

短期金融市場分析

—金利裁定の検証—

尾 田 温 俊

- 1 序
- 2 実証方法と実証結果
 2. 1 データ
 2. 2 金利変数の定常性
 2. 3 金利裁定の成否
 2. 4 裁定の方向性
- 3 結論

1 序

周知のように、わが国の金融国際化は、海外との資本取引の原則自由化を柱とする1980年の外為法改正を契機として急速に進展してきた。また、1984年には対顧客先物為替取引の実需原則の撤廃、および為銀に対する円転規制が撤廃され、1986年には本邦オフショア市場が創設された。このような国際化に対応した制度面での環境整備が推進され、国際業務が積極的に展開された結果、国内短期金融市場とユーロ円市場間で金利裁定が働くようになった。

他方で、国内短期金融市場については、オープン市場に関して言えば、1980年代にはCD市場やCP市場などの新たな市場が目覚しく成長した。また、1989年に始まったユーロ円金利先物取引は、近年その売買高が飛躍的に増大している。また、インターバンク市場については1988年に大幅な改革がなされ、

その後段階的に自由化・多様化の措置がとられた。とくに、気配値方式に代わるオファー・ビッド方式の導入、レートの刻み幅の細分化等の措置が講じられ、市場参加者による各市場間の自由な金利裁定がより円滑に行われるようになった。

ユーロ円市場と国内短期金融市場間の金利裁定を検証することを通して、わが国の短期金融市場の自由化の程度、ユーロ市場という自由な世界市場との統合の程度を検証するという観点からの諸研究として、Otani and Tiwari(1981)、Ito(1986)が1980年以降ユーロドルと現先間でカバー付金利平価が成立している点、Kasman and Rodorigues(1991)がユーロ円金利と現先レートが密接な金利裁定関係にある点、小村(1992)がユーロ円からCD金利への一方的因果性を検証した点、最後に、Bonser-Neal and Roley(1994)が1984年以降ユーロ円金利と密接な裁定関係にあるのはCD金利であり、ユーロ円金利と現先レート間では金利裁定が働いていない点等についての実証研究がなされてきた。

そこで、尾田(1995)ではユーロ円市場と国内短期金融市場間の金利裁定メカニズムを検証することにより、金融国際化を背景とする近年の短期金融市場改革に一定の評価を与えようとしたものであり、その実証結果の諸点は以下のようによ約できる。第一に、ユーロ円市場とオンショア市場間で金利裁定が働いていることが認められ、その意味では国内短期金融市場が世界市場と統合されていると言えること。第二に、外的攪乱の波及経路として、ユーロ円金利先物市場が全ての市場の起点となっており、そこから順にユーロ円、国内CD、インターバンク市場へと波及していく経路の存在が認められたこと。第三に、金利裁定関係を通じてユーロ円市場と密接な関係にある国内短期金融市場はCD市場であり、国内短期金融市場の中ではCD市場が中心的な役割を果たしていることである。

しかし、尾田(1995)における実証分析方法には何点かの問題が存在していることが明らかとなった。第一に、因果性検定においてはシムズ検定および分散

分解を採用しているが、近年の急速な非定常時系列分析の進歩とともにこれらの検定手法はいずれも非定常時系列が共和分の関係をもつときには適切でないことが明らかとなった。非定常時系列が共和分の関係にあるときには、Toda and Phillips(1993)およびMorimune and Zhao(1995)で指摘・採用されているVAR(Vector Autoregression Model)のECM(Error Correction Model)によるグレンジャー因果性検定を用いるのが一般的となっている。本稿でもこの統計手法を利用して因果性検定を行うことにする。第二に、前稿ではオーバーナイト金利と3ヶ月物金利を対象として分析を行ったが、満期が異なる金利については金利の期間構造の問題が生じるから、本稿ではこの問題を若干回避する意味で、オーバーナイトと3ヶ月物のギャップを埋める2週間物、1ヶ月物金利を追加し、これらオーバーナイト、2週間物、1ヶ月物(以下、短期諸金利と呼ぶ)と3ヶ月物金利をグルーピングして比較検討を行うという工夫をした。したがって、本稿の第一の目的は、上記のようにVARのECMを利用して検定方法を改善することにより、尾田(1995)の結論にどのような変更があるのかを確認することである。また、前回の実証では金利データの期間は1992年1月6日から1994年10月31日であったが、本稿では1989年7月1日から1995年9月28日までとしている。このように標本期間を前後へと拡張することにより前稿の結論が安定的かどうかを確認することを本稿の第二の目的とする。

次章以降の内容は以下のような構成である。2.1では金利データについての説明をする。2.2では金利変数が定常かどうかを単位根検定で検証し、その結果、各金利が単位根をもつ非定常時系列であることを明らかにする。2.3では金融市場での金利裁定の成否を共和分検定を利用して検証した結果、各金利変数が共和分の関係にあり、前稿と同様に各金融市場が金利裁定を通じて統合されていることを示す。共和分検定については、Engle-GrangerのADFテストを用いる。2.4では裁定の方向性を探るために因果性検定を行う。因果性検定はVARのECMタイプのグレンジャー因果性検定を用いる。この結果、先物市

場の現物市場への先行性，オープン市場のインターバンク市場への先行性が認められた。第3章では以上の結果を簡単にまとめている。

2 実証方法とその結果

2.1 データ

使用するデータは，インターバンク金利(無担保コール翌日物 R_{CON} ，同2週間物 R_{C2W} ，同1ヶ月物 R_{C1M} ，同3ヶ月物 R_{C3M} ，手形2週間物 R_{B2W} ，同1ヶ月物 R_{B1M} ，同3ヶ月物 R_{B3M})，オープン金利(CD3ヶ月物 R_{CD3M} ，ユーロ円3ヶ月物 R_{EY3M})，そしてユーロ円金利先物 R_{FEY3M} である。以下ではこれらの金利データを期間別に3ヶ月物金利とそれ以外の短期諸金利の2グループに区分して扱うことにする。この措置の理由としては，前稿でのようなオーバーナイトと3ヶ月物との直接的比較を行えば金利の期間構造の問題が生じるからである。しかし，この便宜的方法も短期諸金利については依然として期間構造の問題が残るがこの点に関しては本稿では取り扱わない。データは日次を採り，標本期間は，ユーロ円金利先物市場創設後の1989年7月3日から1995年9月28日までである。標本数は1488である。これら日次データは，日本経済新聞の「マーケット総合」欄より収集した。データの収集・作成に関して以下の点に留意した。インターバンクレートについては市場で取引ができなかった日は前日のレートを採用したこと，CDレートについては新発レートを採用したが，取引ができなかった日は気配値を採用したこと，ユーロ円金利については他市場との取引時間の整合性を図るためにロンドン市場でなく東京オフショア市場のレートを採用したこと，ユーロ円金利先物は，東京金融先物取引所での直近限月の清算値を採用したこと等である。

以下での分析においては，Bonser-Neal and Roley(1994)と同様に各金利変数に以下のような対数変換をした。

$$(1) X_t = \ln(1 + X_t * 0.01), R_{FEY3M} = \ln\{1 + (100 - FEY) * 0.01\}$$

$X_t = R_{ON}, R_{B2W}, R_{C2W}, R_{B1M}, R_{C1M}, R_{C3M}, R_{B3M}, R_{CD3M}, R_{EY3M}$ とくに、ユーロ円金利先物FEYは(100-先物レート)のポイント表示であるので(1)式のような対数変換を行った。

表2-1-1 短期諸金利変数の自己相関係数, 平均, 標準偏差

自己相関係数 ラグ数	R _{CON}	R _{B2W}	R _{C2W}	R _{B1M}	R _{C1M}
1	0.997	0.998	0.998	0.998	0.999
2	0.996	0.997	0.996	0.997	0.997
3	0.994	0.995	0.995	0.995	0.996
4	0.993	0.993	0.993	0.994	0.994
5	0.991	0.992	0.991	0.992	0.993
10	0.984	0.984	0.984	0.985	0.986
20	0.971	0.972	0.971	0.972	0.972
40	0.946	0.948	0.946	0.947	0.947
60	0.916	0.919	0.916	0.917	0.917
120	0.813	0.815	0.812	0.814	0.813
平均	0.045	0.044	0.045	0.045	0.045
標準偏差	0.022	0.022	0.023	0.023	0.023

R_{CON}=無担保コール翌日物金利, R_{C2W}=同2週間物金利, R_{C1M}=同1ヶ月物金利, R_{B2W}=手形2週間物金利, R_{B1M}=同1ヶ月物金利

表2-1-2 3ヶ月物金利変数の自己相関係数, 平均, 標準偏差

自己相関係数 ラグ数	R _{C3M}	R _{B3M}	R _{CD3M}	R _{EY3M}	R _{FEY3M}
1	0.999	0.998	0.999	0.999	0.998
2	0.997	0.997	0.998	0.998	0.996
3	0.996	0.996	0.997	0.997	0.995
4	0.995	0.995	0.995	0.995	0.994
5	0.994	0.993	0.994	0.994	0.992
10	0.988	0.987	0.988	0.988	0.985
20	0.976	0.974	0.976	0.976	0.972
40	0.948	0.947	0.948	0.948	0.943
60	0.919	0.918	0.919	0.919	0.913
120	0.818	0.819	0.818	0.817	0.809
平均	0.046	0.045	0.045	0.046	0.67
標準偏差	0.022	0.022	0.023	0.023	0.012

R_{C3M}=無担保コール3ヶ月物金利, R_{B3M}=手形3ヶ月物金利, R_{CD3M}=CD3ヶ月物金利, R_{EY3M}=ユーロ円3ヶ月物金利, R_{FEY3M}=ユーロ円先物金利

まず初めに、予備的考察として各金利変数の自己相関、平均、標準偏差を表2-1-1、表2-1-2にまとめておく。自己相関係数は異時点間の関係の強さを示す数値であるが、これらの表から明らかなように、各金利変数の自己相関係数は非常に高い自己相関を示している。この点について、3ヶ月物金利のみを分析対象としていたBonser-Neal and Roley(1994)では以下のような説明がなされている。今日の3ヶ月物の金利には将来3ヶ月先までの金利予想が反映される。これは明日の3ヶ月物金利についても同様であるので、今日と明日の金利に影響を与える将来の金利予想は互いにオーバーラップし、そのため今日と明日の金利の間で高い相関が生ずる。この金利予想のオーバーラップが完全になくなるまで3ヶ月を要するので、金利の自己相関がなくなるまでには3ヶ月かかるというわけである。しかし、本稿では無担保コール翌日物とか手形2週間物のようにより短期の金利についても同じような高い相関を示しているから、かならずしも上記の理由が正しいわけではないと思われる。むしろ、各金利変数の自己相関が高いことは、それら金利変数が単位根をもつことを示唆するものと考えられる(北岡・尾田1995)。

また表には各金利の平均値・標準偏差を示している。これらはいずれの金利についても似通った値をとっており、各金融市場間で密接な裁定が働いていることを示している。

2. 2 単位根検定

共和分検定は非定常時系列を取り扱うので、共和分検定を行う前提として、各金利データが非定常(通常は単位根)かどうかを判定する必要がある。したがって、この節では金利データが定常か非定常かの検定をする。定常な時系列データとは平均・分散が時間によらず一定で、自己共分散が時差にのみ依存することを指す。

ここで、単位根の概念について最も簡単な1階の自己回帰モデルAR(1)、 X_t

$=aX_{t-1} + U_t$ を用いて考えよう。このAR(1)過程は、 $|a| < 1$ のときに定常、 $|a| > 1$ のときには一方的に一定の割合で発散するので、実際に非定常の分析の対象となるのは $|a| = 1$ のケースとなり、さらに、 $a = -1$ の場合は周期を2とするジグザグに発散する過程となるので、分析対象となるのは $a = 1$ の場合に絞られる。このようにちょうど $a = 1$ であるような根を単位根と呼び、定常性の条件が満たされない場合としてはこの単位根が存在する場合のみが対象となる。単位根をもつAR(1)モデル $X_t = X_{t-1} + U_t$ は特にランダム・ウォークモデルと呼ばれ、初期値 X_0 が与えられると $X_t = X_0 + U_t + U_{t-1} + \dots + U_1$ と表現でき、初期値 X_0 以外は過去の攪乱項の和のみで記述できる確率過程であることが明らかである(山本1988)。

金利データの単位根検定は、トレンド項を含む場合と含まない場合両方についてADFテスト(Augmented Dickey-Fuller test, Dickey and Fuller(1979))を用いて行った。検定式は、

$$(2) \quad \Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 T + \sum \alpha_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$(3) \quad \Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \sum \alpha_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$X_t = R_{CON}, R_{B2W}, R_{C2W}, R_{B1M}, R_{C1M}, R_{C3M}, R_{B3M}, \\ R_{CD3M}, R_{EY3M}, R_{FEY3M}$$

ただし、 Δ は階差、 $\alpha_j (j=1, 2, \dots, n)$ は係数、 ε_t は誤差項、 T はタイム・トレンド。すべての回帰式には定数項と階差項のラグを含む。ラグの次数は表2-1-1、表2-1-2での自己相関を一応の目安として、短期諸金利については20と60、3ヶ月物諸金利は前稿と同様60のラグを採用した。

単位根検定の結果について表2-2-1、表2-2-2、表2-2-3の上段にタイムトレンドを含めた(2)式の X_{t-1} の係数 α_1 のt-値、下段には(3)式の X_{t-1} の係数 α_1 のt-値を示している。ここで問題となるのは、5%の臨界値は-3.41なので、

トレンドを含む回帰式における金利先物レートのt値-3.52が棄却域に入るからこの限りでは定常性であるとも言え、有意水準をを2.5%とすると臨界値は-3.66となりこの時には非定常ということになる点であるが、タイムトレンドを含まないt検定では問題なく有意ではないので非定常時系列と仮定する。その他の金利データについてはいずれのt値も5%の水準で有意ではない。したがって、単位根をもつという帰無仮説は棄却できず、分析の対象となる金利変数は非定常時系列であることが明らかである。

表2-2-1 短期諸金利の単位根検定 ラグ60

R _{CON}	R _{B2W}	R _{C2W}	R _{B1M}	R _{C1M}
-3.07	-3.09	-3.08	-3.24	-3.23
0.24	0.07	0.19	0.05	0.05

上段タイムトレンドあり，下段なし

表2-2-2 短期諸金利の単位根検定 ラグ20

R _{CON}	R _{B2W}	R _{C2W}	R _{B1M}	R _{C1M}
-3.2	-3.22	-3.27	-3.24	-3.32
0.92	0.72	0.86	0.65	0.78

上段タイムトレンドあり，下段なし

表2-2-3 3ヶ月物諸金利の単位根検定 ラグ60

R _{C3M}	R _{B3M}	R _{CD3M}	R _{EY3M}	R _{FY3M}
-3.33	-3.3	-3.33	-3.37	-3.52
-0.05	-0.04	-0.1	-0.1	-0.1

上段タイムトレンドあり，下段なし

2. 3 共和分検定

各市場間で金利裁定関係が働くとしても、現実には各日次金利データが日々相等しくなることはない。とくに期間が異なれば、将来の金利予想の変化がイ-

ルド・カーブを変化させるからそれらの関係も変わる。ユーロ円金利先物とユーロ円等現物との裁定取引についても同様に理論値であるインプライドレートが介在する両市場の裁定関係は複雑である。また、たとえ期間が同じであっても、金利表示の相違、手数料・有価証券取引税の有無、準備預金の負担の相違等も金利が同値になることを妨げよう(日本銀行1994)。本節では、上記の点に留意しつつ金利裁定の有無をBonser-Neal and Roley(1994)と同様に共和分検定を用いて行うことにする。

まず共和分についてその概念を考えよう。Nelson and Plosser(1982)によりマクロ経済変数の多くが非定常であることが指摘されたが、これらの変数間には似通った動きが認められるようなものもある。実際、2変数を線形結合すると定常性を示す関係を称して共和分と呼んでいる(川崎1992)。したがって、金利変数間で共和分関係が確認できれば、この2市場間で金利裁定を通じて、両市場の金利がつかず離れずという長期均衡状態にあると解釈するのである(Bonser-Neal and Roley 1994)。このような共和分検定は金利裁定の成否についての統計的客観基準を提供する手法であると言えよう。

共和分の検定にあたっては、各2変数間のEngle and Granger(1987)のADFテストを利用する。この共和分検定ではまず次式のco-integration equationを推定する。

$$(4) X_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + U_t$$

$$X_t = R_{CON}, R_{B2W}, R_{C2W}, R_{B1M}, R_{C1M}, R_{C3M}, R_{B3M}, R_{CD3M}, \\ R_{EY3M}, R_{FEY3M}$$

ただし、 β_0 、 β_1 は定数、 U_t は独立同一分布の攪乱項である。この2変数間に共和分の関係があれば、誤差項は定常となるはずである。反対に、2変数間に共和分の関係がなければ誤差項は非定常となる。そこで、共和分の関係なし

という帰無仮説を共和分の関係ありという対立仮説の下で、誤差項について単位根検定を行うことにより判定するのである。したがって、回帰式(4)の残差の定常性を検定する検定式は

$$(5) \quad \Delta \square_t = \gamma_0 + \gamma_1 \square_{t-1} + \sum \gamma_j \Delta \square_{t-j} + \varepsilon_t$$

ただし、 \square は回帰式(4)の残差、 γ_j ($j=0, 1, 2, \dots, n$)は係数であり、ラグ数=20、 ε_t は誤差項である。(5)式のラグ係数 γ_1 のt-値についてADFテストの推定結果は以下の通りである。

表2-3-1 共和分検定 (短期諸金利)

	R _{CON}	R _{B2W}	R _{C2W}	R _{B1M}	R _{C1M}
R _{CON}		-7.71	-9.24	-9.03	-9.91
R _{B2W}	-7.73		-8.78	-9.03	-9.91
R _{C2W}	-9.26	-8.78		-8.41	-10.1
R _{B1M}	-5.66	-9.00	-8.40		-9.61
R _{C1M}	-6.22	-9.88	-10.1	-9.60	

表2-3-2 共和分検定 (3ヶ月物金利)

	R _{C3M}	R _{B3M}	R _{CD3M}	R _{EY3M}	R _{FY3M}
R _{C3M}		-9.43	-9.19	-9.38	-5.38
R _{B3M}	-9.44		-8.18	-7.98	-5.35
R _{CD3M}	-9.18	-8.18		-8.37	-5.51
R _{EY3M}	-9.38	-7.97	-8.38		-5.65
R _{FY3M}	-5.42	-5.39	-5.55	-5.69	

実証結果からは、いずれの2変数間においても共和分の関係にあることが明らかであるが、このことは、計測期間の違いを別にすれば Bonser-Neal and

Roley(1994)・尾田(1995)によっても確認済みの事実であり、いずれにせよ、短期金融市場間の金利裁定の存在が認められ、わが国の短期金融市場はユーロ市場との金利裁定を通じて世界市場と統合されていると言える。

2. 4 因果性検定

前節では各金融市場が金利裁定を通じて統合されていることが明らかとなったが、この節ではどの市場からどの市場へ影響が及んでいるのかという影響力の方向性について因果性検定を利用して分析する。したがって、因果性の検定を行うことは通貨当局の政策変更というような外的攪乱の波及経路を検証することでもある。

因果性検定は、当初、所得と貨幣の2変数間での外生性についての研究からモデルの定式化に関する問題として発展してきたものであった。Grangerはこの問題に答えるためにグレンジャー因果性として知られるようになった因果性の概念を提唱した(Granger1969)。これは X_t の最適予測を行う際に、過去の Z_t の情報が予測の2乗誤差の減少に貢献するか否かを因果性の判断基準にするものである。つまり、 X_t の予測を行うにあたって、 Z_t の過去の情報を用いた場合と用いない場合を比べて予測の2乗誤差に変化がないときには Z_t から X_t への因果関係がないと定義するのである。逆に過去の情報が予測の2乗誤差の減少に貢献するとき Z_t から X_t への因果関係があると言うのである(山本1988)。因果性検定は以下のようなVARのECM(Error Correction Model)を定式化してグレンジャー因果性検定を行った。

$$(6) \Delta X_t = \sum A_j \Delta X_{t-j} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (j=1 \cdots 10)$$

$$X_t = R_{CON}, R_{B2W}, R_{C2W}, R_{B1M}, R_{C1M}, R_{C3M}, R_{B3M}, R_{CD3M}, \\ R_{EY3M}, R_{FEY3M}$$

ただし、 A_j は5変数システムでは(5×5)の係数行列、 $\Pi = \Gamma \Phi$ 、 Φ はランク r からなる独立な共和分ベクトル($r \times 5$)の行列、 Γ は(5× r)の係数行列、 ε_t は独立同一分布の攪乱項、ラグ=10とする。(6)式の意味するところは、今期の変動 ΔX_t が過去の変動 ΔX_{t-j} だけでなく、変数間の長期的関係 ΠX_{t-1} から過去においてどれだけ乖離が発生していたかによっても説明されるというものである。ここで具体的に、 R_{B2w} から R_{C2w} への因果性検定を例にとりて説明する。(6)式の左辺において、たとえば、 R_{B2w} が第2行、 R_{C2w} が第4行とすれば、 R_{B2w} から R_{C2w} への因果性を検定する場合は、 R_{C2w} を被説明変数とする第4行の説明変数 R_{B2w} の有意性、すなわち、 R_{B2w} のレベルとすべての階差ラグ変数の有意性をF統計量によって検定すればよい。したがって、このときの因果性なし(non causality)という帰無仮説 H_0 は以下のように定式化される。

$$(7) H_0: a_{i,42} = 0, (i=1,2,\dots,10), \Pi_{42} = 0$$

ただし $a_{i,42}$ は A_j 行列の(4,2)要素、 Π_{42} は Π 行列の(4,2)要素である。結局、グレンジャー因果性検定は、まず(6)式において(7)式を仮定した制約付きのVARモデルを最小2乗法で推定し、残差平方和を求め、次に、制約を課さないVARモデルを最小2乗法で推定し、残差平方和を求め、先の制約を課した場合の残差平方和と併せてF-値を計算し、(7)の帰無仮説を検定することである。(北岡・尾田1995)。因果性検定の結果を以下の表2-4-1および表2-4-2に要約する。

また、表2-4-1、2-4-2の結果から、各金利の因果関係で1%有意水準の因果性を図示したのが以下の図2-4-1および2-4-2である。

図2-4-1の短期諸金利はインターバンク市場間での金利裁定の方向を示している。この図から、インターバンク市場には緊密な金利裁定関係があることがわかるが、オーバーナイト金利は無担保コール2週間物金利と互いに影響を与え合うというフィードバックの関係にある以外は手形2週間物、無担保コール

表2-4-1 因果性検定 (短期諸金利)

	R _{CON}	R _{B2W}	R _{C2W}	R _{B1M}	R _{C1M}
R _{CON}		3.7**	4.09**	1.95*	3.31**
R _{B2W}	1.97*		11.0**	1.25	4.29**
R _{C2W}	2.8**	9.52**		2.82**	10.4**
R _{B1M}	0.54	2.52**	2.70**		19.1**
R _{C1M}	2.15*	2.61**	5.36**	5.52**	

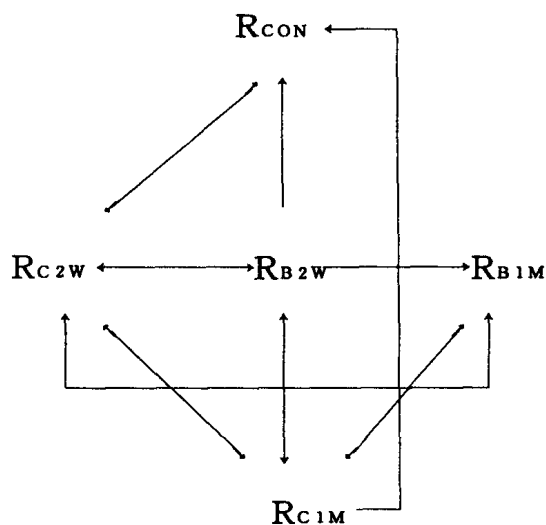
第1列はcaused variable第2列以下はcausing variableである。*は5%有意水準, **は1%有意水準

表2-4-2 因果性検定 (3ヶ月物金利)

	R _{C3M}	R _{B3M}	R _{CD3M}	R _{EY3M}	R _{FY3M}
R _{C3M}		3.13**	4.98**	18.4**	1.48
R _{B3M}	3.8*		1.73	2.25*	0.86
R _{CD3M}	2.17*	0.59		20.1**	3.3**
R _{EY3M}	1.62	1.47	4.26**		2.7**
R _{FY3M}	2.19*	1.68	1.42	3.0**	

第1列はcaused variable第2列以下はcausing variableである。*は5%有意水準, **は1%有意水準

図2-4-1 短期諸金利の因果性

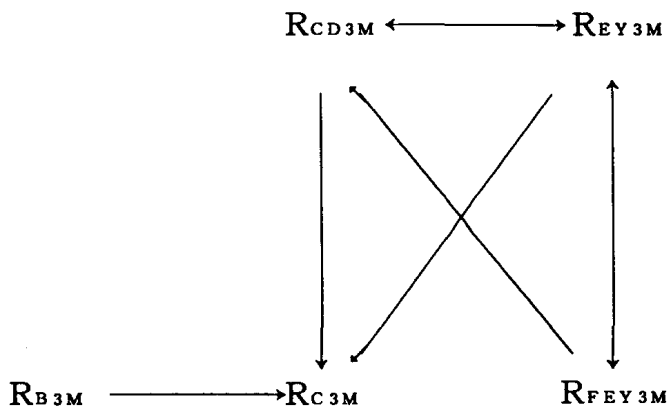


1ヶ月物金利から一方的因果関係にあることが特徴的である。この特徴は無担保コール翌日物市場の相対的孤立化という印象を与えているが、この点については、無担保コール翌日物市場が他の市場と異なる「資金過不足」といった独自の需給要因が強く働いている市場であるからであると解釈できるかもしれない。すなわち、ハイパワード・マネーの需要は金利非弾力的であり、この資金過不足に対して日本銀行のハイパワード・マネー供給量の調整機能があってはじめて、無担保コール翌日物金利の乱高下をもたらすことなく需給が一致している市場と解釈するのである。

従来、マネーマーケットにおいては、中央銀行が政策的にコントロールするオーバーナイト金利を起点として各種ターム物金利が定まる、とするパラダイムが形成されているが、本論文の実証結果はこのような通説とは逆の関係を示唆しているように思われる。もとより本稿の分析のみからこのように結論づけることは出来ないし、しかも本稿には満期の差をもたらす金利の期間構造の問題が残っている。いずれにせよ今後いっそう豊富な事例でこの点を解明しなくてはならない。

図2-4-2の3ヶ月物金利については、手形市場と無担保コール市場のインター

図2-4-2 3ヶ月金利の因果性



バンク市場間ではフィードバックの関係にある。また、CD市場・ユーロ円市場の双方からコール市場への一方的因果関係がある。オープン市場ではCDとユーロ円市場間、ユーロ円とユーロ円金利先物間でそれぞれフィードバックの関係にある一方、ユーロ円金利先物からCDへの一方的な因果関係がある。この結果を整理すれば、①先物市場が現物市場のオープン市場に対して先行、②現物市場間ではオープン市場がインターバンク市場に先行、あるいはオフショアがオンショアに先行、以上の2点が明らかである。

①の先物市場が現物市場に先行することは当然の結果と思われる。一般に、短期金利はその時々々の資金過不足だけでなく、市場参加者の先行きの金利観にも影響されるから、純粹に市場参加者の金利観が反映されるユーロ円金利先物の影響力は大きいはずである。また、先物市場がオープン市場との間でのみ因果性のもち、インターバンク市場に対して因果性をもたない点については有意水準を5%に落とせばコール市場に対する因果性が認められる。

②のオープン市場がインターバンク市場に先行することに関しては最近の各市場の動向を通じて次のように理解できる。まず最初にオープン市場についてみておこう。ユーロ円市場については、1984年の円転規制撤廃以来ユーロ市場から国内への資金取入れが自由になり外国の銀行が活発に取引に参加して市場規模は急速に拡大している。またCD市場については、1985年の自由金利大口定期預金の解禁以降、顧客向け商品としての性格が後退し、現在では主として金融機関による資金ディーリング対象あるいは資金繰りの調整弁として利用される傾向にある（日本銀行金融研究所1995）。次にインターバンク市場について考えよう。手形市場は、金融機関が企業の商業手形などを担保に振り出した表紙手形を相互に売却することによって資金をやり取りする場であるが、印紙税の負担を嫌って企業が振り出す手形が激減しているため、手形市場の取引は低調である。また無担保コール市場は一連の改革で残高は着実に増加し最近では有担保コール市場を大きく上回る市場に成長しているが、無担保コール取引

のうち、残高のうち翌日物が4－5割を占め圧倒的シェアをもつ（日本経済新聞社1995）。すなわちコール取引のなかでは3ヶ月物を含む他のターム物の取引はあまり大きくないのである。以上の事実を要約すると、CD市場の中核化、手形市場の不振、ターム物コール取引が小規模ということを示している。実証結果はこの事実と整合的であるように思われる。

3. 結 論

本稿の考察で得られた結論は以下の通りである。単位根検定の結果、各金利変数は単位根をもつ非定常時系列であることが明らかとなった。続いて、共和分検定の結果、各金利変数は共和分の関係にあり、この意味で各金融市場は金利裁定を通じて統合されていると言える。因果性検定の結果、①先物市場が現物市場のオープン市場に対して先行、②現物市場間ではオープン市場がインターバンク市場に先行する、あるいはオフショアがオンショアに先行している。以上の2点が明らかとなった。

ところで、本稿の第一の目的は、検定方法の改善により、尾田(1995)の結論にどのような変更があるのかを確認することであったが、この点については、検定方法の変更にも関わらず前稿での結論であるユーロ円金利先物→ユーロ円→国内CD→インターバンク市場という波及経路の因果性は本稿でもそのまま妥当した。したがって、第二の目的の観点から言っても、すなわち、標本期間を前後へと拡張しても前稿の結論は影響を受けないという結論に達する。また、短期諸金利と3ヶ月物金利をグルーピングして比較検討した結果については、単位根検定、共和分検定ともに裁定が行われているという結果を得た。因果性検定については、短期諸金利の中でもオーバーナイト市場は裁定関係においてはどちらかと言えば他市場に先行することはなく、本稿での実証結果とマネーマーケットの中心的役割をオーバーナイトが果たしているとする従来の通説とは異なる。また、3ヶ月物金利については本稿においても前稿の結論が

そのまま妥当した。

*本稿作成において、広島大学の北岡孝義教授の指導を得た。記して感謝いたします。なお残された誤謬の責任は全て筆者のものである。

参考文献

〈欧文〉

- Bonser-Neal. C. , and V. V. Roley(1994) “Are Japanese Interest Rates Too Stable?”
Journal of International Money and Finance, 13:291-318.
- Engle. R. F. , and C. W. J. Granger(1987) “Co-integration and Error-Correction
Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55:251-276.
- Granger, C. W. J(1969) “Investigating Causal Relations by Econometric Models
and Cross-Spectral Methods,” *Econometrica*, 34:150-161.
- Ito. T (1986) “Capital Controls and Covered Interest Parity,” *Economic Studies
Quarterly*, 37:223-241.
- Kasman. B. , and A. P. Rodorigues (1991) “Financial Liberalization and Monetary
Control in Japan,” *Federal Reserve Bank of New York, Quarterly Review*,
16:28-46.
- Morimune. K. , and G. Q. Zhao(1995) “The Unit Root Analyses of the Causality
between Money and Income,” DP No. 412, Kyoto University.
- Otani. I. , and S. Tiwari (1981) “Capital Controls and Interest Rate Parity,”
IMF Staff Papers, 28:793-815.
- Toda H. Y. and P. C. B. Phillips(1993) “Vector Autoregressions and Causality,”
Econometrica, 61, 6:1367-1393.

〈邦文〉

- 翁邦夫(1985)「Grangerの因果関係を用いた実証分析の再検討」『金融研究』第4巻
第4号.
- 翁邦夫(1991)「日本における金融調節」『金融研究』第10巻2号.
- 尾田温俊(1995)「ユーロ円市場と国内短期金融市場」『金融ジャーナル』8月号.
- 川崎能典(1992)「Johansen の共和分検定について」『金融研究』第11巻第2号.
- 北岡孝義・尾田温俊(1995)「短期金融市場における金利裁定の検証」金融学会
秋季大会.
- 小村衆統(1992)「国内短期金融市場金利とユーロ円金利」『広島大学経済論叢』第15
巻3・4号.
- 日本銀行(1994)「金利指標の特徴と利用法」『日本銀行月報』9月号.
- 日本銀行金融研究所(1995)『新版 わが国の金融制度』日本銀行.
- 日本経済新聞(1995)『日経 金融・為替記事の読み方』日本経済新聞社.
- 日本経済新聞「マーケット総合」欄 1989年7月3日-1995年9月28日.
- 山本拓(1988)『経済の時系列分析』創文社.
- 森田達郎・原信編(1992)『東京マネーマーケット』有斐閣.

SUMMARY

I investigated the existence and its direction of the interest rates arbitrage among Japanese Money Markets, using VAR Error Correction model of Granger Causality. The result follows that first, Euro-yen Future Market causes Open Market interest rates such as Euro-yen and CD. Secondly, Open Market interest rates have causality on Interbank Markets. The above findings are different from the prevailing paradigm that Interbank Markets' interest rates are the source of influence in Money Markets. This result might show that the Interbank Market reforms from 1988 is still insufficient.