

# わが国銀行業における規模の経済性について\*

吉 岡 完 治\*\*

中 島 隆 信\*\*\*

1. 序論
2. 銀行規模と生産性に関するチャート分析
3. 理論モデル
4. 測定結果
5. 結びに代えて

## 1. 序 論

昭和40年代は金融再編成の問題がさかんに議論された時代である。その際、銀行業に規模の経済性がどの程度存在しているかがひとつの争点であった。もし規模の経済性が有意に作用しているとすれば、いわゆる大型合併指導が金融サービスの生産効率を向上させ、資金の貸手や借手にも大きな便益をもたらすという判断があった。他方、規模の経済性があまり有意でないならば、銀行合併によって助長される不完全競争要因の方により注意が払われるべきと考えられていたのである。<sup>1)</sup>

昭和60年代は金融の国際化・自由化の時代である。金融サービス生産をめぐる諸規制の緩和

によって、大規模銀行と中小規模銀行、銀行と証券会社、国内金融機関と海外金融機関等の競争が熾烈化するのではないかと、そして、場合によっては金融機関の倒産や取り付け騒ぎが起こりはしないかと懸念する向きもある。もちろん、自由主義経済体制では、効率の悪いサービスを高く売る企業は安いサービスを売る企業にとってかわられ、企業倒産は資源配分の移行期の単なる摩擦として処理されるのが普通であるし、また建前にもなっている。しかし、金融サービスの生産は他と異なり本質的に異時点間の取引であるから、情報が不完全になったり非対称になったりしがちである。そして個別金融機関の信用が一旦失墜すると、連鎖反動的に不安が不安を呼び、金融システムそのものが危うくなる

---

\* 本論文は、吉岡が、日本銀行金融研究所の客員研究員として、また中島が、客員研究生として、同研究所滞在中に行った共同研究の成果をとりまとめたものである。本研究を進めるにあたり、金融研究所鈴木淑夫所長、同館龍一郎特別顧問、同堀江康熙調査役（現考査局）、同柏谷宗久氏をはじめ所員のかたがたより有益なコメントを頂いた。また、昭和61年の六甲コンファレンスおよび慶応義塾大学産業研究所の研究会において、慶応義塾大学辻村江太郎教授、東京大学堀内昭義教授、大阪大学永谷裕昭助教授、横浜国立大学浅子和美助教授から頂いたコメントも研究の上で参考にさせて頂いた。記して感謝する次第である。

\*\* 慶応義塾大学助教授

\*\*\* 慶応義塾大学大学院生

1) この点については、西川（1973）に詳しい。

という可能性も否定できない。

技術革新や社会の変化に対応しない旧来の規制は改められるべきであり、金融の国際化・自由化はもはや避けて通ることができない流れである。<sup>2)</sup> しかし、自由化がいち早く進行した合衆国において、銀行倒産が急増したり、預金保険制度の再検討がなされている点も見逃せない。<sup>3)</sup> このような現在の状況を踏まえると、新しい金融システムを考える場合、金融業の規模の経済性を巡る議論は、避けて通れないひとつの観点であるといえる。その場合の基本資料として、「わが国の銀行業の規模の経済性についての実証分析」を提示することが本論文の目的である。

過去20年余の当分野における内外の研究をふりかえると、次のことが窺える。第1は、規模の経済性を測定するための生産関数や費用関数の特定化にかかわる問題である。これらの特定化がバイアスを持つと、規模の経済性指標にも誤差が生じる可能性があるからである。事実、昭和40年代のコブ＝ダグラス型等の素朴な特定化から、現在ではCES、トランスログ、Box-Cox型とより一般性を持つ特定化にもとづく分析へと移行してきている。<sup>4)</sup> 我々はこの点を考慮し、関数型の特定化に伴う問題に関しては特に注意を払った。本分析では、特定化を回避する形で一般的同次生産関数の場において規模の経済性

を示す指標を算出する方法をとっている。第2の点は、分析者各々で金融サービスの生産量と生産要素投入量の測定尺度がまちまちなことである。そして結果をみると、測定尺度に応じて規模の経済性の程度がばらつき、判断に困る場合が多い。このことは、金融サービスの生産プロセスひいては生産物および生産要素の定義が他産業と比べて大変困難であることを反映していると考えられる。本分析では主として、銀行業務からの収入を生産物とみなし、生産要素には資本、労働そして調達資金を採用した。また、同時に他の測定尺度を用いた分析との比較検討も行った。

実際の銀行業務に目を向けてみると、ここ10年程のうちに高度情報技術の進展に伴い、第2次・第3次オンライン化をはじめとするサービス業務の機械化・自動化が急ピッチで進められていることに気付く。このことは規模の経済性の効果が強まっているのではないかということ想起させる。我々はこの点を考慮し、過去の単年度のみの測定をするのではなく、過去から現在まで比較的長い期間に渡って繰り返し測定を行い、規模の経済性が時系列的にどのように変遷してきたかにも目を向けた。具体的には、都市銀行と地方銀行それぞれにおいて1974年から1984年まで各年についてクロスセクション分析を試みた。

---

2) この点に関しては、たとえば、岩田・堀内（1985）、金融問題研究会（1986）を参照。

3) FDICのレポート（1985）によれば、1980年、81年にそれぞれ10件であった銀行倒産件数が、82年には42件、83年には48件、84年には実に79件へと増大している。それと対応して、預金保険財政の危機等により、預金保険制度の見直しが議論されている。詳細については、木下（1985）、太田（1984）を参照されたい。

4) コブ＝ダグラス型生産関数ないし費用関数を用いる規模弾性推定法も本分析では試みているが、強度のマルチコリニアリティが発生し、パラメーターの信頼性が著しく欠けたために本文中からは除いてある。なお、近年ではBenston et al.（1982, 1983）をはじめとするトランスログ型費用関数による規模弾性の推定が多く試みられている。また、Box-Cox型については金融の分野で用いられた分析は知るところ見出せないが、製造業ではBerndt et al.（1979）において実証研究がなされている。Box-Cox型生産関数はトランスログ型生産関数を特殊型とするよりflexibleな生産関数である。

本分析によって得られた結論は以下のようにまとめられる。

- (1) 生産要素全体を考慮した総合的な生産性指標である総要素生産性を銀行規模別に測ってみると、規模の拡大による生産性の上昇がかなり明確に識別できることがわかる。
- (2) 生産要素投入規模に関する生産量の弾力性を規模弾性値というが、<sup>5)</sup> 本分析において規模弾性値は、ほとんどすべてのケースで有意に1より大きく測定された。このことから、銀行業において規模の経済性はほぼ例外なく存在するものと思われる。また、生産要素投入規模に関する利潤の弾力性である利潤弾性値<sup>6)</sup>を測定してみると規模弾性測定値よりも値がさらに大きくなる。具体的な数値を掲げると、例えば生産要素に労働、資本、調達資金をとり、生産物に経常収益（収入）をとった場合では、規模弾性値は都銀で1.06～1.16、地銀で1.02～1.06、利潤弾性値は都銀で1.36～2.42、地銀で1.12～1.40と推定された。
- (3) 時系列的にみると、規模弾性値では明確な趨勢が見出しにくい。一方、利潤弾性値においては1970年代から80年代へ向けてかなりはっきりした上昇傾向がみられ、銀行規模間で利潤格差が拡大したことがわかる。
- (4) 規模間生産性格差は、しばしば多様化の経済性の効果（Economies of Scope）と規模の経済性の効果（Economies of Scale）とに分けて論じられるが、各金融業態の業務にある

程度の制度的規制が課せられている状況で得られた過去の観測資料に基づく限り、多様化の程度が生産性格差に与える効果は見出しにくいように見受けられる。<sup>7)</sup>

- (5) 銀行業の規模の経済性の問題と合併の問題はあわせて議論されることが多いが、過去の大規模合併の経験を経た資料に基づく限り、合併によってただちに規模の経済性を享受することは難しい。その意味でいわゆる合併の後遺症が相当程度存在していたことが確認された。

## 2. 銀行規模と生産性に関するチャート分析

### (1) 銀行規模と単要素生産性

生産規模間で生産における効率の良しあしの判断をしたいとき、どういう指標に頼るべきであろうか。最も単純に考えれば、収益に占める利潤の割合すなわち利潤率に目が向くであろう。しかし通常、利潤の格差には生産要素の価格の効果が直接入り込んでしまうため、利潤率だけで効率性の判断をするのは好ましくない。他のしばしば用いられる指標として、個別生産要素に関しての生産性（単要素生産性）があげられる。生産要素を  $X_1, X_2, \dots, X_n$  とし、生産物を  $Y$  とおいたとき、 $Y/X_1, \dots, Y/X_n$  がこれに相当する。そこで、我々は1984年度のデータを例として用い、生産物を経常収益としたときの労働生産性（職員の生産性）、資本金

---

5) 生産における規模弾性というタームには、他に多くの呼び名があるが、ここではもっぱら、Griliches-Ringstad (1971) の“elasticity of scale”の翻訳である規模弾性という言葉を用いている。

6) 利潤弾性という呼び名は、特に、利潤の弾力性（生産要素投入規模に関する）という点を強調するためにここで用いたものである。

7) なお、この結果は、あくまで規模の経済性の測定を主たる目的とした指数論的アプローチによるものであり、マルチプロダクト・トランスログ型生産関数を用いた粕谷（1986）では、複数生産物間の限界費用補完性の検定を通じて多様化の経済性の実証研究を行っており、そこでは限界費用の補完性の存在が見出されている。

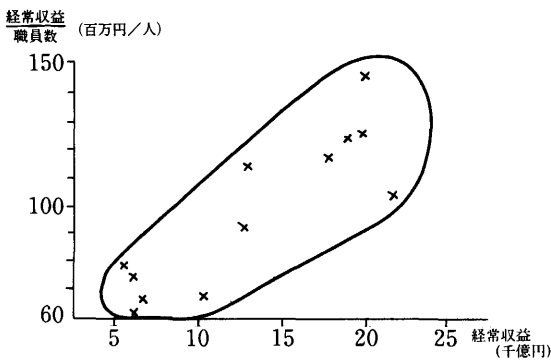
産性（動不動産の生産性）、調達資金生産性を求めてみた。第1～3図は縦軸に単要素生産性、横軸に生産規模をとって描いたグラフである。

これらを見比べてみると、労働生産性と資本生産性は規模拡大に伴って上昇しており、大規模行ほど生産性が高いことがわかるが、一方、調達資金生産性のグラフでは必ずしも明確な右上がり傾向が見られず、むしろ小規模行で高い生産性を示すものが多くみられる。従って、単要素生産性のみから規模間の効率性格差を判断することは非常に難しいことがわかる。どの要素の生産性を判断の基準にしたら良いか不明確であり、基準の選び方によっては、同じデータ

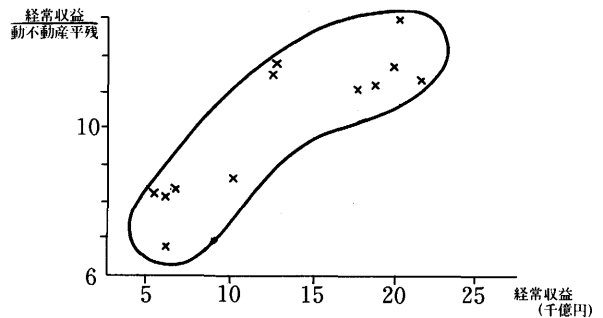
から異なった結論が導き出されないとも限らないからである。

第4図は同じく1984年度データをもとに縦軸に利鞘（資金運用利回り－資金調達原価）、横軸に収益をとったものであるが、小さい規模にもかかわらず利鞘の高い銀行が目立つ。データによればこの利鞘の高さは高い運用利回りよりもむしろ低い調達利回りによって発生していることから、<sup>8)</sup> ここには比較的多くの店舗（資本）と職員（労働）を用いて調達原価の低い資金を集めるといふ銀行行動が反映しているように思われる。この行動は生産関数上での労働・資本と調達資金の代替現象を示すものとも考えら

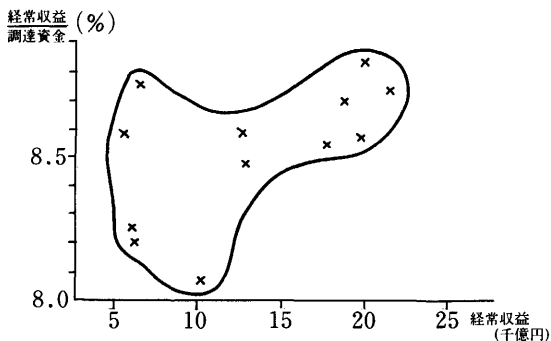
第1図 労働生産性の規模間格差（1984年度）



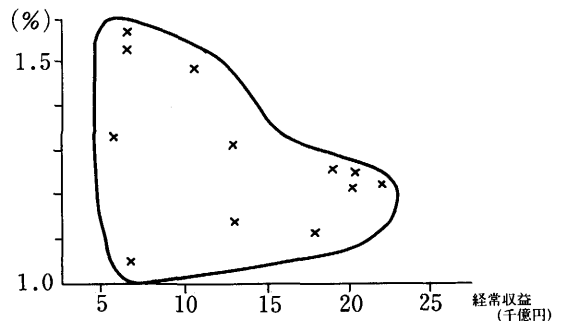
第2図 資本生産性の規模間格差（1984年度）



第3図 調達資金生産性の規模間格差（1984年度）



第4図 利鞘（運用利回り－調達原価）の規模間格差（1984年度）



8) 例えば、1984年、都銀の中で、利鞘が第1位の銀行は資金運用利回りでは第11位と、他銀行と比較しても高くはなく、一方で資金調達原価は最も低い数値を示している。

れ、このことから単要素生産性のみによる規模間効率性格差の判断には問題があるといえよう。以上の点から、生産性分析をする際に単要素生産性のみを頼るのは適切ではなく、新たな指標を考える必要性が生まれるのである。

## (2) 銀行規模と総要素生産性

単要素生産性の不完全性を補う新たな指標として総要素生産性があげられる。総要素生産性は、生産性の測定の際に各生産要素を個別にとらえるのではなく、それらを指数化することによって一括してとらえて測定する総合的な生産性の指標であり、各要素の投入効果を統合的に測ることができる。我々は、1974年から1984年までのデータをもとに、職員（労働）、動不動産（資本）、調達資金の3要素をトランスログ指数によって集計、指数化し、生産物（経常収益）に対する総要素生産性を算出した。<sup>9)</sup> 第5図a～kは、縦軸に総要素生産性をとり、横軸に経常収益をとって描いたものである。<sup>10)</sup>

第5図a～kをひとつとおり見てみると、どの年も大きく右上がりの傾向が見られる。このことから、すべての年度で大規模銀行の総要素生産性が小規模銀行のそれより15～28%程度の割合で高かったことが推測される。

## (3) 生産性上昇をめぐる多様化の経済性と規模の経済性

総要素生産性を測ることによって、我々は規模による生産効率面での効果の存在を目でとらえる手がかりをつかんだ。しかし、規模と生産性のグラフから単純に規模の経済性の効果を議論することはできない。確かに生産性格差に規模の大小のみが関与しているならば、ここで規模の経済性の存在を認めるに何ら支障はない。しかし、少なくとも銀行業に関していえば近年とみに研究テーマとなっている多様化の経済性の生産性への効果について若干の吟味をする必要性が存在するのである。多様化の経済性とは、生産物の多様化が生産効率の向上・限界費用の通減を生み、生産性の上昇へとつながるといった一連の効果をいう。<sup>11)</sup> この効果が存在する場合には、第5図a～kにみられる生産性の右上がり傾向を、生産性に対する規模の効果と多様化の効果に区別した上で規模の経済性の議論をする必要性が生じる。この区別の問題に関して我々は(2)で描いた総要素生産性のグラフを用いて接近を試みる。以下その接近方法および分析結果を順序だてて述べていこう。

イ. まず、第6図aのような総要素生産性の散布図を想定する。この図は、生産規模の拡大

9) この総要素生産性算出における投入要素と生産物の定義は、モデル3に基づくものである。モデル3については、3.(3)を参照されたい。また、総要素生産性の数値は、モデル3による投入要素のトランスログ指数Qdで生産物である収益を割って求めた。Qdの算出については、3.(1)を参照されたい。

10) 我々は、モデル4のinput-outputの定義に基づく総要素生産性の計算も行っているが、生産性に関しては、以下に述べるところの結果と議論の本質は変わらなかったため割愛した。

11) Economies of Scope は、経済学上、

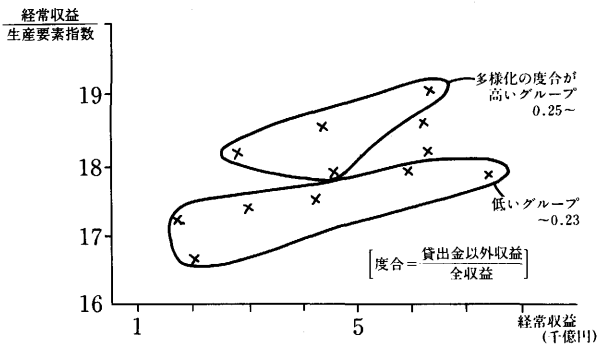
$$C(Y_1, Y_2) < C(Y_1, 0) + C(0, Y_2)$$

但し、 $C(\cdot)$  は費用関数で、 $Y_1, Y_2$  は生産物

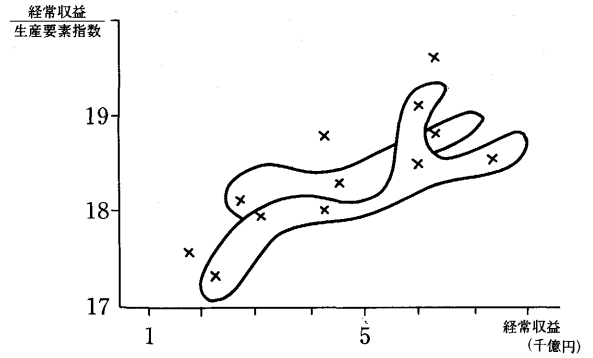
として定義されるが、実際の分析では、トランス・ログ型のマルチプロダクト費用関数を設定し、 $\partial^2 C / \partial Y_1 \partial Y_2 < 0$ 、という費用の限界概念でとらえた不等式をスコープ存在の基準としている。これについての詳しい解説は、Panzar-Willig (1981)、粕谷 (1986) を参照のこと。また、後掲の参考文献の中にも Economies of Scope を一緒に扱ったものが多々ある。

第5図 総要素生産性の規模間格差と多様化の度合

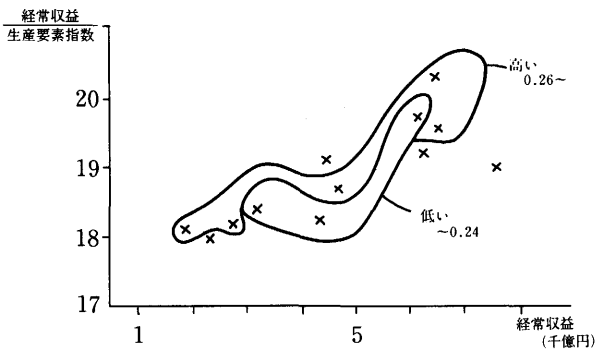
a. 1974年度



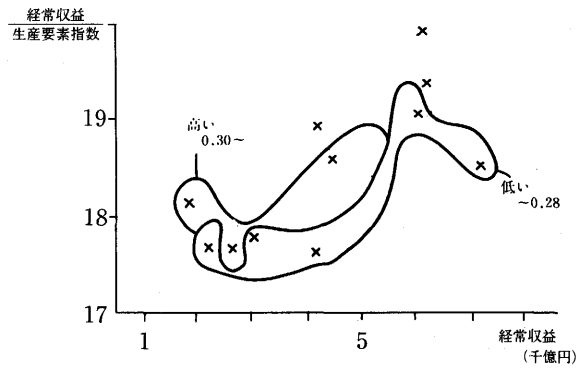
b. 1975年度



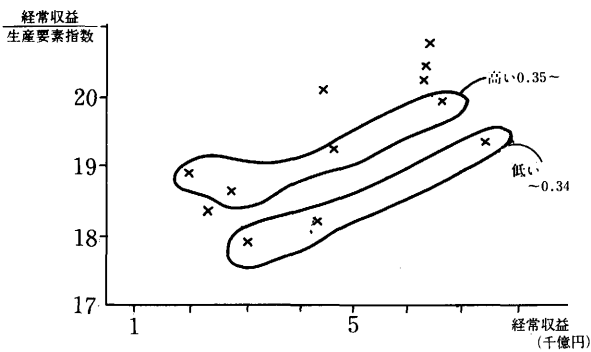
c. 1976年度



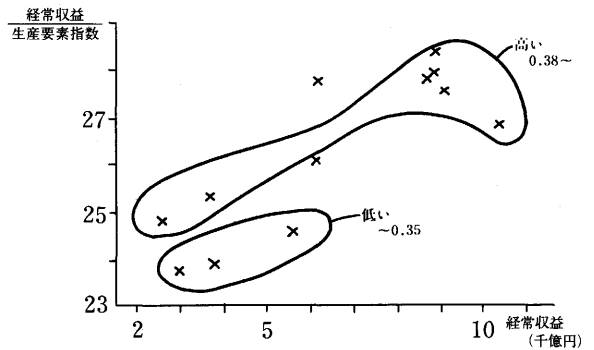
d. 1977年度



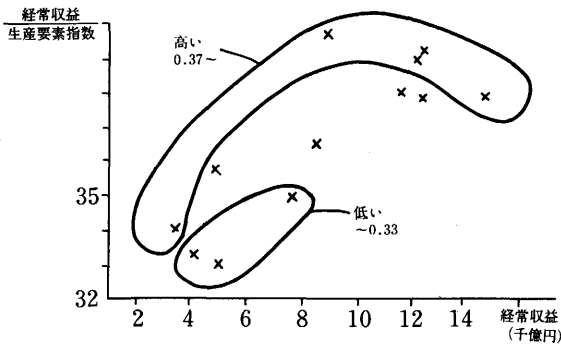
e. 1978年度



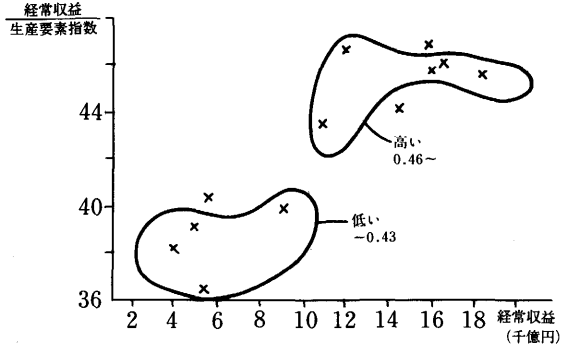
f. 1979年度



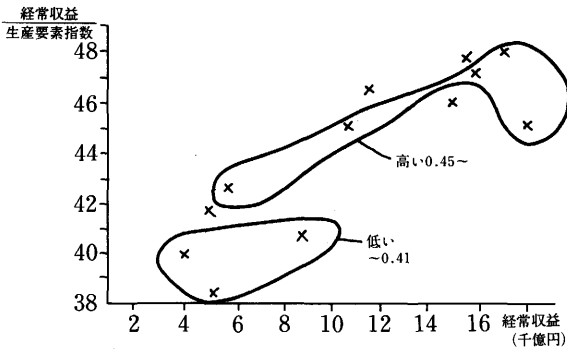
g. 1980年度



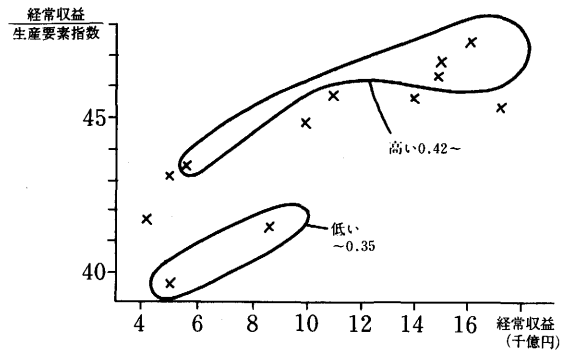
h. 1981年度



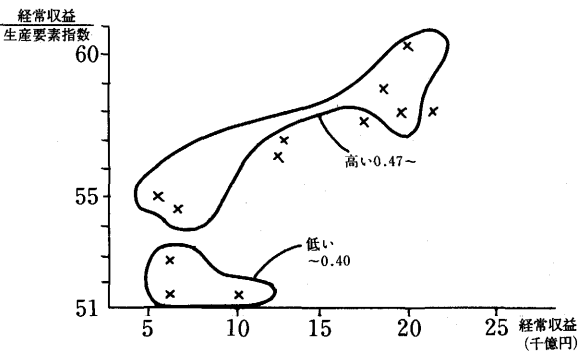
i. 1982年度



j. 1983年度



k. 1984年度



と多様化の程度<sup>12)</sup>が正相関を持ち、生産性の向上に対して規模と多様化とどちらの効果も働いたのか区別不可能なケースを示している。

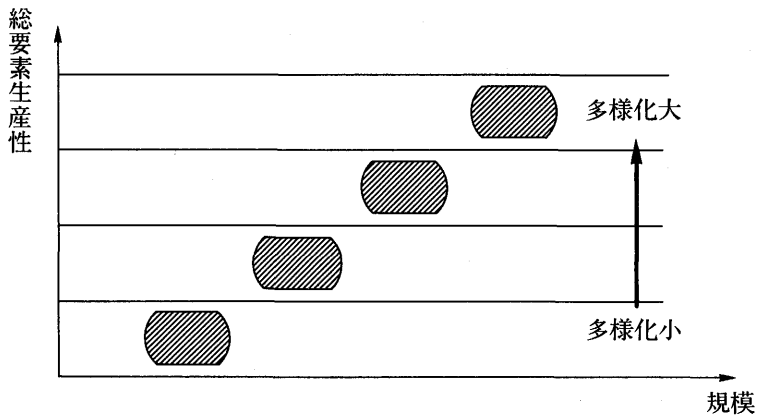
ロ. 第6図bは、区別が可能なケースである。多様化の度合を統御した場合にも規模拡大に伴う生産性の向上が見出せ、また逆に規模を固定したときにも、多様化の進展に伴う生産性の向上が縦軸に沿う形で見出せる。

ハ. 第5図a～kに上の2つの概念図をあてはめると、第5図aは第6図bの規模と多様化

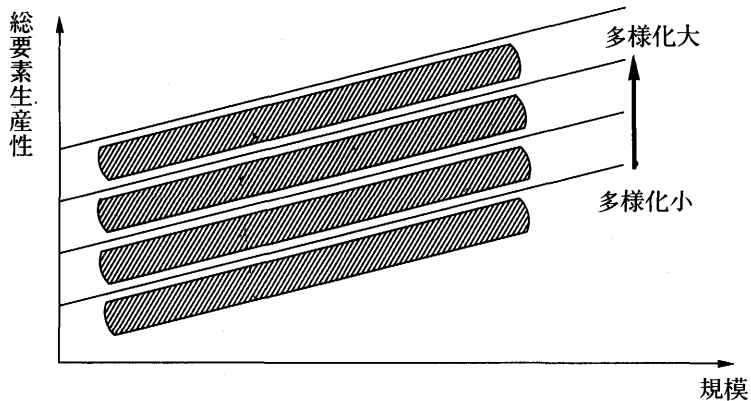
12) ここで用いた多様化の程度は、貸出金以外の収益が全収益に占める割合を示す。すなわち、多様化は、銀行がかつてのように貸出金のみの収益に頼ることから、それ以外の収益にも依存する割合を高めてゆくことを意味するとしている。

第6図 規模の効果と多様化の効果のイメージ図

a. 識別不能のケース



b. 識別可能のケース



が区別可能なケースに対応し、第5図hは第6図aの区別の困難なケースにあたっている。一方、第5図bのように多様化の程度が互いに入り組んでしまい、その効果が見出しにくい年もいくつかある。

二. 以上の分析から、多様化の効果は見出しにくい年がいくつかあるものの、多様化の程度を統御したときの規模の効果はかなりはっきりと観察され、規模の経済性がほぼ安定的に存在するように見受けられる。

### 3. 理論モデル

#### (1) 規模弾性値測定の方法論<sup>13)</sup>

この節では、規模の経済性の程度を示す規模弾性値を求めるための方法論について述べる。規模弾性値は生産要素規模が1%増加したとき、生産物が何%増加するかを示す数値であり、これが1より大きければ規模の経済性の存在が示唆されるというものである。本分析で用いた方法は、指数論的接近方法に依拠しており、従

13) 指数論的接近方法については、吉岡（1984，1985）に詳しい。

来の方法とは若干異なっている。以下にその基本的な考え方を示そう。

$n$  種の生産要素から単一の生産物が作られ、その関係を描写するものとして生産関数が次のように示される場合を考えよう。

$$Y = f(v_1, \dots, v_n) = f(V) \quad (1)$$

但し、 $Y$  : 生産量

$V$  : 生産要素ベクトル

$v_i$  :  $i$  生産要素投入量

ここで、規模弾性は生産要素の投入規模の増加率  $d\mu/\mu$  に対する生産量の増加率  $dY/Y$  の比として次のように定義される。

$$k = \frac{dY/Y}{d\mu/\mu} \quad (2)$$

但し、

$$Y = f(v_1, \dots, v_n) = f(\mu v_1^0, \dots, \mu v_n^0) \\ = f(V) = f(\mu V^0)$$

$V^0$  : 所与の生産要素ベクトル

$v_i^0$  : 所与の生産要素構成における  $i$  生産要素投入量

$\mu$  : 生産要素規模

$k$  : 規模弾性

従って、規模弾性  $k$  が 1 より大きいとき、生産要素規模の増加率よりも生産物の増加率が大きいことになり、規模の経済性が該当生産域の近傍で見出せるといえる。また、 $k=1$  のときは収穫一定、 $k<1$  は規模の不経済をそれぞれ示すことになる。

生産関数の関数型を特定化し、この規模弾性を同時に推定する場合、頻繁に直面する問題は“マルチコリニアリティ”の問題である。つ

まり、経済メカニズムの帰結として生じる生産要素投入量や生産要素価格が、相互に高い相関をもっているということである。このような場合、生産等量曲面や、要素価格についての等費用曲面が識別しづらいことはいうまでもない。従って、どの関数型が妥当であるかの判定は困難な課題となる。関数型が不安定である以上、その仮定に立脚する規模弾性についての推定値の信頼度は低い。

しかし、生産要素投入量間の高い相関という現象は、規模の経済性の効果そのものを知ろうえで致命的であろうか。たとえば、すべての生産要素が比例的に投入されているという極端なケースを想定し、そこで大規模生産のどれかひとつの生産要素の生産性が小規模生産のそれを上回っていたとしよう。この場合、他のすべての生産要素の生産性も大規模生産において高くなっていることになり、該当生産規模間に規模の経済性が作用している証拠となるであろう。

これに関連して、Frisch (1965) は(2)式の規模弾性を次のように近似した。

$$k = \frac{dY/Y}{d\mu/\mu} \div \frac{\ln Y^2 - \ln Y^1}{\ln \mu^2 - \ln \mu^1} \\ = \frac{\ln Y^2 - \ln Y^1}{\ln v_i^2 - \ln v_i^1} \quad (3)$$

ここで、上添字“1”は小規模生産、“2”は大規模生産の標本を示す。また、

$$v_i^2 = \mu_2 v_i^0, v_i^1 = \mu_1 v_i^0 (i = 1 \dots n)$$

を満たしている (第7図)。

この Frisch の近似式(3)をみると、規模弾性の直接推定に好ましい性質を満たしていることがわかる。第1には、生産要素が生産物の増加に対し等比例的に拡大するような上に述べた状況のもとでは、任意の生産要素の生産性が大規模生産において高い場合 ( $Y^2/v_i^2 > Y^1/v_i^1$ )

は(3)式での  $k > 1$  に相当し、 $k \cong 1$  が規模の経済性の指標としてかなっている。そして第2に(3)式は  $k$  は  $\mu_1$  から  $\mu_2$  に至る規模弾性の平均値となっている。<sup>14)</sup>

このように生産要素すべてが完全に比例し生産関数が識別不能の場合では、規模弾性はかえって推定しやすいことになる。しかし、経済メカニズムを通じて導かれる観測資料では、生産要素投入量相互に高い正の相関は見出せても、それがすべての標本において完全相関であることはまずありえない。従って、実際の観測資料を想定した理論モデルは次の2つの前提のもとで組立てられる。

[A] 生産者の合理性：

生産量を所与とすれば、生産費を最小にするように生産要素投入量が決定される。

[B] 生産関数の同次性：

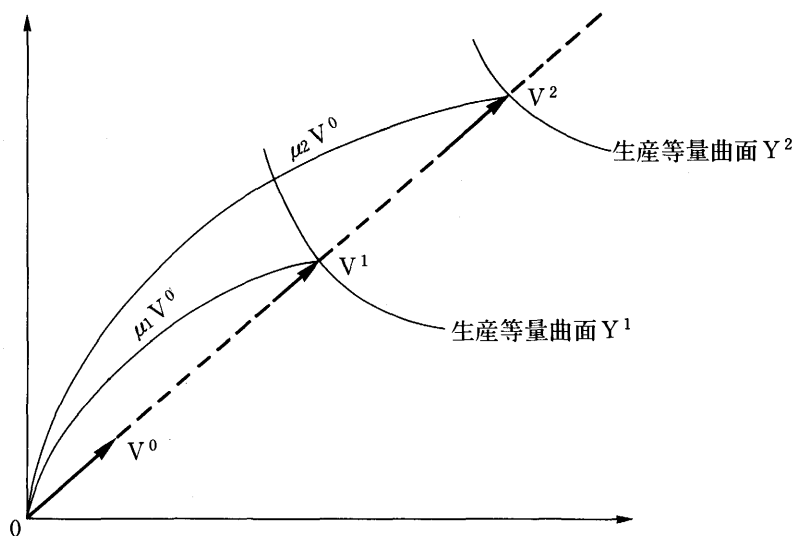
生産関数は  $k$  次同次関数であり、規模弾性  $k$  は同次性の程度を示すパラメーターとなり、要素投入量の関数とはならない。<sup>15)</sup> すなわち、

$$Y = \lambda^{-k} f(\lambda V)$$

但し、 $\lambda$ ：正のスカラー定数

このような前提にしたがう2つの標本 ( $x^1, V^1, P^1$ )、( $x^2, V^2, P^2$ ) がある場合を考えよう。ただし、 $P$  は  $i$  標本の所与の生産要素価格ベクトルを表している。第8図は、この2つの標本に則した標本空間を図示したものである。ここで点線  $A$  は、標本2の要素ベクトル  $V^2$  とすべての要素が比例するレイを示している。同様にレイ  $B$  は、標本1について定義されている。さ

第7図 生産要素が等比例の2つの標本にもとづくファクター・スペース



14) 吉岡 (1985) 参照。

15) 非同次ホモセティシティを前提とした理論模型は吉岡 (1985) に示されている。本分析でも非同次のケースを試みたが、観測値のバラツキが大きく、それを識別するほど性質の良いものではなかった。そこで以降の理論展開は、同次関数の前提で行われている。

らに  $\tilde{V}^1$  は標本 1 の費用曲面 ( $P^1V$ ) とレイ A が交差する点であり、 $V^{*1}$  は標本 1 の生産量  $Y$  に対応する生産等量曲面とレイ A が交差する点である。 $\tilde{V}^2$ 、 $V^{*2}$  は同様に標本 2 に関して、レイ B 上で定義されている。ここで生産関数の特定化がないなら、 $V^{*1}$ 、 $V^{*2}$  は観測不能であるが、 $\tilde{V}^1$ 、 $\tilde{V}^2$  は費用面が観測可能であるから、観測値 ( $Y^1$ 、 $V^1$ 、 $P^1$ )、( $Y^2$ 、 $V^2$ 、 $P^2$ ) との対応で次のように導かれる。

$$\therefore \tilde{V}^1 = \frac{P^1 V^1}{P^1 \tilde{V}^2} V^2, \tilde{V}^2 = \frac{P^2 V^2}{P^2 \tilde{V}^1} V^1 \quad (4)$$

さて、他方規模弾性  $k$  は、レイ A、B 上で次のように示される。

$\lambda$  をレイ A 上で  $V^2 = \lambda V^{*1}$  を満たす定数とすれば、同次関数の性質から、 $f(V^{*1}) = \lambda^{-k} f(\lambda V^{*1}) = \lambda^{-k} f(V^2)$  となる。よって、

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

$$= \frac{\ln Y^2 - \ln Y^1}{\ln \lambda_i^2 - \ln \lambda_i^{*1}}$$

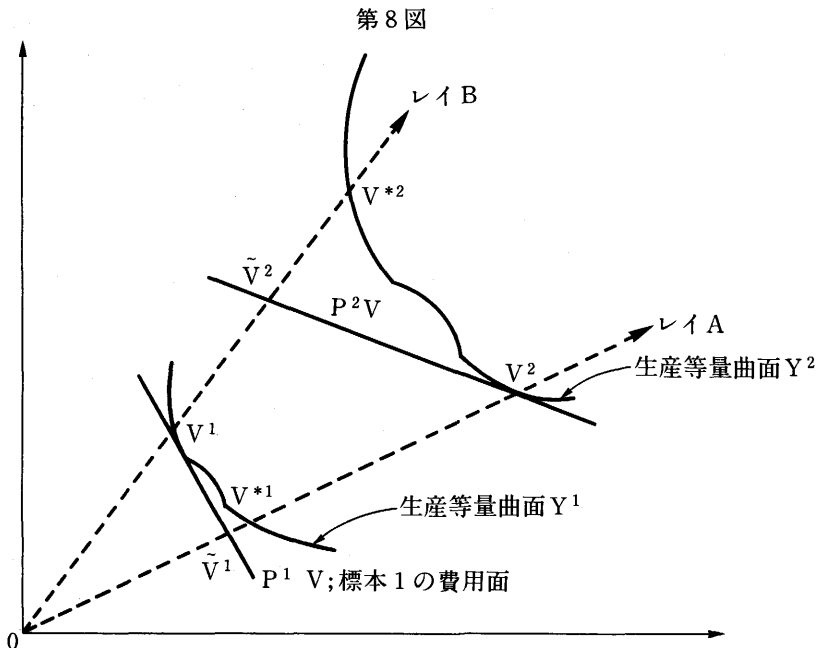
(任意の  $i$  について)

同様に、レイ B 上で、

$$k = \frac{\ln Y^2 - \ln Y^1}{\ln \lambda_i^{*2} - \ln \lambda_i^1}$$

(任意の  $i$  について)

$$\begin{aligned} & \left\{ \begin{aligned} & \tilde{V}^1 = \lambda V^2, P^1 \tilde{V}^1 = P^1 V^1 \text{ を満たすので、} \\ & P^1 \tilde{V}^1 = \lambda P^1 V^2 = P^1 V^1 \\ & \text{よって、} \lambda = \frac{P^1 V^1}{P^1 \tilde{V}^2} \\ & \therefore \tilde{V}^1 = \frac{P^1 V^1}{P^1 \tilde{V}^2} V^2 \\ & \text{同様にレイ B 上で、} \\ & \tilde{V}^2 = \frac{P^2 V^2}{P^2 \tilde{V}^1} V^1 \end{aligned} \right\} \end{aligned}$$



$$k = \frac{\ln Y^2 - \ln Y^1}{\ln v_1^2 - \ln v_1^1} = \frac{\ln Y^2 - \ln Y^1}{\ln v_1^{*2} - \ln v_1^1} \quad (5)$$

前述のように、生産関数に特定化がなければ  $V^{*r}$  ( $r=1, 2$ ) は定まらない。そこで観測可能な  $\tilde{V}^r$  との関係を見る。生産者の合理性の条件の下では、次のように  $\tilde{V}^r$  が  $V^{*r}$  を上回らないことがわかる。

$$\left\{ \begin{array}{l} \lambda^r \text{ を } \tilde{V}^r = \lambda^r V^{*r} \text{ を満たす定数とする。} \\ \tilde{V}^r \text{ と } V^{*r} \text{ の定義から、} \\ P^r V^r = P^r \tilde{V}^r, Y^r = f(V^{*r}) \text{ を満たしている。} \\ \text{他方、生産者の合理性は、} \\ \\ P^r V^r = \min_V \{P^r V; Y^r \leq f(V)\} \\ \\ \text{と示せる。よって、} \\ \\ \lambda^r P^r V^{*r} = P^r \tilde{V}^r = P^r V^r \leq P^r V^{*r} \\ \\ \text{となり、} \lambda^r \text{ は } 1 \text{ 以下の定数であることが} \\ \text{わかる。従って、} \\ \\ \tilde{V}^r \leq V^{*r} (r = 1, 2) \end{array} \right.$$

そのため、(5)式の  $v_1^{*r}$  に  $\tilde{v}_1^r$  を代入して、

$$k_l = \frac{\ln Y^2 - \ln Y^1}{\ln \tilde{v}_1^2 - \ln \tilde{v}_1^1} \quad (6)$$

$$k_u = \frac{\ln Y^2 - \ln Y^1}{\ln \tilde{v}_1^2 - \ln v_1^1} \quad (7)$$

なる  $k_l, k_u$  を定義すれば、

$$k_u \geq k \geq k_l$$

を満たすことになる。

(6)、(7)式で示された規模弾性の上限、下限の値は、標本1を基準点、標本2を比較点とした、

生産要素数量指数に容易に翻訳される。すなわち、ラスパイレス、パーシェの生産要素数量指数が次のように示されるから、

$$\text{ラスパイレス指数 : } Q_l = \frac{P^1 V^2}{P^1 V^1}$$

$$\text{パーシェ指数 : } Q_u = \frac{P^2 V^2}{P^2 V^1}$$

(4)式を通じて、(6)、(7)式は次のようになる。

$$k_l = \frac{\ln Y^2 - \ln Y^1}{\ln Q_l},$$

$$k_u = \frac{\ln Y^2 - \ln Y^1}{\ln Q_u} \quad (8)$$

$$k_l \leq k \leq k_u$$

こうして求められた  $k_u$  を規模弾性  $k$  の上限、 $k_l$  を下限と呼ぶこととする。

以上の方法からの理論的帰結として、下限  $k_l$  の推定値が、仮説  $k_l > 1$  を採択するに十分なほど1より大きい値を示すとき、規模の経済性が存在しているとみなせる。また、規模弾性値そのものを知りたい場合には、上限・下限両者の値が接近していることが望ましく、そのときこれらの値を規模弾性値の近似値としてよいであろう。

このように特定化しない  $k$  次同次生産関数の場合について、規模弾性値の上限と下限の推定法が示されたが、現在では、一般的生産関数をテーラー展開で2次近似まで行った場合でも規模弾性値が直接求められることがわかっている。たとえば、Diewert の2次形式生産関数の場合では、規模弾性値は、上の議論で生産要素数量指数をフィッシャー指数としたときに相当し、またトランスログ生産関数の場合は、トラ

ンスログ指数（タイル指数）としたときに対応するのである。<sup>16)</sup> 本分析ではこの2つのケースも考慮し、規模弾性推定式に次の2式を追加し、合計4指数に対応した規模弾性値を測定する。

$$\left. \begin{aligned} k_l &= \frac{\ln Y^2 - \ln Y^1}{\ln Q_l} \\ k_d &= \frac{\ln Y^2 - \ln Y^1}{\ln Q_d} \end{aligned} \right\} \quad (9)$$

但し、フィッシャー指数： $Q_l = \sqrt{Q_l^1 \cdot Q_l^2}$

$$\text{トランスログ指数：} Q_d = \prod_{i=1}^n \left( \frac{V_i^2}{V_i^1} \right)^{\frac{1}{2} \left( \frac{P_i^1 V_i^1}{P^1 V^1} + \frac{P_i^2 V_i^2}{P^2 V^2} \right)}$$

追加されたこの2つの指数より求まった規模弾性値は、上限  $k_u$  と下限  $k_l$  の値のひらきが大きい場合、規模弾性値のひとつの目安となるであろう。

以上、2つの標本の場合に限定して規模弾性値測定のための方法論を述べてきたが、実際に規模弾性値を推定する際には、観測値に入り込んでいる非系統的要因の影響等の確率的要素を考慮し、それを推定式に取り入れなくてはならない。そこで、本分析では以下に示すような方式を採用する。すなわち、 $k$  次同次生産関数(1)式に次のような攪乱項が存在するとしよう。

$$Y_j = f(V_j) \cdot e^{u_j} \quad (10)$$

$$\text{但し、} E(u_j) = 0$$

$$E(u_i \cdot u_j) = 1/2\sigma^2 (i=j)$$

$$= 0 \quad (i \neq j)$$

ここで観測標本が  $N$  個あるとき、それらを  $Y$  の値を基準に小さい順に並べかえ、改めて  $1, 2, \dots, j, \dots, N$  とすれば、これまで観測点を示していた添字1, 2は一般的に  $j, j+1$  とすることができる。従って、上の式を用いれば、推定式(6)、(7)、(9)は次のようにかきかえることができる。

$$\ln Y_{j+1} - \ln Y_j = k_l \cdot \ln Q_l^{j+1} + u_{j+1} + u_j$$

$$\ln Y_{j+1} - \ln Y_j = k_u \cdot \ln Q_u^{j+1} + u_{j+1} + u_j$$

$$\ln Y_{j+1} - \ln Y_j = k_l \cdot \ln Q_l^{j+1} + u_{j+1} + u_j$$

$$\ln Y_{j+1} - \ln Y_j = k_d \cdot \ln Q_d^{j+1} + u_{j+1} + u_j \quad (11)$$

ここで、 $Q^{j+1}$  は基準点  $j$ 、比較点  $j+1$  としたときの数量指数を示す。標本数が  $N$  個であるから上式においては、 $N-1$  個の観測値が得られることになる。さらに、

$$\ln Y_{j+1} - \ln Y_j = y_j$$

$$\ln Q^{j+1} = q_{j,j} \quad (12)$$

$$u_{j+1} - u_j = e_j$$

$$j = 1, \dots, N-1$$

とおき、さらに、

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_{N-1} \end{bmatrix} = y \quad \begin{bmatrix} q_1 \\ q_2 \\ \vdots \\ q_{N-1} \end{bmatrix} = q \quad \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_{N-1} \end{bmatrix} = e$$

とベクトル化すると、上式は、

16) Diewert (1976) 参照。

$$y = q \cdot k + e \quad (13)$$

$$ee' = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & -0.5 & 0 \\ -0.5 & 1 & 1 \\ 0 & -0.5 & 1 \end{bmatrix} = \sigma^2 \Omega$$

と行列の形で簡単に示される。従って、 $k$  の最小分散線型不偏推定量  $\hat{k}$  は、

$$\hat{k} = \frac{q' \Omega^{-1} y}{q' \Omega^{-1} q} \quad (14)$$

という一般化最小自乗法を用いた推定量の形をとることとなる。そして、実際のデータを用いて(14)式を計算することにより、規模弾性値  $k$  に関する情報を与える4種の推定値  $\hat{k}_l$ 、 $\hat{k}_i$ 、 $\hat{k}_d$ 、 $\hat{k}_u$  が求められる。

一方、このような一般化最小自乗法を用いず、チェイン化された指数を作成することによって通常の最小自乗法 (OLS) で規模弾性値を求めることもできる。すなわち、(11)の4式は、下式

$$\ln Y_j = a + k \cdot \ln(CQ)_j + u_j \quad (15)$$

$$\text{但し、 } CQ_j = CQ_{j-1} \cdot Q^{j-1,j}$$

$$CQ_1 = 1$$

の  $j+1$  点と  $j$  点との差によって示せるから、 $Q^{j+1,j}$  より上のようなチェイン化された指数  $CQ_j$  を作成してやれば、 $u_j$  はホワイトノイズであるため OLS で簡単に規模弾性値  $k$  の推定値が求まることになる。

## (2) 利潤弾性値の導出と測定法

生産要素規模が1%増加したとき、利潤が何%増加するかを示す数値が利潤弾性値であ

る。この数値によって、我々は、規模の経済性を利潤という一般性を持ったよりわかりやすいタームでみるができる。以下にその導出及び測定の方法を述べよう。

規模弾性値を求めるときに我々の設定した生産関数は、

$$Y = f(V)$$

$V$ : 生産要素ベクトル

であり、このときモデル内で我々が求めた規模弾性値は、

$$k = \frac{dY/Y}{d\lambda/\lambda} \quad \text{ここで、} Y = f(V) = f(\lambda V^0)$$

であった。いま求めたいのは、 $C(\cdot)$  を費用の定義式とすれば、

$$\pi = Y - C(V) = f(V) - C(V) = G(V)$$

としたときの

$$k_{pr} = \frac{d\pi/\pi}{d\lambda/\lambda} \quad (16)$$

である。生産関数  $Y=f(V)$  を全微分して (ただし、 $\nabla$  は法線ベクトルを示す)、

$$\begin{aligned} dY &= \nabla f(V)' dV = \nabla f(V)' V^0 d\lambda \\ &= \nabla f(V)' V d\lambda / \lambda \end{aligned}$$

よって

$$\frac{dY/Y}{d\lambda/\lambda} = \nabla f(V)' V / Y$$

この  $Y$  についての規模弾性値の測定値は、我々の計測で既に求まっている。従って、

$$\begin{aligned} d\pi &= \nabla G(V)' dV = \nabla G(V)' V^0 d\lambda \\ &= \nabla G(V)' V d\lambda / \lambda \end{aligned}$$

より、

$$k_{pr} = \nabla G(V)'V/\pi \\ = \nabla f(V)'V/\pi - \nabla C(V)'V/\pi$$

ここで、 $C(V) = wL + rK + P_X X$  としてあるから、

$$k_{pr} = \frac{k \cdot Y - C(V)}{Y - C(V)} \quad (17)$$

となる。ここでは  $k_{pr}$  を上式で計算する際、攪乱要因による変動とコストに係わる価格の変化を取り除く為に、観測された  $Y$ 、 $C$  をそのまま用いることをせず、 $C$  は、それを価格  $P$  と数量  $CQ$  に分解し、基準銀行（生産物規模最小の銀行）を定めて求めた  $CQ$  のフィッシャー数量指数をもととし、また  $Y$  は、規模弾性推定値  $\hat{k}$  を用いて計算した  $Y = f(V)$  による  $Y$  の理論値を  $Y$  とした。式によって表現すれば、

$$CQ_{j+1} = CQ_j \cdot \sqrt{\frac{\sum P_j \cdot V_{j+1}}{\sum P_j \cdot V_j} \cdot \frac{\sum P_{j+1} \cdot V_{j+1}}{\sum P_{j+1} \cdot V_j}}$$

$$j = 1, \dots, N-1$$

但し、 $CQ_1 = 1$

となる。一方、 $P$  については  $C(V)$  とし、これは固定価格で各銀行共通となる。また、 $Y$  については、上式で計算した生産要素指数  $CQ$  を用いて、生産関数、

$$Y_j = a \cdot CQ_j^k$$

によって求める。但し、パラメーター  $a$  は、 $Y = a \cdot CQ^k$ 、 $CQ_1 = 1$  より  $Y_1$  となる。 $\hat{k}$  には我々の推定で求めた規模弾性推定値を用いるが、生産要素指数  $CQ$  との整合性から、 $k$  のフィッシャー指数のよる推定値、 $\hat{k}_i$  を用いる。従って、以上をまとめると、利潤弾性値は、

$$\hat{k}_{prj} = \frac{\hat{k}_i a \cdot CQ_j^{\hat{k}_i} - P_j \cdot CQ_j}{a \cdot CQ_j^{\hat{k}_i} - P_j \cdot CQ_j} \quad (18)$$

によって、 $j=1, \dots, N$  まで  $N$  個計算される。

### (3) 銀行業への適用：4つのモデル

本分析では、(1)と(2)で示した方法論を銀行業に適用するが、序論において述べたように、銀行業の場合、種々の生産要素と生産物の考え方がある。そこで、我々は序論での議論をふまえ、資料の入手できる範囲で以下の表に示されるような4種類のモデルを用いることとした。

モデル1は、過去における規模の経済性に関連した研究のうち、生産物として預金金額、貸出金金額等のストック額を用いたものを参考にしたモデルである。これらのストックを生産物とした研究の背景には、主として、預金者や資金需要者に与える便益を銀行の生産物としてとらえようとする意図があったものと思われる。

実際、Bell-Murphy (1968), Benston, Hanweck

|      | 生産要素          | 生産物         |
|------|---------------|-------------|
| モデル1 | 職員、不動産        | 調達資金        |
| モデル2 | 職員、不動産        | 経常収益－資金調達費用 |
| モデル3 | 職員、不動産、調達資金   | 経常収益        |
| モデル4 | 職員、不動産、資金調達費用 | 経常収益        |

and Humphrey (1982), Benston, Berger, Hanweck and Humphrey (1983), Gilligan, Smirlock and Marshall (1984) 等アメリカでの同様の実証研究では預金・貸出業務の取扱件数や預金口座数が、より明確な対顧客サービスの指標としてしばしば用いられてきた。

モデル2は蠟山(1982)での規模の経済性測定のモデルそのものである。この蠟山モデルは、金融仲介業としての銀行のとらえ方、すなわち最終的貸手と最終的借手の間に介在し、両者の便宜を図ることによってサービス生産を生みだしているという観点に立って構築されている。そのため、生産物には金融仲介者としての見返りである、経常収益マイナス資金調達費用(付加価値額)があてはめられている。

モデル3および4は、モデル2の付加価値ベースの生産関数の一般化である。付加価値ベースの生産関数の場合、労働・資本によって付加価値が生み出され、そして付加価値と原材料(調達資金)によって粗生産物(経常収益)が生み出されるという特殊なものであるが、モデル3、4ではこのようなセパラビリティーの前提を避けている。ここで銀行の生みだす収益<sup>17)</sup>を銀行業の生産物としたのは、金融自由化の進む現在において銀行間の競争が激しくなるとすれば、それは収益をめぐるものであろうとの考えに立脚している。

以上の4モデルそれぞれについて、上で述べた指数論的接近方法に従い、規模弾性値が推定される。

#### (4) 観測資料と観測期間

分析のための基本データは全国銀行財務諸表

分析である。生産物と生産要素のデータに関して若干の補足説明をしよう。調達資金は貸借対照表の負債の部の一部(預金+CD+コールマネー+売渡手形+借入金+外国為替+その他)にあたる。経常収益は厳密には損益計算書の経常収益から有価証券関係損益を控除した額に相当する。資金調達費用は預金利息等支払利息を意味する。費用の項目の内訳は、職員に対応する人件費、動不動産に対応する物件費、そして調達資金に対応する資金調達費用となっている。各モデルの生産物の価格は、各銀行共通(=1)としておく。

ここで用いた銀行業の経常収益は損益計算書に示される諸収益の単純合計値である。この合計値を生産物指数と置いても測定方法論との整合性が失われないかどうか吟味をしておこう。例えば、

$$Y(Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_m) = F(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (19)$$

というような生産関数を考えたときに、我々の用いた生産物指数は $\sum P_i Y_i$ に相当する。ここで分析をクロスセクションに限定したとき、つまり各銀行の生産物 $Y_i$ の価格を共通とみなしたとき、 $P_i Y_i$ が互いに強い比例関係にあれば(正相関の度合いが高いならば)この $\sum P_i Y_i$ は生産物の代理変数として妥当する。実際1974~1984の11年間でみると、各種収益間の相関は、第1~4表に示されるように非常に強く、しかも安定的であることがわかる。従って、ここで $\sum P_i Y_i$ を生産物指数の代理変数として用いても、このクロスセクション分析による規模の経済性の測定値にはバイアスが生じないといえる

17) 収益という概念は経済学上は利益(profit)と同義的に用いられているが、本分析では銀行財務諸表上の定義によった。したがって、経常収益は経済学上では収入(revenue)とよばれるべきものとなっている。

第1表  $Y2=a$   $Y1$ の決定係数と $\hat{a}$ のt-value

| 年度   | 都 銀    |         | 地 銀    |         |
|------|--------|---------|--------|---------|
|      | 決定係数   | t-value | 決定係数   | t-value |
| 1974 | 0.9806 | 25.610  | 0.9651 | 41.424  |
| 1975 | 0.9834 | 27.779  | 0.9673 | 42.833  |
| 1976 | 0.9870 | 31.363  | 0.9723 | 46.636  |
| 1977 | 0.9916 | 39.168  | 0.9756 | 49.777  |
| 1978 | 0.9946 | 48.972  | 0.9797 | 54.761  |
| 1979 | 0.9956 | 54.262  | 0.9835 | 60.864  |
| 1980 | 0.9958 | 55.722  | 0.9759 | 50.127  |
| 1981 | 0.9975 | 71.790  | 0.9519 | 35.325  |
| 1982 | 0.9967 | 63.018  | 0.9640 | 41.077  |
| 1983 | 0.9978 | 76.756  | 0.9622 | 40.073  |
| 1984 | 0.9988 | 105.003 | 0.9594 | 38.591  |

Y1: 貸出金収益

Y2: 貸出金以外収益

第2表  $Y2'=a$   $Y1'$ の決定係数と $\hat{a}$ のt-value

| 年度   | 都 銀    |         | 地 銀    |         |
|------|--------|---------|--------|---------|
|      | 決定係数   | t-value | 決定係数   | t-value |
| 1974 | 0.9808 | 25.767  | 0.9586 | 37.889  |
| 1975 | 0.9825 | 26.984  | 0.9625 | 39.901  |
| 1976 | 0.9880 | 32.777  | 0.9668 | 42.498  |
| 1977 | 0.9925 | 41.524  | 0.9708 | 45.421  |
| 1978 | 0.9953 | 52.478  | 0.9751 | 49.314  |
| 1979 | 0.9957 | 54.870  | 0.9787 | 53.418  |
| 1980 | 0.9961 | 57.685  | 0.9695 | 44.358  |
| 1981 | 0.9976 | 73.173  | 0.9400 | 31.410  |
| 1982 | 0.9967 | 62.646  | 0.9534 | 35.883  |
| 1983 | 0.9978 | 76.721  | 0.9521 | 35.400  |
| 1984 | 0.9988 | 105.382 | 0.9473 | 33.636  |

Y1': 貸出金収益

Y2': 有価証券利息配当金 + その他利息

第3表  $Y3'=a$   $Y2'$ の決定係数と $\hat{a}$ のt-value

| 年度   | 都 銀    |         | 地 銀    |         |
|------|--------|---------|--------|---------|
|      | 決定係数   | t-value | 決定係数   | t-value |
| 1974 | 0.9979 | 78.048  | 0.8764 | 20.966  |
| 1975 | 0.9968 | 63.954  | 0.9247 | 27.602  |
| 1976 | 0.9961 | 57.290  | 0.9081 | 24.747  |
| 1977 | 0.9937 | 45.312  | 0.9244 | 27.529  |
| 1978 | 0.9913 | 38.476  | 0.9397 | 31.093  |
| 1979 | 0.9931 | 43.140  | 0.9374 | 30.468  |
| 1980 | 0.9925 | 41.508  | 0.9253 | 27.718  |
| 1981 | 0.9895 | 35.078  | 0.9131 | 25.730  |
| 1982 | 0.9927 | 41.929  | 0.9146 | 25.981  |
| 1983 | 0.9906 | 36.965  | 0.9227 | 27.422  |
| 1984 | 0.9920 | 40.092  | 0.8977 | 23.510  |

Y2': 有価証券利息配当金 + その他利息

Y3': その他の経常収益

第4表  $Y3'=a$   $Y1'$ の決定係数と $\hat{a}$ のt-value

| 年度   | 都 銀    |         | 地 銀    |         |
|------|--------|---------|--------|---------|
|      | 決定係数   | t-value | 決定係数   | t-value |
| 1974 | 0.9979 | 23.993  | 0.8984 | 23.413  |
| 1975 | 0.9847 | 28.884  | 0.9349 | 29.848  |
| 1976 | 0.9798 | 25.086  | 0.9312 | 28.971  |
| 1977 | 0.9832 | 27.546  | 0.9459 | 32.946  |
| 1978 | 0.9848 | 29.038  | 0.9584 | 37.816  |
| 1979 | 0.9892 | 34.551  | 0.9630 | 40.178  |
| 1980 | 0.9875 | 32.040  | 0.9631 | 40.212  |
| 1981 | 0.9873 | 31.770  | 0.9731 | 47.779  |
| 1982 | 0.9905 | 36.724  | 0.9717 | 46.473  |
| 1983 | 0.9893 | 34.671  | 0.9737 | 48.283  |
| 1984 | 0.9914 | 38.612  | 0.9658 | 42.158  |

Y1': 貸出金収益

Y3': その他の経常収益

だろう。<sup>18)</sup>

観測期間は1974年度から1984年度までの11年間で、都銀と地銀それぞれにおいてクロスセクション分析を行う。

#### 4. 測定結果

##### (1) 規模弾性値の測定結果

指数論的接近方法によって求められた規模弾性推定値を第5～8表に示した。その結果は下の表のようにまとめられる。

これらのことから、

イ、調達資金のかわりに資金調達費用を生産要素として用いたモデル4において1974年度都銀データを用いたケースで、ラスパイレス、フィッシャー、トランスログ指数による規模弾性推定値が1を下回った以外は、すべてのモデルで全年にわたり、都銀・地銀共に1より

り大きい規模弾性推定値が得られた。これは、定性的な規模の経済性の存在を裏付けるひとつの根拠になると思われる。

ロ、モデル間で規模弾性推定値を比較してみると、調達資金というストック額を生産物にとったモデル1が最も大きく、次いで生産物を経常収益マイナス資金調達費用としたいわゆる蠟山モデル（モデル2）、経常収益を生産物においたモデル3、そしてモデル4の順になっている。

ハ、規模の経済性の有意性は、帰無仮説  $k=1$  の棄却・採択の検定によって示されるが、5%の有意水準でみるとほとんどのケースで有意である。<sup>19)</sup> F値はモデル3で最も高く、次いでモデル1、モデル4、モデル2の順である。モデル2では、比較的大きい規模弾性推定値が得られたものの推定値の標準偏差も

|      | 生産要素*               | 生産物*              | 都銀        | 地銀        |
|------|---------------------|-------------------|-----------|-----------|
| モデル1 | L, K                | X                 | 1.19～1.51 | 1.18～1.23 |
| モデル2 | L, K                | $Y - P_X \cdot X$ | 1.05～1.34 | 1.11～1.15 |
| モデル3 | L, K, X             | Y                 | 1.06～1.16 | 1.02～1.06 |
| モデル4 | L, K, $P_X \cdot X$ | Y                 | 1.00～1.03 | 1.02～1.05 |

\* L:職員、K:動不動産、X:調達資金、 $P_X$ :資金調達原価、Y:経常収益

18) 資本ストックの取扱いの際に、その標本別のヴァインテージの違いがよく問題とされる。しかし、ここではクロスセクション分析であるので、もし、資本の増加率 ( $\Delta K/K$ ) が生産規模に関係なく各銀行で接近していれば、規模の経済性をはかるさいに各銀行の資本ストックのヴァインテージの違いを explicit にとり上げる必要性は薄いであろう。すなわち、 $\Delta K/K = \alpha + \beta \cdot Y$  という式をたてて、クロスセクションでパラメーターを推定し、 $\alpha$  の有意性と  $\beta$  の非有意性が示されればよいことになる。実際に測定してみたところ、都銀、地銀共に5%の有意水準で  $\alpha = 0$  の仮説は棄却され、 $\beta = 0$  の仮説は採択されるという結果が得られた。

19) ここでは、規模の経済性の有無についての議論であるから、規模弾性値  $k=1$  に関するF値を調べる（尤度比検定）ことによって検定を行う。都銀のケースではF値は4.84以上で規模の経済性の存在が5%水準で有意となり、地銀では約4.00以上で有意となる。

第5表 規模弾性値推定結果(モデル1)

| 年度   | 都 銀                  |                      |                      |                      | 地 銀                  |                      |                      |                      |
|------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|      | ラスパイレス               | フィッシャー               | トランスログ               | パーシェ                 | ラスパイレス               | フィッシャー               | トランスログ               | パーシェ                 |
| 1974 | 1.17193<br>(4.55605) | 1.18904<br>(5.13711) | 1.18946<br>(5.15743) | 1.20645<br>(5.70622) | 1.19451<br>(91.7314) | 1.18556<br>(85.0656) | 1.18362<br>(83.7910) | 1.17634<br>(78.1867) |
| 1975 | 1.23272<br>(13.8742) | 1.23550<br>(13.7956) | 1.23539<br>(13.7963) | 1.23825<br>(13.7110) | 1.12539<br>(56.6897) | 1.16728<br>(86.0860) | 1.16713<br>(85.8366) | 1.21118<br>(116.370) |
| 1976 | 1.22915<br>(10.4711) | 1.23896<br>(10.8694) | 1.23900<br>(10.8708) | 1.24888<br>(11.2529) | 1.12365<br>(54.1598) | 1.17987<br>(92.7585) | 1.18088<br>(93.3634) | 1.23982<br>(132.230) |
| 1977 | 1.26564<br>(8.52063) | 1.27283<br>(8.70271) | 1.27315<br>(8.71440) | 1.28005<br>(8.87753) | 1.17156<br>(86.4051) | 1.21138<br>(114.709) | 1.21523<br>(116.954) | 1.25283<br>(142.807) |
| 1978 | 1.29632<br>(7.96467) | 1.30412<br>(8.12850) | 1.30416<br>(8.13502) | 1.31196<br>(8.28491) | 1.13661<br>(74.3891) | 1.18702<br>(114.593) | 1.18485<br>(112.656) | 1.24092<br>(154.874) |
| 1979 | 1.34214<br>(10.2793) | 1.34424<br>(10.2980) | 1.34333<br>(10.2885) | 1.34626<br>(10.3109) | 1.13681<br>(67.1572) | 1.18237<br>(101.131) | 1.18404<br>(102.368) | 1.23086<br>(136.217) |
| 1980 | 1.33351<br>(10.5737) | 1.33078<br>(10.5203) | 1.33003<br>(10.5148) | 1.32804<br>(10.4654) | 1.15987<br>(69.0573) | 1.19176<br>(89.0377) | 1.19220<br>(89.2335) | 1.22514<br>(109.531) |
| 1981 | 1.38082<br>(8.15679) | 1.39069<br>(8.29739) | 1.39042<br>(8.29275) | 1.40059<br>(8.42739) | 1.17352<br>(66.1485) | 1.19788<br>(79.2093) | 1.19833<br>(79.3172) | 1.22308<br>(92.4457) |
| 1982 | 1.44352<br>(14.9806) | 1.45606<br>(15.2150) | 1.45630<br>(15.2233) | 1.46873<br>(15.4277) | 1.17489<br>(66.2411) | 1.19742<br>(78.2254) | 1.19843<br>(78.6976) | 1.22068<br>(90.3670) |
| 1983 | 1.49661<br>(12.3368) | 1.50587<br>(12.4456) | 1.50585<br>(12.4474) | 1.51520<br>(12.5469) | 1.20576<br>(101.854) | 1.21021<br>(104.480) | 1.20801<br>(103.109) | 1.21443<br>(106.768) |
| 1984 | 1.50076<br>(21.8996) | 1.51103<br>(22.2972) | 1.51099<br>(22.2995) | 1.52139<br>(22.6799) | 1.23114<br>(104.452) | 1.22889<br>(103.746) | 1.22983<br>(104.208) | 1.22622<br>(102.636) |

( ) 内の数値は、規模弾性値 = 1 に対する F 値

第6表 規模弾性値推定結果(モデル2)

| 年度   | 都 銀                  |                      |                      |                      | 地 銀                  |                      |                      |                      |
|------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|      | ラスパイレス               | フィッシャー               | トランスログ               | パーシェ                 | ラスパイレス               | フィッシャー               | トランスログ               | パーシェ                 |
| 1974 | 1.04178<br>(0.64521) | 1.05166<br>(0.94197) | 1.05168<br>(0.94322) | 1.06162<br>(1.27739) | 1.12288<br>(46.3011) | 1.14456<br>(58.1789) | 1.14308<br>(57.1039) | 1.16677<br>(70.0915) |
| 1975 | 1.14574<br>(3.97479) | 1.15764<br>(4.42963) | 1.15764<br>(4.42554) | 1.16968<br>(4.88565) | 1.11598<br>(39.3071) | 1.14635<br>(56.2839) | 1.14351<br>(54.4560) | 1.17792<br>(74.4826) |
| 1976 | 1.16261<br>(9.93195) | 1.17307<br>(10.6408) | 1.17322<br>(10.6543) | 1.18361<br>(11.3308) | 1.09739<br>(33.7629) | 1.14519<br>(62.5907) | 1.14521<br>(62.3295) | 1.19569<br>(94.1700) |
| 1977 | 1.14082<br>(3.15110) | 1.14810<br>(3.41262) | 1.14776<br>(3.40488) | 1.15542<br>(3.67899) | 1.05438<br>(10.6848) | 1.11217<br>(36.2287) | 1.11246<br>(36.2910) | 1.17389<br>(68.6240) |
| 1978 | 1.12941<br>(2.70111) | 1.13006<br>(2.76431) | 1.12977<br>(1.75786) | 1.13069<br>(2.82811) | 1.05358<br>(7.59574) | 1.11074<br>(26.0728) | 1.10713<br>(24.7663) | 1.17273<br>(50.4206) |
| 1979 | 1.16197<br>(4.28071) | 1.16378<br>(4.40165) | 1.16461<br>(4.43199) | 1.16555<br>(4.52279) | 1.08100<br>(20.0529) | 1.14523<br>(50.5908) | 1.14451<br>(50.1969) | 1.21494<br>(85.9615) |
| 1980 | 1.22136<br>(6.45693) | 1.21932<br>(6.41978) | 1.21986<br>(6.43337) | 1.21728<br>(6.38158) | 1.11739<br>(47.1864) | 1.16219<br>(76.2802) | 1.16183<br>(75.9766) | 1.20991<br>(107.449) |
| 1981 | 1.22896<br>(7.00429) | 1.23542<br>(7.24487) | 1.23540<br>(7.24371) | 1.24185<br>(7.47676) | 1.11069<br>(28.1850) | 1.12260<br>(33.1508) | 1.12228<br>(33.0115) | 1.13464<br>(38.2968) |
| 1982 | 1.28159<br>(7.45504) | 1.29464<br>(7.93119) | 1.29480<br>(7.93981) | 1.30788<br>(8.40836) | 1.09575<br>(27.7684) | 1.12048<br>(40.6457) | 1.12064<br>(40.7766) | 1.14615<br>(55.1452) |
| 1983 | 1.32840<br>(11.6071) | 1.33949<br>(12.1814) | 1.33955<br>(12.1859) | 1.35068<br>(12.7584) | 1.13955<br>(61.6120) | 1.14289<br>(64.4210) | 1.14562<br>(66.2379) | 1.14608<br>(67.0373) |
| 1984 | 1.32175<br>(9.93808) | 1.33565<br>(10.3381) | 1.33594<br>(10.3489) | 1.34978<br>(10.7258) | 1.13123<br>(55.4122) | 1.12925<br>(54.2393) | 1.13247<br>(56.2284) | 1.12699<br>(52.7667) |

( ) 内の数値は、規模弾性値 = 1 に対する F 値

第7表 規模弾性値推定結果(モデル3)

| 年度   | 都 銀                  |                      |                      |                      | 地 銀                  |                      |                      |                      |
|------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|      | ラスパイレス               | フィッシャー               | トランスログ               | パーシェ                 | ラスパイレス               | フィッシャー               | トランスログ               | パーシェ                 |
| 1974 | 1.05235<br>(4.91841) | 1.05590<br>(5.47258) | 1.05602<br>(5.48104) | 1.05947<br>(6.04166) | 1.04046<br>(57.5392) | 1.04202<br>(61.8931) | 1.04167<br>(60.4393) | 1.04354<br>(66.0883) |
| 1975 | 1.06217<br>(16.7507) | 1.06471<br>(17.6683) | 1.06482<br>(17.7051) | 1.06725<br>(18.5697) | 1.01861<br>(10.1650) | 1.02481<br>(18.0019) | 1.02553<br>(18.7630) | 1.03100<br>(27.9073) |
| 1976 | 1.06767<br>(14.5929) | 1.06939<br>(15.0054) | 1.06956<br>(15.0422) | 1.07111<br>(15.4035) | 1.02936<br>(21.4115) | 1.03764<br>(34.1849) | 1.03850<br>(35.4789) | 1.04591<br>(49.2251) |
| 1977 | 1.06904<br>(13.3413) | 1.06881<br>(12.9316) | 1.06906<br>(12.9837) | 1.06857<br>(12.5284) | 1.03083<br>(18.3109) | 1.03822<br>(27.4628) | 1.03865<br>(27.8841) | 1.04558<br>(38.0018) |
| 1978 | 1.07815<br>(10.7325) | 1.07614<br>(10.2245) | 1.07639<br>(10.2614) | 1.07413<br>(9.72330) | 1.03071<br>(14.6763) | 1.03839<br>(22.2827) | 1.03819<br>(22.0538) | 1.04613<br>(31.1868) |
| 1979 | 1.11969<br>(23.3584) | 1.11865<br>(22.9025) | 1.11868<br>(22.8864) | 1.11761<br>(22.4480) | 1.04368<br>(38.0660) | 1.05339<br>(55.7419) | 1.05445<br>(57.7147) | 1.06320<br>(76.3191) |
| 1980 | 1.11843<br>(18.2893) | 1.11679<br>(17.8732) | 1.11696<br>(17.8951) | 1.11515<br>(17.4559) | 1.04124<br>(47.6057) | 1.05157<br>(72.1868) | 1.05184<br>(72.6825) | 1.06203<br>(100.918) |
| 1981 | 1.16352<br>(24.1396) | 1.16222<br>(23.9003) | 1.16278<br>(24.0197) | 1.16091<br>(23.6577) | 1.04484<br>(40.4856) | 1.04466<br>(40.4629) | 1.04468<br>(40.4338) | 1.04444<br>(40.3513) |
| 1982 | 1.12866<br>(15.8372) | 1.12938<br>(16.0406) | 1.12973<br>(16.0948) | 1.13009<br>(16.2413) | 1.05179<br>(74.4251) | 1.04868<br>(66.4494) | 1.04827<br>(65.2503) | 1.04555<br>(58.7421) |
| 1983 | 1.09388<br>(13.5392) | 1.09537<br>(14.0309) | 1.09566<br>(14.0886) | 1.09687<br>(14.5311) | 1.04971<br>(98.8901) | 1.04876<br>(96.2467) | 1.04877<br>(96.1301) | 1.04779<br>(93.4182) |
| 1984 | 1.08260<br>(12.3612) | 1.08323<br>(12.6926) | 1.08345<br>(12.7195) | 1.08385<br>(13.0286) | 1.06492<br>(160.291) | 1.06126<br>(145.782) | 1.06200<br>(148.027) | 1.05760<br>(131.397) |

( ) 内の数値は、規模弾性値＝1に対するF値

第8表 規模弾性値推定結果(モデル4)

| 年度   | 都 銀                  |                      |                      |                      | 地 銀                  |                      |                      |                      |
|------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|      | ラスパイレス               | フィッシャー               | トランスログ               | パーシェ                 | ラスパイレス               | フィッシャー               | トランスログ               | パーシェ                 |
| 1974 | 0.99345<br>(0.55420) | 0.99825<br>(0.03861) | 0.99829<br>(0.03702) | 1.00309<br>(0.11657) | 1.03331<br>(42.8192) | 1.03950<br>(58.2393) | 1.03934<br>(57.3886) | 1.04574<br>(75.2224) |
| 1975 | 1.02475<br>(8.65356) | 1.02762<br>(10.2959) | 1.02771<br>(10.3437) | 1.03050<br>(11.9642) | 1.01523<br>(6.13427) | 1.02802<br>(19.8722) | 1.02906<br>(21.1619) | 1.04107<br>(40.6732) |
| 1976 | 1.02917<br>(9.54900) | 1.03170<br>(10.6431) | 1.03185<br>(10.7218) | 1.03424<br>(11.7142) | 1.02470<br>(15.3652) | 1.03935<br>(37.1574) | 1.03997<br>(38.3138) | 1.05426<br>(67.0431) |
| 1977 | 1.03230<br>(6.11686) | 1.03378<br>(6.31655) | 1.03403<br>(6.40051) | 1.03526<br>(6.49941) | 1.02882<br>(13.7537) | 1.04346<br>(29.6056) | 1.04411<br>(30.4745) | 1.05828<br>(50.2642) |
| 1978 | 1.02310<br>(2.87887) | 1.02520<br>(3.26564) | 1.02545<br>(3.32491) | 1.02730<br>(3.65173) | 1.01984<br>(3.75624) | 1.03610<br>(11.7223) | 1.03606<br>(11.7372) | 1.05276<br>(23.7433) |
| 1979 | 1.01860<br>(5.34393) | 1.01868<br>(5.14599) | 1.01870<br>(5.14502) | 1.01876<br>(4.95363) | 1.02794<br>(11.4376) | 1.04546<br>(28.2708) | 1.04653<br>(29.5993) | 1.06437<br>(51.3036) |
| 1980 | 1.02450<br>(8.61772) | 1.02422<br>(8.29113) | 1.02437<br>(8.38781) | 1.02394<br>(7.97184) | 1.02723<br>(28.3729) | 1.04509<br>(71.7583) | 1.04528<br>(72.6623) | 1.06343<br>(130.168) |
| 1981 | 1.01648<br>(4.78843) | 1.01749<br>(5.35612) | 1.01795<br>(5.64821) | 1.01849<br>(5.93672) | 1.01277<br>(3.34447) | 1.02364<br>(10.9480) | 1.02391<br>(11.2240) | 1.03467<br>(22.4556) |
| 1982 | 1.02163<br>(6.96402) | 1.02371<br>(8.53607) | 1.02404<br>(8.77223) | 1.02580<br>(10.2686) | 1.01663<br>(8.99569) | 1.02614<br>(21.3938) | 1.02585<br>(21.0240) | 1.03577<br>(38.4614) |
| 1983 | 1.02768<br>(17.9908) | 1.03036<br>(23.3323) | 1.03065<br>(23.8287) | 1.03305<br>(29.7418) | 1.02323<br>(21.6163) | 1.02978<br>(35.0066) | 1.02973<br>(34.9785) | 1.03640<br>(51.4119) |
| 1984 | 1.02174<br>(17.1565) | 1.02315<br>(20.3890) | 1.02341<br>(20.7255) | 1.02457<br>(24.0127) | 1.02293<br>(21.0873) | 1.03170<br>(38.5165) | 1.03259<br>(40.5952) | 1.04057<br>(60.1495) |

( ) 内の数値は、規模弾性値＝1に対するF値

大きく、モデルのあてはまりの点では他よりもやや劣っているように思われる。

ニ、時系列的に推定値をみると、都銀ではモデル1、2に基づく限り上昇傾向にあり、規模間格差が拡大しているといえるが、モデル3、4では時系列的趨勢は見出しにくく、近年において規模の経済性の効果が大きくなっているとは必ずしもいえない。また、地銀においてもすべてのモデルで全観測期間にわたって推定値はかなり安定的であり、時系列的趨勢は見出せないといえよう。しかし、後に示すような利潤弾性概念での測定によれば、時系列的に利潤の規模間格差は拡大しているという結果が得られている。

## (2) 利潤弾性値の測定結果

銀行業の活動にとって、最も重要な関心は利

潤弾性にあるものと思われる。利潤弾性値の測定結果を第9表と第9図に示そう。第9表は各年の利潤弾性推定値の平均値である。また、第9図では、横軸に都銀12行の経常収益、縦軸にはそれに対応する利潤弾性値をとり、観測年ごとに折線グラフを描いてみた。結果をまとめると以下ようになる。

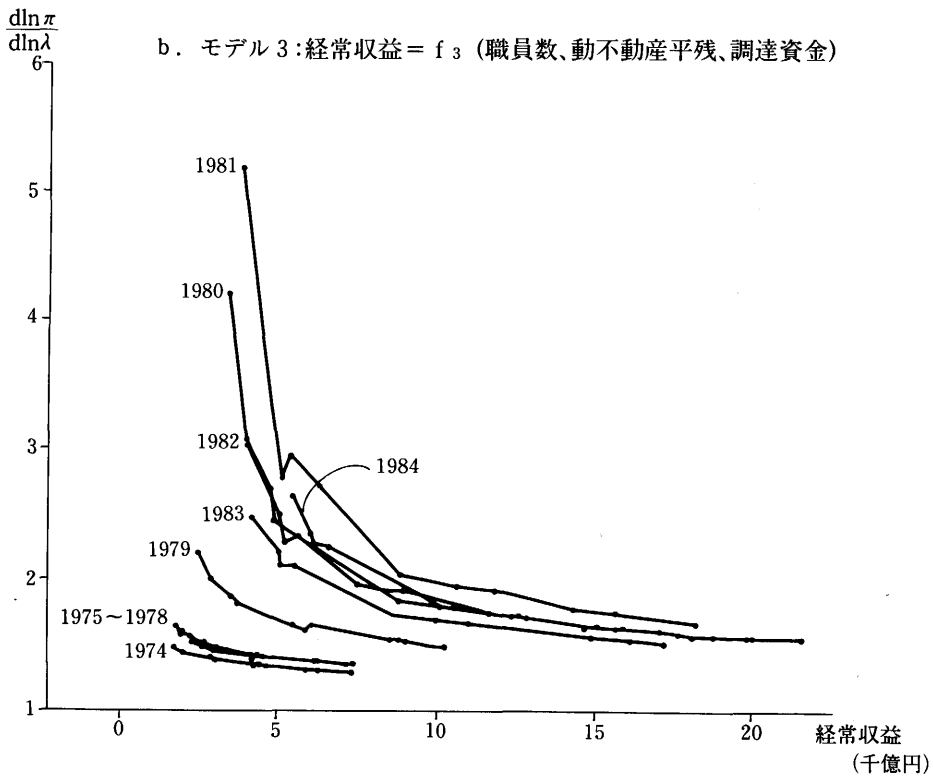
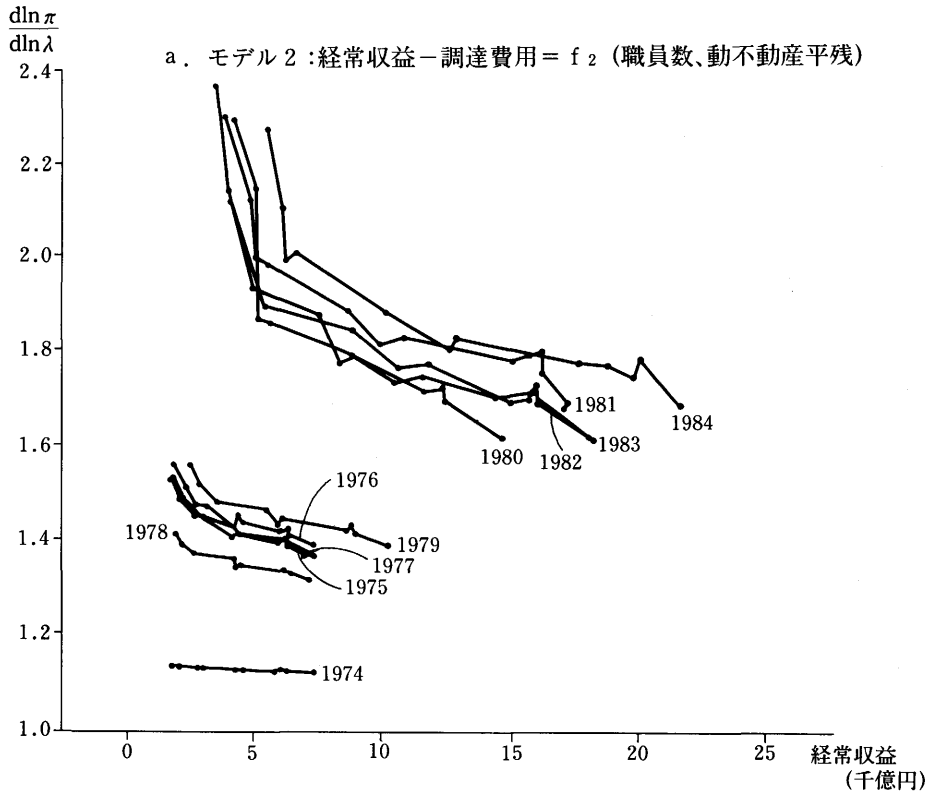
イ、利潤弾性推定値は、どのモデルでも、さきに求められた規模弾性推定値よりも大きな値を示している。とくに、経常収益を生産物としたモデル3での値が大きく、平均値をみてもたとえば、1981年では生産要素の1%の増加が実に利潤を2.4%も増加させることになる。

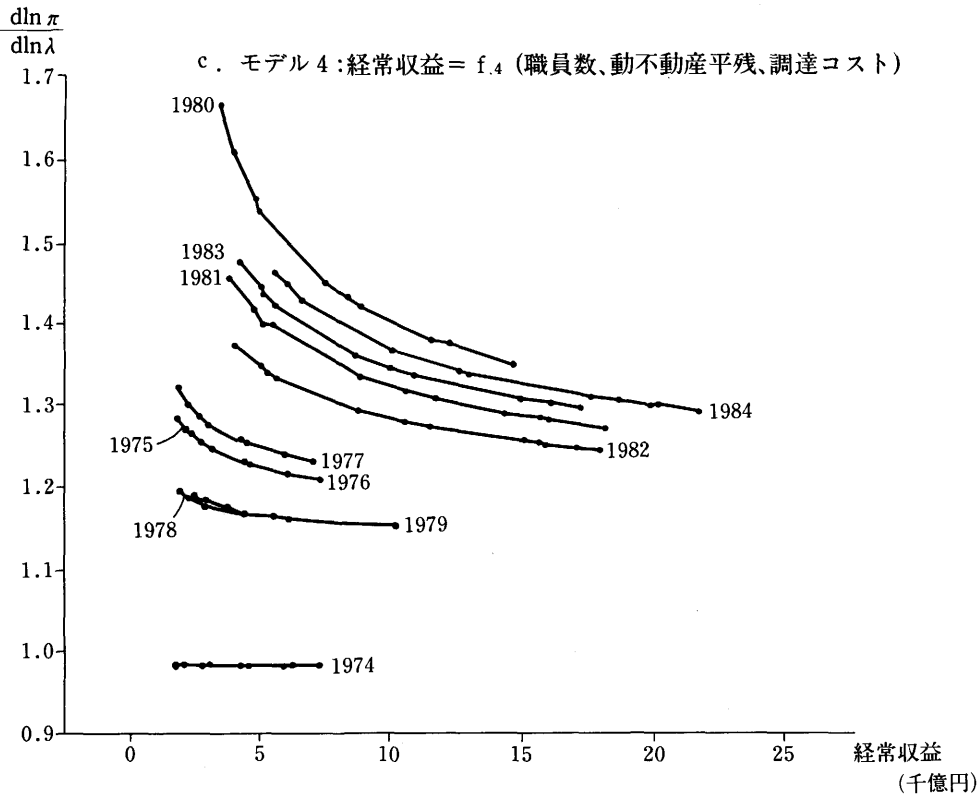
ロ、規模の経済性の効果を利潤という各モデル共通のタームに置き換えたことでモデル間の利潤弾性値比較が可能である。規模弾性値の

第9表 平均利潤弾性推定値

| 年度   | モデル2    |         | モデル3    |         | モデル4    |         |
|------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
|      | 都 銀     | 地 銀     | 都 銀     | 地 銀     | 都 銀     | 地 銀     |
| 1974 | 1.12790 | 1.25491 | 1.36368 | 1.16859 | 0.98481 | 1.15985 |
| 1975 | 1.42501 | 1.27816 | 1.46348 | 1.12074 | 1.23467 | 1.13453 |
| 1976 | 1.45035 | 1.28447 | 1.44166 | 1.17392 | 1.23449 | 1.18108 |
| 1977 | 1.42890 | 1.26887 | 1.46102 | 1.21112 | 1.26140 | 1.23431 |
| 1978 | 1.35160 | 1.26208 | 1.43394 | 1.19904 | 1.17148 | 1.18860 |
| 1979 | 1.45454 | 1.31242 | 1.71737 | 1.27270 | 1.16702 | 1.23652 |
| 1980 | 1.85868 | 1.39444 | 2.24371 | 1.35358 | 1.45686 | 1.32432 |
| 1981 | 1.84003 | 1.35659 | 2.41507 | 1.40284 | 1.33495 | 1.26152 |
| 1982 | 1.79405 | 1.28588 | 1.97976 | 1.32848 | 1.29111 | 1.20759 |
| 1983 | 1.89581 | 1.31868 | 1.82631 | 1.30909 | 1.35951 | 1.21427 |
| 1984 | 1.88788 | 1.31168 | 1.90061 | 1.39221 | 1.35911 | 1.25198 |

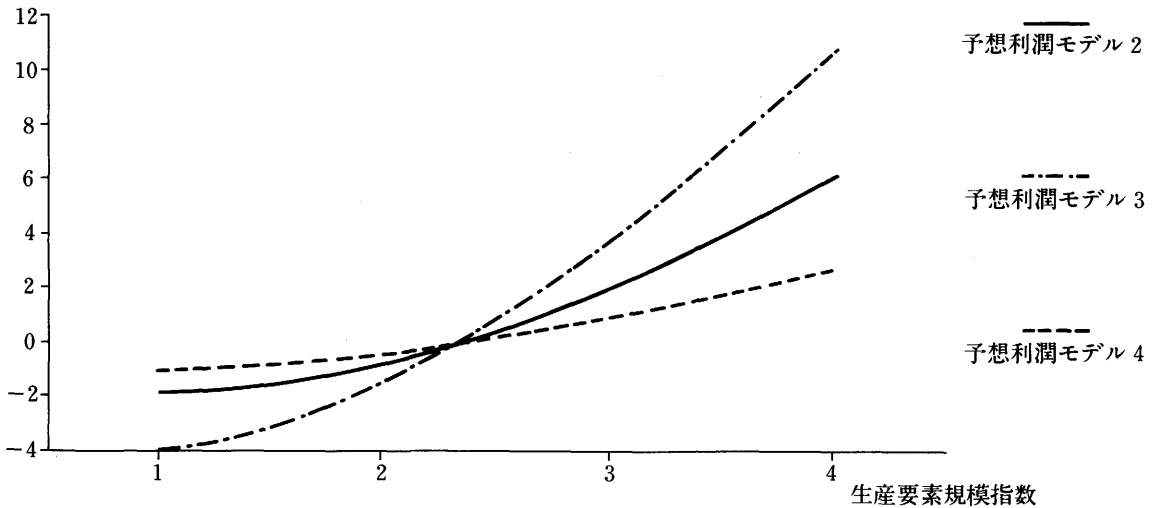
第9図 生産要素規模に関する利潤の弾力性





(百億円)

第10図 1984年データによる予想利潤額\*



\* 中位行の利潤がゼロとなるように預金金利が上昇したケースを想定

場合と異なり、利潤弾性値ではモデル2（蠟山モデル）とモデル3の数値がかなり接近している。利潤という共通の指標でみると、両モデルはそれほど差のないことがわかる。一方、規模弾性推定値で値の最も小さかったモデル4（資金調達費用を生産要素に用いたモデル）は、この利潤弾性値の場合でも他の2つのモデルより推定値は小さくなり、規模間利潤格差は小さく推定されることがわかる。

ハ、時系列的にみると、都銀・地銀共に、1970年代から1980年代に渡って利潤弾性値は大きくなる傾向が見出せ、潜在的な銀行規模間利潤格差が80年代において拡大したものと判断できるであろう。

### (3) 利潤弾性値と利潤額格差

ここでは、利潤弾性値が銀行間で具体的にどの位の額の利潤格差をもたらす数値なのか本分析で測定した値を基にして調べてみたい。方法としては、まず他の条件を一定として生産要素規模中位行の利潤をゼロにするとところまで生産要素価格を上昇させてみる。そして、そのときの他の生産要素規模に応じた利潤がどの位の値を示すかをモデル2～4にそくして算出する。この結果にもとづく銀行規模と利潤額の関係をグラフ（第10図）で見よう。どのモデルも利潤弾性値が1より大であるため規模拡大に関して利潤通増的な右上りの曲線が描かれている。このグラフから、最も利潤弾性値の低いモデル4でさえも、基準銀行（生産要素規模指数＝1）では約100億円の欠損、その4倍の規模の銀行では約300億円の利潤が示され、モデル3に至っては前者は約400億円の欠損、後者は約1200億円の利潤を生むことがわかる。

### (4) 多様化の経済性と規模の経済性

規模弾性値の測定をする前段階として、我々

は多様化の経済性と規模の経済性の識別問題にグラフを用いた方法で接近を試みた（第6図）。この節では、本分析で採用した規模弾性値推定の方法論を踏まえた上で、この問題に式の推定を通しての接近をしてみよう。

ここでの我々の関心事は、規模をコントロールしたときに多様化の程度の上昇が生産性の上昇につながっているか否かという点、多様化の程度をコントロールしたとき規模の上昇が生産性の上昇をもたらしているか否かという点、さらに本分析で我々が推定した規模弾性値が多様化の程度によるバイアスを含んでいないかどうかという点の3つである。これら3つの点を検証するための式を次のように設定しよう。

$$\ln(CY) = a + a'D + b \cdot \ln(CQ) + b'D \cdot \ln(CQ) \quad (20)$$

CY：生産物指数（CY＝1として作成）

CQ：生産要素指数（トランスログ指数）

D：スコープダミー変数

この式の原型は、チェイン化された指数による規模弾性推定式である。従って、ここでの指数はチェイン化された指数を意味している。生産物と生産要素の定義はモデル3に依った。スコープダミー変数Dは多様化の程度（貸出金以外の収益の全収益に占める割合）の相対的に高い銀行で1、低い銀行で0の値をとるものとする。パラメータa'が有意に推定されれば、多様化の進展が生産性にプラスの効果を与えることが示される。また、b'が有意でなければ、生産性格差に与える規模の効果が多様化の程度にかかわらず安定的に存在することが示され、そのときのbの値が1より大きく推定されれば、その効果がプラス（規模の経済性が存在する）ということがわかる。

第10表に、(20)式の推定結果を都銀・地銀別に

示した。これを整理すると、

|         | 都 銀       | 地 銀           |
|---------|-----------|---------------|
| a'の符号   | 全年で+      | +-混合          |
| a'の有意性* | 各年とも有意でない | 1978、79(+)で有意 |
| b'の符号   | +-混合      | +-混合          |
| b'の有意性* | 各年とも有意でない | 1978(+)で有意    |
| bの値     | 全年で1より大   | 全年で1より大       |

\* 5 %有意水準

のようにまとめられる。このことから、  
イ. a'の符号と有意性より、生産性に与える多様化の効果は、ほとんどのケースにおいて見出しにくいように見受けられる。

ロ. b'の符号と有意性より、生産性に与える規模の効果は多様化の程度の大小によって大きな影響を受けることはないといえる。

ハ. bの値より、規模の経済性の安定的存在がここでも見出された。しかもその値は既に推定された規模弾性値にきわめて近く（第7表参照）、我々の推定した規模弾性値がスコープによるバイアスをほとんど含んでいないことがわかる。

##### (5) 銀行合併と規模の経済性

序論において述べたように、これまで銀行業の規模の経済性は銀行合併の問題としばしば並行して議論されてきた。そこでこの節では、銀行合併が銀行の生産性にどう影響し、あわせて規模の経済性とどういう関係にあるかを調べてみることにしよう。用いる方法は前節のスコープの議論の場合と同様、ダミー変数によるものである。幸い、我々は第一勧業銀行と太陽神戸銀行といった大型銀行合併を経験してきてお

り、その資料を用いることができる。具体的には次のような式を推定してみる。

$$\ln(CY) = a + a' \cdot GD + b \cdot \ln(CQ) \quad (21)$$

CY：生産物指数（CY = 1 として作成）

CQ：生産要素指数（トランスログ指数）

GD：合併ダミー変数

CY と CQ については前節のケースと全く同じ定義に基づく。合併ダミー変数 GD は都銀のうち、第一勧業銀行と太陽神戸銀行で1、他の都銀で0の値をとる変数である。大型合併の効果をみるため、ここではデータを都銀に限った。この式でパラメーター a' が有意に推定されれば、銀行合併が銀行生産性に影響を与えることが示される。そしてそのときの値がプラスかマイナスかによって銀行合併が生産性の向上をもたらすか否かが窺えるだろう。

第11表に(21)式の推定結果を示した。a'の推定値をみると、すべての年でマイナスの値をとっており、しかも1974、75、80、81年を除く7年度においてそれが5%水準で有意である。このことから、ここでの分析資料に基づく限り、生

わが国銀行業における規模の経済性について

第10表 モデル3：トランスログ index

| 年度   | 都 銀                 |                   |                   |                     |        | 地 銀                 |                     |                   |                     |        |
|------|---------------------|-------------------|-------------------|---------------------|--------|---------------------|---------------------|-------------------|---------------------|--------|
|      | a                   | a'                | b                 | b'                  | R-SQ   | a                   | a'                  | b                 | b'                  | R-SQ   |
| 1974 | -0.0178<br>(-1.309) | 0.0567<br>(1.788) | 1.0433<br>(66.59) | -0.0132<br>(-0.408) | 0.9983 | -0.0571<br>(-2.994) | -0.0199<br>(-0.966) | 1.0362<br>(105.7) | 0.0105<br>(0.775)   | 0.9974 |
| 1975 | -0.0218<br>(-1.115) | 0.0220<br>(0.862) | 1.0678<br>(53.18) | 0.0030<br>(0.110)   | 0.9982 | -0.0659<br>(-3.973) | 0.0199<br>(0.763)   | 1.0297<br>(122.4) | -0.0107<br>(-0.797) | 0.9975 |
| 1976 | -0.0211<br>(-0.888) | 0.0067<br>(0.217) | 1.0636<br>(43.14) | 0.0200<br>(0.594)   | 0.9974 | -0.0578<br>(-3.603) | 0.0071<br>(0.251)   | 1.0358<br>(117.2) | 0.0033<br>(0.215)   | 0.9972 |
| 1977 | -0.0532<br>(-1.745) | 0.0277<br>(0.702) | 1.0728<br>(33.58) | 0.0070<br>(0.159)   | 0.9956 | -0.0739<br>(-4.412) | 0.0619<br>(1.678)   | 1.0398<br>(107.1) | -0.0227<br>(-1.252) | 0.9967 |
| 1978 | -0.0721<br>(-1.977) | 0.0551<br>(1.160) | 1.0961<br>(27.90) | -0.0225<br>(-0.416) | 0.9933 | -0.0446<br>(-2.688) | 0.1139<br>(2.929)   | 1.0399<br>(102.1) | -0.0430<br>(-2.271) | 0.9969 |
| 1979 | -0.1031<br>(-2.608) | 0.1036<br>(2.060) | 1.1966<br>(23.10) | -0.1124<br>(-1.858) | 0.9940 | -0.0281<br>(-1.970) | 0.0658<br>(2.068)   | 1.0524<br>(127.2) | -0.0208<br>(-1.330) | 0.9977 |
| 1980 | -0.0358<br>(-1.133) | 0.0606<br>(1.274) | 1.1184<br>(24.26) | -0.0300<br>(-0.523) | 0.9945 | -0.0364<br>(-2.829) | -0.0078<br>(-0.294) | 1.0470<br>(144.4) | 0.0084<br>(0.644)   | 0.9982 |
| 1981 | -0.0138<br>(-0.566) | 0.1352<br>(1.282) | 1.1126<br>(28.04) | -0.0587<br>(-0.607) | 0.9952 | -0.0426<br>(-2.204) | -0.0029<br>(-0.099) | 1.0391<br>(97.99) | 0.0075<br>(0.505)   | 0.9970 |
| 1982 | -0.0242<br>(-0.779) | 0.0729<br>(1.154) | 1.1474<br>(25.97) | -0.0648<br>(-0.968) | 0.9930 | -0.0444<br>(-2.739) | -0.0095<br>(-0.350) | 1.0409<br>(117.9) | 0.0121<br>(0.887)   | 0.9976 |
| 1983 | -0.0167<br>(-0.663) | 0.0416<br>(0.802) | 1.0830<br>(25.01) | -0.0152<br>(-0.257) | 0.9953 | -0.0341<br>(-2.530) | -0.0050<br>(-0.235) | 1.0423<br>(139.2) | 0.0089<br>(0.829)   | 0.9984 |
| 1984 | -0.0795<br>(-3.321) | 0.0719<br>(2.211) | 1.1091<br>(33.17) | -0.0503<br>(-1.259) | 0.9971 | -0.0510<br>(-3.423) | 0.0039<br>(0.169)   | 1.0542<br>(127.2) | 0.0083<br>(0.708)   | 0.9982 |

( ) 内の数値は t-value, R-SQ は自由度修正済決定係数

第11表 都銀モデル3：トランスログ index

| 年度   | a                   | a'                  | b                 | R-SQ   |
|------|---------------------|---------------------|-------------------|--------|
| 1974 | -0.0091<br>(-0.551) | -0.0396<br>(-1.839) | 1.0670<br>(57.74) | 0.9970 |
| 1975 | -0.0093<br>(-0.759) | -0.0317<br>(-2.003) | 1.0739<br>(76.44) | 0.9983 |
| 1976 | -0.0187<br>(-1.588) | -0.0460<br>(-3.069) | 1.0833<br>(79.54) | 0.9984 |
| 1977 | -0.0390<br>(-2.757) | -0.0644<br>(-3.543) | 1.0890<br>(65.23) | 0.9976 |
| 1978 | -0.0423<br>(-2.243) | -0.0705<br>(-2.849) | 1.0981<br>(48.20) | 0.9957 |
| 1979 | -0.0426<br>(-2.110) | -0.0733<br>(-2.716) | 1.1392<br>(47.54) | 0.9955 |
| 1980 | -0.0202<br>(-0.951) | -0.0509<br>(-1.739) | 1.1302<br>(44.90) | 0.9950 |
| 1981 | -0.0214<br>(-0.889) | -0.0565<br>(-1.709) | 1.1754<br>(43.78) | 0.9946 |
| 1982 | -0.0077<br>(-0.413) | -0.0817<br>(-3.129) | 1.1476<br>(54.68) | 0.9965 |
| 1983 | -0.0133<br>(-0.912) | -0.0633<br>(-3.019) | 1.1089<br>(65.79) | 0.9976 |
| 1984 | -0.0450<br>(-3.020) | -0.0562<br>(-2.544) | 1.0948<br>(62.04) | 0.9973 |

( ) 内の数値は t-value

R-SQ は自由度修正済決定係数

第12表 都銀モデル3：トランスログ index

| 年度   | a                   | a'                | b                 | b'                  | c                   | R-SQ   |
|------|---------------------|-------------------|-------------------|---------------------|---------------------|--------|
| 1974 | -0.0184<br>(-1.271) | 0.0573<br>(1.706) | 1.0483<br>(49.74) | -0.0182<br>(-0.498) | -0.0088<br>(-0.386) | 0.9981 |
| 1975 | -0.0240<br>(-1.264) | 0.0242<br>(0.979) | 1.0788<br>(50.52) | -0.0080<br>(-0.283) | -0.0226<br>(-1.242) | 0.9983 |
| 1976 | -0.0256<br>(-1.283) | 0.0112<br>(0.434) | 1.0837<br>(47.64) | -0.0001<br>(-0.004) | -0.0395<br>(-2.102) | 0.9982 |
| 1977 | -0.0603<br>(-2.671) | 0.0347<br>(1.194) | 1.1036<br>(42.48) | -0.0238<br>(-0.700) | -0.0593<br>(-2.787) | 0.9976 |
| 1978 | -0.0795<br>(-2.834) | 0.0625<br>(1.715) | 1.1327<br>(34.09) | -0.0592<br>(-1.352) | -0.0707<br>(-2.584) | 0.9961 |
| 1979 | -0.1011<br>(-3.749) | 0.0940<br>(2.729) | 1.2099<br>(34.02) | -0.1037<br>(-2.507) | -0.0683<br>(-3.194) | 0.9972 |
| 1980 | -0.0351<br>(-1.205) | 0.0532<br>(1.205) | 1.1296<br>(26.17) | -0.0263<br>(-0.496) | -0.0442<br>(-1.547) | 0.9953 |
| 1981 | -0.0137<br>(-0.564) | 0.0914<br>(0.807) | 1.1250<br>(27.26) | -0.0279<br>(-0.276) | -0.0355<br>(-1.035) | 0.9952 |
| 1982 | -0.0197<br>(-0.844) | 0.0476<br>(0.988) | 1.1620<br>(34.69) | -0.0468<br>(-0.928) | -0.0765<br>(-2.701) | 0.9961 |
| 1983 | -0.0173<br>(-0.894) | 0.0311<br>(0.778) | 1.1053<br>(32.21) | -0.0177<br>(-0.390) | -0.0592<br>(-2.569) | 0.9972 |
| 1984 | -0.0735<br>(-4.492) | 0.0627<br>(2.815) | 1.1131<br>(48.89) | -0.0407<br>(-1.487) | -0.0507<br>(-3.210) | 0.9986 |

( ) 内の数値は t-value

R-SQ は自由度修正済決定係数

産物を経常収益とした場合において銀行合併が生産性上昇につながるとはみなしにくく、規模の経済性の享受はしづらいいえるだろう。<sup>20)</sup> また、第12表は前節のスコープダミー変数と本節の合併ダミー変数の両方を用いて同様の計算をした結果を示したものである。<sup>21)</sup> 両者を同時に推定式に加えた場合でも結果はほとんどかわらず、同様の結論が導かれることがわかる。

## 5. 結びに代えて

以上の計量分析に基づく限り、わが国銀行業のサービス生産は相当の規模の経済性が存在することが確認された。生産規模弾力性にして、都銀1.06～1.16、地銀1.02～1.06、利潤弾力性にして、都銀1.36～2.42、地銀1.12～1.40（推定値はモデル3に基づく）という水準は我々の予想を超えた大きな値であった。この点は1984年度の都銀データを用いてのシミュレーション実験で端的に現れている。都銀中位行の利潤ゼロの状況を設定したとき、生産物を経常収益（収入）マイナス資金調達費用としたいわゆる蠟山モデル（モデル2）のケースでは、小規模行において200億円程度の欠損が出る反面、その約4倍規模の銀行は600億円の利潤を依然として享受できるという弾力性を示した。また、生産物を経常収益（収入）そのものとしたモデル3の規模弾性推定値はこれの約2倍の効果（－400億円対1200億円）をもたらす数値であった。さらに我々の分析では、金融再編成を目的とした銀行合併にはいわゆる合併の後遺症があ

り、規模の経済性を享受するには相当の時間がかかるであろうことも見出された。これらの点は、金融の自由化問題、特に昨今の小口預金金利自由化に関する問題を注意深く取扱う必要があることを示しているものと思われる。

金融問題研究会がその報告書の中で、「経済・金融の国際化や技術進歩等を背景に引き続き金融の自由化が不可避免的に進展していくとみられる中で、金利規制を続けた場合、規制金利商品から規制対象外の商品への資金シフト等を招き、かえって円滑な金融を阻害し、場合によっては信用秩序に悪影響をもたらしかねない。……」（金融問題研究会（1986））と示すように、わが国銀行業における小口預金金利自由化はもはや避けて通れないものとなっている。このような状況の中で、小口預金金利自由化の最終ターゲットに関して、「小口預金金利についても市場金利と連動させるのがよい」という考え方と、「各銀行が金利を全く自由に定めるような完全自由化が望ましい」という考え方の間で多くの議論があるようである。このうち前者の考え方は、「小口預金の場合、……金融機関は全体として協調することで互いの脅威を減じることが可能である。」（蠟山（1986）、第6章）とあるように完全自由化がややもすると銀行業の協調寡占を生みだす危機をはらんでいるとの認識に基づいた主張である。つまり、完全自由化が必ずしも自由競争を意味しないというのである。従って、その処方箋は、「小口預金金利があたかも価格競争によって決定されているか

20) 生産物を調達資金としたモデル1で同様の計算をしたところ、この場合でも合併ダミー変数の係数は有意にマイナスと推定された。

21) ここでの推定式は、

$$\ln(CY) = a + a' \cdot D + b \cdot \ln(CQ) + b' \cdot D \cdot \ln(CQ) + c \cdot GD$$

である。

のような水準に決められている必要がある。そのためには、規制小口預金金利水準を市場金利に連動させて決定する方式を導入することが望ましい。」(同上)ということになる。まさに Edgeworth が唱えた、「たとえ少数者の競争でも、オークションを設け、市場を完備すれば寡占問題の解決の余地はある。」(Edgeworth (1881)) と同一の観点に立っているようである。

規模の経済性の分析を終えるにあたって、我々は、別の角度からさらに前者の主張を支持したい。既に議論されているように、小口預金者の金利志向は大口預金者に比して小さいであろうし、金融に関する情報も不完全になりやすいであろう。従って、完全自由化が行われた場合、金融業者の協調寡占を生み出す可能性は十分にある。しかし、ここでもし、規模の経済性が銀行業にこれほど有意に存在しているならば、銀行の協調寡占は価格(例えば預金金利)を戦略とした競争寡占へと移行する可能性をも含んでいるように思われる。周知のように、金融の寡占はクールノー的寡占よりベルトラン・エッジワース的寡占に傾きやすいとされている。そうした事態を回避するために、市場連動型の小口預金金利体系の整備と信用秩序の維持を併存させていくこと、また完全自由化への問題を慎重に検討することが当面の最重要課題であることをこの分析結果は示唆しているように思えるのである。

以 上

【参考文献】

- 岩田規久男・堀内昭義、『金融』、東洋経済新報社、1983年
- ・———、「日本における銀行規制」、『経済学論集』51-1、東京大学、1985年
- 、「自由化論議の盲点—『金融秩序崩壊説』に怯えるな」、"Economics Today", Summer, 1986年
- 太田勉、「金融自由化進展の下での信用秩序維持の諸問題」、『金融研究』第3巻第1号、1984年4月
- トーマス F. カーギル、「日本の金融自由化に関する米国サイドからの一試論」、『金融研究』第4巻第1号、1985年3月
- 粕谷宗久、「Economies of Scope の理論と銀行業への適用」、『金融研究』第5巻第3号、1986年7月
- 木下正俊、「銀行経営と信用秩序」、『金融研究』第4巻第2号、1985年5月
- 金融問題研究会、「小口預金金利の自由化について」、金融問題研究会報告書、1986年5月22日
- 黒田昌裕・金子隆、「銀行における規模の経済性と貸出供給行動」、『金融研究』第4巻第3号、1985年8月
- 、「実証経済学入門」、日本評論社、1984年
- 鈴木淑夫、「金融自由化と金融政策」、東洋経済新報社、1985年
- 西川俊作、「銀行—競争とその規制」、熊谷尚夫編、『日本の産業組織Ⅰ』、中央公論社、1973年
- 蓮井明博、「銀行の健全性と公的規制・監督」、『金融研究』第5巻第2号、1986年4月
- 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
- 、「我が国製造業における規模の経済性」、Keio Economic Observatory Review, 1985年9月
- 蠟山昌一、『日本の金融システム』、東洋経済新報社、1982年
- 、『金融自由化』、東京大学出版会、1986年
- Alhadeff, David A., *Monopoly and Competition in Banking*, University of California Press, 1954.
- Bell, Frederick W., and Murphy, Neil B., "Cost in Commercial Banking: A Quantitative Analysis of Bank Behavior and Its Relation to Bank Regulation", *Federal Reserve Bank of Boston Research Report*, 1968.
- Benston, George J., "Branch Banking and Economies of Scale", *Journal of Finance*, Vol 20, May 1965.
- , "Economies of Scale in Financial Institution", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol 4, May 1972.
- , Berger, Allen N., Hanweck, Gerald A. and Humphery, David B., "Economies of Scale and Scope in Banking," *Research Paper in Banking and Financial Economics*, Board of Governors of the Federal Reserve System, June 1983.
- , Hanweck, Gerald A., and Humphery, David B., "Scale Economies in Banking: A Restructuring and Reassessment", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol 14, November 1982.
- Berndt, E. R., and Khaled, M. S., "Parametric Productivity Measurement and Choice among Flexible Functional Forms", *Journal of Political Economy*, Vol 87, 1979.
- Cooper, J., *The Management and Regulation of Banks*, Macmillan Publishers, 1984.
- Diewert, W. E., "Exact and Superlative Index Numbers", *Journal of Econometrics*, Vol 4, 1976.
- Edgeworth, F. Y., *Mathematical Psychics—An Essay on the Application of Mathematics to the Moral Sciences*, 1881.
- FDIC, "Market Discipline for FDIC-Insured Bank, FDIC Request for Comments on Market Discipline," *Washington Financial Reports*, May 1985.
- Frisch, R., *Theory of Production*, Chicago, Rand McNally, 1965.
- Gilligan, Thomas W., Smirlock, Michael and Marshall, William, "Scale and Scope Economies in the Multiproduct Banking Firm", *Journal of Monetary Economics*, Vol 8, 1984.
- and ———, "An Empirical Study of Joint Production and Scale Economies in Commercial Banking", *Journal of Banking and Finance*, Vol 8, 1984.
- Gramley, Lyle E., *A Study of Scale Economies in Banking*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1962.
- Greenbaum, Stuart I., "A Study of Bank Cost", *National Banking Review*, Vol 4, June 1967.
- Griliches, Z., and Ringstad, V., *Economies of Scale and the Form of the Production Function*, 1971.
- Horvitz, Paul M., "Economies of Scale in Banking", in Horvitz, Paul M. et al. edited, *Private Financial Institutions*, Prentice-Hall, 1963.

- Murray, John D., and White, Robert W., "Economies of Scale and Economies of Scope in Multi-product Financial Institutions: A Study of British Columbia Credit Unions", *Journal of Finance*, Vol 38, June 1983.
- Panzar J. C., and Willig, R. D., "Economies of Scope", *American Economic Review*, Vol 71, May 1981.
- Schweiger, Irving, and McGee, John S., "Chicago Banking", *Journal of Business*, Vol 34, July 1961,