

【調 査】

高度成長期のわが国銀行業の効率性

本間哲志・神門善久・寺西重郎

1. はじめに

本稿の目的は、高度成長期における市中銀行のパネル・データにより、わが国銀行業の効率性を計測し、それと預金金利・店舗規制などの金融システムへの介入との関係を検討することである。

わが国の高度成長期には、市中銀行は金利、金融商品、店舗などに関して厳しい規制の下におかれていた。こうした金融規制システムが、キャッチ・アップ期にある経済にいかなる効果を及ぼすかは、きわめて興味深い問題である。世界銀行やIMF等の経済開発の実施機関では、規制の有効性を否定し、その弊害を強調する見解が支配的である。こうした考え方のバックボーンとしていわゆるマッキンノン＝ショウ仮説があることはよく知られている。しかし、他方で、韓国、台湾等の東アジア諸国の研究者の間には規制と政府介入の成長に対する正の効果を主張する声も強い。これらの考えに、ミクロ経済理論的裏付けを与えようとする試みが、スタンフォード大学のJ. Stiglitzを中心とするグループによっておこなわれつつある(例えば、Hellmann=Murdock=Stiglitz(1994)を見よ)。

高度成長期における金融への政府介入システムは、具体的には、次の2つの目的のために導入されたものと考えられる(Teranishi(1993))。第一は、長期性資金を創出し、企業部門へ供給することにより、重化学工業化を中心とする投資主導型の成長を促進することである。このために公社債金利が抑制され、都銀への公社債の割当、その対価としての低利日銀信用供給のメカニズム(寺西(1982)における長期資金の創出と割当のシステム)が導入された。第二は、地方銀行や中小企業金融機関など、小規模で採算性の低い銀行にも正の利潤が得られるよう預金金利を設定することにより、銀行の倒産の可能性を排除したことである。これは、地方や中小企業への金融をスムーズならしめ、もって、衰退在来産業のスムーズな産業調整に資することをめざしたものと考えられ

よう。

こうした目的が強く意識された背景には、戦間期の金融システムにおける期間のミスマッチ(神門・寺西(1992))と銀行経営者のモラルハザード(寺西(1995))が、金融システムの不安定化と在来部門を中心とする金融梗塞をもたらし、深刻な経済停滞につながったという事情がある。これら二つの問題に対して、高度成長期にとられたシステム上の対策が、どの程度の効果があったかについての研究は、いまだ十分ではない。今後、幅広い包括的な分析がおこなわれる必要がある。

金融システムに関する最近の分析を展望すると、高度成長期における金融規制と経済成長ないし経済的成果の関係について、近年、規制のもたらしたレントの効果に注目して研究が進められつつある。第一の考え方は、預金金利規制等によるレントが銀行にメインバンクとなることのインセンティブを与え、エージェンシー・コストの引下げという正の効果を引き出したという考え方である。規制によるレントとメインバンク均衡との関係は、青木(1995)によって主張されている。また、メインバンクとエージェンシー・コストの関係については、岡崎・堀内(1992)などの研究蓄積が進行中である。第二の考え方は、銀行にある程度のレントを保証することが、銀行のフランチャイズ価値を高め、銀行の情報処理能力蓄積や店舗拡張などのインセンティブを与えたという考え方で、Hellmann=Murdock=Stiglitz(1994)などがある。第三の考えは、銀行に供給されたレントが企業部門に移転し、これが企業の投資活動を活発ならしめたというものである。これは、伝統的な低金利政策擁護論として従来から根強い考え方である。最近、筒井他(1995)は、部分的な移転があるという実証結果を得ており、この考えには一応のサポートが与えられた結果となっている。筒井他(1995)の研究は、預金金利規制によるレントの大きさと使途を量的に確定しようとする試みであり、企業貸出の低金利化という正の効果だけではなく、レ

ントのもたらした負の効果、すなわち、人件費の高騰、株式不動産投資への流用などの可能性が検討されている。本稿でのわれわれの分析は、アプローチは異なるものの、筒井他(1995)と同様の問題意識に立っている。すなわち、われわれは金利規制によるレントは、金融機関の非効率を誘発する形で、消尽(dissipate)された可能性が排除できないと考えている。たとえば、預金量などの規模を基準とする銀行行政は、銀行の過度の預金獲得競争を助長し、そのための過剰雇用(overstaffing)をもたらした可能性がある。また、店舗の出店を規制したため、1店舗当たりの過剰投資や店舗配置の不合理をもたらした可能性がある。

本稿では、このような観点から、1960年代のわが国銀行業における非効率性の大きさや発生パターンを数量的に把握する。フロンティア利潤関数を推定し、現実の利潤とフロンティアにおける利潤の比值(本稿では、これを「利潤効率性」と呼ぶ)によって銀行の効率性を数量的に把握する。銀行業の効率性はどの程度であったか(どの程度の非効率が発生していたか)、非効率の発生パターンに銀行行政との関連性が見い出せないかを中心に、分析を進める。また、非効率の存在を明示した利潤関数(本稿ではこれを、「X利潤関数」と呼んでいる)を推定し、非効率の発生が銀行行動に与える影響を考察する。

銀行業が供給するのは金融サービスという非物質的なものであるため、産出や投入の推計は、通常の製造業とは異なる。従来わが国銀行業に対する生産関数(ないし費用関数)分析では、貸出金残高や総収益でアウトプットを測るという便法が採られることが多かった。本稿では、Hancock(1985)、Barnett=Hahm(1994)などの研究をふまえ、ユーザー・コストの符号に基づきながら金融仲介業務における貨幣的財・サービスを投入・産出に分類し、より包括的・統一的に、銀行業における投入・産出活動を推計している。

また、本稿では、従来のフロンティア利潤関数の推定には見られない工夫をいくつかおこなっている。第一に、従来の推定では、効率性を表す誤差項に関する強い特定化(具体的には、シェア関数との独立性)を課していたが、本稿ではラグランジュの方法として知られている正定値2次形式の2乗和への線形変換を利用することにより、この特定化を回避している。第二に、フロンティア関数が個別銀行ごとに異なる可能性を考慮して確率的フロンティア利潤

関数を計測している。第三に、推計された利潤効率性を固定要素変数とする可変利潤関数(X利潤関数)を推定し、効率性の改善が銀行行動に与える影響の数量的把握を試みている。

2. 分析の枠組み

2.1. 銀行行動の実証モデルに関する予備的考察

銀行などの金融仲介企業は一般に金融企業(financial firm)と呼ばれる。金融企業のミクロモデルを推定し、金融システムに関わる政策論争への一助とする試みは、国の内外を問わず、少なからずおこなわれてきた。しかしながら、金融商品という、まさに非物質的な財・サービスを扱っているため、モデルの構築や推定作業は容易ではない¹⁾。Baltensperger(1980)、Santomero(1984)、Barnett=Hahm(1994)らが指摘しているように、広く認められるような統一された金融企業モデルの構築には到っていないのが現状である。

わが国においては、黒田・金子(1985)、野間・筒井(1987)、吉岡(1989)、広田・筒井(1992)、粕谷(1993)などが、銀行業の生産関数ないし費用関数を推計し、規模の経済性、範囲の経済性、銀行経営の効率性を論じている。これらの研究では、便宜的に貸出金残高や預金残高などで銀行の産出水準が測られている点に、改善の余地が残されている。

これに対し、Hancock(1985, 1987, 1991)、Barnett(1987)、Barnett=Hahm(1994)などの分析では、厳密なミクロ経済学的根拠を示しつつ、銀行における産出と投入の分類・測定方法を提示している。具体的には、金融企業を利潤の割引現在価値の最大化を図る経済主体と考え、貸出金、有価証券、預金などの金融資産及び負債についてそれを1期間保有することの純費用、すなわち、ユーザー・コストを導出し、その符号によってそうした資産及び負債によって生み出される財・サービスが産出物であるか投入物であるかを決めるというものである。こうしたユーザー・コストの単位円当り絶対値はその資産ないし負債の価格と見なすことができるので、生産者理論における双対定理を適用し、費用関数や利潤関数の形態での分析も可能となる。

2.2. 銀行の利潤最大化行動のモデル化

本節では、Hancock(1985, 1987, 1991)、Barnett(1987)、Barnett=Hahm(1994)の概念規定と用語法に準拠し、銀行の利潤最大化行動をモデル化する。

銀行が投入ないし産出する財・サービスを貨幣的財・サービス(monetary goods and services)と非貨幣的財・サービス(nonmonetary goods and services)に分ける。前者は貸出、有価証券投資、預金などの金融仲介業務によって生み出される財・サービスであり、後者は労働、資本財サービスなどである。

金融資産、金融負債の保有から発生する利子、配当金、決済手数料などの収入ないし費用を、保有収入(holding revenue)ないし保有費用(holding cost)と表す。たとえば、貸付金や有価証券投資の保有収入は、利息、配当金、キャピタルゲインなどの合計値から貸倒準備金などの各種保険プレミアムを引いたものである。同様に、預金の保有費用は、支払利息、日銀への預け金の機会費用、預金保険料を加えたものから、手数料収入を差し引いたものである。残高変動を考慮して、収入、費用を再定義すると便利である。すなわち、期首における負債残高に保有費用を加えたものから、期末の負債残高を差し引いたものを金融負債の純費用(net cost)と定義する。同様に、期末における資産残高から期首における資産残高と保有収入を差し引いたものを金融資産の純収入(net revenue)と定義する。ここで、純費用、純収入とも、負値もとりにすることに注意されたい。このとき、任意の期間における銀行の利潤は、金融資産の純収入の総額から、金融負債の純費用の総額と労働や資本財サービスなどの各種物財・サービス投入費用を差し引いたものと表現できる。

本来、銀行が目指すのは通時的な利潤(各期ごとの利潤を適切な割引率によって現在価値換算して総和したもの)の最大化である。しかしながら、以上の枠組みを用いれば、通時的な利潤最大化問題を各期ごとの即時的な利潤最大化問題に帰着させることができる。以下、数式展開によってそのことを確認しよう。

t 期における i 資産ないし負債の実質残高を y_{it} 、同期における GNE デフレーターなどに代表される一般の価格指数を P_t 、同期における i 資産ないし負債の単位円当たり保有収入ないし保有費用を h_{it} 、労働及び資本財サービスなどに代表される非貨幣的 j 財・サービスの同期における価格及び投入量をそれぞれ、 q_{jt} 、 x_{jt} 、同期における割引率を R_t 、累積割引率を $D_t = \prod_{s=1}^{t-1} \frac{1}{(1+R_s)}$ ($t \geq 2$) とする。 i 資産ないし負債の純収入ないし純費用 Y_{it} は次のように表される。ただし、 $i=1, \dots, N_L$ は負債についての添字、

$i=N_L+1, \dots, N_L+N_A$ は資産についての添字であり、 $i=1, \dots, N_L$ ならば、 $b_i=1$ であり、 $i=N_L+1, \dots, N_L+N_A$ ならば、 $b_i=-1$ である。

$$\begin{aligned} Y_{it} &= b_i[(1+h_{it-1})y_{it-1}P_{t-1}-y_{it}P_t] \quad (2.2.1) \\ &= (1+h_{it-1})y_{it-1}P_{t-1}-y_{it}P_t \\ & \quad (i=1, \dots, N_L) \\ &= y_{it}P_t - (1+h_{it-1})y_{it-1}P_{t-1} \\ & \quad (i=N_L+1, \dots, N_A) \end{aligned}$$

したがって、 t 期の利潤を Π_t とすれば、 $t=2$ から $t=T$ 期までの利潤の割引現在価値 Π_T^d は次のように求められる。

$$\begin{aligned} \Pi_T^d &= \sum_{t=2}^T D_t \Pi_t = - \sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^{N_L+N_A} D_t Y_{it} - \sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^M D_t q_{it} x_{it} \\ &= - \sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^{N_L+N_A} D_t b_i [(1+h_{it-1})y_{it-1}P_{t-1}-y_{it}P_t] \\ & \quad - \sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^M D_t q_{it} x_{it} \\ &= - \sum_{t=2}^{T-1} \sum_{i=1}^{N_L+N_A} D_t b_i \left[(1+h_{it-1})y_{it-1}P_{t-1}-y_{it}P_t \right. \\ & \quad \left. + \frac{1}{1+R_t} [(1+h_{it})y_{it}P_t - y_{it+1}P_{t+1}] \right] \\ & \quad - \sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^M D_t q_{it} x_{it} \\ &= - \sum_{t=2}^{T-1} \sum_{i=1}^{N_L+N_A} D_t b_i \left[(1+h_{it-1})y_{it-1}P_{t-1} \right. \\ & \quad \left. + \left(\frac{h_{it}-R_t}{1+R_t} \right) y_{it}P_t - \frac{1}{1+R_t} y_{it+1}P_{t+1} \right] \\ & \quad - \sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^M D_t q_{it} x_{it} \\ &= - \sum_{i=1}^{N_L+N_A} b_i \left[D_2(1+h_{i1})y_{i1}P_1 \right. \\ & \quad \left. + D_2 \left(\frac{h_{i2}-R_2}{1+R_2} \right) y_{i2}P_2 \right. \\ & \quad \left. + \dots + D_{T-1} \left(\frac{h_{iT-1}-R_{T-1}}{1+R_{T-1}} \right) y_{iT-1}P_{T-1} \right. \\ & \quad \left. - D_T y_{iT}P_T \right] - \sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^M D_t q_{it} x_{it} \end{aligned}$$

金融仲介サービスを開始した第 1 期期首 ($t=1$) における金融資産ないし負債の実質残高 (y_{i1}) はゼロと仮定する。最終期 ($t=T$) 以降の金融仲介サービスは考慮しないこととし、最終期においてすべての金融負債及び資産は処分されると仮定する。すなわち、最終期におけるそれらの単位円当たり保有収入ないし保有費用 (h_{iT}) は -1 である。 Π_T^d は次のように表される。

$$\begin{aligned} \Pi_T^d &= - \sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^{N_L+N_A} D_t P_t b_i \left(\frac{h_{it}-R_t}{1+R_t} \right) y_{it} \\ & \quad - \sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^M D_t q_{it} x_{it} \quad (2.2.2) \\ & \quad (\text{ただし、 } y_{iT}=0, h_{iT}=-1) \end{aligned}$$

これより、 t 期の(即時的)利潤 Π_t は次のようになる。

$$\Pi_t = - \sum_{i=1}^{N_t+N_A} U_{it}y_{it} - \sum_{i=1}^M q_{it}x_{it} \quad (2.2.3)$$

$$\text{ただし、} U_{it} = P_t b_i \left(\frac{h_{it} - R_t}{1 + R_t} \right) \quad (2.2.4)$$

このようにして、(2.2.2)式で表される通時的利潤最大化問題は、(2.2.3)式で表される即時的利潤最大化問題に帰着することがわかる。

(2.2.3)式、(2.2.4)式における U_{it} は、ユーザー・コスト・プライス(user-cost price)と呼ばれ、金融資産ないし金融負債についての産出物と投入物の判別基準ならびに価格を与える。すなわち、金融資産であるか金融負債であるかは無関係に U_{it} は、正值と負値の両方をとりうる。かりにある金融資産(または金融負債)の U_{it} が負であったならば、その資産が多いほど利潤が増大することを表しており、この資産は産出物であると判断される(同様に、 U_{it} が正值であれば、投入物と判定される)。また、 U_{it} は単位残高当りの保有収入ないし保有費用と割引利子との利鞘を期首時点で評価したものであり、金融資産ないし負債の価格に相当する²⁾。

次に、銀行が利潤最大化を図る際の技術的制約を数式で表現しよう。銀行における投入と産出の技術的關係は、下記の変換関数(transformation function)によって表現される。

$$F(Y_t, X_t) \leq 0 \quad (2.2.5)$$

ここで、 Y_t は t 期の金融資産ないし負債ベクトル、 X_t は投入要素ベクトルであり、 F は (Y_t, X_t) に関して強い意味で凹関数である。 i 資産ないし負債が産出物の場合には $\partial F/\partial y_{it} > 0$ 、投入物の場合には $\partial F/\partial y_{it} < 0$ である。また、 $\partial F/\partial x_{it} < 0$ である。

以上より、ユーザー・コスト・プライスならびに要素価格を所与として、(2.2.5)式の技術的制約のもとで、(2.2.3)式で表される即時的利潤を最大化するのが銀行の行動原理であると集約できる。

これを、利潤関数、産出物供給関数、要素需要関数で表現すれば、下記のとおりである(U, Q はそれぞれユーザー・コスト・プライス・ベクトル、要素価格ベクトルを表す)。

$$\Pi(U, Q) = \max_{Y, X} \{UY - QX | F(Y, X) \leq 0\} \quad (2.2.6)$$

$$s_i(U, Q) = \frac{\partial \Pi(U, Q)}{\partial u_i} > 0 \quad (2.2.7)$$

$$\left. \begin{aligned} x_j(U, Q) &= \frac{\partial \Pi(U, Q)}{\partial u_j} < 0 \\ x_k(U, Q) &= \frac{\partial \Pi(U, Q)}{\partial q_k} < 0 \end{aligned} \right\} (2.2.8)$$

2.3. 確率的フロンティア利潤関数の設定

通常われわれが把握できる現実の企業行動データは、予測のはずれやさまざまな制度的要因の影響を受けており、必ずしも(2.2.6)式で表される利潤最大化点でない可能性が高い。このような理念上の最大利潤と現実の利潤との乖離を明示的に処理するためのアプローチとして、フロンティア関数がある。本稿ではフロンティア利潤関数の推定によって、現実の利潤とフロンティアの比值(以下、本稿では、「利潤効率性」と表す)を推計し、効率性指標として用いる。以下、本稿におけるフロンティア利潤関数の設定と推定方法を述べる³⁾。

2.3.1. 確率的フロンティア利潤関数に関する予備的考察

実際にフロンティア利潤関数($\ln \pi^f(P)$)をどのようにモデル化するかについては、それを確率論的なものとするか決定論的なものとするかによって、大きく二つのやり方がある。両者の本質的な違いはフロンティア利潤関数に誤差項を付加するか否かであり、誤差項を付加したものは「確率論的フロンティアモデル」(stochastic frontier model)、付加しないものは「決定論的フロンティアモデル」(deterministic frontier model)と呼ばれる。非効率を表す誤差項を u 、フロンティア利潤関数の誤差項を v とすれば、これらのモデルはそれぞれ、次のように表される。

$$\text{(確率論的フロンティアモデル)} \\ \ln \pi = \ln \pi^f(P) + v - u \quad (u \geq 0) \quad (2.3.1)$$

$$\text{(決定論的フロンティアモデル)} \\ \ln \pi = \ln \pi^f(P) - u \quad (u \geq 0) \quad (2.3.2)$$

いずれの場合でも、 $\exp(-u)$ が利潤効率性となる。

確率論的モデルはフロンティア利潤関数の特定化と推定における実際的な問題を考慮した設定である。すなわち、特定化の誤り、環境的・技術的不確実性、観測誤差などのため、確率的にしかフロンティア関数を把握できないという立場である。決定論的モデルでは、これらの問題を無視しているため、これらの問題に起因すると思われるいくつかのはずれ値の

存在によって効率性指標の推計が著しく不安定化する傾向がある。一方、確率論的モデルの欠点は、フロンティアが一意に特定できないため、確率的にしかフロンティアとの乖離を測れないことである。本稿では、推計の頑健性を重視し、確率論的モデルを採用する。

確率的フロンティア関数による効率性指標の推計は、これまでさまざまな方法が考案されてきた⁴⁾。しばしば指摘される実証上の四つの問題点について本稿の対処を予め述べておこう。

第一の問題は、非効率を示す非負の項(u)とフロンティア関数に関する誤差項(v)にいかなる分布を仮定するかによって具体的な効率性指標の値が大きく異なる可能性があることである。 u に仮定した分布に関する検定をおこなって、想定された分布の妥当性をチェックできれば望ましいが、残念ながら、これまでに提案された検定方法に関しては、その実行段階において様々な困難が発生することが知られている⁵⁾。パネルデータ(N 個のサンプルの T 年間のデータ)を利用し、個々のサンプルの効率性の違いを個別ダミーで処理することによって、 u と v に関する分布の仮定に依存しない効率性の推定値を得る方法も提案されている⁶⁾。しかしながら、この方法は、無限の期間においてフロンティア関数が不変でないかぎり、個別ダミーのパラメータ推定値が一致性(consistency)を持たないという深刻な制約がある⁷⁾。後に詳述するように、結局のところ本稿では、 u は切断正規分布、 v は正規分布に従うと、アプリ・オリに仮定せざるを得なかった。

第二の問題点は、単純にフロンティア関数を推定すると、最も効率性の高いサンプルの特性を強く受けてしまい、効率性の最高との相対的な比較でしか効率性指標が解釈できなくなることである。これは、従来のフロンティア関数の計測において、すべてのサンプルが同一のフロンティア関数を持つと仮定されていたためである。フロンティア関数自体が個別銀行によって異なる可能性を容認して効率性指標を推計すれば、フロンティアとの乖離は個別銀行ごとに固有のものとなる。本稿では、個別銀行ダミーとは別に u を特定化してフロンティア関数を推定する。推定作業自体は膨大になるが、近年のパーソナル・コンピューターの性能の向上を持ってすれば、不可能なことではない。個別銀行のダミーパラメータはすべて同一であるという帰無仮説を検定すれば、個々の銀行ごとにフロンティアが異なるとい

う仮説の妥当性も検討できる。

第三の問題点は、理論的に制約の多い推定式(例えばコブ・ダグラス型)をフロンティア利潤関数に用いた場合、その制約によって生じる誤差が u に含まれる可能性が高く、非効率を示す非負の項(u)を過大に評価する恐れがあることである。本稿では、トランス・ログ型を用いることでこの問題に対処した⁸⁾。

第四の問題点は、フロンティア利潤関数とそのシェア方程式を同時に推定する場合、推定作業が著しく煩雑になることである。従来の研究では、非効率を示す非負の項(u)とシェア方程式の誤差項(後出の ϵ_i)との独立性を仮定することによって推定作業を簡便化する場合が多かった。この仮定は、利潤効率性の原因はすべて技術的なものであること(すなわち、(2.2.5)式が不等号で成立していること)を意味している。換言すれば、投入物ないし産出物の結合比率が価格比に適合していないために発生する非効率を無視することになる。これらの非独立性を許容した誤差構造を特定化するのが望ましいが、そのためには非効率を示す非負の項とシェア方程式の誤差項の分散・共分散行列をパラメータの形で特定化して推定しなければならず、推定作業は著しく煩雑になる。本分析のように投入物、産出物の種類が多い場合、推定作業が、事実上、不可能になりうる。本稿では、ラグランジュの方法として知られている正定値2次形式の2乗和への線形変換を利用することとし、これによって推計作業の煩雑さを大幅に和らげることに成功した⁹⁾。

2.3.2. 確率的フロンティア利潤関数の特定化

2.3.2.1. 誤差構造の特定化

フロンティア利潤関数からの乖離を示す非負の項(u)、フロンティア利潤関数の誤差項(v)、利潤シェア方程式の誤差項(ϵ_i)に三つの仮定を設ける。

第一に、実際の利潤と利潤シェアをそれぞれ、 π 、 S_i とし、フロンティア利潤関数の非確率部分とその利潤シェアをそれぞれ、 $\pi^f(P, t)$ 、 $S_i^f(P, t)$ とすれば、これらの間には次のような関係が成り立つと仮定する。ただし、 P は価格ベクトルであり、 t は時間変数である。

$$\ln \pi = \ln \pi^f(P, t) + v - u \quad (u \geq 0) \quad (2.3.3)$$

$$S_i = S_i^f(P, t) + \epsilon_i \quad (i = 1, \dots, m) \quad (2.3.4)$$

従来の標準的な利潤関数の推定式における誤差項を w とすれば、 w はフロンティア利潤関数の誤差

項(v)と同関数からの乖離を示す非負の項(u)の差($w=v-u$)として表されることを(2.3.3)式は意味している。また、 u は $\pi^f(P, t)$ に対して中立的である。すなわち、 u が変化しても、利潤シェアは変化しないと仮定する。

第二に、 u と ε_i は非独立に次の多次元切断正規分布

$$\begin{bmatrix} u \\ \varepsilon \end{bmatrix} \sim N(Z, \Sigma) \quad (2.3.5)$$

に従うと仮定する。ただし、 $\varepsilon = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_m)$ 、 $Z = (\mu, 0, \dots, 0)$ 、 $u \geq 0$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{uu} & \sigma_{u1} & \dots & \sigma_{um} \\ \sigma_{u1} & \sigma_{11} & \dots & \sigma_{1m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{um} & \sigma_{1m} & \dots & \sigma_{mm} \end{bmatrix}$$

である(ここで、 u と ε_i の非独立性が許容されている点に注意されたい)。

周辺分布である u の分布については、ガンマ分布、指数分布、半正規分布、切断正規分布などの異なった分布を想定し、その推定のパフォーマンスが最も優れたものを採用することが本来ならば望ましい。しかしながら、 u の分布にガンマ分布や指数分布を仮定した場合には、これらの仮定の下で u と ε_i の分散・共分散パラメータを実際に推定可能な形に展開する方法が見出されていない。このため、半正規分布もしくは切断正規分布を仮定せざるを得ないが、より一般性の高い分布型であるところの切断正規分布を仮定した。

第三に、 v については、純粹に不確実な要因を表すことから、 u 、 ε_i と独立に標準正規分布 $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ に従うと仮定する¹⁰⁾。

以上の三つの仮定の下で、対数尤度関数を導出すると次のようになる。

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_{k=1}^N \ln f^{w\varepsilon}(w_k, \varepsilon_k | u_k \geq 0) \\ &= \frac{N}{2} \{ \ln(\prod_{i=1}^m \sigma_{ii}^{i-1}) - \ln(1 + \sigma_v^2 \sigma^{uu}) \} \\ &\quad - \sum_{k=1}^N \ln[1 - F^*(z_{uk}(0))] + \sum_{k=1}^N \ln f^*(G_{uk}) \\ &\quad + \sum_{k=1}^N \ln \{ \prod_{i=1}^m f^*(z_{ik}) \} \\ &\quad + \sum_{k=1}^N \ln[1 - F^*(B_k)] \end{aligned} \quad (2.3.6)$$

ただし、 N はサンプル数、 $f^*(\cdot)$ は標準正規密度関数、 $F^*(\cdot)$ は標準正規分布関数である。 σ^{ij} は u と ε の分散共分散行列 Σ の逆行列 Σ^{-1} の第 i 行 j 列の

要素であり、 $\sigma^{ij} = \sigma^{ji}$ である。 $\sigma_{(k)}^{ij}$ は次のように表される。

$$\left. \begin{aligned} \sigma_{(k)}^{ij} &= \sigma_{(k-1)}^{ij} - \frac{\sigma_{(k-1)}^{ki} \sigma_{(k-1)}^{kj}}{\sigma_{(k-1)}^{kk}} \\ (i, j &= k+1; \dots, m; k = u, 1, \dots, m-1) \end{aligned} \right\} (2.3.7)$$

$$\sigma_{(u-1)}^{ij} = \sigma^{ij}$$

また、 z_{ik} 、 $z_{uk}(0)$ 、 G_{uk} 、 B_k はそれぞれ次の通りである。

$$z_{ik} = \sqrt{\sigma_{(i-1)}^{ii}} \left(\varepsilon_{ik} + \frac{1}{\sigma_{(i-1)}^{ii}} \sum_{j=i+1}^m \sigma_{(i-1)}^{ij} \varepsilon_{jk} \right) \quad (2.3.8)$$

$$z_{uk}(0) = \sqrt{\sigma^{uu}} \left(-\mu + \frac{1}{\sigma^{uu}} \sum_{j=1}^m \sigma^{uj} \varepsilon_{jk} \right) \quad (2.3.9)$$

$$G_{uk} = \sqrt{\frac{\sigma^{uu}}{1 + \sigma_v^2 \sigma^{uu}}} \left\{ (v_k - u_k + \mu) - \frac{1}{\sigma^{uu}} \sum_{i=1}^m \sigma^{ui} \varepsilon_{ik} \right\} \quad (2.3.10)$$

$$B_k = \frac{v_k - u_k - \sigma_v^2 \mu + \sum_{i=1}^m \sigma^{ui} \varepsilon_{ik}}{\sqrt{\frac{1}{\sigma_v^2} + \sigma^{uu}}} \quad (2.3.11)$$

導出の詳細は本間・寺西・神門(1996)を参照されたいが、ポイントは次の点にある。(2.3.5)の仮定に基づく確率密度関数は多重積分を含み、実際の推定に際してはその取扱が容易ではない。そのため、ラグランジュの方法として知られている正定値2次形式の2乗和への線形変換を用い、多重積分を含まない形に変形している。また、 v と u はどちらも確率変数であるため、実際の推定において両者を分離・識別して扱うことはできない。実際に誤差項として扱うことができるのは $w=v-u$ である。そのため、 $w+u$ 、 u 、 ε の結合密度関数を導出し、それを u について積分することで w と ε の結合密度関数を求めている。

2.3.2.2. 確率的フロンティア利潤関数の特定化

コブ・ダグラス型などのように理論的に制約の多い推定式をフロンティア利潤関数に用いた場合、その制約によって生じる誤差が u に含まれ、 u を過大に評価する恐れがある。また、個々の銀行は情報生産能力やリスク管理能力などの点で異なっており、フロンティア自体が個々の銀行ごとに異なる可能性が高い。こうした点を踏まえ、下記のようなトランス・ログ型複数財利潤関数(translog multiproduct profit function)を設定する。ここで、 d_h 、 π 、 p_i 、 t 、 S_i はそれぞれ、個別銀行ダミー、利潤、第 i 要素価格ないし産出物価格、時間変数、第 i 要素ないし産出物の利潤シェア($S_i \equiv (p_i x_i) / \pi$)である。利潤関数は価格ベクトルに関して一次同次とならなければ

ならないので、任意の要素ないし産出物の価格 (P_M) で基準化する。また、 $\delta_i (i=1, \dots, m)$ は (2.3.12) 式の利潤関数がより多くのサンプルについて価格に関する凸性条件を満たすようにするために加えたパラメータである。これは、Barnett (1985) によって提示された prior affine transformation を参考にしたものであり、 $\delta_i = [(p_i/p_M) \text{の最小値} \times (-0.99 \text{ ないし } 0) + (1 \text{ ないし } 0.5 \text{ ないし } 0)]$ として定めている¹¹⁾。

$$\begin{aligned} \ln(\pi/p_M) &= \sum_{h=1}^m A_h d_h + \sum_{i=1}^m B_i \ln(p_i/p_M + \delta_i) \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m B_{ij} \ln(p_i/p_M + \delta_i) \ln(p_j/p_M + \delta_j) \\ &+ B_l \ln t + \frac{1}{2} B_{ll} (\ln t)^2 \\ &+ \sum_{i=1}^m B_{ii} \ln(p_i/p_M + \delta_i) \ln t + v - u \end{aligned} \quad (2.3.12)$$

このとき、利潤シェア式は次のように表される。

$$\begin{aligned} S_i &= \left(\frac{p_i/p_M}{p_i/p_M + \delta_i} \right) \left[B_i + \sum_j B_{ij} \ln(p_j/p_M + \delta_j) \right. \\ &\quad \left. + \sum_j B_{ji} \ln t \right] + \varepsilon_i \quad (i=1, \dots, m) \end{aligned} \quad (2.3.13)$$

2.3.3. 確率的フロンティア利潤関数の推定方法

(2.3.3)～(2.3.13)式のように特定化された確率的フロンティア利潤関数を推定することで直接的に求めることができるのは $v-u$ にすぎず、ここから v と u に分離しなければ、利潤効率性を推計することができない。本稿では、Jondrow=Lovell=Materov=Schmidt (1982) の指標を参考にし、 $E[\exp(-u)|v-u, \varepsilon]$ を利潤効率性の指標として用いる¹²⁾。すなわち、(2.3.3)及び(2.3.4)式から、

$$\begin{aligned} E[\exp(-u)|v-u, \varepsilon] \\ = E \left[\frac{\pi}{\pi^*(P, t) \exp(v)} | v-u, \varepsilon \right] \end{aligned}$$

である。 $E[\exp(-u)|v-u, \varepsilon]$ はフロンティアの利潤(実行可能な最善技術における最大利潤)に対する実際の利潤の比率(すなわち、利潤効率性)に関する条件付き期待値である。先述した誤差構造に関する三つの仮定の下では次のように表される。

$$\begin{aligned} E[\exp(-u)|v-u, \varepsilon] \\ = \frac{1 - F^* \left(\sigma^* - \frac{\rho^*}{\sigma^*} \right)}{1 - F^* \left(-\frac{\rho^*}{\sigma^*} \right)} \exp \left\{ -\rho^* + \frac{(\sigma^*)^2}{2} \right\} \end{aligned} \quad (2.3.14)$$

ただし、 $F^*(\cdot)$ は標準正規分布関数であり、

$$\begin{aligned} \rho^* &= -\frac{1}{\frac{1}{\sigma_v^2} + \sigma_{uu}} \left[\frac{v-u}{\sigma_v^2} - \sigma_{uu} \mu + \sum_{i=1}^m \sigma^{ui} \varepsilon_i \right] \\ \sigma^* &= \frac{\sigma_v}{\sqrt{1 + \sigma_v^2 \sigma_{uu}}} \end{aligned} \quad (2.3.15)$$

である。

確率的フロンティア関数および利潤効率性の推定は最尤法(maximum likelihood method)によっておこなう。すなわち、(2.3.6)式の数尤度関数をそのパラメータについて数値的に最大化し、その最尤推定値を得ている。推定に際しては次の点を考慮する。第一に、 u と ε の分散・共分散行列パラメータ (σ_{ij}) は (2.3.6) 式において逆行列の形 (σ^{ij}) で組み込まれており、それを σ_{ij} で表して推定するのは推計式の煩雑化を招いて著しく困難である。そのため、(2.3.6)式に直接現れる $\sigma_{(k)}$ ($k=u, 1, \dots, m-1$) をパラメータとして推定し、その推定値と漸近的標準誤差を用いて(2.3.7)式から逆に σ^{ij} の値と漸近的標準誤差を導出する。その結果を用いて Σ^{-1} の逆行列 Σ を計算し、 σ_{ij} の値を求める。第二に、推定するパラメータの多さと非線形性の強さを考慮し、最適化の計算方法ならびに推定値の漸近的分散・共分散行列の計算方法としては Symmetric Davidson-Fletcher-Powell 法を用いる¹³⁾。

理論的な要請から、パラメータの対称性を課す。また、 u と ε の分散・共分散行列が特異となることを防ぐために、利潤シェア式を一本除いて推定する。

2.4. X 利潤関数の設定

(2.3.3)式及び(2.3.4)式の設定で述べたように、 u (利潤非効率によるフロンティア利潤関数からの乖離を示す項) は、確率的フロンティア利潤関数に対して、中立的に特定化されている。このため、利潤効率性が変化するとき、産出物ないし投入物の利潤シェアや産出物供給及び要素需要の価格弾力性がどのように変化するかを分析することができない。この点を改善するため、本稿では、確率的フロンティア利潤関数の推定にとどまらず、もう一段進んだ分析を試みる。これが、本間・樋口 (1993, 1994) で提示した「X 利潤関数」アプローチである。

2.4.1. X 利潤関数の概念規定

利潤効率性の格差を生む要因の多くは、通常の貨幣的・非貨幣的財・サービスに比べてその調整・改善に多くの時間的・金銭のコストを必要とし、たぶん固定生産要素的な性格を持つと思われる。例え

ば、労働の質や資本財の質の違いによって効率性格差が生じることはありそうなことであるが、これらの質を調整・改善しようとするれば、多大な時間的・金銭的コストを必要とする。例えば、個別投資プロジェクトのモニタリングに関する知識やノウハウ、貸出資産選択全体のリスク管理に関する知識やノウハウなどの情動的資源は、銀行経営における労働の質を規定する重要な要因であるが、その多くは顧客特異性ならびに銀行特異性が強く、市場で取り引きされないものである。そのため、その獲得・蓄積は個々の銀行自身が長い時間をかけておこなわなければならない。また、資本財の質的改善はヴィンテージ(製造・建設年齢)の古いものが新しいものに置き換えられてはじめて可能になるが、それがおこなわれるまでには一定の期間を必要とする。また、制度的要因(店舗規制、金利規制など)による非効率の場合でも、個々の銀行にとって制度はたぶん外生変数であり、固定的性格が強い。

こうした利潤効率性格差をもたらし要因の固定性を明示的に考慮し、(2.3.14)式の利潤効率性を固定要素変数とする可変利潤関数を考える。様々な要因の影響を反映しているという意味でこの固定要素変数を匿名で「X変数」と呼び、それを含んだ可変利潤関数を「X利潤関数」と呼ぶ。X変数を代理する指標として、利潤効率性ベクトルと投入・産出効率性ベクトルを想定する。ここで、投入・産出効率性とは、実際の投入量ないし産出量と、フロンティアにおける投入量ないし産出量の比値のことである。X利潤関数は以下のように数式表現できる。

$$\pi^x(P, x_e, Z) = \max_Y \{PY | (Y, -x_e, -Z) \in T\} \quad (2.4.1)$$

ここで、 T は生産可能集合であり、 Y は産出及び投入要素ベクトルである。個々の産出及び投入要素をそれぞれ y_i^0, y_i^1 とすれば、 ${}^tY = (y_1^0, \dots, y_{m_1}^0, -y_{m_1+1}^1, \dots, -y_{m_1+m_2}^1)$ と表される。 x_e は利潤効率性であり、 Z は産出・投入効率性ベクトルである。第 i 産出物の産出効率性(=実際の産出量/フロンティアの産出量)及び第 i 要素の要素効率性(=実際の投入量/フロンティアの投入量)をそれぞれ、 z_i^0, z_i^1 とすれば、 ${}^tZ = (z_1^0, \dots, z_{m_1}^0, z_{m_1+1}^1, \dots, z_{m_1+m_2}^1)$ となる。また、 P は産出物及び要素価格ベクトルであり、第 i 産出物価格及び第 i 要素価格をそれぞれ、 p_i^0, p_i^1 とすれば、 ${}^tP = (p_1^0, \dots, p_{m_1}^0, p_{m_1+1}^1, \dots, p_{m_1+m_2}^1)$ と表される。

X利潤関数は、通常の変利潤関数に要請される理論的条件、すなわち、1)非負、2)産出物価格の非減少関数、3)可変要素価格の非増加関数、4)産出物価格及び可変要素価格について凸かつ一次同次関数、という条件を満たすことが要請される。また、(2.4.1)式は利潤効率性や産出・投入効率性とその影響を反映している要因の非最適化(可変利潤を最大にする水準の未達成)を許容しているとも見られる。

2.4.2. X利潤関数の特定化と推定方法

X利潤関数の特定化に際しては、利潤効率性が変化したときの、要素需要ならびに産出物供給の価格弾力性や投入物ないし産出物の利潤シェアに与える影響を考慮すべく、なるべく柔軟な形で利潤効率性変数が含まれていることが望ましい。本稿でのX利潤関数の特定化は下記のとおりである¹⁴⁾。

$$\begin{aligned} \ln(\pi/p_M) &= A(x_e) + \sum_{i=1}^m B_i(x_e) \ln(p_i/p_M + \delta_i) \\ &\quad + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m B_{ii}(x_e, z_i) \{\ln(p_i/p_M + \delta_i)\}^2 \\ &\quad + \sum_{i=1}^m \sum_{j \neq i} B_{ij}(x_e) \ln(p_i/p_M + \delta_i) \ln(p_j/p_M + \delta_j) \\ &\quad + B_t(x_e) \cdot \ln t + \frac{1}{2} B_{tt}(x_e) (\ln t)^2 \\ &\quad + \sum_{i=1}^m B_{it}(x_e) \ln(p_i/p_M + \delta_i) \cdot \ln t + v^* \end{aligned} \quad (2.4.2)$$

$$\begin{aligned} S_i &= \left(\frac{p_i/p_M}{p_i/p_M + \delta_i} \right) \left[B_i(x_e) \right. \\ &\quad + B_{ii}(x_e, z_i) \ln(p_i/p_M + \delta_i) \\ &\quad + \sum_{j \neq i} B_{ij}(x_e) \ln(p_j/p_M + \delta_j) \\ &\quad \left. + B_{it}(x_e) \ln t \right] + \epsilon_i^* \quad (i = 1, \dots, m) \end{aligned} \quad (2.4.3)$$

$$A(x_e) = \sum_{h=1} A_h d_h + B_x \ln x_e + \frac{1}{2} B_{xx} (\ln x_e)^2 \quad (2.4.4-1)$$

$$B_i(x_e) = B_i + B_{xi} \ln x_e \quad (2.4.4-2)$$

$$B_t(x_e) = B_t + B_{xt} \ln x_e \quad (2.4.4-3)$$

$$B_{ii}(x_e, z_i) = B_{ii} + B_{xii}(z_i/x_e) \quad (2.4.4-4)$$

$$B_{ij}(x_e) = B_{ij} + B_{xij} \ln x_e \quad (i \neq j) \quad (2.4.4-5)$$

$$B_{tt}(x_e) = B_{tt} + B_{xtt} \ln x_e \quad (2.4.4-6)$$

$$B_{it}(x_e) = B_{it} + B_{xit} \ln x_e \quad (2.4.4-7)$$

(2.3.12)式と同様に、 π, p_i, t, S_i はそれぞれ、利潤、第 i 要素価格ないし産出物価格(ユーザー・コスト・プライス)、時間変数、第 i 要素ないし産出物の利潤シェア($S_i \equiv (p_i x_i) / \pi$)であり、 x_e 及び z_i は

(2.4.1)式で定義された利潤効率性及び産出・投入効率性である。また、 $\delta_i (i=1, \dots, m)$ は(2.3.12)式のそれと同様であり、(2.4.2)式がより多くのサンプルについて価格に関する凸性条件を満たすようにするために加えたパラメータである。 d_h は個別銀行ダミーである。これは実質的にGreen(1983)が提示した「切断三次元モデル」(truncated third-order model)をさらに拡張したものとなっている。

推定はパラメータについての対称性、産出物価格及び要素価格についての一次同次性をアプリアリに課し、利潤シェア式のうち任意の一本を除いて推定する。推定方法は反復ゼルナー法(iterative Zellner method)である。これにより、除かれる利潤シェア式がいずれであってもパラメータの推定値は漸次的に同一のものが得られる。

3. 資料とデータの作成

個別銀行の財務諸表データとしてよく利用されるのは、日経 NEEDS の磁気データ、全国銀行協会「全国銀行財務諸表分析」、大蔵省「銀行局金融年報」である。日経 NEEDS に収録されているのは1974年度以降であり、高度経済成長期のデータとはいえない。下記のとおり、本分析では諸償却や物件費の細目が必要であるが、大蔵省「銀行局金融年報」と全国銀行協会「全国銀行財務諸表分析」のいずれも、それらが個別銀行ごとには表記されていない。1964～67年度の4年間のみは、全国銀行協会「全国銀行財務諸表分析」に、地方銀行合計、都市銀行合計に関して、物件費、諸償却の細目が得られる。やや粗い計測方法であるが、物件費、諸償却の細目ごとの構成比は銀行間で違いがないと仮定して、この4年間を対象に分析することとした。全国銀行協会「全国銀行財務諸表分析」は利息などが現金主義で計算されているのに対し、大蔵省「銀行局金融年報」は発生主義である。本分析では、金融資産・負債の利息・配当金については後者を、それ以外の財務データは前者を利用した。

銀行が投入ないし産出する貨幣的財・サービスとして、預金、貸出金、有価証券、現金を考え、非貨幣的財・サービスとしては、労働、資本財、経常財(資本財以外の物財)を考える。この分類をHancock(1985, 1987, 1991), Barnett(1987), Barnett=Hahm(1994)らと比較すると、有価証券を加えたこと、物財を資本財とその他に分けたこと、要求払い預金と定期性預金を区別していないこと、の三つの

特徴がある。有価証券を加えたのは、より包括的な把握をするためである。店舗規制の効果や景品などでの非効率を考察するため、物財を二つに分けて考えた。預金については、入手した利息データが定期性預金利息と要求払い預金利息に分離不可能だったため、区分できなかった。

以下に、データの詳細を記す。

3.1. 割引率

(2.2.4)式から明らかのように、ユーザー・コスト・プライスの符号は割引率(R)と単位円当たり保有収入ないし保有費用(h_{it})の相対的な大きさに依存する。したがって、割引率をどのように計測するかは、現金以外の貨幣的財・サービスが産出物として扱われるか投入物として扱われるかを左右する重要な問題となる。Diewert(1976)によれば、金融資産に用いられる割引率は借入の限界費用、金融負債に適用される割引率は貸付の限界収入が望ましい。しかしながら、実際に借入の限界費用や貸出の限界収入を計測することは極めて困難である。そのため、ここでは、銀行が採用する割引率は少なくとも代表的な貨幣的財・サービスである貸出金、預金、有価証券の利率を考慮に入れて決定されるものと想定し、これらの利率を用いてそれらのシェア(3つの合計ストック額に対する各ストック額の比率)をウェイトとしたマルチラテラル指数(multilateral index)を割引率として用いる¹⁵⁾。具体的な算式は次の通りである。

$$R = \exp \left\{ \frac{w_{RL} + w_{RLM}}{2} \cdot (\ln r_L - Lr_L) + \frac{w_{RS} + w_{RSM}}{2} \cdot (\ln r_S - Lr_S) + \frac{w_{RD} + w_{RDM}}{2} \cdot (\ln r_D - Lr_D) \right\}$$

R : 割引率

w_{RL} : 貸出金シェア = 貸出金/(貸出金+有価証券+預金)

w_{RLM} : w_{RL} の全サンプル平均値

w_{RS} : 有価証券シェア = 有価証券/(貸出金+有価証券+預金)

w_{RSM} : w_{RS} の全サンプル平均値

w_{RD} : 預金シェア = 預金/(貸出金+有価証券+預金)

w_{RDM} : w_{RD} の全サンプル平均値

r_L : 貸出金利率 = 貸付金利息・割引料/貸出金

r_S : 有価証券利率 = 有価証券利息・配当金/有価

証券

r_D : 預金利率 = 預金債権利息/預金
 Lr_L : $\ln(r_L)$ の全サンプル平均値
 Lr_S : $\ln(r_S)$ の全サンプル平均値
 Lr_D : $\ln(r_D)$ の全サンプル平均値

3.2. 貸出金

貸出金を割引手形と貸付金及びコールローンの合計として定義し、(2.2.4)式のユーザー・コスト・プライス(p_{YL})を下記の式より算出した。その結果、すべてのサンプルについて p_{YL} は負であり、貸出金は産出物と見なされる。

$$p_{YL} = -p_D \cdot \frac{(r_L - d_L) - R}{1 + R}$$

p_{YL} : 貸出金ユーザー・コスト・プライス

R : 割引率

p_D : 国民総支出デフレーター

r_L : 貸出金利率 = 貸付金利息・割引料/貸出金

d_L : 貸倒準備繰入率 = 貸倒準備金繰入/貸出金

また、貸出金の産出額(P_{YL})は次の通りである。

$$P_{YL} = -p_{YL} \cdot y_L$$

P_{YL} : 貸出金産出額

p_{YL} : 貸出金ユーザー・コスト・プライス

y_L : 貸出金/ p_D

3.3. 有価証券

ユーザー・コスト・プライス(p_{YS})を下記の式より算出した。貸出金同様、すべてのサンプルについて p_{YL} は負であり、有価証券は産出物と見なされる。

$$p_{YS} = -p_D \cdot \frac{(r_S + c_S) - R}{1 + R}$$

p_{YS} : 有価証券ユーザー・コスト・プライス

R : 割引率

p_D : 国民総支出デフレーター

r_S : 有価証券利率 = 有価証券利息・配当金/有価証券

c_S : 有価証券売買・評価・償還純益率 =

[(有価証券売買益 - 同売買損) + (同評価益 - 同評価損) + (同償還益 - 同償還損)]/有価証券
 有価証券の産出額(P_{YS})は次の通りである。

$$P_{YS} = -p_{YS} \cdot y_S$$

P_{YS} : 有価証券産出額

p_{YS} : 有価証券ユーザー・コスト・プライス

y_S : 有価証券/ p_D

3.4. 預金

ユーザー・コスト・プライス(p_{YD})の算出式は下記の通りである。算出の結果、すべてのサンプルについて p_{YD} は負であり、預金は産出物と見なされる。

$$p_{YD} = p_D \cdot \frac{(r_D + R \cdot k_D + d_D - s_D) - R}{1 + R}$$

p_{YD} : 預金ユーザー・コスト・プライス

R : 割引率

p_D : 国民総支出デフレーター

r_D : 預金利率 = 預金債券利息/預金

k_D : 準備率 = 日銀への預け金/預金

d_D : 支払手数料率 = 支払手数料/預金

s_D : 受入手数料率 = 受入手数料/預金

預金の産出額(P_{YD})は次のように求めた。

$$P_{YD} = -p_{YD} \cdot y_D$$

P_{YD} : 預金産出額

p_{YD} : 預金ユーザー・コスト・プライス

y_D : 預金/ p_D

3.5. 現金

「現金」科目から小切手・手形を引いたものを現金と定義し、ユーザー・コスト・プライス(p_{XC})を下記の算式より算出した。現金の保有収入(h_{ii})はゼロであるから、符号はあきらかに正であり、現金は投入物として扱われる。

$$p_{XC} = p_D \cdot \frac{R}{1 + R}$$

p_{XC} : 現金ユーザー・コスト・プライス

R : 割引率

p_D : 国民総支出デフレーター

現金の投入額(P_{XC})は次の通りである。

$$P_{XC} = p_{XC} \cdot x_C$$

P_{XC} : 現金投入額

p_{XC} : 現金ユーザー・コスト・プライス

x_C : 現金/ p_D

3.6. 資本財

資本財のユーザー・コスト・プライスについては、下記の式から算出した。

$$p_{XK} = p_D \cdot [R + D_R + kr_1 + kr_2 - kr_3]$$

p_{XK} : 資本財ユーザー・コスト・プライス

R : 割引率

p_D : 国民総支出デフレーター

D_R : 償却率 = 動産不動産価格償却/(営業用動産
 不動産及び建設仮払金 - 建設仮払金)

kr_1 : 土地建物貸借料金率 = 土地建物貸借料/(営業用不動産不動産及び建設仮払金-建設仮払金)

kr_2 : キャピタル・ロス = 不動産不動産売買損/(営業用不動産不動産及び建設仮払金-建設仮払金)

kr_3 : キャピタル・ゲイン = (不動産不動産売買益-不動産圧縮引当金)/(営業用不動産不動産及び建設仮払金-建設仮払金)+商業地平均価格上昇率

資本財の投入額(PX_K)は次の通りである。

$$PX_K = p_{XK} \cdot x_K$$

PX_K : 資本財投入額

p_{XK} : 資本財ユーザー・コスト・プライス

x_K : (営業用不動産不動産及び建設仮払金-建設仮払金)/ p_D

3.7. 労働

賃金(p_{XL})については、男女別の給与総額シェアをウェイトとしたマルチラテラル価格指数として、下記の式より算出した。

$$p_{XL} = \exp \left\{ \frac{w_M + w_{MM}}{2} \cdot (\ln p_{XLM} - L p_{XLM}) + \frac{w_F + w_{FM}}{2} \cdot (\ln p_{XLF} - L p_{XLF}) \right\}$$

p_{XL} : 賃金

w_M : 男子給与総額シェア = 男子平均給与総額/(男子平均給与総額+女子平均給与総額)

w_{MM} : w_M の全サンプル平均値

p_{XLM} : 男子平均給与

$L p_{XLM}$: $\ln(p_{XLM})$ の全サンプル平均値

w_F : 女子給与総額シェア = 女子平均給与総額/(男子平均給与総額+女子平均給与総額)

w_{FM} : w_F の全サンプル平均値

p_{XLF} : 女子平均給与

$L p_{XLF}$: $\ln(p_{XLF})$ の全サンプル平均値

(注: 日本金融通信社「日本金融名鑑」の男女別給与、男女別平均給与を使用)

労働投入額については人件費を用いた。

3.8. 経常財

経常財価格については消費者物価指数、投入額は物件費から土地建物貸借料を控除したものをを用いた。

4. 推定結果と考察

4.1. 確率的フロンティア利潤関数の推定結果

表1は(2.3.12)式及び(2.3.13)式で表される確率的フロンティア利潤関数の推定結果である。フロンティア利潤関数からの乖離を示す項(u)と利潤シェア式の誤差項(ε_i)との非独立性を許容した誤差構造の特定化を行っていることに加えて、個別銀行ダミーを切片ダミーとして付加し、フロンティア利潤関数の関数型としてフレキシブル関数型を採用しているという高度に柔軟かつ複雑化したモデルにもかかわらず、両銀行において半分以上のパラメータが20%以下の有意水準で有意な結果が得られている。個別銀行ダミーパラメータ及び誤差構造パラメータについては、都市銀行の誤差構造パラメータの一部を除いてすべて1%以下の有意水準で有意な値を示している(個別銀行パラメータと誤差構造パラメータの推定結果は、紙幅の制約のため、表1では割愛している。詳しくは本間・寺西・神門(1996)を参照されたい)。また、推定された確率的フロンティア利潤関数は、少なくともサンプルの平均値の近傍では利潤関数に要請される理論的条件、すなわち、1)非負、2)産出物価格の非減少関数、3)要素価格の非増加関数、4)産出物価格及び要素価格について凸かつ一次同次関数という条件を満たしている。以上を総合すれば、表1の推定結果は以下の分析においてその使用に耐え得る内容である。

地方銀行と都市銀行の両方において「個別銀行ダミーパラメータ(切片)は同一」という帰無仮説は1%以下の有意水準で棄却される(検定の詳細については本間・寺西・神門(1996)を参照されたい)。従来多くの効率性の分析で仮定されているフロンティアの同一性は支持されない。従来分析のように同一のフロンティアを想定した場合には、地域特性の違いが効率性の違いとして捉えられてしまうため、効率性の格差を著しく過大に見積もる危険性が高いことを示唆している。また、分離可能性の検定によれば、地方銀行及び都市銀行のいずれについても貸出、有価証券、預金という分類は適切であると判断される(検定の詳細については本間・寺西・神門(1996)を参照されたい)。

4.2. 現実の投入産出行動とフロンティアとの比較

利潤効率性の推計結果を表2に示す。フロンティアの利潤に対する実際の利潤の比率を個々のサンプ

表1 確率的フロンティア利潤関数

パラメータ	地方銀行		都市銀行	
	推定値	漸近的t値	推定値	漸近的t値
B_{YL} (貸出)	.773368	2.00395	.763243	8.37173
B_{YS} (有価証券)	.261327	4.33159	.160864	4.05326
B_{YD} (預金)	.750812	3.62113	.876908	11.5504
B_{XC} (現金)	-.118023 E-02	-.267365	-.387778 E-02	-.977902
B_{XK} (資本財)	-.515481 E-02	-.130040	-.298537	-6.71406
B_{XL} (労働)	-.097456	-2.07634	-.038235	-3.30114
B_{XT} (時間)	.497692	1.82079	.068371	.977181
B_{YLYL}	1.04560	1.45491	.939568	4.44561
B_{YSYS}	.178538	4.93936	.259820	4.49211
B_{YDYD}	1.21913	1.42622	1.03208	4.43725
B_{XCXC}	-.138564 E-02	-2.17206	-.151280 E-02	-1.57764
B_{KXKX}	-.533159 E-02	-1.21428	-.568762 E-02	-1.100664
B_{XLXL}	-.033998	-3.22530	-.015207	-4.69066
B_{XTXT}	.843257	1.23696	.266511	2.19551
B_{YLYS}	-.198845	-1.71634	-.046181	-5.78304
B_{YLYD}	-.624894	-1.25092	-.809603	-5.22881
B_{YLXC}	.010459	.777839	-.783606 E-02	-.949595
B_{YLXK}	-.050441	-.828402	.087053	1.51237
B_{YLXL}	-.130619	-1.94387	-.089050	-2.96576
B_{YLYT}	.030410	.152658	.192835	2.15287
B_{YSXT}	-.312825 E-02	-1.00161	.040619	1.07893
B_{YSYD}	-.157785	-2.90776	-.083690	-1.09588
B_{YSXC}	.521127 E-02	1.85269	-.665018 E-03	-1.29424
B_{YSXK}	-.141505 E-02	-.201190	-.238212 E-02	-.059153
B_{YSXL}	.387335 E-02	.357089	-.021338	-1.62513
B_{YDXT}	.295834 E-02	.029872	.138597	1.74554
B_{YDXC}	-.048873	-1.70310	-.299168 E-02	-3.36364
B_{YDXK}	-.036455	-.908432	-.057642	-.860896
B_{YDXL}	-.097820	-2.20465	-.099259	-3.48588
B_{XCXT}	-.212394 E-04	-.820458 E-02	-.324869 E-02	-7.41155
B_{XCXK}	.169749 E-02	2.08984	-.790916 E-03	-.280441
B_{XCXL}	.149880 E-03	.194546	-.199081 E-04	-.024838
B_{KXKT}	-.019500	-.812212	-.067049	-4.06307
B_{KXKL}	.021663	1.43448	.026806	2.71441
B_{XLXT}	-.123128	-1.41717	.909438 E-02	.255602
対数尤度	1610.97		395.788	
サンプル数	250		46	

- 注) 1. $E-A$ は $\times 10^{-A}$ を意味する。例えば、 $1.0 E-01$ は 1.0×10^{-1} である。
 2. 経常財(その他物財)価格(p_M)で他のすべての産物ないし投入要素の価格を除いて推定。
 3. 個別銀行ダミー(切片ダミー)パラメータ及び u と ε の分散・共分散逆行列パラメータの推定結果については、本間・寺西・神門(1996)を参照。
 4. 価格に関する凸性を満たすサンプル領域を拡大するためのパラメータ $\delta_i (i=YL, YS, YD, XC, XK, XL)$ は次の通り。

[地方銀行]

- 貸出 : $\delta_{YL} = [p_{YL}/p_M \text{ の最小値}] \times (-0.99) + 1,$
 有価証券 : $\delta_{YS} = [p_{YS}/p_M \text{ の最小値}] \times (-0.99) + 0.5,$
 預金 : $\delta_{YD} = [p_{YD}/p_M \text{ の最小値}] \times (-0.99) + 1,$
 現金 : $\delta_{XC} = [p_{XC}/p_M \text{ の最小値}] \times (-0.99),$
 資本財サービス : $\delta_{XK} = [p_{XK}/p_M \text{ の最小値}] \times (-0.99),$
 労働 : $\delta_{XL} = [p_{XL}/p_M \text{ の最小値}] \times (-0.99)$

[都市銀行]

- 貸出 : $\delta_{YL} = [p_{YL}/p_M \text{ の最小値}] \times (-0.99) + 1,$
 有価証券 : $\delta_{YS} = 0.0,$
 預金 : $\delta_{YD} = [p_{YD}/p_M \text{ の最小値}] \times (-0.99) + 1,$
 現金 : $\delta_{XC} = [p_{XC}/p_M \text{ の最小値}] \times (-0.99),$
 資本財サービス : $\delta_{XK} = 0.0,$
 労働 : $\delta_{XL} = [p_{XL}/p_M \text{ の最小値}] \times (-0.99)$

表2 利潤効率性

	1964~1967年	1964年	1965年	1966年	1967年
平均値	0.57315	0.56152	0.57589	0.58445	0.57134
標準偏差	0.026187	0.021331	0.026304	0.029752	0.021868
最大値	0.67385	0.60853	0.67385	0.65349	0.63828
最小値	0.52271	0.52271	0.52907	0.53185	0.53396
変動係数	0.045690	0.03799	0.04568	0.05091	0.03827
歪度	0.71937	0.42725	0.94521	0.36523	0.62333
尖度	0.44162	-0.43026	1.89932	-0.81970	0.10437
平均値	0.71698	0.70631	0.71577	0.72404	0.72288
標準偏差	0.014620	0.012266	0.013381	0.014430	0.012631
最大値	0.75327	0.73894	0.74796	0.75327	0.74567
最小値	0.69580	0.69580	0.70300	0.70720	0.70750
変動係数	0.02039	0.01737	0.01869	0.01993	0.01747
歪度	0.73911	1.90984	1.49513	0.92275	0.47503
尖度	-0.11651	4.25447	1.98290	0.36522	-0.62320

- 注) 1. 利潤効率性は本文(2.3.14)式より推計。利潤効率性=実際の利潤/フロンティアの利潤であり、この値が1に近いほど利潤効率性が高いことを意味する。
 2. 地方銀行数は1964年~1967年の4カ年でそれぞれ、64, 62, 61, 63行の計250サンプル。都市銀行数は同じく4カ年でそれぞれ、12, 12, 11, 11行の計46サンプル。

ル毎に推計したものの平均値である(個々のサンプルごとに異なるフロンティアを設定している点に留意されたい)。いずれの年度でも、地方銀行ではフロンティアの利潤の56%~58%、都市銀行では71%~72%が現実の利潤として実現されている。地方銀行よりも都市銀行の方が利潤効率性が高い(非効率の程度が小さい)ことがわかる。また、都市銀行に比較して地方銀行における効率性の格差が大きいことが変動係数によって確認できる。両銀行において利潤効率性及び変動係数ともに1966年までは上昇し、1967年には減少している。

表3及び表4は個々の産出物ないし投入物の効率性を二つの指標によって示したものである。指標(1)は実際の産出額ないし投入額から最適供給額な

いし需要額を差し引き、それをフロンティアの利潤で除したものである。産出ないし投入の非効率の程度をフロンティアの利潤を基準にして評価している。この値が正であれば最適な水準に対して過剰を意味し、負であれば過少を意味する。指標(2)は最適な供給ないし需要水準に対する実際の産出ないし投入水準の比率をとったものである。最適な供給ないし需要を基準にして産出ないし投入の非効率の程度を評価している。この値が1よりも大きければ、過剰を意味し、1よりも小さければ過少を意味する。

表3と表4で特徴的なことは以下の三点である。第一に、全般的に過剰投入、過剰産出傾向である。過剰性の程度は都市銀行の方が地方銀行よりも大きい。利潤関数の性質より、ある価格水準における最

表3 投入・産出効率性(全期間)

	地方銀行		都市銀行	
	指標(1)	指標(2)	指標(1)	指標(2)
貸出金	0.022102	1.06534	0.094641	1.14357
有価証券	0.0017592	1.15641	0.072288	1.46852
預金	0.0063616	1.01651	0.14833	1.19013
現金	0.015230	1.31439	0.020835	2.96087
資本財	0.11859	2.98647	0.13633	1.42187
労働	0.27364	2.00825	0.31850	3.00109
経常財(その他物財)	0.049607	1.27999	0.12262	1.79892

- 注) 1. 効率性指標は次の通り。
 指標(1): (実際値-最適値)/フロンティアの利潤
 指標(2): 実際値/最適値
 2. 地方銀行数は1964年~1967年の4カ年でそれぞれ、64, 62, 61, 63行の計250サンプル。都市銀行数は同じく4カ年でそれぞれ、12, 12, 11, 11行の計46サンプル。

表4 投入・産出効率性(各期間)

		1964年	1965年	1966年	1967年
貸出金	(1)地銀	-0.13100	-0.0028284	0.16869	0.060231
	都銀	-0.056727	0.020778	0.25753	0.17745
	(2)地銀	0.86848	1.01788	1.28523	1.09911
	都銀	0.94950	1.03335	1.38823	1.23086
預金	(1)地銀	-0.12748	0.0030849	0.12962	0.026207
	都銀	0.0063577	0.10103	0.29738	0.20574
	(2)地銀	0.84612	1.00914	1.17571	1.04270
	都銀	1.00573	1.14148	1.37090	1.26358
資本財	(1)地銀	0.068769	0.12178	0.16592	0.12024
	都銀	0.030604	0.12245	0.22719	0.17593
	(2)地銀	2.40297	2.97399	3.81289	2.79134
	都銀	1.11963	1.41021	1.69131	1.49486
労働	(1)地銀	0.12359	0.26101	0.41928	0.29751
	都銀	0.17846	0.22865	0.49512	0.39266
	(2)地銀	1.44033	1.90307	2.60428	2.11159
	都銀	2.81359	2.29511	4.08425	2.89265
経常財	(1)地銀	-0.026123	0.051268	0.11621	0.060417
	都銀	0.048073	0.096544	0.19593	0.15906
	(2)地銀	0.93965	1.23024	1.62230	1.34323
	都銀	1.44195	1.61181	2.16799	2.02341

- 注) 1. 効率性指標は次の通り。
 指標(1): (実際値-最適値)/フロンティアの利潤
 指標(2): 実際値/最適値
 2. 地方銀行数は1964年~1967年の4カ年でそれぞれ、64, 62, 61, 63行の計250サンプル。都市銀行数は同じく4カ年でそれぞれ、12, 12, 11, 11行の計46サンプル。

適な供給量ないし需要量はその価格水準における利潤関数の傾きの絶対値として表される。表2で見たように、利潤効率性は都市銀行の方が高いので、フロンティア利潤関数が実際の利潤(関数)よりも上方に位置する程度は地方銀行の方が都市銀行よりも大きい。両銀行に共通する特徴点として、実際の価格水準におけるフロンティア利潤関数の傾きの絶対値は、現実の利潤関数のそれよりも小さい。資本財について、店舗規制があったにもかかわらず、過剰投入になっている点に留意されたい。これに関しては、2通りの解釈が可能である。一つは、現有店舗の建物・施設が過度に華美になり、財・サービス価格が過大になったという解釈である(本稿でいう過剰投入は、投入量が過大である可能性と財・サービス価格が過大である可能性の両方を含んでいることに注意されたい)。二つは、店舗規制は店舗の配置替えをも抑制したため、条件有利地での出店を阻むと同時に、不採算地からの撤退も阻む効果を持ち、結果的に後者の効果が上回ったという解釈である。

第二に、両銀行において貸出金、有価証券、預金といった貨幣的財・サービスの過剰よりも、労働、

資本財、経常財といった非貨幣的財・サービスの過剰が顕著であり、それによる利潤の減少が大きいことが読みとれる。とりわけ労働の過剰の影響が大きいことが指摘できる。黒田・金子(1985)、野間・筒井(1987)、吉岡(1989)、広田・筒井(1992)、粕谷(1993)など、従来のわが国銀行業に関する費用関数分析では、費用最小化が実現されているとアプリオリに仮定されていた。本稿の推定結果は従来の分析結果に対する問題提起をも含意している。

第三に、両銀行において1964年度は過剰の程度が全般的に小さいのに対し、1966年度は全般的に大きい。本稿の推定期間が4年間に限定されているので、慎重に判断しなければならないが、日本経済は1964年度が景気の下降期、1966年度が景気の回復期であり、景気変動との関連の強さを暗示しているとも読める。しかしこの点の詳しい検討は今後の課題である。

このように、全般的に過剰投入傾向が認められる中で、実際の産出比率ないし投入比率から最適な比率を差し引くことによって、相対的にどの産出物ないし投入物の過剰性が大きいかを見たのが表5であ

表5 現実の結合比率と最適な結合比率の比較

配分比率	1964~1967年	1964年	1965年	1966年	1967年
貸出金/預金 (地)	0.034525	0.017539	0.00024686	0.075832	0.045518
(都)	-0.039221	-0.065433	-0.090972	0.019819	-0.013211
有価証券/預金(地)	0.0059854	0.025546	0.037268	-0.014216	-0.025111
(都)	0.039537	0.051949	0.031231	0.033958	0.040636
現金/資本財 (地)	-0.31097	-0.34628	-0.38916	-0.34125	-0.16885
(都)	0.022242	0.042321	-0.012146	0.038869	0.021226
労働/資本財 (地)	-1.61164	-2.47840	-1.88265	-1.24799	-0.81651
(都)	0.52421	0.64306	0.37329	0.61694	0.46645
経常財/資本財(地)	-2.27575	-3.19159	-2.36666	-1.91189	-1.60820
(都)	0.11101	0.13070	0.047898	0.13367	0.13572

- 注) 1. 実際の産出比率ないし投入比率から最適な同比率を差し引いた数値である。
 2. (地)は地方銀行を意味し、(都)は都市銀行を意味する。
 3. 地方銀行数は1964年~1967年の4カ年でそれぞれ、64, 62, 61, 63行の計250サンプル、都市銀行数は同じく4カ年でそれぞれ、12, 12, 11, 11行の計46サンプル。

表6 産出物供給・要素需要の価格弾力性

産出物供給・要素需要 — 価 格	地 方 銀 行		都 市 銀 行	
	推定値	漸近的 t 値	推定値	漸近的 t 値
貸 出—貸 出	.633029	1.35987	.666372	3.99298
—有価証券	-.033625	-.313099	.109885	1.26683
—預 金	.310334	.786479	.115714	.664912
—資 本 財	-.133593	-1.52305	-.224227	-3.19393
—勞 働	-.552383	-3.24428	-.460620	-4.03924
有 価 証 券—貸 出	-.178986	-.312399	.520955	1.30945
—有価証券	.317262	1.20775	.808221	1.99969
—預 金	-.055393	-.177166	.364752	.829229
—資 本 財	-.081380	-1.16562	-.328907	-1.24602
—勞 働	-.256274	-1.46527	-.590751	-2.26633
預 金—貸 出	.303313	.785512	.107303	.666441
—有価証券	-.010171	-.177068	.071344	.801832
—預 金	.894910	1.33549	.825365	4.19599
—資 本 財	-.119708	-1.72388	-.373034	-4.81939
—勞 働	-.507484	-3.44917	-.491545	-4.62329
資 本 財—貸 出	1.45677	1.78634	.533220	3.42211
—有価証券	.166712	1.24683	.164979	1.22699
—預 金	1.33558	2.31753	.956625	5.08168
—資 本 財	-1.45855	-13.4635	-1.29565	-6.88754
—勞 働	-1.19253	-2.24169	-.442376	-3.94300
勞 働—貸 出	1.33339	5.02945	1.81279	6.75220
—有価証券	.116215	1.70310	.490397	2.59905
—預 金	1.25337	6.71712	2.08614	8.86111
—資 本 財	-.263984	-2.02011	-.732115	-5.90369
—勞 働	-2.87823	-28.2606	-6.28328	-85.5952

- 注) 第 i 財供給ないし需要の第 j 財価格弾力性及び自己価格弾力性は次の通り、ただし、 $S_i(P, t)$ は本文(2.3.13)式における最適利潤シェア、すなわち、右辺のうち、 ε_i を除いた部分である。

$$EP_{ij} = \frac{\partial \ln \pi}{\partial \ln p_j} + \frac{\partial^2 \ln \pi}{\partial \ln p_i \partial \ln p_j} \frac{\partial \ln \pi}{\partial \ln p_i} = S_j(P, t) + \frac{\partial S_i(P, t)}{\partial \ln p_j} / S_i(P, t)$$

$$EP_{ii} = \frac{\partial \ln \pi}{\partial \ln p_i} + \frac{\partial^2 \ln \pi}{\partial \ln p_i^2} \frac{\partial \ln \pi}{\partial \ln p_i} - 1 = S_i(P, t) + \frac{\partial S_i(P, t)}{\partial \ln p_i} / S_i(P, t) - 1$$

表7 産出物供給・要素需要の金利弾力性

産出物供給・要素需要			地方銀行		都市銀行	
			推定値	漸近的 t 値	推定値	漸近的 t 値
貸 出	貸 出		2.22632	1.35987	2.41128	3.99298
	—有価証券		-.118518	-.313099	.327710	1.26683
	—預 金		-.665915	-.786479	-.199780	-.664912
有 価 証 券	貸 出		-.629482	-.312399	1.88509	1.30945
	—有価証券		1.11826	1.20775	2.41036	1.99969
	—預 金		.118862	.177166	-.629744	-.829229
預 金	貸 出		1.06673	.785512	.388277	.666441
	—有価証券		-.035849	-.177068	.212771	.801832
	—預 金		-1.92030	-1.33549	-1.42499	-4.19599
資 本 財	貸 出		5.12336	1.78634	1.92947	3.42211
	—有価証券		.587613	1.24683	.492018	1.22699
	—預 金		-2.86589	-2.31753	-1.65161	-5.08168
労 働	貸 出		4.68945	5.02945	6.55963	6.75220
	—有価証券		.409625	1.70310	1.46251	2.59905
	—預 金		-2.68947	-6.71712	-3.60172	-8.86111

注) 第 i 財供給ないし需要の第 j 財金利弾力性及び自己金利弾力性は次の通り。ただし、 $S_i(P, t)$ は本文(2.3.13)式における最適利潤シェア、すなわち、右辺のうち、 ϵ_i を除いた部分である。

$$ER_{ij} = \frac{\partial \ln \pi}{\partial \ln p_j} \cdot \frac{\partial \ln p_j}{\partial \ln r_j} + \left(\frac{\partial^2 \ln \pi}{\partial \ln p_i \partial \ln p_j} \cdot \frac{\partial \ln p_j}{\partial \ln r_j} \right) / \frac{\partial \ln \pi}{\partial \ln p_i}$$

$$= \left[S_i(P, t) + \frac{\partial S_i(P, t)}{\partial \ln p_j} / S_i(P, t) \right] \cdot \frac{\partial \ln p_j}{\partial \ln r_j}$$

$$ER_{ii} = \frac{\partial \ln \pi}{\partial \ln p_i} \cdot \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln r_i} + \left(\frac{\partial^2 \ln \pi}{\partial \ln p_i^2} \cdot \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln r_i} \right) / \frac{\partial \ln \pi}{\partial \ln p_i} - \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln r_i}$$

$$= \left[S_i(P, t) + \frac{\partial S_i(P, t)}{\partial \ln p_i} / S_i(P, t) - 1 \right] \cdot \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln r_i}$$

る。この値がプラスであれば、最適な比率に比べて分子(分母)の産出量ないし投入量が分母(分子)のそれよりも相対的に過剰(過少)であることを意味し、マイナスであれば、相対的に過少(過剰)であることを意味する。表5より、地方銀行では実際の預貸率(預金残高に対する貸出金残高の割合)が最適値を上回っているのに対し、都市銀行では下回っていることが読みとれる。また、地方銀行では、非貨幣的財・サービスの中では特に資本財(サービス)の投入量の過剰が顕著であるのに対し、都市銀行では労働の投入量の過剰が顕著であることがわかる。

4.3. 投入産出行動の変動要因に関する考察

貸出、有価証券、預金などの貨幣的財・サービスの最適供給や資本財サービス及び労働などの非貨幣的財・サービスの最適需要の価格反応を見るために、価格弾力性を示したのが表6である(いずれもサンプルの平均値で評価したものである)。ここでの産出物価格は(2.2.4)式のユーザー・コスト・プライスにマイナスの符号をつけたもの、すなわち、ユーザー・レヴェニュー・プライスである。こうした価

格が1%変化したときに、最適供給量ないし需要量が何%変化するかを示している。ただし、現金需要はその利潤シェアが著しく小さく、その価格弾力性が過大に評価されるために取り上げていない。また、経常財需要については使用した価格データ(消費者物価指数)が他の価格データに比較して厳密性に欠けるために割愛した。

表6より、地方銀行及び都市銀行において産出物(貸出、有価証券、現金)供給の自己価格弾力性はプラス、要素(資本財、労働)需要のそれはマイナスであり、産出物供給と要素需要に要請される理論的条件を満たしている。両銀行において産出物供給の自己価格弾力性はいずれも1を下回り、非弾力的である。また、貸出よりも預金の方が弾力的であり、有価証券の自己価格弾力性については都市銀行が地方銀行よりも明確に大きいという特徴が読みとれる。これに対して、要素需要の自己価格弾力性の絶対値は1よりも大きく、弾力的である。特に労働需要の自己価格弾力性が大きい。有価証券と貸出ないし預金の組み合わせを除いて交差価格弾力性については、両銀行間で符号や水準に大差は見られない。産出物

表 8 利潤非効率の変化と金融規制：1965年～1967年

説明変数	地方銀行 (変量効果モデル)		都市銀行 (固定効果モデル)	
	推定値	t値	推定値	t値
店舗数変化率	-.029687	-5.43770	-.128661	-2.23560
貸出金利変化率	.459358	8.34677	.747153 E-02	.096712
預金金利変化率	-.284239	-6.38099	.015466	.265500
ln(総産出額)	.117248 E-02	.459053	.188671	2.92619
ln(賃金)	-.019509	-2.29064	-.602437 E-02	-.706571
時間	.015151	6.38099	.169485 E-02	.463385
定数項	-.024344	-.628523	—	—
自由度修正済み決定係数	.361025		.497720	
サンプル数	184		34	

注) 1. 従属変数：利潤非効率(フロンティアの利潤/実際の利潤)の変化率

$$= (t \text{ 年の利潤非効率} - (t-1) \text{ 年の利潤非効率}) / (t-1) \text{ 年の利潤非効率}$$

2. t 年における店舗数の変化率 = $(t \text{ 年の店舗数} - (t-1) \text{ 年の店舗数}) / (t-1) \text{ 年の店舗数}$

t 年における貸出金利の変化率 = $(t \text{ 年の貸出金利} - (t-1) \text{ 年の貸出金利}) / (t-1) \text{ 年の貸出金利}$

t 年における預金金利の変化率 = $(t \text{ 年の預金金利} - (t-1) \text{ 年の預金金利}) / (t-1) \text{ 年の預金金利}$

3. E-A は $\times 10^{-A}$ を意味する。例えば、1.0 E-01 は 1.0×10^{-1} である。

相互の交差価格弾力性は小さく、ゼロとの有意差が認められないものの、労働と資本財の間に明確な補完関係が見られる。

金利政策の有効性は個々の銀行の金利反応、すなわち、金利弾力性に強く依存する。表6の結果を用いて金利弾力性を推計したのが表7である。貸出、有価証券、預金の各金利が1%変化したときに、最適供給量ないし需要量が何%変化するかを示している。本稿では産出量ないし投入量が最適値から乖離するメカニズムを明らかにしていないので、最適値の変化を見ただけでは、現実の銀行行動を予測するには十分とはいえない。このような制約はあるものの、表7において、金利の変動が銀行行動に与えたインセンティブの方向と大きさが表現されていると考えてよいであろう。ここでは、とくに預金金利に注目して、預金金利の低位規制の効果を考察してみる。貸出や有価証券供給の預金金利弾力性を見ると、値は小さく、有意ではない。預金金利が低下しても貸出や有価証券の供給はほとんど変化しないことがわかる。これに対して、資本財需要と労働需要の預金金利弾力性はマイナスで有意な値を示している。これらの需要量は預金金利の低下に敏感に反応して増大することが読みとれる。このことから、預金金利の低位規制は、銀行の金融財生産には緩慢な影響を与えたにすぎず、むしろ資本財と労働の過剰投入の程度を強めた可能性が強いと推察できる。

4.4. 非効率の発生要因に関する考察

次に、非効率の発生と金融規制政策との関連を考

察するため、(1-利潤効率性)を利潤非効率と定義し、利潤非効率の変化率を従属変数とする回帰分析をおこなう¹⁶⁾。金融規制政策の効果を捉えるため、店舗数変化率、貸出金利変化率、預金金利変化率を独立変数として取り上げる。それぞれ、店舗規制、貸出金利規制、預金金利規制の効果を把握することを狙いとしている。また、産出規模の効果や賃金との関係を捉えるために、総産出額と賃金を独立変数に加えている。推定は Hausman 検定をおこない、地方銀行については変量効果モデルを採用し、都市銀行については固定効果モデルを採用する。

推定結果は表8に示されている。地方銀行では、店舗数変化率のパラメータ推定値は有意ではなく、貸出金利変化率及び預金金利変化率のパラメータ推定値がそれぞれ、プラス、マイナスの符号で有意な値を示している。都市銀行では逆に、店舗数変化率のパラメータ推定値がマイナスで有意な値を示しているのに対し、貸出金利変化率及び預金金利変化率のそれは有意ではない。このことから、店舗規制は都市銀行において利潤非効率の増大(減少)を促進(抑制)する効果を持ち、預金金利の低位規制は地方銀行において利潤非効率の増大(減少)を促進(抑制)する効果を持つことがわかる。Hellmann=Murdock=Stiglitz(1994)によれば、貸出金利と預金金利の差は金融規制政策によってもたらされる金融仲介サービス1単位当たりのレントに相当する。彼らの評価とは対照的に、こうしたレントの増大は地方銀行において利潤非効率の増大(減少)を促進(抑制)させることがわかる。また、総産出額は都市銀行で

表9 X 利潤関数

パラメータ	地方銀行		都市銀行	
	推定値	漸近的t値	推定値	漸近的t値
B_{YL}	.898432	50.3862	1.02018	36.7876
B_{XYL}	3.27838	12.9222	2.51551	2.51937
B_{YS}	.292750	58.4524	.266535	30.5916
B_{XYS}	—	—	3.85333	7.19200
B_{YD}	.992118	62.8193	1.10677	38.8482
B_{XYD}	4.70516	20.9900	5.22391	4.48688
B_{XC}	.316409 E-02	2.65361	-.010086	-8.02091
B_{XXC}	-.010430	-.790758	-.038333	-.623533
B_{XC}	-.211903 E-02	-.585197	-.447458	-26.4758
B_{XXC}	.034512	.821540	-.705319	-7.06592
B_{XL}	-.089414	-37.6306	-.067685	-7.12156
B_{XXL}	.025797	.643115	.830815	6.95436
B_{XT}	.628746	45.5147	1.48089	3.95876
B_{XXT}	2.70491	8.79797	-.837143	-.551530
B_{YLYL}	1.19660	24.2939	.895600	13.8622
B_{XYLYL}	.181302	9.00840	.768940	10.8108
B_{YSYS}	.181318	44.2980	.283240	22.4526
B_{XYSYS}	.307928 E-03	1.37453	-.901011 E-02	-.527972
B_{YDYD}	1.16590	20.1059	1.03635	12.9773
B_{XYDYD}	.022960	.880288	.464351	3.98320
B_{XCXC}	-.483680 E-03	-1.84818	-.328715 E-02	-8.20435
B_{XXXC}	.944102 E-05	1.06114	-.875667 E-05	-1.59688
B_{XCXC}	-.547430 E-02	-11.1619	-.026380	-.753496
B_{XXXX}	-.682529 E-04	-.308233	-.102011	-2.17633
B_{XXLL}	-.033177	-54.6294	-.022427	-8.97025
B_{XXLL}	-.112954 E-02	-6.58946	.154619 E-02	1.75124
B_{XXTT}	.828968	103.294	.390775	12.3714
B_{XXXTT}	-.266835	-1.71676	-5.23476	-4.82266
B_{YLYS}	-.227843	-27.9393	-.097889	-5.28447
B_{XYLYS}	.418984	2.67932	-1.29960	-1.21542
B_{YLYD}	-.755438	-17.0675	-.781531	-19.4976
B_{XYLYD}	-3.81133	-14.7217	-4.27676	-2.16554
B_{YLXC}	.213895 E-02	.645606	-.780899 E-03	-.434779
B_{XYLXC}	-.137446	-1.81728	-.126283	-1.36428
B_{YLXK}	-.062822	-13.6729	.033351	1.80257
B_{XYLXK}	-.885074	-.076508	2.57980	3.24217
B_{YLXL}	-.131760	-32.9423	-.085337	-8.61252
B_{XYLXL}	-.270975	-2.23695	.225712	4.42030
B_{YLXT}	.013614	1.79313	.223822	7.73356
B_{XXT}	-.707132	-5.07799	1.35718	1.67871
B_{YSYD}	-.165483	-13.9049	-.130374	-5.64935
B_{XYSYD}	-.366848	-2.69967	-4.85845	-4.19534
B_{YSXC}	.566947 E-02	5.13527	-.835514 E-03	-.515888
B_{XYSXC}	-.040153	-1.72230	-.082897	-.986427
B_{YSXC}	-.508644 E-02	-2.98571	.031199	2.37918
B_{XYSXC}	-.117888	-3.87834	.635973	1.32149
B_{YSXL}	.338219 E-02	4.42859	-.019313	-5.90642
B_{XYSXL}	-.017004	-.616674	.145131	.890381
B_{YSXT}	-.011122	-3.37192	.023270	2.94263
B_{XYSXT}	-.996551 E-02	-1.41201	-.439708	-.968731
B_{YDXX}	-.044753	-10.5479	-.014380	-5.05271
B_{XYDXX}	.261030	2.80680	-.201630	-1.21980
B_{YDXX}	-.020275	-5.03264	-.076623	-2.48874
B_{XYDXX}	.244601	3.54847	-.909366	-9.50847
B_{YDXL}	-.090372	-25.2370	-.088095	-8.99636
B_{XYDXL}	.167988	1.63893	.276545	.715150
B_{YDXT}	-.029918	-3.85696	.181900	7.13687
B_{XYDXT}	-.820727	-5.24602	-.465054	-.491879
B_{XCXC}	.250258 E-02	8.22183	.736968 E-03	.634356
B_{XXCXC}	.839682 E-02	1.13934	-.071404	-2.17821
B_{XCXL}	.225142 E-03	.722482	.683391 E-05	.043949
B_{XXCXL}	.013365	1.51003	-.019600	-1.62552
B_{XCXT}	.190141 E-02	1.81745	-.258486 E-02	-2.00734
B_{XXCXT}	.031442	1.37511	-.094455	-1.33646
B_{XXLL}	.021623	34.1467	.038057	9.63294
B_{XXXLL}	.027275	1.45991	.264866	.759417
B_{XXXT}	-.018900	-20.9591	-.087199	-13.1936
B_{XXXXT}	.042184	1.42943	.110397	.394823
B_{XLXT}	-.117581	-28.1833	.495184 E-02	.300073
B_{XXLXT}	.174737	1.49512	-.115421	-1.73715
B_{XXE}	3.35891	13.9422	9.15875	5.28288
B_{XXEE}	1.60614	2.10892	10.5060	.305927
対数尤度	2650.16		701.639	
サンプル数	250		46	
決定係数	地銀	都銀	地銀	都銀
X 利潤関数	.928642	.941437	.030004	.499144
貸出	.287514	.585980	.071162	.920523
利潤シェア				
有価証券	.453120	.912134	.050353	.012223
利潤シェア				
預金	.618921	.716088		
利潤シェア				

(注) 1. E-Aは 10^{-A} を意味する。例えば、1.0E-01は 1.0×10^{-1} である。
 2. 経常財(その他物財)価格(p_c)で他のすべての産出物ないし投入要素の価格を除いて推定。
 3. 個別銀行ダミーパラメータの推定結果については本間・寺西・神門(1996)を参照。
 4. 価格に関する凸性を満たすサンプル領域を拡大するためのパラメータ δ_i ($i=YL, YS, YD, XC, XX, XL$)は確率的フロンティア利潤関数と同一である。

表 10 金利弾力性と利潤効率性

産出物供給・要素需要 —金利	地方銀行		都市銀行	
	利潤効率性 平均	利潤効率性 5%改善	利潤効率性 平均	利潤効率性 5%改善
貸 出—貸 出	2.60844 (26.6857)	2.7818 (33.6071)	2.43609 (15.7501)	2.47629 (18.7160)
—有価証券	-.049773 (-2.06428)	.171984 (3.76633)	.469262 (9.11243)	.814793 (3.97861)
—預 金	-.887588 (-15.3083)	-1.05400 (-17.6594)	-.820097 (-10.5023)	-.981776 (-4.97242)
有 価 証 券—貸 出	-.268894 (-2.03407)	1.01318 (4.14092)	2.20284 (9.37106)	2.39507 (4.35011)
—有価証券	.776521 (7.21314)	.544097 (4.52847)	1.26832 (7.88903)	.295498 (3.04610)
—預 金	-.280329 (-2.31809)	-.502127 (-3.20024)	-.967698 (-6.02095)	-.572219 (-1.73775)
預 金—貸 出	1.40629 (15.4313)	1.65620 (17.6180)	1.56801 (10.5744)	1.66178 (4.90156)
—有価証券	.082215 (2.28790)	.133932 (3.07288)	.394146 (5.91608)	.329498 (1.70193)
—預 金	-1.82136 (-21.6699)	-1.91510 (-27.0991)	-1.47762 (-15.6165)	-1.62829 (-20.0329)
資 本 財—貸 出	6.21411 (22.0124)	7.28255 (11.3251)	3.15504 (24.0093)	3.02834 (17.3422)
—有価証券	.907871 (7.09237)	1.68848 (4.99763)	.524319 (6.07627)	1.00372 (10.0504)
—預 金	-2.60518 (-17.4700)	-2.26592 (-6.78271)	-1.96841 (-20.8419)	-2.35692 (-20.2022)
労 働—貸 出	5.23298 (80.5662)	6.07834 (28.7174)	6.20917 (36.0796)	16.0953 (1.78466)
—有価証券	.481129 (22.0762)	.563195 (7.29398)	1.40872 (10.2588)	3.05530 (1.28200)
—預 金	-2.93778 (-69.0351)	-3.11560 (-26.0226)	-3.27010 (-29.0578)	-8.49465 (-1.59159)

注) 括弧内は漸近的 t 値。第 i 財供給ないし需要の第 i 財金利弾力性及び自己金利弾力性は次の通り。ただし、 $S_i(P, t)$ は本文(2.4.3)式における最適利潤シェア(右辺の ϵ_i^* を除いた部分)である。

$$\begin{aligned}
 ERX_{ij} &= \frac{\partial \ln \pi^x}{\partial \ln p_j} \cdot \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln r_j} + \left(\frac{\partial^2 \ln \pi^x}{\partial \ln p_j \partial \ln p_i} \cdot \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln r_j} \right) / \frac{\partial \ln \pi^x}{\partial \ln p_i} \\
 &= \left[S_j(P, t) + \frac{\partial S_i(P, t)}{\partial \ln p_j} / S_i(P, t) \right] \cdot \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln r_j} \\
 ERX_{ii} &= \frac{\partial \ln \pi^x}{\partial \ln p_i} \cdot \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln r_i} + \left(\frac{\partial^2 \ln \pi^x}{\partial \ln p_i^2} \cdot \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln r_i} \right) / \frac{\partial \ln \pi^x}{\partial \ln p_i} \cdot \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln r_i} \\
 &= \left[S_i(P, t) + \frac{\partial S_i(P, t)}{\partial \ln p_i} / S_i(P, t) - 1 \right] \cdot \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln r_i}
 \end{aligned}$$

有意に正であるが、地方銀行では有意ではない。賃金については地方銀行においてその上昇が利潤非効率の増大(減少)を抑制(促進)することがわかる。銀行業では、他の業種よりも高い賃金が支払われ、このことが銀行員のモラルを高めたという「効率賃金仮説」がしばしば主張されるが、ここでの結果はこの仮説に整合的である¹⁷⁾。

4.5. X 利潤関数の推定結果

X 利潤関数を(2.4.2)式~(2.4.4-7)式のように特定化して推定した結果を表9に示す(紙幅の制約のため、個別銀行のダミーパラメータについては推

定結果を割愛する。詳しくは本間・寺西・神門(1996)を参照されたい)。なお、地方銀行については、有価証券に関する利潤シェア式の当てはまりが悪く、推計方法の変更だけで大幅に B_{rs} の推計結果が変わってしまった。これは、有価証券がアウト・プットとしては最小の利潤シェアしかないためではないかと推察される。このため有価証券に関する利潤シェア式については、 B_{rs} をゼロと仮定せざるをえなかった。全体として見れば、パラメータの多さにもかかわらず、6割~7割のパラメータが有意な値を示している。決定係数については利潤シェアのいくつかに低いものが見られるが、X 利潤関数のそ

れは両銀行において90%以上である。また、可変利潤関数に要請される理論的条件も少なくともサンプルの平均値の近傍で満たしている。総じて厳密な分析に耐え得る結果であると言える。

4.6. 効率の改善が銀行行動に与える影響

(2.4.3)式～(2.4.4-7)式から明らかのように、利潤効率性の改善が利潤シェアに及ぼす効果は、 B_{xi} 、 B_{xii} 、 B_{xij} 、 B_{xiz} ($i, j = YL, YS, YD, XC, XK, XL$) によって表される。とりわけ、 B_{xi} はサンプルの平均値の近傍(平均値 $-\delta_i$)における効果の方向と大きさを示すので、以下 B_{xi} に注目して利潤効率性が改善されたときの効果を検討してみよう。表9より、都市銀行においては現金利潤シェア(B_{xrc})を除いてすべて有意な値を示している。利潤効率性の改善は労働の利潤シェアを減少させ、それ以外の利潤シェアを増大させる効果を持つ。表3と表4の結果から、都市銀行においては労働の過剰投入が特に著しいことはすでに指摘した通りであり、興味深い符合を見せている。労働の過剰投入は表9における B_{xi} の推定結果はこうした結果と整合的である。一方、地方銀行においては、 B_{xi} が有意なのは貸出と預金の利潤シェア式に限定されてはいるが、資本財と労働の利潤シェアを減少させ、それ以外の利潤シェアを増大させるように作用することがわかる。これも、表3と表4の結果と符合している。

利潤効率性が平均の水準と平均から5%改善された場合の2つの水準で、要素投入ないし産出物供給の金利弾力性を評価したのが表10である。利潤効率性の改善は、預金金利をはじめすべての金利に関して、おおむね金利弾力性を高めていることがわかる。換言すれば、利潤非効率の存在は、金利の変動に対する銀行の反応を鈍くする効果を持つと判断できる。このことから、預金金利の低位規制は、公開市場操作などの金利メカニズムを媒介とする政策手段の実効性を弱め、貸出増加額規制などのより直接的な政策手段への依存を強める効果を持ったと解釈できる。あるいは、預金金利の低位規制は、短期的な景況変動による金利変動が銀行行動に与える影響を緩衝する効果を持ったとも解釈できる。

5. むすび

本稿の計測結果のうち、銀行規制と銀行行動の関係について、とくに重要と思われる事項を要約すれば、以下のように整理できる。第一に、非貨幣的

財・サービス、とりわけ労働の過剰投入による利潤効率性の低下傾向がある。第二に、預金金利の低位規制と店舗規制は、非効率を増大させた可能性が高い。第三に、預金金利の低位規制は、労働などの非金融財の増投をもたらす一方、預金や貸出の増大にはつながらなかった可能性が高い。第四に、預金金利の低位規制は、公開市場操作など、金利メカニズムを媒介とする政策手段の効果を弱める効果を持ったと推察される。

本稿の計測結果をやや大胆に解釈するならば、各種の銀行規制は労働などの非金融財の過剰投入をもたらしたが、経済の金融仲介機能の向上に対する影響は小さいと言えそうである。預金金利の低位規制などで生じたレントは、企業部門への補助金として流れたり、また銀行の審査能力形成のために再投資されたのではなく、単に銀行内で浪費的に消費された可能性がある。ただし、本稿はあくまでも暫定的な分析結果であり、本稿の計測結果のみから断定するのは早計である。個別銀行ごとの非効率性の要因分析や、計測対象年次を広げるなどが、今後の課題として残されている。

(筑波大学農林学系・明治学院大学経済学部・
一橋大学経済研究所)

注

* 本稿の作成に際しては、粕谷宗久氏、鹿野嘉昭氏(ともに日本銀行金融研究所)から、貴重なコメントを得た。記して謝意を表す。また、この一次稿を、金融学会1995年度秋季大会(神戸大学)において報告している。筒井義郎氏(大阪大学経済学部)をはじめ、学会参加各位の有益なコメントに謝意を表す。

1) 金融企業は、他の業態にない独特の市場特性や業務特性がある。銀行業の市場特性や業務特性は次のように整理される(鹿野(1994))。市場特性としては、第一に、預金や貸出といった銀行取引の多くは、特定の個人や企業を取引相手として継続的に取引が繰り返される顧客市場の性格の強い取引である。第二に、金利規制や銀行業務規制などによって、政府当局により金利や業務が事細かに規制されている。業務特性としては、第一に、過去の金融仲介業務に関する意志決定の影響が現在のバランスシートに対して及んでいる。すなわち、前期までの貸出や預金当期の営業成績に直接影響を与えてしまう。第二に、資金の流出入は日々大量に発生する。このため、商品別ないし顧客別にコストに応じた価格設定を行うことが大変難しい。第三に、コール・レートに代表される、一般性・公開性の高いペースライン金利が存在している。第四に、銀行業務は所定の経営計画の下で、個々の支店において分権的に遂行されている。

2) U_{it} は名目価格表示である。 U_{it} を P_t で除せば、

実質価格表示になる。

3) 本稿は銀行業における非効率の分析が主たる目的であり、銀行行動の説明を意図しているわけではないことに留意されたい。銀行行動に影響を与える諸要因を漏れなくモデルに取り込むのではなく、観測された非効率の変動要因を探るとするのが、本稿の基本的スタンスである。

4) 例えば、Schmidt=Sickles(1984)、Schmidt(1985-6)、植草・鳥居(1985)、本間・樋口(1993,1994)を参照。

5) 例えば、ラグランジュ乗数検定(Lagrangian multiplier test)を行った場合、情報行列が特異行列となったり、制約付き尤度関数の一階微分行列がゼロ行列になるなどの困難が発生し、 u に仮定した分布の有意性に関する検定は容易でないことが知られている。Schmidt=Lin(1984)参照。

6) 例えば、Schmidt=Sickles(1984)を参照。

7) Schmidt=Sickles(1984)p. 368を参照。

8) 一般に、理論的な制約の少ないフレキシブルな関数型から推計した u は、理論的制約の多い関数型から推計したものよりも小さな値を示すことが指摘されている。Schmidt(1985-6)pp. 319-320参照。

9) ラグランジュによる正定値2次形式の2乗和への線形変換についてはWilks(1962)(田中・岩本訳)pp. 163-165を参照。

10) v は不意の機械の故障などの純粋に確率的な不確実性を表しているの、 u や ε_i とは独立と考えてよいであろう。

11) δ_i の式のうち、 -0.99 とゼロ、1ないし0.5ないしゼロ、の採択基準は、尤度比とconvexityを満たすサンプルの数である。

12) 当初、Battese=Coelli(1988)に準拠して利潤効率性を推計することも検討したが、効率性の時間的変化が捉えられないことから、断念した。

13) 詳細についてはFletcher(1980)を参照。

14) 当初、 z_i をすべての項に入れた形で計測したが、 B_{ii} の項以外では有意な計測結果とならなかったため、これを落としたものについて、分析を進めた。

15) マルチラテラル指数についてはCaves=Laurits=Diewert(1982)を参照。

16) 推定モデルの設定に関しては、大阪大学経済学部筒井義郎氏の助言に負っている。

17) 例えば、橋木(1992)参照。なお、利潤非効率の変化率ではなく、利潤非効率の水準を被説明変数として賃金との回帰分析をおこなった結果、やはり、賃金が高いほど非効率は小さいという有意な結果を得た。

引用文献

青木昌彦(1995)『経済システムの進化と多元性—比較制度分析序説』東洋経済新報社。
 Baltensperger, E.(1980), "Alternative Approaches to the Theory of the Banking Firm," *Journal of Monetary Economics*, 6, 1-37.
 Barnett, W. A.(1985), "The Minflex-Laurent Translog Flexible Functional Form," in *New Approaches to Modeling Specification and Econometric Inference*, eds., W. A. Barnett and A. R. Gallant, Cam-

bridge U.K.: Cambridge University Press, pp. 33-44.
 Barnett, W. A.(1987), "The Micro Theory of Monetary Aggregation," in *New Approaches to Monetary Economics*, eds., W. A. Barnett and K. Singleton, Cambridge U.K.: Cambridge University Press, pp. 115-168.
 Barnett, W. A. and J. H. Hahn(1994), "Financial-Firm Production of Monetary Services: A Generalized Symmetric Barnett Variable-Profit-Function Approach," *Journal of Business & Economic Statistics*, 12, 33-46.
 Battese, G. E. and T. Coelli(1988), "Prediction of Firm-level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data," *Journal of Econometrics*, 38, 387-399.
 Bauer, P. W.(1990), "Recent Developments in the Econometric Estimation of Frontiers," *Journal of Econometrics*, 46, 39-56.
 Caves, D. V., R. Laurits and W. E. Diewert(1982), "Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers," *Economic Journal*, 92, 73-86.
 Diamond, D. W.(1984), "Financial Intermediation and Delegated Monitoring," *Review of Economic Studies*, 51, 393-414.
 Diewert, E. W.(1976), "Aggregation Problems in the Measurement of Capital," in *The Measurement of Capital*, ed., Dan Usher, Chicago: University of Chicago Press(for the N.B.E.R.), pp. 433-538.
 Fletcher, R.(1980)*Practical Methods of Optimization, Volume 1: Unconstrained Optimization*, John Wiley and Sons, New York.
 神門善久・寺西重郎(1992)「工業化と銀行の期間変換機能」堀内昭義・吉野直行編『現代日本の金融分析』東京大学出版会, pp. 123-159.
 Greene, W. H.(1980), "On the Estimation of a Flexible Frontier Production Model," *Journal of Econometrics*, 13, 101-115.
 Greene, W. H.(1983), "Simultaneous Estimation of Factor Substitution, Economies of Scale, Productivity, and Non-Neutral Technical Change," in *Developments in Econometric Analyses of Productivity*, eds., A. Dogramaci pp. 121-144.
 Hancock, D.(1985), "The Financial Firm: Production with Monetary and Nonmonetary Goods," *Journal of Political Economy*, 93, 859-880.
 Hancock, D.(1987), "Aggregation of Monetary and Nonmonetary Goods: A Production Model," in *New Approaches to Monetary Economics*, eds., W. A. Barnett and K. Singleton, Cambridge U.K.: Cambridge University Press, pp. 200-218.
 Hancock, D.(1991), *A Theory of Production for the Financial Firm*, Boston: Kluwer.
 Hellmann, T., K. Murdock and J. Stiglitz(1994), "Financial Restraint: Towards a New Paradigm," a background paper for the World Bank EDI

- Workshop on the "Roles of Government in Economic Development: Analysis of East Asian Experience", held in Kyoto, September 16 and 17 1994. (mimeo graphed).
- 広田真一・筒井義郎(1992)「銀行業における範囲の経済性」堀内昭義・吉野直行編『現代日本の金融分析』東京大学出版会, pp. 141-163.
- 本間哲志・樋口貞三(1993)「大規模稲作農家の利潤効率性改善に関する計量経済分析: 確率的フロンティア及びX可変利潤関数によるアプローチ」『筑波大学農林社会経済研究』, 11, 99-153.
- 本間哲志・樋口貞三(1994)「フィリピン・ラグナ州における稲作農家の経済効率性と技術的経済性——経済効率性と規模・範囲の経済性との統一的把握——」『筑波大学農林社会経済研究』, 12, 171-259.
- 本間哲志・寺西重郎・神門善久(1996)「高度成長期のわが国銀行業の効率性」一橋大学経済研究所, Discussion Paper Series(A)321.
- Jondrow, J., C. A. K. Lovell, I. S. Materov and P. Schmidt(1982), "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model," *Journal of Econometrics*, 23, 269-274.
- 粕谷宗久(1993)『日本の金融機関経営』東洋経済新報社.
- 黒田昌裕・金子隆(1985)「銀行業における規模の経済性と貸出供給行動」『金融研究』, 4, 9-44.
- Mundlak, Y.(1978), "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data," *Econometrica*, 46, 69-85.
- 野間敏克・筒井義郎(1987)「わが国銀行業における規模の経済性とその源泉」『経済研究』, 38, 251-262.
- 岡崎竜子・堀内昭義(1992)「設備投資とメインバンク」堀内昭義・吉野直行編『現代日本の金融分析』東京大学出版会, pp. 97-122.
- Santomero, A. M.(1984), "Modeling the Banking Firm: A Survey," *Journal of Money, Credit and Banking*, 16, 576-602.
- Schmidt, P.(1985-6), "Frontier Production Functions," *Econometric Reviews*, 4, 289-355.
- Schmidt, P. and C. A. K. Lovell(1980), "Estimating Technical and Allocative Inefficiency are Correlated," *Journal of Econometrics*, 13, 83-100.
- Schmidt, P. and R. Sickles(1984), "Production Frontiers and Panel Data," *Journal of Business & Economic Statistics*, 2, 367-374.
- Schmidt, P. and T. F. Lin(1984), "Simple Tests of Alternative Specifications in Stochastic Frontier Models," *Journal of Econometrics*, 24, 349-361.
- 鹿野嘉昭(1994)『日本の銀行と金融組織』東洋経済新報社.
- 橘木俊詔(1992)「金融・保険業の労働市場と賃金」堀内昭義・吉野直行編『現代日本の金融分析』東京大学出版会, pp. 165-188.
- Tan, R. L., T. Higuchi and T. Homma(1994), "Estimating Inefficiency in Fishcage Culture Operation via Stochastic Frontier Total Cost Function: The Case of Sampaloc Lake, Philippines," *Developing Economies*, 32, 86-106.
- 寺西重郎(1982)『日本の経済発展と金融』岩波書店.
- 寺西重郎(1991)『工業化と金融システム』東洋経済新報社.
- 寺西重郎(1995)「日本型経済システムの転機と金融」『金融』1995年9月号.
- Teranishi, J.(1993), "Emergence and Establishment of the Financial System in Postwar Japan: Government Intervention, Indirect Financing and The Corporate Monitoring System," a background paper for the World Bank Project of East Asian Miracle(mimeo graphed).
- 筒井義郎・上岡孝一・洞口伸也・堀内聡(1995)「低金利政策と銀行業の効率性」『郵政研究レビュー』, 6, 91-131.
- 植草益・鳥居昭夫(1985)「Stochastic Production Frontier を用いた日本の製造業における技術非効率度の計測」『経済学論集』, 51, 2-23.
- 吉岡完治(1989)『日本の製造業・金融業の生産性分析』東洋経済新報社.
- 吉原英樹・佐久間昭光・伊丹敬久・加護野忠男(1981)『日本企業の多角化戦略』日本経済新聞社.
- Wilks, S. S.(1962) *Mathematical Statistics*, John Wiley and Sons, New York (田中・岩本訳(1972)『数理統計学(増訂新版)1, 2』東京図書).