

外生変数存在下での単位根分析： 翌日物金利による市場金利コントロール

こばしまさひと
小林正人

要 旨

共和分分析の概念を拡張し、外生変数の存在下における攪乱項の単位根検定の手法を開発し、翌日物金利と他の市場金利との共和分関係の存在をチェックし、次の3つの結論を得た。

- (1) 翌日物金利が金融政策の誘導対象であると広く認識された1995年以降、翌日物金利と1年物までの金利の間に共和分関係が認められるが、翌日物金利とより長期の金利の間にはそれが認められない。
- (2) 1995年以降のデータで、翌日物金利に加え、より長期の金利を説明変数として追加したとき、一部のケースを除いて、他の長期市場金利との間に共和分関係は認められない。
- (3) 翌日物金利が政策誘導の対象として認識される以前、1988年から1993年までの翌日物金利と他の市場金利の間には、共和分関係が認められない。

結論(1)は、翌日物金利による市場金利のコントロールが1年物以内の金利に対しては安定的であるが、それ以上の長期金利に対しては安定的でないことを示す。結論(2)は、翌日物金利に加え、仮により長期の金利を政策誘導の対象として追加採用しても、他の長期市場金利のコントロールが安定的になるとは認められないというものである。結論(3)は、翌日物金利の政策誘導対象としての認識が高まった以前と以降では、翌日物金利と他の市場金利との関係が全く異なることを示し、政策金利に関する市場の認識の変化が金利構造を変化させた可能性を示唆するものである。

キーワード：外生変数、共和分、単位根、翌日物金利

本稿は、筆者が日本銀行金融研究所の国内客員研究員として、1998年11月から開始した研究プロジェクトの成果の一部である。本稿を作成するに当たっては、伊藤隆康氏、日本銀行金融研究所のスタッフおよび匿名の査読者から有益な示唆を頂いた。ここに感謝を表したい。なお、本稿で示されている内容および意見は筆者個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。

小林正人 横浜国立大学経済学部教授 (E-mail: mkoba@ynu.ac.jp)

1 . 序論

金利の期間構造の共和分分析はCampbell and Shiller [1987] を嚆矢とし、日本でも伊藤 [2000]、平木・竹澤 [1997] 等、多くの研究が発表されている。共和分分析とは、複数の確率変数がランダム・ウォークに従うとき、その一次結合の非定常性を検定するものである。ランダム・ウォーク過程は確率変数の累積和として表現され、時間の経過とともに発散する分散を持つ。したがって、その一次結合の分布が定常であれば、変数間の関係を一定に保つメカニズムの存在が示唆され、この関係が経済変数間の長期均衡式であると考えられるのである。

しかし、この手法を用いて近年の金利の期間構造を分析するにはやや難点がある。翌日物金利は日本銀行の政策的誘導対象としてほぼ外生的に値が与えられており、特に1999年3月以降のいわゆる「ゼロ金利政策」のもと、翌日物金利をランダム・ウォークとみなすことは明らかに無理である。一方、共和分検定統計量の分布は、定数もしくは多項式のケース以外の非確率変数を含むケースについて与えられていない。したがって、従来の統計的理論を前提とする限り、金利構造に共和分分析を行うためには、翌日物金利を除外するか、翌日物金利を形式的に非定常確率過程とみなすという妥協を迫られることになる¹。

そこで、本稿では、外生変数存在下での攪乱項の単位根検定を新たに提案し、翌日物金利を含む金利の期間構造に対し共和分分析と同様な分析を可能にする。ただし、外生変数一般に対しては、検定統計量の分布の解析的導出は不可能であるので、本稿では、翌日物金利という特定の外生変数を前提としたうえで、シミュレーションを用いて検定統計量の臨界値を求めている。したがって、分析ごとに臨界値を再計算する必要があるが、必要な計算量はわずかであり、十分に実用的な方法と考えられる。

次節以降では、翌日物金利が政策誘導の対象として広く認識されるようになってからのデータを対象とし、まず、説明変数が翌日物金利のみのケース、次に、より長期の市場金利を説明変数として追加したケースに対し、回帰残差の単位根検定を行う。最後に、翌日物金利が政策誘導の対象として認識される以前²の分析結果と比較することにより、翌日物金利と他の市場金利との関係が1995年以降に変化していることを示す。

1 共和分分析による金利の期間構造の先行研究については、伊藤 [2000] が網羅的なサーベイを与えている。
2 翌日物金利が金融政策の直接的な誘導目標であるという認識が市場で浸透する以前には、翌日物金利に政策的意味が全くなかったというわけではない。それ以前には、公定歩合が政策的金利としての重要性が高かったが、翌日物金利と公定歩合の差の縮小が公定歩合変更の予兆であると市場関係者から受け止められていた時期もあったという指摘を日本銀行金融研究所のスタッフより受けた。

2. 翌日物金利の影響

市場金利 (Y_t) は翌日物金利 (N_t) と攪乱項 (R_t) の線形モデルにより次のように決定されるとしよう³。

$$Y_t = a + bN_t + R_t \quad (1)$$

このとき攪乱項 R_t が定常過程に従うならば、ある時点の攪乱の影響は時間とともに減衰し、翌日物金利の操作による市場金利のコントロールは安定的である。しかし、攪乱項が非定常過程であれば、各時点の攪乱は減衰することなく累積し、翌日物金利の操作により市場金利を一時的に上下できても、時間の経過とともに市場金利は意図せざる方向に動くことになる。したがって、翌日物金利による市場金利操作の安定性は、単位根検定による攪乱項の定常性と同義となる。

通常のディッキー＝フラ－検定 (Dickey and Fuller [1979]) が前提とする状況とは異なり、(1)式の攪乱項 R_t は直接観察できない。そこで、市場金利を定数項と外生変数 N_t に回帰し、その残差に単位根検定を行うことになる。しかし、回帰残差に基づく単位根検定統計量の分布は、ディッキー＝フラ－検定の分布と異なるため、既存の臨界値表⁴を利用することはできない。したがって、回帰残差からのディッキー＝フラ－検定に基づいて形式的に単位根検定を行ったのでは正しい結論は得られない。

そこで、(1)式の攪乱項に対する単位根検定の臨界点を求めるために、次のシミュレーションを行う。まず、独立な標準正規分布に従う乱数を生成し、それを e_1, \dots, e_N とする。次にその累積和 ($u_t = e_1 + \dots + e_t$) を求め、 u_1, \dots, u_N とする。(1)式において $a = b = 0$ を仮定して、市場金利 Y_t 、翌日物金利 N_t 、攪乱項 R_t に対し $Y_t = R_t = u_t$ と想定する。このように人工的に発生させた Y_1, \dots, Y_N を従属変数とし、定数と翌日物金利を独立変数として線形回帰を行う。さらに、その回帰残差 R_1, \dots, R_N と階差 $\Delta R_t = R_t - R_{t-1}$ に対し、修正ディッキー＝フラ－型の式

$$\Delta R_t = rR_{t-1} + g_1\Delta R_{t-1} + \dots + g_k\Delta R_{t-k}$$

を回帰推定し、 R_{t-1} の係数の t 値を単位根検定の統計量とみなすのである。その臨界値はシミュレーションを繰り返すことにより、経験的に求めることができる。

3 Braun and Shioji [2000] は、金利の原系列を使わずに、翌日物金利の影響を除去した残差を用いて金利の期間構造の時系列分析を行っている。これは金利間の強い多重共線性を除去するために行った操作であるが、その背後にあるモデルは本稿と一致している。

4 単位根検定の臨界値は多くの計量経済学の教科書に数表として記載されている。例えば Hamilton [1994] Table B.6 を参照のこと。

ここで人工的に発生させた $\Delta R_t = e_t = u_t - u_{t-1}$ は独立同分布の確率変数であるが、現実には自己回帰過程

$$e_t = r_1 e_{t-1} + \dots + r_k e_{t-k} + \text{独立同分布の確率変数}$$

を想定するのが自然である。しかし、修正ディッキー＝フラー型の回帰を行ったので、 $\Delta R_t = e_t$ が独立同分布であるという仮定は、大標本では検定統計量の分布に影響しない。また、一般には(1)式において $a = b = 0$ ではないが、係数 a 、 b の値は回帰残差 R_t に影響しない。したがって、上のシミュレーションで得られる検定統計量の臨界値は、一般の場合でも妥当なものである。表1に与えた臨界値は、 t 統計量の5,000回の繰返しによって下側5%点を求めたものである。厳密な数表とはいえないが、実用的には十分と思われる⁵。

表1 残差による単位根検定量の下側5%点

(2)式の ラグ次数	説明変数						
	期間A						期間B
	翌日物	翌日物と 2年物	翌日物と 3年物	翌日物と 4年物	翌日物と 5年物	翌日物と 7年物	翌日物
0	-3.51	-3.65	-3.79	-3.81	-3.71	-3.86	-3.28
1	-3.40	-3.65	-3.66	-3.81	-3.76	-3.95	-3.30
2	-3.36	-3.66	-3.64	-3.84	-3.83	-3.90	-3.25
3	-3.34	-3.66	-3.59	-3.77	-3.74	-3.90	-3.24
4	-3.42	-3.68	-3.80	-3.89	-3.78	-3.97	-3.27
5	-3.43	-3.73	-3.75	-3.88	-3.85	-4.02	-3.27
6	-3.42	-3.64	-3.68	-3.88	-3.88	-4.11	-3.19
7	-3.39	-3.70	-3.71	-3.95	-3.85	-3.97	-3.16
8	-3.31	-3.83	-3.82	-4.06	-3.96	-4.21	-3.20
9	-3.46	-3.96	-3.84	-4.19	-4.05	-4.29	-3.32
10	-3.45	-3.87	-3.90	-4.23	-4.09	-4.27	-3.32
11	-3.43	-3.80	-3.93	-4.19	-4.15	-4.19	-3.32
12	-3.37	-3.80	-3.98	-4.28	-4.06	-4.10	-3.25

備考：期間Aでは1995年9月11日～2000年9月29日の週次データを用い、
期間Bでは1988年1月4日～1993年8月30日の週次データを用いた。

本稿では、翌日物金利が政策誘導の対象ではなかった、ないし市場でそうした認識が浸透していなかったと考えられる時期（1988年1月4日～1993年8月30日）と、逆に翌日物金利が政策誘導の対象として広く認識されて以降の時期（1995年9月

5 ディッキー＝フラー検定では、ラグの最大次数は大標本で臨界値に影響を与えない。本稿のシミュレーションでも、最大ラグ次数により微妙に臨界値は異なるものの、ラグの長さに応じて臨界値を変えるほどの差はないと思われる。

11日～2000年9月15日)を別個に分析し、比較を行う。日本銀行は、1995年前半に金融調節方針を3回変更したが、それぞれの際に、「短期市場金利」を政策誘導する旨の対外公表を行った。そこでは特に翌日物金利が誘導対象であるとまで具体化されていたわけではないが⁶、市場参加者の間では、翌日物金利が誘導対象になっているとの認識が浸透したといわれている。このような点を踏まえると、後期の分析期間では、翌日物金利は外生的と考えてよいであろう。データはいずれも週次であり、前期では翌日物金利として有担保コール翌日物レートを、後期では翌日物金利として無担保コール翌日物レートをを用いた。無担保コール市場は1988年8月に創設されており、本来なら前後期とも同一の金利を用いることがほぼ可能であるが、無担保コール翌日物金利のヒストリカル・データを十分長期にさかのぼって得ることができなかったため、このような手段をとった。しかし、両者の差は極めて安定しており、分析結果の妥当性を損なわないと思われる。その他の市場金利としては、LIBOR (London Inter Bank Offered Rate) の1、3、6、12カ月物金利、スワップの2、3、4、5、7、10年物金利を用いた。

分析は次の手順により行う。まず翌日物金利以外の市場金利を被説明変数とし、定数と翌日物金利を説明変数として(1)式、すなわち

$$\text{市場金利} = a + b \times \text{翌日物金利} + \text{攪乱項}$$

を推定し、その残差系列を用いて攪乱項の非定常性をチェックする。第1段階の翌日物レートによる回帰の結果は表2に示す。第2段階では、(1)式回帰による残差を R_t 、その1次の階差を $\Delta R_t = R_t - R_{t-1}$ として、修正ディッキー＝フラー型の回帰、すなわち

$$\Delta R_t = bR_{t-1} + a_1\Delta R_{t-1} + \dots + a_k\Delta R_{t-k} \quad (2)$$

の最小二乗推定を行い、 R_{t-1} の係数の推定値の t 値に基づいて検定をおこなう。この段階の推定結果も表2(1995～2000年)と表8(1988～1993年)に掲げる。ただし、検定統計量は回帰残差から求めたため、既存のディッキー＝フラー検定の数表と照合して検定を行うことはできない。そこでシミュレーションによる表1の水準5%臨界値と比較し、攪乱項の定常性、非定常性を検定することになる。ただし、今回の分析ではいずれの次数においても自己回帰プロセスの係数の推定値は絶対値が小さいため、表1においては ΔY_{t-1} 、 \dots 、 ΔY_{t-k} の係数が0のときを前提とするものを掲げた。もちろん、これらの係数の推定値が大きい場合には、現実のデータを発生するプロセスとシミュレーションの前提の差が大きいことが疑われるので、実際の推定値に基づくシミュレーションが望ましい。推定式のラグの最大次数決定には、12か

6 1998年1月に日本銀行で初回の金融政策決定会合が開催された際には、具体的に、「無担保コールレート(オーバーナイト物)」を誘導対象とする旨を含んだ対外公表が行われた。

ら次数を下げて行き、最大次数のラグの係数が有意になった次数を採用するという方法をとった。

翌日物金利の政策的誘導が認識されて以降の時期（1995年以降）については、次のような結論（表2に掲載）を得る。すなわち、1カ月物から1年物までの金利では、攪乱項が非定常過程という仮説は有意水準5%で棄却され、攪乱項の定常性が結論づけられる。したがって、1年物以内の金利は翌日物により安定的な操作が可能であると示唆される。これに対して、2年物以上の金利では攪乱項の非定常性の仮定は棄却されず、攪乱項の定常性は認められない。攪乱項が非定常（ランダム・ウォーク）であるということは、独立変数（右辺の変数）を動かしたとき、従属変数（左辺の変数）を一時的には操作できても、時間とともに誤差分散が拡大することを意味する。したがって、翌日物金利の操作によって2年物以上の長期金利の水準を安定的にコントロールできるという証拠は得られないのである。

2年物までの金利とそれより長期の金利の違いを直感的に理解するには、均衡からの攪乱の半減期をみるのがよいであろう。（2）式を R_t, \dots, R_{t-k-1} の定差方程式とみることができるので、ある時点 t において $R_t = 1$ とし、 $R_s = 0$ ($s < t$)とすると、 t 時点以降の $R_u = (u > t)$ が順次決定される。（2）式の係数が定常な確率過程に対応するならば、攪乱 R_u は u が十分大きくなれば0に収束する。このことは、攪乱により市場金利が翌日物金利から決まる水準から一時的に乖離したとき、市場金利水準が瞬時に調整されることはないが、時間とともに徐々に均衡水準に収束することに対応する。表2の半減期の数値は、この攪乱 R_u の値が1/2以下になるまでの期間を推計結果

表2（1）式の残差による単位根検定

被説明変数	1カ月物	3カ月物	6カ月物	12カ月物	2年物
定数項の係数	0.143	0.162	0.194	0.234	0.397
翌日物の係数	0.880	0.911	0.926	1.014	1.303
誤差項の標準誤差	0.111	0.096	0.098	0.131	0.246
$R(t-1)$ の t 値	-5.49*	-3.54*	-3.97*	-4.09*	-2.90
（2）式のラグ次数	3	0	11	11	8
半減期（週）	4	8	6	13	18
被説明変数	3年	4年	5年	7年	10年
定数項の係数	0.609	0.845	1.083	1.494	1.908
翌日物の係数	1.567	1.739	1.815	1.873	1.798
標準誤差	0.319	0.374	0.416	0.471	0.465
$R(t-1)$ の t 値	-2.44	-2.10	-1.72	-1.63	-1.60
（2）式のラグ次数	8	8	0	0	0
攪乱の半減期（週）	23	28	33	39	40

備考：1. 表中の*印は5%水準で有意であることを示す。
2. 1995年9月11日～2000年9月29日の週次データ。

から計算したものである。本稿による週次データの推計では、5年物の半減期は33週、10年物の半減期は40週と短期金利のものに比べて極めて長く、翌日物金利によるこれらの金利のコントロールが困難であることが直感的に理解されるであろう⁷。

伊藤 [2000] は1998年3月までのデータに対して共和分分析を行い、2年物以下の金利が翌日物金利により操作され得ることを示しており、2年物では食い違うものの、大筋で本稿との結論は整合的である⁸。

市場金利と翌日物金利の共和分関係の意味は、期待仮説を仮定すると、より明確なものとなる。期待仮説は市場金利が翌日物金利の期待の平均として表されるというものであるから、市場金利と翌日物金利間の共和分関係は両金利の差の定常性、すなわち翌日物金利の予想変化の定常性と同義となる。この仮説は一変数に対する通常の修正ディッキー＝フラー検定で検定を行うことが可能である。詳細は省くが、この修正ディッキー＝フラー検定を適用したところ、2年物以上と翌日物の金利差では非定常性の仮説が棄却できず、より短期の金利との間では非定常性の仮説が棄却されるという結果が得られた。これは(1)式の残差を用いた上記の結論と整合的である。

3．政策誘導対象の金利の追加

以上のように、1995年以降のデータでは、2年物を境に、長期金利と短期金利では翌日物金利によるコントロールの安定性について対照的な結論が得られた。当然、次の問題として、2年物以上の金利をコントロールするために翌日物以外の金利を誘導対象として追加的に利用することは有効かどうかを考えられる。この場合も長期的な均衡関係として線形関係を想定すると、複数の市場金利 (Y_{A_t} , Y_{B_t}) に対して、(1)式に説明変数を追加した次の式

$$Y_{A_t} = a + bN_t + cY_{B_t} + R_t \quad (3)$$

を最小自乗法で推定し、その残差 R_t に非定常性のテストを行うことで、前節と同様な分析を行うことができる。この検定においても、統計量の分布は通常のエンゲル＝グレンジャー検定 (Engle and Granger [1987]) とは異なり、その一般公式は得られておらず、シミュレーションによる臨界値の導出が必要となる。ただし、そのプログラムは単純であり、また実用上で十分な精度を得るために必要な計算量は小規模である。

7 非定常性が棄却されないということは、(2)式から得られる定差方程式の0への収束が極めて緩慢であると解釈するのが現実的であろう。仮説検定では非定常性が棄却されなかった金利も、推定されたパラメータからは定常性を持っており、極めてゆっくりだが0に収束している。

8 伊藤 [2000] は、多くの民間金融機関において2年物以下の金利とより長期の金利では運用形態が違うという実務慣行に共和分関係の原因を求めており、筆者も金融関係者から同様の指摘を受けている。

前節と同様、翌日物金利の政策的誘導が認識されて以降、1995年9月11日から2000年9月15日までの期間において、(3)式の回帰残差に対して単位根検定を行った結果が表3から表7である。ラグの各係数の推定値は省略しているが、前節と同様、ラグの長さを12から減少させ、最大次数のラグが有意となるモデルを選んだ。

表3では、定数項、翌日物金利に追加して2年物金利を説明変数として利用した場合、3年物から10年物までのいずれの金利の回帰残差に対しても非定常性は棄却されていない。すなわち、翌日物金利に加え2年物金利を政策変数に加えても、より長期の金利を安定的にコントロールできるという証拠は認められない。

さらに、2年物金利にかえて、表4では3年物金利を、表5では4年物金利を、表6では5年物金利を、表7では7年物金利を説明変数として用い、より長期の金利を説明変数として、その回帰残差に単位根検定を行った。3年物金利を用いて4年物金利を説明したときを唯一の例外として、いずれのケースでも(3)式の残差の定常性は認められなかった。すなわち、翌日物以外の金利を追加的に用いて長期市場金利を安定的にコントロールできるケースはほとんど確認できない。

ただし、この結果の解釈には2点の注意が必要である。

第1は、表3から表7で示されるように、期間の近い金利による線形モデルのあてはまりは極めて良好であり、誤差の標準偏差は小さく、攪乱の半減期もみかけ上比較的短いことである。金利の動向が相互に密接な関係を持っていることは確かであるので、非定常性が棄却されたことは、「コントロール」できないのではなく、コントロールは可能であるが「安定的」と認められないと解釈されるべきなのかもしれない⁹。

第2に、この分析はあくまでも翌日物金利だけが誘導対象という現在の金融政策の枠組みを前提にしているが、仮に他の金利が政策的誘導対象として追加された場合、攪乱項の確率構造が変化する可能性がある。伊藤 [2000] が示唆するように、翌日物金利の他金利に対する影響の攪乱項が定常的である原因が、2年物以下の金利商品取引において翌日物金利を指針とする実務慣行が存在することに求められるのならば、誘導対象であると公表された金利の動向は中央銀行の意図として受け取られ、他金利はそれに機敏に反応するようになるはずである。その結果、非定常であった攪乱項が定常に変化する可能性はある。したがって、翌日物金利の政策的誘導の認識以前と以後では、翌日物金利と他金利の関係が同じであったかどうかという問いが自然に出てくる。これが次節のテーマである。

9 伊藤 [2000] は、3年から7年までの金利が1つのグループを作り、同一の確率的トレンドにより駆動されていることを共和分分析によって示唆している。用いた統計手法、分析期間、さらに分析の視点も異なるので、彼の結論との直接的比較は困難であるが、本稿の結論とは整合的ではない。

表3 (3)式の残差による単位根検定 (説明変数：翌日物と2年物)

被説明変数	3年物	4年物	5年物	7年物	10年物
定数項の係数	0.107	0.288	0.503	0.902	1.359
翌日物の係数	-0.078	-0.088	-0.092	-0.071	-0.023
2年物の係数	1.263	1.402	1.464	1.492	1.383
標準誤差	0.07	0.142	0.206	0.294	0.317
$R(t-1)$ の t 値	-3.59	-3.65	-2.44	-2.35	-2.27
(2)式のラグ次数	11	11	2	2	2
攪乱の半減期(週)	15	18	22	25	26

備考：1995年9月11日～2000年9月29日の週次データ。

表4 (3)式の残差による単位根検定 (説明変数：翌日物と3年物)

被説明変数	4年物	5年物	7年物	10年物
定数項の係数	0.143	0.328	0.691	1.149
翌日物の係数	-0.069	-0.132	-0.195	-0.175
3年物の係数	1.153	1.242	1.319	1.246
誤差項の標準偏差	0.064	0.125	0.211	0.241
$R(t-1)$ の t 値	-4.06*	-2.79	-2.56	-2.50
(2)式のラグ次数	11	1	2	2
攪乱の半減期(週)	14	18	20	21

備考：1. 表中 t 値の*印は5%水準で有意であることを示す。
2. 1995年9月11日～2000年9月29日の週次データ。

表5 (3)式の残差による単位根検定 (説明変数：翌日物と4年物)

被説明変数	5年物	7年物	10年物
定数項の係数	0.152	0.475	0.932
翌日物の係数	-0.102	-0.223	-0.229
4年物の係数	1.102	1.205	1.155
誤差項の標準誤差	0.06	0.14	0.17
$R(t-1)$ の t 値	-3.12	-3.09	-3.01
(2)式のラグ次数	1	1	1
攪乱の半減期(週)	15	15	16

備考：1995年9月11日～2000年9月29日の週次データ。

表6 (3)式の残差による単位根検定 (説明変数：翌日物と5年物)

被説明変数	7年物	10年物
定数項の係数	0.283	0.736
翌日物の係数	-0.155	-0.184
5年物の係数	1.117	1.081
残差の標準誤差	0.08	0.12
$R(t-1)$ の t 値	-3.07	-3.02
(2)式のラグ次数	1	1
攪乱の半減期(週)	12	15

備考：1995年9月11日～2000年9月29日の週次データ。

表7 (3)式の残差による単位根検定 (説明変数：翌日物と7年物)

被説明変数	10年物
定数項の係数	0.441
翌日物の係数	-0.060
7年物の係数	0.982
残差の標準誤差	0.053
$R(t-1)$ の t 値	-3.01
(2)式のラグ次数	1
攪乱の半減期(週)	13

備考：1995年9月11日～2000年9月29日の週次データ。

4 . 政策誘導対象以前の翌日物金利

前2節で示したように、1995年以降のデータにおいて、翌日物金利と1年物以下の金利の関係は特異といってよく、他の金利間には残差の定常性は認められない。この関係が政策的誘導の対象という翌日物金利の特別な地位によるものか調べるために、翌日物金利に対して政策的誘導対象という認識が一般化する以前のデータに対して2節と同じ分析を行う。用いたのは1988年1月4日～1993年8月30日の週次データであり、被説明変数は2年物までのLIBORである。前述のように日本銀行が1995年前半に「短期市場金利」の誘導をアナウンスする以前から、市場関係者の中で翌日物金利の重要性が徐々に強まっていたという可能性もあるので、2年間の余裕を置き、1993年以前のデータを用いた。

表8が示すように、結果は1995年以後とは対照的であり、翌日物金利による回帰残差には、いずれの金利でも定常性が認められない。その違いの原因が市場関係者の翌日物金利に対する見方の変化にあるとすれば、他の金利についても、政策的誘導への信認がある限り、翌日物金利と同様に特別な影響力を得る可能性が示唆されるのである。

表8 (1)式の残差による単位根検定

被説明変数	1カ月物	3カ月物	6カ月物	12カ月物
定数項の係数	0.623042	0.664329	0.752318	0.925422
翌日物の係数	0.942525	0.935339	0.91316	0.87654
$R(t-1)$ の t 値	-1.65601	-1.26923	-1.48058	-2.2104
(2)式のラグ次数	10	12	12	9

備考：1988年1月4日～1993年8月30日の週次データ。

5 . おわりに

本稿では、共和分分析の概念を拡張し、外生変数の存在下における攪乱項の単位根検定の手法を開発し、翌日物金利と他の市場金利との共和分関係の存在をチェックした。結論は次の3点である。

- (1) 翌日物金利が政策誘導の対象として広く認識された1995年以降、翌日物金利と1年物までには共和分関係が認められるが、より長期の金利に対しては認められない。
- (2) 1995年以降のデータで、翌日物金利に加え、より長期の金利を説明変数として追加したとき、一部のケースを除いて、他の長期市場金利との間に共和分関係は認められない。
- (3) 翌日物金利が政策誘導の対象として認識される以前、1988年から1993年までの翌日物金利と他の市場金利の間には、共和分関係が認められない。

このうち、(1)の結論は、最近の低金利によるボラティリティの低下を考慮に入れていないという制約があるが、先行研究と統合的な内容であり、頑健であると思われる。すなわち、翌日物金利による市場金利のコントロールは、1年物以内の金利に対しては安定的であるが、それ以上の長期金利に対しては安定的でない。(2)の結論は、現行の市場行動の前提のもとで、より長期の金利を政策誘導の対象として追加採用することの妥当性を探るものであるが、誘導対象の追加によっても長期金利のコントロールが安定的になるとは認められなかった。(3)の結論は、翌日物金利の政策誘導対象としての認識が高まった以前と以降では、翌日物金利と他の市場金利との関係が全く異なることを示す。前期はバブルという特異な時期を含んでいるため、翌日物金利の影響力の相違が政策変数としての役割の違いに由来するのか、バブルとその崩壊による金利構造の攪乱によるものか不明である。しかし、分析の報告は省略するが、1カ月物金利と3カ月物金利の間には1993年以前のデータでも1995年以降のデータでも通常の方法により共積分関係が検出されるので、1993年以前のデータにおいて金利構造が完全に混乱していたわけではなく、金融政策当局のアナウンスと市場関係者からの信認が翌日物金利と他の市場金利の関係を変化させたという可能性は十分考えられる。したがって、翌日物以外の金利が他の市場金利に影響力をもつ可能性についての本稿の否定的な結論が覆るということも、市場関係者の行動の変化によっては十分あり得る。この変化がどのようにしておきたかは興味ある問題であるが、本稿の領域を超えた今後の課題である。

参考文献

- 伊藤隆康、「金利の期間構造分析」、『現代ファイナンス』No. 7、2000年、75～90頁
- 平木多賀人・竹澤伸也、「金利期間構造の確率要因」、『証券市場の実証ファイナンス』、朝倉書店、1997年、103～120頁
- Braun, Robert Anton and Etsuro Shioji, “Monetary Shocks and the Term Structure of Interest Rates in Japan” Discussion Paper 00-F-2, Faculty of Economics, Yokohama National University, 2000.
- Campbell, John Y. and Robert J. Shiller, “Cointegration and Tests of Present Value Models,” *Journal of Political Economy*, 95, 1987, pp. 1062-1087.
- Dickey, David A. and Wayne A. Fuller, Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, No. 366, 1979, pp. 427-431.
- Engle, Robert F. and C.W.J. Granger, Cointegration and Error Correction: Representation, and Testing, *Econometrica*, 49, 1987, pp. 251-276.
- Hamilton, James D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.