

# 日本の貸出市場\*

——暗黙の契約モデルによる分析——

広 田 真 一

## 1 はじめに

本稿の目的は、近年の日本の貸出金利の動きを、銀行・企業間の暗黙の契約モデルによって統一的に説明し、そのことを通じて日本の貸出金利の決定メカニズムを探ることにある。

日本の貸出金利の変動パターンは、1980年代半ば以降の金融自由化の本格化とともに大きく変化した。自由化後、貸出金利は市場金利に密接に連動するようになり、規制預金金利との連動を著しく弱めるようになった。また、銀行の業態ごとの貸出金利の変動パターンの違いに目を向けても、興味深い特徴が観察される。都銀の場合は地銀に比べて、貸出金利の市場金利との連動性が強く、規制預金金利との連動性が弱い。

こうした貸出金利の変動パターンに関する観察事実は、そのいくつかは金融関係の文献やマスコミの報道で知ることができる。ただ、残念なことに、こうした現象がなぜおこるのかということ进行分析した研究はほとんど見あたらない<sup>1)</sup>。また、様々な観察事実を統一的に説明可能な理論も、これまでのところ存在しないとみられる。貸出金利の変動メカニズムに関する代表的な理論である、銀行行動モデル(鈴木 [5]、堀内 [13] 第1章など)や従来暗黙の契約

\* 本稿は、1993年度金融学会春期大会(東京大学)で報告した論文を加筆修正したものである。学会報告の際には、討論者の金子達氏をはじめ多くの方々に貴重なコメントをいただいた。記して感謝の意を表したい。もちろん、本稿に関する責任はすべて著者が負うものである。

1) 日本銀行 [9] は、その数少ない例外である。

モデル(脇田 [15], 池尾 [2] 第5章, 今 [4] 第4章, 筒井 [8] 第3章)によっても, 観察事実に納得のいく説明を与えることはできない。

そこで本稿では, 従来とは異なった形の暗黙の契約モデルを提示し, 近年の貸出金利の変動を説明することを試みる。本稿の暗黙の契約モデルの最も特徴的な点は, 「銀行が市場での調達のみならず規制金利預金でも資金を調達する」という現実的な想定をおいたことにある。それによって, 貸出金利の動きが, 銀行の資金調達方法の影響を受けることが明らかになり, 現実の貸出金利の変動パターンが説明可能となる。また, 近年のメイン・バンク関係の変化が, 貸出金利の動きに与える効果についても分析する。さらに, 日本の高度成長期の「貸出金利の硬直性」に関して, 本稿のモデルは, 従来の暗黙の契約モデルに比べて, より説得的な解釈を与えることができる。

本稿の構成は, 以下の通りである。まず2節では, 近年の貸出金利の変動に関して観察される事実をあげ, これまでの理論(銀行行動モデルや従来の暗黙の契約モデル)では, それが理解不可能なことを主張する。次に3節で本稿のモデルによる分析を行い, 4節では, その結論によって貸出金利の変動の特徴が説明可能なことを示す。さらに, 5節では, 高度成長期の貸出金利の硬直性を本稿の視点から再解釈する。6節では, 本稿のモデルの現実妥当性を実証的にテストする。そして, 最後の7節は結びにあてられる。

## 2 近年の貸出金利の動き

### 2-1. 観察される事実

まず最初に, 近年の貸出金利の動きの特徴を, 時系列的な変化とクロスセクション的な比較(銀行の業種による違い)の両面から見てみよう。

日本の貸出金利の時系列的な動きについては, 脇田 [15], 武田 [6], 今 [4] 第4章, 筒井 [8] 第1章などにおいて考察が行われている。これらの研究の対象期間は, 主として1960年代から1980年代の前半であり, そこでは貸出金利が市場金利(コール・手形レートなど)の変化にそれほど反応しないこ

と（貸出金利の硬直性）、制度金利（公定歩合、規制預金金利）の動きと強い相関をもっていること（貸出金利の制度性）が観察事実としてあげられている。

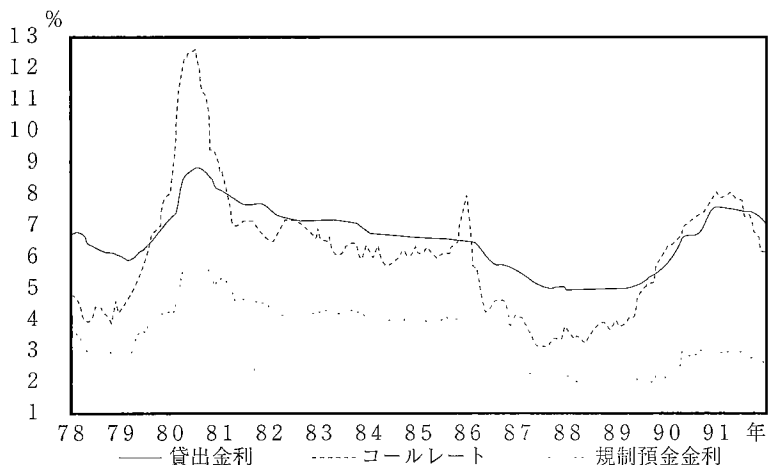
ただ、1985年に預貯金金利の自由化（1985年3月にMMC、10月に大口定期が導入）が本格化して以来、銀行は自由金利預金での調達を年々増加させており、それと歩調を合わせるように、銀行はその金利を市場金利と連動させる貸出を増やしているとみられる。1980年代後半のスプレッド貸出の増加や1989年1月の新短期プライムレートの導入などの現象は、その反映であろう。したがって、少なくとも1980年代後半以降についていえば、貸出金利は市場金利との連動を強めており、それ以前の特徴である貸出金利の硬直性・制度性は失われつつあると考えられる。事実、日本銀行〔9〕の分析はそのことを指摘している。そこで、このことを確認するために、近年の貸出金利の時系列的な動きに注目し、その特徴を明らかにしてみることにしてしよう。対象の期間としては、1978～84年までの自由化前の7年間と1985年～91年までの自由化後の7年間、計14年間をとり、各種金利の月次データで分析を行う。本稿の分析を通じて、貸出金利は貸出約定平均金利<sup>2)</sup>、コールレートは有担保翌日物の金利、規制預金金利は当座・普通・定期（規制金利物）の各預金金利の加重平均をとる<sup>3)</sup>。また、データの出所は「経済統計月報」（日本銀行調査統計局）である（それ以外の資料を用いるときはデータ出所を述べることにする）。

〔図1〕は、全国銀行の貸出金利の時系列的な変化をコールレート、規制預金金利の変化とともに描いたものである<sup>4)</sup>。〔図1〕からは、自由化前には貸出金利は規制預金金利とほぼ平行に動いているが、自由化後は規制預金金

2) この種の分析では、貸出金利は新規の実効金利を用いるのが望ましいことはいうまでもない。ただ、新規金利は長期間にわたってデータを得ることが困難なこと、表面金利でも実効金利でも分析結果にはそれほど差がないと予想されること（脇田〔15〕、武田〔6〕の研究より）から、本稿では平均約定金利を用いて分析を進める。

3) もちろん、当座預金の金利はゼロである。

4) 本稿では、市場金利のデータとしてもっぱらコールレートを用いる。ただ、コールレートとその他の市場金利はほぼ同じ動きをするため（例えば、コールレートとCDレートの相関係数は、0.987：対象期間1979/5～1991/12）、他の市場金利を用いても、分析結果はほとんど変わらないと考えられる。



【図1】 貸出金利の動き(全国銀行)1978/1 - 1991/12

利との連動を弱め、むしろ市場金利であるコールレートとの連動性を強めていることがみてとれる(特に89年以降はその傾向が顕著である)。次に【表1】で、貸出金利とコールレート、規制預金金利の相関係数を用いて、貸出金利の変動パターンを自由化前と自由化後で比較してみた。これを見ると、自由化前に比べて自由化後には、貸出金利はコールレートとの相関を強めている一方(0.888から0.925)、規制預金金利との相関を著しく弱めている(0.954から0.665)ことがわかる。以上の観察事実をまとめて、近年の貸出金利の時系列的変化の特徴として、次の(T1)(T2)をあげておく。

貸出金利は、自由化後、自由化前に比べて、

(T1) 市場金利(コールレート)との相関が大きくなった、

【表1】 貸出金利とコールレート、規制預金金利の相関係数  
(自由化前と自由化後：全国銀行)

	自由化前(1978-1984)		自由化後(1985-1991)	
	コールレート	規制預金金利	コールレート	規制預金金利
貸出金利	0.888	0.954	0.925	0.665

(T2) 規制預金金利との相関が小さくなった,

次に、近年の貸出金利の動きに関する業態間の比較に移ろう。ある一定の期間をとっても、銀行の業態によって貸出金利の変動パターンが異なるかも知れない<sup>5)</sup>。このことを、都銀と地銀の貸出金利の変動を比較してみよう。データは、自由化前と自由化後をあわせた全期間(1978～1991年)の月次データである。

〔表2〕には、貸出金利とコールレート、規制預金金利の相関係数がまとめられている。これをみると、貸出金利とコールレートの相関については、都銀の方が地銀より高い。それに対して、貸出金利と規制預金金利の相関については、逆に地銀の方が都銀より高くなっている<sup>6)</sup>。すなわち、都銀の貸出金利はコールレート等の市場金利と比較的連動し、地銀の貸出金利は規制預金金利と比較的連動する傾向があるといえる。そこで、都銀と地銀の貸出金利の変動パターンの違いとして、(C1)(C2)をあげておく。

都銀の貸出金利は地銀の貸出金利に比べて、

(C1) 市場金利(コールレート)との相関が大きい、

(C2) 規制預金金利との相関が小さい、

## 2-2. これまでの議論で説明可能か？

〔表2〕 貸出金利とコールレート、規制預金金利の相関係数  
(全期間：都銀と地銀)

	都 銀		地 銀	
	コールレート	規制預金金利	コールレート	規制預金金利
貸出金利	0.922	0.751	0.867	0.879

5) 専断、主として1960～1970年代を対象とした脇田〔15〕の研究。1980年代半ばまでを対象とした今〔4〕の研究では、貸出金利の変動幅が都銀と地銀で異なる(都銀の方が大きい)ことが示されている。今〔4〕では、中小企業金融機関(相銀、信金など)の貸出金利は、地銀よりもさらに変動幅が小さいことも見い出されている。

6) 藤野〔12〕のアンケート調査をみても、地銀は都銀より、預金金利を貸出金利の設定の際の重要な要因と見なしていることがうかがえる。

それでは、上記のような近年の貸出金利の変動パターンに関する特徴((T 1)~(C 2))は、貸出金利の決定に関する従来の議論でどの程度説明できるだろうか。ここでは、従来の議論の代表的なものとして、伝統的な銀行行動モデルと従来の暗黙の契約モデルを取り上げて、その現実妥当性を考えてみよう。

#### A 伝統的な銀行行動モデル

銀行の利潤最大化に基づく伝統的な銀行行動モデル(鈴木 [5], 堀内 [13] 第1章など)では、銀行の貸出供給に影響を与える金利はコールレートなどの市場金利であり、規制預金金利ではない。よって、貸出金利が、貸出の需要と供給が一致するように決定されるならば、貸出金利はコールレートと最も密接に連動することになり、貸出金利と規制預金金利の間には直接的な関係はないことになる。したがって、近年の貸出金利と規制預金金利の相関の差異に関する(T 2)(C 2)の特徴は、そもそも説明することができない。

次に、貸出金利とコールレートの相関に関する(T 1)(C 1)の特徴の検討に移ろう。銀行行動モデルでは、コールレートの変化は貸出供給曲線のシフトで表される。貸出の需要曲線が垂直に近いほど、また供給曲線が水平に近いほど、供給曲線のシフトは貸出金利に大きなインパクトを与えるから、両曲線が上記のような性質をもつほど、貸出金利とコールレートの相関関係は高くなる。したがって、このモデルから(T 1)を解釈すると、自由化後、貸出市場の需要・供給曲線に上記のような形で構造変化が生じていることになる。また、(C 1)の解釈のためには、都銀と地銀の参加する貸出市場がそれぞれ分断されており、都銀が参加する貸出市場での両曲線が地銀のそれよりも上記のような性質をもっていることが必要になる。したがって、銀行行動モデルが(T 1)(C 1)を説明するためには、貸出市場の時系列的な構造変化やクロスセクショナルな構造比較を実証的に行い、その結論が上の議論と矛盾しないことを示す必要がある。

#### B これまでの暗黙の契約モデル(旧暗黙の契約モデル)

これまでの暗黙の契約モデル(脇田 [15], 池尾 [2] 第5章, 今 [4] 第4章, 筒井 [8] 第3章など。以後, このモデルを本稿のモデルと区別する意味で「旧暗黙の契約モデル」と呼ぶ)は, 銀行と企業が相対契約を結び, 市場金利(コールレートなど)の変動リスクを両者が分担するという構造になっている。そして, このリスクシェアリングの結果, 貸出金利の変動が市場金利の変動よりも安定的(硬直的)になることが示される。このモデルは, 1960~70年代の日本の貸出市場の特徴の1つであった「貸出金利の硬直性」を経済合理性の観点から説明可能なものとして注目を浴びた。しかしながら, 旧暗黙の契約モデルで近年の貸出金利の変動の特徴を説明しようとする, 銀行行動モデル同様, やはり無理がある。

まず, モデルの中では, 銀行が全ての資金を自由金利の市場(コール市場など)で調達するという設定がおかれている<sup>7)</sup>。すなわち, そこでは, 規制金利預金は銀行の資金調達手段ではないため, その金利はモデルの中に登場しない。したがって, 規制預金金利と貸出金利の関係を分析することができず, この両者の関係に関する(T2)(C2)の特徴は, 当然説明できない。

次に(T1)(C1)であるが, モデルでは, 貸出金利とコールレートの連動性が強まるのは, 銀行のリスク回避度が高く企業のリスク回避度が低い場合である。したがって, 自由化後, 貸出金利とコールレートの相関が高くなった((T1))ことは, 銀行と企業のリスク回避度が上記のように変化した結果であると解釈せざるを得ない。両者のリスクに対する態度にこうした変化がおこったかどうかは, はなはだ疑問である。また, 都銀の方が地銀よりも貸出金利とコールレートの相関が高いという特徴((C1))は, 都銀の取引先企業(主として大企業)が地銀の取引先に比べてリスク回避度が低いこと, すなわち銀行の契約の相手先企業のリスク態度の差の結果として解釈できそうである。しかし, 同時に, 銀行側のリスク態度にも差がある可能性(都銀は地銀に比べてリスク回

7) 辻 [7] は唯一の例外であり, そこでは預金が銀行の資金調達手段として考えられている。ただ, 辻 [7] のモデルでは, 預金金利が確率変数でなく固定的であると仮定されている。

避度が低い)を考え合わせると、このモデルが(C 1)に対して納得のいく説明を与えているとはいいがたい。

### 2-3. 本稿のモデル

以上のように、銀行行動モデルにしても、旧暗黙の契約モデルにしても、近年の貸出金利の動きの特徴((T 1)~(C 2))を統一的に説明できないことは明かである。それでは、近年の貸出金利の動きは、どういったモデル(あるいは理論)によって説明できるのだろうか。

日本においては、「メイン・バンク制」に象徴されるように、銀行と企業との間に密接かつ長期的な関係があると言われている。こうした関係は、様々な形で銀行と企業の協調的な行動を生む可能性がある。外的な経済環境の不確実性に関して、両者でそのリスクを分担すること(すなわち「リスクシェアリング」)もそうした行動の1つの例であろう。事実、日本の銀行と企業がリスクシェアリングを行っているという仮説は、日本の研究者のみならず、実務家の間でもしばしば支持される仮説である<sup>8)</sup>。

このことから、個々の銀行と企業にとって外生的な経済変数とみられる、市場金利の変動に関するリスクを両者の間で分担して貸出金利を決定しているということは、十分に考えられることである。ただ、現時点では、そのことを主張している旧暗黙の契約モデルが、近年の貸出金利の動きに関する現実説明力をもたないため、上記の考えを無条件に受け入れるのには問題がある。

本稿では、旧暗黙の契約モデルが現実妥当性をもたない理由を、モデルの発想(銀行・企業間のリスクシェアリング)が不適切であるためではなく、モデルの中に1つの非現実的な仮定がおかれているためであると考え。その仮定とは、前に述べた、「銀行が全ての資金を自由金利の市場(コール市場など)で調達する」というものである。改めていうまでもなく、銀行は金融仲介機関であり、その大部分の資金を預金で調達しているのが現実である。しかも、少なく

8) 池尾〔1〕p.364, 池尾〔2〕p.49, 堀内・福田〔14〕p.2を参照。



とも最近までは、多くの預金の金利は政策当局が決定する規制金利であり、それはコールレートなどの市場金利(自由金利)とは必ずしも連動していなかった。したがって、銀行の資金調達コストは、市場金利の動きのみならず、規制預金金利の動きからも独立の影響を受けることになる。こうした現実的な状況で、銀行と企業が貸出金利に関する暗黙の契約を結んでいると考えれば、貸出金利の動きは旧暗黙の契約モデルの予想とはかなり異なるものになると推察される。

そこで次節では、旧暗黙の契約モデルを修正したモデルを提示する。銀行が、自由金利資金(市場性資金)のみならず、規制金利預金でも資金を調達している状況を考え、この2つの金利の変動リスクに直面する銀行が、企業と貸出金利に関する暗黙の契約を結ぶことを想定する。そこから得られる貸出金利のスケジュールは、市場金利と規制預金金利の両方に依存することになる。このとき、貸出金利がどちらの金利の影響をより強く受けるかは、銀行の規制金利預金での調達比率(規制金利調達比率)によって決まる。そして、この比率の時系列的な変化やクロスセクショナルな違いを考慮すると、本稿の暗黙の契約モデルは、近年の貸出金利の変動の特徴((T1)~(C2))を統一的に説明可能になることが示される。さらに、旧暗黙の契約モデルが合理的解釈を行った(かつての)日本の貸出金利の硬直性に関しても、本稿のモデルでは、これまでとは違った形でより一般的な説明が可能になる。

このように、本稿は、日本の銀行・企業間の暗黙の契約の存在を支持する立場をとるが、決して日本の全ての銀行・企業間でこうした契約が結ばれていたことを主張するものではない。よく知られているように、そもそも暗黙の契約が結ばれるためには、契約が事後的に履行されることが保証される必要がある(契約の事後的拘束性)<sup>9)</sup>。密接な関係にある銀行・企業間においては、顧客関係を失うことによるデメリットが大きいために、どちらかが事後的に契約を破棄して機会主義的行動に出ることは考えにくい。しかし、銀行・企業間にこう

9) この点については、倉沢・荻下〔3〕を参照。なお、顧客関係が契約の事後的拘束性を強めることについては、池尾〔2〕第5章を参照。

した密接な関係がない場合には、契約を破棄することに何らかのペナルティーが課せられない限り、事後的には契約が履行されない可能性がある。したがって、現実には銀行から企業へ暗黙の契約を織り込んだ貸出が行われているとしても、それは銀行と顧客関係にある企業に対してであり、銀行と顧客関係にない企業に対する貸出は、スポット的な要素の強いものになると推測される。本稿のモデルでは、この点もふまえて、銀行の企業への貸出として(暗黙の)契約による貸出とスポット貸出の2種類を考える。そして、いわゆるメイン・バンク関係を銀行と企業の顧客関係と考え、メイン・バンク関係の変化が、契約貸出量のウエイトの変化を通じて銀行の貸出金利の変動に与える影響についても考察する。

### 3 暗黙の契約モデルによる分析

#### 3-1. モデルの基本的設定<sup>10)</sup>

現在と将来の2時点からなるモデルを考える。現在時点は、銀行と企業が貸出金利に関する暗黙の契約を結ぶ時点であり、将来時点は、実際に貸出が実行される時点である。

当モデルでは、銀行は将来時点に2種類の貸出を行う。1つは、契約貸出である。これは顧客関係にある企業に対して行われる貸出で、貸出金利に関してはあらかじめ現在時点で暗黙の契約を結んでおくものである。もう1つは、スポット貸出である。これは、銀行が顧客関係にない企業に対して行う貸出で、貸出金利は将来時点にスポットの貸出市場で決定されたものを適用する。一方、貸出のための資金は、市場借入(コール、手形、あるいは自由金利預金などの市場金利での借入は全てこれに含むものとする)と規制金利預金の2つの手段で調達すると考える。したがって、銀行の(将来時点の)バランスシートは、

$$L \equiv L_C + L_S = M + D \quad (1)$$

と表せる。ここで、 $L$ は総貸出量、 $L_C$ は契約貸出量、 $L_S$ はスポット貸出量、

10) モデルの作成に当たっては、筒井〔8〕第3章の補論のモデルを参考にした。

$M$ は市場借入(マイナスの場合は市場での貸出),  $D$ は規制金利預金量である。なお, 本稿では貸出の金利の変動に分析の焦点を当て, 貸出の量的な面は詳しく取り扱わない。そのための単純化として, 以下では(1)式に含まれる銀行の量的変数は, 銀行にとって全て与えられているもの(一定)と仮定する。そして, 現時点で銀行と企業はこの将来のバランスシートの構成を知っていると考える。

次に, (将来の)銀行の利潤  $\pi$  は,

$$\pi = r_c L_c + r_s L_s - iM - \rho D \quad (2)$$

で表される。 $r_c$ は契約貸出の金利,  $r_s$ はスポット貸出の金利,  $i$ は市場金利,  $\rho$ は規制預金の金利である。 $r_s$ ,  $i$ はともに将来時点で各市場で決定され, 現時点では銀行も企業もその値を知り得ない確率変数であるとする。ただし, 議論を簡単にするため,  $r_s$ と $i$ は一定の幅( $q$ )をもって平行に変動すること, すなわち,

$$r_s = i + q \quad (3)$$

が, 人々の間に知られているとしよう。一方, 規制預金金利  $\rho$  は, 将来時点で金融当局によって決定される変数である。銀行も企業も将来の金融当局の政策を正確には知り得ないことから, 現時点では  $\rho$  もまた両者にとっては確率変数であると考ええる。

(2)に(1)(3)を代入すると,

$$\pi = (r_c - i)L_c + qL_s + (i - \rho)D \quad (4)$$

となる。銀行の将来利潤を表すこの(4)式には,  $i$ ,  $\rho$ という2つの確率変数が含まれているという意味で, 銀行は現時点で将来の金利変動リスクに直面しているということになる。

さて, 以下では議論を簡単にするために, 銀行と顧客関係にあって暗黙の契約を結ぶ企業群をあたかも1つの企業のように考える。そして企業の利潤を

$$P = X(L_c) - (1 + r_c)L_c \quad (5)$$

で表す。 $X(L_c)$ は,  $L_c$ だけの借入を行いプロジェクトを行った場合の粗収益

である(前に述べたように,  $L_c$  は given である).

次に, 銀行と企業の効用関数を特定化しよう. 両者はともにリスク回避的であり, 絶対的リスク回避度一定の効用関数をもっていると仮定する. そこで, 銀行の効用関数  $U(\pi)$ , 企業の効用関数  $V(P)$  を次のように表す.

$$U(\pi) = -\exp(-\alpha\pi) \quad (6)$$

$$V(P) = -\exp(-\beta P) \quad (7)$$

ここで,  $\alpha$ ,  $\beta$  はそれぞれ銀行と企業の絶対的リスク回避度である.

### 3-2. 契約貸出金利の決定

それでは, 以上のような設定のもとに, 現時点で銀行と企業がリスク分担を織り込んだ貸出金利契約を結ぶことを考えよう. 両者は現時点で, 将来の市場金利と規制預金金利の両方を正確に知り得ないという2種類の金利リスクに直面している. したがって, 結ばれる契約貸出金利  $r_c$  も,  $i$  と  $\rho$  の両方の関数となる.

最適な契約貸出金利のスケジュール,  $r_c(i, \rho)$  は次のようにして求められる. 銀行は, 自らの期待効用を最大にするように  $r_c$  を  $i$  と  $\rho$  に依存させた形で決定する. ただしそれは, 契約の相手である企業に, 企業がスポット貸出の市場で借入を行うとしたときの期待効用を少なくとも保証しなければならない. この期待効用の留保水準を  $V_R$  で表す. この問題は, 次のように定式化される.

$$\text{Max}_{r_c(i, \rho)} \iint U[(r_c(i, \rho) - i)L_c + qL_s + (i - \rho)D]f(i, \rho) \text{d}i \text{d}\rho \quad (8)$$

$$\text{s.t.} \iint V[X(L_c) - (1 + r_c(i, \rho))L_c]f(i, \rho) \text{d}i \text{d}\rho \geq V_R \quad (9)$$

ここで  $f(i, \rho)$  は,  $i$  と  $\rho$  の結合密度関数(joint density function)である. (8)は銀行の期待効用, (9)の左辺は企業の期待効用を表す.

この問題の1階の条件(オイラー方程式)は,

$$U'(\pi) - \phi V'(P) = 0 \quad (10)$$

となる<sup>11)</sup>。ただし、 $\phi$ は(8)の制約に対応するラグランジュ乗数である。(10)に(6)(7)を用いると、

$$\alpha \exp(-\alpha\pi) = \phi\beta \exp(-\beta P) \quad (11)$$

となる。この(11)の両辺に対数をとって、 $\pi$ 、 $P$ の定義((4)(5))を用いて整理すると、

$$\begin{aligned} r_c(i, \rho) = & (\alpha/(\alpha+\beta))(1-(D/L_c))i + (\alpha/(\alpha+\beta))(D/L_c)\rho \\ & - (1/L_c(\alpha+\beta))[ \alpha q L_s - \beta(X(L_c) - L_c) + \ln \phi + \ln \beta - \ln \alpha ] \end{aligned} \quad (12)$$

が得られる。これが、最適な契約貸出金利のスケジュールである。

ここで、 $\partial r_c/\partial i$ 、 $\partial r_c/\partial \rho$ が、

$$\partial r_c/\partial i = (\alpha/(\alpha+\beta))(1-(D/L_c)) \quad (13)$$

$$\partial r_c/\partial \rho = (\alpha/(\alpha+\beta))(D/L_c) \quad (14)$$

となることからわかるように、市場金利( $i$ )と規制預金金利( $\rho$ )が契約貸出金利( $r_c$ )に与える効果は、銀行、企業のリスク回避度( $\alpha$ ,  $\beta$ )、規制金利預金・契約貸出比率( $D/L_c$ )に依存している。まず、 $\alpha$ が $\beta$ に比べて大きい(小さい)ほど、 $\partial r_c/\partial i$ 、 $\partial r_c/\partial \rho$ の値は大きく(小さく)なる。すなわち、銀行が企業に比べてリスク回避的(受容的)な場合には、 $i$ 、 $\rho$ が変動した場合の $r_c$ の変化は大きい(小さい)。これは、リスク回避度の低い主体が $i$ 、 $\rho$ の変動リスクを負うという形で、銀行と企業の間にはリスクシェアリングが行われていることを示している。また、 $D/L_c$ は、 $\partial r_c/\partial i$ と $\partial r_c/\partial \rho$ に相反する効果を与える。 $D/L_c$ が大きい(小さい)ほど、 $\partial r_c/\partial i$ は小さく(大きく)なる一方、 $\partial r_c/\partial \rho$ は大きく(小さく)なる。すなわち、規制金利預金での調達が増えるにつれて、 $r_c$ は $\rho$ の影響を強く受け、 $i$ からは小さな影響しか受けなくなる。これは、銀行の主たる調達手段が規制金利預金であるときには、銀行の資金調達コストに大きな影響を与える金利は、市場金利ではなく規制預金金利であるからである。したがって

11) (8)(9)の問題のオイラー方程式が(10)になることについては、Kamien and Schwartz [16] Part 1 of the Section 7, 18を参照。この点に関しては、水野敏三氏にアドバイスをいただいた。

この場合、銀行は、金利変動リスクを回避するために、契約貸出金利を規制預金金利に密接に連動させる契約を選ぶことになる。その結果、契約貸出金利と規制預金金利の相関が高まるのである。

以上のように、銀行の資金調達手段として、市場借入のみならず規制金利預金をも考えた場合には、銀行と企業の間には結ばれる暗黙の貸出金利契約は、市場金利と規制預金金利の両方の関数になる。そして、その契約の形には、両者のリスク回避度のみならず、銀行の資金調達方法(規制金利預金か、市場借入か)が重要な影響を与えることになる。

### 3-3. 貸出金利の性質

3-2 では、契約貸出の金利のスケジュールを導出した。そこで次に、契約貸出金利とスポット貸出金利を加重平均した、銀行の平均貸出金利(以後、単に貸出金利と呼ぶ)を求め、その性質を吟味してみよう。

(平均)貸出金利  $r$  は、

$$r = (L_c/L)r_c + (L_s/L)r_s \quad (15)$$

で求められる。これに、(3)(12)を代入して整理すると、

$$r = [(\alpha/(\alpha+\beta))(1-\lambda) + (\beta/(\alpha+\beta))(1-m)]i + [(\alpha/(\alpha+\beta))\lambda]\rho + (1/(\alpha+\beta)L)[\beta(qL_s + X(L_c) - L_c) + \ln \alpha - \ln \beta - \ln \phi] \quad (16)$$

が得られる。ただし、 $\lambda$ は  $D/L$ 、すなわち貸出資金のうち規制金利預金で調達されたものの比率(以後、規制金利調達比率と呼ぶ)であり、 $m$ は  $L_c/L$ 、すなわち全貸出に占める契約貸出の比率(契約貸出比率と呼ぶ)である。

この(16)において、 $i$ 、 $\rho$ が  $r$ に与える影響をみると、

$$\partial r / \partial i = [(\alpha/(\alpha+\beta))(1-\lambda) + (\beta/(\alpha+\beta))(1-m)] \quad (17)$$

$$\partial r / \partial \rho = [(\alpha/(\alpha+\beta))\lambda] \quad (18)$$

となり、その大きさは  $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\lambda$ 、 $m$ の値に依存する。

ここでは特に、 $\lambda$ と  $m$ が  $\partial r / \partial i$ 、 $\partial r / \partial \rho$ に与える効果に注目しよう。(17)(18)より、 $\lambda$ (規制金利調達比率)が高いほど、 $\partial r / \partial i$ ( $i$ の変動が  $r$ に与える

影響)は小さくなり、逆に  $\partial r/\partial \rho$  ( $\rho$  の変動が  $r$  に与える影響)は大きくなること  
 がわかる。これは、(3-2)でみたように)規制金利預金での調達が増えるにつ  
 れ、契約貸出金利 ( $r_c$ ) が  $i$  よりむしろ  $\rho$  に運動するようになることに起因し  
 ている。また(17)からは、 $m$  (契約貸出比率)が大きいほど、 $\partial r/\partial i$  は小さくな  
 ることもわかる。契約貸出の比率の上昇は、スポット貸出(金利が  $i$  とパラレ  
 ルに動く貸出、(3)参照)の比率を低下させることを通じて、 $r$  と  $i$  との相関  
 を弱めるのである。

以上の貸出金利の性質に関する検討結果を、要約すると次のようになる。

[命題 1]

規制金利調達比率( $\lambda$ )が大きいほど、市場金利の変化が貸出金利に与える影響  
 は小さくなり、規制預金金利の変化が貸出金利に与える影響が大きくなる。

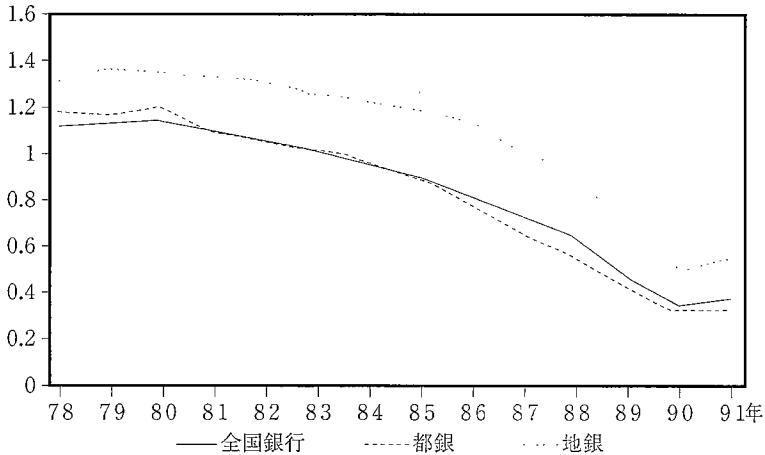
[命題 2]

契約貸出比率( $m$ )が大きいほど、市場金利の変化が貸出金利に与える影響は小  
 さくなる。

#### 4 モデルの結論による(T 1)～(C 2)の解釈

それでは、次に、近年の貸出金利の動きの特徴である(T 1)～(C 2)の観察  
 事実を、前節で得られたモデルの命題によって説明することを試みてみよう。  
 前節のモデルの命題は、規制金利調達比率( $\lambda$ )と契約貸出比率( $m$ )が、貸出金  
 利と他の金利との相関に与える効果に関してのものであった。そこでまず、 $\lambda$   
 や  $m$  が、現実にはどのような時系列的な変化を示しているのか、またその値が  
 銀行の業種によって(都銀と地銀で)異なるのかどうかについてみておく。

まずは、 $\lambda$  を1978年の1月～1991年12月の全期間の月次データを用いて、全  
 国銀行、都銀、地銀のそれぞれについて求めた。 $\lambda$  の定義は、規制金利預金合  
 計(当座+普通+規制金利定期)/総貸出量 である。その結果は [図 2] に描  
 かれている。これをみると、まず、 $\lambda$  の値は時系列に低下傾向にあることがわ  
 かる。特に、1984年以前の自由化前と1985年以後の自由化後を比べると、自由



【図2】 規制金利調達比率の推移

化後の方が明らかに低くなっている。ちなみに全国銀行で平均値を比較すると、自由化前は1.07であったものが、自由化後には0.65に低下している。これは、自由金利預金の普及で、預金が規制金利物から自由金利物にシフトしたためであろう。また、 $\lambda$ の値を都銀と地銀で比べると、期間中一貫して都銀の方が低いことがわかる。ちなみに、全期間中の $\lambda$ の平均値は、都銀が0.86、地銀は1.09であった。

次に、 $m$ である。 $m$ は、銀行の全貸出に占める契約貸出の比率であるが、この値を公表された客観的なデータで得ることはできない。ただ、2-3では、銀行と企業の間で暗黙の契約が結ばれるのは、両者の間に密接な顧客関係が存在する場合であることを述べた。そこで、本稿では、日本の銀行と企業間の密接な関係であるメイン・バンク関係に注目し、メイン・バンク関係にある企業への貸出を契約貸出と見なす。そして、銀行の全貸出額のうちメイン・バンク関係にある企業への貸出の比率(以後、メイン貸出比率と呼ぶ)を調べ、それを $m$ の代理変数として用いる。メイン貸出比率は、都銀に関しては年次データが『金融機関の投融资』(経済調査協会)から得られる。この資料で、都銀の東証



全上場企業向けの貸出総額に占める系列企業向けの貸出の比率を計算した。その結果が、[図3]に描かれている。これをみると、メイン貸出比率は近年低下する傾向にあり、自由化後は自由化前よりも低い。特に1987年以降、その値が一段と低くなっていることは、エクイティ・ファイナンスの増加が企業のメイン・バンク離れをもたらした結果かも知れない。この都銀のメイン貸出比率の動きから推測して、 $m$ は自由化後、自由化前に比べて低くなったという結論を出しておく。

さてそれでは、以上の準備のもとに、近年の貸出金利の変動の特徴((T1)~(C2))を、モデルの結論によって説明することに移ろう。まずは、(T1)(T2)である。上にみたように、 $\lambda$ の値は自由化後、自由化前に比べて小さくなっている。したがって、[命題1]より、貸出金利は自由化後、市場金利との相関を強め、規制預金金利との相関を弱めるという結論が導かれる。これは、まさに(T1)(T2)の特徴である。また、 $m$ の値についても、自由化後はそれ以前に比べて低下しているのであるから、[命題2]より、自由化後に貸出金利と市場金利の相関が高まるという(T1)が説明できる。

次に(C1)(C2)である。 $\lambda$ の値は、都銀の方が地銀より小さいのであるか



[図3] メイン貸出比率の推移(都銀)

ら、[命題1]によれば、都銀の貸出金利は地銀のそれより市場金利の影響を強く受ける一方、規制預金金利の影響は少ししか受けないことになる。これは、貸出金利と他の金利との相関を都銀と地銀で比較した(C1)(C2)の特徴と整合的である。

以上のように、本稿のモデルで得られた結論は、現実の $\lambda$ 、 $m$ の値と照らし合わせて考えると、2-1であげた近年の貸出金利の変動に関する特徴を説明することができるのである。

## 5 高度成長期の貸出金利の硬直性に関する解釈

前にも述べたように、日本の高度成長期の貸出金利の硬直性については、旧暗黙の契約モデルが、銀行と企業間の金利変動リスクの分担の結果であるという説明を与えている。ただ、「銀行が規制金利預金で資金調達を行わない」という非現実的な仮定がおかれているこのモデルでは、以下に示すように、高度成長期の貸出金利の硬直性を説明するには無理がある。これに対して、本稿のモデルは、この現象に対してより説得的な説明を提供できると思われる。

まず、本稿のモデルにおいて、貸出金利の分散、 $\text{Var}(r)$ を求めてみよう。(16)において、確率変数は $i$ と $\rho$ だから $\text{Var}(r)$ は、

$$\begin{aligned} \text{Var}(r) = & [(\alpha/(\alpha+\beta))(1-\lambda) + (\beta/(\alpha+\beta))(1-m)]^2 \text{Var}(i) \\ & + [(\alpha/(\alpha+\beta))\lambda]^2 \text{Var}(\rho) + 2[(\alpha/(\alpha+\beta))(1-\lambda) \\ & + (\beta/(\alpha+\beta))(1-m)][(\alpha/(\alpha+\beta))\lambda] \text{Cov}(i, \rho) \end{aligned} \quad (19)$$

となる。ここで、 $\text{Var}(i)$ は $i$ の分散、 $\text{Var}(\rho)$ は $\rho$ の分散、 $\text{Cov}(i, \rho)$ は $i$ と $\rho$ の共分散である。

旧暗黙の契約モデルにおける貸出金利の硬直性に関する分析は、本稿のモデルの特殊ケースとして位置づけることができる。旧暗黙の契約モデルでは、銀行の預金による資金調達はゼロであり、また貸出はすべて契約貸出であるから、それは本稿のモデルで $\lambda=0$ 、 $m=1$ とおいたものに相当する。これを使って、

(19)を書き換えると,

$$\text{Var}(r) = (\alpha/(\alpha+\beta))^2 \text{Var}(i) \quad (20)$$

となる。この式は、市場金利の変動( $\text{Var}(i)$ )が、銀行と企業のリスク回避度( $\alpha, \beta$ )に応じて両者の間で分担され、貸出金利の変動( $\text{Var}(r)$ )が小さくなることを示している。これが、旧暗黙の契約理論による貸出金利の硬直性に関するインプリケーションである。

ただ、高度成長期の貸出金利の硬直性は、その程度がかなり顕著なものであることが知られている。武田〔6〕によれば、1960年～1973年の期間で、貸出金利の標準偏差は0.44%であり、それはコールレートの標準偏差2.13%の約5分の1である。すなわち、貸出金利は市場金利と比較すると、ほとんど変動しなかったといっても過言ではない( $\text{Var}(r) \ll \text{Var}(i)$ )。このことを旧暗黙の契約モデルで理解しようとする、(20)をみればわかるように、銀行のリスク回避度が企業のそれに比べて著しく低い( $\alpha \ll \beta$ )、あるいはもっと極端に銀行がリスク中立的である( $\alpha=0$ )という仮定が必要となる。しかし、一般に、大銀行は主として大企業と取引しており、中小銀行は主として中小企業との取引が多いこと考えると、銀行と企業のリスク回避度にはそれほど違いがないと想定するのが現実的であろう。よって、銀行が企業に比べて著しくリスク回避度が低いという仮定は受け入れがたい<sup>12)</sup>。

これに対して、銀行の規制金利預金での調達を認めた本稿のモデルでは、より説得的な説明が可能になる。高度成長期とそれに続く時期(1960年代～1970年代後半)には、銀行は貸出資金のほとんど全てを規制金利預金で調達していた。実際に、本稿の対象期間(1978年～1991年)以前の、1960年～1977年の間について、全国銀行の規制金利調達比率( $\lambda$ )の値を計算してみると、それは1～1.1の間を安定的に推移していることがわかる(この間の平均値は1.047である)。本稿のモデルでは、こうした時期には、銀行は市場金利の変動を何らリスクとして感じないので、暗黙の契約を通じた貸出金利は市場金利に反応しない。す

12) 筒井〔8〕の p.84にも、このことが指摘されている。

なわち、貸出金利は市場金利に比べて、まさに「硬直的」になりうるのである。このことをモデルで確認するために、(19)に  $\lambda=1$  を代入してみよう。また、旧暗黙の契約モデルとの比較を明確にするために、 $m$  に関しては(20)と同じく1を代入する。すると、(19)は、

$$\text{Var}(r) = (\alpha/(\alpha+\beta))^2 \text{Var}(\rho) \quad (21)$$

となる。この(21)の右辺には  $\text{Var}(i)$  は登場しないことから、市場金利の変動は全く貸出金利の変動に影響を与えないことがわかる。すなわち、高度成長期に貸出金利が市場金利よりも硬直であった理由は、暗黙の契約モデルが主張するように銀行と企業が市場金利の変動リスクを分担していたからではなく、むしろ銀行が(平均的にみて)市場性資金の調達をほとんど行わなかったためだと考えられる。

さらに、(21)では、規制預金金利の変動リスク ( $\text{Var}(\rho)$ ) が銀行と企業の間で分担されていることがわかる。したがって、規制預金金利の変動が大きくなれば、貸出金利の変動も大きくなることになる。ただ、高度成長期には、人為的低金利政策のために規制預金金利は低位に固定され、ほとんど変更されることがなかった(武田〔6〕の第1図参照)。(21)では、 $\text{Var}(\rho)$  がゼロに近いときには、 $\text{Var}(r)$  もゼロに近くなる。すなわち、本稿のモデルからは、人為的低金利政策による規制預金金利の固定化も、貸出金利の硬直性を生み出した原因であるとの結論が得られる<sup>13)</sup>。事実、1973年以降、規制預金金利が頻繁に変更されるようになって以来、貸出金利の変動幅が拡大した(武田〔6〕)ことは、上記の解釈を裏付けるものであろう。

## 6 実証分析

最後に、本稿のモデルの現実的妥当性を確認するために、モデルの実証的な検討を行ってみよう。実証分析の対象期間は、自由化前、自由化後を含んだ全

13) 暗黙の契約モデルの枠組みで、預金金利の硬直性が貸出金利の硬直性を生む可能性については、脇田〔15〕、池尾〔2〕第7章、武田〔6〕でも指摘されていた。本稿のモデルでは、上記の研究の直観が正しかったことが示されたといえる。

期間(1978～1991年)であり、月次データを用いて分析する。なおその他のデータの性質は、2～4節で説明した通りである。

まず、貸出金利をコールレートと規制預金金利で回帰した簡単な式を推定し、その結果から、銀行行動モデル、旧暗黙の契約モデル、本稿のモデルのうち、どれが支持されるかを検討する。推定する回帰式は、次の通りである。

$$RL = a_0 + a_1 RCALL + a_2 RD + a_3 RL(-1) + u \quad (A1)$$

$RL$  は貸出金利、 $RCALL$  はコールレート、 $RD$  は規制預金金利である ( $u$  は誤差項)。なお、本稿で用いている貸出金利のデータは貸出平均約定金利であることを考慮して、前期(月)の貸出金利、 $RL(-1)$  を説明変数に加えている。銀行行動モデル・旧暗黙の契約モデルでは、規制預金金利の変化は貸出金利に直接のインパクトをもたないのに対し、本稿のモデルでは直接に正の影響を与えるところに特徴がある。したがって、推定結果で  $a_2$  が有意に正であれば、本稿のモデルが他の2つのモデルより現実的な妥当性をもつものとして支持されることになる。

当初、最小自乗法で推定したが、 $n$  統計量をみると誤差項に1階の自己相関が検出されたため、一般化最小自乗法で再び推定を行った(これは、次の(A2)式の推定についても同様の手順で行った)。なお、推定は、全国銀行、都銀、

【表3】 (A1)式の推定結果

係数	全国銀行	都銀	地銀
$a_0$	0.680** (5.08)	0.807** (4.31)	0.696** (4.52)
$a_1$	0.061** (6.21)	0.076** (5.42)	0.040** (4.63)
$a_2$	0.081** (4.15)	0.120** (3.93)	0.123** (7.41)
$a_3$	0.798** (29.56)	0.738** (20.57)	0.792** (28.92)
Adjusted $R^2$	0.998	0.997	0.998

( ) 内は  $t$  値。 \*\* は 1%水準で有意。

地銀を対象として行った。その推定結果が、[表3]である。これをみると、3つの推定結果で、 $a_2$  はいずれも1%水準で有意に正になっている。すなわち、規制預金金利は明らかに貸出金利に独立の影響を与えている。このことは、本稿のモデルが他の2つのモデルより、貸出金利の変動に関して優れた説明力をもつことを示している。

次に、本稿のモデルをより直接的に検定することにしよう。方法としては、貸出金利と市場金利、規制預金金利の関係を表す(16)式を推定し、モデルの予想通りの符号が観察されるかどうかを確認する形で行う。(16)式を変形すると、

$$r = \Delta + [1 - (\alpha/(\alpha + \beta))\lambda - (\beta/(\alpha + \beta))m]i + [(\alpha/(\alpha + \beta))\lambda]\rho \quad (22)$$

$$\text{ただし、} \Delta \equiv (1/(\alpha + \beta)L)[\beta(qL_s + X(L_c) - L_c) + \ln \alpha - \ln \beta - \ln \phi]$$

となる。この(22)を次の(A2)式の形で推定する。

$$RL = b_0 + \left[ \begin{matrix} b_1 \\ (+) \end{matrix} + \begin{matrix} b_1' \\ (-) \end{matrix} RAMDA + \begin{matrix} b_1'' \\ (+) \end{matrix} DUM \right] RCALL \\ + \left[ \begin{matrix} b_2 \\ (+) \end{matrix} RAMDA \right] RD + \begin{matrix} b_3 \\ (+) \end{matrix} RL(-1) + v \quad (A2)$$

$v$  は誤差項、係数の下の(+)(-)は、モデル((22)式)から予想される符号を表す。 $RAMDA$  は規制金利調達比率( $\lambda$ )である。 $DUM$  は1987年以降のデータに1, その他に0となるダミー変数であり、 $m$ の代理変数として用いてある。1987年以降は、4節で述べたようにメイン貸出比率が特に低くなっていることから契約貸出比率( $m$ )の値が低下したと見なして、この $DUM$ を入れた。また、(A1)式と同様に、 $RL(-1)$ を説明変数に加えた。

(A2)式の一般化最小自乗法による推定結果は、[表4]にまとめられている。全国銀行、都銀、地銀を対象とした3つの推定において、係数推定値は全て予想された符号を示している。また、 $b_1''$ の係数推定値に一部有意度が低いものがあるが、他は全て1%水準と有意度も高い。したがって、この推定結果は、本稿のモデルがかなり高い現実的な妥当性をもつことを示しているといえよう。

【表4】 (A2)式の推定結果

係 数	予想符号	全国銀行	都 銀	地 銀
$b_0$		0.649** (6.00)	0.565** (6.19)	0.591** (5.36)
$b_1$	+	0.120** (6.22)	0.166** (6.96)	0.117** (7.29)
$b_1'$	-	-0.068** (-3.76)	-0.090** (-4.02)	-0.064** (-5.71)
$b_1''$	+	0.012 (1.32)	0.027** (2.42)	0.009 (1.09)
$b_2$	+	0.136** (5.40)	0.173** (5.31)	0.115** (6.97)
$b_3$	+	0.777** (30.96)	0.736** (27.33)	0.795** (34.97)
Adjusted $R^2$		0.998	0.997	0.998

( ) 内は  $t$  値. \*\* は 1%水準で有意.

## 7 お わ り に

以上のように、本稿では、銀行が規制金利預金で資金を調達することを考慮した、より現実的な暗黙の契約モデルを展開した。そして、その結論によって、近年の貸出金利の変動に関する特徴が、統一的に説明されることが示された。これらの特徴は、いずれもこれまでの貸出金利の決定モデル（銀行行動モデルや旧暗黙の契約モデル）では説明が不可能であった現象であり、それが理論的に解明されたことは意味があると考えられる。また、かつての日本の貸出市場の特徴であった「貸出金利の硬直性」についても、本稿のモデルによって、旧暗黙の契約モデルとは違った形で、より説得的な説明を与えることができた。さらに、実証分析では、本稿のモデルが現実的な妥当性をもつことが確認された。これらのことは、日本の貸出金利が、銀行・企業間の金利変動リスクの分担を織り込んだ形で決定されている可能性を示唆している。

なお、本稿のモデルの結論より、今後の貸出金利の変動パターンを予想すると、次のようになろう。日本の金利の自由化は、1994年の現時点でほぼ完了し

たといわれており、銀行の規制金利預金での調達はどんどん減少している。それを本稿のモデルでいえば、全ての銀行の $\lambda$ が0へと近づきつつあるということである。したがって、今後の貸出金利は、市場金利との連動をより一層強めていくと考えられる。そして、銀行の業態ごとの $\lambda$ の差もなくなっていくであろうから(どの業態の銀行も $\lambda$ が0に近い値になる)、都銀と地銀の貸出金利の変動パターンの違いもどんどん小さくなっていくであろう。

さて、本稿のモデルの現実説明力が高いとしても、貸出金利が本稿で述べたような形での暗黙の契約によって決定されていると断言することは、現段階ではいささか早計である。何か別のモデルによっても、本稿のような結論が得られる可能性がないともいえない。そこで、本稿に残された課題としては、銀行行動に関する他の重要な仮説である、フルコスト原理(マークアップ原理)や銀行の規模最大化原理(武田〔6〕、野間〔10〕)から導かれる貸出金利に関する推論と、本稿の推論を比較検討することがあげられる。例えば、銀行がフルコスト原理によって貸出金利を決定しているとする、本稿のモデルと同様に、貸出金利の動きに規制預金金利が影響を与えることになろう<sup>14)</sup>。その場合に、どちらのモデルがより強い説明力をもつのかを分析することは、貸出金利の決定のメカニズムをより詳しく知るうえで、大変興味深い研究になると思われる。

### 【参考文献】

- [1] 池尾和人「貸出市場における相対交渉」『経済研究』第33巻 第4号, 1982年, pp. 360-365.
- [2] 池尾和人『日本の金融市場と組織』東洋経済新報社, 1985年.
- [3] 倉沢資成・森下史郎「市場と継続的取引: Customer Market に関する一考察」『エコノミア』第72号, 1981年, pp. 1-21.
- [4] 今 喜典『銀行行動の経済分析』東洋経済新報社, 1987年.
- [5] 鈴木淑夫『金融政策の効果 ——銀行行動の理論と計測——』東洋経済新報社,

14) 広田〔11〕は、日本の貸出金利がフルコスト原理的な要素をもつことを指摘し、基本的には本稿と同じ理論的枠組を用いて、その現象を銀行と企業のリスクシェアリングの結果として理解可能であることを示している。



- 1966年.
- [6] 武田真彦「貸出金利の決定に関する理論的考察」『金融研究』第4巻 第1号, 1985年, pp. 1-32.
  - [7] 辻 賢二「貸出金利の動きからみた金融構造の変化」未発表修士論文(大阪大学) 1987年.
  - [8] 筒井義郎『金融市場と銀行業』東洋経済新報社, 1988年.
  - [9] 日本銀行「近年における貸出金利の変動について ——金融自由化の下での銀行行動の一側面——」『日本銀行月報』1991年9月, pp. 1-26.
  - [10] 野間敏克「わが国銀行の『規模最大化』行動 ——行動基準の実証分析——」『季刊理論経済学』第37巻 第4号, 1986年, pp. 336-350.
  - [11] 広田真一「日本における貸出金利の変動パターンについて ——リスクシェアリングとフルコスト原理——」橋木俊詔・松浦克己編『日本の金融：市場と組織』日本評論社, 所収, 1994年.
  - [12] 藤野正三郎「[調査] 銀行資金市場と銀行行動」『経済研究』第37巻 第2号, 1986年, pp. 133-151.
  - [13] 堀内昭義『日本の金融政策 ——金融メカニズムの実証分析——』東洋経済新報社, 1980年.
  - [14] 堀内昭義・福田慎一「日本のメイン・バンクはどのような役割を果たしたか」『金融研究』第6巻 第3号, 1987年, pp. 1-28.
  - [15] 脇田安大「わが国の貸出市場と契約取引」『金融研究』第2巻 第1号, 1983年, pp. 47-76.
  - [16] Kamien, M. I. and N. L. Schwartz. *Dynamic Optimization*, 2nd ed., New York, North-Holland, 1991.