

銀行破綻が及ぼす伝染効果の分析

—昭和恐慌期における預金者行動の検証

秋吉 史夫*

東京大学

本論文は昭和恐慌期における全普通銀行のパネル・データを用いて、一部の銀行の破綻が預金取付という形で他の健全な銀行にも影響を与える伝染効果が、戦前の我が国においてどの程度の大きさであったかを検証した。個々の銀行の預金変化率に関する計量モデルを推定し、銀行のファンダメンタルズ要因と伝染効果要因の相対的な説明力を分析した。その結果、(1) 預金者の行動は銀行や経済のファンダメンタルズを基本的に反映していること、(2) ただし、大規模な銀行破綻が生じた場合には伝染効果が預金流出の約3分の1を説明し、無視できない大きさとなっていることを確認した。これらの結果は、戦前期における銀行取付の合理性を主張する先行研究を基本的に支持しており、預金者による規律付けが効率的に機能する可能性を示唆するものである。

1. はじめに

近年、銀行取付の原因として伝染効果(contagion effect)に着目した研究が進められている。伝染効果とは、一部の銀行の破綻といった負のショックが預金取付という形で他の健全な銀行にも波及することであり、深刻な場合には金融システム全体が機能不全に陥る可能性があるとしてされている。Chari and Jagannathan (1988)やChen (1999)は、銀行に関する情報を入手できる預金者とそうでない預金者の存在を考え、前者の行動に後者が敏感に反応することによって銀行取付の伝染が生じる

本論文を作成するにあたり、堀内昭義教授(中央大学)、柳川範之助教授(東京大学)から貴重なコメントを頂いた。東京大学大学院経済学研究科内で開かれたセミナーでは、大橋弘助教授、澤田康幸助教授、三輪芳朗教授並びに参加者各位から貴重なコメントを頂いた。2005年度日本経済学会秋季大会(中央大学)では討論者である是永隆文助教授(専修大学)より貴重なコメントを頂いた。本稿の改訂過程では本誌レフェリーから大変有益なコメントを頂いた。記して感謝申し上げたい。本論文の見解は筆者自身のものであり、あり得べき誤りに対する責任はすべて筆者にある。

* 東京大学大学院 経済学研究科 現代経済専攻 博士課程。

〒113-0033 東京都文京区本郷7-3-1. Tel: 03-5841-5523. E-mail: akiyoshi@grad.e.u-tokyo.ac.jp

ことを理論的に示している。個々の銀行のファンダメンタルズに関する情報を持たない預金者が、銀行から無差別に預金を引き出すことになれば、多くの健全な銀行が破綻に追い込まれ、大きな社会的コストが生じる可能性がある。したがって、伝染効果のように銀行のファンダメンタルズを反映しない銀行取付が実際に存在するかどうかが、議論されてきた¹。

我が国でこの問題に取り組んだ代表的研究として、1927年の昭和金融恐慌を扱った Yabushita and Inoue (1993)がある。彼らは、全国普通銀行の財務データを用いて、個々の銀行の財務内容と破綻確率の関係を分析した。そして、財務内容の悪い銀行ほど破綻確率が高いことを示し、昭和金融恐慌における銀行取付が銀行のファンダメンタルズを反映した合理的なものであったと結論づけている。また、是永・長瀬・寺西 (2001)、安達 (2004)も、昭和金融恐慌における銀行取付の合理性を支持している。一方で、是永・長瀬・寺西 (2001)は、銀行のファンダメンタルズを反映しない銀行取付の存在を支持する結果も報告している。

このように1927年の昭和金融恐慌については個別銀行のマイクロ・データを用いた多くの研究がなされているのに対し、昭和期における大規模な銀行取付のもう一つの事例である昭和恐慌 (1930-32年)に関する同様の研究は、安達 (2004)などのごく少数に限られている。本研究は、従来ほとんど分析されてこなかった昭和恐慌期を取り上げることによって、戦前における銀行取付の理解を深めることを目的としている。

一連の先行研究によって、我が国の戦前期における銀行取付が、銀行のファンダメンタルズ及び伝染効果と密接な関係を持っていたことが解明されている。しかし戦前期の銀行取付が、銀行のファンダメンタルズをどの程度反映していたものだったのか、言い換えれば、伝染効果がどの程度の大きさだったのか、という問題は未だに明らかにされていない。本研究は、昭和恐慌期における銀行破綻の地理的・時間的分布に着目し、銀行のファンダメンタルズ要因と伝染効果要因の説明力を定量的に評価することをもう一つの目的としている。この時期、旧平価での金本位制復帰と世界恐慌の影響によって、日本経済は急激な不況に見舞われた (表1中の名目GNP (国民総生産)成長率を参照)。経済環境の悪化を背景にして銀行破綻も急増し、1931年中の休業銀行数は71行、休業率は8.1%に達した (表1)。

¹ Saunders and Wilson (1996)、Calomiris and Mason (1997、2003)は米国の大恐慌期の分析を行い、預金者の行動が主として銀行のファンダメンタルズに基づく合理的なものであることを報告している。彼らは伝染効果の存在も指摘しているが、その効果は比較的小さいと論じている。

表1 銀行数、休業率、名目GNP成長率の推移

年	銀行数 (年初)(1)	普通銀行数 (年初)	休業銀行数 (2)	休業率 (2)/(1)	名目GNP 成長率
1922	1,967	1,331	16	0.008	0.046
1923	1,945	1,799	18	0.009	-0.042
1924	1,840	1,701	13	0.007	0.044
1925	1,765	1,629	9	0.005	0.044
1926	1,670	1,537	8	0.005	-0.018
1927	1,544	1,420	44	0.028	0.020
1928	1,396	1,283	20	0.014	0.013
1929	1,131	1,031	8	0.007	-0.013
1930	976	881	27	0.028	-0.098
1931	872	782	71	0.081	-0.095
1932	771	683	20	0.026	0.026
1933	625	538	3	0.005	0.123
1934	601	516	0	0.000	0.105
1935	563	484	2	0.004	0.079

注) 銀行数と普通銀行数は後藤(1970)、pp.56-59 から採った。銀行数と普通銀行数は、年初の数値として前年末の数値を用いており、銀行数は普通銀行と貯蓄銀行の合計である。休業銀行数は、1926年以前については日本銀行調査局(1969)、解題 pp.1-2 より、1927年以降については進藤(1987)の第2表と第3表より採った。休業銀行数は貯蓄銀行を含み、台湾銀行を含まない。名目GNP成長率は大川・高松・山本(1974)、p.200 記載の粗国民生産(当年価格)から作成した。

1927年の昭和金融恐慌における銀行取付が全国規模かつ短期間に終息したものであったのに対し、1930-32年の昭和恐慌期では、銀行破綻とそれに伴う銀行取付の発生は各地域でバラツキが見られた。中国地方のように期間中銀行破綻がなく預金取付も生じなかった地域がある一方で、1931年11-12月の東北地方、32年3月の中京地方のように大規模な銀行破綻と預金取付が生じた地域もあった。そこで本研究では、Calomiris and Mason(2003)のアプローチに従い、昭和恐慌期における銀行破綻の地理的・時間的分布を利用して²、銀行破綻が起きた場合とそれ以外の場合で預金者の行動にどのような違いが生じたかを調べた。

具体的には、昭和恐慌期の全普通銀行のパネル・データを用いて、個々の銀行の預金変化率に関する計量モデルを推定した。計量モデルにおいて各銀行の財務指標と県レベルの経済指標をコントロールし、その上で銀行の破綻が同じ県に所在する他の銀行の預金変化率に有意な影響を与えたかどうかによって伝染効果の存在を検証した。そして、銀行のファンダメンタルズ要因と伝染効果要因について預金流出に対する寄与度を算出し、両要因の相対的な大きさを分析した。

² 昭和恐慌期中、28の道府県で銀行破綻が生じた。銀行破綻の地理的・時間的分布については、進藤(1987)を参照されたい。

実証分析の結果は次のようにまとめられる。(1) 昭和恐慌期における銀行の預金流出は、基本的に各銀行のファンダメンタルズの悪化を反映しており、合理的なものである。(2) ただし、大規模な銀行破綻が生じたケースでは、伝染効果が預金流出の約3分の1を説明し、無視できない大きさとなっている。これらの結果は、戦前期における銀行取付が効率的であったとする先行研究の結論を改めて支持するものである。ただし、一定の場合に銀行破綻による伝染効果が、大きな社会的コストをもたらす可能性があったことに注意する必要がある。

論文の構成は以下の通りである。第2章ではデータ及び計量モデルの説明を行う。第3章では推定結果を示す。第4章は結論である。

2. 実証方法

2.1 仮説

Chen (1999)は、銀行に関する情報を入手できる預金者とそうでない預金者という2つのタイプの預金者を考え、情報を入手できない預金者が一部の銀行の破綻に敏感に反応することによって、他の銀行への取付が発生しうること示した。預金の払い戻しが先着順で行われるとき、一部の預金者への払い戻しは他の預金者の期待払い戻し額を引き下げることになり、預金者の間に負の外部性が生じる。したがって、個々の預金者には他の預金者に先駆けて預金を引き出そうとするインセンティブが働く。特に、銀行の情報を入手できない預金者は、情報を入手できる預金者に比べて不利な立場に置かれるので、より強いインセンティブが働く。このようなメカニズムの下では、破綻銀行の数が多くなると、銀行に関する情報を入手できない預金者は、個々の銀行の支払能力に関する正確な情報が預金者に届く前に、預金を引き出すことになる³。個々の銀行の収益が正の相関を持っているために、情報を入手できない預金者は、銀行の破綻が多いほど自分の銀行の状況も悪化している可能性が高いと推測するからである。しかし、銀行の破綻情報はノイズを含んでいるため、結果的に健全な銀行に対しても取付が発生する⁴。

³ Chen (1999)のモデルでは、全銀行のうち一部の銀行の支払能力に関する正確な情報が、先行して預金者に伝わる。情報を入手した預金者はその情報に基づいて預金の引き出しを行い、情報を入手できない預金者も彼らの行動を観察することによって、合理的な預金の引き出しが実現する。その結果、支払能力が悪化している銀行は破綻する。一部の銀行が破綻した後に、預金者は残りの銀行について預金を引き出すかどうかの判断を行う。

⁴ 銀行に関する情報を入手できる預金者も、先着順の預金払いによる負の外部性が存在するために、もう少し待てば正確な情報を入手できるにもかかわらず、情報を入手できない預金者と同様に預金を引き

この理論モデルでは銀行に関する情報を入手できる預金者が存在するため、通常の均衡では合理的な預金の引き出しが実現する。したがって、検証すべき仮説として次のものが考えられる。

仮説 1: 支払能力が悪化した銀行ほど、預金の流出額が大きくなる。

しかし、大規模な銀行破綻が生じた場合、銀行に関する情報を入手できない預金者が破綻情報に敏感に反応することによって、健全な銀行においても預金取付が発生しうる。

仮説 2: 一部の銀行の破綻によって、他の銀行にファンダメンタルズを反映しない預金流出が発生する。この伝染効果は銀行破綻が大規模になるほど生じやすい。

2.2 データ

本研究では、昭和恐慌期（1930-32）の全普通銀行のパネル・データを用いる⁵。昭和恐慌期中に破綻した銀行に関するデータは、進藤（1987）から得た⁶。個々の普通銀行の毎年 12 月末時点の財務データ及び県レベルの不動産担保貸出比率に関するデータは、『大蔵省銀行局年報』各年版から得た。県レベルの経済状況を表す指標として、各県の『県統計書』に記載されている生産総価額⁷の前年対比変化率を用いた。県レベルの地価の変化については、日本勸業銀行調査部『田畑売買価格及小作料調』中の普通田売買価格の各年データを用いた。また、県レベルの郵便貯金残高に関するデータは、逓信省貯金局『貯金局統計年報』各年度版より得た。

1930 年から 32 年にかけては銀行の統合が急速に進んだ。表 1 中の普通銀行数を見ると、1930 年初に 881 行あった普通銀行が 33 年初には 538 行となっており、340 余りの銀行がこの間に消滅していることが分かる。破綻による消滅もあるが、多くが他銀行との合併あるいは解散・廃業によるものであり、その背景には 1927 年銀行法において導入された最低資本金制度がある⁸。銀行法は資本金条件を満たしてい

出す。

⁵ ただし、旧植民地の普通銀行、1929 年以前より休業状態にあった普通銀行、業務の特殊性が強いビル・ブローカー銀行は、サンプルから除外した。

⁶ 本研究では、銀行が休業状態となり預金の払い戻しを停止したことをもって、破綻と定義することにする。進藤（1987）中の第 8 表を見ると、昭和恐慌期の休業銀行の多くが、その後再開することなく清算されたことが分かる。このことから、休業を破綻とみなしてよいと考えられる。

⁷ 生産総価額は、第 1、第 2 次各産業の全品目について調査された生産額を積み上げて計算されたものである。ただし、第 3 次産業は含まれていない。

⁸ 銀行法による最低資本金額は原則 100 万円であったが、東京・大阪に本店を有する銀行は 200 万円、人口 1 万人以下の町村に本店を有する銀行は 50 万円と定められた。銀行の本店所在地及び本店所在地の人口に関する情報を、それぞれ大蔵省銀行局『銀行総覧』（1926 年版）、内閣統計局『日本帝国統計年鑑』（1926 年版）より得て、各銀行が最低資本金額を満たしているかどうかを確認した。

い無資格銀行に対して1932年末までの条件達成を義務付けたが、大蔵省は単独の増資を原則として認めなかったため、無資格銀行は他銀行との合併か廃業・解散を選択することになった。個々の銀行の合併、解散に関するデータは、日本銀行『銀行事項月報』（日本銀行調査局（1964）に収録）を用いた。計量分析においては、合併等によりサンプルが途中で消滅する attrition の取り扱いや、合併銀行の財務データの取り扱いが問題となるが、後に詳しく論じることとする。

2.3 計量モデル

本研究では、個々の銀行の対前年比預金変化率に着目し、預金者行動に関する仮説を検証する。Yabushita and Inoue (1993)をはじめ、昭和金融恐慌期、昭和恐慌期における銀行取付を分析した一連の研究は、銀行破綻の有無に着目し破綻確率を推定している⁹。しかし、「銀行の休業は預金取付けの一つの帰結であるが、取付けに見舞われた銀行が必ずしも休業するわけではない」¹⁰という是永らの指摘のように、銀行の破綻情報にはノイズが含まれており、その背後にある預金者の行動を分析するには不十分といえる¹¹。特に、銀行破綻の伝染効果を分析するためには、預金者の行動を直接反映する預金変化率に着目する方が適切だと考えられる。したがって、各銀行の財務内容、地域の経済環境、そして地域内における銀行破綻が、各銀行の預金残高に与える影響を調べることにする。

前述したように、破綻や合併等によって多くの銀行がサンプル期間中に消滅しており、その消滅は預金変化率と何らかの関係を持っている可能性がある。その場合、通常の最小二乗法（OLS）では係数の一致性が失われる。このような attrition の問題を避けるために、sample selection equation を明示的に取り入れた以下の推定式を用いた¹²。

regression equation:

$$Deposit\ Growth_{it} = X_{it1}\beta_1 + X_{it2}\beta_2 + Contagion_{it}\beta_3 + u_{it} \quad (1)$$

selection equation:

$$s_{it} = 1 [Z_{it}\gamma + v_{it} > 0] \quad (2)$$

⁹ 是永・長瀬・寺西（2001）は、1927年の昭和金融恐慌期における銀行の破綻確率を推定するとともに、預金変化率の決定要因を分析している。ただし、東京所在の銀行のみを分析の対象としている。

¹⁰ 是永・長瀬・寺西（2001、p.327）

¹¹ 銀行の破綻情報が持つノイズの一つとして、取付にあった銀行が、日本銀行から救済融資を受けて破綻を免れることが考えられる。実際、昭和恐慌期に日本銀行による救済融資が48行に対して行われた（伊藤（2001、表7））。

¹² attrition 及び sample selection に関する詳細な解説は、Wooldridge（2002、Chapter 17）を参照されたい。

ここで $Deposit\ Growth_{it}$ は i 銀行の t 年における前年対比預金変化率である。 X_{it} は i 銀行の t 年における財務状況・属性を表すベクトルであり、対数変換した総資産額 ($LnAssets$)、自己資本比率 ($Capital - Assets$)、預貸率 ($Loan - Deposit$)、流動性比率 ($Liquidity$)、定期預金比率 ($Time\ Deposit$)、利益率 (ROA)、破綻ダミー ($Failure$)、五大銀行ダミー ($Zaibatsu\ Bank$)、合併ダミー ($Merger$) を含む。表 2 には各変数の詳細な定義を記載している。 X_{it} に含まれる変数のうち銀行の財務内容に関する変数は、内生性 (endogeneity) の問題を緩和するために年初の数値を用いている¹³。合併・買収といった統合を経験した銀行は預金額と財務内容が変化するため、統合前のデータと直接接続することはできない。そこで澤田・岡崎 (2004) に従い、統合参加銀行のバランスシートを集計した仮想的な銀行の値を用いて、統合後のデータと接続した¹⁴。更にダミー変数 $Merger$ によって統合の効果をコントロールすることにする。 $Failure$ は破綻銀行固有の観察できない要因をコントロールするためのダミー変数であり、破綻銀行は常に 1 をとる。

X_{it2} は i 銀行の本店が所在する県の t 年における経済環境を表すベクトルであり、生産総価額変化率 ($Economic\ Growth$)、地価変化率 \times 不動産担保貸出比率 ($Land\ Price$)、県ダミー ($Prefecture$) が含まれている。県ダミーは、県レベルの固有効果をコントロールするための変数である。

$Contagion_{it}$ は、銀行破綻の伝染効果をとらえるためのダミー変数である。非破綻銀行 i の本店が所在する県において、 t 年に銀行破綻が生じた場合に 1 をとり、それ以外は 0 をとる¹⁵。したがって、昭和恐慌期に銀行破綻が生じなかった県に所在した銀行の全観測値と、期間中に銀行破綻が起こった県に所在した銀行でも、破綻が生じなかった年の観測値は、 $Contagion_{it} = 0$ となる。

selection equation 中の $s_{it} = 1$ は、 i 銀行が t 期に存在していれば 1 をとり、それ以外は 0 をとる indicator function である。 Z_{it} は銀行の存続に影響を与える変数を表すベクトルであり、regression equation 中の X_{it} 、 X_{it2} 、 $Contagion_{it}$ の他に、exclusion restriction を満たす変数として無資格銀行ダミー ($Capital\ Criteria$)、1932 年ダミー ($Year1932$) を含む。 u_{it} 、 v_{it} は誤差項であり、 $u_{it} \sim N(0, \sigma)$ 、 $v_{it} \sim N(0, 1)$ 、 $corr(u_{it}, v_{it}) = \rho$ とする。

¹³ 実際の推定では、年初の数値の代わりとして前年末の数値を用いている。

¹⁴ 例えば t 年中に合併した銀行の預金成長率は、合併参加銀行の $t-1$ 年末の預金額を集計した値と存続銀行の t 年末の預金額から計算した。また説明変数に含まれる財務変数については、合併参加銀行の t 年初 ($t-1$ 年末) 時点の財務データを集計した値を用いて算出した。

¹⁵ ここで非破綻銀行とは、期間中に破綻しなかった銀行のみを指す。ある年に破綻していない銀行でも後に破綻した銀行は、破綻銀行に含まれる。

表 2 変数の定義

変数	定義
<i>Deposit Growth</i>	対前年比預金変化率
<i>LnAssets</i>	Ln(総資産) 総資産 = 貸出金 + 有価証券 + 預け金 + 現金
<i>Capital-Assets</i>	自己資本/総資産 自己資本 = 払込資本金 + 諸積立金
<i>Loan-Deposit</i>	貸出金/預金
<i>Liquidity</i>	流動性資産/預金 流動性資産 = 有価証券 + 預け金 + 現金
<i>Time Deposit</i>	定期預金/預金計
<i>ROA</i>	(上期利益金 + 下期利益金) / 総資産
<i>Failure</i>	サンプル期間中に破綻した銀行は常に1をとり、それ以外の銀行は0をとるダミー変数
<i>Zaibatsu Bank</i>	五大銀行(三井、三菱、住友、第一、安田)は1をとり、それ以外は0をとるダミー変数
<i>Merger</i>	合併存続銀行が合併を経験した年以降1をとり、それ以外は0をとるダミー変数
<i>Capital Criteria</i>	銀行法が定める最低資本金基準を満たしていない銀行(無資格銀行)は1をとり、それ以外は0をとるダミー変数
<i>Economic Growth</i>	各県の対前年比生産総価額変化率
<i>Land Price</i>	各県の地価変化率 × 各県の不動産担保貸出比率
<i>Prefecture</i>	同じ県に本店が所在する全ての銀行が1をとり、それ以外は0をとるダミー変数
<i>Year 1932</i>	無資格銀行に対する猶予期間の最終年である1932年に1をとり、それ以外は0をとるダミー変数
<i>Contagion</i>	破綻銀行が破綻した年に同じ県に所在する非破綻銀行は1をとり、それ以外は0をとるダミー変数

仮説 1 が想定するように、銀行に関する情報を持つ預金者がその情報に基づいて行動するならば、個々の銀行の預金変化率は銀行のファンダメンタルズを反映するはずである。したがって、 β_1 に含まれる各係数は統計的に有意になると考えられる。一方、Diamond and Dybvig (1983)が想定するように、銀行取付が銀行のファンダメンタルズを全く反映しないものであれば、 β_1 に含まれる各係数は統計的に有意にならないと考えられる。

仮説 2 では、銀行に関する情報を持たない預金者の行動によって、一部の銀行の破綻が他の銀行に影響を及ぼす伝染効果が生じるとされる。したがって、銀行や地域経済のファンダメンタルズをコントロールした上で *Contagion* の係数 β_3 が負で有意となれば、伝染効果の存在が支持されたと考えられる。

3. 実証結果

3.1 記述統計量

まず、サンプルの特性を見ることにする。表3は、全サンプルの他に、破綻銀行 ($Failure = 1$)、破綻銀行の破綻年に同じ県に所在した非破綻銀行 ($Contagion = 1$)、それ以外の非破綻銀行 ($Contagion = 0$) について各変数の平均を記載している¹⁶。ダミー変数 $Contagion$ の定義上、非破綻銀行の観測値が年によって $Contagion = 1$ のサンプルに含まれることもあれば、 $Contagion = 0$ のサンプルに含まれることもあることに注意されたい。一方、破綻銀行の観測値は常に $Failure = 1$ のサンプルに含まれる。

破綻銀行 ($Failure = 1$) と破綻時に同じ県に所在した非破綻銀行 ($Contagion = 1$) を比較すると、破綻銀行では預金の減少率が -0.220 と非常に大きく、預金の大規模な流出が破綻につながったと推察される。また、破綻銀行は非破綻銀行よりも資産規模が小さく、預貸率、流動性比率といった資産内容、 ROA で測った経営パフォーマンスでも劣っていたことが分かる。破綻年の経済環境が両者で同じであると考えたと¹⁷、これらの結果は、銀行のファンダメンタルズと預金流出の間に関係があることを示唆するものと考えられる。

次に、非破綻銀行のサンプルで、同じ県の銀行が破綻したケース ($Contagion = 1$) とそれ以外のケース ($Contagion = 0$) とを比較する。注目すべき点として、同じ県の銀行が破綻したケースの預金変化率が -0.118 であり、そうでないケースの預金変化率 -0.060 と比べると約2倍の減少率となっていることがある。両者の預金変化率の差は1%で統計的に有意である。一方、銀行の財務内容については、 $Time Deposit$ を除いて統計的に有意な差は見られない。 $Economic Growth$ や $Land Price$ については、同じ県の銀行が破綻したケースでの減少率が有意に大きく、経済環境が悪化する中で銀行破綻が起きたことを裏付けている。

同じ県の銀行が破綻したケースとそうでないケースとの間で、銀行自体のファンダメンタルズに違いがないとすると、預金減少率の著しい差は、単に経済環境の悪化の程度が異なることを反映したものなのか、あるいは破綻銀行が及ぼす伝染効果の存在を示唆するものなのかが問題となる。この問題については、経済環境の違い

¹⁶ 異常値による影響を除くために、 $Capital - Assets$ 、 $Loan - Deposit$ 、 $Liquidity$ 、 ROA については上位1%の値を、 $Deposit Growth$ については上位下位1%の値を含む銀行を以後の分析から除外している。

¹⁷ $Economic Growth$ については破綻銀行で下落率が小さいという結果が統計的に有意となっている。しかし、これは $Failure$ ダミーの定義上、破綻前の時期の $Economic Growth$ の値が含まれていることが原因であり、両者の経済環境は基本的に同じである。

表 3 記述統計量 (平均)

	全サンプル	破綻銀行 (Failure=1)	非破綻銀行1 (Contagion=1)	非破綻銀行0 (Contagion=0)
<i>Deposit Growth</i>	-0.098 (0.139)	-0.220 *** (0.161)	-0.118 (0.135)	-0.060 *** (0.118)
<i>Assets</i> (Million yen)	15.100 (70.10)	6.994 ** (15.50)	17.600 (80.60)	15.800 (72.10)
<i>Capital-Assets</i>	0.320 (0.185)	0.312 (0.196)	0.329 (0.189)	0.316 (0.179)
<i>Loan-Deposit</i>	1.196 (0.641)	1.308 *** (0.606)	1.173 (0.605)	1.180 (0.669)
<i>Liquidity</i>	0.383 (0.222)	0.233 *** (0.160)	0.415 (0.234)	0.405 (0.211)
<i>Time Deposit</i>	0.611 (0.177)	0.621 (0.147)	0.629 (0.180)	0.596 *** (0.182)
<i>ROA</i>	0.029 (0.025)	0.021 *** (0.017)	0.031 (0.026)	0.030 (0.026)
<i>Economic Growth</i>	-0.096 (0.175)	-0.114 ** (0.193)	-0.141 (0.149)	-0.063 *** (0.177)
<i>Land Price</i>	-0.035 (0.033)	-0.040 (0.038)	-0.038 (0.031)	-0.032 *** (0.032)
サンプル数	2,012	291	664	1,057

注) ()内の数値は標準偏差である。破綻銀行(Failure=1)と非破綻銀行0(Contagion=0)における***、**、*は、非破綻銀行1(Contagion=1)の平均と比較したt検定において、それぞれ1%、5%、10%で有意であることを表す。

をコントロールした計量モデルを用いて更に分析することにする。

計量モデルの推定結果を述べる前に、同じ県の銀行が破綻した場合(Contagion=1)の非破綻銀行の預金変化率を詳細に見ることにする。表4は、Contagion=1に含まれるサンプルを破綻のパターンに基づいてサブ・サンプルに分割し、預金変化率、Economic Growth、郵便貯金変化率についてサブ・サンプルごとの平均を示したものである。銀行破綻に直面しなかった場合(Contagion=0)のサンプル平均も比較のために記載している。破綻のパターンは、①小銀行1行のみが破綻、②大銀行1行のみが破綻、③大銀行を含まない複数行が破綻、④大銀行を含む複数行が破綻、の4つに分類する。大銀行とは県内普通銀行の預金順位5位までの銀行と定義する(進藤(1987)第2表)¹⁸。

Chen(1999)のモデルで想定されるように、銀行の情報を入手できない預金者が、破綻銀行の数といった破綻情報から預金先の銀行の支払能力を推測し行動するならば、破綻の規模や深刻さの違いによって、預金者の行動が変わると考えられる。

¹⁸ 県内普通銀行の預金順位3位までの銀行を大銀行と定義した場合でも、計量モデルの推定結果は基本的に変わらない。

表 4 破綻のパターン別に見た非破綻銀行 1 (*Contagion*=1) の預金変化率 (平均)

サブ・サンプル (破綻のパターンによって分類)	預金変化率	<i>Economic Growth</i>	郵便貯金 変化率	サンプル数
銀行破綻なし (<i>Contagion</i> =0)	-0.060 (0.118)	-0.070 (0.176)	0.055 (0.074)	913
小銀行1行のみが破綻	-0.084 (0.117)	-0.127 (0.143)	0.108 (0.113)	221
大銀行1行のみが破綻	-0.100 (0.140)	-0.274 (0.022)	0.272 (0.129)	24
複数行が破綻 (大銀行を含まない)	-0.137 (0.143)	-0.147 (0.134)	0.268 (0.265)	251
複数行が破綻 (大銀行を含む)	-0.163 (0.130)	-0.104 (0.169)	0.381 (0.188)	68

注) 預金変化率のデータが得られる観測値のみを対象としているため、観測値の数が表 3 のものと異なる。郵便貯金変化率は、年度の変化率である。() 内の数値は標準偏差である。

表 4 中の預金変化率を見ると、破綻の規模が大きいほど預金の減少率が大きくなっており、Chen (1999) の主張と一致する結果となっている。例えば、小銀行 1 行のみが破綻したケースでの預金変化率が -0.084 であるのに対し、大銀行を含む複数行が破綻したケースでは -0.163 であり、約 2 倍の規模で預金が減少している (両者の差は 1% で有意)。

興味深いことに、預金減少の程度と経済環境の悪化の程度が常に対応しているわけではない。小銀行 1 行のみが破綻したケースでの *Economic Growth* が -0.127 であるのに対し、大銀行を含む複数行が破綻したケースでは -0.104 となっている。両者の差は統計的に有意ではないが、激しい預金減少が生じた後者の経済環境は、前者よりも少なくとも悪くなかったことを示唆するものである。

最後に、銀行預金の代替的資産と考えられる郵便貯金残高の変化率を比較すると、小銀行 1 行のみが破綻したケースでは 0.108 の増加であるのに対し、大銀行を含む複数行が破綻したケースでは 0.381 と大幅な増加となっている (両者の差は 1% 有意)。破綻が発生した県における非破綻銀行の預金減少は、経済環境の悪化による預金減少だけでは説明できず、預金者による安全資産へのシフトが背景にあることが分かる。

3.2 計量モデルによる分析結果

表 5 は、最尤法による regression equation の推定結果を示している。標準誤差には、個々の銀行における観測値の系列相関 (serial correlation) を考慮した頑健標準誤差 (Huber/White/sandwich estimator) を用いている。

表5の第1列目は、破綻の規模によって伝染効果の大きさが異なる可能性を考慮しない基本モデルの推定結果である。個々の銀行の財務内容を表す変数のうち、*LnAssets*、*ROA*は正で有意となっており、資産規模が大きく収益性が高い銀行ほど預金減少率が小さかったことが分かる。また、*Loan-Deposit*は負で有意となっており、預貸率が高い銀行ほど預金減少率が大きかったことを示している。貸出は国債等の証券投資と比べてリスクが大きいため、経済に負のショックが生じると貸出に資金を集中している銀行ほど深刻な影響を被りやすい。預金者は預貸率の高さから銀行の破綻可能性を判断し、預金を引き出したと考えられる。一方、*Capital-Assets*、*Liquidity*、*Time Deposit*は、予想通りの符号であるものの有意ではなかった。破綻銀行固有の効果を表す*Failure*は負で有意となっており、破綻した銀行が財務指標では捉えきれない問題を抱えていたことを示唆している。*Zaibatsu Bank*と*Merger*は有意でなかった。また、*Economic Growth*と*Land Price*は正で有意となっており、経済環境の悪化が預金減少の一因であったことが分かる。

銀行の財務内容と地域の経済状況が預金変化率に影響を与えるという結果は、預金者の少なくとも一部が銀行や経済のファンダメンタルズに関する情報に基づいて行動するという仮説1と整合的である。逆に、Diamond and Dybvig (1983)が想定するような、銀行や経済のファンダメンタルズを全く反映しない銀行取付は、支持されない。

*Contagion*は負で1%有意となっており、銀行が破綻すると同じ県に所在する銀行の預金流出が大きくなることを意味している。またその効果も、ある程度の大きさとなっている。*Contagion*の係数は-0.028であり、破綻が生じた県の非破綻銀行で0.028の預金減少が生じたことになる。これらの結果は、銀行破綻の伝染効果が存在するという仮説2を支持するものと考えられる。

表5の第2列目は、破綻の規模によって伝染効果の大きさが変わりうることを考慮したモデルの推定結果である。伝染効果を表すダミー変数*Contagion*は、表4中の破綻パターンに対応しており、①小銀行1行のみが破綻した場合 (*Contagion(Single, Small)=1*)、②大銀行1行のみが破綻した場合 (*Contagion(Single, Large)=1*)、③大銀行を含まない複数行が破綻した場合 (*Contagion(Multiple, Small)=1*)、④大銀行を含む複数行が破綻した場合 (*Contagion(Multiple, Large)=1*)となっている。

銀行の財務内容と経済状況を表す変数に関する推定結果は、基本モデルとほとんど変わらない。一方、*Contagion*ダミーは*Contagion(Single, Large)*を除いて全て

表 5 最尤法によるサンプル・セレクション付き回帰式の推定結果

Dependent variable: Deposit Growth	Model1	Model2	Model3
<i>LnAssets</i>	0.014 *** (0.003)	0.014 *** (0.003)	0.014 *** (0.003)
<i>Capital-Assets</i>	0.044 (0.035)	0.044 (0.035)	0.039 (0.037)
<i>Loan-Deposit</i>	-0.029 ** (0.013)	-0.030 ** (0.013)	-0.029 ** (0.013)
<i>Liquidity</i>	0.016 (0.023)	0.015 (0.023)	0.016 (0.024)
<i>Time Deposit</i>	0.034 (0.025)	0.034 (0.025)	0.035 (0.025)
<i>ROA</i>	0.446 ** (0.179)	0.456 ** (0.180)	0.490 ** (0.192)
<i>Economic Growth</i>	0.059 *** (0.022)	0.064 *** (0.022)	0.099 *** (0.021)
<i>Land Price</i>	0.619 *** (0.137)	0.564 *** (0.136)	0.323 ** (0.137)
<i>Failure</i>	-0.107 *** (0.014)	-0.109 *** (0.015)	
<i>Zaibatsu Bank</i>	-0.005 (0.023)	-0.006 (0.023)	
<i>Merger</i>	0.001 (0.008)	0.000 (0.008)	-0.006 (0.009)
<i>Contagion</i>	-0.028 *** (0.008)		
<i>Contagion (Single, Small)</i>		-0.019 ** (0.009)	-0.017 * (0.009)
<i>Contagion (Single, Large)</i>		0.018 (0.028)	0.041 (0.034)
<i>Contagion (Multiple, Small)</i>		-0.030 *** (0.011)	-0.031 *** (0.012)
<i>Contagion (Multiple, Large)</i>		-0.059 *** (0.020)	-0.047 ** (0.021)
ρ	-0.181 *	-0.180 *	-0.244 **
Log pseudo-likelihood	530.088	536.996	603.977
サンプル数	2,012	2,012	1,721

注) 県ダミー(Prefecture)の推定結果は省略している。()内の数値は個々の銀行における観測値の serial correlation を修正した標準誤差であり、***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%で有意であることを表す。 ρ は、regression equation の誤差項と selection equation の誤差項の相関係数であり、***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%で有意であることを表す。

負で有意となっているが、係数の大きさは破綻の規模によって違いが見られる¹⁹。大銀行を含む複数行が破綻した場合の係数は-0.059であり、小銀行1行のみが破綻した場合の係数-0.019と比べて約3倍の大きさとなっている。これらの結果は、銀行の情報を入手できない預金者が破綻の規模や深刻さの違いによって行動を変えるというChen(1999)の主張と整合的である²⁰。

表5の第3列目は、非破綻銀行のサンプルのみを用いた推定結果である²¹。推定結果は、破綻銀行のサンプルを含めて推定した場合と基本的に変わらない。個々の銀行や経済のファンダメンタルズを表す幾つかの変数について有意な関係が見られることは、破綻銀行と比較して相対的に健全な非破綻銀行においても(表3)、情報に基づく預金引き出しが行われていたことを示唆している。一方、Contagionも多くの場合に負で有意であり、非破綻銀行の預金減少に銀行破綻が一定の影響を与えていることが分かる。

表6は、非破綻銀行の預金流出について、ファンダメンタルズによる要因と銀行破綻の伝染効果による要因の相対的な説明力を分析したものである²²。銀行の財務内容と経済環境については、各変数の値が1標準偏差分悪化することを想定してお

表6 非破綻銀行における預金流出の要因分解

要因	小銀行1行のみが破綻 (Single, Small)		大銀行を含む複数行が破綻 (Multiple, Large)	
	寄与度	寄与率(%)	寄与度	寄与率(%)
Bank Fundamentals	-0.072	62.2	-0.072	49.2
Economic Conditions	-0.027	23.5	-0.027	18.6
Contagion	-0.017	14.3	-0.047	32.2
合計	-0.116	100.0	-0.147	100.0

¹⁹ 大銀行1行のみが破綻した場合で係数が有意でないという結果は、伝染効果が存在しないことを示している可能性がある。しかし、観測値の数が24(表4)と少ないため、結果の解釈には注意する必要がある。

²⁰ ダミー変数Contagionの効果がomitted variablesの存在による見せかけの効果でないことを検証するために、個々の銀行に関する重要な情報の一つとして、銀行間の人的関係に着目した分析を行った。東京興信所『銀行会社要録』昭和2、6年版から得たデータより、非破綻銀行について破綻銀行との人的関係の有無を表すダミー変数Personal Relationshipを作成した。Personal Relationshipを含む計量モデルにおいても、Contagionの推定結果にほとんど変化はなかった。

²¹ 破綻銀行はサンプルから除いているため、破綻銀行の固有効果を表すダミー変数Failureは用いていない。また、ダミー変数Zaibatsu Bankをregression equationに含めると最尤法の計算が収束しないため、Zaibatsu Bankをregression equationから除いた。

²² この点については、本誌レフェリーにご指摘頂いた。記して感謝申し上げます。

り、Model3 の推定結果に基づいて寄与度を計算している²³。銀行の財務内容の寄与率は、小銀行1行のみが破綻したケースで62.2%、大銀行を含む複数行が破綻したケースで49.2%であり、経済環境の寄与率（23.5%、18.6%）も考慮すると、ファンダメンタルズが非常に大きな説明力を持っていることが分かる。

一方、伝染効果の寄与率は、それぞれ14.3%、32.2%であり、銀行のファンダメンタルズ要因と比較すると相対的に説明力が弱い²⁴。しかし、大銀行を含む複数行が破綻したケースでは、伝染効果の寄与率が全体の約3分の1となっており、無視できない大きさとなっている。

以上の結果をまとめると、昭和恐慌期における銀行の預金変化は、基本的に銀行や地域経済のファンダメンタルズに基づくものであったといえる。しかし、大規模な銀行破綻が生じた場合には、非破綻銀行においてファンダメンタルズを反映しない預金引き出しが、無視できないほどの規模で生じたことに注意する必要がある。

4. 結論

本研究では、昭和恐慌期の全普通銀行のパネル・データを用いて、個々の銀行の預金変化率に関する計量モデルを推定した。そして、銀行の財務指標や経済状況といったファンダメンタルズ要因と伝染効果要因の両方が、個々の銀行の預金流出に有意な影響を与えているという推定結果を得た。また、銀行破綻が大規模になるほど伝染効果が強くなることが明らかになった。しかし、寄与度分析では、銀行と経済のファンダメンタルズ要因が、小規模な破綻の場合には預金流出の約86%を説明し、大規模な破綻の場合には預金流出の約68%を説明するという結果を得た。一方、伝染効果要因については、大規模な破綻の場合に預金流出の約32%を説明するが、ファンダメンタルズ要因と比べて相対的に説明力が弱いことが分かった。したがって、大規模な銀行破綻において伝染効果が無視できない大きさになっていたものの、昭和恐慌期における預金者の行動は、基本的には銀行や経済のファンダメンタルズを反映したものであったといえる。これらの結果は、戦前期における銀行取付の効率性を主張する先行研究を支持するものである。しかし、より大規模な銀行取付が

²³ 標準偏差は、非破綻銀行0と非破綻銀行1を合わせたサンプルの標準偏差を用いている。また Model3 の推定結果のうち、ダミー変数 *Merger*、*Prefecture* の推定結果は用いていない。

²⁴ 昭和恐慌期には、銀行の破綻について厳しい報道規制が実施された（進藤（1987））。したがって、伝染効果が過小評価となっている可能性に注意する必要がある。しかし、大規模な銀行破綻のケースにおいて、無視できない規模の伝染効果が生じたという事実は、ロコミといった報道以外の媒体が伝染効果の有力な経路となっていたことを示唆していると考えられる。

生じた1927年の昭和金融恐慌においても、本研究の結論が当てはまるかどうかを検証することは、今後の研究課題である。

近年、銀行のモラル・ハザードを防止する手段として、銀行債権者、特に預金者による規律付け (market discipline) の機能が重視されるようになり²⁵、我が国でも2005年4月にペイオフが全面解禁となった。預金保険が整備され、銀行の産業構造や情報の伝達技術が大きく異なる現在に、本研究の結論を直接適用することはできない。しかし、預金保険が存在しなかった戦前期において²⁶、預金者が銀行のファンダメンタルズに対する評価に基づいて行動していたという事実は、預金者による規律付けがペイオフ制度の下で効率的に機能する可能性を示唆するものといえよう。

参考文献

- 安達誠司 (2004) 「昭和恐慌期における不良債権問題と金融システムの転換」 岩田規久男編『昭和恐慌の研究』東洋経済新報社 pp.219-248.
- 伊藤正直 (2001) 「昭和初年の金融システム危機—その構造と対応—」IMES Discussion Paper, No.2001-J-24.
- 伊牟田敏充 (2001) 「銀行整理と預金支払」 石井寛治・杉山和雄編『金融危機と地方銀行—戦間期の分析—』東京大学出版会 pp.23-49.
- 大川一司・高松信清・山本有造 (1974) 『長期経済統計第1巻：国民所得』東洋経済新報社.
- 後藤新一 (1970) 『日本の金融統計』東洋経済新報社.
- 是永隆文・長瀬毅・寺西重郎 (2001) 「1927年金融恐慌下の預金取付け・銀行休業に関する数量分析—確率的預金引出し仮説 対 非対称情報仮説—」『経済研究』Vol. 52, No. 4, pp.315-332.
- 澤田充・岡崎哲二 (2004) 「銀行統合促進政策の効果：1927年銀行法の評価」RIETI Discussion Paper Series, 04-J-002.

²⁵ 銀行部門における market discipline のサーベイ論文として、Flannery (1998) がある。

²⁶ 当時銀行が破綻すると、一口50円ないしは100円以下の零細預金者に対しては、銀行役員の私財提供等により優先的に支払いが行われることが一般的だった (進藤 (1987))。しかし、大口預金者に対しては整理案に基づいて大幅な預金カットが行われることが通常であった。伊牟田 (2001) は、戦前における破綻銀行処理の実際について詳細な説明をしている。

- 進藤寛 (1987) 「昭和恐慌期における休業銀行・開店休業銀行の実態と影響」『地方金融史研究』第18号 pp.101-126.
- 日本銀行調査局 (1964) 『日本金融史資料 昭和編』第9巻.
- 日本銀行調査局 (1969) 『日本金融史資料 昭和編』第24巻.
- Calomiris, C. W. and J. R. Mason (1997) “Contagion and Bank Failures During the Great Depression: The June 1932 Chicago Banking Panic”, *American Economic Review*, Vol.87, No.5, pp.863-883.
- Calomiris, C. W. and J. R. Mason (2003) “Fundamentals, Panics, and Bank Distress During the Depression”, *American Economic Review*, Vol.93, No.5, pp.1615-1647.
- Chari, V. V. and R. Jagannathan (1988) “Banking Panics, Information, and Rational Expectations Equilibrium”, *Journal of Finance*, Vol.43, No.3, pp.749-761.
- Chen, Y. (1999) “Banking Panics: The Role of the First-Come, First-Served Rule and Information Externalities”, *Journal of Political Economy*, Vol.107, No.5, pp.946-968.
- Diamond, D. W. and P. H. Dybvig (1983) “Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity”, *Journal of Political Economy*, Vol.91, No.3, pp.401-419.
- Flannery, M. J. (1998) “Using Market Information in Prudential Bank Supervision: A Review of the U.S. Empirical Evidence”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.30, No.3, pp.273-305.
- Saunders, A. and B. Wilson (1996) “Contagious Bank Runs: Evidence from the 1929-1933 Period”, *Journal of Financial Intermediation*, Vol.5, pp.409-423.
- Wooldridge, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Yabushita, S. and A. Inoue (1993) “The Stability of the Japanese Banking System: A Historical Perspective”, *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.7, No.4, pp.387-407.