

Discussion Paper No. 626

信用金庫と効率性仮説

筒井 義郎

February 2005

The Institute of Social and Economic Research
Osaka University
6-1 Mihogaoka, Ibaraki, Osaka 567-0047, Japan

信用金庫と効率性仮説*

筒井義郎（大阪大学）[†]

要約

本稿は1993年度から97年度の信用金庫を対象として「効率的な企業が生き残り大きくなる」という効率性仮説が成立するかどうかを分析する。分析の結果は、効率性の指標として、規模の経済性を含むかどうかで大きく異なることが見いだされた。経費率のように規模の経済性を含む効率性指標をとった場合、効率性仮説を支持する結果が得られた。一方、経費率から規模の経済性を除外した指標を使ったり、フロントティア費用関数を推定した非効率性を使った場合には、その後の貸出変化との相関は小さく、効率性仮説は支持されなかった。したがって、効率性仮説の可否を判定するには効率性の定義として、規模の経済性を含めるべきかを検討する必要があるが、本稿では、効率性仮説においては、規模の効率性も含めたトータルな効率性を考えるべきであり、効率性仮説が支持されたと結論する。

* 本稿の作成に当たり、内田浩史、加納正二の両氏から有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げます。

[†] 大阪大学社会経済研究所、〒567-0047 茨木市美穂ヶ丘 6-1、電話 06-6879-8560、Fax 06-6878-2766、e-mail: tsutsui@econ.osaka-u.ac.jp

1. はじめに

本稿は、1990年代の信用金庫業界において効率性仮説が成立するかどうかを分析する。効率性仮説（efficiency structure仮説ともいう）とは、効率的な企業が生き残り大きくなるという仮説で、Demsetz (1973) が提唱したものである。産業組織論では、市場集中度が高い産業（市場）ほど市場成果が悪いという、いわゆる市場構造 = 成果仮説が支配的見解であったが、Demsetz(1973) はこの通説に疑問を呈した。¹もし、効率的な企業が生き残り大きくなるのであれば、その結果、市場集中度が高くなっても、その大企業は効率的企業であるはずである。したがって、市場集中度が高い産業（市場）ほど、効率的であり、市場成果が良いという傾向が見られるかもしれない。

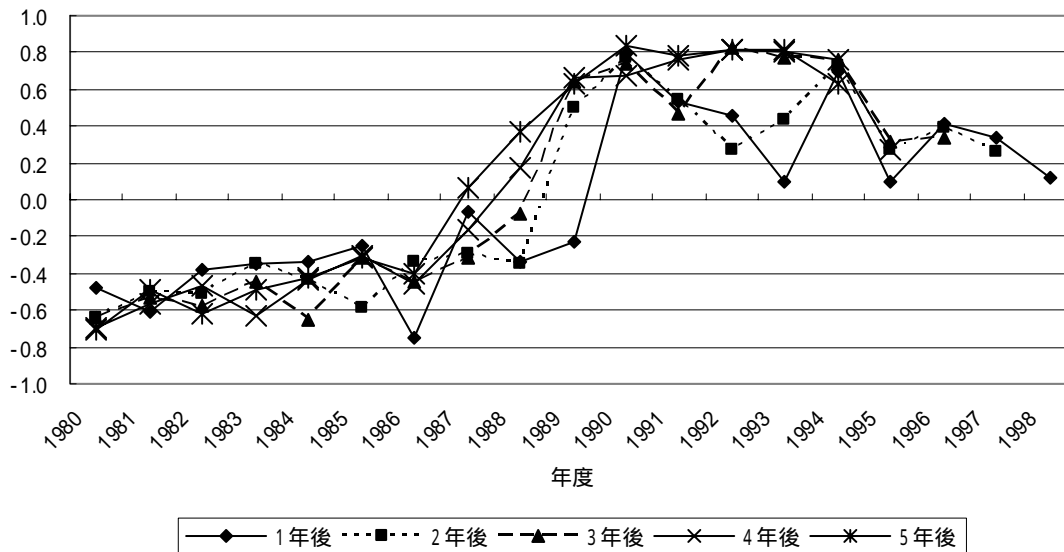
Mori and Tsutsui (1989)は日本の貸出市場において、市場構造=成果仮説が成立することを示したが、Alley (1993) は、その結果を効率性仮説で解釈することが適切であると主張した。²効率性仮説を巡るこれまでの研究は、市場構造と成果の関係に焦点を当てて行われた（Smirlock (1985)）。しかし、効率性仮説をより限定的にとらえ、「効率的な企業が生き残り大きくなっているかどうか」自体を分析することも興味深い試みであると思われる。時代の流れとともに、市場構造 = 成果仮説自体が以前のような関心を集めることが無くなってきており、その一方で、効率性の推定法は飛躍的に発展した。このような状況の下で、狭い意味での効率性仮説の検定を行うのが、本稿の目的である。分析の具体的な方法は、まず、ある時点での金融機関の効率性を推定し、その効率性の大きい金融機関ほど、その後のシェアが大きくなっているかどうかを検定することである。

佐竹・筒井(2003)は、京都の信金を対象にこのような狭義の効率性仮説を検定した。京都府下の信金に、地方銀行である京都銀行を加えた金融機関について、1980年度から1999年度までの財務データを利用して、これらの金融機関の効率性を検討した。各年度の非効率性と、1年後ないし5年後までのシェアの変化率との相関係数を計算した。その結果を、図1に再掲している。1980年代には負の相関が見られ、非効率な信金ほど、その後のシェアの伸び率は小さかったので、効率性仮説が認められる。しかし、1990年代には、その反対に正の相関が得られており、効率性仮説は否定される。

¹ Martin (2002) 参照。銀行業における市場構造 = 成果仮説のサーベイとしては、Heggestadt(1979), Gilbert(1984), Freixas and Rochet (1997) 参照。

² 岩根(1990)も参照のこと。

図1 非効率性の指標 μ とシェア変化率との相関の推移



この1990年代の結果は重要である。すなわち、効率性仮説が否定されることは、規制などにより、通常の競争が阻害されていることを予想させるからである。もっとも、佐竹・筒井(2003)は次のような結果の解釈を与えている。「(可能な結果の解釈の)第1は、1980年代後半の経費率の低下ないし効率性の上昇は、当該金融機関がバブル期に積極的に貸出を拡大したために生じたという見方である。このバブル期の急速な規模拡大は健全な成長ではなく、それらの金融機関は1990年代に入って大量の不良債権の償却に悩まされることになった。それゆえ、1980年代後半に効率的と判定される金融機関は、90年代に入って規模の縮小を余儀なくされたのだという見方である。第2の見方は、1990年代に入って、多くの金融機関は不良債権の償却や自己資本比率の達成のために貸出の圧縮を余儀なくされた。これは時代の要請であり、1990年代には貸出規模の拡大より、むしろそれを圧縮した金融機関が効率的な経営をおこなったと評価すべきであるという考え方である。この見方によれば、効率的な金融機関ほど規模を縮小し、シェアを下げるという傾向は efficiency structure 仮説の考えと矛盾しない。」

この解釈に関して、2つの注意が必要である。第1は、佐竹・筒井(2003)が分析したのは京都の信金だけであり、その結果が全国の信金についても成立するかどうかは不明である。第2に、効率性仮説に矛盾した結果が得られた場合には、その原因としては、佐竹・筒井(2003)の2つの解釈の他に、競争を阻害するような何らかの規制や慣行が存在しているとも考えられる。この場合、そうした規制の撤廃が望ましいというインプリケーションが得られる。本稿は、信金全体のデータを用いて、効率性仮説を検定し、1990年代に効率性仮説と反する結果が得られるかどうかを検討する。

もし、京都と同様に、効率性仮説を否定する結果が得られれば、信金業界の競争状況に好ましくない事態が起こっていることが示唆される。

本稿は以下のように構成される。第2節では、本稿で用いる分析方法を説明する。第3節では、効率性の指標として経費率をとった分析結果を報告する。第4節では、第3節の結果の頑健性を 合併した存続信金を除外する、 県内シェアの変化を見る、 経費率から規模の経済性を除外する、という3点でチェックする。第5節ではフロンティア費用関数を用いて非効率性を推定し、その推定値を用いて効率性仮説を検定する。第6節では、非効率性の原因分析を行う。最終節は結論の要約と将来の課題をまとめる。

2. 分析の方法

狭義の効率性仮説を分析するためには、まず、ある時点での信金の効率性を計測する必要がある。その効率性の尺度としては、まず、経費率が考えられる。経費率は、人件費と物件費の合計で定義される営業経費を規模で割った比率として定義される。規模の尺度として何をとるべきかは難しく、また、後に見るように、1990年代の信金にとってはクリティカルな問題でもある。

経費率はトータルな効率性の概念であるが、それから、規模の経済性を分離した効率性 - 組織上の効率性に対応した尺度 - も考えられる。規模の経済性を分離するには2つの方法が考えられる。第1に、経費率が適切ではあるが規模の経済性を含んだ尺度であると考えれば、それを規模の変数に回帰して、残差を用いることである。これはアドホックではあるが、直感的に理解しやすい尺度である。もう一つの方法は、計量経済学の方法としてとりわけ1980年代から発展した、非効率性の推定方法を使うことである（非効率性のいろいろな推定方法については、筒井(2001;第9章)、堀(1998)参照）。一般に、経費率は素朴な尺度であり、その後の研究で発展させられた非効率性の尺度の方が概念的に明確であり、好ましいと考えられる。しかし、効率性仮説の検定において、組織上の効率性（ないしは技術効率性）だけを考えるのがよいか、それとも、それに規模の経済性を加えたトータルな効率性を考えるのがよいかは、検討を要する問題である。「効率的な企業ほど大きくなる」という命題での効率性はトータルな効率性を意味しているという考えも成立しうる。本稿では、とりあえず、両方の効率性の尺度について分析を行うことにする。

もう一つの問題は、「大きくなる」という事象をどのように測るかである。これについてはいくつもの尺度を考えることができる。たとえば、 規模の変数の変化額、 規模の変数の変化率、 規模変数のシェアの変化幅・変化率、などである。どの尺度が適切であるかは先験的には決定しがたい。この選択について示唆を得るには、効率性仮説について何らかのモデルを考案する必要がある。そのようなアプローチは将来の課題とし、本稿では、とりあえず、これらの尺度それぞれについて、結果を示

すことにしよう。

規模の変数として何をとりかも解決が難しい問題である。銀行の生産物が何であるかについてはいくつかの対立する主張があり、意見の一致をみていないのが現状である。それらの意見は次の4つに大別できる。³

貸出残高、預金残高といった資産または負債に関する額

営業収入（たとえば貸出収入）

粗所得、すなわち資産運用収入 - 資金調達費用

預金口座数といった「実質」の取扱量。

利潤は の資産または負債に関する残高×金利から営業経費を差し引いた額として定義される。一般企業においても、売上収入 = 価格×生産高であるから、 を生産量の尺度として採用すれば、一般企業に関して定義されている生産関数・費用関数・利潤関数といった概念や、それらの間に成立する関係（双対性）を、銀行の分析においても利用できるというメリットがある。⁴逆に を採用せずに、たとえば の営業収入や の粗所得を生産物として採用した場合には、収入や利潤をどう定義するかという問題が生じる。

しかし、 や を採用することは、次のような考え方で正当化される。企業が複数の財を生産しているが、それを単一の生産量で表したい場合、どのように集計すべきかが問題となる。⁵その1つの方法は生産物の価格をウェイトして集計することであろう。この場合、生産量は売上高で測られることになる。しかしながら、たとえ販売収入が大きくても、その大半が中間財購入の支払いで占められる場合には、その企業の生産量が大きいと考えるべきではない。この場合、売上高から中間財の購入費用を差し引いた粗所得（付加価値）を生産量の標準としてとる方が適切であろう。

のような「実質」の変数をとるべきであるという考えは、生産を構成するアクティビティに注目し、生産量を主要なアクティビティの大きさと密接に関連した実質量でとらえようとするものである。たとえば、貸出残高を生産量にとるという考えに対し、銀行が貸出を行う時実際に費用をこうむるのは貸出を何件おこなうかに依存し、1件の貸出の大きさが2倍であっても貸出に伴う作業や費用はほとんど変わらないので、貸出件数が銀行の生産物の指標としてより適切であるという主張である。

本稿ではこの問題に深入りすることはせず、 の残高の変数をとることとする。そ

³ このほか、複数の財を生産しているという主張や、投入と産出を収入に対するインパクトで客観的に判別するというアプローチもある。

⁴ 双対性については奥野・鈴木(1985)およびVarian (1978)を参照。

⁵ もっとも、この問題は、企業を複数の財を生産するとして費用関数を定式化すれば生じない。

れでも、どのような残高変数をとるべきであるかという問題が残る。本稿では、信用金庫にとって重要な財務変数である、貸出と預金をとることとする。

本稿では、1993～1997年度を分析対象とする。この間、93年度には428、94年度には421、95年度には416、96年度には410、97年度には401の信用金庫が存在した。本稿では、1993年～1997年に継続して存在した信金401庫を分析対象とする。効率性仮説にとって、消滅する企業、合併事象などは、本来、きわめて重要な意味合いを持っているはずである。非効率な企業は消滅するであろうし、効率的な企業は他企業を買収・合併して大きくなることが予想される。しかし、この状況をどのように定式化すべきかは難しい問題であるし、合併に当たって、どちらが吸収される側でどちらが吸収する側かを認定していくことも繁雑な作業である。本稿では、分析の第1歩として、この問題を回避し、5年間に存続した金庫だけを分析対象とする。93年度に存在した金庫のうち、27金庫はその後の5年間に消滅しており、それは重要な情報を含んでいるのであるが、本稿ではそれを無視する。98年度以降は合併等による金庫名変更が多数にのぼり、それらを無視して分析することが大きなバイアスをもたらすのではないかと思われるので、分析の対象に含めない。

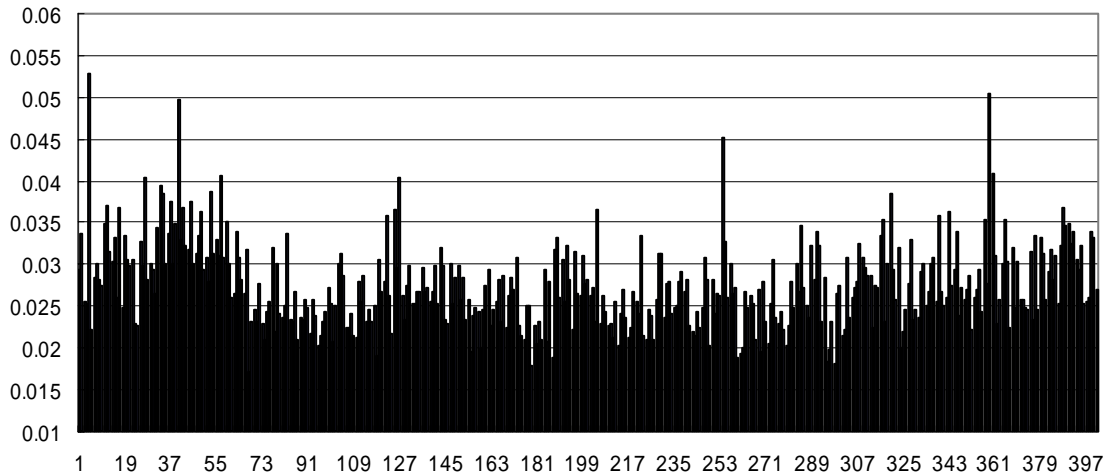
3. 経費率を用いた分析

本節では、効率性の指標として経費率を用いて効率性仮説を検証しよう。1993年の各庫の経費率を計算し、その後の規模の変化との相関を計算する。

経費率(RE)を(人件費+物件費)/貸出金残高で計算し、北から南に向けて1から401まで棒グラフで表したのが、図2である。図からは、いくつかの異常に高い経費率の信金が見られるが、大まかに言って、中央部で低く、両端で高い形になっていることが見てとれる。これは、どちらかということ都市部において経費率が低くなる傾向があることを示唆している。⁶

⁶ ただし、預金をとるとこの傾向は明確でない。このことは、都市部においては貸出先が相対的に豊富であるが、地方においては貸出需要が限られており、預貸率が低くなっていることと対応している。

図2 経費率(経費/貸出)



また、貸出の他に、資産もしくは預金を用いて計算した経費率の平均、相関などを表1に示す。経費率の平均値は、資産をとったときは1.6%、預金をとったときは1.8%であるが、貸出をとったときは2.8%と大きくなる。信金の貸出先が乏しく、預貸率が低いことが見てとれる。これらの経費率の相関係数は、資産と預金をとったものは0.95と高いが、貸出をとったものとの相関係数は0.5程度であり、預金を見るか貸出を見るかで結果がかなり違ってくることが予想される(表2参照)。

表1 経費率の記述統計量

| | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|-------|----------|----------|----------|----------|
| 経費/資産 | 0.016118 | 0.002333 | 0.009367 | 0.024911 |
| 経費/預金 | 0.018779 | 0.002797 | 0.012048 | 0.030344 |
| 経費/貸出 | 0.02751 | 0.005068 | 0.017246 | 0.052928 |

表2 いろいろな経費率の相関係数

| | 経費/資産 | 経費/預金 | 経費/貸出 |
|-------|---------|---------|-------|
| 経費/資産 | 1 | | |
| 経費/預金 | 0.94857 | 1 | |
| 経費/貸出 | 0.55825 | 0.53926 | 1 |

まず、「その後の変化」として、規模の変化額をとった場合の結果を示す。規模として貸出をとった結果(*RKEIHIL*)が表3に示されている。ここで *DLOAN2* は「94年度の貸出額 - 93年度の貸出額」、*DLOAN3* は「95年度の貸出額 - 94年度の貸出額」

などであり、*DLOAN*は「97年度の貸出額 - 93年度の貸出額」である。経費率と変化額は総じて負の相関を持っており、効率性仮説が支持される。すなわち、93年度に経費率が低い金庫はその後5年間、規模を拡大している。結果をもう少し詳しく見ると、93年度から次年度への変化額の相関は-0.24と（絶対値で見て）大きな相関がある。94年度から95年度への変化額とも-0.19の相関がある。しかし、95年度から96年度、96年度から97年度の変化額との相関は小さい。つまり、効率性が高い金庫がその規模を拡大できるのは、その後の2年間程度ということである。

預金を規模とした経費率(*RKEIHID*)と、その後の預金の変化額との相関は表4に示されている。その結果は、貸出による表3と整合的である。経費率と4年後の預金変化額との相関は-0.26であり、効率性仮説が支持される。預金の場合にも最初の2年間の相関が強く、3年目には相関係数は半分になり、4年目にはほとんど相関が見られない。すなわち、効率性仮説が成立するのは2年か3年の間である。

なお、相関係数の有意度であるが、無相関の検定の場合、サンプル数400では、5%の有意度に対応するのは、約0.1である。また、後で見る京都の信金の場合、サンプル数が9であるので、0.65以上であれば5%有意となる。⁷

表3 経費率（貸出）とその後の貸出の変化額との相関

| | RKEIHIL | DLOAN2 | DLOAN3 | DLOAN4 | DLOAN5 | DLOAN |
|---------|----------|----------|---------|---------|---------|-------|
| RKEIHIL | 1 | | | | | |
| DLOAN2 | -0.24095 | 1 | | | | |
| DLOAN3 | -0.1906 | 0.42265 | 1 | | | |
| DLOAN4 | -0.03889 | 0.23931 | 0.42508 | 1 | | |
| DLOAN5 | -0.07722 | 0.067527 | 0.27035 | 0.18966 | 1 | |
| DLOAN | -0.21689 | 0.65632 | 0.78172 | 0.57504 | 0.64273 | 1 |

注： RKEIHIL は経費 / 貸出、RLEIHID は経費 / 預金

⁷ $Z \equiv \frac{r^2(n-2)}{1-r^2}$ 、ここで、 r は標本相関係数、 n は標本数、を定義すると、 Z は自由度(1, $n-2$)のF分布をする。

表4 経費率（預金）とその後の預金の変化額との相関

| | RKEIHID | DDEPO2 | DDEPO3 | DDEPO4 | DDEPO5 | DDEPO |
|---------|----------|----------|----------|---------|---------|-------|
| RKEIHID | 1 | | | | | |
| DDEPO2 | -0.21069 | 1 | | | | |
| DDEPO3 | -0.23536 | 0.58598 | 1 | | | |
| DDEPO4 | -0.1341 | -0.09519 | -0.10482 | 1 | | |
| DDEPO5 | -0.03442 | -0.35306 | -0.34618 | 0.70265 | 1 | |
| DDEPO | -0.26543 | 0.48855 | 0.42369 | 0.6971 | 0.55383 | 1 |

注： RKEIHIL は経費 / 貸出、RLEIHID は経費 / 預金

次に、規模の変化の尺度として変化率をとってみよう。貸出の結果が表5に示されている。ここで、 $RLOAN2$ は(94年度の貸出 - 93年度の貸出) / 93年度の貸出、などである。貸出の変化率をとると、相関は正となり、効率性仮説が棄却される。4年後の貸出の増加率との相関は0.19であり、経費率が高い金庫ほど増加率が大きい傾向がある。増加額と増加率とで相関が逆になることは、次のように理解される。定義から、 $RLOAN = \frac{DLOAN}{LOAN}$ である。経費率が高いほど、 $DLOAN$ が低く、 $RLOAN$

が高いというのが得られた結果であった。これが成立するには、「経費率が高いほど $LOAN$ が小さい」という関係がなければならないが、これは規模の経済性があれば成立するであろう。広田・筒井(1992)は信金の規模の経済性を認めており、また、実際「 $LOAN$ が大きいほど経費率が低い」ことは、本稿の次節の分析で確かめられる。したがって、この分析結果は奇妙な結果ではない。問題は、効率性仮説を検定する命題として、変化額を見るのがよいのか、変化率を見るべきなのか、ということである。

表5 経費率（貸出）とその後の貸出の変化率との相関

| | RKEIHIL | RLOAN2 | RLOAN3 | RLOAN4 | RLOAN5 | RLOAN |
|---------|----------|----------|----------|---------|---------|-------|
| RKEIHIL | 1 | | | | | |
| RLOAN2 | 0.086908 | 1 | | | | |
| RLOAN3 | 0.1317 | 0.23876 | 1 | | | |
| RLOAN4 | 0.12865 | 0.11456 | 0.079164 | 1 | | |
| RLOAN5 | 0.056488 | 0.075833 | 0.079671 | 0.20428 | 1 | |
| RLOAN | 0.18732 | 0.69562 | 0.67376 | 0.48746 | 0.40956 | 1 |

規模として預金をとったときの結果が表6に示されている。経費率との相関は負で

あり、効率性仮説が支持される。しかし、ここでも、相関係数は変化額をとった場合よりも（絶対値で）小さい。この結果は、預金をとった場合にも規模の経済性があるとすれば予想されるものである。

表6 経費率（預金）とその後の預金の変化率との相関

| | RKEIHID | RDEPO2 | RDEPO3 | RDEPO4 | RDEPO5 | RDEPO |
|---------|----------|----------|----------|---------|---------|-------|
| RKEIHID | 1 | | | | | |
| RDEPO2 | -0.03359 | 1 | | | | |
| RDEPO3 | -0.06656 | 0.12735 | 1 | | | |
| RDEPO4 | -0.0101 | 0.002375 | 0.007688 | 1 | | |
| RDEPO5 | -0.09216 | -0.03274 | 0.013735 | 0.11491 | 1 | |
| RDEPO | -0.09267 | 0.56284 | 0.6894 | 0.43583 | 0.34841 | 1 |

これらの結果をまとめると、効率性仮説が支持されるかどうかは、規模の変化として変化額をとるか変化率をとるかで異なる。変化額をとると効率性仮説を支持する傾向がある。結果は、規模として貸出をとるか預金をとるかにも依存する。

佐竹・筒井(2003)は本節の方法とは異なるものの、京都の信金を対象として、90年代には効率仮説が棄却されるという結果を得ていた。なぜ、本節では、佐竹・筒井(2003)と異なる結果が得られたのであろうか？それを理解するために、本節の方法による京都の信金9庫を対象とした結果を表7に示そう。この結果を見ると、貸出の経費率(*RKEIHIL*)と貸出額の変化(*DLOAN*)の相関は負であるが、それ以外は強い正の相関をとっていることが分かる。すなわち、本節の方法によっても、京都においては効率性仮説に反する結果が得られることが分かる。佐竹・筒井(2003)が報告している京都の結果が全国の信金に当てはまるとは言い難いようである。

表7 経費率とその後の変化の相関：京都の信金の結果

| | RKEIHIL | RKEIHID | RKEIHIL | RKEIHID |
|---------|----------|---------|----------|---------|
| RKEIHIL | 1 | RKEIHID | 1 | RKEIHIL |
| DLOAN2 | -0.897 | DDEPO2 | -0.35238 | RLOAN2 |
| DLOAN3 | 0.30691 | DDEPO3 | 0.34125 | RLOAN3 |
| DLOAN4 | 0.037065 | DDEPO4 | 0.23992 | RLOAN4 |
| DLOAN5 | -0.05152 | DDEPO5 | 0.26033 | RLOAN5 |
| DLOAN | -0.07293 | DDEPO | 0.26701 | RLOAN |

4 . 結果の頑健性チェック

本節では、前節で得た結果の頑健性を3つの点でチェックしよう。第1に、前節の分析で用いた401の信金の中には、合併によって存続した信金が含まれている。そのために、預金額や貸出額がジャンプしているものがいくつかある。これらのサンプルは除外して推定した方が望ましいかもしれない。

第2に、Kano and Tsutsui (2003)は信金の貸出市場が県別に分断されているとの結果を得ている。信金が県内で競争しているのであれば、その規模の変化は県内のシェアの変化で見る方が適切であるかもしれない。

第3に、経費率には規模の経済性が影響している。効率性仮説の検定に用いる効率性は、あるいは規模の経済性を除去したものが望ましいかもしれない。その分析は本格的には次節において非効率性を推定し、経費率の代わりに使うが、本節では、経費率を規模に回帰し、残差項を経費率の代わりに使う分析で、結果が異なるかどうかを吟味しよう。

4 - 1 . 合併信金の考慮

本稿では、合併したために大きくなったと思われる信金のデータを排除して、前節と同様の分析を行ってみよう。そのきちんとした分析は将来の課題とし、ここでは便宜的に、各年度で、前年度より17%以上預金額が増加したサンプルを除外して、結果の頑健性を調べることにする。なお、貸出額について同様の基準でサンプルを除外してもほぼ同じサンプルが除外される。

結果は表8に記載されている。基本的な傾向は前節の結果と同じである。すなわち、貸出で測った経費率とその後の貸出の変化率との相関は正であるが、それ以外はすべて負の相関となっており、効率仮説が支持される。表3～表6との違いは預金の経費率と預金変化率との相関が強くなっていることである。これは、96年度から97年度の変化率との相関が大きいためである。

また、預金額が10%以上増加したサンプルを除外するとサンプル数は369になるが、ほぼ同様の結果を得た(表9参照)。すなわち、合併したために大きくなったと思われる信金のデータを除外しても、前節の結論は保持される。

表 8 経費率とその後の変化の相関：預金変化率が 17% 以下のサンプルに限った場合

| | RKEIHIL | | RKEIHID | | RKEIHIL | | RKEIHID |
|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|
| RKEIHIL | 1 | RKEIHID | 1 | RKEIHIL | 1 | RKEIHID | 1 |
| DLOAN2 | -0.3353 | DDEPO2 | -0.26401 | RLOAN2 | 0.036004 | RDEPO2 | -0.24609 |
| DLOAN3 | -0.22522 | DDEPO3 | -0.26919 | RLOAN3 | 0.14095 | RDEPO3 | -0.27985 |
| DLOAN4 | -0.06734 | DDEPO4 | -0.14753 | RLOAN4 | 0.17585 | RDEPO4 | -0.159 |
| DLOAN5 | -0.01673 | DDEPO5 | -0.02988 | RLOAN5 | 0.083047 | RDEPO5 | -0.22014 |
| DLOAN | -0.21934 | DDEPO | -0.30194 | RLOAN | 0.15811 | RDEPO | -0.31454 |

注 サンプル数 = 382

表 9 経費率とその後の変化の相関：預金変化率が 10% 以下のサンプルに限った場合

| | RKEIHIL | | RKEIHID | | RKEIHIL | | RKEIHID |
|---------|----------|---------|----------|---------|---------|---------|----------|
| RKEIHIL | 1 | RKEIHID | 1 | RKEIHIL | 1 | RKEIHID | 1 |
| DLOAN2 | -0.34127 | DDEPO2 | -0.28634 | RLOAN2 | 0.04439 | RDEPO2 | -0.26111 |
| DLOAN3 | -0.21595 | DDEPO3 | -0.32703 | RLOAN3 | 0.14706 | RDEPO3 | -0.31919 |
| DLOAN4 | -0.04047 | DDEPO4 | -0.21648 | RLOAN4 | 0.16929 | RDEPO4 | -0.17677 |
| DLOAN5 | 0.01976 | DDEPO5 | -0.14113 | RLOAN5 | 0.11604 | RDEPO5 | -0.27994 |
| DLOAN | -0.19535 | DDEPO | -0.31013 | RLOAN | 0.17516 | RDEPO | -0.34571 |

注 サンプル数 = 369

4 - 2 各県におけるシェアとの相関

本項では、信金貸出市場が県毎に分断されているとの認識をもとに、効率的な信金ほど、その県におけるシェアを増やしているかどうかを吟味する。まず、各県における各金庫の貸出量（預金量）のシェアを計算し、その変化率を 1993 年から 97 年について計算したものを *RSHAREL* (*RSHARED*) と名付ける。また、シェアの変化幅を *DSHAREL* (*DSHARED*) と名付ける。これらと経費率の相関を表 10 に示す。

表 10 各県のシェアの変化と経費率の相関係数

| | RKEIHIL | DSHAREL | | RKEIHID | DSHARED |
|---------|----------|---------|---------|----------|---------|
| RKEIHIL | 1 | | RKEIHID | 1 | |
| DSHAREL | 0.017667 | 1 | DSHARED | 0.026297 | 1 |
| RSHAREL | 0.045398 | 0.57223 | RSHARED | -0.05401 | 0.63891 |

注：DSHAREL=貸出の 1997 年のシェア - 1993 年のシェア

RSHAREL=貸出の 1997 年のシェア/1993 年のシェア

DSHARED=預金の 1997 年のシェア - 1993 年のシェア

RSHARED=預金の1997年のシェア/1993年のシェア

貸出の場合、シェアの変化幅、変化率ともに弱い正の相関がある。預金の場合、シェアの変化(DSHARED)とは弱い正の相関があるが、シェアの変化率(RSHARED)とは弱い負の相関が見られる。しかし、この相関係数の低さはほとんど無相関であると考えた方が良くであろう。したがって、効率性仮説は支持されない。

この分析を京都の信金9庫を対象として行った結果が表11に示されている。京都の信金に限ると、相関は明確に正であり、効率仮説は棄却される。佐竹・筒井(2003)の結論は京都に関しては確認される。

表11 各県のシェアの変化と経費率の相関係数：京都の信金対象

| | RKEIHIL | DSHAREL | | RKEIHID | DSHARED |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| RKEIHIL | 1 | | RKEIHID | 1 | |
| DSHAREL | 0.75414 | 1 | DSHARED | 0.41813 | 1 |
| RSHAREL | 0.554 | 0.86163 | RSHARED | 0.44593 | 0.85515 |

注：サンプルは京都の信金9庫

このような結果が得られたのは、分析方法に問題があるのかもしれない。県内の競争が問題であるなら、県内の信金間の経費率の大小だけが問題であるはずである。上記の分析ではそのようなことが考慮されていない。そこで、経費率の代わりに、その県に属する信金の経費率の合計を計算し、その値で各庫の経費率を割ることにしよう。貸出についてこのようにして求めた変数をLKEIHI、預金について計算した変数をDKEIHIと名付ける。これは、経費率について県内の信金相互の相対的な大きさを表すことになる。

県内の信金相互の経費率の相対的な大きさとシェアの変化との相関係数は表12に示されている。貸出について、シェアの変化幅との相関係数が負に変わるものの、どのケースについても相関係数はきわめて小さく、無相関を棄却しない。各県のシェアの変化を考えたとき、効率性とシェアの変化は無相関であり、効率性仮説は支持されない。

表12 県内の信金相互の経費率の相対的な大きさとシェアの変化との相関

| | LKEIHI | DSHAREL | | DKEIHI | DSHARED |
|---------|----------|---------|---------|----------|---------|
| LKEIHI | 1 | | DKEIHI | 1 | |
| DSHAREL | -0.00351 | 1 | DSHARED | 0.007438 | 1 |

| | | | | | |
|---------|----------|---------|---------|----------|---------|
| RSHAREL | 0.025651 | 0.57223 | RSHARED | -0.00815 | 0.63891 |
|---------|----------|---------|---------|----------|---------|

4 - 3 規模の影響を排除

効率性仮説の検定に際して、効率性に規模の経済を含めるべきかどうかは検討を要する事柄である。本節では、とりあえず、規模の経済性の影響を取り除いた場合、どのような結果が得られるかを検討する。非効率性の推定は次節で行うこととし、ここでは、規模の影響を取り除くために、経費率を規模（預金、貸出）に回帰し、残差項を経費率の代わりに使う。推定式は、預金の場合、

$$(1) \quad (C/D)_i = a_0 + A_D D_i + u_i \quad i = 1, 401$$

であり、1993年度のデータを用いて推定する。ここで、 C は経費、 D は預金である。推定結果は表13に示されている。

表13 (1)式の推定結果（預金）

| 変数 | 係数 | t-値 | P-値 |
|------------------|--------|---------|--------|
| 定数 | 0.019 | 116.277 | [.000] |
| 預金 | -0.000 | -6.118 | [.000] |
| $\overline{R^2}$ | 0.0835 | | |
| サンプル数 | 401 | | |

貸出の場合は、推定式は

$$(2) \quad (C/L)_i = a_0 + A_L L_i + u_i \quad i = 1, 401$$

である。推定結果は表14に示されている。

表14 (2)式の推定結果（貸出）

| 変数 | 係数 | t-値 | P-値 |
|------------------|--------|---------|--------|
| 定数 | 0.029 | 106.081 | [.000] |
| 預金 | -0.000 | -10.686 | [.000] |
| $\overline{R^2}$ | 0.221 | | |
| サンプル数 | 401 | | |

預金の係数も貸出の係数も有意に負であり、どちらも規模の経済性があることが分かる。この推定の残差項を *RRKEIHID*, *RRKEIHIL* と書き、その後の預金や貸出の変化率との相関を計算したのが、表 15 である。貸出をとった場合には、その後の貸出額の変化幅とはほとんど無相関であり、変化率とは正の相関がある。すなわち、効率性仮説とは矛盾した結果が得られる。これに対し、預金をとった場合には、概してその後の変化幅、変化率ともに負の相関が得られる。すなわち、効率性仮説は支持される。しかし、その相関が 1 年後および 2 年後には弱く、むしろ 3 年後、4 年後に強くなっている点で奇妙な結果である。

表 15 規模の経済性を除去した経費率とその後の変化との相関

| | RRKEIHIL | | RRKEIHID | | RRKEIHIL | | RRKEIHID | |
|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|--|
| RRKEIHIL | 1 | RRKEIHID | 1 | RRKEIHIL | 1 | RRKEIHID | 1 | |
| DLOAN2 | 0.004 | DDEPO2 | -0.00532 | RLOAN2 | 0.052464 | RDEPO2 | -0.04279 | |
| DLOAN3 | -0.016 | DDEPO3 | -0.06824 | RLOAN3 | 0.078509 | RDEPO3 | -0.07981 | |
| DLOAN4 | 0.012 | DDEPO4 | -0.12325 | RLOAN4 | 0.079755 | RDEPO4 | -0.03361 | |
| DLOAN5 | 0.000 | DDEPO5 | -0.10806 | RLOAN5 | 0.042624 | RDEPO5 | -0.13394 | |
| DLOAN | -0.000 | DDEPO | -0.13802 | RLOAN | 0.12711 | RDEPO | -0.12816 | |

注： 残差項 = *RRKEIHID*, *RRKEIHIL*、サンプル数は 401。

5 . 非効率性の推定

5 . 1 推定法

経費率は効率性を表すわかりやすい指標ではあるが、規模の経済性と識別されていないという欠点がある。もし、規模の経済性が存在するならば、大規模な信金は、その規模故に効率的であることになる。規模の経済性から独立な組織上の効率性として技術効率性と価格効率性があるが、これらで信金の効率性を評価する方が適切であるかもしれない。本節では、フロンティア費用関数を推定することにより、技術効率性 + 価格効率性の大きさを推定することにしよう。

フロンティア費用関数を推定するためには、まず、信金の生産構造を特定しなければならない。ここでは、信金は労働 N と資本設備 K を使って資金を調達し、それを貸出 L に変換するという企業であると考え。すなわち、信金の生産物は貸出であると考え。⁸すなわち、生産関数は

⁸ 生産物はフローであるはずだから、貸出残高というストックをとることに矛盾がある。ある期間に実現した新規貸出額の方が望ましいのかもしれない。しかし、新規貸出額のデータは利用可能でない。また、既存の貸出もモニタリングなどの費用がかかるし、利子を産むといった点を考えると、貸出残高をとることに一定の理由があるように思われる。

$$(3) \quad L = f(K, N; \eta)$$

である。ここで、 η は技術的非効率性を表す。

競争的な生産要素市場に直面していると仮定すると、(3)と双対な費用関数は

$$(4) \quad C = g(L, w, p; \xi)$$

と書ける。ここで w は賃金率、 p は資本設備のレンタル価格である。 ξ は技術非効率性 + 価格非効率性を表す。

(4)式を推定するには関数形を特定しなければならない。ここでは、トランスログ関数を採用し、説明変数はその平均値からの乖離とする。⁹また、賃金率は人件費 / 従業員数で各信金ごとに算出する。資本設備のレンタル価格については、土地以外の建物やコンピュータ、ATMなどの機械・設備などは全国どこからでも購入できるので、各信金は同一の価格に直面していると考えられる。クロスセクション分析では、これらは定数項に含まれる。土地の価格については、営業地域によって異なるので、このように考えることはできないが、ここでは簡単のため、 p は定式化から除外することとした。

したがって、推定式は、

$$(5) \quad \ln C = a_0 + a_1 \ln L + a_2 \ln w + a_3 (\ln L)^2 + a_4 (\ln w)^2 + v + u$$

である。ここで、 $\ln L$ と $\ln w$ はそれぞれの平均値からの乖離である。 v は通常の期待値 0 で iid の誤差項、 u は非負の誤差項で非効率性の大きさを表す。

(5)式はstochastic frontier費用関数と呼ばれ、 u が半正規分布(half normal distribution)の場合について、Aigner *et al.* (1977) が提唱した。¹⁰ u が切断正規分布(truncated normal distribution)の場合については、Stevenson (1980) が計算法を示した。また、各観察値についての u の値は、観察可能な $v+u$ の条件付き分布の平均値を用いることをJondrow *et al.* (1982)が提唱した。

日本の銀行業の非効率性については、粕谷(1989)がパネルデータで経営資源の推定を行っている。本間他(1996)はパネルデータを用いて stochastic frontier 関数を推定することによって、高度成長期の銀行業の効率性を推定している。堀・吉田(1996)はパネルデータの推定、Fukuyama(1993)はノンパラメトリック推定、国方(2002)は、サンプルを平均費用を基準にグループ分けすることによって(thick frontier approach という) 効率性を推定している。松浦・戸井(2002)は、本稿と同じく、stochastic frontier 関数の推定によって、1990年代の各銀行の非効率性を推定している。

5.2 推定結果

本稿では、 u が半正規分布であると仮定して推定しよう。1993年度の401庫のデータ

⁹ 平均からの乖離をとることの根拠については、広田・筒井(1992)参照。

¹⁰ 非効率性の推定については、たとえば、堀(1998)を参照せよ。

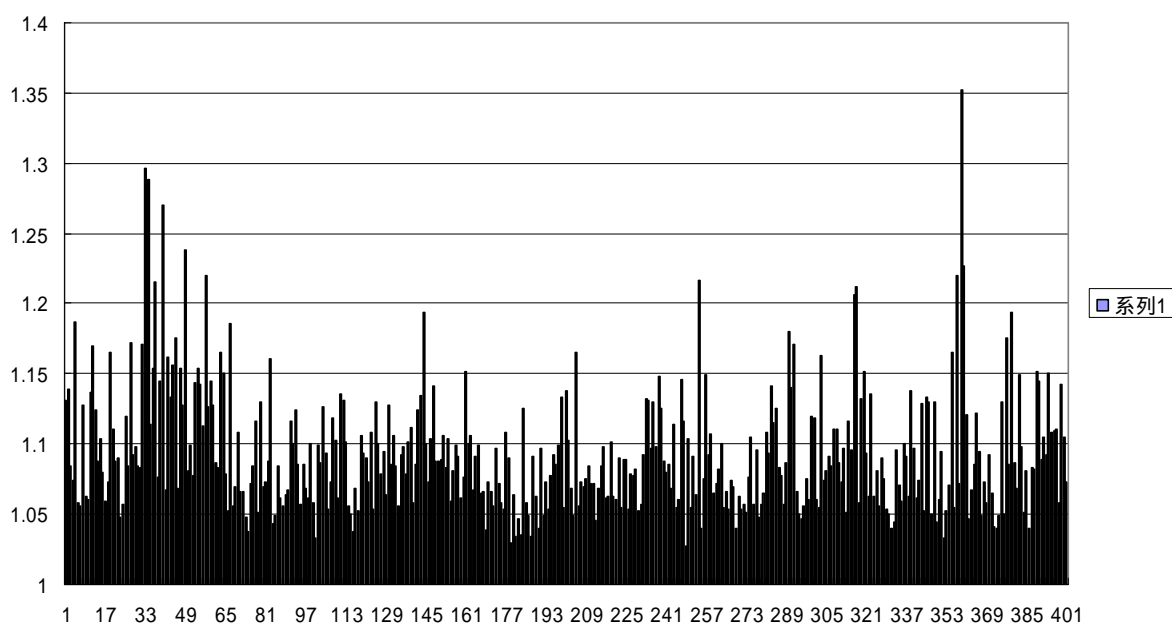
を用いた推定結果が、表 16 に示されている。

表 16 非効率性の推定結果 (4) 式

| 変数 | 推定値 | t-値 | P-値 |
|--------------------|--------|---------|--------|
| 定数 | 14.614 | 696.100 | [.000] |
| ln L | 0.852 | 96.233 | [.000] |
| ln w | 0.492 | 7.361 | [.000] |
| (lnL) ² | 0.004 | 0.962 | [.336] |
| (lnw) ² | -0.146 | -0.493 | [.622] |

貸出の 2 次の項は有意でないので、費用の規模弾力性は 0.85 であり、かなり大きな規模の経済性が認められる。非効率の大きさを e^e で表すこととし、これを図 3 に示している。経費率の時と同様、図の中央部分が少しへこんだ、お椀型をしていることが見てとれる。

図 3 非効率の大きさ



この非効率性の推定値と貸出を用いた経費率($RKEIHIL$)の相関係数は 0.73 であり、かなり相関が高いことが分かる (表 17 参照)。さらに、貸出の経費率を貸出に回帰した残差($RRKEIHIL$)との相関は 0.90 であり、このようにして規模の影響を取り除くことに意味があることを示唆している。

表 1 7 非効率性の推定値と経費率の相関係数

| | 非効率性 |
|----------|---------|
| RKEIHID | 0.37246 |
| RRKEIHID | 0.39351 |
| RKEIHIL | 0.73204 |
| RRKEIHIL | 0.90473 |

京都府の信金の非効率性が、他県と比較して小さいかどうかを見るために、

$$(6) \quad \exp(u_i) = \alpha + \sum_{j \neq 26} \beta_j DUM_i^j + \varepsilon_i$$

という回帰を行った結果が、表 1 8 に示されている。ただし、島根県にはこの推定期間を通じて存続した信金がなかったので、島根県ダミーは含んでいない。5%有意水準で 11 県で有意に京都府より非効率である一方、有意に効率性が高い県は存在しない。有意ではないが、係数がマイナスの県は 7 県である。したがって、京都府の信金は効率性がもっとも高いグループに属するものの、突出した存在ではないと結論される。非効率の程度は県毎によって異なる。

表 1 8 (6) 式の推定結果

| 変数 | 係数 | 標準偏差 | t-値 | P-値 |
|---------|-------|-------|--------|--------|
| 定数項(京都) | 1.071 | 0.013 | 82.361 | [.000] |
| 北海道 | 0.030 | 0.015 | 2.000 | [.046] |
| 青森 | 0.134 | 0.022 | 6.146 | [.000] |
| 岩手 | 0.061 | 0.020 | 3.095 | [.002] |
| 宮城 | 0.079 | 0.021 | 3.862 | [.000] |
| 秋田 | 0.084 | 0.022 | 3.859 | [.000] |
| 山形 | 0.068 | 0.022 | 3.132 | [.002] |
| 福島 | 0.046 | 0.019 | 2.401 | [.017] |
| 茨城 | 0.002 | 0.022 | 0.100 | [.921] |
| 栃木 | 0.017 | 0.019 | 0.876 | [.382] |
| 群馬 | 0.000 | 0.018 | -0.008 | [.994] |
| 埼玉 | 0.020 | 0.022 | 0.918 | [.359] |
| 千葉 | 0.007 | 0.018 | 0.409 | [.683] |
| 東京 | 0.024 | 0.014 | 1.691 | [.092] |

| | | | | |
|------------------|--------|-------|--------|--------|
| 神奈川 | 0.016 | 0.018 | 0.885 | [.377] |
| 新潟 | 0.001 | 0.018 | 0.068 | [.946] |
| 富山 | -0.004 | 0.018 | -0.225 | [.822] |
| 石川 | 0.027 | 0.020 | 1.352 | [.177] |
| 福井 | 0.013 | 0.020 | 0.644 | [.520] |
| 山梨 | -0.010 | 0.026 | -0.371 | [.711] |
| 長野 | -0.013 | 0.020 | -0.642 | [.521] |
| 岐阜 | 0.002 | 0.019 | 0.090 | [.928] |
| 静岡 | 0.002 | 0.016 | 0.134 | [.893] |
| 愛知 | 0.033 | 0.016 | 2.068 | [.039] |
| 三重 | 0.015 | 0.020 | 0.740 | [.460] |
| 滋賀 | 0.035 | 0.023 | 1.498 | [.135] |
| 大阪 | 0.009 | 0.016 | 0.548 | [.584] |
| 兵庫 | 0.015 | 0.017 | 0.889 | [.375] |
| 奈良 | 0.002 | 0.026 | 0.063 | [.950] |
| 和歌山 | 0.065 | 0.026 | 2.481 | [.014] |
| 鳥取 | 0.020 | 0.020 | 1.022 | [.308] |
| 岡山 | 0.047 | 0.017 | 2.719 | [.007] |
| 広島 | -0.009 | 0.018 | -0.510 | [.610] |
| 山口 | 0.015 | 0.018 | 0.842 | [.400] |
| 徳島 | 0.015 | 0.026 | 0.559 | [.576] |
| 香川 | 0.034 | 0.026 | 1.290 | [.198] |
| 愛媛 | -0.001 | 0.021 | -0.071 | [.943] |
| 高知 | 0.047 | 0.030 | 1.547 | [.123] |
| 福岡 | 0.047 | 0.017 | 2.795 | [.005] |
| 佐賀 | -0.011 | 0.023 | -0.487 | [.627] |
| 長崎 | 0.005 | 0.026 | 0.200 | [.842] |
| 熊本 | 0.065 | 0.023 | 2.772 | [.006] |
| 大分 | 0.011 | 0.019 | 0.573 | [.567] |
| 宮崎 | 0.049 | 0.020 | 2.497 | [.013] |
| 鹿児島 | 0.034 | 0.023 | 1.471 | [.142] |
| 沖縄 | 0.018 | 0.030 | 0.589 | [.556] |
| $\overline{R^2}$ | 0.2191 | | | |
| サンプル数 | 401 | | | |

さて、この非効率の大きさの推定値を使って効率性仮説の正否を調べてみよう。ま

ず、1年後から4年後までの貸出の変化額 ($DLOAN2 \sim DLOAN5$ 、 $DLOAN$) との相関が表19の左の列に示されている。相関は負ではあるが、ほとんど無相関に近い。次に、貸出の変化率 ($RLOAN2 \sim RLOAN5$ 、 $RLOAN$) との相関が表19の真ん中の列に示されている。この結果は弱いながら正の相関であり、効率性仮説と矛盾する。最後に、各信金の県内の貸出シェアの、1993年から1997年までの変化幅 ($DSHARE$) と変化率 ($RSHARE$) との相関が右側の列に示されている。これらの相関は負であるが、有意ではない。いずれにしてもこれらの相関係数は小さく、効率性仮説を支持する結果が得られたとは言い難い。

京都の信金9庫にサンプルを絞って、同様の計算をした結果が表20に示されている。全国結果とは逆に、貸出の変化額とは正に、変化率とは負に相関している。しかし、これらの相関係数も有意ではない。これは佐竹・筒井(2003)と異なる結果であるが、その違いは、(1) 佐竹・筒井(2003)では、京都の信金だけをサンプルとしてフロンティア費用関数を推定しているのに対し、ここでは全国の信金をサンプルとして推定している。(2) 佐竹・筒井(2003)では切断正規分布を仮定しており、非効率の原因を表す式(次節の(7)式に相当する)と同時推定しているのに対し、本稿では半正規分布を仮定し、(6)式だけを推定しているというように、推定方法が異なる、の2点によるものと思われる。

表19 非効率性の大きさとその後の貸出の変化との相関：全国の結果

| | 非効率性 | | 非効率性 | | 非効率性 |
|--------|----------|--------|----------|--------|----------|
| DLOAN2 | -0.03184 | RLOAN2 | 0.013301 | DSHARE | -0.07397 |
| DLOAN3 | -0.00572 | RLOAN3 | 0.071552 | RSHARE | -0.02686 |
| DLOAN4 | 0.026339 | RLOAN4 | 0.059204 | | |
| DLOAN5 | -0.02433 | RLOAN5 | 0.06454 | | |
| DLOAN | -0.02067 | RLOAN | 0.09641 | | |

注：サンプル数は401。

表20 非効率性の大きさとその後の貸出の変化との相関：京都の結果

| | 非効率性 | | 非効率性 | | 非効率性 |
|--------|----------|--------|----------|--------|----------|
| DLOAN2 | 0.004499 | RLOAN2 | -0.34818 | DSHARE | -0.0622 |
| DLOAN3 | 0.043039 | RLOAN3 | -0.02661 | RSHARE | -0.11802 |
| DLOAN4 | 0.25098 | RLOAN4 | -0.29073 | | |
| DLOAN5 | -0.15226 | RLOAN5 | -0.46835 | | |
| DLOAN | 0.011944 | RLOAN | -0.11802 | | |

注：サンプル数は9。

フロンティア費用関数を推定し、規模の経済性を除外した非効率性を使った場合、効率性とその後の貸出の変化との相関は総じて小さい。

6. 非効率性の原因

非効率性はどのような要因で生じているのだろうか。ここでは非効率性の推定値を次の6つの変数に回帰して、その要因を探ることとする。第1は、都道府県を一つの市場と見たときの、市場集中度を表すハーフィンダール指数(HI)である。ここでは、信金だけが他業態と独立に県別市場を形成しているとの前提の下に、貸出残高に関してのHIを算出する。¹¹市場集中度が高いほど競争が緩いという市場構造 = 成果仮説からは、HIの係数は正であることが予想される。しかし、効率性仮説からは、効率的な信金がシェアを拡大するので、HIの係数はむしろ負になる可能性がある。

第2に、信金の規模を説明変数に加える。規模については、費用関数の推定で規模の経済性が捉えられているが、まだ、捉え切れていない規模の効果があるかもしれない。変数としては貸出の対数値(LLOAN)を用いるが、その係数の符号は先見的には不明である。

第3に、預貸比率(貸出残高 / 預金残高 ; YOTAI)を説明変数とする。信金の預貸比率はすべて1より小さく、1993年度の平均値は0.69である。すなわち、集めた預金の約2/3しか貸し出されていない。したがってこの預貸比率が高いことは、ある量の貸出を行うのにより少ない預金を集めていることを意味している。(5)式の費用関数の定式化では、貸出と預金の額が同額であると暗黙のうちに想定しているが、その想定は現実には満たされない。したがって、生産物を貸出だけと見た分析では、同一の貸出を行うのに預貸比率が高い信金ほど預金が少ないので、より少ない費用で済むことが予想される。本来はこの変数は費用関数(5)式の説明変数として採用すべきかもしれないが、それが含まれていない本節の分析では、預貸比率が高い信金ほど非効率性が小さい傾向があるであろう。したがって、YOTAIの係数は負であると予想される。

第4の変数は利鞘(= 貸出利率 - 預金利率 = 貸出利息 / 貸出残高 - 預金利息 / 預金残高 ; RIZAYA) である。本来、利鞘は信金の行動の結果として実現するものであり、その意味では、効率性を説明する変数としては同時性の問題があるかもしれない。しかし、ここでは、市場集中度のように信金にとって環境を意味する変数の代理変数であると考えられる。利鞘が大きい環境では信金は非効率であっても存続しうるので、RIZAYAの係数は正であることが予想される。

第5の変数は店舗数(の対数値; LBRANCH)である。これについては、先見的に係数

¹¹ この前提を支持する研究として、Kano and Tsutsui (2003) がある。

の符合は確定しない。もし、店舗数が過剰であれば、店舗が多いほど非効率が大きくなり(係数は正)、店舗数が過少であれば店舗数が多いほど非効率は小さくなる(係数は負)であろう。

最後の変数は従業員数 + 役員数の対数值(*LEMP*)である。これについては店舗数と同様に考えることができる。すなわち、もし、従業員数 + 役員数が過剰であれば、従業員数 + 役員数が多いほど非効率が大きくなり(係数は正)、従業員数 + 役員数が過少であれば従業員数 + 役員数が多いほど非効率は小さくなる(係数は負)であろう。

推定式は

$$(7) \quad \exp(u_i) = c + \beta_1 HI_i + \beta_2 LLOAN_i + \beta_3 YOTAI_i + \beta_4 RIZAYA_i + \beta_5 LBRANCH_i + \beta_6 LEMP_i + \varpi_i$$

である。

推定結果は表 2 1 に示されている。すべての変数が 1%水準で有意である。*HI* の係数は有意に負であり、広義の効率性仮説の成立を示唆している。預貸比率、利鞘はそれぞれ、期待された符号をとっている。貸出残高の係数は負であり、大規模な信金ほど組織的な非効率性が小さいことを表している。店舗数の係数は正であり、店舗が過剰であることを示唆している。従業員数も同じく正であり、従業員数が過剰であることを示唆している。

表 2 1 非効率の原因 : (7) 式の推定結果

| 変数 | 係数 | 標準偏差 | t-値 | P-値 |
|------------------|--------|---------|---------|--------|
| 定数 | 3.014 | 0.104 | 28.982 | [.000] |
| <i>LLOAN</i> | -0.168 | 0.00881 | -19.038 | [.000] |
| <i>HI</i> | -0.032 | 0.00935 | -3.396 | [.001] |
| <i>YOTAI</i> | -0.123 | 0.016 | -7.526 | [.000] |
| <i>RIZAYA</i> | 2.058 | 0.252 | 8.161 | [.000] |
| <i>LBRANCH</i> | 0.015 | 0.005 | 2.875 | [.004] |
| <i>LEMP</i> | 0.205 | 0.011 | 19.277 | [.000] |
| $\overline{R^2}$ | 0.7643 | | | |
| サンプル数 | 401 | | | |

注：従属変数は非効率の大きさ

7 . おわりに

本稿では、信金業界において効率性仮説が成立するかどうかを実証的に検討した。京都の信金を対象とした佐竹・筒井(2003)によると、1980年代には効率性仮説が成立するが、1990年代には成立しない。もし、効率性仮説が成立しないのだとすると、それは、地域営業規制が競争を阻害している可能性も考えられ、新たな問題を提起する。そこで、本稿では、1993年から97年に存続した全国401信金を対象として分析をおこなった。

分析の結果は、効率性の指標として、規模の経済性を含めるかどうかで大きく異なることが見い出された。経費率のように規模の経済性を含む効率性指標をとった場合、全国の信金では、だいたいにおいて効率性仮説を支持する結果が得られた。しかし、経費率から規模の経済性を除外した指標を使ったり、フロンティア費用関数を推定した非効率性を使った場合には、その後の貸出変化との相関は小さく、効率性仮説は支持されなかった。したがって、効率性仮説の可否を判定するには効率性の定義として、規模の経済性を含めるべきかを検討する必要がある。その断定的な結論は将来の課題とするが、効率性仮説において「効率的な企業が成長する」というとき、規模の効率性も含めたトータルな効率性を考えて良いように思われる。本稿では暫定的に、そのように考え、第3節の結果(表3,表4)に基づいて、効率性仮説が支持されたと結論しよう。¹²

最後に、本稿の限界を指摘しておこう。本稿の分析にはいろいろな問題が残されており、効率性仮説の可否について断定的な結論を得るには更なる分析が必要である。第1に、本稿は1993年から97年の5年間という限られた期間を分析したにとどまる。より長い期間、できれば1980年代から分析することが望まれる。第2に、本稿では5年間存続した信金のみを対象とし、合併などで消滅した金庫は分析の対象からはずした。そのため、効率性を推定した93年度には428金庫存在したが、27金庫を除外して分析している。このような分析には問題があるかもしれない。存在したすべての金庫を対象に推定を行うべきかも知れない。合併等により消滅した金庫をどのように扱うべきかは難しい問題である。第3に、本稿では、半正規分布を仮定して非効率性の推定を行っている。より制約のゆるい切断正規分布を仮定した推定を行うことが望ましい(Battese and Coelli (1995), Coelli (1996)参照)。また、非効率性の原因の推定は、非効率性を推定し、その推定値を原因に回帰するという2段階のプロセスで分析しているが、同時推定のほうが効率性が高いといわれている。この2つの点で非効率性の推定について改善を図ることも課題である。さらに、効率性仮説の検定方法として、非効率性とその後のシェアの相関を見る以外により妥当な方法を考案することも残された課題である。

¹² 貸出の場合には変化として変化率($RLOAN$)をとると、相関は正で、効率性仮説と矛盾する。すなわち、その後の変化として、変化幅をとるか変化率をとるかも重要な問題である。

参照文献

英語文献

Alley, W. A. (1993) "Collusion versus Efficiency in the Japanese Regional Banking Industry," *Economic Studies Quarterly*, Vol. 44, No. 3, pp. 206 – 215.

Aigner, D. J., C. A. K. Lovell and P. Schmidt (1977) "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 6, pp. 21 – 37.

Battese, G. E. and T. J. Coelli (1995) "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data," *Empirical Economics*, Vol. 20, No. 2, pp. 325 – 332.

Coelli, T. (1996) "A Guide to FRONTIER Version 4: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation," *CEPA Working Papers 96/7*.

Demsetz, H. (1973) "Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy," *Journal of Law and Economics*, Vol. 16, No. 1, pp. 1 - 9.

Freixas, X. and J-C. Rochet (1997) *Microeconomics of Banking*, MIT Press,.

Fukuyama, H. (1993) "Technical and Scale Efficiency of Japanese Commercial Banks: A Non-parametric Approach," *Applied Economics*, Vol. 15, pp. 1101 – 1112.

Gilbert, R. A. (1984) "Bank Market Structure and Competition: A Survey," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 16, No. 4, pp.617-712.

Heggestad, A. A. (1979) "A Survey of Studies on Banking Competition and Performance," in F. R. Edwards ed. *Issues in Financial Regulation*, pp.449-490, New York: McGraw-Hill.

Jondrow, J., C. A. K. Lovell, I. S. Materov and P. Schmidt (1982) "On Estimation of

Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model,” *Journal of Econometrics*, Vol. 19, pp. 233 –238.

Kano, M. and Y. Tsutsui (2003) “Geographical Segmentation in Japanese Bank Loan Markets,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 33, No. 2, pp. 157-174.

Martin, S. (2002) *Advanced Industrial Economics*, Massachusetts: Blackwell Publishers.

Mori, N. and Y. Tsutsui (1989) “Bank Market Structure and Performance: Evidence from Japan,” *Economic Studies Quarterly*, Vol. 40, No. 4, pp. 296 – 316.

Smirlock, M. (1985) “Evidence on the (Non) Relationship between Concentration and Profitability in Banking,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 17, No. 1, pp. 69-83.

Stevenson, R. E. (1980) “Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation,” *Journal of Econometrics*, Vol. 13, pp. 57 – 66.

Varian, H.R. (1978) *Microeconomic Analysis*, Norton & Company.

日本語文献

岩根徹(1990) 「わが国銀行業の市場構造と成果」『大阪大学経済学』第40号第1-2号、54-72頁。

奥野正寛・鈴木興太郎(1985) 『ミクロ経済学』岩波書店。

粕谷宗久(1989)「銀行業のコスト構造の実証分析」『金融研究』第8巻第2号、79-118頁。

國方明(2002)「わが国銀行業の効率性の検討 - フロンティア費用関数の推計を通じて - 」『現代ファイナンス』No.11、3-29頁。

佐竹光彦・筒井義郎 (2003) 「なぜ京都は信金王国なのか? :efficiency structure 仮説の視点による分析」湯野勉編著 『京都の地域金融』日本評論社、第4章、71-108頁。

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)第6章、141-163頁。

本間哲志・神門善久・寺西重郎(1996)「高度成長期のわが国銀行業の効率性」『経済研究』第47巻第3号、248-269頁。

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、24-51頁。

堀敬一・吉田あつし(1996)「日本の銀行業の費用効率性」*Japanese Journal of Financial Economics*, 第1巻第2号、87-110頁。

松浦克己・戸井佳奈子(2002)「銀行の経営非効率とその要因 銀行破綻, 銀行再生政策との関連において」林敏彦・松浦克己編『金融変革の実証分析』日本評論社、第3章、61-88頁。