

## ⇒ 論 説 ⇐

## 金利スワップの利回りスプレッドに関する分析\*

— 日米間における連動性の検証 —

伊 藤 隆 康\*

## 要 旨

本稿の目的は1990年代半ばから2000年代半ばのデータを用いて、金利スワップスプレッドの連動性を日米間で検証することにある。標本期間を日銀がゼロ金利政策を導入した1999年2月15日の時点で2分割して、実証分析を遂行した。

標本A（1994年1月4日から1999年2月12日）において、2年物、3年物、5年物、7年物、10年物のスワップスプレッドは日米間で連動して推移していた。一方、標本B（1999年2月15日から2003年7月30日）において、2年物のスワップスプレッドは日米間で連動していたが、3年物、5年物、7年物、10年物のスワップスプレッドは日米間で連動していなかった。

標本Aでは3年物、5年物、7年物、10年物で円スワップスプレッドから米ドルスワップスプレッドへの影響が確認されたが、米ドルから円への影響は確認できなかった。また、2年物の分析では、円スワップスプレッドと米ドルスワップスプレッドは相互に影響を及ぼしていなかった。標本Bでは2年物、3年物、5年物、7年物、10年物で、円スワップスプレッドと米ドルスワップスプレッドは相互に影響を及ぼしていなかった。

キーワード：金利スワップスプレッド、日米間での連動性

## 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 Inter Bank Offered Rate) が一般的であるが、他の短期指標金利と交

\* 本研究は財団法人簡易保険文化財団から研究助成を受けている。ここに記して感謝したい。

\* 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

換される取引もある。

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。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<sup>1</sup>。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<sup>2</sup>。

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する見方があった。

一方、米ドルの金利スワップ取引は本来、米国債取引のヘッジニーズをベースに拡大したが、日本円のスワップ取引は特に1990年代において、金融業態の相違による資金調達方法の制約を解消するという役割があった。このことから、米ドルの金利スワップ市場は米国債の派生証券的な意味合いが強いが、日本円のスワップ市場は日本国債市場の派生証券的な要素が少ないといえる<sup>3</sup>。また、米ドル金利スワップ市場の方が市場に厚みがあるため、市場参加者の特質が円金利スワップ市場に比べると出にくいとされている。

金利スワップと国債利回りの差をスワップスプレッドという。日米において金利スワップ市場の特徴に差異があるものの、スワップスプレッドは民間部門、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、プラス（金利スワップレートの方が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、日本において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、以前とは異なる動きを見せている。一方の米においては、本論文が分析対象とする期間で、スワップスプレッドがマイナスになるなどの異常な事態は生じていない。

本稿の目的は1990年代半ばから2000年代半ばのデータを用いて、金利スワップスプレッドの連動性を日米間で検証することにある。この分析において、標本全体を分析するだけでなく、標本期間を日銀がゼロ金利政策を導入した1999年2月15日の時点で2分割して、実証分析を遂行していく。金利スワップの利回りスプレッドを信用リスクとみなした本稿の分析によって、

<sup>1</sup> 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。

<sup>2</sup> 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する見方があった。

<sup>3</sup> 米ドル金利スワップ取引は日本円金利スワップとは異なり、米国債の利回りにスプレッドを乗せてレートが建つ。

信用リスクが日米間に伝播するか否かを検証することが可能である。

金利スワップスプレッドの国際間での関連性を扱った先行研究はそれほど多くなく、Eom/Subrahmanyam/Uno (2000)、Lekkos/Milas (2001)、Fehle (1993) などがあげられる<sup>4</sup>。Eom/Subrahmanyam/Uno (2000) は1990年4月から1996年5月の期間で、2年物、3年物、5年物、7年物、10年物の日米の金利スワップスプレッドを分析対象とし、日米間での金利スワップスプレッドの相関は低く、連動性はないとの結論を導いている。また、彼らは2年物や3年物のスプレッドでは、米から日本への因果性があるとしている。

Lekkos/Milas (2001) は1991年5月から1999年2月の期間で、米英間での金利スワップスプレッドを分析し、米から英に対して影響はあるが、英から米に対しては影響がないと結論付けている。Fehle (1993) は1992年11月から2000年5月の期間で、米、英、日など7カ国の2年物、5年物を分析し、日や独、仏などの比較的大きな金利スワップ市場では米のスプレッドの影響を受ける部分が少ないとしている。

先行研究をみると、日米間での金利スワップスプレッドの連動性を分析したのはEom/Subrahmanyam/Uno (2000) に限られる。ただ、彼らは分析手法に非定常な時系列モデルを利用していない。本稿では(1)非定常時系列を利用して分析している、(2)約10年間に及ぶ標本期間に関して、2分割することにより日本の中長期金利市場における構造変化を考慮している——の2点から独自性が強いと考えられる。

## 2. 分析の枠組み

### 2.1 単位根検定

分析に利用するデータの非定常性を調べるため、単位根検定を行う。単位根検定には、ADF (Augmented Dickey/Fuller) 検定とKPSS (Kwiatowski/Phillips/Schmidt/Shin) 検定を用い、それぞれタイムトレンドなし、タイムトレンドありの場合に関して検定する<sup>5</sup>。ADF検定、PP検定ともに帰無仮説を「単位根が存在する」、対立仮説を「単位根が存在せず定常である」とする。ADF検定の次数の決定に関しては、AIC基準を採用した。 $t$  値タイプの $T=\infty$ の統計量の下側5%点はFuller (1976)、山本 (1988) から $-2.86$  (トレンドなし)、 $-3.41$  (トレンドあり) である。

<sup>4</sup> 米ドルのスワップスプレッドを分析した先行研究にDuffie/Huang (1996)、Brown/Harlow/Smith (1994)、Cossin/Pirotte (1997)、Lang/Litzenberger/Liu (1998)、Lekkos/Milas (2001)、Minton (1997)、Sun/Sundaresan/Wang (1993) などがあげられる。一方、日本円のスワップスプレッドを分析した先行研究は、浜野 (1997) やEom/Subrahmanyam/Uno (2000)、Ito (2004)、Ito (2005) に限られる。

<sup>5</sup> Dickey/Fuller (1979)、Dickey/Fuller (1981)、Phillips/Perron (1988) を参考にした。

## 2.2 共和分検定

分析に利用するデータが単位根を含む場合、非定常プロセスの関数を取り扱える分析フレームワークが必要となる<sup>6</sup>。一般に、変数間に存在する関数関係を分析するには変数相互の回帰分析が利用される。しかし、非定常な確率変数が含まれている場合には、決定係数や  $t$  値等の統計量が単純な分布に従わなくなるため、通常の検定は誤った結果を導く可能性がある。

Granger/Newbold (1974) は、これを「見せかけの回帰」(Spurious Regression) の問題と呼んだ。さらに、Phillips (1986) は非定常なデータ分析に関して(1)決定係数が変数間の関数を示す目安とはならないことがある、(2)ダービン・ワトソン比の低い推計式は見せかけの関数の可能性がある一 の 2 点を指摘している。

非定常である各変数間の線形結合に中長期的な均衡 (エラー・コレクション) の存在が認められる場合、共和分の関係にあると言われる。Engle/Granger (1987) は、非定常変数間に共和分の関係が存在するかどうかを調べる実践的な検定方法を提示した。

本稿では Engle/Granger (1988) の共和分検定で、同年限の円金利スワップスプレッドと米ドル金利スワップスプレッドの関係をペアで分析する。具体的には(1)式を OLS で推計し、残差  $u_t$  に単位根がないかどうかを検定する。

$$SJ_t = \alpha + \beta SU_t + u_t \quad (1)$$

$$SJ_t = \text{円金利スワップスプレッド} \quad SU_t = \text{ドル金利スワップスプレッド}$$

残差に単位根がない、言い換えれば、2つの金利スワップスプレッドが共和分の関係あると見出されれば、円金利スワップスプレッドと米ドル金利スワップスプレッドは中長期的に相互にかい離することがないエラー・コレクションの状態で推移し、日米間で金利スワップスプレッドが連動していたと考えられる。

## 2.3 Granger 因果性検定

最後に、Granger 因果性の検定により、日本円スワップスプレッドと米ドル・スワップスプレッドの間で、日本円スワップスプレッドから米ドル・スワップスプレッドへの因果性があるか、米ドル・スワップスプレッドから日本円スワップスプレッドへの因果性があるのか、あるいは相互に説明しあっているのかを検証する。

時系列分析では、非定常性の問題を回避するために、変化率に変換したデータを用いて Granger 因果性の検定が行われる。しかし、変数間に共和分の関係がある場合には、変化率を用

<sup>6</sup> Nelson/Plosser (1982) は米国の主要マクロ変数がトレンド回りに定常であるか、単位根を持つ非定常過程であるかを検定し、単位根の存在が棄却されないとの結果を示した。

いた検定は定式化に誤りがあることが指摘されている。すなわち、変化率を取ることで、原データに含まれる情報が捨てられてしまうとの批判がある。

こうした欠点を補うため Toda/Yamamoto (1995) は、単位根をもつかもしれない自己回帰モデル (VAR) における Granger 因果性の検定方法を開発した。本章では分析対象のデータをそのまま用いて、本来のラグ期  $p$  にもう一つのラグ項を加えた  $p + 1$  を取りトレンド項  $t$  を加えて、(2)式と(3)式の形式で検定する。本来のラグ期の推計には *BIC* 基準を用いる。

$$SJ_t = \kappa_0 + \lambda t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i SJ_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i SU_{t-i} + u_t \quad (2)$$

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$$

$$H_1 : \text{Either } \beta_i \neq 0 \quad (i = 1, 2, \dots, p)$$

$$SU_t = \varsigma_0 + \eta t + \sum_{i=1}^{p+1} \gamma_i SJ_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \delta_i SU_{t-i} + v_t \quad (3)$$

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$$

$$H_1 : \text{Either } \gamma_i \neq 0 \quad (i = 1, 2, \dots, p)$$

$SJ_t$  = 日本円金利スワップスプレッド

$SU_t$  = 米ドル金利スワップスプレッド

### 3. 分析に利用するデータ

#### 3.1 日本

日本国債の利回りに関しては、2年物、3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<sup>7</sup>。円金利スワップレートに関しても、2年物、3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る。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、日本円金利スワップスプレッドとして利用する。

<sup>7</sup> 1999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、1999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。

### 3.2 米 国

米国債の利回りに関しては、2年物、3年物、5年物、7年物、10年物の複利利回りを用いる<sup>8</sup>。米金利スワップレートに関しても、2年物、3年物、5年物、7年物、10年物を利用する。ニューヨーク時間午後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る。米ドル金利スワップレートから米国債利回りを引いたものを、米ドル金利スワップスプレッドとして利用する。

### 3.3 標本期間

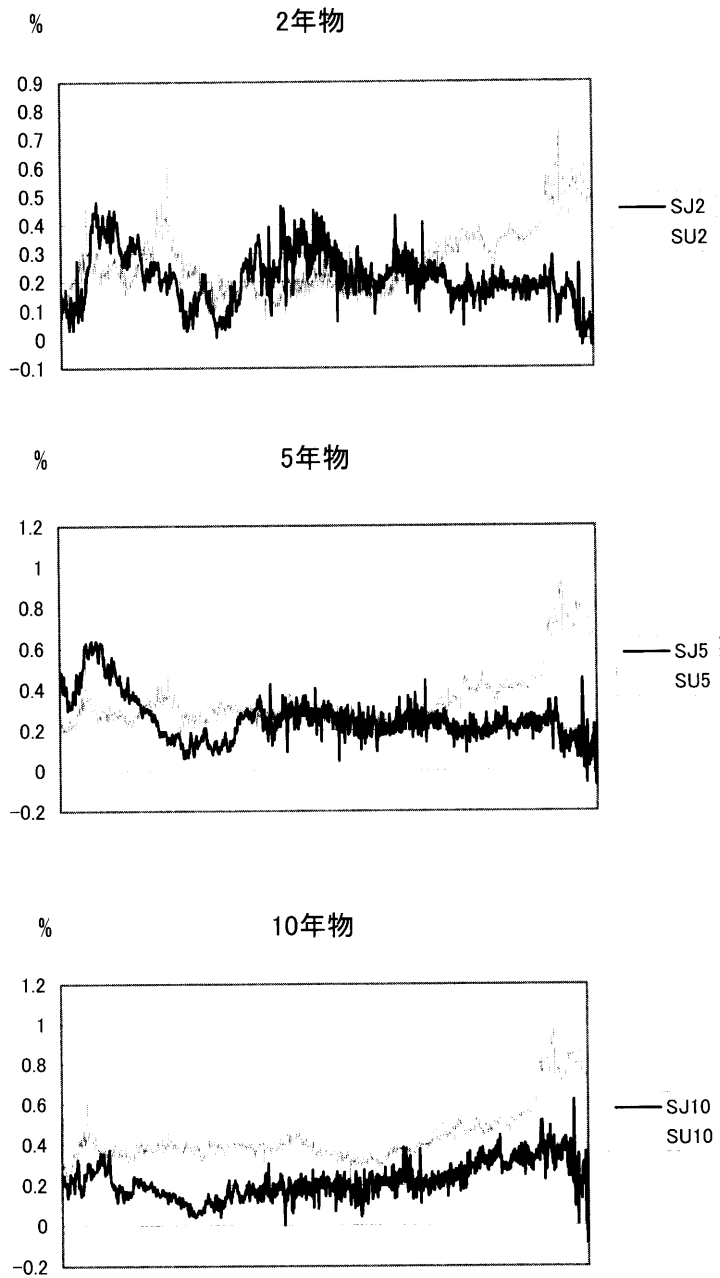
標本期間全体は1994年1月4日から2003年7月30日である。これを分析のために2分割し、前半（1994年1月4日から1999年2月12日）を標本A、後半（1999年2月15日から2003年7月30日）を標本Bとする。

標本Aの時期には日米両国において、金融危機的な現象が生じた<sup>9</sup>。日本において、日本長期信用銀行などが国有化された銀行危機が生じた。一方、米において、ロシア経済危機に端を発したロング・キャピタル・マネージメント（LTCM）が破たんして、金融システムが揺らいだ。標本Bの期間には日銀がゼロ金利政策や量的緩和政策が採用し、低金利が続いた。利用するデータに関して標本Aを図1、標本Bを図2にそれぞれ示した。

<sup>8</sup> 米連邦制度理事会（FRB：Federal Reserve Bank）がホームページ上で情報を公開している。

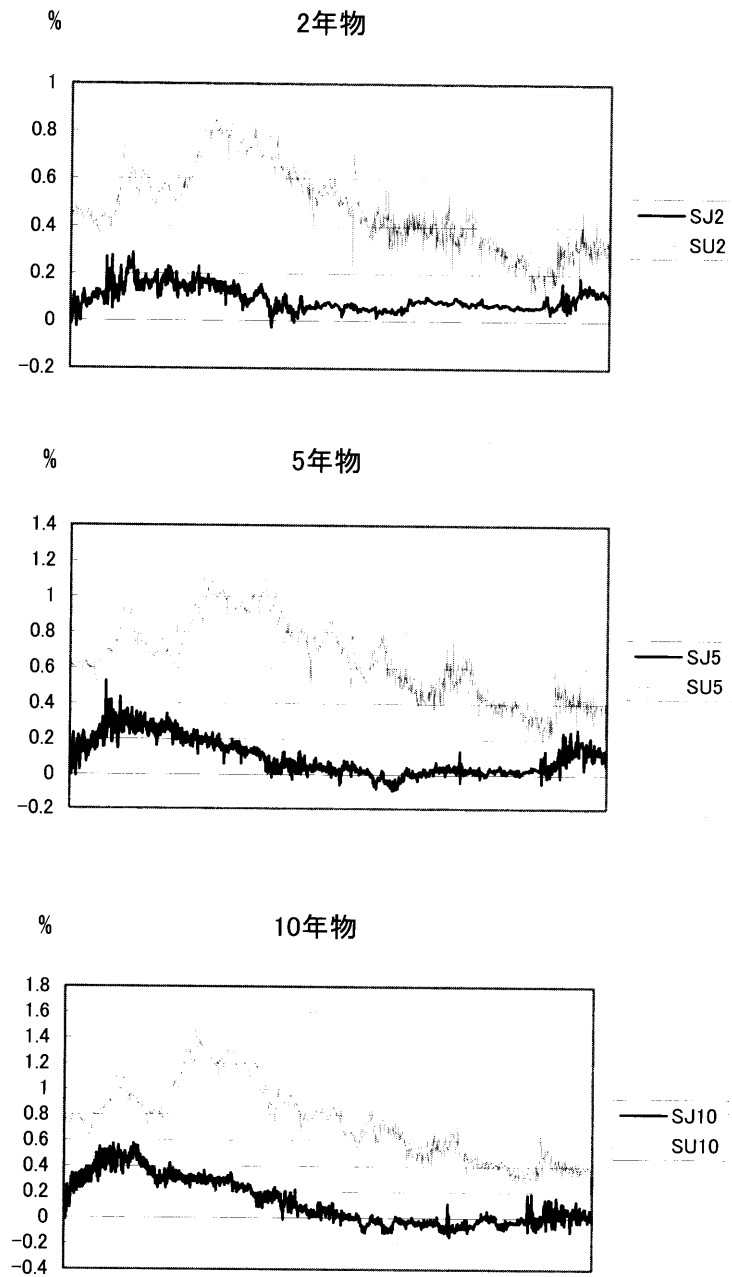
<sup>9</sup> 1998年から1999年にかけて、日米だけでなく、全世界的に銀行株が下落し、金融システムが不安定化した。

図1 スプレッドの推移（標本A）



(注) 1. 標本Aは1994年1月4日から1999年2月12日である。  
2. SJは円スワップスプレッド、SUは米ドルスワップスプレッドをそれぞれあらわす。

図2 スプレッドの推移 (標本B)



- (注) 1. 標本Bは1999年2月15日から2003年7月30日である。  
 2. SJは円スワップスプレッド, SUは米ドルスワップスプレッドをそれぞれあらわす。



## 4. 実証分析の結果

### 4.1 単位根検定

円金利スワップスプレッドに関しては、標本Aのすべての変数と標本Bの2年物でADF検定とKPSS検定で異なる結果となった。ADF検定では標本Aのすべての変数と標本Bの2年物の検定で、「単位根が存在する」との帰無仮説を棄却できたが、標本Bの3年物、5年物、7年物、10年物で、「単位根は存在する」との帰無仮説を棄却できなかった。結果は表1に示した。一方、KPSS検定では標本Aと標本Bのすべての変数で、「単位根が存在しない」との帰無仮説を棄却できた。このため円スワップスプレッドに関して、単位根が存在する可能性を否定できないと考える。結果は表2に示した。

米ドルスワップスプレッドに関しては、ADF検定とKPSS検定で、標本Aと標本Bのすべての変数は単位根を有するとの結果を得た。結果は表1と表2に示した。

表 1 ADF検定の結果 (原系列)

## 標本 A (1994年 1月 4日から1999年 2月12日)

変 数 名	トレンドなし	トレンドあり
SJ2	-3.986**	-4.377**
SJ3	-2.996**	-3.892**
SJ5	-3.018**	-3.369**
SJ7	-4.459**	-4.485**
SJ10	-3.496**	-4.922**
SU2	-1.7370	-2.3430
SU3	-1.0231	-1.8796
SU5	-0.7454	-1.6057
SU7	-1.3145	-1.9506
SU10	-0.7449	-1.7400

- (注) 1. ADF (Augmented Dickey=Fuller) 検定を利用して原系列の非定常性を検定した。米ドルスワップスプレッドに関して、単位根が存在するとの帰無仮説は5%水準で棄却できず、すべての変数は単位根を有すると判断できる。
2. \*\*は5%水準で有意であることを示す。  
5%棄却値は、-2.86 (トレンドなし)、-3.41 (トレンドあり) である。
3. SJは円スワップスプレッド、SUは米ドルスワップスプレッドをそれぞれあらわす。

## 標本 B (1999年 2月15日から2003年 7月30日)

変 数 名	トレンドなし	トレンドあり
SJ2	-4.295**	-4.714**
SJ3	-2.027	-2.569**
SJ5	-1.434	-1.965**
SJ7	-1.314	-2.254**
SJ10	-0.941	-2.742**
SU2	-1.392	-2.781
SU3	-1.563	-2.938
SU5	-1.157	-2.822
SU7	-1.166	-2.331
SU10	-0.902	-2.757

- (注) 1. ADF (Augmented Dickey=Fuller) 検定を利用して原系列の非定常性を検定した。円スワップスプレッドの2年物を除く、すべての変数に関して単位根が存在するとの帰無仮説は5%水準で棄却できず、単位根を有すると判断できる。
2. \*\*は5%水準で有意であることを示す。  
5%棄却値は、-2.86 (トレンドなし)、-3.41 (トレンドあり) である。
3. SJは円スワップスプレッド、SUは米ドルスワップスプレッドをそれぞれあらわす。

表2 KPSS検定の結果（原系列）

標本A（1994年1月4日から1999年2月12日）

変数名	ラグ = 4		ラグ = 12	
	$\eta\mu$	$\eta\tau$	$\eta\mu$	$\eta\tau$
SJ2	2.917**	1.080**	1.207**	0.445**
SJ3	8.085**	1.102**	3.259**	0.452**
SJ5	7.150**	1.818**	2.873**	0.737**
SJ7	3.287**	1.820**	1.395**	0.777**
SJ10	11.577**	2.648**	4.813**	1.159**
SU2	11.234**	4.584**	4.431**	1.819**
SU3	12.179**	4.994**	4.777**	1.972**
SU5	12.167**	4.129**	4.759**	1.623**
SU7	11.093**	4.135**	4.352**	1.630**
SU10	13.105**	4.234**	5.133**	1.666**

標本B（1999年2月15日から2003年7月30日）

変数名	ラグ = 4		ラグ = 12	
	$\eta\mu$	$\eta\tau$	$\eta\mu$	$\eta\tau$
SJ2	8.054**	2.326**	3.302**	0.974**
SJ3	10.932**	3.252**	4.382**	1.334**
SJ5	14.215**	4.117**	5.595**	1.656**
SJ7	18.387**	3.638**	7.203**	1.476**
SJ10	20.990**	3.599**	8.163**	1.457**
SU2	16.389**	3.178**	6.409**	1.266**
SU3	14.629**	3.730**	5.636**	1.492**
SU5	16.685**	3.286**	6.519**	1.306**
SU7	13.349**	3.516**	5.209**	1.383**
SU10	18.225**	2.898**	7.083**	1.142**

- (注) 1. KPSS (Kwiatkowski/Phillips/Schmidt/Shin) 検定を用いて、原系列のデータで定常性を検定した。すべての変数に関して、単位根が存在しないという帰無仮説を棄却できる。
2. \*\*は5%水準で有意であることを示す。  
5%棄却値は、0.463（レベル定常性）、0.146（トレンド定常性）である。
3.  $\eta\mu$ はレベル定常性を示す。 $\eta\tau$ はトレンド定常性を示す。
4. SJは円スワップスプレッド、SUは米ドルスワップスプレッドをそれぞれあらわす。

日本円と米ドルの金利スワップスプレッドに関して、原系列から一次差分を取った変数の単位根検定について、すべての変数が単位根を有しないとの結論を得た。こうしたことから、本稿では分析対象のすべての変数はI(1)とみなして、非定常時系列モデルを利用していく。結果は表3と表4に示した。

表3 ADF検定(原系列の1次差分)

標本A (1994年1月4日から1999年2月12日)

変数名	トレンドなし	トレンドあり
$\Delta SJ2$	-19.340**	-19.371**
$\Delta SJ3$	-24.9308**	-24.876**
$\Delta SJ5$	-23.809**	-23.843**
$\Delta SJ7$	-24.7478**	-24.891**
$\Delta SJ10$	-24.193**	-24.211**
$\Delta SU2$	-23.239**	-23.164**
$\Delta SU3$	-21.229**	-21.170**
$\Delta SU5$	-21.035**	-20.937**
$\Delta SU7$	-21.187**	-21.027**
$\Delta SU10$	-25.632**	-25.557**

- (注) 1. ADF (Augmented Dickey=Fuller) 検定を利用して原系列で階差を1回取り, 非定常性を検定した。すべての変数に関して単位根が存在するとの帰無仮説は5%水準で棄却できる。
2. \*\*は5%水準で有意であることを示す。  
5%棄却値は, -2.86 (トレンドなし), -3.41 (トレンドあり) である。
3. SJは円スワップスプレッド, SUは米ドルスワップスプレッドをそれぞれあらわす。

標本B (1994年2月15日から2003年7月30日)

変数名	トレンドなし	トレンドあり
$\Delta SJ2$	-30.120**	-30.402**
$\Delta SJ3$	-19.125**	-19.046**
$\Delta SJ5$	-20.284**	-20.167**
$\Delta SJ7$	-19.790**	-19.663**
$\Delta SJ10$	-18.973**	-18.926**
$\Delta SU2$	-23.522**	-23.782**
$\Delta SU3$	-23.430**	-23.623**
$\Delta SU5$	-22.230**	-22.352**
$\Delta SU7$	-22.335**	-22.407**
$\Delta SU10$	-29.097**	-29.124**

- (注) 1. ADF (Augmented Dickey=Fuller) 検定を利用して原系列で階差を1回取り, 非定常性を検定した。すべての変数に関して単位根が存在するとの帰無仮説は5%水準で棄却できる。
2. \*\*は5%水準で有意であることを示す。  
5%棄却値は, -2.86 (トレンドなし), -3.41 (トレンドあり) である。
3. SJは円スワップスプレッド, SUは米ドルスワップスプレッドをそれぞれあらわす。

表4 KPSS検定の結果（一次差分）

標本A（1994年1月4日から1999年2月12日）

変数名	ラグ=4		ラグ=12	
	$\eta_{\mu}$	$\eta_{\tau}$	$\eta_{\mu}$	$\eta_{\tau}$
$\Delta SJ2$	0.084	0.084	0.104	0.103
$\Delta SJ3$	0.101	0.099	0.121	0.119
$\Delta SJ5$	0.119	0.108	0.153	0.140
$\Delta SJ7$	0.260	0.097	0.235	0.095
$\Delta SJ10$	0.028	0.028	0.044	0.044
$\Delta SU2$	0.091	0.033	0.175	0.070
$\Delta SU3$	0.050	0.034	0.109	0.076
$\Delta SU5$	0.121	0.034	0.209	0.064
$\Delta SU7$	0.080	0.026	0.155	0.054
$\Delta SU10$	0.156	0.049	0.217	0.075

- (注) 1. KPSS (Kwiatkowski/Phillips/Schmidt/Shin) 検定を用いて、原系列から1次差分をとったデータに関して非常性を検定した。すべてのデータに関して、単位根が存在しないという帰無仮説を棄却できない。
2. \*は5%水準で有意であることを示す。  
5%棄却値は、0.463 (レベル定常性), 0.146 (トレンド定常性) である。
3.  $\eta_{\mu}$ はレベル定常性を示す。 $\eta_{\tau}$ はトレンド定常性を示す。
4. SJは円スワップスプレッド、SUは米ドルスワップスプレッドをそれぞれあらわす。

標本B（1999年2月15日から2003年7月30日）

変数名	ラグ=4		ラグ=12	
	$\eta_{\mu}$	$\eta_{\tau}$	$\eta_{\mu}$	$\eta_{\tau}$
$\Delta SJ2$	0.032	0.029	0.080	0.074
$\Delta SJ3$	0.031	0.027	0.091	0.790
$\Delta SJ5$	0.020	0.020	0.063	0.061
$\Delta SJ7$	0.026	0.020	0.754	0.058
$\Delta SJ10$	0.025	0.021	0.063	0.055
$\Delta SU2$	0.233	0.043	0.331	0.076
$\Delta SU3$	0.192	0.032	0.303	0.059
$\Delta SU5$	0.343	0.047	0.417	0.070
$\Delta SU7$	0.251	0.043	0.326	0.068
$\Delta SU10$	0.335	0.066	0.350	0.080

- (注) 1. KPSS (Kwiatkowski/Phillips/Schmidt/Shin) 検定を用いて、原系列から1次差分をとったデータに関して非常性を検定した。すべてのデータに関して、単位根が存在しないという帰無仮説を棄却できない。
2. \*は5%水準で有意であることを示す。  
5%棄却値は、0.463 (レベル定常性), 0.146 (トレンド定常性) である。
3.  $\eta_{\mu}$ はレベル定常性を示す。 $\eta_{\tau}$ はトレンド定常性を示す。
4. SJは円スワップスプレッド、SUは米ドルスワップスプレッドをそれぞれあらわす。

#### 4.2 共和分検定

標本Aにおいて、すべてのスワップスプレッドの組み合わせに関して、「共和分が存在しない」との帰無仮説を棄却できない。このため、2年物、3年物、5年物、7年物、10年物のスワップスプレッドは日米間で連動して推移していたことになる。結果は表5に示した。

一方、標本Bにおいて、2年物を除くスワップスプレッドの組み合わせに関して、「共和分が存在しない」との帰無仮説を棄却できない。2年物のスワップスプレッドの分析では、「共和分が存在しない」との帰無仮説を棄却できる。このため、2年物のスワップスプレッドは日米間で連動していたが、3年物、5年物、7年物、10年物のスワップスプレッドは日米間で連動していなかったことになる。検定にはMacKinnon (1991) が提供している棄却値を利用した。結果は表5に示した。

表5 共和分検定の結果

標本A (1994年1月4日から1999年2月12日)	
変 数 名	検定統計量
SJ2-SU2	-4.427**
SJ3-SU3	-3.260*
SJ5-SU5	-3.254*
SJ7-SU7	-4.515**
SJ10-SU10	-4.903**
標本B (1999年2月15日から2003年7月30日)	
変 数 名	検定統計量
SJ2-SU2	-4.8254**
SJ3-SU3	-2.0845
SJ5-SU5	-1.5471
SJ7-SU7	-1.6397
SJ10-SU10	-2.1528

- (注) 1. Engle/Granger (1987) の共和分検定で円スワップスプレッドと米ドルスワップスプレッドの関係を調べた。標本Aでは全期間で共和分の関係にある。標本Bでは2年物だけで共和分の関係が確認できた。
2. \*\*, \*はそれぞれ5%水準, 10%水準で有意であることを示す。棄却値は5%が-3.3377, 10%が-3.0462である。
3. SJは円スワップスプレッド, SUは米ドルスワップスプレッドをそれぞれあらわす。

### 4.3 Granger 因果性検定

標本Aでは3年物、5年物、7年物、10年物で円金利スワップスプレッドから米ドル金利スワップスプレッドへの影響が確認されたが、米ドルから円への影響は確認できなかった。また、2年物の分析では、円金利スワップスプレッドと米ドル金利スワップスプレッドは相互に影響を及ぼしていなかった。標本Bでは2年物、3年物、5年物、7年物、10年物で、円金利スワップスプレッドと米ドル金利スワップスプレッドは相互に影響を及ぼしていなかった。結果は表6と表7に示した。

表6 Granger 因果性検定の結果 — 標本A（1994年1月4日から1999年2月12日）

円スワップスプレッドからドルスワップスプレッドへの因果性		
変数名	ラグ	検定統計量
SJ2→SU2	5	0.932
SJ3→SU3	6	1.884*
SJ5→SU5	6	2.649**
SJ7→SU7	7	2.477**
SJ10→SU10	5	2.193*

ドルスワップスプレッドから円スワップスプレッドへの因果性		
変数名	ラグ	検定統計量
SU2→SJ2	5	0.417
SU3→SJ3	6	0.733
SU5→SJ5	6	1.778
SU7→SJ7	7	0.511
SU10→SJ10	5	0.631

- (注) 1. 日本円金利スワップスプレッドと米ドル金利スワップスプレッド間のGranger因果性を Toda/Yamamoto (1995) の方法を利用して分析した。2年物を除くと日本円金利スワップスプレッドから米ドルスワップスプレッドへの因果性が確認できた。
2. ラグ数はBIC基準で選択したものに1をたした。
3. SJは円スワップスプレッド、SUは米ドルスワップスプレッドをそれぞれあらわす。
4. \*\*, \*はそれぞれ5%水準、10%水準で有意であることを示す。

表7 Granger 因果性検定の結果 — 標本B (1999年2月15日から2003年7月30日)

円スワップスプレッドからドルスワップスプレッドへの因果性		
変 数 名	ラグ	検定統計量
SJ2→SU2	7	0.091
SJ3→SU3	10	1.432
SJ5→SU5	6	1.586
SJ7→SU7	5	1.715
SJ10→SU10	4	1.149
ドルスワップスプレッドから円スワップスプレッドへの因果性		
変 数 名	ラグ	検定統計量
SU2→SJ2	7	1.057
SU3→SJ3	10	0.614
SU5→SJ5	6	0.085
SU7→SJ7	5	0.112
SU10→SJ10	4	0.602

- (注) 1. 日本円金利スワップスプレッドと米ドル金利スワップスプレッド間のGranger因果性をToda/Yamamoto (1995)の方法を利用して分析した。すべての金利スワップスプレッドで因果性が確認できなかった。  
 2. ラグ数はBIC基準で選択したものに1をたした。  
 3. SJは円スワップスプレッド, SUは米ドルスワップスプレッドをそれぞれあらわす。  
 4. \*\*, \*はそれぞれ5%水準, 10%水準で有意であることを示す。

## 5. 結論と今後の課題

本稿の目的は1990年代半ばから2000年代半ばのデータを用いて、金利スワップスプレッドの連動性を日米間で検証することにあった。金利スワップの利回りスプレッドを信用リスクとみなした本稿の分析によって、信用リスクが日米間で伝播するか否かを検証することが可能となった。また、標本期間を日銀がゼロ金利政策を導入した1999年2月15日の時点で2分割して、実証分析を遂行した。

まず、Engle/Granger (1987)の共和分検定を用いて、同年限の円金利スワップスプレッドとドル金利スワップスプレッドの関係をペアで分析した。標本Aにおいて、2年物、3年物、5年物、7年物、10年物のスワップスプレッドは日米間で連動して推移していた。一方、標本Bにおいて、2年物のスワップスプレッドは日米間で連動していたが、3年物、5年物、7年物、10年物のスワップスプレッドは日米間で連動していなかった。

次に、Granger因果性の検定により、日本円スワップスプレッドと米ドル・スワップスプレッドの間で、日本円スワップスプレッドから米ドル・スワップスプレッドへの因果性があるか、米ドル・スワップスプレッドから日本円スワップスプレッドへの因果性があるのか、あるいは相互に説明しあっているのかを検証した。



標本Aでは3年物、5年物、7年物、10年物で円スワップスプレッドから米ドルスワップスプレッドへの影響が確認されたが、米ドルから円への影響は確認できなかった。また、2年物の分析では、円スワップスプレッドと米ドルスワップスプレッドは相互に影響を及ぼしていなかった。標本Bでは2年物、3年物、5年物、7年物、10年物で、円スワップスプレッドと米ドルスワップスプレッドは相互に影響を及ぼしていなかった。

こうした分析から、標本Aではおおむね信用リスクが日米間で伝播していたと考えられる。アジア危機やロシア危機などが生じたことから、市場関係者が世界的にも信用リスクに敏感になっていたことがこの結果を支持する。一方、標本Bでは信用リスクが日米間で伝播しなかったといえる。

Ito (2004) によれば、標本Bにおいて円金利スワップ市場が主導する形で日本円の中長期金利市場が概ね形成された。こうした要因の背景には(1)標本Bの低金利時代に邦銀がスワップのレシーブ（固定金利の受け）のポジションを増やしたため、円金利スワップレートが低下しやくなった、(2)標本Bの金利上昇期には邦銀がレシーブからペイ（固定金利の払い）に転じた、(3)マクロヘッジ会計の廃止が1年間延長されたことで、銀行勢はレシーブを強めた<sup>10</sup>、——の3点があげられている<sup>11</sup>。また、Ito (2005) によれば、円金利スワップスプレッドが信用リスクを受ける影響度を比べると、標本Aの方が標本Bよりも大きい。

本稿とIto (2004)、Ito (2005) の結果を総合的に判断すると、標本Bにおいて、信用リスクが円金利スワップスプレッドに織り込まれる度合いが減少したため、3年、5年、7年、10年物において、日米間でスワップスプレッドが連動しなくなったと考えられる。今後の課題として、(1)米金利スワップスプレッドの変動要因を分析する、(2)標本Aにおいて、日本円金利スワップスプレッドが米ドル金利スワップスプレッドに影響を与えた要因を検証する——の2点があげられる。

## 参考文献

- 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。  
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。

<sup>10</sup> マクロヘッジ会計は当初予定では2002年3月31日に終了する事業年度までの暫定措置であったが、1年間延長された。

<sup>11</sup> ここでは金利スワップ主導で中長期金利が変化したことから、金利スワップ側の要因を挙げたが、日本国債の格下げを背景に国債の利回りが下げ渋ったことも、スワップスプレッドの縮小要因であったと考えられる。

- 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.
- 山本拓 (1988), 『経済の時系列分析』創文社。
- 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.
- Cossin, D. and H. Pirotte (1997), “Swap Credit Risk : An Empirical Investigation on Transaction Data,” *Journal of Banking & Finance*, Vol.21, pp.1351-1373.
- Dickey, D. A. and W. Fuller (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.
- Dickey, D. A. and W. Fuller (1981), “Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica*, Vol.49, pp.107-1072.
- Duffie, D. and M. Huang (1996), “Swap Rates and Credit Quality,” *Journal of Finance*, Vol.51, pp.921-949.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), “Co-Integration and Error Correction: Representation, and Testing,” *Econometrica*, Vol.55, pp.251-276.
- 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.
- Fehle, F. (2003), “The Components of Interest Rate Swap Spreads: Theory and International Evidence,” *Journal of Futures Markets*, Vol.23, pp.347-387.
- Fuller, W. A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, Inc.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974), “Spurious Regressions in Econometrics,” *Journal of Econometrics*, Vol.2, pp.111-120.
- Ito, T. (2004), “Japanese Yen Swap Spreads and Interest Rates”, *Niigata University Working Paper*, No.40.
- Ito, T. (2005), “Determinants of Japanese Yen Interest Rate Swap Spreads” *Journal of Economics Niigata University*, No.78, pp.1-23.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root,” *Journal of Econometrics*, Vol.54, pp.159-178.
- 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.
- 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.
- MacKinnon, J. (1991), “Critical Values for Cointegration Tests,” Engle, R. F. and C. W. J. Granger (ed.), *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, pp.267-276.
- Minton, B. A. (1997), “An Empirical Examination of Basic Valuation Models for plain Vanilla U. S. Interest Rate Swaps,” *Journal of Financial Economics*, No.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.
- Phillips, P. C. B. (1986), “Understanding Spurious Regressions in Econometrics,” *Journal of Econometrics*, Vol.33, pp.311-340.

- Nelson, C. R. and C. I. Plosser (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, Vol.10, pp.139-162.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika* Vol.75, pp.335-46.
- Sun, T., S. Sundaresan and C. Wang (1993), "Interest Rate Swaps : An Empirical Investigation," *Journal of Financial Economics*, No.34, pp.77-99.
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto (1995), "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes." *Journal of Econometrics*, Vol.66, pp.225-250.