

# 債券格付けと理論上の信用リスク・プレミアムに関する研究

三好 眞

## I 要 旨

本研究の目的は、上場法人の企業債務について、信用リスク・プレミアムを計測するプラクティカルな手法の研究開発及び実証分析を行うことである。

基本的な評価手法はMerton [ 1974 ] が企業の債務を企業価値の上に書かれた条件付請求権として適用したモデルを使用するが、当モデルを現実社会に当てはめた場合、負債の市場価値及び資産成長率ボラティリティが既知でないという問題点がある。そこで、本論文では、MM命題の下で負債及び資本の価格式によるイテレーション法を用い負債の現在価値を得る。また、EGARCHモデル及びQuasi-CEV（従来のConstant Elasticity Volatilityモデルを本研究において、実用面で改良したモデル）により2種類の株式投資収益率ボラティリティを推定し、資産成長率ボラティリティを得る。

実証分析により、株式市場からの情報が信用度の悪化をモニタリングする上で有用であることが実証できた。1995年以降にデフォルトした15法人のプレミアムは東京証券取引所1部上場銘柄の中で信用度が悪化した方向から5%以内に継続して入っていた。また、期間1年のデフォルト率推定値を格付けに換算して米系格付機関の格付け結果と比較すると、70%から80%の法人の評価結果が1レベル以内の格差に収まった。

さらに、市場全体の信用リスク・プレミアムの水準は、1997年4月には既に過去のピークに達しており、昨今の株式市場が発する信用リスクのシグナルの大きさが窺われる。

キーワード：Mertonモデル、信用リスク・プレミアム、負債の市場価値、資産成長率ボラティリティ、EGARCHモデル、Constant Elasticity Volatilityモデル

本稿作成に際し、筑波大学大学院（経営システム科学専攻）において懇切丁寧にご指導頂いた米澤康博教授（現横浜国立大学経営学部教授）に心から感謝申し上げます。また、貴重なアドバイスを頂いた筑波大学大学院の小倉昇教授、猿渡康文助教授及び椿広計助教授に厚くお礼申し上げます。なお、本稿は筑波大学修士論文（三好, 1998a）を加筆、訂正及び抜粋したものである。また、日本銀行で開催されたワークショップ（98年7月30日）において、森平爽一郎教授（慶應大学）、池森俊文取締役（興銀フィナンシャルテクノロジー）及び倉澤資成教授（横浜国大）より、今後、モデルの精緻化を図る上で有益なコメントを頂いた。この場を借りてお礼申し上げます。

三好 眞 日本格付投資情報センター ストラクチャードファイナンス部  
（miyoshi@r-i.co.jp）

## 1. はじめに

### 1.1 本研究の背景

近年、公開法人のデフォルト件数は増加傾向<sup>1</sup>にある。特に、東京証券取引所1部上場法人の年間デフォルト件数は、10年以上継続して1法人以下であったものが、1996年には2法人、1997年には11法人へと急拡大した。(表1参照)

現在のデフォルト件数の水準は、山陽特殊製鋼が会社更生法を申請した1965年の水準を超えているものと思われる。上場会社倒産一覧表<sup>2</sup>によると、1965年のデフォルト件数は11法人<sup>3</sup>であり、うち東京証券取引所上場法人は4法人であった。公開銘柄数が現在の約半分である当時のデフォルト件数と単純に比較できないものの、現在の水準は極めて高い水準であることは確かである。

なお、当論文でのデフォルトの定義は、法的倒産またはそれに準ずる行為とし、法的倒産には会社更生、和議、破産、特別清算及び商法整理を含み、それに準ずる行為には、銀行取引停止処分、破綻による営業譲渡や自主廃業などを含む。

### 1.2 研究の目的

本研究の目的は、上場法人の企業債務について、信用リスク・プレミアムの計測手法を研究し、新たなモデルの開発及び実証分析を行うことである。

本研究により、法人信用評価の迅速化及び低コスト化が実現できる可能性を示す。一般に、法人信用評価は本決算及び中間決算の会計情報を利用して行っており、期中の見直しを実施するには情報収集及び分析に多額の費用がかかる。そこで、株式市場からの情報が法人信用評価に有用であることを実証することにより、法人信用評価を低コストかつ迅速に行える可能性を示したい。

また、日本においては、上場法人のデフォルトは昨今増加傾向にあるものの、過去の事例が少ないためデフォルト率を推定するのは極めて困難である。現在、多くの会社が便法として、Moody'sやS&Pの公表した過去のデフォルト率や帝国データバンクの算出したデフォルト率を利用しているものの、上場法人のデフォルト率のベンチマークとしては不十分<sup>4</sup>であろう。そこで、一定の条件の下での株価情報に基づく理論的な信用リスク・プレミアムの算出し、妥当性を検証する。

1 日経金融新聞(日刊、1997年10月6日)によると、金融機関の破綻を含む上場会社の倒産件数は、1988年以降、88年0件、89年0件、90年0件、91年0件、92年2件、93年2件、94年0件、95年3件、96年4件、97年(9月末現在)7件であった。

2 帝国データバンクにより公表されている統計資料であり、1961年1月以降の上場会社の倒産年月や倒産形態などが掲載されている。

3 1961年から1996年までの調査期間で、年間倒産件数が最大であるのは1964年の12法人であったが、1964年以前の統計には上場市場の区分がない。

4 公開銘柄約3000法人のうち日系格付機関または外資系格付機関により格付けが公表されているのは800法人程度である。また、帝国データバンクの算出したデフォルト率は未上場法人を中心とした過去の実績値である。

表 1 東京証券取引所1部上場法人のデフォルト

日付	デフォルト形態	法人略称
950830	再建断念発表	兵庫銀行
960528	処理案合意	太平洋銀行
960627	解散決議	日本住宅金融
970119	会社更生	京樽
970204	2回目不渡り	雅叙園観光
970704	会社更生	東海興業
970730	会社更生	多田建設
970819	会社更生	大都工業
970918	会社更生	ヤオハンジャパン
971103	会社更生	三洋証券
971117	営業譲渡	北海道拓殖銀行
971124	自主廃業	山一証券
971126	営業譲渡	徳陽シティ銀行
971218	会社更生	東食
980228	自己破産	大同コンクリート工業

さらに、信用リスク・プレミアムには多様な用途があることを加味し、個別法人、業種別及び市場全体の3種類の信用リスク・プレミアムを算出し、実際のデフォルト率実績値との比較を行う。

なお、信用リスク・プレミアムの主な用途として、(1) 政府関連機関による潜在的な市場崩壊の可能性のシグナルの把握、(2) 経営者、監査役及び従業員による調達コストの変動の可能性を通じた経営状態の認識、(3) アナリスト及び投資者による信用リスクを加味したフェア・バリューの把握、(4) 債権者による債権保全の検討及びリスク・リターンの数量的な把握、を想定している。

### 1.3 既存研究

信用リスク評価の既存研究は数多くあるが、代表的なものとして Merton [1974] モデルが挙げられる。当モデルは企業の債務を企業価値の上に書かれた条件付請求権とするモデルであり、企業の資産の構成に注目し債務不履行過程を表現したことを特徴としている<sup>5</sup>。

MertonはModigliani-Millerの命題より、企業価値は負債及び資本の構成によらず一定であると仮定し、次の恒等式に注目した。

5 企業の資産の構成による債務不履行過程の表現以外に、外生変数である格付けの推移確率から債務不履行過程を求めているモデルがJarrow, Lando and Turnbull [1997] により提案されている。

$$V(t) \equiv FD(t, T) + S(t)$$

$V(t)$ : 時点  $t$  の企業価値

$FD(t, T)$ : 時点  $t$  の負債価値

$F$ : 負債額面

$D(t, T)$ : 時点  $T$  から時点  $t$  への負債の割引関数

$S(t)$ : 時点  $t$  の株式時価総額

法的に、債務弁済は株式より優先して行われるため、 $FD(t, T) = \min(V(T), F)$  が成り立つ。これは企業の債務を企業価値の上に書かれた条件付請求権とするモデルである。

なお、Merton [ 1974 ] により提唱されたオプションモデルを応用して、米国のKMV社が負債評価価値から信用状態を推定するモデルを実用化している。当モデルはEDF ( Expected Default Frequency ) を算出し、当推定値がS&Pの格付けの変化より先行する事例を公表<sup>6</sup>している。

KMVモデルの詳細が不明であることを踏まえ、森平 [ 1997 ] が下記の代替案を提案している。なお、当モデルではMM命題を仮定せず企業価値が成長率  $\mu_A$  で成長すると仮定している。

企業価値の確率過程を、

$$\tilde{A}_T = A_0 e^{\left( \mu_A - \frac{\sigma_A^2}{2} \right) T + \sigma_A d\tilde{z}_T}$$

とする。なお、 $A_0$ は現時点の企業価値、 $\tilde{z}_T$ はウィナー過程に従う変数とする。

両辺の対数をとって

$$\ln \tilde{A}_T = \ln A_0 + \left( \mu_A - \frac{\sigma_A^2}{2} \right) T + \sigma_A d\tilde{z}_T \quad \text{となる。}$$

当式は、満期時点  $T$  の企業価値  $\tilde{A}_T$  の対数変換値が平均  $\ln A_0 + \left( \mu_A - \frac{\sigma_A^2}{2} \right) T$ 、

標準偏差  $\sigma_A \sqrt{T}$  の正規分布となることを意味する。

.....  
6 当モデルは商業ベースを目的に開発されており、EDF ( 1年間の期待倒産確率 )、アルトマンのZスコアタイプの評点及びS&Pの格付けを履歴でモニタリングできるシステムである。

ここで、EDF<sup>7</sup>は、

$$\begin{aligned} \Pr(\tilde{A}_T < B_T | A_0) &= \Pr(\ln \tilde{A}_T < \ln B_T | \ln A_0) \\ &= N \left( \frac{\ln B_T - \left[ \ln A_0 + \left( \mu_A - \frac{\sigma_A^2}{2} \right) T \right]}{\sigma_A \sqrt{T}} \right) \end{aligned}$$

となる。

表2 株式収益率と債権利回りの相関関係 (Kwan [1996])

重回帰モデル:  $\Delta Y_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \Delta T_{jt} + \beta_2 \Delta R_{j,t+1} + \beta_3 \Delta R_{j,t} + \beta_4 \Delta R_{j,t-1} + \varepsilon_{jt}$   
 $\Delta Y_{jt}$  = 債券利回り変化

S&P債券格付け		
	AAA (t値)	BB (t値)
$T_{jt}$ = 無リスク証券の利回り変化	0.5987 (19.37*)	-0.0506 (1.96)
$R_{j,t+1}$ = 株式収益率 (t+1週時点)	0.2173 (1.82)	-0.2296 (-4.73*)
$R_{j,t}$ = 株式収益率 (t時点)	-0.1963 (-1.47)	-0.5011 (-7.24*)
$R_{j,t-1}$ = 株式収益率 (t-1週時点)	-0.2015 (-1.84)	-0.3309 (-5.08*)

(\*は1%水準で有意)

また、Kwan [1996] は、株式収益率と債券利回りの変化について、債券利回りの変化に先行して株式の収益率が変化することを格付け毎に実証分析<sup>8</sup>し、個別法人の特別な情報の反映に関し、株式が債券をリードすると結論付けた。

例えば、表2に示すように、高格付け債券 (AAA) の利回り変化 ( $\Delta Y_{jt}$ ) については無リスク証券であるトレジャリーの利回り変化 ( $\Delta T_{jt}$ ) に対する回帰係数が有意に正の値を示した。また、低格付け債券 (BB) の利回り変化 ( $\Delta Y_{jt}$ ) については株式投資収益率の変化 ( $\Delta R_{j,t+1}$ ,  $\Delta R_{j,t}$ ,  $\Delta R_{j,t-1}$ ) に対する回帰係数が有意に負の値を示すとともに、債券利回りの計測期間より約1週間先行した株式投資収益率 ( $\Delta R_{j,t-1}$ ) に対する回帰係数が有意に負の値を示すことにより、債券利回りの変化に先行して株式の収益率が変化することを実証した。

7 当式を実際のデータに適用するには、企業資産の現在価値が既知である必要があるため、実務上の問題が生じる。

また、当モデルによる実証分析にTrussel [1993] やVigeland [1982] があるが、負債の市場価値が得られないため、負債の帳簿価額に株式時価総額をプラスして、企業価値とみなしている。

8 Kwan [1996] の実証分析は、1986年1月から1990年12月の期間に、ブルンバーク情報端末にクオートされていた327法人、702銘柄の債券について行われた。

## 2. モデル化のフレームワーク

### 2.1 企業価値と信用リスク

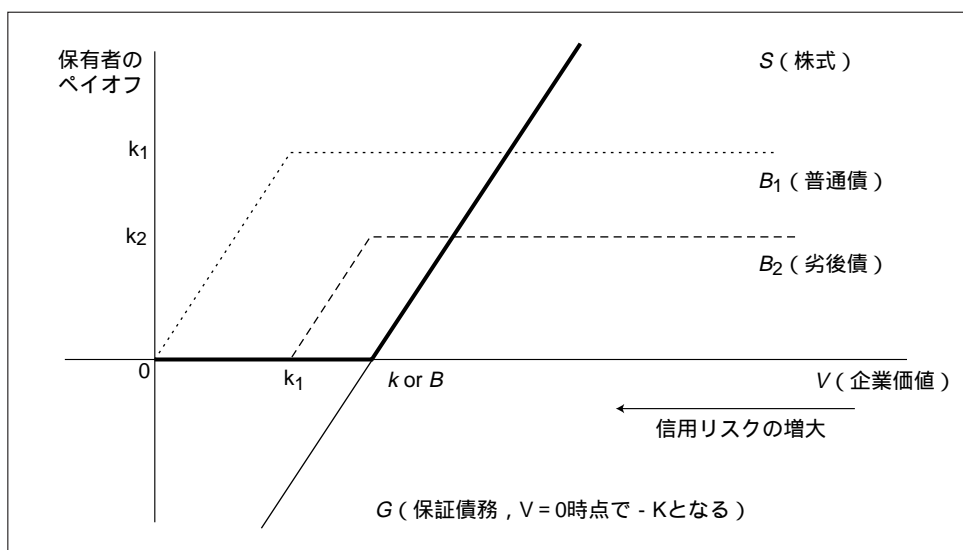
なぜ、株式市場からの情報が信用リスクに関するシグナルとして有用なのか、そのメカニズムをコーポレート・ファイナンス論の立場で説明する。

企業の負債 $B$ と資本 $S$ の市場価値は、Merton [ 1974 ] により、負債額面を $K$ として、 $B = \min(V, K)$ 、 $S = \max(0, V - B)$  となり、債券のペイオフは企業価値 $V$ の上のプット・オプションの売り、株式のペイオフは企業価値 $V$ の上のコール・オプションの買いである。また、Pyle [ 1995 ] より債務保証<sup>9</sup>のペイオフ $G$ は $G = \min(0, V - K) = -\max(0, K - V)$  となり、企業価値 $V$ の上のプット・オプションの売りである。

さらに、普通債及び劣後債の区分を設ければ、普通債のペイオフは前記の債券と同じく  $B_1 = \min(V, K_1)$  となり、劣後債のペイオフは  $B_2 = \min(V - K_1, K_2)$  であると考えられる。以上を図示すれば、図 1 となる。なお、 $K = K_1 + K_2$ 、 $B = B_1 + B_2$  とする。

図 1 において、信用度の悪化した法人は支払能力が低下しており、企業価値 $V$ が右から左方向に推移しているものと考えられる。その時、株式 $S$ 、劣後債 $B_2$ 、普通債 $B_1$ の順番にペイオフの減少が顕在化する<sup>10</sup>。従って、株式時価総額の減少が信用リスクの増大を表すと考えられる。

図 1 資本構成要素のペイオフ・イメージ図



9 Pyle [ 1995 ] は債務保証のペイオフを  $-\max(0, \text{預金の将来価値} - V)$  としているが、本稿では単純な借入債務の額面保証契約を想定し、債務保証のペイオフを  $-\max(0, K - V)$  とした。

10 さらに、情報の非対称性によるリスク・プレミアムの増大や株式市場と債券市場の効率性の差異を加味すれば、モデルの精緻化が可能である。

## 2.2 合理的価格形成と信用リスク

株価の現在価値 $P_t$ は、 $k$ 期後の株価を $P_{t+k}$ 、期待配当を $D_t$ 、株式の期待収益率を $R$ としたとき、合理的価格形成の下では、

$$P_t = E_t \left[ \sum_{i=1}^k \left( \frac{1}{1+R} \right)^i D_{t+i} \right] + E_t \left[ \left( \frac{1}{1+R} \right)^k P_{t+k} \right]$$

と表せる。

また、時点 $k$ を無限に大きくすると、

$$P_t = E_t \left[ \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+R} \right)^i D_{t+i} \right]$$

と表せる。

さらに、期待収益率 $R$ は、各期におけるリスクフリー・レート $r_t$ とリスク・プレミアム $rp_t$ とで構成されるため、株価の現在価値 $P_t$ は、

$$P_t = E_t \left[ \sum_{i=1}^{\infty} \left( \prod_{j=1}^i \frac{1}{1+r_{t+j}+rp_{t+j}} \right) D_{t+i} \right]$$

と表せる。

従って、株価の変動は、将来時点の期待配当及びディスカウント・レートに従うことになる。

また、同様に、 $t+1$ 時点以降の株式投資収益率及び株式投資収益率ボラティリティも将来時点の配当及びディスカウント・レートに依存することとなる。

なお、将来時点の期待配当 $D_t$ は個別企業の業績見通しの変化など多くの経済的変数に依存し、期待収益率 $R$ はリスクフリー・レート $r_t$ とリスクプレミアム $rp_t$ の見通しの変化に依存する。

デフォルト時点以降の期待配当 $D_t$ は確実にゼロとなり、従って、信用リスクの株価への影響は、期待配当 $D_t$ とリスク・プレミアム $rp_t$ の2つの経路で反映されと考えられる。

## 2.3 オプション・モデルによる定式化

本稿でモデル化したオプション・モデルは、企業価値成長率の確率過程をウィナー過程で表現している。なお、当ウィナー過程は将来時点の企業価値の成長率の不確実性を標準ブラウン運動により記述することで、モデルの簡単化と一定の妥当性を同時に実現している。



### 2.3.1 ウイナー過程に従う企業価値

Merton [1974] による企業価値を原資産としたオプション・モデルは、企業価値  $V$  の成長率の連続時間確率プロセスを、ドリフト  $r$ 、分散  $\sigma^2$  のウィナー過程であると仮定している。なお、 $\tilde{z}_t$  はウィナー過程に従う変数とする。

$$dV / V = rdt + \sigma d\tilde{z}_t$$

また、伊藤のレムマを用いた計算により、 $\log V(t) / V(0)$  の変動は、平均  $(r - \sigma^2 / 2)t$ 、分散  $\sigma^2 t$  の正規分布に従うこととなる。

$$\log (V(t) / V(0)) = (r - \sigma^2 / 2)t + \sigma \tilde{z}_t$$

従って、企業価値  $V$  の自然対数変換値  $\log V(t)$  の平均は  $\log V(0) + (r - \sigma^2 / 2)t$ 、分散は  $\sigma^2 t$  となる。

また、デフォルトの定義は、負債額面  $K$  の満期までの期間  $T$  において、 $V(T) \geq K$  ならば負債は全額返済され、株式時価総額  $S(T) > 0$ 、 $V(T) = S(T) + K$  となる。

$V(T) < K$  ならば負債はデフォルトとなり、株式時価総額  $S(T) = 0$ 、負債価値  $B$  は、 $B(T) = V(T)$  となる。

ただし、当オプション・モデルによる定式化は一部の法人の評価に以下のような問題を引き起こす。

企業価値  $V$  の成長率の確率過程をウィナー過程としたことは、分散  $\sigma^2$  が時間の経過に比例して増加すると仮定しているのであるが、現実社会では経営努力による分散の下方硬直性や平均回帰のプロセス、また、経営者のモラル・ハザードや偶発的な事象による大幅な企業価値の下落などの現象が存在する。

特に、メインバンク、親会社及び関連会社の支援がある場合にはウィナー過程の仮定を緩める必要があると考えられる。なお、日本の経営の特徴の一つである株式持ち合いの倒産リスク・シェアリング機能については米澤 [1995] に論理的な説明がある。

また、デフォルト時点の株式時価総額  $S(t)$  がゼロであると仮定した点については、現実社会では資産の流動性の低下による資金繰りの悪化などを要因とした支払いの遅延が考えられ、デフォルト時点の  $S(t)$  がゼロを大きく超過しているケースがあろう。

しかし、現段階では、このような問題を普遍性を損なうことなくモデル化するにはサンプル数があまりに少ないため、本稿ではウィナー過程に従うオプションモデルを用いる。



### 3. モデル化

Merton [ 1974 ] モデルを現実社会に当てはめた場合、企業価値及び企業価値の変化率の標準偏差が既知でないという問題点がある。本研究では、Merton [ 1974 ] モデルを書き換えることによって負債の現在価値を得る。また、EGARCHモデル及び Quasi-CEV モデルにより 2 種類のボラティリティ推定値を得る。

さらに、株式投資収益率のボラティリティを企業価値のボラティリティに変換するプラクティカルな手法及び市場全体（例えば、東京証券取引所 1 部上場法人）や業種毎の期待信用リスク・プレミアムの計測手法を提案している。

#### 3.1 負債の市場価値の推定

##### 「理論モデル」

Merton [ 1974 ] モデルにより、負債の市場価値の算出方法が示されているが、さらに重要なことは信用リスク・プレミアムについて下記の算式が提案されていることであろう。

株式の市場価値は

$$S = VN(Z) - Ke^{-rT}N(Z - \sigma\sqrt{T}) \quad (1)$$

となる。

負債の市場価値は、Modigliani-Millerの命題より $B=V-S$ を得て、

$$B = VN(-Z) + Ke^{-rT}N(Z - \sigma\sqrt{T}) \quad (2)$$

となる。

信用リスク・プレミアムは、

$$R(T) - r = (-1/T)\log[N(Z - \sigma\sqrt{T}) + 1/dN(-Z)] \quad (3)$$

$$d \equiv Ke^{-rT}/V$$

$$Z \equiv \log(V/Ke^{-rT})/\sigma\sqrt{T} + 1/2\sigma\sqrt{T}$$

と表せる。

$S$ ：株式時価総額

$B$ ：負債市場価値

$V$ ：企業価値  $S+B$

$K$ ：負債額面

$R(T)$ : 危険資産(負債)の要求利回り

$N$ : 標準正規分布の累積密度関数

$\log$ : 自然対数

$T$ : 満期までの期間

$r$ : 負債の残存期間(ここでは1期間)に対応したリスクフリー・レート

$\sigma$ : 原資産である企業価値のボラティリティ

$R(T)-r$ : 信用リスク・プレミアム

$N(Z-\sigma T)$ : リスク中立確率の下で、イン・ザ・マネーとなる確率

しかし、Merton [1974] モデルで計測する場合、(2)式において企業価値 $V$ が未知であるので、負債の現在価値 $B$ が明示的に導かれていない。そこで、 $V=B+S$  の関係を使用することで負債の現在価値を得る。すなわち、(2)式の $V$ に $B+S$ を代入することによって $V$ を消去し、 $B$ に関して解く。

この結果、負債の現在価値 $B$ は、次のように表される。

$$B = SN(-Z) / (1 - N(-Z)) + Ke^{-rT} N(Z - \sigma\sqrt{T}) / (1 - N(-Z)) \quad (4)$$

$$Z \equiv \log((S+B)/Ke^{-rT}) / \sigma\sqrt{T} + 1/2 \sigma\sqrt{T} \quad (5)$$

以上の(4)及び(5)式が本稿での基本的な式である。

なお、信用リスク・プレミアムは、企業価値のボラティリティ $\sigma$ 及びレバレッジ $d$ の増加関数である。また、 $(K, r, T)$ が所与の下で、レバレッジ $d=Ke^{-rT}/(S+B)$ は株式時価総額 $S$ の減少関数である。

$$\frac{\partial [R(T)-r]}{\partial \sigma} > 0, \quad \frac{\partial [R(T)-r]}{\partial d} > 0, \quad \frac{\partial d}{\partial S} < 0$$

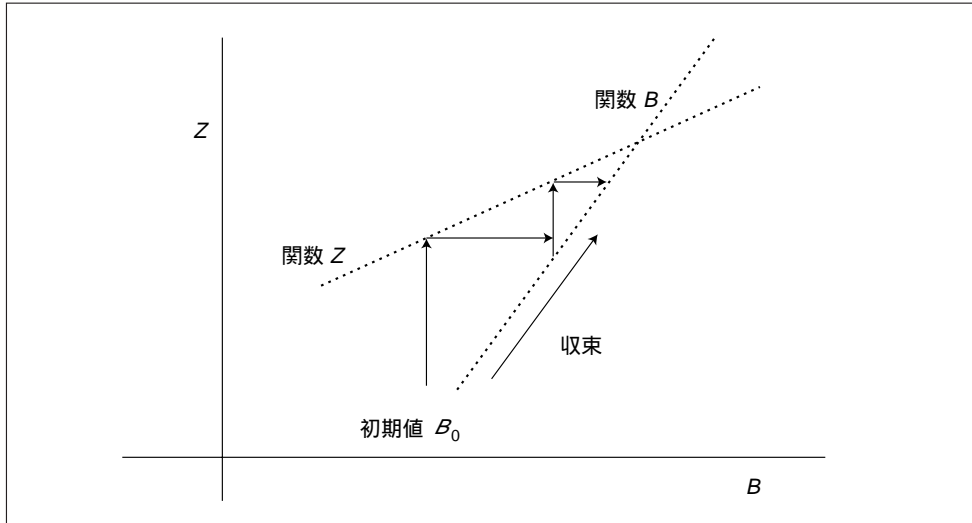
#### 「計測方法」

以下のようなイテレーション(反復計算)によって、負債の現在価値を求めた。最初に、(5)式において $S, K, \sigma, r, T$ 及び任意の初期値 $B_0$ を代入して $Z$ を求める。この $Z$ を $S, K, \sigma, r, T$ とともに(4)式に代入して $B_1$ を求める。この処理を繰り返し $n$ 回目の負債の現在価値 $B_n$ と1回前の $B_{n-1}$ の差が一定の範囲<sup>11</sup>に納まったときの $B_n$ を負債の現在価値 $B$ とした。(図2)

また、信用リスク・プレミアム $R(T)-r$ は、前述の(2)式及び(3)式から得られる関係式 $R(T)-r = \log(B/K)/(-T)-r$ に、イテレーション法で求めた負債の現在価値 $B$ を用いて求めた。

11 本稿では、誤差が1/100,000,000以下に収束するまで繰り返しを行った。

図 2: イテレーション法のイメージ図



### 3.2 データ定義

東京証券取引所 1 部上場法人について、東京証券取引所より 1989 年 7 月以降の普通株式の株価及び株式時価総額を月末ベースで得た。また、日経 QUICK 情報より、1987 年 3 月期以降の有価証券報告書ベースの本決算財務データを得た。

年次株式投資収益率は 1990 年 7 月以降の各期間、次の方法により計算した。

$$r_{it} = \log p_{it} - \log p_{it-12}$$

$r_{it}$ : 法人  $i$  の  $t$  時点の年次株式投資収益率

$p_{it}$ : 法人  $i$  の  $t$  時点の普通株式の権利落ち修正株価

$t$ : 月次インターバル

また、本決算財務データからは総資産、負債及び自己資本を得た。また、月末ベースの株価と本決算財務データの対応は、8 月末時点での直近期の本決算財務データを 8 月末から翌年の 7 月までの 1 年間の株価データに対応させた<sup>12</sup>。

12 当対応は、3 月決算の情報は株主総会を経て、日経 QUICK 情報からのデータ提供が概ね完了するのが 8 月末であることによる。また、3 月決算以外の法人については本来その決算期に応じ調整する必要があるが、本稿では東京証券取引所 1 部上場法人の大半が 3 月決算であるため、すべての法人について 8 月末を起点に 1 年間、財務データを株価データに反映させた。

### 3.3 資産成長率ボラティリティの推定

資産成長率ボラティリティの推定は、企業価値を株式、社債、借入などの個別証券で構成されるポートフォリオとみなすことにより、次のように表現できる。なお、株式及び債券については市場価値を利用して当算定式に適用可能であるが、通常、借入など負債勘定の多くの科目は帳簿価額しか得られない。

$$ER_A = \sum_{i=1}^n x_i ER_i$$

$$\sigma_A^2 = \sum_{i=1}^n x_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n x_i x_j \rho_{ij}$$

$ER_A$  : 資産期待成長率

$ER_i$  : 各証券の期待成長率

$x_i$  : 各証券の構成ウエイト

$\sigma_A^2$  : 資産成長率の分散

$\sigma_i^2$  : 各証券成長率の分散

$\rho_{ij}$  : 各証券間の共分散

当算定式のプラクティカルな簡便法として森平 [ 1997 ] は次のモデルを提案している。資産が自己資本と負債で構成され、負債価値は一定であると仮定した場合、共分散の項がゼロとなり、資産成長率の分散  $\sigma_A^2$  は  $x_E^2 \sigma_E^2$  となる。なお、 $x_E$  は負債を帳簿価額、自己資本を株式時価総額とした場合の自己資本の構成ウエイト、 $\sigma_E^2$  は株式投資収益率の分散である。

ただし、当モデルでは株式時価総額が減少するに従って、資産成長率の分散  $\sigma_A^2$  が減少するという問題点がある。

本稿では、負債価値は一定であると仮定し、共分散の項をゼロとするとともに、自己資本の構成ウエイト  $x_{Ind.E}$  は同業種内<sup>13</sup> では一定（換言すれば個別法人の株式投資収益率ボラティリティ  $\sigma_{iE}$  の資産成長率ボラティリティ  $\sigma_{iA}$  への影響は業種内で一定）であると仮定し、個別法人の資産成長率ボラティリティ  $\sigma_{iA}$  を推定した。なお、業種別の自己資本の構成ウエイト  $x_{Ind.E}$  の推定は、個別法人の資産帳簿価額  $A_i$  を説明変数、個別法人の自己資本帳簿価額  $C_i$  を被説明変数とし、切片なしのOLS推定により行った。

$$\sigma_{iA}^2 = x_{Ind.E}^2 \sigma_{iE}^2$$

$$x_{Ind.E} = \left( \sum_{i=1}^n A_i C_i - n \bar{A} \bar{C} \right) / \left( \sum_{i=1}^n A_i^2 - n \bar{A}^2 \right)$$

.....  
13 本稿での業種分類は日経36業種を使用している。

### 3.4 株式投資収益率ボラティリティの推定

#### 3.4.1 EGARCH ( Exponential GARCH ) モデル

株式投資収益率ボラティリティを推定するに際し、そのボラティリティが時間とともにかなり変動する特性を反映するために、条件付き分散不均一での自己回帰 ( Auto Regressive Conditionally Heteroscedastic ) プロセス<sup>14</sup>を仮定する。なお、Merton [ 1974 ] モデルにおいてはボラティリティが一定であると仮定しているが、現実の株式投資収益率プロセスはiidプロセスではなく、ボラティリティが時間とともに変動していると考えられる。

さらに、法人信用評価を目的とした株式投資収益率ボラティリティの推定であることを考慮し、株式投資収益率のネガティブ・ショックを表現できるEGARCHモデルによる推定を行った。なお、EGARCHモデルはNelson [ 1991 ] によって提案され、GARCHモデルのパラメータ符号の非負制約を課さないように改善したモデルである。

EGARCH ( p,q ) モデル:

$y_t$  をモデルの予測誤差、 $\sigma_t^2$  を時刻 $t-1$ の情報集合 $\Omega_{t-1}$  が与えられたときの $y_t$  の条件付き分散とし、

$$y_t = \sigma_t z_t \quad z_t \sim \text{i. i. d. } N(0,1)$$

として表す。

EGARCH ( p,q ) モデルの条件付き分散方程式はARMA表現を用いて、

$$\log \sigma_t^2 = \delta + \sum_{i=1}^p \alpha_i \log \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j g(z_{t-j})$$

$$g(z_t) = \theta z_t + \gamma (|z_t| + E|z_t|)$$

として表現でき、関数  $g(z_{t-j})$  は過去のショック  $z_{t-j}$  がその符号に応じて対数条件付き分散  $\log \sigma_t^2$  に非対称なショックを与える。

パラメータ $\theta$  が有意に負である場合、負 ( 正 ) の株式投資収益率はボラティリティを増加 ( 減少 ) させることとなる。なお、パラメータ推定に際しては準ニュートン法 ( quasi-Newton algorithm ) による最尤法を採用した。

14 株式投資収益率ボラティリティが時間とともに変動していると仮定した場合、Merton [ 1974 ] モデルのボラティリティが一定であるという仮定との理論的な整合性が取れない。そのため可変ボラティリティの下でのオプション・モデルによる信用リスク・プレミアムの推計方法を採用するべきであるが、一般にモンテカルロ評価法にて推計する必要があるため、すべての上場法人など多数の法人を評価するには処理時間の短縮化など実務上の問題が生じる。

なお、EGARCH ( p,q ) モデル等ARCH系モデルについては、Nelson [ 1991 ] や白石・高山 [ 1996 ] などに詳しく記載されている。

また、1996年1月から1997年11月までの期間にデフォルトした13法人について、デフォルトの前月以前72か月間の年次収益率をもとにEGARCH (1,1) によりボラティリティを推定すると、パラメータ $\theta$ は多くのケースで負（13法人のうち12法人が負）となるものの、有意に負である場合は少なく、有意水準10%で推定値 $\theta$ の帰無仮説が棄却できるのは2法人のみであった。

また、EGARCH (1,1)、EGARCH (1,2)、EGARCH (2,1) 及びEGARCH (2,2) についてパラメータ推定を実施したが、各モデルの尤度に大きな差異はないものの、EGARCH (1,1) のAICが相対的に小さいケースが多いことによりEGARCH (1,1) を本稿では採用することとした。なお、一般に、ARCH系のモデルによる推定には、サンプル数が1,000以上あることが望ましい。

### 3.4.2 Quasi-CEVモデル

CEVモデルは、株式投資収益率ボラティリティが株価に依存し、株式投資収益率ボラティリティは株価水準と負の相関関係にあると仮定している。この特性については、欧米の市場を対象に多くの実証研究がある。

$$\sigma(x, t) = \sigma x^{\rho-1}, \sigma > 0, \rho < 1$$

$x$  : 株価

$\sigma$  : 株式投資収益率ボラティリティと表せる。

この時の株価 $x$ に対する株式投資収益率ボラティリティ $\sigma(x, t)$ の弾力値は、

$$\frac{\partial \sigma(x, t)}{\partial x} \frac{x}{\sigma(x, t)} = \sigma(\rho-1)x^{\rho-2} \frac{x}{\sigma x^{\rho-1}} = \rho-1$$

となり、弾性値が一定であることより、定弾性値モデルと言われる。

Quasi-CEVモデルは、従来のCEVモデルを本研究において、実用面で改良したモデルである。

最初に、株式投資収益率ボラティリティは時間に依存しないというCEVモデルの制約条件を緩め、 $\sigma(t)$ と拡張する。Quasi-CEVモデルにおいては、日次や月次などの短期間の株式投資収益率ボラティリティは時間に依存しないとしても、半年や年次の長期間の場合には時間の経過の影響を受けると仮定するわけである。具体的には、Quasi-CEVモデルの $\sigma(t)$ は、2乗年次株式投資収益率の12か月移動平均に依存すると仮定した。

次に、CEVモデルでは株式投資収益率ボラティリティが株価に依存すると仮定しているが、PBR (Price Book Value Ratio) に依存するモデルに置き換える。当対応は、実証分析の結果、株式投資収益率と株価及びPBRの相関分析において、株価よりPBRの方が株式投資収益率との関係において安定（詳細は三好,1998a参照）していることによる。

株式投資収益率ボラティリティがPBR及び2乗年次株式投資収益率の12か月移動

平均に依存すると仮定した場合のQuasi-CEVモデルは

$$\sigma(y, t) = \sigma(t) y^{\rho-1}, \sigma(t) > 0, \rho = 0$$

$$\sigma(t)^2 = \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} r_{1-t}^2$$

$y$ : PBR

$r$ : 年次株式投資収益率

$t$ : 月次インターバル

$\sigma$ : 年次株式投資収益率ボラティリティ

と表せる。

なお、当モデルの $\rho$ は、予備実証分析の結果、信用リスクが株式市場にて顕在化してきたと考えられる1997年3月から1997年11月の期間において、PBRと2乗年次株式投資収益率との順位相関<sup>15</sup>が強い負(-0.585)であることより、 $\rho=0$ と仮定した。

### 3.5 期待信用リスク・プレミアムの推定

ここでは、市場全体及び業種毎の期待信用リスク・プレミアムの推定方法について記述する。なお、当推定方法は、個別法人の信用リスク・プレミアムを集計して算出している。

具体的には、市場全体及び業種毎の期待信用リスク・プレミアムの算定は、個別企業の信用リスク・プレミアムをディスカウント・ファクターに変換<sup>16</sup>したのち、市場及び業種毎に単純平均を取り、市場全体及び業種毎の平均ディスカウント・ファクターを信用リスク・プレミアムに変換することにより得る。

個別企業債務のディスカウント・ファクターは

$$D = 1 / e^{(R(t)-r)T}$$

と表せる。

市場全体及び業種毎の期待信用リスク・プレミアムは、

$$\log \left( \frac{n}{\sum_{i=1}^n D_i} \right) / T$$

であると仮定<sup>17</sup>した(ただし、 $n$ はサンプル数)。

15 当順位相関分析は東京証券取引所1部上場法人のうち3月決算の約1,000法人を対象に実施した。

16 ディスカウント・ファクター $D$ への変換を実施したのは、市場または業種に含まれる信用度が悪化した一部の法人が全体に大きく影響するのを避けるためである。例えば、1年間のディスカウント・ファクターが25%の場合、信用リスク・プレミアムは単利で300%(リスクフリー・レートをゼロとして)となり、信用リスク・プレミアムの単純平均では市場全体の信用リスク・プレミアムを過大に算出する可能性がある。

17 個別企業の信用リスク・プレミアムの分散を分析する場合にはディスカウント・ファクター $D$ を確率変数として扱う必要があるが、ここでは、市場全体及び業種毎の信用リスク・プレミアムの期待値を単純に算出している。



なお、デフォルト法人の信用リスク・プレミアムについては、倒産月末以降は計測の対象外として全体への影響を排除し、市場全体及び業種毎の期待信用リスク・プレミアムを推定した。

## 4. 分析結果

### 4. 1 デフォルト法人の信用リスク・プレミアム

東京証券取引所 1 部上場法人で、1995年1月から1998年2月までにデフォルトした15法人について、負債の満期が今後 1 年後に来ると仮定した下での信用リスク・プレミアムによるデフォルト予測の精度について検証した。

その結果、当モデルの評価が格付機関の格付けより事前にデフォルトを予測している事例（図 3）がある。

また、EGARCHモデルは信用度の変化を迅速に捉えることができ、Quasi-CEVモデルは信用度が悪化した法人を継続的に捕捉できる特徴を有する。表 3 に示すように、両モデルにおいて、過去のデフォルト法人の期間 1 年の信用リスク・プレミアムはデフォルト日付が近づくに従って増加する傾向がある。また、デフォルトの 1 か月前の信用リスク・プレミアムは、いずれかのモデルにおいて、15法人中6法人が1000 bpに達し、残り 9 法人中 7 法人が200 bpに達していた。

図 3 Moody's格付けと本稿の結果（事例：山一証券）

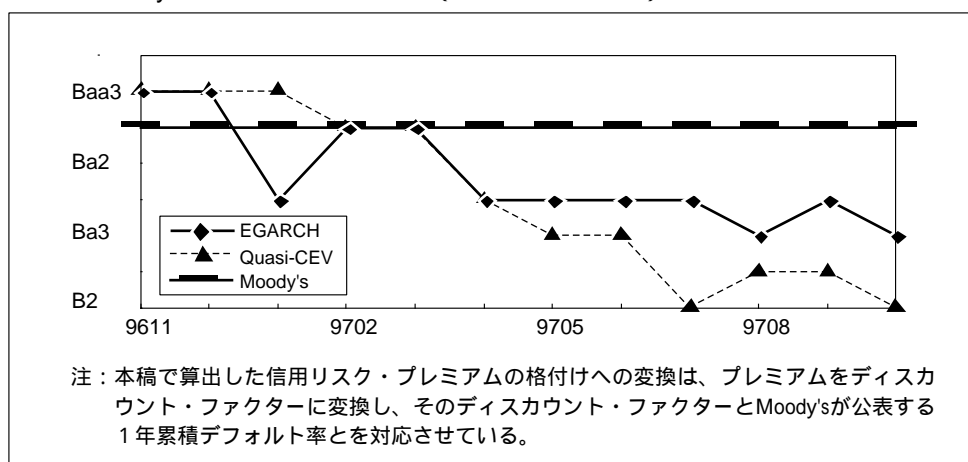


表3 信用リスク・プレミアム及び評価結果の推移

各モデルの表示項目は、評価時点毎に、信用リスク・プレミアム（bp）、評価結果、分位点である。

時点	EGARCHモデル			Quasi-CEVモデル			株価
[ 多田建設：デフォルト日付 = 970730 ]							
9701	219	Ba3	99%	102	Ba2	99%	294
9702	391	B1	99%	178	Ba3	99%	286
9703	264	Ba3	99%	231	Ba3	99%	285
9704	415	B2	95%	611	B2	99%	232
9705	601	B2	99%	737	B2	99%	231
9706	466	B2	99%	961	B3	99%	220
[ 東海興業：デフォルト日付 = 970704 ]							
9701	115	Ba2	95%	165	Ba2	99%	352
9702	109	Ba2	95%	257	Ba3	99%	315
9703	186	Ba3	95%	525	B2	99%	256
9704	3475	Caa以下	99%	742	B2	99%	230
9705	1179	B3	99%	83	Ba2	95%	407
9706	731	B2	99%	231	Ba3	95%	315
[ 大都工業：デフォルト日付 = 970819 ]							
9702	20	Baa3	90%	0	Baa	90%	318
9703	69	Ba1	95%	4	Baa	90%	300
9704	57	Ba1	90%	20	Baa3	95%	279
9705	165	Ba2	95%	36	Baa3	95%	274
9706	90	Ba2	95%	87	Ba2	95%	252
9707	336	B1	95%	746	B2	95%	162
[ 大同コンクリート：デフォルト日付 = 980228 ]							
9706	149	Ba2	95%	0	Baa	75%	306
9707	286	B1	95%	2	Baa	75%	260
9708	456	B2	95%	62	Ba1	90%	205
9709	1297	B3	95%	1070	B3	95%	132
9710	1586	Caa	95%	233	Ba3	75%	203
9711	1389	B3	95%	1186	B3	90%	145
[ 東食：デフォルト日付 = 971218 ]							
9706	0	Baa	75%	0	Baa	75%	406
9707	2	Baa	75%	4	Baa	75%	273
9708	240	Ba3	95%	724	B2	95%	143
9709	538	B2	95%	2217	Caa	95%	109
9710	619	B2	90%	2091	Caa	95%	125
9711	602	B2	90%	5206	Caa以下	95%	87
[ ヤオハン・ジャパン：デフォルト日付 = 970918 ]							
9703	185	Ba3	95%	320	B1	99%	335
9704	284	B1	95%	493	B2	99%	338
9705	455	B2	95%	1772	Caa	99%	260
9706	757	B2	99%	3049	Caa	99%	233
9707	1179	B3	99%	8315	Caa以下	99%	160
9708	2351	Caa	99%	3109	Caa	99%	140

注1:各評価時点は月末時点。評価結果は図1の注と同様の方法により推定した。

分位点は、例えば95%分位点の場合、東証1部上場法人全体の中で信用度が悪化した方向から5%未満の水準であることを意味する。なお、分位点の計測は、99%、95%、90%及び75%の4点で行っている。

表3 信用リスク・プレミアム及び評価結果の推移(続き)

各モデルの表示項目は、評価時点毎に、信用リスク・プレミアム(bp)、評価結果、分位点である。

時点	EGARCHモデル				Quasi-CEVモデル			株価
[ 北海道拓殖銀行：デフォルト日付 = 971117 ]								
9705	53	Ba1	90%	74	Ba1	95%	149	
9706	23	Baa3	90%	79	Ba1	95%	155	
9707	75	Ba1	90%	168	Ba2	95%	130	
9708	42	Baa3	75%	281	B1	95%	122	
9709	107	Ba2	75%	667	B2	90%	91	
9710	170	Ba2	75%	1063	B3	95%	78	
[ 兵庫銀行：デフォルト日付 = 950830 ]								
9502	0	Baa	95%	4	Baa	99%	265	
9503	1	Baa	95%	8	Baa3	99%	250	
9504	6	Baa	95%	30	Baa3	99%	205	
9505	17	Baa3	95%	62	Ba1	99%	189	
9506	45	Baa3	90%	167	Ba2	95%	161	
9507	61	Ba1	95%	99	Ba2	95%	197	
[ 徳陽シティ銀行：デフォルト日付 = 971126 ]								
9705	57	Ba1	90%	139	Ba2	95%	124	
9706	74	Ba1	90%	105	Ba2	95%	142	
9707	55	Ba1	90%	189	Ba3	95%	121	
9708	70	Ba1	90%	160	Ba2	90%	110	
9709	104	Ba2	75%	343	B1	90%	86	
9710	135	Ba2	75%	266	Ba3	75%	99	
[ 日本住宅金融：デフォルト日付 = 960627 ]								
9512	915	B3	99%	268	Ba3	99%	47	
9601	940	B3	99%	546	B2	99%	34	
9602	977	B3	99%	508	B2	99%	37	
9603	1430	B3	99%	9892	Caa以下	99%	5	
9604	2175	Caa	99%	15398	Caa以下	99%	4	
9605	2770	Caa	99%	24204	Caa以下	99%	3	
[ 山一証券：デフォルト日付 = 971124 ]								
9705	154	Ba2	95%	206	Ba3	95%	330	
9706	96	Ba2	95%	205	Ba3	95%	341	
9707	164	Ba2	95%	803	B2	95%	260	
9708	221	Ba3	95%	407	B1	95%	236	
9709	142	Ba2	75%	409	B1	90%	248	
9710	200	Ba3	75%	638	B2	90%	228	
[ 三洋証券：デフォルト日付 = 971103 ]								
9705	114	Ba2	90%	12	Baa3	90%	226	
9706	108	Ba2	95%	18	Baa3	90%	220	
9707	211	Ba3	95%	189	Ba3	95%	165	
9708	233	Ba3	95%	430	B2	95%	120	
9709	722	B2	95%	3318	Caa	95%	63	
9710	1212	B3	95%	2234	Caa	95%	84	

注2:1995年1月以降のデフォルト法人は表3に掲載している法人以外に3法人存在する。残り3法人のデフォルト1か月前の両モデルの信用リスク・プレミアムとパーセンタイルは、太平洋銀行及び雅叙園観光については約300から約600bpであり、99パーセンタイルを超過していた。それに対し、京樽は1bpにも達していなかったものの、Q-CEVモデルのパーセンタイルは2年以上継続して95%を超過していた。

また、簿外債務、子会社の経営悪化、経営指導念書の存在など、(親会社の)決算情報としてディスクローズされにくい事項がデフォルトの起因の一つとなったと想定されるデフォルト法人として、山一証券、東食、ヤオハン・ジャパン及び大同コンクリートが挙げられる。当事項に該当すると想定されるいずれの法人についても、三好[1998b]で指摘しているように、本稿の評価結果は概ね投資不適格水準(Ba1以下)となっており株式市場からの情報の有用性が窺われる。

重要な結果として、表4に示すように、1995年1月から1997年12月までにデフォルトした14法人の信用リスク・プレミアムは、東京証券取引所1部上場銘柄の中で、信用度が悪化した方向より5%未満(95分位点超過)に継続して入っていたことが挙げられる。例えば、デフォルト1か月前の信用リスク・プレミアムの水準が200bpに達していなかった2法人(京樽及び兵庫銀行)についても、市場全体の中の相対評価においては、95パーセンタイルを超過していた。

このことから、市場全体のわずか5%程度の法人(銘柄)にのみ注意しておけば、与信管理やポートフォリオのユニバースの銘柄選択に、本稿で算出した信用リスク・プレミアムがある程度有用であったと考えられる。

また、図4に示すように、デフォルト法人の市場全体の法人に対する相対的なプレミアムの大きさは、デフォルト日付の数年前から相対的に大きくなる傾向がある。このことは、信用度が低下した法人(銘柄)の判別が、デフォルトの1年以内だけでなく、2から3年以上前に可能であったことを意味している。

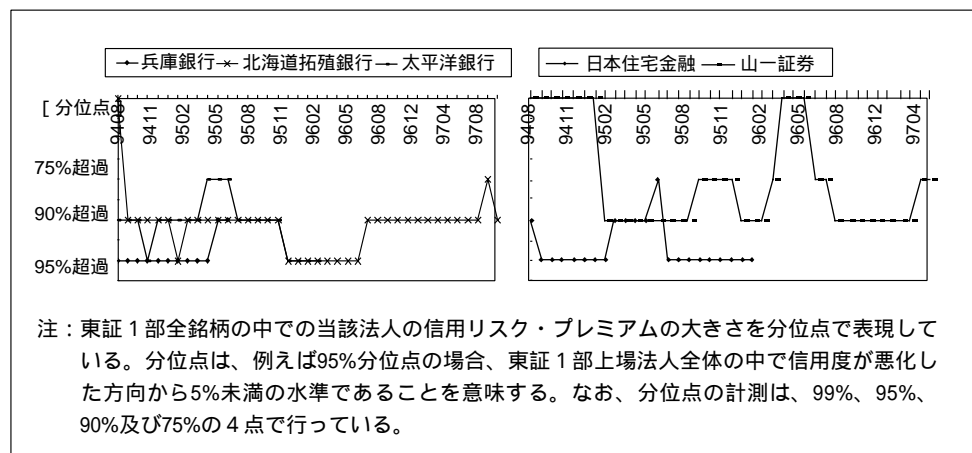
表4 デフォルト法人の予測精度

A: デフォルト1年以内で95%分位点を超過した月数

B: デフォルト1年以内で90%分位点を超過した月数

Code	法人略称	A:95%分位点		B:90%分位点	
		EGARCH	Q-CEV	EGARCH	Q-CEV
1843	多田建設	9/12	12/12	12/12	12/12
1849	東海興業	12	12	12	12
1891	大都工業	6	4	8	8
8034	東食	2	4	4	4
8187	京樽	0	12	3	12
8198	ヤオハン・ジャパン	9	8	9	10
8312	北海道拓殖銀1	11	8	12	
8532	兵庫銀	9	12	12	12
8546	太平洋銀	9	9	11	12
8547	徳陽ンティ	5	9	10	11
8581	日本住宅金融11	11	12	12	
8602	山一証券	6	8	8	12
8605	三洋証券	8	4	11	10
9705	雅叙園観光	6	5	6	5

図4 デフォルト法人のプレミアム推移（Quasi-CEVの事例）

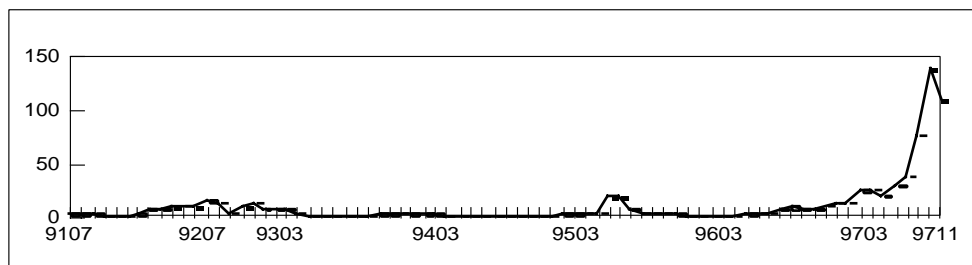


#### 4.2 市場全体の信用リスク・プレミアム

東京証券取引所1部市場全体の期待信用リスク・プレミアム<sup>18</sup>の推移（図5：単位はBasis Points）は、1991年7月以降3度の大きな増加を示している。今回（3度目）の増加は1997年2月より始まり、現在（1997年11月末時点）も進行している。なお、1度目の大きな増加は1992年7月であり、2度目の大きな増加は1995年6月であるが、信用リスク・プレミアムの水準は1997年4月には既に過去2回の増加のピークに達しており、昨今の株式市場が発する信用リスクのシグナルの大きさが窺われる。

また、表5に示すように、市場全体（東証1部）の期待信用リスク・プレミアムより算出した期待デフォルト法人数<sup>19</sup>の推移は、実際のデフォルト法人数の水準及び変化を極めてよく捕捉している。

図5 EGARCHによる市場全体のプレミアム（bp）推移



18 一般的に信用リスク・プレミアムには、期待効用理論における危険回避的な効用関数のもとでのリスク・プレミアムを含める場合が多いが、本稿での信用リスク・プレミアムは無裁定を前提として算出している。

19 期待デフォルト法人数の計算に際し、期待信用リスク・プレミアムのディスカウント・ファクターに変換し、 $(1 - \text{ディスカウント・ファクター}) \times \text{法人数} 1,300$ で算出した。なお、結果的には、利回りが小さい場合には、期待信用リスク・プレミアムに法人数を乗じたものとほとんど変わらないこととなる。

表5 市場全体（東証1部市場）の期待デフォルト法人数

	EGARCHモデル	Quasi-CEVモデル
1992年 7月時点	1.9法人	1.9法人
1995年 6月時点	2.3法人	1.3法人
1997年 11月時点	13.9法人	42.5法人

注：実際のデフォルト件数は1996年以前は2法人以下、1997年は11法人であり、  
本稿の推定結果と近い値である。

#### 4.3 業種毎の信用リスク・プレミアム

1997年、東京証券取引所1部上場の多くの業種において、期待信用リスク・プレミアムは急激に増加した。表6に示すように、不動産、建設、証券の各業種のプレミアムは極めて高い水準にある。なお、不動産及び証券は1992年7月及び1995年6月の過去2回の期待信用リスク・プレミアムのピーク時においても相対的に大きな値を示している。一方、建設業<sup>20</sup>は、過去2回のピーク時には相対的に小さな値であったが、1997年に特に大きな増加を示している。

また、期待信用リスク・プレミアムの水準は他業種との比較において特に高いもの、増加率の大きな業種として銀行及び商社が挙げられる。

電気、自動車<sup>21</sup>については、1992年7月時点で相対的に大きな期待信用リスク・プレミアムを示していたが、以降減少傾向を辿っていたものの、1997年の第4四半期になって過去2回のピークを超過してきている。なお、電力業界<sup>22</sup>の期待信用リスク・プレミアムは継続的にほとんどゼロで推移している。

表6 業種別信用リスク・プレミアム

Quasi-CEVモデルによる信用リスク・プレミアム			
	92年7月	95年6月	97年11月
建設	0.29bp	0.10bp	1459.58bp
証券	164.14	52.33	927.21
不動産	306.52	20.31	875.50
銀行	0.04	0.86	22.50
商社	0.03	26.54	173.48
電気	37.85	19.64	70.06
自動車	9.70	3.05	152.68
電力	0.00	0.00	0.00

20 建設業における1997年7月以降の期待信用リスク・プレミアムの急拡大は、東海興業、多田建設が7月に、大都工業が8月にデフォルトしたことによる潜在的な不良債権に対する懸念、政府の公共投資削減目標の公表などによる中長期的な収益圧迫要因を反映していると考えられる。

21 電気、自動車の期待信用リスク・プレミアムの推移は、円高による収益圧迫とその後の業績回復、昨今の耐久消費財の需要低迷による業績低下見通しにより、ある程度説明できると考えられる。

22 電力業界各社の株価は50円額面換算で200円前後であるが、株価が安くとも信用リスク・プレミアムは大きくなるとは限らない良い事例であろう。

#### 4. 4 格付けと信用リスク・プレミアムの比較

図6のように、1997年11月末時点における個別法人の期間1年の信用リスク・プレミアム推定値を格付けに換算し、Moody'sの格付け結果と比較すると、約50%が一致し、70%から80%の法人の評価結果が1レベル以内の格差に収まった。ここでの、信用リスク・プレミアムの格付けへの変換<sup>23</sup>は、信用リスク・プレミアムをディスカウント・ファクターにいったん変換し、そのディスカウント・ファクターとMoody'sが公表する1年累積デフォルト率とを格付け毎に対応させている。

また、表7に示すように、信用リスク・プレミアムを期待デフォルト率に変換した値の平均及び95%分位点は、Moody'sの値に極めて近い。このことは、本稿で算出した市場全体の期待信用リスク・プレミアムの水準がある程度妥当であるという理由の一つとなろう。

図6 Moody's格付けとの格差の頻度分布（縦軸％,1997年11月末時点）

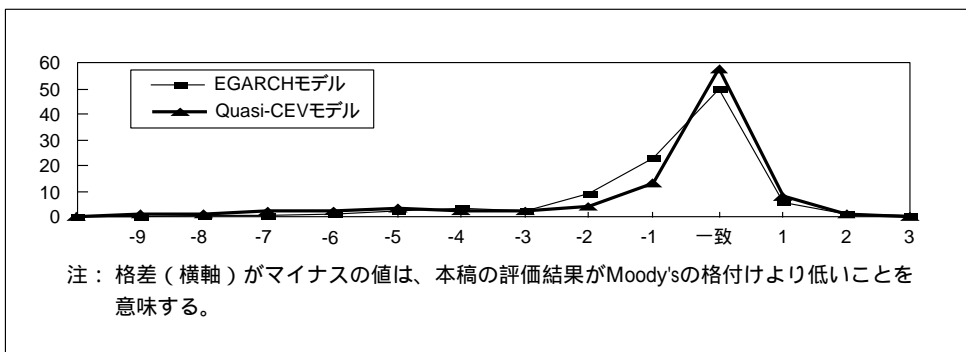


表7 各評価結果の要約統計量

評価基準	平均	最低格付	中央値	95%分位点
Moody's	Baa	B2	Baa1	Ba3
EGARCH	Baa	Caa	Baa1	Ba2
Quasi-CEV	Baa	Caa以下	A3以上	Ba3

注：当比較は、1年累積デフォルト率を基準としている。

：サンプル数はMoody'sの格付けが得られた218法人。

23 期間1年の信用リスク・プレミアム推定値の格付けへの変換は、信用リスク・プレミアム推定値から変換式（デフォルト率推定値 $=1-D$ ,  $D=1/e^{(R(t)-r)T}$ ）を用いてデフォルト率推定値を算出し、そのデフォルト率推定値をMoody'sが公表する期間1年の累積デフォルト率の実績値（ムーディーズ・スペシャル・レポートの1983年から1996年の年間平均格付けマトリックスより抜粋）に格付け毎に対応させている。例えば、累積デフォルト率実績値がB2格で8.67%、B3格で13.36%であれば、信用リスク・プレミアム推定値より算出したデフォルト率推定値が8.67%以上13.36%未満の範囲の場合、本稿での評価結果はB2格とみなした。なお、累積デフォルト率と対応させるには、本来は満期までの期中のデフォルトを加味したアメリカン・タイプのオプション・モデルを利用して信用リスク・プレミアムを推定する必要がある。



## 5. 結論と今後の課題

実証分析により、MM命題の下でのMertonモデルにおいて、株式市場からの情報（株式時価総額、株式投資収益率ボラティリティ及びPBR）は、信用度の変化及び水準をモニタリングする上で有用であることが実証できた。

本稿で推定した個別法人の期間1年の信用リスク・プレミアムを格付けに換算してMoody'の格付け結果と比較すると、約50%が一致し、70%から80%の法人の評価結果が1レベル以内の格差に収まった。

また、当モデルの評価が格付機関の格付けより事前にデフォルトを予測している事例があるなど、このモデルは一定のデフォルト法人の事前判別能力を有すると言える。EGARCHモデルは信用度の変化を迅速に捉えることができ、Quasi-CEVモデルは信用度が低下した法人を継続的に捕捉できる特徴を有する。いずれのモデルにおいても、過去のデフォルト法人の1年間の信用リスク・プレミアムはデフォルト日付が近づくに従って増加し、多くの場合、デフォルトの1か月前には200bpから1000 bpに達していた。重要な結果として、ここ3年間のデフォルト法人の信用リスク・プレミアムは東京証券取引所1部上場銘柄の中で信用度が低下した方向から5%以内（95パーセンタイル）に継続して入っていたことが上げられる。

東京証券取引所1部市場全体の期待信用リスク・プレミアムの推移は、1991年7月以降3度の大きな増加を示している。今回の増加は1997年2月より始まり、現在（1997年11月末時点）も進行している。なお、1度目の大きな増加は1992年6月であり、2度目の大きな増加は1995年7月であるが、信用リスク・プレミアムの水準は1997年4月には既に過去2回の増加のピークに達しており、昨今の株式市場が発する信用リスクのシグナルの大きさが窺われる。また、市場全体の期待信用リスク・プレミアムより算出した期待デフォルト法人数の推移は、実際のデフォルト法人数の水準及び変化を極めてよく説明している。

これらのモデルの利用により、個別法人のデフォルト予測だけでなく、金融システムの潜在的な崩壊の可能性を計量化できると考えられるため、債権者、投資者、アナリスト及び経営者にとどまらず、政策担当者が信用リスク・プレミアムをモニタリングすることで有益な情報を得ることを期待したい。

また、当オプション・モデルは、企業価値成長率の確率過程がウイナー過程に従うと仮定しており、また、合理的バブル及びノイズ・トレーダーが存在しないと仮定していることなど、いくつかの点でモデルの限界がある。

今後のモデルの精度向上には、本稿での実証分析の作業を通し日本的経営の下での信用補完機能を反映することが有用であろうと思われる。上記のモデルの制約を緩和することに加え、株式持ち合い状況、融資シェアの状況及び役員派遣の状況についての情報を反映し、さらなるモデルの精緻化を行いたい。

## 参考文献

- 白石典義 高山俊則 [1996] 「株式収益率ボラティリティの長期依存性とロングメモリー・モデル」、日本オペレーション学会「ファイナンスのOR」研究部会ワーキングペーパー
- 三好 眞 [1998a] 「株式市場からの情報を利用した信用リスク・モニタリング・モデルの研究」、筑波大学大学院修士論文
- 三好 眞 [1998b] 「株式市場からの情報を利用した法人信用評価に関する研究 会計情報のみではデフォルト予測が困難であると想定される法人に関する考察」、Credit & Law, No.102, 42-46.
- 森平爽一郎 [1997] 「倒産確率推定のオプション・アプローチ」、『証券アナリストジャーナル』、10月
- 米澤康博 [1995] 「株式市場の経済学」、日本経済新聞社
- Jarrow, R.A., Lando, D. and Turnbull, S.M. [1997], "A Markov model for the term structure of credit risk spread," *Review of Financial Studies*, 10, 481-523.
- Kwan, Simon [1996], "Firm-Specific Information and The Correlation between Individual Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, 40, 63-80.
- Merton, R. [1974], "On the Pricing of Corporate Debt :The Risk Structure of Interest Rates," *Journal of Finance*, 29, May, 449-70.
- Nelson, D.B. [1991], "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59, 347-370.
- Pyle, D. H. [1995], "The U.S. Savings and Loan Crisis," R.Jarrow et al., Eds., *Handbooks in OR & MS*, Vol.9.
- Trussel, J.M. [1993], "Assessing the probability of financial distress: An option pricing framework," The George Washington University.
- Vigeland, Robert L. [1982], "Dilution of Earnings Per Share in an Option Pricing Framework," *Accounting Review*, April, 348-357.