



Title	公的部門の資金収支と日本銀行の金融調節
Author(s)	宮原, 勝一
Citation	国際公共政策研究. 1998, 3(1), p. 47-61
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/3878
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

The University of Osaka

公的部門の資金収支と日本銀行の金融調節

Revenues and Expenditures of the Public Financial sector and Monetary Adjustment of the Bank of Japan

宮原 勝一*

Shoichi Miyahara

Abstract

It is often argued that the government sector of the Japanese economy absorbs more funds than the private sector, and thus crowds out private demands for capital. This paper analyzes how the shift of funds to the government sector such as postal savings and other government financial institutions affects the economy as well as the financial market. In so doing, a comparative static approach based on the general equilibrium model which includes the public financial sector is adopted. The hypothesis is examined empirically by using the Granger Causality Test.

キーワード：郵便貯金，政府系金融機関，金融調節，均衡モデル，グランジャー因果関係テスト

Keywords: Postal savings, Public financial institutions, monetary adjustment, equilibrium model, Granger Causality Test

* 神奈川大学経済学部専任講師

**本稿の作成に当たっては、大阪大学辻正次教授、伴金美教授、Collin Ross McKenzie助教授から貴重なコメントを頂いた。記して感謝したい。ただし、本稿に含まれうる誤りは全て筆者の責任である。

1. はじめに

公的部門への資金流入が民間部門の資金需給を逼迫させ、牽いては経済成長に悪影響を与えるのではないか、という議論がしばしばなされる。例えば、1991年から92年にかけて郵便貯金に資金が集まり、民間部門の資金を吸収し、資金需給を逼迫させているという指摘がなされた。また、1995年には市中金利の低下を背景に政府系金融機関からの借入金の期限前償還（繰上返済）が急増し、公的部門に資金が吸収されているという指摘もあった。一方、公的部門に資金が流入しても、政府系金融機関からの貸出によって、民間部門へ資金はいずれ還流する、あるいは、仮に公的部門に流入した資金が直接民間部門に還流しなくても、日本銀行が適切に金融調節を行うことによって、これに対処すれば、民間部門の資金需給が逼迫することはないという見方がある¹⁾。これは、郵便貯金への資金シフトや政府系金融機関への繰上返済といった現象が、ハイパワード・マネーあるいは民間銀行の準備預金という、日本銀行によって供給される流動性に生じたショックであるから、日本銀行によって調節可能であるというものである。すなわち、日本銀行がハイパワード・マネーをコントロールできるとすれば、経済成長も金融政策によりコントロールでき、公的部門への資金流入が経済成長に悪影響を及ぼすことはないというものである。

公的部門への資金流入を、単にハイパワード・マネーへのショックとして捉えた場合、最終的には日本銀行が流動性を供給することによって、ハイパワード・マネーは維持される。しかし、現実的には公的部門の資金流入は、民間非銀行部門の金融資産や貨幣需要に対する選好の変化、あるいは、公的部門のポートフォリオの変化を引き起こす可能性がある。さらに、民間銀行部門の預金の流出が預貸率を変化させ、貸出行動を慎重にさせる可能性も考えられる。

したがって、公的部門の資金流入という問題は、実物市場や金融市場を含めた広い体系のなかで、金融市場や経済に与える影響も含めて分析する必要がある。また論理的には日本銀行がハイパワード・マネーをコントロールすることが可能であっても、現実的にはそれが適切な手段で、適切なタイミングでなされたかなど検証する必要もある。

そこで本稿では、公的金融部門を明示的に組み込んだ一般均衡モデルによって、公的部門の資金収支の変化に関する比較静学分析を行い、その実物経済への影響を理論的に整理する。さらに、時系列モデルによって、公的部門の資金収支と実物変数や金融変数との因果関係やショックの波及過程を実証的に分析し、理論モデルとの整合性を検討する。

1) 例えば、1992年頃の郵便貯金とマネーサプライに関する論争。小野寺（1992）、（1993）。

2. 理論モデルによる比較静学分析

2-1 理論モデルの概要

部門は、日本銀行 c 、公的金融部門 a 、民間銀行部門 b 、民間非銀行部門 n である。単純化のため、公的部門は公的金融部門のみとした。

翁（1993）は、民間銀行部門の預金の流出が、民間銀行部門のバランスシート、特に預貸率を悪化させ、貸出行動を慎重化させることを指摘しているが、このような懸念を考慮するために、公的金融部門および民間銀行部門の債券と貸出とは区別することとする。

2-2 各部門の行動

2-2-1 日本銀行の行動分析

日本銀行は、日銀貸出 A_c または債券オペ S_c によって、現金・準備預金 R_c を供給する。

$$A_c + S_c = R_c \quad (1-1)$$

2-2-2 公的金融部門の行動

郵便貯金は、民間非銀行部門から受動的に資金 P_p を受け入れる。その資金のうち、 r_p の割合を窓口での支払いの準備として現金として保有し、 $1 - r_p$ は資金運用部に預託される。資金運用部は、預託された資金のうち、 l_p の割合を政府系金融機関を通じた民間部門への貸出 L_p 、 $1 - l_p$ の割合を債券 S_p に向けるものとする。

$$R_p = r_p \cdot P_p \quad (1-2)$$

$$L_p = l_p \cdot (1 - r_p) \cdot P_p \quad (1-3)$$

$$S_p = (1 - l_p) \cdot (1 - r_p) \cdot P_p \quad (1-4)$$

2-2-3 民間銀行部門の行動

民間銀行部門は、日本銀行からの借入 A_b 、民間非銀行部門からの資金の受入 D_b によって資金を調達し、預金の n_b 倍（法廷準備率）を準備預金に充て、残り $A_b + (1 - n_b) \cdot D_b$ のうち、 l_b の割合を貸出 L_b に向け、 $1 - l_b$ の割合を債券 S_b に向けるものとする。

$$R_b = n_b \cdot D_b \quad (1-5)$$

$$L_b = \left[l_b \cdot (A_b + 1 - r_b) \cdot D_b \right] \quad (1-6)$$

$$S_b = \left[1 - l_b \right] \cdot \left[A_b + (1 - r_b) \cdot D_b \right] \quad (1-7)$$

ここで、貸出比率は、貸出金利と債券金利の差の増加関数であるとする。

$$l_b = l_b(i_i - i_b) \quad (1-8)$$

$$l'_b > 0$$

2-2-4 民間非銀行の行動

民間非銀行は、現金を R_n 、銀行預金を D_n 、郵便貯金を P_n 、債券を S_{nd} 保有し、借入 L_n 、債券 S_{ns} で資金を調達する。ただし、正味資産は考慮しない。総資産 $L_n + S_{nd}$ のうち、 S_{nd} の割合を債券、残りのうちの割合を現金、さらに残りのうちの割合を銀行預金、の割合を郵便貯金に向ける。また、負債は、の割合で借入、の割合で債券により調達するものとする。

このとき、資産側では次のような関係が成立している。

$$S_{nd} = S_{nd} \cdot (L_n + S_{ns}) \quad (1-9)$$

$$R_n = r_n \cdot (1 - S_{nd}) \cdot (L_n + S_{ns}) \quad (1-10)$$

$$D_n = d_n \cdot (1 - S_{nd}) \cdot (1 - r_n) \cdot (L_n + S_{ns}) \quad (1-11)$$

$$P_n = (1 - d_n) \cdot (1 - S_{nd}) \cdot (1 - r_n) \cdot (L_n + S_{ns}) \quad (1-12)$$

ここで、債券の比率は債券金利の増加関数であるとする。すなわち、現金や預金といった貨幣に対する需要は、債券金利の減少関数となる。

$$S_{nd} = S_{nd}(i_b) \quad (1-13)$$

$$S'_{nd} < 0$$

一方、負債側では、次のような関係が成立している。

$$L_n = l_n \cdot (L_n + S_{ns}) \quad (1-14)$$

$$S_{ns} = (1 - l_n) \cdot (L_n + S_{ns}) \quad (1-15)$$

ここで、負債のうち借入の比率 l_n は、貸出金利 i_i と債券金利 i_b との差 $i_i - i_b$ の減少関数であ

るとする。

$$l_n = l_n(ii - is) \quad (1-16)$$

$$l'_n < 0$$

また、総資産 $L_n + S_{ns}$ は、国民所得の増加関数であるとする。

$$L_n + S_{ns}(Y) \quad (1-17)$$

$$(L_n + S_{ns})' > 0$$

2-2-5 各市場の需給均衡

各市場における需給均衡は、以下のように表される。この場合、ワルラスの法則により一つの市場は独立でなくなる。

現金・準備預金市場	$R_c = R_p + R_b + R_n$	(1-18)
-----------	-------------------------	--------

日本銀行貸出	$A_c = A_b$	(1-19)
--------	-------------	--------

銀行預金	$D_b = D_n$	(1-20)
------	-------------	--------

郵便貯金	$P_p = P_n$	(1-21)
------	-------------	--------

貸出市場	$L_p + L_b = L_n$	(1-22)
------	-------------------	--------

ここで、内生変数は貸出金利と債券金利と国民所得の三つであるから、現金・預金市場、貸出市場、財市場の三つの均衡式に整理することができる。

現金・準備預金市場の均衡

$$A_c + S_c = \left[\left(r_p \cdot (1 - d_n) + r_p \cdot d_n \right) \cdot \left(1 - r_n \right) + r_n \right] \cdot \left(1 - S_{nd} \right) \cdot \left(L_n + S_{ns} \right) \quad (1-23)$$

貸出市場の均衡

$$\left(l_p \cdot (1 - d_n) \cdot (1 - r_p) + l_b (i - i_s) \cdot d_n \cdot (1 - r_b) \right) \cdot (1 - S_{nd}) \cdot (1 - r_n) \cdot (L_n + S_{ns}) + l_b (i - i_s) \cdot A_c$$

$$= l_n (i - i_s) \cdot (L_n + S_{ns}) \quad (1-24)$$

財市場の均衡

$$Y = \alpha - \alpha_1 i_1 - \alpha_s i_s \quad (1-25)$$

2-3 比較静学分析

2-3-1 貸出と債券を区別しない場合

貸出と債券を区別しない場合、現金・準備預金市場と財市場の均衡式により、債券金利 i_s 、国民所得 Y は内生的に決定される。

現金・準備預金市場の均衡

$$A_c + S_c = \left[\left(r_p \cdot (1 - d_n) + r_p \cdot d_n \right) \cdot (1 - r_n) + r_n \right] \cdot (1 - S_{nd}) \cdot S_{ns}(Y) \quad (1-26)$$

財市場の均衡

$$Y = \alpha - \alpha_s i_s \quad (1-27)$$

また、民間非銀行が保有する現金と預金の合計であるマネーサプライ M は、次のように表される。

$$M = \left[d_n \cdot (1 - r_n) + r_n \right] \cdot (1 - S_{nd}) \cdot S_{ns}(Y) \quad (1-28)$$

ここで、民間非銀行部門において、銀行預金から郵便貯金への預け替えが生じたと仮定する。このとき、公的金融部門は、預け替えによって得た資金で日本銀行から債券を購入し、日本銀行は、債券買いオペにより銀行部門の準備預金を当初と水準を維持、すなわち、ハイパワード・マネーを一定にするような金融調節を行うものとする。

預け替えという「ショック」は、民間非銀行が保有する預金における銀行預金の比率 d_n の減少として表わされる。この場合、民間非銀行の現金・準備保有率 r_b が、公的金融部門の現金保有率 r_p より大きければ、 LM 曲線は下方シフトし、債券金利 i_s は低下し、国民所得 Y は増加する。実際、民間非銀行の現金・準備保有率 r_b と公的金融部門の現金保有率 r_p は、それぞれ1.05%、0.53%である²⁾。したがって、日本銀行がハイパワード・マネーを一定とするような金融調節を行う限り、銀行預金から郵便貯金への預け替えは、金利を低下させ、国民所得を増加させることになる。

また、マネーサプライは、以下のように表される。

2) 太田・小原 (1996) による。

$$M = \left(\frac{d_n \cdot (1 - r_n) + r_n}{r_p \cdot (1 - d_n) + r_b \cdot d_n \cdot (1 - r_n) + r_n} \right) \cdot (A_c + S_c) \quad (1-29)$$

右辺第1項は貨幣乗数であり、公的金融部門の現金保有率 r_p が正であるときは、民間非銀行が保有する預貯金における銀行預金の比率 d_n の減少に伴って低下する。すなわち、マネーサプライは減少する。

2-3-2 貸出と債券を区別する場合

次に、貸出と債券とを区別した場合について、銀行預金から郵便貯金への預け替えの影響をみることにする。

まず、日本銀行が、債券オペにより金融調節を行う場合を考えてみる。これは、銀行預金の流出による準備預金の減少を債券オペで埋めるケースである。この場合は、上記の日銀貸出と債券オペを区別しないケースとほぼ同じ結論が得られる。つまり、現金・準備市場の均衡を示す(1-23)式において、右辺の d_n が減少するのみである。ただし、これは、公的金融の貸出比率 l_b と民間銀行の貸出比率 l_m の大小に依存し、貸出比率が高い方が国民所得 Y を拡大させる。実際の貸出比率は、公的金融が70%、民間銀行(全国銀行)が76%であり、大きな違いはない³⁾。

次に、日本銀行が、日銀貸出により金融調節を行う場合を考えてみる。これは、銀行預金の流出による準備預金の減少を日銀貸出で埋めるケースである。この場合には、債券オペと比べて経済拡張的となる。債券オペは、民間銀行に生じた過剰準備を債券運用に向けられるが、日銀貸出は、民間非銀行部門への貸出に向けられるためである。現金・準備市場の均衡を示す(1-23)式において、右辺の d_n が減少することに加えて、貸出市場の均衡を示す(1-24)式で、貸出供給を増加させることになり、貸出金利等の低下を通じて国民所得 Y を増加させることになる。

最後に、公的金融が貸出を積極に行わない場合を考えてみる。これは、公的部門への資金流入があっても、出口において過去に貸出を受けた資金の返済が多くなり、ネットでは貸出が減少するような状況をである。この場合、(1-24)式の d_n の低下と公的金融の貸出比率である l_b の低下が、同時に起こると意味する。

3. 公的部門の資金収支と日本銀行の金融調節

本節では、これまで比較静学分析により考察してきたことについて、時系列モデルによる

3) 太田・小原(1996)による。

実証分析によって明らかにしていく。日本銀行が金融調節によって、直接コントロールできるのは、日本銀行の負債の大部分を占めるハイパワード・マネー、もしくは、その需給によって決まる短期金融市場金利である。したがって、以下の分析では、公的部門の資金収支の変化が、ハイパワード・マネーや短期金融市場金利に何らかの影響を与えているかということを検討していく。

3-1 使用データ

公的部門の資金収支を表す指標として、日本銀行の「資金需給実績」における「財政等要因」を用いた。また、短期金融市場金利としては、コールレートの有担保翌日物を用いた。ハイパワード・マネーについては、法定準備率の変更されると、それだけで民間銀行の準備預金保有率が変わることを考慮し、民間銀行部門と民間非銀行部門が保有する現金のみ使用することとした⁴⁾。

使用するデータおよび加工方法は、以下のとおりである。

- G : 公的部門の資金収支（「財政等要因」、原数値）、単位：億円
- H : ハイパワード・マネー（対前月増減額）、単位：億円
- R : コールレート（有担保翌日物、平均）、単位：%
- M : マネーサプライ（ $M_2 + CD$ ）の対前月増減額、単位：億円
- Y : 鉱工業生産指数（対前年同月比）、単位：%
- P : 国内卸売物価指数（対前年同月比）、単位：%

また、前述のように公的部門の資金収支が民間銀行の貸出態度に影響を与えるか否かをみるために、マネーサプライを下記の変数に置き換えて、因果関係テストを行った。

- L_1 : マネーサプライ（ $M_2 + CD$ ）に日銀借入金を加えたもの（対前月増減額、末残）、単位：億円
- L_2 : L_1 に全国銀行勘定のコールマネー（負債）とコールローン（資産）の差分を加えたもの（対前月増減額、末残）、単位：億円
- L_3 : マネーサプライに全国銀行勘定の借入金を加えたもの（対前月増減額、末残）、単位：億円
- L_4 : L_3 にコールマネー（負債）とコールローン（資産）の差分を加えたもの（対前月増減額、末残）、単位：億円

4) 法定準備率の変更を考慮したハイパワード・マネー（修正ハイパワード・マネー）は、法定準備率がある基準時の値に固定することによって得られる。そこで仮に、定準備率をゼロに固定して考えると、修正ハイパワード・マネーは、民間銀行部門と民間非銀行部門が保有する現金と銀行の超過準備（準備預金のうち法定準備預金を越えた部分）との和となる。しかし、超過準備はハイパワード・マネーの0.01～0.02%程度の大きさであり、修正ハイパワード・マネーは銀行・民間非銀行部門の保有現金の合計にほぼ等しくなる。そこで、ここでは民間銀行部門と民間非銀行部門が保有する現金をハイパワード・マネーの代理変数とした。具体的には、「マネタリーサーベイ」のうち「現金通貨発行高」を修正ハイパワード・マネーとして用いた。

3-2 時系列モデルによる実証分析

3-2-1 Grangerの因果関係テスト

ここでは、時系列データ間の関係を分析するうえでよく用いられる、VARモデル（多変量自己回帰モデル）によって、公的部門の資金収支とハイパワード・マネーやコールレートとの間に、因果関係が存在するか否かを検定する、特に、公的部門の資金収支からハイパワード・マネーへの因果関係が存在するか否かという点が注目される。因果関係の存在は、グランジャーの因果関係テスト（*Granger Causality Test*）により検定を行う。また、マネーサプライのほか、鉱工業生産指数や国内卸売物価指数といった、経済における重要な変数との関わりも考慮するとともに⁵⁾、変数の数や組合せを変えて推定を行うことにより、推計結果の安定性も確認した。特に、マネーサプライは、民間銀行のバランスシートからみると、総資産額を示す変数であると考えられるが、①民間銀行の資産には、日本銀行からの借入金も含まれるが、マネーサプライにはそれが入らないため、マネーサプライと民間銀行の総資産額との間にギャップがあり、特に、預金が減少しても日本銀行からの借入で補填される場合もあること、②民間銀行は、他部門が短期金融市場（インターバンク市場）に出す資金によって資金調達することが可能であり、その部分がマネーサプライと資産額との間にギャップを生むことを考慮して、上記のように作成した変数（ $L_1 \sim L_4$ ）をマネーサプライに代えて、因果関係テストを行う。これは、仮に銀行預金が流出しても、借入やインターバンク市場から民間銀行に資金が還流する部分を捉えようとするものである。

3-2-2 季節性とデータの定常性に関する取り扱い

ここで用いるデータは、すべて月次データであるため、季節性の存在は否めない。特に G , H , M , $L_1 \sim L_4$ の変数については、明瞭な季節性がみられるため、これらの変数は12期階差をとることによって、季節性によるバイアスを除去することとした。また、変数をレベルで推計するか、階差をとって推計するかは、変数の定常性の観点から重要である。単位根検定の結果から（表1） H , M , $L_1 \sim L_4$ は単位根をもつ可能性が高いため、一階の階差をとった。また Y , R は単位根があるという帰無仮説が有意水準5%で棄却されるが、トレンドをもつため一階の階差をとった。特に、以下の因果関係テストで基本型の要素となる（ G , ΔH , R , ΔM , ΔY , ΔP ）の六つの変数については、共和分検定を行った（表2）。その結果、六つの共和分が存在し、六つの変数をまとめてみたときに各変数がまったくランダムに動いているのではなく、その動きが一次元的であることが示された。

推計期間は、1972～73年頃の過剰流動性によるバイアスを回避するため、1974年1月を始点とし1995年12月までとした。

5) VARモデルには、理論的に想定された経済変数間の関係を明示的に考慮した、Structural VARといわれるモデルもあるが、ここでは、経済的な構造は想定せず、因果関係を検定することとした。

3-2-3 ラグの取り方

VARモデルの自己回帰 (AR) の次数は、シュワルツの情報量基準 (*Shwarz's Bayesian Information Criterion*) に基づいて決定した。ただし、この基準に従うと、一貫して1期までラグが選ばれた。しかし、この場合、公的部門の資金収支が半年程度の長い期間にわたって同一方向に振れて、日本銀行の金融調節を攪乱する場合の因果関係をみることができないことから、先験的にラグを6期間とったケースでも推計を行った。

3-3 VARモデルの推計と因果関係テストの結果

($G, \Delta H, R, \Delta M, \Delta Y, \Delta P$) の6変数の組合せで、推計期間を1974年1月から1995年12月までとしたケースを基本型とし、この基本型を以下の (a)~(f) のように修正したケースで因果関係テストを行い、結果の安定性を確認した。

(a) 推計期間を1980年1月から1995年12月までとしたケース

(b) $G, \Delta H, \Delta M$ の3変数が、経済成長に伴って量的に拡大することを考慮し、それぞれを残高で割ったケース

(c) 前述のように、先験的にラグを6期としたケース

(d) 基本型から、変数 $\Delta Y, \Delta P$ を落としたケース

(e) 基本型から、変数 $R, \Delta Y, \Delta P$ を落としたケース

(f) ($G, \Delta H$), (G, R) の2変数のみのケース

また、前述した公的部門の資金収支が、民間銀行のバランスシートの資産側に影響を与えているか否かという点は、(a')~(d') の4通りで推計を行った。

(a') 基本型の ΔM を ΔL_1 と置き換えたケース

(b') 基本型の ΔM を ΔL_2 と置き換えたケース

(c') 基本型の ΔM を ΔL_3 と置き換えたケース

(d') 基本型の ΔM を ΔL_4 と置き換えたケース

さらに、(a') については、因果関係テストの結果の安定性を確かめるために、以下のような推計も行った。

(a'-1) 推計期間を1980年1月から1995年12月までとしたケース

(a'-2) $G, \Delta H, \Delta L_i$ ($i=1\sim 4$) の3変数が、経済成長に伴って量的に拡大することを考慮し、それぞれを残高で割ったケース

(a'-3) 前述のように、先験的にラグを6期としたケース

(a'-4) 基本型から、変数 $\Delta Y, \Delta P$ を落としたケース

(a'-5) 基本型から、変数 $R, \Delta Y, \Delta P$ を落としたケース

これらの結果を整理すると (表3~5)、以下ようになる。

- ① 公的部門の資金収支からハイパワード・マネーおよびコールレートへのグランジャーの因果関係はみられない。
- ② 公的部門の資金収支とマネーサプライ ($M_2 + CD$) との間には、相互もしくは公的部門の資金収支からマネーサプライへのグランジャーの因果関係がみられる。
- ③ しかしながら、公的部門の資金収支と民間銀行のバランスシートの資産側（マネーサプライを変更したケース (a')~(d')) との間には、グランジャーの因果関係はみられない。

以上の因果関係テストの結果から得られる含意をまとめてみたい。まず、公的部門の資金収支からハイパワード・マネー、コールレートへの因果関係がみられないということは、日本銀行の金融調節が、公的部門の資金収支によって攪乱されていないことを意味する。次に、公的部門の資金収支からマネーサプライへの因果関係がみられることは、公的部門の資金収支の変化が、銀行預金からの資金移動によることが多いことを示していると解釈される。この結果は、公的部門への資金流入が民間部門の資金需給を逼迫させる危険性を示すものであるが、公的部門の資金収支から日銀借入 (L_1) や他からの借入 ($L_2 \sim L_4$) への因果関係がみられないことから、その可能性は低いと考えられる。すなわち、公的部門の資金収支は、マネーサプライとは因果関係があるものの、借入等とは因果関係がないということは、公的部門への資金流入があったとしても、日本銀行が日銀貸出で穴埋めしている、もしくは、日本銀行の金融調節がオープン市場で行われ、それが民間非銀行部門からの資金として民間銀行に還流していることを示すからである。したがって、民間銀行からの資金流出が、預貸率の悪化を通じて貸出を抑制し、経済成長にも悪影響を及ぼすという懸念は、因果関係テストから否定されることになる。

4. おわりに

以上、公的部門への資金流入が、民間部門の資金需給を逼迫させ、牽いては経済成長に悪影響を与えるのではないか、という問題について検討してきた。そこでは、まず、実物市場や金融市場を含み、公的金融部門を明示的に組み込んだ一般均衡体系で理論的に考察した。理論モデルによる比較静学分析からは、日本銀行がハイパワード・マネーを一定するような金融調節を行う限りは、銀行預金から郵便貯金への預け替えといった、公的部門への資金流入は金利を低下させ、国民所得を増加させるという結論を得た。一方、時系列モデルによる、公的部門の資金収支と実物変数や金融変数との因果関係に関する実証分析からは、公的部門の資金収支とハイパワード・マネーやコールレート等と間には、グランジャーの意味での因果関係はみられなかった。これらの結果から、公的部門への資金流入があったとしても、日

本銀行や民間非銀行部門からの資金が民間銀行に還流しており、民間銀行からの資金流出が預貸率の悪化を通じて貸出を抑制し、景気にも悪影響を及ぼすことはないものと解釈される。これは、概ね理論モデルと整合的な結果である。

参考文献

- 池尾和人 (1985) 『日本の金融市場と組織—金融のミクロ経済学—』 東洋経済新報社。
- 岩田規久男 (1993) 『金融政策の経済学』 日本経済新聞社。
- 岩淵純一 (1990) 「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, 79-117頁。
- 植田和男 (1993) 「マネーサプライ・コントロールを巡って」 『金融研究』 第12巻第1号, 51-68頁。
- 太田 清・小原弘嗣 「金融資産間の選好変化の景気への影響」 『郵政研究所月報』 No.91, 48-57頁。
- 太田 清・宮原勝一 「政府部門の対民間部門資金収支と金融調節」 『郵政研究所月報』 No.91, 7-14頁。
- 翁 邦雄 (1991) 「日本における金融調節」 『金融研究』 第10巻第2号, 1-32頁。
- 翁 邦雄 (1993) 『金融政策』 東洋経済新報社。
- 小野寺敦子 (1992) 「マネーサプライの動向と郵便貯金」 郵政研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズ No.1992-06。
- 小野寺敦子 (1993) 「郵便貯金とマネーサプライ」 『郵政研究所月報』 No.56, 40-50頁。
- 鴨池 治 (1994) 「通貨乗数アプローチとマネーサプライ」 『現代経済社会における諸問題』 第2巻, 東洋経済新報社, 289-303頁。
- 国友直人・山本拓 (1986) 「多変量時系列における因果関係序列と仮説検定及びマクロ計量分析への応用」 『経済学論集』 No.51, 15-27頁, No52, 30-50頁。
- 黒田晁生 (1988) 『日本の金融市場』 東洋経済新報社。
- 鈴木淑夫・黒田晁生・白川浩道 (1988) 「日本の金融市場調節方式について」 『金融研究』 第7巻第4号, 43-65頁。
- 古川 顕 (1985) 『現代日本の金融分析—金融政策の理論と実証』 東洋経済新報社。
- 堀内昭義 (1980) 『日本の金融政策—金融メカニズムと実証分析』 東洋経済新報社。
- 国友直人・山本拓 (1986) 「多変量時系列における因果関係序列と仮説検定及びマクロ計量分析への応用」 『経済学論集』 No.51, 15-27頁, No52, 30-50頁。
- 吉野直行 (1994) 「日本の政策金融」 『経済政策』, 有斐閣, 186-207頁。
- Bernanke, B. and A. Blinder (1988) "Credit, Money, and Aggregate Demand," *American Economic Review*, Vol. 78, No. 2, pp. 435-439.
- Bernanke, B. and Cara S. Lown (1991) "The Credit Crunch," *Brookings Papers on Economic*

Activity, No. 2, pp. 205-239.

Bernanke, B. and A. Blinder (1992) "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *American Economic Review*, Vol. 82, pp. 901-921.

表1 単位根検定の結果
—レベルによる検定—

	G	H	R	Y	P
検定統計量	-4.907*	-2.560	-3.147*	-3.779*	-3.313*
P-value	3.02E-04	2.80E-01	9.54E-02	1.77E-02	6.41E-02
Lags	13	14	5	15	15

	M	L ₁	L ₂	L ₃	L ₄
検定統計量	-2.659	-1.605	-2.380	-1.761	-2.600
P-value	2.53E-01	7.90E-01	3.90E-01	7.23E-01	2.80E-01
Lags	17	15	20	15	14

—階差による検定—

	ΔG	ΔH	ΔR	ΔY	ΔP
検定統計量	-	-4.041*	-	-6.811*	-4.923*
P-value	-	7.69E-03	-	3.77E-08	2.83E-04
Lags	-	17	-	14	14

	ΔM	ΔL ₁	ΔL ₂	ΔL ₃	ΔL ₄
検定統計量	-3.286*	-4.193*	-4.390*	-4.194*	-4.041*
P-value	6.85E-02	4.59E-03	5.57E-03	4.57E-03	7.69E-03
Lags	15	13	14	14	17

備考1. 単位根検定は、Augmented Dickey-Fuller検定によった。

2. 表中の*は、単位根があるという帰無仮説が有意水準5%で棄却されることを意味する。

表2 共和分検定の結果

	$H_0: r = 0$	$H_0: r \leq 1$	$H_0: r \leq 2$	$H_0: r \leq 3$	$H_0: r \leq 4$	$H_0: r \leq 5$
検定統計量	342.806*	201.918*	128.809*	70.698*	36.135*	6.667*
P-value	3.21E-22	1.98E-12	1.20E-10	3.65E-06	2.91E-04	8.53E-03

備考1. 変数は、グランジャーの因果関係を検定する ($G, \Delta H, R, \Delta M, \Delta Y, \Delta P$) を使用した。

2. 共和分検定は、Johansenのトレース検定によった。

3. 表中の*は、帰無仮説 H_0 が5%有意水準で棄却されることを意味する。

表3 グランジャー因果関係テストの結果 —Standard—

	G	ΔH	R	ΔM	ΔY	ΔP
G	1.086	0.357	0.002	6.422**	1.499	0.750
ΔH	2.779	38.637**	0.454	8.839**	3.667	0.313
R	0.424	1.215	79142.566**	0.063	1.169	34.084**
ΔM	8.962**	17.725**	0.264	14.559**	3.916*	0.002
ΔY	6.018**	8.062**	0.668	7.349**	4.670*	3.221
ΔP	1.668	1.267	7.071**	0.826	4.09*	275.228**

備考1. 表中の数字はP値であり、行変数から列変数への因果関係を示す。**は1%有意水準で、*は5%有意であることを意味する。

2. 変数は、($G, \Delta H, R, \Delta M, \Delta Y, \Delta P$) であり、12期階差をとったケース。

3. 推計期間は、1974年1月から1995年12月。

4. ラグの次数は、シュワルツの情報量基準 (SBIC) により決定した。

SBIC=($L1=54.11579^*$, $L2=54.27547$, $L3=54.61483$, $L4=55.21896$, $L5=55.82145$, $L6=56.33659$)

表4 グランジャー因果関係テストの結果 —Case(a)—

	G	ΔH	R	ΔM	ΔY	ΔP
G	1.113	0.042	0.014	5.126*	2.987	0.072
ΔH	1.981	24.922**	0.262	7.45**	3.451	0.029
R	0.031	0.041	57940.750**	0.218	1.274	37.209**
ΔM	5.597*	14.316**	0.612	12.022**	3.182	0.053
ΔY	3.383	3.620	0.473	6.018*	20.488**	3.203
ΔP	0.967	0.811	2.742	2.706	2.874	131.971**

備考1. 表中の数字はP値であり、行変数から列変数への因果関係を示す。**は1%有意水準で、*は5%有意であることを意味する。

2. 変数は、(G, ΔH, R, ΔM, ΔY, ΔP)であり、12期階差をとったケース。
3. 推計期間は、1980年1月から1995年12月。
4. ラグの次数は、シュワルツの情報量基準 (SBIC) により決定した。

SBIC=(L1=53.89691*, L2=54.25149, L3=54.83227, L4=55.61899, L5=56.37199, L6=56.99402)

表5 グランジャー因果関係テストの結果 —Case(a)—

	G	ΔH	R	ΔL	ΔY	ΔP
G	0.325	0.001	0.510	4.534*	1.516	0.910
ΔH	1.268	41.741**	0.098	0.199	2.973	0.176
R	1.360	0.609	61365.039**	0.027	0.466	18.926**
ΔL	0.014*	18.194**	14.358**	15.424**	2.359	0.046
ΔY	3.959*	8.385**	0.351	1.697	3.512	2.746
ΔP	1.291	1.778	7.700**	0.693	4.074*	276.567**

備考1. 表中の数字はP値であり、行変数から列変数への因果関係を示す。**は1%有意水準で、*は5%有意であることを意味する。

2. 変数は、(G, ΔH, R, ΔL, ΔY, ΔP)であり、12期階差をとったケース。
3. 推計期間は、1974年1月から1995年12月。
4. ラグの次数は、シュワルツの情報量基準 (SBIC) により決定した。

SBI=(L1=56.94743*, L2=57.05430, L3=57.35501, L4=57.95097, L5=58.49487, L6=59.00927)