

# 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 —

奥 田 真 也

## 1 はじめに

1998年10月30日に企業会計審議会から『税効果会計に係る会計基準の設定に関する意見書』が公表された。これにより1999年3月期から単体の財務諸表において日本でも税効果会計を適用することが可能となった。また2000年3月期からは、単体・連結双方において税効果会計の適用が義務づけられた。しかしながら、税効果会計適用によって繰延税金資産および負債がどれだけの情報有用性を持つのか、とりわけその企業の株価をどの程度説明できるかについては、税効果会計導入からの歴史が長いアメリカでもコンセンサスがとれていない<sup>1)</sup>。そこで本稿では日本において繰延税金が株価をどの程度説明するかについて、税効果会計の影響がもっとも大きかったと考えられる銀行を用いて検証する。

以上の検証を行うため、本稿では次のように論を進める。まず第2節では本稿における論点を提示し、先行研究を概観する。次に第3節において本稿で採用するリサーチ・デザインについて説明を加える。第4節では本稿で採用した変数の基本統計量とその傾向を分析する。第5節では第3節で説明したリサーチ・デザインに基づき回帰分析を行い、その検証結果について考察を加える。最後に第6節で本稿のまとめを行う。

## 2 論点と先行研究

税効果会計の情報有用性に関しては大きく2つの観点から疑問が投げかけられている。1つは、税効果会計はそもそも会計処理として適切なのか否かという疑

問である。もう1つが、税効果会計そのものは会計処理として適切であったとしても、その配分法が現在の方法で適切なかの否か、という疑問である。

まず第1の疑問を提起した代表的論者がChambers [1968]である。彼は「法人税は、『配分』といった用語、つまり期間配分といったプロセスを経ることが適切な費用とはいえない」(p. 122)という観点から税効果会計に対して疑問を投げかけている<sup>2)</sup>。彼のいうように、税効果会計の適用が適切でないのであれば、繰延税金資産(負債)の資産(負債)性には疑問が生じ、ひいてはその情報有用性にも疑念が生じる。

このような議論を受けてLasman and Weil [1978]やStewart [1991]等のように実務家の間では、繰延税金負債の負債性を否定する意見がある。また実証研究でも、Chandra and Ro [1997]では繰延税金負債の負債性を疑問視している。この一方でGivoly and Hayn [1992]やAmir et al. [1997], Ayers [1998]等は繰延税金が負債として市場に評価されているとの証拠を提示している。

ただし、Givoly and Hayn [1992]やAmir et al. [1997]らは、繰延税金負債の負債性を認めながらも、その配分方法に関しては、部分配分法を用いて市場が評価していることを示す証拠も提示している。つまり、第2の疑問を提示しているのである。

このように部分配分法を支持するものとして、FAS96号に対するMossoの反対意見や斉藤[2000]がある。彼らは、資産負債法を採用した場合や配分対象が一時差異である場合は部分配分法が好ましいと主張している。彼らのいうようにもし部分配分法が適切だとすれば、現行基準は繰延税金を過大計上させる基準ということになり、情報有用性が低くなると考えられる。一方FAS109号では、「一時差異の総額が増加したとしても、繰延税金負債は将来に犠牲を引き起こす」(par. 204)という論拠で包括配分法の優位性を主張している。

これらのことを考慮すると、繰延税金の資産性・負債性を情報有用性の観点から分析することと同時に、配分法が市場でどのように評価されているかについて検証を行うことに意味があると考えられる。

ここで注目すべきは、アメリカと異なり繰延税金資産の方が負債より大きく計

上されることが多いという特徴を持つ日本では、繰延税金資産の情報有用性について検証が行いやすいということである。例えば『平成11年度会計基準の変更に伴う法人企業統計記入内容変更状況の調査について』によると、平成11年度において繰延税金資産1兆2,312億円、繰延税金負債1兆2,067億円が新たに計上されたことが示されている。このことから繰延税金資産の額が圧倒的に多いことが分かる。繰延税金資産の資産性に対する疑問はFAS96号が公表されたときにもっとも大きな議論を呼んだ部分でもある<sup>3)</sup>。また大沼[2001]では、キャッシュフロー予測能力という点で見ると、繰延税金資産の情報有用性は繰延税金負債のそれよりも低いことが示唆されている。よって、株価説明力という観点から繰延税金の情報有用性に関する検証を行うことに日本独自の意義があると考えられる。

### 3 リサーチ・デザイン

本稿では銀行をサンプルとして選択した。この理由は、銀行が不良債権償却のため、多額の貸倒引当金を設定しており、結果として繰延税金資産の計上額が多額に及んでいるためである。こうした繰延税金の情報有用性を検証する方法として、貸借対照表項目である繰延税金資産および負債の株価の説明力を検証するモデルを本稿では採用した<sup>4)</sup>。この方法を選んだ理由は、(1)現在の税効果会計は資産負債法を採用しているため、貸借対照表を通して株価説明力を判断するのが望ましいと考えられること、(2)金融機関は金融請求権が資産・負債の多くを占めているため、貸借対照表の数値を用いる方法が望ましいとの指摘があること(Beaver [1998], p. 115)、(3)赤字企業が多い場合は損益計算書の数値を用いる方法ではよい検証結果が出ないといわれているが当該期間においては多くの銀行が赤字決算であること<sup>5)</sup>、の3点である。

繰延税金の情報有用性を検証するにあたり、まず繰延税金の影響を控除した1株あたり純資産(E)のみの株価説明力をベンチマークとし、モデル①で検証する。つぎに、モデル1と対照させる形で繰延税金(DT)の追加的株価説明力を検証するのがモデル②である。なお、DTは純繰延税金資産額として計算されている。もし日本の市場において繰延税金資産が資産として評価されているならば、

係数  $c$  の符号は+となる。

$$\textcircled{1} \quad P_1 = a_1 + b_1 E_1 + \varepsilon_1$$

$$\textcircled{2} \quad P_1 = a_2 + b_2 E_1 + c_2 DT_1 + \varepsilon_1$$

$P$  : 株価

$E$  : 修正済み 1 株あたり純資産

= (純資産 - 純繰延税金資産 + 再評価に係る繰延税金負債) / 発行済み株式総数

$DT$  : 1 株あたり純繰延税金資産

= (繰延税金資産 - 繰延税金負債 - 再評価に係る繰延税金負債) / 発行済み株式総数

$\varepsilon$  : 攪乱項

さて, Amir et al. [1997] では, 繰延税金の源泉毎に株価説明力が異なると指摘されている。そこで本稿でも源泉毎に影響が異なるのか否かを検証する。繰延税金の源泉は一時差異と繰越欠損金とによるものがある。また繰延税金資産の回収可能性に疑問がある場合には評価性引当額を設定することが求められている。そのため本稿では, 繰延税金を一時差異に係る純繰延税金資産 (DTTD), 繰越欠損金に係る繰延税金資産 (DTNOL), 評価性引当額 (VA) の 3 要因に分離して検証を行うモデルを構築する。この 3 つの変数は注記情報から得られるものなので, 注記情報が市場で活用されているか否かの検証ともなる。また日本においては, 土地の再評価に係る繰延税金は通常の繰延税金と区分して表示することが求められている。このため, 再評価に係る繰延税金負債 (DTL) もモデルに加えたモデルが以下のモデル③である。

$$\textcircled{3} \quad P_1 = a_3 + b_3 E_1 + d_3 DTL_1 + e_3 DTTD_1 + f_3 DTNOL_1 + g_3 VA_1 + \varepsilon_1$$

$DTL$  : 1 株あたり再評価に係る繰延税金負債

= 再評価に係る繰延税金負債 / 発行済み株式総数

$DTTD$  : 1 株あたり一時差異に係る純繰延税金資産

= 一時差異に係る純繰延税金資産 / 発行済み株式総数

$DTNOL$  : 繰越欠損金に係る繰延税金資産

= 繰越欠損金に係る繰延税金資産 / 発行済み株式総数

VA: 1株あたり評価性引当額

= 評価性引当額 / 発行済み株式総数

このモデルが株価を説明するのであれば、純資産額を増加させる源泉に係る係数、つまり一時差異と繰越欠損金に係る繰延税金は正の相関が株価とあると考えられる。よって、eとfは+となることが予想される。また純資産額を減少させる要素である評価性引当額と再評価に係る繰延税金負債は株価と負の相関があるだろう。つまり、dとgの符号は-となることが予想される。

#### 4 サンプルと基本統計量

本稿では1999年と2000年3月期における全公開銀行のうち、税効果会計を採用している銀行で、かつ各年6月末日時点でも継続して上場しているという条件を満たすものをサンプルとして採用した。検証に用いた株価は6月末日の終値である。この日付を採用したのは、税効果会計に関する注記情報は有価証券報告書にしか記載されず、この情報が市場に織り込まれるのには、有価証券報告書の提出を待つことが必要と考えたからである。また連結決算への注目度が高まっていること、自己資本比率規制が単体・連結双方の数値をもとに行われていることから判断して、単体・連結双方の数値を検証に用いた。なお基本的な財務データは全国銀行協会の『全国銀行財務諸表分析』の数値を用いた。また繰延税金資産の各構成要素は、その銀行の有価証券報告書の注記に記載されている数値を用いた。

表1ではサンプルの特徴をみるために、繰延税金の純資産に対する割合を示した。まず指摘できる点は、もし繰延税金を採用していなかったとすれば、債務超過になっていた銀行が存在するという点である。また平均でも税効果会計により銀行の純資産額は25%以上増加した。ここから税効果会計が銀行決算に与えた影響の大きさがうかがわれる。

具体的項目では、とくに繰越欠損金に係る繰延税金資産と評価性引当額とは中央値が0にもかかわらず、平均値がかなり大きくなっている。この理由は、これ

表1 各項目の純資産に占める割合

表1-1-1 1999年3月期単体 n=107

	DT	DTL	DTTD	DTNOL	VA
平均	24.6%	4.0%	25.9%	4.2%	2.6%
中央値	14.1%	3.9%	16.9%	0.0%	0.0%
最大値	178.3%	14.8%	142.5%	121.8%	176.4%
最小値	-10.6%	0.0%	4.3%	0.0%	0.0%

表1-1-2 2000年3月期単体 n=109

	DT	DTL	DTTD	DTNOL	VA
平均	30.9%	4.2%	43.9%	5.8%	13.3%
中央値	13.6%	3.7%	17.8%	0.0%	0.0%
最大値	1307.2%	20.1%	2203.1%	264.4%	1160.5%
最小値	-9.3%	0.0%	6.0%	0.0%	0.0%

表1-2-1 1999年3月期連結 n=106

平成10年	DT	DTL	DTTD	DTNOL	VA
平均	25.5%	4.0%	21.2%	5.0%	2.9%
中央値	14.4%	4.4%	19.1%	0.0%	0.0%
最大値	178.1%	21.1%	142.3%	121.8%	176.4%
最小値	-10.6%	0.0%	4.4%	0.0%	0.0%

表1-2-2 2000年3月期連結 n=109

平成11年	DT	DTL	DTTD	DTNOL	VA
平均	30.9%	4.2%	43.9%	5.8%	13.3%
中央値	13.6%	3.7%	17.8%	0.0%	0.0%
最大値	1307.2%	20.1%	2203.1%	264.4%	1160.5%
最小値	-9.3%	0.0%	6.0%	0.0%	0.0%

らを計上する銀行が限られているのである。例えば、サンプルのうち1999年度連結決算で繰越欠損金を計上した銀行が36行、評価性引当額を計上した銀行は23行であり、2000年度は前者が34行、後者が39行であった。つまり全体の1/3程度なのである。

ところで、『全国銀行財務諸表分析』によると、銀行全体としてみた場合、1999年度は赤字であったのに対して、2000年度は黒字転換している。この一方で、将来業績見通しの悪化に対応する評価性引当額を計上している銀行は増加している。この解釈としては、評価性引当額の設定水準に対する批判の高まりを受けてより適切な引当を行った銀行が増えたとも考えられるが、会計政策の道具として利用された可能性も否定できない。

## 5 検証結果

### (1) 情報有用性に関する分析

回帰分析を行うにあたり、ほとんどのモデルで均一分散であるという仮説が棄却された。そこで本稿では White [1980] が提案した方法を用いて、標準誤差を推定した。分析結果が表 2・3 である。

なお、土地再評価を実施しておらず、そのため土地再評価に係る繰延税金負債がそもそも計上されていない銀行がある。このため、再評価を実施していない銀行も含めた分析と、再評価を実施している銀行のみでの分析の2つを行った。モデル①・②・③が全サンプルの分析結果であり、モデル①'・②'・③'が再評価実施行のみの分析結果である。

まずモデル①より単体・連結のどちらを用いた分析でも、税効果会計による影響を排除した1株あたり純資産額が株価の変動の約80%を説明していることがわかる。つまり銀行の株価は1株あたり純資産によってかなりの程度が説明されるといえよう。次にモデル②によると単体・連結ともに純繰延税金資産に係る係数はプラスの値をとっており、有意水準も少なくとも5%以上である。またモデル②はモデル①よりすべてで修正済み決定係数が高い。以上より純繰延税金資産は株価に関して追加的な説明力を持つといえよう。

またこのことは、1999年3月の時点から市場が税効果会計を織り込んだ評価をしていることを示唆している。このように制度導入後市場がすぐに学習して、その制度を株価に反映させるとするのは伊藤 [1992] と整合的であり、日本の証券市場における学習の早さを示す証拠であるかもしれない。さらに1999年と2000年

表2 分析結果(単体)

表2-1 1999年3月期

回帰式 係数(t値)	符号 条件	①式	②式	③式	①'式	②'式	③'式
定数項:a	?	232.38(5.79***)	128.97(3.37***)	70.68(1.41)	196.60(4.22***)	136.21(3.01***)	85.51(2.29**)
E:b	+	0.84(9.80***)	0.70(8.74***)	0.74(5.23***)	0.84(9.28***)	0.80(8.23***)	0.54(1.83*)
DT:c	+		0.98(3.18***)			0.70(3.62***)	
DTL:d	-			0.25(0.12)			4.29(1.03)
DTTD:e	+			0.90(2.57**)			0.49(3.51***)
DTNOL:f	+			6.68(1.70')			4.07(2.58**)
VA:g	-			-5.97(-1.28)			-2.38(-1.14)
adj.R <sup>2</sup>		0.786	0.823	0.843	0.843	0.869	0.882
White test ( $\chi^2$ 値)		38.86***	50.22***	75.77***	48.96***	56.24***	55.59***
サンプル数		107	107	107	79	79	79

表2-2 2000年3月期

回帰式 係数(t値)	符号 条件	①式	②式	③式	①'式	②'式	③'式
定数項:a	?	233.90(4.67***)	86.96(2.23**)	110.24(1.95**)	180.07(3.21***)	83.90(3.43***)	77.21(2.27**)
E:b	+	0.82(10.59***)	0.63(9.08***)	0.77(7.29**)	0.82(8.43***)	0.67(7.50***)	0.44(2.13**)
DT:c	+		1.89(4.15***)			1.56(3.20***)	
DTL:d	-			1.19(0.65)			3.76(1.24)
DTTD:e	+			0.06(0.08)			0.83(3.47***)
DTNOL:f	+			6.50(2.81***)			7.41(1.63)
VA:g	-			0.90(0.67)			-8.08(-1.06)
adj.R <sup>2</sup>		0.779	0.877	0.873	0.821	0.895	0.921
White test		19.21***	52.25***	93.24***	15.64***	0.86	66.48***
サンプル数		109	109	109	82	82	82

注：\*\*\* 1%有意 \*\* 5%有意 \* 10%有意 (t検定は全て両側検定。以下全ての分析において同じ)



表3 分析結果(連結)

表3-1 1999年3月期

回帰式 係数(t値)	符号 条件	①式	②式	③式	①'式	②'式	③'式
定数項:a	?	247.79(6.07***)	135.27(3.06***)	102.52(2.46**)	223.83(4.73***)	145.86(3.19***)	82.36(2.37**)
E:b	+	0.84(9.77***)	0.75(8.73***)	0.74(5.33**)	0.83(9.20***)	0.77(8.16***)	0.50(1.90*)
DT:c	+		1.05(3.50***)			0.83(3.85***)	
DTL:d	-			0.46(0.08)			4.58(2.99***)
DTTD:e	+			0.89(3.17***)			0.59(3.41***)
DTNOL:f	+			3.31(1.41)			2.78(4.21***)
VA:g	-			-2.17(-1.11)			1.19(0.20)
adj.R <sup>2</sup>		0.780	0.825	0.831	0.829	0.868	0.890
White test		39.88***	49.91***	74.72***	46.77***	58.13***	70.58***
サンプル数		106	106	106	78	78	78

表3-2 2000年3月期

回帰式 係数(t値)	符号 条件	①式	②式	③式	①'式	②'式	③'式
定数項:a	?	244.05(4.79***)	87.70(2.11**)	64.65(1.69*)	192.62(3.36***)	85.00(2.00**)	88.014(2.00**)
E:b	+	0.81(10.57***)	0.62(8.77***)	0.64(7.64***)	0.82(0.837***)	0.65(0.710***)	0.36(2.15***)
DT:c	+		1.90(4.20***)			1.60(3.28***)	
DTL:d	-			0.20(0.17)			4.76(1.92*)
DTTD:e	+			1.12(3.30***)			0.90(3.34***)
DTNOL:f	+			6.83(3.60***)			6.79(4.55***)
VA:g	-			-0.88(-0.58)			0.01(0.00)
adj.R <sup>2</sup>		0.775	0.876	0.900	0.813	0.893	0.934
White test		18.24***	50.50***	92.27***	24.36***	59.02***	78.38***
サンプル数		109	109	109	82	82	82

表4 各種繰延税金資産の評価が同一か否かの検定 (自由度3の $\chi^2$ 値)

1999年 単体 全サンプル	1999年 単体再評価	1999年 連結 全サンプル	1999年 連結再評価	2000年 単体 全サンプル	2000年 単体再評価	2000年 連結 全サンプル	2000年 連結再評価
4.00	10.20**	4.53	31.52***	8.92**	4.72	25.60***	79.89***

の繰延税金に係るt値は全てのモデルで上昇している。つまり、株価の説明力が高まっている。このことは、市場はすぐに税効果会計という新たな制度導入を学習したが、次年度においてその学習の程度は深化したと解釈できよう。

最後にモデル③の分析にうつる。まずモデル②とモデル③の修正済み決定係数を比較すると、1つを除きモデル③の修正済み決定係数がモデル②より高いことが分かる。また注記情報を活用し、市場が源泉毎に評価を変えているか否かを検証するため、3種の繰延税金資産が同等に評価されているか否かについての検定を行った。具体的には繰延税金資産に係る係数が全てに対して同じ、つまり $e=f=g$ であるという線形制約に関するWald検定を行った。この検定結果が表4である。すると、過半の5モデルにおいて帰無仮説が棄却されており、3種の繰延税金資産に係る係数は各々異なることが示唆されたのである。これらのことから市場では源泉別に繰延税金を評価している可能性が高いことが分かる。

各々の源泉に係る繰延税金のうち、一時差異に係る繰延税金資産と繰越欠損金に係る繰延税金資産は全て符号条件を満たしている。さらに一時差異に係る繰延税金資産は7モデルで、繰越欠損金に係る繰延税金資産は6モデルで少なくとも5%有意である。以上から、一時差異に係る繰延税金と繰越欠損金に係る繰延税金の株価の説明力があるといえよう。

これに対して、評価性引当額は5モデルで符号条件と一致しているものの、統計的に有意なモデルはない。これは市場が評価性引当金の判断に関して迷いがあることを示唆していると考えられる。この理由は、評価性引当額が経営者の裁量に委ねられることと関係しているのかもしれない。

なお、再評価に係る繰延税金負債に関してはほとんど全てで符号条件が逆である。また統計的に有意な結果も1つのみである。このことから再評価に係る繰延

税金負債は株価をほとんど説明していないといえよう。この理由は、土地再評価が企業価値を反映していない特殊な項目とみなされているからの解釈もできよう<sup>6)</sup>。

## (2) 配分法に関する分析

次に市場が配分法を考慮している分析を行っているか否かの分析にうつる。もし市場が部分配分法を望ましいと考えているのであれば、解消があまり起こらない差異に係る繰延税金資産を、解消が頻繁におこる繰延税金資産よりも低く評価するはずである。そこで、本稿では一時差異に係る繰延税金資産の変化額(LDTTD)を差異の解消頻度の代理変数と考えて、解消頻度によって市場が繰延税金資産の評価を変えているか否かについて検証を行った。つまり、一時差異に係る繰延税金の変化額が小さい銀行は、差異の解消が頻繁でなく、その結果、市場で繰延税金資産が低く評価されていると考えたのである。また変化額はプラス・マイナスどちらの符号もとりうるので、絶対額での変化額も考慮に入れて分析を行う。この分析を行うためのモデルが④と⑤である。

$$\textcircled{4} \quad P_i = a_4 + b_4 E_i + d_4 DTL_i + e_4 DTTD_i + f_4 DTNOL_i + g_4 VA_i + h_4 H_i \times DTTD_i + i_4 L_i \times DTTD_i + \varepsilon_i$$

$$\textcircled{5} \quad P_i = a_5 + b_5 E_i + d_5 DTL_i + e_5 DTTD_i + f_5 DTNOL_i + g_5 VA_i + j_5 ABH_i \times DTTD_i + k_5 ABL_i \times DTTD_i + \varepsilon_i$$

LDTTD : (2000年3月期のDTTD-1999年3月期のDTTD) / 1999年3月期のDTTD

H(L) : LDTTDが上位(下位)1/4の銀行は1, そうでない銀行は0を示すダミー変数

ABH(L) : |LDTTD|が上位(下位)1/4の銀行は1, そうでない銀行は0を示すダミー変数

これらモデルは、一時差異に係る繰延税金資産の変化額の少ない(多い)銀行は繰延税金資産が株価に与える影響が少ない(多い)ことを検証するモデルである。この仮説が正しい場合、予想される符号はhとjが+, iとkが-である。

表5 配分法を巡る検証の分析結果

回帰式 係数(t値)	符号 条件	④式(単体)	④式(連結)	⑤式(単体)	⑤式(連結)
定数項:a	?	69.20(1.22)	31.12(0.44)	70.36(1.51)	76.81(1.40)
E:b	+	0.73(4.13**)	0.57(4.77***)	0.72(6.54**)	0.64(7.66***)
DTL:d	-	-0.43(-0.15)	1.45(0.75)	-0.57(-0.24)	-3.51(1.87')
DTTD:e	+	0.65(0.40)	1.68(1.31)	0.70(1.78')	1.11(2.17***)
DTNOL:f	+	7.11(1.38)	7.30(3.01***)	6.81(1.81')	5.55(1.49)
VA:g	-	-1.28(-0.74)	-0.48(0.22)	-1.30(-0.87)	-0.49(-0.20)
H×DTTD:h	+	0.48(0.27)	-0.60(-0.44)		
L×DTTD:i	-	0.02(0.01)	-0.81(-0.67)		
ABH×DTTD:j	+			0.48(0.64)	1.06(1.15)
ABL×DTTD:k	-			0.13(0.11)	2.00(1.68')
adj.R <sup>2</sup>		0.900	0.915	0.900	0.923
線形制約 (自由度2の $\chi^2$ 値)		6.23**	2.24	2.38	3.83
サンプル数		80	80	80	80

なおこの検証では、東京都および大阪府の事業税改正による影響が有価証券報告書に記載されていない銀行にサンプルを限定した。これは一時差異に係る繰延税金の変化額が純粹に一時差異の変化額によってきまった銀行に議論を限定するためである。モデル④とモデル⑤の分析結果が表5である。

まず、配分法にかかわらない変数はそのどれも表2・3の分析結果と大きな相違がない。次に配分法にかかわる変数に係る計数であるh, i, j, kをみると、そのほとんどが有意でない。さらにhとi, jとkで符号が異なるモデルが1つもない。このことから、市場は配分法を意識した評価をほとんど行っていないのではないかと推測することが出来る。

これらに加えて変化額の株価に与えた影響の有無について検証を行った。この検証にはh=i=0, j=k=0という線形制約についてのWald検定を用いた。これによると、この制約が棄却されたのは、単体のモデル④のみであった。このこ

とも市場は、差異解消の変化率に応じて繰延税金の評価を変化させていないと証拠といえるだろう。以上から、市場は繰延税金に関して配分法を意識した評価を行っていないといえるだろう。

## 6 結論と今後の展望

本稿では税効果会計による貸借対照表への影響、つまり繰延税金資産と負債が株価を説明できるか否かについて分析した。その結果、繰延税金は全体としてみれば株価説明力があるといえる。つまり税効果会計の採用によって市場は追加的な情報を得たといえよう。また発生原因も考慮した分析が行われており、税効果会計の注記情報も追加的な情報を提供しているといえる。しかし個々の項目を見ると、一時差異と繰越欠損金に係る繰延税金資産は仮説通り株価を説明していたが、評価性引当額は符号条件を満たすモデルが多いとはいえ、統計的に有意とはいえない。また再評価に係る繰延税金負債に関しては、符号条件が合わず、統計的にも有意な結果がほとんど導き出されなかった。

さらに市場は繰延税金について包括配分法、つまり現行基準の配分法に沿った評価を行っているとの証拠が提示された。ただしこの結論は、貸倒引当金に係る繰延税金資産が多く、そのため差異の解消が頻繁であり、包括配分法になじみやすいと考えられる銀行をサンプルとしたことで導き出された結論かも知れないことには留意が必要である。

また市場は税効果会計について早期から学習を行ったことが示唆されている。このことは、日本の証券市場の新たな会計基準に対する学習能力の証拠といえよう。

この結論に関連して本稿の分析の限界は2点ある。1つは、評価性引当額の株価説明力の問題であり、もう1つが包括配分法としての繰延税金の評価の問題である。まず前者の問題の要因として、市場の非効率性によるものではなく、経営者の会計政策を見抜いている可能性が否定できない。例えば米国では Schrand and Franco Wong [2000] が評価性引当額を用いた会計政策の証拠を提示している<sup>7)</sup>。これと同様の現象が日本でも起きているならば、評価性引当額が株価を

説明しない理由になるといえよう。ただしこの示唆が支持されるかどうかについての証拠は本稿で示されていない。よってこの示唆の解釈については評価性引当額の設定要因について分析を行う必要があろう。

後者は本来部分配分法を用いたかのように修正して評価すべきところを市場が評価しきれていないことを示す結論かもしれない。もし部分配分法が適切であれば、本稿の結果は会計基準が市場を誤った方向に導いていることの証拠ともなりえる。このため、今後は業種を広げ、期間を延長して分析を行う必要があろう。

- 1) 株価ではなく、税効果会計のキャッシュフロー予測能力を検証したものとして、Cheung et al. [1997], 大沼 [2001] がある。
- 2) そもそも法人税は費用であるか否かについても議論の対象となってきた。これについては中田 [1999], 第3章を参照。
- 3) この議論に関しては中田 [1999], 第6章で詳しく検討されている。
- 4) 同様のリサーチ・デザインを採用したものとして Beaver and Engel [1996], 桜井・桜井 [2000] がある。
- 5) このように主張しているものとして、Hayn [1995] など。
- 6) 土地再評価が株価を説明していないという結論は宮田・近 [1999] でより直接的に示されている。
- 7) なお Miller and Skinner [1998] では、評価性引当額が恣意的に設定された証拠は見いだされないと結論づけており、アメリカでも評価性引当額の設定は議論の対象となっている。

#### 参考文献

- Amir, E., M. Kirschenheiter, and K. Willard, "The Valuation of Deferred Taxes," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 14, No. 4, Winter 1997, pp. 597-622.
- Ayers, C. B., "Deferred Tax Accounting Under SFAS No. 109: An Empirical Investigation of Incremental Value Relevance Relative to APB No. 11," *Accounting Review*, Vol. 73, No. 2, April 1997, pp. 195-212.
- Beaver, H. W., *Financial Reporting: An Accounting Revolution*, 3rd ed., Prentice-Hall, 1998 (伊藤邦雄訳『財務報告革命』白桃書房, 1986年)。

- Beaver, H. W., and E. E. Engel "Discretionary Behavior with Respect to Allowances for Loan Losses and the Behavior of Security Prices," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 22 No. 4, September 1996, pp. 177-206.
- Chambers, R. J., "Tax Allocation and Financial Reporting," *Abacus*, Vol. 4, No. 2, December 1968, pp. 99-123.
- Chaney P. K., and P. D. Jeter, "Accounting for Deferred Income Taxes: Simplicity? Usefulness?," *Accounting Horizon*, Vol. 3, No. 2, June 1989, pp. 6-13.
- Chandra, U., and B. T. Ro "The Association between Deferred Taxes and Common Stock Risk," *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 16, No. 3, Fall 1997, pp. 311-313.
- Cheung, J.K., G. V. Krishnan and Chung-ki Min "Does Interperiod Income Tax Allocation Enhance Prediction of Cash Flows?" *Accounting Horizons*, Vol. 11, No4 December 1997, pp. 1-15.
- Financial Accounting Standards Board, *Statement of Financial Accounting Standard No. 96: Accounting for Income Taxes*, 1987.
- Financial Accounting Standards Board, *Statement of Financial Accounting Standard No.109: Accounting for Income Taxes*, 1992.
- Givoly, D., and C. Hayn., "The Valuation of the Deferred Tax Liability: Evidence from the Stock Market," *Accounting Review*, Vol. 67, No. 2, April 1992. pp. 394-410.
- Hayn, C., "The Information Content of Losses," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 20, No. 3, July 1995, pp. 125-153.
- Schrand, C., and M. H. Franco Wong "Earnings Management and Its Pricing Implications: Evidence from Banks' Adjustment to the Valuation Allowance for Deferred Tax Assets under SFAS 109," Working Paper, Social Science Research Network, 2000.
- Stewart III., G. B., *The Quest for Value*, Harper Business, 1991 (日興リサーチセンター訳『EVA創造の経営』, 東洋経済社, 1997年).
- Lasman, A. D., and R. L. Weil, "Adjusting the Debt-Equity Ratio," *Financial Analysts Journal*, Vol. 34, No. 5, September/October 1978, pp. 49-58.
- Miller, G. S., and D. J. Skinner., "Determinants of the Valuation Allowance for Deferred Tax Assets Under SFAS No. 109," *Accounting Review*, Vol. 73, No. 2, April 1998, pp 213-233.

White, H., "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol. 48 No. 4, May 1990, pp. 817-838

伊藤邦雄, 「連結決算制度に対するわが国証券市場の学習効果(-)(-)」, 『会計』, 1992年7月・8月, 第142巻1・2号.

大蔵省「平成11年度会計基準の変更に伴う法人企業統計記入内容変更状況の調査について」, 2000年9月.

大沼宏, 「税効果会計の将来CF予測能力」, 『会計』, 2001年(近刊).

斉藤真哉, 『税効果会計論』, 森山書店, 2000年.

桜井久勝・桜井貴憲, 銀行のデリバティブ会計情報と株価形成」, 中野勲・山地秀俊編著, 『21世紀の会計評価論』, 勁草書房, 1998年, 113-130頁.

中田信正, 『税効果会計詳解』, 中央経済社, 1999年.

宮田慶一・近暁, 「銀行の上場株式・土地に係る会計処理方法変更の株価への影響」, 日本銀行金融研究所ディスカッションペーパー, 1999年.

2000年12月14日受稿

2001年2月9日レフェリーの審査をへて掲載決定

(一橋大学大学院博士課程)