

東京オフショア市場の開設と 内外金利統合について

—短期金融市場金利とユーロ円市場金利の長期的関係—

原 田 喜美枝

要 旨

本稿では、日本の金融規制緩和が短期金融市場に与える影響について、短期金融市場金利と東京オフショア市場金利の間の因果関係を計量的に考察した。ユーロ円金利3ヶ月物とオープン市場のCD金利3ヶ月物、債券現先利回り3ヶ月物の標本数2809の日次データを用いて、東京オフショア市場が創設された1986年12月から1998年5月末までの期間で分析を行った。

両市場金利の2変量での実証分析を行った結果、ユーロ円金利と国内短期金融市場金利は共和分しており、長期的に相互依存する関係にあることがわかった。短期の動きをモデル化する誤差修正モデルを用いて調べた結果からは、ユーロ円金利は国内短期金融市場に大きな影響を及ぼすことが示された。一方、国内短期金融市場ではCD金利のみがユーロ円金利に影響しており双方向の因果関係が確認された。国内短期金融市場とオフショア市場の金利に見られる因果関係の違いは、国内市場に規制が存在するために効率的な市場の形成が阻害されていることがひとつの原因であると考えられる。また、1980年代後半から1990年代後半にかけて構造変化が存在し、因果性に変化がみられた。多変量共和分の検定結果より、2個の共和分が存在し、ユーロ円金利、CD金利、債券現先利回りの各金利が共和分の関係にあり、一次元的な動きをしていることが示された。

さらに、観察された構造変化に基づいた誤差修正モデルによる分割標本分析を行った結果、債券現先利回りと他の金利の乖離が縮小する後半期間において、債券現先利回りからユーロ円金利に向けての因果性が観察された。また、すべてのモデルにおいて、前半期間よりも後半期間にオフショア市場と国内短期金融市場の統合の度合いが増したことも明らかになった。この結果は金融規制緩和が段階的に行われてきたことと整合的である。

目次

I. はじめに	4. 多変量共和分検定
II. 先行研究	5. 誤差修正モデル
III. 金融市場概論	V. 実証結果分析および若干の検定
1. オフショア市場	1. 係数の安定性の検定
2. 短期金融市場	2. 誤差修正モデルによる分割標本分析
IV. 短期金融市場金利とユーロ円金利に関する実証分析	VI. 結びにかえて
1. アータ	補論1. 単位根検定
2. 単位根検定	補論2. 共和分検定
3. 共和分検定	補論3. 誤差修正モデル

I. はじめに

日本の資金移動の歴史は、1980年12月に外為法改正が行われ内外資金移動が原則自由化された時までさかのぼることができる。次いで1984年5月に「金融自由化・国際宣言」が発表されたことによって、同年6月に円転規制が撤廃された¹⁾。円転規制が撤廃されたことにより、国内短期金融市場の金利と海外市場の金利（ユーロ円金利）との金利裁定が本格的に行われるようになった²⁾。

ところで、欧米では金融市場の統合（Money Market Integration）に関する多くの論文が存在する。Lin and Swanson(1997)では、国際的な金利の伝播（transmission）に関する研究を行ったHendershott(1967)がこの分野の研究の始まりであるとされている。米国に限れば、1970年代には米国国内の金融市場への関心が高く、対外金融市場との関係は無視されがちであった。1970年代末から1980年代にかけては反対に、対外金融市場の米国国内市場への影響や両方向の関係に注目が集まった。

金融市場の統合に関する研究では、米国国内

の金融市場とユーロドル市場のドル建て資産の金利間の因果関係が主に分析の対象とされた。金融市場の統合が進むにつれ、金利間の因果関係が変化し、資本移動に対する規制が緩和されたり、あるいは全廃されることにより、国内市場の金利とユーロ市場の金利はお互いの変化により密接に影響を受けるようになると一般的に考えられる。しかしながら、その因果関係はユーロドル市場金利から国内金融市場金利にフィードバックがあるとする大半の研究と、逆に、両者の因果関係は時間によって変化するとみる研究などがあり、一致した結果が得られているわけではない。また、“金融市場の統合”の定義はひとつではなく、例えば市場の歪み等によって生じていた金利差が縮小すること等、市場間のリンクが強くなることと捉えることができる。

日本では、短期金融市場の自由化が欧米諸国より遅れたこと³⁾、様々な資本移動に対する規制が存在していたこと等が背景にあり、市場間の金利の因果関係に関する研究はRoley and Bonser-Neal(1994)、Lo, Fung and Morse(1995)、Lin(1995)などがある程度であり、研究例は多くない。しかし、日本の短期金融市場の規模は後

にみるように急激に拡大してきており、金融市場の統合に関する問題は重要な課題となってきた。規制の緩和や撤廃をうけて、国内市場が効率的になり取引量が増加すればユーロ市場での取引が縮小することが考えられるが、反対に、国内市場に規制が多く金融取引の手数料が高い等の問題が存在すればユーロ市場へ取引が流れることになるであろう⁴⁾。したがって、国内市場とユーロ市場の因果関係を計量経済学的手法を用いて実証的に分析することは意義があると思われる。

さらに、金融自由化が経済に与える影響は様々な分野で研究が進んでいる。例えば、Fukao(1995)は金融市場の変化が企業経営に与える影響を分析しており、Pertersen and Rajan(1995)は金融自由化により銀行はレントを失いメインバンクの関係が崩壊するという理論をたてている。日本では金融規制緩和が比較的遅く開始されたことも影響しており、規制緩和が短期金融市場やその金融商品に与える影響等が総じて問題にされてこなかった。この観点から、国内の短期金融市場と地理的にも近い東京のオフショア市場の関係について調べる。

本稿では、規制や金融取引コストの低い東京オフショア市場と、国内の短期金融市場間の関係について、東京オフショア市場開設後から直近までの期間について実証分析を行う。IIでは日本の金融市場統合について書かれた先行研究を取り上げ、分析結果に加えて分析手法、データおよびデータサンプル期間について紹介する。続くIIIではオフショア市場と短期金融市場の概要を述べ、IVでユーロ円金利と短期金融市場金利に関する実証分析を行い、Vで実証結果を述べると同時に若干の検定を行う。VIでは本稿のまとめを行い、今後の課題について述べる。

II. 先行研究

金利は確率的な経済時系列データの多くと同じように、その平均と分散が時間に依存することから非定常な変数となる。時系列データの非定常性を処理するためのひとつの手段に、あらかじめデータの階差をとる方法があるが、こうした対応をとるとトレンドの情報をすべて捨ててしまう危険性があることがわかっている。後述の図3でも明らかのように、複数の金利データで似た動きが観察されると、その変数間の背後には共通の関係があると考えることができる。そのような変数間で、一方の変数が他方の変数と因果関係があるかどうかは誤差修正モデルを用いて検定することができる。

Roley and Bonser-Neal(1994)は、日本の短期金融市場金利（債券現先およびCD金利）とオフショア市場金利（ロンドン市場のユーロ円預金金利およびユーロドル預金金利）間の共和分関係を1980年から1990年にかけて検証している。その際、ロンドン市場の取引時間と東京時間の取引時間の差を考慮に入れたモデルを用いて分析を行っている。そして、日本の短期金融市場は世界市場（カバー付きのユーロドルレート）と統合されているが、統合の程度（depth）は資産によって異なっているという分析結果を得ている。

Lin(1995)は、1980年以降の金融規制緩和措置が債券現先市場とユーロ円市場に与える影響について、構造変化の問題を明示的に取り上げ、1985年のプラザ合意前後で標本期間を2期間に分けて検証を行っている。構造変化前と構造変化後を同一の標本に含むと薄れた平均的關係しか導けず、重要な発見が得られない可能性があ

るためである。規制緩和がユーロ円金利と債券現先金利の統合の度合いを弱くしたという実証を得ている。

Lo, Fung and Morse(1995)はロンドン市場のユーロ円金利と日本国内のCD金利の関係を調べ、標本期間の前半には両金利は独立した関係にあったが、近年になるにつれ、時間に依存しているものの両方向の因果関係が観察されるようになったという結果を得ている。以上の先行研究について標本期間、分析手法等をまとめたものが表1である。

Ⅲ. 金融市場概論

1. オフショア市場

オフショア市場とは一般には非居住者が参加することのできる、制度上の規制なく資金の調達・運用をするための市場である。東京オフショア市場 (Japan Offshore Market, JOM) は東京に創設されているため国内の短期金融市場との分離策が重要となる。非居住者のオフショア

市場取引は、通常居住者の国内市場取引よりも税や規制の面で優遇される有利な状況にある。国内市場で規制が強い、あるいは税金や取引手数料が高い等の障害が大きければ金融取引が海外へと流出することが考えられ、それを避けることを目標のひとつとして1986年12月に東京オフショア市場が創設された。東京オフショア市場はニューヨークオフショア市場と同様に、規制、税制について国内市場とは別の市場として機能している内外分離型の市場である。

オフショア市場の内外分離の措置として、①取引の相手方を確認する義務があること、②オフショア勘定と一般勘定との間の資金の振り替えが制限されていることがとられている。市場参加者 (オフショア勘定を開設した外為銀行) にとって、オフショア市場と短期金融市場の両市場に参加資格があるという点で代替性は高いと考えられる。また、東京オフショア市場で取引されている総資産に占める円建て資産の比率が高まってきており、対内円貸出のための資金調達の場となっている (須田(1996)) ことから

表1 標本期間・分析手法等の比較

	Roley and Bonser-Neal (1994)	Lo, Fung and Morse (1995)	Lin (1995)
データ頻度	日次	日次	週次
データ出所	Financial Times Wall Street Journal	Nihon Keizai Shimbun America Inc,	Japan Securities Dealers Association (利回りデータ) BIS (ユーロ円金利データ)
標本期間	1980年12月1日より 1992年3月5日まで	1984年11月より 1993年1月まで	1980年12月より 1989年9月まで
変数	債券現先レート (3ヶ月物) CDレート (3ヶ月物) ユーロ円レート (3ヶ月物) ユーロドルレート (3ヶ月物) 米国CDレート (3ヶ月物)	CDレート (3ヶ月物) ユーロ円レート (3ヶ月物)	債券現先レート (1ヶ月物) 債券現先レート (3ヶ月物) ユーロ円レート (1ヶ月物) ユーロ円レート (3ヶ月物)
分析手法	誤差修正モデル	誤差修正モデル	誤差修正モデル
標本期間を選んだ理由	1980年12月に外為法改正が行われた	1984年以前の円金利を利用できなかった	1980年以前には資本市場規制が存在、1980年12月に外為法改正

も両者は補完関係にあるとみなせよう。制度的特徴を税制の面からみると、他国のオフショア市場が法人税の免除、軽減措置をとっているのに対し、日本のオフショア市場は法人税に関する特典はなく、国内企業と同様の税率が課される⁵⁾。債券利子課税に関しては、(外国法人を含む)非居住者に対して15%の税率による源泉分離課税が課される⁶⁾。

ある通貨が法定通貨とされる国以外にあるとき、ユーロ通貨と呼ばれる。日本国外にある日本円はユーロ円である。短期資金のユーロ通貨市場はユーロドルの資金貸借市場として発生したが、今では10を超える通貨建ての預金が取引されており、そのひとつがユーロ円の市場となっている。ユーロ銀行に預金される円預金の金利がユーロ円金利である⁷⁾。1989年12月に創設された東京オフショア市場での円金利はユーロ円金利である。

2. 短期金融市場

日本銀行の定義によると短期金融市場とは、①広範な市場参加者があること、②金利が自由に変動すること、③取引期間が1年未満であること、の3つの条件を満たす「円建て」資金取引の場である。内容は、①コール市場、②手形市場、③CD市場、④CP市場、⑤TB市場、⑥FB市場、⑦債券現先市場の7つの市場からなる、と定義されている。「円建て」であるため、オフショア市場は定義から除かれる。

わが国の短期金融市場の特徴を取引される商品の発行期間を中心に簡単にまとめると、インターバンク市場は、①コール市場と②手形市場からなる。コール市場は半日物(当日内に決済)、無条件物(原則取引翌日に決済)、期日物(2日間以上1年物まで)が取引される超短期

の資金貸借である。手形市場は1週間以上1年以内の短期の資金貸借であり、優良企業手形あるいは金融機関振出し手形が取引される。オープン市場は、期間1-3ヶ月が中心の⑦債券現先市場、1979年から始まった③CD(譲渡性預金)市場の他、政府証券市場である⑥FB市場(FBとはFinancial Bill, 政府短期証券)と⑤TB市場(TBとはTreasury Bill, 短期国債)、そして④CP市場である。FB市場では発行期間が約60日の政府の証券(大蔵省証券, 外国為替資金証券, 食糧証券)の取引が行われ、TB市場は1981年に創設され、期間1年以内の割引国債が取引されている。CP市場は1987年に導入され、信用力のある企業が短期資金調達のために無担保で発行する期間が2週間以上9ヶ月以内の手形を取引する市場である。

短期金融市場の規模をインターバンク市場とオープン市場に分けてそれぞれの規模を月次発行残高ベースで図示したのが図1、図2である。インターバンク市場ではコール市場残高の伸びが大きく、オープン市場ではCD市場発行残高が著しく成長していることがわかる。政府証券市場で取引されるFBは公募発行制度を建前としているが、低い発行利子率をとっているために一般の投資家からの応募はほとんどなく、事実上日銀引受の形で発行されているため⁸⁾、以下の議論からは省く。

IV. 短期金融市場金利とユーロ円金利に関する実証分析

1. データ

検証期間は東京オフショア市場が開設された1986年12月から、1998年5月までをとり、日次の金利データを利用する。使用するデータの特

図1 インターバンク市場規模

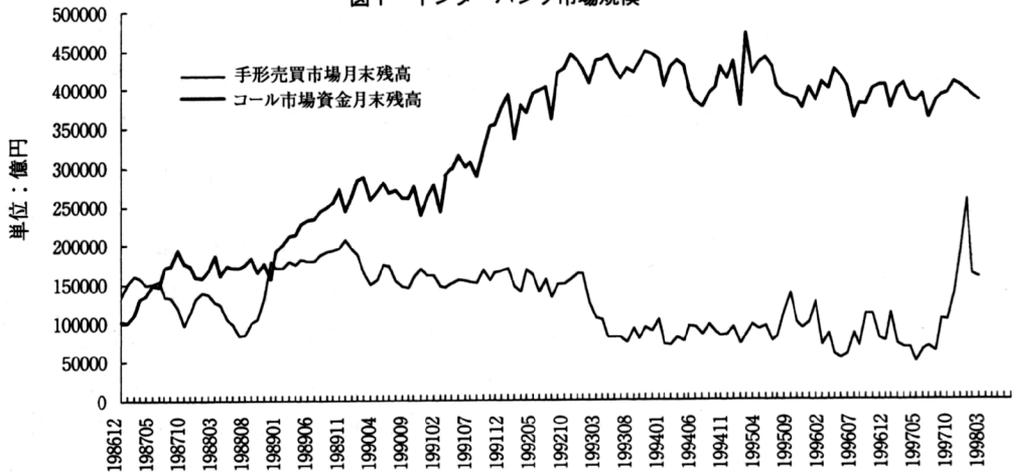


図2 オープン市場規模

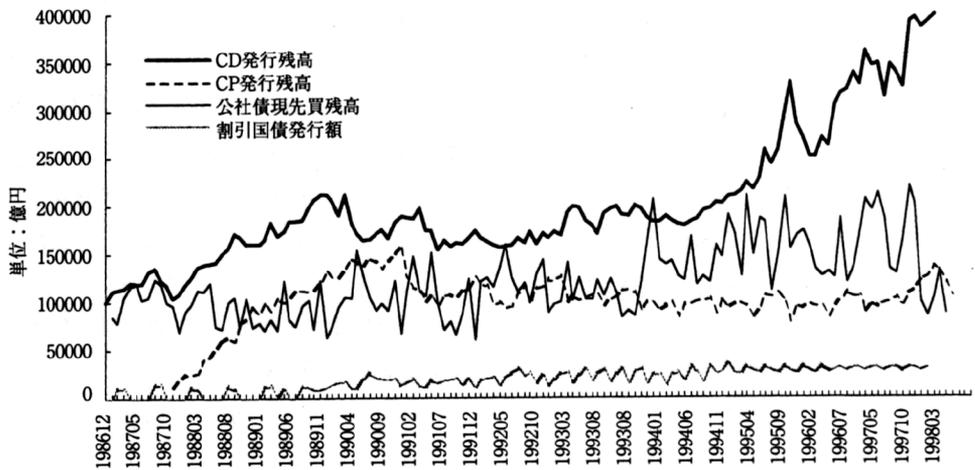


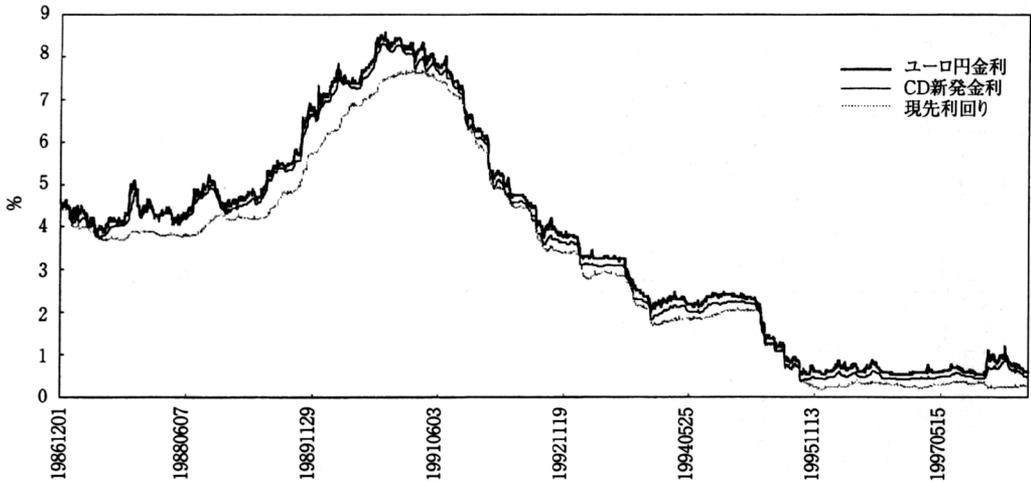
表2 データ内容

	東京オフショア ユーロ円金利3ヶ月	CD新規発行レート 3ヶ月物売り値	債券現先利回り 3ヶ月物*
出所	東京三菱銀行	日本経済新聞	日本証券業協会
標本期間	1986年12月1日より 1998年5月28日まで	同左	同左
標本数	2810	2810	2810

出典:すべて野村データラインより取得。

*: 公社債の額面5億円程度の現先売買について証券会社が顧客に売る際の参考利回り。

図3 3ヶ月物各金利水準



性は表2の通りである。オープン市場の短期金融市場金利の中から、1985年以降に急速に拡大したCD市場金利として代表的な国内金利であるCD新発売り気配レート（3ヶ月）、オープン市場の先駆けである債券現先市場金利として債券現先利回りレート（3ヶ月）を取り上げる⁹⁾。本来ならば米国のようにオープン市場の核となるべきTB利回りレートも含むべきであるが、日本のTB市場は米国のそれとは異なり、公募入札方式が実施されているが、市場規模が小さい（図2参照）ため利用しない。

ユーロ円市場の金利としては、東京オフショア市場の創設と同時に取引されるようになった東京オフショアユーロ円金利（3ヶ月、売りレート）を取り上げる。東京オフショア市場のユーロ円金利は国内の短期金融市場と同じ取引時間帯であることから、取引時間帯や取引地域の違いを考慮に入れる必要がないという点から、比較的優位な結果をもたらすと考えられる。

図3より、各金利はかなりの程度均衡関係を保ちつつ推移していることがわかる。ユーロ円

金利、CD金利、債券現先利回りは互いに連動した動きをしており、乖離しているような推移でもないことから、各金利が長期的に均衡するかどうかといったことを実証的に検証する意義がある。

表3のパートAより、各金利変数の自己相関が非常に高いこと、歪度が0よりわずかにプラスにずれていることから分布は正規分布とくらべて左に歪んでいること、尖度が明らかに3より小さく分布のすそが正規分布より薄いことがわかる。これに対しパートBでは、金利の1階差変数の歪度は、CD金利と債券現先金利で大きくマイナスの値となり分布が右に歪むこと、尖度は3つの変数ともに非常に大きなプラスの値をとり厚いすそをもつ形となることがわかる。1階差変数の自己相関は小さくなっている。

2. 単位根検定

分析に用いる金利変数は定常でなければならぬが、経済時系列データは一般に定常性の仮定を満たしているとは限らないため、ユーロ円

表3 金利基本統計量

	東京オフショア ユーロ円金利3ヶ月	CD新規発行レート 3ヶ月物売り値	債券現先利回り 3ヶ月物
パートA*			
平均(%)	3.69	3.53	3.24
メディアン	3.94	3.76	3.51
標準偏差(σ)	2.44	2.43	2.32
歪度	0.30	0.29	0.28
尖度	-0.98	-1.00	-0.96
自己相関係数	0.99	0.99	0.99
パートB**			
平均(%)	-0.0014	-0.0015	-0.0015
メディアン	0.00	0.00	0.00
標準偏差(σ)	0.048	0.025	0.019
歪度	0.21	-3.82	-6.22
尖度	18.41	49.71	101.02
自己相関係数	-0.04	0.39	0.37

パートA, パートBはそれぞれ金利に関する基本統計量, 金利の1階差(ΔEY, ΔCD, ΔG)に関する基本統計量である。

表4 単位根検定 1986/12/1—1998/5/28

パートA: 金利水準の単位根検定				
	ADF		Phillips-Perron	
	(i)	(ii)	(i)	(ii)
EY	0.14	-1.42	0.217	-2.25
CD	0.08	0.32	-1.41	-1.80
Gensaki	0.12	0.41	-1.23	-1.32
パートB: 金利の1階差の単位根検定				
EY	-20.44**		-20.49**	
CD	-15.31**		-15.38**	
Gensaki	-10.95**		-11.02**	

注1: 2つの帰無仮説を考える。(i)では H_0 : unit root, (ii)では H_0 : unit root & no trend stationary である。(i)のADF検定, (ii)のPhillips-Perron検定の帰無仮説の臨界値はそれぞれ有意水準5%で, (i)-2.86, (ii)6.25である。有意水準1%ではそれぞれ, (i)-3.43, (ii)8.27である(Fuller(1976), Dickey and Fuller(1981, Table VI))。

注2: ADF検定では帰無仮説(i), (ii)に対して次のOLS回帰を行った。

$$\Delta \chi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \chi_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta \chi_{t-i} + \epsilon_t, \quad H_0: \alpha_1 = 0$$

$$\Delta \chi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \chi_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta \chi_{t-i} + \epsilon_t, \quad H_0: \alpha_1 = 0, \alpha_2 = 0$$

ϵ_t がAR(p)プロセスに従う場合には最適なp個の説明変数のラグを追加する必要がある, これは検定結果のp値の近似値より決定された。Phillips-Perron検定の場合には次の2つのOLS回帰を行う。

$$\chi_t = \mu + \nu_1 \chi_{t-1} + \zeta_t, \quad H_0: \nu_1 = 1$$

$$\chi_t = \mu + \nu_2(t-T/2) + \nu_1 \chi_{t-1} + \zeta_t, \quad H_0: \nu_1 = 1, \nu_2 = 0$$

単位根が存在する際の帰無仮説は, (i)では, $H_0: \nu_1 = 1$, (ii)では, $H_0: \nu_1 = 1, \nu_2 = 0$ となる。検定統計量は変数 ζ, ξ の分散の合計に対して一致推定量でなければならない。

注3: *は有意水準5%, **は有意水準1%で帰無仮説を棄却できることを示す。

金利 (EY), CD金利 (CD), 債券現先利回り (Gensaki) の各変数に対して単位根検定 (補論 1 参考) を行う必要がある。検定結果が有効であるためには単位根検定で得られる残差は無相関でなければならず, ADF検定では残差が無相関になるまで被説明変数のラグ付きの値を説明変数に加える。この場合に, ADF検定では誤差の平方和である分散の均一性は問題にされないが, 分散均一性を考慮に入れて拡張された検定方法がPhillips-Perronの検定である。単位根検定としてADF検定, Phillips-Perron検定の両方を行う。標本期間は1986年12月1日から1998年5月28日までの営業日であり, 標本数は2809である。検定結果は表4に示されている。

表4のパートAより, ユーロ円金利 (EY), CD金利 (CD), 債券現先利回り (Gensaki) の各金利変数の水準について, 帰無仮説 (i) 「単位根を有する」, 帰無仮説 (ii) 「単位根を有するトレンドモデル」の両方が棄却されない。パートBでは各金利変数の階差をとったもの (すなわち ΔEY , ΔCD , $\Delta Gensaki$, $\Delta EY = EY_t - EY_{t-1}$ である) によって帰無仮説は棄却される。

この2つの結果より, EY, CD, Gensakiの各変数がそれぞれ $I(1)$, あるいは「次数1で和分されている」ことがわかる。1階の階差で定常性を確保できる変数を $I(1)^0$ と呼ぶ。

3. 共和分検定

単位根を持つ変数は分散が時間に比例し発散してしまうため, 変数の長期的関係を分析できない。しかし2つ以上の変数があると単位根を持ち, それらの変数間に線形関係が存在すれば共和分分析 (補論2参考) を適用することができる。共和分の関係が存在すれば, それを考慮に入れたモデルを用いなくてはならない。したがって, 単位根を持つ各金利変数について共和分検定を行う。オフショア市場金利と比較するのは国内短期金融市場の個別の金利という観点からAugmented Engle-Granger検定と呼ばれる誤差項に対するDickey-Fullerの検定を適用する。

表5にはその検定結果が示されている。ADF検定による統計量の値はEYとCD間のEY式ではラグ3で-11.54, CD式ではラグ5で-10.85で

表5 共和分検定

従属変数 (Y)	共和分回帰			検定	
	β_1	β_2	R ²	ADF	ラグ次数
EY ↔ CD					
(1) EY	0.15	1.001	0.99	-11.50**	(3)
(2) CD	-0.14	0.997	0.99	-10.82**	(5)
EY ↔ Gensaki					
(3) EY	0.29	1.046	0.99	-5.028**	(1)
(4) Gensaki	-0.26	0.947	0.99	-5.11**	(4)

注1: 係数値は以下の共和分回帰により得た (本文参照) ;

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \epsilon_t$$

注2: ADF検定は次式の回帰に基づく ;

$$\Delta \epsilon_t = \phi \epsilon_t + \sum_{i=1}^P \phi_i \Delta \epsilon_{t-i} + e_t \quad H_0: \phi = 0$$

帰無仮説の臨界値はMackinnon (1991, Table1) より, 有意水準5%で-3.34, 有意水準1%で-3.90である。

注3: **は有意水準1%で帰無仮説を棄却できることを示す。

あり、EYとGensaki間のEY式ではラグ1で-5.17、Gensaki式ではラグ4で-5.05であった。共和分回帰における「誤差項に単位根が存在する」という帰無仮説（つまり「変数間に共和分関係はない」という帰無仮説）は有意水準1%で棄却され、これらの変数は共和分されているといえる。2.の単位根検定の結果と共和分検定の結果から、各金利は個別にはそれぞれ単位根を有する非正常な変数だが、それらの線形結合が定常であり、共和分関係にあることがわかる。

4. 多変量共和分検定

以上の共和分分析より、オフショア市場金利と国内短期金融市場金利間に因果関係が存在することがわかったが、最後にJohansen(1988)の方法に基づき、変数すべての異なる共和分関係を同時に推定し総合的な因果関係を分析する。Johansenの尤度比検定（トレース検定と呼ばれる検定方法）とは非正常変数による多変量自己回帰モデル（Vector autoregression）から出発し、変数間に何通りの共和分関係が認められるかを検定することができるものである。換言す

表6 Johansenの尤度比検定

帰無仮説	
$\gamma = 0$ (p値)	178.43** (0.000)
$\gamma \leq 1$ (p値)	82.81** (0.000)
$\gamma \leq 2$ (p値)	0.21 (0.78)

注1：以下のVARモデルに基づき回帰分析を行った。なお、VARモデルのラグはラグ10期のモデルに対し、AICが最小化されるような分布ラグとしてラグ値7を選んだ。

$$\Delta \chi_t = \Gamma_1 \Delta \chi_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta \chi_{t-k+1} - \Pi \chi_{t-k} + \epsilon_t$$

ここで $\Gamma = \Gamma_1 + \Pi_1 + \dots + \Pi_k$ ($i=1, \dots, k-1$)

注2：表8はJohansenの尤度比検定の結果である。ここで用いた尤度比検定はトレース検定である。

注3：表8で**は1%有意水準で帰無仮説が棄却されることを表す。p値はOsterwald-Lenum(1992)の表に基づく。

れば、オフショア市場金利と二つの国内短期金融市場金利の合計3つの金利の関係を調べることに他ならない。

検定結果は表6に示されている。トレース検定の結果、共和分の個数が0個から1個あるという帰無仮説（それぞれ、 $r=0, r \leq 1$ ）は1%有意水準で棄却されたが、共和分の個数が2個以下であるという帰無仮説（ $r \leq 2$ ）は受容された。このことから3金利変数間には2個の共和分が存在するといえる。これはユーロ円金利、CD金利、債券現先利回りの各金利が非正常な変数であるにも関わらず、すべての変数が共和分の関係にあり、その非正常な動きは実はばらばらではなく、一次元的であることを示す。この結果は2変量での共和分分析の結果（EY-CD~I(0)、EY-Gensaki~I(0)）とも整合的である¹⁴⁾

5. 誤差修正モデル

共和分検定により変数間に長期の関係が存在することがわかったが¹²⁾、短期的関係に関しては何も説明されていない。Engle and Granger (1987)の表現定理（Granger Representation Theorem）に基づき、EYとCD間、EYとGensaki間がそれぞれ共和分されていることから、誤差修正モデル（Error Correction Model）（補論3参考）を用いて2変数の短期の変動をモデル化することができる。金利の短期ダイナミクスを表す誤差修正モデルは次の式で表される。EYとCDの分析に関しては、

$$\Delta EY_t = \alpha_1 + \beta_1 [EY_{t-1} - \lambda_1 CD_{t-1}] + \sum_{i=1}^n \gamma_i CD_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j EY_{t-j} + \epsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\Delta CD_t = \alpha_2 + \beta_2 [CD_{t-1} - \lambda_2 EY_{t-1}]$$

$$+ \sum_{i=1}^n \gamma_i EY_{t,i} + \sum_{j=1}^m \delta_j CD_{t,j} + \epsilon_{2t} \quad (2)$$

であり、EYとGensakiの分析に関しては、

$$\Delta EY_t = \alpha_3 + \beta_3 [CD_{t-1} - \lambda_3 Gensaki_{t-1}] + \sum_{i=1}^n \gamma_i Gensaki_{t,i} + \sum_{j=1}^m \delta_j EY_{t,j} + \epsilon_{3t} \quad (3)$$

$$\Delta Gensaki_t = \alpha_4 + \beta_4 [Gensaki_{t-1} - \lambda_4 EY_{t-1}] + \sum_{i=1}^n \gamma_i EY_{t,i} + \sum_{j=1}^m \delta_j Gensaki_{t,j} + \epsilon_{4t} \quad (4)$$

となる。[] の中は誤差修正項、 ϵ_{it} は定常性を満たすホワイトノイズの誤差項でなければならない。回帰モデルを時系列データを用いて推定する際には、見せかけの回帰 (spurious regression) に注意しなければならず、この問題を回避するためには誤差項が定常になる式が必要である。

前半の(1)式について説明すると、(1)式の被説明変数はEYであり、説明変数はEYとCDである。これまでの分析より、EY、CDともにI(1)であり、EYとCDは共和分されていることから、誤差修正項 $[EY_{t-1} - \lambda_1 CD_{t-1}]$ がI(0)であることがいえる。誤差修正項は変数間の長期の調整過程を意味している。この項の係数値が小さい、あるいは有意でない場合は被説明変数は長期的に見て均衡過程に向かって調整されないことを示している。n、mのラグ数は補論にあるように赤池のFPEに基づいて選ぶ。

(1)式と(2)式、および(3)式と(4)式の誤差修正モデルはそれぞれオフショア市場金利と国内短期金融市場金利の統合を検定するモデルである。両金融市場の金利が非定常かつ共和分関係

にあれば、(1)式を例にとると、ユーロ円金利の変化は過去のCD金利と過去のユーロ円金利に影響を受けていることを表す。係数 γ の値が有意であれば、現在のユーロ円金利は過去のCD金利から影響を受けていることになる。もし係数 γ の値が有意でなく誤差修正項の係数値 β_1 が有意であれば、ユーロ円金利は過去の変数間の不均衡に反応していると解釈できる。

表7および表8に最適ラグ構造を含めた誤差修正モデルの推定結果が示されている ((1)式と(2)式の分析結果は表7、(3)式と(4)式の分析結果は表8である)。表7に関しては、誤差修正項 Z_{t-1} は1%有意水準でも有意であることから、EYとCDはGrangerの意味でフィードバックの因果関係 (EYからCDへの因果関係、CDからEYへの因果関係の両方の因果関係が存在) がある。EYモデル (ΔEY が被説明変数のモデル)、CDモデル (ΔCD が被説明変数のモデル) とともにクロスマーケット項 (EYモデル中の ΔCD_{t-1} 、CDモデル中の ΔEY_{t-1}) が有意であることから、フィードバックの因果関係は誤差修正項のみならず過去のクロスマーケットの金利の変化も影響を与えているといえる¹³⁾。

表8からは、EYとGensaki間の関係をみることができる。EYモデルの誤差修正項 Z_{t-1} は有意な係数値ではなく、Gensakiモデルの誤差修正項 Z_{t-1} は1%有意水準で有意である。したがって、EYからGensakiへの一方的因果関係があり、ユーロ円金利はグレンジャーの意味で債券現利回りに対して弱外生性¹⁴⁾を持つ。クロスマーケット項 (EYモデル中の $\Delta Gensaki_{t-1}$ 、Gensakiモデル中の ΔEY_{t-1}) がともに1%有意水準で有意であることから、過去のクロスマーケット金利は互いに影響しているといえる。Gensakiモデルでは誤差修正項が有意であることから、誤差

が長期的調整に役立っているといえる。

誤差項の系列相関に関する仮説検定を行った結果、高次の自己相関の有無を調べるBreusch-Godfrey LMテストではCDモデルでは自己相関が無いという帰無仮説を棄却できなかった。そこで、一般的な分散不均一の検定方法であるBreusch-Paganテストを行った。EYモデルにおいては分散均一であるとの帰無仮説が棄却され、CDモデルとGensakiモデルにおいては棄却され

なかった。

V. 実証結果分析及び若干の検定

1. 係数の安定性の検定

Fung and Isberg (1992)は米国のCD金利市場には構造変化が存在したと指摘しているように、時系列変数に構造変化が存在すると指摘されることがある。国友 (1996) では経済時系列のト

表7 誤差修正モデルによる分析 1986/12/1 — 1998/5/28

誤差修正モデル (EYおよびCD)				
独立変数	従属変数			
	ΔEY		ΔCD	
	係数	t値	係数	t値
Z _{t-1}	-0.031	-2.96**	-0.013	-3.10**
ΔEY _{t-1}	-0.08	-1.70	0.22	8.95**
ΔEY _{t-2}	-0.09	-2.11*	0.11	6.50**
ΔEY _{t-3}	-0.54	-1.94	0.06	4.44**
ΔEY _{t-4}	0.04	1.27	0.07	4.16**
ΔEY _{t-5}			0.05	3.19**
ΔEY _{t-6}			0.04	3.13**
ΔEY _{t-7}			0.02	1.49
ΔEY _{t-8}			0.02	1.65
ΔEY _{t-9}			0.02	2.03*
ΔEY _{t-10}			0.01	1.09
ΔCD _{t-1}	0.27	3.23**	0.08	1.42
ΔCD _{t-2}	0.10	1.45	-0.004	-0.10
ΔCD _{t-3}			-0.04	-2.02*
ΔCD _{t-4}			-0.02	-0.68
ΔCD _{t-5}			0.01	0.44
ΔCD _{t-6}			-0.04	-1.51
ΔCD _{t-7}			0.02	0.85
ΔCD _{t-8}			-0.03	-1.54
ΔCD _{t-9}			0.004	0.22
ΔCD _{t-10}			0.05	2.02*
Constant	0.0004	0.35	-0.001	-2.34*
仮説検定	EY		CD	
	分布	統計量	分布	統計量
自由度修正済み決定係数		0.03		0.33
Breusch-Godfrey LMテスト	$\chi^2(12)$	8.71	$\chi^2(12)$	28.07**
	$\chi^2(24)$	17.69	$\chi^2(24)$	39.85*
Breusch-Pagan テスト	$\chi^2(6)$	50.15**	$\chi^2(12)$	6.02

注1：最適なラグの長さは、赤池のFPE(Final Prediction Error)に基づき、FPEが最小化されるような分布ラグを選んだ。
 注2：t統計量は分散不均一に対して頑健性のあるホワイトのt統計量を用いた。
 注3： $\chi^2(6)$ の1%有意水準は16.81、 $\chi^2(12)$ の1%有意水準は26.22、5%有意水準は21.03、 $\chi^2(24)$ の1%有意水準は42.98、5%有意水準は36.42である。**は有意水準1%で有意であること、*は有意水準5%で有意であることを示す。

表 8 誤差修正モデルによる分析 1986/12/1 — 1998/5/28

誤差修正モデル (EYおよびGensaki)				
独立変数	従属変数			
	ΔEY		$\Delta Gensaki$	
	係数	t値	係数	t値
Z_{t-1}	-0.03	0.63	-0.01	-6.46**
ΔEY_{t-1}	-0.07	-1.64	0.05	3.61**
ΔEY_{t-2}	-0.04	-1.10	0.01	1.60
ΔEY_{t-3}	-0.01	-0.57	0.01	1.79
ΔEY_{t-4}	0.05	1.91	0.01	1.80
ΔEY_{t-5}			0.01	1.73
ΔEY_{t-6}			0.004	-0.55
ΔEY_{t-7}			0.003	-0.40
ΔEY_{t-8}			0.001	0.15
ΔEY_{t-9}			0.02	2.86**
$\Delta Gensaki_{t-1}$	0.28	2.80**	0.25	2.96**
$\Delta Gensaki_{t-2}$			0.06	1.53
$\Delta Gensaki_{t-3}$			0.01	0.43
$\Delta Gensaki_{t-4}$			0.03	1.07
$\Delta Gensaki_{t-5}$			0.07	2.40
Constant	-0.13	-1.30	-0.001	-4.14**
仮説検定	EY		Gensaki	
	分布	統計量	分布	統計量
自由度修正済み決定係数		0.01		0.20
Breusch-Godfrey LMテスト	$\chi^2(12)$	6.32	$\chi^2(12)$	16.58
	$\chi^2(24)$	16.83	$\chi^2(24)$	33.86
Breusch-Pagan テスト	$\chi^2(6)$	59.53**	$\chi^2(7)$	1.56

注1：最適なラグの長さは、赤池のFPE (Final Prediction Error)に基づき、FPEが最小化されるような分布ラグを選んだ。

注2：t統計量は分散不均一に対して頑健性のあるホワイトのt統計量を用いた。

注3： $\chi^2(6)$ の1%有意水準は16.81、 $\chi^2(12)$ の1%有意水準は26.22、5%有意水準は21.03、 $\chi^2(24)$ の1%有意水準は42.98、5%有意水準は36.42、 $\chi^2(7)$ の1%有意水準は18.48、5%有意水準は14.07である。**は有意水準1%で有意であること、*は有意水準5%で有意であることを示す。

レンドに構造変化が存在する場合には単位根検定や共和分検定の方法が誤った結果をもたらす可能性があるとしており、経済構造の変化を適切に時系列モデルで表現することが重要であると述べている。Fung and Isberg (1992)では年間取引量が急増した時期で期間を二つに分け、構造変化の有無をCHOWテストで検定しているが、この検定方法はモデルの構造変化がいつ起こっているのかが既知でなければならないという問題を持つ。構造変化が先見的に既知でない場合であっても利用できる検定方法も存在するが、検定力が弱い等の問題を抱える。ここでは、考えられる2つの考えられる構造変化について

幾つかの検定により構造変化の有無を調べる。

表9は係数の安定性の検定結果を示している。金利のトレンドが変化し乖離幅が縮小しはじめた1991年6月末(表9のI)、定期預金金利が完全自由化された1993年6月末(表9のII)で何らかの構造変化が影響していると仮定し、この2つの可能性について検定を行った。ある構造変化の検定にもうひとつの構造変化を含まないために、標本期間はそれぞれ1986年12月から1993年6月まで、1991年6月から1998年5月までを用いた。

モデルが構造的に安定している(あるいは構造変化はない)という帰無仮説は、表9からは

表9 係数の安定性の検定

	ΔEY ((1)式)		ΔCD ((2)式)		ΔEY ((3)式)		ΔGensaki ((4)式)	
	分布	統計量	分布	統計量	分布	統計量	分布	統計量
I:1986/12/1 - 1993/6/30								
1991年6月末前後の構造変化の有無を検定								
CHOWテスト	F(8,1593)	1.97*	F(22,1479)	2.85**	F(7,1594)	3.52**	F(16,1585)	38.10**
尤度比検定	$\chi^2(8)$	53.34**	$\chi^2(22)$	109.65**	$\chi^2(7)$	64.53**	$\chi^2(16)$	873.55**
II:1991/7/1 - 1998/5/28								
1993年6月末前後の構造変化の有無を検定								
CHOWテスト	F(8,1686)	3.46**	F(22,1672)	1.39**	F(7,1687)	2.10*	F(16,1678)	131.94**
尤度比検定	$\chi^2(8)$	192.81**	$\chi^2(22)$	131.66**	$\chi^2(17)$	181.43**	$\chi^2(16)$	1372.97**

注1: 2つの構造変化を予想した。Iでは図3から明らかのように金利のトレンドが変化し、金利の乖離が縮小する1991年6月末で分けた。IIでは定期預金金利が完全自由化された1993年6月末で分けた。ある構造変化の検定に予想するもうひとつの構造変化を含まないように、標本期間はそれぞれ1986年12月から1993年6月まで、1991年6月から1998年5月までとした。以下の誤差修正モデルの回帰式に基づき、検定を行った。

$$\Delta EY_t = \alpha_1 + \beta_1 [EY_{t-1} - \lambda_1 CD_{t-1}] + \sum_{i=1}^4 \gamma_i CD_{t-i} + \sum_{j=1}^2 \delta_j EY_{t-j} + \epsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\Delta CD_t = \alpha_2 + \beta_2 [CD_{t-1} - \lambda_2 EY_{t-1}] + \sum_{i=1}^{10} \gamma_i EY_{t-i} + \sum_{j=1}^{10} \delta_j CD_{t-j} + \epsilon_{2t} \quad (2)$$

$$\Delta EY_t = \alpha_3 + \beta_3 [EY_{t-1} - \lambda_3 Gensaki_{t-1}] + \sum_{i=1}^1 \gamma_i Gensaki_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \delta_j EY_{t-j} + \epsilon_{3t} \quad (3)$$

$$\Delta Gensaki_t = \alpha_4 + \beta_4 [Gensaki_{t-1} - \lambda_4 EY_{t-1}] + \sum_{i=1}^9 \gamma_i EY_{t-i} + \sum_{j=1}^5 \delta_j Gensaki_{t-j} + \epsilon_{4t} \quad (4)$$

注2: CHOW検定は分散不均一性の元でF分布に従うことを仮定していないため、分散不均一性に対する尤度比検定も行った。

注3: F(8,∞), F(22,∞), F(7,∞), F(16,∞)の1%有意水準はそれぞれ2.51, 1.88, 2.64, 2.04であり、5%有意水準はそれぞれ1.94, 1.57, 2.01, 1.67である。 $\chi^2(8)$ $\chi^2(22)$ $\chi^2(7)$ $\chi^2(16)$ の1%有意水準は20.09, 40.29, 18.48, 32.00である。

ほとすべてのCHOWテストの統計量、尤度比検定の統計量が1%水準で有意であることから棄却される。したがって、各モデルは1991年6月末と1993年6月末を境に構造変化していることになる。このことから、金利間の乖離が縮小した時期や短期金融市場に対する重要な規制緩和の預金金利完全自由化が行われた時期にはモデルの因果性は変化していたことになる。

2. 誤差修正モデルによる分割標本分析

次に、表9の検定結果よりモデルに構造変化が存在することが認められたが、金利間の乖離が縮小した1991年6月の時期を境にオフショア市場金利と短期金融市場の金利の因果関係がど

のように変化したかについて、標本期間を分割し、それぞれの期間に分けて表7、表8で行った誤差修正モデルと同様の分析を行った¹⁵⁾。結果は表10に示されている。前半標本期間と後半標本期間に分けてみると興味深い結果が幾つか観察される。

第一に、前半期間では債券現先利回りはユーロ円金利に因果関係をもたないが、後半期間に有意な因果性をもつことである。このことは図3で債券現先利回りと他の金利との乖離が縮小する時期が後半期間に当たることと整合的といえる。したがって、(3)式・(4)式から、前半期間ではEYからGensakiへの一方的な因果関係がみられたが、後半期間ではフィードバックの関

表10 誤差修正モデルによる分割標本分析

誤差修正モデル 独立変数	(EYおよびCD)				(EYおよびGensaki)			
	従属変数 ΔEY ((1)式)		ΔCD ((2)式)		ΔEY ((3)式)		$\Delta Gensaki$ ((4)式)	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
前半標本期間: 1986/12/1 - 1993/6/30								
Z_{t-1}	-0.04	-1.53	-0.04	-3.48**	-0.003	-0.05	-0.9	-5.82**
ΔEY_{t-1}	-0.13	-3.14**	0.16	3.65**	-0.12	-3.76**	-0.02	2.26
ΔCD_{t-1}	0.32	3.18**	0.16	4.65**				
$\Delta Gensaki_{t-1}$					0.002	0.02	0.19	6.38**
後半標本期間: 1993/7/1 - 1998/5/28								
Z_{t-1}	-0.02	1.76	-0.04	-5.56**	-0.01	-3.10**	-0.02	-6.33**
ΔEY_{t-1}	0.002	0.10	0.26	1.36**	0.04	0.74	0.10	7.69**
ΔCD_{t-1}	0.23	5.11**	0.04	14.56**				
$\Delta Gensaki_{t-1}$					0.27	6.00**	0.22	-8.46**

注1: 金利データよりデータの乖離が縮小した1991年6月末で標本期間を分割し、表9と同じ誤差修正モデルの帰帰式に基づき、検定を行った。表に挙げた係数のラグは1期ラグのみである。

注2: 分散不均一性のテストを行った結果、帰無仮説を棄却するほど統計量が大きかったことから、ここでは普通のt統計量を用いた。

係にあり、現先市場とオフィス市場は後半期間により統合されたとみることができる。第二に、(1)式から(4)式までの後半期間の誤差修正項は前半期間よりも有意性が高く、全体としても統合の度合いが増したと考えられる。以上の結果は金融規制緩和が段階的に行われてきたことと整合的といえよう。しかし、期間を問わず(1)式・(3)式に比べ(2)式・(4)式の因果性のほうがはるかに強く、オフィス市場から国内短期金融市場へ働く因果性のほうが常に強かったことは明らかである。この国内短期金融市場金利とオフィス市場金利に見られる因果関係の違いは、国内市場に存在する規制が効率的な市場の形成を阻害していることがひとつの原因であると考えられる。また、国際的な情報はまずオフィス市場で反映され、国内市場はオフィス市場から情報を取り込むという経路が存在する可能性もあろう。

誤差修正モデルによる分析結果からは債券現先利回りからユーロ円金利への因果性が相対的に弱く存在したが、これは国内短期金融市場で

債券現先市場の占める割合が低下してきていること、CD市場で規制緩和が相次いだこと¹⁶⁾、債券取引に伴う有価証券取引税の存在が影響しているかもしれない。一方、債券現先市場金利に比べ、CD金利は比較的ユーロ円金利との関係が密接であった。

多変量共和分検定による分析結果からは2個の共和分が存在し、ユーロ円金利、CD金利、債券現先利回りの各金利が共和分の関係にあり、一次元的な動きをしていることが示された。さらに、2変量の共和分分析のときは異なり、どの変数の誤差修正項も有意でなかった。このことからユーロ円金利、CD金利、債券現先利回りは平均的に安定した相互依存関係にあるといえる。

VI. 結びにかえて

本稿では、日本の金融規制緩和が短期金融市場に与える影響について、短期金融市場金利と東京オフィス市場金利の間の因果関係を計量

的に考察した。ユーロ円金利3ヶ月物とオープン市場のCD金利3ヶ月物、債券現先利回り3ヶ月物の標本数2809の日次データを用いて、東京オフショア市場の創設時から1998年5月末までの期間で分析を行った。東京オフショア市場の市場参加者にとって、国内の短期金融市場とオフショア市場間の取引は規制等の違いが存在するにも関わらず、その代替性は高く、ともに資金調達のための市場として機能している。そのため、規制緩和や撤廃をうけて国内短期金融市場が効率的になり取引量が増加すればユーロ市場との関係が密接になる可能性がある。また反対に、国内金融市場に規制が多く金融取引の手数料が高い等の問題が存在すれば、ユーロ市場へ取引が流れ国内短期金融市場との関係が弱くなることも考えられる。

両市場金利の実証分析を行った結果、オフショア市場金利と国内短期金融市場金利は程度の差はあるが、互いに影響を与えていることが観察された。ユーロ円金利とCD金利、ユーロ円金利と債券現先利回りがそれぞれ長期的な均衡関係をもつ共和分の関係にあることから、短期の不均衡をモデル化する誤差修正モデルを用いて調べた。ユーロ円金利は国内短期金融市場に大きな影響を及ぼすが、逆に国内短期金融市場の債券現先利回りに関してはユーロ円金利からの一方向の因果関係があるのみだった。CD金利はユーロ円金利と双方向の因果関係があると観察された。さらに、モデルの構造変化の有無をみるために係数の安定性の検定を行った結果、金利間の乖離が縮小した時期と国内預金金利が完全自由化された時期での2つの構造変化が存在することがわかった。

図3にあるように、債券現先利回りと他の金利との乖離が縮小する時期で期間を分割して行

った誤差修正モデルによる分割標本分析の結果は、全期間で行った分析結果と顕著に異なる点があった。前半期間では現先利回りはユーロ円金利に因果関係をもたないが、後半期間に有意な因果性がみられた。これは図3と整合的な結果であり、現先市場とオフショア市場は後半期間により統合されたとみることができる。モデル全体としても後半期間に統合の度合いが増した。これは金融規制緩和が段階的に行われてきたことと整合的な結果である。しかし依然としてオフショア市場から国内短期金融市場へ働く因果性のほうが常に強く、その原因としては国内市場に規制が存在し効率的な市場の形成を阻害していることや、国際的な情報がオフショア市場を経由して国内市場に入るという経路が存在することが考えられる。

本稿では、ユーロ円市場とCD市場、債券現先市場の関係に焦点を絞って分析を行い、データ上の問題から他の国内短期金融市場であるTB市場、CP市場とユーロ円市場の関係の分析を行わなかった。しかし、国内短期金融市場間で因果関係があるならばTB市場、CP市場を含めて分析する必要があると思われる。日本の金融市場の中でも特に短期金融市場等に関する実証分析はまだ十分行われているとは言えず、市場の効率性を考える上でもさらなる実証的分析は不可欠であると思われるが、今後の課題としたい。

*本稿を仕上げるにあたり、大阪大学大学院国際公共政策研究科コリン・マッケンジー教授から回帰分析について幾つもの貴重なコメントをいただいた。一橋大学伊藤隆敏教授からはTB市場の実情を教えていただいた。1998年度日本ファイナンス学会第1回国際大会においてCurtin University Lakshman Alles教授にはオフショアデータに関する相談にのっていただいた。また、(株)エムティービーインベストメントテ

クノロジー研究所高山俊則氏、東京大学大学院の友人である金容晋氏、時岡規夫氏には関連する資料を紹介していただいた。ここに記して感謝します。

注

- 1) 円転規制とは銀行がドルやユーロ円等の外貨を取り入れ、それを円貨に転換することを規制するものであり、裁定取引を妨げる大きな障壁であった。
- 2) 厳密に言えば、1979年5月にも非居住者(外国人)の国内現先市場への参加が認められたことから、非居住者はユーロ円を海外で運用するか日本国内の現先市場で運用するかの金利裁定が可能になっていた。また、1980年12月のユーロ円取引の自由化以前であってもユーロ円の裁定取引を行うことは可能であった。例えばユーロドルの資金を借り入れを行うと同時に先物でカバーをとる(直物でドル売り円買いを行い先物でドル買い円売りを予約する)ことでユーロ円の取り入れと同じ効果を得ることができるからである。
- 3) 堀内(1998)では、金融自由化は日本においても進められたがそのテンポは漸次的であったとしている。預金金利の自由化プロセスが完結するまで1979年から1994年まで15年を要した例が典型例として挙げられている。
- 4) Campbell and Froot(1994)では、スウェーデンの個別の株式の取引量のデータを見ると、オフショアの取引量が高いときは、有価証券取引税が最高の時期に相当すると指摘している。
- 5) 例えば、米国のオフショア市場(IBF)参加者は連邦最高税率の34%、NY州税、NY市税ともに免除される。アジアの内外分離型オフショア市場であるタイオフショア市場では法人税は10%、マレーシアオフショア市場では3%あるいは2万リングのどちらか低いほうが法人税として課税される。
- 6) 米国の非居住者に対する債券利子課税は、非居住者の証明(申告)があれば非課税、申告がないときは30%の税率による源泉分離課税である。その他各国の債券税制に関しては、『債券税制に関する研究報告』に述べられている。
- 7) この預金の貸付け市場で最も一般的な基準レートはロンドンのユーロ通貨預金市場での銀行間出し手金利であるLIBOR(London Inter Bank Offered Rate)である。LIBORはロンドン市場においてロンドン時間の午前11時に提示されるものであり、ユーロドルLIBOR等と同様にユーロ円LIBORも示される。一方、東京市場においては、1995年11月から全国銀行協会連合会が東京の預金市場での銀行間出し手金利であるTIBOR(Tokyo Inter Bank Offered Rate)の公表を始めた。しかし、この金利は365日ベースの金利体系に基づくものであり、ユーロ円ではなく、円の預金金利等に利用されるものであった。1998年3月になり、ようやく全国銀行協会連合会からユーロ円通貨預金市場での銀行間出し手金利であるユーロ円TIBORが公表されるようになった。ユーロ円TIBORは日本時間の正午に公表されるが、1998年3月まで公的機関の算出値が

存在せず、民間の情報ベンダーによる供給しなかった。前述のロンドン市場のLOBORは日本の全国銀行協会連合会に当たる組織であるBritish Bankers' Associationにより公表されている。

- 8) 日本では政府短期証券はマネー市場に重きをなす存在となっていないとみられている(堀内[1991])。FB市場の1997年度の発行残高は29兆6千億円に達し、約40兆円市場規模をもつコール市場、CD市場に匹敵する巨大な市場に成長している。しかし、発行残高のうち19兆円を日銀、7兆円を政府が保有しており、民間に出回るのは3兆円弱しかない。また、金利が公定歩合より低く運用対象として魅力に乏しいため、買い手が存在しないことも影響している。
- 9) インターバンク市場金利は超短期の取引が中心であり、3ヶ月金利の取引は多くない。
- 10) d階の階差をとることで定常性が満たされる非定常変数をI(d)と呼ぶ。階差をとらなくてももともと定常である変数はI(0)である。
- 11) ここでは共和分ベクトルのゼロ制約の検定等を行わなかった。多変量共和分ベクトルが3変量ベクトルの場合、誤差修正項の有意性をみるためのゼロ制約を課すと全く同じ2変量の誤差修正モデルの誤差修正項の係数値が異なることを検定することになるためである(例えばEYが誤差修正項の影響を受けないと仮説を立てた場合、それは $CD - \alpha \text{Gensaki} \sim I(0)$ 、 $CD - \beta \text{Gensaki} \sim I(0)$ のとき $\alpha \neq \beta$ も仮定することになってしまう)。
- 12) 誤差修正モデルの文脈では共和分から得られる相互依存の関係を、時間に依らず成り立つ均衡状態という意味で「長期均衡関係」と呼ぶが、川崎[1994]はこの解釈の問題点を指摘している。本稿では、統計モデルと経済モデルの均衡という概念の関係を論じていないことから、「長期均衡関係」という表現を避けた。
- 13) 両方のモデルに含まれる被説明変数のラグ付き変数(EYモデル中の ΔEY_{t-1} 、CDモデル中の ΔCD_{t-1})が有意であっても、そのことから市場が効率的であるとはいえない。
- 14) 山本(1989) p191参照。
- 15) もうひとつ存在する構造変化(国内預金金利の完全自由化)の因果性については、国内短期金融市場間の因果性も考慮に入れて分析する必要があることから本稿で行う2変量誤差修正モデルでは分析しない。
- 16) CD(譲渡性預金)は1979年5月に創設され、発行単位、発行期間、発行限度などが段階的に規制緩和された。CDの発行単位の引き下げは1984年1月に5億円から3億円へ、1985年4月に3億円から1億円へ、1988年4月には1億円から5,000万円になった。1985年6月には証券会社のCD流通市場への参加が認められた。なお、1998年6月の金融通達原則廃止により、CD(のみならずCP)の発行制限も撤廃された(日本経済新聞1998年6月9日)。

参考文献

日本語文献

川崎能典「Johansenの共和分検定について」日本銀

行金融研究所『金融研究』1994, 第11巻第2号, p99-120

国友直人「構造変化と単位根・共和分仮説」日本銀行金融研究所『金融研究』1996年12月, p1-43。
社団法人公社債引受協会『債券税制に関する研究報告』平成10年6月。

須田美矢子『ゼミナール国際金融入門』日本経済新聞社, 1996年。

堀内昭義『金融論』東京大学出版会, 1991年。

堀内昭義「日本の不良債権問題の一分析」全国銀行協会『金融』1998年, 1月。

山本拓『経済の時系列分析』創文社, 1989年。

欧文文献

Campbell, John Y. and Kenneth A. Froot, "International Experiences with Securities Transaction Taxes" in Jeffery, A. Frankel ed., *The Internationalization of Equity Markets*, National Bureau of Economic Research, Boston, 1994.

Cushman, David O., Sang, Sub and Thorstain Thorgeirsson, "Maximum Likelihood Estimation of Cointegration in Exchange Rate Models for Seven Inflationary OECD Countries" *Journal of International Money and Finance*, Vol.15, No. 3, 1995, 337-368.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root" *Econometrica*, Vol.1.49, 1981, 1057-1072.

Engle, R.F. and C.W.J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing" *Econometrica*, Vol.1.55, No. 2, 1987, 251-276.

Fukao, Mitsuhiro, "Financial Integration, Corporate Governance, and the Performance of Multinational Companies" The Brookings Institution, Washington D.C., 1995.

Fuller, W.A., "Introduction to Statistical Time Series" Wiley, 1976(p.373), New York.

Fung, Hung Gay and Isberg, Steven C., "The International Transmission of Eurodollar and U.S. Interest Rates: A Cointegration Analysis" *Journal of Banking and Finance*, 16, 1992, 757-769.

Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors" *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, 231-254.

Lin, Antsong and Swanson, Peggy E., "The U.S. Dollar in Global Money Markets: A Multivariate Cointegration Analysis" *Quarterly Review of Economics and Finance*, 37(1), 1997, 139-150.

Lin, Wen Ling, "Japan's Financial Deregulation and Linkage of the Gensaki and Euroyen Deposit Markets" *Journal of Applied Econometrics*, 10(4), 1995, 447-467.

Lo, Wai Chung, Fung, Hung Gay and Morse, Joel N., "A Note on Euroyen and Domestic Yen Interest Rates" *Journal of Banking and Finance*, 19(7), 1995, 1309-1321.

MacKinnon, James G., "Critical Values for Cointegration Tests" in R.F. Engle and C. W.J. Granger eds., *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford, 1991, 267-276.

Mougoue, Mbodja and Wagster, John, "The Causality Effects of the Federal Reserve's Monetary Policy on U.S. and Eurodollar Interest Rates" *Financial Review*, 32(4), 1997, 821-844.

Osterwald-Lenum, Michael, "Practitioners' Corner: A Note with Quadratic for the Asymptotic of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistic" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1992, 461-471.

Petersen, A. Michel and Rajan, G. Raghuram, "The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationship" *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 407-443.

Phillips, P.C.B. and Peter C.B. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression" *Biometrika*, 1988, 335-346.

Roley, V. Vance and Bonser, Neal Catherine, "Are Japanese Interest Rates Too Stable?" *Federal Reserve Bank of Kansas City Research Working Paper* 94-09, 1994.

Toda, Hiro Y. and Phillips, Peter C.B., "Vector Autoregressions and Causality" *Econometrica*, Vol.61. 6, 1993, 1367-1393.

補論 1. 単位根検定

回帰分析では通常データの定常性が仮定されるが、時系列データはしばしば平均と分散が時間と共に変化することから、このような場合には非定常となる。本稿の標本期間の時系列データを対象に各変数の定常性を調べるため、単位根検定を行う。ここでは変数間に系列相関がある場合でも有効な Augmented Dickey-Fuller 検定 (ADF 検定) を用いる。各金利変数に適用される検定式は、

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{j=1}^p \theta_j X_{t-j} + \varepsilon_t$$

ここで $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ であり、 α_j 、 θ_j はパラメーター、 t はトレンド、 ε_t は独立で同じ分布を持つ期待値がゼロの (i.i.d.) 誤差項である。次数 p の長さの決定は、最初10期ラグを取り、最長のラグ項が有意になるまで次数を減らして求めた。帰無仮説は $H_0: \alpha_1 = 0$ 対立仮説

$H_1: \alpha_1 > 0$ に対して Dickey-Fuller の t 値検定 (以下 DF τ 検定という) を行う。

補論 2. 共和分検定

金利変数がそれぞれ非定常 (単位根をもつ) であれば、それらの変数の線形結合に定常性があるか検定する必要がある。共和分 (cointegration) 検定を適用することによって、変数間に線形の関係があるかどうか、変数間に長期の均衡関係が存在するかどうか調べることができる。本稿では、Engle-Granger (1987) で提案された (残差に基づく) 共和分検定を行う。

単位根を持つ変数 Y_t 、 X_t について次の回帰式を OLS で推定する。

ここで β_1 はパラメータである。この方法によって残差ベクトル ε_t が得られる。この ε_t に対して前出の DF τ 検定を適用する。DF τ 検定の式は (次式は 2 変数間の両方向の因果関係を調べるために説明変数と被説明変数を入れ替えて、両方の変数で検定することが必要である)、

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \phi \varepsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^m \varphi_j \Delta \varepsilon_{t-j} + e_t$$

同じく ϕ 、 φ_j はパラメータであり、次数の決定は上述の方法と同様に $\Delta \varepsilon_{t-1}$ の次数 p の長さを決定し、帰無仮説 $H_0: \phi = 0$ を共和分があるという対立仮説に対して DF τ 検定を行う。もし帰無仮説が棄却できないとき、 ε_t に単位根が存在することになり、変数は共和分の関係にないことになる。逆に帰無仮説が棄却されれば変数は共和分の関係にあり、短期では均衡から乖離していても長期的には均衡関係があると判定される。

補論 3. 誤差修正モデル

変数が共和分関係にあれば、さらに変数の関係を調べるために誤差修正モデル (error correction model, 以下 ECM) を用いることができる。ECM は次式で表される。

$$\Delta X_t = \alpha + \beta [X_{t-1} - \lambda Y_{t-1}] + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \hat{\alpha}_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

α 、 β はパラメータ、 ε_t は i.i.d. である。誤差修正項 $[X_{t-1} - \lambda Y_{t-1}]$ は過去の変数間に見られた

不均衡な関係が時間と共に調整されるかどうかを表している。

次数 n , m の決定は次式の赤池のfinal prediction error(FPE)を計算して求める。

$$FPE = [(T+g+1)/(T-g-1)] \times (SEE/T)$$

T は標本数, g は上の式のラグの数である。最初にすべての $\gamma_i=0$ と制約を置き, m の次数を決めるため, X_t の1期ラグから10期ラグのARモデルのFPEを計算する。最適なラグ数でFPEは最小値をとる。次にFPEが最小となる X_t のラグ数を入れたモデルを用いて, Y_t の1期ラグから10

期ラグを入れ再びFPEを求め, FPEが最小になる n の次数のモデルを選ぶ。選ばれた二つのモデルのうち, FPE値の小さいほうを最終的にモデルとして採用する。

このようにして定式化されたECMの γ_i が統計的に有意であれば両変数に因果関係がある。誤差修正項を含むことで, どちらからどちらへの因果関係があるかを知ることができる。 γ_i が有意でない場合でも β が有意であれば変数間に長期の関係が存在することが示唆される。

(当所東京研究所研究員)