



ID	JJF00236
----	----------

論文名	足利銀行の経営破綻に関する情報効果仮説の検証
	An empirical test of the information effect hypothesis for Ashikaga Bank failure
著者名	斎藤達弘
	Tatsuhiro Saito
ページ	167-181

雑誌名	経営財務研究
	Japan Journal of Finance
発行巻号	第24巻第2号
	Vol.24 / No. 2
発行年月	2005年6月
	Jun. 2005
発行者	日本経営財務研究学会
	Japan Finance Association
ISSN	2186-3792

足利銀行の経営破綻に関する情報効果仮説の検証

斎藤 達弘
(新潟大学)

要 旨

2003年11月29日、足利銀行が一時国有化された。この論文の目的は、足利銀行の経営破綻が他の地方銀行に与えた影響をイベント・スタディにより検証することにある。この論文は、足利銀行の経営破綻は地方銀行全体にマイナスの影響を与えているわけではないこと、累積アブノーマル・リターンは中核自己資本に占める繰延税金資産の割合、不良債権比率、金融庁からの業務改善命令という要因によって説明できることを見いだしている。この分析結果は情報効果仮説を支持している。この論文は、足利銀行の一時国有化は「地域金融機関の経営健全化は急務であり、もし経営健全化に失敗すれば一時国有化する」という金融行政の転換点だと株式市場が認識したことを明らかにしている。

キーワード：地方銀行、経営破綻、イベント・スタディ、情報効果仮説、金融行政

1 はじめに

2003年11月29日夜、政府は金融危機対応会議を開き、足利銀行の経営破綻を認定し、預金保険法第102条第1項の第3号措置に基づいて足利銀行の全株式をゼロ円で強制的に取得し、足利銀行を一時国有化することを決めた。1999年以降、7行の地方銀行が経営破綻しているが、それらはいずれも第二地方銀行で、全国地方銀行協会に所属する地方銀行で、地域のトップ・バンクが経営破綻するのは、足利銀行が初めてである¹。

足利銀行は、2003年3月に設立された、持ち株会社・あしぎんフィナンシャルグループ（以下、あしぎんFG）の中核にある。あしぎんFGは、足利銀行のほか、リースや債権回収などの子会社を持っているが、その主要な保有資産は足利銀行の株式である。足利銀行が一時国有化されることにより、その株式が失効するため、上場しているあしぎんFGの株式価値もまた失われる。

この論文の目的は、足利銀行の経営破綻が他の地方銀行に与えた影響をイベント・スタディにより検証することにある。足利銀行の一時国有化を報じた『日本経済新聞』（2003年11月30日付け）は、「足

1 1859年に設立された足利銀行は、2003年3月末の総資産が5兆2677億円、従業員数が2966人、預金残高が4兆9417億円、貸出金残高が4兆148億円、栃木県内に66店、栃木県外に35店の本支店を持ち、栃木県と栃木県内49市町村のすべての指定金融機関になっている。2002年9月末の栃木県内での預金シェアは40.5%、貸出金シェアは48.2%、文字通りの栃木県のトップ・バンクである。

利銀行の一時国有化は、わが国の金融再生の主舞台がこれまでの大手銀行中心から、地域の金融機関に移ることを意味する」と解釈している。それまで、金融庁は、大手銀行と地域金融機関で異なる行政対応を取ってきた。いわゆる「一国二制度」である（たとえば、不良債権処理について、大手銀行には数値目標を示す一方で、地域金融機関には数値目標を示していない）。ところが、足利銀行の破綻処理により、金融庁は「地域のトップ・バンクは、地域経済に大きな影響を与える恐れがあるから破綻させないだろう」という期待を断ち切り、「地域金融機関の経営健全化は急務であり、もし経営健全化に失敗すれば、地域のトップ・バンクといえども一時国有化する」という方針を示したことになる。この論文が足利銀行の経営破綻に注目する理由はここにある。足利銀行の経営破綻が他の地方銀行に与えた影響を検証することは、株式市場による銀行評価の現状や今後の地域金融機関の再編を考える上で意義があると考えられる。

日本の金融機関の経営破綻をイベント・スタディにより検証している研究としては、Yamori (1999a, 1999b), Yamori and Murakami (1999), Brewer et al. (2003a, 2003b), Spiegel and Yamori (2004) などがあげられる。この論文は、金融機関の経営破綻が他の金融機関に与えた影響を検証するという視点で、Yamori (1999a, 1999b), Brewer et al. (2003a), Spiegel and Yamori (2004) に関係している。

この論文は、足利銀行の経営破綻は地方銀行全体にマイナスの影響を与えているわけではないこと、累積アブノーマル・リターンは中核自己資本に占める繰延税金資産の割合、不良債権比率、金融庁からの収益改善のための業務改善命令という要因によって説明できることを見いだしている。この分析結果は情報効果仮説 (information effect hypothesis) を支持している²。株式市場は、足利銀行の一時国有化は「一国二制度」と称された金融行政の透明度を高めたと評価し、健全な銀行とそうでない銀行を峻別して評価したと解釈できよう。この論文は、足利銀行の一時国有化は「地域金融機関の経営健全化は急務であり、もし経営健全化に失敗すれば一時国有化する」という金融行政の転換点だと株式市場が認識したことを明らかにしている。

この論文の構成はつぎのようである。2では日本の金融機関の経営破綻をイベント・スタディにより検証しているこれまでの研究を概観する。3では分析方法 (イベント・スタディ) を説明し、4では分析結果を報告する。5ではまとめをする。

2 これまでの研究

日本の金融機関の経営破綻をイベント・スタディにより検証している研究としては、Yamori (1999a, 1999b), Yamori and Murakami (1999), Brewer et al. (2003a, 2003b), Spiegel and Yamori (2004) などがあげられる。

Yamori (1999a) は 1995 年 8 月 30 日の兵庫銀行の経営破綻が他の銀行に与えた影響に注目し、Yamori (1999b) は兵庫銀行の経営破綻が財務状態の悪い 3 つの銀行 (福徳銀行、阪和銀行、大阪銀行)

2 Bessler and Nohel (2000) は、ある銀行からほかの銀行への情報の拡散を総称して伝染効果 (contagion effect) とよび、それを情報効果 (information effect) と純粹伝染効果 (pure contagion effect) に区分している。情報効果とは情報に基づいた再価格付け (informed re-pricing of shares) を、純粹伝染効果とは無差別の再価格付け (indiscriminant re-pricing of all bank shares) を意味している。

に与えた影響に注目している。推定されたアブノーマル・リターンが銀行の財務状態と関係しているかどうかを検証し、財務状態が悪い銀行ほど、マイナスのアブノーマル・リターンを記録していることを見いだしている。これらの分析結果は、株式市場は銀行の財務状態を適切に評価しているという情報効果仮説を支持している。

Yamori and Murakami (1999) は 1997 年 11 月 17 日に経営破綻した北海道拓殖銀行のケースを取り上げている。推定されたアブノーマル・リターンと、北海道拓殖銀行と顧客企業との結びつきの強さとの関係を検証し、結びつきの強い顧客企業ほど、マイナスのアブノーマル・リターンが観察できることを報告している。この分析結果は、日本のメインバンク関係は経済的価値を持っているという仮説を支持している。

Brewer et al. (2003a) は、Yamori (1999a, 1999b) と Yamori and Murakami (1999) を拡張し、兵庫銀行と北海道拓殖銀行に加えて、1997 年 11 月 4 日の三洋証券（会社更生法申請）、1997 年 11 月 24 日の山一証券（自主廃業）、1998 年 10 月 23 日の日本長期信用銀行（一時国有化）、1998 年 12 月 14 日の日本債券信用銀行（一時国有化）など、1995 年から 1998 年までの間の 6 つの主要な金融機関の経営破綻に注目している。Brewer et al. (2003a) はこれらの経営破綻が他の銀行に与えた影響を検証し、Yamori (1999a, 1999b) と同じように、株式市場は銀行の財務状態を適切に評価しているという情報効果仮説を支持する分析結果を得ている。

Spiegel and Yamori (2004) は、Brewer et al. (2003a) を拡張して、1995 年から 1999 年までの 17 の金融機関の経営破綻を分析対象にしている。Spiegel and Yamori (2004) の視点は金融行政の変化にある。都市銀行、地方銀行、第二地方銀行という行政区分ごとにポートフォリオを作成し、金融機関の経営破綻がそれぞれのポートフォリオにどのような影響を与えたのかを時間を追って検証し、too-big-to-fail という金融行政のスタンスが崩れていく過程を検証している。

Brewer et al. (2003b) は、Yamori and Murakami (1999) と同じ視点で、北海道拓殖銀行、日本長期信用銀行、日本債券信用銀行の経営破綻が顧客企業にどのような影響を与えたのかを検証し、Yamori and Murakami (1999) と同じように、日本のメインバンク関係は経済的価値を持っているという仮説を支持する分析結果を得ている。そして、推定されたアブノーマル・リターンは、企業の経営状態や資金調達先の多様性と関係していることを見いだしている。

この論文は、足利銀行の経営破綻が他の地方銀行に与えた影響を検証するという視点で、Yamori (1999a, 1999b)、Brewer et al. (2003a)、Spiegel and Yamori (2004) に関係している。この論文が足利銀行の経営破綻に注目する理由は、足利銀行が全国地方銀行協会の地方銀行として初めて預金保険法第 102 条第 1 項の第 3 号措置に基づいて一時国有化されたというだけでなく、それまで「一国二制度」と称された金融行政の透明度が高まったという意味を持っていると考えるからだ。

地方銀行・第二地方銀行については「たくさんの銀行が同じマーケットに注力して、オーバー・バンキングの状態にある。だから、ダウン・サイジングが必要だ」という共通認識がある。しかし、地域金融機関の再編については「1 県あたり 1 行程度がひとつの目安」という意見と「何行が妥当だとは言えない」という意見に別れている（『日本経済新聞』（2003 年 12 月 4 日付け朝刊））。足利銀行の経営破綻が他の地方銀行に与えた影響を検証することは、株式市場による銀行評価の現状や今後の地域金融機関の再編を考える上で意義があると考えられる。

3 分析方法：イベント・スタディ

(1) アブノーマル・リターンの測定：マーケット・モデル

アブノーマル・リターンの測定には、日次投資収益率を用いたマーケット・モデルを採用する。マーケット・モデルは

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \epsilon_{it}, \quad E[\epsilon_{it}] = 0, \quad \text{Var}[\epsilon_{it}] = \sigma_{\epsilon_i}^2 \quad (1)$$

と表される³。ここで、 t はエスティメーション・ウィンドウの期間を、 R_{it} は時点 t における証券 i のリターンを、 R_{mt} は時点 t における市場インデクス m のリターンを、 ϵ_{it} は平均ゼロの攪乱項を表している。 α_i 、 β_i 、 $\sigma_{\epsilon_i}^2$ は推定するパラメータである。 α_i と β_i の推定値を $\hat{\alpha}_i$ と $\hat{\beta}_i$ と表すと、時点 τ における証券 i のアブノーマル・リターン $AR_{i\tau}$ は

$$AR_{i\tau} = R_{i\tau} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m\tau}) \quad (2)$$

と与えられる。ここで、 τ はイベント・ウィンドウの期間を、 $R_{i\tau}$ は時点 τ における証券 i のリターンを、 $R_{m\tau}$ は時点 τ における市場インデクス m のリターンを表している。

この論文は地方銀行だけを分析対象としていることから、市場インデクスとして東証業種別株価指数（銀行業）を採用する。東証業種別株価指数（銀行業）は『東証統計月報』から採取した。

(2) ウィンドウ

政府が、あしぎん FG の中核である足利銀行の経営破綻を認定し、足利銀行を一時国有化することを決めた 2003 年 11 月 29 日は土曜日で、株式市場は休場だった。足利銀行が一時国有化されるというニュースは、翌 11 月 30 日、日曜日の朝刊において一斉に報じられ、週明け、12 月 1 日、月曜日が足利銀行の経営破綻を受けた最初の取引日となった。そこで、12 月 1 日を Day 0 として、その前後 5 取引日（11 月 21 日から 12 月 8 日までの 11 日間）をイベント・ウィンドウに設定する。そして、アブノーマル・リターンを測定するためのエスティメーション・ウィンドウは、Day 0 を基準にして、Day -115（2003 年 6 月 13 日）から Day -16（2003 年 11 月 6 日）までの 100 日間に設定する。エスティメーション・ウィンドウは、りそな銀行の公的資金投入の影響を受けないように設定している⁴。

3 イベント・スタディについては、Henderson (1990)、Binder (1998)、MacKinlay (1997)などを参照されたい。

4 2003 年 5 月 17 日、政府は金融危機対応会議を開き、りそな銀行に対して、預金保険法第 102 条第 1 項の第 1 号措置に基づく資本増強の必要性を認定し、りそな銀行が資本増強の申込みを行うことができる期限を 2003 年 5 月 30 日と決めた。政府は、りそな銀行は債務超過の状態ではないと判断したことになる。それに対して、りそな銀行は、2003 年 5 月 30 日、預金保険法第 105 条第 1 項に定める同法第 102 条第 1 項の第 1 号措置（資本増強）の申込みと同法第 105 条第 2 項の規定に基づく経営の健全化のための計画（経営健全化計画）を提出した。政府は、申込みの内容及び経営健全化計画を審査し、預金保険法第 105 条第 3 項各号に掲げる要件に該当することから、6 月 10 日、りそな銀行に対し資本増強を行うことを決めた。そこでは、既存株主は責任を問われなかった。これは「りそな方式」とよばれている。

(3) サンプル

サンプルは、Day 0 において東京証券取引所第 1 部に上場している地方銀行(第二地方銀行を含む)で、エスティメーション・ウィンドウとイベント・ウィンドウにおいて継続して取引が行われている 70 行である。以下、これらのサンプルを指して地方銀行とよぶ。

(4) 検定統計量：標準化されたクロス・セクショナル法

同じ産業に所属するサンプルについて、イベントとウィンドウを共通に設定するイベント・スタディでは、2つのことに注意しなければならない。ひとつはイベント・ウィンドウにおけるアブノーマル・リターンの相関関係(cross-correlations)である。これは、イベントが密集しているという意味でイベント・クラスタリング(event clustering)とよばれている。もうひとつはイベント・ウィンドウにおけるアブノーマル・リターンの分散の変化(event-induced variance)である⁵。

この論文は標準化されたクロス・セクショナル法(standardized cross-sectional method)を採用する。標準化されたクロス・セクショナル法は、Boehmer et al. (1991)が、Patell (1976)による標準化された残差法(standardized-residual method)と、Charest (1978)によるクロス・セクショナル・アプローチ(ordinary cross-sectional approach)とを組み合わせる提案した方法である。Boehmer et al. (1991)は、標準化されたクロス・セクショナル法はイベント・ウィンドウにおけるアブノーマル・リターンの分散の変化を考慮した方法であるが、シミュレーションの結果、イベント・クラスタリングからも本質的な影響を受けないと報告している。最近では、日本興業銀行、第一勧業銀行、富士銀行の経営統合(持ち株会社の設立)が顧客企業に与えた影響を検証している Shin et al. (2003)がこの方法を採用している。

イベント日における証券*i*の標準化されたアブノーマル・リターン SAR_{iE} は

$$SAR_{iE} = \frac{AR_{iE}}{\widehat{s}_i \sqrt{1 + \frac{1}{T_i} + \frac{(R_{mE} - \bar{R}_m)^2}{\sum_{i=1}^{T_i} (R_{mt} - \bar{R}_m)^2}}} \quad (3)$$

と与えられる。ここで、 AR_{iE} はイベント日における証券*i*のアブノーマル・リターン、 \widehat{s}_i はエスティメーション・ウィンドウにおけるアブノーマル・リターンの標準誤差、 T_i は証券*i*のエスティメーション・ウィンドウの日数、 R_{mE} はイベント日における市場インデクス *m* のリターン、 \bar{R}_m はエスティメーション・ウィンドウにおける市場インデクス *m* の平均リターンを表している。(3) 式の分母にある根号の修正項は 1

5 Bernard (1987) は、アブノーマル・リターンの相関関係(cross-sectional dependence)が引き起こす問題を議論している。アブノーマル・リターンの分散の変化も含めて、イベント・クラスタリングが引き起こす問題を解決する方法のひとつとして、イベント期間を 1、それ以外を 0 とするダミー変数を含めた多変量回帰モデル(Multivariate Regression Model: MVRM)の適用がある。この方法は、Schipper and Thompson (1983)や Binder (1985)により提案され、最近では、Brewer et al. (2003a, 2003b)や Spiegel and Yamori (2004)により採用されている。

以上になることから、イベントの発生により、エスティメーション・ウィンドウにおけるアブノーマル・リターンの分散よりもイベント・ウィンドウにおけるアブノーマル・リターンの分散のほうが大きくなる。修正は、エスティメーション・ウィンドウの期間が長いほど、イベント・ウィンドウの期間が短いほど、小さい。

検定統計量は、イベント日における証券 i の標準化されたアブノーマル・リターンを用いて、

$$z = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N SAR_{iE}}{\sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N \left(SAR_{iE} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N SAR_{iE} \right)^2}} \sim \mathcal{N}(0, 1) \quad (4)$$

と与えられる⁶。ここで、 N はサンプル数を表している。

4 分析結果

(1) あしぎんFGの株価推移

図 1 は、エスティメーション・ウィンドウの初日 (2003 年 6 月 13 日) から、イベント・ウィンドウの終日 (2003 年 12 月 8 日) までのあしぎん FG の株価推移を示している (表 1 は 2003 年 3 月以降、足利銀行の経営破綻までの主な出来事を要約している)。

足利銀行は、資本増強のために、1998 年 3 月に 300 億円、1999 年 9 月に 750 億円、1999 年 11 月に 300 億円の公的資金を受け、また 1999 年 8 月に 428 億円の優先株式を、2002 年 1 月に 299 億円の

6 標準化された残差法の検定統計量とクロス・セクショナル・アプローチの検定統計量は、それぞれ

$$z = \frac{\sum_{i=1}^N SAR_{iE}}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \frac{T_i - 2}{T_i - 4}}} \sim \mathcal{N}(0, 1), \quad t_{N-2} = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{iE}}{\sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N \left(AR_{iE} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{iE} \right)^2}}$$

である。標準化された残差法の検定統計量は、エスティメーション・ウィンドウにおけるアブノーマル・リターンの分散に関する情報を利用しているが、イベント・ウィンドウにおけるアブノーマル・リターンのクロス・セクショナルな分散に関する情報を利用していない。Collins and Dent (1984) は、サンプルの分散の違いを修正するために、加重最小 2 乗法 (Weighted Least Squares: WLS) を適用していることに等しいと指摘している。クロス・セクショナル・アプローチの検定統計量は、イベント・ウィンドウにおけるアブノーマル・リターンのクロス・セクショナルな分散に関する情報を利用しているが、エスティメーション・ウィンドウにおけるアブノーマル・リターンの分散に関する情報を利用していない。標準化されたクロス・セクショナル法の検定統計量はこれらの不備を修正している。

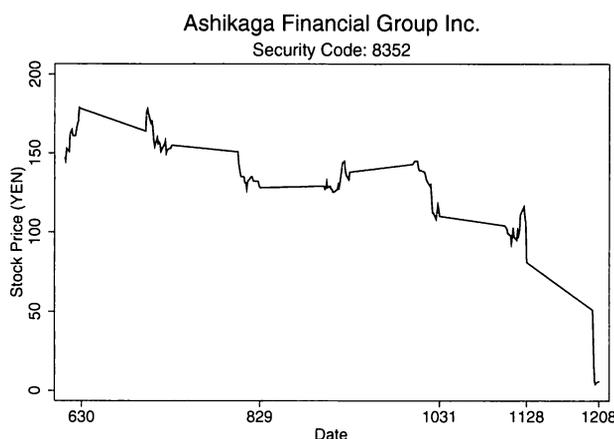


図1 あしぎんフィナンシャルグループの株価推移

期間は、エスティメーション・ウィンドウの初日（2003年6月13日）から、イベント・ウィンドウの終日（2003年12月8日）までを取っている。

表1 足利銀行の経営破綻までの動き

2003年 3月12日	持ち株会社「あしぎんフィナンシャルグループ」を設立する。
5月23日	2003年3月期決算で自己資本比率が4.54%に低下する。
8月1日	金融庁から収益向上を求める業務改善命令を受ける。
9月2日	金融庁が立ち入り検査に着手する。
9月19日	2004年度中の600億円の増資を含む経営健全化計画を発表する。
11月11日	金融庁検査が終了する（足利銀行は異議申し立てをする）。
11月27日	金融庁から、2003年3月末時点で債務超過であるという検査結果を通知される。中央青山監査法人が、2003年9月期決算において、繰延税金資産の全額を取り崩すように要請する。
11月29日	あしぎんFGが臨時取締役会で債務超過に陥った2003年9月期決算案を承認する。政府は金融危機対応策会議を開催し、足利銀行の一時国有化を決定する。
12月1日	政府（預金保険機構）が足利銀行の全株式をゼロ円で取得する。足利銀行は国有化銀行として営業を継続する。

普通株式を発行した。さらに、2003年9月に約600億円の増資計画を発表している。すでに足利銀行の経営状態が悪化していることは周知の事実だった。エスティメーション・ウィンドウに含まれる2003年8月1日、金融庁はあしぎんFGに対して収益向上を求める業務改善命令を発動している。

図1を見ると、堅調に推移していたあしぎんFGの株式価格は、Day -1（11月28日）に下落している（表2に示すように、前日の終値106円から81円に下落して引けている）。足利銀行の地元、栃木県の『下野新聞』は、2003年11月29日に「政府は28日、財務内容が悪化している、あしぎんフィナンシャルグループ傘下の足利銀行の9月中間決算が確定するのを受け、預金保険法102条に基づく公的資金投入を最終判断する方針を固めた」と報じている。Day -1（11月28日）の時点で、足利銀行に公的資金が投入されることが決まったというニュースは知れ渡り、株式市場はそれに反応したと言

えよう。

しかし、公的資金の投入方法については、りそな銀行のように預金保険法第 102 条第 1 項の第 1 号措置に基づく資本増強の必要性が認定されるのか、それとも預金保険法第 102 条第 1 項の第 3 号措置に基づき、政府が全株式を取得し、一時国有化する特別危機管理措置が適用されるのかは決まっていなかった。『日本経済新聞』（2003 年 11 月 30 日付け）は「りそなと同様の資本注入方式になるとの観測が広がり（11 月 13 日の）株式価格は上昇した」と報じている。株式市場は、足利銀行が一時国有化される可能性は小さいと評価していた。

足利銀行が一時国有化されると決まった後の最初の取引日となった Day 0（12 月 1 日）、あしぎん FG の株式価格は急落した。「足利銀行への公的資金投入は、りそなホールディングスと同様、株主責任を問わない形になるとの見方が支配的だった」（『日本経済新聞』（2003 年 12 月 2 日付け朝刊））ことから、一時国有化は予想外のニュースだったと言えよう。この日、あしぎん FG の株式は、値幅制限いっぱいストップ安、前日比（先週末比）30 円安の 51 円で取引が成立した。ところが、足利銀行の資産規模は小さく、その経営破綻が金融システム全体に影響を及ぼすことはないという見通しから、この日、株式市場全体は上昇した（TOPIX は 995.75 から 1020.52 へ 1.02% の上昇）。東証業種別株価指数（銀行業）もまた、219.99 から 221.68 へ 0.77% 上昇している。時価総額の大きい大手銀行の株式価格が堅調だった。その一方で、一部の地方銀行の株式が売られ、東証 1 部の株価下落率の上位 5 位までを地方銀行の株式が占めた⁷。

あしぎん FG の株式価格は、Day +1（12 月 2 日）もまた、値幅制限いっぱいのストップ安、前日比 30 円安の 21 円で取引が終了している。その後、（表 2 に示すように）1 桁の株式価格まで下落し、推移した。あしぎん FG は、足利銀行以外の子会社が黒字決算だったことから、上場し続けるのではないかという思惑があり、数円台の買い注文が入ったと言われている⁸。

（2）アブノーマル・リターン

表 2 はイベント・ウィンドウにおける平均 1 日アブノーマル・リターンを示している。Day - 4（11 月 25 日）において、統計的に有意なプラスの平均アブノーマル・リターンが推定されている。これは、Day - 5（11 月 21 日）と Day - 4（11 月 25 日）に、2003 年 9 月期決算の発表があり、その影響が現れていると考えられる。Day - 1（11 月 28 日）では、有意水準 5% で統計的に有意なマイナスの平均アブノーマル・リターン - 0.42% を記録している。足利銀行の「平成 16 年 3 月期中間決算短信（連結）」の発表は 11 月 29 日だった。Day - 4（11 月 25 日）以降、株式市場は未だ発表されない足利銀行の決算報告に注目していたと考えられる。Day - 1（11 月 28 日）において、足利銀行に公的資金が投入されることが決まったというニュースが知れ渡ることにより、平均アブノーマル・リターンはマイナスになっている。Day 0（12 月 2 日）でも、-0.69% の平均アブノーマル・リターンが観察されているもの

7 上位 5 行は、あしぎん FG、福岡シティ銀行^{*}、関東つくば銀行^{*}、ほくぎんフィナンシャルグループ、西日本銀行^{*}である。^{*}はサンプルに含まれていることを示している。

8 東京証券取引所は、2003 年 11 月 30 日付けであしぎん FG の株式を監理ポストに割り当てた。あしぎん FG が上場廃止基準に該当する恐れがあり、その事実を投資家に周知させるためだ。2003 年 12 月 25 日、あしぎん FG が会社更生法の適用を申請したことを受けて、東京証券取引所はあしぎん FG の株式を整理ポストに割り当て、2004 年 1 月 26 日に上場を廃止することを決めた。

表 2 平均アブノーマル・リターン

サンプルは東京証券取引所第 1 部に上場している地方銀行（第二地方銀行を含む）70 行である。AARs は 1 日平均アブノーマル・リターンを、z-value は

$$z = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{SAR}_{iE}}{\sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N \left(\text{SAR}_{iE} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{SAR}_{iE} \right)^2}} \sim \mathcal{N}(0, 1), \quad \text{SAR}_{iE} = \frac{\text{AR}_{iE}}{\hat{s}_i \sqrt{1 + \frac{1}{T_i} + \frac{(R_{mE} - \bar{R}_m)^2}{\sum_{t=1}^{T_i} (R_{mt} - \bar{R}_m)^2}}}$$

を表している。ここで、 AR_{iE} はイベント日における証券 i のアブノーマル・リターン、 SAR_{iE} はイベント日における証券 i の標準化されたアブノーマル・リターン、 \hat{s}_i はエスティメーション・ウィンドウにおけるアブノーマル・リターンの標準誤差、 T_i は証券 i のエスティメーション・ウィンドウの日数、 R_{mE} はイベント日における市場インデクス m のリターン、 \bar{R}_m はエスティメーション・ウィンドウにおける市場インデクス m の平均リターン、 N はサンプル数である。***, ** は、AARs がそれぞれ有意水準 1%, 5% で統計的に有意であることを示している。

Day	東証業種別株価指数（銀行業）		あしぎん FG の株式価格
	AARs	z-value	
-5 (2003 年 11 月 21 日)	-0.10	-0.57	111
-4 (2003 年 11 月 25 日)	1.26	6.64***	116
-3 (2003 年 11 月 26 日)	-0.43	-1.97**	109
-2 (2003 年 11 月 27 日)	-1.13	-5.84***	106
-1 (2003 年 11 月 28 日)	-0.42	-2.14**	81
0 (2003 年 12 月 1 日)	-0.69	-1.40	51
+1 (2003 年 12 月 2 日)	1.13	5.24***	21
+2 (2003 年 12 月 3 日)	-0.47	-2.65***	6
+3 (2003 年 12 月 4 日)	0.13	1.26	4
+4 (2003 年 12 月 5 日)	0.01	0.04	5
+5 (2003 年 12 月 8 日)	0.58	2.96***	6

の統計的に有意ではない。Day+1（12月1日）では、一転して、有意水準1%で統計的に有意なプラスの平均アブノーマル・リターン1.13%を記録している。

図2は、表2を基にプロットした、イベント・ウィンドウにおける累積アブノーマル・リターンを示している。ここでは、Day-1からDay+1までの3日間に注目し、図3（上段の左右と下段の左）に1日アブノーマル・リターンの分布を示している。

Day-1（図3の上段の左）では、アブノーマル・リターンの符号を見ると、プラスが28行、マイナスが42行とマイナスの方が多量のもの、極端に大きなアブノーマル・リターンは観察できない。Day 0（図3の上段の右）では、プラスが36行、マイナスが34行とプラスの方が多量になっているが、大きなマイナスのアブノーマル・リターンが観察できる。Day+1（図3の下段の左）では、プラスが53行、マイナスが17行と一段とプラスの方が多量になっている。

プラスとマイナスの動きを個別に見るために相関係数を計算してみると、Day-1とDay 0のアブノーマル・リターンの相関係数は0.25（有意水準5%で統計的に有意）、Day 0とDay+1のアブノーマ

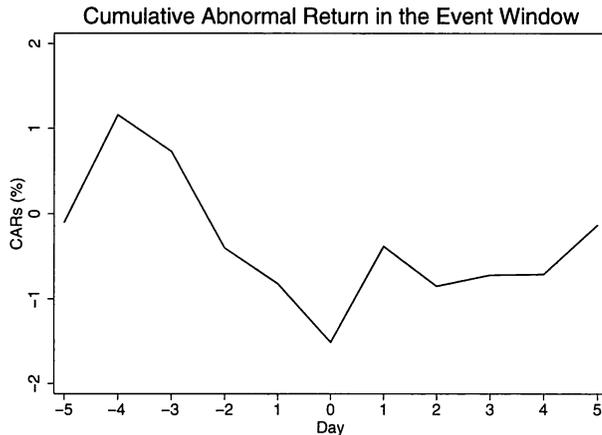


図2 イベント・ウィンドウにおける累積アブノーマル・リターン

サンプルは東京証券取引所第1部に上場している地方銀行（第二地方銀行を含む）70行である。期間は、Day-5（2003年11月21日）からDay+5（2003年12月8日）までのイベント・ウィンドウを取っている。

ル・リターンの相関係数は -0.22 （有意水準 10%で統計的に有意）である。このことから、Day-1 から Day 0 にかけては、公的資金投入、そして一時国有化というニュースにより売りが先行し、Day+1 には売られすぎの買い戻しが入ったと考えられる。

(3) 回帰分析

図3（下段の右）は、Day-1（11月28日）からDay+1（12月2日）までの3日累積アブノーマル・リターンの分布を示している。累積アブノーマル・リターンの平均値は 0.02% 、中央値は 1.03% 、最大値は 8.55% 、最小値は -21.70% 、標準偏差は 4.24% である。

図3（下段の右）が示すように、プラスの累積アブノーマル・リターンを記録している地方銀行が70行のうち44行あり、足利銀行の経営破綻は、地方銀行全体で見ると必ずしもマイナスの影響を与えているわけではない。株式市場は、足利銀行の一時国有化により、金融庁は「一国二制度」と称された金融行政のあり方を変えた、地域金融機関の経営健全化は急務であり、もし経営健全化に失敗すれば、地域経済に大きな影響を与えている地域金融機関であっても一時国有化されると評価した。このことは、足利銀行が一時国有化されると決まった後の最初の取引日となったDay 0（12月1日）において、経営状態が悪化している一部の地方銀行の株式が売られ、それらの株式が東証1部の株価下落率の上位を占めたことに現れている。

足利銀行が経営破綻と認定されたのは、金融庁が2003年3月期決算において、すでに233億円の債務超過に陥っていたと判断したからだ。2003年9月期決算では、金融庁が大手銀行と同じような厳しい資産査定をした結果による貸倒引当金の積み増しに加え、監査法人が会計上の資本である繰延税金資産を全額、否認したため、1023億円の債務超過に陥り、自己資本比率は -3.7% になった。貸倒引当金には、事実上、「りそな・大手・地方」という3種類の基準が存在する（『日本経済新聞』（2003年11月13日付け朝刊））。金融庁は、足利銀行の資産査定を厳格にすることにより、その格差を埋める方向を示したと言えよう。株式市場は、足利銀行が一時国有化されたことにより、足利銀行と同じような経

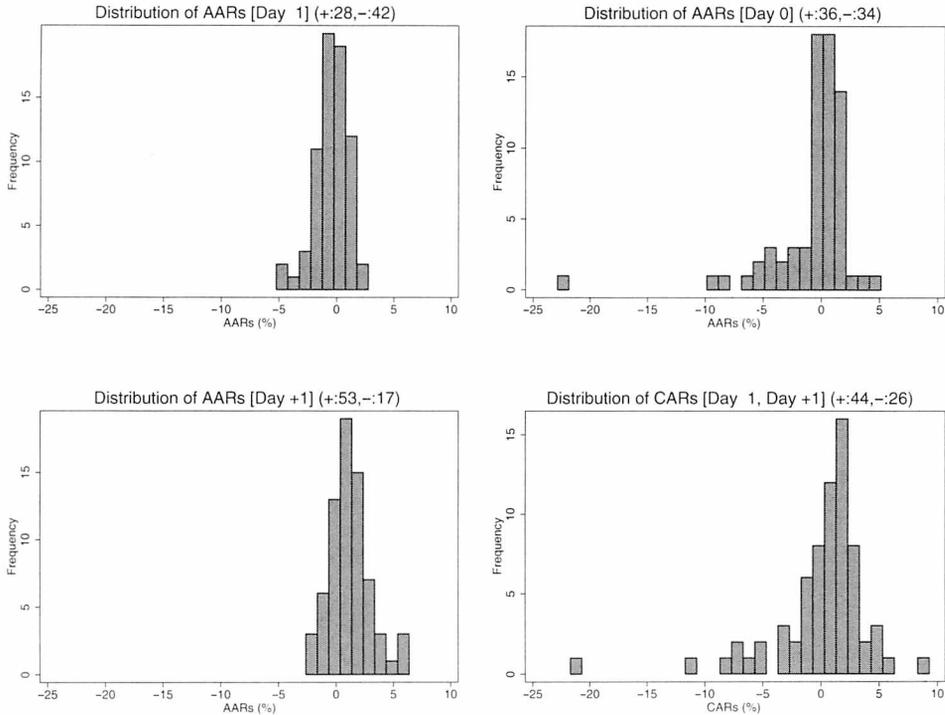


図3 1日アブノーマル・リターンの分布と累積アブノーマル・リターンの分布

サンプルは東京証券取引所第1部に上場している地方銀行（第二地方銀行を含む）70行である。上段の左右と下段の左のグラフは、それぞれ、Day-1（2003年11月28日）からDay+1（2003年12月2日）までのアブノーマル・リターンの分布を、下段の右のグラフは、Day-1からDay+1までの3日累積アブノーマル・リターンの分布を表している。(+:x,-:y)は、アブノーマル・リターンがプラスのサンプルがx行、マイナスのサンプルがy行であることを示している。

営状態にある地方銀行の評価を低くしたと考えられる。すなわち、

- 中核自己資本に占める繰延税金資産の割合が高い、
- 不良債権比率が高い、
- 金融庁から収益改善のための業務改善命令を受けている、

というような地方銀行はマイナスの累積アブノーマル・リターンを記録していると考えられる⁹。

そこで、そのことを確認するために、Day-1（11月28日）からDay+1（12月2日）までの3日累積アブノーマル・リターンを被説明変数に、2003年9月期決算の、中核的自己資本に占める繰延税金資産の割合と不良債権比率、そして2003年8月に金融庁から業務改善命令を受けているかどうかのダミー変数を説明変数にした回帰分析を行った¹⁰。回帰分析に用いた変数の基本統計量を表3に、回帰

9 2003年8月に金融庁から収益改善のための業務改善命令を受けている地方銀行は、足利銀行のほか、もみじホールディングス^{*}、北陸銀行、熊本ファミリー銀行、北海道銀行^{*}、千葉興業銀行^{*}、八千代銀行、西日本銀行^{*}、福岡シティ銀行^{*}、和歌山銀行の9行である。^{*}は、サンプルに含まれている5行を示している。

表 3 回帰分析に用いる変数の基本統計量

サンプルは東京証券取引所第1部に上場している地方銀行（第二地方銀行を含む）70行である。CARsはDay-1からDay+1までの3日累積アブノーマル・リターン、繰延税金資産比率は中核的自己資本に占める繰延税金資産の割合（2003年9月期）、不良債権比率はリスク管理債権ベース（2003年9月期）である。財務データは『週刊東洋経済』（2003年12月13日号）から採取している。

	平均値	中央値	最大値	最小値	標準偏差
CARs (%)	0.02	1.03	8.54	-21.70	4.24
繰延税金資産比率 (%)	25.71	23.33	84.90	0.36	17.60
不良債権比率 (%)	7.60	7.08	17.80	3.40	2.50

表 4 3日累積アブノーマル・リターンに関する回帰分析

サンプルは東京証券取引所第1部に上場している地方銀行（第二地方銀行を含む）70行である。被説明変数の業務改善命令は、2003年8月に金融庁から収益改善のための業務改善命令を受けた地方銀行を1、その他を0とするダミー変数である。その他の変数の定義および計算方法については表3を参照されたい。(1)から(4)まではOLSにより推定している。()内は、White(1980)の不均一分散と整合的なOLS分散推定量に基づくt値である。(5)はLAD (Median Regression) により推定している。()内は、ブートストラップ法により推定された標準誤差に基づくt値である。***, **, *は、推定された係数がそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%で統計的に有意であることを示している。

説明変数	被説明変数: 3日累積アブノーマル・リターン CARs				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
繰延税金資産比率	-0.14*** (-3.46)			-0.05* (-1.70)	-0.02 (-0.54)
不良債権比率		-0.81*** (-3.00)		-0.36** (-2.38)	-0.60** (-2.42)
業務改善命令			-11.06*** (-3.84)	-8.31*** (-3.67)	-7.37** (-1.91)
定数項	3.74*** (4.03)	6.15*** (3.48)	0.81** (2.40)	4.69*** (4.93)	5.64*** (3.53)
サンプル数	70	70	70	70	70
決定係数	0.37	0.23	0.46	0.58	0.27
F値	11.95***	9.03***	14.72***	12.46***	

分析の結果を表4に示している。

表4の(1)から(3)までは、中核的自己資本に占める繰延税金資産の割合、不良債権比率、業務改善命令のそれぞれを説明変数とする単変量回帰分析の結果を示している。いずれの推定された係数も、統計的に有意にマイナスである。表4の(4)は、3つの変数を説明変数とする多変量回帰分析の結果を示している。3つの説明変数の推定された係数はすべて統計的に有意にマイナスである¹¹。これら3つの

10 イベント・ウィンドウにおけるアブノーマル・リターンの分散の変化も含めて、イベント・クラスタリングが、アブノーマル・リターンをサンプル企業の属性により説明しようとする回帰分析に与える影響については、Collins and Dent (1984), Binder (1985), Sefcik and Thompson (1986), Bernard (1987), Karafiath (1994)などを参照されたい。

説明変数により、累積アブノーマル・リターンの 58%を説明している。

表 4 の(1)から(4)までの推定方法は最小 2 乗法 (Ordinary Least Squares: OLS) であるが、(5)は、図 3 (下段の右のグラフ) から懸念される異常値の影響を検証するために、推定方法として絶対偏差の総和を最小化する方法 (Least Absolute Deviations: LAD) に基づく Median Regression を採用している (Wooldridge (2002, Chapter 12) を参照されたい)。その推定結果は、繰延税金資産比率の係数だけが統計的に有意ではなくなっている¹²。

ここまでの分析結果は、Yamori (1999a, 1999b) や Brewer et al. (2003a) など、これまでの研究の検証結果と同じように、株式市場は銀行の財務状態を適切に評価しているという情報効果仮説を支持している。

(4) 頑健性チェック

分析結果の頑健性をチェックするために、つぎのような検証を行った。

- 標準化された 3 日累積アブノーマル・リターンを被説明変数にして分析したが、分析結果は本質的に同じだった。
- 累積アブノーマル・リターンの計測期間を、Day -2 から Day 0 まで、Day -2 から Day +1 まで、Day -1 から Day 0 まで、Day -1 から Day +2 まで、Day 0 から Day +1 まで、Day 0 から Day +2 までと変更して分析したが、推定結果に本質的な違いは見いだせなかった。
- 銀行の規模が影響を与えている可能性を考え、コントロールのために総資産の自然対数値を説明変数に加えたが、その係数は統計的に有意ではなかった。
- 中核的自己資本に占める繰延税金資産の割合については、「大手銀行平均の 50%程度が心理的な目安になる」(『日本経済新聞』(2003 年 12 月 2 日付け朝刊)) という指摘がある。そこで、中核的自己資本に占める繰延税金資産の割合が 50%以上を 1、それ以外を 0 とするダミー変数を説明変数として回帰分析した。分析結果は、ダミー変数の推定された係数は統計的に有意にマイナスであり、その他の分析結果は本質的に同じだった。
- 地域金融機関は一律ではなく、規模・商品などの強みを活かして大手銀行と競い合う「都市型地銀」、地域で堅い経営基盤を握る「殿様地銀」、その下の「二番手以下地銀」と三極化が進んでいると言われる(『日本経済新聞』(2004 年 1 月 22 日付け朝刊))。そこで、これらの違いが影響を与えている可能性を考えて、それぞれに適当なダミー変数を設けて回帰分析したが、統計的に有意な結果は得られなかった。

11 3つの説明変数には、それぞれプラスの相関関係があるものの、それぞれの説明変数の分散増幅因子 (Variance Inflating Factor: VIF) が 2 以下であることから、多重共線性の影響はないと判断した。

12 繰延税金資産については、計上基準が恣意的だという指摘がある。2003 年 9 月期決算において、繰延税金資産の算入根拠を公開している地方銀行は富山第一銀行だけである。

5 ま と め

この論文の目的は、足利銀行の経営破綻が他の地方銀行に与えた影響をイベント・スタディにより検証することにあった。そして、この論文は、足利銀行の経営破綻は地方銀行全体にマイナスの影響を与えているわけではないこと、累積アブノーマル・リターンは中核自己資本に占める繰延税金資産の割合、不良債権比率、金融庁からの業務改善命令という要因によって説明できることを見いだした。この分析結果は情報効果仮説を支持している。株式市場は、足利銀行の一時国有化は「一国二制度」と称された金融行政の透明度を高めたと評価し、健全な銀行とそうでない銀行を峻別して評価したと解釈できよう。この論文の分析結果は、足利銀行の一時国有化が金融行政の転換点だと株式市場が認識したことを明らかにしている。

謝 辞

この論文を作成するにあたり、本誌レフェリーから有益なコメントをいただきました。ここに記して感謝いたします。言うまでもなく、あり得べき誤りは著者の責任です。

■参考文献

- [1] Bernard, Victor L. (1987), "Cross-sectional dependence and problems in inference in market-based accounting research," *Journal of Accounting Research*, 25, pp. 1-48.
- [2] Bessler, Wolfgang, and Tom Nohel (2000), "Asymmetric information, dividend reductions, and contagion effects in bank stock returns," *Journal of Banking and Finance*, 24, pp. 1831-1848.
- [3] Binder, John J. (1985), "On the use of the multivariate regression model in event studies," *Journal of Accounting Research*, 23, pp. 370-383.
- [4] Binder, John J. (1998), "The event study methodology since 1969," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 11, pp. 111-137.
- [5] Boehmer, Ekkehart, Jim Musumeci, and Annette B. Poulsen (1991), "Event-study methodology under conditions of event-induced variance," *Journal of Financial Economics*, 30, pp. 253-272.
- [6] Brewer, Elijah III, Hesna Genay, William Curt Hunter, and George G. Kaufman (2003a), "Does the Japanese stock market price bank risk? Evidence from financial firm failures," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35, pp. 507-544.
- [7] Brewer, Elijah III, Hesna Genay, William Curt Hunter, and George G. Kaufman (2003b), "The value of banking relationships during a financial crisis: Evidence from failures of Japanese banks," *Journal of the Japanese and International Economies*, 17, pp. 233-262.
- [8] Charest, Guy (1978), "Dividend information, stock returns, and market efficiency – II," *Journal of Financial Economics*, 6, pp. 297-330.
- [9] Collins, Daniel W., and Warrent T. Dent (1984), "A comparison of alternative testing methodologies used in capital market research," *Journal of Accounting Research*, 22, pp. 48-84.
- [10] Henderson, Glenn V., Jr. (1990), "Problems and solutions in conducting event studies," *Journal of Risk and Insurance*, 57, pp. 282-306.

- [11] Karafiath, Imre (1994), "On the efficiency of least squares regression with security abnormal returns as the dependent variable," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, pp. 279-300.
- [12] MacKinlay, A. Craig (1997), "Event studies in economics and finance," *Journal of Economic Literature*, 35, pp. 13-39.
- [13] Patell, James M. (1976), "Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior : Empirical tests," *Journal of Accounting Research*, 14, pp. 246-276.
- [14] Schipper, Katherine, and Rex Thompson (1983), "The impact of merger-related regulations on the shareholders of acquiring firms," *Journal of Accounting Research*, 21, pp. 184-221.
- [15] Sefcik, Stephan E., and Rex Thompson (1986), "An approach to statistical inference in cross-sectional models with security abnormal returns as dependent variable," *Journal of Accounting Research*, 24, pp. 316-334.
- [16] Shin, G. Hwan, Donald R. Fraser, and James W. Kolari (2003), "How does banking industry consolidation affect bank-firm relationships? Evidence from a large Japanese bank merger," *Pacific-Basin Finance Journal*, 11, pp. 285-304.
- [17] Spiegel, Mark M., and Nobuyoshi Yamori (2004), "The evolution of bank resolution policies in Japan: Evidence from market equity values," *Journal of Financial Research*, 27, pp. 115-132.
- [18] White, Halbert J. (1980), "A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity," *Econometrica*, 48, pp. 817-838.
- [19] Wooldridge, Jeffrey M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (MIT Press: Cambridge, MA).
- [20] Yamori, Nobuyoshi (1999a), "Stock market reaction to the bank liquidation in Japan: A case for the informational effect hypothesis," *Journal of Financial Services Research*, 15, pp. 57-68.
- [21] Yamori, Nobuyoshi (1999b), "Contagion effects of bank liquidation in Japan," *Applied Economics Letters*, 6, pp. 703-705.
- [22] Yamori, Nobuyoshi, and Akinobu Murakami (1999), "Does bank relationship have an economic value? The effect of main bank failure on client firms," *Economics Letters*, 65, pp. 115-120.