

非伝統的金融政策と準備市場

Non-Traditional Monetary Policy and the Reserve Market

田 中 敦

This paper empirically analyses disequilibrium in the reserve market in order to examine the effectiveness of non-traditional monetary policy in Japan. We estimate the reserve supply and demand functions by using Hamilton's (1990) regime-shifting method. The estimation results show that banks are off their reserve demand curve in non-traditional policy periods, which implies that the increased supply of reserves is piled up only as an idle balance in the banking sector and does not change bank behavior. The results also show that a fall in stock prices increases banks' demand for reserves, but that such an increase is not large enough to meet the increased supply.

Atsushi Tanaka

JEL : E52, G21

キーワード : 金融政策、準備、不均衡、レジームシフト、量的緩和、ゼロ金利

Key words : monetary policy, reserves, disequilibrium, regime-shifting, quantitative easing, zero interest rate

1 序

本稿は、1990年代末以降に採られてきた非伝統的な金融政策を考察するために、準備市場における不均衡状態について実証分析を行う。この時期の銀行の準備需要行動には、短期金融市場の機能低下懸念や金融システムに対する不安が影響していた可能性もあるので、この点を考慮に入れた推定も行う。なお、利用するデータは1980年代後半以降の月次データである。

1990年代、バブル崩壊後の日本経済は、持続的な景気後退に直面した。日本銀行も金融緩和を続けるが景気回復の兆しはみえず、1990年代末、日本銀

行は非伝統的な金融政策に踏み切った。1999 年 2 月～2000 年 8 月のゼロ金利政策と、2001 年 3 月～2006 年 3 月の量的金融緩和政策である。金融不安が広がっていた当時、これらの金融政策は金融システムを安定化させるブルーデンス政策としての役割も担っていたが、総需要管理政策としての有効性についてはさまざまな議論があった。

量的金融緩和政策が解除されてからは、金融政策は正常化へと向かいつつあったが、2008 年 9 月、いわゆるリーマン・ショックを契機に金融不安が世界的に広がり、景気も急速に悪化した。金融システム安定化のためにも、景気回復のためにも、日本銀行は再び非伝統的な金融政策運営を余儀なくされている。今回の政策は、2006 年までの非伝統的金融政策とは異なったものであるが、一部、類似点も見受けられる。たとえば、政策金利は前回ほどゼロに近くはなっていないが、補完当座預金制度が導入されたので、超過準備については政策金利が事実上 0%となっている。また、前は日本銀行の長期国債買入れが徐々に増額されていったが、今回も同じ措置が執られている。さらに、前回とは手段は異なるものの、民間非銀行部門への直接的な資金供給を暫定的に行っている点も共通している。

2006 年までの非伝統的金融政策の時期には、日本銀行の準備供給が増大して超過準備が積み上がっていった。2008 年末以降においても、超過準備がやや増加している。金利がほぼゼロとなっているときに、超過準備を増大させていく金融緩和政策に景気を回復させる効果があるのだろうか。もし金融政策効果が銀行部門を通じて経済に波及していくとすれば、銀行行動が変化して、銀行の準備需要が準備供給とともに増大していくはずである。

そこで本稿では、これらの非伝統的金融政策の時期を含む近年の準備市場について、実証的に考察する。準備市場が不均衡であることを考慮した推定を行い、準備市場における需要と供給の変動を分析する。本稿の分析手法は、古川・田中（2003）と田中（2006）で行ったものと同様である。これらの研究よりも、標本期間を最近にまで伸ばして推定を行う。

また、非伝統的金融政策の時期は、ゼロ金利によって短期金融市場の機能低下が懸念されたり、金融システム不安が広がったりした時期でもある。このよ

うな時期には、銀行は準備需要を増大させる可能性がある。打田（2006）は、この点を考慮に入れた準備需要関数を推定している。本稿でも、準備需要関数として同様の定式化を利用した分析も行う。

本稿の構成は、以下の通りである。まず第2節において、日本の非伝統的金融政策の経験を振り返り、準備市場モデルを提示して考察する。つぎに第3節において、準備市場での需要関数と供給関数を、不均衡を考慮に入れて推定する。最後に第4節において、以上の簡単な要約を行う。

2 非伝統的金融政策

2.1 1990年代末以降の金融政策

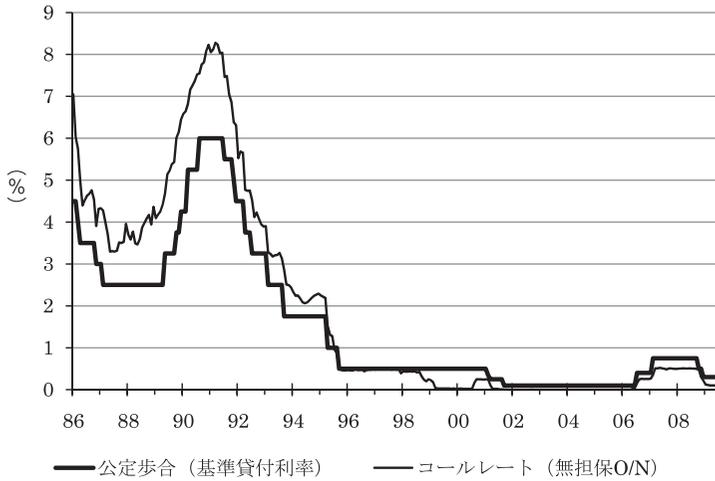
本節では、非伝統的金融政策としてゼロ金利政策（1999年2月～2000年8月）、量的金融緩和政策（2001年3月～2006年3月、ただしゼロ金利が解除されるのは2006年7月）、世界的な金融不安に対応する金融政策（2008年10月～）を取り上げて、それらの政策の特徴をみていく。表1には、最近の主な金融政策変更がまとめられている。

まず、金利の動きをみてみよう。図1より、これらの非伝統的金融政策の時期にはコールレートがゼロ近傍まで引き下げられていることが読み取れる。しかし、これらの時期のデータをみると、ゼロ金利政策時期は0.02～0.03%の月が多く、量的金融緩和政策時期は0.001～0.002%の月が多いのに対し、2008年10月以降は低くても0.1%である。もちろん、背景にある経済状況も時期によって異なっているが、2006年までの経験で、コールレートをあまり低くすると、コール市場での取引が減少し、市場機能が低下してしまうという問題を日本銀行は意識しているとみられている。そこで、超過準備に金利を付けるという補完当座預金制度を日本銀行は2008年11月に導入している。その金利は0.1%に設定されており、コールレートが0.1%のとき、銀行にとって超過準備を保有する機会費用は0%となる。したがって、市場機能を維持するためにコールレートを0.1%にしながらも、超過準備の部分に関しては事実上ゼロ金利を達成していることになる。

表 1 最近の主な金融政策変更

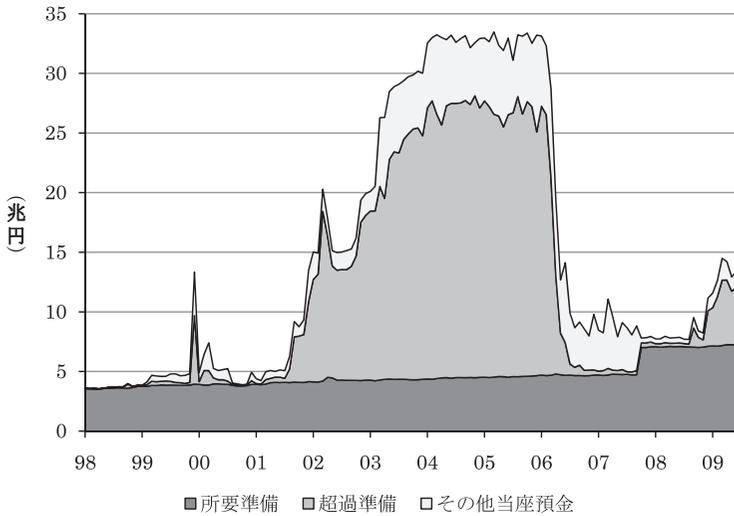
決定日		政策変更内容
1995 年	4 月 14 日	公定歩合を 1.75%から 1.00%へ
	7 月 7 日	無担保コールレート（オーバーナイト物）を公定歩合をやや下回る水準へ
	9 月 8 日	公定歩合を 0.50%へ
1998 年	9 月 9 日	コールレートを 0.25%へ
1999 年	2 月 12 日	コールレートを 0.15%へ、その後、徐々に低下を促す（ゼロ金利政策開始）
2000 年	8 月 11 日	コールレートを 0.25%へ（ゼロ金利政策の解除）
2001 年	2 月 9 日	公定歩合を 0.35%へ ロンバート型貸出（3 月実施）
	2 月 28 日	公定歩合を 0.25%へ コールレートを 0.15%へ
	3 月 19 日	日銀当座預金を 5 兆円へ（操作目標がコールレートから日銀当座預へ、量的金融緩和と政策開始）
	8 月 14 日	日銀当座預金を 6 兆円へ、 長期国債買入れを月 4000 億円から月 6000 億円へ
	9 月 18 日	日銀当座預金を 6 兆円超へ 公定歩合を 0.10%へ
	12 月 19 日	日銀当座預金を 10～15 兆円へ、 長期国債買入れを月 8000 億円へ
2002 年	2 月 28 日	日銀当座預金を年度末に向け目標にかかわらず潤沢に供給、 長期国債買入れを月 1 兆円へ
	10 月 11 日	金融機関保有株式の買入れ（11 月より実施、2004 年 9 月まで）
	10 月 30 日	日銀当座預金を 15～20 兆円へ 長期国債買入れを月 1 兆 2000 億円へ
2003 年	3 月 25 日	日銀当座預金を 17～22 兆円へ（4 月実施、郵政公社発足のため）
	4 月 30 日	日銀当座預金を 22～27 兆円へ
	5 月 20 日	日銀当座預金を 27～30 兆円へ
	6 月 11 日	資産担保証券の買入れ（7 月より実施、2006 年 3 月まで）
	10 月 10 日	日銀当座預金を 27～32 兆円へ
2004 年	1 月 20 日	日銀当座預金を 30～35 兆円へ
	4 月 9 日	国債の補完供給制度の導入（国債市場の流動性向上のため）
2006 年	3 月 9 日	コールレートを概ねゼロ%へ（量的金融緩和と政策の解除）
	4 月 11 日	共通担保資金供給オペレーションの導入
	7 月 14 日	コールレートを 0.25%へ（ゼロ金利の解除） 基準貸付利率（旧公定歩合）を 0.4%へ
2007 年	2 月 21 日	コールレートを 0.5%へ 基準貸付利率を 0.75%へ
2008 年	9 月 18 日	米ドル資金供給オペレーションの導入
	10 月 31 日	コールレートを 0.2%へ 基準貸付利率を 0.5%へ 補完当座預金制度の導入（11 月より実施、適用利率は 0.1%）
	12 月 19 日	コールレートを 0.1%へ 基準貸付利率を 0.3%へ 長期国債買入れを月 1 兆 4000 億円へ 企業金融支援特別オペレーションの導入（翌年 1 月より導入） CP の買入れ（買切り方式）
2009 年	2 月 3 日	金融機関保有株式買入れの再開
	2 月 19 日	社債買入れ（3 月より実施）
	3 月 18 日	長期国債買入れを月 1 兆 8000 億円へ

図1 金利の推移



出所) 日本銀行

図2 日本銀行当座預金残高の推移



出所) 日本銀行

つぎに、図 2 に示された準備預金の推移をみてみよう。日本では長年、超過準備はほとんど保有されず、総準備に占める超過準備の割合は 1970～98 年の平均で 0.22% にすぎなかった。しかし、ゼロ金利政策の時期は 20% を超える月もあり、1999 年 2 月～2000 年 7 月の平均で 8.86% にのぼる¹⁾。量的金融緩和政策の時期に超過準備が積み上がっていたのは図 2 より明らかで、その額は多いときは 20 兆円を優に超えていた。2008 年 10 月以降も超過準備は徐々に積み上がっていて、2009 年初頭に 5 兆円強に達している。また、超過準備が増加した時期はいずれも、所要準備には大きな変動はみられず、したがって銀行の与信活動が活性化することはなかったことが読み取れる²⁾。

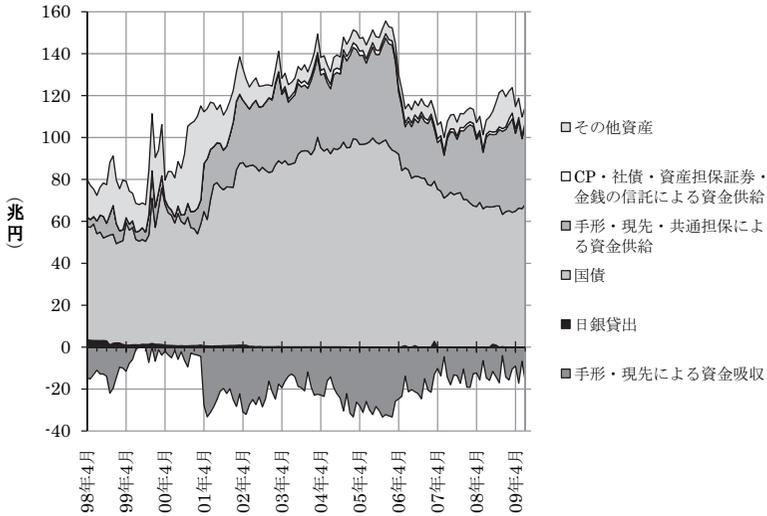
日本銀行が、どのようにして銀行に大量の準備を供給したかをみてみよう。図 3 には、日本銀行バランスシートの資産側の構成が、正の値の積み上げグラフとして示されており、これらの増大が資金供給の増加につながっていると考えられる。一方、グラフで負の領域に示されているのは、バランスシートの負債側に掲載されている項目の中で、資金吸収オペレーションの手段と考えられる項目である。

この図より、ゼロ金利政策と量的金融緩和政策の時期には、日本銀行の国債買入れが増大していることが読み取れる。国債保有額は量的緩和政策解除ごろより順次減少しているが、手形・現先・共通担保資金供給によるオペレーションは大きく変化している。これらによる資金供給は量的金融緩和政策解除とともに激減したが、その後は国債保有額減少を補うかのように増大している。グラフの負の領域に示される手形や現先による資金吸収はこの時期減少しており、これらの手段による資金供給から資金吸収を差し引いた資金供給純額はやはり増加していることになる。2008 年 10 月以降の金融政策では、表 1 にあるように長期国債買入れ額を増加させる措置を執っているが、国債保有額が大幅に増大するまでには至っておらず、手形・現先・共通担保によって資金が供給

1) 1999 年 12 月、超過準備が 59.28% にまで膨れあがっているが、これはコンピュータの 2000 年問題の影響なので、平均の算出からは除外した。

2) 2007 年 10 月に所要準備の大きな増大がみられるが、これはゆうちょ銀行の民営化に伴い、ゆうちょ銀行保有の日本銀行当座預金が「その他当座預金」から準備預金に算入されるようになったからである。

図3 日本銀行のバランスシートの推移



注) 日銀貸出は、共通担保資金供給以外の貸付金と割引手形の合計。
出所) 日本銀行

されているといえる。

非伝統的金融政策の時期には、企業金融円滑化のために異例の資金供給手段が一時的に用いられている。量的金融緩和政策の時期には金融機関保有株式買入れや資産担保証券の買入れが行われ、最近では、CP・社債の買入れや企業金融特別オペレーションが導入されている。これらは特別な役割を担っている点で意義は十分にあると思われるが、図3に示されたCP・社債・資産担保証券・金銭の信託（金融機関保有株式の買入れ）による資金供給額をみると、その規模は読み取れないぐらい小さい。

3つの非伝統的金融政策時期について、金利、準備、準備供給の背後にある日本銀行バランスシートの動きを考察してきたが、最後にゼロ金利政策と量的金融緩和政策にしかない重要な特徴に触れておきたい。それは、コミットメントである。すなわち、ゼロ金利政策では「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまで」とし、量的緩和政策では「消費者物価指数の前年比上昇率

が安定的にゼロ%以上となるまで」³⁾として、それぞれの政策の継続期間を明示している。これは、コミットメント効果（時間軸効果）を発揮するという議論があり、この点は 2008 年 10 月以降の金融政策にはない特徴である。

2.2 準備市場モデルによる考察

非伝統的金融政策を考察するために、つぎのような準備市場モデルを考える。

$$R^d = R^d(r_c, RR); \partial R^d / \partial r_c < 0, \partial R^d / \partial RR > 0 \quad (1)$$

$$R^s = [B(r_c) + S] - CUR - DG; dB/dr_c > 0 \quad (2)$$

(1) 式は銀行による準備需要 R^d で、銀行の最適化行動を示す標準的な銀行行動モデルから導出できる。コールレート r_c は準備保有の機会費用となるので、 r_c が上昇すると R^d は減少すると考えられる。また、所要準備 RR が増大すると、 R^d は増加する。

(2) 式は日本銀行による準備供給 R^s を表し、表 2 の日本銀行バランスシートにおけるバランスシート制約より導出される。日本銀行の信用供与は日銀貸出 B と手形・債券等の買入れ S であり、 S は日本銀行が金融市場に能動的に働きかける手段と考えられる一方、 B は銀行からの需要にある程度応じるといふ受動的側面をもっていると考えられる。コールレート r_c が上昇すると、銀行は日銀貸出に頼るようになるので、それだけ日本銀行は受動的に B を増加させると考えられる⁴⁾。現金 CUR と政府預金 DG は日本銀行がコントロールできず金利にも非弾力的な外生変数で、マーケット・ファクターと呼ばれる。

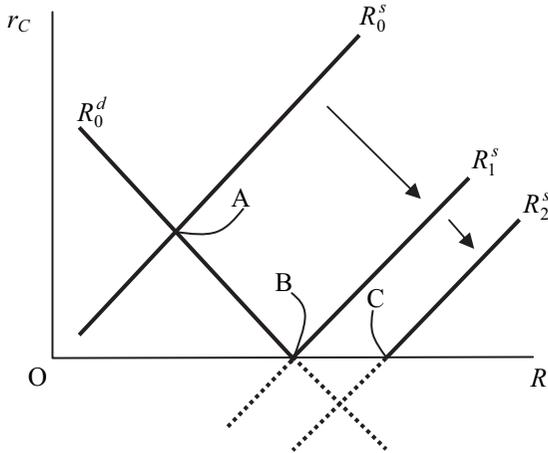
表 2 日本銀行のバランスシート

日銀貸出 B	現金 CUR
手形・債券等 S	銀行準備 R
	政府預金 DG

3) どちらも当時の日本銀行の報道発表による。

4) 標準的な準備市場モデルでは、日銀貸出はコールレートと公定歩合のスプレッドに依存するとする定式化が一般的なように思える。ここでは、単純化のために公定歩合は省かれている。また、第 3 節でも、公定歩合を省略した準備供給関数を推定する。

図 4 準備市場



準備市場では、(1) 式の準備需要と (2) 式の準備供給が等しくなるように、コールレートと準備量が決定すると考えられる。図 4 において、(1) 式より準備需要曲線 R_0^d は右下がりとなり、(2) 式より準備供給曲線 R_0^s は右上がりとなり、その交点 A で市場は均衡する。もし日本銀行が S を増大させて金融緩和策を採れば、準備供給曲線は右へシフトし、コールレートは低下し、銀行は準備需要量を増加させて、新しい均衡点が達成される。

このような準備市場モデルを使って、非伝統的金融政策について考察しよう。第 2.1 項でみたように、非伝統的金融政策では、コールレートが事実上ゼロとなった上で、さらに準備量が増大している。コールレートをゼロにするには、図 4 において、準備供給曲線を R_0^s から R_1^s へシフトさせればよい。しかし、その上で準備量をさらに増大させていくためには、準備供給の増加を続けて R_2^s へとシフトさせる必要がある。量的金融緩和政策は、明らかに準備供給曲線を R_2^s までシフトさせる政策であると考えられる。また、ゼロ金利政策や 2008 年 10 月以降の金融政策でも、シフトの大きさの差はあるが、 R_1^s よりも右へと準備供給曲線をシフトさせている可能性がある。

準備供給曲線が R_1^s よりも右にある R_2^s までシフトしたとき、銀行が B 点

にあるのか C 点にあるのかは、金融政策の効果を考える上で重要である。もし C 点にあれば、銀行は準備需要曲線から外れており、需要されない準備はアイドル・バランスとして積み上がっているだけである。ゼロ金利を達成した後の準備量の増大は準備供給の増大によって C 点が右へ移動しているだけで、銀行の最適化行動を示す準備需要には何ら変化がない。準備の積み増しはアイドル・バランスを増やすだけで銀行の与信活動には影響を与えず、金融政策の効果はないこととなる。

この場合、なぜ銀行は不要な準備を保有するのであろうか。コールレートがゼロなので、準備保有の機会費用がゼロとなっているためだというのが、唯一可能な説明であると思われる。費用がゼロなので、監督権限をもつ日本銀行の要請に応じて、資金供給オペレーションに入札していると考えられる。ただし、コストが皆無というわけではないので、実際には「札割れ」を起こしたこともあった。

一方、銀行が C 点ではなく B 点にあれば、ゼロ金利を達成した後も準備量がさらに増大することは、準備需要曲線 R_0^d が順次右にシフトして B 点が右へ移動していることとなる。すなわち、準備供給の増大はコールレートの下落にはつながらないが、それでも銀行は最適化行動の結果として準備需要を増大させていることとなる。

準備需要が増大する理由として、主に以下の 2 つが考えられる。1 つは、何らかのメカニズムで銀行の与信活動が活発化し、そのために所要準備が増大することである。コールレートはこれ以上低下しないので、金利変化を通じた与信活動への影響は考えられないが、ポートフォリオ・リバランス効果によって銀行は貸出を増加させる可能性がある。また、コミットメント効果によって長期金利が下がると経済活動全般が活発になり、それが民間非銀行部門の借入需要を増大させて、銀行貸出も増加する可能性もある。しかし、図 2 をみると、総準備の増加は超過準備の増加によるものであって、所要準備はほとんど増えていない。銀行が与信活動を活性化したとは、考えづらい。

準備需要が増大するもう 1 つのありうる理由は、銀行の超過準備需要が増大する可能性である。ゼロ金利の時期には、短期金融市場では資金の出し手が

得る金利がほとんどない点や、資金の取り手に対する不安などから取引が減少し、市場機能が低下してしまうことが指摘されている。また非伝統的金融政策の時期は、金融システムに対する不安が高まっている時期でもある。このような時期、銀行は事前に流動性を十分に確保しておくために、超過準備需要を増大させると考えられる。打田（2006）は、この点に注目して準備需要関数の推定を行い、有意な結果を得ている。超過準備需要の増大に合わせて準備供給を増加させる金融政策は、景気を回復させるまでの効果は期待できないが、準備供給を増加させないと銀行の準備需要に応えられず、金融引締め効果をもってしまう。もし、超過準備需要が増大しているのであれば、準備供給を増加させていく量的緩和は有効な金融政策といえよう。

このように、非伝統的金融政策の有効性を考えるためには、準備市場の不均衡状態を分析し、銀行が準備需要曲線上にあるのかどうかを考察することが大切である。そこで、第3節では、この点について実証分析で明らかにしていくこととする。

3 推定

3.1 推定式とデータ

本節では、第2節で論じた問題意識にたつて、準備市場の不均衡状態について実証的に分析する。本節で推定するモデルは、(1)・(2)式を線型化した以下のものである。

$$R_t = a_0 + a_1 r_{Ct} + a_2 RR_t + u_{1t}; a_1 < 0, a_2 > 0 \quad (3)$$

$$R_t = b_0 + b_1 r_{Ct} + b_2 S_t + b_3 MF_t + u_{2t}; b_1 > 0, b_2 > 0, b_3 < 0 \quad (4)$$

ただし、 MF はマーケット・ファクターで CUR と DG の合計である⁵⁾。 u_1 と u_2 は誤差項、添え字の t は期を表している。また、第2節で論じたように、短期金融市場の機能低下や金融システム不安が超過準備需要を増大させる可

5) 準備供給関数(2)式と比較すると、(4)式の b_2 と b_3 はそれぞれ 1 と -1 になるはずである。しかし、以下で説明するようにデータは対数をとるので、1 と -1 にはならない。

可能性がある。そこで、(3) 式にそのような説明変数 X_t を加えた定式化も利用する。

$$R_t = a_0 + a_1 r_{Ct} + a_2 RR_t + a_3 X_t + u_{1t} ; a_1 < 0, a_2 > 0 \quad (3')$$

以下の推定では、超過準備需要を増大させることを説明する変数を 1 つ入れる場合と複数入れる場合があるので、 X_t はスカラーないしベクトルである。

準備市場の不均衡分析を行うために、古川・田中 (2003) と田中 (2006) の手法をここでも利用する。以下では、準備需要関数として (3) 式を利用する場合でその手法を説明するが、(3') 式を利用する場合も同様である。

いま、(3) 式と (4) 式を組み合わせたつぎのような関数を考える。

$$R_t = c_{0i} + c_{1i} r_{Ct} + c_{2i} RR_t + c_{3i} S_t + c_{4i} MF_t + u_{it} ;$$

$$var(u_{it}) = \sigma_i^2, i = 1, 2 \quad (5)$$

i は t 期における準備市場の状態を表しており、ここではレジームと呼ぶことにする。レジームが 1 ($i = 1$) のときとレジームが 2 ($i = 2$) のときで準備量を説明する (5) 式のパラメータのとり値が異なっている。

ここで、(5) 式にレジーム 1 として $c_{31} = c_{41} = 0$ という制約を課せば (3) 式の準備需要関数となり、レジーム 2 として $c_{22} = 0$ という制約を課せば (4) 式の準備供給関数になる。すなわち、

レジーム 1 (需要)	$c_{31} = c_{41} = 0$
レジーム 2 (供給)	$c_{22} = 0$

となる。このように、(5) 式は、(3) 式と (4) 式をパラメータ制約のみが異なる 1 本の式として表現していることとなる。

ある期において、もし準備量が需要曲線上にあつて、準備需要によって決定されるのであれば、その期にレジーム 1 が成立していることになる。また、別の期において、もし準備量が供給曲線上にあつて、準備供給によって決定されているのであれば、その期にレジーム 2 が成立していることになる。

このようなモデルの推定には、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、制約されたもの以外のパラメータがレジームご

とに推定され、さらに各期に各レジームが成立する確率も同時に推定される。準備量の決定に需要要因も供給要因も重要な時期には、2つのレジームの成立する確率は約50%ずつになると推測される。また、非伝統的金融政策の時期に銀行が供給曲線上にあって準備量が増えれば供給要因によって決まっているのであれば、レジーム2の成立する確率は100%近くになるはずである。

Hamiltonの手法では、各期の各レジームの確率はマルコフ過程に従うと仮定する。よって、初期($t=0$)での各レジームが成立する確率 ρ_i と、 $t-1$ 期にレジーム j だったときに t 期にレジーム i になる推移確率 p_{ij} を推定することになる。これらの初期確率と推移確率をもとにマルコフ過程に従った各期の確率が計算されるが、その際に各レジームでのフィットの悪さ(u_{it})に応じて確率が修正される⁶⁾。

利用するデータは、表3に示されている月次データである。ここで、日本銀行による手形・債券等の買入れ S については、説明を要するであろう。モデルでは、表2の単純なバランスシートを考えていたが、実際のものには資産側にも負債側にも他の多くの項目が掲載されている。しかし、モデルでは日本銀行が供給した資金からマーケット・ファクターを除いたものが準備として供給されるというメカニズムが大切なので、日本銀行が供給する資金は、マーケット・ファクターと準備の合計に相当するとした。モデルでは、この資金供給は、金利弾力的な日銀貸出と金利非弾力的な手形・債券等の買入れに分かれる。日銀貸出は共通担保資金供給を除く貸付金⁷⁾と割引手形なので、これらを差し引いたものを「手形・債券等の買入れ」として利用する。

(3')式の定式化では、上記のデータ以外に、短期金融市場の機能低下要因や金融システムの不安要因を表す変数のデータが必要である。本稿では打田(2006)に従い、表4のデータを利用する⁸⁾。コール市場残高の低下は短期金

6) 詳細は、Hamilton (1990)を参照のこと。

7) 貸付金に含まれる日銀特融は、金利弾力的な日銀貸出の一部とは考えられない。しかし、本稿で利用している日本銀行ホームページ掲載の日本銀行勘定では、1998年3までは日銀特融が個別に計上されていない。そこで、本稿のデータでは日銀特融も金利弾力的な日銀貸出に含めてしまっており、この問題は今後の検討課題としたい。

8) 打田(2006)は、これら4つの変数の他に、無担保コールレート最高値と最低値の差も利用している。

表 3 利用するデータ

準備 R	準備預金残高（末残、億円）
所要準備 RR	法定準備預金額（平残、億円）
コールレート r_c	無担保コールレート（オーバーナイト物、月中平均）*
日本銀行の手形・債券等の買入れ S	当座預金＋発行銀行券＋政府預金－共通担保資金供給を除く貸付金－割引手形（日本銀行勘定、末残、億円）
準備市場のマーケット・ファクター MF	発行銀行券＋政府預金（日本銀行勘定、末残、億円）

* ただし、2008 年 11 月からは、補充当座預金制度導入を考慮して、総準備に占める超過準備の割合を適用利率 0.1%に乗じた上で、それをコールレートから差し引いたデータを用いる。

出所）データは、すべて日本銀行公表のものを利用。

表 4 (3') 式で追加的に利用するデータ

変数	期待される符号
短期金融市場の機能低下要因	
コール市場残高（末残、億円）	－
日本銀行保有の国債残高（日本銀行勘定、末残、億円）	＋
金融システムに対する不安要因	
発行銀行券（日本銀行勘定、末残、億円）	＋
株価（日経 225、月中平均）	－

出所）株価データは日経 NEEDS マクロのもの、それ以外は、日本銀行公表のものを利用。

融市場の機能低下を意味し、準備需要を増大させる。短期金融市場が機能低下すると、代替的に日本銀行が銀行のために国債を買い入れる可能性があるので、日本銀行の国債保有増加時期には準備需要も増大しているはずである。また、金融システムに対する不安が広がると、安全な現金の引出しが増えたり、株価が低迷したりするので、発券銀行券が増大したり株価が下落する時期には準備需要が増大していることになる。

標本期間は (3)・(4) 式については 1986 年 1 月～2009 年 7 月、(3')・(4) 式については 1986 年 1 月～2009 年 4 月である。これらのデータは季節調整を施さず、対数表示に直してから推定に用いられる。ただし、コールレートのみ

対数にせず小数点表示で利用する⁹⁾。推定は、Hamilton に従って最尤法を用いて行う。

3.2 推定結果

まず、(3)・(4) 式の推定結果を検討しよう。表 5 に示された各係数の推定値をみると、すべて符号条件を満たし、かつ有意である。図 5 には準備需要関数が成立するレジーム 1 の確率がグラフで表されており、図 6 には推定された需要量と供給量が実現値とともにプロットされている。これらの図から、つぎのような特徴が見て取れる。まず、非伝統的金融政策が採られる以前の 1990 年と 1996~97 年初頭にレジーム 1 の確率がやや低くなっているが、50%以下にまではなっていないことが指摘できる。なお、1996~97 年初頭は、図 6 からは小さな差で読み取りにくい、供給量と実現値が需要量を下回っている。

非伝統的金融政策が採られた 3 つの時期は、レジーム 1 の確率が小さくなっている。ゼロ金利政策の時期をみると、レジーム 1 の確率は 1998 年末から小さくなり始め、ゼロ金利政策が導入された 1999 年 2 月から 50%を下回るよう

表 5 (3)・(4) 式の推定結果

レジーム 1 の初期 (1985 年 12 月) の確率 $\rho_1=1.000$
 推移確率 レジーム 1 からレジーム 1 $p_{11}=0.970$
 レジーム 2 からレジーム 2 $p_{22}=0.957$

	定数項	r_c	RR	S	MF	$\overline{SER/\bar{R}^2}$
準備需要 (3)式	-2.000** (-6.26)	-2.219** (-8.95)	1.203** (39.38)			0.102 0.999
準備供給 (4)式	-4.720** (-7.35)	10.597** (16.04)		4.948** (65.61)	-3.801** (-34.58)	0.114 0.999

注) カッコ内は t 値、 SER は誤差項の標準偏差、 \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数。
 ただし、 t 値はレジームの確率が非確率変数と仮定して求められている。また、 SER は Hamilton に従って修正したもの。詳細は、Hamilton (1990) を参照のこと。
 **: 1%で有意、* : 5%で有意、+ : 10%で有意。

9) 標本期間にはゼロ金利の時期が多く含まれているので、金利を小数点表示にしたときと対数表示にしたときとは、金利の動きは大きく異なってしまう。どちらを採用すべきかは難しい選択であるが、本稿の標本期間では、無担保コールレートの月平均が 0.000%の月が含まれているので、データを対数表示できない。

図 5 (3)・(4) 式から推定されたレジーム 1 の確率

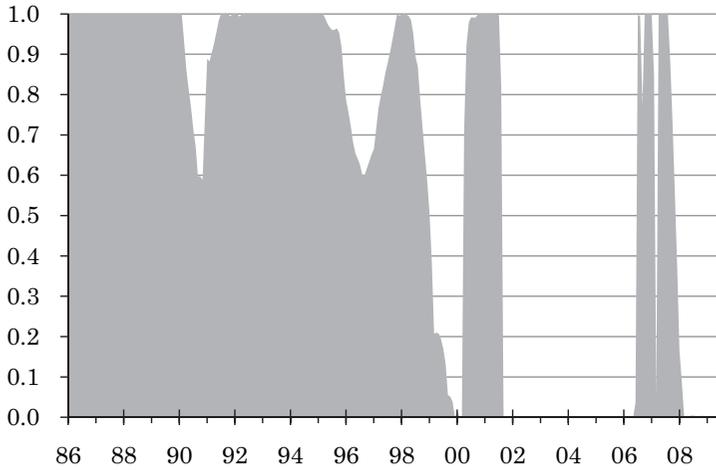
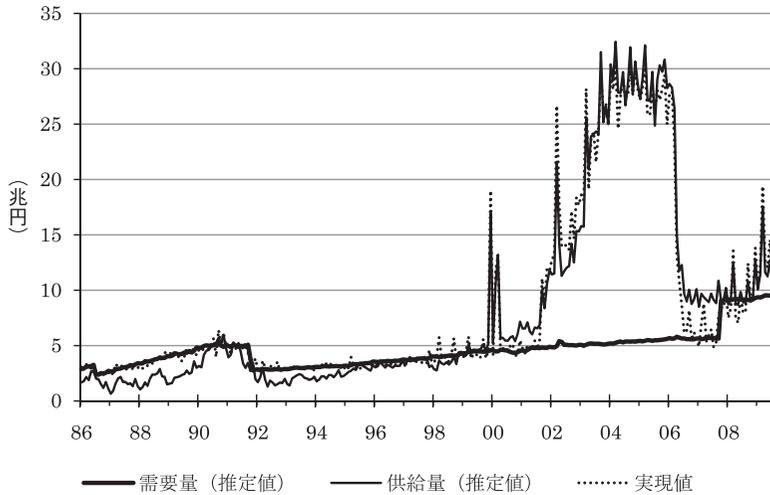


図 6 (3)・(4) 式から推定された準備需要量と準備供給量



になっている。ゼロ金利政策の解除は2000年8月だが、レジーム1の確率は2000年4月から大きくなっていて、解除前から政策に変化があったことが伺える。レジーム1の確率が小さい時期はレジーム2の確率が大きい時期であり、銀行が需要曲線から外れて供給曲線上にあったと考えられる。図6をみると、差が小さくて読み取りづらいが、この時期のほとんどの月で供給量が需要量を上回っているの、銀行は需要量以上に準備を保有させられていたことが伺える。ただし、実現値は供給量とは一致しておらず、需要量を上回った月もあれば下回った月もあるので、推定結果からあまり明確な結論は出せない。

量的金融緩和政策が採られた時期については、レジーム1の確率は2001年9月～2006年6月まで小さくなっている。量的金融緩和政策開始時期よりも遅れてレジーム2になり、同政策解除とゼロ金利解除の間でレジーム1に戻ったことになる。図6をみると、この間は明らか供給量と実現値がともに増大しており、銀行は需要曲線から外れて供給曲線上にあったことになる。すなわち、第2節で論じた図4のC点に銀行はあり、金融政策の効果はほとんどなかったと考えられる。

2008年10月以降の金融政策の時期をみると、レジーム1の確率は2007年末から小さくなっている。この時期の需要量、供給量、実現値の関係は複雑であるが、2008年9月からは供給量と実現値が一貫して需要量を上回っている。量的金融緩和政策の時期と同様、銀行は需要曲線から外れて供給曲線上にあったことを、推定結果は示している。

つぎに、(3')・(4)式の推定結果を検討する。表4に掲げられた4つの変数すべてを(3')式の X_t として推定したが、(3')式のほとんどの係数について有意な推定値が得られなかった。そこで、4つの変数を1つずつ X_t として入れて推定を行った結果、株価を使った場合のみ有意な結果を得ることができた¹⁰⁾¹¹⁾。株価 SP を用いた場合の推定値は、表6に示されている。株価を含めすべての変数の係数は、符号条件を満たしかつ有意である。

10) コール市場残高を用いた場合は、コール市場残高の係数が有意ではなかった。日本銀行保有の国債残高を用いた場合は、(3')式のコールレートの係数が正の値をとってしまった。発行銀行券を用いた場合は、(3')式のコールレートの係数が有意ではなかった。

11) 打田(2006)は、日々データを利用して、これらの変数全てで有意な結果を得ている。

表 6 (3')・(4) 式の推定結果

レジーム 1 の初期 (1985 年 12 月) の確率 $\rho_1=1.000$
 推移確率 レジーム 1 からレジーム 1 $p_{11}=0.958$
 レジーム 2 からレジーム 2 $p_{22}=0.934$

	定数項	r_c	RR	SP	S	MF	SER/R^2
準備需要 (3')式	-0.883* (-2.51)	-1.112** (-4.16)	1.210** (41.87)	-0.124** (-4.65)			0.087 0.999
準備供給 (4)式	1.018 (1.30)	5.894** (8.44)			4.901** (64.33)	-4.176** (-35.24)	0.120 0.999

注) カッコ内は t 値、 SER は誤差項の標準偏差、 \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数。
 ただし、 t 値はレジームの確率が非確率変数と仮定して求められている。また、 SER は Hamilton に従って修正したもの。詳細は、Hamilton (1990) を参照のこと。
 **: 1%で有意、* : 5%で有意、+ : 10%で有意。

レジーム 1 の確率をプロットした図 7 をみると、図 5 と似ていることが分かる。非伝統的金融政策の時期については、ゼロ金利政策の時期におけるレジームの確率の動きが図 5 よりも複雑になっているが、量的金融緩和政策と 2008 年 10 月以降の金融政策の時期については、それほど差異がない。

推定された需要量と供給量と実現値を比較すると、供給量と実現値が増大する時期に重要量がほとんど増大していない。これらを示した図の代わりに、ここでは (3')・(4) 式の推定結果から得られる需要量と、同じ標本期間で (3)・(4) 式を推定した結果から得られる需要量とをプロットした図 8 を掲載する。これより、株価を入れても、非伝統的金融政策の時期に準備需要が増大しないことが分かり、むしろ株価を入れていない (3) 式から得られた需要量の方が若干多い時期が見受けられる。株価の係数が有意であったので、金融システム不安は準備需要に影響を与えていたといえるが、それだけでは非伝統的金融政策における準備量の動きを需要側から説明するには不十分だということが推定結果から分かる。

4 結論

本稿では、1990 年代末以降に採られてきた非伝統的な金融政策を考察するために、準備市場における不均衡状態について実証分析を行った。その結果、

図7 (3')・(4)式から推定されたレジーム1の確率

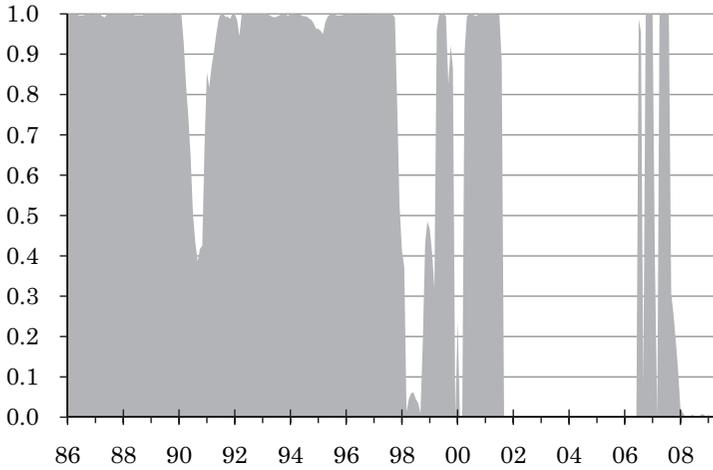
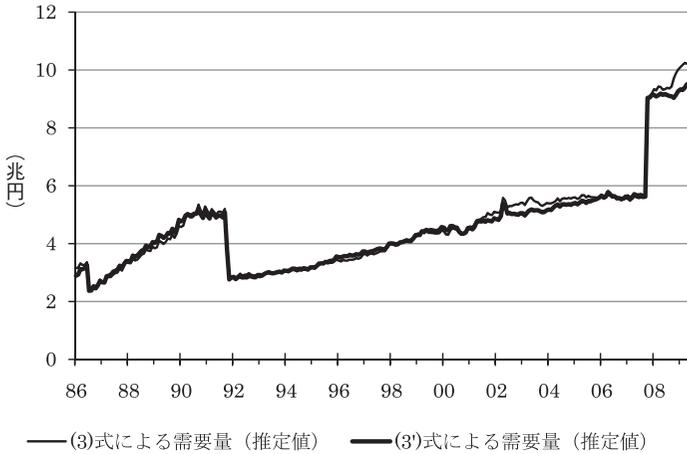


図8 推定された準備需要量の比較



ゼロ金利政策、量的金融緩和政策、そして近年の世界的な金融不安に対応する金融政策のいずれの時期においても、銀行は準備需要曲線から外れて、供給曲線上にあったことが分かった。

さらに、推定された需要量、供給量と実現値を比較すると、非伝統的金融政策が採られていた多くの時期には、供給量や実現値が需要量を上回っていることも分かった。とくに、量的金融緩和政策と近年の金融政策の時期に、このような特徴が明確に現れていた。

銀行が準備需要曲線から外れて、多くの超過準備の保有を強いられているのであれば、資金はアイドル・バランスとして積み上がっているだけである。しかも、その後の準備需要が順次増大していくこともなく不均衡状態が続いているので、金融政策の効果は銀行行動には波及していなかったと考えられる。

非伝統的金融政策が実施される時期には、銀行の準備需要が通常よりも増大する可能性が指摘されている。すなわち、そのような時期には短期金融市場の機能低下や金融システムに対する不安があり、これらは準備需要を増大させる要因となりうる。そこで、本稿でもこの点を考慮した定式化でも推定を行った。その結果、金融システム不安で株価が低迷するときに、準備需要が増大していることが分かった。しかし、このようは準備需要の増大は、当時の準備量の増大を説明するには極めて不十分であり、したがって準備供給を大幅に増大させる政策は銀行行動に影響を与えているとはいえない。

非伝統的金融政策には総需要管理政策としての役割の他に、プルーデンス政策としての役割もあり、とくに近年の世界的な金融不安に対応する金融政策では後者の役割が強く意識されているように思われる。したがって、後者の役割を分析していない本稿は、非伝統的金融政策を総合的に評価するものではない。本稿は前者の役割に焦点を当てて分析を行ったものであり、その結果、非伝統的金融政策は銀行行動にほとんど影響を与えていないことが分かり、したがって景気刺激策としての有効性は小さいと考えられる。

参考文献

- 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。

Hamilton, J. D. (1990) “Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime,” *Journal of Econometrics*, 45(1-2), July/August, pp. 39-70.

田中敦 (2006) 『日本の金融政策－レジームシフトの計量分析－』, 有斐閣.

打田委千弘 (2006) 「量的緩和政策の政策波及経路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－金融市場と金融政策－』 (金融システム研究会報告書第 12 集), 郵便貯金振興会貯蓄経済研究室, 3 月, 43-74 ページ.