

会計の保守主義と投資家のリスク認識[†]

久保田 敬一^a・竹原 均^b

要 旨

保守主義は我が国において現在、企業会計原則の一つであるが、IFRS、FASBの概念フレームワークにおいては、保守主義は中立性に反するものとして会計測定値が持つべき属性から除外されており、討議資料財務会計の概念フレームワーク(2006)においても注において別の観点であると言及されている。また、保守主義はかねてから会計情報の信頼性が損なわれる点が指摘されてきている(Hendriksen 1982, 浅羽 1984)。本研究では完備市場においてリスク中立確率が一意に存在する状況を仮定し、保守主義が株式リターン期待値とリスクとの関係に及ぼす影響を分析する。そして、もっとも単純化された設定としての2資産完備市場のもとで、実証分析において広く用いられてきたBasu(1997)のTimely Loss Recognition尺度によっては保守主義の度合いが必ずしも正しく測定されないことを示す。これはPatatoukas and Thomas(2009, 2010)による実証的批判を理論的に補完するものである。さらに、その結果、本分析のフレームワークの中では、保守主義が会計情報の信頼性を低下させ、投資家のリスク認識に歪みを与えることになる構造を明らかにする。

JEL Classification Codes : M41, G13

キーワード : 保守主義, 企業会計原則, リスク中立評価

1. 企業会計原則としての保守主義の再検証

保守主義の原則については、ここであえて説明する必要もなく、長きにわたり我が国においては企業会計原則のひとつであった。しかし2010年改訂のIFRSおよびFASBの概念フレームワークにおいては、保守主義に近い「慎重性」の概念は既に削除されており存在しないし、我が国の討議資料(2006)においても注において言及されているのみである。したがってここにおいて保守主義そのものの再評価は必要であろう。

歴史的にも、これまで保守主義に関する肯定、否定の立場での意見の表明は行われてきた。藤田(2011)が過去の経緯を整理しているように、例えばFASBがSFAC No.2(1980, para.93)において既に保守主義に対する否定的見解を提示していたのに対して、Watts(2003a, b)は特に会計情報の契約支援パースペクティブから保守主義を肯定しFASBの姿勢を批判する立場をとった。さらにIjiri and Nakano(1989)は、保守主義にどのような存在意義があり得るのかについて、肯定も否定もせず、

これを一般化している。¹

しかし本研究の目的は、こうした保守主義を肯定すべきか、あるいは否定するかという二者択一の議論を行うことではない。本研究で明らかとしたいのは、投資家が受け取る会計利益情報がかれらのリスク認識に与える影響である。保守的な会計手続きの選択が、報告利益と投資家の期待リターンに対する認識に影響を与えることは言うまでもないが、それは同時にリスク認識と株式資本コストを変化させているはずである。しかし、そうしたリスクを正確に認識することが従来の研究では欠落していると考える。

もちろん次節以降で説明するように、本研究での資本市場の設定においては、完備市場という厳しい条件を置いている。したがってモデルから得られる結果に基づいて推測される会計情報の情報効果に関する性質は、完備市場という条件のもとで成立する限定的なものに過ぎない。しかしながら、従来の会計学がこれまで十分に分析して来なかったリスク変化、あるいは投資家のリスク認

† 久保田、竹原は日本学術振興会科学研究費助成事業・基盤研究A-25245052からの研究助成に対して感謝する。また久保田は2013年度中央大学特定課題研究費、竹原は科研基盤研究C-24530581から本研究の実施について助成を受けた。ここに記して感謝する。

a 中央大学戦略経営研究科/武蔵大学名誉教授、〒112-8551東京都文京区春日1-13-27

b 早稲田大学ファイナンス研究科、〒103-0027東京都中央区日本橋1-4-1

1 この点についての中野勲名誉教授との私的討論に感謝したい。

識を明示的に扱った分析のフレームワークを提示している点で、本研究の知見は会計基準の設定において重要であるものと考えられる。また投資家のリスクへの認識とその変化を明示的に扱うことは、会計における実証研究の方法論の設計への応用を可能とするものであろう。

上記の実証研究の方法論設計の一例として、本研究では Basu (1997) で提案された conditional conservatism regression を用いた、いわゆる Timely Loss Recognition (TLR) Measure の妥当性を再検証する。同尺度は実証分析においてこれまで広く使用されてきたが、次節で示すように本研究で想定される完備資本市場においては、保守主義の度合いを測定していることにはならないことが明らかにされる。すなわち、リスク変化の効果を考慮していないことが、Basu (1997) の計量モデルの理論的裏付けを失わせることについて、本研究では数値例をもとに議論を進めることにする。

2. Basu (1997) モデルの問題点：投資家のリスク認識と株価形成

ここでは Pope and Walker (1999) でのモデル設定において、Basu (1997) の TLR measure の問題点を指摘することから、保守主義に関する議論を開始しよう。

Pope and Walker (1999) のモデルでは、企業は純利益の全額を配当として株主に還元し、利益 (= 配当) が永久債 (つまりは固定値) として与えられる状況を仮定する。したがって無成長モデルの公式より、第 t 期末の株価を P_t 、株式資本コストを k 、純利益を x_t として、企業は現時点で負債が無いと仮定すれば、MM 第 1 命題と同様に株式資本コスト (= 企業資本コスト) k を決定する以下の恒等式が成立する。²

$$P_t \equiv \frac{E(x_t)}{k} \quad (1)$$

将来の純利益は不確実性を伴うので、確率変数である x_t に基づく割引モデル(1)において、これを期待値により考えなければならない。一方で、株式資本コスト k を定数としていることは、モデル設定上の欠点であることが否定できない。なぜなら資本コストは純利益 x_t のリスクを反映して決定されるが、Pope and Walker (1999) のモデルは期待値の変化のみを考慮しているからである。リスク変化、より正確には純利益の従う確率分布の変化に株式価値評価モデルが対応していないため、同モデルに基づいて利益情報への株価の反応を議論することは本

来的に不可能である。

この株式資本コスト k が定数であり、利益情報などの外的なショックの影響を受けないとした暗黙の仮定こそが、本稿で議論すべき本質的な問題ではあるが、ここではひとまず Pope and Walker (1999) による Basu (1997) の TLR measure の理論的導出方法について説明を続けることにする。

今、純利益 x_t は以下のランダムウォークに従うとする。(ここで e_t は期待値ゼロ、分散有界の正規分布に従うとする。)

$$x_t = x_{t-1} + e_t \quad (2)$$

(1), (2)式より、株式リターン R_t は利益へのノイズ e_t のみで説明される。すなわち

$$R_t = \frac{e_t}{P_{t-1}} = k \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 \right) \quad (3)$$

が成立し、 e_t の期待値がゼロであることから、期待株式リターン $E(R_t)$ は常にゼロである。

次に保守的会計手続きを、ノイズ e_t が good news ($e_t \geq 0$) であれば利益を θ_0 だけ過小に報告し、bad news ($e_t < 0$) であれば γ_0 だけ過大に報告する方法であると定義する。この時に

$$e_t^+ = \max(e_t, 0), \quad e_t^- = \min(e_t, 0) \quad (4)$$

とすれば、財務諸表上の実現報告利益 X_t は以下の(4)式で与えられる。

$$X_t = x_t - \theta_0 e_t^+ + \gamma_0 e_t^- + V_t \quad (5)$$

ただし(5)式において V_t は $t-1$ 期以前のノイズ e_t が当期の報告利益 X_t に与える累積的影響である。投資家は真の純利益 x_t を知ることはできず、報告利益 X_t を信頼し、それに基づき株式価値が評価されるとすれば、(5)式の両辺を第 t 期首の株価で除して、さらに(1)式を使用することにより、実現値 X_t 、 P_t について、

$$\frac{X_t}{P_{t-1}} = k \frac{P_t}{P_{t-1}} - \frac{\theta_0 e_t^+}{P_{t-1}} + \frac{\gamma_0 e_t^-}{P_{t-1}} + \frac{V_t}{P_{t-1}} \quad (6)$$

を得る。よって株価変化率 $R_t = (P_t/P_{t-1}) - 1$ は、(3), (6)式より

$$\frac{X_t}{P_{t-1}} = \begin{cases} k + k(1 - \theta_0)R_t + \frac{V_t}{P_{t-1}} & \text{if } R_t \geq 0, \\ k + k(1 + \gamma_0)R_t + \frac{V_t}{P_{t-1}} & \text{if } R_t < 0. \end{cases} \quad (7)$$

を得る。したがって $R_t \geq 0$ の場合に 0、 $R_t < 0$ の場合に 1 となるダミー変数を DR_t とすれば、

2 Pope and Walker (1999) における変数 k の定義は資本コストの逆数である。しかし本稿では企業財務論における慣例に沿って k を株式資本コストとした。また同論文では確率変数である利益 x_t に対する期待値オペレータを省略しているが、本稿では期待値オペレータを明示的に付加している。

$$\frac{X_t}{P_{t-1}} = k + k(1 - \theta_0)R_t + k(\gamma_0 + \theta_0)R_t \cdot DR_t + \frac{V_t}{P_{t-1}} \quad (8)$$

である。これを Basu (1997) のモデル

$$\frac{X_t}{P_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_t + \beta_0 R_t + \beta_1 R_t \cdot DR_t \quad (9)$$

と比較すれば、仮に過去からの累積的影響 V_t が無視できるのであれば、Basu (1997) の回帰式が無成長モデルと保守的会計手続きから得られることがわかる。

しかし、Pope and Walker (1999) が上記の導出過程で用いた前提条件については、複数の深刻な問題を指摘することが可能である。既に述べたように、bad news は投資家のリスク認識に影響を与え、最終的には株式資本コスト k の上昇につながるだろう。したがって株式資本コスト k がリスクを正しく反映して時間変化するとすれば(1)-(8)式は成立しない。さらに Pope and Walker (1999) における暗黙の仮定として、news は good news, あるいは bad news のいずれか一方が会計年度内に 1 回のみもたらされると仮定されている。実際には期中における good, bad news の両方向、かつ複数のシグナルから日々の株価発見 (price discovery) が進行し、その累積として株式の年間株式リターンが計測されるのであり、同仮定は過度の単純化であり(7)式は成立し得ない。

本研究においては、次に我々はリスク中立評価法を用いることにより、利益情報と株価の関係を分析するが、それは Pope and Walker (1999) の仮定のうち、特に以下の 2 点についての緩和を試みる。すなわち(1)利益情報は投資家のリスク認識に影響を与え、リスク上昇は同時に株式資本コストを上昇させること、(2)Good news と bad news の両方が同時に投資家にもたらされる状況があり得ることを明示的に考慮して、その上で(6)式におけるパラメータ θ_0, γ_0 のような経営者の保守的会計手続きの選択が株価形成に与える影響を分析することにする。

さて Pope and Walker (1999), Basu (1997) のモデルについては、実証ファイナンス、計量経済学の視点からも、以下のようなモデルの妥当性を失わせると言ってもよい深刻な問題が指摘できる。

まず Pope and Walker (1999) は純利益の全額配当・無成長モデルを仮定しているが、企業の株主還元政策は収益性、成長性、財務リスク、資本コストの全てに対して大きな影響を与える。また純利益がドリフト無しランダムウォークに従うという仮定も、実証上は既に否定されており、彼らのモデルをベースとして、市場で観察された株式リターンと報告利益との関係を分析することは実証分析の方法論として適切ではない。

次に、利益情報から株価への因果性を考えれば、株式リターン (とそれに基づくダミー変数) を説明変数、報告利益を被説明変数とする回帰モデルでは逆因果性 (reverse causality) による内生性の問題が相当に深刻であることが予想され、保守主義の度合いの判断材料である回帰係数について一致性は保証されない。³

こうしたモデルの前提条件と内生性の問題を考慮すれば、Basu (1997) の TLR measure を用いた実証分析の結果と、そこから導かれた結論の信頼性は極めて低いとも考えざるを得ないだろう。

3. リスク中立確率を用いた評価

ここでは 2 資産完備市場において、利益情報と株価形成の関係について分析を行うことにする。⁴ まず市場には無危険資産 F , および市場ポートフォリオ P が存在し、生起する状態 (state of the nature) は市場ポートフォリオ P のリターン r_P が正であるという意味での 'Good condition' (状態 G) と、 r_P が負である 'Bad condition' (状態 B) の 2 つしかないとする。また状態 G, B の生起確率をそれぞれ π_G, π_B とする。ポートフォリオ P の現在の価格は S であるが、1 期後に状態 G が生じた場合には uS に上昇し、逆に状態 B では dS に下落する。また無危険利率を r_f とする。

ここで特定の評価対象企業 A の株式価値評価を考える。A 社の株式を保有した場合、状態 G が生じた時に A 社株式の売却により投資家を得るキャッシュフローを CF_G , 状態 B でのキャッシュフローを CF_B であるとする。⁵ A 社株式の保有からのペイオフを、ポートフォリオ P を x 単位、無危険資産 F を y 単位保有することにより複製しよう。つまり状態 G, B のそれぞれに

3 この点に加えて、Patatoukas and Thomas (2009, 2010) は、独立変数、従属変数のそれぞれについての実現値の持つ関数的な関係から、たとえ保守性がなくとも Basu (1997) にみられる関係が見かけ上成り立ってしまうと批判している。これに対して、Ball et al. (2012) は、独立変数が実現済みでの条件付きの下での古典的 OLS を考えた時には、この問題はないと反論している。

4 議論の単純化のために、ここでは 2 資産完備市場のもとで分析を行う。しかし状態数が有限、市場が完備な場合であればリスク中立確率は一意に定まるため、本研究での議論はその範囲内において一般性を失うものではない。さらに、不完備市場においても ideal securities (Magill and Quinzii, 1996) が存在するときには、marketed subspace について、本稿の議論は当てはまる。

ついて、

$$\begin{aligned} uSx + (1+r_f)y &= CF_G \\ dSx + (1+r_f)y &= CF_B \end{aligned} \quad (9)$$

が成立し、 P, F への投資額 x, y を決定する。2元連立方程式(9)を解くことにより、 x, y は以下(10)式で与えられる。

$$\begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix} = \frac{1}{(u-d)S(1+r_f)} \begin{pmatrix} (1+r_f) & -(1+r_f) \\ -dS & uS \end{pmatrix} \begin{pmatrix} CF_G \\ CF_B \end{pmatrix} \quad (10)$$

この時、無裁定の条件成立の下では A 社株式価値と複製ポジションの現在価値は等しくなければならないため、 A 社の株式価値は複製ポジションの現在価格 $V = Sx + y$ として与えられる。したがって以下の変形により示されるように、 A 社株式価値 V は A 社キャッシュフローのリスク中立確率の下での期待値を無危険利子率で割り引いた値に等しくなる。

$$\begin{aligned} V &= \frac{1}{1+r_f} \left(CF_G \frac{(1+r_f)-d}{u-d} + CF_B \frac{u-(1+r_f)}{u-d} \right) \\ &= \frac{1}{R} (CF_G \cdot \pi_G^* + CF_B \cdot \pi_B^*) \\ \text{where } \pi_G^* &= \frac{(1+r_f)-d}{u-d} \text{ and } \pi_B^* = \frac{u-(1+r_f)}{u-d}. \end{aligned} \quad (11)$$

この時、リスク中立確率 π^* と測度変換前の確率 π の間の評価乗数 (マルチンゲール同値定理における Radom-Nikodym 微分) ν を用いれば、

$$\pi_G^* = \nu_G \pi_G, \quad \pi_B^* = \nu_B \pi_B \quad (12)$$

という関係が存在する。ここで $\nu_G < 1, \nu_B > 1$ であるので、市場全体としての投資環境が良くない状態 B の場合には、リスク中立確率が上昇することにより、リスク調整が図られるのである。

具体的な数値例を示そう。ここで $u = 1.2, d = 0.95, r_f = 0.05 (= 5\%), \pi_G = 0.5, \pi_B = 0.5$ とする。まずリスク中立確率は

$$\begin{aligned} \pi_G^* &= \frac{(1+r_f)-d}{u-d} = \frac{1.05-0.95}{1.1-0.95} = \frac{0.1}{0.25} = 0.4 \\ \pi_B^* &= \frac{u-(1+r_f)}{u-d} = \frac{1.2-1.05}{1.2-0.95} = \frac{0.15}{0.25} = 0.6 \end{aligned}$$

となる。この時に評価乗数は $\nu_G = 0.8, \nu_B = 1.2$ である。

次に A 社について、 $CF_G = 120, CF_B = 95$ であるとす

ると、この時の A 社株式価値 V は

$$\begin{aligned} V &= \frac{1}{1+r_f} (CF_G \cdot \pi_G^* + CF_B \cdot \pi_B^*) \\ &= \frac{1}{1.05} (120 \times 0.4 + 95 \times 0.6) = \frac{105}{1.05} = 100 \end{aligned}$$

より、 $V = 100$ である。⁶ 以降では、この数値例をもとに利益情報が与える株価への反応を解明していくことにする。

Pope and Walker (1999) では、評価対象企業の純利益 x_t の実現値の符号から定義された確率変数 e_t^+, e_t^- を用いて good news, bad news と実現報告利益 X_t を定義したが、ここでは市場ポートフォリオに関する状態 G, B について投資家が受け取るキャッシュフロー情報 CFI_G, CFI_B に対して経営者は調整可能であるものとし、状態 G, B での調整額をそれぞれ θ, γ とする。したがって

$$CFI = \begin{pmatrix} CFI_G \\ CFI_B \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} CF_G + \theta \\ CF_B + \gamma \end{pmatrix} \quad (13)$$

である。Pope and Walker (1999) と同様に、ここでも投資家は真のキャッシュフロー情報 (CF_G, CF_B) を知ることはできず、調整後のキャッシュフロー情報 CFI から株式価値評価を行うとする。

最初に、会計保守主義が存在せずキャッシュフローに対する調整がない場合 ($CFI = CF$) について、情報変化が株価に与える影響を検証してみよう。

今、企業が市場全体の状態が良い時、すなわち状態 G でその企業の業績に関する good news を、逆に状態 B でその企業の bad news を報告するとしよう。これをケース 1 とする。

[ケース 1] 状態 G で good news を報告するか、あるいは状態 B で bad news を報告する。

状態 G でのキャッシュフロー CF_G は 121 に上昇、状態 B でのキャッシュフロー CF_B は 94 に低下する。 A 社株式価値は $V = 100$ なので、これは CF/V の 1% の上昇、あるいは下降である。

まず状態 G でのキャッシュフロー CF_G が $120 \rightarrow 121$ へと上昇した時に、以下の計算から株価は 0.381% 上昇する。

5 この時のキャッシュフローとは時刻 1 に投資家が受け取るペイオフである。また前提として企業は負債を利用しておらず、また Miller and Modigliani の配当無関係性命題も成立しているものとする。したがってキャッシュフローとは、時刻 1 における当期純利益と株式売却価格の和である。

6 脚注 5 で説明した設定に沿って説明するならば、状態 G, B でのキャッシュフローが 120, 95 とは、それぞれ株主資本利益率が 20%, -5% となることを想定している。現在の株価 100 に対する純利益 20, -5 を現金配当として支払うか、あるいは資本に組み入れるものとする。このときに現金配当と株式売却価格の合計は、120, あるいは 95 となる。

$$V' = \frac{1}{1.05}(0.4 \times 121 + 0.6 \times 95) = 100.381$$

$$R = \frac{V' - V}{V} = \frac{100.381 - 100}{100} = 0.00381 (= 0.381\%)$$

つまり状態 G での CF/V の 1% の上昇という 'good news' は 0.381% の株式リターンに変換されるのである。

次に状態 B で CF_B が 95→94 に低下するという 'bad news' を投資家が受け取ったとする。この時には株価は 0.571% 下落する。(CF/V の 1% の下落は 0.571% の株価下落に変換される。)

$$V' = \frac{1}{1.05}(0.4 \times 120 + 0.6 \times 94) = 99.42857$$

$$R = \frac{V' - V}{V} = \frac{99.42857 - 100}{100} = -0.00571 (= -0.571\%)$$

ここでの状況をグラフ化してみよう。図 1(a)では横軸に株価変化率を決定する原因である CF/V の変化、縦軸に投資家の企業収益に対する認識の変化の結果としての株価変化率をとっている。そうすると、ケース 1 の状況では株価変化率はキャッシュフロー変化率について concave function となる。しかしながら Basu (1997) の conditional conservatism regression では、図 1(b)のように横軸に株価変化率、縦軸にキャッシュフロー変化率をとるので、むしろキャッシュフロー変化率は株価変化率の convex function となるのである。この状況では保守主義とは一切関係なく、Basu (1997) が想定したキャッシュフロー変化率が株価変化率の concave function であるという仮定が成立していないことが分かる。

次に企業が市場全体の状態が悪い時、すなわち状態 B でその企業の業績に関する good news を、逆に市場全体の状態が良い時 (状態 G) でその企業の bad news を報告するとしてしよう。これをケース 2 とする。

[ケース 2] 状態 B で good news を報告するか、あるいは状態 G で bad news を報告する。

状態 B でのキャッシュフロー CF_B が 96 に上昇するか、あるいは状態 G でのキャッシュフロー CF_G が 119 に低下するとする。ケース 1 の場合と同様に、A 社株式価値は $V=100$ なので、これは CF/V の 1% の上昇、あるいは下降となる。

まず状態 B でのキャッシュフロー CF_B が 95→96 へと上昇した時、投資家はその情報を正しく認識していれば、株価は 0.571% 上昇するはずである。

$$V' = \frac{1}{1.05}(0.4 \times 120 + 0.6 \times 96) = 100.571$$

$$R = \frac{V' - V}{V} = \frac{100.571 - 100}{100} = 0.00571 (= 0.571\%)$$

つまり市場全体の状況が悪い状況で (状態 B) で A 社に関する good news がもたらされたことに対して株式市場はより強く反応し、 CF/V の 1% の上昇という 'good news' が、0.571% の株価変化率をもたらすのである。

次に状態 G で CF_B が 120→119 に低下するという 'bad news' を投資家が受け取ったとする。この時には株価は 0.381% 下落する。(CF/V の 1% の下落は 0.381% の株価下落に変換される。)

$$V' = \frac{1}{1.05}(0.4 \times 119 + 0.6 \times 95) = 99.619$$

$$R = \frac{V' - V}{V} = \frac{99.619 - 100}{100} = -0.00381 (= -0.381\%)$$

図 1(c)では、図 1(a)と同じように横軸に CF/V の変化、縦軸に株価変化率をとっている。ケース 1 とは逆にケース 2 の状況では、株価変化率はキャッシュフロー変化率についての convex function となっている。従って図 1(d)に示されるようにキャッシュフロー変化率は株価変化率の concave function となる。つまりケース 2 の状況では保守主義とは一切関係ないにも関わらず、Basu (1997) が conditional conservatism regression において想定したキャッシュフロー変化率が株価変化率の concave function であるという状況が成立する。⁷

以下のケース 3, 4 では、ペイオフ期待値には変化がないものの、リスクのみが上昇、あるいは縮小する状況を考えよう。こうした状況は残念ながら Pope and Walker (1999) では考慮されていない。ペイオフ期待値に変化がなくとも、投資家のリスク認識が変更になれば株価は変化する。このことをケース 3 ではリスクが減少する場合、ケース 4 ではリスクが上昇する場合について検証してみよう。

[ケース 3] 状態 G での bad news と状態 B での good news が同時にもたらされる場合

まず当初の設定では、 $CF_G=120$, $CF_B=95$, $\pi_G=\pi_B=0.5$ であるので、A 社の期待キャッシュフロー μ_{CF} 、キャッシュフロー・ボラティリティ σ_{CF} は

$$\mu_{CF} = 120 \times 0.5 + 95 \times 0.5 = 107.5$$

$$\sigma_{CF} = \sqrt{(120 - 107.5)^2 \cdot 0.5 + (95 - 107.5)^2 \cdot 0.5} = 12.5$$

である。 CF_G が 120→119, CF_B が 95→96 に同時に変化

⁷ Basu (1995) においては従属変数の分母を総資産とした頑健性テストも行われていることをここで付記しておく。

する状況を考える。この投資情報が投資家にもたらされた後では、

$$\mu_{CF} = 119 \times 0.5 + 96 \times 0.5 = 107.5$$

$$\sigma_{CF} = \sqrt{(119 - 107.5)^2 \times 0.5 + (96 - 107.5)^2 \times 0.5} = 11.5$$

なので、キャッシュフロー期待値は不変であるものの、リスクは1%だけ低下したことになる。この時にリスク中立評価による結果は、

$$V' = \frac{1}{1.05} (0.4 \times 119 + 0.6 \times 96) = 100.19$$

$$R = \frac{V' - V}{V} = \frac{100.19 - 100}{100} = 0.0019 (= 0.19\%)$$

となり、ボラティリティが1%低下したことにより、キャッシュフロー期待値に変更が無くとも株価は0.19%だけ上昇している。

これとは逆のケース、すなわちリスクのみ上昇するのが、以下のケース4である。

[ケース4] 状態Gでのgood newsと状態Bでのbad newsが同時にもたらされる場合

CF_G が120→121, CF_B が95→94に同時に変化する状況を考える。期待キャッシュフロー μ_{CF} , キャッシュフ

ロー・ボラティリティ σ_{CF} は、

$$\mu_{CF} = 121 \times 0.5 + 94 \times 0.5 = 107.5$$

$$\sigma_{CF} = \sqrt{(121 - 107.5)^2 \times 0.5 + (94 - 107.5)^2 \times 0.5} = 13.5$$

より、キャッシュフロー期待値は不変だが、一方でリスクだけが1%上昇する。リスクの上昇は当然ながら株価を引き下げる。以下の計算から明らかのように、1%のリスク上昇による株価の下落は0.19%である。

$$V' = \frac{1}{1.05} (0.4 \times 121 + 0.6 \times 94) = 99.80952$$

$$R = \frac{V' - V}{V} = \frac{99.80952 - 100}{100} = -0.0019 (= -0.19\%)$$

以上、ここまでのケース1~ケース4の数値例から明らかにされた性質は、以下のように要約される。

- (1)市場全体の好況時 (State G) に個別企業が bad news を開示する、あるいは不況時 (State B) に個別企業が good news を開示しているならば、利益は株価変化率の concave function となる。
- (2)つまりは投資家にもたらされた news が、市場全体との対比で「サプライズ」であるならば、保守主義とは関係なく利益は株価変化の concave function となり得る。

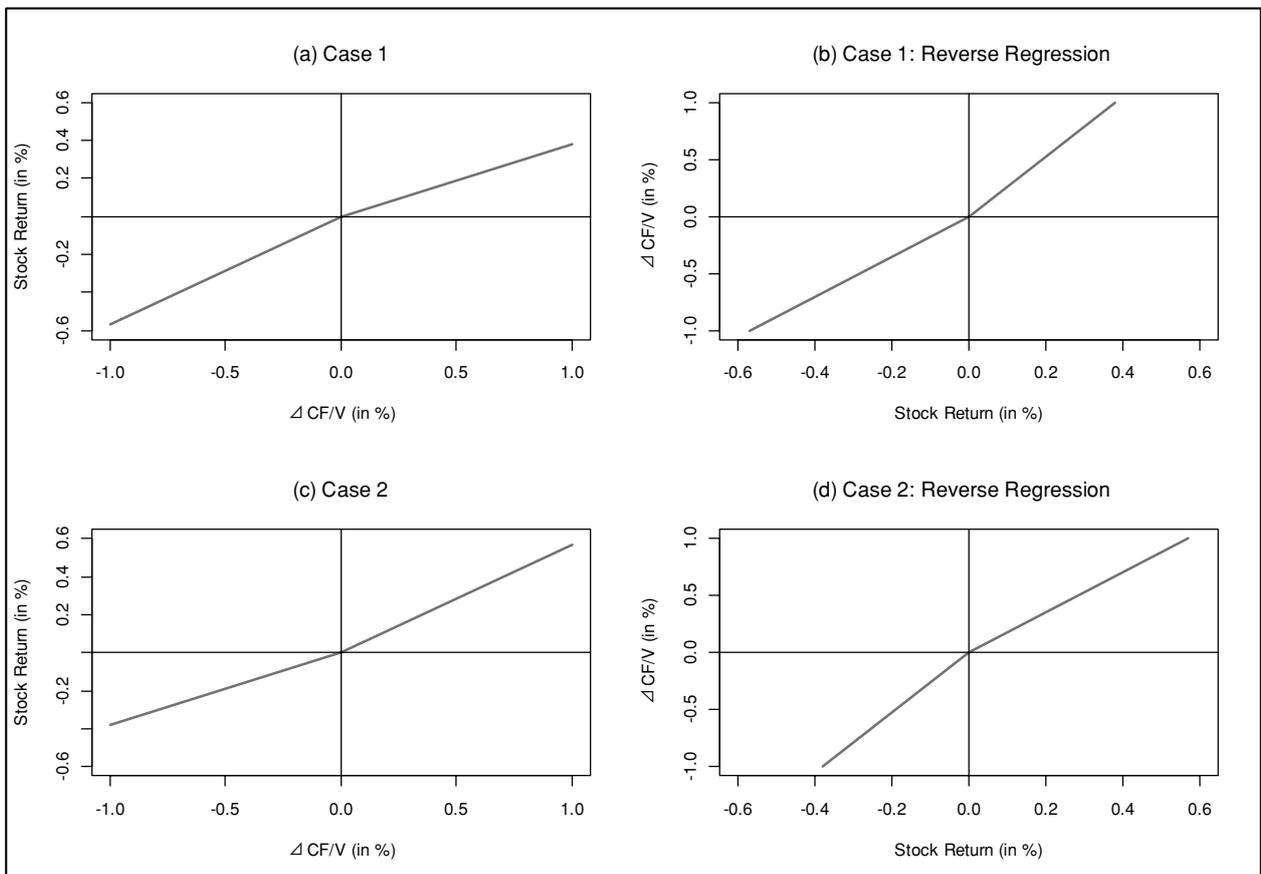


図1. キャッシュフロー情報と株価変化率の関係

(3)キャッシュフロー期待値が不変であっても、リスクの上昇は株価を下落させる。

したがって、仮に保守的な会計手続きが選択されなくても、報告利益と株価変化の関係は一樣ではない。ここでは状態数が2の場合で数値例を作成しているため、節点（この場合は図1での原点）が一つだけ存在するものの、状態数が2より大きい場合には、区分線形関数（piecewise-linear function）となる可能性を持つ。

特に注意が必要な点は、状態Gでbad newsを、状態Bでgood newsを投資家が受け取るとき、図1(d)のように利益が株価のconcave functionになることである。仮に企業が、経済環境が良好な状態Gでの正の利益を翌年度以降に先送りし、経済環境が不良な状態Bでの損失を同様に将来に先送りしているとする。つまりは機会主義的目的で利益平準化型調整行動を採っているとしよう。もし状態Gと状態Bが交互に繰り返されるとすれば、このような利益平準化型調整行動の結果として、状態Gで過年度の損失を報告し、状態Bで過年度の利益を報告することになる。⁸ そうであるとすれば、Basu (1997) が保守主義の証拠とした利益が株価変化率のconcave functionであるという実証的結果は、経営者の平準化型利益調整行動の証拠であるという可能性を持つ。⁹

また上記の性質(3)はPope and Walker (1999) のモデルの問題点を浮かび上がらせるものである。すなわち、Pope and Walker (1999) の(1)式においては、利益 x の期待値が変化しない限りにおいて株価に変化は起こらない。しかし不確実性下においては、リスクだけが変化するケースも考慮しておかなければならないのである。

4. 保守主義の弊害

これまでに確認してきたように、保守的な会計手続きの選択がなされなくても、株価変化率と利益数値の期待値の間には一樣ではない関係が存在する。とりわけ、図1から明らかなように、利益は株価変化率に対し

て、2資産完備市場というもっともシンプルな設定においてさえ、linear, concave, convex function となるケースが考えられる。そうであるとすれば、Basu (1997) のconditional conservatism regression model から、保守主義の程度が適切に測定されるとは考えにくい。

さらに、利益から株価への逆因果性を原因とする明らかな内生性の存在により、回帰係数の推定量の一致性（consistency）は保証されない。¹⁰

以上、本研究で明らかにした正しいリスク認識の問題、ならびに起こり得る計量経済学的な問題から、Basu (1997) の検証モデルは、アセット・プライシング、計量経済学の両面で支持できるものではなく、同モデルを使用した実証分析結果についてもその解釈には最大の注意が必要である。¹¹

ここでは次のステップとして、さらに保守的会計手続きが投資家の収益性とリスクの認識に与える影響について分析する。保守主義をどのように定義するかは難しいものの、ここでは時刻1に生起する2状態G、Bに関してのbad newsのみを開示し、good newsを時刻1では開示しないという経営者によるディスクロージャー行動と定義する。

保守的会計手続きを上記のように定義し、投資家は以下の状況A1とA2、そしてB1とB2を区別することができない（unidentifiable）とする。¹²

A1：Good news 無し。状態Bにおけるbad news 有り。
A2：状態Gに関するgood news 有り。状態Bにおけるbad news 有り。

B1：Good news 無し。状態Gにおけるbad news 有り。
B2：状態Bに関するgood news 有り。状態Gにおけるbad news 有り。

ここでgood news, bad newsを前節と同様に CF/V の1%の増加、あるいは減少とする。このときに状況A1, A2では、

8 良好な利益の方を報告しない場合の機会損失の分析についてはIjiri and Nakano (1989) を見よ。また、経済合理的な2エージェント間の合意契約からの取得原価主義の意義については、Ijiri (1967) がこれを示している。
9 不完備情報市場において経営者の機会行動的な最適化行動が平準化型利益調整を導く可能性のあるモデルはRonen and Yaari (2008) を見よ。
10 注3を参照。
11 なお、Hsu et al. (2012) は損益計算書の項目をitemizeすることによる回帰分析では、これらの問題を軽減できると主張する。
12 ここでのA1, A2, B1, B2を「状況」と言っているのは、それらが「利益調整状況」であるからであり、「状態」(state)ではないことに注意されたい。保守的会計手続きを含む経営者による利益調整とは、経営者がプレミアムを支払うことなく利用可能なオプションであると本稿では考えている。バイノミアル・モデルにより任意の企業の複数の異なる行使価格のオプションを評価可能であることから自明なように、A1, A2, B1, B2という4つの「状態」が存在するわけではない。

$$A1 : CFI = \begin{pmatrix} CFI_G \\ CFI_B \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} CF_G \\ CF_B \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 120 \\ 94 \end{pmatrix},$$

$$A2 : CFI = \begin{pmatrix} CFI_G \\ CFI_B \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} CF_G - 1 \\ CF_B \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 120 \\ 94 \end{pmatrix}$$

となるが、状態 G における調整額 $\theta = -1$ を投資家は知ることができず、投資家が受け取るキャッシュフロー情報 CFI は状況 A1, A2 で同一となる。この時に状況 A1, A2 でのキャッシュフロー期待値 μ_{CF} 、ボラティリティー σ_{CF} 、株価変化率 R はそれぞれ以下で与えられる。

$$A1 : \mu_{CF} = 120 \times 1/2 + 94 \times 1/2 = 107$$

$$\sigma_{CF} = \left((120 - 107)^2 \frac{1}{2} + (94 - 107)^2 \frac{1}{2} \right)^{\frac{1}{2}}$$

$$= 13$$

$$V = (120 \times 0.4 + 94 \times 0.6) / 1.05 = 99.42857,$$

$$R = -0.571\%$$

$$A2 : \mu_{CF} = 121 \times 1/2 + 94 \times 1/2 = 107.5$$

$$\sigma_{CF} = \left((121 - 107.5)^2 \frac{1}{2} + (94 - 107.5)^2 \frac{1}{2} \right)^{\frac{1}{2}}$$

$$= 13.5$$

$$V = (121 \times 0.4 + 94 \times 0.6) / 1.05 = 99.8095,$$

$$R = -0.19\%$$

すると、保守主義の原則に従うとしても、利益をどの程度保守的に報告すべきかについて明確な数値基準を設定することは不可能である。投資家が会計情報以外の情報源を使用しても A1 と A2 のどちらが真であることを認識できないとすれば、このことが会計情報の信頼性を失わせることは言うまでもない。仮に企業が状況 A2 にあるにも関わらず、会計情報を信頼し、企業は状況 A1 であると投資家が誤認識した場合、キャッシュフロー期待値は 0.5 (107.5 vs. 107) だけ低く推定され、株価は、本来は 0.19% 下落するところを 0.571% 下落する。

この状況は 2 つの意味で問題となる。第一に投資家による株価の過小評価が起こるという意味で、保守主義の下では金融資産公正価値の形成に歪みが与えられる可能性があることである。また、good news を開示しないことにより機会損失も生じる (Ijiri and Nakano, 1989)。さらに、より深刻な第 2 の問題は、保守主義により企業のリスク (キャッシュフローボラティリティー) が逆に低く推定されていることである。状況 A2 において企業のリスクは 13.5% である。しかし保守的な会計選択の結果、市場はリスクを 13% であると認識してしまう。つまり保守主義による財務リスクの過小評価の可能性が否定できない。リスクが過小評価されるとすれば、それは本研究では議論していない契約理論からのパースペクティブ (Baiman, 1991) においても保守主義が弊害を引き起こす可能性を持つはずである。

次に B1 と B2 の間で、保守主義が投資家のリスク／

リターン認識、市場における株価形成に与える影響を調べてみよう。ここで

$$B1 : CFI = \begin{pmatrix} CF_G \\ CF_B - 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 119 \\ 95 \end{pmatrix},$$

$$B2 : CFI = \begin{pmatrix} CFI_G \\ CFI_B \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} CF_G \\ CF_B - 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 119 \\ 95 \end{pmatrix}$$

なので、状況 B1, B2 での期待キャッシュフロー、キャッシュフロー・ボラティリティー、株式リターンは以下のように計算される。

$$B1 : \mu_{CF} = 119 \times 1/2 + 95 \times 1/2 = 107$$

$$\sigma_{CF} = \left((119 - 107)^2 \frac{1}{2} + (95 - 107)^2 \frac{1}{2} \right)^{\frac{1}{2}}$$

$$= 12$$

$$V = (119 \times 0.4 + 95 \times 0.6) / 1.05 = 99.619,$$

$$R = -0.381\%$$

$$B2 : \mu_{CF} = 119 \times 1/2 + 96 \times 1/2 = 107.5$$

$$\sigma_{CF} = \left((119 - 107.5)^2 \frac{1}{2} + (96 - 107.5)^2 \frac{1}{2} \right)^{\frac{1}{2}}$$

$$= 11.5$$

$$V = (119 \times 0.4 + 96 \times 0.6) / 1.05 = 100.191,$$

$$R = 0.191\%$$

B1 と B2 のケースでは、保守的会計手続きを選択していない B1 において、キャッシュフロー期待値と株価が低く推定される。したがって公正価値にバイアスを与えていることに違いはない。しかしながら B1 と B2 の状況では、B1 においてリスクが高く推定されている。したがって財務リスクの過小評価の問題はない。そして、B1 と B2 においてはリスクを過小評価しないということは、投資家にとっては問題がさらに複雑になっていることになる。なぜなら、仮に A1 と A2 の状況のようにボラティリティーが常に過小評価されているのであれば、投資家は過小評価を金融商品の評価等において修正することを考えれば良いが、B1 と B2 のように、リスクを過大評価している可能性もあるとすれば、保守主義はリスク推定の阻害要因にしかならないことが分かる。

以上、簡単な完備市場モデルに基づいた数値例から確認できたように、本稿で用いたモデルの下で、保守主義の下では公正価値と企業のリスクは正しく測定されない。特に保守主義によりリスクが過小評価される可能性があることを示せたことは、本研究の重要な知見である。

5. 結論および将来の課題

本研究は、完備市場においてリスク中立確率 (risk neutral probability) が一意に存在する状況を仮定し、保守主義が株式リターンの期待値とリスクとの関係におよぼす影響を分析した。そして、もっとも単純化された設定としての 2 資産完備市場のもとでは、実証分析において

広く用いられてきた、Basu(1997)のTimely Loss Recognition (TLR) measure によっては保守主義の度合いが必ずしも正しく測定されるわけではないことを示した。

次に、会計保守主義の下では、金融資産公正価値と企業のリスクは正しく測定されないことを数値例により示した。特に保守主義による企業の財務リスクの過小評価は、保守主義が利害関係者間の調整、あるいは契約支援に負の効果を与える可能性を示唆するものであり本研究での重要な知見であると考えられる。

ただし本研究での数値例は、すべて2資産完備市場におけるものであり、結果はすべて可能性を提示しているに過ぎない。より現実的な分析フレームワーク、たとえばCAPM, Fama and Frenchの3ファクターモデルなど、特定のアセットプライシングモデルの下での確率的ディスカウントファクターを使用した実証分析、また、情報の非対称性を加味したマーケットマイクロストラクチャー実証分析(Kubota and Takehara, 2013)、さらには不完全情報下での理論モデル分析(Antle and Nalebuff, 1991, Baiman, 1991, Kwon, 2005, Bagnoli and Watts, 2005)などが今後発展させられることが望ましいが、これらは将来の研究課題としたい。

6. あとがき

第一著者久保田は、カーネギーメロン大学院生であったとき、低価法について、井尻教授にこの方法は危険回避的効用関数を持つ株主にとって経済合理的な測定方法であるのかと問うたところ、いやあれはad hocだというご返事をその場でいただいた。当時先生は、Ijiri(1967, ch.2)における経済エージェント間の合理的経済契約による取得原価の意義、またそれが集計されたものとしてのfineな利益測定法(Ijiri, 1971)の考え方を、すでに否定され始めており、Ijiri(1975)における新しい考え方、すなわちsurrogateである利益測定がprincipalとして転化し、エージェントの経済行動が条件付けられるという新しい会計理論の発展段階に入っておられた。この考え方によるときに、会計測定における保守主義の採用が経済エージェントの行動にどのような影響を与えるのかを、さらに聞き損なったことは残念であるが、会計保守主義の影響についての分析はIjiri and Nakano(1989)において後に詳細に展開されているとおりである。本稿著者は、ファイナンスにおけるリスク認識という別の観点からこの問題を分析したのであるが、その結果の意義については、井尻先生からのご批判を乞いたい。

参考文献

浅羽二郎(1984),「財務会計論」,第IV章,森山書店:東京。
 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:東京。
 藤田敬司(2011),「IFRSによる新保守主義会計の構造」,『立命館経営学』50(2-3),129-152。
 八重倉孝(2005),「概念フレームワークと実証研究」,斎藤静樹編著『討議資料財務会計の概念フレームワーク』第5章,90-103,中央経済社:東京。
 Antle, R. and Nalebuff, B. (1991), "Conservatism and auditor-client negotiations," *Journal of Accounting Research, Supplement*, 31-54.
 Baiman, S. (1991), "Discussion of conservatism and auditor-client negotiations," *Journal of Accounting Research, Supplement*, 55-59.
 Bagnoli M. and Watts, M. (2005), "Conservative accounting choices," *Management Science*, 51, 786-801.
 Ball, R., Kothari, S. P., and Nikovaev, V. (2012), "Econometrics of the Basu asymmetric timeliness coefficients and accounting conservatism," *Booth Working Paper, University of Chicago*.
 Basu, S. (1995), "Conservatism and the asymmetric timeliness of earnings," *Ann Arbor: UMI Dissertation Services*.
 Basu, S. (1997), "The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 24, 3-37.
 Financial Accounting Standards Board (2010), *Statement of Financial Accounting Concepts*. Norwalk: FASB.
 Hendriksen, E. S. (1982), *Accounting theory*. (second edition) Richard D. Irwin, Inc.: Homewood.
 Hsu, A., O'Hanlon, J., and Peasnell, K. (2012), "The Basu measure as an indicator of conditional conservatism from UK earnings components," *European Accounting Review*, 21, 87-113.
 Ijiri, Y. (1967), *The foundations of accounting measurement*. Prentice Hall: Princeton.
 Ijiri, Y. (1971), "Fundamental queries in the aggregation theory," *Journal of American Statistical Association*, 766-782.
 Ijiri, Y. (1975), *Theory of accounting measurement*. American Accounting Association: Sarasota.
 Ijiri, Y. and Nakano, I. (1989), "Generalizations of cost-or-market valuation," *Accounting Horizons*, September, 1-11.
 International Financial Reporting Standards Foundation (2012), *Conceptual Framework for Financial Reporting*. IFRS: London.
 Kubota, K. and Takehara, H. (2013), "Family firms, accounting conservatism, and information asymmetry: Evidence from Japan," paper presented at International Family Enterprise Research Academy 2013 Annual Conference, St. Galen.
 Kwong, Y. K. (2005), "Accounting conservatism and managerial incentives," *Management Science*, 51, 1626-1632.
 Lafond, R. and Watts, R. L. (2008), "The information role of

- conservatism," *The Accounting Review*, 83, 447-478.
- Magill, M. and Quinzii, M., (1996), *Theory of incomplete markets*. Vol. 1. The MIT Press, Cambridge, MA.
- Patatoukas, P. N. and Thomas, J. (2009), "Evidence of conditional conservatism: fact or artifact?" Yale University Working Paper.
- Patatoukas, P. N. and Thomas, J. (2010), "More evidence of bias in Basu (1997) conditional conservatism," *The Accounting Review*, 86, 1765-1793.
- Pope, P. F. and Walker, M. (1999), "International differences in the timeliness, conservatism, and classification of earnings," *Journal of Accounting Research*, 37, 53-87
- Ronen, J. and Yaari, V. (2008), *Earnings management: Earning insights in theory, practice, and research*, Springer: New York.
- Watts, R. L. (2003a), "Conservatism in accounting Part I," *Accounting Horizons*, 17, 207-221.
- Watts, R. L. (2003b), "Conservatism in accounting Part II," *Accounting Horizons*, 17, 287-301.