

世界金融危機前後における我が国企業の CDS スプレッドの決定要因*

岩 井 浩 一

要 旨

世界的な金融危機を契機にして、クレジットデフォルトスワップ (CDS) 市場への関心が一層高まっている。CDS 市場が金融危機の遠因の一つとされ、規制の見直しが進められてきた経緯を踏まえると、金融危機の前後における CDS 市場の価格形成を実証的に考察することは、CDS 市場の機能や今後の規制の在り方を考察していくうえでも重要であろう。しかしながら、我が国 CDS 市場における価格形成に関する実証的な理解はそれほど進んでいない。本稿は、我が国事業法人を参照組織とする CDS スプレッドの決定要因を実証的に検証するものである。スプレッドの決定要因として、構造型モデルから導出される構造変数のほかに、市場全体及びマクロ経済の動向を捉える幾つかの変数も採用した。分析の結果、これまでに報告されていない現象も含めて、CDS 市場における価格形成の特徴を見出すことができた。第一に、構造変数は符号条件を満たし概ね有意であったが、CDS スプレッドの変動を十分に説明することはできない。構造変数の他に、市場・マクロ変数を説明変数に加えても、モデルの説明力は総じて低く、我が国 CDS 市場においてもクレジットスプレッド・パズルが存在しているといえる。第二に、金融危機前よりも金融危機後の方が回帰モデルの説明力が改善するという諸外国には報告されていない現象が確認された。この背景として、金融危機以降になると、我が国 CDS 市場において諸外国の市場変動が大きな影響を与えるようになったこと等が考えられる。第三に、金融危機後になると、本稿のモデルでは捉えきれないシステミックな要因が CDS スプレッドの主たる変動要因になった可能性も確認された。これらの分析結果は、我が国 CDS 市場の価格形成メカニズムの理解に役立つものである。

* 本論文の草稿に対して、大阪大学 高阪章教授、慶應義塾大学 吉野直行教授から多くの貴重な御意見を頂戴した。また、匿名の査読者から、細部に亘る丁寧なコメントを頂いた。記して感謝申し上げる。但し、本稿は、執筆者の個人的な見解であり、金融庁及び金融研究センターの公式見解ではない。

目次

- I. はじめに
- II. 先行研究
- III. 分析方法
 - 1. 変数選択
 - 2. 推定モデル
- IV. 実証結果

- 1. 記述統計
- 2. 時系列モデル
- 3. Dynamic Heterogeneous Panel モデル
- 4. 金融危機前後
- V. 結論

I. はじめに

2007年以降の世界金融危機を境にして、クレジットデフォルトスワップ（以下、CDS）への評価は大きく変化した。金融危機が発生する以前においては、CDS市場は資源配分の効率性を向上させ、また、家計や企業の資金制約を緩和させる等を通じて、社会厚生を改善をもたらすと考えられてきた。CDS市場では空売りも含めて自由に取引が行えるため、ヘッジ目的や投機目的等、様々な取引動機を有する経済主体がCDS市場に参加することになり、その結果、参照組織の信用リスクに関する情報が増大し、信用リスクが効率的に決定されるという期待もあった。しかしながら、金融危機以降は、CDS市場が金融システム全体のシステミックリスクを上昇させた、あるいは、銀行のモラルハザードや過剰なリスクテイキングを惹起し社会厚生を引き下げた等といった否定的な見解が注目を集めるようになった。更に、一部の国では、CDS市場と株式市場をまたがるインサイダー取引が発生したこともあり、規制当局がCDS市場における不公正取引に関心を示している。こうした流れのなかにあつて、先進各国の金融当局はCDS市場に対する規制強化策を

検討し、そのうちの一部は既に実行に移されている¹⁾。

CDS市場に関する関心が高まるなかで、IIでみるように、欧米では、CDS市場の機能や価格形成を実証的に考察する研究も進展している。とりわけ、CDSスプレッドの決定要因や、CDS市場と社債や株式等の関連市場の間の価格発見機能が中心的な研究課題と位置付けられている。これに対して我が国においては、金融危機局面において国内CDS市場に目立った問題が確認されなかったこともあり、CDS市場に関する実証的な考察は限定的であり、価格形成の特徴はそれほど理解されていない。特に、筆者の知る限り、一般事業法人のCDSスプレッドについては研究されていない。大手金融機関や日本国を参照組織とするCDS取引と異なり、一般事業法人のCDS取引は国内での取引が中心であるため、国内CDS市場の価格形成を評価するには、一般事業法人を分析対象とすることが望ましい。そこで本稿では、我が国一般事業法人に注目し、そのCDSスプレッドの決定要因や金融危機前後における価格形成の特徴を考察する。

以下の構成は次の通りである。IIでは、先行研究をレビューし、本稿の主たる狙いを整理する。IIIは、本稿で利用する各種変数と実証方法

を解説する。CDS スプレッドの決定要因として、構造変数のほかに、金利や株式市場の動向を示す幾つかの状態変数にも注目する。IVは実証分析の結果である。構造型モデルの妥当性、構造変数以外の状態変数の有意性等を検証する。また、2007年に発生した金融危機前後における違いや特徴にも注目する。Vでは結論を述べる。

II. 先行研究

信用リスクの決定要因に関する理論的な成果は構造型モデル（構造型アプローチ）として知られている²⁾。構造型モデルとは、企業価値を確率過程で表現し、企業価値がある閾値（負債価値）を下回った状態をデフォルトと見做し、その発生頻度（確率）をオプション価格理論等を援用して求めるものである。最もシンプルな構造型モデルにおいては、企業の信用リスクは3つの構造変数——レバレッジ、企業価値ボラティリティ、安全利子率——で一意に決定されることになる。信用リスクは、レバレッジと企業価値ボラティリティに関しては増加関数、安全利子率に関して減少関数となる³⁾。構造型モデルのこうした理論的帰結を巡って、数多くの実証研究が進められてきた。即ち、信用リスクを示すと考えられる各種クレジットスプレッドの水準や変動が、レバレッジ、企業価値ボラティリティ、安全利子率でどの程度説明することができるのか、また、説明できない部分はどのようなメカニズムで発生しているのかが検証されてきた。社債スプレッドに関する先行研究の多くは、構造変数が理論の想定通りの符号条件を満たすことを確認しつつも、モデルの説明力が低いことも報告している。この説明力の低

さはしばしば「クレジットスプレッド・パズル」と称されている。例えば、Collin-Dufresne et al. [2001]は米国社債スプレッドを対象に、構造変数を説明変数とする線形モデルをOLSで推定し、その決定係数が概ね0.2～0.3程度に止まるとしている。構造型モデルの説明力が低いことが指摘されるなかで、税金や流動性リスク、その他のシステミックなリスク等、構造変数以外にどのような要因が信用リスクに影響を与えているのかについて研究が進展してきた⁴⁾。しかし現時点でもなお、信用リスクの変動を高い精度で説明できるだけのメカニズムや変数が見出されていないわけではない。

こうしたなかで、CDS市場を分析対象にして信用リスクの決定要因を考察するという研究の流れが生じている。信用リスクを評価するには、幾つかの理由から社債スプレッドに比べてCDSスプレッドの方が優れた指標になると考えられるからである⁵⁾。Longstaff et al. [2005]は、CDSスプレッドの大部分が銘柄固有の破綻リスクによって説明できると報告している。Ericsson et al. [2009]は構造型モデルに注目し、CDSスプレッドとその変化の決定要因を計測した。構造変数のパラメータは理論と整合的であること、格付けが低いほどパラメータの絶対値が大きくなること、レベル回帰の場合には決定係数が0.6程度であるが、階差回帰の場合には0.2前後であること等を報告している。Blanco et al. [2005]は米国社債市場とCDS市場の価格発見を比較することに主眼を置きつつも、構造変数がCDSスプレッドに与える影響を計測し、理論通りの符号が得られるが、モデルの説明力が0.25程度と低いことを指摘している。Di Cesare and Guazzarotti [2010]は世界金融危機前後の米国事業法人を対象とした研究

である。CDS スプレッドの変動要因として、構造変数のほかに、各種の市場変数（株価リターン、長短金利差、社債スプレッド、VIX 指標）と CDS スプレッドの理論値に注目し、金融危機前後におけるこれらの変数の有意性や説明力を比較考察している。その結果、(1) CDS スプレッドの全変動のうち約半分がこれらの変数で説明でき、クレジットスプレッド・パズルを指摘してきた既存研究よりも説明力が高くなったこと、(2)金融危機前後でモデルの説明力にはそれほどの違いはないこと、(3)金融危機局面では、多くの銘柄の CDS スプレッドが同時に上昇しており、何等かの共通ファクターが CDS 市場に影響を与えている可能性があること等を報告している。

我が国企業の信用リスクの決定要因を検証した研究として、Ito and Harada [2004]、Baba and Inada [2009]、大山・杉本 [2007]、白須・米澤 [2007]、稲葉 [2007]、Nakashima and Saito [2009]、大山・本郷 [2010] 等がある。このうち、一般事業法人の信用リスクスプレッドを分析対象としたものは、大山・杉本 [2007]、白須・米澤 [2007]、Nakashima and Saito [2009] を数える程度である。大山・杉本 [2007] は、社債スプレッドの変動要因を OLS 推定で考察し、(1)安全利子率と社債スプレッドの間にはマイナスの関係が多く観察されるが、分析対象によってはプラスの関係も発生している、(2)将来における金利の不確実性を表すスワップションボラティリティが上昇すると社債スプレッドが拡大する、(3)株価指数リターンやそのボラティリティは社債スプレッドと明確な関係を持たない、(4)決定係数が低水準であり、推定モデルに取り込めていない要素が社債スプレッドの変動に影響を与えている可能性があ

る、と報告している。白須・米澤 [2007] は社債スプレッドの決定要因として、個別銘柄に特有の属性だけではなく、経済環境や流動性の影響も加味した研究である。分析の主眼は flight to quality や flight to liquidity 現象の有無を検証することにあるが、同論文の分析結果からは、(1)構造変数が構造型モデルの想定と異なる符号となる場合があること、(2)株式市場全体の動向と社債スプレッドは逆相関の関係にあること、(3)安全利子率の階差変数は理論の想定とは逆に、社債スプレッドを増加させる効果をもっていること等を確認することができる。Nakashima and Saito [2009] は、構造型モデルに銘柄横断的な時間ダミー等を追加した推定モデルによって社債スプレッドの決定要因を考察することを提案している。分析の結果、構造変数は構造型モデルの想定と整合的であったことや、株価リターンと社債スプレッドの変化幅の間にマイナスの関係を確認できる等、金融市場全体の動向が社債スプレッドに影響を与えていることを報告している。社債スプレッドを対象としたこれらの既存研究を比較すると、構造変数やその他の変数のパラメータ推定値の符号や有意性に違いがあることが確認できる。

本邦 CDS 市場に関する分析としては、大手金融機関に関する研究が幾つか存在するが、筆者の知る限り、一般事業法人を対象としたものはない。Ito and Harada [2004] は、大手銀行の信用リスクを捉える指標として CDS スプレッドが有効であることを指摘している。稲葉 [2007] は、構造型モデルを援用して、大手 3 銀行の CDS スプレッドの決定要因を考察している。CDS スプレッドの決定要因として構造変数やスワップションボラティリティ等を採用している。分析の結果、大手銀行の CDS スプ

レッドは、構造型モデルと整合的に決定されているほか、景気動向といったマクロ経済からの影響も受けていると報告している。Baba and Inada [2009]は大手4銀行の劣後債スプレッドとCDSスプレッドの決定要因や両スプレッド間の価格発見に注目した分析である。CDSスプレッドが株価リターンと負の関係にあり、CDSスプレッドのヒストリカルボラティリティや日本のソブリンCDSスプレッドと正の関係にあることを報告している。

このように、我が国企業の信用リスクに関する研究成果は社債市場や金融機関を参照組織とするCDSを中心に蓄積されつつあるものの、一般事業法人を参照組織とするCDSに関する実証的な検証結果は報告されていない。先に述べた通り、社債スプレッドに内在する限界を踏まえると、社債市場の分析結果だけをもって信用リスクの決定要因を考察することには慎重であるべきだろう。そこで本稿では、一般事業法人のCDS取引に注目し、その決定要因を考察する。具体的には、構造変数が現実のCDSスプレッドの変動をどの程度説明できるのかを明らかにする。そのうえで、構造変数が説明できない部分はどのようなメカニズムで発生しているのか、また、構造変数以外にどのような変数がCDSスプレッドの変動を規定しているのかを検証する。更に、金融危機前後でCDSスプレッドの決定メカニズムに何等かの相違を見出すことができるのかを検討する。

Ⅲ. 分析方法

1. 変数選択

信用リスクの決定要因を考察した既存研究においては、被説明変数として、信用リスクスプレッドのレベル値、レベル階差、対数レベル値、対数階差の4通りの定義が利用されており、定まった手法が確立されているわけではない⁶⁾。そこで、本稿では、説明が煩雑にならない範囲で、上記4通りの変数に対する実証分析を進める。

説明変数は構造変数とその他の変数から成る。構造変数は、レバレッジ、企業価値ボラティリティ、安全利子率である。レバレッジの算出には、財務データを用いるため、線形補完により日次データに変更している⁷⁾。企業価値ボラティリティは直接観察することができない。既存研究は、企業価値ボラティリティの代理変数として、オプション価格理論から逆算されるボラティリティ、ヒストリカルボラティリティ、GARCHボラティリティのいずれかを利用している。本稿では、補論に示した手順に従って算出したボラティリティ指標を利用する⁸⁾。また、安全利子率にどの金利指標を利用すべきかについては必ずしも明らかではない。大半の既存研究は長期国債利回りか長期スワップレートのいずれかを用いている。本稿では、Ericsson et al. [2009]等と同様に、10年国債金利を利用する⁹⁾。多くの先行研究は、安全利子率の2乗項も同時に利用しているので、本稿でもこの取扱いを踏襲する。但し、以下の説明において「構造変数」という場合には、安全利子率の2乗は含めないことにする。

クレジットスプレッド・パズルが意識されて以降、信用リスクの決定要因として、マクロ環境や市場動向を表す変数が推定モデルに取り入れられてきた。これらの変数は、金利の期間構造、企業価値の確率的変動、可変的な回収率等を捉えるための状態変数として解釈することができるが、これらの変数と信用リスクとの関係式が理論モデル（CDS 価格に関する資産価格モデル）において明示的に導出されていない場合が多いため、実際の推定に際してどの指標をどのような形で推定モデルに取り入れるかは、分析者の判断によらざるを得ない¹⁰⁾。また、金融市場で観察される各種の変数には個別企業の将来キャッシュフローに影響を与える情報が織り込まれていると考えられるので、これら変数を個別企業の信用リスクの決定要因として推定モデルに取り込むことには一定の根拠がある、ということもできよう¹¹⁾。本稿では、マクロ環境や市場動向を捉える変数として、先行研究で頻繁に利用されている、安全利子率の2乗、長短金利差、株式市場リターン（TOPIX リターン）、対数時価総額、スワップションボラティリティ、VIX を採用する¹²⁾。

幾つかの変数については注意が必要である。長短金利差は、Di Cesare and Guazzarotti [2010]に詳しく議論されているように、信用リスクスプレッドに対してプラスにもマイナスにも影響を与え得る。本稿では、長短金利差をコントロール変数として利用する。株式市場リターンの解釈も一意には定まらない。株式市場リターンについて Blanco et al [2005]等はデフォルト時の回収率の代理変数として捉えているが、マクロ環境の動向を捉える状態変数として考えることもできる。なお、個別株式のリターンを説明変数として採用することも考えら

れるが、レバレッジや対数時価総額と高い相関を持つと考えられるので、本稿では採用していない。対数時価総額は、企業規模を捉える指標として一般に利用されている。企業規模の大きさがCDS市場での取引量と相関するならば、流動性の代理指標と考えることもできる。後述のように、本邦CDS市場については、市場全体の流動性も個別銘柄の流動性もデータで把握することが困難である。従って、本稿では、この変数を企業規模と同時に、流動性を捉えるコントロール変数と位置付けている。スワップションボラティリティは金利環境の先行き不透明感や安全利子率の変動を捉える指標である。VIXは、先行研究において、米国株式市場全体の不確実性を捉えると共に、世界的なイベントリスクを捉える指標として解釈されている。いずれの解釈をとるにせよ、我が国CDS市場にとってみれば、VIXは海外市場に関する不安定要因として位置づけることができる。

2. 推定モデル

多くの先行研究は(1)式の線形モデルを利用している。

$$Spread_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_{i,k} x_{i,k,t} + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots(1)$$

$Spread_{i,t}$ は*i*企業の*t*時点における信用リスクを表す変数である。 $x_{i,k,t}$ は*i*企業の*t*時点における*k*番目の説明変数であり、説明変数($k=1, 2, \dots, K$)は構造変数とその他変数から成る。 $\varepsilon_{i,t}$ は*i*企業の*t*時点における誤差項である。先行研究は(1)式を個別企業毎の時系列モデルとして捉えるか、あるいは、パネルデータとして取り扱うかによって大別できる。Collin-Dufresne et al. [2001], Ericsson et al. [2009], 大山・杉本 [2007]等は(1)式を企業毎にOLS推定してい

図表1 利用変数

変数名	定義	出所
CDSスプレッド	CDSスプレッドのレベル値	東京金融取引所(J-CDS)
対数CDSスプレッド	ln(CDSスプレッド)	"
△CDSスプレッド	CDSスプレッドの対前日階差(営業日ベース)	"
△対数CDSスプレッド	対数CDSスプレッドの対前日階差(営業日ベース)	"
レバレッジ	{負債合計÷(負債合計+株式時価総額)}を月次データに線形補完。なお、財務データは半期ベース	QUICK社(Astra Manager)
企業価値ボラティリティ	オプション価格理論から算出(補論参照)。年率換算ベース	"
安全利子率	10年物国債流通利回り	"
長短金利差	10年物国債流通利回り-1年物国債流通利回り	"
TOPIXリターン	△ln(TOPIX)	"
対数時価総額	ln(対数時価総額)	"
スワップションボラティリティ	スワップション(5年物、行使期間1カ月)のインプライドボラティリティ	Bloomberg
VIX	S&P500指数のインプライドボラティリティ	"

る。稲葉 [2007] も個別企業毎に推定しているが、 ε_t にMA過程を仮定した最尤法を利用している。これに対して、Di Cesare and Guazzarotti [2010], Baum and Wan [2010]等はPooled OLSや固定効果モデル、変量効果モデルを利用している。そのほかには、Nakashima and Saito [2009]はレバレッジと信用リスクスプレッドの内生性を考慮した操作変数固定効果モデルを、Ötoker-Robe and Podpiera [2010]はダイナミックパネルモデルを利用している。パネル分析を利用した研究の大部分は、定数項を除く説明変数のパラメータに関して、個体間でパラメータが同一であるという制約を課している。個別の時系列モデルと看做すと、真のパラメータが企業間で同一(homogeneous)である場合に、推定効率が低下することになる。他方、パネルモデルでは、定数項を除いて共通のパラメータを課するのが一般的であるが、このような仮定は真のモデルにおいて個体間でパラメータが異なる(heterogeneous)場合に、推定量がバイアスを持つこ

とが知られている¹³⁾。

これらの問題に対する一つの解決方法としてDynamic Heterogeneous Panel (DHP)モデルを利用することが考えられる。DHPモデルは、定数項以外の係数パラメータに対しても個体間でパラメータが異なることを許容したモデルである。信用リスクに関する実証分析でDHPモデルを利用したものとして、Ferrucci [2003], Alexopoulou et al. [2009], Gai et al. [2009]がある。具体的な定式化は次の通りである。まず、信用リスクスプレッド (*Spread*) が、(2)式の自己回帰分布ラグモデル (Autoregressive Distributed Lag Model, ARDL (p, q1, ..., qk))モデルに従うと考える。

$$Spread_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} Spread_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots (2)$$

X_{it} は $K \times 1$ の説明変数ベクトル、 δ_{ij} は $K \times 1$ のパラメータベクトル、 λ_{ij} は定数パラメータ、 μ_i は i に固有の固定効果、 ε_{it} は誤差項である。説明変数には、構造変数とその他変数

が含まれると考えてよい。これを变形して整理すると、

$$\Delta Spread_{it} = \phi_i \left(Spread_{i,t-1} - \theta_i X_{it} \right) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta Spread_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots (3)$$

というエラーコレクション表現を得る。ここで、

$$\begin{aligned} \phi_i &= -\left(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}\right), \quad \theta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij} / \left(1 - \sum_{k=1}^K \lambda_{ik}\right), \\ \lambda_{ij}^* &= -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im} \quad (j=1, 2, \dots, p-1), \\ \delta_{ij}^* &= -\sum_{m=j+1}^q \delta_{im} \quad (j=1, 2, \dots, q-1) \end{aligned}$$

である。(3)式の括弧内が長期均衡を捉えた式であり、 θ_i は長期パラメータと呼ばれる。 ϕ_i は信用リスクスプレッドが長期均衡式から乖離した場合に、乖離がどの程度の速度で調整されるかを捉えたパラメータであり、本稿では調整パラメータと称する。調整パラメータがマイナスで有意であれば、乖離が発生しても、長期均衡に向かって収束することになる。右辺第二項と第三項は、被説明変数の短期的な挙動を捉えた部分であり、本稿を通じて、短期調整式と呼ぶ。Pesaran et al. [1999]は(3)式における θ_i については個体間で共通であるが、その他のパラメータの異質性 (heterogeneous) を許容した Pooling Mean Group (PMG)モデルを提案し、その最尤推定量を導出している。また、 θ_i についても個体間で異なると考え、(2)式を個別*i*毎に推定し、その推定パラメータの平均値を算出する方法 (Mean Group Estimator, MGモデル)も提案されている (Pesaran and Smith [1995], Pesaran et al. [1999])。PMGモデルとMGモデルはハウスマン検定によって選択できる。本稿では、Alexopoulou et al. [2009], Gai et al. [2009]と同様に、1期ラグを課した

ARDL (1, 1, ..., 1)モデルに注目し¹⁴⁾、ハウスマン検定によってPMGモデルかMGモデルかを選択する。

DHPモデルは、I(1)過程に従うことが一般的な金融資産価格の分析、とりわけ、均衡価格の分析に有用である。その理由は第一に、DHPモデルでは、変数に定常変数とI(1)過程が混在していても、パラメータの一致性や漸近正規性が確保されるからである¹⁵⁾。第二は、DHPモデルが長期均衡関係を明示的に分析対象としていることである。これによって、長期均衡関係からの乖離が発生した場合に均衡に戻る力が働いているか検証することができることになる。第三に、被説明変数が説明変数の変化に対して短期的にどのように反応するかも分析できる点である。しかも、DHPモデルでは、短期的な反応は個体毎に異なることが許容される。第四に、クロスセクション方向のサンプル数がそれほど多くなく、時系列方向のデータ数が多いというデータセットに対しても適用できる点である。

以上を踏まえて、本稿では、時系列モデル (OLS推定)とDHPモデルを推定する。時系列モデルは予備的な分析という位置づけであるが、既存研究と直接的な比較が可能となるように、レベル変数、レベル階差、対数レベル値、対数階差の4つの変数のそれぞれについて推定する。DHPモデルについては、レベル階差と対数階差を被説明変数とするモデルを推定する。

IV. 実証結果

1. 記述統計

分析対象は、金融機関以外の一般事業法人のうち、2004年4月1日から2009年9月30日までの日次データが連続して利用可能であった45企業を参照組織とするCDS取引である(図表2)。業種としては、製造業が約半分を占め、残りは商社、不動産業、公益企業、消費者金融等である。格付別にみると、投資適格以上を中心に、各格付けクラスに分布している。

図表3は各種の基本統計量の一覧である。被説明変数となるCDSの市場価格(CDSスプレッド、対数CDSスプレッド)と説明変数の相関関係を図表3-(2)で確認してみると、構造型モデルの理論的帰結や既存の実証結果と整合的な特徴が確認できる。また、相関係数の絶対値は最大でも0.6程度であり、多重共線性を引き起こすおそれは高くないと考えられる。図表3-(3)はDF-GLS検定とPP検定による単位根検定の結果である。CDSスプレッド、対数CDSスプレッド、企業価値ボラティリティ、レバレッジ、対数株価時価総額は、ほとんどの企業でI(1)過程であることが確認できる。単位根検定の結果は、レベル変数間の回帰分析において見せかけの相関が発生するおそれがあることを示している。

2. 時系列モデル

まず時系列モデルの結果を確認する¹⁶⁾。図表4及び図表5はそれぞれ、レベル変数を用いた推定結果と階差変数を用いたOLS推定の結果である。表中における「係数」と「標準誤差」

は、パラメータ推定値と標準誤差のクロスセクションの平均値である。これに対して、「t値」と「p値」は、各企業について得られたパラメータ推定値を被説明変数とし、定数項を説明変数としたOLS推定から得られる、定数項に係るt値とp値である¹⁷⁾。

構造変数だけを説明変数とした場合(ベースモデルと呼称)には、変数がレベルか階差を問わず、ほぼ全ての定式化において、構造型モデルの想定通りの結果が得られた。即ち、レバレッジと企業価値ボラティリティのパラメータはプラスで有意¹⁸⁾であり、安全利子率のパラメータは1つのケースを除き、マイナスで有意である。モデルの当てはまりを決定係数で評価すると、レベル変数を用いたモデルでは0.6以上と高い水準であるのに対して、階差変数を用いたモデルの決定係数は0.04以下である。

構造変数のほかに、市場動向を示す変数を説明変数として追加する。分析はVIXの有無で2通りに分けている。VIXを含まないモデルは国内要因だけを勘案した定式化である。これに対して、VIXを含むことによって海外要因も含んだモデルになると位置づけている。まず、レベル変数の推定結果をみると次の特徴が確認できる。第一に、構造変数のパラメータの符号が、ベースモデルと同様に、構造型モデルの想定通りの結果となった。但し、幾つかのケースにおいて、レバレッジや安全利子率のパラメータは有意にならなかった。第二に、長短金利差のパラメータの符号が、被説明変数を対数値とするかどうかによって、正反対の結果となった。先に述べた通り、長短金利差のパラメータは理論的にはプラスにもマイナスにもなり得ると考えられているが、被説明変数を対数変換するかどうかで符号が変化してしまうの

図表2 対象企業

(1) 参照企業名

証券コード	銘柄名	証券コード	銘柄名
4005	住友化学	8031	三井物産
4183	三井化学	8053	住友商事
5001	新日本石油	8058	三菱商事
5401	新日本製鐵	8515	アイフル
5802	住友電気工業	8564	武富士
6501	日立製作所	8572	アコム
6502	東芝	8574	プロミス
6503	三菱電機	8591	オリックス
6701	日本電気	8801	三井不動産
6702	富士通	8802	三菱地所
6752	パナソニック	9005	東京急行電鉄
6753	シャープ	9041	近畿日本鉄道
6758	ソニー	9042	阪急阪神ホールディングス
6764	三洋電機	9202	全日本空輸
6952	カシオ計算機	9205	日本航空
7011	三菱重工	9433	KDDI
7012	川崎重工	9437	エヌ・ティ・ティ・ドコモ
7201	日産自動車	9501	東京電力
7203	トヨタ自動車	9502	中部電力
7267	本田技研工業	9503	関西電力
7269	スズキ	9531	東京瓦斯
7731	ニコン	9532	大阪瓦斯
7752	リコー		

(2) 格付け別

格付	2004/4/1		2007/6/29 (2007/7/2)		2009/9/30	
	社数	構成比	社数	構成比	社数	構成比
AAA	1	2.2%	1	2.2%	1	2.2%
AA+	7	15.6%	7	15.6%	7	15.6%
AA	4	8.9%	4	8.9%	3	6.7%
AA-	6	13.3%	7	15.6%	8	17.8%
A+	6	13.3%	8	17.8%	7	15.6%
A	8	17.8%	8	17.8%	8	17.8%
A-	5	11.1%	3	6.7%	4	8.9%
BBB+	4	8.9%	2	4.4%	1	2.2%
BBB	3	6.7%	4	8.9%	3	6.7%
BB+	1	2.2%	1	2.2%	1	2.2%
BB-	0	0.0%	0	0.0%	1	2.2%
CCC+	0	0.0%	0	0.0%	1	2.2%
合計	45	100.0%	45	100.0%	45	100.0%

(注) 格付けは、格付投資情報センター (R&I)の自国通貨建て長期格付け。

図表3 基本統計量

(1) 記述統計

変数名	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
CDSスプレッド	60,750	89.256	334.047	2.500	7654.960
対数CDSスプレッド	60,750	3.356	1.204	0.916	8.943
レバレッジ	60,750	0.157	0.094	0.018	0.904
企業価値ボラティリティ	60,750	0.289	0.144	0.057	1.357
安全利子率	60,750	0.015	0.002	0.012	0.020
スワップションボラティリティ	60,615	46.835	10.404	25.300	84.000
長短金利差	60,750	0.012	0.002	0.007	0.019
TOPIXリターン	60,750	0.000	0.016	-0.100	0.129
対数時価総額	60,750	27.996	0.942	23.306	31.036
VIX	58,770	20.474	12.024	9.890	80.860

(2) 相関係数

	CDS スプレッド	対数CDS スプレッド	レバレッジ	企業価値 ボラティリティ	安全 利子率	スワップシ ョンボラテ ィリティ	長短 金利差	TOPIX リターン	対数 時価総額	VIX
CDSスプレッド	1									
対数CDSスプレッド	0.5914*	1								
レバレッジ	0.5606*	0.6170*	1							
企業価値ボラティリティ	0.1881*	0.4829*	0.1039*	1						
安全利子率	-0.1661*	-0.3275*	-0.2311*	-0.1136*	1					
スワップションボラティリティ	0.0193*	0.1206*	0.1344*	-0.0092*	-0.3888*	1				
長短金利差	-0.1329*	-0.3194*	-0.0951*	-0.3995*	0.2970*	0.3429*	1			
TOPIXリターン	0.001	-0.0138*	-0.0184*	-0.0182*	0.0219*	-0.005	0.0774*	1		
対数時価総額	-0.3861*	-0.5299*	-0.4837*	-0.1422*	0.1793*	-0.1343*	0.0220*	0.0107*	1	
VIX	0.2933*	0.5918*	0.2971*	0.6419*	-0.3397*	0.1747*	-0.5276*	-0.0979*	-0.1856*	1

(注) *は5%基準で有意であることを示す。

(3) 単位根検定

(3)-1. 企業個別変数

変数名	DF-GLS検定					
	レベル			1回階差		
	1%基準	5%基準	10%基準	1%基準	5%基準	10%基準
CDSスプレッド	6	3	0	45	0	0
対数CDSスプレッド	0	0	0	43	2	0
企業価値ボラティリティ	7	3	0	45	0	0
レバレッジ	0	0	0	37	3	0
対数時価総額	1	1	0	38	4	0

変数名	PP検定					
	レベル			1回階差		
	1%基準	5%基準	10%基準	1%基準	5%基準	10%基準
CDSスプレッド	1	0	0	45	0	0
対数CDSスプレッド	0	0	0	45	0	0
企業価値ボラティリティ	4	1	0	45	0	0
レバレッジ	1	1	0	45	0	0
対数時価総額	1	1	0	45	0	0

(注) 表中の値は、各基準で帰無仮説(単位根有り)を棄却した企業数を示す。分析対象企業は45社である。

(3)-2. 共通変数

変数名	DF-GLS検定		PP検定	
	レベル	1回階差	レベル	1回階差
安全利子率	-2.47	-9.48 ***	-2.78	-38.83 ***
スワップションボラティリティ	-2.23	-0.41	-4.31 ***	-50.89 ***
長短金利差	-2.77 **	-8.63 ***	-2.87	-39.02 ***
TOPIXリターン	-36.92 ***	-0.52	-37.97 ***	-358.79 ***
VIX	-1.73	-27.85 ***	-2.77	-44.17 ***

(注) ***は1%基準, **は5%基準, *は10%基準で帰無仮説(単位根有り)が棄却されたことを示す。

は、経済合理的に理解するのは難しく、変数の非正常性に原因があるものと予想される。第三に、全てのケースにおいて、TOPIX リターンのパラメータがプラスで有意になっている。TOPIX リターンが回収率の代理変数であるとみなすならば、この推定結果は、回収率の上昇が信用リスクの増大に繋がることを意味する。株式市場全体の動向が個別企業の信用リスクスプレッドに対してプラスの影響を与えるとする結果は、大山・杉本 [2007] や Pynnönen et al. [2004] にもみられるものであるが、これらの先行研究においてその理由付けは必ずしも明確になっていない。第四に、CDS スプレッドを被説明変数としたモデルでは、スワップションボラティリティのパラメータがマイナスとなり、大山・杉本 [2007] や稲葉 [2007] と異なる結果となっている。第五に、VIX のパラメータがプラスとなっており、米国における株式市場の不確実性が我が国の CDS 市場にまで影響を及ぼしている可能性が示された。最後に、決定係数が0.7~0.9程度と比較的高水準となっている。

これに対して、階差変数の推定結果をレベル変数の結果と比較すると、次の点が注目される。第一に、構造変数のパラメータの符号はレベル変数の結果から変化はないが、レバレッジのパラメータの多くが有意になる一方で、 Δ CDS スプレッドを被説明変数とした定式化において、 Δ 安全利子率のパラメータの有意性が失われた。この定式化においては、 Δ 安全利子率の2乗や長短金利差、 Δ スワップションボラティリティのパラメータも有意ではなく、金利動向が Δ CDS スプレッドに影響を与えていないことを示唆する結果となった。これは、信用リスクスプレッドと金利の間に統計的に有意な

関係があると報告した Nakashima and Saito [2009] と異なる結果である。第二の特徴は、全てのケースにおいて、TOPIX リターンと Δ スワップションボラティリティのパラメータがそれぞれマイナスとプラスとなり、直観的に理解し易い結果が得られた。第三に、VIX に関わる変数（この場合は Δ VIX）が、レベル変数の推定結果と同様に、プラスとなり、また有意である。第四に、決定係数は0.03~0.07程度にとどまり、米国市場に関する先行研究に比べて低水準である。週次データを用いた Blanco et al. [2005] と Ericsson et al. [2009] の決定係数はそれぞれ0.15~0.25程度、月次データを用いた Di Cesare and Guazzarotti [2010] は0.5程度、同じく月次データを用いた Collin-Dufresne et al. [2001] と Greatrex [2008] が0.3前後であった。月次データ（月中平均値）を用いて図表5の推定モデルを再推定したところ、決定係数は概ね0.3~0.4程度となった。説明変数や推定モデルに違いがあるため単純な比較はできないものの、以上の結果は、本稿で推定したモデルの説明力が諸外国の実証結果と比較して、せいぜい同程度であることを示していると考えられる。

3. Dynamic Heterogeneous Panel モデル

2.の時系列モデルによる結果は、レベル変数による回帰分析には見せかけの回帰の問題が発生し、階差変数による推定では、モデルの説明力が乏しいという課題が発生することを示していた。これに対して、DHP モデルは、前述の通り、変数が定常であることを要請しないという特徴があるほか、長期均衡式と短期調整式を通じて、レベル変数と階差変数の両方の情報を

図表4 時系列モデル(レベラ変数)

	Y-CDSスプレッド											
	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	t値	p値				
レバレッジ	859 <-524>	59 <40>	3.410	0.001	1.159 <-795>	232 <-136>	1.250	0.217	1.104 <-794>	226 <-135>	1.900	0.065
企業価値ボラティリティ	218 <-131>	22 <6.56>	3.020	0.004	174 <-89>	20 <6.44>	3.580	0.001	62 <-48>	23 <-11>	2.570	0.014
安全利子率	-8.982 <-2.479>	955 <5.64>	-2.730	0.009	-100.980 <-33.244>	11,475 <-5,146>	-3.960	0.000	-92.353 <-38.552>	10,831 <-5,113>	-4.160	0.000
長期金利差	-	-	-	-	279 <-100>	36 <16>	4.010	0.000	249 <107>	33 <16>	4.300	0.000
TOPXカーン	-	-	-	-	13.235 <-915>	1,242 <-489>	1.690	0.098	16,006 <-2,422>	1,232 <-522>	2.180	0.035
対数時価総額	-	-	-	-	206 <-116>	5.790	5.790	0.000	254 <-133>	119 <-58>	5.690	0.000
スワップコールボラティリティ	-	-	-	-	3.90 <-7.20>	35 <14>	0.030	0.980	27 <-25>	33 <16>	0.290	0.772
定数項	24.27 <-23.19>	20.00 <0.67>	0.360	0.719	-0.502 <-0.053>	0.207 <-0.092>	-0.860	0.396	-1.009 <-0.278>	0.347 <-0.181>	-2.180	0.034
調整済R ²	0.67				411 <-107>	996 <-371>	0.090	0.927	1.683 <-0.491>	0.367 <-0.181>	2.180	0.034
F値	545				0.77				-306 <-531>	930 <-483>	-0.120	0.908
観測数	1,350				356				343			
					1,347				1,303			

	Y-対数CDSスプレッド											
	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	t値	p値				
レバレッジ	14 <-9.188>	0.564 <-0.441>	4.570	0.000	6.293 <-2.042>	1.874 <-1.563>	0.970	0.338	5.020 <-5.608>	0.747 <-1.372>	0.850	0.401
企業価値ボラティリティ	3.432 <-3.364>	0.129 <-0.119>	13.970	0.000	2.507 <-2.251>	0.130 <-0.124>	13.790	0.000	1.862 <-1.357>	0.167 <-0.525>	12.420	0.000
安全利子率	-62 <-57>	6.671 <-6.381>	-7.590	0.000	-613 <-584>	83.013 <-77>	-11.000	0.000	-603 <-631>	80 <-77>	-12.420	0.000
長期金利差	-	-	-	-	1.887 <-1.740>	0.257 <-0.242>	11.690	0.000	1.840 <-1.836>	0.249 <-0.239>	13.260	0.000
TOPXカーン	-	-	-	-	-33 <-27>	7.842 <-7.176>	-2.400	0.021	-16 <-5.017>	8.392 <-8.006>	-1.260	0.207
対数時価総額	-	-	-	-	13.30 <-13.10>	0.708 <-0.689>	11.350	0.000	1.611 <-1.620>	0.758 <-0.750>	-1.110	0.000
スワップコールボラティリティ	-	-	-	-	1.330 <-1.310>	0.100 <-0.093>	11.560	0.000	-0.950 <-1.047>	0.219 <-0.186>	-1.560	0.126
定数項	1.868 <-1.424>	0.147 <-0.135>	6.160	0.000	0.065 <-0.058>	0.060 <-0.051>	1.560	0.000	0.069 <-0.007>	0.065 <-0.001>	3.570	0.001
調整済R ²	0.74				34 <-51>	6.321 <-5.202>	1.630	0.111	34 <-532>	6.314 <-5.342>	-1.910	0.063
F値	1,799				0.83				0.85			
観測数	1,350				1,074				1,039			
					1,347				1,303			

(注) 1. 調整済R², F値, 観測数, 係数, 標準誤差は対象銘柄の推定結果の平均値である。但し, 係数と標準誤差については, 括弧内に中央値も併記した。なお, 各銘柄をOLS推定する際には, 頑健な標準誤差を計測している。
 2. t値及びp値は, 推定パラメータを被説明変数とし説明変数に定数項を用いたクロスセクションOLS推定を行って得られた定数項パラメータのt値及びp値を指す。
 3. 安全利子率の2乗のパラメータと標準誤差は10000で除した値を記載している。

図表5 時系列モデル (階差変数)

	Y _t -I/CDSスプレッド				Y _t -I/対象CDSスプレッド			
	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	t値	p値
△レバレッジ	213 <-127>	76 <59>	4.900	0.000	130 <38>	90 <35>	2.720	0.000
△企業価値ポシティブリティ	28 <-11>	27 <13>	2.750	0.009	24 <-8.480>	20 <13>	2.420	0.020
△安全利子率	-330 <-233>	447 <187>	-2.450	0.018	-8.333 <-25>	469 <195>	-0.070	0.944
△安全利子率の2乗	-	-	-	-	-9.627 <-2.826>	73 <32>	-0.430	0.666
長短金利差	-	-	-	-	45 <50>	100 <28>	-1.010	0.317
TOPNリターン	-	-	-	-	-21 <-21>	21 <-11.2>	-2.440	0.019
対象銘柄総額	-	-	-	-	-1.322 <-0.287>	1.032 <-0.281>	-2.070	0.011
△スワップレシオポシティブリティ	-	-	-	-	0.013 <-0.003>	0.062 <-0.022>	0.850	0.406
△VIX	-	-	-	-	-	-	-	-
定数項	0.258 <-0.021>	0.156 <-0.068>	1.990	0.053	37 <-8.455>	28 <-3.360>	2.740	0.009
調整済R ²	0.03	7.49	0.06		0.06	5.80	0.07	
F値	1.350	1.350	6.39		1.345	1.345	6.34	
観測数								

	Y _t -I/CDSスプレッド				Y _t -I/対象CDSスプレッド			
	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	t値	p値
△レバレッジ	1.876 <-1.656>	0.451 <-0.461>	8.220	0.000	0.716 <-0.426>	0.520 <-0.424>	3.800	0.001
△企業価値ポシティブリティ	0.323 <-0.305>	0.161 <-0.156>	11.650	0.000	0.271 <-0.260>	0.155 <-0.149>	10.000	0.000
△安全利子率	-6.755 <-7.154>	3.055 <-2.896>	-12.720	0.000	-2.064 <-1.608>	3.018 <-2.931>	-5.770	0.000
△安全利子率の2乗	-	-	-	-	0.327 <-0.374>	0.693 <-0.656>	4.120	0.000
長短金利差	-	-	-	-	-0.873 <-0.870>	0.388 <-0.344>	-15.410	0.000
TOPNリターン	-	-	-	-	-0.308 <-0.319>	0.092 <-0.092>	-16.590	0.000
対象銘柄総額	-	-	-	-	-0.002 <-0.002>	0.003 <-0.003>	-2.620	0.012
△スワップレシオポシティブリティ	-	-	-	-	0.003 <-0.000>	0.000 <-0.000>	8.560	0.000
△VIX	-	-	-	-	-	-	-	-
定数項	0.001 <-0.001>	0.001 <-0.001>	9.290	0.000	0.071 <-0.062>	0.093 <-0.083>	3.080	0.004
調整済R ²	0.04	10.33	0.06		0.06	6.39	0.07	
F値	1.350	1.350	6.39		1.345	1.345	6.34	
観測数								

(注) 1. 調整済 R², F 値, 観測数, 係数, 標準誤差は対象銘柄の推定結果の平均値である。但し, 係数と標準誤差については, 括弧内に中央値も併記した。なお, 各銘柄を OLS 推定する際には, 頑健な標準誤差を計測している。
 2. t 値及び p 値は, 推定パラメータを被説明変数とし説明変数に定数項を用いたクロスセクション OLS 推定を行って得られた定数項パラメータの t 値及び p 値を指す。
 3. 安全利子率の 2 乗のパラメータと標準誤差は 10000 で除した値を記載している。

取り込んだ推定が可能である。従って、DHPモデルを利用すれば、時系列モデルで発生したこれらの問題点を克服できるのではないかと期待できる。

まず、構造変数だけを説明変数としたモデルと、その他の市場変数も説明変数に加えたモデルを推定した。実際の推定式はARDLモデルを変形した(3)式である。VIXは海外市場における市場動向を捉える指標であり、本邦事業法人のCDSスプレッドの長期均衡値を決める変数としては相応しくないと考えられるので、外生変数として位置づけ、短期調整式を通じた効果だけを考慮する。図表6が推定結果である。いずれの定式化においても、ハウスマン検定(1%基準)の結果、PMGモデルが選択されたため、PMGモデルの結果だけを報告している。

推定結果の特徴を述べる前に、図表中の計数を解説する必要がある。まずPMGモデルの長期均衡式の計数は、全ての銘柄に共通のパラメータを報告している。つまり、表中の「推定値」、「標準偏差」、「z値」、「p値」は通常の実験分析と同様に解釈することができる。これに対して、短期調整式の各変数については、そのパラメータは個別銘柄で異なることが許容されていた。これら heterogeneous なパラメータに関する表中の「推定値」は、推定値のクロスセクション平均を報告している。これら変数の「標準誤差」、「z値」、「p値」は、各銘柄のパラメータ推定値を被説明変数に、定数項を説明変数としたOLS推定における定数項に係る標準誤差、z値、p値を報告している。 χ^2 検定はパラメータが各銘柄で共通であるという帰無仮説に関する検定統計量とp値である。表の下端にある「調整済R²」は自由度調整済決定係

数のクロスセクション平均値である。

図表6のPanel A及びPanel Bはそれぞれ△CDSスプレッド、△対数CDSスプレッドを被説明変数としている。長期均衡式の各説明変数の符号は、構造型モデルや先行研究と概ね整合的である。他方、短期調整式の説明変数のうち、△長短金利差、△TOPIXリターン、△対数時価総額については、先行研究で説明変数として余り採用されていないほか、これらの変数がCDSスプレッドに与える経済的な意味づけも考えづらい。そこで以下では、これら3変数のパラメータについてゼロ制約を課したDHPモデルを再推定し、その結果を詳しく考察することにする¹⁹⁾。

制約を課したモデルの推定結果が図表7である。2.の時系列モデルや図表6と同様に、VIXを含まないモデルと含むモデルの2通りを推定した。ハウスマン検定の結果、PMGモデルが選択されたため、PMGモデルの結果だけを記載してある。推定結果のうち、次の特徴が注目に値する。第一は、長期均衡式における構造変数のパラメータも、短期調整式における構造変数のパラメータも構造型モデルの示唆する符号となっており、しかも、ほとんどの係数が有意となっている。従って、構造型モデルの示唆する価格形成メカニズムが発揮されていると考えられる。第二は、長期均衡式における長短金利差、TOPIXリターン、スワップションボラティリティのパラメータが全てのケースにおいて有意となっている。更に、調整パラメータが有意にマイナスになっているので、CDSスプレッド(対数CDSスプレッド)と長期均衡式に含まれる諸変数との間には、一種の均衡関係が成立している可能性が高い。このことは、構造変数だけでCDSスプレッドの長期的な水準

図表6 PMG モデルの推定結果 (制約無し, 全期間)

Panel A. 被説明変数 = ΔCDSXスプレッド

説明変数	PMG推定			PMG推定			PMG推定			
	推定値	標準誤差	t値	推定値	標準誤差	t値	推定値	標準誤差	t値	
長期間係数	491	14,750	0.000	520	105	8.720	0.000	629	57	11.640
△レバレッジ	289	10	27.950	205	16	12.970	0.000	177	8,745	20.200
△企業価値ボラティリティ	-3,705	616	-4.390	-196,657	15,511	-12.920	0.000	-106,900	8,133	-13.060
△安全利子率の2乗 ²⁾	-	-	-	-20,236	1,384	-14.620	0.000	-10,169	656	-15.500
△長金利差	-	-	-	-7,858	455	-17.270	0.000	-3,719	180	-20.630
△TOPIX/ダウ	-	-	-	5,384	0.827	6.500	0.000	2,990	0.121	24.740
△スロウダウンボラティリティ	-	-	-	-0.005	0.001	-8.130	0.000	474.910	0.001	-8.570
短期係数	-0.006	-7.450	0.000	-0.005	0.001	-8.130	0.000	202.810	0.001	-8.570
△レバレッジ	205	43	4.720	252	91	2.780	0.005	282.810	238	97
△企業価値ボラティリティ	116	1,000	0.116	511	186	2.750	0.005	11,241.000	252	97
△安全利子率	-325	-3.390	0.017	-43,240.502	0.865	-11,241.000	0.000	1,170	0.077	12.861
△長金利差の2乗 ²⁾	-	-	-	-42	18	-2.350	0.019	20,240.992	-59	18.697
△TOPIX/ダウ	-	-	-	-1,034	382	-2.710	0.007	13,061.000	-1,032	359
△対数時価総額	-	-	-	15	20.772	0.780	0.465	190.140.000	12	23.117
△スロウダウンボラティリティ	-	-	-	0.011	0.017	0.670	0.592	41.050.987	0.003	0.016
調整R ²	-	-	-	-	-	-	-	0.184	0.056	3.520
F検定	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
説明変数 ³⁾	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
調整R ²	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
F検定	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Panel B. 被説明変数 = Δ外国CDSXスプレッド

説明変数	PMG推定			PMG推定			PMG推定			
	推定値	標準誤差	t値	推定値	標準誤差	t値	推定値	標準誤差	t値	
長期間係数	1,604	11,000	0.000	6,716	1,033	6.470	0.005	7,284	1,153	7.160
△レバレッジ	5,988	24,420	0.000	2,750	186	14.820	0.000	2,970	184	16.130
△安全利子率	-88	14	-6.120	-2,897	182	-15.900	0.000	-2,569	175	-14.670
△企業価値ボラティリティ	-	-	-	10	0.87	16.210	0.000	8,584	0.564	15.140
△安全利子率の2乗 ²⁾	-	-	-	-3,144	204	-15.410	0.000	-1,731	131	-13.210
△長金利差	-	-	-	-97	4,710	-20.550	0.000	-73	3,908	-18.710
△TOPIX/ダウ	-	-	-	-0.037	0.161	-0.230	0.819	0.026	0.159	0.160
△対数時価総額	-	-	-	0.054	0.003	16.290	0.000	2,054	0.003	16.400
短期係数	-0.004	-13.810	0.000	-0.004	0.001	-16.290	0.000	157.520.000	-0.004	-16.400
△レバレッジ	1,832	8,070	0.000	0.875	0.328	2.670	0.008	138,290.000	1,187	0.960
△企業価値ボラティリティ	0.293	0.027	10.770	0.000	0.024	7.750	0.000	141,740.000	0.157	0.023
△安全利子率の2乗 ²⁾	-4,555	-12.440	-0.000	-7,214	0.902	-8.000	0.000	27,460.0750	-7,880	1.004
△長金利差	-	-	-	4,355	0.775	5.620	0.000	21,510.9848	4,485	0.866
△TOPIX/ダウ	-	-	-	0.256	0.009	27.170	0.000	93,270.0000	0.234	0.009
△対数時価総額	-	-	-	0.040	0.007	1.960	0.237	138,170.0000	0.074	0.037
△スロウダウンボラティリティ	-	-	-	-0.001	0.006	-0.165	0.871	18,110.9999	-0.001	0.000
調整R ²	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
F検定	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
説明変数 ³⁾	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
調整R ²	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
F検定	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Panel C. 被説明変数 = Δ外国CDSXスプレッド

説明変数	PMG推定			PMG推定			PMG推定			
	推定値	標準誤差	t値	推定値	標準誤差	t値	推定値	標準誤差	t値	
長期間係数	1,604	11,000	0.000	6,716	1,033	6.470	0.005	7,284	1,153	7.160
△レバレッジ	5,988	24,420	0.000	2,750	186	14.820	0.000	2,970	184	16.130
△安全利子率	-88	14	-6.120	-2,897	182	-15.900	0.000	-2,569	175	-14.670
△企業価値ボラティリティ	-	-	-	10	0.87	16.210	0.000	8,584	0.564	15.140
△安全利子率の2乗 ²⁾	-	-	-	-3,144	204	-15.410	0.000	-1,731	131	-13.210
△長金利差	-	-	-	-97	4,710	-20.550	0.000	-73	3,908	-18.710
△TOPIX/ダウ	-	-	-	-0.037	0.161	-0.230	0.819	0.026	0.159	0.160
△対数時価総額	-	-	-	0.054	0.003	16.290	0.000	2,054	0.003	16.400
短期係数	-0.004	-13.810	0.000	-0.004	0.001	-16.290	0.000	157.520.000	-0.004	-16.400
△レバレッジ	1,832	8,070	0.000	0.875	0.328	2.670	0.008	138,290.000	1,187	0.960
△企業価値ボラティリティ	0.293	0.027	10.770	0.000	0.024	7.750	0.000	141,740.000	0.157	0.023
△安全利子率の2乗 ²⁾	-4,555	-12.440	-0.000	-7,214	0.902	-8.000	0.000	27,460.0750	-7,880	1.004
△長金利差	-	-	-	4,355	0.775	5.620	0.000	21,510.9848	4,485	0.866
△TOPIX/ダウ	-	-	-	0.256	0.009	27.170	0.000	93,270.0000	0.234	0.009
△対数時価総額	-	-	-	0.040	0.007	1.960	0.237	138,170.0000	0.074	0.037
△スロウダウンボラティリティ	-	-	-	-0.001	0.006	-0.165	0.871	18,110.9999	-0.001	0.000
調整R ²	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
F検定	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
説明変数 ³⁾	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
調整R ²	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
F検定	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

(注) 1. χ^2 検定は、各パラメータが全ての銘柄間で同じであるという帰無仮説に関する検定統計量であり、括弧内はp値を示す。

2. 安全利子率の2乗、△安全利子率の2乗のパラメータと標準誤差は1000で除した値を記載している。

3. PMG モデルの長期均衡式の計数は、全ての銘柄に共通するパラメータに関する推定結果である。

それ以外の変数の「推定値」はクロスセクション平均値であり、「標準誤差」、「p値」は、パラメータの推定値を被説明変数に、定数項を説明変数としたOLS推定における定数項に係る標準誤差、z値、p値である。

調整済R²はクロスセクションの平均値である。定数項の推定結果は省略している。

を説明するには不十分であるという意味において、構造型モデルの限界を示唆するものである。なお、調整パラメータが全ての銘柄で等しいとする帰無仮説が棄却できるので、長期均衡関係までの調整速度は銘柄によって異なっていると考えられる。第三に、 Δ VIX のパラメータが有意にプラスとなっている点である。また、 Δ VIX を説明変数に追加することによって、決定係数が大きく上昇している。時系列モデルの推定では、VIX や Δ VIX は有意ではあったが、これら変数が説明変数に加わることによって決定係数が大きく上昇することは確認されなかった。PMG モデルの分析結果は、米国市場の動向あるいは世界的なイベントリスクが我が国の CDS 市場に短期的に強い影響をもたらしていたことを示すものである。但し、先行研究と比較すると、決定係数の水準自体は決して高いとはいえず、この意味では、我が国においてもクレジットスプレッド・パズルが発生しているというべきと思われる。

ここまでの結果は、脚注8で述べた通り、企業価値ボラティリティの定義を変えても概ね成立するものであるが、別の視点からも頑健性を確認しておこう。3つの構造変数に代えて、Distance to Default 指標（以下、DD 指標）を説明変数として利用する。補論にある DD 指標の導出過程から明らかな通り、DD 指標は3つの構造変数の情報を集約した指標と考えることができる²⁰⁾。従って、DD 指標が正しく信用リスクを反映しており、投資家が合理的に行動しているならば、DD 指標のパラメータはマイナスで有意になるはずである。図表8の推定結果をみると、DD 指標に係る符号は1つを除いてマイナスであり、その大部分が有意である。但し、 Δ CDS スプレッドを被説明変数とした

定式化にはプラスで有意の結果も見られる。一貫してマイナスで有意という結果が得られなかったことは、DD 指標の理論的基礎を提供する構造型モデルが真の信用リスクを現していないか、投資家が構造型モデルに従って合理的に行動しているわけではないことの、少なくともいずれか一方が成立していることを示唆するものである²¹⁾。こうした点には留意が必要であるが、DD 指標を用いた推定結果においても、調整パラメータがマイナスで有意となっており、CDS スプレッドと DD 指標やその他の市場変数との間に長期均衡関係が存在している可能性が高い。また、VIX を入れると決定係数が改善するといった現象も再確認できる。

4. 金融危機前後

(1) DHP モデル

冒頭に述べたように、2007年の金融危機を契機に CDS 市場に対する肯定的な見解よりも否定的な理解が注目され始めている。また、Di Cesare and Guazzarotti [2010], IMF [2009] 等は、金融危機の前後で CDS スプレッドの決定要因が変化したことを示唆している。以下では、我が国 CDS スプレッドの価格形成が金融危機を契機に変化したのかを考察する。サンプルを金融危機の前後で2つに分割して、推定パラメータの違い等を考察する。Di Cesare and Guazzarotti [2010] に倣って2007年7月以降を金融危機局面と看做し、前半期は2004年4月1日から2007年6月29日まで、後半期は2007年7月1日から2009年9月30日とした²²⁾。3.で報告した幾つかの定式化を試みたが、分析結果に大きな違いは確認されなかったため、以下では Δ VIX を含んだモデルを報告する。

図表9が推定結果である。被説明変数を Δ

図表 7 PMG モデルの推定結果 (制約有り, 全期間)

Panel A: 被説明変数 = Δ CDSスプレッド

	PMG推定			PMG推定		
	推定値	標準誤差	z値	p値	χ^2 検定 (p値)	χ^2 検定 (p値)
長期均衡式						
レバレッジ	752	85	8.890	0.000	0.000	11.760
企業価値ボラティリティ	182	13	14.400	0.000	0.000	21.420
安全利子率	-172.041	12.414	-13.860	0.000	0.000	-14.320
安全利子率の2乗	575	40	14.330	0.000	0.000	14.900
長短金利差	-18.166	1.105	-16.440	0.000	0.000	-17.290
TOPIX/カーン	205	12	17.430	0.000	0.000	15.680
対数時価総額	47	12	4.040	0.000	0.000	4.750
スワップションボラティリティ	4.417	0.278	15.900	0.000	0.000	17.520
調整パラメータ (ϕ)	-0.005	0.001	-8.510	0.000	0.000	-8.660
Δ レバレッジ	132.428	47.300	2.800	0.005	0.000	46.220
Δ 企業価値ボラティリティ	19.790	10.342	1.910	0.056	0.000	1.980
Δ 安全利子率	-106.802	140.211	-0.760	0.446	0.689	-0.400
Δ 安全利子率の2乗	-32.919	17.564	-1.870	0.061	0.000	-2.830
Δ スワップションボラティリティ	0.008	0.010	0.790	0.430	0.000	-0.330
Δ VIX	-	-	-	-	0.741	36.930(0.766)
調整済R ²	-	-	-145.627	-	-	-132.748
観測数	-	-	0.07	-	-	0.21
	-	-	60.524	-	-	56.564

Panel B: 被説明変数 = Δ 対数CDSスプレッド

	PMG推定			PMG推定		
	推定値	標準誤差	z値	p値	χ^2 検定 (p値)	χ^2 検定 (p値)
長期均衡式						
レバレッジ	6.581	0.973	6.760	0.000	0.000	7.910
企業価値ボラティリティ	2.748	0.174	16	0.000	0.000	16.870
安全利子率	-2.821	1.67	-1.7	0.000	0.000	-15.850
安全利子率の2乗	9.269	0.537	17	0.000	0.000	16.320
長短金利差	-322	15	-22	0.000	0.000	-20.780
TOPIX/カーン	-49	2.533	-19	0.000	0.000	-13.660
対数時価総額	-0.160	0.151	-1.060	0.287	0.000	-0.540
スワップションボラティリティ	0.052	0.003	17	0.000	0.000	17.140
調整パラメータ (ϕ)	-0.006	0.000	-26.150	0.000	0.000	-23.290
Δ レバレッジ	0.657	0.175	3.750	0.000	0.000	4.070
Δ 企業価値ボラティリティ	0.213	0.025	8.570	0.000	0.000	9.000
Δ 安全利子率	-2.488	0.447	-5.570	0.000	0.000	-6.880
Δ 安全利子率の2乗	0.119	0.078	1.530	0.125	0.000	0.502
Δ スワップションボラティリティ	0.000	0.000	4.350	0.000	0.000	2.230
Δ VIX	-	-	-	-	0.026	23.440(0.9853)
調整済R ²	-	-	129.010	-	-	122.839
観測数	-	-	0.01	-	-	0.13
	-	-	60.524	-	-	56.564

- (注) 1. χ^2 検定は、各パラメータが全ての銘柄間で同じであるという帰無仮説に関する検定統計量であり、括弧内は p 値を示す。
 2. 安全利子率の2乗、 Δ 安全利子率の2乗のレバレッジと標準誤差は10000で除した値を記載している。
 3. PMGモデルの長期均衡式の計数は、全ての銘柄に共通するパラメータに関する推定結果である。
 それ以外の変数の「推定値」はクロスセクション平均値であり、「標準誤差」、「z 値」、「p 値」は、パラメータの推定値を被説明変数に、定数項を説明変数としたOLS推定における定数項に係る標準誤差、z 値、p 値である。
 調整済 R²はクロスセクションの平均値である。定数項の推定結果は省略している。

図表 8 PMG モデルの推定結果 (Distance to Default 指標, 全期間)

Panel A: 被説明変数 = Δ CDSスプレッド

長期均衡式	PMG推定			PMG推定		
	推定値	標準誤差	z値	p値	z値	p値
DD	9.374	2.417	3.880	0.000	-0.380	0.706
安全利子率の2乗 ²	261	8,560	0.000	0.000	11,750	0.000
長短金利差	-105.078	10,693	-9.830	0.000	-17,410	0.000
TOPIXリターン	-18.702	1,951	-9.590	0.000	-3,549	0.000
対数時価総額	-224	29	-7.790	0.000	-15,850	0.000
スワップションポリティイ	22	2,386	9.080	0.000	7,094	0.000
調整パラメータ(ϕ)	-0.002	0.000	-5.02	0.000	0.366	0.000
Δ DD	-0.352	0.214	-1.64	0.10	0.000	0.000
安全利子率の2乗 ²	-59.229	22,378	-2.65	0.01	20.78(0.9989)	-7.80
Δ スワップションポリティイ	0.026	0.027	0.97	0.33	22.07(0.9977)	-1.46
Δ VIX	-	-	-	0.018	0.015	0.84
対数売上	-	-	-	0.066	0.257	3.89
調整済R ²	-	-	-	-	-	-
検定値	-146.143	-	-	-	-	-
検定統計量	0.05	-	-	-	-	-
検定値	60.524	-	-	-	-	-

Panel B: 被説明変数 = Δ 対数CDSスプレッド

長期均衡式	PMG推定			PMG推定		
	推定値	標準誤差	z値	p値	z値	p値
DD	-0.052	0.009	-5.74	0.00	-0.045	-4.43
安全利子率の2乗 ²	0.720	0.077	9.35	0.00	0.898	10.30
長短金利差	-471	25	-18.51	0.00	-17.72	0.00
TOPIXリターン	-79	4,547	-17.48	0.00	27	0.00
対数時価総額	-1,487	0.096	-15.53	0.00	3,619	0.00
スワップションポリティイ	0.068	0.005	14.56	0.00	-1,659	0.00
調整パラメータ(ϕ)	-0.005	0.000	-37.88	0.00	0.073	0.00
Δ DD	-0.008	0.001	-6.96	0.00	-0.004	-31.33
安全利子率の2乗 ²	-0.008	0.082	-0.10	0.92	0.007	-6.10
Δ スワップションポリティイ	0.000	0.000	5.26	0.00	-0.162	-1.94
Δ VIX	-	-	-	0.00	0.000	2.71
対数売上	-	-	-	0.000	0.000	19.94
調整済R ²	128.580	-	-	-	-	-
検定値	-0.01	-	-	-	-	-
検定統計量	60.524	-	-	-	-	-
検定値	122.442	-	-	-	-	-
検定統計量	0.14	-	-	-	-	-
検定値	56.564	-	-	-	-	-

(注) 1. χ^2 検定は、各パラメータが全ての銘柄間で同じであるという帰無仮説に関する検定統計量であり、括弧内は p 値を示す。

- 安全利子率の 2 乗, Δ 安全利子率の 2 乗のパラメータと標準誤差は10000で除した値を記載している。
 - PMG モデルの長期均衡式の計数は、全ての銘柄に共通するパラメータに関する推定結果である。
 - それ以外の変数の「推定値」はクロスセクション平均値であり、「標準誤差」「z 値」「p 値」は、パラメータの推定値を被説明変数に、定数項を説明変数とした OLS 推定における定数項に係る標準誤差、z 値、p 値である。
- 調整済 R²はクロスセクションの平均値である。定数項の推定結果は省略している。

CDS スプレッドとするか Δ 対数 CDS スプレッドにするかを問わず、共通した特徴が確認できる。第一は、全体的な傾向として、後半期の方が個別変数の有意性もモデル全体の当てはまりも優れている点である。前半期には、長期均衡式、短期調整式の両方において、幾つかの変数が有意ではないが、後半期には、ほとんど全ての変数が有意になっている。また、後半期の決定係数は前半期よりも顕著に高い。第二は、後半期になると、CDS 市場と債券市場や株式市場との連動性が強まった可能性が観察できることである。例えば、金利関連のパラメータは前半期と後半期で大きく異なっている。前半期には、長期均衡式における安全利子率とその2乗項、短期調整式におけるこれら変数の階差系列が有意ではないが、後半期になると、これらの変数のほぼ全てが有意になっている。このほか、TOPIX リターンも後半期になるとマイナスで有意になっている。また、長短金利差のパラメータは前半期にプラスであったが、後半期になるとマイナスに変化している。前半期の結果は長短金利差の拡大が信用リスクスプレッドの拡大につながることを意味し、この現象は Blanco et al. [2005]でも確認されているが、そのメカニズムについてコンセンサスはない。いずれにせよ、これらの結果は、金融危機が発生してから、CDS 市場が他の金融市場や金融市場全体の動向から影響を受け易くなった可能性を示唆するものといえよう。第三に、調整パラメータが前半期に $-0.003 \sim -0.005$ であったのが、後半期に $-0.012 \sim -0.016$ にまで低下している²³⁾。調整パラメータのマイナス幅が大きくなったということは、CDS スプレッドが長期均衡水準により速い速度で収束に向かって動いていることを意味する²⁴⁾。

(2) 主成分分析

ここまでの分析では、見せかけの回帰が懸念されたレベル変数の時系列モデルを除けば、どのような定式化であれ、推定モデルの説明力が低いことが確認された。欧米の信用リスクスプレッドに関する先行研究では、回帰分析で説明できない部分の大半がシステミックな要因で説明されてしまうという、少々パラドキシカルな結果が報告されている²⁵⁾。こうした現象が我が国 CDS 市場でも確認できるのかを考察する。具体的には、CDS スプレッドの変動のうち、どの程度が共通要因で説明できるのかを主成分分析によって確認する。

図表10は、 Δ CDS スプレッド及び Δ 対数 CDS スプレッドの各原系列と、それぞれに対応するフルモデル (VIX 含む) の残差の合計4つの系列に対して主成分分析を行った結果である。主成分分析は金融危機の前後のサンプルに分けて行っている。図表10-(1)をみると、原系列 (Δ CDS スプレッド、 Δ 対数 CDS スプレッド) の第一主成分の寄与率が後半期に上昇していることが確認できる。このことは、後半期になると、分析対象企業に共通する要因が信用リスクの主たる決定要因になったことを示唆する。同様の傾向は Δ 対数 CDS スプレッドの残差系列の第一主成分にも観察される。つまり、フルモデルにおける説明変数では捉えきれないシステミックな要因が、特に後半期において、対数 CDS スプレッドの主要な変動要因になっていると考えられる。図表10-(2)は、 Δ 対数 CDS スプレッドの原系列から算出された第一主成分の固有ベクトルを横軸に、フルモデルの残差から算出された第一主成分の固有ベクトルを縦軸にした散布図である。図から明らかな通り、両者は高い正相関の関係にある。このこ

図表9 PMGモデルの推定結果（金融危機前後）

Panel A: 被説明変数 = Δ CDSスプレッド

説明変数	前半期 (PMGモデル)			後半期 (PMGモデル)		
	推定値	標準誤差	z値	推定値	標準誤差	z値
長期均衡式						
レバレッジ	124	28	4.450	0.000	808	99
企業価値ボラティリティ	38	7.163	5.310	0.000	77	13
安全利子率	-4.609	2.877	-1.600	0.109	14.228	5.900
安全利子率の2乗 ²	4.424	9.349	0.470	0.636	46	12.880
長短金利差	4.238	6.13	6.920	0.000	1.544	-12.840
TOPIXリターン	44	46	0.950	0.341	128	-11.610
対数時価総額	-6.513	3.629	-1.790	0.073	14	-1.050
スワップレシオ	-0.909	0.134	-6.800	0.000	3.066	0.250
短期調整式						
調整パラメータ(ϕ)	-0.005	0.001	-7.900	0.000	-0.012	0.001
Δ レバレッジ	35	19	1.870	0.061	150	2.650
Δ 企業価値ボラティリティ	3.370	1.325	2.540	0.011	44	29
Δ 安全利子率	97	90	1.080	0.281	-336	242
Δ 安全利子率の2乗 ²	-8.202	8.797	-0.930	0.351	-104	31
Δ スワップレシオ	0.007	0.002	3.210	0.001	-0.023	0.034
Δ VIX	0.006	0.014	0.450	0.656	0.182	0.049
対数売上			-18.502			-63.341
調整済R ²			0.07			0.24
観測数			33,390			23,174

Panel B: 被説明変数 = Δ 対数CDSスプレッド

説明変数	前半期 (PMGモデル)			後半期 (PMGモデル)		
	推定値	標準誤差	z値	推定値	標準誤差	z値
長期均衡式						
レバレッジ	2.817	2.591	1.090	0.277	2.251	0.832
企業価値ボラティリティ	0.282	0.485	0.580	0.561	0.439	1.140
安全利子率	-353	257	-1.370	0.170	-2.902	1.61
安全利子率の2乗 ²	0.182	0.853	0.210	0.831	9.264	0.525
長短金利差	467	75	6.190	0.000	-145	16
TOPIXリターン	3.359	4.129	0.810	0.416	-15	1.259
対数時価総額	-1.052	0.348	-3.030	0.002	-0.955	-6
スワップレシオ	-0.082	0.015	-5.380	0.000	0.052	0.002
短期調整式						
調整パラメータ(ϕ)	-0.003	0.000	-16	0.000	-0.016	0.001
Δ レバレッジ	0.834	0.146	5.700	0.000	0.265	1.780
Δ 企業価値ボラティリティ	0.247	0.032	7.600	0.000	0.120	0.033
Δ 安全利子率	0.890	0.439	2.030	0.043	-8.794	3.690
Δ 安全利子率の2乗 ²	-0.001	0.096	-0.010	0.994	0.839	-10
Δ スワップレシオ	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.421	0.124
Δ VIX	0.001	0.000	6.660	0.000	0.000	-0.610
対数売上			83.846			45.268
調整済R ²			0.05			0.12
観測数			33,390			23,174

(注) 1. χ^2 検定は、各パラメータが全ての銘柄間で同じであるという帰無仮説に関する検定統計量であり、括弧内はp値を示す。

2. 安全利子率の2乗、 Δ 安全利子率の2乗のパラメータと標準誤差は10000で除した値を記載している。

3. PMGモデルの長期均衡式の計数は、全ての銘柄に共通するパラメータに関する推定結果である。

それ以外の変数の「推定値」はクロスセクション平均値であり、「標準誤差」、「z値」、「p値」は、パラメータの推定値を被説明変数に、定数項を説明変数としたOLS推定における定数項に係る標準誤差、z値、p値である。調整済R²はクロスセクションの平均値である。定数項の推定結果は省略している。

とは、原系列に含まれていたシステミックな要因が、回帰分析によっても十分には捉えられることなく残差のなかに残存した可能性を示唆する。これらの結果を踏まえると、推定モデルに採用した説明変数以外に、何等かのシステミックな要因がCDS スプレッドの変動を引き起こしている可能性が高いと考えられる。

(3) 考察

以上の分析は、金融危機前後においてCDS市場の価格形成に変化が生じたことを示唆するものである。DHPモデルの分析では、金融危機前よりも金融危機後の方が各種変数の有意性が高まり、モデルの説明力が高くなることが確認された。この結果は、欧米市場に関する先行研究とむしろ逆の結果といえる²⁶⁾。危機局面下においてモデルの説明力が改善する原因は何であろうか。第一に考えられるのは、我が国のCDS市場が諸外国の市場動向、とりわけ米国の株式市場から強い影響を受けるようになった可能性である。これはVIXのパラメータ推定値から確認された。本稿の推定結果に限らず、例えばPan and Singleton [2006]は、VIXが我が国や大手邦銀を参照組織とするCDS取引のスプレッドに対して有意にプラスの影響を与えることを確認している。これに対して、欧米市場に関する実証分析において、VIXを利用することによって金融危機以降にモデルの説明力が向上するという結果は、筆者の知る限り、報告されていない。第二に、金融危機発生前のいわば平時において、CDSスプレッドが債券市場や株式市場から比較的“独立して”決定されてきた可能性もあろう。金融危機前の局面を対象とした分析結果の一つの特徴は、レバレッジ比率や企業価値ボラティリティのパラメータ

が有意になる一方で、安全利子率、長短金利差、TOPIXリターン等といった他の金融市場に関する変数がほとんど有意にならなかった点にあった。これは、金融危機前には、CDS市場と債券市場、CDS市場と株式市場間の連動性が余り顕現化していなかったこと、換言すれば、危機が発生することによって、これらの市場をまたがる様々な取引が発生して、その結果、市場価格の情報効率性が高まったことを示唆するものである。図表9でみた調整パラメータの変化は、この仮説を間接的に支持しているとも考えることもできる。

他方、主成分分析の結果は、米国市場と同様に、金融危機局面において、全ての企業に共通するシステミックな要因がCDSスプレッドの変動を引き起こしたことを示唆していた。このシステミック要因が何であるかは、今後の課題である。但し、欧米CDS市場に関しては、流動性が価格形成に顕著な影響を与えていることが明らかにされつつあること、また、本稿の推定モデルでは、CDS市場全体の流動性や個別CDSの流動性に関する変数が含まれていないことを踏まえると、流動性がシステミック要因と関係している可能性があると予想される。本稿の執筆時点では、個別CDSの流動性だけでなく、CDS市場全体の流動性を示す時系列データが一般には利用できない等、データ収集面での制約があった。今後、こうしたデータが利用できるようになった段階で、CDS市場の流動性が価格形成に与える影響を確認する必要があるだろう。

V. 結論

本稿では、我が国事業法人を参照組織とする

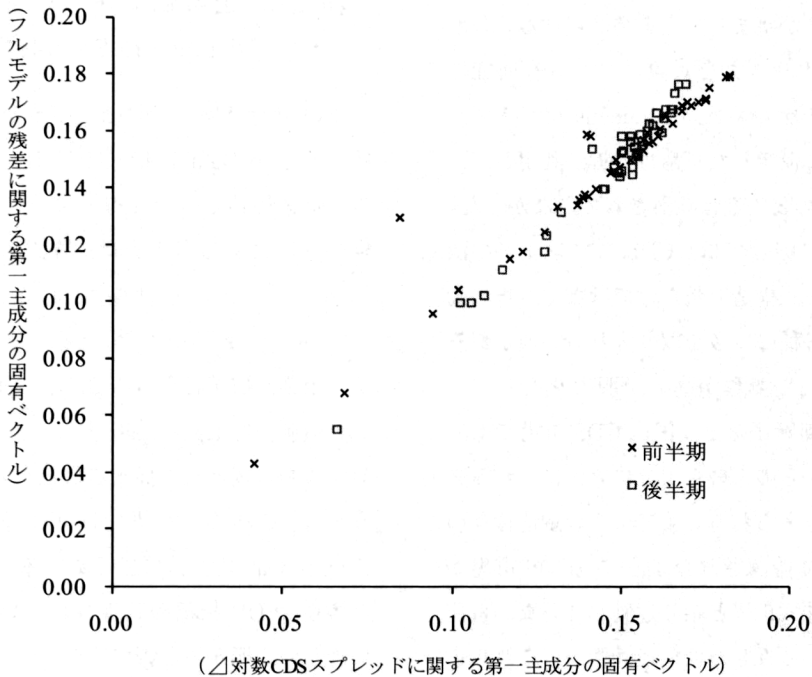
図表10 主成分分析

(1) 主成分の寄与率

	△CDSスプレッド			
	原系列		フルモデルの残差	
	前半期	後半期	前半期	後半期
第1主成分	38.0%	45.8%	38.5%	38.9%
第2主成分	6.3%	7.8%	6.2%	7.3%
第3主成分	5.2%	5.4%	4.8%	6.4%
第4主成分	4.0%	3.9%	4.0%	4.7%
第5主成分	3.6%	3.3%	3.6%	3.6%

	△対数CDSスプレッド			
	原系列		フルモデルの残差	
	前半期	後半期	前半期	後半期
第1主成分	35.5%	58.4%	36.0%	50.2%
第2主成分	6.9%	5.0%	6.8%	5.5%
第3主成分	5.1%	4.3%	4.7%	5.0%
第4主成分	4.0%	2.8%	4.0%	3.4%
第5主成分	3.4%	2.4%	3.4%	3.0%

(2) 第一主成分の固有ベクトルの散布図



CDS取引がどのように価格付けされているのかを、構造変数と金融市場やマクロ経済の動向を捉えた変数に注目し、時系列モデルとDHPモデルから考察した。分析の結果、構造型モデルの示唆する価格形成メカニズムが発揮されていること、しかし構造変数やその他の市場変数を利用してCDS市場の価格変動を十分には説明できないことを確認した。また、金融危機を境にCDS市場の価格形成が変化し、特に金融危機以降になると、何等かのシステム的な要因がCDSスプレッドを規定している可能性があることを指摘した。

最後に、これらの分析結果から得られる含意を研究上のインプリケーションと行政・金融実務への示唆に分けてまとめてみたい。研究上の含意については、第一に、CDSスプレッドを推定する際には、DHPモデルのように異質なパラメータや長期均衡関係を許容したモデルを利用することが望ましい点を挙げられる。我が国企業の信用リスクを対象にした既存研究では、時系列モデルやhomogeneousなパラメータを先験的に仮定したパネル分析が利用され、DHPモデルの妥当性は検討されてこなかった。なお、推定に際しては、CDSスプレッドの決定要因として、構造変数だけではなく、市場動向を捉える各種の変数を取り入れる必要がある。特に、VIX変数が高い説明力を有していたことから判断すると、国内CDS市場であっても、海外からの影響も十分に考慮に入れる必要があると考えられる。第二に、金融危機前の時期について確認されたように、CDS市場が債券市場や株式市場と余り連動していない可能性があった。こうした低い連動性が、これら市場をまたがった裁定機能の欠如を意味するならば、CDS市場を通じたリスクシェアリング機

能や資源配分の効率化が十分に発現していないことになるだろう。今後は、CDS市場と他の金融市場との連動性についても詳細な検討を加え、CDS市場が経済厚生に与える影響を考察していくことも必要となろう。他方、金融実務に対しては、CDSスプレッドの変動を十分に解明できていないこと——クレジットスプレッド・パズル——が重要な意味を持つ。即ち、CDSのトレーディングやリスク管理を行う際に、こうした価格面での不確実性を十分に考慮することが必要となろう。また、このパズルは、金融当局等がCDSスプレッドの妥当性を判断することを困難にすると予想される。その結果、CDS市場に関連する不公正取引が識別されづらくなっているのではないかと懸念される。

【補論】 企業価値ボラティリティと Distance to Default 指標の導出

この補論では、企業価値ボラティリティと Distance to Default 指標の導出方法を説明する。企業価値ボラティリティと DD 指標の算定の根底にある考え方は、株式のコールオプションとしての性質である (Black and Scholes [1972, 1973] 等)。即ち、株主の権利は、企業価値が将来のある時点 (満期) において負債価値を上回った場合に、その残余資産に対する請求権として捉えることができる、という性質である。なお、以下の導出方法は Gropp et al. [2002] に倣っている。導出の詳細な説明や DD 指標の特性等については同論文に詳しい説明があるので、ここでは割愛する。

説明の準備として、幾つかの変数を次のように定義しておく。

- V_E : 株式の市場価値 (時価総額)
- V_A : 企業価値
- D : 負債価値
- r : 安全利子率
- σ_A : 企業資産価値のボラティリティ
- σ_E : 株価ボラティリティ
- T : 負債満期までの期間
- ε : 標準正規分布
- $N(\cdot)$: 累積標準正規分布関数
- dz : 標準ウィナー過程

る。

$$\ln V_A' = \ln V_A + \left(r - \frac{\sigma_A^2}{2} \right) t + \sigma_A \sqrt{t} \varepsilon \dots\dots\dots (iii)$$

ここで、デフォルトを企業価値が負債の満期までの間にその負債価値を下回ることであると考える。すると、デフォルト確率は(iv)式で、企業価値が負債価値からどの程度離れているのかを企業価値ボラティリティを計測単位として算出すると、その「距離」(DD指標)は(v)式でそれぞれ定義できる。

$$P_t = N \left[\frac{\ln \frac{V_A}{D} + \left(r - \frac{\sigma_A^2}{2} \right) t}{\sigma_A \sqrt{t}} \right] \dots\dots\dots (iv)$$

$$DD_t = \frac{\ln \frac{V_A}{D} + \left(r - \frac{\sigma_A^2}{2} \right) t}{\sigma_A \sqrt{t}} \dots\dots\dots (v)$$

まず、Black and Scholes [1972]等の基本的なオプション価格理論の諸前提を仮定すれば、企業価値と株式価値の間に次の関係が成立する。

$$\begin{cases} V_E = V_A N(d1) - D e^{-rT} N(d2) \\ d1 = \frac{\ln(V_A/D) + (r + \sigma_A^2/2)T}{\sigma_A \sqrt{T}} \dots\dots\dots (i) \\ d2 = d1 - \sigma_A \sqrt{T} \end{cases}$$

このとき、企業価値ボラティリティと株価ボラティリティの間に次式が成立する。

$$\sigma_E = \left(\frac{V_A}{V_E} \right) N(d1) \sigma_A \dots\dots\dots (ii)$$

従って、 V_E , σ_E , D , r , T を決定すれば、(i), (ii)式から V_A と σ_A を収束計算によって算出することができる。本稿では、 V_E には時価総額、 σ_E は株価系列のヒストリカルボラティリティ(60日間)、 D には負債簿価総額、 r には国債利回り、 T は1(年)として V_A と σ_A を逆算している。こうして算出された σ_A が本文中の企業価値ボラティリティである。

また、企業価値が幾何ブラウン運動に従うと考えると、 t 時点の企業価値は次式で与えられ

注

- 1) CDS市場に対する肯定的な見解は、Hellwig [1994], Allen and Gale [2006], Hakenes and Schnabel [2008], Aschcraft and Santos [2009]等に見られる。他方、否定的な見解は、Partnoy and Skeel [2007], Brunnermeier [2008], Hellwig [2008], Hakenes and Schnabel [2009]が詳しい。CDS市場に係る規制や最近の変更内容については、BIS [2008], IOSCO [2009]等を参照。
- 2) Merton [1974], Black and Cox [1976], Longstaff and Schwarz [1995], Collin-Dufresne and Goldstein [2001]等。Ammann [2001]は様々な構造型モデルを説明している。
- 3) モデルの仮定によっては安全利子率と信用リスクの間には正の関係が発生することもあり得る(例えば、Longstaff and Schwartz [1995]を参照)。但し、本稿では、説明の簡単化のために、構造型モデルは「安全利子率と信用リスクの間に負の関係を想定している」とみなして議論する。
- 4) Elton et al. [2001]やDriessen [2005]等では、税金や流動性が社債スプレッドに与える影響が議論されている。
- 5) 主に2つの理由が指摘されている。第一は、社債スプレッドは算出基準となるベンチマーク(安全利子率)を何にするかによって、値が変わってしまう。これに対して、CDSスプレッドは想定元本に対する保険料として

- 算出されるものであり、ベンチマークに関わる問題は発生しない。第二に、社債市場で空売りを行うことは事実上難しいが、CDS市場では空売りが自由に行える。このため、CDS市場の方が、市場参加者の信用リスクに対する評価が正確に反映されると期待されている。
- 6) レベル値やその階差を用いた研究としては、Ericsson et al. [2009], 大山・本郷 [2010], Nakashima and Saito [2009], Duffee [1998], Collin-Dufresne et al. [2001], Di Cesare and Guazzarotti [2010], Greatrex [2008], 大山・杉本 [2007], Alexopoulou et al. [2009], Gai et al. [2009]がある。これに対して、Edwards [1984], Das et al. [2009], Forte [2009]は対数レベル値が理論的に望ましいと指摘している。稲葉 [2007]は被説明変数の分散安定化のために、対数レベル値を利用している。Forte and Peña [2009], Ferrucci [2003]は対数階差を利用している。
- 7) 信用リスクの実証分析においても、財務データを線形補完して利用することは一般的である。例えば、Collin-Dufresne et al. [2001], Greatrex [2008], Ericsson et al. [2009], Nakashima and Saito [2009], 大山・本郷 [2010]も線形補完を利用している。
- 8) 企業価値ボラティリティの代理変数として、株価リターンのGARCHボラティリティ (GARCH (1, 1)モデル) とヒストリカルボラティリティ (90日間) を利用した分析も行った。その結果、本稿の分析結果とはほぼ同様の結果が得られている。従って、本稿の主張は、企業価値ボラティリティの代理指標を変更しても成立するものである。
- 9) Forte and Lovreta [2009]は、2007年以降の金融危機局面において、スワップ金利を安全利子率の代理変数として利用することは適当ではない旨を述べている。
- 10) 例えば、CDSスプレッドの決定要因を考察した代表的な研究であるCollin-Dufresne et al [2001]は、構造型モデルにおける状態変数の位置づけについて、 $CS(t) = CS(Vt, rt, |X_t)$ という関係式を提示するにとどまっている。ここで、CSはクレジットスプレッド、Vは企業価値、rはスワップレート、Xは様々な状態変数、tは時点を示す。
- 11) マクロ経済や市場全体の動向を捉える変数を ad hoc 形で信用リスクの評価モデルに利用することは、金融実務においてかなり広範化しており、同時に、これらの変数が信用リスクに与える影響を統計的に評価する研究も進んでいる。例えば、Sommar and Shahnazarian [2009]は、鉱工業生産、物価、短期金利が信用リスクに与える影響を、Simons and Rolwes [2009]はGDP、金利、為替、株式リターンとその変動、原油価格が信用リスクに与える影響を統計的アプローチから考察している。また、Chau-Lau [2006]は、マクロ要因を信用リスクモデルに取り入れた統計的な試みを整理し紹介している。
- 12) 構造変数以外の変数選択に際しては、Collin-Dufresne et al. [2001], Blanco et al. [2005], Pan and Singleton [2006], 稲葉 [2007], 大山・杉本 [2007], Greatrex [2008], Ericsson et al. [2009], Nakashima and Saito [2009], Di Cesare and Guazzarotti [2010]を参考にした。
- 13) Pesaran and Smith [1995], Pesaran and Shin [1998], Pesaran et al. [1999]等を参照。
- 14) 正確に言えば、本稿では、ARDL (1, ..., 1)モデルとARDL (1, ..., 1)モデルの短期調整式や長期均衡式にパラメータ制約を課したモデルを利用する。ARDLモデルにパラメータ制約を課したDHPモデルは、Martinez-Zarzoso and Bengochea-Morancho [2004], Alexopoulou et al [2009], Gai et al [2009]にみられる。
- 15) 但し、Tが十分に長いこと等の条件を満たす必要がある。詳しくは脚注13の文献を参照。
- 16) 稲葉 [2007]に倣い、以下で報告する推定モデルについて、OLS推定ではなく、誤差項にARMA (1, 1)を想定して最尤法でも推定した。概ね同様の結果が得られたため、以下ではOLS推定の結果だけを報告する。
- 17) 即ち、t値 (p値) は定数項のパラメータが0であるという帰無仮説に関するt値 (p値) である。OLS推定を利用したこの取扱いは、説明変数が「全体的に」有意であったかどうかを把握するための簡便法である。言うまでもなく、各銘柄の推定パラメータをひとつずつ確認していくことによって、説明変数がどの程度の銘柄で有意であったのかを確認することもできるが、本稿では、説明を簡略化するために、この簡便法を用いる。この方法はクロスセクション方向のサンプル数が多い場合に利用されている。信用リスクスプレッドに関する実証分析でも、例えばCollin-Dufresne et al. [2001]やBlanco et al. [2005]で採用されている。なお、PMGの分析結果を報告する際にも、類似の方法を利用している。
- 18) 本稿では、基本的に、仮説検定の有意性は1%基準で判断する。従って、本文中で「有意である (有意ではない)」といった表現は、特に断りが無い限り、1%基準での判断を意味する。
- 19) 但し、図表6と図表7の推定結果に大きな違いがないことからわかるように、 Δ 長短金利差、 Δ TOPIXリターン、 Δ 対数時価総額に対して制約を課すかどうか、これら変数以外の説明変数のパラメータの符号やその有意性に大きな影響を与えるものではない。このため、以下の基本的な主張は制約の有無にかかわらず成立するものである。
- 20) Vassalou and Xing [2004], Byström [2006], Das et al. [2009], Bharath and Shumway [2008], Du and Suo [2007]等を参照。
- 21) これは市場の効率性を検証する際に一般的に発生する複合仮説であり、2つの仮説のうちいずれが棄却されたのかを明らかにするのは困難である。
- 22) 2007年6月はベアスターズ証券傘下のヘッジファンドがサブプライムローン投資に失敗したことが市場で不安視された時期であり、2007年7月になると、サブプライム関連の証券化商品の格付けが引き下げられ始めた。
- 23) 推定期間を様々に変更しても、概ねこのような傾向が確認できる。
- 24) このことが、CDSスプレッドが長期均衡水準の近くで決定されていることを意味するわけではない点には留意が必要である。即ち、後半期においては、調整速度が速くなったものの、市場で決定されるCDSスプレッド

と長期均衡値の間の格差が、前半期に比べて大きいということもあり得るのである。

- 25) Collin-Dufresne et al. [2001], Ericsson et al. [2009], Di Cesare and Guazzarotti [2010]を参照。
- 26) 金融危機前後の比較やVIXの効果については, Di Cesare and Guazzarotti [2010], Ferrucci [2003], Greatrex [2008]を, 流動性の効果については, Driessen [2005], Tang and Yan [2008], Acharya et al. [2008], Bongaerts et al. [2008, 2011], Nashikkar et al. [2009]等を参照。

参 考 文 献

- 稲葉圭一郎 [2007] 「3メガ行のクレジット・スプレッドの決定要因」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No.07-J-10.
- 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シリーズ, No.07-J-1.
- 大山慎介・本郷保範 [2010] 「日本の社債発行スプレッドの変動要因」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No.10-J-10.
- 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, No.2007-2.
- Acharya, V. V., Schaefer, S., and Zhang, Y. [2008], "Liquidity Risk and Correlation Risk: A Clinical Study of the General Motors and Ford Downgrade of May 2005," (www.hbs.edu/units/finance/pdf/Acharya_Schaefer_Zhang.pdf).
- Allen, F., and Gale, G. [2006], "Systemic Risk and Regulation," (fic.wharton.upenn.edu/fic/papers/05/0524.pdf).
- Alexopoulou, L., Bunda, L., and Ferrando, A. [2009], "Determinants of Government Bond Spreads in New EU Countries," *Working Paper Series*, No. 1093, European Central Bank.
- Ammann, M. [2001], *Credit Risk Valuation: Methods, Models, and Applications (Second Edition)*, Springer.

- Ashcraft, A. B., and J. A. C. Santos. [2009], "Has the CDS Market Lowered the Cost of Corporate Debt?," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 56, No. 4, pp. 514-523.
- Baba, N., and Inada, M. [2009], "Price Discovery of Subordinated Credit Spreads for Japanese Mega-banks: Evidence from Bond and Credit Default Swap Markets," *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 19, pp. 616-632.
- Barath, T. S. and Shumway, T. [2008], "Forecasting Default with the Merton Distance to Default Model," *The Review of Financial Studies*, Vol. 21, Issue. 3, pp. 1339-1369.
- Baum, F. C., and Wan, C. [2010], "Macroeconomic Uncertainty and Credit Default Swap Spreads," *Applied Financial Economics*, Vol. 20, Issue. 15, pp. 1163-1171.
- BIS [2008], "Credit Risk Transfer-Developments form 2005 to 2007,".
- Black, F., and Cox, C. J. [1976], "Valuing Corporate Securities: Some Effects of Bond Indenture Provisions," *The Journal of Finance*, Vol. 31, No. 2, pp. 351-367.
- Black, F., and Scholes, M. [1972], "The Valuation of Option Contracts and a Test of Market Efficiency," *The Journal of Finance*, Vol. 27, pp. 399-417.
- [1973], "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, pp. 637-659.
- Blanco, R., Brennan, S., and Marsh, I. W. [2005], "An Empirical Analysis of the Dynamic Relationship between Investment-grade Bonds and Credit Default Swaps," *The Journal of Finance*, Vol. 60, No. 5, pp. 2255-2281.
- Bongaerts, D., Jong, D. F., and Driessen, J. [2008], "Liquidity and Liquidity Risk Premia in the

- CDS Market," (www1.fee.uva.nl/pp/bin/895fulltext.pdf).
- , [2011], "Derivative Pricing with Liquidity Risk: Theory and Evidence from Credit Default Swap Market," *The Journal of Finance*, Vol. 66, No. 1, pp. 203-240.
- Brunnermeier, M. K. [2008], "Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007-08," Working paper.
- Byström, H. [2006], "Credit Grades and the iTraxx CDS Index Market," *Financial Analysts Journal*, Vol. 62, No. 6, pp. 65-76.
- Chau-Lau, A. J. [2006], "Fundamentals-Based Estimation of Default Probabilities: A Survey," *IMF Working Paper*, WP/06/149, International Monetary Fund.
- Collin-Dufresne, P., and Goldstein, S. P. [2001], "Do Credit Spreads Reflect Stationary Leverage Ratios?," *The Journal of Finance*, Vol. 56, No. 5, pp. 1926-1957.
- Collin-Dufresne, P., Goldstein, S. P., and Martin, S. J. [2001], "The Determinants of Credit Spread Changes," *The Journal of Finance*, Vol. 56, No. 6, pp. 2177-2207.
- Das, R. S., Hanouna, P., and Sarin, A. [2009], "Accounting-based versus Market-based Cross-sectional Models of CDS Spreads," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 33, Issue. 4, pp. 719-730.
- Di Cesare, A., and Guazzarotti, G. [2010], "An Analysis of the Determinants of Credit Default Swap Spread Changes Before and During the Subprime Financial Turmoil," *Working Paper*, No. 749, Banca D'Italia.
- Drissen, J. [2005], "Is Default Event Risk Priced in Corporate Bonds?," *The Review of Financial Studies*, Vol. 18, Issue. 1, pp. 165-195.
- Du, Y. and Suo, W. [2007], "Assessing Credit Quality from the Equity Market: Can a Structural Approach Forecast Credit Ratings?," *Canadian Journal of Administrative Science*, Vol. 24, pp. 212-228.
- Duffee, G. [1998], "The Relationship between Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads," *The Journal of Finance*, Vol. 53, No. 6, pp. 2225-2241.
- Edwards, S. [1984], "LDC Foreign Borrowing and Default Risk: An Empirical Investigation, 1976-80," *The American Economic Review*, Vol. 74, No. 4, pp. 726-734.
- Elton, E. J., Gruber, M. J., Agrawal, D., and Mann, C. [2001], "Explaining the Rate Spread on Corporate Bonds," *The Journal of Finance*, Vol. 56, No. 1, pp. 247-277.
- Ericsson, J., Jacobs, K., and Oviedo, R. [2009], "The Determinants of Credit Default Swap Premia," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 44, No. 1, pp. 109-132.
- Ferrucci, G. [2003], "Empirical Determinants of Emerging Market Economies' Sovereign Bond Spreads," *Working Paper Series*, No. 5, Bank of England.
- Forte, S., and Lovreta, L. [2009], "Credit Risk Discovery in the Stock and CDS Markets: Who Leads, When, and Why?," (http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1183202).
- Forte, S., and Peña, I. J. [2009], "Credit Spreads: An Empirical Analysis on the Information Content of Stocks, Bonds, and CDS," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 33, Issue. 11, pp. 2013-2025.
- Gai, P., Cameron, G., and Tan, Y. K. [2009], "Sovereign Risk in the Classical Gold Standard Era," *The Economic Record*, Vol. 85, No. 271, pp. 401-416.
- Greatrex, A. C. [2008], "The Credit Default Swap Market's Determinants," *Discussion Paper*

- Series No-2008-05*, Fordham University Department of Economics.
- Gropp, R., Vesala, J., and Vulpes, G. [2002], "Equity and Bond Market Signals as Leading Indicators of Bank Fragility," *Working Paper Series*, No.150, European Central Bank.
- Hakenes, H., and Schnabel, I. [2008], "Credit Risk Transfer in Banking Markets with Hard and Soft Information," *Joint Deutsche Bundesbank-CEPR-CFS conference Frankfurt am Main, 11-12 December 2008*, Deutsche Bundesbank.
- , [2009], "The Regulation of Credit Derivative Market," in *Macroeconomic Stability and Financial Regulation: Key Issues for the G20*, Edit by Dewatripont, M., Freixas, X., and Portes, R.
- Hellwig, M. [1994], "Liquidity Provision, Banking and the Allocation of Interest Rate Risk," *European Economic Review*, Vol. 38, pp.1363-1389.
- , [2008], "Systemic Risk in the Financial Sector: An Analysis of the Subprime-Mortgage Financial Crisis," *Preprints of the Max Planck Institute for Research on Collective Goods*.
- IMF. [2009], "Global Financial Stability Report," April 2009.
- IOSCO. [2009], "Unregulated Financial Markets and Products- Final Report,".
- Ito, T., and Harada, K. [2004], "Credit Derivatives Premium as a New Japan Premium," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36, No. 5, pp.965-968.
- Longstaff, A. F., Mithal, S., and Neis, E. [2005], "Corporate Yield Spreads: Default Risk or Liquidity? New Evidence from the Credit Default Swap Market," *Journal of Finance*, Vol.60, pp.2213-2253.
- Longstaff, A. F., and Schwartz, S. E. [1995], "A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt," *The Journal of Finance*, Vol.50, No.3, pp.789-819.
- Martinez-Zarzoso, I., and Bengochea-Morancho, A. [2004], "Pooled Mean Group Estimation of an Environmental Kuznets Curve for CO₂," *Economics Letters*, Vol.82, pp.121-126.
- Merton, R. C. [1974], "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates," *The Journal of Finance*, Vol.29, pp.449-470.
- Nakashima, K., and Saito, M. [2009], "Credit Spreads on Corporate Bonds and the Macroeconomy in Japan," *Journal of The Japanese and International Economies*, Vol. 23, pp. 309-331.
- Nashikkar, A., Subrahmanyam, G. M., and Mahonti, S. [2009], "Liquidity and Arbitrage in the Market for Credit Risk," (pages.stern.nyu.edu/~msubrahm/papers/CDSPaper.pdf).
- Ötoker-Robe, İnci, and Podpiera, J. [2010], "The Fundamental Determinants of Credit Default Risk for European Large Complex Financial Institutions," *IMF Working Paper*, WP/10/153, International Monetary Fund.
- Pan, J., and Singleton, J. K. [2006], "Interpreting Recent Changes in the Credit Spreads of Japanese Banks," *IMES Discussion Paper Series*, No.2006-E-21, Bank of Japan.
- Partnoy, F., and Skeel, Jr, A. D. [2007], "The Promise and Perils of Credit Derivatives," *Legal Studies Research Paper No.07-74*, University of San Diego School of Law.
- Pesaran, M. H., and Shin, Y. [1998], "An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis," *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragner Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press.

- Pesaran, M. H., Shin, Y., and Smith, R. P. [1999], "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94, pp. 621-634.
- Pesaran, M. H., and Smith, P. R. [1995], "Estimating Long-run Relationships From Dynamic Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, Vol.68, pp.79-113.
- Pynnönen, S., Hogan, W., and Batten, J. [2004], "Dynamic Equilibrium Correction Modelling of Credit Spreads. The Case of Yen Eurobonds," (lipas.uwasa.fi/~sjp/articles/phb_ac.ta_wasaensia_122_187-204.pdf).
- Simons, D., and Rolwes, F. [2009], "Macroeconomic Default Modelling and Stress Testing," *International Journal of Central Banking*, Vol.5, No.3, pp.177-204.
- Sommar, Å. P., and Shahnazarian, H. [2009], "Interdependencies between Expected Default Frequency and the Macro Economy," *International Journal of Central Banking*, Vol. 5, No. 3, pp.83-110.
- Tang, Y. D., and Yan, H. [2008], "Liquidity and Credit Default Swap Spreads," (http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=891263&rec=1&srcabs=675641).
- Vassalou, M., and Xing, Y. [2004], "Default Risk in Equity Returns," *The Journal of Finance*, Vol. 59, No.2, pp. 831-868.
- (金融庁総務企画局金融研究センター研究官)