

## 論 文

## 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—

内 藤 友 紀

## 要 旨

本稿では、1930年代の日本においてフィッシャー仮説が成立しているか否かについて、コール・レート：call、銀行貸付金利（証書貸付）：loan、長期国債利回り：TB、東京小売物価指数：RPI（ $t$ ）、卸売物価指数：WPI（ $t$ ）の5変数を用いて共和分検定によって検証した。まず、単位根検定の結果から、callについてはレベル系列で定常過程にあるI（0）変数であること、その他のloan、TB、RPI（ $t$ ）、WPI（ $t$ ）の4変数がI（1）変数であることがわかった。この検定結果を踏まえて、期待インフレ率と名目利子率との間の長期均衡関係を表す4つの式に関する共和分検定をおこなったところ、いずれも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）系列であることが検証された。以上の検証から、1930年代日本においては期待インフレ率と名目利子率との間に長期的関係が存在せず、フィッシャー仮説が成立していなかったことが実証された。

キーワード：フィッシャー効果；期待インフレ率；名目利子率；共和分検定

経済学文献季報分類番号：02-27；04-23；12-15

## 目次

第1節	はじめに
第2節	データ
第3節	分析のフレームワーク
第4節	実証分析
第5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フィッシャー仮説の妥当性について、当該期の時

系列データを利用して定量的に検証することである。より具体的には、1930年代の日本における物価インデックスと金利データを用いた共和分検定をおこなうことにより、両系列間に安定した長期関係が存在したか否かを検証し、当該期にフィッシャー効果が観察されるか否かを実証する。

本稿の構成は以下の通りである。まず第1節では、フィッシャー効果について説明した後に、本稿が対象とする1930年代の時代背景と先行研究を概観する。第2節では、分析に使用するデータについて説明する。第3節では、本稿の分析の枠組みを概説する。第4節では、第3節の枠組みに従って実証分析をおこなう。第5節では実証分析の結果をまとめる。

## (2) フィッシャー効果とは<sup>1)</sup>

I. フィッシャーの利子決定理論によれば、一般的に名目利子率  $i$ 、実質利子率  $r$ 、インフレーション率  $\pi$  の間には、

$$r = i - \pi$$

という関係があるとされる。つまり、名目利子率を所与とすると、インフレーション（以下インフレ）率が高くなるほど実質利子率は低くなるのがわかる<sup>2)</sup>。実質利子率が低下すれば消費や投資は増加するので、名目利子率が一定であるという仮定のもとでは、インフレ政策は有効需要を高める効果を持つ。しかし、実際には、インフレ率と名目利子率は独立ではなく、名目利子率はある時点  $t$  で決定されるのに対して、インフレ率は時点  $t$  から  $t + 1$  にかけて事後的に決定する（ $t$  時点においてはインフレ率は決まっていない）。したがって、これを期待インフレ率（expected rate of inflation）（ $E(\pi)$ ）で置き換えたものが、

$$i = r + E(\pi)$$

となる。これがフィッシャー方程式（Fisher equation）で、実質利子率の事後的な定義式ではなく、名目利子率と実質利子率との間の均衡式となる。本稿が検証するフィッシャー効果（Fisher effect）とは、このとき期待インフレ率が名目利子率に反映されるチャンネルのことである。

以上のことから、フィッシャー効果が存在する経済においては、インフレが名目利子率に

1) この項のフィッシャー効果の説明は、大村・浅子・池尾・須田 [2004] によった。

2) フィッシャー [1980]。

1体1の関係で影響を与えることになり、インフレ政策（またはリフレ政策）は実質利子率に影響を与えないことになる。

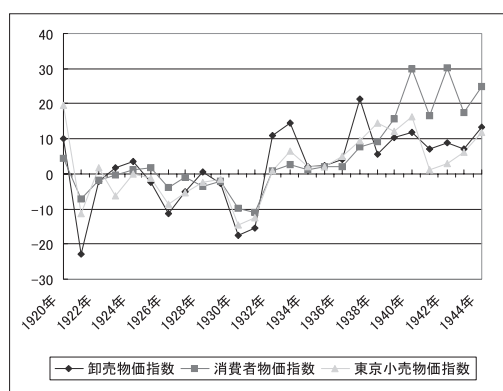
### (3) 時代的背景

2001年3月に決定された日本銀行の「量的緩和政策」は、日銀当座預金残高を増加させること（＝ハイパワード・マネーの供給）によって1990年代末から続くデフレーション（以下デフレ）の克服を目指すものであったが、当座預金残高目標は当初の5兆円から2004年1月には30～35兆円にまで累次引上げられながらも、物価上昇（消費者物価指数）の前年比が安定的にゼロ以上と判断されるまでに5年を要した<sup>3)</sup>。こうした量的緩和政策によるデフレ克服の困難さの背景には、日本では1990年代末以降に、マネー・サプライの増加がインフレ率の変動にあまり影響を与えなかったことがあると考えられる<sup>4)</sup>。

第二次世界大戦後、日本を含む先進諸国ではデフレをほとんど経験してこなかったが、現代日本のようなデフレ克服を目指す金融政策に類似した歴史的事例としては、1920年代からのデフレを克服した1930年代の高橋財政期の金融政策が挙げられる<sup>5)</sup>。1930年代の日本は、金本位制からの離脱と日本銀行による新規発行国債直接引受による金融緩和によって、デフレを克服することに成功した（第1図）。このようにデフレの克服に成功した1930年代の日本においては、金融政策によって期待インフレ率を上昇させていた可能性がある。

金融政策の遂行にあたっては、金利の期間構造（ターム・ストラクチャー）がその波及経路として基礎的な前提である。したがって、金利期間構造の変動要因であるインフレ率を分析することが重要であり、その構造を説明する一つの可能性であるフィッシャー仮説の妥当性を検

第1図 1920～40年代日本のインフレ率



注) 各系列は、いずれも年率換算である。また図には含まれていない1945年には、卸売物価指数、消費者物価指数、東京小売物価指数のインフレ率はそれぞれ51.1%、224.3%、47.0%、さらに1946年には、464.4%、389.2%、613.8%と非常に高率になっている。

出典) 日本銀行『日本銀行百年史』第3巻436～437ページのデータから作成

3) 白川 [2008]、p344-47。

4) 細野・杉原・三平 [2001]；宮尾 [2006]；木村・藤田 [1999]。

5) ここで言う「高橋財政期」とは、1931年12月13日に高橋是清が犬養毅内閣の大蔵大臣に就任してから、1936年2月26日のいわゆる2.26事件によって死亡するまでの期間を指す。厳密には、この間1934年7月8日から同年11月26日の間に藤井真信蔵相（岡田啓介内閣）を挟んでいる。

証することは、デフレ克服の成功事例である1930年代と現代日本の金融政策やデフレ状況(マクロ経済状況)との比較において、有益な情報を獲得することに繋がり得ると考えられる。

#### (4) 先行研究

1930年代の日本におけるフィッシャー効果と期待インフレ率について考察している先行研究を概観する。

まず、岡田・安達・岩田[2002]は、金本位制離脱と日本銀行の新規発行赤字国債直接引受という二つの政策変化が物価変動予想に影響を与えたとする「2段階レジーム論」(=1930年代前半期には、日本は金融政策によって期待インフレ率を上昇させた)を展開している<sup>6)</sup>。また、バーナンキ[2004]は、リフレ政策の成功を指摘した上で、不完全雇用などのデフレギャップがあったため、1930年代には日本・アメリカともに、「フィッシャー方程式において予想インフレ率(=期待インフレ率)の上昇分だけ名目金利は」上昇しなかったとしている<sup>7)</sup>。これに対して富田[2006]は、1930年代日本では「フィッシャー効果の発現が抑制された」のは、デフレギャップがあったからではなく、資本逃避防止法、外国為替管理法などによる「金融鎖国」と国債市場の統制によってであるとする<sup>8)</sup>。これらの先行研究では、その原因について対立があるものの、1930年代後半期にはフィッシャー効果が限定的だったことについては概ねコンセンサスがある。ただし、いずれもギブソン・パラドックスが成立していないことを図表・数値等で確認するような、記述的な論証に止まっている<sup>9)</sup>。

一方、当該期のデータを用いた定量的な検証としては、飯田・岡田[2004]が、岡田・安達・岩田[2002]と同様な「2段階レジーム論」の立場から、Mishkin[1981]の金利モデルを用いたOLS(Ordinary Least Square)とSUR(Seemingly Unrelated Regression)によって期待インフレ率の推計をおこない、1931年9～11月・1932年4月の2回に渡って「インフレ予想がジャンプ」したことを検証している<sup>10)</sup>。これに対して鎮目[2009]は、期間ごとに分割したイールド・カーブ分析や金利の主成分分析によって、1932年には期待インフレ率が低下していたことを明らかにし、飯田・岡田[2004]の推計を批判している<sup>11)</sup>。しかし、

6) 岡田・安達・岩田[2002]、pp171-193。

7) バーナンキ[2004]、p 188-189。

8) 富田[2006]、p 430-432。

9) ギブソン・パラドックスとは、利子率と物価水準の間に見られる正の相関のこと。ギブソン・パラドックスについては、浅子・村[1991]などを参照のこと。

10) 飯田・岡田[2004]、p 195-215。同様に安達[2006]は、飯田・岡田[2004]の検証結果を用いて、1930年代のデフレ克服を、レジーム転換による「期待インフレ率の反転」という観点から説明している。

11) 鎮目[2009]、p 113-132。

これらの研究はイールド・カーブ上のいくつかの時点（転換点）における分析であることや、フィッシャー仮説自体よりも期待インフレ率の計測に重きが置かれていることから、本稿の目的とは分析目的が異なると言える。

このように、期待インフレ率自体やフィッシャー効果の有無（大小）について言及している先行研究は多いが、1930年代の日本においてフィッシャー仮説が成立していたか否か自体について、当該期の時系列データを用いて定量的に検証した先行研究は管見の限りない。

## 2. データ<sup>12)</sup>

### (1) 期待インフレ率

フィッシャー効果を考察する際に重要なのが、期待インフレ率の捉え方である。先行研究では、Mishkin [1981] や、それに基づいた飯田・岡田 [2004] のように期待インフレ率自体を推計するものがある。しかし、フィッシャー効果を分析する場合、期待インフレ率の推計とフィッシャー仮説の検証という異なった分析内容を同時におこなうことになり、分析結果は未だコンセンサスがないインフレ期待形成に関する仮説の妥当性に依存することになる<sup>13)</sup>。

したがって、本稿では期待インフレ率を推計するのではなく、1990年代について同様の検証をおこなっている伊藤 [2005]、佐竹 [2007] などの研究に倣い、非定常な I (1) 変数であることを検定した上で、当該期のインフレ率  $\pi_t$  をそのまま期待インフレ率  $E(\pi_{t+j})$  として使用する<sup>14)</sup>。つまり、

$$E(\pi_{t+j}) = \pi_t$$

を仮定して分析する。これは、 $t$ 期の情報に基づく  $j$ 期先 ( $j = 1, 2, 3 \dots$ ) のインフレ

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 卸売物価指数 (WPI) …藤野・五十嵐 [1973]
- ② 東京小売物価指数 (RPI) …日本銀行調査局編 [1964]・[1978]。
- ③ コール・レート (call) …日本銀行調査局編 [1964]・[1978]。
- ④ 銀行貸出金利 (証書貸付) (loan) …藤野・五十嵐 [1973]
- ⑤ 長期国債利回り (TB) …三菱経済研究所編 [1936] ~ [1938]

13) インフレ期待形成については、主にフィリップス型とNAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) 型の2つがある。前者はインフレ率は平均的に一定の値をとる期待形成が前提であるとし、後者は毎期ごとに前期のインフレ率実現値に合わせて期待インフレ値を修正し、インフレ率は単位根をもつランダムウォークになるとする (清水 [1978]；伊藤 [1978])。

14) 飯田・岡田 [2004]、pp195-199；伊藤 [2005]、p 59；佐竹 [2007]、pp179-181。

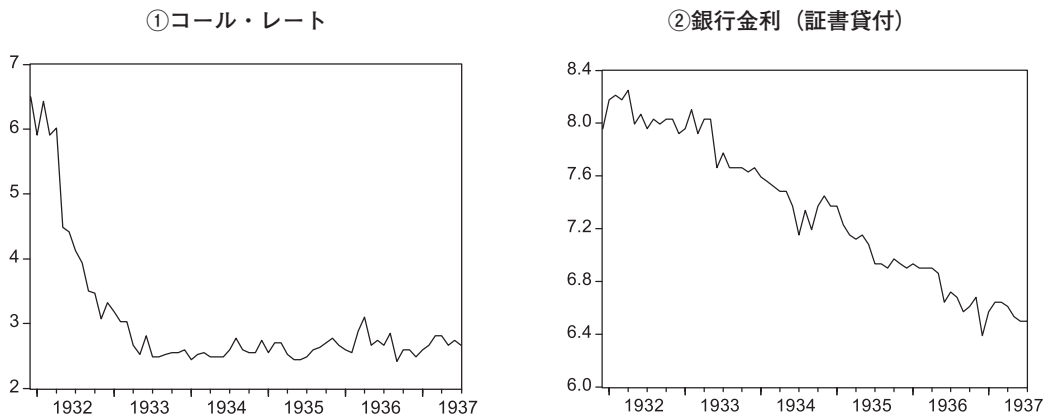
率の期待値である  $E(\pi_{t+j})$  がランダムウォーク (random walk) であれば、 $\pi_{t+1} = \pi_t + \varepsilon_{t+1}$  ( $\varepsilon_{t+1}$  はインフレ率のイノベーション) となる、すなわち、実現されたインフレ率が I(1) 変数であれば、そのイノベーションが将来のインフレ率の変化に影響を与えることを意味する<sup>15)</sup>。

このとき、分析に用いるデータの原系列は、①卸売物価指数 (WPI)、②東京小売物価指数 (RPI) の2系列であるが、分析にあたっては原系列の前年同月比である、WPI (t)、RPI (t) を用いる。2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<sup>16)</sup>。

## (2) 名目利子率

名目利子率として、1930年代の月次データが得られる長短金利データを用いる。このデータの原系列は、①コール・レート (call)、②銀行貸出金利 (証書貸付)<sup>17)</sup> (loan)、③長期国債利回り (TB)、の3系列である (第2図)。3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。コール・レートは超短期、銀行貸出金利は中期<sup>18)</sup>、長期国債利回りは長期の金利であり、3種類のデータからなる金利の期間構造全体を用いてフィッシャー仮説の成立を検証する。

第2図 使用変数の原系列



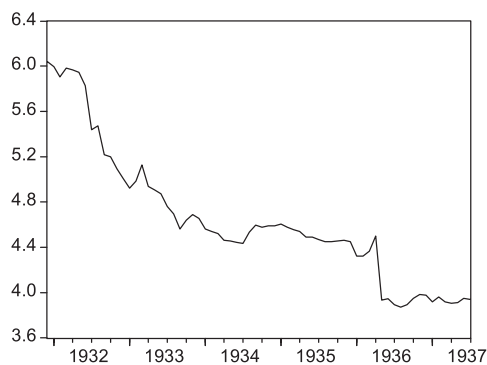
15) 伊藤 [2005]、p.59。

16) 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。

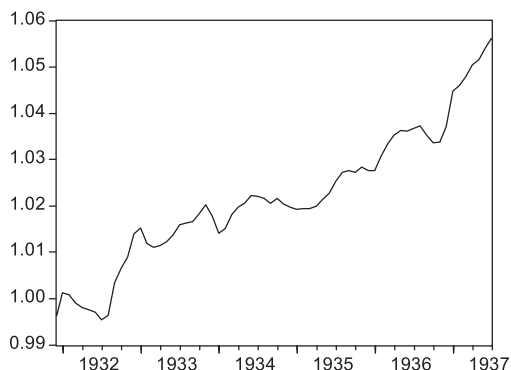
17) 同系列を分析に用いた飯田・岡田 [2004] に対して、当該期の証書貸付金利は高水準のリスクプレミアムが附加されたものであり、実証分析の検証にあたっては留意が必要だとする批判があるが (鎮目 [2009])、利用可能なデータの制約上、本稿でも同データ系列を用いている。

18) 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])。

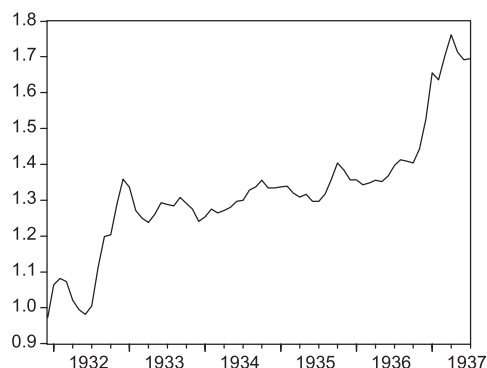
③国債利回り



④小売物価指数



⑤卸売物価指数



注) ①コール・レート、②証書貸付金利、③国債利回り、の3系列は年利換算。④小売物価指数、⑤卸売物価指数は1931年8月=1としたもの。

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。

### 3. 分析のフレームワーク

#### (1) 単位根検定

コール・レートと証書貸付金利、コール・レートと国債利回りなどの各系列は、それぞれのグラフを直感的に比較してみると相関しているようにも見える(第2図)。しかし、単位根(unit root)を持つ非定常なデータを用いた分析では「みせかけの相関」である場合があり、このようなデータを用いて推計しても、通常の計量分析が利用している回帰パラメーターに関するt検定を用いた統計的推計自体が全く意味のないものになってしまうことがわかっている<sup>19)</sup>。つまり、非定常過程にある系列の経済変数を用いた推計では、仮に回帰分析の決定係数が高かったとしても両変数の間に経済学的な関係があるという結論は導けなくなるため、時系列分析においては各変数の単位根検定が不可欠の手順となっている<sup>20)</sup>。

19) 単位根とは、自己回帰式の定常性の条件を決定する固有方程式の根が1であることである。

20) 養谷[2003]、p.247。

本稿では、まず ADF 検定 (Augmented Dickey-Fuller test) および PP 検定 (Phillips-Perron test) によって、検証に用いる各系列 (コール・レート: call、銀行貸付金利 (証書貸付): loan、長期国債利回り: TB、東京小売物価指数: RPI (t)、卸売物価指数: WPI (t)) の定常・非定常性について検証する<sup>21)</sup>。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。また、ADF 検定・PP 検定の詳細については本稿では触れないが、ここではいずれも、「検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<sup>22)</sup>。

既述のように、本稿ではインフレ率  $\pi_t$  をそのまま期待インフレ率  $E(\pi_{t+j})$  として使用するため ( $E(\pi_{t+j}) = \pi_t$ )、 $t$  期の情報に基づく  $j$  期先 ( $j = 1, 2, 3 \dots$ ) のインフレ率の期待値である  $E(\pi_{t+j})$  がランダムウォークであることが前提となっている<sup>23)</sup>。したがって、 $\pi_{t+1} = \pi_t + \varepsilon_{t+1}$  ( $\varepsilon_{t+1}$  はインフレ率のイノベーション) という期待インフレ率の仮定が成り立つためには RPI (t) と WPI (t) は単位根をもつことが必要である。

## (2) 共和分検定

各変数に対する単位根検定によって、当該変数がレベル系列では非定常 (単位根を持つ)、1 回階差系列では定常過程にある I (1) 変数だということが確認できたとき、両変数間の関係を調べるために共和分検定を用いることが出来る。両変数が共和分関係にあるとは、両変数系列が I (1) 変数であるとき、両者の線型結合も I (1) 変数になることが多いが、その線型関係が階差をとらずに定常である I (0) 変数になる場合のことである。このとき、両変数は長期均衡関係にあるといえる。本稿では、2 変数間の検定であることから、共和分検定にはエンゲル＝グランジャー検定 (Engle-Granger test, ADF test for Cointegration) を用いる。

本稿が検証するフィッシャー仮説が成立するとき、名目利子率  $i_t$  と期待インフレ率  $E(\pi_{t+j})$  の関係は、

21) 非定常系列には、単位根系列と発散系列があるが、経済変数としては発散系列は考えにくいので、ここでは定常性の検定として単位根検定をおこなう。

22) 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、養谷 [2003]、p 376-429、松浦・マッケンジー [2001]、p 229-261 に詳しい。

23) ランダムウォーク (酔歩) とは、

$$y_t = y_{t-1} + u_t \quad u_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$$

すなわち、 $y_t$  が前期の値とホワイトノイズな誤差に依存する系列のことである (松浦・マッケンジー [2001]、p 230-231)。



$$i_t = \alpha + \beta E(\pi_{t+j}) + u_t \quad (1)$$

である ( $E(\pi_{t+j})$  は  $t$  期の情報を基にした  $j$  期後のインフレ率の期待値) <sup>24)</sup>。

したがって、(1) 式を OLS によって推計して誤差項  $u_t$  を求め、その残差系列 (residual) に ADF 検定をおこなう。すなわち、この残差系列が単位根を持つか否かを確認することで、前述のように期待インフレ率と名目利子率の間に長期均衡関係にあるか否か (= フィッシャー効果働いているか) を検証することが出来る <sup>25)</sup>。

#### 4. 実証分析

##### (1) 単位根検定

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。(第1表)・(第2表) では、call、loan、TB、RPI(t)、WPI(t) の5変数についてのレベル及び1回階差系列について、トレンド項と定数項を含むケース、定数項のみ含むケースの検定結果を記載している。

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

変数	ドリフト項	ラグ	トレンド+ドリフト項	ラグ	判定
call	-4.32 ***	1	-3.32 *	3	I(0)
$\Delta$ call	-10.54 ***	1	-11.65 ***	5	
loan	-0.15	9	-4.07 **	3	I(1)
$\Delta$ loan	-4.38 ***	9	-4.29 ***	9	
TB	-2.27	0	-2.31	0	I(1)
$\Delta$ TB	-9.04 ***	0	-9.30 ***	1	
RPI(t)	-3.03 *	1	-2.98	1	I(1)
$\Delta$ RPI(t)	-7.08 ***	3	-7.11 ***	1	
WPI(t)	-3.07 *	1	-2.86	1	I(1)
$\Delta$ WPI(t)	-4.82 ***	0	-5.65 ***	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ADF検定のラグ次数は、AIC基準 (最大ラグ数10) で選択した。

24) フィッシャー方程式の定式化については、伊藤[2005]、長原[2007]などに従った。

25) ただし、厳密な意味でフィッシャー仮説が成立するためには、期待インフレ率に等しい分だけ名目利子率に変化するか否かが問題となるため、共和分ベクトルが (1, -1) でなければならない (伊藤[2005]、p57)。したがって、期待インフレ率と名目利子率が共和分の関係にあるとき、追加的に Dynamic OLSなどで (1) 式の  $\beta = 1$  が棄却できるか否かを検証する必要があるが、後述のように本稿の分析結果は2変数間に共和分関係が存在することを棄却したため、この検証はおこなっていない。

第2表 P P検定 (Phillips-Perron test)

変数	ドリフト項	ラグ	トレンド+ドリフト項	ラグ	判定
call	-14.01 ***	6	-3.32 ***	6	I(0)
$\Delta$ call	-10.18 ***	3	-11.65 ***	7	
loan	-0.13	4	-4.07 **	4	I(1)
$\Delta$ loan	-13.12 ***	2	-4.29 ***	1	
TB	-2.41	4	-2.31	2	I(1)
$\Delta$ TB	-9.04 ***	1	-9.30 ***	2	
RPI(t)	-2.92 *	2	-2.98	2	I(1)
$\Delta$ RPI(t)	-4.91 ***	5	-7.11 ***	11	
WPI(t)	-1.80	1	-2.86	1	I(1)
$\Delta$ WPI(t)	-4.61 ***	12	-5.65 ***	10	

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検定のラグ次数は、Newey-West推定量で決定した。

まず、call についての ADF 検定の結果をみると、トレンド項の有無に拘わらず帰無仮説は棄却され、単位根をもたないことが示された。また、PP 検定においてもほぼ同様の検定結果が示されたため、call は定常過程にある I(0) 変数だと考えられる。

次に loan のレベル系列について見てみると、ADF 検定・PP 検定ともにドリフト項のみのケースでは帰無仮説が棄却されなかったが、トレンド付きのケースでは 5% の有意水準で帰無仮説が棄却された。また 1 回階差系列についての検定結果をみると、いずれも 1% の有意水準で帰無仮説が棄却され定常過程であることが示された。したがって、単位根検定の検出力の弱さを勘案して loan を I(1) 変数だと判断する。また、RPI(t) については、ADF 検定・PP 検定ともにレベル系列でドリフト項のみのケースにおいて 10% の有意水準で帰無仮説が棄却されたが、1 回階差系列では 1% の有意水準で帰無仮説が棄却され定常となったため、これも一定の留保は必要であるが I(1) 変数だと判断する。

TB と WPI(t) については、ADF 検定・PP 検定ともにドリフト項のみのケースとトレンド付きのケースともにレベル系列では非定常、1 回階差系列では定常過程となり、これも I(1) 変数であることが示された。したがって、以下では、loan、TB、RPI(t)、WPI(t) の 4 変数が I(1) 変数であるとして検証をすすめる。

## (2) 共和分検定

ここで、エンゲル=グランジャー検定をおこなう推計式は、(1) 式より、前項の単位根検定で I(0) 変数と判定されたコール・レート (call) を名目利子率とするケースを除いた、以下の (2)~(4) の 4 式である。

$$\text{loan}_t = \alpha + \beta E(\text{rpi}_{t+j}) + u_t \quad (2)$$

$$\text{loan}_t = \alpha + \beta E(\text{wpi}_{t+j}) + u_t \quad (3)$$

$$\text{TB}_t = \alpha + \beta E(\text{rpi}_{t+j}) + u_t \quad (4)$$

$$\text{TB}_t = \alpha + \beta E(\text{wpi}_{t+j}) + u_t \quad (5)$$

検定結果は(第3表)の通りである。(第3表)が示すように、(2)~(4)の全ての式についてエンゲル＝グランジャー検定によって、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)系列であることが解った<sup>26)</sup>。すなわち、小売価格指数(RPI)と卸売物価指数(WPI)を用いた期待インフレ率と、証書貸付金利(loan)および国債利回り(TB)を用いた名目利子率の間に、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。

以上の検定結果から、期待インフレ率と名目利子率の間に長期均衡関係が無かったことから、1930年代日本においては、期待インフレ率の変動が名目利子率に反映されるフィッシャー効果が計測されないことが明らかになった。

第3表 共和分検定 (Engel-Granger test)

変数	統計量	ラグ
(loan, WPI(t)) resid	-0.33	1
(loan, RPI(t)) resid	-0.66	2
(TB, WPI(t)) resid	-2.12	0
(TB, RPI(t)) resid	-2.05	0

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table202より。

26) ここでは、エンゲル＝グランジャー検定による共和分検定の頑健性を高めるため、ヨハンセン検定(Johansen cointegration test)も同様におこなった。ヨハンセン検定は(1)式を変形した、 $i - \alpha - \beta E(\pi)$ が、I(0)になるか否かを帰無仮説を立てて検定するものである。ヨハンセン検定においても、同様に各変数間に共和分が無い(共和分ベクトルが最大0本ある)という帰無仮説が棄却されず、いずれも共和分関係が検出されないという検定結果となった。

## 5. おわりに

### (1) 結論

本稿では、1930年代の日本においてフィッシャー仮説が成立しているか否かについて、コール・レート：call、銀行貸付金利（証書貸付）：loan、長期国債利回り：TB、東京小売物価指数：RPI（t）、卸売物価指数：WPI（t）の5変数を用いて共和分検定によって検証した。

まず、ADF検定・PP検定による単位根検定の結果から、callについてはレベル系列で定常過程にあるI(0)変数であることが判った。また、loan、RPI（t）については、一部の検定で、レベル系列では単位根をもつという帰無仮説が棄却されたものの、ADF検定・PP検定におけるドリフト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判定から、loan、RPI(t)の2変数はI(1)変数であることが示された。したがって、loan、RPI(t)と、ほぼ全ての検定でレベル系列では非定常過程、1回階差系列では定常過程であったTB、WPI（t）と併せた4変数がI(1)変数であることがわかった。

以上の単位根検定を踏まえて、期待インフレ率と名目利子率との間の長期均衡関係を検証する4つの式に関する共和分検定（エンゲル＝グランジャー検定）をおこなったところ、いずれも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)系列であることが解った。

以上の検定結果から、期待インフレ率（RPI（t）・WPI（t））と名目利子率（loan、TB）との間に共和分ベクトルが存在しないことが検証された。すなわち、1930年代日本においては、フィッシャー仮説が成立していなかったことが実証された。

### (2) まとめと課題

本稿の実証分析によって、1930年代の日本においてはフィッシャー仮説が妥当しないことが定量的に明らかになった。この分析結果は、期待インフレ率が名目利子率に影響を与えするというチャンネルが、当該期にはなかったことを示唆している。すなわち、当該期の金融緩和と政策（金本位制離脱、日本銀行の新規発行国債引受）は、1920年代のデフレを克服した後も、1930年代を通じて期待インフレ率を高めることによって名目利子率を押し上げることはなかった。このことは、バーナンキ[2004]や富田[2006]の記述的な先行研究と概ね整合的である。したがって、当該期における金利の期間構造の変動要因を説明し得るスキームとしては、期待仮説や流動性プレミアム仮説などがより妥当であった可能性がある。

最後に、本稿にはいくつかの限界がある。まず、前述したようにフィッシャー仮説以外の金利の期間構造に関する仮説（流動性プレミアム仮説など）の問題がある。例えば本稿では、超短期金利の系列（call）は定常系列であったため共和分検定をおこなわなかったが、実際に検定をおこなった長期の金利系列（loan、TB）のケースについては、Hicks[1946]の指摘するように、本稿のモデルでは考慮に入れなかった流動性プレミアムが内包されている可能性がある<sup>27)</sup>。こうした仮説の妥当性については、長短金利スプレッドなどを用いた検証が必要であるが本稿では立ち入っていない。

次に、1930年代のデータを用いるという制約による金利系列の問題がある。本稿が用いた銀行貸出金利（貸付証書）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]の指摘があり、当該期の金利動向を代表するものではなかった可能性がある<sup>28)</sup>。また、本稿では3系列の金利データについて検討したのみであるが、金利の期間構造全体をみるためには、より多種のタームをもった金利データを利用することが望ましいと考えられる<sup>29)</sup>。以上の点については、今後の検討課題としたい。

#### 参考文献

- 浅子和美・村達男「利子率と物価水準：日本におけるギブソン・パラドックスについて」『フィナンシャル・レビュー』大蔵省財政金融研究所、1991年3月。
- 安達誠司『脱デフレの歴史分析—「政策レジーム」転換でたどる近代日本—』藤原書店、2006年。
- 伊藤隆康『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、2005年。
- 飯田泰之・岡田靖「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、pp187-217、2004年。
- 大村敬一・浅子和美・池尾和人・須田美矢子『経済学とファイナンス（第2版）』東洋経済新報社、2004年。
- 岡田靖・安達誠司・岩田規久男「大恐慌と昭和恐慌に見るレジーム転換と現代日本の金融政策」原田泰・岩田規久男編『デフレ不況の実証分析—日本経済の停滞と再生—』東洋経済新報社、2002年。
- 木村武・藤田茂「金融不安とマネー、実体経済、物価の関係について」『日本銀行調査局ワーキング・ペーパー』99-6、1999年。
- 佐竹光彦「日本におけるフィッシャー仮説の検証—TARモデルを用いた一考察—」『経済学論叢』第57巻3号、同志社大学経済学会、pp173-190、2006年3月。
- 鎮目雅人『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、2009年。
- 清水啓典「利子率体系とインフレーション」『一橋大学研究年報商学研究』、第20巻、pp113-181、1978年。

27) Hicks[1946]、p166。

28) 注13を参照のこと。

29) 例えば、本稿が分析スキームを参考にした伊藤[2005]では、1990年代の金利期間構造の分析において18系列の金利データを用いている。

- 白川方明『現代の金融政策－理論と実際－』日本経済新聞社、2008年。
- 高橋洋一「プラクティカル国債管理政策－郵政民営化と整合的な国債管理政策－」『フィナンシャル・レビュー』財務省財政金融研究所、2004年9月。
- 富田俊基「日本国債のリスクプレミアム」『知的資産創造』2002年12月。
- 富田俊基『国債の歴史－金利に凝縮された過去と未来』東洋経済新報社、2006年。
- 長原徹「フィッシャー効果と流動性プレミアム：実証分析」『立教経済学研究』第60巻第3号、pp113-124、2007年2月。
- 日本銀行調査局編『日本金融史資料 昭和編』第9巻、大蔵省印刷局、1964年。
- 日本銀行調査局編『日本金融史資料 昭和続編』第11巻、大蔵省印刷局、1978年。
- バーナンキ、ベン (Ben Bernanke) (高橋洋一訳)『リフレと金融政策』日本経済新聞社、2004年。
- フィッシャー、アービング (Irving Fisher) (気賀勘重・気賀建三)『利子論』日本経済評論社、1980年。
- 藤野正三郎『日本のマネー・サプライ』剋草書房、1994年。
- 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。
- 細野薫・杉原茂・三平剛『金融政策の有効性と限界』東洋経済出版社、2001年。
- 松浦克巳、C・マッケンジー『Eviewsによる計量経済分析』東洋経済新報社、2001年。
- 三菱経済研究所編『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)、1936年～1938年。
- 養谷千風彦『計量経済学(第2版)』多賀出版、2003年。
- 宮尾龍蔵『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞社、2006年。
- Davidson, R. and J Mackinnon. 1993, *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, New York.
- Fischer, Irving. 1933, "The Debt-Deflation Theory of Great Depressions." *Econometrica*, No.1, (October), pp337-357.
- Hicks, J.R. 1946, *Value and capital*, 2<sup>nd</sup> eds., Oxford University Press, London.
- 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.