つの原論文すべてで 1 年と設定しているため、本研究でも 1 年としている。最後に負債価値 X については、企業の有利子負債合計としている³⁾。

Vassalou and Xing (2004) は、推定された月次 EDP を全企業に対して単純平均を取り、これを 'Aggregate Default Likelihood Indicator' (ADLI) と呼んでいる。3 種類の推定方法について、この計算を行った結果が図 1 である。図 1 においてほぼ一貫して中位に位置している実線が森平・齋藤 (1998)、常にもっとも低い水準にあるのが Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004)、そしてもっとも高水準で推移しているのが Vassalou and Xing (2004) である。Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004) は、資産価値ドリフトが無危険利率以上となるように (4) 式による調整が行なわれ、EDP が過小評価される可能性を先に指摘したが、その傾向は図 1 に現れている。明らかに他の 2 つの推定方法と比べて ADLI はほとんどの時期で一貫して低く、また 1990 年の株価バブルの崩壊、1995 年以降の株価低迷局面では、ADLI の反応が極めて鈍い。推定方法の理論面での欠点が、EDP 推定結果にも表れていると言える。

Vassalou and Xing (2004) と、森平・齋藤 (1998) を比較した場合、1990 年代前半を除いて Vassalou and Xing (2004) が高い ADLI を記録している。傾向としては、Vassalou and Xing (2004) はボラティリティー変化の影響を強く受け、森平・齋藤 (1998) は資産価値ドリフト変化の影響を強く受けるように思われる。このため、どちらの手法を採択するのかは、判断が分かれるところである。しかしながら、Vassalou and

図1. Aggregate Default Likelihood Indicatorの推移



Xing (2004) の方法を採用した場合には、多くの企業が財務的困窮状態にはなかった1980年代に高水準のADLIが計測されていること、森平・齋藤 (1998) と比較して経済環境変化時のADLIの反応に遅れが見られることの2点を理由として、我々はVassalou and Xing (2004) を使用しないこととした。そこで次章以降の分析はすべて森平・齋藤 (1998) による推定値を使用しているが、我々は同様な検証をVassalou and Xing (2004) による結果を用いても行っており、実証結果とそれに基づく主要な結論は、EDPの推定方法に左右されないことを述べておく。

3. 会計情報を中心にした債務不履行リスクの計量化

オプションアプローチを用いて推定された期待債務不履行確率は、会計情報としては貸借対照表上の負債簿価のみを使用しているに過ぎない。一方で、本研究の主目的は、会計発生高アノマリーの解明にあるので、市場参加者が会計情報に基づいて債務不履行リスクを認識するとすれば、Altman (1968)'s Z-score、Ohlson (1980)'s O-scoreと会計発生高との関係についても検証がなされるべきである。例えば、Ng (2005) では個別企業の債務不履行リスクとしてZ-score、O-score、EDPの単純平均値を採用している。我々

はまったく性質の異なる3指標の平均として定義されたNg (2005) の尺度は適切ではないと判断するが、本研究の分析より得た結果とNg (2005) との比較可能性を保証すること、そして会計情報内容が株式市場に織り込まれる過程の解明という2つの観点から、日本市場における倒産事例を使用して、Altman's Z-score、Ohlson's O-scoreを推定し、それらと会計発生高、EDPとの関係について分析を行うこととした。

まずAltman's Z-scoreは以下の5変数を用いて、倒産企業と非倒産企業の判別分析から、債務不履行リスクを数値化するものである。

$$\begin{aligned} WCTA &= \text{運転資本} / \text{総資産}、 \\ RETA &= \text{留保利益} / \text{総資産}、 \\ EBEITA &= \text{特別損益前利益} / \text{総資産}、 \\ MVTD &= \text{株式時価総額} / \text{負債合計}、 \\ SLSTA &= \text{売上高} \cdot \text{営業収益} / \text{総資産}。 \end{aligned}$$

我々は破産法、会社更生法、民事再生法申請を理由として、1980～2004年に東証、あるいは大証を上場廃止となった企業から92社を選択し、上場廃止直前の決算を倒産企業サンプルとして抽出した。また倒産企業と同一の上場部、同一決算日、日経小業種分類で同一業種という3条件を満たす非倒産企業サンプルを759社選択した。そして判別分析の結果、以下のAltman's Z-score評価式を得た。

$$\begin{aligned} Z = & -1.456 \cdot WCTA - 0.393 \cdot RETA \\ & - 16.173 \cdot EBEITA \\ & + 0.074 \cdot MVTD - 0.396 \cdot SLSTA \end{aligned} \quad (6)$$

Z-scoreで使用される5変数に期待される符号はすべて負であるがMVTDのみ、その係数が0に近いものの正の値となっている。これは我が国の

場合には、倒産直前の決算以降、倒産に至るまでに株価が急激に下落する事例が多いためと思われる。

次にOhlson's O-scoreであるが、これは以下の9変数を使用し、倒産企業を1、被倒産企業を0とするロジット分析によりパラメータが推定される。

$$\begin{aligned} LSIZE &= \text{総資産対数値}、 \\ TDTA &= \text{負債合計} / \text{総資産}、 \\ WCTA &= \text{運転資本} / \text{総資産}、 \\ CLCA &= \text{流動負債} / \text{流動資産}、 \\ OENEG &= 1 \text{ if 負債合計} \\ & \quad > \text{総資産 otherwise } 0、 \\ NITA &= \text{当期利益} / \text{総資産}、 \\ CFOTD &= \text{営業キャッシュフロー} / \text{負債合計}、 \\ INTWO &= 1 \text{ if 2期連続当期利益} \\ & \quad < 0 \text{ otherwise } 0、 \\ CHIN &= \text{当期利益変化率}。 \end{aligned}$$

ここでもAltman's Z-Score推定の場合と同一の倒産・被倒産企業サンプルを使用し、以下のOhlson's O-Score評価式を得た。

$$\begin{aligned} O = & 1.306 - 0.682 \cdot LSIZE + 4.220 \cdot TDTA \\ & - 1.323 \cdot WCTA + 0.156 \cdot CLCA \\ & - 1.441 \cdot OENEG - 0.206 \cdot NITA \\ & - 1.148 \cdot CFOTD + 0.888 \cdot INTWO \\ & - 0.406 \cdot CHIN \end{aligned} \quad (7)$$

この場合の各変数の符号については、すべてOhlson (1980) での予想と整合的である。

4. 債務不履行リスク 3 指標間の相互関係

以下の分析では、(1) 金融業を除く東証 1 部と 2 部上場企業、(2) 決算期が 3 月末の企業、(3) 債務不履行リスクの指標である EDP と O-Score および Z-Score が測定可能な企業、(4) 会計発生高と異常発生高が測定可能な企業を分析の対象とする。分析期間は 1979 年から 2004 年である。その結果、サンプル数は 27,900 firm-years となった。企業数は各年度で異なるが、最小は 1979 年の 696 社、最大は 2004 年の 1,438 社である。

EDP と Z-Score については、測定値が株価に依存することから、月次で推定を行なっている。O-Score は当該会計年度の財務諸表数値を使用する。したがって、債務不履行リスク指標間でデータ頻度が異なっていることに注意されたい。また Z-Score と O-Score については、先行研究である Ng (2005) と同様に、各年で標準化を行なっている⁴⁾。

このようにして、われわれは 27,900 サンプルについて EDP と O-Score および Z-Score を測定した。これら 3 種の債務不履行リスク指標の記述統計量を表 1 に示す⁵⁾。EDP の平均値は 1.306% であるが、中央値と 75 パーセンタイルは 0.007 と 0.502 であり、これは一部企業群について極端に大きい EDP が観察されたと考えられる。Z-Score と O-Score に関しては、年毎に標準化しているため、その平均は 0、標準偏差は 1 となっている。標準正規分布の 25、75 パーセンタイルは ± 0.674 であるのに対して、Z-score と O-Score の 25、75 パーセンタイルは若干ゼロに近い値になっている。

次に 3 種類の債務不履行リスク指標のピアソン相関係数とスピアマン順位相関係数を表 2 に示す。各々の左下三角行列が相関係数であり、右上三角行列がそれに対応する有意確率である。表 2 を見れば、3 種の債務不履行リスク指標に相互に有意な正の相関があることが分かる。ピアソン相関係数によれば Z-Score と O-Score の係数が大

表 1. 債務不履行リスク指標に関する記述統計量

EDP: 森平・齋藤 (1998) により推定された期待債務不履行確率 (%), Z-Score: Altman (1968) の Z-score, O-score: Ohlson (1980) の O-Score。Z-Score、O-Score はともに年毎に標準化されている。

	Mean	S.D.	1st Quantile	Median	3rd Quantile
EDP	1.306	3.628	0.000	0.007	0.502
Z-Score	0.000	1.000	-0.512	-0.044	0.447
O-Score	0.000	1.000	-0.603	-0.023	0.603

表 2. 債務不履行リスク指標間の相関係数行列

EDP: 森平・齋藤 (1998) により推定された期待債務不履行確率 (%), Z-Score: Altman (1968) の Z-score, O-score: Ohlson (1980) の O-Score, Z-Score、O-Score はともに年毎に標準化されている。ピアソン相関、スピアマン相関ともに、左下三角行列が相関係数、右上三角行列が (t 値、 z 値に対応する) 有意確率。

	Pearson Correlation				Spearman Correlation		
	EDP	Z-Score	O-Score		EDP	Z-Score	O-Score
EDP		0.000	0.000	EDP		0.000	0.000
Z-Score	0.228		0.000	Z-Score	0.439		0.000
O-Score	0.285	0.469		O-Score	0.534	0.423	

表3. 期待債務不履行確率 (EDP) による10段階ポートフォリオ

	EDP0	EDP1	EDP2	EDP3	EDP4	EDP5	EDP6	EDP7	EDP8	EDP9
EDP	0.000	0.000	0.003	0.030	0.130	0.335	0.705	1.363	2.535	6.202
Z-Score	-0.521	-0.404	-0.281	-0.147	-0.063	0.076	0.202	0.298	0.483	0.833
O-Score	-0.821	-0.498	-0.325	-0.166	-0.031	0.109	0.265	0.439	0.684	1.047

大きく、スピアマン順位相関係数ではEDPとO-Scoreの係数が大きい。

さらに我々は、期待債務不履行確率 (EDP) に基づいて10分位ポートフォリオを作成し、各ポートフォリオでの債務不履行リスク指標の平均値を計算した。その結果が表3であるが、この表からEDPが上昇するにつれて、Z-ScoreとO-Scoreもともに単調増加していくことが明らかである。なおZ-Score、O-Scoreのパラメータ推定には前述のように1980~2004年の倒産事例を使用しているため、Z-score、O-Scoreをソートに用いた10分位ポートフォリオは実際には計算不可能なことから、ここでは結果を示していないが、仮にそれを行なったとしても表3と同様な単調性が観察される。したがってここでの結果は、3種の債務不履行リスク指標がリスクを同質的に評価しており、相互に代替可能であることを示唆する。

5. 会計発生高と債務不履行リスクの相関

前述のようにNg (2005) は会計発生高と債務不履行リスクの間に負の相関があることを示している。そして会計発生高と将来の株式リターンにおける負の相関は、債務不履行リスクをテイクしたことに對するプレミアムによるものと解釈している。

これに對してFransis, Lafond, Olsson, and Schipper (2005) は、Dechow and Dichev (2002) に基づき会計発生高の質 (accruals quality, AQ) を測定し、AQが低い企業ほど負債コスト (支払

利息/有利子負債) は大きいという証拠を提示した。異常会計発生高が大きければAQは低くなるので、異常発生高が大きい企業ほど負債コストは大きくなると推測される。さらに負債コストは通常は債務不履行リスクを反映するので、異常会計発生高と債務不履行リスクとの間に正の相関があると考えことに不自然ではない。

このようにNg (2005) の結果からは会計発生高と債務不履行リスクの間に負の相関が想定される一方で、Fransis, Lafond, Olsson, and Schipper (2005) の結果からは、逆に異常会計発生高と債務不履行リスクの間には正の相関があると想定される。そこで我々は日本企業を対象として、会計発生高の構成要素と3種の債務不履行リスク指標の関係を精査することにした。

最初に本研究で使用する変数の定義を示す。われわれは、会計発生高を以下のように定義する。

$$\begin{aligned}
 \text{会計発生高} = & (\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金預金}) \\
 & - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{資金調達項目}) \\
 & - (\Delta \text{貸倒引当金} + \Delta \text{賞与引当金} \cdot \text{未払賞与}) \\
 & + \Delta \text{その他の短期引当金} + \Delta \text{退職給付引当金} \\
 & + \Delta \text{その他の長期引当金} + \Delta \text{減価償却費}).
 \end{aligned} \tag{8}$$

ただし、上記(8)式の会計発生高の定義において、流動負債は各種引当金以外の流動負債からなり、 $\Delta \text{資金調達項目} = \Delta \text{短期借入金} + \Delta \text{コマーシャル・ペーパー} + \Delta \text{1年内返済の長期借入金} + \Delta \text{1年内返済の社債} \cdot \text{転換社債}$ である。そして貸倒引当金は、売上債権以外の債権に対する貸倒引当金を

示す。

本研究では、東証上場企業を分析対象として、(8)式に従って会計発生高 (Accruals, ACC) を測定し、さらに会計発生高を正常会計発生高 (Normal Accruals, NAC) と異常会計発生高 (Abnormal Accruals, ABNAC) に分解する。異常会計発生高は、会計発生高から正常会計発生高を控除した値として定義されるが、ここでの正常会計発生高は、Kasznik (1999) が提案したCFO修正ジョーンズ・モデルに基づき、以下の回帰式(9)のフィットの部分で定義される。(なおここでは東証33業種分類をもとに、金融業を除く30業種を23業種に再分類し、各業種、各会計年度でのクロスセクショナル回帰分析を行っている。)

$$ACC_{j,p} = \alpha_p + \beta_{1,p}\Delta ADJREV_{j,p} + \beta_{2,p}PPE_{j,p} + \beta_{3,p}\Delta CFO_{j,p} + \varepsilon_{j,p} \quad (9)$$

ここで、 $\Delta ADJREV$ (adjusted sales revenue) は売上高変化額マイナス売上債権変化額、 PPE は償却性固定資産、 ΔCFO は営業キャッシュフロー変化額である。

またわれわれは、異常会計発生高の絶対値 ($|ABNAC|$) を異常会計発生高と区別した一つの特性として変数に加える。これは異常会計発生高を過大、あるいは過小に計上している企業の報告利益の質は低く、それは Francis, LaFond,

Olsson and Schipper (2005) の意味での「情報リスク」の一尺度として考えられるからである。

これらの会計発生高とその構成要素、それに企業規模 (時価総額対数値)、純資産株価倍率に関する記述統計量を表4に示す。表4から分かるように、ACCの平均値と中央値が-2.8%弱となっているが、これは減価償却費が多額に計上されているからであると考えられる。ABNACの平均値はマイナスであるが、ほぼゼロになっている。 $|ABNAC|$ は、平均値が2.902%、中央値は2.147%である。したがって、利益に与える正負の影響を無視すると、総資産の2~3%程度の利益調整が一般的に行なわれていると考えられる。

次に、表1と表4で記述統計量を示した全9変数間のスピアマン順位相関係数が表5である。表5において、左下三角行列がスピアマン相関係数、右上三角行列がそれに対応する有意確率である。もし会計発生高アノマリーが債務不履行リスクにより説明されるとすれば、会計発生高の低い企業ほど債務不履行リスクは高くなければならない。したがって、企業の債務不履行リスク指標と会計発生高の間には負の相関関係が存在することが予想される。

表5によれば、ACCとEDPの相関係数は-0.047であり、ACCとZ-Scoreの相関係数は-0.145である。いずれも統計的に有意ではあるが、

表4. 企業特性の記述統計量

ACC: 会計発生高、NAC: 正常発生高、ABNAC: 異常発生高、 $|ABNAC|$: 異常発生高絶対値、(ACC, NAC, ABNACはすべて総資産額に対する比率で単位は%)。lnMV: 時価総額対数値、BPR: Book-to-Price Ratio。

	Mean	S.D.	1st Quantile	Median	3rd Quantile
ACC	-2.783	8.276	-5.906	-2.756	0.525
NAC	-2.775	7.145	-5.403	-2.744	-0.029
ABNAC	-0.008	4.240	-2.084	0.020	2.210
$ ABNAC $	2.902	3.092	0.964	2.147	3.872
lnMV	10.638	1.567	9.527	10.529	11.652
BPR	0.676	3.742	0.321	0.528	0.867

表5. 変数間の相関係数行列

記号の定義は表1、4と同一。表の左下三角行列はスピアマン順位相関係数、右上三角行列は対応する有意確率(p -value)。

	LnMV	BPR	ACC	NAC	ABNAC	ABNAC	EDP	ZScore	OScore
LnMV		0.000	0.000	0.000	0.693	0.000	0.000	0.000	0.000
BPR	-0.313		0.000	0.000	0.275	0.249	0.000	0.000	0.000
ACC	0.036	-0.062		0.000	0.000	0.139	0.000	0.000	0.080
NAC	0.043	-0.079	0.741		0.000	0.377	0.000	0.000	0.545
ABNAC	-0.002	0.007	0.542	-0.071		0.042	0.318	0.000	0.153
ABNAC	-0.073	-0.007	0.009	0.005	0.012		0.000	0.168	0.000
EDP	-0.337	0.159	-0.047	-0.045	-0.006	0.056		0.000	0.000
Z-Score	-0.114	-0.102	-0.145	-0.102	-0.093	0.008	0.439		0.000
O-Score	-0.676	-0.134	-0.010	-0.004	-0.009	0.061	0.534	0.423	

強い相関関係があるとは言えない。ACCとO-Scoreの相関係数は-0.010とゼロに近く、これは5%水準でも有意ではない。ABNACと3種の債務不履行リスク指標との相関係数はさらに小さく、しかも統計的に有意な係数はZ-Scoreについてのみである。

会計発生高と債務不履行リスクの相関以外で興味深いのは、企業規模(株式時価総額対数値、LnMV)と債務不履行リスク指標における有意な負の相関関係である。特にO-Scoreとの間には-0.676と強い相関関係が存在し、小型株ほどO-Scoreで把握される債務不履行リスクが大きいことが明らかとなった。これに対して、簿価時価比率(BPR)とEDPの相関係数は正の値で統計的に有意であり、BPRとZ-Score、O-Scoreの相関係数は有意な負の値であった。BPRとEDP間の正の相関関係は、BPRが高い企業は財務的困窮状態にあるというFama and French (1993)の解釈を支持するものである。

以上、我々は会計発生高と債務不履行リスクに弱い負の相関関係が存在することを示唆する結果を得た。しかし、会計発生高とO-scoreの相関係数は統計的に有意ではない。また異常発生高と債務不履行リスクの相関はさらに弱く、異常発生高とEDPおよびO-scoreの相関係数は統計的に有

意ではないことが分かった。したがって、会計発生高と債務不履行リスクの相関関係に基づいて、会計発生高アノマリーを債務不履行リスクのみで説明することは困難であると言える。

6. ポートフォリオフォーメーション法による分析

本章では、ポートフォリオフォーメーション法を用いた検証を行なうことにより、株式リターン、会計発生高、そして債務不履行リスクの3者間の関係を分析する。すなわち、会計発生高、およびその構成要素と期待債務不履行確率について10分位のポートフォリオを作成し、ゼロコストポートフォリオの実現リターンを計測することにより、会計発生高と債務不履行リスクとの関係について分析する。

ポートフォリオの構築は以下の手順に従う。まず会計情報がデータベースなどの電子媒体で比較可能になるのは8月中であることから、ポートフォリオの構築は8月末に行うことにする。そして1979~2004年の毎年8月末に金融業を除く東証上場企業を、ACC、NAC、ABNAC、|ABNAC|、EDPの各変数により昇順でランキングする⁶⁾。ランキングの結果を基にして構成銘柄

数がほぼ等しい、等ウェイトの10分位ポートフォリオを構築し、翌年8月末までの1年間についてバイ・アンド・ホールド戦略を適用する。（ここでP1がソートに使用した変数が最も低いポートフォリオであり、P10が最も高いポートフォリオである。）10分位ポートフォリオについて、1979年9月～2005年8月の312ヶ月の月次実現リターンを計測し、P1とP10のリターンズプレッドについて、プレッド平均値が0であることを帰無仮説として t 検定を行う⁷⁾。

ACC、NAC、ABNAC、|ABNAC|、EDPの5変数によるランキングポートフォリオの月次実現収益率とリターンズプレッドおよび t 検定（有意確率）の結果を表6に示す。この表によれば、ACCとABNACの小さいポートフォリオほどリターンは大きい、という傾向が見られる。|ABNAC|には、そのような傾向が観察されない。そして、ABNACの月次リターンズプレッドは0.383%（年次では4.596%）と大きく、かつ1%の水準で0と有意に異なっている。すべての債務不履行リスク指標において、P1からP10にかけて

徐々にリターンが増加している。すなわち、ローリスク・ローリターンとハイリスク・ハイリターンの構造になっている。EDPのリターンズプレッドは月次-0.406%（年次では-4.872%）であり、表5の中で最大規模の絶対値になったが、統計的な有意性は確認されなかった。

それでは月次リターンズプレッドの大きいABNACと債務不履行リスクの関係はどうなっているのか。われわれは、ABNACによる10分位ポートフォリオについて、3種の債務不履行リスクの平均値を計算した。その結果が表7のPanel Aに示されている。この表を見れば、Z-Scoreがほぼ単調に減少していることが分かる。すなわちABNACの小さいポートフォリオのZ-Scoreは大きく、そしてABNACが増加するにつれてZ-Scoreは小さくなる。これに対して、ABNACとEDPおよびO-Scoreの間には、そのような関係は見られない。ABNACの小さいポートフォリオと大きいポートフォリオの両方で、EDPとO-Scoreは大きい値を示している。ただし、表7のPanel Bで示したように、|ABNAC|の10段階

表6. ゼロコストポートフォリオの実現リターン

1979～2004年8月末の時点で各変数の値によりランキングを行ない、equal-weighted portfolioを構築する。数値は月次平均収益率（in%）。P1～P10は各変数の値が最も高いポートフォリオと最も低いポートフォリオのリターンズプレッド。 t -valueはリターンズプレッドが0であることを帰無仮説とする t 値、 p -valueはその有意確率。

	ACC	NAC	ABNAC	ABNAC	EDP
P1 (Low)	0.906	0.735	0.992	0.761	0.671
P2	0.793	0.815	0.913	0.833	0.562
P3	0.910	0.799	0.835	0.906	0.694
P4	0.892	0.874	0.946	0.811	0.641
P5	0.867	0.871	0.774	0.730	0.880
P6	0.887	0.817	0.840	0.811	0.838
P7	0.702	0.892	0.739	0.896	0.877
P8	0.728	0.780	0.722	0.825	0.931
P9	0.731	0.873	0.775	0.803	1.002
P10 (High)	0.734	0.690	0.610	0.791	1.077
P1-P10	0.172	0.044	0.383	-0.030	-0.406
t -value	1.403	0.367	3.078	-0.236	-1.105
p -value	0.162	0.714	0.002	0.814	0.270

ポートフォリオでは、|ABNAC|の小さいポートフォリオのEDPとO-Scoreは小さく、そして|ABNAC|が増加するにつれて、EDPとO-Scoreも大きくなる。しかし、表6で示したように、|ABNAC|の大きさとポートフォリオ・リターンに一定の関係が観察されず、表7のPanel Bは会計発生高アノマリーを解釈する証拠にはならない。

次に月次リターンズプレッドの絶対値が最大であるEDPの10段階ポートフォリオについて、

ACCとABNAC等の各変数の平均値を計算した結果を表7、Panel Cに示す。Panel Cによれば、ACCの場合にはEDP9を例外として、すべてのポートフォリオのACCが-2.5前後の値になっている。ABNACについては、EDP1を除くと概ねEDPの小さいポートフォリオのABNACは大きく、EDPが大きいポートフォリオのABNACは小さいということが言える。

以上のように表6と表7、Panel A, Cから、(1)異常発生高とEDPのポートフォリオについて大

表7. ゼロコストポートフォリオの財務属性値

Panel A. 異常会計発生高 (ABNAC) による10段階ポートフォリオ							
	ACC	NAC	ABNAC	ABNAC	EDP	Z-Score	O-Score
ABNAC1 (Low)	-9.613	-2.480	-7.134	7.134	1.745	0.362	0.228
ABNAC2	-5.767	-2.364	-3.404	3.404	1.182	0.033	-0.019
ABNAC3	-4.543	-2.436	-2.107	2.107	0.965	-0.009	-0.055
ABNAC4	-3.796	-2.617	-1.180	1.180	0.957	-0.024	-0.051
ABNAC5	-2.915	-2.535	-0.380	0.397	0.908	-0.008	-0.039
ABNAC6	-2.360	-2.727	0.367	0.383	0.890	-0.019	-0.042
ABNAC7	-1.727	-2.908	1.182	1.182	0.821	-0.045	-0.067
ABNAC8	-0.844	-3.012	2.168	2.168	1.039	-0.041	0.008
ABNAC9	0.538	-2.927	3.465	3.465	1.124	-0.086	-0.010
ABNAC10 (High)	4.338	-2.609	6.947	6.947	1.211	-0.165	0.045
Panel B. 正常会計発生高絶対値 (ABNAC) による10段階ポートフォリオ							
	ACC	NAC	ABNAC	ABNAC	EDP	Z-Score	O-Score
ABNAC 1 (Low)	-2.611	-2.617	0.006	0.189	0.920	-0.009	-0.043
ABNAC 2	-2.712	-2.720	0.008	0.574	0.862	-0.021	-0.041
ABNAC 3	-2.657	-2.642	-0.015	0.967	0.914	-0.021	-0.055
ABNAC 4	-2.874	-2.806	-0.068	1.401	0.913	-0.036	-0.065
ABNAC 5	-2.702	-2.628	-0.074	1.884	0.953	-0.041	-0.028
ABNAC 6	-2.728	-2.776	0.048	2.411	1.041	-0.011	-0.007
ABNAC 7	-2.555	-2.594	0.040	3.034	1.101	-0.027	-0.039
ABNAC 8	-2.656	-2.762	0.106	3.841	1.174	-0.020	0.007
ABNAC 9	-2.281	-2.355	0.074	5.063	1.290	-0.011	0.065
ABNAC 10 (High)	-2.919	-2.709	-0.210	9.033	1.677	0.197	0.206
Panel C. 期待債務不履行確率 (EDP) による10段階ポートフォリオ							
	ACC	NAC	ABNAC	ABNAC	EDP	Z-Score	O-Score
EDP0 (Zero)	-2.558	-2.623	0.065	2.815	0.000	-0.521	-0.821
EDP1 (Low)	-2.638	-2.632	-0.006	2.590	0.000	-0.404	-0.498
EDP2	-2.355	-2.430	0.075	2.680	0.003	-0.281	-0.325
EDP3	-2.516	-2.589	0.073	2.702	0.030	-0.147	-0.166
EDP4	-2.677	-2.777	0.100	2.651	0.130	-0.063	-0.031
EDP5	-2.761	-2.758	-0.003	2.670	0.335	0.076	0.109
EDP6	-2.644	-2.685	0.041	2.803	0.705	0.202	0.265
EDP7	-2.700	-2.673	-0.027	2.755	1.363	0.298	0.439
EDP8	-2.615	-2.529	-0.086	3.043	2.535	0.483	0.684
EDP9 (High)	-3.335	-2.917	-0.417	3.742	6.202	0.833	1.047

きな月次リターンズプレッドの絶対値が観察される、(2) ABNACのポートフォリオについてEDPが単調に減少する傾向は観察されない、(3) EDPのポートフォリオについてABNACの単調減少が部分的に観察される、ということが示された。したがって、ポートフォリオフォーメーション法を用いた検証でも、会計発生高アノマリーを債務不履行リスクにより説明可能とする決定的な証拠は得られなかったのである。ただし(3)の観察事実は、その可能性を部分的に示唆しており、会計発生高アノマリーが局所的に債務不履行リスクと関係している可能性は否定できない。そこで次章においては、2段階ポートフォリオフォーメーション法を導入し、会計発生高と債務不履行リスクの関係を、さらに詳しく分析することを試みよう。

7. 2段階ポートフォリオのリターン分析

ここでは、アセットプライシングモデルの検証においては一般的な‘two-stage sequential portfolio formation method’を用いて、EDP-ABNAC ranked 30 portfolios と ABNAC-EDP ranked 30 portfoliosを構築し、それぞれの実現リターンに基づいてEDPとABNACの相互関係を再検証する。

Sequential portfolio formation methodが標準的な分析ツールとして定着したのは、Fama and French (1992) 以降である。多段階ソートによるポートフォリオ構築は、デフォルトリスクと小型株効果およびバリュー株効果との関係を分析したVassalou and Xing (2004) でも使用されている。ソートに使用する変数間に相関が存在する場合、Berk (2000) が指摘しているように第1段階ソートよりも第2段階ソートで使用した変数の

有意性が必ず低くなるため、ソートの順序を変更し、2つの検証を同時に行わなければならない。ここでEDP-ABNAC ranked 30 portfolios と ABNAC-EDP ranked 30 portfoliosを同時に分析するのもそのためである。

まずEDP-ABNAC ranked 30 portfoliosに関しては、第1段階で1979~2004年の毎年8月末における東証一部・二部上場企業(金融業を除く)を6つのグループに分ける。すなわち、EDP = 0のグループと、EDPが正の企業を昇順に5つのグループに分割する。第2段階で、各EDP ranked portfolioをABNACで5つのグループへと分割する。結果として30 (= 6 × 5) ポートフォリオを得る。ABNAC-EDP ranked 30 portfoliosの場合は、第1段階でABNACにより5つのグループに分け、第2段階でEDPにより6つのグループに分割するので、やはり30 (= 5 × 6) ポートフォリオを得ることになる。

EDP-ABNAC ranked 30 portfoliosの実現リターンを表8、Panel Aに、ソート順序を変更したABNAC-EDP ranked 30 portfoliosの実現リターンをPanel Bに示す。Panel Aの結果より、(1) EDP 3とEDP 5におけるABNACポートフォリオの月次リターンはABNACが大きくなるにつれて単調減少する、(2) 各々のリターンズプレッド (Ave.Spr. = ABNAC1 - ABNAC5) は5%水準で有意である、ということが分かる。またEDP2におけるABNACポートフォリオのリターンズプレッドは10%水準で有意である。つまり債務不履行リスクをコントロールしても、リスクの大きいポートフォリオについて会計発生高アノマリーは観察されるということである。しかもEDP5におけるABNACポートフォリオの月次リターンズプレッドは0.789% (年次9.468%相当) と非常に大きい。これは債務不履行リスクが比較的高い企業については、ABNACから追加的な投

表8. EDP、ABNACによる2段階ソートポートフォリオ

Panel A. EDP and ABNAC Ranked 30 Portfolios

	ABNAC1 (Low)	ABNAC2	ABNAC3	ABNAC4	ABNAC5 (High)	Ave. Spr.	t-value	p-value
EDP0 (Zero)	0.666	0.636	0.689	0.657	0.710	-0.044	-0.295	0.769
EDP1 (Low)	0.623	0.794	0.553	0.630	0.487	0.135	0.961	0.338
EDP2	0.869	0.705	0.849	0.747	0.588	0.281	1.829	0.068
EDP3	1.060	0.844	0.830	0.753	0.686	0.373	2.210	0.028
EDP4	0.980	0.969	1.092	0.728	0.875	0.105	0.535	0.593
EDP5 (High)	1.466	1.172	0.951	0.940	0.677	0.789	3.389	0.001

Panel B. ABNAC and EDP Ranked 30 Portfolios

	EDP0 (Zero)	EDP1 (Low)	EDP2	EDP3	EDP4	EDP5 (High)	Ave. Spr.	t-value	p-value
ABNAC1 (Low)	0.635	0.673	0.911	1.028	0.977	1.474	-0.839	-2.052	0.041
ABNAC2	0.710	0.760	0.710	0.935	0.988	1.150	-0.440	-1.303	0.194
ABNAC3	0.604	0.599	0.793	0.874	1.005	0.942	-0.338	-0.933	0.351
ABNAC4	0.562	0.645	0.764	0.648	0.902	0.861	-0.299	-0.865	0.388
ABNAC5 (High)	0.788	0.460	0.570	0.717	0.803	0.712	0.075	0.223	0.823

資情報が得られることを意味している。

次に Panel B より、(1) EDP ポートフォリオの月次リターンが単調増加しているケースはなく、さらに (2) リターンズプレッドが5%水準で有意なのはABNAC1におけるEDPポートフォリオだけである、ということが分かった。したがって、異常発生高を所与にすれば、ローリスク・ローリターンとハイリスク・ハイリターンの構図は観察されない。ただし注意すべきは、異常発生高が最小、すなわち利益を保守的に計上した企業については、債務不履行リスクに応じた実現リターンが獲得可能という点である。これは会計発生高アノマリーのうち、異常発生高の小さいポートフォリオに限定してであれば、債務不履行リスクとの関連で合理的に説明することができることを示唆している。

もしEDPとABNACが同一の情報内容を有するのであれば、このような2段階のソートを行った場合、第2段階のポートフォリオにおいて有意なリターンズプレッドは観察されない。逆にEDPとABNACが完全に異なる情報内容で、両者が同時に期待リターンと関係を持つ場合には、

表8のすべての行において、同程度の規模のリターンズプレッドが観察されるはずである。しかしながら、表8において確認されたように、リターンズプレッドは特定のグループのみについて統計的に有意であった。これはEDPとABNACの情報内容に重複している部分があり、同時に一致はしていないことを意味している。

以上、本研究で得た証拠によれば、会計発生高アノマリーがもたらす異常リターンの一部は、債務不履行リスクに対するリスクプレミアムとして説明することができるが、その他の部分は債務不履行リスクに対するリスクプレミアムとして説明することができないと解釈される。

8. 結論と将来の課題

本研究では第1にZ-scoreとO-scoreおよびオプションアプローチに依拠したEDPを計算し、3種の債務不履行リスク指標の相互関係を調査した。その結果として3種の債務不履行リスク指標はリスクを同質的に計測しており、相互に代替可能であることが分かった。第2に、3種の債務不

履行リスク指標と会計発生高、および異常会計発生高の相関関係を分析した結果、観察された変数間の相関関係から、デフォルトプレミアムにより会計発生高アノマリーを説明することは不適切であると判断された。第3に、ポートフォリオフォーメーション法を用いて、債務不履行リスク指標と会計発生高（および異常会計発生高）の関連性を検証したが、会計発生高アノマリーを債務不履行リスクで説明できる決定的な証拠は得られなかった。最後に、リターンズブレッドの絶対値が最も大きいABNACとEDPについて2段階ソート法を適用し、債務不履行リスクの大きいポートフォリオについて、依然として会計発生高アノマリーが残ることを明らかとした。その一方で、会計発生高アノマリーのうち、異常会計発生高の小さいポートフォリオに関する部分は、債務不履行リスクにより合理的に説明可能であることが示唆された。この点で本研究の結果はNg (2005) と一部では整合し、他方で異なっている。日本で観察されている会計発生高アノマリーは、米国とは異なる、あるいはより複雑な発生メカニズムを有しているのかも知れない。

今後の研究の方向性としては、Francis, Lafond, Olsson and Schipper (2005) のように、会計発生高の質を分析し、情報リスクの視点で会計発生高アノマリーを検討することや、Fama and French(1993)でのSMBとHMLファクター、Vassalou and Xing (2004) で導入されたSV (survival) ファクター、Hirshleifer, Ho and Teoh (2006) でのCMA (Conservative Minus Aggressive) ファクター間の相関構造を確認することにより、会計発生高アノマリーの発生構造を解明することがあげられるが、これらは将来的にファイナンスと会計学の研究者の双方にとって、非常に重要な研究課題であるものとする。

《注》

- 1) 同論文では配当 δ を考慮してモデルを構築しているが、企業が債務不履行の直前に至った場合に配当を継続して支払うことは考えにくい。このため本研究では、株価を配当修正後株価としてドリフト μ_B 、ボラティリティー σ_A を計算するものとして、EDP評価においては配当 δ をモデルから除外している。
- 2) Vassalou and Xing(2004)、Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt(2004)ともに、負債額は満期 T まで変化しない、すなわち負債ドリフト $\mu_B = 0$ であることを仮定している。森平・齋藤 (1998) でも、負債のドリフトの推定は困難であること、満期まで1年と比較的短期を考えていることを理由に $\mu_B = 0$ として、実際には推定を行っている。ただし負債価値が変化を明示的に考慮しているのは森平・齋藤 (1998) のみである。
- 3) 有利子負債の定義は、短期借入金、コマーシャルペーパー、1年以内返済長期借入金、1年以内償還の社債、長期社債・転換社債、長期借入金、従業員預金の合計である。
- 4) ただし次節で我々は等ウェイトポートフォリオを構築することから、分析対象企業の単純標本平均・不偏標準偏差を使用して標準化を行っており、時価総額ウェイトは使用していない。
- 5) 表1には会計発生高 (ACC) などの記述統計量も示した。その定義は5節を参照されたい。
- 6) Z-Score、O-Scoreについては、パラメータ推定が2004年までの倒産事例に基づくことから、分位ポートフォリオの構築は実際には不可能であり、表3の場合と同様にここでも行わない。
- 7) ただしEDPについては、EDPがゼロの企業群をEDP0とし、それ以外の企業を等銘柄数で9分割 (EDP1~EDP9) する。この場合のブレッドはEDP0-EDP9として定義されている。

《参考文献》

- Altman, E., 1968. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance* 23, 589-609.
- Black, F., Scholes, M., 1973. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy* 7, 637-654.
- Fama, E. F., French, K. R. 1993. Common risk factors in the returns on stock and bonds. *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., Schipper, K., 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39, 295-327.
- Hirshleifer, D., Ho, K., Teoh, S. H., 2006. The accrual anomaly: Risk or mispricing. Working Paper, Ohio State University.

- Hillegeist, S., Keating, E., Cram, D., Lundstedt, K., 2004. Assessing the probability of bankruptcy. *Review of Accounting Studies* 9, 5-34.
- Hung, C., Takehara, H., 2004. On the association between accruals, operating cash flows and expected default probability. *Japan Journal of Finance* 23 (1), 88-98.
- Jensen, M., 1978. Some anomalous evidence regarding market efficiency. *Journal of Financial Economics* 6, 95-101.
- Kaszniak, R., 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37, 57-81.
- Khan, M., 2008. Are accruals mispriced? Evidence from tests of an intertemporal capital asset pricing model. *Journal of Accounting and Economics* 45(1), 55-77.
- 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.
- Malkiel, B., 1992. *Efficient Market Hypothesis*. New Palgrave Dictionary of Money and Finance. London: Macmillan.
- Merton, R., 1974. On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *Journal of Finance* 29, 449-470.
- Ng, J., 2005. Distress risk information in accruals. Working Paper, University of Pennsylvania.
- Ohlson, J., 1980. Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research* 18, 109-131.
- Sloan, R. G., 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review* 71, 289-315.
- Timmerman, A., Granger, C., 2004. Efficient market hypothesis and forecasting. *International Journal of Forecasting* 20, 15-27.
- Vassalou M., Xing, Y., 2004. Default risk in equity returns. *Journal of Finance* 59, 831-868.
- Xie, H., 2001. The Mispricing of abnormal accruals. *The Accounting Review* 76, 357-373.
- Zach, T., 2004. Evaluating the 'accrual-fixation' hypothesis as an explanation for the accrual anomaly. Working paper, Washington University, St. Louis.
- Zhang, X. F., 2005. Accruals, investment, and the accrual anomaly. Working paper, Yale University.
- 森平爽一郎, 齋藤啓幸, 1998. 「信用リスクの測定と管理：オプションアプローチ」『ファイナンシャル・リスクマネジメント』(朝倉書店).
- 須田一幸, 乙政正太, 浅野信博, 2004. 「倒産企業の会計操作(1) —会計手続き選択の分析—」『会計』165-4, 74-87.
- 浅野信博, 首藤昭信, 2004. 「倒産企業の会計操作(2) —裁量的発生高の分析—」『会計』165-5, 123-138.