

金融変数から実体経済への波及経路の分析

南 波 浩 史

発表者コメント

本論文では、ゼロ金利政策および量的緩和政策が採用された 2000 年代初頭から 2000 年代中旬までの期間、および、1970 年代前半から直近までの日本経済を分析対象として、この期間に、マネーサプライ・マネタリーベース・短期金利・長期金利・銀行貸出・株価・為替レート・物価および生産等の諸変数が、他の変数と如何なる関係を持っていたのかという点を明らかにするために、金融政策運営とその効果波及経路について、VAR モデルを用いた計量経済分析を行った。

特に、短期金利やマネタリーベースといった、金融政策の操作目標として用いられる変数が他の変数とどのような因果関係を持っているのか、という点について重視し、どのような波及経路を通じて政策効果が実体経済に影響を及ぼしているのか、という点を中心に実証分析を行った。

1 はじめに

1980年代以降マネーサプライと実体経済の関係が希薄化し、日本銀行の貨幣集計量を中間目標とした政策運営の有効性に疑問が持たれるようになって以来、金融政策の効果波及経路が重要な問題として議論されてきた。そして Bernanke and Blinder [1988]の研究に代表される、マネー・ビューとクレジット・ビューという政策効果の波及経路に関しても同様に、理論的・実証的な観点から議論が進んできた。

一方、1999年2月日銀は、代表的な短期金融市場金利である無担保コールレート翌日物をゼロ%に誘導する「ゼロ金利政策」を採用し、2001年3月には、金融政策の操作目標を金利から資金量に変更する「量的緩和政策」を導入した。その後デフレ懸念の払拭という解除条件を満たしたとされ、量的緩和政策は2006年3月、ゼロ金利政策は2006年7月に解除された。このような政策は、日本のみならず世界的にも例を見ない特殊な金融政策であったが、その政策効果についての実証的な研究は発展途上にあるのが現状である。

また、1990年代後半から2000年代にかけての日本経済は、マクロの経済環境においてもデフレーションの下にあり、金融政策運営上、非常に困難な政策運営を強いられた期間でもあった。

こうした視点から、金融政策の操作変数とされるコールレートやマネタリーベースといった変数が、マネーサプライや銀行貸出、そして物価や為替レート・生産といった諸変数と、どのような関係を持っているのかということが、金融政策の効果波及経路を考察する上で重要な問題となってきたのである。

そのため本稿では、ゼロ金利政策および量的緩和政策が採用された2000年代初頭から2000年代中旬までの期間のみならず、1970年代前半から直近までの日本経済をも分析対象として、この期間に、マネーサプライ・マネタリーベース・短期金利・長期金利・銀行貸出・株価・為替レート・物価および生産等の諸変数が、他の変数と如何なる関係を持っていたのかという点を明らかにするために、金融政策運営およびその効果波及経路について、VARモデルを用いた計量経済分析を行う。

特に、短期金利やマネタリーベースといった、金融政策の操作目標として用いられる変数が他の変数とどのような因果関係を持っているのか、という点について重視し、どのような波及経路を通じて政策効果が実体経済に影響を及ぼしているのか、という点を中心に実証分析を行う。

2 金融政策の運営と波及経路

1990年代後半以降の金融システム不安やデフレ不況の深刻化によって、政策当局はこれまで経験したことのない金融政策運営を求められることになった。日本銀行はデフレ不況対策として、1991年以降度重なる金融緩和政策を実施してきたが、1999年2月、代表的な短期金融市場金利であるコールレート（無担保翌日物）をゼロ%に誘導する「ゼロ金利政

策」を導入した。この政策は、様々なオペレーションによって金融市場に資金を供給し、資金の需給関係を緩和することによって、短期の金利水準を限りなくゼロ付近に近づけるという金融緩和政策である。その後 2000 年 8 月以降、一時ゼロ金利政策は解除されたが、IT バブル崩壊に象徴される景気悪化の影響を受け、2001 年 3 月には金融政策の操作目標を金利から量に変更する「量的緩和政策」が導入されることになった。

量的緩和政策とは、金融市場に供給する資金の量を増やす政策のことであり、具体的には、日銀が債券や手形の買いオペというような公開市場操作を行うことによって、金融市場へ資金を供給し、日銀当座預金残高を当初は 5 兆円まで増加させる政策であった。その後日銀当座預金の目標残高は徐々に増加されていったが、この政策の意図するところは、日銀当座預金には利子が付かないため、積み増された資金が貸出や債券・株式の購入に向けられるであろうことを期待した政策であった。

日銀は、消費者物価指数（全国、生鮮食品除く総合）上昇率が対前年同月比で安定的にゼロ%以上となるまで、量的緩和政策を継続することを約束していたため、政策金利である短期金利のみならず、より長めの金利についても低位で安定的に推移し、金融緩和の政策効果が高まると考えていた。このような効果は、時間軸効果あるいはコミットメント効果と呼ばれている。また、量的緩和政策のもう 1 つの効果としては、所要準備額を上回る資金供給によって、金融機関の流動性需要に応えることができたことから、金融システムの安定化に対して役割を果たしたといえる。

その後日銀は、2006 年 3 月、消費者物価指数の前年比上昇率が安定的にゼロ%以上になること等の解除条件を満たしたと判断し、量的緩和政策の解除を決定した。しかしその後も、コールレート（無担保翌日物）をゼロ%近くに誘導するゼロ金利政策は継続されていたが、2006 年 7 月、コールレートの誘導目標を 0.25%へ引き上げる決定を行い、ゼロ金利政策は解除されることになった¹。

それでは、金融政策の運営目標や波及経路はどのように考えることができるであろうか。金融政策運営の最終目標は、物価の安定や完全雇用の達成（景気の安定）・国際収支の均衡（為替レートの安定）が考えられている。こうした最終目標の実現を図るために、貸出政策や公開市場操作・準備率操作といった政策手段を用いて政策運営が行われている。しかし、政策手段の行使から最終目標実現までのプロセスは複雑であり、不確実な攪乱要因となる外生的なショックや、タイムラグの問題も存在するため、日銀は政策効果の確実性を期するために、政策手段の影響をより正確に反映する特定の金融変数の動向をチェックすることによって、政策運営を行っている。なかでも、政策手段に近い変数は、日銀のコントロールビリティが高いとされる変数と考えられるため、操作目標と呼ばれている。具体的には、短期金融市場金利（コールレート）・マネタリーベース・準備預金量などである。

¹ その後コールレートは、2007 年 2 月に 0.5%へ引き上げられたが、2008 年 10 月には 0.3%へ再び引き下げられている。

また、操作目標と最終目標との中間に位置する変数を、中間目標と呼んでおり、マネーサプライや長期金利・銀行貸出増加額等をあげることができる。日銀は、中間目標の変数の動向を観察しながら、適宜、政策手段を用いて操作目標の水準を修正することにより、より正確に最終目標を達成するための政策運営を行っている。

このため本稿においても、それぞれの運営目標となる変数に現実のデータを用いることにより、各変数間にどのような因果関係が存在しているのかを統計的に検証することで、わが国の金融政策の波及経路を明らかにすることを目標としている。

3 Granger の因果性テスト

本稿の実証分析では、Granger の因果性テストと呼ばれる手法を用いる。そのため、ここでは簡単にこのテストの分析手法の解説を行う。

構造方程式を用いて計量経済分析を行う際には、分析対象になっている変数（データ）間において因果関係、すなわち、何が原因で何が結果であるかを明らかにすることが必要である。本稿では現在および過去のデータを用い、一定の基準に基づいて定義された因果関係を検証する方法によって、短期金利やマネタリーベース等の金融変数と生産等の実体経済変数との因果関係分析を行う。この基準として経済分析によく用いられるものは「Granger の意味での因果関係」である。

経済変数間の因果関係を統計的に調べることは、同時方程式体系に含まれる変数の外生性の問題とも関連して、計量経済学における重要な課題である。この問題に答えるために Granger [1969] は、限られた意味での因果性を検定する方法の提案を行った。彼の定義した因果関係を 2 変数 x 、 y について説明すると次のようになる。「もし x に関する過去の情報が y の予測を改良するのに役立つならば、変数 x は変数 y の Granger の意味での原因になっている」このような意味での Granger 因果性は VAR モデルによってテストすることができる。

まず、次のような最も単純な k 次の 2 変量 VAR (Vector Autoregression : 多変量自己回帰) モデルを仮定する。

$$x_t = \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} y_{t-i} + u_{1t} \quad (1)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} y_{t-i} + u_{2t} \quad (2)$$

ここで、 $\beta_{1i} = 0$ ($i=1, 2, \dots, k$) ならば、 y は x の「Granger の意味での」原因ではない。つまり、 y から x への「Granger の因果性」は存在しない。同様に、 $\alpha_{2i} = 0$ ($i=1, 2, \dots, k$) ならば、 x から y への「Granger の因果性」は存在しない。この因果性テストは、前者についていえば、

$$\text{帰無仮説 } H_0 : \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{1k} = 0$$

$$\text{対立仮説 } H_1 : \beta_{1i} \neq 0 \text{ (いずれかの } i \text{ について)}$$

とする F 検定によってテストすることができる。すなわち通常の最小二乗法によって係数に関するゼロ制約をテストしてやればよいのである。簡潔にいうならば、(1) 式の右辺第 2 項の β_{1i} が 0 であるかどうかの問題であり、もし 0 であるならば今期の x である x_t は過去の x である x_{t-i} のみに依存しており、 y は x に影響を及ぼさないということになる。もちろん x から y への因果性については、

$$\text{帰無仮説 } H_0 : \alpha_{21} = \alpha_{22} = \dots = \alpha_{2k} = 0$$

$$\text{対立仮説 } H_1 : \alpha_{2i} \neq 0 \text{ (いずれかの } i \text{ について)}$$

として検定を行えばよいのである。

Sims [1972] は、このように定義された非因果性の検定は、外生性の検定であると考へた。この手法は、Sims [1980] がアメリカとドイツを対象として実物部門の外生性をテストするために用いて以来きわめて一般的になっていった。

しかしながら、このテストは x および y が定常であることが前提である。この前提が満たされない場合は、F 統計量は漸近的に F 分布に従わないため、F 検定は有効でなくなる。そのため非定常な変数を含む場合には、階差モデル等定常変数を用いた分析が必要である。

4 実証分析

(1) データと変数

ここでは、短期金利をはじめとする金融政策の政策手段といえる様々な変数が、他の金融変数や、政策運営の最終目標といえる生産等の実体経済変数とどのような関係を持っているのか、そして、どのような経路を通じて政策が波及していくのかという点について実証分析を試みる。

本稿の Granger 因果性テストに用いる変数とその記号は以下の通りである²。 y : 鉱工業生産指数 (2000 年 = 100) (出所『経済産業統計』)、 p : 消費者物価指数 (全国、生鮮食料品を除く総合、2005 年 = 100) (出所『物価統計月報』)、 m : マネーサプライ (M2 + CD 平均残高) (出所『金融経済統計月報』)、 h : マネタリーベース (準備率調整後、平均残高) (出所『金融経済統計月報』)、 i : コールレート (無担保翌日物平均) (出所『金融経済統計月報』)、 r : 長期国債利回 (応募者利回 10 年) (出所『金融経済統計月報』)、 s : 東証株価指数 (TOPIX、1968 年 1 月 4 日 = 100) (出所『東証統計月報』)、 e : 実効実質為替レート (1973 年 3 月 = 100) (出所『金融経済統計月報』)、 l : 銀行貸出 (マネタリーサーベイ、民間向け信用 (うち貸出)) (出所『金融経済統計月報』)。標本期間は 1973 年 1 月から 2007 年 12 月まで、および、量的緩和政策が実施された 2001 年 3 月からゼロ金利政策が解除された 2006 年 7 月までの 2 つの期間を対象とする。

² $y \cdot m \cdot h$ については季節調整済みデータを用い、利子率を除く変数については対数変換を施した。 i に関して無担保翌日物のデータが存在しない期間については、宮尾 [2006] に従い無担保翌日物と有担保翌日物の平均差を用いて長期系列データの変換を行い接続した。また l に関しては、ゼロ金利政策下の標本期間にのみモデルに含めて実証分析を行う。

はじめに、分析に用いる各変数に関する定常性の検定を行う。表1には1973年1月から2007年12月までを対象とした全期間、および2001年3月から2006年7月までのゼロ金利政策下、それぞれの期間について行った各変数の単位根検定の結果が記してある。この検定結果より各変数が単位根を持つという帰無仮説を棄却できないため、各変数について階差をとり同様の検定を行った。その結果は表2に示す通りである。表2の検定結果よりそれぞれの変数の定常性が確認されたため、以下の実証分析では階差モデルを用いてGranger因果性テストを行う³。

表1 単位根検定の結果

| 全期間 | | | | ゼロ金利政策下 | | | |
|----------|--------|-------|-----|----------|--------|-------|-----|
| 変数 | 検定統計量 | P値 | Lag | 変数 | 検定統計量 | P値 | Lag |
| <i>y</i> | -5.323 | 0.798 | 36 | <i>y</i> | -11.43 | 0.347 | 29 |
| <i>p</i> | -7.702 | 0.628 | 26 | <i>p</i> | -7.546 | 0.620 | 29 |
| <i>m</i> | -1.278 | 0.985 | 8 | <i>m</i> | -1.185 | 0.986 | 29 |
| <i>h</i> | -6.387 | 0.714 | 5 | <i>h</i> | 3.639 | 1.000 | 29 |
| <i>i</i> | -22.62 | 0.041 | 36 | <i>i</i> | -19.88 | 0.072 | 29 |
| <i>r</i> | -14.87 | 0.189 | 3 | <i>r</i> | -2.220 | 0.964 | 29 |
| <i>s</i> | -2.637 | 0.951 | 3 | <i>s</i> | -4.533 | 0.853 | 5 |
| <i>e</i> | -8.222 | 0.566 | 13 | <i>e</i> | -3.727 | 0.902 | 29 |
| | | | | <i>l</i> | -2.195 | 0.965 | 29 |

注：検定に関しては定数項・トレンド項を含み、Phillips-Perron 検定を用いた。また最適ラグ (Lag) は最大36期のもとでAICによって決定した。

表2 階差変数の単位根検定の結果

| 全期間 | | | | ゼロ金利政策下 | | | |
|----------|---------|-------|-----|----------|--------|-------|-----|
| 変数 | 検定統計量 | P値 | Lag | 変数 | 検定統計量 | P値 | Lag |
| <i>y</i> | -848.9 | 0.000 | 30 | <i>y</i> | -127.9 | 0.000 | 29 |
| <i>p</i> | -853.2 | 0.000 | 27 | <i>p</i> | -128.0 | 0.000 | 29 |
| <i>m</i> | -357.9 | 0.000 | 7 | <i>m</i> | -62.99 | 0.000 | 2 |
| <i>h</i> | -836.3 | 0.000 | 6 | <i>h</i> | -128.0 | 0.000 | 29 |
| <i>i</i> | -1832.4 | 0.000 | 28 | <i>i</i> | -127.5 | 0.000 | 29 |
| <i>r</i> | -866.4 | 0.000 | 4 | <i>r</i> | -128.1 | 0.000 | 29 |
| <i>s</i> | -847.8 | 0.000 | 4 | <i>s</i> | -128.2 | 0.000 | 6 |
| <i>e</i> | -845.0 | 0.000 | 14 | <i>e</i> | -128.0 | 0.000 | 29 |
| | | | | <i>l</i> | -128.0 | 0.000 | 29 |

注：検定に関しては定数項・トレンド項を含み、Phillips-Perron 検定を用いた。また最適ラグ (Lag) は最大36期のもとでAICによって決定した。

³ 各変数間の共和分検定に関しても、それぞれの期間に対してJohansenの方法を用いて検定を行ったが、共和分関係の存在は確認されなかった。

(2) 全期間を対象とした分析

1973年から2007年までの全期間を対象とし、 $y \cdot p \cdot m \cdot h \cdot i \cdot r \cdot s \cdot e$ 、の8変数VARモデルによるGranger因果性テストを行ったその検定結果は表3に示してある⁴。なおこの表には、有意水準10%以上でGrangerの因果性がないという帰無仮説を棄却するもののみが記してある。

表3によると、マネタリーベースは、短期金利と生産に対して因果性を持っているが、貨幣に対しての因果関係は認められなかった。この点より、貨幣乗数アプローチの基本的な理論である、マネタリーベースの供給量をコントロールすることによって、その乗数倍に相当するマネーサプライをコントロールするという考え方は確認されなかった。また短期金利は、貨幣・物価・長期金利とそれぞれ相互因果性を持ち、 $y \cdot h \cdot s \cdot e$ から影響を受けているが、その他の変数に対する因果性は持ち合わせてはいない。

生産は、物価と相互因果性があり、株価とマネタリーベースの結果変数となっている。貨幣については、短期金利と株価とに相互因果性が存在し、物価や長期金利からの影響は受けているが、生産や物価・為替レートといった変数に対しての因果性は確認されなかった。株価は、貨幣と相互因果関係があるのみで、それ以外の変数からの影響は受けていないが、生産と短期金利に対しての原因変数となっている。為替レートは、長期金利と相互因果性があるが、短期金利の原因となっているのみである。長期金利は、短期金利と為替レートとに相互因果性を持ち、物価・貨幣・マネタリーベースへの因果性を持っている。

表3 Granger 因果性テストの結果（全期間）

| 原因変数 | 結果変数 | F 値 | 原因変数 | 結果変数 | F 値 |
|------|------|----------|------|------|----------|
| y | p | 2.236*** | i | m | 1.521* |
| p | y | 3.039*** | m | i | 1.658* |
| y | i | 3.106*** | i | r | 2.198*** |
| s | y | 1.984** | r | i | 3.243*** |
| h | y | 1.636* | i | p | 4.869*** |
| h | i | 2.553*** | p | i | 5.987*** |
| r | p | 1.708** | r | m | 2.670*** |
| s | m | 1.584* | p | m | 1.684* |
| m | s | 1.638* | r | e | 1.809** |
| e | i | 2.942*** | e | r | 1.711** |
| r | h | 1.739** | s | i | 2.353*** |

注：***は有意水準1%，**は5%，*は10%でそれぞれ有意であることを表している。

⁴ VARモデルのラグ次数はAICにより15であった。

(3) ゼロ金利政策下を対象とした分析

次に、量的緩和政策が実施されゼロ金利政策が解除された 2001 年 3 月から 2006 年 7 月までを標本期間とした分析を行う。VAR モデルに用いる変数は、先の分析に用いた $y \cdot p \cdot m \cdot h \cdot i \cdot r \cdot s \cdot e$ 、の 8 つの変数に加えて、クレジット・ビューの視点から銀行信用を通じた経路も考慮に入れるため、銀行貸出 l を加えた 9 変数である⁵。VAR モデルを用いた Granger 因果性テストの結果は表 4 に示してある⁶。

表 4 によると、短期金利は、生産・貨幣・マネタリーベース・貸出・株価、といった変数に対して因果性を持っている。先に行った全期間を対象とした分析と比較すると、新たに、生産・マネタリーベース・貸出・株価に対しての原因変数となっているが、物価や長期金利に対する先行性は失われている。また、この期間の重要な変数であるマネタリーベースは、生産・物価・貨幣・貸出・株価に因果性を持っており、全期間を対象とした結果と比べると、他の変数に対しての原因変数となっているケースが多く存在しているため⁷、ゼロ金利政策や量的緩和政策下の政策手段の変数としては、マネタリーベースおよびコールレートは一定の役割を果たしたといえるであろう。

政策運営の最終目標とされる変数に関して、生産に対しては、短期金利・マネタリーベース・株価、が因果性を持っており、全期間の分析と比べると、マネタリーベースと株価は同様の結果であるが、相互因果性を持っていた物価との関係はなくなっている。その物価については、全期間の分析では他の変数と大きな因果関係を持っていたにもかかわらず、今回の分析では、貸出と相互因果性を持つ以外には、マネタリーベースとマネーサプライからの影響を受けるのみで、モデルに含まれる他の変数との因果関係は失われている。これは、今回の標本期間はデフレーションによる影響が大きな問題となっていた期間であったにもかかわらず、デフレ対策という意味においては、本稿の枠組みでは波及効果は限定的であったと考えられる。また、為替レートについては、全期間では長期金利と相互因果性を持っていたが、ゼロ金利政策下においては、 $m \cdot h \cdot s \cdot l$ への原因変数となっているものの、他の変数からの影響は全く受けていないという結果になっている。

株価については、全期間では、相互因果性を持っていた貨幣以外からは影響を受けていなかったが、この期間では、短期金利・マネタリーベース・貸出・為替レートから影響を受けている。そして、短期金利への因果性は失ったが、生産・貨幣に対しては同様に、新たに長期金利に対しても因果性を持つことが確認された。長期金利は、

⁵ 1973 年からの全期間を対象とした分析に対しても、銀行貸出を含めた VAR モデルを用いた分析を行うべきであるが、全期間の貸出のデータが入手できなかったため、本稿では分析を行うことができなかった。この点に関しては今後の課題として残されている。

⁶ 表 3 と同様に、有意水準 10% 以上の組合せのみを抽出して表示した。また、VAR モデルのラグ次数は AIC により 5 であった。

⁷ 全期間による分析では確認されなかった h から m への因果性も存在しており、貨幣乗数アプローチの考え方が支持される結果となっている。

株価からの影響を受けるのみで、貨幣に対しての原因変数になっているのみである。このため、相互因果関係を持っていた短期金利や為替レート以外にも、マネタリーベースや物価に対しての先行性も失っている。

貨幣に関しては、 $h \cdot i \cdot r \cdot s \cdot e$ からの影響は受けているが、原因変数としては物価に対して因果性を持つのみであり、全期間の分析では相互因果性を持っていた株価や短期金利に対しての因果性はなくなっている。一方、ゼロ金利政策下のモデルにのみ含めた変数である貸出については、先にも述べたように、物価と相互因果性があり、生産への原因変数である株価に対しての因果性を持っている。また、短期金利・マネタリーベース・為替レートの結果変数となっている。

表4 Granger 因果性テストの結果（ゼロ金利政策下）

| 原因変数 | 結果変数 | F 値 | 原因変数 | 結果変数 | F 値 |
|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| <i>h</i> | <i>y</i> | 2.677** | <i>s</i> | <i>y</i> | 2.384* |
| <i>h</i> | <i>m</i> | 2.871** | <i>s</i> | <i>m</i> | 3.388** |
| <i>h</i> | <i>l</i> | 3.025** | <i>s</i> | <i>r</i> | 3.181** |
| <i>h</i> | <i>s</i> | 4.884*** | <i>l</i> | <i>s</i> | 3.249** |
| <i>h</i> | <i>p</i> | 2.493** | <i>m</i> | <i>p</i> | 2.390* |
| <i>i</i> | <i>y</i> | 2.460** | <i>e</i> | <i>l</i> | 2.316* |
| <i>i</i> | <i>m</i> | 2.531** | <i>e</i> | <i>s</i> | 3.412** |
| <i>i</i> | <i>h</i> | 2.105* | <i>e</i> | <i>h</i> | 4.576*** |
| <i>i</i> | <i>s</i> | 3.132** | <i>e</i> | <i>m</i> | 2.574** |
| <i>i</i> | <i>l</i> | 3.240** | <i>l</i> | <i>p</i> | 3.945*** |
| <i>r</i> | <i>m</i> | 2.718** | <i>p</i> | <i>l</i> | 8.681*** |

注：***は有意水準1%，**は5%，*は10%でそれぞれ有意であることを表している。

5 おわりに

本稿では、日本における金融政策の効果波及経路について実証的な考察を行うため、Granger の因果性テストを用いて、1973 年から 2007 年までの期間と、ゼロ金利政策が実施された期間という 2 つの標本期間で計量分析を行った。

本稿の最後に、実証結果から得られた結論の要約を行う。全期間を標本期間とした分析では、政策変数と考えられるコールレートやマネタリーベースから、生産や物価といった実体経済変数への波及経路を検証すると、マネタリーベースは生産へダイレクトな因果性を持っているが、想定されたマネーサプライや長期金利等の変数への因果関係は確認されなかった。一方、コールレートは 3 つの経路を通じて生産に因果関係を持っている。1 つは短期金利から貨幣、株価を経由する経路であり、2 つめは短期金利から長期金利、そして物価を経由するルート、3 つめは短期金利から直接物価

を經由し生産へという経路である⁸。為替レートに対しては、短期金利から長期金利を通じて為替レートへ、という経路が確認された。

このように、短期金利に代表される操作目標から、貨幣や長期金利といった中間目標とされる変数を通じて、生産や物価・為替レート等の実体経済を表す変数への因果性の存在が認められたのである。

他方、ゼロ金利政策下での効果波及経路に関しては、短期金利からは、マネタリーベースやマネーサプライを通じて物価へ、そこから貸出、株価を經由して生産へという経路が確認された。また、マネタリーベースからは、ダイレクトに貸出へという経路および、貨幣・物価を經由して貸出へというルートから、株価を通じて生産へという経路の存在が明らかになった。そして物価への因果性は、短期金利やマネタリーベースから貨幣を通じる経路と貸出を通じる2つの経路が確認された。しかし、為替レートに対しての波及経路は確認されなかった。こうした点からも、ゼロ金利政策および量的緩和政策の下で、主要な変数とされたコールレートやマネタリーベースは、操作目標変数として一定の政策効果をもたらしたと考えることができる。特に、全期間での分析では、他の変数と多くの因果関係を持ち得なかったマネタリーベースが、ゼロ金利政策下（量的緩和政策下）の期間では、主要な変数への因果性を持っていたのである。

ゼロ金利政策下の標本期間では VAR モデルに貸出を含めたが、マネーサプライと貸出を比較すると、どちらの変数とも短期金利やマネタリーベースからの因果性を持ち、物価や株価（ l のみ）に対しての因果関係を持つという検定結果から、マネー・ビューのみならずクレジット・ビューの重要性も明らかになった。

そして、実体経済を代表する変数である生産に対しては、株価が2つの標本期間ともに因果性を持っている変数であることが確認された。

【参考文献】

- Bernanke, B. S. and A. S. Blinder [1988] "Credit, Money, and Aggregate Demand," *American Economic Review*, Vol.78, pp.435-439.
- Granger, C.W.J., [1969] "Investigating Causal Relations by Econometric Model and Cross Spectral Methods," *Econometrica*, Vol.37, pp.424-438.
- Honda, Y., Kuroki, Y., and Tachibana, M., [2007], "AN INJECTION OF BASE MONEY AT ZERO INTEREST RATE : EMPIRICAL EVIDENCE FROM THE JAPANESE EXPERIENCE 2001-2006," Discussion Paper 07-08, *Discussion Papers In Economics And Business*, Graduate School of Economics and Osaka School of International Public Policy (OSIPP), Osaka University.

⁸ 1つめの波及経路に関しては、生産の後に物価へという経路も考えられる。

- Johansen, S. [1988] “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, No.2・3, pp.231-254.
- Johansen, S. [1991] “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, Vol.59, No.6, pp.1551-1580.
- Mishkin, F.S., [1995] , “Symposium on the Monetary Transmission Mechanism,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol.9, No.4, pp.3-10.
- Phillips,P.C.B., and P.Perron, [1988] ”Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, Vol.75, pp.335-346.
- Sims,C.A., [1972] ”Money, Income and Causality,” *American Economic Review*, Vol.62, pp.540-552.
- Sims,C.A., [1980] ”Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, Vol.48, pp.1-48.
- 植田和男 [2005] 『ゼロ金利との闘い』、日本経済新聞社.
- 鵜飼博史 [2006] 「量的緩和政策の効果：実証研究のサーベイ」『金融研究』, 第 25 巻 第 3 号, 1-46 ページ。
- 小田信之 [2002] 「量的緩和下での短期金融市場と金融政策—日銀当座預金残高ターゲットィングの分析—」『フィナンシャル・レビュー』財務省財務総合政策研究所, 第 64 号、63-85 ページ。
- 鎌田康一郎・須合智広 [2006] 「政策金利ゼロ制約下における金融政策効果の抽出」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.06-J-13.
- 白塚重典・藤木 裕 [2001] 「ゼロ金利政策下における時間軸効果：1999-2000 年の短期金融市場データによる検証」『金融研究』、第 20 巻第 4 号、137-170 ページ。
- 南波浩史 [2006] 「低金利政策下における金融政策の波及経路に関する一考察」、川口 慎二・古川 顕編『現代日本の金融システム—金融市場と金融政策—』（財）郵便貯金振興会貯蓄経済研究室、75-94 ページ。
- 日本銀行 [2002] 「最近のマネタリーベースの増加をどう理解するか？」『日本銀行調査月報』8 月、91-132 ページ。
- 原田 泰・増島 稔 [2008] 「金融の量的緩和はどの経路で経済を改善したのか」ESRI Discussion Paper Series No.204、内閣府経済社会総合研究所、1-32 ページ。
- 古川 顕・王 凌 [2006] 「マネタリー・ベース、銀行貸出およびマネーサプライの関係について—時系列分析による検証—」、『甲南経済学論集』、第 47 巻第 1 号、39-61 ページ。
- 古川 顕 [2002] 『テキストブック 現代の金融（第 2 版）』東洋経済新報社。
- 古川 顕・田中 敦 [2002] 「1990 年代以降の日本の金融政策」『政策分析 2002』、九州大学出版会、61-92 ページ。
- 宮尾龍蔵 [2006] 『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞社。