

1930年代の日本における金利の期間構造 — 共和分検定による政策操作変数の分析 —

内 藤 友 紀

- 第1節 はじめに
- 第2節 分析のフレームワーク
- 第3節 実証分析
- 第4節 まとめ

1. はじめに

(1) 本稿の目的

本稿の目的は、1930年代の日本における金利の期間構造について、当該期の時系列データを利用して定量的に分析することである。より具体的には、1930年代の日本における4種類の金利系列データを用いた共和分検定をおこなうことにより、各系列間に安定した長期関係が存在していたか否かを検証し、当該期の金利の期間構造から金融政策の操作変数について考察する。

本稿の構成は以下の通りである。まず第1節では、1930年代の日本のマクロ計量分析における金融政策変数の扱いについて概観した後、共和分検定による金利の期間構造分析についての先行研究をまとめる。第2節では、分析に使用する各データ系列について説明し、本稿の分析の枠組みを概説する。第3節では、第2節の枠組みに従って実証分析をおこなう。第4節では実証分析の結果をまとめる。

(2) 金融政策の操作変数

いわゆる伝統的な金融政策では、一般的に政策の操作変数は短期金利であり、戦後の日本銀行（以下、日銀）では公定歩合がその役割を担ってきたとされる¹⁾。その後、1995年3月の短期金利の低め誘導策の導入以降の日銀は、公定歩合に代わって無担保翌日物のコール・レートを政策金利とし、近年の「非伝統的政策」期における量的緩和政策を除けば、短期金融市場におけるマーケット・オペレーションによる政策操作変数（政策金利）誘導が金融政策を遂行する手段として用いられている²⁾。本稿が分析対象とする1930年代は、①金輸出再禁止（1931年12月）、②日本銀行券兌換停止（1931年12月）、③日銀券の保証準備発行限度の引上げ（1932年5月、1億2000万円→10億円への拡張）、④日銀による大蔵省証券引受（1932年9月・10月）、⑤新規発行国債の日銀引受制度（1932年11月）などによって、日銀によるマーケット・オペレーションが初めて本格的に採用された³⁾。したがって、日銀がオペレーションによる流動性コントロールを、制度として実行可能な環境が整えられた時期でもある⁴⁾。当該期においてもマーケット・オペレーションによる政策金利誘導が金融政策を遂行する手段として用いられていたとするならば、当然、金利の期間構造に影響を与えていたと考えられる。

(3) 先行研究

1930年代の金融政策変数データ（月次）を用いた当該期日本のマクロ経済の定量的分析は、近年蓄積が進んでいる。まずCha[2003]は、1930年10月～1936年9月のデータを用いて、世界生産、財政政策変数（実質政府債務）、金融政策変数、実質賃金、生産指数（鉄道輸送量）、輸出数量、の6変数VAR（Vector Auto-Regression：多変量自己回帰）を構築して分析をおこなっているが、金融政策変数としてはベース・マネーを仮定している⁵⁾。また梅田[2006]も、1926年1月～1936年12月のデータを用いて、海外物価要因（英米仏のWPI加重平均）、名目実効為替レート、財政政策変数（実質一般会計歳出）、金融政策変数、

需給ギャップ、国内物価（WPI）の6変数の構造VARモデルを計測し、各政策変数の物価に対する影響に焦点をあてた分析を行っているが、同様に金融政策変数としてはベース・マネーを仮定している⁶⁾。

一方で中澤・原田[2004]は、1926年1月～1938年4月のデータを用いて、財政政策変数（実質一般会計歳出）、金融政策変数、輸出数量指数、生産指数、卸売物価指数の制約なしの5変数VARを計測しているが、金融政策変数としては狭義マネー・サプライを仮定している⁷⁾。

そして佐藤・中澤・原田[2007]は、1926年1月～1936年12月のデータによって、財政政策変数（実質一般会計歳出、実質債務、名目政府支出、名目債務の何れか）、金融政策変数、金利、生産指数、物価（小売物価指数または卸売物価指数）の5変数（及びそれに為替レートを追加した6変数）の制約なしのVARモデルを計測し、金融政策変数として広義マネー・サプライとコール・レートをVARに含めてモデルを構築している⁸⁾。

構造VAR分析などによって金融政策のショックを識別しようとする際には、日銀が直接的に影響を及ぼし得る変数、したがってコール・レートなどの短期金利かベース・マネーやリザーブなどの狭義の貨幣量を金融政策変数として用いることが必要であるが、このように当該期の金融操作変数が何であったかについてのコンセンサスはなく、定量的にそれを抽出しようとする分析は管見の限りない。

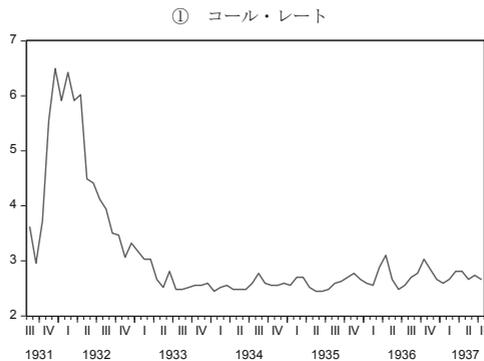
共和分検定によって金利の期間構造を金融政策変数の分析に応用した先行研究としては、1970年～1988年の米国短期国債11種（1ヶ月物から11ヶ月物）の月次データを用いて共和分検定をおこない、米国の金融政策変数がFFレートであった時代とマネー・サプライの時代（1979年12月～1982年9月）では、コモントrendに相違があることを明らかにしたHall, Anderson and Granger [1992]や⁹⁾、1984年～1991年のオーストラリアの国内金利5系列の月次・四半期データを用いて共和分検定をおこない、金利の期待仮説を検証したKarfakis and Moschos[1995]¹⁰⁾、1993年～1998年の日本円の金利19系列（無担保コール

翌日物、ユーロ円 LIBOR 1 ヶ月物～12カ月物の12系列、スワップレート 6 系列) の月次データを用いて共和分検定をおこない、金融政策変数の誘導水準の変更が市場金利に与える影響を検証した伊藤[2005]などがある¹¹⁾。本稿では、こうした先行研究に倣い、1930年代の金融政策変数について金利の期間構造の観点からアプローチし、金融政策の操作変数となりうる金利系列(公定歩合、コール・レート)と市中金利との連動関係(中長期金利のコントローラビリティ)があるかないかを共和分検定を用いて定量的に検証する。

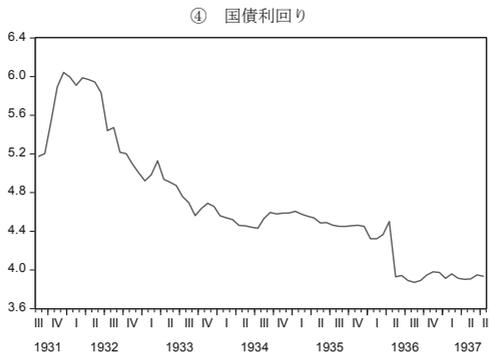
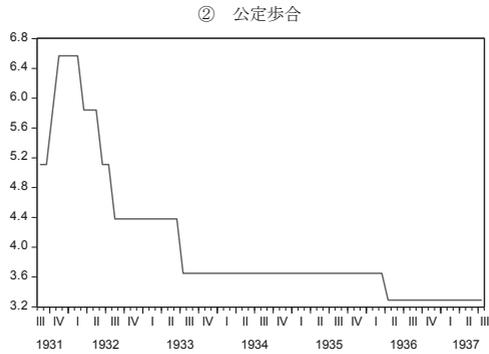
2. 分析のフレームワーク

(1) データ系列

本稿では、1930年代のイールドカーブを構成する金利変数として、当該期の月次データが得られる長短金利系列を分析に用いる¹²⁾。このデータの原系列は、①コール・レート (call)、②公定歩合 (Bank Rate)、③国債利回り (GB)、④銀行貸出金利(証書貸付)¹³⁾ (loan)、の4系列である(第1図)。4系列はいずれも1931年8月～1937年7月までの月次データである¹⁴⁾。また日歩ベースの系列については、365日ベースに換算している。コール・レートと公定歩合は短期、銀行貸出金利は中期¹⁵⁾、国債利回りは長期の金利であり、4種類のデータ



1930年代の日本における金利の期間構造（内藤）



注) ①コール・レート、②公定歩合、③証書貸付金利、④国債利回り、
の4系列はいずれも年利換算。

出典) 日本銀行調査局編『日本金融史資料 昭和編』第9巻、藤野正
三郎・五十嵐副夫『景気指数：1888～1940』他から作成。

第1図 使用データの原系列

系列からなる金利の期間構造について分析する。

(2) 単位根検定

共和分検定に先立って、まず ADF 検定 (Augmented Dickey-Fuller test) および PP 検定 (Phillips-Perron test) によって、検証に用いる各金利系列の定常性の有無について検証する。また、ADF 検定・PP 検定においては、それぞれトレンド項なし (定数項のみ)、トレンド項ありのケースに関して検定をおこなう。なお ADF 検定のラグ数の決定については、AIC (赤池情報基準) を採用する。

(3) 共和分検定

前項の単位根検定によって検証に用いる各金利系列が $I(1)$ 過程だと判定されたとき、非定常系列を扱うことが可能な共和分検定をおこなう。本稿では、共和分検定として EG 検定 (Engle-Granger test: エングル=グランジャー検定) とヨハンセン検定 (Johansen test) を用いる。EG 検定は 2 変数間の関係を検定する際に適しているので、4 系列のうちのそれぞれの 2 系列間の共和分検定をおこなう¹⁶⁾。ヨハンセン検定は 3 変数以上の変数間に存在する共和分ベクトルの本数が不明な際に適用できる尤度比検定であるため、4 系列間の共和分検定をおこなう¹⁷⁾。またヨハンセン検定の方法としては、トレース検定と最大固有値検定の 2 種を用いる。さらにヨハンセン検定で共和分ベクトルの存在が確認された場合には、同ベクトルから VECM (Vector Error Correction Model: ベクトル誤差修正モデル) を推計し、ECT (誤差修正項) の符号条件を確認する。

(4) グランジャー因果性検定

共和分検定による実証結果 (系列間の長期的関係の有無) について追加検証をするために、グランジャー因果性検定 (Granger causality test) をおこなう。

3. 実証分析

(1) 単位根検定

金利変数 call、BR、GB、loan の 4 系列に対する ADF 検定・PP 検定による単位根検定の結果は、(第 1 表) と (第 2 表) の通りである。単位根検定は、「検

第 1 表 ADF 検定 (Augmented Dickey-Fuller test)

変数	定数項のみ	ラグ	トレンド+定数項	ラグ	判定
call	-10.16 ***	8	-9.72 ***	8	I(0)
△ call	-3.69 ***	9	-3.71 **	9	
bankrate	-4.16 ***	10	-3.25 *	10	I(0)
△ bankrate	-2.30	10	-2.94	10	
GB	-0.75	1	-2.48	0	I(1)
△ GB	-7.28 ***	0	-7.24 ***	0	
loan	-0.01	5	-4.71 ***	3	I(1)
△ loan	-5.21 ***	40	-5.13 ***	4	

注) ***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。また ADF 検定のラグ次数は、AIC 基準 (最大ラグ数 10) で選択した。

第 2 表 PP 検定 (Phillips-Perron test)

変数	定数項のみ	バンド	トレンド+定数項	バンド	判定
call	-1.61	0	-2.14	1	I(1)
△ call	-7.31 ***	0	-7.28 ***	1	
bankrate	-1.35	4	-2.06	4	I(1)
△ bankrate	-7.18 ***	4	-7.12 ***	4	
GB	-0.70	2	-2.80	3	I(1)
△ GB	-7.28 ***	0	-7.24 ***	0	
loan	0.16	4	-4.88 ***	3	I(1)
△ loan	-11.52 ***	3	-11.68 ***	3	

注) ***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。また PP 検定のバンド幅は、Newey-West 推定量で決定した。

定対象の時系列が単位根を持つ（非定常過程である）」という帰無仮説を立て、それが棄却されたとき「検定対象の時系列が定常過程である」という対立仮説が採択される仮説検定である¹⁸⁾。

一系列目の call についての ADF 検定の結果をみると、まずレベルの系列においてトレンド項の有無に拘わらずそれぞれ 1% の水準で単位根を持たないという帰無仮説が棄却され、一回階差系列でもそれぞれ 1%、5% の水準で帰無仮説が棄却される定常系列 I(0) 変数であることが示された。しかし、一方 PP 検定においては、call はレベルの系列においてはトレンド項の有無に拘わらず単位根を持つという帰無仮説が棄却され、一回階差系列ではいずれも 1% の水準で帰無仮説が棄却され定常になる I(1) 変数であることが示された。つまり、2 種類の単位根検定による判定がそれぞれ異なることとなったが、本稿では、一定の留保付きながら call を I(1) 変数だと判断して分析をすすめる¹⁹⁾。

二系列目の BR のレベル系列についても、ADF 検定ではレベルの系列において定数項のみのケースで 1%、トレンド項を10含むケースでは10%の有意水準で単位根を持たない定常系列 I(0) 変数であることが示される一方、PP 検定においてはレベルの系列ではトレンド項の有無に拘わらず単位根を持つという帰無仮説が棄却され、一回階差系列ではいずれも 1% の水準で帰無仮説が棄却され定常になる I(1) 変数であることが示された。同系列も call 系列と同様に、2 種類の単位根検定による判定が異なることとなったが、PP 検定に従い BR を I(1) 変数だと判定する。

三系列目の GB は、ADF 検定・PP 検定ともにトレンド項の有無にかかわらず、レベル系列では単位根を持ち、一回階差系列では 1% の水準で帰無仮説が棄却される I(1) 変数であることが明示された。

四系列目の loan は、ADF 検定・PP 検定ともに定数項のみのケースでは、レベル系列では単位根を持ち、一回階差系列では 1% の水準で帰無仮説が棄却される I(1) 変数であった。トレンド項を含むケースではレベル系列・一回階差系列ともに 1% 水準で帰無仮説が棄却される I(0) 変数となったが、ここでも留保

付きながら loan を I(1) 変数だと判定する。

以上の単位根検定の結果より、以下では coal、BR、GB、loan の 4 変数が I(1) 変数であるとして次項の共和分検定をおこなう。

(2) 共和分検定

ここで、EG 検定をおこなう推計式は、以下の(1)~(6)の 6 式である。EG 検定では call、BR、TB、loan の 4 変数の 2 変数間各々の長期関係を見る (ε_t は誤差項)。

$$call_t = \alpha_1 + \beta_1 BR_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$call_t = \alpha_2 + \beta_2 GB_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$call_t = \alpha_3 + \beta_3 loan_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$BR_t = \alpha_4 + \beta_4 GB_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$BR_t = \alpha_5 + \beta_5 loan_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$loan_t = \alpha_6 + \beta_6 GB_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

EG 検定による共和分検定の結果は（第 3 表）の通りである。（第 3 表）が示

第 3 表 共和分検定①（Engel-Granger test）

変数	統計量	検定
(call, BR) resid	-3.17 *	I (0)
(call, GB) resid	-2.07	I (1)
(call, loan) resid	-1.81	I (1)
(BR, GB) resid	-2.26	I (1)
(BR, loan) resid	-1.61	I (1)
(loan, GB) resid	-1.73	I (1)

注) ***は 1% 水準、**は 5% 水準。*は 10% 水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。またラグ次数は AIC 基準（最大 10）で選択。臨界値は Davidson and Mackinnon [1993] の table 20.2 より。

すように、(1)式は10%有意水準で共和分関係の存在を示唆したが、その他の(2)~(6)の全ての式についてはEG検定によって、残差系列が非定常であるという帰無仮説が有意に棄却されず、I(1)系列であることが示された。したがって、EG検定ではコール・レート (call) と公定歩合 (BR) の間に長期的関係がある可能性があるが、その他の各金利系列間には、全てのケースで共和分関係が存在しないことが示された。

ヨハンセン検定による共和分検定の結果は (第4表) の通りである。ヨハンセン検定ではシステムに含まれる4系列間に何本の共和分ベクトルが存在するかをみる (最大3本)。

(第4表) が示すように、call、BR、GB、loanの4系列間では、まずトレース検定において得られた統計量94.76が、5%有意水準(47.86)で、「共和分の個数が0個である」という帰無仮説は棄却したが(対立仮説は「共和分の個数が1個以上である」)、「共和分の個数が1個である」、「共和分の個数が2個である」、「共和分の個数が3個である」という帰無仮説を棄却できなかったので、共和分ベクトルが1本のみ存在することが示唆された。また最大固有値検定に

第4表 共和分検定② (Johansen Cointegrationテスト)

(call、BR、GB、loan) トレース検定			
共和分の数 (帰無)	固有値	統計量	5%有意
0	0.667665	94.76	47.86 **
1	0.227191	23.16	29.8
2	0.082926	6.41	15.49
3	0.011911	0.78	3.84
最大固有値検定			
共和分の数 (帰無)	固有値	統計量	5%有意
0	0.667665	71.61	27.58 **
1	0.227191	16.75	21.13
2	0.082926	5.63	14.26
3	0.011911	0.78	3.84

注) **は5%水準で有意に棄却されることを示す。またVARのラグ次数1はAIC基準(最大6)で選択。共和分ベクトルとVARに定数項を含む。

第5表 共和分検定③（Johansen Cointegrationテスト）

(call, BR) トレース検定			
共和分の数（帰無）	固有値	統計量	5%有意
0	0.390126	33.70	15.49 **
1	0.023677	1.56	3.84
最大固有値検定			
共和分の数（帰無）	固有値	統計量	5%有意
0	0.390126	32.14	14.26 **
1	0.023677	1.56	3.84

注) **は5%水準で有意に棄却されることを示す。またVARのラグ次数1はAIC基準（最大6）で選択。共和分ベクトルとVARに定数項を含む。

においても、得られた統計量71.61が、5%有意水準（27.58）で、「共和分の個数が0個である」という帰無仮説を棄却し（対立仮説は「共和分の個数が1個である」）、「共和分の個数が1個である」、「共和分の個数が2個である」、「共和分の個数が3個である」という帰無仮説を棄却しなかったため、共和分ベクトルが1本のみ存在することが示された。したがって、call、BR、GB、loanの4系列間には共和分ベクトルが1本のみ存在することが明示された。

続いて、EG検定の結果も勘案して、call、BRの2系列間での共和分ベクトルの存在をヨハンセン検定を用いて検定する。（第5表）が示すように、call、BRの関係では、トレース検定において得られた統計量33.70が、5%有意水準（15.49）で、「共和分の個数が0個である」という帰無仮説は棄却した。同様に最大固有値検定においても、統計量32.14が5%有意水準（14.26）で、「共和分の個数が0個である」という帰無仮説は棄却した。よって、call、BRの2系列の間に共和分ベクトルが存在することが明らかになった。ヨハンセン検定によって存在が示唆された共和分ベクトルを、ベクトル誤差修正モデル（Vector Error Correction Model; VECM）で推計したものが(7)式で、誤差修正項（ECT）の係数が有意に符号条件を満たし、callの説明変数としてのBRの前期差にかかる係数も有意である（第6表）。

第6表 VECM

被説明変数	Δ call (-1)	Δ BR (-1)	ECT	adj-R2
Δ call	0.076 (0.65)	0.554 (2.67) ***	-0.306 (-3.59) ***	0.34
Δ BR	0.103 (1.30)	-0.001 (-0.01)	-0.137 (-2.36) **	0.09

注) 各変数の下の括弧内は t 値。***は 1%水準、**は 5%水準、*は10%水準で有意。誤差修正項ECTは、第4表で求めた共和分ベクトルからの乖離。

$$\Delta call_t = \gamma_1 + \gamma_2 \Delta call_{t-1} + \gamma_3 \Delta BR_{t-1} + \gamma_4 ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

以上2種の共和分検定により、コール・レート (call) と公定歩合 (BR) の2系列間には共和分関係が存在するが、コール・レート (call) と国債利回り (GB) 及び証書貸付金利 (loan)、公定歩合 (BR) と国債利回り (GB) 及び証書貸付金利 (loan)、国債利回り (GB) と証書貸付金利 (loan) の間には、全てのケースで共和分関係が存在しないことが実証された。

(3) グランジャー因果性検定

共和分検定による各系列間の関係についての検定結果の頑健性を検証するためにおこなった、call、BR、GB、loanの4変数間についてのグランジャー因果性検定の結果が(第7表)である。検定に用いられる(8)式は、「モデルに含まれる個々の2変数間にグレンジャー因果性が無い」という帰無仮説を棄却できるか否か(対立仮説は「グレンジャー因果性がある」)を示している²⁰⁾。検定の結果からは、BRからcallへラグ3(3ヶ月)のケースで1%、ラグ6のケースで5%、ラグ9のケースで10%の有意性で、callからはBRへはラグ6のケースで10%、ラグ9のケースで5%の有意性で、それぞれグレンジャー因果性が存在することが示唆された。この検定結果は、BRとcallの系列がそれぞれの過去の値でどの程度説明できるかという相互の影響を示しており、BRとcallの間に長期的な均衡関係が存在するという共和分検定の結果を支持するものである²¹⁾。

第7表 グレンジャー因果性テスト

帰無仮説	F 値 (ラグ3)	F 値 (ラグ6)	F 値 (ラグ9)
call ⇒ BR	0.8118	2.6219 *	4.0145 **
BR ⇒ call	10.7621 ***	4.9564 **	2.6576 *
call ⇒ loan	3.2331 *	1.9580	0.9139
loan ⇒ call	0.8970	0.2946	1.1034
call ⇒ GB	1.1063	1.0626	0.7198
GB ⇒ call	2.3206 *	1.1626	2.3335 *
BR ⇒ loan	3.5812 *	1.3439	0.7816
loan ⇒ BR	4.2228 **	2.6522 *	1.4753
BR ⇒ GB	14.4647 ***	4.2865 **	2.6260 *
GB ⇒ BR	3.1763 *	1.6240	1.4973
loan ⇒ GB	1.0901	0.7610	0.4617
GB ⇒ loan	3.7541 *	1.0687	0.8184

注) *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準で帰無仮説が棄却されることを示す。ラグ次数は3と6と9。

$$call_t = x_0 + \lambda t + \sum_{i=1}^{p+1} \delta_i call_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \eta_i BR_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$H_0 : \eta_1 = \eta_2 = \dots = \eta_p = 0$$

$$H_1 : \eta_i \neq 0$$

4. まとめ

(1) 結論

本稿では、1930年代の日本における金利の期間構造を定量的に分析し、金融政策の操作変数である可能性のある短期金利から中長期金利への影響をみるために、コール・レート（call）、公定歩合（BR）、国債利回り（GB）、証書貸付金利（loan）の4系列の金利変数を用いて共和分検定をおこなった。

まず、ADF検定によって、call、BR系列については、レベルでは単位根をも

つという帰無仮説が棄却されたものの、PP 検定における定数項のみのケースとトレンド付きのケース全ての総合的な検定結果から call、BR の 2 系列は $I(1)$ 変数であると判定された。続いて GB 系列は全ての検定でレベル系列では非定常過程、一回階差系列では定常過程であり $I(1)$ 過程、また loan 系列は定数項のみのケースではレベル系列では非定常過程、一回階差系列では定常過程であったことからまた $I(1)$ 過程だと判定された。以上、本稿では単位根検定した 4 系列全てを $I(1)$ 変数だと判定した。

以上の単位根検定を前提として、4 系列のうちのそれぞれ 2 系列間の長期均衡関係を検証する 6 つの式に関する共和分検定 (EG 検定) をおこなった。その結果、call、BR 系列の 2 変数間のみ共和分の存在が示唆された。続いて 4 系列間の長期均衡関係を検証する共和分検定 (ヨハンセン検定) をおこなった。その結果、最大固有値検定・トレース検定のいずれにおいても、共和分ベクトルが 1 本のみ存在することが示唆された。また EG 検定の結果も踏まえて、call、BR の 2 系列間のヨハンセン検定もおこない、検出された共和分ベクトルから VECM を推計したが、推計結果から ECT 項が有意にマイナスを示していたため、ここでも call、BR の 2 系列間に長期均衡関係があることが確認された。なお、追加的におこなったグランジャー因果性検定によっても、BR から call への影響が (ラグ 6 以上では 2 系列が互いに影響を与えあっていたこと) が確認された。

以上の共和分検定の結果から、コール・レート (call)、公定歩合 (BR)、国債利回り (GB)、証書貸付金利 (loan) の 4 種の金利系列間においては、call、BR の 2 系列間のみ長期均衡関係が存在するが、その他の系列間には共和分関係が存在しないことが実証された。

(2) まとめと課題

本稿の実証分析によって、①金利の期間構造から観測すると、公定歩合及びコール・レートは中長期金利に影響を与えていなかったこと、②1930年代のコ

ール・レートは公定歩合に連動していたこと、が明らかになった。まず①の実証結果は、当該期の日銀が金融操作変数として公定歩合やコール・レートなどの金利変数ではなくベース・マネーやリザーブなどの量的指標を重視していた可能性を示唆している。このことは、当該期の公定歩合変更は市中金利の低下に直接繋がらず、公開市場操作による国債購入自体が低金利政策の主要な手段となっていたとする、日本銀行調査局特別調査室[1948]などの主張とも合致する²²⁾。また、実証分析にあたって金融政策変数として量的指標を仮定したCha[2003]や梅田[2006]ら先行研究の選択を支持するものでもある。次に②については、基本的に公定歩合の方がコール・レートよりも常に高めで推移していることも併せて考えると（第1図）²³⁾、当該期の公定歩合がコール・レート変動の上限を画す、2001年3月以降のロンバート貸付制度（補完貸付制度）に近い性格をもっていた可能性も考えられる。

最後に本稿の課題について。まず、本稿が明らかにしたのは当該期日銀の操作変数としての可能性がある短期金利系列と市中金利系列の間に、長期的均衡関係がないということのみである。その意味で、日銀の操作変数が量的指標であったかどうかについては当該期の量的指標のデータを用いた分析が、短期金利系列の変動が名目金利でなく実質金利に影響を与えていた可能性については期待インフレ率を分析対象とする別種の考察が、それぞれ必要になろう²⁴⁾。次に、利用可能な1930年代のデータが少ないという制約から生じる、分析対象とした金利系列自体の問題がある。本稿が検証に用いた銀行貸出金利（証書貸付金利）は、リスクプレミアムを内包した系列であるという鎮目[2009]の指摘もあり、当該期の市中金利を正確に反映していない可能性がある²⁵⁾。また、本稿では4系列の金利データを用いて金利の期間構造全体を検証したが、先行研究のHall, Anderson and Granger[1992]（11系列）や伊藤[2005]（19系列）などのように、残存期間の異なる単一種類の債券利回りを含む金利系列を分析対象とする方が精密な分析ができると考えられる。以上の点については、今後の検討課題としたい。

〈参考文献〉

- 飯田泰之・岡田靖 [2004] 「昭和恐慌と予想インフレ率の推計」岩田規久男編『昭和恐慌の研究』東洋経済新報社。
- 伊藤隆康 [2005] 『長期金利と中央銀行—日本における金利の期間構造—』日本評論社。
- 井手英策 [2001] 「新規国債の日銀引受発行制度をめぐる日本銀行・大蔵省の政策思想—管理通貨制度への移行期における新たな政策体系—」『金融研究』、第20巻第3号、日本銀行金融研究所。
- 岩田一政・日本経済研究センター編 [2014] 『量的・質的金融緩和—政策の効果とリスクを検証する—』日本経済新聞出版社。
- 植月貢 [2002] 『短期金融市場入門』東洋経済新報社。
- 梅田雅信 [2006] 「1930年代前半における日本のデフレ脱却の背景：為替レート政策、金融政策、財政政策」『金融研究』第25巻第1号、日本銀行金融研究所。
- 佐藤綾野・中澤正彦・原田泰 [2007] 「昭和恐慌期の財政政策と金融政策はどちらが重要だったか？」『ESRIディスカッション・ペーパーシリーズ』No.176、内閣府経済社会総合研究所。
- 鎮日雅人 [2009] 『世界恐慌と経済政策—「開放小国」日本の経験と現代—』日本経済新聞出版社。
- 内藤友紀 [2010] 「1930年代の日本におけるフィッシャー効果について—共和分検定による実証分析—」『経済論集』第60巻第2、3号、関西大学経済学会。
- 中澤正彦・原田泰 [2004] 「なぜデフレが終わったのか：財政政策か、金融政策か」(岩田規久男編『昭和恐慌の研究』第8章 東洋経済新報社)。
- 日本銀行調査局特別調査室 [1948] 『満洲事変以後の財政金融史』。
- 日本銀行調査局編 [1964] 『日本金融史資料 昭和編』第9巻、大蔵省印刷局。
- 日本銀行調査局編 [1978] 『日本金融史資料 昭和続編』第11巻、大蔵省印刷局。
- 藤野正三郎・五十嵐副夫『景気指数：1888～1940』一橋大学経済研究所日本経済統計センター、1973年。
- 松浦克己、C・マッケンジー [2012] 『Eviewsによる計量経済分析(第2版)』東洋経済新報社。
- 三菱経済研究所編 [1936-38] 『本邦財界情勢』財団法人三菱経済研究所、第89号(昭和11年1月)～第118号(昭和13年6月)。
- 蓑谷千風彦 [2003] 『計量経済学(第2版)』多賀出版。
- Cha, Myung Soo. 2003, "Did Takahashi Korekiyo Rescue Japan from the Great Depression?," *Journal of Economic History*, vol.63, No.1, 2003

- Davidson, R. and J Mackinnon. 1993, *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, New York.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger. 1987, “Co-Integration and Error Correction: Representation, and Testing,” *Econometrica*, Vol.55, pp.251-276.
- Fischer, Irving. 1933, “The Debt-Deflation Theory of Great Depressions.” *Econometrica*, No.1, (October), pp.337-357.
- Hall, A. D., H. M. Anderson and C. W. J. Granger. 1992, “A Cointegration Analysis of Treasury Bill Yields,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.74, pp.116-126.
- Hicks, J. R. 1946, *Value and capital*, 2nd eds., Oxford University Press, London.
- Johansen, S. 1988, “Statistical Analysis of Cointegrated Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, pp.231-254.
- Karfakis, C. and D. M. Moschos. 1995, “The Information Content of the Yield Curve in Australia,” *Journal of Macroeconomics*, Vol.17, pp.93-119.
- Mackinnon, J. 1991, “Critical Values for Cointegration Tests”, Engle, R. F and C. W. J. Granger ed, *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, New York.
- Mishkin F. S. 1981, “The Real Interest Rate: An Empirical Investigation”, in K. Brunner and Allan H. Meltzer, ed., *The Cost and Consequences of Inflation, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.15, pp.151-200.
- Sims, Christopher A. 1980, *Macroeconomics and Reality*, *Econometrica*, vol.48, No.1, 19.

注

- 1) 植月[2002]他。
- 2) 量的・質的金融緩和（Quantitative Qualitative Easing: QQE）などを中心とするいわゆる「非伝統的」金融政策のスキームと政策効果の分析については、岩田・日本経済研究センター編[2014]など。
- 3) 売りオペレーションによる金融調節が開始されたのは1932年以降である。ただし、公開市場操作は1916～17年の金融緩慢期、1927年の金融恐慌後における遊資処理においても一時的には用いられている。日本銀行調査局特別調査室[1948]、p55。
- 4) 井手[2001]、pp.197-198他。
- 5) Cha[2003]は、世界生産と財政政策が生産指数に影響を与え、金融政策は実体経済にほとんど影響を与えなかったと結論付けている。
- 6) 梅田[2006]は、1930年代の物価変動の主要因は、金融財政政策ではなく為替レートと海外物価であったとしている。

- 7) 中澤・原田[2004]は、財政・金融政策は生産には概ね影響を与えなかったが、金融政策は物価には有意に影響を与えたとしている。
- 8) 佐藤・中澤・原田[2007]は、財政政策は物価・生産に寄与しなかったが、金融政策は物価・生産の上昇要因となったとしている。
- 9) Hall, Anderson and Granger[1992]では、マネー・サプライが金融操作変数であった時代には、金融政策は4カ月物金利でさえ影響を与えなかったことを明らかにしている。
- 10) Karfakis and Moschos[1995]では、グランジャー因果性検定も併せておこない、RBA(オーストラリア準備銀行)が金融操作変数としている翌日物キャッシュレートが、長期金利に影響を及ぼしていることも明らかにしている。
- 11) 伊藤[2005]は、期間構造全体の共和分分析だけではなく、イールドカーブの長い方から1変量ずつデータを減らして分析し、コモントレンドが1つになる範囲を確認している。その結果、日銀が日銀が政策金利として変動させる無担保コール翌日物が、2年物金利までの範囲において十分に影響を与えていると結論付けている(伊藤[2005]第2章)。
- 12) 本稿で使用する各データの出所は以下の通りである。
 - ① コール・レート (call)……日本銀行調査局編[1964]・[1978]。
 - ② 公定歩合 (Bank Rate)……日本銀行調査局編[1964]・[1978]。
 - ③ 国債利回り (GB)……三菱経済研究所編[1936]～[1938]
 - ④ 銀行貸出金利 (証書貸付) (loan)……藤野・五十嵐[1973]
- 13) 同系列を分析に用いた飯田・岡田[2004]に対して、当該期の証書貸付金利は高水準のリスクプレミアムが附加されたものであり、実証分析の検証にあたっては留意が必要だとする批判があるが(鎮目[2009])、利用可能なデータの制約上、本稿でも同データ系列を用いている。
- 14) 本稿の分析期間を1931年8月～1937年7月としたのは、前者がイギリスが金本位制を離脱し、満州事変が勃発した1931年9月の前月であり、後者は盧溝橋事件勃発月(日中戦争の開始)であるためである。
- 15) 当該期の証書貸付金利は、主に1年超～数年以内の銀行貸付に適用された利率である(藤野[1994]; 飯田・岡田[2004])。
- 16) Engle and Granger[1987]。
- 17) Johansen[1988]。
- 18) ここでいう時系列における定常性とは、データの平均と分散および自己共分散が近似的に時間差のみによって定まることである。単位根の概念、および ADF 検定・PP 検定などの単位根検定については、糞谷[2003]、p.376-429、松浦・マッケンジー[2012]、p.263-285などに詳しい。

1930年代の日本における金利の期間構造（内藤）

- 19) call に関しては、内藤[2010]においてほぼ同様の期間（1931年12月～1937年7月。ただしラグをとるため1931年8月からのデータ使用）について単位根検定をした結果、 $I(0)$ 変数という判定となった。当該期のコール・レートの定常性については、1931年12月の金本位制離脱によってレートが大きくジャンプするため注意が必要である。
- 20) (8)式は call と BR の 2 変数間についての関係式。対立仮説はいずれかの BR の係数が 0 では無いことを示している。同式は伊藤[2005]に倣った。
- 21) ただし同検定では、共和分関係が観られなかった公定歩合（BR）から国債利回り（GB）へのグランジャー因果性も検出されている（第7表）。
- 22) 日本銀行調査局特別調査室[1948]、第2章第3節他。
- 23) コール・レートが公定歩合を上回ったのは、1932年3月（5.913%-5.840%）と1932年4月（6.0225%-5.840%）の2期のみである。
- 24) 当該期の期待インフレ率とフィッシャー効果についての分析は内藤[2010]など。
- 25) 注11を参照のこと。

