

社債市場における会計発生高と 債務不履行リスクの評価*

*Pricing of the Information in Accounting Accruals and Default Risk:
Evidence from Japanese Corporate Bond Market*

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

2007年6月4日受付；2007年10月10日改訂稿受付；2007年10月24日論文受理

要 約

本研究では、オプションアプローチにより債務不履行リスクを推定し、債務不履行リスクと会計発生高および社債のクレジットスプレッドの三者関係を実証分析する。ある先行研究によれば、会計発生高は債務不履行リスクのエクスポージャーとして位置づけられるが、われわれの実証分析の結果によれば、債務不履行リスクと会計発生高はクレジットスプレッドについて、それぞれ増分情報内容を有している。この結果は、会計発生高の中に債務不履行リスクと異なる情報内容が存在し、会計発生高が債務不履行リスクの単なるエクスポージャーではない、ということを示唆している。さらに本研究では、会計発生高とクレジットスプレッドに正の相関があることを明らかにした。会計発生高が利益の質を反映すると仮定すれば、この結果は、会計発生高が多く利益の質が低い企業の社債ほど、クレジットスプレッドが大きいということを示している。

Summary

We use option pricing model to compute default risk for individual firms listed on the Tokyo Stock Exchange, and examine the relationship among the accounting accruals, default risk and credit spread in the corporate bond market. Contrary to some recent studies which conclude that accounting accruals represent exposure to the default risk, we obtained the result that accounting accruals provide incremental information content beyond the default risk. We also found that there exists positive correlation between accounting accruals and credit risk. If we can assume that the accounting accruals represent the quality of accounting earnings, these results suggest that the credit spread becomes larger for the lower earnings quality firm.

1. 問題の提示

Sloan (1996) が株式市場における会計発生高アノマリー (accruals anomaly) の存在を指摘し

て以来、その解釈をめぐって多くの実証研究が行われている。Xie(2001)は、異常会計発生高の持続性を投資家が過大評価しているという証拠を提示し、会計発生高アノマリーについてミスプライ

*本稿は、ディスクロージャー研究会第8回年次大会(早稲田大学)における発表論文を加筆・修正したものである。著者は薄井彰先生(早稲田大学)、太田浩司先生(武蔵大学)、大日方隆先生(東京大学)、森平爽一郎先生(早稲田大学)、ならびに匿名のレフェリーの方々からいただいたコメントに深く感謝する。

シング説を唱えた。Hershleifer, Hou and Teoh (2006) は、投資家の非合理的な行動を示す証拠を得て、ミスマイニング説の立場で会計発生高アノマリーを説明した。

これに対して、Zach (2004)、Ng (2005)、Khan (2005)、Zhang (2005)、および Francis, LaFond, Olsson and Schipper (2005) は、ミスマイニング説と矛盾する調査結果を示し、会計発生高アノマリーをリスクプレミアムとして説明することが可能であると論じた。たとえば Francis, Lafond, Olsson, and Schipper (2005) は、Dechow and Dichev (2002) に依拠して会計発生高の質 (accruals quality: AQ) を推定し¹⁾、AQが小さい企業ほど、負債コストと自己資本コストが大きいという結果を得た。そして彼女らは、AQが情報リスクの代理変数であり、リスク・ファクターとして扱われるべきだと主張した。

Ng (2005) は、会計発生高は企業の債務不履行リスクの代理変数であるという仮説を設定し、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、(1)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、(2)会計発生高が小さい銘柄群を購入し、会計発生高が大きい銘柄群を売却する投資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) は、債務不履行リスクを受け入れたことに対するプレミアムとして合理的に説明できる、と主張した。もし会計発生高アノマリーが、債務不履行リスクを受け入れたことに対するプレミアムと考えられるならば、会計発生高アノマリーは効率的市場仮説と矛盾することなく説明されるであろう。

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) と浅野・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会計発生高について分析した。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と異常会計発生高の時系列について相互関係を検証した。これらの研究では、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は急減するということが観察された。すなわち、倒産企業などに限定すれば、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を示唆しており、この点では Ng (2005) の結果と整合している。しかし、財政状態が悪化していない企業における異常会計発生高と債務不履行リスクの一般的関係は解明されていない。さらに日本では、債務不履行リスクを与件とした場合に異常会計発生高が株式リターンに及ぼす影響が未だ明らかにされていない。

本研究では、日本の社債市場を対象にして、異常会計発生高と債務不履行リスクと社債の対国債イールドスプレッド (クレジットスプレッド) の三者関係を分析する。²⁾ 第1に、オプションアプローチにより日本企業の債務不履行リスクを推定し、債務不履行リスクと異常会計発生高の一般的な関係を確認する。第2に、異常会計発生高と債務不履行リスクがクレジットスプレッドに及ぼす影響を考察する。つまり、社債市場における会計発生高と債務不履行リスクのプライシングを分析する。

クレジットスプレッドが社債投資家のリターンを代理していると考えれば、本研究は、異常会計発生高と債務不履行リスクが社債リターンに及ぼす影響を調査することになる。この調査結果は、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を分析する際、多くの示唆を提供

するであろう。しかも、本研究は、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を分析するよりも、ノイズの少ない結果をもたらすと思われる。なぜなら、債務不履行リスクと株式リターンの関係を究明するには、債務不履行リスク以外のリスクファクターを数多く考慮しなければならないが、債務不履行リスクとクレジットスプレッドの関係は直接的であり、その直接的関係の中で会計発生高の影響を観察することができるからである。

以下では、第2節において、オプションアプローチに基づき債務不履行リスクを推定する。第3節では、分析に使用する変数の定義を示し、変数相互の相関関係を分析する。第4節においては、クレジットスプレッドを被説明変数、債務不履行リスクと異常会計発生高などを説明変数にした回帰分析を実施する。そして第5節では、債務不履行リスクと異常会計発生高について、各々を所与とした場合の増分情報内容を検証する。第6節では、結論とその解釈を示し、今後の研究課題を指摘する。

2. オプションアプローチによる債務不履行リスクの推定

2.1 債務不履行リスクの推定方法

企業の債務不履行リスクを推定する方法として、(1)会計情報などから財務比率を計算し、複数の財務比率をモデルに組み込む方法と、(2)オプションアプローチにより株価情報から期待債務不履行確率 (EDP) を推定する方法があげられる。Altman (1968) と Ohlson (1980) は、前者の方法を適用した代表的な研究である。後者の方法を用いた研究には、Vassalou and Xing (2004) と Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004) がある。日本市場について後者の方法を適用した

研究として、森平・齋藤 (1998) があげられる。

会計情報を使用する方法は、過去のデータに依拠しているため、推定された債務不履行リスクが直近の財務内容を反映していない、という欠点を持つ (Vassalou and Xing, 2004)。そこで、森平・齋藤 (1998) と Vassalou and Xing (2004) および Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004) (以後、HKCL (2004) と略記する) は、Black and Scholes (1973) と Merton (1974) のオプションアプローチに基づき、直近の株価データを用いて EDP を推定した。その EDP が債務不履行リスクの尺度になる。

われわれの目的は、会計発生高と債務不履行リスクがクレジットスプレッドに及ぼす影響を分析することにある。そのためには、会計発生高と債務不履行リスクを明確に区別しなければならない。したがって本稿では、債務不履行リスクを数値化する方法として、オプションアプローチで EDP を推定する方法を採用する。なぜなら、会計情報を用いて債務不履行リスクを数値化すると、その数値が会計発生高に影響されている可能性が考えられるからである。しかし、EDP を推定する方法として、森平・齋藤 (1998) と Vassalou and Xing (2004) および HKCL (2004) のいずれが最適なのかは、にわかに判断がつかない。そこで本研究では、最初に、3つの方法で EDP を推定し、その結果を比較することにした。比較分析の結果を待って、採択すべき EDP を決定する。

2.2 Vassalou and Xing (2004) と HKCL (2004) および森平・齋藤 (1998) の概要

Vassalou and Xing (2004) と HKCL (2004) および森平・齋藤 (1998) の違いは、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 の推定方法にある。いず

れも、直接観察することはできない変数である。したがって、推定方法の優劣をアприオリに決定することは困難であり、その判断は実証の結果に委ねられる。

ここで、 X を負債額、 T を債務不履行リスクの評価期間とすれば、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

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

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、 μ_E を株主資本のドリフト、 r_f を無危険利子率とする。 σ_A の初期値として過去1年の株価ボラティリティ、 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 の推定値とする。

次に、HKCL (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³⁾。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 $V_A(t)$ より、資産ドリフト μ_A を

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

で与える。HKCL (2004) はVassalou and Xing (2004) に言及し、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述べている。しかし、業績不振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 は負の値になることが想定される。このため(4)式のドリフトに関する処理を行ったHKCL (2004) の方法は、常にEDPを過小評価することになる。

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(2)、最適ヘッジ方程式(3)、および上記(5)式からなる3元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⁴⁾。Vassalou and Xing (2004) による推定では、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、HKCL (2004) でも、評価時点とその1年前の資産価値評価から資産ドリフトが計算される。これに対して、森平・齋藤 (1998) の方法では、最新の価格情報に大きく依存してパラメータが推定される。

2.3 EDPの推定結果

われわれは、前記3種類の方法を用いてEDPを推定した。その際、初期入力パラメータを統一することにより、できるだけ推定結果が比較可能となるように努めた。株主資本ボラティリティー σ_E と株主資本ドリフト μ_E は、過去1年間の配当修正株価対数収益率を用いて推定した。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。同データは1977年1月から採録されているが、本研究では1979年1月～2005年12月の期間について月次のEDPを推定した。それは、(1)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必要である、(2)HKCL (2004) の(4)式による資産ドリフトの推定に2期分の資産価値の推定値が必要である、という理由による。3つの方法と

も、オプション満期 T に1年を適用しているので、本研究でも1年のオプション満期を設定した。負債価値 X は、企業の有利子負債合計にしている⁵⁾。

EDPの推定は、東京証券取引所の全上場企業（金融業を含む）について行った。結果的にEDPの推定に成功した⁶⁾企業数は、年度ごとに異なる。1979年1月が最少で1,476社、2004年12月が最多となり2,567社であった。推定した月次EDPを全企業に対して単純平均を取り、これを‘Aggregate Default Likelihood Indicator’ (ADLI) と呼ぶ (Vassalou and Xing, 2004)。3種類の推定方法によりADLIを計測した結果が、図1に示されている⁷⁾。

図1を見れば、(1)森平・齋藤 (1998) によるADLIが概ね一貫して中位に位置している、(2)HKCL (2004) によるADLIは常に最低の水準に

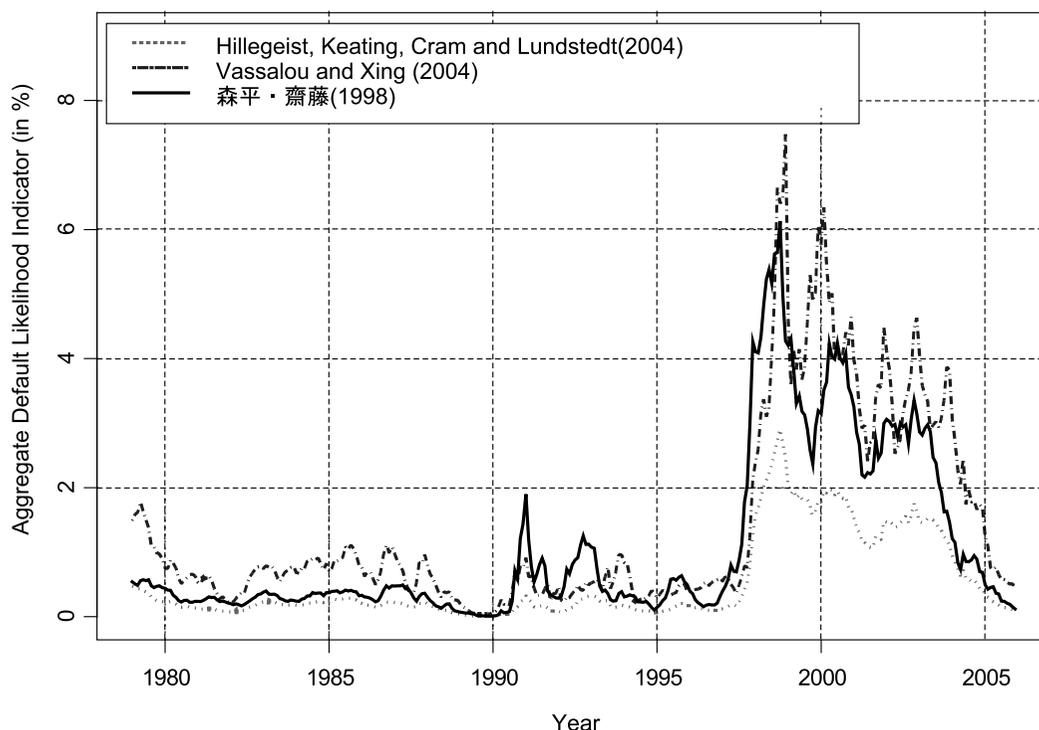


図1. Aggregate Default Likelihood Indicatorの推移

ある、(3)Vassalou and Xing (2004) によるADLIは最も高水準で推移していることが分かる。すでに指摘したように、HKCL (2004) は、資産価値ドリフトが無危険資産利子率以上となるように(4)式で調整しているため、EDPは過小評価されがちである。その傾向は図1に明確に現れている。また1990年以降における株価バブルの崩壊や、1995年以降における株価低迷の局面でも、ADLIの動きが極めて鈍い。したがって、HKCL (2004) の推定方法における理論的な問題点が、実際に推定されたADLIの時系列に表れていると言えよう。

Vassalou and Xing (2004) と森平・齋藤 (1998) によるADLIを比較した場合、1990年代前半を除いてVassalou and Xing (2004) の方が高いADLIになっている。一般にVassalou and Xing (2004) のADLIは、ボラティリティー変化の影響を強く受け、森平・齋藤 (1998) のADLIは、資産価値ドリフト変化の影響を強く受ける。いずれの手法を用いるべきかは、判断の分かれるところであろう。しかしわれわれは、(1)財政難に陥った企業が比較的少なかった1980年代にVassalou and Xing (2004) のADLIは相対的に高水準である、(2)Vassalou and Xing (2004) のADLIは、経済環境が急速に変化している時に、相対的に反応が遅れがちであるという理由から、Vassalou and Xing (2004) よりも森平・齋藤 (1998) の方法が優れていると考えた。したがって、本稿における以後の分析においては、森平・齋藤 (1998) に基づいて推定したEDPを使用する。ただし、われわれはVassalou and Xing (2004) の方法を用いた検証も併せて実施しており、本稿で示した結論がEDPの推定方法に左右されないことを確認している点に注意されたい。

3. 変数の測定と相関分析

3.1 変数の定義と記述統計量

われわれは、会計発生高と債務不履行リスクと社債のクレジットスプレッドの三者関係を分析する。分析対象企業は、(1)1997~2004年に社債を発行した企業、(2)決算日が3月末日の東証上場企業(金融業を除く)、(3)会計発生高と異常会計発生高、債務不履行リスクおよび後述する制御変数のすべてが測定可能な企業である。この条件を満たした企業は281社であった。ただし同一企業が1997~2004年に複数回、社債を発行したときは、それを独立したサンプルとして扱っている。その結果、延べのサンプルは1,880銘柄になった。

債務不履行リスクを示す変数は、森平・齋藤 (1998) の方法で推定したEDPを使用する。クレジットスプレッドは、「アイ・エヌ公社債データベース」より取得した。会計発生高 (accruals, ACC) は須田・竹原 (2005) と同様の方法で測定し、さらにKasznik (1999) で提案されたCFO修正ジョーンズモデルを用いて、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。いずれの数値も標準化のため、期首の総資産額で除す。それぞれの測定に必要なデータは日経NEEDSデータベース(一般企業本決算データ、連結財務)から入手した。

会計発生高と債務不履行リスクがクレジットスプレッドに与えた影響を抽出するには、クレジットスプレッドを左右する他の要素を制御しなければならない。たとえば、社債の発行条件や起債会社の財務内容がクレジットスプレッドを左右するであろう。Sengupta (1998) と須田・太田・首藤 (2004) は、そのような要素を制御変数として処理した上で、ディスクロージャーの質と負債コストの関係を分析した。われわれもSengupta

表1. 制御変数、債務不履行リスク、会計発生高の分布特性

	Mean	S.D.	5%ile	25%ile	Median	75%ile	95%ile
Spread	59.363	46.145	7.950	20.375	48.500	88.000	149.050
LSize	9.579	0.745	8.517	9.210	9.210	9.903	10.820
Mature	7.701	4.354	3.005	5.005	7.005	10.008	19.984
Call	0.001	0.023	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
LEV	2.438	2.896	0.279	0.871	1.838	2.998	6.975
Margin	3.202	4.724	-0.967	0.724	2.281	4.005	15.033
Times	5.626	11.416	0.407	1.333	1.884	3.842	50.000
LAsset	14.299	1.247	12.033	13.343	14.351	15.292	16.444
Volatility	2.394	0.913	0.975	1.662	2.375	3.046	3.913
ACC	-4.276	5.396	-11.319	-7.020	-4.481	-1.714	4.898
NAC	-4.745	4.633	-12.018	-7.159	-4.457	-2.017	1.493
ABNAC	0.469	4.004	-4.393	-1.210	0.325	1.702	6.449
EDP	1.417	2.631	0.000	0.000	0.095	1.678	7.101

(注) Spreadは社債発行時対国債イールドスプレッド、LSizeは社債発行額（単位100万円）対数値、Matureは償還期限、Callはコール条項がある場合に1とするダミー変数、LEVは有利子負債合計/株式時価総額、Marginは特別損益控除前当期純利益/売上高（単位%）、Timesは（特別損益控除前当期利益+支払利息）/支払利息、LAssetは総資産対数値、Volatilityは月次収益率ボラティリティ（過去60ヶ月、最小24ヶ月、単位は%）、EDPはオプションアプローチを使用して推定された期待債務不履行確率（Expected Default Probability）、ACCは会計発生高、NAC、ABNACはCFO修正ジョーンズモデルの下で測定された正常会計発生高と異常会計発生高。会計発生高とその構成要素については対総資産の比率をパーセントで表示。Meanは平均、S.D.は標準偏差、以降の各列は分布の5, 25, 50, 75, 95パーセンタイル点を示す。

(1998)と須田・太田・首藤(2004)に基づき、以下のような変数を制御変数として使用する。すなわち、社債発行額対数値(LSize)、社債の償還期限(Mature)、コール条項がある場合を1とするダミー変数(Call)、有利子負債合計/株式時価総額(LEV)、特別損益控除前当期純利益/売上高(Margin)、インタレスト・カバレッジ・レシオ(Times)、総資産対数値(LAsset)、株式収益率ボラティリティ(Volatility)の合計8変数である。これらの変数は、社債の格付けの代理変数にもなり得ることが明らかにされている(Sengupta, 1998および須田・太田・首藤, 2004)。

本研究では、3月決算企業が分析対象になっているので、その財務諸表が利用可能になるのは6月末である。したがって、4月1日から6月末までの間に起債したサンプルの場合、Lev、

Margin、Times、LAsset、ACC、NAC、ABNACは、前々年度の財務諸表の数値から算定される。7月1日以降に起債したサンプルの場合は、前年度の財務諸表から各々の値が計算される。またEDPについては、起債月末時点で推定された数値を使用している。Volatilityについても、起債月末時点を基準にした過去60ヶ月ヒストリカルボラティリティが計算される(ただし24ヶ月以上データが存在する場合にのみVolatilityが計算される)。

上記の変数に関する記述統計量を表1に示した⁸⁾。クレジットスプレッド(Spread)の平均値は59.363(ベースポイント、BP)であり、中央値は48.500である。さらに、75パーセンタイルと95パーセンタイルの値から推察すると、クレジットスプレッドの分布は右側のテールが厚くな

っていると考えられる。LSizeは社債発行額（単位100万円）の対数値であり、平均値9.579は約150億円に相当する。他の社債に関する記述統計量を見ると、社債の償還期限は平均7～8年であり、起債会社は大企業（資産総額平均が1兆6200億円程度）が多く、利息支払いのために十分な利益を計上していることが分かる。

会計発生高（ACC）と正常会計発生高（NAC）の平均値と中央値は、いずれも－5%弱となっている。日本企業の場合、多額の減価償却費が原因となり、会計発生高は負になる場合が多いと指摘されている（Kubota, Suda and Takehara, 2005）が、ここでもその事実が追認された。異常会計発生高（ABNAC）は回帰式の残差として計算されるので、推定時の全サンプルにおける平均は0になることが期待される。しかし表1では、平均値と中央値のいずれも正の値となっている。これは、起債時に利益増加型の調整が行われたことを示しているかもしれない。

期待債務不履行確率（EDP）の平均値は1.417%である。サンプル企業の多くが大企業であり、相当の利益を計上していることを勘案すると、このEDPの平均値はやや高いように思われる。しかし、中央値と75パーセントイルおよび95パーセントイルが、それぞれ0.095、1.678および7.101であることを考えれば、一部企業群の極端に大きいEDPが、やや高めの平均値をもたらしたと言えよう。一方、図1に示されている2000年前後のADLIの水準と比較した場合、表1におけるEDPの平均値は、かなり低い水準にあると思われる。これは、サンプルの相違に起因している。すなわち、表1のサンプルは起債会社に限定され、かつ金融業が除外されているが、新規に社債を発行できる企業は、一般にEDPが小さいと考えられる。

3.2 変数の相関

すでに紹介したように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た。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受け入れたことによるリスクプレミアムとして解釈された。これをわれわれの分析に当てはめれば、第1に、会計発生高とEDPの間に負の相関があると予想される。第2に、株式市場と同様に社債市場でも、低水準の会計発生高を計上した企業にリスクプレミアムが与えられ、会計発生高とクレジットスプレッドの間に負の相関が観察される、と推測される。

これに対してCrabtree and Maher（2005）は、社債のクレジットスプレッドと利益予測可能性の関係を分析し、利益の予測可能性が高い企業の社債ほど、クレジットスプレッドが小さいことを明らかにした。異常会計発生高の大きい利益は持続性がなく、予測可能性は低いと考えられる。したがって、異常会計発生高の大きい企業の社債ほど、クレジットスプレッドは大きくなると予想される。

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、異常会計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。異常会計発生高と負債コストの間にこのような関係があるのならば、異常会計発生高とクレジットスプレッドについて同様の関係を想定しても、不自然ではないであろう。

このように、Ng（2005）の結果から類推すると、会計発生高とEDPの間に負の相関が想定され、さらに、会計発生高とクレジットスプレッドの間

表2. 変数間の相関係数

Panel A. 変数間のピアソン相関係数													
	Spread	LSize	Mature	Call	LEV	Margin	Times	LAsset	Volatility	ACC	NAC	ABNAC	EDP
Spread	0.000	0.000	0.000	0.347	0.000	0.102	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
LSize	-0.401	0.000	0.000	0.621	0.000	0.043	0.122	0.000	0.000	0.000	0.001	0.273	0.000
Mature	-0.320	0.276	0.000	0.615	0.000	0.107	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.134	0.000
Call	-0.022	-0.011	-0.012	0.004	0.863	0.528	0.702	0.216	0.201	0.622	0.506	0.917	0.590
LEV	0.152	-0.105	-0.131	0.004	0.000	0.000	0.020	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Margin	0.038	0.047	0.037	-0.015	-0.135	0.000	0.000	0.844	0.034	0.000	0.990	0.000	0.008
Times	0.145	-0.036	-0.126	-0.009	-0.054	0.805	0.000	0.000	0.000	0.000	0.839	0.000	0.212
LAsset	-0.387	0.640	0.286	0.029	0.212	-0.005	-0.083	0.000	0.000	0.000	0.000	0.296	0.000
Volatility	0.600	-0.349	-0.392	-0.029	0.125	0.049	0.195	-0.257	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ACC	0.288	-0.086	-0.086	0.011	-0.298	0.292	0.290	-0.087	0.187	0.000	0.000	0.000	0.000
NAC	0.237	-0.079	-0.070	0.015	-0.274	0.000	-0.005	-0.081	0.111	0.691	0.000	0.000	0.161
ABNAC	0.114	-0.025	-0.035	-0.002	-0.084	0.394	0.396	-0.024	0.123	0.548	-0.226	0.000	0.000
EDP	0.528	-0.257	-0.281	-0.012	0.353	-0.061	0.029	-0.081	0.716	0.103	0.032	0.102	0.000

(注) 変数の定義、略称は表1と同一。対角線の下部分が相関係数。右上部分にピアソン相関についてのt値に対応する有意確率 (p-value) を示す。

Panel B. 変数間のスピアマン順位相関係数													
	Spread	LSize	Mature	Call	LEV	Margin	Times	LAsset	Volatility	ACC	NAC	ABNAC	EDP
Spread	0.000	0.000	0.000	0.277	0.263	0.000	0.753	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000
LSize	-0.447	0.000	0.000	0.575	0.027	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.821	0.000
Mature	-0.358	0.299	0.000	0.758	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.194	0.000
Call	-0.025	-0.013	-0.007	0.000	0.422	0.225	0.328	0.137	0.181	0.374	0.352	0.830	0.239
LEV	0.026	0.051	-0.073	0.019	0.000	0.000	0.000	0.000	0.345	0.000	0.000	0.000	0.000
Margin	-0.282	0.134	0.105	-0.028	-0.171	0.000	0.000	0.308	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000
Times	-0.007	-0.146	-0.131	-0.023	-0.361	0.683	0.000	0.000	0.000	0.012	0.115	0.010	0.331
LAsset	-0.417	0.610	0.272	0.034	0.392	0.023	-0.282	0.000	0.000	0.000	0.000	0.942	0.000
Volatility	0.627	-0.381	-0.393	-0.031	-0.022	-0.198	0.152	-0.251	0.000	0.000	0.000	0.189	0.000
ACC	0.331	-0.184	-0.110	0.021	-0.201	-0.079	0.058	-0.125	0.247	0.000	0.000	0.000	0.000
NAC	0.299	-0.177	-0.122	0.021	-0.266	-0.178	0.036	-0.124	0.243	0.719	0.000	0.000	0.000
ABNAC	0.076	-0.005	-0.030	-0.005	0.083	0.104	0.060	0.002	0.030	0.480	-0.126	0.000	0.000
EDP	0.596	-0.356	-0.362	-0.027	0.345	-0.255	-0.022	-0.106	0.872	0.193	0.153	0.085	0.000

(注) 変数の定義、略称は表1と同一。対角線の下部分はスピアマン相関係数。右上部分にスピアマン相関についてのz値に対応する有意確率 (p-value) を示す。

にも負の相関があると予想される。他方、Crabtree and Maher (2005) と Fransis, Lafond, Olsson and Schipper (2005) によれば、異常会計発生高とクレジットスプレッドの間に正の相関があると推測される。

そこでわれわれは、会計発生高とEDP、クレジットスプレッドおよび各種の制御変数について、相関係数を算定した。変数の中には、特定の企業群について高い値が計上されている場合や、左右いずれかのテールが厚い分布になっている場合があるため、ピアソンの相関係数に加えて、スピアマンの順位相関係数を求めた。表2のパネルAにピアソンの相関係数が示され、パネルBにスピアマンの順位相関係数が要約されている。パネルA・Bともに、対角線の左下部分が相関係数で、右上部分が相関係数の (t 値、 z 値に対応する) 有意確率を表している。

表2を見ると、(1)会計発生高とEDPの間には統計的に有意な正の相関関係がある、(2)異常会計発生高とEDPの間には統計的に有意な正の相関関係がある、(3)会計発生高とクレジットスプレッドの間には統計的に有意な正の相関関係がある、(4)異常会計発生高とクレジットスプレッドの間には統計的に有意な正の相関関係がある、ということが分かる。

上記の(1)と(2)はNg (2005) の結果と整合していない。(3)と(4)の結果は、Crabtree and Maher (2005) および Fransis, Lafond, Olsson and Schipper (2005) と整合的である。つまり、会計発生高とEDPおよびクレジットスプレッドに関するわれわれの調査結果は、Ng (2005) よりも Crabtree and Maher (2005) と Fransis, Lafond, Olsson and Schipper (2005) の結果に整合しているといえよう⁹⁾。

また、表2は、EDPとクレジットスプレッドの間に強い相関関係があることを示している。さ

らに、いくつかの制御変数とクレジットスプレッドの間にも、統計的に有意な相関関係が観察された。たとえば、株価ボラティリティー (Volatility) とクレジットスプレッドの相関係数は大きな正の値であり、社債発行総額 (LSize) とクレジットスプレッドの相関係数は大きな負の値である。そこでわれわれは次に、EDPと制御変数を所与とした場合、会計発生高がクレジットスプレッドについて増分情報内容を持つか否かを検証する。最初に、会計発生高とEDPおよび制御変数を説明変数にした単回帰分析を行い、続いて、これらの変数を同時に使用した重回帰分析を実施し、最後に、回帰係数の F 検定により増分情報内容の有無を判断する。

注意すべきは、VolatilityとEDP、MarginとTimes、およびLSizeとLAssetの相関係数が比較的大きいことである。これらを一緒にして重回帰分析を行えば、多重共線性の問題が発生するかもしれない。その可能性を考慮した分析が必要となろう。

4. クレジットスプレッドに関する単回帰分析

本節では、会計発生高とEDPおよび制御変数を説明変数とし、クレジットスプレッドを被説明変数にした単回帰分析を行う。サンプルは、前節と同じ1,880銘柄の社債である。EDPの増加はクレジットスプレッドの上昇に結びつくので、EDPの回帰係数は正の符号になると予測される。しかし、会計発生高 (ACC) と正常発生高 (NAC) および異常会計発生高 (ABNAC) における回帰係数の符号を、一義的に予測することはできない。Crabtree and Maher (2005) と Fransis, Lafond, Olsson and Schipper (2005) によれば正の符号となり、Ng (2005) によれば負の符号になるだ

表3. 単回帰分析の結果

	Sign	Intercept	<i>p</i> -value	Coefficient	<i>p</i> -value	<i>R</i> -squared
LSize	+	297.245	0.000	-24.833	0.000	0.161
Mature	+	85.512	0.000	-3.396	0.000	0.103
Call	-	59.386	0.000	-43.386	0.347	0.000
LEV	+	53.470	0.000	2.417	0.000	0.023
Margin	-	58.182	0.000	0.369	0.102	0.001
Times	-	56.063	0.000	0.586	0.000	0.021
LAsset	-	264.135	0.000	-14.321	0.000	0.150
Volatility	+	-13.318	0.000	30.358	0.000	0.360
ACC	?	69.899	0.000	2.464	0.000	0.083
NAC	?	70.567	0.000	2.361	0.000	0.056
ABNAC	?	58.746	0.000	1.314	0.000	0.013
EDP	+	46.248	0.000	9.253	0.000	0.278

(注) 変数の定義は表1と同一。Interceptは単回帰方程式における切片項、その右列の*p*-valueは切片項に対する有意確率、Coefficientは制御変数、会計発生高、正常・異常会計発生高、期待債務不履行確率の回帰係数、その右列の*p*-valueは回帰係数の有意確率。*R*-squaredは決定係数。(サンプル数*n*=1880。)なお第2列の'Sign'はSengupta (1998) などから事前に予想される回帰係数の符号。

ろう。制御変数の係数は、Sengupta (1998) と須田・太田・首藤 (2004) に基づき、社債発行額対数値 (LSize) と償還期間 (Mature)、財務レバレッジ (LEV) および株価ボラティリティー (Volatility) は正の符号となり、コール条項の有無 (Call) と売上高利益率 (Margin)、インタレスト・カバレッジ・レシオ (Times) および総資産対数値 (LAsset) は負の符号になると予測される。

予測される回帰係数の符号と分析結果を表3に要約した。この表を見れば、ACCとNACおよびABNACの回帰係数は、すべて有意な正の符号であることが分かる。つまり、会計発生高が大きい企業が発行した社債ほど、そのクレジットスプレッドは大きいということである。ただし決定係数は、会計発生高で0.083、正常会計発生高で0.056、異常会計発生高で0.013となっており、総じて説明力は小さく、中でも異常会計発生高の説明力が最も低い。この結果は、株式市場における会

計発生高アノマリーにおいて異常会計発生高の説明力が最も大きい (Kubota, Suda and Takehara, 2005) ことと対照的である。

EDPの回帰係数も、有意な正の符号になった。決定係数は0.278と高く、オプションアプローチを使用して推定した期待債務不履行確率により、クレジットスプレッドを適切に説明できることが分かった。制御変数の中で、LEVとLAssetおよびVolatilityは予測符号と一致し、かつ1%水準で有意になった。つまり、負債への依存度が大きく、株価変動性の高い企業が発行した社債ほど、クレジットスプレッドは大きいということである。逆に、資産規模の大きい企業が発行した社債ほど、クレジットスプレッドは小さい、ということが分かった。

表4. 増分情報内容テストの結果

Panel A. 会計発生高、債務不履行リスクの情報内容の検証.

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Intercept	182.104	0.000	240.205	0.000	158.101	0.000	167.569	0.000
LSize	-0.608	0.670	-0.723	0.000	-3.038	0.044	-0.701	0.628
Mature	-0.123	0.531	-0.723	0.000	-0.263	0.208	-0.099	0.619
Call	-10.831	0.740	-22.010	0.516	-2.075	0.952	-9.316	0.778
LEV	2.826	0.000	2.396	0.000	2.225	0.000	3.633	0.000
Margin	-0.177	0.530	0.090	0.605	0.258	0.385	-0.133	0.640
Times	0.023	0.845	0.042	0.739	0.042	0.739	-0.075	0.531
LAsset	-10.977	0.000	-12.737	0.000	-9.314	0.000	-10.731	0.000
Volatility	16.209	0.000			24.679	0.000	22.565	0.000
ACC	2.040	0.000	2.164	0.000			2.181	0.000
EDP	3.148	0.000	7.043	0.000				3.889
Adjusted R^2		0.506		0.463		0.442		0.493
Inc. F -value						120.515		48.611
Inc. p -value						0.000		0.000
								165.590

変数の定義は表1と同一。Coef.は回帰係数、p-valueは対応する有意確率。Adjusted R^2 は自由度修正決定係数。Inc. F -value、Inc. p -valueはそれぞれ制御変数、正常会計発生高、異常会計発生高、期待債務不履行確率のすべてを使用した場合を基準モデルとして、特定の変数(群)を回帰式から除外した場合の増分情報内容テスト結果の F 値と対応する有意確率。(サンプル数 $n=1,880$.)

Panel B. 正常会計発生高、異常会計発生高、債務不履行リスクの情報内容の検証.

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Coef.	<i>p</i> -value						
Intercept	182.900	0.000	167.664	0.000	176.817	0.000	176.919	0.000
LSize	-0.423	0.766	-0.538	0.708	-2.737	0.064	-0.978	0.494
Mature	-0.091	0.643	-0.069	0.730	-0.280	0.172	-0.116	0.559
Call	-11.702	0.718	-10.035	0.760	-4.524	0.894	-10.331	0.752
LEV	2.951	0.000	3.780	0.000	1.341	0.000	2.560	0.000
Margin	-0.041	0.883	-0.010	0.972	0.173	0.553	0.189	0.501
Times	0.088	0.456	-0.020	0.866	0.153	0.214	0.186	0.115
LAsset	-11.051	0.000	-10.787	0.000	-9.732	0.000	-10.698	0.000
VOL	15.906	0.000	22.564	0.000	16.657	0.000	15.800	0.000
NAC	2.462	0.000	2.567	0.000			2.137	0.000
ABNAC	1.302	0.000	1.524	0.000				
EDP	3.297	0.000			3.889	0.000	3.670	0.000
Adjusted R^2		0.512		0.498		0.462		0.502
Inc. F -value				53.741		95.851		35.703
Inc. p -value				0.000		0.000		0.000

5. 会計発生高と債務不履行リスクの増分情報内容

単回帰分析により、会計発生高とEDPおよび3つの制御変数が、クレジットスプレッドについて有意な説明力を有している、ということが分かった。本節では、EDPと制御変数を所与とした場合、会計発生高がクレジットスプレッドについて増分情報内容を持つか否かを検証する。最初に、会計発生高とEDPおよび制御変数を同時に使用した重回帰分析を実施し、次に、回帰係数のF検定により増分情報内容の有無を判断する。

表4のPanel Aの左端に、すべての変数を組み込んだ重回帰モデルの推定結果を示した。このモデルの自由度修正済決定係数は0.506である。クレジットスプレッドに影響を及ぼす他の変数を所与としても、ACCとEDPは統計的に有意な説明力を持っている。また、単回帰分析で有意になったLEVとLAssetおよびVolatilityは、重回帰分析でも1%水準で有意になった。つまり、会計発生高と債務不履行リスク、財務レバレッジおよび株価ボラティリティーが大きく、資産総額が小さい企業の社債ほど、クレジットスプレッドは大きいということである。

次に、制御変数の多重共線性を考慮し、LSizeとTimesおよびVolatilityを除外して重回帰モデルを推定した。その結果、モデルの自由度修正済決定係数は少し小さくなったが、ACCとEDP、LEVとLAssetに有意な説明力があることに変わりはない。EDPの回帰係数が倍以上に増加していることが目につく。

続いて、(1)ACCとEDPの両方を重回帰モデルから除外した場合と、(2)EDPだけを除外した場合、および(3)ACCだけを除外した場合のモデルを推定した。(1)、(2)、(3)の自由度修正済決定係数は、それぞれ0.442、0.493、0.462である。いずれも、

すべての変数を組み込んだモデルの決定係数(0.506)よりも小さい。そこで、ACCとEDPの追加的説明力を統計的に検証するため、Biddle, Seow and Siegel (1995) が提案した増分情報内容テスト (incremental information contents test) を実施した¹⁰⁾。

その結果が、表4のPanel Aにおける最後の2行に示されている。Inc. *F*-valueとInc. *p*-valueは、増分情報内容テストで計測された*F*値とそれに対応する有意確率である。(1)の*F*値は120.515と大きく、対応する有意確率は0.1%未満になった。(2)と(3)のモデルでも、*F*値の有意確率は0.1%未満である。つまり会計発生高は、期待債務不履行確率と他の財務変数を与件としても、クレジットスプレッドについて有意な増分情報内容を持つということである。期待債務不履行確率も同様に、会計発生高と他の財務変数を所与としても、クレジットスプレッドについて、統計的に有意な増分情報内容を持っている。

では、会計発生高の増分情報内容は、正常会計発生高と異常会計発生高のどちらから派生しているのだろうか。われわれは、ACCに代えて、NACとABNACを重回帰モデルに組み入れ、それぞれの増分情報内容を分析した。その結果が、表4のPanel Bに示されている。

表4のPanel Bの左端に、すべての変数を組み込んだ重回帰モデルの推定結果を示した。この表を見れば、NACとABNACの回帰係数は、いずれも統計的に有意な正の値であることが分かる。それ以外は、Panel Aで全変数を使用したモデルの結果とほとんど差が無い。

次に、(1)EDPを重回帰モデルから除外した場合と、(2)NACとABNACを除外した場合、および(3)ABNACだけを除外した場合、(4)NACだけを除外した場合のモデルを推定した。(1)、(2)、(3)、(4)の自由度修正済決定係数は、それぞれ0.498、

0.462、0.502、0.463である。いずれも、すべての変数を組み込んだモデルの決定係数（0.512）よりも小さい。そこでPanel Aと同様に、NACとABNACおよびEDPについて増分情報内容テストを実施した。

その結果、いずれのF値も統計的に有意になった。つまり、異常会計発生高と正常会計発生高および期待債務不履行確率は、他の変数を所与としても、クレジットスプレッドについて、統計的に有意な増分情報内容を持っていることが分かった。ただし、(4)のF値が最大となり、(3)のF値は最小になったこと、および(4)のABNACにおける回帰係数の有意水準は10%水準に留まっている、ということに注意したい。すでに述べたようにABNACは、将来の株式リターンについて大きな説明力を保持しているが、社債のクレジットスプレッドについては、ABNACよりもNACの説明力がわずかに大きいと解釈される。

以上、本節では、会計発生高と期待債務不履行確率および制御変数を説明変数にして、クレジットスプレッドの重回帰分析を実施した。その結果、会計発生高は、期待債務不履行確率と他の財務変数を与件としても、クレジットスプレッドについて有意な増分情報内容を持つということが判明した。会計発生高は、債務不履行リスクと異なる情報を社債市場に提供しているのである。たとえば、利益の質や情報リスク（Fransis, Lafond, Olsson and Schipper, 2005）を伝えている可能性がある。さらに本節では、会計発生高を正常会計発生高と異常会計発生高に区分して、それぞれの情報内容を検証した。その結果、いずれもクレジットスプレッドと有意な正の関係にあり、それぞれに増分情報内容があることが分かった。ただし、正常会計発生高と異常会計発生高の情報内容に大きな差異はなく、また、両者ともクレジットスプレッドと有意な正の関係にあるため、クレジットスプレ

ッドの推定において2つを識別する積極的な意義は見出されない。クレジットスプレッドの推定では、会計発生高の水準こそが重要であると考えられる。

6. 結論と将来の課題

本研究では、オプションアプローチにより期待債務不履行確率（EDP）を推定し、EDPと会計発生高および社債の対国債イールドスプレッド（クレジットスプレッド）の三者関係を実証分析した。その結果、(1)会計発生高とEDPの間には統計的に有意な正の相関関係がある、(2)会計発生高とEDPはクレジットスプレッドについて、それぞれ増分情報内容を有している、(3)会計発生高とEDPが大きい企業の社債ほど、クレジットスプレッドは大きい、(4)正常会計発生高と異常会計発生高の情報内容に大きな差はない、ということが分かった。

この結果は、第1に、会計発生高の中に債務不履行リスクと異なる情報内容が存在し、会計発生高が債務不履行リスクの単なるエクスポージャーではない、ということを示唆している。少なくとも、会計発生高アノマリーの発生構造を債務不履行リスクのみに求めることはできないだろう。第2に、会計発生高が利益の予測可能性などを通じて、利益の質を左右すると仮定すれば、本研究の結果は、会計発生高が多く利益の質が低い企業の社債ほど、クレジットスプレッドが大きい、ということを示唆している。とすれば、社債市場は会計発生高を適切に評価しており、会計発生高に関するミスマライジングは存在しない、ということになる。

しかし本研究の結果に基づいて、社債市場における会計発生高のプライシングを判断し、さらに広く証券市場の会計発生高アノマリーを解釈するには、検討すべき課題がいくつかある。第1は、

会計発生高とEDPの関係を、株式市場について観察することである。社債市場と株式市場では、会計発生高とEDPの関係が異なり、したがって会計発生高アノマリーに及ぼす影響も違う可能性がある。第2の課題は、社債市場のプライシングをダイナミックに観察することである。本研究は、社債を発行した時点のクレジットスプレッドを分析しているが、起債会社は社債の発行時点で支払能力があっても、その後、支払能力は低下する可能性がある。支払能力が低下した場合は、会計発生高およびその構成要素のプライシングが変化するかもしれない。そのような動態を観察し、社債市場のプライシングを精緻に分析するには、社債の流通利回りなどのデータを用いる必要があるだろう。

〔注〕

- 1) Dechow and Dichev (2002) は、当期の運転資本変化額を従属変数とし、前期と当期および次期の営業キャッシュ・フローを独立変数にした回帰式の残差をAQと定義した。会計発生高の質は、利益の質を左右すると考えられる。
- 2) 本研究では、分析対象の社債における利回りと国債における利回りの差を対国債イールドスプレッドと呼び、それをもってクレジットスプレッドを定義している。
- 3) 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_E 、ボラティリティー σ_A を計算するものの、EDP評価では配当 δ を除外している。
- 4) Vassalov and Xing (2004)、HKCL (2004) とともに、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。ただし負債価値の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。
- 5) 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、普通社債・転換社債、長期借入金、従業員預り金の合計である。
- 6) EDPの推定は、Visual Numerics, Inc., IMSL C Math Libraryの非線形方程式(系)に対する解法`imsl_d_zeros_fcn`, および`imsl_d_zeros_sys_eqn`を適用して行われた。ここで「EDPの推定に成功した」とは、同

解法における収束判定条件が満たされた場合を指す。

- 7) われわれはさらに、本研究のサンプル企業281社についてADLIを計測した。その結果、ADLIの変動幅は全体的に縮小したが、3種類の推定結果における相互関係は変化しなかった。本文の図1に関する解釈は、281社についても妥当する。
- 8) ここでは異常値処理をしていないが、われわれはさらに、Callを除くすべての説明変数について、1パーセントイルと99パーセントイルの外側にあるデータを1パーセントイル値と99パーセントイル値に換算する処理を行った。そのデータを用いた分析結果は、表2から表4で示した内容とはほぼ同一である。
- 9) 本研究とNg (2005) では、そもそも債務不履行リスクの定義が異なっていることに注意されたい。Ng (2005) は、債務不履行リスクを、Altman's Z-scoreとOhlson's O-scoreおよびHKCL (2004) によるEDPの単純平均として定義する。これに対して本研究は、EDPだけで債務不履行リスクを定義している。概念が異なる3つの測定値を単純平均することに疑問を持ったからである。またNg (2005) は株式市場に関する分析であるのに対して、本研究は社債市場を対象にしており、サンプルが基本的に異なることにも注意を要する。
- 10) Biddle, Seow and Siegel (1995) は、会計情報の持つ内容を、相対情報内容と増分情報内容の2面から分析する方法を提示した。相対情報内容はワルド検定、増分情報内容は回帰係数に対するF検定を行なうことにより、統計的に検証される。詳細は久保田・須田・竹原 (2006) を参照されたい。

〔参考文献〕

- Altman, E., 1968. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance* 23, 589-609.
- 浅野信博, 首藤昭信. 「倒産企業の会計操作 (2) —裁量的発生高の分析—」『会計』第165巻5号, 123-138.
- Biddle, G., Seow, G., Siegel, A., 1995. Relative versus incremental information content. *Contemporary Accounting Research* 12, 1-23.
- Black, F., Scholes, M., 1973. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy* 81, 637-654.
- Crabtree, A., Maher, J., 2005. Earnings predictability, bond ratings, and bond yields. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 25, 233-253.
- Dechow, P., Dichev, I., The quality of accruals and earnings: the role of accruals estimation errors. *The Accounting Review* 77 (Supplement), 35-59.
- 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. 『経営財務研究』第23巻第1号, 88-98.
- Kasznik, R., 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37, 57-81.
- Khan, M., 2005. Are accruals really mispriced? Evidence from tests of an intertemporal capital asset pricing model. Working paper, MIT.
- Kubota, K., Suda, K., Takehara, H., 2005. Pricing of accounting accruals information and the revisions of analysts earnings forecasts: Evidence from Tokyo Stock Exchange firms. *Proceedings of Sixth Annual Asian Academic Accounting Conference*.
- 久保田敬一, 須田一幸, 竹原均, 2006. 株式収益率と経営者報酬における包括利益の情報内容 『経営財務研究』第26巻第1・2号, 53-69.
- Merton, R. C., 1974. On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rate. *Journal of Finance* 29, 449-470.
- 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・リスクマネージメント』朝倉書店, 171-192.
- Ng, J., 2005. Distress risk information in accrual. Working Paper, University of Pennsylvania.
- Ohlson, J., 1980. Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research* 18, 109-131.
- Sengupta, P., 1998. Corporate disclosure quality and the cost of debt. *Journal of Accounting Research* 73, 4359-474.
- Sloan, R.G., 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review* 71, 289-315.
- 須田一幸, 太田浩司, 首藤昭信, 2004. 「ディスクロージャーが負債コストに及ぼす影響」須田一幸編著『ディスクロージャーの戦略と効果』森山書店, 45-68.
- 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』第165巻第4号, 74-87.
- 須田一幸, 竹原均, 2005. 「残余利益モデルと割引キャッシュフローモデルの比較: ロング・ショート・ポートフォリオ・リターンの分析」『現代ファイナンス』第18号, 3-26.
- 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.