

1930年代の日本の財政政策の効果¹⁾

—高橋財政が労働市場に与えた影響—

内藤友紀

要 旨

本稿では、1930年代における日本の財政政策がどのような効果を有していたかについて、当該期の財政政策指標と生産指数、歳入指標、長期利子率及び、労働市場指標（労働者数・実収賃金）の6変数を用いてVARモデル（Vector Auto-Regression model：多変量自己回帰モデル）分析を行い検証した。

検証の結果、当該期の財政政策は、生産指標に対して前半期（～1934年12月）の推計では影響を与えていたが全期間（～1937年7月）の推計では影響を与えていなかったこと、労働市場に対しては、労働者数には影響を与えていたが実収賃金には影響を与えていなかったこと、が明らかになった。

キーワード：財政政策、VARモデル、生産指数、労働市場
経済学文献季報分類番号：02-27、13-13、15-30

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、2022年度、関西大学学術研究員研究費によって行った。

1. はじめに

（1）本稿の目的と構成

本稿の目的は、1930年代における日本の財政政策が、どのような効果を有していたかについて、当該期の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、当該期の日本の財政政策指標と生産指数、歳入指標、長期利子率及び、労働市場指標（労働者数・賃金）の6変数を用いて Vector Auto-Regression model（多変量自己回帰モデル：以下では VAR モデル）分析を行い、日本の財政政策が生産や労働市場に与えた影響について実証する。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第1節では本稿の背景と先行研究を概観する。第2節では、本稿の分析期間や、使用するデータや分析手法などのフレームワークを整理する。第3節では、前節の検定結果をもとに、実証分析として VAR モデル分析をおこなう。第4節では追加検証として検証期間を短縮した VAR モデル分析を行う。第5節では、第3・4節の分析から導出された結論と残された課題について纏める。

（2）1930年代の日本の財政政策

1930年1月、浜口雄幸民政党内閣の井上準之助蔵相のもと1917年1月以来の金輸出禁止が解除され（＝金解禁）、日本は金本位制へと復帰した。この再建金本位制下の日本の経済政策は、緊縮財政と内需抑制によって国際収支を改善し円を旧平価に引上げようとするもので、浜口首相の後任の若槻礼次郎内閣期も含めて「井上財政」と呼ばれる。しかし、この井上財政は、1929年10月からの世界大恐慌が日本国内にも波及しつつある環境下で実施されたこともあり、急速な金正貨・地金の海外流出を招き（1930年中に3億円）、激しいデフレーションと景気後退が起こった（昭和恐慌）。1931年12月に若槻内閣の総辞職を受けて発足した犬養毅政友会内閣の高橋是清蔵相は、就任直後からこの昭和恐慌を克服するために、井上財政の諸政策を変更していった。このとき高橋蔵相が主導した経済政策スキームがいわゆる「高橋財政」であり、1936年2月の二・二六事件で高橋が暗殺されるまでの高橋主導の経済政策実施期のことを一般的に「高橋財政期」と呼ぶ²⁾。

高橋財政期における主要なマクロ経済政策は、金本位制再離脱から管理通貨体制への移行

2) ただし、本稿では岡田啓介内閣の藤井真信蔵相の5ヶ月間（1934年7～11月）、広田弘毅内閣の馬場銕一蔵相の16ヶ月（1936年3月～1937年7月）も、便宜上、高橋財政期に加えて分析対象期間に含めている。

（1931年12月の金輸出再禁止・日本銀行券兌換停止）と低金利政策（1932年3・5・8月に2厘ずつの公定歩合引下げ）、為替相場低位放任・関税改正などによる輸入防遏、資本移動規制などの金融・為替政策とともに、軍需産業・時局匡救事業などへの大規模な公共支出による財政政策をその大きな柱とするポリシーミックスであった³⁾。

この財政政策のうち、まず軍事費は、軍縮期でもあった井上財政期への反動から、1932年度には陸軍省と海軍省の一般会計の決算ベースで総額6億8638万円（対前年度比2億3176万円増）へと急増したが、それ以降は対前年度比で、1933年度1億8634万円増、1934年度6926万円増、1935年度9106万円増、1936年度4523万円増、と増加傾向は抑制的だった⁴⁾。こうした軍事費増は、もちろん満州事変・上海事変などへの対応を含めた陸海軍の兵備改善・軍備拡張を目指すもので一義的な経済政策ではなかったが、特に1932年度に関しては軍需産業への直接的な需要創出のみに止まらず、重化学工業部門を中心とした民間関連産業への「呼び水政策」(pump-priming policy) 的効果があったと考えられる⁵⁾。その後、日中戦争が開始した1937年度には戦費支出のための臨時軍事費特別会計が設置されて、軍事費は総額32億7114万円にまでに急拡大した。

次に時局匡救事業は、内務省と農林省が所管する土木事業を中心に、1932年度2億6392万円、1933年度3億6585万円、1934年度2億3510万円と、開始からの3年間で総額8億6487万円（中央財政5億5629万円、地方財政3億858万円）が支出された大規模公共事業であり、恐慌下の農村の雇用機会創出と所得拡大を主な狙いとする経済政策であった。高橋財政期の労働市場については、恐慌期に大幅に減少していた労働人員は景気回復と共に増加に転じたものの、賃金は上昇せずに企業利潤の上昇に吸収されたとする見解がある一方で⁶⁾、この時局匡救事業の総事業費のうち約50～75%が労力費（人件費）に充てられたことで、新たに生じた個人所得は、1932年には個人消費支出の192%、1933年には17%に相当していたとする推計もあり、その政策目的通りに短期的な労働力需要創出と追加的所得増に成功していた可能性がある⁷⁾。

3) こうした財政政策の前提となったのが赤字公債発行で、①国債担保貸出基準の緩和（1932年4月）、②日銀券の保証準備発行限度の引上げ（1932年5月、1億2000万円→10億円への拡張）、③日銀による大蔵省証券引受（1932年9月・10月）、④日銀による新規発行国債引受（1932年11月）という金融制度の拡充とリンクしていた。公債発行とその日銀引受けという高橋財政期のマクロ経済政策の持続性の問題については、鎮目（2009）pp.141-204、内藤（2012）など。

4) 軍事費の金額等の詳細については、三和（2003）pp.263-267による。

5) 武田（2019）pp.246-247他。

6) 橋本（1984）pp.245-273など。

7) 時局匡救事業の金額等の詳細については、三和（2003）pp.267-271、労働市場への影響についての推計は、同書 pp.286-287による。

このように、高橋財政は、積極的なスペンディング・ポリシー（spending policy）の側面を有していたのであり、その公共支出が当該期日本の世界に先駆けての経済恐慌からの脱出達成の要因とも考えられることから、いわゆるケインジアン（Keynesian）的な有効需要政策を先取りしていたとも評価されている⁸⁾。したがって、1930年代の日本の財政政策の短期的効果について分析することは、歴史的視点からだけではなく、一般論としての現代の財政政策効果波及の検証としても意義があると考えられる。また、従来のマクロ経済政策研究では、財政政策が景気対策としてどのように経済に作用するか（＝政府支出の消費、投資、生産に対する影響）が主に議論されてきたが、2007年のサブプライム・ローン問題を機に、近年では財政政策の労働市場（＝雇用、失業）への影響を検証することが学術的・政策的に重要になっている⁹⁾。同様に、当該期の財政政策が労働市場にそのような影響を与えていたかを検証することにより、実質賃金が停滞していることに対して「賢い支出（wise spending）」の視点による効率的な財政支出が求められている現代日本の財政政策の方向性にも、一定の知見を得られる可能性がある。

（3）先行研究

マクロ経済政策の短期的な効果について検証するための有効な手法として、近年ではVARモデル（後述）を用いた研究が広く行われている¹⁰⁾。VARモデルは、特定の経済理論に依拠することなく分析を行うことが可能なので、旧来のマクロ経済モデル分析に対する、経済の構造パラメータ自体が変化するとする合理的期待（rational expectation）に基づいたLucas（1976）らの批判や、内生変数と外生変数の区別の恣意性についてのSims（1980）らによる疑義を回避することが出来るとされる。

高橋財政に関してはこれまで様々な視角から論じられており、その叙史的な研究については非常に膨大な蓄積があるが¹¹⁾、1930年代の財政政策変数データ（月次）を用いた日本のマクロ経済についてのVARモデル分析も近年一定数行われるようになってきている。まず、当該期の財政政策の効果を評価する研究としてCha（2003）がある。Cha（2003）は、1930年10月～1936年9月のデータを用いて、世界生産、財政政策（実質政府債務）、金融政策（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変数の構造VAR（structural-VAR）を構築して分析を行い、世界生産と財政政策が生産に影響を与え、金融

8) 武田（2019）p.246、254など。

9) 宮本（2023）pp.17-24。

10) 近年の日本の財政政策の短期的効果にかかるVARモデルを用いた研究のサーベイについては、北浦（2009）pp.214-217など。

11) 高橋財政についての論点整理については、さしあたり伊藤（2018）など。

政策は与えていなかったとしている。

一方で、財政・金融政策の効果を限定的に捉え為替レートの影響を重視する研究として、梅田（2006）や Shibamoto and Shizume（2014）がある。梅田（2006）は、1926年1月～1936年12月のデータを用いて、海外物価（英米仏の卸売物価指数の加重平均）、名目実効為替レート、財政政策（実質一般会計歳出）、金融政策（ベースマネー）、需給ギャップ、国内物価（卸売物価指数）の6変数の構造VARモデルを構築して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い、物価変動の主要因は、金融・財政政策ではなく為替レートと海外物価であったとしている。Shibamoto and Shizume（2014）は、1929年1月～1936年12月のデータを用いて、産出量、物価、インフレ期待の3つの実体経済変数と、財政政策（財政収支）、為替レート、金融政策（マネーストック）の3つの政策変数を用いた6変数の構造VARモデルを構築して各変数間の関係を推計し、政策手段としての為替レート調整（金本位制の離脱）が人々の期待を変化させることを通じて、不況脱出に最も効果を発揮したとしている。

また、財政政策よりも金融政策の効果を重視する研究として、中澤・原田（2004）、佐藤・原田（2012）などがある¹²⁾。中澤・原田（2004）は、1926年1月～1938年4月のデータを用いて、財政政策（実質一般会計歳出）、金融政策（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5変数の無制約VARモデルを推計し、財政・金融政策は生産に概ね影響を与えなかったが、金融政策は国内物価には有意に影響を与えたとしている。佐藤・原田（2012）は、1926年1月～1936年12月のデータによって、財政政策（実質一般会計歳出または、実質債務、名目政府支出、名目債務）、金融政策（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）の無制約VARモデルを推計し、財政政策は物価・生産に寄与しなかったが、金融政策は物価・生産の上昇要因となったとしている。

これらの先行研究は、基本的に当該期日本の実体経済（生産・物価）に対して効果があった政策が何であったか、金融・為替レートまたは財政のうち何が景気回復に寄与したのかを検出しようとするものであり、財政政策の役割に焦点を当てたものではない。また、高橋財政期の財政政策が、労働市場にどのような影響を与えていたかに関して時系列データを用いて計量的に実証した研究は管見の限りない。そこで本稿では、これらの月次データを用いたVARモデルによる先行研究を踏まえた上で、無制約VARモデルを構築し、1930年代（高橋財政期）の日本の財政政策の効果の有無に焦点を絞り、その実体経済（生産）と労働市場への影響について検証していく。

12) その他に、当該期の金融政策の効果のみに焦点を絞ったVARモデル分析としては、内藤（2017）など。

2. 分析のフレームワーク

（1）分析の期間とデータ

本稿の分析期間は、1931年（昭和6年）8月から1937年（昭和12年）7月までである¹³⁾。使用データは月次の時系列データで、日本の財政政策（fiscal policy; 以下FP）を示す指標として①実質一般会計政府支出、実体経済を反映する景気指標として②鉱工業生産指数（industrial production; 以下IP）、税収の代理変数として③実質一般会計歳入（revenue）、長期利子率として④長期国債利回り（yield）、日本の労働市場を表す⑤就業者数（employment）と⑥実収賃金（earnings）、各指標の実質化に用いる物価指数として⑦全国小売物価指数（RPI）の7種である¹⁴⁾。

（2）分析手法

本稿では上記の諸変数を用いて、6変数VARモデルを用いて実証分析を行う。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、動的同時線型方程式モデルの制約のない誘導型で、変数とその変数の過去の値のみによってモデルを構築する各変数間の動学的な相互依存関係を明示する分析手法である¹⁵⁾。

VARモデル分析においては、含まれる時系列データが定常性（stationarity）を持つか否かによってインパルス反応関数（impulse response function）の形状に影響が出得ることから、ADF検定（Augmented Dickey-Fuller test）などで単位根（unit root）の有無を確認し、非定常過程であれば階差系列にするなどして定常化した上でのモデル推定が必要である

13) 既述のように、高橋蔵相による財政政策がスタートするのは1931年12月であるが、分析時にラグを取る可能性などから、満州事変が勃発し、イギリスが金本位制を離脱した1931年9月の前月である同年8月から、日中戦争が開始された1937年7月までをデータセットとした。

14) 各データ系列の出所は以下の通りである。①、③は大蔵大臣官房文書課編（1932～38）の一般会計歳入歳出月別受払高の原系列を、全国小売物価指数で実質化している。なお歳入には租税以外の項目（印紙、官業、公債など）も含まれるが、1915～1938年度の一般会計歳入科目別割合では、租税が歳入に占める割合は40%前後ではほぼ安定しているため、税収の代理変数としている。②は、東洋経済新報社（1944）の鉱工業生産指数。④は三菱経済研究所編（1936～38）の国債利回り。⑤、⑥は日本銀行ホームページ（<http://www.boj.or.jp/> 2024年3月1日確認）に掲載されている日本銀行（1940）『労働統計総覧』の修正データより、民営工場（内地：植民地を除く）の労働人員指数と実収賃金指数。⑦は商工大臣官房統計課編（1933～38）の全国小売物価指数。また金利系列の④以外の系列については、X12-ARIMAにより季節調整済で、対数をとっている。

15) VARモデル分析の詳細については、松浦・C.マッケンジー（2012）pp.220-262など。

という考え方がある¹⁶⁾。しかし一方で、VAR モデルに含まれる変数が単位根を持っていても VAR の推定量は一致性 (consistent) を有していることが明らかになったことなどから¹⁷⁾、近年では変数の定常性や系列間の共和分 (co-integration) の有無などに関わらず、原系列の性質を損なわないことを重視してレベル変数で構築された VAR モデルを用いた実証が主流になっている¹⁸⁾。また、VAR による政策分析の手法として、政策ショックの識別を明確にするために現時点の変数間の関係に短期的制約を課す構造 VAR を用いる研究も多いが、特定の経済理論に依拠しないという VAR の長所を損なう側面があるので、本稿では制約を課さない VAR モデル分析を用いることとする¹⁹⁾。

ただし無制約 VAR であっても、通常は外生性の高い順序 (ordering) で変数を並べることによって変数間の一定の関係を考慮することになる。したがって、本稿では当該期の日本の財政政策指標 (FP) に実体経済指標 (IP)、税収 (revenue)、長期利子率 (yield)、2 種の労働市場指標 (就業者数 (employment) と実収賃金指数 (earnings)) の各変数を用いた以下の (1) 式のような 6 変数 VAR モデルを構築し、当該期の財政政策指標が実体経済と労働市場にどのような影響を与えたかを検証することになる (ラグ 1 次のケース、 a は係数、 e_t は誤差項)²⁰⁾。

$$\begin{pmatrix} FP_t \\ IP_t \\ revenue_t \\ yield_t \\ employment_t \\ earnings_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ a_{30} \\ a_{40} \\ a_{50} \\ a_{60} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} & a_{16} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & a_{25} & a_{26} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} & a_{35} & a_{36} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & a_{45} & a_{46} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} & a_{56} \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & a_{66} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} FP_{t-1} \\ IP_{t-1} \\ revenue_{t-1} \\ yield_{t-1} \\ employment_{t-1} \\ earnings_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \\ e_{5t} \\ e_{6t} \end{pmatrix} \quad (1)$$

また、推定する 6 変数 VAR モデルを特定化するために、ラグ次数を選択する必要がある。本稿ではラグ次数の決定のために、情報量基準 (LR 基準 (sequential modified LR test statistic)、AIC 基準 (Akaike information criterion: 赤池情報基準)、SIC 基準 (Schwarz information criterion)、HQ 基準 (Hannan-Quinn information criterion) を算出した。その結果、AIC 基準、SIC 基準などに従って 2 次のラグを選択した²¹⁾。

16) 例えば、金森・荒・森口編 (2001) p.771 など。

17) Sims, Stock and Watson (1990) p.123 他。

18) レベル変数の VAR モデルを用いた財政政策分析としては、宮本 (2023) pp.113-144 など。

19) 無制約 VAR モデルを用いた財政政策分析としては、北浦 (2009) pp.191-257 など。

20) VAR を構成する変数の順序については、宮本 (2023) 第 6 章などを参照した。宮本 (2023) は、1980 年代以降の日本における財政政策の労働市場への影響を検証するにあたって、政府支出、生産、民間最終消費支出、民間固定資本形成、税収、長期利子率の 6 つのマクロ経済変数と、実質賃金、労働時間、就業者数、欠員数、失業率の 5 つの労働市場変数からなる四半期データによる構造 VAR を構築している。

21) 算出された各情報量基準については省略。

3. 実証分析

(1) インパルス反応関数

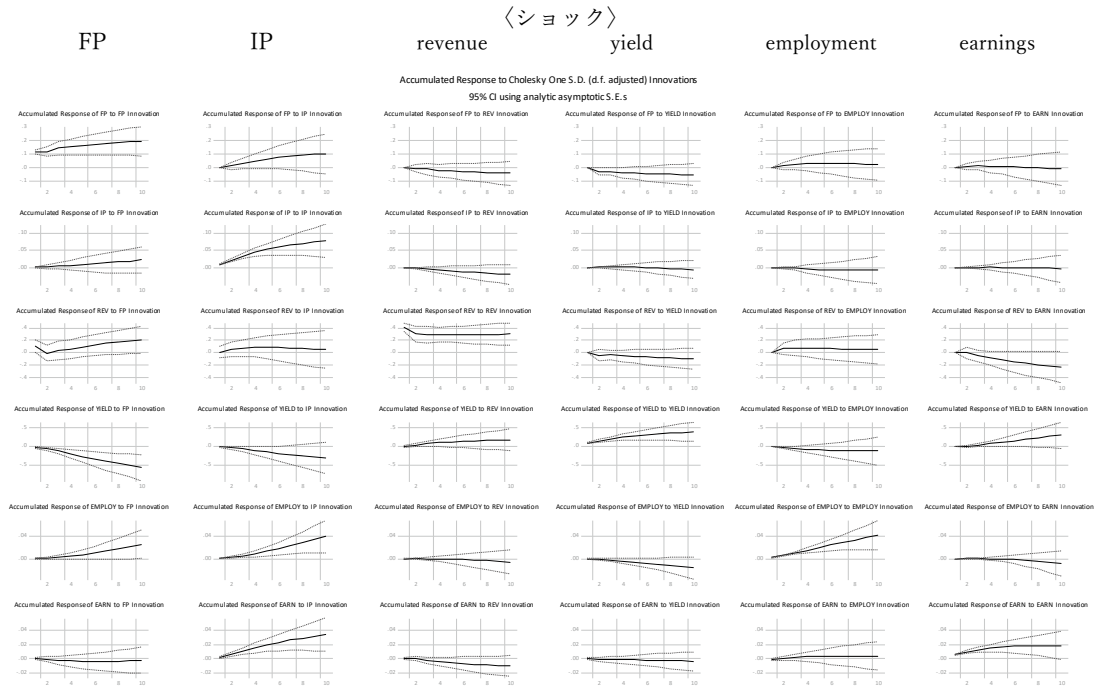
VARモデル分析においては、そのインパルス反応関数の形状から、モデルを構成する6変数固有の独立したショックがそれぞれに与える時間的な影響を観察する。より具体的には、インパルス反応の形状によって、ある変数の誤差項 e_t に何らかのイノベーション（innovation：衝撃）が生じた際に、当該変数及びその他の変数にそのイノベーションがどのように伝搬しているか、その波及効果を判定することになる。したがって、例えば財政政策ショックを表すFPのイノベーションが、6変数VARモデルに含まれる他の5変数にどのような影響を与えるかが反応関数で示されることになる。なお本稿では、ショックの識別にあたっては、各変数間の相互依存関係がリカーシブ（recursive）な関係である、(2)式のような誤差項 e_t の分散・共分散行列のコレスキー分解（Cholesky decomposition）を仮定している（ e_t は(1)式の誤差項、 b は係数、 u_t は独立ショック）。

$$\begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \\ e_{5t} \\ e_{6t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & 0 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \\ u_{6t} \end{pmatrix} \quad (2)$$

本稿で推計された6変数VARモデルのインパルス反応関数の12期後（1年後）までの累積を示したのが、(第1図)である²²⁾。インパルス反応関数の形状からは、図の1列目に示されているFPのイノベーションは、2・6行目に示されるIP及びearningsへの影響は明瞭ではないが、4行目のyieldには有意にマイナスの、5行目のemploymentには有意にプラスの影響を与えたことを示していることがわかる。このことは、すなわち当該期日本の財政支出の拡張は、①長期金利を低下させていたこと、②就業者数の増加という形で労働市場にプラスの影響を与えていたこと、を意味している。また、図の2列目に示されているIPのイノベーションは、5・6行目に示されるemployment及びearningsに有意にプラスの影響を与えたこと、図の4列目に示されているyieldのイノベーションは、5行目に示されるemploymentに有意にマイナスの影響を与えたことも示されており、生産の上昇自体が、

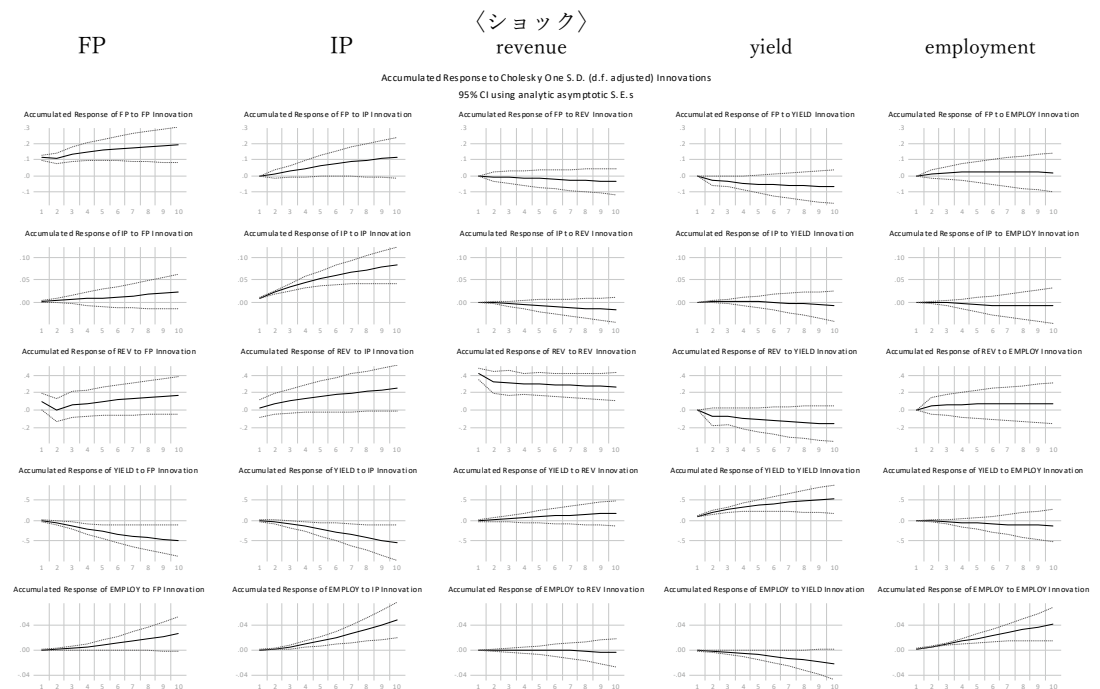
22) 本稿では、VARモデルに含まれる6変数の順序を変えて複数の追加検証をおこなったが（例えば鋳工業生産を最も外生的だと仮定する（IP、FP、revenue、yield、employment、earnings）や長期利率を最も外生的だと仮定する（yield、FP、revenue、employment、earnings）など）、インパルス反応関数の形状および後に検証する予測誤差の分散分解に大きな差異はみられなかった。

(第1図) 6変数 VAR インパルス反応 (1931~1937)



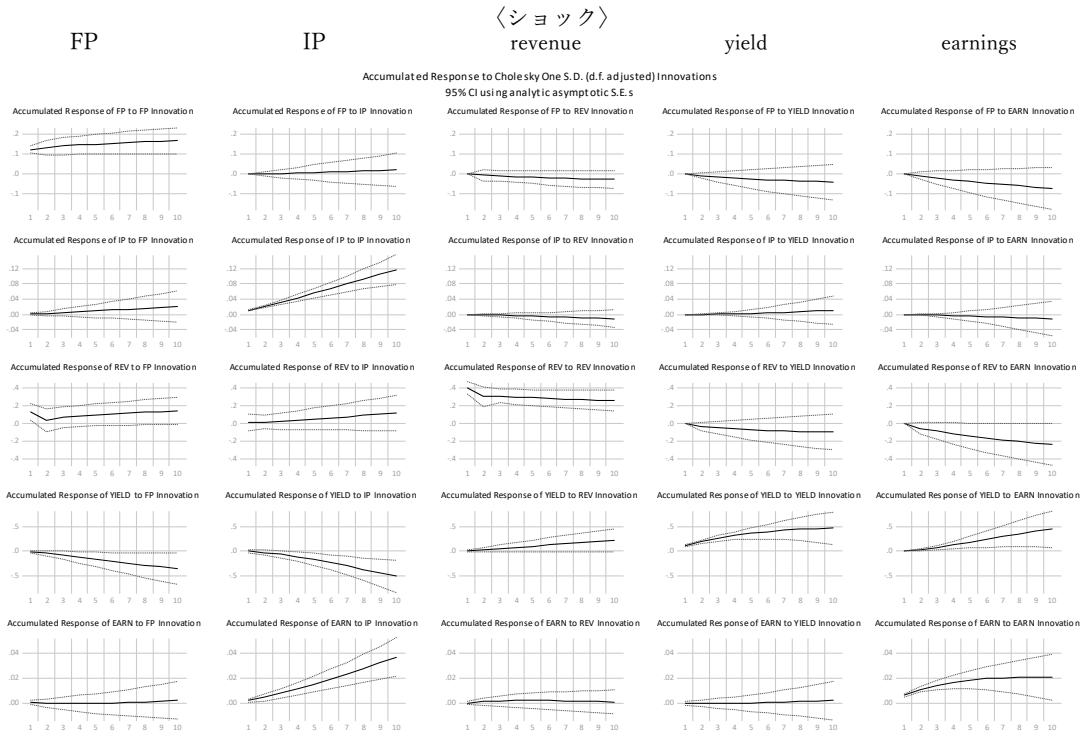
注) 1行目からそれぞれ各列に対する FP、IP、revenue、yield、employment、earnings の反応。
点線は95%信頼区間を示す。

(第2図) 5変数 VAR インパルス反応① (1931~1937)



注) 1行目からそれぞれ各列に対する FP、IP、revenue、yield、employment の反応。
点線は95%信頼区間を示す。

(第3図) 5変数 VAR インパルス反応② (1931~1937)



注) 1行目からそれぞれ各列に対する FP、IP、revenue、yield、earnings の反応。
点線は95%信頼区間を示す。

就業者数・実収賃金の両面から労働市場にプラスの影響を与えていたことや、金利低下が就業者数を増加させていたこともわかる。これらの推計は、併せて検証した、労働市場指標をそれぞれ employment と earnings の1変数のみに限定した5変数VARにおいても、ほぼ同様のインパルス反応を得られており(第2図)・(第3図)、概ね頑健な推計結果だといえる。

(2) 予測誤差の分散分解

予測誤差の分散分解 (forecast error variance decomposition) は、構築したVARモデルにおいて各変数のショック (=イノベーション) が他の変数の変動にどの程度影響しているかを、当該ショック直後からの時間的な推移とともにその寄与率 (%) を定量的に推定するものである。

本稿で推計された6変数VARモデルの予測誤差の分散分解の検証結果は、(第1表)の通りである。予測誤差の分散分解によって、FPのイノベーションはIPの変動要因の1.8%~8.3%(12期後)を、yieldの変動要因の4.3%~41.4%(12期後)を、employmentの変動

第1-1表 財政政策に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）①

	FP	IP	revenue	yield	employment	earnings
1期後	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2期後	91.65	1.10	0.32	6.07	0.71	0.15
3期後	89.53	2.59	0.50	5.64	1.34	0.40
4期後	86.47	4.22	1.17	6.02	1.64	0.49
5期後	85.10	5.58	1.29	5.92	1.63	0.48
6期後	84.10	6.50	1.36	5.87	1.61	0.56
12期後	82.40	7.53	1.56	5.82	1.72	0.97

(注) 数値は%。

第1-2表 生産指数に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）①

	FP	IP	revenue	yield	employment	earnings
1期後	1.82	98.18	0.00	0.00	0.00	0.00
2期後	2.33	95.85	1.04	0.44	0.18	0.15
3期後	2.27	94.62	2.11	0.34	0.56	0.10
4期後	2.30	93.38	2.95	0.27	1.02	0.08
5期後	2.60	92.16	3.57	0.26	1.35	0.07
6期後	3.02	90.95	4.12	0.37	1.47	0.08
12期後	8.31	82.09	5.05	2.03	1.55	0.98

(注) 数値は%。

第1-3表 歳入に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）③

	FP	IP	revenue	yield	employment	earnings
1期後	5.91	0.04	94.04	0.00	0.00	0.00
2期後	10.92	1.07	85.32	0.85	1.83	0.01
3期後	11.68	1.19	83.35	0.84	1.90	1.04
4期後	11.68	1.23	82.56	0.98	1.88	1.67
5期後	12.22	1.22	81.66	0.98	1.88	2.04
6期後	12.44	1.21	81.03	1.03	1.87	2.42
12期後	13.24	1.33	79.28	1.09	1.84	3.20

(注) 数値は%。

第1-4表 長期利子率に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）①

	FP	IP	revenue	yield	employment	earnings
1期後	4.33	0.48	0.45	94.74	0.00	0.00
2期後	10.09	3.43	5.76	77.59	3.01	0.11
3期後	20.37	5.85	9.47	55.96	4.31	4.05
4期後	26.91	8.30	8.80	45.35	4.09	6.55
5期後	32.22	10.06	7.57	38.02	3.64	8.49
6期後	34.92	11.29	6.89	33.57	3.26	10.07
12期後	41.44	11.78	5.09	24.59	2.39	14.71

(注) 数値は%。

第1-5表 就業者数に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）①

	FP	IP	revenue	yield	employment	earnings
1期後	3.18	7.96	0.01	1.45	87.40	0.00
2期後	6.22	14.10	0.03	3.78	75.81	0.06
3期後	6.91	20.16	0.02	4.65	68.22	0.03
4期後	7.88	25.37	0.16	4.90	61.62	0.07
5期後	9.14	29.56	0.34	5.02	55.69	0.26
6期後	10.59	32.73	0.51	5.10	50.49	0.59
12期後	19.53	37.47	1.18	5.96	32.23	3.63

(注) 数値は%。

第1-6表 実収賃金に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）①

	FP	IP	revenue	yield	employment	earnings
1期後	1.11	14.82	0.05	0.01	0.27	83.74
2期後	2.18	28.02	0.06	0.73	2.52	66.49
3期後	4.81	35.12	5.65	0.56	3.20	50.66
4期後	4.18	42.14	5.82	0.46	3.05	44.35
5期後	3.94	46.79	6.26	0.45	2.75	39.81
6期後	3.60	50.13	6.45	0.43	2.52	36.88
12期後	4.18	55.67	7.27	1.07	2.10	29.71

(注) 数値は%。

要因の3.2%～19.5%（12期後）を、earningsの変動要因の1.1%～4.2%を占めていることが推計された。また併せて、IPのイノベーションはyieldの変動要因の0.5%～11.8%（12期後）を、employmentの変動要因の8.0%～37.5%（12期後）を、earningsの変動要因の14.8%～55.7%を占めていること、yieldのイノベーションはIPの変動要因の0%～2.0%（12期後）を、employmentの変動要因の1.5%～6.0%（12期後）を、earningsの変動要因の0%～1.1%（12期後）を占めていることも推計された。

これらのことは、当該期日本の財政政策の変動ショックが、鉱工業生産の変動要因に占める割合をショック直後の約2%から12か月後（1年後）の8%強まで、長期金利の変動要因に占める割合をショック直後の約4%から12か月後（1年後）の41%強まで、就業者数の変動要因に占める割合をショック直後の約3%から12か月後（1年後）の約20%まで、実収賃金の変動要因に占める割合をショック直後の約1%から12か月後（1年後）の約4%まで、それぞれ累積的に増加させていったことを表わしている。また同時に、鉱工業生産の変動ショックが、長期金利の変動要因に占める割合をショック直後の約1%から12か月後（1年後）の約12%まで、就業者数の変動要因に占める割合をショック直後の約8%から12か月後（1年後）の約38%まで、実収賃金の変動要因に占める割合をショック直後の約15%から12

か月後（1年後）の約56%まで、それぞれ累積的な影響を与えていたことを表わしている。最後に長期金利の変動ショックは、就業者数の変動要因に占める割合をショック直後の約1%から12か月後（1年後）の約6%まで影響を累積させているが、その他の変数の変動要因としてはネグリジブルである。

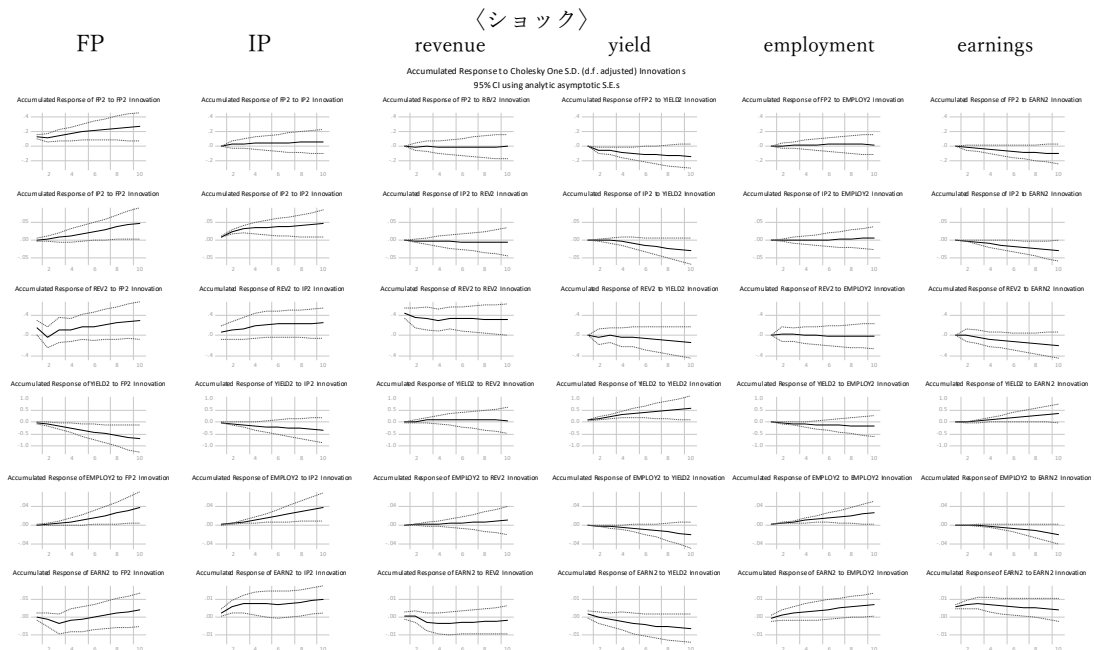
4. 追加検証

（1）検証期間を短縮した VAR モデル

高橋財政期の財政政策の一つの柱でもあった時局匡救事業は、財政健全化などの見地から1935年度予算からは打ち切られることになった（第66臨時議会）。また1935～1936年は軍事費膨張も抑制されていた。そこで本稿においては、対象期間を1931年8月～1934年12月とした6変数VARモデルを構築して、時局匡救事業が実施されていた高橋財政前期の期間に限定した追加検証を行った。

1934年末までの6変数VARモデルのインパルス反応関数の形状から（第4図）、第3節のVARモデルと同様に、FPのイノベーションはyieldには有意にマイナスの、employmentに有意にプラスの影響を与えること、yieldのイノベーションはemployment

（第4図） 6変数VARインパルス反応（1931～1934）



注）1行目からそれぞれ各列に対するFP、IP、revenue、yield、employment、earningsの反応。
点線は95%信頼区間を示す。

に有意にマイナスの影響を与えること、earningsに3期目までマイナスの影響を与えることが示された。一方で第3節の検証とは異なり、FPのイノベーションがIPにも有意にプラスの影響を与えていたこと、yieldのイノベーションがearningsに有意にマイナスの影響を与えていたことも示された。また同時に、employmentのイノベーションがearningsに有意にプラスの、earningsのイノベーションがemploymentに有意にマイナスの影響を与えていることも示された。このことは、すなわち1934年末までの日本の財政支出の拡張は、①長期金利を低下させていたこと、②就業者数の増加という形で労働市場に累積的にプラスの影響を与えていた、という前節のファクトファインディングに加えて、③実取賃金には一時的にマイナスの影響を与えていたこと、④生産自体を上昇させていたこと、⑤労働市場に一定の市場原理が働いていたことを意味している。

また、1934年末までの6変数VARモデルの予測誤差の分散分解の結果から（第2表）、FPの変動はIPの変動要因の約2%～32%（12期後）を、yieldの変動要因の約4%～42%（12期後）を、そしてemploymentの変動要因の約7%～36%（12期後）を、earningsの変動要因の0%～9.3%（3期後）を占めていることが示された。また併せて、IPのイノベーションはyieldの変動要因の2.4%～10.1%（4期後）を、employmentの変動要因の20.5%～41.3%（4期後）を、earningsの変動要因の15.4%～27.3%（2期後）を占めていること、yieldのイノベーションはIPの変動要因の0%～14.2%（12期後）を、employmentの変動要因の2.8%～10.0%（12期後）を、earningsの変動要因の4.4%～9.5%（12期後）を占めていることも推計された。

第2-1表 財政政策に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）②

	FP	IP	revenue	yield	employment	earnings
1期後	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2期後	80.87	2.71	0.37	14.69	0.27	1.09
3期後	80.13	3.34	0.68	14.07	0.60	1.18
4期後	76.25	3.20	1.75	15.22	0.67	2.92
5期後	75.73	3.08	1.70	15.15	0.64	3.69
6期後	75.16	3.01	1.71	15.27	0.63	4.23
12期後	74.02	3.08	1.63	15.33	0.60	5.33

（注）数値は%。

第2-2表 生産指数に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）②

	FP	IP	revenue	yield	employment	earnings
1期後	1.77	98.23	0.00	0.00	0.00	0.00
2期後	3.30	94.86	0.82	0.12	0.00	0.89
3期後	5.84	87.73	1.43	0.61	0.01	4.37
4期後	10.23	77.96	1.35	2.65	0.02	7.79
5期後	15.40	67.36	1.18	6.18	0.03	9.86
6期後	19.81	58.56	1.03	9.75	0.17	10.68
12期後	32.02	39.10	0.67	14.21	0.87	13.13

(注) 数値は%。

第2-3表 歳入に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）②

	FP	IP	revenue	yield	employment	earnings
1期後	10.48	1.74	87.78	0.00	0.00	0.00
2期後	21.56	1.99	75.88	0.38	0.17	0.02
3期後	27.03	2.35	69.16	0.81	0.16	0.49
4期後	26.41	3.18	67.91	1.29	0.21	1.00
5期後	27.04	3.39	66.97	1.29	0.23	1.08
6期後	26.88	3.39	66.59	1.58	0.24	1.32
12期後	27.73	3.35	64.56	2.31	0.24	1.82

(注) 数値は%。

第2-4表 長期利子率に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）②

	FP	IP	revenue	yield	employment	earnings
1期後	3.90	2.42	0.02	93.66	0.00	0.00
2期後	11.97	7.14	6.94	70.14	3.35	0.46
3期後	21.05	9.14	9.65	52.41	3.80	3.94
4期後	27.69	10.12	7.41	44.37	3.56	6.85
5期後	32.18	9.85	5.86	39.67	3.30	9.15
6期後	35.16	9.23	4.98	36.73	3.07	10.83
12期後	41.65	9.29	3.33	29.28	2.40	14.05

(注) 数値は%。

第2-5表 就業者数に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）②

	FP	IP	revenue	yield	employment	earnings
1期後	7.15	20.50	0.82	2.81	68.73	0.00
2期後	14.07	32.30	2.96	7.72	42.88	0.07
3期後	15.71	39.37	2.89	7.83	33.34	0.85
4期後	18.53	41.31	2.22	7.61	27.71	2.62
5期後	22.28	40.06	2.07	7.53	23.41	4.65
6期後	25.55	37.82	2.21	7.75	20.30	6.38
12期後	36.12	28.95	2.09	10.01	11.65	11.19

(注) 数値は%。

第2-6表 実収賃金に対する相対的寄与度（予測誤差の分散分解）②

	FP	IP	revenue	yield	employment	earnings
1期後	0.02	15.40	1.29	4.42	0.80	78.07
2期後	4.24	27.31	1.16	7.55	3.83	55.91
3期後	9.27	23.67	12.60	7.47	4.62	42.37
4期後	12.65	22.10	12.44	7.68	5.09	40.04
5期後	12.52	21.38	12.07	9.59	5.38	39.06
6期後	14.19	20.58	12.15	9.71	5.72	37.65
12期後	17.42	21.74	10.96	9.51	6.69	33.69

（注）数値は%。

以上のように、本稿が特に焦点を当てている FP と yield や employment という変数の関係については、追加的に行った1934年12月までを分析期間とするモデルにおいても、概ね1937年7月までのモデルでの検証と整合性のある結論が得られたと言える。また、さらにその上で、追加モデルの分析期間からは、FP から IP と yield から earnings への関係、employment と earnings の間の相互関係も追加的に確認された。

5. まとめ

（1）分析結果

本稿で推計した1931年8月～1937年7月を対象期間とする6変数の無制約VARモデル、及び追加検証の1931年8月～1934年12月を対象期間とする6変数の無制約VARモデルによる検証から得られた結論は、以下の通りである。

まず1931年8月～1937年7月の期間についてみると、当該期日本の財政政策は生産（鉱工業生産指数）には十分な影響を与えていなかったことがわかった。この結果は、財政政策の効果を主張する Cha（2003）ではなく、その効果を否定的に捉える原田・佐野（2012）や Shibamoto and Shizume（2014）などの先行研究を支持するものである。しかしその一方で、1931年8月～1934年12月を対象期間を限定すると、財政政策が生産に対して累積的な効果を有していたことも明らかになった。このことは、初年度の軍事費拡大だけでなく、高橋財政前期（開始後3ヶ年）の時局匡救事業が、生産需要の継続的な創出に成功していたことを示唆している。

次に本稿のもう一つの主題である労働市場への影響については、検証した2種の期間両方において、日本の財政政策は一貫して労働者数（就業者指数）の増加には明示的な効果を有していたことが実証されたが、労働者の所得（実収賃金）上昇には影響を与えておらず、むしろ1931年8月～1934年12月を対象期間を限定すると、一時的に所得に対して僅かながら負

の影響を有していた可能性も示された。このことは、高橋財政期の日本の労働市場における「賃金率の低下と雇用増加の併存」という、叙述的な先行研究の指摘を支持するものとなった。また、生産の上昇が労働者数・実取賃金の増加に影響を与えており、長期金利低下から労働者数増（加えて、追加検証の1931年8月～1934年12月の期間には実取賃金増）への影響も観察されることから、財政政策からの直接的な労働市場への効果だけではなく、本稿では検証の対象としていない金融政策から、金利低下・物価上昇→生産上昇→労働市場という効果の伝播の可能性も示唆される。

（2）残された課題

本稿で残された課題としては、まず構築したVARモデルに含まれる変数の妥当性の問題がある。本稿で財政政策指標として用いたのは月別の政府支出（一般会計歳出）であるが、実際の政府支出としては特別会計も大きな割合を占めており、一般会計の動向だけでは、当該期の財政政策の動向全てを表し切れていない可能性がある。次に財政政策自体の分析の問題がある。財政政策の「効果」について考察する際には、本来であれば政府支出を政府投資と政府消費（社会保障費などの消費支出）に類別した上で、その政府投資乗数や民間固定資本形成を推計に入れたクラウディング・アウトについての分析なども不可欠であると思われるが、データの制約もあり踏み込むことが出来なかった。いずれも、今後の検討課題としたい。

参考文献

- 伊藤正直（2018）「高橋財政をめぐる論点整理」『金融経済研究』第40号、pp.66-70。
- 梅田雅信（2006）「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。
- 大蔵大臣官房文書課編（1932～38）『大蔵省年報』第56～62回、内閣印刷局。
- 金森久雄・荒憲治郎・森口親司編（2001）『経済辞典（第3版）』有斐閣。
- 北浦修敏（2009）『マクロ経済のシミュレーション分析—財政再建と持続的成長の研究—』京都大学学術出版会。
- 鎮目雅人（2009）『世界恐慌と経済政策—「開放小国」日本の経験と現代—』日本経済新聞出版社。
- 商工大臣官房統計課編（1933～38）『物価統計表』東京統計協会。
- 武田晴人（2019）『日本経済史』有斐閣。
- 東洋経済新報社編（1944）『東洋経済経済年鑑』第27回、東洋経済新報社。
- 内藤友紀（2012）「1930年代の日本におけるシニョレッジについて—実質マネー残高とインフレ率の長期関係から見た財政持続性—」『経済論集』第62巻第2号、pp.179-193。
- 内藤友紀（2017）『1930年代における日本の金融政策—時系列分析を用いた定量的分析—』関西大学出版部。

- 中澤正彦・大西茂樹・原田泰（2002）「財政金融政策の効果」『フィナンシャル・レビュー』第66号、財務省財務総合政策研究所、pp.19-24.
- 中澤正彦・原田泰（2004）「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）。
- 橋本寿朗（1984）『大恐慌期の日本資本主義』東京大学出版会。
- 原田泰・佐藤綾野（2012）『昭和恐慌と金融政策』日本評論社。
- 三菱経済研究所編（1936～38）『本邦財界情勢』財団法人三菱経済研究所、第89号（昭和11年1月）～第118号（昭和13年6月）。
- 宮本弘暁（2023）『日本の財政政策の効果—高齢化・労働市場・ジェンダー平等—』日本経済新聞出版。
- 宮本弘暁・加藤竜太（2014）「財政政策が労働市場に与える影響について」『フィナンシャル・レビュー』第120号、財務省財務総合政策研究所、pp.45-67.
- 三和良一（2003）『戦間期日本の経済政策史的研究』東京大学出版会。
- 松浦克巳・C マッケンジー（2012）『EViews による計量経済分析（第2版）』東洋経済新報社。
- Cha, Myung Soo, (2003) "Did Takahashi Korekiyo Rescue Japan from the Great Depression?," *Journal of Economic History*, vol.63, No.1, 2003
- Davidson, R. and J. Mackinnon. (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, New York.
- 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.
- Mackinnon, J. (1991), *Critical Values for Cointegration Tests*, Engle, R. F and C. W. J. Granger ed, *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, New York.
- Shibamoto, M. and M. Shizume (2014) "Exchange rate adjustment, monetary policy and fiscal stimulus in Japan's escape from the Great Depression", *Explorations in Economic History* Vol53, pp.1-18.
- Sims, C. A. (1980) "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol.48, pp.1-48.
- Sims, C. A., J. H. Stock, and M. W. Watson. (1990) "Inference in Liner Time Series Model with Some Unit Roots", *Econometrica*, Vol.58, pp.113-144.

〈ホームページ〉

日本銀行ホームページ (<http://www.boj.or.jp/>)