



RIETI Discussion Paper Series 09-J-025

昭和恐慌期前後の金融政策はどのように行われたのか —テイラー・ルールとマッカラム・ルールによる解釈—

原田 泰
大和総研

佐藤 綾野
高崎経済大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

昭和恐慌期前後の金融政策はどのように行われたのか

—テイラー・ルールとマッカラム・ルールによる解釈—⁰

原田泰*

佐藤綾野**

要旨

戦間期の金融政策は、今日のように、インフレを避けつつ景気安定を図るという目標を持っていたのだろうか。また、当時の金融政策は金本位制への復帰を目標としていたのだろうか。

本稿は、鎮目(2002)を参考にしつつ、テイラー・ルールとマッカラム・ルールを用いて、戦間期の金融政策が何を目標として行われてきたかを分析する。鎮目の分析は、年次データによることでデータ数が限られ、期間ごとの分析が困難になっていることなどの問題がある。そこで、私たちは、月次データを用いることによって、特定の期間に焦点を置いた分析が可能になると考えた。

テイラー・ルールによる分析の結果、鎮目と同じく、当時の金融政策はインフレまたはデフレを増幅させる方向で働いてきたことが分かった。したがって、現実の金融政策を見る限り、旧平価で金本位制への復帰を目指す目標を立てていたとは考えられない。また、貿易収支、為替レートなど対外均衡に考慮した金融政策が、ある程度は行われていたことも分かった。

マッカラム・ルールによる評価でも同じような結論となる。マネタリーベースの成長率を名目GDPの望ましい成長率に依存させるマッカラム・ルールの下で金融政策を行っていたら、日本の名目GDPの変動はより緩やかなものとなっていたと推測できる。また、旧平価で金本位制に復帰するためには、物価を下落させるためにマネタリーベースを縮小しなければならなかったが、そのようなことはなされていなかった。

金旧平価で本位制に復帰するとは、物価水準を戦前にもどすことである。不思議なことに、戦間期の金融政策では、このことが全く理解されていなかったように思われる。

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

⁰ 本稿は、(独)経済産業研究所におけるプロジェクト「新しいマクロ経済モデルの構築および経済危機における政策のあり方」の一環として執筆されたものである。

* 原田泰 (大和総研 yutaka.harada@rc.dir.co.jp)

** 佐藤綾野 (高崎経済大学 ayano-sato@tcue.ac.jp)

昭和恐慌期前後の金融政策はどのように行われたのか

—テイラー・ルールとマッカラム・ルールによる解釈—⁺

原田泰*

佐藤綾野**

はじめに

第 1 次世界大戦から昭和恐慌とその脱却にいたる金融政策がどのような目標をもって、また、実際にどのように行われてきたかという分析は極めて少ないように思われる。当時の金融政策については、すくなくとも 2 つの疑問がある。第 1 に、当時の金融政策は、現在の中央銀行の常識となっている、インフレを避けつつ景気安定を図るという目標を持っていたのだろうかという疑問である。第 2 には、金融政策は金本位制への復帰を目標としていたのだろうかという疑問である。

1920 年代から 1930 年 1 月の金解禁にいたるまでは、金本位制への復帰が、政府と日銀にとって、重要な政策課題であった。旧平価での金本位制への復帰とは、第 1 次大戦時に上昇した日本の物価を引き下げることの意味していたはずである。そうであるなら、20 年代の金融政策は物価を明白に低下させていくことを目標とするべきであった。このような政策目標をもって金融政策が行われてきたのだろうか。

本稿は、鎮目(2002)を参考にしつつ、戦間期の金融の金融政策が何を目標として行われてきたかを分析する。鎮目は、戦間期日本の金融政策を、テイラー・ルールを用いて分析している。これによれば、日本の金融政策は、インフレまたはデフレを増幅させる方向で働いてきたこと、1931 年の金本位制離脱後、国内経済の安定に繋がる金融政策が可能であったにも関わらず、そのような金融政策運営が行われていたとは言えないことを示している。しかし、鎮目の分析には、年次データを用いていることでデータ数が限られ期間ごとの分析が困難になっていること、また、金本位制という通貨体制を問題にしながらか為替レートを説明変数に入れていないという問題がある。そこで、私たちは、月次データを用いることで、特定の期間に焦点を置いた分析が可能になること、為替レートを説明変数に入れることで、金本位制への対応を直接分析することができると考えた。さらにマッカラム・ルールを用いて、金融政策を判断することとした。

テイラー・ルールによる分析の結果から、鎮目と同じく、戦間期日本の金融政策はインフレまたはデフレを増幅させる方向で働いてきたことが分かった。また、貿易収支、為替

⁺ 本稿は日本金融学会 2009 年度春季大会(2009 年 5 月 17 日)、財務省財務総合政策研究所の研究会(2009 年 5 月 27 日)、内閣府経済社会総合研究所の研究会(2009 年 6 月 1 日)、経済産業研究所の研究会(2009 年 7 月 6 日)において報告した。これらの研究会において、日本銀行金融研究所の鎮目雅人企画役、財務省の玉木林太郎国際局長、財務省財務総合政策研究所の津曲俊英次長、後藤元之次長、内閣府経済社会総合研究所の岩田一政所長、岡田靖主任研究官、堀雅博主任研究官、矢野浩一主任研究官、田口博之総務部長、経済産業研究所の及川耕造理事長、富田秀昭研究コーディネーター、小林慶一郎上席研究員(肩書は当時のもの)はじめ多くの方々から貴重なコメントをいただいたことを感謝します。これらのコメントは本稿を改善する上で、本質的に有益であった。もちろん、残る誤りは筆者の責任である。

* 原田泰(大和総研 yutaka.harada@rc.dir.co.jp)

** 佐藤綾野(高崎経済大学 ayano-sato@tcue.ac.jp)

レートなど対外均衡に考慮した金融政策が、ある程度は行われていたことが分かった。ただし、金融政策は長期的な物価下落目標や経済状況に応じて機動的に金融政策を行うというよりも、金利を平準化することに力を注いでいたように思われる。この期間は金本位制への復帰を目指していたといわれるが、現実の金融政策を評価してみると、そのような目標を立てていたとは考えられない。

マッカラム・ルールによる評価でも同じような結論となる。マネタリーベースの成長率を名目GDPの望ましい成長率に依存させるマッカラム・ルールの下で金融政策を行っていたら、戦前期日本の名目GDPの変動はより緩やかなものとなっていたと推測できる。これはテイラー・ルールによって、当時の金融政策がデフレまたはインフレ促進的なものであったと評価されたことを、別の方向から裏付けるものである。また、旧平価で金本位制に復帰するためには、物価を下落させるためにマネタリーベースを縮小しなければならなかったが、そのようなことはなされていなかったことも明らかになった。

1. 戦間期の日本経済と金本位制復帰への動き

1.1 ー第1次世界大戦から昭和恐慌とその回復まで

戦間期の日本経済についてはすでに多くの著作によって説明されているが、本稿の問題意識との関連で、ごく簡単に説明しておく（以下の記述は中村[1981]、中村[1993]、原田・香西[1987]第1部第3章、第4章などに基づく）。

戦間期の日本経済とは第1次世界大戦の後の経済である。日本は、第1次世界大戦にはほとんど参加しなかったため、欧州の戦乱に乗じて、輸出を拡大させ、経済を活況に導いた。しかし、戦後の欧州復興需要が終ると、日本企業は過大な設備を抱えて苦しむことになった。ここにさらに為替レートの過大評価という問題もあった。輸出増加とともにマネーサプライが上昇して物価が上昇したが、為替レートは物価上昇ほど下落せず、日本は割高な為替の中で国際収支の赤字に悩むことになった。また、戦時の混乱の中で、日本は世界各国と同様に金本位制から1917年9月に離脱したので（ほとんどの国が1914-15年に離脱していた。アメリカの離脱は17年9月）、戦後、金本位制への復帰という問題が政治課題となっていた。主要な月次データは1919年からしか得られないので、ここでは年次データを用いて第1次大戦から戦間期の状況を説明することにする。

図1は、1910年から1940年までの実質GDP、GDPデフレーター、経常収支を示したものである。第1次大戦のブームで実質GDPの成長率が上昇した後、成長率が低下したこと、30年代の世界恐慌の影響（日本では昭和恐慌）は軽微だったことが分かる。実質GDPの成長率はマイナスにならず、成長率をもっとも低下した31年でも0.4%の成長となっている。

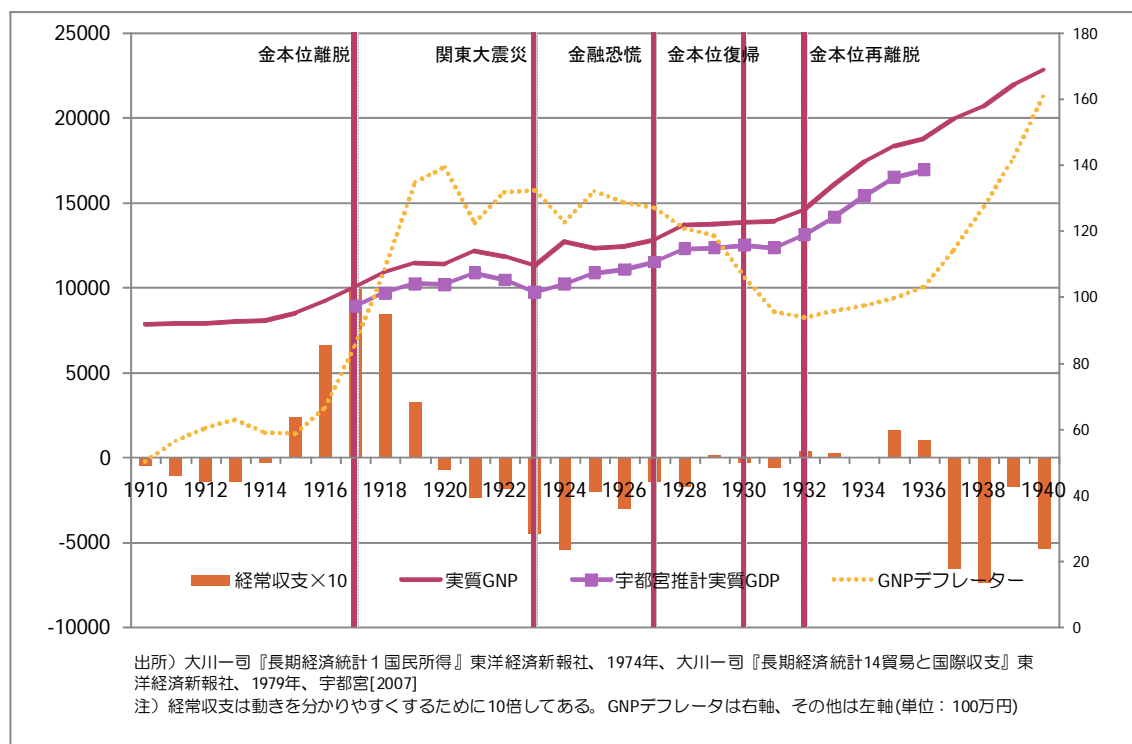
ただし、この時期の実質GDPの推計には過大推計ではないかという批判がある。名目GDPを見ると、昭和恐慌期に大きく落ち込んでいるので、この批判はデフレーターに関するものである。宇都宮[2007]はこの期間の消費デフレーターの下落率が大きすぎるとしている。そこで、図には、宇都宮の再推計した消費デフレーターを用いた実質GDP系列も示してある。

この系列によれば、GNPの成長率は小さくなり、31年には1.2%のマイナス成長になる。ただ、この再推計によっても、世界大恐慌期における日本の成長率の低下は小さく、日本は、世界恐慌の影響がもっとも軽微だった国の一つであるという事実は変わらない。

また、GNPデフレーターから、第1次大戦期に物価が大きく上昇した後、20年代はデフレーションが続いていたことが分かる。さらに、30年の恐慌時には物価が大きく下落していたこと、物価の落ち着きとともに実質GNPの成長率が回復したこと、30年代の後半にはインフレになったことが分かる。

経常収支に着目すると、第1次大戦とその復興期に経常黒字が急拡大したことが分かる。ヨーロッパの戦乱に乗じて、輸出を拡大した結果である。ただし、前述のように、混乱が収まると日本の輸出の急増は続かず、経常収支赤字に悩むことになる。

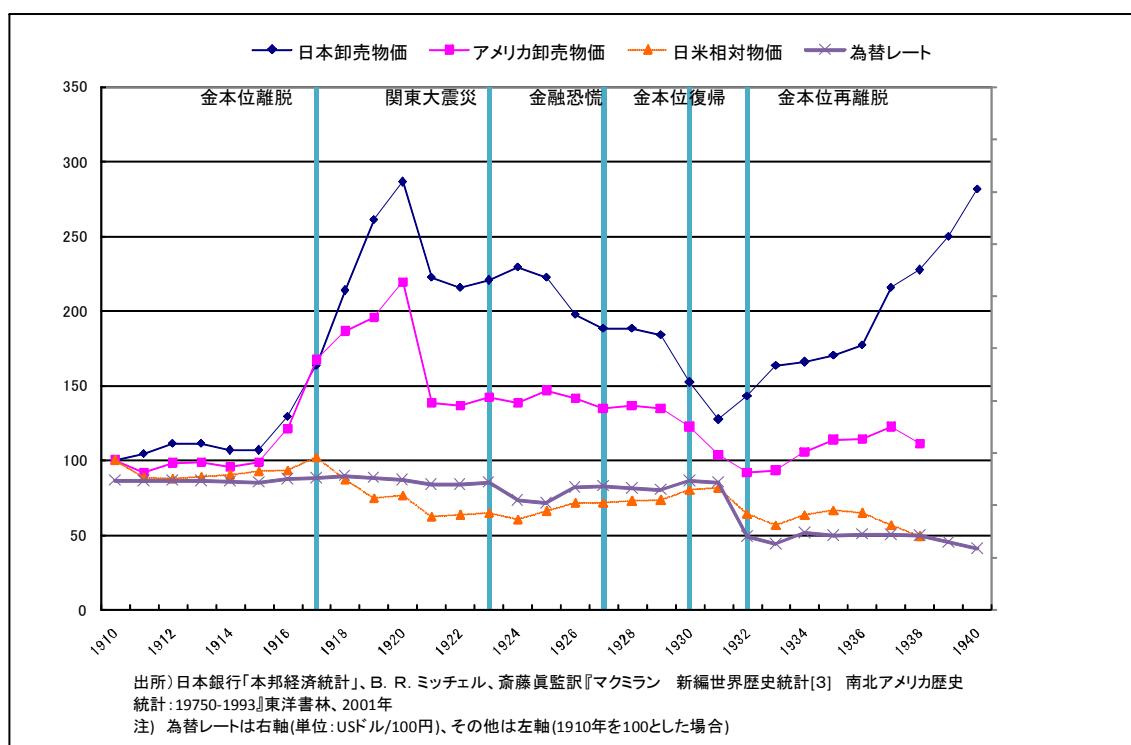
図1 実質GNP、デフレーター、経常収支などの動き



また、第1次大戦期はインフレの時期でもあった。図2は日本とアメリカの卸売物価指数、日本を基準とした日米の相対物価(いずれも1910年=100)、為替レート(100円当たりドル。これは当時の通常表記法である)を示したものである。図に見るように、1917年から日本の物価は激しく上昇し、1921年には1910年を100として300近いレベルにまで上昇した。その後、20年代は、物価が下落するデフレ状況になっていた。アメリカの物価も上昇していたが、日本ほどではなかったため、日米相対物価は下落していた。為替レートは、当然下落しなければならなかったが高いままにあった。これは日本が戦前の水準で金

本位制に復帰するだろうとの予想があったからである。グラフから見ると、1929年には、日本の為替レートはドルに対してほぼ3割切り下げる必要があったが、この割高なレートで1930年1月、日本は金本位制に復帰したことになる（当時、小汀[1929]は1～2割、石橋[1929]は2割の切り下げが必要としていたが、これは当時の日米物価の相対的な動きから得られたものだった）。

図2 日米物価と為替レート



1.2 金解禁論争と政治の動向

このような状況で、1920年代には、金本位制に復帰するという金解禁政策が政治的課題となっていた。この間の金解禁論争は、(1)金本位制の下で国際競争力を維持するためには物価を下落させても本来の金平価（第1次大戦前の平価）に戻るべきという議論（旧平価解禁論）と、(2)金解禁を行うのであれば、国内経済の安定に重点を置いて、すでに上昇してしまった物価を前提とした新しい平価で戻るべきという議論（新平価解禁論）が対立していた（この論争については若田部[2004]、中村[2004]、田中[2004]が詳しい）¹。現実

¹ 国際連盟の主催で、金本位制の復活に関する国際会議が、1920年（ブリュッセル会議）と22年（ジェノア会議）に開催されている。ブリュッセル会議は専門家の、ジェノア会議は政府代表の会合である。ただし、決議はほぼ共通しており、復帰する平価の水準に関しては、旧平価で復帰するか、新平価で復帰するかは各国が決定すべきこととされていた（日本銀行[1983]第5章3.）。

は、民政党浜口雄幸内閣の井上準之助蔵相の下で1930年1月に旧平価解禁が行われ、日本は激しいデフレとなって昭和恐慌に突入する。その後、犬養毅政友会内閣の高橋是清蔵相の下で、金輸出が再禁止され、日本は31年12月（正式には32年1月）、金本位制から離脱し、デフレも収まり、景気は急回復する。29年から31年の激しいデフレと昭和恐慌、デフレ脱却と景気回復は前掲の図1にも明らかである。

この論争で残念なのは、旧平価での解禁は国内物価を下げることであったということが国民に理解されていなかったことだ。もちろん、旧平価解禁論者は、それが財界整理、不況をもたらすことを理解していたが、どれだけの物価下落が必要か、そのためには賃金も下げなくてはならないことを理解していたとはとうてい考えられない。確かに、「当時の経済政策を支配していた思想は、正統的・保守的であって、これは1920年代を通じて、政府が戦前平価で金本位制を再開することからも明白である」（佐藤和夫[1981]24頁）とされる。問題は、それが何を意味するかを、正統派・保守派が理解していたとは思われないことだ²。

旧平価解禁論が真剣なものであったのなら、20年代初期に高騰した物価を、20年代を通じて下落させていくことが金融政策の課題でなければならないが、そのような金融政策は行われていたのだろうか。本稿では、テイラー・ルールとマッカーラム・ルールを用いて、この問いに答えることとするが、その前に、日本の金本位制復帰への政治的な動きを概観しておきたい。

第1次大戦期の混乱が収まり、主要国が金本位制に復帰するにつれて、日本も金本位制に復帰するべきだと議論が盛んになり、金解禁すなわち金本位制復帰が日本の政策課題となった。しかし、当時の言論や政府高官の発言を見ると、かならずしも一直線に金解禁を目指すという議論が盛んだった訳ではない。金解禁論争とは、アメリカが金本位制に復帰した1919年から現実に金解禁が決定される1929年まで10年にわたる論争だったのである。以下、日本銀行[1983]（第5章3. 第6章2.）、石橋[1929]により、金解禁を巡る動きを簡単に整理しておこう。

世界の動きを見れば、前述の19年のアメリカの旧平価での復帰に続いて、24年にはドイツが新平価で（ドイツは金兌換を実施しておらず、不完全なものだった）、25年にはイギリスが旧平価で、27年にイタリアが、28年にはフランスが、それぞれ新平価で金本位制に復帰した。フランスの復帰によって、主要国のなかで復帰していないのは日本だけとなり、このことも日本の金解禁への動きを促進したと思われる。金解禁論争は他国の復帰に刺激を受けた論争でもあった。

1919年には、アメリカの復帰に刺激を受けて、東洋経済新報などで金解禁論が唱えられたが、政府の反応は低調であった。この理由として、大戦後には、対中国投資が盛んになり、その際、日本が影響力を持つために金準備を蓄積しておく必要があったからであると

² ただし、当時、日本銀行理事、副総裁を歴任していた深井英五は、この問題を理解していた。深井は、「金本位を回復する為に所謂貨幣の単位の切下を行うか（すなわち新平価解禁 - 筆者注）、然らざれば通貨の縮小を図らなければならぬ」と書いている（深井[1928]第9章第5節単位の切下げか、通貨の縮小か）。

されている（石橋[1929]）。1922年ごろになると物価調整の見地から金解禁論が唱えられるようになった。物価が、第1次大戦の水準に比べると倍になっており、アメリカの物価に比べても4割高い水準にあった。この割高の水準を金解禁、通貨収縮のメカニズムによって是正せよというのである。確かに、加藤友三郎内閣（22-23年）は、通貨縮小、物価引き下げの意志を示してはいた。しかしその動きは23年9月の関東大震災によって葬られた。

1925年のイギリスの金解禁によって、再び、金解禁の動きが盛り上がったが、当時の浜口蔵相の発言によれば、財界の整理安定を図り、外国貿易の逆調を制し、国際貸借を改善し、その結果として金解禁すると述べている（浜口雄幸「金融制度の整備と国際貸借について」『銀行通信録』第81巻第484号、1926年5月8日、引用は日本銀行[1983]148頁）。これは22年ごろの金解禁論とは政策の因果関係を逆にするものだった。だが、27年の金融恐慌により、金解禁への動きはまったく頓挫した。しかし29年になると財界においても金解禁を求める声が高まり、新たに政権についた浜口民政党内閣の下で、金解禁が実施されることになる。ただし、この金解禁を行うための準備について、当時日銀副総裁であった深井英五は、金解禁が不景気を忍ばなければならないことを大衆に理解させていたかに疑問を呈している（深井英五『回顧七十年』岩波書店、1941年、242-243頁）。

以上、概括してみれば、金本位制へ復帰しようという動きはあったが、19年から29年にかけて9代の交代を経験した内閣を通じて、金解禁とは、通貨の収縮によって不況をもたらす物価を引き下げることであるという理解の下に一貫した政策が行われていたとは信じがたい。ただし、金解禁への動きが度々予想されていたので、旧平価での金解禁の実施を予想して為替が上昇しており（1923年から27年にかけて為替は下落していたが、それ以外はほぼ旧平価の水準にあった）、それを通じて経済にデフレ圧力が現れていたのが1920年代の経済と解釈できるだろう。

ここで私たちの分析に戻って、まず、テイラー・ルール分析から始めたい。

2. テイラー・ルールによる金融政策の評価

2.1 テイラー・ルールの意味と定式化

テイラー・ルールとは、GDPギャップと現実のインフレ率と目標インフレ率の差に対して金利をどの程度動かすべきかという金融政策について Taylor[1993]が提唱したルールである。金融政策当局が、現実にもどのように金融政策を行っているかを表すものとして様々に実証されている。日本における実証としては地主・黒木・宮尾[2001]などがあるが、戦前期の金融政策に適応したのは鎮目[2002]のみと思われる。

テイラー・ルールとは以下の式で表わされるものである。

$$i_t = \pi_t + \alpha x_t + \beta(\pi_t - \pi^{tar}) + r_t^* \quad (1)$$

この式において、 i は政策金利、 π はインフレ率、 x はGDPギャップ、 π^{tar} は目標インフレ率、 r^* は均衡実質利子率を表している。テイラー・ルールは、(1)式に示されるように、政策金利の決定を物価と景気（GDPギャップ）を睨みながら行われていることについてのルールである。すなわち、GDPギャップが正の方向に動けば（景気が良くなれば）金利を上げ（ α はプラス）、インフレ率が目標インフレ率よりも高まれば金利を引き上げる（ β はプラス）というルールである。ここでは、目標インフレ率も、均衡実質金利も分からないので、(1)式を変形して、

$$i_t = (r^* - \beta\pi^{tar}) + (1 + \beta)\pi_t + \alpha x_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

を推計する。ここでベータが1以上であれば、物価が望ましい水準よりも高くなれば、物価上昇率以上に金利を上げて物価上昇を抑えるというルールを適用していることになる。

このような推計を行うことについて、当時、テイラー・ルールなどという概念がなかったのだから意味がないという批判があるかもしれない（これは3.のマッカーラム・ルールについても当てはまる）。しかし、テイラー・ルールとは、景気が過熱するかインフレが高進したら金利を引き上げ、景気が悪化するかデフレになったら金利を引き下げるという素朴なルールであり、このような考えは当時から広範に理解されていたと思われる。在野のエコノミストとして活躍していた高橋亀吉は、「金利政策とは…物価が思惑的に騰貴し過ぎ、又は企業が投機的に濫設せられる恐れありと見ればこれを抑え、物価が恐慌的に下落し過ぎたと見れば金利を引き下げて其の下げ足を止めるの類である」と書いている（高橋[1929]190頁）。また、日本銀行の要職を歴任していた深井英五（1918年日本銀行理事、1928年日本銀行副総裁、1935-36年日本銀行総裁、1937年貴族院議員、1938年枢密顧問官）も、「(通貨調節の趣旨は) 通貨の数量の過不足より来る通貨の価値の変動を防ぎ、なるべくその安定を図ること、…所謂景気の変動を緩和し、その循環を成るべく円滑にすること」と書いている（深井[1928]467頁）（ただし、両者とも、上記の考えを実践する上での難しさは認めている）。したがって、素朴な意味のテイラー・ルールは常識として理解されていたと言ってよく、当時の金融政策をテイラー・ルールによって評価することは意味があると考えられる³。

2.2 戦前期のテイラー・ルールについての先行研究

戦前期のテイラー・ルールを推計した研究としては、既に鎮目[2002]がある。鎮目は、戦間期日本の経済変動に対して金融政策がどのように反応してきたかを、テイラー・ルールを用いて分析している。この分析によれば、この間の日本の金融政策は、(1)インフレ率

³ 本稿の目的は日本銀行の行動を評価することではない。当時、日銀は政府から独立しておらず、日銀の政策を単独で評価することは意味がない。本稿で評価するのは、総体として金融政策を形作った日本銀行、大蔵省、政治家等、当時のエリートたちが総体として行った政策である。

の関係で見ると、経済変動を増幅させる方向で働いてきたこと、(2) 金融政策は、金本位制という通貨体制と密接に関係しており、国内経済の安定を犠牲にして為替レート目標を追求してきたことを示している。さらに(3) 1931年の金本位制離脱後、国内経済の安定に繋がる金融政策が可能であったにも関わらず、そのような金融政策運営が行われていたとは言えないことを示している。

私たちが、戦間期の金融政策について、昭和恐慌前後の時期に焦点を当てて、分析を続けてきた(原田・中澤[2004]、原田[2005]、原田・佐藤・中澤[2008])。鎮目の分析は、年次データを用いているので、戦間期全体の金融政策を分析できるが、昭和恐慌前後、あるいは第1次大戦直後など、特定の時期に焦点を置いた分析とはなっていない。そこで、私たちは、月次データを用いることで、特定の時期に焦点を置いた分析が可能になると考えた。また、鎮目は、金本位制という通貨体制を問題にしながら、為替レートを説明変数に入れていない。これも私たちが、さらなる分析が必要と判断した理由である。

2.3 データの説明

戦間期の経済データは主に、日本銀行「本邦経済統計」、東洋経済新報社『経済統計年鑑』、大蔵省「大蔵省年報」、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『景気指数：1888～1940年』などから得ることができる。ここで用いるデータは、1926年1月から1936年12月までのコールレート、卸売物価指数、鉱工業生産指数、為替レート、貿易収支であり、これらの定義と出所を表1に整理しておく(ここで3.のマッカラム・ルールの推計で用いるデータについても定義と出所を示しておく)。

表1 使用データ(月次)の出所

変数名	出所
コールレート	日本銀行『本邦経済統計』
鉱工業生産指数	東洋経済新報社『経済統計年鑑』各年版
卸売物価指数	藤野正三郎・五十嵐副夫『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
為替レート	日本銀行「本邦経済統計」外国為替相場(横浜正金銀行建値) ニューヨーク、電信、平均
貿易収支	輸出-輸入、大蔵省「大蔵省年報」各年版
マネタリーベース	大蔵省理財局編『金融事項参考書』日本評論社(日本銀行兌換券差引流通残高と日本銀行預金貸出金残高表「一般預金」の和) 及び 藤野・五十嵐前掲書

現金通貨	藤野・五十嵐前掲書
ニューヨーク卸売物価	日本銀行調査局『外国経済統計』
ニューヨーク市中金利	日本銀行調査局『外国経済統計』
ロンドン市中金利	日本銀行調査局『外国経済統計』
正貨準備高	日本銀行調査局『本邦経済統計』

これらのデータはなじみのないものであるので、そのグラフを図3、図4に示しておく。鉱工業生産指数は1930年1月を100としている。コールレートおよび卸売物価指数によるインフレ率(前年同期比)の単位は%、為替レートは100円当たりの1ドル価格、貿易収支は100万円単位である。また鉱工業生産指数、卸売物価指数および貿易収支を構成する輸出と輸入はX12-ARIMAによって季節調整を行っている。貿易収支は輸出、輸入を季節調整して差を取ったものである。

図3 使用データ(月次)のグラフ：鉱工業指数，貿易収支，為替レート

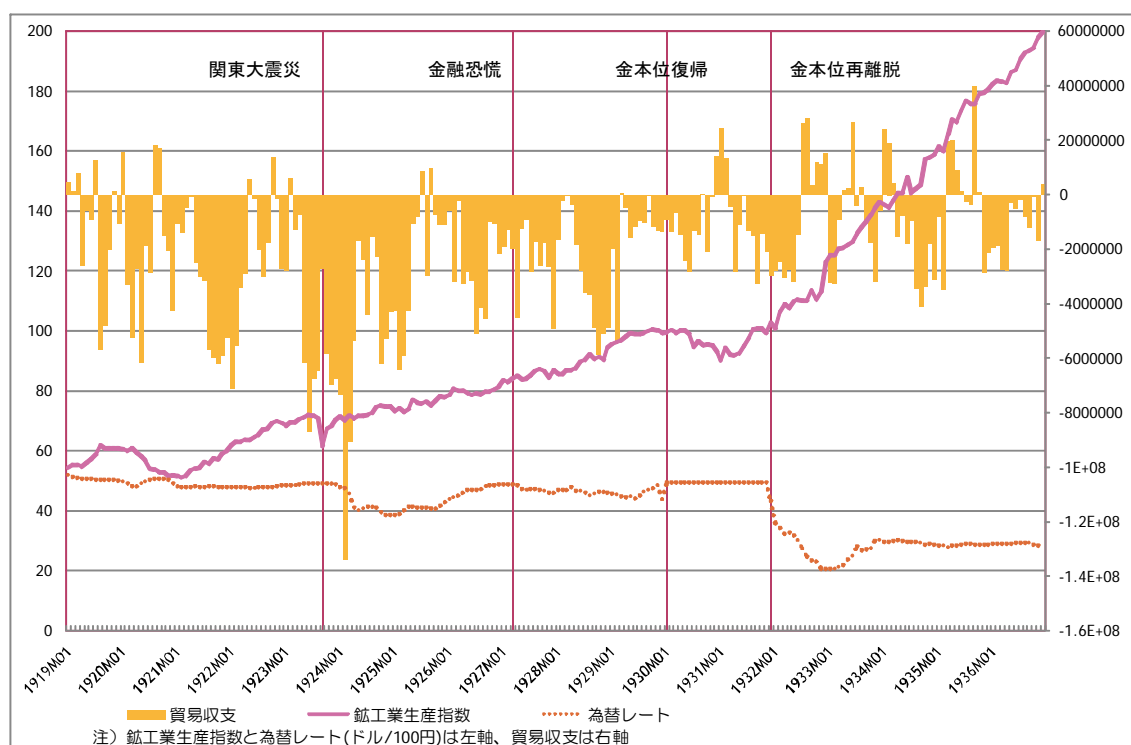
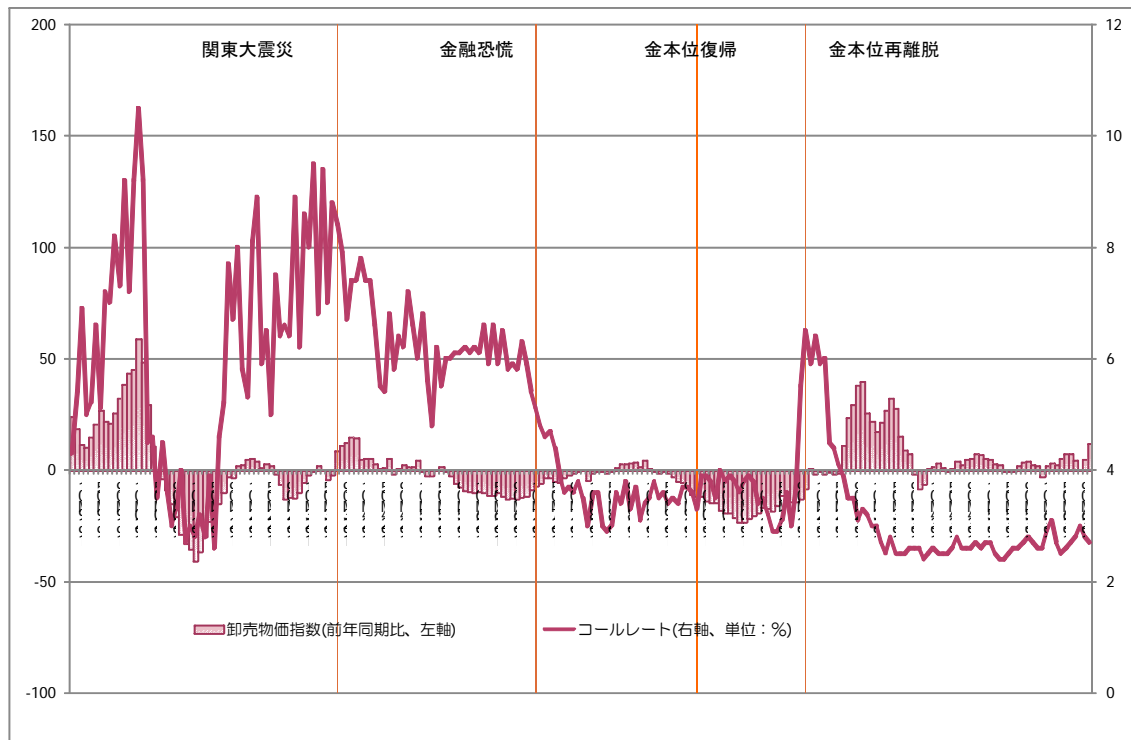


図4 使用データ(月次)のグラフ：インフレ率，コールレート



本稿の目的であるテイラー・ルールの推計では、説明変数として GDP ギャップを用いるが、GDP は月次データでは入手できないので、ここでは
$$\text{GDPギャップ} = \frac{IIP}{IIP_{hp}} - 1$$
 を鉱工業生産指数 IIP と IIP_{hp} はのギャップで作成している。 IIP_{hp} は「潜在 GDP」の代理変数である「潜在生産指数」で表わしており、鉱工業生産指数に HP フィルター (Hodrick-Prescott filter) をかけることによって作成した⁴。作成した GDP ギャップは図5である。

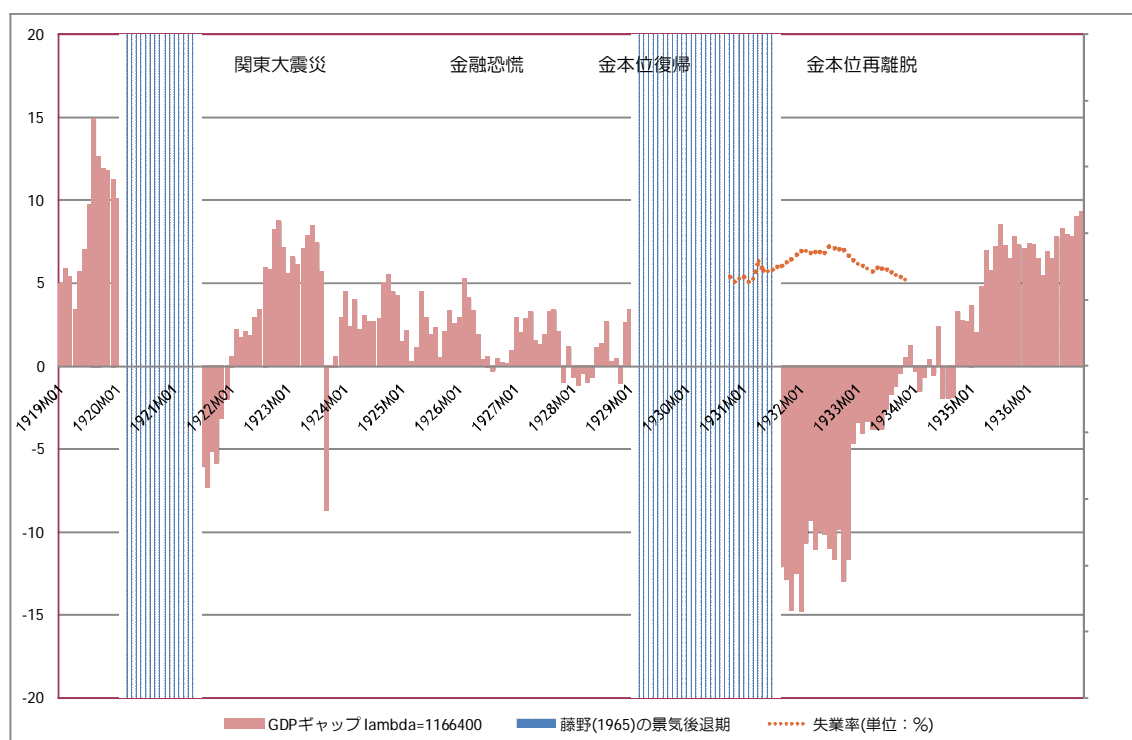
この GDP ギャップが実態と合っているかを考察するために、ここで作成された GDP ギャップの動きと藤野[1965] (第 2-3 表) の認定した景気循環クロノロジーと比較してみる。藤野によれば、1915 年 2-3 月～1920 年 1-2 月が拡張期、21 年 5 月までが縮小期、29 年 2 月までが拡大期、31 年 7 月までが縮小期、それ以降が拡大期となっている。また、良く知

⁴ 本稿では潜在 GDP 作成に際し、Hodrick and Prescott [1997、以降 HP フィルターと呼ぶ] によるフィルタリング関数のスムージングパラメータ $\lambda = 1166400$ を選択してトレンドを抽出している。ここでは報告されていないが、HP フィルターの $\lambda = 129600$ 、 14400 、移動平均のラグとリードに関して対称な加重を計算するフィルタリング関数をもつ Baxter and King [1999]、および移動平均の加重に関して非対称な加重を許す Christiano and Fitzgerald [2003、CF フィルター] を用いて比較検討している。CF フィルターでは、季節調整済みの IIP 系列が単位根過程に従っているため、Christiano and Fitzgerald [1999] に従って、平均なし、トレンドなし、ドリフトなし、平均、トレンド、ドリフト全てなしの 4 種類を使用して検討を行っている。最終的に藤野 [1965] の景気循環周期と整合的になるように HP フィルターの $\lambda = 1166400$ を選択した。これらの結果を入手したい場合は筆者に連絡されたい。

られているように、20年には第1次世界大戦の終結による国際的経済反動があり、23年には関東大震災があり、27年には金融恐慌があった。作成したGDPギャップは、これらの変動を基本的には捉えていると言えるだろう。

さらに、失業率の動きを前掲の図5に示す（失業率は内務省社会局社会部職業課「失業状況推定月報概要」による）。図に見るように、失業率のデータがあるのは1931年1月から33年12月までであるが、その間のGDPギャップと失業率の動きは正負逆で、GDPギャップの変動が大きいという問題はあるが、ほぼ同じように動きをしている。また、失業率の動きがGDPギャップの動きに遅れていることも、雇用が景気の遅行指標であるという今日の常識に照らして合理的である。したがって、HPフィルターで作成した潜在生産指数およびGDPギャップも景気変動を反映した適切なもの判断できるだろう。

図5 使用データ(月次)のグラフ：GDPギャップ



2.4 テイラー・ルールの推計

2.4.1 推計結果

(2)式の推計結果は表2の通りである。推計期間は、全サンプルがそろそろ1919年1月から1936年12月である。36年を終わりとしたのは、それ以降は軍の圧力によって政策が行われ、金融政策の自立的な動きを議論することはできないと考えたからである。推計方法は最小二乗法を使用している。なおダービンワトソン統計量からは系列相関が疑われるた

め、最小二乗推定量が有効性を持たない可能性があるので、標準誤差を Newey-West の方法によって修正を加えて t 検定を行っている⁵。

推計結果の解釈としては、 $1 + \beta$ の推計値 0.016 から β は -0.984 であり、インフレ率が目標インフレ率よりも高まれば金利を引き下げ、逆にインフレ率が目標インフレ率よりも低ければ金利を引き上げるという物価を不安定にするデフレ的な金融政策を採用していたことになる（インフレの時はインフレ促進的になる）。まして β はほぼマイナス 1 であるので、かなりインフレまたはデフレ促進的な金融政策を行っていたことになる。これを現実の経済情勢に当てはめれば、20 年代のデフレ期ではデフレ促進的な金融政策を行い、30 年代のインフレ期ではインフレ促進的な金融政策を行っていたことになる。ただし、この係数は 10% レベルでも有意ではない。

なお、物価を下落させることを目標としても、デフレ促進的でなく、長期的な目標をもってテイラー・ルールに基づいて物価を下落させることができることを念のために指摘しておく。すなわち、物価上昇率の目標レベルを低くすれば、目標より物価が上ったときは引締め、下がったときは緩めるという物価安定的で、かつ長期的に物価を下落させる方法は可能であり、またその方が望ましいだろう。

一方、 α は 0.108 なので GDP ギャップが正のとき金利を引き上げる景気安定的な政策をとっていたことになる。ただし、 α は 10% で有意であるが、係数が小さいので（GDP ギャップがマイナス 10% でも金利を 1.08% 下げるだけ）景気安定化効果が大きかったとは言えないだろう。

表 2 (2)式のテイラー・ルールの推計結果

全期間: 1919年1月～1936年12月	
	係数
定数項 $r^* - \beta \pi^{tar}$	4.669 *** (17.711)
インフレ率 $1 + \beta$	0.016 (0.823)
GDP ギャップ α	0.108 (1.679)
R2	0.085
自由度調整済みR2	0.077
標準誤差	1.855
DW統計量	0.258

注) () 内は係数の t 値, ***, ** はそれぞれ有意水準 1%, 5%

ダービンワトソン(DW) 統計量から系列相関が疑われるので標準誤差は Newey-West の方法によって修正を加えている。

⁵ 本稿には載せていないが、ここでは最尤法による推計も行っている。最尤法による推計では誤差項に正規分布を仮定した場合、最小二乗推定値とほぼ等しい推定値でかつ漸近的 t 値から $1 + \beta$ が 10%、 α が 1% で有意であることが確認されている。

さらにサンプル期間を、1930年の昭和恐慌期を含む期間と含まない期間に分けて推計を行う。具体的には、1919年1月から1931年12月までと、1932年1月以降から1936年12月までの2期間に分割して(2)式の推計を行う。金融政策は、1931年12月以前は金本位制への復帰を求めているが、それ以降は金本位制を離脱し、金本位制に制約されることがなくなると考えての分割である(金本位制からの離脱は31年12月、正式には32年1月)。推計結果は表3に示している。ここでも標準誤差をNewey-Westの方法によって修正している。

表3 期間分割後のテイラー・ルールの推計結果

(1)期間: 1919年1月～1931年12月		(2)期間: 1932年1月～1936年12月	
	係数		係数
定数項 $r^* - \beta \pi^{tar}$	5.450 *** (22.627)	定数項 $r^* - \beta \pi^{tar}$	3.113 *** (10.790)
インフレ率 $1 + \beta$	0.057 *** (3.877)	インフレ率 $1 + \beta$	-0.009 (0.644)
GDPギャップ α	0.061 (0.898)	GDPギャップ α	-0.182 ** (2.307)
R2	0.313	R2	0.175
自由度調整済みR2	0.304	自由度調整済みR2	0.146
標準誤差	1.542	標準誤差	0.862
DW統計量	0.475	DW統計量	0.241

注)()内は係数のt値, ***, **はそれぞれ有意水準1%, 5%

ダービンワトソン(DW) 統計量から系列相関が疑われるので標準誤差はNewey-Westの方法によって修正を加えている。

推計結果表3-(1)を見ると、1919年1月から1931年12月において $(1 + \beta)$ が1%で有意である。また値は0.0567であり、これから1を引くと $\beta = -0.943$ となる。(1)式から考えると、物価が目標インフレ率以上に上昇したときには、政策金利をほぼ物価上昇率と同じだけ引き下げるといふ政策を行っていることがわかる。この期間は、ほぼ物価が下落していたので、デフレ促進的な政策を採っていたことになる。

GDPギャップに関しては有意ではないが、ギャップが1%ポイント縮小すると、政策金利を0.061%引き上げる。すなわち、景気が拡大したときには政策金利を引き上げるという景気変動抑制的な政策が行われていたことがわかる。もちろん、その係数は小さいので、実際にどれだけそのような効果があったかは分からない。

表3-(2)で、1932年1月から1936年12月の推計結果をみる。物価の係数 $(1 + \beta) - 0.009$ から1を引くと、 -1.009 となり、物価が上ると金利を引き下げるといふ政策をとっていたことが分かる。この期間は物価が回復または上昇していた時期であるので、インフレ促進的な政策を行っていることがわかる。

GDPギャップに関しては5%で有意であり、ギャップが1%ポイント縮小すると、政策金利を0.182%引き下げるといふ景気変動拡大的な政策が行われていたことがわかる。ただし、

その係数は小さいので、効果も小さかったと思われる。

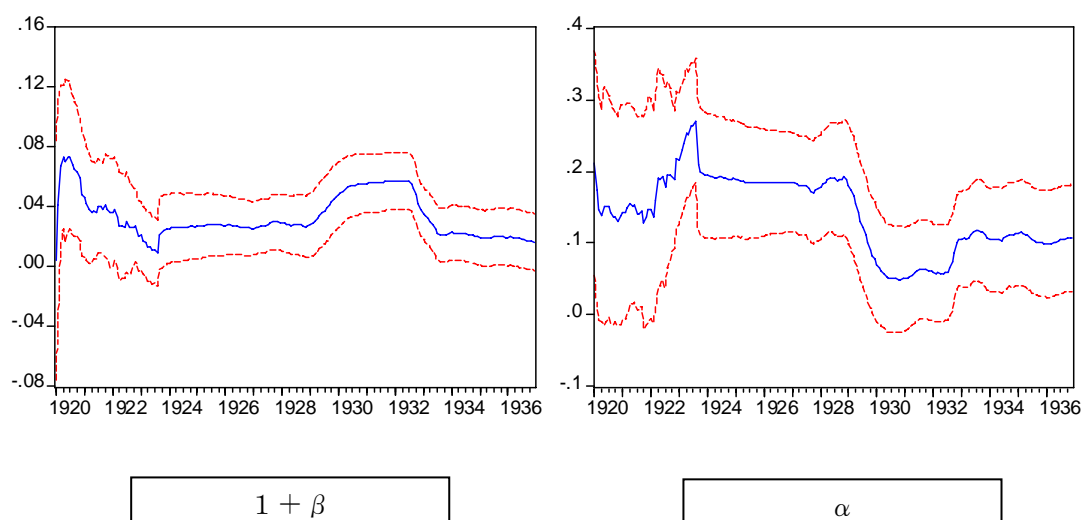
これらの結果を鎮目[2002]と比べると、インフレ促進的、またデフレ促進的な政策が行われていたということについては共通している。GDPギャップについて32年以降マイナスになるというのも鎮目と共通である。ただし、本稿の推計した係数値は、鎮目に比べてきわめて小さい。

2.4.2 区間分けについての確認

これまでの期間分割は暫定的なものであった。この区間分割が合理的なものであるかをどうかを確認するために、逐次回帰法(recursive least squares)を行った結果が、図6である⁶。

図6で $1+\beta$ 、 α の動きをみると、30年以降に大きく動いており、この期間分けは合理的なものだったと分かる。

図6 逐次回帰推計



2.5 政策反応までのラグ

これまでの分析は、当期の物価、景気、貿易収支、為替が金融政策に影響を及ぼすとしていた。しかし、為替はともかく、物価、景気、貿易収支については認知のラグがあり、また経済情勢を慎重に見極めながら政策を行っていると考えられる。そこでここでは、次のようなモデルについて推計を行うことにする。

⁶ ここで使用した逐次回帰法は、推計期間として1から説明変数の個数より大きいサンプル数を選び係数を推計し、次は最終期を1期追加して係数を推計、といった手順を繰り返す手法である。詳しくは森棟(1999)4章を参照のこと。

$$i_t = (r^* - \beta\pi^{tar}) + \sum_{p=0}^1 (1 + \beta)_p \pi_{t-p} + \sum_{q=0}^1 \alpha_q x_{t-q} + \lambda_1 i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

ここでは $p=0$, $q=0$ のケース、 $p=0$, $q=1$ のケース、 $p=1$, $q=0$ のケース、 $p=1$, $q=1$ のケースについて推計を行った結果、自由度修正済み決定係数および赤池情報基準によってモデルを選択すると、全期間を対象とした場合は $p=1$, $q=0$ 、金本位離脱以前を対象期間にした場合では $p=q=1$ 、金本位離脱以降を対象とした場合では $p=0$, $q=0$ が選択される。したがってここでは各期間において選択されたラグ (p , q) に従って推計を行う。スペースの節約のため選択されたモデルの結果のみを、表 4 に示す。推計方法は、最小二乗法を使用している。

表4 政策反応までのラグ

(1)全期間:1919年1月~36年12月
($p=1, q=0$)

	係数
定数項 $r^* - \beta \pi^{tar}$	0.612 *** (3.895)
当期インフレ率 $(1+\beta)$	0.042 ** (2.220)
前期インフレ率 $(1+\beta)$	-0.047 ** (2.463)
当期GDPギャップ α_0	0.042 ** (2.436)
前期の金利 λ_1	0.867 *** (28.290)
R2	0.789
自由度調整済みR2	0.785
標準誤差	0.895
DW統計量	2.756

(2) 金本意離脱前:1919年1月~31年12月 (3) 金本意離脱後:1932年1月~19年12月
($p=1, q=1$) ($p=0, q=0$)

	係数		係数
定数項 $r^* - \beta \pi^{tar}$	1.392 *** (3.907)	定数項 $r^* - \beta \pi^{tar}$	0.364 ** (2.348)
当期インフレ率 $(1+\beta)$	0.076 *** (3.149)	当期インフレ率 $(1+\beta)$	-0.002 (1.048)
前期インフレ率 $(1+\beta)$	-0.066 *** (2.682)	前期インフレ率 $(1+\beta)_1$	
当期GDPギャップ α_0	0.022 (0.661)	当期GDPギャップ α_0	-0.004 (0.321)
前期GDPギャップ α_1	0.009 (0.338)	前期GDPギャップ α_1	
前期の金利 λ_1	0.748 *** (12.691)	前期の金利 λ_1	0.867 *** (15.181)
R2	0.719	R2	0.933
自由度調整済みR2	0.710	自由度調整済みR2	0.929
標準誤差	0.997	標準誤差	0.248
DW統計量	2.643	DW統計量	2.594

注意)()内は係数のt値, ***, **はそれぞれ有意水準1%, 5%
ダービンワトソン(DW) 統計量から系列相関が疑われるので標準誤差はNewey-Westの方法
によって修正を加えている。

表4(1)の全期間を対象とした場合、全ての変数が5%で有意である。また $1+\beta$ の推計値から計算された β は全て負となり、インフレまたはデフレ促進的な政策が行われていたと解釈される。GDPギャップについては α が正であるが、係数の値は非常に小さい。一方、金利の平準化の程度を示す λ_1 の係数は大きい。

金本位制離脱以前の推計結果表 4(2)では、GDP ギャップの係数以外が有意である。推計

された係数の値をみると、この時期の β も、表 4(1)の全期間を対象とした値とあまり変わらないが、 λ_1 はやや小さくなっている。この時期政策策定者は、金利を平準化しつつインフレを促進するような政策をとっていた可能性がある。

最後に金本位制離脱以後の推計結果表 4(3)からは、 λ_1 以外は有意ではない。

すなわち全期間を通していえることは金利の平準化の要素が強く、またインフレおよびデフレを是認あるいは促進的な政策となっていた。係数の値はいずれも小さく、 λ の係数をコイック型のラグと考えると、それぞれの係数を $1/(1-\lambda)$ 倍しても小さい。

3. 拡張テイラー・ルール

3.1 拡張テイラー・ルールの定式化、先行研究、データ

これまでの結果は、物価については鎮目[2002]（図表 7）とも共通であり、物価を不安定にする金融政策が行われていたことになる。さらに、鎮目では GDP ギャップの係数は 31 年までは正であり、景気変動抑制的だったが、32 年以降は負となり、景気変動を拡大するような金融政策が行われていたことになる。本稿の GDP ギャップの係数も正から負に変わっている。ただし、いずれにしろその係数は小さいので、景気変動を抑制するように金融政策が行われていたとは言えない。

以上の結果は、むしろ、戦間期の金融政策は、金融政策は国内の経済安定に重点を置いて物価と景気を見ながら行うべきというテイラー・ルールでは説明することが難しいと解釈すべきだろう。これは鎮目の結果とも共通している。そこで次に、戦間期の金融政策は経常収支、為替レートの安定など、対外均衡に重点を置いて行われていたのではないかという常識に従い、テイラー・ルールを拡張して、金融政策が経常収支や金・外貨準備や海外金利にも影響されて行われていたとする。鎮目[2002]は、テイラー・ルールに金・外貨準備、海外金利、経常収支、資本収支を加えている。月次で資本収支（およびその代理変数）のデータを得ることはできなかったため、我々の推計式は、鎮目[2002]を参考に

$$i_t = (r^* - \beta\pi^{tar}) + (1 + \beta)\pi_t + \alpha_1 x_t + \alpha_2 TB_t + \alpha_3 S_t + \alpha_4 NYP_t + \alpha_5 for_t + \alpha_6 reserve_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

とする。

ここで月次の経常収支はデータが得られないため、輸出入の差を名目GDPで割った貿易収支比率 TB を使用している（ここで用いている名目GDPは、鉱工業生産指数×卸売物価指数である）。貿易収支比率は、実際の名目GDPで修正している⁷。また S は、為替レートの変化率を

⁷貿易収支比率 TB は、具体的には以下である。

$$TB_t = \frac{\frac{1928年の貿易収支合計}{1928年の名目GDP(大川推計)}}{\frac{月次貿易収支の1928年平均}{月次名目GDP(の代理変数)の1928年平均}} \times \frac{t期の貿易収支}{t期の名目GDP(の代理変数)} \times 100$$

示しており、値が増えるのが円高である⁸。ニューヨーク物価 $NYPI$ はニューヨークの卸売物価指数の前年同月変化率(%)である。 $fori$ は外国の市中金利(%)を示し、ニューヨーク金利あるいはロンドン金利のいずれかである。貿易収支が赤字に、円の為替レートが下落すれば、金利は引き締められる。ニューヨークの物価が下落すれば、日本の金融も引き締めざるを得ない。ニューヨークまたはロンドンの金利に追随するしかないと考える。正貨 $reserve$ は金本位制であれば、これが増大すれば金融を緩和し、減少すれば金融を引き締めることになる(ただし、正貨は21年3月から29年3月までのデータしかない)。また正貨は、1924年1月から11月、1925年2、8、9月のデータが欠損しているので、線形補間によってデータを補っている⁹。

符号条件は、貿易収支比率、為替レート変化率、ニューヨーク物価上昇率、正貨が負、ニューヨークおよびロンドンの金利が正である。

以上で、為替レート、ニューヨーク物価が鎮目[2002]の分析に対し、新たに追加した変数である。

ここで、新しく追加した変数、貿易収支比率と為替レートと名目GDPの代理変数とニューヨーク物価とニューヨーク金利とロンドン金利と正貨準備を図7、図8、図9に示しておく。ここで名目GDP(その代理変数)は鉱工業生産×卸売物価指数である。

⁸第1節と同じように、為替レートの水準は100円当たりのドルで表しているため、変化率に修正しても値が大きくなると、円高を示すことになる。

⁹ また日本銀行調査局『本邦経済統計』では、1922年11月の正貨準備高の値が1386957540円と記載されているが、前後月の数値から判断して1836957540円の誤記と推測し、修正を加えている。

図7 コールレート、ニューヨーク市中金利、ロンドン市中金利

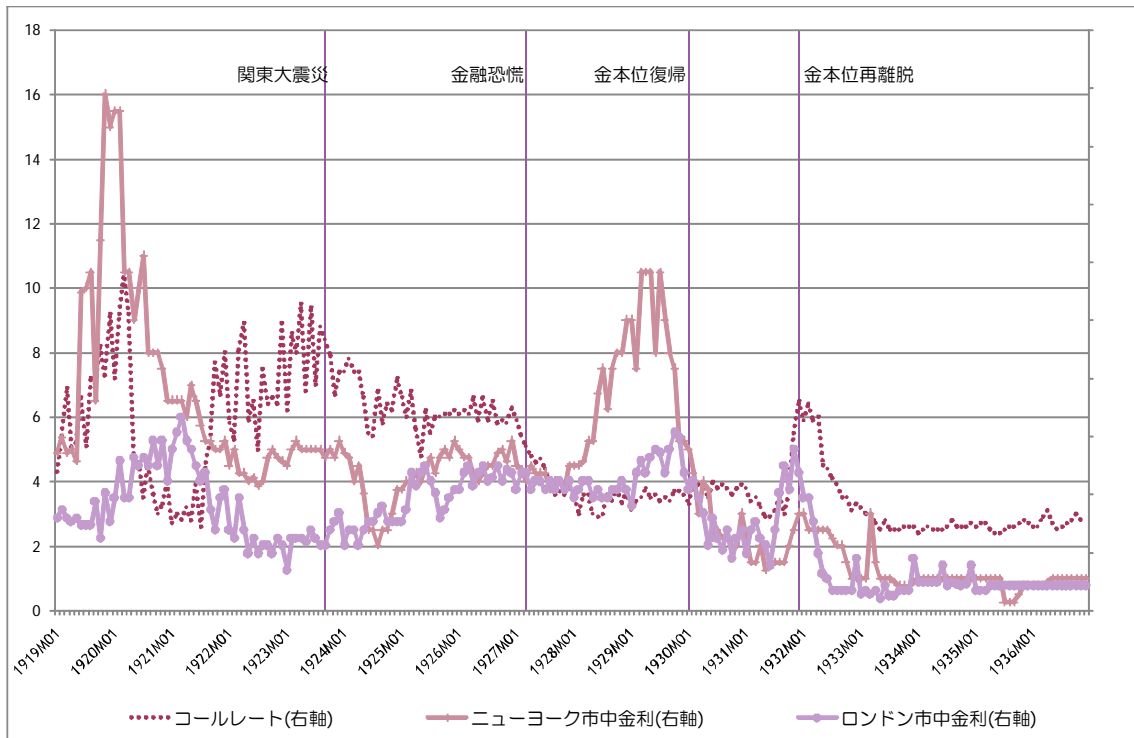


図8 貿易収支比率、為替レート変化率、名目GDP(対数値)

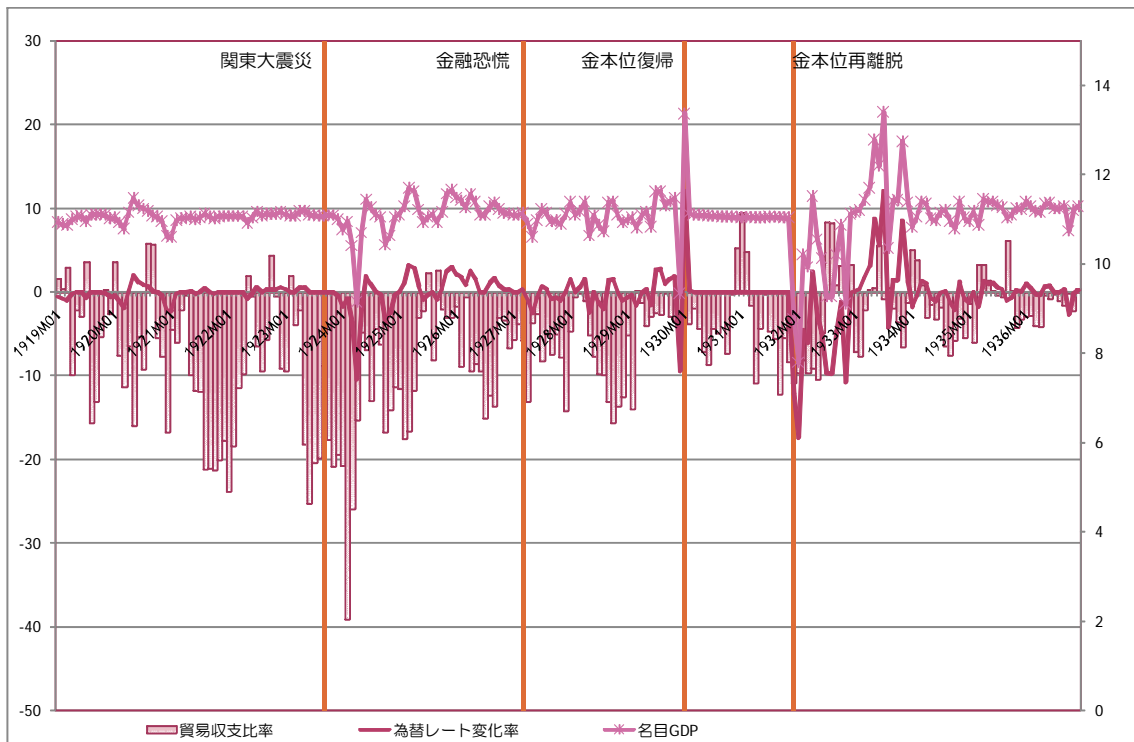
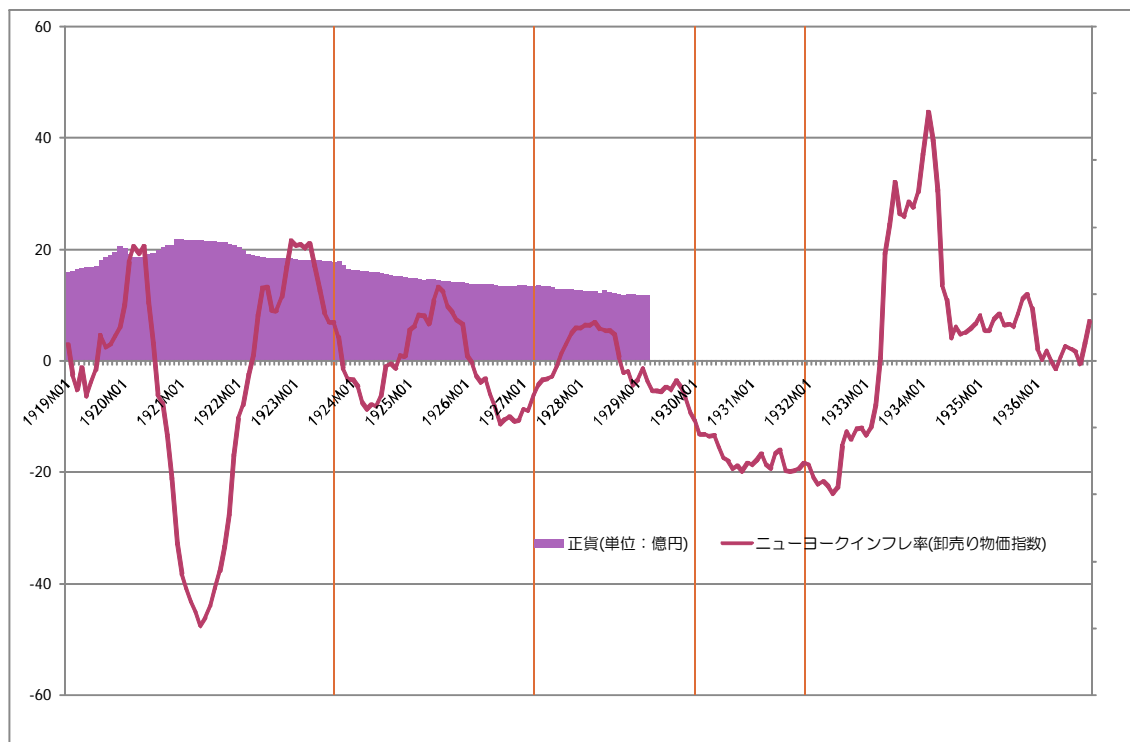


図9 正貨準備高、ニューヨークインフレ率



なお、追加した説明変数、貿易収支比率、為替レート、ニューヨーク物価、ニューヨーク金利、ロンドン金利、正貨準備が独立でないという問題がある。うち、ニューヨーク金利とロンドン金利は同時には入れず、他の変数と代替的に入れることとする。それでも、貿易収支比率と為替レートが独立ではないという問題があるかもしれない。単純に、為替レートが割安であれば経常収支が黒字に動き、割高であれば経常収支が赤字に動くというメカニズムによって為替レートと経常収支が独立ではないということになる。

また、為替レート関数の推計において、自国と他国の物価、マネーサプライ、金利、生産に加えて、経常収支またはその累積を、説明変数に入れるのが通常であることを考えれば、当然に問題となる。しかし、多くの推計で、為替レートに対して、経常収支またはその累積の説明力はそれほど高くはない¹⁰。

ちなみに、変数間の相関行列を取ると表5のようになる（推計期間は正貨を含む変数間は1919年から1929年3月、それ以外の変数間は1919年1月1936年12月までである）。貿易収支比率と為替レートの相関を取ると相関係数は0.029であり、マルチコリニアリティ

¹⁰ 深尾[1983]（167頁）は、日本の米国に対する100億ドルの経常黒字は6.4%の円高・ドル安要因になるとしている。これは大きな効果だが、その後の推計によると、経常収支黒字が円高をもたらす効果は大きくはない。河合[1986]（第9.4表、214頁）によれば、経常収支累積額が1%の上昇は、実質為替レートを0.068~0.163%上昇させるにすぎない。その後も同様の推計がなされているが（経済企画庁[1997]第1-2-1図③、経済企画庁[1999]付図1-5-2、原田[2004]）、いずれの推計においても、経常収支が為替レートに与える影響は大きなものではない。

の問題は避けられていると判断できる。当時のデータで、為替と貿易収支の相関が弱い理由として、金解禁への動きが度々予想されていたので、為替レートが、貿易など実態経済の状況にかかわらず高騰していたこともあげられる。表 5 から、説明変数間で（被説明変数のコールドレートを除く）、相関係数の絶対値が 0.4 以上のものを上げると、卸売物価と GDP ギャップ、卸売物価とニューヨーク卸売物価、GDP ギャップとニューヨーク卸売物価、ニューヨーク金利とロンドン金利、貿易収支比率とコールドレートがそうである。卸売物価と GDP ギャップはテイラー・ルールの基本的な説明変数なので両者をともに入れるが、ニューヨーク金利とロンドン金利については、代替的にも推計することとする。

表 5 拡張テイラー・ルールで使用された変数の相関行列

	コールドレート	インフレ率	GDP ギャップ	貿易収支比率	為替変化率	NYインフレ率	NY金利	ロンドン金利	正貨準備変化率
コールドレート	1.000	0.222	0.293	-0.441	-0.112	0.082	0.437	0.264	-0.113
インフレ率		1.000	0.437	0.046	-0.024	0.482	0.198	-0.340	-0.005
GDP ギャップ			1.000	-0.056	0.205	0.605	0.246	-0.119	0.042
貿易収支比率				1.000	0.029	0.189	-0.182	-0.252	0.183
為替変化率					1.000	0.259	0.023	0.019	0.058
NYインフレ率						1.000	-0.071	-0.378	-0.084
NY金利							1.000	0.649	0.291
ロンドン市中金利								1.000	0.092
正貨準備変化率									1.000

3.2 拡張テイラー・ルールの推計結果

推計期間は、貿易収支が入手可能な1926年1月から1936年12月までの全期間と、上述の(2)式と比較するために、1931年12月までとそれ以降の期間とする。推計結果は、表 6 の通りである。推計については、上記3つの推計期間において最小二乗法を行っている。新しく追加した変数、貿易収支比率、為替レートの変化率、ニューヨーク卸売物価上昇率、ニューヨーク金利、ロンドン金利、正貨準備の変化率の単位は%である。推計に当たっては、系列相関が疑われるため、Newey-Westの方法によって標準誤差の修正を行っている。

表6 拡張テイラー・ルールの推計結果

	(1)期間:1919年1月～1936年12月		(2)期間:1919年1月～1931年12月	
	係数	係数	係数	係数
定数項 $r^* - \beta \pi^{tar}$	3.155 *** (10.072)	2.980 *** (6.939)	5.780 *** (12.603)	6.596 *** (13.464)
インフレ率 $I + \beta$	0.008 (0.552)	0.027 (1.600)	0.041 (1.957)	0.025 (1.399)
GDPギャップ α_1	0.036 (1.156)	0.057 (1.798)	0.090 ** (2.584)	0.083 ** (2.412)
貿易収支比率 α_2	-0.105 *** (5.627)	-0.106 *** (4.937)	-0.053 *** (2.671)	-0.054 *** (3.396)
為替変化率 α_3	-0.109 *** (3.782)	-0.110 *** (3.755)	-0.062 (1.345)	-0.051 (0.998)
NYインフレ率 α_4	0.014 (0.820)	0.011 (0.645)	0.014 (0.651)	0.012 (0.682)
NY金利 α_5	0.212 *** (3.002)		-0.133 (1.599)	
ロンドン金利 α_5		0.399 *** (2.870)		-0.466 *** (3.071)
R2	0.397	0.375	0.468	0.503
自由度調整済みR2	0.380	0.357	0.447	0.483
標準誤差	1.520	1.548	1.375	1.329
DW統計量	0.568	0.531	0.700	0.794

	(3)期間:1932年1月～1936年12月	
	係数	係数
定数項 $r^* - \beta \pi^{tar}$	2.703 *** (6.657)	2.617 *** (26.032)
インフレ率 $I + \beta$	-0.018 (1.920)	-0.016 ** (2.396)
GDPギャップ α_1	-0.052 ** (2.353)	-0.059 *** (5.464)
貿易収支比率 α_2	-0.031 (1.779)	0.004 (0.381)
為替変化率 α_3	-0.007 (0.423)	0.028 (1.526)
NYインフレ率 α_4	-0.017 *** (3.808)	-0.024 *** (5.526)
NY金利 α_5	0.423 (1.421)	
ロンドン金利 α_5		0.742 *** (7.283)
R2	0.797	0.899
自由度調整済みR2	0.774	0.887
標準誤差	0.443	0.313
DW統計量	0.757	0.925

注意)()内は係数のt値, ***, **はそれぞれ有意水準1%, 5%
ダービンワトソン(DW) 統計量から系列相関が疑われるので標準誤差はNewey-Westの
方法によって修正を加えている。

全期間を対象にした推計結果から、ニューヨーク金利でもロンドン金利のいずれを用いた推計でも、5%で有意な変数は貿易収支比率と為替変化率とそれぞれの金利だけである。どちらの推計でも、これらの有意な変数は符号条件を満たしている。インフレ率とGDPギャ

ップは5%有意ではなくなり、単純テイラー・ルールでも小さかった係数はさらに小さくなる。これに対して、貿易収支比率の係数は、貿易収支比率が10ポイント分マイナスに動けば1%金利を引き上げることであるから、ある程度、貿易収支に反応して金融政策を行っていたと言えるだろう。為替変化率の係数は、為替レートが10%下落したら、金利を1%引き上げることであるから、こちらもある程度は為替レートに反応して金融政策を行っていたとも言えるだろう。ニューヨーク金利とロンドン金利が1%上昇すると国内金利をそれぞれ0.2%、0.4%引き上げることになっている。

1926年1月から1931年12月までの推計では、ニューヨーク金利でもロンドン金利のいずれを用いた推計でも、5%で有意な変数は、GDPギャップと貿易収支比率とロンドン金利であるが、ロンドン金利は符号条件を満たしていない。GDPギャップは有意であるが、その係数は単純テイラー・ルールの推計と同様に小さい。貿易収支比率の係数は、貿易収支比率で10%ポイント分赤字が増えれば金利を0.5%引き上げることであるから、ある程度は、貿易収支に反応して金融政策を行っていたと言えるかもしれない。

さらに1932年1月から1936年12月までの推計では、物価、GDPギャップ、ニューヨーク物価、ロンドン金利が5%で有意である。GDPギャップ、ニューヨーク物価は符号条件を満たしていない、ロンドン金利は符号条件を満たし、その係数も0.74と大きく、日本の金融政策はロンドンに追随して行われていたことになる。

金本位制を意識して行われていたときには、金融政策は対外均衡に重点を置き、金本位制を離脱した後は、ロンドンの金利に追随していたことになる。日本の金融政策が、英国の金融政策に追随していたことは鎮目[2009]第2章の結果とも整合的である。

さらに表7は、以上の変数に正貨を追加したものである。データの制約により、1919年1月から29年3月までしか推計できないので、これは金本位制を意識して金融政策が行われていた期間の金融政策を評価していることになる。

表7 (3)式の拡張テイラー・ルールの推計結果(正貨準備の変化率追加)

期間:1919年1月~1929年3月

	係数	係数
定数項 $r^* - \beta \pi^{tar}$	5.431 *** (7.602)	7.511 *** (8.642)
インフレ率 $1 + \beta$	0.028 (1.209)	0.024 (1.264)
GDPギャップ α_1	0.147 ** (2.352)	0.095 (1.698)
貿易収支比率 α_2	-0.050 ** (2.522)	-0.034 ** (2.089)
為替変化率 α_3	0.016 (0.173)	0.097 (0.989)
NYインフレ率 α_4	0.004 (0.166)	-0.004 (0.224)
NY金利 α_5	-0.071 (0.665)	
ロンドン金利 α_5		-0.662 *** (2.795)
正貨準備の変化率 α_6	-0.071 (0.796)	-0.087 (1.138)
R2	0.410	0.471
自由度調整済みR2	0.374	0.438
標準誤差	1.451	1.375
DW統計量	0.808	0.934

注意) ()内は係数のt値, ***, **はそれぞれ有意水準1%, 5%

ダービンワトソン(DW) 統計量から系列相関が疑われるので標準誤差はNewey-Westの方法によって修正を加えている。

正貨を追加した推計結果では、GDPギャップ、貿易収支比率、ロンドン金利が有意である。GDPギャップ、貿易収支比率は符号条件を満たしているが、ロンドン金利は満たしていない。表7の1919年から31年の推計結果に比べて、GDPギャップの係数の値は大きくなるが、景気安定化効果が大きかったとまでは言えない。貿易収支の係数はほとんど変わらず、貿易収支の状況を念頭に入れて政策を行っていたと言えるだろう。ロンドン金利符号が逆で、海外金利が下がると金利を上げるという結果になっている。

以上の結果を鎮目[2002]と比べる。鎮目は金・外貨準備、英国の短期金利、経常収支、資本収支をテイラー・ルールの式に追加して、いずれの変数も有意ではなかったと報告しているが、本稿では、追加した変数のうち、貿易収支、ニューヨーク金利（特にロンドン金利）が符号条件を満たして有意になっている場合が多く、対外均衡を意識した金融政策が行われていた可能性を示唆している。

3.3 拡張テイラー・ルールに関する政策反応ラグ

以上の拡張テイラー・ルールの推計では、貿易収支比率、為替変化率、ニューヨークイ

インフレ率、ロンドン金利を追加したものが良好な推計結果をもたらした。そこで、拡張テイラー・ルールに関する政策反応ラグを考慮するために、以上の変数に加えて被説明変数の1期ラグを追加したものを推計する¹¹。結果は表8のようになる。

表8 拡張テイラー・ルールの金利ラグ付き推計

(1)期間: 1919年1月～1936年12月			(2)期間: 1919年1月～1931年12月		
	係数	係数		係数	係数
定数項 $r^* - \beta \pi^{tar}$	0.623 *** (3.922)	0.565 *** (3.134)	定数項 $r^* - \beta \pi^{tar}$	1.806 *** (3.861)	2.223 *** (3.396)
インフレ率 $l + \beta$	-0.0001 (0.023)	0.003 (0.552)	インフレ率 $l + \beta$	0.012 (1.190)	0.007 (0.761)
GDPギャップ α_1	0.019 (1.589)	0.023 (1.875)	GDPギャップ α_1	0.044 ** (2.072)	0.043 ** (2.007)
貿易収支比率 α_2	-0.024 ** (2.312)	-0.023 ** (2.239)	貿易収支比率 α_2	-0.019 (1.514)	-0.020 (1.767)
為替変化率 α_3	-0.026 ** (1.984)	-0.025 ** (2.069)	為替変化率 α_3	-0.048 (1.607)	-0.045 (1.430)
NYインフレ率 α_4	-0.002 (0.277)	-0.002 (0.388)	NYインフレ率 α_4	-0.004 (0.337)	-0.004 (0.389)
NY金利 α_5	0.040 (1.532)		NY金利 α_5	-0.044 (1.193)	
ロンドン金利 α_5		0.075 (1.447)	ロンドン金利 α_5		-0.163 (1.703)
コールレート1期ラグ	0.796 *** (18.638)	0.802 *** (20.579)	コールレート1期ラグ	0.680 *** (9.505)	0.657 *** (8.112)
R2	0.789	0.788	R2	0.707	0.711
自由度調整済みR2	0.782	0.781	自由度調整済みR2	0.693	0.697
標準誤差	0.902	0.904	標準誤差	1.023	1.016
DW統計量	2.581	2.574	DW統計量	2.408	2.415

(3)期間: 1932年1月～1936年12月

	係数	係数
定数項 $r^* - \beta \pi^{tar}$	0.527 ** (2.552)	0.900 *** (3.391)
インフレ率 $l + \beta$	-0.004 (1.594)	-0.005 (1.249)
GDPギャップ α_1	-0.006 (1.174)	-0.014 (1.562)
貿易収支比率 α_2	-0.001 (0.135)	0.010 (1.064)
為替変化率 α_3	0.005 (0.542)	0.019 (1.247)
NYインフレ率 α_4	-0.003 (1.971)	-0.008 ** (2.116)
NY金利 α_5	-0.022 (0.557)	
ロンドン金利 α_5		0.386 *** (3.052)
コールレート1期ラグ	0.833 *** (9.986)	0.608 *** (6.019)
R2	0.934	0.957
自由度調整済みR2	0.925	0.951
標準誤差	0.255	0.207
DW統計量	2.478	2.362

注意)()内は係数のt値。***、**はそれぞれ有意水準1%、5%
ダービンワトソン(DW)統計量から系列相関が疑われるので標準誤差はNewey-West
の方法によって修正を加えている。

¹¹ 単純テイラー・ルールでは説明変数のラグを加えたが、ここではあまりにも煩雑になることと単純テイラー・ルールで被説明変数の1期ラグが重要であったことから、被説明変数の1期ラグのみを追加した。

全期間を対象にした推計結果から、ニューヨーク金利でもロンドン金利のいずれを用いた推計でも、5%で有意な変数は貿易収支比率と為替変化率とコールレートの1期ラグである。貿易収支比率と為替変化率のどちらの係数も符号条件を満たしているが、コールレートの1期ラグがない場合と比べて、係数の値は小さくなっている。ただし、この推計をコイック型と考えて係数の長期の値を $(1 - \text{コールレートの1期ラグの係数})$ で除すことによって求めれば、1期ラグがない場合の係数よりもかなり大きくなる。

1926年1月から1931年12月までの推計では、GDPギャップとコールレートの1期ラグのみが有意となる。GDPギャップの長期係数を求めても値は小さい。この期間では、金利を安定的に維持することに金融政策が使われていたと言えるだろう。

1932年1月から1936年12月までの推計では、有意なものはロンドン金利とニューヨークインフレ率とコールレートの1期ラグとなってしまう。ニューヨークインフレ率は符号条件を満たしているが、その係数は小さい。ロンドン金利の係数は大きく、日本の金融政策はロンドンに追随して行われていたことになる。

コールレートの1期ラグを入れると、いずれの期の金融政策も金利の平準化の要素が大きいと判断される。金本位制を意識して行われていたときには、金融政策はある程度は対外均衡を考えていたようである。金本位制を離脱した後は、ロンドンの金利を考慮していたようである。

さらに表9は、以上の変数に正貨を追加したものである（データの制約により、1919年1月から29年3月までの推計）。これは金本位制を意識して金融政策が行われていた期間の金融政策を評価していることになる。

表9 正貨準備高の変化率を加えた場合

期間：1919年1月～1929年3月

	係数	係数
定数項 $r^* - \beta \pi^{tar}$	1.723 *** (3.126)	2.771 *** (2.898)
インフレ率 $1 + \beta$	0.004 (0.356)	0.005 (0.518)
GDPギャップ α_1	0.088 *** (2.641)	0.072 ** (2.442)
貿易収支比率 α_2	-0.023 (1.664)	-0.018 (1.321)
為替変化率 α_3	-0.025 (0.544)	0.008 (0.189)
NYインフレ率 α_4	-0.007 (0.617)	-0.010 (0.924)
NY金利 α_5	-0.012 (0.255)	
ロンドン金利 α_5		-0.239 (1.470)
正貨準備の変化率 α_6	0.001 (0.013)	-0.005 (0.079)
コールレートの1期ラグ	0.644 (7.451) ***	0.603 (6.371) ***
R2	0.652	0.659
自由度調整済みR2	0.628	0.635
標準誤差	1.119	1.107
DW統計量	2.450	2.452

注意) ()内は係数のt値, ***, **はそれぞれ有意水準1%, 5%
ダービンワトソン(DW) 統計量から系列相関が疑われるので標準誤差はNewey-Westの方法によって修正を加えている。

有意なものはGDPギャップとコールレートの1期ラグである。GDPギャップは符号条件を満たしている。長期の係数を取ってもその係数は大きいとは言えない。

3.4 対外均衡と対内均衡

対外均衡に重点を置いた金融政策を行うとは、経常収支赤字や為替レート下落や外貨準備の減少に対して金利を引き上げるというルールに従って金融政策を行うことである。

通常であれば、金本位制の下で、国内がインフレになり競争力を失ったり、景気が過熱して輸入が増大したときには、経常収支赤字や為替レート下落や外貨準備の減少が起きるだろう。経常収支の赤字や外貨準備の減少が起きたときには金融を引き締めるというルールは、国内がインフレになったり、景気が過熱したときには引き締めるというルールでもある。したがって、対外均衡に重点を置くことが国内均衡を必ず妨げるというわけではない。これは逆の場合も真実である。しかし、1910年代、日本の経常収支や外貨準備は、国内の景気要因で変化したわけではない。第1次世界大戦によって外需が増加し、経常収支

が黒字となり、外貨準備が増えた。金本位制のルールに従って、金融政策は緩和され、マネタリーベースは1919年1月から1920年4月までに1.6倍に増加した。輸出超過の国は金融緩和することによって、輸入超過の国の不況を和らげることができる。日本は、金本位制の正しいルールに基づいて金融を緩和しただけである。しかし、戦争がおわり、その復興需要もなくなったとき、経常収支は赤字となり、外貨準備は減少した。しかし、かつて金準備に依存して増大していたマネタリーベースはそのままだった。失われた外貨準備に対してマネタリーベースを減少させなければならなかった。しかし、23年までマネタリーベースは増大し続けていた。関東大震災という不幸もあって、マネタリーベースを減少させることはできなかった。その後、25年まで引き下げていたが、27年には金融恐慌があり、マネタリーベースを削減することができなかった。その後、28年まで、マネタリーベースはむしろ拡大していた。29年には金本位制復帰を目指してマネタリーベースを急減させるが、その結果は、激しいデフレと不況だった。

そもそも、国内要因の変化によらない金準備の増加に対してマネタリーベースを拡大したことが誤りだった。金本位制からの離脱は、1917年ではなくて、欧米諸国が離脱した1914-15年になすべきだった。そうであれば、1910年代末までのマネタリーベースの急増はなかっただろう。ところが実際には、金本位制から離脱したにも関わらず、1920年にかけてマネタリーベースは拡大していた。1920年代からは失われた金準備に対してマネタリーベースを削減することが試みられるようになる。しかし、それは関東大震災や金融危機によって頓挫する。むしろ、マネタリーベースを削減するという試みがデフレと不況をもたらし、それゆえに不良債権が増大してしまったということではないだろうか。

3.5 小括1 - テイラー・ルールの推計から得られた知見

以上のことから考えて、1920年代から30年代にかけては、金融政策はインフレまたはデフレ促進的な政策を行っていた。対外均衡にはある程度考慮した金融政策を行っていたことが分かる。

しかし、1920年代には、金本位制に復帰するという政策が課題となっていたはずである。20年代がデフレ促進的、また対外均衡にある程度考慮した政策を行っていたことは、この課題にとっては正しいものだろう。しかし、現実に採られたデフレ促進策では不十分だった。物価は旧平価で金本位制に復帰できるほど下がっていなかったのだから。また、32年以降の金融政策についても、なぜ32年から急速な回復ができたのか、それと金融政策とはどのような関係しているかは分析できていない。

これについて、飯田・岡田[2004]は、昭和恐慌からの回復はデフレ脱却による実質金利の下落が重要であって、名目金利の低下は重要でなかったと分析している。これによれば、名目金利の変化で金融政策の変化を見ることはできないことになる。したがって、名目金利の変化に着目するテイラー・ルールでは、31年12月以降の高橋是清蔵相の金融政策の意味を理解できないことになる。

また、金融政策が物価および景気安定を意図していなかったら、何を意図していたのだろうか。本稿での結論は、為替レートや経常収支に視点を置いた対外均衡を意識していたということになる。

いずれにしろ、テイラー・ルールだけでは、戦前期の金融政策を十分には理解できないことになる。そこで、戦前期の金融政策を別の方法で評価してみよう。

4. マッカラム・ルールによる金融政策の評価

4.1 マッカラム・ルールの意味と定式化とデータ

以下では、マッカラム・ルールで戦間期の金融政策を評価することにする。マッカラム・ルールを用いて金融政策の在り方を判断した研究としては、マッカラム自身の分析を始めとして多くのものがある（例えば、McCallum[1987]、[1988]、マッカラム[1997]第15章）。日本のデータを用いたものにおいても McCallum[1987]、岡田・飯田[2004]などがある。しかし、日本の戦前期については、おそらく安達[2006]（第7章）しかないと思われる。安達は、年データを用い、目標値として設定された名目GNP成長率（5%と設定している）を達成するためのマネタリーベースを求め、現実のマネタリーベースの成長率が1936年まで過小で、それ以降過大であることを示している。本稿では月次データを用いているので、期間ごとの金融政策の在り方も検討することができる。

マッカラム・ルールとは、マネタリーベースの成長率を名目GDPの望ましい成長率に依存させるルールである（McCallum[1987]、マッカラム[1997]第15章）。しかし、貨幣の流通速度 v は変化するので、貨幣の流通速度の変化に応じてマネタリーベース b の動きを調整することが必要となる。このようなルールは、 b, v などを対数値として、望ましいマネタリーベースの成長率 Δb をマネタリーベースの流通速度 Δv に応じて変化させるというルールである。ただし、 v は景気変動によって大きく変動しているため、それが技術的な変化と見なせる2年間の平均値 $\Delta \bar{v}_t$ であるとする¹²。すなわちマッカラム・ルールに基づくマネタリーベースの成長率とは、

$$\Delta b_t = \text{マネタリーベースの望ましい成長率} - \Delta \bar{v}_t$$

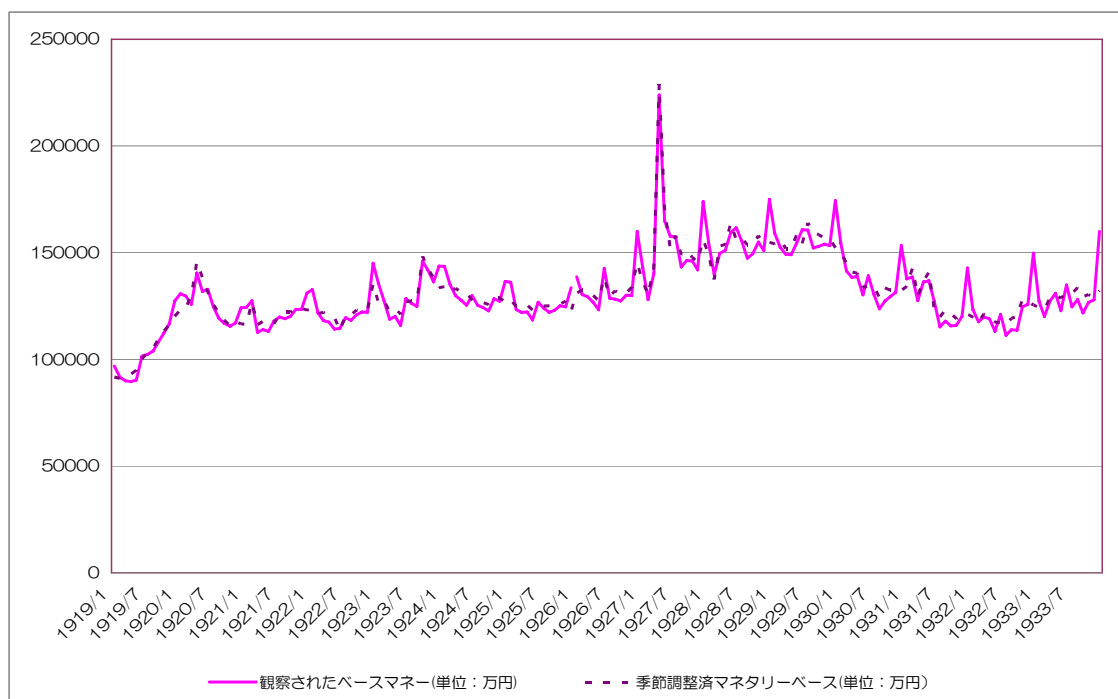
である。ここでマネタリーベースの望ましい成長率はサンプル期間(1919年1月から1933年12月まで)のマネタリーベースの平均成長率とする¹³。マッカラムは、マネタリーベースの望ましい成長率を名目GDPの成長率としているが、ここではまずこの期間の経済を再現することを目的としているので、現実のマネタリーベースの成長率を採用した。マネタリー

¹² マッカラム(1997)第15章では流通速度として4年平均を使用しているが、本稿ではサンプル期間が短いので2年平均としている。

¹³ サンプル期間は1919年1月から1933年12月であるが、マネタリーベースの流通速度の平均値作成のため最初の24か月が失うので、ここで計算された望ましいマネタリーベースの成長率は1921年1月から1933年12月までの平均となっている。

一ベースの動きを図 10 に示している。マネタリーベースは季節性が強いので季調値も図示している。なお、前述のように、戦前期の月次名目 GDP のデータは存在しないので、IIP に卸売物価を掛けたものを名目 GDP の代理変数とする（ここで使うデータの定義と出所は前掲の表 1 にある）。

図 10 マネタリーベース（原数値と季節調整値）の動き



作成されたマネタリーベースの成長率は、1919年1月から33年12月までで、年率1.2%、月次では0.1%となる。すなわち、

$$\Delta b_t = 0.001 - \Delta \bar{v}_t$$

ここで考察する期間を1919年1月から33年12月までとしたのは、34年以降のGDPの伸びが大きすぎ、トレンドの作成において歪みを生じさせるからである。また、33年は昭和恐慌から脱却し、経済が安定していた時期でもある。

さらに、名目GDPが何らかのショックによって、平均的な成長経路よりも上回った時には、マネタリーベースの伸び率を低下させるようなルール（下回った場合は逆）を導入しよう。すなわち、

$$\Delta b_t = 0.001 - \Delta \bar{v}_t + \lambda(y_{t-1}^* - y_{t-1})$$

となる。ただし、目標値 y_{t-1}^* は 1919 年 1 月から 1933 年 12 月までの月次平均成長率 0.4% 成長経路での名目 GDP の対数値である。また、マッカラムによれば λ は四半期データで 0.25 が望ましいとされているが、ここでは月次データを使用しているのでとりあえず 12 分の 1 とすることを考えたが、この期間の名目 GDP は戦後の日米名目 GDP のデータより大きく変動しているため、さらに小さくする必要がある。マッカラムも「 λ の値を選択する場合、もし間違えるとすれば小さな値を採るほうがよい」(マッカラム[1997]308 頁)としている。そこで λ は 36 分の 1 とした。最終的なルールは

$$\Delta b_t = 0.001 - \Delta \bar{v}_t + \frac{1}{36}(y_{t-1}^* - y_{t-1}) \quad (5)$$

となる。

マッカラムは望ましいインフレ率をゼロ%とするマネタリールールを求めているが、ここでは実際には大きく変動したマネタリーベースを安定的に動かしていたらどうなったかを考えることにしているため、名目 GDP の動きは現実のものを使い、ルールにもとづくマネタリーベースと実際のマネタリーベースをまず比較することにする。

次に名目 GDP の決定に関する次のようなモデルを最小二乗法により推計する。結果は、

$$\Delta y_t = 0.004 + 0.295\Delta y_{t-1} + 0.053\Delta b_t + 0.110\Delta b_{t-1} + 0.106\Delta b_{t-2} + 0.071\Delta b_{t-3} - 0.069dummy23 - 0.046dummy27 + e_t$$

(1.596) (3.634) (1.054) (1.404) (2.300) (1.831) (6.731) (1.822)

$$\bar{R}^2 = 0.109, \quad SE = 0.029, \quad BG(24) = 33.227$$

(6)

となる¹⁴。但し Δy は名目 GDP の変化率、 Δb はマネタリーベースの成長率、*dummy23* は関東大震災の時の一時的な変動をとらえるために 1923 年 9 月を 1、それ以外を 0 としたダミー変数、*dummy27* は金融恐慌時の一時的な変動をとらえるために 1927 年 4 月 5 月を 1、それ以外を 0 としたダミー変数、サンプル期間は推計に使用する変数が全て揃う 1921 年 1 月から 1933 年 12 月まで、またここでの残差 e_t は攪乱項の推定値、 \bar{R}^2 , SE, BG(p) はそれぞれ自由度修正済み決定係数、攪乱項の標準誤差、 p 次の Breuch-Godfrey テストの χ^2 乗統計量、()内は Newey-West の方法により修正した t 値を示している¹⁵。

ここで、当時、マッカラム・ルールなどという議論がなかったのだから、このような分

¹⁴ ここでは、 Δb は現実のマネタリーベースの成長率を使用して推計を行っている。

¹⁵ 研究の対象期間は 1919 年 1 月からであるが、平均流通速度 $\Delta \bar{v}_t$ の計算のために最初の 24 ヶ月分が使用できない。そのため他のシミュレーションの対象期間と整合性を保つため 1921 年 1 月からとしている。またこの推計式にはラグ付き内生変数を含むため、ダービンワトソンテストではなく Breush-Godfrey テストを報告している。この Breush-Godfrey テストから系列相関が疑われるため、Newey-West の方法により標準誤差を修正している。

析は意味がないという批判があるかもしれないが、これにはテイラー・ルールで述べたのと同じ反論が可能である。マッカラム・ルールとは、名目 GDP が上昇しすぎたら（そのときには、景気が過熱するかインフレが高進していると考えられる）マネーを縮小し、名目 GDP が下降しすぎたら（そのときは景気が悪化するかデフレになっている）マネーを拡大するという素朴なルールである。当時、このようなルールが意識されていなかったとは考え難い。

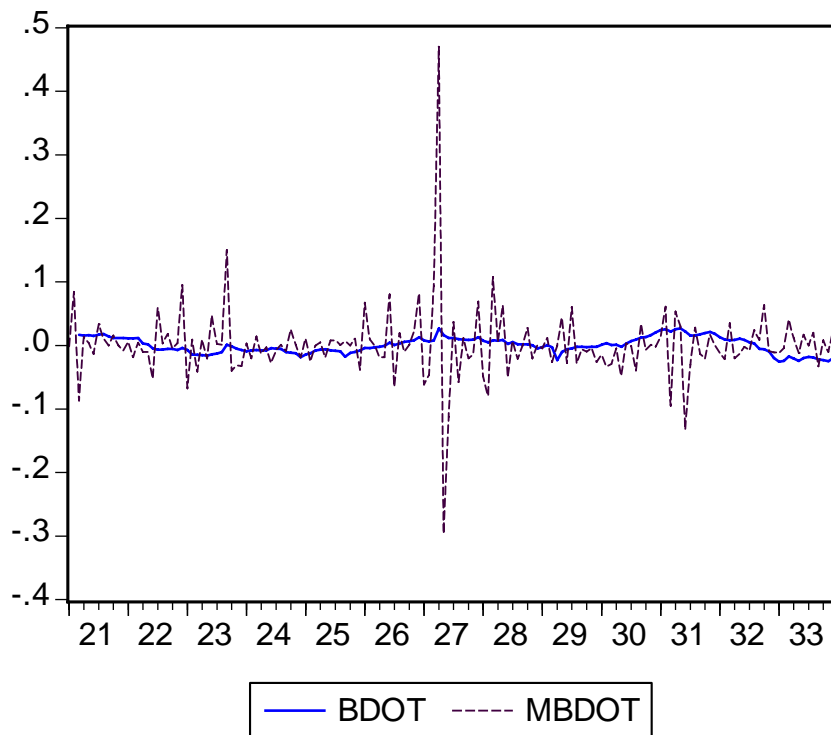
4.2 長期的な経済を再現するシミュレーション

まず、マッカラム・ルールによって現実の長期的な経済の経路を再現してみよう。ルールにもとづくマネタリーベースと実際のマネタリーベースのレベルと成長率とを図 11(1)(2)に示す。

政策ルール(5)式が実施された場合の名目 GDP（の代理変数）の動きを見るために、(5)式から得られる理論値 Δb_t 、(6)式の残差 e_t 、初期値 Δy_{t-1} に目標 GDP Δy_{t-1}^* を代入して、マッカラム・ルールに従った場合の名目 GDP y の系列を求める。現実の x とマネタリーベースのルールに従った場合の y の系列を比べてみたのが、図 11-(3)である。図 11-(3)から、マネタリーベースのルールに従った場合の y の系列が安定していることが分かる。このように安定的な名目 GDP の系列を得るためには、第 1 次世界大戦後の金融引締めが過大で、20 年代初期の金融緩和が過大、30 年の金融引締めが過大だったと判断される。

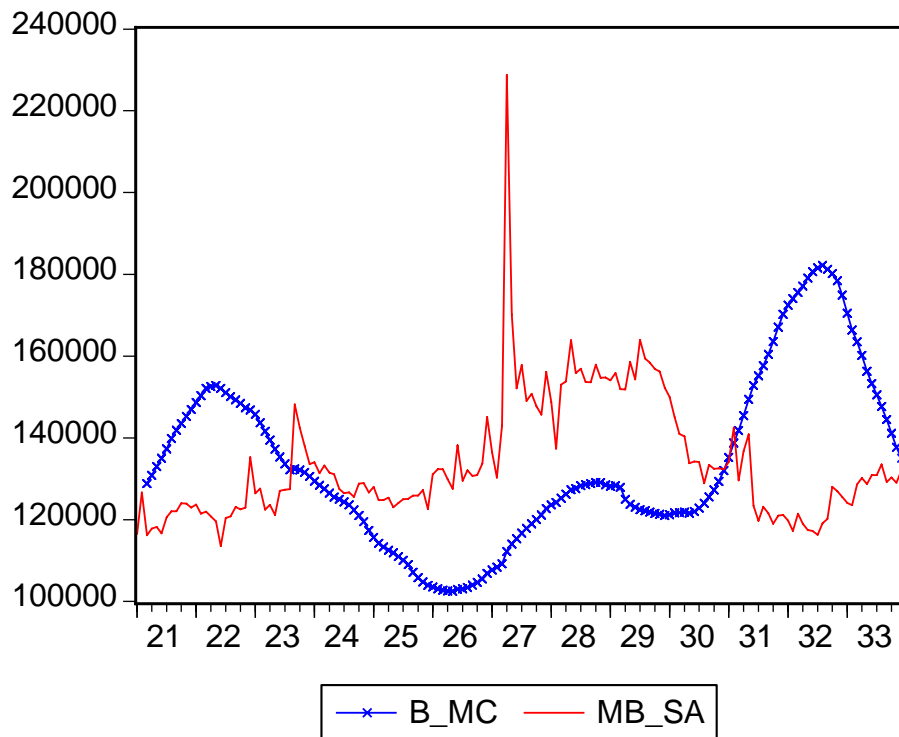
図 11 マッカラム・ルール

(1) マッカラム・ルールの下でのマネタリーベースと現実のマネタリーベースの成長率



注)BDOT はマッカラム・ルールの下でのマネタリーベースの成長率,
 MBDOT は現実のマネタリーベースの成長率

(2) マッカラム・ルールの下でのマネタリーベースと現実のマネタリーベースのレベル



注) MB_SA はマネタリーベース (季節調整済) の現実値
 B_MC はマッカラム・ルールに従った場合のマネタリーベース水準
 また、マッカラム・ルールの下でのマネタリーベースの初期値は、現実値を使用。
 単位は万円

(3) マッカラム・ルールの下での名目 GDP と現実の名目 GDP



注)GDP_RULE はマッカーラム・ルールに従った場合の名目 GDP(対数値)

XSTAR は目標となる名目 GDP(対数値)

X は観察された実際の名目 GDP(対数値)

4.3 物価を下落させるシミュレーション

以上の結果は、マネタリーベースの伸びを安定的にしていれば、経済変動はより少なくなっていくであろうということを示している。しかし、もし第 1 次世界大戦前の旧平価で金本位制に復帰することが目的であったとしたら、1 節で述べたように、物価を 3 割下げなければならない。名目 GDP (その代理変数) は、実質 GDP の変化がないとして、1919 年 12 月から 29 年 12 月までに 3 割下がらなければならない。

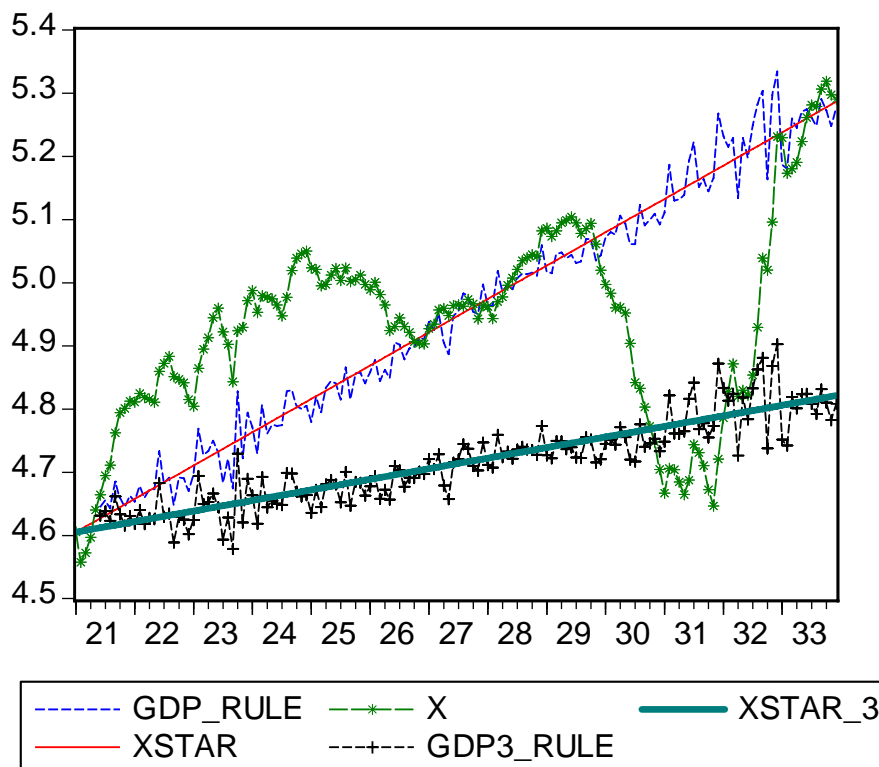
そこで、名目 GDP (その代理変数) y は、現実の値よりも毎月 0.3% ずつ低下しなければならないので、(5) 式の定数項 0.001 から 0.003 を引いて -0.002 とする。すなわち、

$$\Delta b_t = -0.002 - \Delta \bar{v}_t + \frac{1}{36}(y_{t-1}^* - y_{t-1}) \quad (7)$$

とならなければならない。ここでの系列 y^* も、実際の値から毎月 0.3% ずつ引き下げたものを使っている。つぎに (7) 式の b を (6) 式に入れると図 12 のようになる。図に見られるように、名目 GDP は安定し、かつ小さくなっている。すなわち物価が 3 割下落していることが分かる。

図 12 物価を下落させた場合

(1) 名目 GDP の目標値とマッカラム・ルールの下での名目 GDP と現実の名目 GDP



注) GDP_RULE はマッカラム・ルールに従った場合の名目 GDP(対数値)

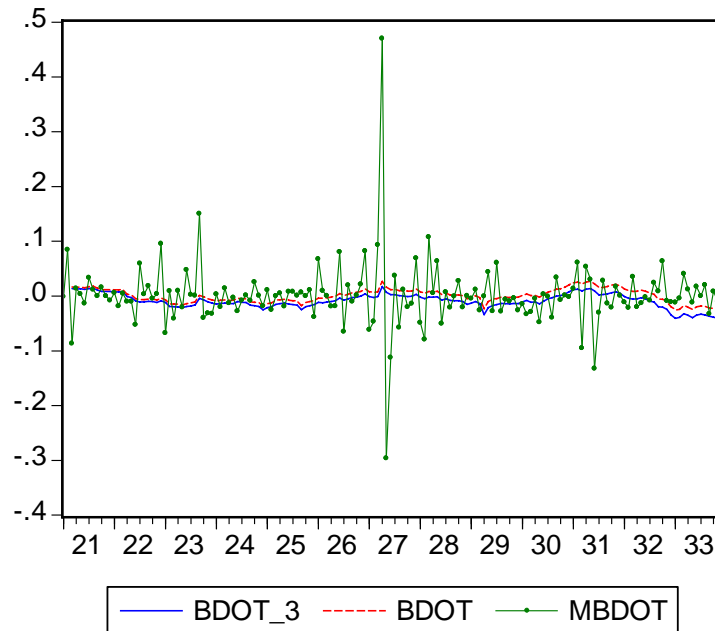
XSTAR は目標となる名目 GDP(対数値)

X は観察された実際の名目 GDP(対数値)

GDP3_RULE は物価を 3 割下げたマッカラム・ルールに従った場合の名目 GDP(対数値)

XSTAR_3 は物価を 3 割下げた場合の目標となる名目 GDP(対数値)

(2) マッカラム・ルールの下でのマネタリーベースと現実のマネタリーベースの成長率

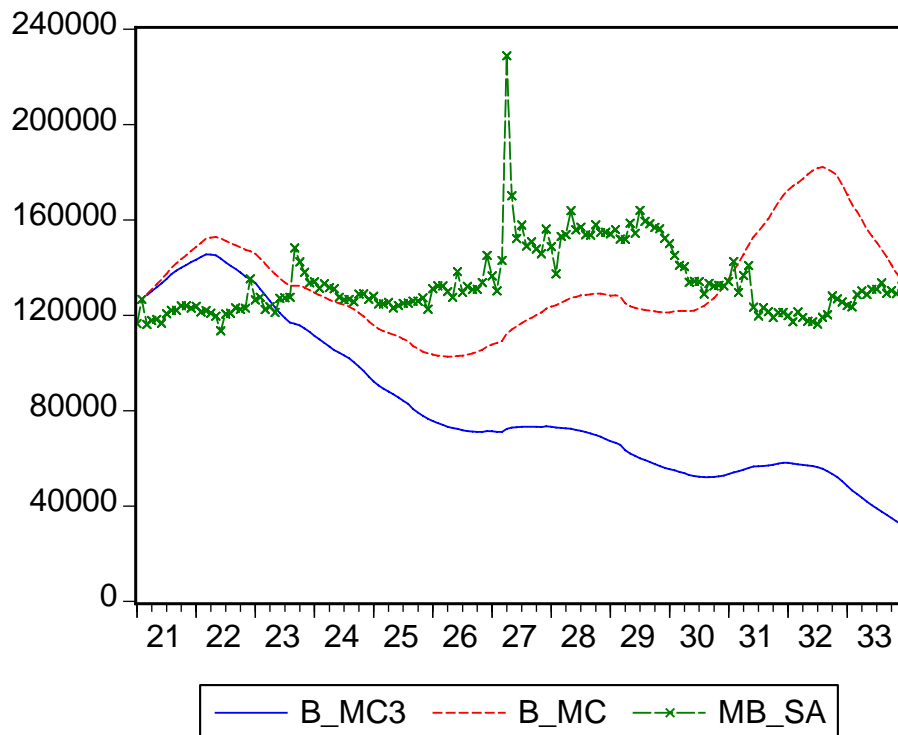


注)BDOT_3 は物価が毎月 0.3%下落した場合のマッカラム・ルールに従ったマネタリーベースの成長率

BDOT はマッカラム・ルールに従ったマネタリーベースの成長率

MBDOT は現実のマネタリーベースの成長率

(3) マッカラム・ルールの下でのマネタリーベースと現実のマネタリーベースのレベル



注) B_MC3 は物価が毎月 0.3% 下落した場合のマッカーラム・ルールに従ったマネタリーベースの水準

B_MC はマッカーラム・ルールに従ったマネタリーベースの水準

MB_SA は現実のマネタリーベースの水準(季節調整済)

4.5 小括 2 - マッカーラム・ルールの推計から得られた知見

以上の分析から分かったことは以下の通りである。まず第 1 に、マネタリーベースの成長率を名目 GDP の望ましい成長率に依存させるマッカーラム・ルールの下で金融政策を行っていたら、戦前期日本の名目 GDP の変動はより緩やかなものとなっていたと推測できる。第 2 に、旧平価で金本位制に復帰するとしたら、物価を下落させるためにマネタリーベースを縮小しなければならなかったが、金融政策当局がそのようなことをしていたとは考えられないことが分かった。確かに、金融政策に関わる政府高官が、金本位制復帰への希望を述べていたのは事実である。しかし、そのために、金融を引き締めて物価を下落させるという政策は行われていなかった。旧平価での金本位制への復帰を望みながら、そのために必要な政策を行わずに、金本位制への復帰を実現に移し、必要な手立てを取っていなかったがゆえに失敗したとしか言いようがない。

結論

20年代は金本位制への復帰が議論されていた時代である。金本位制に復帰するとは、物価水準を戦前にもどすことである。もちろん、他国の物価も上昇しているのだから、自国の物価水準にもどす必要はない。他国の物価上昇を勘案して、戦前期の物価水準にもどさなければならなかった。対ドルレートで考えれば、それは物価を2～3割低下させることであった。

不思議なことに、このことが全く理解されていなかった。戦間期の金融政策をテイラー・ルールで判断すると、20年代はある程度デフレ促進的な政策を行っていたと考えられるが、それは物価を2割から3割低下させるには十分ではなかった。30年までの金融政策は対外均衡にある程度考慮していたが、それも確実なものではなかった。むしろ目立つのは、長期的に物価を下げようという意志や経済状況に合わせて機動的な金融政策を行おうという意欲ではなく、金利を平準化しようという動きであった。

また、マッカーラム・ルールで判断すると、金融政策は景気変動を大きくするもので、また物価を長期的に引き下げていこうという政策が採られていたとは考えられなかった。

当時、金本位制とは道徳的に良きものと考えられていたように思われる。しかし、その良きものを実現するために、物価の下落が必要であると金融政策当局も考えていなかったように思われる。言葉では物価下落の必要性を示していたかもしれないが、その行動では示さなかった。インフレーションが収まる時、それが公衆に広く認識され、必ず実現すると理解されれば、混乱は小さいということが、合理的期待理論によって明らかにされてきた（例えば、サージャント[1988]）。金本位制への復帰がデフレ政策であることが、政策当局によっても理解されていないのであれば、当然に公衆は認識できない。このことが、デフレ政策である金本位制への復帰の混乱を増幅する要因となったと言えるだろう。

金本位制への復帰のためには、明確な政策意図を持ち、その政策効果を公衆に率直に訴えることが必要だったが、戦前期の金本位制復帰に関して、そのようなことが行われたとは考えれない。今日、もはや金本位制は過去のものとなった。しかし、いかなる政策であれ、それを成功させるためには、明確な政策意図を持ち、その政策効果を公衆に率直に訴えることが必要だという教訓は、今日も変わることがないだろう。

参考文献

安達誠司『脱デフレの歴史分析』藤原書店、2006年

飯田泰之・岡田靖「第6章 昭和恐慌と予想インフレ率の推計」岩田[2004]

石橋湛山「金輸出解禁論史」『週刊東洋経済』1929年3月16日号

岩田規久男編著『昭和恐慌の研究』東洋経済新報社、2004年

宇都宮浄人「個人消費支出からみた戦間期の景気変動－L T E S個人消費支出の再推計－」

日本銀行金融研究所 Discussion Paper No. 2007-J-26、2007年

小汀利得「速に金解禁を行ふには平価切下の外なし」『週刊東洋経済』1929年3月16日号

岡田靖・飯田泰之「金融政策の失敗が招いた長期停滞」浜田・堀内・内閣府経済社会総合

研究所編[2004]所収
 河合正弘『国際金融と開放マクロ経済学』東洋経済新報社、1986年
 経済企画庁「経済白書」1997年
 経済企画庁「経済白書」1999年
 佐藤和夫「戦間期日本のマクロ経済とミクロ経済」中村[1981]所収
 サージェント、トーマス、国府田桂一・鹿野嘉昭・榊原健一訳『合理的期待とインフレーション』東洋経済新報社、1988年 (Sargent, J. Thomas, *Rational Expectations and Inflation*, Harper & Row, New York, 1986)
 鎮目雅人「戦間期日本の経済変動と金融政策対応—テイラー・ルールによる評価」『日本銀行金融研究所『金融研究』2002年6月
 鎮目雅人『世界恐慌と経済政策』日本経済新聞出版社、2009年
 地主敏樹・黒木祥弘・宮尾龍蔵、「1980年代後半以降の日本の金融政策：政策対応の遅れとその理由」、三木谷良一・アダム・ポーゼン編、『日本の金融危機』2001年
 高橋亀吉『実用経済学』千倉書房、1929年
 田中秀臣「経済問題にかかわる雑誌ジャーナリズムの展開」岩田[2004]所収。
 中村宗悦「金解禁をめぐる新聞メディアの論調」岩田[2004]所収。
 中村隆英『日本経済 その成長と構造[第3版]』東大出版会、1993年
 中村隆英『戦前期の日本経済分析』山川出版社、1981年
 日本銀行百年史編纂委員会『日本銀行百年史』第三巻、日本銀行、1983年
 浜口雄幸「金融制度の整備と国際貸借について」(『銀行通信録』第81巻第484号、1926年5月8日
 浜田宏一・堀内昭義・内閣府経済社会総合研究所編『論争 日本の経済危機』日本経済新聞社、2004年
 深井英五『通貨調節論』日本評論社、1928年
 深尾光洋『為替レートと金融市場—変動相場制の機能と評価』東洋経済新報社、1983年
 藤野正三郎『日本の景気循環 - 循環的発展過程の理論的・統計的・歴史的分析』勁草書房、1965年
 原田泰「為替レートはどのように決まるのか—経常収支黒字の影響は小さい」大和総研エコノミスト情報、2004年11月4日
 原田泰「昭和恐慌期のマネーと銀行貸出は、どちらが重要だったか」内閣府経済社会総合研究所『経済分析』、177号、2005年12月
 原田泰・香西泰『日本経済 発展のビッグゲーム』東洋経済新報社、1987年
 原田泰・佐藤綾野・中澤正彦「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 DP No. 176 2007年3月(『成城大学経済研究』第182号、2008年11月、掲載)
 マッカラム、ベネット・T、晝間文彦・金子邦彦訳『マクロ金融経済分析 - 期待とその影響』「第15章金融政策のためのひとつの戦略」成文堂、1997年 (McCallum, Bennett T., *Monetary Economics - Theory and Policy*, Macmillan Publishing Company, 1989)
 森棟公夫『計量経済学』東洋経済新報社 1999年
 若田部昌澄「失われた13年」の経済政策論争」岩田[2004]所収。

- Baxter, M., and R. G. King, "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series," *Review of Economics and Statistics*, 81 (4), pp. 575-593, 1999.
- Christiano, L. J., and T. J. Fitzgerald "Monetary Policy Shocks : What Have We Learned and to What End ? " , Chapter 2 in J. B. Taylor and M. Woodford, (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1A, Amsterdam: Elsevier Science Publishers B.V., 1999.
- Christiano, L. J., and T. J. Fitzgerald "The Band Pass Filter" , *International Economic Review* 44, 435-465, 2003 .
- Hodrick, Robert, and Edward C. Prescott, "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking* 29, pp.1-16, 1997.
- McCallum, Bennett T., "The case for Rules in the Conduct of Monetary Policy: A Concrete Example," Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Review* 73, pp10-18. , September-October 1987.
- McCallum, Bennett T., "Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 29, pp173-203, 1988
- McCallum, Bennett T., "Japanese Monetary Policy 1991-2001," *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 89(1), pp1-31, 2003.
- Taylor, John B., " Discretion versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, pp195-214, 1993.