

共和分の手法と複数の流動性指標を用いた 社債スプレッドの分析

谷 栄一郎 CMA

目 次

- | | |
|----------------|--------------|
| 1. はじめに | 4. モデルを用いた分析 |
| 2. 使用するデータについて | 5. おわりに |
| 3. 単位根検定と共和分 | |

従前の社債スプレッドの分析は信用リスク要因をベースに流動性要因を追加したものが多いが、本邦社債市場の特性を踏まえると、社債価格のファンダメンタルズからの乖離の解消には時間がかかると思われる。そこで本稿では、共和分を用いて長期の変動要因を追加することで、社債スプレッドへの説明力や適合性が改善するか検証した。検証の結果、社債スプレッドには長期の変動要因が一定の影響をもたらしている可能性が示唆された。

1. はじめに

社債利回りの国債利回りに対する超過分(以下、社債スプレッド)は、主に信用リスクとそれ以外のリスクとに大別される。Merton [1974] に代表される構造型モデルは、企業の資産と負債の関係を定式化することで資産価値とデフォルト確率の間の関係を捉え、企業の信用リスクに起因する理論プレミアムを測定した。一方、Collin-Dufresne *et al.* [2001] に代表される先行研究は、構造型モデルの妥当性は支持されるものの、構造型モデルにより算出される信用リスク部分のみで

は社債スプレッドを十分に説明できないことを示した。Delianedis and Geske [2001] は、クレジットスプレッドが構造型モデルだけでは捕捉できない金融市場全体の動きに強く影響を受けていることを指摘している。

本邦社債市場では、大多数の投資家がバイ・アンド・ホールドもしくはパッシブに準じたインデックス運用の投資スタイルを採用している。また、レポ市場が未発達であるため、ショートポジションの構築が困難という事情がある。このように、本邦社債市場は資産価格決定モデルが前提とする完備市場とは異なっており、仮に何らかの一時的



谷 栄一郎 (たに えいいちろう)

大和証券(株)債券部クレジット・トレーディング課 次長。2001年東京大学経済学部卒業。同年JPモルガン証券入社。03年11月大和証券(旧大和証券SMBC)入社。金融市場調査部を経て、09年10月より現職。13年一橋大学大学院国際企業戦略研究科金融戦略コース修士課程修了(平成24年度総代)。

なショックにより社債価格がファンダメンタルズから乖離することがあった場合には、その解消には時間がかかると思われる。こうした特性を踏まえると、本邦社債スプレッドの変動要因には、従来重視されてきた短期の変動要因に加えて、長期の変動要因が存在している可能性があると考えられる。本稿ではそうした長期性の変動要因に着目する手法として、変数間の長期的な関係を捉える「共和分」の概念を用いて分析を行う。

共和分を用いた先行研究であるBarnhill *et al.* [2000] は、1987年1月から96年7月までの米国の非投資適格社債インデックス利回りの短期と長期の変動を実証分析し、短期の変動のみに着目した従来のモデルが不十分であることを示した。非投資適格社債インデックス利回り、Moody'sデフォルト率と国債利回りとの間には共和分関係が存在することを示し、長期の変動要因である誤差修正項を含んだベクトル誤差修正（Vector Error Correction）モデルを用いた分析を展開した。

他方、本邦社債の流動性指標について着目した先行研究である王 [2011] は、個別社債価格に関する2004年1月から10年8月までの公社債店頭売買参考統計値（以下、統計値）の最高値と最低値の差（以下、HLG）を流動性指標と捉え、このデータを用いて、本邦の社債市場における流動性の計測、流動性と信用リスクを対価とするプライシングおよびリスク管理への応用を行った。また、流動性のもつ多面性に着目し、複数の流動性指標を同時に用いたMiyakawa and Watanabe [2012] は、まず株価、国債利回りカーブの傾き、

国債とTIBORのスプレッドなどを取り入れた社債価格のマルチファクター・モデルに「市場参加者間の評価のばらつきで代理される取引費用の水準（GAP）」を流動性指標の1つとして追加し、本邦社債の価格決定における「GAP」の有効性を確認した。さらに、複数の流動性指標を同時に用いたダイナミック・パネル推定を行った結果、GAPに加えて、社債の過去の価格が、社債の価格付けに対して有意な影響を及ぼしていると指摘した。

このように本邦社債の流動性に関する研究は既に相応の蓄積がみられる一方、筆者が知る限り、長期の変動要因に着目した分析は蓄積が乏しい。このため、本稿で共和分を用いて長期の変動要因を考察することは、本邦社債の変動要因への分析を深める上で意義があると思われる。本稿では、まず本邦社債の多面的な流動性（注1）を踏まえるために、Miyakawa and Watanabe [2012] に倣い、“Tightness / スプレッド幅”を表す指標として「HLG」を、また“Resiliency / 価格調整の速やかさ”を表す指標として「AR項（自己系列）」を含めた回帰モデルの推定結果を得た上で、さらに共和分による長期の変動要因（誤差修正項）を追加した誤差修正モデルを推定し、社債スプレッドへの説明力や適合性が改善するかを確認する。

本稿の構成は以下のとおりである。次章で使用するデータについて説明する。第3章では単位根および共和分について確認する。第4章では、回帰および誤差修正モデルがどの程度A格社債スプレッドを説明するかを考察する（注2）。第5章では結論を述べる。

（注1） BIS [1999] では、流動性について①Tightness②Depth③Resiliencyの3要素を用いて整理している。また、大村他 [1998] は、①スプレッド幅②デプス③価格調整の速やかさ④即時性、の4つの側面から流動性を定義している。

（注2） 本稿では紙幅の都合上、A格社債の結果のみを報告する。なお、AA格社債についても同様の考察を行った結果、ほぼ同様の結果を得ている。AAA格社債及びBBB格社債については、該当する銘柄数が少なく、個別銘柄や業種の影響を受けやすいため、考察対象から除外した。

図表 1 基本統計量

変数名	略称		平均	中央値	最大値	最小値	標準 偏差	歪度	尖度
日経平均株価指数（対数変換後）	LNNKY	(円)	9.33	9.28	9.81	8.93	0.24	0.51	2.04
中小企業売り上げ見通しDI	SMEDI	-	4.13	7.30	26.10	-42.90	12.51	-1.45	5.59
ドル円レート（対数変換後）	LNJPY	(円)	4.61	4.66	4.81	4.33	0.15	-0.45	1.75
スワップスプレッド（5年）	SS5y	(bp)	16.04	16.10	32.75	3.10	6.87	0.17	2.51
10年国債利回りー2年国債利回り	SLOPE	(%)	0.99	0.98	1.64	0.49	0.23	0.35	2.63
5年先5年スワプションインプライドボラティリティ	VOL5y5y	-	30.12	29.50	46.80	21.90	5.24	0.73	3.37
日本版VIX指数	VXJ	-	25.49	23.63	91.45	13.59	10.23	3.26	18.43
2年国債利回り	JGB2	(%)	0.34	0.18	1.03	0.05	0.29	0.94	2.34
A格社債ハイ・ロー・ギャップ	HLGA	(bp)	12.29	9.01	51.53	4.60	8.69	2.26	8.71
A格社債スプレッド	ADBI	(bp)	45.12	36.16	136.85	19.72	28.07	1.86	5.79
	サンプル数		119						

（出所）DBI、売買参考統計値、Bloombergデータより筆者作成

2. 使用するデータについて

2003年1月から12年11月までの119カ月分の日本の社債スプレッドについて分析した。社債スプレッドは、大和総研の提供するダイワ・ボンド・インデックス（DBI）を利用し、「中期ゾーン・格付け平均」というAggregateレベルの社債スプレッドを対象とした。

「HLG」は、延べ数20万を超える事業債について、統計値の最高値と最低値の複利利回りの差を格付け別に集計し、月末データの平均値を算出した。格付け別の集計にはR&I、JCR、MDY、S&Pの格付けの中で最も高い債券格付けを用いた。なお、社債スプレッドとHLGについては、集計期間中に過払い返還請求問題が生じた「消費者金融会社」、福島第一原発事故以降に業界の構造変化が生じた「電力会社」、導管性要件により内部留保が困難な「不動産投資法人（REIT債）」をデータの集計対象から除外した。

その他、株式データ、国債利回りデータ、為替データ、スワップスプレッドデータ、スワプションのインプライドボラティリティデータ、中小企業売上げ見通しDIデータについては、Bloomberg社が提供しているデータベースを利用した。特に

断りのない限り、データは全て月末値もしくは月末に最も近い値を用いた。データの基本統計量を図表1に示す。

3. 単位根検定と共和分

3.1 単位根検定

経済・ファイナンスのデータには定常過程の性質を持たないものが多い。非定常過程の代表的な過程は単位根過程であるが、もし時系列データが単位根過程であり、かつ変数間に共和分の関係が存在しない場合、そのまま回帰分析を行うと「見せかけの回帰」の問題が生じてしまう。そこで、図表1の変数について単位根の有無を確認するためにADF検定、PP検定の2つの単位根検定を実施したところ、SS5y、SLOPE、VXJを除いた全てのデータは、レベル変数では単位根過程の帰無仮説が棄却されない一方、階差変数では全てのデータについて単位根の帰無仮説が有意水準1%で棄却された（図表2）。この結果は、図表1の変数のうち、SS5y、SLOPE、VXJを除く他の全ての変数に単位根が存在していることを示している。以降の分析では、見せかけの回帰を回避するため、共和分が存在する場合を除き、原則として

図表 2 単位根検定の結果

レベル変数	ADF検定		PP検定	
	定数項あり	トレンド項+定数項	定数項あり	トレンド項+定数項
LNNKY	-1.509(0)	-2.059(0)	-1.734(5)	-2.171(4)
SMEDI	-2.272(0)	-2.758(0)	-2.365(1)	-2.908(2)
LNJPY	-0.907(0)	-1.929(0)	-0.888(4)	-1.983(2)
SS5y	-2.724(1)+	-2.589(1)	-2.973(4)*	-3.079(4)
SLOPE	-2.471(3)	-3.768(3)*	-2.07(1)	-2.784(2)
VOL5y5y	-2.18(0)	-2.294(0)	-1.944(2)	-1.916(7)
VXJ	-3.962(0)**	-3.992(0)*	-3.826(2)**	-3.861(2)*
JGB2	-1.289(0)	-1.348(0)	-1.425(2)	-1.348(0)
HLGA	-2.045(1)	-2.043(1)	-2.127(5)	-2.127(5)
ADBI	-1.81(1)	-2.096(1)	-1.767(7)	-2.047(7)
1% level	-3.487	-4.038	-3.487	-4.038
5% level	-2.886	-3.449	-2.886	-3.448
10% level	-2.580	-3.150	-2.580	-3.149

階差変数	ADF検定		PP検定	
	定数項なし	定数項あり	定数項なし	定数項あり
LNNKY	-9.079(0)**	-9.042(0)**	-9.107(4)**	-9.107(4)**
SMEDI	-10.466(0)**	-10.424(0)**	-10.458(7)**	-10.458(7)**
LNJPY	-10.636(0)**	-10.728(0)**	-10.742(5)**	-10.742(5)**
SS5y	-13.738(0)**	-13.685(0)**	-13.865(3)**	-13.865(3)**
SLOPE	-5.909(2)**	-5.882(2)**	-12.755(2)**	-12.755(2)**
VOL5y5y	-12.815(0)**	-12.759(0)**	-12.777(1)**	-12.777(1)**
VXJ	-10.576(1)**	10.534(1)**	-14.087(15)**	-14.087(15)**
JGB2	-9.874(0)**	-9.832(0)**	-9.825(1)**	-9.825(1)**
HLGA	-8.757(0)**	-8.727(0)**	-8.83(3)**	-8.83(3)**
ADBI	-5.183(0)**	-5.157(0)**	-5.267(5)**	-5.267(5)**
1% level	-2.585	-3.487	-2.585	-3.487
5% level	-1.944	-2.886	-1.944	-2.886
10% level	-1.615	-2.580	-1.615	-2.580

(図表注) ADF検定の () 内はシュワルツの情報量規準により選択されたAR項のラグ次数、PP検定の () 内はBartlettカーネルを使いNewy-WestBandwidthのautomatic selectionにより選ばれた次数。**は1%、*は5%、+は10%の有意水準(MacKinnon,Haug and Michelis [1999])でそれぞれ単位根があるという帰無仮説が棄却されることを示す。

(出所) DBI、売買参考統計値、Bloombergデータより筆者作成

階差変数を用いることとする。

3.2 共和分とGranger表現定理

非定常のデータを扱う場合、定常性を確保するために原系列の階差変数を分析にかけることが一般的である。確かに、階差変数の形にすればほとんどの経済データは定常性を確保できるが、過剰に階差を取った場合、本来は利用可能な情報が大幅に失われてしまうリスクがある。そのため、データが単位根過程に従う場合には、変数間に共和分の関係が存在していないかを確認する必要がある。

る。なお、原系列が共和分を持つ単位根ベクトル自己回帰過程は、常に誤差修正項を含むベクトル誤差修正モデルで表現されることがGranger [1983] により示されており、Granger表現定理と呼ばれている。同定理は、共和分の関係が存在する場合、単位根過程に従うデータの階差変数の変動を説明する上で、階差を取らないレベルの情報が重要な役割を果たすことを示している。一般的に、ベクトル誤差修正モデルは以下のように表現される。

$$\Delta y_t = \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + \cdots + \zeta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \alpha + BA'y_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

ここで $\zeta_1, \dots, \zeta_{p-1}$ はパラメータ、 A' は共和分ベクトル、 B は均衡からの乖離に対する修正速度を表す行列である。ベクトル誤差修正モデルと通常のベクトル自己回帰モデルとの大きな違いは、ベクトル誤差修正モデルには $BA'y_{t-1}$ という誤差修正項が含まれる点にある。誤差修正項は、 $A'y_{t-1}$ で示される長期均衡水準からの乖離幅に、 B が示す均衡に向けた修正のスピードを乗じることによって、均衡に向けた修正を表現する。これが、ベクトル誤差修正モデルが均衡を含んだ変数間の動学的関係を記述できるとされるゆえんである。

ここでは、以上を踏まえた上で、社債スプレッドと他の経済変数との間に共和分の関係が存在していないかを確認する。なお、購買力平価仮説等と異なり、社債の格付け平均スプレッドは既知の理論によって共和分ベクトルが与えられているわけではない。そのため、共和分の存在を確認するにあたっては、諸変数間に依存関係が存在しうると考えられる合理性な背景に十分配慮した上で、データを主体とした分析を行う。

通常、格付け会社は景気循環の存在を前提として格付けを付与する。それでは社債の格付け平均スプレッドは景気循環の影響を受けないのかという、事実は全く逆であり、社債スプレッドは景気の影響を強く受ける傾向がある。スプレッドと景気動向指数をプロットした図表3を見れば、その連動性は明らかであろう。

こうした社債スプレッドと景気との間の連動性に鑑みれば、社債スプレッドとマクロ経済変数との間に長期の相互依存関係が存在する可能性は相応に高いと推察される。そこで、景気動向指数などのマクロ経済変数と社債スプレッドとの間の共

図表3 A格社債スプレッドと景気動向指数 (2005=100)



(出所) DBI、Bloombergデータより筆者作成

図表4 共和分検定の結果

社債インデックス	A格
Lags interval (in first differences): 1 to 1	
帰無仮説 共和分ベクトルの数=0	
λ Trace	51.384
5 % Critical value	35.193
P値	0.000
λ max	38.737
5 % Critical value	22.300
P値	0.000
帰無仮説 共和分ベクトルの数 ≤ 1	
λ Trace	12.647
5 % Critical value	20.260
P値	0.393
λ max	8.737
5 % Critical value	15.892
P値	0.463
Normalized cointegration coefficients	
日経平均 (対数)	-75.655
(標準誤差)	-17.562
中小企業売り上げ見通しDI	3.716
(標準誤差)	-0.351
定数	645.660
(標準誤差)	-163.022
Adjustment coefficients	
フィードバック係数	-0.064
(標準誤差)	0.016
t 値	-3.896

(出所) DBI、Bloombergデータより筆者作成

和分関係について共和分検定を用いて調査した結果、「中小企業売上げ見通しDI」、「日経平均株価（対数）」と「A格社債スプレッド」の3変数間には以下の1つの共和分関係が存在することがわかった（図表4）。

上記の共和分関係については、5年分の部分標本を用いて誤差修正項の係数を推定したローリングテストにおいて、その安定性を確認している。なお、共和分検定では2変数以上を用いた共和分ベクトルの推定を行ったため、Johansen [1988,1991] によるベクトル誤差修正モデルに基づいた最尤法を用いた。共和分の解釈については次章4.2で詳述する。

4. モデルを用いた分析

以降では、本邦の市場データを利用して、最小二乗法を用いて社債スプレッドに回帰をかけ、まず回帰モデルが社債スプレッドをどの程度説明するのかを調べる。次に、長期の変動要因である誤差修正項を加えた誤差修正モデルを推定し、モデルの説明力が向上するかを確認する。最後に、誤差修正項（共和分）の解釈について述べる。

Collin-Dufresne *et al.* [2001] などの先行研究では、スプレッドと、スプレッドに影響を与えるとされる各変数の関係を線形化したモデルで実証しており、本章でもこれを踏襲して線形モデルを用いる。モデルの変数選択は主にCollin-Dufresne *et al.* [2001]、大山・杉本 [2007]、中村 [2009] などの考え方を参考にした（図表5）（注3）。

図表5 説明変数（階差変数）

説明変数	(略称)	要因	期待符号
日経平均株価指数（対数変換後）	LNNKY	経済環境	-
中小企業売上げ見通しDI	SMEDI	経済環境	-
ドル円レート（対数変換後）	LNJPY	経済環境	-
スワップスプレッド（5年）	SS5y	経済環境	+
10年国債利回りー2年国債利回り	SLOPE	経済環境	-
5年先5年スワプションインプライドボラティリティ	VOL5y5y	経済環境	+
日本版VIX指数	VXJ	信用リスク	+
2年国債利回り	JGB2	信用リスク	-
A格社債ハイ・ロー・ギャップ	HLGA	流動性	+
A格社債スプレッド（自己系列）	ADB1	流動性	+

（出所）著者作成

線形回帰式（A格社債、太字は流動性指標）

$$\begin{aligned}
 \Delta(ADB1)_t = & \gamma_1 \Delta(LNNKY)_t + \delta_1 \Delta(LNNKY)_{t-1} \\
 & + \gamma_2 \Delta(SMEDI)_t + \delta_2 \Delta(SMEDI)_{t-1} \\
 & + \gamma_3 \Delta(LNJPY)_t + \delta_3 \Delta(LNJPY)_{t-1} \\
 & + \gamma_4 \Delta(SS5y)_t + \delta_4 \Delta(SS5y)_{t-1} \\
 & + \gamma_5 \Delta(SLOPE)_t + \delta_5 \Delta(SLOPE)_{t-1} \\
 & + \gamma_6 \Delta(VOL5y5y)_t + \delta_6 \Delta(VOL5y5y)_{t-1} \\
 & + \gamma_7 \Delta(VXJ)_t + \delta_7 \Delta(VXJ)_{t-1} \\
 & + \gamma_8 \Delta(JGB2)_t + \delta_8 \Delta(JGB2)_{t-1} \\
 & + \gamma_9 \Delta(HLGA)_t + \delta_9 \Delta(HLGA)_{t-1} \\
 & + \delta_{10} \Delta(ADB1)_{t-1} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \quad (2)$$

4.1 A格社債スプレッドへの考察

まず、(2)式から流動性指標を除外し、マクロ変数・構造型モデルで用いられる変数のみに基づくシンプルな回帰モデルを推定したところ、得られたモデルのAICは5.96、自由度修正済み決定係数は0.21であった。Collin-Dufresne *et al.* [2001] では、マクロ変数・構造型モデルに基づく信用リス

（注3） 本稿では、主要な信用リスク要因である「格付け」はa prioriで格付け平均スプレッドデータに織り込まれている。

ク部分のみでは社債の対国債スプレッドの変動の25%しか説明（自由度調整済み決定係数）できないとされており、上記の結果とおおむね整合的である。次に、流動性要因を含めるために回帰式に複数の流動性指標を加えた上式(2)のモデルを推定したところ、モデルのAICは5.333、自由度修正済み決定係数は0.587へ大幅に改善した。この結果は、流動性指標の考察により社債スプレッドへの説明力が向上するという、先行研究の指摘に沿った内容である。さて、本稿ではこうした先行研究に基づく結果をベースに、第3章で発見した共和分関係を誤差修正項として追加した誤差修正モデルを推定したところ、モデルのAICは5.219、自由度修正済み決定係数は0.634へ改善するとの結果を得た（図表6）。予想通り、長期の変動要

因を表現する誤差修正項を追加することで、モデルの説明力や適合性は改善するとの結果である。

さらに、最適なモデルを得るためにAICを基準に誤差修正モデルの変数を絞り込むと、図表7の結果が得られた。変数選択の結果、モデルのAICは5.072、自由度調整済み決定係数は0.657にまで改善している。経済環境指標では、日経平均が予想通り社債スプレッドと負の相関を持つ結果となった。信用リスク指標では、日本版VIX指数が1%水準で有意となり、こちらも予想通り社債スプレッドと正の相関を持った。2年国債利回りについては、t時点は5%で有意に社債スプレッドと負の相関を持つ一方、t-1時点は10%で有意に社債スプレッドと正の相関を持った（注4）。2種類の流動性指標はいずれも1%水準で有意であり、予

図表6 誤差修正モデル、回帰モデルの推定結果

変数	時点	VECモデル (流動性指標あり)		回帰モデル (流動性指標あり)		要因
		推定値	t値	推定値	t値	
△ LNNKY	t	-19.864	-2.239	-18.133	-1.928	経済環境
	t-1	5.571	0.635	6.317	0.678	経済環境
△ SMEDI	t	0.023	0.378	0.106	1.738	経済環境
	t-1	0.087	1.360	-0.023	-0.383	経済環境
△ LNJPY	t	0.891	0.073	4.327	0.334	経済環境
	t-1	9.668	0.800	14.714	1.154	経済環境
△ SS5y	t	0.074	0.784	0.051	0.510	経済環境
	t-1	-0.010	-0.114	-0.035	-0.385	経済環境
△ SLOPE	t	1.467	0.394	1.634	0.417	経済環境
	t-1	-1.622	-0.420	-1.046	-0.256	経済環境
△ VOL5y5y	t	0.049	2.640	0.088	0.449	経済環境
	t-1	-0.111	-0.556	-0.052	-0.244	経済環境
△ VXJ	t	-0.068	-1.010	-0.026	-0.366	信用リスク
	t-1	0.252	4.059	0.271	4.131	信用リスク
△ JGB2	t	-9.750	-2.046	-9.473	-1.872	信用リスク
	t-1	6.042	1.279	7.607	1.522	信用リスク
△ HLGA	t	0.571	4.357	0.609	4.391	流動性
	t-1	-0.099	-0.688	-0.066	-0.430	流動性
△ ADBI	t	-	-	-	-	-
	t-1	0.490	5.731	0.567	6.439	流動性
誤差修正項	t-1	-0.068	-3.677	-	-	共和分
決定係数（自由度調整済み）		0.634		0.587		
AIC		5.219		5.333		
標準誤差		3.045		3.233		

*誤差修正項：(ADBI=-2.802*SMEDI+40.45*LNNKY-317.49)_{t-1}
(t値) (-1.624) (5.283) (1.372)

(出所) 著者作成

図表 7 誤差修正モデルの推定結果 (AICを基準に変数選択)

変数	時点	推定値	標準誤差	t値	要因
△ LNNKY	t	-13.091	5.260	-2.489	経済環境
△ SMEDI	t	0.030	0.058	0.526	経済環境
	t-1	0.081	0.057	1.410	経済環境
△ VXJ	t-1	0.210	0.040	5.234	信用リスク
△ JGB2	t	-9.041	4.422	-2.044	信用リスク
	t-1	6.873	4.414	1.557	信用リスク
△ HLGA	t	0.552	0.119	4.640	流動性
△ ADBI	t-1	0.448	0.066	6.751	流動性
誤差修正項	t-1	-0.067	0.017	-3.861	共和分
決定係数 (自由度調整済み)		0.657			
AIC		5.072			
回帰の標準誤差		2.946			
*誤差修正項: $(ADBI = -2.821 \cdot SMEDI + 45.523 \cdot LNNKY - 365.019)_{t-1}$					
(t値)		(-1.904)	(5.605)	(1.645)	

(出所) 著者作成

想通りスプレッドと正の相関を持つ結果となった。推定した誤差修正モデルの予測残差が望ましい正規性を持つかを確認するためにJarque-Bera検定にかけたところ、正規性への問題は有意水準1%でも検出されなかった。かばん検定からも、残差の自己相関は検出されなかった。

4.2 誤差修正項 (共和分) の解釈

前節では、長期の変動要因を表す誤差修正項を含めることで、モデルの説明力や適合性は向上するとの結果を得た。本節ではそうした結果をもたらした誤差修正項及び誤差修正項に現れる共和分の解釈について述べていきたい。

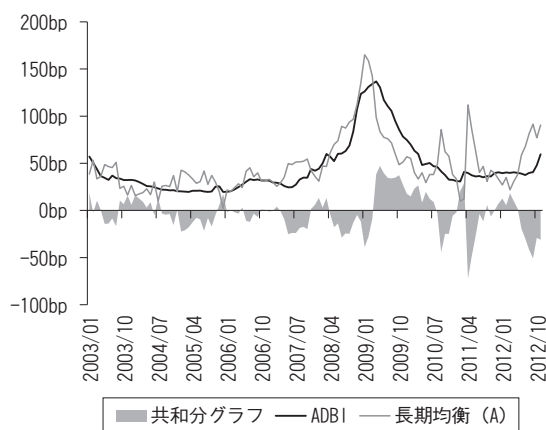
第3章で述べた通り、誤差修正項は社債スプレッドと長期均衡との乖離幅、及び乖離の収束速度を捉えている。ここで図表7の誤差修正項に現れる共和分関係について、社債スプレッド、長期均衡およびそれら2つの乖離幅の推移 (共和分グラ

フと呼ばれる) を示した図表8を一瞥すると、乖離は上下どちらの側にも生じうること、乖離は長期的に収束することなどが伺われる。収束については、図表7より収束速度を示す誤差修正項の係数の推定値は-0.067 (= -6.7%) であり (注5)、社債スプレッドと長期均衡との乖離幅は1カ月に6.7%縮小する傾向があることがわかる。また、社債スプレッドが長期均衡より正・負のどちらの側にずれる傾向があるのかを確認するために共和分グラフを積分したところ (図表9)、リーマンショック後の一時期を除き、社債スプレッドは均衡水準よりも負の側にずれる=タイトな水準に位置するケースが多いことがわかった。社債スプレッドが均衡水準よりも負の側にずれがちな背景としては、本邦社債市場における投資家のバイ・アンド・ホールドの基本スタンスや、レボ市場の未発達により社債のショートが困難であることなどが影響しているものと推察される。他方、リーマ

(注4) これは、利回り上昇 (低下) は短期的には押し目買い (戻り売り) を招くものの、そうした短期的な需給要因によるスプレッドへの影響は翌月には一部相殺される傾向があることを示していると思われる。ただしt時点の係数の絶対値はt-1時点の係数よりも大きく、全体的には2年国債利回りは社債スプレッドと負の相関を持つと考えられる。

(注5) $(1 - 0.067)^X = 0.5$ より $X \approx 10$ であり、社債スプレッドと長期均衡との乖離幅の半減期は約10カ月である。

図表8 長期均衡と社債スプレッド

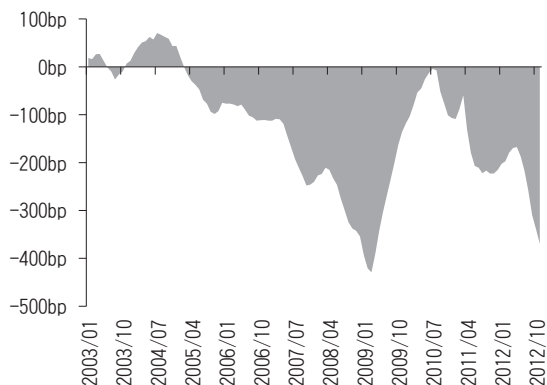


(出所) 著者作成

ンショック後しばらくの間は社債スプレッドが均衡水準よりも正の側にずれる＝ワイドな水準に位置する時期が続いたが、これは金融危機の発生やその前後における公募社債のデフォルト多発(注6)により社債市場の機能が低下し、実体経済の急速な反転を社債市場が十分に反映できなかったためではないかと推察される。

さらにここでは、誤差修正項に現れる共和分および誤差修正モデル中の階差変数における「日経平均」、「中小企業売り上げ見通しDI」の係数からの含意について考察する。社債スプレッドとの関係という視点から共和分関係を確認すると、社債スプレッドと中小企業売り上げ見通しDIの係数には負の関係、日経平均の係数には正の関係が看取される。一方、誤差修正モデル中の階差変数においては、中小企業売り上げ見通しDIの係数には統計的に有意な値は得られず、日経平均の係数には負の値を得ている。直観的には株価が上昇

図表9 共和分グラフ(積分)



(出所) 著者作成

すると社債スプレッドは縮小するため、一見すると共和分関係における日経平均の正の符号には違和感があるが、この結果は、以下のような社債スプレッドの変動要因における短期と長期の影響を捉えていると考えられる。すなわち、短期のスパンでは株価は経済・企業の状況を示す信頼できる先行指標であるため、株価の上昇は短期的に社債スプレッドの縮小要因となる。他方、長期のスパンでは、第3章でも確認したマクロレベルでの企業業績(中小企業売り上げ見通しDI)と社債スプレッドとの連動性こそが重要な説明要因であり、むしろ企業業績を伴わない株価の上昇要因は、長期的に社債スプレッドへマイナスの影響を与えるものも少なくない(注7)。そうした要因による株価の上昇も短期的には社債スプレッドの縮小要因となるものの、社債スプレッドと長期均衡との間に乖離を発生させ、長期的には誤差修正項を通じてそうしたスプレッドへの影響は修正されてい

(注6) デフォルト事例：スルガコーポレーション(08年6月)、ゼファー(08年7月)、アーバンコーポレーション(08年8月)、ニューシティレジデンス(08年10月)、日本綜合地所(09年2月)、パシフィックホールディングス(09年3月)、ジョイント・コーポレーション(09年5月)、日本航空(10年1月)、富士(10年10月)。

(注7) 要因としては、①財務レバレッジ比率の上昇②資産変動率の上昇③資産バブルなどが考えられる。

るのではないかと考えられる。

5. おわりに

本稿では、本邦社債の対国債スプレッド分析において、社債スプレッドを複数の流動性指標を用いて考慮した上で、さらに長期の変動要因（共和分関係）を加えることで、分析結果がどのように変化するのかを検証した。結果として、マクロ経済変数と社債スプレッドとの間の共和分関係を誤差修正項として追加した誤差修正モデルを用いて長期の変動要因を考察すると、モデルの説明力や適合性は改善することが確認された。

社債スプレッドは単位根過程に従っており、見せかけの回帰を回避するために階差変数を用いることが多い。だが、過剰に階差を取った場合、本来データの持つ利用可能な情報が失われてしまうリスクがある。社債スプレッドの持つ単位根に着目し、誤差修正項に現れる共和分を用いて長期の変動要因を考察した本稿の実証結果は、本邦社債スプレッドに長期の変動要因が一定の影響をもたらしている可能性を示唆したものと思われる。

本稿は、筆者の一橋大学大学院国際企業戦略研究科における修士論文を改訂したものである。本稿を執筆するに当たり、指導教官である沖本竜義准教授および中村信弘教授に多岐にわたりご指導いただいた。また、匿名レフェリーのお二方から大変有意義なコメントを頂いた。ここに記して深く感謝申し上げる。なお、本稿は筆者の個人的な見解によるものであり、筆者が所属する組織を代表するものではない。また、本稿における誤りは全て筆者の責任に帰する。

〔参考文献〕

- 王京穗 [2011] 「債券の市場流動性の把握と金融機関のリスク管理への応用」日本銀行ワーキングペーパーシリーズNo.11-J-2.
- 大村敬一・宇野淳・川北英隆・俊野雅司 [1998] 『株式市場のマイクロストラクチャー』日本経済新聞社.
- 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.
- 中村俊行 [2009] 「社債スプレッドと流動性リスクについて」、『証券アナリストジャーナル』47(3)、92-103.
- Bank of International Settlements [1999] “Market Liquidity: Research Findings and Selected Policy Implications,” CGFS Publications No 11.
- Barnhill Jr., Theodore M., Frederick L. Joutz and William F. Maxwell [2000] “Factors affecting the yields on noninvestment grade bond indices: a cointegration analysis” *Journal of Empirical Finance* 7(1), 57-86.
- Collin-Dufresne, Pierre, Robert S. Goldstein and J. Spencer Martin [2001] “The Determinants of Credit Spread Changes” *Journal of Finance* 56(6), 2177-2207.
- Delianedis, G. and R. Geske [2001] The components of corporate credit spreads: Default, recovery, tax, jumps, liquidity, and market factors. Working paper, The Anderson School at UCLA. NO. 22-01.
- Granger, C. W. J. [1983] “Co-Integrated Variables and Error-Correcting Models,” unpublished UCSD Discussion Paper 83-13.
- Johansen, S. [1988] “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), 231-254.
- [1991] “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, 59 (6), 1551-1580.
- MacKinnon, James G., Alfred A. Haug and Leo Michelis [1999] “Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration,” *Journal of Applied Econometrics*, 14 (5), 563-77.
- Merton, Robert C. [1974] “On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates.” *Journal of Finance* 29, 449-470.
- Miyakawa, D. and S. Watanabe [2012] “Pricing Illiquidity of Corporate Bonds through Static and Dynamic Measures,” *Seoul Journal of Economics* 25 (3), 279-316.

(この論文は投稿論稿を採用したものです。)