

≡ 論 説 ≡

日本の中長期金利とスワップスプレッド

伊 藤 隆 康*

要 旨

Morris/Neal/Rolph (1998) の方法で、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利回りの動きを分析し、スワップスプレッドの動向を検証することが本稿の目的である。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。標本Aの10年物では、スワップスプレッドは金利上昇期には縮小し、金利低下期には拡大したと考えられる。一方、2年物から7年物のスワップスプレッドは一定の幅で推移した。標本Bでは、2年物から10年物のスワップスプレッドは金利上昇期には拡大し、金利低下期には縮小したとみられる。

キーワード 日本円の中長期金利, スワップスプレッド, 共和分検定, Granger 因果性検定

* 新潟大学経済学部教授
〒950-2044 新潟市五十嵐2の町8050
TEL/FAX 025-262-6502 e-mail titoecon.niigata-u.ac.jp

本稿は日本金融学会2004年度秋季大会 (於愛知大学) での報告論文を改訂したものである。討論者の我孫子勇一先生 (近畿大学) に感謝申し上げます。

1. はじめに

1.1 本稿の目的

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 Rate)、長期プライム・レート、短期プライム・レート等がある¹。日本では米銀が1986年に円金利スワップのマーケットメイクを開始した。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²。

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³。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年物や10年物などの長期ゾーンを中心にマイナスになるなど、円金利スワップ市場と日本国債市場は特殊な動きを見せている。

本稿の目的は、1994年1月4日から2003年7月30日における日本国債と円金利スワップのデータを分析して、スワップスプレッドの動きを検証することにある。また、この分析ではデータの標本を日銀が1999年2月にゼロ金利政策を導入した時点で分割し、超低金利政策の影響が中長期の金利市場に影響を与えた時期とそのような影響がない時期をそれぞれ検証する。

本稿の構成は以下のとおりである。1、2節では先行研究について言及し、2節では分析の枠組みを説明する。3節ではデータについてふれる。4節では実証分析の結果を報告する。5節では結論と今後の課題をまとめる。

¹ LIBOR (London Interbank Offered Rate) は、英国銀行協会 (BBA: British Bankers' Association) が公表するロンドン時間の午前11時の銀行間取引金利である。6カ月物 LIBOR は金利スワップ取引における短期指標金利として利用されることが多い。一方、TIBOR (Tokyo Interbank Offered Rate) は全国銀行協会が公表する東京時間の午前11時現在の銀行間取引金利である。

² 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。

³ 財務省は2001年度以降、市中消化分の国債発行に関して5年債と10年債のシェアをそれぞれ20%程度としており、10年債に集中していた発行状況が是正され、銘柄別発行額の平準化がすすんだ。

1.2 先行研究

米ドルのスワップスプレッドを分析した代表的な研究として、Duffie/Huang (1996), Brown/Harlow/Smith (1994), Cossin/Pirotte (1997), Lang/ Litzberger/Liu (1998), Lekkos/Milas (2001), Minton (1997), Sun/Sundaresan/Wang (1993) などがあげられる。一方、円のスワップスプレッドを分析した先行研究には、浜野 (1997) や Eom/Subrahmanyam/Uno (2000) などがあげられ、米に比べると数が少ない⁴。

浜野 (1997) は 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/Subrahmanyam/Uno (2000) は信用リスクとスワップスプレッドの関係に焦点を当てて、スワップスプレッドは信用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。

本稿は上記の先行研究とは異なるアプローチをとる。Morris/Neal/Rolph (1998) が米の社債利回りが米国債利回りに対して、どのように反応したかを分析して、社債スプレッドの動向を検証した。その結果、彼らによれば、長期的には米国債利回り 1% 上昇に対して、Aaa 格の社債利回りが 1.028% 上昇、Baa 格の社債利回りが 1.178% 上昇した。このため米国債利回りの上昇は、社債スプレッドの拡大につながったと結論付ける。Morris/Neal/Rolph (1998) の方法を日本国債利回り と金利スワップレートのデータに当てはめて、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、スワップスプレッドの動向を検証する。こうしたアプローチで日本円の中長期金利市場を分析した先行研究はないことから、本稿は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正常性を調べるため、単位根検定を行う。単位根検定には、ADF (Augmented Dickey/Fuller) 検定と PP (Phillips/Perron) 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⁵。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。

⁴ 金利スワップ市場に関して、日本と米国では市場構造やプライスの提示方法が異なる。米ドルの金利スワップ取引は米国債の利回りにスプレッド乗せて提示されるが、日本円金利スワップレートは日本国債の利回りにスプレッドを乗せて提示されることはない。

⁵ 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係を取り扱える分析フレームワークが必要となる⁶。一般に、変数間に存在する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係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係の可能性のある一 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するとともに、この概念を拡張し共和分の関係にある変数の組はエラー・コレクション・モデルとして表現可能であることを示した。

本稿では Engle/Granger (1988) の共和分検定で、同年限の日本国債利回りと円金利スワップレートの関係性をベアで分析する。具体的には (1) 式を OLS で推計し、残差 \hat{u}_t に単位根がないかどうかを検定する。検定には MacKinnon (1991) の棄却値を用いる。

$$y_t = \alpha + \beta jy_t + u_t \quad (1)$$

$$y_t = \text{円金利スワップレート} \quad jy_t = \text{日本国債利回り}$$

残差に単位根がない、言い換えれば、2つのレートが共和分の関係あると見出されれば、日本国債利回りと金利スワップレートは中長期的には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ているといえる。

次に、日本国債利回りと円金利スワップレートが1対1の関係にあるかどうかを調べるため、Stock/Watson (1988) のDynamic OLSで $\beta = 1$ を棄却できるか否かを検定する。具体的には (2) 式を用いる。 Δjy_{t-i} は日本国債利回りの階差のリード項とラグ項である⁷。

$$y_t = \alpha + \beta jy_t + \sum_{i=-p}^p b_i \Delta jy_{t-i} + u_t \quad (2)$$

⁶ 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ことを検定し、単位根の存在が棄却されないとの結果を示した。

⁷ 説明変数の階差のリード項とラグ項は回帰誤差の系列相関が消えるほど十分な長さでなければならないため、リード項とラグ項はそれぞれ9期間とした。6期間と12期間のリード項とラグ項もそれぞれ検証したが、結果は9期間を利用したものと同様となった。Ratsのプロシージャール SWDYNAMIC.PRGを用いた実証分析は Hirayama/Kasuya(1996)が参考になる。

検定の結果から、スワップスプレッドに関して、以下のような解釈が可能となる。

① $\beta = 1$ 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も1%変化する。この結果、スワップスプレッドは変化しない。

② $\beta > 1$ 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。

③ $\beta < 1$ 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。

2.3 Granger 因果性検定

最後に、Granger 因果性の検定により、日本国債利回りと円金利スワップレートの間で、日本国債利回りから円金利スワップレートへの因果性があるか、円金利スワップレートから日本国債利回り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確認する。

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⁸。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、(3) 式と (4) 式の形式で検定する。本来のラグ期の推計には AIC 基準を用いる。

⁸ 河合(1996)が具体的な利用方法を提供している。

$$y_t = \kappa_0 + \lambda t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i jy_{t-i} + u_t \quad (3)$$

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

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

$$jy_t = \zeta_0 + \eta t + \sum_{i=1}^{p+1} \gamma_i jy_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \delta_i y_{t-i} + v_t \quad (4)$$

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

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

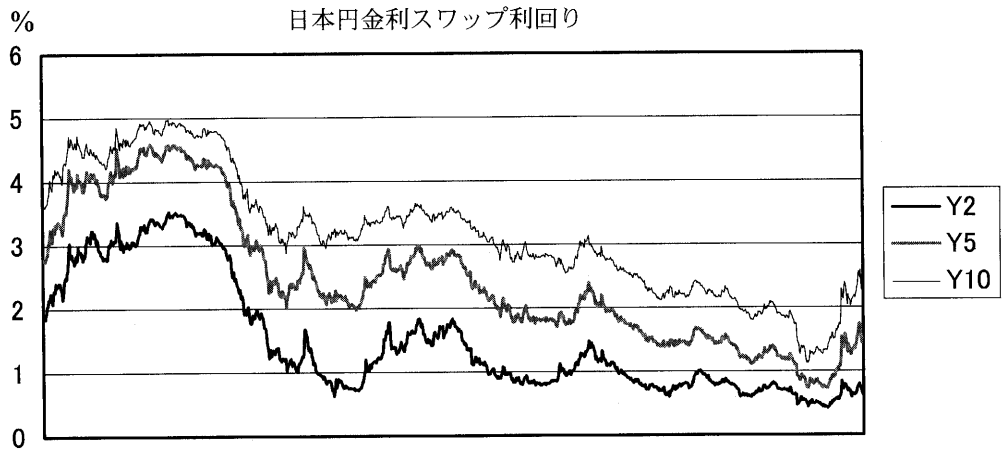
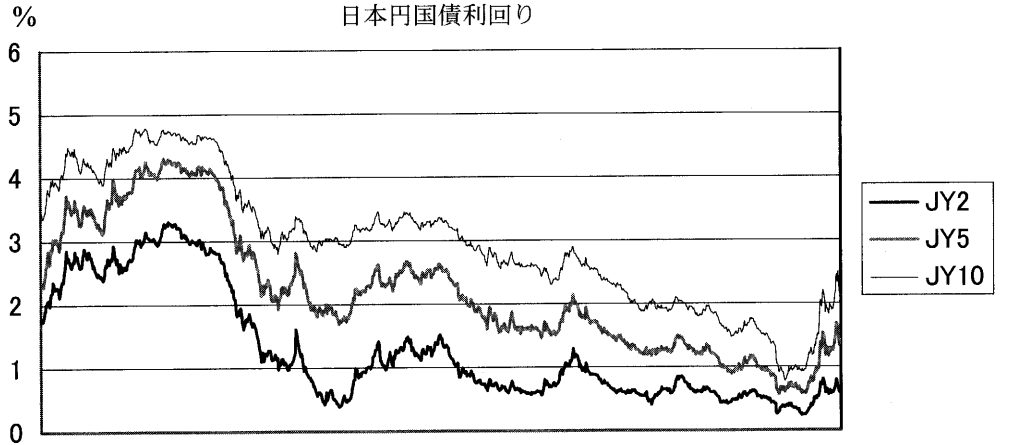
3. 分析に利用するデータ

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⁹。円金利スワップレートについても、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る。

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の期間には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。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。

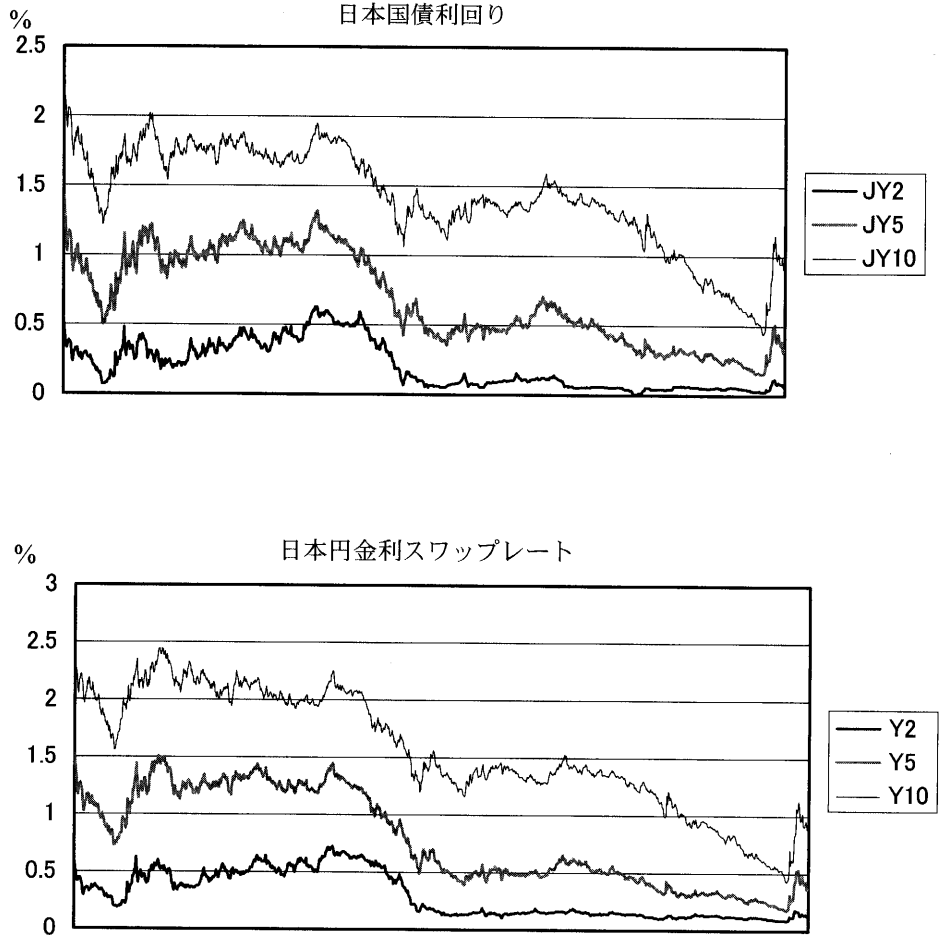
⁹ 1998年11月までは東京証券取引所に上場の国債小口価格を利用し、1998年12月以降は大手証券会社が公表する日本国債終値を利用した。

図1 データの推移—標本A



(注) 日次ベースの推移を1994年1月4日から1999年2月12日まで表示した。
JY 3 = 日本国債 2 年物 Y 2 = 円金利スワップ 2 年物
JY 5 = 日本国債 5 年物 Y 5 = 円金利スワップ 5 年物
JY10 = 日本国債10年物 Y10 = 円金利スワップ10年物

図2 データの推移—標本



(注) 日次ベースの推移を1992年2月15日から2003年7月30日まで表示した。
 JY 3 = 日本国債 2 年物 Y 2 = 円金利スワップ 2 年物
 JY 5 = 日本国債 5 年物 Y 5 = 円金利スワップ 5 年物
 JY10 = 日本国債10年物 Y10 = 円金利スワップ10年物

4. 実証分析の結果

4.1 単位根検定

すべての時系列に関して、単位根が存在するという帰無仮説は5%の有意水準で棄却できない。すなわち、すべての変数は非定常な変数であると判断して差し支えないと考える。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
JY2	-0.873	-1.603
JY3	-0.879	-1.832
JY4	-0.840	-2.051
JY5	-0.716	-2.365
JY7	-0.757	-2.409
JY10	-0.680	-1.970
Y2	-0.805	-1.843
Y3	-0.793	-2.063
Y4	-0.644	-2.045
Y5	-0.640	-2.242
Y7	-0.669	-2.410
Y10	-0.777	-2.547

- (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。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、すべての変数は単位根を有すると判断できる。ラグは AIC 基準で選択した。
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。
JYは日本国債利回り、Yは日本円金利スワップレート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
2JY	-2.120	-2.349
3JY	-2.295	-2.366
4JY	-2.259	-2.581
5JY	-2.188	-2.745
7JY	-2.137	-3.072
10JY	-2.217	-2.807
2Y	-1.387	-1.951
3Y	-1.398	-1.945
4Y	-1.663	-1.990
5Y	-1.595	-2.107
7Y	-1.504	-2.510
10Y	-1.395	-2.799

- (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。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、すべての変数は単位根を有すると判断できる。ラグは AIC 基準で選択した。
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。
JYは日本国債利回り、Yは日本円金利スワップレートをそれぞれあらわす。

表2 PP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
JY2	-0.725	-1.624
JY3	-0.755	-1.969
JY4	-0.737	-2.322
JY5	-0.716	-2.782
JY7	-0.758	-2.908
JY10	-0.681	-2.466
Y2	-0.667	-1.988
Y3	-0.678	-2.270
Y4	-0.645	-2.495
Y5	-0.640	-2.705
Y7	-0.669	-2.962
Y10	-0.778	-2.940

(注) 1. PP (Phillips/Perron) 検定を利用して原系列の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。

JYは日本国債利回り, Yは日本円金利スワップレート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
2JY	-2.137	-2.353
3JY	-2.297	-2.645
4JY	-2.261	-2.866
5JY	-2.190	-3.028
7JY	-2.139	-3.319
10JY	-2.219	-3.191
2Y	-1.599	-1.879
3Y	-1.647	-1.931
4Y	-1.664	-2.039
5Y	-1.597	-2.135
7Y	-1.506	-2.519
10Y	-1.396	-2.800

(注) 1. PP (Phillips/Perron) 検定を利用して原系列の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。

JYは日本国債利回り, Yは日本円金利スワップレートをそれぞれあらわす。

この変数が $I(1)$ であるかどうかを検定するために、現時系列で階差を1回取ったデータを用いて、ADF 検定、PP 検定を行った。その結果、すべての変数に関して、単位根が存在する可能性は5%水準で棄却できる。したがって、すべての変数を $I(1)$ とみなすことが可能である。結果は表3と表4に示した。単位根検定の結果から、本章の分析において、単位根を含む非定常な時系列に対応できる共和分検定を利用するのが、妥当であると考えられる。

4.2 共和分検定

Engle/Granger (1987) の共和分検定で日本国債利回りと円金利スワップレートの関係を分析した。標本Aでは、2年物から10年物の範囲で共和分の関係を確認できた。一方、標本Bでは2年物から4年物の範囲で共和分の関係が確認できたが、5年物から10年物の範囲では共和分の関係を見出せなかった。結果は表5に示した。

この検定結果から、標本Aでは全てのゾーンで日本国債利回りと円金利スワップレートは相互にかい離せずに推移していたといえる。一方、標本Bでは5年物から10年物の中長期ゾーンで、日本国債利回りと円金利スワップレートは個別の動きを見せ、2つの市場は分断していたと考えられる。

次に Stock/Watson (1993) の Dynamic OLS を用いて $\beta = 1$ を検定した。標本Aでは2年物から7年物の範囲で $\beta = 1$ を棄却できなかった。10年物では β は1より小さく、0.952だった。結果は表6に示した。したがって、2年物から7年物の範囲では日本国債の利回りが1%変動すると、円金利スワップレートも1%変動した。このためスワップスプレッドは一定の幅で推移したとみられる。10年物では日本国債の利回りが1%変動すると、円金利スワップレートは1%未満の変動に止まった。このためスワップスプレッドは金利上昇期には縮小し、金利低下期には拡大したと考えられる。

一方、標本Bでは全期間構造で β は1より大きいことがわかった。したがって、日本国債の利回りが1%変動すると、円金利スワップレートは1%を超える変動をみせた。このためスワップスプレッドは金利上昇期には拡大し、金利低下期には縮小したとみられる。

4.3 Granger因果性の検定

Toda/Yamamoto (1995) による Granger 因果性検定を行い、日本国債利回りが円金利スワップレートに影響を与えたのか、あるいは、円金利スワップレートが日本国債利回りに影響を与えたのかを確認した。

標本Aでは5年物を除く期間構造で、日本国債利回りと円金利スワップレートが相互に影響を及ぼしながら推移した¹⁰。それぞれの影響度の大きさをみると、総じて、日本国債利回りの影響度が大きかった。結果は表7に示した。標本Bでは10年物を除く期間構造で、日本国債利回

¹⁰ 5年物では日本国債利回りから円金利スワップレートへの因果性は確認できた。

表3 ADF検定の結果(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
$\Delta JY2$	-30.388*	-30.336*
$\Delta JY3$	-31.396*	-31.374*
$\Delta JY4$	-32.166*	-32.147*
$\Delta JY5$	-32.949*	-33.002*
$\Delta JY7$	-35.248*	-35.667*
$\Delta JY10$	-32.878*	-33.147*
$\Delta Y2$	-31.653*	-31.535*
$\Delta Y3$	-32.126*	-32.058*
$\Delta Y4$	-33.047*	-32.970*
$\Delta Y5$	-33.619*	-33.553*
$\Delta Y7$	-34.640*	-34.831*
$\Delta Y10$	-27.092*	-27.335*

(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、すべての変数は $I(1)$ であると判断できる。ラグは AIC 基準で選択した。

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。
JYは日本国債利回り、Yは日本円金利スワップレート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
$\Delta JY2$	-24.098*	-24.145*
$\Delta JY3$	-24.241*	-24.513*
$\Delta JY4$	-24.797*	-25.153*
$\Delta JY5$	-25.148*	-25.442*
$\Delta JY7$	-33.645*	-33.839*
$\Delta JY10$	-32.878*	-32.828*
$\Delta Y2$	-24.316*	-24.372*
$\Delta Y3$	-23.920*	-24.099*
$\Delta Y4$	-30.670*	-31.125*
$\Delta Y5$	-31.596*	-32.043*
$\Delta Y7$	-33.374*	-33.639*
$\Delta Y10$	-33.037*	-33.087*

(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、すべての変数は $I(1)$ であると判断できる。ラグは AIC 基準で選択した。

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。
JYは日本国債利回り、Yは日本円金利スワップレートをそれぞれあらわす。

表4 PP検定の結果（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
$\Delta JY2$	-30.412*	-31.424*
$\Delta JY3$	-31.421*	-31.424*
$\Delta JY4$	-32.191*	-32.197*
$\Delta JY5$	-32.975*	-32.984*
$\Delta JY7$	-32.276*	-35.280*
$\Delta JY10$	-32.904*	-32.951*
$\Delta Y2$	-31.678*	-31.684*
$\Delta Y3$	-32.152*	-32.159*
$\Delta Y4$	-33.073*	-33.082*
$\Delta Y5$	-33.646*	-33.654*
$\Delta Y7$	-34.667*	-34.673*
$\Delta Y10$	-35.516*	-35.519*

(注) 1. PP (Phillips/Perron) 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、I(1)であると判断できる。

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。

JYは日本国債利回り、Yは日本円金利スワップレート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
$\Delta JY2$	-30.026*	-30.029*
$\Delta JY3$	-30.263*	-30.271*
$\Delta JY4$	-31.250*	-31.257*
$\Delta JY5$	-32.402*	-32.408*
$\Delta JY7$	-33.676*	-33.680*
$\Delta JY10$	-32.908*	-32.911*
$\Delta Y2$	-28.966*	-28.966*
$\Delta Y3$	-29.236*	-29.239*
$\Delta Y4$	-30.698*	-30.703*
$\Delta Y5$	-31.624*	-31.630*
$\Delta Y7$	-33.405*	-33.408*
$\Delta Y10$	-33.097*	-33.097*

(注) 1. PP (Phillips/Perron) 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、I(1)であると判断できる。

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。

JYは日本国債利回り、Yは日本円金利スワップレートをそれぞれあらわす。

りと円金利スワップレートが相互に影響を及ぼしながら推移した¹¹。それぞれの大きさをみると、総じて、円金利スワップレートの影響度が大きかった。結果は表8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
JY2-Y2	-3.966*
JY3-Y3	-3.568*
JY4-Y4	-3.336**
JY5-Y5	-3.317**
JY7-Y7	-3.662*
JY10-Y10	-3.192**

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
JY2-Y2	-4.187*
JY3-Y3	-4.092*
JY4-Y4	-4.242*
JY5-Y5	-2.254
JY7-Y7	-2.400
JY10-Y10	-2.726

- (注) 1. Engle/Granger (1987) の共和分検定で日本国債利回りと円金利スワップレートの関係を調べた。標本Aでは全期間で共和分のある。標本Bでは2年物から5年物の範囲で共和分のある。
2. **, *はそれぞれ10%水準, 5%水準で有意であることを示す。棄却値は Mackinnon (1991) から5%が-3.3377, 10%が-3.0462である。
3. JYは日本国債利回り, Yは日本円金利スワップレートをそれぞれあらわす。

¹¹ 10年物では日本国債利回りと円金利スワップ間で相互に因果性が確認できなかった。

表6 共和分ベクトル検定の結果

標本A (1994年1月4日から1999年2月12日)

変数名	β	修正SE	検定統計量
JY2-Y2	1.026	0.021	1.235*
JY3-Y3	1.055	0.032	1.732*
JY4-Y4	1.067	0.035	1.901*
JY5-Y5	1.046	0.030	1.546*
JY7-Y7	0.983	0.016	1.096*
JY10-Y10	0.952	0.013	3.692

標本B (1999年2月15日から2003年7月30日)

変数名	β	修正SE	検定統計量
JY2-Y2	1.146	0.069	2.123
JY3-Y3	1.188	0.084	2.224
JY4-Y4	1.215	0.077	2.792
JY5-Y5	1.243	0.082	2.983
JY7-Y7	1.281	0.107	2.633
JY10-Y10	1.386	0.155	2.498

- (注) 1. Stock/Watson (1993) の Dynamic OLS を用いて日本国債利回りが円金利スワップレートに与えた影響の大きさを検証した。標本Aでは2年物から7年物で $\beta = 1$ を棄却できない。標本Bでは全期間で $\beta = 1$ を棄却できる。
2. *は5%棄却値 (1.96) より小で、 $\beta = 1$ を棄却しないことを示す。
3. JYは日本国債利回り、Yは日本円金利スワップレートをそれぞれあらわす。

表7 Granger 因果性検定の結果－標本A

日本国債から円金利スワップへの因果性

変数名	ラグ	検定統計量
JY2 → Y2	13	2.173*
JY3 → Y3	7	2.463*
JY4 → Y4	11	2.202*
JY5 → Y5	4	2.680*
JY7 → Y7	9	3.684*
JY10 → Y10	10	1.964*

円金利スワップから日本国債への因果性

変数名	ラグ	検定統計量
Y2 → JY2	13	1.868*
Y3 → JY3	7	2.270*
Y4 → JY4	11	2.048*
Y5 → JY5	4	1.566
Y7 → JY7	9	2.365*
Y10 → JY10	10	2.035*

- (注) 1. 日本国債利回りと円金利スワップレート間における Granger 因果性を Toda/Yamamoto (1995) の方法を利用して分析した。5年物を除くと2つの金利が相互に影響しあっていたが、総じて国債の影響が強い。
2. *は5%水準で有意であることを示す。
3. ラグ数は AIC 基準で選択したものに1をたした。
4. JYは日本国債利回り、Yは日本円金利スワップレートをそれぞれあらわす。

表8 Granger 因果性検定の結果－標本B

日本国債から円金利スワップへの因果性

変数名	ラグ	検定統計量
JY2 → Y2	12	2.282*
JY3 → Y3	11	3.664*
JY4 → Y4	9	5.704*
JY5 → Y5	5	7.297*
JY7 → Y7	7	4.704*
JY10 → Y10	10	1.188

円金利スワップから日本国債への因果性

変数名	ラグ	検定統計量
Y2 → JY2	12	2.920*
Y3 → JY3	11	3.971*
Y4 → JY4	9	5.804*
Y5 → JY5	5	7.379*
Y7 → JY7	7	5.560*
Y10 → JY10	10	1.566

- (注) 1. 日本国債利回りと円金利スワップレート間における Granger 因果性を Toda/Yamamoto (1995) の方法を利用して分析した。10年物を除くと2つの金利が相互に影響しあっていたが、総じてスワップの影響が強い。
2. *は5%水準で有意であることを示す。
3. ラグ数は AIC 基準で選択したものに1をたした。
4. JYは日本国債利回り，Yは日本円金利スワップレートをそれぞれあらわす。

この分析結果から、標本Aと標本Bにおいて、日本国債市場と円金利スワップ市場は相互に影響を及ぼしたが、標本Aにおいては日本国債市場が主導して中長期の金利市場が形成され、一方、標本Bでは円金利スワップ市場が主導して、中長期の金利市場が成立していたと推測できる。

5. 結論と今後の課題

Morris/Neal/Rolph (1998) の方法で、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、スワップスプレッドの動向を検証することが本稿の目的であった。まず、分析に利用するデータが単位根を有することを確認してから、Engle/Granger (1987) の共和分検定で日本国債利回りと円金利スワップレートの関係を分析した。標本Aの2年物から10年物と標本B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と言えるが、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。

次に Stock/Watson (1993) の Dynamic OLS を用いて $\beta = 1$ を検定した。標本Aでは2年物から7年物の範囲で日本国債の利回りが1%変動すると、円金利スワップレートも1%変動した。このためスワップスプレッドは一定の幅で推移したとみられる。10年物では日本国債の利回りが1%変動すると、円金利スワップレートは1%未満の変動に止まった。このためスワップスプレッドは金利上昇期には縮小し、金利低下期には拡大したと考えられる。一方、標本Bでは、日本国債の利回りが1%変動すると、円金利スワップレートは1%を超える変動をみせた。このためスワップスプレッドは金利上昇期には拡大し、金利低下期には縮小したとみられる。

最後に Toda/Yamamoto (1995) による Granger 因果性検定を行い、日本国債利回りが円金利スワップレートに影響を与えたのか、あるいは、円金利スワップレートが日本国債利回りに影響を与えたのかを確認した。標本Aでは5年物を除く期間構造で、日本国債利回りと円金利スワップレートが相互に影響を及ぼしながら推移した。それぞれの影響度の大きさをみると、総じて、日本国債利回りの影響度が大きかった。一方、標本Bでは10年物を除く期間構造で、日本国債利回りと円金利スワップレートが相互に影響を及ぼしながら推移した。それぞれの影響度の大きさをみると、総じて、円金利スワップレートの影響度が大きかった。

以上みてきたように標本Bの5年以上のゾーンでは、日本国債利回りと円金利スワップレートはそれぞれがかい離した動きをみせた。また、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、変動金利の払い)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すくなった、(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、変動金利の受け)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¹²、——の3点があげられる¹³。

今後の課題としては、(1)スワップスプレッドの期間構造を分析する、(2)TED スプレッドや期間構造スプレッド、信用リスク要因を用いて、利回りスプレッドの変動要因を分析する——の2点があげられる。

¹² 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。

¹³ 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。

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.
- 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.
- Cossin, D. and H. Piroette (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*.
- 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.
- Hirayama, K. and M. Kasuya (1996), "Financial Deregulation and Divisia Monetary Aggregates in Japan," Mullineux, A (eds) *'Financial Innovation, Banking and Monetary Aggregates'*, Edward Elgar, pp.104-130.
- 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.

- 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.
- Stock, J.H. and M.W. Watson (1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, Vol.61, pp.783-820.
- 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.