

クレジット・スプレッドのバリュエーションと
ヘッジ

筑波大学審査学位論文（博士）

2011

成田 俊介

筑波大学大学院
ビジネス科学研究科 企業科学専攻

目次

第1章	序論	1
1.1	研究の背景	1
1.2	本論文の目的	5
1.3	本論文の構成	6
第2章	先行研究	7
2.1	スプレッドの推定に関するサーベイ	7
2.2	構造モデルの有効性に関するサーベイ	9
2.3	スプレッドと株価の関係に関するサーベイ	12
2.4	本論文の位置付け	13
第3章	線形モデルによるスプレッドの推定	17
3.1	はじめに	17
3.2	説明変数の選択	18
3.3	実証に用いるデータ	21
3.4	パネルデータ分析方法	24
3.5	パネルデータ分析、結果と考察	27
3.6	区間別推定、分析方法	33
3.7	区間別推定、結果と考察	34
3.8	第3章のまとめ	34
第4章	構造モデルによるスプレッドの推定	37
4.1	はじめに	37
4.2	実証に用いるデータ	38
4.3	構造モデル	41
4.4	実証分析	47
4.5	第4章のまとめ	59

第 5 章	信用リスクのデルタヘッジ	61
5.1	はじめに	61
5.2	実証に用いるデータ	62
5.3	ヘッジ・モデル	62
5.4	実証分析	65
5.5	第 5 章のまとめ	75
第 6 章	総括と今後の研究展望	77
第 7 章	Appendix	81
	参考文献	89

表目次

2.1	EOM/Helwage/Huang[2004] による検証結果	10
3.1	回帰係数の理論符号	21
3.2	基本統計量 (対数変換後)	23
3.3	説明変数間の相関 (対数変換後)	23
3.4	格付け別基本統計量 (対数変換後)	25
3.5	パネルデータ分析結果 (固定効果モデル)	27
3.6	固定効果上位 10 銘柄	29
3.7	パネルデータ分析結果 (プールドモデル)	32
3.8	クレジット・サイクル	33
3.9	各変数の区間別分析 (固定効果モデル)	35
4.1	基本統計量	40
4.2	基本統計量 2	40
4.3	デフォルト企業	41
4.4	プライシング・エラー	52
4.5	プライシング・エラー要因分解	55
4.6	四分位ポートフォリオリターン分布	58
5.1	ヘッジ・エラー	69
5.2	ヘッジ・エラー	72
5.3	デフォルト事例	73
5.4	ヘッジ・エラー要因分解	74
5.5	説明変数間の相関	75
7.1	パネルデータ分析結果 (プールドモデル:再サンプル後)	87
7.2	パネルデータ分析結果 (固定効果モデル:再サンプル後)	87

目次

1.1	A ⁻ 格企業のスプレッド分布	3
3.1	格付け別スプレッド推移	24
3.2	クレジット・サイクル	34
4.1	Merton モデル	44
4.2	Black/Cox モデル	45
4.3	市場スプレッドと理論スプレッド	53
5.1	スプレッドと株式インデックスの推移	62
5.2	資産ボラティリティ推定：ヒストリカルとインプライド・ボラティリティ	67
5.3	負債に対するヘッジ効果	68
5.4	ヘッジ有効銘柄比率	68
5.5	プット価値に対するヘッジ効果	71
5.6	ヘッジ有効銘柄比率	71
7.1	プールドモデル残差時系列	83
7.2	固定効果モデル残差時系列	83
7.3	プールドモデル残差分布	84
7.4	固定効果モデル残差分布	84
7.5	プールドモデル残差時系列：再サンプル後	85
7.6	固定効果モデル残差時系列：再サンプル後	85
7.7	プールドモデル残差分布：再サンプル後	86
7.8	固定効果モデル残差分布：再サンプル後	86

第 1 章

序論

1.1 研究の背景

本邦社債市場は、長い間「適債基準」により規制されていた。ようやく 1995 年末をもって、社債発行企業に課せられた「適債基準」と「財務制限条項」が撤廃されたが、わが国における社債発行は 1933 年以降約 60 年に渡って様々な制約を受けてきた。代表的なものが、無担保社債発行の禁止であり、社債管理会社の設置であった。社債の発行は返済能力の高い企業のみで制限されており、同基準が 1996 年 1 月に撤廃されるまで、金融界には、普通社債に倒産（以下、デフォルト）は発生し得ない、という暗黙のルールが存在した。

債券投資家は、適債基準と言う債券発行体に対する規制とメインバンクのサポートによって、発行体のデフォルト・リスクを意識する必要がなかった。だが、1997～1998 年の金融システム不安を境に、レジームは大きく欧米型に変化した。デフォルト・リスクはその名が示すとおり、紛れも無いリスクだという認識が広がった。ここからデフォルト・リスクの評価尺度には、市場コンセンサスと呼べるものが確立されていないことが認識され始めた。同時にそこには非効率性が残されているという期待が生まれた。社債はデフォルト・リスクを内在する以上、利回りにはそのリスクおよびリスク・プレミアムが反映されているはずである。社債と国債の利回り差はクレジット・スプレッド（以下、スプレッド）と呼ばれ、今日では債券投資における最も重要なリスク・ファクターのひとつと位置付けられる。

米国の社債市場が 2009 年末時点で約 700 兆円の市場規模を持ち、1930 年代から取引されていることと比較すると、日本の社債市場は、市場規模が約 55 兆円にとどまり、金融システム危機後の 1997 年により投資対象として認知されたばかりである。最も異なるのは市場の厚みである。米国社債市場参加者は、それぞれの投資戦略とリスク許容度により、幅広い投資の選択肢を持つ。例えば社債の発行企業が、チャプター・イレブンと呼ばれる倒産申請を行った後でも、ハイリスク・ハイリターンを求める投資家により、同社

債は取引される。市場では高格付け債からハイ・イールド債、更にはディストレスト債と呼ばれるデフォルト後の銘柄まで、高い流動性を持って取引されている。一方、日本の社債市場では、投資不適格と呼ばれる BBB マイナス以下の格付けを持つ社債の流動性は、殆どないと言ってよい。最大の理由は、リスク・マネーの出し手の不在であり、適切なプライシング・モデルの欠如である。

信用リスクを扱う際の最大の問題点にリスクを表すモノサシの不備がある。これまでの信用リスク分析は、専らアナリストによる定性判断を基に行われてきた。その代表に、信用格付けが挙げられる。これは、債券発行体である企業を債務履行能力について、AAA から D 格までランク付けしたものである。また、格付投資情報センター [2004]、Moody's [2004] 等の格付機関は、豊富なヒストリカル・データを持ち、格付け毎、残存年限毎の格付け推移行列、および実績デフォルト率を公表している。格付けと実績デフォルト率は、おおむね整合的であり^{*1}、格付けが低いグループほどデフォルト確率が高いという関係が、過去の事例から確認できる。しかし、カバーされる銘柄数が限られている上、最大の問題点は、格付けのグルーピングが大雑把であるがゆえに、格付けが同じなら信用力も同じとみなされてしまうことである。例えば、図 1.1 に見られるように、2008 年 7 月末時点で R & I または、JCR のいずれかにより（両者から格付けを取得している場合は低い方を優先）シングル A マイナス格を付与された社債は 152 銘柄あるが、格付け上は、このグループ内での信用力の優劣を付けることはできない。しかし、市場での評価は、あくまで個別企業によって異なり、国債に上乘せするスプレッドは、銘柄によって 31bp から 695bp まで広く分布している。さらに、格付けが見直されるのは、せいぜい年に一度であり、どちらかと言えば遅行指標である。格付け機関が自ら述べているように、格付けとは、あくまでも一企業によるオピニオンであり、市場において価格が決定される金融商品の価格付けとは合理性、信頼性の点で大きく異なる。

このような背景もあり、信用リスク分析は、その発展とともに定量分析へ軸足を移してきた。そのひとつめのアプローチとして、財務比率の線形結合式を判別関数とする Altman [1968] の Z スコアが挙げられる。この手法は、財務、経営上の特性からデフォルト企業と生存企業を統計的方法によって区分するものであり、一般に判別分析と呼ばれる手法である。その線形結合式を確率に変換するロジットおよびプロビットモデルもここに含まれる。このアプローチは、後述の 2 つのアプローチと比べて伝統ある手法であるが、その後、単にデフォルトするかないかを判定するのではなく、デフォルト確率を予測し、信用リスクに見合うリターンを確保するという考え方が重要となってきた。

ふたつめのアプローチと呼べるのは、Duffie/Singleton [2003] による誘導 (Reduced-

^{*1} この公表されている格付け推移行列を基に、吸収マルコフ連鎖を用いて、リスク中立ベースの格付け推移確率行列を推定する手法が、木島 [1999]、木島/小守林 [1999]、楠岡/中川/青沼 [2001] で提案されている。

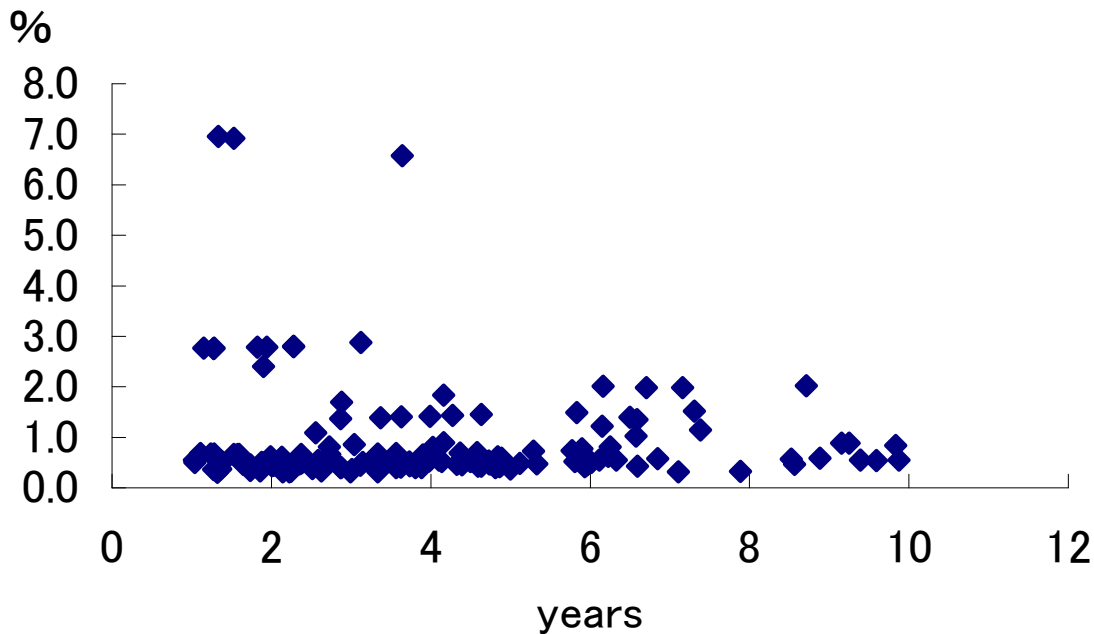


図 1.1 A- 格企業のスプレッド分布

form) モデルである。デフォルトという事象を外性的にとらえ、デフォルトの発生確率を債券市場の観測データなどをもとに、デフォルトの「強度」(ハザードレートなどと呼ばれる)という形で直接与える。このアプローチでは、あたかも自然現象であるように、企業は理由を問わず一定の確率でデフォルトするものと仮定する。なぜデフォルトするかの背景は問わない。誘導アプローチでは、市場スプレッドを所与として、ハザードレート・モデルのパラメータを、いかに効率的、かつ「信頼できる形で」推定するかが非常に大きな問題となる。

三つめのアプローチは、Black/Scholes[1973] および Merton[1974] の先駆的な論文で示された、条件付請求権アプローチと呼ばれる企業負債の価格評価モデル(以下、構造モデル)である。同モデルは、企業の資産価値に対する全ての請求権を、資産価値を原資産とするデリバティブとして評価することで、資産と負債、資本の関係を特定する。同モデルは、デフォルト発生のあり方は資産価値のボラティリティと資本構成で決まるとしており、その因果関係の明確さゆえに信用リスク定量化のツールとして実務的な利用価値が高い。それゆえ、その後現在に至るまで、理論面での拡張が多く提唱されてきた。代表的なものに、資産価値を表す確率変動がある閾値に到達した最初の時刻をデフォルト時刻と定義する、いわゆる初期到達時刻モデルの Black/Cox[1976]、Merton モデルでは固定パラ

メーターであった金利を確率的なものに拡張した Longstaff/Schwartz[1995] が挙げられる。また、コーポレート・ファイナンスの枠組みで株主と債権者の利害関係を定式化し、株主価値最大化の問題を通じて資産価値を決定する Leland[1994]、Leland/Toft[1996] がある。その他、株主は新株発行のオプションを持ち、追加の株式を発行することで償還資金に充てるか、またはデフォルトの選択肢を持つとして、追加融資の可能性を考慮した Geske[1977]、Longstaff/Schwartz[1995] を拡張し、企業は最適な財務レバレッジを維持するとの前提を持たせた Collin-Dufresne/Goldstein[2001]、オリジナルの Merton モデルによるデフォルト確率をデフォルト距離として算出し、そのうえで、実際のデフォルト実績とマッピングした Vasicek と Kealhofer による KMV[2001] が挙げられる。デフォルトの予測性に関して、社債の残存期間がゼロに近付くと、モデルによる理論スプレッドはゼロに収束してしまうという、実際に観測される市場スプレッドとは整合的でない現象を解決するために、資産価値の従う確率過程にジャンプ拡散過程を取り入れた Zhou[1997]、[2001]、資産価値は連続的に観察されるが、デフォルト閾値は事前に観察できないという不完全情報モデルを提案した Giesecke[2003]、Giesecke/Goldberg[2003] 等がある。初期到達時刻 + ジャンプ拡散過程 + 不完全情報モデルとしては、Finger[2002] による CreditGrades 等がある。同モデルは、他のモデルが、デフォルト予測を主眼としているのに対して、生存企業のスプレッドを理論的に推定する目的で開発されたことに特徴がある。これら信用リスクモデル全体の概観は、中川 [2008] が使用目的を軸に分類し、数学的議論の要点を提供している。一方で、実証例は少ない。実際にこれらのモデルを実装し、社債価格、またはスプレッドの推定精度を評価した研究は、殆ど存在しないと言ってよい。理由のひとつは、信頼できる市場データの不足にある。信頼性の高い市場データおよび企業財務データが利用可能となったのは、比較的最近のことである。

ここまで、信用格付けの問題点に触れ、信用リスク分析がその発展とともに、定量分析へ軸足を移してきたことについて述べたが、その一方で、信用リスクのヘッジ技法には目立った進展がない。言わばアクセルのみでブレーキのない状態である。わが国の社債投資家、債権保有者にとって、デフォルト・リスクの唯一のヘッジツールとして、クレジット・デフォルト・スワップ (CDS) が存在するが、取引対象銘柄は大企業のみ 150 社程度と、上場会社数の 2330 と比べても格段に少なく、残存年限も 5 年ものに限られていることから、殆ど機能していない状況にある。

現代の資産運用に求められているのは、何より、リスク・コントロールである。その目指すところは、リスクあたりのリターン最大化であり、必要とされるのは、リスクの定量化とヘッジの技法である。

1.2 本論文の目的

本論文では、欧米市場と比較して、歴史が浅く、リスクのとり手が少ないため、効率的でないと言われる日本の社債市場において、スプレッドのフェアバリューを推定するとともに、そのヘッジの可能性について実証的に分析する。モデル選択にあたっては、まず線形モデル、次いで構造モデルをとりあげる。スプレッドと説明変数との関係について理論的な解釈が可能である点、企業がデフォルトに至るメカニズムを一般化できる点、更に推定の頑健性において優位との評価を得ている点を重視した。本論文の取り組みを以下にまとめる。

第1の課題として、線形モデルを用いてスプレッドを推定する。我が国社債のスプレッドの持つ構造は明らかになっていない部分が多い。豊富なデータサンプルとパネルデータ分析手法の導入により、日本社債市場における、スプレッドの持つ構造と決定要因が明らかになると期待される。

第2の課題として、Merton、Black/Coxのモデルを取り上げ、それぞれのモデルによりスプレッドを推定する。構造モデルの特徴は、シンプルだが強力な論理と、資産価値とデフォルト確率の間にはどのような関係があるかについて、直感的にわかりやすい論理的予想を提供してくれることにある。しかし、残念ながら、おそらくはその簡素さゆえに、このモデルの実証的な裏付けは貧弱であるとの論調がこれまで一般的であった。ただし、それは十分な検証の結果として出された結論とは言えず、実務に応用することが否定されたわけではない。構造モデルのうち、代表的なMertonモデル、初期到達時刻タイプに拡張したBlack/Coxモデルを実装し、スプレッドの推定に取り組む。

第3の課題として、構造モデルを応用した信用リスクのヘッジに取り組む。構造モデルは、企業の資産と負債の関係を定式化することから、その応用として社債の信用リスクを、株式を空売りすることでヘッジする手段が考えられる。Mertonモデルを変形することで、理論的には、社債のデフォルト・リスクをダイナミックにヘッジするデルタを求めることができる。しかし、このアイデアは、オリジナルのMertonモデルから導かれる同ヘッジ比率の正確性、信頼性に対する検証がなされておらず、実現していない。この問題を解消することは、特に重要な意味を持つと考えられる。株式を活用した信用リスクヘッジが可能であれば、社債のほぼ全銘柄において、債券よりもはるかに流動性に勝る株式でのヘッジが機能することになり、極めて有用性が高いためである。

1.3 本論文の構成

本論文の構成は以下の通り。

序論で、研究の背景と目的について述べた。第2章では、構造モデルに関連する先行研究をサーベイする。信用リスクに関する実証研究の大半は、欧米市場のものであり、同じ結果が我が国にもあてはまるかは、明らかになっていない。米欧の先行研究の多くは、スプレッドの変動要因を説明する枠組みとして、構造モデルが妥当であることを概ね支持する内容となっている。ただし、これらの先行研究は、いずれも構造モデルの説明力が低く、構造モデルを構成する説明変数以外の要素が、信用スプレッドの変動に影響している可能性を示唆している。

第3章では、線形モデルによるスプレッドの推定を行う。ここでは、パネルデータ分析の手法により、銘柄固有の効果を考慮することで、統計的推論の精度向上を図る。

第4章では、構造モデルを用いて、スプレッドの推定、推定精度の検証、さらに理論スプレッドを利用した社債投資への応用可能性について考察する。オリジナルの Merton モデルに加え、その派生モデルである Black/Cox を取り上げ、モデルの理論的枠組みについて整理した後、パラメーターを推定し、実証分析を行う。

第5章では、構造モデルの応用により、社債のリスクを株式でヘッジする手法を考察し、その効果を検証する。ここでは、デルタの導出、パラメーター推定方法について述べた後、デフォルト事例に対するヘッジ効果、生存企業に対するヘッジ誤差の要因分解を示す。

第6章では、本論文を総括するとともに、今後の研究課題について述べる。

第 2 章

先行研究

本章では、関連する先行研究について考察するとともに、その問題点を指摘する。

2.1 スプレッドの推定に関するサーベイ

海外の市場データを基に、スプレッドに影響を与える要因を分析した研究には次のようなものが挙げられる。Longstaff/Schwartz[1995] は、米国社債データを用いて、スプレッドの変化と金利の変化は逆相関であること、スプレッドの変化と株式インデックスのリターンは逆相関であること、格付けが低いほど、株式の影響を強く受けることを示した。Kwan[1996] は、同一企業の発行する株式のリターンと社債の利回り変化には、密接な関係があり、ともに個社特有の要因にドライブされていることを示した。また、高格付け債は、金利と高い相関を示し、低格付け債は、株式リターンと高い相関を持つことを示した。Collin-Dufresne/Goldstein/Martin[2001] は、構造モデルを特徴付ける変数にイールドカーブの傾き、ジャンプ成分等を追加したモデルでスプレッドの月次変化の説明を試みた結果、モデルの説明力は 25 % に過ぎなかった。また、残差項を主成分分解したところ、76 % が第一主成分で説明できることを明らかにし、それが社債市場特有の流動性の低さや社債・株式市場における情報の不完全性といった要因に起因しているとの仮説を提示した*¹。Duffie[2002] は、社債の持つオプション性から、金利上昇は、スプレッドの低下をもたらすとの仮説を実証した。Campbell/Taksler[2003] は、個別銘柄の株価ボラティリティは、格付けと同等の説明力を持つこと、株価ボラティリティの説明力は、構造モデル上よりも線形モデル上でより強く働くことを示した。Chen/Lesmond/Wei[2007] は、ス

*¹ 社債のスプレッドには、期待損失のほかに、将来のデフォルト確率の不確実性に関するリスクプレミアム、デフォルト発生のタイミングの不確実性に関するリスクプレミアム、また、多くの社債の流動性は国債よりも低いことから、流動性プレミアム、また非居住者による社債保有にかかる税金の影響もスプレッドに含まれている可能性は否定できない。

プレッドに対する説明変数のうち、金利水準、金利カーブの傾き、格付け、負債比率といった変数の回帰係数は有意であり、符号も既存の分析と整合的であったと述べている。また、独自の流動性指標を用いて、流動性の高い銘柄ほど、スプレッドがタイトであったと報告している。わが国の社債を対象とした分析では、大山/杉本 [2007] は、日本における社債のスプレッドと、国債利回りや法人季報、日銀短観等を含むマクロ経済指標との関係を線形モデルを用いて分析した。その結果、金利が上昇すると、スプレッドが縮小することが示された。ここで分析対象としたスプレッドは、格付別・残存期間別の平均値である。白須/米澤 [2007] は、構造モデルのみでは、スプレッドを十分に説明できないとの立場から、マクロ変数に流動性要因を追加することで、スプレッドの変動要因を分析した。

スプレッドを対象とした上記先行研究に共通する問題は三つ挙げられる。ひとつは、企業のバランスシートの状態を表すべき説明変数に代理変数として株式インデックスやマクロ経済指標を選択していることである。このため個別銘柄要因が平準化され、バランスシートに潜む、企業固有の問題を捉えきれていない可能性が大きい。ふたつ目は、わが国の市場を対象とした先行研究のほぼ全てが、スプレッドのデータとして、日本証券業協会の「公社債店頭基準気配」を用いている。これは、広く知られた価格データであり、比較的容易に入手可能であるが、その精度、つまり市場実勢との乖離の点で大きな問題があることは、市場関係者の間では共有された認識である。三つ目は、系列相関への対処方法である。スプレッドは強い系列相関を持ち、通常の OLS 回帰では信頼に足る説明力を得ることができない。そこで、データの1次階差をとることで対処するケースが多いが、階差をとることで、失われる情報がある。

精度の高い市場データをベースとした実証分析としては、内山/濱田 [2006]、同 [2007] がある^{*2}。ここでは、信用リスクの低い社債では前月スプレッド変化や国債イールド変化といった割引率が、社債スプレッド変化の銘柄間格差に重要な変数である一方、信用リスクの高い社債では株価リターンや株価ボラティリティが重要な変数であることを示した。成田 [2005]^{*3} は、構造モデルによる推定デフォルト率が、スプレッドに対して一定の説明力を持つこと、個別銘柄選択に有効であることを広範な社債データから実証した。ただし、線形モデル上での説明力は明らかになっていない。

先行研究を総括して、これまで明らかになっていることは、スプレッドの変化を説明する要因の断片であり、包括的にスプレッドの水準を説明したものではない。つまり、スプレッドの持つ構造が明らかにされたとは言い難い。実際に、内山/濱田 [2007] では、回帰モデルの決定係数が低く、社債のスプレッド変動には、株価や金利の変化では説明できない成分が多く含まれていると指摘しているが、それが何かは明らかにされていない。

*2 野村証券による JS Price を利用した。

*3 大和証券による店頭時価を利用した。

2.2 構造モデルの有効性に関するサーベイ

構造モデルに関する実証研究の大半は欧米市場のものである。米欧の先行研究の多くは、信用スプレッドの変動要因を説明する枠組みとして、構造モデルが妥当であることを概ね支持する内容となっている。ただし、これらの先行研究は、いずれも構造モデルの説明力が低く、構造モデルを構成する説明変数以外の要素が、信用スプレッドの変動に影響している可能性を示唆している。構造モデルの有効性についての実証分析のうち、モデルのデフォルト予測力またはスプレッド推定精度が低いとの結論を導くものは以下の通りである。

Jones/Mason/Rosenfeld[1984] は、Merton の構造モデルの社債価格予測力は低く、その原因は完備市場、負債価値は資産価値に無関係、との前提条件にあり、モデルに考慮すべき要因として税金、確率的に変動する金利を挙げている。Lardic/Rouzeau[1999] は、フランス企業の発行する社債を用い、市場価格とモデルによる理論価格を比較した。理論価格は市場におけるリスクの順位付けを複製できないとの結果を得た。つまり、市場が評価する企業の相対的なリスクの高低をモデルは説明できないと述べている。Eom/Helwege/Huang[2004] は、Merton によるオリジナルの構造モデルと、他に 4 タイプの派生モデルをテストした。その結果、Merton モデルは、クレジットスプレッドを過小に推定した。Geske[1977] モデルも Merton モデル同様、深刻な過小推定となった。Longstaff/Schwartz[1995] モデルは、リスクの高い社債については、スプレッドを過大に推定する一方で、デフォルト・リスクの低い社債については過小推定した。Leland/Toft[1996] モデルは、大半のケースで過大推定したが、原因は単純化し過ぎたクーポンの前提条件にあった。評価にタイプは分かれるものの、新しいモデルほど、スプレッドを過大推定しており、いずれのモデルも特に短期の社債と、高格付け社債において、予測精度が低いと結論付けている。スプレッドの推定誤差は、Geske モデルで -30 %、Merton モデルで -50 %、他のモデルは格段に大きかった。同研究は、86 年から 97 年までの長期データを用いているが、年次データであり、銘柄数も延べ 182 と少ない。また回収率を 51.3 %、資産ボラティリティの推定に過去 150 日の株価ボラティリティを用いているが、これらパラメーター決定の根拠は希薄であることに留意が必要である。

逆に、構造モデルの有効性を支持するものを以下に挙げる。Sarig/Warga[1989] は、社債の利回りと無リスク金利の差を信用リスク・プレミアムと定義し、それが発行体のレバレッジ水準で異なる期間構造を持つことを実データから示した上で、Merton[1974] の理論との整合性を示した。Anderson/Sundaresan[2000] は、70 年から 96 年の米国社債データを用いて、Merton[1974]、Leland[2004]、および他のモデルのスプレッドの説明力について実証分析を行った。その結果、モデルによる推定スプレッドと、市場スプレッド

表 2.1 EOM/Helwage/Huang[2004] による検証結果

モデル	推定精度
Merton [1974]	50 %過小推定
Geske [1977]	30 %過小推定
Longstaff/Schwartz [1995]	42 %過大推定
Leland/Toft [1996]	115 %過大推定
Collin-Dufresne/Goldstein [2001]	269 %過大推定

の相関係数は、Merton モデルで 0.48、Leland モデルで 0.51 であり、構造モデルはリスクの順位付けに関してある程度良い結果を出す述べている。ただし、ここでの資産ボラティリティは、企業固有のものではなく、*S&P500* インデックスを代理変数として用いている。さらに、財務レバレッジを含むその他パラメーターをキャリブレーションによって求めていることに注意が必要である。本来、構造モデルのパラメーターはモデルの外部から与えなければならない。Schaefer/Strebulaev[2004] は、構造モデルの有効性を測るために、線形モデルを用いて、ヘッジ・レシオを説明変数に入れ、株式のリターン、国債のリターンとともに社債のリターンに対して線形回帰を行った。構造モデルが、市場で観測されるスプレッドに対して、低い説明力しか持たないという通説に対して、感応度（ヘッジ・レシオ）は統計的に有意であり、モデルの説明力は有意であると述べている。ただし、財務レバレッジに格付け毎の平均をとるという操作を行っているため、ヘッジ・レシオの根拠が希薄になっている。また、ヘッジ・レシオの説明力は統計的に有意とはいえ、高いとは言えず、社債リターンの殆どは 10 年金利の変化によって説明されている。同モデルでは、高格付け債に対する当てはまりが、ジャンク債と比べて高いという結果が得られた。黒子・神山 [2000] は、構造モデルを用いたデフォルト率推定手法と、財務指標を説明変数としたロジットモデルを用いたデフォルト率推定手法を比較している。その結果、構造モデルを用いた手法の方が、デフォルト判別の精度は高いという結果を得ている。吉野 [2003] は、構造モデルには、デフォルト予測力があること、また、ヨーロピアン型とノックアウト型ではデフォルト予測の精度に殆ど違いはないことを示した。成田 [2005] は、Merton[1974] の構造モデルが日本の社債市場においても、デフォルト予測に有効であることを実証的に示した。また、Bohn/Korablev[2000] では、モデルによるデフォルト予測シグナルは、格付けの変化に先行すると述べている。今井 [2001] は、構造モデルにより社債の理論価格を導き、価格決定要因とそれらに対する債券価格感応度の関係性を検証した。株価上昇、ボラティリティ低下、国債利回り低下、回収率上昇が原則的に債券価格上昇を導くこと、それらの影響の大きさが株価ボラティリティ、国債利回り、回収

率に対してはいずれも残存期間が長くなるに従って増加するが、株価に対してはある点を超えて低下傾向に転じ、銘柄によっては株価上昇が債券価格の下落を導く性質を持っていることを示した。また、各要因の影響の大きさを比較すると、ボラティリティ変化の債券価格に与える影響は株価の数倍程度におよび、特に信用力の低い銘柄に対してはボラティリティの変化に注意しなければならないことなどを広範な銘柄の週次データを利用して示した。鉄田・塩澤 [2002] は、シングル A 格企業を対象を限定し推定デフォルト率を算出、デフォルト率の四分位偏差をとりグループ化した銘柄群のリターンと景気循環の関係を検証した。それによると、景気拡大期は信用リスクに対する投資が、景気後退期は信用リスクをとらず、むしろ金利リスクへの投資が有効である、と結論付けている。

実証研究ではないが、重要な示唆を与えるものを以下に挙げる。

Duffie/Lando[2001] は、投資家は企業の資産価値を直接観測することはできず離散的に不完全な情報入手するだけであるとして、資産価値を条件付分布としてモデル化し、条件付デフォルト確率を求めるべきであると述べた。同様に、Giesecke[2003]、Giesecke/Goldberg[2003] によれば、構造モデルはインプットに不確実性を内在している。前提となる資産価値およびデフォルト境界線は不確かなものであり、投資家が入手できる情報は不確実なものであると指摘した。Zhou[2001]、Leland[2004] では、Merton モデルは、短期ゾーンの倒産確率を過小推定する可能性があり、また、短期債のデフォルトは、資産価値のジャンプによって発生すると指摘している。同様に、菅野 [2005] は、資産価値のプロセスに、ジャンプ過程の導入を提案した。

デフォルト境界線および回収率に関して、Davydenko[2007] は、1997 年から 2005 年の米国企業（除く金融）を対象とし、いつ企業がデフォルトするかを分析した。その結果、企業の資産価値が負債額面の 72 % となる水準が、タイプ 1 エラーとタイプ 2 エラーを均衡させるが、同時に約 25 % 以上のサンプルを誤判別した。白田 [2003] は、分析対象をわが国の中堅企業にまで拡大して、統計的アプローチによりデフォルト予測モデルを構築したが、そのサンプル・データ分析の中で、倒産企業の平均的な総資本留保利益率は、平均が -3.9 %、中央値で 1.8 % であったと述べている。債務超過になるかならないかの状態でデフォルトしていることになり、かなり保守的な印象を受けるが、これは中堅企業を分析対象としたことが大きく影響していると考えられる。社債発行が可能な規模の大企業にのみ焦点を当てた場合、わが国におけるメインバンク制の下では、主力銀行からの融資は、単なる貸し出しの枠を超えている。貸出先企業が経営不振になると、債務免除やデット・エクイティ・スワップに形を変えることから、大企業向け銀行貸し出しは、その大半が資本化されていると考えられる。藪口/畑/小林 [1997] は、貸し手責任を論じた著作の中で、金融機関の実際の融資の構造を考えた場合に、融資を拒絶した場合（極端なケースでは、それにより倒産することがあるが）を考慮しつつ融資は決定されているのであり、貸し手が単なるアドバイスを超えて、借り手企業の経営を支配・コントロールするような

事態に至っては、借り手企業の出資者と同様に扱われるべきであると述べている。現にわが国の会社更生の更生計画案や会社整理の整理案においては、そのような取り扱いがなされている。福田/鯉淵 [2005] は、95年3月期から99年3月期における、わが国の債権放棄事例全35社39事例をリストアップしており、それによれば、メインバンクの債権放棄負担比率は平均で72%であった*4。同時に債権放棄前のメインバンクの融資比率は平均で40%であった。もし、債権放棄前に貸し出し債権がメイン寄せされており、準メイン以下に貸し倒れが発生していなければ、損失率は平均で $72\% \times 40\% = 29\%$ となり、Davydenko [2007] の考察と非常に近い水準となる。

以上、構造モデルの有効性に関しては、賛否両論あるが、有効性が低いとの結論が優勢を占めるように見える。ただし、その検証に正面から取り組んだ例は、Eom/Helwege/Huang [2004] の他に見当たらず、他は全て代理変数を用いたもの、あるいは、限られたデータサンプルを用いたものが大半であり、実証研究の蓄積を通じたコンセンサスが形成されているとは言い難い。さらに、パラメーター推定の方法論に関する議論は深まっておらず、実証分析の根拠を希薄なものにしている。

2.3 スプレッドと株価の関係に関するサーベイ

株価とスプレッドの関係についての実証研究には、以下のものが挙げられる。Jones/Mason/Rosenfeld [1984] は、Mertonの構造モデルの社債価格予測力は低く、その原因は完備市場、負債価値は資産価値に無関係との前提条件にあり、モデルに考慮すべき要因として税金、確率的に変動する金利を挙げている。Sarig/Warga [1989] は、社債の利回りと無リスク金利の差を信用リスク・プレミアムと定義し、それが発行体のレバレッジ水準で異なる期間構造を持つことを実データから示した上で、Merton [1974] の理論との整合性を示した。Kwan [1996] は、同一企業の株式のリターンと社債利回りの関係について分析した。両者は負の相関関係にあり、また、その関係は格付けが低いほど強いと述べている。Schaefer/Strebulaev [2004] は、構造モデルの有効性を測るために、線形モデルを用いて、ヘッジ・レシオを説明変数に入れ、株式のリターン、国債のリターンとともに社債のリターンに対して線形回帰を行った。構造モデルが、市場で観測されるスプレッドに対して、低い説明力しか持たないという通説に対して、感応度（ヘッジ・レシオ）は統計的に有意であり、モデルの説明力は有効であると述べている。ただし、財務レバレッジに格付け毎の平均をとるという操作を行っているため、ヘッジ・レシオの根拠が希薄になっている。また、ヘッジ・レシオの説明力は統計的に有意とはいえ、高いとは言えず、社債リターンの殆どは10年金利の変化によって説明されている。同モデルで

*4 集計は筆者による。

は、高格付け債に対する当てはまりが、ジャンク債と比べて高いという結果が得られた。Duarte/Longstaff/Yu[2005] は CreditGrades モデルを利用して、米国社債と株式間でのキャピタル・ストラクチャー・アービトラージの効果を検証し、平均的には利益が出るが、個別の取引は非常にリスクであることを示した。理論スプレッドと市場スプレッドの収斂は頻繁に実現しないこと、また、個別トレード毎の相関は低いことが示唆された。Yu[2006] は米国市場のデータを用いて、キャピタル・ストラクチャー・アービトラージの実証分析を行った。結果、全体としてはプラスのシャープレシオが得られたが、個別トレードは非常にリスクであること、月次の超過収益は、株式、債券の市場ファクターとは相関が低いことを示した。Bajlum/Larsen[2007] は米国市場のデータを用いて、CDS と株式のキャピタル・ストラクチャー・アービトラージが、実際に理論通りに機能するかの実証研究を行った。市場で取引される CDS がモデルによる理論値よりも割安であれば、クレジットロング・株式ショートのパポジションをとる。割高であれば、当然逆のパポジションもとる。結果、全取引合計では利益を生んだが、ボラティリティ選択、モデル選択にかかわらず、個別銘柄ベースでは大変リスクが高い戦略であることが示された。これらキャピタル・ストラクチャー・アービトラージの研究から、スプレッドと株価には一定の関係があることが示唆される。しかし、あるパターンで取引した結果の利益の有無がテーマであり、ヘッジ効果に関する直接の言及はない。

その他関連する研究として、Bensoussan/Crouhy/Galai[1995] は、Black/Scholes モデルの一般化により、株式ボラティリティから資産価値ボラティリティを推定する方法について分析している。財務レバレッジの影響を含む両者の関係について定式化し、解析的な近似方法を提案した。Schönbucher[2003] は、通常クレジット市場は非完備であり、複雑な性質を持つモデルに頼るのは危険だと述べている。従って、他の分野にも増して、価格評価モデルの構造をはっきりと直感的に理解することが重要であると主張している。以上、スプレッドと株価の関係に関連する先行研究を総括すると、米国企業データを用いた実証研究は数多く存在するが、多くは銘柄数、格付け属性、残存年限など、非常に限られたデータサンプルを用いている。また、以上、構造モデルに関しては、株価と社債価格には関係が認められるが、関係は格付けが低いものに限られ、それに基づいてヘッジ戦略を構築できるほどその関係は安定したものではない、というのが一般的に得られている結論である。

2.4 本論文の位置付け

デフォルト確率の推定および社債のスプレッド決定要因については、欧米企業の事例を中心として既に多くの研究が発表されているが、日本の社債市場を対象とした研究は少ない。その中でも、大半は、説明要因にマクロ的な代理変数を利用したものであり、ミクロ

的（個別企業要因的）な視点からの検討は更に少ない。本論文は、このギャップを埋めようとするものである。更に、本論文では、証券会社の店頭時価を用いた信頼性の高い市場データ、および個別企業のバランスシートから取り出した財務データを用いて、企業を個社単位で分析することが特徴である。

本論文では、これまでファイナンスの分野では、ほとんど使われることのなかった、パネルデータ分析の手法を第3章で用いた。シャオ [2007] で述べられている通り、パネルデータを用いることの利点は二つある。第一に、観察点が格段に増加するので推定精度が上がるのが期待できる。膨大なクロスセクションの観察点（例えば536社）を140ヵ月間にわたって継続的に調査すれば、パネルデータは（系列相関を度外視すれば）、クロスセクション・データの約140倍の情報量があり、たとえ個社間の多様性を認めても、まだ統計的な情報量の多さによってもたらされる推定量の精度、不偏性の向上が期待できる。第二に、パネルデータを用いることによって、観察不可能な個別銘柄間の違いを固定効果として抽出することが可能となる。経済モデルには理論的には想定できるが、現実には観察不可能な変数が沢山ある。例えば、企業経営の質の違いが企業固有の信用力の差として表われているとしても、従来のクロスセクション・データや時系列データから、それを推定することは不可能であった。池田 [2000] が指摘したように、わが国の社債市場において、スプレッドがどのような構造をもって決定されているのか、企業金融論においてほとんど明らかになっていない。従って、わが国の市場を対象とした本論文のような実証は、経済学的な見地から、資産価格を理解するうえで有用であると思われる。企業金融の実務においても、本論文の成果は、社債ポートフォリオのリスク管理や、銀行の貸し出しスプレッド決定にとって重要な役割を果たすと思われる。構造モデルに関しては、そのフレームワークは盛んに研究され、複数の派生モデルが知名度を得ているが、それらモデルを実装し、推定精度を検証した研究は殆ど存在しない。株価と社債価格には関係が認められるが、価格評価の精度において不十分、というのが海外における数少ない実証分析で得られている結論である。翻って、日本の社債市場を俯瞰すると、わが国ではデフォルト事例が極端に少なく、格付け対比で見たスプレッドも、平均的に低いという他国にはない特徴がある。これは、間接金融に偏重したわが国の金融システムの特徴であり、資産価格のプライシングを非常に見えにくくしている。このような環境下でも有効なモデルの選択に指針を示し、さらにその正確性、信頼性を得ることができれば、画期的な進歩であると考えられる。デフォルト銘柄に対するヘッジ効果の有無、生存企業に対するヘッジ効果の有効性、ヘッジを歪める関数の有無などは、実証的な分析の蓄積が乏しく、明らかになっていない点が多い。特に日本の社債市場データを用いた分析は、スプレッドの予測について、僅かに存在するが、信用リスクのヘッジに言及したものはない。

本論文では、デルタの導出方法を紹介するとともに、広範なデータサンプルを用いて、ヘッジ効果の実証的な分析に取り組む。このフレームワークは、効果は未知数であるが、

この手法が実際に実行可能であれば、社債の信用リスクを、より流動性の高い株式でデルタヘッジする道が開かれる。これは社債投資のリスク管理を行う上で画期的な進歩となると考えられる。

第3章

線形モデルによるスプレッドの推定

3.1 はじめに

本章では、線形モデルによるスプレッドの推定に取り組む。スプレッドの決定要因を明らかにするとともに、構造モデルの理論的フレームワークとの整合性についても検証する。一般の企業が発行する債券は、社債と呼ばれ、国債と区別される。社債には、発行体企業のデフォルトやモラトリアム等、約束された期日に元利金が支払われない可能性がゼロではない。その可能性は信用リスクと呼ばれ、従って、社債利回りは、国債の利回りに、信用リスクの対価を上乗せした水準が要求される。本論文が、分析の対象とするスプレッドは、社債の利回りと同じ残存年数を持つ国債との利回りの差と定義される。金利リスク部分をヘッジして、スプレッドだけを投資対象とする投資戦略が一般的となった現在、スプレッドの変化に対しては、例えば、10年前とは比較にならないほど投資家のリスク意識は高まっている。にもかかわらず、スプレッドの決定要因に関しては、未だに明らかになっていない部分が多い。

スプレッドが反映するリスクの中心には、発行体のデフォルトによる投資元本の毀損がある。従って、スプレッド決定要因は企業デフォルトに直結する変数であると考えるのが自然である。スプレッドを市場平均値ベースで分析した先行研究は多いが、個社ベースのものは少ない。本来デフォルトとは、同一業種内でも優良企業と破綻懸念企業が存在するように、極めて企業個別の事象である。たとえ、一国の経済不況が、特定企業のデフォルトの遠因だとしても、直接的な原因は、自己資本比率の低さや、急激な資産価値の低下といった、企業固有の財務状況に見つけられるはずである。信用リスクを対象とする研究の中でも、スプレッドの推定は、格付けとスプレッドとの整合性を検証する研究と並んで比較的古くから行われてきた。しかし、未だに研究者の間で、あるいは市場参加者の間で、コンセンサスと呼べるものが成立しているとは言い難い。例えば、大山/杉本 [2007] は、金利、財務ファンダメンタルズ、金利のインプライド・ボラティリティを重要な説明

変数として取り上げており、内山/濱田 [2007] は、金利、株価ボラティリティ、前月のスプレッド変化等が重要な変数であると位置付けている。

一方で、企業のデフォルト確率を定量的に推定するための研究は、この分野では比較的歴史が浅いにもかかわらず、目覚ましい成果を挙げてきた。特に構造モデルは、企業金融の理論として重要な位置を占めるにとどまらず、商用ソフトとして販売されるなど、実務の世界でもデフォルト確率推定の枠組みとして、一定の認知を得ている。構造モデルは、オプション理論をベースとした、強い仮定と複雑なパラメーター推定を必要とする非線形の関数である。同モデルを特徴付ける変数は、時価評価した企業の資産価値、負債、期待成長率、資産のボラティリティ、残存年限の5つである。資産価値が負債を下回る状態をデフォルトと定義し、資産価値の分布が負債の閾値を下回る確率が、すなわちデフォルト確率という考え方は合理的であり、客観的なデータを用いて検証可能な利点を持つ。本論文が分析対象とする、スプレッドの説明変数を選択するにあたっての理論的なフレームワークとして適当であると考えられる。

3.2 説明変数の選択

スプレッド推定のための変数選択は、如何にあるべきか。経済的な合理性を備える説明変数候補はそれほど多く存在しない。変数個々の妥当性と同時に、その組み合わせにもまた、何らかの理論的合理性が必要である。本論文では、既存の信用リスクモデルのフレームワークを利用する。信用リスクを定量化する枠組みとして、代表的なものに構造モデルと誘導モデルが挙げられる。構造モデルでは、企業のバランスシートを出発点に、企業の資産価値が変動する結果、支払い能力を失い、債務超過に陥るイベントを定式化することで、企業のデフォルト確率を求める。一方、誘導モデルでは、デフォルト確率の決まるメカニズムは問題とせず、デフォルト確率を外生的に、関数あるいは確率モデルの形で与える。代表的なものとして Duffie/ Singleton [2003] モデルが挙げられる。

本章では、モデル選択にあたって、スプレッドと説明変数との関係について理論的な解釈が可能である点、企業がデフォルトに至るメカニズムを一般化できる点、更に推定の頑健性において優位との評価を得ている点から、構造モデルを理論的枠組みとして参照する。なお、構造モデルと誘導モデルの比較検証については、Arora/Bohn/Zhu [2005] に詳しい。

構造モデルでは、株式および負債は、資産価値を原資産とした派生商品であると考えられる。株式の市場価格は、資産価値を原資産とした、コール・オプションのプレミアムであり、負債は国債にプット・オプションのプレミアムを加えたものである。デヴェンター/今井 [2007] らが解説するように、モジリアーニ・ミラーの仮定の下では、株式 E と負債 D の合計は資産価値 A と等しくなる。そこで Merton [1974] は、負債 $D(A) = A - E(A)$

であるとした。ここでは A のみが確率変数である。デフォルトは、資産価値が負債を下回ったときに発生すると定義する。資産価値が負債を上回っている限り、企業には返済の原資があるため、デフォルトは起こり得ないことになる。この際、負債は借入れ時の額面で返済することが一般的であり、つまり簿価で返済される。一方の資産価値は必要に応じて換金が必要なため、市場で売却可能な金額、すなわち時価での評価が必要となる。ただし、常に観測可能なのは株価のみであり、それゆえ資産の時価は株価から推定される必要がある。

負債満期日における資産価値の確率分布を記述することで、企業がデフォルトに陥る確率を推定することが可能となる。その確率は以下のように求めることができる。

1. 日々変動する資産価値を、株式の市場価値と負債の簿価により算出する
2. 資産価値の期待値と変動率を、株式の市場価値と変動率および負債の簿価により評価する
3. 資産価値と資産変動率と負債の簿価より、資産価値が負債を下回る確率、すなわちデフォルト確率が算出される

このモデルが導くデフォルト確率は、時点 T における企業の資産価値 A_T が負債 D を下回る確率であるため、以下のように定式化される^{*1}。

$$P^*(A_T \leq D) = \Phi\left(\frac{1}{\sigma\sqrt{T}}\left\{\log\frac{D}{A_0} - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T\right\}\right) \quad (3.1)$$

ここで、 Φ は標準正規分布の分布関数である。

満期までの残存年限 T の社債の спреッドは、Merton[1974] より、

$$CS = Y(0, T) - Y_0(0, T) = -\frac{1}{T} \log\left(\Phi(h_2) + \frac{1}{d}\Phi(h_1)\right) - Y_0(0, T) \quad (3.2)$$

と表すことができる。ここで、

$$\begin{aligned} d &\equiv \frac{D e^{-rT}}{A_T} \\ h_1 &\equiv -\frac{1/2\sigma^2 T - \log(d)}{\sigma\sqrt{T}} \\ h_2 &\equiv -\frac{1/2\sigma^2 T + \log(d)}{\sigma\sqrt{T}} \end{aligned}$$

^{*1} ここでは、 спреッドを分析対象としているため、リスク中立確率を用いて、資産成長率を無リスク金利 r としたが、もしデフォルト確率の推定を目的とする場合には実確率を用いるべきであろう。その際の資産成長率は μ となる。実確率とリスク中立確率の理論的な比較は森平 [1997]、森平 [2000a]、Duffie[2004]、小林 [2004] 参照。実証的な比較は成田 [2005] を参照

である。 $Y(0, T)$ は、残存 T 年の社債利回りを、 $Y_0(0, T)$ は、残存 T 年の国債を表す。社債満期と一致する残存年限の国債が存在しない場合は、国債利回りを補間したイールドカーブとの差により算出される。

上記の方法でスプレッドを推定するためには、負債 D 、資産 A_0 、無リスク金利 r 、資産ボラティリティ σ 、残存年限 T 、これらの変数に具体的な数値を与えなくてはならない。本論文では、これら 5 つの変数全てをスプレッド計量モデルの説明変数として利用する。負債を資産で除した比率を「負債比率」とし、「無リスク金利」、「資産ボラティリティ」、「残存年限」はそのままに、自己相関係数を加えた計 5 つを説明変数として、スプレッドを被説明変数とした分析を行う。

ここで、構造モデルから示唆される、スプレッドと各説明変数の関係（符号条件）を整理する。

第一に、スプレッドと負債比率（負債 ÷ 資産）の関係は、正の相関があると示唆される。資産に占める負債の割合が大きいと、自己資本比率が低いと同義であり、他の条件が一定であれば、債務超過に陥る可能性は高くなる。

第二に、スプレッドと無リスク金利の関係は、負の相関があると示唆される。本章ではリスク中立を前提としており、企業の資産価値成長率は無リスク金利に等しいと仮定されている。この仮定の下では、金利が高いほど企業の資産価値成長率は高まり、負債返済能力が高まると考えられる。

第三に、スプレッドと資産ボラティリティの関係は、正の相関があると示唆される。資産価値の変動率が高いほど、資産価値が負債を下回る確率が高まるためである。構造モデルは資産価値が対数正規分布に従い、閾値である負債を下回る確率をデフォルト確率としている。期待デフォルト確率が高い企業ほど、高いスプレッドが要求される。

第四に、スプレッドと残存年限の関係は、正の相関があると示唆される。構造モデルでは、企業の資産価値は、時間の平方根に従って拡散すると想定される。つまり、企業の持つ不確実性は、時間と共に累積的に拡大する。

以上、構造モデルのフレームワークに拠って立てば、被説明変数であるスプレッドと、説明変数間の理論的な符号条件は表 3.1 のようになる*²。

構造モデルの限界として、完全情報を前提としている点、満期以前のデフォルトを想定していない点、唯一種類のディスカウント債のみを想定した負債構造等が挙げられる。前述の Merton のフレームワークを生かしながら、Black/Cox[1976]、Geske[1977]、Longstaff/Schwartz[1995]、Leland/Toft[1996]、KMV[2001] モデルの作成者である

² 式 3.1 を各変数で偏微分することで表され、 $\frac{\partial P^}{\partial (D/A)} \geq 0$ 、 $\frac{\partial P^*}{\partial \sigma^2} > 0$ 、 $\frac{\partial P^*}{\partial r} < 0$ 、である。残存年限 T と P^* の関係は、他のパラメーターに依存するが、本章で用いたサンプルデータの限りでは $\frac{\partial P^*}{\partial T} > 0$ である。ここでは、スプレッドを構成する中核がデフォルト・リスクであるとの想定の下、デフォルト確率が高まればスプレッドが拡大すると想定している。

表 3.1 回帰係数の理論符号

変数名	説明	スプレッド	理論符号
D/A	レバレッジ拡大	スプレッド拡大	+
σ	資産ボラティリティ上昇	スプレッド拡大	+
r	無リスク金利上昇	スプレッド縮小	-
T	残存年限延長	スプレッド拡大	+

Vasicek/Kealhofer、Collin-Dufresne/Goldstein[2001]、Finger[2002]らがこれらの制約条件を解消する方向でモデルを変形し、その後も多くの研究者による研究がなされてきた。それでもスプレッドと各説明変数の基本的な関係は変化しない。

3.3 実証に用いるデータ

以下では、本章で用いたデータについて、順次説明する。本章では、社債市場の構造的な特徴を明らかにするため、分析対象を広く捉え、公益企業の発行する社債を含む。一方、後述の第4、5章では、よりデフォルト・リスクに焦点を合わせた分析を意図しているため、ユニバースから公益企業を除外している。

[債券データ]

本章で分析対象としている社債は、日本で発行された公募の円建て社債（残存1年以上、残存額面50億円以上）のうち、一般事業会社の発行する満期一括返済型の固定利付き債に限る^{*3}。一般の事業会社とバランスシートの構造が異なる銀行、証券、保険は除外した。分析に用いたサンプルは1996年9月から2008年4月末までの140ヵ月間の月次データである。1996年の適債基準撤廃直後から、1997年の金融システム不安、2001年のマイカル破綻、2007年の米国サブプライム問題の余波を含んでおり、十分なデータ長を確保している。新規発行債券は発行の翌月に分析対象となる。採用価格は大和証券CM(株)評価算定価格^{*4}。スプレッドは国債の理論イールドカーブとの差で算出される。分析に利用

^{*3} 従って、永久劣後債、均等償還債、変動利付債等を除く。

^{*4} 日本証券業協会の公表する公社債基準気配が一般的に高い知名度を有するが、多くの銘柄で実勢を反映しておらず、現実の市場で取引される価格との誤差が無視しえない大きさにあることは、市場参加者に広く共有される認識である。特に、本論文で取り上げるスプレッドのように100分の1パーセント単位を分析対象とする場合、基準気配と実勢価格との乖離は、分析結果に重大な悪影響を及ぼす可能性がある。また、JSPriceは信頼性の高いデータであるが、2001年以前の時系列データを確保できないという制約があるため採用を見送った。大和証券CM(株)評価算定価格は、大和ボンド・インデックス(DBI)として公開されている。

した社債データは、スプレッドがマイナスのデータ、欠測値等明らかな異常値を除外後の発行体数で 536 社、延べ 21 万 6657 件である。

企業がデフォルトした場合は、直前月末までデータに含め、当月のデータから除外した。企業買収、合併の場合は存続企業のデータを残し、被買収企業のデータは、正式買収の月末時点で除外した。無リスク金利として 1 年国債利回りを利用した。

[企業財務データ]

毎月末に更新される社債データに合わせ、財務データも毎月末時点で最新のものに更新した。財務データは日経 NEEDS より 1996 年 9 月以降 2008 年 4 月末までの 140 ヶ月間分を取得した。わが国会計基準に基づいた連結本決算を基本とし、連結決算が存在しないケースは、単独本決算データを用いた。2007 年 3 月の会計基準変更により自己資本（純資産）の定義が変わったことに対応するため、変更後も旧基準の株主資本を利用した。

[株式データ]

株価は分割等調整済みの月末最終営業日の終値を、株式投資収益率の標準偏差（ボラティリティ）は過去 60 日の日次ベース収益率を年率換算、各時点で再計算した^{*5}。

[格付けデータ]

格付けは、毎月末時点で、国内大手格付け会社である、R & I または J C R いずれか低い方（ワースト格付け）を採用した。

上記の債券データと企業財務データ、株式データおよび格付けデータの 4 つが揃って入手可能な銘柄群が分析対象となる。

回帰係数の推定に際しては、全ての計量値変数で自然対数をとった。これはスプレッドの分布が、大半はゼロ近傍にありながら、ごく一部の銘柄については数百という極端に大きな値をとるなど、尖度が大きい分布を持つためである^{*6}。

今回利用するデータは、社債の新規発行・満期償還、企業のデフォルト等により時系列方向と、個体間のデータ数が完全に一致しているわけではないため、不完備パネルデータとして分析を行った。 A は企業の資産価値、 D は負債を表す。 i は社債個別銘柄、 t は観測時点（毎月末）、 CS は社債のスプレッド（%）、 DA は Debt to Asset レシオ、いわゆる負債比率（倍）^{*7}。 $DA = D/A$ 、ここで $A = D + S = D + (E \times N)$ を初期値として、

^{*5} 日次ボラティリティには 30 の倍数をとることが市場慣行であること、3 ヶ月 = 約 60 営業日が、ビジネス上の 1 サイクルとして適当であると考え、60 日ボラティリティとした。年率換算は日次 $\times \sqrt{250}$ とした。

^{*6} 先行研究に多く見られるのは、対数変換せず、両辺に 1 次階差をとったモデルである。

^{*7} 式 (3.1) 中の (D/A) に相当する。

$FirmVola$ と共に同時推定した。 S は株主資本の時価、 E は株価、 N は発行済み株式数である。 $FirmVola$ は資産のボラティリティ (%) であるが、直接市場で観測できないため何らかの仮定を置いて推定する必要がある。本章では、 $FirmVola = \frac{S}{AC_A^{BS}} \sigma_S$ とした*⁸。 r は資産の期待成長率 = 無リスク金利であり、1年国債利回りとした*⁹。 $Time$ は社債の満期までの残存年限 (年)。 ε はホワイトノイズである。基本統計量を表 3.2 に示す。

表 3.2 基本統計量 (対数変換後)

	平均	中央値	標準偏差	最大	最小	尖度	歪度
スプレッド (%)	-1.07	-1.17	5.05	-6.91	1.02	0.48	3.77
負債比率 (倍)	-0.44	-0.34	-0.02	-4.61	0.31	-2.41	14.03
金利 (%)	-2.32	-1.97	-0.21	-4.83	1.49	-0.17	1.48
資産ボラティリティ (%)	-2.54	-2.53	0.17	-6.09	0.78	-0.19	2.73
残存年限 (年)	1.45	1.44	3.40	0.00	0.68	0.10	2.49
サンプル数	216,657						

表 3.3 説明変数間の相関 (対数変換後)

	スプレッド	負債比率	資産ボラティリティ	金利	残存年限
スプレッド	1.00				
負債比率	0.16	1.00			
資産ボラティリティ	0.14	-0.68	1.00		
金利	0.16	-0.10	0.19	1.00	
残存年限	-0.14	0.03	-0.10	0.03	1.00

説明変数間の相関関係を表 3.3 に示す。説明変数の負債比率、金利、資産ボラティリティ、残存年限ともに、単独では被説明変数であるスプレッドとの相関は非常に低い。また、説明変数間の相関も非常に低いことが示されている。この点では、構造モデルの説明変数の組み合わせは、合理的なものであると言える。また、本章では、モデルの係数が格付別に変わることを予想し、サンプルを格付け別にグルーピングして、分析に用いる。表 3.4 は格付けグループ別の基本統計量である。AAA、AA+、AA、AA-の格付けを持つ社債を「AA 以上」、A+、A、A-の格付けを持つ社債を「A」、BBB + の格付けか、それ以下の社債を「BBB 以下」と区分した*¹⁰。格付けが低下するにつれ、スプレッドが拡大する

*⁸ $C_A^{BS}(\cdot)$ はコール・オプションの公式 (4.12) の A に関する一階の導関数。資産価値 A およびそのボラティリティ σ の推定については、4.4.1 節を参照。この手法は、安藤/丸茂 [2001]、Lando [2004] に詳しい。

*⁹ 指標性があること、期間中にゼロ以下になっていないこと、信用リスクを含まないことを理由に選択した。より短期の金利は期間中にゼロまたはマイナスの期間を含むため採用を見送った。

*¹⁰ 格付けデータも時系列で更新されるため、格付けの変更に伴い、同一銘柄でも異時点で異なる格付けが

傾向が現れている。信用力の低い社債に対して、相応の上乗せ金利が求められることは、直感的にも明らかである。一方で、負債比率、資産ボラティリティには格付けによる差異が見られない。これは、格付けの決定要因が、企業財務よりも企業の所属する業種により強く依存するためと推察される。電力会社と消費者金融会社の財務比率ほぼ同水準にあっても、付与される格付けは、電力会社が AAA、消費者金融が A と大きく異なるのがその一例である。残存年限に差が見られるのは、高格付け会社ほど、長期の資金調達が可能となるためである。更に、格付けクラスにより、投資家層も異なる。投資家が社債を購入する際には、法令や投資運用ガイドライン等により対象に格付けの制限が設けられていることが常識である。例えば、年金基金では A 格以上を投資対象としている場合が一般的である。また、銀行が社債を保有する際は、BIS 規制により、格付けに応じてリスクウェイトが異なる。これらの要因により、格付け別に区分したサンプルは、保有者層に偏りがあり、それぞれが異なる特徴を持つ可能性が高いと考えられる。図 3.1 は格付けで 3 分類した銘柄群の平均スプレッドの推移である。

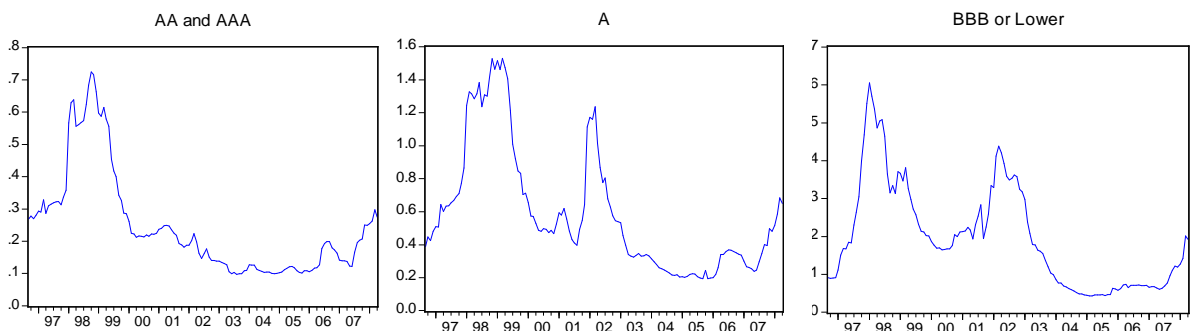


図 3.1 格付け別スプレッド推移

3.4 パネルデータ分析方法

ここでは、本章で用いた計量モデルとその当てはめ結果を示す。被説明変数は、社債個別銘柄のスプレッドであり、説明変数には、3.2 節で述べたように、構造モデルを構成する変数である負債比率、資産ボラティリティ、金利、残存年数を用いる。さらに、誤差項の時系列相関に対処するため、誤差項にコ克蘭・オーカット法を使った 1 階の自己回帰項 (AR(1) 項) を加える。プールド、固定効果、変動効果、3 モデルを適用し、最も当てはまりの良いモデルを選択する。モデルの理論的な背景は Hsiao[2002] に詳しい。以下に

ループに分類され得る。

表 3.4 格付け別基本統計量（対数変換後）

AA 以上						
	スプレッド	負債比率	資産ボラティリティ	金利	残存年限	
平均値	-1.70	-0.44	-2.74	-2.20	1.71	
中央値	-1.71	-0.34	-2.81	-1.77	1.76	
最大値	2.89	-0.04	-0.34	-0.21	3.40	
最小値	-6.91	-3.22	-5.02	-4.83	0.00	
標準偏差	0.76	0.29	0.78	1.51	0.73	
歪度	0.10	-2.15	0.14	-0.30	-0.21	
尖度	3.63	9.31	2.43	1.52	2.35	
サンプル数	95,227					
A						
	スプレッド	負債比率	資産ボラティリティ	金利	残存年限	
平均値	-0.82	-0.48	-2.27	-2.35	1.30	
中央値	-0.94	-0.40	-2.21	-2.04	1.34	
最大値	4.12	-0.02	0.17	-0.21	2.99	
最小値	-4.96	-4.61	-6.09	-4.83	0.00	
標準偏差	0.77	0.34	0.69	1.48	0.57	
歪度	0.43	-2.36	-0.56	-0.16	-0.16	
尖度	2.66	15.04	3.96	1.50	2.47	
サンプル数	85,825					
BBB 以下						
	スプレッド	負債比率	資産ボラティリティ	金利	残存年限	
平均値	0.04	-0.33	-2.65	-2.58	1.09	
中央値	0.01	-0.26	-2.66	-2.81	1.09	
最大値	5.05	-0.02	0.10	-0.21	2.91	
最小値	-2.66	-3.51	-5.29	-4.83	0.00	
標準偏差	0.96	0.27	0.78	1.46	0.54	
歪度	0.73	-3.64	-0.10	0.11	0.08	
尖度	3.82	26.34	3.15	1.51	2.44	
サンプル数	35,605					

モデルの概略を示す。

• プールドモデル

$$\begin{aligned}\log CS_{i,t} &= \alpha + \beta_1 \log DA_{i,t} + \beta_2 \log FirmVola_{i,t} \\ &\quad + \beta_3 \log r_t + \beta_4 \log Time_{i,t} + u_{i,t} \\ u_{i,t} &= \rho u_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{i,t} &\sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)\end{aligned}\tag{3.3}$$

ρ は、自己相関係数。全ての i, t に対して、クロスセクション方向に $i = 1, \dots, N$ 、時間方向に $t = 1, \dots, T$ 。

• 固定効果モデル

$$\begin{aligned}\log CS_{i,t} &= \alpha + \mu_i + \beta_1 \log DA_{i,t} + \beta_2 \log FirmVola_{i,t} \\ &\quad + \beta_3 \log r_t + \beta_4 \log Time_{i,t} + u_{i,t} \\ u_{i,t} &= \rho u_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{i,t} &\sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)\end{aligned}\tag{3.4}$$

μ_i は、第 i 個別銘柄に特有の効果を表す変数。時間の経過と共に一定。 $\varepsilon_{i,t}$ は、変数ベクトルとは無相関である。

• 変動効果モデル

$$\begin{aligned}\log CS_{i,t} &= \alpha + \beta_1 \log DA_{i,t} + \beta_2 \log FirmVola_{i,t} \\ &\quad + \beta_3 \log r_t + \beta_4 \log Time_{i,t} + u_{i,t} \\ u_{i,t} &= \mu_i + \rho u_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}\tag{3.5}$$

μ_i は、第 i 個別銘柄に特有の効果を表す変数。変量模型においては確率的に変動し、以下の仮定を満たすものとする。

$$\begin{aligned}E(\mu_i) &= 0 \\ E(\mu_i \mu_j) &= \begin{cases} \sigma_\mu^2 & (i = j \text{ のとき}) \\ 0 & (i \neq j \text{ のとき}) \end{cases} \\ E(\varepsilon_{i,t} \mu_j) &= 0, \text{ (すべての } i, j, t \text{ に対して)}\end{aligned}$$

なお、AR(1) モデルの推定には、以下の線形モデルを

$$\begin{aligned}y_t &= x_t' \beta + u_t \\ u_t &= \rho u_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

次の非線形モデル

$$y_t = \rho y_{t-1} + (x_t - \rho x_{t-1})' \beta + \varepsilon_t$$

に変換し、Marquardt の非線形最小二乗アルゴリズム^{*11}により β 、 ρ を求めた。例えば、プールドモデルの場合は、

$$\begin{aligned} \log CS_t = & \alpha + \rho \log CS_{t-1} + (\log DA_t - \rho \log DA_{t-1})\beta_1 \\ & + (\log FirmVola_t - \rho \log FirmVola_{t-1})\beta_2 \\ & + (\log r_t - \rho \log r_{t-1})\beta_3 + (\log Time_t - \rho \log Time_{t-1})\beta_4 + \varepsilon_t \quad (3.6) \\ \varepsilon_t \sim & iid(0, \sigma_\varepsilon^2) \end{aligned}$$

となる。固定効果モデルは、式 3.6 に固定効果の項が追加されるが解法は同じである。変動効果モデルは、一般化二段階最小二乗法によって推定した。

3.5 パネルデータ分析、結果と考察

格付けグループ別パネルデータ分析の 1996 年 9 月から 2008 年 4 月までの結果を表したものが表 3.5 である。格付けグループ別に見た推定値と、データサンプル全体の推定値

表 3.5 パネルデータ分析結果 (固定効果モデル)

	AA 以上	A	BBB 以下	全体
切片項				
α	-2.06 (-6.71)	-1.03 (-5.56)	0.04 (0.24)	-1.28 (-6.85)
負債比率				
DA	0.14 (1.54)	0.28 (3.90)	0.42 (2.28)	0.28 (4.05)
資産ボラティリティ				
$FirmVola$	0.03 (1.46)	0.04 (1.54)	0.06 (3.60)	0.04 (2.42)
金利				
r	-0.02 (-1.35)	-0.02 (-1.54)	-0.01 (-0.53)	-0.02 (-1.86)
残存年限				
$Time$	0.32 (2.22)	0.36 (3.33)	0.46 (4.43)	0.34 (3.04)
自己相関				
$AR(1)$	0.92 (76.23)	0.93 (66.13)	0.95 (95.33)	0.94 (109.63)
修正決定係数	0.92	0.94	0.97	0.96
サンプル数	95,227	85,825	35,605	216,657

() 内は t 値、太字は 5 %水準で有意

を併記した。ここでは、被説明変数にスプレッドの水準を、説明変数に、負債比率、資産

*11 Marquardt の手法については、Appendix 参照。

ボラティリティ、無リスク金利、社債満期までの残存年数を全て対数変換したものに加えてAR(1)項を利用した。括弧内数値は、Whiteの分散不均一調整済み t 値を表し、太字は5%水準で有意であることを示している。プールドモデル、固定効果モデル、変動効果モデル、それぞれを試し、尤度比検定、Hausman検定でモデル選択を行った結果、全格付けグループにおいて、固定効果モデルが選択され、個別銘柄効果が存在することが示された。このモデルで、スプレッドの96.4%が説明可能であった。すなわち、わが国の社債の持つスプレッドは、構造モデルを特徴付ける4変数に銘柄固有の効果と系列相関でほぼ構成されると言える。

各説明変数の係数を見ると、以下の関係にある。

負債比率が1ポイント上昇すると、社債のスプレッドは0.279%拡大する。負債の返済能力が低下し、それに見合った利回りが求められる結果である。大橋[2006]は、クレジット・サイクル(スプレッドの周期性)の存在を示し、その中心に企業の財務レバレッジの変化があると述べたが、この見方と整合的である。

資産ボラティリティが1%上昇すると、スプレッドは0.042%拡大する。資産ボラティリティの上昇は、企業の不確実性が高まることを意味する。将来のある時点で、企業の資産価値が負債を下回る、つまり債務超過に陥る可能性が高まる。このため、スプレッドは拡大する。Campbell/Taksler[2003]による米国社債の例では、ボラティリティが1%上昇すると、スプレッドは2.22%拡大したと、係数の違いはあれども、符号条件については整合的な結果となった^{*12}。

金利が1%上昇すると、スプレッドは0.02%縮小する。大山/杉本[2007]の分析と同様の結果となった。金利に関しては、リスク中立の世界を前提にしているため、全企業に共通の無リスク金利が適用される^{*13}。金利とスプレッドの関係には、2通りの解釈が可能である。一つは、企業の期待成長率が上昇すると、相対的に資産に占める負債の割合は低下し、信用リスクは低下する。結果としてスプレッドは低下する。二つめは、短期金利の利回り上昇は、インフレ率の上昇や、株高、利上げ局面であることが多い。これらのケースでは、スプレッドは縮小する傾向にある。これはマクロ的に見た経済環境が良好であり、好景気ゆえに企業全般の信用リスクは低下し、スプレッドは低下するとも解釈可能である。Fons[1994]は、米国社債市場の例から、リセッション時には、低格付け社債のデフォルト率が上昇し、投資家の求めるリスクの対価も上昇すると述べているが、逆もまた然りと考えられる。

残存年限が1年延びると、クレジットスプレッドは0.335%拡大する。企業の資産価値の変動率は時間の平方根に従って拡散する。つまり、時間の経過とともに、企業存続の不

^{*12} 同論文では、資産ボラティリティの定義を $\sigma_E = \sigma_A$ としており、この定義の差が係数の差異に影響している可能性がある。

^{*13} 構造モデルにおける資産価値のドリフト項、すなわち資産成長率は無リスク金利とした。

確実性は累積的に高まり、社債の спреッドは拡大する関係にあると解釈できる。

自己相関項が支配的であり、spreッドの大半を説明する。企業の信用リスクが月次単位で急激に変化しないことを鑑みれば自然な結果と言える。

3.5.1 固定効果モデルからの示唆

格付け別に見ると、さらに特徴が現れる。以下で変数別に推定結果を考察する。

[固定効果]

個別銘柄毎の固定効果を推定し、上位 10 銘柄を降順にソートしたものが、表 3.6 である。全銘柄とも、デフォルトしたか、あるいは、それに極めて近い状況にあったが、第 3 者の支援で支えられた、または買収された銘柄である。つまり、固定効果はデフォルト・リスクを反映した、リスクプレミアムと考えられる。事実、格付けが低いほど固定効果が大きい傾向が見られる。企業経営の質の違いが企業固有の信用力の差として表われている。先行研究は、全てデータの一階差をとった、spreッドの変化を対象とした分析であったため、この固定効果が抽出されたことは、これまでなかった。

表 3.6 固定効果上位 10 銘柄

順位	固定効果 (%)	spreッド最大時 (%)	社債名称	格付け	(観測時点)
1	7.61	35.6	10 NIS グループ	BB	(2008/02)
2	6.67	2.8	2 スルガコーポレーション	BBB	(2008/02)
3	5.94	120.6	8 長谷工コーポレーション	CCC+	(1999/03)
4	5.92	30.5	1 日本国土開発	CCC+	(1998/08)
5	5.88	55.1	6 光通信	BB-	(2001/04)
6	5.67	57.2	13 AC リアルエステート	B-	(1999/02)
7	5.60	40.6	4 日本国土開発	CCC+	(1998/10)
8	5.58	67.4	9 NIS グループ	B-	(2009/01)
9	5.58	27.9	27 マイカル	BB	(2001/08)
10	5.56	39.5	2 日本国土開発	B-	(1998/10)

[負債比率]

全体データにおいて、負債比率は 5 %水準で有意となった。また、格付けが低いほど、負債比率に対して感応度が高い傾向がある。負債比率が 1 ポイント上昇すると、AA 格以上では、spreッドは 0.142 %拡大、A 格では 0.281 %拡大、BBB 格以下では 0.422 %拡大する。負債比率を上昇させるパスは、2 通りある。資産価値の低下、あるいは負債の増加である。いずれのケースも市場参加者が、元本返済に対する懸念を強め、それを反映して spreッドが拡大すると解釈できる。負債比率が高く、借り換えが必要な企業は、銀行

が貸し渋り方針を採ったら、それだけで資金繰りが行き詰る可能性が否定できない。

[資産ボラティリティ]

全体データにおいて、資産ボラティリティは5%水準で有意となった。また格付けグループ別では、BBB以下のグループにおいてのみ、5%水準で有意となった。格付けが低いほど、感応度が高い関係が見られる。BBB以下の感応度はAA以上の2倍近くに達する。デフォルトまでの距離が近い企業ほど、資産ボラティリティの上昇は、重大事であると解釈できる。構造モデルのフレームワークでは、資産ボラティリティが高まるほど、資産が負債を下回る確率、つまりデフォルト確率が高まるためである。逆に高格付け社債のスプレッドには、殆どインパクトを与えない。高格付け企業の多くは規制業種、または、実質無借金企業であり、資産ボラティリティが多少変化したところで、ただちにデフォルトの懸念が強まるとは考えにくいと解釈できる。

[金利]

全体データにおいて、金利は10%水準で有意となった。また格付けグループ別では、いずれも10%水準で有意とはならなかった。格付けが低いほど、金利の影響を受けない傾向が観察される。高格付け社債は、国債に近い性格を持つため、社債としての利回り水準が大きな意味を持つ。一方で低格付け社債は、元本の償還可能性がより重要視されると言える。つまり、将来キャッシュフローの割引率よりも、よりダイナミックな資産価値の変動が影響力を持つと解釈できる。また、格付けが低い社債ほど、金利上昇時の利回り上昇幅が、国債と比べて緩やかな傾向がある^{*14}。なお、1992年7月から、一時解除期間を挟んで、2006年7月までの間、わが国では、ゼロ金利政策が採られた。この間の短期金利は、ゼロ近傍で推移した。世界的にも、歴史的に見ても極めて特異な期間であったことに留意する必要がある。

[残存年限]

全体データにおいて、残存年限は5%水準で有意となった。また格付けグループ別では、全グループとも5%水準で有意であった。格付けが低いほど、感応度が高い傾向が見られる。AA以上において、社債の残存年限が1年延びると、スプレッドは約0.323%拡大するのに対して、BBB以下では0.456%拡大する。スプレッドの期間構造は、格付けが低下するにつれ、傾きが急になることがわかる。市場で観察されるクレジット・カーブの傾

^{*14} 社債のスプレッド部分が、利回り上昇によるキャピタル・ロスのバッファーになること、また、国債に比べて流動性が低いことが、かえって幸いし、金利上昇局面の初期段階では、流動性が上回る国債が先に売られ、結果として社債利回りの上昇は相対的に小幅に留まるという事態も考えられる。

きが、概ね右肩上がりであることを反映したと言える^{*15}。

[自己相関]

全体データにおいて、自己相関項は5%水準で有意となった。津田 [2006] では独自の社債価格推定モデルにおいて、1期前の推定残差を用いることがモデルの推定精度向上にとって重要であると述べたが、それを踏襲する結果となった。また格付けグループ別では、全グループとも5%水準で有意であった。高格付けほど係数は低い。この結果は、内山/濱田 [2007] による、高格付け債のスプレッドは平均回帰的であり、低格付け債はモメンタム効果が強い、と言う観察と整合的である。

他の変数と比べ、支配的な説明力を持つ。自己相関の強さは、社債の価格形成における理論的側面の欠如、ならびに流動性の低さと表裏一体であると考えられる。スプレッドがどのような構造をもって決定されているのか、企業金融論においてほとんど明らかになっていない。また、実務の世界においても、社債の価格決定要因には、コンセンサスができておらず、フェアバリュー算出すらままならないと言われている。このことが、ミス・プライシングの識別可能性を低下させ、更に流動性の低さとあいまって、スプレッドが1期前の水準と高い相関を持つ状態を作り出していると考えられる。つまり、社債の売り手、買い手の双方に、フェアバリューに対する強い自信がない状態では、市場の価格形成が、1期前の市場価格に強く依存することは自然である。また、高橋 [2009] が示すように、社債の需給形態は、保険・銀行などの自己勘定が7割、年金が2割、両投資主体で合わせて9割を占める閉じた構造にある。特に自己勘定の投資家は、大半がバイ・アンド・ホールドの投資スタイルをとり、一度購入した社債を流通市場で売却することは稀であるため、そもそも売りと買いが会う頻度は低い。一方で社債のマーケット・メーカーは、日々の社債価格を時価評価として公表する義務を負う。取引の成立しなかった銘柄に関しては、残存年限と格付けのマトリックスや、類似銘柄を参考にした評価を行うことが一般的である。実際の市場では、前述の通り、通常マトリックス中のごく一部においてしか売買が成立しないため、何らかの補完ロジックによって、その他の部分のデータが更新される。これにより、前期の価格に強く依存した、緩やかな価格変化をもたらされる。これが高い自己相関を生み出すメカニズムだと考えられる。

表 3.7 パネルデータ分析結果 (プールドモデル)

	AA 以上	A	BBB 以下	全体
負債比率				
<i>DA</i>	0.18 (1.97)	0.28 (3.80)	0.50 (26.93)	0.29 (4.06)
資産ボラティリティ				
<i>FirmVola</i>	0.03 (1.12)	0.04 (1.53)	0.06 (16.62)	0.04 (2.34)
金利				
<i>r</i>	-0.03 (1.94)	-0.02 (1.58)	-0.01 (5.40)	-0.02 (1.97)
残存年限				
<i>Time</i>	0.00 (0.26)	0.00 (0.22)	0.00 (0.93)	0.00 (0.02)
修正決定係数	0.01	0.01	0.02	0.01
サンプル数	95,227	85,825	35,605	216,657

() 内は t 値、太字は 5 % 水準で有意

3.5.2 1 次階差モデルからの示唆

前節では、構造モデルを特徴付ける説明変数が統計的に有意であったと同時に、自己相関項が支配的であることが明らかとなった。ここでは、コクラン・オーカット法に代わる、自己相関への対処方法として、階差データを用いる。表 3.7 は、データの対数を取り、さらに一次階差をとったモデルである (残存年限のみ階差をとらず対数変換)。各変数の符号条件に関して表 3.5 と同様の結果が得られている。しかし、差分データであることを考慮しても、なお決定係数で見たモデルの説明力は低く、構造モデルを特徴付ける変数の説明力は限定的であることが示された。固定効果モデルとの比較では、固定効果が抽出された分、固定効果モデルの方が有用であるとの見方ができる。

3.5.3 Merton モデルとの整合性

表 3.5 から、全体データで見た回帰係数に関して、各説明変数の符号条件は、全て構造モデルの含意に沿った形となっている。また、 t 値からは、構造モデルを特徴付ける変数は、金利のみ 10 % 有意水準、他は全て 5 % 有意水準で説明力を持つことが示された。更に、格付け別の推定から、現実の市場は、Merton[1974] の理論が仮定するとおりの構造

*15 ただし、極めてデフォルトに近い社債は、市場慣行として、利回りではなく、単価で取引されることが多い。この状態では、同一企業の社債でも残存年限の短い銘柄ほど、単価を複利利回りに換算した後のスプレッドの値が大きくなるケースもあることに注意が必要である。

を持つことが示唆された。AA 格以上の高格付け債は、BBB 格以下の低格付け債と比較して、金利に対する t 値が高い。逆に、BBB 格以下の低格付け債の方が、AA 格以上と比較して、株価に関連した説明変数である負債比率、資産ボラティリティの t 値が高い。これらの事象から、高格付け債と低格付け債において、ボラティリティなど、株価の動きとスプレッドの関係に構造的な差があると考えられる。Kwan[1996] は、米国社債データによる実証結果から、高格付け社債は国債と相関の高い値動きをし、低格付け社債は、株式と相関の高い値動きをすることを示したが、わが国の事例でもそれを支持する結果となった。

3.6 区間別推定、分析方法

更に、サンプル期間内に構造の変化があったか否かを検討するために、サンプル期間を分割した推定を行った。図 3.2 は社債全銘柄の平均スプレッドの推移である。2 年～3 年周期の大きなサイクルが観察される。これは、景気循環に類するものか、単に偶発的なクレジット・イベントによるものかは、解釈が分かれるところであろう。ここでは、全期間を、スプレッドの拡大時、縮小時別に、全期間を 5 分割したうえで、局面別にスプレッドに対する変数の説明力の相違を分析する。それぞれの局面において、スプレッド決定要因を特徴付けることは有用と考えられる。表 3.8 に一覧表として挙げるのは、上記スプレッドの各局面である。第 1 期のスプレッド拡大局面は、ロシア危機、およびわが国の金融システム不安が勃発した時期に該当する。第 2 期は、その収束過程といえる。第 3 期のスプレッド拡大局面は、2001 年 9 月のマイカル破綻、同年 12 月のエンロン破綻がこの期に含まれる。第 4 期は、ゼロ金利政策による未曾有の低金利時期にあたり、スプレッドは史上例を見ないほどの水準まで低下した。第 5 期は、国債金利の上昇と、社債の一時的な供給過剰、米国のサブプライム問題の影響などが立て続けに発生した時期にあたる。

表 3.8 クレジット・サイクル

区間	起点	終点	期間	方向
1	1996/09	1998/10	26 ヶ月	拡大
2	1998/10	2000/09	35 ヶ月	縮小
3	2000/09	2002/03	6 ヶ月	拡大
4	2002/03	2005/02	35 ヶ月	縮小
5	2005/02	2008/04	38 ヶ月	拡大

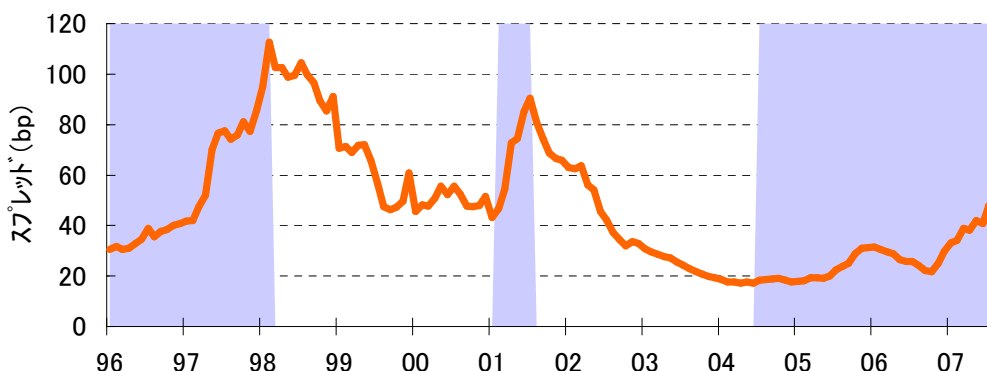


図 3.2 クレジット・サイクル

3.7 区間別推定、結果と考察

ここでは、全期間を、スプレッドの拡大時、縮小時の別に、全期間を5分割したうえで、局面別にスプレッドに対する変数の説明力の相違を分析する。表3.9は、その結果である。負債比率、資産ボラティリティ、金利、残存年限において、符号条件が反転している区間が見られる。特にスプレッド拡大期は、符号条件が逆転するケースが散見される。変数別に見ると、負債比率は、スプレッド縮小時には例外なく、5%水準で有意となっている。資産ボラティリティは、いずれの区間でも統計的に有意とは言えないが、相対的に、スプレッド拡大時に説明力が上がる傾向がある。金利は、ゼロ金利の状態が、第2期の始めから、第5期の途中まで継続したため、残念ながら、あまり参考にはならない。一方、残存年限に関しては、特徴が表れている。スプレッド拡大時は、「残存年限が長いほど、スプレッドが大きい」関係は逆転している。これは、低格付け社債は、平均的に残存年限が短く、高格付け債は長いと言う性質と密接に関係しているからだと想定される。自己相関係数は、いずれの区間でも高い説明力を持つ。

3.8 第3章のまとめ

本章では、1996年9月から2008年4月までの、信頼性の高い、大データ・サンプルを用いて、わが国社債市場におけるスプレッド決定要因を分析した。パネルデータ分析の手法を導入し、固定効果のパラメーターで銘柄固有のリスクプレミアムを抽出し、更にスプレッドの自己回帰の構造を導入することで、個別銘柄スプレッド水準の説明を試みた。背景の理論モデルとして、信用リスクモデルの代表的なフレームワークである、Mertonの構造モデルを取り上げた。実証的な分析の結果、わが国社債のスプレッドは、負債比率、

表 3.9 各変数の区間別分析 (固定効果モデル)

	区間1 (拡大)	区間2 (縮小)	区間3 (拡大)	区間4 (縮小)	区間5 (拡大)	全区間
切片項 α	1.83 (2.64)	-2.19 (-8.12)	2.93 (2.36)	-2.67 (-10.68)	0.05 (0.19)	-1.28 (-6.85)
負債比率 DA	0.048 (0.181)	0.230 (2.635)	-0.141 (-0.763)	0.297 (2.082)	0.524 (4.537)	0.279 (4.052)
資産ボラティリティ $FirmVola$	0.058 (1.520)	0.014 (0.534)	-0.131 (-1.937)	0.021 (1.043)	0.064 (1.565)	0.042 (2.417)
金利 r	0.024 (0.282)	-0.033 (-3.156)	-0.063 (-2.055)	-0.022 (-0.994)	-0.006 (-0.360)	-0.020 (-1.858)
残存年限 $Time$	-1.375 (-3.218)	1.077 (4.945)	-3.068 (-3.724)	0.893 (5.147)	-0.775 (-3.855)	0.335 (3.038)
自己相関 $AR(1)$	0.848 (17.581)	0.856 (47.800)	0.458 (3.310)	0.836 (49.303)	0.858 (19.472)	0.936 (109.628)
修正決定係数	0.949	0.955	0.956	0.973	0.960	0.964
サンプル数	28,301	64,522	10,633	55,964	57,237	216,657

金利、資産ボラティリティ、残存年限の構造モデルを特徴づけるこれら4変数に、銘柄固有の効果と系列相関を加えたもので、その96%が説明可能であるが、特に自己相関が支配的であることが明らかとなった。格付けグループ別にリサンプリングしたデータを用いて、プールドモデル、固定効果モデル、変動効果モデル、それぞれを試し、尤度比検定、Hausman 検定でモデル選択を行った結果、全格付けグループにおいて、固定効果モデルが選択された。これにより、銘柄固有の要因が存在することが示された。固定効果上位には、デフォルト直前の銘柄、あるいは、デフォルト・リスクが極めて高いと判断される銘柄が並んだ。この結果から固定効果は、デフォルトリスク・プレミアムである可能性が高い。格付け水準および相場局面により、各変数の感応度は変化するが、モデルの決定係数は、いずれのケースにおいても0.9以上と高い。符号条件の一致、資産ボラティリティとスプレッドの関係等から、実際に市場で観察されるわが国社債のスプレッドは、自己相関が支配的であると同時に、理論モデルとしてのMerton型の構造モデルが想定するとおりの構造を持つと言ってよい。わが国社債のスプレッドは、自己相関が強く、回帰分析の標準的な仮定を満たしていないため、これまで分析が困難であったが、本論文の取り組みにより理論モデルと整合的な結果が得られた。すなわち、 t 値から、金利のみ10%有意水準、他の変数は、全て5%有意水準で統計的に有意と認められた。また、各説明変数の符号条件は、全て構造モデルの含意に沿った形となった。負債比率が上昇すると、スプレッドは拡大し、金利が上昇すると、スプレッドは低下する。企業の資産ボラティリティが上昇すると、スプレッドは拡大し、社債の満期までの期間が長いほど、スプレッドは拡大する。理論通りの関係が市場データにおいても観察された。同時に、スプレッドの自

己相関が圧倒的な説明力を持ち、構造モデルを特徴付ける変数で説明できる部分は限定的であることが明らかとなった。スプレッドの拡大期・縮小期にデータを分割した区間別推定の結果、スプレッド拡大期には、符号条件が逆転するなど、モデルの推定力が低下する傾向が見られた。これは今後の研究課題である。米国社債市場を対象とした先行研究では、Collin-Dufresne/Goldstein/Martin[2001]、Campbell/Taksler[2003]、およびChen/Lesmond/Wei[2007]らが示したように、スプレッドを説明する枠組みとして、構造モデルが妥当であることを概ね支持するものが多かった。しかし、同時に、構造モデルの説明力が低く、スプレッドの変動を捉えきれていない点が指摘されていた。本論文の取り組みは、これらの先行研究を踏襲する結果となった。さらに、本論文で得た新たな知見として、構造モデルの説明力が低い背景に、スプレッドの持つ強い自己相関と、固定効果として抽出された、デフォルト・リスク・プレミアムの存在が挙げられる。クレジット・スプレッドの推定において、構造モデルの枠組みを生かすには、これらの要因への対処が重要だと言える。

モデルの選択にあたっては、プールドモデル、固定効果モデル、変動効果モデルによるOLS回帰をそれぞれ行った上で、尤度比検定、Hausman検定により最適なモデルを選択した。これまでの実証研究例では、系列相関および分散不均一性の問題への対処が十分にされていなかった。今回の実証分析の推論精度向上に寄与したのは、固定効果モデルの導入、およびAR(1)項を加えることで、残差の系列相関に対処できたことと考える。

この結果を踏まえて、次章では構造モデルの推定精度と説明力について検証する。

第 4 章

構造モデルによるスプレッドの推定

第 3 章での取り組みの結果、スプレッドは自己相関の影響が支配的であることが示された。スプレッド推定における線形モデルの限界が明らかとなったと言える。本章では、構造モデルによるスプレッド推定に取り組む。

4.1 はじめに

信用リスクを推定するためには、デフォルトの定義を明らかにしなくてはならない。さらに、信用リスク性の金融商品进行评估するためには、無リスク金利、回収率、取引コスト、システマティックな信用リスクを負うことによる対価としての、リスク・プレミアムを定量化するためのモデルが必要となる。信用リスク定量化の手段として代表的なものが構造モデルである。構造モデルの特徴は、シンプルだが強力な論理と、資産価値とデフォルト確率の間にはどのような関係があるかについて、直感的にわかりやすい論理的予想を提供してくれることにある。しかし、残念ながら、おそらくはその簡素さゆえに、このモデルの実証的な裏付けは貧弱であるとの論調が一般的である。ただし、それは十分な検証の結果として出された結論とは言えない。また、対象とする国、市場によって、株式市場と債券市場の距離は異なる可能性が高い。従って、一国の実証結果がそのまま他の国にも当てはまると考えるのは早計である。1974 年に Merton によってオリジナルのモデルが発表されて以来、モデルの持つ制約条件を取り払う形で複数の派生モデルが発表されてきた。しかしモデルを拡張することで、精度は改善したのであろうか。第 2 章で取り上げたように、Eom/Helwege/Huang[2004] により、Merton[1974]、Geske[1977]、Leland/Toft[1996]、Longstaff/Schwartz[1995]、Collin-Dufresne/Goldstein[2001] の 5 モデルの推定精度の検証は既に行われ、推定精度には問題が残るとの結果を得ている。

そこで本章では、構造モデルのうち、ベンチマークとしてのオリジナルの Merton モデル、さらに Eom/Helwege/Huang[2004] で取り上げられておらず、未だに検証されてい

ないモデルとして Black/Cox を取り上げ、わが国の社債市場におけるスプレッドの推定とその精度の検証に取り組む。中川 [2008] が指摘したように、今日では、構造モデルは、本質的に資産価値のプロセスと、デフォルト水準を与える閾値の二つの要素で説明できる。その観点から、資産価値を表す確率変動がある閾値に到達した最初の時刻をデフォルト時刻と定義する、いわゆる初期到達時刻モデルの Black/Cox [1976] は、モデルの自然な拡張として受け入れ易いことも、モデル選択の背景として考慮した。

クレジット・リスク・モデルを取り上げた研究は数多く存在するが、実際にモデルを実装し、スプレッドの推定を行った例は少ない。さらに社債流通市場で観測される個別銘柄の価格データを活用して、構造モデルによるスプレッドの推定精度を検証したものは、わが国において前例がない。この論文ではじめて長期間、かつ広範な銘柄における構造モデルの正確性・信頼性が検証される。また長期に渡る理論スプレッドと市場スプレッドの関係を明らかにできる。これらを併せて構造モデルの有効性を評価できると考えられる。

4.2 実証に用いるデータ

以下では、本章で用いた社債データについて、順次説明する。基本的に 3.3 節と同じであるが、データの終点を 2009 年 2 月まで延長し、事業リスクの性質が異なる公益セクターを除外している。表 4.1、4.2 は基本統計量である。

[債券データ]

本章で分析対象としている社債は、日本で発行された公募の円建て社債（残存 1 年以上、残存額面 50 億円以上）のうち、一般事業会社の発行する満期一括返済型の固定利付き債に限る^{*1}。一般の事業会社とバランスシートの構造が異なる銀行、証券、保険は除外した。また、公益セクターは、許認可事業であり、事業リスクそのものが他の一般事業会社とは異なることから分析対象から除外した。分析に用いたサンプルは 1996 年 9 月から 2009 年 2 月末までの 150 ヶ月間の月次データである。1996 年の適債基準撤廃直後から、1997 年の金融システム不安、2001 年のマイカル破綻、2007 年の米国サブプライム問題の余波を含んでおり、十分なデータ長を確保している。新規発行債券は発行の翌月に分析対象となる。採用価格は大和証券 CM（株）評価算定価格。スプレッドは国債の理論イーールドカーブとの差で算出される。分析に利用した社債データは、スプレッドがマイナスのデータ、欠測値等、明らかな異常値を除外後の発行体数で 449 社、個別債券の銘柄数ベースで 3622 銘柄、述べ 17 万 2867 件である。企業がデフォルトした場合は、直前月末までデータに含め、当月のデータから除外した。企業買収、合併の場合は存続企業のデータを

^{*1} 従って、永久劣後債、均等償還債、変動利付債等を除く。

残し、被買収企業のデータは、正式買収の月末時点で除外した。
また、無リスク金利として1年国債利回りを利用した。

[企業財務データ]

毎月末に更新される社債データに合わせ、財務データも毎月末時点で最新のものに更新した。財務データは日経 NEEDS より取得した。わが国会計基準に基づいた連結本決算を基本とし、連結決算が存在しないケースは、単独本決算データを用いた。2007年3月の会計基準変更により自己資本（純資産）の定義が変わったことに対応するため、変更後も旧基準の株主資本を利用した。資産成長率は、無リスク金利で代替している。

[株式データ]

株価は分割等調整済みの月末最終営業日の終値を採用した。株式投資収益率の標準偏差は日次ベース収益率に250日の平方根を乗じて年率換算した。

[格付けデータ]

格付けは、毎月末時点で、国内大手格付け会社である、R & IまたはJCRいずれか低い方（ワースト格付け）を採用した。S & P、Moody's等の外国格付けしか持たない銘柄、無格付けの銘柄は、「格付け無し」として分類した。なお、格付けデータも時系列で更新されるため、格付けの変更に伴い、同一銘柄でも異時点間では異なる格付けグループに分類され得る。

分析期間中には、スルガ・コーポレーション、日本国土開発、マイカル、日本総合地所、ゼファー、アーバン・コーポレイション、ニューシティー投資法人、計7社のデフォルト事例が含まれる。

ここでデフォルトの定義について触れておく。日本を代表する格付け機関R & Iによるデフォルトの定義は以下の通りである。

- ① 裁判所に破産を申請する
- ② 裁判所に会社更生法の適用を申請する
- ③ 裁判所に民事再生法（2000年4月以前は和議法）の適用を申請する
- ④ 裁判所に特別清算の開始を申請する
- ⑤ 裁判所に商法による会社整理の適用を申請する
- ⑥ 1回目不渡り後に任意整理する
- ⑦ 2回目不渡りを出し、銀行取引停止処分を受ける
- ⑧ 不渡りは出さず内整理する（代表がデフォルトの事実を認めたとき）
- ⑨ 破綻処理のための国有化
- ⑩ 自主廃業

表 4.1 基本統計量

	平均	標準偏差	最大	最小
残存年限(年)	4.45	2.93	29.98	1.00
クーポン(%)	2.10	0.86	7.00	0.29
株式時価総額(10億円)	800	1,359	28,952	0.04
自己資本比率(%)	33.58	17.51	98.49	0.04
資産ボラティリティ(60日)	13.25	9.19	119.38	0.07
資産成長率(%)	0.27	0.24	0.81	0.01
配当利回り(%)	0.90	5.40	750.00	0.00
スプレッド(%)	0.91	2.49	155.29	0.00

格付け別	銘柄数	%サンプル
AAA~AA	40,690	23.5%
A~BBB	126,911	73.4%
BB~D	3,448	2.0%
その他(外国格付け等)	1,818	1.1%
合計	172,867	100.0%

表 4.2 基本統計量 2

暦年末	市場平均スプレッド(%)	短期金利(%)	銘柄数
1996	0.49	0.46	570
1997	1.07	0.55	833
1998	2.12	0.48	1368
1999	1.02	0.14	1520
2000	0.91	0.42	1511
2001	1.53	0.05	1396
2002	1.34	0.03	1225
2003	0.51	0.02	1202
2004	0.27	0.01	1106
2005	0.30	0.06	1033
2006	0.39	0.52	1002
2007	0.58	0.58	1045
2008	2.08	0.33	972

- ⑪ 債権放棄
- ⑫ 救済合併あるいは主たる営業資産の譲渡(資産価値がない場合)
- ⑬ 債務超過回避を目的とした資本注入
- ⑭ 債務超過(その後、デフォルト回避のために金融支援を要請した場合)

このうち、① から ⑩ は、誰の目にも明らかなデフォルト要件であり、狭義のデフォルトと呼ぶ。一方 ⑪ から ⑭ は広義のデフォルトと定義される。例えば、わが国のゼネコン等多くの企業が債務免除を受けているが、これらは、広義のデフォルトに該当する。しかし、ほぼ全てのケースが銀行による債権放棄であり、社債保有者が不利益を被ることはなかった。表 4.3 はデフォルト企業リストである。本章では、狭義のデフォルトを定義として用いる。

表 4.3 デフォルト企業

東証コード	企業名	デフォルト事由	日付
1887	日本国土開発	会社更生法	1998 年 12 月
8269	マイカル	民事再生法 会社更生法	2001 年 9 月
1880	スルガコーポレーション	民事再生法	2008 年 3 月
8882	ゼファー	民事再生法	2008 年 7 月
8868	アーバン・コーポレイション	民事再生法	2008 年 8 月
8965	ニューシティ投資法人	民事再生法	2008 年 10 月
8878	日本総合地所	民事再生法	2009 年 2 月

4.3 構造モデル

本章で使用するモデルは、Merton[1974] によるオリジナルの Merton モデル、Black/Cox[1976] による初期到達時刻モデルである。いずれのモデルも、所与の一株あたり財務データと回収率により、観測可能なパラメーターのみを利用して、クローズド・フォームで解を求めることができる。以下では、リスク中立確率を前提とする。

まず Merton による条件付請求権と呼ばれる、具体的なデフォルト確率推定のアプローチについて述べる。Merton[1974] によって提唱された、資本ならびに負債の価値を算出するための基本的なフレームワークが示すところは以下の 3 点である。

- 企業の資本は、原資産に対する条件付請求権とみなす
- 企業の負債は、原資産に対する条件付請求権とみなす
- 企業の資本（株式時価総額として観測される）を知ることによって、企業の資産の市場価値と負債の市場価値（直接観測は不可能）を算出することができる

企業は、時点 T において金額 D の支払い債務を履行しなくてはならない。そのときの資産価値 A が支払い債務未満であれば、同社は倒産し、実質的に債務者の手に委ねられる。楠岡/青沼/中川 [2001] によれば、構造モデルのアプローチは、Merton が、債務の満期時点において、資本が負債を下回っている状態をデフォルトと規定したのが始まりと言われている。今日では、そのアイデアを抽象化し、資産価値をある確率過程で記述し、それが

前もって定められた水準を下回った時点デフォルトと定義する立場を総じて構造モデルと呼ぶことが多い。

構造モデルを説明するため、以下の仮定が成り立つとする。

仮定1．企業の資産価値の取引には、税金や費用が発生せず、資産の独立性に問題はない

仮定2．企業の資産は、市場価値で無限に分割可能である

仮定3．金融市場が存在し、貸し出し金利と借り入れ金利が同一である

仮定4．企業の資産価値の空売りが可能である

仮定5．企業の資産価値は、連続的に取引される

仮定6．Modigliani-Miller 命題が成り立つ（企業の資産価値は資本構成に依存しない）

仮定7．安全資産が存在し、その期間構造は一定であり、周知である

仮定8．企業の資産価値は、幾何ブラウン運動に従う

ここで利用する変数は、以下のように定義する。

D_t : t 時点における負債

A_t : t 時点における資産価値

T : 満期までの残存年限

σ_t : 資産価値のボラティリティ

W_t : 標準ブラウン運動（ウィナープロセス）

r_t : t 時点における無リスク金利

b_t : Black/Cox モデルにおけるデフォルト境界

Φ : 標準正規分布の分布関数

1_A : 定義関数

ある企業の時点 t における資産価値を A_t とし、 A_t がある閾値 b_t を下回ったときデフォルトが発生すると定義する。デフォルト・リスクのない無リスク金利を r_t とし、ある企業の資産価値 A_t がリスク中立確率 P^* に関して、

$$\frac{dA_t}{A_t} = r_t dt + \sigma_t dW_t, \quad t \leq T, \quad (4.1)$$

に従うとする。ただし、 W_t は P^* に関する標準ブラウン運動である。このフレームワークでは、デフォルト時点 τ は、初期到達時間

$$\tau = \min\{t : A_t \leq b_t\} \quad (4.2)$$

で定式化され、満期前にデフォルトした場合には、回収額を信用リスクのない割引国債の利回りで運用するとし、満期時点におけるペイオフは、

- $\tau > T$ かつ $A_T \geq D$ ならば D
- $\tau > T$ かつ $A_T < D$ ならば $\alpha_1 A_T$
- $\tau \leq T$ ならば $\alpha_2 A_\tau / B_0(\tau, T)$

とする。ただし、 $\alpha_1, \alpha_2 \in [0, 1]$ は定数、 $B_0(t, T)$ は残存年限 T の割引国債の時点 t における価格である。従って、満期におけるペイオフ X は、

$$X = D1_{\{\tau > T, A_T \geq D\}} + \alpha_1 A_T 1_{\{\tau > T, A_T < D\}} + \frac{\alpha_2 A_\tau}{B_0(\tau, T)} 1_{\{\tau \leq T\}} \quad (4.3)$$

と表すことができるので、リスク中立化法によれば、割引社債の価格は

$$B(t, T) = E_t^* \left[e^{-H_0(t, T)} X \right], \quad t \leq T, \quad (4.4)$$

で与えられる。ただし、 E_t^* はリスク中立確率に関する条件付期待値であり、

$$H_0(t, T) = \int_t^T r_u du \quad (4.5)$$

と置いた。以上が構造モデルの一般的なフレームワークであるが、無リスク金利 r_t や満期でのペイオフに仮定を置くことで、いくつかのモデルが提案されている。次節では、このフレームワークにおける代表的な2つのモデルを取り上げる。

4.3.1 Merton モデル

本章では、Merton モデルによる社債価格評価のアプローチについて述べる。モデルの詳細および解釈は、Merton[1974]、森平 [1997]、森平 [2000a]、楠岡/中川/青沼 [2001]、Giesecke[2004]、Lando[2004] に詳しい。Merton はデフォルトは、満期において資産価値が負債を下回ったときに発生すると考え、満期時点のペイオフを、

$$\begin{aligned} X &= D1_{\{A_T \geq D\}} + A_T 1_{\{A_T < D\}} \\ &= D - \max\{D - A_T, 0\} \\ &= A_T - \max\{A_T - D, 0\} \end{aligned} \quad (4.6)$$

と置いた。さらに、無リスク金利を一定 ($r_t = r$)、資産価値 A_t のボラティリティも一定 ($\sigma_t = \sigma$) と仮定した。このとき式 (4.1) から、資産価値はリスク中立確率 P^* に関して幾何ブラウン運動

$$\frac{dA_t}{A_t} = r dt + \sigma dW_t, \quad t \leq T, \quad (4.7)$$

に従い、このフレームワークでは、ヨーロピアン・プット・オプション価値は

$$\begin{aligned} p &= De^{-rT} \Phi(-d_2) - A \Phi(-d_1) \\ d_1 &= \frac{\log(A/D) + (r + 1/2\sigma^2)T}{\sigma\sqrt{T}} \end{aligned}$$

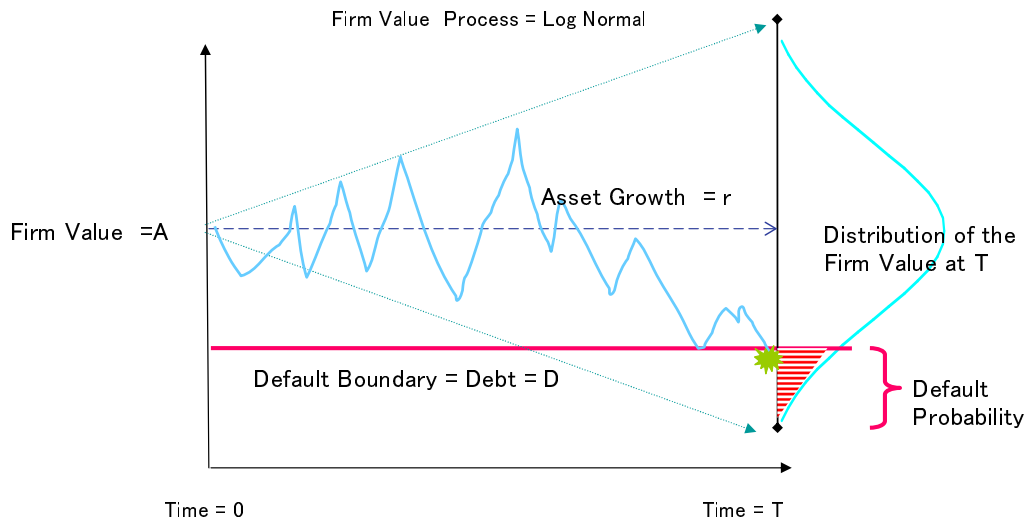


図 4.1 Merton モデル

である。ただし、 $A = A_0$ である。以上から Merton モデルによる割引社債価格は、

$$B(0, T) = De^{-rT} \left(\Phi(h_2) + \frac{1}{d} \Phi(h_1) \right) \quad (4.8)$$

ここで、

$$d \equiv \frac{D e^{-rT}}{A_T}$$

$$h_1 \equiv -\frac{1/2\sigma^2 T - \log(d)}{\sigma\sqrt{T}}$$

$$h_2 \equiv -\frac{1/2\sigma^2 T + \log(d)}{\sigma\sqrt{T}}$$

である。

4.3.2 Black/Cox モデル

前節で示した Merton モデルは、予め与えられた残存年限 T における当該企業の資産が、負債を下回る確率を求めた。この場合、残存年限 T 以前の資産価値と負債の関係は、明示的に考慮されていない。企業の負債は、借入れ時の契約により返済期限が決め

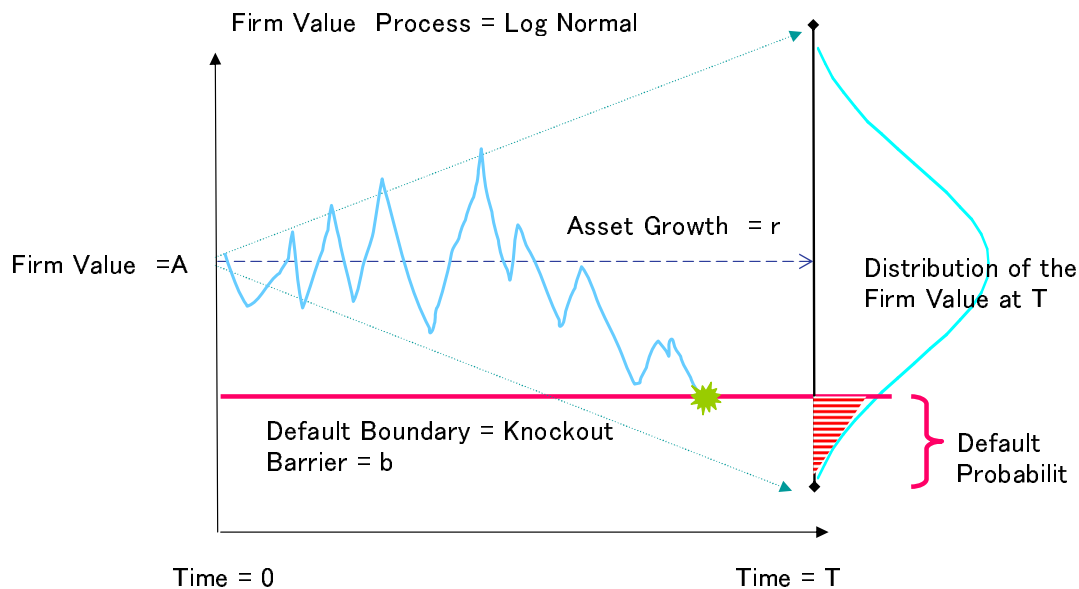


図 4.2 Black/Cox モデル

られており、通常の企業であれば返済日以前に債権者により元本の返済を要求されることは稀である。つまり、社債の償還日あるいは借入金の返済期日に返済できなければデフォルトせざるを得ない。ここでは、社債の償還日の一時点のみが重要である。デフォルトするか否かは、当日になって決まるためである。このような考え方から推定デフォルト率の算出にあたっては、上記の考え方をを用いるのは決して不自然とは言えない。これに対し、本章で取り扱う Black/Cox のモデルでは、現時点 $t=0$ から時点 T までの期間中資産価値が一回でも閾値を下回ったら、デフォルト発生とみなす、初期到達時刻タイプと呼ばれる。つまり時点 T 以前の資産価値と負債の関係も考慮され、期間中全ての時点でデフォルトか否かが判断される。上場企業を例にとれば、過去のデータはもちろん業績予想も企業自らが公表している。また最近では四半期決算の開示が義務付けられており、それ以外にも月次の受注・販売動向を、ホームページ等で開示する企業も多く存在する。そのため、銀行や取引先、証券アナリスト、格付け会社のアナリストなどは決算を待たずして、当該企業のおおよその財務状況を知ることが可能である。もし、期中に当該企業が実質的に債務超過の状態にあり、いずれ到来する満期日に負債返済のメドが立たないことが明らかになれば、株価はゼロに近づき、銀行取引は停止され、返済期日を待たずに経営者はデフォルト申請するであろう。あるいは、銀行が貸し出し時の条件として「格付けが一定水準以

下に下がったら、借入金の繰り上げ返済義務が生ずる」とのコベナントを契約に入れるケースもある。さらに金融機関の場合は、格付けが一定以上の水準にないと短期市場からの資金調達が不可能になることから、格下げが事実上の引導となったケースもある。以上のような背景により、デフォルトは期中でも発生し得るのが現状である。従って、Mertonモデルで仮定したように、デフォルトか否かの判断がされる時点を予め決めておき、それ以前の資産と負債の関係を考慮しないモデルよりは、Black/Cox型の初期到達時刻のモデルがより現実の世界に近いと言える。

Black/Coxは、無リスク金利を一定 ($r_t = r$)、資産価値 A_t のボラティリティも一定 ($\sigma_t = \sigma$)、デフォルト境界を $b_t = be^{-\alpha_0(T-t)}$ と仮定した。ただし $b < D$ であり、 $\alpha_0 \geq 0$ は定数である。このモデルでは、満期におけるペイオフ式 (4.6) は、

$$X = D1_{\{\tau > T, A_T \geq D\}} + \alpha_1 A_T 1_{\{\tau > T, A_T < D\}} + \alpha_2 be^{(r-\alpha_0)(T-\tau)} 1_{\{\tau \leq T\}} \quad (4.9)$$

で与えられる。また、資産価値 A_t は幾何ブラウン運動であり式 (4.7) に従う。このモデルにおける割引社債価格を評価するために、

$$X_t = \log \frac{A_t}{A} - \alpha_0 t, \quad t \leq T,$$

とおく。ただし、 $A = A_0$ である。式 (4.7) に伊藤の公式を適用すれば、

$$\log A_t - \log A_0 = \nu t + \sigma W_t, \quad \nu = r - \sigma^2/2,$$

となるので、 X_t はドリフト ($\nu - \alpha_0$) と拡散係数 σ をもつブラウン運動である。与えられたデフォルト境界に対して

$$A_t > b_t \iff X_t > \log \frac{b}{A} - \alpha_0 T (= K \text{ とおく})$$

であるから、

$$M_t = \min_{0 \leq u \leq t} X_u, \quad t \leq T,$$

とおけば、

$$\{\tau > T, A_T \geq D\} = \{M_T > K, X_T \geq \log(D/A) - \alpha_0 T\}$$

が成立する。

$$G_t(x, m) = P^*(X_t > x, M_t > m), \quad m \leq 0, \quad x \geq m,$$

に対して、

$$G_t(x, m) = \Phi\left(\frac{-x + (\nu - \alpha_0)t}{\sigma\sqrt{t}}\right) - e^{2(\nu - \alpha_0)m/\sigma^2} \Phi\left(\frac{-x + 2m + (\nu - \alpha_0)t}{\sigma\sqrt{t}}\right) \quad (4.10)$$

となるので、

$$E_0^* = [1_{\{\tau > T, A_T \geq D\}}] = G_T(\log(D/A) - \alpha_0 T, K)$$

が得られる。ペイオフ式 (4.9) における他の 2 項についても同様である。以上から、割引社債の価格は以下により与えられる。

$$\begin{aligned} B(0, T) = & D e^{-rT} [\Phi(z_1) - y^{2(\theta-1)} \Phi(z_2)] + A \alpha_1 [\Phi(z_3) + y^{2\theta} \Phi(z_4)] \\ & + A(\alpha_2 - \alpha_1) [\Phi(z_5) + y^{2\theta} \Phi(z_6)] \end{aligned} \quad (4.11)$$

ただし、 $A_0 = A$ で、

$$\begin{aligned} y = e^K &= \frac{b e^{-\alpha_0 T}}{A}, \quad \theta = \frac{\nu - \alpha_0}{\sigma^2} + 1, \\ z_1 &= \frac{\log(A/D) + \nu T}{\sigma \sqrt{T}}, \quad z_2 = \frac{\log(A/D) + 2K + \nu T}{\sigma \sqrt{T}}, \\ z_3 &= -\frac{\log(A/D) + (\nu + \sigma^2)T}{\sigma \sqrt{T}}, \quad z_4 = \frac{\log(A/D) + 2K + (\nu + \sigma^2)T}{\sigma \sqrt{T}}, \\ z_5 &= \frac{K - \theta \sigma^2 T}{\sigma \sqrt{T}}, \quad z_6 = \frac{K + \theta \sigma^2 T}{\sigma \sqrt{T}} \end{aligned}$$

と置いた*2。

4.4 実証分析

構造モデルのアプローチには、そもそも企業の資産価値とは何か、デフォルト境界をどのように設定するか、また未知のパラメータをどのように推定するか、などの問題点が指摘されている。以下では、本章で用いたパラメータの推定方法、クレジットスプレッド推定結果、および社債投資への応用について考察する。

4.4.1 パラメータ推定

ここでは、4.3.1 節、4.3.2 節で紹介したモデルのパラメータ推定方法について述べる。構造モデルに必要なインプットのうち、株式価値 S 、負債 D 、無リスク金利 r 、残存年限 T は公表データから観察される。資産価値 A 、およびそのボラティリティ σ は観察できないため、推定が必要となる。また、Black/Cox モデルにおけるデフォルト境界 b 、デフォルト境界の傾き α_0 、デフォルト時の回収率 α_1 、 α_2 は任意の設定が可能であるが、可能な限り現実に近く、自然な形で設定を目指した。本章で採用したパラメータ推定方法は

*2 Black/Cox[1976] には誤植があることが知られているため、Lin[2007]、木島/小守林 [1999] を参照した。

以下の通り。

[資産価値期待収益率]

本章では、リスク中立をベースとしているため、資産価値期待収益率=無リスク金利とする^{*3}。

[残存年限 T]

社債の残存年数とする。本章では社債の銘柄毎に異なった残存年数に対応し、一銘柄毎に異なる T に対応した推定デフォルト率を算出する。

[負債 D]

将来支払い義務を負う金額として、バランスシートに記載される負債簿価を用いる。Merton[1974] を踏襲し、企業の負債構造を一種類の割引社債のみと仮定する。その際、負債の金額はバランスシートに記載された金額であり、社債の償還日に一括返済を求められるとの前提を置いている。ただし、現実には普通社債のほか、劣後社債、転換社債、ワラント付き社債、銀行借入れ、シンジケート・ローン、コミットメント・ライン等、負債のバリエーションが存在する。さらに、企業は繰り上げ返済、買い入れ償却などの手段も有することから、現実の負債状況を精緻にモデル化することは現実的に困難である。この負債構造の前提は、構造モデルの持つ強い仮定のひとつであり、現実の企業の資産・負債構成とのズレが指摘される部分でもある^{*4}。

[資産価値 A]

Merton が提唱したように、株主は資産を原資産とし、負債を行使価格とするコール・オプションを保有している。このコール・オプションの現在時点の価値が株式価格となる。同時に、バランスシートの定義から資産 = 資本 + 負債である。この関係を生かして、後述の方程式より資産価値と資産ボラティリティと同時推定する。

[資産価値ボラティリティ σ]

時価ベースの資産価値は観測できない。株価と簿価ベースの負債だけが観測可能である。そこで、資産価値 A およびそのボラティリティ σ は、以下の方法により推定する。この手法は、Lando[2004] に詳しい。 S を観察された企業の自己資本時価（時価総額）とする。

^{*3} 実確率の資産価値期待収益率 μ_A に企業の実績値を用いた場合の分析は成田 [2005] を参照。

^{*4} 今村 [1999] は、倒産企業のバランスシートを精査した結果、資産価値に水増しが認められるケースがあるが、負債サイドは、原則として簿価を信用してよいと指摘している。

構造モデルでは、 S を次の関数として表すことができる。

$$S = C^{BS}(A, \sigma, r, T, D) \quad (4.12)$$

ただし、 C^{BS} はコール・オプションの価値を求めるブラック・ショールズ価格評価式。

次に、株式のボラティリティ σ_S は観察可能であると仮定すれば、次の式が成り立つ。

$$dS \approx (\dots)dt + S\sigma_S dW \quad (4.13)$$

一方、伊藤の補題を式 (4.12) に適用すれば、株価の変動は次のように表される。

$$dS = (\dots)dt + C_A^{BS}(A, \sigma, \dots)A\sigma dW \quad (4.14)$$

ただし、 $C_A^{BS}(\cdot)$ はコール・オプションの公式 (4.12) の A に関する一階の導関数である。

式 (4.13) と式 (4.14) の dW の項は等しいため、

$$S\sigma_S = A\sigma C_A^{BS} \quad (4.15)$$

が得られる。

本章では、式 (4.12)、式 (4.15) を使い、 σ_S を所与としたうえで、 A 、 σ を同時推定した。

さて、本来、推定すべき資産ボラティリティは、将来のインプライド・ボラティリティでなければならない。更に、大半の銘柄においてディープ・アウト・オブ・ザ・マネー、かつ長期のものであるため、理論的な推定が極めて困難である。そのため、資産ボラティリティ σ には、30 日 EWMA^{*5}、60 日、120 日、250 日、500 日、750 日、1000 日、1250 日、1500 日、以上 9 つの異なるインターバルの株価ヒストリカル・ボラティリティを用意し、これらの全てについて検証した。なお、先行研究では、Finger[2002]、Duarte/Longstaff/Yu[2005] は、共に過去 1000 日の株価ボラティリティを、Eom/Helwege/Huang[2004] は 150 日を用いている。

[デフォルト境界 b]

Merton モデルにおいて、デフォルト境界=負債 D とした。また、Black/Cox モデルにおいては $b = D$ 、さらに $b = D \times 100\%$ から $b = D \times 70\%$ まで 10% ずつ変化させた場合を追加で検証した。70% の由来は、Davydenko[2007] による過去のデフォルト事例研究を反映したものである。わが国のデフォルト事例を見ると、企業がデフォルトした時点

*5 EWMA(Exponentially weighted moving average) では、各銘柄の日次株価リターン r_t^e が $r_t^e = E_{t-1}[r_t^e] + \epsilon_t^e$ に従うものとし、過去 T 営業日の日次リターンを用いて、直近のデータにウェイトを付けて以下のように時点 t のボラティリティ σ_t^e を推定する。 $\sigma_t^{e2} = \alpha\sigma_{t-1}^{e2} + (1 - \alpha)\epsilon_{t-1}^{e2} \approx \frac{1-\alpha}{1-\alpha^T} \sum_{i=1}^T \alpha^{i-1} \epsilon_{t-i}^{e2}$ 、 $\alpha \in (0, 1)$ 、ここで α は 0.94、 T は 30 日とした。

で、負債価値もゼロ近辺まで毀損しているケースが大半を占める。この事実に対応するため、デフォルト後の外生的なコストによって負債価値が失われると想定したり、満期前のデフォルトポイントが負債より低いと想定したりすることがある。本章では後者の立場をとる*6。

[デフォルト時回収率 α_1 、 α_2]

デフォルト後の回収にかかるコストは考慮しない。わが国ではデフォルト件数が極端に少なかったこと、ハイ・イールドおよびディストレストと呼ばれる市場が存在しないことから、デフォルトは現実味の薄いイベントである。従って、生存企業のクレジット・スプレッド構成要素に、デフォルト後の回収にかかるコストまで織り込まれていないと見るべきであり、 $\alpha_1 = \alpha_2 = 1$ と置いた。

[デフォルト境界の傾き α_0]

$\alpha_0 = 0$ と置いた。Black/Cox[1976] は、デフォルト境界を債券の満期に関する減少関数とした。これは、企業の価値が下がり、ある一定の水準に近づくと、債券の保有者は資産の所有権を主張できるという状況をモデル化したものである。本章では、この設定は現実的ではないと考え、フラットなデフォルト境界を想定している。

4.4.2 推定精度の検証

以下では、市場で観測されるスプレッドの実勢値(以下、市場スプレッド)と Merton、Black/Cox、2つのモデルからの推定値(以下、理論値)を比較し、モデルの精度を検証する。

Merton モデルおよび Black/Cox モデルによるスプレッドは以下によって算出される。 $Y(0, T)$ をデフォルトのある社債利回り、 $Y_0(0, T)$ を国債利回り、さらに割引社債の価格を $B(0, T)$ 、デフォルト・リスクのない国債の価格を $B_0(0, T)$ とすれば、社債のスプレッドは、

$$CS = Y(0, T) - Y_0(0, T) = -\frac{\log B(0, T) - \log B_0(0, T)}{T}, \quad 0 \leq T \quad (4.16)$$

である。本章では、これらのモデルによる CS 値を「理論スプレッド」と定義する。以下で行う推定精度の検証には、

*6 Bohn/Stein[2009] では、公表されるバランスシート上に記載される負債の中には、必ずしも企業にデフォルトを強制しないものが含まれるとして、繰り延べ税金資産、マイノリティー・インタレストを挙げている。

$$\text{プライシング・エラー} = (\text{理論スプレッド} - \text{市場スプレッド}) / \text{市場スプレッド}$$

の大きさを比較する。いずれも個別銘柄ベースでスプレッドを推定し、全期間のサンプル平均値を比較している。表 4.4 に各モデルのパフォーマンスを示す。

両モデルともに大きなプライシング・エラーが発生しているが、方向と大きさはモデルにより異なる。標準偏差の大きさを考慮すれば、平均値ベースのプライシング・エラーの比較は信頼性の高いものとはいえないかもしれないが、Merton のオリジナル・モデルは、明らかにスプレッドを過小推定している。プライシング・エラーが最小となったのは、過去 60 日の株価ヒストリカル・ボラティリティを採用したケースであり、プライシング・エラーは -40% 、標準偏差は 138% であった。これは、平均的に市場スプレッドが 1.0% であるのに対して、モデルは 0.6% と小さめに推定することを意味する。ボラティリティの選択は、理論スプレッド、およびプライシング・エラーに対してそれほど大きな影響を与えていない。ボラティリティ・パラメーターに EWMA から 1500 日のいずれをとっても、理論スプレッドは、市場スプレッドの $1/3$ 以下の水準にとどまる。

現実的な問題として、デフォルト境界線の設定において、社債の償還日に負債を 1 円でも下回ったら、即デフォルトという条件は、保守的過ぎる可能性がある*⁷。では、デフォルト境界やタイミングに柔軟性を持たせることで、推定精度は改善が期待されるであろうか。以下に検証結果を示す。Black/Cox モデルは、デフォルト発生は満期償還時のみという Merton の制約条件を排除し、即時デフォルトを許容するよう拡張されたモデルである。Merton モデルにおけるデフォルトは、Black/Cox モデルのデフォルトを意味するので、その理論スプレッドは Merton モデル以上になるはずである。ここではノックアウト水準を負債の 100% から 70% まで、 10% ずつ段階的に引き下げることで、推定精度の変化を検証する*⁸。

まず、デフォルト境界を負債の 100% ($b = 100$)、つまり上述の Merton モデルと同じ設定にしたところ、理論スプレッドは市場平均に近付いたが、プライシング・エラーは総じて Merton モデルよりも拡大した。プライシング・エラーを最小にするのは、過去 1250 日のヒストリカル・ボラティリティを採用したケースであり、プライシング・エラーは 52% 、標準偏差は 854% と共に拡大している。また、ボラティリティ期間が短くなるにつれ、プライシングエラーが拡大する傾向がある。図 4.3 は左に市場スプレッドとモデルによる理論スプレッドの時系列比較、右にその差をプロットしたものである。中段のグラフに見られるように、Black/Cox モデルの ($b = 100$) では、プライシング・エラーの平均

*⁷ 実際に KMV[2001] では流動負債 + 固定負債 $\times 0.5$ を、Finger[2002] は、流動負債 + 固定負債 $+ 0.5 \times$ (その他負債) を負債としている。

*⁸ $\alpha_0 = 0, \alpha_1 = \alpha_2 = 1$ で $b = D$ とした場合には、デフォルト時点で D を受け取れるので、デフォルトした方が有利となる。 $b < D$ の制約を課すべきであるが、ここでは簡単のためこのような設定とする

表 4.4 プライシング・エラー

モデル	デフォルト境界 パラメーター	ボラティリティ パラメーター	サンプル平均			
			理論スプレッド	標準偏差	プライシング・エラー	標準偏差
Merton		EWMA	0.25	0.40	-41.45	125.27
Merton		= 60 day	0.29	0.59	-40.36	138.43
Merton		= 120 day	0.27	0.48	-44.98	114.27
Merton		= 250 day	0.24	0.38	-49.50	97.96
Merton		= 500 day	0.22	0.31	-51.70	85.21
Merton		= 750 day	0.20	0.28	-51.87	84.34
Merton		= 1000 day	0.19	0.25	-52.32	89.26
Merton		= 1250 day	0.18	0.24	-52.42	85.21
Merton		= 1500 day	0.18	0.23	-52.38	81.19
Black/Cox	b=100	EWMA	1.13	5.27	84.53	1018.67
Black/Cox	b=100	= 60 day	1.33	5.90	115.23	1142.15
Black/Cox	b=100	= 120 day	1.28	5.68	104.88	1125.63
Black/Cox	b=100	= 250 day	1.17	5.25	82.45	1046.50
Black/Cox	b=100	= 500 day	1.10	5.74	64.32	1011.29
Black/Cox	b=100	= 750 day	1.07	5.58	59.53	956.22
Black/Cox	b=100	= 1000 day	1.05	5.52	54.04	891.95
Black/Cox	b=100	= 1250 day	1.03	5.29	51.62	854.50
Black/Cox	b=100	= 1500 day	1.03	5.45	51.97	832.93
Black/Cox	b=90	EWMA	0.31	2.09	-44.31	632.86
Black/Cox	b=90	= 60 day	0.47	2.92	-26.06	753.07
Black/Cox	b=90	= 120 day	0.40	2.50	-39.79	670.22
Black/Cox	b=90	= 250 day	0.32	2.16	-55.49	634.35
Black/Cox	b=90	= 500 day	0.23	1.93	-69.99	555.84
Black/Cox	b=90	= 750 day	0.18	1.79	-76.60	464.62
Black/Cox	b=90	= 1000 day	0.15	1.71	-81.60	430.44
Black/Cox	b=90	= 1250 day	0.13	1.71	-83.81	394.63
Black/Cox	b=90	= 1500 day	0.12	1.77	-83.45	396.26
Black/Cox	b=80	EWMA	0.05	1.63	-98.76	529.13
Black/Cox	b=80	= 60 day	0.20	2.54	-81.07	639.46
Black/Cox	b=80	= 120 day	0.13	2.14	-96.33	538.00
Black/Cox	b=80	= 250 day	0.05	1.73	-111.92	506.41
Black/Cox	b=80	= 500 day	-0.03	1.54	-124.09	448.75
Black/Cox	b=80	= 750 day	-0.08	1.23	-131.03	329.75
Black/Cox	b=80	= 1000 day	-0.11	1.21	-135.24	311.20
Black/Cox	b=80	= 1250 day	-0.14	1.10	-137.97	272.21
Black/Cox	b=80	= 1500 day	-0.14	1.13	-138.77	250.27
Black/Cox	b=70	EWMA	-0.06	1.44	-127.12	442.28
Black/Cox	b=70	= 60 day	-0.06	1.44	-127.12	442.28
Black/Cox	b=70	= 120 day	0.01	2.01	-123.57	513.46
Black/Cox	b=70	= 250 day	-0.07	1.63	-137.65	487.14
Black/Cox	b=70	= 500 day	-0.14	1.25	-150.02	371.57
Black/Cox	b=70	= 750 day	-0.18	1.14	-155.51	299.42
Black/Cox	b=70	= 1000 day	-0.21	1.04	-159.75	266.22
Black/Cox	b=70	= 1250 day	-0.23	0.96	-162.40	236.35
Black/Cox	b=70	= 1500 day	-0.24	0.92	-163.59	213.23
市場スプレッド			0.91	2.52		

単位%

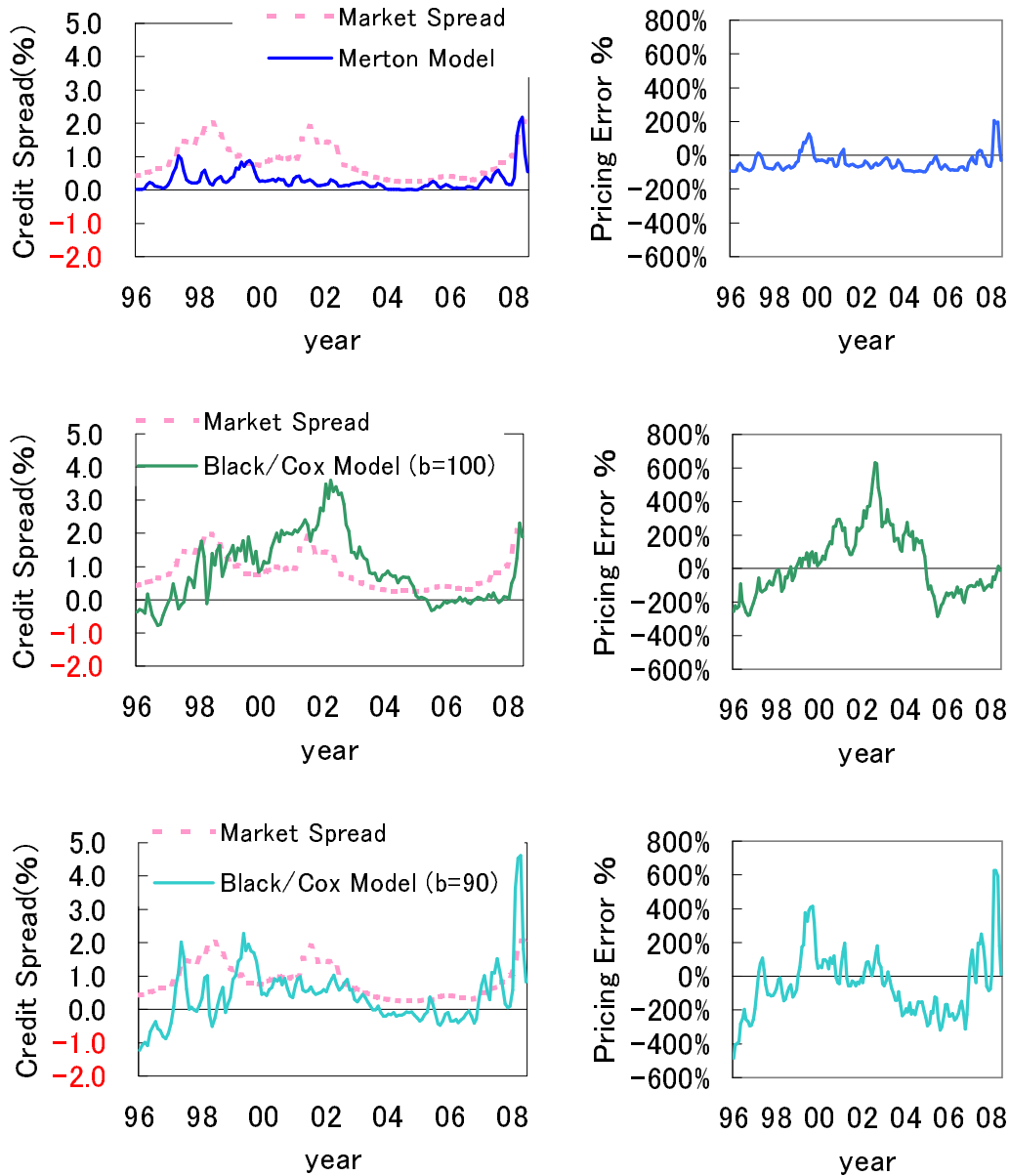


図 4.3 市場スプレッドと理論スプレッド

は比較的ゼロに近いが、エラーは大きく上下に振れている。また、上段の Merton モデルのエラーが平均的に低い水準で比較的ランダムに発生しているのに比べ、エラーに時系列相関が見られる。

次に、デフォルト境界を負債の 90 % に引き下げたケース ($b = 90$) では、デフォルト境界変更の影響が、理論スプレッドの低下となって顕著に現れている。上述の Merton モデル同様、ボラティリティ・パラメーターに EWMA から 1500 日のいずれをとっても、モデルの推定するスプレッドは、総じて市場スプレッドの半分以下の水準にとどまる。プライシング・エラーを最小にするのは、60 日のボラティリティを用いた場合であり、プライシング・エラーは -26% と Merton モデルと比べて約 $1/2$ に縮小するが、標準偏差は 753% と逆に大きく拡大する。デフォルト境界を負債の 100 % から 90 % まで引き下げたことによって、理論スプレッドは大きく低下し、方向としては市場スプレッドに近づいているものの、プライシング・エラーはボラティリティ・パラメーターに対する依存度を強めており、頑健性は低下している。プライシング・エラーの標準偏差は、Black/Cox モデルの ($b = 100$) と比べて低下傾向にあるものの、Merton モデルとの比較では明らかに拡大している。

さらにデフォルト境界を負債の 80 % に引き下げたケース ($b = 80$)、70 % に引き下げたケース ($b = 70$) では、モデルの拡張によるマイナスの効果が顕著である。デフォルト・リスクを反映しているにもかかわらず、社債の国債に上乘せするスプレッドがマイナスと推定されてしまうなど、推定精度は一層低下している。

上記の検証結果から、即時デフォルトを許容しただけでは、モデルの拡張が推定精度の改善に繋がらないことが示された。さらに、デフォルト境界を外性的に与えたことによる効果は必ずしもプラスではないことが示された。長期の時系列データからは Merton モデルの相対的な推定精度の高さと頑健性が表われている。これ以上の推定精度を求めるならば、パラメーターに対するキャリブレーションが必要と思われるが、パラメーターを外性的に与えるという構造モデルの長所を失うことにも繋がるため、慎重にならざるを得ない。構造モデルの推定精度について、Eom/Helwege/Huang[2004] は、Merton モデルは、スプレッドを大幅に過小推定してしまい、現実的な水準のスプレッドを作り出すことが、モデルにとって最も重要なチャレンジであると述べたが、本章の取り組みはそれを踏襲する結果となった^{*9}。また第 2 章の表 2.1 で示した通り、同論文における検証の結果得られた Merton モデルのプライシング・エラーは -50% であったのに対して、本章の結果では -40% とより低かった。これは、日本の金利水準、スプレッド水準が全体的に低いというサンプルデータの質の違い、さらにサンプルデータの量の違いが、推定精度の差となって寄与している可能性がある。日本のデータを用いた分析が、米国市場の分析と非

*9 回収率は額面の 51.3 %、ボラティリティは 150 日の前提で 182 銘柄の年次データによる。

常に近い結果となったことは興味深い。

表 4.5 プライシング・エラー要因分解

変数名	係数	標準誤差	t 値	P 値
切片項	5.134	1.507	3.407	0.001
財務レバレッジ	9.555	1.610	5.936	0.000
時価総額 (対数)	-1.355	0.208	-6.506	0.000
格付け (AAA=1...CCC=23)	-0.024	0.101	-0.242	0.809
スプレッド (対数)	0.765	0.052	14.655	0.000
残存年限	-0.425	0.135	-3.138	0.002
R^2	0.724			

t 値は White の修正済み

4.4.3 プライシング・エラーの要因分析

本章で取り上げた社債評価モデルは、ナイーブなモデルであり、いずれも評価対象がゼロクーポンの割引債であることを前提としている。一方で、市場で観測されるスプレッドは全て利付債のものである。この差が推定誤差の原因となっている可能性は完全に排除できない。しかし、本章では敢えてクーポン条件を揃えるような操作をモデルに加えていない。同モデルの推定精度検証は前例がないことから、まずはナイーブなモデルで分析することは自然であろう。そこで得た知見を基に、必要があればモデルを改善すべきであり、これは今後の課題として扱う。また、Merton モデルのクーポン債への拡張は、特に支払い原資の調達方法、資産価値への影響の部分において、モデルを相当程度複雑にすることから、改善となるよりも、むしろ非現実的な設定となる可能性が高い^{*10}。クーポン水準がスプレッド推定に影響を与えるとすれば、デフォルト時の回収率に表われると推察される。クーポン債の場合、ゼロクーポン債とくらべ、デフォルト前に受け取るクーポンの分だけ、投資家の損失は低減されるためである。いずれにしても、推定精度に対する影響は極めて軽微であると思われる。

以下では、表 4.4 から Merton モデルに過去 60 日の株価ヒストリカル・ボラティリティ

^{*10} ナイーブなモデルを利付債に拡張した例として、例えば Merton モデルでは、 $B_c(0, T) = e^{-rT} DP^* \{\tau > T\} + c \int_0^T e^{-rs} P^* \{\tau > t\} ds$ 、Black/Cox モデルでは、 $B_c(0, T) = B(0, T) + c \int_0^T e^{-rs} P^* \{\tau > s\} ds = B(0, T) + C(0, T)$ ただし c はクーポンレート、 $C(t, T)$ は将来のクーポンの現在価値、と表す方法がある。これは Leland[1994]、Leland/Toft[1996] モデルの特別な場合に相当する。また詳細は割愛するが、Geske[1977] はクーポン支払いをコンパウンド・オプションとしてモデル化した。両モデルとも Eom/Helwege/Huang[2004] によって既に検証されている。

を採用したケースのプライシング・エラーを取り上げ、エラーの原因を分析する。まず、プライシング・エラー平均値と市場ファクター（市場スプレッドの平均値：図 3.2 参照）との相関を調べたところ、相関係数は 0.26 にとどまった。次に要因分解のため、社債の個別銘柄毎に上記プライシング・エラーの絶対値を目的変数とし、自己資本比率、株式時価総額の対数、トリプル A 格の 1 から CCC 格の 23 まで数値換算した格付け、クレジット・スプレッドの対数、満期償還までの残存年限を説明変数として最小二乗法による回帰分析を行った。結果を表 4.5 に示す。格付けを除く全ての変数に統計的な有意性が認められた。要因別に見ると、まず財務レバレッジは自己資本比率の逆数であるが、これが高い銘柄ほど、プライシング・エラーは拡大する。仮に財務レバレッジが 1 であれば、株価ボラティリティと資産ボラティリティは 1 対 1 の関係となることが明らかであるが、財務レバレッジが上がることで、資産ボラティリティの推定精度が低下している可能性がある。ただし、真の資産ボラティリティが観測されない以上、これは確認できない。また、通信業に代表される高レバレッジ、高スプレッドの企業群のプライシング・エラーが目立って大きいことから、これら企業の影響も現れている。時価総額が大きいほどエラーは低下する。一般的に大企業ほど社債発行額も大きく、投資家数も多いと言える。カバーするアナリスト数も多いことから、理論値に近いプライシングがされていると解釈できる。スプレッドが大きい銘柄ほどエラーは拡大する。高スプレッド銘柄は流動性が低いことに加え、銘柄によってはスプレッドでなく単価で取引されることもエラーの要因と考えられる。格付けは、殆ど説明力を持たない。残存年限が長期化するほどエラーは縮小する。直感的には残存年限が延長されるほど、プライシングは困難となるように思えるが、本章のケースではむしろ短期債のプライシングが困難なことを示唆している。原因のひとつには、Merton モデルの想定する資産価値のプロセスはジャンプを想定しない拡散過程であるのに対し、現実の市場は企業の突然死、すなわち資産価格のジャンプを織り込んでいる可能性がある。これが短期債のスプレッド推定を困難にすることは、Merton モデルの限界であり、先行研究でも指摘される点である。Jones/Mason/Rosenfeld[1984] は、Merton モデルの社債価格予測力は低く、特に低リスク、短期債のスプレッドを過小評価すると述べた。本章の分析により得られた結果からは、短期債ほどプライシング・エラーが拡大することについては先行研究の含意に添うが、高リスク債ほどエラーは拡大する傾向にあり、この点は先行研究とは反対の結果となっている。

4.4.4 社債投資への応用

以下では、前節で求めた理論スプレッドを利用し、バリュエーション・ツールとしての構造モデルの有効性を検証する。構造モデルで推定したスプレッドを理論値として用いることで、市場スプレッドとの差を利用した銘柄選択を試みる。市場スプレッドは、過去の

実績デフォルト率と比較して過大であるのはよく知られた事実である。これは、スプレッドに占めるデフォルト由来の部分は一部であり、流動性その他のプレミアムが加算されていると解釈される。仮に、スプレッド変動要因のデフォルト・リスクに由来する割合が50%であれば、スプレッドの過半が投資家の享受できるプレミアムで構成されている可能性を意味する。そこで、本節では「市場スプレッド - 理論スプレッド」をリスク・プレミアムと定義し、このプレミアムと投資収益の関係を検証する。検証の方法は、まず毎月末時点で分析対象銘柄の全てについてリスク・プレミアムを算出する。次にリスク・プレミアムの四分位偏差により4ポートフォリオに分類し、保有すると仮定する。つまり毎月末時点で、プレミアムの高低で分類した4ポートフォリオを組成し、1ヵ月間保有する。そして1ヵ月後にリバランスすることを繰り返す。こうして得られる各四分位ポートフォリオの累積パフォーマンスを比較する。まず、デフォルト・リスクはヘッジが困難である、低流動性のため分散投資が困難である、社債の投資家はリスク回避的である等々、何らかの理由により市場はリスク・プレミアムを要求するとの仮説を立てる。市場スプレッドが理論スプレッドを上回る部分は、リスクを補って余りあるリターン、つまりリスク・プレミアムとみなすことができる^{*11}。上記の仮説が正しければ、社債のバリュエーション・ツールとしてのMertonモデルの有効性が示せるものと考えられる。

スプレッドを源泉とするリターンの算出は以下の手順で行った。例えば、一年間のスプレッドによるリターン R^{CS} は、時間経過効果 + スプレッド変化分 \times 修正デュレーションで表され、

$$R^{CS} = CS + Dur \times \Delta CS \quad (4.17)$$

である。社債の収益率 $= \frac{\Delta P}{P} \approx -Dur \times \Delta r$ なので、

$$\begin{aligned} Y &= JGB_T + CS \\ \Delta Y &= \Delta JGB_T + \Delta CS, \\ \Delta P/P &= -Dur \times \Delta JGB_T - Dur \times \Delta CS \end{aligned} \quad (4.18)$$

より、同残存年数の国債、事業債の収益率格差は

$$-Dur \times \Delta CS \quad (4.19)$$

^{*11} 津村/榊原/青山 [1993] によれば、リスク・プレミアムの概念とは、リスクのある債券の投資収益率の期待値が、無リスクの国債の収益率（利回り）を上回る幅である。デフォルトの可能性のある債券は、全てデフォルト・リスク・プレミアムを含んだ利回りをつけるはずである。しかし、常にリスク・プレミアムが存在するとは限らない。第1に、投資家がリスク回避的でないならば、リスク・プレミアムは存在しないということができる。第2に、投資家の大半が危険回避的であるとしても、それらのリスクが消去可能だとすれば、リスク・プレミアムは存在しないだろう。なぜなら、デフォルトの可能性のある多くの債券があったとしても、それらが相互に独立であると考えられるならば、多くの債券に分散投資することによって、そのリスクを十分に小さくすることができる。すなわち、リスク・プレミアムを要求すべきリスクは、分散消去されないもの、すなわち、システムティック・リスクのみである。しかし、デフォルトの可能性を持った債券の投資収益率が、相互に独立であるとは考え難い。

となる。ここで、 P = 債券価格、 Dur = 修正デュレーション、 Y = 社債利回り、 JGB_T = 国債利回り、 CS = 社債利回りの国債に上乘せするスプレッドである。同残存年数の国債との収益率比較において、式(4.18)の右辺第一項がほぼ相殺されることから、事業債が追加的に負担しているリスクは修正デュレーションがスプレッド変化(ΔCS)に対する価格感応度として機能することを示す。

表 4.6 四分位ポートフォリオリターン分布

	第1四分位	第2四分位	第3四分位	第4四分位
Merton				
累積リターン	24.71	1.77	-5.38	-12.91
月次平均	0.09	0.03	0.00	-0.04
最大	2.58	1.25	0.72	0.41
最小	-3.04	-1.59	-1.82	-1.76
標準偏差	2.52	1.12	0.86	0.88
Black/Cox b=100				
累積リターン	27.44	4.28	-5.95	-12.58
月次平均	0.10	0.03	-0.01	-0.03
最大	2.56	1.05	0.59	0.67
最小	-2.87	-1.47	-1.73	-1.62
標準偏差	2.41	0.96	0.89	1.01

単位%

1996年9月から2009年2月までの150ヵ月間の市場データを用いて検証した結果、リスク・プレミアムとリターンの間には、仮説を裏付けるような関係があることが観測された。表4.6は四分位ポートフォリオのリターンの分布である。月末時点でリスク・プレミアム上位25%の銘柄群が第1四分位ポートフォリオとなり、下位25%の銘柄群が、第4四分位ポートフォリオとなる。銘柄数は各ポートフォリオとも均等になるよう分類した。各四分位ポートフォリオはデュレーションを調整したうえで、パフォーマンスを比較した。両モデルとも良好な結果となっている。第1四分位のポートフォリオはプレミアム最大のグループであるが、両モデルにおいて、累積パフォーマンスは最も高く、Mertonの累積リターンは24.71%に達している。また、両モデルとも分位が下がるほどリターンが低下する傾向がある。この結果は、デュレーション調整後であり、更にリターンと標準偏差の関係を見ても、第1四分位が最も優れており、分位が下がるにつれリスクあたりリターンが劣るという傾向が注目される。これは、第4四分位に分類される銘柄群を避けるだけで、市場平均を上回るリターンを獲得できる可能性を示しており、社債ポートフォリ

才運用にとって極めて有用な指標となることが期待される。また、この結果は、時間とともに変化する市場環境の中で、Merton モデルが信用リスクの変化をうまく捉えることを示している。

4.5 第4章のまとめ

本章では、構造モデルのうち、代表的な Merton モデル、派生モデルである Black/Cox を取り上げ、スプレッドを推定し、市場スプレッドに対するプライシング・エラーを検証した。また、エラーの原因を探るため要因分析を行った。さらに理論スプレッドの有用性について分析を行った。その結果、両モデルともに大きなプライシング・エラーが発生しているが、Merton モデルはスプレッドを過小推定し、Black/Cox モデルは過大推定した。Eom/Helwege/Huang[2004] は、Merton モデルは、スプレッドを大幅に過小推定してしまい、現実的な水準のスプレッドを作り出すことが、モデルにとっての最も重要なチャレンジであると述べたが、わが国のデータを用いた本章の取り組みでも、Merton モデルは、スプレッドを過小評価することが明らかとなり、先行研究を踏襲する結果となった。即時デフォルトを許容した Black/Cox モデルへの拡張、およびデフォルト境界の変更は、推定精度の向上に有効ではないことが示された。Eom/Helwege/Huang[2004] は、Merton モデルの拡張は、必ずしも精度向上に繋がっておらず、新しいモデルほど推定エラーが大きいと指摘した。本章の取り組みにおいても、Merton モデルはその派生版である Black/Cox と比較して相対的に優れた推定精度を持つことが示され、これを踏襲する結果となった。プライシング・エラーの要因分解を行ったところ、財務レバレッジと市場スプレッドはエラーの大きさと正の関係が、時価総額と残存年限は負の関係を持つことが明らかとなった。格付けは殆ど説明力を持たなかった。「市場スプレッド - 理論スプレッド」をリスク・プレミアムと定義し、このプレミアムと投資収益の関係を検証したところ、プレミアムがリターンの源泉として有用であることが明らかとなった。これによりバリュエーション・ツールとしての Merton モデルの有効性が示された。今後のモデルの拡張に際しては、短期、高レバレッジ、高スプレッド銘柄のスプレッド推定精度向上が課題となる。

第5章

信用リスクのデルタヘッジ

5.1 はじめに

現代の資産運用に求められているのは、リスクあたりのリターン最大化であり、その為のリスク管理である。しかし、信用リスク管理の技法には目立った進展がない。ヘッジツールが乏しいためである。既存の手法で信用リスクの管理が成功しているか否かは、世界的な金融危機の真只中であって、既に明らかであるが、将来へ向けて、新たなリスク管理手法の開発が急務であることは論を待たない。

そこで本章では、社債保有に伴う信用リスクを、株式の売りを利用してデルタヘッジする手法について取り組むこととする。以下では、ヘッジ・モデルのパラメータ選択手法を提案するとともに、ヘッジの効果について実証的に分析する。同一企業が発行する負債価値と株価は共に、市場の、その企業に対する将来の見通しを反映すると考えられる。その関係は、Merton 型の構造モデルにより定式化できる。理論的には、株式、社債は、同じ資産価値を原資産とするオプションである。オプションは、原資産と無リスク資産の組み合わせによりポジションの複製、またはヘッジが可能である。資産価値は、資本と負債の和である。この関係を使えば、社債の保有者は、資産価値の代替としての株式を空売りすることで、社債の保有リスクを完全にヘッジ可能となる。このフレームワークは、キャピタル・ストラクチャー・アービトラージと呼ばれる一種の裁定取引にも利用され得るが、実証的な分析の蓄積が乏しく、効果は未知数である。この手法が実際に実行可能であれば、社債の信用リスクを、より流動性の高い株式でヘッジする道が開かれる。これは社債投資のリスク管理を行う上で画期的な進歩となると考えられる。図 5.1 に日経平均株価と市場平均スプレッドの推移を示す。株式と社債、両市場の投資家が持つ情報が同じであり、かつ、情報を織り込む速度、深度が同じならば、資産価値と株式、社債の価値は整合的に保たれる。しかし、実際には、両市場間で市場参加者は全く異なるため、資産価値の変化に対する価格への反映には、両市場で違いがあるかもしれない。また、現実の市場は

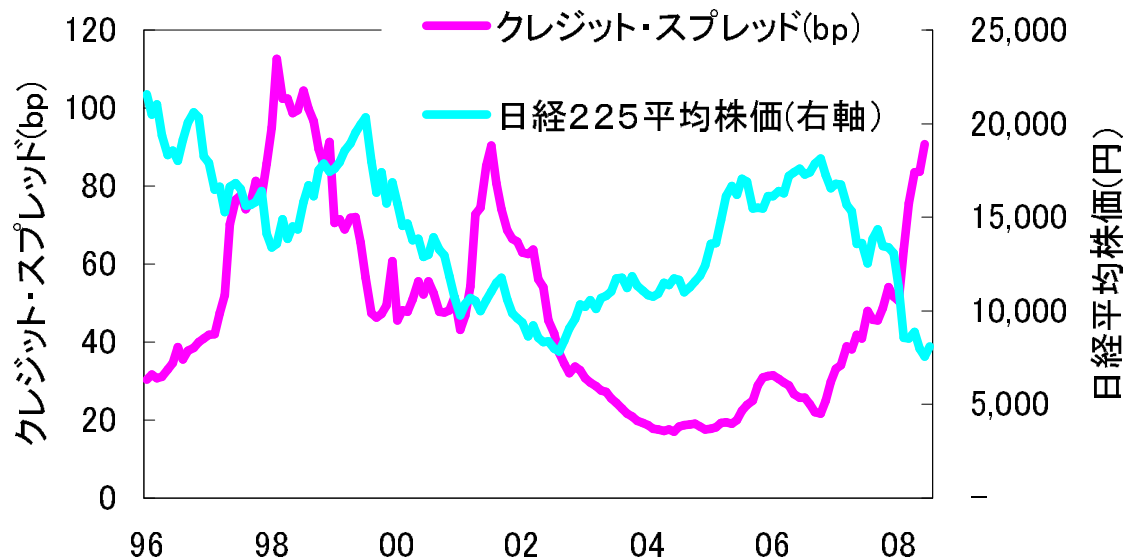


図 5.1 スプレッドと株式インデックスの推移

非完備であるために裁定が十分に働くとは限らない。従って、上記のヘッジは理論通りに機能しない可能性がある。また、ヘッジ・レシオ算出に必要な企業の資産価値およびそのボラティリティを直接評価することはできないため、何らかの形での推定が必要となる。

5.2 実証に用いるデータ

実証分析に用いたデータは、4.2 節と同一である。

5.3 ヘッジ・モデル

ここでは、本章で用いるモデルの理論的フレームワークと、Lando[2004]、KMV[2001]、Schönbucher [2003] による Black/Scholes[1973] モデルの応用とそれに基づくデルタの導出方法を紹介する。

社債保有に伴う信用リスクを、当該企業の株式ショートによりヘッジすることを目的とする場合、鍵となるのはデルタである。このデルタの決定方法については、いくつかの考え方があり、代表的なものとして、理論モデルの利用が挙げられる。Black/Scholes[1973] に代表されるオプション・モデルを使えば、デリバティブと原資産の間でデルタを理論

的に求めることができる。ただし、パラメーターの一部は推定されなければならない。また、モデルが必要とする前提条件が満たされない場合の影響は予測できないという側面がある。別の考え方として、例えば、純粹に両者の過去のリターンから統計的・経験的なデルタを求める手法である。例えば、プライシングが困難なモーゲージ債のヘッジ戦略における Boudoukh/Richardson/Stanton/Whitelaw の回帰分析の手法等である。理論モデルの前提を置かずに利用できるという長所がある一方で、その性質上、算出されるデルタは、あくまでも過去のサンプル期間に依存すると言う欠点がある。第3章で得た結論のひとつに、構造モデルを特徴付ける変数の、スプレッドに対する説明力がある。全ての変数が統計的に有意と認められ、市場スプレッドはモデルが想定する通りの構造を持つことが示唆された。本章では、この知見をベースに、ヘッジモデル構築には理論的なフレームワークを重視し、後者の手法を選択する。以下の取り組みでは、Merton 型構造モデルのフレームワークを用いて、株式と債券は同じ資産価値を原資産とするオプションであるとの理論からヘッジ・モデルを構築する*1。なお、以下ではリスク中立確率を前提とする。

まず、資産価値 A は以下の確率過程に従い不確実に変動すると仮定する。

$$dA = rAdt + \sigma AdW \quad (5.1)$$

株式価値 $S(A, t)$ と負債価値 $B(A, t)$ は資産価値 A と時間 t の関数である。時点 T において、企業は、 D の支払債務を履行しなくてはならない。以下、同社の発行済み株式数は N 、負債 D 、金利は r で一定とする。企業のバランスシートは、その定義より資産 = 資本 + 負債である。時点 T において、資産価値 A が負債 D 未満であれば、その企業は債務超過であり、株主に属する $A - D$ は全て失われる。従って、負債の満期時点 T におけるペイオフは以下ようになる。

$$B(A, T) = \min(D, A) \quad (5.2)$$

$$S(A, T) = \max(A - D, 0) \quad (5.3)$$

Merton のモデルによれば、資本のペイオフは、資産価値に対するヨーロッパン・コールのペイオフと一致し、負債のペイオフは、資産価値に対するプット・オプションのショートと無リスク国債の組み合わせによって複製される。コール・プットそれぞれのオプション価値は、Black/Scholes[1973] のオプション評価式から、以下のように定式化される。

$$S = A\Phi(d_1) - De^{-rT}\Phi(d_2) \quad (5.4)$$

$$P = De^{-rT}\Phi(-d_2) - A\Phi(-d_1) \quad (5.5)$$

*1 構造モデルにはいくつかの派生モデルが存在するが、本章では最もナイーブな構造モデルを選択した。バリア・オプションタイプへの拡張は、デルタの導出を困難にする。

ただし、ここで、

$$d_1 = \frac{\log(A/D) + (r + 1/2\sigma^2)T}{\sigma\sqrt{T}} \quad (5.6)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T} \quad (5.7)$$

である。

次に、具体的なデルタの求め方について述べる。

企業の資本と負債の関係は、以下の形で特定できる。これは、Schönbucher [2003] に詳しい。株式（資本）と社債（負債）を合わせると、資産価値となるため、次の関係が成り立つ。

$$A = B(A, t) + S(A, t) \Leftrightarrow B(A, t) = A - S(A, t)$$

社債と Δ に相当する株式からなるポートフォリオ Π を考えるとその価値は、

$$\Pi = B(A, t) + \Delta S(A, t) \quad (5.8)$$

伊藤の補題より、短期間における価値の変化は、

$$\begin{aligned} d\Pi &= dB + \Delta dS \\ &= \left(\frac{\partial B}{\partial t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 B}{\partial A^2} \sigma^2 A^2 + \Delta \frac{\partial S}{\partial t} + \frac{1}{2} \Delta \frac{\partial^2 S}{\partial A^2} \sigma^2 A^2 \right) dt + \left(\frac{\partial B}{\partial A} + \Delta \frac{\partial S}{\partial A} \right) dA \end{aligned} \quad (5.9)$$

不確定項である dA がゼロとなるよう式 (5.10) を Δ について解くと、デルタ、つまりヘッジ比率が得られる*²。

$$\Delta = - \frac{\partial B / \partial A}{\partial S / \partial A} \quad (5.11)$$

つまり、社債のロング・ポジションに対して、 Δ に相当する株式をショートすることで、ポートフォリオは完全にヘッジされる。このように、構造モデルの枠組みの中では、株式と社債は資産価値を通じて均衡しており、株式と社債は、本来ヘッジ可能な関係にあることがわかる。もし理論通りに運べば、この手法は社債投資のリスク管理を行う上で画期的な進歩となると考えられる。しかし実際の市場は非完備であり、また、企業の資産価値、ならびに資産ボラティリティという未知のパラメーター*³は、次節で示す方法で推定する必要がある。

*² $d\Pi = dB + \Delta dS$ から二乗平均誤差ヘッジを用いる手法も存在する。

*³ 本来、推定すべき資産ボラティリティは、将来のインプライド・ボラティリティでなければならない。更に、大半の銘柄においてディープ・アウト・オブ・ザ・マネー、かつ長期のものであるため、理論的な推定が極めて困難である。

5.4 実証分析

本章では、5.3 節で紹介したモデルに基づき、実装に必要なパラメーターを推定するとともに、デルタヘッジの有効性について検証する。

5.4.1 パラメーター推定

ここでは、5.3 節で紹介したヘッジ・モデルのパラメーター推定方法を提案する。構造モデルに必要なインプットは、負債 D 、株式価値 S 、金利 r 、残存年限 T 、資産価値 A 、およびそのボラティリティ σ である。これらは全て 4.4.1 節で既に述べたものと同一であるが、以下に再掲する。

負債はバランスシートに記載される負債の簿価とし、それが全て既発社債の残存年数を満期とする割引債と仮定する^{*4}。株価は月末時点の引け値、金利は、無リスク金利として 1 年国債利回り、残存年限は社債個別銘柄の残存年数である。社債がデフォルトした場合、デフォルト後の清算コストは考慮していない。従って、モデル上は明示的にパラメーターとして表われないが、回収率 = 1 を前提としている。時価ベースの資産価値は観測できない。株価と簿価ベースの負債だけが観測可能である。そこで、資産価値 A およびそのボラティリティ σ を、以下の方法により推定する。これら Merton モデルの応用は、Lando[2004] に詳しい。 S を観察された企業の自己資本時価（時価総額）とする。Merton モデルでは、 S を次の関数として表すことができる。

$$S = C^{BS}(A, \sigma, r, T, D) \quad (5.12)$$

ただし、 C^{BS} はコール・オプションの価値を求めるブラック・ショールズ価格評価式。次に、株式のボラティリティ σ_S は観察可能であると仮定すれば、次の式が成り立つ、

$$dS \approx (\dots)dt + S\sigma_S dW \quad (5.13)$$

一方、伊藤の補題を式 (5.12) に適用すれば、株価の変動は次のように表せる。

$$dS = (\dots)dt + C_A^{BS}(A, \sigma, \dots)A\sigma dW \quad (5.14)$$

^{*4} 負債簿価 = デフォルト境界線の前提は、構造モデルの持つ強い仮定のひとつであり、現実の企業の資産・負債構成とのズレが指摘される部分でもある。しかし、わが国のデータによる実証分析に前例が存在しないことから、まずはナイーブなモデルによる分析が自然であること、また、今村 [1999] は、倒産企業のバランスシートを精査した結果、資産価値に水増しが認められるケースがあるが、負債サイドは、原則として簿価を信用してよい、と指摘している。本章では、同前提をそのまま採用する。

ただし、 $C_A^{BS}(\cdot)$ はコール・オプションの公式 (5.12) の A に関する一階の導関数である。式 (5.13) と式 (5.14) の dW の項は等しいため、

$$S\sigma_S = A\sigma C_A^{BS} \quad (5.15)$$

が得られる。本章では、式 (5.12)、式 (5.15) を使い、 A 、 σ を同時推定した。

式 (5.13) に与える株価ボラティリティには、ヒストリカル・ボラティリティを用いるが、過去何日のヒストリカルを採用するかを選択肢がある。そこで、まず参考指標として市場スプレッドが織り込むインプライド資産ボラティリティを推定した。スプレッドが織り込む、インプライド資産ボラティリティ σ_{imp}^* の推定は、市場で観測される国債金利とクレジット・スプレッドから社債価格 B^* を求め、

$$B^* = De^{-rT} - P^{BS}(A, \sigma_{imp}^*; r, T, D) \quad (5.16)$$

を満たす σ_{imp}^* を得る。ここで、 P^{BS} はプット・オプションの価値を求めるブラック・ショールズ価格評価式である。インプライド資産ボラティリティと、ヒストリカル資産ボラティリティを以下に比較する。図 5.2 に示す通り、インプライド資産ボラティリティの推定値は、相対的に低いながらも、750 日～1250 日の長期ヒストリカル・ボラティリティと最も近いことが判明した。これを基に、本章では、1000 日の株価ヒストリカル・ボラティリティを採用した。これは、結果的に Finger[2002]、Duarte/Longstaff/Yu[2005] と同値である。

5.4.2 負債価値に対するヘッジ戦略

ヨーロッパン・オプション・アプローチにより推定したデルタに基づいて、社債がもたらすリターンと株式によるヘッジ・リターンをそれぞれ求め、ヘッジ効果を分析する。負債価値 B の t 時点におけるリターンは、以下により求められる。

$$dB = B_t - B_{t-1} \quad (5.17)$$

次に、信用リスクをヘッジするために、社債の銘柄毎のヘッジ・レシオに応じた同社株を月末時点でショートし、翌月末に買い戻すと仮定する。これにより生じるキャピタル・ゲイン/ロスをヘッジ・リターンとする。 t 時点における個別銘柄の株式によるヘッジ・リターンは、

$$\Delta dS = \Delta(S_t - S_{t-1}) \quad (5.18)$$

ただし Δ は式 (5.11) で求めたデルタである。もしヘッジが完全に機能すれば、式 (5.8) のリターンは 1 期後に $d\Pi = \Pi r$ となるはずである。

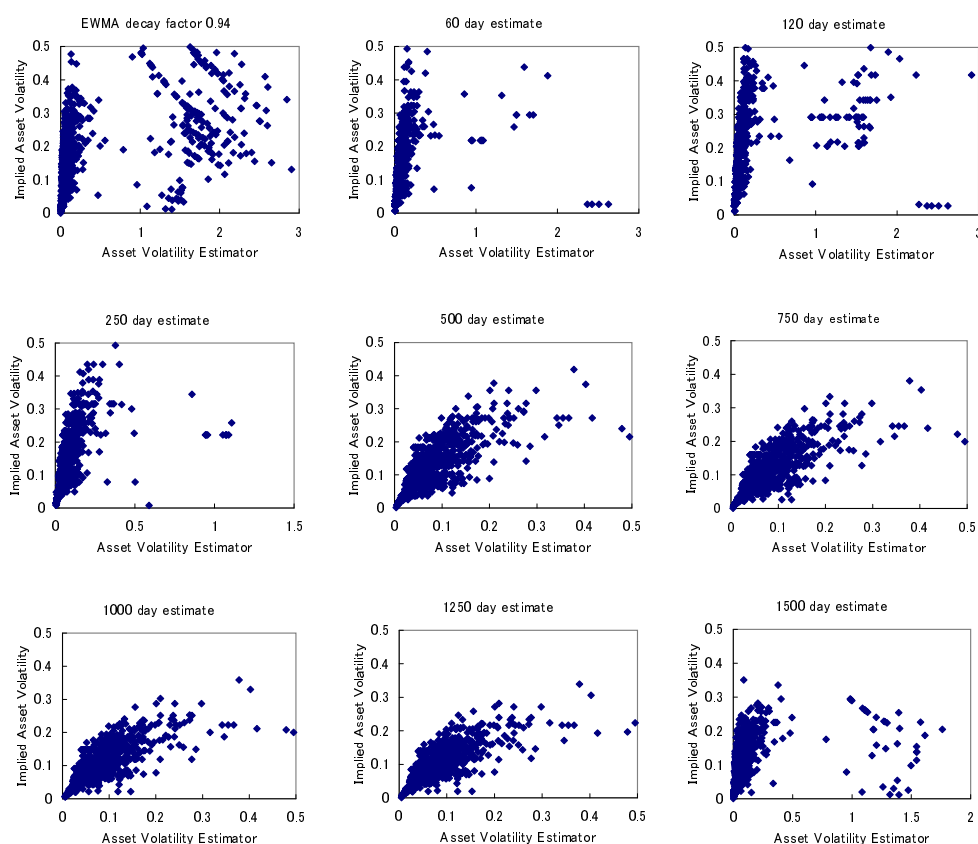


図 5.2 資産ボラティリティ推定：ヒストリカルとインプライド・ボラティリティ

まず、全銘柄ベースでヘッジ効果を検証した*⁵。図 5.3 は、月毎のヘッジ効果を示している。全銘柄・全期間で見ると、分析期間の全 149 ヶ月中、64 %にあたる 95 ヶ月は、ヘッジが効果を上げている。残りの 54 ヶ月は、負債と株式のリターンが同方向に出ており、ヘッジ目的が、むしろリスクを拡大する結果となった。過半の月において、ヘッジが効果を上げているが、その精度にばらつきがあることがわかる。また、銘柄数ベースで見たものが、図 5.4 である。ヘッジが有効な銘柄数の全銘柄に占める割合は、最大の月で 57.6 %、最低の月で 10.8 %、全期間平均 31.5 %であった。この比率と前掲の図 5.1 のスプレッド平均値との相関は -0.08 であり、ヘッジ・エラーの出現率は、スプレッドのシステマティックな変化とは相関が低いことが示された。

98 年 1 月の大きなヘッジ・エラーは、特定の低位株が急騰したケースである。財務状況が極度に悪化し、倒産が懸念され、株価も 50 円割れの状態にあった AC リアルエステート（旧フジタ）が、支援先の登場、債務免除などのイベントにより、株価は短期

*⁵ 以下では特に断りのない限り、債券の額面金額 1 億円を 1 単位とする。

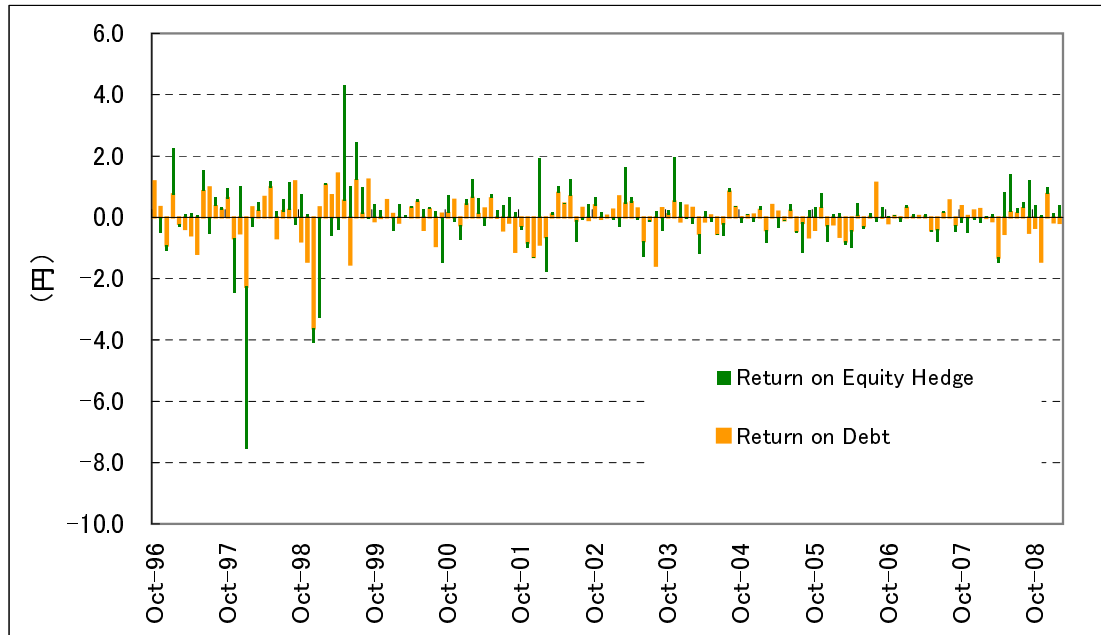


図 5.3 負債に対するヘッジ効果

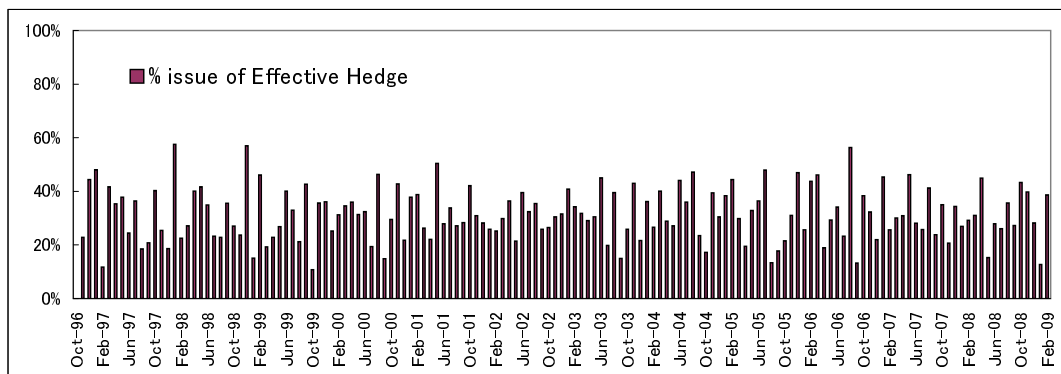


図 5.4 ヘッジ有効銘柄比率

間で3倍近い急騰を見せた。しかし、社債市場はこれを好感せず、スプレッドは、一層拡大した。このことがエラー発生のひとつの原因となっている。これは、あるイベントに対して、株式・債券市場の反応が、顕著に異なる典型的なケースである。また、他のケースでもスプレッドと株価が、理論的にあるべき方向とは逆に動くケースも頻発しており、両市場の動きは、実際には必ずしも整合的ではないことが示された。この結果は、Duarte/Longstaff/Yu[2005] および Yu[2006] による、キャピタル・ストラクチャー・アー

表 5.1 ヘッジ・エラー

	社債	ヘッジ	ヘッジ・エラー (円)
	リターン (円)	リターン (円)	
平均値	-0.016	0.067	0.051
中央値	0.010	0.000	0.010
最大	19.300	281.960	554.877
最小	-90.608	-554.648	-1204.788
標準偏差	0.770	4.079	5.034

ビットラージの実証分析の含意に近い。

表 5.1 に示すように、負債リターンと株式ヘッジ・リターンの分布を比較したところ、株式ヘッジ・リターンの分布の標準偏差が大きく、本章で用いた標準的な設定の下では、平均的にはヘッジが過大であることを示唆している。ヘッジ後の負債リターンは、平均値がヘッジ前と比較してゼロに近づいているものの、ヘッジしたはずのリターンの標準偏差はむしろ拡大しており、ヘッジしたことで、むしろリスクが拡大したことを意味する。負債リターンが最大のマイナスを計上したのは、2008年10月のニューシティ投資法人債のデフォルトによるものである。デフォルト時点での回収率をゼロと仮定すれば、前月末時点での負債額面あたり時価 90.6 円が全額損失とみなされる。また、ヘッジ・リターンが最大のマイナスを計上したのは、2008年12月のパシフィック・マネジメント株である。同社の株価は2008年11月末の3020円から、12月末には14600円と、1ヵ月間で約4.8倍に急騰した。両ケースとも、負債リターンとヘッジ・リターンが逆方向に出ているため、ヘッジ効果により部分的には相殺されているものの、依然大きなヘッジ・エラーを計上している。

5.4.3 プット・オプション価値に対するヘッジ戦略

5.4.2 節では、負債価値変動をヘッジの対象としたが、本節では、ヘッジの対象を負債そのものではなく、負債の内包するプット・オプション価値に変える。これによりヘッジ対象をクレジットに由来するリスクのみに焦点を当てる。構造モデルのフレームワークでは、負債価値 B は無リスクの国債価値 B_0 とプット・オプション価値 P からなると考えられる。負債の持つプット・オプション価値は、

$$P = B_0 - B \quad (5.19)$$

であり、また、

$$P = De^{-rT}\Phi(-d_2) - A_0\Phi(-d_1) \quad (5.20)$$

である。ここでの d_1 、 d_2 は既出の式 (5.6)、式 (5.7) である。5.3 節のヘッジモデル中の式 (5.8) – 式 (5.11) における負債価値 B の代わりにプット・オプション P を用いると、プット・オプションと Δ に相当する株式からなるポートフォリオ Π の価値は、

$$\Pi = P(A, t) + \Delta S(A, t) \quad (5.21)$$

であり、デルタは、

$$\Delta = -\frac{\partial P/\partial A}{\partial S/\partial A} \quad (5.22)$$

と表すことができる。

5.4.2 節同様、ヨーロピアン・オプション・アプローチにより推定したデルタに基づいて、プット・オプション価値がもたらすリターンと株式によるヘッジ・リターンをそれぞれ求め、ヘッジ効果を分析する。 t 時点におけるプット・オプション価値によるリターンをクレジット・リターンと呼び、以下に定義する。

$$dP = P_t - P_{t-1} \quad (5.23)$$

t 時点における個別銘柄の株式によるヘッジ・リターンは、前節同様

$$\Delta dS = \Delta(S_t - S_{t-1}) \quad (5.24)$$

となる。 Δ は式 (5.22) で求めたデルタである。もしヘッジが完全に機能すれば、1 期後のポートフォリオ・リターンは $d\Pi = \Pi r$ となるはずである。

まず、全銘柄ベースでヘッジ効果を検証した。図 5.5 は、月毎のヘッジ効果を示している。全銘柄・全期間で見ると、分析期間の全 149 ヶ月中、65% にあたる 97 ヶ月は、ヘッジが効果を上げている。残りの 52 ヶ月は、クレジットと株式のリターンが同方向に出ており、ヘッジ目的が、むしろリスクを拡大する結果となった。過半の月において、ヘッジが効果を上げているが、その精度にばらつきがあることがわかる。また、銘柄数ベースで見たものが、図 5.6 である。ヘッジが有効な銘柄数の全銘柄に占める割合は、最大の月で 85.1%、最低の月で 13.8%、全期間平均 52.6% であった。この比率と前掲の図 5.1 のスプレッド平均値との相関は -0.2 であり、ヘッジ・エラーの出現率は、スプレッドのシステマティックな変化とは相関が低いことが示された。5.4.2 節同様、98 年 1 月の大きなヘッジ・エラーは、特定の低位株が急騰したケースである。

エラーの出方は、表 5.2 に示すように、クレジット・リターンと株式ヘッジ・リターンの分布を比較したところ、平均的には、負債価値をヘッジの対象とした戦略に比べ、ヘッジ効果は改善している。ヘッジが過大であった欠点は大きく改善しているように見える。しかし、依然として、ヘッジしたはずのクレジット・リターンの標準偏差はヘッジ前に比べて拡大しており、ヘッジしたことで、むしろリスクが拡大している。クレジット・リ

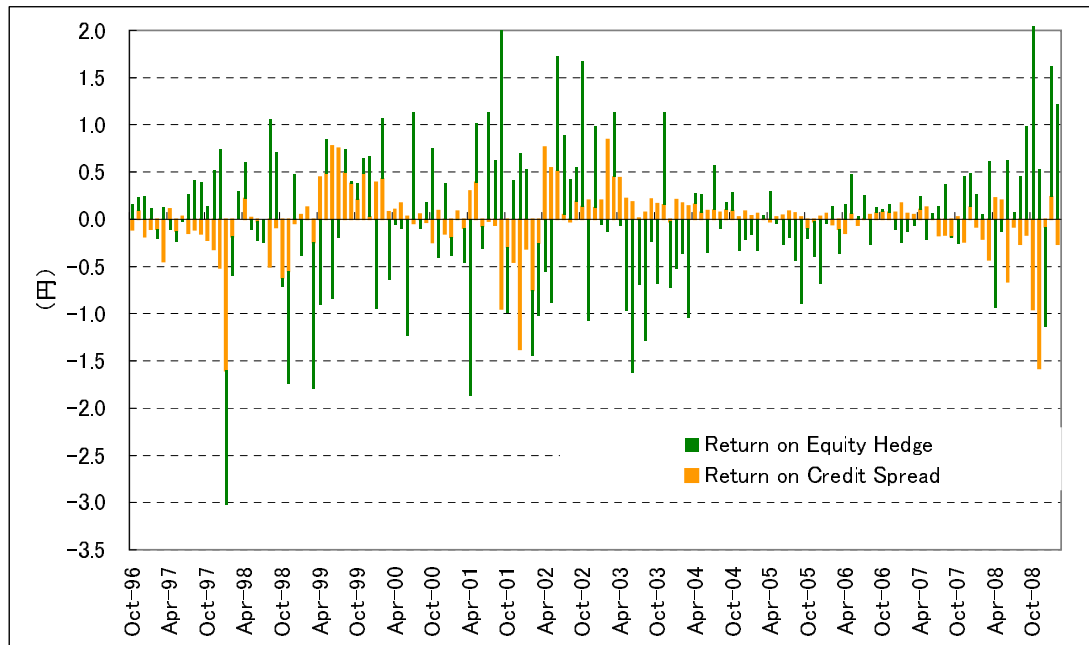


図 5.5 プット価値に対するヘッジ効果

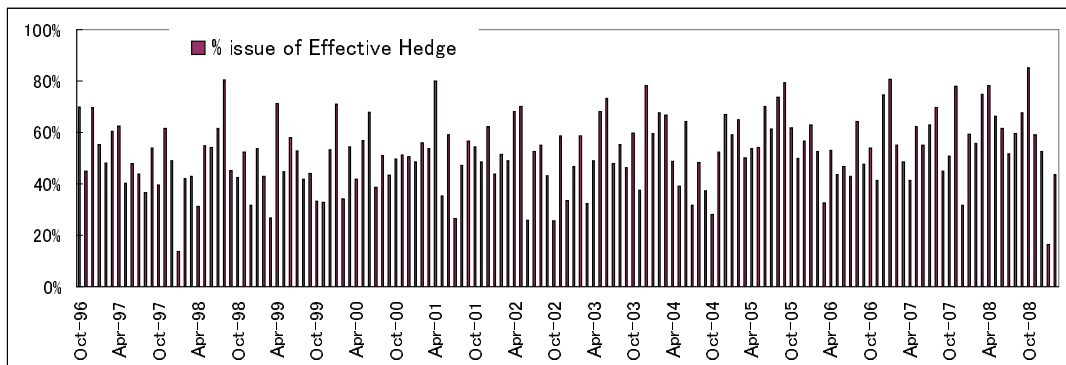


図 5.6 ヘッジ有効銘柄比率

ターンが最大のマイナスを計上したのは、前節同様 2008 年 10 月のニューシティ投資法人債のデフォルトによるものである。デフォルト時点での回収率をゼロと仮定すれば、前月末時点での負債額面あたり時価 90.6 円が全額損失とみなされる。また、ヘッジ・リターンが最大のマイナスを計上したのは、やはり 2008 年 12 月のパシフィック・マネジメント株である。両ケースとも、クレジット・リターンとヘッジ・リターンが逆方向に出ているため、ヘッジ効果により部分的には相殺されているものの、依然大きなヘッジ・エラーを

表 5.2 ヘッジ・エラー

	クレジット リターン (円)	ヘッジ リターン (円)	ヘッジ・エラー (円)
平均値	-0.014	0.006	-0.008
中央値	0.035	0.001	0.036
最大	19.300	55.330	56.208
最小	-90.608	-197.582	-194.226
標準偏差	0.575	0.653	1.299

計上している。

負債価値の変化をヘッジする戦略と比較すると、プット価値の変化をヘッジする戦略に相対的に高い効果が得られた。これは構造モデルのフレームワークに拠れば、自然な結果であると考えられる。なぜなら、負債価値の変動をヘッジ対象とする場合、ヘッジ対象となる負債の価値変化に株価の変動とは無関係であるはずの国債価値の変動を含むためである。負債は無リスクの国債部分と、デフォルト・リスクの対価としてのプット・オプションから構成される。国債部分は、デフォルト・リスクから切り離されているため、株式価値の変動とは基本的に無関係である。一方で、負債の内包するプット・オプション価値はデフォルト・リスクの対価であり、発行体企業のバランスシートを通じて株式と密接に関係しているためである*6。Kwan[1996]が証明した通り、負債の信用力が高く、デフォルトの確率が低い状態にあるとき、負債価値の変動は、クレジット要因ではなく、主に金利要因であり、バランスシートを通じた株価との関係は希薄である。逆に、信用リスクが高い状態では、負債価値の変化の大部分は、プット・オプション価値、つまりクレジット要因であると考えられる。本章で分析に用いた我が国社債のデータは、デフォルトの可能性が低い銘柄が大半を占めており、この意味においても、ヘッジ対象をプット価値に絞った戦略が、相対的に高い効果を上げることは、構造モデルのフレームワークと整合的だと言える。構造モデルが想定するとおり、負債価値の変動は、株価の変動と密接に関係しており、特に負債の内包するプット・オプション価値の変化との関連性が強い。従って、株式を用いたデルタ・ヘッジ戦略においては、ヘッジの対象を負債価値の変動とするよりは、負債の内包するプット・オプション価値に絞ることで、より高い効果が得られる。構造モデルの含意に沿った実証結果が得られた。

*6 厳密には、国債価値の変動要因である金利の期間構造が、マクロ経済見通し等を通じて間接的に株価の影響を受けている可能性はゼロとはいえない。

表 5.3 デフォルト事例

銘柄	デフォルト日時	クレジット・リターン (円)	ヘッジ・リターン (円)	ヘッジ誤差 (円)
2 日本国土開発	1998 年 12 月	-39.9	29.7	-10.2
3 日本国土開発	1998 年 12 月	-58.7	20.7	-38.0
4 日本国土開発	1998 年 12 月	-39.1	30.3	-8.9
10 ニチイ (マイカル)	2001 年 9 月	-36.6	21.8	-14.8
12 ニチイ (マイカル)	2001 年 9 月	-36.2	22.0	-14.2
13 マイカル	2001 年 9 月	-66.6	8.6	-57.9
14 マイカル	2001 年 9 月	-52.7	14.6	-38.1
15 マイカル	2001 年 9 月	-41.5	19.3	-22.2
16 マイカル	2001 年 9 月	-33.7	22.6	-11.1
20 マイカル	2001 年 9 月	-64.7	9.3	-55.4
22 マイカル	2001 年 9 月	-44.7	17.3	-27.4
23 マイカル	2001 年 9 月	-36.1	21.1	-15.1
24 マイカル	2001 年 9 月	-25.0	26.4	1.4
25 マイカル	2001 年 9 月	-43.8	17.7	-26.1
26 マイカル	2001 年 9 月	-54.1	13.5	-40.6
27 マイカル	2001 年 9 月	-47.9	16.9	-31.0
3 ニチイ (マイカル)	2001 年 9 月	-38.3	20.8	-17.5
5 ニチイ (マイカル)	2001 年 9 月	-71.9	6.5	-65.3
8 ニチイ (マイカル)	2001 年 9 月	-70.4	7.2	-63.3
9 ニチイ (マイカル)	2001 年 9 月	-55.9	13.5	-42.4
1 スルガコーポレーション	2008 年 3 月	-40.0	5.3	-34.7
2 スルガコーポレーション	2008 年 3 月	-30.0	7.3	-22.7
3 ゼファー	2008 年 7 月	-11.3	0.2	-11.1
1 アーバンコーポレイション	2008 年 8 月	-10.0	5.6	-4.4
2 ニューシティ投資法人	2008 年 10 月	-90.6	8.6	-81.9
3 ニューシティ投資法人	2008 年 10 月	-87.6	6.8	-80.8
10 日本綜合地所	2009 年 2 月	-51.6	23.4	-28.2
平均		-47.4	15.4	-31.9

5.4.4 ヘッジ・エラーの要因分析

以下では、相対的に成果の高かったプット価値を対象としたヘッジ戦略に焦点を当て、追加的な分析を行う。

まず、実証分析に用いたデータからデフォルト銘柄の事例だけを取り出して、銘柄毎にヘッジ効果を検証した。表 5.3 は、わが国社債市場でデフォルトした全銘柄である。全ての銘柄において、社債の単価が直前の月末時点で額面割れしており、市場はある程度これらの銘柄のデフォルトを織り込んでいた、とはいえ 100 %ではなかった。デフォルト当月の負債のリターンは、当然大きなマイナスとなった。一方で、株式によるヘッジ・リターンは、全銘柄においてプラスであり、部分的でも、負債の損失を相殺している。従って、ヘッジ効果という点では、有効であったといえる。ただし、株式によるヘッジ・リターンは、平均的に社債のデフォルトによる損失の 3 分の 1 の水準にとどまっており、精度の点

表 5.4 ヘッジ・エラー要因分解

変数	係数	標準誤差	<i>t</i> 値	<i>P</i> 値
切片項	2.147	0.682	3.147	0.002
自己資本比率	-0.554	0.607	-0.912	0.362
時価総額 (対数)	-0.281	0.133	-2.115	0.034
格付け (AAA=1...C=23)	0.041	0.023	1.805	0.071
スプレッド (対数)	0.496	0.056	8.909	0.000
残存年限	0.178	0.015	12.013	0.000
R^2	0.308			

t 値は White の修正済み

では、明らかに不足している*⁷。ヘッジ・エラーが生じた原因は、デフォルト直前の財務状況、株価、デルタの状態から、いくつかの典型的なケースに分類できる。ひとつ目は、株価はデフォルト発生時に 100 % 近く下落したが、デルタがゼロ近傍と低過ぎたために株式ヘッジ・リターンが上がらなかったケースである。デルタの低い要因は、低ボラティリティにある。スルガコーポ、ニューシティ投資法人がこのケースに該当するが、両社とも黒字倒産であった。例えばスルガコーポは、デフォルト直前でも株価ボラティリティは 3 % 台と低く、デルタは -0.04 ~ -0.06 と極小にとどまった。ふたつ目は、株式市場も、社債市場もデフォルトを十分に織り込んでいたケースである。市場がある程度予想していた通りにデフォルトが発生しても、回収率に対する思惑買い等により、既に低い株価は、そこから更に大きく下落するとは限らない。日本国土開発、日本総合地所がこのケースに該当する。理論的にも、株価が極端に低下しきったケースでは、ヘッジ効果が期待できない。例えば、時価ベースで自己資本比率が 50 % 未満の企業は、発行済み株式数を全株ショートしても、負債の損失をカバーすることは不可能となるケースも起こり得る。

更に、ヘッジ・エラーの要因分解を行った。上記ヘッジ・エラーの絶対値を目的変数とし、当該社債発行体の自己資本比率、株式時価総額の対数、格付け、スプレッドの対数、残存年限を説明変数として、パネルデータ回帰分析を行った。表 5.4 に結果を示す。表 5.5 は、説明変数の相関係数である。パネルデータは、クロスセクション方向に社債の個別銘柄、時系列方向には、月次の各時点をとった。尤度比検定、および Hausman 検定の結果、固定効果モデルが選択された。自己資本比率を除く全ての変数に有意性が認められ

*⁷ デフォルト銘柄の回収率は考慮していない。デフォルト後のコストとして、残った資産価値は失われると仮定した。管財人の選定、債権者集会等を経て、最終的に清算金が支払われるまでの間、平均で 2 年程度を要することから、当該ポジションの評価はゼロとすることが、機関投資家の間では一般的である。ただし、回収率の前提が変わり、少しでも回収できれば、クレジット・リターンはその分減少し、上記ヘッジ・エラーは低下することになる。

表 5.5 説明変数間の相関

	自己資本比率	時価総額	格付け	スプレッド	残存年限
自己資本比率	1.000				
時価総額	0.273	1.000			
格付け	-0.207	-0.278	1.000		
スプレッド	-0.182	-0.086	0.304	1.000	
残存年限	0.065	0.150	-0.183	-0.055	1.000

た。株式時価総額が大きいほどヘッジ・エラーは減少する傾向にある。規模の大きな企業ほど、市場参加者の着目度が高いゆえに社債・株式とも流動性が高く、負債価値との整合性が保たれ易いと解釈できる。また、デルタも安定している可能性が高い。格付けが低いほど、ヘッジ・エラーは増加する傾向にある。低格付けの企業は典型的にハイリスク・ハイリターンであり、その場合、社債市場と株式市場で異なる企業評価がされ易い傾向にあると解釈できる。Kwan[1996] は、株式のリターンと社債利回りの関係は格付けが低いほど強いと述べているが、わが国の事例で言えば、ヘッジ効果に限っては、その主張とは逆の結果が得られたことになる。スプレッドが大きいほど、ヘッジ・エラーは増加する。これは、デフォルト・リスクの高い企業ほど株式によるヘッジが効きにくいことを意味しており、重要な示唆となる。また、残存年限が長期化するほど、ヘッジ・エラーは増加する。長期の債券ほど、株式に近い性格を持つと思われるが、それ以上に長期のオプション・プライシングが困難であることを示唆している。他方、自己資本比率は、ヘッジ・エラーに対して統計的に有意な影響を与えないことが示された。

5.5 第5章のまとめ

本章では、実際の社債市場データ、企業財務データを用いて、構造モデルにより個別企業の社債-株式間のヘッジ・レシオを算出した。また、社債のスプレッドがもたらすリターンと株式によるヘッジ・リターンを比較し、デルタヘッジの有効性について分析した。ここでは、ヘッジの対象を、負債価値とした場合と、ヘッジ対象を社債に含まれるプット価値とした場合に分け、それぞれの戦略について実証的に分析した。その結果、負債価値をヘッジ対象とした場合は、平均的に64%の期間、31.5%の銘柄でヘッジ効果が認められた。市場で流通する全銘柄をポートフォリオとみなした場合、平均値ベースでは、負債価値の変動を株式ショートによるヘッジが相殺しており、ヘッジは有効であることが認められた。ただし、ヘッジが効かず、むしろリスクを拡大するというケースもあり、ヘッジ後のポートフォリオのリターンの標準偏差はヘッジ前に比べ拡大した。ヘッジ対象を負債に

内包されるプット価値のみに絞った場合、平均的に65%の期間、52.6%の銘柄でヘッジ効果が認められた。平均値ベースでは、プット価値の変動を株式ショートによるヘッジが相殺しており、やはりヘッジは有効であることが認められた。ただし、こちらもヘッジが効かず、むしろリスクを拡大するというケースもあり、ヘッジ後のポートフォリオのターンの標準偏差はヘッジ前に比べ拡大した。両者の比較では、プット価値の変化をヘッジ対象とする戦略が、負債価値の変化を対象とするよりも効果的であった。負債価値の変動要因は、金利の変化による国債価値の変動とデフォルト・リスクに由来するプット価値の変動に分解できるが、このうちプット価値の変動は、発行体のバランスシートを通じて、株式とより密接な関係を持つためと理解される。

ヘッジ対象をプット価値とした戦略の中で、わが国の社債市場で過去にデフォルトした全銘柄を取り出して検証したところ、全銘柄において、負債の損失が株式のヘッジ売りで部分的であるがカバーされており、ここでもヘッジの有効性が認められた。ただし、平均的にヘッジは損失の約3分の1をカバーするにとどまっており、アンダー・ヘッジ、つまりヘッジ量が十分ではないという結果が得られた。ヘッジ・エラーを要因分解したところ、株式時価総額が小さく、格付けが低く、スプレッドが大きく、残存年限の長い銘柄ほどヘッジ・エラーが生じやすいという結果が得られた。ヘッジ・エラーとマーケット・ファクターの間には非常に低い相関しか見られなかった。負債の信用リスクをヘッジするため、株式をショートする試みは、理論的には機能するはずであったが、スプレッドと株価が、理論的にあるべき方向とは逆に動くケースは頻発しており、両市場の動きは、実際には必ずしも整合的ではないことが示された。実務へのインプリケーションとして、デルタヘッジが有効に機能する条件を予め把握しておくことは重要と言える。

第 6 章

総括と今後の研究展望

本論文では、3つの課題について、実証的な分析を行った。

第1の課題として、その構造・決定要因が明らかとなっていない社債の спреッドに対して、線形モデルを用いて推定を行うとともに、その決定要因の分析を行った。ここでは、パネルデータ分析の手法を導入し、固定効果のパラメーターで銘柄固有のリスク・プレミアムを抽出し、更に спреッドの自己相関の構造を導入することで、個別銘柄 スプレッド水準の説明を試みた。背景の理論モデルとして、信用リスクモデルの代表的なフレームワークである、Merton の構造モデルを取り上げた。分析の結果、spreッドは Merton の条件付請求権アプローチが想定するとおりの構造を持つが、同時に系列相関の影響が支配的であることが示された。つまり、資産ボラティリティ、財務レバレッジといった、構造モデルを特徴付ける変数は、統計的に有意であると同時に、spreッドを説明する最大の要因は spreッド自身であることが示唆された。また、固定効果として、デフォルト・リスク・プレミアムの存在が明らかとなった。さらに、spreッドの拡大期・縮小期にデータを分割した区間別推定の結果、spreッド拡大期には、符号条件が逆転するなど、モデルの推定力が低下する傾向が見られた。これは今後の研究課題である。

第2の課題として、構造モデルのうち、代表的な Merton モデル、派生モデルである Black/Cox を実装し、市場 spreッドに対するプライシング・エラーを検証した。また、エラーの原因の要因分析を行った。さらに、モデルによる理論 spreッドの有用性について分析を行った。その結果、両モデルともに大きなプライシング・エラーが発生しているが、Merton モデルは spreッドを過小推定し、Black/Cox モデルは過大推定した。Eom/Helwege/Huang[2004] は、Merton モデルは、spreッドを大幅に過小推定してしまい、現実的な水準の spreッドを作り出すことが、モデルにとっての最も重要なチャレンジであると述べたが、わが国のデータを用いた取り組みでも、Merton モデルは、spreッドを過小評価することが明らかとなり、先行研究を踏襲する結果となった。即時デフォルトを許容した Black/Cox モデルへの拡張、およびデフォルト境界の変更は、推定

精度の向上に有効ではないことが示された。Eom/Helwege/Huang[2004] は、Merton モデルの拡張は、必ずしも精度向上に繋がっておらず、新しいモデルほど推定エラーが大きいと指摘した。本章の取り組みにおいても、オリジナルの Merton モデルはその派生版である Black/Cox と比較して相対的に優れた推定精度を持つことが示され、これを踏襲する結果となった。プライシング・エラーの要因分解を行ったところ、財務レバレッジと市場スプレッドはエラーの大きさと正の関係が、時価総額と、満期までの残存年限は負の関係を持つことが明らかとなった。格付けは殆ど説明力を持たなかった。さらに、「市場スプレッド - 理論スプレッド」をリスク・プレミアムと定義し、このプレミアムと投資収益の関係を検証したところ、プレミアムがリターンの源泉として有用であることが明らかとなった。これによりバリュエーション・ツールとしての Merton モデルの有効性が示された。

第3の課題として、構造モデルのフレームワークを活かし、信用リスクのデルタ・ヘッジについて考察した。まず個別企業の社債 - 株式間のヘッジ・レシオを理論的に算出した。また、社債のスプレッドがもたらすリターンと株式によるヘッジ・リターンを比較し、ヘッジ対象を負債価値の変動とプット価値の変動に分け、それぞれのケースにおいて、デルタ・ヘッジの有効性を実証的に分析した。その結果、負債に含まれるプット価値をヘッジ対象したところ、平均的に 65 % の期間、53 % の銘柄で効果があった。ただし、ヘッジが効かず、むしろリスクを拡大するというケースもあり、市場で流通する全銘柄を対象とした場合、ヘッジ後のポートフォリオのリターンの標準偏差はヘッジ前に比べ拡大した。一方で、わが国の社債市場でデフォルトした銘柄のみを取り上げて検証したところ、全銘柄において負債の損失の一部は株式のヘッジ売りでカバーされており、ヘッジ効果が認められた。ただし、平均的にヘッジは損失の約 3 分の 1 をカバーするにとどまっており、仮に回収率をゼロとした前提では、アンダー・ヘッジ、つまりヘッジ量が十分ではないという結果が得られた。ヘッジ効果を歪める要因を分析したところ、株式時価総額が小さく、格付けが低く、スプレッドが大きく、残存年限の長い銘柄ほどヘッジ・エラーが生じやすいという結果が得られた。ヘッジ・エラーとマーケット・ファクターの間には非常に低い相関しか見られなかった。負債の信用リスクをヘッジするため、株式をショートする試みは、理論的には機能するはずであったが、スプレッドと株価が、理論的にあるべき方向とは逆に動くケースは頻発しており、両市場の動きは、実際には必ずしも整合的ではないことが示された。

今後の展望として、短期、高レバレッジ、高スプレッド銘柄のスプレッド推定精度向上が課題となろう。企業の資本構造、デフォルト境界などに強い前提を持つ構造モデルのフレームワークは、改良の余地を残している。Eom/Helwege/Huang[2004] は、Merton モデルの拡張は、必ずしも精度向上に繋がっておらず、新しいモデルほど、推定エラーが大きいと指摘した。本論文でも、オリジナルの Merton モデルのプライシング・エラーは、

派生モデルである Black/Cox よりも良好であった。拡張が必ずしも良好な結果に繋がっていない一例を示している。本論文の取り組みにおいて、構造モデルのパラメーターを変更しながら検証したことで、改善の糸口が示唆されている。例えば、負債である。構造モデルの持つ強い仮定のひとつであり、モデル上では、負債 = バランスシートに記載される負債の簿価とし、それが全て一種類の（ゼロクーポン）割引債で構成されると仮定するが、現実の企業の資産・負債構成とのズレが指摘される部分でもある。同じことは、デフォルト境界のパラメーターにも言える。市場からのフィードバックを取り入れたアプローチ等に検討の余地があると思われる。また、適当なボラティリティ・パラメーター設定も、今後の課題として挙げられる。本来、推定すべき資産ボラティリティは、将来のインプライド・ボラティリティでなければならない。しかし、大半の銘柄においてディープ・アウト・オブ・ザ・マネーかつ長期のものであるため、理論的な推定が極めて困難である。ヘッジ・モデルに関して、本論文では最初のステップとして理論的なヘッジ・レシオ、つまりナイーブなモデルによるヨーロピアン・コールオプションのデルタを求めたが、次の段階として、線形モデル、二乗平均誤差ヘッジ等を用いたデルタを試すことは自然と思われる。

さらに、一部のジャンプ拡散過程モデルを例外とすれば、全ての構造モデルには、資産価値のプロセスに対数正規分布が用いられている。この枠組みにも再考の余地があると思われる。現実には株式リターンの分布は、実績を見れば明らかな通り、ファットテール性を持つ。資産価値の分布も同様の性質を持つと考えるのは自然であろう。この部分を拡張することは、クローズド・フォームで解が得られるという、大きなメリットを失うことになるが、モデルを現実に近づけ、プライシングの精度向上を図るためには、避けることのできないポイントだと思われる。経済物理の分野ではベキ分布が、理論物理の分野では、 q -正規分布族を用いた研究が行われており、これらの応用が有望であると思われる。

また、別の問題意識として、モデルの有効性に対する評価基準が挙げられる。山下/川口/敦賀 [2003] が指摘するように、モデルの評価方法が体系的にまとめられていないため、どのような考え方でモデルを評価するかが意識されず、予測が完全に当たるモデル、つまり、的中率が高いモデルがよいと判断することが多い。しかし、作成されるモデルは誤差を含むものであり、単純に予測的中率が高いモデルが良いモデルであると判断するのは危険である。本論文では、プライシング・エラーを測定したが、より統計的な評価方法の確立が望まれる。

第 7 章

Appendix

Appendix1

以下は、マーカート法に関する補足説明である。

マーカートの方法は非線形の最小 2 乗法を解く上でのスタンダードな手法であり、ニュートン法よりもロバストであると言われている*¹。まず、1 変数 $J(u)$ の最小化の場合を考える。ニュートン法の反復公式は次のように表せる。

$$u^{(K+1)} = u^{(K)} - \frac{J'(u^{(K)})}{J''(u^{(K)})} \quad (\text{A-1})$$

上添え字の (K) は K 回目の反復の解 $u^{(K)}$ を代入した値であることを表す。マーカート法では、式 A-1 を次のように変える。

$$u^{(K+1)} = u^{(K)} - \frac{J'(u^{(K)})}{\lambda J''(u^{(K)})} \quad (\text{A-2})$$

ただし、 $\lambda > 1$ 、この λ は現在値 $u^{(K)}$ が解から遠いときに大きくとり、解に近づくにつれ小さくなることが望ましい。

n 変数の場合をベクトルと行列で表すと以下の形となる。

$$\mathbf{u}^{(K+1)} = \mathbf{u}^{(K)} - \frac{1}{\lambda} D[\mathbf{H}_u^{(K)}]^{-1} \nabla_u J^{(K)} \quad (\text{A-3})$$

ただし、 $\mathbf{H}_u^{(K)}$ はヘッセ行列であり、 $\nabla_u J^{(K)}$ は勾配である。 $D[\cdot]$ は対角成分のみを取り出した対角行列を作ることを表す*²。一方、 n 変数関数 $J(\mathbf{u})$ の極値を求めるニュート

*¹ Fair[1984] 参照。

*² ここでは対角要素を取り出す作用素 $D[\cdot]$ を用いて、ヘッセ行列 $\mathbf{H}_u^{(K)}$ を $\mathbf{H}_u^{(K)} + \lambda D[\mathbf{H}_u^{(K)}]$ に置き換えているが、単位行列を用いて、 $\mathbf{H}_u^{(K)} + \lambda I$ に置き換えてもよい。

ン法は以下のように表せる。

$$\mathbf{u}^{(K+1)} = \mathbf{u}^{(K)} - [\mathbf{H}_u^{(K)}]^{-1} \nabla_u J^{(K)} \quad (\text{A-4})$$

マーカート法では、現在値 $u^{(K)}$ が解から遠くに離れているときは、式 A-3 を使い、解に近づくと式 A-4 を用いるものとする。そこで、式 A-3、式 A-4 を合わせて以下のように置く。

$$\mathbf{u}^{(K+1)} = \mathbf{u}^{(K)} - \left(\mathbf{H}_u^{(K)} + \lambda D[\mathbf{H}_u^{(K)}] \right)^{-1} \nabla_u J^{(K)} \quad (\text{A-5})$$

ここで $\lambda = 0$ とするとニュートン法となる。一方、 λ を大きくとると、式 A-3 と同じ働きをする。つまり λ を現在値 $u^{(K)}$ が解から遠くに離れているときは大きくとり、解に近づくと小さくすることで、大域収束性を高めている。

Appendix2

以下では、第3章のパネルデータ分析の頑健性に関する予備分析の結果を示す。

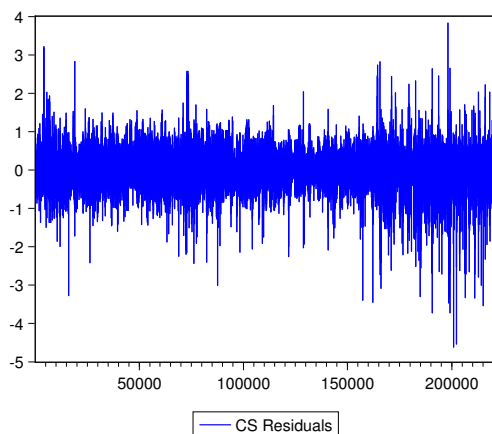


図 7.1 プールドモデル残差時系列

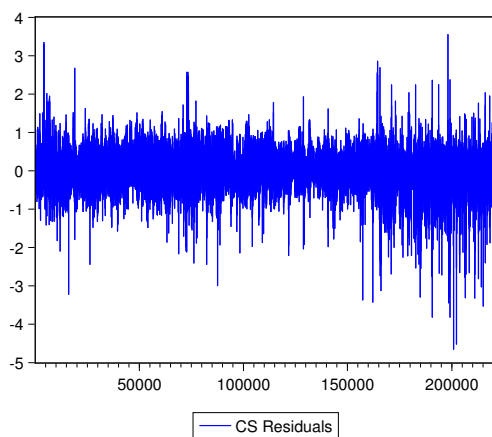


図 7.2 固定効果モデル残差時系列

図 7.1 はプールドモデルの残差時系列、図 7.2 は固定効果モデルの残差時系列プロットである。特定の時期に残差が大きいかとは認められない。同様に図 7.3 はプールドモデルの残差分布、図 7.4 は固定効果モデルの残差分布である。尖度が高い分布であるが、比較的左右対称な形状を示している。残差の平均値（ゼロ）からの差が3標準偏差以上離れたデータ個数は、固定効果モデルを例にとれば、3標準偏差以下が2052、3標準偏差以上が1915であり、左右がほぼ拮抗している。両者の合計3967個はサンプル母集団21万6657

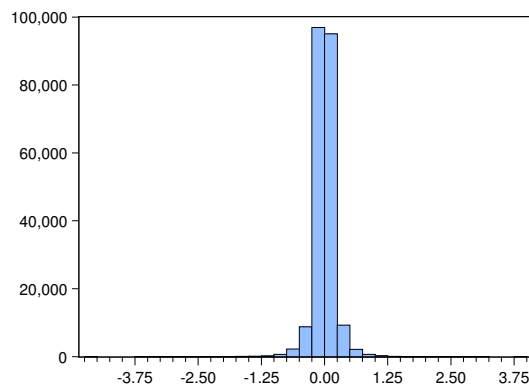


図 7.3 プールドモデル残差分布

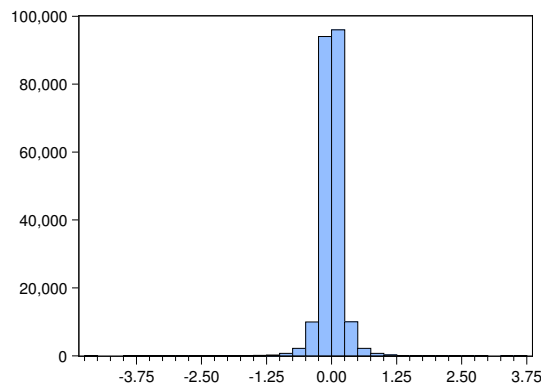


図 7.4 固定効果モデル残差分布

個の 1.83 % に過ぎない。また、特定の銘柄が誤差分布に極端な影響を与えていないことを確認した。さらに、異常値が推定結果に悪影響を及ぼしていないかを確認するために、回帰分析の残差が平均から 3 標準偏差以上離れたデータを除外したうえで、再度推定を行った。図 7.5、図 7.7 は、再サンプル後のプールドモデルの残差時系列プロットおよび残差分布である。同様に図 7.6、図 7.8 は固定効果モデルの残差時系列プロットおよび残差分布である。3 標準偏差外のデータを除外した後であるため、当然ながら残差の時系列プロットはバラツキが抑えられている。また、残差分布の形状はより滑らかに、正規分布に近づいている。

再サンプル後のパネル推定結果を表 7.1、表 7.2 に示す。ここで表 2 と 26p の表 3.5 を比較すると明らかであるように、異常値除外の前後で符号条件、回帰係数および t 値に大きな変化は見られない。仮に残差の正規性やはずれ値が、検定結果に対して影響を与えてとしても、それは大標本データの場合、検出力の低下と言う方向に出るのであり、一般的には推定結果の有意性が強調されるだけで、有意性を主張している検定結果の逆転は起

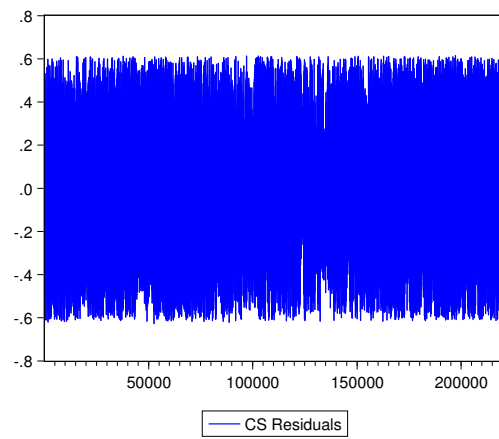


図 7.5 プールドモデル残差時系列：再サンプル後

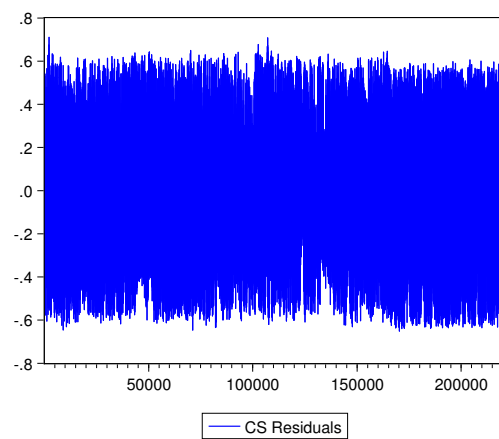


図 7.6 固定効果モデル残差時系列：再サンプル後

こらないと思われる。

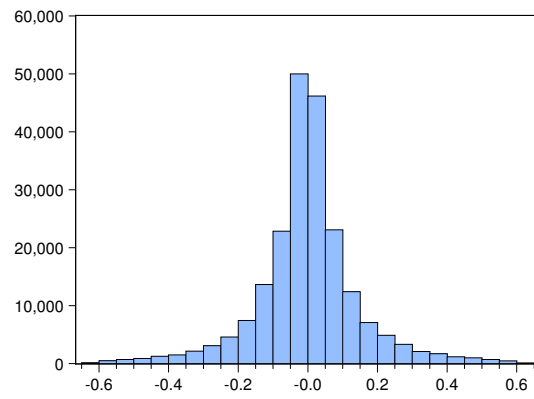


図 7.7 プールドモデル残差分布：再サンプル後

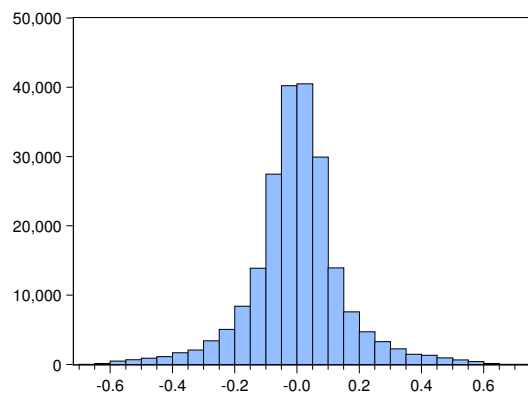


図 7.8 固定効果モデル残差分布：再サンプル後

表 7.1 パネルデータ分析結果 (プールドモデル : 再サンプル後)

変数	係数	標準誤差	<i>t</i> 値	<i>P</i> 値
切片項	-0.96	0.45	-2.14	0.03
負債比率 (対数)	0.24	0.05	4.92	0.00
資産ボラティリティ (対数)	0.04	0.01	2.84	0.00
金利 (対数)	-0.02	0.01	0.80	0.42
残存年限 (対数)	0.07	0.08	0.80	0.42
自己相関	0.98	0.00	259.7	0.00
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.98	Mean dependent var		-1.06
Adjusted R-squared	0.98	S.D. dependent var		1.01
S.E. of regression	0.15	Akaike info criterion		-0.99
Sum squared resid	4605	Schwarz criterion		-0.99
log likelihood	105690	F-statistic		1958444
Durbin-Watson stat	1.92	Prob(F-statistic)		0.00
<i>t</i> 値は White の修正済み				

表 7.2 パネルデータ分析結果 (固定効果モデル : 再サンプル後)

変数	係数	標準誤差	<i>t</i> 値	<i>P</i> 値
切片項	-1.12	0.21	-5.35	0.00
負債比率 (対数)	0.22	0.05	4.50	0.00
資産ボラティリティ (対数)	0.03	0.01	2.85	0.00
金利 (対数)	-0.02	0.01	-2.57	0.01
残存年限 (対数)	0.20	0.12	1.66	0.10
自己相関	0.96	0.00	150.44	0.00
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.98	Mean dependent var		-1.06
Adjusted R-squared	0.98	S.D. dependent var		1.01
S.E. of regression	0.15	Akaike info criterion		-0.99
Sum squared resid	4451	Schwarz criterion		-0.77
log likelihood	109300	F-statistic		2208.7
Durbin-Watson stat	1.93	Prob(F-statistic)		0.00
<i>t</i> 値は White の修正済み				

謝辞

学位論文をまとめるにあたって、主指導教官の椿広計教授（現・統計数理研究所リスク解析戦略研究センター長）には5年間お世話になった。副指導教官の牧本直樹教授、山田雄二准教授にも大変お世話になった。また、匿名のレフェリーからは重要な指摘を頂いた。津田和彦教授からは、直接の指導担当ではないにも関わらず、研究生活全般において親身なアドバイスを頂いた。服部徹氏（電力中央研究所）をはじめとする椿研究室のメンバーの作り出すアットホームな雰囲気と、建設的な意見交換の場は、筆者と大学院との接点であり、研究を継続する上で大きな土台となった。筆者の属する企業年金連合会・年金運用部・債券グループの師田光太郎氏をはじめとする債券グループのメンバーには、研究と仕事の両立を寛大な目で見えて頂いた。佐藤節雄氏（明治安田アセットマネジメント）、菅康弘氏（同）からは生きた金融工学を学んだ。お二人の力添えなしには、本論文は成立しなかったと言っても過言ではない。中川秀敏准教授（一橋大学大学院）、山下智志准教授（統計数理研究所）、小寺英司氏（インベスコ投信投資顧問）からは論文を精緻化する上で大変貴重なコメントを頂いた。また、株式会社大和総研ビジネス・イノベーションからは、社債データの利用を快諾頂いた。ここに記して謝意を表したい。

最後に、修士課程から通算して述べ7年の長きに渡って、会社勤務と研究の両立を支えてくれた、妻の由紀子に心から感謝したい。

参考文献

- [1] Altman, Edward I. [1968] *Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy* The Journal of Finance 23(4), 589-609.
- [2] Anderson, Ronald and Sundaresan, Suresh [2000] *A Comparative Study of Structural Models of Corporate Bond Yields: An Exploratory Investigation* Journal of Banking & Finance 24, 255-269.
- [3] Arora, Navneet, Bohn, Jeffrey R. and Zhu, Fanlin [2005] *Reduced Form vs. Structural Models of Credit Risk: A Case Study of Three Models* Journal of Investment Management Fourth Quarter, 3(4).
- [4] Bajlum, Claus and Larsen, Peter Tind [2007] *Capital Structure Arbitrage: Model Choice and Volatility Calibration* Working Paper.
- [5] Bielecki, Tomasz R. and Rutkowski, Marek [2002] *Credit Risk: Modeling, Valuation and Hedging* Springer Finance, 2002.
- [6] Bensoussan, A Crouhy, M and Galai, D [1995] *Mathematical Models in Finance* Chapman and Hall.
- [7] Black, Fischer and Cox, John C. [1976] *Valuing Corporate Securities: Some Effects on Bond Indenture Provisions* The Journal of Finance 31(2), 351-367.
- [8] Black, Fisher and Scholes, Myron [1973] *The Pricing of Options and Corporate Liabilities* Journal of Political Economy 81(3), 637-654.
- [9] Bohn, Jeffrey R. [2000] *A Survey of Contingent-Claims Approaches to Risky Debt Valuation* The Journal of Risk Finance 1(3), 53 - 70.
- [10] Bohn, Jeffrey R. and Korablev, Irina [2000] *Predicting Agency Rating Upgrades and Downgrades with EDF Credit Measures* Moody's KMV, 2000.
- [11] Boness, James A. *Elements of A Theory of Stock-Option Value* Journal of Political Economy 72(2), 163-175.
- [12] Boudoukh, Jacob, Richardson, Matthew P., Stanton, Richard H. and Whitelaw, Robert F. [1995] *A New Strategy for Dynamically Hedging Mortgage-*

- Backed Securities* (January 1995). NYU Working Paper No. FIN-94-019.
- [13] Campbell, John Y. and Taksler, Glen B. [2003] *Equity Volatility and Corporate Bond Yields* The Journal of Finance 58(6), 2321-2350.
- [14] Chacko, George, Sjoeman, Anders, Motohashi, Hideto and Dessain, Vincent [2006] *Credit Derivatives: A Primer on Credit Risk, Modeling, and Instruments* Wharton School Publishing.
- [15] Chen, Leon, Lesmond, David and Wei, Jason [2007] *Corporate Yield Spreads and Bond Liquidity* The Journal of Finance 62(1), 119-149.
- [16] Collin-Dufresne, Pierre and Goldstein, Robert S. [2001] *Do Credit Spreads Reflect Stationary Leverage Ratios?*, The Journal of Finance 56(5), 1929-1958.
- [17] Collin-Dufresne, Pierre, Goldstein, Robert S. and Martin, Spencer J. [2001] *The Determinants of Credit Spread Changes* The Journal of Finance 56(6), 2177-2207.
- [18] Davydenko, Sergei A. [2007] *When Do Firms Default? A Study of The Default Boundary* AFA 2009 San Francisco Meetings Paper.
- [19] Duarte, Jefferson, Longstaff, Francis A. and Yu, Fan [2005] *Risk and Return in Fixed-Income Arbitrage: Nickels in Front of a Steamroller?* The Review of Financial Studies 20(3), 769-811.
- [20] Duffie, Darrell [2004] 「リスク中立デフォルト確率と実際のデフォルト率」証券アナリストジャーナル 91-104, 2004年3月.
- [21] Duffie, Darrell and Lando, David [2001] *Term Structures of Credit Spreads with Incomplete Accounting Information* Econometrica 69(3), 633-664.
- [22] Duffie, Darrell and Singleton, Kenneth J. [2003] *Credit Risk* Princeton University Press.
- [23] Duffie, Gregory R. [2002] *The Relation Between Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads* The Journal of Finance 53(6), 2225-2241.
- [24] Eom, Young Ho, Helwege, Jean and Huang, Jing-Zhi [2004] *Structural Models of Corporate Bond Pricing: An Empirical Analysis* The Review of Financial Studies 17(2), 494-544.
- [25] Fair, Ray C. [1984] *Specification, Estimation, and Analysis of Macroeconometric Models* Harvard University Press.
- [26] Finger, Christopher C. [2002] *Credit Grades Technical Document* (<http://www.riskmetrics.com/publications/techdocs/cmtdovv.html>).
- [27] Fons, Jerome S. [1994] *Using Default Rates to Model the Term Structure of Credit Risk* Financial Analysis Journal Sept-Oct, 25-32.

-
- [28] Geske,Robert and Herbert Johnson E. [1977] *Valuation of Corporate Liabilities as Compound Options: A Correction* Journal of Financial and Quantitative Analysis 19(2), 231-232.
- [29] Galai,Dan and Masulis,Ronald W. [1976] *The Option Pricing Model and The Risk Factor of Stock* Journal of Financial Economics 3, 53-81.
- [30] Giesecke,Kay [2003] *Default and Information* Working Paper, Cornell University, 2003.
- [31] Giesecke,Kay [2004] *Credit Risk Modeling and Valuation An Introduction* Working Paper, Cornell University, 2004.
- [32] Giesecke,Kay and Goldberg,Risa [2003] *Forecasting default in the face of uncertainty* Working Paper, Cornell University, 2003.
- [33] Hsiao, Cheng [2002] *Analysis of Panel Data* Cambridge University Press, 2002.
- [34] Jones,Philip E., Scott,Mason P. and Rosenfeld,Eric [1984] *Contingent Claims Analysis of Corporate Capital Structures: an Empirical Investigation* The Journal of Finance 39(3), 611-627.
- [35] KMV Corporation [2001] 「デフォルト・リスクのモデル化」 (http://www.moodyskmv.com/research/singleObligor_wp.html).
- [36] Kwan,Simon H. [1996] *Firm-Specific Information and the Correlation Between Individual Stocks and Bonds* Journal of Financial Economics 40(1), 63-80.
- [37] Lando,David [2004] *Credit Risk Modeling: Theory and Applications* Princeton University Press.
- [38] Lardic,Sandrine and Rouzeau,Etienne [1999] *Implementing Merton's Model on the French Corporate Bond Market* Working Paper, Credit Commercial de France, May 1999, 32pp.
- [39] Leland,Hayne E. [1994] *Corporate Debt Value, Bond Covenants, and Optimal Capital Structure* The Journal of Finance 49(4), 1213-1252.
- [40] Leland,Hayne E. [2004] *Predictions of Default Probabilities in Structural Models of Debt* Working Paper, Walter A. Haas School of Business, 2004.
- [41] Leland,Hayne E. and Toft,Klaus B. [1996] *Optimal Capital Structure, Endogenous Bankruptcy, and the Term Structure of Credit Spreads* The Journal of Finance 51(3), 987-1019.
- [42] Lin,Hsuan-Chu[2007] *Valuing Corporate Securities:Some Effects of Bond Indenture Provisions-A Correction* Review of Quantitative Finance and Accounting 29(2),173-180.
- [43] Longstaff,Francis A. and Schwartz,Eduardo S.[1995] *A Simple Approach to Valu-*

- ing Risky Fixed and Floating Rate Debt* The Journal of Finance 50(3), 789-819.
- [44] Merton, Robert C. [1974] *On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates* The Journal of Finance 29(2), 449-470.
- [45] Moody's [2004] *Default & Recovery Rates of Corporate Bond Issues: A Statistical Review of Moody's Ratings Performance, 1920-2003* Special Comment, January 2004.
- [46] Musiela, Marek and Rutkowski, Marek [1998] *Martingale Methods in Financial Modeling, 2nd edition* Springer-Verlag Berlin.
- [47] Rubinstein, Mark and Reiner, Eric [1991] *Breaking Down the Barriers* Risk September 1991, 28-35.
- [48] Sarig, Oded and Warga, Arther [1989] *Some Empirical Estimates of the Risk Structure of Interest Rates* The Journal of Finance 44(5), 1351-1360.
- [49] Schaefer, Stephen M. and Strebulaev, Ilya A. [2004] *Structural models of credit risk are useful, Evidence from hedge ratios on corporate bonds* Working paper, London Business School.
- [50] Schönbucher, Philipp J. [2003] *Credit Derivatives Pricing Models: Model, Pricing and Implementation* John Wiley & Sons.
- [51] Yu, Fan [2006] *How Profitable Is Capital Structure Arbitrage?* Financial Analysis Journal 62(5), 47-62.
- [52] Zhou, Chunsheng [1997] *A Jump-Diffusion Approach to Modeling Credit Risk and Valuing Defaultable Securities* Finance and Economics Discussion Series 1997-15, Board of Governors of the Federal Reserve System (<http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/1997/199715/199715pap.pdf>).
- [53] Zhou, Chunsheng [2001] *The Term Structure of Credit Spreads with Jump Risk* Journal of Banking & Finance 25(11), 2015-2040.
- [54] 安藤啓, 丸茂幸平 「ノックアウト・オプション・アプローチを用いたデフォルト率の推定方法」日本銀行金融研究所、Discussion Paper 2001-J-4、2001年1月。
- [55] 今村文宣 [1999] 「倒産企業のバランスシート」大和証券 SMBC, Credit Products Monthly Report, 1999年9月。
- [56] 池田昌幸 [2000] オプション評価と企業金融の理論」東京大学出版会。
- [57] 今井俊夫 [2001] 「株価情報から導出される社債価格の変動特性」大和レビュー、2001年秋号。
- [58] 内山朋規, 濱田将光 [2006] 「CDS スプレッドと社債スプレッドと株価の実証的關係-クレジットリスクは市場でどう評価されているか？」証券アナリストジャーナル 2006年3月, 53-80。

- [59] 内山朋規, 濱田将光 [2007] 「わが国社債市場のクロスセクション分析」現代ファイナンス 21, 31-54.
- [60] 大橋英敏 [2006] 「クレジット投資のすべて」金融財政事情研究会.
- [61] 大山慎介, 杉本卓哉 [2007] 「日本におけるクレジット・スプレッドの変動要因」日本銀行, ワーキングペーパー 07-J-1.
- [62] 小関広洋 [2009] 「海外投資家から見た日本の社債市場とその課題」日本証券業協会「社債市場の活性化に関する懇談会」資料
- [63] 格付け投資情報センター [2004] 「格付けとデフォルトの関係」レポート 2004年6月.
- [64] 金谷信, 平田英明, 西崎健司「デフォルト確率モデル再訪 -市場情報の包括的利用と推定方法の検討」日本銀行, ワーキングペーパー 03-J-2, 2003年10月.
- [65] 菅野正泰 [2005] 「企業再生を考慮した数理モデルによる倒産確率の推定」日本ファイナンス学会予稿集 2005年6月, 524-538.
- [66] 木島正明 [1999] 「金融リスクの計量化(下)クレジット・リスク」金融財政事情研究会 1999年3月.
- [67] 木島正明, 小守林克哉 [1999] 「金融リスク評価の数理モデル」朝倉書店 1999年10月.
- [68] 楠岡成雄, 中川秀敏, 青沼君明 [2001] 「クレジット・リスク・モデル」金融財政事情研究会 2001年.
- [69] 黒子貴史, 神山直樹 [2000] 「倒産確率推定モデルの精度比較検証」証券アナリストジャーナル 2000年4月, 76-90.
- [70] 小林孝雄 [2004] 「信用リスク・モデル化のアプローチ」証券アナリストジャーナル 2004年3月, 73-90.
- [71] 白須洋子, 米澤康博 [2007] 「社債流通市場における社債スプレッド変動要因の実証分析」金融庁金融研究研修センター, ディスカッションペーパー 2007-2.
- [72] 白田佳子 [2003] 「企業倒産予知モデル」中央経済社 2003年.
- [73] シャオ, チェン [2007] 「ミクロ計量経済学の方法 パネル・データ分析」東洋経済新報社.
- [74] 高橋公英 [2009] 「クレジット・ストラテジー」野村証券スペシャル・レポート 2009年4月16日号.
- [75] 津田博史 [2006] 「社債価格モデルによる信用リスク情報の推定-倒産確率の期間構造と回収率の推定」ジャフィージャーナル 金融工学と証券市場の計量分析 2006年8月, 33-63.
- [76] 津村英文, 榊原茂樹, 青山護 [1993] 証券投資論(第3版) 日本経済新聞社.
- [77] 鉄田義人, 塩澤善幸 [2002] 「信用リスクの市場水準と効率性から見た投資戦略」証

- 券アナリストジャーナル 2002 年 4 月, 5-31.
- [78] デヴェンダー, ドナルド V., 今井賢司 [2007] 「信用リスクモデル入門」 東洋経済新報社.
- [79] 中川秀敏 [2008] 「信用リスク・モデルの観望とその新展開 - トップダウン・アプローチによるデフォルトの依存関係のモデル化」 現代ファイナンス 2008 年 3 月, 3-33.
- [80] 成田俊介 [2005] 「構造モデルによる信用リスクの定量化と社債投資への応用」 日本ファイナンス学会第 13 回大会予稿集, 11-23.
- [81] 成田俊介 [2008] 「クレジット・スプレッドの決定要因の実証分析～構造モデルの説明変数は有効か？」 第 25 回応用経済時系列研究会研究報告会報告集, 67-80.
- [82] 成田俊介 [2009] 「構造モデルによる信用リスクのデルタヘッジ」 日本ファイナンス学会第 17 回大会予稿集, 225-233.
- [83] 成田俊介 [2010a] 「社債のパネルデータ分析-固定効果モデルによるクレジット・スプレッド推定」 経営財務研究 29(1,2) 2010 年 3 月, 126-145.
- [84] 成田俊介 [2010b] 「信用リスクのデルタヘッジ-モデリングと有効性の検証」 ジャフイージャーナル 定量的信用リスク評価とその応用 2010 年 4 月, 166-184.
- [85] 福田慎一, 鯉淵賢 [2006] 「不良債権と債権放棄：メインバンクの超過負担」 経済研究 57(2), 110-120.
- [86] 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 1997 年 10 月, 2-9.
- [87] 森平爽一郎 [2000a] 「信用リスクの測定と管理 第三回：オプションモデルによる倒産確率推定：基礎」 証券アナリストジャーナル 2000 年 1 月, 85-100.
- [88] 森平爽一郎 [2000b] 「信用リスクの測定と管理 第四回：オプションモデルによる倒産確率推定：拡張と応用」証券アナリストジャーナル 2000 年 3 月, 102-120.
- [89] 藪口康夫, 畑宏樹, 小林秀之 [1997] 「貸手責任と金融倒産」 清文社 1997 年 4 月.
- [90] 山下智志, 川口昇, 敦賀智裕 [2003] 「信用リスクモデルの評価方法に関する考察と比較」 金融研究研修センター ディスカッションペーパー 2003 年 10 月 (<http://www.fsa.go.jp/frtc/seika/15.html>).
- [91] 吉野貴晶 [2003] 「ノックアウト・オプションアプローチによる倒産確率推定」大和総研日本株クウォンツマンスリー 2003 年 10 月号 No.24.