

学籍番号：CD121006

銀行業の貸倒引当金処理に関する実証的考察

(要 約)

大学院商学研究科

博士後期課程 経営・マーケティング専攻

高須 悠介

目次

| | |
|---|----|
| 第1章 問題意識と研究の視点..... | 1 |
| 第1節 はじめに—問題意識..... | 1 |
| (1) 世界金融危機と資金調達環境, 金融機関の重要性 | 1 |
| (2) 金融資産の減損処理に係る会計基準の改定と国際的な会計基準の収斂化..... | 4 |
| (3) 銀行業における貸倒引当金の重要性 | 6 |
| (4) 経済における銀行の重要性..... | 7 |
| 第2節 本論文の狙い..... | 7 |
| 第3節 分析のフレームワーク | 9 |
| (1) 期待信用損失モデル移行に伴う貸倒引当金水準の平均的な上昇..... | 10 |
| (2) 発生損失モデルの下での裁量性..... | 10 |
| (3) 本論文の前提..... | 11 |
| 第4節 本論文の構成..... | 12 |
| 第2章 近年の貸出金の貸倒引当金に係る会計処理..... | 15 |
| 第1節 はじめに..... | 15 |
| 第2節 米国 GAAP と IFRS における貸出金の貸倒引当金処理..... | 15 |
| (1) IAS 第39号 | 15 |
| (2) ASC310-10-35, 450-20 | 17 |
| (3) ASU 案 825-15..... | 19 |
| (4) IFRS 第9号 | 21 |
| 第3節 我が国における貸出金の貸倒引当金処理..... | 23 |
| 第4節 本章のまとめ..... | 26 |
| 第3章 銀行監督及び会計基準設定の観点から検討すべき論点..... | 29 |
| 第1節 はじめに..... | 29 |
| 第2節 期待信用損失に対する貸倒引当金の計上と銀行監督当局の目的..... | 30 |
| 第3節 期待信用損失に対する貸倒引当金の計上と会計基準設定主体の目的 | 40 |
| 第4節 本章のまとめ..... | 42 |
| 第4章 邦銀における貸倒引当金の経済的実態と会計行動..... | 43 |
| 第1節 邦銀の貸倒引当金の実態..... | 43 |
| 第2節 貸倒引当金純繰入額の決定要因..... | 46 |
| (1) 決定要因推定モデル | 46 |
| (2) サンプルの抽出と記述統計量 | 50 |
| (3) 推定結果 | 54 |
| (4) 追加検証 | 56 |
| 第3節 本研究で注目する会計変数と貸倒引当金純繰入額の関係性..... | 57 |
| (1) 貸倒引当金の保守性の代理変数..... | 57 |

| | |
|--|----|
| (2) 異常貸倒引当金と期待信用損失の関係性 | 59 |
| 第4節 本章のまとめ | 64 |
| 第5章 貸倒引当金の保守性と与信行動 (要約) | 66 |
| 第6章 貸倒引当金の保守性と将来業績 (要約) | 68 |
| 第7章 貸倒引当金の保守性と利益評価 (要約) | 71 |
| 第8章 貸倒引当金の保守性と利益調整 (要約) | 73 |
| 第9章 結論と課題 | 75 |
| 第1節 はじめに | 75 |
| 第2節 分析結果の要約 | 76 |
| (1) 近年の貸出金の貸倒引当金に係る会計処理 | 76 |
| (2) 銀行監督及び会計基準設定の観点から検討すべき論点 | 77 |
| (3) 邦銀における貸倒引当金の経済的実態と会計行動 | 78 |
| (4) 貸倒引当金の保守性と与信行動 | 79 |
| (5) 貸倒引当金の保守性と将来業績 | 79 |
| (6) 貸倒引当金の保守性と利益評価 | 80 |
| (7) 貸倒引当金の保守性と利益調整 | 81 |
| 第3節 結論と示唆 | 82 |
| (1) 銀行監督当局の観点から見た期待信用損失モデルへの移行の経済的影響 | 82 |
| (2) 会計基準設定主体の観点から見た期待信用損失モデルへの移行の経済的影響 | 83 |
| 第4節 本論文の貢献 | 85 |
| 第5節 残された課題 | 86 |
| 参考文献 | 89 |

第1章 問題意識と研究の視点

第1節 はじめに—問題意識

本論文の目的は、昨今、国際的に議論が活発になっている金融資産の減損モデルの移行、具体的には従来の発生損失モデル（incurred loss model）から期待信用損失モデル（expected credit loss model）への移行がもたらしうる経済的影響について検討することにある。

米国におけるサブプライム・ローン問題をきっかけとした世界金融危機は、金融システムの安定性を確保するための議論を活発化させた。その議論の論点の1つは、銀行業における貸倒引当金の会計処理に関するものである（金融世界経済に関する首脳会合（G20）ロンドン・サミット首脳声明、金融安定化フォーラム（Financial Stability Forum：FSF）[2009a, b]、金融危機諮問グループ（Financial Crisis Advisory Group：FCAG）[2009]、金融安定理事会（Financial Stability Board：FSB）[2009]）¹。その議論を受けて、米国財務会計基準審議会（Financial Accounting Standards Board：FASB）は2012年12月に会計基準更新書案（Proposed Accounting Standards Update：ASU案）「金融商品—信用損失（サブトピック825-15）」を提案し、国際会計基準審議会（International Accounting Standards Board：IASB）は2014年7月に国際財務報告基準（International Financial Reporting Standards：IFRS）第9号²を公表している。これら新しい会計基準の下では、既に発生した信用損失を貸倒引当金に反映する発生損失モデルのみでなく将来に発生が見込まれる信用損失も考慮に入れた期待信用損失モデルに基づいた貸倒引当金の見積もりが求められている。上述の国際的な会計基準の改定（発生損失モデルから期待信用損失モデルへの移行）がもたらしうる経済的影響について検討し、将来の財務報告の制度設計と銀行監督に関する示唆を得ることが本研究の狙いである。本論文がこのような分析を行う背景には以下の4つの問題意識がある。

（1）世界金融危機と資金調達環境、金融機関の重要性

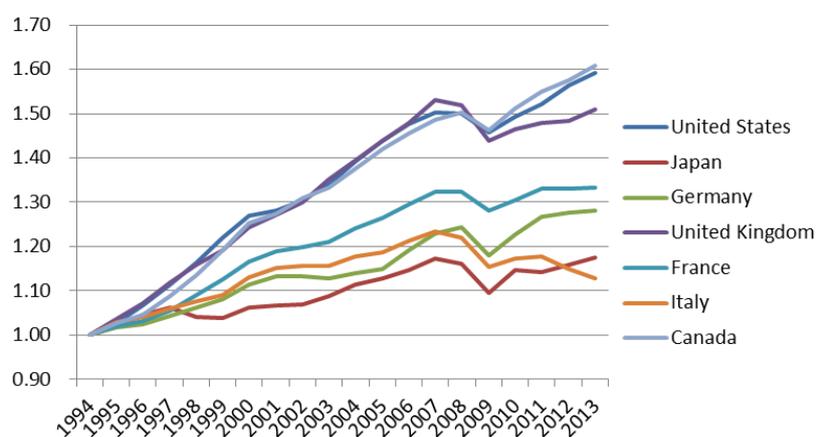
2007年後半からの米国におけるサブプライム・ローン問題が端緒となり、世界的な金融危機が発生した。図1-1は日本、米国、ドイツ、イギリス、フランス、イタリア、カナダ³の実質GDPの過去20年間の趨勢を示している。一見して分かるように、各国の実質GDPは過去20年間に成長しているものの、2007年を境に成長が鈍化もしくはマイナス成長となり、その落ち幅は2009年に最大となっている。また同時期には世界同時株安（図1-2）も発生しており、世界的に資本市場にショックが生じていることがわかる。企業の資金調達源泉

¹ 金融危機への規制当局及び基準設定主体の対応に関しては秋葉[2012]に詳しくまとめられている。

² IASBは金融商品会計プロジェクトを3つのフェーズに分けて進めており、フェーズ1「分類及び測定」、フェーズ2「減損」、フェーズ3「ヘッジ会計」から構成されていた。そして、各フェーズについて段階的に国際会計基準第39号からIFRS第9号への置き換えを進め、フェーズ1は2009年及び2010年にそれぞれ新しい分類と測定に関する基準を公表し、フェーズ3は2013年に新しいヘッジ会計モデルを公表し、フェーズ2が2014年に新しい減損モデルを公表したことでIFRS第9号への置き換えが完了した。

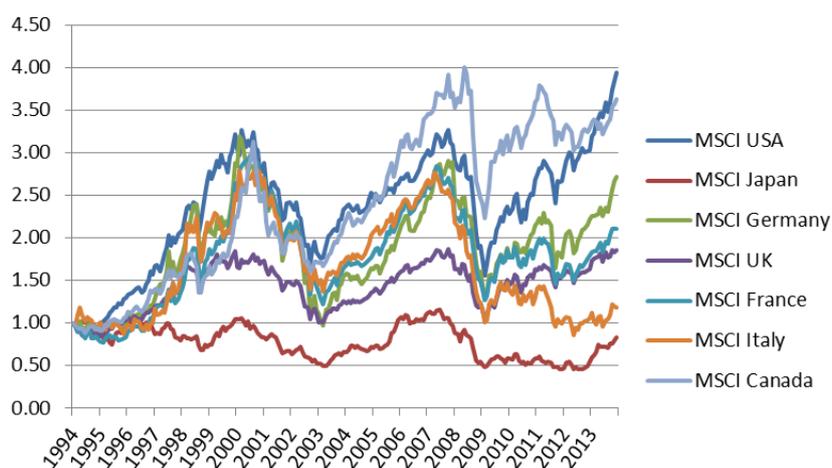
³ 2013年末時点で実質GDP上位10ヶ国のうち、2013年末時点で過去20年間の実質GDP成長率が200%を超える中国、インド、韓国は一覧性を高めるため除外している。これら3ヶ国のうち、インド及び韓国については同様に2008年から2009年に成長が鈍化していることが確認されている。

は大きく分けて、内部資金、負債調達（銀行借入、CP、社債）、株式調達の3つが挙げられるが、このような株価の低迷は株式市場を通じた資金調達を困難にさせる。実際、日本企業の株式市場を通じた資金調達件数（新規株式公開及び公募増資）は2008年に大幅に減少している（図1-3）。また、社債市場及びCP市場においても資金調達環境が悪化しており、2008年後半のリーマン・ブラザーズ証券の破綻（いわゆるリーマン・ショック）後には一時的にBBB格以下の社債発行がほとんど見られなかったこと、貸出金利と比較した場合のCPの発行金利が急上昇し、一時的に貸出金利を上回っていたことが指摘されている（内閣府、2009）。このような直接金融市場の縮小は間接金融市場の重要性を際立たせることになる。



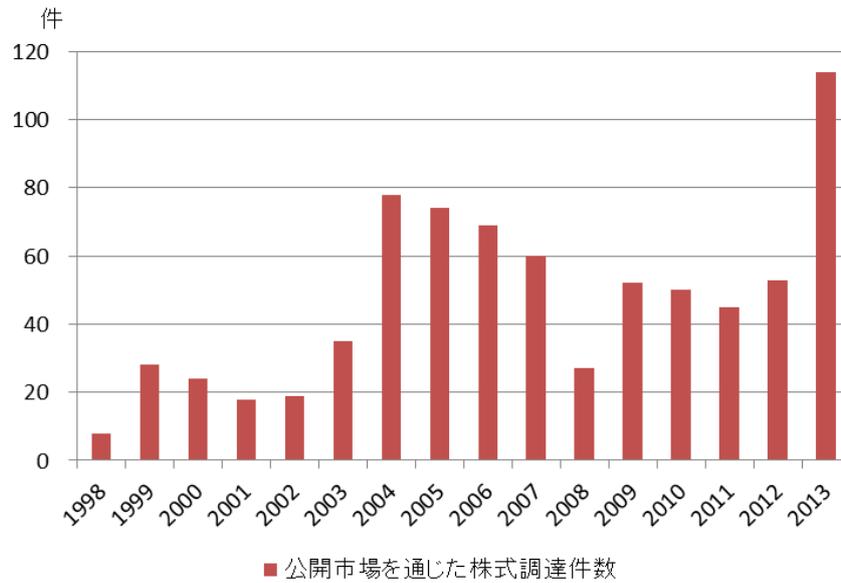
各国の趨勢は1994年を1としている。世界銀行の公表しているデータを基に筆者作成。

図1-1 各国の過去20年実質GDP趨勢



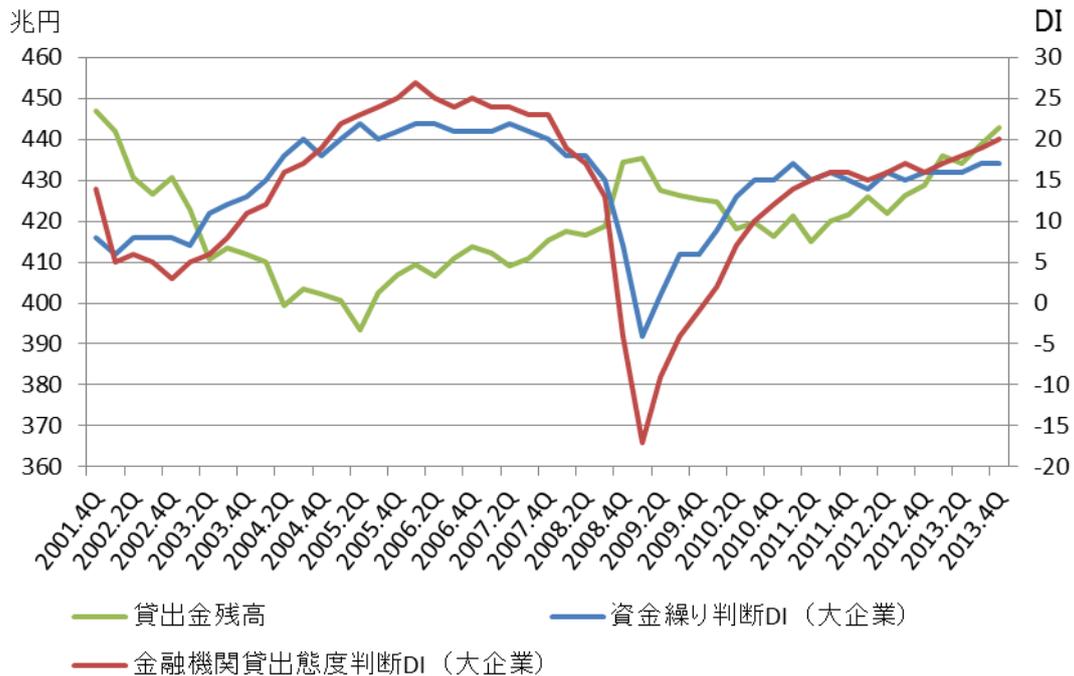
各国の趨勢は1994年を1としている。ユーザベース社SPEEDAより収集し、筆者作成。

図1-2 各国の過去20年間株式インデックス趨勢



(東京証券取引所統計資料から収集し、筆者作成)

図 1-3 日本企業の株式市場を通じた株式調達件数の推移



(日銀短観統計資料及び全国銀行協会全国銀行財務諸表分析から収集し、筆者作成)

図 1-4 邦銀の貸出金残高と事業会社の資金繰り判断 DI 及び金融機関貸出態度判断 DI

図 1-4 は邦銀全体の貸出金残高推移と日銀短観に基づいた（金融機関を除く）日本企業の資金繰り判断 DI 及び金融機関貸出態度判断 DI の時系列推移を示している。貸出金残高は

緑線（左軸）に示されており、2000年代中頃までは貸出金残高が低水準であったものの、2008年後半から2009年前半にかけて貸出金残高が急上昇していることがわかる。これは経済の低迷による内部資金と直接金融市場の縮小によって企業の銀行借入需要が高まったことによるものと考えられる⁴。また、事業会社の資金繰り判断DI⁵にもこの傾向が見て取れ、貸出金残高が上昇している時期に資金繰り判断DIが低下する傾向にあることもこの解釈を支持している。ここから、不況期にあるほど、銀行借入の相対的重要性が高まるといえる。

他方で、同時期には金融機関貸出態度判断DIも悪化しており、企業が銀行借入による資金調達を望む時期には金融機関の貸出態度が厳しく、その他の資金調達源泉（主に内部資金）からの調達が容易な時期には、金融機関の貸出態度も緩くなることがわかる。このように銀行の貸出態度は景気動向と正の関係にあるといえる。不況期に銀行の貸出態度が厳しくなる要因としては、借入企業のファンダメンタルズの悪化が考えられるが、銀行サイドの要因もまた指摘されており、その1つが後述の貸倒引当金である（FSF, 2009a, b）。

世界金融危機で明らかになったように、直接金融市場が台頭してきた現在においても日本における銀行借入の重要性は依然として高い。しかしそのような不況期には銀行の貸出態度もまた厳しくなり、その要因の一つとして貸倒引当金の存在が指摘されている。これらの点を踏まえると、貸倒引当金が銀行行動にどのような影響を及ぼしているのかについて理解を深めることは有意義であろう。

（2）金融資産の減損処理に係る会計基準の改定と国際的な会計基準の収斂化

前述の2000年代後半の金融危機を契機として金融資産の減損⁶（引当及び償却処理）の会計処理が国際的に議論の的となり、新たな金融資産の減損モデルへの移行が検討されている⁷。現行の国際会計基準第39号（IAS第39号）や米国会計基準編纂書（Accounting Standards Codification：ASC）310-10-35の下では、既に発生した信用損失に対する貸倒引当金の計上が求められており、このように減損処理を行う減損モデルは発生損失モデル（incurred loss model）と呼ばれている。このとき、貸倒引当金の計上には当該金融資産が減損していることを示す客観的証拠が存在していることが求められており（IAS第39号, para.58,59）、この

⁴ 他にも2009年11月に成立した「中小企業者等に対する金融の円滑化を図るための臨時措置に関する法律」による影響も考えられる。ただし、本法律は2013年3月まで有効であったことを踏まえると、2009年が貸出金残高の最高点となり、その後減少に転じたことを十分に説明できない。

⁵ 回答企業の手元流動性、金融機関の貸出態度、資金の回収・支払条件などを総合した資金繰りについての判断を（1）楽である、（2）さほど苦しくない、（3）苦しい、の3段階で集計し、（1）と回答した企業の割合から（3）と回答した企業の割合を控除した値である。

⁶ IASBや米国GAAPにおける貸倒引当金の会計処理は主に金融資産の減損処理として扱われている。

⁷ 検討されたモデルとしては、後述の期待信用損失モデルの他にも公正価値に基づく減損モデルや景気循環アプローチに基づく減損モデルがある（IASB公開草案「金融商品：償却原価と減損」、2009年）。ただし、公正価値モデルは償却原価に基づいた帳簿価額、収益認識、減損の関連性を喪失させ、矛盾したアプローチとなるため、IASBは棄却している。同様に、景気循環アプローチは将来の信用損失を予測する上で過去の事象のみに依存し、測定日における金融資産の経済特性を反映していない貸倒引当金が計上されることになるとして、棄却されている。なお、この景気循環アプローチの1つにはスペインなどで採用されている動的引当金（dynamic provisioning）が挙げられる。

客観的証拠の要件の撤廃が近年検討されている。その背景にはこの客観的証拠の要件によって、客観的証拠が得られるまで減損損失の認識が遅れることや、その証拠が得られた時点で一気に損失が認識されること、銀行の与信行動の景気循環増幅効果を助長しうることから批判が寄せられたことが挙げられる（草野, 2010）。例えば、景気後退期には客観的証拠が得られた時点で貸倒引当金が計上され、利益が減少し、赤字が計上された場合には自己資本が圧迫されることになる。その場合、銀行はリスク・アセットを減らすために貸出金を縮小する可能性がある（FSF, 2009a）。一方で、景気拡張期には客観的証拠が観察されにくいために貸倒引当金の計上が求められず、信用リスクの高い融資に対して相対的に大きな利息が計上されるため、発生損失モデルが景気拡張期におけるリスクの高い融資を拡大させる可能性がある（草野, 2010）。

このような批判を受け、現行の発生損失モデルから客観的証拠を減損計上の要件としない期待信用損失モデルへと置き換える新基準が検討されている。しかしながら、このような期待信用損失を貸倒引当金に反映することの経済的帰結に関して検討を行っている先行研究は限定的である。その一つの理由は期待信用損失モデルが検討中の減損モデルであるため、期待信用損失モデルの下での貸倒引当金に関するデータが得られないことが挙げられる。しかしながら、発生損失モデルの適用にあたって会計上の裁量が多分に残されていることに着目し、銀行間の貸倒引当金引当行動の差異から期待信用損失モデル適用に伴う経済的効果に関する示唆を得ようとする動きが現れ、近年になってそうした分析が徐々に行われつつある（Beatty and Liao, 2011; Bushman and Williams, 2012, 2013）。

この金融資産の減損処理に関する海外における議論は決して対岸の火事ではない。日本では、1990年代後半から国際的な会計基準への収斂化が積極的に行われるようになり（会計ビッグバン）、様々な会計基準について改革が行われてきた。2007年には企業会計基準委員会（Accounting Standards Board of Japan : ASBJ）とIASBの間で「会計基準のコンバージェンスの加速化に向けた取組みへの合意」（いわゆる東京合意）が公表され、会計基準の国際的収斂化の流れが加速した。実際、ASBJはIASBとFASBが共同で進めていた金融商品会計の置き換えプロジェクトに呼応して、我が国における「金融商品会計の見直しに関する論点整理」を2009年5月に公表し、2010年8月にはそのうちの一部の論点に関して「金融商品会計基準（金融資産の分類及び測定）の見直しに関する検討状況の整理」⁸を公表している。本検討状況の整理には金融商品会計の分類及び測定に関する会計基準案が含まれており、その内容についてはIFRS第9号との収斂化が念頭に置かれている。また、銀行業における貸倒引当金は国際的な自己資本比率規制においても重要な構成要素であり、とりわけ国際的な会計処理の統一が重要視される可能性も考えられる。実際、FASB及びIASB

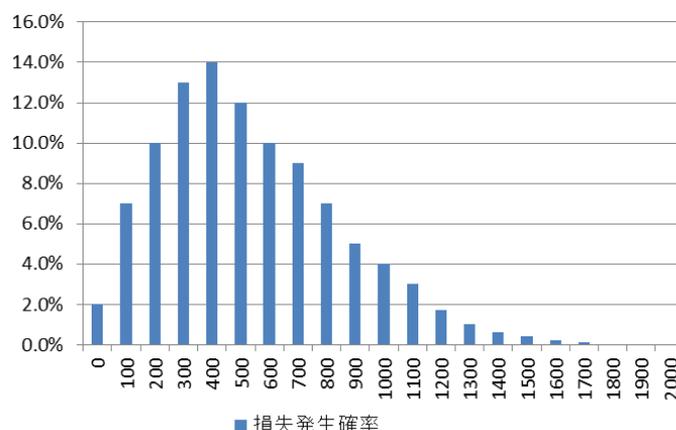
⁸ ただし、本論文で検討する貸倒引当金処理に関しては、論点整理には含まれているが本検討状況の整理には含まれていない。本検討状況の整理が公表された段階では、2011年上期に金融資産・負債の分類及び測定、減損、にヘッジ会計に関する包括的な金融商品会計基準の公開草案を公表する予定であった。しかしながら、本論文の執筆現在において公開草案は公表されておらず、これはIASBの金融商品会計プロジェクトの完了が2014年7月であったことによるものであると考えられる。

における金融資産の減損に関する会計基準の議論に対するわが国の銀行業界の関心は高く、わが国の銀行によって構成される全国銀行協会はFASB及びIASBの公表した公開草案に対してコメントを寄せている⁹。

以上から、日本の銀行データを用いて期待信用損失モデルへの移行がもたらす経済的影響について分析を行うことで、会計基準改定の目的が達成されるか否かの示唆に加え、日本の銀行、ひいては日本経済に及ぼしうる影響についても合わせて検討することが可能となるであろう。

(3) 銀行業における貸倒引当金の重要性

企業の報告する会計利益はキャッシュ・フローと会計発生高から構成されており、キャッシュ・フローを所与とした場合、会計利益の有用性は会計発生高によってもたらされると考えられる。その意味で、会計における会計発生高の持つ意味は大きい。銀行業に注目すると、貸倒引当金純繰入額は主たる会計発生高の構成項目であり、その経済的影響は大きく、税引前当期純利益と貸倒引当金純繰入額は強く相関している¹⁰。



(有限責任あずさ監査法人 [2012] に基づいて筆者作成)

図 1-5 信用リスクへの対応

このように会計利益へのインパクトが強い貸倒引当金は銀行経営の安定性¹¹という観点からも重要な役割を担っている。銀行は貸し付け業務に伴う信用リスクを抱えている。この信用リスクに対して、各種パラメータを用いて、予想される損失額の平均値（期待信用

⁹ 例えば、「米国財務会計基準審議会 (FASB) 公開草案「金融商品—信用損失」に対する意見について」2013年4月、「国際会計基準審議会 (IASB) 「公開草案 (金融商品：予想信用損失)」に対する意見について」2013年7月 (全国銀行協会 2013a, b) など。

¹⁰ 詳細は第4章にて議論している。

¹¹ ここでいう銀行経営の安定性とは信用リスクに対する銀行財務の健全性を意味している。

損失)や期待信用損失を上回る期待外信用損失を計測し、信用リスク量を捉えることになる。このとき、期待信用損失に対しては貸倒引当金によってカバーされ、期待外信用損失に対しては自己資本によってカバーされることが想定されている (Bank for International Settlements (BIS), 2011)。つまり、貸倒引当金は将来に発生しうる平均的な損失に連動し、期待信用損失を吸収するバッファーとして機能することで、銀行経営の安定性に寄与していると考えられる (図 1-5)。

このように銀行業績のみならず、経営の安定性にも影響を及ぼしうる貸倒引当金の会計処理が変化しようとしている昨今において、その変化がもたらしうる影響について分析することには意義があろう。

(4) 経済における銀行の重要性

銀行業は資金の需要と供給を結びつける金融仲介機能や信用創造機能、決済機能を通して経済活動の円滑化、効率化に貢献しており、公共性が高く、他の経済主体への影響も大きい。銀行の健全性と一般事業会社への波及的影響に関する先行研究は多数存在し、たとえば、Kang and Stulz [2000] は 1990 年から 1993 年の日本における株価の暴落によって邦銀の財務内容が悪化した時期に、銀行借入に依存している企業ほど同時期の株式パフォーマンスが低く、固定資産投資が低調であることを報告している。また、Miyajima and Yafeh [2007] は 1995 年から 2000 年までの日本における銀行危機に注目し、企業規模が小さい企業や負債比率の高い企業、ローテク (low-tech) 企業などがより顕著に影響を受けていることを指摘している。一方で、Brewer III et al. [2003] は日本における銀行の倒産 (北海道拓殖銀行、日本長期信用銀行、日本債券信用銀行) に注目し、それら銀行の倒産のアナウンスメントが顧客企業および非顧客企業の株式パフォーマンスに与えた影響を分析し、顧客企業及び非顧客企業の双方にネガティブな影響を及ぼすことを報告している。これら先行研究は負債依存度や倒産銀行の顧客企業か否かで影響度が変化しうるものの、銀行の健全性が一般事業会社へ波及的影響をもたらしうることを示している。

先述のように貸倒引当金は銀行の健全性を支える重要なツールの一つであり、貸倒引当金が銀行の健全性に及ぼしうる影響の理解を深めることは経済全体における銀行の重要性という観点からも意義深いであろう。

第 2 節 本論文の狙い

本論文では前節で挙げた問題意識に基づき、金融資産の減損モデルが発生損失モデルから期待信用損失モデルへ移行することによる経済的影響について明らかにすることを目的としている。その分析を通じて、銀行監督および会計基準設定への示唆を得ることが本研究の狙いである。

この減損モデルの移行について、銀行に関係する 2 つの主体の観点からその意義を検討

することは興味深いと考えられる。その 2 つの主体とは銀行監督当局と会計基準設定主体である。銀行業はその公共性の高さから通常の事業会社にも増して、経営の健全性が強く求められている。そのような姿勢の現れとして、銀行は当局の規制下にあり、米国であれば通貨監督局 (Office of the Comptroller of the Currency : OCC) や連邦準備制度理事会 (Board of Governors of the Federal Reserve System : FRB), 連邦預金保険公社 (Federal Deposit Insurance Corporation : FDIC) などからの¹², 日本であれば金融庁や日本銀行からの金融システムの安定性確保を目的とした監督下にある。

他方、会計基準設定主体は異なる目的関数の下で行動を選択していると考えられる。例えば、IFRS 財団の目的の 1 つは次のように定められている。IFRS 財団の目的の 1 つは「公益に資するように、明確に記述された原則に基づく、高品質で、理解可能、かつ強制力のある国際的な財務報告基準の単一セットを開発することである。この基準の下では、投資者及び世界の資本市場の他の参加者、その他の財務情報利用者が経済的意思決定を行う上で有用となるように、高品質で透明性があり、比較可能な情報を財務諸表及びその他の財務報告において提供することが求められる」(IFRS Foundation, 2013, para.2 (a))¹³。実際、期待信用損失モデルを提案している IFRS 第 9 号の主たる目的は「金融資産及び金融負債に関する財務報告において、報告主体の将来キャッシュ・フローの量、タイミング、不確実性を財務諸表利用者が評価する上で関連し、有用な情報を提供する原則を確立する」こととされている (IFRS 第 9 号, para.1.1)。

この 2 つの主体の目的は時に相反することがある。Wall and Koch [2000] は 1990 年代後半の米国における銀行の貸倒引当金に関する議論を取り上げ、この 2 つの主体の主張の対立を描いている。1998 年に米国証券取引委員会 (Securities and Exchange Commission : SEC) は米国のサントラスト銀行 (SunTrust Banks) の貸倒引当金が過大であると問題視し、その後サントラスト銀行は過去に計上された貸倒引当金の圧縮を行うことになった。これ以前にも SEC では米国の銀行の貸倒引当金が過大である可能性があるとして疑義を投げかけていた (Sutton, 1997; Levitt, 1998)。これは貸倒引当金が過大である場合には、銀行財務の実態を現す情報として不適切であり、財務諸表利用者をミスリードすることになりかねないためである。

一方で、この貸倒引当金に対する SEC の行動が銀行の貸倒引当金を減少させかねないとして、銀行監督当局は懸念を表明している (例えば、Barancik [1999] 内の OCC の通貨監

¹² 米国の銀行制度に関しては三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング [2014] に詳しい。

¹³ 会計基準が企業の投資水準などの実体経済に及ぼす影響に関して、企業会計基準委員会副委員長の小賀坂氏は会計基準設定において企業の投資行動や株主価値に与える影響やマクロ経済や金融安定化に与える影響などを考慮すべきかについて国際的にも議論が活発化しているものの、資本市場における会計基準の設定においては投資家の意思決定有用性を一義的なものとして捉えられており、会計基準が実体経済に与える影響は別途考慮すべきものであると指摘している (日本銀行金融研究所, 2014b)。また公正価値情報を会計基準に織り込むことに関する財務諸表の契約支援機能への影響に関して、IASB 理事の鶯地氏は、財務諸表の目的として企業の業績測定が重要であることは認めつつも、透明性の確保がもっとも重要であり、その結果、公正価値情報が契約支援機能に影響を及ぼすとしても基準設定主体としてはそうした意図はなく、あくまで透明性の向上を志向していると指摘している (日本銀行金融研究所, 2014a)。

督官 John D. Hawke Jr. 発言)。なぜならば、期待信用損失を上回って貸倒引当金が計上されている場合には財務的困窮を回避しつつ損失を吸収できる一方で、貸倒引当金が期待信用損失に対して過小である場合には自己資本が過大評価されることに繋がりがねないためである。つまり、金融システムの安定性を追求する銀行監督当局の立場からは、保守的に貸倒引当金が計上されていることが望ましく、貸倒引当金の過小に比べ過大は好意的に捉えられる可能性がある。銀行業における貸倒引当金は銀行の財務業績に関する情報として投資家にとって重要であり、他方で銀行の信用リスク管理においても重要な役割を担っているため、このように 2 つの主体の間で貸倒引当金に対する姿勢が異なっていると考えられる。

このような貸倒引当金に対する 2 つの主体の目的（金融システムの安定化と意思決定有用性の向上）を踏まえ、昨今の期待信用損失モデルの検討・移行が、それぞれの主体の目的に照らして、どのような経済的効果を有するのかについて検討し、将来の銀行監督及び会計基準設定の議論に資する証拠を蓄積することが本研究の狙いである。

加えて、本研究には学術的な貢献もまた期待される。これまでの銀行業の貸倒引当金に関する先行研究では、各々の研究で別々の時期のサンプルを別々の手法を用いて各論点について分析が行われており、時に分析結果が一致しない要因がリサーチ・デザインの違い（分析期間、分析対象、回帰モデル）に帰着することがあった。対照的に、本研究では比較的に同時期のサンプル、同一の会計尺度を用い、各々の論点に関する包括的な分析を通じて結論を導き出すことを試みる。このような包括的な研究は今後研究が進められる上で分析結果や結論に違いが生じた場合の参照点になりえると考えている。

第 3 節 分析のフレームワーク

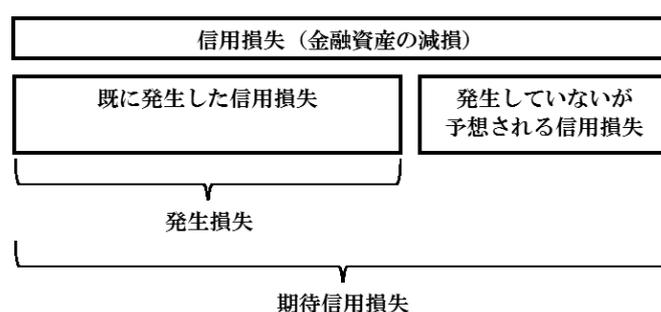
本論文の狙いは貸倒引当金の会計処理のベースとなる減損モデルが従来の発生損失モデルから期待信用損失モデルへと移行することによる経済的影響に関して、銀行監督当局と会計基準設定主体の観点から示唆を得ることにある。しかしながら、先述のように期待信用損失モデルへの移行は現在検討段階（米国 GAAP）もしくは公表段階（IFRS）¹⁴であり、実際に期待信用損失モデルへの移行に伴うデータを基にして分析を行うことは困難である。そのため、本論文のように期待信用損失モデルの経済的影響に関して扱っている先行研究（Beatty and Liao, 2011; Bushman and Williams, 2012）では、発生損失モデルに基づく既存のデータから期待信用損失モデルへの移行による経済的影響に関する示唆を得ようと試みている。本節では、なぜ既存の発生損失モデルに基づくデータの分析から、期待信用損失モデルに関する示唆が得られると期待されるのかについて説明する。その鍵は「期待信用損失モデル移行に伴う貸倒引当金水準の平均的な上昇」と「発生損失モデルの下での裁量性」

¹⁴ 2014 年 7 月に公表された最終版の IFRS 第 9 号は 2018 年 1 月 1 日以後開始する事業年度から適用される見込みである。

である。

(1) 期待信用損失モデル移行に伴う貸倒引当金水準の平均的な上昇

発生損失モデルから期待信用損失モデルへの移行は計上される貸倒引当金の水準を平均的に引き上げると考えられている（新日本有限責任監査法人，2014）。なぜならば，発生損失モデルの下では貸倒引当金に「既に発生した信用損失」のみが信用損失として反映されることになるが，期待信用損失モデルの下では「既に発生した信用損失」に加えて，「発生していないが予想される信用損失」も合わせて信用損失として貸倒引当金に反映されることになると考えられるためである（図 1-6）。実際，2013 年 4 月に IASB によって公表された公開草案「金融商品：期待信用損失」（IASB, 2013a）に基づいて行われたフィールドワーク¹⁵では，ほぼ全ての参加団体について，現行の IAS 第 39 号からの移行に伴って貸倒引当金が顕著に増加すること，及び当該公開草案の期待信用損失モデルの下では経済サイクル全体を通じて IAS 第 39 号よりも貸倒引当金水準が顕著に高くなることが確認されている（IASB, 2013b, para.17）。



（筆者作成）

図 1-6 発生損失モデルと期待信用損失モデル

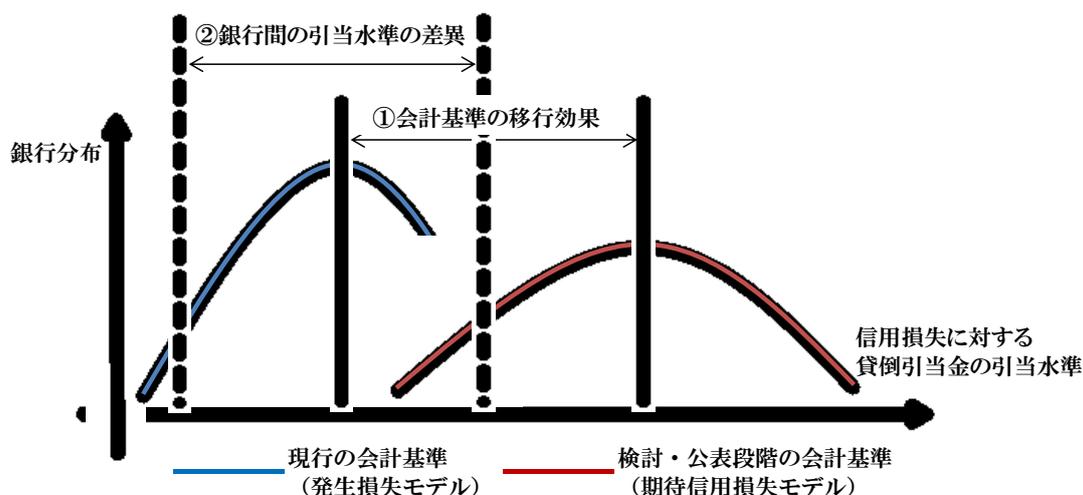
(2) 発生損失モデルの下での裁量性

減損の客観的証拠に基づいて貸倒引当金が計上される現行の発生損失モデルの下でも，その計上にあたっては会計上の裁量が多分に存在することが指摘されている（FSF, 2009b; Dugan, 2009）。例えば，FSF [2009b] は現行の発生損失モデルに基づく貸倒引当金の見積もりにあたって，過去の貸倒情報や現在の経済状態に関する情報は信用損失を見積もるスタート地点であって，適切な貸倒引当金の見積もりを行う上では，既存の貸出金ポートフォリオと過去の貸し倒れとの相違を反映するために現在の情報に基づいて判断することが経営者には求められていると指摘している。また先行研究においても，貸倒引当金の計上行動が銀行の財務状況やガバナンス，規制環境などから影響を受けており，同一の会計基準

¹⁵ 当該公開草案の下での減損モデルが経済状態の変動に対してどのように反応するか理解を深めることを目的として，金融機関及び非金融機関からなる 15 団体を対象に行われた。

の下でも銀行ごとに貸倒引当金の会計処理に差異が見られることが指摘されている (Nichols et al., 2009; Gebhardt et al., 2011; Leventis et al., 2013)。加えて、上述の IASB によるフィールドワークにおいても、IAS 第 39 号の下で、より適時的に減損を認識している参加団体については期待信用損失モデルに基づく貸倒引当金の見積もりの影響が小さいことが報告されており (IASB, 2013b, para.19 (b))、発生損失モデルの下でも銀行ごとに貸倒引当金の会計処理には差異が存在することが示唆される。

(3) 本論文の前提



(筆者作成)

図 1-7 信用損失に対する貸倒引当金水準と銀行分布

この期待信用損失モデルへの移行に伴う貸倒引当金水準の平均的な上昇と発生損失モデルの下での裁量性の 2 点を踏まえると、発生損失モデルと期待信用損失モデルそれぞれの下での信用損失に対する貸倒引当金の引当水準と銀行分布の関係性は図 1-7 のように示すことが可能であると考えられる¹⁶。現行の発生損失モデルに基づいた場合の信用損失に対する引当水準と銀行分布の関係性は図中の青線によって示され、検討・公表段階の期待信用損失モデルに基づいた場合の信用損失に対する引当水準と銀行分布の関係性は赤線によって示されている。貸倒引当金の見積もりには会計上の裁量が伴い、同一の減損モデルの間でも信用損失に対する引当水準は異なると考えられるため、各分布は平均値を中心として左右に幅を有していると予想される。また、図 1-6 に示されたように期待信用損失モデルでは既に発生した信用損失に加え、発生していないが予想される信用損失も貸倒引当金によってカバーされることが期待されているため、期待信用損失モデルの下での分布は発生損失モデルの下での分布よりも右に移動している。さらに、Bushman and Williams [2012] が指摘しているように、より幅の広い情報を貸倒引当金に反映させる期待信用損失モデルは

¹⁶ ここでは与信ポートフォリオを所与とした上での平均的な貸倒引当金水準からの乖離を示している。

将来の期待信用損失を見積もる上での経営者の裁量の役割を高めると考えられるため、発生損失モデルの下での分布と比較して、期待信用損失モデルの下での分布の裾は厚くなると予想される。

発生損失モデルから期待信用損失モデルへの移行が有する経済的効果を分析する場合、移行に伴った信用損失に対する貸倒引当金の引当水準の変化（図 1-7 の①）を捉えることが理想的である。しかしながら、実際には未だ移行が実現しておらず、そのような分析を行うことは不可能である。一方で、単一の会計基準の下における信用損失に対する貸倒引当金の引当水準の銀行間での差異（図 1-7 の②）を計測することは可能である。Beatty and Liao [2011] や Bushman and Williams [2012], Kanagaretnam et al. [2014b] といった先行研究ではこのような銀行間での引当水準の違いから、会計基準の変更による引当水準のシフトの経済的影響に関する示唆を得ようと試みている。本論文でもこの考え方を踏襲し、「現行の会計基準の下で保守的に貸倒引当金を計上している銀行ほど、期待信用損失が貸倒引当金に反映されている」という前提¹⁷の下で、銀行間の貸倒引当金の保守性の違いがもたらす経済的影響の分析を通じて、信用損失に対する引当水準が高まると考えられる期待信用損失モデルへの移行の経済的効果に関する示唆の獲得を試みる¹⁸。

加えて、後述するように（第 2 章）、日本の銀行は純粋な発生損失モデルよりも個々の銀行が期待信用損失を反映させやすい状況にあり、銀行間での期待信用損失の引当水準の差異を捉える上では望ましいセッティングである可能性がある。この点は本論文の分析フレームワークを採用する上で、日本の銀行データを用いることの利点となりえる。

なお、これ以降、本論文では「貸倒引当金の保守性」という言葉を用いるが、これは予想される水準以上に貸倒引当金を高く（保守的に）計上していることを意味している。

第 4 節 本論文の構成

図 1-8 は本論文の構成を示している。続く第 2 章では、米国 GAAP 及び IFRS における金融資産の減損処理、特に貸出金の貸倒引当金の会計処理について現行の基準と検討・公表段階の基準の整理を通じて発生損失モデルから期待損失モデルへの移行がどのように会計基準上に現れているかを明らかにする。あわせて、米国 GAAP と IFRS における貸倒引当金

¹⁷ なお、この前提の妥当性については第 4 章において検討している。

¹⁸ 会計基準の移行に伴う引当水準のシフトは外生的な要因による引当水準のシフトである。一方で、銀行間の引当水準の差異は外生的要因と内生的要因によって生じていると考えられる。実証分析において、このような引当水準の差異をもたらす内生的要因が分析対象の従属変数（本論文で言えば第 5 章の貸出量変化、第 6 章の財務業績指標、第 7 章の累積異常株価収益率、第 8 章の貸倒引当金純繰入額）にも影響を及ぼしている場合、観察された貸倒引当金の保守性と従属変数の関係性が実際にその両変数の関係性によって得られたのか、共通の内生的要因によって得られたのかを判別する必要がある。この問題への（部分的な）対処法として、Roberts and Whited [2013] は固定効果モデルが有効であることを指摘している。そのため、本論文では頑健性分析の一環として企業固定効果モデルを用いた場合の推定結果を提示している。ただし、この固定効果モデルを用いる対処法は部分的な解決策であり、必ずしも十分に問題に対処できているわけではない。この点は本論文の限界であり、将来の対処すべき課題として最終章で触れる。

の会計処理と日本における現行の会計処理を比較し、日本における貸倒引当金の会計処理がどのように位置づけられるかを検討する。

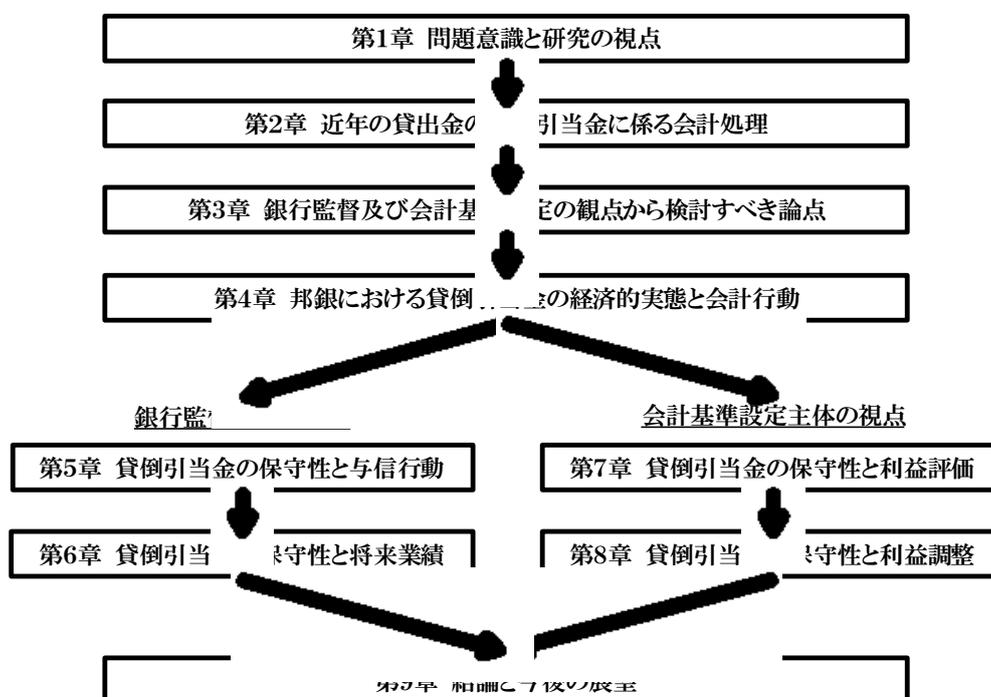


図 1-8 本論文の構成

第 3 章では、発生損失モデルから期待信用損失モデルへの移行に関して、本論文で検討すべき論点について銀行監督及び会計基準設定の観点から整理する。その論点整理を通じて、銀行監督当局の追求する金融システムの安定化の観点から、期待信用損失モデルへの移行によって銀行の与信行動の景気循環増幅効果（procyclicality）の緩和が期待されていることを明らかにし、その目的に照らして、銀行の与信行動及び将来業績に関する論点を提示する。他方、会計基準設定主体の観点からは財務諸表利用者の意思決定有用性の向上が期待されていることを指摘し、その目的に照らして、銀行の利益に対する投資家評価及び銀行の利益調整行動に関する論点を提示する。

第 4 章では、本論文で用いる邦銀に注目し、銀行の貸倒引当金の経済的実態に関して議論し、貸倒引当金の決定要因について先行研究を踏まえて確認する。その後、本論文で一貫して採用する、期待信用損失に対する貸倒引当金の引当程度を捉える貸倒引当金の保守性の代理変数に関して議論し、その推定方法を説明する。加えて、推定から得られた貸倒引当金の保守性の代理変数が実際に期待信用損失に対する引当程度を捉えているか否かについて、第 4 章の前半部分で確認した貸倒引当金の決定要因モデルを通じて妥当性の検証を行う。またその検証から、本論文で用いる貸倒引当金の保守性の概念及びその代理変数

は会計研究における条件付保守主義（conditional-conservatism）の側面を有していることを明らかにする。

第 5 章及び第 6 章では、期待信用損失モデルへの移行による経済的効果について銀行監督当局の観点から、与信行動及び将来業績に焦点を当てて分析を行う。具体的には、第 5 章において、貸倒引当金の保守性と銀行の与信行動の関係性について、個々の借入企業とその借入金額を特定できる日本企業の財務データの特徴を活かし、銀行・企業・年の観測値から構成されるユニークなデータ・セットを用いて分析を行う。加えて、景気循環増幅効果との関係性から、マクロの借入環境変数を設定し、事業会社の借入環境の変化が貸倒引当金の保守性と与信行動の関係性に及ぼす影響について検証する。第 6 章では、銀行の将来業績について、銀行監督の観点から重要と考えられる財務業績のリスクとリターンに注目し、その貸倒引当金の保守性との関係性を分析する。本分析は第 5 章で得られた分析結果の解釈の妥当性を検討する意味もまた有している。

第 7 章及び第 8 章では、期待信用損失モデルへの移行による経済的効果について会計基準設定主体の観点から、投資家の利益評価及び銀行の利益調整行動に焦点を当てて分析を行う。具体的には、第 7 章において、貸倒引当金の保守性が高い銀行の公表する利益とそうでない銀行の公表する利益それぞれのサプライズ部分に対する株式市場の反応をイベント・スタディーの手法を用いて検証する。

貸倒引当金の保守性が高い場合には貸倒引当金水準が通常求められる水準よりも高いと考えられるため、貸倒引当金がいわゆる“cookie jar reserve”として利益調整の温床となる可能性がある。第 8 章ではその点を考慮して、貸倒引当金の保守性と利益調整行動の関係性について分析を行う。

第 9 章は最終章であり、本論文の議論を総括した後に、発生損失モデルから期待信用損失モデルへの移行がもたらしうる経済的帰結についての結論を提示する。最後に、本論文で扱いきれなかった将来の課題及び研究展望について言及し、本論文の結びとする。

第2章 近年の貸出金の貸倒引当金に係る会計処理

第1節 はじめに

本章の目的は、貸出金に対する貸倒引当金の会計処理を巡る近年の国際的な動向を整理することにある。またその整理を通じて、近年批判にさらされている発生損失モデルの特徴と批判に対応するために検討されている期待信用損失モデルの特徴がどのように会計基準に反映されているのかを明らかにする。

これまで米国 GAAP 及び IFRS において、金融資産は前述の発生損失モデルに基づく減損認識が行われてきた。しかしながら、2000 年代後半の金融危機を契機として、発生損失モデルから期待信用損失モデルへの移行が検討されている。実際、2014 年 7 月に IASB は国際会計基準第 39 号「金融商品：認識及び測定」（IAS 第 39 号）から国際財務報告基準第 9 号「金融商品」（IFRS 第 9 号）への置き換えを完了し、一連の金融商品に係る会計基準の改定を終えている。本章では金融商品のなかでも償却原価によって評価される貸出金に焦点を当て、IFRS 及び米国 GAAP における従来の貸出金の減損の認識と測定（発生損失モデルをベースとした IAS 第 39 号及び米国の ASC310-10-35, ASC450-20¹⁹）、期待信用損失モデルをベースとした IFRS 第 9 号と米国の ASU 案 825-15 における減損の認識と測定に関して整理する。

その後に、米国 GAAP と IFRS における貸倒引当金の会計処理と日本における現行の会計処理を比較し、日本における貸倒引当金の会計処理がどのように位置づけられるかを検討する。

本章は次のように構成されている。第 2 節では米国 GAAP と IFRS における貸出金の貸倒引当金の現行の会計処理と提案・公表されている会計処理について整理する。第 3 節では日本における現行の貸出金に対する貸倒引当金の会計処理について説明する。第 4 節は本章のまとめである。

第2節 米国 GAAP と IFRS における貸出金の貸倒引当金処理

(1) IAS 第 39 号

IAS 第 39 号は 1999 年 3 月に国際会計基準委員会（IASB）によって公表された。IASB から IASB へと改組された後も引き続き効力を有し、2003 年には改訂版 IAS 第 39 号が公表され、その後も適宜改訂が行われてきた。ここでは 2014 年時点において施行されている IAS 第 39 号（当初認識に関しては IFRS 第 9 号）に基づいて整理を行う。金融商品のなかでも貸出金は当初認識時に公正価値で（IFRS 第 9 号, para.5.1.1）、当初認識後は償却原価によって測定されており、そのような「償却原価で測定されている金融資産又は金融資産のグル

¹⁹ FASB は 2009 年 6 月に新しい会計基準書として Accounting Standards Codification を承認した。ただし、これは基準とされる文献が膨大になった米国会計基準の再編成であり（長谷川，2009）、貸出金の減損に係る従来の財務会計基準書第 5 号「偶発債務の会計」、第 114 号「債権者による貸出金の減損の会計処理」はそれぞれ ASC450-20, ASC310-10-35 と対応している。

ープが減損している客観的証拠」(IAS 第 39 号, para.58) が確認された場合には減損を認識する必要がある。具体的には、減損の客観的証拠が貸出金の当初認識後に生じた 1 つもしくは複数の事象の結果として得られ、貸出金もしくはそのグループ²⁰の予想将来キャッシュ・フローに対して損失事象の及ぼす影響が信頼性をもって見積もることができる場合に減損が認識される (para.59)。ここでいう減損の客観的証拠に関して IAS 第 39 号では具体的に例示されており、以下の事象が挙げられている (para.59)。

- ①債務者の重大な財務的困窮
- ②元利の支払不履行、遅滞といった契約不履行
- ③債権者による債務者への譲歩
- ④債務者の経営破綻リスクの増大
- ⑤貸出金グループの予想将来キャッシュ・フローについて、個々の貸し出しに関する予想キャッシュ・フローの減少は識別できないものの、グループとして当初認識以降に測定可能な減少があったことを示す観察可能なデータ (グループの中の借り手の支払状況の不利な変化、資産の貸し倒れと相関関係のある全国的又は地域的な経済情勢)

これらの客観的証拠が観察される場合、貸出金の帳簿価額と予想将来キャッシュ・フローを当初の実効金利で割り引いた現在価値の差額を減損として測定することになる (para.63)。ただし、このとき予想将来キャッシュ・フローには既に発生している貸倒損失のみが考慮され、発生していない将来の貸倒損失は考慮してはならない (para.63)。つまり、「将来の事象の結果として予想される損失は、いかに可能性が高くても、認識されない」 (para.59)。具体的には、将来に損失をもたらす可能性がある将来予想情報、たとえば失業率や GDP の予想情報は減損の客観的証拠とはならないことが明記されている (BC110)。

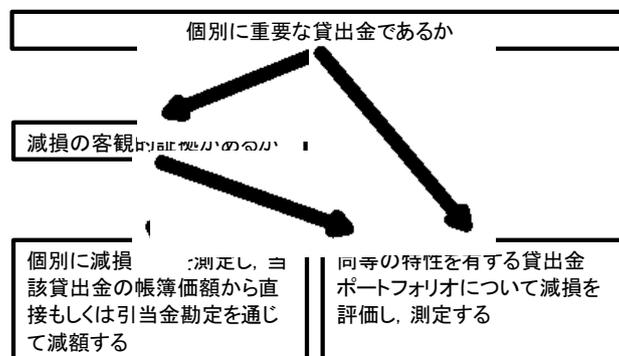
また、個別に評価され減損が確認されない貸出金及び個別に減損評価が行われていない貸出金に関しては、類似の特性 (信用リスク格付、貸出金の種類、地理的場所、債務者の種類など) を備えた貸出金ポートフォリオを組成し、ポートフォリオ・ベースで減損の評価が行われることになる (BC116, BC122) ²¹。ただし、個別に減損の評価が行われた貸出金と個別評価が行われていない貸出金の間では損失の確率が異なると考えられるため、異なる金額の減損が要求される (AG87, BC123)。

以上のようにして測定された減損損失は当該貸出金の帳簿価額から直接もしくは引当金勘定を通じて純損益に認識されることになる。図 2-1 は IAS 第 39 号の下での減損認識及び

²⁰ 貸し手は個別に重要な貸出金について、減損の客観的な証拠が存在しているかどうかを個別に検討し、個別には重要でない貸出金については、個別もしくはグループとして検討する (IAS 第 39 号, para.64)。

²¹ 個々の貸出金について個別に評価した場合には減損の認識水準に達していない場合であっても、大数の法則にしたがって、グループレベルでは減損が明らかである可能性を考慮している (IAS 第 39 号, para.BC116)。例えば、個々の貸出金については減損が確認されない場合でも、同様のリスク・クラスの貸出金が一定の割合で過去に貸し倒れているのであれば、そのリスク・クラスの貸出金のグループレベルでは一定の割合で減損が発生している可能性が高いと考えられる。

測定プロセスのフロー・チャートを示している。



(筆者作成)

図 2-1 IAS 第 39 号の下での減損認識及び測定プロセスのフロー・チャート

(2) ASC310-10-35, 450-20²²

米国において貸出金の減損は ASC310-10-35 及び ASC450-20 にて規定されており、ASC310-10-35 は 1993 年に公表された米国会計基準 (SFAS) 第 114 号、ASC450-20 は 1975 年に公表された SFAS 第 5 号に対応している。貸出金の減損の評価に関しては、ASC450-20 が基本的な指針を提示しているものの、ASC310-10-35 がより具体的な貸出金の減損の測定に関して規定している (ASC310-10-35-2)。

米国 GAAP では貸出金の減損を検討する上で、回収可能性の評価のために当該貸出金が識別されるか否かによって、その処理が異なる。まず、ASC450-20 の下では、債権者は個々の事実や状況に基づいて小額で同質性の高い貸出金グループ (large groups of smaller-balance homogeneous loans) を特定し、それら貸出金ポートフォリオ及び回収可能性評価のための識別がなされていない貸出金もしくは回収可能性評価の結果、減損が確認されなかった貸出金に対して、個別もしくは集合的に損失の評価が行われる (ASC310-10-35-6 及び ASC310-10-35-9)。これら貸出金に関する損失は、①財務諸表公表以前に利用可能である情報から財務諸表公表時点で資産が減損している可能性が高いこと、②損失金額が合理的に推定可能であること、という 2 つの条件が満たされる場合に認識することが求められる (ASC310-10-35-8)。ここで、現在の情報や事象に基づいて、債権の契約条項に従った元利の回収が不可能となる可能性が高いと見込まれる場合に上述の①は満たされ、②の合理的な推定には債権者の経験や債務者の支払能力に関する情報、現在の経済環境の下での貸出金の評価額などが用いられることになる (ASC310-10-35-10)。

一方で、貸出金²³のなかでも回収可能性評価のために識別された貸出金については個別に

²² ASC の内容の和訳については長谷川 [2009] を参考にしてしている。

²³ ただし、減損の評価が集合的に行われる小額で同質性の高い貸出金ポートフォリオや公正価値や取得原

減損の有無について評価が行われることになる。どのように貸出金を回収可能性評価のために識別するかについては、具体的に明記されていないものの、その判断は通常の貸出金レビュー手続きに基づいて行われる（ASC310-10-35-14）²⁴。このときに個別に識別された貸出金については減損の評価が個別に行われなければならない、共通のリスク・ファクターを有する貸出金ポートフォリオに基づいた減損の評価は認められない（ASC310-10-35-15）。

回収可能性評価のために識別された貸出金は、現時点での情報と事象に基づき、与信契約に基づく契約が履行されない可能性が高い場合に減損していると判断される（ASC310-10-35-16）。ただし、本基準はどのように債権者が債権からの元利回収が不可能であるかを判断するかについては特定しておらず、各債権者は通常の貸出金レビュー手続きを通じて、減損の有無を判断する必要がある（ASC310-10-35-17）。

ある貸出金が減損していると判断された場合には、その減損金額の測定を行うことになる。債権者は貸出金の実効金利によって割り引かれた期待将来キャッシュ・フローの現在価値に基づいて減損を測定する（ASC310-10-35-22）²⁵。ここで、期待将来キャッシュ・フローの割引現在価値によって減損を測定する場合、その期待将来キャッシュ・フローは合理的で裏付け可能な（supportable）前提と予測に基づいた債権者の最善の見積もりである必要があり（ASC310-10-35-26）、ここでも期待将来キャッシュ・フローの予測には過去の事象及び現在の状態を反映した利用可能な全ての情報²⁶を考慮することが求められている（ASC310-10-35-27）。このようにして算定された期待将来キャッシュ・フローの現在価値が当該貸出金の貸出金投資残高（recorded investment）²⁷を下回る場合、貸倒引当金繰入を通じて評価性引当金を計上し、減損を認識することになる²⁸。

また、個々の借り手固有のリスク特性が反映された貸出金の場合には貸出金単位で個別に減損が測定されることになるが、他の減損している貸出金と同様のリスク特性を有する貸出金に関しては、それら貸出金を集計して、合成実効金利や平均回収期間、回収率といった過去の統計情報を用いて減損を測定することも認められている（ASC310-10-35-21）。

図 2-2 は ASC310-10-35 及び 450-20 に基づく減損認識及び測定のフロー・チャートを示している。

価と公正価値の低下法によって評価される貸出金、リース債権、負債性有価証券は含まれない（ASC310-10-35-13）。

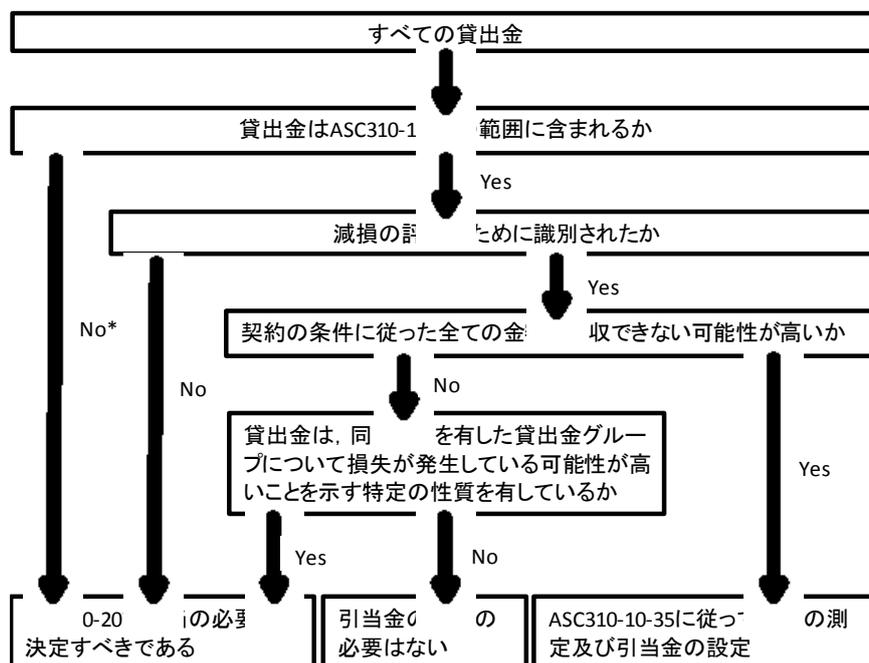
²⁴ 貸出金を識別する上で有用となる情報が ASC310-10-35-14 では例示されており、特定の重要性の要件、検査の法的な報告、期日経過リストなどの内部資料、貸出金種別ごとの過去の貸倒実績、借り手の営業損失計上などが挙げられている。

²⁵ 他にも債権の観察可能な市場価格を用いて減損を測定する方法や担保付貸出の場合には担保の公正価値に基づいた減損測定が認められている（ASC310-10-35-22）。

²⁶ 貸出金の回収可能性に関係している、もしくは財務諸表公表時点において当該資産が減損している可能性が高いことを示す既存の産業要素、地理的要素、経済的要素、政治的要素などが含まれる（ASC310-10-35-27）。

²⁷ 貸出金投資残高とは当該貸出金への投資額から直接償却額を控除した残額であり、評価性引当金は控除されていない（ASC310-10-20）。

²⁸ ただし、既に評価性引当金が計上されている場合にはその評価性引当金の調整を行う。



*減損の評価が集行的に行われる小額で同質性の高い貸出金ポートフォリオ（ASC310-10-35-6）

（長谷川 [2009, p.201] をベースとして若干の修正の上で筆者作成）

図 2-2 ASC310-10-35 及び 450-20 に基づく減損認識及び測定のフロー・チャート

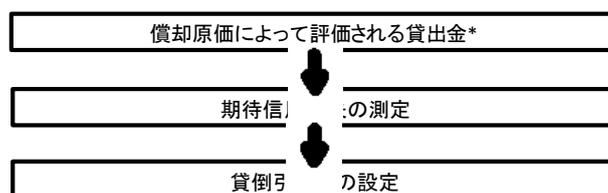
（3）ASU 案 825-15

2000 年代後半の金融危機を契機として、適時的な貸倒引当金の計上を妨げうる発生損失モデルに対する批判が集まり、より将来指向的な（forward-looking）期待信用損失モデルへの移行が検討されている。実際、2009 年には FASB と IASB は金融商品会計の指針を改善し、収斂化させるプロジェクトを共同アジェンダに加え、そのプロジェクトの主要目的の一つに信用損失認識に関する期待信用損失アプローチの導入を掲げている（FASB, 2012b）。その後、IASB と FASB はそれぞれ 2009 年、2010 年に異なる減損モデルを提案したものの（IASB 公開草案「金融商品：償却原価及び減損」、FASB の ASU 案「金融商品会計、並びにデリバティブ金融商品及びヘッジ活動に関する会計処理の改訂」、国際的な比較可能性を高めるための共通アプローチに対する社会的要求から 2011 年に共同で補足文書を公表している。しかしながら、FASB が米国のステークホルダーに対するアウトリーチ活動を行うなかで、提案された減損モデルに対する懸念²⁹が寄せられ、2012 年 8 月に FASB は提案していた減損モデルの修正を発表し、2012 年 12 月に ASU 案 825-15 を公表した。

²⁹ 具体的には、提案された減損モデルでは期待信用損失の測定対象として、①将来 12 ヶ月間の期待信用損失、②全期間の期待信用損失、の 2 つが貸出金の状況に応じて選択されるが、この際にある貸出金がどちらの測定対象に含まれるかを決定する方法の曖昧さと実施に対する懸念が指摘されている。また、2 つの測定対象のどちらに含まれるかを決定する方法が新たな閾値となり、発生損失モデルのトリガーと同様の影響を及ぼす可能性もまた懸念されている（ASU 案 825-15, pp.4-5）。

ASU 案 825-15 では、「現在期待信用損失」(current expected credit loss: CECL) モデルが採用されている。CECL モデルでは信用損失に対する引当金を設定する際に期待信用損失が計上されることになるが、この期待信用損失には回収することができないと考えられるキャッシュ・フローの経営者の予想値が反映されることになる³⁰。また、その予想にあたっては現行の米国 GAAP の下で認められている過去の事象及び現在の状況に加え、現行 GAAP で認められていない将来の予測情報を用いることが要求されている。

本提案では毎期末時点において金融資産の期待信用損失に対する引き当てが要求されており、ここでいう期待信用損失は契約に基づいた契約満期までのキャッシュ・フロー (all contractual cash flows) のうち回収不能部分に関する現時点での予想値である (ASU 案 825-15-25-1)。その予測に際しては、類似した資産の貸倒実績などの過去の事象、現在の状況、合理的かつ裏付け可能な予測及びそこから得られる期待信用損失へのインプリケーションといった利用可能な内部情報及び外部情報³¹を利用することが求められている (ASU 案 825-15-25-3)。また、期待信用損失には時間価値の反映が求められており (ASU 案 825-15-25-4)、予測を行う上では信用損失が発生する可能性と発生しない可能性の両方を反映させる必要がある (ASU 案 825-15-25-5)。



*ただし、これ以外にも公正価値評価が行われ、その他包括利益を通じて認識される債権や ASC605 の対象となる収益取引によって生じた売掛債権、ASC944 の対象となる保険取引を通じて生じた再保険受取勘定 (reinsurance receivable)、ASC840 におけるレッサー (lessor) によって認識されたリース債権、ローン・コミットメントが含まれる (ASU 案 825-15-15-2)。

(筆者作成)

図 2-3 ASU 案 825-15 に基づく期待信用損失認識のフロー・チャート

図 2-3 は ASU 案 825-15 に基づく期待信用損失認識のフロー・チャートを示している。現行の ASC310-10-35 や ASC450-20 と比較すると、本提案では損失を見積もる上でのガイドラ

³⁰ ただし、期待信用損失の推定に割引キャッシュ・フロー法の使用が求められているわけではない (ASU 案 825-15-55-2 及び ASU 案 825-15-BC27)。実際、本提案では期待信用損失の算定方法の例示として、①貸倒損失率法 (loss-rate method)、②基礎項目と信用リスク調整 (a “Base Component” and a “Credit Risk Adjustment”), ③年次ベース (vintage basis)、④集合的推定法と個別資産推定法 (collective estimation method and individual asset estimation method)、⑤引当金マトリックス (provision matrix) などが挙げられている (ASU 案 825-15-55-17 から 825-15-55-38)。

³¹ ここでいう情報には借り手固有の定性的・定量的要素や報告主体が事業を営む経済環境が含まれており、定性的・定量的要素には借り手の信用力に関する現時点での評価や経済サイクルの現時点及び将来の方向性に関する評価が含まれている (ASU 案 825-15-25-3)。

インが少ない。なぜならば、期待信用損失の推定は判断に強く依拠しており（highly judgmental）、その推定にあたっては特定の推定方法を規定するのではなく、長期にわたり一貫して適用でき、忠実に期待信用損失を見積もることができる推定手法を構築する裁量を報告主体に残しているためである（ASU 案 825-15-55-2）。その結果、個別資産と資産グループの間では期待信用損失の推定方法が異なりうることを踏まえ、特定の推定方法を規定するのではなく、個別資産及び類似資産グループのいずれにも適用されるべき一貫した測定原則を提案している（ASU 案 825-15-BC25）。

（４）IFRS 第 9 号

IASB は 2014 年 7 月に従来の IAS 第 39 号から IFRS 第 9 号への置き換えを完了している。ASU 案 825-15 と同様に、IFRS 第 9 号における金融資産の減損もまた、金融資産の減損認識に係る客観的証拠の要件を削除し、期待信用損失の認識を求めている（IFRS 第 9 号, para.IN9）。IFRS 第 9 号の下では、貸出金の期待信用損失は当初認識からの信用リスク変化に応じて期待信用損失が見積もられる期間が異なり、全期間の期待信用損失（lifetime expected credit loss）と 12 ヶ月期待信用損失（12-month expected credit loss）³²のいずれかが測定・認識されることになる。貸出金の信用リスクが当初認識後に著しく増加している（increased significantly）場合には、将来志向的な情報を含む、全ての合理的かつ裏付け可能な情報に基づいて全期間の期待信用損失と同額の貸倒引当金が計上されることになる（IFRS 第 9 号, para5.5.3-5.5.4）。他方、当初認識後にそのような著しい信用リスクの増大が確認されない貸出金については 12 ヶ月期待信用損失に対して貸倒引当金が計上される（IFRS 第 9 号, para5.5.5）。

IFRS 第 9 号では信用リスクの著しい増大を特定する必要がある。この信用リスクの著しい増大の判断にあたっては、貸出金のデフォルト・リスクの変化に注目し、当初認識時のデフォルト・リスクと報告日時点のデフォルト・リスクの比較、及び当初認識時からの信用リスクの著しい増大を示す利用可能かつ過度のコストがかからない情報³³の考慮が求められる（IFRS 第 9 号, para5.5.9）。ただし、報告日時点において信用リスクが低いと判断された³⁴貸出金については、当初認識時点からの信用リスクの著しい増大がみられないとみなすことが認められている（IFRS 第 9 号, para5.5.10）。また、反証となる情報がない限りは契約上の支払が 30 日を超えて遅延している場合には信用リスクが著しく増大していると思なされる（IFRS 第 9 号, para.5.5.11）。また、当初認識時点から信用リスクが増大している全て

³² 12 ヶ月期待信用損失とは、全期間の期待信用損失の一部であり、報告日後の 12 ヶ月間にデフォルトが生じた場合の全期間の予想信用損失の金額を、その 12 ヶ月間にデフォルトが発生する確率によって加重した金額である（IFRS 第 9 号, para.B.5.5.43）。

³³ ここでも合理的で裏付け可能かつ将来志向的な情報の重要性が指摘されており、もしそのような情報が過度のコスト（費用及び努力）を費やさなくとも利用可能である場合には、支払遅滞情報（past due information）のみに基づいて信用リスクの変化を判断してはならないとされている（IFRS 第 9 号, para.5.5.11）。

³⁴ たとえば、外部機関による信用格付が投資適格である場合には信用リスクが低いとみなされる（IFRS 第 9 号, para.B5.5.23）。

の金融商品に対する全期間の期待信用損失を認識することが本減損規定の目的である（IFRS 第 9 号, para5.5.4）。その目的に照らして、個別貸出金レベルでは信用リスクの増大に関する情報が入手できないような場合には、同質の特性を有する貸出金グループに対して信用リスクの評価を行うことが求められている（IFRS 第 9 号, paraB5.5.1）³⁵。

期待信用損失の測定にあたっては、以下の 3 点を反映させる必要がある（IFRS 第 9 号, para.5.5.17）。

- (a) 生じうる複数の結果の評価を通じて得られた、偏りのない確率加重に基づく金額³⁶
- (b) 貨幣の時間価値
- (c) 報告日時点において過度なコストを費やさずに得られる過去の事象、現在の状態、将来の経済状態の予測に関する合理的かつ裏付け可能な情報

（傍点は筆者による）

表 2-1 IFRS 第 9 号の減損規定

| | 第1段階 | 第2段階 | 第3段階 |
|-----------|--|---|---|
| 対象 | 当初認識時からの信用リスクの著しい増大が確認されない貸出金、もしくは報告日時点において信用リスクが低いとみなすことができる貸出金 | 当初認識時から信用リスクが著しく増大し、かつ信用リスクが低いと考えられない貸出金は、全期間の期待信用損失が認識される。 | 第2段階の貸出金のうち、将来キャッシュ・フローに負の影響を及ぼしう1つ以上の事象が発生しており、信用が毀損していると考えられる貸出金であり、全期間の期待信用損失が認識される。 |
| 測定される期待損失 | 12ヶ月期待損失 | 全期間の期待損失 | 全期間の期待損失 |
| 利息収益 | 貸出金の総額での帳簿価額に実効金利を乗じた値 | 貸出金の総額での帳簿価額に実効金利を乗じた値 | 貸出金の償却原価に実効金利を乗じた値 |

（IASB [2014b, p.16] に基づいて、筆者作成）

これら要素を反映して予測された期待将来キャッシュ・フローの現在価値と契約に基づく将来キャッシュ・フローの現在価値の差が期待信用損失となる。表 2-1 は本基準の下での減損規定を示している。第 1 段階においては 12 ヶ月期待信用損失、第 2 段階及び第 3 段階では全期間の期待信用損失が貸倒引当金に認識されることになる。信用リスクが高まり、全期間の期待信用損失が貸倒引当金に認識される貸出金のうち、「信用が毀損している」(credit-impaired) 貸出金は第 3 段階に割り当てられる。ここで、「信用が毀損している」とは、将来キャッシュ・フローに負の影響を 1 つ以上の事象が発生している資産を指しており（IFRS 第 9 号, Appendix A）、従来の IAS 第 39 号の減損の客観的証拠と類似している。第 2 段階と第 3 段階では利息収益の計算方法が異なっており、第 2 段階では貸出金の総額での帳簿価額 (gross carrying amount)、第 3 段階では貸出金の償却原価 (amortized cost) に実効金利を乗じた値となる³⁷。

³⁵ たとえば、小口の貸出金は顧客が契約条項に違反しない限り、個別の貸出金に関して新しい情報を入手することがほとんどない（KPMG, 2014）。

³⁶ 期待信用損失の測定にはたとえ信用損失が発生する可能性が非常に低い場合であっても、信用損失が発生する可能性と発生しない可能性を反映する必要がある（IFRS 第 9 号, para.5.5.18）。

³⁷ 貸出金の償却原価とは当初認識時に測定された金額から元本の返済額を控除し、当初認識時の金額と満

第3節 我が国における貸出金の貸倒引当金処理

現行の日本における金融商品、とりわけ貸出金の貸倒引当金処理は1999年に公表された企業会計基準第10号「金融商品に関する会計基準」に規定されている。しかしながら、多数の金融資産と負債を保有している銀行業に関して、一般事業会社への適用を前提に作成された基準³⁸をそのまま適用した場合には適切でないケースも認められる³⁹（有限責任あずさ監査法人、2012）。そのため、いくつかの基準に関しては銀行業固有の会計処理が認められており、貸出金の償却・引き当てに関しては金融庁の公表している金融検査マニュアルを参考にして会計処理が行われている。金融検査マニュアルは1999年4月に金融監督庁（現金融庁）によって公表された金融検査の際に検査官が用いる手引書であるものの、実質的には金融行政の指針となっている（高橋、2012）。また、これに対応し、日本公認会計士協会は、金融機関の自己査定および償却・引き当てに関する実務指針「銀行等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貸倒償却及び貸倒引当金の監査に関する実務指針⁴⁰」を1999年に公表し、資産の自己査定における債務者区分に応じた償却・引当手法を示している。

1990年代後半、日本の金融行政は転換点にあり、従来の当局による指導に基づく金融行政から、金融機関の自己管理に対する事後的な監督に基づく金融行政へと移行していった（早期是正措置の導入）。早期是正措置の下では、金融機関が自身で資産を査定し（自己査定）、必要な償却を実施して適正な自己資本比率を算定すべきであるとされている（高橋、2012）。

期金額との差額を実効金利法による償却累計額を加減し、貸倒引当金を調整した金額であり、総額での帳簿価額は償却原価から貸倒引当金の調整額を足し戻した金額である（IFRS第9号、Appendix A）。

³⁸ 「金融検査マニュアルにおいては、債務者をまず正常先・要注意先・破綻懸念先・実質破綻先・破綻先の5段階に区分することとしている（債務者区分）。「中略」しかしながら、一般事業会社では金融機関のような厳格な債権管理が行われていないのが通常であると考えられるため、金融機関の資産の自己査定における債務者区分と厳密に対応させる必要はないこととした。」（金融商品会計に関する実務指針、para.295）

³⁹ 他方、IFRSに関して、Ernst & Young [2004]には次のように書かれている。「IAS第39号の中の減損に関連する規定は、大半の企業にとっては相対的に単純、すなわち、不良債権に対して引当金を計上するだけでよいにもかかわらず、多少凝りすぎのきらいがある。このように複雑になった理由は、減損損失が時として非常に重大な影響を及ぼす金融機関など、すべての企業が適用可能なように規定されているからである」（Ernst&Young [2004]、和訳は新日本監査法人 [2005, p.400] から直接引用している）。もちろん、諸外国においても会計基準とは別に具体的な実務指針が存在している。例えば、米国では通貨監督官局（OCC）の“Rating Credit Risk, Comptroller’s Handbook”において、債権の5段階の信用格付の括り（Pass, Special Mention, Substandard, Doubtful, Loss）を提示しており、銀行実務においてもこの括りをベースとした信用リスク管理が行われている。また、同局の“Allowance for Loan and Lease Losses, Comptroller’s Handbook”では Doubtful や Loss として識別されている貸出金と同様の性質（損失確率など）を有する貸出金は FAS114 の下で減損しているとみなされるとしている。ただし、本章での主たる目的はこれまでの減損モデル（発生損失モデル）と検討中の減損モデル（期待信用損失モデル）がどのように現行もしくは検討中の会計基準に見られるかについて整理することを主眼としているため、海外の実務指針については詳細に議論していない。一方で、わが国における貸倒引当金の会計処理に関しては、次章以降の分析の基礎となるため、実務指針についても整理している。

⁴⁰ 現在では、「銀行等金融機関の資産の自己査定並びに貸倒償却及び貸倒引当金の監査に関する実務指針」と表題が変更されている。

表 2-2 債務者区分

| 債務者区分 | | |
|-------|---------|--|
| 正常先 | | 業況が良好であり、かつ、財務内容にも特段の問題がないと認められる債務者 |
| 要注意先 | その他要注意先 | 金利減免・棚上げを行っているなど貸出条件に問題のある債務者、元本返済若しくは利息支払いが事実上延滞しているなど履行状況に問題がある債務者、業績が低調ないしは不安定な債務者又は財務内容に問題がある債務者 |
| | 要管理先 | 要注意先債務者のうち、当該債権の一部もしくは全部が「金融機能の再生のための緊急措置に関する法律」に基づく要管理債権である債務者 |
| 破綻懸念先 | | 現状、経営破綻の状況にはないが、経営難の状態にあり、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 |
| 実質破綻先 | | 法的・形式的な経営破綻の事実が発生していないものの、深刻な経営難の状態にあり、債権の見通しが不明瞭な状況にあると認められるなど実質的に経営破綻に陥っている債務者 |
| 破綻先 | | 法的・形式的な経営破綻の事実が発生している債務者 |

(金融検査マニュアルに基づき、筆者作成)

金融検査マニュアルの下ではまず債務者の信用格付に基づいて債務者が区分される（債務者区分）。その区分は5段階であり、表 2-2 にまとめられている。表 2-2 のように信用格付に基づいた債務者区分が行われた後に、債権の用途等の内容を個別に検討し、担保や保証等の状況を勘案の上、債務者分類と債権の回収可能性又は債権価値の毀損可能性の度合いに応じて、債権の分類が行われる（債権分類）。ここで債権分類は表 2-3 のように行われる。

表 2-3 債権分類

| 債務者区分 | 保全状況 | 優良担保・優良保証 | 一般担保・一般保証 | | 未保全額 |
|-------|------|-----------|-----------|---------|------|
| | | | 回収可能額 | 回収可能額以外 | |
| 正常先 | | I分類 | II分類 | | |
| 要注意先 | | I分類 | II分類 | | |
| 破綻懸念先 | | I分類 | II分類 | III分類 | |
| 実質破綻先 | | I分類 | II分類 | III分類 | IV分類 |
| 破綻先 | | I分類 | II分類 | III分類 | IV分類 |

- 優良担保 : 預金等、国債等の信用度の高い有価証券、決済確実な商業手形及びこれに類する電子記録債権等
- 一般担保 : 優良担保以外で、客観的な処分可能性のある担保
- 優良保証 : 公的信用保証機関や金融機関等による保証、上場しており、かつ有配で、十分な保証能力を有している企業による保証、住宅金融支援機構などの公的保険
- 一般保証 : 優良保証以外の保証
- 回収可能額 : 担保や保証等によって回収が見込まれる金額

(金融検査マニュアルに基づき、筆者作成)

この債務者区分と債権分類に基づいて、貸出金の償却及び引当処理が行われることになる⁴¹。具体的には、約定通りに元利が回収される可能性が高い正常先及び要注意先に対して

⁴¹ 現在、わが国における貸倒引当金は一般貸倒引当金及び個別貸倒引当金、特定海外債権引当勘定から構成されている。ただし、実際には貸倒引当金のほとんどが一般貸倒引当金と個別貸倒引当金から構成されており、特定海外債券引当勘定を計上している銀行は限定的である。そのため、ここでは一般貸倒引当金と個別貸倒引当金に議論を限定している。

は個々の債権が類似の債権ポートフォリオにまとめられ、ポートフォリオに対して一般貸倒引当金が計上され、信用力の低い破綻懸念先及び実質破綻先、破綻先に対しては個々の債権に対して個別貸倒引当金が計上されることになる。以下、日本公認会計士協会の「銀行等金融機関の資産の自己査定並びに貸倒償却及び貸倒引当金の監査に関する実務指針」に基づき、各区分の債権に対する引き当てについて概説する。

正常先の債権に関しては、貸倒実績率もしくは倒産確率に基づいて発生が見込まれる損失率を求め、将来見込等必要な修正を加えた今後 1 年間の予想損失率を債権額に乗じた金額を貸倒引当金として計上する。

要注意先の債権に関しては、債権を（債務者の信用格付や財務状況に基づいて）適当なグループに区分した上で、区分毎に貸倒実績率又は倒産確率に基づいた発生が見込まれる損失率を求め、将来見込等の必要な修正を加え、グループの債権額に対して予想損失率⁴²を乗じた金額を貸倒引当金として計上する。なお、債権の元本の回収及び利息の受取に係るキャッシュ・フローを合理的に見積もることができ、重要な債権については、割引キャッシュ・フロー法による引き当ても認められている。

破綻懸念先の債権に関しては、債権額から担保の処分可能見込額及び保証による回収が可能と認められる金額を控除し、残額のうち必要額を貸倒引当金として計上する。この時、必要額に関しては貸倒実績率や倒産確率に基づいた回収不能額の算定の他に、割引キャッシュ・フロー法も認められている。

実質破綻先及び破綻先の債権に関しては、債権額から担保の処分可能見込額及び保証による回収が可能と認められる金額を控除し、残額を貸倒償却するか、貸倒引当金として計上することが求められる。

ここまでで見てきた銀行の債権分類に関して、銀行法（銀行法施行規則第 19 条の 2 第 1 項 5 号ロ）と「金融機能の再生のための緊急処置に関する法律」（以下、金融再生法）（金融機能の再生のための緊急措置に関する法律施行規則第 4 条）の 2 つの法律によって各債権区分の債権額の開示が求められている。銀行による自己査定は銀行の内部作業であるため、その結果を開示する義務はないものの（全国銀行協会，2004），これら 2 つの法律に基づく開示債権は自己査定の結果と関係するものであり、表 2-4 は自己査定と銀行法開示債権（リスク管理債権）、金融再生法開示債権の関係性についてまとめている。

表 2-4 からわかるように、リスク管理債権は対象としている債権が貸出金のみである一方で、自己査定と金融再生法開示債権に関しては、貸出金に加えて、貸付有価証券、外国為替、未収利息、仮払金、支払承諾見返が含まれている。一般貸倒引当金及び個別貸倒引当金と債権区分との対応についてみていくと、一般貸倒引当金に関して、リスク管理債権については 3 ヶ月以上延滞債権及び貸出条件緩和債権、金融再生法開示債権については正常債権及び要管理債権が対応している。個別貸倒引当金に関して、リスク管理債権について

⁴² 要注意先のなかでも要管理先の債権に関しては将来 3 年間、その他の債権については将来 1 年間の予想損失率が妥当とされている（銀行等金融機関の資産の自己査定並びに貸倒償却及び貸倒引当金の監査に関する実務指針，p.10）。

は延滞債権及び破綻先債権，金融再生法開示債権については危険債権，破産更生債権およびこれらに準ずる債権（破産更生債権等）が対応している。ここで，自己査定の結果と個別貸倒引当金の関係性に関しては破綻先及び実質破綻先のうち未保全額の全額が個別貸倒引当金として計上もしくは貸倒償却が行われることになる。つまり，破綻懸念先と比較して実質破綻先及び破綻先は不良債権に対する引当行動が変化すると考えられる。ところで，リスク管理債権については，延滞債権のなかに自己査定における実質破綻先と破綻懸念先が含まれることになる。そのため，分析に際してリスク管理債権に基づいて不良債権変数を定義する場合，個別貸倒引当金を説明する上で影響度が異なると考えられる 2 つの要素（自己査定における実質破綻先と破綻懸念先）から構成される延滞債権は分析上の誤差をもたらす可能性がある。ゆえに，本論文では不良債権情報として金融再生法開示債権を使用している。

表 2-4 自己査定とリスク管理債権，金融再生法開示債権

| | 自己査定 | リスク管理債権 | 金融再生法開示債権 | |
|--------------|-------------------------------------|-----------|---------------------------------|-----------|
| 対象債権 | 貸出金，貸付有価証券，外国為替，未収利息，仮払金，支払承諾見返，未収金 | 貸出金 | 貸出金，貸付有価証券，外国為替，未収利息，仮払金，支払承諾見返 | |
| 区分 | 破綻先 | 破綻先債権 | 破産更生債権およびこれらに準ずる債権 | |
| | 実質破綻先 | 延滞債権 | | |
| | 破綻懸念先 | | 危険債権 | |
| | 要注意先 | 貸出条件緩和債権 | 貸出条件緩和債権 | 要管理債権 |
| | | 3ヶ月以上延滞債権 | 3ヶ月以上延滞債権 | 貸出条件緩和債権 |
| | | 3ヶ月未満延滞債権 | | 3ヶ月以上延滞債権 |
| 資金使途に問題のある債権 | | 正常債権 | | |
| その他 | | | | |
| | 正常先 | | | |

(有限責任あずさ監査法人 [2012] に基づいて筆者作成)

第4節 本章のまとめ

第2節で見たように，現行のIAS第39号では減損の認識に関して，客観的証拠の有無が強調されている。つまり，客観的証拠に裏付けされた，既に発生している貸倒損失のみが減損として認識されるという点で発生損失モデルに基づいた金融資産の減損処理であるといえる。同様に，現行の米国GAAP(ASC310-10-35及びASC450-20)の下でもIAS第39号と同様に貸出金の中でも重要性が高いと考えられる貸出金を識別し，個別に減損の有無について検討されている。ただし，ASC310-10-35ではどのような事象が客観的証拠となるのかは明らかにしていない。しかしながら，先述のように減損の有無の評価及び減損金額の測定にあたっては過去及び現在の証拠という点が明記されている。また，IASB and FASB [2009, para.36]では金融資産の減損処理に関する「期待損失モデルは現在IFRSと米国GAAPの双方で禁止されている」と明記されていることを踏まえると，ASC310-10-35及び450-20もまた，発生損失モデルに従う金融資産の減損処理であると言える。

他方，米国において提案されたASU案825-15及び2014年7月に公表されたIFRS第9

号の両基準においては、将来志向的な情報を期待信用損失の認識及び測定に用いることが明記されている。これは貸倒引当金の計上に客観的証拠を求める従来の会計基準とは一線を画しており、発生損失モデルから期待信用損失モデルへの移行を鮮明に表しているといえる。

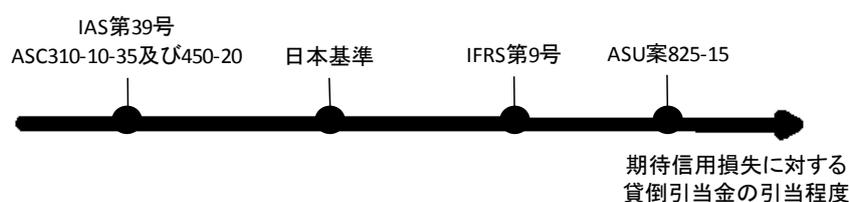
わが国において貸倒引当金を測定・認識する際に求められる情報に関して、現行の米国 GAAP 及び IFRS と比較すると、将来の予測情報に基づく信用損失の見積もりを明確に禁止している文言は見られない。例えば、破綻懸念先の債権に対する回収見込額の算定にあたっては債務者の経営状態、担保・保証の有無、債務超過の程度、延滞期間、事業の状況、金融機関や親会社からの支援、経営改善計画の実現可能性、今後の収益及び資金繰りの見通しなど定量的・定性的要因から総合的に債務者の支払能力を判断する必要があるとされている（銀行等金融機関の資産の自己査定並びに貸倒償却及び貸倒引当金の監査に関する実務指針, p.11）。ここで、今後の収益及び資金繰りの見通しといった情報を将来志向的な情報と見なすのであれば、日本基準における貸倒引当金は期待信用損失を反映していると考えられる⁴³。また、IASB が 2013 年に公表した公開草案「金融商品：予想信用損失」に対して、全国銀行協会が提出したコメントのなかでは、「提案されている予想信用損失モデルに関して、信用リスクが低い資産（ステージ 1）とそうでない資産（ステージ 2 および 3）に区別するモデルとした上で、ステージ 1 への損失評価引当金を 12 か月の予想信用損失と同額とする点は、現在の日本における信用リスク管理とそれにもとづく会計処理と概ね整合」的であると述べられている（全国銀行協会, 2013b）⁴⁴。

ただし、信用状態に悪化が見られる要管理先に対する債権や破綻懸念先に対する債権について、将来 3 年間の期待信用損失の引き当てをもって妥当と見なされており（金融検査マニュアル及び日本公認会計士協会 [2012]）、信用が悪化した債権について全期間の期待信用損失の認識を要求する IFRS 第 9 号や全ての債権について契約満期までの期待信用損失の認識を要求する ASU 案 825-15 と比較して、期待信用損失の反映程度は限定的であるといえる（越智他, 2010）。加えて、企業会計基準委員会 [2009, p34, 脚注 27] は「貸倒懸念債権や破産更生債権等に対して個別に貸倒れを見込むケースについては、発生損失モデルに近い」と述べており、日本基準は期待信用損失に対する引き当てに関して、発生損失モデルと期待信用損失モデルの中間に位置づけられるかもしれない。

⁴³ 同様に、金融検査マニュアルにおいても破綻懸念先に対する債権の予想損失額の算定方法の例として、「予想損失率は、原則として個別債務者毎に、経済状況の変化、当該債務者の業種等の今後の業況見込み、当該債務者の営業地区における地域経済の状況等を斟酌の上、過去の貸倒実績率又は倒産確率に将来の予測を踏まえた必要な修正を行い、決定する」（金融検査マニュアル別表 2, 傍点は筆者）と述べられており、予測情報が信用損失の見積りに用いられていることが示唆される。

⁴⁴ 実際、三井住友フィナンシャルグループ（米国預託証券がニューヨーク証券取引所に上場しており、IFRS に基づく Form20-F を日本基準とは別に SEC に提出している）は個別レベルでは減損を認識していない貸出金に関して、日本基準の下では将来の予想損失を貸倒引当金として算定する一方で、IFRS (IAS 第 39 号) の下では既に発生しているが認識されていない損失を貸倒引当金として算定していると説明している（三井住友フィナンシャルグループ, 2014）。

以上を踏まえると、貸倒引当金への期待信用損失の反映程度は ASU 案 825-15 がもっとも高く、IFRS 第 9 号、日本基準の順に続き、IAS 第 39 号と ASC310-10-35 及び ASU450-20 がもっとも期待信用損失の反映程度が低いと考えられる（図 2-4）。その意味で、日本の銀行は純粋な発生損失モデル（IAS 第 39 号及び現行の米国 GAAP）よりも個々の銀行が期待信用損失を反映させやすい状況にあり、銀行間での期待信用損失の引当水準の差異を捉える上では望ましいセッティングであろう。



（筆者作成）

図 2-4 各会計基準と期待信用損失に対する貸倒引当金の引当程度

なお、日本においても IFRS との収斂化を念頭に置いて金融商品会計基準の改定が議論されている。ASBJ は 2009 年 5 月に「金融商品会計の見直しに関する論点整理」を公表し、その論点の一つに金融資産の減損が挙げられている。2010 年 8 月には「金融商品会計基準（金融資産の分類及び測定）の見直しに関する検討状況の整理」が公表され、その内容については IFRS 第 9 号との収斂化が念頭に置かれ、IFRS 第 9 号と類似した内容になっている。ただし、金融資産の減損に関しては、2011 年上期に包括的な金融商品会計基準見直しの公開草案を公表する予定であったものの執筆現在において公表されていない。これは IASB の金融商品会計プロジェクトの完了が 2014 年 7 月であったことによるものであると考えられ、2014 年 7 月の完了を受け、日本における公開草案も今後公開されると予想される。先行して公表された金融資産の分類及び測定の基準案の内容を踏まえると、金融資産の減損に関する公開草案もまた IFRS 第 9 号に類似したものになるのではないかと予想される。

期待信用損失モデルはその推定にあたって判断に強く依拠することが指摘されているが（ASU 案 825-15-55-2）、発生損失モデルもまた柔軟性を備え、経営者の判断の行使が認められており（FSF, 2009b）、発生損失モデルの下での銀行間の引当水準の違いに注目することで、期待信用損失モデルの経済的影響に関する示唆を得ることも可能であろう（Beatty and Liao, 2011）。本論文ではそのような前提の下、本章で整理したような米国 GAAP や IFRS にみられる金融資産の減損モデルが発生損失モデルから期待信用損失モデルへと移行することによる経済的影響について示唆を得ることを狙いとしている。続く第 3 章では本章で整理した貸倒引当金の会計処理を巡る国際的な変更をベースとして、本論文で検討すべき論点について議論する。

第3章 銀行監督及び会計基準設定の観点から検討すべき論点

第1節 はじめに

本章の目的は以降の実証パートにおいて検討する論点について整理することにある。前章までで見てきたように、金融資産の減損、本論文の注目するところでは貸出金の貸倒引当金に関する会計処理が昨今、国際的に議論的となっている。米国 GAAP 及び IFRS に関して、従来の基準では既に発生した信用損失に対して貸倒引当金を計上することが求められており、将来の経済動向などの予測に基づく信用損失に対する引き当ては認められていなかった。このように発生損失が重視されていた背景の 1 つとして、引当金の過大計上を通じた利益調整に対する懸念が挙げられる。米国における貸倒引当金の会計処理を規定する会計基準の一つである SFAS 第 5 号（現在の ASC450-20）において発生損失が重視されており、この SFAS 第 5 号は 1970 年代に米国企業が引当金を好調時に積み立て、不況時に取り崩しているとする懸念に対応して導入された（IASB and FASB [2009, para.37]）。

しかしながら、2000 年代後半の金融危機を契機として、貸倒引当金の引き当てを発生損失に限定することの短所が強調されるようになった。発生損失モデルの下では金融資産が減損しているという客観的証拠が存在する場合にのみ減損が認識されるため、そのような客観的証拠が得られるまで減損損失の認識が遅れる可能性があることや客観的証拠の認識に伴って一気に減損が認識される可能性があること、景気循環を増幅させる可能性があることから発生損失モデルは批判にさらされた（草野，2010）。そのため、国際的な金融システムの安定性を確保するために 7 ヶ国蔵相・中央銀行総裁会議（G7）によって創設された金融安定化フォーラム（FSF）は、「利用可能な信用情報をより幅広く織り込んだ貸倒損失を認識・測定できる代替的なアプローチの検討を通じた、発生損失モデルの再検討」（FSF, 2009b）を提案している。こうした流れのなかで FASB と IASB は客観的証拠に依らない期待信用損失を重視した期待信用損失モデルに基づいた会計基準を提案・公表している（IFRS 第 9 号及び ASU 案 825-15）。

本論文の狙いはこのような発生損失モデルから期待信用損失モデルへの移行がもたらす経済的影響に関しての示唆を得ることである。第 1 章で議論したように、期待信用損失モデルに基づく会計基準は検討段階もしくは施行前の段階であり、発生損失モデルに基づく貸倒引当金と期待信用損失モデルに基づく貸倒引当金のデータをそれぞれ入手し、比較分析することは困難である。そこで、本論文では発生損失モデルの下でも貸倒引当金の計上には裁量性が存在することに着目し、期待される水準よりも貸倒引当金を多く計上している銀行と少なく計上している銀行の差（貸倒引当金の保守性）に注目している。期待信用損失モデルへの移行は発生損失に加え、従来検討されてこなかった「発生していないが予想される損失」に対しても引き当てを行うことになるため、従来よりも貸倒引当金の計上額が増加すると予想される（新日本有限責任監査法人，2014）。ここで、貸倒引当金の保守性の違いによる銀行間の貸倒引当金計上水準の違いと期待損失モデルへの移行に伴う時系

列での貸倒引当金計上水準の変化それぞれの経済的影響は同質性が高いという前提の下、貸倒引当金の保守性をもたらす経済的影響について検討することで、期待信用損失モデル移行に伴う経済的影響に関する先験的な示唆を得ることが期待される。

本章では実証パートにおいて検討される論点の整理を行うが、第 1 章で述べたように、本論文では金融システムの安定化を志向する銀行監督当局と投資家の意思決定有用性向上を志向する会計基準設定主体それぞれの目的に対して期待信用損失モデルへの移行が及ぼしうる影響についての示唆を得ることを研究の狙いとしている。そのため、本章ではこれら 2 つの主体の観点から 4 つの論点を提示し、以降の実証パートにおいて検証を行う。次節以降では、本論文で検討する 4 つの論点について説明する。

第 2 節 期待信用損失に対する貸倒引当金の計上と銀行監督当局の目的

FSF [2009a] は発生損失モデルが不況期における多額の金融資産の減損（貸倒引当金及び貸出金償却）と好況期におけるリスクテイクを促すため、好況期に貸し出しを増加させ、不況期に貸し出しを抑制する景気循環増幅効果を有する可能性を指摘している。ここでは、そのような金融資産の減損処理と景気循環増幅効果の関係性について、Adrian and Shin [2010] および草野 [2010] を踏まえて議論する⁴⁵。

表 3-1 銀行の貸借対照表

| | | | |
|----|---|------|---|
| 資産 | A | 負債 | D |
| | | 株主資本 | E |

表 3-1 のように、銀行の貸借対照表が総資産 (A)、負債 (D)、株主資本 (E) から構成されているとき、銀行のレバレッジ (L) は $L = \frac{D}{E} = \frac{D}{A-D}$ と表記することが可能である⁴⁶。ここで、株主資本利益率 (ROE) は次の (3-1) 式⁴⁷によって表すことができる (砂川他, 2008)⁴⁸。

$$ROE = \left\{ ROA + (ROA - r) \times \frac{D}{E} \right\} \quad (3-1)$$

ROA : 総資産利益率

r : 負債利率

ここでレバレッジは、総資産利益率が負債利率を上回っている場合には ROE を押し上

⁴⁵ ここでの数式展開は草野 [2010] に倣っている。ただし、(3-1) 式にて ROE とレバレッジの関係性を定義するためにレバレッジの表記は異なっている。

⁴⁶ なお、ここでは $A > D$ 、つまり債務超過状態にはないことを仮定している。

⁴⁷ ROA には利払前利益、ROE には利払後利益が算定にあたって用いられていることに注意されたい。

⁴⁸ ただし、税金の影響はここでは考慮していない。

げ、総資産利益率が負債利率を下回っている場合には ROE を押し下げる効果を有しており、レバレッジはリスク尺度として捉えることが可能である。このとき、資産価値が微小変化した場合のレバレッジの変化は (3-2) 式によって表される。

$$\frac{\partial L}{\partial A} = \frac{\partial}{\partial A} \frac{D}{A-D} = -\frac{D}{(A-D)^2} \quad (3-2)$$

(3-2) 式から総資産とレバレッジの間に、資産価値が微小変化した場合にはレバレッジが低下するシステマティックな関係性があることがわかる。しかしながら、銀行はレバレッジ水準を管理することが知られており、実際、Adrian and Shin [2010] は米国の商業銀行に関して、資産価値変動とレバレッジ変動の間に有意な関係が存在しないことを報告している。また、日本における過去 19 年間 (1994 年末から 2012 年末) の国民経済計算 (2005 年基準・93SNA) のデータを用いて、Adrian and Shin [2010] と同様の分析を行った結果は表 3-2 に示されている。

表 3-2 のパネル A は家計について、レバレッジ変動率を資産価値変動率に回帰した結果を示している。パネル A のグラフ及び表から、資産価値変動率とレバレッジ変動率の間に有意な負の相関があることが分かる。これは (3-2) に示された関係性と一致している。

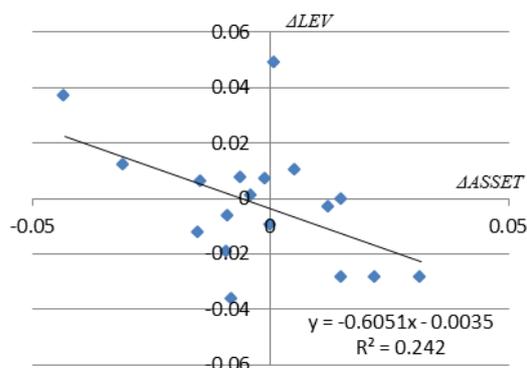
表 3-2 総資産変動率とレバレッジ変動率

ΔLEV_t : t 年末負債÷(t 年末資産-t 年末負債) -t-1 年末負債÷(t-1 年末資産-t-1 年末負債) $\Delta ASSET_t$: t 年末資産÷t-1 年末資産-1

資産は金融資産と非金融資産の合計値を用いている。

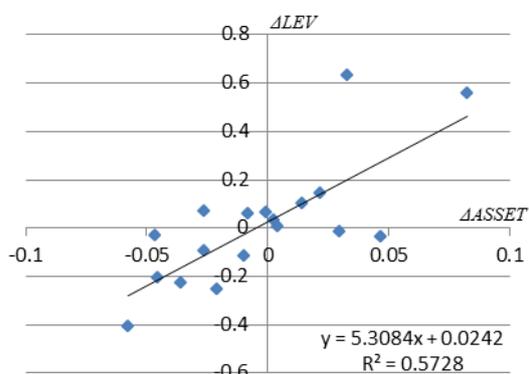
標準誤差は不均一分散に頑健な標準誤差である。***は 1%水準で有意であることを示している。DW stat はダービン・ワトソン統計量を示しており、サンプル期間 T=18、変数の数 K=2 の 5%水準のクリティカル・バリューの上限と下限はそれぞれ dU と dL で示されている。いずれの推定についても DW stat の値は dU を上回っており、系列相関の問題は生じていないと考えられる。

パネル A : 家計



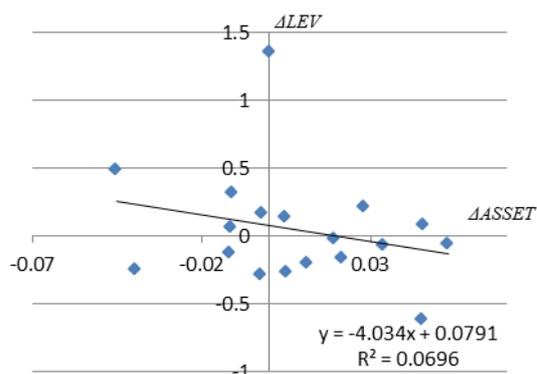
| dependent variable: ΔLEV_t | | | |
|------------------------------------|-------------|-----------|------------|
| | coefficient | (std.err) | [t-value] |
| cons | -0.0035 | (0.0047) | [-0.74] |
| $\Delta ASSET_t$ | -0.6051 | (0.1672) | [-3.62]*** |
| R ² | | | 0.2420 |
| Adj R ² | | | 0.1946 |
| N | | | 18 |
| DW stat | | | 1.4496 |
| T | | | 18 |
| K | | | 2 |
| dL | | | 1.1576 |
| dU | | | 1.3913 |

パネル B：非金融法人企業



| dependent variable: ΔLEV_t | | | |
|------------------------------------|-------------|-----------|-----------|
| | coefficient | (std.err) | [t-value] |
| cons | 0.0242 | (0.0420) | [0.58] |
| $\Delta ASSET_t$ | 5.3084 | (1.2752) | [4.16]*** |
| R ² | | | 0.5728 |
| Adj R ² | | | 0.5461 |
| N | | | 18 |
| DW stat | | | 1.6714 |
| T | | | 18 |
| K | | | 2 |
| dL | | | 1.1576 |
| dU | | | 1.3913 |

パネル C：金融法人



| dependent variable: ΔLEV_t | | | |
|------------------------------------|-------------|-----------|-----------|
| | coefficient | (std.err) | [t-value] |
| cons | 0.0791 | (0.1077) | [0.73] |
| $\Delta ASSET_t$ | -4.0340 | (3.0335) | [-1.33] |
| R ² | | | 0.0696 |
| Adj R ² | | | 0.0115 |
| N | | | 18 |
| DW stat | | | 1.6481 |
| T | | | 18 |
| K | | | 2 |
| dL | | | 1.1576 |
| dU | | | 1.3913 |

パネル B は非金融法人企業について、レバレッジ変動率を資産価値変動率に回帰した結果を示している。パネル B のグラフ及び表から、資産価値変動率とレバレッジ変動率の間には有意な正の相関があることが分かる。これは経済成長している時期にはレバレッジが一般事業会社について高まっていくことを示している。

パネル C は金融法人について、レバレッジ変動率を資産価値変動率に回帰した結果を示している。パネル C のグラフ及び表から、資産価値変動率とレバレッジ変動率の間には有意な関係性が見られないことが分かる。これは銀行が資産価値の変動に対してレバレッジ水準を管理していることを示唆している。なぜならば、(3-2) 式から資産価値の変動とレバレッジ変動の間には負の関係が予想されるにも関わらず、資産価値変動のレバレッジへの影響を緩和するように銀行が資産構成を調整しているために負の関係性が観察されないと考えられるためである。金融機関に関しては自己資本比率規制が課されており、特に自己

資本比率規制への抵触を回避するインセンティブは高いと考えられるため、資産価値変動のレバレッジ変動への影響を緩和するためにレバレッジを管理している可能性は高いと考えられる。

ここで、金融資産の減損の影響（特に貸倒引当金の影響）について考察する上で、簡略化のため、総資産と貸出金が等しいと仮定し、貸出金に対する貸倒引当金の繰入水準（フロー）を α ($0 < \alpha < 1$) とする。このとき、貸倒引当金考慮後のレバレッジ (L') は (3-3) 式によって表現できる。

$$L' = \frac{D}{(1-\alpha)A - D} \quad (3-3)$$

ここで α が十分に小さいのであれば⁴⁹、 $L' > L$ となるため、貸倒引当金の計上はレバレッジを高めることになる⁵⁰。このとき、資産価値の減少に対するレバレッジの上昇を緩和するように銀行が資産構成を変更しているのであれば、①株主資本の増加、②資産及び負債の削減のいずれかもしくは両方によってレバレッジを低下させることになる。しかしながら、株主資本拡充のためのエクイティ・ファイナンスは頻繁には行われておらず、また公募増資にはコストが伴うため、前者の手法によるレバレッジへの対処は一般的ではないように思われる。このとき、後者の資産及び負債の削減によってレバレッジを下げることになり、貸倒引当金計上前のレバレッジ水準 (L) までレバレッジを戻すためには、資産と負債の減額幅を Δ 、調整後のレバレッジ水準を L'' とすると、次の (3-4) 式を満たす Δ を求めることになる⁵¹。

⁴⁹ 具体的には、以下の条件が必要となる。

$$(1-\alpha)A - D > 0 \\ \therefore \alpha < 1 - \frac{D}{A}$$

α がこの値より小さい場合には (3-3) 式右辺の分母が正となる。実際のデータでみると、2000年代の総資産総負債比率 (D/A) の平均は95%前後、総資産貸倒引当金純繰入額比率 (α) の平均は0.3%前後であることから、この条件は現実でも満たされていると考えられる。

⁵⁰ ただし、自己資本比率規制において貸倒引当金の一部（具体的には、一般貸倒引当金の一部）は規制自己資本に足し戻されるため、貸倒引当金の計上規制自己資本比率を高める場合もある。ただし、貸倒引当金純繰入額に占める一般貸倒引当金純繰入額の割合は小さく、その大部分が規制自己資本に足し戻されない個別貸倒引当金純繰入額によって占められている（第4章記述統計量参照）。そのため、ここでは一般貸倒引当金の規制自己資本への足し戻しは考慮していない。

⁵¹ 実際に Δ を求めるには、

$$L'' = \frac{D - \Delta}{(1-\alpha)A - \Delta - (D - \Delta)}$$

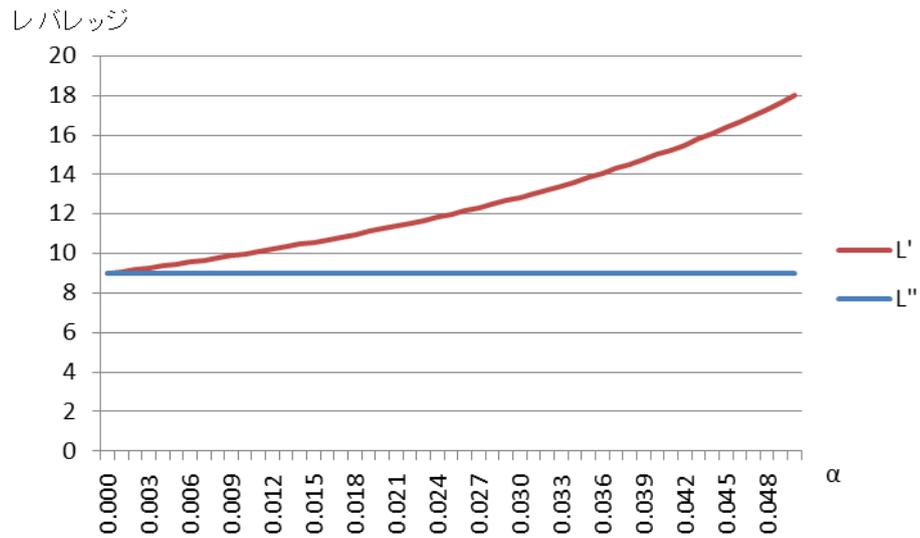
分母を整理すると

$$= \frac{D - \Delta}{A - \alpha A - \Delta - D + \Delta}$$

$$L'' = \frac{D - \Delta}{(1 - \alpha)A - \Delta - (D - \Delta)} = \frac{D}{A - D} = L \quad (3-4)$$

$$\therefore \Delta = \alpha AL \quad (3-5)$$

(3-5) 式のように資産・負債を調整することによって、元々のレバレッジ水準が維持されることになる。図 3-1 は資産 1000，負債 900，レバレッジ 9 倍の銀行を想定した場合の貸倒引当金計上割合（ α ）の変化に伴うレバレッジの変化を示している。



(筆者作成)

図 3-1 貸倒引当金計上割合の変化とレバレッジ変化

$$= \frac{D - \Delta}{(1 - \alpha)A - D} \quad (*)$$

$$L = \frac{D}{A - D} \quad (**)$$

(*)=(**)となるのであれば、

$$\frac{D - \Delta}{(1 - \alpha)A - D} = \frac{D}{A - D}$$

両辺に $(A - D)\{(1 - \alpha)A - D\}$ を掛けて、

$$(D - \Delta)(A - D) = D\{(1 - \alpha)A - D\}$$

$$DA - D^2 - \Delta A + \Delta D = DA - \alpha DA - D^2$$

$$\therefore \Delta = \frac{\alpha AD}{A - D} = \alpha AL$$

(3-5) 式から、貸倒引当金計上に伴うレバレッジの上昇を緩和するためには貸倒引当金の計上割合に応じて資産を圧縮する必要があるため、貸出金が圧縮されることになる。つまり、貸倒引当金計上割合と貸出金変動には負の関係があるといえる。

ここで、金融資産の2つの減損モデルは上述の α に影響を及ぼすと考えられる。先述のように発生損失モデルの下では、金融資産の減損に関する客観的証拠が得られるまで減損損失が認識されないため、好況時に貸倒引当金の計上額が低水準となり、貸出先の与信状況悪化などの客観的な証拠が集まりやすい不況時に集中して貸倒引当金が計上される可能性がある。ゆえに、発生損失モデルの下での好況時の繰入水準(α_{LL}^G)と不況時の繰入水準(α_{LL}^B)の間には以下の関係が成立すると予想される。

$$\alpha_{LL}^G < \alpha_{LL}^B \quad (3-6)$$

他方で、期待信用損失モデルの下では客観的証拠によって裏付けられる発生損失に加え、「報告日時点での合理的で裏付け可能な将来の事象及び経済状況の予測」(IFRS 第9号, para.5.5.17(c))に基づいた発生していないが予想される信用損失が減損損失として認識される。このモデルの下では、好況時に発生損失モデルの場合よりも繰入水準(α_{EL}^G)が高まると予想される。

$$\alpha_{EL}^G < \alpha_{EL}^B \quad (3-7)$$

一方、不況時においては期待信用損失モデルの下で好況時に発生していないが予想される損失として既に認識されていた減損損失が客観的証拠によって裏付けされ、発生損失モデルの下でも減損損失として認識される可能性が高まる。加えて、発生損失モデルの下では好況時にリスクテイクを促す可能性が指摘されており(FSF, 2009a)、このようなリスクテイクは不況時に信用コストとして顕在化する可能性がある。そもそも、期待損失モデルには不況時における発生損失モデルによる多額の減損損失を緩和することが期待されることを踏まえると、不況時における期待信用損失モデルの下での貸倒引当金の繰入水準(α_{EL}^B)は次の関係性を有していると期待される。

$$\alpha_{EL}^B < \alpha_{LL}^B \quad (3-8)$$

ただし、発生していないが予想される信用損失に対する貸倒引当金の繰入割合は発生した信用損失に対する貸倒引当金の繰入割合に比べて低水準にあると考えられる。たとえば、日本において減損の兆候が見られず過去の類似した貸出金の貸倒実績に基づく正常債権に対する貸倒引当金の繰入割合は金利の減免や延滞などに裏付けられた不良債権に対する繰

入割合よりも小さい⁵²。ゆえに、たとえ好況時に期待信用損失モデルの下で期待信用損失に対して引当金を計上したとしても、不況時における発生損失モデルの下での繰入水準を上回ることは考えにくい。

$$\alpha_{EL}^G < \alpha_{EL}^B \quad (3-9)$$

同様の理由から、期待信用損失モデルの下で好況時に発生していないが予想される信用損失に対して引き当てられていたとしても、実際にその予想された損失が客観的証拠によって裏付けられた場合には繰入水準が大幅に高まると考えられる。ゆえに両繰入割合の関係性は(3-10)式のようになる。

$$\alpha_{EL}^G < \alpha_{EL}^B \quad (3-10)$$

(3-6)～(3-10)を踏まえると、発生損失モデルと期待損失モデルそれぞれの景気動向に伴う貸倒引当金の繰入割合は以下のような関係性になると期待される。

$$\alpha_{IL}^G < \alpha_{EL}^G < \alpha_{EL}^B < \alpha_{IL}^B \quad (3-11)$$

(3-5)式及び(3-11)式の関係を踏まえると、レバレッジを保つための金融資産の減損に伴う資産(貸出金)の削減幅が発生損失モデルの下での不況時($\alpha_{IL}^B AL$)がもっとも大きく、期待信用損失モデルの下での不況時($\alpha_{EL}^B AL$)、好況時($\alpha_{EL}^G AL$)、発生損失モデルの下での好況時($\alpha_{IL}^G AL$)の順に小さくなっていくことがわかる。つまり、発生損失モデルの下では好況時にもっとも貸出水準が高く維持される一方で、不況時にはもっとも貸し出しが抑制されることがこの分析から示唆される。

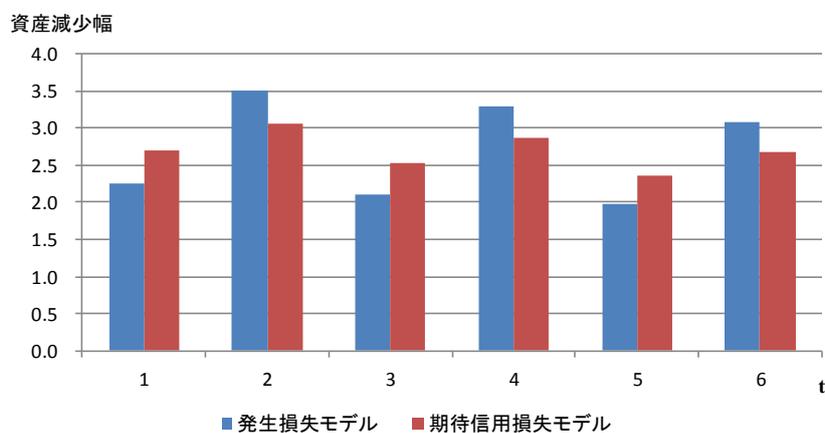
図3-2は本分析の仮想数値例を示している。初期状態として総資産(A)100、総負債(D)90、それぞれの状態における貸倒引当金の繰入割合 α_{IL}^G 、 α_{IL}^B 、 α_{EL}^G 、 α_{EL}^B をそれぞれ0.25%、0.40%、0.30%、0.35%⁵³として、時点tが奇数である場合には好況期、偶数である場合を不況期としている。図3-2に示された本数値例からもわかるように、発生損失モデルの下での貸倒引当金は期待信用損失モデルの下での貸倒引当金よりも景気動向と資産変動(与信行動)の同調性を高めている可能性が示唆される。

ただし、ここまでの議論はいくつもの前提条件を置いた上での議論であり、現実の銀行行動に適応可能な議論であるか否かは実証的な考察対象である。とりわけ、ここでの議論は繰入割合(その時点の繰入額)のみに注目しているが、繰入割合は事前に計上されてい

⁵² 脚注50で指摘したように比較的信用状況の優れた与信先に対する一般貸倒引当金の繰入額は信用状況の悪化している与信先に対する個別貸倒引当金の繰入額よりも小さい。

⁵³ 本数値例は仮想例であるものの、2000年代の総資産貸倒引当金純繰入額の平均値はおよそ0.3%である(第4章参照)。

る引当金水準と当期に求められる引当金水準との調整であるため、事前に引き当てられている貸倒引当金の水準によって、実際に各時点で求められる繰入割合は変化することになる。



| | α_{IL}^G | α_{IL}^B | α_{EL}^G | α_{EL}^B |
|------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 繰入水準 | 0.0025 | 0.0040 | 0.0030 | 0.0035 |

| 発生損失モデル | | | | | | | |
|---------|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| t | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 景気動向 | | Good | Bad | Good | Bad | Good | Bad |
| 調整前A | - | 99.75 | 97.11 | 93.37 | 90.89 | 87.39 | 85.08 |
| 調整前D | - | 90.00 | 87.75 | 84.24 | 82.13 | 78.85 | 76.88 |
| 調整前E | - | 9.75 | 9.36 | 9.13 | 8.76 | 8.54 | 8.20 |
| 調整前L | - | 10.23 | 10.38 | 10.23 | 10.38 | 10.23 | 10.38 |
| aDL | - | 2.25 | 3.51 | 2.11 | 3.29 | 1.97 | 3.08 |
| A | 100 | 97.50 | 93.60 | 91.26 | 87.61 | 85.42 | 82.00 |
| D | 90 | 87.75 | 84.24 | 82.13 | 78.85 | 76.88 | 73.80 |
| E | 10 | 9.75 | 9.36 | 9.13 | 8.76 | 8.54 | 8.20 |
| L | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 |

| 期待信用損失モデル | | | | | | | |
|-----------|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| t | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 景気動向 | | Good | Bad | Good | Bad | Good | Bad |
| 調整前A | - | 99.70 | 96.66 | 93.32 | 90.48 | 87.36 | 84.69 |
| 調整前D | - | 90.00 | 87.30 | 84.24 | 81.72 | 78.86 | 76.49 |
| 調整前E | - | 9.70 | 9.36 | 9.08 | 8.76 | 8.50 | 8.20 |
| 調整前L | - | 10.28 | 10.33 | 10.28 | 10.33 | 10.28 | 10.33 |
| aDL | - | 2.7 | 3.06 | 2.53 | 2.86 | 2.37 | 2.68 |
| A | 100 | 97 | 93.61 | 90.80 | 87.62 | 84.99 | 82.02 |
| D | 90 | 87.3 | 84.24 | 81.72 | 78.86 | 76.49 | 73.81 |
| E | 10 | 9.7 | 9.36 | 9.08 | 8.76 | 8.50 | 8.20 |
| L | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 |

(筆者作成)

図 3-2 発生損失モデル及び期待損失モデルの下でのレバレッジ調整に関する数値例

また、ここでは資産価値の減少のみを考察対象としているが、現実には同時期に銀行は貸し出しも行っている。そのため、実際に貸倒引当金の会計処理が銀行の与信行動に与える影響は、ここで見たような貸倒引当金の計上（資産価値の減少）によるシステムティックなレバレッジの調整行動と銀行の与信態度の2つの要素に対する総合的影響である。第4

章で指摘するように期待信用損失モデルへの移行は貸倒引当金の条件付保守主義的側面を強化しうる点を踏まえると、条件付保守主義的側面の高まりが銀行の与信態度に及ぼす影響を検討することも重要であろう。

期待信用損失モデルと発生損失モデルの違いを直接的に分析することは困難であるものの、前章で述べたように各銀行の貸倒引当金の保守性の違いから、期待信用損失モデルと発生損失モデルそれぞれが与信行動へ及ぼす影響について間接的に検討することが可能であると考えられる。本論文の第 5 章では、貸倒引当金の保守性が銀行の与信行動にどのような影響を及ぼしうるのか、またマクロ環境の変化が貸倒引当金の保守性と与信行動の関係性に及ぼす影響について検討する。その分析を通じて、基準設定における論点の 1 つとなっている金融資産の減損処理の違いと景気循環増幅効果の関係性に関する示唆を得ることを狙いとする。

論点 1：期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上は、与信行動にどのような影響を及ぼすか。

FSF [2009a] 及び草野 [2010] によると、不況期と比較して、好況期には減損の客観的証拠が相対的に観察されず減損が認識されないため、リスクの高い与信を行うことで短期的に利益を高めることが可能であり、発生損失モデルは過度のリスクテイクを助長する可能性がある。もし過度なリスクテイクが行われているのであれば、不況期に客観的証拠の観察と共に減損が一気に認識されるため、減損損失が銀行の財務状況を悪化させ、リスクテイク（与信）の圧縮につながる可能性がある。

上述のように論点 1 では与信の量に注目し、貸倒引当金の保守性と与信量の関係性がマクロ動向からどのような影響を受けるのかについて検討する。しかしながら、与信量にのみ注目した場合には貸倒引当金の保守性の経済的影響に関して十分に検討することができていない。銀行の与信ビジネスは資金調達を行い、リスク資産に対して投資（与信）を行うリスクテイクであり、リスクテイクは量と質の 2 つの側面から検討することが可能である。

リスクテイクの質に関して、銀行はリスクテイクの質を損なう与信を行うインセンティブを有しているかもしれない。例えば、貸出先の企業の財務的困窮に関して、その困窮が一時的であるのであれば、貸し出しを継続し、企業の財務的困窮からの回復を手助けすることは効率的な与信活動であると考えられる。一方で、貸出先の困窮が常態化しているのであれば、本来であれば貸し出すべきではない企業に対する貸し出しという意味で、そのような貸出先への与信は与信の効率性を損なうものであろう。つまり、このような行動がとられている場合には、当該与信行動はリスクに見合わない低いリターンをもたらすことになると考えられるため、リスク・リターンの観点から見た与信ポートフォリオの効率性が損なわれると考えられる。さらに、Caballero et al. [2008] は通常では考えられない低水

準の金利によって与信が行われている企業が多い産業ほど産業全体の生産性が低いことを報告しており、与信の非効率性は一銀行内に留まらず、経済全体の非効率をもたらす可能性がある。このように非効率な与信は当該銀行にとっても経済全体にとっても負の帰結をもたらすものの、銀行は不良債権の顕在化に伴う信用損失の認識を回避するために与信を継続するインセンティブを有しうる（Peek and Rosengren, 2005）。とりわけ、この与信の非効率性の問題はバブル崩壊後の1990年代における日本の銀行の文脈で語られることが多い。

ここから、貸倒引当金の保守性が高いほど与信行動の景気循環増幅効果を緩和する、特に不況期における貸し出しの抑制が緩和されるという結果が得られたとしても、その結果は上述の与信の非効率性を反映している可能性がある。つまり、貸出先の財務状態が悪化する可能性が高い不況期において、不良債権化に伴う信用損失の認識を回避するために本来であれば貸し付ける先ではない企業に対して与信を継続しているという状況を捉えているかもしれない。このような対抗仮説を踏まえ、論点の2つめとしてリスクテイクの質的側面に注目するために、貸倒引当金の保守性と与信の効率性に関して検討する。

表 3-3 銀行の収益構成

2000年から2014年までの都市銀行及び地域銀行の損益構成

| 対経常収益 | | | | | | |
|-------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 資金運用収益 | | 役務取引等収益 | 特定取引収益 | その他業務収益 | その他経常収益 |
| | うち貸出金利息 | | | | | |
| 平均値 | 77.78% | 62.13% | 11.79% | 0.31% | 4.53% | 5.53% |
| 中央値 | 79.05% | 62.57% | 11.63% | 0.00% | 3.50% | 4.08% |
| 対経常費用 | | | | | | |
| | 資金調達費用 | 役務取引等費用 | 特定取引費用 | その他業務費用 | 営業経費 | その他経常費用 |
| 平均値 | 10.89% | 6.21% | 0.02% | 3.55% | 58.41% | 20.91% |
| 中央値 | 9.44% | 5.88% | 0.00% | 2.07% | 60.14% | 17.93% |

(日経 NEEDS Financial QUEST2.0 からデータ収集し、筆者作成)

表 3-3 は 2000 年 3 月期から 2014 年 3 月期までの都市銀行及び地域銀行（第一地方銀行、第二地方銀行）の対経常収益・経常費用での収益・費用構成を示している。表からわかるように、銀行の経常収益の約 8 割（約 6 割）が資金運用業務（与信業務）から得られている。つまり、与信の効率性によって銀行の業績は左右され、財務業績の質（リターンとリスク）に注目することで与信の効率性を捉えられると考えられる。また、銀行の財務業績は規制自己資本比率に直接的に影響を及ぼすため、その安定性は銀行監督当局の関心事の一つであろう。そのため、本論文では銀行の財務業績のリターンとリスクに与信行動の効率性が反映されていると考え、貸倒引当金の保守性がそれぞれに及ぼす影響について検討

する。

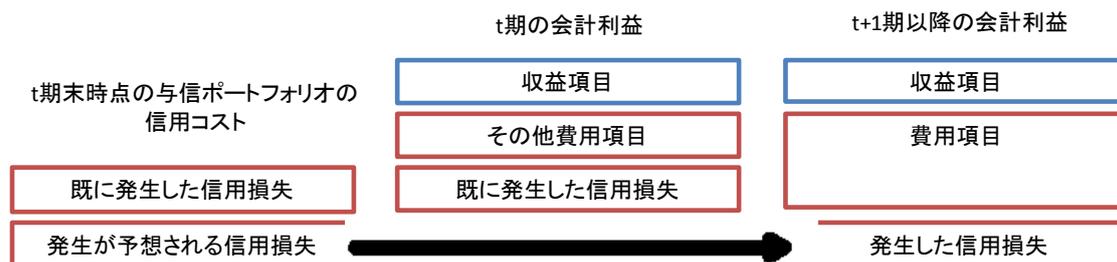
論点2：期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上は、リスク・リターンの観点から見た与信ポートフォリオの効率性にどのような影響を及ぼすか。

第3節 期待信用損失に対する貸倒引当金の計上と会計基準設定主体の目的

金融資産の減損モデルを期待信用損失モデルへと移行する主たる目的は「現行の会計基準の下で適時的な信用損失の認識の妨げとなっている制約の撤廃と合理的かつ裏付け可能な情報をより幅広く予測に織り込むことで金融資産の信用損失情報に関する財務諸表利用者の意思決定有用性を改善する」（ASU案 825-15-BC2, p.134）ことにある⁵⁴。これまでの発生損失モデルでは減損の認識にあたって客観的証拠が求められることにより、予想される将来の信用損失に対しての引き当てが十分でなかった可能性がある。客観的証拠の要件を除外した期待信用損失モデルによって、これまで認識されなかった信用損失が貸倒引当金に反映されるのであれば、それは財務諸表利用者にとって有用な情報となりえる。

ここで、ある情報が財務諸表利用者にとって有用となるためにはその情報が意思決定と関連し、かつ信頼できるものでなければならない（企業会計基準委員会、2006）。企業会計基準委員会 [2006, 第2章, para.3] によると「意思決定との関連性とは、会計情報が将来の投資の成果についての予測に関連する内容を含んでおり、企業価値の推定を通じた投資家による意思決定に積極的な影響を与えて貢献すること」を意味している。同様に、「信頼性とは、中立性・検証可能性・表現の忠実性などに支えられ、会計情報が信頼に足る情報であること」を意味している（企業会計基準委員会 [2006, 第2章, para.6]）。従来の発生損失モデルの下で反映されていなかった期待信用損失を会計情報に反映することは、銀行の将来の信用損失を予測する上で投資家の意思決定と関連する可能性が高いと考えられる。例えば、貸倒引当金が既に発生した損失のみをカバーしている場合、当期の会計利益は同時点の与信ポートフォリオの信用コストを適切に反映せずに、t期の会計利益は経済的利益から上方に乖離している可能性がある。図3-3はこの関係性を図示している。t期末時点の与信ポートフォリオの信用コストは既に発生している信用損失と発生が予想される信用損失から構成されていると考えられる。このとき、既に発生した信用損失のみを会計上の費用として認識する場合、発生が予想されている信用損失は、その発生まで認識が先送りされる。その結果、会計利益はその信用損失分だけ過大に表示されることになり、投資家のミスリードにつながる可能性がある。また、発生の予想される信用損失がt期の会計利益に反映されない場合、発生までの信用損失認識の先送りが将来利益のダウンサイドリスクとなりえる。

⁵⁴ これはFASBによるASU案825-15からの引用であるが、IASBによるIFRS9においても同様の記述が見られる（IFRS第9号, para.1.1）。



(筆者作成)

図 3-3 既に発生した信用損失と発生が予想される信用損失、会計利益の関係性

一方で、ASU 案 825-15-55-2 にあるように、期待信用損失の推定は判断に強く依拠しており、その見積もりには少なからず銀行の裁量が含まれている。貸倒引当金を通じた利益調整行動、特に利益平準化行動に関しては多くの実証研究においてその存在が指摘されており、期待信用損失の推定に伴う裁量性は会計利益の信頼性に影響を与えることが予想される。特に期待信用損失を貸倒引当金に反映する場合には、従来よりも貸倒引当金の計上額が増加すると予想されるため（新日本有限責任監査法人，2014），貸倒引当金がいわゆる“cookie jar reserve”として利益調整の温床となる可能性がある。これは 1990 年代に米国で SEC が銀行の貸倒引当金に対して表明していた懸念であり、期待信用損失モデルの導入は再び貸倒引当金を通じた利益調整の懸念を生じさせる可能性がある。利益調整は経営者による報告利益のバイアスであり、そのようなバイアスを含んだ会計情報は表現の忠実性を満たすものでも中立的なものでもないと考えられる（Scott, 2011, p.95）。

以上から、期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上は、投資家の利益評価に対して目的適合性（relevance）と信頼性（reliability）の 2 点から影響を及ぼす可能性がある。期待信用損失モデルへの移行が財務諸表利用者の意思決定有用性向上を主たる目的としていることから、期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上が投資家の利益評価にどのような影響を及ぼすのかは検討すべき論点であろう。

論点 3：期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上は、投資家の利益評価にどのような影響を及ぼすか。

加えて、期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上は結果として貸倒引当金の水準を高めることにつながりうるため、銀行の利益調整行動を助長する可能性があり、次の論点についても本論文では検討する。

論点 4：期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上は、経営者の利益調整行動にどのような影響を及ぼすか。

第4節 本章のまとめ

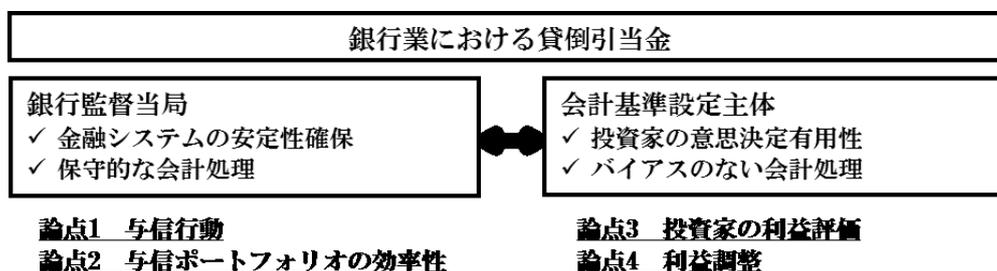


図 3-4 論点のまとめ

第2節及び第3節において提示した論点は図3-4にまとめられている。第1節で述べたように銀行監督当局は金融システムの安定性を追求しており、銀行に対して貸倒引当金を保守的に高く計上させて将来の信用損失に対して備えさせることで、金融システムの安定性を確保しようとするインセンティブを有していると考えられる。一方で、IFRSに代表される会計基準の国際的な流れとしては投資家の意思決定に資する、バイアスのない中立的な会計情報が志向されており（IASB, 2010）、貸倒引当金を通じた利益調整に対しては以前から懸念を表明してきた（Wall and Koch, 2000）。金融資産の減損に係る期待信用損失モデル導入の議論に関しては会計基準設定主体と銀行監督当局の意見は期待信用損失モデルの導入で一致しているものの⁵⁵、このように銀行に関係する2つの主体の目的は異なりえる。

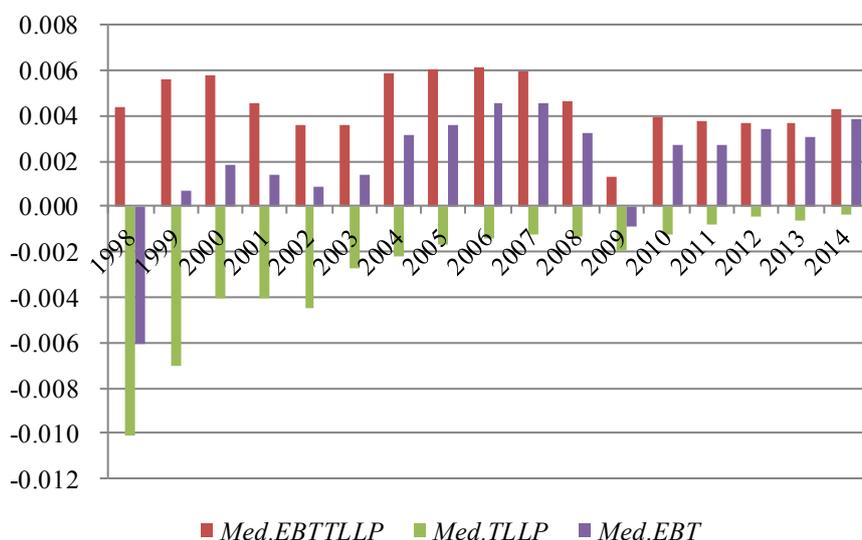
本論文では、それぞれの主体が図3-4に示された目的を有しているという前提の下、各主体が特に関心を有するであろう論点について分析を行う。具体的には、銀行監督当局の関心事である金融システムの安定性確保という観点から、第5章では期待信用損失に対する保守的な貸倒引当金の計上と与信行動の関係性について、第6章では期待信用損失に対する保守的な貸倒引当金の計上とリスク・リターンの視点からの与信ポートフォリオの効率性との関係性についての分析を行う。続く第7章及び第8章では、会計基準設定主体の関心事であろう投資家の意思決定有用性という観点から、期待信用損失に対する保守的な貸倒引当金の計上と投資家の利益評価との関係性及び利益調整との関係性について分析を行う。それら分析を通じて、期待信用損失モデルへの移行がそれぞれの主体の目的に照らして、どのような経済的効果を有するのか示唆を得ることを狙いとする。

⁵⁵ 銀行監督当局に関しては、例えば国際決済銀行（Bank for International Settlements）が2013年にIASBによって公表されたIFRS第9号の公開草案に対してのコメント・レターの中で、金融商品会計の国際的な収斂化の重要性を指摘し、金融資産の減損には期待信用損失モデルの採用が好ましいとしている（BIS, 2013）。

第4章 邦銀における貸倒引当金の経済的実態と会計行動⁵⁶

本章ではまず邦銀における貸倒引当金の経済的実態についてマクロ的視点から分析を行う。次に、貸倒引当金が個々の銀行においてどのように設定されているかというミクロ的視点から、貸倒引当金純繰入額の決定要因モデルを構築する。その後、第5章からの実証分析において用いる貸倒引当金の保守性を捉える代理変数について先行研究を踏まえて議論する。そして、期待信用損失に対する貸倒引当金の引当程度を貸倒引当金の保守性の代理変数が捉えているとする本論文の前提の妥当性に関して、貸倒引当金純繰入額の決定要因モデルを用いて検討する。

第1節 邦銀の貸倒引当金の実態



| N=17 | Med.EBTLLP | Med.TLLP |
|---------|------------|-----------|
| Med.EBT | 0.3717 | 0.8441*** |

表中の数値はPearsonの相関係数を示している。

Med.EBTLLP = (税引前当期利益-総貸倒引当金純繰入額)÷期首総資産の年度中央値

Med.TLLP = 総貸倒引当金純繰入額÷期首総資産の年度中央値

Med.EBT = 税引前当期利益÷期首総資産の年度中央値

***は1%水準で統計的に有意であることを示している。

図4-1 貸倒引当金純繰入額と会計利益

第1章で触れたように、貸倒引当金は銀行業の業績に対して多大な影響を与える会計項目の1つである。そこで本節では、銀行業における平均的な貸倒引当金の経済的実態につ

⁵⁶ 本章は高須 [2014] をベースとして大幅に加筆、修正している。

いてマクロ的視点から整理する。

企業の報告する会計利益はキャッシュ・フローと会計発生高から構成されており、キャッシュ・フローを所与とした場合、会計利益の有用性は会計発生高によってもたらされると考えられる。その意味で、会計における会計発生高の持つ意味は大きい。銀行業に注目すると、貸倒引当金純繰入額は主たる会計発生高の構成項目であり、その経済的インパクトは無視することができない。

図 4-1 は日経 NEEDS Financial QUEST2.0 から収集された 1998 年 3 月期から 2014 年 3 月期の単体財務諸表を基に計算された、各年の貸倒引当金純繰入額と税引前当期利益、貸倒引当金・税引前当期利益のクロスセクションでの中央値（それぞれ *Med.TLLP*, *Med.EBT*, *Med.EBTLLP*）⁵⁷の時系列推移を示している。ここで、貸倒引当金純繰入額は繰り入れられている場合にマイナスと表現されていることに注意されたい。図からわかるように、貸倒引当金の純繰入額が大きい年ほど、税引前当期利益が減少している。また貸倒引当金純繰入額と税引前当期利益、貸倒引当金・税引前当期利益の Pearson の相関係数を算定したところ、いずれの変数の間にも正の相関が観察された。特に、貸倒引当金純繰入額と税引前当期利益の間の相関 (0.8441) は統計的に 1%水準で有意であることがわかる。このことは、税引前当期利益に対して貸倒引当金純繰入額が貸倒引当金・税引前当期利益よりも強く影響を与えていることを示唆している⁵⁸。

図 4-2 は日経 NEEDS Financial QUEST2.0 から収集された 1998 年 3 月期から 2014 年 3 月期の単体財務諸表を基に計算された、各年の貸倒引当金対総資産比率（年度中央値）と貸出金水準（年度中央値）、実質国内総生産の時系列推移を示している（貸出金水準および国内総生産については 1998 年を 1 とした趨勢を示している）。1990 年代後半から 2000 年代前半にかけて貸倒引当金が高水準にあるのは、いわゆる邦銀の不良債権問題によって、ほぼ全ての国内銀行が不良債権の処理に伴って多額の貸倒引当金を繰り入れていたためである。この時期は国内総生産が徐々に回復傾向にあったものの、貸出水準は低下傾向にあることがみてとれる。2000 年代中頃からは総資産に占める貸倒引当金の水準が低下するにつれ、貸出水準も上昇に転じている。一方で、2009 年にわずかながら貸倒引当金水準が上昇しており、2009 年から 2010 年にかけての貸出金成長率はそれまで成長傾向から乖離し、低迷している。これらの事実は貸倒引当金水準と貸出水準が負に連動していることを示唆している。

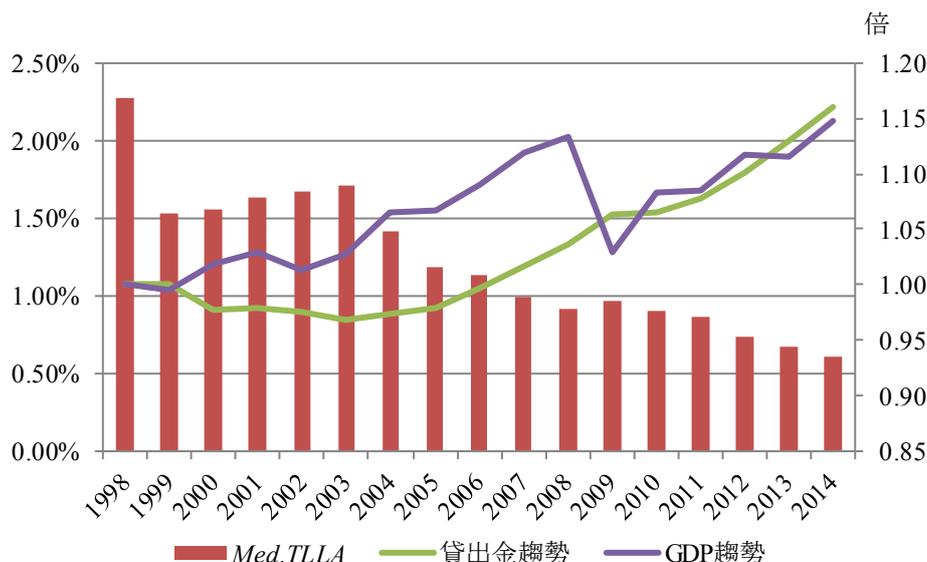
これら 3 変数の相関係数に目を向けると、貸倒引当金水準 (*Med.TLLA*) と貸出金成長率 (*Med.LG*) は Pearson の相関係数、Spearman の相関係数ともに 1%水準で負に有意となっている（それぞれ -0.8845, -0.8358）。また貸倒引当金水準 (*Med.LLA*) と GDP 成長率 (ΔGDP) は有意ではないものの負に相関している⁵⁹。この結果は、貸倒引当金水準が景気動向と連動

⁵⁷ なお、中央値の算定にあたっては各観測値の貸倒引当金純繰入額、税引前当期利益、貸倒引当金・税引前当期利益を期首総資産でデフレートした値を用いている。

⁵⁸ 本パートは中野・高須 [2013] のデータをアップデートしたものである。

⁵⁹ 有意ではない理由として、2000 年代前半の邦銀の不良債権処理が影響を与えていることが考えられる。

しており、その結果、貸出行動にも影響を及ぼしうる可能性を示唆しており、前章で確認した銀行監督当局の貸倒引当金の景気循環増幅効果に対する懸念と整合的である。もちろん、GDP 成長率が貸倒引当金水準と貸出金成長率の双方に影響を与えているためにこのような相関が得られている可能性もある（疑似相関）⁶⁰。そのため、第 5 章では GDP 成長率をコントロールした上で貸倒引当金の保守性と与信行動の関係性について分析する。



| N=17 | Med.TLLA | Med.LG | ΔGDP |
|----------|------------|------------|---------|
| Med.TLLA | | -0.8358*** | -0.3529 |
| Med.LG | -0.8845*** | | 0.1716 |
| ΔGDP | -0.1956 | -0.0150 | |

貸出金趨勢は1998年を1として、各年のMed.LGを成長率としている。

表の左下三角行列はPearsonの相関係数、右上三角行列はSpearmanの相関係数を示している。

Med.TLLA = 総貸倒引当金+期首総資産の年度中央値

Med.LG = 期末貸出金+期首貸出金の年度中央値

ΔGDP = 当期の実質国内総生産成長率

***は1%水準で統計的に有意であることを示している。

図 4-2 貸倒引当金と貸出金成長，景気動向

これら 2 つの図はともに、産業レベルで集計した場合に、貸倒引当金が銀行の業績および貸出行動に対して影響を与えている可能性があることを示している。このように経済的に重要な意味を有しうる貸倒引当金について、次節では個別行レベルでその計上要因に関して分析を行う。

また、ストックの貸倒引当金ではなく、フローの貸倒引当金純繰入額と GDP 成長率に関して相関を計測したところ、Pearson の相関係数に関しては有意ではないものの、Spearman の相関係数については 5%水準で有意な負の値であることが確認された。

⁶⁰ ただし、GDP 成長率と貸出金成長率の相関は Pearson の相関係数と Spearman の相関係数の間で一貫しておらず、関係性は弱いかもしれない。

第2節 貸倒引当金純繰入額の決定要因

(1) 決定要因推定モデル

本節では貸倒引当金純繰入額⁶¹を従属変数とする貸倒引当金純繰入額の決定要因推定モデルを構築する。先行研究 (Nichols et al., 2009 ; Leventis et al., 2013 ; 梅澤・後藤, 2012) を踏まえ, (4-1) 式を基礎として議論を進める。

$$\begin{aligned} LLP_t = & \beta_0 + \beta_1 EB TLLP_t + \beta_2 SIZE_{t-1} + \beta_3 LG_t + \beta_4 CR_{t-1} + \beta_5 WO_{t-1} + \beta_6 WO_t + \beta_7 SECURED_t \\ & + \beta_8 LLA_{t-1} + \beta_9 NPL1_{t-1} + \beta_{10} NPL2_{t-1} + \beta_{11} NPL3_{t-1} \\ & + \beta_{12} \Delta NPL1_t + \beta_{13} \Delta NPL2_t + \beta_{14} \Delta NPL3_t + \Sigma Year + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4-1)$$

$$LLP_t \in \{TLLP_t; GLLP_t; SLLP_t\}$$

$$EB TLLP_t \in \{EB T TLLP_t; EB T GLLP_t; EB T SLLP_t\}$$

$$LLA_t \in \{TLLA_t; GLLA_t; SLLA_t\}$$

$TLLP_t$: t 期総貸倒引当金純繰入額⁶²÷t-1 期末貸出金

$GLLP_t$: t 期一般貸倒引当金純繰入額÷t-1 期末貸出金

$SLLP_t$: t 期個別貸倒引当金純繰入額÷t-1 期末貸出金

$EB T TLLP_t$: (t 期税引前当期純利益+t 期総貸倒引当金純繰入額) ÷t-1 期末総資産簿価

$EB T GLLP_t$: (t 期税引前当期純利益+t 期一般貸倒引当金純繰入額) ÷t-1 期末総資産簿価

$EB T SLLP_t$: (t 期税引前当期純利益+t 期個別貸倒引当金純繰入額) ÷t-1 期末総資産簿価

$SIZE_{t-1}$: t-1 期末総資産簿価の自然対数値

LG_t : t 期末貸出金÷t-1 期末貸出金

CR_{t-1} : t-1 期末規制自己資本比率

WO_t : t 期貸出金償却÷t-1 期末貸出金

$SECURED_t$: t 期末担保保証等÷t 期末貸出金

$TLLA_{t-1}$: t-1 期末貸倒引当金÷t-2 期末貸出金

⁶¹ 貸倒引当金は一般貸倒引当金, 個別貸倒引当金, 特定海外債権引当勘定から構成されている。しかし, 経済的な影響の大きさという観点から本論文では一般貸倒引当金と個別貸倒引当金に議論を限定している。実際, 全国銀行協会の「全国銀行財務諸表分析」から収集される 2000 年 3 月期から 2012 年 3 月期までの銀行・年について見ると, 特定海外債権引当勘定が計上されている銀行・年は 1551 銀行・年のうち 191 銀行・年であった。またこれらの観測値の貸倒引当金 (一般貸倒引当金と個別貸倒引当金, 特定海外債権引当勘定の合計) に占める特定海外債権引当勘定の割合について算定したところ, 0.43%ほどであった。

⁶² 一般貸倒引当金と個別貸倒引当金を識別するにあたって, 本論文では次のようにそれぞれを算定している。個別貸倒引当金純繰入額のデータは「全国銀行財務諸表分析」から収集している。一方で一般貸倒引当金純繰入額については, 各銀行の有価証券報告書に「損益の概要」として一般貸倒引当金純繰入額が記載されているものの欠損値が多く, データ収集上の問題が生じる。そのため, 本論文では貸倒引当金に占める特定海外債権引当勘定の割合の小ささに注目し, 一般貸倒引当金純繰入額を損益計算書上の貸倒引当金純繰入額から個別貸倒引当金純繰入額を控除することで定義している。なお, この処理に伴い, 特定海外債権引当勘定を有する観測値について変数の誤差を生じさせることになる。そのため, 頑健性分析の一環として, 特定海外債権引当勘定がゼロでない観測値を除外し, 本章の分析を再度行ったが分析結果に大きな差異は確認されなかった。なお, 2006 年 3 月期以前の貸倒引当金戻入益については「全国銀行財務諸表分析」から収集できないため, プロネクサス社の「eol」から手収集している。

$GLLA_{t-1}$: t-1 期末一般貸倒引当金÷t-2 期末貸出金
 $SLLA_{t-1}$: t-1 期末個別貸倒引当金÷t-2 期末貸出金
 $NPL1_{t-1}$: t-1 期末要管理債権÷t-2 期末貸出金
 $NPL2_{t-1}$: t-1 期末危険債権÷t-2 期末貸出金
 $NPL3_{t-1}$: t-1 期末破産更生債権およびこれらに準ずる債権÷t-2 期末貸出金
 $\Delta NPL1_t$: (t 期末要管理債権-t-1 期末要管理債権) ÷t-1 期末貸出金
 $\Delta NPL2_t$: (t 期末危険債権-t-1 期末危険債権) ÷t-1 期末貸出金
 $\Delta NPL3_t$: (t 期末破産更生債権およびこれらに準ずる債権-t-1 期末破産更生債権およびこれらに準ずる債権) ÷t-1 期末貸出金

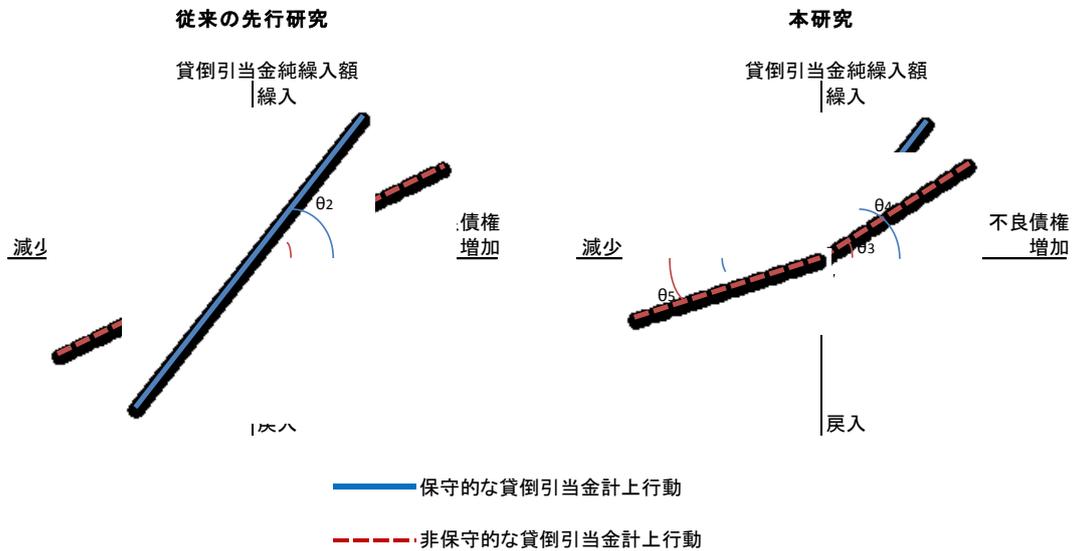
(4-1) 式の説明変数は貸倒引当金純繰入額に影響を与えうる経営者の裁量的な要因と非裁量的な要因から構成されている。先行研究 (Shrieves and Dahl, 2003; Fonseca and Gonzalez, 2008; 梅澤・後藤, 2012) では銀行経営者の利益平準化行動や資本調整行動を捉える上で、貸倒引当金・税金等控除前利益 ($EBTLLP_t$) と自己資本比率 (CR_{t-1}) をモデルに含めている。なぜならば、貸倒引当金純繰入額控除前利益が高い (低い) ときに貸倒引当金純繰入額を増加 (減少) させることで利益が平準化されると考えられるためである。つまり、銀行経営者が貸倒引当金純繰入額を通じて利益平準化行動をとっているのであれば、係数 β_1 はプラスの値をとると考えられる。また梅澤・後藤 [2012] によると、一般貸倒引当金の繰入は条件付きで自己資本比率を上昇させる可能性がある⁶³。その場合、自己資本比率が低い銀行ほど一般貸倒引当金純繰入額を増加させる可能性があり、このため、総額で見た場合の貸倒引当金純繰入額に関しても自己資本比率との間で負の相関が観察されるかもしれない。

(4-1) 式の前期末貸倒引当金 (LLA_{t-1}) と前期末不良債権額 ($NPLk_{t-1}$, ただし $k=1\sim 3$), 前期・当期貸出金償却 (WO_{t-1} ; WO_t) は貸倒引当金純繰入額の非裁量的な決定要因として先行研究 (Beaver and Engel, 1996; 梅澤・後藤, 2012) でも採用されている。事前に貸倒引当金を十分に計上している場合、当期の貸倒引当金純繰入額は小さくなると考えられるため、 LLA_{t-1} の係数は負の値をとると予想される。また、不良債権の多寡は将来の期待信用損失と正の相関にあると考えられるため、前期末時点で不良債権を多く抱える銀行ほど、当期に貸倒引当金を繰り入れることになると予想される。そのため、 $NPLk_{t-1}$ の係数は正の値をとると予想される。一方で、前期および当期に貸出金償却を行った場合には、貸出金に占める不良債権の割合が低下することになるため、将来の期待信用損失が減少すると考えられる。その場合、 WO_{t-1} と WO_t の係数は負の値になると期待される。

貸倒引当金のうち、個別貸倒引当金は不良債権の額面のうち、担保や保証等によって保全されていない部分の回収不能見込額について繰り入れられる。そのため、貸出金に占め

⁶³ 自己資本比率規制の下では、一般貸倒引当金はリスク・アセットの 1.25% (国内基準では 0.625%) を上限として Tier2 への算入が認められている。貸倒引当金の計上は税引後当期利益を通じて自己資本を減少させるが、一般貸倒引当金の足し戻しは税額分だけ自己資本を増加させることになる。

る担保や保証の割合 ($SECURED_t$) が大きいほど、貸倒引当金の繰入額は少なくなると予想される。



(筆者作成)

図 4-3 非対称的な貸倒引当金計上行動のイメージ

当期不良債権変動額 ($\Delta NPLk_t$, ただし $k=1\sim 3$) もまた貸倒引当金純繰入額の非裁量的な決定要因として用いられている (Liu and Ryan, 1995 ; 奥田, 2001 ; 梅澤・後藤, 2012)。不良債権が増加するほど、将来の期待信用損失が高まると予想されるため、 $\Delta NPLk_t$ の係数は正の値をとると考えられる。Liu and Ryan [1995] や Nichols et al. [2009], Leventis et al. [2013] は不良債権の変動に対する貸倒引当金純繰入額の大きさが貸倒引当金の保守性を捉えていると主張している。Nichols et al. [2009] と Leventis et al. [2013] では不良債権変動の係数 (本章では $\beta_{12}\sim\beta_{14}$) が正に大きいほど、保守的に貸倒引当金が計上されていると指摘している。なぜならば、不良債権は将来の期待信用損失の代理変数と考えられ、期待信用損失の増加に対して貸倒引当金を積極的に計上しているほど不良債権変動の係数は正に大きくなると考えられるためである。この関係性を図示しているのが図 4-3 の左側である。確かに不良債権が増加している局面 (図中の第 1 象限) においては、図の傾きが大きいほど、同規模の不良債権の増加に対して、多くの貸倒引当金を繰り入れていることを意味するため、保守的に貸倒引当金を計上しているといえる。しかしながら、不良債権が減少している局面 (第 3 象限) では、この関係性が逆になる。つまり、傾きが大きいほど、同規模の不良債権の減少に対して、多くの貸倒引当金を取り崩していることを意味する。これは保守的な会計行動とは言えず、むしろ非保守的な会計行動であると考えられる。「損失は予想すれども利益は予想すべからず」(Bliss, 1924 ; 新井, 1975) を保守的な会計処理とみなすのであ

れば、銀行経営者が期待信用損失の増加に対して積極的に貸倒引当金を積み上げ、期待信用損失の減少に対しては控えめに貸倒引当金を取り崩す行動を保守的な会計処理とみなすことになるはずである。このような解釈は「純資産簿価を相対的に低く評価するような会計処理」を保守的な会計とする Penman and Zhang [2002] の考え方も整合的である。

また、貸倒引当金の取り崩しと保守的な会計処理が関係していない場合でも、不良債権の減少は期待信用損失（不良債権）の増加と貸倒引当金の関係性を捉える上でのノイズとなりえる⁶⁴。そのため、本節では不良債権の増加と減少に対する貸倒引当金純繰入額の非対称的な反応を捉えることを可能にするため、(4-2) 式を主たる推定モデルとして採用する。

$$\begin{aligned}
 LLP_t = & \beta_0 + \beta_1 EB TLLP_t + \beta_2 SIZE_{t-1} + \beta_3 LG_t + \beta_4 CR_{t-1} + \beta_5 WO_{t-1} + \beta_6 WO_t + \beta_7 SECURED_t \\
 & + \beta_8 LLA_{t-1} + \beta_9 NPL1_{t-1} + \beta_{10} NPL2_{t-1} + \beta_{11} NPL3_{t-1} \\
 & + \beta_{12} \Delta NPL1_t + \beta_{13} \Delta NPL2_t + \beta_{14} \Delta NPL3_t \\
 & + \beta_{15} NEG1_t \times \Delta NPL1_t + \beta_{16} NEG2_t \times \Delta NPL2_t + \beta_{17} NEG3_t \times \Delta NPL3_t \\
 & + \beta_{18} NEG1_t + \beta_{19} NEG2_t + \beta_{20} NEG3_t \\
 & + \Sigma Year + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{4-2}$$

$$LLP_t \in \{TLLP_t; GLLP_t; SLLP_t\}$$

$$EB TLLP_t \in \{EB T TLLP_t; EB T GLLP_t; EB T SLLP_t\}$$

$$LLA_t \in \{TLLA_t; GLLA_t; SLLA_t\}$$

$NEG1_t$: t 期要管理債権の変動がマイナスである場合に 1, それ以外の場合に 0 をとるダミー変数

$NEG2_t$: t 期危険債権の変動がマイナスである場合に 1, それ以外の場合に 0 をとるダミー変数

$NEG3_t$: t 期破産更生債権およびこれらに準ずる債権の変動がマイナスである場合に 1, それ以外の場合に 0 をとるダミー変数

$NEGk_t \times \Delta NPLk_t$: $NEGk_t$ と $\Delta NPLk_t$ の交差項 (k=1~3)

(4-2) 式を図 4-3 とあわせて解釈するのであれば、図中の第 1 象限の傾き (θ_3 もしくは θ_4) は (4-2) 式の $\Delta NPLk_t$ (k=1~3) の係数 ($\beta_{12} \sim \beta_{14}$) と対応し、図中の第 3 象限の傾き (θ_5 もしくは θ_6) は $\Delta NPLk_t$ (k=1~3) の係数と $NEGk_t \times \Delta NPLk_t$ (k=1~3) の係数の和 ($\beta_{12} + \beta_{15}$, $\beta_{13} + \beta_{16}$, $\beta_{14} + \beta_{17}$) に対応している。期待信用損失の増減と貸倒引当金の関係性に非対称性が存在するのであれば、 $NEGk_t \times \Delta NPLk_t$ の係数 ($\beta_{15} \sim \beta_{17}$) は有意な負の値になると考えられる。

また、本章では貸倒引当金純繰入額 ($TLLP_t$) に加え、その構成要素である一般貸倒引当金 ($GLLP_t$) と個別貸倒引当金 ($SLLP_t$) についても検討対象としている。それぞれの引当

⁶⁴ 不良債権減少の原因には、貸出先の信用状態の改善に伴う減少と実際に債権が貸し倒れたことによる減少が考えられ、後者は貸倒引当金純繰入額に影響を与えない。この点は追加検証にて扱っている。

金について推定する場合、一般貸倒引当金については要管理債権、個別貸倒引当金については危険債権と破産更生債権およびこれらに準ずる債権を分析対象の不良債権とする。

また年次効果を考慮するために年次ダミーを含めている。加えて、推定にあたって、各銀行についての誤差項の時系列相関（time-series dependence）を考慮し、Petersen [2009] や Gow et al. [2010] を踏まえ、銀行クラスターによる補正を施した標準誤差を用いた OLS 推定を行う⁶⁵。

（2）サンプルの抽出と記述統計量

本節では都市銀行と第一地方銀行、第二地方銀行の 2001 年度から 2014 年度までの単体決算ベースの観測値を対象に分析を行う。データ収集期間は 1999 年度から 2014 年度であるが、一部の変数に関して 2 期前の財務データが必要となるため、実際の分析ウィンドウは 2001 年度から 2014 年度（ $t=2001\sim 2014$ ）までとなっている。分析に必要なデータは日経 NEEDS Financial QUEST2.0 及び全国銀行協会の全国銀行財務分析、プロネクサス社の eol から収集している。さらにサンプル抽出にあたり、次の要件を課している。

1. 日経 NEEDS Financial QUEST2.0 から分析に必要な変数が収集可能な 2001 年 3 月期から 2014 年 3 月期までの都市銀行と第一地方銀行、第二地方銀行からなる銀行・年
2. 個別貸倒引当金、個別貸倒引当金純繰入額、一般貸倒引当金が全国銀行協会全国銀行財務諸表分析から収集可能な銀行・年
3. プロネクサス社 eol から 2006 年 3 月期以前の貸倒引当金戻入益が収集可能な銀行・年
4. $t-1$ 期および t 期に合併や経営統合を行っていない銀行・年⁶⁶

以上のサンプル要件を課した結果、最終サンプルは 1,399 銀行・年となった。なお、異常値が分析結果に影響を及ぼす可能性を考慮して、各連続変数の上下 1% を置換している⁶⁷。

表 4-1 および表 4-2 は最終サンプルの記述統計量と相関マトリックスを示している。表 4-1 から不良債権変動（ $\Delta NPLk_t$ ）の平均値および中央値がマイナスであることがわかる。このため、銀行経営者の貸倒引当金計上行動が不良債権の増加と減少に関して非対称である場合にはそのコントロールが重要であることが示唆される。また各推定における Variance Inflation Factor（VIF）を算定したところ、一部の変数について一般的な基準値である 10 を

⁶⁵ ただし、銀行・企業数（ N ）と期間数（ t ）が大きく異なるショート・パネルデータである場合、クラスター数が小さい方をクラスタリングした方が良いという先行研究（Thompson, 2011）や N と t の双方をクラスター補正する二段階クラスターが望ましいとする先行研究（Gow et al., 2010）もある。そのため、年次クラスター補正を施した標準誤差および銀行・企業クラスター及び年次クラスターもしくは銀行クラスター及び年次クラスターについて二段階補正を施した標準誤差をそれぞれ用いて主分析を再度行ったところ、本章で提示される結果と概ね整合的な結果が得られた。

⁶⁶ 合併情報に関しては全国銀行協会のホームページから収集可能な「銀行の提携・合併リスト」を基に判断している。

⁶⁷ 本稿では多くの従属変数と説明変数を用いており、異常値を有する観測値の削除を行った場合にはサンプルサイズが大きく減少してしまう。そのため、観測値の削除ではなく置換を行っている。

超えていることが確認された。追加的に検証したところ、 $SECURED_t$ の有無によって VIF 値が変化することが判明した。ただし、VIF が 10 を超えた場合でも推定結果に大きな差異がないことが確認されたため、ここでは (4-2) 式の推定結果を示す。

表 4-1 記述統計量

| Variable | Mean | Std.dev | Min | 25% | 50% | 75% | Max | N |
|-----------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|-------|
| $TLLP_t$ | 0.0036 | 0.0053 | -0.0035 | 0.0006 | 0.0020 | 0.0049 | 0.0279 | 1,399 |
| $GLLP_t$ | -0.0001 | 0.0019 | -0.0051 | -0.0010 | -0.0002 | 0.0006 | 0.0076 | 1,399 |
| $SLLP_t$ | 0.0037 | 0.0044 | -0.0013 | 0.0010 | 0.0024 | 0.0050 | 0.0248 | 1,399 |
| $EBTLLP_t$ | 0.0041 | 0.0035 | -0.0113 | 0.0030 | 0.0044 | 0.0061 | 0.0108 | 1,399 |
| $EBTGLLP_t$ | 0.0015 | 0.0049 | -0.0205 | 0.0011 | 0.0025 | 0.0040 | 0.0089 | 1,399 |
| $EBTSLLP_t$ | 0.0042 | 0.0039 | -0.0126 | 0.0031 | 0.0046 | 0.0063 | 0.0113 | 1,399 |
| $SIZE_{t-1}$ | 14.5860 | 1.0731 | 12.4847 | 13.8781 | 14.5956 | 15.1463 | 18.3948 | 1,399 |
| LG_t | 1.0118 | 0.0313 | 0.9148 | 0.9937 | 1.0128 | 1.0304 | 1.0960 | 1,399 |
| CR_{t-1} | 10.1153 | 2.0025 | 5.36 | 8.84 | 9.98 | 11.31 | 16.61 | 1,399 |
| WO_{t-1} | 0.0012 | 0.0020 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0001 | 0.0017 | 0.0112 | 1,399 |
| WO_t | 0.0012 | 0.0021 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0001 | 0.0016 | 0.0115 | 1,399 |
| $SECURED_t$ | 0.0300 | 0.0169 | 0.0087 | 0.0178 | 0.0253 | 0.0373 | 0.0945 | 1,399 |
| $TLLA_{t-1}$ | 0.0188 | 0.0102 | 0.0049 | 0.0113 | 0.0164 | 0.0237 | 0.0548 | 1,399 |
| $GLLA_{t-1}$ | 0.0063 | 0.0031 | 0.0014 | 0.0042 | 0.0057 | 0.0078 | 0.0181 | 1,399 |
| $SLLA_{t-1}$ | 0.0125 | 0.0084 | 0.0018 | 0.0063 | 0.0101 | 0.0162 | 0.0427 | 1,399 |
| $NPL1_{t-1}$ | 0.0134 | 0.0107 | 0.0005 | 0.0053 | 0.0105 | 0.0186 | 0.0501 | 1,399 |
| $NPL2_{t-1}$ | 0.0264 | 0.0137 | 0.0052 | 0.0168 | 0.0233 | 0.0322 | 0.0739 | 1,399 |
| $NPL3_{t-1}$ | 0.0147 | 0.0103 | 0.0019 | 0.0074 | 0.0117 | 0.0196 | 0.0523 | 1,399 |
| $\Delta NPL1_t$ | -0.0006 | 0.0061 | -0.0202 | -0.0032 | -0.0005 | 0.0013 | 0.0228 | 1,399 |
| $\Delta NPL2_t$ | -0.0005 | 0.0074 | -0.0266 | -0.0038 | -0.0004 | 0.0025 | 0.0260 | 1,399 |
| $\Delta NPL3_t$ | -0.0009 | 0.0049 | -0.0200 | -0.0026 | -0.0007 | 0.0010 | 0.0150 | 1,399 |
| $DALLA_t$ | 0.4124 | 0.4924 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1,399 |

変数定義

| | | |
|--------------|---|--|
| $TLLP_t$ | = | t 期貸倒引当金純繰入額 ÷ t-1 期末貸出金 |
| $GLLP_t$ | = | t 期一般貸倒引当金純繰入額 ÷ t-1 期末貸出金 |
| $SLLP_t$ | = | t 期個別貸倒引当金純繰入額 ÷ t-1 期末貸出金 |
| $EBTLLP_t$ | = | (t 期税引前当期純利益 + t 期総貸倒引当金純繰入額) ÷ t-1 期末総資産 |
| $EBTGLLP_t$ | = | (t 期税引前当期純利益 + t 期一般貸倒引当金純繰入額) ÷ t-1 期末総資産 |
| $EBTSLLP_t$ | = | (t 期税引前当期純利益 + t 期個別貸倒引当金純繰入額) ÷ t-1 期末総資産 |
| $SIZE_{t-1}$ | = | t-1 期末総資産の自然対数値 |
| LG_t | = | t 期末貸出金 ÷ t-1 期末貸出金 |
| CR_{t-1} | = | t-1 期末単体自己資本比率 |
| WO_t | = | t 期貸出金償却 ÷ t-1 期末貸出金 |
| $SECURED_t$ | = | t 期末担保保証等 ÷ t 期末貸出金 |
| $TLLA_{t-1}$ | = | t-1 期末貸倒引当金 ÷ t-2 期末貸出金 |
| $GLLA_{t-1}$ | = | t-1 期末一般貸倒引当金 ÷ t-2 期末貸出金 |
| $SLLA_{t-1}$ | = | t-1 期末個別貸倒引当金 ÷ t-2 期末貸出金 |
| $NPL1_{t-1}$ | = | t-1 期末要管理債権 ÷ t-2 期末貸出金 |

$NPL2_{t-1}$ = t-1 期末危険債権 ÷ t-2 期末貸出金
 $NPL3_{t-1}$ = t-1 期末破産更生債権等 ÷ t-2 期末貸出金
 $\Delta NPL1_{t-1}$ = (t 期末要管理債権 - t-1 期末要管理債権) ÷ t-1 期末貸出金
 $\Delta NPL2_{t-1}$ = (t 期末危険債権 - t-1 期末危険債権) ÷ t-1 期末貸出金
 $\Delta NPL3_{t-1}$ = (t 期末破産更生債権等 - t-1 期末破産更生債権等) ÷ t-1 期末貸出金
 $ALLA_t$ = t 期異常貸倒引当金 ((4-6) 式を推定した際の回帰残差)
 $DALLA_t$ = $ALLA_t$ が 0 より大きい場合に 1 をとり, 0 以下の場合には 0 をとるダミー変数
 ダミー変数を除き, 各変数について 1 パーセントタイル値未満もしくは 99 パーセントタイル値を
 超える観測値はそれぞれ 1 パーセントタイル値, 99 パーセントタイル値に置換している。

表 4-2 相関マトリックス

| (N=1,399) | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ | ⑥ | ⑦ | ⑧ | ⑨ | ⑩ | ⑪ | ⑫ | ⑬ | ⑭ | ⑮ | ⑯ | ⑰ | ⑱ | ⑲ | ⑳ | ㉑ | ㉒ |
|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| ① $TLLP_t$ | | 0.50 | 0.87 | 0.19 | -0.40 | 0.00 | -0.25 | -0.30 | -0.35 | -0.11 | -0.11 | 0.45 | 0.33 | 0.12 | 0.37 | 0.34 | 0.18 | 0.45 | 0.08 | 0.25 | 0.16 | 0.19 |
| ② $GLLP_t$ | 0.60 | | 0.11 | 0.02 | 0.00 | -0.32 | -0.02 | -0.07 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.10 | -0.14 | -0.30 | -0.04 | -0.03 | -0.07 | 0.04 | 0.34 | 0.14 | 0.15 | 0.07 |
| ③ $SLLP_t$ | 0.94 | 0.30 | | 0.16 | -0.51 | 0.13 | -0.29 | -0.34 | -0.42 | -0.12 | -0.12 | 0.49 | 0.47 | 0.30 | 0.45 | 0.41 | 0.24 | 0.51 | -0.05 | 0.25 | 0.11 | 0.20 |
| ④ $EBTLLP_t$ | -0.06 | -0.12 | -0.03 | | 0.67 | 0.90 | 0.15 | 0.09 | 0.03 | -0.12 | -0.21 | -0.09 | 0.08 | 0.09 | 0.06 | 0.14 | -0.08 | 0.02 | -0.07 | 0.00 | -0.08 | 0.02 |
| ⑤ $EBTGLLP_t$ | -0.65 | -0.26 | -0.67 | 0.74 | | 0.62 | 0.36 | 0.32 | 0.36 | -0.04 | -0.11 | -0.45 | -0.29 | -0.16 | -0.29 | -0.20 | -0.26 | -0.36 | 0.02 | -0.14 | -0.16 | -0.11 |
| ⑥ $EBTSLLP_t$ | -0.26 | -0.44 | -0.13 | 0.94 | 0.76 | | 0.15 | 0.11 | 0.01 | -0.11 | -0.18 | -0.11 | 0.14 | 0.21 | 0.08 | 0.14 | -0.04 | 0.02 | -0.18 | -0.05 | -0.14 | -0.01 |
| ⑦ $SIZE_{t-1}$ | -0.21 | -0.03 | -0.24 | 0.10 | 0.24 | 0.10 | | 0.15 | 0.62 | 0.04 | 0.05 | -0.46 | -0.24 | 0.04 | -0.32 | -0.17 | -0.28 | -0.53 | 0.07 | 0.01 | 0.04 | -0.07 |
| ⑧ LG_t | -0.32 | -0.11 | -0.34 | 0.13 | 0.32 | 0.16 | 0.10 | | 0.30 | -0.09 | -0.13 | -0.42 | -0.36 | -0.23 | -0.34 | -0.23 | -0.28 | -0.39 | -0.05 | 0.01 | 0.08 | 0.08 |
| ⑨ CR_{t-1} | -0.34 | -0.04 | -0.39 | 0.10 | 0.33 | 0.10 | 0.60 | 0.29 | | -0.09 | -0.11 | -0.58 | -0.45 | -0.23 | -0.47 | -0.44 | -0.42 | -0.57 | 0.10 | 0.09 | 0.09 | -0.17 |
| ⑩ WO_{t-1} | -0.07 | -0.02 | -0.08 | -0.13 | -0.05 | -0.11 | 0.08 | -0.12 | -0.16 | | 0.79 | 0.11 | -0.10 | 0.07 | -0.15 | 0.12 | 0.12 | -0.05 | -0.06 | -0.10 | -0.04 | -0.03 |
| ⑪ WO_t | 0.04 | 0.09 | 0.01 | -0.40 | -0.29 | -0.39 | 0.07 | -0.22 | -0.18 | 0.63 | | 0.15 | -0.04 | 0.08 | -0.08 | 0.16 | 0.16 | 0.00 | -0.07 | -0.13 | -0.07 | -0.06 |
| ⑫ $SECURED_t$ | 0.49 | 0.18 | 0.51 | -0.16 | -0.46 | -0.20 | -0.41 | -0.39 | -0.57 | 0.18 | 0.26 | | 0.54 | 0.23 | 0.58 | 0.51 | 0.70 | 0.73 | 0.04 | 0.03 | -0.06 | 0.01 |
| ⑬ $TLLA_{t-1}$ | 0.30 | -0.09 | 0.39 | 0.00 | -0.24 | 0.04 | -0.22 | -0.34 | -0.45 | -0.02 | 0.07 | 0.51 | | 0.67 | 0.95 | 0.46 | 0.61 | 0.71 | -0.07 | -0.18 | -0.20 | 0.30 |
| ⑭ $GLLA_{t-1}$ | 0.13 | -0.29 | 0.27 | 0.03 | -0.14 | 0.12 | 0.08 | -0.24 | -0.23 | 0.17 | 0.15 | 0.24 | 0.66 | | 0.43 | 0.46 | 0.28 | 0.30 | -0.18 | -0.10 | -0.12 | 0.38 |
| ⑮ $SLLA_{t-1}$ | 0.31 | 0.00 | 0.37 | 0.00 | -0.23 | 0.00 | -0.30 | -0.33 | -0.46 | -0.08 | 0.02 | 0.53 | 0.96 | 0.42 | | 0.40 | 0.65 | 0.76 | -0.02 | -0.19 | -0.20 | 0.20 |
| ⑯ $NPL1_{t-1}$ | 0.34 | 0.02 | 0.39 | 0.03 | -0.24 | 0.02 | -0.17 | -0.24 | -0.45 | 0.21 | 0.25 | 0.55 | 0.47 | 0.49 | 0.38 | | 0.32 | 0.43 | -0.36 | -0.09 | -0.08 | 0.08 |
| ⑰ $NPL2_{t-1}$ | 0.21 | -0.03 | 0.26 | -0.10 | -0.24 | -0.08 | -0.28 | -0.27 | -0.46 | 0.17 | 0.23 | 0.68 | 0.61 | 0.34 | 0.62 | 0.38 | | 0.48 | -0.11 | -0.37 | -0.13 | -0.01 |
| ⑱ $NPL3_{t-1}$ | 0.40 | 0.07 | 0.45 | -0.04 | -0.32 | -0.06 | -0.47 | -0.34 | -0.55 | 0.03 | 0.11 | 0.72 | 0.74 | 0.27 | 0.79 | 0.43 | 0.47 | | 0.02 | -0.05 | -0.28 | 0.08 |
| ⑲ $ANPL1_t$ | 0.14 | 0.36 | 0.01 | -0.07 | -0.06 | -0.19 | 0.02 | -0.05 | 0.04 | -0.11 | -0.06 | 0.17 | -0.04 | -0.23 | 0.04 | -0.33 | -0.06 | 0.09 | | 0.14 | 0.01 | 0.00 |
| ⑳ $ANPL2_t$ | 0.31 | 0.18 | 0.32 | 0.01 | -0.21 | -0.06 | -0.02 | -0.01 | 0.07 | -0.12 | -0.13 | 0.08 | -0.18 | -0.14 | -0.16 | -0.08 | -0.38 | -0.01 | 0.13 | | 0.00 | 0.08 |
| ㉑ $ANPL3_t$ | 0.20 | 0.12 | 0.18 | -0.04 | -0.17 | -0.08 | 0.03 | 0.10 | 0.08 | -0.06 | -0.07 | 0.00 | -0.25 | -0.12 | -0.25 | -0.09 | -0.10 | -0.32 | 0.02 | 0.04 | | -0.01 |
| ㉒ $DALLA_t$ | 0.22 | 0.12 | 0.21 | -0.02 | -0.14 | -0.06 | -0.06 | 0.07 | -0.19 | 0.00 | -0.02 | 0.06 | 0.30 | 0.38 | 0.21 | 0.08 | 0.01 | 0.11 | -0.01 | 0.09 | 0.00 | |

左下三角行列は Pearson の相関係数値、右上三角行列は Spearman の相関係数値を示している。

(3) 推定結果

表 4-3 主分析結果

| | (A) | (B) | (C) | (D) | (E) | (F) |
|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| dependent variable | $TLLP_t$ | $TLLP_t$ | $GLLP_t$ | $GLLP_t$ | $SLLP_t$ | $SLLP_t$ |
| $EBTLLP_t$ | $EBTLLP_t$ | $EBTLLP_t$ | $EBTGLLP_t$ | $EBTGLLP_t$ | $EBTSLLP_t$ | $EBTSLLP_t$ |
| LLA_{t-1} | $TLLA_{t-1}$ | $TLLA_{t-1}$ | $GLLA_{t-1}$ | $GLLA_{t-1}$ | $SLLA_{t-1}$ | $SLLA_{t-1}$ |
| <i>Cons</i> | 0.0310*** [0.0054] | 0.0224*** [0.0050] | 0.0031 [0.0023] | 0.0031 [0.0023] | 0.0232*** [0.0045] | 0.0168*** [0.0041] |
| $EBTLLP_t$ | -0.0274 [0.0553] | -0.005 [0.0518] | -0.0801*** [0.0215] | -0.0833*** [0.0217] | -0.1180** [0.0473] | -0.0929** [0.0424] |
| $SIZE_{t-1}$ | 0.0005*** [0.0002] | 0.0005*** [0.0002] | 0.0001** [0.0001] | 0.0001** [0.0001] | 0.0006*** [0.0002] | 0.0005*** [0.0001] |
| LG_t | -0.0338*** [0.0049] | -0.0267*** [0.0044] | -0.0048** [0.0021] | -0.0046** [0.0021] | -0.0248*** [0.0041] | -0.0192*** [0.0036] |
| CR_{t-1} | -0.0003*** [0.0001] | -0.0002*** [0.0001] | 0.0000 [0.0000] | 0.0000 [0.0000] | -0.0004*** [0.0001] | -0.0003*** [0.0001] |
| WO_{t-1} | -0.2905*** [0.0764] | -0.2653*** [0.0800] | -0.01 [0.0394] | -0.0113 [0.0401] | -0.2060*** [0.0625] | -0.2049*** [0.0650] |
| WO_t | -0.0193 [0.1073] | -0.0479 [0.1037] | 0.0146 [0.0416] | 0.0159 [0.0421] | -0.1625** [0.0787] | -0.1832** [0.0792] |
| $SECURED_t$ | -0.1149*** [0.0329] | -0.1257*** [0.0331] | -0.0025 [0.0060] | -0.0017 [0.0060] | -0.0502* [0.0287] | -0.0613** [0.0279] |
| LLA_{t-1} | -0.1124*** [0.0416] | -0.1520*** [0.0399] | -0.2373*** [0.0166] | -0.2355*** [0.0168] | -0.0607 [0.0566] | -0.1021* [0.0526] |
| $NPL1_{t-1}$ | 0.1671*** [0.0317] | 0.1348*** [0.0317] | 0.0618*** [0.0109] | 0.0641*** [0.0109] | | |
| $NPL2_{t-1}$ | 0.1426*** [0.0334] | 0.1390*** [0.0320] | | | 0.0953*** [0.0293] | 0.0924*** [0.0276] |
| $NPL3_{t-1}$ | 0.2638*** [0.0410] | 0.2291*** [0.0378] | | | 0.2074*** [0.0456] | 0.1848*** [0.0407] |
| $\Delta NPL1_t$ | 0.1881*** [0.0426] | 0.2755*** [0.0516] | 0.1256*** [0.0147] | 0.0967*** [0.0215] | | |
| $\Delta NPL2_t$ | 0.3103*** [0.0264] | 0.4333*** [0.0437] | | | 0.2471*** [0.0222] | 0.3868*** [0.0331] |
| $\Delta NPL3_t$ | 0.3734*** [0.0439] | 0.7423*** [0.0729] | | | 0.3067*** [0.0347] | 0.5825*** [0.0551] |
| $NEG1_x \Delta NPL1_t$ | | -0.1838*** [0.0692] | | 0.0358 [0.0303] | | |
| $NEG2_x \Delta NPL2_t$ | | -0.3058*** [0.0728] | | | | -0.3102*** [0.0529] |
| $NEG3_x \Delta NPL3_t$ | | -0.7013*** [0.0906] | | | | -0.5329*** [0.0676] |
| $NEG1_t$ | | -0.0002 [0.0002] | | -0.0003*** [0.0001] | | |

| | | | | | | |
|---|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| $NEG2_t$ | | -0.0003 | | | | -0.0001 |
| | | [0.0002] | | | | [0.0002] |
| $NEG3_t$ | | -0.0003 | | | | -0.0003 |
| | | [0.0003] | | | | [0.0003] |
| <i>year fixed effect</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> | <i>yes</i> |
| Adj R ² | 0.4920 | 0.5607 | 0.3338 | 0.3374 | 0.5282 | 0.5952 |
| N | 1,399 | 1,399 | 1,399 | 1,399 | 1,399 | 1,399 |
| <i>Linear combination test</i> | | | | | | |
| $\Delta NPL1_t + NEG1_t \times \Delta NPL1_t$ | | 0.0918 | | 0.1325*** | | |
| | | [0.0623] | | [0.0235] | | |
| $\Delta NPL2_t + NEG2_t \times \Delta NPL2_t$ | | 0.1276*** | | | | 0.0767** |
| | | [0.0455] | | | | [0.0353] |
| $\Delta NPL3_t + NEG3_t \times \Delta NPL3_t$ | | 0.0411 | | | | 0.0496 |
| | | [0.0543] | | | | [0.0430] |

年次ダミーについては省略している。

角括弧内は銀行クラスターについて修正が施された，系列相関および不均一分散に頑健な標準誤差を示している。***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示している。

表 4-3 は従属変数に貸倒引当金純繰入額 ($TLLP_t$) と一般貸倒引当金純繰入額 ($GLLP_t$)，個別貸倒引当金純繰入額 ($SLLP_t$) を用いて，(4-1) 式および (4-2) 式を推定した結果を示している。本章で注目する期待信用損失変動の代理変数である不良債権変動についてみると，いずれのリスク・クラスの不良債権変動 ($\Delta NPL1_t$, $\Delta NPL2_t$, $\Delta NPL3_t$) についても有意な正の値をとっていることが確認できる。また (4-2) 式の推定結果 (B 列, D 列, F 列) から，不良債権の減少を示すダミー変数と不良債権変動の交差項はほぼ全てについて有意な値を示している。不良債権の増加局面に注目すると，(4-1) 式の不良債権変動の各係数と比較して，(4-2) 式の不良債権変動の各係数は概ね大きい値をとっている (A 列と B 列について比較すると，それぞれ 0.1881 vs 0.2755, 0.3103 vs 0.4333, 0.3734 vs 0.7423)。

ところで，一般貸倒引当金純繰入額に注目した場合，(4-1) 式と比較して (4-2) 式の $\Delta NPL1_t$ の係数が小さくなっている。これは $NEG1_t \times \Delta NPL1_t$ の係数が正の値をとっているためである。この点は高須 [2014] で示された結果と異なっており，この点について追加検証を行った結果，サンプルの違いによるものであることが確認された⁶⁸。ただし，この推定結果の差異は本章の結論を左右するものではないため，本章ではこの相違についてこれ以上の議論は行わない。また，(4-1) 式と (4-2) 式の修正済決定係数に目を向けると，一貫して (4-2) 式の修正済決定係数が高くなっている。以上の結果は，貸倒引当金純繰入額の決定要因を検討する上で不良債権の増加局面と減少局面で，不良債権変動と貸倒引当金純繰入額の関係性が変化することを許容するモデル構築を行うことが重要であることが確認できる。

⁶⁸ 本章で用いたサンプルと高須 [2014] のサンプルに共通する観測値のみを用いて再度分析を行ったところ，高須 [2014] と整合的な結果が得られた。

(4) 追加検証

不良債権が減少する要因としては、貸出先の信用状態の改善に伴う減少と実際に債権が貸し倒れたことによる減少が考えられる。貸出先の信用状態の改善に伴う減少は貸倒引当金の戻し入れをもたらす一方で、貸し倒れの発生による不良債権の減少は貸倒引当金純繰入額に影響を与えない。表 4-4 はこの不良債権変動の原因と貸倒引当金の関係性について例示している。

表 4-4 不良債権変動と貸倒引当金純繰入額

| t 期末 | | | |
|---|------|-------------------------------------|-----|
| X 銀行の貸出金ポートフォリオ | | | |
| 貸出金 | 1000 | (A 社 150, B 社 50, C 社 100, その他 700) | |
| うち不良債権 | 200 | (A 社 150, B 社 50) | |
| 貸倒引当金 | 100 | (A 社 75, B 社 25) | |
| t+1 期中 | | | |
| A 社が倒産したことにより、A 社への貸出金 150 が当期中に貸し倒れとなった | | | |
| X 銀行の仕訳 | | | |
| (貸倒引当金) | 75 | (貸出金) | 150 |
| (貸出金償却) | 75 | | |
| t+1 期末 | | | |
| C 社の財務的困窮により、C 社への債権が不良債権化、債権の 50%を回収不能と予想し、貸倒引当金を繰り入れる | | | |
| X 銀行の仕訳 | | | |
| (貸倒引当金純繰入) | 50 | (貸倒引当金) | 50 |
| X 銀行の貸出金ポートフォリオ | | | |
| 貸出金 | 850 | (B 社 50, C 社 100, その他 700) | |
| うち不良債権 | 150 | (B 社 50, C 社 100) | |
| 貸倒引当金 | 75 | (B 社 25, C 社 50) | |
| 当期貸倒引当金純繰入額 (LLP_t) | 50 | | |
| 当期不良債権変動 (ΔNPL_t) | -50 | (うち貸し倒れによる減少-150, 不良債権化による増加 100) | |

このため、貸し倒れに伴う不良債権の減少によって、本節の結果が得られた可能性がある。この問題を緩和するため、当期不良債権変動額を算定する際に、推定される貸し倒れによる不良債権減少額（同時期の貸出金償却と貸倒引当金の目的取り崩し額の和⁶⁹で代理している）を足し戻すことで、不良債権変動額に占める貸し倒れによる減少額を取り除いた「調整済」不良債権変動 ($\Delta AdjNPL_t$)⁷⁰ とその減少を示すダミー変数 ($NEGadj_t$) を定義し、

⁶⁹ 本来、貸し倒れによる不良債権変動額にはこの 2 つの要素に加えて、担保資産の処分額を加える必要がある。しかしながら、担保資産処分額のデータは入手可能でないため、この貸出金償却と貸倒引当金の目的取崩額を対象としている。

⁷⁰ 貸し倒れは主に個別貸倒引当金の対象となる債権区分において生じると予想されるため、ここでは個別貸倒引当金に絞って分析を行っている。また、貸し倒れ部分が危険債権と破産更生債権等のどちらで生じているかを特定することは困難であるため、ここでは危険債権と破産更生債権等を合計して期初貸出金で

再度 (4-2) 式を推定している (表 4-5)。その結果、主分析で示された推定結果と同様の傾向が観察された。このことは、本章で示された結果が実際の貸し倒れに伴う不良債権の減少のみによって引き起こされているわけではないことを示唆している。

表 4-5 調整済不良債権変動と貸倒引当金純繰入額

| dependent variable | (A) | | | (B) | | |
|--|----------|----------|-----|----------|----------|-----|
| | $SLLP_t$ | | | $SLLP_t$ | | |
| <i>Cons</i> | 0.0227 | [0.0046] | *** | 0.0206 | [0.0041] | *** |
| <i>EBTSLLP_t</i> | -0.0759 | [0.0486] | | -0.0595 | [0.0471] | |
| <i>SIZE_{t-1}</i> | 0.0003 | [0.0001] | ** | 0.0002 | [0.0001] | |
| <i>LG_t</i> | -0.0208 | [0.0036] | *** | -0.0178 | [0.0032] | *** |
| <i>CR_{t-1}</i> | -0.0003 | [0.0001] | *** | -0.0003 | [0.0001] | *** |
| <i>WO_{t-1}</i> | -0.0616 | [0.0637] | | -0.0572 | [0.0633] | |
| <i>WO_t</i> | -0.6105 | [0.0729] | *** | -0.6167 | [0.0700] | *** |
| <i>SECURED_t</i> | -0.1231 | [0.0313] | *** | -0.1225 | [0.0297] | *** |
| <i>SLLA_{t-1}</i> | -0.1596 | [0.0567] | *** | -0.1525 | [0.0512] | *** |
| <i>AdjNPL_{t-1}</i> | 0.1750 | [0.0350] | *** | 0.1601 | [0.0325] | *** |
| <i>ΔAdjNPL_t</i> | 0.3690 | [0.0270] | *** | 0.4375 | [0.0277] | *** |
| <i>NEGAdj_tΔAdjNPL_t</i> | | | | -0.3771 | [0.0590] | *** |
| <i>NEGAdj_t</i> | | | | -0.0003 | [0.0003] | |
| <i>year fixed effect</i> | yes | | | yes | | |
| Adj R ² | 0.6262 | | | 0.6564 | | |
| N | 1,218 | | | 1,218 | | |
| <i>Linear combination test</i> | | | | | | |
| <i>ΔAdjNPL_t+NEGAdj_tΔAdjNPL_t</i> | | | | 0.0604 | [0.0569] | |

年次ダミーについては省略している。

角括弧内は銀行クラスターについて修正が施された、系列相関および不均一分散に頑健な標準誤差を示している。***, **はそれぞれ 1%, 5%水準で統計的に有意であることを示している。

第3節 本研究で注目する会計変数と貸倒引当金純繰入額の関係性

(1) 貸倒引当金の保守性の代理変数

一般に貸倒引当金の計上要因を分析する際には前節の (4-1) 式および (4-2) 式のような貸倒引当金純繰入額を従属変数とする決定要因モデルが採用される傾向にある。他方、期待信用損失に対する貸倒引当金の引当程度を捉え、その経済的影響について分析をする際には大きく分けて 2 つの方法が存在する。1 つは損益計算書上の貸倒引当金純繰入額に注目するフロー型の代理変数 (Beatty and Liao, 2011 ; Bushman and Williams, 2012, 2013) であり、もう 1 つは貸借対照表上の貸倒引当金に注目するストック型の代理変数 (Beatty and Liao, 2011 ; Kanagaretnam et al., 2014a, b) である。

除した値を調整済不良債権 ($AdjNPL23_t$) と定義している。

フロー型の主流な代理変数は Beatty and Liao [2011] が採用した手法である。彼女らは (4-3) 式および (4-4) 式を銀行ごとに推定し、(4-3) 式の修正済決定係数から (4-4) 式の修正済決定係数を控除することによって得られる差を期待信用損失に対する貸倒引当金の引当程度の違いとして定義している。

$$LLP_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta NPL_{t-2} + \beta_2 \Delta NPL_{t-1} + \beta_3 \Delta NPL_t + \beta_4 \Delta NPL_{t+1} + \beta_5 CR_t + \beta_6 EBTLLP_t + \varepsilon_t \quad (4-3)$$

$$LLP_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta NPL_{t-2} + \beta_2 \Delta NPL_{t-1} + \beta_3 CR_t + \beta_4 EBTLLP_t + \varepsilon_t \quad (4-4)$$

この変数の長所は、期待信用損失を当期の貸倒引当金純繰入額にどの程度反映しているかを直接的に捉えることができる点にある。つまり、不良債権変動が期待信用損失を反映しているのであれば、当期及び将来の不良債権変動によって貸倒引当金純繰入額の決定要因推定モデルの説明力が改善することは期待信用損失を貸倒引当金純繰入額により反映していることを意味する。

一方で、少なくとも 2 つの短所が挙げられる。1 つは期待信用損失をどのように貸倒引当金に織り込んでいるのかは識別していない点である。つまり、(4-3) 式と (4-4) 式の修正済決定係数の差は ΔNPL_t と ΔNPL_{t+1} それぞれの項がどの程度追加的な説明力を有するか、すなわち、 β_3 と β_4 が有意となるかとほぼ同義であり、その係数の符号条件は修正済決定係数の差に影響を与えない。そのため、期待信用損失の増加に対して貸倒引当金を積み増す行動と取り崩す行動のどちらの場合でも修正済決定係数の差が大きくなる可能性も考えられる⁷¹。もう 1 つは各銀行についての時系列推定が必要となるため、各推定のサンプルサイズが小規模になり、推定の安定性に欠ける可能性がある。具体的には、Beatty and Liao [2011] では四半期決算データを利用し、12 観測値 (=4 四半期×3 年) が得られる銀行・年について代理変数を作成している。一方で邦銀を対象にこの変数を作成する場合には四半期決算データを利用できず、半期決算データを用いることになるため、12 観測値を得るには 6 年間の時系列データが必要となる⁷²。その場合、6 年間に渡って継続的に同様の会計方針がとられていない限り、適切な推定が困難になると考えられる。また本章で使用している金融再生法に伴う開示不良債権は、都市銀行が 1999 年 3 月期、第一地方銀行及び第二地方銀行が 1999 年 9 月期から開示しているため、分析ウインドウが制限されることになる。

⁷¹ 実際、本章のデータを用いて (4-3) 式を推定したところ、将来不良債権変動 (ΔNPL_{t+1}) の係数は有意な負であることが確認された。このような場合、(4-3) 式と (4-4) 式の修正済決定係数の差を用いて期待信用損失への引当程度を捉えた場合、差が大きいほど将来の期待信用損失増加に対して、現在の引当水準を減らすことを意味し、本論文で注目する期待信用損失の貸倒引当金への反映程度を捉えることができない。また、このように将来不良債権変動の係数が負になることは珍しいケースではなく、Bushman and Williams [2012] は (4-3) 式に類似した回帰式を用いて、国ごとに銀行の貸倒引当金純繰入額を回帰したところ、将来不良債権変動の係数が正の国と負の国が散在していることを報告している。

⁷² 公表される四半期決算データには貸倒引当金純繰入額が含まれていない。

ストック型の代理変数は Beck and Narayanamoorthy [2013] をベースとして、Kanagaretnam et al. [2014a, b] が採用した手法である。彼らは (4-5) 式をプーリング推定して得られる残差をその銀行・年観測値の会計保守主義の代理変数として定義している。

$$lla_t = \beta_0 + \beta_1 WO_t + \beta_2 NAL_t + \beta_3 HOM_t + \beta_4 COM_t + \beta_5 SIZE_t + \beta_6 TIER1_t + \beta_7 LG_t + \Sigma Year + \varepsilon_t \quad (4-5)$$

lla_t : 対貸出金貸倒引当金比率⁷³, NAL_t : 対貸出金不良債権比率, HOM_t : 対貸出金個人向け貸出比率, COM_t : 対貸出金商業向け貸出比率, $TIER1_t$: Tier1 比率

この変数の長所はプーリング回帰を採用しているため、サンプルサイズが相対的に大きくなり、推定の安定性が高まる点が挙げられる。また複数期間のデータを使用しているため、長期的な観点から見て、当該銀行・年が貸倒引当金を予想される水準よりも保守的に計上しているか否かを判断することが可能である⁷⁴。ただし、この変数にも短所がある。Kanagaretnam et al. [2014a, b] は残差を異常貸倒引当金と定義し、残差が大きいほど保守主義の程度が高いと見なしているため、その大きさが期待信用損失に対する引当程度の違いによってもたらされているか否かは識別できていない。

これらフロー型とストック型の代理変数について、期待信用損失に対する貸倒引当金の引当程度を捉える上で、先行研究では両変数は同じ要素を捉える変数として採用されてきた (Beatty and Liao, 2011 ; Kanagaretnam et al., 2014b)。しかしながら、先述したように邦銀を対象とした分析にフロー型の代理変数を採用した場合、データ制約の問題から分析ウィンドウが制限されてしまうことになる。そのため、本論文では Kanagaretnam et al. [2014a, b] が採用しているストック型の変数を貸倒引当金の保守性の代理変数として採用する。

(2) 異常貸倒引当金と期待信用損失の関係性

ストック型の変数を採用する上での懸念は上述の異常貸倒引当金と期待信用損失に対する

⁷³ 本変数ではデフレーターが t 期首ではなく t 期末貸出金を用いているため、 LLA_t と識別するために小文字で表記している。

⁷⁴ Beaver and Engel [1996] もまた異常貸倒引当金を推計する際にプーリング回帰を採用している。その理由として、彼らは年度ごとのクロスセクション回帰や銀行ごとの時系列回帰を行った場合には、推計されるサンプルごとに残差和がゼロとなる仮定を置く必要があることを指摘している。異常貸倒引当金は個々の銀行の特性や規制、監督当局のモニタリングなどの影響を受けていると考えられるため、ある期間における当該銀行の貸倒引当金の保守性が平均でゼロとなる（つまり、個々の銀行について異常貸倒引当金が必ず持続しない）ことや、ある年度のクロスセクションでの貸倒引当金の保守性が平均でゼロとなる（ある年度には必ず異常貸倒引当金が高い観測値と低い観測値が含まれる）ことは制約条件として厳しいと考えられる。他方、プーリング回帰では年度間での説明変数の影響度が均質であるという前提を置くことになる。しかしながら、後述の (4-6) 式に関して、貸倒引当金水準の主たる決定要因である不良債権比率 ($NAL1_t$, $NAL2_t$, $NAL3_t$) と担保・保証等比率 ($SECURED_t$) に注目した場合 ((4-6) 式をプーリング推定した場合の修正済決定係数が約 80% であり、不良債権比率と担保・保証等比率のみを説明変数にした場合でも約 77% が説明される)、年度ごとのクロスセクション推定から得られた各係数はどの年度についても同符号かつ 1% 水準で有意であり、年度間で係数は安定していることが確認された。このことはプーリング回帰の短所の影響が小さいことを示唆している。

る引当との関係性に関する問題である。そこで、前節の貸倒引当金純繰入額の決定要因推定モデルを用いて、「現行の会計基準の下で保守的に貸倒引当金を計上している銀行ほど、期待信用損失が貸倒引当金に反映されている」という本論文の前提の妥当性について検討する。

具体的には以下の(4-6)式を推定することで得られた残差を異常貸倒引当金($ALLA_t$)と定義し、貸倒引当金の保守性を捉える変数として本論文で一貫して用いる。

$$\begin{aligned}
 tlla_t = & \beta_0 + \beta_1 WO_t + \beta_2 PL_t + \beta_3 NAL1_t + \beta_4 NAL2_t + \beta_5 NAL3_t \\
 & + \beta_6 HOM_t + \beta_7 COM_t + \beta_8 SIZE_t + \beta_9 CR_t + \beta_{10} SECURED_t \\
 & + \Sigma Year + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{4-6}$$

$tlla_t$: t 期末総貸倒引当金÷t 期末貸出金⁷⁵

PL_t : t 期末正常債権÷t 期末貸出金

$NAL1_t$: t 期末要管理債権÷t 期末貸出金

$NAL2_t$: t 期末危険債権÷t 期末貸出金

$NAL3_t$: t 期末破産更生債権およびこれらに準ずる債権÷t 期末貸出金

HOM_t : t 期末個人向け貸出金÷t 期末貸出金

COM_t : t 期末ビジネス向け貸出金 (t 期末貸出金 - t 期末個人向け貸出金 - t 期末地方公共団体向け貸出金) ÷t 期末貸出金

(4-6)式は(4-5)式をベースに変数を追加した貸倒引当金推定モデルである。具体的には不良債権の分類に基づき、それぞれのリスク・クラスの債権について変数を作成している。また、貸倒引当金は不良債権のなかでも担保等によって保全されていない部分に対して引き当てられるため、貸出金に占める担保保証等の比率($SECURED_t$)を変数に追加している。また自己資本比率の変数には Tier1 比率ではなく規制自己資本比率(CR_t)を用いている。これは地方銀行について、日経 Financial QUEST2.0 を用いて 2014 年 3 月期の Tier1 比率を算定できないためであり、規制自己資本比率を用いている⁷⁶。

このようにして得られた異常貸倒引当金を用いて、期待信用損失の変動と異常貸倒引当金の関係性について分析する。具体的には以下の(4-7)式を推定する。

⁷⁵ (4-6)式の推定にあたって、各変数のデフレーターに同期末の貸出金を用いられているため

(Kanagaretnam et al. 2014b), $TLLA_t$ と識別するために小文字表記している。なお、t-1 期末貸出金で各変数をデフレートした場合でも各章の主分析結果と整合的な結果が得られた。

⁷⁶ ただし、自己資本比率規制に関しては、自己資本比率規制の国際基準に準拠している銀行と国内基準に準拠している銀行の間で自己資本比率に含まれる項目及び数値規準が異なっている。そのため頑健性分析として、異常貸倒引当金の算定にあたって CR_t の代わりに比較的国内基準と国際基準の間で差異の少ない $TIER1_t$ を採用し、本論文(第5章～第8章)の主分析を再度行ったところ同様の結果が得られた。また各分析では国内基準行のみのサブサンプルを組成し、各章の主分析を再度行ったが各章の主分析結果と整合的な結果が得られた。

$$\begin{aligned}
LLP_t = & \beta_0 + \beta_1 EBTLLP_t + \beta_2 SIZE_{t-1} + \beta_3 LG_t + \beta_4 CR_{t-1} + \beta_5 WO_{t-1} + \beta_6 WO_t + \beta_7 SECURED \\
& + \beta_8 LLA_{t-1} + \beta_9 NPL1_{t-1} + \beta_{10} AdjNPL_{t-1} + \beta_{11} \Delta NPL1_t + \beta_{12} \Delta AdjNPL_t \\
& + \beta_{13} NEG1_t x \Delta NPL1_t + \beta_{14} NEGadj_t x \Delta AdjNPL_t + \beta_{15} NEG1_t + \beta_{16} NEGadj_t \\
& + \beta_{17} DALLA_t + \beta_{18} DALLA_t x \Delta NPL1_t + \beta_{19} DALLA_t x \Delta AdjNPL_t \\
& + \beta_{20} DALLA_t x NEG1_t x \Delta NPL1_t + \beta_{21} DALLA_t x NEGadj_t x \Delta AdjNPL_t \\
& + \beta_{22} DALLA_t x NEG1_t + \beta_{23} DALLA_t x NEGadj_t \\
& + \Sigma Year + \varepsilon_t
\end{aligned}
\tag{4-7}$$

$$LLP_t \in \{TLLP_t; GLLP_t; SLLP_t\}$$

$$EBTLLP_t \in \{EBTLLP_t; EBTGLLP_t; EBTSLLP_t\}$$

$$LLA_t \in \{TLLA_t; GLLA_t; SLLA_t\}$$

$DALLA_t$: $ALLA_t$ が 0 を超える場合に 1 をとり、0 以下の場合には 0 をとるダミー変数

$ALLA_t$ が 0 を超える観測値 ($DALLA_t$ が 1 をとる観測値) は、(4-6) 式の推定に用いられたサンプルのなかでの平均的な貸倒引当金水準よりも当該観測値の貸倒引当金が高いことを意味する。 $DALLA_t$ と期待信用損失変動の代理変数である不良債権変動との交差項 ($DALLA_t x \Delta NPL1_t$ 及び $DALLA_t x \Delta AdjNPL_t$) の係数に注目することで、 $DALLA_t$ が 1 をとる観測値群と $DALLA_t$ が 0 をとる観測値群の間で期待信用損失の増加に対する貸倒引当金の引当程度が異なるか否かを検証することができる。このとき、 $DALLA_t$ が 1 をとる観測値群のほうが期待信用損失の増加に対して相対的に多く貸倒引当金を引き当てているのであれば、係数 (β_{18} 及び β_{19}) は有意な正の値を示すと考えられる。またそのような結果が得られれば、 t 期末に異常貸倒引当金が大きいくほど、 t 期中に期待信用損失の増加に対して積極的に貸倒引当金を積み増していることを意味し、先述の異常貸倒引当金と期待信用損失変動に対する引当程度に関する懸念が緩和される。

なお、前節と同様に貸倒引当金純繰入額に加え、一般貸倒引当金純繰入額および個別貸倒引当金純繰入額を従属変数に用いた推定も行う。ここで、推定に用いるサンプルは前節の貸倒引当金純繰入額の決定要因分析に用いたサンプルと同一である。

表 4-6 主分析結果：異常貸倒引当金と期待信用損失変動，貸倒引当金純繰入額の関係性

| dependent variable | $TLLP_t$ | $GLLP_t$ | $SLLP_t$ |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| $EBTLLP_t$ | $EBTLLP_t$ | $EBTGLLP_t$ | $EBTSLLP_t$ |
| LLA_{t-1} | $TLLA_{t-1}$ | $GLLA_{t-1}$ | $SLLA_{t-1}$ |
| $\Delta NPL1_t$ | 0.2104*** [0.0584] | 0.0544*** [0.0165] | |
| $\Delta AdjNPL_t$ | 0.5047*** [0.0319] | | 0.3891*** [0.0294] |
| $NEG1_t x \Delta NPL1_t$ | -0.0295 [0.0763] | 0.0985*** [0.0246] | |

| | | | |
|---|------------|------------|------------|
| $NEGadj_t \times \Delta AdjNPL_t$ | -0.2457*** | | -0.2592*** |
| | [0.0628] | | [0.0558] |
| $DALLA_t$ | 0.0015*** | 0.0010*** | 0.0005* |
| | [0.0004] | [0.0002] | [0.0002] |
| $DALLA_t \times \Delta NPL_t$ | 0.1814** | 0.1026*** | |
| | [0.0840] | [0.0305] | |
| $DALLA_t \times \Delta AdjNPL_t$ | 0.1210*** | | 0.1033*** |
| | [0.0414] | | [0.0325] |
| $DALLA_t \times NEG1_t \times \Delta NPL_t$ | -0.0363 | -0.1556*** | |
| | [0.1268] | [0.0416] | |
| $DALLA_t \times NEGadj_t \times \Delta AdjNPL_t$ | -0.3499** | | -0.2359* |
| | [0.1702] | | [0.1382] |
| <i>other controls</i> | yes | yes | yes |
| <i>year fixed effect</i> | yes | yes | yes |
| Adj R ² | 0.7015 | 0.425 | 0.6788 |
| N | 1,218 | 1,399 | 1,218 |
| <i>Linear combination test</i> | | | |
| $\Delta NPL_t + DALLA_t \times \Delta NPL_t$ | 0.3918*** | 0.1571*** | |
| | [0.0679] | [0.0309] | |
| $\Delta AdjNPL_t + DALLA_t \times \Delta AdjNPL_t$ | 0.6257*** | | 0.4923*** |
| | [0.0463] | | [0.0350] |
| $\Delta NPL_t + NEG1_t \times \Delta NPL_t$ | 0.1810*** | 0.1529*** | |
| | [0.0554] | [0.0195] | |
| $\Delta AdjNPL_t + NEGadj_t \times \Delta AdjNPL_t$ | 0.2590*** | | 0.1299** |
| | [0.0578] | | [0.0502] |
| $\Delta NPL_t + NEG1_t \times \Delta NPL_t + DALLA_t \times \Delta NPL_t + DALLA_t \times NEG1_t \times \Delta NPL_t$ | 0.3260*** | 0.0999*** | |
| | [0.0774] | [0.0311] | |
| $\Delta AdjNPL_t + NEGadj_t \times \Delta AdjNPL_t + DALLA_t \times \Delta AdjNPL_t + DALLA_t \times NEGadj_t \times \Delta AdjNPL_t$ | 0.0300 | | -0.0028 |
| | [0.1448] | | [0.1206] |

一部のコントロール変数及び年次ダミーについては省略している。

角括弧内は銀行クラスターについて修正が施された、系列相関および不均一分散に頑健な標準誤差を示している。

***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示している。

表 4-6 は (4-7) 式の推定結果を示している。表 4-6 から、不良債権変動と異常貸倒引当金ダミーとの交差項 ($DALLA_t \times \Delta NPL_t$ 及び $DALLA_t \times \Delta AdjNPL_t$) は従属変数に貸倒引当金純繰入額及び一般貸倒引当金純繰入額、個別貸倒引当金純繰入額のいずれを用いた場合でも有意な正の値を示していることがわかる。このことは、異常貸倒引当金が大きい観測値について、期待信用損失の増加に対する貸倒引当金の引当幅が大きいことを意味しており、期待信用損失に対する貸倒引当金の引当水準を捉える上で異常貸倒引当金 ($ALLA_t$) を用いることの妥当性を担保しているといえる。

また、不良債権変動と不良債権減少ダミー、異常貸倒引当金ダミーの交差項 ($DALLA_t \times NEG1_t \times \Delta NPL_t$ 及び $DALLA_t \times NEGadj_t \times \Delta AdjNPL_t$) の係数は負であり、これは期

期待信用損失の減少局面での貸倒引当金の戻入が限定的であることを意味している。期待信用損失の増加と減少をそれぞれバッド・ニュース、グッド・ニュースと見なすのであれば、このことは貸倒引当金の保守性が高い銀行ほど、貸倒引当金が条件付保守主義⁷⁷の特性を有していることを示唆している。元々、貸倒引当金は条件付保守主義的性質を有していると考えられる。なぜならば、貸出金の簿価に対して、その価値が毀損している可能性が高い場合には引当金が計上される一方で、価値の増加に関しては当初認識時の簿価以上には認識されないためである。期待信用損失モデルの下では、より幅の広いニュース（情報）を貸倒引当金の測定に用い、バッド・ニュースはより積極的に貸倒引当金に織り込まれる反面、グッド・ニュースに関しては当初認識時の簿価以上には貸倒引当金に反映されないため、貸倒引当金の条件付保守主義的側面は強まることが予想される⁷⁸。そのため、本論文で用いる貸倒引当金の保守性の代理変数が条件付保守主義的側面を有していることは期待信用損失モデルへの移行の示唆を得る上では望ましい特性であると考えられる。

また表 4-7 は推定の欠落変数問題に対応すべく、銀行固定効果モデルによって (4-7) 式を再度推定した結果を示している。表 4-7 に示された結果から、銀行固定効果を考慮した上でも、異常貸倒引当金と不良債権変動の交差項が統計的に有意な正の値を示していることが確認できる。

表 4-7 銀行固定効果と異常貸倒引当金，期待損失変動，貸倒引当金純繰入額の関係性

| dependent variable | $TLLP_t$ | $GLLP_t$ | $SLLP_t$ |
|----------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| $EBTLLP_t$ | $EBTLLP_t$ | $EBTGLLP_t$ | $EBTSLLP_t$ |
| LLA_{t-1} | $TLLA_{t-1}$ | $GLLA_{t-1}$ | $SLLA_{t-1}$ |
| ΔNPL_t | 0.2037*** [0.0545] | 0.0673*** [0.0214] | |
| $\Delta AdjNPL_t$ | 0.4993*** [0.0328] | | 0.3901*** [0.0270] |
| $NEG1_x \Delta NPL_t$ | -0.0509 [0.0705] | 0.0719*** [0.0239] | |
| $NEGAdj_x \Delta AdjNPL_t$ | -0.1631*** [0.0609] | | -0.1880*** [0.0580] |
| $DALLA_t$ | 0.0015*** [0.0004] | 0.0011*** [0.0002] | 0.0003 [0.0002] |
| $DALLA_x \Delta NPL_t$ | 0.1335 [0.0805] | 0.1019*** [0.0326] | |

⁷⁷ 会計上の保守主義には2つのタイプの存在が先行研究では指摘されており、1つは無条件保守主義 (unconditional-conservatism) であり、もう1つは条件付保守主義 (conditional-conservatism) である。Beaver and Ryan [2005, p.269] は無条件保守主義を事前のもしくは経済的ニュースに依存しない (*ex ante* or news independent) 保守主義、条件付保守主義を事後のもしくは経済的ニュースに依存した (*ex post* or news dependent) 保守主義として指摘している。例えば、有形固定資産に関して経済的減価以上の速度で減価償却を行うことは無条件保守主義、グッド・ニュースに基づく評価益を認めず、バッド・ニュースに対しては減損を要求することは条件付保守主義と言える (中野他, 2014)。

⁷⁸ 実際、Beatty and Liao [2011] は期待信用損失に対する貸倒引当金の引当程度と Khan and Watts [2009] の条件付保守主義の尺度が不良債権変動に対して共通の特性を有していることを指摘している。

| | | | |
|---|-----------|------------|-----------|
| $DALLA_{i,t} \Delta AdjNPL_t$ | 0.1424*** | | 0.1088*** |
| | [0.0400] | | [0.0304] |
| $DALLA_{i,t} NEG_{i,t} \Delta NPL_t$ | 0.0189 | -0.1321*** | |
| | [0.1237] | [0.0459] | |
| $DALLA_{i,t} NEG_{i,t} \Delta AdjNPL_t$ | -0.3775** | | -0.2066 |
| | [0.1603] | | [0.1364] |
| <i>other controls</i> | yes | yes | yes |
| <i>bank fixed effect</i> | yes | yes | yes |
| <i>year fixed effect</i> | yes | yes | yes |
| Within R ² | 0.7102 | 0.4959 | 0.6877 |
| N | 1218 | 1,399 | 1218 |
| <i>Linear combination test</i> | | | |
| $\Delta NPL_t + DALLA_{i,t} \Delta NPL_t$ | 0.3372*** | 0.1692*** | |
| | [0.0620] | [0.0350] | |
| $\Delta AdjNPL_t + DALLA_{i,t} \Delta AdjNPL_t$ | 0.6417*** | | 0.4989*** |
| | [0.0477] | | [0.0342] |
| $\Delta NPL_t + NEG_{i,t} \Delta NPL_t$ | 0.1528*** | 0.1392*** | |
| | [0.0547] | [0.0203] | |
| $\Delta AdjNPL_t + NEG_{i,t} \Delta AdjNPL_t$ | 0.3362*** | | 0.2021*** |
| | [0.0648] | | [0.0558] |
| $\Delta NPL_t + NEG_{i,t} \Delta NPL_t + DALLA_{i,t} \Delta NPL_t + DALLA_{i,t} NEG_{i,t} \Delta NPL_t$ | 0.3052*** | 0.1090*** | |
| | [0.0842] | [0.0303] | |
| $\Delta AdjNPL_t + NEG_{i,t} \Delta AdjNPL_t + DALLA_{i,t} \Delta AdjNPL_t + DALLA_{i,t} NEG_{i,t} \Delta AdjNPL_t$ | 0.1012 | | 0.1044 |
| | [0.1315] | | [0.1050] |

一部のコントロール変数および年次ダミーについては省略している。

角括弧内は銀行クラスターについて修正が施された、系列相関および不均一分散に頑健な標準誤差を示している。

***, **はそれぞれ 1%, 5%水準で統計的に有意であることを示している。

第4節 本章のまとめ

本章では貸倒引当金の実態について、マクロレベル（第1節）から貸倒引当金の時系列推移および他の重要な経済変数との関係性について、ミクロレベル（第2節）から貸倒引当金の計上要因について分析を行った。その後、第3節では本論文で採用する貸倒引当金の保守性の代理変数について先行研究を踏まえて検討し、その代理変数の妥当性について検討を行った。

第1節では（1）貸倒引当金の計上が銀行の会計利益に対して及ぼす影響、（2）貸倒引当金水準と貸出水準、景気動向の関係性について見てきた。その分析から、貸倒引当金を控除する前の会計利益は比較的安定しており、税引前当期純利益の変動の大部分を貸倒引当金純繰入額が説明していることが判明し、銀行業の会計利益に対して貸倒引当金が及ぼす影響が甚大であることが確認された。また、貸倒引当金水準と銀行の貸出水準との間にも有意な関係性が存在することが確認された。これらの発見事実を踏まえると、貸倒引当金

の繰入水準が高い時期ほど、当期の業績が圧迫されるため、銀行のリスク許容度が低下し、貸出意欲が低下するという可能性が推察される。この予想は銀行監督当局が懸念する貸倒引当金の銀行融資を通じた景気循環増幅効果と整合的である。つまり、比較的経済が安定している時期には貸倒引当金の計上水準が低下し、業績の余裕度が高まるために銀行が過度なリスクテイクを行う可能性がある一方で、景気が後退している状況下では金融資産の減損（貸倒引当金計上）によってレバレッジが高まるゆえに、レバレッジの調整のために貸出水準を低下させる可能性がある（FSF, 2009a；草野, 2010）。

第 2 節では個別行レベルでの貸倒引当金計上行動に注目し、その決定要因について裁量的要因、非裁量的要因の観点から分析を行った。その分析から、平均的には利益平準化行動や資本調整行動といった裁量的な要因から貸倒引当金を計上しているという証拠は得られなかった。一方で、貸出金償却や不良債権水準、不良債権変動といった貸倒引当金計上の非裁量的計上要因に関しては、概ね予測と整合的な結果が得られており、推定モデルの修正済決定係数も一般貸倒引当金純繰入額を除いて 50%を超えており、説明力も良好であると考えられる。

第 3 節では本論文で採用する貸倒引当金の保守性の代理変数について議論を行った。貸倒引当金の保守性に関する先行研究で採用されている変数は、貸倒引当金純繰入額に注目するフロー型の変数と貸倒引当金水準に注目するストック型の変数の 2 つに大別される。双方の変数に長所と短所があるが、邦銀を対象とする上では四半期データ利用可能性が制限されるため、ストック型の変数を本論文では採用する。ただし、このストック型の代理変数は、貸倒引当金を決定要因に回帰し、その残差を異常貸倒引当金として貸倒引当金の保守性と定義するものの、本論文の焦点である期待信用損失変動との関係性が自明ではない。そのため、第 2 節での貸倒引当金純繰入額の計上要因推定モデルを利用し、異常貸倒引当金が高い銀行ほど、不良債権増加に代理される期待信用損失増加に対して貸倒引当金を積極的に引き当てているか否かを検討した。この検証結果から、異常貸倒引当金の高さが期待信用損失の増加に対して積極的に貸倒引当金を引き当てているという意味での貸倒引当金の保守性の高さを捉えていることを確認し、本変数の妥当性を担保している。

第5章 貸倒引当金の保守性と与信行動（要約）

本章では、第3章で提示した論点1「期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上は、与信行動にどのような影響を及ぼすか」に対応して、貸倒引当金の保守性と与信行動の関係性について分析を行っている。また、借入環境が良好である場合と不良である場合を識別し、それぞれの状況が貸倒引当金の保守性と与信行動の関係性に及ぼす影響について検証している。これら分析を通じて、貸倒引当金の保守性が与信行動の景気循環増幅効果に及ぼす影響についての示唆を得ることを狙いとしている。

これまでの章で議論してきたように、貸倒引当金の会計処理は銀行の与信行動と景気循環の関係性を高める可能性が指摘されており、とりわけ発生損失モデルに基づいた貸倒引当金の会計処理はその側面が強いことが懸念されている。これは、好況時には減損の客観的証拠が得られにくく、与信行動においてリスクをとることで短期的な利益極大化が可能となる一方で、不況時にはそれまで認識されてこなかった信用損失が客観的証拠によって裏付けられることによって、一気に計上されることになるためである。特に銀行では自己資本比率規制が課されており、貸倒引当金の計上にもなうレバレッジの変動（上昇）をコントロールするインセンティブを有していると考えられる（第3章）。この点に注目し、貸倒引当金の保守性と与信行動の関係性について分析している先行研究としては、Beatty and Liao [2011] が挙げられる。彼女らは貸倒引当金への期待信用損失の反映程度と自己資本比率、与信行動の関係性について分析を行っている。彼女らは貸倒引当金に期待信用損失を積極的に反映しているほど、金融危機時における自己資本比率と貸出金成長の正の関係が緩和されることを報告している。しかしながら、会計保守主義、とくに条件付保守主義に関する先行研究に目を向けると、貸倒引当金の保守性そのものが与信行動に影響を及ぼす可能性が示唆される。そのため、本章では貸倒引当金の保守性と与信行動の2変数関係に注目し、さらにその関係性に対して借入環境が及ぼす影響を考慮している。ただし、頑健性分析においてはBeatty and Liao [2011] の特定化にならった追試を行っている。

分析の結果、以下の2点が判明している。第1に、貸倒引当金の保守性が高い銀行は保守性が低い銀行と比較して相対的に、企業の借入環境が良好な時期に貸し出しに消極的になっていることが確認されている。第2に、企業の借入環境が不良な時期では上述の関係性が反転し、貸倒引当金の保守性が高い銀行ほど相対的に貸し出しに積極的になっていることが確認されている。

これら2つの発見事項から次のことが示唆される。期待信用損失を早期に貸倒引当金に反映する場合には、たとえ経済状態が良好な状況下であっても、リスクに見合わない融資は信用損失の計上につながる。そのような場合には、貸倒引当金の保守性が高い銀行ほど融資に慎重になると考えられる。他方で、経済環境が不良な状況下では相対的に期待信用損失を計上してこなかった銀行（貸倒引当金の保守性が低い銀行）ほど信用損失に対する貸倒引当金の繰入が要求されることになる。その場合、相対的に貸倒引当金の保守性が高い銀行は競争優位に立つことになることと期待される。

また貸倒引当金の保守性が高い銀行ほど、平均的に銀行の貸出態度が緩い時期に貸し出しに消極的になり、貸出態度が平均的に厳しい時期に貸し出しに積極的になるという本分析結果は、期待信用損失を貸倒引当金に反映するほど、マクロ的な与信水準変動を緩和する効果が得られることを示唆している。このことは期待信用損失モデルへの移行によって、貸倒引当金の与信行動を通じた景気循環増幅効果が緩和される可能性があることを意味している。

本章の分析は次の2点から意義のあるものであると考えられる。第1に、貸倒引当金の保守性と与信行動の関係性について直接的に検討している点である。発生損失モデルから期待信用損失モデルへの移行に関する議論の論点の1つは、発生損失モデルの景気循環増幅効果に対する懸念と景気循環増幅効果の緩和に向けた期待信用損失モデルへの期待である。景気拡張期に与信をより拡大し、景気後退期に与信をより縮小させるような銀行行動を誘発する会計システムは、金融システムの安定化を通じた経済発展への貢献を目的とする銀行監督当局の観点からは大きな懸念材料となりえる。このような発生損失モデルに対する懸念は銀行監督当局や会計基準設定主体の議論において頻繁に表明されているものの、学術的な立場からの経験的証拠の蓄積は限定的である。第2に、日本セッティングの長所を活かして先行研究を拡張している点である。Beatty and Liao [2011] の分析では銀行・年観測値を分析対象のデータとして採用しているため、資金供給サイド（銀行）の要因については分析に取り入れられている一方で、資金需要サイドの要因はマクロの失業率のみであり、十分にコントロールされているとは言い難い。本章では、各企業についての借入先明細データが利用可能な日本セッティングを活用し、銀行・企業・年を観測値とするユニークなデータ・セットを用いて、貸倒引当金の保守性と与信行動の関係性について分析を行っている。

ただし、本章の分析結果に対して異なる解釈を行うこともまた可能である。邦銀の与信行動に関する先行研究では、融資先の債権が焦げ付き、不良債権化に伴う信用損失の計上を回避するために非効率的な融資を邦銀が行っていたことが指摘されている（Peek and Rosengren, 2005 ; Caballero et al., 2008）。本章で採用している貸倒引当金の保守性の代理変数が単に当該銀行の与信先が他の銀行に比べてリスクが高いことを捉えているのであれば、「貸倒引当金の保守性が高い銀行ほど借入環境が悪化している時期に相対的に与信に積極的になる」という分析結果は、そのような銀行ほど与信先の不良債権化を回避しようと試みていることを捉えている可能性が残されている。次章では、このような代替的な解釈について検討するために、貸倒引当金の保守性と銀行業績のリスクとリターンの関係性について分析を行う。なぜならば、上述のような非効率な与信行動をとっているのであれば、財務パフォーマンスが悪化、つまりリスクに見合ったリターンを確保できないと考えられるためである。

第6章 貸倒引当金の保守性と将来業績（要約）

本章では、第3章で提示した論点2「期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上は、リスク・リターンの観点から見た与信ポートフォリオの効率性にどのような影響を及ぼすか」に対応して、貸倒引当金の保守性と銀行の将来業績の関係性について分析を行っている。具体的には、将来業績として銀行の将来利益（リターン）とそのボラティリティ（リスク）、リスク調整済リターン、下方リスクの4点に注目し、それぞれに貸倒引当金の保守性が及ぼす影響について分析を行っている。

銀行業における業績、とりわけリスクに関しては、制度や規制が銀行のリスク（株式リスク及び業績リスク）に対して及ぼす影響について分析された先行研究が多い（例えば、債権者保護と銀行のリスクテイクに関する Houston et al. [2010] の分析や、取締役会構成とリスクテイクに関する Berger et al. [2014]）。これは銀行が規制産業であるため、一般的な会計項目もしくは（保守主義などの）会計指標とリスクの関係性であれば規制の影響を受けない一般事業会社を対象として分析が行われ、特定の規制に注目する場合には銀行業を取り上げて分析が行われるためであると考えられる。しかしながら、近年では金融資産の減損に伴う貸倒引当金の会計処理が銀行行動に対して及ぼす影響に関する議論が活発化している（例えば、FSF [2009a]）。この状況を踏まえ、本章では貸倒引当金の保守性と銀行の将来業績の関係性について分析を行う。

分析の結果、次の4点が確認されている。第1に、貸倒引当金の保守性が高いほど将来業績のリスクが有意に低いことが確認されている。第2に、貸倒引当金の保守性の高さと将来業績のリターン水準の間には概ね有意な関係性が確認されていない。第3に、貸倒引当金の保守性が高いほど、リスク・リターン関係から見た与信ポートフォリオの効率性が有意に高いことが確認されている。第4に、貸倒引当金の保守性が高いほど、将来の銀行財務の下方リスクが低いことが確認されている。これら分析結果は期待信用損失を適時的に認識し、貸倒引当金として計上することを求めることでリスク・リターンの関係からみた与信ポートフォリオの効率性が向上しうることを示唆している。また、貸倒引当金の影響が比較的小さい総資金利ざやや貸倒引当金控除前利益に関しても同様の傾向が見られること、複数の頑健性分析を通じて概ね整合的な結果が得られることから、本章の分析結果の頑健性は高いと考えられる。

本章の分析には少なくとも次の3点の意義がある。第1に貸倒引当金の保守性と将来業績の関係性について分析を行っている点である。銀行監督当局は銀行の健全性向上を追求している。自己資本比率規制に見られるように、その時の健全性とは財務（貸借対照表）の健全性であり、当期利益は利益剰余金を通じて自己資本に直接的な影響を及ぼす。そのため、将来の会計業績は銀行財務の健全性と深く結びついており、期待信用損失モデルへの移行が会計業績に及ぼしうる影響について分析を行うことには意義があると考えられる。

第2にリスク・リターンの効率性の観点からリスク調整済リターンを考慮し、より包括的に将来業績を捉えて分析している点が挙げられる。先行研究ではとりわけ財務業績（も

しくは株式) のリスクに関する分析が主流であり、リターンに関する分析は多くなく (例えば Wahlen [1994]), リスクを考慮した上でのリターンを検討している研究はほとんどない。しかしながら、リスクとリターンの関係は表裏一体であり、たとえリスクが低くとも、そのリスク・クラスに見合ったリターンが得られていない限り、アセット・アロケーションは非効率的であるといえる。本章ではその点を鑑みて、個々のリスクおよびリターンのみでなく、リスクとリターンを同時に考慮したリスク調整済リターンについても検討対象としている。このような分析を行うことで、貸倒引当金の保守性が将来業績に及ぼす影響のより包括的な理解につながると考えられる。

第 3 に、貸倒引当金の保守性と与信行動の関係性に関する解釈を深めることができる点である。第 5 章でみたように、貸倒引当金の保守性が高い銀行は借入環境が不良な時期において相対的に与信に積極的になることが確認された。これは期待信用損失を貸倒引当金に十分に反映することで、与信行動の景気循環増幅効果が抑制されることを示唆している可能性がある。一方で、代替的な解釈もまた考えられる。つまり、第 5 章で指摘した“evergreening”な融資行動を分析結果が捉えている可能性である。そのような融資行動は非効率的であるため、与信ポートフォリオのリスク・リターンの効率性を損なうと予想される。そのため、本章の分析を通じて、このような解釈が現実に沿っているか否かについて検討することが可能である。

加えて、本章の分析結果は第 5 章で得られた貸倒引当金の保守性と与信行動の関係性に対する代替的解釈についても示唆を与えている。本論文で一貫して採用している貸倒引当金の保守性の算定にあたっては、貸倒引当金を不良債権などの決定要因に回帰した上での残差を用いている。しかしながら、この残差の推定にあたっては、要管理債権や危険債権といった各リスク・クラスの不良債権について、同一クラス内の平均的な水準よりもリスクの高い不良債権を有しているために残差が大きくなっている可能性がある。その場合には第 5 章で確認された関係性が、与信先の財務状態悪化による不良債権化とそれに伴う信用損失の計上を回避するための“evergreening”な与信行動によってもたらされている可能性がある。そのような与信行動をとっているのであれば、当該債権からリスク水準に比べてリターン水準が低くなると考えられ、当該銀行の与信ポートフォリオの効率性は低下すると予想される。しかしながら、本章の分析結果は貸倒引当金の保守性が高い銀行ほど、与信ポートフォリオの効率性が高いことを示唆しており、この代替的な解釈とは整合的でない。

5 章および 6 章の分析結果は貸倒引当金の保守性が量的・質的両側面から銀行の与信行動に影響を与えていることを示している。具体的には、①貸倒引当金の保守性が高い銀行は企業の資金繰りが厳しい環境⁷⁹の下でも貸倒引当金の保守性が低い銀行と比較して相対的に与信に積極的になっていること、②貸倒引当金の保守性が高い銀行の将来業績は比較的

⁷⁹ 第 5 章で借入環境の代理変数として採用している金融機関貸出態度判断 DI は企業の資金繰り判断 DI と連動している (第 1 章図 1-4)。

に安定的でリスク・リターンからみた与信ポートフォリオの効率性が高いこと，が示されている。これら 2 つの要素は金融システムの安定化に貢献しうると考えられ，期待信用損失モデルへの移行の経済的影響に関して，銀行監督当局の観点から見た場合にその目的にかなうものである可能性を 5 章及び 6 章の分析結果は示唆している。

続く第 7 章及び第 8 章では，銀行監督当局ではなく会計基準設定主体の視点から，期待信用損失モデルへの移行がもたらす経済的影響について検討する。

第7章 貸倒引当金の保守性と利益評価（要約）

本章では、第3章で提示した論点3「期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上は、投資家の利益評価にどのような影響を及ぼすか」に対応して、貸倒引当金の保守性と投資家による利益評価の関係性について分析を行っている。この分析を通じて、期待信用損失を貸倒引当金に反映することによって投資家にとっての利益情報の有用性にどのような影響が生じるのかについて示唆を得ることが本章の狙いである。

投資家が銀行の価値を評価する場合、銀行の将来キャッシュ・フローを予想し、その予想のベースとして会計利益が使用されることになる。この会計利益に対して、既に発生した信用損失のみが反映されている場合、発生はしていないものの当期時点で将来に発生が予想される信用損失の分だけ会計利益は大きく表示されることになり、投資家はその予想される信用損失を別に見積もる必要がある。ここで、そのような将来に予想される信用損失を見積もる上で、内部者である銀行は外部者である投資家に比べ情報優位にあり、より適切な予想を行うことができると期待される。そのため、既に発生した信用損失と将来に発生が予想される信用損失の両方を貸倒引当金として認識することを求める期待信用損失モデルは、投資家にとって利用可能な情報を拡大し、財務情報の目的適合性（relevance）を高める可能性がある。ただし、将来に発生が見込まれる信用損失の測定は既に発生した信用損失の測定よりも裁量性が高いと考えられ、その裁量性が機会主義的に行使される可能性が高い場合には情報の信頼性（reliability）が低下するため、期待信用損失情報が実際に投資家にとって有用であるか否かは検討課題であるといえる。

分析の結果、貸倒引当金の保守性が高い観測値の正の利益サプライズに対して、投資家は増分的にポジティブな反応を示すことが確認された。他方で、負の利益サプライズに対しては、貸倒引当金の保守性の高低によって株価反応に有意な差異が観察されていない。これは貸倒引当金の保守性が高いことによる投資家の予想する各将来シナリオの生起確率と将来キャッシュ・フローへの影響度の強さと貸倒引当金の保守性が低いことによる会計利益の上方バイアスという2つの要素が混在していることによるものと考えられる。

本章の分析は少なくとも次の2点から意義があると考えられる。1つは貸倒引当金の保守性と投資家の意思決定の関係性について分析を行っている点である。昨今の貸倒引当金の会計処理に関する議論において期待信用損失モデルへの移行が検討されている背景には、第5章や第6章で見てきたような与信行動への影響に加え、既に発生した信用損失のみを引当対象とする発生損失モデルに基づいて測定された貸倒引当金が、銀行の信用損失を適切に捉えておらず、銀行の財務状態に関する情報として不十分である可能性に対する懸念がある。実際、近年公表されたIFRS第9号や米国GAAPにおけるASU案825-15において、期待信用損失モデルをベースとした金融資産の減損処理を導入する主たる目的として、投資家に対して期待信用損失に関する適時的な情報の提供が挙げられている（IASB [2014b, p.14], ASU案825-15-BC2）。本章ではこのような基準設定主体の期待信用損失モデル導入の目的に対応して、貸倒引当金の保守性と利益サプライズの関係性についてのイベント・

スタディーを行い、期待信用損失がより反映されていると考えられる銀行の会計利益に対する投資家の反応を分析している。

第 2 に、本章の分析は本論文で一貫して用いている貸倒引当金の保守性の代理変数の妥当性について示唆を与えている。本論文では、この貸倒引当金の保守性の代理変数が期待信用損失を貸倒引当金に反映している程度を捉えていると見なしている。一方で、単に同程度のリスク・クラスの不良債権のなかでも相対的に質の悪い不良債権を有しているがゆえに、当該観測値の異常貸倒引当金が高くなっている可能性がある。しかしながらその場合には、本章で示されるような、貸倒引当金の保守性が高い銀行の利益サプライズに対する増分的な反応を解釈することができない。それゆえ、本章の分析結果は貸倒引当金の保守性の代理変数の妥当性を担保するものであると考えられる。

貸倒引当金の保守性の代理変数が期待信用損失に対する貸倒引当金の引当水準を捉えているのであれば、本章の分析結果は期待信用損失情報が投資家の意思決定に資する情報であることを意味しており、期待信用損失の見積もりに伴う裁量性拡大のコストは相対的に小さいことが推察される。つまり、発生損失モデルから期待信用損失モデルへと貸倒引当金の会計処理が移行することによって、貸倒引当金情報の投資意思決定有用性が向上することが期待される。

しかしながら、期待信用損失モデルへの移行は貸倒引当金水準を引き上げる可能性が指摘されており (IASB, 2013b, para.17)、現行の発生損失モデルが採用された背景には引当金を通じた利益調整に対する懸念があったこと (IASB and FASB, 2009, para.37)、FCAG [2009] が期待信用損失モデルへの移行に伴う利益調整の助長に十分な注意を呼びかけていることを踏まえると、期待信用損失の反映による平均的な貸倒引当金水準の上昇と銀行の利益調整行動の関係性について検討する必要があるだろう。特に、これまでの先行研究ではある時点での貸倒引当金フロー (貸倒引当金純繰入額) に分析の力点が置かれ、事前の貸倒引当金ストックが貸倒引当金を通じた利益調整行動にどのような影響を与えているかは十分に明らかにされていない。この点を踏まえ、続く第 8 章では貸倒引当金の保守性と利益調整の関係性に注目して分析を行う。

第8章 貸倒引当金の保守性と利益調整（要約）

本章では、第3章で提示した論点4「期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上は、経営者の利益調整行動にどのような影響を及ぼすか」に対応して、貸倒引当金の保守性と銀行の利益調整行動の関係性について分析を行っている。具体的には、事前に保守的に貸倒引当金を計上している銀行とそうでない銀行の間で貸倒引当金を通じた利益平準化行動及びベンチマーク達成のための利益調整行動に差異が見られるか否かについて検証している。

これまで、貸倒引当金を通じた利益調整行動は学術的にも実務的にも注目されてきた。貸倒引当金の測定には発生している信用損失もしくは発生が見込まれる信用損失に対する見積もりが要求されている。この見積もりにあたっては、過去の情報や現在の状態（これらに加えて期待信用損失モデルの下では将来の状態に関する予測）に基づく判断が必要であり、裁量性が高い会計項目であるとみなされている。実際、後述するように多くの学術研究において貸倒引当金を通じた利益調整行動が指摘されている。また、SECの委員長であったArthur Levitt氏は“*The Numbers Game*”と題した1998年の講演で、米国企業の利益調整行動を批判し、その論点の1つとして貸倒引当金を挙げている（Levitt, 1998）。彼は利益調整に用いられる貸倒引当金⁸⁰を“*cookie jar reserves*”と呼び、業績の良いときに“*cookie jar*”に引当金をため込み（引当金の繰り入れ）、業績の優れないときに“*cookie jar*”に手を伸ばす（引当金の取り崩し）行動を批判している。

期待信用損失モデルはこれまでに貸倒引当金の対象外であった「当期時点で発生していないが将来に予想される」信用損失に対しても貸倒引当金の計上を求めるため、期待信用損失モデルへの移行は銀行の貸倒引当金水準を平均的に増加させると考えられている（IASB, 2013b, para.17；新日本有限責任監査法人, 2014）。このような貸倒引当金水準の上昇は、期待信用損失の測定に係る裁量性を背景として利益調整を助長するかもしれない。近年の発生損失モデルに代わる代替的な減損モデルに関する議論においても、FCAG [2009]は貸倒引当金を通じた利益調整行動は会計情報の透明性を損なう可能性があるため、将来志向情報を織り込み、会計上の判断がより求められる期待信用損失モデルを採用する場合には、そのような利益調整行動を助長しないような配慮を会計基準設定主体に求めている。

このような指摘を踏まえ、本章では期待信用損失の反映程度を捉えていると考えられる貸倒引当金の保守性の程度が銀行の利益調整行動とどのような関係性にあるかについて分析を行うことを通じて、期待信用損失モデルへの移行とその利益調整行動への影響に関する示唆を得ることを分析の狙いとしている。

分析の結果、次の3点の発見事項が得られた。第1に、事前に保守的に貸倒引当金を計上している観測値ほど、貸倒引当金控除前利益の水準が高い時期に貸倒引当金を積極的に繰り入れ、利益水準が低い時期に貸倒引当金を取り崩すもしくは引き当てを限定的に留め

⁸⁰ このように“*cookie jar reserves*”として用いられうる引当金として、貸倒引当金の他にも、返品調整引当金（*reserves for sales returns*）や保証費用の引当金を挙げている（Levitt, 1998）。

る利益平準化と整合的な行動をとる傾向にあることが確認された。第 2 に、事前に保守的に貸倒引当金を計上している観測値ほど、利益率がかろうじてゼロを上回った会計年度に貸倒引当金純繰入額が低水準になる傾向にあることが確認された。第 3 に、事前の貸倒引当金の保守性と減益回避及び業績予想値達成のための利益増加型利益調整行動との間には有意な関係が観察されなかった。

期待信用損失に対して貸倒引当金を保守的に計上している場合、貸倒引当金を高く計上することになるため、貸倒引当金を通じた利益調整行動を助長することになりかねない。その意味で、本章の分析結果は貸倒引当金が“cookie jar reserves”として利益調整の温床になりえんとする Levitt [1998] の指摘と整合的である。

ただし、発生損失モデルにおいては予想される信用損失に対する引き当ては求められていないために、期待信用損失に対して保守的に計上してある貸倒引当金を取り崩すことができるかもしれないが、期待信用損失モデルへの移行は予想される信用損失への引き当てもまた要求されるため、そのような取り崩しを制限するかもしれない。そのため、本章の分析結果の解釈には慎重になる必要がある。

また実務面、とりわけ基準設定の観点からは、利益調整が財務報告の透明性を高める上でのノイズとしてみなされているが、学術研究の立場からは必ずしも「利益調整イコール悪」の図式は成り立たない。例えば、Cohen et al. [2014] は貸倒引当金を通じて利益調整を行っている銀行ほど金融危機時に株式のクラッシュ・リスクが高まることを報告しているが、Li et al. [2013] は利益平準化の程度が高いほど、システミック・リスクに対する寄与度が低いことを報告している。また、Kilic et al. [2013] は SFAS 第 133 号の施行に伴ってデリバティブを通じた利益平準化が難しくなり、貸倒引当金を通じた利益平準化がより行われるようになったこと、そのような貸倒引当金を通じた利益平準化の増加が将来の貸倒損失や株式リターンに対する貸倒引当金の説明力を低下させていることを指摘している。他方、利益平準化には将来業績の安定性に関する私的情報伝達効果が存在することも指摘されており (Tucker and Zarowin, 2006)、利益平準化がどのような経済的効果を有するのかは自明ではない。加えて、銀行監督当局の観点からは貸倒引当金の会計処理に利益平準化効果を持たせようとする動きもある。スペインでは貸出量の増加に伴う将来の信用リスクの増加に対処するために 2000 年 7 月から動的引当金設定 (dynamic provisions) 制度が導入され、経済が好調な時に貸倒引当金を余分に積み、景気後退期に貯めておいた余剰分を引き出すことが求められている (Saurina, 2009)。

また、第 7 章と本章の分析結果を踏まえると、貸倒引当金の保守性が高い銀行は利益調整を行う傾向にはあるものの、そのような保守性が高い銀行の利益サプライズに対して、投資家はより好意的に反応することが示されており、利益調整に伴う投資家にとってのコストはあまり大きくないかもしれない。

第9章 結論と課題

第1節 はじめに

本論文の目的は、昨今、国際的に議論が活発になっている金融資産の減損モデルの移行、具体的には従来の発生損失モデルから期待信用損失モデルへの移行がもたらしうる経済的影響について検討することにある。この目的を達成するために、本論文では現行基準の下での個々の銀行間での貸倒引当金の保守性の違いに注目し、その保守性の違いが銀行の与信行動、将来業績、投資家の利益評価、利益調整行動に及ぼす影響について分析を行っている。このような研究を行う背景には、以下に挙げる4つの問題意識がある。

第1に、世界金融危機の発生と金融機関の重要性である。2007年後半からの米国におけるサブプライム・ローン問題が発端となり、世界的な金融危機が発生した。この金融危機の影響は甚大で、世界的に資本市場にショックをもたらし、実質GDP成長率の鈍化もしくはマイナス成長に見られるように実体経済にも影響を及ぼした。その影響は企業の資金調達環境にも現れ、株式調達や社債調達の減少、貸出金利とCP金利の逆転現象といった直接金融市場の縮小をもたらし、間接金融市場の重要性を際立たせた。実際、その時期には銀行の貸出金残高は上昇しており、直接金融市場が台頭してきた現在においても銀行借入の重要性は依然として高い。しかしそのような不況期には銀行の貸出態度もまた厳しくなり、その要因の一つとして貸倒引当金の存在が指摘されている。これらの点を踏まえると、貸倒引当金が銀行行動にどのような影響を及ぼしているのかについて理解を深めることは有益であろう。

第2に、金融危機を契機として金融資産の減損処理に係る会計基準改定の議論が活発化している点である。従来の金融資産の減損モデルである発生損失モデルは信用損失の計上にあたって、減損の客観的証拠が得られるまでその認識が認められないため、客観的証拠が得られやすい不況期になるまで減損損失の認識が遅れ、その証拠が得られた時点で一気に損失が認識され、銀行の与信行動の景気同調性を高めるとして批判にさらされている。この批判を受け、IASBとFASBは発生損失モデルに代わる代替的な減損モデルの検討を進め、その結果、客観的証拠に依拠しない期待信用損失モデルに基づく新たな会計基準が検討・公表されている。減損が発生していない場合でも将来の発生が合理的に予測される場合には信用損失の認識を求める期待信用損失モデルは発生損失モデルの欠点を補うものとして期待されている。しかしながら、学術研究の立場からその経済的影響に関して分析を行っている先行研究は限定的であり、その研究の蓄積は国際的に意義のあることであると考えられる。また、日本においてはIFRSへの収斂化の流れがあり、その導入による経済的影響を先験的に検証することには価値があると考えられる。

第3に、貸倒引当金がとりわけ銀行業において財務的・経営的に重要性が高い点である。銀行業における貸倒引当金は主要な会計発生項目であり、業績に及ぼす影響が大きく、それゆえ貸倒引当金の会計処理の変更は単なる会計数値の変化に留まらず、銀行の業績のみ

でなく銀行行動そのものにも影響を及ぼす可能性がある。また、貸倒引当金は銀行の信用リスク管理のためのツールの 1 つであり、銀行経営の安定性に寄与している。このように銀行業績のみならず、経営の安定性にも影響を及ぼしうる貸倒引当金の会計処理が改定されようとしている昨今において、その改定がもたらしうる影響について分析することには意義があろう。

第 4 に、事業会社と比較して、銀行が経済全体に及ぼす影響が大きい点である。銀行業は資金の需要と供給を結びつける金融仲介機能や信用創造機能、決済機能を通して経済活動の円滑化、効率化に貢献しており、公共性が高く、他の経済主体への影響も大きい。貸倒引当金は銀行の健全性を支える重要なツールの一つであり、貸倒引当金が銀行の健全性に及ぼしうる影響の理解を深めることは経済全体における銀行の重要性という観点からも意義深いであろう。

こうした問題意識のもと、本論文は貸倒引当金の保守性の経済的影響に関する分析を通じて、期待信用損失モデルへの移行の経済的影響に関する示唆を得ることを目的として分析を行った。以下では、分析結果を要約し、本論文の結論とそこから得られる示唆について述べる。そして、最後に残された課題について言及し、本論文の結びとする。

第 2 節 分析結果の要約

(1) 近年の貸出金の貸倒引当金に係る会計処理

第 2 章では、IFRS 及び米国 GAAP の下での発生損失モデルに基づく金融資産の減損処理、とりわけ貸出金の貸倒引当金処理と公表・検討段階にある期待信用損失モデルに基づく貸倒引当金の会計処理の差異が会計基準上にどのように現れているかを整理している。その整理の後に日本における現行の貸倒引当金の会計処理がどのように位置づけられるかについて検討した。

現行の IFRS (IAS 第 39 号) 及び米国 GAAP (ASC310-10-35 及び ASC450-20) では現時点で発生していないものの将来に発生が予想される信用損失に対する貸倒引当金の計上は認められていない (IASB and FASB, 2009)。この点について IFRS では「将来の事象の結果として予想される損失は、いかに可能性が高くても、認識されない」(IAS 第 39 号, para.59) と明記されている。米国 GAAP においては IAS 第 39 号のように明示的には期待信用損失の認識を禁止していないものの、貸出金の信用損失を見積もる上で期待将来キャッシュ・フローの予測に際して、過去の事象及び現在の状態を反映することが求められている。

他方、公表された IFRS 第 9 号および ASU 案 825-15 は期待信用損失アプローチを鮮明に押し出している。例えば、IFRS 第 9 号では期待信用損失の測定にあたって、「報告日時点において過度なコストを費やさずに得られる過去の事象、現在の状態、将来の経済状態の予測に関する合理的かつ裏付け可能な情報」を反映することが求められている (IFRS 第 9 号, para.5.5.17(c))。同様に、ASU 案においても期待信用損失を見積もる上での期待将来キャッ

シュ・フローの予測に際して、類似した資産の貸倒実績などの過去の事象、現在の状況、合理的かつ裏付け可能な予測及びそこから得られる期待信用損失へのインプリケーションといった利用可能な内部情報及び外部情報を利用することが求められている（ASU 案 825-15-25-3）。このように、期待信用損失モデルへの移行に伴い、信用損失の測定にあたって将来の予測情報を反映することが会計基準上で明記され、既に発生している信用損失のみでなく、発生が予想される信用損失についても貸倒引当金の計上が求められていることを明らかにした。

一方で、日本の現行基準においては将来の予測情報に基づく信用損失を明確に禁止している文言は見られず、(1) 過去の貸倒実績率や倒産確率に対して将来の予測を踏まえた必要な修正が求められていること、ただし、(2) 公表された IFRS 第 9 号や ASU 案 825-15 と比較して期待信用損失の貸倒引当金への反映程度が限定的であること、を明らかにした。ここから、日本の銀行は純粋な発生損失モデル（IAS 第 39 号及び現行の米国 GAAP）よりも個々の銀行が期待信用損失を反映させやすい状況にあり、銀行間での期待信用損失の引当水準の差異を捉える上では望ましいセッティングである可能性があることを指摘した。

（2）銀行監督及び会計基準設定の観点から検討すべき論点

第 3 章では本論文の実証パートにて検討すべき論点について整理を行った。銀行業は銀行監督当局の監督下にあり、銀行監督当局もまた現在の期待信用損失モデルへの移行に関する議論に関心を寄せている。過去には米国の銀行の貸倒引当金実務を巡って銀行監督当局と会計基準設定主体それぞれの思惑が相反したことを踏まえ、それぞれの行動の目的関数が異なることを想定におき、銀行監督当局と会計基準設定主体それぞれの観点から、期待信用損失モデルへの移行に関する論点を検討した。

銀行監督当局は金融システムの安定化を目的に行動しており、期待信用損失モデルに対して、適時的な信用損失の認識を通じた、貸倒引当金のもつ景気循環増幅の側面の緩和を期待している。第 3 章では金融資産の減損と銀行の与信行動の関係性に関するモデルを提示した先行研究を拡張し、発生損失モデル及び期待信用損失モデルそれぞれが景気循環と与信行動の関係性にどのような影響を及ぼしうるかを議論した。加えて、発生損失モデルは過度なリスクテイクを促進する可能性があり、この点もまた問題視されていることを明らかにした。

会計基準設定主体は財務諸表利用者、とりわけ投資家の意思決定に資する情報の提供を目的に行動している。その目的に照らして、期待信用損失モデルには従来の発生損失モデルの下で報告されていた既に発生した信用損失に加え、報告時点で発生していないものの予想される信用損失も貸倒引当金に反映することで与信ポートフォリオの信用コストを適切に反映し、より価値関連的な情報を投資家に提供することが期待されていることを指摘した。ただし、期待信用損失の見積もりは経営者の判断に強く依拠しており、そのような会計上の裁量を利益調整目的に用いられることに対する懸念が表明されていることもまた

明らかにした。

以上の議論を踏まえ、第 3 章では本論文で実証的に検討すべき次の 4 つの論点を提示した。

論点 1：期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上は、与信行動にどのような影響を及ぼすか。

論点 2：期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上は、リスク・リターンの観点から見た与信ポートフォリオの効率性にどのような影響を及ぼすか。

論点 3：期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上は、投資家の利益評価にどのような影響を及ぼすか。

論点 4：期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上は、経営者の利益調整行動にどのような影響を及ぼすか。

(3) 邦銀における貸倒引当金の経済的実態と会計行動

第 4 章では、まず第 1 節及び第 2 節において邦銀における貸倒引当金の経済的実態についてマクロ的側面とミクロ的側面から分析を行った。マクロ的分析から、貸倒引当金純繰入額が銀行の会計利益のみならず、与信行動に対しても影響を及ぼしている可能性があることを実際のデータを用いて確認した。ミクロ的分析では貸倒引当金純繰入額の決定要因推定モデルを構築し、邦銀の平均像として、貸倒引当金が経営者の裁量的要因の影響はあまり受けておらず、期待信用損失の代理変数となる不良債権と密接に関係していることを明らかにした。

続いて、第 3 節では本論文で注目する期待信用損失に対する保守的な貸倒引当金の計上（貸倒引当金の保守性）の代理変数について、先行研究を踏まえて検討を行った。先行研究では貸倒引当金の保守性を捉える際に、貸倒引当金のフロー（貸倒引当金純繰入額）に注目した代理変数とストック（貸倒引当金水準）に注目した代理変数の 2 つが代替的に用いられていることを明らかにした上で、邦銀データとの親和性およびデータ利用可能性の観点からストック型の代理変数を採用した。

ただし、本代理変数は貸倒引当金をその決定要因に回帰した際の残差（異常貸倒引当金）として定義されるため、実際に期待信用損失に対する引当水準の違いが本変数に反映されているか否かは定かではなく、その代理変数の妥当性を検討する必要があることを指摘した。第 4 節ではその妥当性を検証するため、第 2 節において構築した貸倒引当金純繰入額の決定要因推定モデルをベースとして、異常貸倒引当金が高い観測値と低い観測値の間で不良債権の変動に代理される期待信用損失の変動に対して、貸倒引当金純繰入額の感応度が異なるか否かについて分析を行った。その分析から、 t 期末の異常貸倒引当金が高い観測値ほど、同程度の不良債権の増加に対して貸倒引当金をより積極的に計上していることが確認された。このことは異常貸倒引当金の水準が高い観測値ほど、期待信用損失を貸倒引

当金に反映していることを示唆しており、異常貸倒引当金が貸倒引当金の保守性を捉える代理変数として妥当性を有していると判断した。

(4) 貸倒引当金の保守性と与信行動

第5章では、第3章で提示した論点1「期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上は、与信行動にどのような影響を及ぼすか」に対応して、貸倒引当金の保守性と銀行の与信行動の関係性について分析を行った。また、企業の借入環境に注目し、平均的に銀行の貸出態度が厳しい時期と緩い時期で貸倒引当金の保守性と与信行動の関係性がどのように変化するかについても合わせて分析を行った。銀行の貸出態度は貸倒引当金水準と同調する傾向にあるため、不良債権が増加し、貸倒引当金水準が高まっている時期ほど銀行の貸出態度は厳しくなると考えられる。

その分析から、以下の2点が判明した。第1に、貸倒引当金の保守性が高い銀行は保守性が低い銀行と比較して相対的に、企業の借入環境が良好な時期に貸し出しに消極的になっていることが確認された。第2に、企業の借入環境が不良な時期では上述の関係性が反転し、貸倒引当金の保守性が高い銀行ほど相対的に貸し出しに積極的になっていることが確認された。

これら2つの発見事項から次のことが示唆される。期待信用損失を早期に貸倒引当金に反映する場合には、たとえ経済状態が良好な状況下であっても、リスクに見合わない融資は信用損失の計上につながる。そのような場合には、貸倒引当金の保守性が高い銀行ほど融資に慎重になると考えられる。他方で、経済環境が不良な状況下では相対的に期待信用損失を計上してこなかった銀行（貸倒引当金の保守性が低い銀行）ほど信用損失に対する貸倒引当金の繰入が要求されることになる。その場合、相対的に貸倒引当金の保守性が高い銀行は競争優位に立つことになることと期待される。

また貸倒引当金の保守性が高い銀行ほど、平均的に銀行の貸出態度が緩い時期に貸し出しに消極的になり、貸出態度が平均的に厳しい時期に貸し出しに積極的になるという本分析結果は、期待信用損失を貸倒引当金に反映するほど、マクロ的な与信水準変動を緩和する効果が得られることを示唆している。このことは期待信用損失モデルへの移行によって、貸倒引当金の与信行動を通じた景気循環増幅効果が緩和される可能性があることを意味している。

ただし、第5章の分析結果は代替的な解釈もまた可能であり、異常貸倒引当金の高さが銀行の与信ポートフォリオの質と負に相関している場合、異常貸倒引当金が高いほど、企業の借入環境が厳しい時期に貸し出しに積極的になる背景には、与信先の不良債権化に伴う信用損失の計上を回避しようとする非効率的な与信行動があるかもしれない。

(5) 貸倒引当金の保守性と将来業績

第6章では、第3章で提示した論点2「期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上

は、リスク・リターンの観点から見た与信ポートフォリオの効率性にどのような影響を及ぼすか」に対応して、貸倒引当金の保守性と銀行の将来業績の関係性について分析を行った。発生損失モデルに基づく減損損失の認識による適時的な信用損失認識の遅れはリスクの高い融資を通じて短期的に高い利益をもたらさうため、銀行の過度なリスクテイクを助長する可能性が懸念されている。他方で、期待信用損失に対する保守的な貸倒引当金の計上は、与信判断の厳格化を通じてリスク・リターン関係から見た与信ポートフォリオの効率性を改善する可能性がある反面、適時的な損失認識による損失の影響を回避するためローリスク・ローリターンな融資行動を促し、適切なリスクテイクを阻害するかもしれない。

分析の結果、次の4点が確認された。第1に、貸倒引当金の保守性が高いほど将来業績のリスクが有意に低いことが確認された。第2に、貸倒引当金の保守性の高さと将来業績のリターン水準の間には概ね有意な関係性が確認されなかった。第3に、貸倒引当金の保守性が高いほど、リスク・リターン関係から見た与信ポートフォリオの効率性が有意に高いことが確認された。第4に、貸倒引当金の保守性が高いほど、将来の銀行財務の下方リスクが低いことが確認された。

第6章の分析は少なくとも次の3点から意義があると考えられる。第1に、貸倒引当金の保守性と将来業績の関係性について分析を行っている点である。本分析では銀行監督当局が特に関心を有すると考えられる財務（貸借対照表）の健全性に注目し、財務の健全性と密接に関わる将来の会計業績に対して、期待信用損失モデルへの移行が及ぼさうる影響について分析を行っている。第2にリスク・リターンの効率性の観点からリスク調整済リターンを考慮し、より包括的に将来業績を捉えて分析している点が挙げられる。先行研究では財務業績に関して、リスクを考慮した上でのリターンを検討している研究はほとんどないものの、リスクとリターンの関係は表裏一体であり、リスクとリターンを同時に考慮したリスク調整済リターンについて分析を行うことで、貸倒引当金の保守性が将来業績に及ぼす影響のより包括的な理解につながると考えられる。第3に、貸倒引当金の保守性と与信行動の間に関係性に関する解釈を深めることができる点である。第6章の分析結果は、上述の第5章で得られた分析結果が、銀行の非効率的な融資行動によってもたらされているという代替的な解釈に対する反例を提示している。

（6）貸倒引当金の保守性と利益評価

第7章では、第3章で提示した論点3「期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上は、投資家の利益評価にどのような影響を及ぼすか」に対応して、貸倒引当金の保守性と投資家の利益評価の関係性について分析を行った。投資家は銀行の価値を評価する際にその将来キャッシュ・フローを予測することになるが、発生損失モデルから期待信用損失モデルへと移行することによって、貸倒引当金に反映される信用損失情報が拡充されることになるため、投資家が意思決定を行う上での判断材料を増やすことにつながりうる。ただ

し、期待信用損失の見積もりには判断が求められ、結果として会計上の裁量の幅を拡大することになり、会計情報の信頼性を損なうかもしれない。

第 7 章の分析結果から、貸倒引当金の保守性が高い観測値の正の利益サプライズに対して、投資家は増分的にポジティブな反応を示すことが確認された。他方で、負の利益サプライズに対しては、貸倒引当金の保守性の高低によって株価反応に有意な差異が観察されなかった。これは貸倒引当金の保守性が高いことによる投資家の予想する各将来シナリオの生起確率と将来キャッシュ・フローへの影響度の強さと貸倒引当金の保守性が低いことによる会計利益の上方バイアスという 2 つの要素が混在していることによるものと考えられる。

このように貸倒引当金の保守性が高い観測値の正の利益サプライズに対して投資家が大きく反応することは、貸倒引当金への期待信用損失反映に伴う情報の拡充による目的適合性の上昇効果が期待信用損失の見積もりに伴う裁量性拡大による信頼性低下のコストを平均的に上回りうることを示唆している。

(7) 貸倒引当金の保守性と利益調整

第 8 章では、第 3 章で提示した論点 4「期待信用損失に対する貸倒引当金の保守的な計上は、経営者の利益調整行動にどのような影響を及ぼすか」に対応して、貸倒引当金の保守性と利益調整行動の関係性について分析を行った。本分析では利益調整行動のなかでも利益平準化行動および利益ベンチマーク達成のための利益調整行動に注目をした。

期待信用損失モデルへの移行は発生損失モデルと比較して、貸倒引当金に反映すべき信用損失情報が拡充され、平均的に貸倒引当金水準を上昇させることになる。貸倒引当金は“cookie jar reserves”として利益調整の温床になりえることが長きに渡り指摘されているが、このような貸倒引当金の平均水準の上昇は貸倒引当金の取り崩し、もしくは限定的な引き当てを通じた利益調整の機会を拡大させる可能性がある。

第 8 章の分析結果から次の 3 点の発見事項が得られた。第 1 に、事前に保守的に貸倒引当金を計上している観測値ほど、貸倒引当金控除前利益の水準が高い時期に貸倒引当金を積極的に繰り入れ、利益水準が低い時期に貸倒引当金を取り崩すもしくは引き当てを限定的に留める利益平準化と整合的な行動をとる傾向にあることが確認された。第 2 に、事前に保守的に貸倒引当金を計上している観測値ほど、利益率がかろうじてゼロを上回った会計年度に貸倒引当金純繰入額が低水準になる傾向にあることが確認された。第 3 に、事前の貸倒引当金の保守性と減益回避及び業績予想値達成のための利益増加型利益調整行動との間には有意な関係が観察されなかった。

第 8 章の分析結果は期待信用損失モデルへの移行に伴う平均的な貸倒引当金水準の上昇によって貸倒引当金を通じた利益調整行動を助長する可能性があることを示唆している。ただし、そのような利益調整の可能性を考慮した上でも第 7 章において貸倒引当金の保守性が高い観測値の正の利益サプライズに対して、株価が正に反応するという分析結果を踏

まえると利益調整のもたらすコストはそれほど大きくないのかもしれない。また、学術研究の立場からは必ずしも「利益調整イコール悪」の図式は成り立たないことにも注意が必要であろう。

第3節 結論と示唆

本論文では貸倒引当金を保守的に計上している銀行ほど、期待信用損失に対して貸倒引当金を積極的に引き当てているという前提の下、貸倒引当金の保守性の経済的帰結に関する分析を行った。その分析から、金融資産の減損モデルが発生損失モデルから期待信用損失モデルへ移行することによる経済的影響に関する示唆を得ることを分析の狙いとしていた。本論文の分析からは期待信用損失モデルへの移行がもたらしうる経済的影響について、①銀行監督当局の観点と②会計基準設定主体の観点から、以下に述べる結論・示唆が得られたと考えられる。

(1) 銀行監督当局の観点から見た期待信用損失モデルへの移行の経済的影響

世界金融危機を契機として、金融資産の減損処理の見直しが迫られた。従来の発生損失モデルでは、既に発生している信用損失に対して貸倒引当金が計上されることになるため、発生していないが将来に発生が予想される信用損失に対する引き当てが遅れ、その発生時に一気に減損が認識されることになる。金融システムの安定を追求し、各国の財務省や中央銀行、銀行監督当局から構成されるFSFは、この減損モデルに関して、貸倒引当金の景気循環との同調性が高まり、与信行動の景気循環増幅性を高めうることを、また信用損失が発生しにくい好況期に過度なリスクテイクを促しうることに對して懸念を表明している(FSF, 2009a)。しかしながら、実際に期待信用損失を貸倒引当金に反映することがどのような経済的効果を有しうるのかに関する現実のデータを用いた分析は限定的であった。

銀行監督当局の観点から見た期待信用損失モデルへの移行の経済的影響に関する本論文の分析からは、以下の2点が確認された。第1に、貸倒引当金の保守性と与信行動の関係性についての検証結果(第5章)から、期待信用損失を貸倒引当金に積極的に反映している銀行ほど、企業の借入環境が良好な時期には与信に相対的に消極的になる一方で、借入環境が不良な時期には与信に相対的に積極的になる可能性があることが明らかにされた。

第2に、貸倒引当金の保守性と将来業績の関係性についての検証結果(第6章)からは、期待信用損失に対して貸倒引当金を積極的に計上している銀行ほど、将来のリスク・リターン関係からみた与信ポートフォリオの効率性が高い可能性があることが確認された。

これらの発見事項からは、少なくとも2つの示唆が得られると考えられる。第1に、発生損失モデルから期待信用損失モデルへの移行によって貸倒引当金に期待信用損失が反映されるようになることで、貸倒引当金の与信行動を通じた景気循環増幅効果が緩和される可能性があることを示唆している。第5章の分析では2000年代前半の邦銀の不良債権処理

によって、マクロの経済動向と貸倒引当金水準、貸出金成長率が必ずしも同調していないことを踏まえて、銀行の貸出態度判断 DI に代理される企業の借入環境が貸倒引当金の保守性と与信行動の関係性に及ぼす影響について分析を行った。貸倒引当金の景気循環増幅効果は不況期に貸倒引当金の計上が求められるため、銀行はレバレッジの上昇を回避するためにリスク・アセット（貸出金など）を制限し、その結果、銀行からの資金供給が減少することによるものであると考えられる。つまり、平均的な企業の借入環境が悪化している時期において、貸倒引当金の保守性が高い銀行ほど相対的に貸し出しに積極的になるという観察事実は、期待信用損失を積極的に貸倒引当金に反映する会計処理が貸倒引当金の景気循環増幅効果を緩和する可能性があることを示唆している。

第 2 に、期待信用損失モデルへ移行することで銀行の与信行動の効率性が高まる可能性があることを示唆している。第 5 章の検証結果から、企業の資金調達環境が良好な時期には貸倒引当金の保守性が低い銀行ほど、相対的に貸し出しに積極的になっていることが確認された。一方で、第 6 章の検証結果から、そのような貸倒引当金の保守性が低い銀行ほど、将来の業績リスク・下方リスクが高く、リスク調整済リターンが低いことが確認された。このことは期待信用損失の貸倒引当金への反映程度が低い発生損失モデルの下では好況期に過度なリスクテイクが行われる可能性があるという懸念と整合的な結果である。加えて、貸倒引当金の保守性が高い銀行の将来業績のリターン水準と保守性が低い銀行のリターン水準が有意に異なることを踏まえると、貸倒引当金の保守性が低い銀行は貸出先のリスクに見合わない低い金利を提示することによって企業の借入環境が良好な時期に与信を伸ばしている可能性があることが推察される。なぜならば、保守性が低い銀行ほどハイリスク・ハイリターンな融資を行っているのであれば、そのような銀行ほど将来業績のリターン水準と変動性の双方が高まると予想されるにも関わらず、リスクのみが高水準にあり、リスク調整済リターンに関しては貸倒引当金の保守性が高い銀行のほうが高水準にあるためである。

以上のことから、期待信用損失モデルへの移行は貸倒引当金の景気循環増幅効果を緩和し、銀行の与信行動の効率性を高めることを通じて、銀行監督当局が追求する金融システムの安定性を向上させる可能性があると考えられると本論文は結論付ける。

(2) 会計基準設定主体の観点から見た期待信用損失モデルへの移行の経済的影響

上述のような銀行監督当局の期待信用損失モデルへの期待が存在するものの、会計基準設定主体にとって、期待信用損失モデルを導入する主たる目的はあくまでも財務諸表利用者の経済的意思決定に資する情報を提供することにある。具体的には、従来の発生損失モデルの下で考慮されてこなかった「発生していないが将来に発生が予想される信用損失」について貸倒引当金への反映を求めることで、貸倒引当金の表す信用損失情報を拡充し、意思決定に資する情報を提供できると会計基準設定主体は考えている。

会計基準設定主体の観点から見た期待信用損失モデルへの移行の経済的影響に関する本

論文の分析からは、以下の 2 点が確認された。第 1 に、貸倒引当金の保守性と投資家の利益評価の関係性についての検証結果（第 7 章）から、期待信用損失を貸倒引当金に積極的に反映しているほど、正の利益サプライズに対して投資家が好意的に反応する一方で、負の利益サプライズに対しては貸倒引当金の保守性と株価反応の間に関係性が見られない可能性があることが明らかにされた。第 2 に、貸倒引当金の保守性と利益調整の関係性についての検証結果（第 8 章）から、事前に貸倒引当金の保守的に計上している銀行ほど、利益平準化や赤字回避のための利益調整行動をとる可能性があることが確認された。

これらの発見事項からは、少なくとも 2 つの示唆が得られると考えられる。第 1 に、発生損失から期待信用損失へと貸倒引当金に反映される信用損失情報が拡充されることによって、投資家にとっての会計利益情報の意思決定有用性が高まる可能性があることを示唆している。期待信用損失モデルへの移行は貸倒引当金に反映される信用損失情報は拡充し、投資家の将来キャッシュ・フロー予測に資する情報を提供するという点で目的適合性を向上させる可能性がある。一方で、期待信用損失の見積もりには将来の予測情報を織り込むことが必要となるため、会計上の裁量の幅を広げることになる。この裁量が機会主義的に用いられる場合には情報の信頼性を低下させうる。つまり、期待信用損失モデルへの移行が投資家にとっての財務情報の意思決定有用性を高めるか否かは目的適合性と信頼性のトレード・オフ関係によって決定されることになる。とりわけ、貸倒引当金が保守的に見積もられる場合には貸倒引当金水準が相対的に高まるため、将来の取り崩しを行う余裕を貸倒引当金に持たせることになるかもしれない。ただし、目的適合性や信頼性は概念レベルでは検討可能なものの、現実には測定することは困難なため、トレード・オフ関係を直接的に捉えることは難しい。その場合には、実際に期待信用損失モデルへの移行が投資家の意思決定有用性を向上させるか否かは、貸倒引当金情報と投資家の意思決定の関係に関する経験的証拠から事後的に判断することになるであろう。本論文では現行の会計基準の下での貸倒引当金の保守性の差異に注目し、期待信用損失の貸倒引当金への反映が投資家の意思決定有用性に及ぼす影響について先験的な分析を行った。その分析から、平均的に期待信用損失モデルへの移行が利益情報の投資家にとって意思決定有用性を向上させる可能性があることが示唆された。

第 2 に、期待信用損失モデルへの移行が銀行の利益調整行動を助長する可能性があることを示唆している。貸倒引当金などの引当金に対しては以前から“cookie jar reserves”として利益調整の温床になりうることが指摘されており、この点が貸倒引当金に関して発生損失が重視された背景の 1 つとなっている。期待信用損失モデルは既に発生した信用損失のみを貸倒引当金に反映するという制約を外し予測情報に基づく信用損失に対する引き当ても要求することで、このような引当金の“cookie jar reserves”の問題を再度引き起こすことになるかもしれない。ただし、第 7 章の分析を踏まえるとそのような裁量性の拡大によって生じるコストが相対的に小さい可能性があること、先行研究において利益調整が必ずしも投資家にとって害悪をもたらすとは限らないことが指摘されていることを踏まえると、期待

信用損失モデルが利益調整を助長することの問題はあまり大きくないかもしれない。

以上のことから、期待信用損失モデルへの移行は利益情報の投資家にとっての意思決定有用性を高めうるという点で、会計基準設定主体の期待信用損失モデル導入の目的に見合う帰結をもたらしうる可能性が高いと本論文は結論付ける。ただし、期待信用損失モデルの下での会計上の裁量性の拡大のもたらすコストが目的適合性向上のベネフィットを超過する場合には会計基準設定主体の目的が達成される見込みは低くなるであろう。この点については期待信用損失モデル導入後のさらなる検証をベースとして、利益調整のコストが投資家の意思決定有用性にどのような影響を及ぼしているか、コストが相対的に大きいのであれば、そのような利益調整を抑制するメカニズムを検討していく必要があるだろう。

第4節 本論文の貢献

本論文の分析及び結論には、以下の3つの貢献があると考えられる。

1つめの貢献は財務報告の制度設計に向けた示唆である。近年でこそ、基準設定に向けた示唆や基準を評価するための経験的証拠を提示する実証的会計研究が蓄積され始めているように思われるものの、一般に実証会計学者は会計基準設定の問題についてほとんど発言をしてこなかったことが指摘されている（斎藤, 2008 ; 伊藤, 2009）。その流れの中で、本論文では期待信用損失モデルへの移行が利益情報に対する投資家の意思決定有用性を向上させる可能性を有していると結論付けている。これは期待信用損失モデルへの移行を検討している会計基準設定主体の投資家の情報環境を改善するという目的がその移行によって達成される確からしさを支持する1つの先験的証拠であるといえる。

加えて、そのような期待信用損失モデルへの移行が利益情報の目的適合性を向上させる一方で、信頼性を低下させる可能性を示唆する証拠を提示していることにも貢献が存在すると考えられる。本論文の分析結果に照らせば、期待信用損失モデルへの移行は会計上の裁量の幅を増大させることを通じて、銀行が利益調整を行う土台を提供する可能性がある。このような利益調整が行われる可能性の増大を懸念するのであれば、期待信用損失モデルへの移行に伴って、利益調整行動を抑止するメカニズムの検討が重要となる。このメカニズムには監査や銀行監督、市場規律といった外的メカニズムと内部統制やインセンティブ設計といった内的メカニズムの2つが考えられる。これら2つのメカニズムが独立にもしくは相互にどのように機能して利益調整を抑止するのか、その結果、期待信用損失モデルの投資家にとっての有用性がどのように変化するのか、本論文の結論はこれら論点に関する将来の検討の必要性を提示しているといえる。

2つめの貢献は、銀行監督実務に向けた示唆である。本論文の結論は、期待信用損失を積極的に貸倒引当金に反映することによって、貸倒引当金の景気循環増幅効果の緩和と銀行財務の安定性向上を通じ、金融システム全体の安定性が向上しうることを指摘している。これまでの実証的会計研究では貸倒引当金の計上要因やその株式価値関連性に関する分析

が主流であり、その貸倒引当金の性質の違いが銀行行動に及ぼす影響に関する分析は国際的に見ても限定的であり、日本国内に限って見れば、筆者の知る限り、皆無である。銀行監督当局は監督下にある銀行の資産内容や貸倒引当金の妥当性を評価し、必要に応じてその積み増しを要求している。しかしながら、これまでの実証的会計研究では貸倒引当金の不足や余剰がどのような経済的帰結、とりわけ銀行行動の帰結をもたらすのかは十分に明らかにされてこなかった。本論文の分析結果及び結論はそのような研究のギャップを埋め、貸倒引当金の銀行経営に対する影響を明らかにし、銀行監督当局の行動の合理性を支持する証拠を提供している。

3つめの貢献は、これまでの先行研究に対して新たな知見を提示したことにある。上述のように、これまでの先行研究は貸倒引当金の計上要因や株式価値関連性に注目し、銀行行動そのものに対してどのような影響を及ぼしているのかについては十分に明らかにされてこなかった。その意味で貸倒引当金の保守性が銀行の与信行動及び将来業績に及ぼす影響について分析を行っている本論文は新たな知見を提示しているといえる。

また、比較的同時期のサンプルを用い、統一的手法を用いて分析を行っている点にも本論文の貢献があると考えられる。先行研究では、各々の研究で別々の時期のサンプルを別々の手法を用いて各論点について分析が行われており、時に分析結果が一致しない要因がリサーチ・デザインの違い（分析期間、分析対象、回帰モデル）に帰着することがある。本論文ではこれら先行研究とは対照的に、2000年代の日本の都市銀行・地域銀行（第一地方銀行、第二地方銀行）をサンプルとして、統一された貸倒引当金の保守性を用いて各論点について分析を行っている。加えて、それぞれの論点は相互補完的であり、それら論点の分析を総合し、統一的な解釈に基づいて頑健であろう結論を導き出している。もちろん、これは本論文の分析結果及び結論が絶対的に正しいということを意味しているわけではない。むしろ、今後研究が進められる上で分析結果や結論に違いが生じた場合の参照点になりえると考えている。

第5節 残された課題

本論文は、金融資産の減損モデルが発生損失モデルから期待信用損失モデルへ移行することによる経済的影響を、貸倒引当金の保守性に注目することで検討し、銀行監督当局と会計基準設定主体の観点から見た経済的影響に関して、一定の示唆を得ることができたと考えられる。しかしながら、残された課題もある。それらは大きく5つあり、これらについて将来の展望と合わせて言及し、本論文の結びとする。

第1に本論文の前提の妥当性に関する課題である。本論文では発生損失モデルから期待信用損失モデルへの移行による経済的影響について分析する上で、現行基準の下での銀行間の貸倒引当金の保守性の差異に注目している。これは「現行の会計基準の下で保守的に貸倒引当金を計上している銀行ほど、期待信用損失が貸倒引当金に反映されている」とい

う前提を置き、その差異と期待信用損失モデルへの移行に伴う貸倒引当金の差異による経済的影響が同質であると見なしたためである。しかしながら、会計基準の変更に伴う差異は外生的要因によってもたらされた差異である一方で、同一基準の下での銀行間の差異は外生的要因に加えて内生的要因からも影響を受けている。本論文の分析において用いられた従属変数と貸倒引当金の保守性の代理変数が同じ内生的要因（例えば、経営者の能力やコーポレート・ガバナンス体制など）から影響を受けているのであれば、本論文で得られた関係性は因果関係でなく相関関係である。これはいわゆる欠落変数問題であり、本論文では経営者の能力やコーポレート・ガバナンスといった欠落変数が個々の銀行内で時系列において比較的安定的であると考え、そのような場合に欠落変数問題に部分的に対処可能である銀行固定効果モデルを用いて頑健性分析を行っている。

加えて、与信行動や業績といった従属変数と貸倒引当金の保守性は逆の因果関係を有している可能性もまた考えられる。この点に関して、本論文では各変数の時系列に差をつけることで部分的に対処している。このようにリサーチ・デザインを工夫することで欠落変数問題や逆因果問題に部分的に対処を行っているものの、将来の研究としてはより精緻な対処が必要になるだろう。

これら問題に対する対処策の 1 つとしては、操作変数法の活用が考えられる。従属変数と相関を持たず、貸倒引当金の保守性とのみ相関を有する操作変数を特定し、その操作変数によって予測された貸倒引当金の保守性の水準と従属変数の関係性を分析することで欠落変数問題や逆因果問題に対処することが可能である。しかしながら、貸倒引当金の保守性に関する先行研究やより範囲の広い条件付保守主義に関する先行研究を見渡しても、現在の所、トップ・ジャーナルにおいても操作変数法を用いている研究はほとんど見られず、このことは操作変数の特定が困難であることを示唆している。

第 2 に貸倒引当金の保守性と銀行価値（株式価値）の関係性が検討されていないことが挙げられる。本論文では貸倒引当金の保守性が与信行動や将来業績、投資家の利益評価、利益調整行動に及ぼす影響について分析を行ってきたものの、それらを統一した銀行価値の観点からの分析は行っていない。将来業績に関する分析結果からは、貸倒引当金の保守性が高いほど、リスク・リターンから見た効率性が高いことが確認されている。しかしながら、リスクに見合うリターンを得られるように融資を行うことは貸出金 1 単位の増加に対する銀行価値の増加幅を最大にするものの、銀行価値を最大化するか否かは別の問題である。ここで、融資による銀行価値の増分はその融資の効率性と融資の規模のかけ算によって決定されると考えられるため、効率性が多少低い場合であっても、その融資が銀行価値を高める可能性があると考えられる。この観点に立脚すると、貸倒引当金の保守性はリスク・リターンの効率性を高めるものの、銀行価値の最大化は導かず、むしろ銀行価値を最大化する上での足枷となるかもしれない。多くの銀行は上場しており、株主が自身へのリターンが最大となるような銀行行動を求めるのであれば、期待信用損失モデルへの移行は好ましくない経済的帰結をもたらすかもしれない。期待信用損失モデルへの移行の経済

的影響を考える上で銀行価値への影響は今後検討されるべきであろう。

第 3 に規制自己資本比率の問題である。銀行業には自己資本比率規制が課されており、最低所要自己資本比率への抵触は銀行経営に大きな影響を及ぼすため、この規制は銀行行動に大きな影響を及ぼしていると考えられる。また、自己資本比率規制には国際基準と国内基準が存在し、銀行によってどちらの基準を適用しているかは異なっている。本論文においては、異常貸倒引当金の推定や各章のコントロール変数として規制自己資本比率を用いているが、複数の頑健性分析においては国際基準行と国内基準行を識別して分析を行い、同様の結果を得ていることから分析結果自体には大きな影響を与えていないと考えられる。しかしながら、仮説構築やリサーチ・デザインにおいて自己資本比率規制が期待信用損失モデルの経済的影響にどのような影響を及ぼしているかは十分に吟味されておらず、今後の検討の余地が残されている。

第 4 に税法が貸倒引当金実務に及ぼす影響である。本論文では税法が貸倒引当金実務に及ぼす影響を考慮していないが、両者の間には深い関係があるかもしれない。岩崎 [2007] 及び梅原・後藤 [2012] によると、1997 年以前の不良債権処理制度（決算経理基準，不良債権償却証明制度）の下では法人税法の繰入基準の規定に基づいて、法人税法上の無税償却要件を満たすものを中心に不良債権の処理が行われていた。その後、従来の当局による指導に基づく金融行政から、金融機関の自己管理に対する事後的な監督に基づく金融行政へと移行し、1997 年の決算経理基準改定によって、税法基準による繰入規定が撤廃され、商法や企業会計原則等に基づいた、銀行の自主的な判断の下で不良債権処理が行われている。加えて、税効果会計の導入によって、有税償却の場合であっても会計上は税負担部分を繰延税金資産とすることで当期純利益への影響を避けることが可能となった（梅原・後藤，2012）。これらの制度変更は税法と貸倒引当金実務の関係性を緩和する可能性があるものの、税法規定の貸倒引当金の繰入限度額が貸倒引当金実務に影響を与えていることは十分に考えられる。また銀行業の繰延税金資産そのものに注目している先行研究（Skinner, 2008）もあり、今後の研究として、税務の影響を考慮にいたった分析を行うことでさらなる知見が得られると考えられる。

第 5 に銀行規制及び銀行監督の影響である。本論文では単一の国（日本）の銀行業のみに注目しているため、制度や銀行監督の違いによる分析結果への影響は小さいと考えられる。しかしながら、Barth et al. [2004] や Barth et al. [2013] では各国の銀行規制や銀行監督の在り方によって各国の銀行セクターの発展度合い、効率性、脆弱性が異なることを報告している。ここから、期待信用損失モデルへの移行がもたらす経済的影響もまた異なると予想され、将来の研究として国際比較分析を行うことが考えられる。様々な銀行規制や銀行監督が期待信用損失モデルに与える影響を検討することで、さらなる知見が得られる可能性があるだろう。

これらについては、今後の課題としたい。

参考文献

- Adrian, T., and H. S. Shin. 2010. Liquidity and leverage. *Journal of Financial Intermediation* 19 (3):418-437.
- Agarwal, S., S. Chomsisengphet, C. Liu, and S. G. Rhee. 2003. Earnings management during distinct periods of capital demand: Evidence from Japanese banks. *Working Paper*.
- Ahmed, A. S., M. Neel, and D. Wang. 2013. Does mandatory adoption of IFRS improve accounting quality? Preliminary evidence. *Contemporary Accounting Research* 30 (4):1344-1372.
- Ahmed, A. S., C. Takeda, and S. Thomas. 1999. Banks loan loss provision: A reexamination of capital management and signaling effects. *Journal of Accounting and Economics* 28 (1):1-25.
- Anderson, R. C., and D. R. Fraser. 2000. Corporate control, bank risk taking, and the health of the banking industry. *Journal of Banking & Finance* 24 (8):1383-1398.
- Ball, R., and L. Shivakumar. 2005. Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1):83-128.
- Bandyopadhyay, S. P., C. Chen, A. G. Huang, and R. Jha. 2010. Accounting conservatism and the temporal trends in current earnings' ability to predict future cash flows versus future earnings: Evidence on the trade-off between relevance and reliability. *Contemporary Accounting Research* 27 (2):413-460.
- Barancik, S. 1999. Comptroller asks congress to curb SEC in dispute over loan reserves. *American Banker* 164 (99):1-2.
- Barth, J. R., G. C. Jr., and R. Levine. 2004. Bank regulation and supervision: what works best? *Journal of Financial Intermediation* 13 (2):205-248.
- Barth, J. R., C. Lin, Y. Ma, J. Seade, and F. M. Song. 2013. Do bank regulation, supervision and monitoring enhance or impede bank efficiency? *Journal of Banking & Finance* 37 (8):2879-2892.
- Barth, M. E. 2006. Including estimates of the future in today's financial statements. *Accounting Horizons* 20 (3):271-285.
- Basu, S. 1997. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 24 (1):3-37.
- Beatty, A., S. L. Chamberlain, and J. Magliolo. 1995. Managing financial reports of commercial banks: The influence of taxes, regulatory capital, and earnings. *Journal of Accounting Research* 33 (2):231-261.
- Beatty, A., and S. Liao. 2011. Do delays in expected loss recognition affect banks' willingness to lend? *Journal of Accounting and Economics* 52 (1):1-20.
- Beatty, A., and S. Liao. 2013. Financial accounting in the banking industry: A review of the

- empirical literature. *Working Paper*.
- Beatty, A. L., B. Ke, and K. R. Petroni. 2002. Earnings management to avoid earnings declines across publicly and privately held banks. *The Accounting Review* 77 (3):547-570.
- Beaver, W., C. Eger, S. Ryan, and M. Wolfson. 1989. Financial reporting, supplemental disclosures, and bank share prices. *Journal of Accounting Research* 27 (2):157-178.
- Beaver, W. H., and E. E. Engel. 1996. Discretionary behavior with respect to allowances for loan losses and the behavior of security prices. *Journal of Accounting and Economics* 22 (1-3):177-206.
- Beaver, W. H., and S. G. Ryan. 2005. Conditional and unconditional conservatism: Concepts and modeling. *Review of Accounting Studies* 10 (2-3):269-309.
- Bebchuk, L., A. Cohen, and A. Ferrell. 2009. What matters in corporate governance? *Review of Financial Studies* 22 (2):783-827.
- Beck, P. J., and G. S. Narayanamoorthy. 2013. Did the SEC impact banks' loan loss reserve policies and their informativeness? *Journal of Accounting and Economics* 56 (2-3, Supplement 1): 42-65.
- Beltratti, A., and R. M. Stulz. 2012. The credit crisis around the globe: Why did some banks perform better? *Journal of Financial Economics* 105 (1):1-17.
- Berger, A. N., and C. H. S. Bouwman. 2013. How does capital affect bank performance during financial crises? *Journal of Financial Economics* 109 (1):146-176.
- Berger, A. N., T. Kick, and K. Schaeck. 2014. Executive board composition and bank risk taking. *Journal of Corporate Finance* 28:48-65.
- Berger, A. N., and G. F. Udell. 1995. Relationship Lending and Lines of Credit in Small Firm Finance. *Journal of Business* 68 (3):351-382.
- Bernanke, B. S., C. S. Lown, and B. M. Friedman. 1991. The credit crunch. *Brookings Papers on Economic Activity* 1991 (2):205-247.
- Bank for International Settlements (BIS). 2011. Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems.
- BIS. 2013. Comment letter, "Exposure Draft (ED/2013/3) Financial Instruments: Expected Credit Losses."
- Bliss, J. H. 1924. *Management through accounts*. The Ronald Press Co.
- Bouvatier, V., L. Lepetit, and F. Strobel. 2014. Bank income smoothing, ownership concentration and the regulatory environment. *Journal of Banking & Finance* 41:253-270.
- Brav, A., C. Geczy, and P. A. Gompers. 2000. Is the abnormal return following equity issuances anomalous? *Journal of Financial Economics* 56 (2):209-249.
- Brewer III, E., H. Genay, W. C. Hunter, and G. G. Kaufman. 2003. The value of banking relationships during a financial crisis: Evidence from failures of Japanese banks. *Journal of*

- the Japanese and International Economies* 17 (3):233-262.
- Brown Jr., W. D., H. He, and K. Teitel. 2006. Conditional conservatism and the value relevance of accounting earnings: An international study. *European Accounting Review* 15 (4):605-626.
- Burgstahler, D., and I. Dichev. 1997. Earnings management to avoid earnings decreases and losses. *Journal of Accounting and Economics* 24 (1):99-126.
- Burgstahler, D., and M. Eames. 2006. Management of earnings and analysts' forecasts to achieve zero and small positive earnings surprises. *Journal of Business Finance & Accounting* 33 (5-6):633-652.
- Bushman, R. M., and C. D. Williams. 2012. Accounting discretion, loan loss provisioning, and discipline of banks' risk-taking. *Journal of Accounting and Economics* 54 (1):1-18.
- Bushman, R. M., and C. D. Williams. 2013. Delayed expected loss recognition and the risk profile of banks. *Working Paper*.
- Caballero, R. J., T. Hoshi, and A. K. Kashyap. 2008. Zombie lending and depressed restructuring in Japan. *The American Economic Review* 98 (5):1943-1977.
- Carhart, M. M. 1997. On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance* 52 (1):57-82.
- Chen, C. R., T. L. Steiner, and A. M. Whyte. 2006. Does stock option-based executive compensation induce risk-taking? An analysis of the banking industry. *Journal of Banking & Finance* 30 (3):915-945.
- Cohen, L. J., M. M. Cornett, A. J. Marcus, and H. Tehranian. 2014. Bank earnings management and tail risk during the financial crisis. *Journal of Money, Credit and Banking* 46 (1):171-197.
- Collins, J. H., D. A. Shackelford, and J. M. Wahlen. 1995. Bank differences in the coordination of regulatory capital, earnings, and taxes. *Journal of Accounting Research* 33 (2):263-291.
- Curcio, D., and I. Hasan. 2015. Earnings and capital management and signaling: the use of loan-loss provisions by European banks. *The European Journal of Finance* 21 (1):26-50.
- DeBoskey, D. G., and W. Jiang. 2012. Earnings management and auditor specialization in the post-sox era: An examination of the banking industry. *Journal of Banking & Finance* 36 (2):613-623.
- Dechow, P. M., W. Ge, and C. Schrand. 2010. Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of Accounting and Economics* 50 (2-3):344-401.
- DeGeorge, F., J. Patel, and R. Zeckhauser. 1999. Earnings management to exceed thresholds. *The Journal of Business* 72 (1):1-33.
- Dugan, J. C. 2009. *Speech, Loan loss provisioning and pro-cyclicality*.
(<http://www.occ.gov/news-issuances/speeches/2009/pub-speech-2009-16.pdf>から収集, 2014/12/18にアクセス) .

- Easley, D., and M. O'Hara. 2004. Information and the Cost of Capital. *The Journal of Finance* 59 (4):1553-1583.
- Elliott, J. A., J. D. Hanna, and W. H. Shaw. 1991. The evaluation by the financial markets of changes in bank loan loss reserve levels. *The Accounting Review* 66 (4):847-861.
- Ernst&Young. 2004. *International GAAP 2005*. Butterworths. (新日本監査法人訳. 2005. International GAAP 2005 第2巻金融商品』レクシスネクシス・ジャパン) .
- Fama, E. F., and K. R. French. 1993. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics* 33 (1):3-56.
- Fama, E. F., and K. R. French. 2010. Luck versus skill in the cross-section of mutual fund returns. *The Journal of Finance* 65 (5):1915-1947.
- Financial Accounting Standards Board (FASB). 1975. *Statement of Financial Accounting Standards No.5 "Accounting for Contingencies."*
- FASB. 1993. *Statement of Financial Accounting Standards No.114 "Accounting by Creditors for Impairment of a Loan."*
- FASB. 2012a. *Proposed Accounting Standards Update "Financial instrument—Credit losses (Subtopic 825-15)."*
- FASB. 2012b. *In Focus, Proposed Accounting Standards Update—Financial Instruments—Credit Losses (Subtopic 825-15).*
- Financial Crisis Advisory Group (FCAG). 2009. *Report of the financial crisis advisory group.*
- Fonseca, A. R., and F. Gonzalez. 2008. Cross-Country determinants of bank income smoothing by managing loan-loss provisions. *Journal of Banking & Finance* 32 (2):217-228.
- Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson, and K. Schipper. 2004. Costs of Equity and Earnings Attributes. *The Accounting Review* 79 (4):967-1010.
- Francis, J. R., and X. Martin. 2010. Acquisition profitability and timely loss recognition. *Journal of Accounting and Economics* 49 (1-2):161-178.
- Freedman, D., and P. Diaconis. 1981. On the histogram as a density estimator: L₂ theory. *Probability Theory and Related Fields* 57 (4):453-476.
- Financial Stability Board (FSB). 2009. *Improving financial regulation: Report of the Financial Stability Board to G20 leaders.*
- Financial Stability Forum (FSF). 2009a. *Report of the FSF working group on provisioning.*
- FSF. 2009b. *Report of the financial stability forum on addressing procyclicality in the financial system.*
- Garcia-Lara, J. M., B. G. Osma, and F. Penalva. 2010. Accounting conservatism and firm investment efficiency. *Working Paper.*
- Garcia-Lara, J. M., B. G. Osma, and F. Penalva. 2011. Conditional conservatism and cost of capital. *Review of Accounting Studies* 16 (2):247-271.

- Gebhardt, G., and Z. Novotny-Farkas. 2011. Mandatory IFRS Adoption and Accounting Quality of European Banks. *Journal of Business Finance & Accounting* 38 (3):289-333.
- Gompers, P., J. Ishii, and A. Metrick. 2003. Corporate Governance and Equity Prices. *The Quarterly Journal of Economics* 118 (1):107-156.
- Gow, I. D., G. Ormazabal, and D. J. Taylor. 2010. Correcting for Cross-Sectional and Time-Series Dependence in Accounting Research. *The Accounting Review* 85 (2):483-512.
- Griffin, P. A., and S. J. R. Wallach. 1991. Latin American lending by major U.S. banks: The effects of disclosures about nonaccrual loans and loan loss provisions. *The Accounting Review* 66 (4):830-846.
- Hasan, I., and L. D. Wall. 2004. Determinants of the loan loss allowance: Some cross-country comparisons. *The Financial Review* 39 (1):129-152.
- Healy, P. M. 1985. The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7 (1-3):85-107.
- Hoshi, T., and A. K. Kashyap. 2004. Japan's financial crisis and economic stagnation. *The Journal of Economic Perspectives* 18 (1):3-26.
- Houston, J. F., C. Lin, P. Lin, and Y. Ma. 2010. Creditor rights, information sharing, and bank risk taking. *Journal of Financial Economics* 96 (3):485-512.
- Hung, M. 2001. Accounting standards and value relevance of financial statements: An international analysis. *Journal of Accounting and Economics* 30 (3):401-420.
- Hwang, L., C.-L. Jan, and S. Basu. 1996. Loss firms and analysts' earnings forecast errors. *The Journal of Financial Statement Analysis* 1 (2):18-30.
- International Accounting Standards Board (IASB). 2003. *IAS39 "Financial Instruments: Recognition and Measurement."*
- IASB. 2010. *The conceptual framework for financial reporting.*
- IASB. 2013a. *Exposure Draft ED/2013/3 "Financial Instruments: Expected Credit Losses"* (公開草案ED/2013/3『金融商品：予想信用損失』)。
- IASB. 2013b. Financial instruments: Impairment, Outreach feedback summary—Fieldwork. *IASB Meeting, Staff paper, Agenda paper 5B, 22-26 July.*
- IASB. 2014a. *IFRS9 "Financial Instruments."*
- IASB. 2014b. *Project summary, IFRS9 Financial Instruments.*
- IASB, and FASB. 2009. Information for observers, Loan loss provisioning, Analysis of alternatives, *Agenda paper 7A.*
- IFRS Foundation. 2013. *Constitution.*
- Ivashina, V., and D. Scharfstein. 2010. Bank lending during the financial crisis of 2008. *Journal of Financial Economics* 97 (3):319-338.
- Jackson, S. B., and X. Liu. 2010. The allowance for uncollectible accounts, conservatism, and

- earnings management. *Journal of Accounting Research* 48 (3):565-601.
- Jensen, M. C. 1986. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review* 76 (2):323-329.
- Jin, J. Y., K. Kanagaretnam, G. J. Lobo, and R. Mathieu. 2013. Impact of FDICIA internal controls on bank risk taking. *Journal of Banking & Finance* 37 (2):614-624.
- Jung, B., N. Soderstrom, and S. Yang. 2013. Earnings Smoothing Activities of Firms to Manage Credit Ratings. *Contemporary Accounting Research* 30 (2):645-676.
- Kanagaretnam, K., J. Jin, and G. Lobo. 2014b. Bank accounting conservatism, risk taking and earnings management. *Working Paper*.
- Kanagaretnam, K., C. Y. Lim, and G. J. Lobo. 2010. Auditor reputation and earnings management: International evidence from the banking industry. *Journal of Banking & Finance* 34 (10):2318-2327.
- Kanagaretnam, K., C. Y. Lim, and G. J. Lobo. 2014a. Influence of national culture on accounting conservatism and risk-taking in the banking industry. *The Accounting Review* 89 (3):1115-1149.
- Kanagaretnam, K., G. J. Lobo, and D. H. Yang. 2005. Determinants of signaling by banks through loan loss provisions. *Journal of Business Research* 58 (3):312-320.
- Kang, J. K., and R. Stulz. 2000. Do banking shocks affect borrowing firm performance? An analysis of the Japanese experience. *Journal of Business* 73 (1):1-23.
- Kaplan, S. N. 1994. Top executive rewards and firm performance: A comparison of Japan and the United States. *Journal of Political Economy* 102 (3):510-546.
- Khan, M., and R. L. Watts. 2009. Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism. *Journal of Accounting and Economics* 48 (2-3):132-150.
- Kilic, E., G. J. Lobo, T. Ranasinghe, and K. Sivaramakrishnan. 2013. The impact of SFAS 133 on income smoothing by banks through loan loss provisions. *The Accounting Review* 88 (1):233-260.
- Kim, B. H., and M. Pevzner. 2010. Conditional accounting conservatism and future negative surprises: An empirical investigation. *Journal of Accounting and Public Policy* 29 (4):311-329.
- Kim, J. B., and L. Zhang. 2014. Accounting conservatism and stock price crash risk: firm-level evidence. *Contemporary Accounting Research* (forthcoming).
- Kim, M., and W. Kross. 2005. The ability of earnings to predict future operating cash flows has been increasing—Not decreasing. *Journal of Accounting Research* 43 (5):753-780.
- Konishi, M., and Y. Yasuda. 2004. Factors affecting bank risk taking: Evidence from Japan. *Journal of Banking & Finance* 28 (1):215-232.
- Kothari, S. P., S. Shu, and P. D. Wysocki. 2009. Do Managers Withhold Bad News? *Journal of*

- Accounting Research* 47 (1):241-276.
- KPMG. 2014. *First Impressions: IFRS9 Financial Instruments* (有限責任あずさ監査法人訳. 2014. 『IFRS最新基準書の初見分析：IFRS第9号「金融商品」』) .
- Kravet, T. D. 2014. Accounting conservatism and managerial risk-taking: Corporate acquisitions. *Journal of Accounting and Economics* 57 (2-3):218-240.
- Laeven, L., and R. Levine. 2009. Bank governance, regulation and risk taking. *Journal of Financial Economics* 93 (2):259-275.
- Leuz, C., D. Nanda, and P. D. Wysocki. 2003. Earnings management and investor protection: an international comparison. *Journal of Financial Economics* 69 (3):505-527.
- Leventis, S., P. Dimitropoulos, and S. Owusu-Ansah. 2013. Corporate Governance and Accounting Conservatism: Evidence from the Banking Industry. *Corporate Governance: An International Review* 21 (3):264-286.
- Leventis, S., P. E. Dimitropoulos, and A. Anandarajan. 2011. Loan loss provisions, earnings management and capital management under IFRS: The case of EU commercial banks. *Journal of Financial Services Research* 40 (1-2):103-122.
- Levitt, A. 1998. *Speech, The number game*.
(<http://www.sec.gov/news/speech/speecharchive/1998/spch220.txt>から収集, 2014/12/4 にアクセス) .
- Li, L., M. L. Z. Ma, and F. Wu. 2013. Earnings smoothing and systemic risk in the banking industry. *Working Paper*.
- Lim, C. Y., E. Lee, A. Kausar, and M. Walker. 2014. Bank accounting conservatism and bank loan pricing. *Journal of Accounting and Public Policy* 33 (3):260-278.
- Liu, C. C., and S. G. Ryan. 1995. The effect of bank loan portfolio composition on the market reaction to and anticipation of loan loss provisions. *Journal of Accounting Research* 33 (1):77-94.
- Lobo, G. J., and D. H. Yang. 2001. Bank managers' heterogeneous decisions on discretionary loan loss provisions. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 16 (3):223-250.
- Matsumoto, D. A. 2002. Management's incentives to avoid negative earnings surprises. *The Accounting Review* 77 (3):483-514.
- Miyajima, H., and Y. Yafeh. 2007. Japan's banking crisis: An event-study perspective. *Journal of Banking & Finance* 31 (9):2866-2885.
- Moeller, S. B., F. P. Schlingemann, and R. M. Stulz. 2004. Firm size and the gains from acquisitions. *Journal of Financial Economics* 73 (2):201-228.
- Moyer, S. E. 1990. Capital adequacy ratio regulations and accounting choices in commercial banks. *Journal of Accounting and Economics* 13 (2):123-154.
- Myers, S. C. 1977. Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics* 5

- (2):147-175.
- Nichols, D. C., J. M. Wahlen, and M. M. Wieland. 2009. Publicly traded versus privately held: implications for conditional conservatism in bank accounting. *Review of Accounting Studies* 14 (1):88-122.
- Ogawa, K., E. Sterken, and I. Tokutsu. 2009. Multiple Bank Relationships and the Main Bank System: Evidence from a Matched Sample of Japanese Small Firms and Main Banks. In: Calcagnini, G. and E. Saltari. 2009. *The Effects of Market Imperfections on Economic Decision-Making*. Physica-Verlag.
- Pathan, S. 2009. Strong boards, CEO power and bank risk-taking. *Journal of Banking & Finance* 33 (7):1340-1350.
- Peek, J., and E. S. Rosengren. 2005. Unnatural selection: Perverse incentives and the misallocation of credit in Japan. *The American Economic Review* 95 (4):1144-1166.
- Penman, S. H., and X.-J. Zhang. 2002. Accounting conservatism, the quality of earnings, and stock returns. *The Accounting Review* 77 (2):237-264.
- Petersen, M. A. 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of Financial Studies* 22 (1):435-480.
- Petersen, M. A., and R. G. Rajan. 1994. The benefits of lending relationships: Evidence from small business data. *Journal of Finance* 49 (1):3-37.
- Pinnuck, M., and A. M. Lillis. 2007. Profits versus losses: Does reporting an accounting loss act as a heuristic trigger to exercise the abandonment option and divest employees? *The Accounting Review* 82 (4):1031-1053.
- Puffer, S. M., and J. B. Weintrop. 1991. Corporate performance and CEO turnover: The role of performance expectations. *Administrative Science Quarterly* 36 (1):1-19.
- Roberts, M. R., and T. M. Whited. 2013. Endogeneity in empirical corporate finance. In: Constantinides, G. M., M. Harris and R. M. Stulz. 2013. *Handbook of the Economics of Finance*. North Holland.
- Roy, A. D. 1952. Safety first and the holding of assets. *Econometrica* 20 (3):431-449.
- Saurina, J. 2009. Loan loss provisions in Spain: A working macroprudential tool. *Estabilidad Financiera* No.17:9-26.
- Scott, W. R. 2006. *Financial Accounting Theory*. 4th ed: Prentice Hall. (太田康広, 椎葉淳, 西谷順平訳. 2008年. 『財務会計の理論と実証』中央経済社).
- Scott, W. R. 2011. *Financial Accounting Theory*. 6th ed: Prentice Hall.
- Shen, C.-H., and H. L. Chih. 2005. Investor protection, prospect theory, and earnings management: An international comparison of the banking industry. *Journal of Banking & Finance* 29 (10):2675-2697.
- Shrieves, R. E., and D. Dahl. 2003. Discretionary accounting and the behavior of Japanese banks

- under financial duress. *Journal of Banking & Finance* 27 (7):1219-1243.
- Shyam-Sunder, L., and S. C. Myers. 1999. Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure. *Journal of Financial Economics* 51 (2):219-244.
- Skinner, D. J., and R. G. Sloan. 2002. Earnings Surprise, Growth Expectations, and Stock Returns or Don't Let an Earnings Torpedo Sink Your Portfolio. *Review of Accounting Studies* 7 (2-3):289-312.
- Skinner, D. J. 2008. The rise of deferred tax assets in Japan: The role of deferred tax accounting in the Japanese banking crisis. *Journal of Accounting and Economics* 46 (2-3):218-239.
- Sood, H. A. E. 2012. Loan loss provisioning and income smoothing in US banks pre and post the financial crisis. *International Review of Financial Analysis* 25:64-72.
- Sutton, M. H. 1997. *Speech, Current developments in financial reporting: Perspectives from the SEC*. (<http://www.sec.gov/news/speech/speecharchive/1997/spch195.txt>から収集, 2014/12/4にアクセス) .
- Tabak, B. M., D. M. Fazio, and D. O. Cajueiro. 2012. The relationship between banking market competition and risk-taking: Do size and capitalization? *Journal of Banking & Finance* 36 (12):3366-3381.
- Tett, G. 2003. *Saving the sun: A Wall Street gamble to rescue Japan from its trillion-dollar meltdown*. HarperCollins Publishers, Inc.
- Thompson, S. B. 2011. Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time. *Journal of Financial Economics* 99 (1):1-10.
- Tucker, J. W., and P. A. Zarowin. 2006. Does Income Smoothing Improve Earnings Informativeness? *The Accounting Review* 81 (1):251-270.
- Wahlen, J. M. 1994. The nature of information in commercial bank loan loss disclosure. *The Accounting Review* 69 (3):455-478.
- Wall, L. D., and T. W. Koch. 2000. Bank loan-loss accounting: a review of theoretical and empirical evidence. *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review* 85 (2):1-19.
- Watts, R. L. 2003. Conservatism in accounting Part I: Explanations and implications. *Accounting Horizons* 17 (3):207-221.
- Weinstein, D. E., and Y. Yafeh. 1998. On the costs of a bank-centered financial system: Evidence from the changing main bank relations in Japan. *The Journal of Finance* 53 (2):635-672.
- Wooldridge, J. M. 2008. *Introductory econometrics: A modern approach*. 4 ed: South-Western.
- 秋葉賢一. 2012. 「金融危機と規制当局, 基準設定主体の対応」大日方隆編『金融危機と会計規制—公正価値測定の誤謬』中央経済社.
- 新井清光. 1975. 『財務会計論』中央経済社.
- 砂川伸幸・川北英隆・杉浦秀徳. 2008. 『日本企業のコーポレートファイナンス』日本経済新聞出版社.

- 石川博行. 2000. 『連結会計情報と株価形成』千倉書房.
- 伊藤邦雄. 1992a. 「連結決算制度に対するわが国証券市場の学習効果-1-」『会計』第142巻第1号：75-87頁.
- 伊藤邦雄. 1992b. 「連結決算制度に対するわが国証券市場の学習効果-2-」『会計』第142巻第2号：274-286頁.
- 伊藤邦雄. 2009. 「会計基準のコンバージェンスと会計研究—グローバル無形資産財務報告への布石」『企業会計』第61巻第1号：32-41頁.
- 岩崎美智和. 2007. 『不良債権処理の制度的枠組みの変遷』埼玉大学博士論文.
- 植田玉青. 2007. 「銀行による自己資本比率の裁量的調整行動に関する実証分析」『産業経理』第67巻第3号：125-135頁.
- 梅澤俊浩・後藤尚久. 2012. 「地方銀行の裁量的な利益調整行動」『第71回日本会計研究学会全国大会予稿集』.
- 太田浩司. 2005. 「予想利益の精度と価値関連性—I/B/E/S, 四季報, 経営者予想の比較—」『現代ファイナンス』第18号：141-159頁.
- 太田浩司. 2007. 「業績予想における経営者予想とアナリスト予想の役割」『証券アナリストジャーナル』第45巻第8号：54-66頁.
- 太田浩司・斉藤哲朗・吉野貴晶・川井文哉. 2012. 「CAPM, Fama-French 3ファクターモデル, Carhart 4ファクターモデルによる資本コストの推定方法について」『関西大学商学論集』第57巻第2号：1-24頁.
- 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頁.
- 越智信仁・諸田崇義・米谷達哉. 2010. 「期待損失モデルに対する情報インダクタンスからの一考察—IASB公開草案（金融資産の減損処理）を踏まえて—」『IMESディスカッション・ペーパー・シリーズ』2010-J-15.
- 音川和久. 1998. 「不良債権の会計情報と株価形成」『会計』第154巻第2号：201-213頁.
- 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』第18巻第4号：300-320頁.
- 大日方隆. 2002. 「利益の概念と情報価値（2）—純利益と包括利益—」斎藤静樹編『会計基準の基礎概念』中央経済社.
- 大日方隆. 2006. 「多段階利益の持続性, 資本化係数とValue Relevance—日本式損益計算書における多段階利益の特性—」『経済学論集』第72巻第2号：18-84頁.
- 企業会計基準委員会. 2006. 『討議資料『財務会計の概念フレームワーク』』.
- 企業会計基準委員会. 2008. 『企業会計基準第10号金融商品に関する会計基準』.
- 企業会計基準委員会. 2009. 『金融商品会計の見直しに関する論点整理』.
- 企業会計基準委員会. 2010. 『金融商品会計基準（金融資産の分類及び測定）の見直しに関する検討状況の整理』.

- 企業会計基準委員会・国際会計基準審議会. 2007. 『会計基準のコンバージェンスの加速化に向けた取組みへの合意』.
- 銀行経理問題研究会. 2012. 『銀行経理の実務第8版』 一般社団法人金融財政事情研究会. 金融庁. 2005. 『金融検査に関する基本指針』.
- 草野真樹. 2009. 「金融資産の減損—FASBとIASBの会計基準の相違点と検討課題」 『企業会計』 第61巻第7号 : 58-66頁.
- 草野真樹. 2010. 「金融資産の減損処理を巡る動向とその特徴」 『日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズ』 2010-J-12.
- 斎藤静樹. 2008. 「コンバージェンスの未解決論点—海外の学会論調から—」 『企業会計』 第60巻第1号 : 4-10頁.
- 坂井功治. 2009. 「日本企業における資金調達行動」 『経済分析』 第182号 : 70-93頁.
- 桜井久勝. 1992. 「親会社利益と連結利益の情報内容比較」 『国民経済雑誌』 第166巻第5号 : 89-109頁.
- 島田佳憲. 2013. 『自社株買いと会計情報』 中央経済社.
- 新日本有限責任監査法人. 2014. 『IFRS developments, IFRS第9号「金融商品」(予想信用損失)の公表』.
- 関根敏隆・小林慶一郎・才田友美. 2003. 「いわゆる「追い貸し」について」 『金融研究』 第22巻第1号 : 129-156頁.
- 全国銀行協会. 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. 2013a. 『米国財務会計基準審議会 (FASB) 公開草案「金融商品—信用損失」に対する意見について』.
- 全国銀行協会. 2013b. 『国際会計基準審議会 (IASB) 「公開草案 (金融商品 : 予想信用損失)」に対する意見について』.
- 高須悠介. 2013. 「利益平準化行動と株主資本コスト」 『一橋商学論叢』 第8巻第1号 : 26-39頁.
- 高須悠介. 2014. 「銀行業における貸倒引当金の非対称的計上行動」 『会計プロGRESS』 第15号 : 74-86頁.
- 高橋俊樹. 2012. 『実例に学ぶ金融機関の債権償却第5版-自己査定における実務対応』 金融財政事情研究会.
- 内閣府. 2009. 『平成21年度年次経済財政報告—危機の克服と持続的回復への展望—』.
- 中野誠. 2009. 『業績格差と無形資産—日米欧の実証研究』 東洋経済新報社.
- 中野誠・大坪史尚・高須悠介. 2014. 「会計上の保守主義が企業の投資水準・リスクテイク・株主価値に及ぼす影響」 『日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズ』 2014-J-4.
- 中野誠・高須悠介. 2012. 「利益平準化行動がアナリスト予想と固有株式リターン・ボラ

- ティリティに及ぼす影響」『金融研究』第31巻第4号：175-214頁。
- 中野誠・高須悠介. 2013. 「日本における銀行会計研究の意義」『會計』第184巻第6号：106-117.
- 日本銀行. 2013. 『2013年度の考査の実施方針等について』.
- 日本銀行金融研究所. 2014a. 「ワークショップ「公正価値評価の拡大が会計の契約支援機能に与える影響について」の様相」『金融研究』第33巻第1号：1-28頁.
- 日本銀行金融研究所. 2014b. 「ワークショップ「コーポレート・ガバナンスが企業の会計戦略を通じて企業価値に与える影響について」の様相」『IMESディスカッション・ペーパー・シリーズ』2014-J-7.
- 日本公認会計士協会. 2008. 『金融商品会計に関する実務指針』.
- 日本公認会計士協会. 2012. 『銀行等金融機関の資産の自己査定並びに貸倒償却及び貸倒引当金の監査に関する実務指針』.
- 野間幹晴. 2001. 「貸倒引当金をめぐる経営者の裁量的行動と証券市場」『一橋論叢』第126巻第5号：584-600頁.
- 長谷川茂男. 2009. 『米国財務会計基準の実務』中央経済社.
- 広田真一. 2009. 「日本のメインバンク関係：モニタリングからリスクヘッジへ」『RIETI Discussion Paper Series』.
- 三井住友フィナンシャルグループ. 2014. 『米国証券取引委員会宛年次報告書 (Form 20-F) の提出について』 (http://www.smbc.co.jp/news/html/j200882/j200882_01.htmlから収集, 2014/12/18にアクセス) .
- 三菱UFJリサーチ&コンサルティング. 2014. 『諸外国における金融制度の概要』金融庁委託調査.
- 矢瀬敏彦. 2008. 「日本の銀行における裁量的会計行の分析－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頁.
- 山形武裕・國村道雄. 2003. 「わが国の会計ビッグバン期における連結情報の株価関連性の変化」『現代ディスクロージャー研究』第4号：21-32頁.
- 山形武裕・三澤哲也・國村道雄. 2005. 「連結情報と単体情報の株価関連性におけるモデル説明力の比較」『現代ディスクロージャー研究』第6号：3-13頁.
- 山本拓. 1995. 『計量経済学』新世社.
- 有限責任あずさ監査法人. 2012. 『銀行業の会計実務』中央経済社.