

# 日本株式市場における情報非対称性と クレジット・デフォルト・スワップ・プレミアムの関連性研究

## A Study of the Relationship between CDS Premium and Information Asymmetry in Japanese Stock Market

孫 乃 立\*

Naili Sun

### (要旨)

本研究は情報非対称性の代理変数が、CDS プレミアムを説明できるかどうかを検証することを目的としている。検証結果によれば、株式市場に存在する情報非対称性はCDS プレミアムに強いプラスの影響を与える。さらに、企業財務情報の発表や企業の信用力と規模の差にも関わらず、株式市場に存在する情報非対称性はCDS プレミアムに強い説明力を持つ。情報非対称性はCDS プレミアムを推定するときの追加変数として有効であると考えられる。

キーワード：CDS プレミアム 情報非対称性 構造型モデル

### はじめに

クレジット・デフォルト・スワップ (CDS) は1990年代金融市場に導入されて以来、急速に普及した非常に重要な金融商品である。三菱 UFJ 銀行によると、日本市場での CDS 発行金額は2004年の500億ドルから2012年には11,000億ドルに達している。

CDS は、投資家がリスクを調整する時に原資産 (Underlying asset) を売買せず、原資産に対するクレジット・リスクのプロテクションだけを取引する。具体的には、プロテクションの買い手はクレジット・リスクに対して代金 (すなわち CDS プレミアム) を支払い、信用事由が発生した場合、補償を獲得する仕組みである。そのため、CDS プレミ

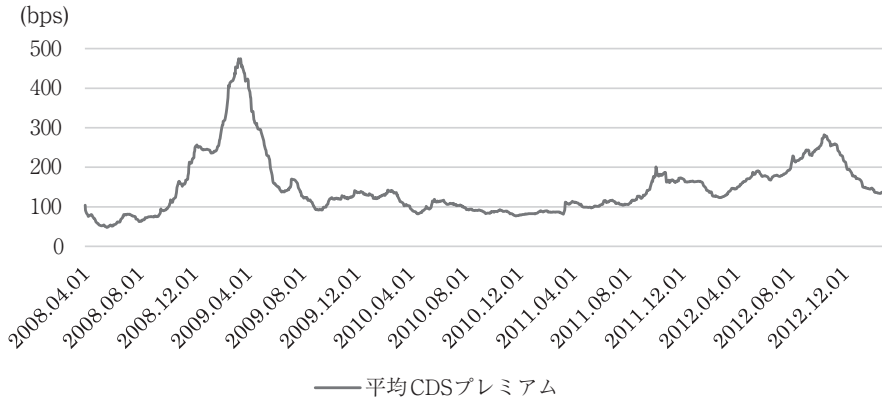
ムはリスク・マネジメントにおいて重要な役割を果たしている。

図 1 は本稿で検証する2008年4月1日から2013年3月8日までの日本企業の平均 CDS プレミアム推移を表している。2008年の9月と2012年の8月に CDS プレミアムが急激に増加していることが見てとれる。

CDS プレミアムを推定する時には構造型モデルがよく使われている。このモデルは Merton (1974) の提唱以降、クレジット・リスクプライシング研究ではよく用いられている。資産のボラティリティー、企業の負債比率及び無リスク金利はこのモデルの中心変数と考えられている<sup>1</sup>。しかしながら、構造型モデルだけでは CDS プレミアムを過小評価している (Ericsson et al., 2006; Zhang et

\* 山口大学東アジア研究科

図1 平均 CDS プレミアムの時系列推移



al., 2009; Elkamhi et al., 2011)。

CDS プレミアムの理論値と観測値の差を埋めるため、CDS 市場の流動性リスク、倒産の伝染性、株式収益率などがよく注目されるが、株式市場に存在する情報非対称性に関する議論は非常に少ない<sup>2</sup>。

本研究は、構造型モデルで使われている資産のボラティリティー、企業の負債比率及び無リスク金利以外に、日本市場における企業 CDS プレミアムが株式市場に存在する情報非対称性で説明できるかどうかを分析することを目的とする。

まず、本研究では、株式市場に存在する情報非対称性の代理変数を用いて、CDS プレミアムに与える影響を検証する。次に、頑健性テストとして、企業の財務情報発表 (Financial disclosure) 及び企業信用力と規模の差が、株式市場に存在する情報非対称性と CDS プレミアムとの関連性に影響を与えるか否かについて追加検証を行う。

株式市場では、投資家が内部投資家 (Insiders) と外部投資家 (Outside investors) が存在するといわれている。内部投資家は上場している企業の大株主や経営者など、企業の意思決定や財務情報などの私的情報に接する機会が多い個人や金融機関と考えられる。外部

投資家は情報に通じていない小口の金融機関や個人投資家と考えられる。したがって、企業の内部投資家は外部投資家と比べると情報の優位性を持って取引する可能性がある。

Bagehot (1971) は初めて株式市場に存在する情報非対称性を指摘し、内部投資家は自分の情報優位性を利用して、損失回避行動を取ると述べている。Park et al (2013A) と Park et al (2013B) によると、韓国と日本の企業は上場廃止する前に大株主が持株比率を削減し、株価下落による損失を回避する傾向があるということを報告している。Graves (2002) によると、決算発表前での、NASDAQ 上場企業の内部投資家による私的情報に基づく取引 (Informed trading) は増加する。一般的に、私的情報に基づく取引を行うと、株式の流動性や取引量、株価に影響を与える (Amihud and Mendelson, 1986, 1989; Jaffe and Winkler, 1976; Copeland and Galai, 1983; Glosten and Milgrom, 1985; Easley et al., 2002; Llorente et al., 2002; Amihud, 2002)。故に、流動性などを指標にし、株式市場に存在する情報非対称性の程度を間接的に測定できる。

一方、株式市場に存在する情報非対称性は株式だけではなく、企業のクレジット・リス

クにも影響を与えると考えられる。理論的には、企業の情報開示が完全に透明 (Fully transparent) であれば、すなわち、企業が公開している情報が正確で、すべての情報を誰でも公表と同時に入手できるならば、投資家が直面しているクレジット・リスクは構造型モデルで説明できる。ところが、企業は情報を適切な時期にすべての投資家に公開しないかもしれない。この場合、投資家間の情報非対称性がCDSプレミアムに影響を与えていることが考えられる。

Lu et al (2010) は株式市場の情報非対称性と社債クレジット・スプレッドには関連性が存在していることを示している。Vallas-cas and Keasey (2013) は情報非対称性が銀行クレジット・リスクを増加させていることを明らかにしている。また、Liao et al (2009) は株式市場に存在する情報非対称性が企業のクレジット・リスクに影響を与えていることを証明している。

本研究は情報非対称性とクレジット・リスクの関連性の先行研究を踏まえて、日本の株式市場に存在する情報非対称性とCDSプレミアムの関係を検証する。本研究の独自性は以下の4点にある。

第1に、本研究は社債クレジット・スプレッドではなく、CDSプレミアム・データを利用して検証を行っている。過去の研究のほとんど社債クレジット・スプレッド、あるいはデフォルト距離 (Distance to default) と情報非対称性の関連性を中心に検証している<sup>3</sup>。しかしながら、CDSの流動性は社債より優れ、また、速やかに情報を価格に反映させる (Qiu and Yu, 2012; Bittlingmayer et al., 2013; Park et al., 2013C)。したがって、CDSは社債より重要な研究対象と考えられる。

第2に、本研究は日本市場を対象に検証を行う。日本市場はアメリカとヨーロッパ市場

並みの規模を持っているものの、日本市場における情報非対称性とクレジット・リスクの研究はほとんどない。また、日本の株式市場はアメリカと異なり、企業が上場廃止までに至れば、株式の流動性は完全に失われる。そのため、たとえば、日本の内部投資家は上場廃止前に私的情報に基づいて取引をしようという、より強いインセンティブを持っているかもしれない<sup>4</sup>。さらに、制度の面でアメリカやヨーロッパ市場と異なる特徴を持っているため、それら市場と異なる結果が導かれる可能性もある。

第3に、本研究はサンプル期間全体の検証だけでなく、企業の財務情報公開前後及び企業の信用力と規模の差がCDSプレミアムと情報非対称性に影響をおよぼすかどうかの頑健性テストも行う。まず、企業財務情報公開は重要な情報を公開するという、一定の期間内で必ず行うイベントである。そのようなイベントの前日には私的情報に基づく取引が増加していると考えられる (Rendleman et al., 1982; Aharony and Swary, 1980; Watts, 1978; Venkatesh and Chiang, 1986; Healy and Pelepu, 2001; Graves et al., 2002)。財務情報公開前後の内部投資家行動は株式市場の情報非対称性とクレジット・リスクの関係を変化させる可能性がある。そのため、本研究は企業の財務情報公開前後に、株式市場に存在する情報非対称性とCDSプレミアムの関係があるか否かを検証する。また、Aslan et al (2008)、Odders-White and Ready (2006) や Avramov et al (2009) によると、企業の信用力が低ければ低いほど、企業の情報開示の透明度が低く、情報非対称性の程度が高く、企業の規模が小さければ小さいほど、企業の情報開示の透明度が低く、情報非対称性の程度が高いという。信用力や規模の異なる企業において、CDSプレミアムと情報非対

称性の関係が異なる可能性がある。そこで、本研究はサンプル企業の特徴（信用力と規模）を分けて、株式市場に存在する情報非対称性とCDSプレミアムの関係を検証する。

第4に、本研究は日次データに基づいて検証を行う。ほとんどの研究は年次データを用いて、株式市場の非対称性とクレジット・リスクの関係を分析している。年次データは情報非対称性やクレジット・リスクを年次平均しているため、毎日の動きを捉えられず、情報非対称性とクレジット・リスクの関係を大雑把にしか表現していない。ところが、日次データは期間中に企業活動により生じる情報非対称性やクレジット・リスクの変動をすべて反映し、両者のダイナミックな関係をより明らかにすることが出来るかもしれない。

本論の構成は以下の通りである。2. で本研究で用いる株式市場の情報非対称性を測る代理変数を紹介する。3. において、本研究で利用するデータとサンプルの構成及び基本統計量を説明する。4. は実証分析の結果を説明する。5. は本研究で導いた結論を述べる。

## 2. 情報非対称性の測定方法

株式市場の情報非対称性とCDSプレミアムの関係を検証するためには、情報非対称性の測定が非常に重要である。株式市場における情報非対称性は内部投資家と外部投資家の間に存在する情報の格差を表す。これは抽象的な概念と考えられ、直接に量的で表示することは不可能である。しかし、内部投資家が私的情報を利用して株式の取引を行う度に、私的情報は市場に流れ、取引量と株価の関係、流動性などを変化させる。そのため、流動性や株価と取引量の関係からある程度まで株式市場に存在する情報非対称性を察知できる。

本研究は、Bharath et al. (2009)、Gao and Zhu (2012) と Vallascas and Keasey (2013) のアプローチに従い、株式市場の情報非対称性に関する3つの代理変数を使用し、複合代理変数（今後はIN\_ASY）を作る。なぜならば、Amihud (2002) と Hasbrouck (2005) によると、株式市場に存在する情報非対称性はさまざまな面から反映され、単一の代理変数は情報非対称性の一部しか捉えられないからである。

情報非対称性の複合代理変数を作るために以下の代理変数を利用する：1) Llorente et al. (2002) が提唱する回帰係数C2（以後はLC2）。2) Amihud (2002) が提唱する非流動性比率（Illiquidity ratio、以後はILLIQ）。3) Glosten (1987) と Stoll (1989) が提唱する逆選択スプレッド（Adverse-selection spread 以後ASspread）である。

情報非対称性の複合代理変数を作るために使う一番目の代理変数、LC2はLlorente et al. (2002) によって初めて提唱された代理変数である。以下の回帰モデルに基づいて、LC2が導き出される。

$$Ret_{i,t} = LC0 + (LC1 + LC2 \times LnVol_{i,t}) \times Ret_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

ただし、 $Ret_{i,t}$  は企業  $i$  の  $t$  日の株式収益率であり、 $LnVol_{i,t}$  は  $t-1$  日の取引高と発行済株式数の商を対数変換したものである。LC1とLC2はそれぞれ株式収益率の自己相関係数を表す。

LC1は配当受け取りなどによる取引を伴わない自己相関係数を表す。LC2は取引によって生じた株式の自己相関の係数である。たとえば、Llorente et al. (2002) によると、内部投資家が株式に対する需要は一般的に2つの理由による。1つは私的情報を使ってヘッジ

取引を行う場合で、もう一つは投機取引の場合である。前者では、内部投資家がヘッジの理由から他の投資家はその株を買えるように株価を下落させる。しかし、その株の将来期待リターンに変化がないとすれば、将来的にその株は上昇することが期待される。こういう時に、現在と将来の株価が反転するため、LC2はマイナスになる。後者では、内部投資家がマイナスの私的情報に基づき投機目的で株式を売却したとき、その株式は下落する。しかし、この私的情報は通常一部しか反映されないため、それが完全に反映されるためにはさらに時間を要する、この場合、現在と将来の株価が同じ方向であるため、LC2はプラスとなる。

情報非対称性の複合代理変数を作るために使う二番目の代理変数、ILLIQはAmihud (2002)によって提唱されている。この変数は同じ日の株式の絶対収益と取引額 (Trading value) の比率と定義され、以下の式で導かれる。

$$ILLIQ_{i,y} = \frac{1}{D_{i,y}} \sum_{t=1}^{D_{i,y}} \frac{|Ret_{i,t}|}{VOLD_{i,t}} \quad (2)$$

ただし、 $D_{i,y}$ は企業*i*の期間*y*までの取引日数、 $Ret_{i,t}$ は*t*日の収益率であり、 $VOLD_{i,t}$ は*t*日の取引額である。

ILLIQは取引額に対する価格の反応度として定義され、株式の絶対収益と取引額の関係を表す。ILLIQが大きければ、取引が価格に与えるインパクトが大きい。この場合、内部投資家は自分が持っている私的情報に基づいて、株価を判断し、取引を行い、その情報が実際の株価に影響を与える可能性が高い。一方、ILLIQが小さければ、取引が価格に与えるインパクトが小さい。この場合、市場では主に外部投資家が取引を行い、

私的情報が存在しないため、取引が実際の株価に影響を与えることはほぼない。Bharath et al. (2009) や Vallascas and Keasey (2013) によると、ILLIQはほかの情報非対称性の代理変数と強い相関関係を持っている。

情報非対称性の複合代理変数を作るために使う三番目の代理変数、ASSpreadはGlosten (1987) と Stoll (1989) によって提唱されたものである。この変数は式(3)に示されているように、ビッドアスク・スプレッドと実効スプレッドの差と定義されている。

$$ASSpread_{it} = \frac{P_{A,it} - P_{B,it}}{P_{M,it}} - \frac{2|P_{T,it} - P_{M,it}|}{P_{T,it}} \quad (3)$$

ただし、 $P_A$ 、 $P_B$ 、 $P_M$ と $P_T$ はそれぞれアスク価格 (Ask price)、ビッド価格 (Bid price)、ビッドアスク価格の中間点 (Bid-ask midpoint) 及び実際の取引価格 (Actual transaction price) である。式(3)の前半はビッドアスク・スプレッドであり、後半は実効スプレッドである。

マーケット・マイクロストラクチャー理論においては、市場参加者をマーケット・メーカー、内部投資家と外部投資家と分類する。マーケット・メーカーは買い手と売り手の仲介として、常に取引をしなければならない。取引をする時に、マーケット・メーカーは情報優位性を持つ内部投資家と取引することで、損失を被るリスクに直面している。損失を回避するために、マーケット・メーカーは、ファンダメンタルズに一致する価格で売買するのではなく、売り手に対してより割安なビッド価格、買い手に対してより割高なアスク価格を提示し、情報非対称性に生じるコストをビッドアスク・スプレッドに移転する<sup>5</sup>。しかしながら、取引コストやインベントリーコストもビッドアスク・スプレッドに影響を



及ぼす。情報非対称性のコストをより精密に測るために、取引コストとインベントリーコストをビッドアスク・スプレッドから除くべきである。一般的に実効スプレッドは取引コストとインベントリーコストの指標としてよく使われている (Huang and Stoll, 1996)。故に、ビッドアスク・スプレッドと実効スプレッドの差で情報非対称性のコストを表示ことが出来る。その差 (ASspread) が大きければ大きいほど、株式市場に存在する情報非対称性が大きいのである。

複合関数 IN\_ASY は前述の代理変数 LC2、ILLIQ 及び ASspread を標準化し、第一主成分を取りことによって作り上げるものである。以下の式で IN\_ASY を算出することが出来る<sup>6</sup>。

$$IN\_ASY_{i,t} = \alpha \times Z\_LC2_{i,t} + \beta \times Z\_ILLIQ_{i,t} + \gamma \times Z\_ASspread_{i,t} \quad (4)$$

ただし、 $Z\_LC2_{i,t}$ 、 $Z\_ILLIQ_{i,t}$  と  $Z\_ASspread_{i,t}$  はそれぞれ企業  $i$  の標準化した  $t$  日の LC2、ILLIQ 及び ASspread である<sup>7</sup>。前述の単一代理変数と同じように、IN\_ASY の数値の大きさも情報非対称性の程度を表す。大きい (小さい) 数値は株式市場に大きな (小さな) 情報非対称性が存在していることを示す。

### 3. データ

#### 3.1 データの収集とサンプルの構成

本研究では、日本の CDS プレミアムデー

タと株式データを利用して分析を行う。CDS プレミアムデータは Quick Corporation から、株式データと企業の会計情報は FinancialQUEST から入手している。

先行研究と同様、本研究においても、5年満期の企業 CDS 契約のプレミアムが利用できる。データのサンプル期間は2008年4月1日から2013年3月8日まで、約5年間である。また、本研究は頑健性テストとして、財務情報の公開前後に内部投資家の行動が CDS プレミアムと情報非対称性の相関関係に影響を及ぼすかを否か検証するため、各企業の毎年の本決算前後26日に分ける<sup>8</sup>。

CDS 市場では参加者が限定され、株式市場のように日々大量な取引がないため、流動性問題を考えなければならない。本研究においては、当日の CDS プレミアムと前日の CDS プレミアムが変化しない日数がサンプル期間の30%以上占めている場合、サンプルから削除している。さらに、サンプル期間に利用可能な株式データがない企業もサンプルから取り除かれている。本研究の最終サンプルは2008年4月1日から2013年3月8日の間に日本市場で CDS を発行していた79社である<sup>9</sup>。

#### 3.2 基本統計量

表1ではサンプル79社の基本統計量が示されている。 $Z\_LC$ 、 $Z\_ILLIQ$ 、 $Z\_ASspread$  と IN\_ASY はそれぞれ情報非対称性の代理変数である。

全体期間において、株式市場における情報非対称性の代理変数は標準化しているので、

表1 基本統計量

	Z_LC2	Z_ILLIQ	Z_ASspread	IN_ASY	CDS
平均値	0.00	0.00	0.00	0.00	147.56
中央値	-0.07	-0.19	-0.07	-0.16	86.38
最大値	5.81	4.40	4.44	7.78	5499.35
最小値	-7.71	-2.86	-4.78	-6.53	6.34
ボラティリティ	1.00	1.00	1.00	1.00	229.29

それらの平均値とボラティリティーはそれぞれ0と1である。CDS プレミアムの平均値は147.56、ボラティリティーは229.29である。2008年4月1日から2013年3月8日の間に、サブプライム危機や東日本大震災などが起きている。これらの事件は企業に大きな影響を与え、CDS プレミアムを上昇させた。CDS プレミアムの最大値は5499.35になり、平均値から大きく乖離している。情報非対称性の代理変数も同様、その最大値はそれぞれ5.81、4.40、4.44、7.78であり、平均値0から大きく乖離している。

## 4. 実証結果

### 4.1 変数とモデル

本研究はパネル回帰を利用して、CDS プレミアムと株式市場に存在する情報非対称性の相関関係を検証する。回帰モデルで使用する変数は表2のように定義する。

情報非対称性の代理変数は式(1)から式(4)の算出方法によってそれぞれ計算できる。企業*i*に対して*t*日のLC2は(*t*-120)日から*t*日の株式収益率及び取引量のデータを式(1)に導入して推定するものである。*t*日のILLIQは(*t*-60)日から*t*日までの絶対収益と取引金額のデータを式(2)に導入して計算する。また、*t*日のASspreadは*t*日のビッド価格、アスク価格及び取引価格を式(3)に導入して算出される。最後に*t*日のIN\_ASYは標準化している*t*日のLC2、

ILLIQとASspreadを式(4)に導入して計算する。

本研究は情報非対称性の代理変数以外に、構造型モデルで一番重要な要素、資産のボラティリティー、企業の負債比率及び無リスク金利をコントロール変数として回帰モデルに導入する。企業*i*の*t*日の資産ボラティリティーは(*t*-60)日から*t*日までの株式収益率の標準偏差、*t*日の負債比率は負債の簿価と*t*日の株式の時価の合計と負債の簿価の商であり、*t*日の無リスク金利は*t*日の中長期国債収益率である<sup>10</sup>。

CDS プレミアムと株式市場に存在する情報非対称性の相関関係を検証するため、本研究は以下の回帰モデルを利用する<sup>11</sup>。

$$CDS_{i,t+1} = \alpha_i + \beta_i [\text{フォーカス変数}]_{i,t} + \gamma_1 VOL_{i,t} + \gamma_2 LEV_{i,t} + \gamma_3 Risk\_free_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (5)$$

ただし、[フォーカス変数]は情報非対称性の代理変数IN\_ASYである。VOL、LEVとRisk\_freeはそれぞれ株式のボラティリティー、負債比率と無リスク金利であり、コントロール変数である。

### 4.2 CDS プレミアムと情報非対称性の相関関係

まず、本研究は情報非対称性の代理変数(IN\_ASY)とコントロール変数株式のボラティリティー(VOL)、負債比率(LEV)及

表2 変数の定義

変数	定義
フォーカス変数	
IN_ASY	Z_LC2、Z_ILLQI及びZ_ASspreadの第一主成分
コントロール変数	
VOL	株式収益率のボラティリティー
LEV	企業の負債比率
Risk_free	無リスク金利

び無リスク金利 (Risk\_free) を式(5)に導入し、全体期間 (2008年4月1日から2013年3月8日) における CDS プレミアムと株式市場に存在する情報非対称性の相関関係を検証する。また、対照モデルとして、コントロール変数株式のボラティリティー (VOL)、負債比率 (LEV) 及び無リスク金利 (Risk\_free) のみを式(5)に導入している。結果は表3に示されている。

表3に示されているように、検証モデルにおいて、情報非対称性の代理変数 (IN\_ASY) の回帰係数は0.050であり、1%水準で有意である。コントロール変数株式のボラティリティー (VOL)、負債比率 (LEV) 及び無リスク金利 (Risk-free) の回帰係数はそれぞれ0.386、0.501、-0.007であり、1%水準で有意である。対照モデルの変数株式のボラティリティー (VOL)、負債比率 (LEV) 及び無リスク金利 (Risk\_free) の回帰係数はそれぞれ0.330、0.460、-0.012であり、1%水準で有意である。アメリカにおける情報非対称性とクレジット・リスクの相関性検証と同様に、2008年4月1日から2013年3月8日まで、CDS プレミアムと株式市場に存在する情報非対称性の間にプラスの相関関係が観察される。すなわち、情報非対称性の程度が高けれ

ば高いほど、CDS プレミアムは高くなる。

また、対照モデルの決定係数によると、株式のボラティリティー、負債比率と無リスク金利は CDS プレミアムの32.9%を説明できるが、Ericsson et al (2009) がアメリカのデータを利用した検証結果の50%前後の説明力をはるかに下回っている。これに、情報非対称性の代理変数を導入することによって、決定係数は0.361に上昇した。すなわち、株式市場に存在する情報非対称性は CDS プレミアムを約3.2%追加説明している。この結果はアメリカの検証と類似している。

### 4.3 頑健性テスト

表3によって、全体期間において株式市場の情報非対称性と CDS プレミアムの間にプラスの相関関係が存在していることが明らかになった。しかし、金融市場の環境などが変化すると、同じ結果が得られるとは限らない。この節では、財務情報公開前後及び企業信用力と規模に差があるという2つ条件下で、情報非対称性と CDS プレミアムの相関関係が維持できるか否かを検証する。

#### 4.3.1 財務情報公開

Venkatesh and Chiang (1986)、Healy and

表3 CDS プレミアムと株式市場に存在する情報非対称性の長期的な関係

	検証モデル	対照モデル
フォーカス変数		
IN_ASY	0.050** (0.00)	
コントロール変数		
VOL	0.386** (0.00)	0.330** (0.00)
LEV	0.501** (0.00)	0.460** (0.00)
Risk_free	-0.007** (0.00)	-0.012** (0.00)
Adjust R <sup>2</sup>	0.361	0.329

注1: \*\*, \*はそれぞれ1%と5%水準で有意。

注2: 括弧内の数字はそれぞれの回帰係数に対する p 値である。



Pelepu (2001) や Graves et al (2002) などによれば、財務情報を公開する前に、企業の内部投資家は私的情報を利用した取引を増やす傾向があるという。企業財務情報公開前後における情報非対称性の変化がCDSプレミアムと株式市場の情報非対称性の相関関係に影響を与えるか否かを検証するため、各企業の毎年の本決算公開日を  $t$  時点とし、その前後26日を財務情報公開前と財務情報公開後という2つのサブ期間に分けて、CDSプレミアムと株式市場に存在する情報非対称性の関係を検証する。結果は表4に示されている。

財務情報公開前、情報非対称性の代理変数 (IN\_ASY) の係数は0.058であり、1%の水準で有意である。コントロール変数株式のボラティリティー (VOL) と負債比率 (LEV) の係数はそれぞれ0.203、0.528であり、1%水準で有意である。しかし、無リスク金利 (Risk\_free) は著しく有意ではない。この結果は財務情報を公開する前に、株式市場に存在する情報非対称性はCDSプレミアムにプラスかつ有意な影響を与えることを示している。つまり、財務情報を公開する前では、私的情報に基づく取引増加により、企業情報の透明度が低くなっており、不確実さが上昇している。このような状況で、CDSプレミア

ムは情報非対称性の上昇とともに増加する。

財務情報公開後、情報非対称性の代理変数 (IN\_ASY) の係数は0.054であり、1%水準で有意である。コントロール変数株式のボラティリティー (VOL)、負債比率 (LEV) 及び無リスク金利 (Risk\_free) の係数は0.261、0.478、-0.023であり、それぞれ1%、1%、5%の水準で有意である。財務情報を公開した後は財務情報を公開する前と同じように、株式市場に存在する情報非対称性はCDSプレミアムにプラスかつ有意な影響を与える。すなわち、財務情報を公開した後は、企業情報の透明度が改善され、情報非対称性が低くなっている。その結果、CDSプレミアムが低減する傾向がある。

財務情報公開する前後、情報非対称性の回帰係数はすべて1%の水準で有意であるため、情報非対称性とCDSプレミアムの相関関係が一致している。すなわち、時期に関わらず、情報非対称性は常にCDSプレミアムに強い影響を与える。

#### 4.3.2 企業の信用力と規模

財務情報公開前後に示されているように、私的情報に基づく取引の増加は企業に対する不確実性を上昇させる。CDSプレミアムは、

表4 財務情報公開前後 CDS プレミアムと株式市場に存在する情報非対称性の関係

	財務情報公開前 (t-25, t)	財務情報公開後 (t+1, t+26)
フォーカス変数		
IN_ASY	0.058** (0.00)	0.054** (0.00)
コントロール変数		
VOL	0.203** (0.00)	0.261** (0.00)
LEV	0.528** (0.00)	0.478** (0.00)
Risk_free	-0.007 (0.37)	-0.023* (0.02)
Adjust R <sup>2</sup>	0.362	0.331

注1: \*\*, \*はそれぞれ1%と5%の水準で有意。

注2: 括弧内の数字はそれぞれの回帰係数に対する p 値である。

その不確実性の大きさを反映するため、私的情報に基づく取引の増加とともに上昇している。しかしながら、財務情報の公開イベントが情報非対称性に影響する唯一の要因ではない。企業の特徴、例えば信用力や規模、収益能力なども情報非対称性の程度に影響を与える (Aslan et al., 2008; Odders-White and Ready, 2006; Avramov et al., 2009)。規模の小さい企業や信用力の低い企業はより高い程度の情報非対称性をもち、より高いビッドアスク・スプレッドが観察される。

本研究は、企業の信用力と規模でサンプルを分類し、信用力と規模の差がCDSプレミアムと株式市場に存在する情報非対称性の相関関係に影響を与えるかどうかを検証する。まず、全期間平均CDSプレミアムを企業の信用力指標とし、サンプル企業を4グループに分ける。平均CDSプレミアムが60bps以下は信用力が非常に高いグループ、60bpsから100bpsは信用力が高いグループ、100bpsから200bpsは信用力が中間のグループ、200bps以上は信用力が低いグループとする。次に、本研究は全期間の平均時価総額を企業規模の指標とし、サンプル企業を2つのグループに分ける。平均時価総額が1.5兆

円を上回る企業を大企業、1.5兆円を下回る企業を小企業とする。

表5は信用力と規模の異なる企業におけるCDSプレミアムと情報非対称性の相関関係の分析結果である。パネルAは信用力の影響、パネルBは企業規模の影響を示している。パネルAにおいては、信用力が低い・高い企業の無リスク金利 (Risk\_free) 以外のコントロール変数はすべて統計的に有意である。信用力の非常に高い企業、高い企業、中間の企業及び低い企業において、情報非対称性の代理変数 (IN\_ASY) の回帰係数はそれぞれ0.296、0.156、0.144、0.076であり、すべて1%水準で有意である。すなわち、信用力の高い企業でも、低い企業でも、情報非対称性とCDSプレミアムの間に強いプラスの相関関係があり、企業の信用力に関わらず、株式市場に存在する情報非対称性はCDSプレミアムに強い影響を与える。

パネルBにおいては、すべてのコントロール変数の回帰係数が統計的に有意である。大型企業と小型企業において情報非対称性の代理変数 (IN\_ASY) の回帰係数はそれぞれ0.063と0.043であり、1%水準で有意である。株式のボラティリティー (VOL) と負債

表5 信用力と規模の異なる企業におけるCDSプレミアムと株式市場に存在する情報非対称性の関係

	パネル A 信用力の影響				パネル B 規模の影響	
	信用力				企業規模	
	非常に高い	高い	中間	低い	大きい	小さい
フォーカス変数						
IN_ASY	0.296** (0.00)	0.156** (0.00)	0.144** (0.00)	0.076** (0.00)	0.063** (0.00)	0.043** (0.00)
コントロール変数						
VOL	0.070** (0.00)	0.405** (0.00)	0.296** (0.00)	0.426** (0.00)	0.306** (0.00)	0.337** (0.00)
LEV	0.124** (0.00)	0.291** (0.00)	0.331** (0.00)	0.175** (0.00)	0.392** (0.00)	0.474** (0.00)
Risk_free	-0.021* (0.01)	-0.008 (0.09)	-0.013* (0.01)	-0.008 (0.25)	-0.010* (0.03)	-0.010** (0.00)
Adjust R <sup>2</sup>	0.120	0.338	0.276	0.278	0.298	0.398

注1: \*\*, \* はそれぞれ1%と5%の水準で有意。

注2: 括弧内の数字はそれぞれの回帰係数に対するp値である。

比率（LEV）の回帰係数もそれぞれ1%水準で有意である。これは、大型企業でも、小型企業でも、情報非対称性とCDSプレミアムに強いプラスの相関関係があり、企業規模に関わらず、株式市場に存在する情報非対称性はCDSプレミアムに強い影響を与える。

## まとめ

本研究は日本市場の日次データを用いて、CDSプレミアムと株式市場に存在する情報非対称性の相関関係分析を行った。まず、全体期間において、株式市場に存在する情報非対称性とCDSプレミアムの相関関係を検証した。次に、頑健性テストとして、企業の財務情報を公開前後及び企業の信用力と規模は差がある場合、株式市場に存在する情報非対称性はCDSプレミアムへの影響が一致しているかどうかを検証した。

検証結果は以下のようにまとめられる。

(1) 日本市場において、株式のボラティリティー、負債比率と無リスク金利はCDSプレミアムの3割を説明できるが、アメリカ市場の分析結果と比べると説明力は低い。

(2) アメリカとヨーロッパ市場における情報非対称性とクレジット・リスクの検証結果と同様、日本においても株式市場に存在する情報非対称性はCDSプレミアムに著しいプラスの影響を与える。情報非対称性の代理変数をモデルに導入することによって、CDSプレミアムに対する説明力はおよそ3%上昇した。

(3) 財務情報が公開する前後に、企業の情報非対称性の程度が異なるが、CDSプレミアムへ強いプラスの影響を与える。すなわち時期に関わらず、株式市場に存在する情報非対称性はCDSプレミアムに影響を与える。

(4) 企業の信用力と規模によって、企業

の情報非対称性の程度が異なるが、それらはCDSプレミアムに強いプラスの影響を与える。すなわち企業の信用力や規模に関わらず、株式市場に存在する情報非対称性はCDSプレミアムに影響を与える。

アメリカとヨーロッパに関する先行研究と異なり、本研究は平均化された年次データや月次データでなく、頻度がさらに高い日次データを用いて、検証を行った。われわれの検証はアメリカ、ヨーロッパ市場と同様の結果が導かれた。

日本株式市場でも、投資家の間に情報非対称性が存在する。内部投資家が私的情報を利用して取引を行うことは株式に影響を与えるだけでなく、CDS市場にも影響を及ぼすことが明らかになった。すなわち、株式市場での私的情報に基づく取引が増加すれば、CDSプレミアムが上昇する傾向があり、株式市場での私的情報に基づく取引が減少すれば、CDSプレミアムも低減する傾向がある。さらに、どのような時期であろうと、どのような企業であろうと、情報非対称性が常にCDSプレミアムにプラスの影響を与える。

これらの結果から、株式市場に存在する情報非対称性はCDSプレミアムの推定精度を向上させ、構造型モデルの追加説明変数として有効であると考えられる。

しかし、現状では、欧米市場と比較して、日本市場においては、取引に関する規制などが多く、株価の異常な急騰や暴落を防ぐために値幅制限が設定され、株式のボラティリティーが限定されている。また、負債比率や無リスク金利や情報の非対称性の違いからCDSプレミアムの説明変数としても、説明力を低下させている可能性がある。さらに詳細に検証することが今後の課題である。

## 注

- 1 構造型アプローチは企業価値が負債を下回った場合をデフォルトと考えられ、資産のボラティリティー、企業の負債比率と無リスク金利で企業価値の変動を推定し、デフォルトリスクを推計した後CDSプレミアムを推計する。
- 2 CDS価格とCDS市場の流動性リスクに関しては、Bongaerts et al (2011) を参照。CDS価格と倒産の伝染性に関しては、Haworth et al (2008) を参照。また、CDS価格と株式収益率に関しては、Gregorious (2010)、第21章参照。
- 3 デフォルト距離はMoody's社がMerton(1974)モデルの理論に基づいて開発したもので、デフォルト・リスクを測る指標である。デフォルト距離の数字が大きければ大きいほど、デフォルト・リスクが小さいと考えられる。
- 4 日本企業の上場廃止について、Park et al (2013B) を参照。日本では、上場廃止した企業の株式の流動性が完全になくなり、株価が当初の10%以下になっている。アメリカでは、OTC市場の活用のため、上場廃止した企業の株価は30%~40%ぐらい低減する。
- 5 釜江 (2004) によれば、日本のようなマーケット・メーカーが存在しないオークション市場では、指値注文が流動性を提供する役割に果たしている。指値を出す投資家はマーケット・メーカーと同じように、情報非対称性などのリスクにさらされる。この場合、指値を出す投資家はビッドアスク・スプレッドを拡大する傾向がある。
- 6 Bharath et al. (2009), Gao and Zhu (2012) とVallascas and Keasey (2013) が示しているように、第一主成分を取ることは最も有効な方法と考えられる。
- 7 LC2、ILLIQとASspreadはそれぞれ数値の大きさが異なる。本研究は主成分を計算するため、この3つの代理変数を標準化している。
- 8 Krinsky and Lee (1996) によると、財務情報を公開する約1ヶ月前から、私的情報に基づく取引が著しく増加している。本研究はKrinsky and Lee (1996) の区間選択を参考にし、本決算の前後26日を利用する。
- 9 本来Quick Corporationのデータベースにある企業数は100社である。CDSの流動性問題や株式データの欠落により、21社のデータを取り除いている。
- 10 資産のボラティリティーは直接観測できないため、株式のボラティリティーを代替変数として用いられている。

- 11 情報非対称性の代理変数、ボラティリティー、負債比率と無リスク金利の間にある程度の共線性を持っており、パラメータの推定精度に影響を与える。パラメータの推定精度を向上させるため、本研究では最小二乗法ではなく、最適尺度法を利用してパラメータを推定する。最適尺度法のアルゴリズムはRamsay (1989), Van et al. (2006) 及びVan (2007) を参照。

## 参考文献

- Aharony, J. and I. Swary, 1980, "Quarterly dividend and earnings announcements and stockholders' returns: An empirical analysis". *The Journal of Finance*, 35, 1-12.
- Amihud, Y. and H. Mendelson, 1986, "Asset pricing and the bid-ask spread". *Journal of Financial Economics*, 17, 223-249.
- Amihud, Y. and H. Mendelson, 1989, "The effects of beta, bid-ask spread, residual risk and size on stock returns". *Journal of Finance*, 44, 479-486.
- Amihud, Y., 2002, "Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects". *Journal of Financial Markets*, 5, 31-56.
- Amihud, Y., H. Mendelson and B. Lauterbach, 1997, "Market microstructure and securities values: Evidence from the Tel Aviv Exchange". *Journal of Financial Economics*, 45, 365-390.
- Aslan, H., D. Easley, S. Hvidkjaer and M. O'Hara, 2008, "Firm characteristics and informed trading implications for asset pricing". *Working paper*, University of Houston.
- Avramov, D., T. Chordia, G. Jostova and A. Philipov, 2009, "Credit ratings and the cross-section of stock returns". *Journal of Financial Markets*, 12, 469-499.
- Bagehot, W., 1971, "The only game in town". *Financial analysts Journal*, 27, 12-14.
- Bharath, S.T., P. Psquariello, and G. Wu, 2009, "Does asymmetric information drive capital structure decisions?". *Review of Financial Studies*, 22, 3211-3243.
- Bittlingmayer, G., L. Du, and J. Huang, 2013, "When do stock lag credit derivatives? The role of information uncertainty and short-sale constraints". *Working paper*, University of Kan-

- sas.
- Bongaerts, D., F. D. Jong and J. Driessen, 2011, "Derivative pricing with liquidity risk: Theory and evidence from the credit default swap market". *The Journal of Finance*, 66, 203-240.
- Campbell, J. Y., S. J. Grossman and J. Wang, 1993, "Trading volume and serial correlation in stock returns". *Quarterly Journal of Economics*, 108, 905-939.
- Copeland, T. and D. Galai, 1983, "Information effects on the bid ask price". *Journal of Finance*, 38, 1457-1469.
- Easley, D. and M. O'Hara, 1987, "Price, trade size, and information in securities markets". *Journal of Financial Economics*, 19, 69-90.
- Easley, D., S. Hvidkjaer and M. O'Hara, 2002, "Is information risk a determinant of asset returns". *The Journal of Finance*, 57, 2185-2221.
- Elkamhi, R., J. Ericsson and M. Jiang, 2011, "Time-varying asset volatility and the credit spread puzzle". *Working paper*, University of Iowa.
- Ericsson, J., J. Reneby and H. Wang, 2006, "Can structural models price default risk? Evidence from bond and credit derivative markets". *Working paper*, McGill University and SIFR
- Ericsson, J., K. Jacobs and R. Oviedo, 2009, "The determinants of credit default swap premia" *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44, 109-132.
- Gao, W., L. Ng, B. Zhang, and F. Zhu, 2012, "Information asymmetry and capital structure around the world". *Working paper*, Dominican University.
- Glosten, L. R. and P. R. Milgrom, 1985, "Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders". *Journal of Financial Economics*, 14, 71-100.
- Glosten, L.R., 1987, "Components of the bid-ask spread and the statistical properties of transaction prices". *Journal of Finance*, 42, 1293-1307.
- Graves, J. A., C. M. Callahan and N. Chipalkatti, 2002, "Earnings predictability, information asymmetry, and market liquidity". *Journal of Accounting Research*, 40, 561-583.
- Gregorious, N., 2010, "Stock market volatility". *CRC press*, 405-416.
- Hasbrouck, J., 2005, "Trading costs and returns for US equities: The evidence from daily data". *Working paper*, New York University.
- Haworth, H., C. Reisinger and W. Shaw, 2008, "Modelling bonds and credit default swap using a structural model with contagion". *Quantitative Finance*, 8, 669-680.
- Healy, P. M. and K. G. Pelepu, 2001, "Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature". *Journal of Accounting and Economics*, 31, 405-440.
- Huang, R.D and R. Stoll, 1996, "Dealer versus auction markets: A paired comparison of execution costs on NASDAQ and the NYSE". *Journal of Financial Economics*, 41, 313-357.
- Jaffe, F. and R. L. Winkler, 1976, "Optimal speculation against an efficient market". *Journal of Finance*, 31, 49-61.
- Krinsky, I. and J. Lee, 1996, "Earnings announcement and the components of the bid-ask spread". *The Journal of Finance*, 4, 1523-1535.
- Liao, H., T. Chen, and C. Lu, 2009, "Bank credit risk and structural credit models: Agency and information asymmetry perspectives". *Journal of Banking & Finance*, 33, 1520-1530.
- Llorente, G., R. Michaely, G. Saar and J. Wang, 2002, "Dynamic volume-return relation of individual stocks". *The Review of Financial Studies*, 15, 1005-1047.
- Merton, R. C., 1974, "On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates". *The Journal of Finance*, 29, 449-470.
- Odder-White, E. R. and M. J. Ready, 2006, "Credit ratings and stock liquidity". *The Review of Financial Studies*, 19, 119-157.
- Park, J. K. Shiroshita, Y.W. Park, and N. Sun, 2013A, "Involuntary delisting and opportunistic behavior of large shareholders in the Japanese market". *Working paper*, Hankuk University of Foreign Studies.
- Park, J., K. Shiroshita and N. Sun, 2013C, "Information flow between the CDS and the stock market and informed trading: Evidence from the Japanese CDS market". *Working paper*, Yamaguchi University.
- Park, J., Y.W. Park, and P. Lee, 2013B, "Delisting and information asymmetry". *Working paper*, Hankuk University of Foreign Studies.
- Qiu, J. and Yu. F, 2012, "Endogenous liquidity in credit derivatives". *Journal of Financial Eco-*



- nomics*, 103, 611-631.
- Ramsay, J. O., 1989, "Monotone regression splines in action". *Statistical Science*, 4, 425-441.
- Rendleman, R. J., C. P. Jone and H. A. Latane, 1982, "Empirical anomalies based on unexpected earnings and the importance of risk adjustments". *Journal of Financial Economics*, 10, 269-587.
- Stoll, H.R., 1989, "Inferring the components of the bid-ask spread: Theory and empirical test". *The Journal of Finance*, 44, 115-134.
- Vallascas, F. and K. Keasey, 2013, "Does bank default risk increase with information asymmetry? Evidence from Europe". *Working paper*, Leeds University.
- Van der Kooij, A. J., 2007, "Prediction accuracy and stability of regression with optimal scaling transformations". *Thesis*, Leiden University.
- Van der Kooij, A. J., J. Meulman and W. J. Heiser, 2006, "Local minima in categorical multiple regression". *Computational Statistics and Data Analysis*, 50, 446-462.
- Venkatesh, P. C. and R. Chiang, 1986, "Information asymmetry and the dealer's bid-ask spread: A case study of earnings and dividend announcement". *The Journal of Finance*, 41, 1089-1102.
- Watts, R., 1978, "Systematic 'Abnormal' returns after quarterly earnings announcement". *Journal of Financial Economics*, 6, 127-150.
- Zhang, B. Y., H. Zhou and H. Zhu, 2009, "Explaining credit default swap spreads with the equity volatility and jump risk of individual firms". *Review of Financial Studies*, 22, 5099-5131.
- 釜江廣志 (2005) 「日本の国債先物市場のマーケット・マイクロストラクチャー」『一橋論業』134巻、810-827。