



日本における金融政策の効果波及経路-1977年～1999年のマクロデータを用いた実証分析-

中川, 竜一

(Citation)

国民経済雑誌, 185(3):1-20

(Issue Date)

2002-03

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/00333675>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00333675>



日本における金融政策の効果波及経路

——1977年～1999年のマクロデータを用いた実証分析——

中 川 竜 一*

レフェリー付き論文

初稿受付日 2000年5月25日 採択決定日 2001年9月26日

金融政策の効果波及経路には、貨幣市場を通じた経路（貨幣経路）と貸出市場を通じた経路（貸出経路）が考えられる。日本の金融政策の有効性を検証した文献は多数ある。しかし、ミクロ分析がほとんどであり、マクロ分析は、分析手法や結果の解釈に多くの問題を残していた。本稿は、それぞれの波及経路のマクロ的な有効性・優位性を実証的に比較検討した。過去20年間を検証すると、貨幣から生産量への因果関係は見られなかった。逆に、貸出と生産量の間には双方向の関係が見られた。次に、金融政策の発動に対する各経済変数の反応を推定すると、生産量の反応は、貨幣の反応に連動していた。しかし、それは、貨幣の動きを通じたものではなく、貸出の動きを通じたものと判断された。以上より、日本の金融政策の効果波及経路において、貨幣経路は有効ではなく、貸出経路がより有効であると結論された。

キーワード 金融政策, 効果波及経路, 貨幣経路, 貸出経路

は じ め に

本稿では、一般的なマクロデータを用いて客観性の高い時系列分析を行い、1970年代末から90年代の約20年間における日本の金融政策の効果波及経路について検証する。とりわけ、その有効性がもっとも議論されている二つの波及経路、すなわち、貨幣市場を通じた波及経路（貨幣経路, money channel）と、信用を通じた波及経路、特に民間銀行の貸出行動を通じた経路（貸出経路, lending channel）の有効性を統計的に比較検討する¹。

結論は次の2点である。第一に、先行研究で支持された貨幣と生産量の因果関係（貨幣経路）は、貸出を分析に含めると消滅し、逆に貸出から生産量への関係（貸出経路）が支持された。とりわけ、中小の金融機関の貸出残高を含めて検証すると、その傾向は強くなった。第二に、金融政策に対するマクロ経済の反応を推定すると、貨幣と生産量の反応に連動関係が見られた。しかし、それは、貨幣経路ではなく貸出経路を示唆するものであった。したが

って、貨幣経路と貸出経路の有効性を統計的に比較検討すると、後者が強く支持されることが明らかとなった。

銀行貸出と実体経済との関係は、既に多くの文献で検証されている。しかし、ミクロ的な実証分析が大半を占めており、純粹にマクロ的な分析はそれほど盛んではない。また、貸出の重要性は、ミクロ的にはしばしば支持されるが、マクロ的にはあまり支持されていない。さらに、マクロ分析をおこなった文献を比較すると、分析手法が統一的でないためか、共通したデータを用いながらしばしば相反する結論を導いている。

本稿の分析は、次の点で特徴的である。まず、本稿は、可能な限り客観的かつ頑強な分析手法を用いて、経済変数間の因果関係を多面的に検証している。次に、中小金融機関も加えた貸出データを用いて分析し、貸出経路の特徴を捕捉している。さらに、先行研究には見られない手法を用いて、インパルス応答関数からそれぞれの波及経路をより正確に識別している。そして、先行研究に反して、日本では貨幣経路よりも貸出経路の有効性が統計的に支持されると結論している。

まず第2節では、海外および日本の実証分析を概観する。第3節では、Bernanke and Blinder (1988) モデルを用いて、波及経路のメカニズムを確認し、実証結果の解釈について議論する。第4節では、マクロ変数を用いて時系列分析を行い、貨幣経路と貸出経路の有効性を多面的に比較検討する。第5節では、全体を総括する。

2 日本の実証分析

金融政策の「貨幣経路」とは、中央銀行が貨幣量の調節を通じて民間経済主体の支出行動をコントロールする経路であり、通常の IS-LM モデルに見られる経路である。他方、「貸出経路」とは、銀行貸出が企業の限界的な資金調達に影響するという考えから、貨幣すなわち銀行預金の調節を通じて、銀行の貸出行動ひいては生産量をコントロールする経路である。

1980年代、Sims (1980) を皮切りに、多くの文献で貨幣と生産量の相関関係の低下が指摘された。以降、貨幣を通じた金融政策の有効性に疑問が投げられ、貨幣に代わる効果波及経路の存在に注目が集まった。そして、Bernanke (1983) が、1930年代のアメリカ大恐慌を銀行倒産など民間部門の信用力の低下によって説明したことで、信用経路あるいは貸出経路が注目されるようになった²。また、Bernanke and Blinder (1988) は、IS-LM モデルに銀行貸出を導入し、貸出経路のメカニズムを理論的に明らかにした。

現在、アメリカでは、Bernanke and Blinder (1992), Sims (1992), Friedman and Kuttner (1993), Kashyap et al. (1993), Gertler and Gilchrist (1994), Kashyap and Stein (1994) らによって、経済主体に対する各資金調達手段の代替性が検証され、マクロ・ミクロ両面で貸出経路の重要性が確認されている³。

しかし、日本における金融政策の効果波及経路を検証した文献は、ミクロ的にはともかく、マクロ的には貸出の有効性をあまり支持していない。たとえば岩淵（1990）、細野（1995）、宮川（1997）、宮川・石原（1997）は、変数間の因果関係を時系列分析の手法を用いて検証し、実体経済に対する貸出の影響が貨幣の影響に劣ると結論している。黒木（1993）は、Kashyap et al.（1993）の手法を用いて、金融政策に対する銀行の貸出供給関数のシフトを検証し、シフトが確認されるのは中小企業向け貸出のみであり、マクロ的には認められないと結論している。また本多ほか（1995）は、90年代前半の銀行貸出の減少について検証し、BIS 規制や不良債権の影響は小さく、実体経済へのインパクトも限界的であったと結論している。

他方、例外的な研究として、Ueda（1993）、畠田（1997）は、Bernanke and Blinder（1992）の手法に従って分析し、実体経済に対する貸出の効果が貨幣のそれを上回ると結論している。また小川（2000）は、企業規模別データを用いて同様の結論を導いている。

ただ、どちらの経路が支持されるとしても、これまでの実証分析には、いくつかの問題点が存在する。第一に、時系列分析の手法が客観的ではない。時系列間の因果関係の検証は、通常、単位根検定、共和分検定、VAR（Vector AutoRegression）モデルもしくは VECM（Vector Error Correction Model）の推定などを経て行われる。その際、モデルの最適ラグは AIC、SBIC など客観的なルールで決定されるべきであるが、先行研究は必ずしもそうではない。また、3変数以上の因果関係を検証する場合、すべての変数による共和分検定を行わなければならないが、しばしば2変数の検定にとどめている。さらに、VECM は、1期ラグの誤差修正項のみを含めるのが一般的であるが、いくつかの研究では複数のラグを含めて推定している。

第二に、分析が部分的にしか行われていない。すなわち、金融政策の効果波及経路を検証するには、たとえばグランジャー検定やインパルス応答関数の推定など、各経済変数の因果関係を包括的に検討する必要がある。しかし、細野（1995）、畠田（1997）、小川（2000）らは部分的な分析から直ちに結論を導いている。その結果、金融政策から経済に至るまでの波及プロセスが検討されていない。

また、インパルス応答関数の結果を誤解しているケースがしばしば見られる。たとえば岩淵（1990）は、金融政策に対して貨幣と生産量が同じように反応することから、直ちに両者の直接的な因果関係、すなわち貨幣経路を支持している。しかし、次節で議論するとおり、それは直ちに貨幣経路を支持できる結果とは言えない。よって、インパルス応答関数の推定のみによって、個々の波及経路を識別することは困難である。この点は第3節で詳述する。

以上の点は、先行研究において相反する結論が導かれたことの一因になったのではないかと⁴思われる。そこで、第4節では、グランジャー検定とインパルス応答関数の推定によって波及経路を検証し、それぞれの有効性についてより整合的な結論を導く。

3 効果波及経路のメカニズム

金融政策のショックに対するインパルス応答関数を推定すると、しばしば貨幣と生産量が連動する。そのため、前節では、先行研究の問題点として、応答関数の推定から直ちに貨幣経路の有効性を支持する文献が多いことを指摘した。しかし、それは、直ちに貨幣経路を支持するものではない。なぜなら、応答関数は、貨幣経路、貸出経路およびその他の波及経路の影響を複合的に反映しているからである。したがって、現実の経済において、仮に貨幣経路の有効性が低かったとしても、たとえば貸出経路が有効ならば、上のような実証結果が導かれることは十分に考えられる。これは、Bernanke (1993) によって強く指摘されている。

そこで、ここでは、Bernanke and Blinder (1988) モデルによって、金融政策の効果波及経路のメカニズムを再考し、インパルス応答関数の推定のみによって「貨幣と生産量の連動＝貨幣経路」と解釈する先行研究の問題点を理論的に明らかにする。ただし、Bernanke and Blinder と同様に、議論を貨幣経路と貸出経路に限定し、その他の波及経路を捨象する。

Bernanke and Blinder によって示された、IS-LM モデルに貸出市場を導入した4市場の一般均衡モデルは以下のようにまとめられる。

$$\text{銀行のバランスシート} \quad R+B+L^s=D^s, \quad (1)$$

$$\text{貸出市場 供給} \quad L^s=\lambda(\rho^+, i^-)(D^s-R), \quad (2)$$

$$\text{需要} \quad L^d=L(\rho^-, i^+, Y^+), \quad (3)$$

$$\text{貨幣市場 供給} \quad D^s=R/\tau, \quad (4)$$

$$\text{需要} \quad D^d=D(i^-, Y^+), \quad (5)$$

$$\text{財市場 均衡} \quad Y=Y(i^-, \rho^-). \quad (6)$$

もちろん、債券市場は非独立である。(1)は銀行のバランスシートであり、準備 R 、債券 B 、貸出 L^s 、預金 D^s である。中央銀行は R をコントロールする。(2)は銀行の貸出供給 L^s であり、預金から準備を除いた資金 D^s-R と貸出利率 ρ 、債券利率 i の関数 λ によって決定される。(3)は非銀行部門の借入需要 L^d であり、二つの利率と生産量 Y によって決定される。(4)は貨幣供給 D^s であり、 R を必要準備率 τ で割って求められる。ここでは、預金引き出しと超過準備を捨象している。⁵(5)は貨幣需要 D^d であり、 i と Y によって決定される。最後に(6)は IS 曲線(財市場の均衡)である。ただし、 Y は債券利率のみならず貸出利率にも依存しており、实体经济に対する銀行貸出の影響がここで仮定されている。右肩の符号は、各変数の微分係数の符号を意味する。

そこで(1)、(2)、(3)、(4)、(5)を整理すると、 ρ の関数 $\rho=\phi(i^+, Y^+, R^-)$ が得られる。これを IS 曲線(6)に代入すると

$$Y=Y(i^-, \phi^-(i^+, Y^+, R^-)). \quad (7)$$

(7)が有名な「CC 曲線」であり、LM 曲線 ((4), (5)の均衡)との交点において一般均衡が成立する。CC 曲線が従来の IS 曲線と異なる点は、右辺に準備 R が現れ、金融政策が貨幣市場のみならず、貸出市場を通じて生産量に波及することである。これが貸出経路である。

以上を図示すると、金融政策から実体経済に及ぶ過程は、図 1 のように二つの経路として表される。⁶ 符号は変数間の関係であり、上の矢印の経路が貨幣経路、下が貸出経路を表している。たとえば、中央銀行が R を供給して D を引き上げると、一方では債券利子率 i の低下を通じて (貨幣経路)、他方では貸出 L の増加 (および利子率 ρ の低下) を通じて生産活動を刺激する (貸出経路)。

以上より、インパルス応答関数の反応のみによって波及経路を評価することの問題が明らかとなる。なぜなら、「貨幣経路の有効性」と「貨幣と生産量の連動」とは直接的に関係していないからである。たとえば、経済が「流動性の罠」((5)で $D_i \rightarrow -\infty$ の場合)に陥っているとしよう。このとき貨幣経路は機能せず、貨幣は生産量に直接影響しない。しかし、貸出経路が有効であれば、貨幣の増加が貸出を通じて間接的に生産量を刺激するのである。

したがって、インパルス応答関数の推定から直ちに波及経路について結論した文献は、分析結果を誤解している可能性がそれだけ高いと言えよう。なぜなら、貨幣と生産量が同じ動きを示したとしても、それだけでは特定の波及経路をあまり正確に識別できないからである。よって、波及経路の実証分析では、グランジャー検定など他の方法も併せて検討し、貨幣および貸出と生産量の直接的な因果関係も確認する必要がある。

そこで第 4 節では、次の点に注意して実証分析を行う。第一に、Toda and Yamamoto (1995) の客観性の高いグランジャー検定とインパルス応答関数の推定を行い、各経済変数間の因果関係、二つの波及経路の相対的な重要性を多面的に検証する。第二に、貨幣あるいは貸出の「弱外生性」を仮定してインパルス応答関数を推定し、それぞれの波及経路の識別を試みる。

4 実 証 分 析

本節では、1970年代末から90年代の日本のマクロデータを用いて VAR を推定し、グランジャー検定およびインパルス応答関数から金融政策の効果波及経路を検証する。また、貨幣、貸出の「弱外生性」を仮定することによって貨幣経路と貸出経路を識別し、それぞれの有効性を比較検討する。モデルの最適ラグは AIC によって決定する。⁷

4.1 データと準備作業

データは『金融経済統計月報』より採用した。期種は月次であり、週及可能な1977年3月から直近の99年12月までを対象とした。実体経済を表す変数には鉱工業生産指数 Y と消費者

物価指数（全国，総合） P ，金融政策の代理変数 r には有担保翌日物コールレート⁸，貨幣経路を表す変数 M には $M2+CD$ ，貸出経路の変数 L には全国銀行（1993年10月以降，国内銀行）貸出残高を採用し，できるだけ先行研究と同じデータにした。ただし，貸出 L には，全銀残高に中小企業金融機関貸出残高を加えた額も採用した。先行研究では，このような合計額は採用されていない。しかし，貸出経路の有効性は中小金融機関の貸出に顕著であると考え，採用した。最後に，コールレート以外の変数を対数変換して100倍した。

次に，単位根検定によって定常性を確認した。ここでは，非定常性を帰無仮説とする PP 検定 (Phillips and Perron (1988) test)，定常性を帰無仮説とする KPSS 検定 (Kwiatkowski et al. (1992) test) を行った。検定の最適ラグは，最長ラグ24から AIC によって決定した。また確定的要素には，定数項，トレンド項，季節ダミーを含めた。

その結果は表1であり，括弧の数字は最適ラグである。すべての変数が，PP 検定では非定常性を棄却せず，KPSS 検定では定常性を棄却した。次に重根検定も行った。PP 検定ではすべて1%水準で棄却された。他方，KPSS 検定では， P ， M ， L （両方）が1%水準で棄却され PP 検定と対立した。しかし，1980年代末のバブル崩壊の影響を考慮し，90年以降のダミーを導入して再検定すると，有意性は大幅に低下した。したがって，すべての変数が1次の和分過程に従うと判断する。

通常，次の作業として，変数間の共和分関係を検証し，関係があれば VECM を推定することになる。しかし，第2節で説明したように，先行研究は，この段階で著しく客観性を欠いていた。また，標準的な共和分検定には，様々な問題が指摘されている。¹⁰

そこで，第4.2節以降では，共和分検定や VECM の推定を必要としない，比較的，客観的な方法によって因果関係を検証する。すなわち，Toda and Yamamoto (1995) に従って，データの原数値から直接的にグランジャー検定を行う。¹¹インパルス応答関数は，上のグランジャー検定で推定された VAR から直接推定する。¹²VAR の最適ラグは，単位根検定表1の最適ラグの最長が18だったので，最長ラグ18の中で AIC より決定する。また，確定的要素には，定数項，トレンド項，季節ダミーを導入する。そして，インパルス応答関数は，政策変数 r を先頭に置いて推定する。¹³

4.2 貸出を除く分析

Sims (1980)，Stock and Watson (1989)，Friedman and Kuttner (1993) など，波及経路に関する実証分析では，生産量，物価，マネーサプライ，利子率（もしくはスプレッド）の4変数から検証するのが一般的である。そこで，まず貸出を除く4変数の関係を分析する。最適ラグは13であった。

最初にグランジャー検定を行った。結果は表2である。数値は p 値であり，列変数から行変

数への因果関係の有意性を表している。ここでは、 $r \rightarrow M$ の有意性が高く、金融政策は貨幣をうまくコントロールしたと推測される。しかし、 $M \rightarrow Y$ の有意性（19%）は低く、貨幣から生産量への直接的な因果関係は認められなかった。したがって、ここでは、図1で説明したような貨幣経路（ $r \rightarrow M \rightarrow Y$ ）を支持する強い結果は得られなかった。

この結果は、Sims (1980, 1992), Friedman and Kuttner (1993) と整合的である。彼らは、1980年代のアメリカ経済のデータを分析し、 $M \rightarrow Y$ の有意性が低いこと、その傾向は利子率を含めた分析において著しいことを指摘している。

逆に、ここでは $Y \rightarrow M$ が見られ、貨幣は生産量に受動的に反応していた。その他、 $r \leftrightarrow P$ が支持され、金融政策に物価重視の傾向が見られた。

次に、金融政策 r の1標準偏差ショックに対する各変数のインパルス応答関数を推定し、各変数の反応の方向・大きさを確認した。結果は図2である。破線は95%の信頼区間で、500回のモンテカルロ・シミュレーションによって推定した。

すると、一見して M 、 Y の強い連動関係が認められた。しかも、 M は約1年後に、 Y は約2年後に5%水準で有意に減少し、時間的な前後関係から見れば、貨幣経路（ $r \rightarrow M \rightarrow Y$ ）の条件を満たす反応が認められた。¹⁴これは、岩淵（1990）らと整合的な結果である。

以上、貸出を除く4変数から波及経路を検証すると、グランジャー検定とインパルス応答関数では、貨幣経路の有効性について整合的な結果は得られなかった。グランジャー検定では、貨幣経路の徴候は見られなかったが、インパルス応答関数では、貨幣と生産量が同じ動きを示し、必ずしも貨幣経路を棄却することはできなかった。そこで、二つの定義の貸出 L を含めて同じ分析を行う。

4.3 貸出を含めた分

第4.2節は、貸出経路（ $r \rightarrow M \rightarrow L \rightarrow Y$ ）の可能性を排除していた。そこで、貸出 L も含めた5変数VARを推定し、貨幣経路と貸出経路の相対的重要性を検証する。また、貸出の定義を代えた場合の結果を比較し、貸出経路の特徴を探る。分析手順は前節と同様。最適ラグは13であった。

表3はグランジャー検定の結果であり、二つの貸出残高を用いた場合を併記した。これを4変数の結果表2と比較すると、いくつかの変化が見られた。第一に、 $M \rightarrow Y$ の有意性が大きく低下した。すなわち、前節では19%だった有意水準が90%を超え、貨幣から生産量への影響が完全に消滅した。また $Y \rightarrow M$ も10%以下に低下した。よって、グランジャー検定では、貨幣経路を支持するような因果関係が全く見られなかった。

第二に、重要な結果として、 $M \rightarrow L \rightarrow Y$ の有意性が高く、貨幣が貸出を通じて生産量に影響する徴候が見られた。さらに、 $r \rightarrow M$ も12%水準で有意であった。したがって、一つの波及

経路として $r \rightarrow M \rightarrow L \rightarrow Y$ という関係が認められた。また、貸出の定義を代えて分析すると、 $L \rightarrow Y$ において大きな違いが見られた。すなわち、全銀残高のみでは12%水準の有意性だったが、中小企業金融機関の残高を加えると1%水準に跳ね上がった。

これらは、金融政策の変更が貨幣、貸出を経て実体経済に波及する可能性を示しており、第3節図1の貸出経路の条件を支持する端的な結果といえる。また、貸出経路がとりわけ中小金融機関において強かったのではないかと推測され、マイクロデータを用いた黒木（1993）らの研究とも整合的な結果となっている。

その他、 $Y \rightarrow L \rightarrow M$ が有意であり、実体経済から貨幣への影響も貸出を経由する傾向が見られた。 $P \rightarrow r$ も強く、物価を重視した金融政策の可能性も観察された。

また、以上の結果は、第4.2節のインパルス応答関数で見られた貨幣と生産量の連動関係について、一つの可能性を示している。すなわち、第3節で説明したように、それは、貨幣経路 ($r \rightarrow M \rightarrow Y$) によるものではなく貸出経路 ($r \rightarrow M \rightarrow L \rightarrow Y$) によって生じたのではないかということである。そこで、 r に対するインパルス応答関数図3(1)、(2)を見てみよう。

L を含めたことによって応答関数の有意性が多少低下したが、どちらの結果も M 、 Y が半年ほどのずれを伴いながら減少した点は図2と同じである。とりわけ Y は、依然として約2年後に大きく減少した。他方、 L もまた M 、 Y に連動した。 L は始めの半年から2年後まで大きく減少し、 Y はそれに半年から1年遅れて減少を開始した。さらに、貸出の定義を代えた結果は特徴的である。(1)全銀残高のみの場合、 L 、 Y の減少は小さく、有意性が極めて低かった。しかし、(2)中小企業金融機関残高を含めると、それぞれ減少幅が拡大し、より有意な結果が得られた。

よって、 M 、 L 、 Y の時間的な連動関係を見ると、 $r \rightarrow M \rightarrow L \rightarrow Y$ という因果関係が推測され、インパルス応答関数もまた貸出経路に必要な条件を満たしていた。また、二つの貸出残高の結果を比較すると、貸出経路は、全銀ベースでは弱い、中小機関ベースではより強く、総じてマクロ的な影響力を持っていたのではないかと推測された。しかし、 M 、 Y の連動関係は依然として存在し、貨幣経路の条件も満たしていた。

以上、分析結果をまとめると、相対的に貨幣経路よりも貸出経路に整合的な結果が得られた。グランジャー検定では、貨幣と生産量の直接的な関係は見られず、両者は貸出を通じて間接的に関わっていた。また、インパルス応答関数では、三つの変数が連動しており、貸出経路の徴候を示していた。さらに、貸出残高の対象を広げると、貸出経路の徴候は強くなった。他方、貨幣経路の徴候は部分的にしか見られなかった。したがって、日本では、相対的に貸出経路の有効性が高く、とりわけ中小の金融機関において強かったのではないかと考えられる。

残された問題は、インパルス応答関数における貨幣と生産量の動きをどのように評価する

かである。また、ここでは、貨幣経路の有効性について頑強な結果が得られなかった。そこで、第4.4節では、応答関数から個別の波及経路を識別することを試みる。

4.4 貨幣経路と貸出経路の識別

インパルス応答関数の結果は、依然として貨幣と生産量の連動関係を示していた。また、図3の見方を変えると、貨幣の減少が直接生産量を引き下げ、それによって企業の借入需要が減少した($r \rightarrow M \rightarrow Y \rightarrow L$)と解釈することも可能である。したがって、貨幣経路は前節では完全に棄却できなかった。

このように、インパルス応答関数によって個別の波及経路を識別できないのは、応答関数が複数の経路を同時に反映しているからである。第3節で考えたように、 $M \rightarrow Y$ の結果は、貨幣を通じた直接的な経路($M \rightarrow Y$)と貸出を通じた間接的な経路($M \rightarrow L \rightarrow Y$)を含むと推測される。したがって、個々の波及経路を識別できなければ、それぞれの有効性や優位性を測定することは困難である。先行研究は、このようなインパルス応答関数の解釈にあまり注意を払わなかったように思われる。

そこで、これまでのVARを少し変形して応答関数を推定し、それぞれの波及経路の識別を試みる。具体的には、応答関数から貸出経路の影響を排除したいときは貸出 L の弱外生性を仮定し、さらに、貨幣経路の影響を排除したいときは L と貨幣 M の弱外生性を仮定するのである。以下、詳細を説明する。

4.4.1 識別のメカニズム

ここでは、二つの波及経路を識別する方法を解説する。そこで簡単な例として、以下のような貨幣 M 、貸出 L 、生産量 Y のみのVAR(1)を考察し、 M のショックが Y の反応に反映される過程を説明する。ただし、誤差項 $\{u_m, u_l, u_y\}$ は無相関とする。

$$\begin{bmatrix} M \\ L \\ Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{mm} & a_{ml} & a_{my} \\ a_{lm} & a_{ll} & a_{ly} \\ a_{ym} & a_{yl} & a_{yy} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} M_{-1} \\ L_{-1} \\ Y_{-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_m \\ u_l \\ u_y \end{bmatrix} \quad (8)$$

これをVMA (Vector Moving Average) モデルに変換することによって、インパルス応答関数が求められる。詳細は山本(1988)を参照せよ。

$$\begin{bmatrix} M \\ L \\ Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_m \\ u_l \\ u_y \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \cdots & \cdots & \cdots \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ a_{ym} & \cdots & \cdots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{m,-1} \\ u_{l,-1} \\ u_{y,-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \cdots & \cdots & \cdots \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ a_{yy}a_{ym} + a_{ym}a_{mm} + a_{yl}a_{lm} & \cdots & \cdots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{m,-2} \\ u_{l,-2} \\ u_{y,-2} \end{bmatrix} + \cdots$$

ここで、 M のショックに対する Y のインパルス応答関数を推定したときの、 Y の反応の身を吟味してみよう。式より、 M のショック u_m 1単位に対する Y の反応は1期後に a_{ym} とし

て現れる。(8)を見ると、これは $u_m \rightarrow M \rightarrow Y_{+1}$ という唯一の波及経路を反映している。しかし、2期後の Y の反応は、 $a_{yy}a_{ym} + a_{ym}a_{mm} + a_{yl}a_{lm}$ として現れる。これは、直接的な経路 $a_{yy}a_{ym}(u_m \rightarrow M \rightarrow Y_{+1} \rightarrow Y_{+2})$ 、 $a_{ym}a_{mm}(u_m \rightarrow M \rightarrow M_{+1} \rightarrow Y_{+2})$ と、貸出を通じた間接的な経路 $a_{yl}a_{lm}(u_m \rightarrow M \rightarrow L_{+1} \rightarrow Y_{+2})$ を同時に反映している。3期後以降の反応も二つの経路を反映することになる。

以上より、インパルス応答関数の問題点が明らかとなる。すなわち、応答関数は、二つの波及経路を同時に反映するため、たとえ M と Y の反応が連動していたとしても、それが直接的な経路によるものか、間接的な経路によるものかを識別することができないのである。

そこで、たとえば貸出を通じた経路を識別する方法として、次の方法を考える。まず、ショックが貸出に及ぶ経路を除いて応答関数を推定する。具体的には、(8)において「 L の弱外生性 ($a_{ly} = a_{lm} = 0$)」を仮定し、応答関数から貸出を通じた経路の影響を消し去るのである。そして、これを元の応答関数と比較し、二つの差を貸出を通じた波及経路の影響と捉えるのである。

経済学的には、銀行が、預金の変化に対して、貸出以外の資産を調整する状況（たとえば、国債の売買）を想定している。このとき、銀行は銀行固有の金融仲介を行っていない。したがって、生産量の反応は、貨幣からの直接的な影響のみを反映するのである。

この方法を5変数VARに適用した場合、貸出を通じた経路が有効ならば、応答関数には次のような変化が現れると予想される。第一に、 M と Y の連動関係が低下する。第二に、生産量 Y の反応が縮小¹⁵する。この方法によって、それぞれの波及経路を識別する。

4.4.2 波及経路の識別

まず、貸出の弱外生性を仮定して5変数VARのインパルス応答関数を推定した。ただし、第4.3節において、中小企業金融機関貸出残高を含んだ貸出が貸出経路を強く支持したので、ここでは、それを用いた結果を報告する。結果は図4である。通常の応答関数の結果図3と比較して、次のような変化が見られた。第一に、 M と Y の連動関係が大幅に低下した。図3では、 M 、 Y が比較的滑らかに減少し、連動関係は鮮明であった。しかし、ここでは M の減少が小さくなり、有意性が大きく低下した。これは重要な示唆を含んでいる。すなわち、 M 、 Y の連動関係は L の存在によって保証され、 M と Y の直接的な関係に依らなかったのではないかということである。

第二に、 Y 、 P の反応が縮小した。図3では Y は規則的に反応し、約1年後には減少し始めた。しかし、ここでは約2年後まで増加傾向を示し、その後の減少も有意性が低下した。また P は、図3では増加傾向が直ちに消えたが、ここでは長期に渡って持続した。この差は、貸出を通じた波及経路の排除から生じたものである。よって、ここから、貸出が Y 、 P の動き

に大きく影響していたのではないかと考えられる。

以上より、貨幣経路を棄却できない根拠であった貨幣と生産量の有意な連動関係には、貸出経路が重要な役割を果たしていたと推測される。また、金融政策の有効性には貸出経路が大きく貢献していたと考えられる。

次に、同じ方法によって貨幣経路も識別する。すなわち、 L に加えて M の弱外生性も仮定し、インパルス応答関数¹⁶図5を推定する。これは、金融政策の変更に対して、仮に預金、貸出は変わらず、貨幣経路、貸出経路以外の経路を通じて経済に波及する状況を想定している。図5を L のみの弱外生性を仮定した場合（図4）と比較すれば、貨幣経路の有効性を評価することができる。

両図を比較すると、 Y 、 P の反応にほとんど変化が見られなかった。これは、貨幣から実体経済への直接的な経路があまり有効ではなかったことを示唆している。したがって、これまでの M と Y の連動関係、 Y の有意な反応は、やはり貸出経路によって保証されていたのではないかと考えられる。

以上をまとめると、過去約20年間、日本における金融政策は、貨幣経路よりも貸出経路に大きく依存していたのではないかと結論される。前節まで、インパルス応答関数では必ず貨幣と生産量の連動関係が観察された。その結果、貨幣経路の有効性を十分に棄却することができなかった。しかし、ここでは、貨幣経路の弱さの一端を確認することができた。したがって、貨幣と生産量の連動関係は、伝統的な貨幣経路によって生じたものではなく、大部分が貸出経路によるものだったのではないかと考えられる。

5 結 論

代表的な金融政策の効果波及経路には、貨幣市場を通じた経路（貨幣経路）と貸出市場を通じた経路（貸出経路）が存在する。日本のデータを用いて二つの波及経路に注目して検証を行った分析は数多く存在する。しかし、ミクロ分析が多く、マクロ分析は分析手法や結果の解釈に多くの問題があった。また、貸出経路は、ミクロ分析ではしばしば支持されるが、マクロ分析ではあまり支持されないという傾向もあった。

そこで本稿では、日本の金融政策の波及経路のマクロ的な有効性を検証するため、第一に、Toda and Yamamoto (1995) など最近の分析手法に従い、客観性の高い時系列分析を行った。第二に、グランジャー検定およびインパルス応答関数の推定を行い、実体経済に対する各変数の説明力のみならず、各変数間の因果関係にも注目した。そして、貨幣経路と貸出経路の有効性を統計的に比較検討した。

データは、過去約20年間の利子率、生産量、物価、貨幣、貸出を利用した。その結果、効果波及経路について次のような結果が得られた。

過去約20年間を通じた波及経路を検証すると、貨幣から生産量への統計的因果関係はほとんど確認されなかった。貸出を含めて再び検証すると、因果関係は完全に消滅した。逆に、貸出は貨幣、生産量とそれぞれ双方向に強い因果関係をもっていた。とりわけ、中小金融機関の貸出残高を含めて検証すると、その傾向は強くなった。また、金融政策のショックに対するインパルス応答関数を推定すると、貨幣と生産量は同じ動きを示した。しかし、それは、貨幣経路を支持するものではなく、貸出経路を支持する結果と判断された。

以上、日本の金融政策の波及経路では、貸出経路がマクロ的にも有効であり、貨幣経路はあまり有効ではなかったのではないかと結論された。

最後に、本稿の課題に言及する。第一に、本稿は、過去約20年間を一括して分析した。その結果、その間に生じた日本経済の構造変化を一切考慮しなかった。よって、本稿の実証結果は、十分に頑強とは言えない。そこで、より短期間に標本を分割し、各時代における金融政策の波及経路の有効性を検討する必要がある。¹⁷

第二に、本稿は、金融政策の効果波及経路として「貨幣経路」と「貸出経路」にのみ注目し、その他の波及経路を一切分析しなかった。しかし、予備的に、標本期間を分割して分析すると、金融政策から实体经济への直接的な関係が強く支持された。これは、利子率の変化が貨幣、貸出以外の経路を通じて生産量に波及した可能性を示唆している。その要因には、金融政策が株式市場等を通じて企業の資金調達に直接影響する経路、利子率の変化が為替相場を通じて波及する経路などが考えられる。したがって、最終的にはこれらを包括的に比較検討する必要があると考えられる。

注

* 本稿の執筆にあたり、多くの先生方から貴重なコメントを頂いた。大阪府立大学・黒木祥弘氏、慶應義塾大学・岡部光明氏、財務省・原田泰氏、広島経済大学・溝口敏行氏、京都大学・森棟公夫氏、金融システム研究会（郵便貯金振興会主催）、Monetary Economics Workshop のメンバーの方々、そして、2人のレフェリーおよび担当編集委員にはお礼申し上げます。もちろん、本稿の見解・誤謬は筆者個人に帰するものである。また本稿は、2001年度広島経済大学特定個人研究の助成を受けた。関係者の方々にはお礼を申し上げます。

1 現在、注目されている波及経路は二つに限らない。Bernanke and Gertler (1995) は、「信用経路」をさらに細かく分類している。すなわち、金融引き締めによって借り手企業の実質負債の増加や自己資本の減少が借り入れ能力を低下させる経路を「バランスシート経路 (balance sheet channel)」, 預金の減少が銀行の貸出供給を抑制する経路を「貸出経路 (lending channel)」, また金融政策とは独立したショックが銀行資本に及び、銀行の貸出行動を抑制する経路を「信用逼迫 (credit crunch, もしくは capital crunch)」と定義している。

2 貸出経路の基本概念は古く、Bernanke 以前にも Roosa (1956), Gurley and Shaw (1960) らの先駆的な研究が存在する。それが改めて注目されたのは、Sims (1980) の指摘や情報経済学に

- 基づく金融仲介理論の発展によるものである。詳しくは、古川 (1995)、星 (1997, 2000)、宮川・石原 (1997) を参照。
- 3 もちろん、King (1986)、Stock and Watson (1989)、Romer and Romer (1990)、Konishi et al. (1993) のように、貸出経路よりも貨幣経路を支持する立場も依然として有力である。
 - 4 実証分析に「トレンド項」を含めるかどうかは一因と考えられる。というのは、Stock and Watson (1989) は、トレンド項を外した分析が貨幣経路を支持しやすいことを指摘している。
 - 5 Bernanke and Blinder は超過準備を仮定したが、議論を複雑にするだけなので捨象した。もちろん、結論に影響しない。
 - 6 もちろん、図 1 は現実の経済すべてを表していない。各経済変数は、当然、モデルでは同時決定である。しかし、ここでは、金融政策の波及経路を簡潔に説明することに重点を置き、必要最小限の関係のみを表記した。よって、図 1 の矢印は、一方向的な因果関係しか存在しないことを意味するものではない。
 - 7 SBIC は、本稿の VAR の推定において極端に短いラグ (1 期または 2 期) を選択したため採用しなかった。AIC は、一般に真のラグより高次のラグを選択し、比較的頑強な検定が行えると考え、採用した。因みに、Hatanaka (1996) によれば、VAR の推定では AIC の方が好ましい。
 - 8 日本では、金融政策の代理変数に短期金融市場金利を採用することに、意見の一致が見られる。というのは、日本の準備預金制度は実質的に後積み型なので、日本銀行は常に受動的な準備供給を行っているからである。よって、銀行準備もしくはハイパワードマネーは代理変数になり得ない。また、日本では、短期金利の分散は諸外国と比較して極めて小さい。よって、金利はそれだけ金融政策のコントロールを受けていると考えられる。
 - 9 ここで「中小企業金融機関」とは、信用金庫、全国信用金庫連合会、信用組合、全国信用協同組合連合会、労働金庫、労働金庫連合会、商工組合中央金庫を指す。1998年12月現在、全銀と中小機関の貸出残高はそれぞれ488兆円、114兆円であった。
 - 10 たとえば、Engle and Granger (1987) 検定は、有限標本で効率性を失う。また、Johansen (1988) 検定には小標本バイアスが存在する。詳細は、Maddala and Kim (1998) を参照。前者の解決法には、Saikkonen (1991) の動学的最小二乗法 (dynamic OLS) が考えられる。しかし、作業の煩雑さは Hatanaka (1996) によって指摘されている。
 - 11 Toda and Yamamoto の方法は以下の通り。まず、AIC 等を用いて原数値から推定された VAR の最適ラグを決定。次に、各変数の中で最大の和分次数分だけラグを増やして VAR を再推定。最後に、増やしたラグの係数を無視して、最適ラグの係数のみについてグランジャー検定を行う。
 - 12 Sims et al. (1990)、Ghysels and Perron (1993) は、トレンド、共和分、季節性など変数の性質に関わらず、定数項、トレンド項、季節ダミーを含んだ原数値の VAR から応答関数の一致推定量が求められると論じている。よって、ここで信頼区間をモンテカルロ法で計算すれば、応答関数の有意性を検定することができる。
 - 13 Hamilton (1994, p. 328) は、他の変数に対する反応が遅い変数ほど前に置くことを薦めている。ここでは、政策担当者がマクロ的な情報を収集するのに少なくとも 1 ヶ月以上要すると考え、 r を先頭に置いた。Bernanke and Blinder (1992) によれば、このとき、 r は先決なので、 r に対する他の変数の反応は変数の順序に影響されない。よって、ここでは他の変数の順序に言及しな

い。

- 14 P が上方に反応する現象は, “price puzzle” と呼ばれている。Sims (1992) は, その理由として, 中央銀行がインフレ情報に事前に反応して金利操作を行っているからではないかと予想している。
- 15 Bayoumi (1999) は, 上の方法を用いて1990年代の日本経済を分析している。
- 16 M のみの弱外生性を仮定して L をそのままにすると, L を通じた波及経路を完全に排除できない恐れがある。このとき, 貨幣経路のみの有効性を識別することは難しい。そこで, M とともに L の弱外生性も仮定した。
- 17 予備的な検定として, 期間を1970年代末~80年代と90年代に分割し, 各時代における経済指標間の因果関係を検証した。その結果, 相対的に貸出経路の有効性を支持する結果が得られた。しかし, それは自由度の低い分析であったため, 本稿ほど客観性を有するものではなかった。

参 考 文 献

- [1] Bayoumi, T., “The Morning After: Explaining the Slowdown in Japanese Growth in the 1990s,” *NBER Working Paper*, No. 7350, 1999.
- [2] Bernanke, B. S., “Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression,” *American Economic Review*, Vol. 73, No. 3, 1983, pp. 257-276.
- [3] ———, “Credit in the Macroeconomy,” *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of New York, Spring, 1993, pp. 50-76.
- [4] ——— and A. S. Blinder, “Credit, Money, and Aggregate Demand,” *American Economic Review*, *AEA Papers and Proceedings*, Vol. 78, No. 2, 1988, pp. 435-439.
- [5] ——— and ———, “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission,” *American Economic Review*, Vol. 82, No. 4, 1992, pp. 901-921.
- [6] ——— and M. Gertler, “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, 1995, pp. 27-48.
- [7] Dickey, D. A. and W. A. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp. 427-431.
- [8] Engle, R. F. and C. W. J. Granger, “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251-276.
- [9] Friedman, B. M. and K. N. Kuttner, “Another Look at the Evidence on Money-Income Causality,” *Journal of Econometrics*, No. 57, 1993, pp. 189-203.
- [10] Gertler, M. and S. Gilchrist, “Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 2, 1994, pp. 309-340.
- [11] Ghysels, E. and P. Perron, “Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root,” *Journal of Econometrics*, Vol. 55, 1993, pp. 57-98.
- [12] Gurley, J. and E. S. Shaw, *Money in a Theory of Finance*, Brookings Institution, 1960.
- [13] Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
- [14] Hatanaka, M., *Time-Series-Based Econometrics*, Oxford University Press, 1996.

- [15] Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, No. 12, 1988, pp. 231-254.
- [16] Kashyap, A. K. and J. C. Stein, "Monetary Policy and Bank Lending," in *Monetary Policy*, ed. by Mankiw, N. G., University of Chicago Press, 1994, pp. 221-262.
- [17] ———, ——— and D. W. Wilcox, "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance," *American Economic Review*, Vol. 83, No. 1, 1993, pp. 78-98.
- [18] King, S. R., "Monetary Transmission-Through Bank Loans or Bank Liabilities?" *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 18, No. 3, 1986, pp. 290-303.
- [19] Konishi, T., V. A. Ramey, and C. W. J. Granger, "Stochastic Trends and Short-run Relationships between Financial Variables and Real Activity," *NBER Working Paper Series*, No. 4275, 1993.
- [20] Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, "Testing the null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, No. 54, 1992, pp. 159-178.
- [21] Mackinnon, J. G., "Approximate Asymptotic Distribution Functions for Unit-Root and Cointegration Tests," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12, No. 2, 1994, pp. 167-176.
- [22] Maddala, G. S. and I. M. Kim, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press, 1998.
- [23] Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, No. 75, 1988, pp. 335-346.
- [24] Romer, C. D. and D. H. Romer, "New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism," *Brooking Papers on Economic Activity*, Vol. 1, 1990, pp. 149-198.
- [25] Roosa, R. V., *Federal Reserve Operations in the Money and Government Security Market*, Federal Reserve Bank of New York, 1956.
- [26] Saikkonen, P., "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegrating Regressions," *Econometric Theory*, No. 7, 1991, pp. 1-21.
- [27] Sims, C. A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, No. 48, 1980, pp. 1-48.
- [28] ———, "Interpreting the Macroeconomic Time Series of Facts," *European Economic Review*, No. 36, 1992, pp. 975-1011.
- [29] ———, J. H. Stock, and M. W. Watson, "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots," *Econometrica*, No. 58, 1990, pp. 113-144.
- [30] Stock, J. H. and M. W. Watson, "Interpreting the Evidence on Money-Income Causality," *Journal of Econometrics*, No. 40, 1989, pp. 161-181.
- [31] Toda, H. and T. Yamamoto, "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes," *Journal of Econometrics*, Vol. 66, 1995, pp. 225-250.
- [32] Ueda, K., "A Comparative Perspective on Japanese Monetary Policy: Short-Run Monetary Control and the Transmission Mechanism," in *Japanese Monetary Policy* ed. by Single-

- ton, K. J., University of Chicago Press, 1993, pp. 7-29.
- [33] 岩淵純一「金融変数が実体変数に与える影響について—Structural VAR モデルによる再検証—」『金融研究』第9巻第3号, 1990年, 79-118ページ。
- [34] 小川一夫「金融政策の波及経路：企業規模別データにもとづく実証分析」『現代の金融と政策』2000年, 第4章。
- [35] 黒木祥弘「銀行信用と実物投資活動—日本の金融・資本市場の不完全性に関する実証分析—」『国民経済雑誌』第168巻第4号, 1993年, 34-67ページ。
- [36] 畠田敬「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』第22号, 1997年, 15-31ページ。
- [37] 古川顕「金融政策とクレジット・ビュー」『金融経済研究』第9号, 1995年, 10-27ページ。
- [38] 星岳雄「資本市場の不完全性と金融政策の波及経路」『金融研究』1997年, 105-136ページ。
- [39] ———「金融政策と銀行行動—20年後の研究状況—」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, 2000年, 23-56ページ。
- [40] 細野薫「マネー、クレジットおよび生産」本多佑三編著『日本の景気』有斐閣, 1995年, 129-156ページ。
- [41] 本多佑三・河原史和・小原弘嗣「日本における貸し渋り」郵政研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズ, 1995年。
- [42] 宮川努「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』1997年, 88-115ページ。
- [43] ———・石原秀彦「金融政策・銀行行動の変化とマクロ経済」浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析』東京大学出版会, 1997年, 157-191ページ
- [44] 山本拓『経済の時系列分析』創文社, 1988年。

表 1：単位根検定

標本期間：1977年3月～1999年12月

変 数	PP 検定		KPSS 検定		
	単位根検定	重 根 検 定	単位根検定	重 根 検 定	重 根 検 定 (ブレイク付)
r	-9.77(6)	-258.33(6)***	0.34(6)***	0.08(6)	0.04(6)
Y	-9.39(18)	-342.22(17)***	0.32(18)***	0.36(17)*	0.03(17)
P	-3.59(14)	-332.80(10)***	0.36(14)***	1.28(10)***	0.43(10)*
M	-0.49(17)	-481.85(16)***	0.39(17)***	1.14(16)***	0.07(16)
L (全銀のみ)	-2.47(17)	-631.92(16)***	0.39(17)***	1.35(16)***	0.30(16)
L (中小含む)	-2.26(17)	-634.55(16)***	0.40(17)***	1.34(16)***	0.23(16)

注：***, **, *は有意水準1%, 5%, 10%における帰無仮説の棄却を示す。単位根検定には定数項, トレンド項, 季節ダミーを, 重根検定には定数項, 季節ダミーを導入。ブレイク付き重根検定には, さらに90年以降のダミー変数を導入。括弧の数は最適ラグであり, 予備的に行った ADF 検定 (augmented Dickey and Fuller (1979) test) において AIC が支持したものを採用。PP 検定に関する臨界値は Mackinnon (1994) を参照。

表 2 : L を除く 4 変数によるグランジャー検定

結果変数	原因変数			
	r	Y	P	M
r	*****	.40	.06	.24
Y	.65	*****	.12	.19
P	.05	.07	*****	.21
M	.08	.02	.24	*****

数値は p 値を表す。ただし、原因変数と結果変数が同じ時は*****で省略する。VAR モデルの最適ラグは13。定数項、トレンド項、季節ダミーを導入した。

表 3 : L を含む 5 変数によるグランジャー検定

結果変数	原因変数				
	r	Y	P	M	L
r	*****	.28-.30	.16-.04	.10-.27	.33-.67
Y	.68-.35	*****	.68-.24	.98-.95	.12-.00
P	.45-.23	.00-.00	*****	.18-.28	.03-.04
M	.16-.12	.15-.11	.51-.38	*****	.01-.00
L	.88-.23	.00-.00	.30-.15	.00-.00	*****

注：各欄の結果は、左側が全国銀行貸出残高のみ、右側が中小企業金融機関貸出残高を加えた額を採用したときのものである。最適ラグは13。その他、表 2 と同じ。

図 1 : 二つの効果波及経路

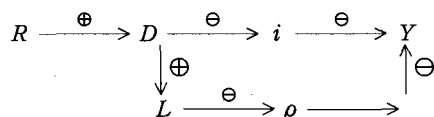


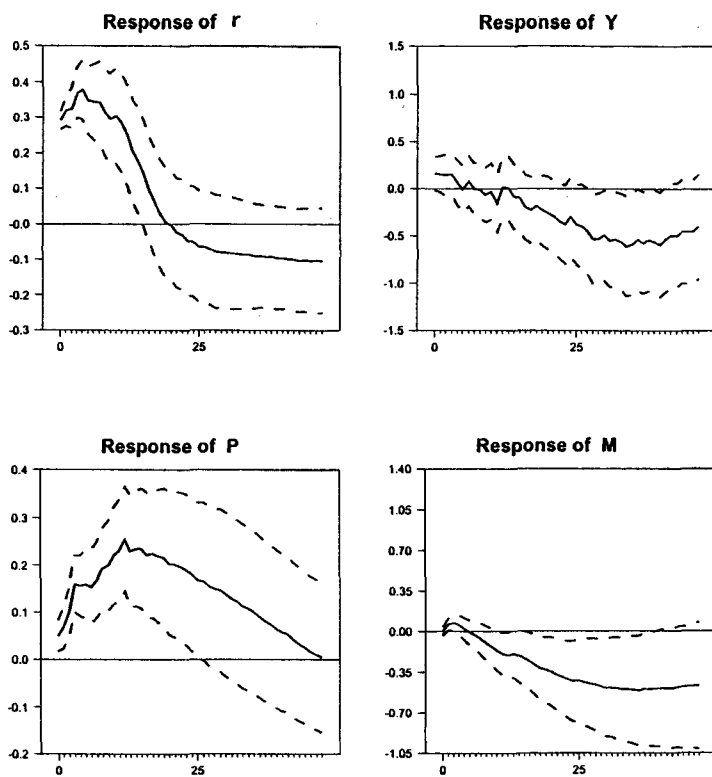
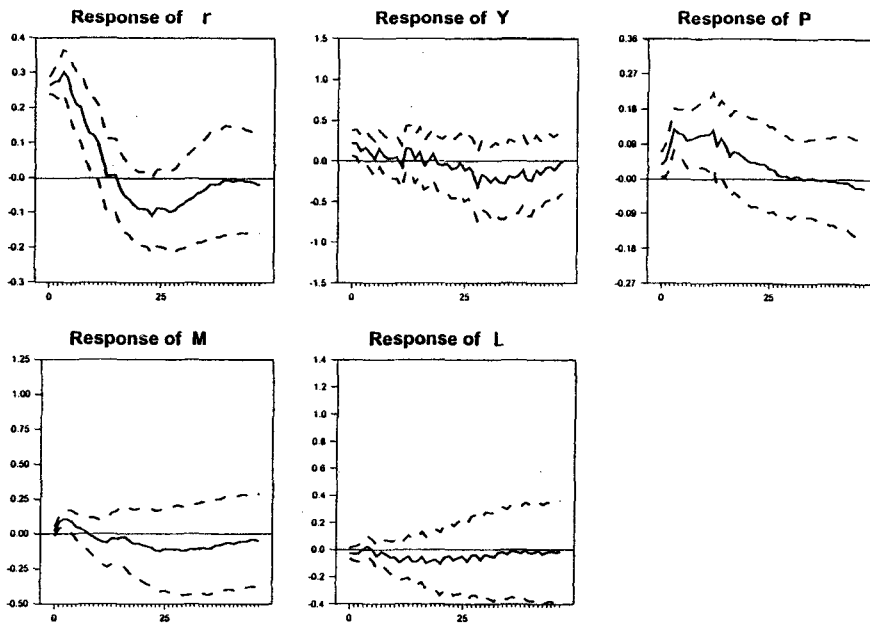
図 2 : L を除く 4 変数のインパルス応答関数

図3：Lを含む5変数のインパルス応答関数

(1)

L：全国銀行残高のみ



(2)

L：中小企業金融機関残高も含む

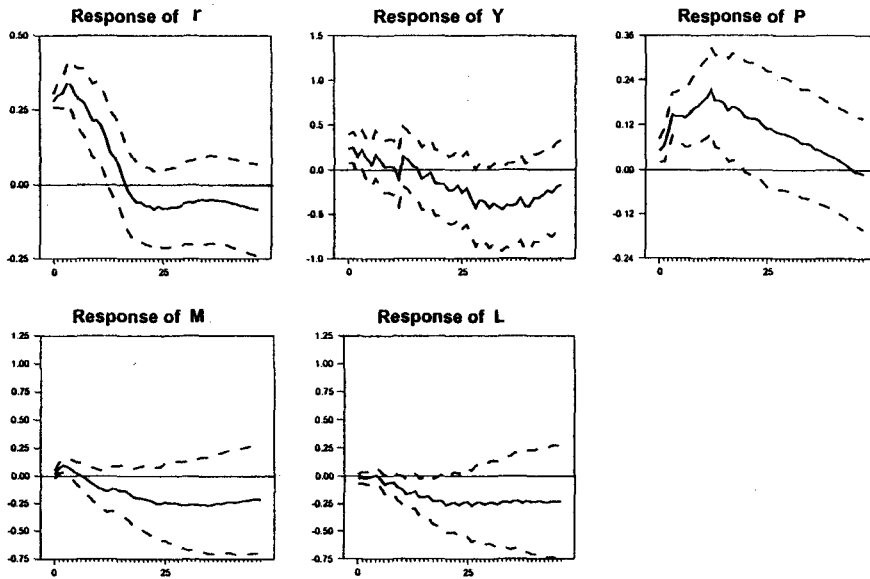
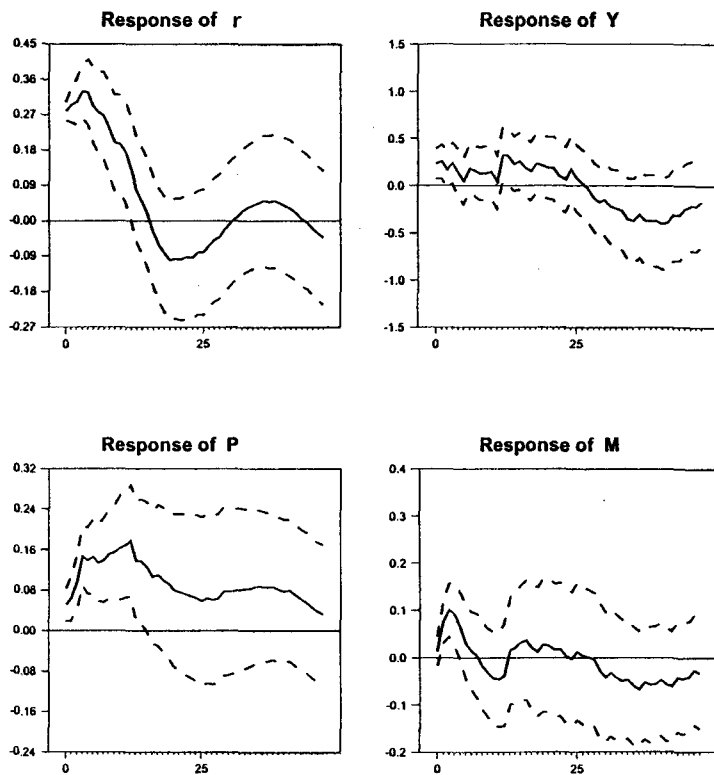


図4： L の弱外生性を仮定したインパルス応答関数図5： M , L の弱外生性を仮定したインパルス応答関数