



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

3 メガ行のクレジット・スプレッドの決定要因

—— 厳密最尤法による CDS プレミアムの分析 ——

稲葉圭一郎*

keiichirou.inaba@boj.or.jp

No.07-J-10
2007 年 7 月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30 号

* 金融機構局 大手銀行担当

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

3 メガ行のクレジット・スプレッドの決定要因*

—— 厳密最尤法による CDS プレミアムの分析 ——

稲葉圭一郎[†]

2007年7月

【要 旨】

本稿は、2004年度から2006年度までの3年度間における、3メガ行の日次ベースのクレジット・デフォルト・スワップ（以下、CDS）のプレミアムにつき、その決定要因を定量的に分析している。企業や銀行のクレジット・スプレッドに関する既存の実証分析は、それらがオプション価格理論と整合的に変化していると主張している。ところが、先行研究では、総じて、重回帰モデルの当てはまりが悪く、過少定式化の疑いが残る。過少定式化の下では、最小2乗推定値は不偏性も一致性も失ってしまう。この点、本稿は、先行研究に倣って構築した重回帰モデルを、先行研究とは異なる手法、すなわち厳密最尤法（Exact Maximum Likelihood Method）で推定することにより、一致性を有し、かつ分散最小の推定値を得ている。そして、それらは、3メガ行各々のCDSプレミアムが、オプション価格理論の含意と整合的に、各行の資産価値、リスク・フリー金利、不確実性、および景気見通しと連動していることを示唆している。このことは先行研究の主張を補強する。また、本稿が見出した他のファクトのうち、以下2つは興味深い。第1に、景気見通しが良いときに、3メガ行のCDSプレミアムが小さい、という連関は、CDSの対象債権がシニア物である場合に比べて、劣後物の場合により強くなる。第2に、わが国では、米国とは異なり、イールドカーブが示唆する先行きの短期金利引上げペースは、3メガ行のCDSプレミアムの重要な決定要因とはなっていない。本稿の分析手法は、先行研究の手法に比して、統計的により好ましい性質をもつ推定値をもたらすため、分析者の目的次第では、クレジット・スプレッド定量分析の1つの代替物になるかもしれない。

* 日本銀行金融機構局での研究発表および同僚諸氏との質疑応答に加えて、大山慎介氏（同金融市場局）との議論や同氏より頂戴したコメントは、本稿の作成にとって大変有益なものであった。記して感謝したい。ただし、本稿で示されている意見は日本銀行あるいは金融機構局の公式見解を示すものではない。また、あり得る誤りは全て筆者に属する。

[†] 日本銀行金融機構局大手銀行担当(Email: keiichirou.inaba@boj.or.jp)。

1. イントロダクション

1.1 問題の所在

銀行のクレジット・スプレッド —— 典型的には「銀行発行債と国債との利回り格差」や「クレジット・デフォルト・スワップのプレミアム（以下、CDS プレミアム）」 —— は、銀行の信用力に関する市場の評価を示すものとして従来から注目されてきた。さらに、バーゼルⅡにおける「第三の柱」の導入もあって、こうした市場価格情報への関心は、最近一段と高まっている。

これまで、企業のクレジット・スプレッドを巡っては、これがどのように形成されているのかについて、実証分析が蓄積されてきた。これらの分析の多くは、オプション価格理論に依拠し、クレジット・スプレッドを被説明変数、金融環境を示す様々な相場データやマクロ経済指標、さらには企業の財務指標を説明変数とする重回帰分析を行っている（例えば、大山・杉本(2007)、Collin-Dufresne, Goldstein, and Martin (2001)、および Duffee (1998)）。こうした回帰分析では、諸指標の時系列データの定常性を確保したり、また誤差項が系列相関をもつことを予防したりする目的で、諸指標の「水準」ではなく、「1階差分」や「変化率」が用いられている。そして、先行研究は、そうして得られた回帰分析結果でもって、オプション価格理論の含意どおりにクレジット・スプレッドが変化している、と主張している。しかしながら、先行研究では、かなり小さな決定係数しか得られていない場合が多い。一般に、この点は過少定式化の発生を疑わせ、その下で得られた推定値は不偏性や一致性を失っている可能性が高い。従って、推定値の統計的性質を改善することは、先行研究の主張を補強することに貢献する筈である。

こうした問題意識から、本稿は、先行研究が依拠する回帰モデルと似通ったモデルを、先行研究とは異なる方法 —— すなわち、厳密最尤法 (Exact Maximum Likelihood Method) —— で推定することにより、3メガ行のCDSプレミアムの決定要因を探る。本稿と先行研究を分かちものは、回帰分析を行なった結果、誤差項が系列相関をもってしまうリスクを、「いつヘッジするか」、というものであろう。すなわち、先行研究では、上記のように、使用する各種変数につき、まず「1階差分」や「変化率」をとった上で、最小2乗法により推定する。他方、本稿は、そうした処理を行なわない一方で、系列相関を有する誤差項を移動平均(MA)モデルとしてモデル化した上で、回帰モデルの対数尤度関数を最大化させる未知数の組合せを厳密に探し出す。これによって分散最小の一致推定値を得ることができる。

こうして本稿が得た回帰分析結果は、以下の通りである。

- (I) 3メガ行のCDSプレミアムは、(i)資産価値が高い、(ii)その成長率が高い、(iii)それらの不確実性が小さい、(iv)先行きの好況が予想されている、といった場合に小さい。これらは、オプション価格理論の含意と整合的である。
- (II) 上記(iv)の連関は、CDSの対象債権がシニア物である場合に比べて、劣後物の場合により強くなる。

- (III) わが国では、米国とは異なり、イールドカーブが示唆する先行きの短期金利引上げペースは、3メガ行のCDSプレミアムの重要な決定要因とはなっていない。

1.2 構成

本稿の構成は以下の通り。第2節は、本稿が依拠する重回帰モデルおよび使用データについて説明を与える。第3節は、計量分析の手法を説明し、分析結果を紹介する。第4節は、同じモデル・手法の下で、分析期間を分割したり、米国上位商業銀行との比較を行ったりする。第5節は、一連の分析結果を要約した上で、その含意を整理する。

2. モデルとデータ

2.1 モデル

2.1.1 定式化

オプション価格理論に基づくと、メガ行債権を保有することは、「メガ行の資産価値を原資産とするプットオプションの売却」および「無リスク資産の購入」という2つの手口の合成物とみなせ、こうした理解にたつと、メガ行のクレジット・スプレッドは、上記オプションの価値変動に相当することになる(大山・杉本(2007, pp.2))。そして、このようなオプション価値は、(i)当該行の資産価値と、(ii)その平均的成長率、(iii)それらの不確実性、さらには、(iv)モデル特定化に必要なその他の諸変数(以下、「状態変数」)によって説明される(Collin-Dufresne, et al. (2001))。従って、メガ行*i*の*t*期におけるクレジット・スプレッド($CS_{i,t}$)は、

$$CS_{i,t} = F(V_{i,t}, r_t, \{X_t\}, \{Y_t\}) \quad \dots (1)式$$

と書ける。ここで、*i*はみずほコーポレート銀行(以下、みずほコーポ)、三井住友銀行(以下、三井住友)、および三菱東京UFJ銀行(以下、三菱東京UFJ)の3メガ行を指す。 $V_{i,t}$ は*i*メガ行の資産価値、 r_t はその平均的成長率、 $\{X_t\}$ はそれらの不確実性、そして $\{Y_t\}$ は複数の状態変数を示している。

本稿は、3メガ行のクレジット・スプレッド($CS_{i,t}$)として、CDSのプレミアムを利用する。デリバティブであるCDSの方が、社債に比して、市場流動性に富むと思料されるためである¹。実際、日米両国において、CDSプレミアムの方が、社債金利の対国債金利スプレッドよりも、価格発見機能が高いことを示唆する実証分析結果が得られている(Baba and Inada (2007)、Longstaff, et al. (2005))。

メガ行の資産価値($V_{i,t}$)の代理変数は、第1義的には、個別行の株価とする。ただし、個別行株価は、後述の理由により、株式マーケット・インデックスの影響下にあるシステムティックな部分と、そうではない非システムティック部分(以下、「非システムティック株価」)に分割する。

資産価値の平均的成長率(r_t)の代理変数は、リスク・フリー金利である。企業や銀行の経営をフローの観点からみれば、リスク・フリー金利の上昇は、資金調達費や利払い費の増大をもたらすので、悪材料といえよう。一方で、オプション価格理論では、それは、ストックの観点から、捉えられている。すなわち、資産価値は、平均的に見れば、リスク・フリー金利の伸びで成長していくことが期待されているため、同金利の上昇は、資産の期待価値の増大に繋がり、コール・オプション価格の上昇(プット・オプション価格の低下)をもたらすことになる。

¹ 例えば、安田(2007, pp.374)は、「CDSは発行残高に左右されず、ロングもショートも持つことのできる市場となっているため、ポジションの方向性の偏りが債券よりも少なく、そのスプレッドは実際のクレジットリスクを反映しやすい」と述べている。

$V_{i,t}$ および r_t の不確実性 ($\{X_t\}$) の代理変数としては、個別行株価およびリスク・フリー金利それぞれの変動性を利用する。

状態変数 ($\{Y_t\}$) については、Collin-Dufresne, et al. (2001) や Blanco, et al. (2005) を参考に以下2つを考慮する。第1点は、リスク・フリー金利水準の決定プロセスである。上記2つの文献では、これを考慮するにあたって、国債金利の長短スプレッドを参照している。すなわち、長期のリスク・フリー金利と長短金利スプレッドが同時に説明変数となっている。しかし、これでは、それぞれの回帰係数の意味するところは一意には決まらない。例えば、10年国債金利を $10yr$ 、1年国債金利を $1yr$ とし、 $10yr$ を長期金利の、 $(10yr - 1yr)$ を長短スプレッドの代理変数としよう。そして、これら2つを説明変数として含む重回帰モデルにおいて、その回帰係数を b_{long} および b_{sp} であるとしよう。この場合、重回帰モデルは、

$$b_{long} \cdot 10yr + b_{sp} \cdot (10yr - 1yr)$$

という線形結合を含むことになる。ここで、もし、 b_{long} の推定値が負値であれば、 $10yr$ が高い (低い) と被説明変数が小さい (大きい) といえるだろうか。残念ながら、そうとはいえない。なぜなら、 b_{sp} の推定値が正值の場合、その大きさ如何では、 $10yr$ の弾性値は正值となるからだ。この点は、上式を次のように書き直すことにより確認できる。

$$b_{long} \cdot 10yr + b_{sp} \cdot (10yr - 1yr) = (b_{long} + b_{sp}) \cdot 10yr - b_{sp} \cdot 1yr$$

同様に、上式より、 b_{sp} の推定値は、長短金利スプレッドの弾性値ではなく、1年国債金利の (負の) 弾性値になっているに過ぎないことがわかる。従って、 b_{sp} の正負や有意性をみるだけでは、リスク・フリー金利水準の決定プロセスを考慮するという当初の目的は果たされない。そこで、本稿は、中央銀行による短期金利引き上げペースに注目する。具体的には、長期のリスク・フリー金利を r_t で制御した下で、利上げがどのくらい早期に行なわれるかに関する市場予想の代理変数を説明変数として追加する。

第2点は、景気動向である。好 (不) 景気は、企業の倒産確率を低 (高) め、回収率を高 (低) めよう。この点を制御するために、先行研究に倣い、株式マーケット・インデックスを状態変数の1つとする。前述の通り、資産価値の代理変数である個別行株価を、システムティックな部分と非システムティックな部分に分割するのは、いくつかの業種の大企業の株価、特に本稿が注目する大銀行の株価はマーケット・インデックスと強く相関しているからである。説明変数間に強い相関がある場合、回帰係数の推定値は大きな分散を有するものとなり、不自然な符号をもつ推定値や、有意性の乏しい推定値を得てしまう危険性が高まる (多重共線性の問題)

²。このため、個別行株価と株式マーケット・インデックスを説明変数として併用できず、これを受けて、前述の非システムティック株価が利用される。なお、株式マーケット・インデックスは、前述の通り、この非システムティック株価とともに、資産価値の代理変数となる役割も担っているため、結局、(i)景気動向を制御する状態変数であると同時に、(ii)集合的に資産価値を制御する2つの変数のうちの1つでもある、という2つの面を有していることになる。

以上の議論を受けて、本稿が依拠する重回帰モデルは次のように定式化される。

$$CS_t = \alpha_1 + \alpha_2 STOCK_t + \alpha_3 5YR_t + \alpha_4 SV_t + \alpha_5 RV_t + \alpha_6 MP_t + \alpha_7 BC_t + u_t \quad \dots (2)式$$

ここで、 t は時間、 CS はCDSプレミアム、 $STOCK$ は個別メガ行の非システムティック株価、 $5YR$ は長期のリスク・フリー金利、 SV は個別行株価の変動性、 RV は5年国債金利の変動性、 MP は短期金利の将来動向期待、 BC は株価のマーケット・ポートフォリオ、 u は標準的な仮定に従う誤差項、 $\alpha_{1...7}$ は回帰係数である。なお、個別メガ行毎に回帰分析を行なうので、(1)式にあった添え字 i は記載していない。

最後に、回帰係数 ($\alpha_{2...7}$) の符号条件を列挙しておく。オプション価格理論に基づくと、 α_2 ：－、 α_3 ：－、 α_4 ：＋、 α_5 ：＋、 α_6 ：＋、 α_7 ：－、となるものと期待される。ここで、 MP の回帰係数である α_6 が正值となる点について、コメントを付しておく。オプション価格理論に依拠すると、前述の通り、リスク・フリー金利は資産価値の平均的成長率であるため、金利上昇に伴い資産の期待価値は増大する（これにより、 $5YR$ の回帰係数である α_3 は負値になるものと期待される）。しかし、 $5YR$ でもって、この経路を制御している本稿の定式化の下では、短期金利の引き上げは、運用・調達金利格差の縮小を意味するので、むしろ銀行の資産価値形成に悪影響を与えよう。従って、 α_6 は正值となるものと期待される。

2.2 データの説明と変数の定義

データ期間は、2004年4月から2007年3月までの3年度間である。データの期種は営業日ベースの日次である。データの時点数は737個となる。

メガ行のクレジット・スプレッド (CS) として利用するCDSの対象債権は5年物シニア債権である³。分散安定化のために、自然対数値を利用している。

メガ行の非システムティック株価 ($STOCK$) は、各行の金融持ち株会社の株価

² 実際、多重共線性発生リスクの高低を事前に確認するため、Snee and Marquardt (1984)に従って、3つの個別行株価と株式マーケット・インデックス (TOPIX) との関係について、分散拡大要因 (Variance Inflation Factor、以下 VIF) を計算すると、みずほ FG : 12.87、三井住友 : 14.98、三菱 UFJFG : 9.09、となった。いずれも目安となる10を上回っている、あるいはそれに近いため、多重共線性の発生が強く疑われる。なお、変数 x と y の VIF_{xy} は、 $1/(1-\rho_{xy}^2)$ により算出される (ここで、 ρ_{xy} は x と y の相関係数)。

³ 金融持ち株会社設立前 (2005年9月末まで) の三菱東京 UFJ については、東京三菱銀行と UFJ 銀行の単純平均としている。

の日々の終値を、2004年4月1日に1となるよう指数化した上で、市場モデルの考え方を参考に、(同様に指数化された) TOPIX と定数項に回帰した、その残差系列である。ここで、非説明変数となる個別行の株価、説明変数となる TOPIX については、分散安定化のために、自然対数値を利用している。

リスク・フリー金利 (5YR) は、長期国債の流通利回り (複利) であり、その年限は CS と平仄をとって5年物である。

株価の変動性 (SV) は、2004年4月1日に1となるよう指数化された個別行株価 (非システムティック株価ではない原計数) の標準偏差であり、計測期間は10営業日間である。オプション価格理論の観点からみると、個別行株式のオプションから逆算されるインプライド・ボラティリティーがより好ましいデータであろうが、データ入手の期間・頻度の点で、実用に供することのできる時系列データを入手できなかった。このため、上記のようなヒストリカル・ボラティリティーを代用する次第である。

リスク・フリー金利の変動性 (RV) は、スワップション (5年物、行使期間: 1ヶ月) のボラティリティーである。

MP は、1ヶ月から5年までのイールドカーブについて、3年ゾーンの膨らみ度を計測しているものである。具体的には、実際の3年国債金利から、1ヶ月物金利 (TIBOR) と5年国債金利を線形補完して得られる3年ゾーンの金利水準を差し引いたものである。この値が大きいほど、5年までのイールドカーブは上方に膨らんでおり、この場合、短期金利の上昇がより近い将来に発生することが見込まれていると解釈できる。

BS は、2004年4月1日に1となるよう指数化された TOPIX の自然対数値である。

最後に、データの出所は以下の通り。各メガ行の CDS プレミアムは東京金融先物取引所、1ヶ月物 TIBOR は東京銀行協会、スワップション・ボラティリティーは東短キャピタルマーケット、それ以外の変数は Bloomberg である。

3. 計量分析の手法と結果

3.1 最小2乗法による推定

回帰分析において、多重共線性は、前述の通り、有害である。この点、本稿が使用する説明変数群は、株価と金利、金利と景気、景気と利上げ観測、と何らかの相関が存在してもおかしくないものである。そこで、多重共線性発生リスクの高低を事前に確認するため、各変数間の関係1つ1つについて、VIF（脚注2参照）を計算する。計算結果を要約している図表1をみると、いずれのVIFも目安となる10を下回っているため、多重共線性は発生しないと判断できる。

(図表1) 多重共線性の有無：VIFの算出

<みずほコーポ>							<三井住友>							<三菱東京UFJ>						
	STOCK	5YR	SV	RV	MP	BS		STOCK	5YR	SV	RV	MP	BS		STOCK	5YR	SV	RV	MP	BS
STOCK	-	1.00	1.04	1.00	1.03	1.00	STOCK	-	1.00	1.08	1.03	1.01	1.00	STOCK	-	1.01	1.07	1.05	1.02	1.00
5YR	*	-	1.14	1.14	4.10	3.54	5YR	*	-	1.13	1.14	4.10	3.54	5YR	*	-	1.16	1.14	4.10	3.54
SV	*	*	-	1.07	1.10	1.18	SV	*	*	-	1.05	1.06	1.18	SV	*	*	-	1.11	1.11	1.18
RV	*	*	*	-	1.07	2.18	RV	*	*	*	-	1.07	2.18	RV	*	*	*	-	1.07	2.18
MP	*	*	*	*	-	2.09	MP	*	*	*	*	-	2.09	MP	*	*	*	*	-	2.09
BC	*	*	*	*	*	-	BC	*	*	*	*	*	-	BC	*	*	*	*	*	-

(図表2) 最小2乗法による推定結果

	みずほコーポ	三井住友	三菱東京UFJ
説明変数	回帰係数	回帰係数	回帰係数
定数項	1.082***	1.934***	1.907***
STOCK	0.952***	0.913***	0.950***
5YR	0.535***	0.024	0.048
SV	-0.071	0.666	0.463
RV	2.532***	1.674***	1.726***
MP	-1.021***	-0.039	-0.105
BC	-1.574***	-1.308***	-1.437***
Adj R ²	0.802	0.784	0.785
DW	0.118	0.066	0.068

(注1) ***、**、および*は、それぞれ、有意水準1・5・10%でゼロと異なることを示す。

(注2) 不均一分散一致標準誤差を利用して有意性の検定を行なっている。

次に、3メガ行毎に、(2)式を最小2乗法により推定すると、図表2の通りとなった。これによると、いずれのDWも極めて小さいので、誤差項(u_i)に系列相関が発生していると判断できるため、各回帰係数の推定値の有意性は信頼できない。また、これとは別に、決定係数が高く、DWが小さい場合、説明変数となっている諸変数が被説明変数を体系的に説明する要因とはいえないこともある。いわゆる「見せかけの回帰」である。これは、回帰分析に利用するデータが非定常であることを映じて、誤差項もまた非定常になってしまう場合に発生する(Phillips (1986))。多くの経済・金融データは「水準」のままでは非定常であり、本稿もまたそうしたデ

ータを利用している。一方で、非定常データを利用した回帰分析でも、実際に得られた残差系列が定常性を有していれば、回帰係数の最小 2 乗推定値は真の値に確率収束するため、「見せかけの回帰」とはならない。そして、この場合、元の回帰モデルは、被説明変数と説明変数間の長期安定関係を定式化しているとみなせる（いわゆる、共和分関係）。そこで、上の回帰分析にて実際に得られた残差系列につき ADF テストを行なうと、みずほコーポおよび三菱東京 UFJ については、有意水準 5% で、三井住友については、有意水準 10% で、同系列が定常性を有することが確認された。従って、本稿の回帰モデル ((2)式) は共和分関係を表現しており、さらに、Granger の表示定理によると、エラー修正モデルとして表現しなおすことができる。一般に、エラー修正モデルでは、ある変数が何らかの理由で長期安定式から乖離した場合に、どの程度の調整スピードでもって長期均衡に復するかを把握できる。しかしながら、エラー修正項をどのように定式化するかは試行錯誤を伴いつつ裁量的になされるものである上に、そのような調整スピードの把握自体が本稿の考察範囲外である。従って、本稿は、エラー修正モデルの構築ではなく、誤差項の系列相関に対処することを通じて、より頑健な回帰係数の推定値を見出すことを目指す。そして、以下でみていくように、最尤法による推定はこの目的に適合的な手法である。

3.2 厳密最尤法による推定

最尤法は、分析対象の回帰方程式につき、その対数尤度関数を最大化させる、各説明変数の回帰係数を含む未知数の 1 つの組合せを突き止めるものである。こうして得られる最尤推定値は、一般に、一致性を有し、またデータ数が十分に大きければ、その分散も最小になる、という統計的に好ましい性質を持っている。なお、厳密最尤法の「厳密」とは、複雑で非線形な対数尤度関数に対しても、種々の簡単化をおこなうことなく、真正直に最適解を見出すことを意味する。

最尤法を実施するに当たっては、誤差項 (u_t) の確率関数を予め確定させる必要がある。この課題については、(2)式を最小 2 乗法により推定して得られた誤差項 (u_t) が定常性を有する可能性の高かったことがまず想起される。また、誤差項 (u_t) が非決定的な確率過程に従う、と仮定することは決して不自然ではないだろう。これら 2 点を前提にすると、Wold の分解定理により、誤差項 (u_t) を MA(k) モデル (k は有限) として一意に表せることになる。そこで、本稿では、誤差項 (u_t) を次のように定式化する。

$$u_t = \rho_1 v_{t-1} + \rho_2 v_{t-2} + \rho_3 v_{t-3} + \dots + \rho_{k-1} v_{t-(k-1)} + \rho_k v_{t-k} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad \dots (3)式$$

図表 3 は、上記(3)式を(2)式に代入し、対数尤度関数を作った上で、修正パウエ

ル共役方向法⁴により行なった最尤推定結果を要約している。

(図表 3) 最尤推定結果

	みずほコーポ	三井住友	三菱東京UFJ
説明変数	回帰係数	回帰係数	回帰係数
定数項	2.734***	2.692***	2.753***
<i>STOCK</i>	-0.323***	-0.123***	-0.175**
<i>5YR</i>	-0.036	-0.038	-0.107**
<i>SV</i>	0.488**	0.178	1.348***
<i>RV</i>	0.070**	0.057**	0.100**
<i>MP</i>	-0.150	-0.099	-0.146
<i>BC</i>	-0.832***	-0.609***	-0.985***
Adj R ²	0.992	0.994	0.992
DW	1.996	1.931	1.799

(注1) 修正パウル共役方向法を利用。

(注2) $v_{t-1, \dots, t-k}$ の初期値はすべて1。

(注3) k は、みずほコーポ：9、三井住友：9、三菱東京UFJ：8。 k ：1～10まで、

Adj R²が最大となるラグを選択した。

(注4) 収束までの繰り返し回数は、みずほコーポ：28回、三井住友：32回、三菱東京UFJ：22回。

(注5) **、*、および*は、それぞれ、有意水準1・5・10%でゼロと異なることを示す。

上図表をみると、自由度修正済決定係数から判断して、説明力も十分である。そこで、以下では、推定された各回帰係数をみていく。

まず、非システムティック株価 (*STOCK*) および TOPIX (*BC*) が、すべてのメガ行について、統計的に有意な回帰係数を得ている。(1)式に則していえば、これら2つで資産価値 (*V*) の代理変数であり、また後者 (*BC*) は状態変数 ($\{Y\}$) の1つで景気動向の代理変数でもある。そして、それらの回帰係数の符号は、いずれも、前述の符号条件と適合的な負値である。

次に、不確実性を表す変数 ((1)式における $\{X\}$ の1つ) であるリスク・フリー金利の変動性 (*RV*) も、すべてのメガ行について、統計的に回帰係数を得ており、その符号は前述の符号条件と適合的な正值である。

もう1つの不確実性を表す変数である、株価の変動性 (*SV*) の回帰係数は、みずほコーポおよび三菱東京UFJについて、統計的に有意な正值となっており、この結果もまた前述の符号条件と適合している。

最後に、資産価値の平均的成長率 ((1)式における r_t) である5年国債金利の水準 (*5YR*) は、三菱東京UFJについてのみ、統計的に回帰係数を得ており、その符号は前述の符号条件と適合的な負値である。

⁴ この手法は、最適化にあたり微分を行なう必要がないため便利である (詳しくは、Press et al., 2002, ch.10)。

以上より、諸変数の説明力の高低には銀行毎の差異があるものの、全体的には、オプション価格理論の含意と整合的な回帰分析結果が得られている。

4. 三方向への拡張

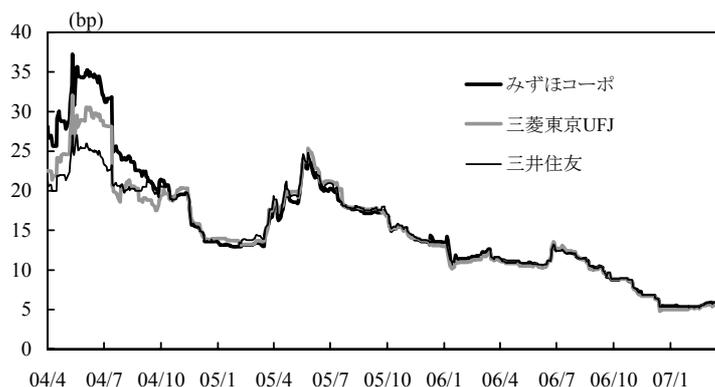
4.1 はじめに

前節では、誤差項が MA モデルと整理された重回帰方程式を厳密最尤法で推定することにより、当てはまり度合や符号条件の面で良好な回帰分析結果が得られた。そこで、本節では、3メガ行の CDS プレミアムにつき理解を深めるべく、同じモデリングおよび推定法の下、使用するデータやデータ期間を3通りに変更させ、計量分析を行う。

4.2 局面比較

3メガ行の CDS プレミアムをプロットしている図表 4 をみると、それらには、2004 年度中には、差異が存在していたが、その後、急速に収斂が進んだことが分かる。

(図表 4) 3メガ行の CDS プレミアムの推移



(注)三菱東京UFJについては、金融持ち株会社設立前(2005年9月末まで)は、東京三菱銀行とUFJ銀行の計数を単純平均している。
(出所)東京金融先物取引所。

(図表 5) 3メガ行の CDS プレミアムの決定要因 (期間別)

(2004年度中)				(2005~2006年度中)			
	みずほコーポ	三井住友	三菱東京UFJ		みずほコーポ	三井住友	三菱東京UFJ
説明変数	回帰係数	回帰係数	回帰係数	説明変数	回帰係数	回帰係数	回帰係数
定数項	2.871***	2.792***	2.823***	定数項	2.643***	2.538***	2.600***
STOCK	-0.306**	-0.093	-0.265***	STOCK	-0.062	-0.033	0.027
SYR	-0.020	0.067	0.012	SYR	-0.034	-0.029	-0.030
SV	1.854***	1.510***	2.701***	SV	0.168	-0.338	-0.030
RV	0.112*	0.049	0.118**	RV	0.028	0.031	0.027
MP	-0.362	-0.133	0.144	MP	-0.112	-0.029	-0.074
BS	-0.308	-0.307**	-0.323	BS	-0.264**	-0.270***	-0.440***
Adj R ²	0.984	0.984	0.985	Adj R ²	0.991	0.992	0.993
DW	1.925	1.883	1.910	DW	2.037	1.985	1.942

(注1) 修正ハウエル共役方向法を利用。

(注2) $v_{i,t-k}$ の初期値はすべて1。

(注3) k は、みずほコーポ：9、三井住友：9、三菱東京UFJ：10、 k ：1~10までで、Adj R²が最大となるラグを選択した。

(注4) 取束までの繰り返し回数は、みずほコーポ：52回、三井住友：31回、三菱東京UFJ：45回。

(注5) **、*、および*は、それぞれ、有意水準1・5・10%でゼロと異なることを示す。

(注1) 修正ハウエル共役方向法を利用。

(注2) $v_{i,t-k}$ の初期値はすべて1。

(注3) k は、みずほコーポ：8、三井住友：10、三菱東京UFJ：10、 k ：1~10までで、Adj R²が最大となるラグを選択した。

(注4) 取束までの繰り返し回数は、みずほコーポ：33回、三井住友：49回、三菱東京UFJ：38回。

(注5) **、*、および*は、それぞれ、有意水準1・5・10%でゼロと異なることを示す。

そこで、「2004年度中」と「2005～2006年度」の2つの局面にて、説明力をもつ変数がいかに変化するかに興味深いところである。図表5は、データ期間を上記2つに分割して行なった推定結果を要約している。2つの局面を比較すると、2004年度では、(i)個別行の非システムティック株価の説明力が相対的に高い、(ii)株価の変動性の説明力が相対的に高い、(iii)景気見通しの説明力が相対的に低いことを指摘できる。個別行の特殊事情は、各々の非システムティック株価に直接的に反映され、個別行株価の全体(システムティック部分+非システムティック部分)を左右する。上記の結果は、信用リスクの多寡に影響を及ぼすような特殊事情がある場合には、個別行のCDSプレミアムには格差が生まれ、それがない場合には、各行のCDSプレミアムは、結局、景気見通しの強弱に対応する水準に落ち着くことを示唆する。

4.3 CDS 対象債権のシニアから劣後への変更

これまで使用してきたCDSの対象債権はシニア債権(5年物)であった。ここで、劣後債権(5年物)を対象債権とするCDSのプレミアムの決定要因につき、3メガ行毎に計量分析を行なう。

(図表6) 劣後債権を対象とするCDSプレミアムの決定要因

	みずほコーポ	三井住友	三菱東京UFJ
説明変数	回帰係数	回帰係数	回帰係数
定数項	3.569***	3.568***	3.584***
STOCK	-0.267**	-0.171**	-0.151*
5YR	0.011	-0.049	-0.071
SV	0.44	0.128	0.446
RV	0.092	0.048	0.072
MP	0.074	0.088	0.008
BC	-1.338***	-0.936***	-1.102***
Adj R ²	0.985	0.992	0.988
DW	1.797	1.804	1.840

(注1) 修正パウル共役方向法を利用。

(注2) $v_{t-1, t-k}$ の初期値はすべて1。但し、みずほコーポの v_{t-10} は0.1。

(注3) k は、みずほコーポ：10、三井住友：10、三菱東京UFJ：10。 k ：1～10までで、Adj R²が最大となるラグを選択した。

(注4) 収束までの繰り返し回数は、みずほコーポ：25回、三井住友：32回、三菱東京UFJ：30回。

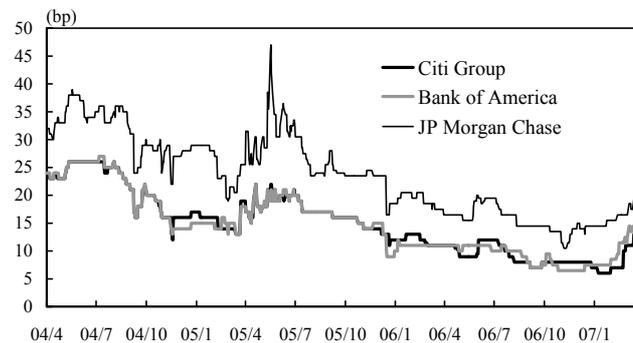
(注5) **、*、およびは、それぞれ、有意水準1・5・10%でゼロと異なることを示す。

推定結果が要約されている図表6と、シニア債権を対象債権とする場合の図表3を見比べると、3メガ行すべてについて、TOPIX(BC)の回帰係数が絶対値で大きくなっており、景気見通しとより強く連関していることがわかる。このことは、デフォルト発生後の債権回収にて、劣後債権者はシニア債権者に遅れをとるため、倒産確率や回収率により神経質になることの帰結であろう。

4.4 米国商業銀行 CDS プレミアムの検証

最後に、米国の株式時価総額トップ3行のCDSプレミアムについても、同様の説明変数および手法で計量分析を行なう。これは、本稿の分析手法の頑健性チェックと国際比較に資するものと期待される。ここで、米国の株式時価総額トップ3行とは、Citi Group、Bank of America、およびJP Morgan Chaseである。そして、これら3行のCDSプレミアム（対象：シニア債権、期間：5年）をプロットしている図表7をみると、恒常的に銀行間格差がある。

(図表7) 米国3大商銀のCDSプレミアムの推移



(出所)Bloomberg。

(図表8) 米国3大商銀のCDSプレミアムの決定要因

	Citi	Bank of America	JP Morgan Chase
説明変数	回帰係数	回帰係数	回帰係数
定数項	2.717***	2.883***	3.385***
<i>STOCK</i>	0.151	-0.288	-0.242*
<i>5YR</i>	-0.259***	-0.268***	-0.255***
<i>SV</i>	1.757**	1.477*	1.579**
<i>RV</i>	0.236***	0.202***	0.181***
<i>MP</i>	0.654***	0.645***	0.587***
<i>BC</i>	-1.025***	-0.760***	-0.507***
Adj R ²	0.989	0.988	0.984
DW	1.904	1.941	1.951

(注1) 修正パウエル共役方向法を利用。

(注2) $v_{t-1, \dots, t-k}$ の初期値はすべて1。

(注3) k は、Citi : 10、Bank of America : 10、JP Morgan Chase : 8。 k : 1~10までで、

Adj R²が最大となるラグを選択した。

(注4) 収束までの繰り返し回数は、Citi : 26回、Bank of America : 28回、JP Morgan Chase : 21回。

(注5) **、*、および*は、それぞれ、有意水準1・5・10%でゼロと異なることを示す。

金利関連の変数 (r 、 RV 、 MP) を米国金利のものにし、また BC として S&P500

を利用して行なった最尤推定結果が図表 8 に要約されている⁵。この図表と、本邦メガバンクの結果（図表 3・5）を比較すると、以下のような異同を見出すことができる。第 1 に、日米ともに、景気動向見通し（*BC*）が有意な負値の係数をもっている。第 2 に、米国や、2004 年度中の日本のように、銀行間に格差があるときには、株価の変動性（*SV*）の説明力が高い。第 3 に、わが国では、イールドカーブがインプライする短期金利引き上げペースは、重要な決定要因とはなっていなかった一方で、米国ではそうになっている。すなわち、米国では、5 年金利水準を制御した下で、より早期の利上げが見込まれる場合、CDS プレミアムは大きい。

⁵ データの出所は以下の通り。1 ヶ月物 LIBOR は英国銀行協会、スワップション・ボラティリティは Lehman Brothers（権利行使期間が 6 ヶ月以内で、市場流動性の高い様々な年限のスワップションを対象に算出される Lehman Brothers Volatility Index）、これら以外の変数の出所は Bloomberg である。

5. 結論

3メガ行のCDSプレミアムでみたクレジット・スプレッドの水準は、最近3年度間、オプション価格理論の含意と整合的に、各行の資産価値や、リスク・フリー金利、不確実性、および景気見通しと連動してきた。このことは、米国の大手商業銀行についても当てはまる。

3メガ行のCDSプレミアムには、最近、ほとんど差がない。これは、信用リスクの高低を左右する各行個別の要因が認識されておらず、それゆえに、景気見通しという共通要因がもっとも有力になっているためであろう。このことは、自己資本比率に関する、(8%を優に超過する水準での)メガ行間格差は、市場での信用リスク評価において材料とはなっていないことを示唆する⁶。

CDSの対象資産がシニア債権ではなく劣後債権の場合、CDSプレミアムが市場の景気見通しから受ける影響は強くなる。劣後債権者は、デフォルト発生後の債権回収にて、シニア債権者に遅れをとるため、倒産確率や回収率により神経質になるからだろう。このことは、銀行監督当局が、銀行の破綻可能性への市場評価を把握するべく銀行に関する市場価格情報を観察する時には、劣後債権を対象資産にするCDSが有益な指標になることを示唆する。

わが国では、米国と異なり、イールドカーブが示唆する短期金利引き上げペースは、重要な決定要因とはなっていない。短期金利引き上げは、本稿の定式化の下では、(調達費用の増加に起因する)運用・調達金利格差の縮小を意味するので、そうした縮小が、わが国では、メガ行の信用リスクの市場評価にて材料とはなっていないようだ。サンプル期間である2004~2006年度において、わが国の短期金利水準が米国に比べて圧倒的に低かったことを踏まえると、このような日米間の差異からは、上記のような金利格差の縮小が銀行の資産価値に与える悪影響が、短期金利の水準に対して、非線形に増大していく可能性を指摘できよう。もっとも、本稿の一連の分析結果だけでは、その妥当性は十分に吟味され得ないので、今後の課題としたい。

最後に、先行研究との関連で、本稿の限界および貢献を述べておく。先行研究も、本稿も、市場流動性の多寡や需給ショックといった点は、定数項や状態変数によって十分かつ明示的に制御されていない。各種変数の1階差分や変化率を利用して回帰分析を行ってきた先行研究では、そうした要因は回帰モデルの当てはまり度合に大きなダメージを与え、これに伴い推定値の信頼性が低下している。他方、本稿でも、それらは、MA表現された誤差項という、ブラック・ボックスの中に首尾よく集約されただけで、特定化されているわけではない。もっとも、こうした操作を行なうことによって、分散最小・一致性というより好ましい統計的性質を有する推定値が得られ、先行研究の主張は補強されるに至っている。このことを踏まえ

⁶ ちなみに、2007年3月末時点で、3メガ行のBIS自己資本比率(連結ベース)は、みずほコーポ：14.01%、三井住友：12.91%、三菱東京UFJ：12.83%。

ると、本稿の分析手法については、上記ブラック・ボックスの解明を考察外にする限り、クレジット・スプレッド定量分析の代替的な手法の1つとなるものと期待できる。

以 上

参考文献

(日本語)

大橋英敏、2006年、『クレジット投資のすべて』、金融財政事情研究会。

大山慎介、杉本卓哉、2007年、「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。

安田秩敏、2007年、『日本クレジット総論 —— 知られざる巨大市場のすべて』、パンローリング株式会社。

山本 拓、1988年、『経済の時系列分析』、創文社。

(英語)

Baba, N., and Inada, M. 2007. "Price Discovery of Credit Spreads for Japanese Mega-Banks: Subordinated Bond and CDS." Bank of Japan IMES Discussion Paper Series, 2007-E-6.

Blanco, R., Brennan, S., and Marsh, I.W. 2005. "An Empirical Analysis of the Dynamic Relation between Investment-Grade Bonds and Credit Default Swaps," *Journal of Finance* **60**: pp.2255-2281.

Choudhury, A.H., Power, S., and St. Louis, R.D. 1996. "Convenient Methods for Estimation of Linear Regression Models with MA(q) Disturbances," *Canadian Journal of Economics* **29**: pp.309-317.

Collin-Dufresne, P., Goldstein, R.S., and Martin, J.S. 2001. "The Determinants of Credit Spread Changes," *The Journal of Finance* **56**: pp.2177-2208.

Duffee, G.R. 1998. "The Relationship between Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads," *The Journal of Finance* **53**: pp.2225-2242.

Duffie, D. 2001. *Dynamic Asset Pricing Theory (Third Edition)*. Princeton: Princeton University Press.

Duffie, D., and Singleton, K.J. 1999. "Modeling Term Structure of Defaultable Bonds," *The Review of Financial Studies* **12**: pp.687-720.

Longstaff, F.A., Mithal, S., and Neis, E. 2005. "Corporate Yield Spreads: Default Risk or Liquidity? New Evidence from the Credit Default Swap Market," *Journal of Finance* **60**: pp.2213-2253.

- Nichollas, D.F., Pagan, A.R., and Terrell, R.D. 1975. "The Estimation and Use of Models with Moving Average Disturbance Terms," *International Economic Review* **16**: pp.113-134.
- Pesaran, M.H, and Pesaran, B. 1997. *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*. Cambridge: Camfit Data Ltd.
- Phillips, P.C.B. 1986. "Understanding Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics* **33**: pp.311-340.
- Press, W.H., Teukolsky, S.A., Vetterling, W.T., and Flannery, B.P. 2002. *Numerical Recipes in C++: The Art of Scientific Computing (Second Edition)*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Snee, R.D., and Marquardt, D.W. 1984. "Collinearity Diagnostics Depend on the Domain of Prediction, the Model, and the Data." *The American Statistician* **38**: 83-87.