■論　文

クリーンサープラス関係を利用した状態空間形式に基づく現在価値モデルの開発

千葉　　賢
(愛知学院大学)

要　旨

本研究の目的は，会計利益の情報内容や保守主義を検証する際の理論的基礎となっているVuolteenaho（2002）の現在価値恒等式を状態空間形式であらわすことで，毎期変動する期待株式リターン・期待会計利益の推計や期待外株式リターンの分散分解が可能なモデルを開発することである。本研究で開発したモデルを上場企業に適用した結果，推計された期待株式リターンや期待会計利益には強い持続性があることが確認された。また，割引率ニュースと利益ニュースの間には統計的に有意な相関関係が認められた。この結果は，利益ニュースが会計利益の期待形成だけでなく，割引率の期待形成にも影響を及ぼすことを示唆している。

キーワード：現在価値モデル，クリーンサープラス関係，分散分解，状態空間形式，カルマンフィルタ

1　はじめに

資産価格は予測可能か，配当や会計利益に対する期待の変化は資産価格変動にどのような影響を与えるか，といった問いは，会計・ファイナンス研究のみならず，金融実務においても重要なテーマの1つとされてきた。そのため，これらの問いに対しさまざまな研究が実施されてきた。そのなかで中心的な役割を果たしているのが，Campbell and Shiller（1988）とVuolteenaho（2002）によって導出された現在価値恒等式である。

Campbell and Shiller（1988）は，LeRoy and Porter（1981）やShiller（1981）が「資産価格は，将来発生するキャッシュ・フローの合理的期待値を一定の割引率で割り引いた現在価値の和に等しい」と仮定していた従来のファンダメンタルズ理論では，資産価格の変動を十分説明することはできないと指摘したことを受け，割引率が毎期変動する状況を前提とした資産価格の現在価値恒等式を導出している。この恒等式では，株式リターンを対数線形近似することで，今期の株価と将来の配当金，将来の株式リターンとの関係を明らかにしている。

Campbell-Shillerの現在価値恒等式は，線形性や定常性といった計量モデルを適用するうえで扱いやすい性質が考慮されているため，この恒等式を礎に多くの実証分析が実施されている。たとえば，Campbell（1991）は株式リターンに対数配当利回りなどといった変数を追加し，ベクトル自己回帰（Vector Autoregressive; VAR）モデルを用いて株式リターンの変動を前期までの情報によって「予測

される変動」と「予測されない変動」に分離し，残差を基に予測されなかった株式リターン（期待外株式リターン）の変動要因を分析している。Campbell (1991) は, 市場集約レベルで分析を行った結果, “期待外株式リターンの変動の大半は将来の株式リターンに対する期待の見直しに起因する変動であり，将来の配当成長率に対する期待の見直しに起因する変動はそれほど大きくない”と報告している。また，Binsbergen and Koijen (2010) は，現在価値恒等式を状態空間モデルに適用し，カルマンフィルタと呼ばれる逐次アルゴリズムを用いて時間を通じて変化する期待株式リターン（割引率，企業側から見れば株主資本コスト）や期待配当成長率を推計している。

一方，Vuolteenaho (2002) は，Campbell-Shiller の現在価値恒等式に会計上の基本制約式であるクリーンサープラス関係を仮定し，株式リターンと自己資本利益率を線形近似することで，今期の株式価格と将来の会計利益，将来の株式リターンとの関係を明らかにしている。Vuolteenaho の現在価値恒等式は会計情報に基づく恒等式であることから，現在価値関係に関する会計研究を発展させる契機となった。たとえば Callen and Segal (2004) は，Campbell (1991) の手法を援用して，期待外株式リターンの変動に将来のキャッシュ・フローやアクルーアルズといった会計利益に対する期待変化による変動がどの程度含まれているか検証している。Callen and Segal (2004) は，個別銘柄レベルで分析を行った結果，“期待外株式リターンの変動の大半は将来の会計利益に対する期待の変化に起因する変動であり，割引率の見直しに起因する変動はそれほど大きくない”と報告している。また，Lyle and Wang (2015) は，現在価値恒等式に「投資家は株式リターンや会計利益について合理的に期待を形成する」，「長期的には残余利益はゼロに収束し，将来的にのれんはゼロになる」といったファイナンスや会計学に依拠した仮定をおくことで，毎期変動する期待株式リターンを推計している。一方，Easton and Monahan (2005) は資本コストについて，Callen et al. (2010) は保守主義について分析する際に，当該恒等式を理論的基礎として議論を展開している。

このように，Vuolteenaho の現在価値恒等式は会計研究において重要な役割を果たしている。それにもかかわらず，当該恒等式の含意を十分反映した計量モデルが開発されているとは言い難い。たとえば，Vuolteenaho (2002) や Callen and Segal (2004) は，恒等式を導出する際に登場する変数は VAR モデルに従うと仮定しているが，この仮定に対する会計学上の根拠は明確に示されていない。また，Chen and Zhao (2009) は，VAR モデルによる期待外株式リターンの分散分解は，モデルに含まれる変数 (状態変数) に強く依存することを明らかにしている[1)]。一方，Lyle and Wang (2015) は，ファイナンスや会計学に依拠した仮定のもとでモデルを構築しているが，モデル内で識別問題が発生するため，Vuolteenaho (2002) や Callen and Segal (2004) では実行可能な期待外株式リターンの分散分解は不可能となっている。

このような課題を克服するため，本稿では Lyle and Wang (2015) の仮定を基礎に，現在価値恒等式を状態空間モデルで定式化することで，上述の課題を解消するモデルを開発する。本稿で提案するモデルは，Lyle and Wang (2015) では識別不可能だったパラメータを直接推計できるため，期待外株式リターンの分散を分解することができる。また，カルマンフィルタを実行することにより毎期変動する期待株式リターン，期待会計利益の推計も可能となる。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節では，Vuolteenaho の現在価値恒等式とそれに基づく従来の計量手法について説明する。第 3 節では，現在価値恒等式を状態空間であらわすことで，毎期変動する期待株式リターン・期待会計利益の推計や期待外株式リターンの分散分解が可能なモデルを提示する。第 4 節では，提案したモデルを上場企業に適用し，株式リターンや会計利益に対する期待の変化が資産価格に与える影響について分析する。また，従来のモデルの推計値との比較を通じて本モ

デルの独自性や妥当性を検証する。第 5 節では，分析結果を要約し，今後の課題について述べる。

2　現在価値モデルの概要

2.1　Vuolteenaho の現在価値恒等式と分散分解の基本式

本節では，Vuolteenaho（2002）によって導出された現在価値恒等式とそれを基礎とした期待外株式リターンの分散分解について説明する [2)]。Vuolteenaho の現在価値恒等式は, Campbell and Shiller（1988）で示された現在価値恒等式を展開し，配当成長率の代わりにクリーンサープラス関係を仮定した利益（グロス対数自己資本利益率，以下会計リターン）を用いて資産価格の現在価値関係をあらわしたものである [3)]。Vuolteenaho の現在価値恒等式は，残余利益モデルと同様に配当に関する変数がないため, 配当政策を行っていない個別企業を評価するうえで, 実証上, より望ましい恒等式とされている [4)]。

Vuolteenaho（2002）は，t+1 期のグロス対数株式リターン（以下，株式リターン）r_{t+1}，会計リターン roe_{t+1} を線形近似することで，以下のような対数簿価時価比率 bm_t の差分方程式を導出している [5)]。

$$bm_t = \phi bm_{t+1} + r_{t+1} - roe_{t+1} \tag{1}$$

ただし,

$$bm_t \equiv \log\left(\frac{B_t}{P_t}\right) = b_t - p_t\,,\quad r_{t+1} \equiv \log\left(\frac{P_{t+1}+D_{t+1}}{P_t}\right),\quad roe_{t+1} \equiv \log\left(1+\frac{X_{t+1}}{B_t}\right)$$

である。ここで，B_t，P_t はそれぞれ t 期末の株主資本簿価，株式時価総額，D_{t+1}，X_{t+1} はそれぞれ t+1 期の配当金，当期純利益，b_t，p_t は，それぞれ B_t，P_t の対数値を意味している。また，ϕ は 1 未満の正の定数である [6)]。

⑴式を前向きに逐次代入し，t 期末の情報集合に基づいて期待値をとると，

$$bm_t = \sum_{j=1}^{\infty}\phi^{j-1}\left[\mathrm{E}_t(r_{t+j}) - \mathrm{E}_t(roe_{t+j})\right], \tag{2}$$

となる。さらに，⑵式の bm_t に $b_t - p_t$ を代入し，左辺が p_t になるように整理すると，

$$p_t = b_t + \sum_{j=1}^{\infty}\phi^{j-1}\left[\mathrm{E}_t(roe_{t+j}) - \mathrm{E}_t(r_{t+j})\right], \tag{3}$$

となるが，この式が Vuolteenaho の現在価値恒等式である。

⑵式は，実証分析を行ううえで重要な式とされている。その理由は，対数株式時価総額 p_t や対数株主資本簿価 b_t は非定常過程に従う可能性があるが，対数簿価時価比率や会計リターン，株式リターンは定常過程に従う可能性が高く，また線形性が仮定されているため，標準的な統計手法が適用できるためである。また，⑶式から，今期の株式時価総額が高くなるのは，将来の株式リターンが低くなると予想されるときか，将来の会計リターンが高くなると予想されるときであることがわかる [7)]。このように，現在価値恒等式は資産価格について有益な洞察を与える。

⑶式から，期待外株式リターン $\Delta\mathrm{E}_t(r_t) \equiv r_t - \mathrm{E}_{t-1}(r_t)$ は以下のようにあらわせる。

$$\Delta \mathrm{E}_t(r_t) = Nroe_t - Nr_t, \quad Nroe_t \equiv \sum_{j=0}^{\infty} \phi^j \Delta \mathrm{E}_t(roe_{t+j}), \quad Nr_t \equiv \sum_{j=1}^{\infty} \phi^j \Delta \mathrm{E}_t(r_{t+j}), \tag{4}$$

ここで，$\Delta \mathrm{E}_t(\cdot)$ は同一の確率変数についての t 期末の情報集合と $t-1$ 期末の情報集合にもとづく期待値の差，つまり，$\mathrm{E}_t(\cdot) - \mathrm{E}_{t-1}(\cdot)$ である。また，$Nroe_t$, Nr_t はそれぞれ利益ニュース，割引率ニュースと呼ばれる。⑷式から，期待外株式リターンは利益ニュースと割引率ニュースのいずれかによって生じることがわかる。

⑷式の両辺について分散をとった次の式が，分散分解の基本式である。

$$\mathrm{Var}\left[\Delta \mathrm{E}_t(r_t)\right] = \mathrm{Var}(Nr_t) + \mathrm{Var}(Nroe_t) - 2\,\mathrm{Cov}(Nr_t, Nroe_t) \tag{5}$$

Vuolteenaho の現在価値恒等式を基礎とする実証研究では，⑸式に基づき期待外株式リターンの変動が利益ニュースと割引率ニュースのいずれかの変動によって引き起こされるかを評価する。具体的には，期待外株式リターンの変動に占める利益ニュースの変動の割合が大きいとき，会計利益が期待外株式リターンに与える影響は大きく，利益の情報内容も大きいと解釈される。そこで，本稿では以下に示す指標を「利益による分散要素（Variance Components by Earnings; VCE）」と定義し，資産価格の変動に占める利益情報による変動の割合を測る尺度とする。

$$\mathrm{VCE} \equiv \frac{\mathrm{Var}(Nroe_t)}{\mathrm{Var}\left[\Delta \mathrm{E}_t(r_t)\right]} \tag{6}$$

2.2　Vuolteenaho（2002）の推計方法

期待外株式リターンの分散分解は，現在価値恒等式⑶を基礎とするため，将来の株式リターン，会計リターンの条件付期待値 $\mathrm{E}_t(r_{t+j})$，$\mathrm{E}_t(roe_{t+j})$ を計算する必要がある。そこで，Vuolteenaho (2002) は複数の将来の変数が現在もしくは過去の変数に影響を受けて推移すると仮定した VAR モデルを用いて現在価値恒等式をあらわすことで，期待外株式リターンの分散を分解している。

具体的には，現在価値恒等式を導出する際の基礎となる株式リターン r_t，会計リターン roe_t，対数簿価時価比率 bm_t を状態変数とした 1 次の定常 VAR モデルを基に議論を展開している [8]。

$$\begin{bmatrix} r_t - \overline{r_t} \\ roe_t - \overline{roe_t} \\ bm_t - \overline{bm_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \pi_{13} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \pi_{23} \\ \pi_{31} & \pi_{32} & \pi_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{t-1} - \overline{r_{t-1}} \\ roe_{t-1} - \overline{roe_{t-1}} \\ bm_{t-1} - \overline{bm_{t-1}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t^{r} \\ \eta_t^{roe} \\ \eta_t^{bm} \end{bmatrix} \tag{7}$$
$$\Updownarrow$$
$$\tilde{z}_t = \Pi\, \tilde{z}_{t-1} + \eta_t\,,$$

$$\begin{bmatrix} \eta_t^{r} \\ \eta_t^{roe} \\ \eta_t^{bm} \end{bmatrix} \sim \text{i.i.d.}\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{21} & \psi_{31} \\ \psi_{21} & \psi_{22} & \psi_{32} \\ \psi_{31} & \psi_{32} & \psi_{33} \end{bmatrix} \right) \tag{8}$$
$$\Updownarrow$$
$$\eta_t \sim \text{i.i.d.}(0, \Psi)$$

ここで，

$$\tilde{z}_t = z_t - \bar{z}_t\,, \qquad z_t = \begin{bmatrix} r_t \\ roe_t \\ bm_t \end{bmatrix}, \qquad \bar{z}_t = \begin{bmatrix} \overline{r_t} \\ \overline{roe_t} \\ \overline{bm_t} \end{bmatrix}$$

である。なお，z_t は状態変数ベクトル，$\bar{z}_t$ は t 期の状態変数の横断面上の標本平均からなるベクトル，Π は係数行列，η_t は攪乱項ベクトル，Ψ は η_t の分散共分散行列をそれぞれ意味している。

(7)，(8)式において，$\lim_{j\to\infty}\phi^{j-1}\mathrm{E}_t(\tilde{z}_{t+j})=0$ を仮定すると，

$$\sum_{j=1}^{\infty}\phi^{j-1}\mathrm{E}_t(\tilde{z}_{t+j}) = (I_3 - \phi\,\Pi)^{-1}\Pi\,\tilde{z}_t \tag{9}$$

を得る。ここで，I_3 は 3 次の単位行列である。

(9)式を用いると，現在価値恒等式(3)は，

$$p_t = b_t + (e_{3,2} - e_{3,1})'(I_3 - \phi\Pi)^{-1}\Pi\,\tilde{z}_t$$

とあらわすことができる。ここで，$e_{3,1}$，$e_{3,2}$ はそれぞれ I_3 の第 1 列，第 2 列から構成される単位ベクトルである。同様に，(5)式の割引率ニュースや利益ニュースは，それぞれ

$$Nr_t = e'_{3,1}\phi\Pi(I_3 - \phi\Pi)^{-1}\eta_t = \lambda'_1\eta_t, \quad Nroe_t = (e_{3,1} + \lambda_1)^{-1}\eta_t = \lambda'_2\eta_t, \tag{10}$$

となる。ここで，$\lambda_1' \equiv e'_{3,1}\phi\Pi(I_3 - \phi\Pi)^{-1}$，$\lambda_2' \equiv (e_{3,1} + \lambda_1)'$ である。

(8)，(10)式から，(5)，(6)式の期待外株式リターンの分散分解式や VCE は，それぞれ以下のようにあらわすことができる。

$$e'_{3,1}\Psi e_{3,1} = \lambda'_1\Psi\lambda_1 + \lambda'_2\Psi\lambda_2 - 2\lambda'_1\Psi\lambda_2, \qquad \mathrm{VCE} = \frac{\lambda'_2\Psi\lambda_2}{e'_{3,1}\Psi e_{3,1}} \tag{11}$$

また，T 期末までの情報集合に基づく F 期先の状態変数の予測値 $\mathrm{E}_T(z_{T+F})$ は，以下の式より計算できる。

$$\mathrm{E}_T(z_{T+F}) = \bar{z}_T + \Pi^F\tilde{z}_T$$

このように，状態変数の観測値から係数行列 Π や攪乱項の分散共分散行列 Ψ を推定すれば，割引率ニュース，利益ニュースの測定や期待外株式リターンの分散分解，状態変数の予測が可能となる。

2.3 Lyle and Wang（2015）の推計方法

一方, Lyle and Wang（2015）は, Vuolteenaho の現在価値恒等式を基礎としながら, Vuolteenaho（2002）とは異なる仮定をおいて毎期変動する期待株式リターンを推計している[9]。Lyle and Wang（2015）は，期待株式リターン $\mu_t \equiv \mathrm{E}_t(r_{t+1})$，期待会計リターン $h_t \equiv \mathrm{E}_t(roe_{t+1})$ に対して次の 2 つの仮定をおいている。1 つは，μ_t，h_t は毎期変動するものの平均回帰するという仮定である。もう 1 つは，μ_t，h_t は長期的には同一の値に収束するという仮定である。この仮定は，競争を通じて残余利益はゼロに収束し，将来的にのれんはゼロになることを意味している[10]。

具体的には，μ_t，h_t はそれぞれ以下のような 1 次の定常自己回帰過程に従うと仮定している。

$$\mu_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 (\mu_t - \alpha_0) + \upsilon^{\mu}_{t+1}, \qquad h_{t+1} = \alpha_0 + \gamma_1 (h_t - \alpha_0) + \upsilon^{h}_{t+1} \tag{12}$$

ここで，α_0 は μ_t, h_t の無条件期待値（長期的な平均）を意味するパラメータである。また，α_1, γ_1 は，それぞれ μ_t, h_t の持続性の度合いをあらわすパラメータで, μ_t, h_t が平均回帰することを保証するため，$|\alpha_1|<1$，$|\gamma_1|<1$ が仮定されている。また，υ^{μ}_{t+1}，υ^{h}_{t+1}は，それぞれ μ_t，h_t が t+1 期に推移する際にあらたに生じる部分で, 各変数に対する期待の見直しの大きさ（イノベーション）を意味する期待値ゼロ，有限分散の攪乱項である。

さらに，Lyle and Wang（2015）は，株式リターン，会計リターンの実現値と期待値の間に以下の関係が成立すると仮定している。

$$r_{t+1} = \mu_t + u^{r}_{t+1}, \qquad roe_{t+1} = h_t + u^{roe}_{t+1} \tag{13}$$

ここで u^{r}_{t+1}，u^{roe}_{t+1}は期待値ゼロ，有限分散の攪乱項であり，それぞれ期待外株式リターン，期待外会計リターンと呼ばれる。⒀式の仮定は，投資家が合理的に期待を形成することを意味している。言い換えれば，投資家の予測の外れ方には偏りがなく，平均的にみれば期待値と実現値は等しくなることを仮定している。

⑵式と上述の 3 つの仮定から，1 期先の株式リターンは今期の対数簿価時価比率と会計リターンを用いて次のようにあらわすことができる。

$$r_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 bm_t + \beta_2 roe_t + \epsilon_{t+1},\ \epsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0, \varpi^2) \tag{14}$$

ここで，

$$\beta_0 \equiv \alpha_0 \left(1 - \gamma_1 \cdot \frac{\delta_2}{\delta_1}\right), \quad \beta_1 \equiv \frac{1}{\delta_1}, \quad \beta_2 \equiv \gamma_1 \cdot \frac{\delta_2}{\delta_1}, \quad \epsilon_{t+1} \equiv u^{r}_{t+1} + \frac{\delta_2}{\delta_1} \cdot (\upsilon^{h}_t - \gamma_1 u^{roe}_t), \tag{15}$$

$$\delta_1 \equiv \frac{1}{1-\phi\alpha_1}, \qquad \delta_2 \equiv \frac{1}{1-\phi\gamma_1} \tag{16}$$

である。⒁式の係数 β_0，β_1，β_2 は，最小二乗法により簡便に推定できる。さらに，⑿式のパラメータ α_0，α_1，γ_1 は，最小二乗推定値 $\hat{\beta}_0$，$\hat{\beta}_1$，$\hat{\beta}_2$ を以下の式に入力することで計算できる。

$$\hat{\alpha}_0 \equiv \frac{\hat{\beta}_0}{1-\hat{\beta}_2}, \qquad \hat{\alpha}_1 \equiv \frac{1-\hat{\beta}_1}{\phi}, \qquad \hat{\gamma}_1 \equiv \frac{\hat{\beta}_2}{\hat{\beta}_1 + \phi\hat{\beta}_2} \tag{17}$$

また，T 期末の情報集合に基づく将来 F 期間の期待株式リターンは，⒁，⒄式のパラメータ推定値 $\hat{\alpha}_0$，$\hat{\alpha}_1$，$\hat{\beta}_1$，$\hat{\beta}_2$ を用いて，以下の式より推計できる。

$$\sum_{j=1}^{F} \hat{\mathrm{E}}_T(r_{T+j}) = \hat{\alpha}_0 F + \frac{1-\hat{\alpha}_1^F}{1-\hat{\alpha}_1} \cdot \left[\hat{\beta}_1 bm_r + \hat{\beta}_2 (roe_T - \hat{\alpha}_0)\right] \tag{18}$$

このように，Lyle and Wang（2015）によって提案された手法は，Vuolteenaho の現在価値恒等式を理論的基礎に備えながら，株式リターン，対数簿価時価比率，会計リターンの 3 つの変数の実績値から毎期変動する期待株式リターンを推計できる。

3　状態空間形式に基づく現在価値モデルの導出

前節の議論から，Vuolteenaho (2002) と Lyle and Wang (2015) は，同一の現在価値恒等式を基礎としながら，前者は期待外株式リターンの分散分解，後者は時間を通じて変化する期待株式リターンの推計を主たる目的とするなど，異なる特徴を有していることがわかる。

このように，両モデルは現在価値関係に関する会計研究を実施するうえで有益な情報を提供しているものの，欠点があることも事実である。たとえば Vuolteenaho (2002) は，状態変数は VAR モデルに従うと仮定しているが，この仮定に対する会計学上の根拠は明確に示されていない。この問題について，椎葉 (2018) は "Vuolteenaho の現在価値恒等式を基礎とした分散分解で仮定されている VAR モデルは，残余利益モデルにおいて線形情報動学を仮定していることに対応している" ことを明らかにしている。一方で，"対数をとらない変数に基づく VAR モデル（Ohlson (1995) の残余利益モデルにおける線形情報動学）と対数をとった変数に基づく VAR モデル (Vuolteenaho (2002) の現在価値モデル) は，一方を仮定すれば他方は原則として成立しない" と指摘している。これは，Vuolteenaho (2002) によって提案された VAR モデルの係数行列 Π の推定値から線形情報動学関係を把握することは難しいことを意味している。また，Lyle and Wang (2015) は，Vuolteenaho (2002) とは異なる仮定をおいて現在価値恒等式に関連するパラメータ α_0，α_1，γ_1 を推計しているが，⒂式の u^r_{t+1}，u^h_t，u^{roe}_t が識別できないため，期待外株式リターンの分散を分解することは不可能となっている。

このような課題を克服するため，本稿では Lyle and Wang (2015) の仮定を基礎に，現在価値恒等式を状態空間モデルで定式化することで，Lyle and Wang (2015) で定式化されているすべてのパラメータを最尤法により直接推定する。これにより，期待外株式リターンの分散が分解できるだけでなく，カルマンフィルタと呼ばれる逐次アルゴリズムを適用することで期待株式リターン，期待会計リターンといった観測不可能な変数の推計も可能となる。

3.1　モデル設定

本稿では，Lyle and Wang (2015) に倣い，期待株式リターン μ_t，期待会計リターン h_t はそれぞれ以下のような 1 次の定常自己回帰過程に従うと仮定する。

$$\mu_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1(\mu_t - \alpha_0) + v^{\mu}_{t+1}, \qquad h_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1(h_t - \gamma_0) + v^h_{t+1} \tag{19}$$

ここで，α_0，γ_0 はそれぞれ μ_t，h_t の無条件期待値を意味するパラメータである。なお，⒆式では Lyle and Wang (2015) で仮定されていた「μ_t，h_t は長期的には同一の値に収束する（$\alpha_0 = \gamma_0$）」という制約は課していない点に注意されたい。

⒆式から，t 期末の情報集合に基づく r_{t+j}，roe_{t+j} の条件付期待値は，それぞれ

$$\mathrm{E}_t(r_{t+j}) = \alpha_0 + \alpha_1^{j-1}(\mu_t - \alpha_0), \qquad \mathrm{E}_t(roe_{t+j}) = \gamma_0 + \gamma_1^{j-1}(h_t - \gamma_0) \tag{20}$$

とあらわすことができる。したがって，⒇式を⑵式に代入すると，

$$bm_t = \delta_0 + \delta_1(\mu_t - \alpha_0) - \delta_2(h_t - \gamma_0) \tag{21}$$

となる。ここで，

$$\delta_0 \equiv \frac{\alpha_0 + \gamma_0}{1-\phi}, \qquad \delta_1 \equiv \frac{1}{1-\phi\alpha_1}, \qquad \delta_2 \equiv \frac{1}{1-\phi\gamma_1} \tag{22}$$

である。なお，δ_1，δ_2 の定義は⒃式と同じである。

さらに，Lyle and Wang (2015) と同様に，株式リターン，会計リターンの実現値と期待値の間に以下の関係が成立すると仮定する。

$$r_{t+1} = \mu_t + u^r_{t+1}, \qquad roe_{t+1} = h_t + u^{roe}_{t+1} \tag{23}$$

このとき，⒇，(23) 式から，以下の結果を得る。

$$\Delta \mathrm{E}_t(r_t) = u^r_t, \quad \Delta \mathrm{E}_t(roe_t) = u^{roe}_t, \quad \Delta \mathrm{E}_t(r_{t+j}) = \alpha_1^{j-1} v^{\mu}_t, \quad \Delta \mathrm{E}_t(roe_{t+j}) = \gamma_1^{j-1} v^h_t$$

したがって，⑸式で定義された期待外株式リターン，利益ニュース，割引率ニュースはそれぞれ以下のようにあらわすことができる。

$$u^r_t = Nroe_t - Nr_t, \qquad Nroe_t = u^{roe}_t + \phi\delta_2 v^h_t, \qquad Nrt = \phi\delta_1 v^{\mu}_t \tag{24}$$

なお，本稿では，(24) 式における係数 $\phi\delta_2$ を「利益反応係数 (Earnings Response Coefficient; ERC)」と定義し，期待会計リターンのイノベーションが期待外株式リターンに与える影響の大きさを測る尺度とする。

$$\mathrm{ERC} \equiv \phi\delta_2 = \frac{\phi}{1-\phi\gamma_1} \tag{25}$$

(25) 式は，1% の期待会計リターンのイノベーションが発生した場合，$\phi\delta_2$% のキャピタルゲインが生じることを意味する。なお，Callen (2009) は，“ 会計利益の情報内容を示す尺度である ERC や VCE は，確率分布における期待値と分散のように，会計利益の情報内容の異なる側面を捉える補完的な尺度であり，ともに有用である ” と指摘している。

3.2　状態空間表現

前節で定式化した期待株式リターンや期待会計リターンは観測不可能な変数であるため，何らかの手法を用いて推定する必要がある。そこで，⒆，(21)，(23) 式を，観測方程式，遷移方程式と呼ばれる以下の方程式を用いて定式化する。

- 観測方程式

$$\begin{bmatrix} bm_{t+1} \\ roe_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_0 \\ \gamma_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_1 & -\delta_2 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tilde{\mu}_{t+1} \\ \tilde{h}_{t+1} \\ \tilde{h}_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix} \cdot u^{roe}_{t+1}$$
$$\Updownarrow$$
$$y_{t+1} = c + Zx_{t+1} + Mu_{t+1} \tag{26}$$

• 遷移方程式

$$\begin{bmatrix} \tilde{\mu}_{t+1} \\ \tilde{h}_{t+1} \\ \tilde{h}_{t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 & 0 & 0 \\ 0 & \gamma_1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tilde{\mu}_{t} \\ \tilde{h}_{t} \\ \tilde{h}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \upsilon^{\mu}_{t+1} \\ \upsilon^{h}_{t+1} \end{bmatrix}$$
$$\Updownarrow$$
$$x_{t+1} = Fx_t + J\upsilon_{t+1} \tag{27}$$

ここで, $\tilde{\mu}_{t+1} \equiv \mu_{t+1} - \alpha_0$, $\tilde{h}_{t+1} \equiv h_{t+1} - \gamma_0$ である。なお, y_{t+1}, x_{t+1} はそれぞれ t+1 期に観測可能な変数（顕在変数），観測不可能な変数（潜在変数）を意味するベクトルである。また，u_{t+1}，υ_{t+1} はそれぞれ観測方程式，遷移方程式に関連する攪乱項ベクトルである。

さらに，期待外会計リターン u^{roe}_{t+1}，期待株式リターンのイノベーション υ^{u}_{t+1}，期待会計リターンのイノベーション υ^{h}_{t+1}，は，以下のような 3 変量正規分布に従うと仮定する。

$$\begin{bmatrix} u^{roe}_{t+1} \\ \upsilon^{\mu}_{t+1} \\ \upsilon^{h}_{t+1} \end{bmatrix} \sim \text{i.i.d.}N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma^2_{roe} & \rho_{\mu,roe}\omega_\mu\sigma_{roe} & 0 \\ \rho_{\mu,roe}\omega_\mu\sigma_{roe} & \omega^2_\mu & \rho_{\mu,h}\omega_\mu\omega_h \\ 0 & \rho_{\mu,h}\omega_\mu\omega_h & \omega^2_\mu \end{bmatrix} \right)$$
$$\Updownarrow$$
$$\begin{bmatrix} u_{t+1} \\ \upsilon_{t+1} \end{bmatrix} \sim \text{i.i.d.}N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} H & S' \\ S & Q \end{bmatrix} \right) \tag{28}$$

ここで，σ_{roe}，ω_μ，ω_h は，それぞれ u^{roe}_{t+1}，υ^{u}_{t+1}，υ^{h}_{t+1} の標準偏差，$\rho_{\mu,roe}$，$\rho_{\mu,h}$ はそれぞれ υ^{u}_{t+1}，u^{roe}_{t+1} 間，υ^{u}_{t+1}，υ^{h}_{t+1} 間の相関係数である [11)]。なお,⒃,⒄,⒅式に期待外株式リターン u^{r}_{t+1} が登場しないのは，u^{r}_{t+1} は u^{roe}_{t+1}，υ^{u}_{t+1}，υ^{h}_{t+1} によってあらわされることが⒁式から明らかになっているためである。

このように，Vuolteenaho の現在価値モデルは，潜在変数に関する 1 階の確率差分方程式であらわされる遷移方程式⒄と，顕在変数と潜在変数の関係をあらわす観測方程式⒃から構成される状態空間モデルによってあらわすことができる。さらに，⒃，⒄式では線形性が，⒅式では正規性がそれぞれ仮定されているため，カルマンフィルタと呼ばれる逐次アルゴリズムを適用することで , 潜在変数 x_t，攪乱項 u_t，υ_t，未知パラメータ θ の推定が可能となる [12)]。

したがって，⒁式の期待外株式リターン，利益ニュース，割引率ニュースは攪乱項の濾波期待値 $u_{t|t} \equiv \mathrm{E}_t(u_t)$，$\upsilon_{t|t} \equiv \mathrm{E}_t(\upsilon_t)$ と未知パラメータの最尤推定値 $\hat{\theta}$ を基に次の式から計算できる。

$$u^{r}_{t|t} = Nroe_{t|t} - Nr_{t|t}, \quad Nroe_{t|t} = u^{roe}_{t|t} + \phi\hat{\delta}_2\upsilon^{h}_{t|t}, \quad N^{r}_{t|t} = \phi\hat{\delta}_1\upsilon^{\mu}_{t|t} \tag{29}$$

ここで，$\hat{\delta}_1$，$\hat{\delta}_2$ は⑵式を最尤推定値で評価したものである。また，(5)，(6)，⒅，⒆式から，期待外株式リターンの分散 σ^2_r や VCE も , 以下の式より計算できる。

$$\hat{\sigma}^2_r = \phi^2\hat{\delta}^2_1\hat{\omega}^2_\mu + (\hat{\sigma}^2_{roe} + \phi^2\hat{\delta}^2_2\hat{\omega}^2_h) - 2(\phi\hat{\delta}_1\hat{\rho}_{\mu,roe}\hat{\omega}_\mu\hat{\sigma}_{roe} + \phi^2\hat{\delta}_1\hat{\delta}_2\hat{\rho}_{\mu,h}\hat{\omega}_\mu\hat{\omega}_h), \tag{30}$$

$$\widehat{\mathrm{VCE}} = \frac{\hat{\sigma}^2_{roe} + \phi^2\hat{\delta}^2_2\hat{\omega}^2_h}{\hat{\sigma}^2_r} \tag{31}$$

さらに，⑴，⒂式から，現在価値恒等式や ERC も，潜在変数の濾波期待値 $x_{t|t} \equiv \mathrm{E}_t(x_t)$ と最尤推定値を基に計算できる。

$$p_{t|t} = b_t - \hat{\delta}_0 - \hat{\delta}_1 \tilde{\mu}_{t|t} + \hat{\delta}_2 \tilde{h}_{t|t}, \qquad \widehat{\mathrm{ERC}} = \phi \hat{\delta}_2 \tag{32}$$

3.3　本モデルの特徴

最後に，前節で提案された現在価値モデルの計算手順と利点，従来のモデルとの関係について略説する。本モデルは以下の手順によって推計できる。

（i）企業財務，資本市場データを基に対数簿価時価比率 bm_t，会計リターン roe_t，線形化定数 ϕ を計算し，(26)，(27)，(28)式であらわされる現在価値モデルに入力する。

（ii）現在価値モデルにカルマンフィルタを適用し，各期の潜在変数の濾波値 $x_{t|t}$，攪乱項の濾波値 $u_{t|t}$，$v_{t|t}$ を計算する。同時に，最尤法により未知パラメータの最尤推定値 $\hat{\theta}$ を推定する。

（iii）計算された $x_{t|t}$，$u_{t|t}$，$v_{t|t}$，$\hat{\theta}$ を用いて(29)式から(32)式で示された現在価値モデルに関連する指標を計算する。

本モデルの利点は以下のとおりである。まず, Vuolteenaho (2002) や Lyle and Wang (2015) と同様に，割引現在価値法という理論的基礎を備えている。また，対数簿価時価比率，会計リターンの 2 つの指標を基に，毎期変動する期待株式リターン・期待会計リターンの推計や期待外株式リターンの分散分解が可能となる。さらに，従来のモデルと異なり，ラグの次数の選定や「競争を通じて残余利益はゼロになる」といった制約を課す必要がない，という点も指摘できる。

本モデルとこれまでに提案された現在価値モデルとの関係は，**表 1** のようにあらわすことができる。第 1 節で述べたように，割引率が毎期変動する状況を前提とした資産価格の現在価値関係は，Campbell-Shiller，Vuolteenaho の現在価値恒等式のいずれかであらわすことができる。また，両式は異なる仮定のもと，ベクトル自己回帰モデル・線形回帰モデル・状態空間モデルのいずれかを用いて実装される。本モデルは，線形回帰モデルを基に実装された Lyle and Wang (2015) のモデルを状態空間モデルで再定義することで，期待外株式リターンの分散分解を可能にしたモデルと考えることができる。また，Binsbergen and Koijen (2010) のモデルにおいてクリーンサープラス関係が成立すると仮定し，顕在変数を「対数配当利回り」・「配当成長率」から「対数簿価時価比率」・「グロス対数自己資本利益率」に置き換えたモデルと捉えることもできる。

表 1　本研究で提案するモデルと先行研究の関係

		理論的基礎とする現在価値恒等式	
		Campbell-Shiller	Vuolteenaho
計量モデル	ベクトル自己回帰モデル	Campbell（1991）	Vuolteenaho（2002）
	線形回帰モデル	−	Lyle and Wang（2015）
	状態空間モデル	Binsbergen and Koijen（2010）	本研究

4　実証分析

4.1　リサーチデザイン

本節では，前節で提案したモデルを上場企業に適用することで，株式リターンや会計利益に対する期待の変化が資産価格にどのような影響を与えるか分析する。また，Vuolteenaho (2002) や Lyle and Wang (2015) のモデルの推定結果と比較することで，本モデルの独自性や妥当性を検証する。

最初に，実証分析の枠組みについて述べる。先行研究では，計量モデルを観測データに適用する際，さまざまな仮定をおいてパラメータを推定している。たとえば，Vuolteenaho (2002) や Callen and Segal (2004) は企業規模を基準にデータを分割し，グループ内ではパラメータは一定と仮定している。一方，Lyle and Wang (2015) は期待株式リターンや期待会計リターンは産業レベルで平均回帰すると考え，パラメータは同一業種内で一定と仮定して期待株式リターンを推計している。また，Callen and Segal (2004)，Lyle and Wang (2015) を拡張した吉田 (2005)，小野・村宮 (2017) は市場全体でパラメータは一定と仮定して各モデルを推定している。

この問題について，Fairfield et al. (2009) や小野・村宮 (2017) は産業ごとに計算した過去の自己資本利益率 (ROE) の中央値と，全上場企業から計算した過去の ROE の中央値のどちらが，将来における各社の実績 ROE により近い値になるか検証している。その結果，将来 ROE が過去の産業中央値に近くなる企業より，過去の全社中央値に近くなる企業の方が多いと報告している。この結果は，ある企業の期待株式リターンや期待会計リターンは時間の経過とともに同業他社に近づき，産業内の競争を通じて残余利益 (エクイティ・スプレッド) は消滅するという Lyle and Wang (2015) の仮定が成立しない可能性があることを示唆している。そこで，本研究では吉田 (2005) や小野・村宮 (2017) と同様に市場全体でパラメータは一定と仮定して分析する。また，企業規模を基準に分析対象銘柄を 10 階級に分類し，階級毎に各モデルを推定する。

また，わが国では上場企業の多くが予想利益を公表している状況を踏まえ，予想利益の有効性について分析した研究が数多く報告されている。たとえば，太田 (2002) は，“日本企業では経営者予想利益の価値関連性が高く，経営者予想利益はアナリストが利益予想を行う際の基礎となっている”と報告している。この点に着目した小野・村宮 (2017) は，Lyle and Wang (2015) の「投資家は各時点で利用可能な会計利益の実績値に基づいて期待を形成する」という仮定を「投資家は各時点で利用可能な (企業経営者やアナリストが発表した) 最新の会計利益の予想値に依拠して期待を形成する」と変更し，当期純利益の予想値を基に計算されたグロス対数自己資本利益率 (以下，予想会計リターン *froe*) を用いてモデルを推定している[13)]。そこで本研究では，小野・村宮 (2017) のモデルも推定し，Lyle and Wang (2015) や本モデルの推計値と比較することで，どのような違いがみられるか確認する。また，Vuolteenaho (2002) や本モデルを基に計算された会計リターンの予測値や予想会計リターンを事後的な実績会計リターンと比較することで予測の偏りの方向や正確度を評価する。なお，紙幅の都合により，記述統計量および予測精度の評価については，それぞれ日本経営財務研究学会 Website に公開される補論 D，E に記載する。

4.2　データ

次に，本研究で使用するデータについて述べる。当期純利益や株主資本簿価といった実績財務データは，金融データソリューションズの『日本上場企業実績財務データ詳細項目版』より入手した。当期純利益の予想値は，金融データソリューションズが提供している NPM Manager に収録されている『連結（単独）予想財務』データベースの「連結（単独）予想 1 期当期利益」を採用した [14)]。なお，実績・予想財務データどちらにおいても，連結財務諸表を公表している企業については，連結データを優先的に採用している。また，株式時価総額や配当金といった市場関連データは，同じく NPM Manager 内の『市場関連』データベースから取得した。なお，上記データベースには，1991 年決算期から 2021 年決算期の財務・市場データが収録されている。

本研究では，以下の条件を満たすデータを分析対象とした。

- 毎年 6 月末時点でいずれかの証券取引所に上場しており，かつ 3 月決算企業であること [15)]
- 東証業種分類で銀行・証券・保険・その他金融業に該当しないこと
- 前期・今期・来期の会計期間が 12 ヵ月であり，6 月末時点の予想純利益，当期の実績純利益，前期末・当期末の株主資本簿価，株式時価総額が入手可能であること
- 前期末・当期末の株主資本簿価が正，かつ実績（予想）ROE の絶対値が 1 未満であること

なお，1991 年決算期データは，1992 年決算期の株式リターン，実績会計リターンの計算に使用するため，2020 年，2021 年決算期データは，2019 年決算期までのデータを基に計算した期待株式リターン・期待会計リターンの事後評価基準として使用するため，サンプルから除外している。したがって，実際の分析期間は 1992 年から 2019 年までの 28 年となる [16)]。上述の条件に従ってデータを選定した結果，61,546 社・年のサンプルを得た。さらに，前期の株式時価総額を基準に各期のデータを昇順に並び変えることで，サンプルを 10 階級に分類した。

4.3　推定結果

4.3.1　Vuolteenaho モデルの推定結果

最初に，Vuolteenaho モデルの推定結果について報告する [17)]。次頁の**表 2** は係数行列 Π の推定結果であるが，$\hat{\pi}_{11}$ では水準は低いものの負の系列相関が確認できる。Lo and MacKinlay（1988）は“株式リターンはポートフォリオでは正の自己相関を示す一方で，個別銘柄では負の自己相関がみられる”と指摘しているが，本稿の結果はこの指摘と整合的である。また，$\hat{\pi}_{22}$ では 0.3 から 0.4 程度の正の系列相関がみられるが, これは大日方（2013）が指摘している利益の持続性に関連した結果と考えられる [18)]。一方，$\hat{\pi}_{33}$ では強い正の系列相関が確認できるが，これは対数簿価時価比率の分母にランダムウォークする株価が含まれていることが要因と思われる。また，$\hat{\pi}_{21}$ は全階級で統計的に有意な正の値を示すが，この結果は前期に株価が上昇した銘柄ほど今期の ROE は上昇する傾向があることを示唆している。このような結果をもたらす要因の 1 つに自社株買いが考えられる。自社株買いを発表した企業の株価は上昇しやすいことが多くの実証研究で報告されているが [19)]，企業が実際に自社株買いを行うとその分自己資本は減少するため，結果として ROE は上昇する。このような理由により，$\hat{\pi}_{21}$ は正の値になると考えられる。

表２　Vuolteenahoモデルの係数行列Πの推定結果

階級	$\hat{\pi}_{11}$	$\hat{\pi}_{12}$	$\hat{\pi}_{13}$	$\hat{\pi}_{21}$	$\hat{\pi}_{22}$	$\hat{\pi}_{23}$	$\hat{\pi}_{31}$	$\hat{\pi}_{32}$	$\hat{\pi}_{33}$
1	*−0.046*	*−0.085*	0.006	*0.031*	*0.340*	−0.007	*0.082*	*0.328*	*0.957*
	(0.013)	(0.026)	(0.007)	(0.007)	(0.014)	(0.004)	(0.012)	(0.025)	(0.007)
2	−0.009	0.010	*0.025*	*0.041*	*0.359*	0.001	*0.066*	*0.215*	*0.937*
	(0.012)	(0.030)	(0.007)	(0.005)	(0.014)	(0.003)	(0.011)	(0.029)	(0.007)
3	−0.019	0.018	*0.042*	*0.023*	*0.416*	−0.002	*0.066*	*0.227*	*0.926*
	(0.011)	(0.033)	(0.007)	(0.005)	(0.014)	(0.003)	(0.011)	(0.030)	(0.006)
4	−0.014	0.038	*0.041*	*0.027*	*0.362*	*−0.012*	*0.071*	*0.134*	*0.913*
	(0.011)	(0.033)	(0.007)	(0.004)	(0.013)	(0.003)	(0.010)	(0.030)	(0.007)
5	*−0.025*	−0.002	*0.036*	*0.026*	*0.366*	*−0.014*	*0.086*	*0.215*	*0.906*
	(0.010)	(0.033)	(0.007)	(0.004)	(0.013)	(0.003)	(0.010)	(0.031)	(0.006)
6	*−0.021*	*0.111*	*0.047*	*0.034*	*0.404*	*−0.014*	*0.089*	*0.190*	*0.902*
	(0.010)	(0.034)	(0.007)	(0.004)	(0.014)	(0.003)	(0.010)	(0.034)	(0.007)
7	−0.009	0.040	*0.049*	*0.034*	*0.373*	*−0.026*	*0.077*	*0.212*	*0.886*
	(0.009)	(0.035)	(0.007)	(0.004)	(0.013)	(0.002)	(0.009)	(0.034)	(0.006)
8	−0.009	0.047	*0.048*	*0.025*	*0.365*	*−0.030*	*0.059*	*0.247*	*0.879*
	(0.009)	(0.035)	(0.007)	(0.003)	(0.013)	(0.002)	(0.009)	(0.037)	(0.007)
9	0.011	−0.066	*0.038*	*0.029*	*0.347*	*−0.040*	*0.044*	*0.369*	*0.907*
	(0.010)	(0.040)	(0.007)	(0.003)	(0.013)	(0.002)	(0.010)	(0.039)	(0.007)
10	−0.005	0.019	*0.029*	*0.028*	*0.391*	*−0.042*	*0.058*	*0.196*	*0.921*
	(0.010)	(0.039)	(0.007)	(0.003)	(0.012)	(0.002)	(0.009)	(0.037)	(0.007)
全体	*−0.015*	−0.019	*0.037*	*0.034*	*0.404*	*−0.019*	*0.077*	*0.286*	*0.919*
	(0.003)	(0.010)	(0.002)	(0.001)	(0.004)	(0.001)	(0.003)	(0.010)	(0.002)

（注）$\hat{\pi}_{ij}$ は(7)式の係数行列の推定値 $\hat{\Pi}$ の第（i, j）成分を意味している。また，括弧内の数値は各パラメータの標準誤差である。なお，イタリック体で記載されている値は，有意水準 5% で統計的に有意（5 パーセンタイルは 1.96）であることを意味している。

次に，期待外株式リターンの分散構成を確認する[20]。次頁の表３の $\widehat{\mathrm{Var}}\,[\Delta\,\mathrm{E}_t\,(r_t)]$ から，企業規模が小さな階級ほど期待外株式リターンの分散が大きいことが見てとれる。一般に，大型株は多くの投資家にとってなじみのある企業であり，継続して分析するアナリストや調査機関も多い。そのため，投資判断の材料となるさまざまな情報を事前に得ることが比較的容易と考えられる[21]。一方，小型株に関する情報は大型株に比べて限定的であるため，前期までに得られる情報量は多くない。このような違いが，小型株のリスクに反映されていると考えられる。また，割引率ニュース・利益ニュースの分散が期待外株式リターンの分散に占める割合を比較すると，$\widehat{\mathrm{Var}}\,(Nr_t)$ はほとんどの階級で全体の 1 割程度（階級 3 で最大の 2 割）であるのに対し，$\widehat{\mathrm{Var}}\,(Nroe_t)$ は約 7 割を占めていることがわかる。特に，階級 1 では期待外株式リターンの変動の 77.6% が利益ニュースによるものであることが確認できる。このような結果となるのは，先程と同様に小型株に関する情報が大型株に比べて限定されていることが原因と考えられる。入手できる情報が限定的な小型株において，利益ニュースが投資家の期待形成に大きく影響することは想像に難くない。そのため，小型株では期待外株式リターンの変動の多くが利益ニュースによって引き起こされると推察できる。

このように，Vuolteenaho モデルを基に分析を行うと，Callen and Segal（2004）や Cohen et al.（2009）と同様に“期待外株式リターンの変動の大半は将来の会計利益に対する期待の変化に起因する変動であり，割引率の見直しに起因する変動はそれほど大きくない”という結果となる[22]。

表３　Vuolteenahoモデルでの期待外株式リターンの分散分解

階級	$\widehat{\mathrm{Var}}[\Delta \mathrm{E}_t(r_t)]$	$\widehat{\mathrm{Var}}(Nr_t)$	$\widehat{\mathrm{Var}}(Nroe_t)$	$\widehat{\mathrm{Cov}}(Nr_t, Nroe_t)$	$\widehat{\mathrm{VCE}}$
1	0.130	0.002 (0.018)	*0.101* (0.776)	−0.013 (−0.103)	0.776
2	0.111	0.012 (0.104)	*0.075* (0.675)	−0.012 (−0.110)	0.675
3	0.103	0.021 (0.200)	*0.062* (0.600)	−0.010 (−0.100)	0.600
4	0.105	0.014 (0.132)	*0.061* (0.582)	−0.015 (−0.143)	0.582
5	0.105	0.009 (0.086)	*0.069* (0.656)	−0.013 (−0.129)	0.656
6	0.086	0.014 (0.164)	*0.055* (0.637)	−0.009 (−0.099)	0.637
7	0.082	0.009 (0.115)	*0.051* (0.621)	−0.011 (−0.132)	0.621
8	0.077	0.008 (0.109)	*0.048* (0.620)	−0.010 (−0.136)	0.620
9	0.074	0.007 (0.090)	*0.044* (0.595)	−0.012 (−0.157)	0.595
10	0.065	0.004 (0.058)	*0.043* (0.672)	−0.009 (−0.135)	0.672
全体	0.097	0.012 (0.124)	*0.061* (0.624)	−0.012 (−0.126)	0.624

（注）各列の数値は，期待外株式リターンの分散分解式⑸や VCE ⑹を⑾式を用いて計算したものである。また，括弧内の数値は各要素が全体に占める割合を意味している。なお，イタリック体で記載されている値は，当該値が全体に占める割合が最も高いことを意味している。

4.3.2　Lyle and Wang モデルの推定結果

次に，Lyle and Wang モデルの推定結果について考察する[23)]。次頁の表４から，実績会計リターンを用いてモデルを推計すると，全体では期待会計リターンの持続性を意味する $\hat{\gamma}_1$ がマイナスの値になることがわかる。この結果は，米国企業を分析対象とした Lyle and Wang (2015) とは大きく異なる一方，日本企業を分析対象とした小野・村宮 (2017) と類似した結果である。さらに，階級毎に $\hat{\gamma}_1$ を確認すると，階級 3 から階級 10 では 0.3 から 0.6 の範囲に収まるものの，階級 2 では 0.060 と他の階級の範囲から乖離し，階級 1 では 3.156 と理論上仮定されているパラメータ範囲 ($|\gamma_1|<1$) を満たすことができない。この結果から，全体で $\hat{\gamma}_1$ がマイナスとなるのは，小型株の実績会計リターンが中・大型株の実績会計リターンの範囲から乖離していることが原因と考えられる[24)]。

一方，予想会計リターンを用いてモデルを推計すると，$\hat{\gamma}_1$ は全体では 0.829 と，強い持続性が確認できる。また，どの階級でも 0.7 から 0.9 の範囲に収まり，小型株の推計値も中・大型株の推計値から大きく乖離しない。したがって，日本企業を対象に Lyle and Wang モデルを推計する場合は，予想会計リターンを用いた方が，より適切に期待株式リターンを推計できる可能性が高いと判断できる。

また，期待株式リターンの持続性を意味する $\hat{\alpha}_1$ は，実績・予想いずれの会計リターンを用いても，すべての階級で強い持続性が確認された。さらに，階級毎に値を比較すると，中型株では 0.87 程度だが，小型株・大型株では 0.92 近くまで上昇することがわかる。以上の結果から，株式リターンに対する期待には強い持続性があり，小型株・大型株ではその傾向がより強まると判断できる。

表４　Lyle and Wangモデルの推定結果

変数	実績会計リターン *roe*				予想会計リターン *froe*			
階級	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\gamma}_1$	$\widehat{\mathrm{ERC}}$	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\gamma}_1$	$\widehat{\mathrm{ERC}}$
1	0.035	0.933	3.156	−0.466	0.049	0.934	0.808	4.907
2	0.014	0.926	0.060	1.048	−0.079	0.898	0.843	5.815
3	0.000	0.919	0.273	1.346	−0.126	0.892	0.832	5.449
4	0.011	0.909	0.300	1.395	−0.098	0.884	0.826	5.264
5	0.000	0.915	0.294	1.385	−0.348	0.881	0.859	6.366
6	−0.001	0.898	0.642	2.670	−0.381	0.872	0.852	6.087
7	0.009	0.904	0.496	1.920	−0.813	0.862	0.853	6.105
8	0.022	0.903	0.578	2.280	−0.079	0.872	0.828	5.298
9	0.043	0.910	0.379	1.569	0.026	0.872	0.810	4.842
10	0.064	0.928	0.453	1.772	0.067	0.915	0.743	3.653
全体	0.022	0.928	−0.223	0.807	−0.034	0.902	0.829	5.351
再帰	−0.006	0.912	−0.070	0.235	−0.091	0.893	0.710	5.369

（注）全体および各階級の値は，分析期間を 1993 年から 2019 年に固定して推計している。一方，「再帰」に記載されている値は，リカーシブ方式を用いて推計している。

期待株式リターンの無条件期待値 $\hat{\alpha}_0$ は，実績会計リターンを用いたときは 0.022 とプラスの値を示したが，予想会計リターンを用いたときは -0.034 とマイナスの値となった。この結果は，小野・村宮（2017）とは逆の結果である。結果の頑健性を検証するため，小野・村宮（2017）と同様にリカーシブ方式でモデルを推計したところ，両者の値はともにマイナスとなった[25)]。以上の結果から，本稿で $\hat{\alpha}_0$ がマイナスとなるのは，サンプルに株価が大きく上昇した 1980 年代のデータが含まれていないことが要因の 1 つと考えられる。

このように，日本企業を対象に Lyle and Wang モデルを推計すると，実績・予想会計リターンのいずれを用いた場合でも，期待株式リターンに強い持続性が確認された[26)]。この結果は，Vuolteenaho モデルにおいて実績株式リターンの持続性が極めて低かったことと対照的な結果である。また，会計リターンでは，Vuolteenaho モデルでもある程度の持続性が確認されたが，予想会計リターンを用いて Lyle and Wang モデルを推定すると，より強い持続性が示された。以上の分析から，Lyle and Wang モデルは，Vuolteenaho モデルでは捉えることができない割引率や期待会計利益の強い持続性を捉えることができるモデルと判断できる。

4.3.3　本モデルの推計結果

最後に，本研究で開発したモデルの推定結果について報告する。次頁の**表５**は本モデルのパラメータの推定結果だが，全体における期待株式リターン，期待会計リターンの無条件平均 $\hat{\alpha}_0$，$\hat{\gamma}_0$ の値は，それぞれ 0.036，0.037 と実績値の標本平均や Lyle and Wang モデルの推定値より高く，値も非常に近いことがわかる。また，時価総額が小さな階級ほど $\hat{\alpha}_0$ は高くなる傾向が見てとれるが，これは小型株に対するリスクプレミアムを反映した結果と解釈できる。一方，$\hat{\gamma}_0$ は時価総額が大きな階級ほど高い。この傾向は補論の表 D.2 の実績（予想）会計リターンの標本平均でも確認できるが，その水準は実績会計リターンより高く，予想会計リターンより低い範囲に収まっている。以上の結果から，本モデルで推計される期待会計利益は，経営者予想利益より保守的に期待を形成していると考えられる。

表５　本モデルの推定結果

階級	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\rho}_{\mu,h}$	$\hat{\rho}_{\mu,roe}$	$\hat{\omega}_{\mu}$	$\hat{\omega}_{h}$	$\hat{\sigma}_{roe}$
1	*0.054*	0.004	*0.825*	*0.515*	*0.268*	*−0.042*	*0.077*	*0.102*	*0.094*
	(0.002)	(0.003)	(0.008)	(0.002)	(0.021)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.003)
2	*0.044*	*0.016*	*0.816*	*0.557*	*0.278*	−0.009	*0.088*	*0.100*	*0.087*
	(0.002)	(0.004)	(0.009)	(0.029)	(0.025)	(0.012)	(0.005)	(0.005)	(0.004)
3	*0.047*	*0.026*	*0.817*	*0.629*	*0.312*	*0.044*	*0.082*	*0.079*	*0.084*
	(0.002)	(0.003)	(0.009)	(0.023)	(0.025)	(0.016)	(0.004)	(0.004)	(0.003)
4	*0.040*	*0.033*	*0.810*	*0.576*	*0.192*	*0.039*	*0.084*	*0.084*	*0.074*
	(0.003)	(0.003)	(0.009)	(0.023)	(0.026)	(0.022)	(0.004)	(0.003)	(0.003)
5	*0.042*	*0.034*	*0.788*	*0.603*	*0.097*	0.006	*0.090*	*0.067*	*0.079*
	(0.003)	(0.003)	(0.009)	(0.025)	(0.029)	(0.014)	(0.004)	(0.003)	(0.002)
6	*0.035*	*0.042*	*0.790*	*0.603*	−0.016	*0.043*	*0.085*	*0.063*	*0.080*
	(0.003)	(0.003)	(0.010)	(0.022)	(0.029)	(0.021)	(0.004)	(0.003)	(0.002)
7	*0.033*	*0.041*	*0.786*	*0.650*	*0.073*	0.018	*0.084*	*0.062*	*0.075*
	(0.003)	(0.003)	(0.009)	(0.020)	(0.030)	(0.018)	(0.004)	(0.002)	(0.002)
8	*0.028*	*0.051*	*0.759*	*0.559*	0.004	−0.007	*0.096*	*0.069*	*0.067*
	(0.004)	(0.003)	(0.010)	(0.022)	(0.020)	(0.018)	(0.004)	(0.002)	(0.002)
9	*0.019*	*0.050*	*0.791*	*0.574*	*−0.104*	*0.057*	*0.070*	*0.062*	*0.072*
	(0.004)	(0.003)	(0.010)	(0.023)	(0.030)	(0.019)	(0.003)	(0.002)	(0.002)
10	*0.006*	*0.063*	*0.777*	*0.630*	0.042	0.028	*0.075*	*0.059*	*0.061*
	(0.003)	(0.002)	(0.010)	(0.021)	(0.031)	(0.021)	(0.003)	(0.002)	(0.002)
全体	*0.036*	*0.037*	*0.824*	*0.632*	*0.125*	0.006	*0.073*	*0.071*	*0.082*
	(0.001)	(0.001)	(0.003)	(0.007)	(0.009)	(0.013)	(0.001)	(0.001)	(0.001)

（注）括弧内の数値は，各パラメータの標準誤差である。なお，イタリック体で記載されている値は，有意水準 5% で統計的に有意（5 パーセンタイルは 1.96）であることを意味している。

また，Lyle and Wang（2015）で仮定されていた制約（$\alpha_0 = \gamma_0$）について仮説検定を行ったところ，次頁の**表６**に示すように階級 4・6 以外のすべての階級で帰無仮説は棄却された。したがって，少なくとも本稿の分析対象企業において，“ある企業の期待株式リターンや期待会計リターンは時間の経過とともに企業規模が同程度の他社の値に近づき，結果として残余利益は消滅する”と仮定することは難しいと判断できる。

仮説検定の結果から，多くの階級で市場が期待する株式収益率と会計利益は一致しないことが明らかとなったが，この結果はどのように解釈すればよいだろうか？本稿のモデルでは，対数簿価時価比率 bm_t は㉑式のようにあらわされるが，期待株式リターン μ_t，期待会計リターン h_t は，長期的には α_0，γ_0 にそれぞれ収束するため，$bm = \delta_0$ が成立する。さらに，この式に対数簿価時価比率の定義式 $bm = b - p$ と δ_0 の定義式㉒を代入すると，以下のようになる。

$$\underbrace{p}_{\text{対数時価総額}} = \underbrace{b}_{\text{対数株主資本簿価}} + \underbrace{\frac{\overbrace{\gamma_0}^{\text{期待会計利益}} - \overbrace{\alpha_0}^{\text{割引率}}}{1 - \phi}}_{\text{のれん}} \tag{33}$$

㉝式は，長期での Vuolteenaho の現在価値恒等式と考えることができるが，株主資本の市場価値（時価）と会計情報による評価（簿価）の乖離の程度や方向を確認するうえで有益な式となっている。㉝式の右辺第 2 項は割引率を上回る収益を生み出すと期待されている投資機会の現在価値（のれん）をあらわしているが[27)]，この項の値が正（負）になることは，株主資本簿価が市場価値を下回る（上回る）

表6　定式化に関する仮説検定結果

階級	$H_0 : \alpha_0 = \gamma_0$	$H_0 : \rho_{\mu,h} = 0, \rho_{\mu,roe} = 0$	$\tilde{\alpha}_1$	$\tilde{\gamma}_1$
1	*31.28*	*97.80*	*0.857*	*0.539*
	(0.00)	(0.00)	(0.008)	(0.022)
2	*24.14*	*103.69*	*0.851*	*0.579*
	(0.00)	(0.00)	(0.008)	(0.022)
3	*16.99*	*122.01*	*0.851*	*0.631*
	(0.00)	(0.00)	(0.009)	(0.017)
4	2.21	*52.86*	*0.829*	*0.573*
	(0.14)	(0.00)	(0.009)	(0.019)
5	*6.72*	*10.93*	*0.800*	*0.599*
	(0.01)	(0.00)	(0.009)	(0.024)
6	2.01	5.20	*0.792*	*0.607*
	(0.16)	(0.07)	(0.009)	(0.026)
7	*6.72*	*6.36*	*0.796*	*0.638*
	(0.01)	(0.04)	(0.009)	(0.019)
8	*80.81*	0.12	*0.790*	*0.566*
	(0.00)	(0.94)	(0.009)	(0.023)
9	*152.43*	*21.34*	*0.848*	*0.609*
	(0.00)	(0.00)	(0.008)	(0.024)
10	*303.52*	3.03	*0.898*	*0.641*
	(0.00)	(0.22)	(0.006)	(0.021)
全体	*38.46*	*172.74*	*0.834*	*0.621*
	(0.00)	(0.00)	(0.003)	(0.007)

（注）2列目は $H_0 : \alpha_0 = \gamma_0$ に関する尤度比検定統計量（5パーセンタイルは3.84），3列目は $H_0 : \rho_{\mu,h} = 0, \rho_{\mu,roe} = 0$ に関する尤度比検定統計量（5パーセンタイルは5.99）であり，括弧内の数値は各検定統計量の p 値である。なお，イタリック体で記載されている値は，有意水準5%で帰無仮説が棄却されたことを意味している。また，4・5列目は，$\alpha_0 = \gamma_0, \rho_{\mu,h} = 0, \rho_{\mu,roe} = 0$ という制約を課した状態における α_1, γ_1 の推定値であり，括弧内の数値は各パラメータの標準誤差を意味している。なお，イタリック体で記載されている値は，有意水準5%で統計的に有意（5パーセンタイルは1.96）であることを意味している。

ことを意味する。なお，Feltham and Ohlson（1995）は，簿価が時価よりも過少（過大）に評価される場合，会計測定は保守的（攻撃的）であると定義している[28)]。以上の内容を考慮して表5を確認すると，大型株では経営者の資質や企業ブランドなどの要因により期待会計利益は高くなるが，資本コストが低いためにのれんは正の値になると推察できる。一方，小型株は期待会計利益は低いものの，要求収益率が高いためにのれんは負の値になると考えられる。

次に，持続性パラメータ $\hat{\alpha}_1$，$\hat{\gamma}_1$ について考察する。各階級の $\hat{\alpha}_1$ は，概ね0.8とLyle and Wangモデルの推計値より0.1程低い値となった。また，$\hat{\gamma}_1$ は0.6程度と実績会計リターンを用いたときのLyle and Wangモデルの推計値より高いものの，予想会計リターンを用いたときの推計値より低い値が示された。このような違いが生じる要因として，攪乱項 v^{u}_{t}，v^{h}_{t}，u^{roe}_{t} の相関が指摘できる。たとえば，期待会計利益に影響を与えるニュースが市場にもたらされたとしよう。Lyle and Wangモデルでは，割引率と期待会計利益は互いに独立と仮定されているため，利益ニュースは割引率の期待形成には影響しない。そのため，期待株式リターンは持続性を保ったまま推移する。一方，本稿のモデルでは攪乱項の間に相関関係が許容されているため，利益ニュースが割引率の期待形成に影響する。そのため，期待株式リターンは変動し，結果として持続性が低下することが予想される。

表７　本モデルでの期待外株式リターンの分散分解および会計利益の情報指標の計算結果

階級	$\widehat{\mathrm{Var}}[\Delta \mathrm{E}_t(r_t)]$	$\widehat{\mathrm{Var}}(Nr_t)$	$\widehat{\mathrm{Var}}(Nroe_t)$	$\widehat{\mathrm{Cov}}(Nr_t, Nroe_t)$	$\widehat{\mathrm{ERC}}$	$\widehat{\mathrm{VCE}}$
1	0.179	*0.170* (0.950)	0.051 (0.286)	0.021 (0.118)	2.013	0.286
2	0.199	*0.197* (0.988)	0.056 (0.279)	0.027 (0.134)	2.183	0.279
3	0.164	*0.171* (1.043)	0.049 (0.296)	0.028 (0.169)	2.582	0.296
4	0.175	*0.166* (0.946)	0.041 (0.237)	0.016 (0.092)	2.270	0.237
5	0.175	*0.155* (0.888)	0.033 (0.186)	0.006 (0.037)	2.422	0.186
6	0.169	*0.140* (0.830)	0.029 (0.174)	0.000 (0.002)	2.417	0.174
7	0.157	*0.133* (0.844)	0.035 (0.220)	0.005 (0.032)	2.729	0.220
8	0.165	*0.138* (0.833)	0.028 (0.167)	0.000 (0.000)	2.186	0.167
9	0.128	*0.097* (0.756)	0.025 (0.193)	-0.003 (-0.025)	2.257	0.193
10	0.118	*0.096* (0.816)	0.027 (0.227)	0.002 (0.021)	2.585	0.227
全体	0.166	*0.143* (0.864)	0.041 (0.244)	0.009 (0.054)	2.604	0.244

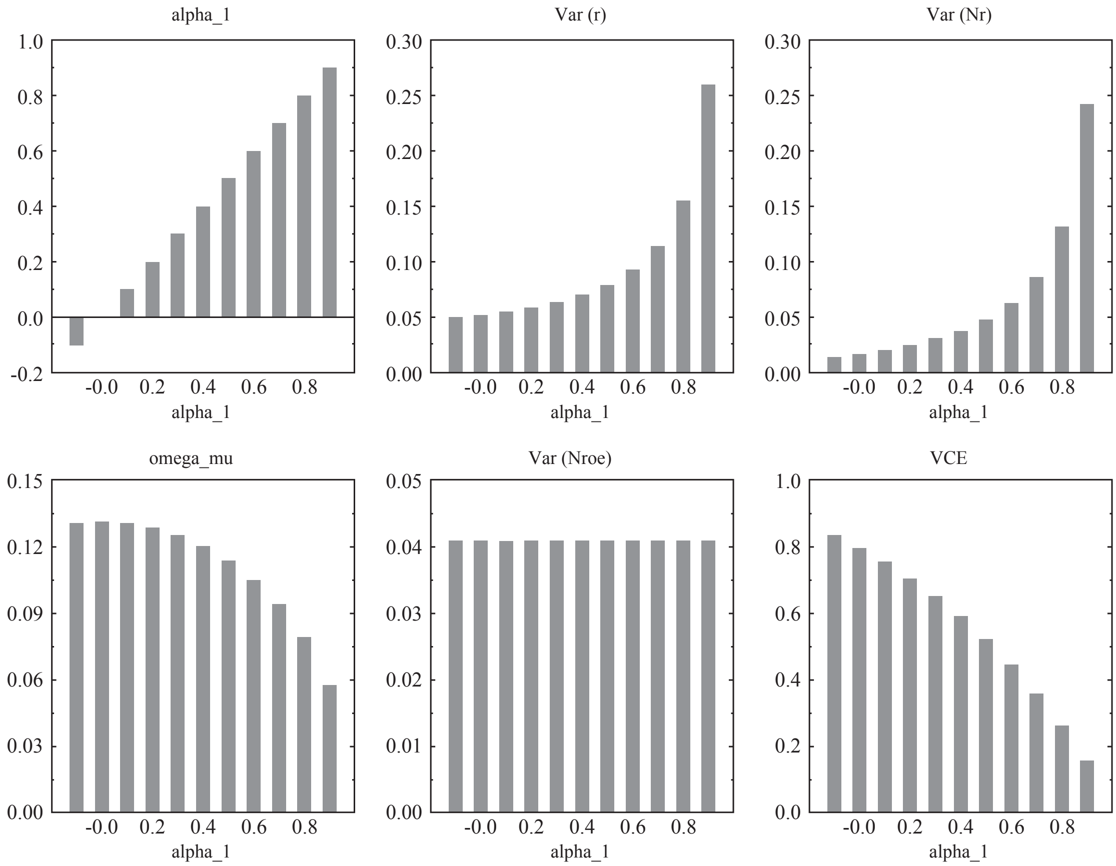
（注）各列の数値は，期待外株式リターンの分散分解式(5)や ERC (25)，VCE (6)を（30），（31），（32）式を用いて計算したものである。また，括弧内の数値は各要素が全体に占める割合を意味している。なお，イタリック体で記載されている値は，当該値が全体に占める割合が最も高いことを意味している。

上記仮説を検証するため，攪乱項間の相関関係について仮説検定を行ったところ，表６に示すように階級６・８・10 以外のすべての階級で H_0：$\rho_{\mu,h}=0$，$\rho_{\mu,roe}=0$ は棄却された。なお，ほとんどの階級で $\hat{\rho}_{\mu,roe}$ より $\hat{\rho}_{\mu,h}$ の値の方が高いことから，株式リターン・会計リターンは期待を形成する過程でより強く関連している可能性が高い。さらに，Lyle and Wang モデルと同様の仮定（$\alpha_0=\gamma_0$，$\rho_{\mu,h}=0$，$\rho_{\mu,roe}=0$）の下でパラメータを推計したところ，多くの階級で $\hat{\alpha}_1$，$\hat{\gamma}_1$ の上昇が確認された。特に，大型株の $\hat{\alpha}_1$ において顕著な上昇が示された。以上の結果から，利益ニュースは大型株の割引率の持続性にも影響を及ぼすと判断できる。

次に，本モデルでの期待外株式リターンの分散分解について考察する。**表７**より，本モデルで推計された $\widehat{\mathrm{Var}}[\Delta \mathrm{E}_t(r_t)]$ は，若干値は大きいものの，Vuolteenaho モデルと同様に時価総額が小さい階級ほど値が大きくなることが示された。また，提供される情報が限定的な小型株では，利益ニュースによって引き起こされる分散が増加することも確認された。しかしながら，$\widehat{\mathrm{Var}}[\Delta \mathrm{E}_t(r_t)]$ の構成は，$\widehat{\mathrm{Var}}(Nr_t)$ が全体の約８割を占める一方，$\widehat{\mathrm{Var}}(Nroe_t)$ は約２割と Vuolteenaho モデルとは逆の結果となることが明らかとなった。

このように，Vuolteenaho モデルと本モデルで分散構成が大きく異なるのはなぜだろうか？要因は幾つか考えられるが，両モデルの株式リターンの持続性の違いが指摘できる。本稿のモデルでは，Lyle and Wang モデルと同様に期待株式リターンに強い持続性が確認されたが，Vuolteenaho モデルで測定された株式リターンの持続性は極めて低いものだった。そこで，α_1 が Vuolteenaho モデルと同程

図１　持続性パラメータα_1を変化させたときの期待株式リターンのイノベーションの標準偏差ω_μ，期待外株式リターンの分散構成の推移



度の値をとった場合，分散構成がどのように変化するかシミュレーションを通じて確認する。図１は，α_1 を－ 0.1 から 0.9 まで 0.1 刻みで変化させたときの期待株式リターンのイノベーションの標準偏差 ω_μ と期待外株式リターンの分散構成の推移である。図 1 から，α_1 が低下すると$\widehat{\mathrm{Var}}\ (Nr_t)$ は低下するものの，$\widehat{\mathrm{Var}}\ (Nroe_t)$ は変化しないため，VCE は上昇することがわかる [29]。実際，α_1 を 0 近くまで低下させると，VCE は 0.8 近くまで上昇する。このように，株式リターン・会計リターンの持続性は期待外株式リターンの分散構成に大きく影響する。そのため，期待株式リターンの強い持続性を捉えることができない Vuolteenaho モデルでは，利益ニュースが期待外株式リターンの主たる変動要因となる。一方，本モデルでは，期待株式リターンが高い持続性をもって変動するため，割引率ニュースが株価に与える影響は劇的なものとなる。

5　結論と今後の課題

本研究では，会計利益の情報内容や保守主義を検証する際の理論的基礎となっている Vuolteenaho の現在価値恒等式を状態空間形式であらわすことで，毎期変動する期待株式リターン・期待会計リターンの推計や期待外株式リターンの分散分解が可能なモデルを開発した。本モデルにより，ラグの追加

や「競争を通じて残余利益はゼロとなり，将来的にのれんはゼロになる」といった制約を課すことなく，より多くの資産価格や会計利益に関する情報を抽出することが可能となった。

本研究で開発したモデルを上場企業に適用した結果，推計された期待株式リターン・期待会計リターンには強い持続性があることが確認された。また，割引率ニュースと利益ニュースの間には統計的に有意な相関関係が認められた。この結果は，利益ニュースが会計利益の期待形成だけでなく，割引率の期待形成にも影響を及ぼすことを示唆している。さらに，Lyle and Wang (2015) の仮定を基礎として期待外株式リターンの分散を分解したところ，“期待外株式リターンの変動の大半は割引率の見直しに起因する変動であり，将来の会計利益に対する期待の変化に起因する変動は大きくない”という，Vuolteenaho (2002) とは逆の結果が示された。この結果を受け，本研究では Vuolteenaho モデルにおける株式リターンの弱い持続性と Lyle and Wang モデルにおける期待株式リターンの強い持続性に着目し，株式リターンの持続性パラメータが上昇 (低下) すると，期待外株式リターンの変動に占める利益ニュースの変動の割合は低下 (上昇) することをシミュレーションを通じて示した。

本稿の分析結果は，資本市場における会計情報の価値関連性を分析するうえで，計量モデルに期待形成過程を導入することの重要性を示唆している。Vuolteenaho モデルは VAR モデルを基礎としてモデルを構築しているが，VAR モデルでは過去の状態変数の値によって現在の状態変数の値が決定されるため，Vuolteenaho の現在価値恒等式が本来示唆している関係 (今期の株式価格と将来の会計利益，将来の株式リターンとの関係) を十分に表現できていない可能性がある。一方，Lyle and Wang モデルは，「投資家は株式リターンや会計利益について合理的に期待を形成する」と仮定することで株式リターンの期待形成過程を定式化し，期待株式リターンを推計している。また，小野･村宮 (2017) は経営者予想利益を用いることで期待株式リターンの推計の改善を試みている。一方，本研究は，Lyle and Wang モデルを状態空間形式であらわすことで，期待会計リターンの推計や期待外株式リターンの分散分解が可能なモデルを提示している。以上の議論から，現在価値関係に関する会計研究を進展させるうえで期待形成過程の導入や改善は不可欠であり，Lyle and Wang モデルの改善という点において，小野・村宮 (2017) と本研究は相互補完の関係にあることがわかる。

最後に，本研究で残された課題について述べる。本稿で提案されたモデルによって推計された期待株式リターン・期待会計リターンは，予測の正確度という点において，期待株式リターンは従来のモデルと遜色なかったものの，期待会計リターンは不正確との結果が示された。また，予測の検証に用いた期間は直近の 2020 年，2021 年決算期のみであるため，十分な検証ができているとは言い難い。そこで，分析期間を延ばし予測検証期間を拡充することで，予測の偏りの方向や正確度について改めて分析し，正確度の改善を模索する必要がある。また，計量モデルから推計された予測会計リターンは経営者予想利益に基づく予想会計リターンより不正確であったが，両者を基に経営者予想に含まれるバイアスがどの程度か把握することも重要と思われる。そこで，小野ほか (2018) の手法を援用することで,経営者予想に含まれるバイアスに関する情報を抽出することも検討の価値がある。さらに，Callen and Segal (2004) に倣い，期待会計リターンを期待キャッシュ・フローと期待アクルーアルズに分解し，両者の持続性や割引率との関連の度合いを検証するといった研究も考えられる。

【付記】

本稿の作成にあたり，本誌前編集委員長の佐々木隆文先生（中央大学）と匿名レフェリーから丁寧なコメントと有益な示唆をいただきました。また，日本経営財務研究学会第45回全国大会では小野慎一郎先生（大分大学）から，日本ファイナンス学会第3回秋季研究大会では青野幸平先生（立命館大学）および村宮克彦先生（大阪大学）から，日本経

済会計学会第2回秋季大会では奥田真也先生（名古屋市立大学）から，貴重な助言を頂戴しました。ここに記して感謝申し上げます。なお，本稿に残された誤謬はすべて筆者の責任です。また，本稿はJSPS科研費21K01430の助成を受けた研究成果の一部です。

【注】

1） Engsted *et al*.（2012）は，VARモデルによる期待外株式リターンの分散分解が有効となるための必要条件を分析し,分散分解が有効に機能するためには資産価格が状態変数として含まれる必要があることを明らかにしている。この要件は，VARモデルに対数簿価時価比率を含めることと等価である。

2） Vuolteenaho の現在価値恒等式の導出過程については，福井（2008）や椎葉（2017）を参照されたい。

3） クリーンサープラス関係（会計）とは，株主資本の簿価の変化額が当期利益から配当を控除した額に等しいという会計上の基本制約式であり，$B_{t+1}-B_t=X_{t+1}-D_{t+1}$とあらわすことができる。

4） 詳細はCochrane（2011）やCampbell（2017）を参照。

5） 表記を簡潔にするため，企業に関する添え字 n は割愛する。

6） 定数ϕは株式リターン，会計リターンを線形近似する際に出てくる線形化定数である。椎葉（2017）は線形近似する際の誤差を小さくするためには，配当利回りDP_t，株主資本配当率DB_tの標本平均の対数値を加重平均した値を基準点とすることで，近似誤差を縮小できるとしている。ウェイトの選択方法については補論Aを参照。

7） Linton（2019）は前者をリスクプレミアム効果，後者をキャッシュ・フロー効果と呼んでいる。

8） ここでは，議論を簡略するためにVARモデルの次数を1にしているが，次数が2以上のVARモデルもしばしば用いられる。なお，Vuolteenaho（2002）やCallen and Segal（2004）は次数が１のVARモデルを短期VAR（Short VAR; SVAR）モデル，次数が2以上のVARモデルを長期VAR（Long VAR; LVAR）モデルと区別している。LVARモデルでのVuolteenaho（2002）の推計方法については，補論Bを参照。また，本稿では状態変数を株式リターン，会計リターン,対数簿価時価比率に限定しているが，会計利益を「キャッシュ・フローとアクルーアルズ」・「国内利益と国外利益」・「親会社利益と子会社利益」といった複数の要素に分解するモデルも提案されている。詳細はCallen and Segal（2013），Callen *et al*.（2005），Okuda and Shiiba（2010）を参照。

9） モデルの詳細や導出過程については，小野（2014）を参照されたい。

10） このことは，株式時価総額と株主資本簿価の比が1（対数簿価時価比率は０）になることと同値である。なお，Ohlson（1995）も同様の仮定をおいて議論を展開している。

11） ⒇式では，u^{roe}_{t+1}，υ^{h}_{t+1}間の相関はゼロという制約を課しているが，これは期待会計リターンh_tと期待外会計リターンu^{h}_{t+1}は独立という仮定から導かれる制約であり，Lyle and Wang（2015）でも同様の制約を課している。

12） カルマンフィルタのアルゴリズムは補論Cを参照。また，⒃，⒄，⒇式におけるパラメータは，α_0，α_1，γ_0，γ_1，$\rho_{\mu,roe}$，$\rho_{\mu,h}$，σ_{roe}，ω_μ，ω_hの9つであり，これらをまとめたベクトルがθである。

13） 小野・村宮（2017）では Lyle and Wang（2015）とは異なる仮定をおいているため，⒂式の係数の定義は，$\beta_0\equiv\alpha_0(1-\delta_2/\delta_1)$，$\beta_2\equiv\delta_2/\delta_1$に変更される。そのため，⒄式のパラメータ$\gamma_1$の推計式は$\hat{\gamma}_1=(\hat{\beta}_2-\hat{\beta}_1)/\phi\hat{\beta}_2$となる。詳細は小野・村宮（2017）を参照されたい。

14） なお，当該データベースには，東洋経済予想・決算短信予想・会社リリースを情報源として，企業経営者もしくはアナリストによる業績予想数値が日次単位で収録されている。

15） ３月決算企業に限定したのは，市況の違いが分析結果に影響を与えないように，かつ，実際の運用可能性を保証するためである。

16） 外れ値の影響を軽減するため， 対数簿価時価比率， 株式リターン， 実績(予想)会計リターンに対して年度ごとに上下1パーセンタイルで置換処理を行った。なお，当該処理の頑健性を検証するため，上下0.5パーセンタイルで置換処理したデータを基に各モデルを推定したが， 結論に影響はなかった。

17） 適切な次数を選択するため，次数が1，2，3のVuolteenahoモデルの赤池情報量規準（AIC）を計算しモデルの優劣を検証した。分析の結果，すべての階級で次数１のVARモデルのAICの値が最も低いことが確認されたため，本稿ではVAR（1）の推定結果について考察することとした。なお，AICの計算結果は補論Dに記載する。

18） 日本の会計基準では，売上総利益，営業利益，経常利益，税引前利益，当期純利益の順に利益が開示されているが，大日方（2013）はこの計算手順にしたがって利益の持続性が次第に低くなることを発見している。

19)　米国の自社株買いについて調査したAllen and Michaely（2003）は，自社株の買い入れ比率が大きいほど株価の上昇は大きいが企業規模が大きいほど株価の上昇は小さい，株価の長期的な上昇は時価簿価比率が低い銘柄ほど顕著にあらわれると報告している。わが国の自社株買いの実証研究としては，Zhang（2002）やHatakeda and Isagawa（2004）などがあげられるが，どちらの研究も自社株買いのアナウンスによって株価は上昇すると報告している。

20)　紙幅の都合により，撹乱項η_tの分散共分散行列Ψの推定結果は補論Dに記載する。

21)　証券会社では，調査部門を設けて企業の業績や見通しなどを公開情報，会社説明会や企業へのインタビューを通じて調査し，四半期毎にないしは企業イベントがあったときに投資家にアナリストレポートを提供している。しかし，その多くは機関投資家が主に取引する大型株が中心であり，個人投資家が主たる取引者となっている小型株は分析対象に含まれない場合が多い。詳細はDeFranco et al.（2015）などを参照。

22)　Campbell（2017）は，“個別銘柄のリターンには銘柄レベルの特性に関連した予測可能性があるが，個別銘柄の株式リターンを時系列回帰した場合の説明力は推定期間を長期間に設定しても非常に小さく，ほとんどの銘柄レベルのリターンの変動は利益ニュースに起因している”と述べている。

23)　紙幅の都合上，⒁式の係数β_0，β_1，β_2や撹乱項ϵ_tの標準偏差ϖの推定結果は補論Dに記載する。

24)　実際，補論の表D.2において，階級1の実績会計リターンの平均値は他の階級と異なりマイナスの値を示している。

25)　リカーシブ方式とは，推計時点で入手可能なデータを用いて各期にモデルを推定する方法である。本稿では，過去5年のデータがそろう1997年を推計開始時点として，分析最終時点の2019年まで毎年新たに得られたデータを追加しながら⒃式を推計する方式を意味する。なお，リカーシブ方式ではデータの開始時点は常に固定（本稿の場合は1993年）されている点に注意されたい。表4では，リカーシブ方式によって計算された23年分の推計値を平均した値を記載している。

26)　比較検証を容易にするため，補論Dに本稿で推計した3つのモデルの株式リターン・会計リターンの持続性パラメータの推計値を並列して記載する。

27)　のれんが発生する要因として，イノベーションや成長性，経営者の資質，組織マネジメント，ブランドなどが挙げられる。詳細は薄井（2004）を参照。

28)　保守主義のもとでは，資産は市場価値と比較して過小に評価される。現在，一部の金融商品が公正価値で評価されることを除けば，資産は原則として取得時の価格で評価され，その評価益は計上されない。ただし，資産価値が下落している場合は，保守主義の観点から原価を引き下げることが容認されている。たとえば，棚卸資産評価の低価法適用，回収不能な営業債権の貸倒償却，固定資産の減損などの会計処理は保守主義の影響によるものである。

29)　パラメータ数値は，表5の「全体」での推定値を基に設定した。なお，Vuolteenahoモデルでも同様の傾向で推移することが確認された。

【引用文献】

Allen, F., Michaely, R., 2003. Payout policy. In Constantinides, G., Harris, M., Stulz, R., （Eds.）, Handbook of the Economics of Finance: Corporate Finance 1A, 337-429.

Binsbergen, J., Koijen, R., 2010. Predictive regressions: a present-value approach, Journal of Finance 65, 1439-1471.

Callen, J., 2009. Shocks to shocks: a theoretical foundation for the information content of earnings, Contemporary Accounting Research 26, 135-166.

Callen, J., Segal, D., 2004. Do accruals drive firm-level stock returns? a variance decomposition analysis, Journal of Accounting Research 42, 527-560.

Callen, J., Segal, D., 2013. An analytical and empirical measure of the degree of conditional conservatism, Journal of Accounting, Auditing & Finance 28, 215-242.

Callen, J., Hope, O., Segal, D., 2005. Domestic and foreign earnings, stock return variability, and the impact of investor sophistication, Journal of Accounting Research 43, 377-412.

Callen, J., Segal, D., Hope, O., 2010. The pricing of conservative accounting and the measurement of conservatism at the firm-year level, Review of Accounting Studies 15, 145-178.

Campbell, J., 1991. A variance decomposition for stock returns, Economic Journal 101, 157-179.

Campbell, J., 2017, Financial Decisions and Markets: A Course in Asset Pricing, Princeton University Press.
Campbell, J., Shiller, R., 1988. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors, Review of Financial Studies 1, 195-228.
Chen, L., Zhao, Z., 2009. Return decomposition, Review of Financial Studies 22, 5213–5249.
Cochrane, J., 2011. Presidential address: discount rates, Journal of Finance 66, 1047-1108.
Cohen, R., Polk, C., Vuolteenaho, T., 2009. The price is (almost) right, Journal of Finance 64, 2739-2782.
DeFranco, G., Hope, O., Vyas, D., Zhou, Y., 2015. Analyst report readability, Contemporary Accounting Research 32, 76-104.
Easton, P., Monahan, S., 2005. An evaluation of accounting-based measures of expected returns, Accounting Review 80, 501-538.
Engsted, T., Pedersen, T., Tanggaard, C., 2012. Pitfalls in VAR based return decompositions: a clarification. Journal of Banking and Finance 36, 1255-1265.
Fairfield, P., Ramnath, S., Yohn, T., 2009. Do industry-level analyses improve forecasts of financial perfor- mance?, Journal of Accounting Research 47, 147-178.
Feltham, G., Ohlson, J., 1995. Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities, Contemporary Accounting Research 11, 689-731.
Hatakeda, T., Isagawa, N., 2004. Stock price behavior surrounding stock repurchase announcements: evidence from japan, Pacific-Basin Finance Journal 12, 271-290.
LeRoy, S., Porter, R., 1981. The present-value relation: tests based on implied variance bounds, Econometrica 49, 555-574.
Linton, O., 2019. Financial Econometrics: Models and Methods, Cambridge University Press.
Lo, A., MacKinlay, C., 1988. Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test, Review of Financial Studies 1, 41-66.
Lyle, M., Wang, C., 2015. The cross section of expected holding period returns and their dynamics: a present value approach, Journal of Financial Economics 116, 505-525.
Ohlson, J. A., 1995. Earnings, book values, and dividends in equity valuation, Contemporary Accounting Research 11, 661-687.
Okuda, S., Shiiba, A., 2010. An evaluation of the relative importance of parent-only and subsidiary earnings in japan: a variance decomposition approach, Journal of International Accounting Research 9, 39-54.
P´astor, L., Stambaugh, R., 2009. Predictive systems: living with imperfect predictors, Journal of Finance 64, 1583-1628.
Shiller, R., 1981. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?, American Economic Review 71, 421-436.
Summers, L., 1986. Does the stock market rationally reflect fundamental values?, Journal of Finance 41, 591-601.
Vuolteenaho, T., 2002. What drives firm-level stock returns?, Journal of Finance 57, 233-264.
Zhang, H., 2002. Share repurchases under the commercial law 212-2 in japan: market reaction and actual implementation, Pacific-Basin Finance Journal 10, 287-305.
薄井　彰，2004，「株式評価における保守的な会計測定の経済的機能について」，『金融研究』23，127-159頁。
太田浩司，2002，「経営者予想利益の価値関連性およびアナリスト予想利益に与える影響」，『証券アナリストジャーナル』40，85-109頁。
小野慎一郎，2014，「時間的に変動する株主資本コストの推計方法」，『大分大学経済論集』66，55-76頁。
小野慎一郎・村宮克彦，2017，「クリーンサープラス関係を利用した時間的に変動する期待リターンの推計」，『証券アナリストジャーナル』55，70-81頁。
小野慎一郎・椎葉淳・村宮克彦，2018，「組替財務諸表に基づく ROE 予測の有効性」，『國民經濟雜誌』218，59-79頁。
大日方隆，2013，『利益率の持続性と平均回帰』，中央経済社。
椎葉淳，2017，「会計情報に基づく現在価値関係」，『年報経営ディスクロージャー研究』16，133-149 頁。
椎葉淳，2018，「分散分解に基づいた会計利益の情報内容」，『年報経営ディスクロージャー研究』17，65-79頁。
福井義高，2008，『会計測定の再評価』，中央経済社。
吉田和生，2005，「利益情報と株式リターンの分散分解分析」，『会計プログレス』6，59-70頁。