



FSA Institute

Discussion Paper Series

我が国における一般事業法人の CDS スプレッドの決定要因

岩井 浩一

DP 2010-6

2011 年 3 月

金融庁金融研究センター
Financial Research Center (FSA Institute)
Financial Services Agency
Government of Japan

金融庁金融研究センターが刊行している論文等はホームページからダウンロードできます。

<http://www.fsa.go.jp/frtc/index.html>

本ディスカッションペーパーの内容や意見は、全て執筆者の個人的見解であり、金融庁あるいは金融研究センターの公式見解を示すものではありません。

我が国における一般事業法人の CDS スプレッド の決定要因*

岩井 浩一[†]

概要

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、海外における市場変動が我が国 CDS 市場に対して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 スプレッドの変動を引き起こしてい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。

キーワード：CDS スプレッド、構造型モデル、Dynamic Heterogeneous Panel Model

* 本稿の分析結果の一部は拙稿「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」（証券経済研究、第 73 号、2011 年 3 月）に掲載される予定である。本稿の執筆に際しては、大阪大学 高阪章教授、大阪大学 野村茂治教授、大阪大学 大槻恒裕准教授、慶應義塾大学 吉野直行教授（金融庁金融センター長）、及び、証券経済研究の匿名の査読者から有益なコメントを頂戴した。ここに記して感謝申し上げる。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。また、本稿中にあり得べき誤りは全て筆者の責に帰すものである。

[†] 金融庁金融研究センター研究官（Email：koichi.iwai@fsa.go.jp）

1. 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。また、望ましい規制を考察するにはCDS市場のメリットとデメリットに対する客観的な評価が必要となるためあつて、2章で紹介する先行研究だけでなく、IMF (2009), Singh and Sparckman (2009), Frank and Hesse (2009), Berg (2010), Scheicher (2008)等のように、欧米金融当局や国際機関等において、CDS市場に関する実証的分析が積極的に進められている。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。

システミックリスクと不公正取引リスクというCDS市場に係る2つの懸念材料は、我が国の金融当局にも共有されているように窺える²。しかしながら、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、金融危機を契機にCDS市場に対する研究者の関心が高まったようには窺われない。CDS市場に関する実証的な考察は欧米諸国に比べて限定的であり、価格形成の特徴は余り理解されていない。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。2章では、先行研究をレビューし、本稿の主たる狙いを整理する。3章は、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

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 本邦金融当局の問題意識については佐々木 (2009, 2010a, 2010b)等を参照。

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。4 章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。5 章では結論を述べる。補論では、本稿の実証分析で利用する企業価値ボラティリティ指標と Distance to Default 指標の算出方法の概要を整理する。

2. 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³。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⁴。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⁵。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。

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⁶。Longstaff et al. (2005)は、

³ 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。

⁴ 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。

⁵ 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。

⁶ 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

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

で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。

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。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。

3. 分析の枠組み

3.1. 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⁷。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。変数の定義は表 1 に纏められている。構造変

⁷ 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。

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⁸。

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。既存研究で採用されている次の3つの代理変数を利用する。第一は、オプション理論から導出されるボラティリティ (σ (オプション)と呼称) である。本稿では、Gropp et al. (2002)と同様の方法によって σ (オプション)を算出した⁹。第二は、株価リターン系列に対して GARCH モデルを適用して得られた GARCH ボラティリティ (σ (GARCH)) である。本稿では、GARCH(1,1)モデルを利用して算出した。第三は、株価リターン系列のヒストリカルボラティリティ (σ (ヒストリカル)) である。本稿では、90日間のヒストリカルボラティリティを採用した¹⁰。

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 of the 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¹¹。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。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¹²。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、

⁸ 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。

⁹ 算出方法の詳細は補論を参照。

¹⁰ 企業価値ボラティリティと株式ボラティリティは厳密には異なるので、株価データを基に算出したボラティリティ指標を用いた分析が妥当な分析結果と看做せるためには、両ボラティリティ指標の間に高い相関が存在することが必要となる。本稿ではこの前提が満たされていると仮定する。同様の簡便法は例えば Collin-Dufresne et al. (2001)等に広く見受けられる。なお、企業価値ボラティリティは全て年率換算の標準偏差として算出した。

¹¹ 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。

¹² マクロ経済や市場全体の動向を捉える変数を ad hoc な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。

VIX を採用する¹³。

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の変化率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。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。このため、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。

3.2. 実証モデル

多くの先行研究は (1) 式の線形モデルを利用している。

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

$Spread_{i,t}$ 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

¹³ 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。

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¹⁴。

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, ..., q_k）モデルに従うと考える。

$$Spread_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} Spread_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad \dots\dots(2)$$

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。これを変形して整理すると、

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

というエラーコレクション表現を得る。ここで、

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

$$\delta_{ij}^* = - \sum_{m=j+1}^q \delta_{im} \quad (j=1,2,\dots,q-1)$$

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¹⁵、ハウスマン検定によって PMG モデルか MG

¹⁴ Pesaran and Smith (1995), Pesaran and Shin (1998), Pesaran et al. (1999)等を参照。

¹⁵ 正確に言えば、本稿では、(3) 式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。

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¹⁶。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のかを検証することができる。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のかも分析できる。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。

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。

4. 実証結果

4.1. 記述統計

分析対象は、一般事業法人（非金融機関）のうち 2004 年 4 月 1 日から 2009 年 9 月 30 日までの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（表 2）。業種としては、製造業が約半分を占め、残りは商社や不動産業、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。

表 3 は日次データの基本統計量の一覧である¹⁷。表 3-(1)は各変数の記述統計量である。表 3-(2)は変数間の相関係数である。以下の回帰分析で被説明変数となる CDS の市場価格（CDS スプレッド、対数 CDS スプレッド）と説明変数の相関係数を確認すると、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。即ち、構造変数をみると、レバレッジや企業価値ボラティリティの符号がプラス、安全利子率の符号はマイナスとなり、それぞれ 5%基準で有意となった。また、その他の変数についても、スワップションボラティリティがプラス、長短金利差がマイナス、対数時価総額がマイナス、VIX がプラスで有意となった。例外は TOPIX リターンであり、CDS スプレッドとの間に、有意な相関関係が確認できなかった。いずれにせよ、相関係数からみる限り、構造型モデルや社債市場に関する既存の実証結果を裏付けるような相関関係が CDS 市場において確認できたといえる。なお、構造変数以外の説明変数間の相関

制約の内容は 4.3. で説明する。なお、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。

¹⁶ 但し、T が十分に長いこと等の条件を満たす必要はある。詳しくは脚注 14 の文献を参照。

¹⁷ 本稿では日次ベースの分析結果を中心に報告するが、必要に応じて、月次分析の結果にも言及する。月次分析で用いたデータは原則として、各日次系列の月中平均値である。但し、株価リターン等のリターン指標については、日次リターンの月中平均ではなく、レベル値の月中平均値のリターンを利用している。

係数をみると、相関係数の絶対値は最大でも 0.67 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。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、 σ (ヒストリカル)、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。これに対して σ (オプション)と σ (GARCH)では、定常過程と判断される企業も散見される結果となった。単位根検定の結果は、レベル変数を用いた回帰分析では、見せかけの回帰が発生するおそれがあることを示している。

4.2. 時系列モデル¹⁸

4.2.1. ベースモデル

構造変数だけを説明変数とするモデル（これを「ベースモデル」と呼称）を各企業についてそれぞれ OLS 推定する。レベル変数を用いた推定結果が表 4 であり、階差変数を用いた推定結果が表 5 である。表中における「係数」と「標準誤差」は、各銘柄のパラメータ推定値と標準誤差の平均値（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の t 値と p 値である¹⁹。

変数がレベルか階差を問わず、構造変数は、全ての推定結果において、構造型モデルの想定通りの結果となっている。即ち、レバレッジと企業価値ボラティリティはプラスで有意²⁰であり、安全利子率は所々で有意性がやや低下しているが符号は全てマイナスである。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 以上となっており、同じくレベル変数を用いて米国企業の CDS スプレッドを検証した Ericsson et al. (2009)と同程度の結果が得られた。但し、変数の多くが I(1)過程であるので、パラメータの有意性や決定係数の解釈には慎重である必要がある。これに対して階差変数を用いたモデルの決定係数は 0.04 以下であり、Ericsson et al. (2009)が 0.2 程度の決定係数を報告しているのに比べれば、利用データの頻度の違いがあるにしても、低い水準と判断される²¹。

4.2.2. フルモデル

構造変数のほかに、市場動向やマクロ環境を示す変数を説明変数として追加する。分析は VIX

¹⁸ 稲葉 (2007)に倣い、以下で報告する表 4～7 の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推定したところ、概ね同様の結果が得られた。以下では OLS 推定の結果だけを報告する。

¹⁹ この取扱いは、説明変数が“全体的に”有意であったかを把握するための簡便な方法である。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、必要に応じて、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。

²⁰ 本稿では特に断りのない限り、有意性は 1%基準で判断する。

²¹ 表 4, 5 の結果は日次データを用いた結果であるが、Ericsson et al. (2009)は週次ベースの分析であり、両者を単純に比較することは適切ではない。表 4, 5 の回帰分析を月次データで実施したところ、階差モデルの決定係数は 0.2～0.3 程度であった。この水準は、週次データを用いた Ericsson et al. (2009)や月次データを用いた Greatrex (2008)とほぼ同水準である。

の有無で 2 通りに分けて実施した。VIX を含まないモデルは国内要因だけを勘案したモデル、VIX を含むことによって、海外要因も含んだモデルと位置付けられる。以下では、レベル変数の結果、階差変数の結果の順に、推定結果の特徴を整理する。

レベル変数の OLS 推定結果が表 6 である。幾つかの特徴が確認できる。第一に、構造変数の符号は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、レバレッジの有意性は失われている。第二に、長短金利差が、被説明変数に応じて、正反対の結果となった。CDS スプレッドを被説明変数とした場合にはパラメータは有意にプラスであるが、対数 CDS スプレッドを被説明変数とするとマイナスで有意となった。前述の通り、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は、変数の非正常性に原因があるのかもしれない。第三に、市場動向を示す変数の一部に、先行研究と異なる結果が確認された。即ち、TOPIX リターンが、直観的な理解に反して、プラスで有意になっている。同様の結果は、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。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。また、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・杉山 (2007) や稲葉 (2007) と異なる結果となった。第四に、VIX が全てのケースで有意にプラスとなっており、米国株式市場の不確実性が本邦 CDS 市場にまで影響を及ぼしている可能性が示された。第五に、決定係数が 0.7~0.9 程度と比較的高水準となった。

これに対して、階差変数の推定結果が表 7 であり、レベル変数の推定結果と比較すると、次の点が注目される。第一に、構造変数の符号条件はレベル変数と同様であるが、レバレッジ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は、 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 乗や長短金利差のパラメータも有意ではなくなっており、金利関係の変数が Δ CDS スプレッドに影響を与えないことを示唆する結果となっている。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を報告した 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、直観に合う結果が得られた。第三に、レベル変数の推定結果と同様に、VIX に係る変数がプラスとなり、また有意となっている。最後に、決定係数は 0.05~0.07 程度であり、ベースモデルからほとんど上昇していないほか、米国市場に関する先行研究に比べて低水準にとどまっている。説明変数、データ頻度、推定モデルに違いがあるため単純な比較はできないが、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²²。月次データ

²² 決定係数の詳細等については、各論文中の以下の分析結果を参照。Blanco et al. (2005) の Table V, Ericsson et al. (2009) の Table 2~4, Di Cesare and Guazzarotti (2010) の Table 5, Collin-Dufresne et al. (2001) の Table II~XI, Greatrex

(月中平均値)を用いて表7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。以上から判断すると、本稿で推定したモデルの説明力は、諸外国の実証結果と比較して、せいぜい同程度と判断される。

4.2.3. 考察

OLS 推定による分析結果はレベル変数を利用することに伴う見せかけの回帰や決定係数の低さ等の課題を示すだけでなく、見方によっては、構造型モデルの限界を示すとも考えることができる。構造型モデルが信用リスクを正しく捉える真のモデルであり、市場参加者がこの真のモデルに従って合理的に行動しているという2つの条件が満たされるならば、構造型モデルは市場で観察されるCDS スプレッドの変動を完全に説明することができるはずである。言い換えれば、市場で観察されるCDS スプレッドの変動要因として、構造変数以外の変数が有意であった場合には、2つの条件のうち少なくともいずれか一方が成立していないことを示唆することになる。そして、上記の推定結果では、CDS スプレッドに有意な影響を与える構造変数以外の変数が多数確認されていた。これは、構造型モデルの限界か投資家の非合理性のいずれか、あるいは、その両者を示すものとも考えることができる。なお、構造型モデルが真のモデルでないことと投資家の非合理性を識別することは——金融市場の効率性を検定する際に一般に発生する問題であるが——非常に困難であり、本稿では、この点に立ち入ることはしない²³。

4.3. Dynamic Heterogeneous Panel モデル

4.2.の OLS 推定による結果は、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、理論の想定通りの結果が得られるものの、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タイプの情報を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、OLS 推定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。

時系列モデルの分析と同様に、ベースモデルとフルモデルを推定する。実際の推定式はARDLモデルを変形した(3)式である。なお、フルモデルの推定に際しては、次のような制約を課している。まず、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。また、短期調整式の説明変数のうち、 Δ 長短金利差、 Δ TOPIX リターン、 Δ 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利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

(2008)の Table 5。

²³ 一般に、金融市場が効率적であるという主張や仮説は、(1) 特定の資産価格モデルが真のモデルである、(2) 投資家が真のモデルに従って合理的に期待形成する、という2つの仮定を前提とする。換言すれば、市場の効率性仮説は、2つの仮説から成る複合仮説として検証されることが一般的である。このため、何等かの検定により市場の効率性が否定されたとすれば、その理由は、(1) か (2) の少なくとも一方の仮定が満たされないことを示すことになる。しかし、(1) と (2) のいずれが棄却されたかを検定することは一般に難しい。

らい。そこで、これら 3 変数のパラメータについてはゼロ制約を課した²⁴。

4.3.1. ベースモデル

構造変数だけを用いたベースモデルの結果を確認する。被説明変数として Δ CDS スプレッドを用いた結果が表 8、 Δ 対数 CDS スプレッドを利用した結果が表 9 であり、それぞれに PMG モデルと MG モデルの推定結果を記載してある。PMG モデルの長期均衡式の欄にある表中の計数は、全ての銘柄に共通するパラメータの推定結果である。これに対して PMG モデルの短期調整式の各変数と MG モデルの全ての変数のパラメータは個別銘柄で異なることが許容されている。これらの 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である。そして、それら変数の「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²⁵。表の下段にある「調整済 R^2 」は自由度調整済 R^2 のクロスセクション平均値である。最下段は両モデルに関するハウスマン検定の結果を示し、帰無仮説が棄却されれば（されなければ）MG 推定量（PMG 推定量）が相対的に効率的と判断できる。表 8 と表 9 の全てのケースにおいて、通常の有意基準で PMG モデルが選択できるので、以下では PMG モデルの結果について述べる。

表 8 及び表 9 の推定結果の特徴は次のように纏めることができる。第一に、構造変数のパラメータをみると、長期均衡式、短期調整式のいずれにおいても、構造型モデルの想定通りの結果となっている。即ち、レバレッジと企業価値ボラティリティに関するパラメータは全てプラスであり、安全利子率に関するパラメータは全てマイナスであり、ほとんどの場合で有意である。第二に、PMG モデルの短期調整式における各変数のパラメータに対して、銘柄間でパラメータが同一であるという帰無仮説を検定すると、 Δ レバレッジと Δ 企業価値ボラティリティについては帰無仮説が棄却された。つまり、これら 2 変数は銘柄によってパラメータが異なっていると考えられる。従って、短期調整式のパラメータが同一であるという制約を課したモデルでは、定式化自体を誤ってしまうことを意味する。 Δ 安全利子率については帰無仮説を棄却できないケースが多く、銘柄間でパラメータが同一であると考えられる。第三に、調整パラメータが全てのケースにおいてマイナスで有意となっており、CDS スプレッドと構造変数との間に長期均衡関係が存在していると考えられる。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は棄却されるので、調整速度は銘柄によって異なっていると考えられる。第四に、決定係数がせいぜい 0.05 程度と、階差変数を用いた OLS の決定係数と同水準となった。従って、DHP モデルにおいても、CDS スプレッドの変動をほとんど捉えることができなかった。

²⁴ 推定結果は割愛しているが、これらの制約を課さないモデルを推定したところ、ほぼ同様の結果が得られている。従って、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。

²⁵ この方法は、脚注 19 で述べた方法とほぼ同じである。僅かな違いは、標準誤差をクロスセクション平均とするか、回帰分析の結果得られる定数項パラメータの標準誤差とするかにある。

4.3.2. フルモデル

フルモデルの推定もベースケースと同様に、3通りの企業価値ボラティリティ指標を用いて行った。企業価値ボラティリティに $\sigma(\text{GARCH})$ を採用した場合に、PMG モデルではなく MG モデルが選択されたという違いが発生したが、これを除けば概ね同様の結果が得られている。従って、煩雑な説明を避けるために、 $\sigma(\text{オプション})$ の結果を中心に報告する。

表 10 が企業価値ボラティリティを $\sigma(\text{オプション})$ とした場合の結果である。Panel A 及び Panel B はそれぞれ ΔCDS スプレッド、 $\Delta \text{対数 CDS}$ スプレッドを被説明変数とした PMG モデルの結果である。企業価値ボラティリティを $\sigma(\text{オプション})$ とした場合には、ハウスマン検定の結果、PMG が選択されたので、表 10 には MG の結果は記載していない²⁶。

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、ほとんどの係数が有意となっている。細かくみれば、被説明変数を ΔCDS スプレッドとした場合の短期調整式における Δ 企業価値ボラティリティと Δ 安全利子率の有意性が低いことが確認できる。ただし、それ以外の構造変数は概ね予想通りの符号で有意となっているので、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ることが妥当であろう。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の符号が予想通りとなり、且つ、全てのケースにおいて有意となっている。このことは、構造変数だけで CDS スプレッドの変動を説明するには不十分であるという意味において、構造変数の指標性や構造型モデルの限界を示唆するものである。更に、調整パラメータが全てのケースで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。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、銘柄によって、長期均衡関係までの調整速度に違いがあると考えられる²⁷。第三に、 ΔVIX 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、 ΔVIX 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²⁸。OLS 推定では、VIX や ΔVIX は有意ではあったが決定係数が大きく改善することは確認されなかった。PMG モデルの結果は、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 市場に強い影響をもたらしていたことを示す結果といえる。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であろう。

ここまでの結果は、表 11 及び表 12 に示した通り、企業価値ボラティリティを変更して推定した PMG モデルに対してもほぼそのまま成立しているという意味で、頑健なものである。こ

²⁶ Panel B のハウスマン検定統計量がマイナスとなっているが、本稿では PMG が選択されたと看做している。

²⁷ Ferrucci (2003) は月次データを用いて途上国のソブリンスプレッドを PMG 推定し、調整パラメータが -0.15 ～ -0.39 （同論文の Table 4）であったと報告している。この分析と比較するために、月中平均値データを用いて ΔVIX を含むフルモデルを推定したところ、調整パラメータは -0.212 であった。本稿の分析対象である事業法人の CDS スプレッドとソブリンスプレッドでは価格決定要因も異なるため単純な比較には慎重であるべきだが、我が国 CDS 市場の平均的な調整速度は Ferrucci (2003) と同程度であったと一様言える。

²⁸ 短期調整式の ΔVIX のほかに、長期均衡式に VIX を追加しても同様の結果であった。

ここでは、別の視点から DHP モデルの推定結果の頑健性を再確認しておこう。具体的には、3 つの構造変数に代えて、Distance to Default 指標（以下、DD 指標）を DHP モデルの説明変数として利用する。DD 指標とは、企業価値がデフォルトポイントからどの程度離れているかを、企業価値ボラティリティを単位に評価した指標である。補論に示した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²⁹。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。推定結果である表 13 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が、 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。こうした点に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。

4.3.3. 考察

DHP モデルの一連の推定結果はどのような含意を有するのであろうか。分析手法へのインプリケーションと、CDS 市場の価格形成に関する示唆に分けて整理する。まず分析手法については第一に、ここまでの分析結果は DHP モデルを用いることの有効性を示していると思われる。直感に反する OLS 推定値の多くが PMG モデルにおいて構造型モデルの想定通りに変化したことから判断すると、CDS スプレッドの推定には OLS よりも DHP が望ましいと思われる。更に、CDS スプレッドの決定要因を既存研究で頻繁に利用されている homogeneous なパネル分析を用いて評価することは適切ではない。調整パラメータ、 Δ レバレッジ、 Δ 企業価値ボラティリティ、 Δ VIX については、銘柄間でパラメータが同一であるという帰無仮説は棄却されている。従って、これら変数が CDS スプレッドに与える影響が銘柄間で一定であると制約を置いた推定を行うべきではないことになる³⁰。第二に、全てのケースにおいて調整パラメータが有意になったように、我が国の CDS 市場においては、CDS スプレッドが長期的な均衡関係に向けて収束する動きが生じている可能性が高い。従って、CDS スプレッドの決定要因を考察する際には、こうした調整行動（エラーコレクション）を加味した手法を用いることが望ましい。本稿で利用した PMG/MG モデルはこの意味でも適切な推定手法である。

他方、DHP の分析結果は、CDS 市場の価格形成について次のような示唆をもたらす。第一に、構造型モデルの指摘するような価格形成メカニズム ——レバレッジや企業価値ボラティリテ

²⁹ DD 指標の信用リスク指標としての指標性については、Vassalou and Xing (2004), Byström (2006), Das et al. (2009), Bharath and Shumway (2008), Du and Suo (2007)等を参照。

³⁰ 筆者の知る限り、我が国の信用リスクに係わる既存研究のうちパネル分析を利用している論文のなかで、homogeneous な制約の妥当性を検定したうえでモデルを選択したものは存在しない。

ィの上昇は信用リスクを高め、安全利子率の上昇は信用リスクを引き下げる——が確かに機能していると考えられる。構造変数のパラメータは、それが長期均衡式であれ短期調整式であれ、統計的に有意となった場合にはほぼ全てのケースにおいて、構造型モデルの示唆する符号と一致した。第二は、CDS スプレッドは、構造変数のほかに、TOPIX リターン、長短金利差、スワップションボラティリティ等と長期均衡関係を形成している。CDS スプレッドがこの均衡関係から乖離すると、均衡に向かって収束する力が働く。第三に、VIX に集約されている米国株式市場における不確実性が我が国の CDS スプレッドに有意な影響を与えている。しかも、決定係数の値から判断する限り、VIX が与えている影響力は、他の変数に比べてかなり大きいと考えられる。第四は、CDS スプレッドの変動要因の大部分が明らかにできなかった。構造変数は CDS スプレッドの変動をほとんど説明できないほか、その他の変数も、たとえそれが有意であっても、説明力は限定的である。VIX は説明力を大幅に改善させるが、説明変数に VIX を追加しても、CDS スプレッドの変動の 10%~30%程度しか説明することができない。我が国の CDS 市場でもクレジットスプレッド・パズルが発生していると考えるのが妥当であろう。

4.4. 金融危機前後

4.4.1. DHP モデル

冒頭に述べた通り、欧米諸国では、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、幾つかの研究は、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た (DiCesare and Guazzarotti 2010, IMF 2009 等)。以下では、我が国 CDS スプレッドの価格形成も金融危機を契機に変化したのかどうかを確認する。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を考察していく。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³¹。分析結果に大きな違いはなかったため、表 14 には企業価値ボラティリティとして σ (オプション)を用いた PMG のフルモデル ($\angle$ VIX を含む) の結果だけを載せている。

推定結果をみると、被説明変数を $\angle$ CDS スプレッドとするか $\angle$ 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

³¹ 2007 年 6 月はベアスターン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下げが始まった。

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³²。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³³。

4.4.2. 主成分分析

ここまでの分析では、構造変数以外の諸変数を利用したとしても CDS スプレッドの変動の半分以上が説明できないことを確認した。先行研究では、モデル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³⁴。こうした現象が我が国 CDS 市場でも確認できるのかを、先行研究の分析手法に倣って考察してみる。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。

表 15 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。第一の特徴は、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点である。このことは、後半期において分析対象企業に共通する何等かのシステミックな要因が CDS スプレッド変動の主因になったことを示唆する。第二に、同様の傾向が 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、説明変数以外にも、対数 CDS スプレッドの変動を規定する共通要因が存在している可能性がある。第三に、フルモデルの残差に対する主成分分析において、第一主成分の寄与率が 35%以上の高い水準となっていることである³⁵。この結果も、説明変数では捉えきれないシステミックな要因の存在を示唆する。第四に、原系列の固有ベクトルと残差の固有ベクトルの間の相関係数が高い点である。原系列を利用して算出された第一主成分の

³² 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。

³³ 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。

³⁴ Collin-Dufresne et al. (2001), Ericsson et al. (2009), Di Cesare and Guazzarotti (2010)を参照。

³⁵ 例えば、Di Cesare and Guazzarotti (2010)の Figure 3 によれば、回帰分析の残差に対する第一主成分の寄与率は、金融危機前に約 25%程度、金融危機後は約 40%である。表 15 の寄与率の結果は、本稿の残差系列の方が同論文の残差系列に比べて、何等かのシステミックな要因を少なくとも同程度、あるいは、それよりも多く含んでいること、換言すれば、本稿の回帰モデルは同論文の回帰モデルに比べて、システミックな要因を十分に捉えることができていることを意味する。なお、同論文と本稿の説明変数はほぼ同じ組み合わせであり、対象企業数も同程度（同論文は 34 社、本稿は 45 社）であるが、彼らの回帰モデルの決定係数は金融危機前、金融危機後共に約 0.5 と、本稿のモデルよりも高い。

固有ベクトルと残差を利用して算出された第一主成分の固有ベクトルが互いに相関している場合には、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ずに残差のなかに残存したと考えられる。表 15-(2)の中の(a)と(c)、(b)と(d)、(e)と(g)、(f)と(h)の 4 つの組み合わせに注目して、その相関係数を確認すると、これら 4 つの組み合わせの相関係数はいずれも 0.9 を超えており、非常に高い水準にある (表 15-(3))。つまり、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と推察されるのである。

4.4.3. 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、モデルの説明力が向上す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³⁶。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。4.4.1.で述べ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考えられる。

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

³⁶ 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。

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。

5. 結論

本稿では、我が国事業法人を参照組織とする 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も 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、何等かのシステミックな要因が 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ろう。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によって引き起こされているならば、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と予想される。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 (σ (オプション)) と Distance to Default 指標 (以下、DD 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。

$$\left\{ \begin{array}{l} V_E : \text{株式の市場価値 (時価総額)} \\ V_A : \text{企業価値} \\ D : \text{負債価値} \\ r : \text{安全利子率} \\ \sigma_A : \text{企業資産価値のボラティリティ} \\ \sigma_E : \text{株価ボラティリティ} \\ T : \text{負債満期までの期間} \\ \varepsilon : \text{標準正規分布} \\ N() : \text{累積標準正規分布関数} \\ dz : \text{標準ウィナー過程} \end{array} \right.$$

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。

$$\left\{ \begin{array}{l} V_E = V_A N(d1) - D e^{-rT} N(d2) \\ d1 = \frac{\ln\left(\frac{V_A}{D}\right) + \left(r + \frac{\sigma_A^2}{2}\right)T}{\sigma_A \sqrt{T}} \\ d2 = d1 - \sigma_A \sqrt{T} \end{array} \right. \quad \dots\dots (i)$$

このとき、企業価値ボラティリティと株式ボラティリティの間に次式が成立する。

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

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 を算出することができる³⁷。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 σ (オプション) である。

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る。

³⁷ 実際には収束計算を実施する。

$$\ln V_A^t = \ln V_A + \left(r - \frac{\sigma_A^2}{2} \right) t + \sigma_A \sqrt{t} \varepsilon \quad \dots\dots (iii)$$

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。

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

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

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.
- 佐々木清隆 (2009) 「CDS 取引について」 (www.fsa.go.jp/sesc/torikumi/20090428-1.pdf).
- (2010a) 「CDS 取引に係るリスク管理等について」 (www.fsa.go.jp/sesc/torikumi/20100128-1.pdf).
- (2010b) 「CDS 取引の監視」 (www.fsa.go.jp/sesc/kouen/kouenkai/20100527-1.pdf).
- 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, I., 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.
- Berg, T. (2010), "The Term Structure of Risk Premia- New Evidence from the Financial Crisis," *Working Paper Series*, No.1165, European Central Bank.
- 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), "CreditGrades 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.
- Driessen, 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.
- Frank, N., and Hesse, H. (2009), "Financial Spillovers to Emerging Markets during the Global Financial Crisis," *IMF Working Paper*, WP/09/104, International Monetary Fund.
- 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 Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press.
- Pesasan, 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_acta_wasaensia_122_187-204.pdf).
- Scheicher, M. (2008), "How Has CDO Market Pricing Changed during The Turmoil- Evidence from CDS Index Tranches," *Working Paper Series*, No.910, European Central Bank.
- Simons, D., and Rolwes, F. (2009), "Macroeconomic Default Modelling and Stress Testing," *International Journal of Central Banking*, Vol.5, No.3, pp.177-204.
- Singh, M., and Spackman, C. (2009), "The Use (and Abuse) of CDS Spreads during Distress," *IMF Working Paper*, WP/09/62, International Monetary Fund.
- 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.

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)	"
Δ CDSスプレッド	CDSスプレッドの対前日階差 (営業日ベース)	"
Δ 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 $\div$ (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	$\Delta \ln$ (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&P 500 指数のインプライドボラティリティ	"

表 2 対象銘柄

(1) CDSの参照組織

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	三菱重工業	9433	KDDI
7012	川崎重工業	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) 格付け別の分布

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。

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
σ (オプション)	60,750	0.289	0.144	0.057	1.357
σ (GARCH)	60,750	0.358	0.190	0.077	3.832
σ (ヒストリカル)	60,750	0.353	0.187	0.083	1.468
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	σ (オプション)	σ (GARCH)	σ (ヒストリカル)	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									
σ (オプション)	0.1881*	0.4829*	0.1039*	1								
σ (GARCH)	0.3774*	0.5593*	0.3622*	0.8787*	1							
σ (ヒストリカル)	0.4555*	0.6668*	0.4231*	0.8787*	0.8253*	1						
安全利子率	-0.1661*	-0.3275*	-0.2311*	-0.1136*	-0.1346*	-0.1817*	1					
スワップションボラティリティ	0.0193*	0.1206*	0.1344*	-0.0092*	0.0743*	0.0174*	-0.3888*	1				
長短金利差	-0.1329*	-0.3194*	-0.0951*	-0.3995*	-0.3785*	-0.3839*	0.2970*	0.3429*				
TOPIXリターン	0.001	-0.0138*	-0.0184*	-0.0182*	-0.0204*	-0.0215*	0.0219*	-0.005	0.0774*	1		
対数時価総額	-0.3861*	-0.5295*	-0.4837*	-0.1422*	-0.2541*	-0.2949*	0.1793*	-0.1343*	0.0220*	0.0107*	1	
VIX	0.2933*	0.5918*	0.2971*	0.6419*	0.6534*	0.6683*	-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。

表 3 (続き)

(3)単位根検定
(3)1.企業個別変数

変数名	DF-GLS検定						PP検定					
	レベル			1回階差			レベル			1回階差		
	1%基準	5%基準	10%基準	1%基準	5%基準	10%基準	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	0	45	0	0	1	0	0	45	0
対数(CDSスプレッド)	0	0	0	0	43	2	0	0	0	0	45	0
σ (オブション)	7	3	0	0	45	0	0	4	1	0	45	0
σ (GARCH)	21	15	0	0	40	3	0	26	12	0	45	0
σ (ヒストリカル)	0	4	0	0	40	1	0	0	0	0	45	0
レバレッジ	0	0	0	0	37	3	0	1	1	0	45	0
対数株価時価総額	1	1	0	0	38	4	0	1	1	0	45	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			レベル		
	1%基準	5%基準	10%基準	1%基準	5%基準	10%基準
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。

表 4 ベースモデル（レベル変数）

(1)y=CDSスプレッド	目次											
	企業価値ボラティリティ σ(オプション)				企業価値ボラティリティ σ(GARCH)				企業価値ボラティリティ σ(ヒストリカル)			
	係数 ¹	標準誤差 ¹	t値 ²	p値 ²	係数 ¹	標準誤差 ¹	t値 ²	p値 ²	係数 ¹	標準誤差 ¹	t値 ²	p値 ²
レバレッジ	858.85	59.49	3.41	0.00	834.71	64.04	2.90	0.01	635.70	61.57	2.61	0.01
企業価値ボラティリティ	217.86	22.06	3.02	0.00	117.95	20.61	3.35	0.00	299.38	21.05	3.76	0.00
安全利子率	-8,982.29	954.62	-2.73	0.01	-9,080.62	994.79	-2.74	0.01	-9,884.90	872.05	-3.14	0.00
定数項	24.27	20.00	0.36	0.72	54.37	21.23	0.70	0.49	29.48	18.60	0.53	0.60
調整済R ²	0.67				0.59				0.75			
F値	544.51				353.35				727.68			
観測数	1,350				1,350				1,350			
(2)y=対数CDSスプレッド	目次											
	企業価値ボラティリティ σ(オプション)				企業価値ボラティリティ σ(GARCH)				企業価値ボラティリティ σ(ヒストリカル)			
	係数 ¹	標準誤差 ¹	t値 ²	p値 ²	係数 ¹	標準誤差 ¹	t値 ²	p値 ²	係数 ¹	標準誤差 ¹	t値 ²	p値 ²
レバレッジ	14.14	0.56	4.57	0.00	14.71	0.61	4.36	0.00	11.05	0.54	3.97	0.00
企業価値ボラティリティ	3.43	0.13	13.97	0.00	2.02	0.15	10.58	0.00	3.52	0.10	14.76	0.00
安全利子率	-62.19	6.67	-7.59	0.00	-61.31	7.62	-6.54	0.00	-68.12	6.23	-9.28	0.00
定数項	1.87	0.15	6.16	0.00	2.15	0.17	6.20	0.00	2.13	0.14	7.72	0.00
調整済R ²	0.74				0.66				0.79			
F値	1,798.82				1,239.81				2,219.41			
観測数	1,350				1,350				1,350			

(注) 1. 調整済R²、F値、係数、標準誤差は対象銘柄の推定結果の平均値である。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推定を実行して得られた定数項パラメータの値及びp値を指す。

表5 ベースモデル (階差変数)

目次												
(1)y=△CDSスプレッド												
y=△CDSスプレッド	企業価値ボラティリティ σ(オプション)				企業価値ボラティリティ σ(GARCH)				企業価値ボラティリティ σ(ヒストリカル)			
	係数 ¹	標準誤差 ¹	t値 ²	p値 ²	係数 ¹	標準誤差 ¹	t値 ²	p値 ²	係数 ¹	標準誤差 ¹	t値 ²	p値 ²
△レバレッジ	213.07	76.13	4.90	0.00	191.81	71.00	5.34	0.00	194.79	69.32	5.27	0.00
△企業価値ボラティリティ	27.85	27.09	2.75	0.01	9.07	8.75	2.60	0.01	45.18	35.08	3.66	0.00
△安全利子率	-329.92	446.52	-2.45	0.02	-325.28	450.53	-2.34	0.02	-327.55	446.30	-2.31	0.03
定数項	0.26	0.16	1.99	0.05	0.26	0.16	1.99	0.05	0.26	0.15	2.00	0.05
調整済R ²		0.03				0.03				0.03		
F値		7.49				7.20				7.96		
観測数		1,350				1,350				1,350		
(2)y=△対数CDSスプレッド												
目次												
y=△CDSスプレッド	企業価値ボラティリティ σ(オプション)				企業価値ボラティリティ σ(GARCH)				企業価値ボラティリティ σ(ヒストリカル)			
	係数 ¹	標準誤差 ¹	t値 ²	p値 ²	係数 ¹	標準誤差 ¹	t値 ²	p値 ²	係数 ¹	標準誤差 ¹	t値 ²	p値 ²
△レバレッジ	1.88	0.45	8.22	0.00	1.71	0.44	7.03	0.00	1.70	0.42	7.43	0.00
△企業価値ボラティリティ	0.32	0.16	11.65	0.00	0.07	0.04	8.61	0.00	0.41	0.19	10.97	0.00
△安全利子率	-6.76	3.05	-12.72	0.00	-7.14	3.08	-13.43	0.00	-6.95	3.06	-13.08	0.00
定数項	0.00	0.00	9.29	0.00	0.00	0.00	9.24	0.00	0.00	0.00	9.21	0.00
調整済R ²		0.04				0.04				0.04		
F値		10.33				10.00				10.44		
観測数		1,350				1,350				1,350		

(注) 1. 調整済R²、F値、係数、標準誤差は対象銘柄の推定結果の平均値である。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)を実行して得られた定数項パラメータのt値及びp値を指す。

表6 フルモデル (レベル変数)

[illegible]

(注) 1. 調整R²、F値、係数、標準誤差は対象銘柄の推定結果の平均値である。なお、各銘柄をOLS指定する際には、適切な標準誤差を計算している。
2. 固定効果モデルは、推定F値と検定F値とを比較して決定係数を用いたクロスセクションOLS推定で得られた決定係数F値の値及びp値を指す。
3. 安全利子率は、1000のF値と被説明変数は説明変数としてクロスセクションOLS推定で得られた決定係数F値を比較して、F値を比較している。

表7 フルモデル (階差変数)

(1) $y = \angle \text{CDS}$ スプレッド	日次 (VIX無し)										日次 (VIX有り)														
	企業価値ボラティリティ $\sigma(\text{オプション})$					企業価値ボラティリティ $\sigma(\text{ヒストリカル})$					企業価値ボラティリティ $\sigma(\text{GARCH})$					企業価値ボラティリティ $\sigma(\text{ヒストリカル})$									
	係数	標準誤差	t値 ¹	p値 ¹		係数	標準誤差	t値 ¹	p値 ¹		係数	標準誤差	t値 ¹	p値 ¹		係数	標準誤差	t値 ¹	p値 ¹						
$\angle$ レバレッジ	130.10	90.25	2.72	0.01	110.01	84.55	2.70	0.01	114.57	82.97	2.77	0.01	130.54	93.75	2.64	0.01	108.38	85.53	2.66	0.01	112.63	83.24	2.73	0.01	
$\angle$ 企業価値ボラティリティ	24.01	26.76	2.42	0.02	9.11	8.64	2.62	0.01	40.39	34.39	3.35	0.00	26.17	29.59	2.47	0.02	9.79	8.67	2.77	0.01	47.74	39.67	2.69	0.01	
$\angle$ 安全利子率	-8.33	468.64	-0.07	0.94	6.72	462.59	0.06	0.95	-1.52	464.84	-0.01	0.99	-80.39	469.82	-0.79	0.44	-67.69	462.46	-0.75	0.46	-56.33	461.84	-0.64	0.53	
$\angle$ 安全利子率の2乗 ²	-9.63	73.21	-0.43	0.67	-3.01	72.77	-0.14	0.89	-15.14	72.80	-0.67	0.51	-24.72	74.79	-0.97	0.34	-14.85	74.27	-0.65	0.52	-32.77	74.57	-1.21	0.23	
長短金利差	-44.95	100.27	-1.01	0.32	-49.93	98.73	-1.15	0.26	-40.49	100.76	-0.88	0.38	-29.45	104.27	-0.58	0.57	-34.36	102.26	-0.70	0.49	-23.52	104.30	-0.44	0.66	
TOPXリターン	-20.93	20.52	-2.44	0.02	-21.24	20.70	-2.32	0.03	-21.17	20.17	-2.50	0.02	-5.92	22.64	-0.54	0.59	-6.75	22.60	-0.61	0.55	-6.51	21.94	-0.63	0.53	
対数時価総額	-1.32	1.03	-2.67	0.01	-1.34	1.03	-2.65	0.01	-1.32	1.03	-2.70	0.01	-1.29	1.06	-2.43	0.02	-1.31	1.06	-2.41	0.02	-1.29	1.05	-2.46	0.02	
$\angle$ スロウアップボラティリティ	0.01	0.06	0.85	0.40	0.02	0.06	0.92	0.36	0.01	0.06	0.71	0.48	0.00	0.07	0.26	0.80	0.01	0.07	0.34	0.73	0.00	0.11	0.92		
$\angle$ VIX	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0.21	0.13	3.65	0.00	0.20	0.13	3.74	0.00	0.21	0.13	3.79	0.00	
定数項	36.80	28.00	2.74	0.01	37.23	27.96	2.71	0.01	36.72	27.93	2.76	0.01	35.72	28.69	2.48	0.02	36.27	28.66	2.45	0.02	35.51	28.54	2.50	0.02	
調整済R ²	0.06					0.05					0.06					0.06					0.07				
F値	5.80					5.87					5.98					5.00					5.15				
観測数	1,345					1,345					1,345					1,257					1,257				

(2) $y = \angle$ 対数CDSスプレッド	日次 (VIX無し)										日次 (VIX有り)														
	企業価値ボラティリティ $\sigma(\text{オプション})$					企業価値ボラティリティ $\sigma(\text{ヒストリカル})$					企業価値ボラティリティ $\sigma(\text{GARCH})$					企業価値ボラティリティ $\sigma(\text{ヒストリカル})$									
	係数	標準誤差	t値 ¹	p値 ¹		係数	標準誤差	t値 ¹	p値 ¹		係数	標準誤差	t値 ¹	p値 ¹		係数	標準誤差	t値 ¹	p値 ¹		係数	標準誤差	t値 ¹	p値 ¹	
$\angle$ レバレッジ	0.72	0.52	3.50	0.00	0.55	0.51	2.57	0.01	0.57	0.50	2.82	0.01	0.67	0.52	3.74	0.00	0.51	0.51	2.81	0.01	0.54	0.50	3.03	0.00	0.00
$\angle$ 企業価値ボラティリティ	0.27	0.15	10.00	0.00	0.07	0.04	8.69	0.00	0.34	0.18	9.84	0.00	0.24	0.15	9.17	0.00	0.07	0.04	8.41	0.00	0.30	0.18	8.73	0.00	0.00
$\angle$ 安全利子率	-2.06	3.02	-5.47	0.00	-2.28	3.04	-6.12	0.00	-2.21	3.02	-5.89	0.00	-2.70	3.05	-7.37	0.00	-2.90	3.07	-8.01	0.00	-2.82	3.00	-7.85	0.00	0.00
$\angle$ 安全利子率の2乗 ²	0.33	0.69	4.12	0.00	0.40	0.70	4.77	0.00	0.30	0.69	3.85	0.00	0.20	0.70	2.55	0.01	0.27	0.71	3.26	0.00	0.18	0.70	2.33	0.03	0.00
長短金利差	-0.87	0.39	-15.41	0.00	-0.91	0.39	-15.89	0.00	-0.86	0.39	-15.14	0.00	-0.76	0.38	-13.51	0.00	-0.79	0.38	-13.87	0.00	-0.76	0.38	-13.05	0.00	0.00
TOPXリターン	-0.31	0.09	-16.39	0.00	-0.32	0.09	-16.53	0.00	-0.31	0.09	-16.60	0.00	-0.17	0.10	-9.42	0.00	-0.18	0.10	-9.85	0.00	-0.17	0.10	-9.51	0.00	0.00
対数時価総額	-0.00	0.00	-2.62	0.01	-0.00	0.00	-2.50	0.02	-0.00	0.00	-2.72	0.01	-0.00	0.00	-2.57	0.01	-0.00	0.00	-2.47	0.02	-0.00	0.00	-2.68	0.01	0.00
$\angle$ スロウアップボラティリティ	0.00	0.00	8.56	0.00	0.00	0.00	9.53	0.00	0.00	0.00	8.61	0.00	0.00	0.00	5.71	0.00	0.00	0.00	6.31	0.00	0.00	0.00	5.70	0.00	0.00
$\angle$ VIX	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0.00	0.00	23.89	0.00	0.00	0.00	22.74	0.00	0.00	0.00	24.93	0.00	0.00
定数項	0.07	0.09	3.08	0.00	0.07	0.09	2.95	0.01	0.07	0.09	3.19	0.00	0.07	0.09	2.94	0.01	0.07	0.09	2.83	0.01	0.07	0.10	3.06	0.00	0.00
調整済R ²	0.06					0.06					0.07					0.06					0.07				
F値	6.39					6.46					6.42					6.34					6.41				
観測数	1,345					1,345					1,345					1,257					1,257				

(注) 1. 調整済R²、F値、係数、標準誤差は対象銘柄の推定結果の平均値である。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推定で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。

表 8 ベースモデル（レベル変数=CDS スプレッド）

(1) 企業価値ボラティリティ=σ(オプション)

		被説明変数＝△CDSスプレッド								
		PMG推定					MG推定			
		推定値	標準誤差	z値	p値	wald検定 (p値) ¹	推定値	標準誤差	z値	p値
長期均衡式	レバレッジ	491.394	33.32	14.75	0.00		2,848.998	1,249.00	2.28	0.02
	企業価値ボラティリティ	288.564	10.33	27.95	0.00		1,196.865	811.90	1.47	0.14
	安全利子率	-2,702.829	615.91	-4.39	0.00		-13,665.230	11,343.00	-1.20	0.23
短期調整式	調整パラメータ(ϕ_i)	-0.006	0.00	-7.45	0.00	487.55(0.0000)	-0.011	0.00	-10.34	0.00
	△レバレッジ	204.808	43.36	4.72	0.00	646.95(0.0000)	184.756	40.20	4.60	0.00
	△σ(オプション)	24.182	10.14	2.39	0.02	157.05(0.0000)	21.694	10.82	2.01	0.05
	△安全利子率	-324.758	135.72	-2.39	0.02	43.28(0.5023)	-302.241	136.30	-2.22	0.03
	定数項	-0.363	0.08	-4.58	0.00	97.61(0.0000)	-1.497	1.04	-1.44	0.15
対数尤度		-146,988								
調整済R ²		0.044								
観測数		60,749								
ハウスマン検定 ²		6.11(p=0.1065)								

(2) 企業価値ボラティリティ=σ(GARCH)

		被説明変数＝△CDSスプレッド								
		PMG推定					MG推定			
		推定値	標準誤差	z値	p値	wald検定 (p値) ¹	推定値	標準誤差	z値	p値
長期均衡式	レバレッジ	417.512	38.70	10.79	0.00		1,743.837	929.96	1.88	0.06
	企業価値ボラティリティ	278.266	11.41	24.38	0.00		846.472	790.75	1.07	0.28
	安全利子率	-3,262.099	645.97	-5.05	0.00		-14,894.060	13,354.99	-1.12	0.27
短期調整式	調整パラメータ(ϕ_i)	-0.005	0.00	-8.04	0.00	415.93(0.0000)	-0.010	0.00	-8.99	0.00
	△レバレッジ	185.270	35.83	5.17	0.00	648.90(0.0000)	172.744	35.05	4.93	0.00
	△σ(オプション)	7.860	3.51	2.24	0.03	99.75(0.0000)	6.659	3.68	1.81	0.07
	△安全利子率	-316.225	140.10	-2.26	0.02	42.89(0.5190)	-251.844	148.52	-1.70	0.09
	定数項	-0.255	0.07	-3.54	0.00	108.18(0.0000)	-1.852	0.65	-2.84	0.01
	対数尤度	-146,948.10								
	調整済R ²	0.045								
	観測数	60,749								
	ハウスマン検定 ²	1.98(p=0.5771)								

(3) 企業価値ボラティリティ=σ(ヒストリカル)

		被説明変数=△CDSスプレッド									
		PMG推定					MG推定				
		推定値	標準誤差	z値	p値	wald検定 (p値) ¹	推定値	標準誤差	z値	p値	
長期均衡式	レバレッジ	288.203	22.14	13.02	0.00		2,284.390	1,431.10	1.60	0.11	
	企業価値ボラティリティ	246.713	5.56	44.40	0.00		341.500	635.77	0.54	0.59	
	安全利子率	-2,581.222	408.23	-6.32	0.00		-10,498.690	8,273.52	-1.27	0.20	
短期調整式	調整パラメータ(ϕ_i)	-0.009	0.00	-7.53	0.00	774.74(0.0000)	-0.015	0.00	-11.99	0.00	
	△レバレッジ	187.125	36.88	5.07	0.00	670.07(0.0000)	166.812	33.50	4.98	0.00	
	△σ(オプション)	38.241	12.87	2.97	0.00	253.15(0.0000)	30.353	12.78	2.37	0.02	
	△安全利子率	-320.704	143.25	-2.24	0.03	44.16(0.4648)	-284.080	145.74	-1.95	0.05	
	定数項	-0.363	0.08	-4.46	0.00	130.33(0.0000)	-0.974	1.04	-0.93	0.35	
		対数尤度									
		調整済R ²									
		観測数									
		ハウスマン検定 ²					3.67(p=0.2997)				

(注) 1. wald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. ハウスマン検定は、「長期均衡関係の係数が各銘柄で均一」という帰無仮説を検定するもの。
帰無仮説が棄却されれば（されなければ）MG推定量（PMG推定量）が効率的と判断できる。

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。

表9 ベースモデル（レベル変数＝CDS スプレッドの対数）

(1) 企業価値ボラティリティ＝ σ (オプション)

		被説明変数＝ Δ 対数CDSスプレッド									
		PMG推定					MG推定				
		推定値	標準誤差	z値	p値	wald検定 (p値) ¹	推定値	標準誤差	z値	p値	
長期均衡式	レバレッジ	491.394	33.32	14.75	0.00		2,848.998	1,249.00	2.28	0.02	
	企業価値ボラティリティ	288.564	10.33	27.95	0.00		1,196.865	811.90	1.47	0.14	
	安全利子率	-2,702.829	615.91	-4.39	0.00		-13,665.230	11,343.00	-1.20	0.23	
短期調整式	調整パラメータ(ϕ_i)	-0.006	0.00	-7.45	0.00	487.55(0.0000)	-0.011	0.00	-10.34	0.00	
	Δ レバレッジ	204.808	43.36	4.72	0.00	646.95(0.0000)	184.756	40.20	4.60	0.00	
	$\Delta\sigma$ (オプション)	24.182	10.14	2.39	0.02	157.05(0.0000)	21.694	10.82	2.01	0.05	
	Δ 安全利子率	-324.758	135.72	-2.39	0.02	43.28(0.5023)	-302.241	136.30	-2.22	0.03	
	定数項	-0.363	0.08	-4.58	0.00	97.61(0.0000)	-1.497	1.04	-1.44	0.15	
	対数尤度	-146,988									
	調整済R ²	0.044									
	観測数	60,749									
	ハウスマン検定 ²	6.11(p=0.1065)									

(2) 企業価値ボラティリティ＝ σ (GARCH)

		被説明変数＝ Δ 対数CDSスプレッド									
		PMG推定					MG推定				
		推定値	標準誤差	z値	p値	wald検定 (p値) ¹	推定値	標準誤差	z値	p値	
長期均衡式	レバレッジ	417.512	38.70	10.79	0.00		1,743.837	929.96	1.88	0.06	
	企業価値ボラティリティ	278.266	11.41	24.38	0.00		846.472	790.75	1.07	0.28	
	安全利子率	-3,262.099	645.97	-5.05	0.00		-14,894.060	13,354.99	-1.12	0.27	
短期調整式	調整パラメータ(ϕ_i)	-0.005	0.00	-8.04	0.00	415.93(0.0000)	-0.010	0.00	-8.99	0.00	
	Δ レバレッジ	185.270	35.83	5.17	0.00	648.90(0.0000)	172.744	35.05	4.93	0.00	
	$\Delta\sigma$ (オプション)	7.860	3.51	2.24	0.03	99.75(0.0000)	6.659	3.68	1.81	0.07	
	Δ 安全利子率	-316.225	140.10	-2.26	0.02	42.89(0.5190)	-251.844	148.52	-1.70	0.09	
	定数項	-0.255	0.07	-3.54	0.00	108.18(0.0000)	-1.852	0.65	-2.84	0.01	
	対数尤度	-146,948.10									
	調整済R ²	0.045									
	観測数	60,749									
	ハウスマン検定 ²	1.98(p=0.5771)									

(3) 企業価値ボラティリティ＝ σ (ヒストリカル)

		被説明変数＝ Δ 対数CDSスプレッド									
		PMG推定					MG推定				
		推定値	標準誤差	z値	p値	wald検定 (p値) ¹	推定値	標準誤差	z値	p値	
長期均衡式	レバレッジ	288.203	22.14	13.02	0.00		2,284.390	1,431.10	1.60	0.11	
	企業価値ボラティリティ	246.713	5.56	44.40	0.00		341.500	635.77	0.54	0.59	
	安全利子率	-2,581.222	408.23	-6.32	0.00		-10,498.690	8,273.52	-1.27	0.20	
短期調整式	調整パラメータ(ϕ_i)	-0.009	0.00	-7.53	0.00	774.74(0.0000)	-0.015	0.00	-11.99	0.00	
	Δ レバレッジ	187.125	36.88	5.07	0.00	670.07(0.0000)	166.812	33.50	4.98	0.00	
	$\Delta\sigma$ (オプション)	38.241	12.87	2.97	0.00	253.15(0.0000)	30.353	12.78	2.37	0.02	
	Δ 安全利子率	-320.704	143.25	-2.24	0.03	44.16(0.4648)	-284.080	145.74	-1.95	0.05	
	定数項	-0.363	0.08	-4.46	0.00	130.33(0.0000)	-0.974	1.04	-0.93	0.35	
		-146,704.40									
		0.052									
		60,749									
		ハウスマン検定 ²					3.67(p=0.2997)				

(注) 1. wald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. ハウスマン検定は、「長期均衡関係の係数が各銘柄で均一」という帰無仮説を検定するもの。

帰無仮説が棄却されれば（されなければ）MG推定量（PMG推定量）が効率的と判断できる。

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。

表 10 フルモデル (企業価値ボラティリティ $=\sigma$ (オプション))

Panel A: 被説明変数 = $\angle$ 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) ¹	推定値	標準誤差	z値	p値	χ^2 検定 (p値) ¹
長期均衡式										
レバレッジ	752	85	8.890	0.000	/	578	49	11.760	0.000	/
企業価値ボラティリティ	182	13	14.400	0.000		162	7.553	21.420	0.000	
安全利子率	-172.041	12.414	-13.860	0.000		-101.162	7.067	-14.320	0.000	
安全利子率の2乗 ²	575	40	14.330	0.000		336	23	14.900	0.000	
長短金利差	-18.166	1.105	-16.440	0.000		-9.981	577	-17.290	0.000	
TOPIXリターン	-3.578	205	-17.430	0.000		-1.479	94	-15.680	0.000	
対数時価総額	47	12	4.040	0.000		30	6.402	4.750	0.000	
スワップションボラティリティ	4.417	0.278	15.900	0.000		2.607	0.146	17.820	0.000	
短期調整式										
調整パラメータ (ϕ_1)	-0.005	0.001	-8.510	0.000	542.69(0.000)	-0.008	0.001	-8.660	0.000	830.37(0.000)
$\angle$ レバレッジ	132.428	47.300	2.800	0.005	485.53(0.000)	126.537	46.220	2.740	0.006	426.66(0.000)
$\angle$ 企業価値ボラティリティ	19.790	10.342	1.910	0.056	165.81(0.000)	22.228	11.254	1.980	0.048	171.7(0.000)
$\angle$ 安全利子率	-106.802	140.211	-0.760	0.446	33.39(0.8779)	-47.287	117.962	-0.400	0.689	22.75(0.9967)
$\angle$ 安全利子率の2乗 ²	-32.919	17.564	-1.870	0.061	19.32(0.9996)	-46.729	16.502	-2.830	0.005	19.94(0.9993)
$\angle$ スワップションボラティリティ	0.008	0.010	0.790	0.430	35.50(0.8157)	-0.003	0.010	-0.330	0.741	36.93(0.7660)
$\angle$ VIX	-	-	-	-	-	0.190	0.046	4.150	0.000	194.2(0.000)
定数項	-0.729	0.126	-5.780	0.000	145.66(0.000)	-1.496	0.203	-7.390	0.000	64.01(0.0259)
対数尤度	-145,627					-132,748				
調整済R ²	0.07					0.21				
観測数	60,524					56,564				
ハウスマン検定 ³	6.86(p=0.2311)					3.42(p=0.4907)				

Panel B: 被説明変数 = Δ 対数CDSスプレッド

	PMG推定					PMG推定					PMG推定				
	推定値	標準誤差	z値	p値	χ^2 検定 (p値) ¹	推定値	標準誤差	z値	p値	χ^2 検定 (p値) ¹	推定値	標準誤差	z値	p値	χ^2 検定 (p値) ¹
長期均衡式															
レバレッジ	6.581	0.973	6.760	0.000	/	7.731	0.98	7.910	0.000	/	7.731	0.98	7.910	0.000	/
企業価値ボラティリティ	2.748	0.174	15.810	0.000		2.948	0.17	16.870	0.000		2.948	0.17	16.870	0.000	
安全利子率	-2.821	167	-16.920	0.000		-2.614	165	-15.850	0.000		-2.614	165	-15.850	0.000	
安全利子率の2乗 ²	9.269	0.537	17.260	0.000		8.68	0.53	16.320	0.000		8.68	0.53	16.320	0.000	
長短金利差	-322	14.798	-21.750	0.000		-297.9	14.33	-20.780	0.000		-297.9	14.33	-20.780	0.000	
TOPIXターン	-49	2.533	-19.230	0.000		-28.5	2.08	-13.660	0.000		-28.5	2.08	-13.660	0.000	
対数時価総額	-0.160	0.151	-1.060	0.287		-0.082	0.15	-0.540	0.590		-0.082	0.15	-0.540	0.590	
スワップションボラティリティ	0.052	0.003	17.130	0.000		0.053	0.00	17.140	0.000		0.053	0.00	17.140	0.000	
短期調整式															
調整パラメータ(ϕ_1)	-0.006	0.000	-26.150	0.000	117.87(0.0000)	-0.006	0.00	-23.290	0.000	110.22(0.0000)	-0.006	0.00	-23.290	0.000	110.22(0.0000)
Δ レバレッジ	0.657	0.175	3.750	0.000	324.59(0.0000)	0.594	0.15	4.070	0.000	284.51(0.0000)	0.594	0.15	4.070	0.000	284.51(0.0000)
Δ 企業価値ボラティリティ	0.213	0.025	8.570	0.000	157.64(0.0000)	0.178	0.02	7.400	0.000	129.39(0.0000)	0.178	0.02	7.400	0.000	129.39(0.0000)
Δ 安全利子率	-2.488	0.447	-5.570	0.000	34.62(0.8436)	-2.994	0.44	-6.880	0.000	34.04(0.8602)	-2.994	0.44	-6.880	0.000	34.04(0.8602)
Δ 安全利子率の2乗 ²	0.119	0.078	1.530	0.125	27.11(0.9787)	-0.05	0.08	-0.670	0.502	27.13(0.9786)	-0.05	0.08	-0.670	0.502	27.13(0.9786)
Δ スワップションボラティリティ	0.000	0.000	4.350	0.000	20.74(0.9989)	0.000	0.00	2.230	0.026	23.44(0.9953)	0.000	0.00	2.230	0.026	23.44(0.9953)
Δ VIX	—	—	—	—	—	0.001	0.00	21.390	0.000	50.04(0.2461)	0.001	0.00	21.390	0.000	50.04(0.2461)
定数項	0.176	0.007	27.070	0.000	31.63(0.9185)	0.147	0.01	24.030	0.000	24.63(0.9920)	0.147	0.01	24.030	0.000	24.63(0.9920)
対数尤度	129.010					122.839					122.839				
調整済R ²	-0.01					0.13					0.13				
観測数	60,524					56,564					56,564				
ハウスマン検定 ³	-27.80					-2.03					-2.03				

(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. ハウスマン検定は、「長期均衡関係の係数が各銘柄で均一」という帰無仮説を検定するもの。帰無仮説が棄却されれば（されなければ）MG推定量（PMG推定量）が効率的と判断できる。

4. 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。

表 10 (続き)

表 11 フルモデル (企業価値ボラティリティ $=\alpha(\text{GARCH})$)

Panel A : 被説明変数 = $\angle$ CDSスプレッド

		PMG推定 (被説明変数 = $\angle$ CDSスプレッド)					MG推定 (被説明変数 = $\angle$ CDSスプレッド)				
		推定値	標準誤差	z値	p値	χ^2 検定 (p値) ¹	推定値	標準誤差	z値	p値	
長期均衡式	レバレッジ	1,392	144	9.670	0.000		2,633	6,501	0.410	0.685	
	企業価値ボラティリティ	224	19	11.550	0.000		682	402	1.700	0.090	
	安全利子率	121,909	21,281	5.730	0.000		-711,588	269,222	-2.640	0.008	
	安全利子率の2乗 ²	-328	65	-5.040	0.000		2,210	824	2.680	0.007	
	長短金利差	-20,866	1,763	-11.840	0.000		-4,538	21,207	-0.210	0.831	
	TOPIXリターン	-4,349	344	-12.650	0.000		-3,204	4,560	-0.700	0.482	
	対数時価総額	93	18	5.120	0.000		-207	943	-0.220	0.827	
	スワップションボラティリティ	5,848	0,495	11.820	0.000		11	6,635	1.730	0.084	
	調整パラメータ (ϕ_1)	-0.003	0.001	-6.480	0.000		371.97(0.0000)	-0.015	0.001	-10.560	0.000
	$\angle$ レバレッジ	103	38	2.720	0.006		404.10(0.0000)	90	41	2.190	0.028
短期調整式	$\angle$ 企業価値ボラティリティ	8,592	3,620	2.370	0.018	113.13(0.0000)	6,697	3,644	1.840	0.066	
	$\angle$ 安全利子率	-12	117	-0.100	0.919	18.14(0.9998)	-122	65	-1.870	0.062	
	$\angle$ 安全利子率の2乗 ²	-44	17	-2.520	0.012	20.28(0.9992)	-36	22	-1.660	0.097	
	$\angle$ スワップションボラティリティ	-0.001	0.011	-0.060	0.952	37.47(0.7459)	-0.011	0.024	-0.450	0.653	
	$\angle$ VIX	0.175	0.045	3.930	0.000	165.76(0.0000)	0.200	0.056	3.590	0.000	
	定数項	-14	2,114	-6.390	0.000	61.36(0.0427)	-48	70	-0.690	0.490	
	対数尤度	-133,056									
	調整済R ²	0.20									
	観測数	56,564									
	ハウスマン検定 ³	20.48(p=0.0010)									

表 11 (続き)

Panel B: 被説明変数＝△対数CDSスプレッド									
長期均衡式	PMG推定 (被説明変数＝△対数CDSスプレッド)					MG推定 (被説明変数＝△対数CDSスプレッド)			
	推定値	標準誤差	z値	p値	χ^2 検定 (p値) ¹	推定値	標準誤差	z値	p値
レバレッジ	5.498	0.373	14.720	0.000	/	-1.387	14	-0.100	0.923
企業価値ボラティリティ	3.594	0.142	25.240	0.000		1.808	1.373	1.320	0.188
安全利子率	-2,448	115	-21.380	0.000		-1,751	287	-6.110	0.000
安全利子率の2乗 ²	7.898	0.363	21.750	0.000		5.543	1.065	5.200	0.000
長短金利差	-218	11	-20.550	0.000		-17	168	-0.100	0.920
TOPIX/ターン	-25	1.419	-17.260	0.000		-22	4.494	-4.860	0.000
対数時価総額	-0.292	0.031	-9.440	0.000		-0.858	0.793	-1.080	0.279
スワップションボラティリティ	0.037	0.002	14.850	0.000		-0.001	0.030	-0.040	0.965
短期調整式	調整パラメータ(ϕ_i)	0.000	-23.870	0.000		-0.010	0.001	-15.170	0.000
	△レバレッジ	0.479	3.230	0.001	182.43(0.0000)	0.402	0.184	2.180	0.029
	△企業価値ボラティリティ	0.031	0.007	4.350	0.000	0.027	0.007	3.870	0.000
	△安全利子率	-4.360	0.441	-9.890	0.000	-4.667	0.419	-11.130	0.000
	△安全利子率の2乗 ²	0.252	0.094	2.670	0.008	0.310	0.087	3.580	0.000
	△スワップションボラティリティ	0.000	0.000	9.410	0.000	0.000	0.000	8.220	0.000
	△VIX	0.001	0.000	16.710	0.000	0.001	0.000	16.930	0.000
	定数項	0.182	0.007	24.420	0.000	0.141	0.139	1.010	0.311
	対数尤度	98.007							
	調整済R ²	0.35							
ハウスマン検定 ³	観測数	56,564							
		26.10(p=0.0001)							

(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. ハウスマン検定は、「長期均衡関係の係数が各銘柄で均一」という帰無仮説を検定するもの。帰無仮説が棄却されれば(されなければ)MG推定量(PMG推定量)が効率的と判断できる。
4. 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。

表 12 フルモデル (企業価値ボラティリティ=σ(ヒストリカル))

Panel A : 被説明変数 = $\angle$ CDSスプレッド

		PMG推定 (被説明変数 = $\angle$ CDSスプレッド)					MG推定 (被説明変数 = $\angle$ CDSスプレッド)					
		推定値	標準誤差	z値	p値	χ^2 検定 (p値) ¹	推定値	標準誤差	z値	p値		
長期均衡式	レバレッジ	385	39	9.930	0.000		-1.231	2,612	-0.470	0.637		
	企業価値ボラティリティ	166	5.186	32.100	0.000		-901	1,128	-0.800	0.424		
	安全利子率	-79,488	5,340	-14.890	0.000		-1,032.069	860,481	-1.200	0.230		
	安全利子率の2乗 ²	260	17	15.250	0.000		3,010	2,470	1.220	0.222		
	長短金利差	-6,659	429	-15.540	0.000		64,434	75,007	0.860	0.390		
	TOPIXリターン	-1,071	69	-15.450	0.000		4,928	5,862	0.840	0.400		
	対数時価総額	22	4.913	4.410	0.000		-1,018	894	-1.140	0.255		
	スワップションボラティリティ	1.842	0.106	17.420	0.000		0.216	4,805	0.040	0.964		
	調整パラメータ(ϕ_1)	-0.010	0.001	-8.480	0.000		949.45(0.0000)	-0.019	0.001	-13.100	0.000	
	$\angle$ レバレッジ	113	38	2.980	0.003		442.00(0.0000)	80	37	2.140	0.032	
短期調整式	$\angle$ 企業価値ボラティリティ	40.816	18.974	2.150	0.031		26.963	18.724	1.440	0.150		
	$\angle$ 安全利子率	-33	135	-0.250	0.805		-113	72	-1.560	0.118		
	$\angle$ 安全利子率の2乗 ²	-53	18	-3.010	0.003		-44	25	-1.760	0.079		
	$\angle$ スワップションボラティリティ	-0.004	0.009	-0.500	0.615		-0.021	0.020	-1.040	0.298		
	$\angle$ VIX	0.191	0.046	4.180	0.000		0.202	0.053	3.790	0.000		
	定数項	-0.822	0.130	-6.330	0.000		-21	84	-0.250	0.805		
	対数尤度	-132,609										
	調整済R ²	0.22										
	観測数	56,564										
	ハウスマン検定 ³							2.66(p=0.4474)				

表 12 (続き)

Panel B: 被説明変数 = $\angle$ 対数CDSスプレッド

		PMG推定 (被説明変数 = $\angle$ 対数CDSスプレッド)					MG推定 (被説明変数 = $\angle$ 対数CDSスプレッド)				
		推定値	標準誤差	z値	p値	χ^2 検定 (p値) ¹	推定値	標準誤差	z値	p値	
長期均衡式	レバレッジ	5.524	1.019	5.420	0.000		118	92	1.270	0.203	
	企業価値ボラティリティ	2.326	0.155	15.040	0.000		5.443	4.593	1.190	0.236	
	安全利子率	-2.490	167	-14.880	0.000		-1.267	473	-2.680	0.007	
	安全利子率の2乗 ²	8.304	0.542	15.310	0.000		7.794	2.223	3.510	0.000	
	長短金利差	-305	15	-20.060	0.000		-2,718	2,526	-1.080	0.282	
	TOPIXリターン	-28	2.123	-13.260	0.000		-31	15	-1.980	0.048	
	対数時価総額	-0.205	0.151	-1.350	0.177		-24	25	-0.970	0.334	
	スワップションボラティリティ	0.054	0.003	17.020	0.000		0.466	0.412	1.130	0.259	
	調整パラメータ(ϕ_1)	-0.006	0.000	-23.320	0.000		101.91(0.0000)	-0.010	0.001	-14.480	0.000
	$\angle$ レバレッジ	0.500	0.145	3.440	0.001		277.44(0.0000)	0.395	0.168	2.350	0.019
短期調整式	$\angle$ 企業価値ボラティリティ	0.217	0.031	6.900	0.000	157.44(0.0000)	0.186	0.032	5.730	0.000	
	$\angle$ 安全利子率	-3.072	0.423	-7.260	0.000	33.35(0.8790)	-3.422	0.407	-8.400	0.000	
	$\angle$ 安全利子率の2乗 ²	-0.059	0.075	-0.800	0.426	25.91(0.9864)	0.003	0.071	0.040	0.968	
	$\angle$ スワップションボラティリティ	0.000	0.000	1.930	0.054	23.90(0.9942)	0.000	0.000	1.430	0.154	
	$\angle$ VIX	0.001	0.000	22.040	0.000	47.91(0.3171)	0.001	0.000	24.710	0.000	
	定数項	0.165	0.007	23.820	0.000	29.65(0.9519)	0.070	0.170	0.410	0.679	
	対数尤度	122.831									
	調整済R ²	0.13									
	観測数	56,564									
	ハウスマン検定 ³						-75.46				

(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、 $\angle$ 安全利子率の2乗の係数が各銘柄で均一という帰無仮説を検定するもの。帰無仮説が棄却されれば (されなければ) MG推定量 (PMG推定量) が効率的と判断できる。
3. ハウスマン検定は、「長期均衡関係の係数が各銘柄で均一」という帰無仮説を検定するもの。帰無仮説が棄却されれば (されなければ) MG推定量 (PMG推定量) が効率的と判断できる。
4. 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。

表 13 フルモデル (Distance to Default 指標を利用)

Panel A: 被説明変数 = $\angle$ 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) ¹	推定値	標準誤差	z値	p値	χ^2 検定 (p値) ¹	
長期均衡式	DD	9.374	2.417	3.880	0.000	$\diagup$	-0.220	0.582	-0.380	0.706	
	安全利子率の2乗 ²	261	30	8.560	0.000		63	5.369	11.750	0.000	
	長短金利差	-105.078	10.693	-9.830	0.000		-26.749	1.536	-17.410	0.000	
	TOPIXリターン	-18.702	1.951	-9.590	0.000		-3.549	224	-15.850	0.000	
	対数時価総額	-224	29	-7.790	0.000		-7.75	7.094	-10.550	0.000	
	スワップションボラティリティ	22	2.386	9.080	0.000	5.501	0.366	15.020	0.000		
短期調整式	調整パラメータ(ϕ_1)	-0.002	0.000	-5.020	0.000	-0.004	0.001	-7.800	0.000	460.02(0.0000)	
	$\angle$ DD	-0.352	0.214	-1.640	0.100	-0.650	0.445	-1.460	0.144	26.88(0.9804)	
	$\angle$ 安全利子率の2乗 ²	-59.229	22.378	-2.650	0.008	-59.386	20.879	-2.840	0.004	22.94(0.9963)	
	$\angle$ スワップションボラティリティ	0.026	0.027	0.970	0.331	0.015	0.018	0.840	0.400	45.07(0.4271)	
	$\angle$ VIX	—	—	—	—	—	0.066	3.890	0.000	217.19(0.0000)	
	定数項	9.726	1.86	5.220	0.000	57.26(0.0866)	9.399	1.16	8.070	92.41(0.0000)	
	対数尤度	-146,143					-133,325				
	調整済R ²	0.05					0.20				
	観測数	60,524					56,564				
	ハウスマン検定 ³										

Panel B: 被説明変数 = $\angle$ 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) ¹	推定値	標準誤差	z値	p値	χ^2 検定 (p値) ¹	
長期均衡式	DD	-0.052	0.009	-5.740	0.000	$\diagup$	-0.045	0.010	-4.430	0.000	
	安全利子率の2乗 ²	0.720	0.077	9.350	0.000		0.898	0.087	10.300	0.000	
	長短金利差	-471	25	-18.510	0.000		-474	27	-17.720	0.000	
	TOPIXリターン	-79	4.547	-17.480	0.000		-54	3.619	-14.980	0.000	
	対数時価総額	-1.487	0.096	-15.530	0.000		-1.659	0.101	-16.450	0.000	
	スワップションボラティリティ	0.068	0.005	14.360	0.000	0.073	0.005	14.120	0.000	$\diagup$	
短期調整式	調整パラメータ(ϕ_1)	-0.005	0.000	-37.880	0.000	-0.004	0.000	-31.330	0.000	80.08(0.0007)	
	$\angle$ DD	-0.008	0.001	-6.960	0.000	-0.007	0.001	-6.100	0.000	108.29(0.0000)	
	$\angle$ 安全利子率の2乗 ²	-0.008	0.082	-0.100	0.920	-0.162	0.083	-1.940	0.052	29.72(0.9510)	
	$\angle$ スワップションボラティリティ	0.000	0.000	5.260	0.000	0.000	0.000	2.710	0.007	24.76(0.9915)	
	$\angle$ VIX	—	—	—	—	—	0.000	19.940	0.000	57.37(0.0851)	
	定数項	0.211	0.01	36.860	0.000	87.88(0.0001)	0.219	0.01	30.290	78.01(0.0012)	
	対数尤度	128,580					122,442				
	調整済R ²	-0.01					0.14				
	観測数	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、 $\angle$ 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」「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。

表 14 フルモデル（金融危機前後：企業価値ボラティリティ= σ (オプション)）

Panel A: 被説明変数 = Δ CDSスプレッド

前半期							後半期						
PMG推定							PMG推定						
	推定値	標準誤差	z値	p値	χ^2 検定 (p値) ¹		推定値	標準誤差	z値	p値	χ^2 検定 (p値) ¹		
長期均衡式	レバレッジ	124	28	4.450	0.000		808	99	8.170	0.000			
	企業価値ボラティリティ	38	7.163	5.310	0.000		77	13	5.900	0.000			
	安全利子率	-4.609	2.877	-1.600	0.109		-178.331	14.228	-12.530	0.000			
	安全利子率の2乗 ²	4.424	9.349	0.470	0.636		593	46	12.880	0.000			
	長短金利差	4.238	613	6.920	0.000		-19.825	1,544	-12.840	0.000			
	TOPIXリターン	44	46	0.950	0.341		-1,486	128	-11.610	0.000			
	対数時価総額	-6.513	3.629	-1.790	0.073		-14	14	-1.050	0.293			
	スロップションボラティリティ	-0.909	0.134	-6.800	0.000		3.066	0.250	12.270	0.000			
短期調整式	調整パラメータ(ϕ_1)	-0.005	0.001	-7.900	0.000	86.93 (0.0001)	-0.012	0.001	-9.700	0.000	449.70 (0.0000)		
	Δ レバレッジ	35	19	1.870	0.061	136.64 (0.0000)	150	73	2.050	0.040	211.08 (0.0000)		
	Δ 企業価値ボラティリティ	3.370	1.325	2.540	0.011	164.61 (0.0000)	44	29	1.500	0.133	161.75 (0.0000)		
	Δ 安全利子率	97	90	1.080	0.281	32.33 (0.9035)	-336	242	-1.390	0.164	24.97 (0.9907)		
	Δ 安全利子率の2乗 ²	-8.202	8.797	-0.930	0.351	26.64 (0.9820)	-104	31	-3.340	0.001	18.98 (0.9996)		
	Δ スワップションボラティリティ	0.007	0.002	3.210	0.001	23.39 (0.9955)	-0.023	0.034	-0.660	0.506	51.09 (0.2150)		
	Δ VIX	0.006	0.014	0.450	0.656	31.86 (0.9138)	0.182	0.049	3.730	0.000	83.55 (0.0003)		
	定数項	1.202	0.16	7.530	0.000	6.19 (1.0000)	20.407	2.04	10.030	0.000	23.34 (0.9955)		
対数尤度	-18,502						-63,341						
	0.07						0.24						
	33,390						23,174						
調整済R ²													
補正R ²													

表 14 (続き)

Panel B: 被説明変数 = Δ 対数CDSスプレッド

		前半期				後半期								
		PMG推定				PMG推定								
長期均衡式	レバレッジ	2.817	2.591	1.090	0.277	χ^2 検定 (p値) ¹	2.251	0.832	2.710	0.007	χ^2 検定 (p値) ¹			
	企業価値ボラティリティ	0.282	0.485	0.580	0.561		0.439	0.140	3.130	0.002				
	安全利子率	-353	257	-1.370	0.170		-2,902	161	-18.040	0.000				
	安全利子率の2乗 ²	0.182	0.853	0.210	0.831		9.264	0.525	17.640	0.000				
	長短金利差	467	75	6.190	0.000		-145	16	-8.890	0.000				
	TOPIXリターン	3.359	4.129	0.810	0.416		-15	1.259	-12.240	0.000				
	対数時価総額	-1.052	0.348	-3.030	0.002		-0.955	0.152	-6.260	0.000				
	スワップションボラティリティ	-0.082	0.015	-5.380	0.000		0.052	0.002	21.500	0.000				
	短期調整式	調整パラメータ(ϕ_1)	-0.003	0.000	-16.040		0.000	22.35(0.9973)	-0.016	0.001		-23.010	0.000	147.170(0.0000)
		Δ レバレッジ	0.834	0.146	5.700		0.000	184.61(0.0000)	0.265	0.149		1.780	0.076	100.86(0.0000)
Δ 企業価値ボラティリティ		0.247	0.032	7.600	0.000	185.60(0.0000)	0.120	0.033	3.600	0.000	95.94(0.0000)			
Δ 安全利子率		0.890	0.439	2.030	0.043	29.29(0.9567)	-8.794	0.839	-10.490	0.000	46.60(0.3661)			
Δ 安全利子率の2乗 ²		-0.001	0.096	-0.010	0.994	29.49(0.9542)	-0.421	0.124	-3.400	0.001	28.20(0.9692)			
Δ スワップションボラティリティ		0.000	0.000	7.000	0.000	21.55(0.9982)	0.000	0.000	-0.610	0.544	40.54(0.6208)			
Δ VIX		0.001	0.000	6.660	0.000	34.29(0.8533)	0.001	0.000	19.020	0.000	25.25(0.9896)			
	定数項	0.104	0.01	15.840	0.000	10.40(1.0000)	0.810	0.04	22.820	0.000	70.88(0.0063)			
	対数尤度	83.846				45.268								
	調整済R ²	0.05				0.12								
観測数		33,390				33,174								

(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、 $\angle$ 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」、「 t 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。

表 15 主成分分析

(1)主成分の寄与率

	△CDSスプレッド				△対数CDSスプレッド [*]			
	原系列		フルモデルの残差		原系列		フルモデルの残差	
	前半期	後半期	前半期	後半期	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%	35.5%	58.4%	36.0%	50.2%
第2主成分	6.3%	7.8%	6.2%	7.3%	6.9%	5.0%	6.8%	5.5%
第3主成分	5.2%	5.4%	4.8%	6.4%	5.1%	4.3%	4.7%	5.0%
第4主成分	4.0%	3.9%	4.0%	4.7%	4.0%	2.8%	4.0%	3.4%
第5主成分	3.6%	3.3%	3.6%	3.6%	3.4%	2.4%	3.4%	3.0%

(2)第1主成分の固有ベクトル

銘柄コード	△CDSスプレッド				△対数CDSスプレッド [*]			
	原系列		フルモデルの残差		原系列		フルモデルの残差	
	前半期(a)	後半期(b)	前半期(c)	後半期(d)	前半期	後半期	前半期	後半期
4005	0.15	0.15	0.15	0.14	0.16	0.15	0.15	0.14
4183	0.13	0.14	0.12	0.13	0.14	0.15	0.14	0.15
5001	0.13	0.17	0.13	0.16	0.14	0.16	0.14	0.16
5401	0.15	0.17	0.14	0.18	0.15	0.16	0.15	0.17
5802	0.16	0.17	0.16	0.16	0.16	0.15	0.16	0.15
6501	0.16	0.16	0.17	0.16	0.16	0.17	0.17	0.18
6502	0.17	0.13	0.17	0.11	0.17	0.15	0.17	0.14
6503	0.17	0.18	0.17	0.18	0.17	0.17	0.17	0.17
6701	0.17	0.17	0.17	0.17	0.17	0.16	0.17	0.17
6702	0.16	0.17	0.16	0.17	0.15	0.17	0.15	0.18
6752	0.17	0.15	0.17	0.15	0.16	0.15	0.16	0.16
6753	0.16	0.16	0.16	0.16	0.16	0.16	0.16	0.16
6758	0.16	0.17	0.16	0.18	0.16	0.17	0.16	0.17
6764	0.03	0.11	0.02	0.09	0.07	0.11	0.07	0.10
6952	0.14	0.14	0.14	0.16	0.14	0.14	0.14	0.15
7011	0.15	0.16	0.15	0.15	0.13	0.15	0.13	0.15
7012	0.17	0.13	0.17	0.12	0.18	0.15	0.18	0.15
7201	0.11	0.17	0.11	0.16	0.13	0.16	0.12	0.16
7203	0.15	0.15	0.15	0.16	0.15	0.15	0.15	0.16
7267	0.16	0.16	0.16	0.16	0.15	0.15	0.15	0.15
7269	0.13	0.16	0.13	0.15	0.14	0.15	0.14	0.15
7731	0.13	0.18	0.13	0.18	0.12	0.16	0.12	0.16
7752	0.16	0.16	0.16	0.15	0.15	0.15	0.15	0.14
8031	0.16	0.17	0.15	0.18	0.17	0.16	0.16	0.17
8053	0.16	0.13	0.16	0.14	0.17	0.15	0.17	0.15
8058	0.15	0.16	0.15	0.17	0.16	0.16	0.16	0.15
8515	0.05	0.06	0.09	0.07	0.08	0.10	0.13	0.10
8564	0.08	0.07	0.08	0.06	0.09	0.11	0.10	0.10
8572	0.13	0.12	0.15	0.12	0.14	0.13	0.16	0.13
8574	0.13	0.12	0.15	0.12	0.14	0.13	0.16	0.12
8591	0.16	0.11	0.16	0.10	0.17	0.13	0.17	0.12
8801	0.18	0.17	0.18	0.17	0.18	0.15	0.18	0.16
8802	0.16	0.18	0.17	0.18	0.16	0.16	0.16	0.16
9005	0.13	0.15	0.13	0.16	0.14	0.16	0.13	0.16
9041	0.14	0.16	0.14	0.16	0.15	0.16	0.14	0.16
9042	0.14	0.15	0.14	0.15	0.14	0.15	0.14	0.15
9202	0.09	0.10	0.09	0.08	0.10	0.11	0.10	0.11
9205	0.02	0.07	0.02	0.06	0.04	0.07	0.04	0.06
9433	0.11	0.13	0.11	0.14	0.12	0.14	0.11	0.14
9437	0.17	0.15	0.17	0.17	0.16	0.16	0.16	0.17
9501	0.19	0.16	0.19	0.17	0.18	0.16	0.18	0.16
9502	0.19	0.15	0.19	0.16	0.18	0.15	0.18	0.15
9503	0.18	0.15	0.18	0.16	0.17	0.16	0.17	0.15
9531	0.19	0.15	0.19	0.16	0.18	0.16	0.17	0.15
9532	0.16	0.15	0.16	0.16	0.15	0.15	0.15	0.15

表 15（続き）

(3)固有ベクトル間の相関									
	a	b	c	d	e	f	g	h	
a	1								
b	0.70	1							
c	0.98	0.63	1						
d	0.73	0.95	0.68	1					
e	0.97	0.67	0.95	0.69	1				
f	0.81	0.90	0.76	0.90	0.80	1			
g	0.91	0.52	0.95	0.58	0.95	0.70	1		
h	0.77	0.89	0.73	0.91	0.76	0.96	0.67	1	

(注) a～hは、上記(2)の表記に対応する。シャドーは本文で言及している相関係数を指す。



金融庁金融研究センター

〒100-8967 東京都千代田区霞ヶ関 3-2-1
中央合同庁舎 7 号館 金融庁 15 階

TEL: 03-3506-6000 (内線 3293)

FAX: 03-3506-6716

URL: <http://www.fsa.go.jp/frtc/index.html>