

## 金融変数と実体経済変数の関係について : 1990年代後半以降の日本の場合

著者	廣江 満郎, 南波 浩史
雑誌名	關西大學經濟論集
巻号	58
号	1
ページ	45-58
発行年	2008-06-10
その他のタイトル	Monetary Variables and Economic Activity : On the Case of Japan since the Late 1990's
URL	<a href="http://hdl.handle.net/10112/2663">http://hdl.handle.net/10112/2663</a>

# 金融変数と実体経済変数の関係について

—1990年代後半以降の日本の場合—

廣 江 満 郎  
南 波 浩 史

## 要 約

1990年代後半以降に採用されたゼロ金利政策と量的緩和政策は、デフレ不況克服のための政策であった。前者は、操作目標である無担保コールレート翌日物をゼロ近傍に貼り付けるという政策であり、後者は操作目標を短期金利から日銀の当座預金残高に切り替え、その増額を図るという、戦後日本の金融政策運営上において初めて採用された政策であった。

本研究は、これらの政策が採用された期間を分析対象として主要な金融変数と実体経済変数間の因果関係を検証し、金融政策の効果波及メカニズムの解明を試みるものである。検証方法としては、主としてGrangerテストを用いて検証を行った。その結果、政策目標の1つでもある実体経済の動向を反映する生産への効果が認められなかったものの、金融政策の効果波及メカニズムとしてマネーチャンネルよりもむしろ銀行貸出を重視するクレジットチャンネルの重要性が確認された。

キーワード：ゼロ金利政策；量的緩和政策；Grangerの因果性テスト；VARモデル；無担保コールレート翌日物；マネタリーベース

経済学文献季報分類番号：02-21；07-10；12-11；12-13；12-15；12-21；12-23

## 1. はじめに

バブル経済の崩壊後、10年以上にわたって長期不況に見舞われることになった。なかでも、とくに1990年代後半にはデフレ不況という最悪のシナリオを経験することとなったのは記憶に新しいところである。現在は、一時期のデフレ不況を克服し、景気回復期あるいは景気拡大期にあるともいわれているが、依然として不透明な経済状況にある。

さて、戦後の金融政策運営上を見渡すならば、1990年代後半のデフレ不況の克服策として導入されたゼロ金利政策と量的緩和政策は特筆すべき運営方法であったといえるであろう。デフレ不況を克服した現在ではあるが、これらの政策の経済効果や当時の運営方法の評価に

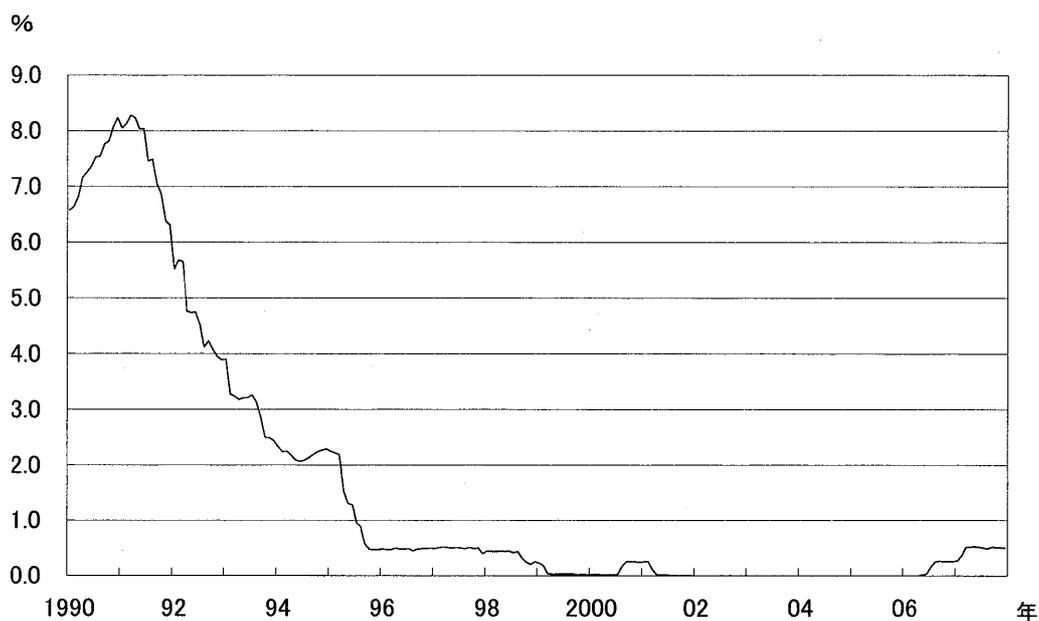
については必ずしも一致した見解が得られているわけでない。それはむしろ今後の検討課題として端緒についたところといえるであろう。これより本稿の研究目的は、これら2つの政策が導入された1990年代後半以降に焦点を絞り、金融変数と実体経済変数からなる複数の経済変数間の因果関係の検証を通じて、上記期間における金融政策の効果波及メカニズムの解明に一石投じようとするものである。

## 2. デフレ不況時の金融政策運営

まず、本稿の研究目的である金融政策の効果波及経路の解明につながる主要な金融変数と実体経済変数の関係について実証的な方法で分析する前に、デフレ不況期に導入・実施されたゼロ金利政策と量的緩和政策の概要について述べることにする。

ゼロ金利政策は、バブル経済崩壊後に行われてきた金融政策が期待された不況克服の成果をいっこうにあげないどころか、経済がデフレ不況という最悪のシナリオに移行するにおよんで1999年2月に導入されたものである。それは従来の無担保コールレート翌日物（短期金融市場金利）を操作目標とする金融政策を採用する中で、短期金利をほぼゼロにするという、これまでにない積極的な金融政策であり、当時の短期金利0.25%を0.15%以下へ低め誘導する措置を決定したことに始まり、その後0.02%まで低下するにおよんで資金の仲介手数料を差し引くと実質ゼロ金利となったことから、ゼロ金利政策と呼ばれたものである。図1は、無担保コールレート翌日物の推移をグラフにしたものである。

図1 無担保コールレート翌日物の推移



2000年8月に「デフレ懸念の払拭が展望できる情勢」になったとして、短期金利が以前の0.25%に一旦引き上げられるが、その後の世界的なITバブルの崩壊等の影響から景気が悪化し、デフレ懸念が高まる方向に事態は推移し始めたことから、2001年2月に再び金融緩和への転換（ロンバート貸出制度の導入、公定歩合・短期金利の引き下げなど）が余儀なくされ、同年の3月に導入される量的緩和政策により実質的にゼロ金利が実施されることとなる。そして2006年3月に量的緩和政策が解除され、ゼロ金利政策のみが残ったが、それも同年7月に解除され、短期金利の誘導目標が0.25%に引き上げられることとなった。

ゼロ金利政策に関わる経済効果としては、時間軸効果<sup>1)</sup>（植田 [2005] では時間軸政策と呼ばれている<sup>2)</sup>）があげられる。この効果は、短期金利を継続的にある水準に保つことの約束（コミットメント）を通じて長期金利に政策的影響を与え、そのことから企業の生産活動などに影響を与えることを狙いとしたものである<sup>3)</sup>。日本の場合においては、政策当局である日銀がゼロ金利をデフレ懸念の払拭まで継続するという約束を行うことから、企業の設備投資を左右する長期金利の低下を促す効果として期待された。

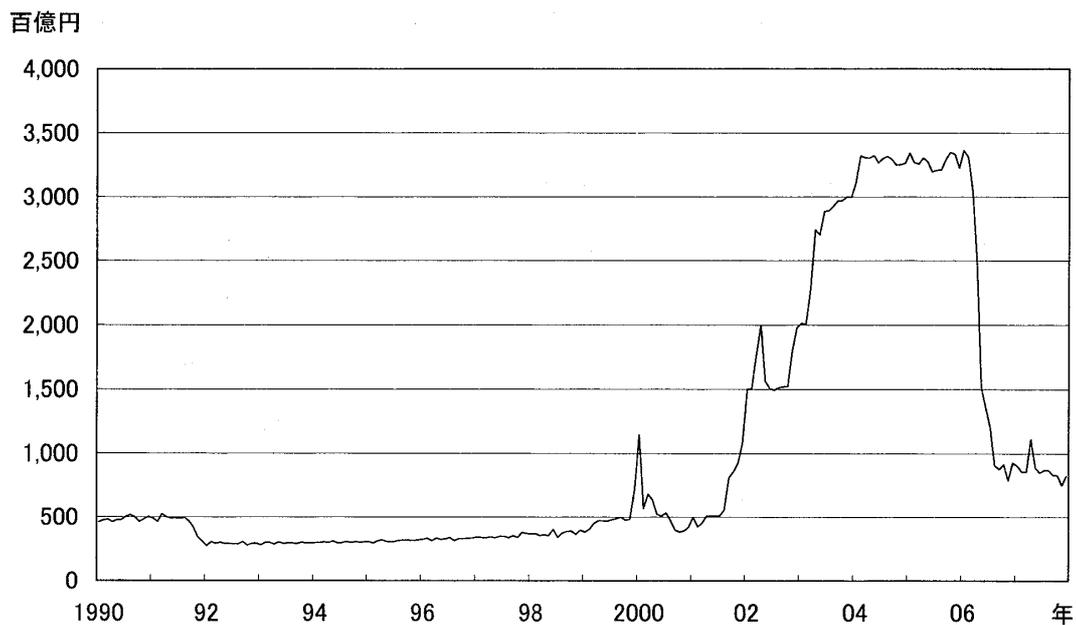
これに対して量的緩和政策は、操作目標をこれまでの短期金融市場の金利でなく、日銀当座預金残高（準備預金残高）にするという政策である。それは操作目標として従来の金利から日銀当座預金残高に変更させることにより、直接に金融市場に資金供給するというものであり、2001年3月に導入された。当時、日銀当座預金残高を必要額4兆円に対して5兆円程度にすることを目標として、買いオペ等により資金供給が実施されたが、その後、2004年1月には30兆円から35兆円程度に設定された。この政策は潤沢な流動性を確保することを狙い、資金供給を恒常的に過剰な状態にすることから、短期金利はゼロ金利に貼り付けられることになり、実質的にゼロ金利政策の再導入となる。図2は、日銀当座預金残高の推移をグラフにしたものである。

この政策は、生鮮食料品を除く消費者物価の前年比が安定的にゼロ%以上となるまで継続するという方針から、それが確認されるにおよんで2006年3月に解除される<sup>4)</sup>。したがって、その後は操作目標として従来の短期金利に戻ることになる。

量的緩和政策に期待された経済効果としては、銀行準備として必要以上に積まれた無利子の余剰資金が銀行貸出をはじめ、国内外の債券・株式に投資資金として運用されることを通じて企業の生産活動などに結びつくことを狙いとしたものである。なお、これらゼロ金利政策と量的緩和政策の役割や政策効果に関する評価を巡っては様々な議論があるが、本稿では取りあげないこととする。

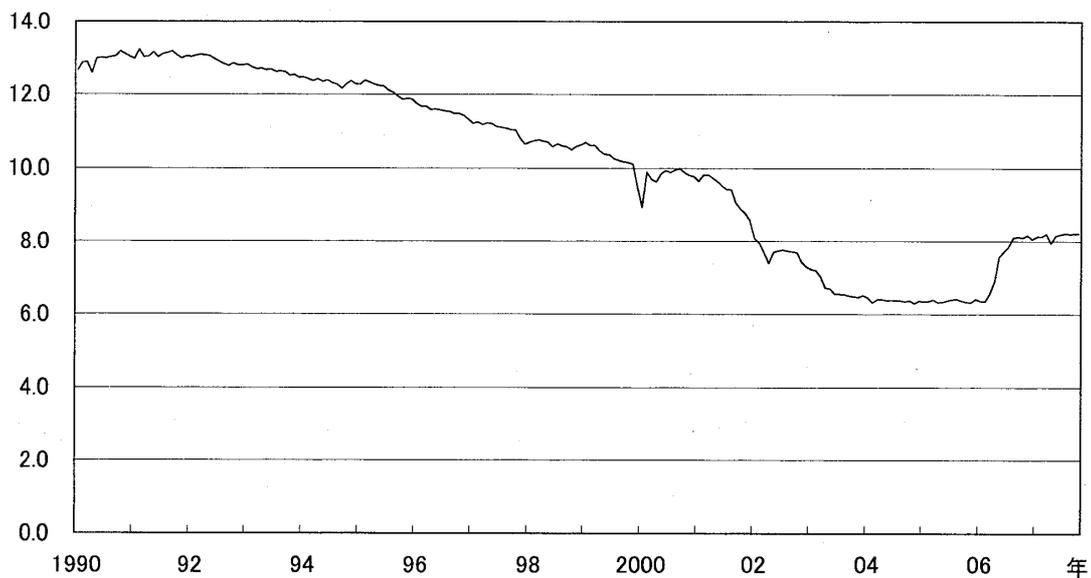
ここで、金融政策の政策効果に関係する信用乗数（マネーサプライ／マネタリーベース）の動きについて見てみることにしよう。図3は、1990年以降における信用乗数の推移を示し

図2 日銀当座預金残高の推移



たものである。図から、2004年まで信用乗数の低下をはっきりと確認することができる。これが本稿で得られた検証結果とどのように関係するのか、本稿が問題にするキーワードの一つでもある。

図3 信用乗数の推移



なお、表1の年表は、本稿の分析対象期間における日銀の金融政策の動向を時系列的に並べたものである。

表1 年表：1990年代後半以降の主要な金融政策

1998年	9月9日	無担保コールレート翌日物を0.25%へ引き下げ
1999年	2月12日	デフレ懸念を払拭するために、「無担保コールレート翌日物をできるだけ低めに推移するよう促す」ゼロ金利政策の採用
2000年	8月11日	ゼロ金利政策の解除：無担保コールレート翌日物の誘導金利を0.25%に引き上げ
2001年	2月9日	ロンバート型貸出制度の導入 公定歩合の引き下げ（0.5%→0.35%）
	2月28日	無担保コールレート翌日物の引き下げ（0.25%→0.15%） 公定歩合の引き下げ（0.35%→0.25%）
	3月19日	デフレの進展を阻止することを目指して量的緩和政策の採用 （日銀当座預金残高目標額の5兆円増額）
	8月14日	日銀当座預金残高目標の増額（5兆円→6兆円前後） 長期国債買い入れの増額（月4,000億円→月8,000億円）
2002年	2月28日	長期国債買い入れの増額（月8,000億円→月1兆円）
	9月18日	銀行保有株買い入れの公表
	10月30日	日銀当座預金残高目標の増額 （10兆円～15兆円→15兆円～20兆円）
2003年	3月5日	日銀当座預金残高目標の増額 （15兆円～20兆円→17兆円～22兆円）
	4月8日	資産担保証券（ABS）買い取りの表明
	4月30日	日銀当座預金残高目標の増額 （17兆円～22兆円→22兆円～27兆円）
	5月20日	日銀当座預金残高目標の増額 （22兆円～27兆円→27兆円～30兆円）
	10月30日	日銀当座預金残高目標の上限の増額 （27兆円～30兆円→27兆円～32兆円） 時間軸コミットメントの明確化
2004年	1月20日	日銀当座預金残高目標の増額 （27兆円～32兆円→30兆円～35兆円）
2006年	3月9日	量的緩和政策の解除
	7月14日	ゼロ金利政策の解除

（注）植田 [2005]、44-45ページ掲載の図表3-1をベースにして作成。

さて、本稿での研究目的に沿った最近の研究として、古川[2006]、南波[2006]、宮尾[2006]、森田[2007]、田中[2006]、鎌田・須合[2006]などがあげられる。それらの研究は、本稿と同じ自己回帰モデル（VARモデル：Vector Autoregressive Model）を利用した計量手法によって、金融変数および実体経済変数からなる複数の経済変数間の因果関係を分析するという研究であるが、分析対象となる期間や経済変数が異なることから、それらの分析結果との比較・検討は省略することとする。

### 3. 実証分析

#### (1) データとモデル

この節では、先に述べた本稿の研究目的から、ゼロ金利政策下を中心とした日本経済において、金融政策の政策手段である短期金利やマネタリーベースといった変数が、他の金融変数および実体経済変数と如何なる関係を持っているのか、また、そうした金融政策運営の政策効果はどのような波及経路を通じて他の変数に影響を及ぼしているのか、といった問題に関して、Grangerの因果関係分析を用いて計量経済学的な検証を行う。

実証分析に用いるデータとその記号は次の通りである。

$Y$ ：鉱工業生産指数（2000年=100）、（出所『経済産業統計』）

$M$ ：マネーサプライ（ $M_2+CD$ 、平均残高）、（出所『金融経済統計月報』）

$B$ ：マネタリーベース（準備率調整済み、平均残高）、（出所『金融経済統計月報』）

$L$ ：銀行貸出（総貸出平均残高、銀行計）、（出所『金融経済統計月報』）

$CR$ ：コールレート（無担保翌日物）、（出所『金融経済統計月報』）

$BR$ ：長期国債（10年）新発債流通利回り、（出所『金融経済統計月報』）

$E$ ：為替レート、（出所『金融経済統計月報』）

$SP$ ：日経平均株価（月末値）、（出所『金融経済統計月報』）

なお、 $Y \cdot M \cdot B$ については季節調整済みデータであり、利子率を除く変数については対数変換を施した<sup>5)</sup>。分析に用いる標本期間は、1999年1月から2007年10月である。

VARモデルによる分析に入る前に、各変数の定常性に関して単位根検定を行う。表2は、定数項およびトレンド項を含めたモデルによる、Weighted Symmetric Test (W-S)、Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)、Phillips-Perron Test (PP) による検定結果である。その結果をみると、すべての検定方法により各変数が単位根を持つという仮説を棄却できないため、それぞれの変数について階差をとり同様の検定を行った。表3は、その検定結

果である。表2に示される結果より、各変数が定常変数であることが確認されたため、以下の実証分析においては階差モデルを用いた分析を行うこととする。なお、変数間の共和分関係についても検定（Johansenの共和分検定）を行ったが、それぞれのモデルにおいて共和分関係の存在は確認されなかった。

表2 各変数の単位根検定の結果

	W-S	ADF	PP
<i>Y</i>	-2.08 (6)	-1.82 (6)	-5.73 (6)
<i>M</i>	-0.55 (2)	-0.68 (2)	-2.03 (2)
<i>B</i>	-0.93 (5)	-0.64 (5)	-0.60 (5)
<i>L</i>	0.10 (10)	1.73 (10)	-0.57 (10)
<i>CR</i>	-1.11 (4)	-0.74 (4)	-4.33 (4)
<i>BR</i>	-2.23 (2)	-2.47 (2)	-12.4 (2)
<i>E</i>	-2.52 (2)	-2.33 (2)	-9.66 (2)
<i>SP</i>	-1.49 (2)	-1.20 (2)	-2.18 (2)

(注) 括弧内の数字はAIC基準に基づくラグ次数を示している。

\*\*\* 1%、\*\* 5%、\*10%はそれぞれ有意水準を表す。

表3 各変数の単位根検定の結果

	W-S	ADF	PP
<i>Y</i>	-3.52 (5) **	-3.37 (5) *	-169.6 (5) ***
<i>M</i>	-5.16 (2) ***	-5.14 (2) ***	-106.4 (2) ***
<i>B</i>	-3.97 (4) ***	-3.81 (4) **	-98.94 (4) ***
<i>L</i>	-4.47 (9) ***	-4.32 (9) ***	-83.33 (9) ***
<i>CR</i>	-4.94 (3) ***	-5.00 (3) ***	-55.53 (3) ***
<i>BR</i>	-6.40 (2) ***	-6.27 (2) ***	-107.0 (2) ***
<i>E</i>	-4.99 (2) ***	-4.92 (2) ***	-96.78 (2) ***
<i>SP</i>	-4.60 (2) ***	-4.77 (2) ***	-94.90 (2) ***

(注) 括弧内の数字はAIC基準に基づくラグ次数を示している。

\*\*\* 1%、\*\* 5%、\*10%はそれぞれ有意水準を表す。

本稿では因果性テストを行うためのモデルとして、以下4つのVARモデルを仮定する。すなわち、先に取りあげた8変数をベースとして、銀行貸出を含まないモデル（モデルⅠ）、為替レートを含まないモデル（モデルⅡ）、マネタリーベースを含まないモデル（モデルⅢ）、そして全ての変数を含むモデル（モデルⅣ）である。また、VARモデルのラグ次数に関してはAIC基準で決定することとし、モデルⅠからモデルⅢでは13、モデルⅣでは12を選択した。

モデルⅠ： $Y \cdot M \cdot B \cdot CR \cdot BR \cdot E \cdot SP$ の7変数モデル

モデルⅡ： $Y \cdot M \cdot B \cdot L \cdot CR \cdot BR \cdot SP$ の7変数モデル

モデルⅢ： $Y \cdot M \cdot L \cdot CR \cdot BR \cdot E \cdot SP$ の7変数モデル

モデルⅣ： $Y \cdot M \cdot B \cdot L \cdot CR \cdot BR \cdot E \cdot SP$ の8変数モデル

なお、このように各モデルの変数を若干変更することにより、モデルの違いが実証結果にどのような違いをもたらすかという点についても考察を行う。

## (2) 実証結果

モデルⅠからモデルⅣまでの各VARモデルを用いて、Grangerの因果性テストを行った。表4から表7は、その検証結果である。

まず、表4に示してある7変数モデルⅠでは、政策金利であるコールレートとマネタリーベースに相互因果性があり、マネタリーベースからは株価と為替レートに対して因果性が確認される。そして、株価からは長期金利へ、長期金利からは為替レートへ、為替レートからは株価とマネーサプライへの因果性が存在する。このように、短期金利はマネタリーベース以外に因果性を持っていないが、マネタリーベースは株価と為替レートに因果性を持ち、その株価からは長期金利、為替レート、マネーサプライへと因果関係が連続して存在しており、短期金利と比較して重要な役割を担っていると考えられる。しかし、最も实体经济を表す変数といってよい生産はどの変数とも因果関係をもち合わせてはいない。

つぎに、表5は、モデルから為替レートを除いた7変数モデルⅡの場合の検証結果である。このモデルでも、短期金利とマネタリーベースは相互因果性が存在するが、短期金利はマネタリーベース以外の変数とは因果性をもっていない。一方マネタリーベースは、銀行貸出と相互因果関係がある他に、株価に対しても因果性を持っており、その株価からは長期金利、銀行貸出へと因果性が続いている。しかしながらこのモデルにおいても、生産はどの変数とも因果性をもっておらず、マネーサプライも銀行貸出に対して因果性が存在するのみで

ある。この分析からも、マネーチャンネルに対して銀行貸出を中心としたクレジットチャンネルの重要性が確認される。

表6は、モデルからマネタリーベースを除いた7変数モデルⅢの場合の検証結果である。このモデルでは、先の2つのモデルにおいて重要な変数となっているマネタリーベースを除外したため、若干解釈が困難な結果となっている。株価から長期金利、長期金利から為替レート、為替レートから株価という因果性と、長期金利から貸出、貸出から為替レートという2つの因果関係が存在し、為替レートからはマネーサプライへの因果関係が認められる。しかし、このモデルにおいても、生産はどの変数とも因果性をもっていないことが確認される。

最後の表7は、本稿で用いる全ての変数をモデルに含めた8変数モデルⅣの場合の検証結果である。その検証結果をみると、このモデルにおいても、短期金利は他のどの変数にも因果性をもっていないのに対し、マネタリーベースは銀行貸出や株価と相互に因果性をもつほかに、短期金利や為替レートに対しても因果性をもつことが確認される。そして他のモデルと同様に、株価からは長期金利へ、長期金利からは貸出や為替レートへという因果性が認められる一方、この場合もまた生産は他の変数とは因果関係をもっていないことが確認される。

表4 Grangerの因果性検定結果 モデルⅠ

帰無仮説	F値
$B \rightarrow CR$	2.62882***
$CR \rightarrow B$	1.78669*
$B \rightarrow SP$	2.10691**
$SP \rightarrow BR$	2.13369**
$B \rightarrow E$	1.95495**
$E \rightarrow SP$	1.83642*
$BR \rightarrow E$	1.84851*
$E \rightarrow M$	1.83642*

(注) \*\*\* 1%、\*\* 5%、\*10%はそれぞれGrangerの因果性がないという帰無仮説を棄却する有意水準を表す。

表5 Grangerの因果性検定結果 モデルⅡ

帰無仮説	F値
$B \rightarrow CR$	2.62882***
$CR \rightarrow B$	1.78669*
$B \rightarrow SP$	2.10691**
$SP \rightarrow BR$	2.13369**
$BR \rightarrow L$	1.79764*
$B \rightarrow L$	2.07585**
$L \rightarrow B$	2.46682***
$M \rightarrow L$	1.62814*

(注) \*\*\*1%、\*\*5%、\*10%はそれぞれGrangerの因果性がないという帰無仮説を棄却する有意水準を表す。

表6 Grangerの因果性検定結果 モデルⅢ

帰無仮説	F値
$SP \rightarrow BR$	2.13369**
$BR \rightarrow E$	1.84851*
$E \rightarrow SP$	1.82905*
$BR \rightarrow L$	1.79764*
$B \rightarrow L$	1.71150*
$E \rightarrow M$	1.83642*

(注) \*\*\*1%、\*\*5%、\*10%はそれぞれGrangerの因果性がないという帰無仮説を棄却する有意水準を表す。

表7 Grangerの因果性検定結果 モデルIV

帰無仮説	F値
$B \rightarrow CR$	1.99708**
$B \rightarrow E$	1.93514**
$B \rightarrow SP$	2.28740**
$SP \rightarrow B$	1.64719*
$B \rightarrow L$	2.33648**
$L \rightarrow B$	2.22077**
$SP \rightarrow BR$	2.17959**
$BR \rightarrow E$	1.72822*
$BR \rightarrow L$	1.91422**
$E \rightarrow SP$	1.67098*
$E \rightarrow M$	1.95008**

(注) \*\*\* 1%、\*\* 5%、\*10%はそれぞれGrangerの因果性がないという帰無仮説を棄却する有意水準を表す。

#### 4. 分析の総括

本稿では、以上のようなGrangerの因果性テストを用い、1990年代後半以降に実施されたゼロ金利政策および量的金融緩和政策による政策効果に関する実証分析を行った。分析に用いたモデルにより若干結果は異なる部分も存在するが、その結果を以下のように整理することができる。

はじめに、ゼロ金利政策および量的緩和政策下においては、コールレートをゼロ%に誘導すること、およびマネタリーベースを増加させることが日銀の主たる政策手段であった。しかし、この2つの政策手段が他の変数に対してどのような影響を及ぼしていったのかを因果性テストを用いて検証したところ、コールレートは、マネタリーベースとのみ因果性をもつだけであり、その他の変数とは因果関係をもち得ていない。これに対してマネタリーベースは、コールレート以外に、銀行貸出や株価、為替レートに対しても因果性をもち、その株価が長期金利への影響を通じて貸出や為替レートに対しても因果性をもっていることが明らかになった。この結果より、短期金利をゼロに誘導する政策よりもマネタリーベースを拡大する量的緩和政策の方が、政策効果の影響という観点からすると大きな影響を及ぼしたといえる。しかし、この点については量的金融政策も実質的にはゼロ金利政策という側面をもつことに留意しなければならないであろう。

しかし、政策目標と考えられる実体経済つまり生産に対するインパクトに関しては、本稿で用いたすべての変数との因果性が確認されなかった。この結果は、銀行貸出やマネーサプライといった変数までの政策効果は認められるものの、その先の生産への波及効果が認められなかったということからも、世界中で例を見ないゼロ金利政策という特殊な政策運営が長期間も続いた原因があるように推測できる。

また、短期金利から長期金利への影響に関しては、株価を通じて影響を与え、長期金利は為替レートを通じて株価へ影響を与えている。

先の図3で見られる信用乗数の低下で確認されるように、マネタリーベースからマネーサプライへの因果性は本研究でも確認されず、マネーサプライへは為替レートを通じて効果が波及しているのみである。その結果、金融政策の効果波及経路としてのマネーチャンネルの影響は小さく、銀行貸出を重視したクレジットチャンネルの重要性が確認されることになった。すなわち、ゼロ金利政策下において量的緩和政策を実施したことにより、マネタリーベースが増加し、株価から長期金利を通じて銀行貸出へ影響を及ぼしていったが、生産への効果が認められなかった、ということが本稿における実証分析から得られた結論である。

## 5. おわりに

本稿では、1990年代後半以降に導入されたゼロ金利政策と量的緩和政策に特徴づけられる金融政策運営を取りあげ、両政策の効果波及メカニズムの解明に必要と考えられる金融変数と実体経済変数間の因果関係を検証することを目的とした。

検証方法としてGrangerの因果性テストを用いて検証を行い、次のような結果を得た。すなわち政策の最終目標である実体経済の動向を反映する生産への効果が認められなかったものの、金融政策の効果波及経路として、概してマネーチャンネルよりもむしろ銀行貸出を重視するクレジットチャンネルの重要性が確認されたことである。

本稿で得られた検証結果は、マネーサプライ ( $M_2+CD$ ) と実体経済との関係の希薄化、マネタリーベースとマネーサプライとの関係の希薄化、またマネーチャンネルとクレジットチャンネルの問題など、といった近年における金融政策を巡る問題に対する取り組みの足がかりの一つとなるであろう。

しかしながら、本稿の検証結果は幾つかの問題を看過して得た検証結果であることに留意しなければならないであろう。指摘される問題を幾つかあげるとするならば、本稿では割愛した先行研究による検証結果との比較考察をはじめとして、検証対象としたVARモデルを構成する経済変数が適切であるのか。また、他の計量手法の利用による検証も合わせて検証結果を検討する必要があるのではないか、などである。このように取り組まなければならない

課題を整理・検討したうえで、今回の検証結果を踏まえた詳細な分析が行わなければならないことはいうまでもない。

#### 注

- 1) 植田 [2005] は、1999年4月に日銀が一段の金融緩和効果を狙いに「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまでゼロ金利を継続する」と表明したことをもって時間軸政策の採用としており、「ゼロ金利」とそれがデフレ懸念の払拭まで継続するという約束（コミットメント、いわゆる「時間軸政策」）とを合わせて「ゼロ金利政策」と呼んでいる。したがって、量的金融政策も実質的にはゼロ金利を継続することから時間軸政策が含意されていると述べている。
- 2) 先行きの金融緩和の継続を明確な形で約束し、より長めの金利にまで緩和効果が及ぶことを目的としたものであり、コミットメント効果とも呼ばれる。長期金利は将来の短期金利の予想値の平均に等しいという標準的な長期金利決定理論に従うならば、この時間軸効果は将来の短期金利の予測値に働きかけることによって長期金利に影響を及ぼす効果であるということが出来る。
- 3) したがって、時間軸効果はこの公定歩合操作の主要な効果として有名なアナウンスメント効果に類似した経済効果ともいえるであろう。
- 4) このように量的緩和政策の採用にあたっては、それが解除されるための条件（事前のコミットメント付き政策）が付されていることに、この政策がデフレ克服対策として切り札的な政策であることを伺うことができる。
- 5) 本稿のモデルにおいては実体経済を表す重要な変数である物価が除外されている。これは消費者物価指数の基準年度が改定され、本稿の分析対象期間にわたるデータの入手ができなかったためである。この点については今後の課題として残されている。

#### 参考文献

- [1] Bernanke, B.S. and A.S. Blinder [1988], "Credit, Money, and Aggregate Demand," *American Economic Review*, Vol. 78, pp. 435-439.
- [2] Granger, C.W.J. [1969], "Investigating Causal Relations by Econometric Model and Cross Special Methods," *Econometrica*, Vol. 37, pp. 424-438.
- [3] Sims, C.A. [1972], "Money, Income and Causality," *American Economic Review*, Vol. 62, pp. 540-552.
- [4] 植田和男 [2005] 『ゼロ金利との闘い』日本経済新聞社。
- [5] 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。
- [6] 田中 敦 [2006] 『日本の金融政策 - レジームソフトの計量分析 -』有斐閣。
- [7] 中川竜一 [2002] 「日本における金融政策の効果波及経路」『国民経済雑誌』185 巻第 3 号、1-20 ページ。
- [8] 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 -』（金融システム研究会報告書、第 12 集）（財）郵便貯金振興会貯蓄経済研究室、75-94 ページ。
- [9] 原田 泰 [2002] 「マネーの効果 - 貨幣から実体経済へのチャネル」『フィナンシャル・レビュー』財務省財務総合政策研究所、No.66、192-208 ページ。
- [10] 古川 顕 [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」、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 -』（金融システム研究会報告書、第 12 集）

（財）郵便貯金振興会貯蓄経済研究室、1-20 ページ。

[11] 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。

[12] 森田洋二 [2007] 「第3章 金融政策の波及メカニズム－漸近状態における定量分析－」（森田洋二・中島清貴・相馬利行・秦 劼『日本のデフレと金融』晃洋書房、107-128 ページ。