

CDS スプレッド指標の決定要因

— 需給構造を考慮した同時方程式推定からの含意* —

宮川大介[†]

(日本政策投資銀行設備投資研究所)

渡邊修士[‡]

(日本大学経済学部教授)

* 本稿の作成に当たって、沖本竜義（一橋大学）、北岡孝義（明治大学）、赤司健太郎（学習院大学）、山内浩嗣（三菱UFJトラスト投資工学研究所）、服部正純（日本銀行）、代田豊一郎（日本銀行）、Robert Dekle（University of Southern California）、細野薫（学習院大学）、小野有人（みずほ総合研究所）、内田浩史（神戸大学）、植杉威一郎（一橋大学）、渡部和孝（慶応大学）、神藤浩明（日本政策投資銀行設備投資研究所）のほか、日本政策投資銀行設備投資研究所、日本金融学会 2012 年春季大会、日本ファイナンス学会 2012 年年次大会、日本銀行金融研究所、経済産業研究所でのセミナー参加者各位から、貴重な助言を頂いた。

[†]金融経済研究センター 副主任研究員

[‡]日本大学経済学部教授

Pricing Impact of Protection Demand and Supply

Economics Today, Vol.33, No.2, March, 2013

Daisuke MIYAKAWA
Research Institute of Capital Formation
Development Bank of Japan

Shuji WATANABE
College of Economics
Nihon University

要 旨

本稿は、クレジットデフォルトスワップ (CDS) プレミアムの決定要因について、本邦クレジット市場の時系列データを用いて実証的に分析したものである。数量データに関する **Truncation** (負の値が観察されない) 問題にも配慮しつつ、プロテクションの需給構造を考慮した同時方程式を推定した結果、例えば、ローンに代表される資金運用機会の減少に伴い、プロテクションの供給が増加し、プレミアムが低下することを確認した。また、ショートカバー動機の顕在化に伴い増加したプロテクションの需要が、プレミアムの上昇をもたらすことなども確認された。プロテクションの需給構造を無視した場合に、これらの要因の価格インパクトがバイアスを持って推定されるという点は、CDS プレミアムの実証的な分析に当たって、需給要因を適切に取り込むことの重要性を示唆している。

キーワード : 需要要因・供給要因 ; 同時方程式 ; クレジットリンクノート

JEL Classification: G12, C34, C36,

目 次

1. イントロダクション	1
2. クレジットデフォルトスワップ市場とクレジットリンクノート.....	2
3. 関連文献	4
4. データと実証フレームワーク.....	4
4.1 データと仮説.....	4
4.2 分析フレームワーク	7
5. 推定結果	8
5.1 ベースライン推定結果.....	8
5.2 二種類のバイアスについて.....	9
6. まとめ	9
参考文献	11
図表	13

1. イントロダクション

クレジットデフォルトスワップ (CDS) は、個別企業、証券、国、およびそれらの集合体に関するデフォルトイベントを対象として設定される信用派生商品 (credit derivatives) の一種である。近年、CDS は、ヘッジを目的とした一種の保険ツールとしては勿論、投資・投機の対象としても広く用いられている。このような重要性の高まりの一方で、近時の金融危機に際して、クレジット市場において大きな動揺が見られたことも事実である。具体的には、2008 年以降の米国クレジット市場の動揺に端を発する金融危機に際して、様々な資産を原資産とした証券化商品の価格が大幅に下落し、併せて、日米欧の各市場における CDS スプレッド指標 (プロテクションに対して支払われるプレミアム) が大きく変動することとなった。

金融市場における CDS の重要性が高まる中で生じたこれらのイベントを踏まえて、多くの研究者および実務家は CDS プレミアムの決定要因について強い関心を持っている。既存研究においては、例えば、CDS の参照対象に関する倒産確率と相関がある個社の株価・債券価格やそれらのインデックスによって代理されるマクロ・ミクロのクレジット要因に加えて、クレジット市場に特有の要因 (例: カウンター・パーティーリスク、流動性) について、その CDS プレミアムへの価格インパクトが実証的に分析されてきた。しかし、個別の決定要因について理解が深まっているのとは対照的に、プロテクションの需給が CDS プレミアムの変動へもたらす影響については、殆ど研究が進んでいない。本稿では、こうした背景を踏まえて、CDS プレミアムの決定要因について、需給構造を明示的に考慮した上で、実証的に検討する。

多くの既存研究では、単一の推定式を前提として、CDS プレミアムを多様な説明変数へ回帰するという実証戦略が採用されている (例: Huang et al. 2003; Blanco et al. 2005; Scheicher 2008; Ericsson et al. 2009)。この意味で、既存研究では、CDS プレミアムを純粋なリスクの指標と捉えており、プロテクションの需給がその水準へ影響を与えるという可能性は捨象されている。対照的に、株式、国債、社債、外国為替といった他の金融市場に関しては、需給を明示的に取り扱った研究が多く存在する。本稿の目的は、本邦クレジット市場の時系列データを用いて、需要と供給の変動が、CDS プレミアムへどのような影響を与えるかという点について、実証的に検討することを目的としている。

CDS 市場における取引価格については、CDS プレミアム指標 (例: Markit グループが提供している iTraxx Japan) を参照することで、比較的容易に把握することが出来る一方、取引数量については計測が非常に難しいという問題が存在する。特に、決済情報を集中的に管理する取引所が存在せず、殆どの取引が相対で行われていることが理由となって、個別取引の数量を把握することは、現状ではほぼ不可能である。取引数量が計測できないということは、需給を明示的に勘案した分析が極めて困難であることを意味している。こうしたデータ面での問題に対して、本稿では、マーケットメーカー間の取引が極めて短期間のうちに、反対取引によって相殺されることに注目する。こうしたマーケットメーカー

の行動は、一方向へポジションを傾けることが許されていないマーケットメーカーの事情を反映している。本稿では、この点を踏まえて、長期に亘って反対取引によって相殺されない、所謂「outright」ポジションの取引数量に着目することでプロテクションの取引数量を計測する。具体的には、CDS を原資産とする派生商品であるクレジットリンクノート（CLN）の発行数量を、outright のプロテクション取引数量として用いる。CLN には流通市場が存在しないことから、CLN に対する標準的な投資スタイルは「持ち切り (Buy & Hold)」である。このことは、CLN 投資に紐づけられたプロテクションの取引が、反対取引によって短期間のうちに相殺されることが一般的には起こらず、通常は CLN の満期まで維持されることを意味している。

CLN データを用いることの問題は、多くの時点においてその発行数量がゼロであるという点にある。これは、CLN が組成・販売に時間とコストを要するテイラーメイドの商品であることを反映している。このような「切断された」データを用いた上で、需給構造を勘案した分析を行うために、本稿では、Nelson and Olson (1978) によって提案され、Amemiya (1979) によって改良された Tobit タイプの同時方程式モデルを用いる。

我々の推定結果は、プロテクションの供給関数および需要関数の外生的なシフトの影響が、同時方程式構造を明示的に勘案しない場合には、強いバイアスを持って推定されることを示唆している。更に、本稿における分析から、切断された数量データに関する適切な取り扱いを行わない場合、幾つかの決定要因の CDS プレミアムへの影響が識別できない事も確認された。これらの結果は、CDS プレミアムの決定要因を分析する際に、需給構造と数量データ特性の両方を適切に勘案する必要があることを示唆している。

本稿の構成は以下のとおりである。次章では、CDS とその派生商品の特徴について概観する。第三章では、CDS プレミアムの決定要因に関する文献をサーベイする。続いて、第四章では、本稿での実証分析に用いるデータと実証フレームワークを紹介した上で、第五章で、推定結果を議論する。最後に、第六章では結論と今後の研究課題をまとめる。

2. クレジットデフォルトスワップ市場とクレジットリンクノート

Figure 1 は CDS 市場の構造を概念的に示したものである。一般的に、プロテクションの売買によって構成される CDS の取引は、以下の三類型からなる：(1) Outright のプロテクション供給主体とマーケットメーカーとの間の売買、(2) outright のプロテクション需要主体とマーケットメーカーとの間の売買、(3) マーケットメーカー間の売買。クレジット市場における大半の取引は、相対 (Over-The-Counter: OTC) 取引であり、個別の取引数量を把握することが難しい¹。既述の通り、類型 (3) に属する取引は、比較的短期間に反対取引によって相殺されるため、CDS プレミアムに主として大きな影響を与えるのは類型

¹ 個別銘柄に関する CDS の取引データについては、近年、公開が進んでいるが (例：Depository Trust & Clearing Corporation (DTCC))、現在のところ分析に足るデータの蓄積は進んでいない。日本においては、日本銀行が CDS 取引に関する集計レベルのデータを公表しているが、半年毎の期間で集計されたデータであり、本稿で行う実証分析に用いることが難しい。

(1) および (2) に属する取引である。本稿では、これらの取引数量を CLN の発行額を代理変数として用いることで計測する。

CLN は、固定のクーポンをその保有者へもたらすという意味で、債券に類似した証券である²。Figure 2 は CLN と CDS がどの様に関係しているかを図示している。図の右側は CDS 取引に対応しており、マーケットメーカーたる証券会社とプロテクションの outright 需要主体との間の取引である。証券会社は、特定のデフォルトイベントに対するプロテクションを販売し、対応するプレミアムを受け取る。Outright のプロテクション需要主体は、プロテクションを購入し、例えば、自社のポートフォリオに係るクレジットリスクをヘッジする目的や、投機的取引を目的として用いる³。次に、図の左側は、上記の証券会社が組成した CLN の取引に対応している。CLN の購入主体は、CLN を購入することで上記の CDS 取引から生じたプレミアムに対応するクーポンを受け取ることとなり、実質的に outright のプロテクションを供給していることとなる⁴。ここで、CLN 投資に関する最も重要な特徴は、CLN に関する流通市場が存在しないことを主因として、そのポジションが一般的に、長期に亘って維持される点にある。これが、CDS の需給要因を勘案した CDS プレミアムの分析を行うに当たって、CLN の発行データを用いることが適切と考えられる理由である。

Figure 3 は、本稿の実証分析の対象を概念的に図示したものである。この図において、CLN の発行量を用いて計測された CDS の取引数量は横軸に、iTraxx Japan を用いて計測された CDS プレミアムは縦軸に描かれている。いま、プロテクションの outright 供給主体 (=CLN 投資家) が CLN 投資について高い余力を有している一方で、outright 需要主体のプロテクション需要がそれ程大きくは無いものとする。このように、プロテクションの供給圧力が高い一方、需要は弱いという場合、CDS プレミアムはタイトな水準となることが予想される。ここで、CLN のリスクが上昇した場合、outright プロテクションの供給が低下することで、供給曲線は上方にシフトすることが予想される ($t=1$)。同様に、リスクヘッジの必要性が高まった場合、outright プロテクションの需要が増加することで、需要曲線も上方にシフトする ($t=1$)⁵。後程紹介する通り、本稿での推定結果を用いたシミュレーションは、2008 年以降の CDS プレミアムの急激な上昇が、供給曲線と需要曲線の双方におけるこのような上方シフトによってもたらされたことを示唆している。

1990 年代以降の金融市場における長期の低迷を反映して、日本においては、伝統的な投資対象 (株式、国債、ローン) に比してハイリスク・ハイリターン金融商品に対する大きな需要が存在する。実際に、こうした旺盛な需要に対応する形で、CLN のような証券化商品が投資家へ販売されてきたという経緯もある。我々は、こうしたクレジット派生商品への高い需要が、原資産である CDS 市場における強いプロテクションの供給圧力と

² 本稿で取り扱う CLN は、シンセティック Collateralized Debt Obligations (CDOs) を含んでいる。

³ 投機目的で CDS を購入する例としては、将来のプレミアム上昇を期待するケースが考えられる。

⁴ 大半の CLN は 20 億円単位で、個々の投資家の選好にあった形で組成される。

⁵ この点については、後段で詳述する。

なっていた可能性があると考え。次節以降では、この点についてデータを用いた検証を行う。

3. 関連文献

クレジット市場における需給バランスが価格に与える影響については、近年、理論的な観点から研究が進んでいる（例：Bollen and Whaley 2004; Brunnermeier and Pedersen 2009; Garleanu et al. 2009）。実証面については、CDS プレミアムの決定要因に関して多くの実証分析が行われている一方で（例：Huang et al. 2003; Longstaff et al. 2005; Ericsson et al. 2009; Scheicher 2008）、需給バランスの影響について検討したものは殆ど存在しない。唯一の例外は、Tang and Yan (2011)である。彼らは、bid と offer の数の差を用いて需給バランスを計測した上で、計測された需給バランスが、CDS プレミアムに対して統計的に有意で経済的にも意味のあるインパクトを有していることを実証的に示している。本稿での分析と同様に、彼らも、CDS プレミアムと取引数量の同時決定を念頭に置いた推定を行っているが、本稿での分析と彼らの分析との最大の違いは、本稿がプロテクションの需要曲線と供給曲線各々のシフトと、その CDS プレミアムへの影響を具体的に分析している点にある。

CDS 市場における需給バランスの影響が、実証的には殆ど分析されていないのとは対照的に、他の金融市場では、需給バランスを勘案した多くの既存研究が存在する。例えば、Kraus and Stoll (1972) による先駆的な研究に始まり、株式市場については膨大な文献が存在する (Chordia et al. 2002; Chordia and Subramanyam 2004; Coval and Stafford 2007; Sarkar and Schwartz 2009; Hendershott and Menkveld 2012)。同様に、国債については、Greenwood and Vayanos (2010) および Krishnamurthy and Vissing-Jorgenson (2012) が、社債については、Ellul et al. (2011) が存在する。こうした一連の研究へ、CDS 市場における分析を追加することが本稿の目的である。

4. データと実証フレームワーク

4. 1. データと仮説

本節では、以下の分析で用いるデータの詳細を解説し、実証分析においてテストする仮説を構築する。CDS プレミアムのデータとしては、Markit iTraxx Japan 指標 (*iTraxx_P*) を用いる。この指標は、日本のクレジット市場における CDS プレミアムのインデックスであり、高い流動性を持つ投資適格企業 50 社の CDS プレミアムから構成されている。当該指標は毎日更新され、登録されたマーケットメーカーからの報告データを基に構築されている。

このように比較的容易に入手できる価格データと異なり、CDS 取引量のデータは集中的な決済システムが存在しないことにより、入手がほぼ不可能である。このため、本稿の分析では、2002 年 1 月から 2011 年 5 月までの期間における CLN の発行額データ (*CLN_ISSUE_Q*) を取引量データの代理変数として用いる。当該データは、(株)格付投資情

報センターが公表しているデータから構築されており、全体で発行数 400 件、発行総額 1.1 兆円程度の規模である。以下の分析では、原データから、東京三菱 UFJ 銀行とみずほコーポレート銀行が、各々 2006 年と 2009 年に発行した 2 つの大型 CLN を除いたデータセットを用いる。分析に当たっては、上記の発行額データを週単位の発行額データへ変換し、更に移動平均値を計算した結果を用いる。これは、CLN 発行の CDS 市場へのインパクトが、発効日にのみ生じる訳ではないという我々の想定を反映したものである。言い換えると、本稿では、CLN が原資産としている CDS の取引が、CLN の発効日前後にばらついていることを仮定している。注意すべきは、こうした移動平均値を用いた場合でもなお、*CLN_ISSUE_Q* について多くのゼロ値が観察されるという点である。数量データの取り扱いと平仄を併せるために、iTraxx Japan データについても、各週の平均値を算出した上で、週次データへと変換している。

次節で詳述する通り、本稿では、CDS プレミアムが、CDS 市場におけるプロテクション供給とプロテクション需要がマッチする均衡で決定されると考える。まず、Outright のプロテクション供給主体としては、伝統的な投資主体である日本国内の金融機関や機関投資家を想定する。プロテクション供給主体のリスクテイク能力を計測する目的から、第一に、日経 225 指標 (*NKY_AVG*) を用いる、第二に、CLN 投資 (プロテクション供給) と代替的な投資対象からの平均的なリターンとして、残存期間 5 年の日本国債利回り (*JGB_5Y*) を用いる、第三に、既存 CLN の平均的な格付変化を説明変数として用いる。格付変動のインパクトを正確に計測する趣旨から、以下の分析では、各時点における CLN の残高合計へ、格付が 1 ノッチ悪化 (改善) した場合に 1 (-1) をとる変数を乗じた値 (*RATING_CHANGE*) を用いる。クレジットリスクの上昇 (=格付の悪化) に伴い、プロテクション供給主体はより高いプレミアムを要求し、CLN 投資へより慎重になるものと予想する。

プロテクション供給主体の CLN への投資態度は、ローンでの資金運用機会とも関係している可能性がある。例えば、主要な CLN 投資家である銀行が、非常に低いローン需要に直面しており、代替的な資金運用機会を探しているとする。こうした環境下、銀行はプロテクションを低いプレミアムで販売することを躊躇しないであろう。こうした予測を分析に取り込む趣旨から、以下の分析では、日本銀行によって公表されている集計レベルの預貸率 (貸出÷預金: *LOAN_DEPOSIT*) を、プロテクション供給主体の追加的なシフト変数として用いる。これらの変数群を用いて、本稿では以下の仮説をテストする。

仮説 1 : 右上がりのプロテクション供給関数は、①*NKY_AVG* が低下 (投資家のリスクテイク能力が低下)、②*JGB_5Y* が上昇 (代替的な投資対象のリターンが改善)、③*RATING_CHANGE* が上昇 (CLN 保有のリスクが上昇)、④*LOAN_DEPOSIT* が上昇 (銀行の貸出業務環境が改善) した場合、上方にシフトする。

次に、本稿では、ヘッジファンドや投資銀行といった投機的な投資家を outright のプ

ロテクション需要主体として想定する。これらの需要主体のシフト変数として、第一に、三カ月物のドル Libor (London inter-bank offered rate) と同年限の米国 Treasury bill の利回りとの差 (*LIBOR_TREASUR3M*) を用いる。当該変数は、プロテクション需要主体として想定している金融機関の資金調達コストの代理変数であり、金融市場全体のリスクに対して敏感に反応する為、以下の分析では、金融市場のリスク先行指標として解釈する。具体的には、当該変数が上昇するにつれて、先行きのリスク上昇を見越した投機的な投資主体は、プロテクションの購入を増加 (需要曲線を上方シフト) させると考える。

プロテクション需要主体に関する第二のシフト変数として、時点*s*に購入された CLN の時点*t*における含み損 (*MARK_TO_MKT*) を用いる。単純化のため、すべての CLN の満期が 5 年であると仮定する。これは、ある時点において存在する CLN が、すべて過去 5 年以内に販売されたものであることを意味している。時点*s*に購入された CLN は、満期までの間に、年二回のクーポンを $s + k/2$ ($k = 1, 2, \dots, 10$) 時点で各々受け取る事となる。ここで、時点*s*に購入された CLN から生じる、時点*s* + 5 までのクーポン受け取り数を $X(s, t)$ として示すと、*MARK_TO_MKT* は、(1) 時点*s*に発行された CLN の発行額 (A_s)、(2) 時点*s*から時点*t*までの価格変化 ($P_s - P_t$)、(3) $X(s, t)$ の積で近似される。時点*t*に存在する CLN は、時点*t* - 5 から時点*t*までの間に発行されたものであるため、上記の積をこれらの期間にわたって集計したものが *MARK_TO_MKT* となる⁶。

MARK_TO_MKT が負の値を取るとき、CLN 保有ポジションには含み損が生じていることとなる。我々は、このような含み損が生じている場合、プロテクション需要曲線が上方にシフトすると考える。これは、CLN の組成にあたってプロテクションの売り手となっている証券会社が、プロテクションの供給サイドにおいて含み損を抱えることとなり、CDS 契約の標準的なルールに従って追加担保の提供を求められることによる。当該証券会社が、含み損を抱えているプロテクションの売りポジションに対応する形で、プロテクションの買いポジションを保有していれば、後者のカウンターパーティーから追加担保を受け取ることで、求められている追加担保の原資を確保することができるが、現状では、CLN を販売しているため、こうした原資の確保が自動的に行われぬ。実際、CLN の売却代金として受け取っている元本については、CLN の標準的な契約に基づいて、他の契約に関する追加担保としての流用が認められていないため、上記の証券会社は何らかの形で追加的なポジション設定を行う必要に直面する。このような動機 (= ショートカバー動機) に基づいて、証券会社が追加的にプロテクションの購入を行うことが、*MARK_TO_MKT* が負の値を取る際にプロテクション需要曲線が上方にシフトすると我々が考える理由である。これ以外にも、プロテクションフィーの先高感から、顧客がプロテクションの買い増しを行うと予想した証券会社が、前もってプロテクション購入を進める可能性もある。いずれ

⁶ データ上、 $(P_s - P_t)$ の変動幅が極めて多様なため、本稿での分析に当たっては、(1) $(P_s - P_t)$ の符号と、(2) $(P_s - P_t)$ の絶対について平方根を求めたものの積を $(P_s - P_t)$ の代わりに用いている。詳細については、Miyakawa and Watanabe (2013) を参照。

にしても、こうした新たな需要の存在は、プロテクション需要曲線の上方シフトをもたらす。これらの点に関して、本稿では、以下の仮説をテストする。

仮説2：右下がりのプロテクション需要関数は、①LIBOR_TREASUR3M が上昇（投機的動機に基づくプロテクション需要が増加する）、②MARK_TO_MKT が低下（ショートカバー動機に基づくプロテクション需要が増加する）した場合、上方にシフトする。

推定に用いる変数リストと各変数の定義および要約統計量は Table 1 に、それらの変数間の相関係数は Table 2 にまとめられている。本稿で用いるサンプルは、2004年8月から2011年4月までの348週に対応した週次データである。

4. 2. 分析フレームワーク

本稿のゴールは、切断のない価格データ (P : $iTraxx_P$) と切断のある数量データ (Q^* : CLN_ISSUE_Q) を用いて、プロテクションの需要関数と供給関数とを識別することにある。推定にあたっては、以下の (1-1) および (1-2) の線型関数を用いる。前者と後者は、各々、プロテクションの供給関数と需要関数とに対応している。既述の通り、 Q^* はゼロで切断されている。

$$P = \gamma_1 Q^* + X_1 \beta_1 + u_1 \quad (1-1)$$

$$Q^* = \gamma_2 P + X_2 \beta_2 + u_2 \quad (1-2)$$

$$\text{if } Q = Q^* > 0, \text{ otherwise } Q^* = 0$$

ここで、 X_1 はプロテクション供給主体にとっての外生的なシフト変数を示している ($NKY_AVR, JGB_5Y, RATING_CHANGE, LOAN_DEPOSIT$)。同様に、 X_2 はプロテクション需要主体にとっての外生的なシフト変数を示している ($LIBOR_TREASUR3M, MARK_TO_MKT$)。この方程式システムは、Nelson and Olson (1978) によって提案され、Amemiya (1979) によって改良されたものである。仮に、数量に関する切断データの問題が存在しなければ、通常の二段階最小二乗法を用いて各々の関数を識別することができるが、ここでは、Miyakawa and Watanabe (2013) で詳述されている通り、本稿で取り扱う数量データの特徴を踏まえて、上記の方程式体系を用いた推定を行う必要がある。また、別の方法として、Smith and Blundell (1986) や Newey (1987) で提案されている操作変数を用いたトビットモデルを用いるということも考えられる。この場合、下記の構造を持つ同時方程式システムを推定することとなるが、推定された係数の標準誤差が正しく推定されないという問題が存在する点にも注意が必要である。

$$P = \gamma_1 Q^* + X_1 \beta_1 + u \quad (2-1)$$

$$Q^* = X_1\Pi_1 + X_2\Pi_1 + v \quad (2-2)$$

次章では、(1-1) および (1-2) からなる方程式システムの推定結果に合わせて、上記のシステムを前提とした推定結果との差異についても議論する。

5. 推定結果

5. 1. ベースライン推定結果

本稿におけるベースラインの推定結果は、Table 3 にまとめられている。左の列は以下で詳述する第一段階の誘導型推定結果を、右の列は二段階目の推定で識別された需要関数と供給曲線を示している。供給関数については、まず、第一段階として、*CLN_ISSUE_Q* をすべての外生変数へ回帰し、その結果を用いて、第二段階の推定で供給関数を識別している。同様に、需要関数については、まず、第一段階として、*iTraxx_P* をすべての外生変数へ回帰し、その結果を用いて、第二段階の推定で需要関数を識別している。推定された需要関数と供給関数については、Amemiya (1979) の方法で計算された標準誤差を用いて統計的な有意性を評価したケースと、(2-1) および (2-2) のモデルを前提とした場合の標準誤差を用いたケースとを併記している。

第一に、右列の結果から、我々の予想通り、プロテクション供給関数が正の傾き (1.5175) を示し、その結果が統計的に有意であることが確認される。また、プロテクションの需要関数については、統計的に有意な負の傾き (-1/0.5482) を示しており、これも我々の予想通りである⁷。第二に、プロテクション供給関数は、経済環境が改善 (*NKY_AVG* 上昇) するにつれて下方にシフトすることが分かる。第三に、国債利回りの低下に伴い、プロテクション供給主体はより多くのプロテクションを供給しようとする。このことは、*CLN* に対して国債が代替的な資産であるとの我々の想定と整合的な結果である。第四に、こうしたプロテクション供給関数の下方シフトは、ローン供給による資金運用が困難な (*LOAN_DEPOST* が低下) 場合においても確認される。銀行にとっての本来業務であるローン供給に関する十分な資金運用機会が存在しない場合に、代替的な資産で資金を運用するというメカニズムがうかがえる。最後に、プロテクション供給主体は、*CLN* 投資のリスクが低下 (*RATING_CHANGE* が低下) するにつれて、より多くのプロテクションを供給することが分かる。

同様に、負の傾きを持つプロテクション需要関数については、投機的動機に基づくプロテクション需要が高まるにつれて (*LIBOR_TREASUR3M* が上昇)、また、ショートカバー動機に基づくプロテクション需要が高まるにつれて (*MARK_TO_MKT* が低下)、上方にシフトすることが確認される。

Figure 4 は、全サンプル期間のデータを用いて推定した結果を用いて、5つのサブ

⁷ この推定では、*CLN_ISSUE_Q* を従属変数としている。このため、傾きを求めるために、推定された係数の逆数を計算している。

サンプル期間中の外生変数の変動が、プロテクションの需要曲線と供給曲線を各々どのようにシフトさせるかについて描画したものである。パネル(a)および(b)からわかるとおり、サンプル期間の前半においては、両者は比較的低い *iTraxx_P* の水準で交差している。その交点は、2008年9月のリーマンショック以降、上方へ移動し、300bp以上の高い水準に達している。興味深いことに、リーマンショック以前の価格ダイナミクスは大半が、プロテクション供給関数のシフトで説明されているのとは対照的に、リーマンショック後は、需給双方の上方シフトがプレミアムの高騰をもたらしている。この結果は、プロテクションの需要と供給双方における変化が、CDSプレミアムの急激な上昇を招いたという我々の予想を裏付けるものである。

5. 2. 二種類のバイアスについて

本節では、同時方程式システムと数量データの特徴（切断された変数）を考慮しない場合に、推定結果がどのような影響を受けるかについて検討する。第一に、Table 4の右列は、本稿で想定してきた需給構造を無視した上で、価格（数量）を数量（価格）とそれ以外の外生変数へ OLS (Tobit) 推定のフレームワークで回帰した結果を示している。推定結果は、*LOAN_DEPOSIT* の係数を正確に識別することができず、*NKY_AVG* と *JGB5Y* の係数についても有意な結果が得られていない。これらの結果は、CDSプレミアムの推定に当たって、本稿で議論してきた需給構造を勘案した同時方程式システムを推定する必要があることを示唆している。

第二に、切断された数量データの特徴を無視して、通常二段階最小二乗法を用いて *iTraxx_P* と *CLN_ISSUE_Q* の推定を行った結果が Table 5 にまとめられている。得られた結果は、ベースライン推定の結果とほぼ同様であり、定性的には切断データの不適切な取り扱いから生じる問題は小さいものと認められる、一方で、Table 6 にまとめられている通り、外生変数の変化に対応した *iTraxx_P* の変動を試算してみると、*NKY_AVG*、*JGB5Y*、*RATING_CHANGE*、*LOAN_DEPOSIT* といった変数の価格インパクトが、現状の誤ったモデルにおいて、ベースライン推定結果の2倍程度に過大評価されていることが分かる⁸。Table 6の中央列では、同時方程式システムを無視した場合における、外生変数の変化による価格変動の試算を行っているが、同様に外生変数の価格インパクトについて誤った予測を行っていることが分かる。最後に、Figures 5 と Figure 6 は、観察された実際の価格および数量と、モデルの予測値とを比較したものである。数量データに多くのゼロが含まれており、予測精度に一部不十分な点も見受けられるが、概ね良好なパフォーマンスを示していることが窺える。

6. まとめ

本稿は、CDSプレミアムの決定要因について、プロテクションの需給を明示的に

⁸ Table 6の結果は、推定された同時方程式を解くことで求められている。

勘案した同時方程式システムを推定することで、実証的に検討したものである。得られた結果は、投資家のリスクテイク能力、代替資産のリターン、CLN の格付変動、銀行ローンでの運用機会などからプロテクションの供給関数が影響を受けていること、また、投機的動機やショートカバー動機に基づいてプロテクションの需要関数が影響を受けることを示唆している。また、これらの諸要因の価格へのインパクトについて、同時方程式システムを考慮しない推定や切断された数量データに対する適切な対処を行わない推定を行い、これらの誤った定式化の下で得られた結果が相当程度のバイアスを含んでいることを指摘した。これらの結果は、本邦クレジット市場における価格変動を分析するにあたって、需給要因などの本稿で取り上げた要因を適切に取り込む必要があることを強く示唆している。

本稿の分析は、幾つかの方向に拡張することが可能である。第一に、本稿での分析手法を個別銘柄の CDS プレミアム決定に適用することが考えられる。難点としては、個別銘柄の取引数量に対応するデータが存在しないことであるが、例えば、CLN の参照銘柄情報を用いることで、本稿と同様の分析を行うことも可能である。第二に、より興味深い問題として、本稿で用いた手法を社債の価格変動に関する分析へ応用することが考えられる。第三に、本稿では分析にあたってほぼ無視されていたマーケットメーカーの役割について、より詳細な分析を行うことも、将来の研究課題としては興味深いものと考えられる。

参考文献

- Amemiya, T., 1979. The Estimation of a Simultaneous Equation Tobit Model. *International Economic Review* 20, 169–181.
- Blanco, R., Brennan, S., Marsh, I. W., 2005. An Empirical Analysis of the Dynamic Relation Between Investment-Grade Bonds and Credit Default Swaps. *Journal of Finance* 60, 2255–2281.
- Bollen, N. P., Whaley, R. E., 2004. Does Net Buying Pressure Affect the Shape of Implied Volatility Functions? *Journal of Finance* 59, 711–754.
- Brunnermeier, M. K., Pedersen, L. H., 2009. Market Liquidity and Funding Liquidity. *Review of Financial Studies* 22, 2201–2238.
- Chordia, T., Roll, R., Subrahmanyam, A., 2002. Order Imbalance, Liquidity, and Market Returns. *Journal of Financial Economics* 65, 111–130.
- Chordia, T., Subrahmanyam, A., 2004. Order Imbalance and Individual Stock Returns: Theory and Evidence. *Journal of Financial Economics* 72, 485–518.
- Coval, J.A., Stafford, E., 2007. Asset Fire Sales (and Purchases) in Equity Markets. *Journal of Financial Economics* 86, 479–512.
- Ellul, A., Jotikasthira, P., Lundblad, C. T., 2011. Regulatory Pressure and Fire Sales in the Corporate Bond Market. *Journal of Financial Economics* 101, 596–620.
- Ericsson, J., Jacobs, K., Oviedo, R. A., 2009. The Determinants of Credit Default Swap Premia. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 44, 109–132.
- Garleanu, N., Pedersen, L. H., Poteshman, A. M., 2009. Demand-Based Option Pricing. *Review of Financial Studies* 22, 4259–4299.
- Greenwood, R., Vayanos, D., 2010. Price Pressure in the Government Bond Market. *American Economic Review Papers & Proceedings* 100, 585–590.
- Hendershott, T., Menkveld, A. J., 2012. Price Pressures. Working Paper.
- Huang, Y., Neftci, S., Jersey, I., 2003. What Drives Swap Spreads, Credit or Liquidity? ISMA Centre Discussion Papers in Finance 2003-2005, University of Reading.
- Keshk, O. M. G., 2003. CDSIMEQ: A Program to Implement Two-Stage Probit Least Squares. *The Stata Journal* 3, 157–167.
- Kraus, A., Stoll, H. R., 1972. Price Impacts of Block Trading on the New York Stock Exchange. *Journal of Finance* 27, 569–588.
- Krishnamurthy, A., Vissing-Jorgenson, A., 2012. The Aggregate Demand for Treasury Debt. *Journal of Political Economy* 120, 233–267.
- Longstaff, F., Mithal, S., Neis, E., 2005. Corporate Yield Spreads: Default Risk or Liquidity? New Evidence from the Credit Default Swap Market. *Journal of Finance* 60, 2213–2253.

- Miyakawa, D., Watanabe, S., 2013. What Determines CDS Premium? Simultaneous Equation System Approach. DBJ Discussion Paper Series No.1210.
- Nelson, F., Olson, L., 1978. Specification and Estimation of a Simultaneous Equation Model with Limited Dependent Variables. *International Economic Review* 19, 695–705.
- Newey, W. K., 1987. Efficient Estimation of Limited Dependent Variable Models with Endogenous Explanatory Variables. *Journal of Econometrics* 36, 231–250.
- Sarkar, A., Schwartz, R.A., 2009. Market Sidedness: Insights into Motives for Trade Initiation. *Journal of Finance* 64, 375–423.
- Scheicher, M., 2008. How Has CDO Market Pricing Changed During the Turmoil? Evidence from CDS Index Tranches. European Central Bank Working Paper Series No. 910.
- Smith, R. J., Blundell, R. W., 1986. An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit Model with an Application to Labor Supply. *Econometrica* 54, 679–685.
- Tang, D. Y., Yan, H., 2011. What Moves CDS Spreads? Working Paper.

図表

Figure 1: CDS 市場

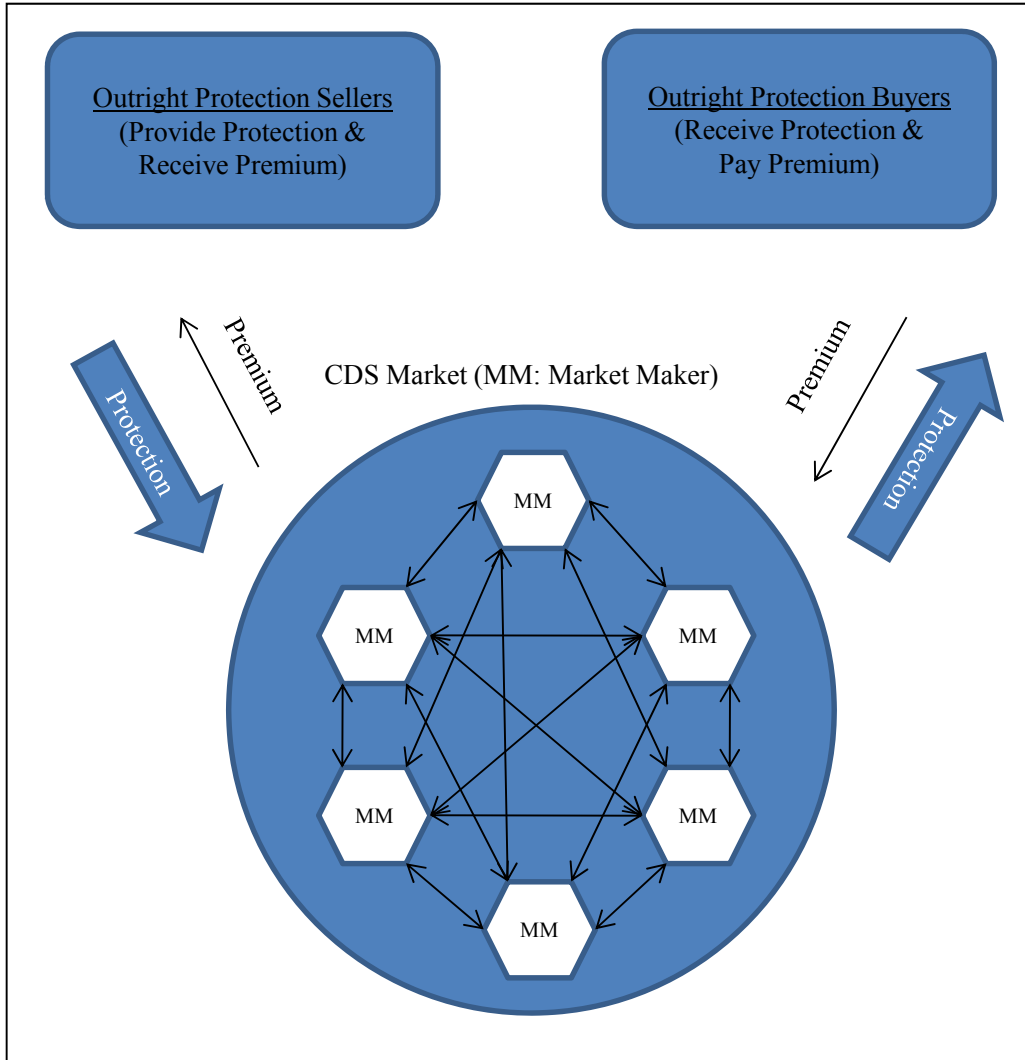


Figure 2: CDS 市場と CLN 市場

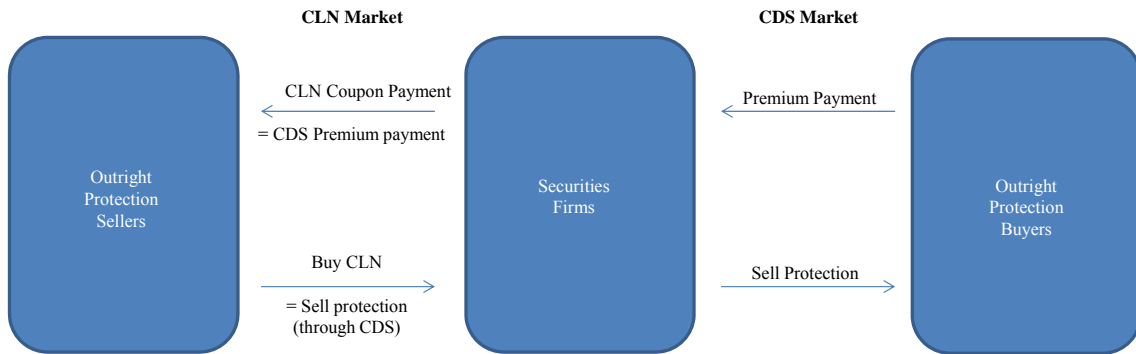
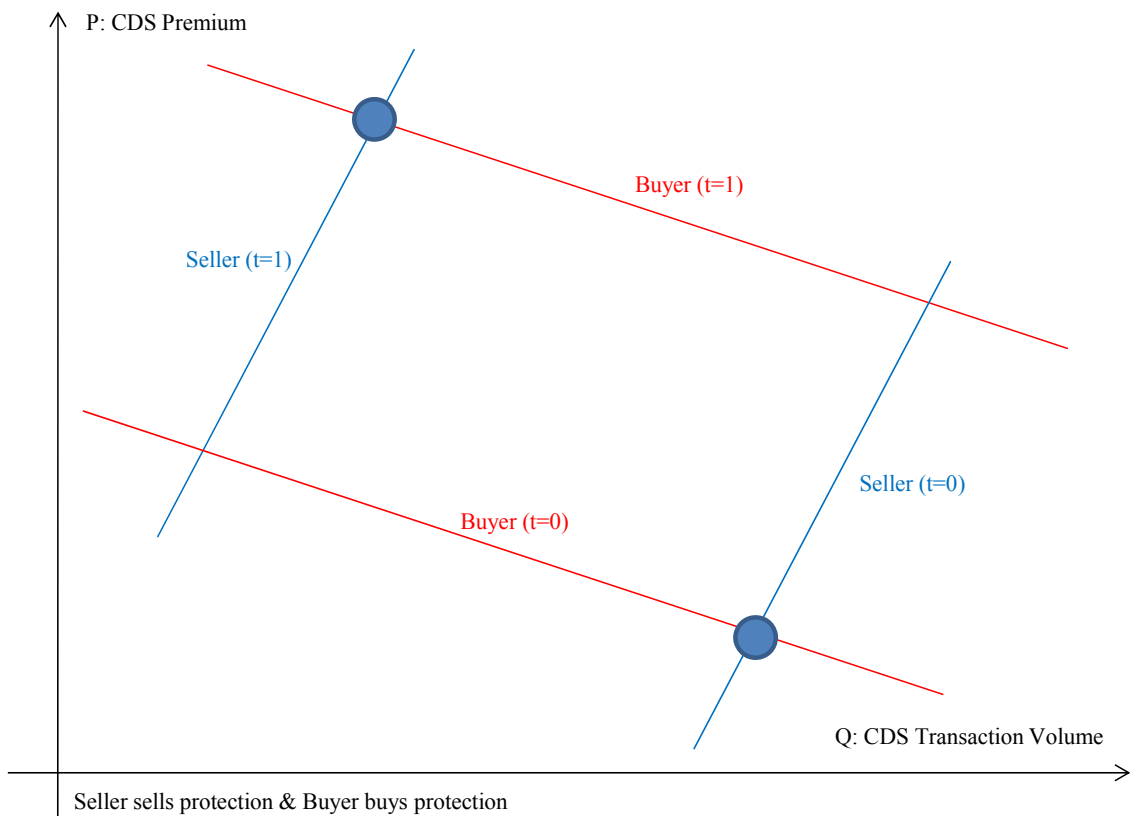


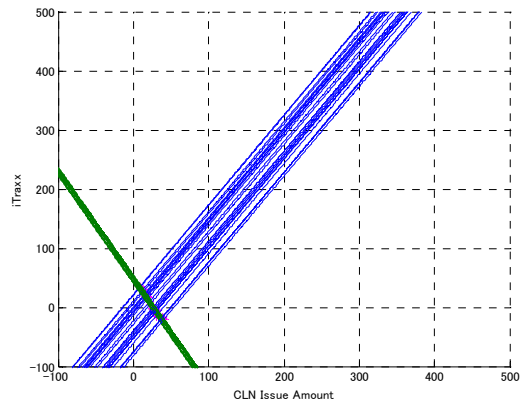
Figure 3: プロテクション供給曲線と需要曲線



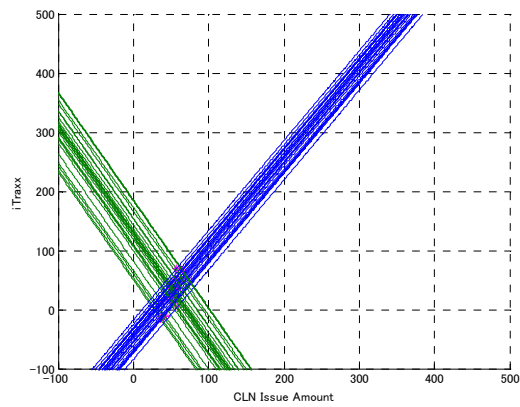
注：上図は、時点 t=0（外生的なイベントの発生前）と t=1（イベントの発生後）におけるプロテクションの供給関数と需要関数を図示したものである。

Figure 4: サブサンプル期間におけるプロテクションの需要関数と供給関数

(a) 2006/11-2007/4

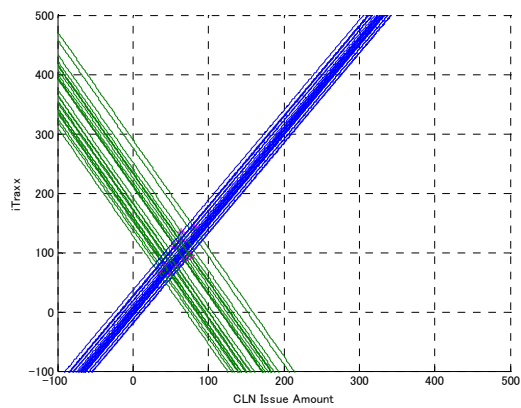


(b) 2007/7-2007/12

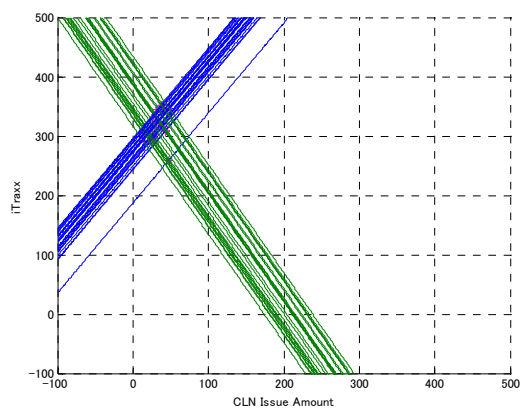


注：各図は、サンプル全体を用いた推定値を前提として、各サンプル期間の外生変数の値を用いて、プロテクションの需要関数と供給関数を描画したものである。各図の交点は、同時方程式システムを解くことで求められている。

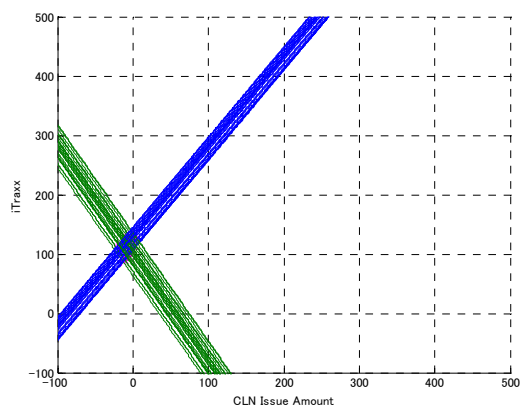
Figure 4 (続き) : サブサンプル期間におけるプロテクションの需要関数と供給関数
 (c) 2008/2-2008/7



(d) 2008/10-2009/3

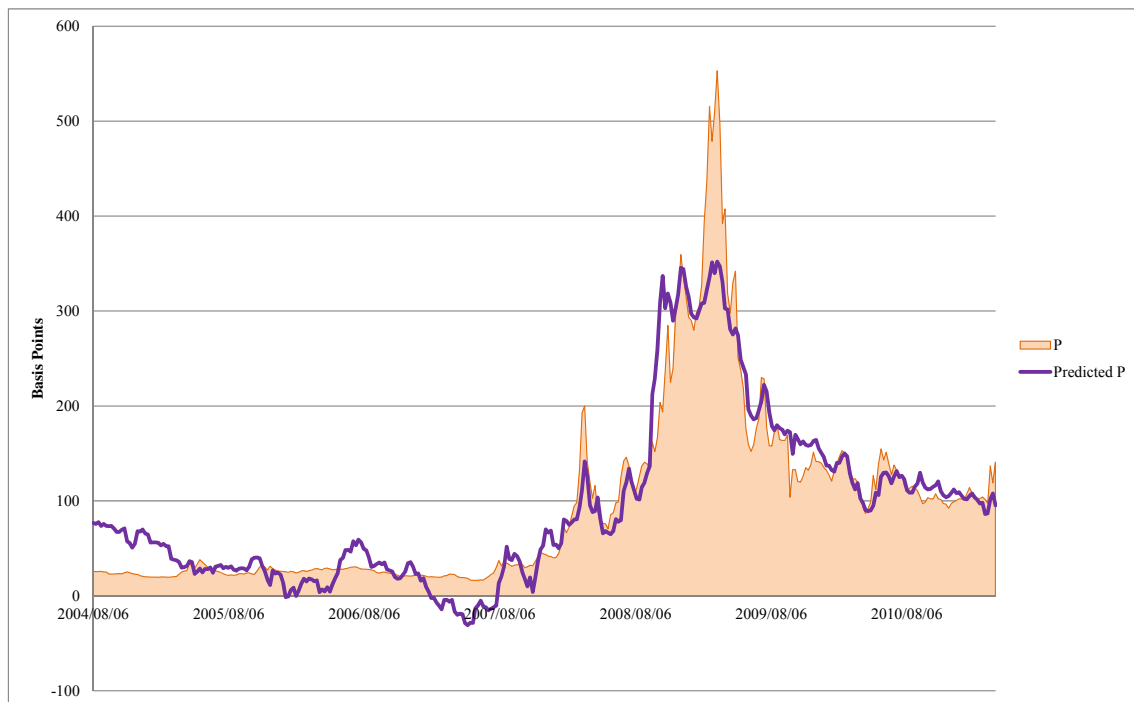


(e) 2010/3-2010/8



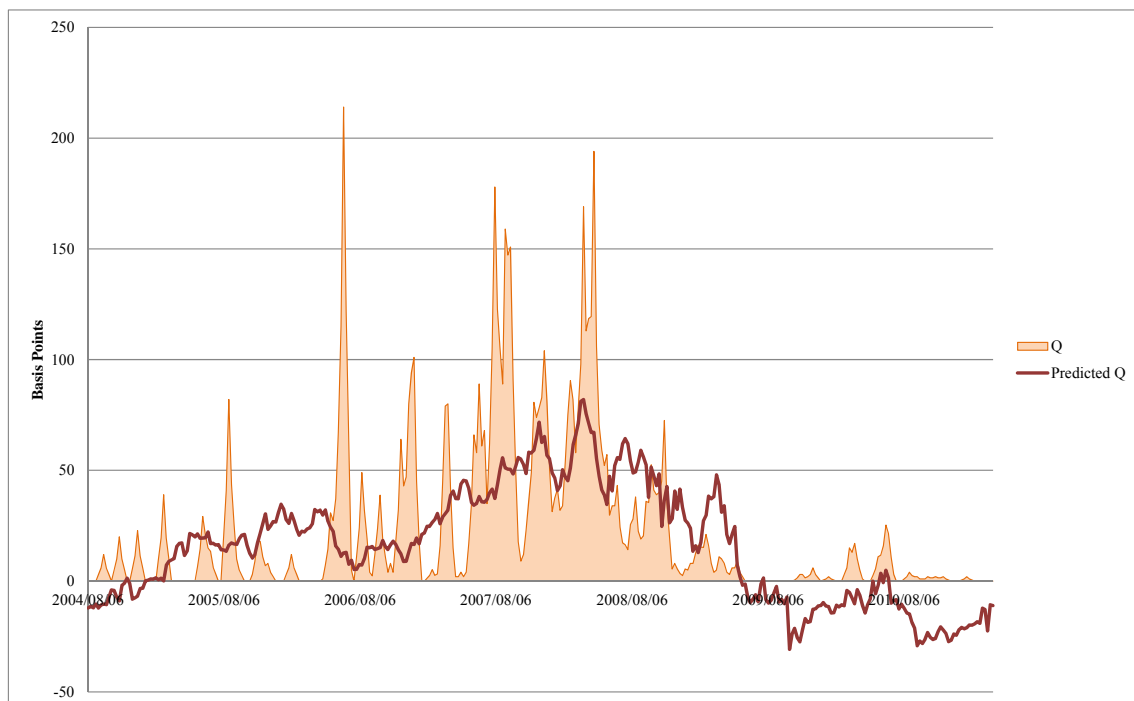
注：各図は、サンプル全体を用いた推定値を前提として、各サンプル期間の外生変数の値を用いて、プロテクションの需要関数と供給関数を描画したものである。各図の交点は、同時方程式システムを解くことで求められている。

Figure 5: 価格の推定値と観察値



注：P は iTraxx Japan の実際の観測値を、Predicted P はモデルの推定値を示している。個々の値は、同時方程式システムを解くことで求められている。

Figure 6: 数量の推定と観察値



注：Q は CLN の実際の発行高を、Predicted Q はモデルの推定値を示している。個々の値は、同時方程式システムを解くことで求められている。

Table 1: 要約統計量

Variable	Definition	Unit	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
iTraxx_P	Markit iTraxx Japan	bp	348	93.37	97.13	16.26	552.94
CLN_ISSUE_Q	Issued CLN amount	100 million yen	348	22.72	35.63	0.00	214.00
NKY_AVG	Monthly average of Nikkei 225 Stock Index	yen	348	12629	3012	7257	18191
JGB_5Y	Yield of 5-year Japanese government bonds	bp	348	84	33	23	154
RATING_CHANGE	Issued amount of each CLN times the concurrent change in its ratings (1 if downgraded and -1 if upgraded)	-	348	2113	2756	-23	6993
LOAN_DEPOSIT	Loan to deposit ratio	%	348	75.68	1.74	70.43	78.29
MARK_TO_MKT	Potential gains (positive number) and losses (negative number) from CLNs investment	-	348	-17.57	26.85	-117.55	6.14
LIBOR_TREASUR3M	3-month Libor minus yield on 3-month US treasuries	bp	348	58.95	60.03	9.99	410.93

注：上表は、本稿での推定に用いた変数の要約統計量を示したものである。サンプル期間は、2004年8月から2011年4月であり、週次の348サンプルからなる。

Table 2: 相関係数

(Obs.=348)

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1)	iTraxx_P	1.00							
(2)	CLN_ISSUE_Q	-0.14	1.00						
(3)	NKY_AVG	-0.68	0.38	1.00					
(4)	JGB_5Y	-0.25	0.46	0.80	1.00				
(5)	RATING_CHANGE	0.58	-0.38	-0.73	-0.63	1.00			
(6)	LOAN_DEPOSIT	-0.07	0.15	0.36	0.52	-0.68	1.00		
(7)	MARK_TO_MKT	-0.94	0.01	0.57	0.10	-0.38	-0.11	1.00	
(8)	LIBOR_TREASUR3M	0.37	0.43	-0.04	0.30	-0.13	0.24	-0.54	1.00

注：上表は、本稿での推定に用いた変数間の相関係数を示したものである。サンプル期間は、2004年8月から2011年4月であり、週次の348サンプルからなる。

Table 3: ベースライン推定結果

Simultaneous equation						
First Stage	Coef.	Std. Err.	Second Stage	Coef.	Corrected Std. Err.	Non-Corrected Std. Err.
Protection seller curve	Tobit Dep. Var. = CLN_ISSUE_Q		Protection seller curve	OLS Dep. Var. = iTraxx_P		
CLN_ISSUE_Q			CLN_ISSUE_Q	1.5175	0.3606 ***	0.1678 ***
NKY_AVG	0.0029	0.0019	NKY_AVG	-0.0251	0.0041 ***	0.0019 ***
JGB_5Y	0.1852	0.1376	JGB_5Y	0.8902	0.4029 **	0.1872 ***
RATING_CHANGE	-0.0054	0.0015 ***	RATING_CHANGE	0.0270	0.0046 ***	0.0021 ***
LOAN_DEPOSIT	-7.7658	1.8255 ***	LOAN_DEPOSIT	25.3441	5.7413 ***	2.6580 ***
MARK_TO_MKT	-0.1872	0.1411				
LIBOR_TREASUR3M	0.2626	0.0417 ***				
cons	544.9784	143.5038 ***	cons	-1664.6280	456.4465 ***	211.2360 ***
Obs.	348		Obs.	348		
LR chi2	165.51		F	255.34		
Prob. > chi2	0.0000		Prob. > F	0.0000		
Pseudo R-squared	0.0575		Adj. R-squared	0.7856		
Log Likelihood	-1357.34		Root MSE	44.97		
Protection buyer curve	OLS Dep. Var. = iTraxx_P		Protection buyer curve	Tobit Dep. Var. = CLN_ISSUE_Q		
iTraxx_P			iTraxx_P	-0.5482	0.0912 ***	0.1154 ***
NKY_AVG	-0.0003	0.0012				
JGB_5Y	0.0515	0.0860				
RATING_CHANGE	0.0079	0.0009 ***				
LOAN_DEPOSIT	0.1640	1.1384				
MARK_TO_MKT	-3.2859	0.0889 ***	MARK_TO_MKT	-1.5928	0.3578 ***	0.4457 ***
LIBOR_TREASUR3M	-0.1650	0.0266 ***	LIBOR_TREASUR3M	0.2538	0.0458 ***	0.0530 ***
cons	15.8964	89.3725	cons	24.2595	4.8671 ***	5.8669 ***
Obs.	348		Obs.	348		
F	1138.03		LR chi2	124.48		
Prob. > F	0.0000		Prob. > chi2	0.0000		
Adj. R-squared	0.9516		Pseudo R-squared	0.0432		
Root MSE	21.37		Log Likelihood	-1377.85		

注: ***, **, *は、1、5、10%水準で、各々の推定値が統計的にゼロと異なることを意味している。推定に当たった被説明変数は、iTraxx_P 若しくは CLN_ISSUE_Q である。上表の左列は、第一段階の推定結果を示している。上表の右列は、プロテクションの供給と需要に関する、第二段階の推定結果を示している。"Corrected Std. Err." 列は、Nelson & Olson (1978) で提案され、Amemiya (1979) によって改良された方法で修正を行った標準偏差を示している。

Table 4: 同時性を考慮しないケース

Simultaneous equation (from Table 3)			Single equation		
Second Stage	Coef.	Corrected Std. Err.		Coef.	Std. Err.
Protection seller curve	OLS Dep. Var. = iTraxx_P			OLS Dep. Var. = iTraxx_P	
CLN_ISSUE_Q	1.5175	0.3606 ***	CLN_ISSUE_Q	-0.0461	0.0361
NKY_AVG	-0.0251	0.0041 ***	NKY_AVG	-0.0002	0.0009
JGB_5Y	0.8902	0.4029 **	JGB_5Y	0.0603	0.0701
RATING_CHANGE	0.0270	0.0046 ***	RATING_CHANGE	0.0077	0.0009 ***
LOAN_DEPOSIT	25.3441	5.7413 ***	LOAN_DEPOSIT	-0.1603	1.0760
			MARK_TO_MKT	-3.2902	0.1763 ***
			LIBOR_TREASUR3M	-0.1547	0.0389 ***
cons	-1664.6280	456.4465 ***	cons	39.5119	83.7058
Obs.	348		Obs.	348	
F	255.34		F	582.13	
Prob. > F	0.0000		Prob. > F	0.0000	
Adj. R-squared	0.7856		R-squared	0.9526	
Root MSE	44.97		Root MSE	21.36	
Protection buyer curve	Tobit Dep. Var. = CLN_ISSUE_Q			Tobit Dep. Var. = CLN_ISSUE_Q	
iTraxx_P	-0.5482	0.0912 ***	iTraxx_P	-0.0344	0.0754
			NKY_AVG	0.0029	0.0024
			JGB_5Y	0.1864	0.1816
			RATING_CHANGE	-0.0051	0.0014 ***
			LOAN_DEPOSIT	-7.7340	1.9530 ***
MARK_TO_MKT	-1.5928	0.3578 ***	MARK_TO_MKT	-0.3015	0.3610
LIBOR_TREASUR3M	0.2538	0.0458 ***	LIBOR_TREASUR3M	0.2565	0.0504 ***
cons	24.2595	4.8671 ***	cons	543.4174	154.0935 ***
Obs.	348		Obs.	348	
LR chi2	124.48		LR chi2	22.42	
Prob. > chi2	0.0000		Prob. > chi2	0.0000	
Pseudo R-squared	0.0432		Pseudo R-squared	0.0575	
Log Likelihood	-1377.85		Log Likelihood	-1357.26	

注: ***, **, *は、1、5、10%水準で、各々の推定値が統計的にゼロと異なることを意味している。推定に当たっての被説明変数は、iTraxx_P 若しくは CLN_ISSUE_Q である。上表の左列は、プロテクションの供給と需要に関する、Table 3. 記載の推定結果を再掲している。上表の右列は、iTraxx_P 若しくは CLN_ISSUE_Q を、OLS 若しくは Tobit を用いて、CLN_ISSUE_Q 若しくは iTraxx_P を含む全ての外生変数へ回帰した結果を示している。

Table 5: 数量データの Truncation を考慮しないケース

Simultaneous equation considering LDV (from Table 3)			Simultaneous equation without considering LDV		
Second Stage	Coef.	Corrected Std. Err.	Second Stage	Coef.	Std. Err.
Protection seller curve	OLS Dep. Var. = iTraxx_P		Protection seller curve	OLS Dep. Var. = iTraxx_P	
CLN_ISSUE_Q	1.5175	0.3606 ***	CLN_ISSUE_Q	1.6407	0.3754 ***
NKY_AVG	-0.0251	0.0041 ***	NKY_AVG	-0.0256	0.0036 ***
JGB_5Y	0.8902	0.4029 **	JGB_5Y	1.0014	0.3471 ***
RATING_CHANGE	0.0270	0.0046 ***	RATING_CHANGE	0.0266	0.0033 ***
LOAN_DEPOSIT	25.3441	5.7413 ***	LOAN_DEPOSIT	25.4084	4.4336 ***
cons	-1664.6280	456.4465 ***	cons	-1683.7840	350.7460 ***
Obs.	348		Obs.	348	
F	255.34		F	91.42	
Prob. > F	0.0000		Prob. > F	0.0000	
Adj. R-squared	0.7856		R-squared	0.5420	
Root MSE	44.97		Root MSE	66.21	
Protection buyer curve	Tobit Dep. Var. = CLN_ISSUE_Q		Protection buyer curve	OLS Dep. Var. = CLN_ISSUE_Q	
iTraxx_P	-0.5482	0.0912 ***	iTraxx_P	-0.3971	0.0790 ***
MARK_TO_MKT	-1.5928	0.3578 ***	MARK_TO_MKT	-1.0673	0.3337 ***
LIBOR_TREASUR3M	0.2538	0.0458 ***	LIBOR_TREASUR3M	0.2317	0.0632 ***
cons	24.2595	4.8671 ***	cons	27.3863	5.3824 ***
Obs.	348		Obs.	348	
LR chi2	124.48		F	50.61	
Prob. > chi2	0.0000		Prob. > F	0.0000	
Pseudo R-squared	0.0432		R-squared	0.2691	
Log Likelihood	-1377.85		Root MSE	30.59	

注: ***, **, *は、1、5、10%水準で、各々の推定値が統計的にゼロと異なることを意味している。推定に当たっての被説明変数は、iTraxx_P 若しくは CLN_ISSUE_Q である。上表の左列は、プロテクションの供給と需要に関する、Table 3. 記載の推定結果を再掲している。上表の右列は、CLN_ISSUE_QのTruncationを考慮しない、二本のIV推定結果を示したものである。

Table 6: 経済的インパクトの比較

Change in Exogenous Variable		Predicted change in iTraxx_P (bp)		
		Baseline	Single equation	Ignoring LDV
Δ1 std. dev. ↑ in	NKY_AVG	-24.6	0.0	-46.7
	JGB_5Y	9.7	0.0	20.3
	RATING_CHANGE	24.3	21.3	44.4
	LOAN_DEPOSIT	14.4	0.0	26.8
	MARK_TO_MKT	-21.2	-88.4	-15.5
	LIBOR_TREASUR3M	7.5	-9.3	7.5

注: "Baseline"列は、Table 3. 記載の推定結果を用いて、各外生変数が1標準偏差分上昇した際に、iTraxx_Pへ生じる変化を試算したものである。その他の二列は、同様の試算を、Table 4. 及び Table 5. 記載の推定結果を用いて行ったものである。iTraxx_Pの変化は、全てbp単位で計測されている。