

〈論文〉

監査人の規模が地域銀行の貸倒引当金に及ぼす影響

梅 澤 俊 浩

キーワード

地域銀行
貸倒引当金
監査人
銀行監督当局

目 次

- I. はじめに
- II. 日本の制度的特徴
 - 1. 自己査定と償却・引当
 - 2. 金融検査と会計監査の連携
 - 3. 監督当局から監査人へのプレッシャー
- III. 先行研究と仮説
 - 1. 大手監査事務所の保守性
 - 2. 監督当局と監査人が貸倒引当金繰入額の適時性に及ぼす影響
 - 3. 仮説
- IV. リサーチデザイン
 - 1. 実証モデル
 - 2. データ
- V. 分析結果
 - 1. 記述統計量と相関表
 - 2. 仮説検定の結果
- VI. 追加分析
 - 1. 期間別分析
 - 2. キャッシュ・フロー見積法の適用銀行を除外した分析
 - 3. 有事対応期間かつキャッシュ・フロー見積法の適用銀行を除外した分析
- VII. 本研究の発見事項と今後の課題

I. はじめに

本研究は、地域銀行を分析対象として、監査人の規模（つまり、監査事務所の規模）が特定の債務者区分の貸倒引当率に及ぼす影響を分析

する。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。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、法人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適用されていた。

1998年の早期は正措置制度の導入に伴って、資産査定と償却・引当制度が変更され、外部監査機能は、本格的に監督メカニズムの一部に組み込まれている（例えば、越智2007）。新しい制度のもとでは、銀行自らが保有債権を、正常先、その他要注意先、要管理先、破綻懸念先、実質破綻先および破綻先という債務者区分に区分したうえで、企業会計原則等と各行が定める基準に従って、債務者区分ごとに貸倒引当金の算定が実施される。そして、監査人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。

しかし、これまで日本の銀行業を対象として、監査人の規模と特定の債務者区分の貸倒引当率との関係は明らかにされていない。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；児嶋2015；Bushman 2016；Nicoletti 2018）。会計基準設定者（監査人）の目的は、一般に公正妥当な会計原則に準拠して、適正な貸倒引当金を計上して、財務諸表の透明性に資することである。

他方で、監督当局の目的は預金者保護と金融システムの安定であるため、保守的な貸倒引当金の見積りが選好される。外部監査は、本格的に監督メカニズムの一部に組み込まれており、銀行による内部統制の整備・高度化を前提として、貸倒引当金の十分性をモニタリングする役割を担うことになっている。そのため、大手監査事務所は、監督当局の選好を内部化して、顧客銀行に保守的な会計処理を促す可能性があるのである。

そこで、本研究は、監査人の規模が特定の債務者区分の貸倒引当率に及ぼす影響を分析する。本研究の特徴は、貸倒引当金の総額ではなく、特定の債務者区分の貸倒引当率に注目する点にある。日本の自己査定と償却・引当の特徴は、自己査定の債務者区分ごとに貸倒引当金の種類と算定方法が定まっている点にある。さらに、米国と同様に、自己査定における各債務者区分の債権額の開示はなされていないものの、日本では、リスク管理債権と金融再生法開示債権によって、自己査定の債務者区分の債権額に近似する債権額が開示されている。そのため、日本の設定においては、各債務者区分の貸倒引当率を推定できるのである。与信管理上、債務者区分の中でも、特に、要管理先と破綻懸念先に対する貸倒引当金の算定は重要である。これらの債務者区分においては、金融支援を行っているものの、今後も事業が継続することを前提としているためである。よって、本研究は、監査人の規模が、(1) 要管理先の貸倒引当率に及ぼす影響と、(2) 破綻懸念先の貸倒引当率に及ぼす影響のそれぞれを検証する。

分析結果は、中小監査事務所に比べると、大手監査事務所は顧客銀行に対して要管理先の貸倒引当率を保守的に見積もるように促していることを示唆している。他方で、破綻懸念先に対する貸倒引当率については、大手監査事務所と中小監査事務所との間に差を見いだせなかった。これらの結果は、分析期間を金融監督行政が有事対応の期間に限定しても、また、キャッシュ・フロー見積法を適用していない銀行にサ

ンプルを限定しても、同様の結果を得ている。よって、金融検査が厳格であるときには、中小監査事務所に比して、大手監査事務所は顧客銀行に対して要管理先の貸倒引当率を保守的に見積もるように促していることを示唆している。

本研究の貢献は、2000年度から2016年度までの地域銀行業を分析対象として、監査人の規模と特定の債務者区分の貸倒引当率との関係をはじめて分析した点にある。1998年度の早期是正措置制度の導入に伴って、資産査定と償却・引当制度が変更され、外部監査機能は、本格的に監督メカニズムの一部に組み込まれたものの、これまで地域銀行業における監査人の規模と特定の債務者区分の貸倒引当率の関係の分析は行われていなかった。本研究で得られた知見は、金融制度および会計制度に係る制度設計に寄与するものと期待される。

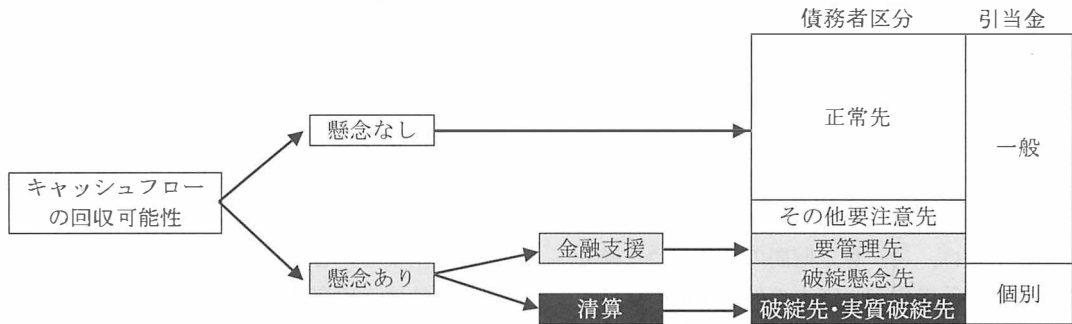
本論文の構成は、下記のとおりである。はじめに、Ⅱ. において日本の制度的特徴を概説したうえで、Ⅲ. において先行研究をサーベイして、本研究の仮説を設定する。Ⅳ. リサーチデザインにおいて、実証モデルや分析方法を説明する。Ⅴ. において推定結果を、Ⅵ. において追加分析の結果を報告する。最後に、Ⅶ. において要約と今後の展望をまとめる。

Ⅱ. 日本の制度的特徴

1. 自己査定と償却・引当

図1は、この銀行の与信管理と自己査定の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。銀行は、信用リスクが僅少なうちは与信ポートフォリオで一円管理するが、破綻懸念先以下に下位遷移すると、デフォルトとみなして、与信ポートフォリ

図1 銀行の与信管理と債務者区分との関係



出所：筆者作成

オから分離して、別建てで個別に与信管理を行う（例えば、日本銀行2001；日本銀行金融機構局2005）¹⁾。

日本の償却・引当制度において、債務者区分ごとに貸倒引当金の種類と引当方法が定まっている点に特徴がある（梅澤2018）。1997年度（1998年3月期）以降、地域銀行においては、与信ポートフォリオを構成する、「正常先」、「其他要注意」と「要管理先」については、債務者区分ごとに貸倒実績率法等による総括的な引当方法で一般貸倒引当金を算定する方法が標準的である。他方で、個別に与信管理を行う「破綻懸念先」、「実質破綻先」と「破綻先」といったデフォルト債権については、「破綻懸念先」については、債務者ごとに、担保・保証等でカバーされていない未保全部分に対して、個別引当法で個別貸倒引当金を算定する。また、「破綻先・実質破綻先」については、担保評価額まで簿価を切り下げるため、担保・保証等でカバーされていない未保全部分のすべてに対して個別貸倒引当金を設定するか、あるいは直接償却することになる（日本公認会計士協会

1997；全国銀行協会連合会1998a；金融監督庁1999）。

与信管理においては、金融支援を受けている債務者が区分される「要管理先²⁾」と「破綻懸念先³⁾」は今後も事業が継続することが前提となっているため、適時適切なりスク管理が必要であるが、それらは与信ポートフォリオ管理と個別管理の境界に位置する。特に、与信ポートフォリオ管理を行っている「要管理先」については、「正常先の下位区分から要注意先上位区分にかけて残高が集中する傾向にあり、正常先

2) 金融検査マニュアルによると、要管理先とは、要注意先の債務者のうち、当該債務者の債権の全部又は一部が要管理債権である債務者をいう。要管理債権とは、要注意先に対する債権のうち「3か月以上延滞債権（元金又は利息の支払が、約定支払日の翌日を起算日として3か月以上延滞している貸出債権）及び貸出条件緩和債権（経済的困難に陥った債務者の再建又は支援を図り、当該債権の回収を促進すること等を目的に、債務者に有利な一定の譲歩を与える約定条件の改定等を行った貸出債権）」（金融機能再生緊急措置法施行規則第4条）をいう。

3) 金融検査マニュアルによると、破綻懸念先とは、現状、経営破綻の状況にはないが、経営難の状況にあり、経営改善計画等の進捗状況が芳しくなく、今後、経営破綻に陥る可能性が大きいと認められる債務者（金融機関等の支援継続中の債務者を含む）をいう。具体的には、現状、事業を継続しているが、実質債務超過の状態に陥っており、業況が著しく低調で貸出金が延滞状態にあるなど元本及び利息の最終の回収について重大な懸念があり、従って損失の発生の可能性が高い状況で、今後、経営破綻に陥る可能性が大きいと認められる債務者をいう。

1) 日本銀行金融機構局（2005）によると、「例えば、1つのデフォルト定義として、「債権の回収が、債務者の信用状態ではなく、担保価値等それ以外の要因の影響を受けるようになること」を考慮することができる。現状、こうした考え方に則って、自己査定上の分類である「破綻懸念先」以下をデフォルトと捉える金融機関が多い。」とされる。そこで、本研究も「破綻懸念先」以下をデフォルトとみなして議論を行う。

の下位区分から要管理先にかけては、デフォルト率が急激に上昇するケースが多い」(日本銀行2001)とされ、与信ポートフォリオ内にすでに減損している貸出債権が混在している可能性が高いと考えられる。

しかし、地域銀行において要管理先に対する標準的な引当方法は貸倒実績率法である⁴⁾。貸倒実績率法は、(1)算定期間の長さ、(2)過去の貸倒償却等毀損額(過去の外部環境の経済状況)と(3)当期の債務者区分の債権額に基づいて平均的な予想損失額を算定し、それを一般貸倒引当金として計上する。この予想損失額は、積極的な意味を付すとすれば、「経験的な裏づけを有する額」といったところであろう。そのため、景気後進局面において、クレジットサイクル(マクロ的な景気変動周期)を捕捉できないといった問題を抱えているため、与信ポートフォリオの信用リスクを適時適切に把握している保証はないのである(梅澤2018)。

「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、1999年7月1日・金融監督庁)の償却・引当(別表2)において、「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に係る必要な修正を行い、予想損失率を求め」とされている。つまり、制度上、銀行経営者は、予想損失率に主観的な調整を施すことによって、要管理先の質の劣化の程度に見合った一般貸倒引当金を引当てることが認められている。実際に、リーマン・ブラザーズの破綻による経済環境の急激な悪化の際に、そうした調整が行われていたとされる(例えば、新日本有限責任監査法人2012, 151)。

その一方で、監査人は、客観的な情報が利用可能となるまで貸倒損失の認識を遅らせるとの意見もある⁵⁾(例えば、Dugan 2009)。主観的

な調整が認められていたとしても、監査人が客観的な情報が利用可能となるまで貸倒損失の認識を遅らせるのであれば、実態に比して過小な引当水準となってしまふ。その結果、破綻懸念先に下位遷移して個別管理に移行した際にはじめて引当不足が顕在化するという事態になりかねない。そうした事態は、監督当局の立場からすると望ましいとは言い難い。なぜなら監督当局の目的は、預金者保護と金融システムの安定であり、銀行の財務の健全性を重視するためである。よって、要管理先や破綻懸念先において、監査人と監督当局の間にコンフリクトが生じる。

2. 金融検査と会計監査の連携

1998年の早期は正措置制度の導入に伴って、自己査定 of 適切性や貸倒引当金の十分性については、監査人による外部監査によるチェックを経たうえで、金融検査によってその正確性が評定されるものとされている。1999年7月1日付で金融検査マニュアルが発出され、資産査定と償却・引当の統合が図られたことによって、1999年度(2000年3月期)から、自己査定、引当・償却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ている。金融マニュアルにおいて、金融検査は、監査人による厳正な外部監査を前提としつつ、銀行の自己責任原則に基づく内部管理を補強するものであり(補強性の原則)、かつ、監査機能と十分な連携を保ちながら、効率的・効果的に行われる必要がある(効率性の原則)とされる。さらに、金融検査の過程で発見した問題点や償却・引当の水準等については監査人と意見交換を行い、両者の認識を一致させることとされている。

しかし、金融検査と会計監査の双方において、自己査定 of 整備・運用状況の妥当性と貸倒引当金の十分性は最重要要点的のひとつであるにも関わらず、実施時期や両者のアプローチに対する認識の相違等により、必ずしも十分な連携が行われているとはいえなかったと認識されている。その理由として、会計監査は、財務諸表

4) キャッシュ・フロー見積法の任意適用も認められている。この点については、VI. 追加分析において説明する。

5) 筆者が銀行を担当する公認会計士に行ったインタビューにおいても、基本的に、予想損失率の調整は行わないとのコメントを得ている。

全体の適正性について意見を表明するためのものである⁶⁾一方で、金融検査は、財務諸表の適正性や開示の妥当性を確認するために、個別債務者に対する自己査定⁷⁾の適切性を事後的に検証するためのものであったためとされている（日本公認会計士協会 2000）。つまり、監査人と監督当局の目的の相違が原因だったのである。

そこで、特に信用リスクを中心とする会計監査と金融検査の連携が有効に機能することを目的として、日本公認会計士協会は、2000年7月27日、業種別監査委員会報告第18号「会計監査と金融検査との連携に関するガイドライン」（2000年7月27日・日本公認会計士協会）を公表している。こうした一連の施策によって、制度上は、会計監査が、金融検査と協力をしながら、自己査定の整備・運用状況の妥当性と貸倒引当金の十分性をモニタリングする役割の一翼を担う体制が整備されたのである。

さらに、2002年10月30日に公表された「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－」（以下、金融再生プログラム、2002年10月30日・金融庁）において、自己資本比率規制上の自己資本比率の算定を「会計監査」の対象とすることが盛り込まれた（銀行経理問題研究会、2012、869-870）。これを受けて、2003年4月14日に、銀行法施行規則等が改正され、自己資本比率に関する外部監査が導入されている。そのため、日本公認会計士協会は、2003年4月15日に、「自己資本比率の算定に関する外部監査を「金融機関の内部管理体制に対する外部監査に関する実務指針」に基づき実施する場合の当面の取扱い」（2003年4月15日・日本公認会計士協会）を公表している。自己資本比率等に関する金融検査については、金融検査マニュアルの策定当初から明記されていたため、2002年度（2003年

3月期）以降、自己査定、償却・引当と自己資本比率に対する会計監査と金融検査が行われていることとなる。

3. 監督当局から監査人へのプレッシャー

2002年度（2003年3月期）から、金融再生プログラムに基づいて、主要行を対象として、自己査定と金融検査の結果⁷⁾の格差が著しい場合には業務改善命令を発出する仕組みが導入されている。つまり、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したりしようとするものである（例えば、佐藤 2007）。実際に、2002年度から2008年度まで償却・引当額の乖離額と乖離率が公表されており、自己査定と償却・引当の会計監査について、監督当局から監査人に対してプレッシャーがあったものと考えられる。

さらに、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101行と担当会計士106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。ズレの原因として最も回答が多かったのは検査に伴う「債務者区分の格下げ」とされている。この回答結果に対して、当時の日本公認会計士協会の奥山章雄会長は、受容範囲内と述べてはいるものの、監督当局からのプレッシャーがあったものと推測される。

こうした監督当局からのプレッシャーは、監査人が、監督当局の選好を内部化して、保守的な算定を顧客銀行に促す可能性がある。特に、金融庁は、銀行も監査人も監督する権限を付与されているため、銀行の監査について監査人に影響を及ぼしやすい構図となっている（例え

6) リスク・アプローチに基づき、被監査会社に係る監査上のリスクおよび経営環境や内部統制の有効性を評価したうえで監査手続きの種類、その実施時期及び試査の範囲を決定するものとされている。

7) 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。

ば、日本経済新聞 2004 a；高田・村宮 2013)。2004 年 4 月 1 日に、監査事務所の監査業務の品質を監視する機関として、公認会計士・監査審査会⁸⁾が設立されている。金融庁は銀行監督当局であり、かつ監査人を所管する証券市場監督当局でもある。そのため、投資家に対して公表される銀行の財務諸表における適正な償却・引当額と銀行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)。よって、金融庁が銀行監督と証券市場監督の双方の権限を持つため、銀行行政の道具として監査法人に圧力をかける可能性がある。もしそうであれば、公認会計士・監査審査会の設立も、監査人が、監督当局の選好を内部化することを促す要因のひとつであると考えられる。

Ⅲ. 先行研究と仮説

1. 大手監査事務所の保守性

監査人が貸倒引当金の見積りに及ぼす影響は、監査の失敗に起因する評判や訴訟によって部分的に促される。理論研究において、評判と訴訟リスクの点で、規模の大きい監査人ほどリスク回避インセンティブが強いために、顧客企業により保守的な会計処理を促すとされると指摘されている(例えば、Dye 1993；DeAngelo 1998)。訴訟リスクの増加は銀行監査人に保守的な行動をとるインセンティブを付与する可能性がある(例えば、Kim et al. 2003)。期待訴訟コストは、利益の過少計上よりも、利益の過大

計上のほうが高いとされる(例えば、St. Pierre and Anderson 1984；Lys and Watts 1994)。そのため、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)。

先行研究は、特に、監査人の規模として、大手監査事務所と中小監査事務所の相違に着目している。各属性の監査の質の同質性を仮定したうえで、監査人が Big N 監査事務所であれば 1、それ以外であれば 0 のダミー変数(以下、BIG_N ダミー)を採用している⁹⁾。まず、利益増加型の利益調整の抑制という点から、大手監査事務所の保守性の実証が行われている(例えば、Kim et al. 2003, Sun and Liu 2011, Kanagaretnam et al. 2010)。Kim et al. (2003) は、顧客企業が利益増加型の調整動機が高いときには、大手監査事務所は顧客企業の利益調整を抑止する傾向が高いことを示している。Sun and Liu (2011) は、顧客企業の訴訟リスクが高いほど、大手監査事務所は顧客企業の利益調整を抑制する傾向が高いことを示している。しかし、Kanagaretnam et al. (2010) は、米国の銀行業を対象にして、監査人が Big N 監査事務所であるか否かが監査の質に及ぼす影響を検証したものの、BIG_N ダミーと裁量的な貸倒引当金繰入額との間に有意な関係性を見出せていない。

さらに、保守的慣行(accounting conservatism)という点から、Basu et al. (2001) や Krishnan (2005) は、Basu (1997) モデルを使って、大手監査事務所の保守性の実証を行っている。Basu et al. (2001) は、規模の大きい監査人の監査を受けている企業ほど、保守的慣行の程度が高いことを示している。Krishnan (2005) は、特定の業種に特化している監査事務所のほうが、その他の監査事務所に比べて、その特定の業種に関する専門性が高いため、監査の質が高いとしたうえで、業種専門性が高い監査人の監査を受けている企業ほど、保守的慣

8) 米国においては、2002 年 7 月に成立したサーベンス・オクスリー法(Sarbanes-Oxley Act)によって、公開会社会計監視委員会(Public Company Accounting Oversight Board: PCAOB)が設置されている。さらに、2002 年 10 月には、証券監督者国際機構(International Organization of Securities Commissions: IOSCO)からも、職業専門団体から独立した機関等が監視を行うべきであるとの提言がなされている。こうした国際的な動向を踏まえて、日本においても、2004 年 4 月 1 日に、公認会計士・監査審査会(Certified Public Accountants and Auditing Oversight Board: CPAAOB)が設置されている。

9) BIG_N ダミーは、Big N 監査事務所間の専門性の同質性を仮定している。

行の程度が高いことを示している¹⁰⁾。

日本においては、1990年代後半の銀行の経営破綻に対して銀行経営者に損害賠償を求める民事裁判において、有価証券報告書における虚偽記載の有無の判断として、貸倒引当金の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）。そのため、実際に、銀行業の監査人の貸倒引当金の算定に対する法的責任も増加していると考えられる。銀行業の文脈では、貸倒引当金を信用リスクに比して過大に計上するよりも、過少に計上するほうが、期待訴訟コストが高いということに相当する。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避ける一方で、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。

2. 監督当局と監査人が貸倒引当金繰入額の適時性に及ぼす影響

Nicoletti (2018) は、米国の未上場銀行を分析対象として、監督当局と監査人の目的とインセンティブが貸倒引当金繰入額の適時性¹¹⁾に及ぼす影響を分析している。米国の未上場銀行は会計監査を義務付けられていないため、監査を受けている銀行と受けていない銀行が存在す

る。また、州法銀行は州銀行局から金融検査を受けているが、金融検査の厳格さは州によって異なるとされている。そうした設定を利用して、(1) 監督当局と監査人の間にコンフリクトがないときのそれぞれが及ぼす影響の分析と、(2) 監督当局と監査人の間のコンフリクトの有無と、コンフリクトがある場合の貸倒引当金繰入額の適時性の決定者の分析を行っている。

第一の分析においては、監査を受けていない銀行を対象として、監督当局から厳格な検査を受けている銀行ほど、貸倒引当金繰入額の適時性が高いことを示している。他方で、監督当局から厳格な検査を受けていない銀行を対象として、監査を受けている銀行ほど、貸倒引当金繰入額の適時性が高いことを示している。これらの結果は、監督当局と監査人の間にコンフリクトがないとき、監督当局と監査人はそれぞれ貸倒引当金繰入額の適時性を高めることを示唆している。

第二の分析においては、監督当局から厳格な検査を受けている銀行を対象として、監査を受けることは貸倒引当金繰入額の適時性を低下させることを示している。他方で、監査を受けている銀行を対象として、検査の厳格さは貸倒引当金繰入額の適時性に影響を及ぼしていないことを示している。これらの結果は、監督当局と監査人の間にコンフリクトがあることと、コンフリクトがある場合には、監査人が貸倒引当金繰入額の適時性を決定していることを示唆している。つまり、貸倒引当金繰入額は、一般に公正妥当な会計原則に準拠して、適正に計上されているのである。

しかし、日本の地域銀行を分析対象とする本研究においては、Nicoletti (2018) のように、金融検査と会計監査の影響を分離することはできない。地域銀行はすべて監査を受けており、金融検査の厳格さを指標化することもできないためである。

3. 仮説

本研究は、Nicoletti (2018) とは異なり、金

10) DeBoskey and Jiang (2012) は、Big N 監査事務所顧客銀行にサンプルを限定して、監査事務所の業種専門性が監査の質に及ぼす影響を検証している。DeBoskey and Jiang (2012) は、業種専門性が高い監査事務所ほど、利益平準化目的の裁量的な貸倒引当金繰入額の調整を抑制するとの分析結果を得ており、この結果は、監査事務所の業種専門性が高いほど、監査の質が高いことを示唆している。

11) Nicoletti (2018) の注1において、(1) より適時に貸倒引当金繰入額を認識することと、(2) より多くの貸倒引当金繰入額を認識することの相違が説明されている。前者は、不良債権の変化からのマッピング（正か負になる）を意味しており、貸出債権の質の相対的に非裁量的な指標である。他方で、後者は、貸出債権の質の変化を伴わない貸倒引当金繰入額の増加を意味しており、その例としてダイナミック・プロビジョニング（Dynamic provisioning）を挙げている。

融検査の厳格さを所与として、監査人の規模が特定の債務者区分の貸倒引当率に及ぼす影響を分析する。日本の設定においては、監査人と監督当局の目的の相違のため、特に、金融支援を受けている債務者が区分される、要管理先と破綻懸念先の貸倒引当金について、両者の間にコンフリクトが生じうる可能性がある。しかし、金融庁は監督当局であり、かつ監査人を所管する証券市場監督当局でもあるため、投資家に対して公表される銀行の財務諸表における適正な償却・引当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）。特に、大手監査事務所は、評判や訴訟リスクの点から、顧客銀行に保守的な会計処理を促すインセンティブを有している。もしそうであれば、顧客に対して保守的な会計処理を促すインセンティブが監督当局からのプレッシャーと相まって、大手監査事務所は、顧客銀行に対して貸倒引当金の保守的な見積りを促す強いインセンティブと機会を有していると考えられる。よって、次の2つの仮説が導かれる。

仮説 その他の条件が一定であれば、監査人の規模が大きいほど、要管理先に対する貸倒引当率は高い。

仮説 その他の条件が一定であれば、監査人の規模が大きいほど、破綻懸念先に対する貸倒引当率は高い。

IV. リサーチデザイン

1. 実証モデル

本研究は、要管理先と破綻懸念先の貸倒引当率に焦点を当てるため、貸倒引当金繰入額（フロー）ではなく、貸倒引当金（ストック）の実証モデルを構築して分析を行う。一般貸倒引当金モデルと個別貸倒引当金モデルはそれぞれ(1)式と(2)式のように記述される。自己査定各債務者区分の債権額は非開示であるため、梅澤（2015）を踏まえて、自己査定各債権

額の代理変数として、金融再生法開示債権を採用している。自己査定「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」はそれぞれ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）」に対応する。そのため、一般貸倒引当金モデルは、(1)式のように、一般貸倒引当金（GLLA）を被説明変数、正常債権（NPL0）および要管理債権（NPL1）を説明変数とする線型関数として記述される。NPL0の係数は正常先・その他要注意先の貸倒引当率に、NPL1の係数は要管理先の貸倒引当率に相当する¹²⁾。他方で、個別貸倒引当金モデルは、(2)式のように、個別貸倒引当金（SLLA）を被説明変数、危険債権（NPL2）と破産更生等債権（NPL3）を説明変数とする線型関数として記述される。NPL2の係数は破綻懸念先の貸倒引当率、NPL3の係数は破綻先・実質破綻先の貸倒引当率に相当する¹³⁾。

$$GLLA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NPL0_{it} + \alpha_2 NPL1_{it} + \alpha_3 BIG_N_{it} + \alpha_4 NPL1_{it} \times BIG_N_{it} + \alpha_5 SMELOAN_{it} + Controls + Incentives + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$SLLA_{it} = \beta_0 + \beta_1 NPL2_{it} + \beta_2 BIG_N_{it} + \beta_3 NPL2_{it} \times BIG_N_{it} + \beta_4 NPL3_{it} + \beta_5 COLL_{it} + \beta_6 PCOD_{it} + Controls + Incentives + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

本研究の目的は、監査人の規模が、(1)要管理先の貸倒引当率に及ぼす影響と、(2)破綻懸念先の貸倒引当率に及ぼす影響のそれぞれを検証することにある。換言すると、監査人の規模が、(1)式のNPL1の係数と(2)式のNPL2

12) 正常先・その他要注意先については今後1年分の予想損失率を、要管理先については今後3年分の予想損失率を見積もることとされている。

13) 破綻懸念先については、各債務者の未保全部分に対して、今後3年間の予想損失額を見積もることとされている。破綻先・実質破綻先については、各債務者のⅢ分類額およびⅣ分類額の全額を予想損失とすることとされている。

の係数に影響を及ぼすか否かである。大手監査事務所が、中小監査事務所に比して、顧客企業に対してより保守的な会計処理を促す（例えば、Dye 1993 ; DeAngelo 1998 ; Kim et al. 2003 ; Sun and Liu 2011）のであれば、NPL1 と NPL2 の係数は、中小監査事務所の監査を受けている銀行に比して、大手監査事務所の監査を受けている銀行のほうが高いと予測される。

そこで、先行研究（例えば、Kim et al. 2003 ; Sun and Liu 2011 ; Kanagaretnam et al. 2010）に倣って、大手監査事務所から監査を受けている場合は1、中小監査事務所から監査を受けている場合には0をとる大手監査事務所ダミー (BIG_N) を採用する。ここで、大手監査事務所外とは、新日本、あずさ、トーマツ、中央青山の4つの監査事務所である。なお、本研究のサンプルは、大手監査事務所同士の共同監査と中小監査事務所同士の共同監査もサンプルに含めている。各属性の同質性を仮定して、大手監査事務所同士の共同監査であればBIG_Nは1、中小監査事務所同士の共同監査であればBIG_Nは0としている。よって、BIG_Nは、Big N監査事務所の関与があれば1、関与がなければ0のダミー変数である。(1)式にはNPL1とBIG_Nの交差項を、(2)式にはNPL2とBIG_Nの交差項を追加し、その交差項の係数によって大手監査事務所が貸倒引当金に及ぼす増分効果を測定する。よって、(1)式のNPL1×BIG_Nの係数 α_4 と、(2)式のNPL2×BIG_Nの係数 β_3 はそれぞれ正と予測される。

なお、監査人は、貸倒引当金の適正性について検証を行う立場にあるため、要管理先と破綻懸念先の貸倒引当率のみに焦点を当てたモデルでは、監査人が貸倒引当金の総額に及ぼす影響を十分にとらえきれていない可能性がある。そこで、(1)式と(2)式にBIG_Nを追加して、監査人が貸倒引当金の総額に対して及ぼす影響をコントロールする¹⁴⁾。中小監査事務所に比

べ、大手監査事務所の保守性が高ければ、BIG_Nの係数は正と予測される。

また、一般貸倒引当金モデル(1)式には、与信ポートフォリオのリスク属性をコントロールするために、中小企業貸出比率(SMELOAN)を含める。SMELOANは貸出金に対する中小企業向け貸出金の比率として計算される。個別貸倒引当金モデル(2)式には、担保・保証等(COLL)と部分直接償却適用ダミー(PCOD)を含める。個別貸倒引当金は、担保・保証等で保全されていない部分に対してのみ引当を行うため、COLL¹⁵⁾をコントロール変数とする(高須・中野2016)。COLLの係数は負と予測される。また、「破綻先・実質破綻先」の未保全部分(Ⅲ分類・Ⅳ分類)については、部分直接償却をすることができる。部分直接償却を適用すれば、前倒しで不良債権のオフバランス化しうるため、個別貸倒引当金の引当行動に影響を及ぼすものと考えられる¹⁶⁾。よって、PCODの係数は負と予測される。

Controlsは、(1)式と(2)式の共通のコントロール変数である。規模の影響をコントロールするために期首の総資産の対数値(SIZE)を採用する。次に、初度監査ダミー(FIRST)を採用する。FIRSTは、監査事務所が交替し

、因はすべて固定効果として除去するため、固定効果モデルで推定すると、BIG_Nの単独項の影響を捉えられない可能性が高いことが理由である。

- 15) 金融再生法で開示される担保・保証等は担保・保証等の合計額である。ゆえに、COLLは、「破綻懸念先」と「破綻先・実質破綻先」に該当する担保・保証等の代理変数としては、粗い変数といえる。
- 16) 日本の場合、直接償却に関しては、従来は、税法の形式基準あるいは実質基準を充たすまで償却が行えず、それが完了するまでⅣ分類債権と個別貸倒引当金の両建計上を行わざるを得なかった。それが、1998年10月6日付の全国銀行協会連合会通達(平10調々第177号)「担保・保証付債権の貸倒償却の取扱いについて(ご連絡)」により、1998年度(1999年3月期)から、税法基準を充たさなくても、自己査定Ⅳ分類債権を会計上は直接償却できるとされている。

14) 本研究は、BIG_Nの単独項の影響を検証するために、(1)式と(2)式をPooled推定する。固定効果モデルは、時間を通じて変化しない要

たら1, それ以外は0のダミー変数であり, 初度監査リスク(例えば, DeFond and Subramanyam 1998)を測定するために採用している。なお, (1) 吸収合併による監査事務所の交替, (2) 共同監査のうち一方の監査事務所のみでの交替, (3) 引継ぎ期間のある監査事務所の交替は, 初度監査リスクは低いと想定し, 監査事務所の交替とはみなさないこととする。さらに, 銀行持株会社傘下の銀行は, 銀行持株会社の方針の影響を受ける可能性があるため, 銀行持株会社傘下ダミー(BHC)を採用する。BHCは, 銀行持株会社傘下の銀行であれば1のダミー変数である。また, 上場銀行と未上場銀行とでは会計数値調整インセンティブが異なることが報告されている(例えば, Nichols et al. 2009)ため, 未上場銀行ダミー(PRIVATE)を採用する。PRIVATEは, 銀行持株会社傘下ではなく, かつ, 未上場であれば1のダミー変数である。また, Incentivesは, 銀行経営者が裁量的に貸倒引当金を調整するインセンティブの変数の総称である。銀行の経営者は, 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インセンティブを持つ。先行研究は, 自己資本比率調整仮説, 利益平準化仮説とシグナリング仮説を検証している(例えば, Ahmed et al. 1999; Kim and Kross 1998; Kanagaretnam et al. 2003; 奥田 2001; 加藤 2004; 矢瀬 2008; 梅澤 2016)。これらのインセンティブ変数を(1)式と(2)式に追加することで, 信用リスクに見合った引当部分に加えて, 経営者の裁量的な調整部分も捉えられることが期待される。

本研究は, 経営者のインセンティブ変数として, $BUFFER_{i,t}$, $EBTP_t$ と $CHEBTP_{i,t+1}$ を追加している¹⁷⁾。まず, $BUFFER_{i,t}$ は自己資本比率調

整仮説のインセンティブ変数であり, 期首の自己資本比率から最低所要比率を控除した資本バッファである。ここで, 最低所要自己資本比率は, 国際基準行は0.08, 国内基準行は0.04である。監督当局が自己資本比率の水準に応じて規律付けを行うのであれば, (1)式において, $BUFFER_{i,t}$ の係数は負と予測される。次に, $EBTP_t$ は利益平準化仮説のインセンティブ変数であり, 当期の税引前利益に貸倒引当金繰入額を戻し入れた調整前利益($EBTP_t = EBT_t + LLP_t$)である(例えば, Ahmed et al. 1999; 梅澤 2016)。調整前利益が多いほど, 貸倒引当金繰入額は多いため, (1)式と(2)式の双方において, $EBTP_t$ の係数は正と予測される。また, $CHEBTP_{i,t+1}$ はシグナリング仮説のインセンティブ変数であり, 翌期の調整前利益から当期の調整前利益を控除した差分($CHEBTP_{i,t+1} = EBTP_{i,t+1} - EBTP_t$)である(例えば, Ahmed et al. 1999; 矢瀬 2008; 梅澤 2016)。 $CHEBTP_{i,t+1}$ が多いほど, 個別貸倒引当金繰入額は多いため, (2)式において $CHEBTP_{i,t+1}$ の係数は正と予測される。これらのインセンティブ変数を追加することで, 信用リスクに見合った引当部分に加えて, 経営者の裁量的な調整部分も捉えられることが期待される。

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地域銀行を対象とする。なお, 持株会社傘下の銀行と未上場銀行もサンプルに含めるが, 東京スター銀行は外資系銀行とみなして分析対象外とする。部分直接償却額は1998年度(1999年3月期)から, 金融再生法開示債権と担保・保証等は1999年度(2000年3月期)から開示されているため, 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。

分析期間は, 2000年度(2001年3月期)から2016年度(2017年3月期)までの17年間である。まず, (1)前期・当期・次期の3期連

17) 銀行業の貸倒引当金に係る研究は, 貸倒引当金を被説明変数とするストックの分析と貸倒引当金繰入額を被説明変数とするフローの分析に分類される。Incentivesはフローの分析で使用される変数であるが, Beaver and Engel (1986)はストックの分析にそれらを使用している。それに倣って, 本研究も Incentives を採用している。

表1 サンプル

	地域銀行合計				地方銀行				第二地方銀行			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
2000	121	104	9	95	64	54	4	50	57	50	5	45
2001	120	105	7	98	64	57	4	53	56	48	3	45
2002	117	102	7	95	64	55	4	51	53	47	3	44
2003	114	98	7	91	64	54	4	50	50	44	3	41
2004	112	101	7	94	64	57	4	53	48	44	3	41
2005	111	101	7	94	64	57	4	53	47	44	3	41
2006	110	98	6	92	64	56	3	53	46	42	3	39
2007	109	101	6	95	64	60	3	57	45	41	3	38
2008	108	100	6	94	64	61	3	58	44	39	3	36
2009	106	100	6	94	64	60	3	57	42	40	3	37
2010	105	102	6	96	63	61	3	58	42	41	3	38
2011	106	102	6	96	64	62	3	59	42	40	3	37
2012	105	103	6	97	64	63	3	60	41	40	3	37
2013	105	104	6	98	64	64	3	61	41	40	3	37
2014	105	103	6	97	64	64	3	61	41	39	3	36
2015	105	103	5	98	64	64	3	61	41	39	2	37
2016	105	104	5	99	64	64	3	61	41	40	2	38
	1,864	1,731	108	1,623	1,087	1,013	57	956	777	718	51	667

(注) (1) 列は預金保険機構 HP に記載されている各年度の銀行数, (2) 列は本研究のサンプル, (3) 列は BIG_N=0 のオブザベーション, (4) 列は BIG_N=1 のオブザベーションを示している。

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, (3) 分析に必要な変数がすべて利用可能という条件を満たした 118 行, 1,789 銀行-年度を抽出した。次に, (4) Big N 監査事務所と非 Big N 監査事務所との共同監査の 58 オブザベーションを除外した結果, 最終的なサンプルは, 118 行, 1,731 銀行-年度の不完備パネル・データである。本研究はデフレータには期首の総資産を採用している。なお, 地域銀行数が 100 行未満の年度があるため, 年度ごとの外れ値の処理を行わずに, 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, CAP, BUFFER 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。

データソースについては、『全国銀行財務諸表分析』(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。

表 1 は, 本研究のサンプル構成を, 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, (2) 列は本研究のサンプル, (3) 列は本研究のサンプルのうち中小監査事務所の監査を受けている銀行数, (4) 列は本研究のサンプルのうち大手監査事務所の監査を受けている銀行数を示している。本研究の 2000 年度から 2016 年度までの地域銀行・年度は 1,731 であり, 約 93% (=1,731/1,864) をカバーしている。本研究のサンプルにおいて, 大手監査事務所の監査を受けている地域銀行・年度は 1,623 であり, 約 94% (=1,623/1,731) となっており, Big_N 監査事務所の寡占状態にある。

V. 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, V.1. において, 記述統計量と相関表を示してから, V.2. において, 仮説検定の結果を報告する。

表2 記述統計量

VARIABLES	和変数名	Mean	STD	Q1	Median	Q3
BIG_N	大手監査事務所ダミー	0.938	0.242	1	1	1
GLLA	一般貸倒引当金	0.004	0.002	0.002	0.003	0.005
SLLA	個別貸倒引当金	0.007	0.006	0.003	0.006	0.010
LLA	貸倒引当金	0.011	0.007	0.006	0.009	0.014
NPL0	正常債権	0.662	0.067	0.616	0.664	0.707
NPL1	要管理債権	0.008	0.008	0.002	0.005	0.011
NPL2	危険債権	0.017	0.010	0.010	0.014	0.021
NPL3	破産更正等債権	0.009	0.007	0.004	0.006	0.011
FIRST	初度監査ダミー	0.017	0.128	0	0	0
SIZE _{t-1}	ln(総資産)	14.459	0.906	13.743	14.564	15.131
SMELOAN	中小企業貸出比率	0.776	0.107	0.697	0.790	0.861
BHC	銀行持株会社傘下銀行ダミー	0.118	0.323	0	0	0
PRIVATE	未上場銀行ダミー	0.135	0.341	0	0	0
PCOD	部分直接償却ダミー	0.636	0.481	0	1	1
COLL	担保・保証等	0.019	0.012	0.011	0.016	0.024
CAP _{t-1}	自己資本比率	0.101	0.020	0.088	0.100	0.112
BUFFER _{t-1}	自己資本比率-0.08 or 0.04	0.057	0.018	0.046	0.056	0.068
EBT	税引前利益	0.004	0.003	0.003	0.004	0.006
EBTP	調整前利益: EBT _t + LLP _t	0.002	0.005	0.002	0.003	0.004
CHEBTP _{t+1}	= EBTP _{t+1} - EBTP _t	0.000	0.004	-0.001	0.000	0.001
DCF1	要管理先の DCF 適用ダミー	0.221	0.415	0	0	0
DCF2	破綻懸念先の DCF 適用ダミー	0.191	0.393	0	0	0

(注) 大手監査事務所とは、新日本、あずさ、トーマツ、中央青山の4つの監査事務所である。LLAは貸借対照表上の貸倒引当金である。つまり、一般貸倒引当金、個別貸倒引当金と特定海外債権引当勘定の合計である。SIZE, SMELOAN, ダミー変数, CAP と BUFFER を除いて、変数はすべて期首の総資産でデフレートしている。

1. 記述統計量と相関表

表2は記述統計量を示している。まず、各貸倒引当金の平均値(中央値)をみると、一般貸倒引当金(GLLA)は0.004(0.003)、個別貸倒引当金(SLLA)は0.007(0.006)、貸倒引当金(LLA)は0.011(0.009)であり、貸倒引当金に占める個別貸倒引当金の割合が高いことがわかる。次に、各金融再生法債権の平均値(中央値)をみると、正常債権(NPL0)は0.662(0.664)、要管理債権(NPL1)は0.008(0.005)、危険債権(NPL2)は0.017(0.014)、破産更正等債権(NPL3)は0.009(0.006)である。コントロール変数を見ると、FIRSTの平均値は0.017である。SMELOANの平均値(中央値)は0.776(0.790)である。BHCとPRIVATEの平均値はそれぞれ0.118と0.135であり、銀行持株会社傘下の銀行よりも、未上場の銀行の割合の方が高い。PCODの平均値は0.636であ

り、約64%の銀行が部分直接償却を行っている。また、要管理先と破綻懸念先の貸倒引当金の見積方法については、DCF1とDCF2の平均値はそれぞれ0.221と0.191となっているため、地域銀行において、キャッシュ・フロー見積法は標準的な手法ではないことがわかる¹⁸⁾。

表3は相関表を示している。BIG_NはGLLAと正の相関をしているが、SLLAとは相関していない。また、BIG_Nは、NPL0からNPL3までの不良債権と負に相関している。BIG_Nは、SIZEと正の相関、BHCと負の相関、PRIVATEと負の相関をしている。つまり、規模の小さい、未上場銀行ほど、中小監査

18) DCF1(DCF2)は、要管理先(破綻懸念先)に対してキャッシュ・フロー見積法を適用している場合には1、適用していない場合には0をとるダミー変数である。これらの変数は、追加分析において、サンプルを分割する際に使用する。

表 3 相関表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	
(1) BIG_N	1.000																			
(2) GLLA	0.097	1.000																		
(3) SLLA	0.045	0.581	1.000																	
(4) LLA	0.065	0.768	0.967	1.000																
(5) NPL0	-0.205	-0.029	-0.044	-0.043	1.000															
(6) NPL1	0.005	0.590	0.511	0.585	0.002	1.000														
(7) NPL2	0.062	0.497	0.677	0.686	-0.062	0.497	1.000													
(8) NPL3	-0.081	0.494	0.813	0.795	0.084	0.562	0.540	1.000												
(9) FIRST	0.034	0.074	0.070	0.078	0.004	0.058	0.073	0.044	1.000											
(10) SMELOAN	-0.088	0.271	0.294	0.316	0.445	0.376	0.355	0.455	0.052	1.000										
(11) COLL	-0.037	0.518	0.623	0.652	0.035	0.730	0.831	0.769	0.058	0.504	1.000									
(12) PCOD	-0.160	-0.030	-0.292	-0.240	0.186	0.007	0.083	-0.197	0.033	0.181	0.076	1.000								
(13) SIZE	0.274	-0.097	-0.312	-0.276	-0.243	-0.168	-0.307	-0.441	-0.047	-0.475	-0.397	-0.146	1.000							
(14) BHC	0.094	0.044	-0.066	-0.040	0.092	-0.093	-0.097	-0.159	0.036	-0.082	-0.161	0.049	0.139	1.000						
(15) PRIVATE	-0.248	0.068	0.178	0.161	0.162	0.136	0.186	0.240	-0.012	0.284	0.252	0.175	-0.533	-0.144	1.000					
(16) BUFFER	0.001	-0.417	-0.432	-0.469	-0.196	-0.463	-0.442	-0.457	-0.084	-0.512	-0.509	-0.119	0.292	-0.006	-0.183	1.000				
(17) EBTP	0.017	-0.036	-0.008	-0.016	0.127	-0.025	-0.111	-0.053	0.012	0.040	-0.136	-0.090	0.158	0.011	-0.035	0.061	1.000			
(18) CHEBTP	0.009	0.066	-0.003	0.019	-0.016	0.052	-0.002	0.022	-0.082	0.003	0.035	0.014	0.007	-0.005	-0.007	-0.050	-0.578	1.000		
(19) DCF1	0.097	-0.052	-0.202	-0.176	-0.028	-0.183	-0.171	-0.259	-0.037	-0.180	-0.238	-0.061	0.272	0.121	-0.096	0.228	0.055	0.003	1.000	
(20) DCF2	0.083	-0.065	-0.149	-0.138	0.032	-0.203	-0.083	-0.221	-0.041	-0.124	-0.189	-0.044	0.235	0.105	-0.071	0.185	0.050	0.000	0.751	1.000

(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。

表 4 一般貸倒引当金モデル (1) 式の推定結果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NPL0	-0.003** (-2.13)	-0.003** (-2.25)	-0.003** (-2.19)	-0.004** (-2.50)	-0.004*** (-2.62)	-0.004** (-2.57)
NPL1	0.157*** (4.84)	0.078*** (2.69)	0.080*** (3.25)	0.147*** (4.82)	0.078*** (2.74)	0.079*** (3.22)
BIG_N	0.001** (2.06)		0.000 (0.10)	0.001 (1.73)		0.000 (0.04)
NPL1 × BIG_N		0.086*** (3.74)	0.084*** (3.35)		0.075*** (3.34)	0.074*** (3.05)
FIRST	0.000 (1.22)	0.000 (1.16)	0.000 (1.15)	0.000 (0.68)	0.000 (0.66)	0.000 (0.65)
SMELOAN	0.002 (1.84)	0.002 (1.93)	0.002 (1.91)	0.001 (0.76)	0.001 (0.85)	0.001 (0.85)
SIZE	0.000 (0.21)	0.000 (0.23)	0.000 (0.22)	0.000 (0.31)	0.000 (0.28)	0.000 (0.27)
BHC	0.001*** (2.77)	0.001*** (2.84)	0.001*** (2.81)	0.001** (2.49)	0.001** (2.55)	0.001** (2.54)
PRIVATE	0.000 (0.29)	0.000 (0.07)	0.000 (0.08)	0.000 (0.18)	-0.000 (-0.03)	-0.000 (-0.02)
BUFFER				-0.022*** (-3.39)	-0.021*** (-3.32)	-0.021*** (-3.32)
EBTP				0.026 (0.93)	0.032 (1.13)	0.032 (1.13)
CHEBTP				0.022 (1.45)	0.025 (1.62)	0.025 (1.64)
Constant	0.002 (0.79)	0.003 (1.04)	0.003 (1.05)	0.004 (1.67)	0.005 (1.88)	0.005 (1.90)
Observations	1,731	1,731	1,731	1,731	1,731	1,731
Adj.R-squared	0.449	0.454	0.454	0.467	0.471	0.471
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

(注) 括弧内の数値は銀行と年度で修正を施した頑健な t 値である (Petersen 2009)。

と*はそれぞれ係数が 5% 水準と 1% 水準で有意であることを示している。

事務所から監査を受けている。BIG_Nは BUFFER, EBTP, CHEBTP といった事前のインセンティブとは相関していない。

2. 仮説検定の結果

表4は一般貸倒引当金モデル(1)式の推定結果である。(1)列はBIG_Nを含めたモデル、(2)列はNPL1とBIG_Nの交差項NPL1×BIG_Nを含めたモデル、(3)列はBIG_NとNPL1×BIG_Nの両方を含めたモデルある。まず、(1)列をみると、BIG_Nの係数は正で有意である。次に、(2)列をみると、BIG_NとNPL1の係数は正で有意である。最後に、(3)列をみると、BIG_Nの係数は有意ではなく、BIG_NとNPL1の係数は正で有意である。つ

まり、要管理先に対する貸倒引当率は、中小監査事務所の監査を受けている銀行では0.080、大手監査事務所の監査を受けている銀行では0.164(=0.080+0.084)である。

次に、(4)列から(6)列は、(1)列から(3)列のそれぞれにBUFFER, EBTP, CHEBTPといった経営者の調整インセンティブの変数を含めたモデルの推定結果である。(4)列から(6)列において、BUFFERの係数は負で有意であるが、EBTPとCHEBTPの係数は有意ではない。経営者の調整インセンティブをコントロールすると、(4)列においてBIG_Nの係数は5%基準では有意ではなくなる。(5)列と(6)列の推定結果は(2)列と(3)列と同様の結果を示している。

表5 個別貸倒引当金モデル(2)式の推定結果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NPL2	0.520*** (15.93)	0.489*** (11.53)	0.507*** (7.74)	0.518*** (15.77)	0.490*** (11.75)	0.509*** (7.94)
BIG_N	0.001 (1.69)		0.000 (0.46)	0.001 (1.60)		0.000 (0.49)
NPL2×BIG_N		0.032 (1.38)	0.013 (0.23)		0.029 (1.29)	0.009 (0.17)
NPL3	0.757*** (24.43)	0.757*** (24.68)	0.757*** (24.63)	0.754*** (23.75)	0.755*** (23.90)	0.755*** (23.85)
FIRST	0.001 (1.70)	0.001 (1.68)	0.001 (1.68)	0.001 (1.59)	0.001 (1.58)	0.001 (1.57)
SIZE	0.000 (0.82)	0.000 (0.91)	0.000 (0.83)	0.000 (1.00)	0.000 (1.09)	0.000 (1.00)
COLL	-0.455*** (-9.95)	-0.454*** (-9.85)	-0.455*** (-9.84)	-0.457*** (-10.04)	-0.456*** (-9.94)	-0.456*** (-9.93)
PCOD	-0.001*** (-3.58)	-0.001*** (-3.59)	-0.001*** (-3.57)	-0.001*** (-3.53)	-0.001*** (-3.54)	-0.001*** (-3.53)
BHC	0.001*** (3.99)	0.001*** (4.03)	0.001*** (3.99)	0.001*** (3.96)	0.001*** (3.99)	0.001*** (3.95)
PRIVATE	0.001** (2.41)	0.001** (2.28)	0.001** (2.40)	0.001** (2.37)	0.001** (2.25)	0.001** (2.37)
BUFFER				-0.007 (-1.43)	-0.007 (-1.41)	-0.007 (-1.41)
EBTP				-0.011 (-0.33)	-0.010 (-0.30)	-0.011 (-0.33)
CHEBTP				0.017 (0.82)	0.017 (0.83)	0.017 (0.82)
Constant	0.001 (0.55)	0.002 (0.71)	0.001 (0.61)	0.001 (0.67)	0.002 (0.83)	0.002 (0.72)
Observations	1,731	1,731	1,731	1,731	1,731	1,731
Adj.R-squared	0.899	0.898	0.898	0.899	0.899	0.899
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

(注) 括弧内の数値は銀行と年度で修正を施した頑健なt値である(Petersen 2009)。

と*はそれぞれ係数が5%水準と1%水準で有意であることを示している。

これらの結果は、中小監査事務所に比して、大手監査事務所は顧客銀行に対して要管理先の貸倒引当率を保守的に見積もるよう影響を及ぼしていることを示唆している。

表5は個別貸倒引当金モデル(2)式の推定結果である。(1)列はBIG_Nを含めたモデル、(2)列はNPL2とBIG_Nの交差項NPL2×BIG_Nを含めたモデル、(3)列はBIG_NとNPL2×BIG_Nの両方を含めたモデルある。(4)列から(6)列は、(1)列から(3)列のそれぞれにBUFFER, EBTP, CHEBTPといった経営者の調整インセンティブの変数を含めたモデルの推定結果である。推定結果をみると、どのモデルにおいてもBIG_NとNPL2×BIG_Nの係数は有意ではない。この結果は、破綻懸念先に対する貸倒引当率について、大手監査事務所と中小監査事務所との間には差がないことを示唆している。

VI. 追加分析¹⁹⁾

1. 期間別分析

本研究は、これまで、金融検査の厳格さを所与として、監査人の規模が特定の債務者区分の貸倒引当率に及ぼす影響を分析してきた。しかし、2000年前後の金融危機が収束したことを受けて、金融監督行政が有事の対応から平時の対応へと転換しているため、本研究の分析期間において、監督当局が監査人に及ぼすプレッシャーの程度は一定ではないかもしれない。例えば、II. 3.において説明したように、主要行を対象として、2002年度から償却・引当額の乖離額と乖離率が公表されていたが、2008年度をもって開示は終了となっている²⁰⁾。銀行側に

においても、日本銀行金融機構局(2015;2017)によると、地域銀行の貸倒引当率²¹⁾は、1997年度から2004年度までの平均値は2.7%、2005年度から2015年度までの平均値の1.2%であったが、地域銀行の2015年度の貸倒引当率は0.7%であり、直近の11年間の平均値よりもさらに0.5ポイント低下しているとされる。そのため、貸倒引当率の低下傾向がみられる2010年度以降に引当方法の見直しを検討した地域銀行の7割が、クレジットサイクル(マクロ的な景気変動周期)を意識した回答を行っている。このように、金融監督行政が、有事の対応から平時の対応へと転換するにつれ、監督当局から監査人に対するプレッシャーも低下傾向にあるとすれば、大手監査事務所の顧客銀行に対して貸倒引当金の保守的な見積りを促すインセンティブは低下するかもしれない。

そこで、平時と有事において監督当局からのプレッシャーが異なると想定したうえで、分析期間を、2000年度から2009年度までの有事対応期間と、2010年度から2016年度までの平時対応期間に分割して、(1)式と(2)式の再推定を行っている。

表6は、2000年度から2009年度までの有事対応期間における、一般貸倒引当金モデル(1)式の推定結果である。この結果は表4と同様の傾向を示している²²⁾。他方で、表7は、2010年度から2016年度までの平時対応期間における、一般貸倒引当金モデル(1)式の推定結果

21) 当該レポートにおいて、貸倒引当率は貸倒引当金÷貸出残高によって算出されている。

22) 1997年度から2004年度までは有事対応期間であることは明らかである。しかし、2005年度から2009年度までの期間については、その前半の2年間を平時対応期間、サブプライム問題に端を発した世界金融危機に見舞われていた後半の3年間を有事対応期間とみなすことも可能であるため、2005年度から2009年度までを有事対応期間に含めることは問題があるかもしれない。そこで、分析期間を2000年度から2004年度までの期間に限定して、一般貸倒引当金モデル(1)式を推定したが、表6と同様の結果を示している。

19) 本節においては、要管理先についての追加分析の結果のみを報告する。破綻懸念先についても、同様の追加分析を行っている。しかし、それらの結果はいずれもBIG_Nの影響を確認できなかったため、紙幅の都合により、分析結果の表示を省いている。

20) その理由として、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したとの判断によるものと考えられている(越智2013, 99)。

表6 一般貸倒引当金モデル (1) 式の推定結果 (2000年度から2009年度までの有事対応期間)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NPL0	-0.006*** (-2.97)	-0.006*** (-3.03)	-0.006*** (-3.15)	-0.006*** (-2.92)	-0.006*** (-2.96)	-0.006*** (-3.14)
NPL1	0.157*** (4.43)	0.085*** (2.77)	0.075** (2.35)	0.140*** (4.47)	0.082*** (2.79)	0.070** (2.28)
BIG_N	0.001** (2.07)		-0.000 (-0.33)	0.001 (1.56)		-0.000 (-0.35)
NPL1 × BIG_N		0.078*** (3.33)	0.089** (2.42)		0.063*** (2.88)	0.076** (2.11)
FIRST	0.000 (0.85)	0.000 (0.81)	0.000 (0.81)	0.000 (0.24)	0.000 (0.22)	0.000 (0.23)
SMELOAN	0.003 (1.72)	0.003 (1.76)	0.003 (1.81)	0.001 (0.58)	0.001 (0.63)	0.001 (0.67)
SIZE	0.000 (0.35)	0.000 (0.34)	0.000 (0.36)	0.000 (0.34)	0.000 (0.28)	0.000 (0.31)
BHC	0.002*** (3.11)	0.002*** (3.12)	0.002*** (3.13)	0.001** (2.43)	0.001** (2.45)	0.001** (2.46)
PRIVATE	0.000 (0.07)	-0.000 (-0.11)	-0.000 (-0.16)	-0.000 (-0.18)	-0.000 (-0.34)	-0.000 (-0.39)
BUFFER				-0.033*** (-5.26)	-0.033*** (-5.20)	-0.033*** (-5.20)
EBTP				0.034 (1.19)	0.038 (1.35)	0.039 (1.39)
CHEBTP				0.017 (1.09)	0.019 (1.26)	0.020 (1.33)
Constant	0.002 (0.78)	0.003 (1.04)	0.003 (1.10)	0.006** (2.01)	0.006** (2.22)	0.007** (2.31)
Observations	1,010	1,010	1,010	1,010	1,010	1,010
Adj.R-squared	0.321	0.327	0.327	0.364	0.368	0.368
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

(注) 括弧内の数値は銀行と年度で修正を施した頑健な t 値である (Petersen 2009)。

と*はそれぞれ係数が5%水準と1%水準で有意であることを示している。

である。表4および表6の結果と異なり、(1)列から(6)列までのBIG_Nの係数もNPL1×BIG_Nの係数も有意ではない。これらの分析結果は、金融監督行政が有事対応のときには、中小監査事務所に比して、大手監査事務所は顧客銀行に対して要管理先の貸倒引当率を保守的に見積もるよう促している一方で、平時対応のときにはそうした相違はみられないことを示唆している。つまり、金融検査が厳格であるときにのみ、大手監査事務所と中小監査事務所との間に相違が生じるのである。

2. キャッシュ・フロー見積法の適用銀行を除外した分析

日本の自己査定と償却・引当の特徴は、自己

査定の債務者区分ごとに貸倒引当金の種類と算定方法が定まっている点にある。例えば、要管理先に対しては、貸倒実績率等による総括的な算定方法(標準的な算定方法)に加えて、大口債務者に対してキャッシュ・フロー見積法を適用することも認められている。同様に、破綻懸念先に対しても、個別的な算定方法(標準的な算定方法)に加えて、大口債務者に対してキャッシュ・フロー見積法を適用することも認められている。

しかし、表4の推定結果は、暗黙のうちに標準的な算定方法のみを適用していることを前提として分析を行っている。実際には、大口債務者に対して対してキャッシュ・フロー見積法を適用している銀行もある。そのため、表4にお

表7 一般貸倒引当金モデル (1) 式の推定結果 (2010年度から2016年度までの平時対応期間)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NPL0	-0.000 (-0.31)	-0.001 (-0.40)	-0.000 (-0.33)	-0.000 (-0.27)	-0.001 (-0.38)	-0.000 (-0.29)
NPL1	0.167*** (3.94)	0.007 (0.04)	0.254*** (2.97)	0.165*** (3.85)	0.012 (0.06)	0.273 (1.81)
BIG_N	0.000 (1.20)		0.001 (1.27)	0.000 (1.20)		0.001 (1.29)
NPL1×BIG_N		0.167 (0.92)	-0.087 (-0.92)		0.159 (0.80)	-0.109 (-0.71)
FIRST	0.000 (0.20)	0.000 (0.23)	0.000 (0.20)	0.000 (0.19)	0.000 (0.23)	0.000 (0.20)
SMELOAN	0.001 (1.00)	0.001 (1.06)	0.001 (1.00)	0.001 (0.91)	0.001 (0.95)	0.001 (0.92)
SIZE	-0.000 (-0.33)	-0.000 (-0.26)	-0.000 (-0.33)	-0.000 (-0.56)	-0.000 (-0.50)	-0.000 (-0.55)
BHC	0.001 (1.80)	0.001 (1.86)	0.001 (1.80)	0.001 (1.84)	0.001 (1.90)	0.001 (1.84)
PRIVATE	0.000 (0.52)	0.000 (0.43)	0.000 (0.50)	0.000 (0.50)	0.000 (0.40)	0.000 (0.47)
BUFFER				0.003 (0.45)	0.003 (0.40)	0.003 (0.46)
EBTP				0.033 (0.63)	0.036 (0.69)	0.032 (0.61)
CHEBTP				0.112** (2.28)	0.112** (2.24)	0.113** (2.24)
Constant	0.001 (0.53)	0.001 (0.65)	0.001 (0.49)	0.001 (0.62)	0.002 (0.75)	0.001 (0.56)
Observations	721	721	721	721	721	721
Adj.R-squared	0.284	0.282	0.284	0.291	0.288	0.290
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

(注) 括弧内の数値は銀行と年度で修正を施した頑健なt値である (Petersen 2009)。

と*はそれぞれ係数が5%水準と1%水準で有意であることを示している。

いて、NPL1とNPL1×BIG_Nの係数は、標準的な算定方法とキャッシュ・フロー見積法の双方の影響を捉えてしまっている。もし各債務者区分において標準的な算定方法による貸倒引当率とキャッシュ・フロー見積法による貸倒引当率が異なるとすれば、キャッシュ・フロー見積法による影響を含めずに、監査人が標準的な算定方法のみにより算出された貸倒引当率に及ぼす影響を検証することが望ましい。

そこで、追加分析として、監査人が標準的な算定方法のみにより算出された貸倒引当率に及ぼす影響を検証する。表8は、サンプルから要管理先の大口債務者に対してキャッシュ・フロー見積法を適用している銀行を除外して、一般貸倒引当金モデル(1)式を推定した結果を示

している。そのため、NPL1の係数は貸倒実績率等により算出された貸倒引当率と解釈される。これらの結果は表4と同様の傾向を示している。よって、この結果は、中小監査事務所に比して、大手監査事務所は顧客銀行に対して要管理先の貸倒引当率を保守的に見積もるように促していることを示唆している。

3. 有事対応期間かつキャッシュ・フロー見積法の適用銀行を除外した分析

表9は、分析期間を2000年度から2009年度までの有事対応期間に限定したうえで、要管理先に対してキャッシュ・フロー見積法を適用している銀行を除外して、一般貸倒引当金モデル(1)式を再推定した結果を示している²³⁾。この

表8 一般貸倒引当金モデル(1)式の推定結果(サンプルを DCF1=0 に限定)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NPL0	-0.002 (-1.50)	-0.003 (-1.71)	-0.002 (-1.61)	-0.002 (-1.69)	-0.003 (-1.87)	-0.003 (-1.82)
NPL1	0.145*** (4.45)	0.068** (2.29)	0.074*** (2.69)	0.130*** (4.43)	0.067** (2.31)	0.069** (2.56)
BIG_N	0.001** (2.29)		0.000 (0.26)	0.001 (1.71)		0.000 (0.07)
NPL1 × BIG_N		0.084*** (3.58)	0.077*** (2.61)		0.070*** (3.10)	0.068** (2.36)
FIRST	0.001** (2.01)	0.001 (1.91)	0.001 (1.90)	0.000 (0.88)	0.000 (0.85)	0.000 (0.85)
SMELOAN	0.000 (0.08)	0.000 (0.11)	0.000 (0.08)	0.000 (0.25)	0.000 (0.22)	0.000 (0.21)
SIZE	0.001 (1.35)	0.002 (1.54)	0.002 (1.49)	0.000 (0.06)	0.000 (0.18)	0.000 (0.17)
BHC	0.001** (2.04)	0.001** (2.12)	0.001** (2.09)	0.001 (1.55)	0.001 (1.61)	0.001 (1.60)
PRIVATE	0.000 (0.34)	0.000 (0.05)	0.000 (0.10)	-0.000 (-0.01)	-0.000 (-0.25)	-0.000 (-0.23)
BUFFER				-0.030*** (-4.90)	-0.029*** (-4.87)	-0.029*** (-4.85)
EBTP				0.040 (1.50)	0.045 (1.70)	0.045 (1.71)
CHEBTP				0.015 (0.86)	0.017 (1.00)	0.017 (1.01)
Constant	0.002 (0.81)	0.003 (1.07)	0.003 (1.06)	0.005 (1.86)	0.005** (2.05)	0.005** (2.08)
Observations	1,349	1,349	1,349	1,349	1,349	1,349
Adj.R-squared	0.446	0.451	0.451	0.476	0.480	0.479
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

(注) 括弧内の数値は銀行と年度で修正を施した頑健な t 値である (Petersen 2009)。

と*はそれぞれ係数が 5% 水準と 1% 水準で有意であることを示している。

結果は表6と同様の傾向を示している。よって、この結果は、金融検査が厳格であるときには、中小監査事務所に比して、大手監査事務所は顧客銀行に対して要管理先の貸倒引当率を保守的に見積もるように促していることを示唆している。

Ⅶ. 本研究の発見事項と今後の課題

1998年の早期是正措置制度の導入に伴って、銀行の貸倒引当金の算定は税法基準から会計基

準に変更され、外部監査は、監督メカニズムの一部に組み込まれている。しかし、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。こうした状況下において、外部監査機能は特定の債務者区分の貸倒引当率にどのような影響を及ぼしているのだろうか。こうした問いを出発点として、本研究は、監査人の規模が要管理先と破綻懸念先の貸倒引当率に及ぼす影響について分析を行った。

分析の結果は、中小監査事務所に比べると、大手監査事務所は顧客銀行に対して要管理先の貸倒引当率を保守的に見積もるように促していることを示唆している。他方で、破綻懸念先に対する貸倒引当率については、大手監査事務所と中小監査事務所との間に見いだせなかつ

23) 分析期間を2000年度から2004年度までの期間に限定して、サンプルから要管理先に対してキャッシュ・フロー見積法を適用している銀行を除外して、一般貸倒引当金モデル(1)式を推定しても、表9と同様の結果を示している。

表9 一般貸倒引当金モデル (1) 式の推定結果 (サンプルを有事対応期間&DCF 1=0に限定)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NPL0	-0.004** (-2.13)	-0.005** (-2.23)	-0.005** (-2.30)	-0.004** (-2.19)	-0.004** (-2.24)	-0.005** (-2.41)
NPL1		0.079** (2.48)	0.073** (2.28)	0.133*** (4.25)	0.076** (2.51)	0.065** (2.11)
BIG_N	0.151*** (4.22)		-0.000 (-0.19)	0.001 (1.55)		-0.000 (-0.31)
NPL1×BIG_N	(2.17)	0.078*** (3.27)	0.085** (2.27)		0.062*** (2.80)	0.074** (2.00)
FIRST	0.000 (1.46)	0.000 (1.37)	0.000 (1.36)	0.000 (0.39)	0.000 (0.37)	0.000 (0.37)
SMELOAN	0.002 (1.07)	0.002 (1.14)	0.002 (1.17)	0.000 (0.00)	0.000 (0.05)	0.000 (0.09)
SIZE	0.000 (0.19)	0.000 (0.20)	0.000 (0.21)	0.000 (0.28)	0.000 (0.23)	0.000 (0.26)
BHC	0.001 (1.91)	0.001 (1.92)	0.001 (1.92)	0.001 (1.21)	0.001 (1.22)	0.001 (1.22)
PRIVATE	0.000 (0.02)	-0.000 (-0.17)	-0.000 (-0.19)	-0.000 (-0.36)	-0.000 (-0.51)	-0.000 (-0.56)
BUFFER				-0.038*** (-5.54)	-0.037*** (-5.46)	-0.037*** (-5.45)
EBTP				0.053** (2.02)	0.058** (2.18)	0.059** (2.22)
CHEBTP				0.012 (0.69)	0.015 (0.82)	0.015 (0.86)
Constant	0.003 (0.80)	0.004 (1.03)	0.004 (1.08)	0.006** (2.05)	0.007** (2.23)	0.007** (2.33)
Observations	881	881	881	881	881	881
Adj.R-squared	0.293	0.299	0.299	0.345	0.349	0.349
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

(注) 括弧内の数値は銀行と年度で修正を施した頑健なt値である (Petersen 2009)。

と*はそれぞれ係数が5%水準と1%水準で有意であることを示している。

た。これらの結果は、分析期間を金融監督行政が有事対応の期間に限定しても、また、キャッシュ・フロー見積法を適用していない銀行にサンプルを限定しても、同様の結果を得ている。よって、金融検査が厳格であるときには、中小監査事務所に比して、大手監査事務所は顧客銀行に対して要管理先の貸倒引当率を保守的に見積もるように促していることを示唆している。

こうした本研究の結果は、今後の金融制度と会計制度に係る制度設計への示唆に富むものである。例えば、金融庁は銀行監督当局であり、かつ監査人を所管する証券市場監督当局でもある。そのため、投資家に対して公表される銀行の財務諸表における適正な償却・引当額と銀行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)。そうした懸念に対して、本研究はひとつの実証結果を示したものである。

なお、本研究の実証結果の射程について注意すべきは、まず分析期間である。本研究の分析期間は2000年度から2016年度での期間に限定している。次に、すべての中小・地域金融機関を分析対象としたわけではないということである。今後は信用金庫も加えた分析を行うことによって、本研究の実証結果の一般妥当性が確保されるものと考えられる。また、本研究では Nicoletti (2018) のように貸倒引当金繰入額の適時性に関する議論を展開し得なかった。これらについては今後の課題としたい。

参考文献

- Ahmed, A., Thomas, S., Takeda, C., 1999. Bank loan loss provisions : A reexamination of capital management, earnings management, and signaling effects. *Journal of Accounting and Economics* 28, 1-26.
- Balla, E., Rose, M., Romero, J., 2012. Loan loss reserve accounting and bank behavior. Federal Reserve Bank of Richmond Economic Brief 12-3, 1-4.
- Basu, S., 1997. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 24, 3-37.
- Basu, S., Hwang, L., Jan, C., 2001. Differences in conservatism between big eight and non-big eight auditors. Available at SSRN : http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2428836.
- Beaver, W., Engel, 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.
- 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.
- DeAngelo, L., 1981. Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics* 3, 297-322.
- DeBoskey, D., Jiang, W., 2012. Earnings management and auditor specialization in the post-sox era : An examination of the banking industry, *Journal of Banking & Finance* 36, 613-623.
- DeFond, M., Subramanyam, K., 1998. Auditor changes and discretionary accruals, *Journal of Accounting and Economics* 25, 35-67.
- 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.
- Dugan, J., 2009. Loan loss provisioning and procyclicality. Remarks by John C. Dugan, Comptroller of the Currency, before the Institute of International Bankers (<http://www.occ.gov/news-issuances/speeches/2009/pub-speech-2009-16.pdf>).
- Dye, R., 1993. Auditing standards, legal liability, and auditor wealth, *Journal of Political Economics* 101, 887-914.
- Kanagaretnam, K., Krishnan, G., Lobo, G., 2010. An empirical analysis of auditor independence in the banking industry. *The Accounting Review* 85, 2011-2046.
- 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.
- Kim, J., Chung, R., Firth, M., 2003. Auditor conservatism, asymmetric monitoring, and earnings management, *Contemporary Accounting Research* 20, 323-359.
- 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.
- Krishnan, G., 2005. The association between big 6 auditor industry expertise and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 20, 209-228.
- Lys, T., Watts, R., 1994. Lawsuits against auditors. *Journal of Accounting Research (Suppl.)*, 65-93.
- Nichols, D., Wahlen, J., Wieland, M., 2009. Publicly traded versus privately held : implication for conditional conservatism in banking accounting. *Review of Accounting Studies* 14, 88-122.
- Nicoletti, A., 2018. The effects of bank regulators and external auditors on loan loss provisions. *Journal of Accounting and Economics* 66, 244-265.
- Petersen, M., 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets : Comparing approaches. *The Review of Financial Studies* 22, 435-480.
- St. Pierre, K., Anderson, J., 1984. An analysis of the factors associated with lawsuits against public accountants. *The Accounting Review* 59, 242-263
- Sun, J., Liu, G., 2011. The effect of analyst coverage on accounting conservatism. *Managerial Finance* 37, 5-20.
- Thoman, L., 1996. Legal damages and auditor efforts. *Contemporary Accounting Research* 13, 275-306.
- Wall, L., Koch, T., 2000. Bank loan-loss accounting : A review of theoretical and empirical evidence. Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review 85, 1-19.

- 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.
- 梅澤俊浩, 2018. 「中小金融機関とキャッシュ・フロー見積法」『商経論集』第53巻第1・2・3・4合併号, 1-28.
- 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.
- 越智信仁, 2007. 「銀行におけるコーポレート・ガバナンスと内部統制の厳格化外部監査人から監督当局への通報制度の創設を通じて」『現代監査』17号, 58-65.
- 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.
- 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.
- 銀行経理問題研究会, 2012. 『銀行経理の実務 第8版』, 金融財政事情研究会.
- 金融監督庁, 1999. 「預金等受入金融機関に関する検査マニュアル」(1999年7月1日).
- 金融庁, 2002. 「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).
- 児嶋隆, 2015. 『銀行の不良債権処理と会計・監査』, 中央経済社.
- 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.
- 新日本有限責任監査法人編, 2012. 『業種別会計シリーズ 銀行業』, 第一法規.
- 全国銀行協会連合会, 1998a. 「銀行業における決算経理基準等について」(1998年9月7日).
- 全国銀行協会連合会, 1998b. 「担保・保証付債権の貸倒償却の取扱いについて(ご連絡)」(平10調々第177号)(1998年10月6日).
- 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.
- 高田知実・村宮克彦, 2013. 「大手監査事務所の保守的行動に関する分析」『国民経済雑誌』第208巻第4号, 53-68.
- 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).
- 日本銀行, 2001. 「信用格付を活用した信用リスク管理体制の整備」(2001年10月3日).
- 日本銀行, 2003. 「貸出の経済価値の把握とその意義—金融機関・企業のビジネスモデルの変革に向けて—」(2003年4月28日).
- 日本銀行金融機構局, 2005. 「内部格付制度に基づく信用リスク管理の高度化」(2005年7月28日).
- 日本銀行金融機構局, 2015. 『金融システムレポート別冊「地域金融機関における最近の貸倒引当金の算定状況」』(2015年8月19日).
- 日本銀行金融機構局, 2017. 『金融システムレポート別冊「地域金融機関における貸倒引当金算定方法の見直し状況」』(2017年4月12日).
- 日本経済新聞, 2004 a. 「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).
- 日本経済新聞, 2004 b. 「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).
- 日本公認会計士協会, 1997. 「金融機関の資産の自己査定に係る内部統制の検証並びに償却・引当の監査に関する実務指針」『銀行等監査特別委員会報告』第4号(1997年4月15日).
- 日本公認会計士協会, 2000. 「会計監査と金融検査との連携に関するガイドライン」『業種別監査委員会報告』第18号(2000年7月27日).
- 日本公認会計士協会, 2003年. 「自己資本比率の算定に関する外部監査を「金融機関の内部管理体制に対する外部監査に関する実務指針」に基づき実施する場合の当面の取扱い」(2003年4月15日).
- 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.
- 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.

付記

本研究はJSPS 科研費JP16K03994とJP19K02022の助成を受けたものである。

(受理 2019年11月11日)