

# 短期金融市場を巡る金利裁定の検証 (1989～2000年)

尾田 温俊

## 【1】 はじめに

短期金融市場は、金融機関が日々の資金繰りを円滑に実施するための重要な市場である。わが国では、1988年に短期金融市場の大幅な改革がなされ、その後段階的な自由化・多様化措置が講じられてきた。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、わが国の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る。その結論としては、第1に、ユーロ円市場とこれら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ること、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2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いう波及経路の存在が認められること。第3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った。

次に、北岡・尾田(1995)では、尾田(1995)における実証分析手法上の問題点の改善および標本期間の延長を行った。すなわち前者においては、尾田(1995)で採用した因果性検定におけるシムズ検定および分散分解から、VAR(Vector Auto-regression Model)のECM(Error Correction Model)によるグレンジャー因果性検定へと検定手法を変更した。これらの変更にも関わらず実証分析の結

論は、尾田(1995)とほぼ同様、各金融市場が金利裁定を通じて統合されていることが言えた。ここでの因果性検定の結果は、第1に、ユーロ円金利先物市場が現物のオープン市場に対して先行していること、第2に、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、第3に、オフショアがオンショアに先行しているというものである。これらの結果から、短期金融市場がディーリング市場化してきている傾向を指摘した。

続いて、尾田(1997)は、北岡・尾田(1995)における満期の異なる金利の期間構造の問題点を解消する試みを行ったものである。すなわち、満期に差があれば自ずと金利の期間構造が異なるため、単純にユーロ円3ヶ月物からオーバーナイトへの波及経路が存在するという主張の正当性が損なわれる懸念がある。したがって、オーバーナイト金利と3ヶ月物金利のみを対象とする分析から、これらオーバーナイトと3ヶ月物の期間のギャップを埋めるために2週間物および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(これらを以下短期諸金利と呼ぶ)と3ヶ月物金利をそれぞれグルーピングして比較検討を行うという工夫をした。その結論は、短期諸金利の金利裁定において中心的役割を果たしているのはオーバーナイトではなく、むしろ手形2週間物、コール2週間物およびコール1ヶ月物であった。この点では、必ずしもオーバーナイトを起点とした金利裁定が行われているわけではない、という先の北岡・尾田(1995)の結果を支持していた。また3ヶ月物金利に関してはユーロ円金利先物を起点としてユーロ円、CD、コール市場へと波及する経路を確認した。

以上の研究成果を踏まえて、本稿では尾田(1997)での1989年7月3日から1995年9月28日までの標本期間を2000年6月30日にまで延長する。ここでは、このように検定期間を延長するとき、前稿の結論が同様に妥当するか否かについての考察を払うことにする。したがって、前稿の標本対象期間である1989年7月3日から1995年9月28日を前期、本稿で追加する1995年9月29日から2000年6月29日を後期、全標本期間である1989年7月3日から2000年6月29日を通期と区分し、

これら3期を比較考量して分析することにする。

以下の内容をあらかじめ要約すれば、データについての簡単な説明の後、金利の定常性に関する単位根検定、金利裁定の成否について共和分検定、金利裁定の有無と方向性を因果性検定により分析を進め、最後に結論を述べることにする。

## 【2】実証方法と実証結果

### 2. 1 データ

使用する金利データは尾田(1997)と同様に、インターバンク金利として、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 $R_{B3M}$ 、オープン金利としては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。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もまた同様である。データは日次データを採り、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2000年6月29日までであり、標本数は前期1544、後期1167、通期はそれら合計2713である<sup>①</sup>。

これら日次データは、尾田(1997)と同様の措置を採用し、日本経済新聞の「マーケット総合」欄より収集した。すなわち、データの収集・作成に関して、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である。各金利変数には以下のような対数変換をした。

短期金融市場を巡る金利裁定の検証

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

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

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1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。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。短期諸金利の後期においては他の金利と比較して手形一ヶ月物の自己相関係数が低い点に特徴がある。また、表には各金利の平均値・標準偏差を示しているが、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唆している。

表1 各金利変数の自己相関係数、平均、標準偏差

①短期諸金利 前期

	R <sub>CON</sub>	R <sub>C2W</sub>	R <sub>C1M</sub>	R <sub>B2W</sub>	R <sub>B1M</sub>
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

## ②短期諸金利 後期

	R <sub>CON</sub>	R <sub>C2W</sub>	R <sub>C1M</sub>	R <sub>B2W</sub>	R <sub>B1M</sub>
1	0.986	0.991	0.965	0.912	0.873
2	0.978	0.983	0.921	0.855	0.850
3	0.972	0.975	0.882	0.819	0.811
4	0.970	0.968	0.854	0.785	0.809
5	0.969	0.960	0.843	0.756	0.799
10	0.958	0.933	0.805	0.649	0.735
20	0.941	0.896	0.788	0.637	0.670
40	0.898	0.823	0.721	0.545	0.603
60	0.857	0.761	0.708	0.500	0.563
120	0.719	0.524	0.537	0.360	0.378
平均	0.003	0.001	0.004	0.001	0.005
標準偏差	0.002	0.002	0.003	0.002	0.002

## ③短期諸金利 通期

	R <sub>CON</sub>	R <sub>C2W</sub>	R <sub>C1M</sub>	R <sub>B2W</sub>	R <sub>B1M</sub>
1	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999
2	0.998	0.999	0.998	0.999	0.999
3	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998
4	0.997	0.998	0.997	0.998	0.998
5	0.997	0.997	0.996	0.997	0.997
10	0.995	0.995	0.994	0.995	0.995
20	0.990	0.991	0.989	0.990	0.989
40	0.980	0.981	0.979	0.981	0.979
60	0.968	0.970	0.967	0.969	0.967
120	0.918	0.920	0.915	0.918	0.916
平均	0.027	0.024	0.026	0.025	0.027
標準偏差	0.027	0.028	0.026	0.028	0.026

## ④3カ月物諸金利 前期

	R <sub>C3M</sub>	R <sub>B3M</sub>	R <sub>CD3M</sub>	R <sub>EY3M</sub>	R <sub>F EY3M</sub>
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	0.044
標準偏差	0.022	0.022	0.023	0.023	0.023

⑤3 ヲ月物諸金利 後期

	$R_{C3M}$	$R_{B3M}$	$R_{CD3M}$	$R_{EY3M}$	$R_{FEY3M}$
1	0.945	0.985	0.980	0.996	0.994
2	0.910	0.971	0.976	0.990	0.986
3	0.895	0.957	0.971	0.984	0.979
4	0.878	0.942	0.967	0.978	0.973
5	0.866	0.928	0.964	0.971	0.966
10	0.839	0.865	0.935	0.936	0.934
20	0.772	0.720	0.877	0.866	0.868
40	0.637	0.437	0.758	0.730	0.757
60	0.503	0.178	0.643	0.595	0.661
120	0.343	0.205	0.491	0.426	0.486
平均	0.004	0.000	0.003	0.005	0.006
標準偏差	0.003	0.002	0.003	0.003	0.020

⑥3 ヲ月物諸金利 通期

	$R_{C3M}$	$R_{B3M}$	$R_{CD3M}$	$R_{EY3M}$	$R_{FEY3M}$
1	0.999	0.999	1.000	1.000	0.999
2	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999
3	0.998	0.998	0.999	0.999	0.998
4	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998
5	0.997	0.998	0.998	0.998	0.997
10	0.995	0.995	0.995	0.995	0.994
20	0.989	0.990	0.990	0.990	0.988
40	0.978	0.979	0.979	0.978	0.976
60	0.964	0.966	0.965	0.964	0.962
120	0.909	0.914	0.911	0.909	0.906
平均	0.023	0.023	0.027	0.028	0.028
標準偏差	0.026	0.026	0.027	0.026	0.029

2. 2 単位根検定

本節では金利データが定常か非定常かの検定をする。共和分検定は非定常時系列を取り扱うため、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のである。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。

尾田(1997)と同様に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))を用いて行う。検定式は、

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

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

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

ただし、 $\Delta$ は階差、 $\alpha_j (j=1,2,\dots,n)$ は係数、 $\varepsilon_t$ は誤差項、 $T$ はタイム・トレンドである。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1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60のラグを採用する。

表2に、単位根検定の結果についてタイムトレンドを含めた(2)式の $X_{t-1}$ の係数 $\alpha_1$ における $t$ -値および(3)式の $X_{t-1}$ の係数 $\alpha_1$ における $t$ -値を示す。検定結果より、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 単位根検定

①短期諸金利 ラグ=60 タイムトレンドあり

	$R_{CON}$	$R_{B2W}$	$R_{C2W}$	$R_{B1M}$	$R_{C1M}$
前期	-3.07	-3.09	-3.08	-3.24	-3.23
後期	-1.78	-1.53	-1.62	-1.78	-1.82
通期	-1.14	-0.75	-1.17	-0.86	-1.13

②短期諸金利 ラグ=60 タイムトレンドなし

	$R_{CON}$	$R_{B2W}$	$R_{C2W}$	$R_{B1M}$	$R_{C1M}$
前期	0.24	0.07	0.19	0.05	0.05
後期	0.08	-1.50	-0.51	-1.84	-1.04
通期	-0.47	-0.61	-0.43	-0.61	-0.45

③短期諸金利 ラグ=20 タイムトレンドあり

	$R_{CON}$	$R_{B2W}$	$R_{C2W}$	$R_{B1M}$	$R_{C1M}$
前期	-3.20	-3.22	-3.27	-3.24	-3.32
後期	-1.73	-1.61	-2.44	-2.74	-2.82
通期	-1.16	-0.84	-1.23	-0.94	-1.35

④短期諸金利 ラグ=20 タイムトレンドなし

	R <sub>CON</sub>	R <sub>B2W</sub>	R <sub>C2W</sub>	R <sub>B1M</sub>	R <sub>C1M</sub>
前期	0.92	0.72	0.86	0.65	0.78
後期	0.11	-1.50	-1.47	-2.49	-2.11
通期	-0.34	-0.57	-0.36	-0.55	-0.43

⑤3ヶ月諸金利 ラグ=60 タイムトレンドあり

	R <sub>C3M</sub>	R <sub>B3M</sub>	R <sub>CD3M</sub>	R <sub>EY3M</sub>	R <sub>FY3M</sub>
前期	-3.07	-3.09	-3.08	-3.24	-3.23
後期	-2.47	-3.82	-2.44	-2.45	-2.53
通期	-1.41	-1.13	-1.36	-1.37	-1.30

⑥3ヶ月諸金利 ラグ=60 タイムトレンドなし

	R <sub>C3M</sub>	R <sub>B3M</sub>	R <sub>CD3M</sub>	R <sub>EY3M</sub>	R <sub>FY3M</sub>
前期	-0.05	-0.04	-0.10	-0.10	-0.10
後期	-1.61	-3.63	-1.39	-1.61	-1.38
通期	-0.52	-0.72	-0.61	-0.62	-0.66

### 2. 3 共和分検定

経済変数が共和分の関係にあるとは、それぞれの変数が単独では非定常であるが、それらを結合したときには定常性を示すという概念である<sup>②</sup>。本稿において、金利変数が共和分の関係にあるとは、金融市場間で金利裁定が行われた結果、金利変数間で長期的に共和分の関係が成立していると解釈出来る<sup>③</sup>。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。

$$(4) R_{X_t} = \beta_0 + \beta_1 R_{X_t} + U_t$$

$$R_{X_t} = R_{CON}, R_{B2W}, R_{C2W}, R_{B1M}, R_{C1M}, R_{C3M}, R_{B3M}, R_{CD3M}, R_{EY3M}, R_{FY3M}$$



ただし、 $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 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。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、誤差項についての単位根検定を行うことにより判定する。回帰式(4)の残差の定常性の検定式は次式となる。

$$(5) \Delta R_t = \gamma_0 + \gamma_1 R_{t-1} + \sum \gamma_j \Delta R_{t-j} + \varepsilon_t$$

ただし、 $R_t$ は回帰式(4)の残差、 $\gamma_j$  ( $j=0, 1, 2, \dots, n$ )は係数であり、ラグ数=20、 $\varepsilon_t$ は誤差項である。(5)式のラグ係数 $\gamma_1$ のt-値についてADFテストの推定結果は以下の表3である。この結果はいずれの2変数間においても共和分の関係にあることを示している。

表3 共和分検定

①短期諸金利前期

	$R_{CON}$	$R_{C2W}$	$R_{C1M}$	$R_{B2W}$	$R_{B1M}$
$R_{CON}$		-9.24	-9.91	-7.71	-9.03
$R_{C2W}$	-9.26		-10.13	-8.78	-8.41
$R_{C1M}$	-6.22	-10.1		-9.88	-9.60
$R_{B2W}$	-7.73	-8.78	-9.91		-9.03
$R_{B1M}$	-5.66	-8.40	-9.61	-9.00	

②短期諸金利後期

	$R_{CON}$	$R_{C2W}$	$R_{C1M}$	$R_{B2W}$	$R_{B1M}$
$R_{CON}$		-3.18	-2.57	-0.53	-0.17
$R_{C2W}$	-4.12		-4.03	-1.49	-1.45
$R_{C1M}$	-3.97	-5.01		-2.11	-1.88
$R_{B2W}$	-1.66	-1.52	-1.50		-3.14
$R_{B1M}$	-2.56	-2.48	-2.39	-4.52	

短期金融市場を巡る金利裁定の検証

③短期諸金利通期

	$R_{CON}$	$R_{C2W}$	$R_{C1M}$	$R_{B2W}$	$R_{B1M}$
$R_{CON}$		-7.07	-5.95	-1.63	-2.65
$R_{C2W}$	-7.08		-6.72	-1.83	-2.38
$R_{C1M}$	-5.96	-6.72		-2.92	-2.30
$R_{B2W}$	-1.68	-1.87	-2.94		-6.39
$R_{B1M}$	-2.69	-2.41	-2.32	-6.39	

④3ヶ月物諸金利前期

	$R_{C3M}$	$R_{B3M}$	$R_{CD3M}$	$R_{EY3M}$	$R_{FEY3M}$
$R_{C3M}$		-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
$R_{FEY3M}$	-5.42	-5.39	-5.55	-5.69	

⑤3ヶ月物諸金利後期

	$R_{C3M}$	$R_{B3M}$	$R_{CD3M}$	$R_{EY3M}$	$R_{FEY3M}$
$R_{C3M}$		-1.55	-4.79	-6.40	-3.92
$R_{B3M}$	-3.21		-3.14	-3.22	-3.25
$R_{CD3M}$	-4.00	-1.33		-3.83	-3.84
$R_{EY3M}$	-5.29	-1.93	-4.01		-3.91
$R_{FEY3M}$	-3.72	-2.12	-4.13	-3.99	

⑥3ヶ月物諸金利通期

	$R_{C3M}$	$R_{B3M}$	$R_{CD3M}$	$R_{EY3M}$	$R_{FEY3M}$
$R_{C3M}$		-3.77	-7.56	-9.46	-3.80
$R_{B3M}$	-3.80		-3.60	-3.78	-4.28
$R_{CD3M}$	-7.56	-3.57		-6.97	-5.72
$R_{EY3M}$	-9.45	-3.75	-6.97		-5.94
$R_{FEY3M}$	-5.73	-4.28	-5.74	-5.96	

2. 4 因果性検定

前節から、各金利が単位根を持つもののそれらは共和分の関係にあり、その意味で他金利間との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。続いて本節では、市場間相互の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。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う。

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

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

ただし、 $A_j$  は5変数システムでは(5×5)の係数行列、 $\Pi = \Gamma \Phi$ 、 $\Phi$ 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、 $\Gamma$ は(5× $r$ )の係数行列、 $\varepsilon_t$  は独立同一分布の攪乱項、ラグ=10とする。ここで因果性なしという帰無仮説  $H_0$ 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、 $\pi_{42}$ は $\Pi$ 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乗法で推定した後、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ものである(北岡・尾田1995)。因果性検定の結果を以下の表4に要約する。

表4 因果性検定

**①短期諸金利前期**

	$R_{CON}$	$R_{C2W}$	$R_{C1M}$	$R_{B2W}$	$R_{B1M}$
$R_{CON}$		4.09**	3.31**	3.70**	1.95*
$R_{C2W}$	2.80**		10.4**	9.52**	2.82**
$R_{C1M}$	2.15*	5.36**		2.61**	5.52**
$R_{B2W}$	1.97*	11.00**	4.29**		1.25
$R_{B1M}$	0.54	2.70**	19.1**	2.52**	

短期金融市場を巡る金利裁定の検証

②短期諸金利後期

	R <sub>CON</sub>	R <sub>C2W</sub>	R <sub>C1M</sub>	R <sub>B2W</sub>	R <sub>B1M</sub>
R <sub>CON</sub>		3.02**	1.58	0.99	1.83*
R <sub>C2W</sub>	4.99**		8.02**	0.36	1.33
R <sub>C1M</sub>	1.33	10.01**		0.54	0.82
R <sub>B2W</sub>	3.34**	1.15	0.69		2.41**
R <sub>B1M</sub>	7.47**	0.55	1.89*	4.03**	

③短期諸金利通期

	R <sub>CON</sub>	R <sub>C2W</sub>	R <sub>C1M</sub>	R <sub>B2W</sub>	R <sub>B1M</sub>
R <sub>CON</sub>		5.77**	2.91**	10.64**	4.11**
R <sub>C2W</sub>	8.39**		20.22**	10.64**	1.29
R <sub>C1M</sub>	6.23**	15.81**		4.57**	5.80**
R <sub>B2W</sub>	3.01**	18.56**	4.33**		4.90**
R <sub>B1M</sub>	6.08**	4.33**	12.59**	9.33**	

④3ヶ月諸金利前期

	R <sub>C3M</sub>	R <sub>B3M</sub>	R <sub>CD3M</sub>	R <sub>EY3M</sub>	R <sub>FY3M</sub>
R <sub>C3M</sub>		3.13**	4.98**	18.4**	1.48
R <sub>B3M</sub>	3.80**		1.73	2.25*	0.86
R <sub>CD3M</sub>	2.17*	0.59		20.1**	3.30**
R <sub>EY3M</sub>	1.62	1.47	4.26**		2.70**
R <sub>FY3M</sub>	2.19*	1.68	1.42	3.00**	

⑤3ヶ月諸金利後期

	R <sub>C3M</sub>	R <sub>B3M</sub>	R <sub>CD3M</sub>	R <sub>EY3M</sub>	R <sub>FY3M</sub>
R <sub>C3M</sub>		0.37	3.57**	5.81**	2.31**
R <sub>B3M</sub>	3.98**		3.02**	0.87	0.50
R <sub>CD3M</sub>	0.35	0.58		8.89**	3.04**
R <sub>EY3M</sub>	0.52	0.62	2.54**		13.76**
R <sub>FY3M</sub>	0.82	1.37	2.57**	1.36	

⑥3ヶ月諸金利通期

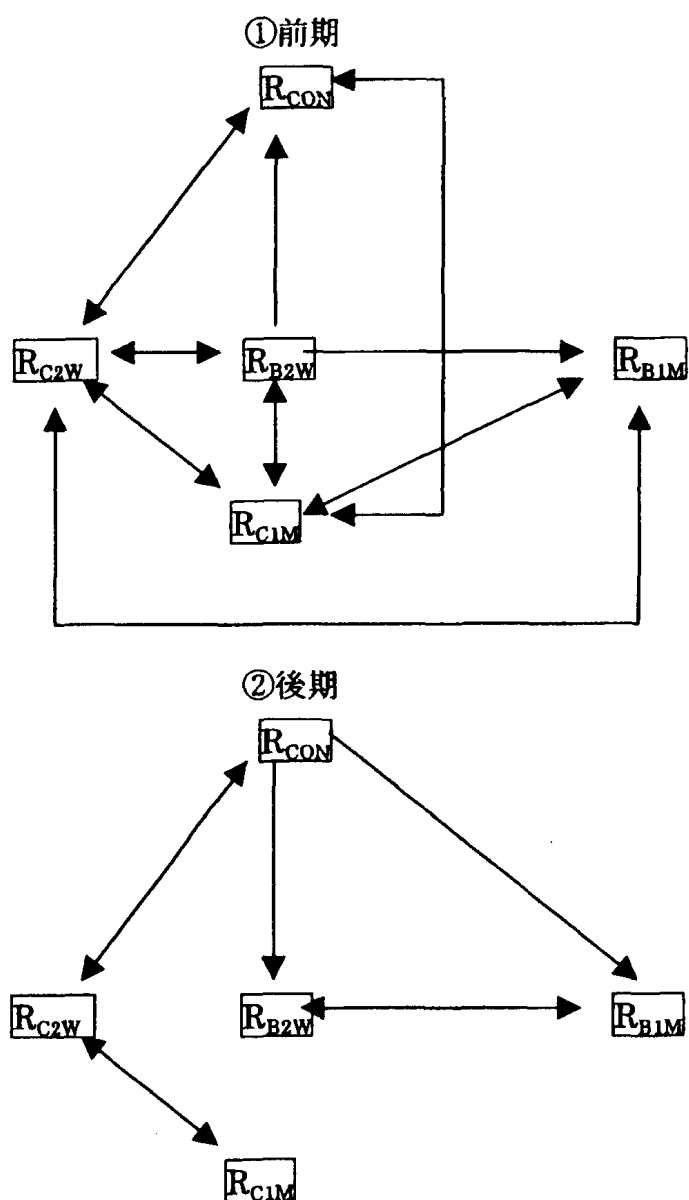
	R <sub>C3M</sub>	R <sub>B3M</sub>	R <sub>CD3M</sub>	R <sub>EY3M</sub>	R <sub>FY3M</sub>
R <sub>C3M</sub>		1.57	3.96**	14.95**	1.20
R <sub>B3M</sub>	4.12**		4.10**	2.30**	3.60**
R <sub>CD3M</sub>	0.50	1.93		42.00**	14.2**
R <sub>EY3M</sub>	0.77	2.19*	3.20**		15.2**
R <sub>FY3M</sub>	1.04	1.77	0.99	3.75**	

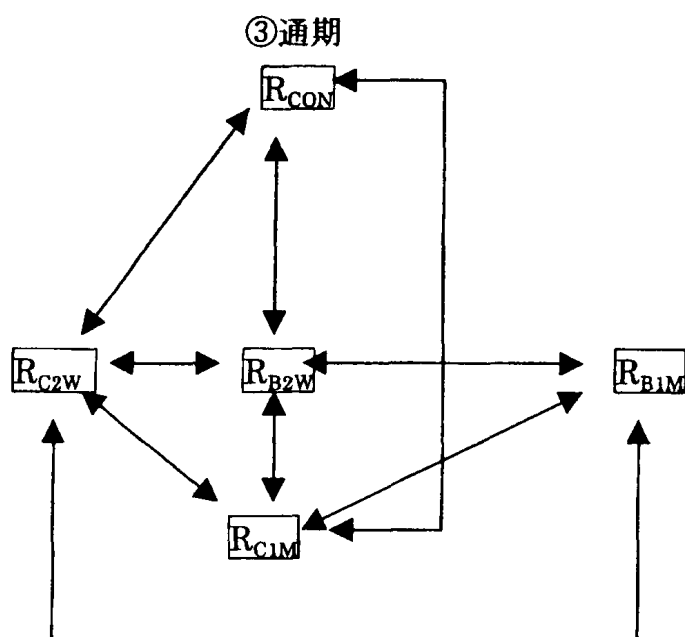
第1列は caused variable 第2列以下は causing variable である。

\*は5%有意水準、\*\*は1%有意水準を示す。

表4の因果性の結果を、1%有意水準で図示したものが以下である。まず、短期諸金利を巡る裁定関係は次の二点が明確な特徴である。第一に、前期においては、オーバーナイトから手形二週間および手形一ヶ月物から同二週間物への裁定関係を除いて、通期と同様の裁定関係が成立している点である。また、通期においては、手形一ヶ月物とオーバーナイト間を除く全ての裁定経路が双方方向で行われており、各市場間で緊密に裁定が行われてきたことを示している。続いて第二点目は、前期に比べて後期の裁定関係が大きく変化していることである。

図1 短期諸金利の因果性



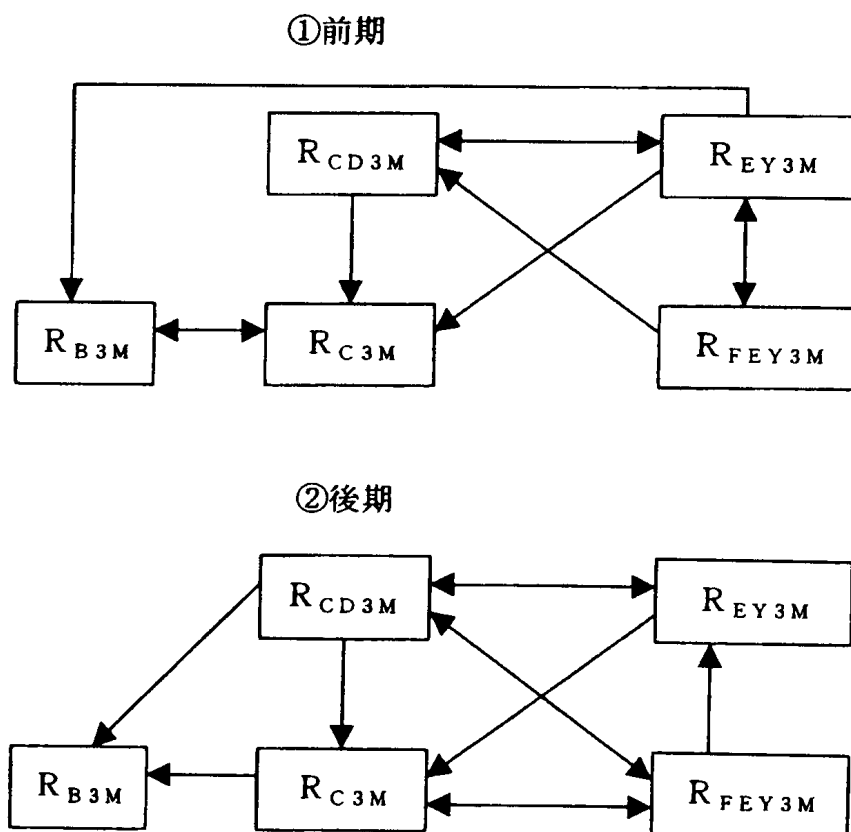


裁定経路の喪失は、コール二週間物と手形一ヶ月物間、オーバーナイトとコール一ヶ月物間およびコール二週間物と手形二週間物間で生じているが、通期データではこの特徴が失われている点に注目すべきである。かかる裁定経路喪失の理由としては、後期に経験した日本の金融不安が短期金融市場に及ぼした影響が原因と考えられる。本稿の検定期間の後期とは、資金を円滑に配分する短期金融市場の機能低下が鮮明になった期間であり、信用リスクの高まりと相俟って利鞘の薄い銀行間資金取引が慎重化するの自然の流れであった。これが短期金融市場を巡る金利裁定の途絶を招来した主たる要因と思われる。すなわち、余剰資金を抱える都市銀行が新規調達を控える一方、機関投資家が金利の極端な低下を敬遠してコール市場から資金をシフトさせる傾向にあった。また、他市場へとシフトさせないまでも、資金の出し手側に信用力により取引相手を厳しく選別する傾向が強まり、FBやTBへの質への逃避が見られると同時に、地方銀行や機関投資家による無担保コールの運用残高の減少と有担保コールでの運用が増加したのである。さらに、日銀の金利誘導政策の影響でオーバーナイト金利がゼロ%近くまで低下する中で、短資会社の手数料の割高感が高まり、機関投資家がコールからCD等の他市場へと資金シフトさせるということも短

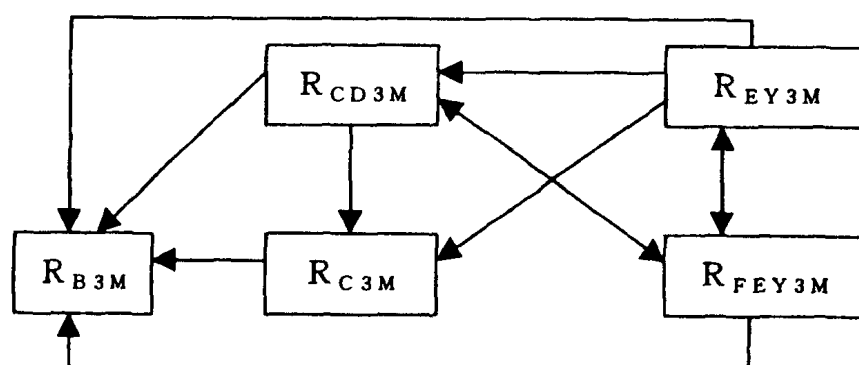
期金融市場の機能低下に拍車を掛けたのである。

他市場へ資金シフトが生じる際には、金利裁定の障害となるような次の問題が発生した。オーバーナイトに0.1%以下の金利がつくと、0.1%の金利の普通預金へ資金がシフトするため、都市銀行がオーバーナイトの調達希望金利の下限を0.1%以上に設定したのである(1999年2月)<sup>④</sup>。こうしたときには金融緩和措置を実施しても金利は下げ渋ることとなり、その効果は当然制限されることになる。また、このようにコール市場の低調な需給の中で、経営難の金融機関が割高な金利で調達を少し増加させるだけで平均金利が上昇する構造となり、オーバーナイト金利が市場の資金需給を反映しない水準を推移することとなったことも重要な問題点であったと思われる。短期諸金利の後期が前期と比較して裁定経路を大きく喪失していることはかかる諸事情によるものと考えられる。

図2 3ヶ月諸金利の因果性



③通期



続いて、3ヶ月諸金利の金利裁定に関しては、第一に、短期諸金利と同様に前期と通期が著しく類似した経路および方向性を示していることが明らかである。すなわち、通期では、ユーロ円金利先物から手形およびユーロ円から手形への経路が発生する点が相違するのみである。また、手形市場とコール市場は他の市場から影響を受けており、これらの市場を起点とする裁定経路は認められないことである。通期および前期においては、ユーロ円金利先物、ユーロ円市場およびCD市場が金利裁定の中心的役割を果たしている。

第二に、前後期を比較しての相違点としては、短期諸金利とは異なり単純に裁定経路の喪失のみを指摘することは出来ない。すなわち、経路の発生と喪失が同時に生じているのである。経路の発生としてはCD市場からユーロ円金利先物、ユーロ円金利先物からコール市場、CD市場からユーロ円金利先物および手形市場からコール市場がある。他方、ユーロ円からユーロ円金利先物、ユーロ円から手形市場および手形市場からコール市場の経路が喪失しているのである。総じて、ユーロ円金利先物市場を起点とし、ユーロ円およびCD市場を経由してコール市場と手形市場へと裁定が波及していると言える。

後期の裁定の背景となる銀行システムに関して言えば、資産市場のバブル崩壊による邦銀の不良債権を起因とする邦銀上乗せ金利、いわゆるジャパンプレミアムの発生があった。このジャパンプレミアム現象は、邦銀システムの金利裁定に対して、オンショアとオフショア間で分断効果と波及効果を断続的に及



ぼしてきたと思われる。たとえば、CD金利がオーバーナイトの引下げにより低下しているにも関わらずユーロ円金利は低下幅がそれほど低下しないという状況が生じた(1998年9月)<sup>⑤</sup>。この理由としては、ユーロドル取引で邦銀向け上乗せ金利が拡大しドル資金が調達しにくい中、邦銀の海外支店が外貨を直接調達する代わりに、ユーロ円で調達した円資金を外貨に換える、いわゆる円投を増加していたためである。これはオフショアとオンショアの分断効果として指摘できる現象であるが、検定結果に明示的には表われていない。他方、波及効果としては、ドル資金の調達コストが上昇した信託銀行の一部がコール市場で調達して円投取引を行うことがあった(1997年2月)。

また、金融機関の経営問題が市場の不安要因となり短期市場の信用収縮をもたらすことを懸念した当局により、1999年2月から2000年8月までゼロ金利誘導を決めた金融緩和政策が実施されたが、金利水準がいわゆる流動性の罫に陥るほどの低位を示すにつれて、金融市場取引に様々な影響をもたらした。例えば、常態であればユーロ円とCD間では、規制コストを反映して一定の金利差が生じなければならないはずであるが、1996年9月にはこれら市場間で金利差の解消という現象が発生している。ユーロ円金利はCDに比べ0.02%以上高い金利で取引されることが多いが、CD金利がほぼ下限に近付き、資金運用側が有利なユーロ円での取引を進めた結果ユーロ円金利が低下したためである。換言すれば、異常な低金利が、本来オンショアとオフショアの金利間で成立すべき整合性をも破壊した結果であると言えよう<sup>⑥</sup>。

裁定に影響を及ぼす他の要因として、制度的要因から、ユーロ円金利先物から金利先渡し取引へシフトするという事態が生じたが、これはユーロ円金利先物と短期金融市場間の裁定を弱めることになったものと思われる(1995年11月)。金利先渡し取引と金先は、ともに先行きのユーロ円金利を見通して金利変動リスクを回避する、あるいは利鞘稼ぎを狙う金融取引だが運用金利が異なっている。金利先渡し取引では、英銀行協会が公表するLIBORを取引の基準にして

いるのに対して、金先は邦銀の提示金利に近い水準で取引金利が決まる。スワップなどLIBORを基準にした取引の金利変動リスクを回避するには金先よりも先渡しの方が便利なためである。しかし、この金利先渡し取引自身も低金利政策の中で取引高は低調に推移している。なぜなら、金利の低下余地はほとんどないとの見方が多く、金利低下リスクの回避を狙う売り手が取引に消極的なためである。

最後に、後期について、3ヶ月諸金利と短期諸金利との比較で言えば、3ヶ月諸金利の裁定経路においては短期諸金利ほどには経路の喪失がないことである。これは金融システム不安の影響が、同じ短期金融市場内でも、短期諸金利市場において3ヶ月諸金利市場間よりも一層強かったことを反映している結果と思われる。

### 【3】 結論

短期諸金利の裁定関係において、前期と後期を比較すると、後期の裁定経路は著しく喪失していることが認められた。これは、後期の日本で発生した金融不安が短期金融市場に及ぼした影響であると考えられる。信用リスクの高まりと相俟って利鞘の薄い銀行間資金取引が慎重化することで、資金を円滑に配分するという短期金融市場本来の機能低下が鮮明になった事情が背景にある。

また3ヶ月諸金利の金利裁定に関して、前後期を比較しての相違点として、後期には裁定経路の発生と喪失が同時に生じているものの、ユーロ円金利先物市場を起点とし、ユーロ円、CD市場、コール市場を経由して手形市場へと裁定が波及している。この点では前期と同様の傾向を示している。しかし、このような形式的同一性にも関わらず、後期における金利裁定の内容はジャパンプレミアムおよび超低金利を反映して円滑に実施されない局面があった。すなわち、信用リスクの高まりによる短期金融市場の機能低下は、短期諸金利の市場に集中して発現し、3ヶ月物金利では短期諸金利ほどには鮮明に裁定経路の寸

断という形では認められなかった。

## 注

①取引が出来ずに前日のレートを採用した欠損値数は次の通りである。オーバーナイト、ユーロ円およびユーロ円金利先物がゼロである点、手形市場で高い数字を示している点が特徴的である。

	$R_{CON}$	$R_{C2W}$	$R_{C1M}$	$R_{B2W}$	$R_{B1M}$
前期 (1554)	0	43	34	217	167
後期 (1167)	0	98	56	1031	982
通期 (2713)	0	141	90	1248	1149

	$R_{C3M}$	$R_{B3M}$	$R_{CD3M}$	$R_{EY3M}$	$R_{FEY3M}$
前期 (1554)	267	674	0	0	0
後期 (1167)	377	1111	508	0	0
通期 (2713)	644	1785	508	0	0

②川崎能典(1992)参照。

③Bonser-Neal and Roley (1994) 参照。

④以下、日本経済新聞参照。

⑤以下、日本経済新聞参照。

⑥例えば尾田(2001)参照。

## 参考文献

- [1] Bonser-Neal.C., and V.V.Roley (1994) "Are Japanese Interest Rates Too Stable?" *Journal of International Money and Finance*, 13:291-318.
- [2] Engle.R.F., and C.W.J.Granger(1987) "Co-integration and Error-Correction Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55:251-276.
- [3] Granger, C.W.J (1969) "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, 34:150-161

- [4] Ito.T (1986) "Capital Controls and Covered Interest Parity," *Economic Studies Quarterly*, 37:223-241.
- [5] Kasman.B., & A.P.Rodrigues(1991) "Financial Liberalization and Monetary Control in Japan," *Federal Reserve Bank of New York, Quarterly Review*, 16:28-46.
- [6] Morimune.k., and G.Q.Zhao(1995) "The Unit Root Analyses of the Causality between Money and Income," DP No.412, Kyoto University.
- [7] Otani.I., and S.Tiwari (1981) "Capital Controls and Interest Rate Parity," *IMF Staff Papers*, 28:793-815.
- [8] Toda H.Y. and P.C.B.Phillips(1993) "Vector Autoregressions and Causality," *Econometrica*, 61, 6:1367-1393.
- [9] 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.
- [10] 翁邦夫(1991)「日本における金融調節」『金融研究』第10巻2号
- [11] 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.
- [12] 尾田温俊(1997)「短期金融市場分析」福山大学経済学論集第21巻第1号
- [13] 尾田温俊(2001)『国際金融の市場』晃洋書房.
- [14] 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.
- [15] 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. および1995年度金融学会会報
- [16] 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.
- [17] 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.
- [18] 日本銀行金融研究所(1995)『新版 わが国の金融制度』日本銀行.
- [19] 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.
- [20] 日本経済新聞「マーケット総合」欄 1989年7月3日-2000年6月30日.
- [21] 山本拓 (1988) 『経済の時系列分析』創文社.
- [22] 森田達郎・原信編(1992)『東京マネーマーケット』有斐閣.