

⇒ 論 説 ⇐

日本円金利スワップスプレッドの分析*

—— 決定要因と金融政策の影響 ——

伊 藤 隆 康*

要 旨

本稿の目的は1995年7月12日から2004年12月30日の日次データを用いて、円金利スワップスプレッドの決定要因と金融政策変更がスワップスプレッドに与えた影響を分析することにある。スワップスプレッドの決定要因に関しては、2年物から4年物のスワップスプレッドは金利の水準やTEDスプレッド、イールドスプレッドが決定要因になっている部分が多い。一方、5年物から10年物のスワップスプレッドは、倒産リスクをあらわす社債スプレッドが決定要因になっている部分が多い。金融政策の影響に関しては、金融政策が緩和された時点においてスワップスプレッドは3年物が拡大し、2年物、4年物、5年物、7年物、10年物は変わらなかった。このため金融緩和は、その実施日においては金融市場の倒産リスクを減少させる形で、スワップスプレッドを縮小させる機能を果たさなかったと推測できる。

キーワード：スワップスプレッド、TED スプレッド、倒産リスク、金融政策

JEL Classification: E43, E52, G10,

1. はじめに

二者間で一定の想定元本、期間、利息交換日およびそのサイクルを決定し、同一通貨建てのキャッシュ・フローを交換する取引を金利スワップと呼ぶ。実際の取引では固定金利と変動金利を交換する取引が多いが、異なる変動金利を交換する取引もなされている。交換される変動金利は LIBOR (London Interbank Offered Rate) のほかに TIBOR (Tokyo Interbank Offered

* 本稿は日本金融学会2005年度秋季大会（於 大阪大学）で報告した論文を加筆修正したものである。貴重なコメントを賜った討論者の安孫子勇一教授（近畿大学）に感謝申し上げます。

* 新潟大学経済学部教授
〒950-2181 新潟市五十嵐2の町8050
TEL / FAX 025-262-6502 e-mail tito@econ.niigata-u.ac.jp

Rate)、長期プライム・レート、短期プライム・レート等がある。日本では米銀が1986年に円金利スワップのマーケットメークを開始した。一方の邦銀は米銀に前後して、金利スワップの専門部署を設立した¹⁾。

その後、円金利スワップの取引は急拡大し、1990年代に入ると中長期金利の指標的な役割を果たした。日本の中長期金融市場では、国債が従来からその指標的な役割を果たしてきているが、1990年代においては、10年物国債の指標銘柄に取引が集中しており、それ以外の期間の国債は取引高が少なかった。このため残存期間が2年から10年の国債データでは滑らかなイールドカーブが成立しないと見る見方があった。一方、円金利スワップ市場では2年から10年までの各年限で実際の取引が行われており、日本国債のイールドカーブに比較すると、中長期の資金需給を反映した滑らかなイールドカーブが成立していると考えられる市場関係者が多かった。

円金利スワップと日本国債利回りの差を金利スワップスプレッド（以下、スワップスプレッド）といい、民間部門、主に金融セクターのリスクプレミアムをあらわすとされ、通常、スワップスプレッドはプラス（円金利スワップレートの方が日本国債利回りより高い）になる。しかし、日銀が2001年3月に量的緩和政策を導入して以来、スワップスプレッドは7年や10年などの長期ゾーンを中心にマイナスになるなど、円金利スワップと日本国債は以前とは異なる動きを見せている。

本稿の目的は、1995年7月12日から2004年12月30日の日次データを用いて、円金利スワップスプレッドの決定要因と金融政策の変更がスワップスプレッドに与えた影響を検証することにある。米ドル金利スワップスプレッドを分析した研究としては、Duffie and Huang (1996)、Brown, *et al.* (1994)、Cossin/ Piroette (1997)、Lang, *et al.* (1998)、Lekkos/Milas (2001)、Minton (1997)、Sun, *et al.* (1993) などがあげられる。一方、日本円金利スワップスプレッドを分析した先行研究は少なく、浜野 (1997) や Eom, *et al.* (2000) などに限られる²⁾。

浜野 (1997) は1992年1月から1996年9月までの月次データを用い、TED スプレッド（1年物 LIBOR マイナス1年物国債利回り）とスワップスプレッドの関係を主として分析し、長期ゾーンのスプレッドほど TED スプレッドの影響が少ないと結論付ける。Eom, *et al.* (2000) は1990年4月27日から1996年5月17日の週次データを用い、短期金利と TED スプレッド、倒産リスクがスワップスプレッドに与える影響に焦点を当てて、スワップスプレッドは倒産リスクの影響を受けていると分析する。また、彼らはスワップスプレッドが金利期間構造のレベル、傾きと負の関係にあると結論付ける。

¹⁾ スワップ市場に関する文献は多数あるが、駒形 (1994)、尾澤 (1997)、清水/山田 (1997)、東京三菱銀行商品開発部 (1998)、日本長期信用銀行 (1992)、杉本・福島・若林 (2003) が参考になる。

²⁾ 伊藤 (2005) の第6章は1994年1月4日から2003年7月30日における円金利スワップレートと日本国債のレートの動きを分析した。その結果、標本A (1994年1月4日から1999年2月12日) の2年物から10年物と標本B (1999年2月15日から2003年7月30日) の2年物から4年物では日本国債利回りと円金利スワップレートは中長期的には均衡状態で推移したが、標本Bの5年物から10年物では日本国債利回りと円金利スワップレートがそれぞれ個別の動きをみせ、2つの市場が分断していたとの結論を得ている。

これまでの日本のデータを用いたスワップスプレッドの分析は、週次や月次のデータに限られ、日次のデータを用いた先行研究はない。2000年以降のデータを用いた先行研究も存在しない。また、金融政策とスワップスプレッドの関係を分析した研究もない。

本稿では、1995年7月12日から2004年12月30日の日次データを用いて、日本市場のスワップスプレッドの決定要因と金融政策がスワップスプレッドに与える影響を分析していることから、独自性が強いと考えられる。

本稿の構成は以下のとおりである。2節ではスワップスプレッドの決定要因を説明する。3節では分析の枠組みについてふれる。4節では分析に用いるデータを説明する。5節では実証分析の結果を報告する。6節では結論と今後の課題をまとめる。

2. スワップスプレッドの決定要因

2.1 TED スプレッド

Eom, *et al.* (2000), Lekkos/Milas (2001), 浜野 (1998) などによれば、TED スプレッドはスワップスプレッドの決定要因の1つである。ここでは LIBOR (London Interbank Offered Rate) と TB (Treasury Bill) の差を TED スプレッドと定義する。スワップレートと TED スプレッドの関係は以下に述べる形で、表現することが可能である。

$$\frac{f_1}{(1+R_1)} + \frac{E(f_2)}{(1+R_2)^2} + \dots + \frac{E(f_n)}{(1+R_n)^n} = \frac{C}{(1+R_1)} + \frac{C}{(1+R_2)^2} + \dots + \frac{C}{(1+R_n)^n} \quad (1)$$

$E()$ は期待を示すオペレーター、 f_n は変動金利、 C は固定金利、 R_n は国債のスポットレートである。ここでは便宜上、固定金利と変動金利の交換は年に1回生じると仮定する³。

(1)式において、信用リスクがないとして変動金利と固定金利は交換され、変動金利部分の現在価値と固定金利部分の現在価値が一致する。スワップ取引において、変動金利は通常 TB よりレートが高い LIBOR であることから、固定金利はその分、高くなる。ここで(1)式は(2)式の形に書きなおすことができる。

$$\frac{f_1 + TED_1}{(1+R_1)} + \frac{E(f_2 + TED_2)}{(1+R_2)^2} + \dots + \frac{E(f_n + TED_n)}{(1+R_n)^n} = \frac{C + SS}{(1+R_1)} + \frac{C + SS}{(1+R_2)^2} + \dots + \frac{C + SS}{(1+R_n)^n} \quad (2)$$

TED_n は TED スプレッド、 SS はスワップスプレッドである。

(2)式は(3)式の形に書き換えることができ、スワップスプレッドは現在と将来における TED

³ 実務上は固定金利と変動金利の交換は年2回のスワップ取引が多い。

スプレッドの加重平均であることを示す。

$$\frac{TED_1}{(1+R_1)} + \frac{E(TED_2)}{(1+R_2)^2} + \dots + \frac{E(TED_n)}{(1+R_n)^n} = SS \left(\frac{1}{(1+R_1)} + \frac{1}{(1+R_2)^2} + \dots + \frac{1}{(1+R_n)^n} \right) \quad (3)$$

2.2 金利

浜野 (1998), Eom, *et al.* (2000), Lekkos/Milas (2001) などは、金利の水準がスワップスプレッドに与える影響を分析している。浜野 (1998) などによれば、金利の上昇はスワップスプレッドの拡大に、金利の低下はスワップスプレッドの縮小に、それぞれ結びついたとしている。これは、金利が上昇すれば、金利スワップのペイ（固定金利の払い、変動金利の受け）のポジションを取る市場参加者が増えたため、金利スワップレートの上昇が国債利回りの上昇幅を上回ったことが要因と考えられる。また、金利の低下局面では、金利スワップのレシーブ（固定金利の払い、変動金利の受け）のポジションを取る動きが強まるため、金利スワップレートの低下が国債利回りの低下幅を上回ったことが要因と考えられる。

また、Longstaff/Schwartz (1995) によれば、倒産リスクがある社債のスプレッド（社債利回りから国債利回りを引いたもの）はイールドカーブの水準と負の関係にあるとしている。本稿では金利スワップスプレッドは社債スプレッドと同様に倒産リスクがあるものとして扱うため、イールドカーブの水準がスワップスプレッドに与える影響を検証することには意義があると考えられる。

2.3 倒産リスク

Minton (1997), Brown, *et al.* (1994), Eom, *et al.* (2000), Lekkos/Milas (2001) などによれば、金利スワップの倒産リスクは社債市場の情報を代理変数として用いることができる。社債市場と金利スワップ市場は完全に同じ土俵で比較できるものではないが、金利スワップの倒産リスクを市場から入手することは不可能であるため、本稿においても先行研究に従い、社債の利回りから国債の利回りを引いたスプレッドを倒産リスクとして用いる。

2.4 イールドカーブのスロープ

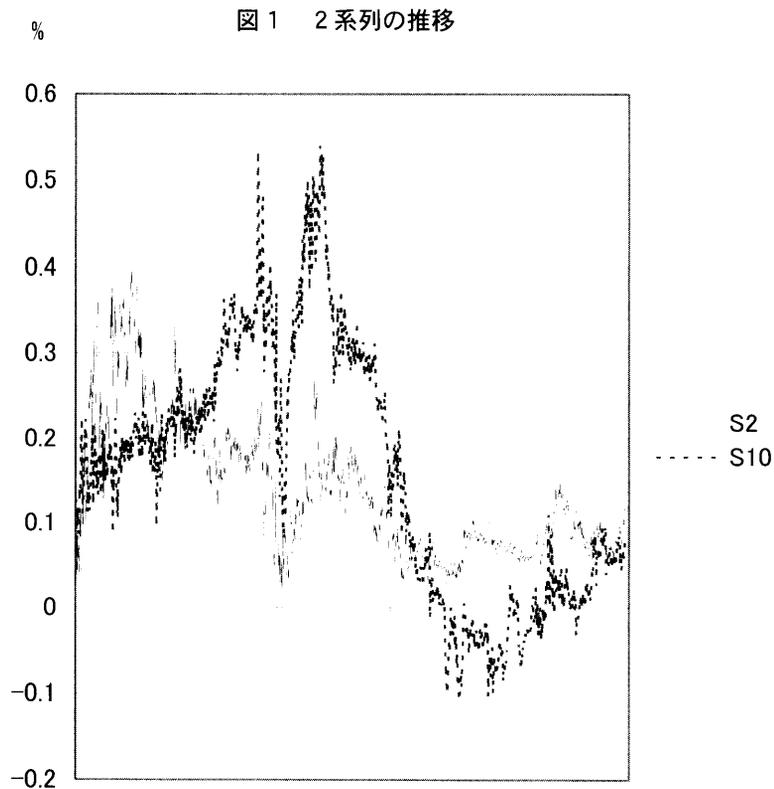
Eom, *et al.* (2000), Lekkos/Milas (2001) などは、イールドカーブのスロープを金利スワップスプレッドの決定要因として利用している。Sorensen/Bollier (1994) によれば、金利スワップ取引の倒産コストは取引に関わっている当事者の倒産確率を示すオプションの集合体であることから、イールドカーブのスロープがその価値を決める要因の1つとなる。Eom, *et al.* (2000) は円金利スワップ市場を分析して、イールドカーブのスロープはスワップスプレッドと負の関係にあったと分析している。

3. 分析に用いるデータ

3.1 金利スワップスプレッド

日本国債の利回りに関しては、2年物、3年物、4年物、5年物、7年物、10年物のパーレートを用いる。こうしたパーレートは午後3時現在の10年物と20年物国債のデータを用いて McCulloch (1975) の方法に従い、スプライン関数をあてはめて計算した⁴。

円金利スワップレートに関しても、2年物、3年物、4年物、5年物、7年物、10年物を利用する。東京時間午後3時現在のミッドレートである。データはすべて、日次ベースのものであり、標本期間は1995年7月12日から2004年12月30日である。本稿では円金利スワップレートから日本国債利回りを引いたものをスワップスプレッドとする。2年物、10年物のスワップスプレッドの推移を図1に示した。スワップスプレッドの記述統計を表1に示した。また、スワップスプレッド間の相関に関して表2に示した。



1995年7月12日から2004年12月30日の日次データを示した。
 S 2 = 2年物金利スワップスプレッド
 S 10 = 10年物金利スワップスプレッド

⁴ 1998年11月までは東京証券取引所に上場の国債小口価格を利用し、1998年12月以降は大手証券会社が公表する日本国債終値を利用した。

表1 スプレッドの記述統計

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値	中央値
S2	0.137	0.080	-0.014	0.400	0.117
S3	0.154	0.111	-0.039	0.494	0.128
S4	0.148	0.105	-0.056	0.433	0.135
S5	0.143	0.105	-0.074	0.368	0.145
S7	0.147	0.101	-0.130	0.442	0.161
S10	0.159	0.149	-0.104	0.540	0.173

1995年7月12日から2004年12月30日の日次データを示した。

S2 = 2年物金利スワップスプレッド

S3 = 3年物金利スワップスプレッド

S4 = 4年物金利スワップスプレッド

S5 = 5年物金利スワップスプレッド

S7 = 7年物金利スワップスプレッド

S10 = 10年物金利スワップスプレッド

表2 スプレッド間の相関係数

	S 2	S 3	S 4	S 5	S 7	S 10
S 2	1.000					
S 3	0.952	1.000				
S 4	0.900	0.968	1.000			
S 5	0.817	0.867	0.936	1.000		
S 7	0.611	0.624	0.720	0.856	1.000	
S 10	0.488	0.508	0.627	0.790	0.933	1.000

1995年7月12日から2004年12月30日の日次データを示した。

S2 = 2年物金利スワップスプレッド

S3 = 3年物金利スワップスプレッド

S4 = 4年物金利スワップスプレッド

S5 = 5年物金利スワップスプレッド

S7 = 7年物金利スワップスプレッド

S10 = 10年物金利スワップスプレッド

3.2 スワップスプレッドの決定要因

TED スプレッド (ted) に関しては、6カ月物 LIBOR から6カ月物 TB を引いたものを用いる⁵。金利 (rate) については、スワップスプレッドの各年限に対応した国債パーレートをを用いる。例えば、2年物のスワップスプレッドを分析する場合、2年物の国債パーレートを利用する。

倒産リスクをあらわす社債スプレッド (cbs) に関しては、残存期間が最も10年に近い東京電

⁵ LIBOR は360日ベースであることから、TB と平仄を合わせるため、365日ベースに変換したものを利用する。

力債利回りから10年物国債利回りを引いたものを使う。イールドカーブのスロープについては、スワップスプレッドの各年限に対応した年限の国債パーレートからから6カ月物TBを引いたものを用いる。例えば、10年物のスワップスプレッドを分析する場合、10年物パーレートから6カ月物TBを引いたものを利用する。データはすべて日次のものであり、日本時間午後3時現在のレートである。

4. 分析の枠組み

4.1 金利スワップスプレッドの決定要因

OLS（最小2乗法）を用いて、下記にある(4)式を推計する。

$$spread_t = \alpha + \beta_1 rate_t + \beta_2 ted_t + \beta_3 cbs_t + \beta_4 slope_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

spread=金利スワップスプレッド, rate=金利, ted=TED スプレッド
cbs=社債スプレッド, slope=イールドカーブのスロープ

しかし、(4)式を推計する際に問題となるのが、分析対象のデータが時系列データであるため、誤差項 ε_t に系列相関が存在する可能性が高い点である。本稿では Newey/West (1987) の方法を利用することにより、系列相関の影響を調整して統計的検定を行う。ラグ期間については12期を用いる⁶。

4.2 金融政策変更日におけるスワップスプレッドの変化

次頁にある(5)式を推計することで、金融政策変更日における日本国債利回りの変動1%に対する金利スワップレートの変動幅を検証することが可能である。本稿が対象とする1995年7月12日から2005年1月31日における金融政策の変更に関して表3に記した⁷。また、金融政策変更当日のスワップスプレッドから前営業日のスワップスプレッド引いた値を表4に示した。本稿が対象とした金融政策の変更19回のうち、2000年8月のゼロ金利解除以外の18回は金融緩和であるが、金融政策変更日において、スワップスプレッドは拡大していることが多い。

⁶ ラグに関しては6期間と9期間でもそれぞれ検証したが、結果は12期間のラグを用いたものと変らなかつた。

⁷ 表3の1995年9月8日から2000年3月3日までの金融政策変更に関しては伊藤（2003）を参考にした。

表3 金融政策の変更

変更	翌日物	公定歩合	変更の主な内容
19950908	0.510	0.50	公定歩合を0.5%引き下げ。短期金利の低め誘導を決定。
19980910*	0.230	0.50	前日の金融政策決定会合の決定を受け翌日物が低下。
19990215*	0.120	0.50	12日の金融政策決定会合で、翌日物の誘導水準を引き下げ。
19990216	0.100	0.50	積み上8千億円。翌日物は0.1%へ低下した。
19990217	0.080	0.50	「翌日物はゼロになってもいい」との総裁発言を受け翌日物低下。
19990303	0.040	0.50	積み上1兆8000億円。翌日物は0.04%へ低下。
20000811	0.100	0.50	ゼロ金利政策の解除。翌日物誘導水準を0.25に引き上げ。
20010210*	0.250	0.35	公定歩合を0.35%に引き下げ。補完貸付制度の導入。
20010228*	0.260	0.25	翌日物の誘導水準を0.15%、公定歩合を0.25にそれぞれ引き下げ。
20010321*	0.060	0.25	量的緩和政策の導入。当座預金目標は5兆円。
20010814	0.010	0.25	当座預金目標を6兆円に引き上げ。国債買切りを月4千億円から月6千億円に増額。
20010918*	0.002	0.10	当座預金目標を6兆円を上回るに引きあげ。公定歩合を0.1%に引き下げ。
20011219	0.002	0.10	当座預金目標を10~15兆円に引き上げ。国債買切りを月8千億円に増額。
20020228	0.001	0.10	年度末に向けた一層潤沢な資金供給を宣言。国債買切りを月1兆円に増額。
20021030	0.002	0.10	当座預金目標を15~20兆円に引き上げ。国債買切りを月1兆2千億円に増額。
20030430	0.002	0.10	当座預金目標を22~27兆円に引き上げ。
20030520	0.001	0.10	当座預金目標を27~30兆円に引き上げ。
20031010	0.001	0.10	当座預金目標を27~32兆円に引き上げ。
20040120	0.001	0.10	当座預金目標を30~35兆円に引き上げ。

*は金融政策決定会合の結果公表が午後3時以降となったため、翌営業日を金融政策の変更日とした。なお、ゼロ金利政策が解除された2000年8月11日において、結果公表は午後5時をすぎたが、市場がすでにゼロ金利解除を完全に織り込んでいたため、同日を金融政策の変更日とした。

推計に際して、誤差項 ε_t について不均一分散を調整するため White (1980) にある方法を利用する⁸。また、Cochrane/Orcutt (1949) の方法で1次の系列相関を除去する⁹。

⁸ White (1980) では、 $\text{var}(\hat{\beta}) = \frac{\sum \varepsilon_t^2 \sigma_t^2}{(\sum \varepsilon_t^2)}$ において誤差分散 σ_t^2 の代わりに残差平方和 u_t^2 を利用する。その結果、誤差分散 σ_t^2 が分からなくても、 $\text{var}(\hat{\beta})$ の一致推定量が得られる。

⁹ Cochrane/Orcutt (1949) にある方法は、回帰方程式の残差を用いて各期と1期前の誤差の相関関係を推定し、これに基づいて誤差が系列相関を持たないように回帰方程式を変形したうえで、最少2乗法を適用する方法である。この点については刈屋 (1985) がわかりやすい。

$$\Delta SWAP rate_t = \alpha + \beta \Delta JGB rate_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$\Delta SWAP rate$ = 金融政策変更日のスワップレートから前営業日のスワップレートを引いた値

$\Delta JGB rate$ = 金融政策変更日の日本国債利回りから前営業日の日本国債利回りを引いた値

(5)式の係数 β に関して、 $\beta = 0$ と $\beta = 1$ をそれぞれ検定する。検定結果の解釈は以下の通りとなる。

① $\beta = 0$ と $\beta = 1$ がともに棄却される場合

日本国債の利回りが1%変化する場合、円金利スワップレートの変化は1%とはならない。 $\beta > 1$ の場合、日本国債の利回りが1%変化すると、円金利スワップレートの変化は1%を超える。この結果、金利上昇局面でスワップスプレッドは拡大する。一方、金利低下局面でスワップスプレッドは縮小する。 $\beta < 1$ の場合、日本国債の利回りが1%変化すると、円金利スワップレートの変化は1%未満となる。この結果、金利上昇局面ではスワップスプレッドは縮小する。一方、金利低下局面ではスワップスプレッドは拡大する。

② $\beta = 0$ が棄却されるが、 $\beta = 1$ は棄却されない場合

日本国債の利回りが1%変化すると、円金利スワップレートも1%変化する。したがって、日本国債利回りの変化と円金利スワップレートの変化は1対1の関係にあると考えられる。

③ $\beta = 0$ が棄却されないが、 $\beta = 1$ が棄却される場合

日本国債の利回りと円金利スワップレートの動きには関連はない。

④ $\beta = 0$ と $\beta = 1$ がともに棄却されない場合

当該のデータの分析からは判断できない。

表4 スワップスプレッドの変化

変更日	S 2	S 3	S 4	S 5	S 7	S 10
19950908	-0.032	-0.047	-0.023	-0.006	-0.034	-0.027
19980910*	-0.003	-0.004	-0.008	-0.017	-0.019	-0.007
19990215*	0.012	0.019	0.004	-0.008	-0.008	0.005
19990216	-0.007	0.000	-0.013	-0.001	0.012	0.019
19990217	0.027	0.022	0.023	0.018	-0.004	0.016
19990303	0.001	0.009	0.021	0.045	0.039	0.017
20000811	0.008	0.008	0.009	0.013	0.013	0.014
20010210*	0.001	0.004	-0.006	-0.010	-0.003	0.003
20010228*	0.001	0.004	-0.006	-0.010	-0.003	0.003
20010321*	0.007	0.021	0.020	0.012	0.001	0.011
20010814	0.020	0.026	0.021	0.005	-0.007	-0.001
20010918*	-0.006	0.008	0.011	0.012	0.015	0.001
20011219	0.000	0.003	0.011	0.012	0.015	0.008
20020228	0.003	0.005	0.008	0.002	-0.001	0.009
20021030	-0.002	-0.003	-0.003	-0.001	-0.005	0.005
20030430	-0.001	0.003	0.000	0.000	-0.002	0.000
20030520	-0.001	0.005	0.004	0.002	0.004	0.008
20031010	-0.001	0.008	0.009	0.006	-0.008	-0.024
20040120	0.000	-0.010	-0.011	-0.010	-0.007	-0.005

金融政策変更当日のスワップスプレッドから前営業日のスワップスプレッドを引いた。

S 2 = 2年物金利スワップスプレッド

S 3 = 3年物金利スワップスプレッド

S 4 = 4年物金利スワップスプレッド

S 5 = 5年物金利スワップスプレッド

S 7 = 7年物金利スワップスプレッド

S 10 = 10年物金利スワップスプレッド

5. 分析結果

5.1 スワップスプレッドの決定要因

金利 (rate) に関しては、2年物から4年物スプレッドの係数が10%以内の水準で有意なプラスとなり、係数は3年物で0.109と最も大きな値をとった。浜野 (1998) は2年物から4年物スワップスプレッドが各年限に対応した国債パーセントからプラスの有意な影響を受けたと指摘している。また、Eom, *et al.* (2000) は2年物と3年物、10年物スプレッドが3カ月物現先レートの影響を有意に受けているとしており、10年物スプレッドに関しては、本稿の結果とは異なる。

TED スプレッドについては、2年物から3年物と7年物のスプレッドが5%以内の水準で有意なプラスとなった。係数の大きさは、スプレッドの年限が増すごとに小さくなり、2年物で

0.232と最大であった。この TED スプレッドの結果に関しては、期間が短いほど TED スプレッドの影響を受ける部分が大きいとす浜野 (1998) の結果に一致している。一方、期間が長いほど TED スプレッドのプラスの影響を多く受けるとするEom, *et al.* (2000) とは反対の結果となった。

社債スプレッド (cbs) に関しては、4年から10年のスプレッドが5%以内の水準で有意なプラスの符号を示した。係数の大きさはスプレッドの年限が大きくなるにつれて増加し、10年物スプレッドが0.806と最大になった。10年物スプレッドが社債スプレッドの影響を最も多く受けるとする結果はEom, *et al.* (2000) と一致するが、彼らの結果によれば、2年物スプレッドも社債スプレッドから有意なプラスの影響を受けている。

イールドカーブのスロープ (slope) については、2年物から5年物のスプレッドが1%水準で有意となった。係数はすべてプラスの値をとり、その大きさは3年物スプレッドで0.153と最大になった。一方、7年物と10年物のスプレッドは、イールドカーブのスロープと正の関係にあるが、10%の水準でも統計的有意性を見出すことはできなかった。本稿の分析結果は、すべてのスプレッドにおいて、イールドカーブのスプレッドが負の影響を与えるとする Eom, *et al.* (2000) の結果とは異なるものとなった。結果は表5に示した。

表5 決定要因に関する回帰分析の結果

	α	$\beta 1(\text{rate})$	$\beta 2(\text{ted})$	$\beta 3(\text{cbs})$	$\beta 4(\text{slope})$	R^2	SER
S 2	0.052 (7.930)***	0.086 (2.677)***	0.232 (3.419)***	-0.058 (-0.966)	0.136 (2.640)***	0.615	0.050
S 3	0.004 (-0.493)	0.109 (3.212)***	0.155 (2.032)**	0.004 (-0.072)	0.153 (3.079)***	0.616	0.065
S 4	-0.023 (-2.606)***	0.053 (1.884)*	0.103 (-1.643)	0.146 (2.191)**	0.139 (3.536)***	0.727	0.055
S 5	-0.045 (-4.218)***	-0.012 (-0.334)	0.051 (0.782)	0.333 (4.734)***	0.162 (3.530)***	0.616	0.065
S 7	-0.017 (-1.265)	0.019 (0.450)	0.205 (2.430)**	0.404 (5.394)***	0.033 (0.052)	0.046	0.075
S 10	-0.083 (-3.480)***	0.039 (0.743)	0.176 (1.449)	0.806 (8.084)***	0.007 (0.112)	0.450	0.110

***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。
誤差項の系列相関の影響を Newy/West (1987) の方法を利用して調整した。

5.2 金融政策変更時点でのスワップスプレッドの変化

2年物, 4年物, 5年物, 7年物, 10年物では, 日本国債利回り1%の変化に対して, 円金利スワップレートの変化は1%であり, 2つのレートの変化幅は1対1の関係にあった。また, 3年物では日本国債利回り1%の変化に対して, 円金利スワップレートは0.901%の変化を示した。結果は表6に示した。この結果から2年物, 4年物, 5年物, 7年物, 10年物では金融政策の変更の際に, スワップスプレッドは変化しなかったといえる¹⁰。また, 3年物では金融緩和の実施日にスワップスプレッドは拡大したと考えられる。こうした結果は, 金融緩和が実施された当日には, 金利スワップスプレッドが縮小しなかったことを示している。

表6 金融政策の影響に関する回帰分析の結果

	α	β	R ²	SER	t 値 $\beta = 0$	t 値 $\beta = 1$
$\Delta Y 2$	0.002 (0.651)	0.951 (0.055)	0.943	0.009	17.445***	0.891
$\Delta Y 3$	0.004 (1.238)	0.901 (0.056)	0.954	0.009	16.109***	1.768*
$\Delta Y 4$	0.003 (0.674)	0.926 (0.059)	0.942	0.011	15.635***	1.254
$\Delta Y 5$	0.001 (0.221)	0.928 (0.056)	0.936	0.013	16.455***	1.321
$\Delta Y 7$	0.000 (0.017)	0.935 (0.043)	0.959	0.012	21.713***	1.511
$\Delta Y 10$	0.003 (0.941)	0.955 (0.029)	0.981	0.009	33.444***	1.552

***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

()内は標準誤差を示す。

誤差項について, 不均一分散の影響を調整するために White (1980)にある方法を利用し, 1次の系列相関を除去するために Cochrane/Orcutt (1949)にある方法を利用した。

6. まとめ

本稿の目的は1995年7月12日から2004年12月30日の日次データを用いて, 円金利スワップスプレッドの決定要因と金融政策変更がスワップスプレッドに与えた影響を分析することにあつた。まず, スワップスプレッドの決定要因に関しては, イールドカーブのスロープと TED スプレッド, 金利の水準は期間の短い2年物や3年物, 4年物のスワップスプレッドに与えるプラスの影響が大きい。

一方, 倒産リスクをあらわす社債スプレッドが与える影響は期間が長いスワップスプレッド

¹⁰ 本稿が対象とした金融政策の変更20回のうち, 2000年8月のゼロ金利解除以外の19回は金融緩和である。

ほど大きくなる。また、2年物と3年物のスワップスプレッドは社債スプレッドの影響を受けない。イールドスプレッドに関しては、2年物から5年物のスプレッドの決定要因になっている。

スワップスプレッドの決定要因に関してまとめると、概ね2年物から4年物のスワップスプレッドは金利の水準やTEDスプレッド、イールドスプレッドが決定要因になっている。一方、5年物のスワップスプレッドは社債スプレッドとイールドスプレッドが決定要因になっている部分が多い。また、7年物や10年物のスワップスプレッドは倒産リスクの影響だけを受けている。

以上のことから、TEDスプレッドの拡大や金利水準の上昇、イールドカーブのスロープ拡大に伴って、2年物から4年物のスワップスプレッドは拡大したといえる。一方、倒産リスクの拡大に伴い、5年以上のスワップスプレッドは拡大したといえる。このことは、市場参加者が期間の長めのスワップ取引に際して、倒産リスクに敏感になっていたことを示唆する。

次に、金融政策の影響をまとめると、2年物、4年物、5年物、7年物、10年物では、日本国債利回り1%の変化に対して、円金利スワップレートの変化は1%であり、2つのレートの変化は1対1の関係にあった。また、3年物では日本国債利回り1%の変化に対して、円金利スワップレートは0.901%の変化を示した。この結果から2年物、4年物、5年物、7年物、10年物では金融政策の変更の際に、スワップスプレッドは変化しなかった。また、3年物では金融緩和の実施日にスワップスプレッドは拡大したと考えられる。

こうした結果は、金融緩和はその実施日において、金融市場の倒産リスクを減少させる形で、スワップスプレッドを縮小させる機能を果たさなかったと推測できる。この分析では、金融政策変更日における金利スワップスプレッドの動向を検証しただけで、金融政策が中長期にわたってスワップスプレッドに与えた影響を検証していない。日銀が2001年3月に量的緩和政策を導入してから、市場で資金を調達しにくくなった邦銀が日銀の買いオペに応札することで資金繰りをしのいだため、倒産リスクの増幅を防いだとの見方が多い。このことは金融緩和が中長期のスワップスプレッドに何らかの影響を与えたという可能性を否定できない。

今後の課題について、(1)スワップスプレッドと倒産リスクに関する分析を含めて、金融政策が中長期的にスワップスプレッドに与えた影響を検証する、(2)スワップスプレッドの期間構造について分析する、(3)スワップスプレッドに関して日米比較をする、(4)2006年における量的緩和政策やゼロ金利政策の解除に至るまでの日銀幹部の発言とスワップスプレッドの関係を分析する。——の4点があげられる。

参考文献

- 伊藤隆康 (2005), 『長期金利と中央銀行－日本における金利の期間構造分析』日本評論社。
- 伊藤隆康 (2003), 「日銀の金融政策の分析 翌日物金利の誘導水準変更が市場金利に与える影響」『金融経済研究』第20号, pp.53-63.
- 尾澤浩之 (1997), 『図解でよくわかるスワップ取引の実際』日本経済新聞社。
- 刈屋武昭監修・日本銀行調査統計局 編 (1985) 『計量経済分析の基礎と応用』東洋経済新報社
- 駒形康吉 (1994), 「スワップ発展の構造」『証券アナリストジャーナル』第32巻, 第7号, pp.1-18.
- 清水正俊・山田哲生 (1997), 『スワップの価格はこうして決まる』シグマベイスキャピタル。
- 杉本浩一・福島良治・若林公子 (2004), 『スワップ取引のすべて 改訂版』金融財政事情研究会。
- 東京三菱銀行商品開発部 (1998), 『スワップ取引のすべて』日本実業出版社。
- 日本長期信用銀行 編 (1992), 『スワップ取引のすべて』金融財政事情研究会。
- 浜野光恵 (1997), 「円金利スワップ・スプレッドの実証分析」『現代ファイナンス』No.1, pp.55-67.
- Brown, K., W. Harlow and D. J. Smith (1994), "An Empirical Analysis of Interest Rate Swap Spreads," *Journal of Fixed Income*, March, pp.61-78.
- Cochrane, D. and G. H. Orcutt (1949), "Application of Least Squares Regression to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.44, pp.32-61.
- Cossin, D. and H. Piroette (1997), "Swap Credit Risk : An Empirical Investigation on Transaction Data," *Journal of Banking & Finance*, Vol.21, pp.1351-1373.
- Duffie, D. and M. Huang (1996), "Swap Rates and Credit Quality," *Journal of Finance*, Vol.51, pp.921-949.
- Eom, Y. H., M. G. Subrahmanyam and J. Uno (2000), "Credit Risk and the Yen Interest Rate Swap Market," *Unpublished manuscript, Stern business School, New York*.
- Lang, L. H. P., R. H. Lizenberger, and L. A. Liu (1998), "Determinants of Interest Rate Swap Spreads," *Journal of Banking and Finance*, No. 22, pp.1507-1532.
- Longstaff, F. and E. S. Schwartz (1995), "A Simple Approach to valuing risky fixed and Floating Rate Debt," *Journal of Finance*, Vol.50, pp.811-830.
- Lekkos, I. and C. Milas (2001), "Identifying the Factors that Affect Interest Rate Swap Spreads: Some Evidence from the United States and the United Kingdom," *Journal of Futures Markets*, Vol.21, pp.737-768.
- Minton, B. A. (1997), "An Empirical Examination of Basic Valuation Models for Plain Vanilla U.S. Interest Rate Swaps," *Journal of Financial Economics*, Vol.44, pp.251-277.
- Morris, C., R. Neal, and D. Rolph (1998), "Credit Spreads and Interest Rates : A Cointegration Approach," *Federal Reserve Bank of Kansas City Research Working Paper*, RWP 98-08.
- McCulloch, H. J. (1975), "The Tax-Adjusted Yield Curve," *Journal of Finance*, Vol.30, pp.811-830.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* Vol.55, pp.703-708.
- Sorensen, E. and T. F. Bollier (1994), "Interest Rate Swap Default Risk," *Financial Analysts Journal*, Vol.50, pp.23-33.
- Sun, T., S. Sundaresan and C. Wang (1993), "Interest Rate Swaps : An Empirical Investigation," *Journal of Financial Economics*, Vol.34, pp.77-99.

White, H. (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol.48, pp.817-838.