

# Russellモデルに基づく銀行業の効率性について

國方 明<sup>※</sup>

## 1. イントロダクション

1990年代以降、銀行業の効率性を分析する研究が広く行われている。そこでは最も効率的な銀行からなる生産フロンティアや費用フロンティアが組成され、各銀行の効率性はフロンティアからの乖離で測られる。そして効率性の計測方法は、フロンティアの関数形を仮定するパラメトリックな方法(stochastic frontier analysis, SFA)と、関数形を仮定しないノンパラメトリックな方法(data envelopment analysis, DEA)に分かれる。これらのうちDEAにはSFAと比べていくつかの長所がある。例えば関数形の特定化を誤る問題がない。また2節で述べるように、線形計画法の目的関数と制約式で効率性を明示的に扱える<sup>1)</sup>。一方DEAには短所もある。例えば統計的誤差項を考えないので、外れ値が存在するとフロンティアの形状や効率性が大きく変わってしまう。また分析対象の銀行数に対して入出力の数が多いと、多くの銀行が効率的と判定されてしまう。ここではDEAを実施するので、DEAに議論を限定する。

銀行業を対象としたDEAには膨大な先行研究があり、近年発展途上国における規制緩和や所有形態の違いが効率性にどのような影響を与えるかが主要な論点となっている。また日本の銀行業をDEAで分析した研究にはFukuyama (1993, 1995), Fukuyama and Weber (2002, 2004, 2005), Drake and Hall (2003), Hori (2004), Drake, Hall, and Simper (2009)がある。そして先行研究の大部分は、レイディアル・モデルと呼ばれるDEAモデルを使って効率性を計算してきた。レイディアル・モデルとは、非効率的な銀行が全生産要素の投入量を等しく $\theta$ 倍( $1 > \theta > 0$ )すれば効率

的になると仮定するDEAモデルのことである<sup>2)</sup>。しかし現実には、全ての生産要素投入量を $\theta$ 倍した後でも、銀行が特定の生産要素を浪費するかもしれない。この浪費をノンレイディアル・スラックと呼ぶ。

図1を使って以上の議論を整理しよう。図1では銀行が2種類の生産要素 $x_1, x_2$ を利用して、1種類の生産物を生産している。なお各銀行の生産量は $y_c$ で等しい。A点の銀行とB点の銀行が効率的なら、フロンティアは線分ABとA点から右方向へ伸びる水平な直線、B点から上方へ伸びる垂直な直線によって構成される<sup>3)</sup>。つまりフロンティア上およびフロンティアの北東にある点が、 $y_c$ を生産できる生産要素の組み合わせを表す。そしてC点で表される銀行Cは、2つの生産要素を両方浪費している。この浪費はレイディアル・スラックとノンレイディアル・スラックに分かれる。銀行Cが $x_1, x_2$ の投入量を等しく $\theta = x_1^B/x_1^C = x_2^D/x_2^C$ 倍するとD点に到達する。 $(x_1^C - x_1^B)$ と $(x_2^C - x_2^D)$ がレイディアル・スラックと呼ばれる。D点はC点より少ない生産要素投入量で $y_c$ を生産できるので、C点よりも効率的である。しかしD点は、B点と比べると効率的ではない。なぜならD点はB点と比べて $x_2$ を $(x_2^D - x_2^B)$ だけ浪費しているからだ。この浪費がノンレイディアル・スラックにあたる。

ここで特定の生産要素の $\theta$ が1に近く、他の生産要素でノンレイディアル・スラックが大量にある銀行を考えよう。もしレイディアル・モデルが効率性の計算に使われるのなら、この銀行の効率性は実態よりも高く評価されてしまう。その結果、この銀行は生産要素の浪費を節減する意欲を持たなくなってしまうかもしれない。Lovell (1993)のp.14はこの問題について、2つの対

※ 青森公立大学准教授

策を紹介している。第1にレイディアル・モデルで $\theta$ の値だけでなくノンレイディアル・スラックの値を公表すること、第2にレイディアル・モデルの代わりにノンレイディアル・モデルと呼ばれるDEAモデルを採用することである。ノンレイディアル・モデルとは、非効率的な銀行が、スラックを全て除去すれば効率的になると仮定する、DEAモデルである。

本論文はRussellモデルというノンレイディアル・モデルとCCRモデルというレイディアル・モデルを用いて、2007年度における第二地方銀行の効率性を計算した<sup>4)</sup>。そしてこれらのモデルから計算される効率性の値や順位を、様々な視点から比較した。さらに効率性の値を被説明変数としたTobit分析を行った。先行研究と比べると、本論文には3つの特徴がある。第1に日本の銀行業を対象とした研究で初めて、Zieschang (1984)が提唱したRussellモデルを採用した。第2にモデルごとに、参照集合に属する銀行の違いを検討した。第3に銀行間の効率性の違いを説明するために回帰分析を行った。

分析結果は以下の通り要約される。まず3種類のDEAモデルから得られた効率性の順位には、高度に有意な正の相関関係が有った。次に外部指標と効率性の順位相関係数を計算すると、全てのDEAモデルで有意に正だった。但し順位相関係数の値はRussellモデルの方が高かった。第3にCCRモデルとRussellモデルから得られた効率性の分布には有意な差が有った。一方2種類のRussellモデルの分布には有意な差が存在しなかった。第4に効率性の中央値を比べると、CCRモデルがRussellモデルよりも高かった。また3種類のモデルから得られた効率性の中央値が等しいという帰無仮説は棄却された。効率性の差は、労働と資本に関するノンレイディアル・スラックによると考えられる。最後にTobit分析の結果、RussellモデルとCCRモデルの推計結果は似ていたが、業務多角化の係数が異なった。

本論文の構成は以下の通りである。第2節ではRussellモデルを紹介し、CCRモデルとの関係を述べる。第3節では生産要素と生産物の定義を説明する。第4節では効率性の計算結果とTobit分析

の結果を示す。第5節で結論をまとめるとともに、今後の課題を述べる。

## 2. レイディアル・モデルとノンレイディアル・モデルについて

ここでは代表的なレイディアル・モデルであるCCRモデルとRussellモデルを紹介し、両者の関係を説明する。

$n$ 個の銀行が、 $m$ 種類の生産要素を投入して $s$ 種類の生産物を生産している。 $i$ 銀行( $i=1,2,\dots,n$ )の生産要素投入量ベクトルを $x^i=(x_1^i, x_2^i, \dots, x_m^i)^T$ 、生産物生産量ベクトルを $y^i=(y_1^i, y_2^i, \dots, y_s^i)^T$ で表す。また $X=[x^1, x^2, \dots, x^n] \in \mathbb{R}_+^{m \times n}$ 、 $Y=[y^1, y^2, \dots, y^n] \in \mathbb{R}_+^{s \times n}$ と書く。CCRモデルで $i$ 銀行の効率性 $CCR^i$ は、(1)式の線形計画法を解いて求められる

$$\begin{aligned} CCR^i &= \min \theta^i \\ \text{s.t.} \quad & -X\lambda + \theta^i x^i \geq 0 \\ & Y\lambda \geq y^i \\ & \lambda \geq 0, \theta^i \in (0, 1], \end{aligned} \tag{1}$$

ここで $\theta^i$ は生産要素の縮減率を表す。また $\lambda$ は $n \times 1$ の列ベクトルである。

(1)式は縮減率 $\theta^i$ が全ての生産要素で等しいと仮定する、レイディアル・モデルである。そして $CCR^i=1$ が成立すると、 $i$ 銀行は効率的と判定される。なぜならこのとき、 $i$ 銀行は生産量を減らすことなく、全生産要素の投入量を等しい割合で縮減できないからである。

しかしFäre and Lovell (1978)は効率性の指標が満たすべき性質を考え、 $CCR^i$ の問題を指摘した<sup>5)</sup>。それは $i$ 銀行がノンレイディアル・スラックだけを抱える場合にも $CCR^i=1$ となってしまうことである。この問題を解決するため、FäreとLovellはノンレイディアルなDEAモデルを提唱した(このモデルを以下Russell-FLと呼ぶ)。Russell-FLモデルの効率性 $FL^i$ は、(2)式の線形計画法を解いて求められる

$$\begin{aligned}
& FL^i = \min \sum_{j=1}^m \theta_j^i / m \\
\text{s.t.} \quad & -X\lambda + \theta^i \odot x^i \geq 0 \\
& Y\lambda \geq y^i \\
& \lambda \geq 0, \theta_j^i \in (0,1],
\end{aligned} \tag{2}$$

ここで  $\theta^i \odot x^i = (\theta_1^i x_1^i, \theta_2^i x_2^i, \dots, \theta_m^i x_m^i)^T$  である。

(2)式は縮減率  $\theta_j^i$  が生産要素毎に異なる、ノンレイディアルなモデルである。そして全ての  $j$  について  $\theta_j^{i*} = 1$  が成り立つときだけ、 $FL^i = 1$  になる。このとき  $i$  銀行は、他の生産要素投入量を増やしたり、生産量を減らしたりすることなく、任意の生産要素投入量を現状から縮減できない。この結果が全ての生産要素について成り立つので、 $i$  銀行は全ての生産要素についてスラックを有しない。このように  $FL^i$  は  $CCR^i$  の問題に直面しない。

しかし Zieschang (1984) の p.390 は  $FL^i$  にも以下の問題があると指摘した。一般に経済理論は、生産量を固定したまま全ての生産要素投入量を  $t$  倍 ( $t > 0$ ) したときに、効率性が  $t^{-1}$  倍になると考える。しかし  $FL^i$  はこの  $-1$  次同次性を常に満たす訳ではない。この問題を解決するために、Zieschang は 2 段階からなる Russell モデルを提唱した (このモデルを以下 Russell-Z と呼ぶ)。第 1 段階では (1) 式を計算し、 $CCR^i$  を求める。第 2 段階では  $x^i$  と  $X$  をそれぞれ  $x^{i'} = (CCR^i x_1^i, CCR^i x_2^i, \dots, CCR^i x_m^i)^T$  と  $X' = [x^1, x^2, \dots, x^n]$  に換えて、(2) 式と同じ形の線形計画法 (3) 式を解く

$$\begin{aligned}
& FL^{i'} = \min \sum_{j=1}^m \theta_j^{i'} / m \\
\text{s.t.} \quad & -X'\lambda' + \theta^{i'} \odot x^{i'} \geq 0 \\
& Y\lambda' \geq y^i \\
& \lambda' \geq 0, \theta_j^{i'} \in (0,1].
\end{aligned} \tag{3}$$

そして Russell-Z モデルの効率性  $Z^i$  は、 $CCR^i$  に  $FL^{i'}$  を掛けて計算される。なお  $Z^i$  は  $-1$  次同次性を満たすが、単調性を満たさない。単調性とは、生産量と他の生産要素投入量を固定したまま任

意の生産要素投入量を増やしたら、効率性の値が低下する性質である。

以上で  $CCR^i$  と  $FLC^i$ ,  $ZC^i$  の紹介が終わったので、次に 3 者の関係を検討する。まず一般に (4) 式が成立する (Ferrier, Kerstens, and Vanden Eeckaut [1994], p. 458)

$$CCR^i \geq Z^i \geq FL^i. \tag{4}$$

次に Russell-FL で  $\theta_1^{i*} = \theta_2^{i*} = \dots = \theta_m^{i*}$  が成り立てば、(2) 式は (1) 式と同じモデルになる。したがって (4) 式も考慮すると  $CCR^i$  と  $FLC^i$ ,  $ZC^i$  の全てが等しくなる。最後に Russell-Z モデルで  $\theta_1^{i*} = \theta_2^{i*} = \dots = \theta_m^{i*} = 1$  となれば、 $CCR^i$  と  $Z^i$  が等しくなる。

図 1 を使って、各モデルの違いを確認しよう。CCR モデルで、銀行 C は全ての生産要素投入量を  $\theta^{c*} (= x_1^B / x_1^C = x_2^D / x_2^C)$  倍して、D 点に到達する。そして D 点の生産要素投入量は、銀行 B の生産要素投入量にノンレイディアル・スラックを加えたものである。言い換えるなら、CCR モデルでは、銀行 B だけが銀行 C の参照集合に属する。ここで参照集合とは、銀行 C を非効率と判定させる、効率的な銀行の集合である。一方 Russell モデルは、全てのスラックを 0 にする縮減率を求める。但し Russell-FL モデルと Russell-Z モデルで、参照集合が異なる可能性が有る。すなわち Russell-Z モデルでは、銀行 C は第 1 段階で、原点を通る ray に沿って D 点に到達する。次に第 2 段階でスラックが 0 となる、線分 AB 上の点に到達する。ここで (3) 式で  $\theta_j^{i'}$  の上限が 1 であることを注意すると、銀行 C は第 2 段階で B 点以外の点に到達できない。言い換えると Russell-Z モデルでは、銀行 B だけが銀行 C の参照集合に属する。一方 Russell-FL モデルで、銀行 C は  $j$  生産要素の投入量を  $\theta_j^{c*}$  倍して、C 点から線分 AB 上の点へ移動する。そして (2) 式で  $\theta_j^{c*}$  は、単純平均  $(\theta_1^{c*} + \theta_2^{c*})/2$  を最小化するように決まる。この際、B 点へ移動する際の単純平均が常に最小となる保証はない<sup>9)</sup>。仮に A 点へ移動する際の単純平均が最小になれば、銀行 A だけが銀行 C の参照集合に属する。

最後に Russell モデルを使って銀行業を分析した

先行研究を紹介しよう<sup>7)</sup>。まずFerrier, Kerstens, and Vanden Eeckaut (1994)は1984年の米銀575行について、Russell-FLモデル、Russell-Zモデル、asymmetric Fareモデルというノンレイディアル・モデルとBCCモデルを使って効率性を求めた<sup>8)</sup>。またFerrier達は効率性の分布がモデル間で等しいという帰無仮説をFriedman検定と符号付順位検定で検定し、帰無仮説が棄却されたと報告した。次にFukuyama and Weber (2002)はRussell-FLモデルとCCRモデルを用いて効率性を計算し、両者を比べた。分析対象は1992年～1996年の都銀・地銀・第二地銀である。その結果Fukuyama達は分散分析とWilcoxon  $\chi^2$ 検定の両方で、 $FL^i$ が $CCR^i$ よりも有意に小さいという結論を得た。

### 3. 観察対象と生産物・生産要素の定義

観察対象は2007年度の第二地銀45行である。近年、第二地銀を取り巻く環境は公的資金の注入や再編など激しく変化している。例えば1997年度末には64行の第二地銀があったので、10年間で30%近く第二地銀が消滅している。このような激しい変化が効率性に与える影響を分析するために、ここでは第二地銀を観察対象とした。

次に生産要素と生産物の定義について仲介アプローチを採用し、3種類の生産要素と2種類の生産物を考える。まず生産要素は定期性預金(第1生産要素)、職員(第2生産要素)、有形固定資産(第3生産要素)である。次に生産要素は有価証券(第1生産物)と正常債権(第2生産物)である。職員は人単位、他の変数は百万円単位である。表1に生産要素・生産物の代表値を示す。またデータの出所は『全国銀行財務諸表分析 2007年度版』である。

最後にここでは、Cooper, Seiford, and Tone (2006) 付属のDEA-Solverを用いて効率性やスラックを計算した<sup>9)</sup>。

## 4. 分析結果

### 4.1 RussellモデルとCCRモデルの比較

表2にCCRモデルで計算される効率性 $CCR^i$ の代表値を示す<sup>10)</sup>。 $CCR^i$ の平均と最小値はそれぞれ0.884と0.762であり、非常に高い。これらの値を先

行研究の第二地銀の $CCR^i$ と比べると、Fukuyama (1993)とほぼ等しく、Fukuyama (1995)やDrake and Hall (2003), Hori (2004)より高い。但し先行研究は第二地銀以外の業態を含めて効率性を求めている。そのため先行研究の計測結果と表2を単純に比較するのは難しい。

次にRussellモデルの推計結果を示そう。ここでは3種類の生産要素を採用しているため、Russellモデルでは3種類の縮減率が計算され、これらの単純平均で効率性( $FL^i$ と $Z^i$ )が求まる。Russell-FLモデルの縮減率と効率性の代表値を表3、Russell-Zモデルの縮減率と効率性の代表値を表4に示す。 $FL^i$ と $Z^i$ の平均値はそれぞれ0.736と0.761である<sup>11)</sup>。また生産要素毎に検討すると、表4の定期性預金に関する縮減率 $CCR^i \theta_1^{i*}$ が表2の $CCR^i$ と完全に等しい。4.2節で述べるように、この結果は全ての銀行で $\theta_1^{i*}=1$ 、つまり定期性預金についてノンレイディアル・スラックが存在しないことを反映している。また表3でも $\theta_1^{i*}$ は $\theta_2^{i*}$ や $\theta_3^{i*}$ よりも高く、定期性預金とその他の生産要素の間に差がある。

$CCR^i$ と $FL^i, Z^i$ をいくつかの視点から比べよう。Bauer *et al.* (1998)は、複数の効率性の分析手法を比較する視点を6つ挙げている。すなわち(i)効率性の分布が類似しているか否か、(ii)効率性の順位が類似しているか否か、(iii)効率的と判定された銀行や非効率的と判定された銀行が類似しているか否か、(iv)効率性の値や順位が通時的に安定しているか否か、(v)効率性の値や順位が銀行業の競争条件と整合的か否か、(vi)効率性の順位が外部指標に基づく順位と類似しているか否か、である。同様の視点からRussellモデルとCCRモデルを比較したい。但しクロスセクション・データを用いると(iv)を検討できない。また(iii)は(ii)と類似し、しかも(ii)よりも緻密さに欠ける。したがってここではこれらの視点を省略する。また(v)を4.3節で検討する。

まず(i)の視点から表2～表4の代表値を比較すると、歪度は正、尖度は負で共通している。つまり効率性の分布は正規分布よりも扁平で、右の裾野が広い。これらの分布について、4種類の仮説検定を行おう<sup>12)</sup>。第1に $CCR^i$ と $FL^i, Z^i$ が同じ



分布に従うという帰無仮説についてKolmogorov-Smirnov検定を行った。結果は表5の通りである。CCRモデルとRussellモデルとの間に有意な差が存在する一方、2種類のRussellモデルの間には有意な差が観察されなかった。第2に $CCR^i$ と $FL^i, Z^i$ の平均値・中央値について、(4)式と同じ大小関係が成立している。この差が有意か否かを検定しよう。具体的には $CCR^i$ と $FL^i, Z^i$ の中央値が全て等しいという帰無仮説について、Friedman検定を行った<sup>13)</sup>。検定統計量は79.509であり、自由度2の $\chi^2$ 分布に従う。そしてこの値は有意水準1%の臨界値9.21を超える。したがって帰無仮説は有意水準1%で棄却された。この結果はFerrier, Kerstens, and Vanden Eeckaut (1994)やFukuyama and Weber (2002)と整合する。またSchefféの方法で多重比較を行った結果、中央値のペアの全てで有意水準1%な差が観察された。第3に $\theta_1^i = \theta_2^i = \theta_3^i$ が成立すれば、 $CCR^i$ と $FL^i, Z^i$ は全て等しくなる。そこで表3の $\theta_1^i, \theta_2^i, \theta_3^i$ の中央値が等しいという帰無仮説について、Friedman検定を行った。検定統計量は55.4であり、帰無仮説は有意水準1%で棄却された。第4に $\theta_1^i = \theta_2^i = \theta_3^i = 1$ が成立すれば、 $CCR^i$ と $Z^i$ が等しくなる。そこで $\theta_2^i$ と $\theta_3^i$ の中央値がともに1であるという帰無仮説について、Friedman検定を行った。検定統計量は36であり、帰無仮説は有意水準1%で棄却された。

これまで効率性の代表値に注目してきたが、次に個別銀行の効率性に注目しよう。まず非効率な40行について、 $CCR^i$ と $FL^i, Z^i$ の値を比べると、 $CCR^i = FL^i$ となる銀行や $FL^i = Z^i$ となる銀行はなかった。一方 $CCR^i = Z^i$ となる銀行が1行あった。この銀行は図1のE点のように、ノンレイディアル・スラックを持たない。次に非効率な40行について、参照集合に属する銀行を比べる。その結果CCRモデルとRussell-FLモデルの間では、40行のうち2行だけで、参照集合に属する銀行が一致した。一方CCRモデルとRussell-Zモデルの第2段階((3)式)の間では、40行のうち39行で参照集合に属する銀行が一致した。一致しなかった1行は、 $CCR^i = Z^i$ となった銀行と同じ銀行である。つまりこの銀行はCCRモデルで非効率と判定され、他の銀行を参照する。一方この銀行は(3)

式で効率的と判定され、自行を参照する(図1のF点)。

(ii)を検討しよう。まず各モデルから得られた効率性の順位を用いて、Spearmanの順位相関係数を計算した。その結果は表6の通りであり、高度に正の相関関係が存在する。これらの順位相関係数は全て有意水準1%で0から離れていた。したがって順位の視点からは、各モデルは似通った結果となっている。但しRussell-FLとRussell-Zの順位相関係数が0.992と、他の組み合わせよりも大きい。次に観察対象の45行のうち効率と判定された5行は、全て同じ銀行だった。つまり図1のD点のように、ノンレイディアル・スラックだけを持つ銀行はなかった。

最後に(vi)を検討する。効率性と外部指標の間に正の相関関係があれば、第1節や第2節で述べたDEAモデルの仮定が深刻な問題をもたらさないと判断できる。ここでは外部指標として2007年度のROEと経費率を採用し、これらと効率性のSpearmanの順位相関係数を計算した。ここでROEは、当期純利益を純資産で割ったものである<sup>14)</sup>。また経費率は営業経費を総資産で割ったものであり、経費率の低い銀行に高い順位を与える。計算結果は表7の通りである。表7によると全てのモデルで、外部指標との間に正の相関関係がある。そして順位相関係数の値は、全て有意水準1%で0から離れている。但しROEの順位相関係数は、経費率の順位相関係数よりも小さい。またモデル間で順位相関係数の値を比べると、CCRモデルよりもRussellモデルの方が大きい。

## 4.2 スラックの検討

4.1節で述べたように、定期性預金と他の生産要素との間に差が存在する。この点を検討するため、レイディアル・スラックとノンレイディアル・スラックの、現実の生産要素投入量に占める割合を計算する。 $i$ 銀行の $j$ 生産要素に関するレイディアル・スラックの割合とノンレイディアル・スラックの割合の合計は $(1 - CCR^i \theta_j^{i*})$ 、レイディアル・スラックの割合は $(1 - CCR^i)$ で計算される。

計算結果は表8の通りである。まず表4で述べた

ように、全ての銀行で、定期性預金に関するノンレイディアル・スラックが存在しない。この結果が得られた理由は、定期性預金を調整する費用が相対的に安く、各銀行が既に定期性預金を効率的な水準に近づけているからと考えられる<sup>15)</sup>。次に職員と有形固定資産の平均値を比べると、ノンレイディアル・スラックの割合がレイディアル・スラックの割合よりも高い<sup>16)</sup>。そして職員と有形固定資産のノンレイディアル・スラックの割合の平均値が0と等しいという帰無仮説について $t$ 検定を実施した結果、職員と有形固定資産の両方で帰無仮説は有意水準1%で棄却された。最後にレイディアル・スラックのない40行についてスラックの割合を比べると、職員では30行、有形固定資産では27行で、ノンレイディアル・スラックの割合がレイディアル・スラックよりも高かった。以上の結果は、CCRモデルだけを使って技術効率性を評価すると、効率性の値が過大評価されたり、誤った改善策が採用されたりする可能性を示唆する。

#### 4.3 Tobit分析

次に効率性を被説明変数、銀行固有の要因と銀行を取り巻く環境を説明変数としたTobit分析を行う<sup>17)</sup>。

ここではTobit分析の被説明変数として $CCR^i$ と $FL^i$ 、 $Z^i$ を採用する。次に説明変数として銀行の規模、業務構成、健全性、競争度、活動地域を採用する<sup>18)</sup>。まず銀行の規模は総資産 $TA_i$ で測られる。次にここでは業務構成の指標を2つ採用する。第1の指標 $DIV_i$ は、貸出金利息を $IL_i$ 、経常収益を $OI_i$ と書くと、 $DIV_i = 1 - IL_i / OI_i$ で計算される。 $DIV_i$ の高い銀行は貸出金利息への依存度が低い、言い換えると業務を多角化している。第2の指標 $SMALL_i$ は、中小企業向け貸出額の総貸出額に占める割合である。健全性は自己資本比率 $CAP_i$ で測られる。また競争度は、本店所在地の都道府県における、各銀行の預金シェア $DSHARE_i$ で測られる<sup>19)</sup>。この変数はBauer *et al.* (1998)の(iv)に対応する。さらにここでは本店所在地を基準に、8つの地域ダミー変数を採用する。 $D1$ は北海道、 $D2$ は東北、 $D3$ は関東、 $D4$ は北陸、 $D5$ は東海、

$D6$ は中国、 $D7$ は四国、 $D8$ は九州を表す。各地域は、原則として財務局の管轄地域と一致する<sup>20)</sup>。具体的な区分が表9に示されている。各ダミー変数と表9を比べれば判るように、各地域ダミー変数は近畿地域からの乖離を測っている。最後に、銀行の特性をコントロールするために、2種類のダミー変数を採用する。第1に公的資金注入行で1、それ以外の銀行で0となるダミー変数 $CID_i$ である。 $CID_i$ は、公的資金の注入を受けた銀行が政府から効率性を高める圧力を受けたか否かを検討するために採用された。第2に非上場銀行で1、上場銀行で0となるダミー変数 $UNLISTEDD_i$ である。 $UNLISTEDD_i$ は、上場銀行が資本市場から圧力を受けて効率性を高めるという仮説を検証するために採用された。

以上の説明変数は全て2007年度の値である。またデータの出所は以下の通りである。中小企業向け貸出額と自己資本比率は金融庁ウェブサイト、預金シェアは『金融マップ 2009』(金融ジャーナル社)、他の財務データは『全国銀行財務諸表分析 2007年度版』である。

$CCR^i$ を被説明変数とした推計結果を表10、 $FL^i$ を被説明変数とした推計結果を表11、 $Z^i$ を被説明変数とした推計結果を表12に示す。表10～表12の推計結果で、4つの共通した結果が得られた。第1に $TA_i$ の係数が有意に正となっている。この結果はDEAモデルでconstant returns to scaleの仮定を置いたためと考えられる。なぜならこの仮定を置いたDEAモデルからは、scale efficiencyを含んだ効率性が計算される。しかも(1)式にvariable returns to scaleやnonincreasing returns to scaleの制約を加えて生産フロンティアを組成した結果、観察対象45行のうち39行がincreasing returns to scaleの領域で操業していた<sup>21)</sup>。その結果、大部分の銀行は規模の拡大によってscale efficientになるからである<sup>22)</sup>。第2に $CAP_i$ の係数が正になっている。これは健全性の高い銀行ほど、生産要素投入量を最適な値に調整する余裕があることを示唆する。但し係数の有意度はRussellモデルで高い。第3に近畿地域の第二地銀と比べて、他の地域(特に東北と九州)の第二地銀の効率性は低い。なお地域間の格差はRussell-FLモデルで顕著であ

る。第4に $SMALL_i$ と $CID_i$ 、 $UNLISTEDD_i$ の係数は、全てのモデルで有意でない。したがって公的資金の注入や上場しているか否かは、効率性の違いを説明しない。

一方表10～表12で $DIV_i$ の結果が異なる。すなわちRussell-FLモデルとRussell-Zモデルでは $DIV_i$ の係数が有意に正だが、CCRモデルでは有意でない。この違いを解明するため、表4の $\theta_1^{i*}$ 、 $\theta_2^{i*}$ 、 $\theta_3^{i*}$ および表5の $CCR^i \theta_2^{i*}$ と $CCR^i \theta_3^{i*}$ を被説明変数としたTobit分析を行った。説明変数は表10～表12と同じである。推計した結果、 $DIV_i$ の係数は全ての推計式で正であり、 $\theta_2^{i*}$ と $CCR^i \theta_2^{i*}$ 、 $CCR^i \theta_3^{i*}$ を被説明変数とした推計式では有意水準5%で0から離れていた。したがって業務を多角化している銀行は、特に労働に関するノンレイディアル・スラックを削減して効率性を高められる。

## 5. 結果の要約と残された課題

本論文はRussell-FLモデルとRussell-Zモデルという2種類のRussellモデルと、CCRモデルを用いて効率性を計算した。そしてこれらのモデルから計算される効率性の分布や順位を、4つの視点から比較した。さらに効率性の値を被説明変数としたTobit分析を行った。

分析結果は以下の通り要約される。まず3種類のDEAモデルから得られた効率性の順位には、高度に有意な正の相関関係があった。次に外部指標と効率性の順位相関係数を計算すると、全てのDEAモデルで有意に正だった。但し順位相関係数の値はRussellモデルの方が高かった。第3にCCRモデルとRussellモデルから得られた効率性の分布には有意な差があった。一方2種類のRussellモデルの分布には有意な差が存在しなかった。第4に効率性の中央値を比べると、CCRモデルがRussellモデルよりも高かった。また3種類のモデルから得られた効率性の中央値が等しいという帰無仮説は棄却された。以上の効率性の差は、労働と資本に関するノンレイディアル・スラックによって発生したと考えられる。最後にTobit分析の結果、RussellモデルとCCRモデルでほぼ同様の推計結果が得られたが、業務多角化の係数が異なった。

最後に今後の課題を述べる。第1にFukuyama and Weber (2002)は、(1)式と(2)式に基づく効率性 (direct technical efficiency)だけでなく、indirect technical efficiencyも計算している。Direct technical efficiencyは生産量を所与として生産要素投入量の縮減率に基づく効率性である。それに対してindirect technical efficiencyは、銀行が生産量を自由に決められる一方、収入が目標値以上にならないといけないという制約の下で計算される、生産要素投入量の縮減率に基づく効率性である。将来的にはindirect technical efficiencyも推計してみたい。第2にここでは仲介アプローチに基づいて、定期性預金を生産要素に含めた。しかし表8で議論したように、定期性預金と他の生産要素の間には差が存在する。そこで預金を生産物に含める生産アプローチも採用して推計を再度行いたい<sup>23)</sup>。但し生産アプローチでは預金口座数を生産物と定義するが、筆者の知る限り、日本で預金口座数のデータは公表されていない。第3にパネルデータを用いて、効率性の変化を分析したい。

(2010年1月8日受付、2010年3月30日受理)

## 謝 辞

本論文の執筆過程で今 喜典教授および山本俊氏(いずれも青森公立大学)から貴重なコメントを頂戴した。また本稿の草稿を日本金融学会2009年度秋季全国大会(2009年11月7日、於：香川大学)で報告し、討論者の播磨谷浩三准教授(札幌学院大学)および福田慎一教授(東京大学)から有益なコメントを頂戴した。記して謝意を表したい。なお言うまでもなく残された問題は筆者に属する。

## 注

- 1) SFAの非効率性はフロンティア関数の残差の一部となって現れる。例えばフロンティア費用関数で、非効率的な銀行の費用は他の事情を一定として効率的な銀行の費用よりも高くなる。したがって非効率性の項は非負となるはずである。このようにフロンティア関数の残差は非対称の分布に従うため、フロンティア関数の推計は困難になる。

- 2) ここでは入力指向という規準に基づくDEAモデルを説明する。入力指向とは、他の生産要素投入量を増加させたり、生産物生産量を減少させたりすることなく、任意の生産要素投入量を減少させられる銀行を非効率性とする規準である。
- 3) 図1では銀行業の生産技術について、生産要素の strong disposability を仮定している。この仮定は伝統的なDEAと整合的である(Färe and Grosskopf (1983))。
- 4) ノンレイディアル・モデルにはRussellモデル以外に加法モデルや乗法モデルなどがある。ここでRussellモデルを採用したのは、他のモデルよりも理解し易く、かつ経済理論と整合的だからである。
- 5) ここでは効率性の性質に関して最小限の指摘にとどめる。本文で述べた文献以外にRussell (1985, 1990) やBol (1986), Kerstens and Vanden Eeckaut (1999)が効率性の性質を議論している。
- 6)  $j$  生産要素のインプリシット価格を  $p_j^i$  と表す。 $p_j^i = 1/x_j^i$  (for all  $j$ ) が成り立てば、 $FL^i$  は費用効率性と一致する(Cherchye and Van Puyenbroeck (2001))。この結果を図1に表すと、銀行Cが到達する点は、線分ABとインプリシット等費用曲線(傾き  $-x_2^C/x_1^C$ ) の接点である。そして生産要素投入量の組み合わせによって、B点ではなくA点が接点になる可能性が有る。
- 7) McKillop, Glass, and Ferguson (2002)がRussell-FLモデルを用いて他の業態の金融機関を分析している。
- 8) BCCモデルとは、(1)式にvariable returns to scaleの制約を加えた、レイディアル・モデルである。またFerrier達は、ノンレイディアル・モデルについても同じ制約を加えている。
- 9) 厳密な話をすると、ここではDEA-Solverのメニューで入力指向のSlack-Based Measure (SBM)モデルを選び、 $FL^i$  と  $Z^i$  を求めた。この理由は、入力指向のSBMモデルが(2)式や(3)式と同じ形だからである(Cooper, Seiford, and Tone (2006), p. 105)。
- 10) 効率的な銀行を除くと、 $CCR^i$ の平均値は0.870だった。
- 11) 効率的な銀行を除くと、 $FL^i$  と  $Z^i$ の平均値はそれぞれ0.703と0.731だった。
- 12) 本節の仮説検定は、データ解析環境R version 2.9.2 (R Development Core Team (2009))で処理されている。
- 13) ここでは分散分析を実施しない。なぜならShapiro-Wilkの正規性検定を行った結果、効率性が正規分布に従うという帰無仮説は $CCR^i$ と $Z^i$ について有意水準5%、 $FL^i$ について有意水準1%で棄却されたからである。加えてBartlett検定を行った結果、効率性の分散が全て等しいという帰無仮説は有意水準1%で棄却された。
- 14) ROEが負となる銀行が11行あった。ここではこれらの銀行にも、ROEの値に基づいて順位を与えている。
- 15) 預金を生産要素と定義するか生産物と定義するかについて、経済学者の間で意見が分かれている。表8の結果は、預金の中間的な性質を反映した物とも考えられる。第5節で再度論じる。
- 16) レイディアル・スラックのある40行に限れば、ノンレイディアル・スラックの割合の平均値は職員で0.213、有形固定資産で0.263になった。一方これらの銀行が抱えるレイディアル・スラックの割合は平均1- $CCR^i=0.130$ である。したがって非効率的な銀行に限っても、ノンレイディアル・スラックの割合が高い。
- 17) TSP version 5.0を使ってTobit分析を行った。
- 18) これらの説明変数は、Miller and Noulas (1996) とHori (2004) に準拠して選ばれている。但しHori (2004) の回帰分析で係数が有意だった、役員数の職員数に占める割合は除かれている。なぜならこの変数を説明変数に加えた式も推計した結果、全てのモデルで係数が有意にならなかったからである。
- 19) 預金シェアの代わりに貸出シェアを説明変数にした式も推計した。推計結果は全く変わらなかったのので省略する。
- 20) 但しD8では、九州財務局・福岡財務支局・沖縄総合事務局の管轄を併せている。
- 21) 残りの6行のうち5行がCRSに直面し、decreasing returns to scaleに直面したのは1行だけだった。
- 22) 堀(1998)によると、パラメトリックな手法を採用した先行研究のほとんどで、大部分の日本の銀行がincreasing returns to scaleに直面したという結論が得られている。本文の結果は、これらの先行研究と整合している。
- 23) Drake, Hall, and Simper (2009)は仲介アプローチ、生産アプローチ、収入アプローチという3種類のアプローチを使って効率性を推計し、効率性の平均値と順位を比較した。その結果仲介アプローチの平均値は、生産アプローチの平均値の2倍を超えた。また業態間の順位もアプローチによって大きく異なった。

## References

### (外国語)

- Bauer, P. W., A. N. Berger, G. F. Ferrier, and D. B. Humphrey (1998), "Consistency Conditions for Regulatory Analysis of Financial Institutions: A Comparison of Frontier Efficiency Methods," *Journal*



- of *Economics and Business*, Vol. 50, pp. 85-114.
- Bol, G. (1986), "On Technical Efficiency: A Remark," *Journal of Economic Theory*, Vol. 38, pp. 380-385.
- Cherchye, L. and T. Van Puyenbroeck (2001), "Product Mixes as Objects of Choice in Nonparametric Efficiency Measurement," *European Journal of Operational Research*, Vol. 132, pp. 287-295.
- Cooper, W. W., L. M. Seiford, and K. Tone (2006), *Data Envelopment Analysis: A Comprehensive Text with Models, Applications, References and DEA-Solver Software*, New York: Springer-Verlag.
- Drake, L. and M. J. B. Hall (2003), "Efficiency in Japanese Banking: An Empirical Analysis," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 27, pp. 891-917.
- Drake, L., M. J. B. Hall, and R. Simper (2009), "Bank Modeling Methodologies: A Comparative Non-Parametric Analysis of Efficiency in the Japanese Banking," *Journal of International Financial Markets, Institutions, and Money*, Vol. 19, pp. 1-15.
- Färe, R. and S. Grosskopf (1983), "Measuring Congestion in Production," *Zeitschrift für Nationalökonomie*, Vol. 43, pp. 257-271.
- Färe, R. and C. A. K. Lovell (1978), "Measuring Technical Efficiency of Production," *Journal of Economic Theory*, Vol. 19, pp. 150-162.
- Ferrier, G. D., K. Kerstens, and P. Vanden Eeckaut (1994), "Radial and Nonradial Technical Efficiency Measures on a DEA Reference Technology: A Comparison Using US Banking Data," *Recherches Economiques de Louvain*, Vol. 60, pp. 449-479.
- Fukuyama, H. (1993), "Technical and Scale Efficiency of Japanese Commercial Banks: A Non-Parametric Approach," *Applied Economics*, Vol. 25, pp. 1101-1112.
- Fukuyama, H. (1995), "Measuring Efficiency and Productivity Growth in Japanese Banking: A Nonparametric Approach," *Applied Financial Economics*, Vol. 5, pp. 95-107.
- Fukuyama, H. and W. L. Weber (2002), "Estimating Output Allocative Efficiency and Productivity Change: Application to Japanese Banks," *European Journal of Operational Research*, Vol. 137, pp. 177-190.
- Fukuyama, H. and W. L. Weber (2004), "Efficiency and Profitability in the Japanese Banking Industry," in *New Directions: Efficiency and Productivity* (Färe, R. and S. Grosskopf, Eds.), Boston: Kluwer Academic Press, pp. 133-146.
- Fukuyama, H. and W. L. Weber (2005), "Modeling Output Gains and Earnings' Gains," *International Journal of Information Technology and Decision Making*, Vol. 4, pp. 433-454.
- Hori, K. (2004), "An Empirical Investigation of Cost Efficiency in Japanese Banking," *Review of Monetary and Financial Studies*, Vol. 21, pp. 45-67.
- Kerstens, K. and P. Vanden Eeckaut (1999), "A New Criterion for Technical Efficiency Measure: Non-Monotonicity across Dimensions Axioms," *Managerial and Decision Economics*, Vol. 20, pp. 45-59.
- Lovell, C. A. K. (1993), "Production Frontiers and Productive Efficiency," in Fried, H. O., C. A. K. Lovell, and S. S. Schmidt, eds., *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, New York: Oxford University Press, pp. 3-67.
- McKillop, D. G., J. C. Glass, and C. Ferguson (2002), "Investigating the Cost Performance of UK Credit Unions Using Radial and Non-radial Efficiency Measures," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 26, pp. 1563-1591.
- Miller, S. M., and A. G. Noulas (1996), "The Technical Efficiency of Large Bank Production," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 20, pp. 495-509.
- R Development Core Team (2009), R: A Language and Environment for Statistical Computing, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- Russell, R. R. (1985), "Measures of Technical Efficiency," *Journal of Economic Theory*, Vol. 35, pp. 109-126.
- Russell, R. R. (1990), "Continuity of Measures of Technical Efficiency," *Journal of Economic Theory*, Vol. 51, pp. 255-267.
- Zieschang, K. D. (1984), "An Extended Farrell Technical Efficiency Measure," *Journal of Economic Theory*, Vol. 33, pp. 387-396.
- (日本語)
- 堀 敬一 (1998), 「銀行業の費用構造の実証研究——展望——」、『金融経済研究』、第15号、pp. 24-51.

図表

図 1

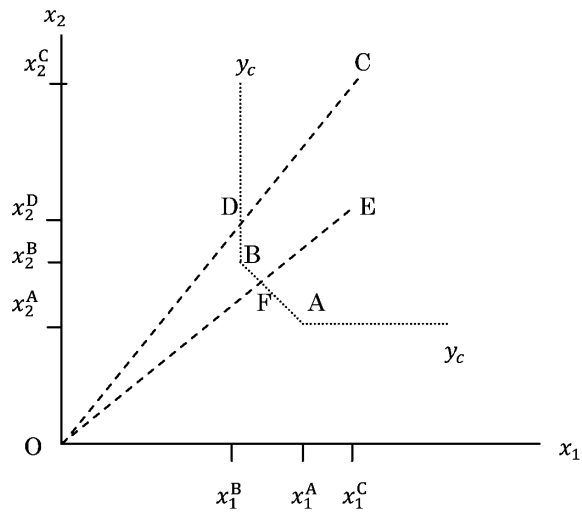


表 1 生産要素・生産物の代表値

	定期性預金	職員	有形固定資産	有価証券	正常債権
平均	1194094.38	1070.98	17910.89	292787.36	926519.78
最大値	5331626	3169	70381	1792432	4103690
最小値	218579	305	2485	39433	162638
標準偏差	950922.07	594.74	13249.20	312422.52	761853.12

表 2 効率性の代表値 (CCRモデル)

	$CCR^i$
平均	0.884
中央値	0.883
最小値	0.762
標準偏差	0.07
歪度	0.249
尖度	-0.899
効率的な銀行数	5

注：効率性の最大値は必ず1になるので省略する。また尖度は、正規分布の尖度が0となる式で計算されている。

表3 縮減率と効率性の代表値 (Russell-FLモデル)

	定期性預金 $\theta_1^{i*}$	職員 $\theta_2^{i*}$	有形固定資産 $\theta_3^{i*}$	$FL^i$
平均	0.923	0.626	0.66	0.736
中央値	0.928	0.586	0.661	0.716
最小値	0.794	0.321	0.239	0.52
標準偏差	0.073	0.187	0.216	0.144
歪度	-0.431	0.761	0.201	0.521
尖度	-1.276	-0.286	-0.846	-0.776
効率的な銀行数	12	5	6	5

注：縮減率と効率性の最大値は必ず1になるので省略する。また尖度は、正規分布の尖度が0となる式で計算されている。

表4 縮減率と効率性の代表値 (Russell-Zモデル)

	定期性預金 $CCR^i \theta_1^{i*}$	職員 $CCR^i \theta_2^{i*}$	有形固定資産 $CCR^i \theta_3^{i*}$	$Z^i$
平均	0.884	0.714	0.686	0.761
中央値	0.883	0.713	0.691	0.763
最小値	0.762	0.410	0.316	0.539
標準偏差	0.070	0.177	0.212	0.142
歪度	0.249	0.158	0.066	0.294
尖度	-0.899	-1.028	-1.197	-1.084
効率的な銀行数	5	5	5	5

注：縮減率と効率性の最大値は必ず1になるので省略する。また尖度は、正規分布の尖度が0となる式で計算されている。

表5 Kolmogorov-Smirnov検定の結果

組み合わせ	検定統計量	p-value
$CCR^i$ と $FL^i$	0.667	<0.001
$CCR^i$ と $Z^i$	0.511	<0.001
$FL^i$ と $Z^i$	0.156	0.648

注：p-valueの「<0.001」は、0.1%未満を表す。

表6 効率性に関するSpearmanの順位相関係数

モデル	CCR	Russell-FL	Russell-Z
CCR	1.000	0.884	0.857
Russell-FL		1.000	0.992
Russell-Z			1.000

表7 効率性と外部指標のSpearmanの順位相関係数

モデル	ROE	経費率
CCR	0.395	0.610
Russell-FL	0.490	0.678
Russell-Z	0.497	0.681

表8 スラックの投入量に占める割合

	レイディアル・ スラック	ノンレイディアル・スラック		
		定期性預金	職員	有形固定資産
平均	0.116	0.000	0.171	0.199
最大値	0.238	0.000	0.429	0.526
標準偏差	0.070	0.000	0.126	0.164
スラックのない銀行数	5	45	9	11

注：レイディアル・スラックの割合は全ての生産要素で等しいので、1つの列に表示する。またレイディアル・スラックとノンレイディアル・スラックの最小値は必ず0になるので省略する。

表9 地域の区分

地域	都道府県	第二地銀の数
北海道	北海道	2
東北	山形県、岩手県、宮城県、福島県	5
関東	群馬県、栃木県、千葉県、東京都、神奈川県、新潟県、長野県	10
北陸	富山県、福井県	2
東海	静岡県、愛知県、三重県	6
近畿	滋賀県、大阪府、兵庫県	4
中国	島根県、岡山県、広島県、山口県	4
四国	徳島県、香川県、愛媛県、高知県	4
九州	福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県	8

注：第二地銀の本店がない府県を除いている。



表10 CCRモデルに関するTobit分析

Variable	Coefficient	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
<i>Constant</i>	0.692	4.297	<0.001
<i>TA<sub>i</sub></i>	0.000	3.071	0.002
<i>DIV<sub>i</sub></i>	0.010	0.077	0.938
<i>SMALL<sub>i</sub></i>	0.092	0.585	0.558
<i>CAP<sub>i</sub></i>	1.193	2.548	0.011
<i>DSHARE<sub>i</sub></i>	0.045	0.213	0.832
<i>D1</i>	-0.043	-1.046	0.296
<i>D2</i>	-0.081	-2.373	0.018
<i>D3</i>	-0.043	-1.707	0.088
<i>D4</i>	-0.028	-0.659	0.510
<i>D5</i>	-0.006	-0.185	0.853
<i>D6</i>	-0.063	-1.930	0.054
<i>D7</i>	-0.035	-0.970	0.332
<i>D8</i>	-0.073	-2.462	0.014
<i>CID<sub>i</sub></i>	-0.001	-0.044	0.965
<i>UNLISTED<sub>i</sub></i>	0.021	1.139	0.255
$\sigma$	0.040	9.487	<0.001
Log likelihood	80.875		

注：*p*-valueの「<0.001」は、0.1%未満を表す。

表11 Russell-FLモデルに関するTobit分析

Variable	Coefficient	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
<i>Constant</i>	0.254	0.902	0.367
<i>TA<sub>i</sub></i>	0.000	2.705	0.007
<i>DIV<sub>i</sub></i>	0.415	1.849	0.064
<i>SMALL<sub>i</sub></i>	0.185	0.672	0.502
<i>CAP<sub>i</sub></i>	2.493	3.040	0.002
<i>DSHARE<sub>i</sub></i>	0.277	0.743	0.458
<i>D1</i>	-0.117	-1.634	0.102
<i>D2</i>	-0.185	-3.085	0.002
<i>D3</i>	-0.083	-1.900	0.057
<i>D4</i>	-0.090	-1.209	0.227
<i>D5</i>	-0.104	-1.836	0.066
<i>D6</i>	-0.161	-2.798	0.005
<i>D7</i>	-0.180	-2.865	0.004
<i>D8</i>	-0.207	-3.993	<0.001
<i>CID<sub>i</sub></i>	0.075	1.613	0.107
<i>UNLISTED<sub>i</sub></i>	0.032	1.021	0.307
$\sigma$	0.070	9.487	<0.001
Log likelihood	55.674		

注：*p*-valueの「<0.001」は、0.1%未満を表す。

表12 Russell-Zモデルに関するTobit分析

Variable	Coefficient	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
<i>Constant</i>	0.326	1.154	0.249
<i>TA<sub>i</sub></i>	0.000	2.118	0.034
<i>DIV<sub>i</sub></i>	0.458	2.035	0.042
<i>SMALL<sub>i</sub></i>	0.143	0.517	0.605
<i>CAP<sub>i</sub></i>	2.335	2.841	0.004
<i>DSHARE<sub>i</sub></i>	0.310	0.832	0.406
<i>D1</i>	-0.113	-1.565	0.118
<i>D2</i>	-0.180	-2.992	0.003
<i>D3</i>	-0.066	-1.510	0.131
<i>D4</i>	-0.090	-1.208	0.227
<i>D5</i>	-0.091	-1.595	0.111
<i>D6</i>	-0.152	-2.639	0.008
<i>D7</i>	-0.188	-2.993	0.003
<i>D8</i>	-0.217	-4.167	<0.001
<i>CID<sub>i</sub></i>	0.072	1.541	0.123
<i>UNLISTED<sub>i</sub></i>	0.014	0.444	0.657
$\sigma$	0.070	9.487	<0.001
Log likelihood	55.567		

注：*p*-valueの「<0.001」は、0.1%未満を表す。

# Estimating Radial and Nonradial Technical Efficiency Measures : Application to Japanese Regional Banks

Akira KUNIKATA

## Abstract

Most of the empirical literature on the nonparametric measurement of technical efficiency is based on the radial measures defining input-based technical efficiency one minus the maximum equiproportionate reduction in all inputs that still allows production of the observed level of outputs. However, the radial model will overestimate efficiency because it ignores the presence of input and/or output nonradial slacks at the optimal solution of relevant linear programming problem. Therefore, this article adopts the radial model and two nonradial models to estimate the relative efficiency of 45 Japanese banks in the fiscal year ended March 2008. Using Tobit analysis, we consider the effects of bank size, soundness, market power, and location on the efficiency scores from three models.

The following observations can be made. First, the efficiency scores are not drawn from a single population. Second, the radial and nonradial models generate quite similar rankings of banks by their efficiency scores. Third, while rank-order correlations among the efficiency scores and standard nonfrontier performance measures are significantly positive, the radial measure is weakly related to the standard performance measures. Finally, larger and sounder banks have higher levels of technical efficiency.

*JEL Classification Codes:* C14, D24, G21, L25

*Keywords:* Data Envelopment Analysis; Nonradial model; Japanese banks