

日中戦争期における金融政策の効果¹⁾

—— VAR モデルによる政策効果の波及についての実証分析 ——

内 藤 友 紀

要 旨

本稿では、1930年代後半の日中戦争期における金融政策と物価および実体経済の相互関係について、ベース・マネー（BM）、コール・レート（call）、東京小売物価指数（RPI）、鉱工業生産指数（IIP）のそれぞれの一回階差系列の4変数VAR（Vector Auto-Regression）モデルを構築して検証した。

まずグレンジャー因果性検定から、D-BMからはD-callとD-RPIに、D-callからはD-IIPのみに、D-RPIからはD-callとD-IIPに因果性があることが示された。次に4変数VARモデルのインパルス反応関数の形状を観察すると、金融政策ショックから物価に有意にプラスの、鉱工業生産指数にマイナスの効果がみられた。さらに予測誤差の分散分解から、物価変動と鉱工業生産の変動に最大の影響を与えていたのは金融政策（それぞれ最大14%）であることが分かった。これらの実証結果から、当該期の金融政策が物価の変動に説明力をもつことが示され、日銀の物価コントロール能力の存在が示唆された。

キーワード：VAR；インパルス反応関数；物価コントロール
経済学文献季報分類番号：02-27；04-23；12-15

目次

- 第1節 はじめに
- 第2節 分析のフレームワーク
- 第3節 実証分析
- 第4節 追加検証
- 第5節 まとめ

1) 本研究は平成25年度 関西大学在外研究による成果である。

1. はじめに

（1）本稿の目的

本稿の目的は、1930年代後半の日中戦争期において、日本の金融政策が物価と実体経済にどの程度影響を与えていたかについて時系列データを用いて定量的に検証することである。より具体的には、1936年～1940年における日本の金融政策変数（ベース・マネー）と金利変数（コール・レート）、物価変数（小売物価指数）および実体経済の代理変数（鉱工業生産指数）を用いた4変数VAR（Vector Auto-Regression）モデルを構築し、当該期の金融政策の効果について定量的に明らかにする。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第1節では、本稿の問題意識についてまとめた上で先行研究について概観する。第2節では使用するデータとその処理について説明した後、実証分析のフレームワークを概説する。第3節では、前節の枠組みにしたがって実証分析をおこなう。第4節では、第3節の実証結果の頑健性を確認するためにVARに含まれる系列を変えた追加的な検証をおこなう。最後に第5節で、前節までに得られた検証結果と今後の課題についてまとめる。

（2）戦時体制下の経済政策

1931年12月に発足した犬養毅政友会内閣の高橋是清大蔵大臣は、若槻礼次郎民政党内閣が目指していた緊縮財政と所費節約による貿易収支改善政策である「井上財政」を改め、財政拡張（軍需産業・時局匡救事業への公共支出）、金融緩和（低金利政策）、為替低位放任、資本移動規制などを政策パッケージとする経済政策を採用した。このいわゆる「高橋財政」については多くの先行研究があり、具体的にパッケージ内のどの政策が効果的だったのか、政策レジーム自体に財政持続性を胚胎していたか、などについての議論はあるものの、1930年代中期においてデフレ脱却と景気浮揚に一応の成功をみせていたことについては一定のコンセンサスがある²⁾。

しかし1936年2月26日におきた2・26事件で高橋蔵相が暗殺されて「高橋財政」が終了した後、同年3月に成立した広田弘毅内閣では馬場鑓一蔵相が起用された。この広田内閣の財政経済政策は一般的に「馬場財政」と呼ばれる。この「馬場財政」において、「高橋財政」期の公債漸減主義が放棄され、以降の財政膨張の常態化と公債依存度の上昇が決定づけ

2) 1930年代の経済政策とその論点については、鎮目雅人『世界恐慌と経済政策－「開放小国」日本の経験と現代－』日本経済新聞出版、2009年など。

られた³⁾。そして翌1937年7月の日中戦争が勃発に伴い、同年9月に臨時軍事費特別会計が設置され、同予算は1941年の第76回帝国議会に至るまで累計22,330百万円に上った⁴⁾。こうして日中戦争期には、新規発行国債の日銀引受に依存した軍事費支出が急増し、それによる日銀券の増発による通貨膨脹と、軍需景気の拡大に主導される産業活動が拡大したとされる⁵⁾。

このような当該期の時代背景は、対GDP比229% (2015年) という巨額の財政赤字残高を抱えながら、デフレ脱却のために量的質的緩和政策で通貨量を拡大させ続けている現代日本の金融政策のあり方と相似している点も多く、1930年代後半の戦時期における日銀の金融政策と物価および実体経済との相互関係について定量的に分析することは現代的にも意義があると考えられる⁶⁾。

(3) 先行研究

1930年代後半における戦時体制下 (日中戦争期) の日銀の金融政策については、文献史料等を用いた叙述的分析がすでに多く蓄積されている。

まず吉野 [1962] は、当該期を中央銀行政策の崩壊期として捉え、「無制限に発行される国債の無制限引受機関に顛落」し財政目的に従属的な戦争遂行機関へと転落した結果、日本にとって未曾有のインフレーションを進展させたとした。また日本銀行 [1984] も、戦時体制下の日銀が「セントラル・バンキングの機能」をほとんど失っており、貸出制度、金利政策、国債売買操作といった金融調節能力は極めて限定的であったとしている⁷⁾。こうした認識は杉山 [2012] らにも引き継がれており、当該期の日銀の金融政策がすでに物価コントロール能力を喪失しており、戦後期のハイパー・インフレーションまでの連続性があることを強調する立場であるといえる。

一方、伊藤 [1995] は、当該期を1940～41年の「金融新体制」に向けた金融再編期と捉え、日銀が1941年7月の「財政金融基本方策要綱」で大蔵省や市中銀行に対する地位を高めたことなどから、日銀が「金融統制という実務の権限」を掌握していく過程であるとした。そしてその背景として、当該期はいまだ「金融逼迫一色」ではなく、1937年～1939年の銀行貸出増に伴う日銀貸出増とそれによる市場緩和、1939年第3四半期からのインフレ抑制を

3) 財政規模 (一般会計歳入) は、1936年度の2,372百万円から、1937年度には2,914百万円に23%膨脹した。

杉山伸也『日本経済史—近世—現代—』岩波書店、2012年、418-419頁。

4) 吉野俊彦『日本銀行制度改革史』東京大学出版会、1962年、354-355頁。

5) 原薫『戦時インフレーション—昭和12～20年の日本経済—』桜井書店、2011年、278-288頁他。

6) 「日本の財政を考える」財務省ホームページ (<http://www.mof.go.jp> 2016年6月1日確認)。

7) 日本銀行『日本銀行百年史』第4巻、1984年。

政策課題とした増税および日銀貸出の急減による「金融梗塞」、そして1940年秋以降の再刺激策という、金融政策と市場の循環的変動があったとしている⁸⁾。この先行研究は、当該期の日銀の金融政策能力について一定の評価をする立場といえる。

本稿ではこうした先行研究の論点を踏まえ、これらの先行研究が用いてこなかった経済時系列データを用いた定量的な分析をおこなうことで、日中戦争期における日銀の金融政策と物価、実体経済の関係を計測し、その影響について検証していく。「高橋財政」期までの日銀の金融政策の効果に関する計量的分析については一定の蓄積があるが⁹⁾、それ以後の戦時体制下（日中戦争期）に絞った分析は管見の限りない。

2. 分析のフレームワーク

(1) 分析の期間とデータ系列

本稿では、1930年代後半期の日銀の金融政策の効果を検証するために、当該期の月次データが得られる金融政策変数と物価変数、実体経済を表す各系列のデータを分析に用いて分析をおこなう¹⁰⁾。なお金融政策変数（政策手段）としては、いわゆる「高橋財政」期（～1936年）についての同様の先行研究の多くが用いている量的指標（ベース・マネー）を想定する¹¹⁾。これらのデータの原系列は、マネーの量的指標としての①ベース・マネー（BM）、

8) 伊藤修『日本型金融の歴史的構造』東京大学出版会、1995年、65-70頁他。

9) 「高橋財政」期の分析で本稿と同様のVAR分析を用いた先行研究として、Cha, Myung Soo.2003, "Did Takahashi Korekiyo Rescue Japan from the Great Depression?," *Journal of Economic History*, vol.63, No.1, 2003、中澤正彦・原田泰「なぜデフレが終わったのか：財政政策か、金融政策か」（岩田規久男編『昭和恐慌の研究』第8章 東洋経済新報社、2004年）、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」『金融研究』第25巻第1号、日本銀行金融研究所、2006年、などがある。

10) 本稿の実証で使用する各データ系列の出所と作成方法は以下の通りである。

- ①ベース・マネー（BM）・・・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。日本銀行ホームページ歴史統計（<http://www.boj.or.jp>）の、日本銀行券発行高と日本銀行一般預金を合算して作成。
- ②コール・レート（call）・・・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。
- ③東京小売物価指数（RPI）・・・日本銀行調査局編 [1964]・[1978]。
- ④鉱工業生産指数（IIP）・・・東洋経済新報社調査の本邦生産指数（東京工業大学工業経済調査部編『工業現勢』東京工業大学、第1巻第1号～、1932年～1942年）。昭和3年の月平均基準系列と昭和6～8年の月平均基準系列の2系列を接続して作成。

11) 上述のCha[2003]、梅田[2006]などではベース・マネーが、中澤・原田[2004]ではマネー・サプライが金融政策変数として採用されている。日本銀行調査局特別調査室[1948]によれば、1930年代には公開市場操作による国債購入自体が金融政策の主要な手段となっていたとしており、金融政策変数として金利系列よりも量的指標を採用することに整合的である（日本銀行調査局特別調査室『満洲事変

金利変数 R としての②コール・レート (call)、物価変数 P としての③東京小売物価指数 (RPI)、实体经济 (生産変数) Y としての④鉱工業生産指数 (IIP)、の4系列である。4系列はいずれも1936年3月～1940年9月までの月次データである¹²⁾。本稿では、これら4種類(ベース・マネー (BM)、コール・レート (call)、東京小売物価指数 (RPI)、鉱工業生産指数 (IIP))のデータ系列がそれぞれ相互に与える影響について4変数VAR (Vector Auto-Regression) モデルを用いて分析する (VARについては後述)。VARモデルにおけるインパルス反応 (Impulse-responses) 関数の解釈を容易にするために、金利系列以外の変数は原データをCensus-X12で季節調整した上で対数変換して用いる¹³⁾。また日歩ベースの金利系列であるコール・レート (call) については、365日ベースに換算している。

(2) 単位根検定

VARモデル構築に先立って、まずADF検定 (Augmented Dickey-Fuller test) およびPP検定 (Phillips-Perron test) によって、検証に用いる各金利系列の定常性の有無について検証する。また、ADF検定・PP検定においては、それぞれトレンド項なし (定数項のみ)、トレンド項ありのケースに関して検定をおこなう。なおADF検定のラグ数の決定については、AIC (赤池情報基準) を採用する。

(3) グレンジャー因果性検定

本稿での一つ目の実証分析として、各変数間のグレンジャー因果性検定 (Granger causal test) をおこなう。このグレンジャー因果性検定では、時系列モデルにおいてある変数 x が他の変数 y に影響を及ぼす、あるいは逆に影響しないかを検定する。すなわち、グレンジャーの意味で因果性があるということは、他の条件を一定として y の過去の値が x の変動についての説明力をもつということになる¹⁴⁾。

以後の財政金融史』、1948年、70-71頁)。金利の期間構造を通じた当該期の金融政策操作変数の分析については、内藤友紀「1930年代の日本における金利の期間構造—共和分検定による政策操作変数の分析—」『政策創造研究』第9号、関西大学政策創造学部、2015年、など。

12) 本稿の分析期間を1936年3月～1940年9月としたのは、前者が2・26事件で高橋是清蔵相が暗殺され、いわゆる「高橋財政」からの政策レジームの転換がなされた1936年2月の翌月であるためであるが、後者は同月が日本の北部仏印進駐にあたり、それに伴って翌10月にアメリカによる鉄鋼・屑鉄・機械などの対日禁輸開始があったためである (なお同月が分析に利用できる鉱工業生産指数 (IIP) が得られる下限でもある)。

13) 各変数を対数変換することで、変数の増加率の分析をおこなっていることになる。

14) 松浦克巳・Cマッケンジー『Eviewsによる計量経済分析 (第2版)』東洋経済新報社、2012年、232-233頁他。

（４）VAR モデル分析

二つ目の実証分析として、無制約 4 変数 VAR (Vector Auto-Regression: 多変量自己回帰) モデルを構築して実証分析をおこなう。この VAR モデルとは、モデルを構成する変数とその変数の自己ラグで推計した AR モデル (Auto-Regression process: 自己回帰過程) を複数の変数に拡張したもので、動的同時線型方程式モデルの制約のない誘導型である。すなわち、内生変数ベクトルを、それ自身と互いのラグ付きの値の線型関数として表したモデルである。例えば、 x_t と y_t という 2 変数でラグ次数が 2 期の VAR モデルを構築した場合、以下の (1)、(2) 式のように表される¹⁵⁾ (e_{it} ($i = 1, 2$) は攪乱項)。

$$x_t = a_1 + b_{11}x_{t-1} + b_{12}x_{t-2} + c_{11}y_{t-1} + c_{12}y_{t-2} + e_{1t} \quad (1)$$

$$y_t = a_2 + b_{21}x_{t-1} + b_{22}x_{t-2} + c_{21}y_{t-1} + c_{22}y_{t-2} + e_{2t} \quad (2)$$

このような VAR モデルでは、Lucas[1976] や Sims[1980] が批判したような従来のマクロ計量経済モデル作成においておこなわれてきた内生変数と外生変数の恣意的な区別をしないため、特定の経済理論には依拠していない¹⁶⁾。したがって、VAR モデル分析の目的は、 a や b などの各パラメータの推定ではなく変数自体とその変数の過去の値によって変数間の相互依存関係を明示することにある。このことを整理して書換えると、前掲の (1)、(2) 式がラグ 1 期のケースは、以下の (3) 式として表すことができる。

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \quad (3)$$

3. 実証分析

（１）単位根検定

本稿では、まず ADF 検定 (Augmented Dickey-Fuller test) および PP 検定 (Phillips-Perron test) によって、検証に用いる各データ系列 (ベース・マネー (BM)、コール・レート (call)、

15) 松浦・マッケンジー [2012]、221-225 頁他

16) Lucas, R.E. Jr. 1976 "Econometric Policy Evaluation: A Critique", in K. Brunner and A.H. Meltzer eds., *The Phillips Curve and Labor Markets*, Amsterdam, North-Holland. Sims, Christopher A. 1980, *Macroeconomics and Reality*, *Econometrica*, vol.48, No.1, 19.

東京小売物価指数 (RPI)、鉱工業生産指数 (IIP)) の定常・非定常性について検証する¹⁷⁾。ここでいう時系列における定常性とは、データの平均と分散および自己共分散が近似的に時間差のみによって定まることである。また、ADF 検定の詳細については本稿では触れないが、ここではいずれも、「検定対象の時系列が単位根をもつ (非定常過程である)」という帰無仮説を立て、それが棄却されたとき「検定対象の時系列が定常過程である」という対立仮説が採択される仮説検定である¹⁸⁾。

ADF 検定による単位根検定の結果は(第1表)、PP 検定による単位根検定の結果は(第2表)の通りである。(第1表)、(第2表)にはそれぞれ BM、金利系列 R (call)、物価系列 P (RPI)、

第1表 ADF 検定 (Augmented Dickey-Fuller test)

変数	定数項のみ	ラグ	トレンド+定数項	ラグ	判定
BM	1.55	0	1.83	0	I(1)
ΔBM	-8.73 ***	0	-9.44 ***	0	
R	-1.55	3	-1.77	3	I(1)
ΔR	-7.68 ***	2	-7.55 ***	2	
P	-1.65	0	-2.82	3	I(1)
ΔP	-3.04 *	2	-3.14 *	2	
Y	-2.15	0	-2.86	0	I(1)
ΔY	-9.17 ***	0	-9.15 ***	0	

注) ***は1%水準、**は5%水準。*は10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。またADF検定のラグ次数は、AIC基準 (最大ラグ数10) で選択した。

第2表 PP 検定 (Phillips-Perron test)

変数	定数項のみ	バンド	トレンド+定数項	バンド	判定
BM	1.88	6	-1.74	5	I(1)
ΔBM	-8.59 ***	3	-9.35 ***	2	
R	-3.36 **	5	-3.76 **	4	I(0)
ΔR	-11.36 ***	22	-16.95 ***	24	
P	-1.57	3	-2.16	3	I(1)
ΔP	-5.96 ***	3	-6.03 ***	3	
Y	-1.99	10	-2.76	4	I(1)
ΔY	-9.16 ***	4	-9.22 ***	5	

注) ***は1%水準、**は5%水準。*は10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。またPP検定のバンド幅は、Newey-West推定量で決定した。

17) 非定常系列には、単位根系列と発散系列があるが、経済変数としては発散系列は考えにくいので、ここでは定常性の検定として単位根検定をおこなう。

18) 単位根の概念、および ADF 検定・PP 検定などの単位根検定については、襄谷 [2003]、376-429 頁、松浦・マッケンジー [2012]、263-287 頁などに詳しい。

生産系列 Y (IIP) の 4 変数についてのレベル系列および 1 回階差系列について、トレンド項と定数項を含むケース、定数項のみ含むケースの検定結果を記載している。

まず、BM と IIP の 2 変数のレベル系列については、ADF 検定・PP 検定ともに、トレンド項があるケース、トレンド項がないケースのいずれでも帰無仮説は棄却されなかった。また一回階差系列についての検定結果をみると、いずれも 1% の有意水準で帰無仮説が棄却され定常過程であることが示された。また、RPI については ADF 検定・PP 検定ともに、レベル系列では帰無仮説は棄却されず、一回階差系列については ADF 検定では 10%、PP 検定では 1% の有意水準で帰無仮説が棄却された。したがって、BM、RPI、IIP の 3 変数は I (1) 変数であることが示された。

次に call のレベル系列についての ADF 検定をみてみると、トレンド項があるケース、トレンド項がないケースのいずれでも帰無仮説は棄却されず、一回階差系列についてはいずれも 10% の有意水準で帰無仮説が棄却される定常過程であった。一方、PP 検定においては、レベル系列においてもいずれも 5% の有意水準で帰無仮説が棄却される定常過程であるとの検定結果となった。ここでは ADF 検定の検定結果を採用し、call についても I (1) 変数と判定する。

したがって以下本稿では、BM、call、RPI、IIP の 4 変数が I (1) 変数と判断されることから、D-BM、D-call、D-RPI、D-IIP の各一回階差系列を用いて検証をおこなう。

(2) グレンジャー因果性の検定

本稿が分析対象とする、DBM (D-BM)、DR (D-call)、DP (D-RPI)、DY (D-IIP) の 4 変数についてのグレンジャー因果性検定の結果が (第 3 表) である。(第 3 表) の検定結果は、「モデルに含まれる個々の 2 変数間にグレンジャー因果性がないという帰無仮説」を棄却できるか（「グレンジャー因果性があるという対立仮説」を肯定できるか）否かを示している。本稿では 2 期から 8 期までの 4 種のラグをとってグレンジャー因果性を検定した。検定の結果からは、まず D-BM からは D-call へ 2 期～4 期（5～10% の有意性）に、D-RPI へは 2 期～8 期（5～10% の有意性）までグレンジャー因果性かみられたが、D-IIP へは因果関係が検出されなかった。また D-call からは D-IIP にのみ 2 期ラグ（10% の有意性）で、D-RPI からは D-call に 8 期ラグ（5% の有意性）で、D-IIP に 4 期～6 期ラグ（5～10% の有意性）で因果性が検出されたが、D-IIP からはいずれの変数へも因果性はないと判定された。以上のグレンジャー因果性の検定結果から、当該期の金融政策変数 (D-BM) は物価 (D-RPI) に影響を与えていたが、实体经济 (D-IIP) への影響はなかったことが示された。

また VAR モデル分析においても、VAR を構築するモデルに含まれる変数は他の変数と

第3表 グレンジャー因果性テスト

帰無仮説	F値 (ラグ2)		F値 (ラグ4)		F値 (ラグ6)		F値 (ラグ8)	
DR ⇒ DBM	1.2404		0.5000		0.8379		0.2998	
DBM ⇒ DR	4.3142	**	2.1788	*	1.2653		0.3970	
DP ⇒ DBM	0.6705		0.8967		0.9455		0.5650	
DBM ⇒ DP	2.0774	*	2.3586	*	2.4921	*	4.4367	**
DY ⇒ DBM	0.8071		1.4040		1.1187		0.7266	
DBM ⇒ DY	0.8749		1.4977		1.2805		0.7894	
DP ⇒ DR	0.5532		1.9338		1.4955		3.7514	**
DR ⇒ DP	0.6220		0.7187		1.4309		1.1371	
DY ⇒ DR	0.5228		0.1082		0.3124		0.7574	
DR ⇒ DY	2.0362	*	0.5583		0.5956		0.8384	
DY ⇒ DP	0.1520		0.4225		0.8385		1.0370	
DP ⇒ DY	1.5006		3.3295	**	2.6766	*	1.5896	

注) *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準で帰無仮説が棄却されることを示す。ラグ次数は2と4と6と8。

グレンジャーの意味での因果性 (Granger causality) をもつものであることが望ましいとされるが、以上の検定結果から4変数ともにブロック外生性 (block exogeneity) をもつ変数ではないことが明らかになったため、本稿では(3)式に倣い、以下の(4)式のようにD-BM、D-call、D-RPI、D-IIPの4変数を含めたVARモデルを構築して検証をおこなうこととする¹⁹⁾。

$$\begin{pmatrix} D-BM_t \\ D-call_t \\ D-RPI_t \\ D-IIP_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ a_{30} \\ a_{40} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} D-BM_{t-1} \\ D-call_{t-1} \\ D-RPI_{t-1} \\ D-IIP_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{pmatrix} \quad (4)$$

(3) インパルス反応関数

まず(D-BM、D-call、D-RPI、D-IIP)の4変数VARモデルを計測するために、ラグ次数を選択する。LR (sequential modified LR test statistic) 基準により、最大10次までのラグのVARモデルについて情報量基準を計算した結果、3次のラグが選択された。したがって、本稿のVAR分析ではこのLR基準にしたがい3次のラグを採用する。

続いてVARモデルによる検証として、インパルス反応 (Impulse-responses) 関数を用いてD-BM、D-call、D-RPI、D-IIPの4変数がそれぞれに与える各期のフローの影響をみ

19) ブロック外生性 (block exogeneity) をもつ場合、ある変数 x がどの被説明変数 y に対してもグレンジャー因果性をもっていないことになる。なお、(4)式はラグ1次のケースである。

る。このインパルス反応関数とは、ある変数の攪乱項に何らかの衝撃（イノベーション：innovation）が生じた際に、当該変数およびその他の変数にその衝撃がどのように伝搬しているかを数値的に示す関数であり、このインパルス反応関数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波及効果を視覚的に観察することが可能になる²⁰⁾。したがって本稿では、宮尾[2006]らの分析手法に倣い²¹⁾、当該期の物価指標Pである東京小売物価指数（D-RPI）や実体経済の指標Yである鉱工業生産指数（D-IIP）に対して、金融政策変数であるベース・マネー（D-BM）や金利変数Rを示すコール・レート（D-call）の変動が、どのように影響を与えたかを分析する²²⁾。一般的にVARモデルにおいては、構築されたモデルにおける変数の順序によってインパルス反応の結果が異なる可能性があるが、本稿では各変数間の相互依存関係がリカーシブ（recursive）な関係であるコレスキー（Choleski）分解を仮定する²³⁾。そこで、前項におけるグレンジャー因果性検定の結果も考慮して、より外生性が高いと考えられるD-BM、D-call、D-RPI、D-IIPという順序に変数を置いて分析をおこなった²⁴⁾。

本稿が構築した（D-BM、D-call、D-RPI、D-IIP）4変数VARモデルにおけるインパルス反応を整理したのが（第1図）である。最初に、金融政策に対する物価と実体経済の反応をみる。まず3行1列のインパルス反応関数の形状をみると、1標準誤差の金融政策指標ショック（ベース・マネーBMの上昇ショック）によって、物価D-P（東京小売物価指数の反応）は1ヶ月後から4ヶ月後にかけて有意に上昇している²⁵⁾。これは、当該期における金融緩和（ベース・マネー増加）による物価上昇を示していると考えられる。

一方、4行1列のインパルス反応関数の形状から、金融政策ショックに対する実体経済D-Y（鉱工業生産指数の反応）をみると、1ヶ月後から6ヶ月後にかけてマイナスの方向で持続的に有意である²⁶⁾。このことは、当該期の金融緩和は生産に対してマイナスの影響を与

20) 金森久雄・荒憲治郎・森口親司編『経済辞典（第3版）』有斐閣、2001年、49頁他。

21) 宮尾龍蔵『マクロ金融政策の時系列分析－政策効果の理論と実証－』日本経済新聞社、2006年。

22) 第1図～第3図には、インパルス反応関数が実線で、漸近分布に基づいて計算された95%信頼区間が破線で、それぞれ表示されている。

23) コレスキー分解をおこなう場合、理論的にはより外生性の高い順序で変数を並べる必要がある（松浦・マッケンジー[2012]）。

24) VARモデルに含まれる4変数の順序を変えておこなった複数の検証においても、インパルス反応関数の形状および後に検証する予測誤差の分散分解に大きな差異はみられなかった。1例として、（D-call、D-RPI、D-IIP、D-BM）の4変数VARについての検証結果を挙げておく（第2図）。

25) 第2図・第3図は、物価と実体経済に対する短期（1ヶ月）のショックのフローの反応だけでなく、金融政策変動・金利変動を含めた、それぞれの複数変数間の影響を表した全システムのインパルス反応関数を表したものである。

26) なお、VARモデルを構築する各変数は、既述の通り定常性を前提としているため、本稿の分析でも長期的にショックはゼロに収束している。

第1図 インパルス反応関数 (階差モデル①)

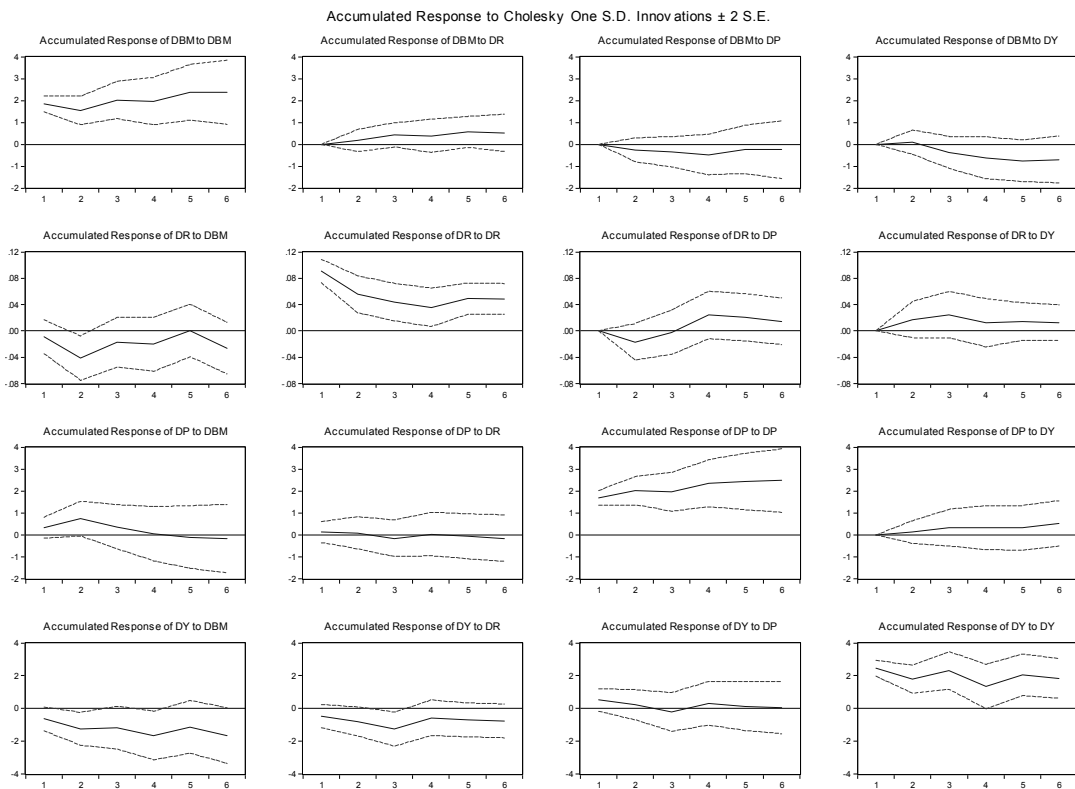
〈ショック〉

①ベース・マネー

②コール・レート

③東京小売物価指数

④鉱工業生産指数



注) 図の破線は2標準偏差の区間を示す。インパルス反応の標準偏差は漸近分布によって求められたもの。

えていたことを示している。また2行1列のインパルス反応関数は、金融政策ショックが金利D-R（コール・レート）を有意に下降させていることを示しており、本稿の構築したVARモデルが貨幣量と金利の関係について一般の経済モデルの想定に整合的であるといえる。

(4) 予測誤差の分散分解

VARモデルによる二つ目の検証として、予測誤差の分散分解 (forecast error variance decomposition) をおこなう。前項のインパルス反応関数による検証で、その反応関数の形状から変数間の関係を観察したが、この予測誤差の分散分解では、ある変数の変動がどの程度他の変数の変動に影響しているかを数値化して示し、各要因の相対的な寄与度を計測する。

第2図 インパルス反応関数（階差モデル②）

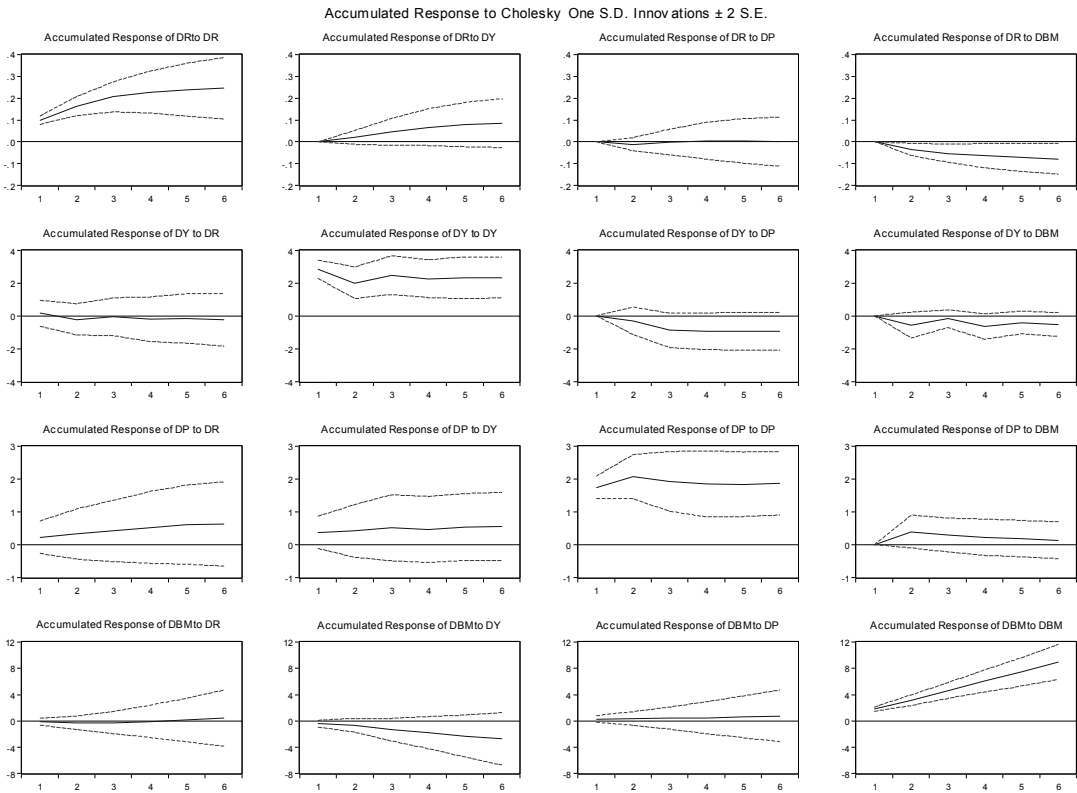
〈ショック〉

①コール・レート

②鉱工業生産指数

③東京小売物価指数

④ベース・マネー



注) 図の破線は2標準偏差の区間を示す。インパルス反応の標準偏差は漸近分布によって求められたもの。

つまり、この予測誤差の分散分解では、当該期の物価変動、实体经济への影響力を測定するため、物価指標 P である東京小売物価指数 (D-RPI) や所得の代替的指標 Y としての鉱工業生産指数 (D-IIP) の変動に対する、(D-BM、D-call、D-RPI、D-IIP) 各変数の相対的な寄与度から各変数ショックの効果の大きさをみる。

本稿が検証に用いている (D-BM、D-call、D-RPI、D-IIP) 4 変数 VAR モデルにおける物価 (D-RPI) と实体经济 (D-IIP) の変動に関する予測誤差の分散分解の結果が (第4表) と (第5表) に整理されている。予測誤差の分散分解によれば、まず物価 (D-RPI) の変動への金融政策ショック (ベース・マネー (D-BM) の上昇ショック) の寄与率は、1 期後の 3.8% から 2 期後には 8.5%、3 期後には 11.8% にまで上昇し、それ以降は 6 期後まで 13% 以上を連続して維持している (~ 13.8%)。これは物価変動の 80% 以上を説明する物価の自己

第4表 P に対する相対的寄与度① (予測誤差の分散分解)

	BM	R	P	Y
1 期後	3.833	0.575	95.592	0.000
2 期後	8.450	0.556	90.453	0.542
3 期後	11.792	2.344	84.250	1.614
4 期後	13.433	3.162	81.910	1.495
5 期後	13.896	3.409	81.215	1.480
6 期後	13.819	3.552	80.122	2.507

注) 数値は%。

第5表 Y に対する相対的寄与度① (予測誤差の分散分解)

	BM	R	P	Y
1 期後	5.990	3.411	3.673	86.927
2 期後	10.046	4.290	4.200	81.464
3 期後	9.309	6.390	6.148	78.153
4 期後	9.812	9.678	7.708	72.802
5 期後	11.530	9.120	7.430	71.921
6 期後	13.616	8.885	7.272	70.228

注) 数値は%。

ショック（過去の物価自体の変動ショック）を除けば、最も寄与率が高いものであり（金利 0～4%、生産 0～3%）、当該期の物価が金融政策によって規定されていたことを示している。一方、工業生産指数（D-IIP）の変動への金融政策ショックの寄与率は、1 期後の 6.0% から 2 期以降には最大 13.6% まで上昇しており、生産の自己ショックを除けば最も大きな寄与率となっているが、金利（D-call）ショックの寄与率（3～10%）や物価（D-RPI）ショックの寄与率（3～8%）も一定の影響を与えていることが分かる。

以上の分散分解による実証分析から、本稿の（D-BM、D-call、D-RPI、D-IIP）4 変数 VAR モデルでは、1930 年代後半の物価変動に最も大きな影響を与えていたのは、物価の自己ショックを除けば金融政策（4～14%）であること、また生産変動には、金融政策、金利変動、物価変動がそれぞれ 10% 前後の影響を与えていたことが示された。

4. 追加検証

(1) 頑健性の検証

前節まで本稿で、（D-BM、D-call、D-RPI、D-IIP）の 4 変数 VAR モデルの計測によって、1930 年代後半における物価と生産の変動要因についての検証をおこなってきた。しかし

VARモデル分析では、構築したVARに含まれる変数の配置順序だけでなく、変数の性質によって検証結果が左右され得る。そこで最後に、ここまでおこなってきた4変数VARモデルから得られた実証結果の頑健性を高めるために、階差を取らない水準変数（レベル変数）を用いた（BM、call、RPI、IIP）4変数VARモデルを用いて追加的な分析をおこなう²⁷⁾。

まず前節と同様に、（BM、call、RPI、IIP）4変数モデルについてインパルス反応関数を計測し、物価と生産の反応を検証する。分析から得られた（第3図）によれば、3行1列の

第3図 インパルス反応関数（水準モデル）

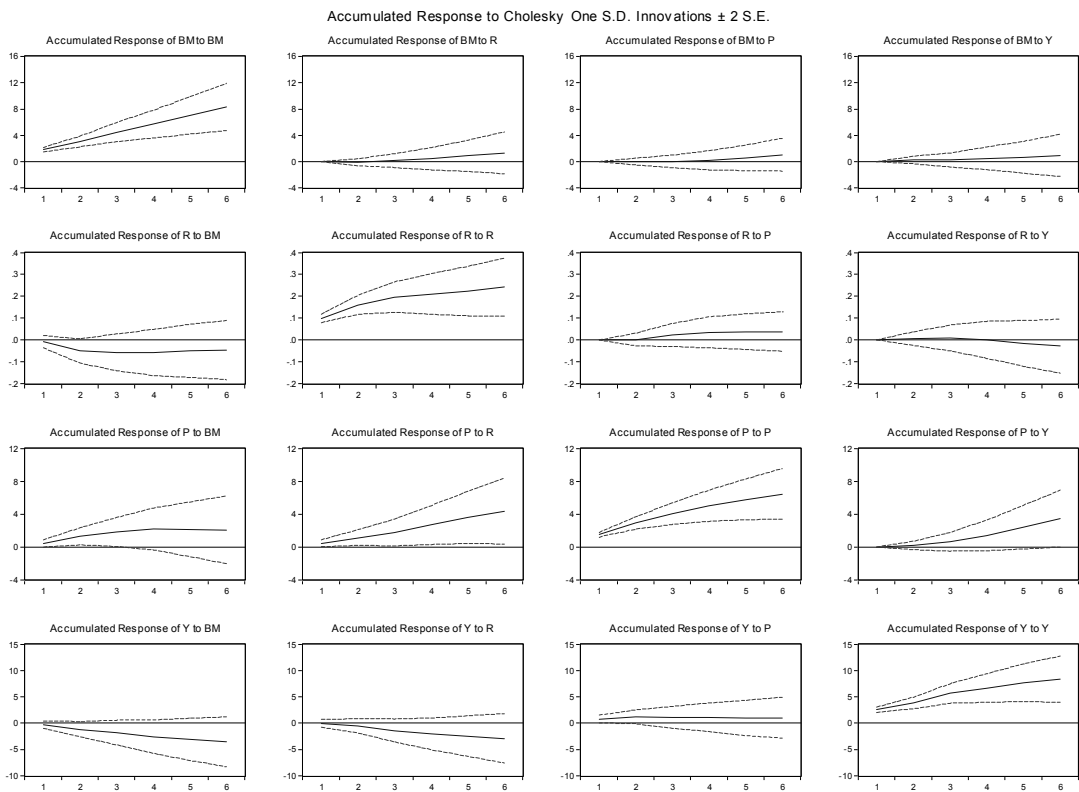
〈ショック〉

①ペース・マネー

②コール・レート

③東京小売物価指数

④鉱工業生産指数



注) 図の破線は2標準偏差の区間を示す。インパルス反応の標準偏差は漸近分布によって求められたもの。

27) 既述のように本稿で扱う変数は全て単位根検定によって、レベルでは単位根をもつことが確認されているが、Sims, Stock and Watson[1990]は、単位根をもつレベル変数で推定されたVARモデルのパラメータであっても一致漸近的正規性（consistent asymptotically normality）をもつ推定量であるとしている。Sims, Christopher A., J.H. Stock and M.W. Watson 1990, "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots", *Econometrica*, vol.58, No.1, 113-144.

インパルス反応関数の形状から、1標準誤差の金融政策ショック（ベース・マネー BM の上昇ショック）によって物価 P（RPI の反応）が1ヶ月後から4ヶ月後にかけて有意に上昇していること、4行1列のインパルス反応関数の形状から、金融政策ショックによって实体经济 Y（IIP の反応）が1ヶ月後から4ヶ月後にかけてマイナスの方向で有意に影響を与えていること、が示された。これらの検証結果は前項における（D-BM、D-call、D-RPI、D-IIP）の4変数 VAR モデルで得られたものとほぼ同様であり、本稿の分析内容の頑健性を示すものである。また2行1列のインパルス反応関数から、金融政策ショックがコール・レートを有意に下降させていることを示しており、VAR モデルが貨幣量と金利の関係についても一般の経済モデルの想定に整合的である²⁸⁾。

続いて、同じく（BM、call、RPI、IIP）4変数 VAR モデルについての予測誤差の分散分解をおこなう。同モデルの予測誤差の分散分解の結果が、（第6表）と（第7表）である。予測誤差の分散分解では、物価（RPI）の変動への金融政策ショックの影響は、1期後の6.9%から2期～3期後には15%となり物価の自己ショック以外では最も寄与率を示している

第6表 P に対する相対的寄与度②（予測誤差の分散分解）

	BM	R	P	Y
1期後	6.905	7.178	85.917	0.000
2期後	15.634	11.415	72.474	0.477
3期後	14.820	12.983	69.193	3.003
4期後	12.622	18.128	61.234	8.016
5期後	10.281	21.158	54.391	14.170
6期後	8.872	22.170	49.701	19.257

注) 数値は%。

第7表 Y に対する相対的寄与度②（予測誤差の分散分解）

	BM	R	P	Y
1期後	1.501	0.051	8.384	90.064
2期後	8.710	2.585	7.477	81.228
3期後	8.794	7.188	5.190	78.824
4期後	11.372	8.664	4.558	75.406
5期後	11.854	8.991	4.237	74.919
6期後	12.614	9.496	4.059	73.832

注) 数値は%。

28) 3行2列のインパルス反応関数では、金利の上昇の影響で物価が上昇する奇異な反応が観察されるが、これはレベル変数での VAR モデルにおいてしばしば観察される、いわゆる「物価パズル」という現象であると考えられる。

が、それ以降は物価変動の影響（7～22%）や生産変動の影響（0～19%）も大きなものとなっている。一方、工業生産指数（IIP）の変動への金融政策ショックの影響は、1期後の1.5%から最大12.6%まで上昇しており、生産の自己ショックを除けば最も大きな寄与率となっている。ただし金利（call）ショックの寄与率（0～9%）や物価（RPI）ショックの寄与率（4～8%）も一定の影響を与えていることが分かる。水準モデルでの分散分解の結果は、階差モデルと比べて、物価に対する金融政策の寄与率が低下し生産に対しては上昇しているといえるが、趨勢としては（BM、call、RPI、IIP）4変数VARモデルで得られた検証結果と整合的である。以上の追加的な検証により、インパルス反応関数の形状分析と併せて本稿の構築した4変数VARモデルの頑健性が再確認された。

5. まとめ

（1）分析結果

本稿では、1930年代後半の日中戦争期における日本の金融政策と物価および実体経済の相互関係について、ベース・マネー（BM）、コール・レート（call）、東京小売物価指数（RPI）、鉱工業生産指数（IIP）の4変数が各々単位根をもつI（1）系列であることを確認した上で、一回階差系列である（D-BM、D-call、D-RPI、D-IIP）の4変数VARモデルを構築して検証した。

そして、まずグレンジャー因果性検定から、D-BMからはD-callへ2期～4期ラグ（5～10%の有意性）、D-RPIへ2期～8期（5～10%の有意性）に、D-callからはD-IIPにのみ2期ラグ（10%の有意性）に、D-RPIからはD-callに8期ラグ（5%の有意性）に、D-IIPに4期～6期ラグ（5～10%の有意性）に因果性があることが実証された。D-IIPからはいずれの変数へも因果性はないと判定された。このことから、当該期の金融政策変数は金利と物価の変動に説明力をもつが、実体経済への影響はなかったことが示された。

次に4変数VARモデルのインパルス反応関数の形状を観察すると、金融政策ショックによって、物価は1ヶ月後から4ヶ月後にかけて有意に上昇しており、金融緩和による物価上昇が観察された。一方、鉱工業生産指数は、金融政策ショックによって1ヶ月後から6ヶ月後にかけて有意にマイナスであった。また金利変動についてみると、金融政策ショック（量的緩和）が金利（コール・レート）を有意に下降させていることを示されており、本稿のモデルが貨幣量と金利の関係について一般の経済モデルの想定に整合的であることも確認された。

最後に予測誤差の分散分解から、物価変動の自己ショックを除けば、1930年代後半の物

価変動に最も大きな影響を与えていたのは当該期の金融政策（～14%）であり、金利変動（0～4%）や生産変動（0～3%）の寄与率よりもはるかに大きいことが明らかになった。また、鉱工業生産の変動に対しても、生産変動の自己ショックを除けば、最も大きな影響を与えていたのは金融政策（6～14%）であるが、金利変動（3～10%）や物価変動（3～8%）も一定の影響を与えていたことが分かった。

（2）結論と課題

本稿の分析から、明らかになった重要な検証結果をまとめる。まず一つ目としては1930年代後半の金融政策と物価の関係についてである。本稿のおこなったラグ次数を変えた複数のグレンジャー因果性検定によると、全てのケースで金融政策から物価変数への因果性の存在が5～10%の優位性で確認された。またVARモデルのインパルス反応関数においても金融政策ショックに対して物価変数が有意にプラスに反応しており、予測誤差の分散分解での高い寄与率（～14%）も含めて、当該期の金融政策が物価コントロール能力を有していたことを示唆している。このことは、先行研究の吉野 [1962] や日本銀行 [1984] らの結論と異なり、日中戦争期（1937年～1940年9月）の日銀がいまだ金融調節能力を喪失していなかったことを意味する。

二つ目として、1930年代後半の金融政策と実体経済（生産）の関係についてである。VARモデルのインパルス反応関数において金融政策ショックに対して生産変数が有意にマイナスに反応しており、当該期の金融政策が実体経済に対して負の影響を与えていたことを示唆している。この意味で、財政政策・為替政策とのパッケージで金融政策が生産にプラスの影響を与えていたと考えられる「高橋財政」期とは当該期の経済状況が変わっている可能性がある。ただし、グレンジャー因果性検定では全てのケースで金融政策から生産変数への因果性の存在が棄却されており、金融政策から実体経済への影響については本稿の分析のみから判断するには一定の留保が必要であろう。

最後に、本稿に残されたいくつかの課題について挙げる。まず、VAR分析による検証という手法自体の目的が、変数とその過去の値によって変数間の相互依存関係を明示することであり、本稿の検証により明らかになった各変数間の関係性には経済理論的な背景は存在しない。したがって、VARモデル分析によって明らかになった当該期の金融政策から物価や鉱工業生産指数への因果関係や変動の影響は各変数の現在と過去の変動によって説明されたものに過ぎず、金融政策が物価コントロール能力を保持していた理由や背景については明示できない。また、本稿の構築したVARモデルには、当該期の物価や実体経済に影響を与えていたと考えられる為替レート・財政政策・株価指数・貿易額などの変数を含んでいないた

め、本稿の分析では当該期の物価変動と生産変動の多くの部分は自己ショックとしてしか現れ得なかったという課題がある。また、物価コントロール能力に関しても、その内情については捨象している。これらの課題については、変数を変えた他のVARモデルを構築や文献史料による精緻化など、さらなる追加的な検証が必要であろう。いずれも今後の検討課題としたい。