(日本銀行金融研究所「金融研究」第４巻第３号)

銀行業における規模の経済性と貸出供給行動*

黒田昌裕**
金子　隆***

1. はじめに

本稿の目的は、銀行の貸出供給行動に関する実証的模型を提示することにある。具体的には、貸倒れの危険を陽表的に考慮した銀行の主体均衡図式から貸出供給曲線を理論的に導出し、構造方程式推定の形でそれを計測する。その際、貸出の費用関数の特定化と計測が必要となる。銀行の産出を「貸出」で捉えた場合、その規模と費用の関係がどのような特性を持っているかを知ることから分析を始めている。そのとき、多重共線性を避けるために、従来の特定の費用関数を直接推定して規模弾性を求める方法ではなく、若干異った接近方法を採っている。そこでの銀行の貸出に関する規模の経済性の有無は、貸出供給行動の定式化にも影響を及ぼす。

予め、以下で提示する模型の特徴と我々の基本的考え方を述べておこう。

まず第一に、銀行の貸出供給行動に関する従来の理論モデルは「集計型モデル」と「相対型(あいたい)モデル」に大別されるが、ここでは不完全ながらも両者の統合化を試みている。この点については2.で改めて述べることにする。

第二に、貸出を銀行の生産物として捉え、しかも個々の貸出は全て共通の生産・費用構造を有するものと考える。と同時に、生産物の各顧客（借り手）への配分すなわち貸出取引に際しては、顧客間に質の違いがあるため、それを考慮すべく相対交渉によって個別に条件(金利等)が決定されると考える。ここでいう質の違いとは、具体的には顧客の返済能力――裏返せば貸倒れの危険――の違いを指している。

---

*　この研究は、筆者らが日本銀行金融研究所の客員研究員として在席中に手懸けたものである。研究所特別顧問館　龍一郎教授、江口英一前研究所長（現一橋大学経済研究所教授)、鈴木淑夫研究所長をはじめ、研究所の多くの方々から、助言と協力をいただいた。厚く御礼を述べたい。もちろん論文中の誤りがあるとすれば、筆者らの責任であることは言うまでもない。

**　慶応義塾大学教授。
***　慶応義塾大学助教授。

このように、貸出の生産・費用構造は共通だが取引は顧客の異質性のゆえに全て相対で行われるという想定に対しては、もちろん異論もあろう。しかし我々は、「集計型モデル」と「相対型モデル」のギャップを埋めるための一つの試みとして、このような接近方法を採用した。

第三に、貸出取引が相対で行われるからといって、交渉の当事者（の一方もしくは双方）に独占力があるという想定はせず、相対取引間で競争メカニズムが働き、結果として金利は競争的に決定されていると考える。2.でみるように、従来の「相対型モデル」はいずれも最初から差別独占者としての銀行もしくは双方独占を想定している。しかし、相対即独占と考えることの根拠は必ずしも明白でない。少なくとも原理的には、銀行も顧客も自由に交渉相手を選ぶことができると考えるべきではないだろうか。だとしたら、取引の形態は相対であっても、銀行・顧客ともより有利な交渉相手を探そうと行動する結果、一種の競争均衡ともいえる状態が成立すると考えるのは、それほど不自然ではない。また、実証的見地からも、比較的実験計画の容易な、競争均衡の結果的成立という理論枠組みの下でモデルを構築し、それの検証を経たうえで新たな理論枠組みの必要性を検討すべきであろう。

以下の構成を簡単に述べておこう。2.では、銀行の貸出供給行動に関する従来の理論モデルを「集計型モデル」と「相対型モデル」に大別し、両者の問題点を指摘する。3.では、2.で指摘した問題点を踏まえたうえで、我々の理論モデルを構築する。そこでは、貸倒れの危険に関する銀行の主観的確率と貸出の費用構造の二つが貸出供給行動にとって重要な意味を持つことが示される。

そこで次に4.で、銀行の費用関数の計測を行う。まず(1)では、貸出を銀行の生産物として捉えた場合、それを産出する費用（具体的には営業経費）との間にかなり大きな規模の経済性が認められることが示される。但しここでは、規模の経済性の計測につきものの多重共線性の問題を回避するため、生産関数や費用関数の直接的な計測はせず、指数論的接近から規模係数の測定を試みている。

銀行の生産活動に規模の経済性が働くかどうかは、それ自体、非常に重要な課題である。その場合、銀行の産出と投入をどのように定義すべきかという問題に直面する。貸出を産出物として捉える我々のやり方は、いくつか考えられる定義のうちの一つにすぎない。そこで、銀行の産出・投入に関して択一的に定義の拡大を試みた場合、規模係数がどのように測定されるかを最後の補論で検討しておくつもりである。この議論を補論としたのは、あくまで3.の理論設定に基づき、貸出を産出物と定義して以下の展開を試みているためである。

続く(2)では、(1)で測定した規模係数の値を用いて、銀行の費用関数の具体化を試みる。

5.では、まず(1)で、貸倒れの危険に関する主観的確率の背後にある収益分布のパラメターを、相対取引の対象ごと（具体的には業種別・企業規模別）に推定する。以上の結果に基づいて、(2)で貸出供給曲線の導出を行う。

最後に6.で､以上の計測結果の意味を検討し､今後の課題を述べることにしたい。

2. 貸出供給行動に関する分析視点

銀行の貸出供給行動を記述する理論モデルは、これまでにも数多くのものが提示されてきた。いま、モデル内で決定される貸出がどういう性質のものかという観点から整理してみると、それらは大別して次の二つに分類される。

一つは、銀行の総体としての貸出供給額、す

なわち、個々の顧客への貸出を集計した貸出供給総額の決定を論ずるモデルである。以下ではこれを「集計型モデル」と呼ぶことにしよう。これに属するものは我が国に限っても数多くみられるが、例えば鈴木（1966)、岩田・浜田（1980)、館（1982）などがそうである。[1)]

もう一つは、貸出の相対取引的性格を考慮して、個々の顧客ごとの貸出供給額の決定を論ずるモデルである。以下ではこれを「相対型モデル」と呼ぶことにしよう。同じくわが国のものに限って例を挙げるなら、貝塚・小野寺(1974)、寺西（1982）などがそうである。[2)]

ここで、我々の分析に関係のある範囲内で二つのモデルを比較検討してみよう。「集計型モデル」では、個々の貸出は全て同質的であり、しかも殆どの場合、完全競争市場としての貸出市場が（暗に）仮定されているため、銀行は所与の貸出金利の下で総額としてどれだけの貸出を行うかがもっぱら問題にされる。最適貸出額の決定にとって意味を持つ貸出の限界費用を構成しているのは、機会費用としての短期金融市場金利と貸出に伴って生ずる限界経費である。同質的な貸出を「生産」するための費用（経費）の構造はもちろん共通であり、通常は限界費用逓増的な貸出費用関数が仮定される。[3)]

このような接近の仕方は、例えば金融市場の一般均衡模型を構築したり、金融政策の効果波及過程を分析したりするには、極めて有用である。また、実証的見地からも、実験計画の容易さという点で後述する「相対型モデル」よりはるかにすぐれている。

しかし、顧客によって質が異り、それ故に相対交渉によって金利等の条件が個別に決定されるという貸出市場の特性を全く無視していることは否定できない。また、この考え方に立つ限り、disaggregate した形での（例えば業種別の）貸出供給曲線の計測は、理論的根拠を持たないことになる。これまで、この種の計測がその必要性にもかかわらず殆どなされなかったのは、一つにはここに理由があると思われる。

その意味では、「相対型モデル」の方がすぐれているといえるかもしれない。ここではその代表として、Jaffee＝Modigliani（1969）（以下Ｊ＝Ｍと略す）と寺西（1982）を取り上げてみよう。両者は同じ「相対型モデル」でもかなり性格を異にするが、しいて共通点を挙げるなら次のようである。すなわち、貸出取引は全て相対で行われるが、交渉の当事者の一方または双方に独占力があると仮定されているため、金利設定権のある当事者の最適な金利決定行動がもっぱら問題にされる。

一方、両者の決定的違いは、顧客間の差異をもたらしている要因として何を重視しているかにある。すなわち、Ｊ＝Ｍモデルでは、返済能力（貸倒れの危険）の違いを陽表的に考慮しているのに対し、寺西モデルでは、長期資金市場での資金充足度を反映した対銀行交渉力の違いを重視している。

ところで、「集計型モデル」と比較した場合、「相対型モデル」についてもいくつかの問題点が指摘される。まず、Ｊ＝Ｍモデルでは、個別貸出の決定のみが論じられ、総体としての貸出

---

1) これらはいずれもJ. Tobin による Manuscript (1958) の中の銀行行動モデルにその原型を見出すことができる。Tobin（1982）参照。

2) 但し、貝塚・小野寺（1974）は、Jaffee＝Modigliani（1969）及びJaffee（1971）をほぼそのままの形でわが国に適用したものといえる。

3) 館（1982）において明確に示されているように、その背後には共通の「生産」構造（生産関数）が存在する。同 P.62参照。

が他のバランス・シート項目とともにどのように決定されるかが明らかにされていない。また、貸出の費用としては、機会費用（短期金融市場金利）のみが考慮され、貸出に伴って生ずる費用（経費）は無視されている。しかし、たとえ個別貸出についての決定であっても、バランス・シート制約や貸出費用を無視することはできないはずである。

この点、寺西モデルではこの二つが明確に考慮されている。しかし、貸出費用に関しては、個々の貸出ごとに独立した費用関数を想定している。このことは、個々の貸出の「生産」構造が互いに独立であると仮定しているのに等しい。また、貸出の機会費用を無視しているため、[4]それを通しての相対取引間の繋がりは存在しない。つまり、個々の相対取引市場は完全に分断されているのである。

以上の点を踏まえたうえで、次の3.で我々の理論モデルを提示する。基本的にはＪ＝Ｍタイプのモデルを採用するが、バランス・シート制約と貸出費用（経費）を明示的に考慮することにより「集計型モデル」との接合を図る。但し、最初に述べたように、貸出取引が相対で行われるからといって、銀行になにがしかの独占力があるという想定はしない。

3. 貸出供給行動の主体均衡図式

銀行の貸出供給行動モデルの提示に当たって、改めて一般的な模型の特性を挙げておく。

i) 貸出取引は相対取引市場においてなされると考える。しかし、銀行の差別独占や銀行・企業の双方独占市場ではなく、むしろ相対取引間で競争メカニズムが働き、金利は競争的に決定されるものと考える。

ii)「貸出」という生産物は、それを生産する銀行にとって同質的商品である。従って、その場合、その費用は個々の相対取引の貸出量についてではなく貸出総額の産出（相対取引貸出の合計額）に関して、物件費、人件費等の経費を考えなければならない。

iii) 銀行が直面する不確実性のうち、借り手の返済能力に関する不確実性を陽表的に勘案し、それは各顧客の収益に関する銀行の主観的分布によって模型に導入される。それ以外の銀行が直面する不確実性は、ここでは扱わないものとする。

さて以上の諸前提に基づいて、貸出供給量決定の内部均衡図式を以下のように展開する。

期首の銀行のバランス・シートは

$$R+\sum_{i=1}^{n} L_i + M \equiv D_p + \sum_{i=1}^{n} k_i L_i \qquad (1)$$

ここで

R： 準備保有額

L_i： 顧客 i への貸出額、顧客数＝n で ΣL_iは、当銀行の全貸出額

M： マネーマーケットでの運用額（$\geqq 0$）

D_p： 本源的預金

k_i： 顧客 i の預金歩留り率

とする。

準備保有に関しては、

$$R=\alpha\,(D_p+\Sigma k_i L_i) \qquad (2)$$

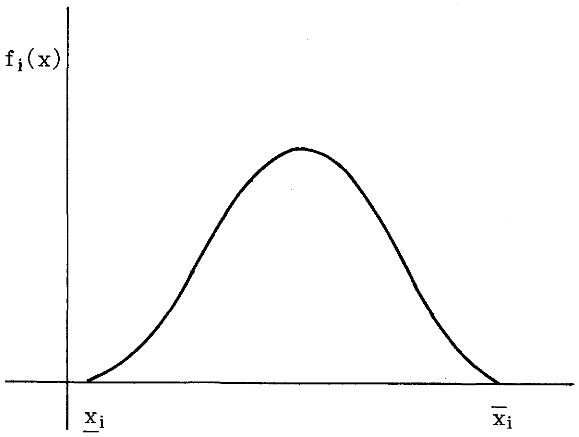
とし、準備率 α は一定と仮定する。

さて、Ｊ＝Ｍモデルの想定に似て、顧客 i が期間中にあげる収益 x に対して、銀行は主観的に見通しを持っており、それに確率分布を付与するものとする。

---

4) 寺西（1982）では、貸出にとって代わる資金運用の場（もしくは貸出のための資金調達の場）としての短期金融市場が存在しない。その代わり、所与の公定歩合の下で銀行はいくらでも日銀から借り入れることができると（暗に）仮定されている。

第1図　顧客 i の収益に対する
銀行の主観的確率分布



(注)　$\underline{x}_i$、$\overline{x}_i$ は、それぞれ予想される収益の下限と上限を示している。

銀行はそれぞれ相対取引の相手企業に対して、借入れ申込みがあった場合、その投資機会の収益に関して予想を持つことになり、それを、こうした確率密度関数で表すことができると考えよう。ここでは、顧客間で銀行の主観的確率分布は独立であると仮定し、また分布は、貸出の規模に依存しないものと考えておく。[5)]

通常、借入れに伴って企業は、銀行に担保を提供する。顧客 i の提供する担保に対して銀行が T_i の価値を認めたとしよう（但し、T_i は、銀行にとって、所与とする）。そのとき貸出金利を r_{Li} として、企業の収益 x_i が貸出の元利合計 $(1+r_{Li})\,L_i$ を上回れば、元利合計全額の回収が可能であり、また、$(1+r_{Li})\,L_i-T_i$ を下回れば、高々 (x_i+T_i) しか回収できず、貸倒れが発生することになる。

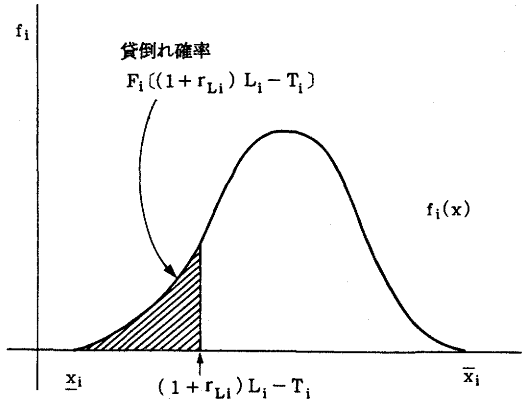
$x_i \geqq (1+r_{Li})\,L_i$：元利合計全額回収可能

$(1+r_{Li})\,L_i-T_i \leqq x_i \leqq (1+r_{Li})\,L_i$：担保の処分により全額回収可能

$(1+r_{Li})\,L_i-T_i > x_i$：高々 x_i+T_i しか回収できず貸倒れ発生

収益 x_i の水準と $(1+r_{Li})\,L_i-T_i$ の水準とを比較すると、第2図の斜線部分の面積は、収益 x_i が $(1+r_{Li})\,L_i-T_i$ を下回る確率、すなわち、この顧客への L_i の貸出が貸倒れになると銀行が主観的に想定した確率ということになる。図から明らかなように、担保 T_i が大きければ、同じ貸出に対して、収益分布が不変ならば貸倒れの危険は小さくなる。また貸倒れの危険の大きさは、主観的な収益分布の平均や分散などその形状に大きく依存することになる。

第2図　貸倒れ確率



さて一方、銀行は、貸出を実行するに当たって、人件費、物件費等の諸経費が生ずるはずである。本源的預金 D_p の獲得にも経費が生ずることが予想される。そうした経費を示す費用関数を一般的に

$$C=C\,(D_p,\Sigma L_i) \qquad (3)$$

と表わそう。貸出に伴う費用については、各顧

5)　貸出規模に収益分布が依存しないと仮定することは、企業の収益機会とその分布に対する銀行の主観的予想が、貸出という行為とは独立に想定されていることを意味する。仮定の妥当性は確かめられないが、モデルとしては、収益分布が貸出規模に依存するという定式化も可能である。

客に個別に生ずるとも考えられるが、ここでは、貸出の総計 ΣL_i に依存すると考えている。

貸出の規模に関して費用が一次同次性を満たしている場合には、L_i とするか、ΣL_i とするかについて差異は生じない。しかし、もし規模の経済性、非経済性が明示的にあると考えられる場合には、両者の定式化の意味は大きく異ってくる。従って、銀行の貸出に関しての費用関数の特性を知ることは、重要な観点となる。その点の検討は、次の4.で改めて取り上げよう。

さて、マネーマーケットは完全競争市場であり、金利 r_M によって銀行は調達、運用が可能であるとしよう。また預金金利 r_D も外生的に所与であると仮定する。

以上の諸仮定に基づき、銀行は期待利潤の総額を最大にすべく、L_i $(i=1,\cdots,n)$、D_p、M を決定するものとする。

期待利潤総額は次のように示される。

$$
\begin{aligned}
E &= [\Pi(L_1, \cdots, L_n, D_p, M)] \\
&= \Sigma\{(1+r_{Li})L_i\int_{(1+r_{Li})L_i-T_i}^{\bar{x}_i} f_i(x_i)\,dx_i \\
&\quad + \int_{\underline{x}_i}^{(1+r_{Li})L_i-T_i}(x_i+T_i)f_i(x_i)\,dx_i - L_i\} \\
&\quad + r_M M - r_D D_p - C(D_p, \sum_{i=1}^{n} L_i) \qquad (4)
\end{aligned}
$$

但し、単純化のため、派生的預金 $(\Sigma k_i L_i)$ の預金金利は、ここではゼロと仮定しておく。

(1)、(2)を代入して整理すると[6)]

$$
\begin{aligned}
E &= [\Pi(L_1, \cdots, L_n, D_p)] \\
&= \Sigma\{(1+r_{Li})L_i - \int_{\underline{x}_i}^{(1+r_{Li})L_i-T_i} F_i(x_i)\,dx_i - L_i\} \\
&\quad + r_M\{(1-\alpha)(D_p+\Sigma k_i L_i) - \Sigma L_i\} \\
&\quad - r_D D_p - C(D_p, \Sigma L_i) \qquad (5)
\end{aligned}
$$

但し　$F_i(x_i) = \int_{\underline{x}_i}^{x_i} f_i(x)\,dx$

で示される累積分布関数とする。

(5)で表わされる期待利潤の極大の1階の条件は

$$
\begin{aligned}
\frac{\partial E(\Pi)}{\partial L_i} &= (1+r_{Li}) - (1+r_{Li})F_i[(1+r_{Li})L_i - T_i] \\
&\quad -1 + (1-\alpha)k_i r_M - r_M \\
&\quad - C_L(D_p, \Sigma L_i) = 0 \qquad (6) \\
&\quad i = 1, \cdots, n
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
\frac{\partial E(\Pi)}{\partial D_p} &= (1-\alpha)r_M - r_D - C_D(D_p, \Sigma L_i) \\
&= 0 \qquad (7)
\end{aligned}
$$

となる。ここで C_L $(D_p、\Sigma L_i)$、C_D $(D_p、\Sigma L_i)$ は、それぞれ、貸出 L_i、及び本源的預金 D_p の獲得に伴う限界費用を示している。

(6)を書き直せば

$$
\underbrace{(1+r_{Li})\underbrace{\{1-F_i[(1+r_{Li})L_i - T_i]\}}_{①} - 1}_{②}
= \underbrace{\{1-(1-\alpha)k_i\}r_M + C_L(D_p, \Sigma L_i)}_{③} \qquad (8)
$$

となり、左辺の①の項は、元利全額回収の確率であり、②はそれに基づく貸出の期待限界収入である。もし確実性下では、F_i $[\cdot]$ $=0$ とな

6)　(4)の右辺の ｛　｝内に

$$(1+r_{Li})L_i\int_{\underline{x}_i}^{(1+r_{Li})L_i-T_i} f_i(x_i)\,dx_i$$

を一度加えて差し引くという操作を施したうえで、部分積分を行う。

り、左辺の限界収入は、r_{Li}で示されることになる。一方右辺は、貸出の機会費用部分と経費部分とから成る限界費用を表している。従って、(8)は、通常の企業の内部均衡図式としての産出量（ここでは貸出）の決定図式に他ならない。

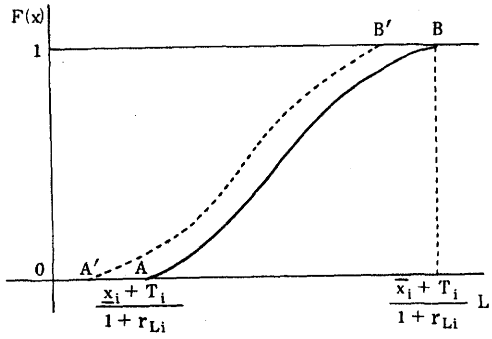
(8)を書き直すと

$$F_i[(1+r_{Li})L_i-T_i] = \frac{r_{Li}-\{1-(1-\alpha)k_i\}r_M-C_L}{1+r_{Li}} \qquad (9)$$

と改められる。この場合、左辺は、貸出金利r_{Li}の下での貸出L_iの貸倒れの危険を示している。もし収益に関する主観的分布のパラメター、費用関数を記述するパラメターが実証的に求められたとすると、(9)より所与のT_i、k_i、α、r_Mのもとで、顧客iの貸倒れの確率が丁度右辺の値に等しくなるような金利と貸出の組合せ（r_{Li}、L_i）が得られる。これが銀行の顧客iに対する貸出供給表を示すことになる。

図によって説明すると、(9)の左辺は、F_iのパラメターが与えられると、貸出金利r_{Li}のある値に対して、第3図のA－Bのような曲線を描く。

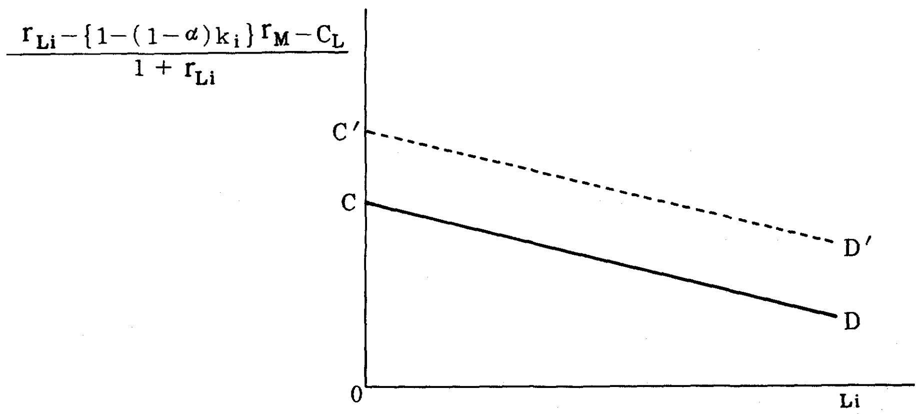
第3図　貸倒れ危険の累積確率



他の条件一定の下で、貸出金利r_{Li}が上昇すれば、同じ貸出に対する貸倒れ危険は増大するから、A－Bは、A′－B′へ変位する。

一方(9)の右辺は、限界費用C_LがL_iの増加関数であるとすれば、所与のr_{Li}の下で全体としてL_iの減少関数となる。[7]第4図のC-Dがそれを示している。

第4図　(9)の右辺

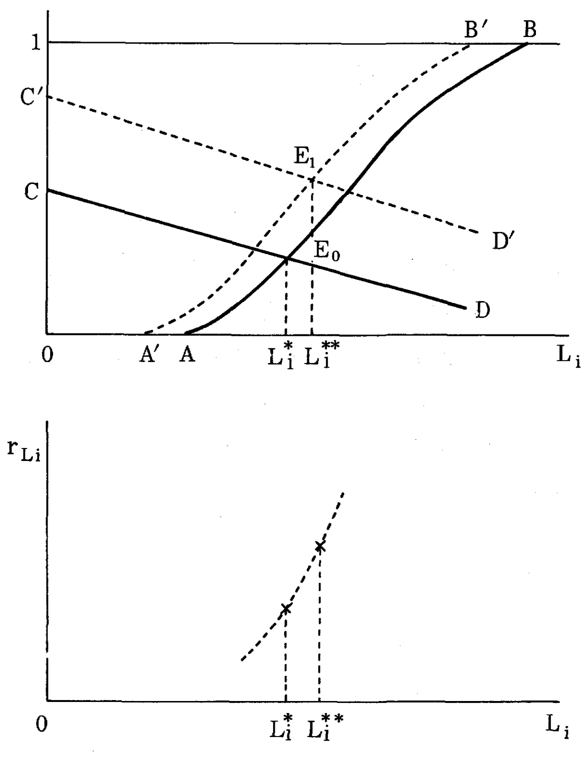


7)　次の4.で展開するように、短期的に設備規模や資金のアベイラビリティーが与えられている場合、銀行の貸出供給に伴う費用は、逓増的になることは充分あり得る。これは、長期費用関数が費用不変、費用逓減の場合でも生じ得る。

C－Dは、他の条件を一定として、貸出金利r_{Li}が上昇すれば上方に変位し、C′-D′となる。

第3図、第4図を合せて考えれば、A－B、とC－Dの交点として与えられたr_{Li}と期待利潤極大の貸出L_iの組合せが求められる。r_{Li}の変位は新たなL_iを決め、従って（r_{Li}、L_i）のスケジュールを求めることができる。

第5図　貸出供給曲線の導出



第5図に示したように、貸出金利r_{Li}の上昇がA－BをA′-B′に、C－DをC′-D′に変位させ均衡がE_0からE_1に移る。C′-D′の変位がA′-B′の変位に比べて大きければ大きいほど均衡点は右上方に変位する。すなわち、金利上昇とともに貸出量が増大するという右上りの貸出供給曲線を導きやすいことになる。しかし、ある程度以上に金利が上昇した場合には、A－Bの変位がC－Dの変位を上回り、貸出が減少することもあり得る。前述のJ＝Mモデルにおける$L^s{}_i$の上方反転がまさにそのケースである。

いずれにしろ、そうした供給表の特性は、主観的収益分布の分布パラメター、費用関数のパラメター、そしてそれらのパラメターの特性と密接に関連した相対取引市場の捉え方に依存している。

4. 銀行の規模の経済性と費用関数の計測

3.で示した貸出供給行動の内部均衡図式において、銀行業の貸出や預金獲得に伴う費用の測定、特にその限界費用の把握が非常に重要となる。銀行業の活動とその費用の捉え方に関して、ここでは幾つかの試行の結果をまとめておく。

一般に、生産物xの産出に際して、生産要素$\{v_1, \cdots, v_n\} = \mathbf{V}$の投入がある場合、生産関数として

$$x = f(v_1, \cdots, v_n) = f(\mathbf{V}) \qquad (10)$$

を考える。

このとき、規模弾性kは、生産要素構成比を一定に保ったままで、生産要素規模μに対する生産量xの弾力性と定義される。

$$k = \frac{d\ln x}{d\ln\mu} = \frac{\dfrac{dx}{x}}{\dfrac{d\mu}{\mu}} \qquad (11)$$

但し

$$x = f(v_1, \cdots, v_n) = f(\mu v_1^0, \cdots, \mu v_n^0)$$

このとき

$k > 1$	規模の経済性
$k = 1$	収穫不変
$k < 1$	規模の非経済性

となる。

いま、銀行業の生産物を「貸出」であると考えたとき、その生産に伴う投入もしくは費用の構造がいかなる特性を持っているかは、貸出供

給のモデルの設定に重要なかかわりを持ってくる。もし、費用構造が産出の規模に関して、収穫不変（もしくは費用不変、１次同次性）の性質を持つとすれば、(9)における限界費用 C_L は、貸出の規模にかかわりなく一定値となる。従って、相対取引の各顧客への貸出供給表は、費用（経費）からみるかぎり各々独立と考えても差し支えない。しかし、もし費用が規模に関して逓減もしくは逓増が一般的特性の場合には、貸出規模によって限界費用が異ってくるから、相対取引のどの企業と先に貸出契約を結ぶかによってその後に契約する企業の限界費用が異ってくることも考慮しなければならなくなる。

規模弾性 k の計測に関しては、(10)の生産関数を直接的に特定化して推定する方法もある。しかし、その場合、しばしば投入要素間の多重共線性に悩まされることが多い。

R. Frish は、生産関数の特定化を行わない下での、規模弾性の近似的測定式として

$$k=\frac{dx/x}{d\mu/\mu}=\frac{\ln x^2-\ln x^1}{\ln\mu^2-\ln\mu^1}=\frac{\ln x^2-\ln x^1}{\ln v_i^2-\ln v_i^1} \quad (12)$$

但し

$$v_i^2=\mu^2 v_i^0,\quad v_i^1=\mu^1 v_i^0$$

を提唱している。[8)]

ここでは R. Frish の計測法の拡張発展として吉岡（1984）の規模弾性の計測を用いよう。その場合、1）生産者は費用極小行動をとっている、また 2）生産関数は同次関数（k 次同次）であり、一般に

$$x=\lambda^{-k}f(\lambda V),\ \lambda:\text{正のスカラー} \quad (13)$$

が成立する（k は規模弾性である）、という２つの前提の下に、我々が観測する産出・投入、要素相対価格の資料から、生産関数の特定化なしに規模弾性 k を測定する。

(1) 銀行業の規模弾性の測定

イ．規模弾性測定の方法

吉岡（1984）に従い、上記の前提が容認された場合の規模弾性の測定の方法を簡単に要約しておこう。[9)]

生産者が同次関数の下で費用極小行動をとっているという前提の下では、観測可能な生産量 x、要素投入量 v_i、要素相対価格 P_i は、第６図のように生産局面に画くことができる。簡単化のため、生産要素を２財、生産規模の異る x^1、x^2（$x^1<x^2$）の生産量を観測しているものと考える。

第６図において、直接観測可能なのは、x^1 の生産量に対するＡ点の投入量とその要素相対価格、及び x^2 上のＢ点の投入量と相対価格である。図の Ray Ａ、Ｂは、それぞれ、Ａ、Ｂ点で実現している要素投入構成比を不変（従って要素相対価格不変）とした場合の拡張経路を示している。Ray Ａと等量線 x_2 との交点を V^{*2}、Ray Ｂと等量線 X_1 との交点を V^{*1} とし、それぞれをその交点での要素投入ベクトルとする。規模弾性Ｋはそのとき次のように定義できる。

Ray Ａ上で λ を $V^{*2}=\lambda V^1$ を満たす定数とすれば、$i=1,\cdots,n$ の任意の i について規模弾性 k は

$$k^1=\frac{\ln f(V^{*2})-\ln f(V^1)}{\ln\lambda}=\frac{\ln x^2-\ln x^1}{\ln v_i^{*2}-\ln v_i^2} \quad (14)$$

又、同様に Ray Ｂ上で

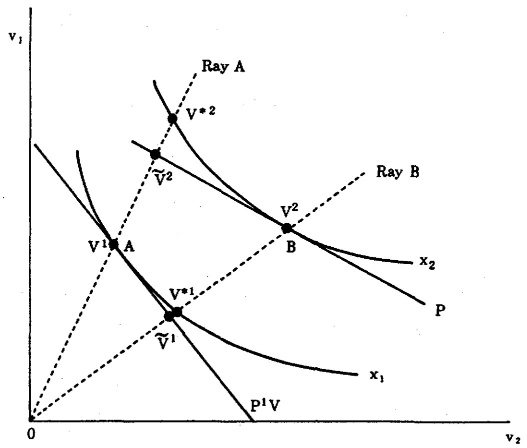
8) Frish（1965）参照。
9) 吉岡（1977、1984、1979、1982）参照。

$$k^2 = \frac{\ln f(V^2) - \ln f(V^{*1})}{\ln \lambda}$$

$$= \frac{\ln x^2 - \ln x^1}{\ln v_i^2 - \ln v_i^{*1}} \qquad (15)$$

と定義でき、同次性の仮定から、$k^1=k^2=k$ となる。

第６図　生産曲面の模型図



しかし、第６図から明らかなように、等量曲線の特定化の行われていない段階では、V^{*1}、V^{*2} は直接観測不可能である。入手可能な観測資料から、$\tilde{V}^1$ や $\tilde{V}^2$ は容易に求められるから、V^{*1} の代りに $\tilde{V}^1$ を、V^{*2} の代りに $\tilde{V}^2$ を用いて、⑭、⑮から近似的に規模弾性を求めることができる。

$\tilde{V}^1 = \lambda_1 V^2$, $P^1 \tilde{V}^1 = P^1 V^1$　より

$$P^1 \tilde{V}^1 = \lambda_1 P^1 V^2 = P^1 V^1$$

$$\therefore\ \lambda_1 = \frac{P^1 V^1}{P^1 V^2} \text{ または } \tilde{V}^1 = \frac{P^1 V^1}{P^1 V^2} \cdot V^2 \qquad (16)$$

$\tilde{V}^2 = \lambda_2 V^1$, $P^2 V^2 = P^2 \tilde{V}^2$ より

$$P^2 \tilde{V}^2 = \lambda_2 P^2 V^1 = P^2 V^2$$

$$\therefore\ \lambda_2 = \frac{P^2 V^2}{P^2 V^1} \text{ または } \tilde{V}^2 = \frac{P^2 V^2}{P^2 V^1} \cdot V^1 \qquad (17)$$

⑭の $V_i{}^{*2}$ の代わりに⒄の $\tilde{V}_i{}^2$ を、また⒂の $V_i{}^{*1}$ の代わりに、⒃の $\tilde{V}_i{}^1$ を代入して書き改めると

$$k_u = \frac{\ln x^2 - \ln x^1}{\ln \tilde{v}_i^2 - \ln v_i^1} \qquad (18)$$

$$k_\ell = \frac{\ln x^2 - \ln x^1}{\ln v_i^2 - \ln \tilde{v}_i^1} \qquad (19)$$

が定義できる。図から明らかなように

$v_i^{*2} > \tilde{v}_i^2$, $v_i^{*1} > \tilde{v}_i^1$ であることから

$$k_u > k > k_\ell \qquad (20)$$

となり、同次性の仮定の下では、k_u、k_ℓ は真の規模弾性 k の上限、下限界の推定値を与えることになる。

⒅及び⒆の右辺の分母は、⒃、⒄の関係から

⒅ の右辺の分母 $= \ln \tilde{v}_i^2 - \ln v_i^1$

$$= \ln \lambda_2 = \ln Q_p = \ln \left(\frac{P^2 V^2}{P^2 V^1}\right) \qquad (21)$$

また

⒆ の右辺の分母 $= \ln v_i^2 - \ln \tilde{v}_i^1$

$$= \ln \lambda_1 = \ln Q_L = \ln \left(\frac{P^1 V^2}{P^1 V^1}\right) \qquad (22)$$

となり、分母はそれぞれパーシェ、ラスパイレスの投入要素に関する数量指数の成長率を示していることになる。規模弾性の推定値の上限・下限の k_u、k_ℓ は、i 個の投入要素の集計に関して、パーシェ、ラスパイレスの集計指数を想定したものに対応している。従って集計関数の

特定化に対応させて、

$$k_I = \frac{\ln x^2 - \ln x^1}{\ln Q_I} = \frac{\ln x^2 - \ln x^1}{\ln \sqrt{Q_L \cdot Q_p}} \quad (23)$$

$$k_D = \frac{\ln x^2 - \ln x^1}{\ln Q_D} = \frac{\ln x^2 - \ln x^1}{\Pi\left(\frac{V_i^2}{V_i^1}\right)^{\frac{1}{2}\left\{\left(\frac{P_i^1 V_i^1}{P^1 V^1}\right) + \left(\frac{P_i^2 V_i^2}{P^2 V^2}\right)\right\}}} \quad (24)$$

など、集計関数にQuadratic Root FunctionやTranslog Functionを想定した、フィッシャーの理想算式指数Q_Iやディビジア指数Q_Dから規模弾性を近似することもできる。[10)]

ロ．銀行の規模弾性の推定

イ．で述べた方法により、我が国都市銀行（東京銀行を除く12行）について、規模弾性を推計してみよう。

銀行業の活動の把握に際して、その生産活動の産出をどう定義し、その投入をどのように捉えるかは重要な問題となる。

産出や投入物の定義の仕方によって、規模弾性の大きさが異なることは十分に考え得る。しかし、貸出供給行動を分析するというこの論文の趣旨にそって、まず、銀行の産出物を貸出と狭義に捉え、それに対応して費用も人件費、物件費のいわゆる営業経費のみと考えることから始めよう。

収益資産に占める貸出額の比率は、都市銀行合計及び12行各行でも、時系列的にほぼ80％を上まわる程度で安定しており、産出に関する上記の取扱いの妥当性を示しているともいえる。

しかし、産出と投入の定義を変更し、都市銀行の貸出を含む全活動に拡大した場合にも規模の経済性が働くかどうかにも興味のあるところであるので、最後に補論において、若干の追加的作業を行っている。

さて、計測に際しての実験計画を改めて要約しておこう。

対象：　東京銀行を除く都市銀行12行
観測期間：　1973年３月～1983年の９月の半期ベース
資料：　全国銀行財務諸表分析
変数：　x_i＝貸出残高（平残）
v_1^i（$=K^i$）：動産不動産額（簿価）
v_2^i（$=N^i$）：従業員数
C_{iK}：物件費
C_{iN}：人件費

C_i（$=C_K+C_N$）：営業経費
r_i：物件費／動産不動産額
w_i：人件費／従業員数

計測に関しては、以下の手続きで、1973年３月から1983年９月の22期について、12行の横断面資料から規模弾性の推計値を得る。

a)　各期に関し、各行のL_i（貸出平残）の規模について標本を並べ変え、平残の小規模のものから配列する。

b)　規模別に配列された12行について、相隣りあう２行の組合せ11組の資料から以下の規模係数を求める。

$$\widehat{k_\ell} = \frac{\ln x_i - \ln x_i}{\ln Q_L}$$

$$\widehat{k_u} = \frac{\ln x_i - \ln x_i}{\ln Q_p}$$

10)　Diewert（1976）参照。

$$\widehat{k_I} = \frac{\ln x_i - \ln x_i}{\ln Q_I} = \frac{\ln x_i - \ln x_i}{\ln\sqrt{Q_p \cdot Q_L}}$$

$$\widehat{k_D} = \frac{\ln x_i - \ln x_i}{\ln Q_D}$$

但し、Q_L、Q_P、Q_I、Q_D は、前述の投入要素に関する集計指数で、テスパイレス、パーシェ、フィッシャー、ディジア指数を横断面資料から作ったものである。

c) 各期に関して、12行中相隣り合う11行の組合せから求められた上記の規模係数、$\hat{k}_j$ ($j=\ell$, u, I, D) は、標本誤差を反映している可能性が大きい。そこでそうした攪乱要因を除去するために

$$\ln x_i = \tilde{k}_j \ln Q_j i + k_0 + u \qquad (25)$$

の回帰式を産出及び各投入要素指数にあてはめることによって、各期の平均的規模弾性値 $\bar{k}_j$ を推定する。

以上の実験計画に基づき、規模弾性を計測したのが、第1表の結果である。各年について、それぞれの投入の指数の作成に合わせて4種類の規模係数 k_j (j=L, I, D, P) が推定されている。指数作成の理論的推論から明らかなように、k_L 及び k_P はそれぞれ真の規模係数の下限、上限界を与える。

第1表によれば、各指数算定式のいずれのケースについても、(25)の回帰式の統計的あてはまりは充分に有意である。規模弾性の推定値(回帰係数)の統計的有意性も有意水準1%で有意であり、生産関数の同次性の仮定を棄却することはできない。

また k_L、k_P とも、有意水準1%をもって有意に1.0を上回っており、規模の経済性が明確に検出されることを示している。

推計期間の22期中3期は、有意水準5%で、また11期は有意水準1%で k_P が k_L を上回っており、他は、k_P と k_L の逆転は存在しない。このことは、同次性の仮定とともに、企業の費用極小行動を前提とする、ここでの規模弾性の計測方法の妥当性を示しているといえる。[11)]

産出を「貸出」に限り、投入を「営業経費」に限ったこの規模弾性の計測結果は、都市銀行に関し、貸出規模の拡大に伴う経済性がかなり大きいことを示している。

第1表の規模弾性の推計結果は、弾性値が時系列的に上方変位しており、銀行業における技術革新が生産性の向上をもたらしている可能性のあることを示唆している。

推定値が、$\hat{k}_\ell < \hat{k}_I < \hat{k}_D < \hat{k}_u$ の安定した関係を持っており、また(2)では推定する費用関数の特定化をダグラス型としていることから、以下では都市銀行の規模弾性の推定値としてダグラス型と斉合的な $\tilde{k}_D$ の推定値を用いる。
$\tilde{k}_D$ の時系列変化に関しては、後に技術進歩の可能性を考えるとして、全期間の $k_D{}^t$ の単純平均値を規模弾性とする。

$$\frac{1}{22}\sum_{t=1}^{22}\tilde{k}_D^t = 1.40075$$

(2) 費用関数の測定

(1)での計測から、貸出を銀行業の産出とする都市銀行の費用構造において、かなりの程度の規模の経済性の存在が確認された。しかも、同次関数の生産構造が支持された。

そこで、都市銀行の費用関数の特定化を次の

11) 同次性の仮定の妥当性に関しては、k_L(下限)と k_P(上限)に逆転がなく、両係数が近似的に近い値をとっていることが必要条件である。しかし、多重共線性の多いデータの場合、たとえ入手した標本に関して、上記の条件を満たしたとしても、生産要素局面のグローバルな同次性を意味しているわけではない。その意味では、上の条件は十分条件を確かめてはいない。

第１表　都市銀行規模係数推定結果

産出物：貸出平残、投入物：営業経費

	ラスパイレス指数			フィシャー指数			ディビジア指数			パーシェ指数		
	C	LNCQL	R^2	C	LNCQI	R^2	C	LNCQD	R^2	C	LNCQP	R^2
48-3	13.7502 (330.4)	1.24821 (26.04)	0.9869	13.7303 (314.4)	1.29326 (25.24)	0.9861	13.7302 (314.2)	1.29346 (25.23)	0.9860	13.7096 (293.2)	1.34094 (23.99)	0.9845
48-9	13.8851 (321.5)	1.21774 (24.78)	0.9855	13.8764 (333.4)	1.23482 (25.14)	0.9859	13.8764 (333.3)	1.23492 (25.13)	0.9859	13.8676 (333.7)	1.25222 (25.38)	0.9862
49-3	13.9375 (319.3)	1.23864 (24.23)	0.9849	13.9170 (326.9)	1.27607 (25.30)	0.9861	13.9169 (326.9)	1.27638 (25.30)	0.9861	13.8957 (329.4)	1.31511 (26.00)	0.9868
49-9	14.0352 (298.6)	1.22495 (21.80)	0.9814	14.0219 (306.9)	1.24170 (22.71)	0.9828	14.0217 (306.8)	1.24206 (22.71)	0.9828	14.0085 (313.1)	1.25848 (23.49)	0.9839
50-3	14.0395 (209.4)	1.30442 (16.04)	0.9660	14.0301 (211.4)	1.32029 (16.34)	0.9709	14.0301 (211.4)	1.32026 (16.35)	0.9672	14.0206 (283.3)	1.33641 (16.64)	0.9720
50-9	14.0739 (268.6)	1.32724 (20.71)	0.9794	14.0610 (269.5)	1.34480 (21.01)	0.9799	14.0616 (269.7)	1.34487 (21.03)	0.9800	14.0494 (268.8)	1.36246 (21.21)	0.9803
51-3	14.1086 (225.1)	1.35416 (17.59)	0.9717	14.0952 (224.2)	1.38142 (17.75)	0.9752	14.0951 (224.3)	1.38172 (17.76)	0.9722	14.0814 (222.5)	1.40950 (17.84)	0.9724
51-9	14.1607 (267.6)	1.35470 (20.60)	0.9793	14.1503 (269.1)	1.36893 (20.98)	0.9799	14.1502 (269.2)	1.36912 (20.98)	0.9799	14.1398 (269.8)	1.38320 (21.24)	0.9804
52-3	14.2018 (361.3)	1.34425 (27.90)	0.9886	14.1938 (357.1)	1.37081 (27.79)	0.9885	14.1935 (356.9)	1.37169 (27.78)	0.9884	14.1855 (351.4)	1.39834 (27.56)	0.9882
52-9	14.2343 (425.8)	1.35662 (33.00)	0.9918	14.2314 (422.2)	1.37201 (32.84)	0.9917	14.2313 (422.0)	1.37252 (32.84)	0.9917	14.2285 (417.9)	1.38773 (32.60)	0.9915
53-3	14.2977 (473.4)	1.34335 (35.80)	0.9930	14.2913 (460.1)	1.36828 (34.98)	0.9927	14.2911 (459.8)	1.36887 (34.97)	0.9927	14.2846 (445.2)	1.39406 (34.06)	0.9923

第1表　続き

	ラスパイレス指数			フィシャー指数			ディビジア指数			パーシェ指数		
	C	LNCQL	R^2	C	LNCQI	R^2	C	LNCQD	R^2	C	LNCQP	R^2
53-9	14.3325 (426.9)	1.36074 (32.35)	0.9915	14.3208 (405.5)	1.40225 (31.05)	0.9907	14.3205 (404.9)	1.40361 (31.08)	0.9907	14.3085 (383.1)	1.44690 (29.67)	0.9899
54-3	14.4201 (406.8)	1.34194 (29.90)	0.9901	14.4050 (382.5)	1.39094 (28.59)	0.9891	14.4046 (381.9)	1.39209 (28.60)	0.9891	14.3888 (356.8)	1.44340 (27.10)	0.9878
54-9	14.4438 (278.8)	1.40786 (20.95)	0.9798	14.4348 (266.8)	1.44524 (20.20)	0.9783	14.4347 (266.6)	1.44575 (20.21)	0.9783	14.4253 (254.7)	1.48460 (19.47)	0.9768
55-3	14.5205 (273.5)	1.40374 (20.04)	0.9780	14.5096 (265.6)	1.44319 (19.66)	0.9772	14.5096 (265.5)	1.44359 (19.64)	0.9772	14.4981 (257.6)	1.48489 (19.26)	0.9763
55-9	14.6177 (285.0)	1.34151 (19.48)	0.9768	14.6051 (287.6)	1.37949 (19.91)	0.9777	14.6049 (287.5)	1.38037 (19.91)	0.9777	14.5919 (289.7)	1.41947 (20.32)	0.9786
56-3	14.6467 (271.6)	1.36027 (18.76)	0.9750	14.6379 (263.4)	1.39734 (18.35)	0.9739	14.6379 (263.4)	1.39783 (18.35)	0.9739	14.6286 (255.2)	1.43647 (17.94)	0.9727
56-9	14.6532 (242.2)	1.43532 (17.40)	0.9710	14.6452 (235.7)	1.46875 (17.06)	0.9699	14.6452 (235.6)	1.46923 (17.05)	0.9699	14.6369 (229.1)	1.50374 (16.71)	0.9687
57-3	14.7115 (231.1)	1.48079 (16.75)	0.9688	14.7015 (226.1)	1.50805 (16.55)	0.9680	14.7015 (226.1)	1.50834 (16.55)	0.9680	14.6912 (220.9)	1.53622 (16.32)	0.9672
57-9	14.7536 (421.9)	1.53123 (17.84)	0.9724	14.7461 (236.5)	1.55695 (17.56)	0.9716	14.7461 (236.6)	1.55707 (17.57)	0.9716	14.7384 (231.2)	1.58351 (17.29)	0.9706
58-3	14.8061 (252.7)	1.58651 (18.13)	0.9732	14.8031 (245.7)	1.63193 (17.69)	0.9719	14.8031 (245.7)	1.63182 (17.67)	0.9719	14.8003 (245.6)	1.67946 (17.68)	0.9700
58-9	14.8618 (220.3)	1.59780 (15.83)	0.9652	14.8564 (218.6)	1.61101 (15.79)	0.9650	14.8564 (218.6)	1.61093 (15.79)	0.9650	14.8509 (216.9)	1.62440 (15.75)	0.9649

ように行ってみた。

$$D_p = a e^{g_1 t} K_p^{\ b} N_p^{\ c} \qquad (26)$$

$$L = \alpha e^{g_2 t} K_L^{\beta} N_L^{\gamma} D_p^{\eta}$$

$$= (\alpha a^{\eta}) e^{(g_1\eta+g_2)t} K_L^{\beta} K_p^{b\eta} N_L^{\gamma} N_p^{c\eta} \qquad (27)$$

ここで

D_p：本源的預金残高

$=D-\Sigma k_i L_i$（k_i：預金歩留り率）

但し、Dは総預金残高

k_i：法人企業統計季報より

$$k_i = \frac{\text{現金・預金}}{\text{金融機関借入金（短・長期）}}$$

として規模別・業種別に算出

K_P：預金獲得の為の資本ストック

K_L：貸出の為の資本ストック

$K=K_P+K_L$：動産不動産計（簿価）

N_P：預金の為の労働投入量（人）

N_L：貸出の為の労働投入量（人）

$N=N_P+N_L$：総従業員数

t：タイム・トレンド

以上の定式化について、K_P、K_L、N_P、N_Lなど預金・貸出に分けた投入の構成は、資料上入手不可能である。従って、直接的に(26)、(27)を推定することは困難である。

(27)の特定化は、貸出という産出物がダグラス型の同次生産関数に従っていることを仮定しており、従って、K_LからN_Pの各投入要素のベキ数の和$\beta+b\eta+\gamma+c\eta$は、規模弾性に等しくなる。(1)の推定に依れば、$\beta+b\eta+\gamma+c\eta=1.40075$という制約が付されることになる。

費用定義式を次のようにおく。

$$C = r(K_p+K_L) + w(N_p+N_L) \qquad (28)$$

但し、rは単位当り資本コスト、wは1人当り賃金、Cは総営業経費を示している。

(26)、(27)の制約の下で、(28)の費用極小の条件から、費用方程式

$$C=[(\beta+b\eta+\gamma+c\eta) \times\{(\alpha a^{\eta})(\beta^{\beta})(b\eta)^{b\eta}(\gamma^{\gamma})(c\eta)^{c\eta}\}^{-\frac{1}{\beta+b\eta+\gamma+c\eta}}] \times e^{-\frac{(g_1\eta+g_2)}{\beta+b\eta+\gamma+c\eta}t} L^{\frac{1}{\beta+b\eta+\gamma+c\eta}} \times r^{\frac{\beta+b\eta}{\beta+b\eta+\gamma+c\eta}} w^{\frac{\gamma+c\eta}{\beta+b\eta+\gamma+c\eta}} \qquad (29)$$

が導出される。

また、費用極小の一階の条件より

$$K_L=\frac{\beta}{\beta+b\eta}K \qquad (30)$$

$$N_L=\frac{\gamma}{\gamma+c\eta}N \qquad (31)$$

となり、(30)、(31)を(27)に代入して

$$L=\left\{\alpha\left(\frac{\beta}{\beta+b\eta}\right)^{\beta}\left(\frac{\gamma}{\gamma+c\eta}\right)^{\gamma}\right\}e^{g_2 t}K^{\beta}N^{\gamma}D_p^{\eta} \qquad (32)$$

を得る。

(1)の推定結果に基づいて"$\beta-b\eta+\gamma+c\eta$"の規模係数を1.40075に制約したかたちで、他の費用関数の各パラメターの推定を試みた。

この場合、規模係数を与えて、技術革新の程度を識別するという目的から、都市銀行の1行当り平均資料(東京銀行を除く12行の単純平均)の時系列を用いて、(29)及び(32)の推定を行った。その場合、資本ストックKのデフレータとして、近似的に投資財デフレータ（SNAベース）を用いている。

各方程式の推計結果のみを示そう。

$$
\begin{aligned}
\ln C = {} & \underset{(23.40)}{0.543164} - \underset{(11.74)}{0.0202728\,t} \\
& + 0.7139032 \ln L + \underset{(2.34)}{0.492982 \ln r} \\
& + \underset{(3.20)}{0.507018 \ln w} \qquad R = 0.9916
\end{aligned}
$$

但し、

$$
0.7139032 = \frac{1.0}{1.40075} = \frac{1}{\beta + b\eta + r + c\eta} = \frac{1}{\tilde{k}_D} \qquad (33)
$$

$$
\begin{aligned}
\ln L = {} & \underset{(141.41)}{1.72105} + \underset{(25.37)}{0.0270816\,t} \\
& + 0.55048 \ln(K/P_K) \\
& + 0.44952 \ln N + 0.181749 \ln D_p \\
& \qquad R = 0.9863
\end{aligned} \qquad (34)
$$

(12は 0.55048 の後の ln に付された注番号[12])

(33)、(34)の誘導型パラメターから、(26)、(27)の各構造パラメターは、丁度識別できる。

構造パラメターは、

$\hat{\alpha} = 7.7790723$	$\hat{a} = 0.00352731$
$\hat{\beta} = 0.55048$	$\hat{b} = 0.7706481$
$\hat{r} = 0.44952$	$\hat{c} = 1.4343152$
$\hat{\eta} = 0.1817491$	$\hat{g}_1 = 0.007238$
$\hat{g}_2 = 0.0270816$	

となる。

預金獲得に関する技術進歩は、年率0.72%、貸出に関する技術進歩は年率2.70%で、両者の総和として、年率2.02%の費用削減の効果を持つことを示している。

5. 貸出供給関数の測定

(1) 主観的収益分布パラメターの測定

「貸出」を銀行業の産出とする生産関数のパラメターは、収穫が貸出規模によって逓増すること、云いかえれば、費用逓減の特性を持つことを示している。この場合、前述の(9)で示される貸出供給式の右辺の分子の最終項C_L、限界費用は、貸出の規模に依存することになる。すなわち、貸出の取引は、銀行と各企業との個別相対取引であったとしても、その銀行が他企業にどの程度貸し出したかによって、当面取引を行っている企業の貸出の限界費用が異ってくる。貸出という銀行の生産物の規模を通じて、相対取引市場はもはや独立ではなくなってしまう。

(33)の費用関数の測定結果は、いわゆる長期費用曲線 (Long-run Cost Curve) の推定式である。所与の要素相対価格 w／r と技術状態 (States of Technology, t) が与えられれば、貸出の規模に関して費用逓減的な費用曲線となる。

長期限界費用曲線は

$$
MC_L = \left[\{(\alpha a^{\eta})(\beta^{\beta})(b\eta)^{b\eta}(r)^{r}(c\eta)^{c\eta}\}^{-\frac{1}{\beta+b\eta+r+c\eta}}\right] \times e^{-\frac{(g_1\eta+g_2)\,t}{\beta+b\eta+r+c\eta}}\ L^{\frac{1}{\beta+b\eta+r+c\eta}-1}
$$

---

12) (30)の $\ln(K/P_K)$ 及び $\ln N$ のパラメターは多重共線性を回避するため、都銀各行の横断面資料から、1973.9～1983.9の各年について

$$
\frac{L}{N} = \alpha\left(\frac{K}{N}\right)^{\beta} \cdot D_p^{\eta}
$$

の推定を行い、β 及び η の各期推定値の平均値を推定値として与えている。

$$\times r^{\frac{\beta+b\eta}{\beta+b\eta+\gamma+c\eta}} \; w^{\frac{\gamma+c\eta}{\beta+b\eta+\gamma+c\eta}} \tag{35}$$

となる。

一方、長期費用曲線(29)は、K_P、K_L、D_P を所与としたときに求められる短期費用曲線の包絡線となっている。短期総費用曲線は、K_P、K_L、D_P、w、r を所与として

$$C_s = r(K_p+K_L)+wN_p + w\left\{\frac{L}{\alpha e^{g_2 t} K_L^{\beta} D_p^{\eta}}\right\}^{\frac{1}{\gamma}} \tag{36}$$

となり、短期限界費用は

$$MC_s = \left(\frac{1}{\gamma}\right)\left(\alpha^{-\frac{1}{\gamma}}\right) e^{-g_2 t} L^{\frac{1}{\gamma}-1} K_L^{-\frac{\beta}{\gamma}} D_p^{-\frac{\eta}{\gamma}} w \tag{37}$$

となっている。

4.で推定された構造パラメターに基づいて、短・長期の限界費用式を求めると、

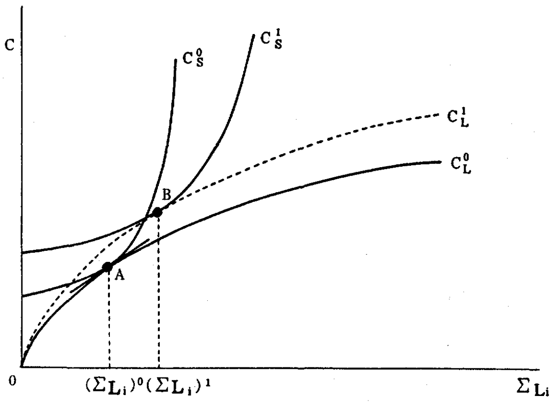
$$MC_L = 1.2289343 \; e^{-0.202728t} \times L^{-0.286096} \, r^{0.492982} \, w^{0.507018} \tag{38}$$

$$MC_s = 0.0231126 \, e^{-0.0270816t} \, L^{1.2245951} \times K_L^{-1.2245951} \, D_p^{-0.4043179} \, w \tag{39}$$

となる。

第7図に示したように、短期費用曲線は、所与の K_L、D_P、w の下で限界費用逓増的である。短・長期費用曲線の包絡面は、期末の設備規模K、従業員数N、要素相対価格 w／r、そして期末の当銀行の貸出残高 ΣL_i について成立し、短・長期の限界費用が等しくなっていると仮定しよう。

第7図　長・短期費用曲線の模型図



そのとき、我々が入手し得る銀行の時系列資料は、期末の第7図のA、B…の点に対応しているものと考えることができる。そして、A、B点など､長期費用曲線のパラメターを用いて、期末均衡点における貸出残高 ΣL_i に対する限界費用を算定することができる。

(9)を改めて書くと

$$F_i[(1+r_{Li})L_i - T_i] = \frac{r_{Li} - \{1-(1-\alpha)k_i\} r_M - C_L}{1+r_{Li}} \tag{9}$$

これを期末均衡として、各期末のi顧客に対する均衡方程式とみなそう。C_L が上記の推論から推定できるとすれば、相対取引ごとの貸出金利 r_{Li}、預金歩留り率 k_i、支払準備率 α を推定できれば、右辺の値を求めることによって顧客iの貸倒れ危険をどの程度に見込んだかを間接的に推定できる。

個別銀行の相対取引の条件設定と貸出額に関する情報を得ることは、殆ど不可能である。先の費用関数のパラメターは、都市銀行12行の平均の時系列資料から求めている。いわば、代表的（もしくは平均的）都市銀行を想定していることになる。

都市銀行の貸出先に関しては、日銀「経済統

計月報」より、業種・規模別、運転・設備資金別の貸出残高の時系列資料を入手し得る。そこで、都銀の相対取引の相手企業として、都市銀行平均の貸出残高合計を上記資料で按分し、製造業・非製造業別、大・中・小企業別、さらに設備・運転資金別の12グループに分割することとする。

預金歩留り率 k_i に関しては前述のように「法人企業統計季報」より、業種・規模別に算定することができる。[13)]

相対取引の相手ごとの貸出金利 r_{Li} については情報を得ることは困難である。期末均衡で長期費用曲線上に沿って取引が成立しているという我々の設定が許されれば、長期的にはある種の取引間の裁定が働いて、r_{Li} については、平均的な貸出金利 r_L が各取引とも共通に成立すると仮定することが許されるかもしれない。[14)]

$$r_{Li} \fallingdotseq r_L$$

の仮定を用いると、各相対取引の各企業について、(9)の右辺の値を時系列で算定することができる。すなわち、各取引相手ごとに銀行が主観的に想定した貸倒れの確率である。

推定された貸倒れの確率を $\tilde{y}_i$ とすれば、

$$F_i[(1+r_{Li})L_i - T_i] = \tilde{y}_i \qquad (40)$$

となる。ここで担保 T_i の代理変数として、「現金・預金＋有価証券－社債」を定義し、担保率 θ_i を

$$\theta_i = \frac{\text{現金・預金＋有価証券－社債}}{\text{金融機関借入金（短期・長期）}}$$

として「法人企業統計季報」より算定した。[15)]

θ_i の資料を用いて、各相対取引企業について、

$$x_i = (1 + r_L - \theta_i) L_i \qquad (41)$$

としたとき、x_i の対数値 $\ln x_i$ が正規分布 N (μ, δ^2) に従うものとすれば、

---

13) 預金歩留り率 k_i の推計式として用いたものは、法人企業統計季報に依っているため、企業規模別・業種別に推計できるという長所はあるが、金融機関の業態間の相違を反映できないという短所もある。その点を回避するために、大蔵省「拘束預金に関する報告集計表」の資料から、債務者預金比率を用いることもできる。この場合、金融機関の業態別に把握できるという利点がある一方、借り手の種別に相違を捉えることはできない。

14) 長期の期末均衡が年ベースの資料で実現しているかどうか、そして、その場合、r_{Li} に裁定メカニズムが働いているかどうかは、検証することは困難である。ここでは、一つの実験計画のあり方として、この作業仮説をおいて、資料の欠除を補っている。

15) 担保率 θ_i の推計に関しても、幾つかの可能性がある。銀行側の資料（各行の有価証券報告書）から、総貸出に占める担保貸出や保証貸出の比率を算定することもできる。しかしこの場合、借り手の産業別規模別の担保率を得ることはできない。

一方、我々が用いた法人企業統計季報によれば、産業別・規模別に担保率を定義できる。その場合でも、幾つかの定義を並列的に考え得る。

1. 現金・預金／金融機関借入
2. （現金・預金－社債）／金融機関借入
3. （現金・預金＋有価証券）／金融機関借入
4. （現金・預金＋有価証券－社債）／金融機関借入
5. 有形固定資産／金融機関借入
6. （有形固定資産－社債）／金融機関借入

我々の場合、定義4を用いている。5、6のいずれかを用いる方が担保制度の慣習に対応しているかも知れないが、有形固定資産の簿価評価のバイアスを回避するため、あえて定義4を用いている。

$$F\left(\frac{\ln x_i - \mu}{\sigma}\right) = \widetilde{y}_i \qquad (42)$$

但し、F：N（0, 1）

となる関係を得る。

平均μの時系列変位に関して

$$\mu = \mu_0 + \mu_1 \ln L_i^{-1} \qquad (43)$$

$$\mu = \mu_0 + \mu_1 L_i^{-1} \qquad (44)$$

の2つのケースを仮定する。L_i^{-1}は、顧客iへの前期末貸出残高である。

二つのケース、(43)、(44)について、各相対企業に対する銀行の主観的収益分布のパラメターを推計する。

(42)の累積分布関数Fに関して、Fの逆関数をΦ^{-1}で定義する。

Φ^{-1}については

$$\Phi^{-1}(\widetilde{y}_i) = \frac{\ln x_i - \mu}{\sigma}$$

μに(43)又は(44)を代入すると、推定すべき回帰式は、

$$\ln x_i = \mu_0 + \mu_1 \ln L_i^{-1} + \sigma \Phi^{-1}(\widetilde{y}_i)$$

又は

$$\ln x_i = \mu_0 + \mu_1 L_i^{-1} + \sigma \Phi^{-1}(\widetilde{y}_i)$$

となる。各推計式のパラメターの推計結果をまとめたのが、第2表、第3表である。

平均μの変位に関する(43)、(44)の択一的な特定化については、結果としては統計的に有為な差はない。以下の議論は、(43)の特定化に従ってすすめよう。

収益分布の標準偏差δに関しては、観測期間1973年第Ⅲ四半期から1983年第Ⅳ四半期までの42期の四半期時系列資料にあてはめたとき、製造業のうち中企業の運転資金、及び中企業合計の場合を除いて、統計的に有意である。

標準偏差が大企業ほど有意に小さくなっている点も、中企業の設備資金に関するもの以外は規則的趨勢を示している。製造業及び非製造業大企業の標準偏差がもっとも小さく、次いで、製造業中企業、非製造業中企業、さらに製造業小企業、非製造業小企業と順次大きくなっている。製造業大企業の設備資金向け貸出の収益分布の標準偏差は、非製造業小企業の設備資金向け貸出のそれの約10分の1程度となっている。銀行が相対取引の相手企業の収益分布に関して想定する主観的確率分布の標準偏差(又は分散)が、確定的情報の入手しやすい大企業について小さく、小企業について大きいのは、市場の特性の反映として重要な観測事実であろう。

一方、分布の平均値は、前期末の貸出残高の規模によって、正方向に変位することを示している。変位の弾性値は、パラメターμ_1の値によって示される。この場合、標準偏差とは逆に、大企業ほど弾性値μ_1は小さく、小企業ほど大きい。このことも、確定的情報に基づく大企業向け貸出が、過去の貸出残高の拡大にそれほど大きく依存しないのに対して、収益分布の想定が相対的に不確定な小企業の収益分布は、過去の残高に大きく依存する習慣形成効果を持っていることを示しているとも解釈できる。

貸出残高が銀行の合計値について、期末には均衡していると想定して、事後的均衡値の系列から各相対取引企業の収益分布のパラメターを推定した。次にこのパラメターに基づき、各相手企業への貸出供給表の導出を試み、そのパラメターの意味を考えてみよう。

(2) 貸出供給曲線の導出

費用関数及び主観的収益分布の推定パラメ

第２表　製造業大・中・小企業に対する銀行の主観的収益分布・平均・標準偏差

		$\ln x = (\mu_0 + \mu_1 \ln L^i_{-1}) + \sigma z$				$\ln x = (\mu_0 + \mu_1 L^i_{-1}) + \sigma z$			
		σ	μ_0	μ_1	R	σ	μ_0	μ_1	R
製造業									
大企業	設　備	0.041108	8.16839	0.274764	0.8889	0.043461	11.0642	0.2709×10^{-5}	0.8774
		(3.77)	(6.61)	(2.57)		(0.83)	(95.30)	(2.47)	
	運　転	0.045422	5.25528	0.599571	0.9862	0.024557	12.7416	0.7531×10^{-6}	0.9958
		(1.74)	(11.34)	(17.63)		(0.94)	(383.9)	(19.48)	
	合 計	0.042539	5.68989	0.57095	0.9850	0.024841	12.8913	0.6389×10^{-6}	0.9947
		(1.59)	(11.39)	(15.69)		(0.93)	(356.6)	(17.03)	
中企業	設　備	0.752255	-0.248716	1.09062	0.9448	0.76102	9.65812	0.4526×10^{-4}	0.9427
		(3.05)	(0.26)	(11.86)		(2.82)	(100.33)	(11.12)	
	運　転	0.0606735	2.12906	0.77783	0.9979	0.0293173	10.8022	0.3779×10^{-5}	0.9995
		(0.26)	(1.75)	(7.83)		(0.12)	(106.97)	(7.94)	
	合 計	0.077504	1.54006	0.829773	0.9964	0.048676	10.8949	0.3606×10^{-5}	0.9986
		(0.31)	(1.12)	(7.46)		(0.19)	(96.50)	(7.51)	
小企業	設　備	0.379256	-1.41118	1.12029	0.9894	0.67121	10.4227	0.1625×10^{-4}	0.9647
		(2.46)	(3.17)	(27.85)		(4.37)	(191.27)	(20.25)	
	運　転	0.315422	-1.31711	1.08592	0.9945	0.562077	12.2257	0.2192×10^{-5}	0.9814
		(1.76)	(2.84)	(30.66)		(3.04)	(250.06)	(24.06)	
	合 計	0.315691	-1.40243	1.09157	0.9943	0.585018	12.3924	0.1935×10^{-5}	0.9790
		(1.82)	(2.99)	(30.83)		(3.30)	(250.27)	(23.62)	

（注）　累積分布関数Ｆに関して、$F\left(\frac{\ln i - \mu_0 - \mu_1 L_i}{\sigma}\right) = \hat{y}$ としたとき、Ｆの逆関数 Φ^{-1} について $\Phi^{-1}(\hat{y}) = \hat{z}$ とする。

第3表　非製造業大・中・小企業に対する銀行の主観的収益分布・平均・標準偏差

		$\ln x = (\mu_0 + \mu_1 \ln L^i_{-1}) + \sigma z$				$\ln x = (\mu_0 + \mu_1 L^i_{-1}) + \sigma z$			
		σ	μ_0	μ_1	R	σ	μ_0	μ_1	R
非製造業									
大企業	設備	0.04004	0.729674	0.942092	0.9671	0.01947	10.8444	0.6793×10^{-5}	0.9917
		(5.83)	(1.31)	(20.02)		(2.46)	(316.52)	(29.42)	
	運転	0.025799	0.282686	0.97961	0.9803	0.01321	12.7262	0.1027×10^{-5}	0.9946
		(4.40)	(0.51)	(24.46)		(2.74)	(485.15)	(39.22)	
	合計	0.02762	0.355737	0.97494	0.9784	0.01405	12.8687	0.8921×10^{-6}	0.9942
		(4.73)	(0.62)	(23.87)		(2.79)	(478.09)	(38.10)	
中企業	設備	0.340016	-1.72035	1.17367	0.9016	0.380275	10.2462	0.1700×10^{-4}	0.8758
		(4.31)	(1.46)	(11.17)		(4.60)	(84.11)	(10.81)	
	運転	0.275727	-0.065306	1.01271	0.9481	0.237412	12.2072	0.1835×10^{-5}	0.9620
		(3.36)	(0.07)	(14.05)		(3.16)	(194.35)	(16.05)	
	合計	0.283257	-0.309423	1.03196	0.9400	0.257798	12.3623	0.1639×10^{-5}	0.9507
		(3.49)	(0.29)	(13.25)		(3.35)	(175.71)	(14.45)	
小企業	設備	0.482552	-0.92000	1.09408	0.9863	0.290199	12.0175	0.1882×10^{-5}	0.9951
		(4.70)	(2.06)	(32.55)		(1.79)	(300.21)	(32.58)	
	運転	0.29421	-1.95615	1.14000	0.9942	0.412821	12.7238	0.1193×10^{-5}	0.9882
		(2.25)	(4.38)	(35.11)		(2.73)	(275.44)	(27.94)	
	合計	0.36561	-1.67936	1.12537	0.9913	0.372458	13.1352	0.7286×10^{-6}	0.9909
		(3.18)	(3.69)	(35.19)		(2.55)	(310.54)	(30.55)	

ターを用いて、3.の推論に基づいて各相対取引企業に対する貸出供給表を導くことができる。

この場合、前節で収益分布のパラメターの推定に際して想定した、長期費用曲線上の期末均衡が短期的には必ずしも成立しないことに留意すべきである。

ある時点の期末において、所与の設備規模 K_L^{-1}、本源的預金残高 D_P^{-1} が短期的に不変の下では、貸出量の増加は長期費用曲線と接する短期費用曲線上を辿るかたちで費用逓増をもたらすことになる。従って、限界費用は、短期的には前期末（もしくは当該期首）の K_L^{-1}、D_P^{-1} を所与として、(39)を用いることになる。改めて、その推計結果を記すと、

$$MC_s = 0.0231126\, e^{-0.0270816t}\, L^{1.2245951} \times K_L^{-1.2245951}\, D_p^{-0.4043179}\, w \tag{39}$$

である。

時系列的には、資本設備 K_L の拡大が限界費用を下方に変位させる。また本源的預金の増大は、貸出資金のアベイラビリティーの拡張を通じて、限界費用を逓減させることになる。同様の効果は、銀行業の技術革新によってももたらされる。賃金上昇の効果は、それらを相殺することになる。

(39)における貸出残高Lは、銀行の全ての相対取引による貸出額である。従って期首の貸出残高を上回って、どの相対取引企業にどれだけ貸出しを行うかによって、当面取引に臨んでいる企業の貸出供給表の位置は異ってくる。その意味で、個々の相対取引はもはや独立には存在し得なくなる。部分均衡分析的に各相手企業向けの供給表を推定パラメターに基づき導いてみよう。

先に述べた、12の相対取引グループに対して当面相手としている企業以外への貸出額は前期末（従って期首）の水準に固定されているものと仮定しよう。

そのとき、(9)から

$$F_i\left[(1 + r_{Li} - \theta_i^t)\, L_i\right] = \frac{r_{Li} - \{1 - (1 - \alpha^t)\cdot k_i^t\}\, r_M^t - C_L^s\left(\sum_{\substack{j=1 \\ (j \neq i)}}^{n} L_j + L_i\right)}{1 + r_{Li}} \tag{45}$$

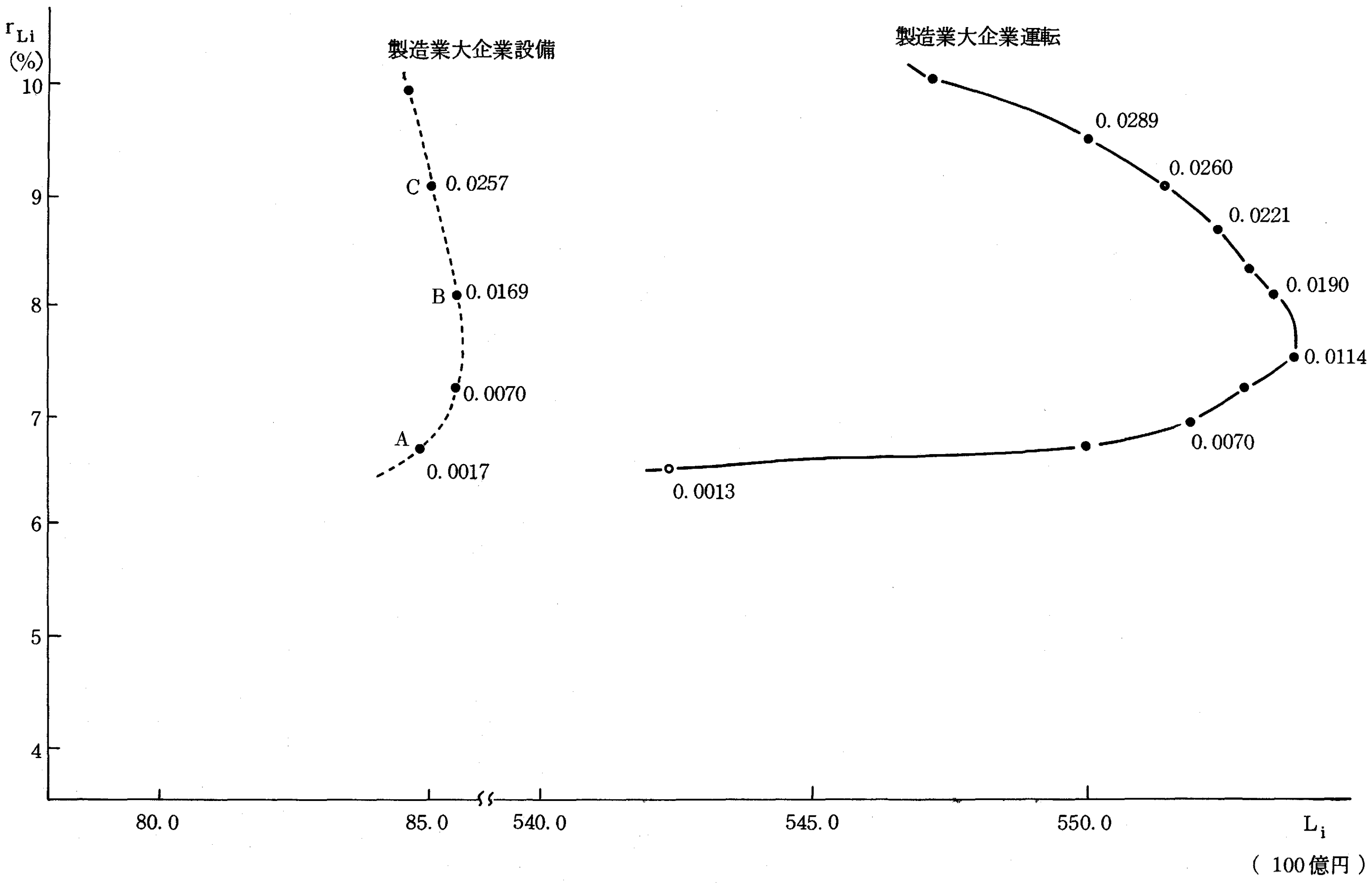
となり、L_i は直面する i 企業への貸出残高であり、$\sum_{j=1}^{n} L_j\ (j \neq i)$ は他の企業への貸出残高で、期首水準に固定されているとする。F_i の分布パラメター σ_i、μ_{oi}、μ_{li}、C_L^S のパラメター担保率 θ_i^t、準備率 α^t、預金歩留り率 k_i^t を t 期所与とし、また、期首の設備 K_L^t、本源的預金 D_P^t を与えて(45)を解くことによって、部分均衡的な短期供給表を i 企業について導くことができる。供給表は、第５図の模型図に対応する実測図となる。

まず第８図は、1973年12月についての製造業大企業向け設備資金及び運転資金の貸出供給表である。縦軸は貸出金利、横軸は貸出量である。この資料では企業数を考慮していないため、貸出規模は一銀行平均では運転資金が設備資金を上回るが、部分均衡分析的に供給表の形状を知る上では本質的な問題ではないので、この様な相対取引先が仮想的にあることを前提としよう。

収益分布の分散が相対的に小さな設備資金への供給表は、金利の上昇が貸倒れ危険を急上昇させるために、金利が８％を越えると右下がりに反転することになる。供給表の下限も(45)の右辺が負値となるため、6.5％程度が限界点となる。同様の傾向は、運転資金の供給表にもみられ、正常な右上がりの供給表の検出される貸出金利は、6.5％～8.0％と、予想されるよりもはるかに狭い範囲である。

第8図　製造業大企業向け設備資金・運転資金貸出供給表

1973年12月



グラフの各プロットに付された数字は、その点での貸倒れの確率を示している。設備資金に関しては、A点、貸出金利6.5％程度で0.17％の貸倒れの確率、B点、金利8％程度で1.69％、C点、金利9％で2.57％と急上昇している。同程度の金利の下では、運転資金向けの貸出では、それぞれ0.13％、1.9％、2.6％と設備資金より若干大きい貸倒れの確率を銀行が想定していることになる。

需給均衡点は、企業側の資金需要表の位置に依存して定まることになるが、担保率や預金歩留り率を所与とする限り、大企業設備資金の需要は、金利8.0％以上では貸出金利が上昇するとともに均衡貸出量が減少するという、企業側にとっては不利な状況を呈することになる。そして、それは同時に銀行にとっても、貸倒れ危険を急激に上昇させることになってしまう。従って、大企業向けの貸出金利は、企業及び銀行双方の条件から、6.5％～8.0％程度の硬直的な範囲に制約されることになってしまう。しかし、この点は、あくまで、部分均衡分析的な推察であること、担保率や預金歩留り率という相対取引の他の条件の変化によって供給表自体が変位する可能性のあることに留意しておく必要がある。

第9図は、1973年12月時点における、製造業の設備資金向けの貸出供給表を企業規模別にプロットしたものである。収益分布の標準偏差は、大企業0.041108、中企業0.752255、小企業0.379256とかなりの差異が認められる。収益分布の分散が大きい場合、貸出金利の上昇に伴う貸倒れの確率の上昇率は相対的に小さいから、供給表が上方で反転しにくくなる。その意味で、中・小企業向けの供給表は、金利の広範囲で正常な右上がり供給表を示している。しかしながら、同程度の貸出金利の水準で、貸倒れの確率は、大企業ほど小さい。ちなみに、貸出金利6.5％程度で、大企業の貸倒れの危険の確率が0.17％、中企業が1.87％、小企業が2.5％程度となっている。相対取引の企業としては、銀行は大企業を優先することは、危険の確率を少なくするという観点からすれば、この限りにおいて意味を持っている。

同様に、非製造業の設備資金について、規模別に供給表をプロットしたのが第10図である。

収益分布の標準偏差は、大企業向け0.04004に対して、中・小企業はそれぞれ0.340016、0.482552となっている。それを反映して、大企業向けの供給表は、貸出金利8％弱で右下がりに反転する。右上がりの正常な供給表の範囲は、ここでも、7％～8％と極めて狭い範囲となる。一方、中・小企業に関しては、右上がりの供給表の範囲は大きいが、同程度、例えば、金利7％での貸倒れの確率は、大企業が0.32％、中企業が1.45％、小企業が2.80％とここでも大企業が優先される可能性のあることを示している。

最後に、第11図、第12図は、それぞれ製造業大企業向けの設備資金、運転資金について、供給表の時系列変位をプロットしたものである。

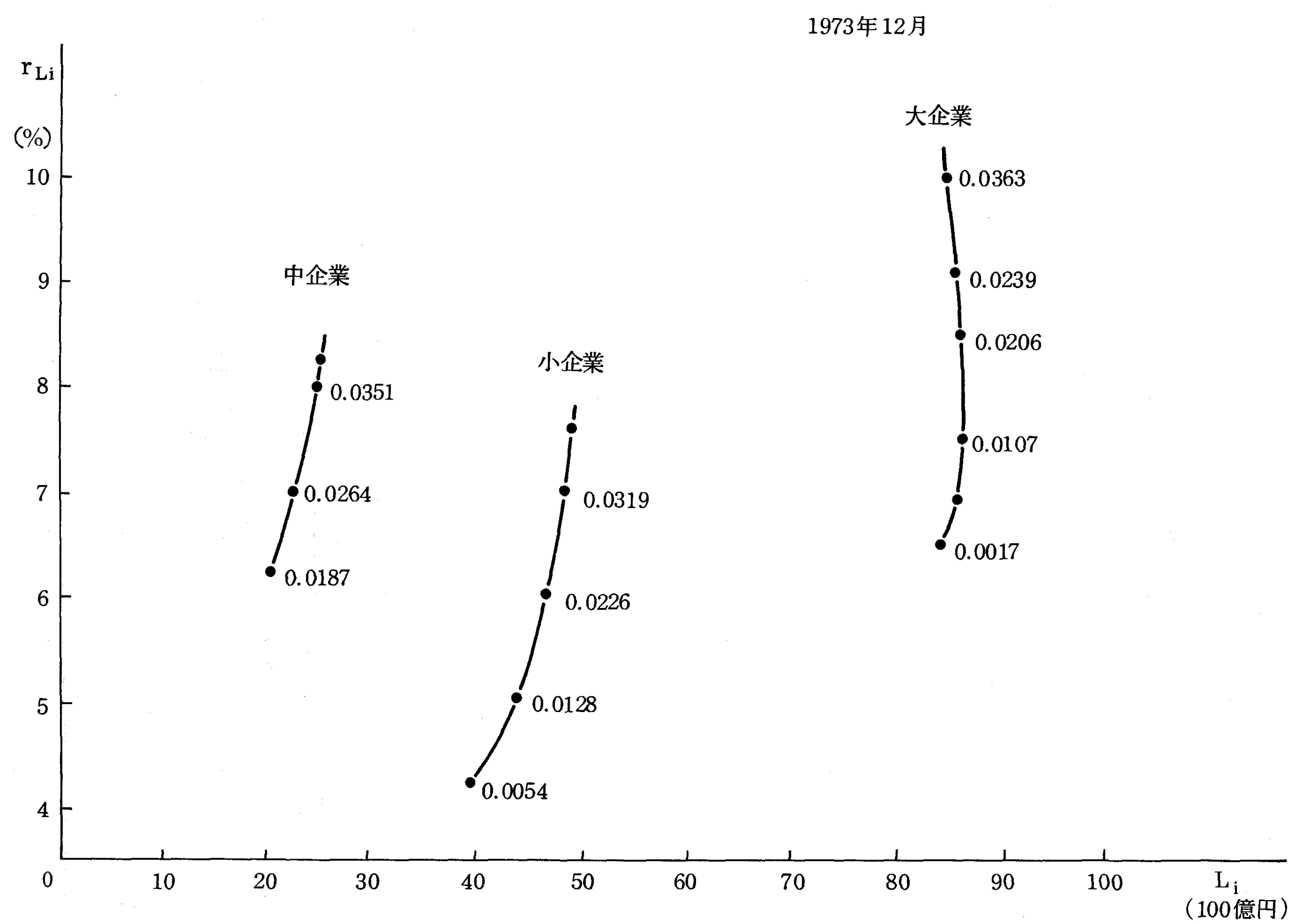
大企業向けの供給表が、貸出金利のある程度以上の水準で右下がりになることは、両図に共通している。1973年12月期以来、設備規模の拡大や本源的預金の拡張が、供給表を右方に変位させている。またマネーマーケットの状態を反映して、供給表の下限界も変化している。それに伴って、同程度の貸出金利水準での貸倒れ危険の確率にも変化がみられる。

6. むすびにかえて

今までの実証結果の主要な点を要約しておこう。

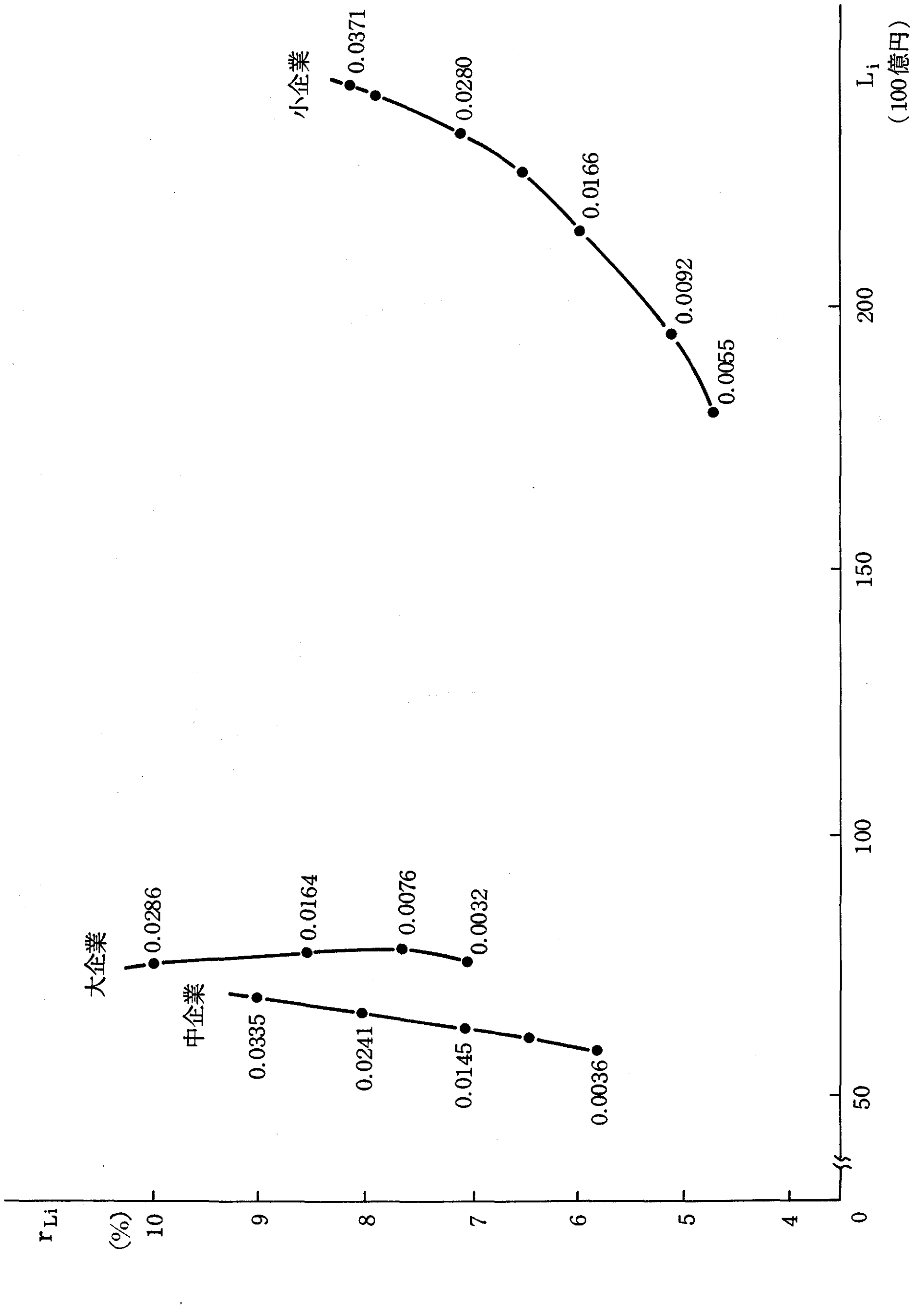
1) 銀行業の貸出に伴う費用構造は、一次同次性を満たしておらず、費用を営業経費（人件費＋物件費）に限った場合、貸出規模に関して

第９図　製造業企業規模別設備資金貸出供給表

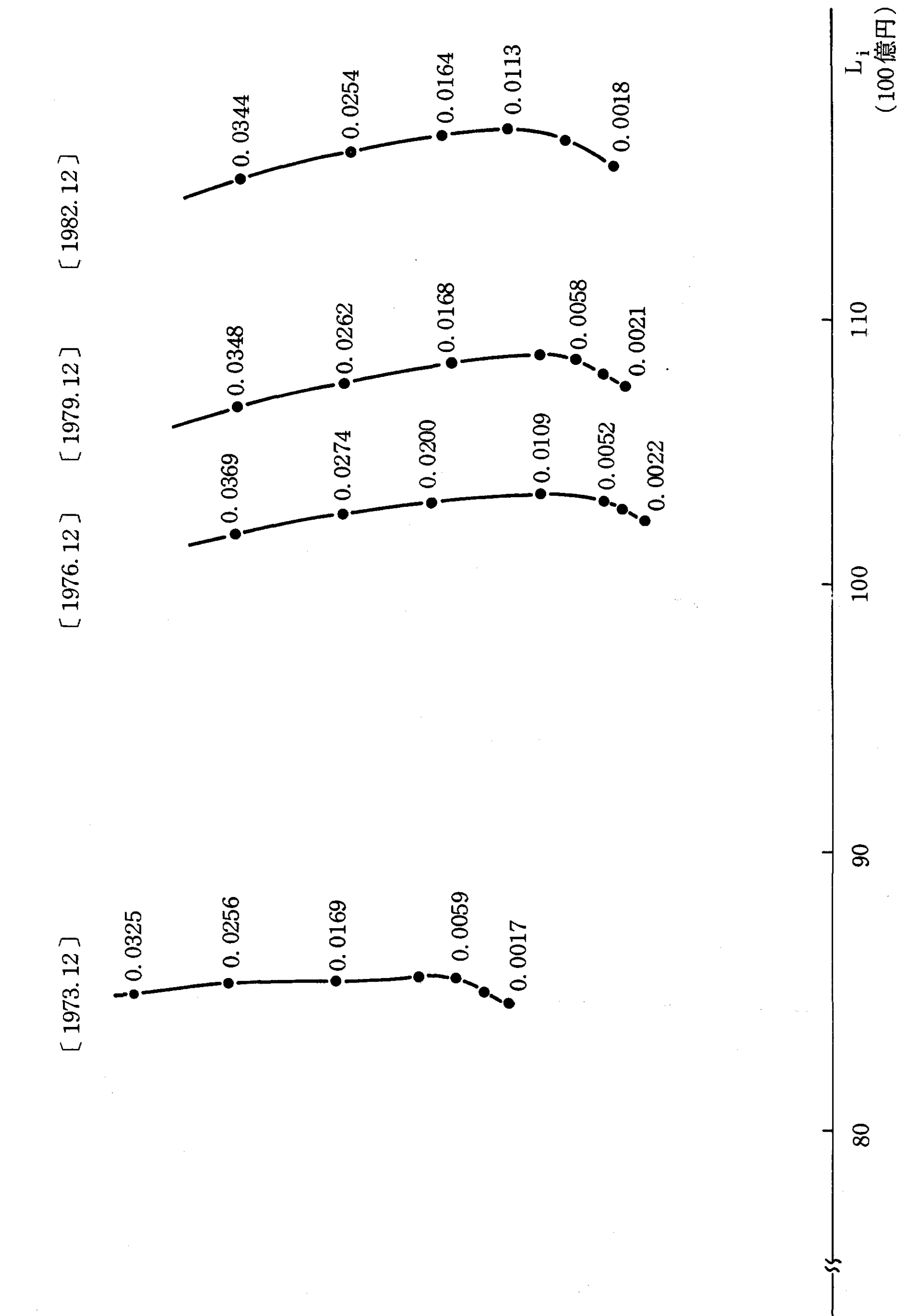


第10図　非製造業企業規模別設備資金貸出供給表

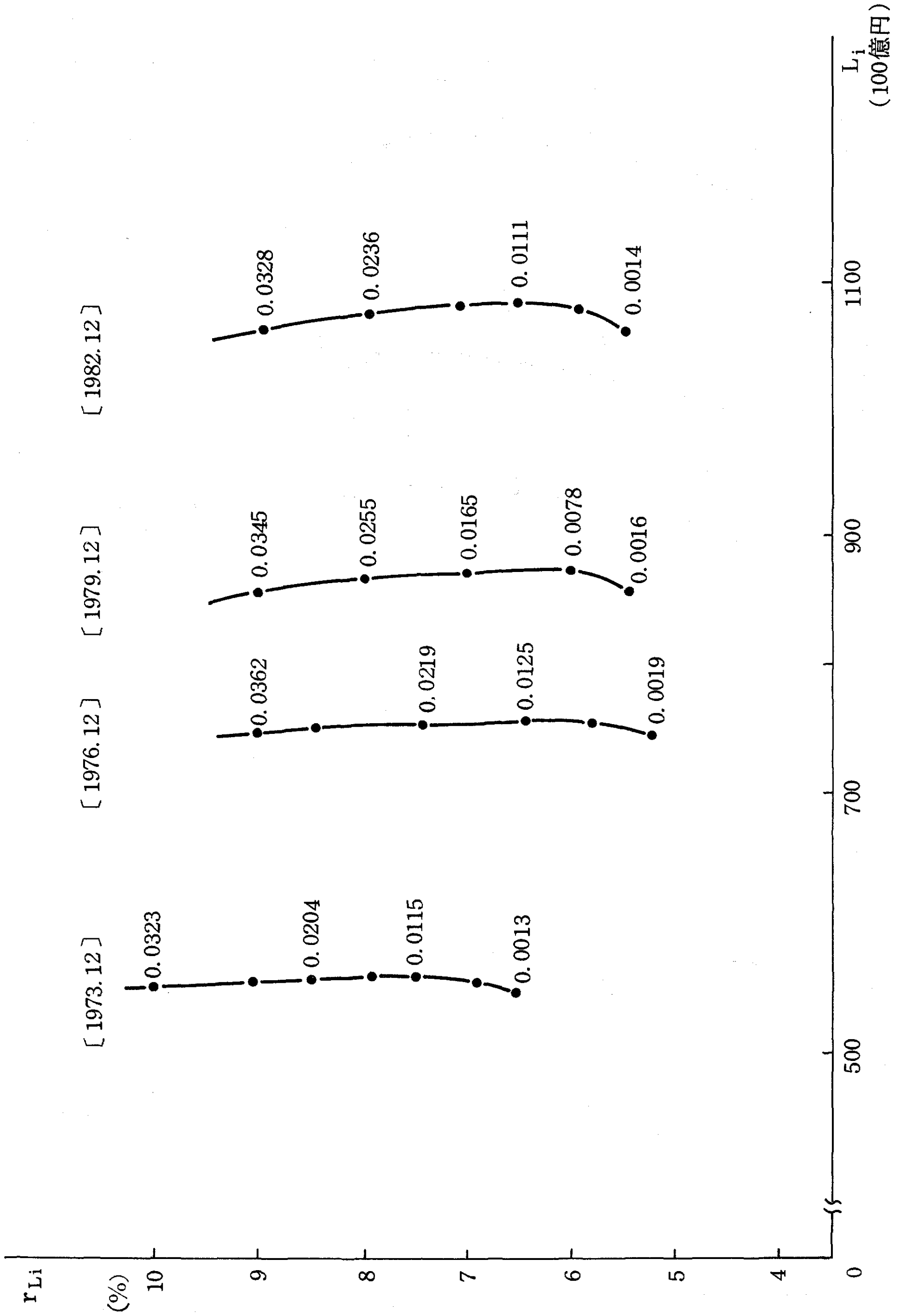
1973年12月



第11図　製造業大企業設備資金貸出供給表の時系列変位



第12図　製造業大企業運転資金貸出供給表の時系列変位



かなりの規模の経済性がみられる。

2)　この結果、相対取引の貸出行動に際して限界費用は不変ではなく貸出規模に依存しており、従って、当面の相対取引の企業に対処するときの限界費用が他の企業向けの貸出量に依存存することになる。寺西モデルやＪ＝Ｍモデルで想定されたように、相対取引が個々独立の差別化された取引ではなく、相互依存的な相対取引市場が形成されていると考えなければならない。

3)　短期的には、貸出供給表は設備規模、本源的預金の規模に依存しており、それらが拡大することは、銀行業の貸出における生産性の向上、貸出資金のアベイラビリティーの増大を通じて、短期費用曲線を右方変位させる。

4)　貸出の相対取引先に対して銀行が想定する収益分布は、その標準偏差、平均ともにかなりの差がみられる。標準偏差は、大企業ほどその情報の確定度合を反映して小さく、一方平均値は、過去の貸出量によって正の方向に変位する。変位の弾性値は、大企業ほど小さく、小企業ほど過去の残高による習慣形成効果は大きい。

5)　収益分布の標準偏差を反映して、各相対取引ごとの部分均衡分析的な貸出供給表を導くと、大企業の供給表は、ある程度の貸出金利の上昇で供給表が右下がりに反転する局面が現れる。正常の右上がりの供給表は、担保率や預金歩留り率を所与とする限り、短期的には貸出金利の6.5%～8.0%の狭い範囲にのみ実現している。一方、中小企業の供給表は正常な右上がり局面が広範囲で観測される。

6)　部分均衡分析的な供給表を相対企業間で比較した場合、同程度の貸出金利水準では、大企業ほど貸倒れ危険の確率は小さく、貸出に際して、大企業を優先する可能性のあることを示している。

相対取引の貸出供給方程式(45)の定式化から以上の観測事実を整理してみよう。

(45)において、

$$x_i = (1 + r_{Li} - \theta_i) L_i$$

とすると、(45)は、収益分布のパラメターを導入して、N（0, 1）の正規分布に規準化すれば、

$$F_i\left\{\frac{\ln x_i - (\mu_{0i} - \mu_{1i} \ln L_i^{-1})}{\sigma_i}\right\} = \frac{r_{Li} - \{1 - (1-\alpha) k_i\} r_M - C_L^s \left(\overset{(j \neq i)}{\Sigma} L_j + L_i\right)}{1 + r_{Li}} \qquad (46)$$

となる。

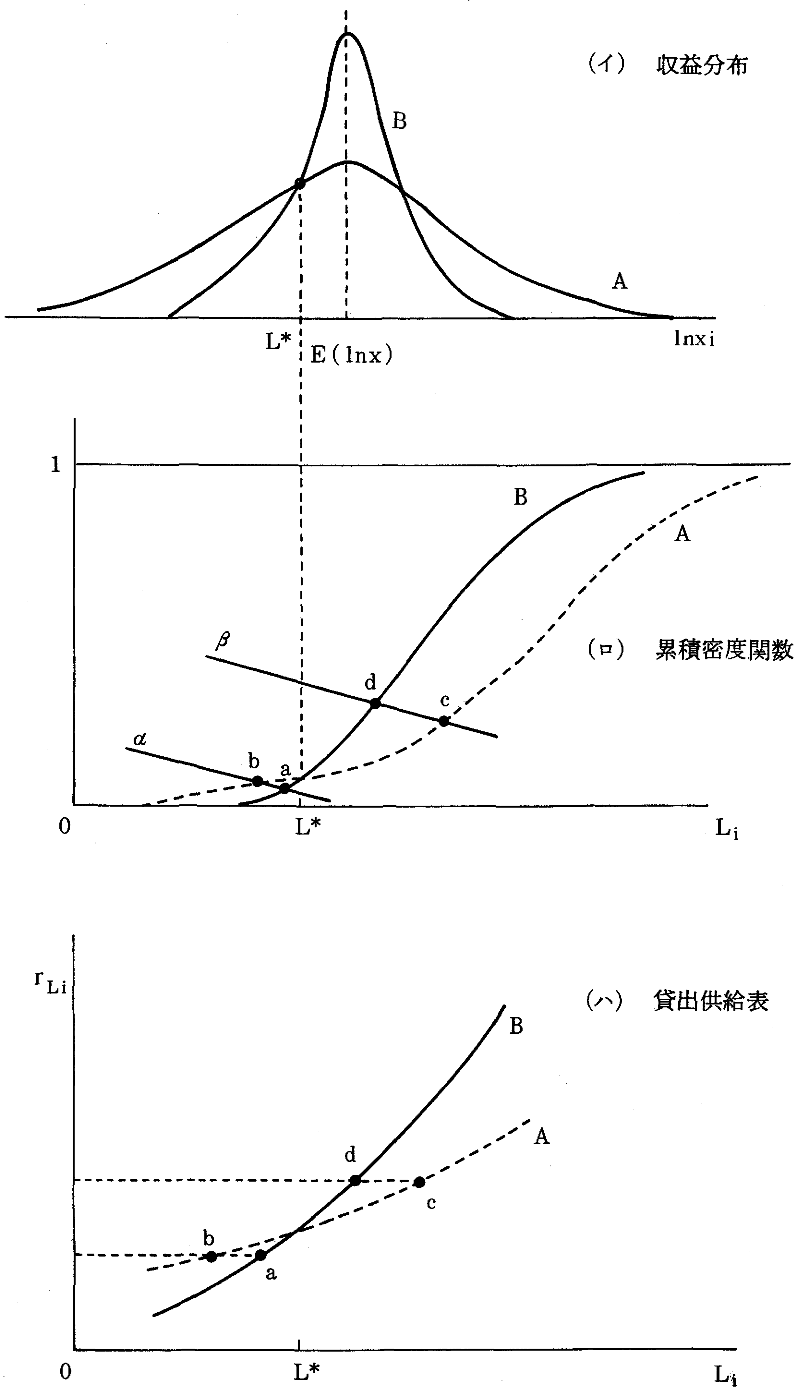
イ．収益分布の標準偏差の影響

いま収益分布の平均が等しく、標準偏差σの異る相対取引２企業（$\sigma_A > \sigma_B$）を考えてみよう。

そのとき、収益分布は第13図のＡ、Ｂとなる。第13図の(イ)にＡ、Ｂ両企業に対する収益分布が描かれている。Ａ、Ｂ両者の分布に対応して、貸出量L_iに対する累積分布関数は、(ロ)のＡ、Ｂの様に描かれる。(46)の右辺の方程式が(ロ)のα、βのように、貸出金利ｒに対応して描かれたとすると、均衡貸出量は、L^*の左方では、(ハ)にあるように減少し、右方では増加することになる（簡単化のために、r_{Li}の変化によって、分布関数は変位しないものとする）。

このように、収益分布の分散が大きいほど、貸出供給表の貸出金利弾性値は小さくなる。通常、貸倒れの確率が先に示したように、かなり低い水準で銀行が行動しているとすれば、L^*点の左方の状況が実現していることが多く、収益分布の平均が同じだとすれば、標準偏差の大きい中小企業ほど貸出量は制約される可能性が

第13図　収益分布の標準偏差の変化



である。

ロ．担保率変化の影響

⒃において、担保率θ_iの変化は貸出量L_iに変化を及ぼす。他の条件一定の下で、担保率の上昇はX_iを低下させるから、貸出供給表を下方に変化させる。従って、同じ貸出金利の下で、より貸出量が増大することになる。相対取引において貸出金利の設定ばかりでなく、担保率の設定も取引の条件となるとすれば、本来内生的に担保率を決定するメカニズムがモデルに必要となる。先の部分均衡分析的な供給表の導出結果では、大企業設備資金向けの供給表が、高金利水準で右下りに反転することが見られた。担保率の内生化が可能な場合、企業の需要が拡大した場合、短期的にも担保率が変化し、供給表が右方に変位することもあり得ると考えなければならない。

ハ．預金歩留り率の影響

企業の預金歩留り率k_iは、⒃の右辺に影響を与える。歩留り率の上昇は、同じ貸出金利の下で、⒃の右辺の値を上昇させることになる。その結果、（第13図）の(ロ)のα曲線を上方に変位させるから、他の条件一定の下では、貸出量を拡大することになる。貸出供給表は、結果的には右方に変位することになる。担保率の設定と同様、相対市場での貸出条件の一つとして、預金歩留り率を内生的に決めるメカニズムが必要となる。

ニ．預金準備率及びr_Mの影響

預金準備率αの上昇、マネーマーケットの金利r_Mの上昇は、⒃の右辺を低下させる。貸出市場における機会費用のを変化が、貸出市場に影響を及ぼすことになる。但し、⒃の定式化から明らかなように、各相対取引によって預金歩留り率k_iが異るため、マネーマーケットが競争的であったとしても、それが貸出供給表に与える影響は異ってくる。

さて、以上の考察から明らかなように、貸出供給行動は、貸出の限界費用の水準を通じて、短期的に相対取引間で独立ではあり得ない。その場合、銀行が直面するn個の企業間で、相対取引がどの順序で成立することになるかは、銀行側、企業側双方にとって、その貸出条件を決める上で重要となる。

企業側の貸出需要表が実測されていない現段階では、そうした市場モデルについて、早計な結論を下すべきではない。本源的預金と貸出市場の関連、マネーマーケットの貸出市場への影響などの問題と合わせて、今後の課題としたい。

補論　銀行業の規模の経済性再考

銀行業の規模の経済性の測定に関して、本論4.では、産出を「貸出額」、投入を「営業経費」に限って測定を試みている。産出及び投入の尺度に関しては、より広義の活動を考え得る。

まず、投入側の費用に関しては、狭義の人件費、物件費のいわゆる営業経費に加えて、預金利息、CD利息、コール・マネー利息、売渡手形利息、日銀借用金利息、金融機関借用金利息を加えた、いわゆる営業費用合計と看做すことも可能である。

一方、産出側についても、狭義の貸出額に加えて、有価証券、コール・ローン等の収益資産合計と考えることも可能である。[16)]

16) 銀行業の産出をここで考えるように、ストック概念で考えるかわりに、フロー概念で設定することもできる。たとえば、蝋山（1982）を参照されたい。ここでは、全体のモデルとの整合性を考えストックをベースに考えている。

投入・産出の両側に関して、都市銀行各行の業態を反映して、その内容構成が異り得る。

投入・産出に関して、分離可能性を仮定して変換関数

$$X_i(x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}) = Y_i(y_{i1}, y_{i2}, \cdots, y_{in})$$

を仮定しよう。ここで、x_{ij} $(j=1,2,3)$ は、i銀行の上記3種の収益資産であり、y_{ij} $(j=1 \cdots, n)$ は、i銀行の上記8種（n＝8）の営業費用の項目である。集計関数 x_i、y_i に関して、いくつかの集計指数を採用することができる。本論で述べた推論に従って、それぞれ、ラスパイレス指数、パーシェ指数、フィシャー指数、ディビジア指数の4種の投入・産出指数を作成し得る。

本論で述べたように、都銀各行の産出のウェイトは、上記3資産のうち、80％程度は、貸出が占めている。そこで、貸出規模の順位に従って、都銀12行を配列し、その相隣り合う2行毎の組合せに従って、規模係数を求めてみる。

$$\tilde{\tilde{k}}_u = \frac{\ln x_i^P - \ln x_j^P}{\ln Q_i^P - \ln Q_j^P}$$

$$\tilde{\tilde{k}}_\ell = \frac{\ln x_i^L - \ln x_j^L}{\ln Q_i^L - \ln Q_j^L}$$

$$\tilde{\tilde{k}}_I = \frac{\ln x_i^I - \ln x_j^I}{\ln Q_i^I - \ln Q_j^I}$$

$$\tilde{\tilde{k}}_D = \frac{\ln x_i^D - \ln x_j^D}{\ln Q_i^D - \ln Q_j^D}$$

それぞれ、x_i^P、x_i^L、x_i^I、x_i^D は、産出の各指数、Q_i^P、Q_i^L、Q_i^I、Q_i^D は投入の各指数に対応している。

各規模係数の攪乱要素を除くために、回帰式

$$\ln x_i^m = \tilde{\tilde{k}}^m \ln Q_i^m + \tilde{\tilde{k}}_0^m + u_i \qquad (m = P, L, I, D)$$

を推計してみる。

$\tilde{\tilde{k}}^m$、$\tilde{\tilde{k}}_o^m$（m＝P,L,I,D）の推定結果が（補論1表）である。

各期（1973年9月～1983年9月）の回帰式の決定係数は、全て、0.99以上であり、統計的には有意である。各パラメターとも、有意水準1％で統計的に有意である。

各推定の規模弾性も有意で、生産関数の同次性の仮定を棄却し得ない。

ラスパイレス指数による規模弾性は、1976年9月から、1980年3月（1979年9月を除く）の各期について、有意水準5％または1％で有意に1.0を上回る。しかし、他の各期（1983年3月を除く）では、統計的には1.0と有意な差はない。また1983年3月には、有意に1.0を下回っている。

一方、パーシェ指数による規模弾性は、1975年9月から、1983年9月まで、有意水準5％又は1％で1.0を有意に上回っている。また、1982年9月を除く他の期間に関しては1.0と有意に差は認められない。1982年9月に関しては、有意に1.0を下まわる結果となっている。

ラスパイレス指数による k^L が、パーシェ指数による k^P を統計的に有意に下回るのは、有意水準5％では、21期中9期である。

観測期間を1973年9月～1974年9月、1975年3月～1979年3月、1979年9月～1983年9月の3期間に分割すると、第1期では、規模弾性は低下傾向を示し、第2期は上昇傾向、そして、第3期に再び低下傾向を示している。

補論1図は、営業費用に占める各費用項目の割合である。第3期に入って、営業経費の割合の低下が著しいのに対して、預金利息、コール・マネー利息、CD利息等の費用要素の割合の上昇は著しい。

本論で述べたように、投入を営業経費のみに限った場合、時系列的な費用割合の低下を反映

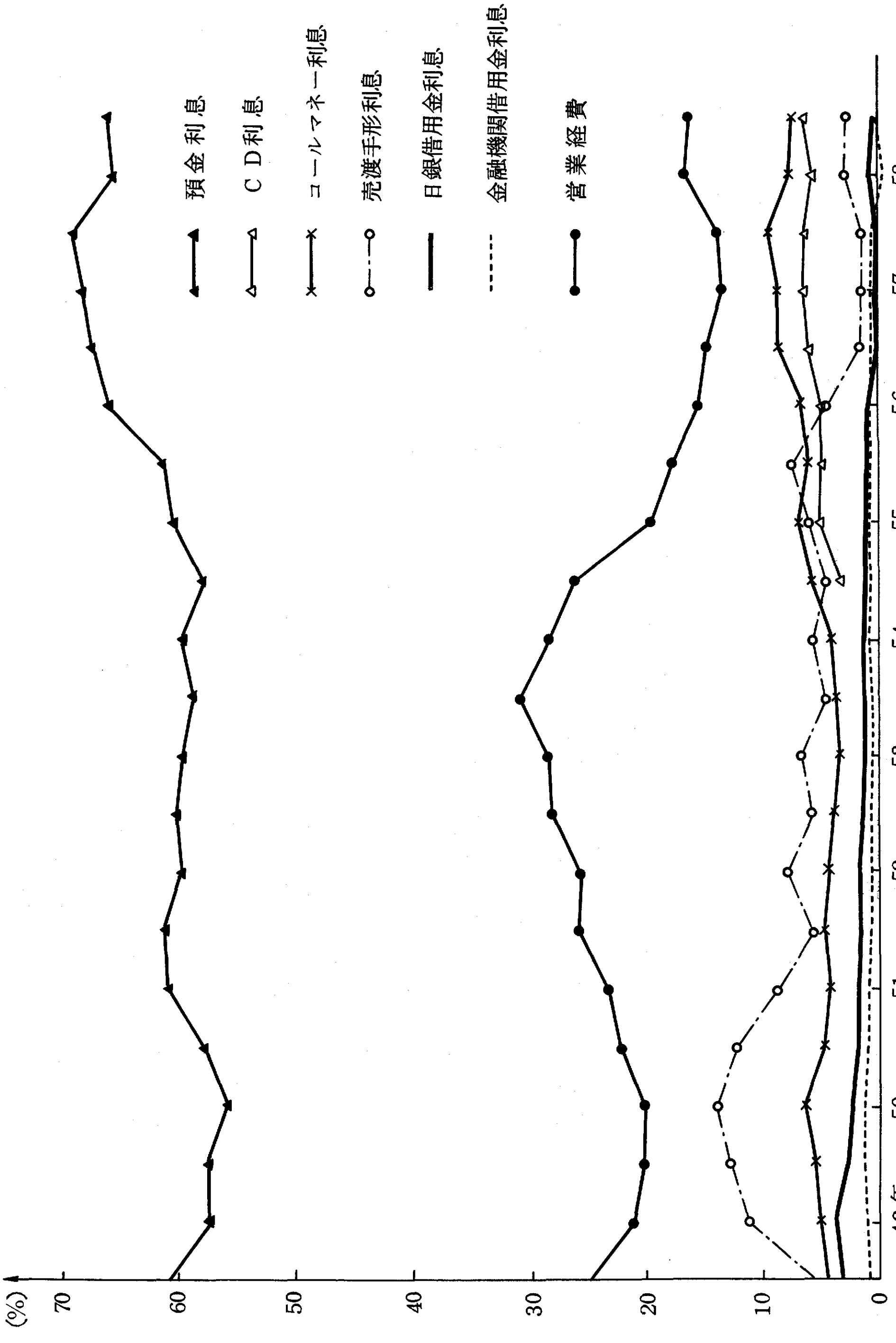
補論1表　産出及び投入の指数算定による銀行業の規模弾性の推定結果

	ラスパイレス指数			パーシェ指数			フィシャー指数			ディビジア指数		
	C	LNQL	R^2	C	LNQP	R^2	C	LNQI	R^2	C	LNQD	R^2
48-9	0.009678 (0.5904)	1.01750 (60.72)	0.997025	0.006530 (0.3825)	1.03736 (58.31)	0.996774	0.008069 (0.4867)	1.02738 (60.04)	0.996957	0.007940 (0.4172)	1.02986 (52.34)	0.996000
49-3	0.015324 (0.7609)	0.99737 (49.20)	0.995474	0.011096 (0.5349)	1.02429 (47.92)	0.995230	0.013211 (0.6485)	1.01068 (48.71)	0.995804	0.011063 (0.4297)	1.02834 (38.61)	0.992671
49-9	0.034973 (1.8686)	1.00367 (51.75)	0.995907	0.046936 (2.0859)	0.99196 (42.50)	0.993944	0.040570 (2.0702)	0.99828 (49.13)	0.995461	0.021566 (0.3507)	1.09077 (15.87)	0.957972
50-3	0.025236 (1.3289)	1.00296 (50.89)	0.995769	0.011603 (0.6066)	1.03828 (51.33)	0.995840	0.018472 (0.9786)	1.02042 (51.60)	0.995884	0.016701 (0.6692)	1.04030 (39.09)	0.992848
50-9	0.015305 (0.9938)	1.01505 (62.69)	0.997008	0.001285 (0.0768)	1.05509 (58.56)	0.996801	0.008347 (0.5296)	1.03480 (61.70)	0.997118	0.008246 (0.4627)	1.04137 (54.55)	0.996316
51-3	0.002422 (0.1626)	1.03482 (65.40)	0.997434	-0.005646 (-0.3534)	1.05192 (61.58)	0.997107	-0.001618 (-0.1058)	1.04336 (64.01)	0.997322	-0.034108 (-0.2183)	1.04798 (62.74)	0.997213
51-9	-0.004742 (-0.3265)	1.04093 (66.58)	0.997524	-0.012101 (-0.7641)	1.05599 (61.51)	0.997100	-0.008424 (-0.5586)	1.04844 (64.36)	0.997351	-0.009298 (-0.6078)	1.05028 (63.48)	0.997277
52-3	-0.012481 (-0.8740)	1.03473 (67.50)	0.997591	-0.021016 (-1.3021)	1.05974 (60.12)	0.996965	-0.016739 (-1.1115)	1.04713 (64.22)	0.997339	-0.016916 (-1.1026)	1.04578 (63.03)	0.997238
52-9	-0.026556 (-1.7244)	1.04620 (62.25)	0.997168	-0.028997 (-1.7210)	1.06354 (56.92)	0.996615	-0.027781 (-1.7277)	1.05481 (59.63)	0.996915	-0.026909 (-1.6745)	1.05208 (59.59)	0.996911
53-3	-0.026120 (-1.9557)	1.04386 (70.58)	0.997796	-0.027629 (-1.8374)	1.05239 (62.57)	0.997198	-0.025893 (-1.9023)	1.04813 (66.62)	0.997527	-0.026002 (-1.8498)	1.04442 (66.87)	0.997545
53-9	-0.030827 (-2.0157)	1.04969 (60.70)	0.997023	-0.030431 (-1.8973)	1.05136 (57.88)	0.996727	-0.030663 (-1.9710)	1.05057 (59.68)	0.996920	-0.026950 (-1.7924)	1.05117 (61.52)	0.997107

続き

	ラスパイレス指数			パーシェ指数			フィシャー指数			ディビジア指数		
	C	LNQL	R^2	C	LNQP	R^2	C	LNQI	R^2	C	LNQD	R^2
54-3	-0.021897 (-1.4002)	1.05770 (58.14)	0.996756	-0.015435 (-1.0768)	1.03441 (62.87)	0.997224	-0.018832 (-1.3159)	1.04621 (63.27)	0.997259	-0.011261 (-0.7874)	1.05143 (62.84)	0.997221
54-9	-0.014872 (-1.0193)	1.03109 (63.46)	0.997276	-0.006399 (-0.4567)	1.02424 (64.63)	0.997370	-0.010719 (-0.7666)	1.02780 (65.49)	0.997441	-0.000720 (-0.0491)	1.01801 (61.88)	0.997135
55-3	-0.007230 (-0.4825)	1.03885 (61.31)	0.997082	-0.002242 (-0.1801)	1.02539 (73.17)	0.997952	-0.004821 (-0.3593)	1.03222 (68.20)	0.997640	0.010788 (0.74193)	1.02136 (61.75)	0.997122
55-9	0.019408 (1.2742)	1.02257 (58.06)	0.996747	0.023600 (1.6341)	1.03377 (61.41)	0.997091	0.021497 (1.4513)	1.02815 (59.79)	0.996931	0.027295 (1.4221)	1.03588) (45.74)	0.994767
56-3	0.030094 (2.6741)	1.02975 (77.48)	0.998171	0.024655 (2.4860)	1.01277 (89.21)	0.997662	0.027334 (2.6001)	1.02117 (83.57)	0.998427	0.046767 (3.3355)	1.03463 (62.39)	0.997181
56-9	0.018163 (1.1036)	1.02106 (53.27)	0.996137	0.011069 (0.8125)	0.97334 (65.21)	0.997423	0.014425 (0.9744)	0.99670 (59.63)	0.996915	0.035545 (2.1562)	1.00633 (52.79)	0.996067
57-3	0.017148 (1.1791)	1.01232 (62.35)	0.997178	0.009071 (0.6857)	0.97228 (68.90)	0.997691	0.012968 (0.9465)	0.99199 (66.36)	0.997508	0.039580 (2.1995)	0.99244 (49.45)	0.995521
57-9	-0.004830 (-0.3321)	1.00053 (63.36)	0.997266	-0.009220 (-0.6998)	0.96548 (70.20)	0.997774	-0.007105 (-0.5186)	0.98274 (67.38)	0.997582	0.014879 (0.9456)	1.00473 (57.89)	0.996727
58-3	-0.029691 (-2.3911)	0.95537 (72.76)	0.997926	-0.013025 (-1.0324)	1.02233 (70.51)	0.997290	-0.021753 (-1.8210)	0.98787 (75.08)	0.998052	-0.018223 (-0.9930)	0.99113 (48.74)	0.995389
58-9	0.004510 (0.3767)	0.98555 (73.74)	0.997981	0.003988 (0.3146)	0.98929 (69.74)	0.997741	0.004244 (0.3450)	0.98742 (71.81)	0.997871	0.006751 (0.5658)	0.98139 (73.61)	0.997973

補論1図　コストに占める個々の割合



して、規模弾性は1.0をかなり上回って推計される。しかし、この補論で示したように、他の費用項目まで拡張した場合、都市銀行の規模弾性は、1.02～1.05程度と推察され、特に自由化の進んだ最近時では、必ずしも有意に1.0を上回る係数は検出しにくい。

銀行業の生産関数に関して、補論で述べたような推論を行う場合、銀行行動の定式化は本論で述べたような貸出活動のみに限定すべきではなく、より一般均衡的なモデルの定式化が要求されることになる。今後の残された課題である。

以　　上

[参考文献]

[1]　岩田一政・浜田宏一　『金融政策と銀行行動』東洋経済新報社　1980年

[2]　貝塚啓明・小野寺弘夫　「信用割当について」『経済研究』25巻1号　1974年1月

[3]　鈴木淑夫　『金融政策の効果』東洋経済新報社　1966年

[4]　館龍一郎　『金融政策の理論』東京大学出版会　1982年

[5]　寺西重郎　『日本の経済発展と金融』（第9章）岩波書店　1982年

[6]　吉岡完治　「我が国工業統計に基づく規模弾性の推定」『経済統計研究』15巻　1977年

[7]　吉岡完治　「生産における規模の経済性の測定法――指数論的接近による方法論」――『三田商学研究』27巻1号　1984年4月

[8]　蝋山昌一　「日本の金融システム」（第8章）東洋経済新報社　1982年

[9]　Diewert, W.E., "Exact and Superative Index Numbers," Journal of Econometrics, Vol. 4, 1976.

[10]　Frisch, R., Theory of Production, 1965.

[11]　Jaffee, D.M., Credit Rationing and the Commercial Loan Market, John Wiley & Sons, 1971.

[12]　Jaffee, D.M. and Modigliani, F., "A Theory and Test of Credit Rationing," American Economic Review, Vol. 59, No. 5, December 1969.

[13]　Tobin, J., "The Commercial Banking Firm: A Simple Model," Scandinavian Journal of Economics, Vol. 84, No. 4, 1982.

[14]　Yoshioka, K., "A Method for Measuring the Scale Elasticity of Production: An Empirical Study of Japanese Manufacturing Industries from 1964 to 1972," Keio Economic Studies, Vol. 15, No. 1, 1979.

[15]　Yoshioka, K., "A Measurement of Return to Scale in Production: A Cross-section Analysis of the Japanese Two-digit Manufacturing Industries from 1964 to 1978," Keio Economic Observatory Discussion Paper, December 1982.