

地方銀行の貸倒引当金繰入額に係る 裁量的調整行動*

Discretionary behavior through loan loss provision in the Japanese banking industry

梅澤俊浩(北九州市立大学 准教授)
Toshihiro Umezawa, The University of Kitakyushu

2015年6月2日受付；2015年9月26日および10月23日改訂稿受付；

2015年11月12日最終稿受付；2015年12月28日論文受理

要約

本研究の目的は、日本の銀行業の貸倒引当金繰入額の裁量的調整行動を分析することである。日本の貸倒引当金繰入額は主に一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額から構成されている。邦銀を対象とした研究の独自性は、一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額のデータと、それらの引当対象債権のデータを利用できる点にある。本研究は、それらのデータを利用して、地方銀行の経営者の貸倒引当金繰入額の調整行動を分析している。その結果、第一に、一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額の調整を使った利益平準化仮説を支持する証拠を得ている。第二に、個別貸倒引当金繰入額の調整を使ったシグナリング仮説を支持する証拠を得ている。第三に、特定の実証モデルの推定結果に限るという条件付であるが、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説を支持する証拠を得ている。

Summary

The purpose of this research is to investigate discretionary behavior of bank manager through loan loss provision (i.e. LLP) in the Japanese banking industry. In Japan, LLP mainly consists of general loan loss provision (i.e. GLLP) and specific loan loss provisions (i.e. SLLP). Using dataset of Japanese regional bank, I examine discretionary behavior of bank managers by developing LLP model, GLLP model and SLLP model. I find evidence that: (i) bank managers manage GLLP and SLLP to smooth earnings, (ii) SLLP is positively related with future earnings changes consistent with signaling results, and (iii) GLLP is used for capital management, but this result depend on specific GLLP models.

1. はじめに

銀行業は、自己資本比率を中核とする健全性規制の下で、財務の健全性を維持しつつも、リスクを取って金融仲介を行い、収益を上げている。金融制度設計のあり方を検討するには、その規制のもとで銀行の経営者がどのような行動をとるかについて考えておく必要がある。会計ルールは経営

者に会計数値の見積もりについて一定の裁量を与えており、経営者はその裁量の範囲内で会計数値を調整できる。それゆえ、銀行の経営者は、その裁量の範囲内で、機会主義的に貸倒引当金繰入額を調整したり、私的情報を市場に伝達するために貸倒引当金繰入額を調整したりするのである。

先行研究の多くは、米国の銀行を対象にして、自己資本比率調整仮説、利益平準化仮説およびシ

*本論文の作成にあたり、2名の匿名の査読委員から非常に有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝申し上げる。

グナリング仮説などの検証を通じて、銀行経営者の貸倒引当金繰入額の調整行動の証拠を報告している。しかし、各国の規制の制度的枠組みは異なっている。そのため、日本の規制の制度的枠組みは、日本の銀行経営者に、諸外国の銀行経営者とは異なる、貸倒引当金繰入額の調整インセンティブを付与している可能性があり、それは検証すべき課題である。そこで、本研究は、日本の銀行経営者の貸倒引当金繰入額の調整行動を分析する。

米国の制度と比較すると、日本の貸倒引当金は、主として一般貸倒引当金および個別貸倒引当金から構成されている点に特徴がある。一般貸倒引当金は、信用リスクが低い債権を対象に、過年度の実績に基づく予想損失率を使って、総括的に算定がなされる。一般貸倒引当金は、非期待損失の備えとしての資本と位置づけられるため、自己資本比率の算定の際に分子への算入が認められている。他方で、個別貸倒引当金は、信用リスクが高い債権を対象に、債務者別に算定がなされる。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と位置づけられるため、自己資本比率の算定に際して分子への算入が認められない一方で、分母から控除される。

この制度上の相違は、銀行の経営者に、一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額のそれぞれに対して異なる調整インセンティブを付与しているものと予測される。しかし、日本の銀行を対象とした先行研究は、この貸倒引当金の制度的特徴を十分に考慮することなく、貸倒引当金繰入額の調整行動を分析している。そのため、銀行経営者の一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額の調整行動の相違は明らかになっていない。そこで、本研究は、日本の制度的特徴を明示的に考慮に入れて分析を行なうことによって、先行研究の拡張を試みる。

本研究の発見事項は次のとおりである。第一

に、利益平準化仮説と整合的な結果が得られた。銀行経営者は、一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額のそれぞれを調整して、利益の平準化を行っている。第二に、シグナリング仮説と整合的な結果が得られた。銀行経営者は、翌期の業績が高いほど、個別貸倒引当金繰入額を増やしている。この結果は、追加的な不良債権処理コストが割に合う、将来の高業績銀行の経営者が、個別貸倒引当金繰入額を増やして、シグナルを送っていることを示唆している。第三に、特定の実証モデルの推定結果に限るという条件付であるが、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説と整合的な結果が得られた。調整前の自己資本比率が低い銀行の経営者ほど、一般貸倒引当金繰入額を積み増して、自己資本比率を高めている。

本研究の貢献は、現在の自己資本比率規制の制度的枠組みが定着しはじめた2001年度以降を対象として、地方銀行の経営者の貸倒引当金繰入額の調整行動を、その構成要素レベルで分析した点にある。一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額の制度上の相違を明示的に考慮に入れて分析することで、地方銀行の経営者の貸倒引当金繰入額の調整行動の実態を明らかにした。資産査定と償却・引当の結果は、公認会計士による外部監査を経て、金融庁の金融検査によってその正確性が評定される。それゆえ、本研究で得られた知見は、金融庁の政策や公認会計士の監査実務に有益な証拠を提供すると期待される。

本論文の構成は以下のとおりである。2.において、規制の制度的枠組みを概説してから、3.において、仮説を設定する。次に、4.のリサーチデザインにおいて、仮説検定のための実証モデルを構築し、分析に使用するデータを説明する。さらに、5.において、分析結果の報告を行い、6.において追加分析の結果を報告する。最後に、7.において、

本研究の要約と今後の展望を述べる。

2. 銀行業の規制の制度的枠組み

銀行業は規制産業である。それゆえ、規制の制度的枠組みが銀行経営者の貸倒引当金繰入額の調整インセンティブに影響を及ぼすものと考えられる。バーゼル銀行監督委員会は、1988年に、自己資本比率規制の国際統一基準を合意した（つまり、バーゼル I）。佐藤（2007）は、自己資本比率規制の変遷について、(1) 早期是正措置など一連の措置が導入される以前の1991年度から1997年度までを限定適用期、(2) それら一連の措置が導入され預金保険法の包括改正で枠組み整備が一段落する1998年度から2000年度までを枠組み強化期、そして、(3) それらの枠組み強化が定着していく2001年度以降を枠組み定着期としている。本節では、佐藤（2007）の分類に基づいて、日本の銀行業の規制の制度的枠組みについて概説する。

2.1 限定適用期：1991年度-1997年度

日本では、このバーゼル I は1991年3月期から早期適用が開始され、1993年3月期から本格適用となっている。しかし、日本の自己資本比率規制は、国際基準と国内基準の二本立てによる枠組みでスタートした。適用の対象となる銀行は、海外営業拠点を有して国際業務に携わる銀行（以下、国際基準行）のみであった。国際基準行には、連結ベースで算出されたリスクアセット基準の自己資本比率が8%以上であることが要求されてはいたものの、目標基準比率への未達は具体的な行政措置の発動と結びついていなかった。他方で、国際基準行以外の銀行（以下、国内基準行）に適用された指標は、大蔵省の基本通達による単独ベースのギアリング・レシオのままであった¹⁾。監督当局は、国内基準行に、その指標を一定水準以

上とするようにと行政指導をするに留まっていた。

資産査定や償却・引当ルールは、自己資本比率の正確性を担保するためのインフラである。しかし、この期間において、そのインフラの整備は不十分なままであった。従来の銀行会計は、銀行法、通達と行政指導によって規制されていた（つまり、事前規制型の金融行政）。銀行は、大蔵省通達である「決算経理基準」と「不良債権償却証明制度」のもと、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²⁾。そのため、資産査定（つまり、債務者区分と資産分類）は大蔵省が担当し、償却・引当の実務は、税法の繰入基準の規定に則って、法人税法上の無税償却要件を満たすものを中心に実施されていた。よって、限定適用期において、償却・引当実務は、税法基準に制約されていたため、有税の償却・引当インセンティブを付与する制度的枠組みはなかった。その結果、1990年代後半の不良債権処理が問題となっていた頃は、実態に比して貸倒引当金の計上不足の状況、つまり、信用リスクに比して過少な貸倒引当金の計上が一般的であった。

2.2 枠組み強化期：1998年度-2000年度

1998年4月から、金融監督行政の中核的手法となる早期是正措置制度³⁾が導入され、自己資本比率の目標基準比率への未達は具体的な行政措置の発動と結びついた。それに対応して、自己資本比率規制、金融行政のあり方および銀行会計が変更された。まず、国内基準行にもバーゼル I に準拠した自己資本比率が適用されることになった。そして、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た。なお、国際基準行には8%以上、国内基準行には4%以上の自己資本比率が要求されている。

次に、金融行政が、従来の事前指導型から、自己資本比率という客観的な指標を用いた事後チェック型に転換した。1998年に金融監督庁（現、金融庁）が発足し、「正確な事実認識に基づきルールに則った透明性の高い行政を目指す」という目標が明示的に意識され、推進されるようになった（佐藤 2010）。早期是正措置制度の前提は、銀行の資産内容の実態ができる限り正確かつ客観的に反映された財務諸表が作成され、これに基づき正確な自己資本比率が算出されることである。早期是正措置導入を契機に、資産査定は大蔵省が行うものから、銀行自らが自己査定基準を設定したうえで、債権回収の危険性の度合いに応じて債権を分類することになった。

さらに、銀行会計も制度変更がなされた。1998年6月の全国銀行協会連合会通達「銀行業における決算経理基準について」により、銀行の貸倒引当金は、一般貸倒引当金（General Loan Loss Allowance: GLLA）、個別貸倒引当金（Specific Loan Loss Allowance: SLLA）、特定海外債権引当勘定⁴⁾を総称するものとなった⁵⁾。償却・引当も、法人税法の規定にとらわれることなく、自己査定の結果を踏まえて、会社法や企業会計原則等に基づき、各行が定める基準に従って実施されることとなった。そして、1999年7月の預金等受入金融機関に係る検査マニュアル（以下、金融検査マニュアル）の発出によって、資産査定、償却・引当および自己資本比率が整合性を持って連動することになった。よって、この新しい制度的枠組みは、銀行経営者に特定の目的のために貸倒引当金繰入額を調整するインセンティブを付与している可能性がある。

2.3 枠組み定着期：2001年度以降

2001年度以降の枠組み定着期では、枠組み強化期で整備された制度的枠組みの実施面に重点が

シフトした。ここでは、監督当局および監査法人の対応についてそれぞれ説明する。

2002年10月の「金融再生プログラム」の「新しい金融行政の枠組み」において、「早期是正措置の厳格化」と「早期警戒制度の活用」が示された。まず、早期是正措置に係る業務改善命令を受けた銀行は、それまでの原則3年から原則1年で自己資本比率を改善することとなった。次に、早期是正措置を補強する予防的対応として、早期警戒制度が、2002年12月に導入された。これらによって施策の実効性が高められた。

早期警戒制度は、早期是正措置の対象とならない銀行であっても、監督当局による日常のモニタリングによって、将来的に問題が顕在化する兆候のある銀行を洗い出し、その銀行に早目の対応を促すものである。監督当局は、早期警戒制度の設定基準に応じて、(1) 収益性、(2) 安定性および(3) 資金繰りの改善が必要な銀行に対して、ヒアリング等を行う。そして、もし必要があれば、銀行法第24条に基づいた報告を求めることを通じて、改善を促すものとされている⁶⁾。つまり、早期警戒制度で設定された基準に該当する場合であっても、監督当局が必ずしも直ちに経営改善を求めるというわけではない。しかし、早期警戒制度の導入は、早期是正措置の対象とならない銀行の経営者にも経営改善のプレッシャーを及ぼすものである。よって、早期警戒制度の導入は、早期是正措置の対象とならない銀行の経営者にも経営改善を推し進めるインセンティブを付与している可能性がある。

さらに、バーゼルⅡが2007年3月期から日本の銀行に適用となっている。バーゼルⅡでは、選択する信用リスクの計算方式によって、自己資本比率の算定における一般貸倒引当金と個別貸倒引当金の扱いは異なる。標準的手法を選択した場合は、バーゼルⅠと同様に、国際基準行はリスクア

セットの1.25%まで、国内基準行はその0.625%まで、一般貸倒引当金を自己資本のTier2に参入可能である⁷⁾。また、個別貸倒引当金もリスクアセット額から控除が認められる。本研究は、2007年3月期以降については、地方銀行が標準的手法を選択していることを前提に議論を進める。

また、この新しい制度的枠組みのもとでは、作成された財務諸表は、公認会計士による外部監査を経て、監督当局の金融検査⁸⁾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で、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、新しい制度的枠組みのもとでは、銀行経営者は、信用リスクに比して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。

3. 先行研究と仮説設定

銀行経営者の貸倒引当金繰入額の調整行動の検証は、自己資本比率調整仮説（例えば、Moyer 1990; Kim and Kross 1998; Ahmed et al. 1999;

奥田 2001; 矢瀬 2008）、利益平準化仮説（例えば、Ahmed et al. 1999; Kanagaretnam et al. 2003; 大日方 1998; 加藤 2004; 矢瀬 2008）およびシグナリング仮説（例えば、Wahlen 1994; Beaver and Engel 1996; 加藤 2004; 矢瀬 2008）の3つの仮説を中心に行われている。本節は、自己資本比率調整仮説、利益平準化仮説およびシグナリング仮説に加え、不良債権処理仮説の設定を行う。

3.1 自己資本比率調整仮説⁹⁾

本項は、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説を設定する。事後チェック型の金融行政において、自己資本比率の水準は早期是正措置の発動と結びついている。この行政措置発動に伴うコスト負担を避けるために、自己資本比率の低い銀行の経営者は、自己資本比率を高めるインセンティブを持つ（例えば、Moyer 1990; Kim and Kross 1998; Ahmed et al. 1999）。これは自己資本比率調整仮説と呼ばれる。

自己資本比率は、自己資本を分子とし、リスクアセットを分母として算定される¹⁰⁾。分子の自己資本は、会計上の株主資本を調整したものである。それは基本的項目（Tier1）、補完的項目（Tier2）および準補完的項目（Tier3）¹¹⁾の合計額から控除項目を控除して算定される。なお、Tier1は全額算入されるが、Tier2とTier3は、その合計額がTier1を上限として算入される。

しかし、バ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。米国の設定では、貸倒引当金は自己資本比率の分子にカウントされるので、貸倒引当金の積み増しは、自己資本比率を高めることとなる。そのために、自己資本比率の低い銀行の経営者は、自己資本比率を高めるために、裁量的に貸倒引当金繰入額を調整するインセンティブを持つのであ

る。米国の設定では、Moyer (1990)、Beatty et al. (1995)、Kim and Kross (1998)、Ahmed et al. (1999) は、自己資本比率調整仮説と整合的な実証結果を報告している。

日本の設定では、矢瀬 (2008) は、1998年度から2006年度までのデータを使って、都市銀行、地方銀行および第二地方銀行を対象にして、自己資本調整仮説を検証している。矢瀬 (2008) は、櫻川 (2006) を参考にして、1998年度から2001年度までを金融監督政策立ち上がり期、2002年度から2006年度までを金融監督行政機能期として、貸倒引当金繰入額の期待モデルを使って、それぞれの期間で仮説の検証を行っている。その結果、金融監督行政機能期においてのみ、期首の自己資本比率が高いほど、貸倒引当金繰入額が少ないことを見出している。しかし、日本の設定では、一般貸倒引当金と個別貸倒引当金の扱いは異なるため、矢瀬 (2008) のように貸倒引当金繰入額に焦点を当てた分析では、自己資本比率調整仮説を検証しているとはいえない。

日本の設定では、一般貸倒引当金繰入額は、費用なので、利益を減少させる。しかし、一般貸倒引当金は、非期待損失の備えとしての資本と位置づけられているため、上限付でTier2にカウントされる。よって、一般貸倒引当金の積み増しは、自己資本比率を高めることとなる。他方で、個別貸倒引当金繰入額も、費用なので、利益を減少させる。しかし、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と位置付けられているため、Tier2にカウントされない一方で、リスクアセットから控除される。そのため、後述するように、個別貸倒引当金の積み増しは、自己資本比率を低下させる。この相違は、経営者に2つの貸倒引当金に対して異なる調整インセンティブを付与していると考えられる。よって、日本の設定では、一般貸倒引当金繰入額と個別貸倒引当金繰入

額のそれぞれの期待モデルを使って、自己資本比率仮説を検証する必要がある。

奥田 (2001) は、1998年度および1999年度のデータを使って、地方銀行・第二地方銀行を対象に自己資本調整仮説を検証している。奥田 (2001) の貢献は、リスク管理債権を使って、一般貸倒引当金繰入額と個別貸倒引当金繰入額のそれぞれの期待モデルを構築して、自己資本比率調整仮説の検証をはじめて行なった点にある。奥田 (2001) は、自己資本比率が低い銀行ほど、一般貸倒引当金繰入額を増加させる、と仮説を設定している。しかし、自己資本比率調整仮説を支持する首尾一貫した証拠は得られていない。

そこで、本研究は、奥田 (2001) を参考に、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説を検証する¹²⁾。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一般貸倒引当金繰入額 $\times (1-\tau)$ ¹³⁾だけTier1を減少させる。他方で、一般貸倒引当金は、上限付でTier2に算入できるので、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。よって、ある特定の条件下では、一般貸倒引当金繰入額は自己資本比率に対して正の影響を持つ。

本研究は、銀行経営者が、その条件を考慮に入れた上で、一般貸倒引当金繰入額を調整できると仮定する。もしそうであれば、貸倒引当金繰入額を調整前の自己資本比率（つまり、調整前自己資本比率）が相対的に低い銀行の経営者ほど、一般貸倒引当金繰入額を調整して自己資本比率を高めるインセンティブが強いと予測される。よって、調整前自己資本比率が相対的に低い銀行の経営者は、調整前自己資本比率が相対的に高い銀行の経営者よりも、一般貸倒引当金繰入額を増やして自

己資本比率を高めるとの仮説が導かれる。

H 1 (G) : 調整前自己資本比率が相対的に低い銀行の経営者は、調整前自己資本比率が相対的に高い銀行の経営者よりも、自己資本比率を高めるために、一般貸倒引当金繰入額を増加させる。

3.2 不良債権処理仮説

本項では、個別貸倒引当金繰入額に係る不良債権処理仮説を設定する。はじめに、個別貸倒引当金が自己資本比率に及ぼす影響を説明する。個別貸倒引当金は分子にも分母にも影響を及ぼす。まず、分子への影響については、個別貸倒引当金繰入額は、個別貸倒引当金繰入額 $\times(1-\tau)$ だけTier1を減少させる。しかし、個別貸倒引当金のTier2への算入は認められていない。次に、分母への影響については、個別貸倒引当金の計上額と部分直接償却の実施額については、リスクアセット額から控除される。つまり、個別貸倒引当金繰入額は、その額だけ、リスクアセットを減少させる。このように、個別貸倒引当金繰入額は、個別貸倒引当金繰入額 $\times(1-\tau)$ しか分子を減少させない一方で、その繰入額的全額が分母から控除される。しかしそれでも個別貸倒引当金の繰入は自己資本比率を低下させる¹⁴⁾。よって、個別貸倒引当金繰入額は不良債権処理コストである。

自己資本比率が最低所要比率に比して十分高い水準にある銀行であっても、監督当局の監視から開放されているわけではない。監督当局は、早期警戒制度に代表されるように、早期是正措置とは別に、様々な形で銀行と意思疎通を図りながら、銀行の経営者に、自助努力を促したり、インセンティブを付与したりして、財務の健全性の悪化が顕在化する前に、予防的な対応を取ることを促している（佐藤 2010）。よって、そのような監督当

局の予防的な対応は、銀行の経営者に、早期是正措置の発動基準に抵触しない程度までは、短期的な自己資本比率の低下を犠牲にしても、長期的な視点から、不良債権処理を加速するインセンティブを付与しているかもしれない。本研究は、これを不良債権処理仮説と呼ぶ。

もしそうであれば、次の2つのシナリオが考えられる。ひとつは、調整前自己資本比率が高い銀行は、財務の健全性に余裕があるので、不良債権処理を推し進めるというシナリオである。もしそうであれば、調整前自己資本比率が相対的に高い銀行の経営者は、調整前自己資本比率が相対的に低い銀行の経営者よりも、財務体質に余裕があるので、不良債権処理を加速するインセンティブが強い。よって、調整前自己資本比率が相対的に高い銀行の経営者は、調整前自己資本比率が相対的に低い銀行の経営者よりも、財務体質に余裕があるので、個別貸倒引当金繰入額を増加させるとの仮説が導かれる。

H2-1(S) : 調整前自己資本比率が相対的に高い銀行の経営者は、調整前自己資本比率が相対的に低い銀行の経営者よりも、個別貸倒引当金繰入額を増加させる。

もうひとつのシナリオは、調整前自己資本比率が低い銀行は、財務体質を改善するために、早期是正措置の発動基準に抵触しない程度まで、不良債権処理を推し進めるというものである。もしそうであれば、調整前自己資本比率が相対的に低い銀行の経営者は、調整前自己資本比率が相対的に高い銀行の経営者よりも、財務体質を改善するために、不良債権処理を加速するインセンティブが強い。よって、調整前自己資本比率が相対的に低い銀行の経営者は、調整前自己資本比率が相対的に高い銀行の経営者よりも、財務体質を改善する

ために、個別貸倒引当金繰入額を増加させるとの仮説が導かれる。

H2-2(S)：調整前自己資本比率が相対的に低い銀行の経営者は、調整前自己資本比率が相対的に高い銀行の経営者よりも、個別貸倒引当金繰入額を増加させる。

3.3 利益平準化仮説

利益平準化行動の動機については諸説ある（例えば、Lambert 1984; Fudenberg and Tirole 1995; Truman and Titman 1988; Goel and Thakor 2003）。そのため、ほとんどの実証研究が、その動機を特定することなく、経営者が利益平準化の動機を持つことを暗黙的あるいは明示的に仮定して、利益平準化目的の貸倒引当金繰入額の調整行動を分析している。しかし、その実証結果は首尾一貫した結論を得られていない。米国の設定では、Wahlen (1994) や Kanagaretnam et al. (2003) は、銀行が利益平準化のために裁量的な貸倒引当金繰入額を使うことを見出している。他方で、Moyer (1990)、Ahmed et al. (1999) などの研究はそうした証拠を得られなかった。

日本の設定では、大日方 (1998) は、引当・償却実務が税法基準に制約されていた1981年度から1995年度までの15年間のデータを使って、都市銀行、長期信用銀行および信託銀行を対象に、経常利益平準化説を検証している¹⁵⁾。その結果、長期信用銀行と信託銀行では、利益平準化仮説を支持する証拠を得ている。また、加藤(2004) は、利益平準化仮説の検証を目的としてはいないものの、経常利益平準化仮説と整合的な結果を得ている。さらに、矢瀬 (2008) は1992年度から2006年度までのデータを使って、都市銀行、地方銀行および第二地方銀行を対象にして税引前利益平準化仮説を検証している。

しかし、大日方 (1998) や加藤 (2004) のような経常利益の平準化行動の分析では、貸倒引当金戻入益の影響を捉えることができない。損益計算書において、一般貸倒引当金繰入額と個別貸倒引当金繰入額は一括りにされ、貸倒引当金繰入額として扱われている。ここで重要な点は、貸倒引当金繰入額は、負の場合、貸倒引当金戻入益と名称が変わることである¹⁶⁾。貸倒引当金繰入額はその他経常費用に計上される一方で、貸倒引当金戻入益は、2011年3月期までは特別利益に、2012年3月期からはその他経常収益に計上される。そのため、2011年3月期までに限って言えば、経常利益に影響を及ぼすのは貸倒引当金繰入額のみとなる。本研究の分析期間は2002年3月期から2012年3月期までの11年間である。よって、貸倒引当金の繰入額と戻入益の両方の影響を捉えるためには、経常利益ではなく、税引前利益の利益平準化行動を検証しなくてはならない。

そこで、本研究は、貸倒引当金繰入額を使った税引前利益の平準化行動を分析する。本研究は、先行研究に倣って、銀行経営者が、貸倒引当金繰入額を調整して利益平準化をするインセンティブを持つとする。また、本研究は、銀行経営者は貸倒引当金繰入額を増やすことはできるとしても、減らすことは難しいと仮定する。もしそうであれば、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）が多い銀行の経営者ほど、貸倒引当金繰入額を調整して利益平準化を実行するインセンティブが強いと予測される。よって、調整前利益が相対的に多い銀行の経営者は、調整前利益が相対的に少ない銀行の経営者よりも、貸倒引当金繰入額を増やして利益平準化を実行すると仮説が導かれる。

H 3 (G, S, L)：調整前利益が相対的に多い銀行の経営者は、調整前利益が相対的に

少ない銀行の経営者よりも、利益を平準化するために、貸倒引当金繰入額を増加する。

3.4 シグナリング仮説

銀行業のシグナリング仮説は、将来業績（つまり、私的情報）の異なる銀行が自発的に異なる貸倒引当金の水準を選択する（つまり、自己選択）ために、貸倒引当金の水準がシグナルとなり、銀行経営者の私的情報が投資家に伝達される、というものである。米国銀行を対象とした初期の研究結果は、市場が貸倒引当金（繰入額）をグッドニュースと解釈していることを示唆している（例えば、Beaver et al. 1989; Elliott et al. 1991; Griffin and Wallach 1991）。これらは貸倒引当金のシグナリング効果と解釈されており、それ以降、貸倒引当金（繰入額）のシグナリング仮説の検証が行われている。

シグナリングの理論モデル（Spence 1973）は、二段階のモデルになっている。第一段階は、銀行経営者の行動に関する予測（以下、銀行行動に係るシグナリング仮説）であり、第二段階は、市場の評価に関する予測（以下、市場評価に係るシグナリング仮説）である。銀行経営者にとって、信用リスクに比して過大な貸倒引当金（つまり、シグナル）はコストである。しかし、そのコストが割に合うかどうかは銀行の将来業績の水準（つまり、私的情報）によって異なる。すなわち、将来の高業績銀行にとってはそのコストは割に合うが、将来の低業績銀行にとっては割に合わない。よって、コストが割に合う、将来高業績の銀行のみがシグナルを送る（第一段階）ので、投資家はそのシグナルを観察することで高業績銀行と低業績銀行を識別できる（第二段階）のである。

先行研究の中には、第一段階および第二段階の2つのシグナリング仮説を両方とも検証するもの

（例えば、Ahmed et al. 1999）もあれば、いずれか一方の仮説のみを検証しているもの（例えば、Wahlen 1994; Beaver and Engel 1996; Liu et al. 1997; Kanagaretnam et al. 2004; 加藤 2004）もある。本研究は、銀行行動に係るシグナリング仮説を検証する。

シグナリング仮説の検証で重要な点は、シグナリング仮説の前提条件が必ずしも満たされていないということである。Wahlen (1994)によると、米国の設定では、貸倒引当金繰入額は、費用として、業績指標である利益を減少させ、純資産を減少させる。その一方で、貸倒引当金が分子に加算されるので、財務の健全性の中核指標である自己資本比率は増加させる。このために、貸倒引当金繰入額はコストなのか便益なのか曖昧となるのである。

日本の設定でも、貸倒引当金繰入額はコストなのか便益なのか曖昧となる。まず、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。このため、銀行経営者にとって、一般貸倒引当金繰入額はコストなのか便益なのか曖昧となる。次に、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ので、明確に、不良債権処理コストとみなされる。そして、その一般貸倒引当金繰入額と個別貸倒引当金繰入額が一括りにされたものが、貸倒引当金繰入額である。よって、貸倒引当金繰入額は、一般貸倒引当金繰入額の影響を受けて、コストなのか便益なのか曖昧となる。

加藤（2004）は、1995年度から2000年度のデータを使って、銀行行動に係るシグナリング仮説の検証を行っている。加藤（2004）は貸倒引当金繰入額モデルを使った主分析に加え、個別貸倒引当金繰入額モデルを使った追加分析も行っている。それらの実証結果はいずれも銀行行動に係る

シグナリング仮説と整合的なものであった。

本研究は、日本の設定においても、米国の設定における Wahlen (1994) と同様に、貸倒引当金繰入額にシグナルとしての曖昧さがあることを認めた上で、銀行行動に係るシグナリング仮説（例えば、Kanagaretnam et al. 2004; 加藤 2004）のみに検証する¹⁷⁾。ここで、銀行経営者は、貸倒引当金繰入額の調整によって、市場にシグナルを伝達できると信じているとする。もしそうであれば、将来の収益性が高い銀行の経営者ほど、その私的情報を市場に伝達するために、貸倒引当金を信用リスクに比して過大に調整するインセンティブが強いと予測される。よって、将来の収益性が相対的に高い銀行の経営者は、将来の収益性が相対的に低い銀行の経営者経営者よりも、シグナルを市場に伝達するために、貸倒引当金繰入額を増加せるとの仮説が導かれる。

H 4 (G, S, L) : 将来の収益性が相対的に高い銀行の経営者は、将来の収益性が相対的に低い銀行の経営者経営者よりも、市場に私的情報をシグナルするために、貸倒引当金繰入額を増加する。

4. リサーチデザイン

本節では、仮説検定で使用する実証モデルとその分析方法について説明をする。はじめに、4.1において金融検査マニュアルの資産査定と償却・引当の制度を、4.2において金融再生法開示債権およびリスク管理債権の開示制度を概説する。次に、4.3において貸倒引当金繰入額の期待モデルを構築する。さらに、4.4において仮説検定のためのインセンティブ変数と実証モデルについて説明する。最後に4.5において分析で使用するデー

タについて説明する。

4.1 資産査定と償却・引当の制度

本研究は、金融検査マニュアルの資産査定および償却・引当の実務を前提に、一般貸倒引当金繰入額 (General Loan Loss Provision: GLLP) および個別貸倒引当金繰入額 (Specific Loan Loss Provision: SLLP) のそれぞれの期待モデルを構築する。金融検査マニュアルは、都市銀行、長期信用銀行、信託銀行、地方銀行、第二地方銀行、信用金庫および信用組合等の預金等受入金融機関を対象として、資産査定基準に関する基本的な考え方を示している。

図1は、金融検査マニュアルの資産査定（債務者区分および分類区分）と各貸倒引当金との関係を示している¹⁸⁾。資産査定は、はじめに、原則として信用格付¹⁹⁾に基づき、5つの債務者区分を決定する。ここで、債務者区分とは、金融マニュアルによると、「債権を債務者の財政状態および経営成績等を基礎として正常先、要注意先、破綻懸念先、実質破綻先および破綻先に区分することをいう。」とされている。次いで、債務者ごとに個々の債権の毀損の程度や担保・保証等の保全状況を勘案して、個々の債権を非分類(以下、I分類)、II分類、III分類、IV分類の4段階に分類する。この資産査定結果を踏まえて、引当・償却が実施される²⁰⁾。図1の2種類の網掛部分は、それぞれ一般貸倒引当金（薄い網掛部分）と個別貸倒引当金（濃い網掛部分）が引き当てられる対象債権を示している。

なお、信用リスクの低い債権を対象とする一般貸倒引当金額は統計的に引当額を算定し、他方で、信用リスクが高い債権を対象とする個別貸倒引当金額は債務者ごとに算定がなされる²¹⁾²²⁾。そのため、経営者は、一般貸倒引当金に比して、比較的容易に個別貸倒引当金を調整できると考えられ

図1：債務者区分、分類区分と貸倒引当金との関係

債務者区分		分類区分			
		I分類	II分類	III分類	IV分類
正常先		すべて			
要注意先	その要注意先	預金担保などの優良担保・保証による保全部分	I分類以外の部分		
	要管理先				
破綻懸念先		預金担保などの優良担保・保証による保全部分	不動産担保などの一般担保・保証による保全部分	I・II分類以外の部分	
破綻先・実質破綻先				担保評価額と処分可能見込額との差額	

薄い網掛：一般貸倒引当金、濃い網掛：個別貸倒引当金
 全国銀行協会企画部広報室（2004）および銀行経理問題研究会（2012）を参考に筆者作成

る²³⁾。

4.2 金融再生法開示債権とリスク管理債権

資産査定各債務者区分の債権額は直接開示されることはない。その代わりに、銀行には、銀行法と金融再生法の2つの法律によって、不良債権などの過去2年分の状況を開示することが義務付けられている²⁴⁾。銀行法に基づく開示債権のことをリスク管理債権といい、金融再生法に基づく開示債権のことを金融再生法開示債権という。

図2は、自己査定、金融再生法開示債権、リスク管理債権および各貸倒引当金との関係を示している。はじめに、開示対象債権について説明をする。金融再生法開示債権は、開示対象債権として、貸出金のほかに、貸付有価証券、外国為替、未収利息、仮払金および支払承諾見返なども含む。他方で、リスク管理債権の開示対象債権は貸出金に限定されている。よって、開示債権の点からは、金融再生法開示債権のほうが、自己査定との対応度が高いといえる。

次に、開示債権区分について説明をする。金融再生法開示債権として、「正常債権（NPL0）」、「要管理債権（NPL1）」、「危険債権（NPL2）」、「破産

更正等債権（NPL3）」がそれぞれ開示されている。他方で、リスク管理債権として、「貸出条件緩和債権（RNPL11）」、「3ヶ月以上延滞債権（RNPL12）」、「延滞債権（RNPL2）」、「破綻先債権（RNPL3）」がそれぞれ開示されている。しかし、リスク管理債権においては、金融再生法開示債権の正常債権（NPL0）に相当する債権の開示はなされていない。そこで、本研究は、貸出金からリスク管理債権の合計額を控除して、「正常貸出金（RNPL0）」を計算している。なお、金融再生法開示債権の場合NPL1、NPL2およびNPL3は不良債権である一方で、NPL0は正常債権である。同様に、リスク開催権の場合も、RNPL11、RNPL12、RNPL2およびRNPL3は不良債権である一方で、RNPL0は正常債権である²⁵⁾。

さらに、図2に則って、一般貸倒引当金および個別貸倒引当金のそれぞれの観点から、自己査定と金融再生法開示債権およびリスク管理債権との対応関係を説明する。第一に、一般貸倒引当金の引当対象債権について説明する。金融再生法開示債権の「正常債権（NPL0）」は自己査定の「その他の要注意先」および「正常先」に、「要管理債権（NPL1）」は自己査定の「要管理先」にそれぞれ

図2：自己査定、金融再生法開示債権およびリスク管理債権の関係

	引当金明細書	自己査定 of 債務者区分		金融再生法開示債権	リスク管理債権	
	金融商品取引法	金融検査マニュアル		金融再生法施行規則 第4条	銀行法施行規則 第19条の2	
開示範囲	単独のみ開示	非開示		単独のみ開示	単独・連結開示	
区分	一般貸倒引当金 (GLLA) (不特定債権に対して設定される)	正常先		正常債権 (NPL0)	正常貸出金 (RNPL0)	
		要 注 意 先	その他要注意先			
			要 管 理 先	貸出条件緩和債権	要管理債権 (NPL1)	貸出条件緩和債権 (RNPL11)
				3ヵ月以上延滞債権		3ヵ月以上延滞債権 (RNPL12)
	個別貸倒引当金 (SLLA) (特定債権に対して設定される)	破綻懸念先		危険債権 (NPL2)	(注1)	
		実質破綻先			破産更生債権及びこれら に準ずる債権 (NPL3)	延滞債権 (RNPL2)
破綻先		(注1)	破綻先債権 (RNPL3)			

(注1) 開示対象債権の相違を示している。

(注2) 正常貸出金 (RNPL0) とはリスク管理債権の正常債権のことである。正常貸出金 (RNPL0) は、実際には、開示されていないが、正常貸出金 (RNPL0) を利用して分析を行うので、参考のために正常貸出金 (RNPL0) を表示している。なお、正常貸出金 (RNPL0) = 貸出金 (LOAN) - リスク管理債権の合計、で算出している。

(注3) 3ヵ月以上延滞債権および貸出条件緩和債権は、自己査定では債務者単位であるが、リスク管理債権では債権単位である。

銀行経理問題研究会 (2012) を参考に筆者作成

れ相当する。他方で、リスク管理債権の「正常貸出金 (RNPL0)」は自己査定の「その他の要注意先」および「正常先」に、「3ヵ月以上延滞債権 (RNPL12)」および「貸出条件緩和債権 (RNPL11)」は自己査定の「要管理先」にそれぞれ相当する。

ここで、金融再生法開示債権の要管理債権 (NPL1) は、リスク管理債権では貸出条件緩和債権 (RNPL11) および3ヵ月以上延滞債権 (RNPL12) の合計に相当する。しかし、後述する、表1の記述統計量に示すとおり、RNPL12は、平均値、第1四分位、中央値、第3四分位および標準偏差のいずれの値も0.000であるため、 $NPL1 \approx RNPL11$ と近似できる。よって、一般貸倒引当金算定の観点から、分類方法について、自己査定は、金融再生法開示債権およびリスク管理債権と同程度に対応していると考えられる。

第二に、個別貸倒引当金の引当対象債権について説明する。金融再生法開示債権の「危険債権

(NPL2)」および「破産更正等債権 (NPL3)」はそれぞれ自己査定の「破綻懸念先」および「破綻先・実質破綻先」に該当する。他方で、リスク管理債権の「延滞債権 (RNPL2)」および「破綻先債権 (RNPL3)」はそれぞれ自己査定の「実質破綻先・破綻懸念先」および「破綻先」に該当する。ゆえに、金融再生法開示債権とリスク管理債権とは債権の括り方が異なっている。

ここで、自己査定の「破綻懸念先」は要必要額を引当てることになっている。他方で、「破綻先・実質破綻先」は全額引当である。つまり、リスク管理債権の「延滞債権」は引当方法の異なる2種類の債権を一括りにしていることになる。よって、個別貸倒引当金算定の観点から、自己査定は、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ことがわかる。

まとめると、自己査定の債権は、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

ことがわかる。そのため、本研究は、金融再生法開示債権を自己査定 of 債権額の代理変数として、各貸倒引当金繰入額の期待モデルを構築する。

4.3 貸倒引当金繰入額の期待モデルの構築

本項では、各貸倒引当金繰入額の期待モデルを構築する。はじめに、図1の金融検査マニュアルの資産査定および償却・引当を前提として、一般貸倒引当金（GLLA）および個別貸倒引当金（SLLA）の期待モデルを構築する。本研究は、前項で説明したように、金融再生法開示債権を自己査定 of 債権額の代理変数とする。自己査定 of 「正常先・その他要注意先」、「要管理先」、「破綻懸念先」、「破綻先・実質破綻先」は、金融再生法開示債権の「正常債権（NPL0）」、「要管理債権（NPL1）」、「危険債権（NPL2）」、「破産更正等債権（NPL3）」にそれぞれ対応する。それゆえ、一般貸倒引当金（GLLA）および個別貸倒引当金（SLLA）の期待モデルは、(1)式および(2)式のように記述される²⁶⁾。ここで、 g と s はそれぞれ一般貸倒引当金と個別貸倒引当金、 i は銀行、 t は年度である。

NPL1、NPL2およびNPL3は不良債権である一方で、NPL0は正常債権である。制度上、正常債権であるNPL0も引当対象債権とされている。しかし、もしNPL0の信用リスクが僅少あるいはゼロと近似できれば、NPL0の係数 $\alpha_1=0$ となる。よって、(1)式および(2)式の係数は、 $0 \leq \alpha_1 < \alpha_2 < 1$ および $0 < \beta_1 < \beta_2 < 1$ と予測される。なお、補遺において、(1)式および(2)式の推定結果を報告している。

$$GLLA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NPL0_{it} + \alpha_2 NPL1_{it} + \varepsilon_{git} \quad (1)$$

$$SLLA_{it} = \beta_0 + \beta_1 NPL2_{it} + \beta_2 NPL3_{it} + \varepsilon_{sit} \quad (2)$$

次に、洗替法を前提として、当期の貸倒引当金

繰入額（ LLP_t ）と当期および前期の貸倒引当金（ LLA_t および LLA_{t-1} ）との関係を定式化する。貸倒引当金の会計処理は原則として洗替法によって行われる。「前期末残高（ LLA_{t-1} ）」は、 t 期中に直接償却や債権売却によってその一部が取り崩されるため、 t 期末時点において、その残額は「 $(1 - \omega_t) \times LLA_{t-1}$ 」となる。ここで、 $\omega_t (0 \leq \omega_t < 1)$ は、「前期末残高（ LLA_{t-1} ）」のうち t 期中に直接償却や債権売却により取り崩された割合である。その残額を「当期末残高（ LLA_t ）」から控除した額が、「当期の貸倒引当金繰入額（ LLP_{t-1} ）」である。よって、当期の一般貸倒引当金繰入額（ $GLLP_t$ ）および当期の個別貸倒引当金繰入額（ $SLLP_t$ ）はそれぞれ(3)式および(4)式のように記述される。

$$\begin{aligned} GLLP_{it} &= GLLA_{it} - (1 - \omega_{git}) GLLA_{it-1} \\ &\doteq GLLA_{it} - GLLA_{it-1} \end{aligned} \quad (3)$$

$$SLLP_{it} = SLLA_{it} - (1 - \omega_{sit}) SLLA_{it-1} \quad (4)$$

ここで、 $\omega_{gt} (0 \leq \omega_{gt} < 1)$ および $\omega_{st} (0 \leq \omega_{st} < 1)$ はそれぞれ t 期中に直接償却や債権売却により $GLLA_{t-1}$ および $SLLA_{t-1}$ が取り崩された割合である。なお、一般貸倒引当金の目的使用による取り崩しは非常に稀である。そのため、もし $\omega_{gt} \doteq 0$ であれば、(3)式の第二行目のように、 t 期の一般貸倒引当金繰入額は、 $t-1$ 期および t 期の一般貸倒引当金の差分と近似される。

さらに、この(3)式および(4)式のそれぞれに(1)式および(2)式の貸倒引当金モデルを代入すると、各貸倒引当金繰入額モデルは(5)式および(6)式のように記述される。ここで、定数項 δ_0 および γ_0 と誤差項 u_{git} および u_{sit} は欠落変数の影響を反映する。なお、もし $\omega_{gt} \doteq 0$ であれば、(5)式は三行目のように近似される。

$$\begin{aligned}
 GLLP_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 NPL0_{it} + \alpha_2 NPL1_{it} \\
 &\quad - (1 - \omega_{git}) (\alpha_0 + \alpha_1 NPL0_{it-1} + \alpha_2 NPL1_{it-1}) \\
 &\quad + \varepsilon_{git} - (1 - \omega_{git}) \varepsilon_{git-1} \\
 &= \delta_0 + \delta_1 CHNPL0_{it} + \delta_2 CHNPL1_{it} + \delta_3 NPL0_{it-1} \\
 &\quad + \delta_4 NPL1_{it-1} + u_{git} \\
 &\doteq \delta_0 + \delta_1 CHNPL0_{it} + \delta_2 CHNPL1_{it} + u_{git} \quad (5)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 SLLP_{it} &= \beta_0 + \beta_1 NPL2_{it} + \beta_2 NPL3_{it} \\
 &\quad - (1 - \omega_{sit}) (\beta_0 + \beta_1 NPL2_{it-1} + \beta_2 NPL3_{it-1}) \\
 &\quad + \varepsilon_{sit} - (1 - \omega_{sit}) \varepsilon_{sit-1} \\
 &= \gamma_0 + \gamma_1 CHNPL2_{it} + \gamma_2 CHNPL3_{it} + \gamma_3 NPL2_{it-1} \\
 &\quad + \gamma_4 NPL3_{it-1} + u_{sit} \quad (6)
 \end{aligned}$$

最後に、貸倒引当金繰入額は一般貸倒引当金繰入額と個別貸倒引当金繰入額の合計なので、その期待モデルは、(5)式と(6)式を結合した(7)式で記述される。

$$\begin{aligned}
 LLP_{it} &= (\delta_0 + \gamma_0) + \delta_1 CHNPL0_{it} + \delta_2 CHNPL1_{it} \\
 &\quad + \gamma_1 CHNPL2_{it} + \gamma_2 CHNPL3_{it} + \delta_3 NPL0_{it-1} \\
 &\quad + \delta_4 NPL1_{it-1} + \gamma_3 NPL2_{it-1} + \gamma_4 NPL3_{it-1} \\
 &\quad + (u_{git} + u_{sit}) \quad (7)
 \end{aligned}$$

ここで、説明変数の係数の符号について説明する。NPL1、NPL2およびNPL3は不良債権である一方で、NPL0は正常債権である。そのため、各貸倒引当金繰入額モデルにおいて、CHNPL1、CHNPL2およびCHNPL3の係数の符号は、CHNPL0の係数の符号と異なる場合が生じうる。まず、CHNPL1、CHNPL2およびCHNPL3が正(負)の場合、それは信用リスクの増加(減少)を意味する。それゆえ、それらが正(負)であれば、各貸倒引当金繰入額は増えるので、それらの係数は正と予測される。また、それらの係数の大きさは、それらの信用リスクの大きさに比例して、CHNPL1の係数 < CHNPL2の係数 < CHNPL3の係数と予測される。

次に、CHNPL0については2つの状況が考えら

れる。ひとつは、不良債権と同様に、CHNPL0が、正(負)の場合、それは信用リスクの増加(減少)を意味する状況である。もしそうであれば、CHNPL0の係数は正と予測される。

もうひとつは、もしNPL0の信用リスクが僅少あるいはゼロであれば、CHNPL0が正の場合、それは信用リスクの増加ではなく、信用リスクが僅少な、質の高い債権の増加という状況である。一般に、正常債権は、景気上昇局面において、新規貸出の増加に伴い増加する一方で、景気後退局面において、貸出の減少や正常先から破綻懸念先以下へ下方遷移することによって減少する。そのため、CHNPL0は、正であれば、貸出ポートフォリオの質の向上を意味する一方で、負であれば、貸出ポートフォリオの質の劣化を意味する。よって、CHNPL0は貸出ポートフォリオの質の変化をコントロールすると期待され、その係数は負と予測される²⁷⁾。

また、(5)式および(6)式は、t期中の直接償却や債権売却による取崩の影響を、期首の債権変数(NPL0_{t-1}、NPL1_{t-1}、NPL2_{t-1}およびNPL3_{t-1})の係数で捉える設計になっている。そのため、個別貸倒引当金の引当対象であるNPL2_{t-1}およびNPL3_{t-1}の係数は正と予測される。他方で、一般貸倒引当金は、(3)式で示したように、直接償却と債権売却による取崩はないものと想定できるので、一般貸倒引当金の引当対象であるNPL0_{t-1}およびNPL1_{t-1}の係数はゼロと予測される。

4.4 実証モデルとその推定方法

本項は、仮説検定で使用する実証モデルの説明をする。本研究は、自己資本比率調整仮説(あるいは不良債権処理仮説)、利益平準化仮説およびシグナリング仮説を同時に検証する。これら仮説のうち、いずれかひとつの仮説を検証する場合でもあっても、その他の仮説のインセンティブ変数

をコントロール変数としてモデルに含める必要があるためである。本研究の実証モデルは、前項で構築した貸倒引当金繰入額の期待モデル（(5)式～(7)式）に、銀行経営者の事前のインセンティブの代理変数とコントロール変数を追加したものであり、(8)式から(10)式のように記述される²⁸⁾。

$$\begin{aligned} GLLP_{it} = & \delta_0 + \delta_1 CHNPL0_{it} + \delta_2 CHNPL1_{it} \\ & + \delta_3 NPL0_{it-1} + \delta_4 NPL1_{it-1} + \delta_5 SIZE_{it-1} \\ & + \delta_6 AdjCAP_{it} + \delta_7 EBTP_{it} + \delta_8 CHEBTP_{it+1} \\ & + \delta_9 DNEGBTP_{it} + u_{sit} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} SLLP_{it} = & \gamma_0 + \gamma_1 CHNPL2_{it} + \gamma_2 CHNPL3_{it} \\ & + \gamma_3 NPL2_{it-1} + \gamma_4 NPL3_{it-1} + \gamma_5 SIZE_{it-1} \\ & + \gamma_6 AdjCAP_{it} + \gamma_7 EBTP_{it} + \gamma_8 CHEBTP_{it+1} \\ & + \gamma_9 DNEGBTP_{it} + u_{sit} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} LLP_{it} = & \theta_0 + \theta_1 CHNPL0_{it} + \theta_2 CHNPL1_{it} \\ & + \theta_3 CHNPL2_{it} + \theta_4 CHNPL3_{it} + \theta_5 NPL0_{it-1} \\ & + \theta_6 NPL1_{it-1} + \theta_7 NPL2_{it-1} + \theta_8 NPL3_{it-1} \\ & + \theta_9 SIZE_{it-1} + \theta_{10} AdjCAP_{it} + \theta_{11} EBTP_{it} \\ & + \theta_{12} CHEBTP_{it+1} + \theta_{13} DNEGBTP_{it} + z_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

銀行経営者の事前のインセンティブの代理変数（AdjCAP_t、EBTP_t、CHEBTP_{t+1}）について説明をする。第一に、(11)式の調整前自己資本比率（AdjCAP_t）は、自己資本比率仮説および不良債権処理仮説を検証するための銀行経営者の事前のインセンティブの代理変数である²⁹⁾。まず、一般貸倒引当金繰入額（GLLP_t）も個別貸倒引当金繰入額（SLLP_t）も、Tier1_tを減少させる。よって、貸倒引当金繰入額（LLP_t）は内生変数である。この影響を調整するために、Tier1_tに(1-τ)×LLP_tを戻し入れている。次に、一般貸倒引当金（GLLA_t）は上限付きでTier2_tにカウントされる。GLLA_t=GLLA_{t-1}+GLLP_tのうち、右辺第一項のGLLA_{t-1}は先決変数である³⁰⁾が、他方で、右辺第二項のGLLP_tは内生変数である。よって、Tier2_tからは、

GLLA_tでなく、GLLP_tを控除している。さらに、国際基準行と国内基準行は最低所要比率（Benchmark）が異なるので、それを調整するためにそれぞれの最低所要比率を控除する。なお、国際基準行の最低所要比率は0.08、国内基準行の最低所要比率は0.04である。最低所要比率を控除しているため、AdjCAP_tは自己資本比率のスラックである。

$$AdjCAP_{it} = \frac{Tier1_{it} + (1-\tau) \times LLP_{it} + Tier2_{it} - GLLP_{it} - \text{控除項目}_{it}}{RiskAsset_{it}} - Benchmark \quad (11)$$

ここで

- Tier1_{it} : 銀行iのt期の基本的項目
- Tier2_{it} : 銀行iのt期の補完的項目合計のうち自己資本への算入額
- 控除項目_{it} : 銀行iのt期の控除項目
- 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
- RiskAsset_{it} : 銀行iのt期のリスクアセット
- Benchmark : 国際基準は0.08、国内基準は0.04
- τ : 税率であり、τ=0.4とする

自己資本比率調整仮説(H1 (G))は、(8)式の一般貸倒引当金繰入額モデルで検証を行なう。AdjCAP_tが低いほど、GLLP_tは多いので、AdjCAP_tの係数の符号は負と予測される。不良債権処理仮説(H2-1 (S) およびH2-2 (S))は、(9)式の個別貸倒引当金繰入額モデルで検証を行なう。H2-1 (S) は、AdjCAP_tが高いほど、SLLP_tは多いという仮説なので、AdjCAP_tの係数の符号は正と予測される。他方で、H2-2 (S) は、AdjCAP_tが低いほど、SLLP_tは多いという仮説なので、AdjCAP_tの係数の符号は負と予測される。

第二に、調整前利益 ($EBTP_t$) は、利益平準化仮説を検証するための銀行経営者の事前のインセンティブの代理変数である。Ahmed et al. (1999) や Kanagaretnam et al. (2003) などと同様に、 $EBTP_t = \text{税引前利益 (EBT}_t) + \text{貸倒引当金繰入額 (LLP}_t)$ とする。一般貸倒引当金繰入額も個別貸倒引当金繰入額も利益平準化インセンティブに対応する調整の方向が同じなので、(8)式から(10)式の各貸倒引当金繰入額の実証モデルの $EBTP_t$ の係数の符号は等しくなる。よって、 $EBTP_t$ が多いほど、 LLP_t ($SLLP_t$ および $GLLP_t$) は多いので、 $EBTP_t$ の係数の符号は正と予測される。

第三に、 $CHEBTP_{t+1}$ はシグナリング仮説を検証するための銀行経営者の事前のインセンティブの代理変数である。本研究は、Ahmed et al. (1999) や Kanagaretnam et al. (2003) と同様に、 $CHEBTP_{t+1} = EBTP_{t+1} - EBTP_t$ とする。一般貸倒引当金繰入額も個別貸倒引当金繰入額もシグナリングのインセンティブに対応する調整の方向が同じなので、(8)式から(10)式の各貸倒引当金繰入額の実証モデルの $CHEBTP_{t+1}$ の係数の符号は等しくなる。 $CHEBTP_{t+1}$ が多いほど、 $SLLP_t$ も $GLLP_t$ も多いので、 $CHEBTP_{t+1}$ の係数は正と予測される。

次に、コントロール変数 ($SIZE_{t-1}$ および $DNEGEBTP_t$) について説明する。第一に、規模の影響をコントロールするために期首の総資産の自然対数値 ($SIZE_{t-1}$) を採用する。第二に、ビッグ・バスなど影響をコントロールするために、矢瀬 (2008) と同様に、 $EBTP_t < 0$ なら 1、それ以外なら 0 のダミー変数 ($DNEGEBTP_t$) を採用し、その係数の符号は正と予測する。 $EBTP_t$ がマイナスの場合、銀行経営者の事前の利益平準化インセンティブは、当期に貸倒引当金繰入額を過大に積み増して、ビッグ・バスのような損失処理

をして、翌期のV字回復を演出するようなインセンティブにスイッチする可能性がある。その場合、 $DNEGEBTP_t$ は、利益平準化とシグナリングの両方のインセンティブに影響を及ぼすと考えられる。

本研究は、実証モデル ((8)式~(10)式)を、年度ダミー変数がありとなしの2種類のPooled回帰モデル、銀行と年度の二元配置の固定効果モデルおよび変量効果モデルで推定する³¹⁾。固定効果モデルは、時間を通じて変化しない要因はすべて固定効果として除去するため、欠落変数バイアスを除去できる可能性が高い。

本研究は、F検定とHausman検定によって、この4種類のモデルの優先順位を決定する。まず、「固定効果がすべてゼロである」という帰無仮説を設定して、F検定によって、固定効果モデルとPooled回帰モデルの優劣を決定する。さらに、「固定効果と説明変数は独立である」という帰無仮説を設定して、Hausman検定によって、固定効果モデルと変量効果モデルの優劣を決定する。しかし、本研究のサンプルは不完備パネル・データのため、Breusch and Pagan検定によって、変量効果モデルとPooled回帰モデルの優劣を決定することができない。

そこで、本研究は、推定結果の優先順位を決めるために、次のルールを採用する。まず、固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却される場合は、固定効果モデルの推定結果を優先する。次に、固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されない場合は、変量効果モデルを優先する。最後に、固定効果モデルのF値が有意でない、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されない場合は、年度ダミー付のPooled回帰モデルの推定結果を優先する。

なお、本研究において、F検定、Hausman検

定および実証モデルの推定係数の有意性は5%基準で判断する。

4.5 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銀行を対象とする³²⁾。分析期間は、2002年3月期（2001年度）から2012年3月期（2011年度）までの11年間である。そのうち、(1) 単独上場³³⁾、(2) 当期および次期に合併をしていない、(3) 前々期・前期・当期・次期の4期連続して決算月数が12カ月、(4) 分析に必要な変数がすべて利用可能、(5) 2007年3月期のバーゼルⅡの適用以降については、標準的手法を採用している、という条件を満たした銀行を抽出した。さらに、外れ値として、各説明変数(DNEGEBTPを除く)のそれぞれの最大値と最小値を外れ値³⁴⁾として除外してから、固定効果モデルで分析するために、オブザベーション数が2未満の銀行を除外³⁵⁾している。最終的なサンプルは、87行、783銀行-年度の不完備パネル・データである。なお、本研究はデフレータには期首の総資産を採用する。

まず、この分析期間を選択した理由は、2002年3月期（2001年度）から自己資本比率に基づく早期是正措置制度や金融再生法開示債権のディスクロージャー制度³⁶⁾などの枠組み定着期と考えられるからである（佐藤 2007）。また、単体データを使用する理由は、第一に、一般貸倒引当金と個別貸倒引当金が単体データのみ利用可能であるからである。第二に、金融再生法開示債権のデータが単体データのみで利用可能であるからである。第三に、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からである。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。

データソースは、有価証券報告書はeolから、財務諸表や自己資本比率のデータは日経Financial-Questから収集した。一般貸倒引当金と個別貸倒引当金は、有価証券報告書の「引当金明細書」から手収集した。個別貸倒引当金繰入額は全国銀行協会の全国銀行財務諸表分析から収集した。一般貸倒引当金繰入額は引当金明細書の数値から計算した。

5. 分析結果

本節は、実証モデルによる仮説検定の結果を報告する。はじめに、5.1において、記述統計量と相関表を示してから、5.2において、仮説検定の結果を報告する。

5.1 記述統計量

表1は記述統計量を示している。まず、貸倒引当金繰入額 (LLP_t) の平均値（中央値）は0.002（0.001）である。一般貸倒引当金繰入額 ($GLLP_t$) と個別貸倒引当金繰入額 ($SLLP_t$) を比較すると、 $GLLP_t$ は平均値（中央値）は-0.000（-0.000）、 $SLLP_t$ は平均値（中央値）は0.003（0.002）である。

次に、金融再生法開示債権に注目すると、期首の総与信額 (NPL_{t-1}) の平均値（中央値）は0.682（0.684）である。その内訳を見ると、正常債権の ($NPL0_{t-1}$) の平均値（中央値）は0.644（0.645）であり、 NPL_{t-1} のおよそ95%が $NPL0_{t-1}$ となっている。また、破産更正等債権 ($NPL3_{t-1}$) および危険債権 ($NPL2_{t-1}$) の合計が NPL_{t-1} に占め割合はおよそ4%で、要管理債権 ($NPL1_{t-1}$) と正常債権 ($NPL0_{t-1}$) の合計が NPL_{t-1} に占める割合はおよそ96%である。リスク管理債権についても金融再生法開示債権と同様の傾向が読み取れる。なお、金融再生法開示債権の要管理債権 ($NPL1_{t-1}$) は、リ

表1：貸倒引当金繰入額モデルの被説明変数と説明変数の記述統計量：(N=783)

変数	和変数名	平均	標準偏差	Q1	中央値	Q3
被説明変数（貸倒引当金繰入額）						
LLP _{it}	貸倒引当金繰入額	0.002	0.003	0.000	0.001	0.003
GLLP _{it}	一般貸倒引当金繰入額	-0.000	0.001	-0.001	-0.000	0.000
SLLP _{it}	個別貸倒引当金繰入額	0.003	0.003	0.001	0.002	0.003
説明変数（金融再生法開示債権）						
CHNPL _{it}	△総与信額	0.007	0.021	-0.005	0.007	0.018
CHNPL0 _{it}	△正常債権	0.009	0.022	-0.004	0.009	0.021
CHNPL1 _{it}	△要管理債権	-0.001	0.004	-0.003	-0.001	0.001
CHNPL2 _{it}	△危険債権	0.000	0.005	-0.003	0.000	0.002
CHNPL3 _{it}	△破産更正等債権	-0.001	0.003	-0.002	-0.001	0.001
NPL _{it-1}	総与信額 = $\sum_{k=0}^3 \text{NPLk}_{it-1}$	0.682	0.066	0.634	0.684	0.731
NPL0 _{it-1}	正常債権	0.644	0.060	0.600	0.645	0.691
NPL1 _{it-1}	要管理債権	0.010	0.007	0.004	0.008	0.014
NPL2 _{it-1}	危険債権	0.018	0.009	0.012	0.016	0.023
NPL3 _{it-1}	破産更正等債権	0.010	0.007	0.006	0.008	0.014
説明変数（リスク管理債権）						
CHLOAN _{it}	△貸出金	0.008	-0.090	-0.004	0.008	0.019
CHRNPL0 _{it}	△正常貸出金	0.010	-0.086	-0.003	0.010	0.022
CHRNPL11 _{it}	△貸出条件緩和債権	-0.001	-0.016	-0.003	-0.001	0.000
CHRNPL12 _{it}	△3ヵ月以上延滞債権	0.000	-0.003	0.000	0.000	0.000
CHRNPL2 _{it}	△延滞債権	-0.001	-0.029	-0.003	-0.001	0.001
CHRNPL3 _{it}	△破綻先債権	0.000	-0.014	-0.001	0.000	0.000
LOAN _{it-1}	貸出金 = $\sum_{k=0}^3 \text{RNPLk}_{it-1}$	0.668	0.483	0.623	0.670	0.716
RNPL0 _{it-1}	正常貸出金	0.630	0.465	0.588	0.632	0.673
RNPL11 _{it-1}	貸出条件緩和債権	0.010	0.000	0.004	0.008	0.014
RNPL12 _{it-1}	3ヵ月以上延滞債権	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
RNPL2 _{it-1}	延滞債権	0.024	0.002	0.015	0.022	0.030
RNPL3 _{it-1}	破綻先債権	0.004	0.000	0.001	0.003	0.005
説明変数						
SIZE _{it-1}	ln(総資産)	14.517	0.723	14.056	14.591	15.005
CAP _{it}	自己資本比率	0.102	0.016	0.092	0.101	0.112
CAP1 _{it}	自己資本比率 - Benchmark	0.059	0.017	0.048	0.057	0.069
AdjCAP _{it}	調整前自己資本比率((11)式)	0.061	0.017	0.051	0.061	0.071
AdjCAP1 _{it}	SLLP調整前自己資本比率	0.061	0.016	0.051	0.060	0.071
EBT _{it}	税引前当期利益	0.002	0.005	0.001	0.003	0.004
EBTP _{it}	調整前利益 = EBT _{it} + LLP _{it}	0.004	0.004	0.003	0.004	0.006
CHEBTP _{it+1}	EBTP _{it+1} - EBTP _{it}	0.000	0.004	-0.001	0.000	0.001
DNEGEBTP _{it}	EBTP _{it} < 0なら1のダミー変数	0.083	0.276	0.000	0.000	0.000

△は前期値と当期値の差分を意味している。変数は、SIZE_{it-1}、CAP_{it}、CAP1_{it}、AdjCAP_{it}、AdjCAP1_{it}およびDNEGEBTP_{it}を除いて、すべて期首の総資産でデフレートしている。

スク管理債権の貸出条件緩和債権 (RNPL11_{t-1}) と3ヵ月以上延滞債権 (RNPL12_{t-1}) の合計に相当する。しかし、RNPL12_{t-1}は、平均値、第1四分位、中央値、第3四分位および標準偏差のいずれの値も0.000である。よって、NPL1_{t-1} ≐ RNPL11_{t-1} と近似できる。

さらに、経営者の事前のインセンティブ変数の記述統計量を確認する。AdjCAP_tは、GLLP_tおよびSLLP_tの調整を施してからベンチマーク(国際基準行は0.08、国内基準行は0.04)を控除した指標であり、平均値(中央値)は0.061(0.061)になる。ここで、ベンチマークおよびSLLP_tのそれ

それが指標に及ぼす影響を確認しておく。まず、 $CAP1_t$ は、 CAP_t からベンチマークを控除したスラックの指標であり、平均値（中央値）は0.059（0.057）である。次に、 $AdjCAP1_t$ は、奥田（2001）と同様に、 $SLLP_t$ の調整を施してから、ベンチマークを控除した指標である。 $AdjCAP1_t$ の平均値（中央値）は0.061（0.060）である。 $AdjCAP1_t$ が $CAP1_t$ よりも高い理由は、 $SLLP_t$ が、主として、正（つまり、繰入額）だからである。

また、税引前当期利益（ EBT_t ）の平均値（中央値）は0.002（0.003）、調整前利益（ $EBTP_t$ ）の平均値（中央値）は0.004（0.004）である。このことから、貸倒引当金繰入額（ LLP_t ）が $EBTP_t$ に及ぼす影響がみてとれる。最後に、 $DNEGEBTP_t$ をみると、 $EBTP_t < 0$ の割合は0.083である。

表2は貸倒引当金繰入額モデルの推定に使用する変数のPearsonの相関表である。まず、金融再生法開示債権とリスク管理債権との相関関係を確認する。正常債権（ $NPL0_{t-1}$ ）と正常貸出金（ $RNPL0_{t-1}$ ）との相関係数は0.987、要管理債権（ $NPL1_{t-1}$ ）と貸出条件緩和債権（ $RNPL1_{t-1}$ ）との相関係数は0.959、危険債権（ $NPL2_{t-1}$ ）と破綻先債権（ $RNPL2_{t-1}$ ）との相関係数は0.904、破産更正等債権（ $NPL3_{t-1}$ ）と延滞債権（ $RNPL3_{t-1}$ ）との相関係数は0.805となっており、高い相関関係を示している。しかし、要管理債権（ $NPL1_{t-1}$ ）と3ヵ月以上延滞債権（ $RNPL12_{t-1}$ ）との相関係数は0.405となっており、 $CHNPL1_{t-1}$ と $CHRNPL12_{t-1}$ との相関係数は0.014で有意ではない。

次に、一般貸倒引当金繰入額（ $GLLP_t$ ）および個別貸倒引当金繰入額（ $SLLP_t$ ）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、 $GLLP_t$ および $SLLP_t$ はそれぞれ $CHNPL0_t$ と負の相関である。これは、貸倒引当金の設定において、 $CHNPL0_t$ が、信用リスクの増加ではなく、貸出ポートフォリオの質の向上という側面を捉えてい

表2：貸倒引当金繰入額モデルの被説明変数と説明変数のPearsonの相関表

変数	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25		
1 LLP_t	1.000																										
2 $GLLP_t$	0.549	1.000																									
3 $SLLP_t$	0.921	0.216	1.000																								
4 $NPL0_t$	0.187	0.081	0.186	1.000																							
5 $NPL1_{t-1}$	0.254	-0.054	0.319	0.114	1.000																						
6 $NPL2_{t-1}$	0.192	-0.073	0.255	0.081	0.419	1.000																					
7 $NPL3_{t-1}$	0.365	0.027	0.427	0.245	0.434	0.481	1.000																				
8 $CHNPL0_t$	-0.335	-0.199	-0.309	-0.034	-0.090	-0.149	-0.213	1.000																			
9 $CHNPL1_t$	0.177	0.419	0.111	0.009	-0.289	-0.040	0.042	-0.269	1.000																		
10 $CHNPL2_t$	0.306	0.209	0.275	0.006	-0.121	-0.426	-0.064	-0.199	0.130	1.000																	
11 $CHNPL3_t$	0.139	0.063	0.136	0.011	-0.124	-0.072	-0.377	-0.058	-0.025	-0.038	1.000																
12 $RNPL0_{t-1}$	0.177	0.076	0.178	0.987	0.056	0.061	0.221	-0.017	0.002	0.015	0.012	1.000															
13 $RNPL1_{t-1}$	0.276	-0.042	0.338	0.085	0.959	0.419	0.427	-0.113	-0.261	-0.092	-0.105	0.033	1.000														
14 $RNPL2_{t-1}$	0.151	0.038	0.164	0.178	0.405	0.178	0.254	-0.120	-0.057	-0.069	-0.056	0.118	0.388	1.000													
15 $RNPL2_{t-1}$	0.229	-0.066	0.300	0.145	0.449	0.904	0.683	-0.131	-0.053	-0.369	-0.203	0.119	0.374	0.193	1.000												
16 $RNPL3_{t-1}$	0.329	0.052	0.374	0.241	0.362	0.325	0.805	-0.256	0.090	0.015	-0.289	0.229	0.359	0.166	0.410	1.000											
17 $CHRNPL0_t$	-0.329	-0.199	-0.302	-0.015	-0.046	-0.129	-0.182	0.967	-0.271	-0.209	-0.064	-0.013	-0.075	-0.073	-0.089	-0.238	1.000										
18 $CHRNPL1_t$	0.117	0.370	-0.038	0.019	-0.277	-0.050	0.038	-0.230	0.914	0.111	-0.057	0.009	-0.315	0.052	-0.003	0.082	-0.222	1.000									
19 $CHRNPL2_t$	-0.069	-0.022	-0.075	-0.027	-0.164	-0.094	-0.067	0.057	0.014	0.063	0.000	-0.012	-0.147	-0.497	-0.087	-0.044	0.051	0.007	1.000								
20 $CHRNPL3_t$	0.334	0.217	0.306	-0.002	-0.123	-0.352	-0.167	-0.223	0.151	0.782	0.360	0.011	-0.025	-0.041	-0.447	0.002	-0.247	-0.030	-0.021	1.000							
21 $SIZE_{t-1}$	0.130	0.065	0.112	0.030	-0.115	-0.028	-0.269	-0.041	-0.017	-0.002	0.699	0.029	-0.101	-0.028	-0.074	-0.417	-0.048	-0.044	0.010	1.000							
22 $SIZE_{t-1}$	-0.250	0.011	-0.163	-0.378	-0.069	-0.187	-0.369	0.028	0.043	0.003	-0.009	-0.394	-0.063	0.044	-0.264	-0.356	0.031	0.043	-0.010	-0.023	1.000						
23 $AdCAP_t$	-0.248	-0.142	-0.240	-0.258	-0.402	-0.368	-0.376	0.111	-0.070	0.059	0.099	-0.246	-0.363	-0.228	-0.407	-0.342	0.109	-0.075	0.068	0.072	0.097	1.000					
24 $EBTP_t$	0.036	-0.107	0.065	0.048	0.090	-0.057	0.065	0.182	-0.090	-0.040	-0.131	0.046	0.094	-0.030	-0.009	-0.006	0.182	-0.067	-0.049	-0.068	0.119	1.000					
25 $CHEBTP_{t-1}$	0.082	0.087	0.081	0.021	0.100	0.089	0.043	-0.071	-0.007	-0.097	0.058	0.014	0.093	0.148	0.062	0.082	-0.067	-0.033	-0.042	-0.016	0.031	0.030	1.000				
26 $DNEGEBTP_t$	0.185	0.239	0.149	0.060	-0.003	0.111	0.029	-0.139	0.064	0.056	0.088	0.064	-0.009	0.092	0.089	0.042	-0.144	0.051	-0.021	0.073	0.101	-0.089	-0.227	-0.735	1.000	0.597	

P値が5%未満の場合は、数値を太字にしている。

ると解釈される。また、 $GLLP_t$ は、 $CHNPL1_t$ および $CHNPL2_t$ とそれぞれ正の相関を示し、 $SLLP_t$ は、 $CHNPL2_t$ および $CHNPL3_t$ とそれぞれ正の相関を示している。ここで、 $CHNPL2_t$ は、理論上、 $SLLP_t$ とは相関するとしても、 $GLLP_t$ とは相関しないはずである。しかし、 $GLLP_t$ と $CHNPL2_t$ が正に相関するという事は、一般貸倒引当金の見積もりが、個別貸倒引当金の引当対象債権である危険債権 ($NPL2_{t-1}$) を加味して行われている可能性を示唆するものである。この点については、6. 追加分析において検討する。以上の傾向は、リスク管理債権でも類似している。

最後に、経営者の事前のインセンティブ変数の相関係数を確認する。 $AdjCAP_t$ は、 $GLLP_t$ および $SLLP_t$ とそれぞれ負の相関である。財務の健全性が高いほど、貸倒引当金の積み増し額が少ないことを示唆している。次に、 $EBTP_t$ は、予測に反して、 $GLLP_t$ とは負の相関、 $SLLP_t$ とは相関していない。さらに、 $CHEBTP_{t-1}$ は、予測どおり、5%水準で $GLLP_t$ および $SLLP_t$ とそれぞれ正の相関である。また、 $DNEGEBTP_t$ は、予測どおり、 $GLLP_t$ および $SLLP_t$ と正の相関である。 $AdjCAP_t$ 、 $EBTP_t$ 、 $CHEBTP_{t-1}$ および $DNEGEBTP_t$ の関係はすべて正の相関である。

なお、これらの説明変数間の相関は比較的高いものの、(8)式から(10)式の推定において、多重共線性の影響はみられなかった。

5.2 仮説検定の結果³⁷⁾

本研究は、(8)式から(10)式までの実証モデルを、年度ダミー変数がありとなしの2種類のPooled回帰モデル、銀行と年度の二元配置の固定効果モデルおよび変量効果モデルで推定している。表3のPanel AからPanel Cはそれぞれ(8)式から(10)式の推定結果を示している。なお、本研究は、F検定、Hausman検定および実証モデル

の推定係数の有意性は5%基準で判断する。

Panel Aは一般貸倒引当金繰入額モデル((8)式)の推定結果である。固定効果モデルのF値が有意でない、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されないため、年度ダミー付きのPooled回帰モデルの推定結果を優先する。まず、インセンティブ変数の推定係数をみると、 $AdjCAP$ の推定係数は10%水準では有意に負である。しかし、本研究は5%基準で有意性を判断するため、自己資本比率調整仮説(H1(G))は支持されない。 $EBTP$ の推定係数は1%水準で有意に正であり、利益平準化仮説(H3(G))と整合的である。 $CHEBTP$ の推定係数は有意ではなかった。さらに、 $DNEGEBTP$ の推定係数は、予測どおり、1%水準で有意に正である。

次に、Panel Aの金融再生法開示債権の各変数の推定係数をみると、不良債権の $CHNPL1$ の推定係数は1%水準で有意に正である。他方で、正常債権の $CHNPL0$ の推定係数は5%水準で有意に負である。ここで、 $CHNPL1$ と比べると、 $CHNPL0$ の経済的インパクトは非常に小さいことから、 $CHNPL0$ は貸出ポートフォリオの質の変化を捉えていると解釈される³⁸⁾。また、 $NPL0$ および $NPL1$ の推定係数は有意ではないため、(3)式の予測と整合的である。

Panel Bは個別貸倒引当金繰入額モデル((9)式)の推定結果である。固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されるため、固定効果モデルの推定結果を優先する。まず、インセンティブ変数の推定係数をみると、 $AdjCAP$ の推定係数は10%水準では有意に正である。しかし、本研究は5%基準で有意性を判断するため、不良債権処理仮説(H2-1(S))は支持されない。 $EBTP$ の推定係数は1%水準で有意に正であり、利益平準化仮説(H3(S))と整合的である。また、 $CHEBTP$ の推定係数は5%

水準で有意に正であり、銀行行動に係るシグナリング仮説（H4（S））と整合的である。さらに、DNEGEBTPの推定係数は、予測どおり、1%水準で有意に正である。

次に、Panel Bの金融再生法開示債権の各変数の推定係数は予測どおりの結果を得ている。CHNPL3およびCHNPL2の推定係数は有意に正であり、推定係数の大きさも信用リスクの高いCHNPL3のほうが大きい。また、期首のNPL3およびNPL2の推定係数も有意に正であり、 t 期中の直接償却や債権売却による取崩の影響を捉えているものと解釈される。

Panel Cは貸倒引当金繰入額モデル（(10)式）の推定結果を示している。固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されないため、変量効果モデルを優先する。まず、インセンティブ変数の推定係数をみると、EBTPおよびCHEBTPの推定係数はそれぞれ1%水準で有意に正である。それぞれ利益平準化仮説（H3（L））およびシグナリング仮説（H4（L））と整合的である。また、DNEGEBTPの推定係数は1%水準で有意に正である。

次に、Panel Cの金融再生法開示債権の各変数の推定係数をみると、不良債権であるCHNPL1、CHNPL2およびCHNPL3の推定係数はすべて有意に正である一方で、正常債権であるNPL0の推定係数は有意に負である。この推定結果はPanel AおよびPanel Bの推定結果と同様の傾向である。また、NPL1、NPL2およびNPL3の推定係数はすべて有意に正である一方で、NPL0の推定係数は有意ではない。

以上の推定結果をまとめると、第一に、一般貸倒引当金繰入額モデルにおいてAdjCAPの推定係数は10%水準で有意に負、個別貸倒引当金繰入額モデルにおいてAdjCAPの推定係数は10%水準で有意に正であった。しかし、本研究は5%基

準で有意性を判断するため、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説（H1（G））および個別貸倒引当金繰入額に係る不良債権処理仮説（H2-1（S））は支持されない。

第二に、一般貸倒引当金繰入額、個別貸倒引当金繰入額および貸倒引当金繰入額の3つの実証モデルのそれぞれにおいて、利益平準化仮説（H2（G, S, L））と整合的な結果が得られている。つまり、銀行経営者は、一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額のそれぞれを調整して、利益の平準化を行っているものと解釈される。

第三に、CHEBTPの推定係数は、貸倒引当金繰入額モデルおよび個別貸倒引当金繰入額モデルでは有意であるが、一般貸倒引当金繰入額モデルでは有意ではない。よって、個別貸倒引当金繰入額および貸倒引当金繰入額に係るシグナリング仮説（H3（S, L））は支持される。ここで、一般貸倒引当金繰入額は便益なのかコストなのか曖昧である一方で、個別貸倒引当金繰入額は不良債権処理コストである。それゆえ、この結果は、追加的な不良債権処理コストが割に合う、将来の高業績銀行の経営者は、個別貸倒引当金繰入額を増加させて、シグナルを送っているものと解釈される。

6. 追加分析と分析の総括

本節は追加分析の結果を報告する。銀行業の貸倒引当金繰入額に係る実証結果は、分析に用いる実証モデルに依存することが知られている（例えば、Ahmed et al. 1999; Beatty and Liao 2014）。そこで、表3の仮説検定の結果が、(8)式から(10)式に固有の結果であるかどうかを確認する。そのため、6.1から6.4において、(8)式から(10)式のそれぞれに修正を施したモデルを使って、再分析を行なう。そのうえで、6.5において、分析の総括を行う。

表3：自己資本比率調整仮説、不良債権処理仮説、利益平準化説およびシグナリング仮説の検定結果

Panel A: 一般貸倒引当金繰入額モデル ((8)式) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.002	-0.001	-0.032	-0.006
		-1.53	-1.32	-3.21 ***	-1.80
<i>CHNPL0</i>	+/-	-0.004	-0.005	-0.004	-0.005
		-1.98 **	-2.18 **	-1.40	-2.09 **
<i>CHNPL1</i>	+	0.140	0.154	0.161	0.149
		7.92 ***	7.40 ***	7.49 ***	10.35 ***
<i>NPL0</i>	+	0.001	0.000	0.004	0.003
		1.43	0.46	2.08 **	1.84
<i>NPL1</i>	+	0.003	0.011	0.031	0.014
		0.32	1.02	2.00 **	1.31
<i>SIZE</i>	?	0.000	0.000	0.002	0.000
		1.08	0.74	3.04 ***	1.58
<i>AdjCAP</i>	-	-0.004	-0.006	-0.026	-0.018
		-1.37	-1.75	-2.92 ***	-3.49 ***
<i>EBTP</i>	+	0.064	0.073	0.106	0.088
		3.85 ***	3.51 ***	3.91 ***	3.55 ***
<i>CHEBTP</i>	+	-0.005	0.008	0.017	0.006
		-0.34	0.44	0.84	0.32
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.002	0.001	0.001	0.001
		5.37 ***	3.87 ***	4.04 ***	5.87 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			2.68 ***	0.93	
<i>Hausman</i>					15.17
<i>R-Square</i>		0.249	0.275	0.336	0.238

Panel B: 個別貸倒引当金繰入額モデル ((9)式) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.003	-0.002	-0.011	-0.002
		-1.62	-1.24	-0.86	-0.67
<i>CHNPL2</i>	+	0.241	0.241	0.242	0.249
		8.98 ***	8.82 ***	9.68 ***	15.32 ***
<i>CHNPL3</i>	+	0.278	0.265	0.267	0.269
		5.94 ***	5.16 ***	5.52 ***	12.23 ***
<i>NPL2</i>	+	0.063	0.061	0.055	0.070
		4.40 ***	4.18 ***	3.26 ***	6.27 ***
<i>NPL3</i>	+	0.167	0.152	0.132	0.146
		8.36 ***	6.96 ***	5.09 ***	8.96 ***
<i>SIZE</i>	?	0.000	0.000	0.001	0.000
		1.07	0.04	0.66	0.20
<i>AdjCAP</i>	+/-	-0.007	-0.001	0.021	0.002
		-1.53	-0.17	1.88	0.33
<i>EBTP</i>	+	0.289	0.278	0.145	0.223
		7.68 ***	6.91 ***	2.95 ***	6.32 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.113	0.125	0.073	0.102
		3.63 ***	3.11 ***	2.02 **	3.64 ***

地方銀行の貸倒引当金繰入額に係る裁量的調整行動（梅澤）

<i>DNEGEBTP</i>	+	0.002 4.62 ***	0.002 3.85 ***	0.002 3.11 ***	0.002 5.09 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			2.14 **	3.22 ***	
<i>Hausman</i>					55.61 ***
<i>R-Square</i>		0.494	0.508	0.653	0.395

Panel C: 貸倒引当金繰入額モデル（(10)式）の推定結果（金融再生法開示債権）

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.003 -1.41	-0.004 -1.58	-0.033 -1.87	-0.006 -1.37
<i>CHNPL0</i>	+/-	-0.018 -4.30 ***	-0.020 -4.56 ***	-0.015 -3.13 ***	-0.017 *** -3.96
<i>CHNPL1</i>	+	0.122 3.00 ***	0.137 2.74 ***	0.120 2.57 **	0.122 *** 4.58
<i>CHNPL2</i>	+	0.252 8.18 ***	0.262 8.15 ***	0.265 8.34 ***	0.266 *** 12.83
<i>CHNPL3</i>	+	0.289 6.04 ***	0.261 4.95 ***	0.265 5.06 ***	0.271 *** 9.87
<i>NPL0</i>	+	0.002 1.27	0.002 1.44	0.004 1.04	0.004 1.87
<i>NPL1</i>	+	0.048 2.74 ***	0.030 1.23	0.031 1.08	0.047 2.42 **
<i>NPL2</i>	+	0.045 2.60 **	0.051 2.95 ***	0.041 1.73	0.051 3.41 ***
<i>NPL3</i>	+	0.139 6.25 ***	0.133 5.62 ***	0.118 3.72 ***	0.124 5.94 ***
<i>SIZE</i>	?	0.000 0.71	0.000 0.28	0.002 1.61	0.000 0.66
<i>AdjCAP</i>	?	-0.008 -1.49	-0.005 -0.84	-0.001 -0.04	-0.008 -0.96
<i>EBTP</i>	+	0.356 7.92 ***	0.349 6.80 ***	0.243 3.93 ***	0.292 6.56 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.107 2.93 ***	0.141 3.06 ***	0.095 2.16 **	0.104 3.05 ***
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.004 5.49 ***	0.003 3.85 ***	0.002 3.33 ***	0.003 5.84 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			3.26 ***	2.22 ***	
<i>Hausman</i>					14.08
<i>R-Square</i>		0.487	0.509	0.611	0.396

各説明変数の行の上段の数値は推定係数、下段の数値はt値である。Pooled 回帰モデルと固定効果モデルは、銀行と年度で標準誤差を補正したt値である。変量効果モデルは Wansbeek and Kapteyn (1989) に基づいて誤差項の共分散構造を特定している。F-value は「固定効果なしに対する F 検定」である。Hausman は、二元配置の固定効果モデルと変量効果モデルの Hausman 検定統計量である。

** : p値<0.05 *** : p値<0.01

6.1 リスク管理債権モデルの推定結果

本研究は、自己査定の債権額の代理変数として金融再生法開示債権を選択して、実証モデル（以下、金融再生法開示債権モデル）を構築し、仮説検定を行った。その理由は、自己査定の債権額は、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。しかし、奥田（2001）、加藤（2004）および矢瀬（2008）はいずれも自己査定の債権額の代理変数としてリスク管理債権を選択して、実証モデル（以下、リスク管理債権モデル）を構築し、仮説検定を行っている。選択したモデルによって、貸倒引当金繰入額の非裁量的な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モデルとリスク管理債権モデルのモデル選択問題は、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、リスク管理債権モデルを使って追試を行った。

表4は、リスク管理債権モデルの推定結果を示している。Panel Aは一般貸倒引当金繰入額モデル（(8)式に相当）の推定結果である。固定効果モデルのF値が有意でない、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されないため、年度ダミー付のPooled回帰モデルの推定結果を優先する。まず、インセンティブ変数の有意性をみると、表3のPanel Aの推定結果と同様に、EBTPの推定係数は有意に正であった。しかし、AdjCAPは10%水準でも有意ではなく、CHEBTPの推定係数は有意ではなかった。次に、リスク管理債権の各変数の推定係数をみると、表3のPanel Aの金融再生法開示債権モデルの推定結果と同様に、CHRNPL11の推定係数は有意に正である一方で、CHRNPL0の推定係数は有意に負である。CHRNPL12およびRNPL12の推定係数はいずれも有意ではなかった。

Panel Bは個別貸倒引当金繰入額モデル（(9)式に相当）の推定結果である。固定効果モデルの

F値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されるため、固定効果モデルの推定結果を優先する。まず、インセンティブ変数の有意性をみると、EBTPの推定係数は、表3のPanel Bの推定結果と同様に、1%水準で有意に正である。しかし、AdjCAPは10%水準でも有意ではなくなった。さらに、CHEBTPの推定係数も有意ではなく、表3のPanel Bの結果と異なっている。次に、リスク管理債権の各変数の推定係数をみると、表3のPanel Bの金融再生法開示債権モデルの推定結果と同様に、すべて有意に正である。

Panel Cは貸倒引当金繰入額モデル（(10)式に相当）の推定結果を示している。固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されないため、変量効果モデルを優先する。まず、インセンティブ変数の有意性をみると、EBTPおよびCHEBTPの推定係数は、表3のPanel Bの結果と同様に、それぞれ1%水準で有意に正である。それぞれ利益平準化仮説およびシグナリング仮説と整合的である。次に、リスク管理債権の各変数の推定係数をみると、3ヵ月以上延滞債権（CHRNPL12およびRNPL12）は有意ではなかった。表3のPanel Bの金融再生法開示債権モデルの結果と同様に、CHRNPL0の推定係数は負、それ以外の推定係数は正であった。

まとめると、表4のリスク管理債権の各変数の推定係数は、表3の金融再生法開示債権の各変数の推定結果と同様の傾向を示している。しかし、金融再生法開示債権モデルとリスク管理債権モデルとでは、仮説検定の結果において異なる点がある。表3の金融再生法開示債権モデルの推定結果では、一般貸倒引当金繰入額モデルのAdjCAPの推定係数は10%水準で有意に負、個別貸倒引当金繰入額モデルのAdjCAPの推定係数は10%水準で有意に正、CHEBTPの推定係数は5%水準で有意に正であった。しかし、表4のリスク管理

表4：リスク管理債権モデルの推定結果

Panel A: 一般貸倒引当金繰入額モデル（(8)式に相当）の推定結果（リスク管理債権）

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.002	-0.002	-0.029	-0.005
		-1.92	-1.65	-2.82 ***	-1.85
<i>CHRNPL0</i>	+/-	-0.006	-0.006	-0.006	-0.007
		-2.59 **	-2.69 ***	-2.02 **	-2.82 ***
<i>CHRNPL11</i>	+	0.126	0.132	0.136	0.128
		6.86 ***	6.07 ***	6.14 ***	8.77 ***
<i>CHRNPL12</i>	+	-0.121	-0.154	-0.099	-0.155
		-0.65	-0.87	-0.45	-0.80
<i>RNPL0</i>	+	0.001	0.001	0.004	0.003
		1.78	0.79	2.34 **	2.04 **
<i>RNPL11</i>	+	0.010	0.017	0.034	0.019
		1.20	1.48	2.04 **	1.72
<i>RNPL12</i>	+	-0.228	-0.260	-0.226	-0.315
		-1.56	-1.82	-0.84	-1.48
<i>SIZE</i>	?	0.000	0.000	0.002	0.000
		1.41	1.03	2.63 ***	1.56
<i>AdjCAP</i>	-	-0.004	-0.005	-0.025	-0.016
		-1.20	-1.61	-2.88 ***	-3.19 ***
<i>EBTP</i>	+	0.057	0.072	0.103	0.082
		3.50 ***	3.55 ***	3.81 ***	3.25 ***
<i>CHEBTP</i>	+	-0.003	0.014	0.020	0.008
		-0.22	0.80	1.02	0.44
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.002	0.001	0.001	0.001
		5.17 ***	3.73 ***	3.89 ***	5.68 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			2.67 ***	0.88	
<i>Hausman</i>					14.45
<i>R-Square</i>		0.219	0.245	0.307	0.206

Panel B: 個別貸倒引当金繰入額モデル（(9)式に相当）の推定結果（リスク管理債権）

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.002	-0.001	-0.015	-0.002
		-1.40	-0.95	-1.18	-0.71
<i>CHRNPL2</i>	+	0.220	0.218	0.226	0.228
		8.88 ***	8.68 ***	9.88 ***	15.96 ***
<i>CHRNPL3</i>	+	0.323	0.295	0.271	0.296
		5.59 ***	4.95 ***	4.78 ***	7.21 ***
<i>RNPL2</i>	+	0.079	0.077	0.073	0.082
		6.58 ***	6.41 ***	5.37 ***	9.24 ***
<i>RNPL3</i>	+	0.247	0.212	0.172	0.209
		6.95 ***	5.23 ***	3.73 ***	5.91 ***
<i>SIZE</i>	?	0.000	0.000	0.001	0.000
		0.74	-0.33	0.97	0.27
<i>AdjCAP</i>	+/-	-0.006	0.000	0.017	0.001
		-1.22	-0.07	1.50	0.18
<i>EBTP</i>	+	0.310	0.304	0.166	0.234
		7.82 ***	7.10 ***	3.24 ***	6.63 ***

<i>CHEBTP</i>	+	0.095 3.34 ***	0.113 3.09 ***	0.055 1.63	0.080 2.87 ***
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.003 5.13 ***	0.002 4.39 ***	0.002 3.64 ***	0.002 5.76 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			1.82 *	3.25 ***	
<i>Hausman</i>					28.63 ***
<i>R-Square</i>		0.476	0.491	0.641	0.378

Panel C: 貸倒引当金繰入額モデル ((10)式に相当) の推定結果 (リスク管理債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.004 -1.49	-0.005 -1.69	-0.037 -2.11 **	-0.008 -1.76
<i>CHRNPL0</i>	+ / -	-0.018 -4.15 ***	-0.020 -4.56 ***	-0.016 -3.14 ***	-0.017 -3.92 ***
<i>CHRNPL11</i>	+	0.126 2.97 ***	0.139 2.68 ***	0.122 2.77 ***	0.128 4.78 ***
<i>CHRNPL12</i>	+	0.270 0.63	0.173 0.43	0.151 0.42	0.090 0.26
<i>CHRNPL2</i>	+	0.236 8.37 ***	0.245 8.37 ***	0.258 9.28 ***	0.252 13.56 ***
<i>CHRNPL3</i>	+	0.359 4.78 ***	0.282 3.52 ***	0.269 3.31 ***	0.302 5.96 ***
<i>RNPL0</i>	+	0.002 1.59	0.003 1.69	0.006 1.48	0.005 2.22 **
<i>RNPL11</i>	+	0.053 2.88 ***	0.039 1.48	0.034 1.19	0.056 2.87 ***
<i>RNPL12</i>	+	-0.071 -0.20	-0.092 -0.28	-0.168 -0.37	-0.374 -1.03
<i>RNPL2</i>	+	0.064 4.70 ***	0.069 5.08 ***	0.070 3.92 ***	0.071 6.05 ***
<i>RNPL3</i>	+	0.197 4.41 ***	0.173 3.47 ***	0.152 2.48 **	0.173 3.92 ***
<i>SIZE</i>	?	0.000 0.60	0.000 0.23	0.002 1.76	0.000 0.97
<i>AdjCAP</i>	?	-0.008 -1.37	-0.004 -0.62	-0.003 -0.22	-0.008 -0.98
<i>EBTP</i>	+	0.372 8.00 ***	0.370 6.90 ***	0.259 4.02 ***	0.301 6.77 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.094 2.70 ***	0.133 3.01 ***	0.078 1.87	0.087 2.57 **
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.004 5.72 ***	0.003 4.08 ***	0.003 3.57 ***	0.003 6.34 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			3.16 ***	2.29 ***	
<i>Hausman</i>					15.50
<i>R-Square</i>		0.478	0.499	0.607	0.393

各説明変数の行の上段の数値は推定係数、下段の数値はt値である。Pooled回帰モデルと固定効果モデルは、銀行と年度で標準誤差を補正したt値である。変量効果モデルはWansbeek and Kapteyn (1989) に基づいて誤差項の共分散構造を特定している。F-valueは「固定効果なしに対する F 検定」である。Hausmanは、二元配置の固定効果モデルと変量効果モデルのHausman検定統計量である。

** : p値<0.05 *** : p値<0.01

債権モデルの推定結果では、それらの推定係数は10%水準でも有意になっていない。

その理由のひとつとして、金融再生法開示債権モデルと比較すると、リスク管理債権モデルは、貸倒引当金繰入額の非裁量的な部分を十分にコントロールできていない可能性があることを指摘できる。4.2で説明したとおり、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。実際に、表3の金融再生法開示債権モデルと表4のリスク管理債権モデルの各決定係数を比較すると、金融再生法開示債権モデルの決定係数のほうが高い。

さらに、梅澤（2015）は、各貸倒引当金繰入額の期待モデル（(5)式～(7)式）を使って、代替情報である金融再生法開示債権とリスク管理債権のいずれの有用性が高いのかをVuong検定によって統計的に検証している。その結果、金融再生法開示債権に比べて、リスク管理債権のほうが有用であるという結果は得られなかった。

こうした理由から、本研究は、リスク管理債権モデルでは、貸倒引当金繰入額の非裁量的な部分のコントロールが不十分であるために、金融再生法開示債権モデルと同様の結果を得られなかったものと考えられる。よって、本研究は、リスク管理債権モデルの仮説検定結果ではなく、金融再生法開示債権の仮説検定結果を優先する。

6.2 引当対象外の債権の影響を考慮に入れたモデルの推定結果³⁹⁾

本研究は、金融検査マニュアルに則って、自己査定 of 債務者区分と分類区分を所与として、期待モデルを構築している。つまり、理論上、GLLPは、正常債権（CHNPL0）や要管理債権（CHNPL1）とは相関するとしても、危険債権（CHNPL2）や破産更正等債権（CHNPL3）とは相関しないと想定している。同様に、SLLPは、CHNPL2やCHNPL3

とは相関するとしても、CHNPL0やCHNPL1とは相関しないと想定している。しかし、実務では、一般貸倒引当金の算定において、危険債権（CHNPL2）を考慮に入れたり、個別貸倒引当金の算定において、要管理債権（CHNPL1）を考慮に入れたりしているかもしれない。実際に、表2の相関表では、GLLPとCHNPL2が正に相関している。

そこで、本研究は、引当対象外債権も実証モデルに加えて、追試を行った。具体的には、一般貸倒引当金繰入額モデルには、危険債権（CHNPL2およびNPL2）と破産更正等債権（CHNPL3およびNPL3）を追加する一方で、個別貸倒引当金繰入額モデルには、正常債権（CHNPL0およびNPL0）および要管理債権（CHNPL1およびNPL1）を追加して、それぞれを再推定した。その推定結果は表5に示している。

表5のPanel Aは、一般貸倒引当金繰入額モデル（(8)式に相当）の推定結果である。固定効果モデルのF値が有意でない、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されないため、年度ダミー付のPooled回帰モデルの推定結果を優先する。まず、インセンティブ変数の推定係数をみると、表3のPanel Aの推定結果と同様に、EBTPの推定係数は1%水準で有意に正である。しかし、表3のPanel Aの推定結果と異なり、AdjCAPは1%水準で有意に負である。次に、各金融再生法開示債権の推定係数をみると、表3のPanel Aと同様に、CHNPL1の推定係数は有意に正であった。しかし、表3のPanel Aの推定結果と異なり、CHNPL0の推定係数は有意ではない。そして、予測に反して、CHNPL2の推定係数は有意に正であった。よって、危険債権（CHNPL2およびNPL2）と破産更正等債権（CHNPL3およびNPL3）がGLLPに及ぼす影響を考慮に入れると、表3と異なり、一般貸倒引当金繰入額に係る自己

表5：引当対象外債権を考慮に入れたモデルの推定結果

Panel A: 一般貸倒引当金繰入額モデル (8)式に相当) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.001	-0.001	-0.022	-0.002
		-0.61	-0.84	-2.35 **	-0.58
<i>CHNPL0</i>	+/-	-0.003	-0.003	-0.003	-0.003
		-1.52	-1.55	-1.02	-1.43
<i>CHNPL1</i>	+	0.142	0.159	0.168	0.157
		8.26 ***	8.24 ***	8.21 ***	11.07 ***
<i>CHNPL2</i>	?	0.031	0.040	0.036	0.037
		2.50 **	3.07 ***	2.28 **	3.36 ***
<i>CHNPL3</i>	?	0.031	0.025	0.016	0.021
		1.61	1.27	0.77	1.44
<i>NPL0</i>	+	0.001	0.000	0.003	0.002
		1.01	0.30	1.44	1.08
<i>NPL1</i>	+	0.012	0.019	0.042	0.025
		1.38	1.80	2.66 ***	2.23 **
<i>NPL2</i>	?	-0.013	-0.010	-0.020	-0.018
		-1.85	-1.40	-1.65	-2.22 **
<i>NPL3</i>	?	0.000	0.001	-0.007	-0.006
		-0.05	0.11	-0.56	-0.57
<i>SIZE</i>	?	0.000	0.000	0.002	0.000
		0.54	0.48	2.29 **	0.68
<i>AdjCAP</i>	-	-0.007	-0.008	-0.029	-0.019
		-2.20 **	-2.42 **	-3.38 ***	-3.98 ***
<i>EBTP</i>	+	0.070	0.070	0.098	0.084
		4.16 ***	3.29 ***	3.58 ***	3.47 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.003	0.013	0.023	0.014
		0.23	0.74	1.11	0.76
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.002	0.001	0.001	0.001
		5.26 ***	3.75 ***	3.70 ***	5.43 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			2.79 ***	0.91	
<i>Hausman</i>					14.40
<i>R-Square</i>		0.281	0.307	0.364	0.271

Panel B: 個別貸倒引当金繰入額モデル (9)式に相当) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.002	-0.003	-0.005	-0.003
		-1.08	-1.22	-0.37	-1.27
<i>CHNPL0</i>	?	-0.015	-0.016	-0.013	-0.015
		-4.48 ***	-4.51 ***	-3.25 ***	-4.19 ***
<i>CHNPL1</i>	?	-0.023	-0.022	-0.048	-0.028
		-0.66	-0.53	-1.28	-1.26
<i>CHNPL2</i>	+	0.221	0.223	0.233	0.230
		8.62 ***	8.25 ***	9.52 ***	13.80 ***
<i>CHNPL3</i>	+	0.258	0.244	0.253	0.248
		5.70 ***	4.92 ***	5.40 ***	11.08 ***
<i>NPL0</i>	?	0.001	0.002	0.001	0.003
		0.76	1.23	0.42	1.61
<i>NPL1</i>	?	0.031	0.012	-0.011	0.018
		2.06 **	0.56	-0.48	1.16

<i>NPL2</i>	+	0.052 3.62 ***	0.054 3.73 ***	0.056 3.04 ***	0.062 5.64 ***
<i>NPL3</i>	+	0.144 7.11 ***	0.139 6.57 ***	0.124 4.74 ***	0.134 8.30 ***
<i>SIZE</i>	?	0.000 0.42	0.000 0.09	0.000 0.12	0.000 0.34
<i>AdjCAP</i>	+/-	-0.004 -0.74	0.000 -0.05	0.018 1.71	0.002 0.27
<i>EBTP</i>	+	0.293 7.10 ***	0.287 6.36 ***	0.160 3.09 ***	0.247 6.91 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.105 3.29 ***	0.128 3.18 ***	0.075 2.05 **	0.109 3.85 ***
<i>DNEGBTP</i>	+	0.002 4.80 ***	0.002 3.60 ***	0.002 3.04 ***	0.002 5.12 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			1.57	3.03 ***	
<i>Hausman</i>					41.27 ***
<i>R-Square</i>		0.514	0.524	0.661	0.422

各説明変数の行の上段の数値は推定係数、下段の数値はt値である。Pooled 回帰モデルと固定効果モデルは、銀行と年度で標準誤差を補正したt値である。変量効果モデルはWansbeek and Kapteyn (1989) に基づいて誤差項の共分散構造を特定している。F-valueは「固定効果なしに対する F 検定」である。Hausmanは、二元配置の固定効果モデルと変量効果モデルのHausman 検定統計量である。

** : p値<0.05 *** : p値<0.01

資本比率調整仮説 (H1(G)) と整合的な結果が得られる。

Panel Bは、個別貸倒引当金繰入額モデル ((9)式に相当) の推定結果である。固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman 検定によって帰無仮説が棄却されるため、固定効果モデルの推定結果を優先する。まず、インセンティブ変数の推定係数をみると、表3のPanel Bの推定結果と同様に、AdjCAPの推定係数は10%水準で有意に正、EBTPの推定係数は1%水準で有意に正、およびCHEBTPの推定係数は5%水準で有意に正である。次に、正常債権 (CHNPL0およびNPL0) および要管理債権 (CHNPL1およびNPL1) の各推定係数をみると、CHNPL0の推定係数は有意に負である。よって、正常債権 (CHNPL0およびNPL0) および要管理債権 (CHNPL1およびNPL1) がSLLPに及ぼす影響を考慮に入れても、個別貸倒引当金繰入額に係る仮説検定の結果は影響を受けない。

6.3 Beatty and Liao (2014) 型モデルの推定結果

Beatty and Liao (2014) は、実証モデルにおいて、不良債権の変数はストック変数ではなく、フロー変数であることが望ましいと主張している。そこで、本研究は、金融再生法開示債権の期首のストック変数 ($NPL0_{t-1}$, $NPL1_{t-1}$, $NPL2_{t-1}$ および $NPL3_{t-1}$) をそれぞれフロー変数 ($CHNPL0_{t-1}$, $CHNPL1_{t-1}$, $CHNPL2_{t-1}$ および $CHNPL3_{t-1}$) に置き換えて推定を行った。

表6はその推定結果を示している。まず、Panel Aの一般貸倒引当金繰入額モデル ((8)式に相当) については、年度ダミー付きのPooled 回帰モデルが優先され、AdjCAPは5%水準で有意に負、EBTPは1%水準で有意に正である。次に、Panel Bの個別貸倒引当金繰入額モデル ((9)式に相当) については、固定効果モデルが優先され、AdjCAPの推定係数は10%水準で有意に正、EBTPの推定係数は1%水準で有意に正、

CHEBTPの推定係数は5%水準で有意に正である。また、Panel Cの貸倒引当金繰入額モデル((10)式に相当)については、固定効果モデルが優先され、EBTPの推定係数は1%水準で有意に正、CHEBTPの推定係数は5%水準で有意に正である。よって、金融再生法開示債権の期首のストック変数をそれぞれフロー変数に置き換えて推

定すると、表3と異なり、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説(H1(G))と整合的な結果が得られる。

6.4 Ahmed et al. (1999) 型モデルの推定結果

Ahmed et al. (1999) や奥田 (2001) は、不良債権の期首のストック変数 ($NPL_{0,t-1}$ 、 $NPL_{1,t-1}$ 、

表6 : Beatty and Liao (2014) 型モデルの推定結果

Panel A: 一般貸倒引当金繰入額モデル ((8)式に相当) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.000	-0.001	-0.025	-0.002
		-0.60	-1.02	-2.51 **	-0.68
<i>CHNPL_{0,t}</i>	+ / -	-0.006	-0.006	-0.005	-0.006
		-2.67 ***	-2.50 **	-1.84	-2.61 ***
<i>CHNPL_{1,t}</i>	+	0.137	0.142	0.141	0.138
		8.57 ***	7.71 ***	7.35 ***	10.71 ***
<i>CHNPL_{0,t-1}</i>	+	0.003	0.002	0.002	0.003
		2.14 **	1.51	0.79	1.78
<i>CHNPL_{1,t-1}</i>	+	-0.007	-0.007	-0.003	-0.008
		-0.74	-0.60	-0.27	-0.74
<i>SIZE</i>	?	0.000	0.000	0.002	0.000
		0.62	0.45	2.56 **	0.95
<i>AdjCAP</i>	-	-0.006	-0.007	-0.026	-0.018
		-2.28 **	-2.18 **	-2.92 ***	-3.73 ***
<i>EBTP</i>	+	0.066	0.074	0.108	0.087
		4.08 ***	3.91 ***	3.99 ***	3.65 ***
<i>CHEBTP</i>	+	-0.002	0.008	0.018	0.005
		-0.14	0.46	0.84	0.26
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.002	0.001	0.001	0.001
		5.39 ***	3.90 ***	4.05 ***	6.03 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			2.42 ***	0.81	
<i>Hausman</i>					11.07
<i>R-Square</i>		0.252	0.275	0.329	0.238

Panel B: 個別貸倒引当金繰入額モデル ((9)式に相当) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.011	0.011	0.007	0.012
		7.58 ***	7.73 ***	0.40	4.12 ***
<i>CHNPL_{2,t}</i>	+	0.178	0.161	0.198	0.184
		6.73 ***	6.48 ***	8.47 ***	11.78 ***
<i>CHNPL_{3,t}</i>	+	0.153	0.150	0.186	0.175
		2.95 ***	2.89 ***	4.04 ***	8.35 ***
<i>CHNPL_{2,t-1}</i>	+	0.007	-0.016	0.007	-0.001
		0.34	-0.73	0.41	-0.09
<i>CHNPL_{3,t-1}</i>	+	0.014	-0.002	0.017	0.011
		0.70	-0.10	0.98	0.68

地方銀行の貸倒引当金繰入額に係る裁量的調整行動（梅澤）

<i>SIZE</i>	?	-0.001 -5.25 ***	-0.001 -6.82 ***	0.000 -0.40	-0.001 -3.56 ***
<i>AdjCAP</i>	+/-	-0.036 -6.57 ***	-0.013 -2.19 **	0.023 1.87	-0.002 -0.26
<i>EBTP</i>	+	0.373 8.01 ***	0.366 7.62 ***	0.170 3.23 ***	0.254 6.54 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.147 4.61 ***	0.132 3.38 ***	0.078 2.16 **	0.104 3.38 ***
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.003 4.94 ***	0.003 4.78 ***	0.002 3.14 ***	0.002 5.38 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			10.42 ***	5.74 ***	
<i>Hausman</i>					488.57 ***
<i>R-Square</i>		0.291	0.376	0.609	0.263

Panel C: 貸倒引当金繰入額モデル（(10)式に相当）の推定結果（金融再生法開示債権）

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.011 6.27 ***	0.010 5.90 ***	-0.015 -0.79	0.011 3.26 ***
<i>CHNPL_{0,t}</i>	+/-	-0.033 -6.82 ***	-0.030 -6.15 ***	-0.020 -3.81 ***	-0.025 -5.44 ***
<i>CHNPL_{1,t}</i>	+	0.085 1.99 **	0.080 1.66	0.094 2.27 **	0.085 3.29 ***
<i>CHNPL_{2,t}</i>	+	0.189 6.86 ***	0.186 6.79 ***	0.233 8.38 ***	0.216 11.23 ***
<i>CHNPL_{3,t}</i>	+	0.176 3.52 ***	0.149 3.01 ***	0.192 4.11 ***	0.181 7.09 ***
<i>CHNPL_{0,t-1}</i>	+	-0.004 -0.83	-0.001 -0.27	-0.005 -1.09	-0.004 -1.22
<i>CHNPL_{1,t-1}</i>	+	0.046 2.22 **	-0.009 -0.35	-0.018 -0.75	-0.009 -0.42
<i>CHNPL_{2,t-1}</i>	+	-0.002 -0.10	-0.011 -0.46	0.007 0.36	0.002 0.11
<i>CHNPL_{3,t-1}</i>	+	0.005 0.23	-0.006 -0.27	0.014 0.69	0.010 0.50
<i>SIZE</i>	?	-0.001 -4.35 ***	-0.001 -5.31 ***	0.001 0.82	-0.001 -2.53 **
<i>AdjCAP</i>	?	-0.036 -6.24 ***	-0.021 -3.08 ***	-0.002 -0.13	-0.020 -2.25 **
<i>EBTP</i>	+	0.486 9.27 ***	0.463 8.51 ***	0.278 4.51 ***	0.363 7.76 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.160 4.32 ***	0.166 3.66 ***	0.103 2.37 **	0.131 3.54 ***
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.004 6.05 ***	0.003 4.74 ***	0.003 3.52 ***	0.003 5.88 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			6.88 ***	3.44 ***	
<i>Hausman</i>					43.39 ***
<i>R-Square</i>		0.385	0.436	0.587	0.311

各説明変数の行の上段の数値は推定係数、下段の数値はt値である。Pooled回帰モデルと固定効果モデルは、銀行と年度で標準誤差を補正したt値である。変量効果モデルはWansbeek and Kapteyn (1989)に基づいて誤差項の共分散構造を特定している。F-valueは「固定効果なしに対するF検定」である。Hausmanは、二元配置の固定効果モデルと変量効果モデルのHausman検定統計量である。

** : p値<0.05 *** : p値<0.01

NPL_{2,t-1}およびNPL_{3,t-1}) を含めない実証モデルを採用している。Ahmed et al. (1999) はそのモデルでは利益平準化仮説と整合的な結果を得られなかった。しかし、期首の不良債権のストック変数を追加した実証モデルで追試を行ったところ、利益平準化仮説と整合的な結果を得られたと報告している。そこで、本研究は、金融再生法開示債権の期首のストック変数 (NPL_{0,t-1}、NPL_{1,t-1}、NPL_{2,t-1}およびNPL_{3,t-1}) を除外した実証モデルを推定した。

表7はその推定結果を示している。まず、Panel Aの一般貸倒引当金繰入額モデル ((8)式に相当) については、年度ダミー付きのPooled回帰モデルが優先され、AdjCAPの推定係数は5%水準で有意に負、EBTPの推定係数は1%水準で有意に正である。次に、Panel Bの個別貸倒引当金繰入額モデル ((9)式に相当) については、固定効果モデルが優先され、AdjCAPの推定係数は10%水準で有意に正、EBTPの推定係数は1%水準で有意に正、CHEBTPの推定係数は5%水準で有意に正である。また、Panel Cの貸倒引当金繰入額モデル ((10)式に相当) については、固定効果モデルが優先され、EBTPの推定係数は1%水準で有意に正、CHEBTPの推定係数は5%水準で有意に正である。よって、金融再生法開示債権の期首のストック変数を除外して推定すると、表3と異なり、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説 (H1(G)) と整合的な結果が得られる。

6.5 分析の総括

本項では、分析の総括を行なう。本研究は、主分析として、(8)式から(10)式の推定結果 (表3) を報告している。さらに、追加分析として、(8)式から(10)式のそれぞれに (a) から (c) の修正を施したモデルの推定結果 (表5～表7) を報告

している。

- (a) 引当対象外債権を追加したモデル (表5)
- (b) Beatty and Liao (2014) の主張を踏まえ、(8)式から(10)式の各金融再生法開示債権の期首のストック変数 (NPL_{0,t-1}、NPL_{1,t-1}、NPL_{2,t-1}、NPL_{3,t-1}) をそれぞれフロー変数 (CHNPL_{0,t-1}、CHNPL_{1,t-1}、CHNPL_{2,t-1}、CHNPL_{3,t-1}) に置き換えたモデル (表6)
- (c) Ahmed et al. (1999) や奥田 (2001) と同様に、(8)式から(10)式の各金融再生法開示債権の期首のストック変数 (NPL_{0,t-1}、NPL_{1,t-1}、NPL_{2,t-1}、NPL_{3,t-1}) を除外したモデル⁴⁰⁾ (表7)

まず、一般貸倒引当金繰入額モデル ((8)式) のAdjCAPの推定係数は、(8)式では10%水準で有意に負である (表3)。その場合、本研究は、5%基準で有意性を判断するため、自己資本比率調整仮説は支持されない。しかし、(8)式に(a) から (c) のいずれかの修正を施せば、AdjCAPの推定係数は5%水準で有意に負となる⁴¹⁾。よって、本研究は、(8)式に修正を施した特定のモデルの推定結果に限るという条件付で、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説 (H1(G)) は支持されたものと結論付けることとする。つまり、銀行経営者は、自己資本比率が低いときに、一般貸倒引当金繰入額を増やして、自己資本比率を高めているものと解釈される。

次に、個別貸倒引当金繰入額モデル ((9)式) に (a) から (c) の調整を施したとしても、固定効果モデルが優先され、AdjCAPの推定係数は10%水準で有意に正である。しかし、本研究は5%基準で有意性を判断している。よって、個別貸倒引当金繰入額に係る不良債権処理仮説 (H2-1(S)) は支持されなかったものとする⁴²⁾。

さらに、(8)式から(10)式のEBTPの推定係数

表7：Ahmed et al. (1999) 型モデルの推定結果

Panel A: 一般貸倒引当金繰入額モデル（(8)式に相当）の推定結果（金融再生法開示債権）

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		-0.001	-0.001	-0.027	-0.002
		-0.64	-1.06	-2.83 ***	-0.89
<i>CHNPL0</i>	+/-	-0.005	-0.005	-0.005	-0.005
		-2.13 **	-2.23 **	-1.78	-2.42 **
<i>CHNPL1</i>	+	0.139	0.146	0.144	0.141
		8.71 ***	8.15 ***	7.75 ***	11.09 ***
<i>SIZE</i>	?	0.000	0.000	0.002	0.000
		0.60	0.47	2.88 ***	1.14
<i>AdjCAP</i>	-	-0.005	-0.007	-0.026	-0.019
		-2.06 **	-2.20 **	-2.96 ***	-3.76 ***
<i>EBTP</i>	+	0.070	0.078	0.111	0.093
		4.47 ***	4.13 ***	4.14 ***	3.88 ***
<i>CHEBTP</i>	+	-0.002	0.011	0.019	0.007
		-0.17	0.60	0.93	0.41
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.002	0.001	0.001	0.002
		5.53 ***	3.97 ***	4.12 ***	6.12 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			2.66 ***	0.85	
<i>Hausman</i>					12.42
<i>R-Square</i>		0.248	0.273	0.328	0.234

Panel B: 個別貸倒引当金繰入額モデル（(9)式に相当）の推定結果（金融再生法開示債権）

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.011	0.011	0.004	0.012
		7.55 ***	7.80 ***	0.26	4.09 ***
<i>CHNPL2</i>	+	0.178	0.164	0.196	0.185
		6.78 ***	6.68 ***	8.86 ***	12.15 ***
<i>CHNPL3</i>	+	0.153	0.148	0.184	0.173
		2.96 ***	2.91 ***	4.06 ***	8.36 ***
<i>SIZE</i>	?	-0.001	-0.001	0.000	-0.001
		-5.22 ***	-6.88 ***	-0.26	-3.54 ***
<i>AdjCAP</i>	+/-	-0.036	-0.013	0.022	-0.002
		-6.57 ***	-2.22 **	1.83	-0.24
<i>EBTP</i>	+	0.371	0.366	0.174	0.255
		8.04 ***	7.66 ***	3.24 ***	6.57 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.145	0.133	0.077	0.103
		4.56 ***	3.37 ***	2.16 **	3.37 ***
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.003	0.003	0.002	0.002
		4.91 ***	4.70 ***	3.21 ***	5.44 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			10.40 ***	5.74 ***	
<i>Hausman</i>					74.37 ***
<i>R-Square</i>		0.290	0.375	0.608	0.263

Panel C: 貸倒引当金繰入額モデル ((10)式に相当) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.010 6.21 ***	0.010 6.09 ***	-0.013 -0.70	0.011 3.45 ***
<i>CHNPL0</i>	+ / -	-0.036 -7.56 ***	-0.030 -6.44 ***	-0.021 -3.94 ***	-0.026 -5.69 ***
<i>CHNPL1</i>	+	0.083 2.03 **	0.080 1.68	0.092 2.21 **	0.082 3.24 ***
<i>CHNPL2</i>	+	0.189 6.91 ***	0.187 7.04 ***	0.228 8.70 ***	0.212 11.37 ***
<i>CHNPL3</i>	+	0.173 3.50 ***	0.149 3.03 ***	0.188 4.05 ***	0.176 7.00 ***
<i>SIZE</i>	?	-0.001 -4.20 ***	-0.001 -5.49 ***	0.001 0.72	-0.001 -2.72 ***
<i>AdjCAP</i>	?	-0.039 -6.65 ***	-0.021 -3.09 ***	-0.001 -0.10	-0.020 -2.26 **
<i>EBTP</i>	+	0.473 9.26 ***	0.462 8.49 ***	0.282 4.47 ***	0.367 7.94 ***
<i>CHEBTP</i>	+	0.158 4.23 ***	0.167 3.66 ***	0.105 2.41 ***	0.132 3.61 ***
<i>DNEGEBTP</i>	+	0.004 5.87 ***	0.003 4.64 ***	0.003 3.51 ***	0.003 5.94 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			7.61 ***	3.50 ***	
<i>Hausman</i>					38.86 ***
<i>R-Square</i>		0.379	0.435	0.585	0.309

各説明変数の行の上段の数値は推定係数、下段の数値はt値である。Pooled回帰モデルと固定効果モデルは、銀行と年度で標準誤差を補正したt値である。変量効果モデルはWansbeek and Kapteyn (1989)に基づいて誤差項の共分散構造を特定している。F-valueは「固定効果なしに対するF検定」である。Hausmanは、二元配置の固定効果モデルと変量効果モデルのHausman検定統計量である。

** : p値<0.05 *** : p値<0.01

は、それらのモデルに(a)から(c)の修正を施したとしても、1%水準で有意に正であり、利益平準化仮説(H3(G, S, L))と整合的な結果が得られている。つまり、銀行経営者は、一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額のそれぞれを調整することによって、利益の平準化を行っているものと解釈される。

また、個別貸倒引当金繰入額モデル((9)式)および貸倒引当金繰入額モデル((10)式)のCHEBTPの推定係数は、それらのモデルに(a)から(c)の修正を施したとしても、1%水準あるいは5%水準で有意である。しかし、一般貸倒引当金繰入額モデル((8)式)のCHEBTPの推定

係数は、(8)式に(a)から(c)の修正を施したとしても、有意ではなかった。よって、個別貸倒引当金繰入額および貸倒引当金繰入額に係るシグナリング仮説(H3(S, L))は支持される。ここで、一般貸倒引当金繰入額は便益なのかコストなのか曖昧である。他方で、個別貸倒引当金繰入額は不良債権処理コストである。それゆえ、この結果は、追加的な不良債権処理コストが割に合う、将来の高業績銀行の経営者が、個別貸倒引当金繰入額を増加させて、シグナルを送っているものと解釈される。

7. 要約と今後の展望

本研究は、銀行経営者の貸倒引当金繰入額の調整行動を分析した。本研究の特徴は、貸倒引当金繰入額の調整行動に加えて、その構成要素である、一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額のそれぞれの調整行動も分析した点にある。

まず、分析の総括を行なうと、第一に、利益平準化仮説と整合的な結果が得られた。銀行経営者は、一般貸倒引当金繰入額および個別貸倒引当金繰入額のそれぞれを調整して、利益の平準化を行っている。第二に、銀行行動に係るシグナリング仮説と整合的な結果が得られた。銀行経営者は、翌期の業績が高いほど、個別貸倒引当金繰入額を増やしている。一般貸倒引当金繰入額は便益なのかコストなのかが曖昧である。他方で、個別貸倒引当金繰入額は不良債権処理コストである。それゆえ、この結果は、追加的な不良債権処理コストが割に合う、将来の高業績銀行の経営者が、個別貸倒引当金繰入額を増やして、シグナルを送っていることを示唆している。第三に、特定の実証モデルの推定結果に限るという条件付であるが、一般貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説と整合的な結果が得られた。調整前の自己資本比率が低い銀行の経営者ほど、一般貸倒引当金繰入額を積み増して、自己資本比率を高めていることを示唆している。

次に、本研究の実証結果の適用範囲について言及する。第一に、本研究は上場地方銀行・第二地方銀行の経営者の裁量行動を分析したものである。そのため、本研究の分析結果をもって、都市銀行や信託銀行、さらには信用金庫や信用組合の経営者の裁量行動を論じることはできないかもしれない。第二に、本研究の分析期間は、自己資本比率規制の制度的枠組みが定着しはじめた2001年度以降である。早期是正措置導入以前と以降と

では、金融制度の制度的枠組みが大きく異なるため、銀行経営者のインセンティブ構造が異なっている可能性がある。そのため、本研究の分析結果をもって、早期是正措置以前の銀行経営者の裁量行動を解釈することは避けるべきである。

最後に、本研究の課題について言及する。第一に、本研究は、2001年度以降の制度的枠組みの定着期において、銀行経営者は、信用リスクに比して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との仮定を置いている。しかし、この仮定の妥当性については検証の余地があると考えられる。第二に、本研究は、コントロール変数として、期首の貸倒引当金や貸出金償却などを採用していない。しかし、これらのコントロール変数が仮説検定の結果に及ぼす影響の検証も必要かもしれない。第三に、本研究は、市場評価に係るシグナリング仮説の検証を行っていない。以上の課題は、今後の課題としたい。

補遺

本研究は、(5)式から(7)式の貸倒引当金繰入額の期待モデルに基づいて、実証モデルを構築する。その(5)式から(7)式の各貸倒引当金繰入額モデルは、(1)式および(2)式の各貸倒引当金モデルを前提としている。そこで、補遺では、一般貸倒引当金モデル((1)式)および個別貸倒引当金モデル((2)式)、さらに、それらを結合した貸倒引当金モデル((1)+(2)式)を推定して、各推定係数の有意性および符号を確認する。

ここで、NPL1、NPL2およびNPL3は不良債権である一方で、NPL0は正常債権である。制度上、正常債権であるNPL0も引当対象債権とされている。しかし、もしNPL0の信用リスクが僅少あるいはゼロと近似できれば、NPL0の係数 $\alpha_1=0$ とな

る。よって、(1)式および(2)式の係数は、 $0 \leq \alpha_1 < \alpha_2 < 1$ および $0 < \beta_1 < \beta_2 < 1$ と予測される。

はじめに、(1)式および(2)式の被説明変数と説明変数の記述統計量と相関表を確認する。表8は、(1)式および(2)式の被説明変数および説明変数の記述統計量である。RNPL12は、平均値、第1四分位、中央値、第3四分位および標準偏差のいずれの値も0.000である。よって、 $NPL1_{t-1} \approx RNPL11_{t-1}$ と近似できる。

表9は、(1)式および(2)式の被説明変数および説明変数のPearsonの相関表である。表9をみると、正常債権(NPL0)と正常貸出金(RNPL0)との相関係数は0.992、要管理債権(NPL1)と貸出条件緩和債権(RNPL11)との相関係数は0.969、危険債権(NPL2)と破綻先債権(RNPL2)との相関係数は0.907、破産更正等債権(NPL3)と延滞債権(RNPL3)との相関係数は0.817となっており、高い相関関係を示している。しかし、要

表8：貸倒引当金モデルの被説明変数と説明変数の記述統計量：(N=783)

変数	和変数名	平均	標準偏差	Q1	中央値	Q3
被説明変数(貸倒引当金)						
LLA_{it}	貸倒引当金	0.012	0.007	0.007	0.011	0.015
$GLLA_{it}$	一般貸倒引当金	0.004	0.002	0.003	0.004	0.005
$SLLA_{it}$	個別貸倒引当金	0.008	0.005	0.004	0.007	0.010
説明変数(金融再生法開示債権)						
NPL_{it}	総与信額 = $\sum_{k=0}^3 NPLk_{it}$	0.689	0.067	0.640	0.690	0.738
$NPL0_{it}$	正常債権	0.653	0.064	0.606	0.654	0.698
$NPL1_{it}$	要管理債権	0.009	0.007	0.004	0.007	0.013
$NPL2_{it}$	危険債権	0.018	0.009	0.012	0.016	0.022
$NPL3_{it}$	破産更正等債権	0.010	0.006	0.005	0.008	0.012
説明変数(リスク管理債権)						
$LOAN_{it}$	貸出金 = $\sum_{k=0}^3 RNPLk_{it}$	0.676	0.066	0.627	0.677	0.725
$RNPL0_{it}$	正常貸出金	0.640	0.063	0.595	0.639	0.684
$RNPL11_{it}$	貸出条件緩和債権	0.009	0.007	0.003	0.007	0.013
$RNPL12_{it}$	3ヵ月以上延滞債権	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
$RNPL2_{it}$	延滞債権	0.023	0.011	0.015	0.021	0.029
$RNPL3_{it}$	破綻先債権	0.003	0.003	0.001	0.002	0.004

変数は、すべて期首の総資産でデフレートしている。

表9：貸倒引当金モデルの被説明変数と説明変数のPearsonの相関表

変数	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1 LLA_{it}	1.000										
2 $GLLA_{it}$	0.681	1.000									
3 $SLLA_{it}$	0.962	0.456	1.000								
4 $NPL0_{it}$	-0.010	0.009	-0.016	1.000							
5 $NPL1_{it}$	0.441	0.510	0.347	0.034	1.000						
6 $NPL2_{it}$	0.576	0.370	0.562	-0.009	0.415	1.000					
7 $NPL3_{it}$	0.758	0.375	0.782	0.163	0.423	0.477	1.000				
8 $RNPL0_{it}$	-0.013	0.006	-0.017	0.992	-0.010	-0.019	0.149	1.000			
9 $RNPL11_{it}$	0.452	0.497	0.364	0.010	0.969	0.428	0.422	-0.031	1.000		
10 $RNPL12_{it}$	0.103	0.092	0.091	0.137	0.365	0.121	0.213	0.101	0.359	1.000	
11 $RNPL2_{it}$	0.688	0.423	0.680	0.061	0.456	0.907	0.704	0.048	0.409	0.131	1.000
12 $RNPL3_{it}$	0.622	0.280	0.652	0.158	0.365	0.373	0.817	0.149	0.362	0.146	0.475

P値が5%未満の場合は、数値を太字にしている。

管理債権（NPL1）と3ヵ月以上延滞債権（RNPL12）との相関係数は0.365となっている。また、正常債権（NPL0）と正常貸出金（RNPL0）は、貸倒引当金（LLA）、一般貸倒引当金（GLLA）および個別貸倒引当金（SLLA）のいずれとも相関していない。

次に、(1)式、(2)式および(1) + (2)式の推定結果を確認する。表10は金融再生法開示債権モデルの推定結果である。Panel A、Panel BおよびPanel Cはそれぞれ、(1)式、(2)式および(1)+(2)式の推定結果である。すべてのPanelにおいて、固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されるため、固定効果モデルの推定結果を優先する。

表10のPanel Aの一般貸倒引当金モデル（(1)式）の推定結果をみると、NPL1の推定係数は、予測どおり、有意に正である。しかし、NPL0の推定係数はゼロと有意に異ならない。よって、NPL0の信用リスクは僅少あるいはゼロと近似できるため、NPL0に対して引当はなされていないものと解釈できる。次に、Panel Bの個別貸倒引当金モデル（(2)式）の推定結果をみると、NPL2およびNPL3の推定係数は、予測どおり、有意に正である。推定係数の大きさも、予測どおり、NPL2よりもNPL3のほうが大きい。最後に、Panel Cの貸倒引当金モデル（(1) + (2)式）の推定結果をみると、NPL2およびNPL3の推定係数は、予測どおり、有意に正である。さらに、推定係数の大きさも、予測どおり、NPL2よりもNPL3のほうが大きい。しかし、NPL0およびNPL1の推定係数は有意ではない。

さらに、本研究は、引当対象外債権を実証モデルに加えた推定も行っている。本研究は、金融検査マニュアルに則って、自己査定債務者区分と分類区分を所与として、貸倒引当金の期待モデルを構築している。しかし、実務では、一般貸倒引

当金の算定において、危険債権（NPL2）や破産更正等債権（NPL3）を考慮に入れたり、個別貸倒引当金の算定において、正常債権（NPL0）や要管理債権（NPL1）を考慮に入れたりしているかもしれない。実際に、表9の相関表では、GLLAはNPL2およびNPL3と正に相関している。そこで、本研究は、金融再生法開示債権の変数をすべて実証モデルに加えて、追試を行った。その追試の結果は表11である。

表11のPanel Aは一般貸倒引当金モデル（(1)式に相当）の推定結果である。固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されないため、変量効果モデルを優先する。まず、NPL0およびNPL1の推定係数は、表10と同様である。つまり、NPL1の推定係数は、予測どおり、有意に正であるが、NPL0の推定係数はゼロと有意に異ならない。次に、焦点となっているNPL2およびNPL3の推定係数は有意に正である。これらの結果に対するひとつの解釈として、銀行経営者は、経済状況の変化や貸出債権ポートフォリオの構成の変化の指標として、危険債権や破産更正等債権の変化を考慮に入れて一般貸倒引当金の算定しているのかもしれない。

Panel Bは個別貸倒引当金モデル（(2)式に相当）の推定結果である。固定効果モデルのF値が有意、かつ、Hausman検定によって帰無仮説が棄却されるため、固定効果モデルの推定結果を優先する。まず、NPL2およびNPL3の推定係数は、表10と同様に、それぞれ有意に正である。次に、焦点となっているNPL0およびNPL1の推定係数はいずれも有意ではない。

以上より、NPL1、NPL2およびNPL3は不良債権である一方で、NPL0は正常債権である。制度上、正常債権であるNPL0も引当対象債権とされている。しかし、実際には、NPL0の信用リスクは僅少あるいはゼロと近似できる。この結果は、

表10：貸倒引当金モデルの推定結果

Panel A: 一般貸倒引当金モデル ((1)式) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.003 4.96 ***	0.003 4.32 ***	0.004 2.79 ***	0.004 3.83 ***
<i>NPL0</i>	+	0.000 -0.29	-0.001 -0.59	-0.003 -1.43	-0.001 -0.68
<i>NPL1</i>	+	0.144 12.95 ***	0.151 8.44 ***	0.104 5.78 ***	0.125 11.61 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			1.90 **	6.27 ***	
<i>Hausman</i>					6.27 **
<i>R-Square</i>		0.260	0.278	0.606	0.151

Panel B: 個別貸倒引当金モデル ((2)式) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.000 -0.32	-0.001 -1.47	-0.001 -1.19	-0.001 -2.24 **
<i>NPL2</i>	+	0.156 7.35 ***	0.155 7.48 ***	0.207 8.72 ***	0.189 12.21 ***
<i>NPL3</i>	+	0.562 13.47 ***	0.570 12.51 ***	0.598 11.10 ***	0.580 28.65 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			1.59	9.84 ***	
<i>Hausman</i>					7.79 **
<i>R-Square</i>		0.658	0.665	0.856	0.624

Panel C: 貸倒引当金モデル ((1)+(2)式) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.010 7.32 ***	0.009 6.21 ***	-0.000 -0.00	0.006 2.48 **
<i>NPL0</i>	+	-0.012 -6.10 ***	-0.012 -5.60 ***	-0.002 -0.44	-0.006 -1.95
<i>NPL1</i>	+	0.072 2.42 **	0.067 1.50	0.020 0.49	0.036 1.51
<i>NPL2</i>	+	0.188 7.58 ***	0.192 7.84 ***	0.272 9.30 ***	0.245 11.96 ***
<i>NPL3</i>	+	0.644 13.88 ***	0.654 13.33 ***	0.655 12.01 ***	0.639 24.74 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			1.14	9.16 ***	
<i>Hausman</i>					12.13 **
<i>R-Square</i>		0.652	0.657	0.848	0.615

各説明変数の行の上段の数値は推定係数、下段の数値はt値である。Pooled回帰モデルと固定効果モデルは、銀行と年度で標準誤差を補正したt値である。変量効果モデルはWansbeek and Kapteyn (1989)に基づいて誤差項の共分散構造を特定している。F-valueは「固定効果なしに対するF検定」である。Hausmanは、二元配置の固定効果モデルと変量効果モデルのHausman検定統計量である。

** : p値<0.05 *** : p値<0.01

表 11: 引当対象外債権を考慮に入れたモデルの推定結果

Panel A: 一般貸倒引当金モデル ((1)式に相当) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.003 4.54 ***	0.003 4.18 ***	0.001 0.87	0.003 2.61 ***
<i>NPL0</i>	+	-0.001 -1.00	-0.002 -1.65	-0.001 -0.63	-0.001 -0.42
<i>NPL1</i>	+	0.110 8.93 ***	0.131 7.40 ***	0.078 4.13 ***	0.088 8.21 ***
<i>NPL2</i>	?	0.032 3.66 ***	0.034 3.86 ***	0.055 4.19 ***	0.047 4.96 ***
<i>NPL3</i>	?	0.047 3.93 ***	0.047 3.76 ***	0.049 3.34 ***	0.049 4.11 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			1.88 **	6.28 ***	
<i>Hausman</i>					4.30
<i>R-Square</i>		0.306	0.322	0.631	0.250

Panel B: 個別貸倒引当金モデル ((2)式に相当) の推定結果 (金融再生法開示債権)

Variable	Pred. Sign	Pooled	Pooled	固定効果	変量効果
<i>Constant</i>		0.007 6.67 ***	0.006 5.50 ***	-0.001 -0.43	0.003 1.59
<i>NPL0</i>	?	-0.011 -6.94 ***	-0.010 -6.14 ***	-0.001 -0.21	-0.005 -2.12 **
<i>NPL1</i>	?	-0.038 -1.62	-0.065 -1.92	-0.058 -1.87	-0.052 -2.62 ***
<i>NPL2</i>	+	0.156 7.58 ***	0.158 7.76 ***	0.217 9.25 ***	0.197 12.11 ***
<i>NPL3</i>	+	0.597 14.32 ***	0.607 13.83 ***	0.605 11.28 ***	0.593 28.69 ***
<i>Bank fixed effect</i>				yes	yes
<i>Year fixed effect</i>			yes	yes	yes
<i>F-value</i>			1.91 **	9.09 ***	
<i>Hausman</i>					12.34 **
<i>R-Square</i>		0.676	0.684	0.858	0.630

各説明変数の行の上段の数値は推定係数、下段の数値はt値である。Pooled回帰モデルと固定効果モデルは、銀行と年度で標準誤差を補正したt値である。変量効果モデルはWansbeek and Kapteyn (1989)に基づいて誤差項の共分散構造を特定している。F-valueは「固定効果なしに対するF検定」である。Hausmanは、二元配置の固定効果モデルと変量効果モデルのHausman検定統計量である。

** : p値<0.05 *** : p値<0.01

(1)式および(2)式に引当対象外債権を追加しても同様である。よって、本研究は、一般貸倒引当金モデルにおいて、NPL0の信用リスクは僅少あるいはゼロと近似できることを前提として議論を展開する。

《注》

- 1) 大蔵省は、1982年4月1日付の蔵銀第901号大蔵省銀行局長通達「普通銀行の業務運営に関する基本事項等について」(以下、基本事項等通達)において、自己資本比率等の指導基準を示している。基本事項等通達は、1986年に一部改正がなされたのち、1998年に廃止されている。
- 2) 従来不良債権処理制度と銀行会計については岩崎(2007; 2010)を参照のこと。

- 3) 1996年6月21日付で「金融機関等の経営の健全性確保のための関係法律の整備に関する法律」が成立・施行された。これに基づく銀行法等の改正により、1998年4月から、早期是正措置制度（銀行法第26条）が導入された。導入当初の発動基準は3段階であったが、現在は4段階となっている。
- 4) 特定海外債権引当勘定の金額は、一般貸倒引当金および個別貸倒引当金のそれに比べ、著しく小さい。そのため、本研究は、特定海外債権引当勘定およびその影響を無視する。
- 5) 自己査定におけるIV分類債権の直接償却については、税法が担保処分等の完了を要件としていたため、長期間償却できずに貸借対照表に計上されたまま不良債権の公表対象になっていた。その解決策が強く認められ、1998年10月6日付の全国銀行協会連合会通達「担保・保証付債権の貸倒償却の取り扱いについて(ご連絡)」により、1999年3月期から、IV分類債権のうち無税直接償却できないものについても、会計上は直接償却できることとなった。つまり、部分直接償却が認められたのである。
- 6) 2003年3月の「リレーションシップバンキングの機能強化に関するアクションプログラム」を受けて、監督当局は信用リスクの改善も促すものとされている。
- 7) 本研究のサンプルのうち、常陽、千葉、横浜、八十二、静岡、滋賀、山陰合同、中国、伊予および福岡は基礎的内部格付手法を選択しているが、それ以外の銀行はすべて標準的手法を選択している。よって、本研究は、地方銀行が標準的手法を選択していることを前提に議論を進める。なお、詳しくは佐藤(2007)を参照のこと。
- 8) 金融検査の目的は、金融機関の自己査定や償却・引当並びに会計監査人の厳格な外部監査を前提として、自己査定体制と償却・引当体制がそれぞれ有効に機能しているかを検証することにある。
- 9) 本項における自己資本比率規制の制度に関する記述は、佐藤(2007)を参考にしている。
- 10) 自己資本比率の各構成要素の定義については、佐藤(2007)を参照のこと。
- 11) 市場リスク規制適用銀行は、基本的項目が信用リスクアセットの額の4%以上であれば、Tier3(一定の条件を満たす期間2年以上の劣後債の額)を自己資本比率に算入できる。
- 12) 奥田(2001)は、個別貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説の検証も行っている。それは、早期是正措置に伴うコスト負担を避けるために、自己資本比率の低い銀行の経営者は、自己資本比率を調整するインセンティブを持つというシナリオから導き出されたものであった。そのため、奥田(2001)は、自己資本比率が低い銀行ほど、個別貸倒引当金繰入額を減少させる、と仮説を設定している。奥田(2001)の分析期間は新制度への移行期間内の1998年度と1999年度である。特に1998年度には、金融検査マニュアルはまだ発表されていなかった。しかし、新しい制度的枠組みのもとでは、金融検査マニュアルに則って、資産査定と償却・仮説引当がなされ、作成された財務諸表は、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。それゆえ、本研究は、2001年度以降の枠組み定着期では、銀行経営者が個別貸倒引当金繰入額を減少させるのは困難であると仮定している。よって、本研究は、奥田(2001)の個別貸倒引当金繰入額に係る自己資本比率調整仮説の検証を行わない。
- 13) 本研究は $\tau=0.4$ とする。よって、一般貸倒引当金繰入額は、一般貸倒引当金繰入額 $\times 0.6$ だけTier1を減少させる。
- 14) 個別貸倒引当金繰入額(SLLP)が自己資本比率の分子と分母に及ぼす影響をそれぞれ考察する。まず、SLLPがゼロの場合、自己資本比率が $0.04(4\%)$ で、分子は40、分母は1,000であったとする。次に、SLLP=5の場合、そのSLLPが分子と分母のそれぞれに及ぼす影響をそれぞれ考察する。なお、SLLPは、本研究の記述統計量を参考に、分母の0.02が個別貸倒引当金、その0.4がSLLPとしている。第一に、SLLPが分子に及ぼす影響を確認する。分子から $(1-\tau)\times SLLP$ が控除される。ここで、 τ は税率で、 $\tau=0.4$ とする。自己資本比率は $\{(40-(1-0.4)\times 5)\}/1,000=0.037$ となる。つまり、SLLPは自己資本比率を0.003(0.3%)減少させる。第二に、SLLPが分母に及ぼす影響を確認する。分母からSLLPが控除される。自己資本比率は $40/(1,000-5)=0.0402$ となる。つまり、SLLPは自己資本比率を0.0002(0.02%)増加させる。以上より、個別貸倒引当金繰入額は自己資本比率を低下させる。
- 15) 大日方(1998)は、一般貸倒引当金、債権償却特別勘定と特定海外債権引当勘定のそれぞれのデータが利用可能でないとの理由から、貸倒引当金に一括して分析をしている。
- 16) 本研究のサンプルの783銀行・年のうち、一般貸倒引当金戻入益の割合は0.596、個別貸倒引当金戻入益の割合は0.066、貸倒引当金戻入益の割合は0.125となっている。
- 17) シグナリング仮説の趣旨からすると、銀行経営者は、一般貸倒引当金繰入額ではなく、個別貸倒引当金繰入額の増加を通じて、シグナルを市場に伝達すると予測される。しかし、倒引当金繰入額が便益なのかコストなのか曖昧である米国の設定においても、シグナリング仮説と整合的な実証結果が得られている(例えば、Wahlen 1994)。そのため、本研究は、一般貸倒引当金繰入額および貸倒引当金繰入額にシグナルとしての曖昧さがあることを認めた上で、銀行経営者が、市場に私的情報をシグナルするために、それらを等しく調整すると前提として仮説を設定する。
- 18) 金融検査マニュアルは2007年に全面改訂がなされている。
- 19) 国内基準行は、信用格付けを行わずに債務者区分を行うことができる。
- 20) 銀行経営者による裁量的な条件変更も考えられる。その場合、条件変更をし、債務者区分を引き下げ(上げ)ることによって、貸倒引当金の積み増し(取り崩し)が行われる。Wahlen(1994)は期待外債権額を推計しているが、それは実体的裁量行動である。それに対して、本研究の目的は、自己査定の債務者区分と分類区分を所与として、会計的裁量行動の分析をするための貸倒引当金繰入額の期待モデルの構築を目指すものである。
- 21) 「正常先」および「要注意先」については、保全状況によらず債権全額(不特定の債権)を対象に、過去の一定期間にお

ける予想損失率に基づき算定した予想損失相当額を一般貸倒引当金として計上する。その一方で、「破綻懸念先」および「破綻先・実質破綻先」については、債務者ごとに、担保等で保全されていないⅢ分類とⅣ分類を対象に個別貸倒引当金が設定される。第一に、「正常先」については、過去の貸倒実績率などに基づき、今後1年間の予想損失額を見積もり、その額に相当する金額を一般貸倒引当金として計上する。第二に、「要注意先」のうち、「要管理先」については、過去の貸倒実績率などに基づき、平均残存期間または今後3年間の予想損失額を見積もり、その額に相当する金額を一般貸倒引当金として計上する。他方で、「要注意先」のうち、「その他要注意先」については、過去の貸倒実績率などに基づき、今後1年間の予想損失額を見積もり、その額に相当する金額を一般貸倒引当金として計上する。第三に、「破綻懸念先」については、Ⅲ分類の今後3年間の予想損失相当額を個別貸倒引当金として計上する。予想損失額の算定は、「破綻懸念先」に区分された債務者の過去の損失率の実績に基づき算定された予想損失率をⅢ分類額に乗じて予想損失額とする方法、キャッシュ・フロー見積法（DCF法）などが認められている。第四に、「破綻先・実質破綻先」については、Ⅲ分類の全額を個別貸倒引当金として計上する。Ⅳ分類については、債務者ごとに、全額を個別貸倒引当金として計上するか、あるいは直接償却（つまり、部分直接償却）する。

- 22) 米国銀行における貸倒引当金の見積もり方法には、債務者ごとに個別に判断される方法（loan-by-loan basis）と過去の貸倒実績率と債権総額の積から算出する方法（statistical method）とがあり、それらの適用は貸出先の債務者のタイプによって決まるとされている（Liu and Ryan 1995; Liu et al. 1997; Ryan 2007）。米国における償却・引当実務については、Wall and Koch (2000) や Ryan (2007) も参照のこと。
- 23) 経営者は一般貸倒引当金および個別貸倒引当金をそれぞれ裁量的に調整する余地を持つ。第一に、一般貸倒引当金の調整手段は、自己査定した債務者区分と分類区分を所与とすると、予想損失率の調整に限定される。金融検査マニュアルの償却・引当（別表1）によると、「過去の損失率の実績を算出し、これに将来の損失発生見込みに係る必要な修正を行い、予想損失率を求め」とあるため、理論上は、一般貸倒引当金を裁量的に調整できる。第二に、個別貸倒引当金の調整手段は、自己査定した債務者区分と分類区分を所与とすると、「破綻懸念先」のⅢ分類のみである。「破綻先・実質破綻先」についてはⅢ分類額およびⅣ分類額は全額を予想損失とするため、裁量的な見積もりの余地はないためである。「破綻懸念先」については、原則として、個別債務者ごとに今後3年間の予想損失額を見積もるが、複数の算定方法が認められており、算定方法の選択とその算定は各銀行の裁量に大きく委ねられている。そのため、経営者は、一般貸倒引当金に比して、比較的容易に個別貸倒引当金を調整できると考えられる。
- 24) リスク管理債権および金融再生法開示債権は、担保等保全

額（Ⅰ分類とⅡ分類）と回収不能額（Ⅲ分類とⅣ分類）を区分することなく、その総額のみを開示している。

- 25) 本研究は、表記の統一のため、正常債権（NPL0）も正常貸出金（RNPL0）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。
- 26) 一般貸倒引当金の算定については、実務では、自己査定した各区分の債権に予想損失率を乗じて引当額を算出している。しかし、自己査定した区分と金融再生法開示債権の区分は異なる。この(1)式は「正常先」と「その他要注意先」を一括りにしているため、それらに対する予想損失率が等しいことを暗黙的に仮定している。その意味において、もし係数をプールの回帰で推定すると、係数 α_1 と α_2 はそれぞれ「その他要注意先・正常先」と「要注意先」に対する銀行・年で一定の予想損失率を測定する。個別貸倒引当金の算定については、実務では、個別貸倒引当金は個別債務者ごとに見積もりがなされる。しかし、係数をプールの回帰で推定すると、係数 β_1 と β_2 はそれぞれ「破綻懸念先」と「破綻先・実質破綻先」に対する銀行・年で一定の引当率と解釈される。なお、個別貸倒引当金の引当対象はⅢ分類およびⅣ分類のみであるが、「危険債権（NPL2）」および「破産更生債権（NPL3）」は各区分の（Ⅰ分類・Ⅱ分類を含む）グロスの債権総額である。このため、(2)式、(6)式および(9)式の係数は過少に推定される。
- 27) 新規貸出は、長期的には、正常先から破綻懸念先以下へ下方遷移することによって、貸出ポートフォリオの質を劣化させるかもしれない（Foos et al. 2010）。しかし、本研究は、新規の貸出は内部格付に基づいて審査を受けているため、今後1年間という短期間のうちに質が劣化することはないと想定する。
- 28) 先行研究の中には、説明変数として、期首の貸倒引当金や当期の貸出金償却を採用しているものもある。たとえば、Beaver and Engel (1996) や Cheng et al. (2011) は説明変数として、貸出金償却を採用している。また、Kanagaretnam et al. (2009, 2010a, 2010b, 2014) は、説明変数として、期首の貸倒引当金を採用している。しかし、本研究の期待モデルは、その構造上、それらの変数を必要としない。なお、Beaver and Engel (1996) は、期首の貸倒引当金には過去に行われた裁量的な積み増しが含まれている可能性があるため、期待モデルに期首の貸倒引当金を加えるのは望ましくないとしている。また、Beatty and Liao (2014) は、期首の貸倒引当金と当期の貸出金償却が期待モデルに及ぼす影響を分析した結果、それらは余分な変数であると結論付けている。このように、米国銀行を分析対象とした先行研究においても、期首の貸倒引当金と当期の貸出金償却を説明変数に加えるかどうかは研究者によって意見は分かっている。
- 29) Tier3は市場リスク規制が課せられている銀行のみ計上することになっている。サンプルに市場リスク規制が課されている銀行はない。また、SLLPが自己資本比率の分母に及ぼす影響は、分子に及ぼす影響に比して、小さい。そこで、

本研究はSLLPが自己資本比率の分母に及ぼす影響を無視して、自己資本比率の分母には何も調整を施さない。

- 30) 一般貸倒引当金において、直接償却や債権売却による取り崩しは非常に稀なので、 t 期に $GLLA_{t-1}$ が取り崩されることないと想定している。
- 31) 太田 (2013) は、Pooled 帰帰モデルに優先して、企業と年度の二元配置の固定効果モデルで実証モデルを推定し、さらに、クラスター頑健手法を使って、企業と年度のクラスタリングを補正したロバストな標準誤差を計算して、推定係数の有意性検定を行うことを推奨している。また、Amir et al. (2015) は、企業と年度の二元配置の固定効果モデルによって、Sloan (1996) およびBasu (1997) の追試を行った。その結果を踏まえて、会計分野においても、企業と年度の二元配置の固定効果モデルによって実証モデルを推定することが必要であると主張している。
- 32) 上場銀行と未上場銀行とは会計数値調整インセンティブが異なる (例えば、Nichols et al. 2009) ので、本研究は上場銀行に絞って分析を行なう。
- 33) 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。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。このため本研究は地方銀行のみを分析対象とした。
- 34) 各年の各変数の最大値と最小値を取り除くとサンプルが大幅に減少するため、全サンプルで各変数の最大値と最小値を取り除いている。
- 35) 本研究は統計ソフトSASを使って分析を行なっている。SASで二元配置の固定効果や変量効果の分析を行なう際には、各銀行は2つ以上のオブザベーションが必要となる。
- 36) 都銀・長信銀・信託銀は1999年3月期から、地銀・第二地銀は1999年9月期から、信金は2000年3月期からである。
- 37) 本研究は統計ソフトSASを使って分析を行なっている。SASの場合、PANELプロシジャを使って二元配置の固定効果モデルと変量効果モデルを推定できる。しかし、PANELプロシジャでは、Petersen (2009) やCameron et al. (2011) のようなクラスター頑健手法を使って、銀行と年度の二元配置のロバストな標準誤差を計算できない。そこで、固定効果モデルはSURVEYREGプロシジャを使って、最小二乗ダミー変数推定 (least square dummy variables: LSDV) を行い、SURVEYREGプロシジャに備わっているクラスター頑健手法を使って、銀行と年度の二元配置のロバストな標準誤差を計算している。他方で、変量効果モデルは、クラスター頑健手法を使って、銀行と年度の二元配置のロバストな標準誤差を計算することができない。そこで、変量効果モデルは、PANELプロシジャのVCOMPオプションでWKを指定して、Wansbeek and Kapteyn (1989) に基づいて、誤差項の共分散構造を特定する。
- 38) 補遺において、(1)式および(2)式の各貸倒引当金モデルを

推定している。その結果、 $NPL_{0,t}$ の推定係数はゼロと有意に異ならなかった。つまり、 $NPL_{0,t}$ の信用リスクが僅少あるいはゼロと近似すると解釈される。それを前提とすると、 $CHNPL_{0,t}$ は、信用リスクの増加ではなく、信用リスクが僅少な、質の高い新規貸出の増加であると考えられる。

- 39) 引当対象外債権の分析は、匿名の査読委員の提言に基づくものである。査読委員の提言に感謝する。
- 40) この(c)の修正を施した(8)式は、 $\omega_g \approx 0$ と特定した場合のモデルである。
- 41) 推定結果は未掲載であるが、(8)式から $NPL_{0,t-1}$ および $NPL_{1,t-1}$ のいずれか一方のみを除外したモデルでは、AdjCAPの推定係数は10%水準で有意に負、EBTPの推定係数は1%水準で有意に正のままである。
- 42) (b)あるいは(c)の修正を施した(9)式の推定結果(表6および表7)をみると、pooled 帰帰モデルでは、AdjCAPの推定係数は有意に負である。この結果は、不良債権処理仮説(H2-2(S))と整合的である。(9)式は t 期中の直接償却や債権売却による取崩の影響を、期首の債権変数($NPL_{2,t-1}$ および $NPL_{3,t-1}$)の係数で捉える設計になっている。しかし、(b)の修正を施した場合(表6)、 $CHNPL_{2,t-1}$ および $CHNPL_{3,t-1}$ の推定係数は有意ではない。(c)の修正を施した場合(表7)、期首の債権変数($NPL_{2,t-1}$ および $NPL_{3,t-1}$)は(9)式から除外されている。よって、本研究の分析は、個別貸倒引当金繰入額モデルにおいて、固定効果モデルが欠落変数バイアスを除去していることを示唆している。

《参考文献》

Ahmed, A. S., 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.

Amir, E., Carabias, J. M., Jona, J., Livne, G., 2015. Fixed-effects in empirical accounting research, SSRN Working Paper Series (http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2634089).

Basu, S., 1997. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of accounting and economics* 24, 3-37.

Beatty, A., Chamberlain, S.L., Magliolo, J., 1995. Managing financial reports of commercial bank: The influence of taxes, regulatory capital, and earnings. *Journal of Accounting Research* 33, 231-261.

Beatty, A., Liao, W. S., 2014. Financial accounting in the banking industry: A review of the empirical literature. *Journal of Accounting and Economics* 58, 339-383.

Beaver, W. H., Eger, C., Ryan, S., Wolfson, M., 1989. Financial reporting and the structure of bank share prices. *Journal of Accounting Research* 27, 157-178.

Beaver, W.H., Engel, E.E., 1996. Discretionary behavior with

- respect to allowances for loan losses and the behavior of security prices. *Journal of Accounting and Economics* 22, 177-296.
- Cameron, A. C., Gelbach, J. B., Miller, D. L., 2011. Robust inference with multiway clustering. *Journal of Business and Economic Statistics* 29, 238-249.
- Cheng, Q., Warfield, T., Ye, M., 2011. Equity incentives and earnings management: Evidence from the banking industry. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 26, 317-349.
- 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.
- Elliott, J. A., Hanna, J. D., Shaw, W. H., 1991. The evaluation by the financial markets of changes in bank loan loss reserve levels. *The Accounting Review* 66, 847-861.
- Foos, D., Norden, L., Weber, M., 2010. Loan growth and riskiness of banks. *Journal of Banking and Finance* 34, 2929-2940.
- Fudenberg, D., Tirole, J., 1995. A theory of income and dividend smoothing based on incumbency rents. *Journal of Political Economy* 103, 75-93.
- 銀行経理問題研究会, 2012. 『銀行経理の実務 第8版』, 金融財政事業研究会.
- Goel, A. M., Thakor, A. V., 2003. Why do firms smooth earnings? *Journal of Business* 76, 151-192.
- Griffin, P. A., Wallach, S. J. R., 1991. Latin American lending by major U.S. banks: The effects of disclosures about nonaccrual loans and loan loss provisions. *The Accounting Review* 66, 830-846.
- 岩崎美智和, 2007. 『不良債権処理の制度的枠組みの変遷』, 埼玉大学大学院経済科学研究科博士論文.
- 岩崎美智和, 2010. 「不良債権処理制度と貸出条件緩和」, 伊藤修・埼玉大学金融研究室編 『バブルと金融危機の論点』, 日本経済評論社.
- Kanagaretnam, K., Krishnan, G., Lobo, G.J., 2009. Is the market valuation of banks' loan loss provision conditional on auditor reputation? *Journal of Banking and Finance* 33, 1039-1047.
- Kanagaretnam, K., Krishnan, G.V., Lobo, G.J., 2010a. An Empirical analysis of auditor independence in the banking industry. *The Accounting Review* 85, 2011-2046.
- Kanagaretnam, K., Lim, C.Y., Lobo, G.J., 2010b. Auditor reputation and earnings management: International evidence from the banking industry. *Journal of Banking and Finance* 34, 2318-2327.
- Kanagaretnam, K., Lim, C.Y., Lobo, G.J., 2014. Effects of international institutional factors on earnings quality of banks. *Journal of Banking and Finance* 39, 87-106.
- Kanagaretnam, K., Lobo, G., Mathieu, R., 2003. Managerial incentives for income smoothing through bank loan loss provisions. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 20, 63-80.
- Kanagaretnam, K., Lobo, G., Yang, D.H., 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』64(1), 61-70.
- Kim, M., Kross, W., 1998. The impact of the 1989 change in bank capital standards on loan loss provisions and loan write-offs. *Journal of Accounting and Economics* 25, 69-99.
- Lambert, R.A., 1984. Income smoothing as rational equilibrium behavior. *The Accounting Review* 59, 604-618.
- 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., Wahlen, J., 1997. Differential valuation implications of loan loss provisions across banks and fiscal quarters. *The Accounting Review* 72, 133-146.
- Lys, T., Watts, R., 1994. Lawsuits against auditors. *Journal of Accounting Research (Suppl.)*, 65-93.
- Moyer, S. E., 1990. Capital adequacy ratio regulations and accounting choices in commercial banks. *Journal of Accounting and Economics* 13, 123-154.
- Nichols, D.C., Wahlen, J.M., Wieland, M.M., 2009. Publicly traded versus privately held: implication for conditional conservatism in banking accounting. *Review of Accounting Studies* 14, 88-122.
- 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).
- 大日方隆, 1998. 「邦銀大手の債権償却 - 利益平準化仮説の検証 - 」『横浜経営研究』18(4), 300-320.
- 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』126(5), 553-565.
- 太田浩司, 2013. 「パネル・データ分析におけるクラスター頑健手法の使用について」『証券アナリストジャーナル』51(11), 77-87.
- Petersen, M.A., 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *The Review of Financial Studies* 22, 435-480.
- Ryan, S., 2007. *Financial Instruments and Institutions: Accounting and Disclosure Rules*, 2nd Edition, Wiley.
- 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』86, 122-141.
- 佐藤隆文, 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.
- 佐藤隆文, 2010. 「金融行政の座標軸—平時と有事を超えて」, 東洋経済新報社.
- Sloan, R. G., 1996. Do stock price fully reflect information in accruals and cash flow about future earnings? *The*

- Accounting Review 71, 289-315.
- Spence, A.M., 1973. Job market. *Quarterly Journal of Economics* 87, 355-379.
- St. Pierre, K., Anderson, J., 1984. An analysis of the factors associated with lawsuits against public accountants. *The Accounting Review* 59, 242-263
- Thoman, L., 1996. Legal damages and auditor efforts. *Contemporary Accounting Research* 13(1), 275-306.
- Trueman, B., Titman, S., 1988. An explanation of accounting income smoothing. *Journal of Accounting Research* 26, 127-139.
- 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』51, 75-107.
- Wall, L.D., Koch, T.W., 2000. Bank loan-loss accounting: A review of theoretical and empirical evidence, *Economic Review* (Federal Reserve Bank of Atlanta) Second Quarter, 1-19.
- Wahlen, J.M., 1994. The nature of information in commercial bank loan loss disclosures. *The Accounting Review* 69, 455-478.
- Wansbeek, T., Kapteyn, A., 1989. Estimation of the error-components model with incomplete panels. *Journal of Econometrics* 41, 341-361.
- 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』45 (2), 65-88.
- 全国銀行協会企画部広報室, 2004. 『やさしい銀行のよみ方 Part2 ～くわしくわかる銀行のディスクロージャー～』, 全国銀行協会.