

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？*

原 田 泰**
佐 藤 綾 野
中 澤 正 彦

はじめに

1930年代前半に世界経済は、デフレーションや経済の急激な収縮、25%にも及ぶ失業率といった問題に直面した。なぜ、世界各国で同時に大恐慌を経験することになったのか。この世界的な大恐慌の原因の解明は、既に多くの経済学者が研究に取り組み、「金本位制」という一つの解に辿り着

* 本稿は、中澤・原田(2004)への吉川洋教授(東京大学)よりの建設的なコメント(吉川(2004))を踏まえ、全面的に改訂したものである。改訂稿は、日本金融学会秋季大会(2005.10-8-9)で発表した。討論者の飯田泰之専任講師(駒沢大学)、会場から、堀内昭義教授(中央大学)、筒井義郎教授(大阪大学)より有益なコメントをいただいた。また、2006年12月21日の内閣府経済社会総合研究所のセミナーでコメンテーターの鎮目雅人教授(神戸大学)、同研究所の黒田昌裕所長初め多くの方々から、2007年8月30日の経済産業研究所セミナーで同研究所の及川耕造理事長、佐藤樹一郎副所長、小林慶一郎上席研究員初め多くの方々から、同年9月5日の財務省財務総合政策研究所のセミナーで同研究所の後藤元之次長、田中修研究企画部長初め多くの方々から、同年9月20日の日本銀行金融研究所の金融史セミナーで宇都宮浄人氏、畑瀬真理子氏、南條隆氏初め多くの方々から有益なコメントをいただいた。以上の方々を始め、本稿にコメントをいただいた方々に心から感謝する。これらの本質的なコメントは、本稿を改善する上で極めて有益だった。残る誤りは著者の責任である。

** 原田 泰
株式会社大和総研チーフエコノミスト (yutaka.harada@rc.dir.co.jp)
佐藤綾野
高崎経済大学講師 (ayano-sato@tcue.ac.jp)
中澤正彦
財務省財務総合政策研究所客員研究員 (masahiko.nakazawa@mof.go.jp)

いている。例えば、Eichengreen and Temin (2001) は、多くの国で同時に負のデマンド・ショックが発生した原因として、これらの国が金本位制に固執して、デフレ的な金融政策を同時に追求したことを指摘している¹⁾。

1930年代の世界大恐慌の原因については、既に多くの経済学者が研究に取り組み、「金本位制」という一つの解に辿り着いている。多くの国で同時に負のデマンド・ショックが発生した原因として、これらの国が金本位制に固執して、デフレ的な金融政策を同時に追求したことを指摘している。

他方、日本の昭和恐慌に目を向けると、記述的な論文は多数あるものの、実証的な分析は決して数多くはない。そして実証的な研究を行ったものにおいては、一般に、財政政策の昭和恐慌に与えた効果は大きいというものと小さいというものの両方がある。金融政策については、一般に、物価には影響を与えている可能性があるが、実質生産には影響を与えていないという結果が示されている。

なぜ日本において世界的な実証研究と異なる結果が示されているのだろうか。本研究は、この謎に答えることを中心に、昭和恐慌とそれからの回復過程を含む戦間期を対象に、財政政策と金融政策が生産や物価に対しどのような効果を持ったのかを、月次データを用い、変数間に制約を課さないVAR (Vector Autoregression: ベクトル自己回帰) モデルにより分析を試みる。

本稿の具体的な構成は以下の通りである。まず、第1節において昭和恐

1) Temin (1989) や Eichengreen and Temin (2001) では、金本位制を、個人と国家間の自由な金のフロー、金表示による通貨価値固定の維持(固定為替)、IMFのような国際的調整機関の欠如により定義付けている。そして、この3つの定義から、国際収支の黒字を経験した国と赤字を経験した国の間に非対称性が存在するとし、次の2点を指摘している。1点目は、金の不足に対しては通貨価値の維持ができなくなるというペナルティがあるが、金を蓄積した国は何らペナルティがない点、2点目として、国際収支赤字国の調整メカニズムは、通貨価値の下落ではなくデフレ的な政策による国内物価の下落を追求する必要があった点である。

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？

慌およびその回復期における財政政策および金融政策を簡単に振り返る。次に第2節において昭和恐慌を題材とした実証研究を簡単にサーベイし、本稿における分析の枠組みを明らかにする。第3節では、月次データを用いてVARモデルにより分析する。

分析を通じて得られた結論を先取りして簡単に述べれば、第1に財政政策の生産の変動に対する効果は認められなかった。第2に物価の変動と金融政策が生産の変動に対し影響があることを確認した。第3に金融政策の物価に対する影響は有意であった。すなわち、金融政策と、過去の金融変数では表すことのできない物価のショックが、大恐慌の発生と脱出において影響を与えていた。過去の金融変数では表すことのできない物価のショックとは、期待を通じたものであると解釈できるが、その解明は今後の課題である。

これらの結果は、世界的大恐慌研究の実証結果と共通している。これはデータ選択とデータ処理をより適切に行った結果と思われる。

1 昭和恐慌と昭和恐慌後の回復過程における財政金融政策

実証的な分析を行う前に、まず、昭和恐慌及びその回復期における財政政策及び金融政策を井上蔵相期、高橋蔵相期、馬場蔵相以降に区分した上で簡単に振り返る²⁾。

1 1 旧平価による金本位制への復帰と昭和恐慌（井上財政期：1929年7月～1931年12月）

第一次世界大戦後、米国や英国などが金本位制に復帰する中で、日本も例外に漏れず何度か金本位制への復帰を目指した。そして、最終的には1929年7月に誕生した民政党浜口雄幸内閣（大蔵大臣には井上準之助が就

2) この部分の事実についての記述は中村(1986)、(1994)などによる。また、中澤・原田(2004)にもよる。

任）は、民政党が金本位制復帰を既に公約に掲げていたこともあり、金本位制復帰・金解禁の実行に突き進むこととなる。

1930年1月に旧平価による金解禁が実行された後も、輸入の増加等を背景に金の流出は続き、金本位制の宿命として引き締めの政策が採られた。中でも1931年9月にイギリスが金本位制を離脱してからは、日本の金本位制離脱という思惑からドル買いが行われ、これに対し同年10月、11月に続けて公定歩合の引き上げが行われ、市中金利の騰貴、株式市場の暴落、物価の下落などがもたらされた。

このように、井上財政期には、旧平価による金本位制への復帰、また、金本位制の維持という目的達成のために、デフレ的な経済政策が行われた。まさに、「金の足枷」によるデフレ政策である。物価の下落とともに生産が急減した。昭和恐慌である。

1.2 昭和恐慌からの脱出と回復過程（高橋財政期：1931年12月～1936年2月）

1931年12月に犬養毅内閣が成立し、高橋是清が蔵相に就任した。高橋蔵相は、直ちに、金輸出の再禁止を行い、金本位制から離脱した。金本位制からの離脱により、低金利政策、日本銀行による国債引き受けと財政支出の拡大など、国内経済の安定に主眼をおいた経済政策の運営がなされた。また、為替相場下落により輸出が拡大した。これにともない、日本ではマイナス成長に陥ることなく32年にはデフレから脱却した。

これは、大恐慌に陥った米国がルーズベルトの大統領就任（1933年3月）まで、デフレーションの継続や大幅なマイナス成長を甘受しなければならなかったこととは対照的である。

1.3 馬場蔵相以降の財政金融政策（二・二六事件以前との比較）

1936年2月26日、高橋是清蔵相は二・二六事件で殺害され、広田弘毅

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？

内閣のもとで馬場鑣一が蔵相に就任し、以後、大規模な軍備拡張の道を歩むことになる。ここで、馬場蔵相以降の財政金融政策の特徴を、高橋蔵相期と比較する。具体的には、昭和恐慌から第二次世界大戦に参戦する31年から40年までの期間を、高橋蔵相が二・二六事件で殺害される前の31年から36年と馬場蔵相以降の36年から40年の2つの期間に分割し、マクロ経済の動向を踏まえながらマネタリーベースや財政支出の動向を比較する。

前半（31年～36年）は、実質GNP成長率が年率7.9%、物価上昇率は、卸売物価上昇率で年率6.5%、消費者物価上昇率で年率1.7%となっている。卸売物価上昇率は、金輸出再禁止に伴う為替レートの減価により輸入価格が上昇したこともあり高めの水準となっているが、消費者物価上昇率は落ち着いた推移となっている。

他方、後半（36年～40年）は、実質GNP成長率が年率4.9%、物価上昇率は、卸売物価上昇率で年率11.5%、消費者物価上昇率で年率14.2%となっている。前半に比べ、実質GNP成長率が3%低くなっており、また、物価上昇率も前半を大きく上回っており、経済のパフォーマンスは明らかに低下している。

2 先行研究と分析の枠組み

第二次世界大戦前の日本経済と財政政策や金融政策との関係を実証的に分析した先行研究のサーベイは中澤・原田(2004)にあるので、近年の研究を中心に整理した上で、本稿での分析対象を明らかにする。

2.1 先行研究

戦前期の日本経済を数量的に分析した研究は、多くはない。Yasuba(1988)では、1911年から1940年までを1911年から28年と1929年から40年の2期に分けた上で、国民総支出を被説明変数、民間固定資本形成、

政府固定資本形成(除く軍事)、政府経常支出、輸出を説明変数として重回帰分析を行っている。分析の結果、Yasuba は概ね予想された符号が得られたものの、1929年から40年までのデータを用いた分析について、政府粗固定資本形成(除く軍事)の係数の符号が負になり、また、t値が低いとしている。分析の結果をもとに、1930年代の経済回復について民間固定資本形成の役割が極めて重要とした上で、政府固定資本形成(除く軍事)は決定的な要因ではなく、軍事支出の割合が増加傾向にある政府経常支出が回復の過程で重要な役割を担ったとしている³⁾。

Hamori and Hamori (2000) は、実質 GNP、マネーサプライ、物価、金利からなる VEC モデルで、マネーから物価への影響はあるがマネーから実質生産への影響はないとしている。ただし、これは、1885 - 1940 年の年次データによるもので、昭和恐慌前後の経済を分析した結果とは言えないだろう。

これらは財政政策または金融政策いずれかの影響を分析したものであるが、財政政策と金融政策の両方の効果について分析したものとして、中澤・原田(2002)がある。中澤・原田は、第二次世界大戦前の日米経済をそれぞれ VAR モデルにより分析している。日本経済については、1889年から1940年までの年次データを用い、財政政策(実質政府支出)や金融政策(マネーサプライ及び公定歩合)、為替レート、実質輸出、卸売物価指数、実質 GNP を VAR モデルにより分析している。中澤・原田は、分析の結果、戦前期において財政政策が実質 GNP を高める効果があるが、物価上昇率を高める効果が確認できなかったとしている。他方、マネーサプライのショックが実質 GNP 成長率や物価上昇率を高めることを確認している。

以上の3つの分析は年次データによるものとなっているが、Cha (2003)

3) なお、Yasuba は、小企業や農業部門の賃金の柔軟性など、日本経済の二重構造の機能の正しい認識なしには様々な変数の動きを正しくは理解できないとしている。

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？

では、1930年10月から1936年9月までの月次データを用いて、世界産出量、実質実効為替レート、輸出数量、実質政府債務、ハイパワードマネー、経済活動全体の指数としての鉄道輸送量、実質賃金の6変数をVARモデルにより分析している。それ以前の分析が年次データに拠っているに對し、Chaの分析は昭和恐慌からの回復過程と経済政策の関係を月次データにより分析するという新天地を切り開いたものとなっている。Chaは、分析の結果、日本銀行による国債引き受けによりファイナンスされた赤字財政が昭和恐慌の経済の下降からの反転に極めて重要な役割を担ったとしている。ただし、ここで、Chaは、一般会計の受払の収支尻に該当月の国債残高の増加分を加えたものを政府債務とし、これを卸売物価指数で割ったものを実質政府債務と定義し、この実質政府債務を財政変数として用いている。しかし、この変数には経済活動の結果となる税収の推移が反映されており、財政政策のスタンスを反映しているとは言い難い。また、政府債務の変動が経済に与えた影響は、財政支出の拡大そのものによるものか、または、日本銀行の国債引き受けに伴う量的な金融緩和の効果なのかも判然としない。さらにChaは、物価指数を分析の対象となる変数から落としているが、昭和恐慌期を分析の対象とし、また、デフレーションが实体经济に与える悪影響を考えれば、変数分析の対象とする必要がある。

また、中澤・原田(2004)も月次データを用い、分析を行っている。具体的には、YasubaとChaに用いられている2つの財政政策の系列を用意した上で、それぞれが国民総生産や物価に対しどのような影響を持っているのか、金融政策の効果と比較を行いながら検証を行っている⁴⁾。また、Chaの分析では用いられていなかった物価を明示的に分析対象に加えている。Cha(2003)の分析では財政政策変数に実質政府債務を用いた上で生産に対する財政政策の寄与が大きいとしているが、Chaに比べ分析対象

4) ただし、中澤・原田(2004)では、Cha(2003)の財政政策変数の再現においてミスがある。

期間をのばし、また、生産指数に他の変数を用いた場合には⁵⁾、財政政策変数の変動に対する生産の反応が有意なものではなくなっている。

以上、先行研究を簡単にサーベイしたが、昭和恐慌及びその回復期を含む戦前期の実証分析において、財政政策の役割については、Yasuba は政府経常支出が、Cha は日本銀行による国債引き受けによりファイナンスされた赤字財政政策が昭和恐慌からの回復に寄与したとしている。それに対して、中澤・原田(2002)、中澤・原田(2004)は、財政政策の効果が限られたものであることを実証している。

次に、金融政策について見ると、マネーサプライの増大は物価を上昇させるが、実質生産には影響を与えていないという結果が、Cha, Hamori and Hamori, 中澤・原田に共通にえられており、世界的な大恐慌研究と異なる結果になっている。

2.2 本稿での分析

以上、述べたように、先行研究では財政、金融政策の効果について様々な結果が得られており、確証は得られていない。そこで本稿では、財政政策の役割については、Yasuba の政府経常支出系列と、Cha の国債引き受けによる赤字財政政策の両方の系列を用意して計測する⁶⁾。金融政策については、中澤・原田(2004)では、金融恐慌時の異常値を含んだデータを単純に季節調整するというデータについての不十分な扱いがあるので、季節性は異常値を考慮した上で、計測することとする⁷⁾。また、岩田(2004)

5) Cha(2003)では、分析の対象期間を1929年1月から1936年9月までとしており、また、生産活動を示す系列として鉄道貨物量を用いている。

6) 中澤・原田(2004)の、Cha(2003)の財政政策変数の再現におけるミスを修正している。

7) 本稿の元となった論文原田・佐藤・中澤(2007)では、異常値ダミーと季節ダミーを用いることで簡単に処理しているが、本稿では輸出数量指数を説明変数に加えている。戦前期の輸出はその季節性が推計期間において大きく変化しているので、季節ダミーでは変化する季節性を処理できない。そこで、異常値を含むデータをX12-ARIMAによって季節調整した。

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？

への吉川 (2004) の「戦前の物価指数は市況商品を多く含むために今日の資産価格に近い性質を持っているのではないか」という批判を踏まえ、物価については、卸売物価ではなく、小売物価を用いる。

3 VAR モデルによる分析

戦間期の月次データを用いて財政政策変数、金融政策変数、輸出変数、生産変数、物価変数により構成される VAR モデルにより、財政政策と金融政策の効果等を分析する。

3.1 利用する変数

分析に用いる変数は表 1 の通りである。財政政策変数については、月次データで利用可能な系列の中では、歳出（実質一般会計歳出）が国債残高などの系列に比べ財政政策のスタンスを示していると考えこれを採用する。これは Yasuba のより広い系列が効果を持つという指摘を踏まえたものである。また、Cha (2003) の分析で用いられている実質政府債務についても併せて分析を行う。財政変数の実質化は Cha に倣い卸売物価で行っているため、説明変数として小売物価を用いていることにした⁸⁾。データの出所は、大蔵省『大蔵省年報』各年版による。

金融政策変数には貨幣供給量 (M2)、為替レート（為替レートは追加的に用いる）の 2 つを用いる。M2 は、藤野・五十嵐 (1973) より用いる⁹⁾。生産指数については、比較的長期にわたって利用可能な東洋経済調べの生産指数を用いる。物価指数については東京小売物価指数を用いる。輸出数量指数は、藤野・五十嵐 (1973) による。

8) 本稿では報告していないが、物価を卸売物価にしても結果に大きな変更はなかった。

9) M2 の原データには、32 年 9 月に上ぶれた異常値があるが、これは誤記と思われる。M2 の原データ 32 年 9 月の値は、4,702,200 千円であるが、8 月と 10 月の値から 3,702,200 千円の誤記であると考えて修正した。

表1 使用変数一覧

使用変数名	略記	出所
貨幣供給量	M2	貨幣供給量 (広義)藤野推計。銀行外の当座預金 (銀行手持ち小切手調整済み)・特別当座預金・通知預金・別段預金・振出手形の残高と銀行外現金残高の合計 (藤野正三郎・五十嵐副夫「景気指数:1888~1940」一橋大学経済統計文献センター統計資料シリーズ, No. 2,
ベースマネー	MB	大蔵省理財局編『金融事項参考書』日本評論社 日本銀行兌換券差引流通残高と日本銀行預金貸出金残高表「一般預金」の和
東京小売物価指数	PRICE	本邦経済統計 (日本銀行)
卸売り物価指数	WPI	卸売物価指数:明治20年~昭和37年 (日本銀行) (1990年を100とする)
生産指数	IIP	東洋経済調べの生産指数 (東洋経済新報社『経済統計年鑑』隔年版)
為替レート	EXRATE	本邦経済統計 (日本銀行) 外国為替相場 (横浜正金銀行建値) ニューヨーク, 電信, 平均
財政支出	SPENDING	大蔵省『大蔵省年報』各年版
財政債務	DEBT	大蔵省『大蔵省年報』各年版
実質輸出	EXPORT	輸出数量指数 (藤野正三郎・五十嵐副夫「景気指数:1888~1940」一橋大学経済統計文献センター統計資料シリーズ, No. 2,
ダミー変数	dummy27_4	昭和金融恐慌ダミー:1927年4月および5月を1, それ以外を0
	dummy27_5	昭和金融恐慌ダミー:1927年4月および5月を1, それ以外を0
	dummy226_2	昭和金融恐慌ダミー:1927年4月および5月を1, それ以外を0
	dummy226_3	昭和金融恐慌ダミー:1927年4月および5月を1, それ以外を0
	dummy31_12	226事件ダミー:1936年2月及び同年3月を1, それ以外0
	dunmmy32_1	226事件ダミー:1936年2月及び同年3月を1, それ以外0

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？

ダミー変数として、昭和金融恐慌に関するダミー変数（1927年4月及び同年5月を1とするダミー変数）と金本位制からの離脱（金輸出再禁止）に関するダミー（1931年12月と32年1月を1とするダミー変数。金本位制からの離脱は31年12月になされたが、その効果は翌年の1月にも表れているとした）と226事件に関するダミー変数（1936年2月及び同年3月を1とするダミー変数）を加えて分析を行うこととする。

以上の変数は一般になじみがないものであるので、その対数値を図2に示している。参考までに卸売物価の対数値も示している。小売物価と卸売物価は変動の大きさや下落上昇のタイミングが微妙に異なっている。

後述の推計に用いる変数は、まず為替レートを除いて、生産指数、貨幣供給量(M2)、東京小売物価、実質政府債務または歳出（実質一般会計歳出）、輸出数量指数の5変数およびダミーである。

3.2 対象期間

実質一般会計歳出の系列は1926年1月より、実質政府債務の系列は同年4月より利用可能となっている。そこで、分析の対象期間の開始を、実質一般会計歳出を採用した分析については1926年1月、実質政府債務を採用した分析については1926年5月とする。また、分析の対象期間の終わりには、日本が完全に大恐慌から脱却し、かつインフレとなる前の1936年12月までとした。

3.3 単位根検定

VARモデルで用いる変数に対し、単位根検定としてADFテスト(augmented Dickey-Fuller test)をトレンド項・定数項つき、定数項つき、定数項なしの3通り行う。ADFテストを行う際のラグの次数については、SC(Schwarz information criterion)により決定する。

月次データによるADFテストの結果を表3にまとめた。表によれば、

図2 使用データ



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？

表3 単位根検定の結果

変数名	ADF	t-ADF	p-value	lag	significance	model
logm2	level	-0.679	0.847	6		intercept
		-0.529	0.981	6		trend and intercept
		0.930	0.905	6		none
	1st diff	-2.891	0.049	5	**	intercept
		-3.077	0.116	5		trend and intercept
		-2.804	0.005	5	***	none
logmb	level	-3.551	0.008	1	***	intercept
		-5.039	0.000	0	***	trend and intercept
		0.512	0.825	12		none
	1st diff	-4.232	0.001	11	***	intercept
		-4.237	0.005	11	***	trend and intercept
		-4.216	0.000	11	***	none
logexport	level	0.860	0.995	12		intercept
		-1.241	0.897	12		trend and intercept
		1.926	0.987	12		none
	1st diff	-3.413	0.012	11	**	intercept
		-3.835	0.018	11	**	trend and intercept
		-2.826	0.005	11	***	none
logiip	level	1.533	0.999	0		intercept
		-0.892	0.953	0		trend and intercept
		4.361	1.000	0		none
	1st diff	-11.318	0.000	0	***	intercept
		-11.662	0.000	0	***	trend and intercept
		-10.015	0.000	0	***	none
logprice	level	-1.920	0.323	2		intercept
		-0.279	0.991	2		trend and intercept
		-1.099	0.246	2		none
	1st diff	-4.948	0.000	2	***	intercept
		-7.681	0.000	1	***	trend and intercept
		-4.895	0.000	2	***	none
logwpi	level	-1.614	0.473	2		intercept
		-0.960	0.945	2		trend and intercept
		-0.086	0.652	2		none
	1st diff	-6.621	0.000	1	***	intercept
		-6.874	0.000	1	***	trend and intercept
		-6.658	0.000	1	***	none
logexrate	level	-0.953	0.768	1		intercept
		-2.128	0.525	2		trend and intercept
		-0.837	0.351	1		none
	1st diff	-7.857	0.000	0	***	intercept
		-7.829	0.000	0	***	trend and intercept
		-7.832	0.000	0	***	none
logspending	level	-0.732	0.834	12		intercept
		-1.354	0.869	12		trend and intercept
		1.384	0.958	11		none
	1st diff	-6.433	0.000	11	***	intercept
		-12.168	0.000	10	***	trend and intercept
		-6.321	0.000	11	***	none
logdebt	level	-1.305	0.626	11		intercept
		-11.132	0.000	1	***	trend and intercept
		0.749	0.875	11		none
	1st diff	-7.013	0.000	10	***	intercept
		-6.978	0.000	10	***	trend and intercept
		-6.993	0.000	10	***	none

(注) Significance は, *, **, ***が,それぞれ10, 5, 1%水準で有意であることを示す。Lagの長さは, Schwartz Information Criterion で決定した。また level は変数の水準, 1st diff は変数の1階の階差, t-ADF は t 統計量を表す。

すべての変数は1回の階差をとることにより, 1%水準で単位根の存在が有意に棄却されている。そこで, それぞれの変数について1階の階差をとることにより定常化を行い, VARモデルによる分析を行う。

3.4 VARモデルの推定

ラグの選択

生産指数, 貨幣供給量(M2), 実質輸出, 東京小売物価, 実質政府債務または歳出(実質一般会計歳出)の5変数のVARモデルのラグを選択するために, 1次から7次までのラグのVARモデルについてSC(Schwarz information criterion)及びAIC(Akaike information criterion)を算出した。結果は, 実質政府支出および名目政府支出のときが, SCでは0次のラグ, AICでは1次のラグ, 実質政府債務の場合がSCでは0次のラグ, AICでは3次, 名目政府債務の場合がSCでは0次のラグ, AICでは2次のラグ選択されたので, Pantula et al. (1994)にならい, AICに3期を足したラグをそれぞれ採用した¹⁰⁾。

Grangerの因果性テスト

表4にGrangerの因果性の結果をまとめた¹¹⁾。表には, 財政変数(政府支出, 債務)について示してある。

実質財政支出から実質輸出へ10%の有意性でグランジャーの意味で因

10) 本分析は月次データによるものであり, 金融政策の波及時間等を考慮すればより長めのラグが望ましいと考えられる。Pantula et al. (1994)などは, より長いラグ(例えば, AICで選択されたラグに3を足すなど)で分析を行うことを推奨している。

11) ここでのGrangerテストは, いわゆるpair wiseのものではなく, ラグp次のm変数VARにおいて, 例えば被説明変数をとする第1式を

$$x_{t,1} = \sum_{k=1}^p \alpha_{1,k} x_{t-k,1} + \sum_{k=1}^p \alpha_{2,k} x_{t-k,2} + \sum_{k=1}^p \alpha_{m,k} x_{t-k,m}$$

とすると, 帰無仮説 $H_0: \alpha_{m-i,1} = \alpha_{m-i,2} = \dots = \alpha_{m-i,p} = 0, (i = 0, L, m-2)$ に関してF検定している。

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？

表4 グランジヤール因果性

	実質財政支出(対数)	実質輸出	M2(対数)	物価(対数)	III(対数)
実質財政支出(対数)	/	1.482	0.399	0.684	0.553
実質輸出	2.427 *	/	1.243	0.864	2.194 *
M2(対数)	1.231	0.511	/	2.036 *	1.605
物価(対数)	0.248	0.729	1.390	/	2.034 *
III(対数)	0.225	0.606	0.698	2.789 **	/

	実質財政債務(対数)	実質輸出	M2(対数)	物価(対数)	III(対数)
実質財政債務(対数)	/	0.971	0.601	5.805 ***	1.436
実質輸出	2.828 **	/	0.301	0.650	1.404
M2(対数)	2.841 **	0.465	/	2.380 **	1.356
物価(対数)	0.318	2.073 *	0.325	/	1.749
III(対数)	0.546	0.417	0.353	0.274	/

(注) 縦列太字が内生変数, 数値はF統計量であり, ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準を表す。

果がある。物価は M2 へ 5%、生産へ 10% で因果がある。また生産は実質財政支出と物価に対して 10% のグランジャー因果が確認されている。

実質財政債務を用いた場合には、実質財政債務から実質輸出と M2 へ 5% でグランジャーの意味で因果がある。また実質輸出から物価へ 10%、物価から M2 へ 5%、実質財政債務に対して 1% の有意性で因果がある。物価から実質財政債務に因果があるということは、物価の変動や金融政策が債務を動かしているということで、実質財政債務が、外生的な政策変数であるということに疑問を抱かせるものである。また、実質財政債務から M2 に因果があるということは、財政債務が金融政策変数でもあるということを示唆している。これらは実質財政債務を財政変数としている Cha (2003) について述べた批判（本論 2 1 先行研究，参照）とも整合的である。

インパルス反応関数による分析

次にインパルス反応関数を用いて財政政策や金融政策が生産や物価に与える影響をみる。ここでは、変数間の相互依存関係が recursive な関係であると仮定した Choleski 分解に基づくこととする。この場合、変数を置く順番によって結果が異なるが、理論的には外生性の高い順序で配列する必要がある。上述のグランジャー因果性テストの結果も考慮して、財政政策変数、M2、実質輸出、生産、物価という順序に並べ、インパルス反応関数の分析を行う。

インパルス反応関数の結果

まず、財政変数として実質政府支出を用いた場合について、VAR モデルのインパルス反応を計測した。図 5 に VAR モデルのインパルス反応（累積値）をまとめている。実線は各変数の 1 標準偏差のショックに対する各変数の 10 期間の反応を示しており、点線は 95% 有意区間である。各データは 1 回の階差系列なので、累積インパルス反応はレベルデータへの反

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？

応を示している。

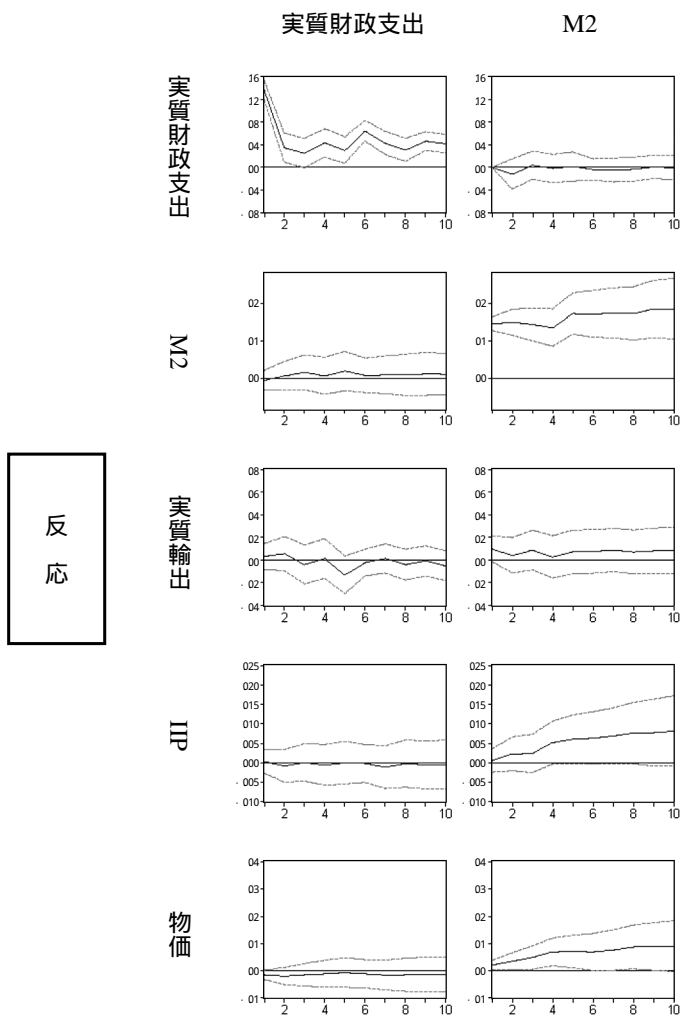
生産に対して影響を与えているのは、M2 と物価でありほぼ 5% の有意な正の影響がある。また、M2 は物価へも 5% で有意な正の影響を与えている。これに対し、実質財政支出は、生産に対して影響を与えていないことがわかる。このインパルス応答関数の結果は、本稿では報告していないが、変数順序を、財政政策変数、M2、輸出、物価、生産に変更しても、同様の結果が得られる¹²⁾。

財政が生産に有意な影響を与えず、物価が生産に有意な影響を与えると
いう結果は、中澤・原田 (2004) の結果とも整合的であるが、マネーが生産に影響を与えるという結果は、異なっている。しかし、銀行貸出とマネーの比較に重点を置いた原田 (2005) の結果とは整合的である。ただし、原田のマネーから生産への影響の有意性は 10% であり、確実ではなかった。中澤・原田 (2004) は、マネーが物価に影響を与え、物価が生産に影響を与えることを示しているが、ここではマネーが生産に直接、5% で有意な影響を与えている。これはマネーとして中澤・原田 (2004) の M1 よりもより広い範囲のマネーである M2 を用いたことによると思われる¹³⁾。

12) 財政支出が利かないことは様々に解釈できる。まず、図 2 に見るように、支出が 33 年以降増加していないことから分かるように、そもそも積極的な財政政策は大して行われていなかったとも解釈できる。また、財政乗数を低下させる様々な状況があったことも考えられる。1930 年代の日本は、小国で海外に開放されており、資本移動が自由であったことから、財政支出が増大すると、所得増加、金利上昇、資本流入、為替レート上昇、輸出減、所得増加せずとなるというマンデル・フレミング・モデルが適応できる状況にあったとも考えられる。為替レートが固定されていたのは、1930 年 1 月から 31 年 12 月までの 2 年間にすぎない。

13) 金融政策変数は内生性を持つ M2 ではなくベースマネーを用いるべきとの批判が考えられる。本稿においてそうしなかったのは、原田・佐藤 [2007] において、信用乗数について分析しているからである。この分析によれば、ベースマネーを動かすことで M2 を動かせるとなった。したがって、M2 を動かすことは可能であるので、M2 を説明変数にすることに意味があると考える。

図5 VAR インパルス反応関数



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？

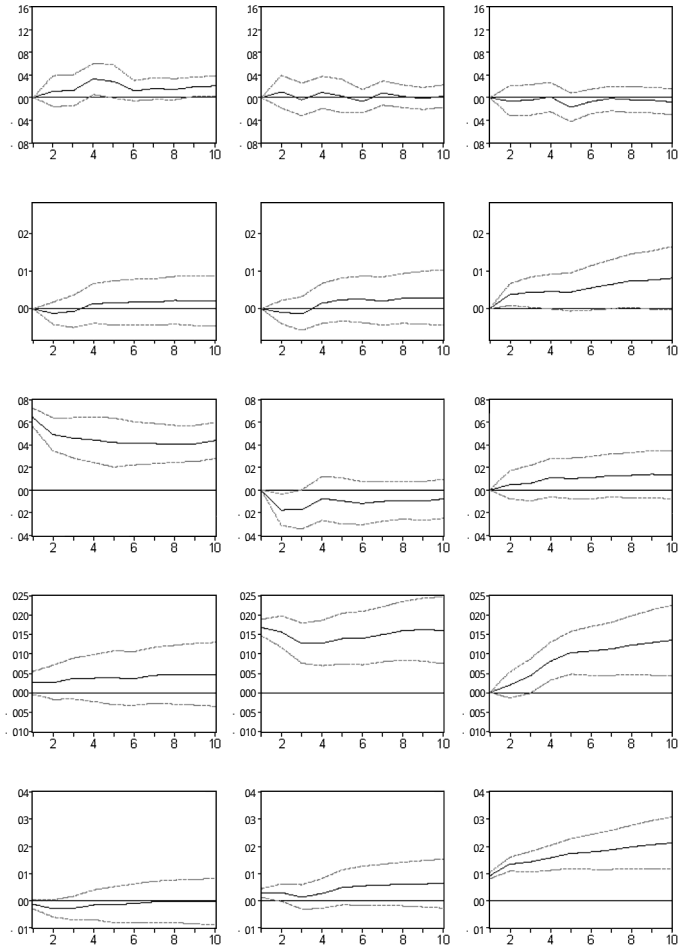
(実質財政支出使用の場合)

ショック

実質輸出

IIP

物価



財政変数として実質債務を用いた場合

財政政策が影響を与えていなかったという結果を確認するために、財政変数を実質債務にしてインパルス反応関数（累積値）を推計した結果が図6である（変数の配列順は上述と同じである）。実質政府債務を用いた場合では、生産に対して物価は5%で有意であるが、マネーの有意性は低下し、7期だけ10%有意となる。マネーは物価に対しては5%で有意である。政府債務は生産に対して5%で有意だが、政府債務が増大すると生産が減少するという関係になっている。これは債務の増大で示される財政拡張政策がむしろ生産を減少させてしまうことを示している。また、必ずしも有意ではないが、マネー、輸出、生産、物価が上昇すると実質債務が減少するという関係がある。政府債務が生産に対して有意であるという関係は、物価や生産が上昇すると債務が減少するという関係が現れたのだと解釈できよう。したがって、実質政府債務という財政変数が生産や物価に影響を与えたのではなくて、生産や物価が債務に影響を与えたということになる。

財政政策か金融政策か

本稿ではマネーの増大を金融政策、財政支出の増大または政府債務の増大を財政政策と定義している。しかし、高橋財政の本質は赤字国債の日銀引き受けによって得られた財政収入によって支出を拡大するということにある。これは財政政策なのか、金融政策なのかという問題がある。

本稿では財政支出を財政変数と考えている。政府債務が財政政策変数として不適切な理由はすでに述べた通りである。財政支出は税、国債発行の増加、国債の日銀引受および市場での購入（以下、日銀引受と記す）によって可能になるが、財政支出は国債の日銀引受けと1対1で対応するわけではない¹⁴⁾。また、ベースマネーは日銀の国債引き受けおよび民間貸出によ

14) ここでは通貨発行益が一時に計上されるように書いているが、現実には、日銀が通貨見合いの国債を購入した時点では国債の利子収入が日銀の利益とな

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？

って供給される。これも財政支出と1対1で対応するわけではない。ここでは金融政策をM2で捉えているので、財政政策と金融政策とは異なったものと定義できる。実際、図2で見たように、財政支出とM2は異なった動きをしている。

為替レートの追加

金融政策、あるいは物価に影響を与える変数として為替レートを考慮すべきという議論がある¹⁵⁾。梅田(2006)は、卸売物価を対象として、輸入物価、名目実効為替レート、実質財政支出、マネタリーベース、需給ギャップの6変数によるVARモデルを推計し、物価に及ぼす為替レートの影響を強調している。本稿は、物価ではなくて生産に対する影響を考えているが、物価の生産に与える効果が重要であることは既に示している。そこで、梅田(2006)にならい、これまでの5変数のVARモデルに、為替レートを追加してインパルス応答関数を推計した¹⁶⁾。

VARモデルのラグを選択するために、1次から7次までのラグのVARモデルについてSC(Schwarz information criterion)及びAIC(Akaike information criterion)を算出した。結果は、SCでは0次のラグ、AICでは1次のラグが選択された。本稿ではPantula et al.(1994)にならい、4次のラグを採用した¹⁷⁾。

変数の順序は、財政政策変数(実質政府支出のみとした)、金融政策変数(M2、為替レートの順)、輸出、生産、物価とした。結果は、図7のように

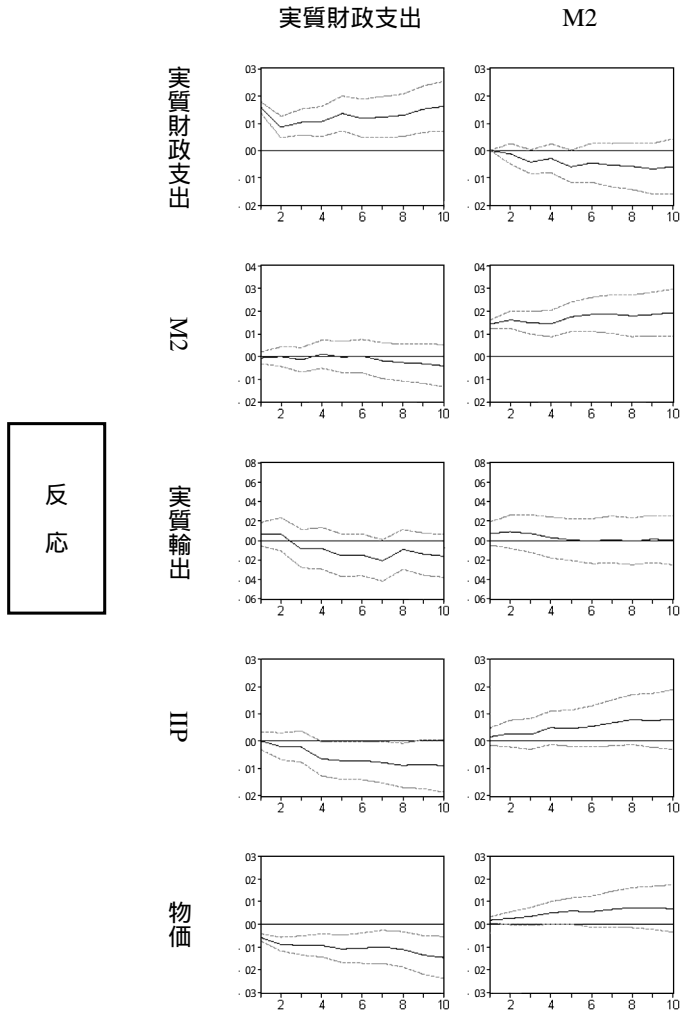
り、その利益が日銀から国庫納付金として政府へ納められる。この場合、国債の日銀引受額と財政収入との関係はより小さくなる。

15) 為替レートの追加は、神戸大学の鎮目雅人教授のコメントによる。

16) 梅田[2006]は海外物価の物価に与える影響を強調しているが、本稿は生産に関心があり、海外物価が生産に影響を与えることは考えにくく、また自由度を確保するためにも、為替レートだけを追加した。

17) 為替レートを入れない場合に2期で行ったので、為替レートを入れて2期のVARモデルを推計したがインパルス反応関数の結果はほぼ同じだった。

図6 VAR インパルス反応関数



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？

(実質政府債務使用の場合)

ショック

実質輸出

IIP

物価

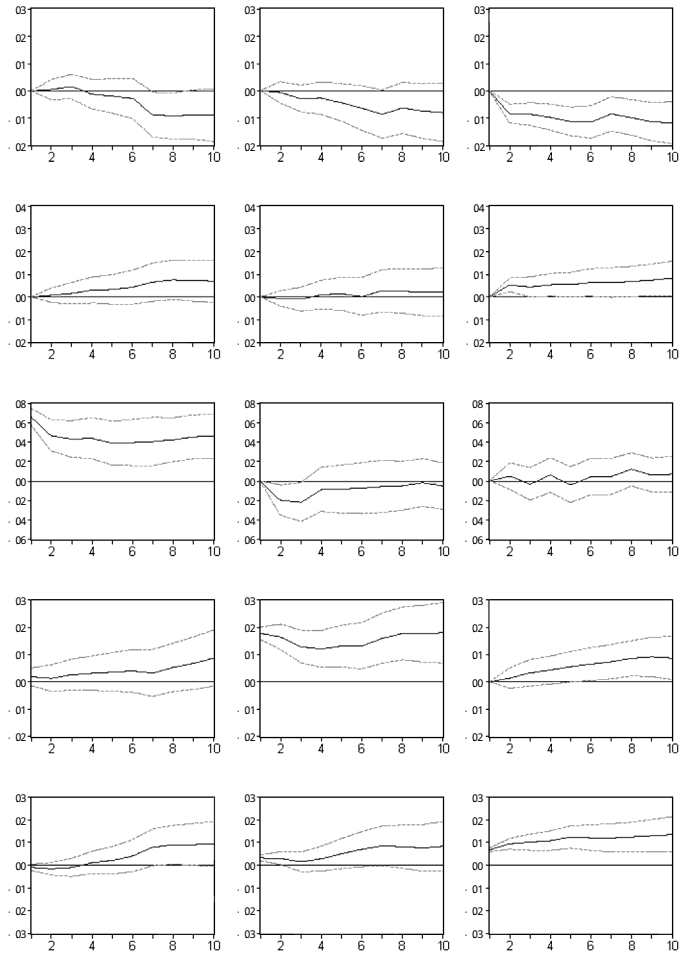
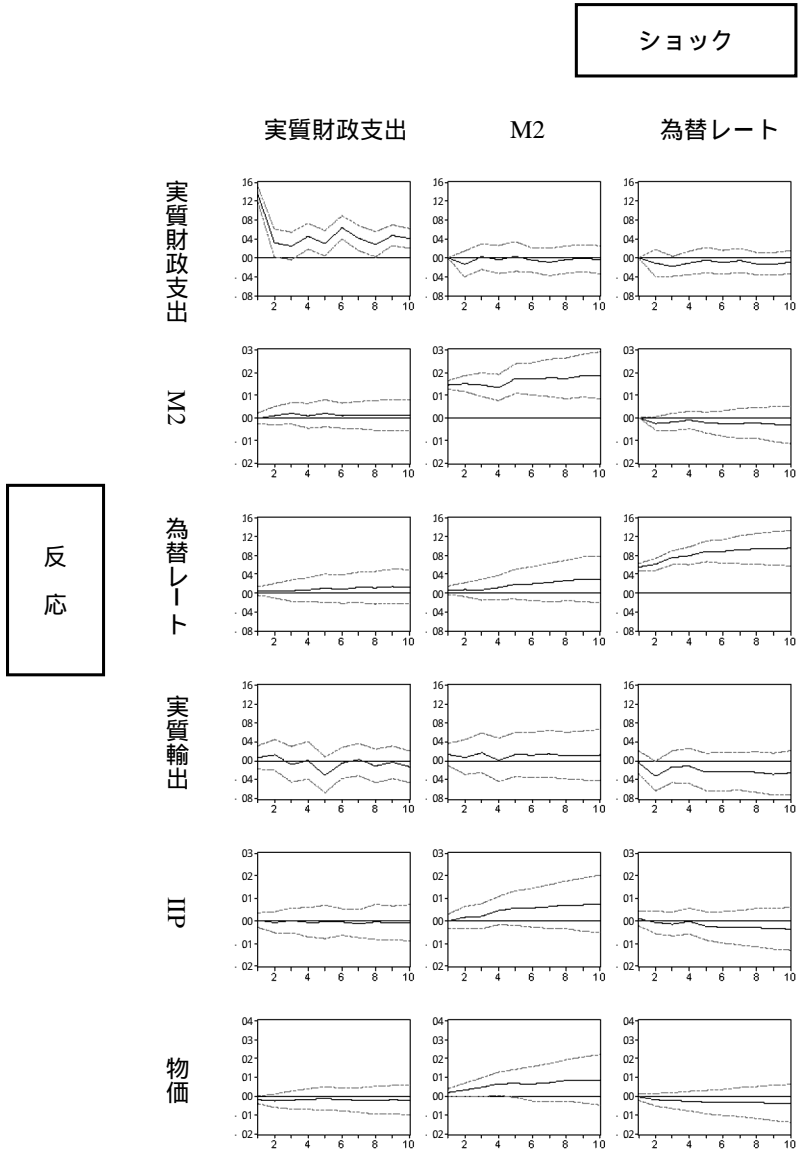
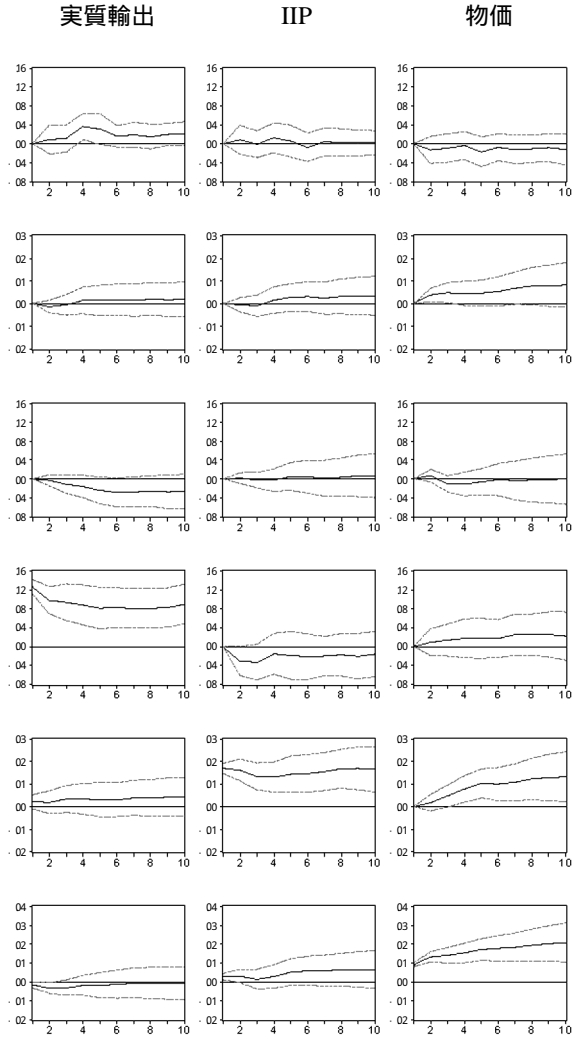


図7 インパルス反応関数



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？

(為替レートを追加した場合)



なる。図に見るように、為替レートは物価にも生産にも有意な影響を与えていない。

為替が物価に影響を与えていないのは梅田(2006)と異なる結果であるが、このVARモデルから金本位制離脱ダミーを取り除くと、為替は5%有意水準で物価に影響を与えている。これを示したのが図8である。

このような結果が得られる理由は、図9で、金本位制離脱ダミーと為替レートの対数の差分を取ったグラフを見ることが明らかである。両者は変数の取り方から正負逆ではあるが、ほぼ同じような動きをしているので、金本位制離脱ダミーを入れたときには、為替の説明力がなくなってしまうわけである。すなわち、梅田(2006)の強調している、為替レートが物価に強い影響を与えているという結果は、金本位制からの離脱がデフレからの脱却において決定的だったという大恐慌研究の成果(本稿「はじめに」の「金の足枷論」、Eichengreen [1990]、解説としては野口・若田部 [2004])を確証するものである。すなわち、金本位制に執着した政策が、デフレをもたらし、デフレが昭和恐慌をもたらしたことになる。

数量的関係

以上の分析は、標準偏差で基準化されたショックとそれに対する反応を示したものである。これはショックの定性的な影響を考えるには有効であるが、数量的効果の政策的インプリケーションを考えるには不適當である。そこで、各変数に1単位のショックが加わった場合の反応(累積値)を見ることにしよう¹⁸⁾。変数の配列順は上述と同じである。なお、財政変数としては、煩雑さを避けるために、実質財政支出のみを用いる。また、10

18) 本研究では、Eviews 5.1 のプログラムコマンドによるコレスキー分解したイノベーションの1標準誤差ショックを、1単位のショックに基準化した推計値および有意水準を報告している(Eviews 5.1 のプログラムコマンドによるイノベーションの1単位ショックは、VAR 推計式の残差間の相関を加味していないため、使用していない)。

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？

期までにすると有意性が低下する変数が多いので6期までの反応を示している。

表10によると、M2が1%上昇すると生産が0.372%上昇し、物価水準が0.687%上昇する(5%有意)ことになる。物価が1%上昇すると生産が0.63%上昇するという有意な関係がある。財政支出が1%増大すると生産が0.012%減少するが有意ではない。すなわち、財政から生産への影響は、有意ではないか、方向が逆である。一方、物価やM2の生産への影響は想定される方向を持ち、その係数も大きくなった。

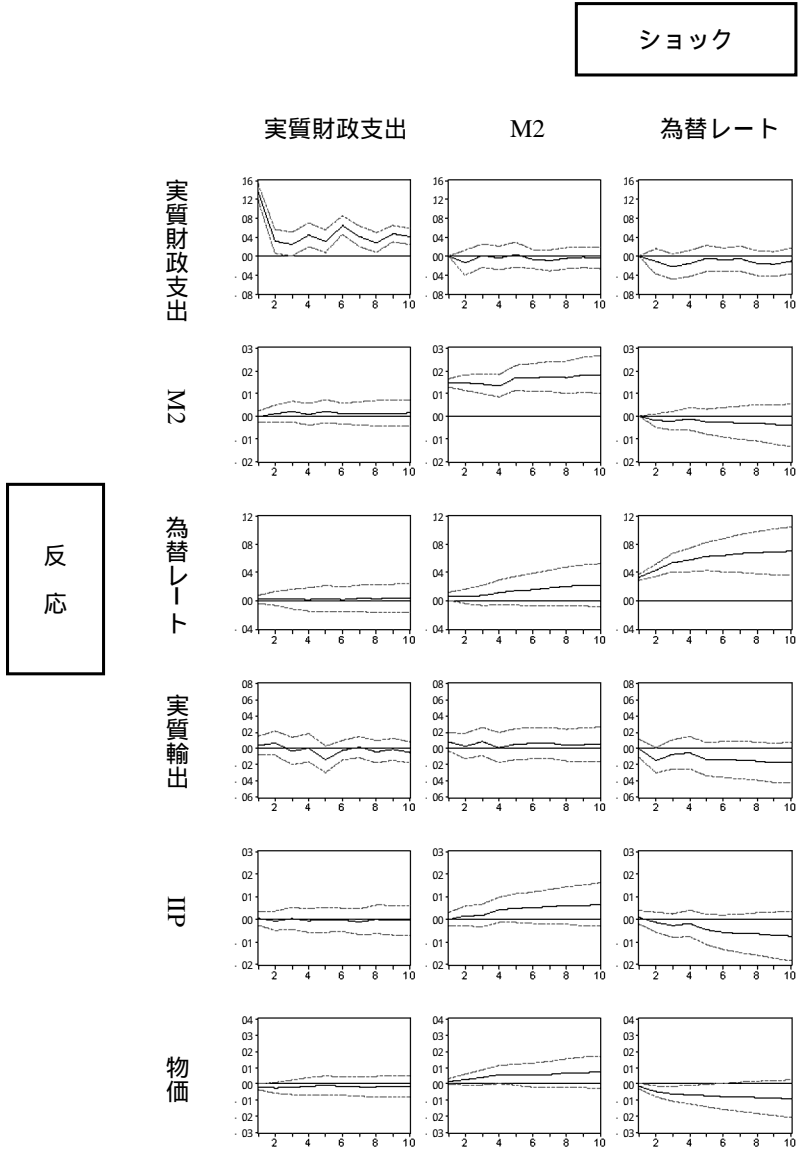
分散分解

これまでの分析では変数間の定性的、定量的な影響関係の統計的な有意性の検討に興味の中心を置いていた。次に、昭和恐慌期を含む26-36年において、財政政策と金融政策のいずれが重要であったか中心に、各変数の生産に与える影響を見てみよう。VARのフレームの中で、変数の変動をその要因別に分解する手法として代表的なものに分散分解がある。

図11は、財政変数として実質財政支出を使用した場合の結果を示した。これによると、10期後の生産の変動の約9%を物価が、4%をM2が、1%を実質財政支出が、2%を実質輸出が説明している。ただし、実質財政支出よりもM2の方が短期に生産へ効果を与えることが読み取れる。また、インパルス応答関数の結果から見て、実質財政支出の増加は生産を減少させるという逆の方向への変化をもたらしていると考えられる。

また財政変数を実質財政債務とした分析結果は図12に示しているが、10期後の生産の変動の3%を物価が、3%をM2が、6%を実質財政債務が、4%を実質輸出が説明している。ただし、インパルス応答関数の結果から見て、実質財政債務は債務が増大すると生産が減少するという逆の方向の変化をもたらしていると考えられる。金融政策に関連する物価、M2の合計の説明力は6%となる。

図8 インパルス反応関数(為替レートを追加,



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？

金本位離脱ダミーなしの場合)

実質輸出

IIP

物価

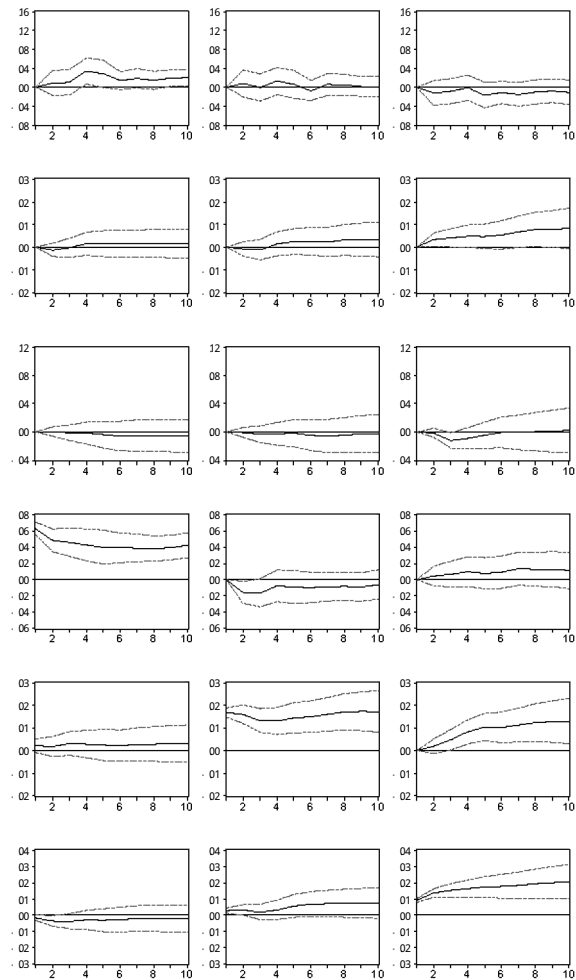


図9 為替レート(対数値)と金本位離脱ダミー

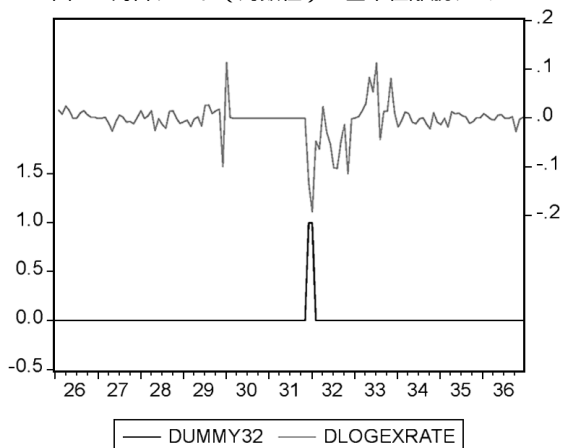


表10 インパルス応答関数の数量効果

実質財政支出の累積応答

期間	実質財政支出	M2	実質輸出	IIP	物価
6	0.472 (0.067)	-0.028 (0.070)	0.088 (0.066)	-0.049 (0.075)	-0.052 (0.079)

M2の累積応答

期間	実質財政支出	M2	実質輸出	IIP	物価
6	0.061 (0.158)	1.179 (0.214)	0.124 (0.207)	0.176 (0.212)	0.382 (0.202)

実質輸出の累積応答

期間	実質財政支出	M2	実質輸出	IIP	物価
6	-0.036 (0.092)	0.115 (0.149)	0.635 (0.146)	-0.181 (0.146)	0.167 (0.144)

IIPの累積応答

期間	実質財政支出	M2	実質輸出	IIP	物価
6	-0.012 (0.144)	0.372 (0.199)	0.216 (0.204)	0.825 (0.202)	0.630 (0.185)

物価の累積応答

期間	実質財政支出	M2	実質輸出	IIP	物価
6	-0.120 (0.262)	0.687 (0.344)	-0.109 (0.362)	0.547 (0.362)	1.796 (0.321)

()内は標準誤差

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？

図 11 分散分解（実質財政支出）

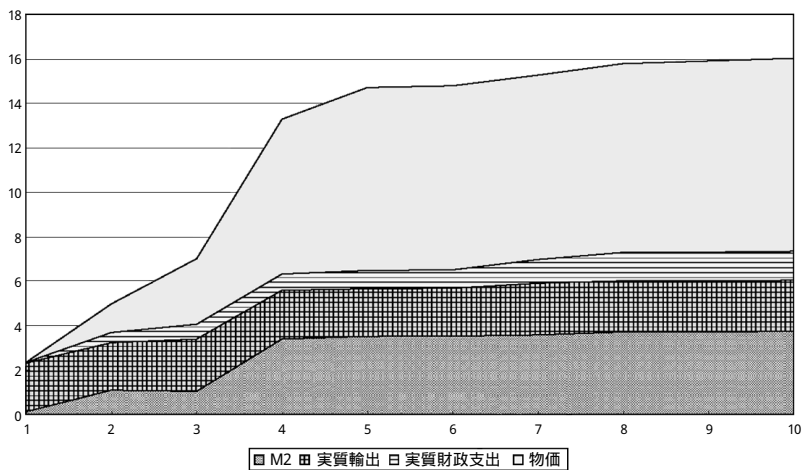
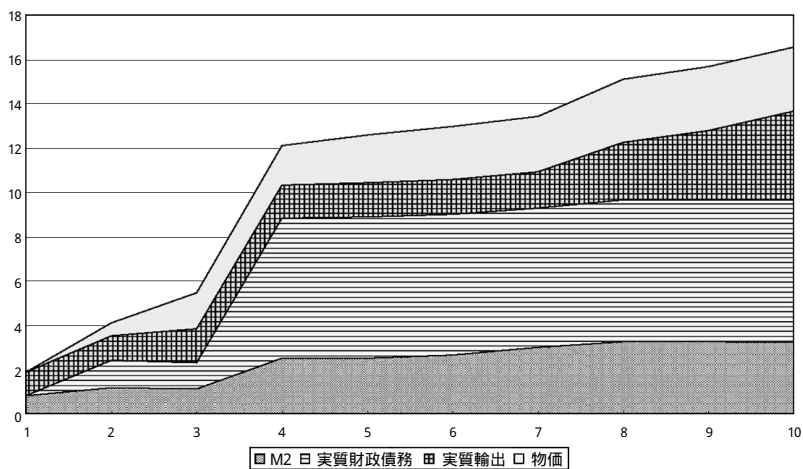


図 12 分散分解（実質財政債務）



この結果からも、財政政策はこの期間において重要ではなかったと結論付けられる。ただし、金融政策の効果も大きくはない。しかし、これは10年間の平均的な効果であるので、昭和恐慌前後の効果を考えるには、よりこの期間に焦点を当てた分析が今後必要である。

結論

以上、月次データを用いて金融政策と生産や物価の変動との関係を中心に実証的な分析を試みた。

物価と生産の関係を見ると、物価の上昇が生産を増大させるという関係が頑健だった。金融政策が物価と生産を上昇させるという関係も頑健だった。昭和恐慌からの回復過程において、高橋蔵相期の拡張的な財政政策の役割が強調されているものの、拡張的な財政政策が生産の上昇に有意にまたは数量的にも大きな効果があったという結果は見いだせない。これは財政変数として様々な変数を用いた場合に変わらない結果だった。

財政政策ではなければ、何が昭和恐慌からの脱却をもたらしたのかという疑問が当然に生じる。生産に対する物価とのマネーの影響が頑健であったことから、これらがその有力な候補者である。物価とマネーの生産に与える数量的効果は有意であるが、昭和恐慌を含む10年間の平均では、金融政策変数と物価は生産の変動のわずかを説明しているだけである。昭和恐慌を分析するには、より特定の期間に焦点を当てた分析が今後必要である。

また、ここで用いた金融変数はM2である。M2は金融政策当局が目標とすることはできるが、直接コントロールすることができる政策変数ではない。では、M2はどのような変数によって影響を受けるのか。M2をどのようにコントロールできるのか。これらの問題に焦点を当てた分析も必要である。

数量的効果が十分でないにしろ、昭和恐慌を阻止するために金融政策が

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？

有効であるなら、それがなぜ発動されなかったかという疑問も生じる。それに対しては、金融政策が金本位制に執着したからだという答えが得られた。

(参 考 文 献)

- 岩田規久男編著『昭和恐慌の研究』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』日本銀行金融研究所，2006年3月，第25巻第1号
- 大川一司・高松信清・山本有造『長期経済統計1 国民所得』，東洋経済新報社，1974年
- 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」，財務総合政策研究所編『フィナンシャル・レビュー』第66号，2002年
- 中澤正彦・原田泰「第8章 なぜデフレが終わったのか」，2004年，岩田(2004)所収
- 中村隆英「高橋財政」と公共投資政策 - 「時局匡救」農村土木事業の再評価」，1981年，中村編(1981)所収
- 中村隆英『戦前期の日本経済分析』，山川出版社，1981年
- 中村隆英『昭和経済史』，岩波書店，1986年
- 中村隆英『昭和恐慌と経済政策』，講談社学術文庫，1994年
- 日本銀行百年史編纂委員会編『日本銀行百年史資料編』，日本銀行，1986年
- 野口旭・若田部昌澄「第1章 国際金本位制の足かせ」2004年，岩田(2004)所収。
- 羽森茂之『計量経済学』，中央経済社，2000年
- 原田泰・佐藤綾野「昭和恐慌期のマネーはベースマネーでコントロールできたのか」内閣府経済社会総合研究所 ESRI Discussion Paper Series No. 187，2007年7月
- 藤野正三郎・五十嵐副夫『景気指数：1888～1940年』，一橋大学経済研究所日本経済統計文献センター統計資料シリーズ：No. 2，1973年
- 堀雅博「世界大恐慌と金融政策」，原田泰・岩田規久男編著『デフレ不況の実証分析』，東洋経済新報社，2002年
- 吉川洋「日経・経済図書文化賞講評」，『日本経済新聞』2004年11月3日朝刊
- Cha, Myung Soo 'Did Takahashi Korekiyo Rescue Japan from the Great Depression?', *Journal of Economic History*, vol. 63, No. 1, 2003

- Eichengreen, Barry, *Golden Fetters: The Gold Standard and the Great Depression, 1919-1939*, New York: Oxford University Press, 1992
- Eichengreen, Barry and Peter Temin 'Counterfactual Histories of the Great Depression,' http://emlab.berkeley.edu/users/eichengr/counter_histories.pdf, 2001
- Hamori, Shigeyuki and Naoko Hamori, "An Empirical Analysis of Economic Fluctuations in Japan: 1885-1940," *Japan and the World Economy* 12: 11-19, 2000
- Pantula, Sastry G., Gonzalez-Farias Graciela, and Wayne A. Fuller 'A Comparison of Unit-Root Test Criteria,' *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, 1994
- Yasuba, Yasukichi 'The Japanese Economy and Economic Policy in the 1930s,' Robert G. Gregory and Noel G. Butlin, ed. *Recovery from the Depression - Australia and the world economy in the 1930s*, Cambridge University Press, 1988