

マネー及び信用の実体経済への影響*

財務省財務総合政策研究所 原田泰

OECD事務局 茨木秀行

はじめに

銀行貸出がマネー以上に実体経済へ強い影響を持つか否かは、銀行の情報生産機能との関係で多くの議論を呼び、様々な実証研究が行われてきた。実証研究は、マネー及び貸出が景気に対してどれだけ大きな影響を与えるかというマクロ的な研究と、貸出のチャンネルが企業規模ごとにどのような影響を与えるかという分配面に焦点をあてたミクロ的な研究に大別されるが、ここでは、貸出とマネーの経済活動全般への相対的影響力に関心があるので、マクロ的な研究に着目する。

本稿では、まず、既存の研究でよく用いられている一般的な VAR 分析を行い、マネー、貸出と GDP との因果関係を分析している。その結果によれば、Granger Causality Test では、多くの場合、マネーサプライから GDP への影響が示唆されたが、分散分解の結果によると、一部のケースではマネーサプライと銀行貸出の GDP への影響が Choleski 分解の順番により大きく異なる例が見られ、一義的な結果は得られなかった。他の既存の研究でも同様だが、この種の分析は、データの取り方（季節調整値か原数値か、期中平均か期末値か、伸び率かレベルか）や推計期間などにより結果が大きく左右される場合が多く見られる。

本研究では、その原因の一つとして、マネーと貸出が互いに強い相関関係を持っているために、推計上、マルチ・コリニアリティの問題が生じているのではないかということを中心とし、この問題を解決するために、GDP の動きをマネーサプライ及び金利だけで説明したモデルと、GDP の動きを銀行貸出及び金利だけで説明したモデルの 2 つの非入れ子型 (Non-nested) の仮説について、包括テスト (Encompassing Test) を行い、マネー・モデルの優位性を確認した。

1. これまでの研究成果

アメリカでの主な研究成果

アメリカでの実証研究は、Bernake[1983]以来様々なものがある。彼によれば、大恐慌時の生産の落ち込みはマネーの減少だけでは説明できず、銀行の破綻が重要な要因だったと論じている。また、最近のデータを使ったBernanke-Blinder[1992]によっても銀行貸出の減少が景気の悪化につながる事が示されている。

銀行貸出の減少が景気をなんらかの意味で悪化させることは否定できないようだが、貸出のチャンネルとマネーのチャンネルの相対的重要性については決着がつかない。

*本研究の本論は 2000 年度春季日本経済学会で、補論は 1999 年度秋季金融学会で報告した論文を大幅に修正したものである。コメンテーターを引き受けてくださった神戸大学の宮尾龍蔵助教授、ジャーディン・フレミング証券(当時)の松岡幹裕氏はじめ有益なコメントを下された方々に感謝申し上げます。

King[1986]、Konishi-Ramey-Granger[1993]、Ramey[1993]は、貸出、マネー、G N Pを含むVARモデルによってマネーが貸出よりも生産の変化をよりよく説明していることを示している。しかし、この方法によっては、マネーと貸出の双方が、生産を説明しているのか、生産の変化によってマネーや貸出を変化させているのかが不明であるという欠陥がある。

これに対して、Romer-Romer[1990]は、引締め期を特定し、引締め期にはマネーはすぐ減少するが貸出の減少は遅れることから、貸出のチャンネルはそれほど重要ではないとした。一方、Kashayap-Stein-Wilcox[1993]は、金融引締め期にはコマーシャル・ペーパーの発行が拡大し、銀行貸出が減少するので、コマーシャル・ペーパーに対する貸出の比率は設備投資、在庫投資に影響を与えることから、貸出のチャンネルが重要であるとしている。

貸出の分配面に与える影響についても多くの論文があるが、本研究の関心は、貸出が、総体としての景気に影響を与えるか否かであるので省略する(例えば、星[1997]参照)。

日本での研究成果

日本における実証分析としては、まず、Ueda[1993]がある。彼は、トレンド除去の方法やデータの期末、平残の違いなどによって結果が異なるものの、様々な貨幣量に比べて銀行貸出の生産に対する説明力が高いという結果になる場合が多いことを示している。また、Romer-Romer[1990]と類似の分析を行い、金融引締め期にはマネーも貸出も減少するが、マネーの減少分のほとんどが生産の縮小に対する反応として説明されるが、貸出の減少には生産の変化とは独立の部分が大きいことから、貸出のチャンネルの重要性が高いとしている。

一方、細野[1995]は、GDPやマネーなどのデータが非定常な確率トレンドを持つことに注目し、GDP、実質マネー、長期金利の共和分の関係を定式化した上で、実質マネーや長期金利の均衡からの乖離はGDPの変化に影響を及ぼすが、実質銀行貸出がGDPに対して追加的な影響を及ぼすとの証拠は得られなかったとしている。また、宮川・森田[1998][1999]は、マネー、貸出、実質GDPを組み入れたVARモデルによって、貸出とマネーのチャンネルをそれぞれ遮断して、その相対的重要性を見たところ、貸出の影響は存在するものの、マネーサプライの影響がより重要であるという結果を得ている。

このように、Ueda [1993]と宮川・森田[1998]、細野[1995]はほぼ同じような分析を行ったにもかかわらず、その結果は反対となっている。そこで、その違いをみるために、それぞれの方法をより詳しく説明する。

Ueda(植田)[1993]は、先ず、Bernanke and Blinder [1990]と同様に Granger Causality Test を行っている。M1、M2、ハイ・パワード・マネー、銀行貸出、コール・レートについて、VAR モデルを推計し、その結果を用い、Granger Causality Test により、銀行貸出及びコール・レートは、他の変数(M1、M2、ハイ・パワード・マネー)によって予測されないが、逆にそれらの変数の予測に役立つと結論づけている。次に、生産、M1、M2、ハイ・パワード・マネー、銀行貸出、コール・レートについてについて VAR モデルを推計し、それを用いて分散分解(Variance Decomposition)を行ったところ、貸出が最も高い説明力をもっていたとしている(なお、分散分解とは、現在値と推計されたパラメータを用いて予測された将来の期待値に関する分散が、どの変数の誤差に起因するかといった寄与度を計算するもので、この寄与度が高ければその変数の予測値に対する causality は高いと推測さ

れる)。ただし、上記の分析は、データの取り方（季節調整値か原数値か、期中平均か期末値か、伸び率かレベルか）で大きな差が生じている点に注意が必要である。また、レベルを使った推計の方が貸出の有意度が高いが、stationary でないレベル変数を用いた推計ではその意味も減殺される点は留意が必要である。

さらに、植田は、Romer-Romer [1990]と同様に、マネー及び貸出について、それぞれ自己ラグで回帰したもの及びそれに生産を加えたものを全計測期間について推計し、そのパラメータを使って、金融引締め期のみについて予測値を計算し、実際のデータとの予測誤差を計測している。これは、マネー及び貸出について、需要面からの影響を排除するための措置である。植田は、いずれの場合も、貸出の方がマネーよりも先に金融引締めに反応していると、Romer とは正反対の結論を得ている。また、生産を含む場合、貸出のエラーが大きい、これは貸出の変動のうち、生産に影響される部分が小さいことを示しているとしている。

一方、細野[1995]は、GDP の変化率を被説明変数とする推計式において、GDP と実質マネー、GDP と長期金利の間の共和分からなる誤差修正項がそれぞれ有意な説明力を持つ一方、実質銀行貸出は有意とならないことを示した。ただし、細野の場合、80 年代以降についてみれば、実質銀行貸出が予測力を持っている可能性も否定できないとしている。宮川・森田[1998][1999]は、Ramey[1993]にならい、実質 GDP、M2、貸出残高、コール・レートを用い、通常の VAR モデルの vector の中に、複数のレベルの変数間に成り立つ長期均衡関係を表す項（Error Correction、誤差修正項）を含む VECM (Vector Error Correction Model) 推計した上で、インパルス応答を調べ、マネーに対する GDP の反応の方が貸出に対する反応よりも大きいことを実証している。

植田論文における VAR モデルを使った分析と、細野論文、宮川・森田論文の VECM 分析とは同趣の分析にもかかわらず相反した結果が得られているが、これは推計の技術的相違によるところもあると推察される。具体的には、植田論文ではレベルの変数を用いた場合及び対数の階差を用いた場合の双方について VAR モデルを推計しているが、細野や宮川・森田の VECM と比較すると、確率トレンドを持った変数に関するダイナミックな特性の扱いが不十分であることが指摘できる。したがって、上記のような推計のテクニックの相違及びそれによって生じる推計に用いられる情報量の相違が異なる結果を導いた可能性がある。

他方、植田論文の VAR モデルも共通であるが、細野論文、宮川・森田論文の VECM 分析は、貨幣量、信用量、経済活動との相互の因果関係が不明確であるとの問題を抱えている（貸出の変化が需要と供給のどちらに起因するか）。これに対し、植田の Romer-Romer に沿った分析は、この問題を避けた上で、貸出の方が貨幣よりも早く金融引締めに反応すること、及び貸出しの生産に対する独立度が高いことを検証している。

また、結果の違いは、これらの論文の推計期間が異なることによっても生じた可能性がある。植田の推計期間は 1969 年から 1979 年及び 1979 年から 1989 年であるが、宮川・森田の推計期間は 1967 年から 1995 年である。他方、細野の推計期間は、1966 年から 1979 年、1980 年から 1992 年であるが、既に述べたように、80 年代以降は実質銀行貸出の変化が GDP に及ぼす影響も否定できないとしており、この点は、植田の結果と必ずしも全く反するということではない。

2. 実証結果

本報告では、金融政策の実体経済への波及経路として、マネーサプライ及び銀行貸出のどちらがより強い影響力を持っているかを調べるために、GDP、マネーサプライ(M2+CD)、銀行貸出、コール・レートの4変数からなるVARモデル及びVECM(Vector Error Correction Model)を推計し、Granger Causality Test及び分散分解(Variance Decomposition)を試みた。その結果、Granger Causality Testでは、多くの場合、マネーサプライからGDPへの影響が示唆される一方、銀行貸出からGDPへの影響への影響は示唆されなかった。

他方、同じVAR及びVECMの推計式に基づいた分散分解の結果によると、一部のケースではマネーサプライと銀行貸出のGDPへの影響がCholeski分解の順番により大きく異なる例が見られ、一義的な結果は得られなかったものの、一部のケースではマネーサプライからGDPへの影響の方が大きいことを示す例が見られた。いずれにせよ、VARモデル及びVECMに基づく分析では、用いるデータの種類や形態、Choleski分解の順番等により異なる結果となる場合があり、必ずしも頑健(robust)な推計結果が得られない。

そこで、推計結果の頑健性をチェックするために、GDPの動きをマネーサプライ及び金利だけで説明したモデルと、GDPの動きを銀行貸出及び金利だけで説明したモデルの2つの非入れ子型(Non-nested)の仮定について、包括テスト(Encompassing Test)を行った。この検定からは、マネー・モデルの方が説明力が高い可能性があるとの示唆が得られた。

最後に、Romer-Romer[1990]に基づき、ARモデルによるマネー、貸出の予測値と実績値の乖離についても、我が国の最新のデータを用いて検証したが、その結果は、統計的に必ずしも十分なものは得られなかった。

(1) VARモデルの推計

Bernanke & Blinder[1990]あるいはUeda[1993]の分析手法にしたがい、GDP、マネーサプライ(M2+CD)、銀行貸出、コール・レートの4変数からなるVARモデルを推計し、Granger Causality Test及び分散分解(Variance Decomposition)を試みることにより、それぞれの変数の相互関係を考察する。

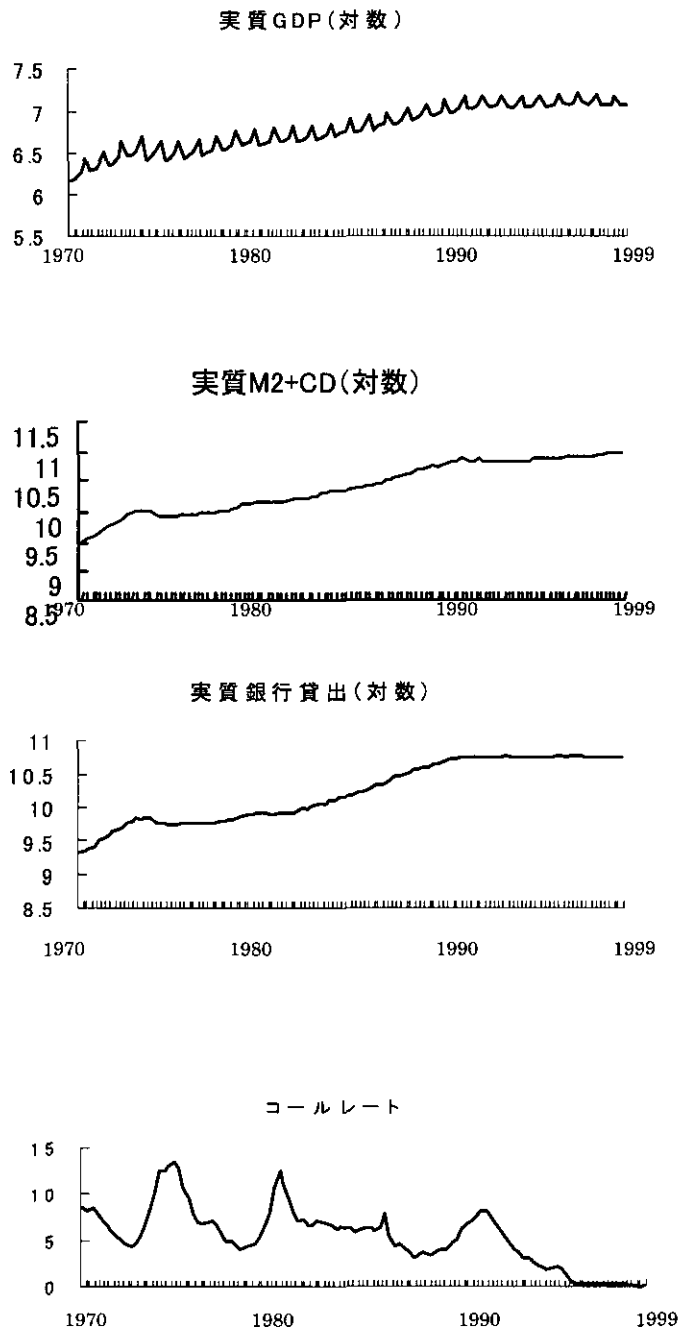
データについて

ここでの推計には、実体経済を表すデータとして名目GDP(旧SNA、未季調、原数値)、マネーサプライを表すデータとしてM2+CD(四半期期中平均)、銀行信用を表すデータとして全国銀行貸出(信託含む、四半期期中平均)、代表的な短期金利としてコール・レート(四半期期中平均)を用いており、推計期間は1970年第1四半期～1999年第2四半期までとし、四半期データを用いた。GDP、M2+CD、銀行貸出のそれぞれを実質化した変数を用いた推計を行っているが、その際、GDPはGDPデフレータ、M2+CD及び銀行貸出は消費者物価指数を用いて実質化した。これは、GDPデフレータの四半期変動が大きいと、四半期変動が小さいM2+CD及び銀行貸出をGDPデフレータで実質化すると、GDPデフレータで実質化したことによってそれらの変数の四半期変動パターンが生じてしまい、推計上マルチ・コリニアリティの問題が強くなってしまうためである。

推計の前に、実質化されたそれぞれの変数について、推計期間におけるその動向を見てみよう。図1は、レベルで見た場合のGDP、マネー、銀行貸出の3変数の動向を示している

が、この図から、3変数とも上方トレンドをもった非定常な変数であることが推測される。

図1 実質GDP、マネーサプライ、銀行貸出、コール・レートの動向



実際、これら3変数について Unit Root Test を行うと、いずれも Unit Root(単位根)の存在が示唆される(表1)。

表1 各変数の Unit Root Test (表の数値は Augmented Dickey-Fuller Test の t 値)

t 値の有意水準: 5%=-3.45 ; 1%=-4.042 (trend, constant, seasonal 含む)

Lag	Y	M	Loan
5	-1.5804	-2.1108	-1.1457
4	-2.1485	-2.8276	-1.5796
3	-0.23447	-2.8695	-1.7341
2	-0.94933	-2.9568	-1.3580
1	-0.47521	-2.2697	-0.86757
0	-1.5747	-0.95866	0.85348

このため、推計にはレベルの変数はいらず、原則として対数の差分を用いることとした。また、特に GDP については四半期毎の季節変動が強く見られることから、この問題の解決のため、前期比での推計にあたっては、四半期ごとの季節ダミーを挿入することとした。さらに、季節性に対する別の解決方法として、前年同期比や前年同期比のさらに前期比をとったものも推計した。

VAR モデルの推計と Granger Causality Test 及び分散分解

ここで推計した VAR モデルは、GDP、M2+CD、銀行貸出、コール・レートの4変数とそのラグからなり、コール・レートを除いて全て対数化した変数がいわれている。また、場合によって四半期の季節ダミーが含まれる。既に述べたように、レベルの変数は非定常であるため用いず、ここでは、以下のような5種類のモデルを推計した。

- ①GDP、マネー、貸出について、それぞれ名目値の前期比を用いたモデル。季節パターンの調整のため四半期季節ダミーを含む。
- ②GDP、マネー、貸出について、それぞれ実質値の前期比を用いたモデル。季節パターンの調整のため四半期季節ダミーを含む。
- ③GDP、マネー、貸出について、それぞれ名目値の前年同期比を用いたモデル。四半期季節ダミーは含まず。
- ④GDP、マネー、貸出について、それぞれ実質値の前年同期比を用いたモデル。四半期季節ダミーは含まず。
- ⑤GDP、マネー、貸出について、それぞれ実質値の前年同期比のさらに前期比を用いたモデル。四半期季節ダミーは含まず。

ラグ数については、いずれも3期までのラグを用いた。Akaike Information Criteria (AIC) 及び Schwartz Bayesian Criteria (SIC) を基準とした場合には4期ラグのモデルが最も高い値を示すが、4期ラグを用いると周期性が極めて強く出てしまうことを懸念したため、ここでは恣意的に3期ラグを選択した。ただし、4期ラグ、5期ラグを用いた場合も参考までに推計しているが、以下の結果に大きな影響はなかった。

表2は、ケース①から⑤までの推計に基づく Granger Causality Test の結果を要約した

ものである。

表2 Granger Causality Test の結果

使用データ： GDP、M2+CD、貸出、コール・レート (コール・レートを除き全て対数、 四半期データ、コール・レートは常 にレベル)	ラグ数	Granger Causality Test	
		マネー→GDP への影 響	貸出→GDP への影響
ケース① 名目・前期比、四半期ダミーあり	3	あり(5%で有意)	なし
ケース② 実質・前期比、四半期ダミーあり	3	あり(10%で有意)	なし
ケース③ 名目・前年同期比	3	あり(5%で有意)	なし
ケース④ 実質・前年同期比	3	あり(5%で有意)	なし
ケース⑤ 実質・前年同期比の前期比	3	あり(5%で有意)	なし

ここでの我々の最大の関心は、实体经济に強い影響を与えるのはマネーなのか、銀行貸出なのかという点にある。そこで、GDPを従属変数とした推計式に注目して、マネー及び銀行貸出に関するGranger Causality Testの結果について見てみると、マネーからGDPへの影響はいずれのモデルにおいても有意度の差はあれ検出されている一方、銀行貸出からGDPへの影響はいずれのモデルにおいても検出されなかった。とりわけ、前年同期比を用いたモデルでは、マネーからGDPへの影響が高い有意度で検出されている。

次に、同じVARモデルを用いて、その予測誤差に注目することで、4変数間の関係を調べる。ここでは、Sims-Bernanke Decompositionにしたがって分散分解(Variance Decomposition)を行った。なお、分散分解とは、推計されたパラメータを用いて予測された将来の予測値に関する誤差の分散について、その分散値がどの変数に起因するかといった寄与度を計算したものであり、ある変数の寄与度が高いほど、予測されている変数への影響度が大きいと考えられる。表3は、12期先のGDPの予測値に関する推計結果を表している。

この分散分解の結果についてみると、Choleski分解の順番をマネーを先にするか、銀行貸出を先にするかで、結果が大きく異なることがわかった。例えば、前期比のデータを用いたケース①、②では、マネーを先にした場合にはマネーがGDPの分散に占める寄与度の方が銀行貸出の寄与度よりも高く、逆に銀行貸出を先にした場合では貸出がGDPの分散に占める寄与度の方が高くなっている。しかし、その他の③から⑤までのケースでは、Choleski分解の順番に関わらず、マネーがGDPの分散に占める寄与度が銀行貸出の寄与度よりも高いかあるいはほぼ同じであった。したがって、少なくとも、いくつかのケースでは、Choleski分解の順番に関わらず、銀行貸出よりもマネーの方がGDPの予測値に及ぼす影響が大きいことを示唆する結果が存在している一方、その反対のケース(Choleski分解の順番に関わらず、マネーよりも銀行貸出の方がGDPの予測値に及ぼす影響が大きいという結果)は我々の推計の範囲では得られなかった。

表3 分散分解の結果

使用データ： GDP、M2+CD、貸出、コール・レート (コール・レートを除き全て対数、 四半期データ、コール・レートは常 にレベル)	ラグ数	GDP 予測値の分散分解	
		Choleski 分解の順序 GDP→マネー→貸出	Choleski 分解の順序 GDP→貸出→マネー
ケース① 名目・前期比、四半期ダミーあり	3	マネー：6.4% 貸出：2.9%	マネー：3.5% 貸出：5.8%
ケース② 実質・前期比、四半期ダミーあり	3	マネー：12.0% 貸出：2.9%	マネー：2.9% 貸出：12.0%
ケース③ 名目・前年同期比	3	マネー：59.6% 貸出：5.1%	マネー：35.0% 貸出：29.7%
ケース④ 実質・前年同期比	3	マネー：27.9% 貸出：3.0%	マネー：17.1% 貸出：13.8%
ケース⑤ 実質・前年同期比の前期比	3	マネー：10.6% 貸出：2.0%	マネー：6.2% 貸出：6.4%

2) 共和分の推計と VECM

既に見たように、GDP、マネーサプライ、銀行貸出は、それぞれ確率トレンド(stochastic trend)を持った非定常なデータである。このような場合には、Ramey [1993] や宮川・森田 [1998] の研究にあるように、確率トレンドをもった変数間に存在する共和分(Co-integration)ベクトルを含む VECM(Vector Error Correction Model)を用いた分析を行うことが望ましい。そこで以下では、実質 GDP、マネーサプライ(M2+CD)、銀行貸出といったトレンドを持った変数の推計をより正確に行うため、それぞれの変数の間に成り立つ共和分を特定した上で、実質 GDP、マネー、貸出、コール・レートからなる VECM を推計し、それに基づいて再度 Granger Causality Test を行う。

共和分の推計

ここで用いるデータは、先ほどと同じく、GDP デフレーターで実質化された GDP、消費者物価指数で実質化されたマネーサプライ(M2)及び銀行貸出の1970～1999年までの四半期データである。

まず、Johansen Methodology を用い、実質 GDP、実質マネー、実質貸出の3変数からなる VAR モデルを推計し、そこに共和分を含むベクトル がいくつ存在するかを検証した。推計にあたっては、これまでの VAR 分析と同様、それぞれの変数の前期比の3期ラグまでを用い、四半期毎の季節ダミーも共和分の外に含めることともに、トレンドについては含む場合と含まない場合のそれぞれのケースについて推計を行った。この結果については、表4にあるように、トレンドを含めたケースでは2つの共和分ベクトルの存在が示唆され、トレンドを含まない場合には1つの共和分ベクトルの存在が示唆された。

表4 実質 GDP とマネー、貸出の間の Cointegration Test : Johansen Methodology

①トレンドを含む場合

Lag 数=3

$H_0 : \text{rank} = p$	Max Eigenvalue $-T \log(1 - \lambda_p)$	Max Eigenvalue $-(T-nm) \log(1 - \lambda_p)$	95% 有意水準
$P = 0$	28.6*	26.28*	23.8
$P \leq 1$	17.16*	15.76	16.9
$P \leq 2$	1.083	0.9952	3.7
$H_0 : \text{rank} = p$	Trace Stat $-T \Sigma(1 - \lambda_i)$	Trace Stat $-(T-nm) \Sigma(1 - \lambda_i)$	95% 有意水準
$P = 0$	46.84**	43.04**	34.6
$P \leq 1$	17.16*	15.76	16.9
$P \leq 2$	1.083	0.9952	3.7

②トレンドを含まない場合

Lag 数=3

$H_0 : \text{rank} = p$	Max Eigenvalue $-T \log(1 - \lambda_p)$	Max Eigenvalue $-(T-nm) \log(1 - \lambda_p)$	95% 有意水準
$P = 0$	25.19*	23.22*	21.0
$P \leq 1$	5.357	4.938	14.1
$P \leq 2$	0.3258	0.3003	3.8
$H_0 : \text{rank} = p$	Trace Stat $-T \Sigma(1 - \lambda_i)$	Trace Stat $-(T-nm) \Sigma(1 - \lambda_i)$	95% 有意水準
$P = 0$	30.87*	28.45	29.7
$P \leq 1$	5.683	5.238	15.4
$P \leq 2$	0.3258	0.3003	3.8

次に、実質 GDP、実質マネーサプライ、実質銀行貸出の間の個々の共和分の間関係を見るために、それぞれの組み合わせについて、Granger Methodology によって共和分が成り立つかを検証した。方法としては、マネーと GDP、銀行貸出と GDP、マネーと銀行貸出の3つの関係式を通常最小二乗法(OLS regression)で推計し、その残差項が単位根を持つかどうかを調べた。表5 a)には、最小二乗法の推計結果が表されているが、マネーと GDP、銀行貸出と GDP、マネーと銀行貸出の3者とも強い相関関係が示されており、それぞれの係数は高い確率で有意となっている。しかし、それぞれの推計結果のダービン・ワトソン値を見ると、マネーと銀行貸出の推計式のそれは極めて低い値となっており、いわゆる「見せかけの回帰」(Spurious Regression)の可能性が高いことを示している。次に、この3つの推計式の残差項が単位根を含むかどうかを Augmented Dickey Fuller test により検証した結果は表5b)に示されている。この推計結果からは、マネーと GDP、銀行貸出と GDP の回帰式の残差項は正常であることが 5%の有意水準で示されており、それぞれの変数の間に共和

分が成り立っている可能性があることが示されている。他方、マネーと銀行貸出の回帰式の残差項は、既にその回帰式のダービン・ワトソン値の低さからも示唆されていたように、やはり定常とはならず、共和分の存在する可能性は棄却された。

表5 実質 GDP、マネー、貸出の間の Cointegration Test : Engle=Granger Methodology

a) OLS による推計結果

Eq(1) Dependent: Real GDP

	Coefficient	t-value	Probability
Constant	-0.56137	-3.760	0.0000
Money	0.69882	48.747	0.0000

R-square 0.9534, Standard Error = 0.066, F(1, 116) = 2376.3 (Prob=0.0000),
DW=1.59

Eq(2) Dependent: Real GDP

	Coefficient	t-value	Probability
Constant	0.073974	0.444	0.6578
Loan	0.64826	39.886	0.0000

R-square 0.93204, Standard Error = 0.07976, F(1, 116) = 1590.9 (Prob=0.0000)
DW=1.08

Eq(3) Dependent: Money

	Coefficient	t-value	Probability
Constant	0.86168	8.578	0.0000
Loan	0.93229	95.111	0.0000

R-square 0.9873, Standard Error = 0.0481, F(1, 116) = 9046.1 (Prob=0.0000),
DW=0.0445

b) 上記推計式の Residual に関する Unit Root Test

(表の数値は Augmented Dickey-Fuller Test の t 値)

t 値の有意水準: 5%=-1.948 ; 1%=-2.611

Lag	Residual Eq(1)	Residual Eq(2)	Residual Eq(3)
5	-4.0522**	-3.0426**	-0.89529
4	-4.0511**	-2.9311**	-1.6822
3	-0.94380	-0.62291	-0.13493
2	-4.9340**	-3.1387**	0.001415
1	-8.4555**	-5.3879**	0.023971
0	-8.5621**	-6.4633**	0.35622

(注) Constant 含まず

以上の推計結果から、マネーと GDP、銀行貸出と GDPの間には共和分が存在する可能性が示唆されるものの、マネーと銀行貸出の間には共和分が存在しないことがわかった。

VECM による推計

そこで、次に、推計されたマネーと GDP、銀行貸出と GDP の間の共和分を含む VECM (Vector Error Correction Model) を推計し、その結果を用いて、Granger Causality Test 及び分散分解を行うこととした。推計には、実質 GDP、マネーサプライ (M2)、銀行貸出のそれぞれの前期比、コール・レートに加え、マネーと GDP、銀行貸出と GDP の間の共和分の 1 期ラグを Error Correction Vector として用い、それに季節ダミーを含めた。変数のラグ数はこれまで同様 3 期ラグまでを含み、さらにトレンドを含めた場合と含めない場合の双方を推計した。推計結果はトレンドを含まないケースであるが、トレンドを含めた場合でも結果に大きな差はなかった。

まず、マネーが GDP を Granger の意味で cause するかどうかを調べるために、GDP を従属変数とした推計式において、マネーサプライのラグ変数の係数、及びマネーと GDP の共和分の一期ラグの係数がともにゼロとなるかどうかを F-test で検定した。また、銀行貸出についても同様の検定を行った。表 6 a) にあるように、この検定からは、マネーから GDP への causality はほぼ 5% の有意水準で認められる一方、銀行貸出から GDP への causality は認められなかった。次に、マネーと GDP、銀行貸出と GDP の間の共和分を含む VECM に基づいて分散分解を行った。その結果は、表 6 b) にあるが、ここでも Choleski 分解の順番によってマネーと銀行貸出の GDP の予測値への影響は全く異なる結果となった。

表 6 VECM 分析の結果

a) Granger Causality Test

Dependent Variable	検定仮説	F-Statistic	Significance
GDP	以下の係数がゼロ $M_{t-1}, M_{t-2}, M_{t-3}$ $(Y+0.56-0.69M)_{t-1}$	2.38541	0.05651
GDP	以下の係数がゼロ $L_{t-1}, L_{t-2}, L_{t-3}$ $(Y-0.07-0.65L)_{t-1}$	1.04271	0.38935

b) 分散分解

(GDP→マネー→貸出の順)

Decomposition of Variance for series Y

Step	GDP	Money	Loan	Call rate
1	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
6	84.32961	10.757	2.81205	2.10135
12	81.98058	12.7428	2.73172	2.54489

(GDP→貸出→マネーの順)

Decomposition of Variance for series Y

Step	GDP	Money	Loan	Call rate
1	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
6	84.32961	1.87449	11.69456	2.10135
12	81.98058	1.71214	13.76238	2.54489

こうしたことから、我々の行った VECM 分析では、Granger Causality Test によってマネーから GDP への影響が存在する可能性は示唆されるものの、分散分解からは確たることは言えないとの結果になった。これは、既に見たような VAR 分析の結果とほぼ同じである。

異なる推計区間による再検証

我々の推計結果の違いは、一つには推計区間の違いが影響している可能性も考えられる。そこで、以下では、推計区間を 70～84 年、85～99 年に分け、最も単純な形の VAR 推計を行い、それぞれについて Granger Causality Test を行った。

表7 Granger Causality Test の結果

(a) 前期比

使用データ： GDP、M2+CD、貸出、コール・レート (コール・レートを除き実質前期比、 四半期データ、季節ダミーあり)	ラグ数	Granger Causality Test (F 検定)	
		マネー→GDP への影 響	貸出→GDP への影響
ケース① 70年～84年	3	あり(5%で有意)	なし
ケース② 85年～99年	3	あり(10%で有意)	あり(10%で有意)
ケース③ 70年～99年	3	あり(5%で有意)	あり(5%で有意)

() 内はマネーあるいは貸出の全てのラグの係数が同時にゼロになるとの仮説検定についての F 値の確率。「なし」はこの確率が 10%以上の場合。

(b) 前年同期比

使用データ： GDP、M2+CD、貸出、コール・レート (コール・レートを除き実質前年同 期比、四半期データ)	ラグ数	Granger Causality Test (F 検定)	
		マネー→GDP への影 響	貸出→GDP への影響
ケース① 70年～84年	3	あり(10%で有意)	なし
ケース② 85年～99年	3	なし	あり(5%で有意)
ケース③ 70年～99年	3	あり(5%で有意)	なし

表7の推計結果からわかるように、推計区間の違いによって、Granger Causality Test の結果が異なっている。特に、ケース②の 85～99 年についての推計結果は、前期比ではマネー及び貸出ともに GDP への影響が認められるが、前年同期比では、貸出から GDP への影響のみが認められた。この結果は、80 年代以降においては、銀行貸出が予測力を持っていることは否定できないという細野[1995]の結果と近い。

他方で、このように推計区間によって検定結果が大きく異なる原因として、マネーと銀行貸出の相関関係が強く、推計上、マルチ・コリニアリティが生じている可能性も否定できない。仮に、マネーと貸出の間にマルチ・コリニアリティの問題が懸念されるとすると、

その影響を回避する一つの方法としては、マネーと貸出を同時に推計式に含めずに、それぞれ別々に実質 GDP との関係調べ、どちらのモデルが説明力を持つかを調べる方法がある。そこで、以下では、こうした非入れ子型モデル間の説明力の高さを、包括テスト (Encompassing Test) によって判別することを試みる。

(3) 非入れ子型 (Non-nested) モデル間の包括テスト (Encompassing Test)

包括テスト

包括テストとは、互いに非入れ子型の二つの仮説モデル H_0 と H_1 がある時に、片方のモデル (例えば H_0) がもう一方のモデル (H_1) の結果を説明することができる、あるいは、そのモデルに関連した特性を説明することができる (H_0 が H_1 を包括する) かどうかをテストするものである。

例えば、通常の Granger Causality Test は、ある変数 X_t の全ての過去の値が、被説明変数である Y_t に影響を与えるかどうかを F 検定で調べるものだが、この場合、以下のように、片方の仮説 (H_1) がもう一方の仮説 (H_0) の特殊ケースであるような入れ子型の仮説検定である。

$$H_0: Y_t = \sum \alpha_i Y_{t-i} + \sum \beta_i X_{t-i} + \sum \gamma_i Z_{t-i} + u_t$$

$$H_1: Y_t = \sum \alpha_i Y_{t-i} + \sum \gamma_i Z_{t-i} + u_t$$

これに対し、非入れ子型の仮説とは、例えば、以下のように、片方の仮説がもう一方の仮説の特殊ケースとならず、それぞれが独立した体系の仮説のことを指すものである。

$$H_0: Y_t = \sum \alpha_i Y_{t-i} + \sum \beta_i X_{t-i} + u_t$$

$$H_1: Y_t = \sum \alpha_i Y_{t-i} + \sum \gamma_i Z_{t-i} + u_t$$

前者の入れ子型のモデルによる検定の問題としては、Pesaran [1974] の指摘にもあるとおり、例えば変数 X_t と Z_t の間にマルチ・コリニアリティの問題が生じる可能性が高いという弱点があり、そのため、操作変数法などを用いる必要が生じることにある。これに対して、後者の非入れ子型の検定では、こうした点は問題とならない。

包括テストとは、このような非入れ子型の 2 つの仮説の説明力についての検定を行うものである。包括テストの手法には、大きく分けて、平均包括テスト、分散包括テスト、予測包括テストがあるが (義谷 [1996] 参照)、ここでは、そのうち、Cox = Pesaran の手法を簡単に解説する。例えば、以下のような 2 つの非入れ子型の仮説モデルを考えよう。

$$H_0: y = X\beta + \varepsilon_0, \quad \varepsilon_0 \sim N(0, \sigma_0^2 I)$$

$$H_1: y = Z\gamma + \varepsilon_1, \quad \varepsilon_1 \sim N(0, \sigma_1^2 I)$$

ここで、以下の仮定を置く。

$$\lim(1/n X' X) = \Sigma_{00} \neq 0$$

$$\lim(1/n Z' Z) = \Sigma_{11} \neq 0$$

$$\lim(1/n Z' X) = \Sigma_{10} \neq 0$$

そして、 H_0 、 H_1 のもとで最大化された対数尤度関数をそれぞれ以下のとおりとする。

$$\hat{l}_0 = -\frac{n}{2} (\log 2\pi + 1) - \frac{n}{2} \log \hat{\sigma}_0^2$$

$$\hat{l}_1 = -\frac{n}{2} (\log 2\pi + 1) - \frac{n}{2} \log \hat{\sigma}_1^2$$

ただし、

$$\hat{\sigma}_0^2 = \frac{1}{n} y' M_0 y, \quad M_0 = I - X(X'X)^{-1}X'$$

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{1}{n} y' M_1 y, \quad M_1 = I - Z(Z'Z)^{-1}Z'$$

コックス検定は、以下の尤度比検定に基づく。

$$C_{01} = \hat{l}_0 - \hat{l}_1 - E_0(\hat{l}_0 - \hat{l}_1)$$

詳細は省略するが、上記をどちらか片方の仮説（例えば H_0 ）の下での確率極限をとって、推定量で置き換えることにより、どちらの仮説が正しいかを検定する（ただし、 H_0 が正しいという仮説の棄却は必ずしも H_1 が正しいことを意味しないが）。

そこで、以下では、GDP の動きをマネーと金利だけで説明したモデルと、GDP の動きを貸出と金利だけで説明したモデルを次のように想定する（なお、変数はコール・レートを除き全て対数値）。

モデル 1 :

$$\begin{aligned} \text{実質 GDP 前期比 (前年比)} &= \text{実質 GDP 前期比 (前年比) のラグ} \\ &+ \text{実質マネー前期比 (前年比) (3 期ラグ含む)} \\ &+ \text{コール・レート (3 期ラグ含む)} \\ &+ \text{(季節ダミー)} \end{aligned}$$

モデル 2 :

$$\begin{aligned} \text{実質 GDP 前期比 (前年比)} &= \text{実質 GDP 前期比 (前年比) のラグ} \\ &+ \text{実質銀行貸出前期比 (前年比) (3 期ラグ含む)} \\ &+ \text{コール・レート (3 期ラグ含む)} \\ &+ \text{(季節ダミー)} \end{aligned}$$

包括テストの結果

上記のような 2 つの非入れ子型モデルの検定を、PCGIVE (Hendry & Doornik[1996]参照) を用いて行った。なお、PCGIVE では、コックスの非入れ子型仮説テストのほかにも数種類の包括テストを同時に行うことができるが、表 8 は、コックスの検定結果のみを載せている。表の左側の欄は、モデル 1 (GDP の動きをマネーと金利だけで説明したモデル) がモデル 2 (GDP の動きを貸出と金利だけで説明したモデル) を包括する (encompass) との帰無仮説に対する検定を行っており、右側の欄はその反対の検定を行っている。検定量は正規分布に従うが、例えば、左側の欄で、この値が十分に大きい場合には、モデル 1 がモデル 2 を包括するとの仮説は否定されることとなり、マネーの説明力が銀行貸出の説明力を上回っているとは言えないことが示唆される (反対も同様)。ここでは、先ほどの Granger Causality Test と同様に、推計区間を 70~84 年、85~99 年の 2 つに分けた場合も含めて検定を行った。

表8の検定結果からは、以下のようなことが示唆される。

表8 包括テストの結果

(a)前期比を用いた場合 (季節ダミー含む)

Model 1 v Model 2	Model 2 v Model 1
①70～84年 1.16299 N(0, 1)	①70～84年 -2.60191 N(0, 1)
②85～99年 -1.29697 N(0, 1)	②85～99年 -2.29669 N(0, 1)
③70～99年 -0.502326 N(0, 1)	③70～99年 -2.31272 N(0, 1)

(b)前年同期比を用いた場合

Model 1 v Model 2	Model 2 v Model 1
①71～84年 0.432177 N(0, 1)	①71～84年 -2.81106 N(0, 1)
②85～99年 -1.14085 N(0, 1)	②85～99年 -0.921652 N(0, 1)
③70～99年 0.885757 N(0, 1)	③70～99年 -4.21561 N(0, 1)

- 前年同期比、前期比のいずれのケースにおいても、1970年～1999年の全区間を通じた場合には、モデル1がモデル2を包括するとの仮説は否定できない一方、モデル2がモデル1を包括するとの仮説については、いずれも否定されている。このことは、GDPの動きを説明する上で、マネー・モデルの方が貸出モデルよりも優勢であることを示しており、既に我々がVAR分析で得た結果と整合的なものとなっている。
- 推計区間を区切ったケースについてみると、71～84年については、前期比、前年同期比のいずれの場合もモデル1（マネー・モデル）の方が優勢である。
- 85～99年についてみると、前期比を用いた場合には、モデル1（マネー・モデル）の方が優勢であることが明確に示されている。この点は、単純なVAR分析に基づいたGranger Causality Testでは、前期比を用いた場合、85～99年については、マネー、貸出ともGDPへの影響を否定できないとの結論となっていたことから、その結果とは異なるものとなった。他方、同区間において、前年同期比を用いた場合には、モデル1、モデル2とも、他方を包括するとの仮説を有意な水準では否定できず、明確な結論が得られなかった。この点は、VAR分析のGranger Causality Testで、前年同期比を用いた場合における85～99年についての結論と同様である。

以上から明かなように、入れ子型検定の一例であるGranger Causality Testと比べた場合、ここで用いた非入れ子型の包括テストを行うことによって、新たな論証を得ることができる場合があることがわかる。具体的には、85～99年の区間については、少なくともGranger Causality Testだけからは、前年比、前期比どちらの場合でも、マネーと銀行貸出のどちらがGDPにより影響を与えたかを検定することは困難であったが、包括テストを

行うことによって、マネーの方が GDP への影響が大きかった可能性があることについて、断片的ながら手がかりが得られた。仮に、マネーと銀行貸出の間のマルチ・コリニアリティの問題がなく、かつ、それらの変数と GDP との内生性に関する問題がなければ、入れ子型でも非入れ子型でも検定結果には違いがないはずである。しかし、現実には、たぶん両方の問題を実際の経済データが持っている可能性が高いと考えられる。こうした場合、少なくとも前者のマルチ・コリニアリティの問題については、包括テストによってある程度解消できる可能性があると考えられる。

(4) AR モデルによる貸出及びマネーの予測値と実績値の乖離

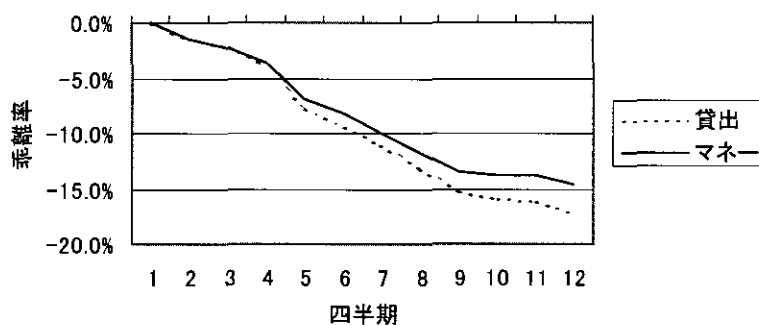
以上の非入れ子型の検定によっても、GDP とマネー、あるいは GDP と貸出の間の内生性の問題は依然解決できない。この問題に関する解決策としては、これまでの研究では、Romer-Romer [1990]あるいは Ueda [1993]の中で示されている。彼らの方法は、マネー及び貸出について、それぞれ自己ラグで回帰したもの及びそれに生産を加えたものを全計測期間について推計し、そのパラメータを使って、金融引締め期のみについて予測値を計算し、実際のデータとの予測誤差を計測するものである。これにより、マネー及び貸出について、需要面からの影響を排除することができる。既に述べたが、Romer-Romer では、マネーの方が貸出よりも先に金融引締めに反応するとの結果が得られているが、他方で、植田は、Romer-Romer とは正反対に、日本では貸出の方が先に反応するとの結論を得ている。

以下では、1970 年から 1999 年までの四半期データを用い、Romer-Romer [1990]や Ueda[1993]と同様に、マネー及び貸出について、それぞれ自己ラグで回帰した式を推計し、そのパラメータを使って予測値を計算し、実際のデータとの予測誤差を計測した。ただし、ここでは、金融引締め期だけでなく、金融緩和期についても同様の分析を行い、金融緩和（引き締め）が始まる 1 期前から 3 年間にわたるそれぞれの変数の実際のデータとの乖離度の推移を見ている。具体的に、金融引き締め期として、1973 年第 2 四半期以降、1979 年第 2 四半期以降、1989 年第 2 四半期以降、金融緩和期として、1975 年第 2 四半期以降、1986 年第 1 四半期以降、1991 年第 3 四半期以降、を取り上げて分析している。これは、全ての金融緩和期、金融引締め期を網羅している訳ではないが、ある程度中長期的に金融政策の流れが大きく変わった時期を取り上げている。また、金融引締め期、緩和期のそれぞれについて平均的な乖離度も計算している。加えて、データ区間は短い、参考までに、1998 年第 4 四半期以降の金融緩和局面についても同様の計算を行った。

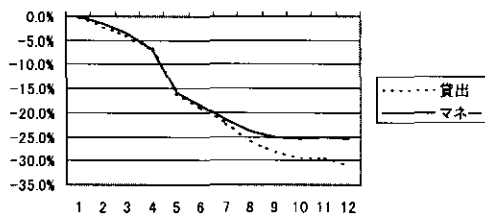
図 2 の計算結果によると、まず金融引締め期については、73 年には貸出とマネーがほぼ同時に下方に乖離し、79 年には銀行貸出、89 年にはマネーがそれぞれ先行して乖離しており、平均で見ると、最初の 4 四半期についてはマネーも銀行貸出もほぼ乖離率には違いがみられない。

図2 ARモデルによる貸出、マネーの予測値と実績値との乖離

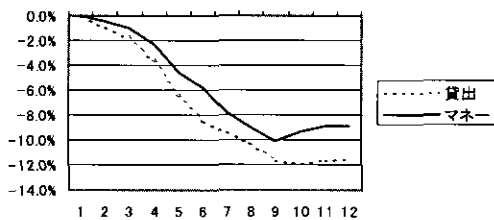
金融引締め期の貸出とマネーの予測値からの乖離(各期平均)



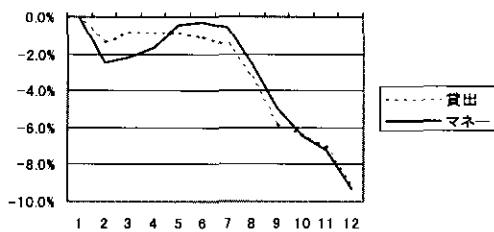
1973年第2四半期から1975年第4四半期



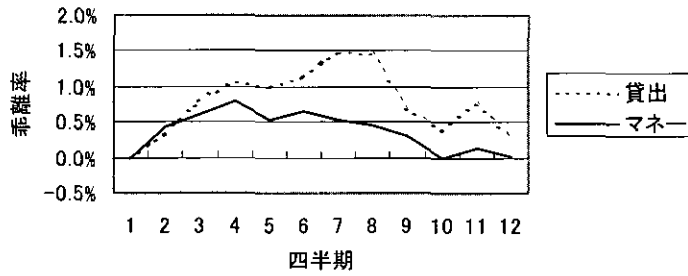
1979年第2四半期から1981年第4四半期



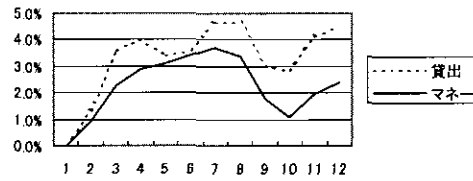
1989年第2四半期から1991年第4四半期



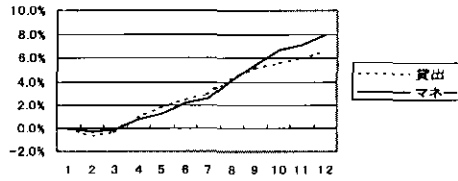
金融緩和期における貸出及びマネーの予測値からの乖離
(各期平均)



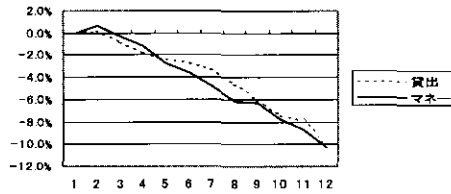
1975年第2四半期から1977年第4四半期



1986年第1四半期から1988年第3四半期

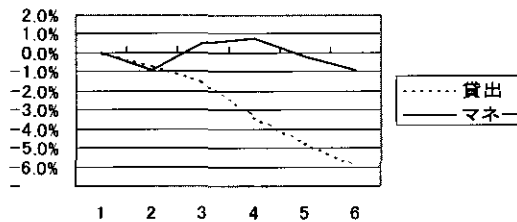


1991年第3四半期から1994年第1四半期



(参考)

1998年第3四半期から1999年第4四半期



ただし、5 四半期目以降については、貸出の乖離率の方が大きい。金融緩和のケースについて見ると、1975 年には貸出の方がマネーに先行して上方に乖離しているが、1986 年、1991 年ではマネーの方がやや先行して乖離している。平均で見ると、初めの 2 四半期では若干マネーの乖離率が貸出のそれを上回り、それ以降は逆に貸出の乖離率が上回っている。また、興味深い点としては、1986 年以降の緩和期の前半及び 1991 年以降の緩和期において、マネー、貸出しとも、政策意図とは反対に、十分な伸びを示していない点は注目できる。つまり、政策金利の変更に表れているように、仮にこの時期に政策当局に緩和の意図があったとしても、実際にはマネー・貸出しは伸びていないということは、政策当局はマネー・貸出しの伸びを政策目標としていなかったということである。また、参考までに計算した 1998 年後半からの金融緩和局面においては、貸出の下方乖離が極めて大きい一方、マネーはむしろそれほど乖離せずに推移しているという対照的な相違が見られる点も指摘しておきたい。最後のポイントは、まだ十分な期間が経っていないので判断はできないが、可能性として、貸出が伸びなくとも景気が回復することがあり得ることを示唆しているとも考えられる。

ただし、以上のような Romer-Romer 的な分析手法には、問題があることも指摘しておきたい。というのは、単純な AR モデルに基づく予測値の 95%信頼区間をとってみると、以上にみたような実績値と予測値の乖離は、ほとんどこの信頼区間の中での乖離であり、統計的に有意であるとは認められないためである。また、貸出とマネーの乖離率の差についても、統計的に有意な差であるとは言えない。したがって、GDP と金融変数との間の内生性の問題の扱い方については、この分析では十分ではないと考えられる。

おわりに

マネーと銀行貸出のどちらがより实体经济に影響を与えるかについては、これまでの既存の研究でも、データの取り方や推計方法により、マネーの影響の方が大きかったり、銀行貸出の影響の方が大きかったりと、一義的な結果が得られてこなかった。そこで、本研究では、その原因の一つとして、マネーと銀行貸出の間の強い相関関係に注目し、非入れ子型のマネー・モデルと貸出モデルの 2 つを仮定し、包括テストで検定を行うことで、この問題の解決を図った。これにより、本研究報告は、これまでの論争に対し、新たな実証結果を提供することができたのではないかと考える。他方、こうしたアプローチによっても、推計上、マネーあるいは銀行貸出と GDP との内生性の問題は依然残ることは言うまでもない。この点については、これまでの研究でも、十分な取り扱いが行われているとは言えず、今後の研究課題となろう。

はじめに

ここでは、第二次大戦前のデータを用いて、マネーと銀行貸出が実体経済に与える影響について、本論と同様なマクロの分析を行う。

1. これまでの研究成果

大恐慌期のアメリカに関する実証研究には、これまでいくつかの蓄積がある。Bernake[1983]によれば、大恐慌時の生産の落ち込みはマネーの減少だけでは説明できず、銀行の破綻が重要な要因だったと論じている。Calomiris[1993]のサーベイでも、一般に、貸出のチャンネルは存在するとしている。一方、Temin[1989]は、産業ごとの生産の落ち込みを検討して、どの産業が衰退するかを決定したのは信用の受けやすさではなかったとして、貸出の決定的な役割を否定している。また、堀[1999]も、州ごとの生産の落ち込みと銀行倒産の規模との間の相関関係は見い出せなかったとしている。

2. 実証結果

ここで戦前期のデータを用いるのは3つの理由がある。第一には、より長期の、より多くのデータは、より多くの情報を提供するだろうということである。第二には、戦前期の金融政策は基本的に金本位制のもとにあり、その間のマネーサプライは外生と見なされる可能性があることである。このことは、マネーと貸出の双方が、生産を説明しているのか、生産の変化によってマネーや貸出が変化しているのか不明であるという批判を排除できる。もちろん、金本位制は1897年に採用された後、第一次大戦によって中断され、1929年の金輸出解禁(すなわち金本位制への復帰)、直後の金輸出再禁止と紆余曲折を辿ってきたので、完全に外生とは言い切れないが、戦前期の金融政策が金本位制を意識して運営されてきたことも事実である。第三には、戦前期のデータが直接金融と間接金融の発展段階について、今日とは異なったデータを含むことである。例えば、1915年当時の全産業の平均した自己資本比率(資本÷(資本+負債))は約68%、1940年でも54%であり、1960年の29%、1995年の28%と比べて極めて高いことが指摘できる。また、負債中の社債の割合も戦前期の方が高く、1915年で35%に対し、戦後の1960年ではわずか8%となっている。

以下では、VARモデルを用い、実質GDP、マネーサプライ(M2)、銀行貸出の3変数間の相互関係について調べるとともに、これら3変数のダイナミックな特性を考慮し、3変数間の共和分の成立可能性についても考察する。

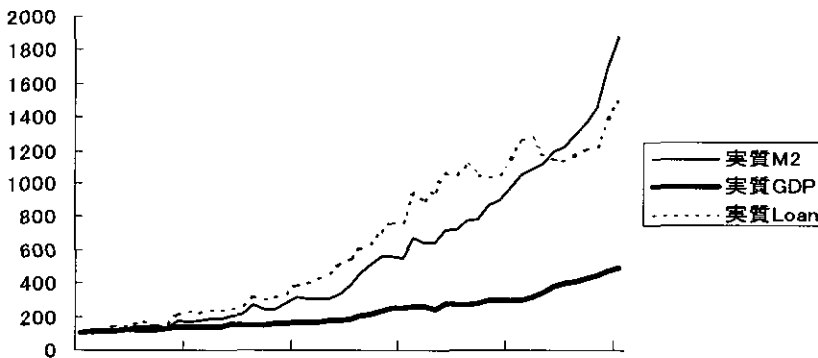
(1) VARモデルによる分析

まず、Bernanke-Blinder[1992]あるいはUeda[1993]の分析手法にしたがい、実質GDP、マネーサプライ(M2)、銀行貸出の3変数からなるVARモデルを戦前期(1890~1940年)のデータを用いて推計するとともに、Granger Causality Test及びVariance Decompositionを試みることにより、それぞれの変数の相互関係を考察する。

(データについて)

戦前期のデータのアベイラビリティには制限が多いが、とりわけ注意が必要なのは、戦前期においては現在のような公式な国民所得統計が存在しないことである。ここで採用したのは、大川一司、高松信清、山本有造「長期経済統計・国民所得」（東洋経済新報社、1974年）による推計値である。マネーサプライ(M2)については、藤野正三郎「日本のマネーサプライ」（勁草書房、1993）、銀行貸出については日本銀行「本邦長期経済統計」に拠った。また、GDP、マネーサプライ(M2)、銀行貸出とも四半期データではなく年次データを用いた。これは、GDPの推計値に関して、信頼に足る四半期データが存在しないためである。したがって、以下の分析には、こうしたデータに大きな制約があることに留意されたい。推計にはこれら3変数についていずれもGDPデフレーターで実質化したものを用いた。図1は、実質GDP、マネーサプライ(M2)、銀行貸出について、1890年を100とした指数による推移を表しており、図2はこれら3変数の伸び率を表している。

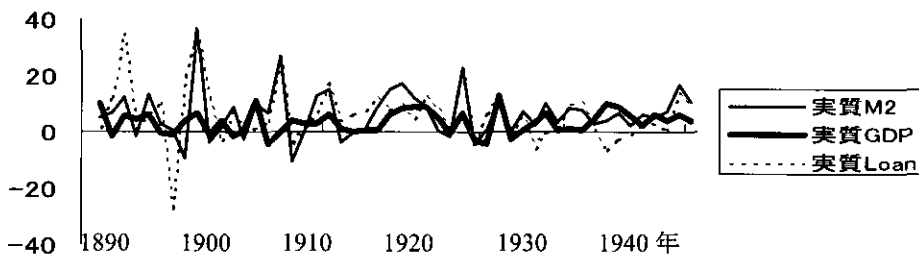
図1 実質GDP、実質マネー、実質貸出（指数1890=100）



(出所) 本邦主要経済統計(貸出)、長期経済統計(GDP)、日本のマネーサプライ(M2)

(注) 貸出は全国銀行貸出(国立銀行、私立・普通銀行、貯蓄銀行、特殊銀行の合計)

図2 実質GDP、実質マネー、実質貸出の伸び率



(出所) 図1に同じ。

表1 VARモデルとGranger Causality Test

VARモデルの推計とGranger Causality Test

Dependent : Y(t)

	Coefficient	T-statistics	Significance
Y(t-1)	0.77278**	6.77114	0.0000
M(t-1)	0.20223*	2.21491	0.0317
L(t-1)	-0.08255	-1.86212	0.0689
Constant	-0.21797	-1.78466	0.0809
R-square = 0.99264, DW = 2.245356 *は1%、**は5%で有意			
Granger Causality Test:			
Variable	F-statistics	Significance	
Y	45.8484**	0.00000	
M	4.9058*	0.03175	
L	3.4675	0.06898	

Dependent : M(t)

	Coefficient	T-statistics	Significance
Y(t-1)	0.48562*	2.11980	0.0394
M(t-1)	0.63508**	3.46514	0.0011
L(t-1)	0.12076	1.35702	0.1813
Constant	0.46736	1.90632	0.0628
R-square = 0.99192, DW = 2.3595 *は1%、**は5%で有意			
Granger Causality Test:			
Variable	F-statistics	Significance	
Y	4.4935*	0.0394	
M	12.0072**	0.0011	
L	1.8415	0.1814	

Dependent : L(t)

	Coefficient	T-statistics	Significance
Y(t-1)	0.09392	0.32967	0.7431
M(t-1)	0.01491	0.06541	0.9481
L(t-1)	0.91225**	8.24265	0.0000
Constant	0.40397	1.32499	0.1917
R-square = 0.98651, DW = 2.14286 *は1%、**は5%で有意			
Granger Causality Test:			
Variable	F-statistics	Significance	
Y	0.1087	0.74314	
M	0.0043	0.94813	
L	67.9413**	0.00000	

(VARモデルの推計と Granger Causality Test)

VARモデルの推計にあたっては、差分ではなく、対数変換されたレベルの変数を用いた。ラグ数の決定にあたっては、Akaike Information Criteria (AIC) 及び Schwartz Bayesian Criteria (SIC) を基準として用い、一期ラグのモデルを採用した。

表1は、実質GDP、マネーサプライ(M2)、銀行貸出の3変数によるVARモデルの推計結果とそれに基づくGranger Causality Testの結果である。とりわけ、実質GDPを従属変数としたVAR推計式及びGranger Causality Testの結果に注目すると、マネーは通常の確率水準(5%)でみて、有意に働いていることが検証された。他方、銀行貸出については有意ではなく、推計された係数もほぼゼロに近くなっている。次に、マネーを従属変数とした式についての推計結果をみると、自己ラグのほか実質GDPも有意に働いていることがわかる。

次に、銀行貸出を従属変数とした式についてその推計結果をみると、自己変数のラグ以外の変数については有意に働いていない。このことから、少なくともGrangerの意味での因果関係ということについてみれば(これは必ずしも実際の因果関係ではないことに注意が必要であるが)、マネーから実質GDPへ、実質GDPからマネーへという双方向の影響が存在することが統計的に示唆される一方、実質GDPから銀行貸出へ、銀行貸出から実質GDPへの影響は検出されなかった。

なお、実質GDPからマネーという影響も存在することから、初めに考えたように、「戦前期のマネーは金本位制のもとにあり、それは外生変数である」とは言えないことも分かった。これは、金本位制のもとでの金融政策が、金本位制のゲームのルールにしたがって運営されていなかったことも示唆する。

(2) 共和分の推計

上記のようなレベルの変数を用いた推計は、その変数が確率トレンド(stochastic trend)を持つような場合には、必ずしも統計的に正しい結果が得られない危険性がある。そこで以下では、実質GDP、マネーサプライ(M2)、銀行貸出といったトレンドを持った変数の推計をより正確に行うため、それぞれの変数の間に共和分の関係が成り立つかを検証する。

(単位根の推計)

ここで用いるデータは、先ほどと同じく、それぞれGDPデフレーターで実質化されたGDP、マネーサプライ(M2)、信用(銀行貸出総計)の1890~1940年までの年次データである。図1の様子から推察できるように、GDP、マネーサプライ、銀行貸出とも確率トレンドを持った非定常(non-stationary)な変数である可能性が高い。そこで、それぞれの変数について、単位根(unit root)の存在を調べるために、Augmented Dickey Fuller testを行った。表2の結果からわかるように、GDP、マネーサプライ、銀行貸出とも単位根の存在を否定できず、3変数とも確率トレンドをもった変数であると考えられる。

表2 各変数の Unit Root Test

(表の数値は Augmented Dickey-Fuller Test の t 値)

t 値の有意水準: 5%=-2.924 ; 1%=-3.574

Lag	Y	M	Loan
3	1.0899	0.53328	-1.4696
2	1.2358	0.50427	-1.4490
1	1.0678	0.43524	-1.0656
0	1.0308	0.23078	-0.97623

(共和分の推計)

まず、マネーと GDP、銀行貸出と GDP との間に共和分の関係が成り立つかどうかを Granger Methodology によって検証した。方法としては、マネーと GDP、銀行貸出と GDP の2つの関係式を通常の最小二乗法(OLS regression)で推計し、その残差項が単位根を持つかどうかを調べた。表3a)には、最小二乗法の推計結果が表されているが、マネーと GDP、銀行貸出と GDP とともに強い相関関係が示されている(共和分が存在する場合、最小二乗法の推計結果は super consistent となり、通常の推計よりも効率性が高くなる)。この2つの推計式の残差項が単位根を含むかどうかを Augmented Dickey Fuller test により検証した結果は表3b)に示されている。この推計結果からは、マネーと GDP の回帰式式の残差項は定常であることが 5%の有意水準で示されており、この両変数の間に共和分が成り立っている可能性があることが示されている。他方、銀行貸出と GDP の回帰式の残差項は定常とならず、共和分の存在する可能性は棄却された。

さらにマネーと GDP、銀行貸出と GDP との間の共和分の関係をシステム全体の情報を利用して検証するために、Johansen Methodology を使い、マネー、GDP、銀行貸出の3変数からなるシステムに共和分を含む vector が存在するかどうかを検証した。この結果については、表4にあるように、マネー、GDP、銀行貸出の3変数の対数の差分からなる VAR システムに共和分を含む vector が存在する可能性は通常の優位水準(5%)で棄却された。これは、ここで用いているデータが年次データであるために、対数の差分からなる VAR モデルの推計結果の統計的有意性が極めて低いことが原因と考えられる。このため、共和分を含んだ VECM の分析は断念せざるを得なかった。

表3 実質 GDP とマネー、信用との間の Cointegration Test (1)
Engle=Granger Methodology による推計

a) OLS Regression の推計結果

Eq(1) Dependent: y

	Coefficient	t-value	Probability
Constant	-0.97996	-8.846	0.000
M	0.51651	50.103	0.000

R-square = 0.98085, Standard Error = 0.062467, F(1, 49) = 2510.3 (Prob=0.000),
Durbin-Watson Stat = 0.534

Eq(2) Dependent: y

	Coefficient	t-value	Probability
Constant	-0.91458	-3.730	0.0005
Loan	0.51212	22.365	0.0000

R-square = 0.91077, Standard Error = 0.134851, F(1, 49) = 500.19 (Prob=0.000),
Durbin-Watson Stat = 0.199

b) 上記推計式の Residual に関する Unit Root Test

(表の数値は Augmented Dickey-Fuller Test の t 値)

Constant/Trend は 含まず

t 値の有意水準: 5%=-1.948 ; 1%=-2.611

Lag	Residual Eq(1)	Residual Eq(2)
2	-1.3843	-0.52207
1	-2.3186*	-1.0801
0	-2.4367*	-0.82485

表4 実質 GDP とマネー、信用との間の Cointegration Test (2)
Johansen Methodology による推計

Lag 数=2

$H_0: \text{rank} = p$	Max Eigenvalue $-T \log(1 - \lambda_p)$	Max Eigenvalue $-(T-nm) \log(1 - \lambda_p)$	95% 有意水準
$P = 0$	20.12	18.91	21.0
$P \leq 1$	4.636	4.358	14.1
$P \leq 2$	0.4693	0.4411	3.8
$H_0: \text{rank} = p$	Trace Stat $-T \sum (1 - \lambda_i)$	Trace Stat $-(T-nm) \sum (1 - \lambda_i)$	95% 有意水準
$P = 0$	25.22	23.71	29.7
$P \leq 1$	5.106	4.799	15.4
$P \leq 2$	0.4693	0.4411	3.8

以上の推計結果から、マネーと GDP の間には共和分が存在する可能性が示唆されるものの、銀行貸出と GDP との間にはいずれの分析によっても共和分の存在は示唆されなかった。では共和分が存在するということはどう解釈すればよいか。一般に確率トレンドを持った変数間で単純な回帰分析を行って相関関係を調べたとしても、両者が同じ確率トレンドを共有していない限りはその相関は「見せかけの回帰 (spurious regression)」であると考えられる¹⁾。この意味では、少なくとも、マネーと GDP の間には共和分が存在するということは、両者の相関関係が単なる見せかけの相関ではないということは言えるだろう。このことは、他方で、銀行貸出と GDP との相関関係については、少なくともこの分析では確たることは言えないということでもある。

おわりに

以上の戦前期のデータを用いた実証分析結果からは、VARモデルの推計及び共和分の推計のいずれにおいても、マネーが実体経済に与える影響は示唆されるものの、銀行貸出が実体経済に与える影響は検出されなかった。このことをどう解釈するべきだろうか。

銀行貸出が実体経済に大きな影響と与えるのは、銀行が企業の経営状況について特別な知識を有し、それは債券では代替できない、ないしは代替に大きな制約があるという前提にたっている。ところが、銀行貸出が実体経済に影響を与えないというのは、そもそも銀行貸出と他の資金調達手段との代替性が低いという前提が間違っているという可能性である。債券と銀行貸出の間に高い代替性が存在するならば、銀行貸出を通じた金融政策の波及効果は小さいものとなる。

銀行貸出と他の資金調達手段の代替性が低いとすれば、クレジット・チャンネルを通じた実体経済への影響はそれなりにあるものの、マネー・チャンネルの影響に比べると小さい可能性がある。銀行の資産である貸出は債券と代替関係が強いとしても、銀行の負債である預金は債券とは代替できない取引手段としての機能をもつ。これが、マネーと貸出の実体経済に影響を与える違いである。

以上いずれの可能性にしても、とりわけ、注目すべきは、昭和恐慌からの経済の回復過程において、マネーと GDP は歩調を合わせた回復が見られるのに対し、銀行貸出は GDP の回復に相当程度遅れて回復してきているということである。このことが、戦前期において銀行貸出と GDP の相関関係が崩れている原因の一つとなっている。目を現在に向けてと、景気は 1999 年 4 月には底を打ち、ようやく経済回復の動きが見られたが、その際に、マネーの伸びと景気回復の動きが同時に見られる一方、銀行貸出の伸びの停滞が続くという事象が見られた。このことは、我々の推計した戦前期の結果が、現在にも当てはまる可能性があることを示唆している。

¹⁾確率トレンドを持った変数を線形回帰すると、例え両者に全く相関がなくとも高い相関係数が得られることが古くから知られている。

参考文献

邦文

- 星岳雄「資本市場の不完全性と金融政策の波及経路」日本銀行金融研究所『金融研究』1997年3月。
- 細野薫「マネー、クレジットおよび生産」本多佑三編『日本の景気』有斐閣 1995年。
- 堀雅博「アメリカ大恐慌との深化と銀行恐慌」1999年金融学会春季大会報告（1999年5月29日）。
- 蓑谷千鳳彦『計量経済学の理論と応用』日本評論社、1996年。
- 宮川重義・森田洋二「日本の金融政策の波及メカニズム」坂本信雄他編著『実証分析 日本経済の構造』第4章、同文館、1999年。

欧文

- Bernanke, Ben S., "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression," *American Economic Review*, 1983, pp. 257-276.
- and Alan S. Blinder, "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *American Economic Review Papers and Proceedings*, 82, 1992, pp901-921.
- and Cara S. Lown, "The Credit Crunch," *Brookings Papers on economic Activity*, 2, 1991. pp.205-247.
- Calomiris (1993), Charles W., "Financial Factors in the Great Depression," *Journal of Economic Perspective*, 7, Spring 1993, 61-85.
- Choeng, Y. Y., and David F. Hendry, "Economic Evaluation of Linear Macro-economic Models," *Review of Economic Studies*, 53, pp671-690, 1986.
- Hendry, David F. and Jurgen A. Doornik, *Empirical Econometric Modelling using PcGive for Windows*, International Thomson Business Press, 1996.
- Kashyap, Anil K and Jeremy Stein, and David W. Wilcox, "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Compositions of External Finance," *American economic Review*, 83, 1993, pp78-98.
- Kashyap, Anil K and Jeremy Stein, "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheet," *NBER Working Paper* No. 4821.
- King, Stephen R, "Monetary Transmission: Through Bank Loan or Bank Liabilities?" *Journal of Money, Credit and Banking*, 18, 1986, pp. 290-303.
- Konishi, Toru, Valerie A. Ramey, and Clive W. J. Granger, "Stochastic Trends and Short-Run Relationships Between Financial Variables and Real Activity," *NBER Working Paper* No. 4275, 1993.
- Miyagawa, Shigeyoshi and Yoji Morita, "The Transmission Mechanism of Monetary Policy," *Discussion Paper* 98-11, Department of Economics, The University of Macedonia.
- Pesaran, M. H., "On the General Problem of Model Selection," *The Review of Economic*

Studies 41, pp153-171.

Romer, Christina D and David H. Romer, "New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1990. Pp.149-213.

Ramey, Valerie, "How Important is the Credit Channel of Monetary Transmission?" *NBER Working Paper* No. 4285 March 1993.

Temin, Peter, *Lessons from the Great Depression*, Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 1989 (『大恐慌の教訓』東洋経済新報社、1994年) .

Ueda, Kazuo, "A Comparative Perspective on Japanese Monetary Policy: Short-Run Monetary Control and the Transmission Mechanism" in Kenneth J. Singleton, ed. *Japanese Monetary Policy*, University of Chicago Press, 1993.