

論 文

1930年代の日本におけるシニョレッジについて

—実質マネー残高とインフレ率の長期関係からみた財政持続性—

内 藤 友 紀

要 旨

本稿では、1930年代の日本の財政が持続性を有していたか否かについて、実質ハイパワード・マネー残高：HM/P、実質現金通貨残高：C/P、卸売物価指数：WPI(t)の3変数を用いて検証した。まず、ADF検定・PP検定による単位根の検定から、HM/P、C/P、WPI(t)の3変数がI(1)変数であることがわかった。単位根検定のI(1)判定を前提とした上で、実質貨幣残高系列(HM/P、CASH/P)とインフレ率(WPI(t))との間の長期均衡関係を検証する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、2系列間に共和分ベクトルが存在しないことが示された。以上の検証から、1930年代日本においては、政府のシニョレッジ拡大傾向にもかかわらず、インフレーションが加速していないことが実証された。

キーワード：シニョレッジ；インフレ率；ヨハンセン検定
 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 シニョレッジ
- 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財政の持続可能性について、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年代の日本の財政システムがシニョレッジ収入にある程度依拠していたことを前提とした上で、通貨発行残高とインフレ指標を用いた単位根検定・共和分検定およびVECM（Vector Error Correction Model：誤差修正モデル）推計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、当該期の財政金融システムが持続可能性を有していたかを実証する。

本稿の構成は以下の通りである。まず第1節では、本稿が対象とする1930年代の日本の財政システムとシニョレッジの関連について先行研究を概観する。第2節では、シニョレッジと高インフレーション発生についての理論的背景をまとめる。第3節では、分析に使用するデータについて説明した上で、第2節に基いた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、結論を導く。

(2) 1930年代日本財政とシニョレッジ

1930年1月、浜口雄幸民政党内閣の井上準之助蔵相は、金解禁を断行した。この金解禁下の経済政策は、緊縮財政と消費節約による貿易収支改善を目的とするもので、いわゆる「井上財政」と呼ばれる。しかし、この「井上財政」は、1929年からの世界大恐慌のさなかに行われたということもあって、急速な金正貨流出を招き、激しいデフレーションを招いた。

1931年12月に発足した犬養毅政友会内閣の高橋是清蔵相は、就任直後から若槻礼次郎民政党内閣が堅持していた「井上財政」の諸政策に変更を加えていった。この高橋蔵相が採用したデフレ克服と経済浮揚を目指した諸経済政策がいわゆる「高橋財政」¹⁾であり、1936年の2.26事件で高橋が暗殺されるまでのこの時期のことを一般的に「高橋財政期」と呼ぶ²⁾。

この高橋財政期（1931～1936年）における主要な経済政策は、財政拡張（軍需産業・時局匡救事業への公共支出）、金融緩和（低金利政策）、為替低位放任、資本移動規制などに大別されるが、特に金融政策としては、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公定歩合引下げ（1932年3月、5月、8月に2厘づつの引下げ）、④国債担保貸出基準の緩和（1932年4月）、⑤日本銀行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）、⑥日本銀行による大蔵省証券引受（1932年9月・

1) 本節の、いわゆる「高橋財政期」の経済政策の具体的な展開については、安達 [2006]、第8章・石井編 [2001]、第3章・三和 [2003]、9・10章などを参照した。

2) ただし、この間5ヶ月間は藤井真信大蔵大臣の期間があるが、本稿では便宜上この間を含めて高橋財政期とする。

10月)、⑦日本銀行による新規発行国債引受(1932年11月)、などが挙げられる。

1930年代の財政システムの持続性をシニョレッジ(seigniorage)から考察するという本稿の視角からは、特に財政拡張とのパッケージで⑤、⑥、⑦の政策が採られたことが重要である。なぜなら、日本政府が国債を発行して軍需産業や時局匡救事業への公共支出をし、その新規発行国債を日本銀行が直接引受けるという財政金融スキームは、まさに中央銀行の政府向け債権の増加と貨幣発行のリンクであり、シニョレッジ収入に相当すると考えられるからである(シニョレッジの定義については後述)。ただし、日本銀行は公開市場操作(売りオペレーション)によって、高橋財政期を通じて引受けた国債の約91%を市中銀行に売却している(第1表)。

第1表 長期国債の日本銀行引受・対市中売却実績

	日銀引受(A)	市中売却(B)	B/A(%)
1932年 11～12月	200,000	16,300	8.2
1933年 1～6月	515,000	462,200	89.7
1933年 7～12月	600,000	326,400	54.4
1934年 1～6月	251,358	602,600	239.7
1934年 7～12月	450,000	297,800	66.2
1935年 1～6月	228,000	351,700	154.3
1935年 7～12月	522,657	303,100	58.0
1936年 1～6月	1,150,836	505,000	43.9
1936年 7～12月	430,000	180,700	42.0
1932～1936年計	2,567,015	2,343,800	91.3

注) 単位は1000円。日本銀行『日本銀行百年史』第4巻より作成。

(3) 先行研究

1930年代の日本財政の持続性について記述的・叙述的に考察する先行研究は数多い。大別すると、高橋財政のベースマネー拡大の順当性や、高橋財政後期における緊縮財政を評価して持続性の可能性をみる中村[1971]、若田部[2003]、安達[2006]らと、高橋財政初期から戦後期までを連続したものと捉え、高橋財政の財政システム自体に持続性を不可能にさせる要因が内在していたとする吉野[1962]・[2001]、島[1983]らの見解がある。しかし、数量データに基づいて定量的にその可能性を検証したものは、「1930年代を含む期間」の研究を含めてもあまりない。

まず、浅子・福田・照山・常木・久保・塚本・上野・午来[1993]は、いわゆるR. Baroの「課税平準化の理論(Tax-smoothing)」をもとに、明治期から戦前期までの日本の国債残高が

統計的に発散しているか否かと、政府の歳入と歳出の間に長期的均衡関係があるか否かについて共和分検定などを用いて検証し、1885～1936年と1885～1944年の2種のサンプル期間において財政赤字の維持可能性はなかったとしている³⁾。

次に、鎮目 [2009] は、戦前期日本においては資本市場の不完全性などから「公債の中立命題が成立する前提条件が成立していたとはいえない」ことを前提とし⁴⁾、基礎的財政収支や政府債務残高（いずれも対GDP比）などの政府の財政運営スタンスから当該国の財政の維持可能性を検証するBohn検定と、構造変化を検出する逐次Chow検定を用いて、1886～1943年の財政の維持可能性を検証している。そして検証の結果、1932年以降に日本の財政が維持可能でなくなったと結論付けている⁵⁾。

これらの定量的な先行研究では、財政の維持可能性という問題に対して政府の歳入と歳出（および政府債務）からアプローチし、いずれも1880年代～1940年代までの年次データを用いている。本稿のように1930年代に限定して日本のシニョレッジに着目し、当該期の日本財政の持続可能性について月次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. シニョレッジ

(1) シニョレッジとは⁶⁾

シニョレッジとは、中央銀行（または政府・通貨当局）が貨幣発行によって家計・企業から得る利益のことで、貨幣（または通貨）発行益ともいわれる。したがって、貨幣残高を（ M ）、物価水準を（ P ）とすると、シニョレッジ（ S ）は、

$$\begin{aligned}
 S &= \frac{\Delta M}{P} = \frac{\Delta M}{M} \cdot \frac{M}{P} \\
 &= \frac{M}{P} - \frac{M_{-1}}{P_{-1}} + \frac{M_{-1}}{P_{-1}} - \frac{M_{-1}}{P} \\
 &= \frac{M}{P} - \frac{M_{-1}}{P_{-1}} + \frac{M_{-1}}{P_{-1}} - \frac{M_{-1}}{P_{-1}} \cdot \frac{P_{-1}}{P} \\
 &= \frac{M}{P} + \frac{M_{-1}}{P_{-1}} \left(1 - \frac{P_{-1}}{P} \right)
 \end{aligned} \tag{1}$$

3) 浅子・福田・照山・常木・久保・塚本・上野・午来 [1993]、pp27-40。

4) 鎮目 [2009]、p158。

5) 鎮目 [2009]、p170。

6) この節のシニョレッジの理論的背景は、主に久保 [2007]、pp4-8・ローマー [2010]、第9章に拠った。

と表される(-1は一期前)。これを变形し、実質貨幣残高($m = M/P$)、インフレ率($\pi = \Delta P/P$)とすると、

$$S = \Delta m + \pi \cdot m \quad (2)$$

となる。すなわち、シニョレッジ収入は、実質貨幣残高の増分(Δm)とインフレ税($\pi \cdot m$)に分解可能である。シニョレッジ=インフレ税となるのは、 $\Delta m = 0$ のケースのみである。

シニョレッジは徴税コストがほぼ必要ないが、政府に無限の収入をもたらすわけではない。簡略化のため、 $\Delta m = 0$ と仮定(すなわちシニョレッジ=インフレ税)して考えると、シニョレッジ収入は、

$$S = \pi \cdot m \quad (3)$$

となる。またこのとき、家計の実質貨幣需要 m^d 、実質貨幣需要のインフレ半弾力性(semi-elasticity)を $\alpha(\alpha \geq 0)$ 、は期待インフレ率 π^E とするCagan型の貨幣需要関数を考えると⁷⁾、

$$m^d = \exp(-\alpha \cdot \pi^E) \quad (4)$$

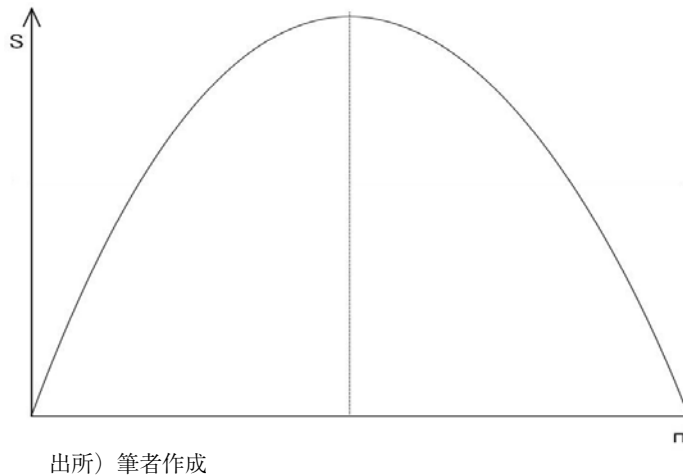
になる(ただし、合理的期待形成を想定して $\pi^E = \pi$)。この(4)式は、インフレが高くなるに連れて、実質貨幣需要が低下するという関係を示している。このときシニョレッジ収入は、式(3)・(4)より、

$$S = \pi \cdot \exp(-\alpha \cdot \pi) \quad (5)$$

のようにインフレの関数として表される。(5)式より、名目貨幣残高の増加(インフレ税の税率上昇： $\Delta M/M = \pi$)はシニョレッジ収入の増加効果とともに、インフレを通じた実質貨幣需要の低下により、シニョレッジ収入の減少効果ももつことがわかる。この関係はいわゆるラッファー・カーブ(Laffer curve)で表すことができる(第1図)。ラッファー・カーブの左側ではシニョレッジ収入の増加効果が減少効果を上回り(低インフレの効率的な均衡)、右側では後者が前者を上回る(高インフレの非効率的な均衡)。また、政府のシニョレッジ収入は、インフレ率 $\pi = 1/\alpha$ のときに最大となる(ラッファー・カーブの頂点)。すなわち、政府による持続的なシニョレッジ収入の確保は、インフレ半弾力性 α の大きさに依存することになる。

7) Cagan [1956]。

第1図 ラッファー・カーブ



途上国を中心とした各国のシニョレッジとその持続性については、近年多くの研究蓄積がある⁸⁾。本節で示したような理論的枠組みと、これらの先行研究の結論から、シニョレッジ収入に依存する高インフレ国（すなわち、インフレが加速していく国）には以下のような特徴があるとされる⁹⁾。①実質貨幣残高や物価水準の階差であるインフレ率（および貨幣需要関数推計の場合は実質GDP）が非定常過程のI(1)変数である。②貨幣とインフレの間に共和分関係が確認される。③VECM (Vector Error Correction Model) によって長期の実質貨幣需要のインフレ半弾力値が推計される。

したがって、本稿ではこうした先行研究の検証に倣い、まず実質貨幣残高とインフレ率の単位根検定をおこなう。ここで両系列がI(1)変数であった場合、次に2系列間の共和分検定をおこなう。そして、両系列間に共和分ベクトルが存在した場合、両系列間に長期的安定関係が存在するので、VECMの推計をおこないインフレ半弾力性のパラメータを推計・評価する。

8) 例えば、永野 [2002] は、1960～2000年の年次データを用いて、東アジア・南アジア10ヶ国の①ベースマネーとインフレ、②ベースマネーと税収増大効果、③インフレと税収増大効果のそれぞれの間の共和分検定をおこない、各国のシニョレッジ収益の安定性を検証している。特に①については、インドと韓国が長期的安定関係を有しており、今後シニョレッジとインフレの関係について要注意だと結論付けている。また久保 [2007] は、1990～2004年と1990～1997年の四半期データを用いて、ミャンマーのシニョレッジを検証している。その結果、インフレ率などの通貨保有の機会費用を示す変数が全てI(0)変数であり、実質貨幣需要と共和分関係にないことから、ミャンマーでインフレが加速しないという事実を跡づけている。そして国宗 [2008] は、1953～2006年の年次データを用いて、170ヶ国のシニョレッジをインフレ税と経済成長に伴う部分に分けて推計している。その結果、通貨発行益の高い国が必ずしもインフレ率の高い国とはいえないことを明らかにしている。

9) 久保 [2007]、p8。

3. 分析のフレームワーク

(1) データ¹⁰⁾

前節でみたように、本稿では1930年代の日本のシニョレッジ収入増が戦後のハイパーインフレーションへと繋がっていたか否かを検証するために、1930年代の実質貨幣残高とインフレ率の長期安定的関係の有無を分析する。したがって、まず実質貨幣残高として、①実質ハイパワード・マネー(HM/P)、②実質現金通貨残高(CASH/P)の2系列を用いる。このとき前者は、原データである現金通貨残高(CASH)、と日本銀行一般預金残高(RESERVE)の2系列を合計したものを、後者はCASH自体を、後述する卸売物価指数(WPI)により実質化したものである。また、分析にあたってはそれぞれ自然対数に変換して使用した。

次にインフレ率として、1930年代の月次データが得られる物価水準データを加工して用いる。このデータの原系列は、卸売物価指数(WPI)である。インフレ率とは物価水準の変化率であるので、分析にあたっては原系列の前年同月比である $WPI(t)$ を用いる。なお、いずれの系列もX-12-ARIMAで季節調整をおこなっており、サンプル期間が1931年8月～1937年7月までの月次データである¹¹⁾。

(2) 単位根検定

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(実質ハイパワード・マネー残高: HM/P、実質現金通貨残高: CASH/P、卸売物価指数: $WPI(t)$)の定常・非定常性について検証する¹²⁾。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本稿では詳しく説明しないが、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

10) 本稿で使用する各データの出所は、卸売物価指数(WPI)、現金通貨(CASH)、日本銀行一般預金(RESERVE)のいずれも藤野・五十嵐[1973]である。なお、藤野・五十嵐[1973]によれば、卸売物価指数(WPI)は1900年10月基準日銀卸売物価指数、日本銀行一般預金残高のデータは『銀行局年報』によるものである。

11) 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。

12) 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。

いう対立仮説が採択される仮説検定である¹³⁾。

検証に用いる各系列 (HM/P、CASH/P、WPI (t)) がレベル系列で単位根を持たない定常過程 (I (0) 変数) であると判定された場合、各変数は共和分関係を持たないことになり、その時点で変数間に長期的安定関係が存在しないことになる。

(3) 共和分検定

単位根検定によって、各系列 (HM/P、CASH/P、WPI (t)) がレベル系列では単位根を持ち (非定常過程)、一回階差系列では単位根を持たない (定常過程) ような I (1) 変数だと判定されたとき、両変数間の長期的関係を調べるために共和分検定を用いることが可能になる。両変数が共和分関係にあるとき、両変数間に長期均衡関係があるといえる。本稿では、場合によっては後述する VECM (Vector Error Correction Model: ベクトル誤差修正モデル) を推計するために、共和分検定にはヨハンセン検定 (Johansen cointegration test) を用いる。

ヨハンセン検定とは、単位根を含む VAR (Vector Auto-Regression: ベクトル自己回帰) または VECM の最尤推定法で、ランクや固有値という行列の手法を用いた推定手続きの中に共和分の階数を求める検定法を含んでいる¹⁴⁾。このヨハンセン検定では、最大固有値検定およびトレース検定によって、共和分ベクトルが最大 0 本という帰無仮説 (対立仮説はそれぞれ共和分が 1 個、1 個以上) を立て、それが棄却できるか否かで共和分の有無を検定する。本稿で定式化されるモデルは、

$$\Delta HM/P_t = \alpha + \beta \Delta WPI(t)_t + u_t \quad (6)$$

$$\Delta CASH/P_t = \gamma + \delta \Delta WPI(t)_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

の 2 本である (u_t と ε_t は攪乱項)。

(4) VECM (Vector Error Correction Model: 誤差修正モデル)

前節で、ヨハンセン検定によって実質貨幣残高指標 (HM/P、CASH/P) とインフレ率 (WPI (t)) の間に共和分関係があることが示されたとき、1930年代の日本のインフレーションが長期的に加速していくと考えられることを見た。しかし、仮に (6)・(7) 式の関係に

13) 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、蓑谷 [2003]、p376-429、松浦・マッケンジー [2001]、p229-261 等を参照のこと。

14) ランクとは、行列を行ベクトルに分けたとき、一次独立なベクトルの最大個数のこと (山澤 [2004]、p254 他)。

共和分が検出されても、実質貨幣残高指標 (HM/P、CASH/P) とインフレ率 (WPI (t)) の関係は短期的な諸々のショックによって長期的関係から乖離しうる。

そこで、ヨハンセン検定で共和分ベクトル (Cointegrating Vector) の存在が確認されたとき、VECMによって、両変数間の短期的な関係を推計し、貨幣需要のインフレーション半弾力性を推計・評価する。VECMとは、前項のヨハンセン検定で得られた共和分ベクトルを用いて、長期的関係からの乖離 (誤差修正項) をVARモデルの説明変数に含めたもので、その係数の符号条件と有意性から、短期的な乖離が生じた際の翌期以降に再び長期的関係へと戻ろうとする力をみるものである。つまり、通常のECM (Error Correction Model) と同様に¹⁵⁾、推定結果における誤差修正項の係数が有意に負であれば、翌期以降には再び長期的均衡へと戻る動きがあることになるわけである。

4. 実証分析

(1) 単位根検定

各変数に対するADF検定・PP検定による単位根検定の結果は、(第2表)と(第3表)の通りである。(第2表)・(第3表)では、HM/P、CASH/P、WPI (t) の3変数についてのレベル及び一回階差系列について、それぞれ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。

まず、HM/PについてのADF検定の結果をみると、レベルの系列においてトレンド項

第2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
ln(HM/P)	-3.38 *	1	-3.51 **	1	I(0)
Δ ln(HM/P)	-6.04 ***	0	-5.98 ***	0	
ln(CASH/P)	-2.76 *	1	-3.06	1	I(1)
Δ ln(CASH/P)	-6.63 ***	0	-6.57 ***	0	
WPI(t)	-3.07 *	1	-2.86	1	I(1)
Δ 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 12) で選択した。

15) ECM (誤差修正モデル) については、坂野慎哉・黒田祥子・鈴木有美・蓑谷千鳳彦『応用計量経済学Ⅲ』多賀出版、2004年、63～71ページ他を参照のこと。

第3表 PP検定 (Phillips-Perron test)

変数	ドリフト項	バンド	トレンド+ドリフト項	バンド	判定
ln(HM/P)	-2.46	3	-2.72	2	I(1)
Δ ln(HM/P)	-5.75 ***	8	-5.67 ***	8	
ln(CASH/P)	-2.13	1	-2.25	1	I(1)
Δ ln(CASH/P)	-6.57 ***	2	-6.50 ***	2	
WPI(t)	-1.80	1	-1.59	10	I(1)
Δ WPI(t)	-4.61 ***	10	-4.98 ***	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基準(最大10)で選択した。

の有無に拘わらずそれぞれ10%・5%の水準で帰無仮説が棄却され単位根をもたず、一回階差系列でもいずれも1%の水準で帰無仮説が棄却され定常となる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、HM/P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ず、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であるという検定結果が示された。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、ここでは単位根検定の検出力の弱さ等を勘案して、一定の留保付きながらHM/PをI(1)変数だと判断する。

次にCASH/Pのレベル系列について見てみると、ADF検定・PP検定ともにトレンド付きドリフト項のケースでは帰無仮説が棄却されなかったが、ADF検定についてはドリフト項のみのケースでは10%の有意水準ではあるものの帰無仮説が棄却され定常過程とされた。ただし一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、CASH/PをI(1)変数だと判定する。

また、WPI(t)についても、レベル系列ではADF検定・PP検定ともにトレンド付きドリフト項のケースではいずれも帰無仮説が棄却されず非定常過程であったが、ADF検定についてはドリフト項のみのケースで10%の有意水準で帰無仮説が棄却され定常となった。しかしここでも、2種類の検定ともに一回階差系列ではいずれも1%の有意水準で帰無仮説が棄却され定常となったため、WPI(t)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HM/P、CASH/P、WPI(t)の3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

ヨハンセン検定の検定結果は(第4表)、(第5表)の通りである¹⁶⁾。

まず(第4表)が示すように、HM/P、WPI(t)の関係では、まずトレース検定において得られた統計量16.78が、5%有意水準(20.26)はもちろん、10%有意水準(17.98)も満たさなかったため、「共和分の個数が0個である」という帰無仮説は棄却されなかった(対立仮説は「共和分の個数がそれ以外」)。また最大固有値検定においても、統計量12.28が10%有意水準(13.91)未満となり、「共和分の個数が0個である」という帰無仮説は棄却さ

第4表 共和分検定 (Johansen Cointegrationテスト)

(HM/P、WPI) トレース検定				
共和分の数 (帰無)	固有値	統計量	10%有意	5%有意
0	0.193821	16.7845	17.9803	20.2618
1	0.075975	4.5039	7.5567	9.1645
最大固有値検定				
共和分の数 (帰無)	固有値	統計量	10%有意	5%有意
0	0.193821	12.2806	13.9059	15.8921
1	0.075975	4.5039	7.5567	9.1645

注) *** は1%水準、** 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 (Johansen Cointegrationテスト)

(HM/P、WPI) トレース検定				
共和分の数 (帰無)	固有値	統計量	10%有意	5%有意
0	0.176875	14.6967	17.9804	20.2618
1	0.061234	3.6018	7.5567	9.1646
最大固有値検定				
共和分の数 (帰無)	固有値	統計量	10%有意	5%有意
0	0.176875	11.0949	13.9059	15.8921
1	0.061234	3.6018	7.5567	9.1646

注) *** は1%水準、** 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で選択。共和分ベクトルとVARに定数項を含む。

16) 本稿では、検定結果の頑健性を高めるためにヨハンセン検定に加えてエンゲル＝グランジャー検定(Engle-Granger test, ADF test for Cointegration)による共和分検定もおこなった。エンゲル＝グランジャー検定では、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)変数になる場合を検定する。検定の結果、ヨハンセン検定同様に両系列間に共和分ベクトルはみられなかった。

れなかった（対立仮説は「共和分の個数が最低1個以上」）。したがって、HM/P、WPI (t)の間には共和分ベクトルは存在しないことが明示された。

次に（第5表）が示すように、CASH/P、WPI (t) の関係では、まずトレース検定において得られた統計量14.70が、10%有意水準（17.98）を満たさなかったため、「共和分の個数が0個である」という帰無仮説は棄却されなかった。同様に最大固有値検定においても、統計量11.09が10%有意水準（13.91）未満となり、「共和分の個数が0個である」という帰無仮説は棄却されなかった。よって、CASH/P、WPI (t)の間にも共和分ベクトルが存在しないことが明らかになった。

以上のヨハンセン検定より、実質ハイパワード・マネー（HM/P）と実質現金通貨残高（CASH/P）を用いた実質貨幣残高指標と、卸売物価指数変化率（WPI (t)）を用いたインフレ率の間に、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。

すなわち、実質貨幣残高とインフレ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、財政がシニョレッジを追求する構造にありながら、インフレーションが加速していく可能性が已然として無かったことが明らかになった。

5. まとめ

(1) 結論

本稿では、1930年代の日本において財政の持続性があつたか否かについて、シニョレッジの観点から検証するため、実質ハイパワード・マネー（HM/P）、実質現金通貨残高（CASH/P）、インフレ率（WPI (t)）の3変数を用いて単位根検定・共和分検定をおこなった。

まず、ADF検定による単位根検定の結果からは、HM/P、CASH/P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、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、HM/P、CASH/Pの2変数はI(1)変数であることが示された。また、WPI (t)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ったため、検定した3変数が、全てI(1)変数だと判定された。

以上の単位根検定を前提として、実質貨幣残高系列（実質ハイパワード・マネー（HM/P）、実質現金通貨残高（CASH/P））とインフレ率（WPI (t)）との間の長期均衡関係を検証する2つの式に関する共和分検定（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「共和分の個数が0個」という帰無仮説が棄却されず、共和分ベクトルが存在しないことが解った（したがって共和分ベクトルが存在しな

いたため、VECMは推計しなかった)。

以上の検定結果から、実質貨幣残高系列(実質ハイパワード・マネー(HM/P)、実質現金通貨残高(CASH/P))とインフレ率(WPI(t))との間に共和分関係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、政府のシニョレヅ追求傾向にもかかわらず、インフレーションは加速してい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、1930年代の日本の財政がいまだ持続可能性を保持していたことが定量的に明らかになった。この分析結果は、1930年代のいわゆる「高橋財政」期の財政金融政策が、戦後のハイパーインフレーションに直接の要因となっていた訳ではないことを示唆している。すなわち1930年代の金融緩和政策(金本位制離脱、日本銀行の新規発行国債引受)によるシニョレヅの拡大は、1920年代以来のデフレ克服に成功した後も、経済成長に伴う実質貨幣残高の増大の範囲内に収められていたと考えられる¹⁷⁾。なぜなら第2節でみたように、シニョレヅの拡大自体が必ずしもインフレの要因となるのではなく、貨幣供給が貨幣需要を超過している場合のみインフレが進行するといえるからである。こうした検証結果は、中村[1971]、若田部[2003]らの記述的な先行研究とは概ね整合的であるといえるが、吉野[1962他]や島[1983]年らの記述的研究はもとより、年次の財政データを用いて財政の持続性を検証した鎮目[2009]らの見解とは異なるものとなった。

最後に、本稿にはいくつかの限界がある。まず本稿の検証結果は、実質貨幣残高系列とインフレ率との間に共和分関係が存在しないことを明示したのみで、当該期のシニョレヅの実測値やその内訳(インフレ税と経済成長…(2)式)を計測していない。対GDP比率や1930年代における他国との比較なども含めて、より立入った推計・分析が必要であろう。また、同様に本稿の検証では、実質貨幣残高系列とインフレ率との間に共和分関係が存在しないことの背後にある要因には、全く触れられていない。1930年代日本において、ある程度のシニョレヅ収入が想定される中でインフレ進行が抑えられていた理由としては、経済成長に伴う実質貨幣残高の増大だけではなく、①高橋財政期の「資本逃避防止法」や「外国為替管理法」によって外貨の流動性が著しく低下し、国内貨幣(円)と外貨などの資産の代替性が失われていたこと(=国内貨幣需要を下支えした可能性)。②1930年代は(現代と比して)金融部門が未発達で、現金通貨と代替的な預金通貨が家計のニーズに十分に応えて供給されていたとは言い難いため現金通貨への需要が大きかったこと、などが考え

17) 実質貨幣算高の増分は、(2)式の右辺第1項になる。

られる。こうした検証結果の背後にある要因についても、より慎重に分析する必要がある。以上の点については、今後の検討課題としたい。

参考文献

- 浅子和美・福田慎一・照山博司・常木淳・久保克行・塚本隆・上野大・午来直行「日本の財政運営と異時点間の資源配分」『経済分析』第131号、内閣府経済社会総合研究所、1993年8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。
- 石井寛治編『日本銀行金融政策史』東京大学出版会、2001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。
- 国宗浩三「通貨発行益（シニョリッジ）と途上国財政」柏原千英編『開発途上国と財政問題』調査研究報告書第9章、アジア経済研究所、2008年。
- 久保公二「ミャンマーのマクロ経営運営の持続性について－シニョレッジによる財政補填を中心として－」『アジア経済』48巻2号、pp2-19、アジア経済研究所、2007年2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、2009年。
- 島謹三「いわゆる『高橋財政』について」『金融研究』第2巻第2号、日本銀行金融研究所、1983年。
- 永野護「シニョレッジとインフレーションの財政学－アジア10カ国長期データによる実証分析－」『MRI Monthly Review in Economics and Finance』02-10、pp2-19、三菱総合研究所、2002年10月。
- 中村隆英『戦前期日本経済成長の分析』岩波書店、1971年。
- 日本銀行『日本銀行百年史』第4巻、日本銀行、1984年。
- 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。
- 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。
- 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。
- 蓑谷千風彦『計量経済学（第2版）』多賀出版、2003年。
- 三和良一『戦間期日本の経済政策史的研究』東京大学出版会、2003年。
- 山澤成康『実戦計量経済学入門』日本評論社、2004年。
- 吉野俊彦『日本銀行制度改革史』東京大学出版会、1962年。
- 吉野俊彦『日本銀行史』第3巻、春秋社、1977年。
- 吉野俊彦『これがデフレだ』日本経済新聞社、2001年。
- ローマー、デビッド (David Romer) (堀雅博・岩成博夫・南條隆訳)『上級マクロ経済学 (原著第3版)』日本評論社、2010年。
- 若田部昌澄「歴史に学ぶ 大恐慌と昭和恐慌が教えるもの」岩田規久男編『まずデフレをとめよ』第5章、日本経済新聞社、2003年。
- Bailey, Martin J. 1956, "The Welfare Cost of Inflationary Finance", *Journal of Political Economy*, no. 64, pp. 93-110.
- Cagan, Phillip. 1956, "The Monetary Dynamics of Hyperinflation." In *Studies in the Quantity Theory of Money*. Milton Friedman ed. Chicago: University of Chicago Press, pp25-117.
- Davidson, R. and J Mackinnon. 1993, *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, New York.

- Kiguel, Miguel and Pablo Andres Neumeyer 1995. "Seigniorage and Inflation: The Case of Argentina." *Journal of Money, Credit and Banking* 27 (3), pp672-682.
- 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.
- Sims, Christopher A. 1980, Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, vol. 48, No. 1, 19.
- Sriram, Subramanian S. 2001, "A Survey of Recent Empirical Money Demand Studies." *IMF Staff Papers* 47 (3), pp334-365.