



RIETI Discussion Paper Series 06-J-001

効率性仮説と市場構造＝行動＝成果仮説：再訪

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/>

効率性仮説と市場構造＝行動＝成果仮説：再訪

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)

2006年1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＝行動＝成果仮説（SCP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。また、SCP仮説を「より成長した銀行がより非効率的になる」と定式化して検証した。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、また、銀行の成長にどのような影響を受けるか、を吟味した。推定結果は、①組織的効率性を用いた場合には効率性仮説は支持されるが、規模の不経済性を用いた場合には支持されない。②SCP仮説は必ずしも支持されない、ことを示している。

連絡先：

筒井義郎

〒567-0047 茨木市美穂ヶ丘6-1、大阪大学社会経済研究所

電話 06-6879-8560、eメール tsutsui@econ.osaka-u.ac.jp

1. はじめに

本稿の目的は、都市銀行において効率性と仮説市場構造＝行動＝成果仮説（SCP (Structure-Conduct-Performance) 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 SCP 仮説の対立仮説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る。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。Demsetz (1973) は、効率的な企業は少なくとも短期的には高い利潤率を享受できると主張し、SCP 仮説との検定を試みた。²Weiss(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。企業の相対的効率性を示す市場シェアが有意である

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 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。

場合には効率性仮説が、集中度が有意の場合は SCP 仮説が成立するものと考えられた。³

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、Demsetz (1973) の主張に沿って、ほとんど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

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。

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。効率性仮説においては、Berger and Hannan (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、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、効率性仮説の可否と SCP 仮説の可否を排他的にではなく、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

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)は SCP 仮説の検定をおこなっておらず、また効率性仮説についても効率性とその後の成長率との単相関を計算するに留まっている。これに対し、本論文は効率性仮説とともに SCP 仮説も検定し、また、その検定には、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。

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。

SCP 仮説については、通常の設定化と異なり、市場成果の変数ではなく、銀行の効率性をとる。すなわち、「大きくなった銀行はその効率性が低下する」というように定式化する。これは、効率性仮説とは逆の因果関係を意味するが、それぞれの仮説で想定されている影響の発現には時間がかかるので、両方の（反対向きの）因果関係が成立している可能性もある。

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。

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。

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関連している（効率性仮説）か、と銀行の成長がその後の効率性にどう影響しているか（SCP 仮説）を調べることである。

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。

費用関数は銀行の規模として、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で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。

$$\begin{aligned} \ln C_{i,t} = & a_0 + a_1 \ln A_{i,t} + a_2 \ln w_{i,t} + a_3 (\ln A_{i,t})^2 + a_4 (\ln w_{i,t})^2 + a_5 (\ln A_{i,t})(\ln w_{i,t}) \\ & + a_6 \frac{LOAN}{ASSET} + a_7 \frac{DEPOSIT}{ASSET} + u_{i,t} + v_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

を仮定する。ここで、 $\ln A$ と $\ln w$ はそれぞれの平均値からの乖離である。(1)式の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 の推定値だけではなく、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。¹²

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

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。

¹⁰ 非効率性の推定については、たとえば、堀（1998）を参照せよ。

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 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。

(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。¹³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)。

2.2 効率性仮説の検定

効率性仮説は、効率性が高い銀行ほど規模が成長するという仮説として定式化する。この他に、銀行の規模に影響する可能性のある変数として、GDP、インフレーション率、金利、銀行の自己資本比率を考慮する。推定する式は、

$$LASET_{i,t} = \gamma_i + \gamma_1 \ln GDP_t + \gamma_2 rc_t + \gamma_3 CR_{i,t} + \gamma_4 INFL_t + \gamma_5 u_{i,t-1} + \gamma_6 SE_{i,t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

である。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。(3)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。(3)式において、 $\gamma_6 < 0$ 。

その他の係数については、 $\gamma_1 > 0, \gamma_2 < 0, \gamma_3 > 0, \gamma_4 > 0$ が予想される。

2.3 SCP 仮説の検定

SCP 仮説は、本来、集中度が高い市場ほど市場成果が低い（高い価格、多い利潤）というものであるが、本稿では、市場成果ではなく、各銀行の非効率性の大きさをとることとする。また、市場集中度だけではなく、各銀行の規模の影響も調べる。したがって、SCP 仮説を「市場集中度が高いほど、また、規模が大きい銀行ほど非効率性が大きい」、と定式化する。その他、非効率をもたらす可能性のある変数を考慮して、次式を定式化する。

$$u_{i,t} = c_i + \beta_1 HI_{t-1} + \beta_2 LASET_{i,t-1} + \beta_3 YOTAI_{i,t} + \beta_4 RIZAYA_{i,t} + \beta_5 LBRANCH_{i,t} + \omega_{i,t} \quad (4)$$

¹³ そこには、半正規分布の場合について、計算法が示されている。

$$SE_{i,t} = c_i + \delta_1 HI_{t-1} + \delta_2 LASSET_{i,t-1} + \delta_3 YOTAI_{i,t} + \delta_4 RIZAYA_{i,t} + \delta_5 LBRANCH_{i,t} + \varpi_{i,t} \quad (5)$$

SCP 仮説の検定は次のようにまとめられる。

仮説 3

前期の銀行資産 (*LASSET*) and/or 市場集中度(*HI*)が高いほどその銀行の組織的非効率性が大きくなる。すなわち、(4)式において、 $\beta_1 > 0$ and/or $\beta_2 > 0$

仮説 4

前期の銀行資産 (*LASSET*) and/or 市場集中度(*HI*)が高いほどその銀行の規模の不経済性が大きくなる。すなわち、(5)式において、 $\delta_1 > 0$ and/or $\delta_2 > 0$

(4)式と(5)式のその他の変数を説明する。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。一般に預金は他の負債より安価な資金であると考えられるので、預金が相対的に多い銀行の方が、経営効率性が高いと想像される。したがって、*YOTAI*の係数は負である可能性が大きい。

利鞘 (= 貸出利子率 - 預金利子率 = 貸出利息 / 貸出残高 - 預金利息 / 預金残高 ; *RIZAYA*) 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。大きな利鞘がとれる環境では銀行は非効率的であっても存続するので、*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)式によって得られた *u* と *SE* の推定値を用いて、(3)~(5)式をそれぞれ、fixed effect model, random effect model で推定し、仮説 1~仮説 4 を検定する。

(3) 式~(5)式については、若干異なる定式化も考えられる。すなわち、銀行の規模や市場集中度が非効率性の大きさに影響すると考える代わりに、銀行の規模や市場集中度の変化が非効率性を変化させると考えることである。これは、これらの式の fixed effect model の推定とほとんど同じである。しかし、(3) 式~(5)式では、鍵となる説明変数に 1 期ラグをとっているため fixed effect model の推定では、t-2 期から t-1 期の変化を説明変数とすることになる。これと代替的な推定式は、

$$\Delta LASSET_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta \ln GDP_t + \gamma_2 \Delta rc_t + \gamma_3 \Delta CR_{i,t} + \gamma_4 \Delta INFL_t + \gamma_5 \Delta u_{i,t-1} + \gamma_6 \Delta SE_{i,t} + \varepsilon_t$$

(3)'

$$\Delta u_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta HI_t + \beta_2 \Delta LASSET_{i,t} + \beta_3 \Delta YOTAI_{i,t} + \beta_4 \Delta RIZAYA_{i,t} + \beta_5 \Delta LBRANCH_{i,t} + \varpi_{i,t}$$

(4)'

$$\Delta SE_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \Delta HI_t + \delta_2 \Delta LASSET_{i,t} + \delta_3 \Delta YOTAI_{i,t} + \delta_4 \Delta RIZAYA_{i,t} + \delta_5 \Delta LBRANCH_{i,t} + \varpi_{i,t}$$

(5)'

ここで、 $\Delta X_t \equiv X_t - X_{t-1}$ である。定数項は、階差をとる前の式でのタイムトレンドに対応する。

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

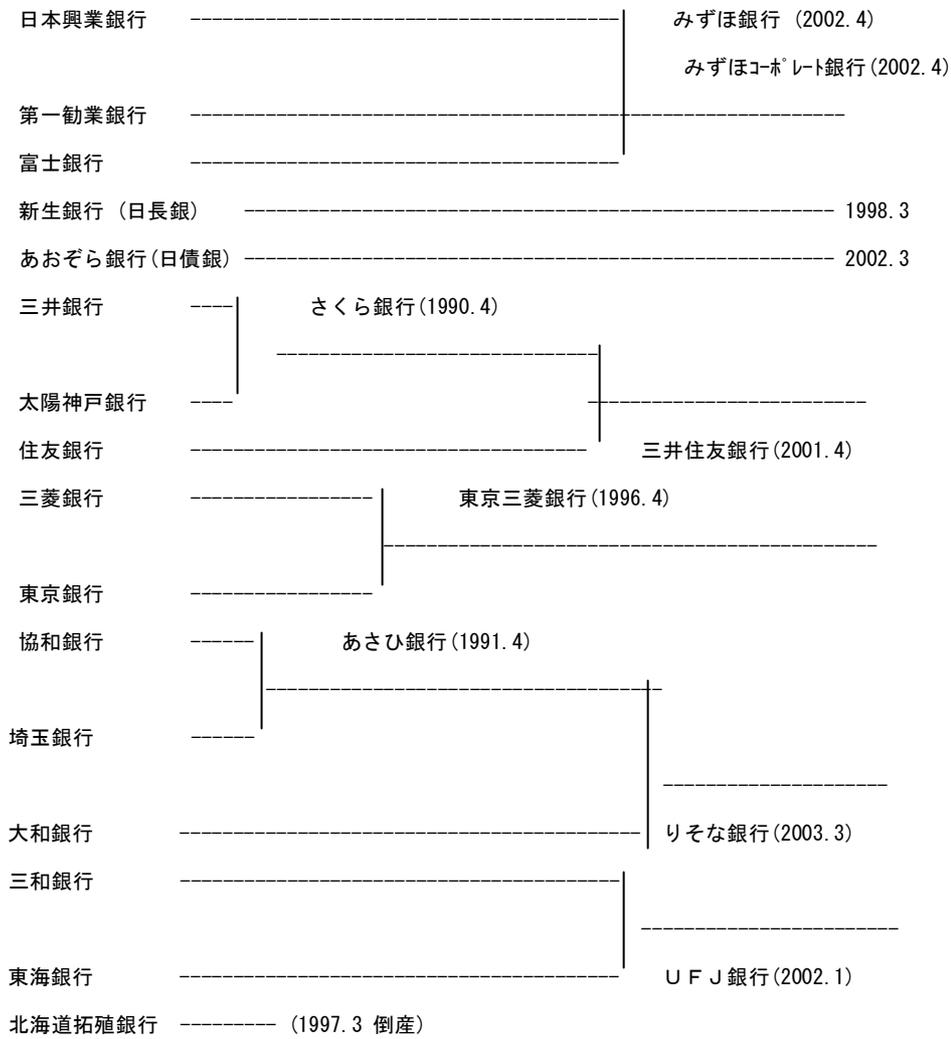


表1 変数の記述統計

	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)式の推定結果を表2に示す。(1)式の交差項以外の全ての係数は有意であり、賃金率のべき係数 a_5 は負、それ以外は正である。規模の弾性値を平均値で評価すると a_1 となるが、この推定では0.420と大きな規模の経済性を示す。貸出比率は有意に正、預金比率は有意に負の係数をもつ。

表2 (1)式の推定結果

変数	推定値	標準偏差	t-値
定数	-1.203	0.129	-9.318
$\ln L$	0.420	0.040	10.575
$\ln w$	0.562	0.073	7.695
$(\ln L)^2$	0.067	0.034	1.977
$(\ln w)^2$	-0.225	0.103	-2.176
$(\ln L)(\ln w)$	-0.098	0.102	-0.952
貸出/資産	1.294	0.133	9.718
預金/資産	-0.910	0.129	-7.033
σ^2	0.108	0.016	6.941
γ	0.938	0.007	142.939

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94%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。

3. 3 (3)式~(5)式の推定結果

(3)式のOLSによる推定結果が表3に示されている。景気動向を反映しているGDP（の対数値）は有意に正である。インフレ率（GDPデフレータの成長率を使用）は有意に負になっている。金利は有意に正であるが、銀行の自己資本比率は有意でない。

注目する変数である1期前の組織的な非効率性は有意に負である。すなわち、組織的効率性が高い企業は次期に規模が大きいう結果であり、効率性仮説と整合的である。一方、1期前の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規模が大きくなるという、効率性仮説と矛盾する結果である。

表 3 (3)式の推定結果(OLS)

変数	推定値	標準偏 差	t-値	P-値
定数	8.546	0.465	18.397	[.000]
GDP(対数)	0.408	0.037	10.933	[.000]
コールレート	0.008	0.003	2.411	[.016]
自己資本比率	0.471	0.566	0.832	[.406]
インフレ率	-2.195	0.536	-4.094	[.000]
組織的非効率性(前期)	-0.035	0.007	-5.327	[.000]
規模の不経済性(前期)	7.556	0.114	66.235	[.000]
R ²	0.976			
観測数	387			

注：従属変数は、資産の対数値

Hausman 検定により、random effect model が棄却されるので、within 推定量が表 3-2 に示されている（以下の推定で全て同じである）。OLS との違いは、CR がここでは有意に負になっている点だけである。組織的非効率性が有意に負、規模の不経済性が有意に正という結果は変わらない。

表 3-2 (3)式の推定結果(fixed effect)

変数	推定値	標準偏差	t-値	P-値
GDP(対数)	0.690	0.049	13.987	[.000]
コールレート	0.015	0.003	5.459	[.000]
自己資本比率	-1.874	0.484	-3.869	[.000]
インフレ率	-1.551	0.399	-3.887	[.000]
組織的非効率性(前期)	-0.108	0.021	-5.158	[.000]
規模の不経済性(前期)	5.411	0.279	19.394	[.000]
R ²	0.987			

(4)式の OLS による推定結果が表 4 に示されている。預貸率の係数は予想通り負、利ざやは予想通り正である。店舗数（の対数値）の係数は有意に正であり、店舗が過剰であると解釈される。

注目する変数である、ハーフィンダール指数は有意に負であり、市場集中度が高いと、効率的になるという意味で、SCP 仮説とは矛盾する結果である。一方、前期の資産の係数は有意に正であり、前期の資産が大きいほど、非効率になることを示唆している。この結果は、SCP 仮説と整合的であるといえる。

キー変数であるハーフィンダール指数と資産の一方だけを考慮した推定結果が表 4 に示されている。中央の列にはハーフィンダール指数だけを入れているが、この場合、ハーフィンダール指数の係数は負ではあるが、有意ではない。資産だけを入れた場合は、その係数はやはり有意に正である（右側の列）。その他の変数の推定値は両方の変数を考慮した場合とあまり変わらない。これらの結果は、SCP 仮説を支持するものである。

表 4 (4)式の推定結果(OLS)

変数	係数	P-値	係数	P-値	係数	P-値
定数	-4.388	[.000]	-0.349	[.176]	-4.209	[.000]
HI(前期)	-9.716	[.015]	-1.937	[.623]		
資産(対数、前期)	0.280	[.000]			0.244	[.000]
預貸率	-2.005	[.000]	-1.908	[.000]	-2.521	[.000]
利鞘	38.869	[.000]	25.725	[.000]	40.277	[.000]
店舗数(対数)	0.945	[.000]	0.982	[.000]	0.958	[.000]
R ²	0.828		0.814			

注：従属変数は組織的非効率性

within 推定の結果が表 4-2 に示されている。OLS の結果とは大きく違う。まず、両方の鍵となる変数を入れた場合（左の列）、ハーフィンダール指数だけでなく、前期の資産も負となっている。それぞれの変数一つだけ入れた場合、どちらの変数も有意に負である。すなわち、この結果は SCP 仮説を明確に矛盾する。

その他の変数も、表 4 と符号が変わっているものがいくつかある。利ざやも 2 つのケースで有意に負になっている。店舗数はハーフィンダールのみを入れた推定で有意に負になっている。

表 4-2 (4)式の推定結果(within 推定)

変数	係数	P-値	係数	P-値	係数	P-値
HI(前期)	-12.678	[.000]	-22.104	[.000]		
資産(対数、前期)	-0.517	[.000]			-0.669	[.000]
預貸率	-0.288	[.057]	-0.068	[.688]	-0.993	[.000]
利鞘	-3.622	[.094]	9.747	[.000]	-4.774	[.036]
店舗数(対数)	0.378	[.005]	-0.638	[.000]	0.688	[.000]
R ²	0.978		0.971		0.975	

注：従属変数は組織的非効率性

(5)式の OLS による推定結果が表 5 に示されている。得られている符号条件は全て表 4 と同じである。すなわち、ハーフィンダール指数が有意に負であることは、SCP 仮説とは矛盾する結果であり、前期の資産の係数が有意に正であることは、SCP 仮説と整合的な結果である。その他の変数も、予想と同じ符号条件を満足している。

説明変数から資産を除外した場合（表 5 の中央の列）、ハーフィンダール指数の係数は有意に正へと変わる。すなわち、SCP 仮説が支持される。しかし、この時、預貸比率の係数は有意でなくなり、利ざやの係数が負になるという点では、奇妙な結果であることには注意が必要である。また、決定係数は 0.4 程度へと大幅に低くなる。逆にハーフィンダール指数を除外した場合（表 5 の右側の列）には、資産の係数は有意に正のままであり、その他の変数についても両方の変数を考慮した場合と変わらない。

表 5 (5)式の推定結果(OLS)

変数	係数	P-値	係数	P-値	係数	P-値
定数	-1.516	[.000]	0.215	[.000]	-1.489	[.000]
HI(前期)	-1.443	[.000]	1.891	[.000]		
資産(対数、前期)	0.120	[.000]			0.115	[.000]
預貸率	-0.031	[.011]	0.010	[.815]	-0.108	[.000]
利鞘	1.772	[.000]	-3.860	[.000]	1.982	[.000]
店舗数(対数)	0.008	[.000]	0.023	[.000]	0.010	[.000]
R ²	0.955		0.399		0.945	

注：従属変数は規模の不経済性

within 推定の結果が表 4-2 に示されている。この場合、OLS の結果とほとんど同じ結果である。すなわち、鍵となる両変数を入れた場合（左の列）には、ハーフィンダール指数は負、資産は正であるが、この変数を別々に入れると、どちらも有意に正である。その他の変数も若干、符号を変える場合がある。資産を省いた推定は OLS では決定係数が低くなったが、within 推定では決定係数はほとんど同じである。

表 5-2 (5)式の推定結果(within 推定)

変数	係数	P-値	係数	P-値	係数	P-値
HI(前期)	-0.665	[.000]	0.787	[.000]		
資産(対数、前期)	0.080	[.000]			0.072	[.000]
預貸率	-0.039	[.000]	-0.073	[.000]	-0.076	[.000]

利鞘	-0.091	[.451]	-2.150	[.000]	-0.151	[.230]
店舗数(対数)	0.015	[.038]	0.172	[.000]	0.032	[.000]
R ²	0.986		0.956		0.985	

注：従属変数は規模の不経済性

OLS 推定と within 推定のどちらを採用すべきかは、within 推定の個別定数項が全て同一（これが OLS の定数項に対応する）という仮説の検定をすればよい。全てのケースで、この帰無仮説は棄却されるので、within 推定の結果の方が信頼できる。

3. 4 (3)'式～(5)'式の推定結果

本項では、全ての変数について差分をとった定式化である(3)'式～(5)'式の推定結果を示す。先に述べたように、(3)～(5)式においては、*LASSET*, *u*, *SE* といった鍵となる説明変数は1期ラグの変数であるのに対し、(3)'式～(5)'式では、前期から今期への差分であるので、前節とは異なる定式化となる。

まず、(3)'式の結果を表6に示す。係数の符号は、差分をとらない表3の結果と似ている。ただし、金利はここでは有意でなく、自己資本比率は負で有意となっている点が違う。注目する変数である、組織的非効率性の係数が有意に負で、規模の不経済性の係数が有意に正であるという結果は表3と同じである。

表6 (3)'式の推定結果(OLS)

変数	係数	標準偏差	t-値	P-値
定数	-0.012	0.005	-2.370	[.018]
ΔGDP(対数)	0.782	0.081	9.605	[.000]
Δコールレート	0.002	0.002	1.344	[.180]
Δ自己資本比率	-0.608	0.326	-1.863	[.063]
Δインフレ率	-0.376	0.105	-3.576	[.000]
Δ組織的非効率性	-0.305	0.025	-12.426	[.000]
Δ規模の不経済性	4.411	0.232	19.037	[.000]
R ²	0.636			

注：従属変数は、 $LASSET_t - LASSET_{t-1}$ 資産の対数値。Δは今期と前期の差を表す。

(4)'式の結果を表7に示す。推定結果は、(4)式のもの（表4）とかなり違っている。まず、表4では1期前のハーフィンダール指数の係数が有意に負であったのが、表7では1期前から今期へのハーフィンダール指数の変化の係数は有意に正である。そして、表4では1期前の資産の係数が有意に正であったのが、

表7では1期前から今期への資産の変化の係数は有意でなくなっている。その他の変数についても、表4では全て有意であったのが、表7では全て有意でない。この傾向は、ハーフィンダール指数と資産の変数のどちらかだけを入れた推定でも変わらない。

表7 (4)'式の推定結果(OLS)

変数	係数	P-値	係数	P-値	係数	P-値
定数	-0.048	[.000]	-0.043	[.000]	-0.028	[.002]
ΔHI	4.339	[.001]	3.922	[.001]		
Δ資産(対数)	0.076	[.475]			-0.086	[.370]
Δ預貸率	0.335	[.068]	0.266	[.089]	0.108	[.534]
Δ利鞘	0.978	[.574]	0.800	[.642]	1.664	[.342]
Δ店舗数(対数)	-0.034	[.850]	0.008	[.961]	-0.023	[.897]
R ²	0.026		0.028		0.000	
F	3.094	[.009]	3.744	[.005]	1.002	[.406]

注：従属変数は $u_t - u_{t-1}$ 。Δは今期と前期の差を表す。

表8には(5)'式の推定結果を示している。この結果も、(5)式の結果(表5)と大きく違っている。ハーフィンダール指数の変化と資産の変化の両方を入れた場合にはどちらの係数も有意に正である。

表8 (5)'式の推定結果(OLS)

変数	係数	P-値	係数	P-値	係数	P-値
定数	-0.002	[.015]	0.005	[.000]	-0.001	[.296]
ΔHI	0.334	[.005]	-0.222	[.063]		
Δ資産(対数)	0.101	[.000]			0.089	[.000]
Δ預貸率	0.016	[.338]	-0.076	[.000]	-0.001	[.931]
Δ利鞘	-0.114	[.473]	-0.352	[.049]	-0.062	[.700]
Δ店舗数(対数)	0.016	[.338]	0.072	[.000]	0.016	[.318]
R ²	0.305		0.111		0.292	

注：従属変数は $SE_t - SE_{t-1}$ 。Δは今期と前期の差を表す。

4. 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、効率性仮説とSCP

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 SCP 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。また、SCP 仮説については、市場集中度が高くなるほど、あるいは、銀行の規模が大きくなるほど、銀行が非効率的になる、と定式化し、検証した。ここで、規模としては資産をとり、効率性としては、組織的効率性と規模の不経済性を考慮する。

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、効率性仮説を検定するために、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。その結果、組織的非効率性は負の影響を与えるが、規模の不経済性は正の影響を与えることが見いだされた。したがって、組織的に効率的である銀行は成長するが、規模の経済性が大きい銀行はむしろ縮小していく傾向があることが分かった。

SCP 仮説を検定するために、組織的非効率性を前年度の市場集中度と銀行の資産に回帰した結果は、多くの場合に、市場集中度、資産ともに負の影響を与えるという結果が得られた。すなわち、SCP 仮説と矛盾する結果である¹⁴。規模の不経済性を回帰した結果は、市場集中度の係数は負、資産の係数は正という結果であった。これらの結果からは、SCP 仮説は必ずしも支持されるとは言えない、と結論される。

本稿の問題点は以下のように指摘される。第1に、推定法の問題で、内生性を考慮することが必要である。同期の組織的非効率性は(1)式と(3)式に現れているし、同期の資産は(1)式、(3)式、(3)'~(5)'式に現れている。第2に、効率性仮説にしても SCP 仮説にしても、影響が現れる期間についていろいろな場合を検討すべきであろう。第3に、規模の不経済が大きい銀行や組織的非効率な銀行はどのような銀行であるかの吟味が、結果の理解に必要である。第4に、本稿では非効率性の指標に、組織的非効率性 u と規模の経済性 SE という2つの指標を用いているが、これらの2つの要素を統合して、1つの非効率性の指標を作り、分析すれば、より明確な結論が導けるかもしれない。また、経費率のような、会計情報を用いることも有益と思われる。

¹⁴ within 推定に基づいて議論している。

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.
- Heggstad, 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.
- Martin, S. *Advanced Industrial Economics*, Massachusetts: Blackwell.
- 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.
- 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.

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。