

▼ 論 文 ▲

地域銀行の個別貸倒引当金繰入額に係る シグナリング仮説の検証*

Signaling through specific loan loss provision in the Japanese regional banking industry

梅澤 俊 浩 (龍谷大学 准教授)
Toshihiro Umezawa, Ryukoku University

2020年3月31日受付；2020年8月5日修正稿受付；2020年10月8日論文受理

要 約

本研究の目的は、日本の地域銀行を分析対象として、個別貸倒引当金繰入額に係るシグナリング仮説を検証することである。シグナリング仮説とは、銀行が、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を繰り入れると、市場はそうした銀行の行動を、将来の業績見通しの良さを含意するシグナルとして、高く評価するというストーリーである。本研究は、2000年度から2016年度までのデータを使って、シグナリング・メカニズムは、銀行危機が深刻であるときには機能するが、銀行危機から平時に移行するにつれて、機能しなくなることを見出している。

Summary

The purpose of this research is to investigate signaling effects through specific loan loss provision (i.e. SLLP) in the Japanese regional banking industry. Japanese banks faced very serious bad-loan problem from the late 1990s to the early 2000s. Using dataset from FY2000 to FY2016, I find that SLLP is positively related with bank's stock return and future performance during domestic banking crisis. These results suggest that signaling mechanism works well during domestic banking crisis.

1. はじめに

本研究の目的は、上場地域銀行を分析対象として、個別貸倒引当金繰入額¹⁾のシグナリング仮説を検証することである。個別貸倒引当金繰入額のシグナリング仮説とは、銀行が、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上すると、市場はそうした銀行の行動を、将来の業績見通しの良さを含意

*本研究は、日本ディスクロージャー研究学会第8回研究大会(於専修大学)の報告を、加筆・修正したものである。報告においては、司会をお引き受けいただいた一ノ宮士郎先生(専修大学)、フロアの先生方より、有益なコメントを頂いた。さらに、作成段階において、薄井彰先生(早稲田大学)より有益なコメントを頂いた。また、投稿論文の修正に際し、2名の匿名の査読者から論文の改善につながる詳細なコメントを頂いた。ここに記して御礼申し上げる。なお、本研究は、JSPS科研費(16K03994 および19K02022)の助成による研究成果である。最後に、本研究における表記および内容の誤り等に関する責任は、すべて筆者に帰属する。

連絡住所：梅澤俊浩 〒612-8577 京都市伏見区深草塚本町67 龍谷大学経営学部
e-mail umezawa@biz.ryukoku.ac.jp

1) 銀行の貸倒引当金 (Loan Loss Allowance: LLA) は、主に、一般貸倒引当金 (General Loan Loss Allowance: GLLA) と個別貸倒引当金 (Specific Loan Loss Allowance: SLLA) から構成されている。そのため、貸倒引当金繰入額 (Loan Loss Provision: LLP) も、主に、一般貸倒引当金繰入額 (General Loan Loss Provision: GLLP) と個別貸倒引当金繰入額 (Specific Loan Loss Provision: SLLP) からなる。

するシグナルとして、高く評価するというストーリーである。信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上すると、銀行は追加的なコストを負担することになる。もし将来の業績見通しの良い銀行と悪い銀行との間に相対的なコスト差が生じているのであれば、その追加的なコストは、将来の業績見通しの良い銀行にとっては割に合う一方で、将来の業績見通しが悪い銀行にとっては割が合わない。つまり、将来の業績見通しの良い銀行は、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する一方で、それが悪い銀行は行わないものと考えられる。よって、市場は、銀行の行動をみるだけで、銀行の真の将来の業績見通しを識別できるのである。

本研究の第一の問題意識は、将来業績を私的情報、信用リスクに比して過大な個別貸倒引当金繰入額をシグナルとするシグナリング・メカニズムが安定的に機能しているか否かである。償却・引当は、従来は、大蔵省によって資産査定が行われ、法人税法規定に沿った不良債権処理会計が求められていた。そのため、バブル経済崩壊後から1997年に銀行危機が起こる頃まで、銀行の不良債権処理は遅れていたが、1998年から、金融関連法の整備や機構改革で金融監督政策が実質的に立ち上がった（例えば、櫻川 2006; 佐藤 2007; 中林・川嶋 2014）。償却・引当は、銀行自らが実施する資産査定の結果を踏まえて、企業会計原則や全国銀行協会の決算経理要領等に基づいて、各行が定める基準に従って実施されることとなったのである。それに伴って、銀行経営者の償却・引当のインセンティブ構造も変化していると考えられる（例えば、梅澤 2016）。よって、本研究は、分析に必要なデータが利用可能となった2000年度から2016年度までの分析期間を通じて、シグナリング・メカニズムが安定的に機能しているか否かを検証する。

本研究の第二の問題意識は、銀行危機が終息した後も、シグナリング・メカニズムは機能しているか否かである。銀行危機の際には、業績や財務の健全性の点で銀行間の格差が顕著であったために、将来の業績見通しの異なる銀行が異なる行動を選択することによって、シグナリング・メカニズムが機能すると期待される。しかし、銀行危機が終息した後は、金融監督行政が平時対応へと移行し、業績や財務の健全性の点で銀行間の格差が縮小するにつれて、「銀行の行動」と「市場の評価」の双方の関係が弱まり、最終的には、シグナリング・メカニズムは機能しなくなる可能性がある。よって、本研究は、銀行危機が終息した後も、シグナリング・メカニズムは機能しているか否かを検証する。

分析の結果、銀行危機の際には、(1) 信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。(2) 信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い、という結果を得ている。しかし、銀行危機が終息した後、そうした結果は得られない。よって、本研究は、「シグナリング・メカニズムは、銀行危機が深刻なときには機能するが、銀行危機から平時に移行するにつれて、機能しなくなる。」と結論付けられる。

本研究の貢献は、日本の上場地域銀行のデータを使用して、個別貸倒引当金繰入額のシグナリング仮説の検証を行ったことである。従来の先行研究は、暗黙的に、「銀行の行動」と「市場の評価」の双方が安定的であることを仮定することによって、シグナリング仮説の検証を行っていた。しかし、個別貸倒引当金繰入額にはタイムトレンドがある。つまり、銀行業の不良債権比率が低下するにつれて、個別貸倒引当金繰入額も減少している。そこで、本研究は、そのタイムトレンドを考慮するなどして、銀行危機から平時に移行するにつれて、シグナリング・メカニズムが機能しなくなることを見出している。

本研究で得られた知見は、今後の金融監督行政や会計制度に係る制度設計に寄与するものと期待される。

本研究の構成は、以下のとおりである。2.においてシグナリング・メカニズムを概説してから、先行研究のレビューを行う。3.において日本の償却・引当制度を概説したうえで、仮説を設定する。4.のリサーチデザインにおいて実証モデルとデータについて説明をする。5.において分析結果とその結果の検討を行ってから、6.において発見事項を要約する。

2. シグナリング仮説と先行研究

2.1. 貸倒引当金繰入額のシグナリング仮説と先行研究

貸倒引当金繰入額のシグナリング仮説は、シグナリング理論（Spence 1973）の枠組みに則って、以下のように説明される。将来業績が良い銀行と悪い銀行が営業しているとする。まず、(1) 各銀行はシグナルとなる行動（つまり、信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上するか否かの二択）を選択した後の市場の反応を事前に予測してから、自行の行動を決定する。このとき、将来の業績見通しの異なる銀行が異なる行動を選択するという自己選択が働くとするれば、将来業績が良い銀行は信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する一方で、将来業績が悪い銀行は信用リスクに見合った貸倒引当金繰入額を計上する。次いで、(2) 市場が、シグナルとなる行動の含意を正しく解釈して、それに応じて異なる評価を行う。そして、最後に、(3) 銀行と市場が事後的にお互いの結果を確認しあい、事前の予測がおおむね当たると、銀行と市場の共有している信念が安定的な状態となるため、シグナリング・メカニズムは安定的に機能することとなる。ここでの要点は、自己選択が期待通りに働くか否かであるが、この点については2.2.米国の先行研究と3.仮説にて詳しく説明する。

シグナリング理論の枠組みに則って、シグナリング仮説は、(1) 銀行の貸倒引当金繰入額に係る仮説（将来の業績見通しの良い銀行ほど、当期に信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する。）、(2) 市場の評価に係る仮説（信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。）、(3) 銀行の将来業績に係る仮説（信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。）の3つの仮説に分解できる。

しかし、その3つの仮説を同時に検証している先行研究はない。その理由は、受動的シグナル（passive signal）と能動的シグナル（active signal）の二種類のシグナルがある（Spence 1976）ためである。受動的シグナルとは、信用リスクに比して過大な貸倒引当金繰入額の将来業績についての含意のことをいう。つまり、「信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。」という関係があるとき、信用リスクに比して過大な貸倒引当金繰入額は、将来業績が高いことを含意するのである。他方で、能動的シグナルとは、信用リスクに比して過大な貸倒引当金繰入額を通じて将来の業績見通しを伝えるという銀行経営者の選択によって発せられたシグナルをいう。この能動的シグナルは、受動的シグナルの部分集合となる。よって、実証分析において、受動的シグナルと能動的シグナルを区別することは難しいのである。

そのため、先行研究は、3つの仮説のうちのひとつあるいは2つの仮説の検証を行っている²⁾。例え

2) (1) については、 LLP_{it} を被説明変数、 $CHEBTP_{it+1}$ を説明変数とするモデルを用いて分析が行われている。ここで、 $CHEBTP_{it+1}$ は、 μ

ば、Kanagaretnam et al. (2004)、加藤 (2004) や梅澤 (2016) は、信用リスクに比して過大な貸倒引当金繰入額を通じて将来の業績見通しを伝えるという銀行経営者の選択によってシグナルが発せられることを前提として、(1) 銀行の貸倒引当金繰入額に係る仮説を検証している³⁾。他方で、Wahlen (1994)、Liu et al. (1997)、Beaver et al. (1997) や Ahmed et al. (1999) は、(2) 市場の評価に係る仮説と (3) 銀行の将来業績に係る仮説の2つの仮説の検証を行っているが、それらは、信用リスクに比して過大な貸倒引当金繰入額の将来業績についての含意を検証しているのである。このアプローチは、配当のシグナリング仮説 (例えば、Miller and Rock 1985; John and Williams 1985) や、CSR支出 (Corporate social responsibility expenditure) のシグナリング仮説 (Lys et al. 2015) の検証においても採用されており、経営者に将来の業績見通しを伝える意図がないとしても、配当金の変更やCSR支出が将来のキャッシュ・フローを含意すると想定して検証が行われている (例えば、Allen and Michaely 2003; Lys et al. 2015)。よって、本研究も、この先行研究のアプローチを採用して、(2) 市場の評価に係る仮説と (3) 銀行の将来業績に係る仮説の検証を行うこととする⁴⁾。

2.2. 米国の先行研究のレビュー

市場の評価に係る仮説と銀行の将来業績に係る仮説に関する米国の先行研究において、首尾一貫した結果は得られていない。例えば、Wahlen (1994) は、1977年から1988年までを分析期間として、市場の評価と銀行の将来業績の分析を行っている。その結果は、(1) 信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。そして、(2) 信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高いことを示唆している。また、Liu et al. (1997) は、1984年の第1四半期から1991年の第1四半期までを分析期間として、(1) 貸倒引当金繰入額は、第4四半期、かつ、自己資本比率が低い (自己資本比率が中央値未満) 場合にのみ、株式収益率と正に相関することを見出している。そして、(2) 当期の第4四半期の貸倒引当金繰入額と将来業績の正の関係を見出している。Beaver et al. (1997) も、1984年の第4四半期から1991年の第2四半期までを分析期間として、Liu et al. (1997) と同様の分析結果を得ている。他方で、Ahmed et al. (1999) は、1986年から1995年までを分析期間として、主に Wahlen (1994) のリサーチデザインに依拠して、(1) 市場の評価に係る仮説、(2) 銀行の将来業績に係る仮説の検証を行ったが、シグナリング仮説と整合的な分

³⁾ t 期末における $CHEBTBP_{i,t+1}$ の期待値として採用されており、将来の業績見通しの代理変数である。他方で、(3) については、 $CHEBTBP_{i,t+1}$ を被説明変数、 LLP_{it} を説明変数とするモデルを用いて分析が行われている。ここで、 $CHEBTBP_{i,t+1}$ は $t+1$ 期末における $CHEBTBP_{i,t+1}$ の実現値として採用されている。(1) と (3) は、分析上は、被説明変数と説明変数を入れ替えただけに過ぎないが、(1) と (3) のモデルにおける $CHEBTBP_{i,t+1}$ の含意は異なる点は留意されたい。なお、変数の定義については表1を、銀行業を対象とした会計研究については Ryan (2011) や Beatty and Liao (2014) を参照のこと。

³⁾ 加藤 (2004) は、都市銀行、長期信用銀行、信託銀行および地域銀行を分析対象、1995年度から2000年度までを分析期間、リスク管理債権をコントロール変数として、(1) 銀行は将来の業績見通しが良いほど、信用リスクに比して過大に貸倒引当金や個別貸倒引当金を繰り入れること、さらに、(2) 本格的に制度改革が始まった1998年度以降になると、その関係が強まっていることを見出している。また、梅澤 (2016) は、上場地域銀行を分析対象、2001年度から2011年度までを分析期間、金融再生法開示債権をコントロール変数として、銀行は将来の業績見通しが良いほど、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金を繰り入れることを見出している。両研究は主に銀行危機前後の期間を分析期間としているが、いずれもシグナリング仮説のうち、銀行の貸倒引当金繰入額に係る仮説と整合的な結果を得ている。

⁴⁾ このアプローチを採用することは、シグナリング仮説の実証研究の限界のひとつであるが、受動的シグナルと能動的シグナルを区別できない以上、現実的な (practical) アプローチであると考えられている (例えば、Lys et al. 2015)。

析結果を得られなかった。また、Kilic et al. (2013) は、1998年から2003年までを分析期間として、裁量的な貸倒引当金繰入額が株式収益率に正の影響を及ぼすことを見出している⁵⁾。さらに、Liu and Ryan (2006) は、1991年から2000年までを分析期間として、貸倒引当金繰入額と将来業績との間に有意な関係を見出せなかった。

このように、米国の先行研究において、首尾一貫した結果が得られていない原因として次の2つが考えられる。第一に、シグナルの情報内容の曖昧さである。シグナリング理論 (Spence 1973) によれば、(1) シグナルとなる行動はコストを伴うこと、さらに、(2) 将来業績の良い銀行と悪い銀行のシグナルには相対的なコスト差があることが必要とされる。しかし、米国の設定において、貸倒引当金繰入額は、業績指標である利益を減少させる一方で、財務の健全性の指標である自己資本比率を高める⁶⁾。つまり、米国の設定において、貸倒引当金繰入額が便益なのかコストなのかは曖昧なのである (Wahlen 1994)。よって、米国の設定においては、こうしたシグナルの情報内容の曖昧さのために、首尾一貫した結果が得られていない可能性がある。

第二に、分析期間の問題を指摘できる。シグナリング・メカニズムは、何らかの影響によって、それぞれの関係が弱まると、「銀行の行動」と「市場の評価」の双方の安定性が失われていき、最終的には、シグナリング・メカニズムは機能しなくなる可能性がある。

Ahmed et al. (1999) は、シグナリング仮説と整合的な分析結果を得られなかった原因として、シグナリング仮説と整合的な結果はWahlen (1994) の分析期間に固有のものと解釈している。実際に、Wahlen (1994) と Ahmed et al. (1999) の分析期間において、銀行業の業況は異なる。米国では1980年代から1990年代初頭にかけて銀行危機が起きている。連邦預金保険公社 (Federal Deposit Insurance Corporation : FDIC) は、銀行危機時の1983年から1989年にかけて、米国銀行システムの支払い能力を保護するためだけにすべての時間を費やしたとされるほど、銀行危機は深刻であったとされる (Federal Deposit Insurance Corporation 1997)。しかし、米国は、この危機を乗り越えて、1990年代初頭から2000年代まで長期の景気拡大局面を経験している⁷⁾。よって、Wahlen (1994) は主に銀行危機の期間を分析し、Ahmed et al. (1999) は主に銀行危機後の景気拡大局面を分析したために、両研究の分析結果が異なっていたものと推測される。

5) Kilic et al. (2013) の主目的は、財務会計基準書第133号「デリバティブ及びヘッジ活動に関する会計処理」が、貸倒引当金繰入額の調整による利益平準化行動に及ぼす影響を分析することである。この分析の主目的はシグナリング仮説の検証ではないものの、デリバティブを使用している銀行のサブサンプルでは株式収益率と貸倒引当金繰入額との間に正の有意な関係を見出しているが、デリバティブを使用していない銀行のサブサンプルではそのような関係を見出せなかった。

6) 1988年7月11日に、主要10ヶ国中央銀行総裁会議にて「自己資本の測定と基準に関する国際的統一化」が合意された (パーゼル合意)。このパーゼル合意に基づく自己資本比率規制において、分子の自己資本は、基本的項目 (Tier 1)、補完的項目 (Tier 2) および準補完的項目 (Tier 3) の合計額から控除項目を控除して算定される。パーゼル銀行監督委員会は、自己資本比率の構成要素およびその算定方法について、各国の法制度を考慮して、各国監督当局の裁量を認めている。ここで、税率を τ とすると、米国の規制では、貸倒引当金繰入額は、費用として、利益を減少させるため、貸倒引当金繰入額 $\times (1 - \tau)$ だけ Tier1 を減少させる。他方で、貸倒引当金は、非期待損失の備え (つまり、資本) として、上限付で Tier2 に算入できるため、その限度内である限り、貸倒引当金繰入額はその額だけ Tier2 を増加させる。なお、米国の1985年に定められた国内規制は、貸倒引当金の全額を分子に算入することを認めていた。つまり、いずれの規制下においても、貸倒引当金繰入額は、銀行の業績指標 (つまり、利益) を低下させる一方で、財務の健全性の指標 (つまり、自己資本比率) を高める。よって、銀行経営者と市場の双方にとって、貸倒引当金繰入額はコストなのか便益なのか曖昧なのである。

7) 景気循環については、景気拡大局面 (boom) と景気後退局面 (recession) の二局面に分ける考え方や、好況、後退、不況、回復の四局面に分ける考え方がある。なお、日本の内閣府は二局面方式を採用している。

同様に、Liu et al.(1997)とBeaver et al.(1997)は主に銀行危機の期間を分析し、Liu and Ryan(2006)は主に銀行危機後の景気拡大局面を分析しているため、シグナリング仮説の検証結果が異なるものと推測される。Ryan(2011)も、先行研究を整理して、景気後退局面にシグナリング仮説と整合的な結果が得られる一方で、景気拡大局面にはシグナリングの効果が得られていないという米国の先行研究を引き合いに出し、ビジネス・サイクルによってシグナルに対する解釈が異なるのではないかと推測している⁸⁾。よって、銀行危機や景気後退局面には、シグナリング・メカニズムは機能していたが、銀行危機の終息やビジネス・サイクルの反転といった銀行業の業況に起因して、「銀行の行動」と「市場の評価」の双方の安定性が失われたために、先行研究において首尾一貫した証拠が得られていない可能性がある。

2.3. 日本の先行研究

前項の米国の先行研究のレビューに基づいて、日本の先行研究を整理する。第一に、市場の評価に係る仮説について、音川(1998)は、東証1部上場の都市銀行、長期信用銀行、信託銀行および地域銀行を分析対象、1992年度から1996年度までを分析期間、リスク管理債権をコントロール変数として、貸倒引当金、償却債権取立勘定および海外債権引当勘定の合計額と株価の負の関係を見出している。また、大日方(1998)は、上場銀行を分析対象、1991年度から1996年度までを分析期間として、不良債権のコントロールを行わずに、貸倒引当金繰入額と株価の正の関係、償却債権取立勘定への繰入額と株価の負の関係を示している。しかし、貸倒引当金繰入額と償却債権取立勘定への繰入額はグロスのリターンとは有意な関係を示していない。両研究は、銀行危機が本格化する1997年度以前を分析期間としているが、市場の評価に係る仮説と整合的な結果を得られていない⁹⁾。

第二に、銀行の将来業績に係る仮説について、大日方(1998)は、上場銀行を分析対象、1991年度から1996年度までを分析期間として、不良債権のコントロールを行わずに、当期の貸倒引当金繰入額と翌期の当期利益の正の関係、当期の償却債権取立勘定への繰入額と翌期の当期利益の負の関係を示している¹⁰⁾。また、高須(2018)は、都市銀行と地域銀行を分析対象、2001年度から2011年度までを分析期間、金融再生法開示債権をコントロール変数として、裁量的な貸倒引当金と将来業績の有意な関係を見出せていない¹¹⁾。両研究は、分析期間が重複していないが、銀行の将来業績に係る仮説と整合的な結果を得られていない点は共通している。

以上のように、日本の先行研究において、市場の評価に係る仮説および銀行の将来業績に係る仮説は支持されていない。これらの仮説が支持されない原因として、米国の先行研究と同様に、(1)シグナル

8) 米国の貸倒引当金は、日本の一般貸倒引当金に相当するため、米国において貸倒引当金繰入額はビジネス・サイクルの影響を受けやすいという性質がある。

9) 音川(1998)と大日方(1998)の分析期間における貸倒引当金は現在の一般貸倒引当金、償却債権取立勘定は現在の個別貸倒引当金に相当する。なお、大日方(1998)では、償却債権取立勘定には特定海外債権引当勘定も含まれている。

10) 大日方(1998)の貸倒引当金と償却債権取立勘定は注9と同様のものである。

11) 高須(2018)は、(1)貸倒引当金(ストック)の分析を行っている点と、(2)二段階推定を行っている点に特徴がある。二段階推定モデルでは、はじめに、貸倒引当金の期待モデルを推定し、その予測値を非裁量的な貸倒引当金、その残差を裁量的な貸倒引当金と仮定する。次に、翌期の将来業績を被説明変数、当期の裁量的な貸倒引当金を説明変数とするモデルを推定し、裁量的な貸倒引当金の係数の有意水準によって仮説を検定するという手法である。なお、先行研究において、翌期の将来業績を被説明変数とすることが一般的であるが、高須(2018)は、将来業績の変数として、税引前利益、貸倒引当金繰入額および貸出金償却の和の $t+1$ 期から $t+5$ 期までの平均値を採用している。

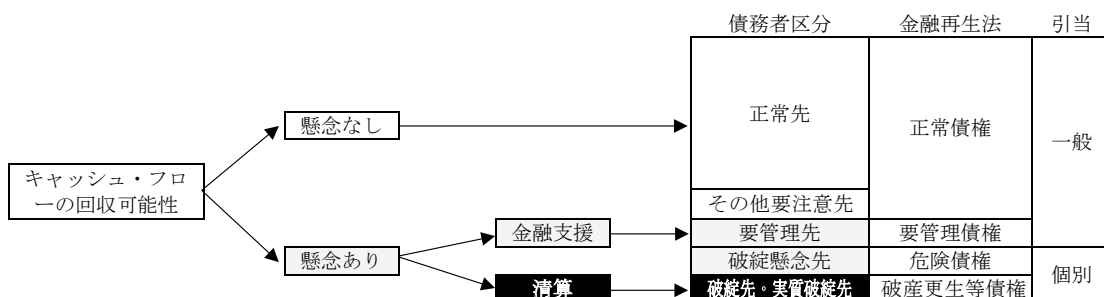
の情報内容の曖昧さと、(2) 分析期間の2つの問題が考えられるが、これらの点については、3. 仮説および4. リサーチデザインにおいて説明する。

3. 仮説

3.1. 日本の償却・引当制度と仮説

シグナリング理論 (Spence 1973) によれば、(1) シグナルとなる行動はコストを伴うこと、さらに、(2) 将来業績の良い銀行と悪い銀行のシグナルには相対的なコスト差があることが必要とされる。日本の設定において、次の二つの理由から、信用リスクに比して過大な個別貸倒引当金繰入額は、将来の業績見通しの良さを含意するシグナルとして機能する可能性がある¹²⁾。

図1 銀行の与信管理と債務者区分との関係



(注) 債務者区分は自己査定 of 債務者区分を、金融再生法は金融再生法開示債権の区分を示している。なお、自己査定 of 債務者区分は非開示である一方で、金融再生法開示債権は開示が行われている。また、引当は貸倒引当金としており、一般は一般貸倒引当金、個別は個別貸倒引当金である。

出所：筆者作成

第一に、日本の貸倒引当金（繰入額）は、主に、一般貸倒引当金（繰入額）と個別貸倒引当金（繰入額）から構成されているが、そのうち、個別貸倒引当金は、明確に、不良債権処理コストである¹³⁾。図1は、銀行の与信管理と自己査定 of 債務者区分との対応関係を示している。(1) 元本と利息のキャッシュ・フローの回収可能性に懸念のない債務者は「正常先」あるいは「その他要注意先」に、(2) 元本と利息のキャッシュ・フローの回収可能性に懸念のある債務者は「要管理先」あるいは「破綻懸念先」に、(3) 元本と利息のキャッシュ・フローの回収を期待できない債務者は「実質破綻先」あるいは「破綻先」にそれぞれ区分される。信用リスクの高い「破綻懸念先」と「破綻先・実質破綻先」を対象にして個別

12) 米国において、貸倒引当金繰入額は自己資本を高めるため、Wahlen (1994) は、追加分析として、成長性の可能性も検証している。しかし、本研究のように、個別貸倒引当金繰入額に焦点を当てる場合には、成長性の可能性を排除できる。

13) 日本の規制では、図1に示すように、信用リスクの低い「正常先」と「要注意先（その他要注意先と要管理先）」を対象にして一般貸倒引当金が見積もられる。一般貸倒引当金（繰入額）は自己資本比率の分子のTier1にもTier2にも影響を及ぼすが、分母のリスクアセットには影響を及ぼさない。ここで、税率を τ とすると、一般貸倒引当金繰入額は、費用として、利益を減少させるため、一般貸倒引当金繰入額 $\times (1 - \tau)$ だけTier1を減少させる。他方で、一般貸倒引当金は、非期待損失の備え（つまり、資本）として、上限付でTier2に算入できるため、その限度内である限り、一般貸倒引当金繰入額はその額だけTier2を増加させる。つまり、一般貸倒引当金繰入額は、銀行の業績指標（つまり、利益）を低下させる一方で、財務の健全性の指標（つまり、自己資本比率）を高める。よって、日本の設定では、銀行経営者と市場の双方にとって、一般貸倒引当金繰入額はコストなのか便益なのか曖昧なのである。

貸倒引当金が見積もられ、その繰入額は、費用として、利益の減少を通じて、自己資本を減少させる。さらに、個別貸倒引当金は、期待損失に対応する不良債権処理コストであるため、自己資本のTier2に算入されない代わりに、リスクアセットから控除される。このように、個別貸倒引当金の積み増しは、分子も分母も減少させるものの、自己資本比率を低下させる（梅澤 2016, 80）。よって、銀行経営者と市場の双方にとって、個別貸倒引当金繰入額は、業績指標も財務の健全性の指標も低下させるため、不良債権処理コストとみなされる。

第二に、将来業績の良い銀行と悪い銀行のシグナルには相対的なコスト差があることが必要とされる。会計ルールは、銀行に信用リスクに見合った個別貸倒引当金を計上することを要求している¹⁴⁾。もし信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上すると、銀行は追加的なコストを負担しなければならなくなる。個別貸倒引当金繰入額は不良債権処理コストであるため、業績指標である利益を減らし、自己資本の減少を通じて、財務の健全性の指標である自己資本比率も低下させてしまう。そのため、その追加的なコストは、将来の業績見通しの良い銀行にとっては割に合う一方で、それが悪い銀行にとっては割に合わない。つまり、自己選択が働き、将来の業績見通しの良い銀行は、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する一方で、将来の業績見通しの悪い銀行は、行わないものと考えられる。よって、市場は、銀行の行動をみるだけで、銀行の真の将来の業績見通しを識別できるのである。

このように、日本の設定において、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上することは、シグナリング理論におけるシグナルの要件を充たしている。しかし、日本の先行研究、特に、市場の評価に係る仮説や銀行の将来業績に係る仮説の検証において、個別貸倒引当金繰入額へのフォーカスは十分になされていなかった。そのため、先行研究において、これらの仮説と整合的な結果が得られなかったものと推測される。そこで、本研究は、銀行が、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上すると、市場は、そうした銀行の行動を将来の業績見通しの良さを含意するシグナルとして高く評価し、実際にシグナルとなる行動をとった銀行の業績が良いことが明らかになることによって、シグナリング・メカニズムは安定的に機能すると想定する。つまり、本研究は、シグナリング・メカニズムが安定的に機能しているか否かを検証するものである。よって、次の仮説1（H1）が導かれる。

H1：将来業績を私的情報、信用リスクに比して過大な個別貸倒引当金繰入額をシグナルとするシグナリング・メカニズムは安定的に機能している。

前項で説明したように、シグナリング仮説は、(1) 市場の評価に係る仮説と (2) 銀行の将来業績に

14) 財務諸表は、公認会計士による外部監査を経て、監督当局の金融検査によってその正確性が評定されるものとなっている。そこでの焦点のひとつは、信用リスクに見合った貸倒引当金が計上されていることである。実際に、銀行の経営破綻に対して、銀行に損害賠償を求める民事裁判における虚偽記載の有無の判断において、貸倒引当金過少計上の有無がひとつの争点となっている（日本公認会計士協会 2013）。期待訴訟コストは、利益の過少計上よりも、利益の過大計上のほうが高い（例えば、St. Pierre and Anderson 1984; Lys and Watts 1994）。それゆえ、増加した法的責任は、監査人を過度に保守的な報告をするように促すかもしれない（例えば、Thoman 1996; Deng et al. 2012）。もしそうであれば、監査人は、信用リスクに比して過少な個別貸倒引当金の計上を回避する一方で、信用リスクに比して過大な計上を促すインセンティブを持つと考えられる。よって、本研究は、銀行経営者は、信用リスクに比して個別貸倒引当金を過大に計上することはできるとしても、過少に計上することは難しいものと仮定して、議論を行うこととする。

係る仮説に分解される。

H1.1：信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。

H1.2：信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。

3.2. 不良債権比率とシグナリング・メカニズム

H1は、シグナリング・メカニズムが安定的に機能しているか否かを検証するものである。つまり、本研究の分析期間を通じて、「銀行の行動」と「市場の評価」の双方が安定的であるか否かを論点としている。しかし、米国の先行研究のレビューにより、銀行危機の終息やビジネス・サイクルの反転といった銀行業の業況に起因して、それぞれの関係が弱まると、「銀行の行動」と「市場の評価」の双方の安定性が失われていき、シグナリング・メカニズムは安定的に機能しなくなる可能性がある。そこで、本研究の第二の論点は、銀行業の業況がシグナリング・メカニズムの機能に影響を及ぼすか否かである。

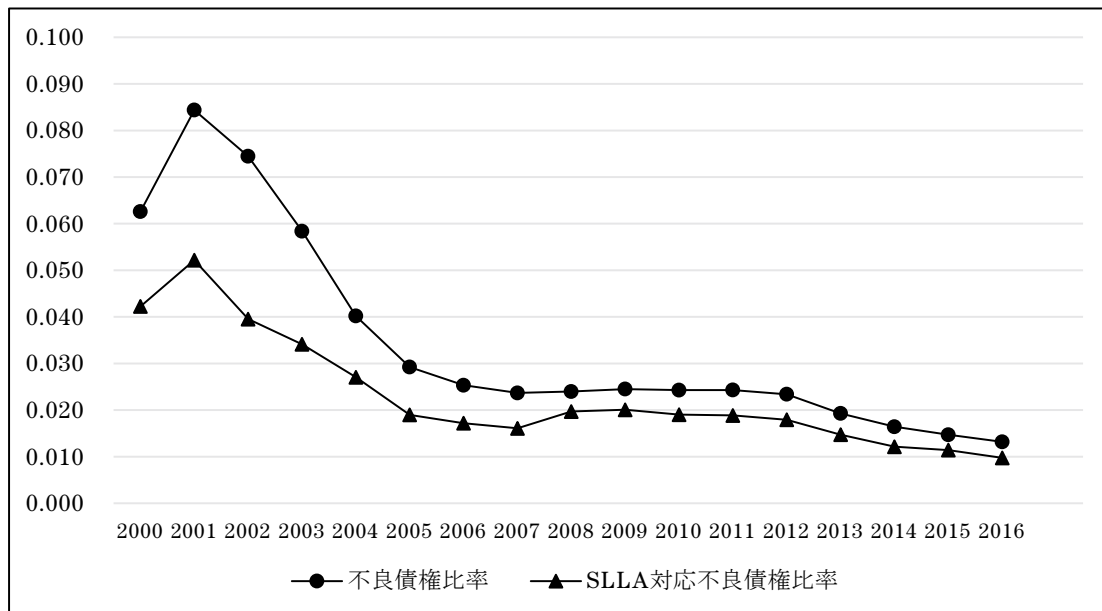
個別貸倒引当金繰入額は、不良債権比率との連動性が高い¹⁵⁾。Liu and Ryan (1995) は、不良債権の変化は、貸倒引当金繰入額よりも、相対的に非裁量的かつ適時性が高いと説明している。また、Reinhart and Rogoff (2011) は、不良債権の増加は銀行危機の兆候をよりよく示すと指摘している。さらに、不良債権比率の決定要因を分析している先行研究は、不良債権比率がマクロ経済要因と銀行固有要因の双方の影響を受けることを示している（例えば、Berger and DeYoung 1997; Podpiera and Weill 2008; Salas and Saurina 2002; Louzis et al. 2012)。つまり、不良債権比率にはマクロ経済要因と銀行固有要因が集約されているため、不良債権比率は、銀行業の業況をより良く記述する指標であると考えられる。よって、本研究は、銀行業の不良債権比率の水準とその推移に着目することによって、銀行業の業況が個別貸倒引当金繰入額のシグナリング・メカニズムに及ぼす影響を検討する。

図2は、本研究の分析期間である2000年度（2001年3月期）から2016年度（2017年3月期）までの銀行業の不良債権比率¹⁶⁾とSLLA対応不良債権比率の推移を示している。ここで、銀行業のSLLA対応不良債権比率とは、個別貸倒引当金（SLLA）の引当対象債権である「破産更生等債権」と「危険債権」の合計を総与信の合計で除したものである。バブル経済崩壊の影響を受けて、銀行業の業績は低迷し、不良債権の処理に追われていたが、1997年に、三洋証券、山一証券および北海道拓殖銀行が破綻し、金融危機が勃発した。1998年になると金融関連法の整備や機構改革で金融監督政策が実質的に立ち上がった（例えば、櫻川 2006; 佐藤 2007; 中林・川嶋 2014) もの、不良債権は増加を続け、銀行業の不良債権比率は2001年度に0.084のピークを示している。しかし、「金融再生プログラム－主要行の不良債権問題解決を通じた経済再生－」（2002年10月30日）の実施等により不良債権問題への緊急対応がな

15) 図1に示すように、個別貸倒引当金は、自己査定「破綻懸念先」と「破綻先・実質破綻先」の未保全部分に対して見積りが行われる。自己査定「破綻懸念先」と「破綻先・実質破綻先」の開示は行われていないが、それらはそれぞれ金融再生法開示債権の「危険債権」と「破産更生等債権」に相当する。なお、本研究のサンプルにおいて、「破産更生等債権」と「危険債権」は不良債権（一般に、不良債権とは、金融再生法開示債権の「破産更生等債権」、「危険債権」と「要管理債権」の合計をいう。）のおよそ70%を占めている。

16) 銀行業とは、都市銀行、旧長期信用銀行、信託銀行、地方銀行、第二地方銀行のことをいう。銀行業の不良債権比率とは、銀行業の金融再生法開示債権の「破産更生等債権」、「危険債権」と「要管理債権」の合計を総与信の合計で除したものである。

図2 銀行業の不良債権比率の推移



(注) 銀行業とは都市銀行、旧長期信用銀行、信託銀行、地方銀行および第二地方銀行のことをいい、これら銀行の金融再生法開示債権の「破産更生等債権」、「危険債権」と「要管理債権」の合計を総与信の合計で除したものが、銀行業の不良債権比率である。SLLA対応不良債権比率は、個別貸倒引当金（SLLA）の引当対象の「破産更生等債権」と「危険債権」の合計を総与信の合計で除した比率である。そのため、不良債権比率とSLLA対応不良債権比率の差は、一般貸倒引当金（GLLA）の引当対象の「要管理債権」の合計を総与信の合計で除したGLLA対応不良債権比率を示している。

出所：『金融庁の1年』各号のデータを使用して、筆者作成

された結果、銀行業の不良債権比率は2004年度には0.040と半減し、2005年度には不良債権問題も終息している（例えば、池尾 2009, xvii）。そこで、2005年度からは、「金融改革プログラム－金融サービス立国への挑戦－」（2004年12月24日）の実施等により、金融監督行政が銀行危機対応から平時対応へと移行し始めた。サブプライム問題に端を発した世界金融危機（2007年末頃から2009年頃まで）や東日本大震災（2011年3月11日）に見舞われ、公的資金が注入された銀行があったものの、銀行業の不良債権比率は、2005年度の0.029を一度も上回ることなく、2016年度には0.013まで低下している。以上より、本研究の分析期間は、おおむね（1）2000年度から2004年度までの銀行危機期間と、（2）2005年度から2016年度までの平時期間に大別できる。

この銀行危機期間において、シグナリング・メカニズムは機能すると期待される。銀行危機の際には、銀行業の業績や財務の健全性が悪化するとともに、銀行間格差が拡大すると、銀行業に対する預金者や市場参加者といった利害関係者の関心が高まる。そこで、監督当局は、信用秩序を維持するための施策のひとつとして、銀行経営者や監査人に信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上するプレッシャーを与える可能性がある¹⁷⁾。例えば、堀内（2006, 102）は、銀行危機の際の「金融庁主導による不良債権の査定や償却が過大であった可能性を否定できない。」と述べている。もしそうであったと

17) 会計基準設定者（監査人）の目的と監督当局の目的は異なっている（例えば、Wall and Koch 2000; 日本経済新聞 2004a; Bushman and Landsman 2010; Balla et al. 2012; Bushman 2014; 見嶋 2015; Bushman 2016; Nicoletti 2018）ため、財務諸表の適正な償却・引当ノ

しても、将来の業績見通しの良い銀行は容易に個別貸倒引当金繰入額を増やすことができる一方で、将来の業績見通しの悪い銀行にとってのコストは非常に大きくなる¹⁸⁾。実際に、加藤（2004）は、本格的に制度改革が始まった1998年度以降になると将来の業績見通しの良い銀行ほど、信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額や個別貸倒引当金繰入額を計上するという関係が強まっていることを見出している。もしそうであれば、市場は、銀行の個別貸倒引当金繰入額をみれば、その含意を正しく解釈できる。よって、銀行危機期間には、シグナリング・メカニズムが機能するための前提条件が整っている。

しかし、銀行危機が終息するにつれて、「銀行の行動」と「市場の評価」のそれぞれが弱まっていき、シグナリング・メカニズムは機能しなくなるかもしれない。銀行危機が終息するにつれて、銀行業の業績や財務の健全性は改善し、銀行間の格差も縮小する。それに伴って、金融監督行政¹⁹⁾が銀行危機対応から平時対応へと移行すると、銀行経営者や監査人に対して信用リスクに比して過大な個別貸倒引当金繰入額を求めるプレッシャーは弱まると考えられる。実際に、中小・地域金融機関に対しては、2003年度から、地域密着型金融²⁰⁾が展開されており、主要行のように具体的な不良債権処理目標は設定されず、実質的に自己査定と償却・引当の厳格化は猶予されたかたちになっている。そのため、地域銀行の不良債権処理インセンティブは低下していると考えられる。このように、銀行危機が終息するにつれて、シグナリング・メカニズムが機能するための前提条件が崩れていくと、「銀行の行動」と「市場の評価」のそれぞれが弱まっていき、シグナリング・メカニズムは機能しなくなる可能性がある。よって、次の仮説2（H2）が導かれる。

H2：銀行危機から平時に移行するにつれて、将来業績を私的情報、信用リスクに比して過大な個別貸倒引当金繰入額をシグナルとするシグナリング・メカニズムの機能は低下する。

H2も、H1と同様に、（1）市場の評価に係る仮説と（2）銀行の将来業績に係る仮説に分解される。

、額と監督当局が望む償却・引当額との間には利益相反があり得る（例えば、越智 2013；児嶋 2015,189）。例えば、2000年事務年度から、主要行に対しては、通年専担検査による年1回の検査が実施され、地域銀行については、2～3年に1回の周期の検査が実施されている。銀行危機の際には、不良債権の認識不足を是正したり、貸倒引当金の要追加額を明らかにしたりするために（例えば、佐藤 2007）、主要行を対象として、自己査定と金融検査の結果の格差が著しい場合には業務改善命令を发出する仕組みが導入されていた。また、地域銀行に対しても、日本公認会計士協会は、2004年3月23日に、会計監査と金融検査の引当額の関係に関する調査結果を公表している（日本経済新聞2004b；日経金融新聞2004）。地域銀行106行と担当会計士101名の回答によると、乖離率が20%未満の銀行が60%を占める一方で、20%以上の銀行も30%から40%あったとされる。こうした調査が行われた背景には、監督当局からの強いプレッシャーがあったためと考えられる。

18) 1998年度（1999年3月期）から国際基準も国内基準も連結・単体の自己資本比率規制に係る規定が整備され、国際基準行には8%、国内基準行には4%の最低所要比率が要求されている。そのため、業績と財務の健全性の双方が悪化している銀行にとっては、個別貸倒引当金繰入額を増やすためのコストは非常に大きいと考えられる。

19) 注17で述べた、主要行を対象とした償却・引当額の乖離額と乖離率の開示は、2008年度をもって終了となっている。開示が終了となった理由として、乖離の縮小に伴い各行に是正を求める初期の目的が達成されたとの判断によるものと考えられている（越智 2013, 99）。また、世界金融危機を受けて、2009年に「中小企業者等に対する金融の円滑化を図るための臨時措置に関する法律」（以下、中小企業金融円滑化法）が施行されたことによって、不良債権の最終処理が先送りされている。中小企業金融円滑化法は、2009年12月4日に施行され、2011年3月31日までの時限立法であったが、2度延長され、2013年3月31日に失効している。金融庁は中小企業金融円滑化法の施行に伴って、銀行に「貸付条件の変更実施状況の報告」を求めていたが、失効後も、2018年度（2019年3月期）まで任意での報告を求めていた。

20) 地域密着型金融は、2003年度から2004年度までを「集中改善期間」、2005年度から2006年度までを「重点強化期間」として実施された後、時限プログラムから恒久的な枠組みへととなっている。

H2.1：銀行危機から平時に移行するにつれて、「信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。」という関係は弱まる。

H2.2：銀行危機から平時に移行するにつれて、「信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。」という関係は弱まる。

なお、H2は、シグナリング・メカニズムが安定的に機能している（H1）ことを前提として設定されている。つまり、もしシグナリング・メカニズムが安定的に機能している（H1）との証拠が得られるのであれば、H2は銀行危機から平時に移行するにつれて、そのシグナリング・メカニズムの機能が低下するか否かを検証することとなる。しかし、シグナリング・メカニズムが安定的に機能している（H1）との証拠が得られないのであれば、H2は、銀行危機の際にシグナリング・メカニズムは機能するか否かを検証することとなる。

4. リサーチデザイン

4.1. 実証モデル

本研究は、先行研究（例えば、Wahlen 1994; Liu et al. 1997; Beaver et al. 1997; Ahmed et al. 1999）に倣って、貸倒引当金（ストック）ではなく、貸倒引当金繰入額（フロー）の実証モデルを構築して分析を行う²¹⁾。本研究のデータにおいて、貸倒引当金繰入額（ LLP_{it} ）、一般貸倒引当金繰入額（ $GLLP_{it}$ ）、個別貸倒引当金繰入額（ $SLLP_{it}$ ）のそれぞれの非負の値は繰入額を、負の値は戻入益を示している。また、各モデルの説明変数として、自己査定各区分の債権のデータが必要となるが、自己査定各区分の債権は非開示である。そこで、本研究は、その代理変数として、金融再生法開示債権を採用する²²⁾（例えば、梅澤 2016; 高須・中野 2016; 高須 2018）。

4.1.1. 市場の評価の実証モデル

(1) 式は、「H1.1：信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。」を分析するためのリターンモデル（以下、RETモデル）である。(1) 式は、株式収益率（ RET_{it} ）を被説明変数、当期の税引前利益（ EBT_{it} ）を説明変数とする線型関数として記述される（例えば、Liu et al. 1997; Beaver et al. 1997）。ここで、被説明変数の RET_{it} は、当期の決算日の9ヶ月前から3ヶ月後までの12ヶ月間の株式収益率であり、 $RET_{it} = (P_{it} - P_{it-1}) \div P_{it-1}$ で計算される。ここで、 P_{it} は銀行iのt期の決算日から3ヶ月後（t+1期の6月末）の権利落・配当落修正済みの株価である。

21) 本研究は統計ソフトSTATAを使って実証モデルの係数を推定している。表6から表13の説明変数の係数については、Wooldridge (2010)と西山他(2019)に従って、銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算されたt値を用いて、5%基準で有意性を判定している。

22) 自己査定各区分の債権の代理変数の候補としては、リスク管理債権と金融再生法開示債権の二種類がある。梅澤(2015)は、貸倒引当金繰入額の期待モデルの推定において、Vuong検定を使って、リスク管理債権と金融再生法開示債権の有用性を検定している。その結果から、金融再生法開示債権を選択することを薦めている。なお、本研究は、後述するように、リスク管理債権を選択した分析も行っている。

なお、後述する $FCTD_{it}$ 、 $TIME_t$ と $INPLR_t$ を除いて、説明変数はすべて期首の時価総額でデフレートしている。

(1) 式は、一段階推定モデルである²³⁾ (例えば、Liu et al. 1997; Beaver et al. 1997)。つまり、税引前利益 (EBT_{it}) を、調整前利益²⁴⁾ ($EBTP_{it}$)、一般貸倒引当金繰入額 ($GLLP_{it}$) と個別貸倒引当金繰入額 ($SLLP_{it}$) に分解したうえで、金融再生法開示債権の各変数の期末値から期首値を差し引いた差分 ($CHNPL0_{it}$ 、 $CHNPL1_{it}$ 、 $CHNPL2_{it}$ および $CHNPL3_{it}$) をモデルに含めることによって、「 $GLLP_{it}$ の信用リスクの変化に見合う部分」と「 $SLLP_{it}$ の信用リスクの変化に見合う部分」がコントロールされると期待される²⁵⁾ (例えば、Liu et al. 1997; Beaver et al. 1997)。それゆえ、(1) 式の $GLLP_{it}$ の係数と $SLLP_{it}$ の係数はそれぞれの信用リスクの変化に見合わない部分を捉えると期待される。H1.1 より、 $SLLP_{it}$ の係数は正と予測される一方で、 $GLLP_{it}$ の係数について予測はできない。また、 $EBTP_{it}$ の係数は正と予測される。正常債権である $CHNPL0_{it}$ の係数は正、不良債権である $CHNPL1_{it}$ 、 $CHNPL2_{it}$ および $CHNPL3_{it}$ の係数は負と予測される。

また、日本の設定において、上場企業は業績予想の発表を要請されているため、個別貸倒引当金繰入額のシグナリング効果と業績予想は、将来業績に関する情報伝達という点において競合関係にある可能性がある。しかし、これまでそれらの関係についての実証研究は行われていないため、期初の業績予想と個別貸倒引当金繰入額が代替関係にあるか補完関係にあるかは実証の問題である。そこで、業績予想の影響をコントロールするために、翌期の当期利益の増益予想ダミー ($FCTD_{it}$) を (1) 式に含めている²⁶⁾。 $FCTD_{it}$ は、増益予想、つまり、翌期の当期利益に関する期初の業績予想値が当期の当期利益以上であれば 1、そうでなければ 0 をとるダミー変数である。 $FCTD_{it}$ の係数は正と予測される。

$$RET_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EBTP_{it} + \alpha_2 GLLP_{it} + \alpha_3 SLLP_{it} + \alpha_4 SLLP_{it} \times TIME_t (or INPLR_t) + \alpha_5 FCTD_{it} + \alpha_6 CHNPL0_{it} + \alpha_7 CHNPL1_{it} + \alpha_8 CHNPL2_{it} + \alpha_9 CHNPL3_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

さらに、「H2.1：銀行危機から平時に移行するにつれて、「信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。」という関係は弱まる。」を検証するために、

23) RET モデルについては標準的なモデルはなく、一段階推定モデルと二段階推定モデルの二種類が存在する。例えば、Wahlen (1994)、Ahmed et al. (1999)、Kilic et al. (2013) は二段階推定モデルを採用している。二段階推定モデルでは、はじめに、貸倒引当金繰入額の期待モデルを推定し、その予測値を信用リスクの変化に見合った貸倒引当金繰入額、その残差を信用リスクの変化に見合わない貸倒引当金繰入額と仮定する。次に、この両変数を、貸倒引当金繰入額の代わりに、(1) 式の説明変数として、(1) 式を推定するというモデルである。しかし、二段階推定モデルの場合には、信用リスクの変化に見合わない貸倒引当金繰入額の推定に問題があるため、本研究では採用していない。

24) $EBTP_{it}$ は、税引前利益 (EBT_{it}) と貸倒引当金繰入額 (LLP_{it}) の和として計算される (例えば、Wahlen 1994; Liu et al. 1997; Ahmed et al. 1999; 矢瀬 2008; 梅澤 2016)。

25) 図 1 に示すように、一般貸倒引当金は、信用リスクの低い「正常先」、「その他要注意先」と「要管理先」を対象にして見積もられる。「正常先」と「その他要注意先」は金融再生法開示債権の「正常債権 (NPL0)」、「要管理先」は金融再生法開示債権の「要管理債権 (NPL1)」に対応する。ここで、本研究は、表記の統一のため、正常債権 (NPL0) も不良債権 NPL (Non-Performing Loan) と表記はしているものの、実際には正常債権 PL (Performing Loan) である点は留意されたい。また、 $GLLP_{it}$ と $SLLP_{it}$ の信用リスクの変化に見合わない部分は、機会主義的あるいは私的情報を伝達するために銀行経営者によって調整された部分であると想定される。そのため、厳密に言えば、 $SLLP_{it}$ の信用リスクの変化に見合わない部分には、シグナリング以外の目的のために調整された部分も含まれる点には留意されたい。

26) (1) 式には、モデルの構造上、翌期の調整前利益の業績予想値をモデルに含めることが望ましい。しかし、貸倒引当金繰入額の予想値は開示されていないため、調整前利益の予想値を利用することができない。そこで、次善の策として、 $CHEBTP_{it+1}$ に対応する変数として、翌期の当期利益の増益予想ダミー ($FCTD_{it}$) を (1) 式に含めている。

SLLP_{it}とTIME_t（あるいはINPLR_t）の交差項を(1)式に含めている。ここで、TIME_tは分析期間の始点の年度を1とするタイムトレンド変数である。また、TIME_tの代替的な変数として、銀行業の不良債権比率の逆数（INPLR_t）も採用している。INPLR_tは1を金融庁が公表している銀行業の不良債権比率（NPLR_t）²⁷⁾で除した比率である。銀行危機から平時に移行するにつれて（つまり、不良債権比率が低下するにつれて）、SLLP_{it}の係数は小さくなると予測されるため、SLLP_{it}×TIME_t（あるいはINPLR_t）の係数は負と予測される²⁸⁾。

4.1.2. 銀行の将来業績の実証モデル

(2)式は、「H1.2：信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。」を分析するためのモデル（以下、CHEBTPモデル）である。本研究は、銀行の業績の代理変数として、CHEBTPを採用する（例えば、Wahlen 1994; Ahmed et al. 1999）。ここで、CHEBTP_{it+1} = EBTP_{it+1} - EBTP_{it}である。そのため、(2)式は、翌期の業績（CHEBTP_{it+1}）を被説明変数、当期の業績（CHEBTP_{it}）を説明変数とする線型関数として記述される。CHEBTP_{it}の係数は負と予測される。なお、TIME_tとINPLR_tを除いて、変数はすべて期首の時価総額でデフレートしている。

(2)式は、(1)式と同様に、一段階推定モデルである（例えば、Liu et al. 1997; Beaver et al. 1997）。そのため、一般貸倒引当金繰入額（GLLP_{it}）と個別貸倒引当金繰入額（SLLP_{it}）を説明変数としたうえで、金融再生法開示債権の各変数の期末値から期首値を差し引いた差分（CHNPL0_{it}、CHNPL1_{it}、CHNPL2_{it}およびCHNPL3_{it}）をモデルに含めることによって、「GLLP_{it}の信用リスクの変化に見合う部分」と「SLLP_{it}の信用リスクの変化に見合う部分」がコントロールされると期待される（例えば、Liu et al. 1997; Beaver et al. 1997）。それゆえ、(2)式のGLLP_{it}の係数とSLLP_{it}の係数はそれぞれの信用リスクの変化に見合わない部分を捉えると期待される。H1.2より、SLLP_{it}の係数は正と予測される一方で、GLLP_{it}の係数について予測はできない。正常債権であるCHNPL0_{it}の係数は正、不良債権であるCHNPL1_{it}、CHNPL2_{it}およびCHNPL3_{it}の係数は負と予測される。

$$CHEBTP_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 CHEBTP_{it} + \beta_2 GLLP_{it} + \beta_3 SLLP_{it} + \beta_4 SLLP_{it} \times TIME_t (or INPLR_t) + \beta_5 CHNPL0_{it} + \beta_6 CHNPL1_{it} + \beta_7 CHNPL2_{it} + \beta_8 CHNPL3_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

さらに、「H2.2：銀行危機から平時に移行するにつれて、「信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。」という関係は弱まる。」を検証するために、SLLP_{it}とTIME_t（あるいはINPLR_t）の交差項を(2)式に含めている。銀行危機から平時に移行するにつれて（つまり、不良債権比率が低下するにつれて）、SLLP_{it}の係数は小さくなると予測されるため、これらの交差項の係数は負と予測される。

4.2. データ

本研究は、地方銀行協会および第二地方銀行協会に加盟している上場地域銀行を分析対象とする。ま

27) NPLR_tは、図2の不良債権比率と同じ比率である。

28) 銀行危機から平時への移行過程を、TIME_tは線型として記述し、INPLR_tは非線型として記述する。

ず、本研究は単体データを使用する。その理由は、第一に、個別貸倒引当金繰入額が単体データのみ利用可能なためである。第二に、金融再生法開示債権のデータが単体データのみ利用可能なためである。第三に、1998年度（1999年3月期）から国際統一基準も国内基準も連結・単体基準の自己資本比率規制に係る規定が整備されているためである。よって、単体データだけの分析でも十分価値があると考えられる。

次に、本研究は、2000年度（2001年3月期）から2016年度（2017年3月期）までを分析期間とする。その理由は、地域銀行の金融再生法開示債権の開示が1999年度（1999年9月期）から開始されたためである。そのため、本研究は、1999年度（2000年3月期）から2017年度（2018年3月期）までの19年間のデータを利用できるが、前項で説明したように、当期と前期の差分あるいは次期と当期の差分によって特定の変数を計算するため、3期間分のデータが必要となる。よって、分析期間は、2000年度から2016年度までの17年間となる。

サンプルは、(1) 単独上場²⁹⁾、(1) 前期・当期・次期の3期連続して決算月数が12カ月、(2) 当期および次期に合併をしていない、(4) 分析に必要な変数がすべて利用可能という基準によって選択しており、最終的なサンプルは、97行、1,331銀行-年度の不完備パネル・データである。また、本研究はデフレータには期首の時価総額を採用する。なお、各年度の地域銀行数が100行未満であるため、外れ値の処理は、年度ごとに行わずに、総サンプルを対象にして、被説明変数および説明変数（ただし、 BUF_{it-1} 、 $TIME_t$ 、 $INPLR_t$ 、 $IRNPLR_t$ と各ダミー変数を除く）のそれぞれを上下0.5%でwinsorizeしている。

変数の定義は表1に、本研究のサンプル構成は表2に示している。表2は、地域銀行（地方銀行と第二地方銀行）の合計、地方銀行と第二地方銀行の別に示している。(1) 列は預金保険機構のホームページに記載されている各年度の銀行数（未上場銀行も含む）、(2) 列は本研究のサンプルを示している。本研究のサンプルは、約0.714（ $=1,331 \div 1,864$ ）をカバーしている。

データソースについては、『全国銀行財務諸表分析³⁰⁾』（全国銀行協会）および『日経Financial-Quest』（日本経済新聞社）に収録されているデータを使用する。なお、これらのデータベースにおいて欠損値あるいは未収録のデータについては、各銀行の『有価証券報告書』および『ディスクロージャー誌』から手収集している。また、株価と権利落・配当落修正済み株価は『QUICK Astra Manager』（QUICK）に収録されている月次データを使用する。

29) サンプルは単独上場銀行に限定しているため、上場持株会社傘下の銀行はサンプルから除外される。また、都市銀行は、2002年12月に三井住友フィナンシャルグループ、2003年1月にみずほフィナンシャルグループ、2005年10月に三菱UFJフィナンシャル・グループが発足したため、単独上場銀行としてサンプルに含まれるオブザベーション数が制限される。この点も、本研究が地域銀行を分析対象とする理由のひとつである。

30) 全国銀行協会のホームページ（<https://www.zenginkyo.or.jp/stats/year2-02/>）から入手可能である。

表1 変数表

VARIABLES	変数の定義
LLP_{it}	銀行iのt期の貸倒引当金繰入額
$GLLP_{it}$	銀行iのt期の一般貸倒引当金繰入額
$SLLP_{it}$	銀行iのt期の個別貸倒引当金繰入額
$CHNPL0_{it}$	銀行iの正常債権のt期の値からt-1期の値を差し引いた差分
$CHNPL1_{it}$	銀行iの要管理債権のt期の値からt-1期の値を差し引いた差分
$CHNPL2_{it}$	銀行iの危険債権のt期の値からt-1期の値を差し引いた差分
$CHNPL3_{it}$	銀行iの破産更生等債権のt期の値からt-1期の値を差し引いた差分
$CHRNPL0_{it}$	銀行iの正常貸出金のt期の値からt-1期の値を差し引いた差分。なお、正常貸出金 ($RNPL0_{it}$) は、貸出金からリスク管理債権の合計額を差し引いて計算している (例えば、梅澤 2016)。
$CHRNPL1_{it}$	銀行iの貸出条件緩和債権と3ヵ月以上延滞債権の合計のt期の値からt-1期の値を差し引いた差分
$CHRNPL2_{it}$	銀行iの延滞債権のt期の値からt-1期の値を差し引いた差分
$CHRNPL3_{it}$	銀行iの破綻先債権のt期の値からt-1期の値を差し引いた差分
RET_{it}	銀行iのt期の決算日の9ヵ月前から3ヵ月後までの12ヵ月間の株式収益率であり、 $RET_{it} = (P_{it} - P_{it-1}) \div P_{it-1}$ で計算される。ここで、 P_{it} は銀行iのt期の決算日から3ヵ月後 (t+1期の6月の最終営業日) の権利落・配当落修正済みの株価である。
$EBTP_{it}$	銀行iのt期の調整前利益。銀行iのt期の税引前利益 (EBT_{it}) に貸倒引当金繰入額 (LLP_{it}) を足し戻して計算している。
$FCTD_{it}$	増益予想ダミー。銀行iのt期の決算発表日に公表されたt+1期の当期利益に関する業績予想値からt期の当期利益を差し引いた値が非負であれば1、負であれば0をとるダミー変数。
$CHBTP_{it+1}$	$EBTP_{it+1} - EBTP_{it}$
BUF_{it-1}	銀行iのt-1期の国際・国内基準の自己資本比率から最低所要比率を差し引いた資本バッファ。ここで、最低所要比率については、国際基準行は0.08、国内基準行は0.04である。
$TIME_t$	分析期間の始点の年度を1としたタイムトレンド変数
$INPLR_t$	t期の金融再生法開示債権に基づいて計算された不良債権比率の逆数。不良債権比率は、銀行業の要管理債権、危険債権および破産更生等債権の合計額を総与信で除して計算している。
$IRNPLR_t$	t期のリスク管理債権に基づいて計算された不良債権比率の逆数。不良債権比率は、銀行業のリスク管理債権の合計額 (貸出条件緩和債権、3ヵ月以上延滞債権、延滞債権および破綻先債権の合計) を貸出金で除して計算している。

(注) BUF_{it-1} 、 $TIME_t$ 、 $INPLR_t$ 、 $IRNPLR_t$ およびダミー変数を除いて、期首の時価総額でデフレートしている。

表2 サンプル

年度	地域銀行		地方銀行		第二地方銀行	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
2000	121	91	64	60	57	31
2001	120	87	64	59	56	28
2002	117	83	64	56	53	27
2003	114	80	64	54	50	26
2004	112	81	64	54	48	27
2005	111	81	64	55	47	26
2006	110	80	64	54	46	26
2007	109	80	64	54	45	26
2008	108	78	64	53	44	25
2009	106	74	64	50	42	24
2010	105	75	63	51	42	24
2011	106	75	64	50	42	25
2012	105	74	64	50	41	24
2013	105	76	64	51	41	25
2014	105	75	64	51	41	24
2015	105	71	64	48	41	23
2016	105	70	64	46	41	24
Total	1,864	1,331	1,087	896	777	435

(注) (1) 列は預金保険機構のホームページに記載されている各年度の銀行数 (未上場銀行も含む)、(2) 列は本研究のサンプルを示している。なお、銀行法により、銀行の決算期は3月と定められている。

5. 分析結果

5.1. 記述統計

5.1.1. 記述統計量と相関表

表3は、各モデルの変数の記述統計量を示している。まず、 $GLLP_{it}$ と $SLLP_{it}$ の記述統計量は、両変数の特性の相違を示している。 $GLLP_{it}$ の平均値（中央値）は -0.004 （ -0.004 ）である。これは、 $GLLP_{it}$ が自己査定 normally 先と要注意先に対応するため、 $GLLP_{it}$ は繰入額から戻入益に（あるいは戻入益から繰入額に）反転する傾向があることを示している。他方で、 $SLLP_{it}$ の平均値（中央値）は 0.060 （ 0.035 ）、Q1も正の値を示しており、 $GLLP_{it}$ と比べると戻入益の割合は小さい。これは $SLLP_{it}$ が自己査定の破綻懸念先と破綻先・実質破綻先に対応するためである。なお、5.1.2.において、 $SLLP_{it}$ の年度別の記述統計量（表5）も示している。

次に、金融再生法開示債権の平均値（中央値）をみると、 $CHNPL0_{it}$ は 0.360 （ 0.323 ）、 $CHNPL1_{it}$ は -0.005 （ -0.007 ）、 $CHNPL2_{it}$ は -0.008 （ -0.011 ）、 $CHNPL3_{it}$ は -0.020 （ -0.012 ）である。正常債権（ $CHNPL0_{it}$ ）は増加の割合が大きい一方で、不良債権（ $CHNPL1_{it}$ 、 $CHNPL2_{it}$ 、 $CHNPL3_{it}$ ）は減少の割合が大きい。なお、2001年度から2011年度までを分析期間としている梅澤（2016）の記述統計量（表1）において、 $CHNPL2_{it}$ の平均値（中央値）は正の値であった。この相違は、本研究が平時期間に該当する2012年度から2016年度までも分析期間に含めているためと考えられる。最後に、 RET_{it} の平均値（中央値）は 0.025 （ 0.001 ）、 $CHEBTP_{it+1}$ は 0.004 （ 0.002 ）である。

表3 変数の記述統計量

VARIABLES	Mean	STD	Q1	Median	Q3
LLP_{it}	0.056	0.097	0.006	0.028	0.070
$GLLP_{it}$	-0.004	0.034	-0.017	-0.004	0.007
$SLLP_{it}$	0.060	0.084	0.012	0.035	0.075
$CHNPL0_{it}$	0.360	0.721	-0.031	0.323	0.701
$CHNPL1_{it}$	-0.005	0.107	-0.045	-0.007	0.018
$CHNPL2_{it}$	-0.008	0.136	-0.058	-0.011	0.036
$CHNPL3_{it}$	-0.020	0.093	-0.045	-0.012	0.012
$CHRNPL0_{it}$	0.373	0.701	-0.007	0.335	0.705
$CHRNPL1_{it}$	-0.012	0.102	-0.049	-0.009	0.015
$CHRNPL2_{it}$	-0.008	0.159	-0.068	-0.016	0.032
$CHRNPL3_{it}$	-0.010	0.055	-0.023	-0.004	0.005
RET_{it}	0.025	0.245	-0.128	0.001	0.158
$EBTP_{it}$	0.123	0.101	0.085	0.124	0.171
$FCTD_{it}$	0.612	0.487	0.000	1.000	1.000
$CHEBTP_{it+1}$	0.004	0.106	-0.030	0.002	0.032
BUF_{it-1}	0.059	0.018	0.047	0.058	0.070

表4は、各モデルの変数のPearsonの相関表である。まず、 $GLLP_{it}$ および $SLLP_{it}$ のそれぞれと各金融再生法開示債権との相関関係をみると、 $GLLP_{it}$ と $SLLP_{it}$ は、 $CHNPL0_{it}$ とは負に相関しており、 $CHNPL1_{it}$ 、 $CHNPL2_{it}$ および $CHNPL3_{it}$ と正の相関である。次に、 RET_{it} は、 $EBTP_{it}$ と正に相関しているが、 $GLLP_{it}$ 、 $SLLP_{it}$ および $FCTD_{it}$ とは負に相関している。ここで、 $GLLP_{it}$ および $SLLP_{it}$ は、

FCTD_{it}と正の相関関係にある。また、CHEBTP_{it+1}は、GLLP_{it}およびSLLP_{it}と正の相関関係にある。なお、これらの変数間の相関は比較的高いものの、VIFを確認したところ、本研究のPooled推定において、多重共線性の影響はみられなかった。

表4 相関表

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
(1) LLP _{it}	1.000														
(2) GLLP _{it}	0.521	1.000													
(3) SLLP _{it}	0.934	0.224	1.000												
(4) CHNPL0 _{it}	-0.378	-0.245	-0.346	1.000											
(5) CHNPL1 _{it}	0.200	0.395	0.077	-0.238	1.000										
(6) CHNPL2 _{it}	0.293	0.192	0.285	-0.191	0.187	1.000									
(7) CHNPL3 _{it}	0.169	0.166	0.130	-0.140	0.041	-0.021	1.000								
(8) CHRNPL0 _{it}	-0.374	-0.246	-0.341	0.989	-0.246	-0.192	-0.142	1.000							
(9) CHRNPL1 _{it}	0.097	0.315	-0.003	-0.176	0.882	0.178	-0.015	-0.166	1.000						
(10) CHRNPL2 _{it}	0.340	0.249	0.315	-0.279	0.272	0.728	0.345	-0.300	0.033	1.000					
(11) CHRNPL3 _{it}	0.112	0.131	0.069	-0.090	0.036	0.005	0.732	-0.093	-0.001	0.134	1.000				
(12) RET _{it}	-0.127	-0.113	-0.108	0.255	-0.059	-0.082	-0.134	0.251	-0.035	-0.136	-0.092	1.000			
(13) EBTP _{it}	0.093	-0.086	0.142	0.221	-0.093	-0.058	-0.168	0.228	-0.048	-0.153	-0.165	0.355	1.000		
(14) FCTD _{it}	0.316	0.251	0.269	-0.201	0.050	0.097	0.081	-0.193	0.011	0.143	0.061	-0.088	-0.151	1.000	
(15) CHEBTP _{it+1}	0.071	0.103	0.067	-0.018	-0.026	-0.053	0.010	-0.006	-0.012	-0.045	-0.017	0.048	0.524	0.093	1.000
(16) BUF _{it-1}	-0.319	-0.036	-0.347	0.202	-0.032	0.024	0.068	0.203	0.004	-0.006	0.054	0.070	-0.007	-0.135	-0.037

(注) ゴシック体は1%水準で有意、斜字は5%水準で有意であることを示している。

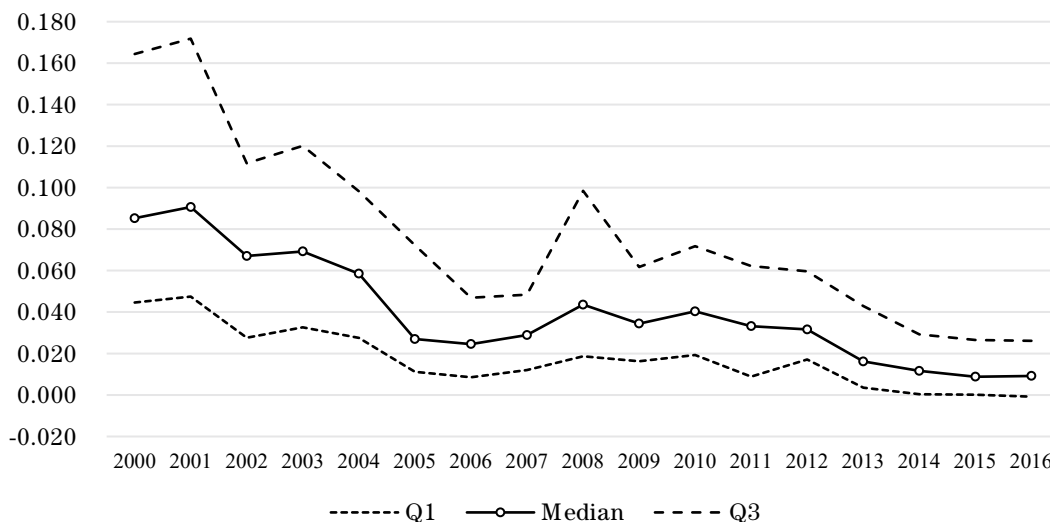
5.1.2. タイムトレンド分析

表5は、SLLP_{it}の年度別の記述統計量であり、図3は、表5に基づいて、SLLP_{it}の第1四分位(Q1)、中央値(Median)、第3四分位(Q3)を図示したものである。表5と図3が示すように、SLLP_{it}の平均値と標準偏差は減少傾向にある。つまり、SLLP_{it}にはタイムトレンドがある。これは、3.2.で述べた

表5 SLLP_{it}の年度別記述統計量

年度	Mean	STD	Q1	Median	Q3	非負の割合
2000	0.127	0.122	0.045	0.085	0.164	1.000
2001	0.128	0.117	0.047	0.091	0.172	0.943
2002	0.099	0.112	0.028	0.067	0.112	0.952
2003	0.092	0.103	0.033	0.069	0.120	0.950
2004	0.078	0.094	0.028	0.059	0.098	0.938
2005	0.058	0.081	0.011	0.027	0.072	0.926
2006	0.038	0.060	0.009	0.025	0.047	0.950
2007	0.038	0.040	0.012	0.029	0.048	0.938
2008	0.068	0.077	0.019	0.044	0.098	0.910
2009	0.053	0.070	0.016	0.034	0.062	0.905
2010	0.057	0.056	0.019	0.040	0.072	0.933
2011	0.041	0.047	0.009	0.033	0.062	0.893
2012	0.041	0.042	0.017	0.032	0.060	0.932
2013	0.025	0.031	0.004	0.016	0.043	0.829
2014	0.016	0.025	0.000	0.012	0.029	0.773
2015	0.018	0.031	0.000	0.009	0.027	0.761
2016	0.012	0.027	-0.001	0.009	0.026	0.729
Total	0.060	0.084	0.012	0.035	0.075	0.902

(注) 非負の割合とは、SLLPが非負の値をとるオブザベーションの割合である。

図3 SLLP_{it}のQ1、MedianおよびQ3の推移


出所：表5に基づいて筆者作成

ように、銀行業の不良債権比率（図2）とSLLP_{it}（図3）が連動していることを示唆している。しかし、表3の記述統計量は、SLLP_{it}を含む不良債権に関連する変数のタイムトレンドを十分に記述できていない。そこで、本研究は、データを要約するために、これらの変数をタイムトレンド変数（TIME_t）と、2つのダミー変数（Subprime_tとEarthquake_t）に回帰する。ここで、TIME_tは分析期間の始点の年度を1とするタイムトレンド変数である。Subprime_tはリーマンショックが発生した2008年度であれば1、それ以外の年度であれば0をとるダミー変数である。Earthquake_tは東日本大震災が発生した2010年度であれば1、それ以外の年度であれば0をとるダミー変数である。Subprime_tとEarthquake_tをコントロールする理由は、不良債権の深刻度は2001年度をピークに低下しているものの、リーマンショックが発生した2008年度と東日本大震災が発生した2010年度に一時的に不良債権が増加しているからである。

表6は、貸倒引当金繰入額（GLLP_{it}、SLLP_{it}）、金融再生法開示債権（CHNPL0_{it}、CHNPL1_{it}、CHNPL2_{it}、CHNPL3_{it}）、株式収益率（RET_{it}）と調整前利益（EBTP_{it}、CHEBTP_{it+1}）のタイムトレンドを要約している。表6をみると、被説明変数がGLLP_{it}、SLLP_{it}、CHNPL1_{it}とCHNPL2_{it}の場合、TIME_tの係数は有意に負である。他方で、CHNPL0_{it}、RET_{it}とEBTP_{it}の場合、TIME_tの係数は有意に正である。これらの分析結果は、不良債権処理が進み、不良債権コストが減少すると、業績指標は改善に向かうことを示唆している。そのため、不良債権問題が深刻であった頃には、シグナルに相対的なコスト差が生じていたとしても、銀行業の不良債権比率が低下するにつれ、その相対的なコスト差は縮小していると推測される。しかし、この分析では、銀行危機から平時に移行するにつれて（つまり、不良債権比率が低下するにつれて）、シグナリング・メカニズムの機能にいかなる影響が生じているのかは明らかではない。そこで、次に、多変量解析の分析結果を考察する。

表6 タイムトレンド分析の結果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	GLLP _{it}	SLLP _{it}	CHNPL0 _{it}	CHNPL1 _{it}	CHNPL2 _{it}	CHNPL3 _{it}	RET _{it}	EBTP _{it}	CHEBTP _{it+1}
TIME _t	-0.001*** (-5.63)	-0.006*** (-10.32)	0.068*** (13.34)	-0.002*** (-5.28)	-0.003*** (-4.00)	-0.001 (-1.05)	0.008*** (9.71)	0.004*** (6.04)	-0.001 (-1.71)
Subprime _t	0.012*** (3.19)	0.015 (1.95)	0.126 (1.91)	-0.083*** (-8.98)	-0.021 (-1.44)	0.070*** (5.64)	-0.217*** (-14.03)	-0.146*** (-10.03)	0.129*** (7.74)
Earthquake _t	-0.001 (-0.13)	0.017*** (2.89)	-0.259*** (-3.54)	0.003 (0.37)	0.032** (2.09)	-0.006 (-0.67)	-0.149*** (-7.59)	-0.020** (-2.06)	0.021 (1.98)
Constant	0.004*** (2.76)	0.110*** (21.77)	-0.228*** (-5.18)	0.019*** (4.94)	0.014** (2.47)	-0.019*** (-4.35)	-0.022*** (-3.26)	0.091*** (15.10)	-0.000 (-0.08)
Bank FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO
Observations	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331
Number of banks	97	97	97	97	97	97	97	97	97
Adj. R-squared	0.023	0.165	0.231	0.046	0.010	0.032	0.077	0.198	0.081

(注) 括弧内の数値は銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算したt値である。

***、**印はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示している。

5.2. 分析結果

5.2.1. 市場の評価と銀行の将来業績の分析結果

表7は、RETモデル(1)式の分析結果を示しており³¹⁾、(1)列から(3)列までのEBTP_{it}の係数はいずれも1%水準で有意に正、FCTD_{it}の係数はいずれも5%水準で有意に正、CHNPL0_{it}の係数はいずれも1%水準で有意に正、CHNPL3_{it}の係数はいずれも1%水準で有意に負である。(1)列はベースラインの分析結果、(2)列はSLLP_{it}とTIME_tの交差項(SLLP_{it} × TIME_t)を含めている分析結果、(3)列はSLLP_{it}とINPLR_tの交差項(SLLP_{it} × INPLR_t)を含めている分析結果である。はじめに、(1)列のベースラインの分析結果をみると、SLLP_{it}の係数は-0.000であり、有意ではない。次に、(2)列をみると、SLLP_{it}の係数は0.281であり、5%水準で有意である。SLLP_{it} × TIME_tの係数は-0.060であり、1%水準で有意である。さらに、(3)列をみると、SLLP_{it}の係数は0.428であり、1%水準で有意である。SLLP_{it} × INPLR_tの係数は-0.018であり、1%水準で有意である³²⁾。また、(4)列から(6)列までの分析結果は、(1)列から(3)列までのそれぞれのモデルに期首の資本バッファ(BUF_{it-1})を追加して推定した結果である。Liu et al. (1997)とBeaver et al. (1997)は、自己資本比率が低い(自己資本比率が中央値未満)場合にのみ、貸倒引当金繰入額は株式収益率と正に相関することを見出している。そこで、コントロール変数として、BUF_{it-1}を追加して推定している。BUF_{it-1}の係数は有意ではなく、(1)列から(3)列までと同様の分析結果を得ている³³⁾。

31) 表7の(1)列から(6)列について、pooled推定、固定効果推定と変量効果推定をそれぞれ行っているが、変量効果推定は、個体特有効果 ν の分散 σ_ν の推定値が0となり、pooled推定と同等であることが示されている。そして、F検定の統計量が有意であり、変量効果推定はpooled推定と同等であるため、固定効果推定の結果が選択されている。表8から表13も同様の理由により、固定効果推定の結果が選択されている。

32) 主要行のみの不良債権比率や協同組織金融機関(信用金庫と信用組合)も含めた不良債権比率を使用しても同様の結果を得ている。

33) (1)列のモデルに、各年度のBUF_{it-1}が中央値未満であれば1、そうでなければ0をとるダミー変数とSLLP_{it}の交差項を含めて推定を行ったが、その交差項の係数は有意ではなかった。

表7 RETモデル(1)式の分析結果（金融再生法開示債権を選択）

VARIABLES	Predicted	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Sign	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016
EBTP _{it}	+	0.381*** (5.72)	0.407*** (5.92)	0.405*** (6.04)	0.383*** (5.79)	0.408*** (5.96)	0.406*** (6.08)
FCTD _{it}	+	0.024** (2.13)	0.027** (2.36)	0.027** (2.38)	0.023** (2.05)	0.026** (2.31)	0.027** (2.33)
GLLP _{it}	?	-0.116 (-0.62)	-0.182 (-1.06)	-0.162 (-0.93)	-0.121 (-0.64)	-0.185 (-1.07)	-0.165 (-0.93)
SLLP _{it}	+	-0.000 (-0.00)	0.281** (2.39)	0.428*** (2.92)	0.010 (0.11)	0.284** (2.42)	0.428*** (2.91)
SLLP _{it} × TIME _t	-		-0.060*** (-3.61)			-0.059*** (-3.53)	
SLLP _{it} × INPLR _t	-			-0.018*** (-3.79)			-0.018*** (-3.72)
CHNPL0 _{it}	+	0.042*** (3.87)	0.040*** (3.87)	0.039*** (3.80)	0.041*** (3.84)	0.040*** (3.85)	0.039*** (3.78)
CHNPL1 _{it}	-	-0.039 (-0.62)	-0.045 (-0.72)	-0.051 (-0.83)	-0.039 (-0.62)	-0.045 (-0.72)	-0.051 (-0.82)
CHNPL2 _{it}	-	-0.014 (-0.35)	-0.014 (-0.35)	-0.015 (-0.38)	-0.017 (-0.42)	-0.015 (-0.39)	-0.017 (-0.42)
CHNPL3 _{it}	-	-0.143*** (-2.76)	-0.149*** (-2.92)	-0.144*** (-2.84)	-0.147*** (-2.83)	-0.152*** (-2.95)	-0.147*** (-2.86)
BUF _{it-1}	?				0.415 (0.91)	0.278 (0.60)	0.234 (0.51)
Constant		-0.047** (-2.01)	-0.077*** (-3.03)	-0.067*** (-2.79)	-0.067** (-2.01)	-0.090*** (-2.67)	-0.078** (-2.36)
Bank FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations		1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331
Number of banks		97	97	97	97	97	97
Adj. R-squared		0.585	0.588	0.589	0.585	0.588	0.589
F-value		2.76***	2.69***	2.77***	2.77***	2.69***	2.78***

(注) 括弧内の数値は銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算したt値である。

***、**印はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示している。

表8は、CHEBTPモデル(2)式の分析結果を示しており、(1)列から(3)列までのCHEBTP_{it}の係数はいずれも1%水準で有意に負である。(1)列はベースラインの分析結果であり、(2)列はSLLP_{it} × TIME_tを、(3)列はSLLP_{it} × INPLR_tを含めて推定を行っている。はじめに、(1)列のベースラインの分析結果をみると、SLLP_{it}の係数は0.067であり、有意ではない。次に、(2)列をみると、SLLP_{it}の係数は0.289であり、1%水準で有意である。SLLP_{it} × TIME_tの係数は-0.046であり、1%水準で有意である。さらに、(3)列をみると、SLLP_{it}の係数は0.389であり、1%水準で有意である。SLLP_{it} × INPLR_tの係数は-0.013であり、1%水準で有意である。(4)列から(6)列までは、表7と同様に、(1)列から(3)列までのそれぞれのモデルにBUF_{it-1}を追加して推定した結果である。BUF_{it-1}の係数はいずれも1%水準で有意に負を示しているものの、(1)列から(3)列までと同様の分析結果を得ている。

まとめると、表7および表8は、SLLP_{it}が、平均的に、RET_{it}およびCHEBTP_{it+1}に影響を及ぼさな

表8 CHEBTPモデル(2)式の分析結果(金融再生法開示債権を選択)

VARIABLES	Predicted	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Sign	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016
CHEBTP _{it}	-	-0.390*** (-10.54)	-0.384*** (-10.60)	-0.386*** (-10.52)	-0.413*** (-11.69)	-0.408*** (-11.91)	-0.411*** (-11.78)
GLLP _{it}	?	0.127 (1.01)	0.079 (0.64)	0.095 (0.78)	0.145 (1.15)	0.093 (0.76)	0.110 (0.91)
SLLP _{it}	+	0.067 (1.05)	0.289*** (3.00)	0.389*** (3.62)	0.031 (0.53)	0.271*** (2.94)	0.388*** (3.69)
SLLP _{it} × TIME _t	-		-0.046*** (-3.25)			-0.050*** (-3.59)	
SLLP _{it} × INPLR _t	-			-0.013*** (-3.61)			-0.015*** (-4.10)
CHNPL0 _{it}	+	0.007 (1.22)	0.006 (1.12)	0.005 (1.01)	0.008 (1.46)	0.007 (1.41)	0.007 (1.29)
CHNPL1 _{it}	-	0.021 (0.52)	0.016 (0.42)	0.012 (0.30)	0.020 (0.51)	0.015 (0.41)	0.010 (0.26)
CHNPL2 _{it}	-	-0.052 (-1.91)	-0.052 (-1.86)	-0.053 (-1.90)	-0.043 (-1.60)	-0.041 (-1.51)	-0.042 (-1.55)
CHNPL3 _{it}	-	-0.013 (-0.24)	-0.019 (-0.35)	-0.015 (-0.27)	0.003 (0.06)	-0.002 (-0.05)	0.002 (0.04)
BUF _{it-1}	?				-1.416*** (-4.24)	-1.520*** (-4.42)	-1.560*** (-4.50)
Constant		-0.068*** (-3.55)	-0.087*** (-4.47)	-0.079*** (-4.19)	0.002 (0.09)	-0.014 (-0.61)	-0.004 (-0.15)
Bank FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations		1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331
Number of banks		97	97	97	97	97	97
Adj. R-squared		0.351	0.361	0.363	0.365	0.378	0.380
F-value		1.66***	1.63***	1.52***	2.00***	2.02***	1.98***

(注) 括弧内の数値は銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算したt値である。
***、**印はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示している。

いことを示している。よって、本研究の分析期間を通じて、シグナリング・メカニズムが安定的に機能している証拠は得られない。しかし、SLLP_{it}とTIME_t(あるいはINPLR_t)の交差項を含めた分析結果は、SLLP_{it}はRET_{it}およびCHEBTP_{it+1}に正の影響を及ぼすものの、時間の経過あるいは不良債権比率の低下につれて、その影響が弱まることを示している。よって、銀行危機から平時に移行するにつれて、シグナリング・メカニズムの機能が低下することが示唆される。

また、BUF_{it-1}は、RETモデル(1)式において有意ではない一方で、CHEBTPモデル(2)式において有意に負であるため、CHEBTPモデル(2)式にはBUF_{it-1}を含めることが望ましいと考えられる。

5.2.2. 銀行危機期間と平時期間を特定した分析結果

表7および表8の結果を受けて、次に、銀行危機の際にシグナリング・メカニズムは機能するか否かを分析する。3.2.で述べたように、銀行業の不良債権比率は2004年度には0.040と半減し、2005年度には不良債権問題も終息している(例えば、池尾 2009, xvii)ため、分析上の銀行危機期間の終点として

2004年度が有力な候補となる。しかし、実際に、そのような銀行危機期間とシグナリング・メカニズムが機能している期間が対応しているのかはわからない。そこで、分析上の銀行危機期間の終点と平時期間の始点を1会計年度ずつずらして推定を行うことによって、その分析結果から、シグナリング・システムが機能している期間を特定する。具体的には、RETモデル(1)式およびCHEBTPモデル(2)式において、 $SLLP_{it}$ と $TIME_t$ の交差項に替えて、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数(特定の平時期間であれば1、そうでなければ0をとるダミー変数)の交差項をモデルに含めることによって、 $SLLP_{it}$ の係数の有意性の検定(つまり、銀行危機期間における $SLLP_{it}$ の係数の有意性の検定)と、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数の有意性の検定(つまり、銀行危機期間と平時期間の $SLLP_{it}$ の係数の差の検定)を行う。なお、 $SLLP_{it}$ の係数とその交差項の係数の合計は平時期間の $SLLP_{it}$ の係数である。

表9は、RETモデル(1)式の分析結果である。図2に示したように、2001年度が不良債権比率のピークであるため、(1)列は2000年度から2001年度までを銀行危機期間、2002年度から2016年度までを平時期間と特定した場合の分析結果である。ここで、 $from\ 2002_t$ は平時期間の始点が2002年度であることを意味しており、2002年度以降であれば1、それ以前の期であれば0をとる平時期間ダミー変数である。そのため、 $SLLP_{it}$ の係数は銀行危機期間の $SLLP_{it}$ の係数である。そして、 $SLLP_{it}$ と $from\ 2002_t$ の交差項($SLLP_{it} \times from\ 2002_t$)の係数が有意であれば、 $SLLP_{it}$ の係数が銀行危機期間と平時期間とで異なることを示唆する。この $from\ 2002_t$ と同様に、(2)列から(6)列の $from\ 2003_t$ から $from\ 2007_t$ の四桁の数字も平時期間の始点の会計年度を意味しており、当該年度以降であれば1、それ以前の期であれば0をとる平時期間ダミー変数である。

まず、(1)列から(6)列までの $EBTP_{it}$ の係数はいずれも1%水準で有意に正、 $FCTD_{it}$ の係数はいずれも5%水準で有意に正、 $CHNPL0_{it}$ の係数はいずれも1%水準で有意に正、 $CHNPL3_{it}$ の係数はいずれも1%水準で有意に負である。次に、(1)列をみると、 $SLLP_{it}$ の係数は0.182、 $SLLP_{it} \times from\ 2002_t$ の係数は-0.284であるが、双方ともに有意ではない(ただし、双方とも10%水準では有意)。(2)列をみると、 $SLLP_{it}$ の係数は0.226であり、5%水準で有意、 $SLLP_{it} \times from\ 2003_t$ の係数は-0.425であり、5%水準で有意である。(3)列をみると、 $SLLP_{it}$ の係数は0.218であるが有意ではなく(ただし、10%水準では有意)、 $SLLP_{it} \times from\ 2004_t$ の係数は-0.532であり、1%水準で有意である。(4)列と(5)列において、 $SLLP_{it}$ の係数はいずれも有意ではないが、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数はいずれも有意に負である。(6)列において、 $SLLP_{it}$ の係数と $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数はいずれも有意ではない。よって、2000年度から2002年度を銀行危機期間、2003年度から2016年度までを平時期間と特定した場合には、 $SLLP_{it}$ の係数は有意に正、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数は有意に負であり、それらの係数の合計は負である。

表10は、CHEBTPモデル(2)式の分析結果である。表9と同様に、(1)列は2000年度から2001年度までを銀行危機期間、2002年度から2016年度までを平時期間とした場合の分析結果であり、(2)列から(6)列は、(1)列を基準として、銀行危機期間の終点と平時期間の始点を1会計年度ずつずらしている。なお、表8の分析結果を踏まえて、(2)式に BUF_{it-1} を含めている。まず、 $CHEBTP_{it}$ の係数はいずれも1%水準で有意に負、 BUF_{it-1} の係数はいずれも1%水準で有意に負を示している。次に、(1)列をみると、 $SLLP_{it}$ の係数は0.230、 $SLLP_{it} \times from\ 2002_t$ の係数は-0.301であり、双方ともに5%水準で有意で

表9 RETモデル(1)式の分析結果(金融再生法開示債権を選択、銀行危機期間を特定した分析)

VARIABLES	Predicted	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Sign	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016
EBTP _{it}	+	0.400*** (5.64)	0.405*** (5.84)	0.409*** (6.12)	0.393*** (5.89)	0.385*** (5.80)	0.384*** (5.78)
FCTD _{it}	+	0.026** (2.26)	0.028** (2.44)	0.028** (2.49)	0.026** (2.32)	0.026** (2.27)	0.025** (2.20)
GLLP _{it}	?	-0.136 (-0.76)	-0.156 (-0.88)	-0.128 (-0.72)	-0.142 (-0.80)	-0.160 (-0.90)	-0.142 (-0.79)
SLLP _{it}	+	0.182 (1.72)	0.226** (2.16)	0.218 (1.93)	0.125 (1.11)	0.098 (0.95)	0.054 (0.52)
SLLP _{it} × from2002 _t	-	-0.284 (-1.67)					
SLLP _{it} × from2003 _t	-		-0.425** (-2.43)				
SLLP _{it} × from2004 _t	-			-0.532*** (-4.17)			
SLLP _{it} × from2005 _t	-				-0.414** (-2.38)		
SLLP _{it} × from2006 _t	-					-0.402*** (-3.32)	
SLLP _{it} × from2007 _t	-						-0.268 (-1.95)
CHNPL0 _{it}	+	0.042*** (3.86)	0.042*** (3.92)	0.039*** (3.83)	0.039*** (3.81)	0.040*** (3.86)	0.041*** (3.88)
CHNPL1 _{it}	-	-0.047 (-0.77)	-0.062 (-1.01)	-0.058 (-0.92)	-0.049 (-0.79)	-0.042 (-0.68)	-0.039 (-0.63)
CHNPL2 _{it}	-	-0.020 (-0.50)	-0.027 (-0.66)	-0.024 (-0.61)	-0.012 (-0.31)	-0.015 (-0.37)	-0.012 (-0.31)
CHNPL3 _{it}	-	-0.155*** (-3.05)	-0.157*** (-3.15)	-0.156*** (-3.11)	-0.139*** (-2.70)	-0.135** (-2.56)	-0.140*** (-2.67)
Constant		-0.071*** (-2.81)	-0.075*** (-3.06)	-0.076*** (-3.02)	-0.064** (-2.54)	-0.060** (-2.49)	-0.054** (-2.23)
Bank FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations		1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331
Number of banks		97	97	97	97	97	97
Adj. R-squared		0.586	0.588	0.590	0.588	0.587	0.586

(注) 括弧内の数値は銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算したt値である。
***、**印はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示している。

ある。(2)列から(4)列においても、SLLP_{it}の係数は正で有意、SLLP_{it}と平時期間ダミー変数の交差項の係数は負で有意である。(5)列と(6)列において、SLLP_{it}の係数は有意ではないが、SLLP_{it}と平時期間ダミー変数の交差項の係数は負で有意である。よって、銀行危機期間の終点が2001年度、2002年度、2003年度あるいは2004年度である場合には、SLLP_{it}の係数はいずれも有意に正、SLLP_{it}と平時期間ダミー変数の交差項の係数はいずれも有意に負であり、それらの係数の合計はいずれも負である。

まとめると、表9および表10は、2000年度を始点とする特定の銀行危機期間において、SLLP_{it}は

表10 CHEBTPモデル(2)式の分析結果(金融再生法開示債権を選択、銀行危機期間を特定した分析)

VARIABLES	Predicted	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Sign	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016
CHEBTP _{it}	-	-0.405*** (-11.89)	-0.403*** (-11.65)	-0.408*** (-11.89)	-0.412*** (-11.80)	-0.412*** (-11.77)	-0.414*** (-11.87)
GLLP _{it}	?	0.127 (1.07)	0.115 (0.99)	0.142 (1.20)	0.126 (1.04)	0.117 (0.93)	0.118 (0.92)
SLLP _{it}	+	0.230** (2.32)	0.255*** (2.97)	0.192** (2.59)	0.144** (2.17)	0.100 (1.43)	0.090 (1.35)
SLLP _{it} × from2002 _t	-	-0.301** (-2.29)					
SLLP _{it} × from2003 _t	-		-0.408*** (-4.13)				
SLLP _{it} × from2004 _t	-			-0.383*** (-3.75)			
SLLP _{it} × from2005 _t	-				-0.371*** (-3.28)		
SLLP _{it} × from2006 _t	-					-0.283** (-2.40)	
SLLP _{it} × from2007 _t	-						-0.289** (-2.52)
CHNPL0 _{it}	+	0.009 (1.54)	0.009 (1.57)	0.007 (1.26)	0.006 (1.23)	0.007 (1.33)	0.007 (1.38)
CHNPL1 _{it}	-	0.011 (0.29)	-0.002 (-0.06)	0.006 (0.17)	0.011 (0.30)	0.018 (0.47)	0.020 (0.53)
CHNPL2 _{it}	-	-0.049 (-1.80)	-0.054 (-1.92)	-0.049 (-1.73)	-0.040 (-1.50)	-0.043 (-1.60)	-0.040 (-1.46)
CHNPL3 _{it}	-	-0.011 (-0.23)	-0.011 (-0.23)	-0.006 (-0.13)	0.007 (0.13)	0.009 (0.18)	0.007 (0.13)
BUF _{it-1}	?	-1.445*** (-4.34)	-1.468*** (-4.34)	-1.533*** (-4.35)	-1.531*** (-4.38)	-1.499*** (-4.22)	-1.454*** (-4.26)
Constant		-0.019 (-0.78)	-0.018 (-0.74)	-0.009 (-0.37)	-0.005 (-0.20)	-0.002 (-0.08)	-0.003 (-0.13)
Bank FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations		1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331
Number of banks		97	97	97	97	97	97
Adj. R-squared		0.373	0.381	0.379	0.377	0.371	0.371

(注) 括弧内の数値は銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算したt値である。
 ***, **印はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示している。

RET_{it}およびCHEBTP_{it+1}に有意に正の影響を及ぼすが、それに対応する平時期間には、その影響は有意に低下して、SLLP_{it}はRET_{it}およびCHEBTP_{it+1}に正の影響を及ぼさないことを示している。よって、2000年度を始点とする特定の銀行危機期間には、シグナリング・メカニズムが機能していることが示唆される。また、銀行危機期間において、FCTD_{it}とSLLP_{it}は双方ともにRET_{it}に有意に正の影響を及ぼすことから、それらは補完関係にあることを示唆している。

なお、これらの分析結果は、自己査定 of 債権の代理変数や分析期間を変更しても、同様の結果を得ら

れるとは限らない。例えば、本研究は、5%基準で有意性を判定しているが、表9において、銀行危機期間の終点が2001年度の場合（(1)列）の $SLLP_{it}$ の係数は10%水準で有意に正、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数は10%水準で有意に負、銀行危機期間の終点が2003年度の場合（(3)列）の $SLLP_{it}$ の係数も10%水準で有意に正である。自己査定 of 債権の代理変数や分析期間を変更すると、これらの係数の有意性が変化する可能性がある。そこで、5.3.において自己査定 of 債権の代理変数と分析期間の点から追加分析を行う。

5.3. 追加分析

5.3.1. リスク管理債権を選択した分析結果

追加分析として、自己査定 of 債権の代理変数としてリスク管理債権を選択した分析を行っている。本研究は、自己査定 of 債権の代理変数として金融再生法開示債権を選択している。その理由は、自己査定 of 債権は、リスク管理債権よりも、金融再生法開示債権との対応度が高いためである（例えば、梅澤2015）。実際に、2000年度以降を分析期間としている梅澤（2016）、高須・中野（2016）、高須（2018）は、金融再生法開示債権を選択している。しかし、2000年度以前も分析期間に含めている奥田（2001）、加藤（2004）および矢瀬（2008）はいずれも自己査定 of 債権の代理変数としてリスク管理債権を選択している。選択した代理変数によって、貸倒引当金繰入額の信用リスクの変化に見合う部分のコントロールの程度が決まるので、金融再生法開示債権とリスク管理債権の選択問題は、本研究の仮説検定の結果に影響を及ぼす可能性がある。そこで、自己査定 of 債権の代理変数として、リスク管理債権を選択して表7から表10と同様の分析を行っている³⁴⁾。分析結果は示していないが、 $SLLP_{it}$ の係数、 $SLLP_{it} \times TIME_t$ （あるいは $IRNPLR_t$ ）の係数および $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数については表7から表10と同様の傾向を示している³⁵⁾。よって、自己査定 of 債権の代理変数として、金融再生法開示債権を選択してもリスク管理債権を選択しても、 $SLLP_{it}$ の係数とその交差項の係数については同様の分析結果を得ることが確認された。

5.3.2. 分析期間に1999年度を含めて、リスク管理債権を選択した分析結果

分析期間に1999年度を含めて、1999年度から2016年度までを分析期間とした分析を行っている。銀行危機を1997年度から2004年度までの8年間とする（例えば、櫻川2006; 佐藤2007; 中林・川嶋2014; 池尾2009）と、本研究は1997年度から1999年度までの3年間を分析期間に含めていないため、本研究の分析期間は、銀行危機の期間を十分カバーできていない一方で、平時の期間を十分カバーしているといえる。そのため、本研究は、分析上の銀行危機期間において $SLLP_{it}$ が RET_{it} および $CHEBTP_{it+1}$ に及ぼす影響を十分捉えていない可能性がある。自己査定 of 債権の代理変数として、金融再生法開示債権を選択した場合には分析期間を過去に延長することはできないが、リスク管理債権を選択した場合には分

34) リスク管理債権を選択しているため、 $INPLR_t$ に替えて $IRNPLR_t$ をモデルに含めて分析を行っている。定義については表1を参照のこと。なお、主要行のみの不良債権比率や協同組織金融機関（信用金庫と信用組合）も含めた不良債権比率を使用しても同様の結果を得ている。

35) $CHRNPL3_{it}$ は $CHNPL3_{it}$ に相当するが、 RET モデル(1)式については、表7と表9では $CHNPL3_{it}$ の係数はいずれも1%水準で有意に負であるが、リスク管理債権を選択した追加分析では、 $CHRNPL3_{it}$ の係数はいずれも有意ではない。

析期間を過去に延長することができる。リスク管理債権を選択した5.3.1.の追加分析の結果は、金融再生法開示債権を選択した表7から表10までの分析結果と同様の傾向を示している。そこで、金融再生法開示債権を選択した場合とリスク管理債権を選択した場合の分析結果が同様であると想定したうえで、分析期間に1999年度を含めて、1999年度から2016年度までを分析期間、自己査定 of 債権の代理変数としてリスク管理債権を選択して、表7から表10と同様の分析を行っている³⁶⁾。

まず、表7と表8と同様に、 $SLLP_{it}$ と $TIME_t$ （あるいは $IRNPLR_t$ ）の交差項を含めて分析を行っている。分析結果は示していないが、RETモデル(1)式とCHEBTTPモデル(2)式の分析結果はそれぞれ表7と表8と同様の傾向を示している。つまり、1999年度から2016年度までを分析期間としても、平均的に、 $SLLP_{it}$ は RET_{it} および $CHEBTTP_{it+1}$ に影響を及ぼさないことを示している。また、 $SLLP_{it}$ と $TIME_t$ （あるいは $IRNPLR_t$ ）の交差項を含めた分析結果は、 $SLLP_{it}$ は RET_{it} および $CHEBTTP_{it+1}$ に正の影響を及ぼすものの、時間の経過あるいは不良債権比率の低下につれて、その影響が弱まることを示している。

この分析結果を踏まえて、表9と表10と同様に、銀行危機の際にシグナリング・メカニズムは機能するか否かを分析する。表11は、RETモデル(1)式の分析結果を示している。まず、(1)列から(6)列までの $EBTP_{it}$ の係数はいずれも1%水準で有意に正、 $FCTD_{it}$ の係数はいずれも5%水準で有意に正、 $CHNPL0_{it}$ の係数はいずれも1%水準で有意に正である。次に、(1)列をみると、 $SLLP_{it}$ の係数は0.202であり、5%水準で有意である。 $SLLP_{it} \times from2002_t$ の係数は-0.310であるが、有意ではない(ただし、10%水準では有意)。(2)列をみると、 $SLLP_{it}$ の係数は0.231であり、1%水準で有意である。 $SLLP_{it} \times from2003_t$ の係数は-0.447であり、5%水準で有意である。(3)列をみると、 $SLLP_{it}$ の係数は0.228であり、5%水準で有意である。 $SLLP_{it} \times from2004_t$ の係数は-0.568であり、1%水準で有意である。(4)列から(6)列において、 $SLLP_{it}$ の係数はいずれも有意ではないが、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数はいずれも有意に負である。よって、銀行危機期間の終点が2002年度あるいは2003年度である場合には、 $SLLP_{it}$ の係数は有意に正、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数は有意に負であり、それらの係数の合計はいずれも負である。

表12は、CHEBTTPモデル(2)式の分析結果を示している。表12をみると、銀行危機期間の終点が2001年度、2002年度、2003年度あるいは2004年度である場合、 $SLLP_{it}$ の係数は有意に正、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数は有意に負であり、それらの合計はいずれも負である。よって、表12は表10と同様の傾向である。

まとめると、CHEBTTPモデル(2)式の分析結果(表12)は、表10と同様の傾向を示しているが、RETモデル(1)式の分析結果(表11)は、表9と異なる傾向を示している。RETモデル(1)式の分析結果をみると、銀行危機期間の終点が2001年度と2003年度の場合の $SLLP_{it}$ の係数は、2000年度以降を分析期間とする表9では5%基準では有意ではない(ただし、双方とも10%水準では有意)が、1999年度以降を分析期間とする表11では5%水準で有意に正である。この相違の原因のひとつとして、サンプルサイズの問題が考えられる。サンプルサイズが大きくなると、t値は大きくなるため、表11の

36) 現行のリスク管理債権は1997年度から開示されているため、 $CHRNPL0_{it}$ から $CHRNPL3_{it}$ は1998年度から利用可能であるが、 BUF_{it-1} が1999年度から利用可能となるため、1999年度のみを分析期間に含めている。

表11 RETモデル(1)式の分析結果(リスク管理債権を選択、銀行危機期間を特定した分析)

VARIABLES	Predicted	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Sign	1999-2016	1999-2016	1999-2016	1999-2016	1999-2016	1999-2016
EBTP _{it}	+	0.398*** (6.04)	0.402*** (6.33)	0.405*** (6.65)	0.392*** (6.46)	0.383*** (6.32)	0.382*** (6.29)
FCTD _{it}	+	0.025** (2.31)	0.027** (2.47)	0.027** (2.48)	0.026** (2.33)	0.025** (2.28)	0.024** (2.20)
GLLP _{it}	?	-0.198 (-1.26)	-0.225 (-1.48)	-0.203 (-1.29)	-0.212 (-1.34)	-0.227 (-1.42)	-0.207 (-1.28)
SLLP _{it}	+	0.202** (2.32)	0.231*** (2.81)	0.228** (2.42)	0.154 (1.62)	0.132 (1.51)	0.090 (0.97)
SLLP _{it} × from2002 _t	-	-0.310 (-1.74)					
SLLP _{it} × from2003 _t	-		-0.447** (-2.57)				
SLLP _{it} × from2004 _t	-			-0.568*** (-4.54)			
SLLP _{it} × from2005 _t	-				-0.492*** (-2.82)		
SLLP _{it} × from2006 _t	-					-0.508*** (-4.21)	
SLLP _{it} × from2007 _t	-						-0.372*** (-2.70)
CHRNPL0 _{it}	+	0.039*** (3.48)	0.039*** (3.55)	0.036*** (3.45)	0.036*** (3.41)	0.037*** (3.45)	0.038*** (3.46)
CHRNPL1 _{it}	-	-0.027 (-0.52)	-0.042 (-0.78)	-0.035 (-0.67)	-0.028 (-0.54)	-0.026 (-0.50)	-0.024 (-0.45)
CHRNPL2 _{it}	-	-0.032 (-0.93)	-0.036 (-1.00)	-0.034 (-0.93)	-0.021 (-0.58)	-0.020 (-0.56)	-0.018 (-0.50)
CHRNPL3 _{it}	-	-0.050 (-0.66)	-0.056 (-0.73)	-0.041 (-0.57)	-0.033 (-0.44)	-0.034 (-0.45)	-0.049 (-0.64)
Constant		-0.044 (-1.45)	-0.049 (-1.64)	-0.050 (-1.71)	-0.041 (-1.40)	-0.037 (-1.25)	-0.032 (-1.10)
Bank FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations		1,423	1,423	1,423	1,423	1,423	1,423
Number of banks		98	98	98	98	98	98
Adj. R-squared		0.555	0.557	0.559	0.557	0.557	0.555

(注) 括弧内の数値は銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算したt値である。
***、**印はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示している。

SLLP_{it}の係数は5%水準で有意となった可能性がある。換言すると、銀行危機期間が1年度分追加されたために、SLLP_{it}の係数は5%水準で有意となったのかもしれない。本来であれば、1997年度から2004年度までの銀行危機期間(例えば、櫻川 2006; 佐藤 2007; 中林・川嶋 2014; 池尾 2009)をすべて分析期間に含めて分析することが望ましい。しかし、データの制約上これ以上過去にさかのぼって分析期間(銀行危機期間)を拡張することはできないため、この点については、本研究の限界の一つであると考えられる。

表12 CHEBTPモデル(2)式の分析結果（リスク管理債権を選択、銀行危機期間を特定した分析）

VARIABLES	Predicted	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Sign	1999-2016	1999-2016	1999-2016	1999-2016	1999-2016	1999-2016
CHEBTP _{it}	-	-0.436*** (-13.63)	-0.434*** (-13.15)	-0.437*** (-13.46)	-0.439*** (-13.46)	-0.440*** (-13.48)	-0.441*** (-13.60)
GLLP _{it}	?	0.208 (1.86)	0.191 (1.73)	0.212 (1.89)	0.202 (1.78)	0.202 (1.77)	0.202 (1.74)
SLLP _{it}	+	0.163** (2.06)	0.188** (2.59)	0.145** (2.23)	0.112** (2.00)	0.074 (1.34)	0.069 (1.28)
SLLP _{it} × from2002 _t	-	-0.241** (-2.41)					
SLLP _{it} × from2003 _t	-		-0.349*** (-4.23)				
SLLP _{it} × from2004 _t	-			-0.337*** (-3.62)			
SLLP _{it} × from2005 _t	-				-0.340*** (-2.97)		
SLLP _{it} × from2006 _t	-					-0.249** (-2.37)	
SLLP _{it} × from2007 _t	-						-0.269*** (-2.87)
CHRNPL0 _{it}	+	0.011** (2.01)	0.011** (2.05)	0.009 (1.81)	0.009 (1.76)	0.010 (1.80)	0.010 (1.83)
CHRNPL1 _{it}	-	-0.030 (-1.06)	-0.041 (-1.43)	-0.034 (-1.19)	-0.030 (-1.10)	-0.029 (-1.04)	-0.027 (-1.00)
CHRNPL2 _{it}	-	-0.049 (-1.74)	-0.052 (-1.94)	-0.047 (-1.76)	-0.039 (-1.52)	-0.038 (-1.46)	-0.037 (-1.42)
CHRNPL3 _{it}	-	-0.012 (-0.14)	-0.017 (-0.20)	-0.008 (-0.09)	0.000 (0.00)	-0.006 (-0.07)	-0.010 (-0.12)
BUF _{it-1}	?	-1.307*** (-4.15)	-1.317*** (-4.17)	-1.382*** (-4.22)	-1.389*** (-4.25)	-1.371*** (-4.12)	-1.338*** (-4.16)
Constant		0.016 (0.88)	0.013 (0.79)	0.019 (1.09)	0.022 (1.25)	0.025 (1.44)	0.024 (1.39)
Bank FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations		1,423	1,423	1,423	1,423	1,423	1,423
Number of banks		98	98	98	98	98	98
Adj. R-squared		0.376	0.382	0.381	0.379	0.374	0.375

(注) 括弧内の数値は銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算したt値である。
 ***, **印はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示している。

5.3.3. 将来業績の代理変数として調整前利益を選択した分析結果

追加分析として、将来業績の代理変数として調整前利益 (EBTP_{it+1}) を選択して (例えば, Liu et al. 1997; Beaver et al. 1997; Liu and Ryan 2006)、表8および表10と同様の分析を行っている。具体的には、(2)式の被説明変数 (および説明変数) をCHEBTP_{it+1(t)} からEBTP_{it+1(t)} に替えたモデル (以下、EBTPモデル) によって、(1) 自己査定 of 債権の代理変数として金融再生法開示債権を選択した分析、(2) リスク管理債権を選択した分析、(3) 分析期間に1999年度を含めて、リスク管理債権を選択した分析を行っている。なお、この3つの分析結果は同様の傾向を示しているため、ここでは、(1) 自己査

定の債権の代理変数として金融再生法開示債権を選択した分析結果のみを示すこととする。

まず、表8と同様に、EBTPモデルに $SLLP_{it} \times TIME_t$ (INPLR_t)を含めて分析を行っている。分析結果は示していないが、 $EBTP_{it}$ と $CHNPL0_{it}$ の係数はいずれも有意に正、 $CHNPL2_{it}$ 、 $CHNPL3_{it}$ と BUF_{it-1} の係数はいずれも有意に負である。 $SLLP_{it}$ の係数はいずれも有意に正であるが、 $SLLP_{it} \times TIME_t$ の係数は負であるもののいずれも有意ではない。 $SLLP_{it} \times INPLR_t$ の係数は、 BUF_{it-1} を含めない場合は有意ではないが、 BUF_{it-1} を含めた場合は有意に負である。

次に、表10と同様に、銀行危機の際にシグナリング・メカニズムは機能するか否かを分析する。表13

表13 EBTPモデルの分析結果（金融再生法開示債権を選択、銀行危機期間を特定した分析）

VARIABLES	Predicted	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Sign	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016	2000-2016
$EBTP_{it}$	-	0.180*** (4.32)	0.182*** (4.42)	0.181*** (4.46)	0.176*** (4.37)	0.170*** (4.09)	0.170*** (4.10)
$GLLP_{it}$?	0.076 (1.04)	0.067 (0.94)	0.086 (1.14)	0.070 (0.91)	0.056 (0.72)	0.060 (0.78)
$SLLP_{it}$	+	0.364*** (4.15)	0.386*** (5.47)	0.350*** (5.08)	0.344*** (5.32)	0.312*** (4.89)	0.294*** (4.71)
$SLLP_{it} \times from2002_t$	-	-0.199** (-2.12)					
$SLLP_{it} \times from2003_t$	-		-0.281*** (-3.04)				
$SLLP_{it} \times from2004_t$	-			-0.280** (-2.20)			
$SLLP_{it} \times from2005_t$	-				-0.363*** (-2.65)		
$SLLP_{it} \times from2006_t$	-					-0.322** (-2.14)	
$SLLP_{it} \times from2007_t$	-						-0.293 (-1.78)
$CHNPL0_{it}$	+	0.016*** (2.73)	0.016*** (2.78)	0.014*** (2.79)	0.014*** (2.80)	0.014*** (2.83)	0.015*** (2.84)
$CHNPL1_{it}$	-	0.011 (0.34)	0.001 (0.04)	0.007 (0.20)	0.008 (0.25)	0.015 (0.47)	0.017 (0.53)
$CHNPL2_{it}$	-	-0.055** (-2.31)	-0.059** (-2.44)	-0.056** (-2.31)	-0.049** (-2.06)	-0.051** (-2.24)	-0.049** (-2.03)
$CHNPL3_{it}$	-	-0.080** (-2.24)	-0.081** (-2.19)	-0.078** (-2.08)	-0.068 (-1.84)	-0.064 (-1.77)	-0.068 (-1.92)
BUF_{it-1}	?	-1.015*** (-4.00)	-1.035*** (-4.07)	-1.078*** (-4.04)	-1.103*** (-4.07)	-1.086*** (-3.98)	-1.028*** (-3.88)
Constant		0.052** (2.56)	0.052** (2.60)	0.058*** (2.79)	0.059*** (2.88)	0.062*** (3.03)	0.061*** (2.97)
Bank FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations		1,331	1,331	1,331	1,331	1,331	1,331
Number of banks		97	97	97	97	97	97
Adj. R-squared		0.387	0.393	0.392	0.398	0.393	0.391

(注) 括弧内の数値は銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算したt値である。
***、**印はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示している。

は、EBTPモデルの分析結果を示している。(1)列は2000年度から2001年度までを銀行危機期間、2002年度から2016年度までを平時期間とした場合の分析結果である。まず、 $EBTP_{it}$ の係数はいずれも1%水準で有意に正、 BUF_{it-1} の係数はいずれも1%水準で有意に負を示している。次に、(1)列をみると、 $SLLP_{it}$ の係数は0.364、 $SLLP_{it} \times from2002_t$ の係数は-0.199であり、双方ともに有意である。(2)列から(5)列においても、 $SLLP_{it}$ の係数は正で有意、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数は負で有意である。(6)列において、 $SLLP_{it}$ の係数は正で有意であるが、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数は有意ではない。

まとめると、EBTPモデルの分析結果は、本研究の分析期間において、 $SLLP_{it}$ は平均的に $EBTP_{it+1}$ に有意に正の影響を及ぼすことを示している³⁷⁾。よって、本研究の分析期間を通じて、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高いという関係が安定的に成立していることを示唆している。

5.4. 分析結果の要約と先行研究との整合性

5.4.1. 分析結果の要約

分析結果をまとめると、はじめに、ベースラインの分析結果（表7の(1)列、表8の(1)列）は、平均的に、シグナリング・メカニズムが機能していないことを示唆している。まず、RETモデル(1)式の分析結果（表7の(1)列）より、「H1.1：信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。」は支持されない。次に、CHEBTPモデル(2)式の分析結果（表8の(1)列）より、「H1.2：信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。」は支持されない。よって、H1は支持されず、本研究の分析期間を通じて、シグナリング・メカニズムが安定的に機能しているとはいえない。

しかし、本研究の分析期間において、シグナリング・メカニズムは全く機能していなかったというわけではない。時間の経過あるいは不良債権比率の推移を考慮に入れた分析結果（表7の(2)列と(3)列、表8の(2)列と(3)列）は、時間の経過あるいは不良債権比率の低下につれて、シグナリング・メカニズムの機能が低下することを示している。まず、RETモデル(1)式の分析結果（表7の(2)列と(3)列）は、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価されるものの、時間の経過あるいは不良債権比率の低下につれて、それらの関係が弱まることを示している。次に、CHEBTPモデル(2)式の分析結果（表8の(2)列と(3)列）は、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高いものの、時間の経過あるいは不良債権比率の低下につれて、それらの関係が弱まることを示している。よって、本研究の分析期間において、シグナリング・メカニズムは、不良債権比率が高いときには機能していたが、不良債権比率の低下につれて、その機能は低下したものと解釈できる。

そこで、サンプルを銀行危機期間と平時期間に特定した分析結果をまとめると、まず、RETモデル

37) 追加分析として、銀行危機期間の終点が2007年度の場合から2015年度の場合までのそれぞれについても分析を行っている。分析結果は示していないものの、その結果は、 $SLLP_{it}$ の係数はいずれも正で有意である一方で、 $SLLP_{it}$ と平時期間ダミー変数の交差項の係数はいずれも有意ではないことを示している。

(1) 式の分析結果 (表9および表11) について、表9では銀行危機の始点を2000年度、その終点を2002年度とした場合 (表11では銀行危機の始点を1999年度、その終点を2002年度あるいは2003年度とした場合)、銀行危機期間では、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価されるという関係が得られる一方で、平時期間ではそうした関係はみられない。

次に、CHEBTPモデル(2)式の分析結果(表10および表12)について、表10では銀行危機の始点を2000年度、その終点を2001年度、2002年度、2003年度あるいは2004年度とした場合(表12では銀行危機の始点を1999年度、その終点を2001年度、2002年度、2003年度あるいは2004年度とした場合)、銀行危機期間では、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高いという関係が得られる一方で、平時期間ではそうした関係はみられない。

まとめると、RETモデル(1)式の分析結果(表9および表11)とCHEBTPモデル(2)式の分析結果(表10および表12)はおおむねH2と整合的である。2000年前後の銀行危機が深刻な頃、少なくとも2002年度までを銀行危機と特定した場合には、市場の評価に係る仮説(信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。)と、銀行の将来業績に係る仮説(信用リスクに比して過大に貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。)のそれぞれの関係が双方ともに成立していた。しかし、それらの関係は、銀行危機が終息した後は、双方ともに成立していない。よって、H2は支持され、シグナリング・メカニズムは、銀行危機の際には機能するが、平時には機能しないものと解釈できる。

なお、分析結果をみると、市場の評価に係る仮説と銀行の将来業績に係る仮説のそれぞれの関係が成立する期間は異なっている。理論上、「銀行の行動」と「市場の評価」は同時に安定性を失うというよりも、いずれか一方の安定性が失われてから、もう一方の安定性も失われると考えられる。そのため、分析結果をみる限りでは、「市場の評価」の安定性が先に失われて、その後に「銀行の行動」の安定性も失われたことによって、シグナリング・メカニズムは機能しなくなったものと解釈される³⁸⁾。

また、追加分析として、将来業績の代理変数として調整前利益($EBTP_{it+1}$)を選択した分析も行っている。EBTPモデルの分析結果(表13)は、本研究の分析期間を通じて、信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高いという関係が安定的に成立していることを示唆している。他方で、RETモデル(1)式の分析結果(表7、表9および表11)とCHEBTPモデル(2)式の分析結果(表8、表10および表12)は、それぞれの関係は安定的ではなく、銀行危機期間のみ成立することを示唆している。そのため、EBTPモデルの分析結果は、RETモデル(1)式とCHEBTPモデル(2)式の分析結果と整合的ではない。銀行の利益平準化仮説の検証において、調整前利益は、銀行経営者の利益平準化のインセンティブの代理変数でもある³⁹⁾。そのため、EBTPモデルの分析結果は、シグナリング仮説ではなく、利益平準化仮説と関連する何かを捉えている可能性がある。しかし、それを明らかにすることは本研究の研究範囲を超えるためここでは立ち入らないこととする。

38) RETモデル(1)式の分析結果(表9および表11)を踏まえると、分析期間(銀行危機期間)を過去にさかのぼって延長すると、RETモデル(1)式の $SLLP_{it}$ の係数とその交差項の係数が有意となり、市場の評価に係る仮説と銀行の将来業績に係る仮説のそれぞれの関係が成立する期間が同じになる可能性を排除できない。しかし、この点については、データの制約上、検証できないため、本研究の限界の一つであると考えられる。

39) 利益平準化仮説は、貸倒引当金繰入額を繰り入れる前の利益(つまり、調整前利益)が多い銀行ほど、貸倒引当金繰入額を増加して利益を平準化するという仮説である。

5.4.2. 本研究の分析結果と先行研究の分析結果との整合性

本研究の分析結果をまとめると、シグナリング・メカニズムは安定的には機能していないものの、銀行危機が深刻な頃には、銀行の行動がシグナルとなり、それに見合った市場の評価が実現し、銀行と市場の共有している信念が安定することによって、翌期も銀行行動がシグナルとなる、という循環が生まれ、シグナリング・メカニズムは機能していた。しかし、不良債権処理のヤマ場を越え、銀行の不良債権処理の重要性が低下するにつれて、上記の循環も滞り、シグナリング・メカニズムは機能しなくなったと考えられる。よって、本研究は、「シグナリング・メカニズムは、銀行危機が深刻なときには機能するが、銀行危機から平時に移行するにつれて、機能しなくなる。」と結論付けられる。

こうした本研究の結論は、日本の先行研究の分析結果とも整合的であると考えられる。まず、市場の評価の分析について、音川（1998）は1992年度から1996年度までを分析期間として、貸倒引当金、償却債権取立勘定および海外債権引当勘定の合計額と株価の負の関係を見出している。大日方（1998）は1991年度から1996年度までを分析期間として、貸倒引当金繰入額と株価の正の関係、償却債権取立勘定への繰入額と株価の負の関係を示している。他方で、本研究は、2000年度から2016年度まで（追加分析として、1999年度から2016年度まで）を分析期間として、(1) 銀行危機の際に、株式収益率と個別貸倒引当金繰入額の正の関係を見出しているものの、(2) 銀行危機が終息した後は、それが正の関係を示さないことを見出している。これらの研究を併せてみると、2000年前後に不良債権比率が高まるにつれて、「信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。」という関係が生じたものの、不良債権比率が低下するにつれて、そうした関係がなくなると推測される。

次に、銀行の将来業績の分析について、大日方（1998）は、1991年度から1996年度までを分析期間として、当期の償却債権取立勘定への繰入額と翌期の当期利益の負の関係を示しており、銀行の将来業績に係る仮説と整合的な結果を得られていない。他方で、本研究は、2000年度から2016年度まで（追加分析として、1999年度から2016年度まで）を分析期間として、(1) 銀行危機の際に、当期の個別貸倒引当金繰入額と将来業績の正の関係を見出しているものの、(2) 銀行危機が終息した後は、それが正の関係を示さないことを見出している。これらの研究を併せてみると、2000年前後に不良債権比率が高まるにつれて、「信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い。」という関係が生じたものの、不良債権比率が低下するにつれて、そうした関係がなくなると推測される。

以上のように、日本の先行研究と本研究の分析結果を併せてみると、銀行危機が深刻となり、金融監督政策が立ち上がるにつれて、シグナリング・メカニズムが機能し始めた。しかし、銀行危機が終息するにつれて、シグナリング・メカニズムは機能しなくなったと解釈できる。また、日米両国でシグナリング・メカニズムが機能する状況は似通っていることがわかる。Wahlen (1994) の銀行危機期間には、銀行行動がシグナルとなり、それに見合った市場の評価が実現し、銀行と市場の共有している信念が安定することによって、翌期も銀行行動がシグナルとなる、という循環が生まれ、シグナリング・メカニズムは機能していた。しかし、銀行危機のヤマ場を越えた、Ahmed et al.(1999)の景気拡大局面には、上記の循環も滞り、シグナリング・メカニズムは機能しなくなったと解釈できる。よって、「シグナリ

ング・メカニズムは、銀行危機が深刻なときには機能するが、銀行危機から平時に移行するにつれて、機能しなくなる。」という本研究の結論は、日米両国の先行研究の分析結果とも整合的であると考えられる。

6. 発見事項の要約

本研究は、不良債権比率が高いときには、個別貸倒引当金繰入額のシグナリング仮説と整合的な実証結果を得ている。つまり、銀行危機の際には、(1) 信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、市場から高く評価される。(2) 信用リスクに比して過大に個別貸倒引当金繰入額を計上する銀行ほど、将来業績が高い、という関係が双方ともに成立していた。これらの分析結果は、銀行危機の際には、シグナリング・メカニズムが機能していることを示唆している。しかし、不良債権比率が低下するにつれて、銀行危機が終息した後には、それらの関係は双方ともに成立していない。これらの分析結果は、平時には、シグナリング・メカニズムが機能していないことを示唆している。以上より、本研究は、「シグナリング・メカニズムは、銀行危機が深刻なときには機能するが、銀行危機から平時に移行するにつれて、機能しなくなる。」と結論付けられる。

本研究の残された課題は、シグナリング・メカニズムが機能しはじめる過程を検証することである。本研究は、銀行危機から平時に移行する期間を分析期間として、シグナリング・メカニズムは機能しなくなったことを明らかにした。この結果を先行研究と併せてみると、1990年代前半の平時から2000年前後の銀行危機へ移行するにつれて、シグナリング・メカニズムが機能し始めたものと推測される。しかし、1990年代を分析期間とする場合、国内の不良債権の開示制度の整備が十分になされていないため、分析に必要なデータを利用することができない。そこで、本研究に残された課題は、今後、不良債権問題が生じた際に、シグナリング仮説の検証を行うことによって、シグナリング・メカニズムが機能し始める過程を明らかにすることである。こうした分析によって、シグナリング・メカニズムの機能をより明らかにできると考えられるが、それは別の機会に行うこととする。

《参考文献》

- Ahmed, A., Takeda, C., Thomas, S., 1999. Banks loan loss provision: A reexamination of capital management and signaling effects. *Journal of Accounting and Economics* 28, 1-25.
- Allen, F., Michaely, R., 2003. Payout policy. In *Handbook of the Economics of Finance*, ed. Constantinides, G., Harris, M., Stulz, R., 337-429. Elsevier: North Holland.
- Balla, E., Rose, M., Romero, J., 2012. Loan loss reserve accounting and bank behavior. Federal Reserve Bank of Richmond *Economic Brief* 12-03, 1-4.
- Beatty, A., Liao, W., 2014. Financial accounting in the banking industry: A review of the empirical literature. *Journal of Accounting and Economics* 58, 339-383.
- Beaver, W., Ryan, S., Wahlen, J., 1997. When is "Bad News" viewed as "Good News"? *Financial Analysts Journal* 53, 45-53.
- Berger, A., DeYoung, R., 1997. Problem loans and cost efficiency in commercial banks. *Journal of Banking & Finance* 21, 849-870.
- Bushman, R., 2014. Thoughts on financial accounting and the banking industry. *Journal of Accounting and Economics* 58, 384-395.
- Bushman, R., 2016. Transparency, accounting discretion, and bank stability. *Economic Policy Review* 22, 129-149.

- Bushman, R., Landsman, W., 2010. The pros and cons of regulating corporate reporting: A critical review of the arguments. *Accounting and Business Research* 40, 259-273.
- Deng, M., Melumad, N., Shibano, T., 2012. Auditors' liability, investments, and capital markets: A potential unintended consequence of the Sarbanes-Oxley Act. *Journal of Accounting Research* 50, 1179-1215.
- Federal Deposit Insurance Corporation, 1997. An Examination of the Banking Crises of the 1980s and Early 1990s, History of the Eighties - Lessons for the Future, Vol. 1, Federal Deposit Insurance Corporation.
- 堀内昭義, 2006. 「日本の銀行危機とその対応策の評価」『フィナンシャル・レビュー』第86号, 99-121.
- 池尾和人編, 2009. 『不良債権と金融危機』, 慶応義塾大学出版会.
- John, K., Williams, J., 1985. Dividends, dilution, and taxes: A signaling equilibrium. *Journal of Finance* 40, 1053-1070.
- Kanagaretnam, K., Lobo, G., Yang, D., 2004. Determinants of signaling by banks through loan loss provisions. *Journal of Business Research* 58, 312-320.
- 加藤千雄, 2004. 「邦銀の不良債権処理行動について」『産業経理』第64巻第1号, 61-70.
- Kilic, E., Lobo, G., Ranasinghe, T., Sivaramakrishnan, K., 2013. The Impact of SFAS 133 on income smoothing by banks through loan loss provisions. *The Accounting Review* 88, 233-260.
- 児嶋隆, 2015. 『銀行の不良債権処理と会計・監査』, 中央経済社.
- Liu, C., Ryan, S., 1995. The effect of bank loan portfolio composition on the market reaction to and anticipation of loan loss provisions. *Journal of Accounting Research* 33, 77-94.
- Liu, C., Ryan, S., 2006. Income smoothing over the business cycle: Changes in banks' coordinated management of provisions for loan losses and loan charge-offs from the pre-1990 bust to the 1990s boom. *The Accounting Review* 81, 421-441.
- Liu, C., Ryan, S., Wahlen, J., 1997. Differential valuation implications of loan loss provisions across banks and fiscal quarters. *The Accounting Review* 72, 133-146.
- Louzis, D., Vouldis, A., Metaxas, V., 2012. Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios. *Journal of Banking & Finance* 36, 1012-1027.
- Lys, T., Naughton, J., Wang, C., 2015. Signaling through corporate accountability reporting. *Journal of Accounting Research* 60, 56-72.
- Lys, T., Watts, R., 1994. Lawsuits against auditors. *Journal of Accounting Research (Suppl.)*, 65-93.
- Miller, M., Rock, K., 1985. Dividend policy under asymmetric information. *Journal of Finance* 40, 1031-1051.
- 中林真幸・川嶋稔哉, 2014. 「1990年代末から2000年代における銀行不良債権処理の進行」, FSA Institute Discussion Paper Series DP2014-1, 1-63 (<https://www.fsa.go.jp/frtc/seika/discussion/2014/02.pdf>).
- Nicoletti, A., 2018. The effects of bank regulators and external auditors on loan loss provisions. *Journal of Accounting and Economics* 66, 244-265.
- 日本経済新聞, 2004a. 「薄らぐ3月危機、でも不安残る——検査と監査、協調課題（けいざい解説）」（2004年3月14日朝刊）.
- 日本経済新聞, 2004b. 「地銀監査と金融検査の引当額、かい離率「受容範囲内」——会計士協調べ。」（2004年3月24日朝刊）.
- 日本公認会計士協会, 2013. 「監査人の法的責任に関する裁判例」『法規委員会研究報告』第15号 (http://www.hp.jicpa.or.jp/specialized_field/15.html at 2014/10/15).
- 日経金融新聞, 2004. 「公認会計士協が「地銀監査」報告——「検査」との格差不信残す（プリズム）」（2004年3月24日朝刊）.
- 西山慶彦・新谷元嗣・川口大司・奥井亮, 2019. 『計量経済学』, 有斐閣.
- 大日方隆, 1998. 「不良債権の償却情報の意味 - “Earnings Response Coefficient” の検証を通じて -」, IMES Discussion Paper Series No.98-J-32, 1-63 (<https://www.imes.boj.or.jp/research/papers/japanese/98-J-32.pdf>).
- 越智信仁, 2013. 「銀行監督と会計士業務の連携強化：金融危機後の議論を踏まえた改善策と課題」『企業研究』第23号, 89-117.
- 奥田真也, 2001. 「銀行の貸倒引当金設定をめぐる会計政策：税務政策・自己資本比率規制への対応の観点から」『一橋論叢』第126巻第5号, 553-565.
- 音川和久, 1998. 「不良債権の会計情報と株価形成」『会計』第154巻第2号, 41-53.
- Podpiera, J., Weill, L., 2008. Bad luck or bad management? Emerging banking market experience. *Journal of Financial Stability* 4, 135-148.
- Reinhart, C., Rogoff, K., 2011. From financial crash to debt crisis. *American Economic Review* 101, 1676-1706.
- Ryan, S., 2011. Financial reporting for financial instruments. *Foundations and Trends® in Accounting* 6: 3-4.
- 櫻川昌哉, 2006. 「金融監督政策の変遷：1992-2005」『フィナンシャル・レビュー』第86号, 122-141.
- Salas, V., Saurina, J., 2002. Credit risk in two institutional regimes: Spanish commercial and savings banks. *Journal of Financial Services Research* 22, 203-224.
- 佐藤隆文編, 2007. 『バーゼルⅡと銀行監督－新しい自己資本比率規制』, 東洋経済新報社.

- Spence, A., 1973. Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics* 87, 355-379.
- Spence, A., 1976. Competition in salaries, credentials, and signaling prerequisites for jobs. *The Quarterly Journal of Economics* 90, 51-74.
- St. Pierre, K., Anderson, J., 1984. An analysis of the factors associated with lawsuits against public accountants. *The Accounting Review* 59, 242-263.
- 高須悠介, 2018. 「貸倒引当金の保守性と将来業績」『横浜経営研究』第38巻第3・4号, 165-180.
- 高須悠介・中野誠, 2016. 「貸倒引当金の保守性と利益評価」『横浜経営研究』第36巻第3・4号, 33-54.
- Thoman, L., 1996. Legal damages and auditor efforts. *Contemporary Accounting Research* 13, 275-306.
- 梅澤俊浩, 2015. 「銀行業における貸倒引当金繰入額の期待モデルの構築」『産業経営』第51号, 75-107.
- 梅澤俊浩, 2016. 「地方銀行の貸倒引当金繰入額に係る裁量的行動」『現代ディスクロージャー研究』第15号, 41-84.
- Wahlen, J., 1994. The nature of information in commercial bank loan loss disclosures. *The Accounting Review* 69, 455-478.
- Wall, L., Koch, T., 2000. Bank loan-loss accounting: A review of theoretical and empirical evidence. *Economic Review (Federal Reserve Bank of Atlanta)* 85 Second Quarter, 1-19.
- Wooldridge, J., 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, second edition. MIT Press, Cambridge (MA).
- 矢瀬敏彦, 2008. 「日本の銀行における裁量的会計行動の分析：BIS規制導入以降の銀行の行動」『オイコノミカ』第45巻第2号, 65-88.