

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

1930年代前半における日本のデフレ脱却の背景：
為替レート政策、金融政策、財政政策

うめだ まさのぶ
梅田 雅信

Discussion Paper No. 2005-J-20

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES

BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30 号

日本銀行金融研究所が刊行している論文等はホームページからダウンロードできます。

<http://www.imes.boj.or.jp>

無断での転載・複製はご遠慮下さい。

備考： 日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズは、金融研究所スタッフおよび外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図している。ただし、ディスカッション・ペーパーの内容や意見は、執筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

1930年代前半における日本のデフレ脱却の背景： 為替レート政策、金融政策、財政政策

うめだ まさのぶ
梅田 雅信*

要 旨

1930年代前半、日本は急激なデフレに見舞われたあと、早期にデフレ脱却を果たすという、いわばV字型の大幅な物価変動を経験した。本稿では、1930年代前半における物価変動の特徴について整理したあと、日本の特異な物価変動の要因について定量的分析を試みる。まず、内外卸売物価について、OLS推計及び因果関係テストを行うと、日本の物価は海外物価や為替レートの変動から大きな影響を受けていたことがわかる。次に、こうした対外的要因に、需給要因や財政金融変数を織り込んで6変数VARを推計する。各種構造ショックに対する国内物価の累積的反応と分散分解の結果をみると、日本の物価に対しては、海外物価要因や為替レートが相対的に強い影響を与えていたことが確認できる。これに対して、残りの3つの変数が及ぼすインパクトは、いずれもプラスの方向で有意ながら、前2者に比べれば格段に弱く、おのおのの影響度の強さは、output gap、金融変数、財政変数の順になるとの結果が得られた。

キーワード：物価の国際間の連動性、為替レートの下落放任、金融変数、財政変数

JEL classification: C32、E31、E50、F31、N15

* 日本銀行金融研究所企画役 (E-mail: masanobu.umeda@boj.or.jp)

本稿の作成に当たっては、高木信二教授(大阪大学大学院経済学研究科)ならびに日本銀行金融研究所のスタッフから貴重なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。ただし、本稿に示されている意見は日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者個人に属する。

1. はじめに

1930年代前半に、日本は、急激なデフレに見舞われたあと、早期にデフレ脱却を果たすという、いわばV字型の大幅な物価変動を経験した。戦間期の日本経済については、数多くの文献や先行研究の蓄積がある。特に高橋財政期(1931年12月~36年2月)に関しては、その政策パッケージが景気回復に大きな役割を果たした点に着目した研究が幾つかみられる。そうした研究の多くは、高橋財政期になぜ景気の早期回復が実現したかの背景分析に力点を置き、景気回復に伴ってデフレも解消したとの見解をとっており、物価動向そのものに焦点を当てた実証研究は極めて少ない。後でみるように、日本は金輸出再禁止後1年余りの短期間に大幅な需給ギャップが残存する中でデフレを脱却しており、景気が自律的回復過程に入った1933年以降は、高い実質経済成長が実現する中で卸売物価はむしろ落ち着いた推移をたどった。第2次世界大戦後の高度成長期に似た「数量景気」が一時的に現れたわけであり、景気の早期回復がデフレ脱却につながったという単純な図式は必ずしも妥当しない。デフレの早期脱却の要因を明らかにする観点からも、1930年代前半の物価動向を肌理細かく分析する意義は大きいと考えられる。

本論文の目的は、計量経済学的手法を用いて、1930年代前半における日本の特異な物価変動の要因を対外的要因や需給要因、さらには財政金融変数の動向を加味して実証的に分析することである。こうした比較的短期間における物価変動の特徴を分析するには、年次データでは限界があるので、高頻度(high frequency)な月次データを活用していくことが望ましいと考えられる。その理由としては、1930年代前半のように、短期間にV字型の大幅物価変動が生じた場合、年平均データでは、物価変動の方向性を見誤る恐れがあること²、比較的短期間における物価変動を分析する際に、年次データでは、諸変数間の影響分析や因果関係チェックが困難であること、年次データで実証分析する場合には、自由度を確保する見地から、明治期から戦時体制下のインフレ期まで長いサンプルをとることになり、1930年代前半という特定の時期に焦点を当てた分析ではなくなること、などが挙げられる。このような見地から、本稿では、利用可能なデータを用いて、実証分析に必要な月次データ系列の整備・推計を行い、これらを今回の実証分析に使用した³。

¹ 日本経済は、1932年の輸出主導の回復を経て、33年からは個人消費、民間設備投資等内需の着実な増加に支えられて自律回復局面に入った。実質成長率は、33年10.1%、34年8.7%、35年5.3%と高い伸びとなった(後掲図表7)。

² 第3節でみるように、卸売物価の前年比を年次データでみると、1932年11.0%、33年15.5%と33年にインフレが加速したようにみえるが、実際には、33年は前月比で下落した月が多い。

³ 戦間期日本の物価に関する計量経済学的な実証分析に月次ベースの消費者物価指数(財)、輸入単価指数、output gap、名目実効為替レートを用いるのは、本稿がはじめてである。

戦間期日本の物価変動について月次データを用いた先行研究も幾つかみられるが、海外物価要因や為替レート変動に限定した分析か、逆にそうした要因を明示的に考慮せず、国内要因を中心とした分析にとどまっている。戦間期日本における物価変動の要因を対外的要因や需給要因、さらには財政金融変数を加味して月次ベースで総合的に実証分析するのは本稿がはじめての試みである。こうした枠組みのもとにおける実証結果を要約しておく。1930年代前半の日本の物価に対しては、海外物価要因や為替レートが相対的に強い影響を与えていたことが確認できる。これに対して、需給要因や財政金融変数が及ぼすインパクトは、いずれもプラスの方向で有意ながら、前2者に比べれば格段に弱く、おのおのの影響度の強さは、需給ギャップ（output gap）、金融変数、財政変数の順になるとの結果が得られた。

本論文では、まず、第2節において、戦間期の日本経済に対する計量経済学的な先行研究のうち、物価変数や、GNP・生産変数を織り込んで行われた実証研究の概要をとりまとめ、第3節においては、1930年代前半における物価変動の特徴について整理する。第4節では、第5節の分析の予備的検討として日本の物価と海外物価の連動性について分析する。そして、第5節においては、海外物価や為替レート変動といった要因に、需給要因、財政金融変数の動きを加味して1930年代前半の物価変動の定量的分析を行う。第6節で若干の解釈とまとめを行う。

2．先行研究の概要

ここでは、戦間期の日本経済について行われた先行研究のうち、物価変数や生産・GNP変数を織り込んで行われた計量経済学的な先行研究の概要を紹介する。

物価動向を対象にした先行研究をみると、佐藤[1981]は、「戦間期日本経済は主に価格伸縮機構に支配された」との仮説を提示したうえで、1915年から40年の年次データを用いて最小二乗法（OLS）推計し、物価変動率に対しては支出構成比（輸出比率と投資比率の合計）の変動が有意な説明力を有する一方、実質成長率に対してはその説明力はかなり劣るとの結果を得た。また、物価変動率の回帰式に、輸入物価変動率と貨幣変数を追加すると、説明力が高まるとの結果も示し、「その結果は戦間期は圧倒的に物価伸縮経済であったというわれわれの仮説を十分支持するものである」(p.12)とした。高木[1989]は、日本、米国、英国の卸売物価指数（WPI、為替レート調整後⁴）について1919年から37年の月次データを用いて相関係数の計測及びグレンジャーの意味での因果関係チェックを行い、名目為替レートと海外物価は日本の物価に対して、それぞれ独立した説明力を持つ

⁴ 米国のWPIについては、円ドルレートを用いて、また英国のWPIについては、円ポンドレートを用いて、それぞれ円ベースに換算。

ていたことを示した。また、マネーサプライ（銀行券発行高）から物価に対しては、グレンジャーの意味での因果関係は認められないとの結果も示した。吉川・塩路 [1990] は、高木 [1989] の研究を踏まえ、卸売物価の決定関数（月次ベース）を OLS 推計し、戦前期においては、利子費用を考慮した在庫率が有意にマイナスに働いている一方、戦後期は有意でないとの結果を得た。この結果に基づき、輸出の変動 国内在庫の変動 物価の変動というメカニズムを通じて、「名目物価は海外の物価と強い連動性をもちつつ、戦後と比べればはるかに伸縮的に変動した」（p.163）と結論付けている。

物価変数を含む先行研究をみると、Okura and Teranishi [1994] は、1910～37年の年次データを用いてマクロモデルを推計し、シミュレーション分析を行った結果、1930年代初頭における日本のデフレ脱却は、主として財政支出の拡大と円安等を背景とする輸出の増大によるものであり、実質賃金の低下や低金利の与えた影響は限定的であると指摘した。Hamori and Hamori [2000] は、1885年から1940年という明治期から戦時体制下のインフレ期を含む長期の年次データを用いて実質 GNP、マネーサプライ、物価、金利の4変数 VECM(vector error correction model)を計測し、ブロック外生テストを行った結果、マネーサプライと物価は相互に因果関係がある一方、実質 GNP からマネーサプライ、物価に因果関係が認められるとした。堀 [2002] は、日本を含む20余国のデータ観察により、1930年代デフレからの脱却の要件は金本位制離脱と為替減価（金融緩和）であり、高橋財政等から想起される拡張的な財政政策や輸出拡大は必須の要件ではなかったとした。また、日本を含む主要5か国の長期データに基づくフィリップス曲線の計測により、大恐慌期のデフレの反転が大幅なデフレギャップの存在のもとで達成されたと指摘し、実物的需給の経路を経ずに物価上昇をもたらすメカニズムの解明が重要としている。中澤・原田 [2004] は、1926年から37年の月次データを用いて実質一般会計歳出、狭義マネーサプライ、輸出数量、生産指数、卸売物価指数からなる、制約なしの5変数 VAR (vector autoregression) を計測し、金融政策変数から物価に対する因果性は検出されない一方、インパルス応答関数では、金融政策変数のショックに対する物価の反応はプラスかつ有意とした⁵。

次に、実質 GNP や生産を直接的対象にした実証研究をみると、Nanto and Takagi [1985] は、1920年から40年の年次データを基に、グレンジャーの因果関係テストを行い、実質 GNP に対しては、輸出、実質政府支出、民間設備投資、マネーサプライ、金利は因果関係を持たない一方、5%水準で輸出価格が、そして、10%水準で円ドル為替レ

⁵ 中澤・原田 [2004] では、別途、1919年から40年の年次データを用いて月次モデルと同様の5変数 VAR の推計を行い、年次データではマネーサプライから物価に対して因果関係が認められるとしている。ただし、この計測は、自由度が17と極めて低いことに留意する必要がある。

トや消費者物価指数(CPI)が因果関係を持つことを示した。この分析を踏まえ、Nanto and Takagi [1985] は、高橋財政期の景気回復期においては高橋蔵相の為替レート政策によってもたらされた価格要因が重要であったことを強調し、“On the other hand, the contribution of fiscal policies, as important as they may be from the point of view of the history of economic thought in Japan , may well have been given too much credit.” (p.374) と総括している。なお、Nanto and Takagi [1985] は、年次データによる因果関係テストの限界を認識し、月次データないし四半期データによる検証が必要であるとしている。一方、Cha [2003] は、1930 年から 36 年の月次データを用いて、世界生産、輸出数量、実質財政赤字、マネタリーベース、生産指数、実質賃金の 6 変数 VAR を計測し、生産に対しては、世界生産と財政ショック、国内需要ショックが大きなインパクトを与えた一方、金融ショックは殆ど影響を与えなかったとしている。Cha [2003] の分析では、物価変数が含まれていないため、デフレの解消過程の分析としては限界があるろう。

3 . 1930 年代前半の物価の動向

本稿での実証分析に入る前に、1930 年代前半における物価変動の特徴について整理する。このようなアプローチをとる理由は、計量経済学的手法を歴史的データに適用する際には、分析対象とする時代の経済状況や今日との差異などを明確に踏まえて行う必要があるとの判断による。例えば、物価指数の中身や金融政策の運営方式には、当時と今日とでは大きな違いがあり、こうした諸点を一切認識せず、現代と同じような感覚で定量的分析を行っても、その結果の解釈に客観性を持たせることは難しいと考えられるからである。

(1) 1930、31 年のデフレ期

1930 年 1 月 11 日に日本は金本位制復帰を公約に掲げた浜口内閣のもとで金解禁に踏み切った。これは、ある意味で最悪のタイミングで実施されたとみることができる。1929 年 10 月 24 日にニューヨーク株式市場で株価が暴落し（暗黒の木曜日）、それを契機に大恐慌が先進国経済を襲い、世界物価が急落したからである。日本の物価と海外物価との連動性については、第 4 節で詳しく分析するが、海外物価の急落につられるかたちで日本の卸売物価は、30 年 17.7%、31 年 15.5%と 2 年連続で大幅な下落となった。図表 1 は、日米英の卸売物価を 1928 年 9 月=100 としてグラフ化したものであるが、日本の卸売物価は、米国、英国の卸売物価と軌を一にして下落したことがわかる。品目別にみると、日本の主

力輸出商品であった生糸⁶、綿糸・綿織物⁷の市況が、海外市況暴落を受けて大幅に下落したことが大きく響いた。しかも、金解禁後為替レートが12%程度切り上げられたこと、金本位制のもとで正貨準備の減少に伴い通貨発行高が縮小したことも物価下落に拍車をかけた。

この間、消費者物価も30、31年にそれぞれ9.8%、11.0%下落した。GNPデフレーター⁸の低下を受けて、名目GNPも30、31年にそれぞれ9.9%、9.3%縮小し、デフレが一気に進行した。

(2) 1930年代前半の景気回復期の物価動向

1931年9月の満州事変勃発と英国の金本位制停止、それに続く思惑的なドル買いの発生と政界の動揺の中で総辞職した若槻内閣に代わった犬養内閣では、高橋是清が蔵相に就任した。高橋財政期(1931年12月～36年2月)では、前内閣の緊縮政策から一転して、デフレ脱却のための一連の経済政策が打ち出された。具体的には、金輸出再禁止(31年12月13日)と銀行券の金兌換停止(金本位制離脱、同年12月17日)後の為替レートの下落放任、日銀による金融緩和の推進⁸(32年3月以降)、32年6月の32年度(昭和7年度)補正予算案の提出⁹と赤字国債の日銀引受け表明¹⁰、の3つである。

こうした政策転換を受けて、物価情勢も大きな変化を示した。以下では、卸売物価、輸出入物価、消費者物価に分けて、1930年代前半の物価動向をやや詳しくみることにする。

⁶ 当時の最重要輸出商品であった生糸は、米国が唯一ともいえる市場であった。NY生糸相場は、1929年10月をピークに暴落に転じ、ボトムの30年10月にかけて54.5%下落した。これにつられるかたちで、日本の生糸相場も同じ期間で54.5%の下落となった。

⁷ 当時、綿製品は生糸に次ぐ輸出商品であったが、1930年には米綿の価格暴落に加え、不況による綿製品需要の減退から、主力のインド・中国向け輸出が減少したため、日本の綿糸・綿製品の市況は大幅下落を余儀なくされた。なお、インド向け輸出の減少には、同国における綿製品の関税引き上げ(30年4月)や外国製品不買運動の激化(同年7月)も影響した。また、中国向け輸出の減少には、円の対中国為替相場高も影響した。

⁸ 金融政策運営に関しては、第3節(3)ホ.を参照。

⁹ 1932年度(昭和7年度)の実行予算規模は、軍事費(満州事変費)、農村振興費(時局匡救費)を中心に最終的には20.2億円(前年度比34.7%増)に増加した。

¹⁰ 高橋蔵相は32年6月の臨時議会における財政演説の中で、「右公債の発行方法は日本銀行並びに預金部その他政府部門の資金を以ってこれを引受けしめ、一般市場における公募はこれを避ける方針であります」と日銀の国債引受け方針を表明(日本銀行調査局[1972] p.332)。同年11月の4分半利国庫債券発行以降の新規国債発行は37年8月の1回分を除き、全て日本銀行と資金部の引き受けによって行なわれた。国債の日銀引受けを巡る経緯や問題点等については、島[1983]、井手[2001]、鎮目[2001]が詳しく記述している。

イ．卸売物価

卸売物価の動向をみる前に、当時の卸売物価指数(1933年基準)の特徴¹¹をみておこう。当時の卸売物価指数を第2次世界大戦後の高度成長期の卸売物価指数(1970年基準)との対比でみると、次のような特徴がある。第1は、品目数が110品目(1970年基準928品目)と少ない中で、食用農産物・食料品、繊維原料・布はく類がそれぞれ33.8%、35.5%と全体の3分の1以上のウエイトを占めていることである(1970年基準では、前者は15.8%、後者は7.8%)。第2は、品目別にみても、生糸(全体に占めるウエイト6.2%)、綿糸(同6.3%)、鋼(同6.1%)など、特定の市況商品のウエイトが高いことである。第3は、当時は、国内品、輸出品、輸入品別の調査は行われていなかったが、採用品目には輸出品(生糸、綿糸、人絹糸、各種織物、鋼)、輸入品(外米・輸入大豆、繊維原料、外材、非鉄金属、石油製品、皮革・生ゴム)とみられる商品が多いことである。第4は、戦後のWPIと異なり、機械類は一切含まれていないことである(1970年基準での機械類のウエイトは26.6%)。このような点から明らかのように、当時の卸売物価指数は、市況性商品指数に近い性格を有していたほか、貿易関連品目のウエイトも高く、今日の企業物価指数はもとより、第2次世界大戦後の高度成長期のWPIともかなり性格を異にしていたという特徴がある。卸売物価指数は月次ベースで総平均指数、個別品目指数が利用可能である。

日本の卸売物価は、31年12月以降急速な持ち直し過程に入った。卸売物価を年平均ベースでみると、32年に11.0%、33年に15.5%と二桁インフレになり、見かけ上は33年にインフレが加速した格好となる。これは、32年後半の急上昇から年末指数水準が年平均の指数水準を大きく上回った(+22.0%、いわゆるゲタ)という統計上の理由によるものであり、月次データでみると、33年は前月比でむしろ下落した月が多い(12か月中9か月が下落月、ちなみに33年の年間騰落率は-8.7%)。

月次データに即してみると、金輸出再禁止以降の卸売物価の動向は、次の3つの局面に分けてみるのが適当と考えられる¹²。第3期を36年12月までとしたのは、戦時体制下

¹¹ 採用品目やウエイトの詳細に関しては(付2)を参照。

¹² 有沢[1937]は、三菱経済研究所の1931年12月10日を100とする物価指数を用いて、第1期を1933年1月7日に至る約13か月、第2期を1936年3月31日に至る約3年3か月、第3期を1937年3月31日に至る12か月としている(pp.57-59)。本稿では、第1期は概ね有沢と同じである(ただし、日銀の月次卸売物価指数を用いているため、月次で区切ってある)。第2期以降は、有沢と異なる時期区分を用いている。第3期を35年10月以降としたのは、その時点から実際に物価がじり高に転じたからであり、第3期を36年12月までとしたのは、本文に記述したとおり、戦時体制下のインフレが本格化した1937年以降の時期を除くためである。なお、本稿において、三菱経済研究所の物価指数を用いなかった理由は、同指数は、金輸出再禁止後作成された暫定的(ad hoc)な指数であり、1932年以降のデータしか利用できないこと、同指数の採用品目・ウエイト等が不

のインフレが本格化した 1937 年以降の時期を除くためである。図表 2 は、こうした 3 つの時期区分により、卸売物価指数、輸出入単価指数、消費者物価指数（財）の変動をみたものである。また、図表 3 は、金輸出再禁止の直前である 1931 年 11 月=100 として、各種物価指数の推移をグラフ化したものである。

- (イ) 第 1 期 (1931 年 12 月 ~ 32 年 12 月) デフレ脱却期
- (ロ) 第 2 期 (1933 年 1 月 ~ 35 年 9 月) 相対的安定期
- (ハ) 第 3 期 (1935 年 10 月 ~ 36 年 12 月) 物価じり高期

- (イ) 第 1 期 (1931 年 12 月 ~ 32 年 12 月) デフレ脱却期

第 1 期は、金輸出再禁止の直接的影響が現れた時期とみることができる。卸売物価指数 (1934 ~ 36 年=100) は、31 年 12 月から上昇に転じ、32 年春先から年央にかけて一時反落したあと、年後半には急騰し、12 月の指数水準は 101.1 と僅か 1 年余りで金輸出解禁直前である 1929 年 12 月の水準 (100.2) を回復した。この期の物価上昇率は 46.1% で、特に生糸、綿糸等の繊維品 (77.8%)、鋼材、アルミニウム、亜鉛等の金属類 (76.1%)、力性ソーダ、硫酸等の化学品 (57.9%) の高騰が目立った。

第 1 期における物価上昇には、為替レート的大幅下落が影響したとの指摘が多い¹³。円ドルレートは金輸出再禁止後の 1 か月で 30%、32 年末までに 60% 程度減価¹⁴した。為替円安に伴い、輸入品価格が上昇しただけでなく、輸出品価格も上昇した。為替円安に伴い輸出数量が 32 年初来増加傾向をたどった¹⁵ことや、財政支出が 32 年央以降増加したこと

明であること、の 2 つである。

¹³ 例えば、1932 年 10 月の日本銀行本支店事務協議会において、土方総裁は、年初来の卸売物価の足取りと生糸、綿糸相場の急騰に触れた後、「商品市場は為替円安の影響を受けて比較的高値のものが多く」と述べた（「本支店事務協議会資料昭和 7 年春 秋」日本銀行アーカイブ保管資料-A 3950）。なお、日本銀行の本支店事務協議会における当時の総裁発言をみると、上記のように物価に関しては、卸売物価と個別市況商品の動向に触れているのが殆どであり、東京小売物価指数や東京料金指数への言及はみられない。この点からみて、当時は金融政策上、卸売物価の動向を重視していたと思われる。

¹⁴ Ito, Okina and Teranishi [1988] は、1931 年 11 月から 33 年 11 月の日次円ドルレートを用いたイベント分析を行い、最初の 30% の下落は、31 年 12 月の金本位制離脱に伴うものである一方、残りの 30% の下落は、日本の中国侵攻とそれによる外交的孤立によるものと分析している。

¹⁵ 島 [1983] は、「為替相場低下による輸出の回復も目ざましく、この時期になって輸出が輸入を上回るに至り、海外からソーシャル・ダンピングとの非難がでてくるようになったほどである」(p.110) としている。

は需給ギャップの縮小をもたらした。こうした需給ギャップの縮小は、金融緩和ともあいまって、国内品に関しても価格修正が進みやすい環境を整えたとみることができる。また、政府は 32 年 6 月に銑鉄、鋼材、木材など 26 品目に亘る関税定率の引き上げ¹⁶と従量税率の一律 35% 引き上げ¹⁷を実施したが、この措置も重化学工業品を中心に年後半の卸売物価の上昇に拍車をかける要因となったとの指摘もみられる¹⁸。

ここで、内外卸売物価の動向をみると（前掲図表 1）、英国の WPI は、1931 年 9 月 21 日の金本位制停止以降ポンド相場下落¹⁹を主因に小反発したものの、本格的上昇過程に入ったのは 35 年秋口以降である。一方、米国の WPI は、1933 年 3 月 6 日の金輸出禁止の緊急令による金本位制停止まで下落に歯止めがかからなかった。国際的にみても、日本がいち早くデフレ脱却に成功したのが特徴的である。

（ロ）第 2 期（1933 年 1 月～35 年 9 月）相対的安定期

第 2 期においては、卸売物価は、32 年 12 月の 101.1 をピークに下落したあと小幅変動を繰り返し、35 年 9 月（101.0）になってようやく 32 年 12 月の水準に戻っている。品目別にみると、食料用農産物が 34 年の米の凶作と政府の米穀規制の影響で上昇した一方、第 1 期において急上昇した繊維品、化学品、金属類はいずれも反落した。

（ハ）第 3 期（1935 年 10 月～36 年 12 月）物価じり高期

第 3 期においては、卸売物価は、再び上昇傾向に転じ、15 か月の間で 12.8% の上昇を示した。直接的なきっかけは、米綿、生ゴムなど輸入関連品目が再び騰勢を強めたことである。この時期においては為替相場自体は安定していたので、海外物価高が影響したものとみることができる。米国景気の回復、欧州の政局不安などがその背景にある。品目別にみると、化学品が下落(-11.8%)したものの、金属類（49.5%）、雑品目（18.5%）、繊維品

¹⁶ 関税率の引き上げは、輸入抑制と国内産業保護の見地から行われたものである（大蔵省 [1957]）。

¹⁷ 外国為替相場が低落するときは、輸入品の価格は自然騰貴することになるが、この場合、従価税率は当然税額が増加するのに対して、従量税率はその性質上依然同一の定額であるため、両者間に不均衡が生じる。これを調整するための改正が従量税率の一律 35% 引き上げである（大蔵省 [1957]）。

¹⁸ 橋本 [1984] は、「為替相場の低位安定化と関税改正による対外競争圧力の緩和があって卸売物価の順調な回復が生じ、他方で労賃水準は継続的に低下した」（p.274）としている。

¹⁹ ポンドの対ドル相場は、金本位制停止前の 4 ドル 85 7/8 から 9 月 25 日には 3 ドル 40 まで下落した。

(16.9%)などが上昇した。

ロ．輸出入物価

海外物価や為替レートの影響をみるためには、輸出入物価の動向に関する分析も欠かせないが、前記のように、当時の卸売物価指数は、輸出品、輸入品、国内品別の調査が行われていなかったため、この月次個別品目指数を基に正確な輸出入物価指数を作成することは困難²⁰である。大川[1967]では、山田(克巳)推計による輸出入単価指数を掲載し、これを輸出入物価指数としているが、年次ベースの数値のみが利用可能である。そこで、本稿では、藤野・五十嵐[1973]の月次ベースの輸出入金額指数と輸出入数量指数を用いて、月次ベースの輸出入単価指数を算出することとした(図表3)。

輸入単価指数は、金輸出再禁止以降急上昇し、第1期の上昇率は61.2%と卸売物価を上回ったあと、第2期は、振れの多い動きを示しつつも、2.7%と緩やかな上昇にとどまった。33年半ば以降、米国の金本位制離脱に伴うドル切り下げにより円ドルレートが上昇したことも輸入物価の落ち着きに寄与したものと考えられる。第3期には、輸入単価指数は27.5%と再び上昇傾向を強めた。この時期は、為替レート自体は安定的に推移したことを考慮すると、欧米景気の回復を反映した海外物価高が波及した面が大きいと考えられる。

一方、輸出単価指数も金輸出再禁止以降急上昇したが、その後は、円安メリットを背景に現地価格の引き下げが行われたこともあって、第1期は33%の上昇となった。輸出単価指数は、第2期は-6.5%と反落し、第3期も1.7%と強含みにとどまった。この背景としては、各国が輸入制限措置や関税引き上げによって日本製品の輸入を抑制する姿勢を強めていた時期に当たったため、日本企業が輸出品価格をさらに切り下げざるを得ない事情があったとみられる²¹。

ハ．消費者物価(財) 消費者物価(サービス)

消費者物価(財)の月次指数は、日本銀行調査局「東京小売物価指数」の個別品目指数

²⁰ 1933年基準のWPI採用品目で、輸出向けとなっているのは、ちりめんと羽二重の2品目のみ、輸入品と明示されているのは、朝鮮米、台湾米、外国小麦、満州大豆、米綿、印綿、外材の7品目である。これ以外にも、輸出品、輸入品が少なからずみられるので、個別品目指数を使って、輸出品、輸入品、国内品別指数に組替えることは困難である。

²¹ 伊藤[1989]は、輸出物価・国内物価の上昇率が為替下落率よりもはるかに低く、かつ33年以降36年初頭までほぼ安定していた点を捉え、「為替下落・低位安定による輸出刺激効果はかなり長期間続いた」(p.278)としている。

を用いて、「長期経済統計」のウエイトで加重平均して求めた²²。これによると、消費者物価(財)は、全体としては、第1期の上昇率は15.5%と、卸売物価に比べればマイルドな上昇にとどまった。第2期は、卸売物価の安定にもかかわらず、凶作を背景とする米価の急上昇などから、8.9%(年率3.2%)の上昇となった。第3期は、卸売物価の上昇の影響に加え、木炭・石炭などの燃料燈火の急伸が響き、18.3%と卸売物価を上回る上昇を示した。消費者物価(財)は、卸売物価の消費財の変動に連動した動きを示すと考えられるが、これは、基本的には、1930年代前半の時期にも当てはまる。ちなみに、卸売物価指数と消費者物価指数(財)との因果関係テストを行うと、卸売物価から消費者物価(財)に対して1%水準でグレンジャーの意味での因果関係が認められる一方、消費者物価(財)から卸売物価への因果関係は全く見出せない²³。

一方、消費者物価(サービス)については、日本銀行調査局の「東京料金指数」が利用可能であるが、年次データしか残されていない²⁴。この年次データをみると、鉄道運賃や電気代等の公共料金、入浴料、理髪料等の一般サービス価格とも1930、31年のデフレ期のみならず、32年以降の景気回復期も概ね横ばいで推移しており、サービス価格の安定が際立っている²⁵。一般サービス価格が景気回復期も安定を続けた背景としては、後述のように、名目賃金が安定的に推移したことが大きいとみられる。また、公共料金の安定は、名目賃金の安定に加え、政府の価格統制の影響と考えられる。こうしたサービス価格の安定を反映して、景気回復期における年次ベースの消費者物価(総合)の動きは、消費者物価(財)に比べ一段と緩やかな上昇にとどまっているのが特徴的である²⁶。

²² ここでは、日本銀行金融研究所の畑瀬真理子氏が推計した系列を利用させて頂いた。ウエイトの詳細に関しては、(付1)を参照。

²³ 2変数(pairwise)グレンジャー因果関係テストを行うと、卸売物価が消費者物価(財)に対してグレンジャーの意味で因果関係はないとする帰無仮説は1%水準で棄却される(F値=13.83、p値=3.8E-06)一方、逆の仮説は棄却されない(F値=0.84、p値=0.43)。

²⁴ 日本銀行調査局では、東京料金指数を月次ベースで調査していたが、そのデータは日本銀行アーカイブ等には残されていない。このデータが発見されれば、月次ベースの消費者物価指数(総合)を推計することが可能となり、実証分析に活用できると期待される。

²⁵ 東京料金指数(1933年=100、単純平均値)の推移をみると、29年98.2 30年97.1 31年95.3 32年97.6 33年100.0 34年98.8 35年97.6 36年98.2とほぼ横ばい圏内の動きを示した。この間における個別品目の動きをみても、17品目中横ばい9品目、上昇4品目、下落4品目となっている。

²⁶ 大川[1967]の消費者物価(総合、含む家賃)の年次計数(前年比)と比較すると、次のとおり。

	1932年	33	34	35
消費者物価(総合)	0.9	2.8	1.0	1.9
消費者物価(財)	2.2	6.4	4.2	4.5

(3) 物価変動に影響を及ぼすと考えられる諸要因の1930年代前半における動向

以上、3つの時期区分に即して、卸売物価指数、輸出入単価指数、消費者物価指数(財)別にそれぞれの動向を整理した。次に、本稿の実証分析に進むための準備作業の一環として、通常、物価動向に影響を及ぼすと考えられる諸要因が1930年代前半にどのような動きを示したかについて概観しておこう。こうした諸要因が、現実の物価変動にどの程度影響したかについては、第4節、第5節の実証分析の結果を待たなければならない。

イ．為替レート、海外物価要因といった対外的要因の動向

前述のように、円ドルレートは、金輸出再禁止後32年末にかけて60%程度減価した。円ドルレートは、米国の金本位制離脱後のドル切り下げを反映して33年半ばに円高方向に動いたが、その後は概ね安定的に推移した。一方、先進国の卸売物価動向をみると、米国のWPIは、金本位制離脱後の33年半ばから急反発したあと、34年中は概ね横ばい圏内で推移し、35年春先以降上昇傾向に転じた。また、英国のWPIは、31年9月の金本位制停止後下げ止ったものの、本格的持ち直しには至らず、明確な上昇過程に入ったのは35年秋口以降のことである(前掲図表1)。

ロ．需給要因の動向

鋳工業生産指数を基に鋳工業のoutput gapを試算²⁷してみると(図表4)、デフレ期のピーク時には17%程度まで拡大したoutput gapは、32年以降徐々に縮小したが、景気が自律的拡大局面に入った33年から35年初にかけては民間設備投資の持ち直しによる生産能力化もあって0%近傍で推移し、過度の引き締めりはみられなかった²⁸。35年半ば以降、output gapは、明確にプラスのギャップに転じ、供給余力が乏しくなってきたことを示唆している。

ハ．ユニット・レバー・コストの動向

デフレ期に大幅に低下した名目賃金は、32年以降も景気回復にもかかわらず横ばい圏内

²⁷ output gapの推計方法は第5節を参照。

²⁸ 中村[1978]は、高橋財政期を振り返り、「これほどの成長にもかかわらず遊休資源が存在したため、物価も1933年までに異常な低落から回復して以後は、36年までは落ち着いた動きを示していた」(p.118)としている。

の動きにとどまった。労働需給の緩和がその背景にある。過小な推計とされる内務省社会局・厚生省労働部の失業率統計をみても、推定失業率は1932年の6.9%をピークに低下に転じたものの、36年時点でも4.4%と高止まっており、完全雇用経済には至っていない。

一方で、労働生産性は、32年以降輸出数量の増加などに伴う生産の拡大からほぼ一本調子で上昇したため、ユニット・レーバ・コストは緩やかな低下傾向をたどった(図表5)。労働生産性の伸びが低い1次産業、3次産業を含めた経済全体の物価変動を示すGNPデフレーター²⁹の要因分解を行うと、マクロ的なユニット・レーバ・コスト³⁰は、32年から35年にかけてGNPデフレーターの上昇にほとんど寄与していないことがわかる(図表6)。ちなみに、32年、33年のGNPデフレーターの上昇は、主として単位当たり粗利潤の持ち直しによるものである³¹。

二．財政支出の動向

高橋財政のもとで32年以降財政支出が増加したが、34年以降は悪性インフレを回避すべく、横ばいに抑えられ、比較的短期の財政出動にとどまった。ちなみに、名目一般会計歳出は、32年は32%、33年は16%と増加したあと、34年は-4%となっている。物価変動を調整した実質一般会計歳出のベースでみると、32年に19%増加したあと、33年は前年比微増、34年は-6%となっている。実質GNPの増加寄与度をみても、財政支出(経常支出+固定資本形成)の増加寄与度は、31年の2.8%をピークに、32年2.7%、33年1.5%と低下し、34年にはマイナス(-0.9%)となっている(図表7)。

²⁹

$$GNPデフレーター = \frac{\text{雇用者所得}}{\text{実質GNP}} + \frac{\text{営業余剰}}{\text{実質GNP}} + \frac{\text{その他}}{\text{実質GNP}}$$

= ユニット・レーバ・コスト、 = 単位当たり粗利潤、 = その他。

³⁰ 戦前期の国民所得統計に関しては、大川[1974]が使われることが多いが、残念ながら、そこでは分配勘定の推計が行なわれていない。ここでは、第2次世界大戦後、経済企画庁「国民所得白書」[1963]がSNA統計に則って推計した系列(1930年以降)を使って要因分解を行った。34年のGNPデフレーターの下落は、輸出デフレーター³¹の低下が主因である。

³¹ 島[1983]は、32年以降のGNPデフレーター上昇をホームメイドの利潤インフレとみているが、単位当たり粗利潤の上昇は、デフレ期に落ち込んだ単位当たり粗利潤の復元という性格が強く、34年にはマイナスとなった。このため、GNPデフレーターは、31年に12.6%下落したあと、32年に3.3%、33年に5.4%上昇し、34年には1.0%下落するなど、比較的落ち着いた推移をたどった。

ホ．金融政策の動向

1930～31年の金本位制期における高金利政策から一転して、日本銀行は32年3月から8月まで3回に亘り公定歩合を引き下げ（5.84%→4.38%）、市中金利もこれに追随して低下傾向をたどった。こうした中で、新規国債のクーポンレートも日銀の国債引受けが始まった32年11月に5%から4.5%へ、33年8月からは4%へ引き下げられた。

一方、国債の日銀引受けに伴い、金融政策の面では、赤字国債増発に伴う通貨膨張により、悪性インフレが生じるのを抑制する点に重点が置かれていたのが特徴的である。具体的には、引受け国債の売りオペにより、金融機関の余剰資金が吸収された。資金需給実績をみると、32年以降財政資金の散布を主因に恒常的に資金余剰となった中で、その殆どが日銀貸出の回収や国債の売りオペによる金融調節によって吸収されたかたちとなっている³²。

デフレ期に大幅に落ち込んだマネタリーベース³³の推移を前年比で見ると、33年初から明確にプラスに転じ、35年春頃まで5%から15%程度のレンジで振れの大きい変動を続けたあと、35年秋から36年春にかけてはいったんマイナスとなり、その後再び増勢に転じた（図表8）。このように、マネタリーベースの前年比はピーク時の33年央でも15%程度にとどまった。その意味で、高橋財政期には、金本位制下の通貨縮小から一転して通貨量は増大の方向に動き、金融政策はアコモディティブ（accommodative）な役割を果たしたが、36年頃までは、引き受け国債の売りオペによって通貨量膨張の行き過ぎは回避され、事後的にみれば通貨量の調節は概ね円滑に行われたとみることができる³⁴。

³² 1933年5月の日本銀行本支店事務協議会の席上、土方総裁は「日本銀行は通貨の急激なる膨張の弊を出来るだけ防止する見地から本行所有の米穀証券、大蔵省証券、5分利子及び4分半利子公債を希望に応じて売却したので、銀行の遊資は相当消化せられた。（中略）一方政府資金の散布は相当多いにもかかわらず、兌換券の発行高は多くなく、この方面から物価の騰貴がそれだけ阻止されたことが分かる」と述べた（「本支店事務協議会資料昭和8年春 秋」日本銀行アーカイブ保管資料-A3951）。34年5月には、同総裁は、「非常時局に対する所要資金のために、巨額の公債財源によること既に3年に及ぶのであり、今後の通貨調整問題は中央銀行にとって一層の関心事であります」としつつも、同年10月の時点でも、「公債発行の範囲では、何ら金融界に悪影響もなく、また弊害も少しも認められないのであります」と総括している（「本支店事務協議会資料昭和9年春 秋」日本銀行アーカイブ保管資料-A3952）。

³³ マネタリーベース＝現金通貨発行高＋日銀一般預金残高（藤野・五十嵐[1973]による）。日銀一般預金は、民間の金融機関が日銀に預けていた預金のこと、今日の「日銀当座預金」に相当するものである。

³⁴ 日銀の公開市場操作が円滑に推移した背景としては、当時、民間銀行が多額の余剰資金を抱えていたことが大きい。これは、財政資金の散布などにより、銀行の預金は増大傾向をたどった一方で、企業の資金需要は盛り上がり、民間銀行貸出が1935年秋口頃まで減少を続けたためである。その意味で民間資金と財政資金との競合は顕在化しなかったと

4. 物価変動の国際間の連動性

第3節での分析からも明らかのように、日本の物価は、海外物価や為替レートの変動から大きな影響を受けてきたように窺われる。図表1でみたように、日米英のWPIの間には密接な関連が認められる。図表1は、自国通貨建てのWPIの比較である。海外物価の変動は、実際には、為替レートの変動を介して、国内物価に及ぶ。図表9は、為替レート調整済みの米英のWPIと日本のWPIを比較したものであるが、海外物価との相関はより一層明瞭となる。

高木[1989]は、前述のように、為替レート調整済みの米英のWPIと日本のWPIについて、相関係数の計測を行い、内外卸売物価の間に高い相関関係があったことを示した。ここでは、第5節でVARを用いた実証分析を行う前の予備的検討として、こうした米英のWPIと為替レートの変動が日本のWPIとどの程度の関係があるかについて、以下のようなシンプルな回帰式を用いてチェックしてみよう。

$$\Delta p_t = a_1 \Delta p_t^{usa} + a_2 \Delta exr_t^d + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$\Delta p_t = a_1 \Delta p_t^{uk} + a_2 \Delta exr_t^p + \varepsilon_t. \quad (2)$$

p は、日本のWPI、 p^{usa} は米国のWPI、 p^{uk} は英国のWPI、 exr^d は円ドルレート、 exr^p は円ポンドレート（いずれも対数値）、 ε は誤差項、 Δ は1階の階差を示す。計測期間は1926年1月から36年12月で、通期のほか、これを金輸出再禁止までの期間と、再禁止後の2つの期間に分けてみることにする。各国のWPIはX-12-ARIMAで季節調整を行っている。期待される係数の符号は、 $a_1 > 0$ 、 $a_2 < 0$ である。

図表10によると、通期では、日本のWPIと米英のWPIや為替レートとの間には明瞭な連動関係が認められ、海外のWPI、為替レートとも1%水準で統計的に有意である。これを前期と後期に分けてみると、日本のWPIと米国のWPI、円ドルレートの関係については、前期は、米国のWPIの有意性が高く、円ドルレートは10%水準で有意となっている一方、後期に関しては、為替レートの有意性が強まっていることがわかり、2つの説明変数とも1%水準で有意である。日本のWPIと英国のWPI、円ポンドレートの関係については、前期、後期とも2つの説明変数は1%水準で有意であり、円ポンドレートの有意性は後期に一段と強まっている。これらの結果は、第3節での分析結果を裏付けている。

みることができる。当時、企業の資金需要が盛り上がらなかった背景として、中村[1971]は、金融緩慢と低金利の状況のもとで、株式発行と起債が有利となったこと、企業の自己金融力が向上したこと、預金部、興銀をはじめとする国営金融機関の資金が豊富になったこと、の3点を指摘している(p.219)。

次に、日米英の WPI（米英は為替レート調整済み）について、2 変数（pairwise）グレンジャー因果関係テスト、3 変数 VAR の枠組みでのブロック外生ワルド（Wald）テストを行う。日本の WPI を p 、為替レート調整済みの米英の WPI をそれぞれ p_{adj}^{usa} 、 p_{adj}^{uk} とする。いずれも対数値で Δ は 1 階の階差を示す。

まず、2 変数グレンジャー因果関係テストの結果をみると、米国の WPI から日本の WPI に対しては 1%水準で、英国の WPI から日本の WPI に対しては 5%水準で、それぞれグレンジャーの意味での因果関係はないとの帰無仮説は棄却される。これに対して、日本の WPI から米国の WPI に対しては、帰無仮説は 10%水準でも棄却されないが、英国の WPI に対しては、1%水準で棄却されるという結果となった。因果関係テストを行う場合、重要な変数を除いて計測すると、実際には因果関係がなくても見かけ上因果関係があるかのように推計されることがあり得る。こうした見地から、3 変数 VAR の枠組みによるブロック外生ワルドテストを行うと、米英の WPI から日本の WPI に対しては、それぞれ 1%水準、5%水準でグレンジャーの意味での因果関係はないとの帰無仮説は棄却される一方、逆の帰無仮説はともに 10%水準でも棄却されないという結果が得られた（図表 11）。このブロック外生ワルドテストの結果は、2 変数グレンジャー因果関係テストの場合における、日本の WPI から英国の WPI への因果関係は見かけ上の因果関係であったことを示している。

こうした分析は、日本の WPI は、米英といった海外 WPI や為替レート変動から大きな影響を受けていたことを示唆しており、高木 [1989] の研究結果とも整合的である。

5 . 1930 年代前半における物価変動の定量的分析

第 4 節の分析から、日本の物価変動は海外物価や為替レートの影響を強く受けたことが確認できる。こうした分析結果を踏まえ、次に、海外物価や為替レート変動といった要因に加えて、需給要因、財政金融変数も織り込み、1930 年代前半の日本の物価変動について VAR を用いて定量的分析を行ってみよう。

（ 1 ）推計に用いる基本モデル

海外物価や為替レート変動が国内物価に及ぼす影響に関しては、多数の先行研究が存在する。これらは、国内物価変動を需給要因と価格ショックで説明する標準的な物価版フィリップス曲線をベースとしているものが多い。例えば、Mihaljek and Klau [2001] は、国内物価の変動を価格ショックとしての輸入物価（外貨建て）と名目実効為替レートの変動に加え、GDP ギャップの 3 つで説明する推計式を採用している。本稿の目的は、海外物価や為替レート要因だけでなく、需給要因や財政金融変数の動向を加味して、国内物価へ

の影響を総合的に実証分析することである。こうした観点から、ここでは、実証モデルとして MaCarthy[2000]の波及段階型価格モデル(a model of pricing along a distribution chain)に基本的に依拠し、それを一部修正したモデルを用いることとする。こうした波及段階型価格モデルは、Blanchard[1983], Christiano, Eichenbaum, and Evans[1997], Clark [1999] が用いたモデルに類似している。MaCarthy は、1970 年代以降の先進 10 か国を対象に、海外物価ショック(石油価格)や為替レートショックの影響が、一定の金融政策反応関数や貨幣需要関数のもとで、需給ギャップの動向を反映しながら国内物価の波及段階別に輸入物価指数、生産者物価指数(PPI)、CPIにどのように波及していくかについて、VAR の枠組みで分析した³⁵。変数は、輸入物価、PPI、CPI、海外物価(石油価格) output gap、為替レート、短期市場金利、マネー指標の 8 つである。

この基本モデルに、以下のような 3 つの修正を加える。第 1 に、本稿では、月次データの期間が 11 年分(132 か月)と短いことから、自由度を確保するため、国内物価としては、WPI で代表させ、別途、国内物価として、輸入単価指数、消費者物価指数(財)を用いた計測も行うこととした³⁶。第 2 に、金融変数としては、下記のように財政変数を追加することもあり、自由度を確保する観点から、量的金融指標のみとし、短期市場金利は省いた³⁷。第 3 に、需要ショックを表す変数として、新たに財政変数を追加した³⁸。

³⁵ Hahn [2003] もユーロ圏を対象に、波及プロセスを明示的に捉える見地から国内物価として MaCarthy [2000] と同様に輸入物価、PPI、CPI の 3 つを採用し、これらに、海外物価(石油価格) 名目実効為替レート、output gap、金融変数の 4 つを加えて、7 変数 VAR で分析している。

³⁶ モデルに、WPI、輸入単価指数、消費者物価指数(財)を同時に織り込まなかったのは、自由度を確保する観点のほか、当時の WPI には、輸出品、輸入品も含まれているという事情を考慮した面もある。

³⁷ 短期市場金利を省いたのは、自由度を確保する観点のほかに、短期市場金利の代表的指標とされるコールレートについては、当時、以下に掲げるような制約下にあり、金融政策運営のスタンスを示す指標としては、必ずしも適切ではない時期がみられたことを考慮したためである。そうした制約としては、1927 年の金融恐慌以後、コール市場の規模が恐慌前の 6 億円程度から 2 億円前後に縮小し、3 億円台を回復したのは 32 年 9 月以降となるなど、コール市場の健全化に時間がかかる中で、通常は 1%以内となっていた公定歩合(a)とコールレート(b)の金利差(a)-(b) が、27 年央から 30 年代初頭にかけては、1.5%~2.5%程度に拡大した点に端的に表れているように、コールレートが公定歩合政策に代表される金融政策運営のスタンスと乖離していた、という事情が挙げられる。

³⁸ 財政変数の影響は、ある程度 output gap の動きに反映されると考えられるが、ここでは、高橋大蔵大臣の積極財政が人々の期待に働きかけるかたちで直接、物価に影響するルートも考えられることに加え、財政変数が金融変数や output gap に及ぼす影響を明示的に捉える観点から、単独の変数として追加した。ちなみに、各種構造ショックに対する output gap の累積的反応と分散分解の結果をみると、財政変数はプラスの方向に作用しているが、そのインパクトは海外物価要因や為替レート要因、WPI に比べれば小さいとの結果が得られた。

(2) VAR分析のフレームワーク

上記基本モデルの修正版に基づき、1926年1月から36年12月の月次データを用いて、海外物価要因、名目実効為替レート、財政変数、金融変数、output gap、国内物価からなる6変数のVARを計測する。

6変数の列ベクトルを $x_t = (\Delta p^f_t, \Delta g_t, \Delta m_t, \Delta eexr_t, \Delta gap_t, \Delta p_t)'$ とする。ここで、 p^f_t は海外物価要因、 g_t は財政変数、 $eexr_t$ は名目実効為替レート、 m_t は金融変数、 gap_t はoutput gap、 p_t は国内物価を示す。は1階の階差を示す。

データの始期を1926年1月としたのは、その時点から月次ベースの実質財政支出が利用可能であるというデータ上の制約による。終期を1936年12月に設定したのは、戦時体制下のインフレが顕在化した時期を除外してみる必要があるとの判断による³⁹。

6つの変数について説明すると、第1に、海外物価要因としては、先進国のWPIを採用し、月次ベースのWPIが利用可能な米英仏3か国のWPIを貿易ウエイトで加重平均して求めた。

第2に、財政変数としては、中澤・原田[2004]に従い、高橋財政のスタンスを端的に示すと考えられる実質一般会計歳出額を採用し、一般会計歳出をWPIで実質化した。第3節でみたように、高橋財政期には、32年以降軍需支出、農村振興関連の公共事業を中心に名目財政支出が増加し、34年以降は悪性インフレを回避する見地から横ばいに抑制された。こうした裁量的政策の変化をビビッドに捉えるためには、物価変動を考慮した実質一般会計歳出額が適当と考えられる⁴⁰。財政変数としては、一般会計ベースの実質財政収支をとることも考えられるが、これは、財政支出のスタンスだけでなく、税収の変化なども反映されるため、必ずしも財政政策の裁量的スタンスを示すものではない。

第3に、為替レートとしては、2国間の為替レートに比べ、より実勢を示すと考えられる名目実効為替レートを採用し、具体的には、月次データが利用可能な円ドル、円ポンド、

³⁹ 上記データ期間に、30-31年の金本位制期という、金融政策の異なるレジーム期が含まれていることには注意が必要である。30-31年の金本位制期を除くことも考えられるが、この時期は、まさにデフレが急激に進行した時期に当たり、そうした方法では、デフレの進行とその脱却を定量的に実証分析する観点からは意味をなさない。また、上記の6変数VARに外生変数として、金本位制ダミーを入れた計測も試みたが、ダミー変数は有意に計測されなかった。こうしたことを踏まえ、以下の分析ではこの問題に触れないこととする。金融政策のレジームの違いを実証分析上、どう織り込むかは、今後の研究課題としたい。

⁴⁰ Cha[2003]は、財政変数として実質財政赤字を用いている。Chaの用いた実質財政赤字は、毎月の一般会計の赤字にその月の国債残高の純増額を加えたものをWPIで実質化したものであるが、タイムラグのある同じ概念の変数を加えている点で、経済的意味が不明瞭である。

円フラン、円中国両の4通貨を貿易ウエイトで加重平均して求めた⁴¹。

第4に、金融変数としては、マネタリーベースを採用し、現金通貨に日本銀行一般預金を加えて求めた⁴²。

第5に、output gap は、鉱工業生産指数に MaCarthy [2000] の手法を適用して求めた。具体的には、鉱工業生産指数（季節調整済み）の対数値を1次のタイムトレンドと2次のタイムトレンド及び定数項で回帰し、それによって求めた理論値と実際の観測値の差として計算した⁴³。

第6に、国内物価としては、1933年基準の卸売物価指数を用いた。

月次データの季節性を除去するため、名目実効為替レートと季節調整値から推計した output gap 以外は X-12-ARIMA を用いて季節調整を行っている。output gap 以外の変数は対数値である（各種データの出所は付を参照）。

外生変数として、金融恐慌ダミー（1927年4月=1とするダミー、同年5月=1とするダミー）をモデルに織り込んだ。マネタリーベースは、1927年春の金融恐慌時には、経営の健全性が低下した銀行への日銀貸出の急増を受けて、同年4月、5月に異常な増加を示した。これは、日銀貸出が兌換券の増発につながっただけでなく、信用不安の高まりに伴いコール市場が縮小する中で、その代替として、経営の健全性が低下した銀行から預金流入をみた大手行が日銀一般預金を増加させたためである。上記ダミー変数は、こうした金融恐慌に伴うマネタリーベースの一時的な急増を考慮するためのものである。

⁴¹ 当時の為替レートは、円ドル相場を例にとると、100円=20ドルというように、外国通貨建てをとっていた。円安の際には為替レートの数値が大きくなるようにするため、VARでは、自国通貨建てで（名目実効為替レートの逆数をとって）計測している。名目実効為替レートは、日本銀行金融研究所の鎮目雅人氏が推計した系列を利用させて頂いた。

⁴² 量的金融指標としては、藤野・五十嵐 [1973] 推計の M1 も利用可能である。分析の対象期間中、マネタリーベースと M1 はほぼパラレルに動いており、金融変数を M1 に代えても、インパルス応答関数等に大きな違いはみられなかった。

⁴³ output gap の推計に、1次と2次のタイムトレンドを用いたのは、生産指数が1920~30年代に指数的成長を示していたからである。なお、ホドリック=プレスコット（Hodrick-Prescott）フィルタやバクスター=キング（Baxter-King）フィルタを用いた推計も試みたが、いずれも循環成分とトレンド成分の分離が不十分で、マイナスのギャップとプラスのギャップが頻繁に入れ替わる不自然な系列しか得られなかった。

(3) 構造形の誤差の識別

誘導形で計測した VAR の誤差項同士には、相関関係が発生する。一方、構造形の誤差は互いに無相関であり、この誤差を使ってインパルス応答関数や分散分解を行えば、より経済的に意味のある推計となる。

構造ショックを復元するため、ここでは、Sims [1980] に従って誘導形で計測した VAR の誤差の分散共分散行列にコレスキー分解を適用して行う。こうした手法は、MaCarthy [2000]、Hahn [2003]、Faruqee [2004] らの海外物価、為替レート変動の国内物価への影響分析でも用いられている。誘導形で計測した VAR の誤差の分散共分散行列をとすると、 $\Sigma = BB'$ が得られる。B は、下三角行列である。

誘導形の誤差項を e_t 、構造ショックを u_t とすると、両者の関係は、以下のとおりである。

$$\begin{pmatrix} e_t^{p^f} \\ e_t^g \\ e_t^m \\ e_t^{eexr} \\ e_t^{gap} \\ e_t^p \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} B_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ B_{21} & B_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ B_{31} & B_{32} & B_{33} & 0 & 0 & 0 \\ B_{41} & B_{42} & B_{43} & B_{44} & 0 & 0 \\ B_{51} & B_{52} & B_{53} & B_{54} & B_{55} & 0 \\ B_{61} & B_{62} & B_{63} & B_{64} & B_{65} & B_{66} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^{p^f} \\ u_t^g \\ u_t^m \\ u_t^{eexr} \\ u_t^{gap} \\ u_t^p \end{pmatrix} \quad (3)$$

構造モデルは、変数の数を n とすると、 $n(n-1)/2$ の制約が行列 B にゼロ制約として課せられれば、識別される。これらの制約は、構造ショックのうちのあるものは、他の変数に同時的影響を与えないことを意味している。

6 つの変数の順序は、次のような考え方で決めた。海外物価要因は、1920~30 年代、小国開放経済 (small open economy) であった日本にとっては、外生性が強く、その誘導形の誤差は、それ自体以外のショックから同時的影響を受けない一方、他の全ての変数に影響を与えると考えられるので、最初に置いた。財政支出は政府の裁量で国会の議決を経て行われるという意味で外生性が強い。高橋財政は、世界大恐慌によるデフレを受けて実施されたことを踏まえ、海外物価要因の後に置いた。金融変数であるマネタリーベースは、高橋財政期には特に財政支出との関係が深い⁴⁴ことから、3 番目に置いた。為替レート要因は、金融変数の影響を受けると考えられるので、4 番目に置き、5 番目には output gap を置いた。国内物価は、他の 5 つのショックによって同時に影響を受けると想定し、

⁴⁴ この点は、高橋財政期以前には、必ずしも当てはまらない。こうした点も踏まえ、センシティビティ分析では、金融変数の順番を変えてチェックを行った。

最後に WPI を置いた。

(4) データ特性のチェックとラグ次数の決定

時系列データの特性を評価するため、単位根検定を行う。図表 12 は、ADF(Augmented Dickey-Fuller)検定と PP(Phillips-Perron) 検定の結果を示したものである。これによると、海外 WPI、実質財政支出、マネタリーベース、名目実効為替レート、output gap、日本の WPI は、いずれも 1 階の階差で定常となった⁴⁵。

VAR モデルのラグ次数は、SC 基準(Schwarz information criterion) および HQ 基準(Hannan-Quinn information criterion) では 1 が選択されたが、LR 基準(sequential modified LR test statistic) と AIC 基準(Akaike information criterion) では 4 が選択された。財政変数や金融変数はタイムラグを伴って実体変数に影響を及ぼすとの観点に立ち、ここでは LR 基準、AIC 基準の結果を信頼して 4 を選択した(図表 13)。

(5) 実証結果

イ．インパルス応答関数

インパルス応答関数を用いて、各種構造ショックに対する WPI の累積的反応をみると、名目実効為替レートと海外物価要因が 1 か月後から明瞭なプラスの効果を持ち、両者とも累積効果は 6 か月後に概ねピークに達する。これに対して、残りの 3 つの変数が及ぼすインパクトは、いずれもプラスの方向で有意ながら、前 2 者に比べれば格段に弱く、10 か月後の時点での累積効果の強さは、output gap、マネタリーベース、実質財政支出の順となる⁴⁶(図表 14)。

⁴⁵上記単位根検定の結果、レベルで非定常の系列が存在することが示された。ヨハンセンの共和分検定を行い、これらの変数の間に長期的関係がないかについてチェックしたところ、複数の共和分関係がある可能性が示唆された。ヨハンセンの共和分検定では、小標本の場合、共和分の存在を過度に認定してしまうことが知られている。Cheung and Lai [1993] に従って、小標本修正を行うと、共和分の関係はないとの帰無仮説は棄却されなかった。ちなみに、VECM を計測しても、経済的に意味のある長期均衡式は得られなかったほか、エラーコレクションタームも有意に計測されなかった。

⁴⁶ 財政変数を一般会計ベースの実質財政収支に代えても、結論に変わりはない。

ロ．分散分解

次に、予測誤差の分散分解により、WPI に対する各要因の相対的寄与度をみると、10 か月後の時点において WPI の自己ショック以外では、海外物価要因と名目実効為替レートがそれぞれ 20%強、20%弱となり、この2つの要因が相対的に強い影響を及ぼしていることがわかる。一方、その他の変数では、10 か月後の時点において output gap が 7%強、マネタリーベースが 4%強、実質財政支出が 2%弱となっている（図表 15）。

ハ．ブロック外生ワールドテスト

6 変数 VAR の枠組みを用いて、WPI に対する各要因のグレンジャーの意味での因果関係テスト（ブロック外生ワールドテスト）を行うと、名目実効為替レートと海外物価要因から WPI に対しては、ともに 1%水準でグレンジャーの意味で因果関係はないとの帰無仮説は棄却された。一方、output gap、マネタリーベース、実質財政支出から WPI に対しては、10%水準でもグレンジャーの意味で因果関係はないとの帰無仮説は棄却されなかった（図表 16）。

二．センシティビティ分析

VAR モデルによるインパルス応答関数や分散分解の数値は、変数の順序が変われば、変わりうる性格を有している。上記計測結果の頑健性をチェックする観点から、標準型において内生変数的性格の強い変数の順序について、2 通りのバリエーションで分散分解によるテストを行う。

第 1 のケースは、為替レートショックは、資産市場における外生的な振れによって起きるとの考え方から、名目実効為替レートをマネタリーベースの前に置き、変数の順序を、海外物価要因、実質財政支出、名目実効為替レート、マネタリーベース、output gap、WPI とする。

第 2 のケースは、金融政策は各種ショックに対して同時的に反応するという Clark [1999] や MaCarthy [2000] の考え方に基づき、マネタリーベースを変数の最後に置く（海外物価要因、実質財政支出、名目実効為替レート、output gap、WPI、マネタリーベース）。

こうした 2 通りの試算結果が図表 17 にまとめてあるが、マネタリーベースの寄与度が第 1 のケースでは 6%程度に高まり、第 2 のケースでは 3%強に低下する以外は、他の変数の寄与度は標準型における数値と大きな変化はなく、モデルの推定結果は概ね安定的であ

ることがわかる。

ホ．国内物価に輸入単価指数、消費者物価（財）を採用した場合の推計結果

最後に、標準モデルのデータ期間の制約上、織り込めなかった輸入単価指数と消費者物価（財）を WPI の代わりにそれぞれ、国内物価として用い、他の変数は上記標準モデルと同一のものを使ってインパルス応答関数を計測してみよう（図表 18）。

国内物価を輸入単価指数とした場合は、海外物価要因と為替レート要因が WPI の場合に比べてより明瞭なプラス効果を持つ一方、財政変数、金融変数とも殆ど影響を与えていないという結果となった。

国内物価を消費者物価（財）とした場合は、海外物価要因と為替レート要因がともにプラスの効果を持っているが、後者のインパクトは前者を大きく下回る結果が得られた。これは、海外物価や為替レート変動が国内物価に及ぼす影響に関する先行研究において、価格波及段階（distribution chain）の川下に位置する CPI では、為替レート変動の効果が弱まるとの結果が得られていることと整合的である。一方、国内政策変数についてみると、金融変数が弱いながらプラスの方向に寄与しているが、財政変数は殆ど影響を及ぼしていないとの結果が得られた。消費者物価（財）は、基本的には WPI の消費財の動きに左右されたと考えられる。ちなみに、第 3 節で分析したように、WPI から消費者物価（財）に対しては、グレンジャーの意味での因果関係が認められる。

6．若干の解釈と結語

以上の実証分析の結果をまとめてみると、1930 年代前半における日本の WPI の変動要因としては、為替レート要因と海外物価要因が相対的に大きな影響を与えていたことが確認できる。これに対して、残りの 3 つの変数が及ぼすインパクトは、いずれもプラスの方向で有意ながら、前 2 者に比べれば格段に弱く、おのおのの影響度の強さは、output gap、金融変数、財政変数の順になるとの結果が得られた。海外物価や為替レート変動といった要因に加えて、需給要因、財政金融変数も織り込んだ VAR 分析の枠組みのもとで、為替レート要因や海外物価要因が独立的に大きなインパクトを持ったことを示したのは、本稿の貢献であり、Nanto and Takagi [1985]、高木 [1989] などの先行研究の結果とも整合的である。

インパルス応答関数や分散分解の結果をみると、マネタリーベースは、為替レート要因や海外物価要因に比べれば格段に弱いものの、WPI に対してある程度有意な影響を与えている。1930～31 年の金本位制下におけるデフレ期は、マネタリーベースが結果として収

縮した。一方、32年以降日本銀行は、国債の日銀引き受けという強い制約下、赤字財政に追随した金融政策運営を余儀なくされた。こうした中で、長期国債の対市中売却にもかかわらずマネタリーベースは振れを伴いつつも増加傾向をたどり⁴⁷、アコモディティブ（accommodative）な役割を果たした⁴⁸。このため、計測期間の平均的な関係としては、金融変数がある程度有意なインパクトを持ったかたちで推計されたものと考えられる。これは、中澤・原田[2004]の先行研究の結果とも整合的である⁴⁹。もっとも、グレンジャーの意味での因果関係については、マネタリーベースからWPIに対しては、10%の有意水準ですら因果関係は見出せなかった。これは、Nanto and Takagi[1985]、高木[1989]、中澤・原田[2004]の月次データによる分析などの研究結果と同様である。Hamori and Hamori[2000]は、マネーと物価の間に相互に因果関係があるとしたが、これは、年次データの分析で明治期から第2次世界大戦の開始時までの非常に長い計測期間をとり、この中に、第1次世界大戦後の高インフレ期や37年以降の戦時体制下のインフレ期が含まれていることが影響している可能性もある。

意外なことに、実質財政変数のWPIに対するインパクトは、金融変数より小さい。これは、追加的財政ショックという意味では、財政出動が比較的短期であったこと、物

⁴⁷マネタリーベースが1933年のピーク時で前年比15%程度と為替レートの減価率(60%)ほど増加しなかったことは、実質通貨需要が減少したことを意味している。こうした動きの背景としては、金本位制離脱といったレジームの変更によって経済主体のインフレ期待が高まった可能性が指摘できる。なお、この点は、高木信二教授のご教示によるものである。期待インフレ率の計測手法としては、カールソン＝パーキン(Carlson-Parkin)の手法、ミシュキン(Mishkin)流の金利モデルによる手法、などが代表的である。しかし、前者に関しては、戦間期において先行きの価格期待に関するビジネス・サーベイデータは存在しない。後者は、名目金利、インフレ率、為替レート等の説明変数を用いて、実質金利関数を推計し、期待インフレ率を残差(名目金利-推計された実質金利)として算出する方法であり、経済主体の期待インフレ率を直接捉えようとするものではない。経済主体のインフレ期待を、実証分析にどう織り込むかは今後の研究課題としたい。

⁴⁸日本を小国開放経済とみなせば、短期的には、物価水準を押し上げたのは為替レートの減価であったと考えられるが、それをアコモデートしたのは金融政策である。金輸出再禁止後も仮に金融引締めを継続していたならば、為替レートは大きく減価しなかった可能性がある。その意味で上記VAR分析において為替レート変数と金融変数は独立した変数とはみなせない。ただし、資本移動規制があったのであれば、為替レートは金融政策から独立した政策手段であった可能性がある。なお、上記の点は、高木信二教授のご教示によるものである。1932年7月1日に施行された「資本逃避防止法」(同年6月1日成立)については、「中途はんばな性格に終わった」(大蔵省[1963] p.126)との見方が多いが、その効果に関する実証分析は十分には行われていないのが実情である。資本移動規制と金融政策等との関係に関する実証分析は、今後の研究課題としたい。

⁴⁹第2節でみたように、Cha[2003]は、6変数VARを用いて、金融ショック(マネタリーベース)は、生産に対しては、殆ど影響を与えていないという結果を得ているが、これは、物価変数を含まない分析であることに留意する必要がある。

価変動を調整した実質財政支出のベースでは、むしろ1930年のデフレ期から増加に転じ、33年は微増、34年はマイナスとなったこと⁵⁰、などの事情によるものと考えられる。こうした結果は、Nanto and Takagi [1985]、中澤・原田 [2004] などの先行研究と同様である。

1930年代前半に日本はデフレの早期脱却に成功した。その理由としては、高橋財政の3点セット、すなわち、為替レートの下落放任、日銀の金融緩和、財政出動と日銀の国債引き受け、が指摘されることが多い。本稿における分析結果は、高橋財政の為替レート政策による円安放任が最も重要であったことを示唆している。これに対して、金融変数、財政変数の与えた影響は限定的なものにとどまっている。

高木 [1989] が指摘したように、1920～30年代の日本は小国開放経済であったと考えられる。Hall and Taylor [1997] は、小国開放経済と為替レート変動の関係について、次のように説明している。

“In a small economy, the domestic price level is closely tied to the exchange rate. Many consumption and investment goods are imported ; those that are not compete with imports. A small country’s exports trade in large world markets and are usually constrained to sell at home for essentially the world price. Hence, changes in a small country’s exchange rate bring immediate and important changes in that country’s price level.” (p.351)

1920～30年代の日本は、このような Hall and Taylor [1997] が描く世界に近い状況に置かれていたといえよう。1932年の日本において大幅な output gap が残る中で急速な価格修正が実現した点に端的に表れているように、当時、小国開放経済であった日本の物価は、ある意味で海外物価や為替レートの変動等の対外的要因に左右されていた面が大きく、金融変数や財政変数が与える影響度は相対的に小さかったというのが本稿の結論である。1930年代における日本の経験の教訓に学ぶとする際には、こうした当時と今日の違いを念頭に置く必要がある。

⁵⁰ 井上財政期（1929年4月～31年12月）には、緊縮財政政策がとられたとされているが、実質一般会計歳出の推移を前年比で見ると、30年8.9%、31年12.2%、32年19.1%、33年0.9%、34年-5.9%となっており、WPIを用いて物価下落を調整した実質ベースでは緊縮的ではなかったことが確認できる。一方、高橋財政期においては、物価上昇を調整した実質ベースで財政支出が拡張的であったのは、32年だけであり、33年は頭打ち、34年は減少となっている。

(付1) VAR で用いた月次データの説明と出所

変数	説明	データの出所
p_f	米英仏の WPI を貿易ウエイトで加重平均	日本銀行「本邦経済統計」(各年版)
g	一般会計歳出額を p でデフレート	大蔵省「大蔵省年報」(各年版)
m	現金通貨に日銀一般預金を加えて算出	藤野正三郎・五十嵐副夫「景気指数：1888～1940」
$eexr$	円ドル、円ポンド、円フラン、円中国両の 4 通貨を貿易ウエイトで加重平均して算出	日本銀行「本邦経済統計」(各年版)、大蔵省「金融事項参考書」(各年版)
gap	季節調整済みの鉱工業生産指数の対数値を 1 次トレンド、2 次トレンド及び定数項で回帰し、理論値と観測値の差として算出	東洋経済新報社「経済年鑑」(各年版)
p	卸売物価指数 (1933 年基準)	日本銀行調査局「明治以降卸売物価指数統計」
輸出入単価指数	輸出入金額を輸出入数量指数で除して算出	藤野正三郎・五十嵐副夫「景気指数：1888～1940」
消費者物価指数 (財)	東京小売物価指数の個別品目指数を「長期経済統計 8 物価」のウエイトで合成して算出。具体的には、第 4 表 (p 145～147) のうち、1923～33 年のウエイトを利用(基礎資料は家計調査 < 1926 年 >)	日本銀行調査局「東京小売物価指数」、「長期経済統計 8 物価」

(付2) 1933年(昭和8年)基準WPI 品目・ウエイト一覧

数字はウエイト

類 別	品 目
(品目数) 食用農産物 128(10)	内地米 74 朝鮮米 17 台湾米 8 大麦 3 裸麦 4 内地小麦 8 外国小麦 4 内地大豆 4 満州大豆 4 小豆 2
その他食料及び嗜好品 127(18)	小麦粉 13 分蜜糖 10 精糖 11 食塩 4 みそ 2 しょう油 7 牛肉 5 豚肉 3 鶏卵 6 かつお節 1 魚類缶詰 6 果実缶詰 1 大豆油 1 種子油 1 茶 2 日本酒 25 ビール 8 巻きたばこ 21
繊維原料品 158(10)	生糸 47 紡績絹糸 4 人造絹糸 13 米綿 16 印綿 9 綿糸 48 羊毛 7 毛糸 10 麻 2 麻糸 2
布はく類 110(19)	羽二重(内地向) 1 羽二重(輸出向) 2 ちりめん(内地向)4 ちりめん(輸出向) 4 絹裏地 2 銘せん 5 富士絹 3 人絹ちりめん・人絹平織 17 あや木綿 10 粗布 5 かなきん 17 天じく 4 綿朱子 3 白木綿 4 モスリン 5 らしゃ 12 メリヤス 7 麻布 2
建築材料 30(7)	内地材 11 外国材 4 セメント 8 板ガラス 3 かわら 2 畳表 1 石材 1
金属類 83(11)	銑鉄 6 鋼 46 銅(電気銅)9 鉛(塊)2 亜鉛(塊)2 すず(塊)2 アルミニウム(塊)3 真ちゅう(板)4 亜鉛鉄板 3 プリキ 4 釘 2
燃料 45(5)	石炭 24 重油 4 揮発油 6 コークス 3 木炭 8
肥料 20(6)	大かす 5 なたねかす 1 硫安 6 過磷酸 3 石灰窒素 2 魚肥 3
工業薬材 8(9)	硫酸 1 硝酸 1 塩酸 0.5 カ性ソーダ 2 ソーダ灰 1.5 さらし粉 0.5 氷酢酸 0.5 グリセリン 0.5 塩酸カリ 0.5
その他 45(15)	染料 3 塗料 1 パルプ 1 印刷紙・模造紙・ざら紙 16 生ゴム 3 ゴムタイヤ 3 絶縁電線 4 セルロイド素地 2 硬化油 1 機械油 2 皮革 5 マッチ 1 ほうろう鉄器 1
総計 754(110)	

(資料) 日本銀行調査局「明治以降卸売物価指数統計」

参考文献

- 有沢広巳、『戦争と経済』、日本評論社、1937年
- 井手英策、『新規国債の日銀引受発行制度をめぐる日本銀行・大蔵省の政策思想～管理通貨制度への移行期における新たな政策体系』、「金融研究」第20巻第3号、日本銀行金融研究所、2001年
- 伊藤正直、『日本の対外金融と金融政策：1914～1936年』、名古屋大学出版会、1989年
- 大内兵衛、『公債90億 その経済的意義』、「改造」1933年1月号、「(改定)日本財政論 公債篇」、改造社、1937年に収録
- 大川一司他、『長期経済統計1 国民所得』、東洋経済新報社、1974年
、『長期経済統計8 物価』、東洋経済新報社、1967年
- 大蔵省、『昭和財政史 税制』、東洋経済新報社、1957年
、『昭和財政史 国際金融・貿易』、東洋経済新報社、1963年
- 経済企画庁、『国民所得白書』、1963年
- 佐藤和夫、『戦間期日本のマクロ経済とミクロ経済』、中村隆英編、「戦間期の日本経済分析」、山川出版社、1981年
- 鎮目雅人、『財政規律と中央銀行のバランスシート 金本位制～日銀引受実施へ・中央銀行の対政府信用に関する歴史的考察』、「金融研究」第20巻第3号、日本銀行金融研究所、2001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
- 社会経済史学会編、『一九三〇年代の日本経済』、東京大学出版会、1982年
- 高木信二、『戦間期日本経済と変動為替相場』、「金融研究」第8巻第4号、日本銀行金融研究所、1989年
- 中澤正彦・原田泰、『なぜデフレが終ったか：財政政策か、金融政策か』、岩田規久男編著「昭和恐慌の研究」第8章に収録、東洋経済新報社、2004年
- 中村隆英、『戦前期日本経済成長の分析』、岩波書店、1971年
、『日本経済 その成長と構造』、東京大学出版会、1978年
- 日本銀行調査局、『日本金融史資料』昭和編第27巻、1970年
、『満州事変以後の財政金融史』、1948年、日本銀行調査局、『日本金融史資料』昭和編第27巻(1970年)に所収
、『日本金融史資料』昭和編第33巻、1972年
- 橋本寿朗、『大恐慌期の日本資本主義』、東京大学出版会、1984年
- 深井英五、『回顧七十年』、岩波書店、1941年
- 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文献センター、1973年
- 堀雅博、『大恐慌期のデフレーションとその終焉 歴史に見るデフレーションからの脱却』、財務省財務総合政策研究所「フィナンシャル・レビュー」、2002年

吉川洋・塩路悦朗、『戦前日本経済のマクロ分析』、吉川洋・岡崎哲二編「経済理論の歴史的パースペクティブ」第6章に収録、東京大学出版会、1990年

Bernanke, B.S. and Carey, K., “Nominal Wage Stickiness and Aggregate Supply in the Great Depression”, NBER Working Paper No.5439, 1996 .

Blanchard, O.J., “Price Asynchronization and Price Level Inertia”, in Rudiger Dornbusch and Mario Henrique Simsonen, ed., *Inflation, Debt, and Indexation*, MIT Press, 1983 .

Cha, M.S., “Did Korekiyo Takahashi Rescue Japan from the Great Depression?”, *Journal of Economic History*, Vol.63, No.1, 2003 .

Cheung, Y. and Lai, K., “Finite-sample sizes of Johansen’s likelihood ratio tests for cointegration”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55.3, 1993 .

Christiano, L., Eichenbaum, M., and Evans, C., “Sticky Price and Limited Participation Models of Money : A Comparison”, *European Economic Review*, 1997 .

Clark, T.E., “The Responses of Prices at Different Stages of Production to Monetary Policy Shocks”, *Review of Economics and Statistics* 81, 1999 .

Faruqe, H., “Exchange Rates Pass-Through in the Euro Area : The Role of Asymmetric Pricing Behavior”, IMF Working Paper, 2004 .

Hahn, E., “Pass-Through of External Shocks to Euro Area Inflation”, European Central Bank Working Paper No.243, 2003 .

Hall, R. and Taylor, J., “*Macroeconomics fifth edition*”, Norton, 1997 .

Hamori, S. and Hamori, N., “An empirical analysis of economic fluctuations in Japan : 1885-1940”, *Japan and the World Economy*, 2000 .

Ito, T., Okina, K. and Teranishi, J., “News and the Dollar/Yen Exchange Rate , 1931-1933 : The end of gold standard , imperialism , and the Great Depression”, NBER Working Paper No.2683, 1988 .

McCarthy, J., “Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies”, Federal Reserve Bank of New York, 2000 .

Mihaljek, D. and Klau, M., “A note on the pass-through from exchange rate and foreign price changes to inflation in selected emerging market economies”, BIS Paper NO.8, 2001 .

Nanto, D.K., and Takagi, S., “Korekiyo Takahashi and Japan’s Recovery from the Great Depression”, *The American Economic Review*, Vol.75, No.2, Papers and Proceedings of the Ninety-Seventh Annual Meeting of the American Economic Association, 1985 .

Okura, M. and Teranishi, J., “Exchange Rate and Economic Recovery of Japan in the 1930s”, *Hitotsubashi Journal of Economics* 35, 1-22., 1994 .

Sims, C., “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica* 48(1), 1980 .

(図表 1) 内外卸売物価の推移



(資料) 日本銀行「本邦経済統計」(各年版)、日本銀行調査局「明治以降卸売物価指数統計」により作成。

(図表 2) 3 つの時期区分でみた各種物価指数の騰落状況

(%)

	第 1 期	第 2 期	第 3 期
WPI			
総平均	46.1	-0.1	12.8
食料用農産物	37.3	18.1	10.0
その他の食料品	11.6	1.5	8.4
繊維品	77.8	-16.9	16.9
化学品	57.9	-5.4	-11.8
金属類	76.1	-6.9	49.5
雑品目	39.9	9.0	18.5
輸出単価指数	33.0	-6.5	1.7
輸入単価指数	61.2	2.7	27.5
CPI (財)			
総平均	15.5	8.9	18.3
食料品	21.9	13.5	12.3
燃料燈火	10.6	0.8	56.1
服飾用品	20.4	1.8	24.7
その他	6.8	4.5	15.6

(注) 3 つの時期区分は次のとおり。

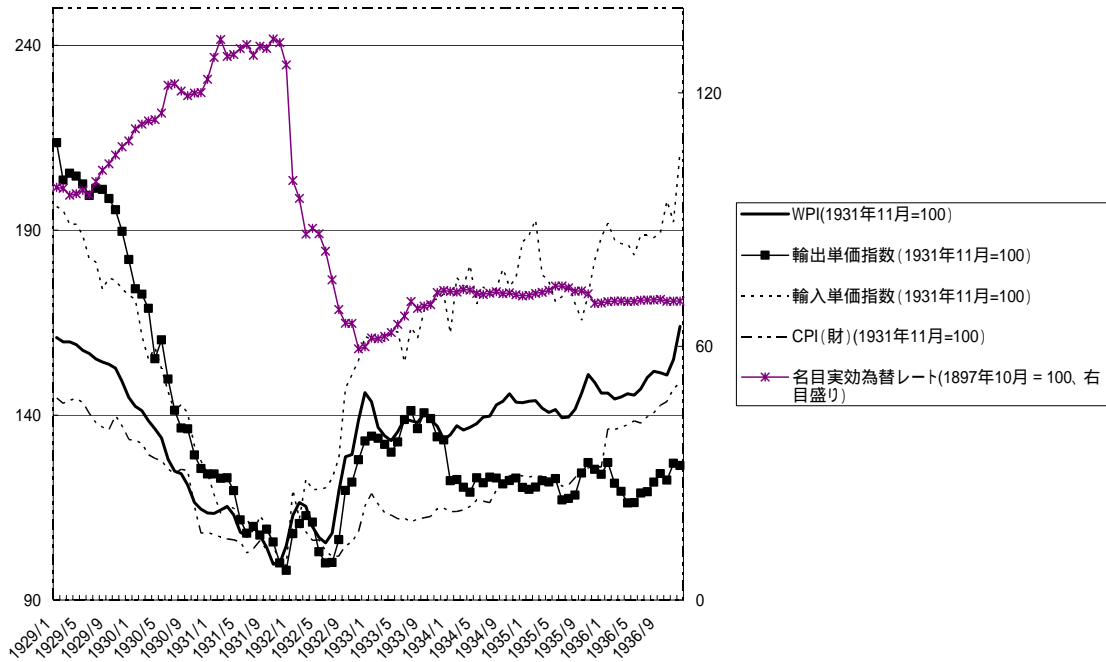
第 1 期 1931 年 12 月 ~ 1932 年 12 月

第 2 期 1933 年 1 月 ~ 1935 年 9 月

第 3 期 1935 年 10 月 ~ 1936 年 12 月

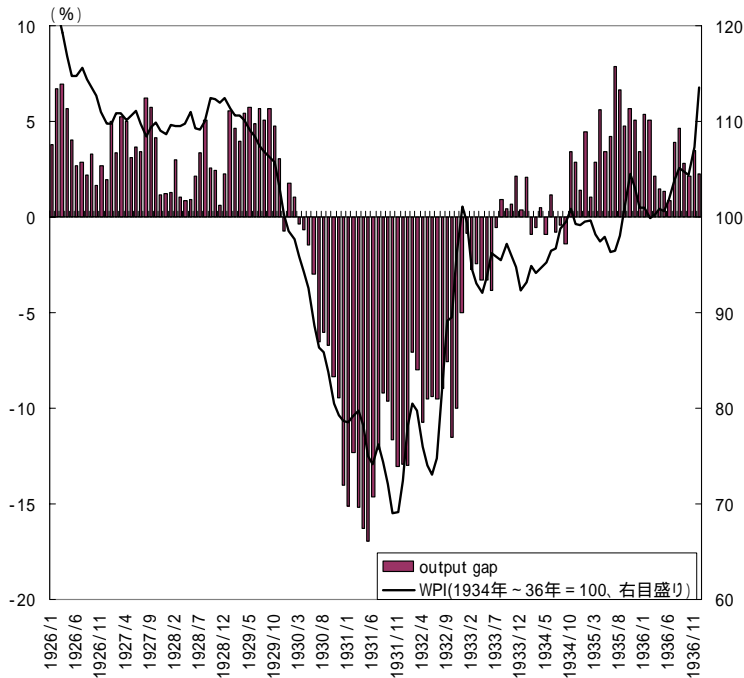
(資料) 日本銀行調査局「明治以降卸売物価指数統計」、日本銀行調査局「東京小売物価指数」、藤野正三郎・五十嵐副夫「景気指数：1888~1940年」より作成。

(図表3) 各種物価指数の推移



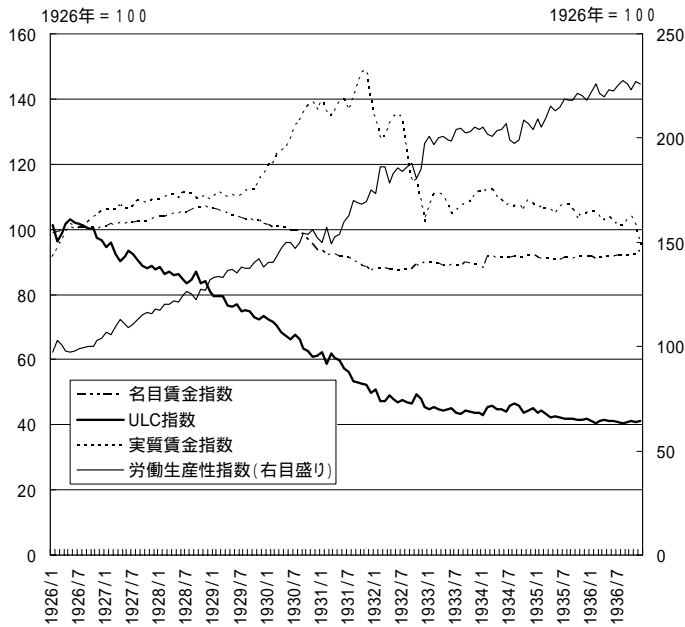
(資料) (付1)参照。

(図表4) 鋳工業の output gap の推移



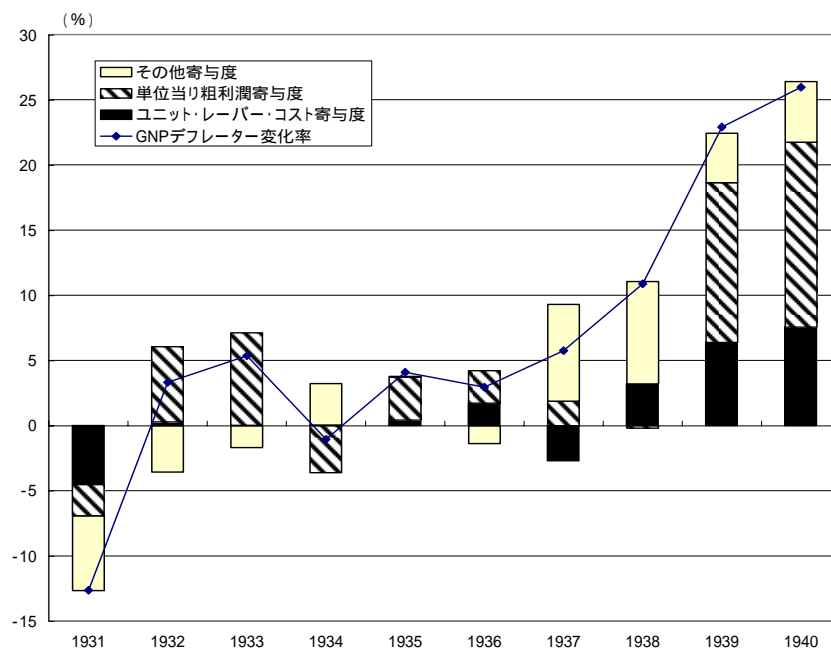
(資料) (付1)参照。

(図表5) ユニット・レーパー・コストの推移



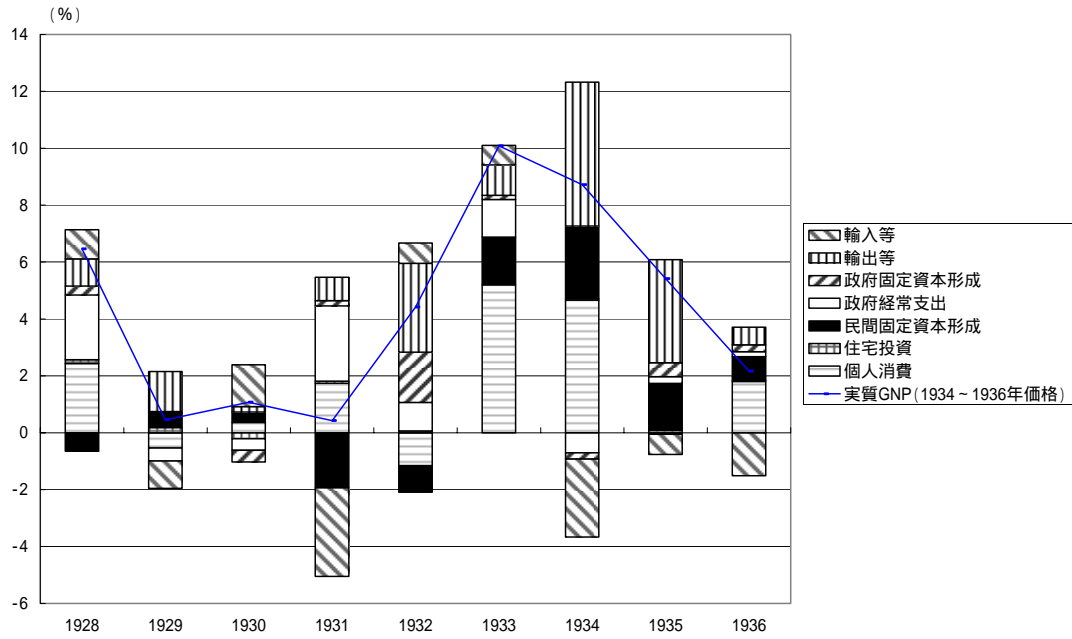
(資料) 日本銀行「本邦経済統計」(各年版) 東洋経済新報社「経済年鑑」(各年版) により作成。季節調整値(X-12-ARIMA)。

(図表6) GNPデフレーター - の要因分解



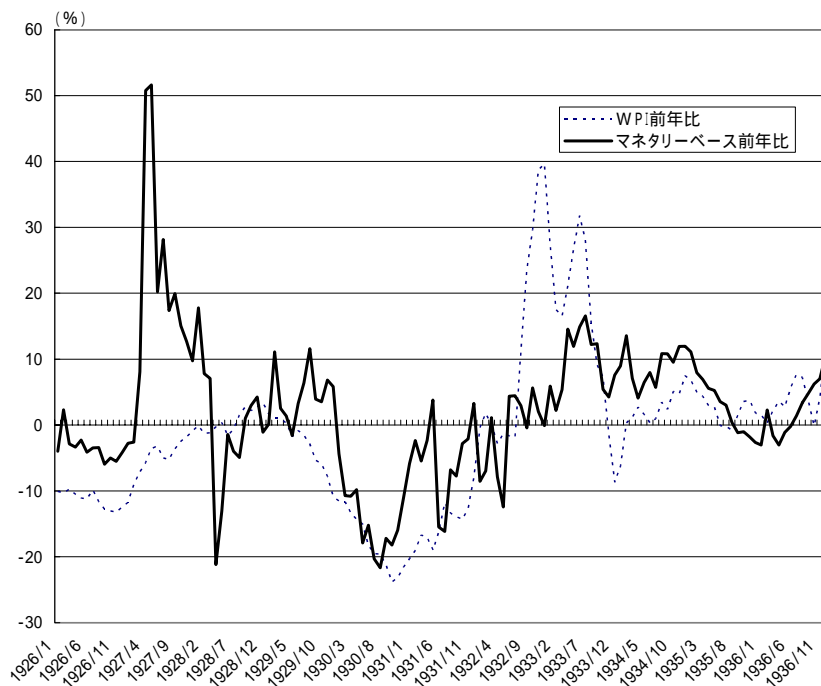
(資料) 経済企画庁「国民所得白書」(1963)により作成。

(図表 7) 実質 GNP の増加寄与度



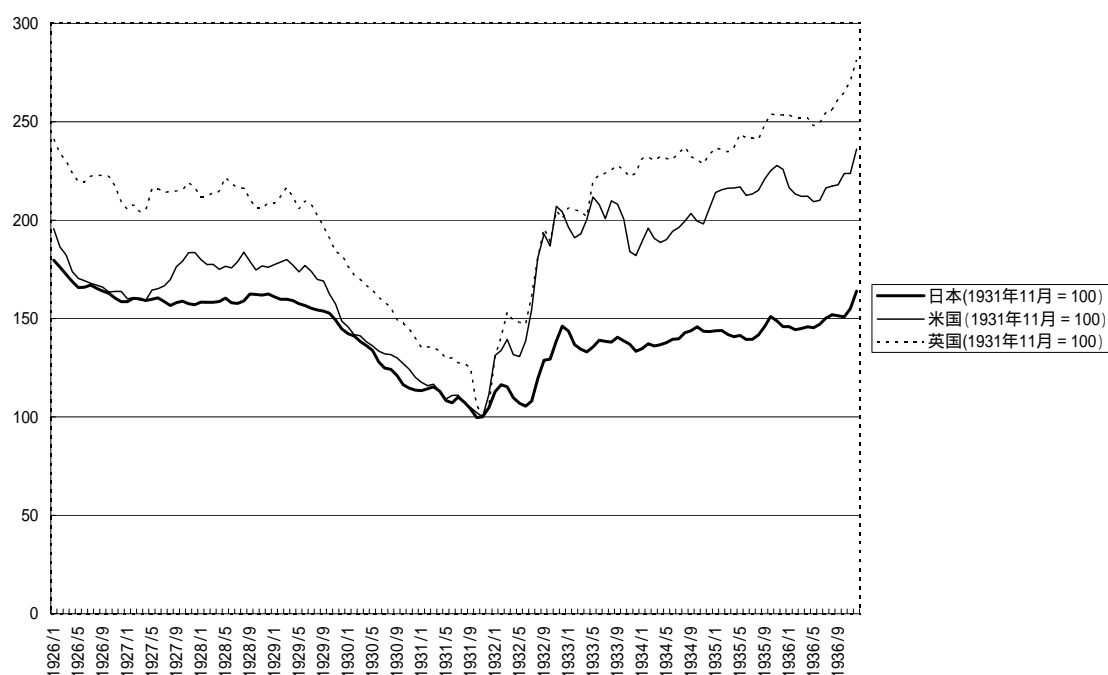
(資料) 大川一司他「長期経済統計 1 国民所得」(1974 年)により作成。

(図表 8) マネタリーベースの推移



(資料) 藤野正三郎・五十嵐副夫「景気指数：1888～1940年」(1973)、日本銀行「本邦経済統計」(各年版)により作成。

(図表 9) 内外 WPI (為替レート調整後) の推移



(資料) 日本銀行「本邦経済統計」(各年版) により作成。

(図表 10) 内外 WPI の連動性

被説明変数 : Δp

	通期 (1926/1 - 1936/12)		前半 (1926/1 - 1931/11)		後半 (1931/12 - 1936/12)	
Δp^{usa}	0.52 (7.76)	[0.00]	0.62 (6.31)	[0.00]	0.49 (4.99)	[0.00]
Δexr^d	-0.39 (-8.40)	[0.00]	-0.22 (-1.66)	[0.09]	-0.39 (-6.58)	[0.00]
Δp^{uk}	0.54 (6.27)	[0.00]	0.38 (3.85)	[0.00]	0.67 (4.76)	[0.00]
Δexr^p	-0.35 (-7.24)	[0.00]	-0.30 (-4.42)	[0.00]	-0.37 (-5.25)	[0.00]
\bar{R}^2	日米	0.44	0.17		0.42	
	日英	0.40	0.05		0.41	
DW	日米	1.64	1.60		1.72	
	日英	1.63	1.36		1.78	

(注 1) () 内は t 値。[] 内は p 値。

(注 2) WPI (p, p^{usa}, p^{uk}) は X-12-ARIMA によって季節調整済み。

(注 3) 変数は、対数の 1 階階差。

(資料) 日本銀行「本邦経済統計」(各年版) によって作成。

(図表 1 1) 内外 WPI(為替レート調整済み)の因果関係テスト

(1) 2 変数 (Pairwise) グレンジャー因果関係テスト

帰無仮説 : A は B にグレンジャーの意味での因果関係はない	F 値	p 値
A : Δp_{adj}^{usa} B : Δp	17.17***	2.6E-07
A : Δp B : Δp_{adj}^{usa}	1.27	0.2833
A : Δp_{adj}^{uk} B : Δp	3.96**	0.02146
A : Δp B : Δp_{adj}^{uk}	6.28***	0.00252
A : Δp_{adj}^{uk} B : Δp_{adj}^{usa}	2.15	0.11968
A : Δp_{adj}^{usa} B : Δp_{adj}^{uk}	13.70***	4.2E-06

(2) ブロック外生ワルドテスト (Wald Tests)

被説明変数 : Δp	χ^2 値	df	p 値
Δp_{adj}^{usa}	29.81***	4	0.0000
Δp_{adj}^{uk}	11.04**	4	0.0261
被説明変数 : Δp_{adj}^{usa}			
Δp	7.72	4	0.1023
Δp_{adj}^{uk}	9.08*	4	0.0591
被説明変数 : Δp_{adj}^{uk}			
Δp	6.52	4	0.1635
Δp_{adj}^{usa}	14.55***	4	0.0057

(注 1) 計測期間 : 1926 年 1 月 ~ 1936 年 12 月。

(注 2) いずれも対数の 1 階階差で計測 (WPI は X-12-ARIMA で季節調整済み)。

(注 3) ***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準でグレンジャーの意味での因果関係はないとする帰無仮説は棄却されることを示す。

(資料) 日本銀行「本邦経済統計」(各年版)により作成。

(図表 1 2) 単位根検定

変数	表記	ADF Test		PP Test		判定
		統計量	(p 値)	統計量	(p 値)	
$\ln(p^f)$	p^f	-1.46	(0.55)	-1.61	(0.47)	I(1)
$\Delta \ln(p^f)$	Δp^f	-7.16	(0.00)	-7.16	(0.00)	
$\ln(g)$	g	-2.80	(0.06)	1.49	(0.97)	I(1)
$\Delta \ln(g)$	Δg	-9.65	(0.00)	-36.2	(0.00)	
$\ln(m)$	m	-2.56	(0.10)	-2.35	(0.15)	I(1)
$\Delta \ln(m)$	Δm	-10.5	(0.00)	-12.9	(0.00)	
gap	gap	-1.84	(0.36)	-1.61	(0.47)	I(1)
Δgap	Δgap	-12.4	(0.00)	-12.5	(0.00)	
$\ln(eexr)$	$eexr$	-1.31	(0.62)	-1.14	(0.70)	I(1)
$\Delta \ln(eexr)$	$\Delta eexr$	-5.07	(0.00)	-8.45	(0.00)	
$\ln(p)$	p	-1.57	(0.50)	-1.65	(0.46)	I(1)
$\Delta \ln(p)$	Δp	-6.62	(0.00)	-5.80	(0.00)	

(注 1) いずれも定数項を含むケース (定数項 + トレンド、定数項なしのケースも結果は変わらない)。

(注 2) p 値は、MacKinnon の片側 p 値。

(図表13) ラグ次数の決定 (Information Criteria)

ラグ次数	LR	AIC	SC	HQ
1	125.67	-15.15	-13.92*	-14.65*
2	93.56	-15.43	-13.37	-14.60
3	65.77	-15.49	-12.61	-14.32
4	57.89*	-15.51*	-11.81	-14.00
5	49.40	-15.47	-10.95	-13.63
6	46.01	-15.43	-10.08	-13.26
7	37.94	-15.34	-9.16	-12.83
8	40.67	-15.32	-8.32	-12.47

(注1)*は、各 criterion によって選択されたラグ次数を示す。

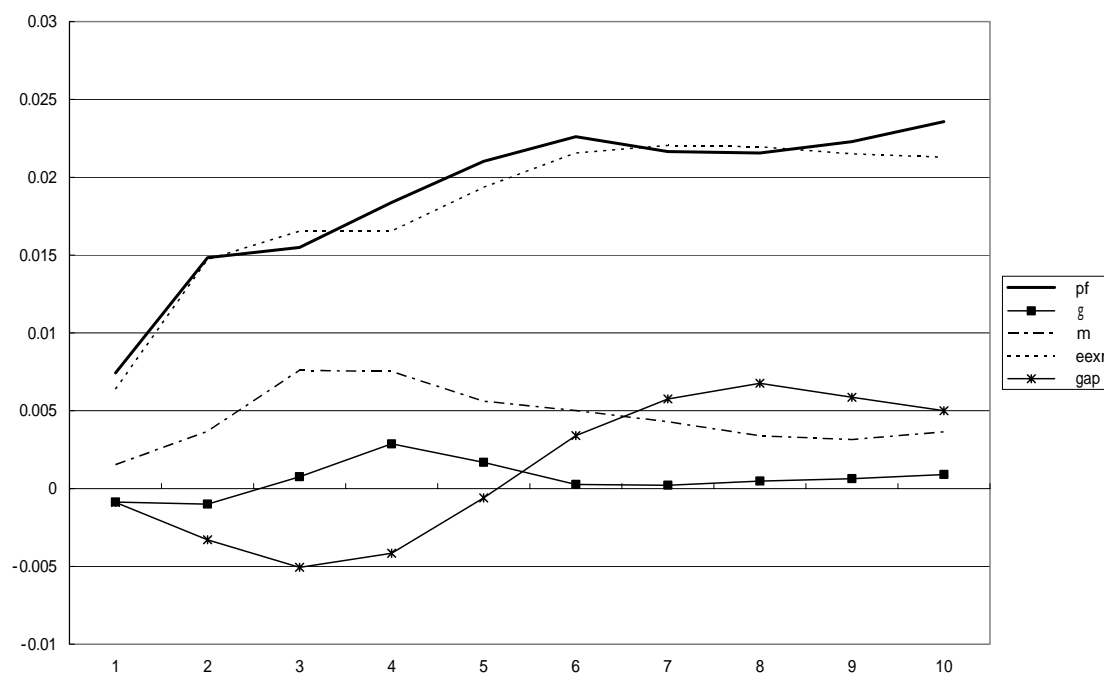
LR : sequential modified LR test statistic

AIC : Akaike information criterion

SC : Schwarz information criterion

HQ : Hannan-Quinn information criterion

(図表14) 各種構造ショックに対する WPI の累積的反応
(インパルス応答関数)



(資料)(付1)参照。

(図表15) 分散分解

	Δp^f	Δg	Δm	$\Delta eexr$	Δgap	Δp
1	17.51	0.23	0.75	12.93	0.25	68.30
2	23.45	0.16	1.47	23.51	1.40	49.99
3	22.33	0.77	4.51	22.97	1.95	47.43
4	22.95	1.60	4.32	21.96	2.03	47.11
5	21.70	1.68	4.48	20.97	4.00	47.14
6	20.59	1.88	4.23	20.28	6.29	46.70
7	20.45	1.86	4.25	20.03	7.07	46.31
8	20.38	1.86	4.37	19.97	7.21	46.17
9	20.41	1.86	4.36	19.95	7.32	46.06
10	20.57	1.86	4.38	19.87	7.41	45.88

(図表16) ブロック外生ワルドテスト (Wald Tests)

被説明変数: Δp

	χ^2 値	df	p 値
Δp^f	14.18***	4	0.0067
Δg	4.41	4	0.3526
Δm	3.91	4	0.4176
$\Delta eexr$	21.13***	4	0.0003
Δgap	3.69	4	0.4492

(注) ***は、1%水準でグレンジャーの意味での因果関係はないとの帰無仮説は棄却されることを示す。

(資料) 推計に利用したデータに関しては、(付1)参照。

(図表 17) センシティブリティ分析(分散分解)

(1) ケース 1

	Δp^f	Δg	Δe_{exr}	Δm	Δgap	Δp
1	17.51	0.23	11.69	1.99	0.25	68.30
2	23.45	0.16	21.21	3.77	1.40	49.99
3	22.33	0.77	20.40	7.08	1.95	47.43
4	22.95	1.60	19.50	6.77	2.03	47.11
5	21.70	1.68	19.04	6.41	4.00	47.14
6	20.59	1.88	18.54	5.97	6.29	46.70
7	20.45	1.86	18.33	5.95	7.07	46.31
8	20.38	1.86	18.28	6.06	7.21	46.17
9	20.41	1.86	18.25	6.06	7.32	46.06
10	20.57	1.86	18.18	6.06	7.41	45.88

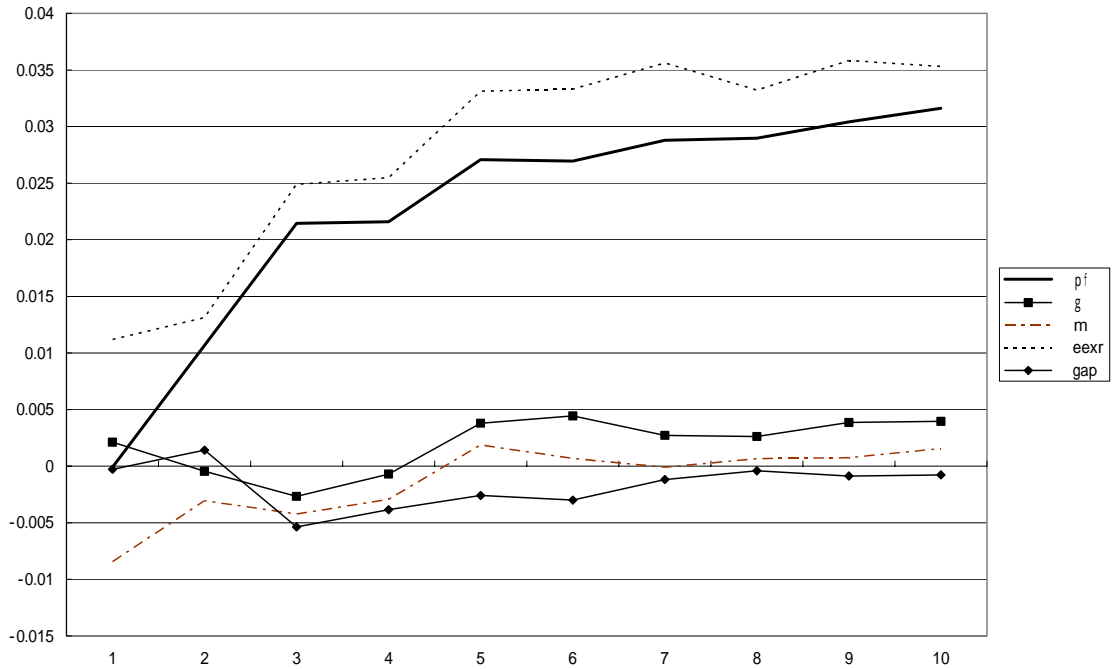
(2) ケース 2

	Δp^f	Δg	Δe_{exr}	Δgap	Δp	Δm
1	17.51	0.23	11.69	0.58	69.96	0.00
2	23.45	0.16	21.21	2.31	51.86	0.99
3	22.33	0.77	20.40	3.48	49.21	3.78
4	22.95	1.60	19.50	3.48	48.75	3.68
5	21.70	1.68	19.04	5.57	48.70	3.29
6	20.59	1.88	18.54	7.72	47.97	3.27
7	20.45	1.86	18.33	8.54	47.57	3.23
8	20.38	1.86	18.28	8.73	47.42	3.29
9	20.41	1.86	18.25	8.81	47.32	3.31
10	20.57	1.86	18.18	8.91	47.13	3.31

(資料) 推計に使用したデータに関しては、(付 1) 参照。

(図表 1 8)

(1) 各種構造ショックに対する輸入単価指数の累積的反応
(インパルス応答関数)



(2) 各種構造ショックに対する消費者物価 (財) の累積的反応
(インパルス応答関数)

