

貸倒引当金の保守性と利益評価

高 須 悠 介 中 野 誠

1. はじめに

本稿では、期待信用損失に対する積極的な貸倒引当金の引当行動として定義した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う。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うるのかについて示唆を得ることが本稿の狙いである。

近年、金融資産の減損モデル¹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) への移行に関する議論が国際的に活発に行われてきた。この背景には発生損失モデルに対する2つの懸念がある。1つは金融機関の与信行動に対する影響である。2000年代後半の世界的な金融危機において、従来型の発生損失モデルに基づく貸倒引当金の会計処理が銀行の与信行動と景気循環との関係性を高める景気循環増幅効果を有していたとする懸念が多く表明されてきた²。これは発生損失モデルが減損の客観的な証拠を減損計上の要件として要求していたことに起因している。そのため、好況時には減損の客観的証拠が得られにくく、銀行はリスクの高い与信を行うことで短期的な利益極大化が可能となる一方、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。特に、銀行には自己資本比率規制が課されており、金融資産の減損に伴う貸倒引当金の計上によるレバレッジの変動 (上昇) を資産 (貸出金) や負債の制御を通じて相殺するインセンティブを有している可能性がある³。

もう1つは、会計情報の意思決定有用性に対する影響である。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指摘されている。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。実際、期待信用損失モデルへ

¹ 本稿で注目している貸倒引当金の会計処理は国際的には金融資産の減損処理として扱われている。

² 例えば、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] など。

³ この論点に関しては草野 [2010] に詳しい。

移行するために検討・公表された米国の会計基準更新書案 (Proposed Accounting Standards Update : ASU案)「金融商品—信用損失 (サブトピック825-15)」や国際財務報告基準 (International Financial Reporting Standards : IFRS) 第9号ではその導入の目的として財務諸表利用者の意思決定有用性の改善を掲げている (ASU案825-15-BC2, p.134およびIFRS第9号, para.1.1)。本稿ではこれら2つの視点のうち、後者の立場から分析を進める。

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る。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。

ここで、期待信用損失をどのように捉えるかが実証上の課題となる。本来、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影響を捉えるのであれば、移行前後のデータを用いることが最善手である。しかしながら、期待信用損失モデルは検討・公表段階であり、期待信用損失モデルに基づくデータは利用可能でない。そこで、本稿ではクロスセクション (銀行間) での貸倒引当金水準の差異に注目して分析を進める。先行研究によれば、発生損失モデルから期待信用損失モデルへの移行は銀行の貸倒引当金の水準を平均的に押し上げること (IASB, 2013)、および貸倒引当金の会計実務において裁量性が存在し、銀行間で貸倒引当金計上行動が異なること (Nichols et al., 2009; Gebhardt et al., 2011; Leventis et al., 2013) が確認されている。そのため、クロスセクションでの貸倒引当金水準の差異から期待信用損失に起因して生じていると考えられる部分を抽出することで、期待信用損失を反映した貸倒引当金のもたらす情報内容を検討することが可能であると考えられる。

本稿の分析は次の2点から意義があるものと考えられる。第1に、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、上述の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。本稿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、これまでの先行研究で用いられてきた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。本稿では、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、当該観測値の貸倒引当金の保守性の代理変数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、本稿で示されるような、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、本稿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。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では先行研究の整理を通じて、本稿で検証する仮説を構築する。第3節ではリサーチ・デザインについて説明する。第4節ではサンプルの抽出を行い、第5節で主分析結果及び頑健性分析の結果を提示する。第6節で本稿の分析結果を整理する。

2. 先行研究と仮説

2.1 先行研究

本稿では貸倒引当金の保守性が投資家による利益評価に対して及ぼす影響に関して分析を行う。貸倒引当金に対する市場評価に関して、これまでの先行研究は貸倒引当金そのものの価値関連性（及びリスク関連性）に注目している（Beatty and Liao, 2014）。この分野の初期の研究としては、Beaver et al. [1989] が挙げられる。彼らはその分析から、貸倒引当金のストック情報が株式時価総額との間に有意な正の関係を有していることを発見している。この結果に関して、貸倒引当金の繰り入れは利益に大きな影響を与えるため、貸倒引当金の高さは銀行の収益力に対する経営者の自信の現れであると彼らは解釈している。Beaver et al. [1989] の研究を皮切りに、このような貸倒引当金のシグナリング仮説が先行研究では分析されてきている（Beaver and Engel, 1996；音川, 1998；Ahmed et al., 1999；Lobo and Yang, 2001；野間, 2001；Kanagaretnam et al., 2005；Curcio and Hasan, 2015）。例えば、Beaver and Engel [1996] は貸倒引当金を裁量部分と非裁量部分に区分し、それぞれと株式価値との関係性について分析している。その分析から、貸倒引当金の非裁量部分については株式価値と負の関係にある一方で、裁量部分に関しては株式価値と正の関係にあることを報告している。非裁量部分は不良債権等の債権ポートフォリオの質を捉える一方で、裁量部分は経営者による会計上の裁量を捉えているのであれば、この結果は貸倒引当金のシグナリング仮説を支持しているといえる。また貸倒引当金純繰入額と将来利益の関係性から、Kanagaretnam et al. [2005] は貸倒引当金を通じたシグナリング仮説に関して分析を行っている。彼らは当期の貸倒引当金純繰入額が将来利益変化⁴と正の関係性を有していることを報告している。当期の貸倒引当金純繰入額が高いほど、将来利益が増加する傾向にあることは、将来の収益性の高さという私的情報を経営者が貸倒引当金を通じて伝達しているとするシグナリング仮説と整合的である。ただし、Ahmed et al. [1999] やLobo and Yang [2001], Curcio and Hasan [2015] の分析では、シグナリング仮説の検証結果がリサーチ・デザインの違い（分析期間、分析対象、回帰モデル）によって一貫しないことが報告されている。

⁴ 将来利益としては貸倒引当金控除前利益が用いられている。

上述の先行研究は米国の銀行に注目した先行研究であり、日本の銀行を対象とした先行研究としては、音川 [1998] 及び野間 [2001] が挙げられる。音川 [1998] は1993年から1997年までの東京証券取引所第一部に上場している銀行を対象として、株式時価総額と不良債権及び貸倒引当金との関係性について分析している。音川 [1998] はその分析から、株式価値とストックの貸倒引当金の間に負の関係が存在することを発見し、Beaver et al. [1989] とは異なる結果を得ている。他方で、野間 [2001] は東京・大阪・名古屋・福岡・札幌の各証券取引所に上場する銀行の1999年3月期決算を対象として、貸倒引当金の裁量部分、非裁量部分を識別した上で株式価値との関係性について分析を行っている。その分析から、野間 [2001] はBeaver and Engel [1996] と同様の結果を得ている。つまり、音川 [1998] とBeaver et al. [1989] の結果の齟齬は、貸倒引当金の裁量部分と非裁量部分を識別していないことに起因していると考えられる。言い換えると、貸倒引当金には裁量部分と非裁量部分でそれぞれ株式価値に対して別々のインプリケーションを有しているため、貸倒引当金の裁量部分を識別しないことによって、結果が混在していると予想される。

これら先行研究と本稿の違いは、先行研究では貸倒引当金のストック情報もしくはフロー情報そのものに注目している一方で、本稿では貸倒引当金の計上プロセスを通じて算定される会計利益に対する投資家の評価の違いに焦点を絞っている点である。近年、利益の質の観点から分析が活発に行われており⁵、利益の質は会計情報の投資意思決定有用性を考える上での中核概念である。例えば、Dechow et al. [2010] はFASBの概念フレームワーク第1号を踏まえ、次のように利益の質を定義している。

“Higher quality earnings provide more information about the features of a firm’s financial performance that are relevant to a specific decision made by a specific decision-maker.”
(Dechow et al. [2010, p.344])

本稿では貸倒引当金の保守性が利益の質的特性にどのような影響を及ぼしているかに注目するために会計利益に注目し、会計利益評価に対して貸倒引当金の保守性が及ぼす影響に注目している。

銀行業に限らず、会計の保守性と株式価値関連性の関係性について扱っている先行研究としてはBrown Jr. et al. [2006]、Kim and Pevzner [2010] が挙げられる。Brown Jr. et al. [2006] は条件付保守主義の程度と株式価値関連性の関係性について、国際比較分析を行っている。その分析から、発生主義会計の程度が強い国の観測値ほど⁶、条件付保守主義が高い場合に利益の価値関連性が高まることを報告している。一般に（現金主義会計と比較して）発生主義会計の程度が高いほど、会計上の裁量が増加する。Hung [2001] は会計上の裁量の幅が大きいことによって、経営者の機会主義的行動が行われる可能性があるため、発生主義の程度が高い国の観測値ほど利益の価値関連性が低下するという仮説を実証している。Brown Jr. et al. [2006] は

⁵ 利益の質に関係する先行研究のサーベイとしてはDechow et al. [2010] が挙げられる。

⁶ ここで用いられている発生主義会計の程度に関する変数はHung [2001] の“accrual index”であり、この変数は各国の会計基準の中でも会計発生高に関係する11の基準（例えば、研究開発費の会計処理など）に注目して、各基準が発生主義寄りであれば1、現金主義寄りであれば0として、11基準の単純平均をとっている。

Hung [2001] を受けて、条件付保守主義の程度が高いほど会計上の裁量行動を抑止する可能性があるため (Watts, 2003), 発生主義会計の程度が高い国の観測値ほど、条件付保守主義の程度と価値関連性が正の関係にあるという仮説を構築し、実証している。

ただし、銀行業の貸倒引当金についてはこの関係性が成立するか否かは必ずしも明らかでない。貸倒引当金の計上には多分に経営者の裁量が含まれることが知られており、その業績への影響度が高い銀行業は、他の業種と比較して発生主義会計の程度が強いと考えられる。ここで貸倒引当金の保守性が高い場合は条件付保守主義の程度が高いと考えられるのであれば⁷, Brown Jr. et al. [2006] を踏まえると、貸倒引当金の保守性が高いほど、会計上の裁量行動、とりわけ利益増加型の会計政策を抑止する可能性がある。一方で、貸倒引当金は利益調整行動の温床となっている可能性もまた指摘されている。つまり、保守的に貸倒引当金を計上しておくことで、将来に業績が悪化した場合に貸倒引当金を取り崩す、もしくは繰り入れを限定的に留めることで利益を平準化する可能性がある。このような貸倒引当金の二面性は一般事業会社を対象とした保守主義の研究とは異なっている。なぜならば、一般には、(金融資産を除いて) 未実現の資産価値の減少は認識される一方で、未実現の資産価値の増加は認識されないためである。

Kim and Pevzner [2010] はイベント・スタディーを用いて、条件付保守主義の程度と利益サプライズに対する市場反応の違いについて分析を行っている。条件付保守主義の程度が高いほど、バッド・ニュースが速やかに利益情報に織り込まれるため、条件付保守主義の程度が低い企業の報告利益は真の業績 (経済的利益) よりも上方に乖離する傾向にあると予想される。条件付保守主義の程度が低いことによる報告利益の楽観バイアスがあるのであれば、そのような企業の利益サプライズを割引いて評価することになると考えられる。しかしながら、Kim and Pevzner [2010] はその分析から、条件付保守主義の程度と利益サプライズに対する市場反応の間に一貫した傾向を発見できていない。具体的には、彼らは複数の保守主義の代理変数を採用しており、代理変数によって結果が異なっている。本稿では彼らと異なり、単一の保守性の尺度であるものの、特定の会計項目 (貸倒引当金) に注目することで貸倒引当金の保守性と利益サプライズの関係性の一端を明らかにすることを試みる⁸。

2.2 仮説構築

投資家にとって、投資の純現在価値は将来受け取るキャッシュ・フローの期待値とその将来キャッシュ・フローのリスクに対応する割引率、投資額によって決定される。投資額を所与とすれば、投資家に求められる判断は、将来キャッシュ・フローの予測、およびそのキャッシュ・フローに対する割引率の設定の2つとなる。

将来キャッシュ・フローの予測にあたって、投資家が2つのシナリオ (グッド・シナリオとバッド

⁷ 期待信用損失を積極的に貸倒引当金に反映する行動は貸倒引当金の条件付保守主義の側面を強めることが予想される。なぜならば、バッド・ニュースに基づく期待信用損失 (資産価値の減少) は適時的に貸倒引当金の繰り入れを通じて認識される一方、グッド・ニュースに基づく資産価値の増加は貸出金の当初認識時の簿価を上回って評価益が認識されることはなく、資産価値の増加に伴う評価益 (貸倒引当金戻入益) は限定的となるためである。

⁸ なお、本稿と同様にイベント・スタディーを用いて貸倒引当金の価値関連性について分析している先行研究としてはElliot et al. [1991] やGriffin et al. [1991] が挙げられる。ただし、これら先行研究でも貸倒引当金そのものに注目しており、利益の質の側面から貸倒引当金の影響を分析している研究は、筆者の知る限り、見当たらない。

ド・シナリオ)を想定している場合、 t 期の期待キャッシュ・フローはそれぞれのシナリオの下でのキャッシュ・フローとその生起確率(事前確率)によって決定される。ある情報がこれらキャッシュ・フローと事前確率に関する投資家の予想を改訂する場合に、当該情報は有用性があるとみなされる(Scott, 2011)。貸倒引当金の保守性は①報告利益の上方バイアスの軽減、②将来キャッシュ・フローの予測能力改善の2点から投資家の予想に資する性質を利益に備えさせる可能性がある。

報告利益の上方バイアスとは保守的な会計利益と比べ、相対的に非保守的な会計利益はバッド・ニュースの反映が遅れるため、報告利益に上方バイアスが含まれることを指す。Kothari et al. [2009]によると、経営者は自身のキャリアや報酬に関心を寄せるがゆえにバッド・ニュースの開示を遅らせるインセンティブを有するが、非開示のバッド・ニュースも将来には非開示のコストがベネフィットを上回ったタイミングで開示されることになる。既に発生した損失のみでなく発生していないが予想される信用損失に対しても貸倒引当金の繰り入れを行う場合、そのような非開示が抑制される可能性があり、逆に、そのような発生していないが予想される信用損失を含まない報告利益の裏にはバッド・ニュースが隠されている可能性がある。このことは、投資家の事前確率に影響を与える。つまり、新しい利益情報が公表された際に、投資家は将来シナリオを改訂することになるが、他の条件が同一であれば、貸倒引当金の保守性が高いほどグッド・シナリオが生起する事前確率を高く評価すると考えられる。なぜならば、将来時点においてバッド・ニュースが開示される可能性は貸倒引当金の保守性が低いほど高まると考えられるためである⁹。

Kim and Kross [2005]やBandypladhyay et al. [2010]によると条件付保守主義の程度が高いほど、当期利益の将来キャッシュ・フロー予測能力が高まる傾向にある。なぜならば、将来の費用・損失を予測し、認識することで当期利益と将来キャッシュ・フローの関係性が強まると考えられるためである(Barth, 2006)。当期利益と将来キャッシュ・フローの関係性が強いのであれば、利益サプライズは投資家の予測する将来キャッシュ・フローにより影響を与えると考えられる¹⁰。当期に発生していないが予想される信用損失は将来の発生時点で将来キャッシュ・フローを減少させると予想される。ここから、貸倒引当金の保守性が高いほど当期の利益に対して、そのような将来の損失情報が織り込まれることになるため、将来キャッシュ・フローの予測に資する情報を会計利益が伝達しうる。そのような予測能力の向上は、他の条件が同一であれば、将来シナリオに関してGoodとBadのどちらが生起するか、及びそのシナリオが生起した場合に得られるキャッシュ・フローの水準に関して示唆を与えると考えられる。

割引率について、貸倒引当金の保守性が資本コストに及ぼす影響は先行研究では明らかにされていない。しかしながら、条件付保守主義に関する先行研究(Garcia Lara et al., 2010)は条

⁹ Kim and Zhang [2014]では、条件付保守主義の程度が高いほど、将来の下方リスクが低いことが報告されている。

¹⁰ ただし、Kim and Kross [2005]及びBandypladhyay et al. [2010]は条件付保守主義の程度が高いほど、利益持続性が低下しうることもまた報告している。つまり、条件付保守主義の程度の高まりは将来キャッシュ・フローの予測能力の改善と利益持続性の低下というトレード・オフをもたらす。しかしながら、大日方 [2002]が提示している実証会計研究の伝統的パラダイムによると、現在の利益情報から将来利益が予測され、将来利益に基づいて将来キャッシュ・フローが予測され、その将来キャッシュ・フローが企業価値に影響を及ぼす(大日方, 2002, p.379)。つまり、条件付保守主義が当期利益の将来キャッシュ・フロー予測能力を高めるのであれば、利益持続性が低下した場合でも当期利益と企業価値のリネージュを高めうる。

件付保守主義の程度が高いほど、株主資本コストが低い傾向にあることを報告している。株主資本コストが低いのであれば、投資家にとっての将来キャッシュ・フローの現在価値が高まることになる。つまり、利益サプライズが投資家の予測する将来キャッシュ・フローに対して影響を与える場合、同額の予想将来キャッシュ・フローの変動に対して、株主資本コストが小さいほど株主価値への影響が大きくなると考えられる。

以上の議論から、期待キャッシュ・フローの予測と割引率の双方に対して、貸倒引当金の保守性が影響を及ぼす可能性が考えられる。ただし、利益サプライズには正の利益サプライズと負の利益サプライズの2つのサプライズがあるが、上述の議論は正の利益サプライズが観察されたケースに関して当てはまると考えられるものの、負の利益サプライズに対する市場反応については、その影響の予測が難しい。なぜならば、貸倒引当金の保守性が高い銀行は将来業績の下方リスクが低いと予想されるにも関わらず、負の利益サプライズという下方リスクが顕在化しており、当該銀行の利益に対する評価が困難になると考えられるためである¹¹。また、貸倒引当金の保守性が高い銀行と低い銀行の双方で同程度の負の利益サプライズが観察された場合、保守性が高い銀行の負の利益サプライズは投資家の予想する各シナリオの生起確率と将来キャッシュ・フローにより強く影響を及ぼしうる（サプライズに対する反応を高める要因）。他方で、貸倒引当金の保守性が低い銀行に関してはその時点で発生していないが予想される信用損失が損失として認識されていないため、その分だけ実際に観察された負の利益サプライズ以上にネガティブに市場が反応する可能性がある（サプライズに対する反応を高める要因）。そのため、貸倒引当金の保守性と負の利益サプライズに対する市場反応を予測することは難しい。ここから、次の仮説を導出する¹²。

仮説：貸倒引当金の保守性が高い銀行の正の利益サプライズに対して、市場は相対的に大きく正に反応する

3. リサーチ・デザイン

3.1 貸倒引当金の保守性の推定

会計保守主義の観点から貸倒引当金に注目し、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., 2014) である。

¹¹ 負の利益サプライズではないものの、損失計上企業に関しては、アナリストの利益予想精度が低下することが知られている (Hwang et al., 1996; 中野・高須, 2012)。

¹² 先行研究で指摘されてきた貸倒引当金のシグナリング仮説が成立している場合には、貸倒引当金に期待信用損失を反映させることの経済的影響について示唆を得ることは難しい。なぜならば、貸倒引当金の保守性が高い銀行の正の利益サプライズに対して投資家のポジティブな反応が観察された場合であっても、それは期待信用損失を反映していることによるものでなく、将来業績に関するシグナルによって生じている可能性があるためである。しかしながら、本論文とは別に行われた分析から、 t 期末時点での貸倒引当金の保守性が将来 ($t+1$ 期から $t+5$ 期)の利益水準と正の関係にあるという証拠は頑健性が低いことが確認されており、貸倒引当金を通じて将来業績の好調さを伝達しようとするシグナリングの解釈は2000年代の邦銀に関しては適切ではないように思われる。

フロー型の代理変数として先行研究で広く採用されている手法は、①貸倒引当金純繰入額を自己資本比率、貸倒引当金控除前利益、過去・現在・将来の不良債権変動に回帰した場合の修正済決定係数と②貸倒引当金純繰入額を自己資本比率、貸倒引当金控除前利益、過去の不良債権変動に回帰した場合の修正済決定係数の差を貸倒引当金の保守性の代理変数とする手法である。不良債権変動が期待信用損失変動の代理変数と考えられるため、この手法で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可能である。しかしながら、この手法は欠点もまた抱えている。それは、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、2つの回帰式の修正済決定係数の差は当期および将来の不良債権変動の項がどの程度追加的な説明力を有するか、すなわち、それぞれの推定係数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¹³。この問題点を踏まえ、本稿ではストック型の代理変数を用いる。

本稿ではBeck and Narayanamoorthy [2013] 及びKanagaretnam et al. [2014] をベースとして、以下の(1)式を用いて、貸倒引当金の保守性の代理変数を作成する。

$$\begin{aligned}
 LLA_t = & \beta_0 + \beta_1 WO_t + \beta_2 PL_t + \beta_3 NPL1_t + \beta_4 NPL2_t + \beta_5 NPL3_t \\
 & + \beta_6 HOM_t + \beta_7 COM_t + \beta_8 BSIZE_t + \beta_9 CR_t + \beta_{10} LG_t \\
 & + \beta_{10} SECURED_t + \Sigma Year + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{1}$$

LLA_t : t期末貸倒引当金 ÷ t期末貸出金

PL_t : t期末正常債権 ÷ t期末貸出金

$NPL1_t$: t期末要管理債権 ÷ t期末貸出金

$NPL2_t$: t期末危険債権 ÷ t期末貸出金

$NPL3_t$: 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

$BSIZE_t$: t期末時点の当該銀行の総資産の自然対数値

CR_t : t期末規制自己資本比率

LG_t : t期末貸出金 ÷ t-1期末貸出金

$SECURED_t$: t期末担保・保証 ÷ t期末貸出金

(1)式は貸倒引当金水準を従属変数として、個々の観測値の与信ポートフォリオ特性や銀行特性を独立変数とすることで、標準的な貸倒引当金水準を推定する回帰モデルである。ただし、デー

¹³ 実際、邦銀のデータを用いて推定したところ、将来不良債権変動の係数は有意な負であることが確認された。このとき、2つの回帰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、差が大きいか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、本稿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] は類似の回帰式を用いて、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。

タの利用可能性の観点から、先行研究からいくつか修正を加えている。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月期以降のTier1比率を算定できないためである¹⁴。

ここで、貸倒引当金の保守性は(1)式を推定することによって得られた残差(異常貸倒引当金: $ALLA$)であり、この値が大きいほど、与信ポートフォリオから予測される平均的な貸倒引当金水準よりも多く貸倒引当金を計上していることを意味する¹⁵。

3.2 貸倒引当金の保守性と利益評価に関するイベント・スタディー

本稿では貸倒引当金の保守性と利益評価の関係性について分析するため、利益公表に伴う利益サプライズとその市場反応に注目したイベント・スタディーを行う。具体的には各銀行の年次決算報告日(決算短信公表日)に公表される会計利益とその直前時点における経営者予想利益数値の差を利益公表に伴うサプライズ部分とみなし、利益公表日前後3日間(利益公表日を $d=0$ とするのであれば、 $d=-1\sim+1$)の累積異常株価収益率(Cumulative Abnormal Return: CAR)との関係性について、以下の回帰式を用いて分析を行う。

$$CAR(-1, +1)_t = \beta_0 + \beta_1 SURP_t + \beta_2 DALLA_{t-1} + \beta_3 DALLA_{t-1} \times SURP_t + \beta_4 BETA_t + \beta_5 SIZE_t + \beta_6 PBR_t + \Sigma day + \varepsilon_t \quad (2)$$

$CAR(-1, +1)_t$: Fama and Frenchの3ファクター・モデルに基づいた利益公表日前後3日間の累積異常株価収益率

$SURP_t$: 利益サプライズ ((t 期経常利益 - 直近 t 期経営者経常利益予想値) \div $t-1$ 期末株式時価総額)

$DALLA_{t-1}$: $t-1$ 期末異常貸倒引当金 ($ALLA_{t-1}$) が0より大きい場合には1、それ以外の場合には0をとるダミー変数

$BETA_t$: 利益公表日を $d=0$ 日とした時の $-200 \leq d \leq -20$ を推定期間としたときに得られる当該銀行の株式ベータ

$SIZE_t$: t 期末時点の株式時価総額の自然対数値

PBR_t : t 期末株式時価総額 \div t 期末自己資本簿価

day : 利益公表日ダミー

¹⁴ 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程が異なっている。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、サンプル期間が限定されるものの、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、主分析を再度行ったところ同様の結果が得られた。また、国内基準行のみからなるサブサンプルを用いて同様の分析を行った場合でも主分析と整合的な結果が得られている。

¹⁵ このとき、貸倒引当金の保守性の高さが実際に期待信用損失に対する積極的な貸倒引当金の引き当てを捉えているか否かが問題となる。そのため、貸倒引当金純繰入額を不良債権変動額に回帰した場合の回帰係数を貸倒引当金の保守性が高いサンプルと低いサンプルで比較を行った。その結果、貸倒引当金の保守性が高いサンプルの推定係数が有意に大きな正の値をとることが確認された。このことは、不良債権変動が期待信用損失変動を代理しているのであれば、貸倒引当金の保守性が高いサンプルについて、期待信用損失の変動に対して積極的に貸倒引当金を計上していることを意味している。

(2) 式の従属変数は利益公表前後3日間 ($-1 \leq d \leq +1$) の累積異常株価収益率である¹⁶。異常株価収益率の算定にあたってはFama and French [1993] を踏まえて、市場リスクプレミアム ($RMRF$) 及び規模ファクター (SMB)、割安株ファクター (HML) をコントロールしている。具体的には銀行*i*の利益公表日を $d=0$ とすると、 $-200 \leq d \leq -20$ を推定期間として銀行ごとに以下の回帰式を推定する。

$$R_d - Rf_d = \gamma_0 + \gamma_1 RMRF_d + \gamma_2 SMB_d + \gamma_3 HML_d + \varepsilon_d \quad (3)$$

R_d : 銀行*i*の*d*日の配当及び分割等調整済株式リターン

Rf_d : *d*日の10年物国債利回り (日次換算値)

$RMRF_d$: *d*日の日経総合株価指数リターンから同日の10年物国債利回り (日次換算値) を控除した値

SMB_d : *d*日の小型株ポートフォリオ・リターンから同日の大型株ポートフォリオ・リターンを控除した値

HML_d : *d*日の成長株ポートフォリオ・リターンから同日の割安株ポートフォリオ・リターンを控除した値

ここで SMB_d 及び HML_d を構成する各種ポートフォリオはFama and French [1993] を踏まえ、次のように算定される。まず、各株式銘柄がどのポートフォリオに属するかは各年の6月末時点の株式時価総額及び時価簿価比率に基づいて判別される。具体的には、6月末の株式時価総額が日経Financial QUEST2.0より収集可能な日本の全株式銘柄の中央値以上であれば大型株 (B)、中央値を下回るのであれば小型株 (S) とみなす。また同月末時点の株式時価総額及びそれ以前の直近の年次決算期末時点での自己資本簿価を用いて、時価簿価比率を算定し¹⁷、上位30%に含まれる場合は成長株 (H)、下位30%に含まれる場合は割安株 (L) とみなす。また便宜上、上位30%及び下位30%に含まれない株式銘柄はその他株 (M) とする。これら規模と時価簿価比率の2つの軸から表1のように各株式銘柄は分類される。

表1 各株式ポートフォリオの分類

	時価簿価比率			
	割安株 (L)	その他株 (M)	成長株 (H)	
株式時価総額	大型株 (B)	B/L	B/M	B/H
	小型株 (S)	S/L	S/M	S/H

表1のように各株式銘柄は6つのポートフォリオのいずれかに属することになる。これら6つのポートフォリオの日次リターンは6月末時点の時価総額加重平均によって測定される。この分類を用いて、大型株、小型株、成長株、割安株の4つのポートフォリオは以下のように構

¹⁶ なお、頑健性分析の一環として利益公表前後5日間及び7日間の累積異常株価収益率を用いた場合でも概ね主分析と整合的な結果が得られた。ただし、期間を長くとるにつれて一部の変数で有意水準の低下が確認されており、イベント期間を長く定義することによって、イベント以外の情報が従属変数に含まれることに寄る従属変数のノイズの影響が考えられる。

¹⁷ t 年6月末の時価総額であれば $t-1$ 年4月末から t 年3月末までの年次決算報告に基づく自己資本簿価を用いている。

成される。

大型株ポートフォリオ ∈ {B/L, B/M, B/H}

小型株ポートフォリオ ∈ {S/L, S/M, S/H}

成長株ポートフォリオ ∈ {B/H, S/H}

割安株ポートフォリオ ∈ {B/L, S/L}

これら4つのポートフォリオの日次リターンはそれらを構成するポートフォリオ (B/L, B/M, B/H, S/L, S/M, S/Hのうち対応するポートフォリオ) の日次リターンの単純平均値である。

銀行*i*の推定期間について (3) 式を推定することによって得られた各係数の推定値 ($\widehat{\gamma}_0$, $\widehat{\gamma}_1$, $\widehat{\gamma}_2$, $\widehat{\gamma}_3$) を用いて、銀行*i*の*d*日の異常株価収益率を (4) 式によって定義する。

$$AR_d = (R_d - Rf_d) - (\widehat{\gamma}_0 + \widehat{\gamma}_1 RMRF_d + \widehat{\gamma}_2 SMB_d + \widehat{\gamma}_3 HML_d) \quad (4)$$

AR_d : *d*日の異常株価収益率

ここで利益公表日前後3日間の累積異常株価収益率 ($CAR(-1, +1)_t$) は次のように定義される (ただし、利益公表日を*d*=0とする)。

$$CAR(-1, +1)_t = \sum_{d=-1}^{+1} AR_d \quad (5)$$

本稿で注目する説明変数は*t*期利益サプライズ ($SURP_t$) と*t*-1期末異常貸倒引当金ダミー ($DALLA_{t-1}$) の交差項 ($DALLA_{t-1} \times SURP_t$) である。株主に帰属する利益は当期純利益であるものの、本稿では会計利益のなかでも経常利益に注目し、そのサプライズ部分を変数化している。なぜならば、当期純利益に含まれる特別損益項目は一時的項目であり、株式評価を行う上でのノイズとなる可能性があるためである¹⁸。例えば、大日方 [2006] は日本における多段階利益の価値関連性¹⁹の違いについて分析しており、当期純利益よりも経常利益の価値関連性が高いことを報告している。大日方 [2006] はその結果から、価値関連的でない要素を経常利益から除外する上で日本における利益の区分計算が有用である可能性を指摘している²⁰。

また、利益サプライズを定義する上で市場の利益予想の代理変数として、本稿では利益公表以前に公表された経営者による直近業績予想値を用いている。本来であれば、この変数にはアナリストによる利益予想値が採用されることが一般的である。しかしながら、一般的な商業データベース (例えばI/B/E/S) による日本企業のカバー率は低く、そもそも企業数が少ない銀行業について、このカバー率の低さはサンプルを収集する上での重大な問題となる。また太田 [2005] は、経営者予想と東洋経済記者予想²¹、I/B/E/Sコンセンサス予想の予想精度を比較し

¹⁸ 経常利益の代わりに当期純利益を用いて利益サプライズを定義して主分析を再度行ったところ、交差項の係数は有意でない正の値であったものの、利益サプライズの係数と利益サプライズと貸倒引当金の保守性ダミー変数の交差項の係数の和は5%水準で有意な正の値を示すことが確認された。

¹⁹ 大日方 [2006] では価値関連性ではなく、“relevance” という単語をそのまま用いているが、ここでは価値関連性と表記している。また、ここでいう価値関連性の尺度は株価に利益を回帰する利益資本化モデルの自由度修正決定係数が用いられている。

²⁰ ただし、大日方 [2006] が用いているサンプルは事業会社であり、金融機関が含まれていない。

た場合に、東洋経済記者予想、経営者予想、I/B/E/Sコンセンサス予想の順に予想精度が高いことを報告している。また、太田 [2007] によると期中における東洋経済記者予想の変動の95%が経営者予想の変動によって説明される。これらを踏まえると、経営者予想を市場予想の代理変数として採用することには一定の合理性があると思われる²¹。

本稿では利益サプライズに対する株式市場の反応が貸倒引当金の保守性の高低によって変化するか否かに注目するため、異常貸倒引当金をダミー変数 ($DALLA_{t-1}$) とすることでそのような増分的な変化を交差項の形で捉える。なお、ここで $t-1$ 期の異常貸倒引当金の水準に注目している理由は、利益公表のタイミングにおいて、一般に投資家は t 期末時点での貸倒引当金の保守性を把握することができないと想定しているためである。本稿で注目している利益公表日は決算短信公表日であるため、詳細な財務データが入手可能でなく、 t 期末の異常貸倒引当金を用いる場合、時系列が矛盾したりサーチ・デザインとなってしまう。また、異常貸倒引当金の算定にあたっては年次効果をコントロールしているため、異常貸倒引当金に年度要因は含まれておらず、異常貸倒引当金がゼロより大きい、つまり (1) 式の残差がゼロより大きいことは平均的な貸倒引当金水準よりも高いことを意味する。そのため、ここでは異常貸倒引当金がゼロより大きいか否かによって貸倒引当金の保守性を識別している。

また、先行研究 (Skinner and Sloan, 2002) では正の利益サプライズと負の利益サプライズに対する市場反応が非対称であることが報告されている。そのため、本稿の分析では、正の利益サプライズを報告している観測値群と負の利益サプライズを報告している観測値群それぞれにフルサンプルを分割したサブサンプルをベースに分析を進めていく²³。

コントロール変数には t 期末時点の株式ベータ ($BETA_t$)、企業規模 ($SIZE_t$)、時価簿価比率 (PBR_t) を採用している。これら変数は従属変数 ($CAR(-1, +1)_t$) を算定する際にコントロールしているものの、その推定時にこれら3ファクターの影響を完全には除外できていな

²¹ この他にも類似の予想値として日経記者予想値が挙げられる。ただし、先行研究において日経記者予想値に関して予想精度などの妥当性は検証されていない。このデータは日経NEEDS Financial QUEST2.0より収集可能であるため、実際に収集したところ、経営者業績予想値と比較して、収集可能なデータサイズが3分の2ほどに減少してしまうことが確認された。本研究では銀行業のみを対象とし、事業会社を扱う場合と比較して小規模なサンプルを採用しているため、このような減少はサンプルの代表性を損なう可能性がある。そのため、太田 [2005] 及び太田 [2007] を踏まえると経営者予想値を市場予想の代理変数として用いることの妥当性を一定程度担保できると考え、本稿では経営者予想値を用いている。なお、日経記者予想値を用いて主分析を再度行った場合でも本稿の主分析結果と整合的な結果が得られることを確認している。

²² ただし、太田 [2007] は3月決算企業に関して、3月時点の東洋経済記者予想の精度が経営者予想精度を上回ることを報告しており、東洋経済記者予想を用いることが望ましいと考えられる。しかしながら、執筆段階において東洋経済記者予想データの入手が困難であったため、本稿では経営者予想を採用している。本稿と同様に経営者予想値を市場予想値の代理変数としている先行研究としては島田 [2013] が挙げられる。

²³ このようにサブサンプルを用いる方法の他にも負の利益サプライズを示すダミー変数を作成し、その交差項を用いて正の利益サプライズと負の利益サプライズを識別する分析方法が考えられる。予備的分析として、そのように負の利益サプライズダミーを用いた分析を行ったところ、VIFが一般的な基準値である10を大きく超えることが確認された。これは、負の利益サプライズダミーを用いることによって交差項が増加するため、変数間の相関が高まったことに起因していると考えられる。そのため、本稿ではサブサンプルを用いて分析を進めている。なお、そのように負の利益サプライズダミーを用いた分析を行った場合でも、「貸倒引当金の保守性が高い銀行の正の利益サプライズほど市場が大きく正に反応する」という主分析と概ね整合的な結果が得られている。

い可能性を踏まえ、コントロール変数として採用している。また同一利益公表日の観測値間では残差に相関が生じる可能性が考えられるため、利益公表日ダミーを回帰式に含めて分析を行う²⁴。なお、推定にあたっては銀行クラスターについて補正が施された、不均一分散及び同一銀行の観測値の系列相関に頑健な標準誤差を用いて、係数の有意性を検証する²⁵。

4. サンプルの抽出と記述統計量

本稿では都市銀行および地域銀行（第一地方銀行及び第二地方銀行）の2001年度から2014年度（ $t=2001\sim 2014$ ）までの単体決算データ及び連結決算データに基づく観測値を対象に分析を行う。具体的には、異常貸倒引当金及びそのダミー変数の作成にあたっては単体決算データ、その他変数に関しては連結決算データに基づいて算定されている。なぜならば、①異常貸倒引当金の算定に必要な変数の一部（金融再生法に伴う不良債権および貸出金償却）が単体決算についてのみ収集可能であること、②個別利益よりも連結利益に対して株式市場が強く反応する傾向にあることが報告されていること（伊藤, 1992a, b；山形他, 2005）を踏まえているためである²⁶。

また、各変数作成にあたっては1999年度から2014年度までのデータを用いている。分析に必要なデータは日経NEEDS Financial QUEST2.0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) 3月期決算
- (2) 12ヶ月決算
- (3) $t-1$ 期から t 期にかけて買収及び合併を行っていない銀行

以上のサンプル要件を課した結果、最終サンプルは97銀行、1,078銀行・年となった。また、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。

表2は最終サンプルの記述統計量を示している。 $SURP_t$ の分布についてみると、平均値は負、25%分位点は負、中央値は正、75%分位点は正であることから、正の利益サプライズと負の利益サプライズはそれぞれ観測値に対して一定程度存在していることがわかる。そのため、Skinner and Sloan [2002] が指摘するように、正の利益サプライズと負の利益サプライズの間で市場反応が異なるのであれば、その非対称性をコントロールしない場合には分析結果が歪め

²⁴ 先行研究では年次効果をコントロールしている場合が多く、利益公表日単位でのダミー変数を採用しているケースは確認されていない。その一つの要因としては、変数の数が大幅に増加することによる自由度の低下を回避している可能性が考えられる。ただし、本稿の分析についても利益公表日ダミーの代わりに年次ダミーを採用した場合や時系列ダミーを一切用いない場合でも主分析結果に大きな差異は見られなかった。

²⁵ 欠落変数問題に関して頑健である銀行固定効果モデルや同一銀行内の観測値間の相関や同一利益公表日内の観測値の相関に関して頑健である銀行・年次の二段階クラスターに基づく標準誤差（Petersen, 2009）を用いて検証した場合でも同様の結果が得られている。

²⁶ 個別ベースの利益数値を用いて利益サプライズを定義した場合でも主分析と整合的な分析結果が得られている。また、フルサンプル（ $N=1,078$ ）に関して、総資産の連単倍率を算定したところ、平均値0.9940、標準偏差0.0101、最小値0.8507、最大値1.0121であり、連結総資産のほとんどを単体総資産が占めていることが判明した。このことは、単体情報が十分に連結情報に影響を与えていることを示唆しており、単体ベースの異常貸倒引当金が連結情報を評価する上で影響を与える可能性が高いと考えられる。

られる可能性がある。また、表3は本稿で用いる変数の相関マトリックスを示しているが、分析に用いられた説明変数間の相関はそれほど高くないように思われる。しかしながら、(2)式には交差項が含まれているため、さらに説明変数間の相関は上昇することになる。そのため、多重共線性の懸念が生じる。ただし、VIFを算定したところ、基準値である10を下回ることが確認されており、本稿の分析において多重共線性の問題が生じている可能性は低いと考えられる。

表2 記述統計量

	Mean	S.D.	Min	P25	P50	P75	Max	N
$CAR(-I, +I)_t$	-0.0032	0.0291	-0.0822	-0.0210	-0.0032	0.0126	0.0879	1,078
$SURP_t$	-0.0046	0.0419	-0.2814	-0.0025	0.0007	0.0071	0.0395	1,078
$DALLA_{t-1}$	0.3794	0.4855	0	0	0	1	1	1,078
$BETA_t$	0.9235	0.4202	-0.0413	0.6731	0.9828	1.2193	1.7691	1,078
PBR_t	0.8022	0.3397	0.3068	0.5499	0.7428	0.9763	2.0506	1,078
$SIZE_t$	25.1080	0.9930	22.8000	24.4530	25.1200	25.7660	27.4320	1,078

変数定義

$CAR(-I, +I)_t$ = Fama & Frenchの3ファクターに基づき算定された利益公表日前後3日間の累積異常株価収益率

$SURP_t$ = (t期経常利益 - t期最終経営者予想経常利益) ÷ t-1期末株式時価総額

$ALLA_{t-1}$ = t期異常貸倒引当金 ((1)式を推定した際の回帰残差)

$DALLA_{t-1}$ = $ALLA_{t-1}$ が0より大きい場合に1をとり、それ以外の場合に0をとるダミー変数

$BETA_t$ = 利益公表日の200日前から20日前までを推定期間とした株式ベータ

PBR_t = t期末株式時価総額 ÷ t期末自己資本

$SIZE_t$ = t期末株式時価総額の自然対数値

表3 相関マトリックス

(N=1,078)	$CAR(-I, +I)_t$	$SURP_t$	$DALLA_{t-1}$	$BETA_t$	PBR_t	$SIZE_t$
$CAR(-I, +I)_t$		0.0730	-0.0279	-0.0547	0.0995	-0.0470
$SURP_t$	0.0096		-0.0586	0.1364	-0.1928	0.0637
$DALLA_{t-1}$	-0.0414	-0.0296		-0.0433	0.1089	-0.0740
$BETA_t$	-0.0412	0.1884	-0.0581		-0.0315	0.1856
PBR_t	0.1121	-0.1699	0.1168	0.0080		0.4043
$SIZE_t$	-0.0282	0.0303	-0.0878	0.2491	0.3889	

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。

5. 分析結果

5.1 主分析結果

表 4 主分析結果

Row	A	B	C	D	E
dependent variable	CAR(-1,+1)	CAR(-1,+1)	CAR(-1,+1)	CAR(-1,+1)	CAR(-1,+1)
asset pricing model	3 factors	3 factors	3 factors	3 factors	3 factors
earnings surprise	-	positive	negative	positive	negative
<i>Cons</i>	-0.0025** [0.0011]	-0.0021 [0.0021]	-0.0037* [0.0019]	0.0327 [0.0351]	0.1050** [0.0452]
$SURP_t$	0.0128 [0.0316]	0.0695 [0.1690]	0.0006 [0.0361]	0.088 [0.1715]	0.0173 [0.0357]
$DALLA_{t-1}$	-0.0017 [0.0019]	-0.0055 [0.0035]	-0.0039 [0.0028]	-0.0066* [0.0036]	-0.0060* [0.0032]
$SURP_t \times DALLA_{t-1}$	0.0148 [0.0250]	0.4707** [0.2040]	-0.0008 [0.0273]	0.4840** [0.2056]	-0.0044 [0.0259]
$BETA_t$				0.0024 [0.0038]	-0.0080* [0.0045]
$SIZE_t$				-0.0019 [0.0015]	-0.0041** [0.0019]
PBR_t				0.0129** [0.0057]	0.0013 [0.0053]
<i>earnings announcement day fixed effect</i>	<i>yes</i>	<i>yes</i>	<i>yes</i>	<i>yes</i>	<i>yes</i>
Adj R ²	0.0887	0.1174	0.1276	0.1225	0.1549
N	1,078	698	380	698	380
<i>Linear combination test</i>					
$SURP_t + SURP_t \times DALLA_{t-1}$	0.0275 [0.0222]	0.5402*** [0.1846]	-0.0002 [0.0241]	0.5720*** [0.1929]	0.0129 [0.0235]

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は主分析結果を示している。表のA列はフルサンプル（1,078銀行・年）を用いて推定した結果を示している。ここで利益サプライズ（ $SURP_t$ ）の係数は推定において異常貸倒引当金ダミーとその交差項を用いていることから、異常貸倒引当金ダミーがゼロの観測値、つまり貸倒引当金の保守性が低い銀行についての利益サプライズに対する市場反応を示しているといえる。その利益サプライズの係数は正であるものの、有意な水準にはなく、ここから貸倒引当金の保守性が低い場合には利益サプライズに対して市場があまり反応しないことが示唆される。また交差項の係数についても正であるものの統計的に有意ではない。

B列及びC列は利益サプライズが正の場合（B列）と負の場合（C列）でサブサンプルを組成し、累積異常株価収益率を利益サプライズと異常貸倒引当金ダミー、及びその交差項に帰帰

した結果を示している。利益サプライズが正である場合の利益サプライズの係数 ($\beta_1 = 0.0695$) はフルサンプルを用いた場合と同様に正であるものの有意ではない。一方で、利益サプライズと異常貸倒引当金ダミーの交差項の係数は5%水準で有意な正の係数 ($\beta_3 = 0.4707$) を示している。このことは貸倒引当金の保守性が高い銀行に関して、保守性が低い銀行と比べて、正の利益サプライズに対して市場が増分的に反応することを意味している。また、貸倒引当金の保守性が高い銀行における利益サプライズに対するネットの市場反応を示す係数の和 ($\beta_1 + \beta_3 = 0.5402$) についても、1%水準で有意な正の値を示している。つまり、貸倒引当金の保守性が高い銀行の利益サプライズに対して、市場はポジティブに反応することが示唆される。この結果は本稿の仮説と整合的であるといえる。他方、負の利益サプライズに関しては利益サプライズ、利益サプライズと異常貸倒引当金ダミーの交差項、その係数の和のいずれについても統計的に有意な水準にはない。つまり、貸倒引当金の保守性が高い銀行と低い銀行の間で、負の利益サプライズに対する市場反応には差異が存在するとはいえない。

また、A列からC列までの分析結果は、正と負の利益サプライズに対する市場反応が異なることを示唆しており、以降の分析では正の利益サプライズ・サブサンプルと負の利益サプライズ・サブサンプルについての分析結果を示す。

D列及びE列はFama and Frenchの3ファクターをコントロール変数として追加した(2)式の推定結果を示している。その分析結果は、コントロール変数を追加していないB列及びC列の推定結果と整合的な結果であることが分かる。コントロール変数についてみると、一部の変数については有意な水準にあるものの、あまり説明力を有していない。この点について追加的に分析を行ったところ、利益公表日ダミーによるものであることが確認された。C列の推定について、利益公表日ダミーを採用しない場合には規模 ($SIZE_i$) 及び時価簿価比率 (PBR_i) の2つが累積異常株価収益率に有意な影響を与えていることが確認された。しかしながら、その修正済決定係数は0.0309と低下していることもまた確認されている。加えて、年次ダミーを用いた場合でも同様の傾向が観察され、その修正済決定係数は0.0983に上昇することが確認された。

表4に示された主分析結果は貸倒引当金の保守性が高い銀行に関して、保守性が低い銀行と比較して、正の利益サプライズに対して相対的に大きく市場が反応することを示しており、本稿の仮説を支持する分析結果であると言える。ただし、負の利益サプライズに関しては貸倒引当金の保守性の大小が影響を与えているとする結果は得られていない。

5.2 頑健性分析

5.2.1 代替的な正常株価収益率尺度

主分析においては、異常株価収益率を算定する際に正常株価収益率を推定するモデルとしてFama and French [1993] の3ファクター・モデルを採用している。この他にも正常株価収益率を測定する手法としては、シングル・ファクター・モデルやCarhart [1997] の4ファクター・モデルなどが先行研究では採用されている(例えば、Fama and French [2010], 島田 [2013])。どの正常株価収益率推定モデルを用いるかは各研究において異なっており、その選択にコンセンサスはない。そのため、ここでは正常株価収益率を算定するアセット・プライシング・モデルを変更することで、正常株価収益率推定モデルに関する主分析結果の頑健性を検証する。

シングル・ファクター・モデルに関しては銀行*i*の利益公表日を $d=0$ とすると、 $-200 \leq d \leq -20$

を推定期間として銀行ごとに以下の回帰式を推定する。各変数の定義については (3) 式と同様である。

$$R_d - Rf_d = \delta_0 + \delta_1 RMRF_d + \tau_d \quad (6)$$

この推定によって得られたパラメータ $(\widehat{\delta}_0, \widehat{\delta}_1)$ を用いて異常株価収益率を算定し、シングル・ファクター・モデルに基づく累積異常株価収益率を算定する。

Carhart [1997] の4ファクター・モデルに関しては、同様の推定期間を用いて、銀行ごとに以下の (7) 式を推定する。

$$R_d - Rf_d = \theta_0 + \theta_1 RMRF_d + \theta_2 SMB_d + \theta_3 HML_d + \theta_4 MOM_d + \varphi_d \quad (7)$$

MOM_d : d日の高リターン・ポートフォリオ・リターンから同日の低リターン・ポートフォリオ・リターンを控除した値

ここで高リターン・ポートフォリオ及び低リターン・ポートフォリオは次のように定義される。各ポートフォリオはt年6月末時点において組み換えられ、t-1年6月末からt年5月末までの各株式銘柄の配当及び株式分割等調整済株式リターンについて上位30%に含まれる株式銘柄を高リターン・ポートフォリオ、下位30%以下の株式銘柄を低リターン・ポートフォリオとする。これらポートフォリオを用いて、t年7月初からt+1年6月末までの日々のモメンタム・リターン (MOM_d) はt年6月末時点での時価総額で加重平均された高リターン・ポートフォリオ時価総額加重平均日次リターンから低リターン・ポートフォリオ時価総額加重平均日次リターンを控除した値として定義される。他の変数の定義については (3) 式と同一である。

この推定によって得られたパラメータ $(\widehat{\theta}_0, \widehat{\theta}_1, \widehat{\theta}_2, \widehat{\theta}_3, \widehat{\theta}_4)$ を用いて異常株価収益率を算定し、4ファクター・モデルに基づく累積異常株価収益率を算定する。

これらシングル・ファクター・モデルと4ファクター・モデルに基づいて算定された累積異常株価収益率を従属変数として再度 (2) 式を推定した結果は表5に示されている。

表5のA列及びB列はアセット・プライシング・モデルにシングル・ファクター・モデルを用いた場合の正の利益サプライズ・サブサンプルの推定結果 (A列) と負の利益サプライズ・サブサンプルの推定結果 (B列) である。同様に、表5のC列及びD列はアセット・プライシング・モデルに4ファクター・モデルを用いた場合の正の利益サプライズ・サブサンプルの推定結果 (C列) と負の利益サプライズ・サブサンプルの推定結果 (D列) である。いずれのアセット・プライシング・モデルに基づいた従属変数を用いた場合でも、その分析結果は、正の利益サプライズに関してのみ、貸倒引当金の保守性が高い銀行と低い銀行の間で利益サプライズに対する市場反応が異なり、保守性が高い銀行の正の利益サプライズほど、株式市場が強く反応することが確認できる。つまり、本稿の主分析結果は代替的なアセット・プライシング・モデルに関しても、頑健であるといえる。

また、各推定結果の修正済決定係数について比較すると、シングル・ファクター・モデル、3ファクター・モデル、4ファクター・モデルの順に修正済決定係数が高いことが分かる。一方で、各係数の有意水準にほとんど変化は見られない。このことは、利益公表日ダミーの説明力がシングル・ファクター・モデルほど高いことを示唆している。ここからも、利益公表日ダ

表5 代替的なアセット・プライシング・モデルを用いた推定結果

Row	A	B	C	D
dependent variable	CAR(-1,+1)	CAR(-1,+1)	CAR(-1,+1)	CAR(-1,+1)
asset pricing model	1 factor	1 factor	4 factors	4 factors
earnings surprise	positive	negative	positive	negative
<i>Cons</i>	-0.0047 [0.0328]	0.1088** [0.0461]	0.0222 [0.0345]	0.0977** [0.0449]
$SURP_t$	0.1100 [0.1520]	0.0249 [0.0327]	0.1145 [0.1714]	0.0177 [0.0360]
$DALLA_{t-1}$	-0.0060* [0.0035]	-0.0062** [0.0030]	-0.0064* [0.0037]	-0.0062* [0.0032]
$SURP_t \times DALLA_{t-1}$	0.4269** [0.1942]	-0.0050 [0.0226]	0.4665** [0.2072]	-0.0079 [0.0256]
$BETA_t$	-0.0005 [0.0036]	-0.0005 [0.0044]	0.0024 [0.0038]	-0.0075 [0.0046]
$SIZE_t$	-0.0002 [0.0014]	-0.0042** [0.0020]	-0.0014 [0.0015]	-0.0037* [0.0019]
PBR_t	0.0124** [0.0058]	0.0018 [0.0053]	0.0130** [0.0059]	0.0013 [0.0054]
<i>earnings announcement day fixed effect</i>	yes	yes	yes	yes
Adj R ²	0.2110	0.1553	0.0997	0.1246
N	698	380	698	380
<i>Linear combination test</i>				
$SURP_t + SURP_t \times DALLA_{t-1}$	0.5369*** [0.1847]	0.0199 [0.0207]	0.5810*** [0.1951]	0.0099 [0.0240]

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。

ミーを推定式に含めることで、従属変数に占める日次効果がコントロールされることが推察される。

5.2.2 将来志向情報のコントロール²⁷

本稿の主分析では、決算発表に伴うサプライズ情報として当期利益サプライズを取り上げて分析デザインを設計している。しかしながら、決算発表では業績予想や配当などの将来志向情報も合わせて公表されることが一般的である。そのため、これら情報のサプライズもまた、イベント期間の累積異常株価収益率に影響を与える可能性がある。ここでは、①将来利益サプライズ、②配当サプライズの2つをコントロール変数として追加する。将来利益サプライズとしては、t期実績利益の決算発表時に公表されるt+1期経営者予想経常利益からt期実績経常利益

²⁷ 将来志向情報は本稿における分析に強く影響を与える要素であるものの、これら情報の厳密なコントロールが難しいことから、本稿では将来志向情報については頑健性分析の一環として扱っている。

を控除し、t期末時点の株式時価総額でデフレートした変数を用いる。一般にはt期実績利益ではなく、予想公表直前時点におけるアナリストの2期先利益予想値を用いることが多いものの、データ制約の都合上、本稿ではこのように将来利益サプライズを定義している。また、配当サプライズとしてはt+1期実績配当総額とt期実績配当総額をt期末時価総額で除した値を用いている²⁸。

表6 将来志向情報をコントロールした場合の推定結果

Row	A	B
dependent variable	CAR (-I,+I)	CAR (-I,+I)
asset pricing model	3 factors	3 factors
earnings surprise	positive	negative
<i>Cons</i>	0.0186 [0.0344]	0.0971** [0.0450]
<i>SURP_t</i>	0.0728 [0.2087]	0.0297 [0.0400]
<i>DALLA_{t-1}</i>	-0.0073* [0.0037]	-0.0054 [0.0033]
<i>SURP_t×DALLA_{t-1}</i>	0.5729** [0.2401]	0.0039 [0.0274]
<i>BETA_t</i>	0.0022 [0.0039]	-0.0059 [0.0044]
<i>SIZE_t</i>	-0.0013 [0.0015]	-0.0038** [0.0019]
<i>PBR_t</i>	0.0127** [0.0062]	0.0006 [0.0054]
<i>DIVSURP_t</i>	-0.126 [0.2992]	-0.1612 [0.2054]
<i>MFI_t</i>	0.0459** [0.0225]	0.011 [0.0143]
<i>earnings announcement day dummy</i>	yes	yes
Adj R ²	0.1296	0.1456
N	621	368
<i>Linear combination test</i>		
<i>SURP_t + SURP_t×DALLA_{t-1}</i>	0.6458*** [0.2008]	0.0336 [0.0296]

変数定義

$DIVSURP_t = (t+1期配当総額 - t期配当総額) \div t期末株式時価総額$

$MFI_t = (t+1期期首経営者予想経常利益 - t期経常利益) \div t期末株式時価総額$

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。

²⁸ 配当アナウンスメントの株価効果に関する分析では、どの時点で配当額の変化が報告されたかを特定する必要のあるものの、どの時点で配当政策の変更が報告されたかを特定することは困難であり、本稿の主たる目的ではない。そのため、本稿ではt期の配当総額とt+1期の配当総額の変化によって配当政策の変更が株価に与える影響を考慮する。また、前提としてt+1期の配当総額の変化がt期実績利益の公表時点で報告されることを想定しており、制約の強い条件が課されることになる。

表6のA列(正の将来サプライズ)及びB列(負の将来サプライズ)は将来志向情報をコントロール変数として採用した場合の分析結果を示している。表から、正の利益サプライズ・サブサンプルに関して、将来志向情報をコントロールした場合でも利益サプライズと異常貸倒引当金ダミーの交差項の係数は5%水準で有意な正の値(0.5729)を示している。また、利益サプライズの係数及びその異常貸倒引当金ダミーとの交差項の係数の和については、1%水準で有意な正の値(0.6458)を示している。これらは本稿の仮説と整合的であるといえる。

6. 分析結果の整理

本稿では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。既に発生した信用損失のみでなく、発生していないが将来に発生が予想される信用損失を貸倒引当金に反映することは、貸倒引当金が伝達する信用損失情報の拡大を意味し、このような情報内容の拡充は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る。そのため、期待信用損失への移行は投資家にとっての利益情報の意思決定有用性を高めることが期待されている。しかしながら、そのような発生が予想される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る。この拡大される裁量を経営者が機会主義的に用いるのであれば、期待信用損失モデルに基づく貸倒引当金の会計処理に本来期待されている投資意思決定有用性の向上は望めないかもしれない。

本稿ではこの点を踏まえ、貸倒引当金の保守性と利益サプライズに対する市場反応の関係性について分析を行い、主分析において、貸倒引当金の保守性が低い銀行と比較して、保守性が高い銀行の利益サプライズに対して、投資家がより好意的な反応を示すことが確認された。また、この主分析結果は代替的なアセット・プライシング・モデルや代替的な累積異常株価収益率の計測期間、単体決算ベースの利益サプライズ、自己資本比率規制において国内基準を適用しているサンプル、追加的な将来志向情報、代替的な推定手法に関して頑健であることが確認されている。他方で、負の利益サプライズに関しては貸倒引当金の保守性と市場反応の間に有意な関係性は確認されなかった。

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、本稿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, 2013, 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。また、本分析はクロスセクションでの貸倒引当金の保守性の差異に注目しているものの、この貸倒引当金の保守性の代理変数は内生性の問題を抱えている。そのため、実際に期待信用損失モデルに基づく会計基準の下で全ての銀行が期待信用損失を織り込んだときに本稿の分析結果と同様の結果になるかは十分に明らかとは言えず、さらなる検討を要する。

参 考 文 献

- 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.
- 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.
- Barth, M. E. 2006. Including estimates of the future in today's financial statements. *Accounting Horizons* 20 (3): 271-285.
- 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. 2014. Financial accounting in the banking industry: A review of the empirical literature. *Journal of Accounting and Economics* 58 (2-3): 339-383.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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*.
- Carhart, M. M. 1997. On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance* 52 (1): 57-82.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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). 2012. *Proposed Accounting Standards Update "Financial instrument—Credit losses (Subtopic 825-15)."*
- Financial Crisis Advisory Group (FCAG). 2009. *Report of the financial crisis advisory group*.
- 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*.
- 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.
- 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.
- 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). 2013. Financial instruments: Impairment, Outreach feedback summary—Fieldwork. *IASB Meeting, Staff paper, Agenda paper 5B, 22-26 July*.

- IASB. 2014. *IFRS9 "Financial Instruments."*
- IASB, and FASB. 2009. Information for observers, Loan loss provisioning, Analysis of alternatives, *Agenda paper 7A*.
- Kanagaretnam, K., C. Y. Lim, and G. J. Lobo. 2014. 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.
- 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, 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.
- Kim, J. B., and L. Zhang. 2014. Accounting conservatism and stock price crash risk: firm-level evidence. *Contemporary Accounting Research* (forthcoming).
- Kothari, S. P., S. Shu, and P. D. Wysocki. 2009. Do Managers Withhold Bad News? *Journal of Accounting Research* 47 (1): 241-276.
- 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.
- 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.
- 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.
- Petersen, M. A. 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of Financial Studies* 22 (1): 435-480.
- Scott, W. R. 2011. *Financial Accounting Theory*. 6th ed: Prentice Hall.
- 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.
- Watts, R. L. 2003. Conservatism in accounting Part I: Explanations and implications. *Accounting Horizons* 17 (3): 207-221.
- 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.
- 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.
- 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. 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.
- 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.
- 島田佳憲. 2013. 『自社株買いと会計情報』中央経済社.
- 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.
- 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.
- 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.

[たかす ゆうすけ 横浜国立大学大学院国際社会科学研究院講師]

[なかの まこと 一橋大学商学研究科教授]

[2016年1月14日受理]