

# 日本における銀行貸出市場の変遷について

打田 委 千 弘

## 1. はじめに

日本の銀行貸出市場に関する実証分析では、貸出市場の需給調整が貸出金利によって調整されず、市場均衡が達成されないいわゆる不均衡市場であることを明らかにすることが主要な目的となってきた。しかし、貸出市場において明確に上記の状況が想定できるのは高度成長期のみである。1970年代後半以降の企業の財務体質の変化、金融環境の変化、資金調達手段の多様化などの結果、貸出市場の条件にも変化が発生している。高度成長期以降の貸出市場が信用割当等の存在による不均衡市場であるかどうかは分析すべき課題であって前提ではない。これまでに貸出市場における前提条件の変化を明確に意識し、この間の変化を明らかにすることを目的とした実証分析は乏しい。本稿の目的は、日本における貸出市場が均衡市場であることを前提とする貸出需給関数の定式化に従って両関数の推定を行い、従来の不均衡モデルによって導かれた結果との相違を評価した上で、貸出市場における変化の状況を推定結果から判断することである。

これまでに日本の銀行貸出市場の役割と特徴について記述した文献は多数存在する。その中で、主要な論点となってきたのが貸出金利の硬直性、つまり貸出金利の需給調整機能や銀行貸出市場における均衡・不均衡の問題である。標準的な銀行行動の理論に従えば貸出金利は機会費用である短期金融市場金利に依存して決定するものであり、制度金利（＝公定歩合、プライム・レート等）からは独立であるという結論が導かれる。しかし、実際には貸出金利は短期金融市場金利よりも公定歩合などの制度金利と相関が高いという結果となっており、貸出金利の需給調整機能に対する疑問となっている。

貸出金利の需給調整機能や銀行貸出市場に関する状況認識は近年の金融自由化・国際化の流れのなかで金融政策のトランスミッションメカニズムを分析する上で非常に重要になっている。また、情報の非対称性の問題や暗黙の契約理論等の発展によりさまざまな銀行行動モデルが定式化されており、それらを前提とした実証分析も必要とされている。これまでに日本の銀行貸出市場に対する理論的・実証的な分析を行った論文としては、鈴木 [1974]、古川 [1979]、釜江 [1980]、岩田・浜田 [1980]、筒井 [1983,1988]、武田 [1985]、伊藤 [1985]、浅子・内野 [1987]、金子 [1991]、鹿野 [1994] 等がある。これらの論文では、金子 [1991] が示しているように以下のような問題意識を前提として分析を行っている。1) 貸出金利はコールレートより変動幅が小さい。2) コールレートは金融緩和期には貸出金利を下回り、金融逼迫期にはそれを

上回る傾向がある。3)貸出金利はコールレートよりも制度金利（公定歩合、規制預金金利等）と平行に動く傾向がある。

鈴木 [1974] は、銀行の貸出行動をモデル化した初期の論文であり、銀行貸出に影響を与える要因として、金利・資金量・貸出機会に分けて分析を行っている。古川 [1979]、釜江 [1980]は、Fair and Jaffe [1972] が提唱した不均衡市場に対する計量経済学的な手法を貸出市場に適用している。古川は、貸出市場の分析では均衡モデルを前提にすることがより適切であることを示している。一方、釜江は貸出市場が均衡市場であったのか不均衡市場であったのか判断は難しいとしている。岩田・浜田 [1980] は、貸出市場が均衡状態であると仮定して推定した貸出需要関数・貸出供給関数と貸出市場が不均衡であると仮定して推定した貸出需要関数・貸出供給関数とを比較し、後者の方がより適切な結果となることを示している。筒井 [1983, 1988] は、日本の銀行貸出市場における最大の特徴は、信用割当であることを示した上で、貸出金利の硬直性は均衡金利に調整速度の遅れがあることに原因があるとして不均衡モデルにより貸出需要関数・貸出供給関数の推定を行っている。また、Fair and Jaffe の不均衡分析の方法を利用して、古川 [1979]、釜江 [1980]、岩田・浜田 [1980] の実証分析を追試し、残差項の F 検定を用いて貸出市場が均衡であるのか不均衡であるのかを分析し、日本の貸出市場は不均衡状態であったことを示している<sup>1)</sup>。武田 [1985] は、貸出金利に対する従来の議論の整理を行い、銀行の目的関数に経営規模変数を導入した上で貸出供給関数を定式化し、資産市場の一般均衡体系をもとにして比較静学分析を行い、貸出金利と制度金利の連動性について検討している。

伊藤 [1985] は、不均衡市場に対する計量経済学的な手法を提示し、そのモデルを日米の貸出市場に適用している。結論として、米国の貸出市場は均衡である一方、日本の貸出市場は、不均衡であるという推定結果を得ている。さらに、浅子・内野 [1987] は、伊藤 [1985] の不均衡市場に対する計量経済学的手法を発展させ、以下のような結論を導いている。1)日本の貸出市場は、貸出金利が需給を一致させる水準に決まっておらず、不均衡状態となっている。2)貸出市場は、1960年代の高度成長期には超過需要の状態、1970年代初頭の一般的に言われている「過剰流動性」期の前後も超過需要期であったが、1980年代に入ると金融緩和を反映して超過供給となっている。3)貸出市場が不均衡である原因は、現実の金利が均衡金利へ向かう際の調整の遅れというよりは、貸出市場の需給とは別に決まる金利（制度金利など）への調整という要因が強く作用している。金子 [1991] は、貸出金利の硬直性に対する従来の議論の整理を行い、情報の非対称性をもとにして貸出金利が硬直的となる理由について理論的な試論（顧客関係調整費用仮説、プライムレート・シグナリング仮説）を展開している。鹿野 [1994] は、大枠として浅子・内野 [1987] と同じ推定モデルを利用して推定を行った結果、貸出金利の決定については制度金利の影響を強く受けてはいるが、需給バランスを反映する形で伸縮的に変動していることを示している。

本稿では、銀行レベルにおいて資本市場が不完全であると仮定して銀行の最適化行動を分析した Kashyap and Stein [1994] を基本モデルとする。これは、上述した情報の非対称性を前提としたモデルであり、このようなモデルを利用した実証分析はこれまでのところ見あたらない。

本稿の構成は、以下の通りである。2節では、従来の研究、おもに浅子・内野 [1987]、鹿野 [1994] の推定結果をいくつかの視点から再評価する。3節では、均衡モデルの理論モデルとし

て Kashyap and Stein [1994] のモデルを提示する。4 節では、推定モデルを定式化し、5 節ではデータの説明を行う。6 節では、均衡モデルによる推定結果を示し貸出市場における変化を検討する。7 節では、結論及び将来の課題を提示する。

## 2. 従来の研究の再評価

日本の銀行貸出市場を分析する場合、これまでは Fair and Faffe [1972] の不均衡モデルを基礎とした分析が主要なものとなっている。これは、日本の貸出市場が、貸出需要と貸出供給の均衡点においてクリアーされる市場ではなく、常に超過需要（もしくは、超過供給）が存在しているものとして捉えられているからである。<sup>2)</sup> 不均衡モデルを利用して日本の貸出市場を分析した論文には、古川 [1979]、釜江 [1980]、筒井 [1983, 1988]、伊藤 [1985]、浅子・内野 [1987]、鹿野 [1994] 等がある。この中で、浅子・内野と鹿野が日本の貸出市場の不均衡分析における最近の分析であるので、本節では、浅子・内野、鹿野の推定結果と比較しつつ議論を進める。

浅子・内野、鹿野における基本的な推定モデルは以下の通りとなっている。

$$L_t^D = a_1 r_t + b_1 IIP_t + c_1 L_{t-1} \quad a_1 < 0, b_1 > 0, c_1 > 0 \quad (1)$$

$$L_t^S = a_2 r_t + b_2 DR_t + c_2 D_t \quad a_2 > 0, b_2 < 0, c_2 > 0 \quad (2)$$

ただし、 $L_t^D$  は貸出需要量、 $L_t^S$  は貸出供給量、 $r_t$  は貸出金利、 $DR_t$  は公定歩合、 $IIP_t$  は鉱工業生産指数、 $D_t$  は預金を表す。

浅子・内野及び鹿野の推定結果は表 2-1 の通りである。これらの推定結果では、貸出供給関数の公定歩合を除いて符号条件を満たしており（但し、貸出金利は有意ではない）、利用した推定期間（1963年の第3 四半期から1982年の第4 四半期まで）において不均衡モデルが現実に適合することを示している。一方、鹿野は、推定期間として浅子・内野と同じ推定期間（1963年第3 四半期から1982年の第4 四半期）のケースと推定期間を1960年の第3 四半期から1988年の第4 四半期に拡大して、1960年の第3 四半期から1972年の第4 四半期までを前半、1973年の第1 四半期から1988年の第4 四半期までを後半に分割したケースの推定を行っている。前半の推定結果は、浅子・内野と類似の結果となっている。本稿で示したのは、後半の推定結果である。貸出需要関数については、貸出金利、鉱工業生産指数が符号条件を満たさず、さらに貸出金利は有意となっている。特に、1 期前の貸出残高に対するパラメータの推定値が、1 を越えている点が問題である。貸出供給関数については、公定歩合を除いて符号条件を満たしている。貸出金利、公定歩合については有意ではない。鹿野の結果から、推定期間として現在までを対象とする場合には、不均衡モデルの適用は必ずしも適当でないと思われる。

そこで、試みとして(1)、(2)式のモデルを利用して鹿野と同じような推定期間（1973年第1 四半期から1989年第4 四半期まで）を対象として貸出市場が均衡していると仮定して推定を行う。推定結果は表 2-2 に示される。

推定方法は、SUR (Seemingly Unrelated Regression) を利用する。SUR を利用したのは、貸出需要と貸出供給が同時決定している場合、各方程式における推定モデルの攪乱項が相関を持つ可

表 2-1

<p>浅子・内野 [1987] の推定結果  (1963年第3四半期から1982年第4四半期)</p> $L_t^D = -0.005r_t^L + 0.143IIP_t + 0.908L_{t-1}$ <p style="text-align: center;">(-0.31) (3.53) (42.2)</p> <p>SER=0.066</p> $L_t^S = 0.067r_t^L + 0.014DR_t + 1.011D_t$ <p style="text-align: center;">(2.99) (1.56) (93.4)</p> <p>SER=0.041</p> <p>鹿野 [1994] の推定結果  (1973年第1四半期から1988年第4四半期)</p> $L_t^D = 0.078r_t^L - 0.112IIP_t + 1.311L_{t-1}$ <p style="text-align: center;">(6.638)(-0.590) (18.987)</p> <p>R<sup>2</sup>=0.992 SER=0.066</p> $L_t^S = 0.142r_t^L + 0.001DR_t + 0.900D_t$ <p style="text-align: center;">(0.845) (0.010) (49.391)</p> <p>R<sup>2</sup>=0.973 SER=0.039</p>
--

(注)  $L_t^D$ : 貸出需要関数,  $L_t^S$ : 貸出供給関数  
 $L_t$ : 全国銀行貸出残高合計(期末),  $D_t$ : 全国銀行預金残高合計(期末),  $r_t^L$ : 全国銀行貸出約定平均金利,  $IIP_t$ : 鉱工業生産指数(1980年=100),  $DR_t$ : 公定歩合(期末)  
• 金利以外の変数については, 自然対数をとっている。  
•  $R^2$ : 決定係数, SER: 回帰方程式の標準誤差  
• ( )内の値は, t値を表す。

能性が高いためである。また、攪乱項が相関しているかどうかを検定するために推定式の残差項が相関を持つかどうかについて尤度比検定を行っている。推定期間については、鹿野より1年長い1973年第1四半期から1989年の第4四半期までとしている。金利に関しては、名目金利と実質金利のそれぞれを用いて推定を行っている。実質金利としては、名目金利からGNPデフレータの年当たり変化率を差し引いたものを利用する。名目金利を利用した場合の推定結果は、貸出需要関数では、全ての変数について符号条件を満たしている。しかしながら貸出金利、鉱工業生産指数については有意ではない。貸出供給関数の推定結果では、貸出金利、公定歩合が符号条件を満たしておらず、貸出金利、公定歩合については有意でない。実質金利を利用した場合には、貸出需要関数について貸出金利、鉱工業生産指数が符号条件を満たしておらず貸出金利、鉱工業生産指数では有意ではない。貸出供給関数については、全ての変数で符号条件を満たしているが貸出金利、公定歩合については有意ではない。

これらの推定結果は、鹿野の推定結果に比べて若干の改善が見られるが<sup>(1)</sup>、(2)式のモデルをそのまま均衡モデルに当てはめることは必ずしも適当ではなくモデルの特定化に工夫をする必要があると思われる。

また、浅子・内野、鹿野の推定では、利用するデータとして名目値と実質値が区別されていない。つまり、全国銀行貸出残高、全国銀行預金残高、貸出金利、公定歩合は名目値を用いているが、鉱工業生産指数は実質値であるためデフレータが推定に対してどのような影響を与えているか不確定である。そこで、(1)、(2)式の左辺に価格の変数（推定ではGNPデフレータを利用する）をつけ加え、貸出需給に価格変動がどのような影響を与えるかをみる。推定モデルに与える

表 2-2

<p>名目金利を利用した推定結果          (1973年第1四半期から1989年第4四半期)  <math>L_t^D = -0.00229r_t^{ln} + 0.00016IIP_t + 0.98602L_{t-1}</math>          (-0.84687) (0.39282) (77.8219)  <math>R^2 = 0.999018</math> SER = 0.016627  <math>L_t^S = -0.02229r_t^{ln} + 0.00850DR_t^n + 0.97717D_t</math>          (-1.28179) (0.84968) (58.9896)  <math>R^2 = 0.993434</math> SER = 0.042996          SUR に対する統計量 1.336282</p> <p>実質金利を利用した推定結果          (1973年第1四半期から1989年第4四半期)  <math>L_t^D = 0.00035r_t^{lr} - 0.00041IIP_t + 0.98113L_{t-1}</math>          (0.42221) (-0.80725) (52.8099)  <math>R^2 = 0.999012</math> SER = 0.016681  <math>L_t^S = 0.00107r_t^{lr} - 0.00652DR_t^r + 1.02534D_t</math>          (0.15204) (-0.90722) (73.6283)  <math>R^2 = 0.994195</math> SER = 0.040427          SUR に対する統計量 0.8647668</p>
--

(注)  $r_t^{ln}$ : 名目貸出金利,  $DR_t^n$ : 名目公定歩合  
 $r_t^{lr}$ : 実質貸出金利,  $DR_t^r$ : 実質公定歩合  
 ・実質金利は, 名目金利から GNP デフレーター の成長率を差し引いたものである。その他は, 表 2-1 と同じ。  
 ・SUR に対する統計量とは, 上記の 2 式の残差項が相関を持つかどうかについて尤度比検定を行った結果であり統計量の分布は  $\chi^2$  分布に従う。詳細については, Greene [1993] を参照のこと。

影響は以下のように考えられる。

$$\ln(Y/P) = \alpha + \beta \ln(X/P) + v \quad (3)$$

(3)式を変形する。

$$\ln(Y) = \alpha + \beta \ln(X/P) - \gamma \ln P + v \quad (4)$$

Y, X は任意の変数であり, P は価格を表す変数, v は攪乱項である。

(4)式において  $\gamma=1$  であれば, 価格変動の影響を考慮して実質値ベースで推定を行わなければならない。推定結果は以下の通りである。名目金利を利用した場合デフレーターは貸出需要関数について有意に影響を与えていないが貸出供給関数ではマージナルな影響を与えている。実質金利を利用した場合には, 貸出需要関数・貸出供給関数に対して有意に影響を与えていない。上記の推定結果からは, デフレーターを考慮するべきかどうか明確な結果とはなっていない。しかし, 推定結果が安定しておらずモデルのスペックを再考する必要があるだろう。本稿では, 推定に関してデフレーターの影響を考慮した実質値のデータを利用することにする。

表 2-3

<p>名目金利を利用した推定結果          (1973年第1四半期から1989年第4四半期)</p> $L_t^D = -0.00307r_t^{Ln} - 0.00047IIP_t + 0.96619L_{t-1} + 0.02895P_t$ <p style="text-align: center;">(-0.95729) (-0.70485) (24.9772) (0.52292)</p> $R^2 = 0.99902 \quad SER = 0.016651$ $L_t^S = -0.00472r_t^{Ln} + 0.00141DR_t^n + 1.03531D_t - 0.13356P_t$ <p style="text-align: center;">(-0.21431) (0.12527) (20.7082) (-1.21956)</p> $R^2 = 0.99362 \quad SER = 0.042378$ <p style="text-align: center;">SUR に対する統計量 1.185330</p> <p>実質金利を利用した推定結果          (1973年第1四半期から1989年第4四半期)</p> $L_t^D = 0.00035r_t^{Lr} + 0.00036IIP_t + 0.98424L_{t-1} - 0.00500P_t$ <p style="text-align: center;">(0.41943) (0.52900) (29.5338) (-0.10444)</p> $R^2 = 0.999031 \quad SER = 0.016672$ $L_t^S = 0.00118r_t^{Lr} - 0.00631DR_t^n + 1.03321D_t - 0.02958P_t$ <p style="text-align: center;">(0.16715) (-0.85699) (37.0778) (-0.32627)</p> $R^2 = 0.994207 \quad SER = 0.040388$ <p style="text-align: center;">SUR に対する統計量 0.6766839</p>
---

(注)  $P_t$ : GNP デフレーター  
 の他は、表 2-1 と同じ。

### 3. モ デ ル

前節では、日本の貸出市場に対して従来型のモデルを当てはめ推定を行ったが明確な結論が得られなかった。そこで、本節では従来型のモデルとは異なった貸出供給関数を提示する。本稿では、Kashyap and Stein [1994] のモデルを基本とする。モデルの前提として、金融政策の変更が行われた場合（Kashyap and Stein の場合、金融引き締め時に限定して議論を進めている）、全ての銀行において同じ程度の預金の減少が起こるが、預金の減少分を銀行間の預金獲得競争などで全てを補填することはできないものとする。また、このモデルは 2 期間モデルであり、銀行貸出に対する利子率は外生的に与えられているものとして銀行は資産と負債の選択についての意志決定を行う。

資産としては、銀行貸出と有価証券保有を仮定する。銀行は、期間 1 に銀行貸出  $L$  を行い利子率  $r$  を得るが、この利子率は仮定により外生的に与えられるものとする。期間 2 では、銀行貸出は流動化できないものと仮定する。これは、早期に貸出を流動化するのに非常にコストがかかることを意味している。また、銀行は有価証券に対して期間 1 で  $S$  だけ投資するものとする。有価証券の収益率は基準化してゼロと仮定している。したがって、このモデルにおける利子率は貸出金利 - 有価証券利子率スプレッド（以下、貸出 - 有価証券スプレッドとする）となる。銀行貸出と有価証券保有との本質的な差は、期間 2 において、銀行貸出は流動化できないのに対して有価証券はコストなしで流動化できることである。

負債としては、預金と非預金の外部ファイナンスを仮定する。預金については個別銀行におい

てコントロールすることができないものとし、中央銀行の金融政策によって決定されるものと仮定する。期間1の預金を  $M_1$ 、期間2の預金を  $M_2$  と表す。中央銀行によって期間1の預金が決定された場合、銀行において期間2の預金は一様分布  $[\rho M_1 + (1-\rho)G - \gamma/2, \rho M_1 + (1-\rho)G + \gamma/2]$  に従うことが共通認識としてあるものと仮定する。期間2の預金の平均は、 $\rho M_1 + (1-\rho)G$  であり、パラメータ  $\rho$  は金融政策のショックの持続性を示すものであり、パラメータ  $\gamma$  は金融政策のショックにおける条件付き分散である。非預金の外部ファイナンス  $E$  は、期間1、2において資金調達をすることができるものとする。外部ファイナンスに対する具体的なイメージは、中期の約束手形、劣後債、株式発行などである。外部ファイナンスに対するコストは通増的であると仮定し、期間1のコストを  $\alpha_1 E_1^2/2$ 、期間2のコストを  $\alpha_2 E_2^2/2$  とする。外部ファイナンスに対するコストが通増的であるのは、銀行に対する非預金的負債の潜在的投資家が、銀行によって提供される機会収益にそれほど注目していないとすると、多くの投資家を引きつけるためにより多くの支出（広告費など）が必要であると考えられるためである。この仮定は、非預金の外部ファイナンスの市場が不完全であることを意味している。上記の全ての仮定から、このモデルにおいて、銀行のポートフォリオ選択を期間2から Backward に解く。期間1において、銀行貸出、有価証券保有、預金、外部ファイナンスが決定されていることになる。期間2においては、預金が実現したものとすると、次の2つのケースが考えられる。

【ケース1】  $E_1 + M_2 > L$

このケースでは、期間2において新規の資金調達にたよることなしに貸出を続行することができる。

【ケース2】  $E_1 + M_2 < L$

このケースでは、保有している有価証券を全て市場化した後も銀行で資金不足が発生するため、期間2において新規の外部ファイナンスをする必要がある。

ケース1とケース2から  $E_2$  は、以下のように与えられる。

$$E_2 = \max(0, L - E_1 - M_2) \quad (5)$$

期間2における新規の外部調達コストは以下の通りとなる。

$$E(\alpha_2 E_2^2/2) = \alpha_2 (L - E_1 - \rho M_1 + (1-\rho)G + \gamma/2)^2 / 6\gamma \quad (6)$$

次に、期間1の最適化問題は、以下の通りとなる。

$$\text{Max } rL - \alpha_1 E_1^2/2 - \alpha_2 (L - E_1 - \rho M_1 + (1-\rho)G + \gamma/2)^2 / 6\gamma \quad (7)$$

$$\text{s. t. } L + S_1 = M_1 + E_1 \quad (8)$$

最適解は、以下の通りとなる。

$$E_1 = r/\alpha_1 \quad (9)$$

$$L_1 = r/\alpha_1 + (2\gamma r/\alpha_2)^{1/2} + \rho M_1 + (1-\rho)G - \gamma/2 \quad (10)$$

$$S_1 = -(2\gamma r/\alpha_2)^{1/2} + (1-\rho)(M_1 - G) + \gamma/2 \quad (11)$$

(9)から期間1における外部ファイナンスの調達額は、外部資金を付加的に1単位増加させた場合に得られる限界費用と貸出を付加的に1単位増加させた場合に得られる限界収益に等しいことを意味している。(10)は銀行の貸出供給関数を示しており、預金及び貸出 - 有価証券スプレッドは貸出に対して正の影響を与える。また、 $\gamma > 2r/\alpha_2$  の場合に期間2の預金に関する条件付き分散は、貸出に対して正の影響を与える。(11)は銀行の有価証券保有需要関数を示しており、有価証券

保有は期間1の預金と期間2の預金についての条件付き分散の増加関数となるが預金についての条件付き分散については、 $\gamma > 2r/\alpha_2$  の場合に成り立つ。貸出 - 有価証券スプレッドに対しては減少関数である。

#### 4. 推定モデル

推定モデルについては、前節で導出された貸出供給関数をもとにして以下のような簡単な定式化をする。貸出需要関数は、日本における貸出市場の分析で行われたモデルと同様に線形で以下のように仮定する。

$$L_t^D = a_1 r_t + b_1 Y_t + c_1 L_{t-1} \quad a_1 < 0, b_1 > 0, c_1 > 0 \quad (12)$$

ただし、ここで  $Y$  は GNP を表す。

貸出供給関数については(10)式として定式化されているが、最も基本的な推定式を導出するため以下のように再定式化する。

$$L_t^S = a_2 r_t + b_2 CA_t + c_2 D_t \quad a_2 > 0, b_2 < 0, c_2 > 0 \quad (13)$$

$CA$  は日本銀行の操作変数であるコールレートを示している。貸出 - 有価証券スプレッドについては、(10)式から平方根がついた定式化となっているがテーラー展開の1次項で近似して上記のような定式化としている。 $CA$  は、貸出供給に対する金融政策の影響を示す変数となっており(10)式では  $\rho M_1$  で示されている。 $D$  は預金を表している。

推定式については、(12)、(13)式を基礎とする。推定モデルについては、以下のように表す。

$$L_t^D = \zeta_1 r_t + \zeta_2 GNP_t + \zeta_3 L_{t-1} + \zeta_4 Q_{1t} + \zeta_5 Q_{2t} + \zeta_6 Q_{3t} + \zeta_7 Q_{4t} + \nu_t \quad (14)$$

$$L_t^S = \lambda_1 r_t + \lambda_2 CA_t + \lambda_3 D_t + \lambda_4 Q_{1t} + \lambda_5 Q_{2t} + \lambda_6 Q_{3t} + \lambda_7 Q_{4t} + \phi_t \quad (15)$$

(14)式は(12)式を推定式として定式化したものであり、(15)式は(13)式を定式化したものである。変数は以下の通りである。 $r_t$  は貸出 - 有価証券スプレッドを表す。 $CA_t$  は日本銀行の金融政策の操作変数であるコールレートを表す。 $GNP_t$  は国民総生産を表す。 $L_{t-1}$  は前期の銀行貸出を表し、 $D_t$  は預金を表す。 $Q_1$  から  $Q_4$  は四半期ダミー変数を表す。これは、利用するデータが季節調整前データのためである。

#### 5. データ

利用するデータは、四半期であり1967年第3四半期から1995年第1四半期である。内容としては、経済統計月報の全国銀行（都市銀行・長期信用銀行・地方銀行・信託銀行）の貸出金合計、預金合計、国債、株式保有額、全国銀行貸出約定平均金利（平均）、有担保翌日物中心コールレート、国民総生産、公定歩合、東証統計月報の単純平均株価・平均配当利回り・国債流通利回りである。金利以外の変数は、GNPデフレーターを使って実質化している。

特に注意を要する点としては、有価証券収益率の計算である。有価証券収益率については、掲載金額が簿価表示であるため実態を表しておらず修正を加えなければならない。変数を変換する

ために利用するものとしては単純平均株価と配当平均利回りであり、株式の収益率と国債の収益率は分けて計算を行う。まず、今期の時価評価の株式保有額については、単純平均株価の変化率を前期の簿価評価の株式保有額を掛けたものに簿価評価での前期の株式保有額と今期の株式保有額の差を加えたものとする。株式の収益率の計算は、株式のキャピタルゲインの部分と平均配当利回りを足し合わせたものとなっている。国債の収益率については、国債流通利回りを利用する。その上で、株式の収益率と国債の収益率に株式・国債の保有比率を掛け合わせたものを有価証券収益率とする。

## 6. 推定結果

4節の(14), (15)式を利用した推定結果は、表3-1から表3-4に示されている。推定期間については、サンプルの全期間である1967年の第3四半期から1995年の第1四半期までの期間（期間. I）とオイルショック前として1967年の第3四半期から1972年の第4四半期までの期間（期間.

表3-1

(期間. I) 1967年第3四半期から1995年第1四半期	
$L_t^D = -0.00156r_t + 0.01993GNP_t + 0.98474L_{t-1}$	
(-3.70481) (0.48404) (40.6826)	
$R^2 = 0.998919$ SER = 0.018886	
$L_t^S = 0.00218r_t - 0.00758CA_t + 0.99181D_t$	
(2.08103)(-3.59830) (106.970)	
$R^2 = 0.993869$ SER = 0.044977	
SUR に対する統計量 1.865229	

(注)  $L_t^D$ : 貸出需要関数,  $L_t^S$ : 貸出供給関数  
 $L_t$ : 全国銀行貸出残高合計(期末),  $D_t$ : 全国銀行預金残高合計(期末),  $r_t$ : 貸出-有価証券スプレッド,  $GNP_t$ : 国民総生産,  $CA_t$ : 有担保翌日物コールレート  
 ・金利以外の変数については、自然対数をとっている。  
 ・ $R^2$ : 決定係数, SER: 回帰方程式の標準誤差  
 ・( )内の値は、t値を表す。  
 ・SURに対する統計量とは、上記の2式の残差項が相関を持つかどうかについて尤度比検定を行った結果であり統計量の分布は $\chi^2$ 分布に従う。  
 詳細については、Greene [1993]を参照のこと。

表3-2

(期間. II) 1967年第3四半期から1972年第4四半期	
$L_t^D = -0.00041r_t + 0.02852GNP_t + 1.02556L_{t-1}$	
(-1.08028) (0.58643) (26.6634)	
$R^2 = 0.997520$ SER = 0.0092431	
$L_t^S = 0.00065r_t + 0.00197CA_t + 0.97853D_t$	
(2.55821) (1.22280) (93.2830)	
$R^2 = 0.998933$ SER = 0.0060630	
SUR に対する統計量 0.3299877	

(注) 表3-1と同じ。

表 3-3

(期間. Ⅲ) 1973年第1四半期から1989年第4四半期		
$L_t^D = -0.00143r_t + 0.20180GNP_t + 0.90363L_{t-1}$		
(-1.56218)	(2.49275)	(21.0269)
$R^2 = 0.997125$	$SER = 0.019630$	
$L_t^S = 0.00319r_t + 0.00082CA_t + 1.01563D_t$		
(1.57895)	(0.31336)	(52.6364)
$R^2 = 0.986362$	$SER = 0.042747$	
SUR に対する統計量 2.099022		

(注) 表 3-1 と同じ。

表 3-4

(期間. Ⅳ) 1990年第1四半期から1995年第1四半期		
$L_t^D = -0.00036r_t + 0.30608GNP_t + 0.43277L_{t-1}$		
(-1.52578)	(2.13046)	(3.12807)
$R^2 = 0.959670$	$SER = 0.0050459$	
$L_t^S = 0.00028r_t - 0.00121CA_t - 0.29375D_t$		
(0.55852)	(-0.48771)	(-2.31492)
$R^2 = 0.836106$	$SER = 0.010161$	
SUR に対する統計量 0.6569204		

(注) 表 3-1 と同じ。

Ⅱ), オイルショック後として1973年の第1四半期から1989年の第4四半期までの期間(期間. Ⅲ), 最近の金融システムの不安定な時期として1990年の第1四半期から1995年の第1四半期までの期間(期間. Ⅳ)とした。推定期間の選択については, 推定結果に大きな影響を与えるため慎重に行わなければならないが上記の期間区分については, 日本経済の構造変化を考える上での標準的なものであると考えられる。推定においては実質値ベースのデータを用い金利については名目金利を利用した。期間. Ⅰにおける推定結果は, 表 3-1 に示してある。貸出需要関数の推定結果では, 国民総生産が有意ではないが全体として符号条件を満たしており良好な結果となっている。貸出供給関数の推定結果では, 符号条件, 有意性とも良好な結果となっている。期間. Ⅱの推定結果は, 表 3-2 に示してある。貸出需要関数の推定結果では, 符号条件は満たしているが貸出 - 有価証券スプレッド, 国民総生産について有意ではない。貸出供給関数の推定結果は, コールレートが符号条件を満たしておらず, 有意ではないほかは良好な結果となっている。全体としてはそれほど当てはまりが良くない結果となっているが, この時期が貸出市場に信用割当が行われていたことが定説となっているため, それを裏付ける結果となっている。期間. Ⅲの推定結果は, 表 3-3 に示してある。貸出供給関数のコールレートの符号条件が満たされていない以外は, 貸出需要関数・貸出供給関数とも良好な推定結果となっている。この時期は, 石油ショックや円高不況, バブルの発生など日本経済にとって不安定な時期であったが貸出市場においては従来までの不均衡モデルを適用するのではなく均衡モデルを適用する方が望ましいという結果となっている。

期間. Ⅳの推定結果は, 表 3-4 に示してある。貸出需要関数については, 全ての説明変数で符号条件を満たしており有意である。また, 貸出供給関数については, 預金残高が符号条件を満たしておらず, 貸出 - 有価証券スプレッド, コールレートは有意でない。期間. Ⅳの時期は, バ

表 3-5

(期間. V) 1967年第3 四半期から1989年第4 四半期

$$L_t^D = -0.00189r_t + 0.04562GNP_t + 0.97255L_{t-1}$$

(-3.41854) (0.99321) (34.6818)

$$R^2 = 0.998303 \quad SER = 0.019651$$

$$L_t^S = 0.00118r_t - 0.00048CA_t + 0.98687D_t$$

(1.04282) (-0.23321) (102.769)

$$R^2 = 0.993526 \quad SER = 0.038383$$

$$SUR \text{ に対する統計量 } 1.217022$$

(注) 表 3-1 と同じ。

表 3-6

(期間. VI) 1973年第1 四半期から1995年第1 四半期

$$L_t^D = -0.00163r_t + 0.08561GNP_t + 0.95518L_{t-1}$$

(-3.07099) (1.14857) (23.7637)

$$R^2 = 0.998270 \quad SER = 0.019133$$

$$L_t^S = 0.00270r_t - 0.00703CA_t + 1.00470D_t$$

(1.91626) (-2.77885) (66.9665)

$$R^2 = 0.988683 \quad SER = 0.048939$$

$$SUR \text{ に対する統計量 } 1.643114$$

(注) 表 3-1 と同じ。

ブル崩壊によって銀行の貸し渋りが問題となっていた時期であるが、金融市場としては全体として自由化が進んでおり本稿のモデルが最もフィットすると予測していたが、推定結果としては、貸出供給関数の当てはまりが悪く銀行の貸し渋りを反映した結果と言えるだろう。

上記のことから、期間. IIIが最もモデルにフィットするという推定結果となった。そこで、期間. IIIを基準として前後の期間を延長して推定を行ったのが表 3-5、表 3-6である。表 3-5の推定期間は、1967年の第3 四半期から1989年の第4 四半期（期間. Vとする）であり、表 3-6の推定期間は、1973年の第1 四半期から1995年の第1 四半期（期間. VI）である。

期間. Vの推定結果では、貸出需要関数・貸出供給関数ともに符号条件を満たしている。但し、国民総生産と貸出-有価証券スプレッド、コールレートは有意ではない。期間. VIは、両関数の符号条件は満たしている。しかし、国民総生産は有意ではない。これらは、非常に良好な推定結果となっているが、期間. IIから期間. IVの推定結果とは矛盾した結果となっている。なぜならば、期間区分を行う上で期間. IIから期間. IVの区切りについて一定の理解がえられており、そのような認識に従えばこれらの推定結果は悪くなるはずである。この問題については、定量的には残差項に対してF検定を行うことで構造変化があったのかどうか確認することができるがこの点については将来の課題とする。

また、期間. IIIの初期時点はどこに取るのかを検証するため、初期時点として1970年の第1 四半期から1980年の第1 四半期までの10年間で1年ごとにずらしながら推定を行ったのが表 3-7である。

表に示された推定結果では、(5)と(6)の間、つまり1974年と1975年間で推定結果が大きく異なっている。この結果は、1974年と1975年間で貸出市場に構造変化があったことを示唆している。

表 3-7

	貸出需要関数 (14)			貸出供給関数 (15)		
	$\zeta_1$	$\zeta_2$	$\zeta_3$	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$
(1)	-0.00216 (-3.28692)	0.03327 (0.48449)	0.97887 (25.0896)	0.00170 (1.21767)	-0.00040 (-0.17588)	0.99414 (78.5211)
(2)	-0.00253 (-3.61641)	0.04748 (0.67804)	0.97317 (24.5996)	0.00151 (0.98735)	-0.00021 (-0.09027)	0.99707 (71.1636)
(3)	-0.00252 (-3.49908)	0.11126 (1.57520)	0.94497 (24.0780)	0.00194 (1.15916)	-0.00001 (-0.00316)	1.00354 (63.1885)
(4)	-0.00143 (-1.56218)	0.20180 (2.49275)	0.90363 (21.0269)	0.00319 (1.57895)	0.00082 (0.31336)	1.01563 (52.6364)
(5)	-0.00131 (-1.33329)	0.23651 (2.53194)	0.88636 (18.2035)	0.00308 (1.38397)	0.00106 (0.37626)	1.01868 (48.5518)
(6)	0.00013 (0.09180)	0.108801 (0.98000)	0.94954 (16.7087)	-0.00033 (-0.11042)	-0.00218 (-0.72398)	1.01346 (48.6711)
(7)	0.00068 (0.43806)	0.08265 (0.67207)	0.96461 (15.6596)	0.00034 (0.11580)	-0.00759 (-2.55190)	1.02936 (54.0618)
(8)	0.00051 (0.32010)	0.05647 (0.43610)	0.97249 (15.1932)	0.00160 (0.55760)	-0.00646 (-2.25618)	1.06023 (49.9702)
(9)	0.00105 (1.39252)	0.00800 (0.10275)	1.01087 (27.2205)	0.00132 (0.43391)	-0.00520 (-1.67225)	1.07275 (43.9379)
(10)	0.00114 (1.44401)	0.08267 (0.72073)	0.97899 (18.7284)	0.00032 (0.09848)	-0.00818 (-2.12289)	1.04684 (31.9176)
(11)	0.00104 (1.34206)	0.04732 (0.30627)	0.99361 (14.5580)	-0.00021 (-0.06808)	-0.01511 (-3.43631)	0.97944 (24.5291)

(注) (1): 1970.1から1989.4まで (2): 1971.1から1989.4まで (3): 1972.1から1989.4まで (4): 1973.1から1989.4まで  
 (5): 1974.1から1989.4まで (6): 1975.1から1989.4まで (7): 1976.1から1989.4まで (8): 1977.1から1989.4まで  
 (9): 1978.1から1989.4まで (10): 1979.1から1989.4まで (11): 1980.1から1989.4まで  
 ( )内はt値を表す。

そこで、表 3-7 の推定結果に従って、初期時点を1975年の第 1 四半期として1995年第 1 四半期までの推定期間（期間. VII）で推定を行ったのが表 3-8 である。

期間. VIIの推定結果は、貸出需要関数について国民総生産が符号条件を満たしておらず、貸出 - 有価証券スプレッド、国民総生産が有意ではない。貸出供給関数については、符号条件は満たしているが貸出 - 有価証券スプレッドが有意ではない。これらの結果は、期間. VIの推定結果と

表 3-8

(期間. VII) 1975年第 1 四半期から1995年第 1 四半期
$L_t^D = -0.00074r_t - 0.04943GNP_t + 1.01793L_{t-1}$
(-1.19482) (-0.50688) (20.1195)
$R^2 = 0.998130 \quad SER = 0.018717$
$L_t^S = 0.00062r_t - 0.00986CA_t + 1.01837D_t$
(0.39517) (-3.71046) (63.4360)
$R^2 = 0.988146 \quad SER = 0.047125$
SUR に対する統計量 0.0900169

(注) 表 3-1 と同じ。

比べて当てはまりが良くなく、表3-7における構造変化の評価に従えば期間Ⅵの推定結果より当てはまりが良くなければならぬはずで整合的でない。将来の課題としては、これらの推定結果が論理的に整合的になるようにモデルや推定手法を変更する必要があるだろう。

## 7. 結論と将来に課題

本稿では、日本の貸出市場における主要な議論の整理を行い、その中でも不均衡モデルを利用した最近の成果である浅子・内野 [1987]、鹿野 [1994] の再評価を行い、いくつかの問題点を提示した上で、情報の非対称性を前提とした理論モデルである Kashyap and Stein [1994] に従って貸出供給関数を導出し、簡単な貸出需要関数と貸出供給関数を定式化し均衡モデルとして推定を行い良好な推定結果が得られた。

日本の貸出市場の分析は、信用割当の議論を中心とした不均衡モデルが主流となっており、その中で一定の到達点となっているのが浅子・内野、鹿野である。本稿では、近年の金融自由化・国際化の流れのなかで貸出市場に対して均衡モデルが適用可能ではないかと判断し推定モデルを定式化した。推定モデルの導出は、近年の情報の非対称性の問題を前提とした Kashyap and Stein を利用した。サンプル期間については、1967年の第3四半期から1995年の第1四半期であり、その中でも、オイルショック前として1967年の第3四半期から1972年の第4四半期までの期間、オイルショック後として1973年の第1四半期から1989年の第4四半期までの期間、最近の金融システムの不安定な時期として1990年の第1四半期から1995年の第1四半期までの期間に期間区分して推定を行った。推定結果は、1973年の第1四半期から1989年の第4四半期までの期間の結果が最もフィットしたものとなった。しかし、その前後の時期について期間延長すると前出の推定結果とは矛盾する結果となり問題点も残っている。

将来の課題としては、期間区分の検証を行うために何らかの構造変化の検定を行い、日本の貸出市場における構造変化を明らかにし、論理的にも整合的な結論を導き出す必要があるだろう。

### 注

- 1) 残差項のF検定が行われた推定期間は、1960年の第2四半期から1977年の第1四半期である。
- 2) これは、貸出金利が硬直的であることと同じことを指している。

### 参 考 文 献

- 浅子和美、内野裕子 [1987] 「日本の銀行貸出市場—不均衡分析の新しい視点」『金融研究』第6巻1号。
- Fair, R. C. and D. W. Jaffe [1972] "Method of Estimation for Markets in Disequilibrium," *Econometrica*, Vol. 40, May.
- 古川 顕 [1979] 「不均衡分析と日本の貸出市場」『季刊理論経済学』第30巻2号。
- Greene, William H. [1993] "Econometric Analysis," Macmillan.
- 釜江廣志 [1980] 「貸出の需要と供給と貸出金利の関係の計測」『季刊理論経済学』第31巻1号。
- 金子 隆 [1991] 「貸出金利の硬直性：理論的解釈を中心に」『日本の金融システムと金融市場』田村 茂編、有斐閣。
- Kashyap, A. K. and J. C. Stein [1994] "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheet," *NBER*

*Working Paper*, No. 4821.

- 伊藤隆敏 [1985] 『不均衡の経済分析』 東洋経済新報社。  
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。  
鹿野義昭 [1994] 『日本の銀行と金融組織』 東洋経済新報社。  
鈴木淑夫 [1974] 『現代日本金融論』 東洋経済新報社。  
武田真彦 [1985] 「貸出金利の決定に関する理論的考察」 『金融研究』 第4巻1号。  
筒井義郎 [1983] 「貸出市場」 『日本の金融市場と政策』 古川 顕編, 昭和堂。  
筒井義郎 [1988] 『金融市場と銀行業一産業組織の経済分析』 東洋経済新報社。