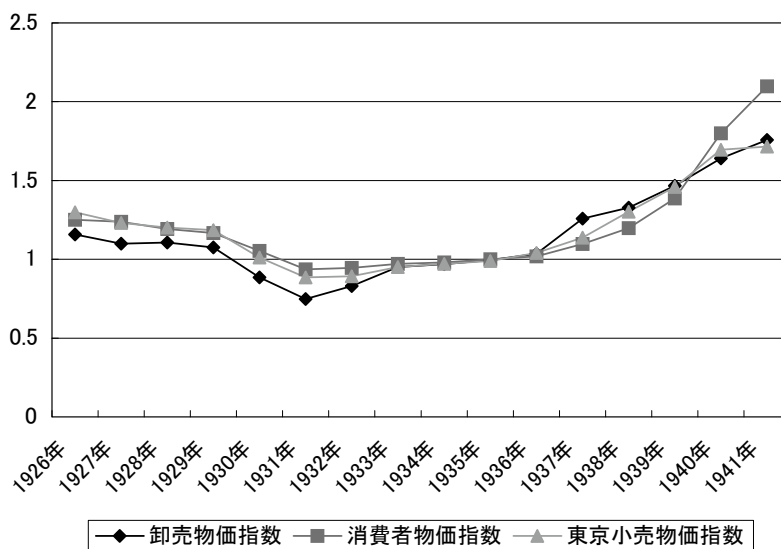


1930年代における金融政策の効果

内藤 友紀

I はじめに

1931年12月13日、犬養毅首相を首班とする政友会内閣が成立した。同内閣の高橋是清大蔵大臣は、直ちに同日に大蔵省令第36号によって金輸出再禁止を、同17日には緊急勅令第291号によって日本銀行券の金兌換停止を行ない、それまで浜口-若槻民政党内閣が堅持していた金本位制から離脱した。この金本位制離脱以降、日本銀行の金融政策レジームは、事実上の管理通貨制という新たなレジームへと変更されたといえる。また1930年代は、いわゆる高橋財政によって、1929年以降の世界恐慌と井上財政がもたらした深刻な不況状態から急激に回復し1920年代後半のデフレーションを克服する前半期と、1940年代の戦時期・戦後期のハイパー・インフレーションへと繋がる後半期という異なる2側面を内包するため（第1図）、その間の日本銀行の金融



第1図 1930年代の物価指標

注) 1934~1936年平均を1とした指数。

資料) 日本銀行『日本銀行百年史』資料編、436~437ページのデータより作成。

政策を実証的に解明することは非常に重要な課題である。

本稿の目的は、時系列分析の手法、より具体的には、構造 VAR (Structural Vector Auto-Regression: 多変量自己回帰) モデルを用いて、1930年代の日本銀行による金融政策のショックが实体经济 (物価や生産) に与えた影響についてインパルス反応関数の形状から分析することである。

本稿の構成は以下の通りである。まず、II では先行研究について概観する。III ではデータやモデルの概要など、本章の分析のフレームワークを明示する。IV では、III で示したフレームワークのもと金融政策ショックについて実証分析する。そして V では、実証分析に基づいて、1930年代の金融政策の効果について考察する。

II 先行研究整理

1930年代の日本銀行の金融政策の効果についての記述的な研究は数多いが、数量的な分析をした研究はあまり多くはない。ここでは本章の分析目的に照らして、当該期の金融政策について計量的に実証している先行研究に絞って概観する。

まず S. Hamori and N. Hamori は、第二次世界大戦前 (1885年~1940年) における実質 GNP、マネー (マネーサプライ)、物価 (GNP デフレーター)、金利の 4 変数 VECM (Vector Error Correction Model) を計測し、マネーから物価、物価からマネーと、実質 GNP からマネー、実質 GNP から物価へのグレンジャー因果性が検出されることを明らかにした¹⁾。また鎮目雅人は、第二次世界大戦前 (1886年~1940年) における日本銀行の金融政策の変遷について、「テイラー・ルール」²⁾ 型政策反応関数の枠組みを用いて評価し、1930年代の金融政策についても「開放経済のトリレンマの問題」³⁾ から分析し、「本来は管理通貨制度のもとで可能だったはずの、国内経済の安定につながる方向での金融政策運営が行われていたとは必ずしもいえない」と結論づけている。そして中澤・原田 [2002] は、第二次世界大戦前 (1889年~1940年) における日米両国について、それぞれ財政政策変数 (実質政府支出)・金融政策変数 (マネーサプライ・公定歩合)・為替レート・実質輸出・卸売物価指数・実質 GNP の 6 変数による制約なしの VAR モデルを用いて分析している。その結果、戦前期における財政政策は実質 GNP を高める効果があったが物価を高める効果はなかったこと、マネーサプライは実質 GNP と物価を高める効果があったこと、を確認している⁴⁾。

以上 3 つの分析は、長期的なスパンでの、金融政策と实体经济の間の因果関係を考えるときに貴重な示唆を与えてくれるものだが、年次データを用いていることから、短期的な金融政策ショックがどのような効果を与えるかを分析するには限界がある。

次に月次データを用いた分析として、M. S. Cha は、1930年代 (1930年10月~1936年9月) のデータを用いて、世界生産、財政政策変数 (実質政府債務)、金融政策変数 (ベース・マネー)、

実質賃金、生産指数（鉄道輸送量）、輸出数量、の6変数VARの分析を行ない、世界生産と財政政策が生産指数に影響を与えたこと、金融政策は实体经济にほとんど影響を与えなかったこと、を明らかにしている⁵⁾。ただし、Chaの分析には変数として物価指数が含まれておらず、金融政策ショックの効果を分析するにあたっては問題がある。中澤正彦・原田泰はChaの研究をふまえ、戦間期（1926年1月～1938年4月）のデータを用いて、財政政策変数（実質一般会計歳出）、金融政策変数（狭義マネーサプライ）、輸出数量指数、生産指数、卸売物価指数の制約なしの5変数VARを計測している⁶⁾。その結果、財政政策・金融政策ともに生産には概ね影響を与えなかったこと、金融政策が物価に有意に影響を与えたこと、が検証されている。

梅田雅信は、戦間期（1926年1月～1936年12月）のデータを用いて、海外物価要因（英米仏のWPI加重平均）、名目実効為替レート、財政政策変数（実質一般会計歳出）、金融政策変数（ベース・マネー）、需給ギャップ、国内物価（WPI）の6変数の構造VARモデルを計測し、各政策変数の物価に対する影響に焦点をあてた分析を行っている。そして、当該期の物価変動の主要因は為替レートと海外物価であり、需給ギャップと金融政策変数はある程度の影響を与えるものの財政政策変数はほとんど影響を及ぼしていない、と結論付けている⁷⁾。

佐藤綾野・中澤正彦・原田泰は、戦間期（1926年1月～1936年12月）のデータによって、財政政策変数（実質一般会計歳出、実質債務、名目政府支出、名目債務の何れか）、金融政策変数（広義マネーサプライ）、金利（コール・レート）、生産指数、物価（小売物価指数または卸売物価指数）の5変数（及びそれに為替レートを追加した6変数）の制約なしのVARモデルを計測している⁸⁾。そして、財政政策が殆んど物価と生産に影響を与えないこと、金融政策が物価と生産を上昇させること、が明らかにされている。

これらの、月次データを用いた先行研究の多くは、昭和金融恐慌（1927年）や昭和恐慌（1929年～）によるデフレーションからの回復要因に分析主眼がおかれているため、財政政策・金融政策などの各政策間の比較をその中心とし、基本的に1920年代から1930年代末までを連続した期間と見なして分析がなされている⁹⁾。しかし、一般的に時系列分析などで計量的に分析される金融政策ショックは、政策レジームの変化（政策ルールの変更）ではないことが前提とされる¹⁰⁾。既述のように、戦間期には、1931年に事実上の管理通貨体制へと移行したことによる基本的な政策レジーム変更がなされており、経済構造や変数間の相互関係が変化していると考えられる。したがって1930年代の日本の金融政策を分析するにあたっては、1931年末に歴史的に大きな構造変化があることに留意することが必要であり、年次データを用いた長期的（50年前後）分析はもちろん、月次データを用いた場合でも、1920年代末から1930年代末までを連続した期間とすることには問題があると思われる。

以上の先行研究の成果を踏まえて、本章では、①月次データを用い、②政策レジームの変化に留意した上で、③金融政策ショックに焦点を絞った分析を、よりシンプルで妥当な構造VARモデルを用いることで行うこととする¹¹⁾。

Ⅲ 分析のフレームワーク

(1) 分析の期間

本稿の分析期間を、1931年12月から1937年7月までとする。なぜなら、①1931年12月13日における金輸出再禁止・同12月17日の日本銀行券の金兌換停止によって日本は金本位制から離脱し、事実上の管理通貨体制へ移行したこと、②1937年7月7日の日中戦争開始によって、それ以降は戦時経済体制へと移行したこと、の二点から、政策レジームを考慮に入れた1930年代の日本の金融政策の分析をするにあたっては、当該期間が対象として最も妥当だと考えられるからである。

(2) 金融政策変数

VAR分析によって金融政策のショックを識別しようとする際には、日本銀行が直接的に影響を及ぼし得る金融政策変数、すなわちコール・レートなどの短期金融市場における短期金利か、ベース・マネーや準備預金などの狭義の貨幣量を用いることが必要である¹²⁾。

第1表 長期国債の日本銀行引受・対市中売却実績

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

注) 単位は1000円。日本銀行『日本銀行百年史』第4巻より作成¹³⁾。

当該期には、新規国債の日銀引受発行制度などによって、日本銀行による公開市場操作（マーケット・オペレーション）が初めて本格的に採用された（第1表）¹⁴⁾。したがって、日本銀行が売りオペレーションによる流動性コントロールを、制度として実行可能な環境が整えられた時期でもある¹⁵⁾。ただし、横浜正金銀行による資金操作の場になるなどの当時のコール市場の特殊性から、コール・レートは金融政策操作目標としては必ずしも適切でないと考えられる¹⁶⁾。以上の点を勘案し、本稿の分析では当該期の日本銀行の金融政策変数をベース・マネー

であると仮定する。

(3) データ

本稿の構造 VAR モデルによる分析に用いる変数は、 m ：ベース・マネー、 r ：コール・レート、 p ：東京小売物価指数（RPI）、 y ：鉱工業生産指数（IIP）、 e ：名目為替レートの 5 変数である。ただし、名目為替レートを除いた 4 変数による簡略版の構造 VAR モデルによる分析も併せておこなう。各変数の原データの出所は以下の（第 2 表）の通りである¹⁷⁾。

これらのデータはいずれも月次である。これは、分析での自由度を確保するためと同時に、構造 VAR モデルの識別条件に、短期間における金融政策変数の変動と経済変数の反応を観察する目的を組み込んでいるためである¹⁸⁾。

また、金利（コール・レート）を除く各変数は移動平均法によって季節調整を行った後、自然対数変換している。各変数に対する ADF 検定（Augmented Dickey-Fuller test）・PP 検定（Phillips-Perron test）の結果、全ての変数に単位根が存在したが、誘導型 VAR の推計に際して非定常な変数が含まれていても、水準による推定量は一致性を持つことが知られていることから、本分析では全ての変数は階差を取らず水準データを使用することとする¹⁹⁾。

第 2 表 使用変数の出所一覧

変 数	表記	デ ー タ 出 所
ベース・マネー	M	日本銀行調査局編『日本金融史資料昭和編・続昭和編』第 9 巻、第 11 巻より作成 ²⁰⁾ 。日本銀行兌換券発行高に日本銀行一般預金を加えたもの。
コール・レート	R	日本銀行調査局編『日本金融史資料昭和編・続昭和編』第 9 巻、第 11 巻より。東京日歩・月中最低を年率換算。
東京小売物価指数	RPI	日本銀行調査局編『日本金融史資料昭和編・続昭和編』第 9 巻、第 11 巻より。
鉱工業生産指数	IIP	東洋経済新報社編『東洋経済経済年鑑』第 27 回より ²¹⁾ 。
名目対米為替レート	E	東京銀行編『横浜正金銀行全史』第 6 巻正金史年表・調査統計資料より ²²⁾ 。
株価指数	PK	藤野正三郎・五十嵐副夫『景気指数：1888～1940』一橋大学経済研究所日本経済統計センター統計資料シリーズより ²³⁾ 。

注) 各資料の出版年等については脚注を参照のこと。

(4) 構造 VAR モデル

分析に用いる構造 VAR は以下の (1) 式のように表される²⁴⁾。

$$A_0 x_t = c + A(L) x_t + \varepsilon_t \quad ; \quad \varepsilon_t \sim i.i.d(0, D) \quad (1)$$

このとき、 x_t は n 個の内生変数のベクトルであり、 c は定数項ベクトル、 A は係数行列、 ε_t は

誤差項のベクトル、 D は共分散行列である。また $A(L)$ はラグ・オペレーターを表す。

(1)式に明らかなように、係数行列 A_0 を置くことによって、同式には経済の同時決定構造の関係が明示的に組み込まれている。したがって誤差項 ε_t も、各々が金融政策ショックなどの経済各部門の経済的な構造ショックを示す。

ここでリカーシブ (recursive) 制約を課し、構造VARモデルの同時点の各変数間の関係 (係数行列 A_0) に下三角構造を仮定する²⁵⁾。これにより、各変数の順序が外生性の程度を表すことになるわけである。

本稿の分析では、5変数の順序を以下の(2)式のように決めている。まず、ベース・マネー (m) は最も外生的な金融政策の指標で、短期金融市場でベース・マネーの影響を直接受けるコール・レート (r) よりも先決変数であることを反映している。つまりベース・マネー (m) が先頭にくるのは、金融政策変数 (=ベース・マネー) は最も先決性が高いからで、日本銀行がベース・マネーの水準を決める際には、同時点における金利・価格・生産などの経済状況を観察できない。これは既述のような当該期の日本銀行の制度的な背景から、本稿ではベース・マネーを金融政策変数として仮定しているからである。

次に、小売物価指数 (p)・鉱工業生産指数 (y) の変数の順に、他の同時点の経済変数にあまり敏感に反応しないことを想定している。そして、名目対米為替レート (e) が最も内生的変数で、他の全ての変数に同時点で反応すると仮定している。

$$\begin{pmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} m_t \\ r_t \\ p_t \\ y_t \\ e_t \end{pmatrix} = c + A(L) \begin{pmatrix} m_t \\ r_t \\ p_t \\ y_t \\ e_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^r \\ \varepsilon_t^p \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^e \end{pmatrix} \quad (2)$$

(1)式の両辺に A_0^{-1} を乗じることによって、各変数がそれらの過去の値からのみ説明される以下の誘導形VAR(3)が推定される。

$$\begin{aligned} x_t &= A_0^{-1} c + A_0^{-1} A(L) x_t + A_0^{-1} \varepsilon_t \\ &= k + B(L) x_t + u_t \end{aligned} \quad (3)$$

そして、この誘導形の誤差項を u_t 、構造ショックを ε_t とすると、両者の関係は(4)式のようになり、この関係から A_0 が推計される (k は定数項、 L はラグ・オペレーター)。

$$\begin{pmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^m \\ u_t^r \\ u_t^p \\ u_t^y \\ u_t^e \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^r \\ \varepsilon_t^p \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^e \end{pmatrix} \quad (4)$$

(5) ラグの次数

VARモデルのラグの次数を選択するために、考慮する最大のラグ次数を12とした上で、LR基準（sequential modified LR test statistic）、AIC基準（赤池情報基準）、SIC基準（Schwarz information criterion）、HQ基準（Hannan-Quinn information criterion）を算出した（第3表）。その結果、AIC基準では7次のラグ、その他の基準では2次のラグが選択された。本分析では自由度を確保するために、SIC基準などに従い2次のラグを採用する²⁶⁾。

第3表 情報量基準によるラグ次数の決定

ラグ次数	LR	AIC	SC	HQ
1	50.27878	28.15204	28.32071	28.21849
2	44.55556*	20.26454	21.27652*	20.66321*
3	35.64292	20.20512	22.06041	20.93601
4	27.83364	20.24381	22.94241	21.30692
5	33.70019	20.37776	23.91968	21.7731
6	27.94175	20.27217	24.6574	21.99973
7	36.01734	20.2067*	25.43524	22.26648

注) *が各基準によって採用された5変数VARモデルのラグ次数。考慮するラグ次数は最大12とした。

IV 実証分析

(1) 金融政策ショックに対するインパルス反応関数

一つめの検証としてインパルス反応（Impulse-responses）関数を用いて、構造VARモデルにおける金融政策ショックに対する各変数の累積的な反応をみる。インパルス反応関数とは、ある変数の誤差項に与えられた衝撃（イノベーション：innovation）がその他の変数にどのように伝搬しているかを示す関数で、その形状を観察することによってVARモデルにおける各変数間の影響を分析する方法である。したがって、ここでは金融政策の指標であるベース・マネーが増加したときに、物価や生産がどのように変化したかを見ることになる。

分析から得られた（第2図）によれば、本稿が想定する（m、r、p、y、e）の5変数モデル

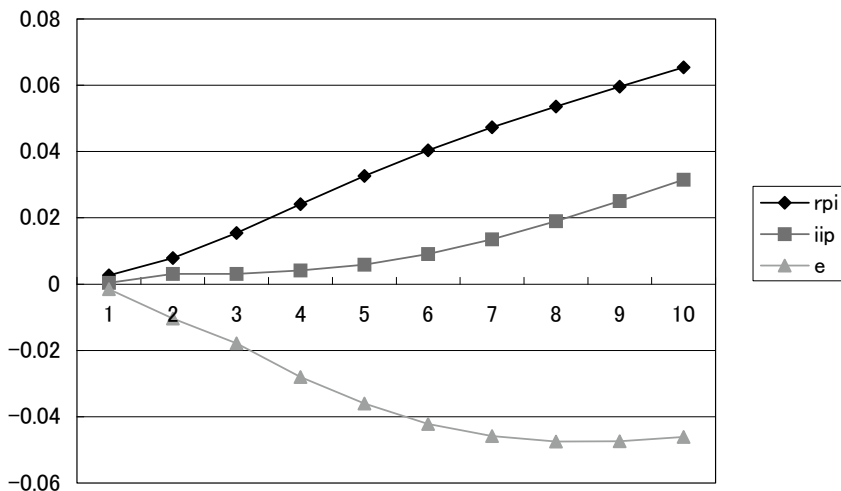
においては、1標準誤差の金融政策ショック（ベース・マネー拡大による金融緩和）によって、小売物価指数（RPI）と鉱工業生産指数（IIP）が上昇していることが明らかである²⁷⁾。また、コール・レートと対米為替レートは下落する反応を見せており、いずれの経済変数も、ベース・マネーを金融政策変数とした際の、多くの経済モデルと整合的な金融緩和政策の効果が見て取れる²⁸⁾。

続いて、その他の構造ショックの効果についてもインパルス反応関数の形状から簡単に考察する。（第2図）にあるように、この（m、r、p、y、e）の5変数モデルにおいては、金利ショック（コール・レートの上昇）は、ベース・マネーを減少させるほか、小売物価指数（RPI）にマイナス効果を、対米名目為替レートにプラスの効果を与えている²⁹⁾。また、僅かながら生産にもマイナスの影響を与えている。

価格ショック（小売物価指数の上昇）は、ベース・マネーを増大させ、コール・レートを若干下降させている³⁰⁾。そして、物価自身と鉱工業生産指数（IIP）を上昇させている³¹⁾。

生産ショック（鉱工業生産指数の上昇）は、ベース・マネーと小売物価指数（RPI）を上昇させると同時に、生産自身にも影響を与えている。為替ショック（対米為替レートの上昇）は、ベース・マネーを減少させると同時に、コール・レートを上昇させ、小売物価指数（RPI）・鉱工業生産指数（IIP）を下落させている³²⁾。

以上のように、（m、r、p、y、e）5変数の構造VARモデルは、全体的に1930年代日本の経済状況の特徴とも整合的で解釈可能なインパルス反応が得られている³³⁾。したがって、本稿の構造VARモデルは概して説得力が高く妥当であるといえる。



第2図 金融政策ショックに対する累積的反応（インパルス反応）①

注）各変数への1標準誤差ショックへの累積的反応。第10期後（10ヶ月後）まで。

(2) 予測誤差の分散分解

二つめの検証として、予測誤差の分散分解（forecast error variance decomposition）をおこなう。インパルス反応関数による検証は、その反応関数の形状から変数間の関係を見るものであったが、予測誤差の分散分解では、ある変数の変動が他の変数がどの程度影響しているかを見ることになる。したがって、本章の検証では、特に1930年代の物価と生産への影響力を測定するために、小売物価指数（RPI）と鉱工業生産指数（IIP）の変動に対する、（m、r、p、y、e）各変数の相対的な寄与度から金融政策ショックの効果を見る。

まず（第4表）の、（m、r、p、y、e）5変数モデルにおける小売物価指数（RPI）の予測誤差の分散分解の結果からは、金融政策ショックが小売物価指数（RPI）に与える影響は、1ヶ月後の9.49%から6ヶ月後の40.48%まで連続的に上昇し、それ以降は40%強の影響を持続的に及ぼしていることがわかる。その影響は12ヶ月後（42.02%）・24ヶ月後（40.30%）までにも持続しており、小売物価指数（RPI）の自己ショック（12ヶ月後に30%強）を含めても小売物価指数（RPI）の変動に最も強い影響を与えていると言える。

次に（第5表）の、同5変数モデルにおける鉱工業生産指数（IIP）の予測誤差の分散分解の結果からは、金融政策ショックが鉱工業生産指数（IIP）の変動に与える影響は、1ヶ月後には0.02%とほとんどネグリジブルであるが、その後は連続的に上昇し、12ヶ月後の時点においては8.67%であることがわかる。この鉱工業生産指数（IIP）の予測誤差の分散分解では、鉱工業生産指数（IIP）の自己ショックが極めて大きい上に、12ヶ月後時点での金融政策ショックの影響の強さは、他の2要因と同程度（価格ショック9.20%、為替レートショック7.99%）になっている。しかし、金融政策ショックの影響は24ヶ月後までにも持続的に拡大しており、24ヶ月後時点では17.95%と鉱工業生産指数（IIP）の自己ショック（24ヶ月後に54%強）を除いて鉱工業生産指数（IIP）の変動に最も強い影響を与えるようになる³⁴⁾。

したがって、小売物価指数（RPI）と鉱工業生産指数（IIP）の予測誤差の分散分解から見ると、本稿の（m、r、p、y、e）5変数モデルからは、1930年代の金融政策ショックが物価と生

第4表 RPIに対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）①

	m	r	p	y	e
1期後	9.49	3.98	86.25	0.00	0.00
3期後	24.72	14.06	59.11	0.17	1.93
6期後	40.48	14.41	39.24	3.11	2.75
9期後	42.56	13.42	33.13	7.46	3.43
12期後	42.02	12.83	30.42	10.48	4.13
18期後	41.05	12.32	26.90	14.32	5.40
24期後	40.30	12.03	24.92	16.37	6.37

注) 数値は%。m、r、p、y、eはそれぞれ、ベース・マネー、コール・レート、小売物価指数、鉱工業生産指数、対米為替レート。

第5表 IIPに対する相対的寄与度 (予測誤差の分散分解) ①

	m	r	p	y	e
1期後	0.02	0.83	2.76	96.38	0.00
3期後	0.67	0.82	1.59	95.58	1.32
6期後	1.27	0.78	4.99	89.29	3.67
9期後	4.79	1.83	7.99	79.15	6.23
12期後	8.67	2.98	9.20	71.15	7.99
18期後	14.35	4.86	10.67	60.48	9.64
24期後	17.95	5.99	11.53	54.35	10.16

注) 数値は%。m、r、p、y、eはそれぞれ、ベース・マネー、コール・レート、小売物価指数、鉱工業生産指数、対米為替レート。

産に与える影響はその寄与度からも相対的に大きいことがわかる³⁵⁾。

(3) 頑健性の検証

既述のようにリカーシブな制約を置いた構造VARモデルにおいては、制約なしのVARモデルと異なり、諸変数の先決順序がインパルス反応関数や分散分解による分析結果に大きな影響を与え得る。本稿では、これまで一貫して(m、r、p、y、e)という制約を置いた5変数モデルを用いてきたが、1930年代の日本の金融構造に明確なコンセンサスがある訳ではない。特に為替レート(e)は、金融政策もしくは物価に大きな影響を与える変数として考慮すべきであるという議論があり、その制約の置き方によってインパルス反応が大きく異なる可能性がある³⁶⁾。

そこで、本稿の(m、r、p、y、e)5変数モデルから得られた計測結果の頑健性を確かめるために、為替レート変数(e)の順序を置換したモデルについてもインパルス反応関数を計測し、金融政策ショックへの反応をみる³⁷⁾。また同時に、資産価格上昇が1930年代の物価と生産に与えた役割を考慮して、株価指数(pk)を含めた(m、r、pk、p、y)5変数モデルのインパルス反応関数についても追加的に計測し、同じく(m、r、p、y、e)5変数モデルから得られた計測結果との差異を検討する³⁸⁾。

i) (m、r、p、y) 4変数モデル

まず、為替レート(e)をシステムから外した(m、r、p、y)の4変数モデルにおける金融政策ショックに対する各変数の累積的な反応をみる。

(第3図)で明らかのように、(m、r、p、y)の4変数モデルのインパルス反応関数の形状を見てみると、金融政策ショック(ベース・マネー拡大による金融緩和)によって、小売物価指数(RPI)と鉱工業生産指数(IIP)が上昇している。したがって、(m、r、p、y)4変数モデルにおいても、金融政策ショックが持続的に物価・生産に影響を与えたことが確認できる。

また、(m、r、p、y)の4変数モデルにおける金融政策ショック以外の構造ショックを見て

みると、金利ショック（コール・レート上昇）は、ベース・マネーと小売物価指数（RPI）には影響を全く与えていないが、鉱工業生産指数（IIP）には若干のマイナス効果を与えている。価格ショック（小売物価指数上昇）は、5変数モデルと同様に、ベース・マネーと鉱工業生産指数（IIP）を上昇させ、コール・レートを下落させている。そして同様に、生産（鉱工業生産指数）ショックは、ベース・マネーと小売物価指数（RPI）を上昇させ、生産自身にも影響を与えている。

さらに、(m, r, p, y) 4変数モデルにおける小売物価指数（RPI）の予測誤差の分散分解の結果からは、金融政策ショックが小売物価指数（RPI）の変動に与える影響は、1ヶ月後の11.72%から6ヵ月後には40%弱まで連続的に上昇している。そして、それ以降は24ヶ月後までその40%弱の影響を持続的に及ぼしていることがわかる（第6表）。その影響は、小売物価指数（RPI）の自己ショック（12ヶ月後に52.53%）を除くと小売物価指数（RPI）の変動に最も強い影響を与えている³⁹⁾。この分析結果は先述の5変数モデルによる説明と極めて整合的である。

そして (m, r, p, y) 4変数モデルにおける鉱工業生産指数（IIP）の予測誤差の分散分解の結果からは、金融政策ショックが鉱工業生産指数（IIP）の変動に与える影響は、1ヶ月後の0.23%から連続的に上昇し、12ヶ月後の時点においては9.74%となっている（第7表）。この時点での金融政策ショックの影響の強さは、鉱工業生産指数（IIP）の自己ショック（52.89%）、価格ショック（29.83%）に次ぐものであるが、影響は24ヶ月後までにも持続的に拡大しており、24ヶ月後には19.62%と鉱工業生産指数（IIP）の変動への影響を強めていることがわかる。この分析結果も5変数モデルによる説明と極めて整合的である。

ii) (m, r, e, p, y) 5変数モデルと (e, m, r, p, y) 5変数モデル

次に、対米為替レートeの先決順序を入れ替えた、(m, r, e, p, y) と (e, m, r, p, y) の5変数構造VARモデルにおける金融政策ショックに対する各変数の累積的なインパルス反応関数をみる。両モデルともに、金融政策ショックによって、小売物価指数（RPI）と鉱工業生産指数（IIP）が上昇している（第4図、第5図）⁴⁰⁾。同時に、コール・レートと対米為替レートは下落しており、(m, r, p, y, e) と同様に金融緩和政策の効果が見て取れる⁴¹⁾。

また金融政策ショックは、小売物価指数（RPI）の予測誤差を分散分解するとそれぞれ12ヶ月後には小売物価指数（RPI）の変動の40%前後の影響を与え、それが24ヶ月後まで持続している（第8表、第10表）。さらに鉱工業生産指数（IIP）の予測誤差を分散分解すると、金融政策ショックはそれぞれ12ヶ月後には鉱工業生産指数（IIP）の変動の8～9%の、24ヶ月後には17%強の影響を与えている（第9表、第11表）。

これらの結果は、本稿の (m, r, p, y, e) 5変数モデルでの金融政策に関する数値と大きな変化はない。

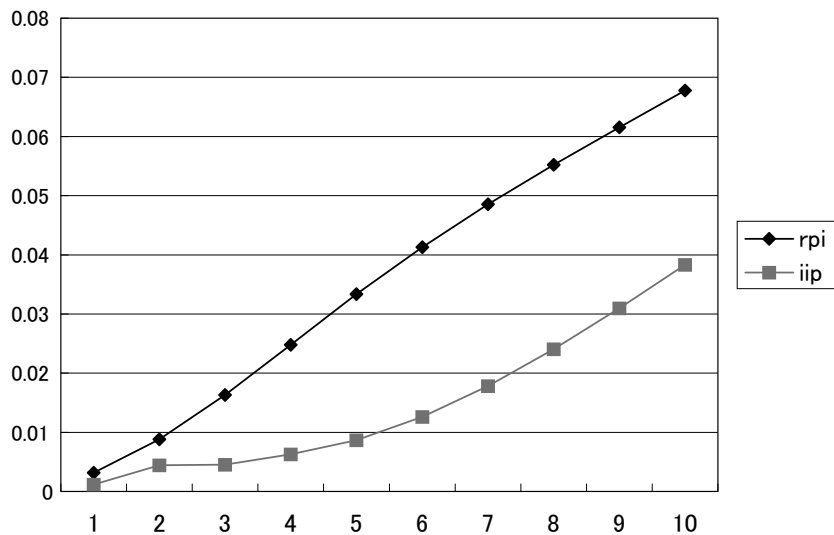
iii) (m, r, pk, p, y) 5変数モデル

さらに、対米為替レートの代わりに株価指数 (PK) を採用し、資産価格の上昇が経済に与える影響を加味した (m, r, pk, p, y) 5変数モデルにおける、金融政策ショックに対する各変数の累積的なインパルス反応関数をみる。

(m, r, pk, p, y) 5変数モデルでは、金融政策ショックによって、小売物価指数 (RPI) と鉱工業生産指数 (IIP) が上昇する上に株価指数も同様に上昇しており、金融政策の効果が見取れる (第6図)。

また、小売物価指数 (RPI) の予測誤差を分散分解すると、金融政策ショックは小売物価指数 (RPI) の変動に対して12ヶ月後には30%弱の影響を与え、そのまま24ヶ月後まで持続している (第12表)。鉱工業生産指数 (IIP) の予測誤差を分散分解すると、金融政策ショックは鉱工業生産指数 (IIP) の変動に、12ヶ月後には10%弱の、24ヶ月後には17%強の影響を与えている (第13表)。これらの結果も、本章の (m, r, p, y, e) 5変数モデルでの数値と大きな変化はない。

したがって、以上の追加的な検証結果をまとめると、①4つの追加検証全てにおいて、インパルス反応関数の形状はほぼ (m, r, p, y, e) 5変数モデルを再現した。②予測誤差の分散分解については、小売物価指数 (RPI) の変動への24ヶ月後における金融政策ショックの影響は3つの追加検証において概ね40%前後であり、ほぼ (m, r, p, y, e) 5変数モデルと同様であった⁴²⁾。また、鉱工業生産指数 (IIP) の変動への24ヶ月後における金融政策ショックの影

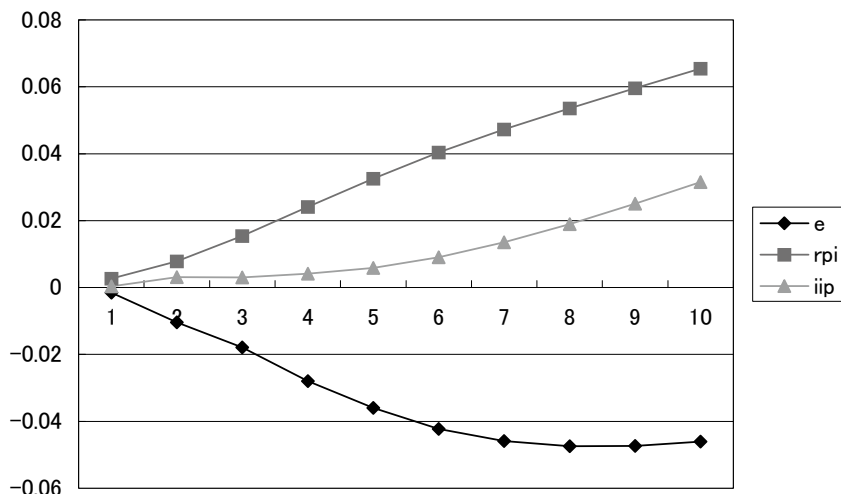


第3図 金融政策ショックに対する累積的反応 (インパルス反応) ②

注) 各変数への1標準誤差ショックへの累積的反応。第10期後 (10ヶ月後) まで。

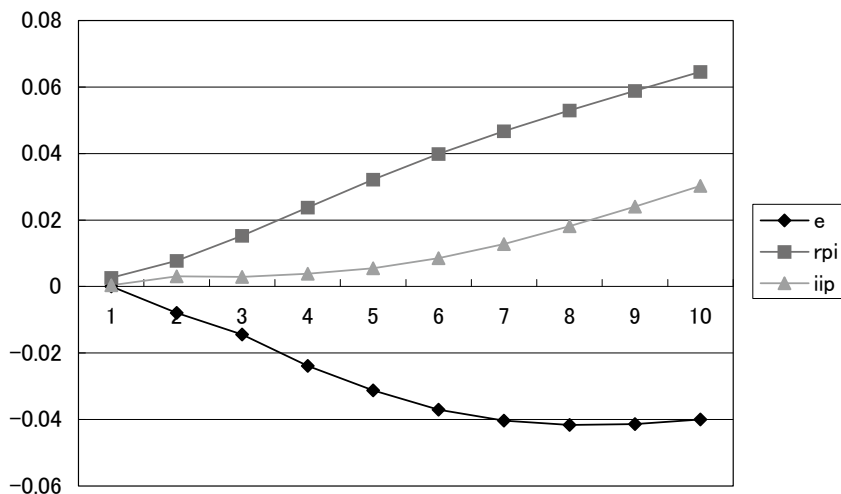
響は、4つの追加検証全てにおいて概ね17~20%であり、18%弱であった（m、r、p、y、e）5変数モデルと同様であった。

以上の検証から、本稿の（m、r、p、y、e）5変数構造VARモデルの推定結果は概ね安定的だと言える。



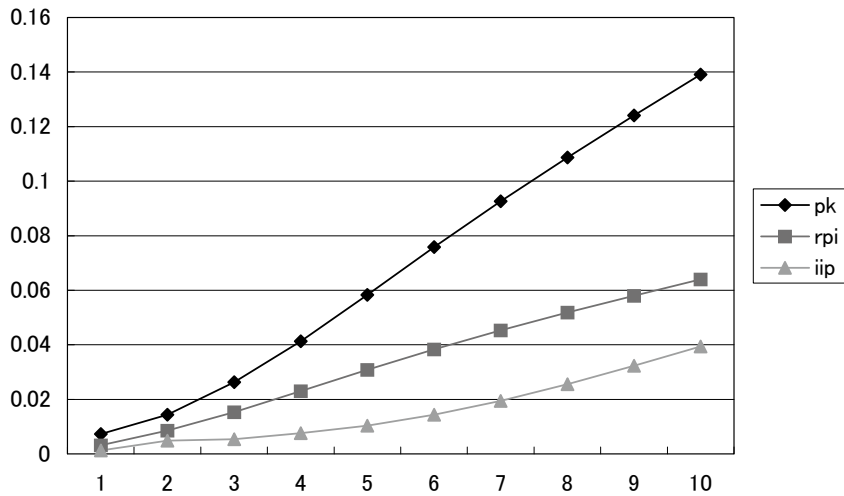
第4図 金融政策ショックに対する累積的応答（インパルス応答）③

注）各変数への1標準誤差ショックへの累積的応答。第10期後（10ヶ月後）まで。



第5図 金融政策ショックに対する累積的応答（インパルス応答）④

注）各変数への1標準誤差ショックへの累積的応答。第10期後（10ヶ月後）まで。



第6図 金融政策ショックに対する累積的反応（インパルス反応）⑤

注) 各変数への1標準誤差ショックへの累積的反応。第10期後（10ヶ月後）まで。

第6表 RPIに対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）②

	m	r	p	y
1期後	11.72	1.02	87.26	0.00
3期後	22.56	0.81	76.59	0.04
6期後	36.93	0.94	60.65	1.46
9期後	39.84	0.72	54.53	4.91
12期後	39.27	0.61	52.53	7.59
18期後	37.96	0.62	50.36	11.05
24期後	36.87	0.73	49.33	13.07

注) 数値は%。m、r、p、yはそれぞれ、ベース・マネー、コール・レート、小売物価指数、鉱工業生産指数。

第7表 IIPに対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）②

	m	r	p	y
1期後	0.23	4.36	3.61	91.80
3期後	1.01	6.52	3.59	88.87
6期後	1.89	8.77	15.37	73.96
9期後	5.72	8.28	25.17	60.83
12期後	9.74	7.53	29.83	52.89
18期後	15.61	6.08	35.05	43.26
24期後	19.62	5.00	37.89	37.49

注) 数値は%。m、r、p、yはそれぞれ、ベース・マネー、コール・レート、小売物価指数、鉱工業生産指数。

第8表 RPI に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）③

	m	r	e	p	y
1期後	9.49	3.98	0.46	86.06	0.00
3期後	24.72	14.06	3.55	57.49	0.17
6期後	40.48	14.41	4.11	37.82	3.18
9期後	42.56	13.42	4.71	31.72	7.59
12期後	42.02	12.96	5.42	28.94	10.66
18期後	41.05	12.32	6.72	25.32	14.58
24期後	40.30	12.03	7.72	23.27	16.68

注) 数値は%。m、r、p、y、eはそれぞれ、ベース・マネー、コール・レート、小売物価指数、鉱工業生産指数、対米為替レート。

第9表 IIP に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）③

	m	r	e	p	y
1期後	0.02	0.84	0.00	2.78	96.36
3期後	0.67	0.82	1.12	1.58	95.81
6期後	1.27	0.78	3.75	4.51	89.68
9期後	4.79	1.83	6.65	7.08	79.64
12期後	8.67	2.98	8.60	8.06	71.69
18期後	14.35	4.86	10.48	9.29	61.03
24期後	17.95	6.00	11.11	10.03	54.91

注) 数値は%。m、r、p、y、eはそれぞれ、ベース・マネー、コール・レート、小売物価指数、鉱工業生産指数、対米為替レート。

第10表 RPI に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）④

	e	m	r	p	y
1期後	0.83	9.33	3.78	86.06	0.00
3期後	5.22	24.06	13.05	57.49	0.17
6期後	6.12	39.56	13.32	37.82	3.18
9期後	6.80	41.57	12.32	31.72	7.59
12期後	7.61	40.98	11.81	28.94	10.66
18期後	9.07	39.93	11.10	25.32	14.58
24期後	10.19	39.12	10.75	23.27	16.68

注) 数値は%。m、r、p、y、eはそれぞれ、ベース・マネー、コール・レート、小売物価指数、鉱工業生産指数、対米為替レート。

第11表 IIP に対する相対的寄与度 (予測誤差の分散分解) ④

	e	m	r	p	y
1 期後	0.01	0.02	0.83	2.78	96.36
3 期後	1.08	0.63	0.91	1.58	95.81
6 期後	3.86	1.15	0.79	4.51	89.69
9 期後	7.26	4.46	1.56	7.08	79.64
12期後	9.63	8.15	2.47	8.06	71.69
18期後	12.05	13.59	4.04	9.29	61.03
24期後	12.96	17.07	5.03	10.03	54.91

注) 数値は%。m、r、p、y、eはそれぞれ、ベース・マネー、コール・レート、小売物価指数、鉱工業生産指数、対米為替レート。

第12表 RPI に対する相対的寄与度 (予測誤差の分散分解) ⑤

	m	r	pk	p	y
1 期後	11.64	1.76	14.54	72.04	0.00
3 期後	20.15	0.38	16.58	62.81	0.09
6 期後	30.26	0.21	10.35	55.83	3.33
9 期後	30.76	0.19	7.10	54.57	7.39
12期後	29.96	0.18	5.49	53.97	10.37
18期後	28.88	0.14	3.91	52.34	14.73
24期後	28.19	0.12	3.22	51.32	17.15

注) 数値は%。m、r、pk、p、yはそれぞれ、ベース・マネー、コール・レート、株価指数、小売物価指数、鉱工業生産指数。

第13表 IIP に対する相対的寄与度 (予測誤差の分散分解) ⑤

	m	r	pk	p	y
1 期後	0.27	4.16	7.21	0.95	87.41
3 期後	1.24	5.40	5.69	1.43	86.24
6 期後	2.30	7.37	10.60	7.79	71.93
9 期後	5.80	8.12	14.43	13.52	58.13
12期後	9.38	8.16	14.11	18.48	49.87
18期後	14.33	6.75	12.03	26.15	40.74
24期後	17.46	5.34	9.98	31.37	35.85

注) 数値は%。m、r、pk、p、yはそれぞれ、ベース・マネー、コール・レート、株価指数、小売物価指数、鉱工業生産指数。

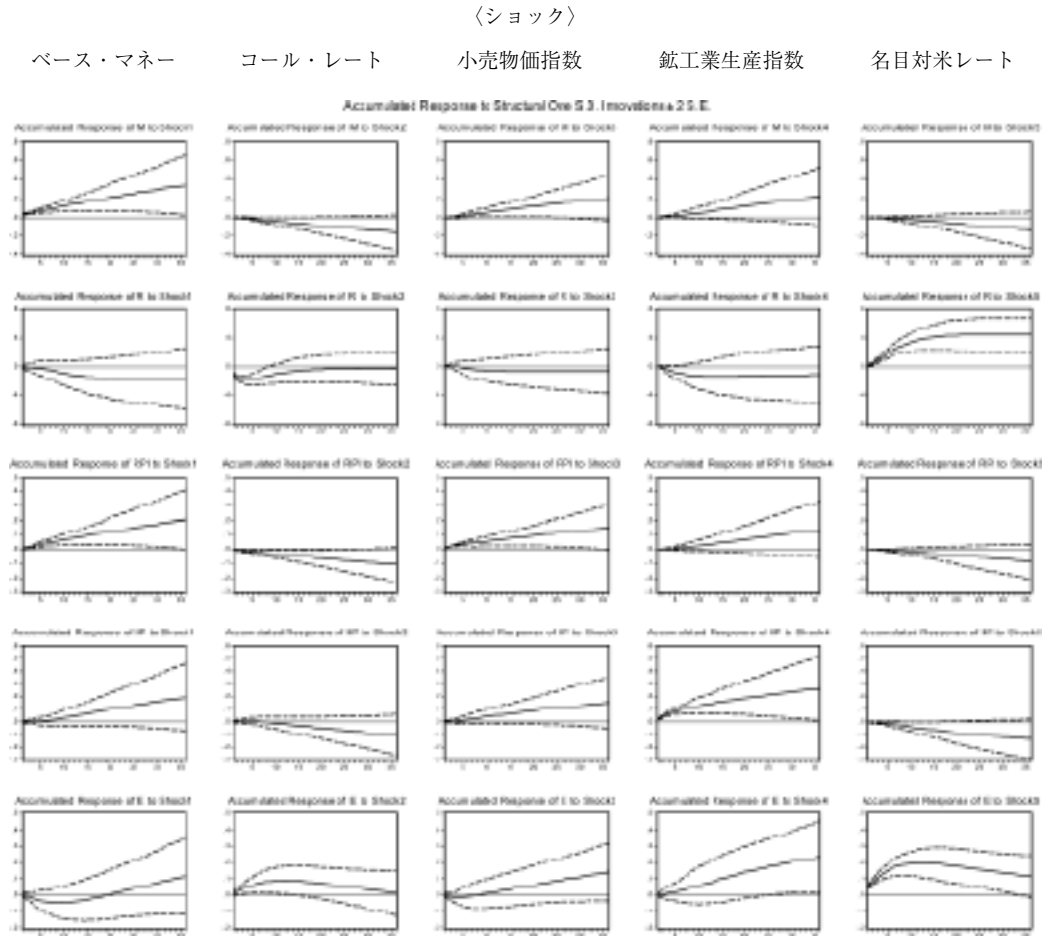
V おわりに

本稿では、1930年代（1931年12月～1937年7月）の月次データを用いて、ベース・マネー（M）を金融政策変数とし、コール・レート（R）、東京物価指数（RPI）、鉱工業生産指数（IIP）、名目対米為替レート（E）の5変数の構造VARモデルによって、金融政策が物価および生産に与える効果について実証的に分析することを試みた。

まずインパルス反応関数の結果をみると、ベース・マネーが、小売物価指数（RPI）と鉱工業生産指数（IIP）にプラスの影響を与えていることが確認できる。また予測誤差の分散分解によると、その物価の変動に対する定量的な影響力はかなり大きい上（1年後・2年後ともに30～40%）、生産の変動についても持続的に一定の影響を与えている（1年後に8～10%、2年後には17%強）ことが説明できる⁴³⁾。

さらに名目対米為替レート（E）についてのリカーシブ制約（変数順序）を変えたいくつかのモデル、及び名目対米為替レート（E）の代わりに株価指数（PK）を用いた5変数モデルによる追加的検証によっても金融政策の与える効果は概ね安定的であり、本稿の5変数モデルによる実証結果が支持される結果となった。したがって以上の結果から、1930年代における日本銀行の金融政策は、物価と生産にプラスの影響を与えていた、と結論付けられる。すなわち1930年代の日本銀行は、拡張的な金融政策によって生産に一定程度の持続的な影響を与えていただけでなく、物価変動への影響力をある程度有していたと考えられる。

ただし、本稿の検証にはいくつかの問題点が残されている。まず、本稿が検証した当該期日本の経済構造モデルに関して、①金融政策変数がベース・マネーであること、②マネー・金利・物価・生産・為替という制約の置き方、の2点の前提についてはコンセンサスがある訳ではない。金融政策変数（BM）の選択を含めて変数の順番は恣意的であり、さらにリカーシブでないものも含めた別の制約を置いたモデルを検証することや、こうした制約の存在を実証する史料を用いて議論を補強することが今後さらに必要であろう。また、本稿では金融政策自体の効果の有無を検証することに主眼を置いたため、先行研究のいくつかが指摘している財政政策の効果については触れることが出来なかった。これについても、財政政策変数を組み込んだ新たなモデルを検証するなどして、金融政策と財政政策の定量的な比較が必要となると思われる。いずれも今後の課題としたい。



第7図 インパルス反応関数 (m-r-p-y-e モデル)

注) 各構造ショックの累積的なインパルス反応。各行は上からそれぞれ m-r-p-y-e の反応。図の破線は 2 標準偏差の区間を示す。

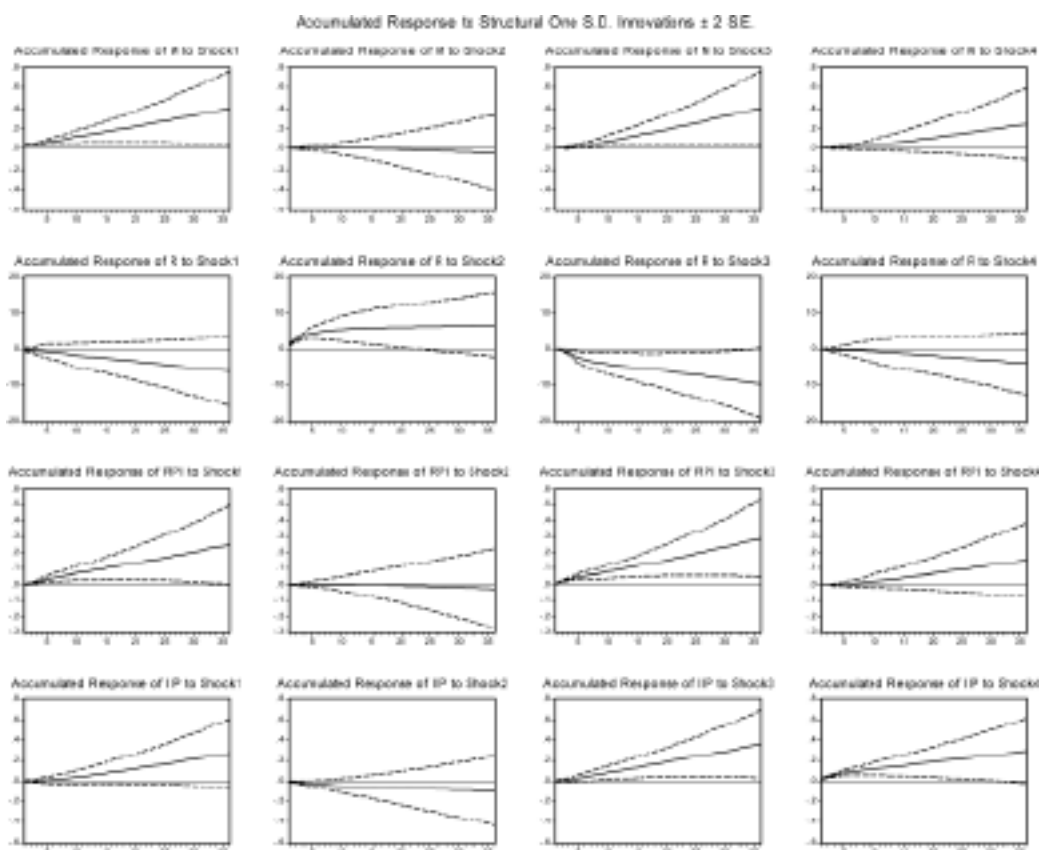
〈ショック〉

ベース・マネー

コール・レート

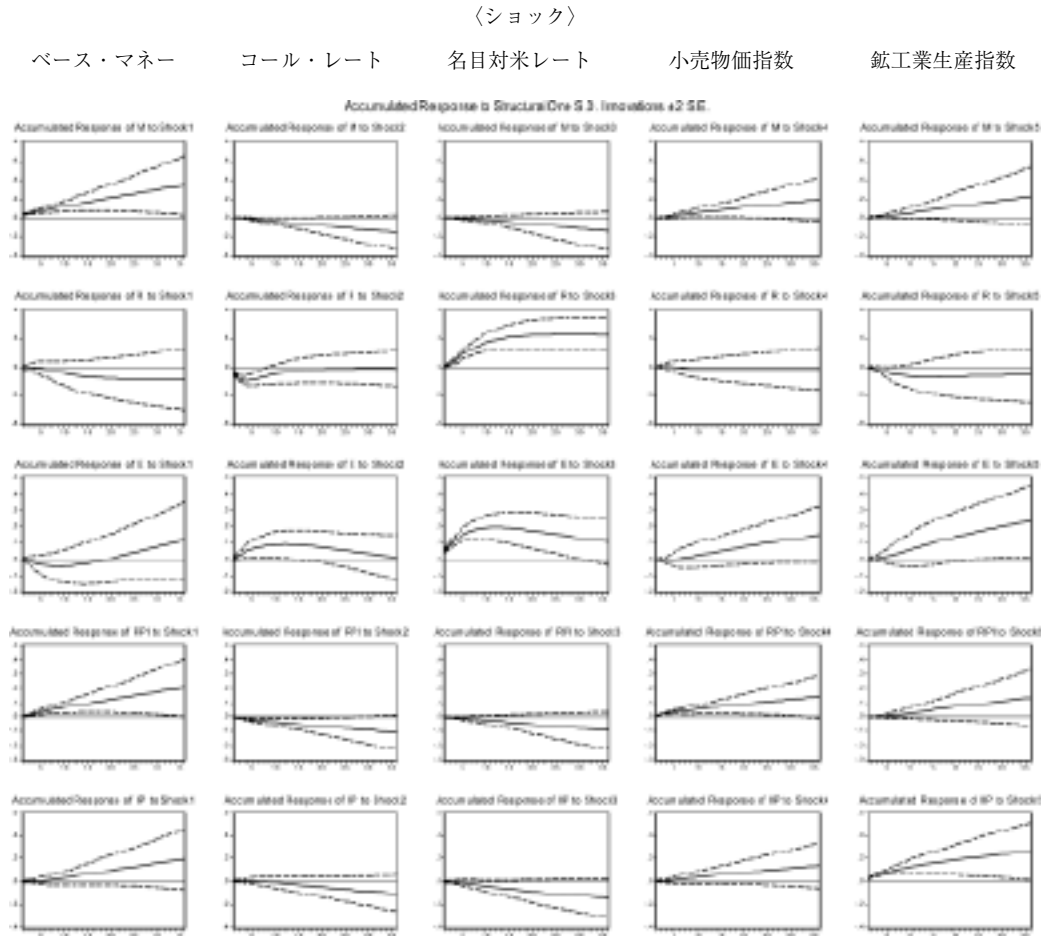
小売物価指数

鉱工業生産指数



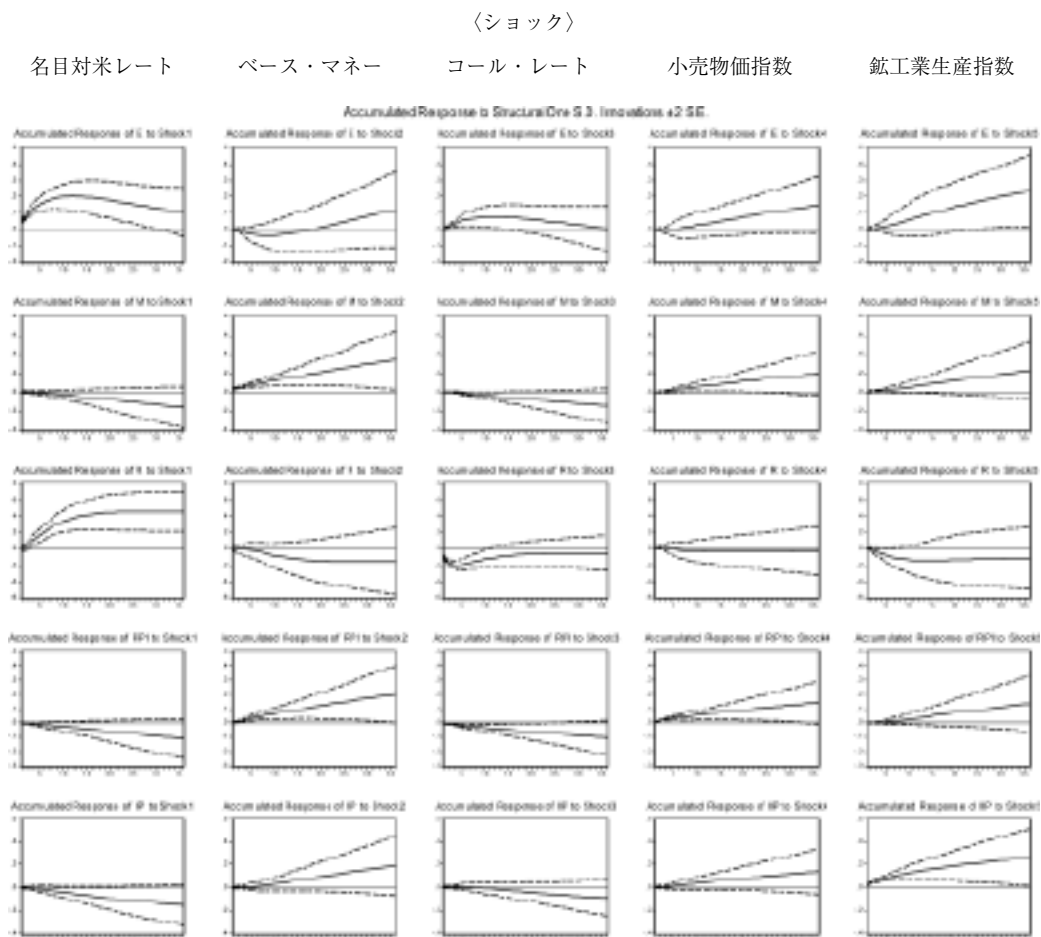
第8図 インパルス反応関数（m-r-p-yモデル）

注）各構造ショックの累積的なインパルス反応。各行は上からそれぞれm-r-p-yの反応。図の破線は2標準偏差の区間を示す。



第9図 インパルス反応関数 (m-r-e-p-y モデル)

注) 各構造ショックの累積的なインパルス反応。各行は上からそれぞれ m-r-e-p-y の反応。図の破線は 2 標準偏差の区間を示す。



第10図 インパルス反応関数 (e-m-r-p-y モデル)

注) 各構造ショックの累積的なインパルス反応。各行は上からそれぞれ e-m-r-p-y の反応。図の破線は2標準偏差の区間を示す。

〈ショック〉

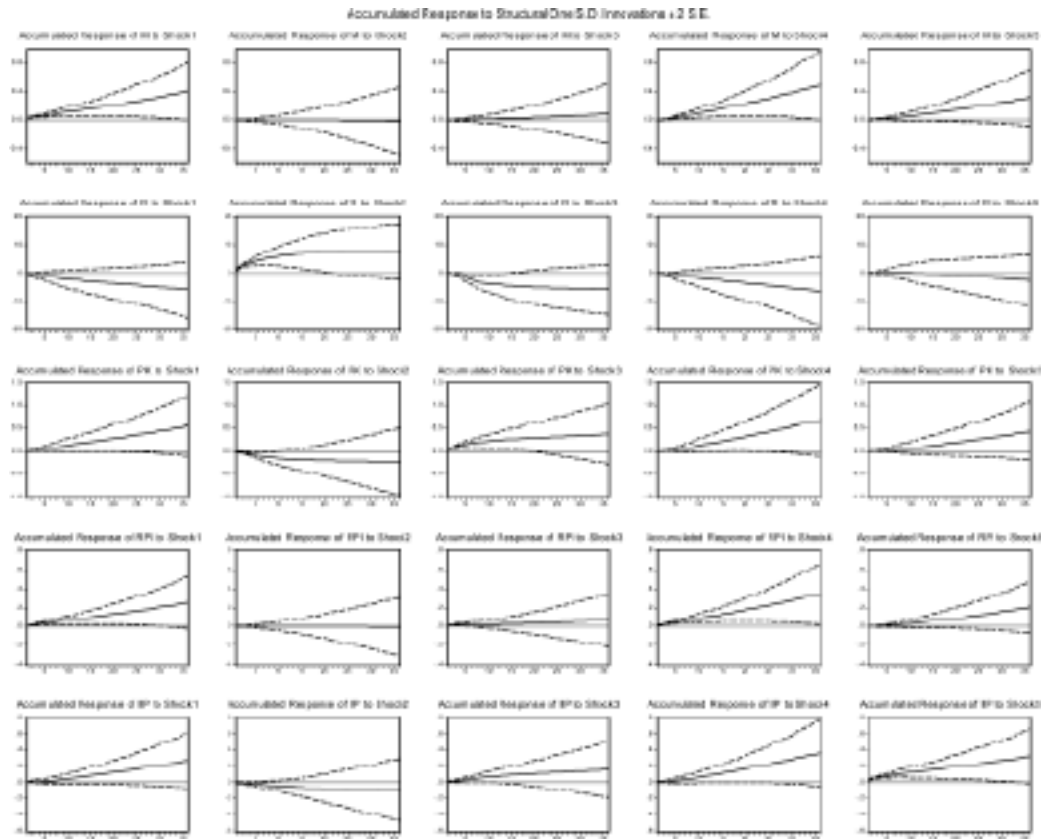
ベース・マネー

コール・レート

株価指数

小売物価指数

鉱工業生産指数



第11図 インパルス反応関数 (m-r-pk-p-y モデル)

注) 各構造ショックの累積的なインパルス反応。各行は上からそれぞれ m-r-pk-p-y の反応。図の破線は 2 標準偏差の区間を示す。

〔注〕

- 1) Hamori, Shigeyuki and Naoko Hamori, "An Empirical Analysis of Economic Fluctuations in Japan: 1885-1940", *Japan and the World Economy* 12 : 11-19, 2000
- 2) 「テイラー・ルール」とは、J・B・Taylor が唱えた短期金利（FF レート）予想に関する方程式である。「テイラー・ルール」に関しては、藤木裕『金融市場と中央銀行』東洋経済新報社、1998年、77～78ページを参照。
- 3) 「開放経済におけるトリレンマの問題」とは、一国の通貨体制とマクロ経済の関係においては、①為替レートの安定、②国内経済の安定（金融政策の自律性）、③自由な資本移動、の3者を同時に達成する事はできないという命題である。鎮目雅人「戦間期日本の経済変動と金融政策—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、第21巻第2号、38ページ。
- 4) 中澤正彦・原田泰「大恐慌期のデフレーションと財政金融政策」『フィナンシャル・レビュー』財務省財務総合政策研究所、2002年、第66号。
- 5) Cha, Myung Soo 'Did Takahashi Korekiyo Rescue Japan from the Great Depression?', *Journal of Economic History*, vol.63, No.1, 2003
- 6) 中澤・原田は、1919年～1940年の年次データを用いた制約なしのVAR分析も併せて行ない、財政政策（実質粗国内固定資本形成）は物価にプラスの影響を与えるが生産にマイナスの影響を与えること、金融政策は物価・生産にプラスの影響を与えること、を指摘している。中澤正彦・原田泰「なぜデフレがおわったのか：財政政策か金融政策か」（岩田規久男編『昭和恐慌の研究』東洋経済新報社、2004年、第8章）260～267ページ。
- 7) 梅田雅信「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」日本銀行金融研究所『金融研究』2006年、第25巻第1号。
- 8) 佐藤綾野・中澤正彦・原田泰「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？」内閣府経済社会総合研究所『ESRI ディスカッション・ペーパー・シリーズ』2007年、No.176。
- 9) 梅田は金融恐慌ダミー（1927年4・5月を1とするダミー）を、佐藤・中澤・原田は金融恐慌ダミー（1927年4・5月を1とするダミー）、金本位制離脱ダミー（1931年12月・1932年1月を1とするダミー）、2.26事件ダミー（1936年2・3月を1とするダミー）を加えて分析することで経済変動に対処している。しかし、政策レジーム自体が変化している場合、短期間のダミーのみで処理することには限界があると思われる。梅田、前掲論文。佐藤・中澤・原田、同上論文。
- 10) 政策当局の政策レジームが変わると、経済主体は政策効果を観てその行動を変更してしまい、経済の構造パラメータ自体が変化してしまうとする「ルーカス批判」の問題がある。宮尾龍蔵『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞、2006年、15ページ他。
- 11) ここでいう「妥当な」とは、宮尾に倣い「頑健でかつ経済学的解釈が可能かどうか」という観点からの評価である。同上書 40ページ。
- 12) 照山博司「VARによる金融政策の分析：展望」財務省財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』2001年、第59号、95ページ他。
- 13) 日本銀行『日本銀行百年史』第4巻、1984年、45ページ。
- 14) 売りオペレーションによる金融調節が開始されたのは1932年以降。ただし、公開市場操作は1916・17年の金融緩慢期、1927年の金融恐慌後における遊資処理においても一時的には用いられている。日本銀行調査局特別調査室『満洲事変以後の財政金融史』1948年、55ページ。
- 15) 井手英策「新規国債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—」日本銀行金融研究所『金融研究』2001年、第20巻第3号、197ページ他。
- 16) 当時の横浜正金銀行は、コール市場における最大の資金の取手であっただけでなく、月央の金融緩慢時には

- 増大していた輸出用の外貨買入れ資金をコール市場で調達し、市場が締まるコールを返済するという操作を繰り返していた。日本銀行、前掲書、120～121ページ。
- 17) 株価指数 (PK) は追加検証において用いる。
 - 18) 照山、前掲論文 96ページ他。
 - 19) 同上論文 99ページ他。
 - 20) 日本銀行調査局編『日本金融史資料昭和編』第9巻、大蔵省印刷局、1964年。日本銀行調査局編『日本金融史資料昭和続編』第11巻、大蔵省印刷局、1978年。東京小売物価指数については、1931年8月=100に変換。
 - 21) 東洋経済新報社編『東洋経済年鑑』第27回 (昭和18年度版) 東洋経済新報社、1943年。鉱工業指数は、1931年8月=100に変換。
 - 22) 東京銀行編『横浜正金銀行全史』第6巻、正金史年表・調査統計資料、東京銀行、1984年。
 - 23) 藤野正三郎・五十嵐副夫『景気指数：1888～1940』一橋大学経済研究所日本経済統計センター、1973年。株価指数は、1931年8月=100に変換。
 - 24) 構造 VAR モデルについての説明は、細野薫・杉原茂・三平剛『金融政策の有効性と限界』東洋経済出版社、2001年、145～150ページ他を参考にした。
 - 25) この制約により、通常のコレスキー (Cholesky) 分解が適用可能になる。
 - 26) 金融政策の波及にかかる時間を考慮すれば、本モデルにおけるラグ次数を AIC などに従ってより大きくすることも考えられる。しかし、分析期間が限定される本分析では自由度の確保を優先した。また、(m-r-p-y) の4変数モデルについても同様の手続きからラグ次数2を採用した。
 - 27) 第2図は、全システムのインパルス反応関数を表した第3図から、金融政策ショックに対する短期 (10ヶ月) の累積的反応のみを抽出したものである。より長期の反応 (～36カ月) については第7図を参照。
 - 28) したがって、マネー・ショックが金利上昇をもたらす「流動性パズル」は観察されなかった。ただし、金融政策ショックの対米為替レートへの累積的效果は、期を経るにつれて減少している。また同モデルにおけるコール・レートの反応については第2図では省略している (第7図の反応関数を参照のこと)。
 - 29) 第7図 (以下第8図～第11図) には、漸近分布に基づいて計算された信頼区間が表示されているが、単位根検定から非定常な系列の存在が明らかになっているため、その利用は適切ではない。しかし単位根を持った系列を含む VAR の水準データ系列での推計において、あるクラスではどの係数も \sqrt{T} をかけた標準誤差が漸近的に正規分布し、通常の t 検定及び F 検定が漸近的に妥当になることが知られている。したがって、インパルス反応の一つの目安として利用できるように、そのまま図示している (稲葉大・小林慶一郎「金融システムの不安定化と実体経済への波及」『RIETI ディスカッション・ペーパー・シリーズ』2003年 J-013号)。
 - 30) ただし、コール・レートの下降は僅かである。
 - 31) これは1930年代の価格上昇が、負の供給ショック (コスト増) としてではなく、デフレーション (第1図参照) の負の影響から脱することによる経済へのプラスのショックだと捉えられることを示していると考えられる。中澤・原田、前掲論文、273ページ。
 - 32) 為替レートショックへのベース・マネーとコール・レートの反応は奇異に見えるが、1930年代における為替レートの急激な下落とその放任という事実から考えると、円安に直面しても日本銀行がさらなる拡張的な金融政策対応をしていることを示していると考えられる。
 - 33) 4変数・5変数モデルともに、金利ショック (金融引締めショック) が物価の下落ではなく物価の上昇をもたらす「物価パズル」などの変則的なインパルス反応は見られなかった。
 - 34) 第6表では表されていないが、金融政策ショックの鉱工業生産指数への寄与度は、30ヶ月後に20%を越え、以後48ヶ月後も22%強の影響を保っている。このことは、金融政策ショックが生産に与える影響が全て現れ

- るまでには2年半程度かかる、ということの意味している。
- 35) 金融政策ショックが、小売物価指数 (RPI) に与える影響が極めて大きく (5変数モデルで1年後42.02%)、同じく価格ショックが鉱工業生産指数 (IIP) に与える影響が金融政策ショックと並んで大きい (5変数モデルで1年後9.20%) ことから、「金融政策⇒物価⇒生産」という経路で金融政策ショックが物価を上昇させ、物価の上昇が生産に影響を与えている可能性がある。これは、(注31)と同様、デフレからの脱却 (物価上昇) が生産へのプラスのショックだったとする中澤・原田の主張と整合的である。中澤・原田、前掲論文、273ページ。
- 36) 梅田、前掲論文他。
- 37) ここでは、①為替レート変数 (e) を除いた (m, r, p, y) の4変数モデル、②為替レート変数 (e) が金融変数 (ベース・マネー m とコール・レート r) の次に先決性が高いとする (m, r, e, p, y) の5変数モデル、③為替レート変数 (e) が最も先決性が高い (所与である) とする (e, m, r, p, y) の5変数モデル、の3種のモデルを用いる。ただし、いずれのモデルにおいても本章の仮定であるベース・マネーがコール・レートよりも先決変数であるとする金融政策オペレーションの制度的特徴を維持するものとする。
- 38) 株価を導入した1990年代の構造 VAR 分析を参考にした。株価を通じた生産への影響の経路は、①資産効果による消費増、② Tobin の q の上昇による投資増、③企業・銀行のバランス・シート改善による実物投資増、などが考えられる。宮尾、前掲書、45～55ページ他。
- 39) なお、第6表からも分かるように、コールレート・ショックの小売物価指数 (RPI) に与える影響はネグリジブルである。
- 40) 第3図、第4図、第5図、第6図は、全システムのインパルス反応関数を表した第8図、第9図、第10図、第11図から、金融政策ショックに対する短期 (10ヶ月) の累積的反応のみを抽出したものである。より長期の反応 (～36ヵ月) については第8図、第9図、第10図、第11図を参照。
- 41) したがってここでも、マネー・ショックが金利上昇をもたらす「流動性パズル」は観察されなかった。また (m, r, p, y, e) の5変数モデル同様に、金融政策ショックの対米為替レートへの累積的効果は、期を経るにつれて減少している。それぞれの変数モデルにおけるコール・レートの反応については、第8図、第9図、第10図、第11図の反応関数を参照のこと。
- 42) ただし (m, r, pk, p, y) 5変数モデルにおいてのみ、小売物価指数 (RPI) の変動への24ヶ月後における金融政策ショックの影響は30%弱となっている。
- 43) このことは、1926年～1936年のデータを用いた佐藤・中澤・原田の制約なしの VAR モデルの分析結果とも整合的である。ただし佐藤・中澤・原田は、金融政策変数としてコール・レートと広義マネー・サプライ ($M2$) を使い、コレスキー分解にあたってはコール・レートを先決変数とする変数順序を用いている。佐藤・中澤・原田、前掲論文、13～18ページ。