



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

通貨スワップと為替スワップの 裁定関係と価格発見力

天達泰章*

馬場直彦**

naohiko.baba@boj.or.jp

No. 07-J-13
2007年11月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱30号

* 金融市場局（現総務人事局）

** 金融市場局

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。

通貨スワップと為替スワップの裁定関係と価格発見力

2007年11月

日本銀行金融市場局

天達 泰章*・馬場 直彦**

要 旨

本稿では、日本円と米ドルを1年以上の長いタームで一定期間交換する取引である通貨スワップ(スタート時とエンド時に元本を、期中とエンド時に変動金利を交換するベシス・スワップ)が、為替スワップと無裁定関係にあることを理論的かつ実証的に示すとともに、誘導型アプローチ、構造型アプローチ双方を用いて、両スワップ市場間で価格発見力を比較している。具体的には、まず、邦銀・外銀間のリスク・プレミアムの相違を考慮することによって、両スワップ価格が裁定関係にあることを理論的に示し、長期カバー付金利平價説を再考する。次に、エラー・コレクション・モデルに基づく誘導型アプローチと状態空間モデルに基づく構造型アプローチを用いて、価格発見力を両スワップ価格間で比較している。主な分析の結果を要約すると以下のとおり。(1) 二つのスワップ価格は、密接な裁定関係にある。(2) 為替スワップ市場よりも通貨スワップ市場の方が相対的に高い価格発見力を有する。誘導型アプローチ、構造型アプローチの双方の分析において、同様の結果を得た。

キーワード： 通貨スワップ、ベシス・スワップ、為替スワップ、価格発見力、エラー・コレクション・モデル、状態空間モデル、効率価格

* 日本銀行金融市場局 (現総務人事局)

** 日本銀行金融市場局 (E-mail: naohiko.baba @boj.or.jp)

本稿の作成に当たっては、松林洋一教授(神戸大学)、白石明士氏(メイトン・トラディション)、高見和行氏(三菱東京UFJ銀行)、河野圭志氏(日本銀行)、長野哲平氏(同)から有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。ただし、本稿で示されている意見およびあり得べき誤りはすべて筆者らに属し、日本銀行あるいは金融市場局の公式見解を示すものではない。

1. はじめに

1-1. 問題意識・目的

本稿は、米ドル(以下、ドル)と日本円(以下、円)を1年以上の長いターム(以下、長期ターム)で一定期間交換する取引である通貨スワップが、同じタームの為替スワップと裁定関係にあることを理論的かつ実証的に示すとともに、両スワップ市場間で価格発見力を比較する。通貨スワップとしては、近年特に市場が拡大しているベシス・スワップを用いる。これは、異なる通貨間でスタート時とエンド時に元本を、期中とエンド時に変動金利を交換するスワップ取引である¹。

邦銀・外銀双方にとって、通貨スワップ市場と為替スワップ市場は、外国通貨(以下、外貨)を調達する際に重要な市場である。特に、長期タームでの外貨調達における両スワップ市場の重要性は、近年増してきている。これら2つのスワップ取引は、一定期間、ドル資金と円資金を交換する点で、同じ経済機能を有している。歴史的には、長期タームの為替スワップ市場の流動性は、通貨スワップ市場に比べて極端に低かった。そのため、以下に述べるように、長期カバー付金利平価説を検証する先行研究の多くは、通貨スワップの価格データのみを使用している。もともと、近年では、両スワップ市場間で裁定機会がある際には、裁定取引が相応に行われているとの指摘もあるほど、長期タームの為替スワップの流動性は改善しつつある。

1-2. 長期カバー付金利平価説と先行研究

カバー付金利平価説とは、自国通貨建てで運用した場合の金利収益と、為替先物を用いて為替リスクをヘッジして外国通貨建てで運用した場合の金利収益は、裁定が働く結果等しくなるという関係を指す。例えば、ドル円におけるカバー付金利平価は、以下の式で示される。

$$\underbrace{(1 + R_{jpy})}_{\text{円建ての金利収益}} = \frac{F}{S} \times \underbrace{(1 + R_{usd})}_{\text{ドル建ての金利収益}} \quad (1)$$

円建ての金利収益 ドル建ての金利収益
 S : 為替直物レート F : 為替先物レート
 R_{jpy}, R_{usd} : 円・ドルの金利

このカバー付金利平価は、1年未満のタームの場合には短期カバー付金利平価、1年以上のタームを扱う場合には長期カバー付金利平価と称される。長期カバー付

¹ 通貨スワップには、金利(固定・変動金利)及び元本、または金利のみを交換するもの等、様々な形態がある。本稿で扱っているベシス・スワップのほかにも、金利(固定・変動金利)を交換し、元本交換を行わない通貨スワップである「クーポン・スワップ」などがある。

金利平価を巡っては、これまでに様々な実証分析が行われている。例えば、Popper[1993]、Fletcher[1994]、Takezawa[1995]などは、固定金利を交換する通貨スワップのデータを用いて、長期カバー付金利平価説を検証している²。具体的には、リスクフリー・レート(国債金利)と通貨スワップ金利の差を、自国通貨と外国通貨で比較し、以下の(2)式で示される格差 X が、統計的に無視できる大きさであるか否か、もしくはある定数周りで安定的に推移しているか否か等を検証している。その結果、1980年代後半または1990年代前半までのデータでは、 X は水準・分散ともに無視できないほど大きく、長期カバー付金利平価説は成立していなかったとの結果を提示している。

$$\left(r_{jpy} - r_{jpy}^{swap} \right) - \left(r_{usd} - r_{usd}^{swap} \right) = X$$

r_{jpy}, r_{usd} : 円・ドル国債金利 (2)

$r_{jpy}^{swap}, r_{usd}^{swap}$: 通貨スワップの円・ドル金利

もっとも、これらの先行研究では、「取引主体のリスク・プレミアムは、自国通貨及び外貨建て資金市場で等しい」という仮定を置いている点には留意が必要である。実際には、1997～98年に生じた本邦金融危機などの局面では、邦銀が外貨を市場調達する際に、主要外銀対比で大きなリスク・プレミアムが要求されたこと(ジャパン・プレミアム³)が知られており、明らかにこの仮定自体が成り立たない時期がある。先行研究では、こうしたジャパン・プレミアムの例にみられるような、各取引主体のリスク・プレミアムの相違や各取引主体の自国・外国通貨市場間におけるリスク・プレミアムの相違を考慮していない。そのため、長期カバー付金利平価説は成立していないという彼らの結論には、バイアスが生じている可能性がある。

そこで、本稿においては、各取引主体(邦銀と外銀)の自国及び外貨建て資金市場(円・ドル資金市場)におけるリスク・プレミアムの相違を考慮して、長期カバー付金利平価説を再構築する。

1-3. 近年の通貨・為替スワップ市場の変化

前述のように、長期カバー付金利平価に関する先行研究では、通貨スワップの価格データを用いて分析を行っている。しかしながら、90年代前半までとは異なり、近年では、①1年以上の長期タームでも為替スワップの利用が増加していることに加え、②通貨スワップの主要形態が、固定金利を交換する通貨スワップから変動金利を交

² 前述のように、90年代後半までは、長期タームでは為替スワップの流動性が極端に低く、通貨スワップが使用されることが多かったことから、先行研究では通貨スワップのデータが使用されてきた。なお、先行研究では、対ドルの円、マルク、ポンド、カナダドルなどの通貨ペアを分析対象としているものが多い。

³ ジャパン・プレミアムの詳細については、伊藤・原田[2002]などを参照。

換する通貨スワップへ移行していること、③為替スワップ市場と通貨スワップ市場での裁定取引も活発化していることなど、両スワップ市場における取引状況は大きく変化している。

本稿においては、こうした近年におけるスワップ市場の変化を考慮し、通貨スワップと為替スワップの双方の価格データを用いて分析を行う。なお、通貨スワップとしては、近年取引が活発に行われている変動金利を交換するベシス・スワップを用いる。

1-4. 無裁定関係と価格発見力

通貨スワップと為替スワップは、異なる通貨を一定期間交換するという意味で、同じ経済機能を有する取引である。従って、同じタームでの両スワップ取引の市場価格は、少なくとも長期的には無裁定関係にあるはずである。

2つの市場価格が長期的に無裁定関係にあるとすると、どちらの価格がよりファンダメンタルズもしくは均衡価格に近い動きをするのか、換言すれば、どちらの市場が高い価格発見力を有しているかという点が、価格機能という観点から重要な論点となる。ここで価格発見とは、一般に、「投資家の取引動機となる情報が効率的かつタイムリーに市場価格に反映すること」と定義される(Lehmann[2002])。価格発見力の検証方法としては、近年、共通のファンダメンタルズに基づいて取引される複数の市場価格の価格発見力を評価する、マイクロ・ストラクチャー的な実証分析方法が発展してきている(Gonzalo and Granger[1995]、Hasbrouck[1995]、Menkveld, Koopman and Lucas[2007]等)。

そこで本稿では、両スワップ価格が長期的に無裁定関係にあることを示した上で、これらの先行研究に沿った実証分析方法を用いて、両スワップ取引における価格発見力を比較する。具体的には、本稿では、エラー・コレクション・モデルを用いる誘導型アプローチと、状態空間(State Space)モデルを用いる構造型アプローチ、双方のアプローチを用いる。前者は、結果の解釈が難しいという問題がある一方で、推計自体は容易であるという利点がある。後者は、推計結果の頑健性をテストすることが難しい一方で、結果の解釈が容易であるという利点を有する。

1-5. 構成

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、ベシス・スワップ(通貨スワップ)と為替スワップの基本的なフレームワークを紹介する。第3節では、リスク・プレミアムの相違を考慮して両スワップ取引の裁定関係を構築し、長期カバー付金利平価説を再考する。第4節では、本稿における実証分析の枠組みを説明する。第5節では、分析結果を報告する。第6節では、結論を記す。補論では、ベシス・スワップと為替スワップの具体的な利用例を解説する。

2. ベーシス・スワップ(通貨スワップ)と為替スワップの基本的なフレームワーク

2-1. ベーシス・スワップと為替スワップの共通点と相違点

ベーシス・スワップと為替スワップの共通点は、①一定期間、異なる通貨の交換を行う取引である点に加えて、②自国通貨と外国通貨の金利差を考慮し、一定期間、金利の交換を行う取引である点である。相違点は、金利の交換の方法が、①為替スワップは直先スプレッド⁴を通じて間接的に固定金利を交換する一方、②ベーシス・スワップは変動金利を直接的に交換する点である。

2-2. ベーシス・スワップの基本的なフレームワーク

ベーシス・スワップは、スタート時とエンド時に異なる通貨を交換し、期中とエンド時に変動金利(3、6か月物LIBOR⁵が一般的)を交換する取引である。

(図表 1)ベーシス・スワップのスキーム図

図表 1 は、Aがベーシス・スワップで円資金を原資にドル資金を調達するケースを示している。Aは、スタート時にX・S円をBに渡すとともに、BからXドルを受取る。期中には、金利交換日毎に、元本⁶に変動金利を乗じたX・S・[円LIBOR+ α]円分の金利を受取り、X・ドルLIBORの金利を支払う。エンド時には、期中と同様に金利を交換するとともに、元本を交換する。 α は受取り・支払い金利に付加されるスプレッドで、実際に市場で値付けされているベーシス・スワップの価格である。ドル円では、円LIBORに付加されるのが市場慣例となっている⁷。

ベーシス・スワップは、元本の交換に加えて、3か月または6か月の変動金利を交換する取引であることから、為替取引というよりも、金利変動リスクの管理を企図した金利取引としての色彩が強い。主たる取引目的は以下のとおりである(各取引の詳細については、補論を参照)。

- ① 外貨資金繰り
- ② 金利観に基づく投機的取引、他の金融商品との裁定取引
- ③ 他の金融商品のカバー取引

⁴ 直先スプレッドは、為替先物レートと為替直物レートの差で、(1)式のカバー付金利平価式を用いて以下のように表わすことができる。

$$F - S \doteq -S \times (R_{usd} - R_{jpy})$$

⁵ LIBORはロンドン銀行間取引レート。円LIBORは、集計対象銀行16行中4行が邦銀。ドルLIBORは、16行中2行が邦銀。

⁶ 元本は、期中での為替直物レートの変化の影響を受けない。エンド時の交換レートにも、スタート時の為替直物レートが適用される。

⁷ 需給の観点から言えば、 α が正(負)の時は相対的に円(ドル)資金需要が強いことを示す。

④ ヘッジ付き外債投資・直接投資の際の外貨資金調達

⑤ 外国通貨での債券発行に際してのヘッジ取引

ベシス・スワップは、通常1年から30年程度の長いタームで取引される。近年、金利リスクのより厳格な管理の観点から、通貨スワップの金利取引において、固定金利よりも変動金利を選好する金融機関が多くなっている。そのため、ベシス・スワップの流動性が高まったとの指摘もある。

2-3. 為替スワップの基本的なフレームワーク

為替スワップは、スタート時の為替直物レートと、エンド時の自国通貨と外国通貨の金利差が織り込まれた為替先物レートとの交換という形で、固定金利の交換をし、異なる通貨を交換する取引である。

(図表 2) 為替スワップのスキーム図

図表2は、Aが為替スワップで円資金を原資にドルを調達するケースを示している。Aは、スタート時に、為替直物レートで評価した $X \cdot S$ 円をBに渡し、Xドルを調達する。エンド時には、BにXドルを返す一方で、Bからスタート時の為替先物レートで評価した $X \cdot F$ 円を受取る。ここで、為替直物レートと先物レートの差である直先スプレッドには、スタート時からエンド時までの期間に対応した自国通貨と外国通貨の金利差が織り込まれている。

為替スワップの主たる取引目的は以下のとおりである(各取引の詳細については、補論を参照)。

① 外貨資金繰り

② 金利観に基づく投機的取引、他の金融商品との裁定取引

③ ヘッジ付き外債投資・直接投資の際の外貨資金調達

④ 輸出・輸入企業などによる為替予約のカバー取引

⑤ 外為証拠金取引

為替スワップの中で流動性の高いタームは1年未満である。東京に拠点を持つブローカー経由の取引高をみると、1年未満のタームの取引は全体の約98%程度を占めている。しかし、2000年代入り後、1年以上のタームについても、1~3年程度のタームを中心として、流動性が相応に高まってきている。実際に、「長期の為替予約を、以前は、ベシス・スワップなどの他の金融商品を使用してカバーすることがあったが、為替スワップの流動性が高まったことで、為替スワップを使用して概ねカバーしている」との市場参加者の指摘も聞かれる。

2-4. ベーシス・スワップの固定金利化と裁定機会

ベーシス・スワップは変動金利取引であるため、為替スワップ(為替直先スプレッド)に反映されている固定金利と直接比較することはできない。裁定取引を行うためには、ベーシス・スワップの変動金利を固定金利に変換する必要がある。そこで、変動金利を固定金利と交換する金利スワップ⁸を組み合わせることによって、ベーシス・スワップを固定金利化する。

実際に、1~3年のタームでは、為替スワップとベーシス・スワップとの間で裁定取引を行う金融機関がいるなど、裁定機会を狙った取引が増えているとの指摘がある。近年、裁定取引が活発化した背景には、長期タームでの外貨資金調達手段が、キャッシュ市場、為替スワップ市場、ベーシス・スワップ市場、サムライ債市場⁹等の外貨建て起債市場などへ拡大したこともある。すなわち、各市場の流動性が改善していること¹⁰や裁定関係が多面化したことで、裁定機会を得やすくなったとの指摘もある。

次節では、ベーシス・スワップと為替スワップの裁定関係を構築することを通じて、長期カバー付金利平価説を再考する。

3. ベーシス・スワップと為替スワップの裁定関係：長期カバー付金利平価説の再考

3-1. リスク・プレミアムの導入

前述のように、長期カバー付金利平価説を扱う先行研究では、各取引主体の信用力等に起因するリスク・プレミアムの相違を考慮せずに無裁定条件を検証している¹¹。しかしながら、1990年代後半の本邦金融危機などの局面では、邦銀が外貨を市場調達する際に、主要外銀対比で大きなリスク・プレミアムが要求されたことが知られている(ジャパン・プレミアム)。このほかにも、同じ取引主体であっても、異なる通貨市場では、異なる水準のリスク・プレミアムが付加される可能性もある。

⁸ 金利スワップは、一定期間、同一通貨の変動金利と約定日に決定された固定金利を交換する取引である。元本の交換は行わず、年に数回の金利交換日に、金利に元本を掛けた額を交換する。変動金利は、3、6か月物のLIBORが使用され、交換レートは、毎回金利交換日の2営業日前のレートが適用される。

⁹ サムライ債とは、海外の発行体が日本国内で発行する円建て債券のことを指す。1970年にアジア開発銀行が発行した円建て債券が、初のサムライ債とされている。

¹⁰ 流動性の低い市場間での裁定取引では、仮に裁定機会があったとしても、裁定が働かない可能性が高い。その場合、裁定機会を狙ったポジションは、時価評価によって損失とみなされてしまう可能性がある。

¹¹ Popper[1993]、Fletcher and Taylor[1994, 1996]、Takezawa[1995]などを参照。Fletcher and Taylor[1994, 1996]とFletcher and Sultan[1997]では、取引コストを勘案し推計モデルを拡張しているが、リスク・プレミアム格差は考慮していない。

(図表 3) 邦銀・外銀のリスク・プレミアム

図表 3 は、邦銀と外銀それぞれの円資金市場とドル資金市場におけるリスク・プレミアムと、円資金市場・ドル資金市場間でのリスク・プレミアム格差を示している。ここでは、邦銀と外銀それぞれの円・ドル資金市場間でのリスク・プレミアム格差を、①円・ドル各々について、1年物の銀行調達金利(TIBOR¹²、LIBOR)から1年物のリスクフリー・レート(国債金利)を引いてリスク・プレミアムを算出した上で、②円資金市場のリスク・プレミアムからドル資金市場のリスク・プレミアムを差し引いて算出している。

図表 3 から明らかなように、円・ドル資金市場ともに、90年代後半に邦銀のリスク・プレミアムが外銀のリスク・プレミアムを大きく上回って推移し、ジャパン・プレミアムが発生していたことがわかる。また、邦銀・外銀ともに、円資金市場よりもドル資金市場で、リスク・プレミアムが大きいことがわかる。特に、邦銀の円・ドル資金市場間でのリスク・プレミアム格差は、90年代後半に大きく拡大した。

西岡・馬場[2004]では、邦銀・外銀間のリスク・プレミアムの相違と各々のドル・円資金市場間でのリスク・プレミアム格差に着目し、為替スワップの円転コスト(為替スワップに織り込まれている円資金調達金利)の決定メカニズムを分析している。図表 4 では、西岡・馬場[2004]に基づいて、邦銀(外銀)によるドル(円)調達方法を大きく、①ドル(円)資金市場から直接ドル(円)を調達する方法と、②円(ドル)資金市場から円(ドル)を調達し、為替スワップもしくはベシス・スワップ市場でドル(円)にする方法の2つに類型化している。

(図表 4) 邦銀・外銀の資金調達金利と外貨調達方法

本稿においても、西岡・馬場[2004]と同様に、リスク・プレミアム格差を考慮した円・ドル資金調達金利を用いて、ベシス・スワップ、為替スワップの無裁定条件を構築し、長期カバー付金利平価説を再考する。なお、本稿におけるリスク・プレミアムは、実際の資金調達コストとリスクフリー・レートとの格差として定義され、信用リスク・プレミアム、流動性リスク・プレミアム、需給要因など様々な要因によって発生し得るものと包括的に捉えている。

¹² TIBORは東京銀行間取引レート。円TIBORは集計対象銀行15行中14行が邦銀。ドルTIBORは、9行中7行が邦銀。

3-2. ベーシス・スワップの спреッド α の理論的導出

ベーシス・スワップの спреッド α の理論的導出を行う。邦銀が円支払い・ドル受取りのドル円ベーシス・スワップを行うと仮定する。邦銀によるベーシス・スワップを用いたドル資金調達コストは、①ベーシス・スワップで円を支払うための円資金調達コスト（金利）、②ドル金利支払い、③ベーシス・スワップにおける円金利受取り、の合計である。邦銀はドル資金市場からも直接ドルを調達することができるため、ベーシス・スワップ市場とドル資金市場の間で十分に裁定が働くと、両市場における調達コストは一致し、以下のような無裁定条件式が成立するはずである。邦銀によるベーシス・スワップの相手方となる外銀についても、同様の無裁定条件式を構築できる。

邦銀にとっての無裁定条件式

$$(1 + r_{jpy} + \phi_{jpy}) + [(1 + r_{usd}) - (1 + r_{jpy} + \alpha)] = 1 + r_{usd} + \phi_{usd} \quad (3)$$

円資金市場調達コスト ドル金利支払い 円金利受取り ドル資金市場調達コスト
 ───
 ベーシス・スワップによるドル資金調達コスト

外銀にとっての無裁定条件式

$$(1 + r_{usd} + \theta_{usd}) + [(1 + r_{jpy} + \alpha) - (1 + r_{usd})] = 1 + r_{jpy} + \theta_{jpy} \quad (4)$$

ドル資金市場調達コスト 円金利支払い ドル金利受取り 円資金市場調達コスト
 ───
 ベーシス・スワップによる円資金調達コスト

r_{jpy}, r_{usd} : 円、ドル資金市場のリスクフリー・レート

ϕ_{jpy}, ϕ_{usd} : 邦銀の円、ドル資金市場におけるリスク・プレミアム

$\theta_{jpy}, \theta_{usd}$: 外銀の円、ドル資金市場におけるリスク・プレミアム

(3)、(4)式で示される2つの無裁定条件式から以下の式が導出される。

$$\alpha = \phi_{jpy} - \phi_{usd} = \theta_{jpy} - \theta_{usd} \quad (5)$$

すなわち、スプレッド α は、邦銀の円・ドル資金市場間でのリスク・プレミアム格差、外銀の円・ドル資金市場間でのリスク・プレミアム格差と一致する。

3-3. 為替スワップの спреッド β の理論的導出

為替スワップは、為替直物・先物取引を組み合わせた取引である。(1)式のカバー付金利平価式では、通常、直先スプレッドに反映される自国通貨と外国通貨の金利格差をリスクフリー・レート格差として捉えている。しかしながら、実際に直先スプレッドに反映される自国通貨と外国通貨の金利格差は、取引する金融機関の信用リスク・プレミアム格差、為替先物・為替スワップ市場での需給や、為替先物レートに織り込まれる市場参加者の金利観など、単純な内外リスクフリー・レート格差以外の要素も含んでいる可能性が高い。この点を考慮して無裁定条件式を再考するために、以下のようにリスクフリー・レート格差と実際に直先スプレッドに反映されている金利格差との間のスプレッドとして、 β を定義する。

$$\frac{F}{S} = \frac{1+r_{jpy} + \beta}{1+r_{usd}} \quad (6)$$

以上の前提の下に、邦銀が円支払い・ドル受け取りのドル円為替スワップを行うケースを考える。以下に示すように、邦銀の為替スワップでのドル資金調達コスト¹³ ((7)式左辺)と、ドル資金市場からの調達コスト(同右辺)は、両市場間で裁定活動が十分に行われる場合には、一致する必要がある。邦銀の取引相手となる外銀についても、同様の無裁定条件式を構築できる。

邦銀にとっての無裁定条件式

$$\underbrace{\frac{S}{F}(1+r_{jpy} + \phi_{jpy})}_{\text{為替スワップによるドル調達コスト}} = \underbrace{1+r_{usd} + \phi_{usd}}_{\text{ドル資金市場調達コスト}} \quad (7)$$

為替スワップによるドル調達コスト ドル資金市場調達コスト
(円投コスト)

外銀にとっての無裁定条件式

$$\underbrace{1+r_{jpy} + \theta_{jpy}}_{\text{円資金市場調達コスト}} = \underbrace{\frac{F}{S}(1+r_{usd} + \theta_{usd})}_{\text{為替スワップによる円調達コスト}} \quad (8)$$

円資金市場調達コスト 為替スワップによる円調達コスト
(円転コスト)

(6)式と、(7)、(8)式で示される2つの無裁定条件式を対数近似することによって、

¹³ 為替スワップ市場では、円を原資にドル資金を調達する取引は「円投ドル転」と称される。同様に、ドルを原資に円資金を調達する取引は「ドル投円転」と称される。

以下の式を導出できる。

$$\beta \approx \phi_{jpy} - \phi_{usd} = \theta_{jpy} - \theta_{usd} \quad (9)$$

すなわち、スプレッド β は、邦銀の円・ドル資金市場間でのリスク・プレミアム格差、外銀の円・ドル資金市場間でのリスク・プレミアム格差と近似的に等しくなる。

3-4. 長期カバー付金利平価説とベースス・為替スワップ間の無裁定関係

3-2、3-3 節の結果から、為替スワップとベースス・スワップの間には、以下の無裁定関係が成立する。

$$\phi_{jpy} - \phi_{usd} = \theta_{jpy} - \theta_{usd} = \alpha \approx \beta \quad (10)$$

本節では、長期カバー付金利平価を、邦銀・外銀の円・ドル資金市場でのリスク・プレミアムを考慮した上で、ベースス・スワップ、為替スワップ双方の無裁定関係の構築を通して考察した。その結果、各市場間で無裁定条件が成立するとき、両スワップのスプレッドは、邦銀・外銀に対するリスク・プレミアムの円・ドル資金市場間格差と等しくなることが導かれた。すなわち、先行研究の長期カバー付金利平価説では、(2)式の格差 X がゼロもしくはある定数周りで安定的であるか否かを検証していたが、邦銀・外銀の円・ドル資金市場でのリスク・プレミアムを考慮することによって、有意にゼロとは異なる、もしくは安定的ではない格差 X の存在と長期カバー付金利平価説は、両立し得るものであることが示されたことになる。

更に、両スワップのスプレッド α と β は、裁定が十分に行われれば、等しくなるべきことも示された。次節以降では、両市場で無裁定関係が成立しているかどうか、更には、長期的に成立しているとして、どちらの市場でよりファンダメンタルズに近いレート形成が行われているか、すなわち高い価格発見力を有するかを実証的に明らかにする。

4. 実証分析の枠組み

4-1. 長期均衡(共和分)関係と効率価格

前節では、ベースス・スワップと為替スワップの価格は、共通のファンダメンタルズで決定されており、無裁定関係にあることを示した。もっとも、各市場における参加者の偏りや、各取引の主たる利用目的の相違などに起因する一時的な需給要因などにより、短期的には、両者は乖離する局面もあると予想できる¹⁴。

¹⁴ 正確には、手数料等の取引コストのため、長期均衡関係においても、両価格は完全には一致し

共通のファンダメンタルズをプライシングしていると考えられる2つの価格間の関係を分析した代表的な研究例として、Gonzalo and Granger[1995]、Hasbrouck[1995]、Menkveld, Koopman and Lucas[2007]等がある。これらの先行研究では、長期均衡関係を作り出す共通のファンダメンタルズをefficient price(効率価格)と定義している点で共通している。ただし、Menkveld, Koopman and Lucas [2007]では、状態空間モデルを用いて、効率価格を直接推計している(以下、構造型アプローチ)のに対し、Gonzalo and Granger [1995]、Hasbrouck [1995]では、効率価格を直接的に推計するのではなく、エラー・コレクション・モデルを用いて価格間の関係を推計することにより、そこから導出される構造的な価格の構成要素を間接的に推測しようとしている(以下、誘導型アプローチ)点で、本質的に異なる¹⁵。

本稿においても、これらの先行研究と同様に、価格 α と β に、同一の経済機能を有することに起因する効率価格(m)が存在すると仮定する。加えて、各市場固有の取引コストや需給要因等により変動し得る価格要素として、固有価格(I)が存在すると仮定する。例えば、サムライ債発行時のヘッジ取引は、為替スワップ市場ではなく、ベースス・スワップ市場で行われるなど、両市場ともに固有の取引がみられる。固有価格は、こうした両市場の特徴を捉えることを企図したものである。

具体的には、観察可能な価格 α と β は、効率価格と固有価格に加えて、各市場固有の平均ゼロの確率変数である誤差項(w)の和として、以下のように定式化する。

$$\alpha_t = m_t + I_{\alpha,t} + w_{\alpha,t} \quad (11)$$



$$\beta_t = m_t + I_{\beta,t} + w_{\beta,t} \quad (12)$$

(11)、(12)式に期待値をとり、辺々差し引くことによって、長期均衡(共和分)関係式を導出することができる。

$$\begin{aligned} E[\alpha_t - \beta_t] &= E[I_{\alpha} - I_{\beta}] \\ \Rightarrow \bar{\alpha} - \bar{\beta} &= \bar{C} \end{aligned} \quad (13)$$

こうして、長期的には、 α と β の格差は一定の値 \bar{C} に収束することが示される。

ない可能性もある。

¹⁵ Blanco et al.[2005]は、Gonzalo and Granger[1995]、Hasbrouck[1995]の誘導型アプローチに基づき、CDS(Credit Default Swap)市場と社債市場間における価格発見力について分析している。

4-2. 効率価格に対する反応の相違を考慮したモデル

4-1 節で考察したモデルは「観察価格 α と β の変化には、効率価格の変化分がそのまま反映される」という単純な設定に基づいていた。しかし実際には、2 つの価格では、効率価格に対する反応度合いが異なる可能性がある。この点を考慮し、以下のような価格構造を考える。各市場固有の誤差項 (v) は、効率価格では説明できない、平均ゼロの確率変数である。なお、固有価格は単純化のため捨象した。

$$\alpha_t = c_\alpha m_t + v_{\alpha,t} \quad (14)$$

$$\beta_t = c_\beta m_t + v_{\beta,t} \quad (15)$$

(14)、(15)式にそれぞれ期待値をとり、辺々割ることで、以下のような長期均衡(共和分)関係を導出することができる。

$$\begin{aligned} \frac{E[\alpha_t]}{E[\beta_t]} &= \frac{c_\alpha E[m_t]}{c_\beta E[m_t]} \Rightarrow \frac{\bar{\alpha}}{\bar{\beta}} = \frac{c_\alpha}{c_\beta} \\ \Rightarrow \bar{\alpha} - \frac{c_\alpha}{c_\beta} \bar{\beta} &= 0 \quad \left(\frac{c_\alpha}{c_\beta} \equiv \omega \right) \end{aligned} \quad (16)$$

$$\begin{aligned} \text{if } \frac{c_\alpha}{c_\beta} = 1, \quad \text{then } \bar{\alpha} - \bar{\beta} &= 0 \\ \frac{c_\alpha}{c_\beta} \neq 1, \quad \text{then } \bar{\alpha} - \omega \bar{\beta} &= 0 \end{aligned}$$

このように、効率価格に対する反応係数である c が、価格 α と β で異なる場合には、長期均衡(共和分)関係の ω は必ずしも 1 の値をとらない¹⁶。

4-1、4-2 節で示したモデルからは、長期均衡(共和分)関係を一意に導出することが出来ることから、誘導型アプローチであるエラー・コレクション・モデルを用いて分析することが可能である。その場合、4-1 節のモデルの共和分ベクトルは $[1, -1, C]$ 、4-2 節の共和分ベクトルは $[1, -\omega, C]$ と表される。本稿では、 ω が 1 となる場合を完全な無裁定条件が成立するケースと称する。

4-3. 固有価格と反応の相違の双方を考慮したモデル

本稿では、以下のモデルのように、①固有価格と、②効率価格に対する反応の相

¹⁶ 誘導型アプローチの分析では、 ω の値を求めることができるが、各係数 c の大きさを識別することは出来ない。一方、構造型アプローチの分析では、これらを識別することが可能である。

達の双方の可能性を考慮したより一般的な定式化を行う。

$$\alpha_t = c_\alpha m_t + I_\alpha + s_{\alpha,t} \quad (17)$$

$$\beta_t = c_\beta m_t + I_\beta + s_{\beta,t} \quad (18)$$

しかしながら、このモデルからは、厳密なかたちで長期均衡関係を導出することができないため、エラー・コレクション・モデルに基づく誘導型アプローチで分析することは適当ではない。そこで、状態空間モデルに基づく構造型アプローチを用いて、効率価格 (m) や固有価格 (I) を直接推計し、識別を試みる。

4-4. 本稿における実証分析方針

効率価格と価格発見力に関して、本稿では以下の2つの手法を用いて実証分析を行う。

第一に、Gonzalo and Granger[1995]、Hasbrouck[1995]と同様に、エラー・コレクション・モデルに基づく誘導型アプローチにより、ベシス・スワップ・為替スワップ間での無裁定関係を検証するとともに、価格発見力の相対的な大きさを比較する。その際に、4-1節、4-2節で導出した長期均衡(共和分)関係を基に、本稿では以下のかたちで長期均衡関係を定式化する。

$$\alpha_t - \omega\beta_t + C = 0 \quad (19)$$

第二に、各観察価格の構成要素を各々識別可能なかたちで定式化する構造型アプローチを用いて、効率価格等の直接推計を試みる。具体的には、Menkveld, Koopman and Lucas[2007]で示された構造型モデルを拡張し、状態空間モデルにより推計を試みている。加えて、推計された効率価格の決定要因を分析する。

4-5. 誘導型アプローチ

Gonzalo and Granger[1995]、Hasbrouck[1995]による誘導型アプローチに基づく価格発見力テストの概要を説明する。

今、2つの価格 α と β が、①同次数で非定常過程にあり、②共和分関係にあるとき、エラー・コレクション・モデルで分析することが可能になる。以下のように、エラー・コレクション・モデルは、2変数間の長期均衡(共和分)関係からの各々の価格の乖離を誤差修正項 (EC 項: Error Correction Term) として、VAR型モデルに組み入れたモデルである。

$$\Delta\alpha_t = \lambda_\alpha EC_{t-1} + \sum_{j=1}^k a_{\alpha,j} \Delta\alpha_{t-j} + \sum_{j=1}^k b_{\alpha,j} \Delta\beta_{t-j} + \varepsilon_t \quad (20)$$

$$\Delta\beta_t = \lambda_\beta EC_{t-1} + \sum_{j=1}^k a_{\beta,j} \Delta\alpha_{t-j} + \sum_{j=1}^k b_{\beta,j} \Delta\beta_{t-j} + \mu_t \quad (21)$$

$$EC_t = \alpha_t - \omega\beta_t + C \quad (22)$$

誤差修正メカニズムが完全に働いている場合、調整係数 λ_α は負、 λ_β は正の値をとる。また、効率価格に対する価格 α と β の反応が同一の場合、各 EC 項で表される共和分ベクトル $[1, -\omega, C]$ では、 $\omega=1$ となる(完全な無裁定条件の成立)。

なお、(20)-(22)式で示されているシステムは、Baillie et al.[2002]で示されているように、残差項のみの移動平均モデル(VMA: Vector Moving Average)で書き換えることができる。

$$\Delta\alpha_t = \varepsilon_t + \Psi_{\alpha,1}\varepsilon_{t-1} + \Psi_{\alpha,2}\varepsilon_{t-2} + \Psi_{\alpha,3}\varepsilon_{t-3} + \dots = \Psi_\alpha(L)\varepsilon_t \quad (23)$$

$$\Delta\beta_t = u_t + \Psi_{\beta,1}u_{t-1} + \Psi_{\beta,2}u_{t-2} + \Psi_{\beta,3}u_{t-3} + \dots = \Psi_\beta(L)u_t \quad (24)$$

$\Psi(L)$: ラグ・オペレーター

次に、価格の1階差として表現されている(23)、(24)式を、価格水準に変換する。

$$\alpha_t = \psi_\alpha \sum_{s=1}^t \varepsilon_s + \Psi_\alpha^*(L)\varepsilon_t \quad (25)$$

$$\beta_t = \psi_\beta \sum_{s=1}^t u_s + \Psi_\beta^*(L)u_t \quad (26)$$

$\Psi^*(L)$: ラグ・オペレーター

(25)、(26)式の第1項は、共通の値(ψ)で括ることができる各期の残差の集まりである。これは、価格に長期的な影響を与える残差の部分を示している。一方、第2項は、価格に一時的な影響を与える残差の部分を示している。ここで、(25)、(26)式の第1項と、(16)式で説明した効率価格の部分の関係をより仔細に示すと以下のようになり、 ψ が長期均衡関係のメカニズムを示していることがわかる。

$$\frac{\psi_\alpha \sum_{s=1}^t \varepsilon_s}{\psi_\beta \sum_{s=1}^t u_s} = \frac{c_\alpha m}{c_\beta m} \equiv \omega \quad (27)$$

4-6. 価格発見力テスト

以上のようなエラー・コレクション・モデルを基に、Gonzalo and Granger[1995]とHasbrouck[1995]は、価格発見力を以下のように定義し、それぞれ価格発見力指標を提案している。

•Gonzalo and Granger の定義と指標

複数の市場間での共和分(長期均衡)関係が一時的に崩れた際に、相対的に反応が小さい市場が、より高い価格発見力を有する。

$$GG = \frac{\lambda_\beta}{\lambda_\beta - \lambda_\alpha} \quad (28)$$

•Hasbrouck の定義と指標

「価格の innovation = 新たな情報の反映」と捉える。分散で表わされた価格の innovation に対する寄与が相対的に大きい市場がより高い価格発見力を有する。

$$HAS_{low} = \frac{\lambda_\beta^2 \left(\sigma_1^2 - \frac{\sigma_{12}^2}{\sigma_2^2} \right)}{\lambda_\beta^2 \sigma_1^2 - 2\lambda_\alpha \lambda_\beta \sigma_{12} + \lambda_\alpha^2 \sigma_2^2} \quad (29)$$

$$HAS_{high} = \frac{\left(\lambda_\beta \sigma_1 - \lambda_\alpha \frac{\sigma_{12}}{\sigma_1} \right)^2}{\lambda_\beta^2 \sigma_1^2 - 2\lambda_\alpha \lambda_\beta \sigma_{12} + \lambda_\alpha^2 \sigma_2^2} \quad (30)$$

$$\varepsilon_t, \mu_t \text{ の分散共分散行列} = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$$

GG 指標と HAS 指標の大きな相違点は、前者は誤差項(ε, μ)に相関関係が存在しないことを仮定しているのに対し、後者は相関関係の存在(同時点で innovation の伝播が存在する)を考慮している点である。

その結果、GG 指標は、エラー・コレクション・モデルの EC 項の係数の相対的な大きさにのみ着目した指標となっている。一方、HAS 指標は、例えば価格 α で発生した innovation の効果が価格 β に与える影響には、同時点で価格 β に伝播した innovation による影響、すなわち価格 β 自身の innovation による影響が存在すると考えている¹⁷。なお、Baillie et al.[2002]は、誤差項が無相関であるときには、HAS_{low} 指標と HAS_{High} 指標は一致し、更に価格データが高頻度である場合には、GG 指標と同じような値を取ることを示している¹⁸。

本稿の定義では、これらの指標が 1 に近いと相対的にベースス・スワップ市場が高い価格発見力を有し、指標が 0 に近いと為替スワップ市場が高い価格発見力を有していることになる。

¹⁷ 誤差項の共分散による影響を除去する際には、コレスキー分解の考え方をを用いている。コレスキー分解では、変数の順番により結果が異なり得るため、HAS_{low} 指標と HAS_{High} 指標の 2 つを算出している。

¹⁸ Yan and Zivot[2006]は、構造型モデルに基づき共分散分析を行い、エラー・コレクション・モデルに基づく誘導型モデルの結果と比較している。その結果、HAS 指標、GG 指標の双方ともに、長期的なショックと短期的なショックの識別に問題が生じやすいことを示している。

4-7. 構造型アプローチ

誘導型アプローチは、推計が容易であるという利点がある一方で、はじめから2つの価格の関係に焦点を当てて分析を行っているため、ファンダメンタルズに基づく市場間で共通の効率価格や各市場独自の固有価格を識別できない。一方、構造型アプローチでは、それぞれの価格を、効率価格と各市場の固有価格に分解し、直接推計することができる。

具体的には、状態空間モデルを用いて、2つの価格 α と β から、効率価格、各市場の固有価格を抽出する。更に、状態空間モデルの推計結果を用いて、各価格の全変動に占める効率価格の変動のシェア(以下、構造的情報シェア)を算出することによって、再度、価格発見力の比較を行う。

本稿で使用する状態空間モデルは、4-3 節で論じたモデルに基づいたもので、以下の式から成り立っている。

観察方程式:

$$\alpha_t = c_\alpha m_t + I_\alpha + s_{\alpha,t} \quad (31)$$

$$\beta_t = c_\beta m_t + I_\beta + s_{\beta,t} \quad (32)$$

状態方程式:

$$m_t = m_{t-1} + \xi_t \quad (33)$$

$$I_{\alpha,t} = d_\alpha I_{\alpha,t-1} + \tau_{\alpha,t} \quad (34)$$

$$I_{\beta,t} = d_\beta I_{\beta,t-1} + \tau_{\beta,t} \quad (35)$$

$$s_{\alpha,t}, s_{\beta,t}, \xi_t, \tau_{\alpha,t}, \tau_{\beta,t} \sim N(0, \sigma_i^2)$$

$c_\alpha, c_\beta, d_\alpha, d_\beta, \sigma_i^2$: 推計パラメータ

Menkveld, Koopman and Lucas[2007]などで用いられている基本的なモデルでは、観察価格が、効率価格(m)と各市場の誤差項(s)の和として定式化されている。しかし、効率価格の変化に対する観察価格の変化は、 α と β で異なることが予想されることに加えて、市場独自の取引コストや取引慣行、市場流動性の相違などから、各市場独自の固有価格(I)が存在する可能性もある。従って、本稿では、より一般的に、①各観察価格の効率価格に対する反応係数(c)は、価格毎に異なり得るよう定式化するとともに、②各市場の確率的なノイズとは識別できるかたちで、各市場独自の固

有価格 (I) を加えた¹⁹。

先行研究に基づき、効率価格にはランダム・ウォーク過程を仮定している。この仮定の背景には、効率的な市場では、その時点で入手可能な情報はすべて直ちに市場価格に織り込まれるため、将来時点の価格を、同じ情報を有する他の市場参加者対比で、より正確に予測することはできない、といういわゆる、Law of Iterated Expectations がある。また、各市場の固有価格については、市場独自の要因による価格の粘着性を考慮して、AR(1) (一次の自己回帰) 過程を仮定している。

また、各々の観察方程式、状態方程式の誤差項は、平均 0、分散 σ^2 に従う確率変数である。本稿では、状態空間モデルの推計に当たって、カルマン・フィルタを用いている。なお、本稿では、誤差項間に相関はないと仮定して推計している。

4-8. 効率価格の説明力

効率価格のinnovationが、価格 α と β に対してどの程度影響を与えるかを見るために、分散で測った各価格の全変動に占める効率価格の変動の割合 (構造的情報シェア: IS_α , IS_β) を、以下のように定式化する。推計では、 IS_α と IS_β の格差が有意にゼロと異なるか否かをワルド検定により検定する。

$$IS_\alpha = \frac{c_\alpha^2 \sigma_\xi^2}{c_\alpha^2 \sigma_\xi^2 + \sigma_{\tau_{\alpha,t}}^2 + \sigma_{s_\alpha}^2} \quad (36)$$

$$IS_\beta = \frac{c_\beta^2 \sigma_\xi^2}{c_\beta^2 \sigma_\xi^2 + \sigma_{\tau_{\beta,t}}^2 + \sigma_{s_\beta}^2} \quad (37)$$

5. 実証分析結果

5-1. データ

価格 α としては、Bloomberg の JPY BASIS SW を使用する。価格は、多数の金融機関・ブローカーが、NY 市場の終値 (17:00) として Bloomberg に報告したビッド・アスクの仲値を使用する (以下、同様)。

価格 β は、(6) 式を基に算出する。ドル・円為替直物レートとして同じく Bloomberg の USD-JPY X-Rate を、ドル・円為替先物レートとして同 JAPANESE YEN を、リスクフリー・レートとしてドル金利スワップ (同 USD SWAP) と円金利スワップ (同 JPY

¹⁹ Amatatsu and Baba[2007]では、Menkveld, Koopman, and Lucas[2007]やLehmann[2002]などの先行研究に基づき、3つの定式化でモデルを推計している。なお、推計結果については、本稿を含めた4つのモデルから抽出された各々の効率価格は、ほぼ一致している。

SWAP)を使用する。

分析には、1～5年のタームを使用し、標本期間は、1997年7月1日～2006年11月30日である(標本数は、各タームに毎に2,458)。

図表5に示されている価格 α と β の統計量をみると、①価格 α と β の平均値はマイナス、②価格 β の平均値は α よりも小さい、③価格 β の標準偏差は α より大きい、ことが分かる。各取引主体のリスク・プレミアムを考慮しない無裁定条件の下では、価格 α と β はゼロになるべきであり、双方とも平均的にマイナスであることは無裁定条件に反することになる。しかしながら、3節で論じたように、各取引主体のリスク・プレミアムを考慮した無裁定条件では、円・ドル資金市場間でのリスク・プレミアム格差が価格 α と β に影響するため、マイナスであることと無裁定条件の成立は矛盾しない。

(図表5) 価格 α と β の統計量

図表6をみると、価格 α と β は概ね同様の時系列的な推移を辿っていることがわかる。仔細にみると、為替スワップ、ベーススワップ市場ともに、1997～98年の本邦金融危機時には、価格 α と β のマイナス幅が大きかったことがわかる。これは、邦銀に対するリスク・プレミアムが、相対的にドル資金市場で高まるなかで、邦銀によるドル資金需要が両スワップ市場で高まったことが背景にある。

(図表6) 各タームの α 、 β

価格 α と β の格差から両市場間の裁定機会をみると、2003年頃まで、長いタームほどベーススワップと為替スワップとの間の裁定機会は大きかったことがわかる。もっとも近年では、裁定機会は減少している。これは、3節で述べたように、両取引の裁定関係に着目した取引が行われていることが背景にあると考えられる。

図表7は、ADFテスト(Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test)の結果を示している。タームが3年の価格 β 以外は、全て非定常過程で、1階差で定常過程となるI(1)であることが確認できた²⁰。

(図表7) 定常性検定

5-2 .誘導型アプローチの推計結果

図表8は、価格 α と β に対するJohansenの共和分検定と、(20)～(22)式に基づくエラー・コレクション・モデルの推計結果に加えて、(28)式に基づくGonzalo and

²⁰ 3年物の価格 β についても、参考までに他のターム同様に分析を行っている。

Granger[1995]と、(29)、(30)式に基づく Hasbrouck[1995]の価格発見力指標の結果を示している。

(図表 8) 誘導型アプローチの推計結果

第一に、図表 8(1)では、トレース検定量と最大固有値検定量の双方で、価格 α と β は、有意に共和分の関係にあり、両変数間には長期均衡関係が存在することを示している。

第二に、図表 8(2)では、共和分ベクトル $[1, -\omega, C]$ の各係数は有意であることが示されている。 C がマイナスであることは、(13)式より、ベースス・スワップより為替スワップの方が取引コストが大きいことを示唆している。また、 ω は、2、3年のタームで1に近い。 $\omega=1$ の制約をかけた尤度比検定では、1~3年のタームで $\omega=1$ の制約が棄却されない。これは、短いタームで、為替スワップとベースス・スワップの価格が、効率価格の変化に対してほぼ同程度反応することを示唆している(完全な無裁定条件が成立)。一方、比較的長いタームでは、為替スワップの価格の方が、効率価格の変化に対して相対的に大きく動くことを示唆している。

第三に、図表 8(3)でEC項の調整係数(λ)をみると、各タームで λ_α が極めてゼロに近い負の値をとっている。一方、 λ_β は有意に正の値をとり、 α と β では、 β 主導で長期均衡への修正メカニズムが働いていることを示している。これを背景として、GG指標、HAS指標ともに1に近く、ベースス・スワップ市場の価格発見力の方が相対的に高いことを示している。

5-3. 構造型アプローチの推計結果

図表 9 は、(31)–(35)式の状態空間モデルの推計結果を示している。

(図表 9) 状態空間モデルの推計結果

状態空間モデルのすべてのパラメータは、全タームで5%水準で有意に推計されている。ベースス・スワップの反応係数 c_α は相対的に1に近く、ベースス・スワップ価格は、効率価格と密接に連動していることを示している。一方、為替スワップの反応係数 c_β はすべてのタームで1を上回り、効率価格の変化に対して為替スワップ価格が幾分過大に反応する傾向があることを示している。この結果は、誘導型アプローチの結果(長めのタームで ω が1より小さい)と整合的である。

次に、ベースス・スワップのAR項の係数 d_α よりも、為替スワップの係数 d_β の方が大きい。これは、為替スワップ市場固有のinnovationが相対的に長く影響することを示している。

構造的情報シェアの推計結果は、図表 10 に示したとおりである。ワルド検定の結果、 IS_α と IS_β の差がゼロであるとする帰無仮説は有意に棄却された。加えて、為替スワップ価格 β に対してベースス・スワップ価格 α の構造的情報シェアが、有意に大きいことを示している。この結果は、誘導型アプローチの結果と整合的で、ベースス・スワップ市場の方が為替スワップ市場に比べて価格発見力が高いことを示唆している。

(図表 10) 効率価格の構造的情報シェア

6. 結論

本稿では、ドル円のベースス・スワップ、為替スワップ双方の市場での無裁定条件を通じて、カバー付金利平價説を再構築したうえで、両スワップ市場の価格発見力を、誘導型・構造型双方のアプローチを基に検証した。主たる結論は以下の通りである。

第一に、1997年7月以降の為替スワップとベースス・スワップの価格は、密接な裁定関係にある。第二に、エラー・コレクション・モデルに基づく誘導型アプローチでは、Gonzalo and Granger[1995]、Hasbrouck[1995]双方の指標から、ベースス・スワップ市場は、為替スワップ市場よりも高い価格発見力を有するとの結果が得られた。また、状態空間モデルに基づく構造型アプローチにおいても、同様の結果が得られた。

以上

【参考文献】

- Amatatsu and Baba[2007], “Price Discovery from Cross-Currency and FX Swaps : A structural Analysis,” Bank of Japan, Working Paper Series, 07-E-12.
- Baba, N., M. Nakashima, Y. Shigemi, and K. Ueda [2006], “The Bank of Japan’s Monetary Policy and Bank Risk Premiums in the Money Market,” *International Journal of Central Banking*, 2, pp.105-135.
- Baillie, R., G. Booth, Y. Tse, and T. Zobotina [2002], “Price Discovery and Common Factor Models,” *Journal of Financial Markets*, 5, pp.309-321.
- Blanco, R., S. Brennan, and I. W. Marsh [2005], “An Empirical Analysis of the Dynamic Relationship between Investment Grade Bonds and Credit Default Swaps”, *Journal of Finance*, 60, pp.2255-2281.
- Clinton, K. [1988], “Transactions Costs and Covered Interest Arbitrage: Theory and Evidence,” *Journal of Political Economy*, 96, pp.358-370.
- Covrig, V., B. S. Low, and M. Melvin [2004], “A Yen is Not a Yen: TIBOR/LIBOR and the Determinants of the Japan Premium,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39, pp.193-208.
- Durbin, J., and S. J. Koopman [2001], *Time Series Analysis by State Space Models*, Oxford, Oxford University Press.
- Engel, R., and C. Granger [1987], “Cointegration and Error-correction Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55, pp.251-276.
- Fletcher, D., and J. Sultan [1997], “Cross Currency Swap Rates and Deviations from Interest Rate Parity,” *Journal of Financial Engineering*, 6, pp.47-69.
- Fletcher, D., and L. W. Taylor [1994], “A Non-parametric Analysis of Covered Interest Parity in Long-date Capital Markets,” *Journal of International Money and Finance*, 13, pp.459-475.
- Fletcher, D., and L. W. Taylor [1996], “Swap Covered Interest Parity in Long-Date Capital Market,” *Review of Economics and Statistics*, 78, pp.530-538.
- Gonzalo, J., and C. Granger [1995], “Estimation of Common Long-memory Components in Cointegrated Systems,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, pp.27-35.
- Harvey, A. C. [1989], *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge Univ. Press, Cambridge.
- Hasbrouck, J. [1995], “One Security, Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery,” *Journal of Finance*, 50, pp.1175-1199.
- Koopman, S. J., Shephard, and J. A. Doornik [1999], “Statistical Algorithms for Models in State Space Using SsfPack 2.2,” *Econometrics Journal*, 2, pp.113-166.
- Lehmann, B. [2002], “Some Desiderata for the Measurement of Price Discovery Across Markets,” *Journal of Financial Markets*, 5, pp.259-276.
- Menkveld, A. J., S. J. Koopman, and A. Lucas [2007], “Modelling Round-the-Clock Price Discovery for Cross-listed Stocks using State Space Methods,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 25, pp.213-225.
- Popper, H. [1993], “Long-term Covered Interest Parity: Evidence from Currency Swaps,”

- Journal of International Money and Finance*, 12, pp.439-448.
- Samuelson, P. [1965], "Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly," *Industrial Management Review*, 6, pp.41-49.
- Takezawa, N. [1995], "Currency Swaps and Long-term Covered Interest Parity," *Economics Letters*, 49, pp.181-185.
- Yan, B., and E. Zivot [2006], "A Structural Analysis of Price Discovery Measure," Department of Economics, University of Washington.
- 伊藤隆敏・原田喜美枝[2002]、「ジャパン・プレミアムと株価による銀行危機の分析」、経済学論集 68-1(2002年4月)、東京大学経済学会
- 長野哲平・大岡英興・馬場直彦[2007]、「量的緩和政策解除以降の短期金融市場における裁定行動: 為替スワップ・ユーロ円市場を中心に」、日銀レビュー 2007-J-1
- 西岡慎一・馬場直彦 [2004]、「量的緩和政策下におけるマイナス金利取引: 円転コスト・マイナス化メカニズムに関する分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 04-J-10.
- 日本銀行金融市場局 [2005]、「短期金融市場におけるマイナス金利取引」、日本銀行調査月報

(補論)

ベシス・スワップと為替スワップの具体的な利用例

1. ベシス・スワップの主な利用目的

ベシス・スワップは、1年以上の長期的な取引が多い。主たる取引目的は以下のとおりである。

- ① 長期タームでの外貨資金繰り
- ② 金利観に基づく投機的取引、他の金融商品との裁定取引
- ③ 他の金融商品のカバー取引
- ④ 直接投資の際の外貨資金調達
- ⑤ 外国通貨建てでの債券発行に際してのヘッジ取引

①の取引は、1～5年程度のタームで行われることが多い。特に、1997～98年の本邦金融危機時には、邦銀勢がベシス・スワップでドル資金調達を活発に行った。

②の取引は、1～2年を中心としたタームで行われ、為替スワップなどとの間の裁定取引が中心である。また、金利観に基づいた投機目的の取引や、各国債券間の裁定取引であるクロス・カレンシー・アセット・スワップ取引も、10年以上のタームを中心に行われている。

図表補1は、海外投資家が円債に投資する際の、クロス・カレンシー・アセット・スワップの取引スキームを示している。円債投資に円金利スワップとドル円のベシス・スワップを組み合わせることで、金利・為替リスクを軽減することが可能になる。期間収益は、円債と円金利スワップ間の固定金利格差とドルLIBORの和から、ベシス・スワップのスプレッド α を引いたものとなる。

(図表補1)クロス・カレンシー・アセット・スワップのスキーム例

③の取引は、仕組み債²¹や輸入企業のフラット為替取引などのカバー取引として、金融機関が行っている。為替先物・スワップ市場では、長期タームの市場流動性が相対的に高くないことから、実務上、市場流動性が相対的に高いベシス・スワップが代替的に使用されている模様である。5～10年程度のタームでの取引が多い。

④の取引は、一般事業法人などが、海外直接投資を行う際の外貨資金調達のため

²¹ 仕組み債は、債券とデリバティブをセットにした商品である。例として、変動利付債や、発行通貨と償還通貨が同じで利払い通貨が異なるリバース・デュアル債や、為替レートや株価指数などの動向により、利率や償還額(償還形態)が変動する商品を挙げることができる。

に使用されることが多い。為替スワップとの比較では、ベースス・スワップで交換される金利が変動金利であることから、金利変動リスクを軽減したい場合に使用される傾向がある。

⑤の取引は、海外法人によるサムライ債発行時のヘッジ取引に関するものが多い。サムライ債は5年、10年の起債が多いため(特に5年)、これに付随するベースス・スワップの取引も長期タームが中心となる。図表補2は、サムライ債発行時のヘッジ・スキーム例を示している。円金利スワップとドル円のベースス・スワップを組み合わせることによって、サムライ債の発行体は、金利・為替リスクを軽減することが可能になる。

(図表補2)サムライ債発行時のベースス・スワップを使用した ヘッジ・スキーム例

2. 為替スワップの主な利用目的

為替スワップは、1年未満の短期的な取引が多い。主たる取引目的は以下のとおりである。

- ① 外貨資金繰り
- ② 金利観に基づく投機的取引、他の金融商品との裁定取引
- ③ ヘッジ付き外債投資・直接投資の際の外貨資金調達
- ④ 輸出・輸入企業などによる為替予約のカバー取引
- ⑤ 外為証拠金取引

①の取引は、主として、金融機関の外貨資金繰りに使用される。3か月以内のターム物のほか、約定日の翌日に決済を行うT/N(Tomorrow/Next)での取引が最も多い。

②の取引は、将来の金利の方向性に賭けた取引や、固定金利²²が付される他の市場との裁定を狙う取引を指す。

③の取引は、機関投資家(銀行・生保等)、一般事業法人などが、それぞれ外債投資や海外直接投資を行う際の為替変動リスク・ヘッジ、外貨資金調達のために使用されることが多い。ヘッジ付き外債投資は、投資期間が長期に亘る場合も含めて、3か月程度の短いタームでロールされることが多い²³。一方、海外直接投資は、数年間の投

²² ユーロ円金利先物、FF金利先物、OIS(Overnight Index Swap)、金利スワップや、本稿で扱うベースス・スワップとの裁定取引が多い模様。

²³ 為替先物・スワップ市場では、1年以上のタームの市場流動性が相対的に低い。金融機関は機動的にヘッジを行う必要があるため、市場流動性が高い3か月程度のタームを用いることが多い。なお、生命保険会社等の機関投資家では、自国通貨と外国通貨の金利格差や為替の相場見通し

資期間を一括で為替予約するケースや 3 か月程度の短いタームでロールするケースなど、タームは区々である。

④の取引は、輸出・輸入企業の為替予約注文を受けた金融機関によるカバー取引に、為替スワップが使用される場合である。輸出企業の為替予約は、3 か月以内の短いタームで行われることが多い²⁴。一方、輸入企業の為替予約は、3 か月程度のタームでの取引が多いが、1 年程度のタームでも行われる。また、輸出・輸入企業は、為替スワップをロールすることで、保持している為替予約を先に延ばすことも可能である。この為替スワップのロールは、3 か月ごとに行われることが多い。

⑤の取引は、本邦で近年、個人投資家による参加が拡大している外為証拠金取引²⁵である。このスキームの中でも、為替スワップが使用されている。図表補 3 では、個人投資家が外為証拠金取引でドル買い・円売りのポジションを持つ時のフローを示している。個人投資家がドル買い・円売りの外為証拠金取引を行う場合、スポット取引(為替直物取引)でドル買い・円売りを行うとともに、スポットでドル売り・円買い、スポット+1 日でドル買い・円売りの為替スワップのポジションを持つことによって、スポットでのポジションをスクウェアにする。これにより、日々決済を行う必要がなくなり²⁶、証拠金の数十倍のポジションを持つことが可能になる。加えて、売り建てる通貨対比で金利の高い通貨を買い建てた場合、為替スワップから、直先スプレッドに反映された金利格差分のキャリー収益を得る事ができる。なお、外為証拠金業者は、個人投資家と金融機関を繋ぐブローカーの役割を担っている。

(図表補 3)外為証拠金取引のスキーム

以上

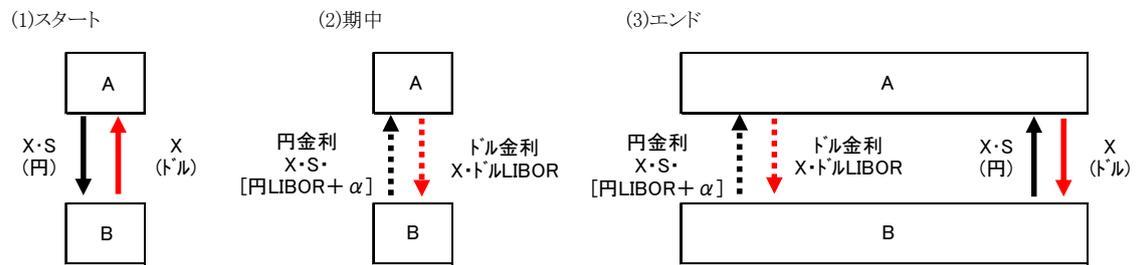
を考慮してヘッジ無しの外債投資(オープン外債投資)を行う場合もある。

²⁴ 取引金額が大きく、取引が継続して発生する石油・鉄鋼企業などが中心。食品・衣料などの輸入企業は、取引金額が小さく、かつ散発的なことが多いため、通常、為替直物取引(スポット決済)、仲値取引(当日決済)を使うことが多い。

²⁵ 外為証拠金取引の東京市場におけるシェアは、近年、2 割程度まで増加しているとの指摘がある。

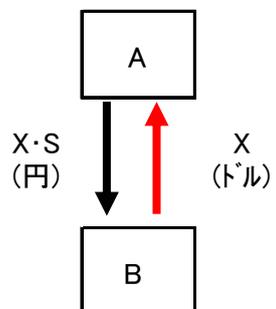
²⁶ なお、ポジションを維持する場合には、翌日以降、S/Nの為替スワップをロールする。

(図表 1) ベーシス・スワップのスキーム図

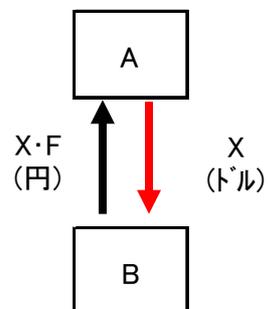


(図表 2) 為替スワップのスキーム図

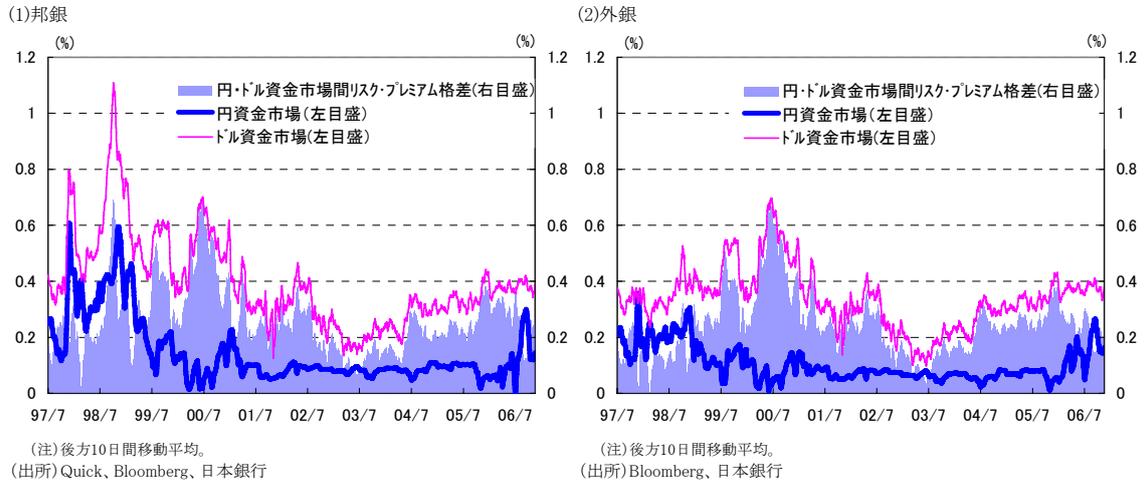
(1)スタート



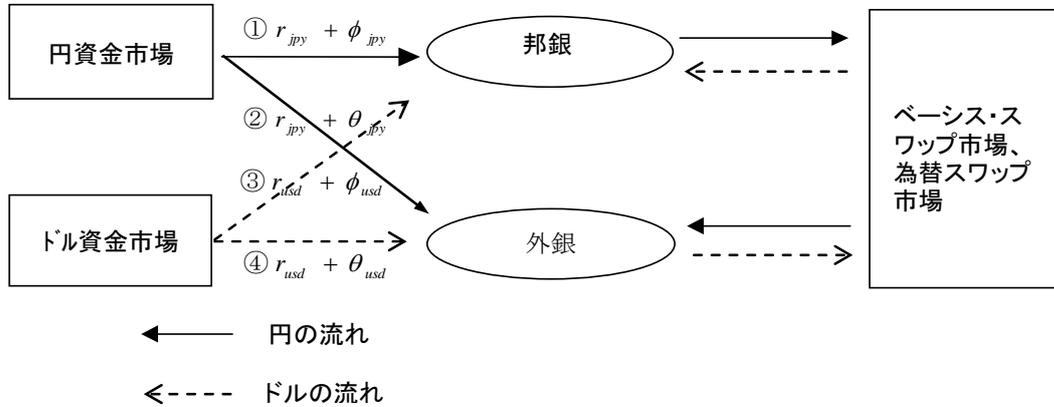
(2)エンド



(図表 3)邦銀・外銀のリスク・プレミアム



(図表 4) 邦銀・外銀の資金調達金利と外貨調達方法



	邦銀	外銀
円調達金利	$r_{jpy} + \phi_{jpy}$	$r_{jpy} + \theta_{jpy}$
ドル調達金利	$r_{usd} + \phi_{usd}$	$r_{usd} + \theta_{usd}$

$r_{jpy(usd)}$: 円 (ドル) のリスクフリー・レート

$\phi_{jpy(usd)}$: 邦銀の円 (ドル) 資金市場でのリスク・プレミアム

$\theta_{jpy(usd)}$: 外銀の円 (ドル) 資金市場でのリスク・プレミアム

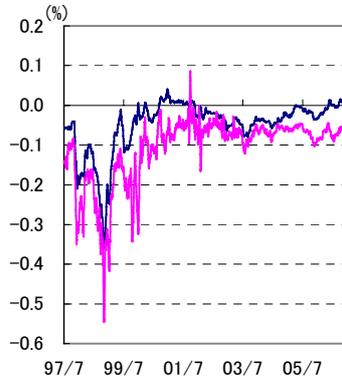
(図表 5) 価格 α と β の統計量

標本期間 (日次) : 1997/7/1~2006/11/30 (標本数: 2,458)

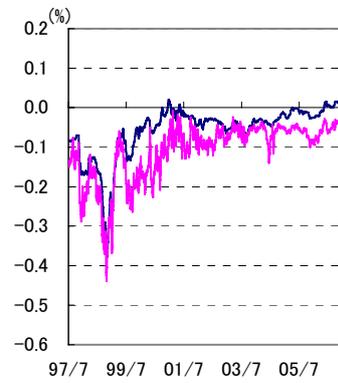
ターム		平均	標準偏差	最大値	最小値
1 年	α	-0.048	0.066	0.060	-0.380
	β	-0.109	0.095	0.308	-0.775
2 年	α	-0.058	0.066	0.038	-0.405
	β	-0.109	0.086	0.202	-0.588
3 年	α	-0.066	0.067	0.028	-0.420
	β	-0.131	0.109	0.336	-0.667
4 年	α	-0.076	0.071	0.031	-0.435
	β	-0.160	0.116	0.405	-0.688
5 年	α	-0.087	0.076	0.033	-0.480
	β	-0.178	0.123	0.143	-0.852

(図表 6)各タームの α 、 β

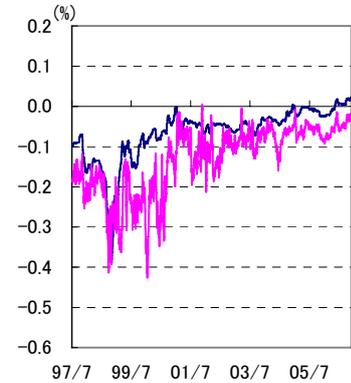
(1)1年



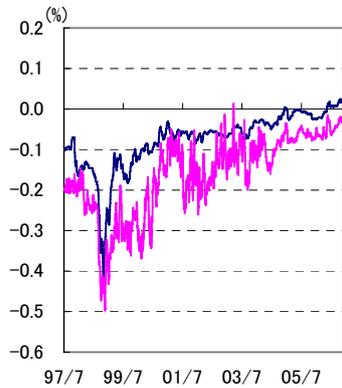
(2)2年



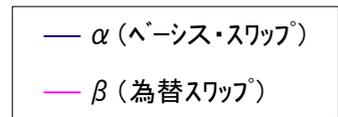
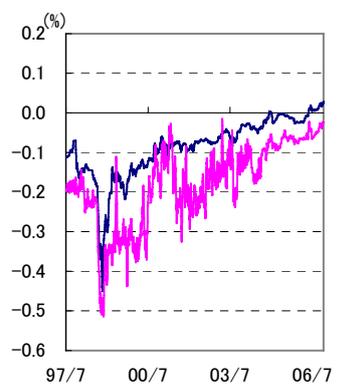
(3)3年



(4)4年



(5)5年



注：後方10日移動平均
出所：Bloomberg、日本銀行

(図表 7) 定常性検定(ADF テスト)

標本期間 (日次) : 1997/7/1~2006/11/30 (標本数: 2,458)

ターム		Augmented Dickey-Fuller Test	
		レベル	1 階差
1 年	α	-2.368	-56.066**
	β	-2.812	-73.151**
2 年	α	-1.744	-24.887**
	β	-2.522	-75.445**
3 年	α	-1.950	-12.140**
	β	-2.960*	-75.989**
4 年	α	-1.683	-23.965**
	β	-1.995	-75.472**
5 年	α	-1.636	-24.299**
	β	-2.136	-76.084**

- (注) 1. **は 1%水準、*は 5%水準で有意であることを示す。検定は、定数項付きで実施。
2. ラグ次数は、modified AIC (Akaike Information Criteria) が最も小さいものを採用。

(図表 8) 誘導型アプローチの推計結果

(1) Johansen の共和分検定

標本期間(日次) : 1997/7/1~2006/11/30 (標本数: 2,458)

ターム	共和分ベクトルの数			
	トレース検定		最大固有値検定	
	なし	1 個	なし	1 個
1 年	22.25*	5.49	16.75*	5.49
2 年	24.13*	4.22	19.90*	4.22
3 年	20.71*	4.18	16.53*	4.18
4 年	45.01**	3.11	41.90**	3.11
5 年	25.11*	2.39	22.72**	2.39

(2) 共和分ベクトル

ターム	共和分ベクトルの推計値	共和分ベクトルの制約テスト
	[1, - ω , C]	[1, -1, C] LR 統計量
1 年	[1, -0.78**, -0.04**]	0.97
2 年	[1, -1.02**, -0.05**]	0.02
3 年	[1, -0.87**, -0.05*]	0.52
4 年	[1, -0.76**, -0.04**]	7.40**
5 年	[1, -0.78**, -0.05**]	1.57**

(3) 価格発見力指標

ターム	調整係数の推計値		Hasbrouck		Gonzalo/ Granger
	λ_α	λ_β	下限	上限	
1 年	-0.00	0.10**	0.94	0.97	0.97
2 年	-0.00	0.13**	0.88	0.93	0.96
3 年	-0.00	0.14**	0.93	0.95	0.98
4 年	-0.00	0.25**	0.99	0.99	0.99
5 年	-0.00	0.21**	0.99	0.99	0.99

- (注) 1. **は1%水準、* は5%水準で有意であることを示す。共和分ベクトルの制約テストは、尤度比 (LR) 検定によって実施。
2. ラグ次数は、AIC (Akaike Information Criteria) が最も小さいものを採用する。

(図表 9) 状態空間モデルの推計結果

標本期間 (日次) : 1997/7/1~2006/11/30 (標本数: 2,458)

i		1 年	2 年	3 年	4 年	5 年
係数						
c_i	α	0.958** [0.032]	1.198** [0.007]	0.992** [0.029]	0.946** [0.058]	0.972** [0.001]
	β	1.219** [0.000]	1.254** [0.070]	1.194** [0.077]	1.102** [0.056]	1.318** [0.062]
d_i	α	0.645** [0.004]	-0.187** [0.045]	-0.229** [0.009]	-0.206** [0.011]	-0.237** [0.017]
	β	0.962** [0.009]	0.997** [0.001]	0.982** [0.001]	0.965** [0.015]	0.973** [0.001]
分散・共分散						
$\ln \sigma_i^2$	s_α	-14.123** [0.418]	-13.151** [0.487]	-13.631** [1.862]	-16.030** [4.421]	-12.445** [0.496]
	s_β	-6.722** [0.057]	-6.105** [0.017]	-5.330** [0.718]	-5.597** [0.062]	-5.390** [0.035]
	ξ	-10.567** [0.233]	-10.750** [0.034]	-10.361** [0.019]	-10.222** [1.422]	-10.100** [0.249]
	τ_α	-9.777** [0.012]	-11.739** [0.124]	-12.270** [0.786]	-11.747** [0.016]	-12.896** [0.547]
	τ_β	-7.916** [0.036]	-10.707** [0.132]	-8.780** [0.005]	-7.789** [0.032]	-8.644** [0.909]
	Log likelihood	12285.4	12525.9	11634.2	11808.9	11514.2

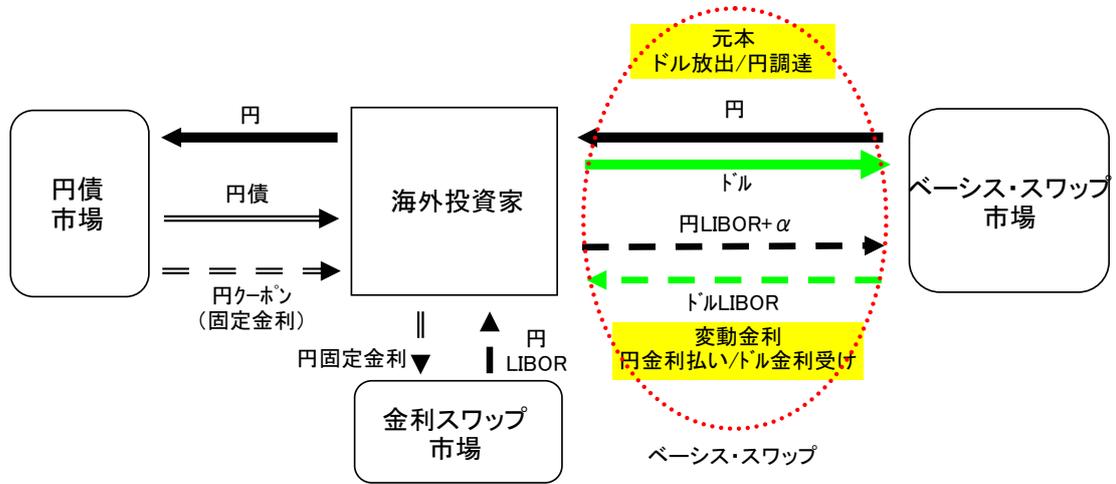
(注) []内は標準誤差。**は 1%水準、* は 5%水準で有意であることを示す。

(図表 10) 効率価格の構造的情報シェア

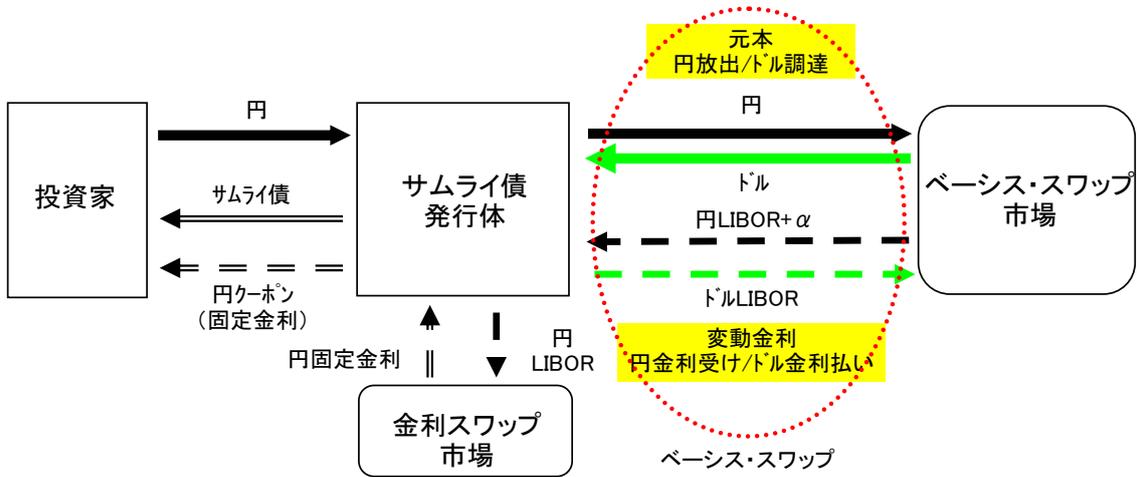
	1 年	2 年	3 年	4 年	5 年
IS_{α}	0.291	0.756	0.841	0.802	0.858
IS_{β}	0.024	0.015	0.009	0.011	0.015
$IS_{\alpha} - IS_{\beta}$	0.268** [0.047]	0.741** [0.018]	0.832** [0.099]	0.792** [0.194]	0.843** [0.019]

- (注) 1. []内は標準誤差。**は1%水準で有意であることを示す。
2. 構造的情報シェアの格差は、ワルド検定で検定。

(図表補 1)クロス・カレンシー・アセット・スワップのスキーム例



(図表補 2) サムライ債発行時のベースス・スワップを使用した
ヘッジ・スキーム例



(図表補3)外為証拠金取引のスキーム(ドル買い・円売りの場合)

