

昭和恐慌期の日本の金解禁政策について

一円の旧平価に対する信認の分析一

齋 藤 孝

1. はじめに
2. 旧平価に対する信認の計測
3. 信認とファンダメンタルズ
4. 結論

1. はじめに

本論の目的は、昭和恐慌期（1929～1931年）の日本の金解禁政策について、為替市場における米ドル／円レートに対する信認の定量的な分析を通じて、考察することにある。

金解禁政策は、金平価を中心とする上下1%のバンドの範囲内で為替レートを安定化させることを公約した政策とみなすことができるが、平価の水準や産業保護政策の有無をめぐる、いくつかの立場の間における論争・利害調整のなかから形成され、解禁後も論争は継続し、金輸出再禁止の2ヶ月前（1931年9月）には、イギリスの金本位制離脱をきっかけとした、通貨危機も発生している。こうした経緯から、金解禁政策が政策実施期間において常に信認され続けていたとは、必ずしも言えないであろう¹⁾。

そこで、旧平価による金解禁政策が、その後の政策実施の過程において、為替市場からどれほどの信認を得ていたのか、信認はどのような経緯を経たのか、そして信認はマクロ的な諸要因からどのような影響を受けていたのか、といった問題を検討することは、金解禁政策の歴史的な評価を明確にする上で、意義のあることと言えよう。

本論では、金解禁公布の直前から金輸出再禁止の直前（1929年10月～1931年11月）の期間について、カバーなしの金利平価説に依拠しつつ、日米の金利データを用いて、ドル／円レートに対する信認（金解禁以前は、1年後のドル／円レートの期待変化率、金解禁以後は、1年後における円の金平価の予想変更率）を計測した。さらに当時の日米のファンダメンタルズを表すと考えられる指

標（正貨準備、物価、産出量、貿易収支など）のデータを用いて、ファンダメンタルズによって信認をどれだけ説明できるかということについて分析し、次の見解を提示する。

第1に、旧平価（100円＝49.845ドル）に基づく米ドル／円レート設定が十分に信認されていたと言えるのは、計測期間の最初の半年間（1929年10月～1930年4月）であり、生糸価格暴落後の1930年5月以降は、恒常的に平価切下げが予想されるようになり、旧平価への信認は弱まった。特にドイツ、イギリスの金本位制離脱と前後して、1931年8月以降、平価切下げ期待はいつそう強まった。もっとも、予想平価切下げ率の水準そのものは、金輸出再禁止の直前の1931年11月においても、新平価解禁派の主張していたレート（100円＝45ドル）には至らなかった。

第2に、旧平価への信認は自己実現的なものではなく、当時の日米のファンダメンタルズによって説明可能なものと言える。ファンダメンタルズのうちで、旧平価に対する信認の低下にもっとも影響を与えていた要因は、アメリカの正貨準備に対する日本の正貨準備の相対的減少、およびアメリカの工業生産に対する日本の工業生産の相対的安定性であった。このうち後者は、アメリカの不況の相対的深刻化が、円の平価切下げ期待を強めていた可能性を示唆している。

第3に、上述の第2の論点と関連して、1930年9月以降の通貨危機は、自己実現的な通貨危機ではなく、ファンダメンタルズに基づく通貨危機であったと考えられる。本論の分析から、通貨危機の要因として、日本の正貨準備の急激な減少とアメリカの景気停滞の長期化をあげることができよう。

本論の構成は次のとおりである。第2節では、為替レートに対する信認の計測について簡単に説明して、昭和恐慌時の日本の金解禁政策時における、米ドル／円レートへの信認を計測し、その推移について分析する。第3節では、信認とファンダメンタルズの関係について理論的な説明を試みたのち、日米のファンダメンタルズに関するデータを用いて、ドル／円レートへの信認の計量分析を行う。第4節は結論とする。

2. 旧平価に対する信認の計測

為替政策に対する信認の計測と分析については、カバーなしの金利平価説を応用して、欧州通貨制度（EMS）の為替相場メカニズム（ERM）に対する為替市場の信認（各国通貨の対ドイツ・マルク中心レートの1年後における期待減価率）を分析した、Svensson（1993）、Rose and Svensson（1994）、Knot, Sturm, and Haan（1998）などの研究が存在する²⁾。これらは、ERMに対する信認の計測や各国のファンダメンタルズ（外貨準備、産出量、貿易収支など）による信認の計量分析を試みたものである³⁾。

以上の研究を踏まえ、本論では、昭和恐慌期の日本の金解禁政策を固定相場制に近い為替バンド

制の維持政策とみなしたうえで、カバーなしの金利平価説に依拠して、金解禁公布の直前から金輸出再禁止の直前（1929年10月－1931年11月）の期間におけるドル／円レートに対する信認の計測を試みる⁴⁾。ここで信認というのは、金解禁以前（1929年10月～1930年1月）については、現行為替レートの1年後における期待変化率、金解禁後（1930年1月～）については、円の金平価の1年後における期待変更率のことである。

計測方法は次の通りである。昭和恐慌期の日本の金解禁政策における為替レートの設定は、対アメリカ中心レートを金平価（100円＝49.845ドル）とし、金輸入点（100円＝50.315ドル）と金輸出点（100円＝49.375ドル）をそれぞれ上下限とする、金平価を中心とした上下約1%の為替バンド制とみなすことができる。円の現行レート（米ドル建て）の対数値を e 、米ドル建てによる円の金平価（対米中心レート）の対数値を c 、バンド内における現行レートの金平価からの乖離幅（%）を x とすれば、

$$e = c + x \quad (1)$$

が成り立つ⁵⁾。(1)の両辺の変化分の期待値をとれば、

$$E(\Delta e) = E(\Delta c) + E(\Delta x) \quad (2)$$

となる。ただし、 E は期待演算子である。(2)の右辺第1項は、円の金平価の予想変更（期待切り上げ）率を表しており、現行の金平価に対する信認を測る指標である。以下では、この項を EV とおくことにしよう。

さて、昭和恐慌期における金解禁政策のほとんどの期間（1930年2月～1931年11月）において、為替レート e の実際値は、バンドの下限である金輸出点（100円＝49.375ドル）に張り付いており、また金平価の変更は1度もなかった。これらのことからバンド内における現行レートの金平価からの乖離幅 x は常に－1%であり、従って(2)の右辺第2項（乖離幅の期待変化率）は、常に0であった（すなわち、為替市場では、金平価を微小に変更しても、為替レート e は新たに設定されたバンドの下限に張り付くと予想されていた）と考えられる⁶⁾。以上から(2)は、

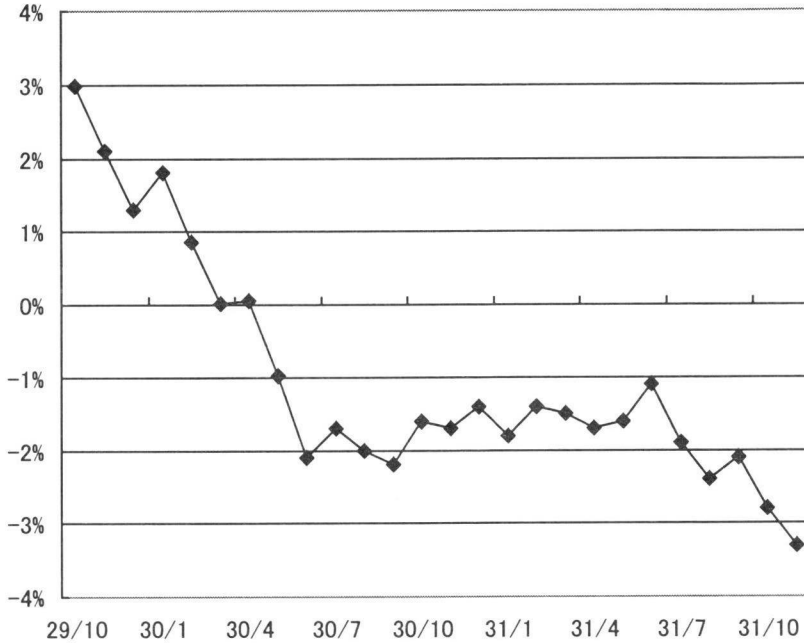
$$EV = E(\Delta e) \quad (3)$$

と書き換えられる。すなわち EV は、現行レート e の期待変化率に等しい。(3)の右辺は、カバーなしの金利平価説により、日米の金利差から計算可能である。すなわち日本の金利を i_j 、アメリカの金利を i_A とすれば、金平価に対する信認の指標は、次のようになる。

$$EV = i_A - i_j \quad (4)$$

(4)に日米の金利データ（年率%）を代入して計算した EV を描いたものが、図1である⁷⁾。

図1 EVの推移



図では、プラスが1年後における平価切上げ期待、マイナスが1年後における平価切下げ期待を示す（ただし金解禁の実施以前の1929年10月－1930年1月について、EVは、1年後における現行レート e の期待変化率を表していることに注意されたい）。

この図から旧平価に対する信認の経緯を見ると、まず、金解禁公布の直前の1929年10月から政策の実施された1930年1月までは、1%を超える値をとっているが、これは金解禁が近いうちに実施されるという予想に由来する、円・ドルレートの増価期待の存在を示している。その後、1930年2月は約1%、3、4月はほとんどゼロ付近にある。これらのことから、1929年10月から1930年の4月頃までは、旧平価はかなりの信認を得ていたと言えよう。しかし、生糸価格の暴落、アメリカの保護貿易化（スムート・ホーレー関税法）と前後して、1930年5月以降になると、恒常的な平価切下げ期待となり、特にドイツ、イギリスの金本位制離脱と前後して、1930年8月から金輸出再禁止の直前の1930年11月までは、平価切下げ期待がさらに強まっている。

もっとも、平価切下げ期待の水準そのものはそれほど大きくなく、1930年11月においてさえ-3.3%であり、期待されている金平価は48.2ドル（ $=49.845 \times 0.967$ ）ほどである。これは新平価解禁派の主張するレート45円よりはかなり高くなっている。

3. 信認とファンダメンタルズ

3-1. 方法

前節で計測された旧平価に対する信認は、当時の日米のファンダメンタルズによって説明可能であろうか。Rose and Svensson (1994) は、ERM に対する信認について、欧州各国のファンダメンタルズを示す指標を用いた説明を試みている。ここで Rose and Svensson の挙げているファンダメンタルズの指標は、外貨準備、貿易収支、実質為替レート、インフレ率、マネーサプライ、工業生産（いずれも対ドイツ相対値）である⁸⁾。

以下では Rose and Svensson にならい、ファンダメンタルズの要因による EV の説明を試みる。ただし、金解禁政策の期間中、ドル/円レートは金輸出点に張り付く状態にあり、実質為替レートの変動は、ほとんどが物価の変動によるものである。そこで、以下の分析では、実質為替レートの代わりに、日米の相対物価を用いることにする⁹⁾。

さて、ここでは EV に関する、次のような誘導形推計式を計測する。

$$EV = a + dr + fb + gp + h\pi + km + ny \quad (5)$$

ただし、 a, d, f, g, h, k, n は定数、 r, b, p, π, m, y はそれぞれ、

$$X = X_J - X_A, \quad X \equiv r, b, p, \pi, m, y \quad (6)$$

のように定義される。ここで r は正貨準備量、 b は貿易収支、 p は物価水準、 π はインフレ率、 m はマネーサプライ、 y は工業生産であり（ π を除いていずれも対数値）、添え字の J, A はそれぞれ、日本とアメリカを表している。(5)の説明力が高く、また各係数の有意性も高ければ、旧平価への信認は、ファンダメンタルズによって説明可能と考えられる。

3-2. 理論分析

次に(5)の各係数の符号について、簡単に議論してみよう。まず、外国為替市場に直接関わってくる説明変数である正貨準備 r と貿易収支 b についてみると、日本の正貨準備の相対的増加、日本の貿易収支の相対的改善は、円のドルに対する価値に上昇圧力をかけるため、円の金平価の切り上げ期待を形成する。したがって、 d, f はプラスになると予測される。

(5)の他の説明変数は、財市場・貨幣市場に関するものである。これらの為替レートへの影響については、様々な理論モデルが存在し、統一的な説明は必ずしも容易ではないが、ここでは、購買力平価説のモデルを用いて議論を試みる。ただし本論の観測期間は比較的短いので、均衡レートからの乖離も考慮に入れることにする。

モデルは、次のように表される。

$$p_A = \alpha p_A^N + (1 - \alpha) p_A^T \quad (7)$$

$$p_J = \beta p_J^N + (1 - \beta) p_J^T \quad (8)$$

$$q^T = e + (p_J^T - p_A^T) \quad (9)$$

ただし、スーパースクリプト T, N は貿易財、非貿易財を、 α はアメリカにおける非貿易財産業のシェアを、 β は日本における非貿易財産業のシェアを、そして q^T は貿易財の実質為替レート（アメリカの貿易財で測った日本の貿易財の相対価格、日本の対米交易条件）を、それぞれ表している。日米の物価 p_J, p_A 、両国の貿易財価格 p^T 、両国の非貿易財価格 p^N 、貿易財の実質為替レート q^T 、名目為替レート e は、すべて対数値である。(7)はアメリカの物価の定義を、(8)は日本の物価の定義を、(9)は貿易財の実質為替レートの定義を、それぞれ示している。

以上の設定のもとで、(7)、(8)、(9)から、次が導かれる。

$$e = -p + q^T + \beta pNT_J - \alpha pNT_A \quad (10)$$

ただし、 p は(6)で定義された日米の相対物価（購買力平価説における均衡為替レートの逆数に相当するものである）、 pNT_J, pNT_A は、日本およびアメリカ国内における、貿易財で測った非貿易財の相対価格であり、次のように定義される。

$$pNT_i \equiv p_i^N - p_i^T, \quad i = J, A \quad (11)$$

ところで、当時、日本の対米輸出のほとんどが、アメリカ絹業の原材料としての生糸によって占められており、1930年の生糸価格の暴落が示すように、アメリカの工業生産の縮小は、日本の生糸の超過供給を激増させたと考えられる¹⁰⁾。このことに鑑み、ここでは貿易財の実質為替レート q^T が、日米の相対的な工業生産によって決定されるものとする。

$$q^T = -\phi y \quad (12)$$

ただし、 ϕ は正の定数である。すなわち、アメリカの工業生産の相対的低下 (y の上昇) は、日本の貿易財への需要を低下させ（日本の対米輸出を不利化させ）、アメリカの貿易財で測った日本の貿易財の相対価格を低下させる。最後に(12)を(10)へ代入することにより、次を得る。

$$e = -p - \phi y + \beta pNT_J - \alpha pNT_A \quad (13)$$

さて、日本の相対物価 p の上昇は、(13)の右辺第3項（日本の貿易財で測った日本の非貿易財の相対価格）、右辺第4項（アメリカの貿易財で測ったアメリカの非貿易財の相対価格）の変化を伴う可能性があり、それらの変化の方向によっては、円に増価・減価いずれの圧力もかけ得る。特に昭和恐慌期には、産業合理化運動によって日本の輸出財産業の生産性が上昇したとすれば、(13)の右辺第3項が上昇した可能性もあり¹¹⁾、 g の符号については、明確なことは言えない（インフレ率格差 π については、13の両辺の変数を変化率に読み替えれば、同様の議論が可能である）。

日本のマネーサプライが相対的に増加した場合 (m の上昇) については、 m は貨幣要因であるものの、本論における観測期間のような比較的短期間であれば、日米の貿易財・非貿易財の相対価格

(13の右辺第3, 4項) への影響もあり得、しかも相対価格の変化の方向も明確ではない。さらに短期的には、マネーサプライの変化に対して、日米の相対物価 p もすみやかに反応しないであろう。以上から、 k の符合についても、明確なことは言えない。

アメリカの工業生産が相対的に低下した場合 (y の上昇) については、(13)の右辺第3, 4項への影響は副次的なものと考えられるので、円に減価圧力がかかり、平価の切り下げ期待が形成されるであろう¹²⁾。したがって n の符合については、マイナスになると予測できる。

3-3. 実証分析

金解禁公布の直前から金輸出再禁止の直前 (1929年10月-1931年11月) の期間について、日米のデータを用いて(5)を推計した¹³⁾。推計結果は次のようになった。

$$EV = 0.043 + 0.051r + 0.034b + 0.262p - 0.110\pi - 0.024m - 0.094y$$

$$\begin{matrix} (8.714) & (3.15) & (2.81) & (5.328) \\ (-0.980) & (-0.950) & (-3.702) \end{matrix}$$

$$\bar{R}^2 = 0.89 \quad DW = 1.92 \quad (Q)$$

ただし、推計は最小二乗法により、各係数下の括弧内は t 値である。各係数については、定数項、 r 、 p 、 y については1%で有意、 b については5%で有意、 π 、 m は有意でなかった。各係数の符号は、上述の理論分析と矛盾していない。推計式は EV のほぼ9割を説明しており、誤差項の系列相関の可能性も低い。推計結果は、良好といえよう。

推計式(Q)は、金解禁政策において設定された日本の旧平価に対する信認が、当時の日米経済のファンダメンタルズに基づいて形成されていたことを示唆するものである。

次に(Q)を用いて、金解禁政策の実施機関 (1930年1月~1931年11月) について、ファンダメンタルズ要因、(日米相対の) 正貨準備 r 、貿易収支 b 、物価 p 、インフレ率 π 、マネーサプライ m 、工業生産 y による、 EV の最小二乗推定値に関する要因分解を行った。要因分解式は次のとおりである。

$$\Delta EV = 0.051 \Delta r + 0.034 \Delta b + 0.262 \Delta p - 0.110 \Delta \pi - 0.024 \Delta m - 0.094 \Delta y \quad (QF)$$

ただし、 Δ は、1931年11月の値マイナス1930年1月の値を表す。

要因分解の結果は、次のようである。 r - マイナス3.64%、 b - マイナス0.34%、 p - 2.1%、 π - マイナス0.3%、 m - 0.21%、 y - マイナス3.37%。

要因分解によれば、旧平価に対する信認の低下に最も影響力を持っていたのは、日本の対アメリカ正貨準備 r と日本の対アメリカ工業生産 y である。特に後者は、日本の相対的な景気の安定性が、かえって金解禁政策への信認を低下させていたことを示している¹⁴⁾。それは、先の理論分析で

見たように、アメリカの景気停滞が、日本からの輸出品（特に生糸）の超過供給と価格低下を招き、金平価の切り下げ期待を形成していた可能性を示唆している。

また、ドイツが金本位制を離脱した1931年7月から1931年11月までの期間について、上と同様の方法によって旧平価への信認に関する要因分解を行うと、次のようになった。 r — マイナス1.32%、 b — マイナス0.67%、 p — 2.02%、 π — マイナス0.14%、 m — マイナス0.36%、 y — マイナス1.07%。

この結果から、金輸出再禁止の直前に発生した通貨危機の要因として、当時から言われている、先進各国の金本位制離脱に日本も追隨するのではないか、という予測の広まったこと以外にも、次の2点を指摘できよう。第1に、日本の正貨準備が急激に減少したこと、そして第2に、アメリカの景気低迷の長期化によって、日本の輸出収入が低落したことである¹⁵⁾。

4. 結論

本論では、昭和恐慌時の日本の金解禁政策について、カバーなしの金利平価説に基づき、1929年10月～1931年11月の期間における為替市場の旧平価に対する信認を計測し、さらに日米のファンダメンタルズによる信認の説明を試み、次の見解を提示した。

第1に、旧平価（100円＝49.845ドル）に基づく米ドル／円レート設定が十分に信認されていたと言えるのは、計測期間の最初の半年間ほどであり、1930年5月以降は恒常的に平価切下げが予想されるようになり、旧平価への信認は弱まった。特に1931年8月以降、平価切下げ期待はいっそう強まった。もっとも、予想平価切下げ率の水準そのものは、金輸出再禁止の直前の1931年11月においても、新平価解禁派の主張していたレート（100円＝45ドル）には至らなかった。

第2に、旧平価への信認は自己実現的なものではなく、当時の日米のファンダメンタルズによって説明可能なものと言える。ファンダメンタルズのうちで、旧平価に対する信認の低下にもっとも影響を与えていた要因は、アメリカの正貨準備に対する日本の正貨準備の相対的減少、およびアメリカの工業生産に対する日本の工業生産の相対的安定性であった。このうち後者は、アメリカの不況の相対的深刻化が、日本の対米輸出（特に生糸輸出）を不利化させ、円の平価切下げ期待を強めていた可能性を示唆しており、その意味で、日本の金解禁政策の目標であった為替安定化は、アメリカの景気に依存するものであったと言えよう。

第3に、1930年9月以降の通貨危機は、自己実現的な通貨危機ではなく、ファンダメンタルズに基づく通貨危機であったと考えられる。通貨危機の要因としては、先進各国の金本位制離脱への日本の追隨が予測されたこと以外にも、次の2点を挙げることができよう。すなわち、日本の正貨準備が急激に減少し、政策の維持が危ぶまれたこと、そしてアメリカの景気低迷の長期化によって、

日本の輸出収入（特に生糸の輸出収入）が低落したことである。

本論における分析が、歴史研究に対して持つ意義については、次のようにまとめられよう。第1に、昭和恐慌時における日本の金解禁政策に対する為替市場の信認を定量的に跡付けたこと、第2に、信認が日米の正貨準備をはじめとする日米のファンダメンタルズに基づいて形成されていたことを示したこと、第3に、生糸貿易が鍵を握っている当時の日米貿易の構造に起因する、アメリカの景気への日本の金解禁政策の依存を定量的に明らかにしたことである。

注

- 1) 金解禁政策の概要については、有沢監修（1980）pp.50-57、三和（2003）の第7章、岩田編（2004）などを参照されたい。
- 2) 為替レートに対する信認の理論的な基礎付け、および実証分析の概要については、渡辺（1994）の第3章、および小川（1998）の第8章を参照されたい。
- 3) Rose and Svensson（1994）は、1979年のEMS発足から1992年のEMS崩壊までの期間について、ERMが崩壊直前まで信認され続けていたこと、そして信認はファンダメンタルズによっては説明できず、ERMの崩壊は自己実現的な通貨危機によるものであったこと、などを主張した。これに対して Knot, Sturm, and Haan（1998）は、Rose and Svensson（1994）とほぼ同じ期間について、Rose and Svensson と若干異なるファンダメンタルズの指標、そして Rose and Svensson と異なる計量分析の手法を用いて、信認はファンダメンタルズによって説明可能であると主張した。
- 4) 本論における議論は、カバーなしの金利平価説を前提している。しかし Ito, Okina, Teranishi（1993）では、金輸出再禁止後の1931年12月～1933年11月の期間について、日米の為替変動に対する日米金利差の説明力には否定的な実証結果が得られている。このことは、1931年11月以前に、金利平価説が適用できないことを必ずしも意味しないが、本論における信認の推計結果には、ある程度の留保が必要かもしれない。もっとも Rose and Svensson（1994；p.1188の脚注1を参照されたい）においても、ERM下のヨーロッパ諸国（フランスを除く）における金利平価説のパフォーマンスがあまり良好でなかったにもかかわらず、金利平価説を前提した分析がなされており、それに続く一連の実証研究においても前提とされているようなので、本論もそれらに従うことにする。なお、簡単のため、リスク・プレミアムの問題は無視する。
- 5) 金本位制におけるバンドの範囲は、上下1%と、ERMなどと比べるとときわめて狭く、実質的には固定レート制に近い（クルクマン・オブズフェルド著1990第17章では、金本位制を固定相場制に準ずるものとして扱っている）。仮に固定レート制を前提にするならば、 x を0とおくことになるが、その場合でも以下の議論に影響はない。
- 6) Rose and Svensson（1994）では、バンド内における為替レートのドイツ・マルク中心レート（本論における金平価に相当する）からの乖離幅を x として、その変化率 Δx の実際値を、2国間金利差（Rose and Svensson の場合ドイツとの金利差）と x とに回帰することにより、乖離の期待変化率 $E(\Delta x)$ を推計している。本論においては、実際値 Δx を常に0と見なしてよいから、こうした推計は必要ない。
- 7) 日米金利のデータの出所については、次のとおり。
 i_t ；原系列は、日本銀行『本邦経済統計』昭和5-8年版 p.28 に掲載されている、東京市中金利のコールマネー無条件であり、1929年1月から1932年12月までのデータをとった。ただし原系列は、日歩100円当たり z 銭（すなわち1日あたり0.02%）の単位で表示されており、また毎月の最高値と最低値が掲載されている。そこで各データを年率%に変換し、最高値と最低値の平均値をとった。こうして得た系列に、移動平均法（TSPのSAMAコマンド）による季節調整を施したものが、 i_t である。
 i_A ；The Annalist 紙の1930年12月26日、1931年7月3日および12月18日、1932年9月2日、10月7日および12月30日各号に掲載されている、Coal Money in New York Renewals（年率%）から原系列を得た。ただし1931年4、5、10月については、各月内の平均値をとった。1929年1月から1932年12月までの原型列データを取り、さらに移動平均法による季節調整を施したものが、 i_A である。
- 8) ただし、Rose and Svensson（1994）では、これらの指標に加えて、バンド内における為替レートの対ドイツ・マルク中心レート（本論における金平価に相当する）からの乖離幅を x として、その期待変化率 $E(\Delta x)$ の標準偏差（貨幣政策の独立性を示す指標とされている）が挙げられている。しかし、本論第2節

でも触れたように、昭和恐慌時の日本の金解禁政策においては、常に $E(\Delta x) = 0$ であったと見なし得るので、本論ではこの指標を扱う必要がない。なお、実証研究によってファンダメンタルズの指標が若干異なる場合もあるが、ここでは Rose and Svensson に従うことにする。

- 9) 実際、信認の計測期間において、日米の実質為替レート（為替レート×日本物価／アメリカ物価、為替レートのデータは日本銀行『本邦経済統計』昭和5、6年版 p.31 の各月平均値を1円あたりに直したものと、日米の相対物価（日本物価／アメリカ物価、物価のデータについては注13を参照されたい）との相関係数は、0.97と極めて高い。
- 10) 佐藤（1978）および橋本（1984；pp.181-190）を参照されたい。佐藤（1978）p.490によれば、1920年代において、生糸は日本からの米国の総輸入額の85%を占め、日本の生糸輸出の90-95%は米国市場向けで、アメリカにとっては日本が唯一の生糸供給国という状態にあった。また佐藤（1978）p.495によれば、1905-1929年におけるアメリカの絹需要の所得弾力性は、3.5と極めて高かった。さらに佐藤（1978）p.499によれば、1915年以降における日本の生糸貿易の恐慌は、すべて米国の不況に対応しているという。いっぽう橋本（1984）p.181によれば、1929年において、日本の対米輸出額に占める生糸のシェアは82.6%であった。さらに橋本（1984）p.188によれば、1930年4月以降に、アメリカ絹業の操業率が急低下し、1930年5月には生糸市場は「米国の買い控えと人為的高値に商談まったく停滞し、甚だしきは取引皆無の日さえあるに至りたる」という状態になったという。
- 結局1929年から1931年の間に、アメリカにおける日本生糸の輸入価格は、85%低下した（藤野・藤野・小野 [1979] p.310 第64表より筆者が算出）。
- 11) ネピア（1981）p.231は、1927-1935年における佐藤和夫の推計結果を引用して、次のように述べている。「…大不況期における日本の輸出の相対的な好調の一要因であった日本の輸出価格の暴落は、為替レートの低落（35%）よりも、生産性向上（価格低落の61%を占める）に負っているというものだった」
- 12) これは、クルグマン・オブズフェルド著（1990）p.546の表15.2における「ドイツの貿易財へのアメリカの需要の増加」の項目で、「ドイツ」を「日本」に置き換え、「増加」を「減少」に読み替えたケースに相当する。当然のことながら、為替レートに与える影響は表15.2と逆になる。
- 13) (5)の推計に用いた説明変数 (r, b, p, π, m, y) のデータの出所は、次のとおりである（従属変数 EV については、注7を参照されたい）。

r ：日本の正貨準備 r_J ；原系列は、日本銀行調査局『調査月報』昭和5年-昭和8年版の巻末統計表の日本銀行主要勘定に掲載されている正貨準備である。1929年1月から1932年12月までの原系列データを取り、1929年1月の値を100として指数化し、さらに移動平均法（TSPのSAMAコマンド）による季節調整を施したものが、 r_J である。

アメリカの正貨準備 r_A ；原系列は、日本銀行『外国経済統計』昭和6-8年版 pp.33-34の支払準備高である。1929年1月から1932年12月までのデータを取り、1929年1月の値を100として指数化し、さらに移動平均法による季節調整を施したものが、 r_A である。

以上から、本文(6)により、 $r = r_J - r_A$ として r が求まる。

b ：日本の貿易収支 b_J ；日本の輸出入額の原系列は、日本銀行調査局『調査月報』昭和5年-昭和8年版の巻末統計表の外国貿易から得た。輸出入額ともに、1929年1月から1932年12月までの原系列データを取り、移動平均法により、それぞれ季節調整を施した。以上のもとで、日本の貿易収支 b_J を次のように定義した。

$$b_J \equiv \log(\text{日本の輸出額} / \text{日本の輸入額})$$

アメリカの貿易収支 b_A ；アメリカの輸出入額の原系列は、日本銀行『外国経済統計』昭和6-9年版 pp.75-76 から得た。輸出入額ともに、1929年1月から1932年12月までの原系列データを取り、移動平均法により、それぞれ季節調整を施した。以上のもとで、アメリカの貿易収支 b_A を次のように定義した。

$$b_A \equiv \log(\text{アメリカの輸出額} / \text{アメリカの輸入額})$$

以上から、本文(6)により、 $b = b_J - b_A$ として b が求まる。

p ：日米ともに、物価指数の原系列は、日本銀行『本邦経済統計』昭和8年版 p.102の各国の卸売物価指数から得た。1929年1月から1932年12月までの原系列データを取り、1929年1月の値を100とした指数に改め、さらに移動平均法により、それぞれ季節調整を施したものが、 p_J （日本）、 p_A （アメリカ）である。

以上から、本文(6)により、 $p = p_J - p_A$ として p が求まる。

π ：日米のインフレ率格差については、 p の対先月変化率をとった。

m ：マネーサプライの定義については、銀行外現金通貨プラス要求払い預金を標準とした。

日本のマネーサプライ m_J ；原系列は、藤野・五十嵐（1973）pp.400-401の狭義の貨幣供給量による。1929年1月から1932年12月までの原系列データを取り、1929年1月の値を100として指数化し、さらに移動平均法による季節調整を施したものが、 m_J である。

アメリカのマネーサプライ m_A ；まず、銀行外現金通貨量を次のようにして推計した。Board of

Governors of the Federal Reserve System, Washington, DC (1943) Banking and Monetary Statistics 1914-1941 (以下 BMS) pp.34-35 第9表に、銀行外現金通貨量の値が掲載されている。しかし第9表からは、6月と12月の数値しか得られない。いっぽう BMS pp.411-412 第110表から、現金通貨総量については、毎月のデータが得られる。そこで、各年の6月と12月について、銀行外現金通貨量/現金通貨総量の比率を計算し、これらを等差補完して、毎月における銀行外現金通貨量/現金通貨総量の推定比率を求め、これらの推定比率に毎月の現金通貨総量をかけて、銀行外現金通貨の毎月における推定値とした。

次に、推定された毎月の銀行外現金通貨量に、BMS pp.142-143 第48表から得られる要求払い預金 (Net Demand Deposits) の毎月における平均値を加え、アメリカのマネーサプライ推計値の原系列とした。1929年1月から1932年12月までの期間にわたって推計されたマネーサプライの原系列に、移動平均法による季節調整を施したものが、 m_A である。

以上から、本文(6)により、 $m = m_J - m_A$ として m が求まる。

y : 日本の工業生産 y_J ; 東洋経済新報社 (2001) p.220 の本邦生産数量指数の製造品平均 (季節変化不除去) から、日本の工業生産の原系列を得た。1929年1月から1932年12月までの原系列データを取り、1929年1月の値を100とした指数に改め、さらに移動平均法による季節調整を施したものが、 y_J である。

アメリカの工業生産 y_A ; Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, DC (1933) Federal Reserve Bulletin vol.19 (September) p.584 の製造業指数 (季節変化不除去) から、アメリカ工業生産の原系列を得た。1929年1月から1932年12月までの原系列データを取り、1929年1月の値を100とした指数に改め、さらに移動平均法による季節調整を施したものが、 y_A である。

以上から、本文(6)により、 $y = y_J - y_A$ として y が求まる。

- 14) 1929年-1931年にかけて、日本の工業生産が3%ほどの低下にとどまったのに対して、アメリカの工業生産は、40%近くも減少した (ただし季節調整前の原系列の年平均値、データについては注13を参照されたい)。
- 15) 1931年8, 9, 10, 11月における、日本の正貨準備および輸出額 (ただし季節調整前の原系列、データについては注13を参照されたい) は、前年同月と比べて、正貨準備が6%, 19%, 41%の減少、輸出額が16%, 23%, 24%, 34%の減少となった。なお、佐藤 (1978) pp.489-490によれば、戦前期において、アメリカは日本の輸出の最も重要な顧客であって、1925-1929年における日本の総輸出額のうち、42.4%が米国向けであった。

参考文献

- 有沢廣巳監修 [1980], 『昭和経済史』, 日本経済新聞社。
 岩田規久男編 [2004], 『昭和恐慌の研究』, 東洋経済新報社。
 小川英治 [1998], 『国際通貨システムの安定性』, 東洋経済新報社。
 クルクマン・オブズフェルト著, 石井菜穂子・浦田秀次郎・竹中平蔵・千田亮吉・松井均訳 [1990], 『国際経済学Ⅱ-国際マクロ経済学』, 新世社。
 佐藤和夫 [1978], 「日米貿易と日本経済の不均衡成長」, 細谷千尋・斎藤真編『ワシントン体制と日米関係』 pp.488-510, 東京大学出版会。
 東洋経済新報社 [2001], 『復刻版東洋経済新報』第278巻, 龍溪書舎。
 日本銀行『外国経済統計』, 昭和6, 7, 8, 9年版。
 日本銀行『本邦経済統計』, 昭和5, 6, 7, 8年版。
 日本銀行調査局『調査月報』, 昭和5, 6, 7, 8年版。
 橋本寿朗 [1984], 『大恐慌期の日本資本主義』, 東京大学出版会。
 藤野正三郎・藤野士朗・小野旭 [1979], 「繊維工業」, 『長期経済統計』第11巻, 東洋経済新報社。
 藤野正三郎・五十嵐副夫 [1973], 『景気指数: 1888-1940年』, 一橋大学経済研究所日本経済統計文献センター統計資料シリーズ No. 2。
 三和良一 [2003], 『戦間期日本の経済政策史的研究』, 東京大学出版会。
 ロナルド・ネビア著, 腰原久雄訳 [1981], 「日本における製造業の生産性-1909-37年-」, 中村隆英編『戦間期の日本経済分析』 pp.217-247, 山川出版社。
 渡辺努 [1994], 『市場の予想と経済政策の有効性』, 東洋経済新報社。
 Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, DC (1933) Federal Reserve Bulletin vol.19 (September).
 Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, DC (1943) Banking and Monetary Statistics 1914-1941.

-
- Ito, T., and Okina, K., and Teranishi, J. [1993], "News and the Dollar/Yen Exchange Rate, 1931—1933 : The End of the Gold Standard, Imperialism, and the Great Depression," *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 7, pp.107—131.
- Knot, K., and Sturm, J-E., and Haan, J. [1998], "The credibility of the European exchange rate mechanism," *Oxford Economic Papers*, vol. 50, pp.186—200.
- Svensson, L. E. O. [1993], "Assesing target zone credibility Mean reversion and devaluation expectations in the ERM, 1979—1992," *European Economic Review*, vol. 37, pp.763—802.
- Svensson, L. E. O., and Rose, A. K.[1994], " European exchange rate before the fall," *European Economic Review*, vol. 38, pp.1185—1216.
- The Annalist* (several dates, 1930—1932).