

金融政策の有効性と準備市場

——レジーム・シフトの計量分析——

田 中 敦

I 序

準備市場は，金融政策発動の場である。中央銀行が政策手段を講じると，準備量とインターバンク市場金利が影響を受け，その影響が民間銀行をはじめとする金融部門全体に広がり，やがて実物経済に伝播していく。

中央銀行が準備市場に働きかける効果は，準備市場の需給均衡を考えた準備市場モデルで分析できる。その効果は準備需要の金利弾力性に大きく左右されるので，実証分析が必要となり，日本では古川 [1979]，[1981] と岩田・浜田 [1980] がそのような研究を早い段階で行っている。しかし，堀内 [1981] がこれらの研究とは異なる推定結果を示して，日本の準備市場について論争を巻き起こした¹⁾。1990年代に入ると，岩田 [1992] がショッキングな論題の論文を発表し，それに翁 [1992] が反論する論文を同じ雑誌に掲載するという誌上論争があったが，この論争の根底にも日本の準備市場の見方についての相違があった。

1990年代末，日本の準備市場は大きな転機を迎えた。日本銀行のゼロ金利政策・量的金融緩和政策の導入により，超過準備が急増した。準備市場の様相が一変し，長期的な景気後退の中で金融政策の有効性が疑問視され，日本銀行が

1) 当時の論争の問題意識は窓口規制の有効性にあったが，それは「金融機関の現実の支払準備が短期市場金利の変化に有意に反応しているかどうかというすぐれて実証的な問題に帰着」（古川 [1981] 43ページ）していた。

準備市場に及ぼす効果が実物経済へと波及していくトランスミッション・メカニズムについてさまざまな議論を引き起こしている。

本稿では、まず第Ⅱ節でこのような議論を整理する。準備市場の標準的なモデルを提示した上で、1990年代半ばまでの議論を振り返る。さらに、ゼロ金利政策・量的金融緩和政策の導入以降の金融政策の有効性とトランスミッション・メカニズムについての議論を、準備市場を中心に検討する。

つぎに第Ⅲ節において、準備市場で発動された金融政策が実物経済に与える影響について、実証分析を行う。1979年1月～2005年5月の月次データを用いて、準備市場で決定される準備量およびインターバンク市場金利と、生産や物価との間の関係についてグレンジャー因果性テストを中心に検証する。

この標本期間には第2次石油危機の影響を受けた時期、バブル期とバブル崩壊後の長期的な景気低迷期、ゼロ金利政策や量的金融緩和政策の実施時期が含まれており、これらは因果関係に変化をもたらせている可能性がある。そこで、本稿ではHamilton [1990] のレジーム・シフトの計量手法を用いる。この手法は期間分割やダミー変数を用いる手法と異なり、モデルの構造変化時期を他のパラメータと同時に推定し、構造変化の回数も推定で求めることができるというメリットがある。最後に第Ⅳ節において、簡単な要約を行う。

II 準備市場を巡る議論

1 準備市場モデル

本節では準備市場の標準的なモデルを提示し、準備市場と金融政策に関する議論を整理・検討する。準備市場の標準的なモデルは、以下の通りである²⁾。

$$R^d(r_c, qD) = (L_B + L_S) - C - DG \quad (1)$$

ただし、 R^d は準備需要関数、 r_c はインターバンク市場金利、 q は法定準備率、

2) 準備市場モデルはもともとアメリカで発展してきたもので、本稿で提示するモデルは日本の実情に合わせて修正されたものである。アメリカのモデルと、本稿で提示する日本のモデルの詳細については、神崎 [1988] や古川 [1992] などを参照されたい。

D は民間銀行が受け入れた預金, L_B は日銀貸出, L_S は手形・債券等の買入による金融市場への日銀信用供与, C は発行された現金, DG は日本銀行が受け入れた政府預金である。

左辺の準備需要 R^d は民間銀行の利潤極大化行動より導出することができ, つぎのような性質をもつ。

$$R^d = R^d(r_c, qD); \partial R^d / \partial r_c < 0, \partial R^d / \partial (qD) > 0 \quad (2)$$

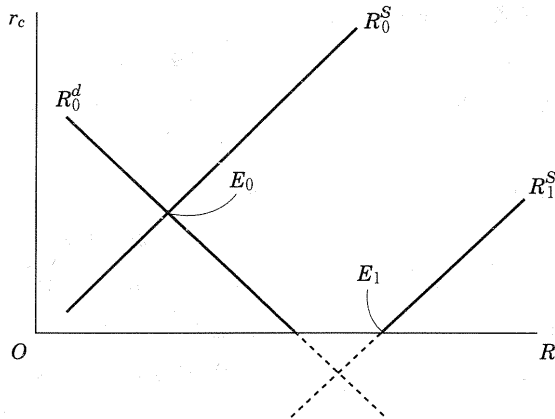
インターバンク市場金利が上昇すると準備保有のための機会費用が増大し, 銀行はできるだけ準備を圧縮しようとする。また所要準備 (qD) が増加すると, 銀行は準備保有を増やす。

右辺は準備供給を表し, これは日本銀行のバランスシート制約から導出できる。右辺のうち C と DG はマーケット・ファクターと呼ばれるもので, 日本銀行はコントロールできず, またインターバンク市場金利にも非弾力的と考えられる。日本銀行はマーケット・ファクターを考慮に入れた上で, 貸出政策とオペレーションで L_B と L_S をそれぞれ増減させて準備供給量をコントロールしようとする。

日本銀行の準備供給とインターバンク市場金利との関係については, いくつかの考え方がある。アメリカでは中央銀行貸出 L_B がインターバンク市場金利の増加関数とするのが一般的であり, 日本でもそのように考える場合もある。このとき準備供給は第1図の R_0^s のように右上がりとなり, 準備需要 R_0^d との交点 E_0 で需給が均衡し, 準備量とインターバンク市場金利が決定する。これとは違って, 日本銀行はインターバンク市場金利を政策的に決めているとして, 準備供給線は水平であるという考え方もある。また, 日本銀行が政策的に準備供給量を決定するので, 準備供給線は垂直であるという考え方もある。

いずれの考え方でも, 準備需要が(2)式のようにインターバンク市場金利弾力的である限り, 日本銀行が政策手段を講じると準備需給が均衡するように準備量やインターバンク市場金利が変動し, それが民間銀行の行動や金融市場間の裁定関係を通して金融部門全体に影響を与え, やがてその影響が実物部門へ

第1図 準備市場



と波及していくことになる。

2 準備需要の金利弾力性

日本において準備需要が金利弾力的で、需給均衡で準備量とインターバンク市場金利が決定するメカニズムが働いているのかどうか当初から議論となった。古川 [1979], [1981], [1985] と岩田・浜田 [1980] は、実証分析によって日本でも準備需要の金利弾力性がモデル通り負であることを示した。しかし、これに対して堀内 [1981] は、標本期間によってはこのような負の関係を見出すことができないという推定結果を提示した。さらに、古川 [1992], [1994] もデータを1990年代初頭にまで延ばして推定した結果、やはり負の関係を示す結果を得られなかった。

日本において準備需要が金利非弾力的という結果になる理由の1つとして、日本の準備預金制度の特徴が挙げられる。日本の準備積み期間は1ヶ月と長く、さらに後積み方式としての性格が強い。このために銀行はほとんど所要準備しか保有せず、総準備に占める超過準備の割合はわずか0.13% (1975年～96年の平均) に過ぎない。準備需要の中で金利弾力的なのは主に超過準備の部分なの

で、準備需要はほとんど金利非弾力的になってしまう³⁾。

しかし、たとえ超過準備保有がなかったとしても、1ヶ月の積み期間内では銀行はインターバンク市場金利によって積み行動を変化させるはずであり、日々の準備需要は金利弾力的であると考えられる。そこで、そのような1ヶ月以内の銀行積み行動を考慮した実証分析が行われるようになった。神崎 [1988] は当時非公開であった日次データを用いて分析を行い、また田中 [1992] は月次データを用いながらも銀行の積み行動を考慮した推定を行った。やがて日次データが公開されるようになると、打田 [1995], [1997], 中川 [1997], 小林・目瀬 [2000] といった実証研究が行われた。

田中 [1999] は、別のアプローチから超過準備保有がない場合のモデルを考えて分析を行った。それは日次という短期ではなく、銀行が貸出供給量を増減するような中期を考えた場合や、銀行が次の積み期間について合理的に予想した場合には、所要準備がインターバンク市場金利に弾力的になるというモデルを用いた実証分析であった。

これまでの実証分析は需要側の要因を中心に行われてきたが、その場合、準備供給との識別の問題が生じている可能性がある。そこで、この点を考慮した推定を田中 [1998] と打田 [2000] は行っている。また、Hamilton [1997] の識別についての工夫に従ったものとして、細野・杉原・三平 [2000a], [2000b], [2001], 林 [2000], Uesugi [2002], 打田 [2003] などの研究がある。

以上の数多くの実証分析は、準備需要の金利弾力性についてさまざまな推定結果を提示しており、必ずしも一致した結論には至っていない。ただ、推定手法やデータが改良されるにつれて負の金利弾力性が得られることが多くなる傾向にあり、とくに日次データを用いた実証研究にそのような傾向が見受けられる。

3) 堀内・加藤 [1989] は、建値制などの制度的要因でインターバンク市場金利が十分に伸縮的ではなかった点も、準備需要が金利非弾力的となる理由として指摘している。ただし、1988年11月の新金融調節方式以降は、自由化が行われてインターバンク市場金利が伸縮的になったと論じている。

3 ゼロ金利政策と量的金融緩和政策の導入と準備市場

日本経済の長期的な景気低迷が続く中で、日本銀行は前例のない金融政策を導入した。ゼロ金利政策（1999年2月～2000年8月）と量的金融緩和政策（2001年3月以降）であり、これらは準備市場の様相を一変させた。日本銀行がゼロ金利を達成する水準以上に準備を供給したために、準備市場が均衡せずに超過供給の状態が続くことになった。このことは、とくに量的金融緩和政策において顕著であると考えられる。古川・田中〔2003〕は準備市場の不均衡分析を行い、ゼロ金利政策導入以降、とくに量的金融緩和政策期に準備市場で超過供給が生じ、しかも民間銀行は自身の合理的な行動を表す準備需要線から外れて準備供給線上にあるという実証結果を得ている⁴⁾。

このような準備市場の不均衡は、本節第1項で論じたような準備量とインターバンク市場金利の決定メカニズムが働かないことを意味する。このことを理解するために、再び図1を見てみよう。準備がゼロ金利以上に供給されている場合、準備供給線は R_1^s となり、民間銀行は E_1 点にあって超過供給分の準備をアイドル・バランスとして保有させられている。このとき、日本銀行が準備供給線をさらに右へシフトさせると準備量は増大するが、それは民間銀行が活用していないアイドル・バランスをさらに増やすだけで、民間銀行に貸出増加などのインセンティブを与えないことは標準的な銀行行動モデルより明らかである。これでは準備市場で発動された金融政策の効果がこれまでのようには波及していかないことになり、このことは近年の金融政策の有効性に対して疑問を投げかけることとなった。

インターバンク市場金利がゼロの下限に事実上張り付いているとき、それ以上の準備を供給することが、どのような金融政策効果をもっているのだろうか。これについては、一般に2つのトランсмисシオン・メカニズムが考えられて

4) 量的金融緩和期を含む標本期間で準備市場について実証分析を行った研究としては、打田〔2004〕もある。打田〔2004〕は、インターバンク市場での取引が激減して市場機能が低下し、銀行の流動性リスクが高まって準備需要が増大している可能性を指摘し、それを実証する研究を行った。

いる。1つは、「時間軸効果」と呼ばれるものである。ゼロ金利政策や量的金融緩和政策は、それらを解除する条件を導入時点で示しているという特徴がある。すなわち、暫くはこれらの緩和政策が続くことを日本銀行自身が宣言しており、これは金利の期間別構造における期待仮説が示すように中長期金利の低下を促す。さらに、日本銀行が民間銀行に対して資金を潤沢に供給し続けるので流動性リスクが減少し、これも中長期金利を低下させる効果をもつ。このような中長期金利の低下が、経済を一層刺激するという考えである。

もう1つは、ポートフォリオ・リバランス効果である。民間銀行が、不本意ながらも準備を多く積み上げると、準備というリスクのない資産が銀行ポートフォリオに占める割合が増大する。リスクのない資産の割合が増大し続けると、やがて銀行は資産の一部を貸出といったリスク資産へとシフトさせるであろうという考えである。

時間軸効果によって中長期金利がある程度低下したことは、白塚・藤木 [2001] や細野・杉原・三平 [2001] によるゼロ金利政策導入時期の実証分析によって示されている。ただしその効果は限定的な可能性があり、またこのような中長期金利の変化がどれほど実物経済に影響を与えたかはまだ明確には実証されていない。ポートフォリオ・リバランス効果については、Oda and Ueda [2005] がゼロ金利政策期と量的金融緩和政策期の双方を含んだ標本で実証分析を行い、そのような効果を認めることができないと結論づけている。

日本銀行が潤沢に資金を供給してきたことには、金融システムの不安定化に対処するためのブルーデンス政策としての側面がある。しかし、ゼロ金利政策と量的金融緩和政策は、本来、総需要管理政策としての狭義の金融政策の一環として実施されており、議論をこの点に絞った場合、これらの政策の有効性についてはさまざまな主張があり、決着を見るには至っていない。

III 準備市場と実物経済のレジーム・シフト分析

1 推定方法とデータ

第Ⅱ節で見てきたように、準備市場については金融政策との関連でさまざまな議論があり、とくに近年のゼロ金利政策・量的金融緩和政策では準備市場での政策効果が他へ波及していかないという議論がある。そこで、本節では準備市場での変動が実物経済に与える影響についてグレンジャー因果性テストを中心に実証的に考察する。準備市場の変数としてコールレートと準備量を取り上げ、これら準備市場2変数と生産との3変数VARモデルと、準備市場2変数と物価の3変数VARモデルを推定する。推定式には変数のラグ項と定数項の他に、タイムトレンド項を入れることとする。

グレンジャー因果性テストを行う場合、扱うデータの単位根や共和分が問題となるので、ここではToda and Yamamoto [1995]の手法を用いる。この手法は、データに最大で $d_{\max}$ 個の単位根があり得ると考えられる場合、VARモデルの真のラグ次数 k の代わりに $k+d_{\max}$ のラグ次数でモデルを推定し、関心のあるパラメータをワルド検定すれば正しく検定できるというものである。単位根や共和分をチェックする必要がある点だが、大きなメリットと言える。

標本期間中でのパラメータの変動を検討したいので、ここではHamilton [1990]のレジーム・シフトの計量手法を用いる。この手法ではレジーム毎にVARモデルの定数、係数、分散共分散のパラメータの値が異なることを想定し、どのレジームがどの時期に成立しているかは確率で求められる。あるレジームの確率が小さくなり、代わりに別のレジームの確率が大きくなれば、その時期にレジームがシフトしたと解釈できる。各レジームの成立する確率が各期毎に推定されるので、レジームが標本期間内にシフトする時期や回数を仮定する必要がなく、期間分割やダミー変数を用いた推定手法よりも柔軟な点がメリットである。なお、レジーム・シフトの手法ではレジームの数を仮定する必

第1表 利用するデータ

変 数	デ ー タ	出 所
コールレート	コールレート（有担保翌日物）	日本銀行ホームページ
準 備 量	準備預金残高（平均残高）	日本銀行ホームページ
生 産	鉱工業生産指数（2000年=100）	経済産業省ホームページ
物 価	消費者物価指数 （生鮮食品除く総合，2000年=100）	総務省のホームページ

要があり、本稿の分析ではレジームは2つあるとする⁵⁾。

利用するデータは第1表にある月次データで、標本期間は1979年1月～2005年5月である。コールレートについては1985年以前は無担保コール市場がなかったため、全期間を通して有担保翌日物を利用する。準備量については、日本銀行は量的金融緩和政策で日本銀行当座預金残高を操作目標として利用しているが、準備預金以外の日本銀行当座預金のデータは1997年以降しか公開されていないので、ここでは準備預金残高を用いる⁶⁾。物価は、量的金融緩和政策において日本銀行が消費者物価指数（生鮮食品除く総合）に言及しているので、その指標を利用することにした。準備量、生産、物価は季節調整を施した上で、対数をとって利用する⁷⁾。コールレートは原データのまま、小数点表示にして利用する。

5) 推定の計算には、Hamilton [1990] と同様に EM アルゴリズムを利用する。ただし、この計算方法では、各レジームでのモデルの推定には最尤法を利用することになっているが、ここでは最小自乗法を用いる。

6) 準備預金以外の日本銀行当座預金残高は、1997年以前は非常に少なかったと推察される。データが公開された1997年4月以降、11月に山一証券と北海道拓殖銀行が経営破綻する前月までの7ヶ月間の準備預金以外の日本銀行当座預金残高は、準備預金に対してわずか0.13%にすぎなかった。なお、1997年以前の準備預金以外の日本銀行当座預金残高をゼロと仮定して、準備量の代わりに日本銀行当座預金残高を利用して推定を行ったが、その結果は準備量を利用した場合とそれほど変わらなかった。

7) 季節調整には、Estima 社の X11 によるプログラムを利用した。

2 推定結果

1) 生産を用いた推定

コールレート, 準備量, 生産の3変数VARモデルを推定する。推定の前に, VARモデルのラグ次数を決める必要がある。真のラグ次数 k は, Akaike 情報基準から4とする⁸⁾。利用するデータには最大で1個の単位根があると考えて $d_{\max}=1$ とし, 推定するVARモデルのラグ次数を $k+d_{\max}=5$ として推定を行う。

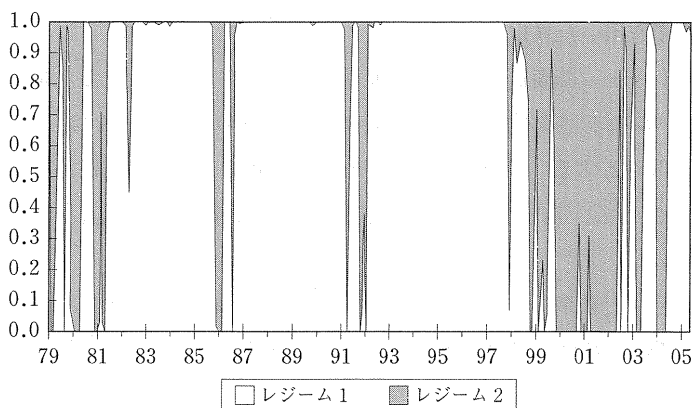
推定を行った結果, まずレジームの確率は第2図のようになった。この図では横軸に期間, 縦軸に確率が測られている。各期でレジーム1の確率の上にレジーム2の確率を積み上げたグラフとなっている。これを見ると, 一般的にはレジーム1が成立しており, 限られた時期にのみレジーム2が成立していることが分かる。レジーム2が成立している時期は1979~81年あたりと1998年末以降に多く, 1986年前後と1991~92年初頭にも若干見受けられる。1979~81年は第2次石油危機の影響が残る時期であり, 1998年末以降はゼロ金利政策と量的金融緩和政策の時期にほぼ相当する。ただし, 量的金融緩和政策導入以後でも, 2002年半ばからはレジーム1が成立する時期が増加している。

つぎに, 2つのレジームで変数間の因果関係にどのような違いがあるかを見るために, Toda and Yamamoto [1995] に従って k 次までのラグ項の係数についてワルド検定を行うことで, グレンジャー因果性テストを実施した。その結果は, 第2表に示されている⁹⁾。レジーム1を見ると, コールレートと準備量を原因, 生産を結果としたときは有意水準が十分に小さくて帰無仮説を棄却できる。つまり, コールレートと準備量は生産に影響を与えていると言える。また, 逆に生産もコールレートや準備量に影響を与えており, 日本銀行が生産

8) Toda and Yamamoto [1995] はラグ次数の決定でもワルド検定を利用するよう提案しているが, ここでは簡便な Akaike 情報基準を利用することにした。

9) 本稿の推定方法ではレジームの確率は推定すべきパラメータであり, 確率変数として扱われている。しかし, ここのグレンジャー因果性テストは, レジームの確率を既知のものとして扱って行われている点, 注意が必要である。

第2図 レジームの確率（生産の場合）



第2表 グレンジャー因果性テスト（生産の場合）

第2-1 レジーム 1

		原 因		
		コールレート	準 備 量	生 産
結	コールレート		3.748 (0.441)	9.980* (0.041)
	準備量	24.829** (0.000)		26.033** (0.000)
果	生 産	9.655* (0.047)	17.521** (0.002)	

第2-1 レジーム 2

		原 因		
		コールレート	準 備 量	生 産
結	コールレート		5.249 (0.263)	2.265 (0.687)
	準備量	53.222** (0.000)		21.257** (0.000)
果	生 産	1.546 (0.818)	5.182 (0.269)	

注：上段は $\chi^2(4)$ 値，下段は有意水準。有意水準5%以内のものには*，1%以内のものには**が付けられている。

に反応してコールレートや準備量を操作している可能性がある。一方、レジーム2を見ると、多くの因果関係が消失していることが分かる。生産はコールレートにも準備量にも影響を受けず、ただ準備量がコールレートや生産から影響を受けているだけである。

推定したVARモデルのインパルス応答が、第3図に示されている¹⁰⁾。まず、レジーム1における金融政策の効果を見てみよう。第3-1図の(c)より、コールレートの上昇は生産を減少させることが読み取れる。準備量の増加は最初の10ヶ月は生産を減少させるという直感と矛盾した効果があり、その後は増加させている。いずれにせよ、その効果はコールレートの効果よりはかなり小さい。第3-1図の(a)と(b)より、生産の増加はコールレートの上昇と準備量の減少を引き起こしており、日本銀行が生産を安定化させる政策を実施していると解釈できよう。また、第3-1図の(b)より、コールレートの上昇は準備量を減少させており、金利弾力性が負の準備需要関数に沿った効果が出ていると考えられる。

つぎに、レジーム2を検討してみよう。レジーム2では、コールレートと生産から準備量への因果関係しか認められなかったので、第3-2図にはその関係を示すインパルス応答をプロットした(b)しか掲載していない。これを見ると、生産が増えると準備量が減少しており、日本銀行が生産を安定化する政策をとっていることが分かる。ただし、前述のグレンジャー因果性テストより、このレジームでは金融政策は有効ではない。また、コールレートの上昇は準備量の増加を引き起こしている点が、レジーム1と異なっている。

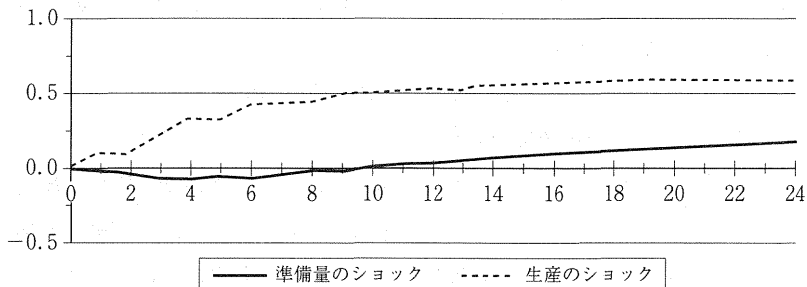
以上の結果を視覚的にまとめたのが、第4図である。レジーム1では変数間の因果関係が多数あり、それは準備市場モデル、準備市場での変動が生産に与える影響、そして生産に対する日本銀行の政策反応などの議論と整合的なものである。このレジームでは、金融政策が有効であり、金融政策運営も正しく行

10) 誤差項の分散共分散行列の対角化には Choleski decomposition を用い、その順番はコールレート、準備量、生産とした。

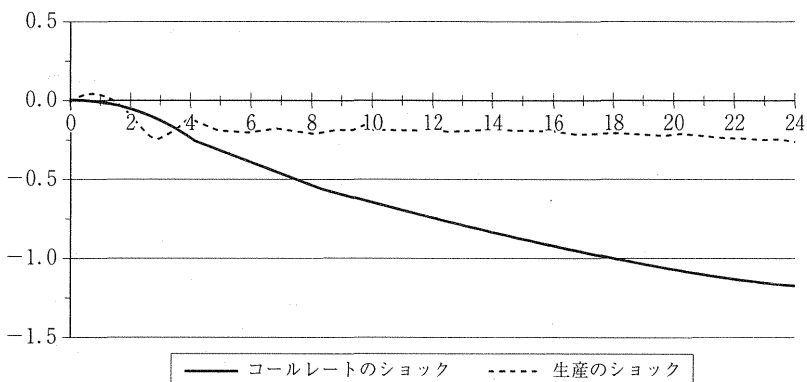
第3図 インパルス応答 (生産の場合)

第3-1図 レジーム1

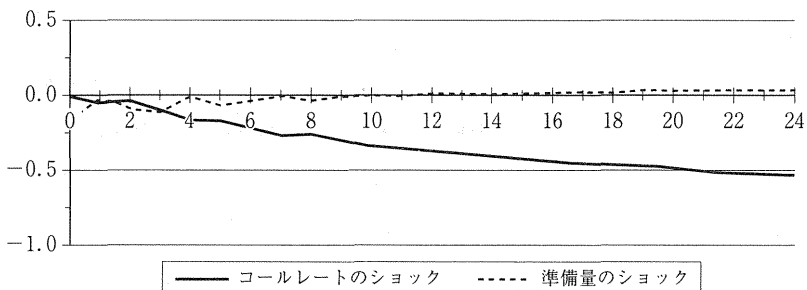
(a) コールレートのインパルス応答



(b) 準備量のインパルス応答



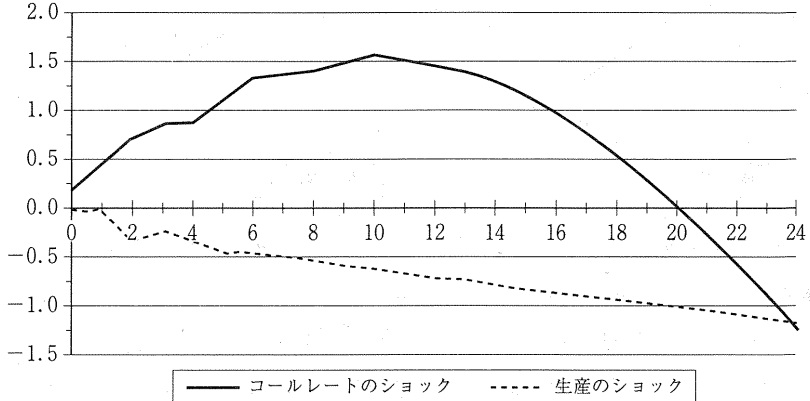
(c) 生産のインパルス応答



注：インパルス応答の大きさは、各変数の標準偏差で基準化されている。

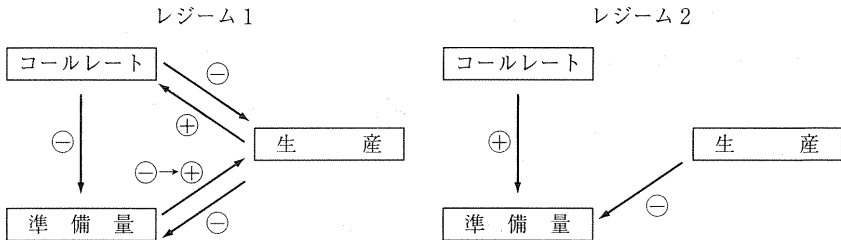
第3-2図 レジーム2

(b) 準備量のインパルス応答



注：インパルス応答の大きさは、各変数の標準偏差で基準化されている。

第4図 推定結果のまとめ（生産の場合）

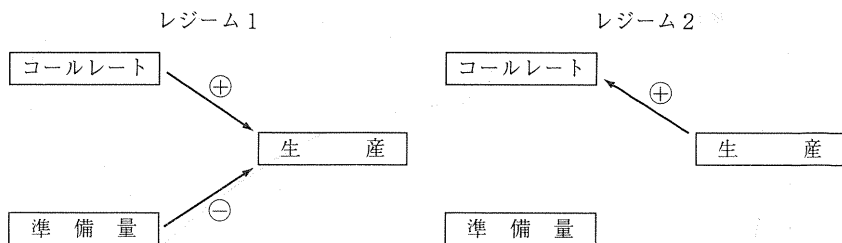


われていると言える。一方、レジーム2では多くの因果関係が消失し、金融政策は有効とは言えない。このようなレジーム2は、第2図にあったように第2次石油危機の時期と、ゼロ金利政策・量的金融緩和政策の時期に頻繁に成立している。原油価格高騰という状況や金利をゼロにしても景気が回復しないという状況の下では、金融政策の有効性に限界があることをこの推定結果は示していると言える。

2) 物価を用いた推定

物価を生産の代わりに用いて3変数VARモデルを同様に推定したが、残念

第5図 推定結果のまとめ (物価の場合)



ながら良好な推定結果を得ることはできなかった。推定の際の繰り返し計算で、推定値がうまく収束しなかったのである。そこで、収束の要件を緩めて推定を行ったので¹¹⁾、その推定結果の概要だけ以下で紹介することにしよう。

まずレジームの確率の推移はここでは掲載しないが、生産の場合と類似したものとなった。つぎに各レジームでの因果関係と増減の方向については、第5図にまとめられている。レジーム1では金融政策は有効であるが、その増減の方向が一般的な議論とは全く逆になってしまっている¹²⁾。一方、レジーム2では準備市場から物価への影響は消えてしまっていて、第2次石油危機やゼロ金利政策・量的金融緩和政策の時期には金融政策の効果は物価に波及しなかったことを推定結果は示している。

IV 結 論

本稿では、金融政策発動の場としての準備市場を中心に金融政策の有効性を考察してきた。準備市場の分析では準備需要の金利弾力性が重要な論点であり、さまざまな実証研究が行われてきたことを説明した。また、ゼロ金利政策と量

11) 各パラメータの変動が 10^{-8} 以内になるまで繰り返し計算を続けたが収束しないので、収束要件を 10^{-5} 以内にまで緩和した。

12) 金融政策の効果が物価に逆の方向で波及するという推定結果は、他の時系列分析の研究の一部でも見受けられる。Sims [1992] も、一部の国でコールレートの上昇が物価の上昇を招くという結果を得ている。これについて Sims [1992] は、政策当局はインフレ圧力についての情報を、実際の物価などのデータが示す以上に早く得ることができ、早めに金利を引き上げているという説明が可能であるとしている。

的金融緩和政策が導入されてからは準備市場に不均衡が生じており、通常のトランスミッション・メカニズムは働かないことを論じた。その代わり、時間軸効果とポートフォリオ・リバランス効果によって政策効果が民間銀行や他の金融市場へと波及していくという議論があるが、これまでの実証研究は必ずしもそのような経路での政策効果を支持するものではなかった点を指摘した。

そこで、本稿では準備市場から実物経済へと効果が波及する金融政策の有効性を検証するために、準備量とインターバンク市場金利が生産や物価とどのような関係にあるのかを、VAR モデルを使ってグレンジャー因果性テストを中心に検討した。レジーム・シフトの計量手法を用いて推定を行った結果、1979～2005年の標本期間内では、第2次石油危機とゼロ金利政策・量的金融緩和政策の時期に金融政策の有効性が失われていることが分かった。ただし、物価に関する推定結果はあまり良好ではなかった。

本稿の推定結果ではこのような結論に達したが、推定にはいくつかの留意すべき点が指摘できる。まず、本稿の VAR モデルは3変数しか扱っていないので、現実の複雑な経済を十分に説明できていない可能性がある。標本期間中には、石油危機、為替レートの大きな変動、財政政策の発動、消費税の導入と税率引き上げなど、無視できない大きなショックが多数生じている。これらを表す変数を導入することは、推定の改善につながるであろう。またグレンジャー因果性テストは、モデルにどのような変数を入れるかで結論が大きく変わる場合があることが知られている。為替レートや財政支出のような変数を加えても本稿の結論が支持されるかどうかは、検討に値すると思われる。このような推定の改善は、今後の検討課題としたい。

参考文献

- Hamilton, J. D. [1990] "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime," *Journal of Econometrics*, 45 (1-2), July-August, pp. 39-70.
——— [1997] "Measuring the Liquidity Effect," *American Economic Review*, 87 (1), pp. 80-97.

- Oda, N. and K. Ueda [2005] "The Effects of the Bank of Japan's Zero Interest Rate Commitment and Quantitative Monetary Easing on the Yield Curve: A Macro-Finance Approach," *Bank of Japan Working Paper*, No. 05-E-6.
- Sims, C. A. [1992] "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy," *European Economic Review*, 36 (5), June, pp. 975-1011.
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto [1995] "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes," *Journal of Econometrics*, 66, pp. 225-250.
- Uesugi, I. [2002] "Measuring the Liquidity Effect: The Case of Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 16, pp. 289-316.
- 岩田一政・浜田宏一 [1980] 『金融政策と銀行行動』東洋経済新報社。
- 岩田規久男 [1992] 「『日銀理論』を放棄せよ」『週刊東洋経済』9月12日号, 124-128ページ。
- 打田委千弘 [1995] 「日本における準備預金とコールレートの関係について——日次データを用いた実証分析——」理論・計量経済学会発表論文。
- [1997] 「準備預金需要関数の実証分析」『金融経済研究』第13・14号, 11月, 44-59ページ。
- [2000] 「コールレートと準備預金の関係について——1985年から1998年まで——」『オイコノミカ』名古屋市立大学, 第36巻第3・4号, 63-75ページ。
- [2003] 「低金利政策下における銀行の準備預金積み立て行動について——1955年から1999年まで——」『経済論集』愛知大学, 第161号, 121-157ページ。
- [2004] 「量的金融緩和政策と準備預金需要について」(川口慎二・古川顕編『現代日本の金融システム——公的金融と銀行・企業・家計の行動——』(金融システム研究会報告書), 貯蓄経済研究センター関西支所, 7月号) 53-78ページ。
- 翁 邦夫 [1992] 「『日銀理論』は間違っていない」『週刊東洋経済』10月10日号, 106-111ページ。
- 神崎 隆 [1988] 「短期金融市場金利の決定メカニズムについて——日米金融調節方式の比較分析——」『金融研究』第7巻第2号, 1-60ページ。
- 小林正紀・目瀬直之 [2000] 「ゼロ金利下の金融市場調節」(深尾光洋・日本経済研究センター編『金融不況の実証分析——金融市場情報による政策評価——』日本経済新聞社)。
- 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」『Discussion Paper』日本銀行金融研究所, No. 2001-J-20。

- 田中 敦 [1992] 「銀行の準備需要と短期金融市場金利」『経済学論究』関西学院大学, 第45巻第4号, 121-135ページ。
- [1998] 「銀行準備の実証分析——再考——」(川口慎二・古川顕編『現代日本の金融システム——公的金融と銀行行動——』(金融システム研究会報告書) 貯蓄経済研究センター関西支所, 9月号) 103-128ページ。
- [1999] 「準備需要とインターバンク市場金利——中期モデルによる実証分析——」, (川口慎二・古川顕編『現代日本の金融システム——公的金融と金融構造——』(金融システム研究会報告書) 貯蓄経済研究センター関西支所, 8月号) 301-321ページ。
- 中川竜一 [1997] 「日本の短期金利決定メカニズム——理論と実証——」『経済論集』第160巻第4号, 41-61ページ。
- 林 文夫 [2000] 「日本のコール市場における流動性効果について」『Discussion Paper』日本銀行金融研究所, No. 2000-J-9。
- 古川 顕 [1979] 「戦後日本の金融政策——窓口規制の有効性を中心に——」『経済学論集』神戸学院大学, 第11巻第2号, 97-118ページ。
- [1981] 「窓口規制の有効性——堀内・江口論争をめぐって——」『経済研究』一橋大学, 第32巻第1号, 43-48ページ。
- [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。
- [1992] 「『銀行流動性』と市場金利の決定」『経済学論究』関西学院大学, 第45巻第4号, 57-78ページ。
- [1994] 「短期金融市場金利の決定メカニズム」(町永昭五編『金融システム論』御茶の水書房)。
- 古川 顕・田中 敦 [2003] 「1990年代以降の日本の金融政策」『政策分析2002——90年代の軌跡と今後の展望——』九州大学出版会, 61-92ページ。
- 細野 薫・杉原 茂・三平 剛 [2000a] 「流動性効果の検証——日次データによる準備預金需要の計測——」『経済研究』一橋大学, 第51巻第4号, 346-357ページ。
- [2000b] 「日銀の金融調節とコールレート」『経済分析』経済企画庁, 第157号, 11月, 1-113ページ。
- [2001] 『金融政策の有効性と限界——90年代日本の実証分析——』東洋経済新報社。
- 堀内昭義 [1981] 「銀行・金融機関の準備需要について——浜田・岩田および古川の計測結果の再検討——」『経済研究』一橋大学, 第32巻第2号, 178-187ページ。
- 堀内昭義・加藤正昭 [1989] 「短期資金市場と金融政策」『経済学論集』東京大学, 第55巻第3号, 58-72ページ。