



RIETI Discussion Paper Series 03-J-013

金融システムの不安定化と実体経済への波及

小林 慶一郎
経済産業研究所

稲葉 大
東京大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

金融システムの不安定化と実体経済への波及*

稲葉大
東京大学大学院

小林慶一郎
経済産業研究所

初稿 2003 年 9 月 12 日

改定稿 2003 年 10 月 1 日

要旨

1990年代から続く日本経済の長期的な低迷の説明の一つとして、金融システムが不安定化したことが考えられる。金融機関の破綻が金融システムへの信認を動揺させ、金融仲介機能の低下を招き、経済取引の長期的な停滞をもたらしたというものである。本稿の目的は、この仮説を実証的に検討することである。プロビット法を用いて金融機関の破綻した日付の情報を利用し、金融仲介機能の低下を表す指標を作成した。さらに、ベクトル自己回帰モデルを用いることによって、先に作成した指標によって表される金融仲介機能の低下が実体経済に与える影響を実証的に考察した。1977年から2000年までのデータを用いたベクトル自己回帰モデルでの分析結果では、金融仲介機能の低下が生産に対して約30ヶ月にわたってマイナスの影響を与えることが示された。

Key words: 金融機関の破綻, 金融システム, 金融仲介機能, probit, ベクトル自己回帰

JEL classification: E32, E44, E50, G21

* 本稿の作成に際し、関根敏隆氏（日本銀行）、塩路悦郎氏（横浜国立大学）、竹田陽介氏（上智大学）、CIRJE-TCERマクロコンファレンスの参加者の方々、および匿名のレフェリーから有益なコメントをいただいた。もちろん、本稿のありうべき誤りはすべて筆者の責任である。

1. はじめに

1990年代の日本経済においては、都市銀行をはじめ、信用組合などの中小の金融機関に至るまで多くの金融機関の破綻が観察されてきた。金融機関の破綻の影響が、金融仲介機能、決済機能といった銀行機能が低下するという金融システムの不安定化をもたらし、このことが経済取引を縮小させて、実体経済に悪影響を与えることが考えられる。Bernanke(1983)はアメリカの大恐慌時において、預金の取り付けによって広範な銀行支払停止が生じたことが、金融部門の効率性を下げ、金融仲介機能の低下をもたらし、長期的な実体経済の低下をもたらしたことを実証分析している。また、Anari, Kolari, and Mason (2002)は預金者への払い戻しに時間がかかればかかるほど、その期間だけ預金者は払い戻し停止された預金を消費にも投資にも利用できないという側面からマクロ経済を悪化させているといった仮説を検証している。彼らは Bernanke の用いた指標を改善し、1921年から1940年における破綻銀行の預金の払い戻しの遅延をストックで推計し、この指標を用いて金融仲介不全が実体経済に長期的にマイナスの影響を与えたことを明らかにした。ベクトル自己回帰 (vector autoregression, 以下 VAR) を用いた分析によれば、銀行の払い戻し遅延預金のストックが増加するショックは、約5年わたって実体経済にマイナスの影響をもたらすことが示されているⁱ。

こうした金融機関の金融仲介機能の低下が実体経済に長期的にネガティブな影響を与えるという結果は、金融政策の貸出のチャネルとも関連がある。貸し出しのチャネルとは、銀行貸出を通じた金融政策の波及経路のことであり、金融仲介機能の低下は、銀行貸出の通じた経路を阻害することが考えられる。貸し出しのチャネルに関する理論的な研究としては、教科書的な IS-LM モデルにおいては、金融政策の波及経路として金利を通じたチャネルのみが存在するのであるが、Bernanke and Blinder(1988)においては銀行貸出を通じた金融政策の波及経路を IS-LM 分析に取り入れたモデルを構築している。そこでは通常の IS-LM モデルにおける財市場、貨幣市場、債券市場に加え、貸出市場を明示的に考察して

ⁱ Bernanke は金融仲介機能の低下を表す代理変数として各月における破綻銀行の預金額というフローのデータを用いているが、1933年3月の銀行休日に銀行破綻が急に増えたため、この月の破綻銀行の預金額が急上昇し異常値となっている。堀(2002)は、この異常値が分析結果の説明力の原因となっており、この異常値を除けば銀行破綻が実体経済に与える影響は有意でなくなると指摘している。

しかし、Anari, Kolari, and Mason (2002)は、詳細な調査により銀行の払戻遅延預金のストックのデータを作成し、異常値の問題は回避した上で Bernanke(1983)と同様の結論に達している。

いる。また宮川(1997), 星(2000)も貸出の経路を重視し, Bernanke らの理論を修正した理論を展開している。

貸出のチャネルの実証研究としては, Bernanke and Blinder(1992)は, アメリカのデータをもとに金融政策の波及経路を考察している。ここでは銀行貸出量の減少が景気にマイナスの影響をもつことが示されており, 貸出のチャネルが働いていることが示されている。また日本における研究としては, Ueda(1993)がある。そこでは各種貨幣量, 銀行貸出, 生産指数等を用いた VAR モデルを用いて, 生産の変動に対して銀行貸出の説明力が高く, 日本の金融政策の波及経路において, 銀行貸出の果たす役割が大きいことを示唆している。畠田(1997)は VAR モデルにより, コールレートのショックとして識別される金融政策のショックが銀行貸出量に影響を与えることを示している。また, 貸出のチャネルは中小企業により強く効いていることを示しており, Gertler and Gilchrist(1994)の行った金融政策の企業規模別の分配効果に注目している。また宮川(1997)は, 銀行経営状態を表す変数として銀行株価指数を利用し, VAR によるインパルス応答分析を用いて, 銀行の経営状態が設備投資(特に中小企業の設備投資)にマイナスの影響を与えていることを明らかにしている。このように日本においても貸出のチャネルの存在が示唆されており, 金融仲介機能の低下, 金融システムの機能不全は金融政策の波及経路における貸出のチャネルを阻害する可能性が考えられる。

本稿では, 金融機関の破綻情報を考慮に入れて金融仲介機能を表現する指標を考案した上で, 時系列分析を利用して, この指標の低下が実体経済に与える影響を検証する。以下の構成は次に示すとおりである。次節では, 金融仲介機能の低下を捉えるための指標を考案し, これを推計する。また作成した指標が金融仲介機能を表現する指標として妥当であるかを検討する。次に3節において, この指標と他のマクロ変数とを合わせ, 経済の各諸変数の動学的な反応を分析する手段として有効な VAR を用い, インパルス応答関数の分析, 予測誤差分散分解を利用して金融仲介機能の悪化あるいは金融不安が経済に与える影響を考察する。

結果を要約すれば次のようになる。インパルス応答分析により, 金融仲介機能低下のショックに対して生産活動が約 30 ヶ月にわたってマイナスに反応することが示される。予測誤差分散分解からは, この指標の変動が実体経済の変動に重要な役割を持っていることも示される。他の識別条件を用いて分析した場合にも結果は不変であり, この結果は頑健であるといえよう。このことは金融仲介機能不全という金融部門の問題が, 経済取引を縮

小さく、実体経済に長期的にマイナスの影響を与えていることを示している。金融システムが不安定化したことが、1990年代から続く日本経済の長期的な低迷の一因と考えられる。

2. 推定方法

2-1. 金融仲介機能の程度表す指標

金融仲介機能の低下を考察する上で、その代理変数として Bernanke(1983)や Anari, Kolari, and Mason(2002)は預金の払い戻しの停止や遅延を利用している。しかし預金払い戻しが長く遅延することは現在の日本においては考えられないだろう。日本において注目すべきは、それまで破綻しないと考えられていた金融機関が実際に破綻するという現象が1990年代に見られたことである。こうした金融機関の破綻は金融仲介機能の低下、あるいは金融不安の蔓延を引き起こす要因として重要であると考えられる。この項では金融機関の破綻がもたらす金融仲介機能の低下の計測を試みる。

金融機関の破綻については、金融庁(2002)、堀江(2001)、預金保険機構の年報および松浦、竹沢、戸井(2001)より破綻公表日、または預金保険機構の資金援助実施日付の情報を利用できる(表1)。分析の対象は異なるが、こうした日付を分析に用いた例として Romer and Romer(1990)がある。彼らは FOMC (Federal Open Market Operation;連邦公開市場委員会)の報告書などをもとに、金融引き締め政策が行われた時期を求め、政策変更時期という情報を分析に利用した。彼らの分析では金融政策の引き締めへの変更がマクロ変数にどのように影響を与えるかを考察している。日本については Ueda (1993)においても同様の分析が行われている。これらの分析においては金融政策変更の時期についてダミーを設定した分析を行っている。しかし、ダミーは質的なデータであり、経済に与える大きさ等を反映しないという批判が考えられる。これと同様に金融機関の破綻日にダミーを用いて分析する方法では、その影響の大きさ、長さを考察することができない。また金融機関の破綻は、先の例の政策変更と異なり、より内生的な問題であると考えられる。そのため、ダミーとして外生的に取り扱うことは望ましいとはいえないだろう。

こうした問題点を改善する工夫として、プロビットを用いることで金融機関の破綻があった月の情報を利用して、金融仲介機能低下の代理変数を計測することとした。分析の方法は以下の通りである。金融機関の破綻の起こった月を 1、そうでない月を 0 とし、この情報 Y を被説明変数としてプロビットを行うⁱⁱ。変数はすべて時系列変数であるが、添

ⁱⁱⁱ プロビットにより観測されない変数を時系列に分析した例として、Estrella and

え字 t は省略する。ここでは問題を次のように考え、観察されない金融仲介機能の程度を推計する。金融仲介機能の不全性をあらわす仮想的な変数を FI とする。金融機関の破綻は金融仲介機能の低下をもたらすことが考えられるため、この FI と次のような関連があると想定できる。

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{if } FI > 0 \\ 0 & \text{if } FI \leq 0 \end{cases}$$

つまり、金融仲介機能の不全性と金融機関の破綻があった日とが関連をもっていることを想定している。ここで FI は金融仲介機能を説明する説明変数 X の線形関数として説明される部分と、それ以外の要素をまとめた誤差項との和で成り立っていると考えると、

$$FI = X\beta + \varepsilon$$

と表すことができる。 $Y=1$ となる確率は、 $-\varepsilon \leq X\beta$ の時であるから、

$$P[Y=1 | X] = F(X\beta)$$

で与えられる。ここで F は $-\varepsilon$ の累積分布関数である。プロビットはこの ε の分布として標準正規分布を仮定したものである。ここで得られた $X\beta$ 、つまり FI の推定値は金融仲介機能の不全性をあらわす仮想的な変数を推計したものである。これは金融機関の破綻日の情報とそのほかの金融仲介機能の説明要因とを総合的に加味して、金融仲介機能の悪化の程度を指標化したものであると解釈できる。この指標 FI の推定値を以下の分析に利用し、金融仲介機能の悪化が日本経済に与える影響を考察する。

金融機関破綻日の日付やその他の変数の情報を有効に用いていることで、単に破綻日をダミーとして VAR に組み込むよりも、金融仲介機能の低下・金融不安が経済に与える影響を考察する目的には有効であると考えられる。プロビットの説明変数としては、金融機関の資産構成または資産選択を表す指標として危険資産と安全資産の比率（(株式+貸出—金融機関向け貸出) / (現金・預け金+有価証券—株式)）である Mix 、各期の銀行の業績を反映するものとして銀行信託業の労働時間ⁱⁱⁱ（労働者数×労働時間）、また経済の状態を表すものとして企業倒産件数を用いた。推計結果は表 2 に示すとおりである。 Mix の係数は有意に正となっており、危険資産の比率が高まることと金融仲介機能の悪化とが相関し

Mishkin (1998)による景気判断モデルがある。そこでは景気後退期を 1、景気拡張期を 0 とした変数を、マクロ変数及び金融変数等を用いて説明する方法がとられている。日本における分析例として、Hirata and Ueda (1998)、小巻(2001)がある。

ⁱⁱⁱ 銀行の業績の代理変数として労働時間を用いた方法を使った研究として、Aiyagari, Braun, and Eckstein(1998)がある。

ていることがわかる。また金融仲介機能の悪化の程度に対して企業倒産件数はプラスに有意に相関、労働時間はマイナスに有意に相関しており、もっともらしい結果である^{iv}。

金融仲介機能のような観察されない変数を推計することは実験的な試みであり、その変数の妥当性が問題となる。そこでこの指標の妥当性を確かめるために、宮川(1997)において銀行部門の経営状態を表す変数として使われている銀行株価指数（対数値）と比較を試みた。比較をわかりやすくするため、以下では金融仲介機能の悪化を示す指標 FI にマイナスをかけて検討する。両者を比較した図 1 のグラフからは、87 年以降に非常に良く似た動きを示していることがわかる。これら 2 つの変数の相関係数を求めてみると、全期間については 0.39 とそれほど高くはないが、87 年以降の相関係数は 0.88 と高い相関を示している。このことから、次のように考えることが可能である。銀行株価指数が下落している時期において、金融仲介機能も悪化しており、これらが相関を持つことはもっともらしいといえる。しかし銀行株価指数の上昇期においては、銀行株価の上昇に伴って金融仲介機能が上昇すると考えるよりも、金融仲介機能が安定していると考えたほうが妥当であろう。また銀行株価指数は 1983 年 1 月から利用可能であるが、この時の水準は 1990 年代で最も低い 1998 年 10 月の値よりも低い。1983 年 1 月周辺に金融機関の破綻は見られず、その時期の金融仲介機能が 98 年より低かったということは出来ないだろう。

こうした考えに立てば、今回の分析において、我々の作成した指標は銀行株価指数よりも金融仲介機能を考察するという意味では妥当性があるといえるのではないか。また銀行株価指数は東京証券取引所で株式を公開している銀行についてのみの情報であるという点からも、信用金庫、信用組合等中小の金融機関の破綻の情報を含めた総合的な情報を反映して作成した指標を分析に用いることの意味があるといえよう^v。

^{iv} 破綻の有無によってプロビットを行った場合、破綻金融機関の規模の影響を考慮していないことになる。そこで規模を考慮するために、北海道拓殖銀行、日本長期信用銀行、および日本債権信用銀行の破綻を 3、第二地銀（相互銀行）以上の破綻を 2、それ以外の破綻を 1 として順序プロビットを用いて推計を行った。これは破綻金融機関の規模と金融仲介機能の非効率性とが関連があることを考慮していると解釈できる。推計結果は同様であり、本稿の結論に影響を与えないため、本文では通常のプロビットの結果のみを示すこととした。

^v ただし、ここでの分析はマクロ的であり、個別の金融機関の問題を考慮したものではない。個別の金融機関の問題を考察したものとして、小田(1998)、藤原(2002)等がある。小田(1998)によるオプション価格理論に基づいた適正保険料率の推定結果によれば、1998 年にかけて銀行のリスクに応じて推定される適正保険料率の上昇が見られる。また、藤原(2002)においては、ロジット・プロビット分析およびオプション・アプローチによって銀行の倒産確率を推計している。これによれば、両モデルにおいて 97 年～99 年頃は倒産確

2-2. ベクトル自己回帰による推計

前項で得られた金融仲介機能の指標をベクトル自己回帰の変数の一つとして導入し、推計を試みる。2001年以降においては金融機関に対する資産査定厳格化によって、政策的な要因による金融機関の破綻が多数存在しているため、こうした影響を考慮して推計期間は1977年3月～2000年12月までとした。VARの変数としては、鉱工業生産指数(IIP, SA)、消費者物価指数(CPI)、卸売物価指数(WPI)、マネーサプライ(M2, SA)、コールレート(R)と、先の金融仲介機能の反映する指標を用いている。変数は月次のデータである。ここで、SAは季節調整済みをあらわす。VARに用いたマクロ変数の選び方の根拠としては、教科書的なAD-AS分析に登場する各変数を選んでいく。一般に物価水準と生産量とが経済の状態を表す変数として妥当であると考えられる。また日本銀行の金融調節の影響を考慮するために、コールレートとマネーサプライを採用する。卸売物価指数は、さまざまな経済状況を反映する先行指標としてモデルに導入しており、VARによる金融政策のショックを識別する問題で生じる物価パズルを改善することが知られている。

推計するにあたって、コールレートと先に作成した金融仲介機能指標FIはそのままの系列を用いた。また、鉱工業生産指数、消費者物価指数、卸売物価指数、マネーサプライはすべて対数変換した値を利用した。また、誘導系VARの推計に際して、非定常な変数が含まれていたとしても、レベルによる推定量が一致性を持つことが知られている(Sims, Stock, and Watson (1990), Bernanke and Mihov(1997))。そのため、最近の習慣に合わせてレベルを用いて推計する。照山(2001)やShioji(2000)においても、こうした判断に基づきレベルによる推計が行われている。ラグの次数はSims(1980)による最尤比検定によれば13となるが、自由度を維持するためにラグとして(1, 2, 3, 4, 6, 13)を選択する。ラグ1～13の場合と最尤比検定を行ったところ、有意な差は確認されなかった。同様の手法はBernanke and Mihov(1997), Shioji(2000)において用いられている。またVARの推計に際して、季節調整をしていない変数があることから、季節ダミーを用いた。

3. 推定結果

3-1 金融仲介機能の悪化による実体経済への影響

率が高い数値を示し、2000年においては非常に低く安定しているという結果が示されている。これらの結果は図1にある我々の推計結果と整合的であり、金融仲介機能の指標として妥当であると考えられることができるだろう。

構造ショックの識別条件として各変数間に再帰的構造を仮定して、コレスキー分解をすることによりインパルス応答関数による分析を行った。Sims(1992)にならい先決性の高いものから R-WPI-M2-CPI-IIP という順序で再帰的構造を仮定した。コールレートが先頭にくるのは、金融政策はもっとも先決性が高く、中央銀行はコールレートを決める際に同時点の経済状況を観察できないという考えに基づくものである。また非金融変数である CPI-IIP は同時点の金融部門の変数に対して反応するが、金融部門である R-WPI-M2 に同時点において影響を与えないと仮定していることになる。卸売物価指数はさまざまな経済状況を反映する先行指標としてモデルに導入した。さらに金融仲介機能指標を追加する場合にも分解の順序が問題となる。そこでこの指標を 1 番目におく場合から 6 番目の場合まで、6 通りのケースをそれぞれ分析することとした。代表的な結果として、R-WPI-M2-FI-CPI-IIP モデルのインパルス応答を図 2 に掲載しておく^{vi} ^{vii}。

インパルス応答分析によると、金融仲介機能指標の順序を入れ替えた 6 通りのどのケースでも、順序によらず次の結果を示した。金融政策の引き締めのショック（コールレートの上昇）に対する反応は、マネーサプライ、生産がそれぞれ下落する反応を見せている。コールレートを金融政策の政策変数と考えたときに、引き締めのショックが生産、貨幣量にマイナスの影響をもっていることは、多くの経済モデルとも整合的といえるだろう。本稿の目的である金融仲介機能の悪化のショックに対しての影響をみると、マネーサプライは約 25 ヶ月にわたってマイナスに有意に^{viii}反応していることがわかる。生産については約 30 ヶ月にわたってマイナスに有意な反応を見せている。金融仲介機能が悪化することが、マネーサプライの縮小をもたらし、また実体経済の取引を阻害し、生産の縮小を招いていることが明らかとなった。さらに金融仲介機能の指標は、貸出も含めた金融機関の資産選択構成も反映するように作成されており、このショックが生産にマイナスの影響を与

^{vi} 図には漸近分布に基づき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の可能性が示唆されるため、必ずしも適切とはいえない。しかし単位根を持った系列を含む VAR のレベルでの推計において、あるクラスではどの係数も \sqrt{T} をかけた標本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となることが知られている (Hamilton(1994))。そのため、一つの目安として利用するために、図示することとした。

^{vii} 金融仲介機能の代理変数として推計した指標 FI の外生的ショックは、政府の金融行政に対する政策スタンスの変更や、金融システムへの信託といった人々の心理変化などさまざまな要因を含んだものと考えられる。図 1 に示されるように指標 FI で示される金融仲介機能は 90 年代後半に低下している。

^{viii} 脚注 v の信頼区間に照らして有意であるという意味で用いた。以下同じ。

えていることは、金融政策の貸出のチャネルを阻害しているとも考えられる。

3-2. 予測誤差分解による結果

さらに予測誤差分解を行い、鉱工業生産指数 IIP の分散を分解することにより、生産の変動に対してその他の変数が持つ説明力を計測した。R-WPI-M2-FI-CPI-IIP モデルにおける結果は表 3 に示した通りである。36 ヶ月後には生産の変動のうち、金融仲介機能が 25%~30%、およそ 4 分の 1~3 分の 1 を説明するほどに影響力を持っていることが確認された。また、マネーサプライの分散分解においては、金融仲介機能が 36 ヶ月後にマネーサプライの変動の 20%~25% を説明している。このように分散分解の結果はインパルスレスポンスの結果と整合的であり、金融仲介機能が長期にわたってマネーサプライ、生産の変動のかなりの程度を説明していることが明らかとなった。金融仲介機能の低下が实体经济に長期的に影響を与えていることが観察できる。この結果は、先の各識別条件においても同様の結果を示している^{ix}。

3-3. 頑健性の検討

VAR による分析は、そのモデルの識別条件によって構造ショックに対するインパルス応答分析、予測誤差分散分解の結果が異なることが知られている。そのため 3-1 においてコレスキー分解の順序を変えた 6 つのケースを考察したが結果はほぼ同じであったことがわかっている。

さらにその他の識別条件として、Christiano, Eichenbaum, and Evans (1999) によるブロック再帰構造を仮定したケースも考察した。順序は CPI-IIPSA-WPI-R-M2SA とした。CPI-IIPSA-WPI を非金融部門のブロック Y_1 とし、R-M2SA を金融部門のブロック Y_2 とし、ブロック間に再帰構造を仮定した。これに最後に金融仲介機能指標をブロックの前中後に入れ、3 通りのケースを推計した。具体的には、以下のような構造 VAR を考察することになる。例として、金融仲介機能指標をブロックの真ん中に入れる場合を考察する。

$$\begin{pmatrix} A_{11} & 0 & 0 \\ A_{21} & 1 & 0 \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1t} \\ FI_t \\ Y_{2t} \end{pmatrix} = c + A(L) \begin{pmatrix} Y_{1t} \\ FI_t \\ Y_{2t} \end{pmatrix} + \varepsilon_t$$

c は 6×1 の定数項。 ε は 6×1 の構造ショックである。またラグオペレータ L を用いて、

^{ix} 対数をとった銀行株価指数を金融仲介機能の代理変数として VAR に用いた場合、銀行株価指数の増加的ショックに対する生産のインパルス応答は正であり、結果はほぼ同じである。しかし予測誤差分解においては、銀行株価指数の変動は生産の変動を 36 ヶ月先で約 14% を説明するにとどまっている。

$A(L) = A_1 + A_2L + \dots + A_pL^p$ をあらわしている。この式の 1 番目の括弧の中の A_{ij} は行列のブロックを表しており、 A_{11} は 3×3 、 A_{21} は 1×3 、 A_{31} は 2×3 、 A_{32} は 2×1 、 A_{33} は 2×2 の行列である。0 はゼロ行列であるブロックを表し、1 はスカラーである。ここでの仮定は次のように考えることができる。金融政策の反応関数の要素に同時点の非金融変数が加わる。また非金融変数は金融政策の政策変数に対して同時点では反応しないと仮定される。 A_{11} 、 A_{33} のどちらのブロック内においても再帰構造を仮定していないため、すべての構造ショックを識別することはできない。しかしブロック間に再帰的構造が仮定されているため非金融部門内、金融部門内の変数間の同時点の関係である A_{11} 、 A_{33} に特別な制約をおくことなく、金融仲介機能指標 FI の構造ショックだけについて、その影響を分析することができる。推計に当たっては、 A_{11} 、 A_{33} それぞれに下三角行列を仮定した上で、コレスキー分解を適用し、通常インパルス応答分析を行う。結果は図 3 に示す通りである。このブロック再帰構造を仮定した識別条件においても、基本的な結果に変わりはなく、金融仲介機能の悪化のショックが、長期的に実体経済に悪影響を与えていることが示されている。

さらに、我々は Pesaran and Shin(1998)に基づく一般化インパルス応答分析、およびそれに基づく予測誤差分散分解を検討した。先に述べたように、通常のインパルス応答分析はコレスキー分解する際の変数の順序によって結果が異なることが知られている。これに対して一般化インパルス応答分析はコレスキー分解によって直交化する必要がないため、分析結果が VAR の変数の順序に影響を受けないことが知られている。一般化インパルス応答分析の結果は図 4 に示した通りである。コレスキー分解を行ったケースと同様に金融仲介機能が悪化するというショックが、約 30 ヶ月にわたって生産に悪影響を与えていることが示されている。また予測誤差分散分解の結果（表 4）も同様である^x。

以上の結果から、分析の結果は頑健であるということができよう。

4. 結論

本論文では、金融機関の破綻という情報を考慮した金融仲介機能の悪化が実体経済にマイナスの影響をもたらしているという仮説を検証した。そのために、我々は金融機関の破綻日とその他金融機関の経営に影響を与える変数をプロビットによって総合的に分析し、

^x 一般化インパルス応答関数に基づいた予測誤差分散分解の場合、分解の合計が 100 を超える。

金融仲介機能の悪化の程度を表す指標を推計した。その上で、この指標を導入した VAR を用いて金融仲介機能の悪化と実体経済との関係を分析した。分析の結果は次の通りである。金融仲介機能の悪化のショックは 2 年半以上という長期にわたって実体経済にマイナスの影響を与えていることが示された。また長期的には金融仲介機能の悪化を示す指標が生産の変動の 4 分の 1 から 3 分の 1 を説明していることが示された。これらの結果を踏まえると、90 年代のバブル崩壊以降、図 1 に示されるように金融仲介機能が低下し、そのことが深刻な不景気を長引かせている可能性があると考えられる。特に破綻しないとされていた金融機関の破綻は金融システムへの信認を動揺させ、非常に強いインパクトを持っていたと考えられる。金融機関がもつ金融仲介機能、決済機能といった経済の取引のうえで重要な機能が傷つくことによって、実体経済にマイナスの影響を与えたことが分析から示唆される。

本稿では、金融機関の破綻日の情報とそのほか金融機関の資産選択、労働時間数などの情報を総合的に用いて、金融仲介機能不全をあらわす指標を作成した。金融仲介機能といった観察されない変数を推計することは極めて実験的な試みである。このような観察されない変数の推計には別のアプローチもあり得るだろう。そうした分析との比較検討は今後の課題としたい。しかしここで得られた結果は、90 年代以降の長期不況の要因として、金融仲介機能の悪化が重要な位置を占めていること、実体経済の動向には金融システムの健全性が重要であり、その安定を保つことが重要であることを示すものと言える。

Data Appendix

CPI : 全国総合消費者物価指数, 総務省統計局

WPI : 総合卸売物価指数 (総平均) 1995=100 「物価指数月報」 日本銀行

IIP : 鉱工業生産指数 (季節調整値) 1995=100 「通産統計」 経済産業省

R : コールレート無担保翌日物 (月中平均) (ただし 1985 年 7 月以前は有担保翌日物) 金融経済統計月報, 日本銀行

M2 : M2+CD 平均残高 (季節調整値) 金融経済統計月報, 日本銀行

MIX : (現金・預け金+有価証券-株式) / (株式+貸出-金融機関向け貸出)

対象は国内銀行および信用金庫, 信用組合を含む 金融経済統計月報 日本銀行
銀行株価指数: 東京証券取引所 「東証統計月報」

銀行労働時間: 厚生労働省毎月勤労統計調査 銀行信託業 30 人以上 就業形態計

企業倒産件数：帝国データバンク全国企業倒産集計

[参考文献]

- Aiyagari, Rao, Anton Braun, and Zvi Eckstein (1998), "Transaction Services, Inflation, and Welfare," *Journal of Political Economy* 106, pp.1274-1301.
- Anari, Ali, James Kolari, and Joseph Mason (2002), "Bank Asset Liquidation and the Propagation of the U.S. Great Depression," Wharton Financial Institutions Center Working Paper no.02-35.
- Bernanke, Ben S., (1983), "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression," *American Economic Review* 73, pp.257-276.
- Bernanke, Ben S., and Alan S. Blinder (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *American Economic Review* 82, pp.901-921.
- Bernanke, Ben S., and Ilian Mihov, (1997), "What Does the Bundesbank Target?," *European Economic Review* 41, pp.1025-1054.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans (1999), "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?," in J.B. Taylor and M. Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics* 3A, Amsterdam : Elsevier Science B.V., pp.65-148.
- Estrella, Arturo, and Frederic S. Mishkin (1998), "Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators", *Review of Economics and Statistics* 80, No.2, pp.45-61.
- Gertler, Mark, and Simon Gilchrist (1997), "Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing," *Quarterly Journal of Economics* 109, pp.309-340.
- Hamilton, James D. *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press.
- 畠田敬 (1997), 「日本における銀行信用波及経路の重要性」, 『ファイナンス研究』 No.22, pp.15-31.
- Hirata, Hideki and Kazuo Ueda (1998), "The Yield Spread as a Predictor of Japanese Recession", Working Paper 98-3, Research and Statistics Department, Bank of Japan.
- 堀江康熙 (2001), 『銀行貸出の経済分析』, 東京大学出版会

- 堀雅博 (2002), 「銀行破綻とマクロ経済：アメリカ大恐慌と拓銀破綻の経験から」, 原田泰・岩田紀久男 編著 『デフレ不況の実証分析』 東洋経済新報社
- 星岳雄 (2000), 「金融政策と銀行行動」, 福田慎一・堀内昭義・岩田一政編 『マクロ経済と金融システム』 東京大学出版会, pp.23-56.
- 藤原裕之 (2002), 「邦銀の倒産確率の推定とその有効性 ～ロジット・プロビット分析とオプション・アプローチによる推定～」 日本リサーチ総合研究所 金融・経済レポート
- 金融庁 (2002), 「ペイオフ凍結期間中の破綻金融機関」, 『広報コーナー』 第 20 号参考資料
- 小巻泰之 (2001), 「景気の転換点予測モデルの有効性」, 『フィナンシャル・レビュー』 第 57 号, 大蔵省財政金融研究所, pp.42-69.
- 松浦克己, 竹沢康子, 戸井佳奈子 (2001), 『金融危機と経済主体』 日本評論社
- 宮川努 (1997), 「金融環境の変化と設備投資変動」, 『フィナンシャル・レビュー』 第 42 号, 大蔵省財政金融研究所, pp.74-140.
- 小田信之 (1998), 「オプション価格理論に基づく適正預金保険料率の推定」, 『金融研究』 11 月, 日本銀行金融研究所
- Pesaran, M. Hashem and Yongcheol Shin, (1998), “Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models,” *Economic Letters* 58, pp.17-29.
- Romer, Christina D. and David. H. Romer (1990), “New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp.149-198
- Shioji, Etsuro (2000), “Identifying Monetary Policy Shocks in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economics* 14(1), pp.22-42.
- Sims, Christopher A. (1980), “Macroeconomics and reality,” *Econometrica* 48, pp.1-48.
- Sims, Christopher A. (1992), “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: the Effects of Monetary Policy,” *European Economic Review* 36(5), pp.975-1000.
- Sims, Christopher A., James H. Stock, and Mark W. Watson (1990) “Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots,” *Econometrica* 58, pp.113-144.
- 照山博司(2001), 「VAR による金融政策の分析：展望」, 『フィナンシャル・レビュー』 2001 年 9 月, 財務省財務総合政策研究所, pp.74-140.
- Ueda, Kazuo (1993), “A Comparative Perspective on Japanese Monetary Policy: Short-Run Monetary Control and the Transmission Mechanism,” in Kenneth J.

Singleton, ed., *Japanese Monetary Policy*, Chicago, IL: University of Chicago Press,
pp.7-29.

図1

破綻公表日	破綻金融機関	破綻公表日	破綻金融機関
1979.05	大光相互銀行	1998.06	高島信用組合
1985.11	平和相互銀行	1998.10	日本長期信用銀行に対する特別公的管理の開始決定
1987.08	鹿児島市農協	1998.12	日本債券信用銀行に対する特別公的管理の開始決定
1991.09	東邦相互銀行	1999.03	紀北信用組合
1992.10	東洋信用金庫	1999.04	国民銀行
1993.10	釜石信用金庫		不動信用金庫
1993.11	大阪府民信用組合		玉野信用金庫
1994.04	トキワ園芸農協		神田信用金庫
1994.10	松浦信用組合		総武信用組合
1994.11	日本信託銀行		台東信用組合
1995.01	東京協和信用組合, 安全信用組合		東京東和信用組合
1995.02	友愛信用組合		共同信用組合
1995.03	信用組合岐阜商銀		千歳信用組合
1995.07	コスモ信用組合		信用組合高知商銀
1995.08	木津信用組合	1999.05	幸福銀行
1995.11	福井県第一信用組合		三重県信用組合
1995.12	大阪信用組合		朝銀青森信用組合
1996.03	行橋信用金庫		朝銀宮城信用組合
	太平洋銀行		朝銀愛知信用組合
1996.04	山陽信用組合		朝銀福井信用組合
	けんみん大和信用組合		朝銀島根信用組合
1996.09	能代信用金庫		朝銀広島信用組合
1996.11	武蔵野信用金庫		朝銀山口信用組合
	阪和銀行に業務停止命令		朝銀福岡信用組合
	三福信用組合		朝銀長崎信用組合
1997.03	阪神労働信用組合		朝銀東京信用組合
1997.04	土岐信用組合		朝銀千葉信用組合
	東海信用組合		朝銀新潟信用組合
	北九州信用組合		朝銀長野信用組合
	神奈川県信用組合		平和信用組合
1997.05	田辺信用組合		日本信販信用組合
	朝銀大阪信用組合		足立総合信用組合
1997.10	京都共栄銀行	1999.06	東京相和銀行
1997.11	北海道拓殖銀行		龍ヶ崎信用金庫
	徳陽シティ銀行		東京都教育信用組合
1998.01	静岡商銀信用組合	1999.08	なみはや銀行
1998.03	逓信信用組合	1999.10	富山商銀信用組合
	豊信用組合		新潟中央銀行
	西南信用組合		北兵庫信用組合
	品川信用組合	1999.11	小川信用金庫
	豊栄信用組合		日南信用金庫
	東興信用組合	1999.12	松沢信用金庫
	和歌山県商工信用組合	2000.01	振興信用組合
1998.05	みどり銀行		京都市みやこ信用金庫
	福徳銀行, なにわ銀行		南京都信用金庫
	奈良県信用組合		西相信用金庫
	湘南信用組合	2000.02	長崎第一信用組合
	神奈川県商工信用組合	2000.03	石川商銀信用組合
	信用組合山口商銀	2000.04	岡山市民信用金庫
	島根商銀信用組合		わかば信用金庫
	河内信用組合	2000.05	龍ヶ崎信用金庫
	中国信用組合		四国貯蓄信用組合
	太平信用組合	2000.08	新潟商銀信用組合
	大和信用組合	2000.10	宇都宮信用金庫
	日本貯蓄信用組合		大阪第一信用金庫
	大阪東和信用組合		沖縄信用金庫
	興和信用組合		不動信用組合
	福寿信用組合	2000.11	中津信用金庫
	豊和信用組合		佐賀関信用金庫
	信用組合大阪弘容		臼杵信用金庫
	信用組合福岡商銀		関西西宮信用金庫
	西部(西武)信用組合		長島信用金庫
	長岡信用組合	2000.12	佐伯信用金庫
	埼玉商銀信用組合		道央信用組合
	六甲信用組合		瑞浪商工信用組合
	北海商銀信用組合		輪島信用組合
	信用組合大阪商銀		信用組合関西商銀
	相模原信用組合		東京商銀信用組合
			朝銀近畿信用組合

(注1) 1994年以前は、預金保険機構年報、及び松浦克己、竹沢康子、戸井佳奈子(2001)をもとに作成しており破綻公表日ではなく、破綻処理実施月または業務停止の月となっている。

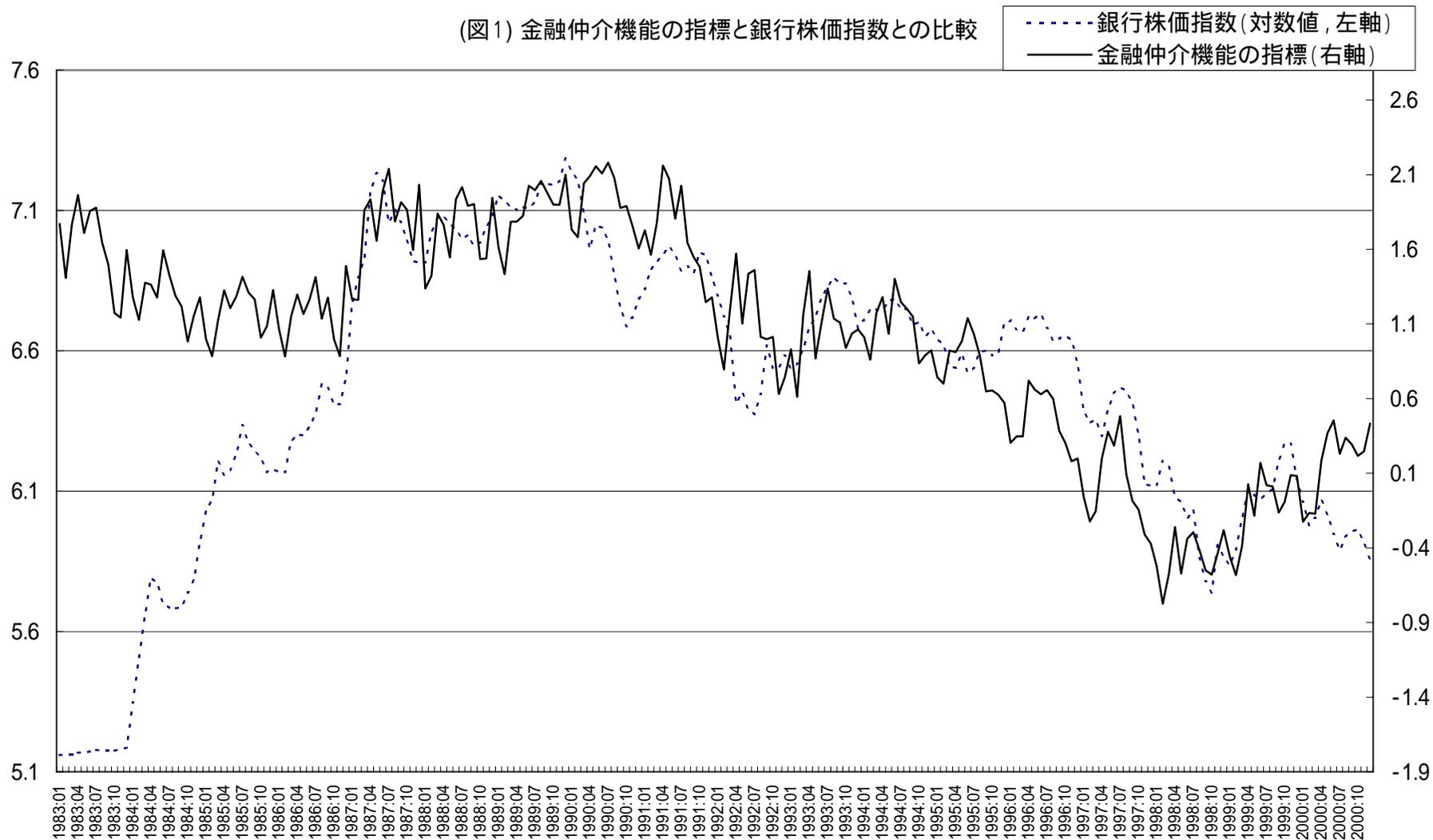
(注2) 1995年以降は、金融庁(2002)、および堀江(2001)をもとに作成。

(表2) プロビットの推計結果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.55	1.62	-0.95	0.34
MIX	0.99	0.28	3.50	0.00
銀行労働時間数	-0.09	0.02	-4.11	0.00
企業倒産件数	0.10	0.04	2.65	0.01
S.E. of regression	0.32			
Total obs	286			
McFadden R-squared	0.28			

注: 銀行労働時間数の単位は1000時間とし,
倒産件数の単位は100件として推計いる。

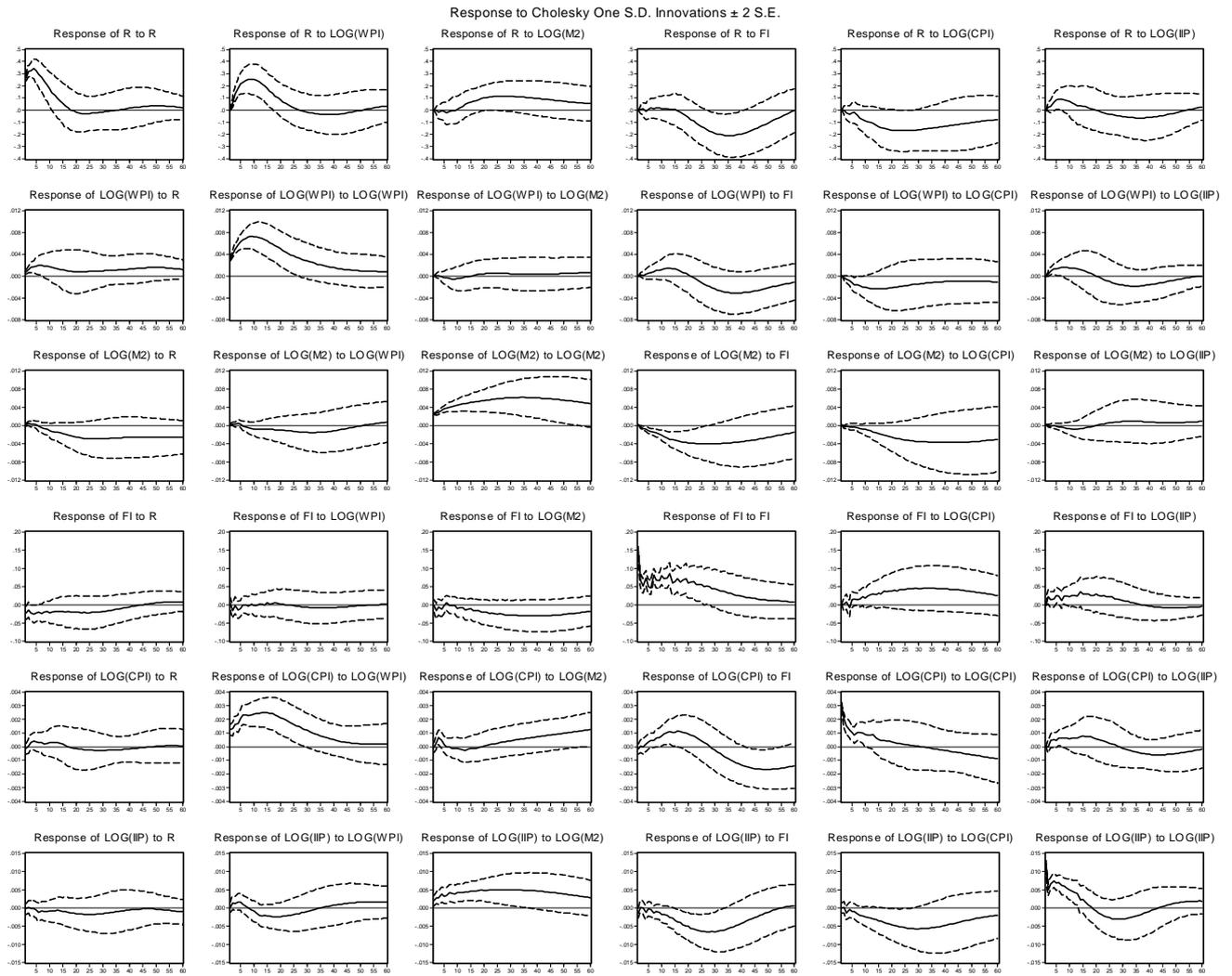
(図1) 金融仲介機能の指標と銀行株価指数との比較



出所: 銀行株価指数 東京証券取引所 東証統計月報

注: 金融仲介機能の指標は本文で推計したFIにマイナスを掛けてグラフ化している。

図2 . インパルス応答 : (R-WPI-M2-FI-CPI-IIP モデル)



(注)図の破線は2標準偏差の区間を示す。以下のインパルス応答分析の図についても共通である。インパルス応答の標準偏差は、漸近分布により求められたものである。

(表3) 鉱工業生産指数の予測誤差分散分解
(R-WPI-M2-FI-CPI-IIPモデル)

Period	R	LOG(WPI)	LOG(M2)	FI	LOG(CPI)	LOG(IIP)
1	0.1	0.0	2.4	1.6	0.0	95.9
2	0.1	0.9	6.1	1.3	0.0	91.6
3	0.1	1.2	7.7	1.0	1.0	88.9
4	0.1	1.8	10.2	1.3	0.8	85.8
5	0.2	2.1	11.3	1.1	1.0	84.3
6	0.6	2.0	12.2	1.0	1.1	83.2
7	0.7	1.7	14.0	1.3	1.5	80.7
8	0.8	1.6	15.4	1.4	2.1	78.7
9	0.9	1.5	16.5	1.5	2.8	76.7
10	1.0	1.6	17.7	1.9	3.5	74.3
11	1.0	1.8	18.8	2.3	4.3	71.8
12	1.1	2.2	19.8	2.8	5.1	69.1
13	1.0	2.7	20.7	3.5	5.9	66.2
14	1.1	3.1	21.8	4.2	6.9	62.9
15	1.1	3.5	22.6	5.3	8.0	59.5
16	1.2	3.9	23.4	6.5	8.9	56.1
17	1.3	4.2	24.0	7.7	9.9	52.9
18	1.4	4.5	24.4	9.2	10.9	49.5
19	1.5	4.7	24.8	10.9	11.9	46.2
20	1.6	4.9	25.0	12.3	12.9	43.3
21	1.8	5.0	25.0	13.8	13.8	40.6
22	1.8	5.0	25.0	15.4	14.7	38.1
23	1.9	5.0	24.9	16.7	15.5	36.0
24	2.0	4.9	24.8	18.0	16.2	34.0
25	2.1	4.8	24.6	19.3	16.9	32.3
26	2.1	4.7	24.4	20.4	17.6	30.9
27	2.2	4.5	24.2	21.4	18.2	29.5
28	2.2	4.4	24.0	22.3	18.7	28.4
29	2.2	4.2	23.8	23.1	19.3	27.3
30	2.2	4.0	23.7	23.9	19.7	26.4
31	2.2	3.9	23.6	24.5	20.2	25.6
32	2.2	3.7	23.5	25.0	20.6	24.8
33	2.2	3.6	23.5	25.5	21.1	24.1
34	2.2	3.5	23.5	25.9	21.4	23.5
35	2.2	3.4	23.5	26.2	21.8	22.9
36	2.1	3.3	23.6	26.5	22.2	22.4

Cholesky Ordering: R LOG(WPI) LOG(M2) FI LOG(CPI) LOG(IIP)

図3 . インパルス応答 : ブロック再帰モデル (CPI-IIPSA-WPI-FI-R-M2SA モデル)

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

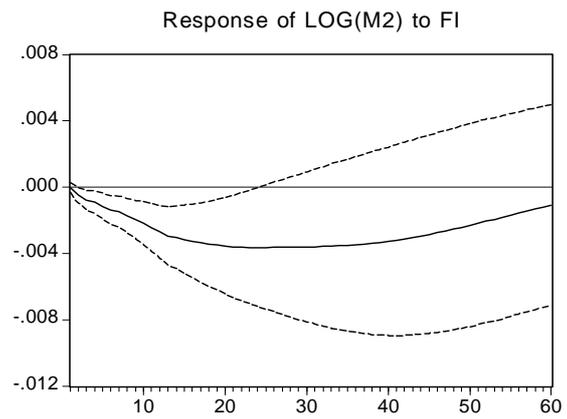
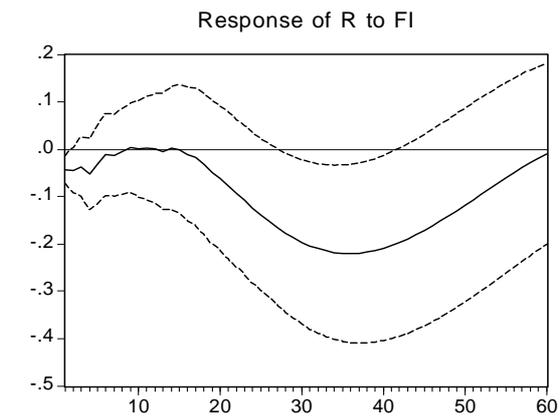
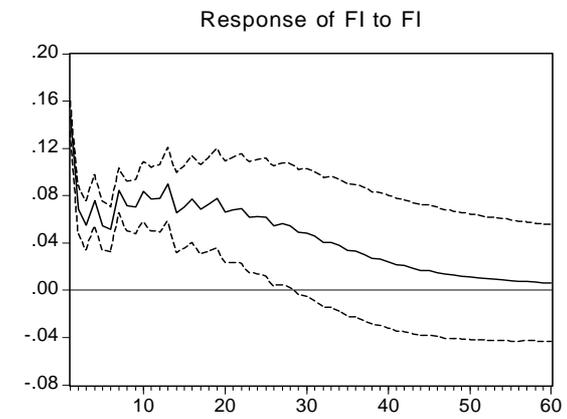
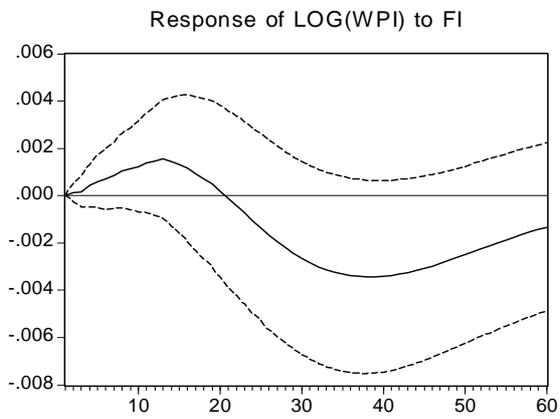
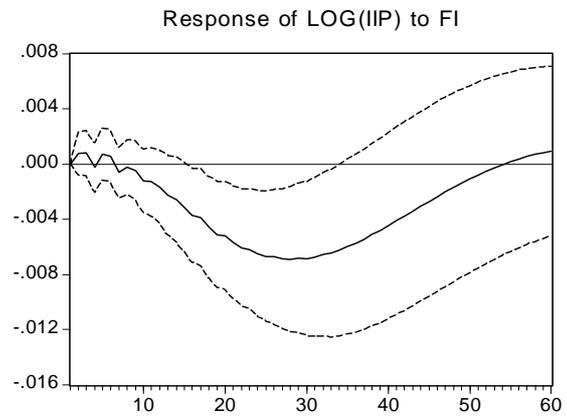
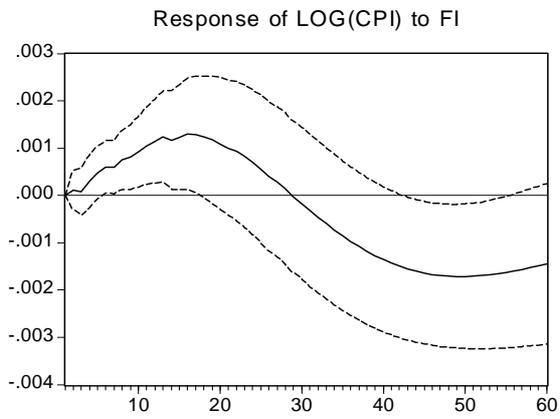
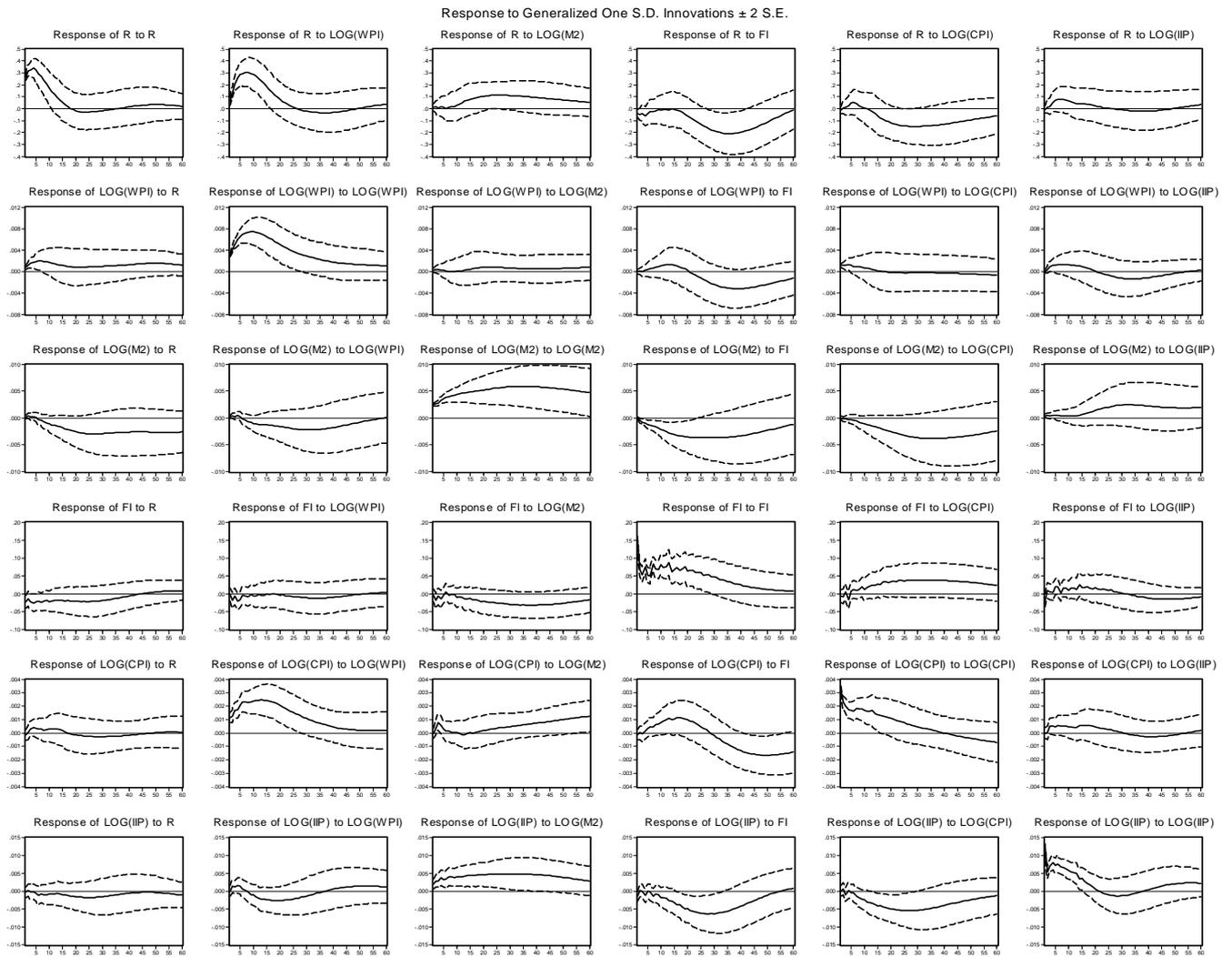


図4 . インパルス応答：一般化インパルス応答分析



(表4) 鉱工業生産指数の予測誤差分散分解
(一般化インパルス応答分析に基づく)

Period	R	LOG(WPI)	LOG(M2)	FI	LOG(CPI)	LOG(IIP)
1	0.1	0.0	2.4	1.6	0.0	100.0
2	0.1	0.9	6.3	1.3	0.1	96.7
3	0.1	1.1	8.0	1.0	0.5	94.6
4	0.1	1.6	10.6	1.3	0.4	93.1
5	0.2	1.8	11.7	1.1	0.4	92.1
6	0.6	1.6	12.5	1.0	0.4	91.4
7	0.7	1.4	14.3	1.2	0.8	89.8
8	0.8	1.3	15.5	1.3	1.4	88.4
9	0.9	1.3	16.4	1.4	2.2	86.9
10	1.0	1.5	17.5	1.8	3.0	85.0
11	1.0	1.7	18.5	2.1	4.1	82.9
12	1.1	2.2	19.3	2.6	5.3	80.5
13	1.0	2.8	20.1	3.3	6.6	77.8
14	1.1	3.2	21.1	4.1	7.9	74.6
15	1.1	3.8	21.7	5.1	9.4	71.1
16	1.2	4.2	22.3	6.3	10.6	67.6
17	1.3	4.7	22.8	7.4	11.9	64.0
18	1.4	5.1	23.2	8.8	13.1	60.2
19	1.5	5.4	23.4	10.3	14.2	56.2
20	1.6	5.6	23.5	11.7	15.3	52.6
21	1.8	5.8	23.5	13.1	16.2	49.2
22	1.8	5.9	23.4	14.5	17.0	45.9
23	1.9	5.9	23.3	15.8	17.8	42.9
24	2.0	5.9	23.1	17.0	18.4	40.2
25	2.1	5.8	22.9	18.2	18.9	37.7
26	2.1	5.7	22.7	19.2	19.4	35.5
27	2.2	5.6	22.5	20.1	19.8	33.5
28	2.2	5.4	22.4	21.0	20.1	31.8
29	2.2	5.2	22.2	21.7	20.4	30.2
30	2.2	5.1	22.1	22.4	20.7	28.8
31	2.2	4.9	22.0	23.0	20.9	27.5
32	2.2	4.7	22.0	23.5	21.1	26.4
33	2.2	4.6	21.9	23.9	21.3	25.4
34	2.2	4.4	22.0	24.3	21.4	24.6
35	2.2	4.3	22.0	24.6	21.6	23.8
36	2.1	4.2	22.1	24.9	21.7	23.1