

税効果会計の評価性引当額の設定をめぐる 経営者の裁量的行動 ——地方銀行に関する実証分析——

矢 瀬 敏 彦

1 はじめに

わが国では、近年いわゆる会計ビッグバンのもと様々な会計基準が導入され、会計制度の改革が進められてきたが、その一つに税効果会計がある。税効果会計は、企業会計の資産または負債の額と課税所得計算上の資産または負債の額に相違がある場合、法人税その他利益に関連する金額を課税標準とする税金（以下 法人税等という）の額に適切に期間配分することにより、法人税等を控除する前の当期純利益と法人税等を合理的に対応させることを目的とする（税効果会計基準第一）。具体的には、貸借対照表に繰延税金資産（負債）勘定が、損益計算書には法人税等調整額勘定が計上される。ここで「企業会計の資産または負債の額と課税所得計算上の資産または負債の額の相違」は一時差異と呼ばれる（税効果会計基準第二、一、2）。また将来の課税所得と相殺可能な税務上の繰越欠損金等についても、一時差異と同様に取り扱われ、一時差異と繰越欠損金を総称して一時差異等という（税効果会計基準第二、一、4）。一時差異等に係る税金の額は、将来の会計期間において回収または支払いが見込まれない税金の額を除き、繰延税金資産もしくは繰延税金負債として計上しなければならない（税効果会計基準第二、二、1）。さらに、繰延税金資産については、将来の回収見込みを每期見直し、将来の課税所得を減額することにより税金の軽減効果が認められる範囲のみが貸借対照表への計上が認められ、その範囲を超える額は控除しなければならない。この控除額が評価性引当額であり、将来、法人税等の軽減効果が期待できない金額を意味しており、有価証券報告書では注記事項として記載される。

評価性引当額の設定により、貸借対照表上の繰延税金資産勘定の額が減少（結果として自己資本が減少）し、損益計算書上の法人税等調整額勘定が減少（結果として当期利益が減少）する。ここで、繰延税金資産の計上には、将来収益予想に基づく回収可能性という判断において経営者の見積もりが介在する余地があり、評価性引当額の設定水準が裁量的に設定される可能性がある。したがって、経営者が自己資本ならびに利益について一定水準を達成しようとするインセンティブを有する場合には、評価性引当額を調整（操作）することによって、報告利益

を管理 (management) することが可能となる。

税効果会計をめぐるこうした問題は、金融機関(とりわけ銀行)で大きな問題となる¹⁾。近年、金融機関においては不良債権の早期償却(有税償却)が進み、多額の繰延税金資産が計上されたことにより、評価性引当額の設定水準が決算に与えるインパクトが大きくなった。すなわち税効果会計に係る報告利益管理(earnings management)の余地が拡大したのである。一方、1998年4月から早期是正措置が施行されたことによって、各金融機関では早期是正措置への抵触を回避するために自己資本比率を引き上げる必要に迫られており、利益額および自己資本をかさ上げするインセンティブが強まっていたと考えられる。本稿は、こうした背景のもと、銀行経営者が自己資本比率規制への抵触を回避するために評価性引当額を裁量的に操作しているのか否かを検証することを目的とする。

評価性引当額の設定水準を分析対象とする先行研究としては、Miller and Skinner (1998)、Schrand and Wong (2000)、奥田 (2002) がある。Miller and Skinner (1998) では、経営者は報告利益管理目的に評価性引当額を調整(操作・決定)している証拠を見いだせなかったとしている。Schrand and Wong (2000) では、銀行を分析対象とする。経営者は、評価性引当額で調整する前の収益がアナリストの予想収益を下回った場合には、評価性引当額を少なく設定し収益を増加させ、アナリスト予想に近づけるような行動をとっている証拠を提示している。奥田 (2002) は、日本の銀行を分析対象とし、Schrand and Wong (2000) のフレームワークを一部援用して評価性引当額の設定額が貸借対照表に与える影響から、報告利益管理の有無を検討している。その結果1999年3月期と2000年3月期以降とでは銀行の報告利益管理に変化があることが示された。監査や検査の充実が図られる前(1999年3月期)は自己資本比率規制をクリアするために評価性引当額を裁量的に設定している傾向が見られるが、監査や検査体制が充実するにつれて経営者の裁量が抑制されたことを示唆している。一方、繰延税金資産と自己資本比率規制に焦点を当てた研究としては、須田 (2003) がある。須田 (2003) では、当期および過去3年間の経営成績が優れている銀行ほど、(回収可能性が認められるので)繰延税金資産を多く計上し、自己資本比率規制に抵触しそうな銀行ほど、(自己資本比率を底上げするために)多くの繰延税金資産を計上することを見出している。本稿では、Schrand and Wong (2000)、奥田 (2002) をベースとしつつ、さらに須田 (2003) の分析を実施し、それらの結果を総合的に解釈することによって、評価性引当額の設定をめぐる経営者の裁量行動の実態を明らかにしていく。

以下、本稿は次の通り構成される。まず、第2節では金融機関に対する自己資本比率規制の

1) りそな銀行は、2003年3月期末の自己資本比率が、国内業務の最低基準である4%を下回り実質国有化された。りそな銀行は、監査法人から収益見通しを厳格に審査されたことで、当初計上していた繰延税金資産の資産性が認められず、評価性引当額の積み増しを求められた結果、自己資本比率規制(国内基準4%)に抵触することになった。

概要を述べ、評価性引当額の設定に係る経営者の裁量についての仮説を導出する。第3節ではリサーチデザインを示し、第4節では検証結果を報告する。第5節では追加検証を実施し、最後に第6節で結論と今後の課題について述べる。

2 仮説の導出

金融のグローバル化が進展し、金融資産が国境を超えて自由かつ瞬時に移動する時代においては、各国銀行規制の強弱により規制の緩い国に金融取引が集中し、そこで発生したトラブルが世界の金融市場に大きな影響を及ぼす可能性が高まっていた。このような状況においては、国際的な銀行業務に従事している各国銀行の競争条件の平衡化と、銀行システムの健全性、安定性が重要な課題となり、1988年7月に開催されたG-10諸国中央銀行総裁会議で国際決済銀行(Bank for International Settlement: BIS)の銀行規制監督委員会(バーゼル委員会)が提出した『自己資本の測定と基準に関する国際的統一化』と題された報告書が全会一致で了承された(バーゼル合意)²⁾。このバーゼル合意に基づき、国際業務を営む銀行に対し1992年末(日本の場合は1993年3月末)までに連結決算で自己資本をリスクの程度に応じてウェイト付けした資産(リスク・アセット)で割った自己資本比率(リスク・アセット・レシオ)8%の達成が求められた。世界の主要各国の銀行規制・監督当局は、この基準に準拠した自己資本比率の達成を自国の銀行に求めている。分母のリスク・アセットは各種資産額にリスク・ウェイトを掛けたものである。本研究の対象である繰延税金資産は、金融資産以外のオン・バランス項目に該当し、ウェイトは100%となっている。この自己資本比率規制は、目標値であり、基準を下回ることによる法的な規制は存在していなかった。ただ国際業務を行なう銀行(以下 国際行)などでこの基準を下回った場合に想定されることとして、①信用リスクが高まることにより、格付会社による格付の低下、②格付の低下により、金融市場での資金調達コストの上昇、③資金調達コストの上昇によって、他行との貸出競争に不利な状況となり、収益力が低下する、④自己資本比率はさらに下がる、という負のスパイラルが働くことが想定され、実質的にこの基準を下回るとは国際行からの脱落を意味する。したがって従来より自己資本比率の維持・向上が、銀行経営には最優先課題であったと考えられる。

わが国の金融機関においては、1998年4月から早期是正措置が適用されることになった。早期是正措置は、監督当局が金融機関の経営状態を客観的な指標(国際行は国際統一基準[BIS基準]、国内でのみ銀行業務を行なう銀行(以下 国内行)は国際統一基準を援用したリスク・アセット方式)でとらえ、適時は是正措置を発動するしくみであり、健全性確保及び破綻の未然防止をねらいとして導入された。早期是正措置では、連結、単体、また当該銀行を子会社として

2) 池尾・金子・鹿野(1993)参照。

いる銀行持株会社ベースでも算出し、いずれか低い方が国際行で8%、国内行で4%の自己資本比率を下回った場合に発動される³⁾。具体的には、経営改善計画の提出および実行命令、配当、役員賞与の禁止、大幅な業務の縮小、合併などを法的に義務づけられ、経営の自由度は大幅に狭められる。経営者にとっては経営責任を問われ、解任されることも考えられる。このため経営者は、早期是正措置の発動を避けるために、自己資本比率規制をクリアすべく行動をとることが予想される。自己資本比率規制をクリアする行動としては、収益力強化のために貸出金利の引上げ、アセットを使わないデリバティブによる収益確保やリスク・アセットの縮小など日々の業務により自己資本比率をクリアする行動が考えられるが、そのような行動は与件と考え、本稿では税効果会計による評価性引当額の設定行動により、繰延税金資産額を増減させることで自己資本比率規制をクリアしているのか否かに焦点を当てる。自己資本比率規制値から余裕のない銀行ほど、評価性引当額をできるだけ少なく設定し、自己資本比率を上げるインセンティブが働くと考えられる。そこで自己資本比率仮説(1)が導出される。

自己資本比率仮説(1)：自己資本比率規制に抵触する可能性が高い銀行ほど、自己資本比率を引上げるために評価性引当額を少なく設定する。

1999年11月に日本公認会計士協会が監査委員会報告第66号「繰延税金資産の回収可能性の判断に関する監査上の取扱い」を公表した。ここでは、評価性引当額の計上について、それまで以上に厳格な監査が実施されることになり、評価性引当額についての過小計上が困難となった可能性もある。そこで、1999年3月期と2000年3月期以降では、経営者の会計行動の変化が予想されるため、以下の仮説（自己資本比率仮説(2)）を設定する。

自己資本比率仮説(2)：1999年3月期と2000年3月期以降とでは、評価性引当額の設定行動に変化がある。2000年3月期以降では、自己資本比率規制に抵触する可能性が高い銀行ほど評価性引当額を多く設定する。

3 リサーチデザイン

3.1 検証モデル

自己資本比率仮説(1)を検証するため、奥田（2002）におけるモデルを用いる（以下モデル1と表記する）。評価性引当額は定義上0以上の値をとるが、評価性引当額を計上しない銀行が相当数存在することから、線形回帰モデルを適用した場合には推定値が過小評価されてしまう可能性が高い。そこで一般の線形回帰モデルとは異なり、分析対象とする従属変数がある条件(従

3) 銀行経理問題研究会（2003）p. 793 参照。

属変数 >0)を満足した場合のみに観測することができる推定法であるトービットモデルを用いる⁴⁾。

(モデル1)⁵⁾

$$VA_{it} = \alpha_1 + \alpha_3 CAP_{it} + \alpha_4 CAP_{it}^2 + \alpha_7 SIZE_{it} + \alpha_8 FINK_{it}(FINT_{it}) + \alpha_9 INK_{it}(INT_{it}) + \alpha_{10} DTTD_{it} + \alpha_{11} DTNOL_{it} + \varepsilon_{it}$$

RA = 自己資本比率算定上のリスク・アセット + 評価性引当額, VA = 評価性引当額/ RA ,

CAP = (自己資本比率算定上の自己資本 + 評価性引当額)/ RA - (国際行なら 0.08, 国内行なら 0.04)

CAP^2 = CAP の二乗, $SIZE$ = RA の自然対数値,

$FINK$ = 次期予想経常利益/次期予想経常収益, $FINT$ = 次期予想当期利益/次期予想経常収益,

INK = 経常利益/当期経常収益, INT = 当期利益/当期経常収益,

$DTTD$ = 一時差異に係る繰延税金資産/ RA ,

$DTNOL$ = 繰越欠損金に係る繰延税金資産/ RA , ε = 攪乱項,

i はサンプル (1, 2, 3, …, n), t は時点 (1999年3月期~2002年3月期) を示す。

自己資本比率仮説(1)を検証するための変数が CAP と CAP^2 である。 CAP は評価性引当額を設定する前の自己資本比率が自己資本比率規制値からどれだけ余裕があるかを示す変数である。余裕度が低ければ自己資本比率規制値に抵触する確率が高くなる。自己資本比率規制値からの余裕度の違いにより、評価性引当額の設定水準に対する感応度の変化を考慮するため、 CAP を二乗した CAP^2 を含めることとする。残りの $SIZE$, $FINK$, $FINT$, INK , INT , $DTTD$, $DTNOL$ は変数である。まず規模をコントロールしている変数が $SIZE$ である。他の事情が等しければ、規模の大きい会社の経営者ほど、当期から将来の期間に報告利益を繰り延べる会計手続きを選択する傾向がある (Watts and Zimmerman, 1986, p. 235)。これは規模仮説と呼ばれるものであり、規模が大きければ政治費用が高まり、利益を繰り延べていると考える。しかし厳しい経営環境にある銀行業界では、規模の大きな銀行ほど社会的な注目度も大きく、利益をかさ上げするインセンティブがあるとも考えられる。そこで、予想符号はプラス、マイナスの両者がありうるものと予想される。次に次期の収益力をコントロールするための変数が $FINK$, $FINT$ である。次期の収益力が高ければ、繰延税金資産の回収可能性が高まり、評価性引当額を設定する必要性が低くなると考えられ、予想符号はマイナスとする。また当期の収益力をコントロールしている変数が INK , INT である。当期の収益性が高いほど、将来の繰延税金資産の回収可能性が高まると考えられる。当期の収益性が高ければ、評価性引当額

4) 牧・宮内・浪花・縄田 (1997) および和合・伴 (1988) 参照。

5) モデル1では、モデル2の変数との対応を図るため、係数の番号は連続していない。

の設定水準を低くする可能性が高いと考え、予想符号はマイナスとする。ここで将来の収益性及び当期の収益性を示す利益数値としては、経常利益 (*INK*)、税引後当期利益 (*INT*) を経常収益で除した数値を用いる。他方、繰延税金資産の額を示す変数として、一時差異にかかる繰延税金資産の額を *DTTD*、繰越欠損金にかかる繰延税金資産の額を *DTNOL* とする。これらの額が大きいほど、回収できない繰延税金資産の額は多くなり、評価性引当額を設定する必要性が高まると考えられる。よって予想符号はプラスとする。

自己資本比率仮説(2)を検証するため、モデル 1 に 1999 年 3 月期と 2000 年 3 月期以降とを区別する期間ダミー変数 *YD* を導入する (以下、モデル 2 とする)。

(モデル 2)

$$VA_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 YD_{it} + \alpha_3 CAP_{it} + \alpha_4 CAP_{it}^2 + \alpha_5 CAP_{it} \times YD_{it} + \alpha_6 CAP_{it}^2 \times YD_{it} + \alpha_7 SIZE_{it} \\ + \alpha_8 FINK_{it} (FINT_{it}) + \alpha_9 INK_{it} (INT_{it}) + \alpha_{10} DTTD_{it} + \alpha_{11} DTNOL_{it} + \varepsilon_{it}$$

YD = 1999 年 3 月期なら 0, 2000 年 3 月期以降は 1 とするダミー変数, ε = 攪乱項

3.2 サンプルとデータ

本稿では、1999 年 3 月期から 2002 年 3 月期までの東京証券取引所の第一部に上場している地方銀行ならびに第二地方銀行をサンプルとする。ただし、翌年度に合併及び経営統合 (持株会社化) した銀行はサンプルから除外した。自己資本比率規制上の自己資本額、リスク・アセットおよび税効果会計の注記から得られる各数値は、モデル 1, 2 では連結財務諸表, モデル 3, 4 では個別財務諸表の数値を用い、各行の有価証券報告書から手入力している。経常収益、経常利益、当期利益の次期予想値は、日経会社情報 (各年の夏号) に掲載されているものを用いた。その他のデータは全国銀行協会の「全国銀行財務諸表分析」各年版による。なお、本稿において地方銀行ならびに第二地方銀行をサンプルとした理由は、分析期間において都市銀行及び信託銀行などの大手銀行は、持株会社化による経営統合を行っているケースが多く、サンプル数が僅少であることによる。

4 検証結果

4.1 基本統計量

基本統計量は表 1 から表 4 に示した。評価性引当額は、年々設定する銀行数が増加している。これは繰延税金資産の額の増加に伴い、回収可能性の観点から評価性引当額を設定する必要性が高まっていることを表している。評価性引当額を設定している銀行と設定していない銀行を

比較すると、平均的に評価性引当額を設定している銀行は、繰延税金資産額の変数である *DTTD*、*DTNOL* の値が大きい。一方、平均的に評価性引当額を設定していない銀行は、自己資本比率規制に対する余裕度を示す *CAP* の値が大きく、当期の収益性を示す *INK*、*INT* の値も大きい。なお将来の収益性を示す *FINK*、*FINT* については、*FINK* は評価性引当額を設定していない銀行で大きく、*FINT* は評価性引当額を設定している銀行で大きい。また当期の収益性が高く、自己資本比率規制値からの余裕度が高い銀行は、評価性引当額を設定していない。さらに一時差異にかかる繰延税金資産および繰越欠損金にかかる繰延税金資産の多い銀行は評価性引当額を設定しており、単変量で見ると、本制度の趣旨に沿った会計処理と矛盾しない。なお、相関係数について、*DTTD* と *INK*、*INT* の間でやや高い数値（ -0.56 、 -0.58 ）が観察されるものの、先行研究をふまえると、仮説を検証するうえで問題ない程度であると考えられる。

表1 評価性引当額の設定数

	評価性引当額あり	評価性引当額なし	標本数
1999年3月	12	65	77
2000年3月	26	55	81
2001年3月	33	45	78
2002年3月	45	32	77
合計	116	197	313

表2 基本統計量

変数名	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値	標本数
<i>VA</i>	0.002	0.000	0.005	0.000	0.034	313
<i>CAP</i>	0.046	0.048	0.018	-0.029	0.085	313
<i>SIZE</i>	27.974	27.919	0.632	26.633	29.643	313
<i>FINK</i>	0.112	0.108	0.048	-0.239	0.262	313
<i>FINT</i>	0.058	0.055	0.035	-0.135	0.200	313
<i>INK</i>	-0.057	0.053	0.273	-1.473	0.225	313
<i>INT</i>	-0.063	0.023	0.218	-1.471	0.177	313
<i>DTTD</i>	0.019	0.017	0.010	0.004	0.053	313
<i>DTNOL</i>	0.001	0.000	0.003	0.000	0.017	313
<i>RA</i> ($\times 10^6$)	1.729	1.334	1.218	0.369	7.481	313

変数の定義は以下の通りである。

VA：評価性引当額、*CAP*：評価性引当額設定前の自己資本比率規制値からの余裕度、*SIZE*：規模、*FINK*：次期予想経常利益/経常収益、*FINT*：次期予想当期利益/経常収益、*INK*：当期経常利益/経常収益、*INT*：当期利益/経常収益、*DTTD*：一時差異に係る繰延税金資産、*DTNOL*：繰越欠損金に係る繰延税金資産

表3 基本統計量

変数名	評価性引当額あり			評価性引当額なし		
	平均値	標準偏差	標本数	平均値	標準偏差	標本数
<i>VA</i>	0.004	0.008	116	0.000	0.000	197
<i>CAP</i>	0.044	0.018	116	0.047	0.018	197
<i>SIZE</i>	27.821	0.661	116	28.064	0.598	197
<i>FINK</i>	0.107	0.057	116	0.115	0.042	197
<i>FINT</i>	0.063	0.039	116	0.055	0.031	197
<i>INK</i>	-0.136	0.338	116	-0.010	0.214	197
<i>INT</i>	-0.136	0.298	116	-0.020	0.137	197
<i>DTTD</i>	0.024	0.010	116	0.016	0.007	197
<i>DTNOL</i>	0.002	0.004	116	0.001	0.003	197
<i>RA</i> ($\times 10^6$)	1.500	1.043	116	1.863	1.295	197

表4 変数間のピアソン積率相関係数

	<i>VA</i>	<i>CAP</i>	<i>SIZE</i>	<i>FINK</i>	<i>FINT</i>	<i>INK</i>	<i>INT</i>	<i>DTTD</i>	<i>DTNOL</i>
<i>VA</i>	1								
<i>CAP</i>	-0.03	1							
<i>SIZE</i>	-0.19	-0.05	1						
<i>FINK</i>	-0.09	0.29	0.32	1					
<i>FINT</i>	0.19	0.11	0.26	0.76	1				
<i>INK</i>	-0.43	0.39	0.07	0.20	-0.01	1			
<i>INT</i>	-0.56	0.33	0.09	0.18	-0.06	0.94	1		
<i>DTTD</i>	0.64	-0.06	-0.05	-0.02	0.23	-0.56	-0.58	1	
<i>DTNOL</i>	0.44	-0.23	0.05	0.06	0.23	-0.39	-0.38	0.38	1

4.2 検証結果

自己資本比率規制に抵触する可能性が高い銀行ほど、自己資本比率を引上げるために評価性引当額を少なく設定するとする自己資本比率仮説(1)を検証するために示したモデル1について、全サンプルと年度別で分析した結果を表5に示した。全サンプル（経常利益、当期利益とも）では、規模を示す *SIZE* が符号マイナスで1%水準で有意である。規模が大きな銀行は評価性引当額を少なく設定していることを示しており、こうした銀行では社会的注目度が高いため、利益を大きく見せかけるインセンティブが強まっていると解釈される。一時差異に係る繰延税金資産を示す *DTTD*、繰越欠損金に係る繰延税金資産を示す *DTNOL* は符号プラスで1%水準で有意である。将来課税所得が落ち込んだ場合は、一時差異に係る繰延税金資産、繰越欠損金に係る繰延税金資産が多いほど、税便益として活用されない可能性が高まるため、評価性引当額を多く設定していると解することができ、予想通りの結果となった。当期の収益性を示す *INK*、将来の収益性を示す *FINK* とも有意でないものの符号条件は一致している。全サンプル

表5 分析結果

モデル1: $VA_{it} = \alpha_1 + \alpha_3 CAP_{it} + \alpha_4 CAP_{it}^2 + \alpha_7 SIZE_{it} + \alpha_8 FIN_{it} + \alpha_9 IN_{it} + \alpha_{10} DTTD_{it} + \alpha_{11} DTNOL_{it} + \varepsilon_{it}$

変数	符号条件	プールデータ		年度別 (経常利益)			
		経常利益	当期利益	1999年3月期	2000年3月期	2001年3月期	2002年3月期
定数項: α_1	?	0.064 3.425***	0.071 3.959***	-0.039 -0.974	0.013 0.529	0.090 2.956***	0.100 2.609***
$CAP: \alpha_3$	+	0.00004 0.0005	0.010 0.142	0.174 1.143	-0.050 -0.809	-0.441 -2.300**	-0.325 -1.335
$CAP^2: \alpha_4$	-	0.257 0.318	0.132 0.167	-2.387 -1.092	0.671 0.889	4.647 2.405**	3.602 1.464
$SIZE: \alpha_7$	+	-0.003 -4.079***	-0.003 -4.716***	0.001 0.704	-0.001 -0.622	-0.003 -2.921***	-0.004 -2.862***
$FIN: \alpha_8$	-	-0.013 -1.433	0.015 1.284	-0.026 -2.059**	-0.015 -1.150	-0.026 -1.430	-0.015 -0.819
$IN: \alpha_9$	-	-0.0004 -0.249	-0.005 -2.628***	0.005 0.820	-0.010 -3.169***	-0.007 -2.354**	-0.001 -0.218
$DTTD: \alpha_{10}$	+	0.522 10.001***	0.441 8.370***	0.448 2.292**	0.185 2.239**	0.408 4.238***	0.536 6.085***
$DTNOL: \alpha_{11}$	+	0.549 4.191***	0.452 3.513***	0.435 1.425	0.496 2.324**	0.880 3.308***	0.782 3.714***
対数尤度		362.720	365.623	34.090	88.769	112.759	154.548
サンプル数		313	313	77	81	78	77

注: 下段はt値であり, ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。(以下全ての分析において同じ。)

の経常利益と当期利益を比較した場合, 当期利益では当期の収益性を示す INT (当期利益) が, 符号マイナスで1%水準で有意であり, 予想通りの結果となった。自己資本比率仮説(1)を検証するために示したモデル1について, 全サンプル (経常利益, 当期利益とも) では自己資本比率規制値からの余裕度を示す CAP , CAP^2 とも有意ではなく, 符号はプラスである。予想符号は, CAP でプラス, CAP^2 でマイナスであったが符号条件が合わない結果となった。全サンプル (経常利益, 当期利益とも) では, 自己資本比率仮説(1)は支持されない結果となる。

年度別サンプルでは, 規模を示す $SIZE$ は, 2001年3月期以降符号マイナスで1%水準で有意となり, また有意ではないものの2000年3月期以降, 符号がマイナスとなっている。一時差異にかかる繰延税金資産を示す $DTTD$ は4年間, 符号プラスで有意となり, 繰越欠損金にかかる繰延税金資産を示す $DTNOL$ は, 2000年3月期より3年間, 符号プラスで有意である。また, 当期の収益性を示す INK は2000年3月期, 2001年3月期で符号マイナスで有意となった。将来収益を示す $FINK$ は, 1999年3月期のみ, 符号マイナスで5%水準で有意である。年度別サンプルでは, 規模を示す $SIZE$ は, 2001年3月期以降符号マイナスで1%水準で有意となり, また有意ではないものの2000年3月期以降, 符号はマイナスとなっている。一時差異にかかる

繰延税金資産を示す *DTTD* は 4 年間、符号プラスで有意となり、繰越欠損金にかかる繰延税金資産を示す *DTNOL* は、2000 年 3 月期より 3 年間、符号プラスで有意である。一方、当期の収益性を示す *INK* は 2000 年 3 月期、2001 年 3 月期で符号マイナスで有意となった。自己資本比率仮説(1)を検証するために示したモデル 1 について、自己資本比率規制値からの余裕度を示す *CAP*、*CAP*² は、2001 年 3 月期に予想符号条件と反対であるが、5%水準で有意である。さらに、有意ではないものの 2000 年 3 月期以降は、予想符号と反対になっている。

1999 年 3 月期と 2000 年 3 月期以降とは、評価性引当額の設定行動に変化がある。2000 年 3 月期以降では、自己資本比率規制に抵触しそうな銀行ほど評価性引当額を多く設定するとした自己資本比率仮説(2)を検証するために設定したモデル 2 について全サンプルで分析した結果が表 6 である。年度ダミー *YD* は符号プラスで 1%水準で有意であり、2000 年 3 月期以降は評価性引当額の設定額が多くなっていると考えられる。自己資本比率規制値からの余裕度を示す *CAP* は符号プラスで、全サンプル(経常利益)で 10%水準で有意、全サンプル(当期利益)で 5%水準で有意である。*CAP*² は符号マイナスで全サンプル(当期利益)で 10%水準で有意である。これは自己資本比率仮説(1)の自己資本比率規制値に抵触しそうな銀行ほど評価性引当額を少なく設定しており、自己資本比率規制が経営者の会計行動に影響していることを示唆している。評価性引当額 *VA* を *CAP* の 2 次関数としてみた場合、極大値は 0.040(ダミーあり：経常利益)、0.037(ダミーあり：当期利益)の値となる。この値は全体の *CAP* の平均値と比較すると同程度の値である。このことから平均値より余裕度が低い銀行は、評価性引当額を少なく設定していると考えられる。また余裕度が高い銀行は、収益により繰延税金資産を回収する可能性が高いと考え、評価性引当額を低く設定していると考えられる。ただしこれは、期間ダミー変数 *YD* が 0 (1999 年 3 月期のみ)の場合である。期間ダミー変数 *YD* が 1 (1999 年 3 月期以外)の場合には *CAP* の係数である α_3 と α_5 、*CAP*² の係数である α_4 と α_6 を比較すると α_5 、 α_6 の係数の絶対値が大きく、*CAP* の符号である $\alpha_4 + \alpha_6$ がマイナス、*CAP*² の符号である $\alpha_4 + \alpha_6$ がプラスとなる。評価性引当額 *VA* を *CAP* の 2 次関数としてみた場合には *CAP* と *CAP*² の符号が逆になり、極小値は 0.040(ダミーあり：経常利益)、0.037(ダミーあり：当期利益)の値となる。このことから *VA* を *CAP* の 2 次関数としてみた場合、余裕度が低い銀行ほど、評価性引当額を多く設定していると考えられる。また余裕度の高い銀行ほど、評価性引当額を多く設定していることを示している。

自己資本比率仮説(1)で提示したモデル 1 を、ダミー変数(自己資本比率仮説(2)で提示したモデル 2)の補足検証として 1999 年 3 月期と 2000 年 3 月期以降(2002 年 3 月期まで)で分析した結果を表 7 に示す。2000 年 3 月期以降では、将来の収益性を示す *FINK*、*FINT* を除き、符号は当初予想通りでかつ有意である。2000 年 3 月期以降では *CAP* は符号マイナスで 10%水準で有意、*CAP*² は符号プラスで 5%水準で有意となる。評価性引当額 *VA* を *CAP* の 2 次関数としてみた場合、極小値は 0.04 程度の値となる。この値は 2000 年 3 月期以降の *CAP* の平均値と

表6 分析結果

$$\text{モデル 2: } VA_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 YD_{it} + \alpha_3 CAP_{it} + \alpha_4 CAP^2_{it} + \alpha_5 CAP_{it} \times YD_{it} + \alpha_6 CAP^2_{it} \times YD_{it} + \alpha_7 SIZE_{it} + \alpha_8 FIN_{it} + \alpha_9 IN_{it} + \alpha_{10} DTTD_{it} + \alpha_{11} DTNOL_{it} + \varepsilon_{it}$$

連結 (ダミーあり)		プールデータ	
変数	符号条件	経常利益	当期利益
定数項: α_1	?	0.052 2.875***	0.060 3.463***
ダミー: α_2		0.012 3.615***	0.011 3.617***
CAP : α_3	+	0.369 1.959*	0.375 2.107**
CAP^2 : α_4	-	-4.546 -1.631	-5.049 -1.880*
$CAP \times YD$: α_5	-	-0.505 2.103**	-0.504 -2.640***
$CAP^2 \times YD$: α_6	+	6.093 2.103**	6.472 2.316**
$SIZE$: α_7	+	-0.003 -3.922***	-0.003 -4.603***
FIN : α_8	-	-0.016 -1.808*	0.012 1.030
IN : α_9	-	-0.003 -1.432	-0.007 -3.467***
$DTTD$: α_{10}	+	0.447 8.391***	0.379 7.173***
$DTNOL$: α_{11}	+	0.646 4.971***	0.555 4.362***
対数尤度		371.516	374.807
サンプル数		313	313

比較すると若干小さい値となる。このことから平均値より余裕度の低い銀行ほど評価性引当額を多く設定していると考えられる。一方、平均値より余裕度が高い銀行ほど、評価性引当額の設定水準が高いことを示唆している。1999年3月期は有意でないものの自己資本比率規制値からの余裕度を示す CAP 、 CAP^2 、規模を示す $SIZE$ 、当期の収益性を示す INK 、 INT が2000年3月期以降と符号が反対になっている。有意ではないが符号は予想通りであり、当期の収益性が低く、自己資本比率規制値からの余裕度が低い銀行ほど評価性引当額を少なく設定しているといえ、以上より経営者の裁量的な行動の存在があることを否定できない。

2000年3月期以降の全サンプルからは、自己資本比率規制値からの余裕度が低く、収益性の低い銀行ほど評価性引当額を多く設定しており、税効果会計制度の趣旨にそった処理を行って

表7 分析結果

モデル1: $VA_{it} = \alpha_1 + \alpha_3 CAP_{it} + \alpha_4 CAP_{it}^2 + \alpha_7 SIZE_{it} + \alpha_8 FIN_{it} + \alpha_9 IN_{it} + \alpha_{10} DTTD_{it} + \alpha_{11} DTNOL_{it} + \varepsilon_{it}$

連結 (ダミーなし)		経常利益		当期利益	
変数	符号条件	1999年3月期	2000年3月期以降	1999年3月期	2000年3月期以降
定数項: α_1	?	-0.039 -0.974	0.077 4.014***	-0.037 -0.894	0.082 4.560***
$CAP: \alpha_3$	+	0.174 1.143	-0.133 -1.917*	0.203 1.301	-0.128 -1.927*
$CAP^2: \alpha_4$	-	-2.387 -1.092	1.646 2.137**	-2.898 -1.272	1.520 2.070**
$SIZE: \alpha_7$	+	0.001	-0.003	-1.272	-0.003
	-	0.704	-4.346***	0.620	-5.001***
$FIN: \alpha_8$	-	-0.026 -2.059**	-0.015 -1.431	-0.035 -1.387	0.013 1.033
$IN: \alpha_9$	-	0.005 0.820	-0.004 -2.312**	0.002 0.174	-0.009 -4.151***
$DTTD: \alpha_{10}$	+	0.448 2.292**	0.429 7.793***	0.371 2.056**	0.353 6.440***
$DTNOL: \alpha_{11}$	+	0.435 1.425	0.731 5.196***	0.295 0.731	0.680 4.939***
対数尤度		34.090	344.331	33.076	349.411
サンプル数		77	236	77	236

いることが示されている。この点については奥田 (2002, p. 81) で指摘されるように、1999年11月に日本公認会計士協会が監査委員会報告第66号「繰延税金資産の回収可能性の判断に関する監査上の取扱い」の公表により、監査制度の充実が図られ、銀行経営者の行動が変化したことが背景にあると考えられる。

5 追加検証

5.1 検証モデル

評価性引当額と自己資本比率規制値からの余裕度及び当期の経営成績との関係についての前節の結果の信頼性を確認するために、繰延税金資産と自己資本比率規制との関係を検証した須田 (2003) で用いられたモデルに依拠した検証を行う。

モデル1及び2の被説明変数は、評価性引当額を評価性引当額設定前のリスク・アセット(評価性引当額+リスク・アセット)で除した数値を用いたが、モデル3及び4では評価性引当額を発行済株式総数で除した数値を用いる。当期の経営成績を示す指標として、モデル1及び2

では、当期経常利益や当期利益を当期経常収益で除した数値を用いたが、モデル3及び4では、当期の業務純益を発行済株式総数で除した数値及び自己資本当期純利益率を用いる。

(モデル3)

$$VAPS_{it} = \beta_1 + \beta_2 CAPSL_{it} + \beta_3 INCOME_{it} + \beta_4 ROE_{it} + \varepsilon_{it}$$

$VAPS$ = 評価性引当額/発行済株式総数,

$CAPSL$ = (自己資本比率算定上の自己資本+評価性引当額)/ RA - (国際行なら0.08, 国内行なら0.04),

$INCOME$ = 業務純益/発行済株式総数, ROE = 当期利益×100/自己資本, ε = 攪乱項

(モデル4)

$$VAPS_{it} = \beta_1 + \beta_2 CAPSL_{it} + \beta_3 INCOME_{it} + \beta_4 ROE_{it} + \beta_5 YEAR00_{it} + \beta_6 YEAR01_{it} + \beta_7 YEAR02_{it} + \varepsilon_{it}$$

$YEAR00$ = 2000年3月期なら1, $YEAR01$ = 2001年3月期なら1,

$YEAR02$ = 2002年3月期なら1とするダミー変数, ε = 攪乱項

モデル4では、年度変化の影響を析出するために、モデル3に1999年3月期を基準年度とした年度ダミー変数 ($YEAE00 \sim YEAR02$) を追加した。

5.2 検証結果

モデル3での年度別分析結果(モデル3)を表8に、全サンプルでの分析結果(モデル3, モデル4)を表9に示す。自己資本比率規制値からの余裕度を示す $CAPSL$ は、各年度とも符号

表8 分析結果

モデル3: $VAPS = \beta_1 + \beta_2 CAPSL + \beta_3 INCOME + \beta_4 ROE + \varepsilon$

変数	符号条件	1999年3月	2000年3月	2001年3月	2002年3月
定数項: β_1	?	-6.55 -0.24	17.37 1.44	19.94 1.91*	10.95 0.79
$CAPSL$: β_2	+	-8.00 -1.42	-3.96 -1.82*	-0.80 -0.52	-0.11 -0.05
$INCOME$: β_3	-	-0.39 -1.11	-0.26 -2.18**	-0.45 -3.22***	-0.32 -2.83***
ROE : β_4	-	-0.03 -0.13	-0.02 -2.24**	-0.36 -3.56***	-0.53 -4.02**
対数尤度		-54.499	-89.011	-126.180	-179.216
サンプル数		78	81	78	77

表9 分析結果

モデル4： $VAPS = \beta_1 + \beta_2 CAPSL + \beta_3 INCOME + \beta_4 ROE + \beta_5 YEAR00 + \beta_6 YEAR01 + \beta_7 YEAR02 + \varepsilon$

変数	符号条件	プールデータ	
定数項： β_1	?	15.75 2.35**	4.94 0.72
$CAPSL$ ： β_2	+	-1.03 -0.86	-3.52 -2.77***
$INCOME$ ： β_3	-	-0.52 -6.23***	-0.53 -6.66***
ROE ： β_4	-	-0.02 -2.58**	-0.02 -2.32**
$YEAR00$ ： β_5	+		19.12 2.70***
$YEAR01$ ： β_6	+		28.60 4.11***
$YEAR02$ ： β_7	+		38.76 5.58***
対数尤度		-489.81	-468.49
サンプル数		314	314

マイナスであったが、2000年3月期のみ10%水準で有意である。経営成績を示す1株あたり業務純益 $INCOME$ は、各年度とも符号マイナスで2000年3月期は5%水準、2001年3月期、2002年3月期は5%水準で有意である。また自己資本当期純利益率 ROE は、各年度とも符号マイナスで2000年3月期は5%水準、2001年3月期は1%水準、2002年3月期は5%水準で有意である。全サンプルでは、 $INCOME$ 、 ROE は、符号マイナスで有意であるが、 $CAPSL$ は有意ではない。年度ダミー変数を入れたモデルでは、 $CAPSL$ 、 $INCOME$ 、 ROE とも符号マイナス、年度ダミー変数は符号プラスで全て有意であった。これは自己資本比率規制値に抵触する可能性の低い銀行ほど、評価性引当額を少なく設定しており、経営成績の良い銀行、収益性の高い銀行ほど評価性引当額を少なく設定していることが示された。こうした結果は、前節の結果と首尾一貫するものであり、経営者が、自己資本比率規制を視野に入れつつ税効果資産に係る評価性引当額を設定するとの本稿の仮説を支持するものとなっている。

6 おわりに

本稿では、わが国の地方銀行を分析対象として、経営者が自己資本比率規制をクリアするために評価性引当額を裁量的に設定しているのか否かについて検討した。その結果、(1)1999年3

月期は、自己資本比率規制値からの余裕度が平均値より小さい銀行ほど評価性引当額を少なく設定し、自己資本比率規制をクリアしている、(2) 2000年3月期以降は、自己資本比率規制値からの余裕度が平均値より小さい銀行ほど評価性引当額を多く設定していることが示唆された。また、収益性の観点からは、(1) 1999年3月期は、利益が小さい銀行ほど評価性引当額を少なく設定している、(2) 2000年3月期以降は、利益の大きい銀行ほど評価性引当額を少なく設定していることが明らかとなった。以上より、1999年3月期においては、地方銀行において評価性引当額の操作を通じて、自己資本比率規制の達成が図られたが、2000年3月期以降は、繰延税金資産の回収可能性を考慮し評価性引当額を設定していたといえる。

本稿で得られた知見から、地方銀行に限定された議論であるが、税効果会計基準設定当初は、評価性引当額に経営者の裁量が及ぶものの、その後、監査制度ならびに監督当局の検査体制の充実に伴い、こうした裁量が抑制され、税効果会計の趣旨に沿った行動がなされたと結論づけられる。ただし、2000年3月期以降でも自己資本比率規制値からの余裕度の違いによっては、銀行経営者の裁量行動の可能性も否定できない点は留意する必要があるだろう。

最後に本稿では多くの課題も残されている。第一に、取扱ったサンプルが東証一部上場の地方銀行、第二地方銀行のみを対象としており、サンプル数が若干少ない点である。第二に、自己資本比率規制と評価性引当額の操作のみを分析対象としており、利益ないしは自己資本を操作する他の項目については検討していない点があげられる。都市銀行、信託銀行、持株会社なども含めた銀行業界全体をサンプルとする、評価性引当額以外の繰延税金資産の一時差異に係る繰延税金資産の源泉についても視野に入れる、そして法定実効税率の変化なども加味するなど、よりきめ細かな分析をすることによって、金融機関の報告利益管理の実態を解明することができるであろう。また、評価性引当額をめぐる経営者の裁量行動については、資本市場におけるプライシングの観点から分析することも重要なテーマであると考えられる。こうした点については、稿を改めて検討していくものとする。

謝辞：本稿の作成にあたり、木村史彦先生、吉田和生先生、星野優太先生（以上名古屋市立大学）、國村道雄先生（名城大学）より有益かつ貴重なご意見を賜りました。ここに記して、心より御礼申し上げます。なお、本稿において有り得るべき誤りは、すべて筆者の責任に帰するところであります。

参考文献

- 朝日監査法人編、『第5版有価証券報告書の見方・読み方』、清文社、2003年
中央青山監査法人編、『詳解税効果会計の実務（第2版）—会計処理と開示のすべて』、中央経済社、

- 2002年.
- 醍醐聰,「自己資本比率規制と税効果会計」,田中建二編著,『クローズアップ現代会計3 金融リスクの会計』,東京経済情報出版,2003年,131-166頁.
- 銀行経理問題研究会編,『銀行経理の実務 第6版』,金融財政事情研究会,2003年.
- 池尾和人・金子隆・鹿野嘉昭,『ゼミナール 現代の銀行』,東洋経済新報社,1993年.
- 金融ビジネス編集部編,『よくわかる銀行決算の見方』,東洋経済新報社,1996年.
- 牧厚志・宮内環・浪花貞夫・縄田和満,『応用計量経済学II』,多賀出版,1997年.
- Miller, G. S., and D. J. Skinner., “Determinants of the Valuation Allowance for Deferred Tax Assets Under SFAS No. 109,” *Accounting Review*, Vol. 173, No. 2, 1998, pp. 213-233.
- 奥田真也,「繰延税金とその配分法の市場における解釈——銀行決算をもとに——」,『一橋論叢』,第125巻第5号,2001年a,494-509頁.
- 奥田真也,「銀行の貸倒引当金の設定水準をめぐる会計政策—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,2001年b,553-565頁.
- 奥田真也,「銀行の会計政策に関する実証分析——課税所得と会計利益の乖離による影響の観点から——」,一橋大学大学院商学研究科博士学位論文,2002年.
- 大沼宏,「税効果会計の将来CF予測能力」,『會計』,第159巻第4号,2001年,545-557頁.
- 須田一幸,「税効果会計の意義と問題点」,中村忠編著,『制度会計の変革と展望』,白桃書房,2001年,87-104頁.
- 須田一幸,「税効果会計基準と銀行の自己資本比率規制」,経済産業省編,『新会計基準の設定が企業経営と経済システムに与えた影響に関する実証分析 報告書』,2003年,34-36頁.
- Schrand, C. and M. H. F. Wong., “Earnings Management and Its Pricing Implications: Evidence from Banks’ Adjustment to the Valuation Allowance for Deferred Tax Assets under SFAS109,” *Working Paper*, Social Science Research Network, 2000.
- 手塚仙夫,『税効果会計の実務(第4版)』,清文社,2002年.
- 和合肇・伴金美,『TSPによる経済データの分析(第2版)』,東京大学出版会,1988年.
- Watts, L. S. and J. L. Zimmerman., *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall, 1986. 須田一幸訳,『実証理論としての会計学』,白桃書房,1991年.
- 弥永真生・足田浩,『税効果会計』,中央経済社,1997年.

(2004年11月16日受領)