

## 〔論 文〕

『金融経済研究』第33号, 2011年10月

## 営業地盤を考慮した地域銀行技術効率性と経営意欲\*

山 本 俊

## 要旨

地域金融機関の純粹技術効率性の計測において、その金融機関が営業地盤とする地域の経済活動水準の影響は無視できない。本論は、地域銀行の純粹技術効率性を ND-DEA モデルにより測定した結果、営業地盤経済活動水準の調整で、約1/3の銀行の効率値が修正され、経済活動水準の低い地域の銀行を中心に、平均して約0.05の効率値の上昇が見られた。また、営業革新意欲、企業統治意欲、顧客志向意欲の高い銀行ほど、純粹技術的効率性は高いという結論を得た。競争が激化する中で、経営意欲を高めている積極的な地域銀行は、自らの置かれた地域の経済状態の下で、純粹技術効率性を向上させていることが明らかになった。

## 1 はじめに

我が国金融機関を取り巻く環境は、金融システム改革法による業務分野規制の本格的緩和、不良債権処理の進展、ペイオフの全面解禁、ゆうちょ銀行の設立などにより激変し、競争も激化している。そのため、地域金融機関の生産効率性も経営意欲の高い金融機関を中心に、向上していると予想できる。<sup>1)</sup>最近では特に、地域間の経済格差が拡大しており、この拡大は地域に密接した経営活動を行う地域金融機関の生産効率性を測定する上で考慮すべき重要な要素となっている可能性がある。

地域金融機関の生産効率性は、生産活動の核となる技術力や生産規模の適切な選択といった内生要因に加えて、金融機関の経営努力とは異なる外生要因からも影響を受けると考えられる。地域金融機関の生産活動に影響を与える外生要因の中で本稿が注目するのは、各地域金融機関が営業地盤とする地域の経済活動水準である。これは各地域金融機関にとって、与件であり、制御不可能な環境要因である。営業地盤が地域金融機関の利益率や費用と密接な関係にあることは、先行研究でも指摘されており、これは営業地盤経済活動水準が地域金融機関の経営状態に影響することを示唆し

\* 本稿は筆者が青森公立大学大学院で今喜典教授の指導の下に行った研究の一部である。青森公立大学においては、松田芳郎教授をはじめ、小野崎保教授（現在立正大学教授）、木立力教授、國方明准教授より多くの有益なコメントを頂いた。また、応用地域学会第23回研究発表大会で報告した際には、吉田雄一朗准教授（政策学院大学）から有益なコメントを頂いた。さらに、加筆・修正し、2010年度日本金融学会春季大会で報告した際には、播磨谷浩三准教授（立命館大学）から有益なコメントを頂いた。本誌の匿名の2名のレフェリーからも有益なコメントを頂き改稿できた。言うまでもなく、本稿における誤りはすべて筆者の責任である。

1) 本稿での「地域銀行」とは、全国地方銀行協会に所属する地方銀行及び第二地方銀行協会に所属する第二地方銀行を指す。また、「地域金融機関」とは、地域銀行に加えて信用金庫や信用組合、農林漁業協同組合の「協同組織金融機関」を指すものとする。

ている。<sup>2)</sup> また、Aly *et al.* (1990) は米国の銀行の生産効率性が活動する地域の都市化の程度から影響を受けることを指摘している。

営業地盤の経済活動が活発になれば、地域金融機関は技術革新や経営努力水準の向上とは無関係に、現状の投入水準でより高水準の産出を達成し、あたかも生産効率性が高まったかのように見える。しかし、これは金融機関の主体的な活動の変化を反映した「本質的な効率性」の向上ではなく、制御不可能な環境要因の変化を受動的に受け入れた結果を反映した「見かけの効率性」の向上にすぎないと判断されるべきである。

このように、地域金融機関の生産効率性には、営業地盤経済活動水準の影響があるにもかかわらず、先行研究では十分に検討されてきたとは言えない。<sup>3)</sup> さらに、最近の地域経済格差の拡大は、経済活動水準が上昇している地域を営業地盤とする地域金融機関の見かけの効率性を高め、経済活動水準が低下している地域の金融機関の見かけの効率性を低下させることで、本質的な効率性からの乖離を大きくしている可能性がある。

以上の問題意識から本稿では、分析対象を地域に密接した経営を行う地域金融機関の中でも、地方銀行及び第二地方銀行の地域銀行とし、大きく2つの分析を行う。第1段階の分析では、各地域銀行の営業地盤経済活動水準の影響を調整して測定した生産効率性に関して3つの検証を行う。第2段階の分析では、経営意欲の高い地域銀行ほどその調整済みの生産効率性は高いという仮説を提示し、それを検証する。

第1段階の分析では、生産に関する先験的な関数形の特定化を必要とすることなく、各地域銀行の生産効率性を測定可能な包絡線分析 (Data Envelopment Analysis, DEA) のアプローチの中で、各地域銀行にとって制御不可能な環境要因による影響を調整して効率性を測定する Non Discretionary DEA (ND-DEA) を用いる。ND-DEA は Banker and Morey (1986) によって考案された効率性測定手法であり、その特徴は効率性の相対的測定を基本とする DEA の枠組で、効率性測定対象銀行の制御不可能な環境要因と同一水準の効率的な活動に限定して比較するところにある。本稿では、各地域銀行の営業地盤の経済活動水準を制御不可能な環境要因として扱い、地域銀行の営業地盤経済活動水準の低さが不利とならないように調整して、生産の技術効率性を測定する。

第1段階の分析での第1の検証は ND-DEA の必要性の確認である。外生要因を調整することなく測定した純粋技術効率性 (Pure Technical Efficiency) が、地域経済活動水準の影響を受けた見かけの効率性である可能性を検証する。具体的には、測定された各行純粋技術効率性を被説明変数とし、各行営業地盤の経済活動水準を説明変数として、両者の関係を Tobit 分析により明らかにする。正で有意な関係が確認されれば、純粋技術効率性は営業地盤経済活動水準から影響を受けた見かけの効率性である可能性が高く、その影響を ND-DEA により調整した純粋技術効率性 (Non Discretionary Pure Technical Efficiency) を測定する意義があると言える。<sup>4)</sup>

2) 堀江・川向 (1999) 及び堀江 (2008) では、信用金庫や信用組合の利益率が、営業地盤内の事業所数と密接な関係にあることを指摘している。また、宮越 (1993) では、営業地盤の違いに注目し、関東地域とその他地域でサンプルを分割して、信用金庫の費用関数を推計しており、信用金庫の費用関数は両地域で異なることを明らかにしている。井上 (2003) では、東京地区とそれ以外の地区でサンプルを分割して、信用金庫の生産関数を推計しており、両地域の信用金庫の生産関数が異なることを指摘している。

3) 日本の銀行を対象に、外生要因による効率性への影響を調整した先駆的研究として Drake and Hall (2003) がある。この研究は銀行にとって外生的で不運な景気の悪化により、銀行の不良債権が発生したと考え、銀行効率性を不良債権の影響を調整して測定している。

4) このように通常の DEA で測定された効率性が、外生要因の影響を受けているのかを Tobit 分析により測定し、その影響が確認されれば、ND-DEA により外生要因の影響を調整するという手順は米国公立学校の効率性を計測した McCarty and Yaisawarng (1993) の model2 に従っている。

第2の検証はND-DEAと通常のDEAによる効率性測定結果の比較である。営業地盤の経済活動水準を制御不能環境要因とするND-DEAは、その水準が低い地域の銀行が不利とならないように調整して純粋技術効率性を測定する。そのため、通常のDEAによる測定結果に比べて、その水準が低い地域銀行を中心に効率性は上昇する。その上昇を定量的に測定する。

第3の検証はND-DEAモデルによる効率性の分解結果を先行研究と比較することである。営業地盤経済活動水準による影響を調整した全体技術効率性（Non Discretionary Overall Technical Efficiency）を、調整済みの規模効率性（Non Discretionary Scale Efficiency）と調整済みの純粋技術効率性に分解する。そこで、調整済みの純粋技術非効率性と調整済みの規模非効率性ととの大小関係を観察する。さらに、営業地盤経済活動水準の影響を調整していない先行研究の分解結果と比較して、その違いを検証する。<sup>5)</sup>

第2段階の分析の基本は、経営意欲の高い地域銀行ほど、経営陣の能力や努力の不足から生じる非効率性が抑制されているため、高水準の純粋技術効率性を達成している可能性が高いという仮説の検証である。具体的には、経営意欲を営業革新意欲、企業統治意欲、顧客志向意欲という3つの視点から考慮し、これらを説明変数として純粋技術効率性を被説明変数とするTobit分析を行う。この仮説の検証において、経営意欲の高さからもたらされる効果は時間をかけて徐々に発現する可能性が高いため、長期的な視点を考慮し、効果が発現している一定期間内の平均的な純粋技術効率性をwindow法により測定する。<sup>6)</sup>

本稿の構成は次の通りである。本節に続いて、第2節では先行研究を紹介する。第3節では2つのDEAモデルとwindow法を紹介する。第4節は投入物・産出物と営業地盤経済活動水準の特定化についての説明及びデータの紹介である。第5節では第1段階の分析として、制御不能環境要因の影響を調整した各行効率性の測定と3つの検証を行う。第6節では第2段階の分析として、ND-DEAとwindow法により測定された純粋技術効率性と経営意欲との関係を分析する。第7節は結論である。

## 2 先行研究

我が国金融機関の効率性分析にDEAを用いた研究では、全体技術効率性（Overall Technical Efficiency）を純粋技術効率性（Pure Technical Efficiency）と規模効率性（Scale Efficiency）に分解し、純粋技術非効率性（1－純粋技術効率性）と規模非効率性（1－規模効率性）の大きさの検討がなされている。この分野では、Fukuyama（1993）が先駆的である。そこでは、1990年の各行別の横断面データにより、都市銀行、地方銀行及び相互銀行の純粋技術効率性、全体技術効率性及び、規模効率性を測定し、地方銀行・相互銀行の非効率性に関して、純粋技術非効率性の方が規模非効率性よりも大きいこと、また、規模非効率性の多くは、規模に関して収穫逓増によるものであることを明らかにしている。

Hori（2003）は1994年の各行別の横断面データにより、都市銀行、地方銀行及び第二地方銀行の費用効率性（Cost Efficiency）及び配分の効率性（Allocative Efficiency）を中心に計測した。そこでは純粋技術効率性及び規模効率性についても計測しており、地方銀行・第二地方銀行に関し

5) 従来の研究では、通常のDEAにより全体技術効率性（Overall Technical Efficiency）を測定し、純粋技術効率性（Pure Technical Efficiency）と規模効率性（Scale Efficiency）に分解した結果、概ね規模効率性の方が、純粋技術効率性よりも大きいという結果を得ている。詳細は第2節で言及している。

6) 茶野（2004）では、消費者金融サービス業を営む企業の効率性をwindow法により3年間で1期間として測定している。

ては Fukuyama と同様に、純粋技術非効率性の方が規模非効率性よりも大きく、規模非効率性の多くが規模に関して収穫逓増にあることを明らかにしている。

さらに、Hori は銀行の純粋技術効率性に違いをもたらす経営上の特徴を析出し、それらと効率性との関係を OLS により回帰分析している。<sup>7)</sup> その結果、地方銀行・第二地方銀行の純粋技術効率性は行員一人当たりの取締役数及び海外進出（ダミー変数）との間に正で有意な関係を持つことや、中小企業貸出比率との間には負で有意な関係があることを報告している。<sup>8)</sup> 分析対象が本稿とは異なるものの、Aly *et al.* (1990) は1986年の米国のユニット・バンクとブランチ・バンクを対象に組織形態間の効率性の違いを検証し、さらに、効率性と経営上の特徴との関係を分析している。その結果、純粋技術効率性は営業地域の都市化の程度との間に正で有意な関係を持ち、金融商品の多様化との間には負で有意な関係を持つことを明らかにしている。<sup>9)</sup> 播磨谷 (2004) は各信用金庫の1999年から2001年までの横断面データにより、DEA と確率的フロンティア関数を用いて測定した費用効率性の関連性を検証し、各効率性で銀行ごとに差が生じる要因を OLS により回帰分析している。その結果、いずれの費用効率性に対しても、自己資本比率は正で有意な要因であり、期末貸出金残高に占める営業経費の比率及び合併（ダミー変数）は負で有意な要因であることを明らかにしている。

以上の研究は、外生要因を考慮せずに効率性を測定しているが、Drake and Hall (2003) は外生要因を考慮した効率性測定を行っている点で注目される。そこでは、まず、1997年の各行別の横断面データにより都市銀行、地方銀行、相互銀行、信託銀行及び長期信用銀行の純粋技術効率性及び規模効率性を従来の DEA により外生要因の影響を調整せずに計測した結果、地方銀行・第二地方銀行の非効率性に関して、Fukuyama, Hori と同様に、純粋技術非効率性の方が規模非効率性よりも大きいことを明らかにしている。さらに、不良債権を外生要因として考え、制御不能要因として貸倒引当金を ND-DEA に組み入れた効率性測定の結果、地方銀行・第二地方銀行に関して純粋技術非効率性の方が規模非効率性よりも大きく、どちらのモデルでも結論が一致することを明らかにしている。

以上の先行研究から、我が国の地方銀行・第二地方銀行について、単年度の横断面データを基に測定された効率性は、規模の非効率性よりも技術面での非効率性の方が大きいという共通の結果が得られていることが分かる。

### 3 2つの DEA モデル

#### 3.1 制御不能環境要因を考慮しない投入指向型 VRS モデル

本稿での各行効率性測定の基本は、投入指向型 VRS モデルにより純粋技術効率性 (PTE) を測定することである。<sup>10)</sup> 次に、規模に関して収穫一定を想定した投入指向型 CRS モデルにより全体技術効率性 (OTE) を測定することで、規模効率性 (SE) を計算する。また、規模に関して収穫逓減を想定した投入指向型 DRS モデルによって効率性を測定することで、各銀行の規模に関する収穫が IRS, CRS, または DRS のいずれにあるのかも特定する。

モデルを定式化するため、 $J$  行の地方銀行・第二地方銀行があり、各銀行は  $W$  種類の制御可能

7) Hori は純粋技術効率性だけでなく配分の効率性と銀行のいくつかの特徴との関係も検討している。

8) Hori は行員一人当たり役員数の係数が有意であることについて、頑健的な結果とは言えないことを指摘している。

9) 金融商品多様化指標はハーフィンダール指数の対数値を基本としており、0 より小さいほど多様化が強いことを示す。

な投入物により  $M$  種類の産出物を生産していると想定する。第  $i$  番目の銀行の純粹技術効率性を  $PTE_i$  とするとき、 $PTE_i$  は以下の投入指向型 VRS モデルにより定式化される最小化問題の最適解として定義される。

$$\min_{\lambda} \theta_i \equiv PTE_i \quad (1-1)$$

$$s \cdot t \quad \theta_i x_{iw}^c \geq \sum_{j=1}^J \lambda_j x_{jw}^c \quad (w=1, \dots, W) \quad (1-2)$$

$$y_{im} \leq \sum_{j=1}^J \lambda_j y_{jm} \quad (m=1, \dots, M) \quad (1-3)$$

$$\sum_{j=1}^J \lambda_j = 1 \quad (1-4)$$

$$\lambda_j \geq 0 \quad (1-5)$$

ただし、 $x_{jw}^c$  は第  $j$  行 ( $j=1, \dots, J$ ) の第  $w$  番目の制御可能な投入量を示し、 $y_{jm}$  は第  $j$  行の第  $m$  番目の産出量を示す。  $\lambda$  は  $J$  コの要素からなる Intensity Vector であり、 $\lambda_j$  はその要素である。また、(1-1) 式から (1-5) 式を解くことで得られる純粹技術効率性  $\theta_i$  ( $PTE_i$ ) の値域は  $0 < \theta_i \leq 1$  である。

(1-4) 式は規模に関して収穫可変の効率的フロンティアを想定していることを示す。特に、規模に関して収穫可変を想定することで、生産規模の不適切さを排除しているため、純粹技術効率性 ( $PTE_i$ ) を測定できる。<sup>11)</sup> (1-4) を除外すれば、規模に関して収穫一定を想定した投入指向型 CRS モデルとなる。そこから測定できる第  $i$  銀行の全体技術効率性は  $OTE_i$  とし、生産規模の適切さと生産技術の利用の適切さを併せた効率性である。さらに、第  $i$  銀行の規模効率性は、これらの 2 つの効率性の比率  $OTE_i/PTE_i$  により計算でき、 $SE_i$  と示す。 $SE_i=1$  のとき、第  $i$  銀行は効率的な生産規模を選択しており、規模に関して収穫一定の状態にある。 $SE_i \neq 1$  のとき、第  $i$  銀行は非効率的な生産規模を選択しており、規模に関して収穫逓減または収穫逓増の状態にある。そこで、第  $i$  銀行の生産規模と収穫の関係を特定するために、制約式 (1-4) を  $0 \leq \sum \lambda_j \leq 1$  に改めた最小化問題を解くことで、規模に関して収穫逓減を想定した投入指向型 DRS モデルによる効率性測定を行う。ここで得られる効率性が、 $OTE_i$  と一致しなければ、第  $i$  銀行の生産規模は規模に関

10) 効率性の相対的測定を基本とする DEA は、大きく投入指向型モデルと産出指向型モデルに分類できる。投入指向型モデルは、現在の産出水準を維持する条件の下で、生産の効率的フロンティアに対し相対的に過剰な投入の削減を考える。産出指向型モデルは、現在の投入水準を維持する条件の下で、生産の効率的フロンティアに対し相対的に不足している産出量の増加を考える。生産の効率的フロンティアは直接観察することができないため、DEA では効率性測定の対象となっている各主体の生産活動の中で効率的活動からなる線形結合によって、効率的フロンティアを形成する。効率的フロンティアの形状に応じて、CRS モデルと VRS モデルが多用される。

CRS モデルとは、効率的な生産活動は技術面で効率的なだけでなく、生産規模の選択でも効率的であり、規模に関して収穫一定 (Constant Return to Scale) を選択していると仮定して、そのような活動からなる非負結合により効率的フロンティアを形成し、それを基準に各活動の技術面と規模面を併せた効率性 (Overall Technical Efficiency, OTE) を測定する。また、VRS モデルでは、規模に関して収穫可変 (Variable Return to Scale) を想定するため、生産規模面の非効率性は考慮しない。そのため、効率的な生産活動は技術面でのみ効率的な生産活動であり、そのような生産活動からなる凸結合により効率的フロンティアを形成し、それを基準に効率性を測定する。よって、このモデルでは純粹な技術効率性 (Pure Technical Efficiency, PTE) が測定可能である。

11) 投入指向型 VRS モデルによる純粹技術効率性は、規模に関して収穫可変を想定した効率的フロンティアの中で、効率性測定対象銀行の生産活動の投入要素比率と一致する効率的な生産活動を比較対象とし、比較対象の投入水準に対する効率性測定対象銀行の投入水準の割合によって効率性を測定する。効率性測定対象銀行と比較対象の生産活動の投入要素比率は同一であるため、共通の生産技術を利用していると理解できる。

して収穫逡減の状態にあり、 $O TE_i$ と一致し、かつ $P TE_i$ と一致しなければ、規模に関して収穫逡増の状態にある。<sup>12)</sup>

### 3.2 制御不能環境要因を考慮した投入指向型 VRS モデル (ND-DEA)

従来の DEA の枠組みでは、ある共通の生産技術 (共通の投入要素比率) により同一の産出水準を生産する地域銀行の間で、より低い投入水準で生産可能な地域銀行ほど、生産の効率的フロンティアにより近く、技術効率性の高い生産活動を実現していることになる。このような低い投入水準の背後には、営業地盤の経済活動が高水準であるという銀行経営に好都合な環境要因が影響している可能性がある。よって、純粋技術効率性が営業地盤経済活動水準の影響を含んだ見かけの効率性であれば、営業地盤経済活動水準を制御不能環境要因として Non-Discretionary DEA の投入指向型 VRS モデルに組み入れ、制御不能環境要因の違いを調整した純粋技術効率性 (Non-Discretionary PTE) を測定する必要がある。

地域銀行に R 種類の制御不可能な環境要因が存在するとき、ND-DEA の投入指向型 VRS モデルは、前節で定式化した (1-1) 式から (1-5) 式で構成される最小化問題に制御不能環境制約  $x_{ir}^N \geq \sum \lambda_j x_{jr}^N$  を追加的に導入することで得られる。この制約により、効率性の測定対象銀行の営業地盤経済活動水準の低さが不利とならないように調整できる。

第  $i$  番目の銀行の調整された純粋技術効率性を  $P TE_i^N$  すると、 $P TE_i^N$  は以下の最小化問題の最適解として定義される。

$$\min_{\lambda} \theta_i \equiv P TE_i^N \quad (2-1)$$

$$s \cdot t \quad \theta_i x_{iw}^C \geq \sum_{j=1}^J \lambda_j x_{jw}^C \quad (w=1, \dots, W) \quad (2-2)$$

$$y_{im} \leq \sum_{j=1}^J \lambda_j y_{jm} \quad (m=1, \dots, M) \quad (2-3)$$

$$x_{ir}^N \geq \sum_{j=1}^J \lambda_j x_{jr}^N \quad (r=1, \dots, R) \quad (2-4)$$

$$\sum_{j=1}^J \lambda_j = 1 \quad (2-5)$$

$$\lambda_j \geq 0 \quad (2-6)$$

ただし、 $x_{jr}^N$  は第  $j$  行の第  $r$  番目の制御不能環境要因を示す。

追加的に導入された (2-4) 式は、各地域銀行にとって制御不能な環境要因である営業地盤経済活動水準を、効率的フロンティアの形成にあたってはあたかも投入要素と見なし、同時に、効率性測定対象銀行の営業地盤経済活動水準と同水準の部分に限定する。この限定は効率的フロンティアの中で、営業地盤の経済活動水準が共通な生産活動を比較対象として生産の技術効率性を測定することを意味し、効率性の相対的測定という DEA の枠組みにおいて、営業地盤の経済活動水準の違いによる生産の技術効率性に対する影響を除去し、測定対象銀行の営業地盤経済活動水準の低さが

12) ある生産活動の投入面に注目した技術効率性を DRS モデルと CRS モデルで測定した場合、DRS モデルによる測定値の方が高いかまたは同じになる。これは DRS モデルが規模に関して収穫逡減を許容するため、そのような生産規模では規模の非効率性を考慮しないためであり、この効率値が高いとき、その生産活動は規模に関して収穫逡減の状態にある。他方、両効率値が一致するならば、その生産活動は規模に関して収穫一定または収穫逡増の状態にある。これらを識別するため、その生産活動の技術効率性を VRS モデルで再測定すれば、この測定値の方が高いかまたは同じになる。これは VRS モデルが規模に関して収穫可変を想定しているためであり、この測定値が高いとき、規模の不適切な選択がなされており、規模に関して収穫逡増の状態にあることを意味している。なお、Rangan *et al.* (1988) や Aly *et al.* (1990) は規模の効率性及び規模に関する収穫についてより詳しく解説している。

不利とならないように調整している。

また、(2-1) 式から (2-6) 式を解くことで得られる調整された純粹技術効率性  $\theta_i (PTE_i^?)$  の値域は  $0 < \theta_i \leq 1$  である。(2-5) を除外すれば規模に関して収穫一定を想定した ND-DEA の投入指向型 CRS モデルとなり、そこから第  $i$  番目の銀行の調整された全体技術効率性が測定でき、 $OTE_i^?$  と示す。第  $i$  番目の銀行の調整された規模効率性は、 $OTE_i^? / PTE_i^?$  により計算でき、 $SE_i^?$  と示す。規模に関する収穫は、3.1節と同様の手続きで得ることができる。

## 4 投入物・産出物と営業地盤

### 4.1 投入物・産出物の特定化

銀行投入物・産出物の特定化アプローチとして、銀行は労働と資本ならびに収集した預金により、貸出や投資を行う主体であると仮定する Intermediation Approach と、銀行は労働と資本により貸出や投資を行うだけでなく、預金を通じた決済サービスも提供していると仮定する Production Approach が知られている。<sup>13)</sup> しかし、焦点となる預金は投入要素及び産出物としての両性質を持っており、Hori や Aly *et al.* では預金の二面性を考慮した産出物・投入物の特定化を行っている。Hori では、普通預金や当座預金のような決済性預金を産出物とし、銀行の運用資金となるその他の預金を投入物としており、本稿もこの立場を踏襲する。本稿での地方銀行・第二地方銀行の産出物は、貸出額（正常債権額）、投資有価証券額及び非利付預金残高（普通預金残高・当座預金残高の合計）である。また、投入物は、従業員数（正規雇用）、土地建物動産額及び利付預金残高（通知預金残高・貯蓄預金残高・定期預金残高・定期積金残高の合計）である。<sup>14)</sup>

### 4.2 営業地盤経済活動水準の特定化

地域銀行の営業地盤経済活動水準の違いを捉えるためには、まず、営業地盤の地理的範囲を特定する必要がある。地方銀行・第二地方銀行の本店所在都道府県に密接した経営の状況を表1により確認する。

表1には、2002年度の地方銀行全65行・第二地方銀行全52行に関する本店所在都道府県からの預金受入率、本店所在都道府県内への貸出率、本店所在都道府県への店舗配置率と、本稿において効率性測定にサンプルとして用いた地方銀行56行、第二地方銀行40行に関しても3つの比率の記述統計を示した。全地方銀行の本店所在都道府県内預金受入率の平均値は約88%、貸出率は約76%、店舗配置率は83%であり、全第二地方銀行の預金受入率は平均で約83%、貸出率は約79%、店舗配置率は81%と高水準にある。このように、地域銀行は本店所在都道府県への依存度が大きいと、本店所在都道府県の経済活動水準が地域銀行の生産活動に与える影響も大きいと考えられる。一方で、3つの割合の歪度はいずれも負であり、各割合の分布は左に裾が長いことが分かる。これは営業活動を本店所在都道府県から他都道府県に移している銀行の存在を示唆しており、店舗網の広域化は無視できない。従って、本稿では店舗を有する全都道府県を営業地盤の地理的範囲と考える。

各地域銀行が営業地盤としている各都道府県の経済活動水準から受ける影響の強さは、進出先都道府県の経済活動水準を都道府県内総生産額（Gross Prefectural Product, GPP）で捉え、これを

13) Intermediation Approach 及び Production Approach の詳細な議論は、Berger, Hanweck and Humphery (1987) を参照されたい。

14) 本稿では銀行の生産活動に焦点を当て、技術面の効率性を測定している。そのため、投入物・産出物の特定化においてはフロー概念が望ましいとも考えられる。しかし、銀行の生産活動にかかわる投入物・産出物のフローのデータを得るのは困難なため、フローの投入物・産出物は、期末ストック残高に対して比例しているという想定の下、ストック概念で投入物・産出物を測定した。

表1 2002年度本店所在都道府県内預金受入率、貸出率、店舗配置率

地方銀行		域内預金受入率(%)		域内貸出率(%)		域内店舗配置率(%)	
総数	サンプル数	65(行)	56(行)	65(行)	56(行)	65(行)	56(行)
	平均	87.9	88.8	75.5	75.7	83.4	83.9
	標準偏差	12.0	11.4	15.9	15.5	12.6	12.9
	中央値	91.8	92.9	78.4	77.8	86.7	88.6
	最大値	100	100	100	100	100	100
	最小値	48.2	51.6	35.3	35.3	46.0	46.0
	歪度	-1.56	-1.51	-0.56	-0.45	-1.13	-1.24
第二地方銀行		域内預金受入率(%)		域内貸出率(%)		域内店舗配置率(%)	
総数	サンプル数	52(行)	40(行)	52(行)	40(行)	52(行)	40(行)
	平均	83.5	83.5	79.4	80.1	81.1	82.1
	標準偏差	14.4	13.8	15.2	13.6	15.3	13.3
	中央値	86.9	87.6	81.2	80.0	83.3	83.3
	最大値	100	100	100	100	100	100
	最小値	42.3	46.3	29.6	41.7	30.4	42.6
	歪度	-1.07	-0.96	-1.01	-0.68	-1.09	-0.75
合計		域内預金受入率(%)		域内貸出率(%)		域内店舗配置率(%)	
総数	サンプル数	117(行)	96(行)	117(行)	96(行)	117(行)	96(行)
	平均	86.0	86.6	77.2	77.5	82.4	83.1
	標準偏差	13.3	12.7	15.7	14.9	13.9	13.1
	中央値	90.0	90.4	79.2	78.5	85.6	86.5
	最大値	100	100	100	100	100	100
	最小値	42.3	46.3	29.6	35.3	30.4	42.6
	歪度	-1.31	-1.24	-0.74	-0.56	-1.15	-1.01

- (注) 1 小数第二位を四捨五入、ただし、歪度は小数第三位を四捨五入。  
 2 サンプルから除外した地方銀行は、足利銀行、関東銀行、横浜銀行、北陸銀行、近畿大阪銀行、紀陽銀行、西日本銀行、福岡シティ銀行、親和銀行の9行であり、第二地方銀行は、北洋銀行、札幌銀行、山形しあわせ銀行、殖産銀行、つくば銀行、関西さわやか銀行、関西銀行、和歌山銀行、みたと銀行、せとうち銀行、広島総合銀行、九州銀行の12行である。  
 3 域内預金受入率 $\equiv$ (本店所在都道府県内預金残高/国内預金残高) $\times$ 100  
 域内貸出率 $\equiv$ (本店所在都道府県内貸出残高/国内貸出残高) $\times$ 100  
 店舗配置率 $\equiv$ (本店所在都道府県内店舗数/総店舗数) $\times$ 100

ベースに、その都道府県での競合他行に対する相対的シェア及び自行内でのその都道府県への密接度という2つのウェイトで調整した値により計測し、この値を営業地盤とする進出先の全都道府県にわたって合計したものを各地域銀行の営業地盤経済活動水準とする。<sup>15)</sup>

各地域銀行が進出先都道府県の総生産額から受ける影響の大きさは、進出先都道府県での競合他行に対する相対的シェアに依存すると考えるため、そのウェイトには、競合他行に対する自行の店舗数シェアを用いる。さらに、その影響の大きさは各都道府県に対する自行の地域密接度にも依存すると考えるため、そのウェイトには、当該行の各進出先都道府県における自行内店舗配置率を用いる。自行内店舗配置率の高い都道府県は、当該行が店舗を集中配置させていることから、その都道府県を重要視して密接な取引関係を構築している可能性が高く、そこでの情報生産活動で得られた情報ほど、自行全体の生産活動や経営戦略に活用できる可能性も高いため、当該行に与える影響

15) 都道府県内総生産額(GPP)は毎年計測されており、最も包括的な経済活動指標と考えられるため、各都道府県の経済活動水準を捉えるのに用いた。



は大きいと考えられる。

従って、自行が進出先都道府県の総生産額から受ける影響の大きさは、その都道府県の総生産額、店舗数シェア及び店舗配置率との積で与えられる。これを全ての進出先都道府県について合計した値が各地域銀行の営業地盤経済活動水準となる。ただし、金融機関相互の競合関係は各都道府県内でのみ考慮し、地方銀行・第二地方銀行・都市銀行間で競合関係が存在すると考え、営業地盤が都道府県内の狭い範囲に限定される協同組織金融機関などは競合機関から除外する。

地方銀行・第二地方銀行に属する地域銀行  $j(j=1, \dots, J)$  が、進出先都道府県  $g$  に  $k_{jg}$  の店舗数をを出店しているとする。また、都道府県  $g$  の都市銀行店舗数を  $T_g$  とし、都道府県  $g$  の県内総生産額を  $GPP_g$  とする。地域銀行  $j$  の進出先都道府県  $g$  における店舗数シェアを  $BSHARE_{jg}$  と示し、自行内店舗配置率を  $BALLOCATE_{jg}$  と示すとき、この2つのウェイトは(3-1)式及び(3-2)式によって定義できる。

$$BSHARE_{jg} = \frac{k_{jg}}{\sum_j k_{jg} + T_g} \quad (3-1)$$

$$BALLOCATE_{jg} = \frac{k_{jg}}{\sum_g k_{jg}} \quad (3-2)$$

地域銀行  $j$  の進出先都道府県  $g$  におけるウェイト付けられた営業地盤経済活動水準を  $WGPP_{jg}$  とし、(3-3)式によって定義する。

$$WGPP_{jg} = GPP_g \times BSHARE_{jg} \times BALLOCATE_{jg} \quad (3-3)$$

また、 $WGPP_{jg}$  を地域銀行  $j$  が進出している全都道府県について合計した値が地域銀行  $j$  の営業地盤経済活動水準であり、 $\sum_g WGPP_{jg}$  と示し、(3-4)式によって定義する。<sup>16)</sup>

$$\sum_g WGPP_j = \sum_g WGPP_{jg} \quad (3-4)$$

### 4.3 データ

本稿の分析対象は2002年度から2006年度までの地方銀行・第二地方銀行である。DEA及びND-DEAに用いた投入物・産出物の記述統計表は表2にまとめてある。2002年度末の地方銀行・第二地方銀行数は117行、2003年度末は114行、2004年度末は112行、2005年度末は111行、2006年度末は110行であるが、一時国有化された足利銀行は分析対象から除外した。営業地盤経済活動水準( $\sum_g WGPP$ )が $+3\sigma$ 区間を超える銀行についても除外した。一部のデータを手でできなかった地域銀行についても、分析対象から除外せざるを得なかった。さらに、window法を用いることから、分析対象の5年間にわたって合併及び大規模な営業譲渡を行っていない地域銀行に限定する必要がある。これらの事情を考慮した結果、分析対象となったのは96行である。<sup>17)</sup>

表2より、2002年度から2006年度までの従業員数の平均値は減少傾向にある。これは銀行の経営変革によるリストラクチャリングの結果である可能性がある。2002年度から2005年度までの利付預金残高の平均値は減少した一方で、非利付預金残高の平均値に関しては減少していない。これは2005年に4月1日のペイオフの解禁を受けて、利付預金のリスクが相対的に上昇したため、預金者

16) 岩坪(2009)では協同組織金融機関等を対象として、ROAや不良債権率、利鞘に対する営業地域の「GDP」や地域密着性(「地域密着の取り組み」、「地域密着成果」)などの影響を分析している。中でもGDPに関しては、信用金庫・信用組合の店舗網の広域化から県境を越えた出店も考慮し、店舗を有する各都道府県のGDPに、自行の総取引企業数に占める各都道府県における自行の取引企業数をウェイトとして乗じた上で、店舗を有する全都道府県に関して合計したGDPの加重平均値を分析に用いている。このウェイトは各進出先都道府県における自機関内の取引企業数シェアであり、本稿のBALLOCATEと同様の概念である。

表2 投入物・産出物の記述統計表

(百万円, 人)

2002年度		サンプル数	平均	標準偏差	中央値	最大値	最小値
制御可能投入物	土地建物動産額	96	30249	24214	24873	142722	3021
	従業員数	96	1637	894	1482	4059	317
	利付預金残高	96	1116800	750652	983619	3420263	177204
制御不能環境要因	営業地盤経済活動水準	96	2119402	1338724	1725903	6201761	327510
産出物	貸出額(正常債権)	96	1378076	1076902	1114513	327510	163207
	非利付預金残高	96	802211	726831	656136	3589426	49539
	投資有価証券額	96	540275	504067	371584	2070023	28155
2003年度		サンプル数	平均	標準偏差	中央値	最大値	最小値
制御可能投入物	土地建物動産額	96	29716	23655	23372	140644	2816
	従業員数	96	1572	864	1447	3907	310
	利付預金残高	96	1091345	719852	960878	3243243	183230
制御不能環境要因	営業地盤経済活動水準	96	2257517	1442225	1782240	6309131	331564
産出物	貸出額(正常債権)	96	1391981	1091847	1141904	5439456	170782
	非利付預金残高	96	850265	778224	693359	3865823	51460
	投資有価証券額	96	578942	538844	411283	2255553	28186
2004年度		サンプル数	平均	標準偏差	中央値	最大値	最小値
制御可能投入物	土地建物動産額	96	29114	22777	22967	132370	3088
	従業員数	96	1520	834	1407	3787	299
	利付預金額	96	1061971	694890	930665	3223646	172136
制御不能環境要因	営業地盤経済活動水準	96	2211083	1396059	1770116	6285791	328237
産出物	貸出額(正常債権)	96	1425049	1119800	1150664	5725621	174916
	非利付預金残高	96	911540	834029	738481	4188729	54587
	投資有価証券額	96	624169	579397	448221	2430824	30569
2005年度		サンプル数	平均	標準偏差	中央値	最大値	最小値
制御可能投入物	土地建物動産額	96	28087	21959	22833	127262	2634
	従業員数	96	1490	821	1389	3733	297
	利付預金額	96	1024876	668153	934665	3208351	160105
制御不能環境要因	営業地盤経済活動水準	96	2248823	1423743	1769467	6197800	331546
産出物	貸出額(正常債権)	96	1473927	1167198	1169752	6060527	171541
	非利付預金残高	96	971046	889939	791529	4570737	57710
	投資有価証券額	96	675326	645636	448563	2634013	46328
2006年度		サンプル数	平均	標準偏差	中央値	最大値	最小値
制御可能投入物	土地建物動産額	96	25438	20241	21053	122292	2178
	従業員数	96	1488	835	1384	3840	294
	利付預金額	96	1047680	687405	947317	3362476	162242
制御不能環境要因	営業地盤経済活動水準	96	2277275	1451510	1783268	6372314	369960
産出物	貸出額(正常債権)	96	1529964	1230174	1206963	6352467	163100
	非利付預金残高	96	1003316	928258	821024	4837205	59128
	投資有価証券額	96	662174	630506	453125	2607267	44624

(注) 1 各値は年度末の値である。  
2 小数第一位を四捨五入。  
3 営業地盤経済活動水準の各数値は、効率性測定においてラグをとったことにあわせて、1年前の値を示している。

が資産選択を変化させたことが一因である可能性がある。その翌年度の2006年度には再び利付預金残高の平均値は増加している。また、正常債権額（貸出額）の一貫した増加も確認できる。

データの出所は以下の通りである。投入物である従業員数（正規雇用）、土地建物動産額、利付預金残高（通知預金残高・貯蓄預金残高・定期預金残高・定期積金残高の合計）、産出物である貸出額（正常債権）、投資有価証券額、非利付預金残高（普通預金残高・当座預金残高合計）は各年度の日経 NEEDS 銀行財務データ及び『全国銀行財務諸表分析』（全国銀行協会）より入手した。都道府県内総生産額は各年度の『県民経済計算』（内閣府）より入手した。第6節の要因分析で利用する各地域銀行の役員数、経常収益、貸出利息、有価証券利息、コール利息、役務取引等収益、外国為替売買益、商品有価証券売買益、その他経常収益は『全国銀行財務諸表分析』より入手し、各地域銀行の店舗数及びATM台数は日本金融通信社の『日本金融名鑑』より入手した。

## 5 制御不能環境要因を調整した効率性の測定と3つの検証

### 5.1 見かけの効率性と営業地盤経済活動水準の影響

3.1節で示した制御不能環境要因の影響を調整しない通常の効率性測定手順と、4.1節の投入物・産出物の特定化により、2002年度から2006年度の各行  $PTE$ 、 $OPE$ 、 $SE$  について測定し、規模に関する収穫を特定した。その記述統計は表3に示した。

表3から、 $PTE$ の平均値は2002年度以降低下傾向にあることが分かる。また、標準偏差及び範囲についても拡大傾向にあることから、効率性上位行と下位行の格差が広がっている。また、営業地盤経済活動水準が上位の20行の  $PTE$  平均値から下位の20行の  $PTE$  平均値を差し引いた値を比較したところ、2002年度は約0.0454、2003年度は約0.0503、2004年度は0.0578、2005年度は約0.0753、2006年度は約0.0751であり、その乖離は年々拡大傾向にあることが分かった。

測定した各行  $PTE$  が、制御不能環境要因である営業地盤経済活動水準の影響を受けた「見かけの効率性」である可能性を検討するため、各行  $PTE$  と各行営業地盤経済活動水準（ $\sum WGPP$ ）との関係を明らかにする。効率性測定年度  $t$  の第  $i$  銀行の純粹技術効率性  $PTE_i^t$  ( $0 < PTE_i^t \leq 1$ ) を被説明変数とし、効率性測定年度の1年前の第  $i$  銀行営業地盤経済活動水準（ $\sum WGPP_i^{t-1}$ ）を説明変数とする Tobit 分析を(4)式により行う。

ただし、 $C$  は定数項を示し、 $u$  は誤差項を示す。なお、被説明変数と説明変数の間に1年間のラグをとった理由は前年の営業地盤経済活動水準の影響が今年の純粹技術効率性に影響すると考えたためである。<sup>18)</sup>

$$PTE_i^t = C + \alpha(\sum WGPP_i^{t-1}) + u \quad (4)$$

Tobit 分析の結果は表4に示してある。

全分析年度で、 $\sum WGPP$  の係数が正で有意であるため、制御不可能な環境要因である営業地盤経済活動水準が高い銀行ほど  $PTE$  は高いことが明らかとなった。よって、従来の研究で用いられ

17) 営業地盤経済活動水準が $+3\sigma$ 区間を超えたのは横浜銀行である。また、分析期間中の合併には、2003年4月、関東つくば銀行（関東銀行とつくば銀行）、親和銀行（親和銀行と九州銀行）、2004年2月、関西アーバン銀行（関西さわやか銀行と関西銀行）、2004年4月、西日本シティ銀行（西日本銀行と福岡シティ銀行）、2004年5月、もみじ銀行（せとうち銀行と広島総合銀行）、2006年1月、紀陽銀行（紀陽銀行と和歌山銀行）、りそな銀行（奈良銀行とりそな銀行）がある。大規模な営業譲渡としては、2003年3月、石川銀行が42店舗を北陸銀行に営業譲渡などがある。その他、一部のデータを手に入らなかったのは、近畿大阪銀行、北洋銀行、札幌銀行、山形しあわせ銀行、殖産銀行である。

18) 1年間のラグをとらず、説明変数及び被説明変数を同時点で Tobit 分析を行った場合にも有意性や符号条件に変化は無かった。

表3 DEA 効率値記述統計

分析年度	2002			2003			2004		
	<i>PTE</i>	<i>SE</i>	<i>OTE</i>	<i>PTE</i>	<i>SE</i>	<i>OTE</i>	<i>PTE</i>	<i>SE</i>	<i>OTE</i>
平均値	0.86415	0.91534	0.79040	0.86036	0.90776	0.78041	0.85428	0.89591	0.76543
標準偏差	0.10471	0.10206	0.13154	0.10798	0.10593	0.13535	0.11130	0.11151	0.14392
中央値	0.85864	0.95846	0.78008	0.85800	0.95000	0.77765	0.83144	0.93527	0.74030
最大値	1	1	1	1	1	1	1	1	1
最小値	0.65768	0.49669	0.49669	0.64669	0.51468	0.51425	0.63367	0.50768	0.50768
サンプル数	96	96	96	96	96	96	96	96	96
return to scale	<i>IRS</i>	<i>CRS</i>	<i>DRS</i>	<i>IRS</i>	<i>CRS</i>	<i>DRS</i>	<i>IRS</i>	<i>CRS</i>	<i>DRS</i>
該当銀行数	75	11	10	79	11	6	76	9	11

(注) 小数第六位を四捨五入。

表3 続き DEA 効率値記述統計

分析年度	2005			2006		
	<i>PTE</i>	<i>SE</i>	<i>OTE</i>	<i>PTE</i>	<i>SE</i>	<i>OTE</i>
平均値	0.84026	0.88880	0.74787	0.84035	0.87434	0.73651
標準偏差	0.11707	0.11713	0.15396	0.11679	0.12920	0.16349
中央値	0.82879	0.93813	0.72893	0.82855	0.91850	0.71754
最大値	1	1	1	1	1	1
最小値	0.60712	0.47662	0.46433	0.60219	0.47620	0.46077
サンプル数	96	96	96	96	96	96
return to scale	<i>IRS</i>	<i>CRS</i>	<i>DRS</i>	<i>IRS</i>	<i>CRS</i>	<i>DRS</i>
該当銀行数	72	10	14	80	10	6

(注) 小数第六位を四捨五入。

表4 営業地盤経済活動水準 ( $\Sigma GPP$ ) による純粋技術効率性 (*PTE*) への影響

分析年度	2002	2003	2004	2005	2006
被説明変数	<i>PTE</i>	<i>PTE</i>	<i>PTE</i>	<i>PTE</i>	<i>PTE</i>
定数項	0.824*** (42.502)	0.82*** (41.31)	0.803*** (39.5)	0.783*** (36.926)	0.787*** (37.157)
<i>GPP</i>	1.88E-08** (2.437)	1.78E-08** (2.398)	2.32E-08*** (2.977)	2.56E-08*** (3.207)	2.36E-08*** (3.007)
Log-likelihood	83.797	80.751	79.288	75.088	74.75

(注) 1 ( )内は *t* 値。

2 \*は10%で有意, \*\*は5%で有意, \*\*\*は1%で有意を示す。

3 小数第四位を四捨五入。ただし, *GPP* の係数に関してはその限りではない。

てきた通常の *PTE* は, 営業地盤経済活動水準の影響を受けた見かけの技術効率性である可能性がある。(19)20)

19) 横浜銀行は  $\Sigma WGPP$  が+3 $\sigma$  区間を超えるため異常値としてサンプルから除外したが, サンプルに含めた場合についても(4)式の Tobit 分析を行った。その結果, 符号条件及び有意性に変化は無かった。

20) *PTE*<sup>n</sup> は営業地盤経済活動水準の影響が調整済みの効率性であるため, *PTE*<sup>n</sup> に対する営業地盤経済活動水準の影響は確認できないことが期待される。そこで, (4)式の被説明変数を *PTE*<sup>n</sup> に替えて分析した結果, 全分析年にわたり有意な影響は確認できなかった。

## 5.2 ND-DEA による効率性

### 5.2.1 測定結果

本節では各銀行営業地盤経済活動水準 ( $\sum WGPP$ ) を制御不能環境要因として、3.2節で示した ND-DEA による効率性測定手順により、2002年度から2006年度の各行  $PTE^n$ 、 $OTE^n$ 、 $SE^n$  について測定し、規模に関する収穫の情報を得た。その記述統計は表5に示した。なお、(4)式の Tobit 分析同様に、 $t$  年度の効率性を測定するために用いた制御不能環境要因は、1年間のラグをとって、 $(t-1)$  年度の営業地盤経済活動水準 ( $\sum WGPP$ ) とした。

全分析年で ND-DEA により営業地盤経済活動水準の影響を調整して測定した純粋技術効率性の平均値は、表3の調整を行わない純粋技術効率性の平均値より上昇している。

これは制御不能環境制約の追加によって、効率的フロンティアを効率性測定行の営業地盤経済活動水準と同水準の部分に限定することで、営業地盤経済活動水準の低さが不利とならないように調整したための上昇である。<sup>21)</sup> 表5から、 $PTE^n$  の平均値は2002年度以降低下傾向にある。これは表3の  $PTE$  と同様の傾向である。営業地盤経済活動水準が上位20行の  $PTE^n$  の平均値から下位20行の  $PTE^n$  の平均値を差し引いた値を比較したところ、 $PTE$  の場合に見られたような拡大傾向は確認できなかった。また、表3と表5の各分析年から  $PTE$  及び  $PTE^n$  の最小値が一致しているため、銀行名を確認したところ同一銀行であった。この銀行に関しては、営業地盤経済活動水準の影響を調整しても、効率性は改善しておらず、生産活動自体が最も非効率であると理解できる。<sup>22)</sup> より詳細に  $PTE$  と  $PTE^n$  を比較するにあたり、まず、両者の全体的傾向を把握するため、ピアソンの相関係数及びスピアマンの順位相関係数を計測した。その測定結果は表6に示した。

相関係数及び順位相関係数はともに約0.8から0.9と高く、有意である。2つの測定結果には強い正の相関が存在するため、 $PTE$  の高い銀行はおおよそ  $PTE^n$  も高いという全体的傾向が確認できる。

### 5.2.2 $PTE$ と $PTE^n$ の散布図による比較

両モデルの測定結果がどの程度異なるのかを検討するため、縦軸に  $PTE^n$  を、横軸に  $PTE$  をとった散布図を分析年ごとに作成した。全ての分析年で概ね共通の特徴を持つことから、2002年度の散布図を図1として示す。

21) 本稿のように3投入要素3産出物1制御不能要因による生産を想定した下で(2-1)式から(2-6)式で構成される ND-DEA モデルにより得られる調整された純粋技術効率性は、3投入要素3産出物の想定の下で(1-1)式から(1-5)式で構成される通常の DEA モデルにより得られる純粋技術効率性よりも高いかまたは同じになる。なぜなら、通常の DEA モデルで最小化された  $\theta^* = PTE$  を測定するのに用いられた Intensity Vector が ND-DEA モデルでは(2-4)式の制御不能環境制約を満たさない可能性があり、その場合には ND-DEA モデルで最小化された  $\theta^{**} = PTE^n$  は、 $\theta^*(PTE)$  よりも大きくなるためである。

さらに、Banker and Morey (1986) では、W 種類の制御可能な投入要素と R 種類の制御不可能な外生要因の下で、M 種類の産出物を生産する場合の各主体の純粋技術効率性は、R 種類の制御不可能な外生要因も制御可能であると想定した場合の各主体の純粋技術効率性と同じか、より小さくなるのが命題1 (pp.516) として示されている。従って、4投入要素3産出物の想定の下で通常の DEA により得られる純粋技術効率性は、3投入要素3産出物1制御不能要因を想定した ND-DEA により得られる純粋技術効率性よりも大きくなる。

22) 本稿では、window 法を用いるため、分析期間中に合併及び大規模な営業譲渡のあった銀行はサンプルから除外したが、この影響を把握するため除外したサンプルも含めて  $PTE$  及び  $PTE^n$  を測定した。その結果、全測定年度で両効率性の平均値は低下した。さらに、ここで測定した  $PTE$  に対する  $\sum WGPP$  の影響を(4)式により測定した結果、全測定年度で正の有意な影響が確認できた。また、合併直後の信用金庫の費用効率性が低い傾向にあるという播磨谷 (2004) の指摘を受けて、合併行と合併のない銀行に分けて  $PTE$  及び  $PTE^n$  の平均値を比較したところ、2003年の  $PTE^n$  を除いて、合併行の平均値の方が低かった。従って、地方銀行・第二地方銀行は合併や大規模な営業譲渡によって、 $PTE$  及び  $PTE^n$  が低下する傾向にあり、信用金庫に対する播磨谷の指摘と類似する。

表5 ND-DEA 効率値記述統計

分析年度	2002			2003			2004		
	<i>PTE<sup>n</sup></i>	<i>SE<sup>n</sup></i>	<i>OTE<sup>n</sup></i>	<i>PTE<sup>n</sup></i>	<i>SE<sup>n</sup></i>	<i>OTE<sup>n</sup></i>	<i>PTE<sup>n</sup></i>	<i>SE<sup>n</sup></i>	<i>OTE<sup>n</sup></i>
平均値	0.88380	0.91135	0.80560	0.88277	0.90112	0.79569	0.87794	0.89203	0.78422
標準偏差	0.10467	0.10399	0.13783	0.10779	0.10831	0.14195	0.11284	0.11491	0.15318
中央値	0.89565	0.95666	0.79155	0.88954	0.94416	0.78814	0.89527	0.92980	0.76787
最大値	1	1	1	1	1	1	1	1	1
最小値	0.65768	0.49669	0.49669	0.64669	0.51468	0.51425	0.63367	0.50768	0.50768
サンプル数	96	96	96	96	96	96	96	96	96
return to scale	<i>IRS</i>	<i>CRS</i>	<i>DRS</i>	<i>IRS</i>	<i>CRS</i>	<i>DRS</i>	<i>IRS</i>	<i>CRS</i>	<i>DRS</i>
該当銀行数	76	18	2	78	16	2	79	15	2

(注) 小数第六位を四捨五入。

表5 続き ND-DEA 効率値記述統計

分析年度	2005			2006		
	<i>PTE<sup>n</sup></i>	<i>SE<sup>n</sup></i>	<i>OTE<sup>n</sup></i>	<i>PTE<sup>n</sup></i>	<i>SE<sup>n</sup></i>	<i>OTE<sup>n</sup></i>
平均値	0.86381	0.88098	0.76298	0.86374	0.87025	0.75471
標準偏差	0.11851	0.12235	0.16362	0.12072	0.13495	0.17675
中央値	0.85642	0.91167	0.74418	0.86507	0.91143	0.73380
最大値	1	1	1	1	1	1
最小値	0.60712	0.47662	0.46433	0.60219	0.46077	0.46077
サンプル数	96	96	96	96	96	96
return to scale	<i>IRS</i>	<i>CRS</i>	<i>DRS</i>	<i>IRS</i>	<i>CRS</i>	<i>DRS</i>
該当銀行数	76	15	5	78	17	1

(注) 小数第六位を四捨五入。

表6 *PTE* と *PTE<sup>n</sup>* の相関関係

分析年度	2002年度	2003年度	2004年度	2005年度	2006年度
相関係数	0.888*** (18.764)	0.886*** (18.538)	0.875*** (17.537)	0.908*** (21)	0.894*** (19.309)
順位相関係数	0.838*** (14.672)	0.825*** (13.9)	0.801*** (12.769)	0.874*** (17.128)	0.802*** (12.789)

(注) 1 ( )内は *t* 値。

2 \*は10%で有意, \*\*は5%で有意, \*\*\*は1%で有意を示す。

3 小数第四位を四捨五入。

図1から、営業地盤経済活動水準の低さが不利とならないように調整した結果、45度線より上方に位置する36行（サンプルの37.5%）の純粹技術効率性が上昇した。よって、従来の *PTE* では、37.5%の地方銀行・第二地方銀行の効率性が、不利な営業地盤経済活動水準のために低く測定されていたことになる。また、36行の上昇値の平均は約0.052である。これは *PTE<sup>n</sup>* よりも *PTE* の方が投入の縮減を約5%も過剰に要求していたことを意味するが、その要求は地域銀行に内在する非効率要因のためではなく、営業地盤経済活動水準の低さのためであったと解釈できる。また、上昇値の最大値は約0.313であり、最小値は約0.0007であった。従って、営業地盤経済活動水準の低さの影響を最も被っていた銀行では、約30%も投入の縮減を過剰に要求されていたことになり、それが最も小さかった地域銀行でも、約0.07%の過剰な縮減要求がなされていたことになる。<sup>23)</sup>

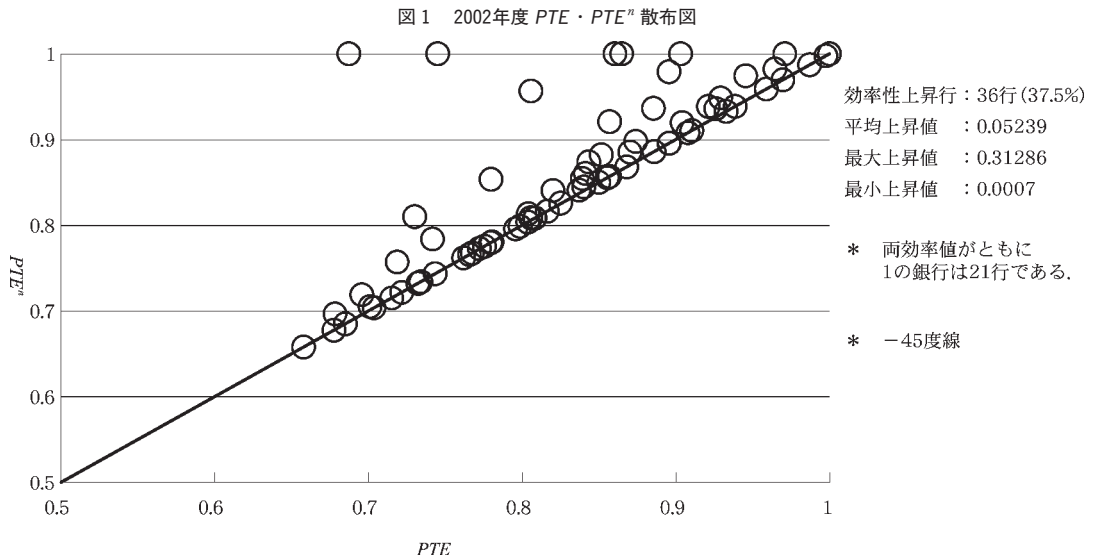


図1の点(1,1)上を除く  $PTE^n=1$  上の6行の地域銀行は、効率値が1へと改善している。これらの地域銀行の営業地盤経済活動水準 ( $\Sigma WGPP$ ) の順位は、最も効率性上昇値の大きい  $PTE^n$  軸に近い地域銀行から順に、91位、92位、45位、67位、69位、52位と営業地盤経済活動が停滞している地域の銀行であり、これらの6行は営業地盤経済活動水準が不利なために、 $PTE$  では非効率であると判断されていたと考えられる。

効率値の上昇と営業地盤経済活動水準の間の傾向を確認するため、 $(PTE^n - PTE_i)$  を効率性上昇値として、この上昇値と各行の営業地盤経済活動水準との間の傾向を分析年ごとに散布図により観察した。全ての分析年で概ね共通の傾向を持つことから、2002年度の散布図を図2として示した。

図2から、営業地盤経済活動水準の低い地域銀行を中心に、効率値の大きな上昇が見られ、営業地盤経済活動水準の高い地域銀行では、効率値に変化は見られない。営業地盤経済活動水準の低い不利な地域銀行は、 $PTE$  では過小評価される一方で、 $PTE^n$  では、営業地盤経済活動水準の低さが不利にならないように調整しているため、より高く評価されるというND-DEAの特徴に由来する傾向が確認できる。また、営業地盤経済活動水準が高い地域銀行は、そもそも不利な環境に置かれていないため、 $PTE$  と  $PTE^n$  の間に大きな違いが生じないという傾向も確認できる。

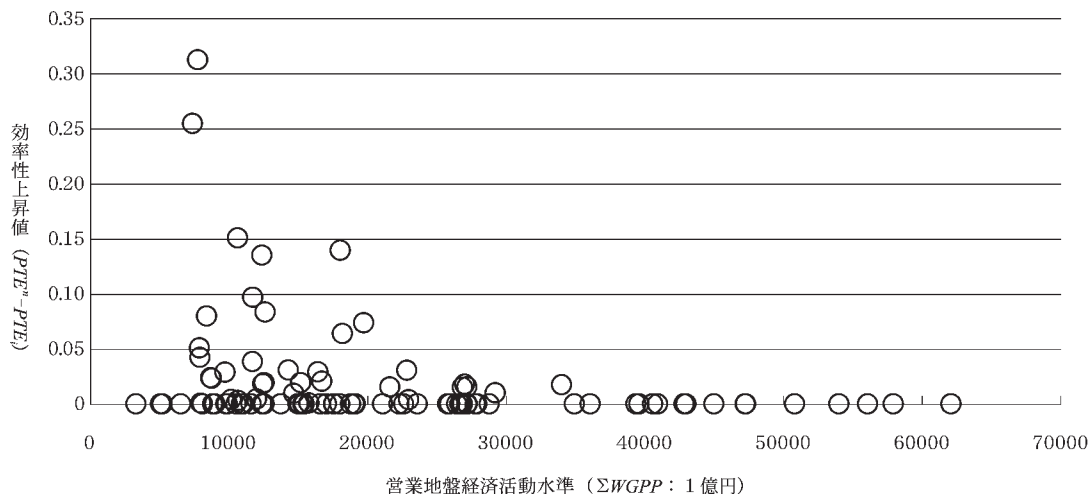
### 5.2.3 技術面の非効率性と規模面の非効率性

外生要因の影響を調整しないDEAにより効率性を測定した先行研究では、規模の不適切な選択による非効率よりも技術面での非効率の方が大きいという結果が得られている。

本稿でも先行研究同様に、外生要因の影響を調整しない場合も調整した場合も表3及び表5の各効率性の平均値から、規模非効率性よりも純粋技術非効率性の方が全分析年を通じて大きい。また、

23) 横浜銀行は  $\Sigma WGPP$  が  $+3\sigma$  区間を超えるため、異常値としてサンプルから除外した。しかし、この影響を把握しておくため、サンプルに含めた場合についても、 $PTE$  及び  $PTE^n$  を測定した。その結果、 $PTE^n$  が  $PTE$  より上昇した銀行は46行(約47%)となった。このように、効率値の上昇行が10行増加した理由は、 $+3\sigma$  区間を超えるほど高かった横浜銀行の  $\Sigma WGPP$  をサンプルに含めたことで、 $\Sigma WGPP$  が相対的に不利となった地域銀行が増加したためと考えられる。なお、46行の上昇値の平均値は約0.048、最大値は約0.327であり、最小値は約0.003であった。

図2 2002年度営業地盤経済活動水準と効率性上昇値の散布図



約8割の銀行が規模に関して収穫逓増の生産規模を選択している。これは、Fukuyama, Hori 及び Drake and Hall と共通の結果となっており、地方銀行・第二地方銀行では、技術面の非効率性の方が規模の非効率性よりも大きいことが分かる。

## 6 純粋技術効率性と経営意欲

これまで検討してきたND-DEAによる効率性を基に、第2段階では、経営意欲の高い地方銀行・第二地方銀行ほど、経営陣の能力や努力の不足から生じる非効率性が抑制されているため、高水準の純粋技術効率性を達成している可能性が高いという仮説を検証する。

経営意欲の高さからもたらされる効果は時間をかけて徐々に発現し、その発現のタイミングも多様であることから、純粋技術効率性は一定期間の効率性変化を踏まえて測定すべきと考える。そこで、この一定期間として5年間、4年間、3年間で想定し、window法を導入する。<sup>24)</sup>同時に、営業地盤経済活動水準の影響を調整するためND-DEAも用いる。

地域銀行に属する第*i*銀行の*t*年度から(*t+h*)年度までを一定期間として、window法にND-DEAを適用して測定した純粋技術効率性を $PTE_i^{n(t,t+h)}$ と示す。制御不能環境要因の影響を調整せずにwindow法を適用したものは、 $PTE_i^{(t,t+h)}$ と示す。分析対象年度が2002年度から2006

24) 本稿ではwindow法を以下の手順により導入した。

*J*行の地方銀行・第二地方銀行の*t*期から(*t+h*)期までの活動(投入・産出データ)がある。ここでは、*h*=2として、*J*行の地方銀行・第二地方銀行に属する第*i*銀行の*t*期から始まる3期間を通じた効率性を測定する。まず、*t*期の*J*行の活動、(*t*+1)期の*J*行の活動、(*t*+2)期の*J*行の活動からなる(3×*J*)コの活動(投入・産出データ)を用いて、3.1節または3.2節で示したDEAモデルにより効率性を測定する。続いて、測定された効率性をそれぞれ $\theta_i^{(t)}$ 、 $\theta_i^{(t+1)}$ 、 $\theta_i^{(t+2)}$ 、とすれば、第*i*銀行の*t*期から(*t*+2)期までの3期間を通じた効率性 $\theta_i^{(t,t+2)}$ は $(\theta_i^{(t)} + \theta_i^{(t+1)} + \theta_i^{(t+2)})/3$ として測定できる。さらに、1期ずらした(*t*+1)期から(*t*+3)期までの(3×*J*)コの活動から、 $\theta_i^{(t+1,t+3)}$ が得られる。このように、一定期間の活動をプールし効率性を測定することは、一定期間の中で最も効率的な活動から構成される効率的フロンティアに対して各期の各行効率性を測定するため、より厳格に効率性を測定していることになる。横断面データで各期の効率性を個々に測定した場合、3期間の全てで効率性が1となる銀行が存在する可能性がある。しかし、実際には、その3期間でも効率性の上昇や下降などによる優劣が存在するはずである。window法は、考慮している一定期間中の効率的フロンティアは不変であるという前提の下で、その優劣を考慮し、3期間という一定期間を通じた各行の効率性を提供する。



年度までであるため、 $h=4$  のとき  $t=2002$  であり、 $h=3$  のとき  $t=2002, 2003$  であり、 $h=2$  のとき  $t=2002, 2003, 2004$  である。

本稿では、経営意欲が高い地域銀行ほど効率性も高いという仮説の検証のため、先行研究で分析されている純粹技術効率性に相違をもたらす特徴や要因を基に、経営意欲を営業革新意欲、企業統治意欲、顧客志向意欲の3つの視点から考慮した。

第1は営業革新意欲である。先行研究の中で、Horiの海外進出ダミーやAly *et al.* (1990)の金融商品の多様化の代理変数は営業面での革新意欲の強さを捉えていると理解できる。リスクを伴うにもかかわらず、貸出以外の営業活動に多面的に取り組む地域銀行ほど、その前提として、主要な収益源である貸出や為替、証券投資では既に高水準の効率性を達成しており、経営陣はそのための高い意欲や能力を備えている可能性が高い。よって、営業革新意欲が高い地域銀行ほど、効率性も高いと予想できる。

営業面での革新意欲は2つの代理変数で捉える。営業革新意欲の最初の代理変数は、貸出以外の営業活動にどの程度積極的なのかを考慮するため、経常収益に占める貸出利息以外の収益割合により定義し、 $OPEI_i^{(t)}$ として示す。次の代理変数は、Aly *et al.* (1990)のハーフィンダール指数に基づく金融商品多様化の代理変数を参考に定義する。すなわち、経常収益に対する7つの各収益項目（貸出利息、有価証券利息、役務取引等収益、商品有価証券売買益、外国為替売買益、コール利息、その他経常収益）の割合の平方和の対数値で定義し、 $OPEHI_i^{(t)}$ として示す。<sup>25)</sup>

第2は企業統治意欲であり、Horiの考えを基に、組織のスリム化、効率的な組織運営、経営者利益の偏重を排除した意思決定という3つの側面から考慮する。Horiは行員一人当たりの役員数について、「問題を抱えた銀行の再構築の主要な方法の一つが、役員よりも行員を減らすことである。」(63頁)としており、行員一人当たりの役員数が多い銀行ほど、人員整理に積極的であり、組織のスリム化への姿勢が強いと理解できる。

この考えの他に、行員一人当たりの役員数は、役員陣の行員に対する相対的規模を示しており、これが大きいほど一般行員は経営の一翼を担う役員へ昇進できる可能性が高まるため、行員の勤労意欲は刺激され、情報の集中する役員陣による監督・助言も綿密になることから、行員の勤労意欲は高く維持される可能性がある。よって、効率的な組織運営が実現できると考えられる。また、行員一人当たりの役員数が多ければ、役員相互の牽制は強まり、経営者利益の追求を排除した経営意思決定となる可能性が高いと考えられる。<sup>26)</sup>

企業統治意欲の代理変数は、上記の3つの視点から企業統治にどの程度積極的であるのかを考慮するため、正規従業員一人当たりの役員数により定義し、 $GAVA_i^{(t)}$ として示す。

第3は顧客志向意欲である。金融機関が顧客に提供する非金銭的便益として、ATMの設置による顧客の移動費用や店舗における待ち時間の縮減が挙げられる。近藤(2003)や山本(2009)は、ATMの積極的設置が顧客の中でも特に、預金者の利便性向上に資することを指摘している。<sup>27)</sup>よって、本稿では両研究を基に、顧客として預金者を取り上げ、顧客志向意欲を考慮する。

顧客志向意欲の代理変数は、店舗網規模に対して店舗内ATM及び店舗外ATMをどの程度設置して顧客の利便性の向上に努めているのかを考慮するため、一店舗当たりのATM台数により定義し、 $CUST_i^{(t)}$ として示す。

25) 経常収益に対する7つの各項目の割合の平方和は、集中度を捉えるハーフィンダール指数の性質を持ち、1に近いほど経常収益が貸出利息に集中しており、0に近いほど経常収益が多面的な収益構成になっていることを意味し、その対数値は負となる。従って、この対数値が0より小さいほど、多面的な営業活動に積極的であると理解できる。

以上で定義した3つの経営意欲の高さが、純粋技術効率性に効果を持つのかを検証する。まず、 $t$ 年度の3つの経営意欲の高さが $t$ 年度から $(t+h)$ 年度の純粋技術効率性に発現すると想定し、 $PTE_i^{n(t,t+h)}$ を被説明変数、 $OPE_i^{(t)}$ 、 $GAVA_i^{(t)}$ 及び $CUST_i^{(t)}$ を説明変数とする(5)式と $OPE_i^{(t)}$ を $OPEHI_i^{(t)}$ に代替した(6)式のTobit分析を行った。なお、 $C$ は定数項を示し、 $u$ は誤差項を示す。

$$PTE_i^{n(t,t+h)} = C^t + \beta OPE_i^{(t)} + \gamma GAVA_i^{(t)} + \delta CUST_i^{(t)} + u^t \quad (5)$$

$$PTE_i^{n(t,t+h)} = C^t + \beta OPEHI_i^{(t)} + \gamma GAVA_i^{(t)} + \delta CUST_i^{(t)} + u^t \quad (6)$$

Tobit分析の推計結果は表7に示してある。

表7から、 $PTE^{n(02,05)}$ を被説明変数とする推計式の $OPE^{(02)}$ の係数を除いて、全ての推計式で、 $OPE$ 、 $ORGA$ 、 $CUST$ の係数は正で有意であり、 $OPEHI$ の係数は負で有意であることから、営業革新意欲や企業統治意欲、顧客志向意欲の高い地域銀行ほど、純粋技術効率性が高い可能性がある。

続いて、 $t$ 年だけの経営意欲水準に着眼するこれまでの考えを修正し、頑健性を確認する意味でも、 $t$ 年から $(t+h)$ 年の間の平均的な経営意欲の高さが $t$ 年から $(t+h)$ 年の純粋技術効率性に発現するという考えの下でも、経営意欲と生産の効率性との関係を検討する。第 $i$ 銀行の $t$ 年から $(t+h)$ 年の間の平均的な営業革新意欲の代理変数 $AOPE_i^{(t,t+h)}$ を、 $t$ 年から $(t+h)$ 年までの $OPE$ の算術平均によって定義する。 $OPE$ と代替的な営業革新意欲の代理変数である $OPEHI$ についても、 $t$ 年から $(t+h)$ 年の間の平均的な営業革新意欲の代理変数 $AOPEHI_i^{(t,t+h)}$ として、 $t$ 年から $(t+h)$ 年までの $OPEHI$ の算術平均によって定義する。同様に、 $t$ 年から $(t+h)$ 年までの平均的な企業統治意欲の代理変数 $AGAVA_i^{(t,t+h)}$ 、平均的な顧客志向意欲の代理変数 $ACUST_i^{(t,t+h)}$ を、 $t$ 年から $(t+h)$ 年までの $GAVA$ 、 $CUST$ の算術平均によってそれぞれ定義する。新たなTobit分析による推計式は、(7)式及び(8)式となる。

26) 本稿では、地方銀行・第二地方銀行の内部統治として、役員が行員に対する相対的な規模(行員一人当たりの役員数)という視点を考慮した。一方で、信用金庫を対象に、役員構成という質的視点から内部統治の効果を分析した研究に、家森・富村(2008)がある。そこでは、信用金庫の経営成果指標を2000年の預貸率(貸出/預金 $\times 100$ )とした場合、非常勤理事比率(非常勤理事数/役員数)と監視型役員比率((非常勤理事数+監事数)/役員数)は負で有意な効果を持つが、監事比率(監事数/理事数)は効果を持たず、経営成果指標を2005年の預貸率とした場合、監事比率だけが負の効果を持つことを指摘している。

地方銀行・第二地方銀行の企業統治において、本稿が採用した役員相対規模が企業統治意欲の代理変数として有効であるのかを別の視点から確認するとともに、役員構成の違いが与える効果も確認する。分析対象は2002年度の地方銀行・第二地方銀行117行であり、役員相対規模、役員構成比率、コントロール変数(総資産額及び自己資本比率)の経営成果指標に対する効果をTobit分析により検証した。

経営成果指標には、家森・富村(2008)の預貸率を参考に、企業統治意欲の高い銀行ほど、預金を正常債権として、適切に運用している可能性が高いと考え、正常債権預貸比率(正常債権額/預金残高 $\times 100$ )を用いた。さらに、役員構成比率には、家森・富村を参考とした常勤役員比率(常勤役員数/役員数)や監査役比率(常勤・非常勤監査役数/役員数)、企業統治意欲の改善の流れとして執行役員制などの導入を挙げる佐久間(2003)を参考に定義した執行役員比率(執行役員数/役員数)を用いた。

Tobit分析は、被説明変数を正常債権預貸比率とし、説明変数には、役員相対規模とコントロール変数(総資産額及び自己資本比率)を用い、そこに、3つの役員構成から1つを選択して加えることで、3種類のspecificationとした。

分析の結果、正常債権預貸比率に対して、役員相対規模は全3式で正の有意な係数を持つ一方で、役員構成では有意な係数は確認できなかった。つまり、役員相対規模が大きいほど、預金を正常債権として適正に運用している可能性が高い。よって、本稿では従業員一人当たりの役員数が企業統治意欲の代理変数として利用可能であると判断する。なお、データは『全国銀行財務諸表分析』(全国銀行協会)及び金融通信社『日本金融名鑑』(日本金融通信社)より入手した。

27) 近藤(2003)では、ATMは銀行の預金サービスの生産に効果的であると結論付けている。また、山本(2009)では、各地域金融機関に対する預金サービス需要が店舗外ATM台数の増加によって高まることを指摘している。

表7 制御不能環境要因を調整した純粋技術効率性に対する経営意欲の影響(1)

説明変数	5年間		4年間				3年間					
	PTE <sup>n(02,06)</sup>		PTE <sup>n(02,05)</sup>		PTE <sup>n(03,06)</sup>		PTE <sup>n(02,04)</sup>		PTE <sup>n(03,05)</sup>		PTE <sup>n(04,06)</sup>	
C	0.486*** (7.439)	0.423*** (5.92)	0.519*** (7.61)	0.452*** (6.065)	0.358*** (4.63)	0.363*** (4.699)	0.56*** (8.246)	0.495*** (6.662)	0.384*** (4.798)	0.384*** (4.826)	0.561*** (8.5)	0.574*** (8.663)
OPE <sup>(02)</sup>	0.235* (1.935)		0.193 (1.516)				0.216* (1.71)					
OPEHI <sup>(02)</sup>		-0.272** (-2.131)		-0.236* (-1.776)				-0.257* (-1.934)				
GAVA <sup>(02)</sup>	10.075*** (4.817)	11.751*** (5.312)	9.48*** (4.342)	11.223*** (4.869)			8.613*** (3.964)	10.322*** (4.497)				
CUST <sup>(02)</sup>	0.033*** (3.416)	0.0424*** (4.1)	0.032*** (3.149)	0.041*** (3.812)			0.0316*** (3.146)	0.041*** (3.811)				
OPE <sup>(03)</sup>					0.288** (2.276)				0.271** (2.073)			
OPEHI <sup>(03)</sup>						-0.282** (-2.197)				-0.277** (-2.088)		
GAVA <sup>(03)</sup>					12.765*** (5.63)	12.739*** (5.599)			12.321*** (5.26)	12.359*** (5.268)		
CUST <sup>(03)</sup>					0.057*** (4.877)	0.056*** (4.967)			0.054*** (4.567)	0.054*** (4.648)		
OPE <sup>(04)</sup>											0.374*** (2.68)	
OPEHI <sup>(04)</sup>												-0.36** (-2.428)
GAVA <sup>(04)</sup>											6.71*** (3.247)	6.546*** (3.135)
CUST <sup>(04)</sup>											0.016** (2.435)	0.016** (2.445)
Log-likelihood	90.043	90.649	86.007	86.696	90.266	90.1	86.451	87.05	87.186	87.217	80.62	80.012

(注) 1 ( )内はt値。  
 2 \*は10%で有意, \*\*は5%で有意, \*\*\*は1%で有意を示す。  
 3 小数第四位を四捨五入。  
 4 OPE≡(貸出利息以外の収益)/(経常収益)  
 OPEHI≡{(貸出利息)<sup>2</sup>+(有価証券利息)<sup>2</sup>+(コール利息)<sup>2</sup>+(役員取引等収益)<sup>2</sup>+(外国為替売買益)<sup>2</sup>  
 +(商品有価証券売却益)<sup>2</sup>+(その他経常収益)<sup>2</sup>}/(経常収益)<sup>2</sup>  
 GAVA≡(役員数)/(正規従業員数)  
 CUST≡(ATM台数)/(店舗数)

$$PTE_i^{n(t,t+h)} = C^t + \beta A OPE_i^{(t)} + \gamma A G A V A_i^{(t)} + \delta A C U S T_i^{(t)} + u^t \quad (7)$$

$$PTE_i^{n(t,t+h)} = C^t + \beta A O P E H I_i^{(t)} + \gamma A G A V A_i^{(t)} + \delta A C U S T_i^{(t)} + u^t \quad (8)$$

(7)式及び(8)式による推計結果は表8に示してある。

表8から、AOPE、AGAVA、ACUSTの係数は、全て正で有意であり、AOPEHIの係数は全て負で有意なことが分かる。よって、表8から得られる結論は、営業革新意欲、企業統治意欲、顧客志向意欲の高い地域銀行ほど、純粋技術的効率性も高いという表7から得られる結論と整合的であり、この結論は頑健であると考えられる。<sup>28)</sup>

28) 横浜銀行はΣWGPPが+3σ区間を超えるため、異常値としてサンプルから除外したが、サンプルとして扱った場合の(5)式、(6)式、(7)式、(8)式の推計も行った。横浜銀行をサンプルに含めることで、各係数の符号条件の変化や、有意性が確認できなくなるといった大きな変化は無かった。

表8 制御不能環境要因を調整した純粋技術効率性に対する経営意欲の影響(2)

効率性 測定期間	5年間		4年間				効率性 測定期間	3年間					
	$PTE^{n(02,06)}$		$PTE^{n(02,05)}$		$PTE^{n(03,06)}$			$PTE^{n(02,04)}$		$PTE^{n(03,05)}$		$PTE^{n(04,06)}$	
被説明変数							被説明変数						
説明変数							説明変数						
C	0.521*** (7.611)	0.535*** (7.7)	0.483*** (6.52)	0.49*** (6.548)	0.545*** (7.767)	0.563*** (7.971)	C	0.472*** (6.372)	0.475*** (6.374)	0.531*** (7.22)	0.544*** (7.347)	0.558*** (7.947)	0.587*** (8.08)
$AOPE^{(02,06)}$	0.393*** (2.754)						$AOPE^{(02,04)}$	0.288** (2.072)					
$AOPEHI^{(02,06)}$	-0.38** (-2.47)						$AOPEHI^{(02,04)}$	-0.292** (-1.984)					
$AGAVA^{(02,06)}$	7.987*** (4.0)	7.765*** (3.839)					$AGAVA^{(02,04)}$	10.466*** (4.677)	10.462*** (4.648)				
$ACUST^{(02,06)}$	0.01** (2.158)	0.01** (2.152)					$ACUST^{(02,04)}$	0.04*** (3.75)	0.04*** (3.794)				
$AOPE^{(02,05)}$			0.305** (2.08)				$AOPE^{(03,05)}$	0.331** (2.229)					
$AOPEHI^{(02,05)}$			-0.302* (-1.92)				$AOPEHI^{(03,05)}$	-0.316** (-1.988)					
$AGAVA^{(02,05)}$			9.672*** (4.366)		9.587*** (4.292)		$AGAVA^{(03,05)}$	7.931*** (3.634)		7.739*** (3.517)			
$ACUST^{(02,05)}$			0.026*** (3.013)		0.026*** (3.037)		$ACUST^{(03,05)}$	0.02*** (2.697)		0.02*** (2.708)			
$AOPE^{(03,06)}$							$AOPE^{(04,06)}$					0.458*** (3.212)	
$AOPEHI^{(03,06)}$							$AOPEHI^{(04,06)}$					-0.436*** (-2.832)	
$AGAVA^{(03,06)}$							$AGAVA^{(04,06)}$					5.734*** (2.797)	
$ACUST^{(03,06)}$							$ACUST^{(04,06)}$					0.006* (1.937)	
Log-likelihood	85.88	85.191	84.78	84.475	82.661	81.896	87.913	87.431	81.65	81.166	76.746	78.7	

(注) 1 ( )内はt値。

2 \*は10%で有意, \*\*は5%で有意, \*\*\*は1%で有意を示す。

3 小数第四位を四捨五入。

4  $AOPE^{(t,t+n)}$ ≡t年から(t+n)年までのOPEの平均値。 $AOPEHI^{(t,t+n)}$ ≡t年から(t+n)年までのAOPEの平均値。 $AGAVA^{(t,t+n)}$ ≡t年から(t+n)年までのGAVAの平均値。 $ACUST^{(t,t+n)}$ ≡t年から(t+n)年までのCUSTの平均値。

## 7 結 論

本稿は最近の地域銀行を取り巻く劇的な環境変化の中、特に地域経済格差の拡大から「地域性が効率性に影響する」という視点に注目して営業地盤経済活動水準の影響を調整した純粋技術効率性を測定し、いくつかの視点から検討した。さらに「効率性は時間とともに徐々に変化する」という視点も踏まえて、営業革新意欲、企業統治意欲そして顧客志向意欲の高い銀行ほど非効率性が抑制されているため、純粋技術効率性は高いという仮説の検証を行ってきた。

その結果、第1段階では、まず、従来のDEAにより測定した純粋技術効率性(PTE)は営業地盤経済活動水準の影響を受けた「見かけの効率性」である可能性が高いことが確認された。そこで、営業地盤経済活動水準の影響を調整した純粋技術効率性を測定した結果、営業地盤経済活動水準の影響を調整した純粋技術効率性と調整しない純粋技術効率性との間の相関係数及び順位相関係数は

正の相関が高く有意であり、また、約37.5%の地域銀行が低水準の営業地盤経済活動という不利な経営環境に置かれているため、PTEでは過小評価されていることが確認できた。さらに、ND-DEAによる調整で効率性の上昇があった地域銀行は営業地盤経済活動水準の低い地域銀行が中心であり、平均で約0.05の効率性の上昇であった。このように従来のDEAでは効率性が低い地域銀行であっても、営業地盤経済活動水準の影響を調整することで、銀行本来の生産活動では、より効率性の高い地域銀行が多く存在することが新たに分かった。また、ND-DEAにより効率性を測定し、純粹技術非効率性と規模非効率性のどちらが大きいかを検討した結果、先行研究と同様に、規模の非効率性よりも技術面の非効率性の方が大きいことが確認できた。

第2段階では、営業地盤の経済活動水準の影響を調整した効率性と経営意欲との関係を検証した。その結果、営業革新意欲、企業統治意欲そして顧客志向意欲の高い地域銀行ほど、純粹技術的効率性は高いという結論を得た。競争が激化する中で、経営意欲を高めている積極的な地域銀行は、自らの置かれた地域の経済状態の下で、純粹技術効率性を向上させていると言える。

このまま、地域経済格差の拡大が進めば、地域銀行の見かけの効率性は本質的な効率性から大きく乖離していく可能性があり、地域銀行の効率性測定において、営業地盤経済活動水準の影響を調整する意義は益々高まると考えられる。

(ノースアジア大学)

投稿受付2010年8月11日、最終稿受理2010年12月30日

#### [参考文献]

- 井上有弘 (2003) 「信用金庫の規模の経済性と合併効果—生産関数の推計と合併事例による分析—」『信金中金月報』第2巻第3号、信金中央金庫。
- 岩坪加紋 (2009) 「協同組織金融の理念と現実—これまでとこれから—」岩佐代市編『地域金融システムの分析—期待される地域経済活性化への貢献—』第5章、中央経済社。
- 粕谷宗久 (1993) 『日本の金融機関経営—範囲の経済性、非効率性、技術進歩—』東洋経済新報社。
- 近藤万峰 (2003) 「ATM網の拡大と金融機関経営」『金融経済研究』第19号。
- 佐久間信夫 (2003) 『企業支配と企業統治』白桃書房。
- 谷川佳澄 (2006) 「自治体病院の効率性分析—Translog型費用関数およびDEAによるアプローチ—」『青森公立大学経営経済研究』第12巻第1号。
- 茶野努 (2004) 「消費者金融サービス業の規模の経済性」消費者金融サービス研究振興協会。(http://www.ibi-japan.co.jp/japf/pdf/files/chano.pdf)
- 刀根薫 (2001) 「経営効率性の測定と改善—包絡分析法DEAによる—」日科技連出版社。
- 播磨谷浩三 (2004) 「信用金庫の効率性の計測—DEAと確率的フロンティア関数との比較—」『金融経済研究』第21号。
- 播磨谷浩三 (2009) 「リレバンと地域金融の効率性—アクションプログラムの成果と評価—」岩佐代市編『地域金融システムの分析—期待される地域経済活性化への貢献—』第3章、中央経済社。
- 堀江康熙 (2001) 『銀行貸出の経済分析』東京大学出版会。
- 堀江康熙 (2008) 『地域金融機関の経営行動』勁草書房。
- 堀江康熙・川向肇 (1999) 「小規模金融機関の経営地盤」『経済学研究』第66巻第3号、九州大学経済学会。
- 宮越龍義 (1993) 「信用金庫における範囲の経済性と規模の経済性—地域別検証—」『経済研究』第44巻第3号、岩波書店。
- 山本俊 (2009) 「地域銀行の預金需要における店舗網効果」『応用経済研究』第3巻、勁草書房。
- 家森信善・富村圭 (2008) 「信用金庫のガバナンスと役員構成—非常勤理事と監事の役割を中心に—」『生活経済学研究』No.28。
- 家森信善・打田委千弘 (2007) 「信用金庫の経営と地域経済活動について」『信金中金月報』第6巻第3号、信金中央金庫。

- Aly, H. Y., R. Grabowski, C. Pasurka, and N. Rangan (1990) "Technical, Scale, and Allocative Efficiency in U. S. Banking: An Empirical Investigation," *Review of Economics and Statistics*, Vol.72, pp.211-218.
- Banker, R. D., A. Charnes, and W. W. Cooper (1984) "Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis," *Management Science*, Vol.30, pp.1078-1092.
- Banker, R. D., and R. C. Morey (1986) "Efficiency Analysis for Exogenously Fixed Inputs and Outputs," *Operations Research*, Vol.34, pp.513-521.
- Berger, A. N., G. A. Hanweck, and D. B. Humphery (1987) "Competitive Viability in Banking: Scale, Scope and Product Mix Economies," *Journal of Monetary Economics*, Vol.20, pp.501-520.
- Cooper, W. W., L. M. Seiford, and K. Tone (2007) *Data Envelopment Analysis: A Comprehensive Text with Models, Applications, References and DEA-Solver Software, Second Edition*, Springer.
- 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.
- Elyashiani, E., and S. Mehdiian (1997) "A Non-parametric Frontier Model of Internationally-Owned and Domestically-Owned Bank Cost Structures," *The International Journal of Finance*, Vol.9, pp.529-548.
- Farrell, M. J. (1957) "The Measurement of Productive Efficiency," *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol.120, pp.253-281.
- 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 Non-parametric Frontier Approach," *Applied Financial Economics*, Vol.5, pp.259-277.
- Fukuyama, H. (1996) "Return to Scale and Efficiency of Credit Association in Japan: A Non-parametric Frontier Approach," *Japan and the World Economy*, Vol.8, pp.1651-1671.
- Fukuyama, H., R. Guerra, and W. L. Weber (1999) "Efficiency and Ownership: Evidence from Japanese Credit Cooperatives," *Journal of Economics and Business*, Vol.51, pp.473-487.
- Hori, K. (2003) "An Empirical Investigation of Cost Efficiency in Japanese Banking: A Non-parametric Approach," *Review of Monetary and Financial Studies*, Vol.21, pp.45-67.
- Levin, R. I., and D. S. Rubin (1998) *Statistics for Management*, Prentice-Hall.
- McCarty, T. A., and S. Yaisawarng (1993) "Technical Efficiency In New Jersey School Districts," In Fried, H. O., C. A. K. Lovell, and S. S. Schmidt (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford University Press, pp.272-287.
- Rangan, N., R. Grabowski, H. Y. Aly, and C. Pasurka (1988) "The Technical Efficiency of US Banks," *Economics Letters*, Vol.28, pp.169-175.
- Uchida, H., G. F. Udell, and N. Yamori (2008) "How Do Japanese Banks Discipline Small-and Medium-Sized Borrowers?: An Investigation of The Deployment of Lending Technologies," *International Finance Review*, Vol.9, pp.57-80.
- Yamori, N. (1998) "Bureaucrat-managers and Corporate Governance: Expense-Preference Behaviors in Japanese Financial Institutions," *Economics Letters*, Vol.61, pp.385-389.

## 《SUMMARY》

TECHNICAL EFFICIENCY OF REGIONAL BANKS AND  
REGIONAL ECONOMIC CONDITIONS IN JAPAN*By* SHUN YAMAMOTO

This paper measures pure technical efficiency of Japanese regional banks by using Non Discretionary Data Envelopment Analysis for the period 2002–2006. Regional banks located in wealthy areas can produce more financial services from given input, which indicates higher technical efficiency. Measured technical efficiency, however, reflects locational advantage that should be adjusted to estimate genuine managerial efficiency of the bank. This paper uses the Gross Prefectural Product of the area to adjust for differences in regional economic conditions. Adjusted measurement of pure technical efficiency shows that one third of regional banks improve their efficiency, and efficiency rises about 0.05 on average for their regional banks. In addition, we estimate the relationship between measured pure technical efficiency and three managerial factors; management innovation, corporate governance and customer orientation. We find that all three factors affect positively the technical efficiency of regional banks.

(North Asia University)