



RIETI Discussion Paper Series 05-J-027

都市銀行における効率性仮説

筒井 義郎
経済産業研究所

佐竹 光彦
龍谷大学

内田 浩史
和歌山大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

都市銀行における効率性仮説

筒井義郎

(大阪大学)

佐竹光彦

(龍谷大学)

内田浩史

(和歌山大学)

2005年9月

要旨

本稿は1974年以降2001年度までの都市銀行を対象として、効率性仮説が成立するかどうかを検証した。従来は、効率性仮説は市場構造—成果仮説との対比で、利潤や金利といった市場成果が市場集中度と市場シェアのどちらによってよりよく説明されるか、という枠組みで検証することが多かった。われわれはその枠組みの問題を指摘し、効率性仮説を「より効率的な銀行がより成長する」という命題に集約して、より直接的に検証した。まず、パネルデータを用いて銀行の組織的非効率性と規模の不経済性を推定した。次に、その推定値が次年度の銀行規模にどのような影響を与えるかを吟味した。貸出の誘導形に前期の組織的非効率性と規模の不経済性を追加した回帰分析では、組織的非効率性は負の影響を与えるが、規模の不経済性は想定とは逆に正の影響を与えることが見いだされた。これに対し、銀行の資産に対しては、組織的非効率性と規模の不経済性の両方とも負の影響を与えるという、効率性仮説と整合的な結果が得られた。

1. はじめに

本稿の目的は、都市銀行において効率性仮説が成立しているかどうかを検証することである。効率性仮説とは、Demsetz (1973)が提唱したもので、市場競争の原理が働く限り、効率的な企業が競争に勝って成長してゆき、その結果効率的な企業が大規模になり、市場集中度が高くなる、という仮説である。また、こうした企業は、高い市場シェアと同時に高い収益率を達成するものと考え、この仮説の下では、市場集中度が高い市場ほど効率的であると予想される。

この仮説は、それ自体として尤もらしいものであるが、この仮説の検証は、満足な形で行われてきたとは言いがたい。そもそも、これまでの分析においては効率性仮説が単独で議論・検証されることはなく、伝統的な産業組織論における市場構造—成果仮説（SCP (Structure-Conduct-Performance) 仮説）の対立仮説として、常に SCP 仮説との同時検証として行われてきた。市場構造—成果仮説は、市場集中度が高い市場は寡占的であるために競争程度が低く、そのために高い貸出金利（高い価格）や多い利潤といった好ましくない市場成果をもたらす傾向があると考え。しかし、同じ関係、つまり集中度と収益率との正の関係は、上述の通り市場競争の結果、つまり効率性を原因としてもたらされた、と考えることもできる。このように、2つの仮説は同じ現象に対して全く異なる説明を行っている。SCP 仮説の場合は集中を排除する政策が望ましいのに対し、効率性仮説の場合はそうした政策はかえって弊害をもたらすことになり、両者は正反対の政策的含意を持つことになる。¹

このため、これまではもっぱら効率性仮説と SCP 仮説のどちらの仮説が正しいのかを明らかにしようとする実証分析が行われてきた。Weiss(1974)以降、その方法としては、収益率（レント）を従属変数とし、市場シェアと集中度の2つの説明変数のどちらが有意かを調べる、というものである。²企業の相対的効率性を示す市場シェアが有意である場合には効率性仮説が、集中度が有意の場合には SCP 仮説が成立するものと考えられた。³

¹ なお、銀行産業において伝統的な市場構造—成果仮説が成立するかどうかについては、1960年代から1980年代にかけて数多くの実証研究が行われたが、その結果は決定的なものではなかった（Heggstad (1979), Gilbert (1984), Freixas and Rochet (1997)）。

² Weiss (1974)以前にも、効率性仮説と SCP 仮説の同時検証はいくつか行われている。まず Demsetz (1973)の後半部分では、二つの仮説においては企業規模と収益率との間にそれぞれ異なる理論的關係が予想されるため、この点を明らかにすれば仮説を識別できると考え、分析を行っている。しかし Martin (2000, ch.6)が示すとおりこの議論は不十分であり、両仮説が全く同じ関係をもたらす可能性もある。また、そこでは非常に簡単な相関関係しか分析されておらず、Demsetz の分析は不十分だといわざるを得ない。Demsetz の考え方を元にして回帰分析を行った Carter (1978) についても同様の問題が指摘される。

³ Smirlock (1985)は、説明変数として市場集中度とマーケットシェアだけではなく、両

しかし、こうした分析には問題がある。そもそも上記のような検証方法の背景には、市場シェアは企業の相対的な効率性を表しているという想定があるが、他方で市場シェア自体が企業の市場支配力を表すものだと考えることもできる。後者の場合、市場シェアが収益率に有意な影響を与えていることは、SCP 仮説を支持するものである。⁴また、ハーフィンダール指数はマーケットシェアの自乗和であるように、市場集中度は市場シェアと密接に関連している。このことを考えると、このような実証は、たとえ、論理的に正しかったとしても、実証的には無理があるといわざるを得ない。

利潤については効率性仮説の予想が明確でないこともこのような分析の問題点としてあげられる。効率的な企業は経費が少なく、利潤を増やす余地はあるが、競争が激しければ金利が低くなるので、利潤は少なくなるかもしれない。両方の力のどちらが上回るかについては確言しがたい。それにもかかわらず、Weiss 以降の多くの文献はどちらの仮説も、市場集中度と市場成果に正の相関を予言しているとして、そのどちらが成立しているかを調べたのである。

Berger and Hannan (1989)は、収益率ではなく価格を従属変数とすることで、この問題を持たない検証を行っている。SCP 仮説が成立する場合、集中度の高い市場においては非競争的行動によって、消費者にとって望ましくない価格が設定されると考えられる。これに対し、効率性仮説が成立する場合には、効率性の高い企業が多い集中度の高い産業においては消費者にとって望ましい価格が設定されるものと考えられる。Berger and Hannan (1989)は預金市場における検証を行っているが、そこでは預金金利を従属変数とし、市場集中度を主な説明変数とした回帰分析を行い、集中度の係数が有意に負である場合は SCP 仮説、有意に正である場合には効率性仮説が得られるものと想定している。つまり、価格を従属変数にとれば、利潤率をとった場合よりは、SCP 仮説と効率性仮説は比較的明確に区別することが可能である。

しかしこの分析も、効率性仮説の検証方法としては依然として問題がある。第一の問題は、そもそも効率性仮説の下で、収益率や価格に対してどのようなインプリケーションが導かれるのかは、やはりそれほど明確でない点である。

者の交差項を追加し、その係数の有意性でどの仮説が成立するのかを判定しようとしている点が特徴である。しかし、Alley (1993)等も指摘するようにこの方法の理論的根拠は不明である。Alley (1993)は、銀行の共謀(collusion)行動モデルを定式化することによって Smirlock (1985)の定式化が適切でないことを示し、そのことを実証的に確かめている。しかし、そこでは効率性仮説自体の検証は行われていない。

⁴ Shepherd (1986)の批判。これに対して Smirlock, Gilligan, and Marshall (1984)は、常に市場シェアが市場支配力を表しているとはいえない、と反論を行っている。とはいえ、両者はいずれも自らが正しいと思う「予想」を述べているだけであり、どちらが正しいかを検証するという試みは行われていない。

効率性仮説においては、Berger and Hanna (1989)の言うとおりに競争が激しくなり価格が低下するという可能性もあるが、Demsetz (1973)が述べるように効率的な企業は差別化された製品を生産し価格を下げることなく高収益を得ることができると考えることもできる。

第二に、市場成果と市場構造を回帰するという分析方法自体にも問題がある。従属変数として収益率をとるにせよ価格をとるにせよ、上記の分析はいわゆる市場成果変数（収益率や価格）を市場構造変数（集中度やシェア）に回帰したものであり、この点でSCP仮説の検証方法を延長したものである。SCP仮説では市場構造が市場成果を規定すると主張している。しかし、その想定自体が正しいかどうか、外生性の検定が行われているわけではない。つまり、こうした変数はすべて内生変数であって、外生的条件が与えられた下で同時に決定されるものであるという批判に答えていない。

こうした批判は、効率性仮説の検証に関しては特に問題となる。効率性仮説では、効率的な企業が高い収益率を獲得し、また効率的であるがゆえに高い市場シェアを獲得する。しかし、収益率と市場シェアはどちらも効率性の結果であり、両者の間になんらかの関係が見られたとしても、それは両者間の因果関係を意味するわけではない。Tirole (1988, p.2)が述べるように、こうして得られた関係はさまざまな理論的解釈を許すが、逆に複数の理論的説明のうちどれが正しいのかを明らかにすることはできず、その関係の原因を明らかにすることはできないのである。このため、こうした仮説の検証においては、その構造を表す方程式のレベルから考える必要がある。

Berger (1995)は、効率性の大きさを推定し、そのデータを明示的に用いた点で、また構造モデルを考えた点で、それまでの研究より格段に優れていた。企業の効率性に関しては、1980年代以降計量経済学的推定方法が確立され、その大きさを計測することが可能となっている。Berger (1995)は、この方法を用いて銀行の効率性を計測し、これと集中度、市場シェアとを主な説明変数として銀行の収益率に回帰している。効率性の指標が有意な場合には効率性仮説が、集中度や市場シェアが有意な場合にはSCP仮説が、支持されるのである。

しかし、Berger (1995)の分析にも依然として問題がある。Berger (1995)の従属変数は依然として市場成果を表す変数であり、Berger and Hannan (1989)に対する第二の批判がここでも当てはまる。

さらに、効率性仮説と市場構造—成果仮説とは、互いに排他的ではないことに注意すべきである。効率性仮説は、「市場競争の原理が働く限り、効率的な企業が競争に勝ち、成長してゆく」と予測し、その予測の上に、市場構造と成果の関係を考察する。すなわち、その論理は、市場成果ないしは市場行動が市場構造（集中度）を決定することに注目している。これに対し、市場構造—成果

仮説では、市場集中度が市場行動（競争度）ないしは市場成果を決定するのである。両者は必ずしも矛盾するものではなく、実際には両者ともに働いている可能性や両者ともに働いていない可能性がある。⁵したがって、効率性仮説は必ずしも SCP 仮説と同時に検証する必要はない。また、効率性仮説を狭く定義すると、効率性とその後の企業成長に与える影響を見ればよく、市場成果への影響まで検証する必要は必ずしもない。

本論文では、Berger (1995)の上記のような問題を考慮し、SCP 仮説とは独立に、またより基本的な命題に注目した直接的な検証方法を用いることによって、効率性仮説が成立するかどうかを検証する。本稿で検証する基本的な命題とは、「効率的な企業が競争に勝ち、成長してゆく」という、効率性仮説の核となる命題である。本論文では、費用関数を推定することによって非効率性の指標を計測したうえで、その指標が企業の成長度に与える影響を調べることによってこの関係を検定する。

先に述べたように、効率性仮説が市場構造と市場成果の間にどのような関係を予測するかはあまり明らかではない。したがって、効率性仮説の可否を判断するには、Berger (1995)以前の分析のように市場構造と市場成果との関係を調べたり、Berger (1995)のように効率性と市場成果の関係を調べるよりも、その命題が成立する必要条件である、上記の基本的な命題を検定する方が直接的である。また、効率性仮説が市場構造－成果仮説と独立に成立しうる仮説であることを考えても、市場集中度と市場成果の関係を調べるのではなく、効率性仮説の可否を独立に検定することが適切である。⁶

さらに、Berger (1995)ではある時期の効率性が同じ時期の市場成果に与える効果を分析しているが、本稿では過去の効率性が成長に与える影響を分析している。従来の分析は、同時点の市場構造と市場成果の関係をみるという意味で、静学的(static)な分析であった。しかし、効率性仮説のアイディアは、効率的な企業が成長し大きくなるという意味でダイナミックな関係に関する予想である。したがって、効率性仮説の検定としては、こうしたダイナミックな関係の有無をテストする方がより直接的である。

⁵ Berger (1995)が効率性仮説（の一つ）と市場構造－成果仮説（の一つ）を支持する結果を得ていることは、効率性仮説と市場構造－成果仮説が互いに矛盾するものではないことを示唆している。

⁶ 佐竹・筒井 (2003)も効率性を推定し、それが銀行のその後の成長率（マーケットシェアの変化）と関係しているかどうかを調べている点で、本論文と共通している。しかし、佐竹・筒井 (2003)が効率性とその後成長率との単相関を計算しているのに対し、本論文は銀行の成長率のモデルを考慮して回帰分析を行っている点が違っている。また、佐竹・筒井 (2003)が京都の信用金庫を分析対象としていたのに対し、本論文は都市銀行を対象としている点でも違っている。

銀行の成長の原因を明らかにしている、と言う点で、本稿の分析は銀行の成長に関する分析とも関連している。Goddard, McKillop, and Wilson (2002)は、企業は本質的には特に系統だって成長するのではなく確率的に成長するのであり、その結果どの産業も次第に集中する、というバランス仮説 (the laws of proportionate effect (LPE)) を検証している。⁷これは、企業の成長は確率的であるという Gibrat (1931)以来の考え方に基づいたものである。⁸しかし、たとえ結果的に成長が確率的に起こっているとしても、成長を全くの確率的事象と考え、全くの偶然によって企業の成長が決まると考えることは現実的とはいえないであろう。それよりは、成長は何らかの要因によって規定され、それらの要因が確率的に成長に影響を与えるために結果としての成長が確率的になると考える方が自然であろう。本稿はこうした企業成長の研究と比較しても、成長の基本的な要因を考える点に特徴がある。⁹

本稿は以下のように構成される。まず、第2節では、本稿のモデルが説明される。第3節では、そのモデルの実証結果が示される。第4節では、第3節の結果の頑健性がチェックされる。これらの分析が貸出を銀行規模としているのに対し、第5節では銀行の資産を説明する分析が行われる。第6節は、推定期間を70年代、80年代、90年代の3期間に分割し、得られた結果がこの期間で変化したかどうかを吟味する。第7節は結論をまとめる。

2. モデル

本稿の分析は2段階から成る。第1段階は、銀行の効率性の推定であり、第2段階は、効率性がその後の銀行の成長とどう相関しているかである。

2. 1 効率性の推定

効率性の推定法には、いくつかの方法があるが、ここでは、パラメトリックの方法である、いわゆる *stochastic frontier* 関数の推定を用いる。¹⁰具体的には、費用関数の関数形を仮定し、その誤差項が u と v の2つから成ると仮定する。ここで、 v は通常の攪乱項であり、正規分布を仮定する。 u は非効率性を表し、非

⁷ 具体的には、アメリカの *credit unions* に関して、Tschoegl (1983)が示した LPE の3つの検証仮説が検証されている。

⁸ Goddard, Molyneux, and Wilson (2004)は、同じ考え方に基づいた上で、企業(銀行)の成長は収益率と同時に決定されるものと考え、両者の連立方程式を推定している。

⁹ なお、Goddard, McKillop, and Wilson (2002)らにおいても LPE 以外に成長に影響を与えるであろう要因をも考慮した多変量回帰も行っている。しかし、その変数の選択は恣意的である。

¹⁰ 非効率性の推定については、たとえば、堀(1998)を参照せよ。

負の切断正規分布であるものと仮定する。

費用関数は銀行の生産物として、貸出 L を採用する。要素価格としては貸金率 w だけを考慮し、資本設備の価格は含めない。これは、資本設備市場が完全に都市銀行が同一の資本設備価格に直面していると仮定することと同じである。

¹¹ トランスログ関数を仮定するので、推定式は次のようになる。

$$\ln C_{i,t} = a_0 + a_1 \ln L_{i,t} + a_2 \ln w_{i,t} + a_3 (\ln L_{i,t})^2 + a_4 (\ln w_{i,t})^2 + a_5 (\ln L_{i,t}) (\ln w_{i,t}) + u_{i,t} + v_{i,t} \quad (1)$$

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。

(1)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。 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。¹²本稿では、FRONTIER41 というプログラムを用いて、 u が切断正規分布である場合の推定結果を示す (Battese and Coelli, 1995, Coelli 1996 参照)。

本稿では、非効率性を表す u が以下のメカニズムによって決定されるものと考え、これを (1)式と連立で推定する。

$$\exp(u_{i,t}) = c + \beta_1 HI_t + \beta_2 LLOAN_{i,t} + \beta_3 YOTAI_{i,t} + \beta_4 RIZAYA_{i,t} + \beta_5 LBRANCH_{i,t} + \varpi_{i,t} \quad (2)$$

u の原因として、ここでは5つの変数を考慮している。第1は、全国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。具体的には貸出残高に関して HI を算出する。非効率性の程度が市場集中度に影響されている可能性は否定できない。¹³

第2に、銀行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。都銀の預貸比率の平均値は82%である。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。(1)式の費用関数の定

¹¹ この場合にも、資本設備の価格は年度ごとには変化するはずであるので、その点を考慮した分析が将来の課題である。

¹² そこには、半正規分布の場合について、計算式が示されている。

¹³ たとえば、市場構造—成果仮説は、市場集中度が高いほど競争が緩いと予想する。

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銀行ほど預金が少ないので、より少ない費用ですむことが予想される。本来はこの変数は費用関数(1)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、預貸比率が高い銀行ほど u 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、利鞘は銀行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銀行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銀行は非効率的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。

最後の変数は店舗数(の対数値; *LBRANCH*)である。これについては、先見的に係数の符号は確定しない。もし、店舗数が過剰であれば、店舗が多いほど非効率性が大きくなり(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。

(1)、(2)式の連立推計によって得られた非効率性 u の推定値は、いわゆる X 非効率性を計測するものである。しかし、 u では規模の経済性で表される効率性を捉えられない。そこで本稿では u の推定値だけでなく、次式で定義される規模の弾力性 SE も用いることによって、効率性が銀行の成長にどのように影響するかを調べる。この SE は規模の不経済性の大きさを表す。¹⁴

$$SE_{i,t} \equiv a_1 + 2a_3 \ln L_{i,t} + a_5 \ln w_{i,t} \quad (3)$$

規模の不経済性(規模の弾力性) SE は、貸出が 1% 増加したとき費用が何% 増加するかを表すから、効率性仮説の考えからは、 SE が小さい銀行ほど規模を拡大することになる。

2.2 効率性仮説の検定

本稿では、需要と供給が一致するように貸出額が決定されるものと考えられる。貸出供給に関しては、通常の静学的な利潤最大化モデルで想定される寡占銀行の貸出供給関数を仮定する。このため、貸出供給は、貸出金利、代替資産金利(コールレート rc をとる)、市場の不完全性を表す変数(他銀行の推測変動や需要の弾力性、ここでは HI をとる)、(営業費用関数が貸出と規模の積に依存する

¹⁴ 導出方法は異なるものの、Berger (1995)においても X 非効率性と規模の経済性を表す二つの指標が用いられている。

場合には) 銀行の規模変数(ここでは預金)などに依存する。¹⁵さらに、銀行が貸し倒れリスクを考慮するため、貸出供給が自己資本比率(CR)に正の影響を受けると仮定する。さらに、前期に効率的な銀行ほど今期の貸出額が大きいという仮説を検定する。ここでは、その効率性を組織的な非効率性 u と規模の不経済性 SE の2つに分けて、それぞれの影響を調べる。

一方、貸出需要については、貸出金利と需要者の規模変数(ここではGDPをとる)に依存すると仮定する。需要関数と供給関数を連立させて貸出金利を消去し、貸出の誘導形を求めると次式が導出される。

$$\ln L_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln GDP_t + \gamma_2 rc_t + \gamma_3 CR_{i,t} + \gamma_4 HI_t + \gamma_5 u_{t-1} + \gamma_6 SE_{t-1} + \gamma_7 D_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

われわれの注目する仮説は次のようにまとめられる。

仮説1 組織的な効率性が高い銀行ほど次期の貸出額が大きい。(4)式において、 $\gamma_5 < 0$ 。

仮説2 規模効率性が高い銀行ほど次期の貸出額が大きい。(4)式において、 $\gamma_6 < 0$ 。

その他の係数については、 $\gamma_1 > 0, \gamma_2 < 0, \gamma_3 > 0, \gamma_7 > 0$ が予想される。 γ_4 については、独占的な市場(集中度が高い市場)ほど貸出供給が少ないと考えれば、 $\gamma_4 < 0$ である。

3. 推定結果

3.1 データ

本稿は、1974年以降2001年度までの都市銀行と長期信用銀行を分析対象とする。この間は合併による、銀行数減少の歴史であった。1990年4月に三井銀行と太陽神戸銀行が合併してさくら銀行となるまで、都市銀行は13行、長期信用銀行は3行と一定であった、その後、90年代には、91年にあさひ銀行、96年に東京三菱銀行が合併で誕生し、北海道拓殖銀行、日本長期信用銀行、日本債券信用銀行が破綻で消滅するなどして、1999年には都市銀行10行、長期信用銀行1行まで減少した。2000年以降はさらなる銀行再編がおこなわれ、2001年度には都市銀行7行のみとなった。この間の銀行の系譜図は図1に示されている。

変数の記述統計は表1に示されている。ここで、ハーフィンダール指数、GDP、コールレート以外の変数は、銀行1行あたりの値を平均したものである。営業

¹⁵ このような貸出供給関数の導出については、Kano and Tsutsui (2003)参照。

経費、人件費、物件費、貸出残高、総資産残高、店舗数などは、1970年代から、80年代、90年代になるにつれて大きくなっている。これは、規模が自然と大きくなった効果もあるが、合併などにより、1行あたりのサイズが大きくなった効果もあることに注意しなければならない。ハーフィンダール指数は70年代と80年代では変化が小さいが、90年代にはかなり大きくなっていて、合併などによって大規模銀行に集約されたことを反映している。資産規模は増大しているにもかかわらず、従業員数はほとんど変化していない。このことは、相次ぐオンライン化やパートタイム労働者の増加により、銀行が従業員数の圧縮を図ってきたことを示している。その一方で貸金率は増加を続け、その結果、人件費の圧縮も十分ではない。コールレートは90年代には低金利政策を反映して下がっている。その結果、利鞘も小さくなっている。自己資本比率はBIS規制との関連で高水準保持を努めてきたところであり、90年代には若干高くなっている。

図1 都市銀行の変遷

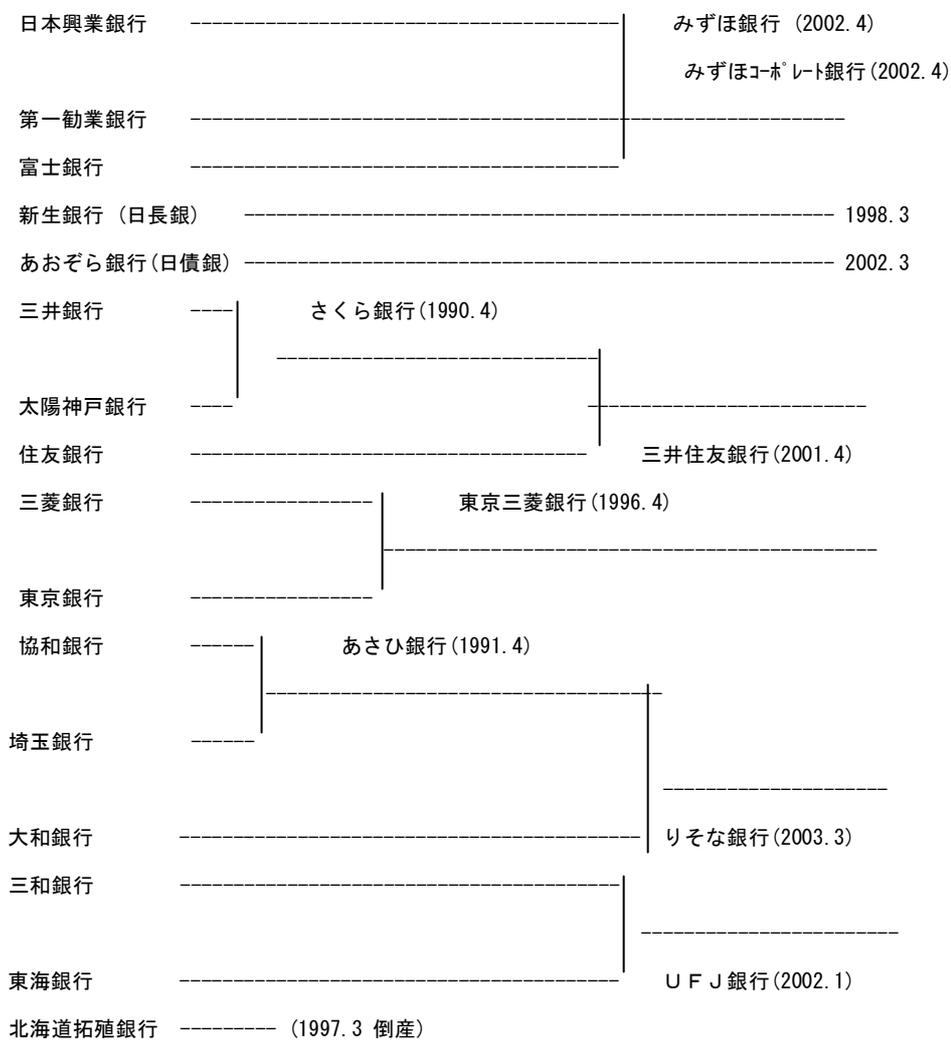


表1 変数の記述統計

	1970年代		1980年代		1990年代以降	
	平均	[標準偏差]	平均	[標準偏差]	平均	[標準偏差]
営業経費(100万円)	84,259	42,369	137,549	66,545	253,312	118,544
人件費(100万円)	52,589	27,013	76,026	34,829	115,092	52,883
物件費(100万円)	31,669	16,154	61,523	34,260	138,220	68,826
賃金率(100万円)	4.592	0.962	7.361	1.348	10.231	1.281
従業員数(人)	11,816	6,126	10,672	5,246	11,551	5,531
貸出残高(100万円)	4,631,761	1,902,709	11,404,732	6,527,534	24,357,417	10,131,929
預金残高(100万円)	5,802,525	2,373,531	15,358,346	8,878,791	26,276,447	10,557,155
総資産合計(100万円)	8,202,244	3,471,778	21,855,177	13,179,472	40,006,646	17,180,949
ハーフィンダル指数	0.07121	0.00016	0.07295	0.00154	0.09361	0.01531
GDP(10億円)	181,537	30,598	320,618	52,804	493,313	20,824
コールレート(%)	7.56	2.81	6.04	2.00	2.44	2.69
利ざや(%)	2.98	0.80	1.58	0.65	1.25	0.41
預貸比率(%)	79.98	6.57	74.40	5.31	92.26	11.47
店舗数	163	96	195	112	266	155
単純自己資本比率(%)	4.25	0.58	3.98	0.75	5.65	1.43

3. 2 非効率性の推定結果

(1)式と(2)式の連立推定の結果(以下で推定 1 と呼ぶ)を表 2 に示す。(1)式の全ての係数は有意であり、交差項の係数 a_5 は負、それ以外は正である。規模の弾性を平均値で評価すると a_1 となり、この推定では 1.635 と大きな規模の不経済性を示す。

(2)式の推定において貸出 (*LLOAN*) の係数は有意に負であり、規模が大きいほど組織的な非効率性が小さいことを示している。したがって、上述のように規模の経済性自体はかなり大きな不経済性を示すが、それは必ずしも規模の大きな銀行の効率性が低いことを意味していない。規模が大きな銀行ほど、規模の経済性は小さいが組織的な非効率性が小さいので、全体的な効率性については簡単には分からない。この定式化が正しいとすると、(1)式のような費用関数を単独推定した結果報告されている規模の経済性は、組織的な効率性を規模の経済性と誤って解釈したものである。

預貸率の係数は予想通り有意に負である。利鞘の係数は予想通り有意に正である。店舗数の係数は有意に正であり、店舗数が過剰であることを示唆している。

表 2 (1)式と(2)式の連立推定の結果：推定 1

変数	係数	標準偏差	t-値
定数	-1.428	0.083	-17.259
$\ln L$	1.635	0.115	14.200
$\ln w$	0.286	0.055	5.177
$(\ln L)^2$	0.143	0.028	5.017
$(\ln w)^2$	0.887	0.131	6.765
$(\ln L)(\ln w)$	-0.695	0.109	-6.344
定数	17.640	1.992	8.853
HI	1.162	0.977	1.188
貸出	-1.118	0.119	-9.410
預貸率	-0.611	0.107	-5.723
利鞘	5.827	1.943	2.999
店舗数	0.427	0.010	40.718
σ^2	0.0267	0.002	13.951
γ	0.819	0.099	8.255

表中の σ^2 は v の分散と u の分散の和である。 γ は u の分散/ σ^2 であり、これが63%ということは、誤差のうち、 u の方が v より相対的に大きいことを示している。

ここでの推定結果はおおむね予想に沿ったものであるが、規模の弾力性が大きく、規模の不経済が見られるという結果は、これまでの研究と矛盾する。これについても、上述のように、組織的非効率性が規模が大きいほど小さいので、必ずしも問題ではないかもしれない。しかしここで、組織的な非効率性が規模にはよらない仮定すれば、おそらく規模の経済性が見られるであろう。まず、その点を確認しよう。

(2)式から $LLOAN$ を除外して(1)式と連立推定した結果(以下で推定2と呼ぶ)が、表3に示されている。この結果は、表2の結果と比べて、平均的な規模弾性値を表す $\ln L$ の係数が0.536と小さくなり、大きな規模の経済性を示す点で、大きく異なっている。非効率の原因を表す(2)式からは貸出の変数が除外されているが、その他の変数の係数はほとんど表2から変化していない。

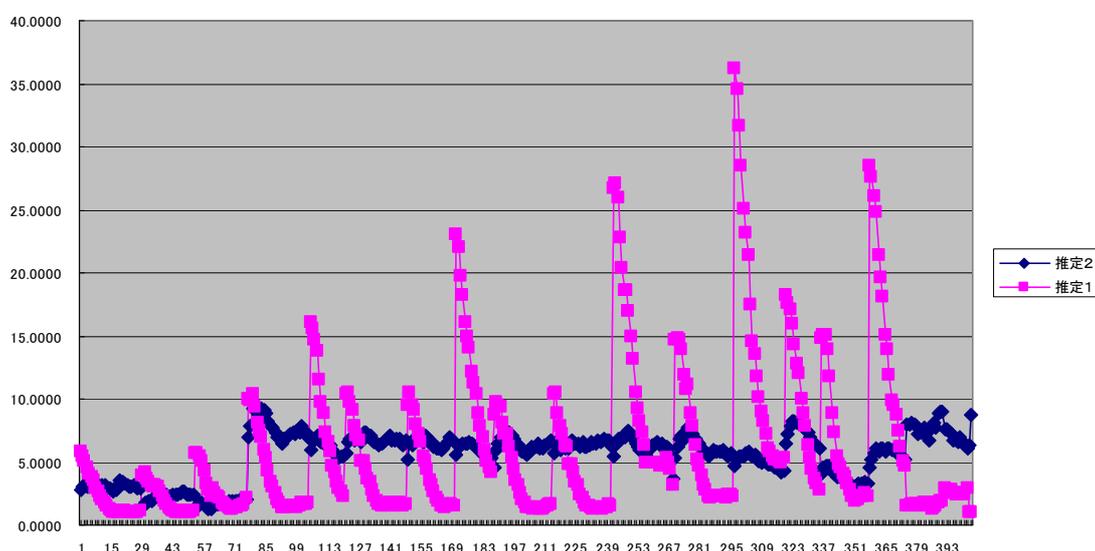
表3 (1)式と(2)式の連立推定の結果：推定2、すなわち(2)式から貸出を除外した場合

変数	係数	標準偏差	t-値
定数	-1.705	2.102	-0.811
$\ln L$	0.536	0.018	29.987
$\ln w$	0.296	0.055	5.375
$(\ln L)^2$	0.106	0.027	3.897
$(\ln w)^2$	0.817	0.126	6.494
$(\ln L)(\ln w)$	-0.495	0.107	-4.613
定数	0.006	2.101	0.003
HI	1.518	0.877	1.730
預貸率	-0.695	0.103	-6.771
利ざや	3.828	1.760	2.175
店舗数	0.405	0.009	43.666
σ^2	0.027	0.002	14.665
γ	0.882	0.301	2.933

しかしながら、非効率性の推定値自体には大きな相違がある。非効率性の平均値は推定1では6.08、推定2では5.58とさほど大きな違いはないが、標準偏差は推定1では6.29と大きいのに対し、推定2では1.87と小さい。また両者の相関係数は0.186とかなり小さい。

図1には、両方の非効率性の推定値を示している。順番は、左からある銀行の非効率性を年度の順に示し、それが終わると次の銀行の非効率性を年度順に示している。推定1の結果は大きな変動を示している。年度が若いときは貸出額が小さくそれ故非効率性が大きく推定され、同じ銀行で年度が下がっていくと貸出額が増大して非効率性が小さくなるのである。スパイクがあるところが銀行の境目であると理解されたい。これに対し、推定2では、年度による変化はあるものの、推定1ほど大きくない。組織的効率性が主として経営陣による非効率性を意味しており、したがって、年度によって大きく変化しないという、しばしば採用される推測によれば、推定2の方がもっともらしいことになる。

図2 組織的非効率性の推定1と推定2の比較



そこで、以下では、(2)式から貸出を除外した場合の非効率性の推定値を用いた分析結果（推定2と呼ぶ）をまず提示し、(2)式に基づく結果（推定1）は参考として示すことにしよう。

3. 3 (4)式の推定結果：基本的な結果

推定2による非効率性の推定値を使って(4)式を推定した結果が表4に示されている。貸出需要のスケール変数である *GDP* の係数は予想通り有意に正である。供給側のスケール変数の役目を果たす預金の係数も有意に正である。代替資産であるコールレートは有意に負であり、需要と供給が識別されていることを確認している。しかし、自己資本比率は有意でない。ハーフィンダール指数は有意に正であり、予想に反して、集中度が高いほどより大きな貸出供給が行われ

ることを示唆している。すなわち、市場構造—成果仮説とは逆の結果が得られる。

注目する変数である組織的な非効率性は負ではあるが有意でない。一方、規模の不経済性を表す規模弾力性の係数は有意に正である。これは、規模の効率性が小さいほど翌年の貸出額が大きくなるという、効率性仮説と逆の結果である。

表 4 (4)式の推定結果：非効率性として推定 2 を使用

変数	係数	標準偏差	t-値	P-値
定数	-2.768	0.231	-12.004	[.000]
預金	0.792	0.015	54.319	[.000]
GDP	0.422	0.030	13.827	[.000]
コールレート	-0.013	0.002	-6.034	[.000]
自己資本比率	-0.033	0.380	-0.087	[.931]
HI	2.230	0.445	5.010	[.000]
組織的非効率性	-0.002	0.002	-0.861	[.390]
規模の不経済性	0.957	0.058	16.377	[.000]
R^2	0.990			
観測数	387			

銀行の最大化問題において、貸出と預金の積が営業費用関数に入っていないければ、(4)式で預金は表れない。その貸出供給関数はしばしばテキストで見られるものである。その定式化でどのような結果が得られるだろうか。

推定結果は表 5 に示されている。表 4 と比較すると、コールレートは有意でなくなっている。しかし、自己資本比率は有意に正と予想通りの符号をとっている。ハーフィンダール指数は負ではあるが有意でない。注目すべきは、キーとなる変数である組織的な非効率性が有意に負になっていることである。すなわち、組織的な非効率性が大きいほど翌年の貸出額が小さくなるという、効率性仮説と整合的な結果が得られる。規模の非効率性は表 4 と同様有意に正である。

表5 (4)式の推定結果：(4)式から預金を除外した場合（推定2）

変数	係数	標準偏差	t-値	P-値
定数	-9.028	0.591	-15.267	[.000]
GDP	1.842	0.046	39.754	[.000]
コールレート	0.000	0.006	-0.034	[.973]
自己資本比率	2.884	1.113	2.591	[.010]
HI	-1.012	1.306	-0.775	[.439]
組織的非効率性	-0.016	0.007	-2.182	[.030]
規模の不経済性	3.437	0.108	31.863	[.000]
R^2	0.916			
観測数	387			

3. 4 推定1による結果

(2)式に貸出残高を説明変数として含めて推定した組織的非効率性と規模の経済性(推定1)を用いて(4)式を推定してみよう。結果は表6に示されている。推定結果は驚くほど表4の結果と似ている。しかし、唯一のそしてきわめて重要な違いは、組織的非効率性 u の係数が、ここでは有意に負となっていることである。すなわち、組織的な非効率性が大きいほど翌年の貸出額が小さくなるという、効率性仮説と整合的な結果が得られる。

表6 (4)式の推定結果：非効率性として推定1を使用

変数	係数	標準偏差	t-値	P-値
定数	-2.617	0.264	-9.929	[.000]
預金	0.769	0.016	48.044	[.000]
GDP	0.416	0.030	13.974	[.000]
コールレート	-0.013	0.002	-6.051	[.000]
自己資本比率	-0.017	0.374	-0.045	[.964]
HI	2.193	0.438	5.003	[.000]
組織的非効率性	-0.008	0.003	-2.866	[.004]
規模の不経済性	0.747	0.042	17.858	[.000]
R^2	0.991			
観測数	387			

(4)式についてはいろいろな定式化が考えられる。それらの結果を報告しておこう。まず、銀行の最大化問題において、営業費用関数が貸出と預金の積の形で入っていなければ、預金は表れない。その貸出供給関数はしばしばテキスト

で見られるものである。その定式化でどのような結果が得られるかを報告しておこう。

(4)式から預金を除外した推定結果は表7に示されている。表6と比較すると、コールレートは有意でなくなっている。しかし、自己資本比率は有意に正と予想通りの符号をとっている。ハーフィンダール指数は有意でない。キーとなる変数である組織的な非効率性と規模の非効率性はそれぞれ負と正に有意であり、表6の結果と変わらない。この結果は推定2による表5の結果とも非常によく似ている。

表7 (4)式から預金を除外した結果：推定1を使用

変数	係数	標準偏差	t-値	P-値
定数	-5.389	0.684	-7.879	[.000]
GDP	1.505	0.051	29.300	[.000]
コールレート	-0.002	0.006	-0.409	[.683]
自己資本比率	2.370	0.985	2.406	[.017]
HI	-0.477	1.156	-0.412	[.680]
組織的非効率性	-0.064	0.007	-9.788	[.000]
規模の不経済性	2.373	0.065	36.270	[.000]
R^2	0.934			
観測数	387			

これらの結果を要約すると、組織的非効率性が大きいほど次期の貸出が減少するという意味で、仮説1は支持される傾向がある。しかし、規模の経済性については規模の不経済性が大きいほど次期の貸出が増加するので、仮説2は棄却される。

4. 推定結果の頑健性

本節では、前節で得られた結果の頑健性をチェックする

4. 1 (4)式の定式化

(4)式に部分調整の可能性を考えて、従属変数の1期ラグを入れた推定を行った。非効率性の推定2の結果を用いた場合にはもっともらしい結果を得ることはできなかった。すなわち、(4)式に預金を含めた場合には1期ラグの変数は負になるし、預金を含めない場合にはほぼ1となった。そこで、ここでは、推定1の結果を示す。

推定結果は表8に示されている。1期ラグ変数は0.7程度の値をとり、1年間

に 30%程度が調整されると解釈される。GDP も預金も有意に正である。コールレートが有意に負であるのは変わらないが、自己資本比率は有意に負になっている。ハーフィンダール指数も有意に負である。最も大きな変化は、組織的効率性は有意でない。すなわち、この場合は、効率性仮説は支持されない。

表 8 部分調整の結果 (推定 1 を使用)

変数	係数	標準偏差	t-値	P-値
定数	-0.254	0.137	-1.851	[.065]
1期ラグ	0.712	0.017	43.082	[.000]
預金	0.269	0.014	19.498	[.000]
GDP	0.039	0.015	2.521	[.012]
コールレート	-0.003	0.001	-3.799	[.000]
自己資本比率	-0.460	0.158	-2.915	[.004]
HI	-1.207	0.201	-6.017	[.000]
組織的非効率性	0.000	0.000	0.211	[.833]
規模の不経済性	0.126	0.021	6.002	[.000]
R^2	0.998			
観測数	387			

(4)式の 1 階階差をとった場合も推定した。ただし、組織的非効率性と規模の不経済性については階差をとっていない。この場合、従属変数は貸出増加率になるので、非効率性は来期の貸出量ではなく、貸出変化率に影響すると想定することになる。定数項は現れない。推定結果は表 9 に示されている。非効率性としては推定 1 の結果を用いている。

表 9 を見ると、組織的非効率性は有意に負、規模の不経済性は有意に正の符号をもっている。すなわち、非効率性の貸出増加率に対する影響は、貸出額に対する影響と同じ方向であることが分かる。¹⁶預金の階差や GDP の階差は有意に正であるが、HI の階差は、表 6 の結果と違い、有意に負になっている。

¹⁶ 非効率性の代わりに経費率を入れて推定したが、経費率の係数は有意でなかった。

表9 1階階差をとった推定結果 (推定1を使用)

変数	係数	標準偏差	t-値	P-値
預金の階差	0.492	0.023	21.748	[.000]
GDPの階差	0.580	0.070	8.267	[.000]
コールレートの階差	0.000	0.001	0.491	[.624]
自己資本比率の階差	-0.223	0.216	-1.034	[.302]
HIの階差	-1.869	0.306	-6.105	[.000]
組織的非効率性	-0.001	0.000	-3.834	[.000]
規模の不経済性	0.009	0.002	4.135	[.000]
R^2	0.769			
観測数	387			

4.2 経費率

前節では、まず、組織的な非効率性と規模の非効率性を推定し、それらが次期の貸出額に与える影響を推定した。本節では、これらの非効率性の尺度を変えて、より直感的な非効率性の尺度である経費率を採用した場合、そのような結果が得られるかを検討しよう。推定式は、

$$\ln L_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln GDP_t + \gamma_2 rc_t + \gamma_3 CR_{i,t} + \gamma_4 HI_t + \gamma_5 KEIHI_{t-1} + \gamma_7 \ln D_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

である。推定結果は表10に示されている。ここでは経費率は有意でない。しかし、これまでの推定では常に有意であった需要のスケール変数であるGDPがここでは有意でない。したがって、供給関数の識別が十分できているかどうか疑問である。

表10 経費率を用いた(5)式の推定結果

変数	係数	標準偏差	t-値	P-値
定数	-0.675	0.299	-2.257	[.025]
預金	0.995	0.012	81.741	[.000]
GDP	0.031	0.028	1.106	[.270]
コールレート	-0.017	0.003	-5.802	[.000]
自己資本比率	-0.696	0.504	-1.380	[.168]
HI	3.318	0.588	5.639	[.000]
経費率	0.109	1.124	0.097	[.923]
R^2	0.983			
観測数	387			

そこで、(4)式から預金を除外して推定した結果が表 1 1 に示されている。コールレートは有意でなくなるものの、経費率は高い有意性を持って負を示している。これは効率性仮説を支持する結果であると判断できる。

表 1 1 経費率を用いた(5)式の推定結果：預金を除外した場合

変数	係数	標準偏差	t-値	P-値
定数	0.244	1.288	0.190	[.850]
GDP	1.265	0.100	12.655	[.000]
コールレート	-0.006	0.012	-0.499	[.618]
自己資本比率	3.739	2.159	1.732	[.084]
HI	1.980	2.532	0.782	[.435]
経費率	-30.033	4.572	-6.569	[.000]
R^2	0.682			
観測数	387			

5. 資産を用いた分析

これまでの節では、貸出に焦点を当てて分析を行った。しかし、そこで用いたモデルは、銀行は予算制約を考慮して利潤を最大にするように貸出額を決定すると想定している。そこで現れる預金額を外生として取り扱って分析していることは、預金額を所与として相対的に貸出額を増やすかどうかを検定していることを意味する。しかし、われわれが調べたい効率性仮説は、これとは少し違っているとも考えられる。すなわち、効率的な銀行はその絶対的な規模を大きくしていくかどうかである。ここでは、前節までの分析において規模を代表する変数として採用した貸出の代わりに銀行の資産を用いた分析を行い、結果を評価してみよう。¹⁷

(1)式に代えて、

$$\ln C_{i,t} = a_0 + a_1 \ln A_{i,t} + a_2 \ln w_{i,t} + a_3 (\ln A_{i,t})^2 + a_4 (\ln w_{i,t})^2 + a_5 (\ln A_{i,t})(\ln w_{i,t}) + u_{i,t} + v_{i,t} \quad (1)'$$

(2)式に代えて

$$\exp(u_{i,t}) = c + \beta_1 HI_t + \beta_2 LASSET_{i,t} + \beta_3 YOTAI_{i,t} + \beta_4 RIZAYA_{i,t} + \beta_5 LBRANCH_{i,t} + \varpi_{i,t}$$

¹⁷ このことを調べるには、先の分析において預金を内生変数として扱い、何らかの操作変数（預金金利や貸出金利）を用いて推定するのが一つの方法かもしれない。

(2)'

を仮定する。ここで、 $\ln A$ は資産の対数値の平均値からの乖離、 $LASSET$ は資産の対数値である。規模の経済性は、

$$SE_{i,t} \equiv a_1 + 2a_3 \ln A_{i,t} + a_5 \ln w_{i,t} \quad (3)'$$

で計算される。

(4)式に代えて、次式を推定する。

$$\ln ASSET_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln GDP_t + \gamma_2 rc_t + \gamma_3 CR_{i,t} + \gamma_4 HI_t + \gamma_5 u_{t-1} + \gamma_6 SE_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)'$$

ここで、 GDP は需要側の要因として重要であり、 HI も規模拡大について影響を持つと考えることができるが、コールレートや自己資本比率が資産の決定に影響するかどうかは疑問である。しかしここではとりあえず、これらの変数を残して推定する。ただし、預金については、それを所与として規模の決定を考えるべきではないので、(4)'式からは除外されている。

まず、(1)'、(2)'式を連立推定した結果を表12に示す。これを、貸出を用いた結果である表2と比べると、規模の弾力性がほとんど1に近づいている点を除くとよく似た結果である。

表12 (1)'、(2)'の連立推定の結果：推定1

変数	係数	標準偏差	t-値
定数	-1.014	0.041	-24.839
$\ln A$	1.045	0.082	12.810
$\ln w$	0.192	0.052	3.701
$(\ln A)^2$	-0.084	0.029	-2.862
$(\ln w)^2$	0.146	0.126	1.160
$(\ln A)(\ln w)$	0.144	0.115	1.250
定数	7.716	1.397	5.524
HI	2.276	0.905	2.515
資産	-0.523	0.084	-6.226
預貸率	-0.219	0.093	-2.347
利鞘	2.175	1.770	1.229
店舗数	0.407	0.010	41.628
σ^2	0.022	0.002	14.158
γ	0.865	0.154	5.609

また、(2)'式から *LASSET* を除外した

$$\exp(u_{i,t}) = c + \beta_1 HI_t + \beta_3 YOTAI_{i,t} + \beta_4 RIZAYA_{i,t} + \beta_5 LBRANCH_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)''$$

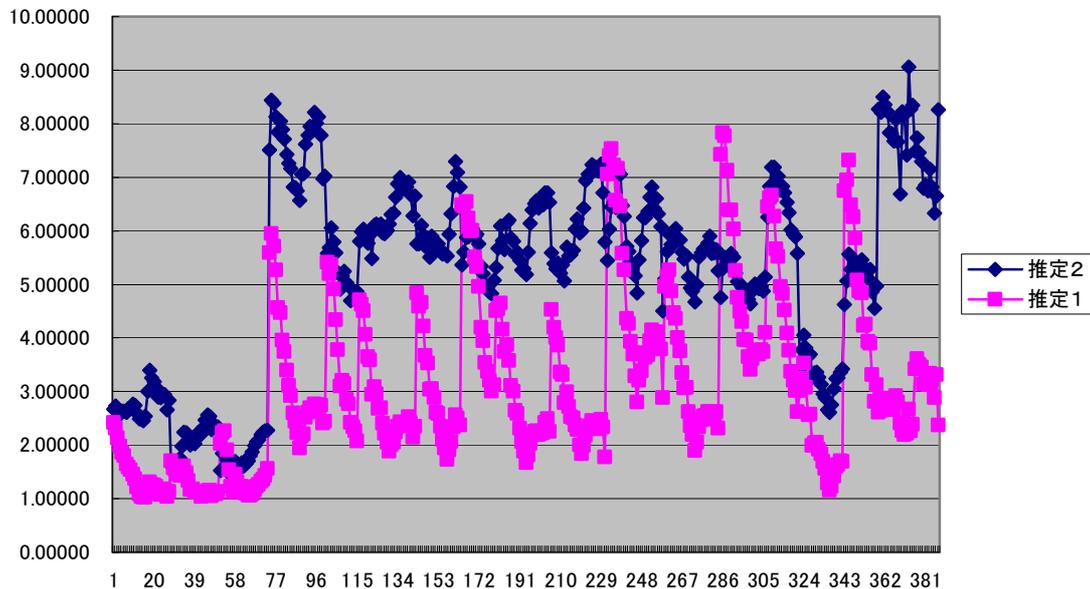
と連立した推定結果（推定2）を表13に示す。貸出について推定した表3と比べると、大きな規模の経済性を示す点など、よく似た結果になっていることが分かる。異なる点は、表13では利鞘が有意でなくなっているなど、わずかである。

表13 (1)'、(2)''の連立推定の結果：推定2

変数	coefficient	standard-error	t-ratio
定数	-1.562	4.173	-0.374
ln A	0.534	0.015	35.108
ln w	0.181	0.049	3.699
(ln A) ²	-0.110	0.027	-4.070
(ln w) ²	0.070	0.123	0.570
(ln A)(ln w)	0.263	0.104	2.542
定数	-0.406	4.167	-0.097
HI	2.605	0.825	3.157
預貸率	-0.250	0.087	-2.861
利鞘	1.082	1.543	0.701
店舗数	0.393	0.008	48.480
σ^2	0.021	0.001	14.623
γ	0.900	0.691	1.303

推定1と推定2の組織的非効率性の大きさを図3に示している。貸出の場合の図2と同様、順番は、左からある銀行の非効率性を年度の順に示し、それが終わると次の銀行の非効率性を年度順に示している。推定1の結果は大きな変動を示している。年度が若いときは資産額が小さくそれ故非効率性が大きく推定され、同じ銀行で年度が下がっていくと資産額が増大して非効率性が小さくなるのである。スパイクがあるところが銀行の境目であると理解されたい。これに対し、推定2ではスパイクは小さくなっているが、やはりかなりの程度認められる。

図3 組織的非効率性の比較:資産の場合



推定2の非効率性の結果を用いて(4)'式を推定した結果が表14に示されている。*GDP*の係数は予想通り正である。コールレートは負、自己資本比率は正と貸出に与える影響として予想される符号を満たしているが、どちらも有意でない。ハーフィンダール指数は有意ではないが負であり、市場構造—成果仮説の予想と一致している。

注目すべきは、組織的非効率性の係数も規模の弾力性の係数も高い有意度で負になっていることである。すなわち、効率性仮説の予想は、どちらの尺度についても支持される。

表14 (4)'式の推定結果：資産を用いた分析(推定2)

変数	係数	標準偏差	t-値	P-値
定数	7.045	0.431	16.333	[.000]
GDP	0.969	0.032	29.948	[.000]
コールレート	-0.005	0.004	-1.195	[.233]
自己資本比率	1.158	0.751	1.541	[.124]
HI	-1.303	0.874	-1.492	[.137]
組織的非効率性	-0.031	0.005	-6.140	[.000]
規模の不経済性	-4.376	0.079	-55.236	[.000]
R^2	0.961			
観測数	387			

非効率性の推定値の代わりに経費率を用いた場合の結果が表 1 5 に示されている。自己資本比率がここでは有意に正になっている他は表 1 4 と同じような結果である。経費率は有意に負で、やはり、効率性仮説が支持される。

表 1 5 資産を用いた分析：経費率の影響

変数	係数	標準偏差	t-値	P-値
定数	0.364	1.354	0.269	[.788]
GDP	1.294	0.105	12.312	[.000]
コールレート	0.009	0.013	0.706	[.481]
自己資本比率	6.917	2.269	3.048	[.002]
HI	-0.408	2.662	-0.153	[.878]
経費率	-26.066	4.805	-5.424	[.000]
R^2	0.633			
観測数	387			

以上では、非効率性の原因として資産自体を含めない場合（推定 2）であった。次に、(2)''式の代わりに資産を含めた(2)''（推定 1）の場合を検討しよう。推定結果は表 1 6 に示されている。表 1 4 と同様に *GDP* の係数は有意に正である。自己資本比率は（貸出の場合に予想されるように）有意に正であるが、コールレートはその予想とは逆に有意に正になっている。ハーフィンダール指数は有意に負で、構造—成果仮説と整合的である。キー変数である、組織的非効率性も規模弾性値もどちらも有意に負であり、効率性仮説を支持する結果となっている。推定結果は示さないが、経費率を用いた推定では、経費率の係数は有意に負である。

表 1 6 (4)''式の推定結果：資産を用いた分析(推定 1 を使用)

変数	係数	標準偏差	t-値	P-値
定数	13.924	0.648	21.473	[.000]
GDP	0.659	0.047	14.083	[.000]
コールレート	0.014	0.005	2.542	[.011]
自己資本比率	3.373	0.957	3.524	[.000]
HI	-2.886	1.121	-2.574	[.010]
組織的非効率性	-0.059	0.008	-7.315	[.000]
規模の不経済性	-5.069	0.126	-40.131	[.000]
R^2	0.936			
観測数	387			

資産を説明するのに、貸出を説明するために導出した(4)'式を用いることには疑問がある。そこで、(4)'式からコールレートと自己資本比率を除外し、非効率性の他には、*GDP* と *HI* のみを説明変数としてみよう。さらに、*GDP* と *HI* も除外し、非効率性にだけ回帰してみよう。

推定結果は表 1 7 に示されている。どちらのケースにおいても、組織的非効率性と規模の不経済性は有意に負であり、効率性仮説が成立することを示している。*GDP* は有意に正であるが、*HI* は有意でない。決定係数は、*GDP* などを含めた場合には 0.96、含めない場合には 0.77 と高い。

表 1 7 (4)'式からコールレートと自己資本比率を除いた推定結果：
資産を用いた分析(推定 2 を使用)

変数	係数	P-値	係数	P-値
定数	6.715	[.000]	20.064	[.000]
GDP	0.992	[.000]		
HI	-0.381	[.607]		
組織的非効率性	-0.030	[.000]	-0.036	[.002]
規模の不経済性	-4.385	[.000]	-5.746	[.000]
R^2	0.961		0.773	
観測数	387		387	

6. 時期による変化

第 3 節と第 4 節で、貸出を規模として採用した場合には、組織的非効率性が大きいほど次期の貸出額は小さくなる傾向があるが、規模の不経済性が大きいほど次期の貸出額は大きくなる傾向があることが示された。また、資産を規模とした時には、組織的非効率性と規模の不経済性が大きいほど次期の資産額が小さくなるという、効率性仮説を支持する結果が得られた。これらの傾向は時期によって変化するのであろうか。1974 年から 2001 年の期間を、1970 年代、80 年代、90 年代の 3 期間に分けて推定してみよう。

貸出に関する(4)式の推定結果が表 1 8 に示されている。ここでは、預金を除外し、推定 2 を用いている。左から、74 年～79 年、80 年～89 年、90 年以降の順で結果が示されている。推定結果は安定していて、大きな違いは見られない。組織的非効率性は 3 期間とも有意に負、規模の不経済性は 3 期間とも有意に正である。その大きさは期間を追う毎に大きくなっている。組織的非効率性が負であることは効率性仮説と整合的であるが、その値が 70 年代で最も小さいこ

とは、競争圧力が小さいためであるかもしれない。その他の変数では、*GDP* が 90 年代では有意でなく係数も小さい点が特徴的である。90 年代の貸出の減退（いわゆる貸し渋り）の影響が見て取れる。

表 1 8 3 期間別の推定結果：貸出、推定 2 を使用

変数	70 年代		80 年代		90 年代	
	係数	P-値	係数	P-値	係数	P-値
定数	-20.308	[.488]	-2.223	[.355]	-0.811	[.949]
GDP	1.490	[.001]	1.246	[.000]	1.088	[.257]
コールレート	-0.006	[.676]	-0.020	[.100]	0.006	[.723]
自己資本比率	7.248	[.029]	5.200	[.021]	2.453	[.019]
HI	208.893	[.542]	-6.302	[.852]	2.156	[.059]
組織的非効率性	-0.025	[.000]	-0.041	[.000]	-0.142	[.000]
規模の不経済性	1.580	[.000]	1.958	[.000]	2.103	[.000]
R^2	0.866		0.910		0.888	
観測数	80		160		147	

資産に関する推定結果が表 1 9 に示されている。ここでも、推定結果は 3 期間で安定的である。組織的非効率性と規模の不経済性は 3 期間を通じて有意に負であり、効率性仮説が成立することを示している。しかし、組織的非効率性の値は、貸出の場合と同様、70 年代、80 年代では小さく、とりわけ 70 年代では有意度が若干小さくなっている。このことは、資産を非効率性だけに回帰した表 2 0 にはより明確に表れている。この場合、70 年代には組織的非効率性はまったく有意でない。

表 1 9 3 期間別の推定結果：資産、推定 2 を使用

変数	70 年代		80 年代		90 年代	
	係数	P-値	係数	P-値	係数	P-値
定数	-3.117	[.909]	5.508	[.000]	-0.347	[.941]
GDP	1.317	[.001]	1.052	[.000]	1.527	[.000]
HI	80.415	[.804]	5.817	[.820]	1.762	[.069]
組織的非効率性	-0.026	[.025]	-0.024	[.001]	-0.044	[.000]
規模の不経済性	-4.241	[.000]	-4.368	[.000]	-4.602	[.000]
R^2	0.873		0.950		0.911	
観測数	80		160		147	

表 20 3 期間別の推定結果：資産（非効率性のみで回帰した場合）

変数	70 年代		80 年代		90 年代	
	係数	P-値	係数	P-値	係数	P-値
定数	18.316	[.000]	19.667	[.000]	19.646	[.000]
組織的非効率性	0.000	[.988]	-0.047	[.000]	-0.026	[.005]
規模の不経済性	-3.988	[.000]	-4.920	[.000]	-4.433	[.000]
R^2	0.732		0.866		0.890	
観測数	80		160		147	

Uchida and Tsutsui (2005) は、都市銀行の競争度は 70 年代に急激に向上していることを明らかにしている。本節の結果は、80 年代以降と比べると、70 年代には効率性仮説のメカニズムの作用が比較的弱かったことを示しているのかもしれない。

7. 結論

本稿は 1974 年以降 2001 年度までの都市銀行を対象として、効率性仮説が成立するかどうかを検証した。従来は、効率性仮説は市場構造—成果仮説との対比で、利潤や金利といった市場成果が市場集中度と市場シェアのどちらによってよりよく説明されるか、という枠組みで検証することが多かった。われわれはその枠組みの問題を指摘し、効率性仮説を「より効率的な銀行がより成長する」という命題に集約して、より直接的に検証した。

まず、パネルデータを用いて銀行の組織的非効率性と規模の不経済性を推定した。次に、その推定値が次年度の銀行規模にどのような影響を与えるかを吟味した。

貸出の誘導形に前期の組織的非効率性と規模の不経済性を追加した回帰分析では、組織的非効率性は負の影響を与えるが、規模の不経済性は想定とは逆に正の影響を与えることが見いだされた。これに対し、銀行の資産に対しては、組織的非効率性と規模の不経済性の両方とも負の影響を与えるという、効率性仮説と整合的な結果が得られた。

分析対象期間を、70 年代、80 年代、90 年代の 3 期間に分けて同様の分析を行ったところ、大体において、3 期間を通じて組織的非効率性と規模の不経済性の影響は変わらないことが見いだされた。しかし、結果を詳細に吟味すると、70 年代の組織的非効率性の影響は他の年代より小さいことが分かった。このことは、Uchida and Tsutsui (2005) が示すように、70 年代の都市銀行の競争度がまだ低かったことを反映しているのではないかと考えられる。

本稿の問題点は以下のように指摘される。まず、非効率性の推定に用いた費

用関数の定式化についてはさらなる検討が必要である。次に、資産がどのように決定されるかについての理論的な検討が必要である。また、貸出を用いた場合に、なぜ、規模の不経済性が大きいほど次期の貸出が大きいという結果が得られるのか、そのインプリケーションが説明されなければならない。最後に、非効率性の影響については1年後の効果だけを見ているが、もう少し長期的な影響がないかどうかの吟味が必要である。

参照文献

- Aigner, D. J., C. A. K. Lovell and P. Schmidt (1977) "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models," *Journal of Econometrics*, 6, 21 – 37.
- Alley, W. A. (1993) "Collusion versus Efficiency in the Japanese Regional Banking Industry," *Economic Studies Quarterly*, 44 (3), 206 – 215.
- 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*, 20 (2), 325 – 332.
- Berger, A. N. (1995) "The Profit-Structure in Banking--Tests of Market Power and Efficient- Structure Hypotheses," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27 (2), 404-431.
- Berger, A. N., and T. H. Hannan (1989) "The Price-Concentration Relationship in Banking," *Review of Economics and Statistics*, 71, 291–299.
- Carter, J. (1978) "Collusion, efficiency and antitrust," *Journal of Law and Economics*, 21, 435-444.
- 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*, 16 (1), 1 – 9.
- Freixas, X. and J-C. Rochet (1997) *Microeconomics of Banking*, Cambridge: MIT Press,.
- Gibrat, R. (1931) *Les Inegalities Economiques*, Paris: Sirey.

- Gilbert, R. A. (1984) "Bank Market Structure and Competition: A Survey," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 16 (4), 617-712.
- Goddard, J. A., D. G. McKillop, and J. O. S. Wilson (2002) "The Growth of US Credit Unions," *Journal of Banking and Finance*, 22, 2327–2356.
- Goddard, J., P. Molyneux, and J. O. S. Wilson (2004) "Dynamics of Growth and Profitability in Banking," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36 (6), 1069-1090.
- Heggestad, A. A. (1979) "A Survey of Studies on Banking Competition and Performance," in F. R. Edwards ed. *Issues in Financial Regulation*, 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*, 19, 233 –238.
- Kano, M., and Y. Tsutsui (2003) "Geographical Segmentation in Japanese Bank Loan Markets," *Regional Science and Urban Economics*, 33 (2), 157-174.
- Mori, N. and Y. Tsutsui (1989) "Bank Market Structure and Performance: Evidence from Japan," *Economic Studies Quarterly*, 40 (4), 296 – 316.
- Shepherd, W. G. (1986) "Tobin's q and the Structure-Performance Relationship: Comment," *American Economic Review*, 76 (5), 1205-1210.
- Smirlock, M. (1985) "Evidence of the (Non) Relationship Between Concentration and Profitability in Banking," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 17, 69–83.
- Smirlock, M., T. Gilligan, and W. Marshall (1984) "Tobin's q and the Structure-Performance Relationship," *American Economic Review*, 74 (5), 1051-60.
- Smirlock, M., T. Gilligan, and W. Marshall (1986) "Tobin's q and the Structure-Performance Relationship: Reply," *American Economic Review*, 76 (5), 1211-13.

- Stevenson, R. E. (1980) "Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation," *Journal of Econometrics*, 13, 57 – 66.
- Tirole, J. (1988) *The Theory of Industrial Organization*, Cambridge: MIT Press.
- Tschoegl, A. E. (1983) "Size, Growth and Transnationality Among the World's Largest Banks," *Journal of Business*, 56, 187–201.
- Uchida, H. and Y. Tsutsui (2005) "Has Competition in the Japanese Banking Sector Improved?" *Journal of Banking and Finance*, 29 (2), 419-439.
- Weiss, L. (1974) "The Concentration-profits Relationship and Antitrust," in H. Goldschmid *et al.*, eds., *Industrial Concentration: The New Learning*, Boston: Brown, Little & Co.
- 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。
- 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。