現代ファイナンス No. 36　2015年6月, 3-34

Feltham-Ohlsonモデルの実証研究

太田浩司
関西大学商学部
斉藤哲朗
大和証券投資戦略部
吉野貴晶
大和証券投資戦略部

要　約

本研究では，わが国におけるFeltham-Ohlson（FO）モデルの妥当性を，Ohlsonモデルと比較する形で検証している．最初に，係数推定値の点では，両モデルとも概ね理論的予測と一致していた．そこで，現在の株価説明力と将来リターン獲得力の観点から両モデルを比較した所，FOモデルはOhlsonモデルよりも推定正確度が有意に高く，現在の株価に対してより高い説明力を有していた．一方，将来リターン獲得力に関しては，リスク調整していないリターンを用いた場合にはFOモデルがOhlsonモデルを上回っていたが，リスク調整済みリターンを用いた場合には両モデルとも将来リターン獲得力を有さなかった．これらの結果は，両モデルの差が明確ではない米国の先行研究とは異なり，わが国におけるFOモデルの優位性を示すものであるといえる．

＊本論文の作成にあたり，本誌編集者の芹田敏夫先生（青山学院大学）と匿名のレフェリーから有益なコメントを頂きました．また，日本会計研究学会第72回大会における報告に際しては，石川博行先生（大阪市立大学）および太田康広先生（慶應義塾大学）から貴重な助言を頂戴しました．ここに，改めて謝意を申し上げます．なお本研究は，公益財団法人日本証券奨学財団からの助成金（平成24年度）およびJSPS科研費24330139の助成を受けて行っている．

1. はじめに

最初に，会計ベースの企業評価モデルはあまた存在しているが，その中でも会計学者の間でつとに著名であるのが，Ohlson[1995]で提示されたOhlsonモデル，および，Feltham/Ohlson[1995]で考案されたFeltham-Ohlson(FO)モデルの2つであるといえる[1]．OhlsonおよびFOモデルでは，残余利益の時系列特性や保守主義といった会計的要素が巧みに企業評価モデルに組み込まれており，それが会計学者に広く受け入れられる素地になったと考えられる．それ故に，現在までに多くの研究者たちによって，これらの理論モデルの妥当性が実証的に検証されている．

例えば，米国では，Ohlsonモデルの妥当性が，Myers[1999]，Tse/Yaansah[1999]，Dechow/Hutton/Sloan[1999]，Callen/Morel[2001]，Morel[2003]，Hand/Landsman[2005]等多数の研究によって検証されており，FOモデルに関しても，Ahmed/Morton/Schaefer[2000]，Begley/Feltham[2002]，Callen/Segal[2005]等でその妥当性が調査されている．一方，わが国でも，Ohlsonモデルに関しては，太田[2000]，高橋[2001]，石川[2001]，石川[2002]，Ota[2002]等多くの研究によってその妥当性が検証されているが，FOモデルの妥当性については未だ調査が行われていない．

FOモデルはOhlsonモデルの発展形であり，企業活動を，営業活動(Operating Activities)と財務活動(Financial Activities)に分類した概念で捉えるという特徴を有しているが，現行の会計制度に基づく財務諸表においては，営業活動に関する資産・負債と，財務活動に関する資産・負債の明確な分類が困難である．このことが，わが国においてFOモデルが今日まで検証されてこなかった最大の原因であると考えられる．

しかるに，企業活動を営業活動と財務活動とに分類して捉えるというFOモデルの発想は，米国における財務分析の第一人者である，コロンビア大学のStephen H. Penman教授の提唱する企業評価と直接理論的に結び付いた財務比率分析の特徴のひとつであり(Penman[2001]，Nissim/Penman[2001]，Nissim/Penman[2003])，わが国においても，企業活動を営業活動と財務活動に分類することの有用性が太田[2004]や村宮[2010]で指摘されている．

また，IASB(国際会計基準審議会)とFASB(米国財務会計基準審議会)が2008年10月に公表したディスカッションペーパー「財務諸表の表示に関する予備的見解」の中では，財務諸表を事業セクションと財務セクションに分類して表示するという案が提示されており，IFRS(国際財務報告基準)は，将来的に，資産や負債に関して営業活動や財務活動別の分類表記を求める可能性がある．

このように，企業評価において，企業の営業活動と財務活動とを区別して捉えるFOモデルは，今後注目が高まる可能性があり，近年の株式市場にとって重要なテーマのひとつであるといえる．そこで，本研究では，わが国におけるFOモデルの妥当性を，Ohlsonモデルと比較する形で検証することを主要な目的としている．

次に，OhlsonおよびFOモデルは，会計の特徴を巧みに捉えた興味深い企業評価モデルであるが，これらは理論モデルであるので，実証的に検証可能な形で提示されているわけではない．そこで，OhlsonモデルについてはOhlson[2001]，FOモデルに関してはLiu/Ohlson[2000]で，それぞれの理論モデルが検証可能な形式に変換されて表現されている．しかしながら，OhlsonおよびFOモデルに関する前掲の先行研究は，Ohlson[2001]およびLiu/Ohl-

son[2000]で示された実証的に検証可能なモデルを，必ずしもそのままの形で推定しているわけではない．

その理由については様々であるが，論文の研究目的に因る所が最も大きいと考えられる．例えば，Ohlson[2001]およびLiu/Ohlson[2000]では，線形情報ダイナミックスで現れる「他の情報ν」の算定にアナリストの予想利益を用いることを提案しているが，その場合には，公表済みの会計データだけからでは企業価値を算定することができなくなってしまう．従って，論文の研究目的が，OhlsonやFOモデルを用いて，予測情報ではなく歴史的会計情報の有用性を調査するというような場合には，Ohlson[2001]およびLiu/Ohlson[2000]で示されたモデルをそのままの形で用いることは不可能であり，代替的な変数を用いたり，モデル構造に変更を加える必要が生じるのである．またそれ以外にも，Scale Effectsと呼ばれる企業規模が与える推定上の影響を緩和するためにどのようなデフレータを用いるべきか，割引率をどのようにして算定するべきか，推定モデルの定数項をどう取り扱うべきかといった諸処の問題が存在しており，その対応は論文ごとにまちまちである．

このように，殆どの先行研究では，Ohlson[2001]およびLiu/Ohlson[2000]で提示された実証的に検証可能なOhlsonおよびFOモデルに，各種の修正を施して推定しているが，唯一，Callen/Segal[2005]は，Liu/Ohlson[2000]で提示されたFOモデルを可能な限り厳密に推定している．しかしながら，Callen/Segal[2005]にも以下の2つの問題点が存在している．第1に，Callen/Segal[2005]では，主要な結果を，パネル・データのRandom Effectsモデルから得ているので，誤差項のクロスセクショナルな相関が与える影響には対処できていないという問題である．このようなケースでは，年度ダミー変数をモデルに追加するのが一般的な対処方法であるが，その場合には，基準年をどの年におくかで定数項の値が変化してしまい，Liu/Ohlson[2000]で提示されたFOモデルの定数項とは意味するものが異なってしまうという新たな問題が発生してしまう．

第2に，Callen/Segal[2005]では，OhlsonモデルをFOモデルの保守主義に関する係数に制約を置いた特殊形として扱っており，その係数制約が統計的に棄却されることから，FOモデルはOhlsonモデルよりも優れているという結論を導いている．しかしながら，FOモデルとOhlsonモデルの相違点は，FOモデルが，残余利益の発生源として保守主義を考慮している点と，財務資産と財務負債の利子率は等しいという財務利益関係の成立を仮定している点の2つである．従って，保守主義に関する係数制約の検定結果だけからでは，FOモデルのOhlsonモデルに対する優位性を決定することはできないのである．

そこで，本研究では，この2つの問題点に対処するために，年度ダミー変数を用いる代わりにTwo-way Random Effectsモデルを採用し，また，係数制約ではなく，FOモデルとOhlsonモデルを個別に推定して，両モデルの妥当性を比較している．結果は，Ohlsonモデル，FOモデルともに，得られた係数の符号は理論的に予想された符号と一致しており，OhlsonモデルとFOモデルの両方を支持するものであった．従って，係数推定値の観点からは，両モデルの優劣を判断するのは困難であるといえる．

そこで本研究では，両モデルの優劣を，現在の株価を説明する能力と，将来の株式リターンを獲得する能力の2つの観点から比較検証している．最初に，現在の株価に対する説明力の点では，FOモデルはOhlsonモデルよりも企業価値の推定正確度が有意に高く，現在の株価を説明する能力は高かった．また，比較目的のために，ナイーブな簿価モデルと利益資本化モデルによる推定価値との比較も行っているが，FOモデルはこれらのモデルよりも企業価値の推定正確度の点で大きく優っていた．

次に,将来の株式リターンを獲得する能力では,推定価値が実際の株価と比して割安か割高かを調査し,割安銘柄群を空買いして割高銘柄群を空売りするという投資戦略によって得られる将来リターンに差があるかを検証している.結果は,リスク調整していないリターンを用いた場合には,FOモデルはOhlsonモデルよりも長期的により大きい正の超過リターンを獲得していた一方で,各種のリスクを考慮したリスク調整済みリターンを用いた場合には,両モデルとも全く超過リターンを獲得できなかった.この将来リターン獲得力に関する結果は,現在の株価説明力におけるFOモデルのOhlsonモデルに対する優位性が,一時的な市場のミスプライシングによるものではないということを示唆するものといえる.

以上の本研究の結果は,わが国におけるFOモデルの優位性を示すものであるといえる.一方,米国における先行研究からは,OhlsonモデルとFOモデルの差は明確ではなく,また,両モデルともナイーブな利益資本化モデルよりも企業価値の推定正確度が劣るという結果が報告されている.この日米における検証結果の差異の原因については更なる調査が必要であるが,経営者予想制度の存在するわが国においては,正確度の高い予想利益が利用可能であるということがその一因ではないかと推察される.

なお,本研究の構成は以下の通りである.次章は,OhlsonモデルとFOモデルの理論的展開について述べ,第3章は,両モデルの実際の推定モデルと推定方法について説明している.第4章は,分析に用いるデータと両モデルの推定結果を示しており,第5章は,両モデルの現在株価説明力と将来リターン獲得力に関する検証結果を示している.最後に,第6章では本研究を総括している.

2. OhlsonモデルとFOモデルの理論的展開

2.1 Ohlsonモデルの特徴

最初に,Ohlsonモデルで現れる変数とその定義は以下の通りである.なお,下添字のtは,期を表している.

b_t: 純資産,
x_t: 純利益,
d_t: 配当,
P_t: 企業価値,
r, R: 割引率($R=1+r$),
x_t^a: 残余利益($x_t^a = x_t - r \cdot b_{t-1}$),
ν_t: 他の情報,
$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$: 通常の仮定を満たす誤差項.

次に,Ohlsonモデルでは,クリーン・サープラス関係とOhlson[1995]線形情報ダイナミックスの2つが成り立つと仮定している.

クリーン・サープラス関係:

$$b_t = b_{t-1} + x_t - d_t. \tag{1}$$

Ohlson(1995)線形情報ダイナミックス:

$$x_{t+1}^a = \omega x_t^a + \nu_t + \varepsilon_{1t+1}, \tag{2a}$$

$$\nu_{t+1}=\gamma\nu_t+\varepsilon_{2t+1}, \tag{2b}$$

ただし,

ω: 残余利益の持続性を表すパラメータ $(0\leq\omega<1)$,

γ: 他の情報の持続性を表すパラメータ $(0\leq\gamma<1)$.

Ohlosnモデルの特徴は,残余利益を企業の超過収益力とみなして,その時系列過程を端的に表現している点にある.そしてOhlson[1995]線形情報ダイナミックス(2a)では,企業の超過収益力の源泉を,「独占による超過利潤(monopoly rents)」によるものと考えているので,超過収益力は短期的には持続するが,長期的には競争原理が働いてゼロとなることが予想される.従って,残余利益の持続係数ωは,$0\leq\omega<1$の範囲にあると予想されている.またνは,現在の財務諸表には反映されていないが,将来の残余利益に影響を与えると考えられる,残余利益以外の「他の情報」を表している.(2b)は,他の情報が1階の自己回帰過程に従うと仮定しており,その持続係数がγで表されている.他の情報も,残余利益と同様に,長期にわたって持続するとは考えられないので,$0\leq\gamma<1$の範囲にあると予想されている.

2.2 Ohlsonモデルの展開

Ohlson[1995]は,配当割引モデル,$P_t=\sum_{\tau=1}^{\infty}E_t[d_{t+\tau}/R^{\tau}]$に,(1)～(2)の関係式を代入すると,以下の評価モデルが得られることを示した.

$$P_t=b_t+\frac{\omega}{R-\omega}x_t^a+\frac{R}{(R-\omega)(R-\gamma)}\nu_t. \tag{3}$$

しかしながら,(3)の評価モデルでは,他の情報νが観察不可能である.そこで,Ohlson[2001]では,(2a)の両辺にt期における期待値を取って,他の情報を観察可能な以下の形で表わした.

$$\nu_t=E_t[x_{t+1}^a]-\omega x_t^a. \tag{4}$$

(4)を(3)に代入すると,次の観察可能な評価モデルが得られる.

$$P_t=b_t+k_1x_t^a+k_2E_t[x_{t+1}^a], \tag{5}$$

ただし,

$$k_1=-\omega\gamma/(R-\omega)(R-\gamma)\leq 0,$$
$$k_2=R/(R-\omega)(R-\gamma)>0.$$

また,$b_{t-1}=b_t-x_t+d_t$, $x_t^a=x_t-r(b_t-x_t+d_t)$, $E_t[x_{t+1}^a]=E_t[x_{t+1}]-r\cdot b_t$を用いて,(5)の残余利益を純利益で置き換えると,以下の評価モデルが得られる.

$$P_t=\theta_1b_t+\theta_2x_t+\theta_3d_t+\theta_4E_t[x_{t+1}], \tag{6}$$

ただし,

$$\theta_1=1-r(k_1+k_2)=R(1-\omega)(1-\gamma)/(R-\omega)(R-\gamma)>0,$$
$$\theta_2=Rk_1=-R\omega\gamma/(R-\omega)(R-\gamma)\leq 0,$$
$$\theta_3=-rk_1=r\omega\gamma/(R-\omega)(R-\gamma)\geq 0,$$
$$\theta_4=k_2=R/(R-\omega)(R-\gamma)>0.$$

さらに,(6)の両辺をb_tで除すると,以下の推定可能な等式が得られる.

$$P_t/b_t = \delta_0 + \delta_1 x_t/b_t + \delta_2 d_t/b_t + \delta_3 E_t[x_{t+1}]/b_t + \varepsilon_t, \tag{7}$$

ただし, $\delta_0 = \theta_1 > 0$, $\delta_1 = \theta_2 \leq 0$, $\delta_2 = \theta_3 \geq 0$, $\delta_3 = \theta_4 > 0$.

2.3 FOモデルの特徴

最初に, FOモデルで現れる変数とその定義は以下の通りである. なお, 下添字のtは, 期を表している.

b_t: 純資産($b_t = oa_t + fa_t$),
oa_t: 純営業資産(営業資産から営業負債を引いた純額),
fa_t: 純財務資産(財務資産から財務負債を引いた純額),
x_t: 純利益($x_t = ox_t + i_t$),
ox_t: 営業利益,
i_t: 財務利益,
P_t: 企業価値,
d_t: 配当,
c_t: フリーキャッシュフロー,
r, R: 割引率($R = 1 + r$),
x_t^a: 残余利益($x_t^a = x_t - r \cdot b_{t-1}$),
ox_t^a: 残余営業利益($ox_t^a = ox_t - r \cdot oa_{t-1}$),
ν_{1t}, ν_{2t}: 他の情報,
$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{4t}$: 通常の仮定を満たす誤差項.

次に, FOモデルでは, 財務利益関係, クリーン・サープラス関係, そしてFeltham/Ohlson [1995]線形情報ダイナミックスの3つが成立すると仮定している.

財務利益関係:

$$i_t = r \cdot fa_{t-1}. \tag{8}$$

クリーン・サープラス関係:

$$fa_t = fa_{t-1} + i_t - d_t + c_t, \tag{9a}$$

$$oa_t = oa_{t-1} + ox_t - c_t. \tag{9b}$$

Feltham and Ohlson (1995) 線形情報ダイナミックス:

$$ox_{t+1}^a = \omega_{11} ox_t^a + \omega_{12} oa_t + \nu_{1t} + \varepsilon_{1t+1}, \tag{10a}$$

$$oa_{t+1} = \omega_{22} oa_t + \nu_{2t} + \varepsilon_{2t+1}, \tag{10b}$$

$$\nu_{1t+1} = \gamma_1 \nu_{1t} + \varepsilon_{3t+1}, \tag{10c}$$

$$\nu_{2t+1} = \gamma_2 \nu_{2t} + \varepsilon_{4t+1}, \tag{10d}$$

ただし,

ω_{11}: 残余営業利益の持続性を表すパラメータ ($0 \leq \omega_{11} < 1$),
ω_{12}: 保守主義を表すパラメータ ($0 \leq \omega_{12}$),

ω_{22}: 純営業資産の成長性を表すパラメータ($1 \leq \omega_{22} < R$),

γ_1, γ_2: 他の情報の持続性を表すパラメータ($|\gamma| < 1$).

FOモデルの第1の特徴は,純資産を純営業資産と純財務資産に分解し($b_t = oa_t + fa_t$),さらに,純利益を営業資産から生じる営業利益と,財務資産から生じる財務利益に分解している点である($x_t = ox_t + i_t$).

第2の特徴は,(8)の財務利益関係が成り立つと仮定している点である.このことは,財務資産および財務負債はともに時価評価されており,また財務資産および財務負債に対する利子率は等しいということを意味している.このとき,

$$x_t^a = x_t - r \cdot b_{t-1} = (ox_t + i_t) - r(oa_{t-1} + fa_{t-1}) = ox_t - r \cdot oa_{t-1} = ox_t^a,$$

となり,残余利益と残余営業利益は一致する.つまり,財務利益関係の仮定の下では,企業の残余利益は,純営業資産からのみ発生することになるのである.

第3の特徴は,Feltham/Ohlson[1995]線形情報ダイナミックス(10a)において,残余営業利益の発生源泉として,超過収益力の持続性以外に,純営業資産を追加している点である.この純営業資産の係数ω_{12}は,$0 \leq \omega_{12}$が想定されているが,$\omega_{12} = 0$となるのは,純営業資産が時価評価されているときであり,現行の保守主義会計の下では,$0 < \omega_{12}$となることが想定されている.つまり,保守主義会計によって,純営業資産が時価よりも低い価額で計上されていることが,残余営業利益の発生源泉となっていると考えているのである.

2.4 FOモデルの展開

Feltham/Ohlson[1995]は,配当割引モデル,$P_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} E_t[d_{t+\tau}/R^{\tau}]$に,(8)~(10)の関係式を代入すると,以下の評価モデルが得られることを示した.

$$\begin{aligned} P_t = b_t &+ \frac{\omega_{11}}{R - \omega_{11}} ox_t^a + \frac{\omega_{12} R}{(R - \omega_{11})(R - \omega_{22})} oa_t + \frac{R}{(R - \omega_{11})(R - \gamma_1)} \nu_{1t} \\ &+ \frac{\omega_{12} R}{(R - \omega_{11})(R - \omega_{22})(R - \gamma_2)} \nu_{2t}. \end{aligned} \tag{11}$$

しかしながら,(11)の評価モデルでは,他の情報(ν_{1t}, ν_{2t})が観察不可能である.そこで,Liu/Ohlson[2000]は,(10a)(10b)の両辺にt期における期待値を取って,他の情報を観察可能な以下の形で表わした.

$$\nu_{1t} = E_t[ox_{t+1}^a] - \omega_{11} ox_t^a - \omega_{12} oa_t, \tag{12a}$$

$$\nu_{2t} = E_t[oa_{t+1}] - \omega_{22} oa_t. \tag{12b}$$

(12a)(12b)を(11)に代入すると,次の観察可能な評価モデルが得られる.

$$P_t = b_t + k_1 ox_t^a + k_2 E_t[ox_{t+1}^a] + k_3 oa_t + k_4 E_t[oa_{t+1}], \tag{13}$$

ただし,

$k_1 = -\omega_{11}\gamma_1/(R - \omega_{11})(R - \gamma_1) \leq 0,$

$k_2 = R/(R - \omega_{11})(R - \gamma_1) > 0,$

$k_3 = -\omega_{12} R(\omega_{22}\gamma_2 - \omega_{22}\gamma_1 + \gamma_1 R - \gamma_1\gamma_2)/(R - \omega_{11})(R - \omega_{22})(R - \gamma_1)(R - \gamma_2) \leq 0,$

$k_4 = \omega_{12} R/(R - \omega_{11})(R - \omega_{22})(R - \gamma_2) \geq 0.$

また，$oa_{t-1}=oa_t-ox_t+c_t$，$ox_t^a=ox_t-r(oa_t-ox_t+c_t)$を用いて，(13)の残余営業利益を営業利益で置き換えると，以下の評価モデルが得られる．

$$P_t=b_t+\theta_1((R/r)ox_t-c_t)+\theta_2E_t[ox_{t+1}]/r+\theta_3oa_t+\theta_4E_t[oa_{t+1}], \tag{14}$$

ただし，

$$\begin{aligned}\theta_1&=rk_1\leq 0,\\ \theta_2&=rk_2>0,\\ \theta_3&=k_3-r(k_1+k_2)<0,\\ \theta_4&=k_4>0.\end{aligned}$$

ここで，

$$\begin{aligned}E_t[\Delta ox_{t+1}]&\equiv E_t[ox_{t+1}]-Rox_t+r\cdot c_t,\\ E_t[\Delta oa_{t+1}]&\equiv E_t[oa_{t+1}]-oa_t,\end{aligned}$$

と定義すると，(14)は，

$$\begin{aligned}P_t=fa_t&-(\theta_1/r)E_t[\Delta ox_{t+1}]+((\theta_1+\theta_2)/r)E_t[ox_{t+1}]\\ &+(1+\theta_3+\theta_4)oa_t+\theta_4E_t[\Delta oa_{t+1}],\end{aligned}$$

と書き換えられる．さらに，上式の両辺をoa_tで除すると，以下の推定可能な等式が得られる．

$$P_t/oa_t=\delta_0+\delta_1fa_t/oa_t+\delta_2E_t[\Delta ox_{t+1}]/oa_t+\delta_3E_t[ox_{t+1}]/oa_t+\delta_4E_t[\Delta oa_{t+1}]/oa_t+\varepsilon_t, \tag{15}$$

ただし，

$$\begin{aligned}\delta_0&=1+\theta_3+\theta_4\geq 0,\\ \delta_1&=1,\\ \delta_2&=-\theta_1/r\geq 0,\\ \delta_3&=(\theta_1+\theta_2)/r>0,\\ \delta_4&=\theta_4>0.\end{aligned}$$

2.5　FOモデルとOhlsonモデルの関係

Ohlsonモデルは，FOモデルに制約を置いた特殊形とみなすことが可能である．今，Feltham/Ohlson[1995]線形情報ダイナミックス(10a)における純営業資産の係数ω_{12}がゼロであると仮定すると，(13)の係数，$k_3+k_4=0$となり，(13)は，

$$P_t=b_t+k_1ox_t^a+k_2E_t[ox_{t+1}^a],$$

となる．さらに，(8)の財務利益関係の仮定の下では，$x_t^a=ox_t^a$であるので，上式は，

$$P_t=b_t+k_1x_t^a+k_2E_t[x_{t+1}^a],$$

となり，(5)のOhlsonモデルと一致するのである．

また，$\omega_{12}=0$という仮定の下では，(14)の係数は，$\theta_1=rk_1$，$\theta_2=rk_2$，$\theta_3=-r(k_1+k_2)$，$\theta_4=0$となるので，(15)の係数は，$\delta_0=1-r(k_1+k_2)$，$\delta_1=1$，$\delta_2=-k_1$，$\delta_3=k_1+k_2$，$\delta_4=0$と表わせる．従って，Ohlsonモデルは，(15)の推定可能なFOモデルに，

$$\delta_0 = 1 - r\delta_3, \tag{16a}$$

$$\delta_4 = 0, \tag{16b}$$

という制約を置いた特殊形とみなすことができるのである(Callen/Segal[2005]).

FOモデルにおいて, $\omega_{12}=0$という制約を置くことは, 純営業資産も純財務資産と同様に時価評価されているということを意味している. また, (8)の財務利益関係の成立を仮定しているということは, 財務資産および財務負債に対する利子率が等しいということを意味しており, この場合には残余利益は残余営業利益と等しくなる.

これらのことからわかるように, FOモデルとOhlsonモデルの相違点は, FOモデルが, (ⅰ)会計における保守主義を考慮していること, そして, (ⅱ)財務利益関係の成立を仮定していることの2点であるといえる.

3. 推定モデルと推定方法

3.1 推定モデルと変数の定義

本研究では, Ohlson[2001]で提示された, (7)の実証的に検証可能なOhlsonモデル, および, Liu/Ohlson[2000]で示された, (15)の検証可能なFOモデルを推定している.

Ohlsonモデル:

$$P_t/b_t = \delta_0 + \delta_1 x_t/b_t + \delta_2 d_t/b_t + \delta_3 E_t[x_{t+1}]/b_t + \varepsilon_t. \tag{7}$$

予期される符号は, $\delta_0>0$, $\delta_1\leq 0$, $\delta_2\geq 0$, $\delta_3>0$である.

FOモデル:

$$P_t/oa_t = \delta_0 + \delta_1 fa_t/oa_t + \delta_2 E_t[\Delta ox_{t+1}]/oa_t + \delta_3 E_t[ox_{t+1}]/oa_t + \delta_4 E_t[\Delta oa_{t+1}]/oa_t + \varepsilon_t. \tag{15}$$

予期される符号は, $\delta_0\geq 0$, $\delta_1=1$, $\delta_2\geq 0$, $\delta_3>0$, $\delta_4>0$である.

最初に, Ohlsonモデルに関する(7)の推定に用いる変数の定義は以下のようである. なお, ブラケット内の英数字は, 日経NEEDS Financial Questの項目コードを表しており, 予想利益は, 東洋経済新報社の公表する6月時点の予想を用いている.

P: 6月末時点の株式時価総額,

b: 純資産＝資産合計[B01110]－負債合計[C01082],

x: 当期純利益＝当期純利益[D01110],

d: 配当＝利益剰余金からの配当総額[A01092]＋資本剰余金からの配当総額[A01113],

$E_t[x_{t+1}]$: 予想当期純利益＝1期先予想当期純利益.

次に, FOモデルに関する(15)の推定に用いる変数は, 可能な限りCallen/Segal[2005]の定義に依拠して算定している. 第1に, FOモデルの最大の特徴である, 純財務資産と純営業資産の定義は以下のようである[2].

fa: 純財務資産＝$FA-FL$,

oa: 純営業資産＝$OA-OL$,

FA: 財務資産＝現金・預金[B01022]＋投資・その他の資産合計[B01084]＋有価証券[B01033],

FL: 財務負債＝ST_FL+LT_FL,

OA: 営業資産＝資産合計[B01110]－FA,

OL: 営業負債＝負債合計[C01082]－FL,

ST_FL: 短期財務負債＝短期借入金・社債合計[C01026]＋リース債務[C01035]＋未払金・未払費用[C01036]＋未払賞与・給与[C01039]＋未払法人税等[C01040]＋未払事業所税[C01041]＋未払消費税等[C01042],

LT_FL: 長期財務負債＝長期借入金・社債・転換社債[C01058]＋非連結子会社関連会社に関る長期借入金[C01063]＋リース債務[C01064]＋長期支払手形[C01065]＋長期未払金[C01066].

現行の会計制度に基づいて作成されている貸借対照表を,財務活動に関する資産・負債と営業活動に関する資産・負債とに明確に分類することは困難ではあるが,基本的な考え方として,最初に財務資産および財務負債を識別し,それ以外の資産および負債を営業資産および営業負債とみなして,純財務資産および純営業資産を算定している(Penman[2001], Callen/Segal[2005]).

なお,本研究とCallen/Segal[2005]では,純財務資産と純営業資産の定義に関して大きく異なっている点が2つある.一点目は,「持分法適用会社への投資」の取り扱いである.Callen/Segal[2005]が用いているCompustatには,Investments and Advances－Equity Method(#31)という独立した項目があるので,Callen/Segal[2005]はこれを営業資産として処理している.一方,本研究が使用している日経NEEDS Financial Questには,持分法適用会社への投資に関する独立した項目がなく,投資有価証券[B01086]に含まれている.しかしながら,投資有価証券には,財務資産である満期保有目的の債券やその他有価証券も含まれている.また,厳密にいえば,持分法適用会社への投資は,適用会社の資産構成に応じて,財務資産と営業資産に分割されるべきである(Penman[2001], p.271).そこで本研究では,これらの事情に鑑みて,持分法適用会社への投資を含む投資有価証券を,財務資産として処理している.

二点目の相違点は,「支払手形(Notes Payable)」の分類である.Callen/Segal[2005]では,Notes Payable(#206)を財務負債として処理しているが,これは,米国では手形を短期借入金の借用書として使用する商慣行があるためであり,日本では支払手形を営業取引に用いるのが一般的である.従って,本研究では,支払手形を財務負債ではなく営業負債として処理している.

第2に,予想営業利益変化額$E_t[\Delta ox_{t+1}]$と,純営業資産予想成長率$E_t[\Delta oa_{t+1}]/oa_t$に関しては,算定方法が複数存在するので,それぞれ4種類の変数を用いている.最初に,予想営業利益変化額の定義は,$E_t[\Delta ox_{t+1}]=E_t[ox_{t+1}]-(1+r)ox_t+r\cdot c_t$で表わされるが,割引率$r$として何を用いるかによって値が変わってくる.そこで,本研究では,太田/斉藤/吉野/川井[2012]の方法に従って,割引率を,(i)Fama-French3ファクターモデル,(ii)CAPM,(iii)Carhart4ファクターモデル,(iv)安全利子率(7月時点の10年物国債応募者利回り)の4つの方法で推定し,それぞれの割引率を用いて4種類の予想営業利益変化額を算定している[3].

$E_t[\Delta ox1_{t+1}]$: 予想営業利益変化額1(rの推定にFama-French3ファクターモデル($FF3$)を使用),

$E_t[\Delta ox2_{t+1}]$: 予想営業利益変化額2(rの推定にCAPMを使用),

$E_t[\Delta ox3_{t+1}]$: 予想営業利益変化額3(rの推定にCarhart4ファクターモデル

(*Carhart4*))を使用),

$E_t[\Delta ox4_{t+1}]$: 予想営業利益変化額4(rに安全利子率(rf)を使用),

$E_t[ox_{t+1}]$: 予想営業利益(1期先)=1期先予想営業利益,

c: フリーキャッシュフロー=営業利益[D01029]$-\Delta oa_t$.

次に,純営業資産予想成長率をどのようにして算定するかは難しい問題であるが,大きく2つの方法が考えられる.1つは,過去や将来の純営業資産の値を用いる方法で,この場合には,(ⅰ)過去の純営業資産成長率を用いる,(ⅱ)将来のデータから事後的に純営業資産成長率を求める,といった算定方法が考えられる.もう1つは,Liu/Ohlson[2000]の提案に基づく方法で,長期の予想利益成長率を純営業資産予想成長率として用いるというものである.この場合には,本来ならば,長期の予想利益から成長率を計算するべきであるが,本研究では東洋経済新報社の2期先予想利益までしか利用可能ではない.そこで本研究では,(iii)1期先予想営業利益の成長率,および,(iv)2期先予想営業利益の成長率を,長期の予想利益成長率の代理変数とみなすこととする.

本研究では,上記の(ⅰ)~(iv)の方法を用いて,4種類の純営業資産予想成長率を算定している.

$E_t[\Delta oa1_{t+1}]/oa_t$: 純営業資産予想成長率1(過去の$oa$成長率で,最も古い$t$を使用して算定),

$E_t[\Delta oa2_{t+1}]/oa_t$: 純営業資産予想成長率2($(oa_{t+1}/oa_t)-1$で,1期先の$oa$を完全に予見できると仮定して算定),

$E_t[\Delta oa3_{t+1}]/oa_t$: 純営業資産予想成長率3($(E_t[ox_{t+1}]-ox_t)/ox_t$で,1期先予想営業利益成長率を算定),

$E_t[\Delta oa4_{t+1}]/oa_t$: 純営業資産予想成長率4($(E_t[ox_{t+2}]/ox_t)^{0.5}-1$で,2期先予想営業利益成長率を算定),

$E_t[ox_{t+2}]$: 予想営業利益(2期先)=2期先予想営業利益.

なお,表1は,OhlsonモデルおよびFOモデルの検証に用いる変数の定義をまとめたものである.

本研究では,OhlsonモデルとFOモデルの妥当性を,それぞれ,(7)と(15)の係数推定値が,予期される符号や値と一致しているかを調査することによって検証している.なお,Callen/Segal[2005]では,Ohlsonモデルを,FOモデルに(16a)(16b)の制約を置いた特殊形とみなし,この保守主義に関する係数制約が統計的に棄却されることから,FOモデルはOhlsonモデルよりも優れているという結論を導いている.しかしながら,2.5節で示したように,FOモデルとOhlsonモデルの相違点は,FOモデルが,(ⅰ)保守主義を考慮していることと,(ⅱ)財務利益関係の成立を仮定していることの2点である.従って,保守主義に関する係数制約の結果だけでは,FOモデルのOhlsonモデルに対する優位性を決定することはできない.

そこで,本研究では,(7)と(15)で,OhlsonモデルとFOモデルを別個に検証し,その係数推定値が予期される符号や値と一致しているかを調査することによって,OhlsonモデルとFOモデルの妥当性を検証している.そして,追加的に,Callen/Segal[2005]と同様に,(16a)(16b)の係数制約の検定も行うこととする.

3.2 推定方法

最初に,本研究では,多くの先行研究に倣って,(7)および(15)を企業と年度のパネル・

表 1　変数の定義

変数名	略記		定義
<Ohlsonモデルに用いる変数>			
企業価値		P	6月末時点の株式時価総額
純資産		b	資産合計[B01110]－負債合計[C01082]
当期純利益		x	当期純利益[D01110]
配当		d	利益剰余金からの配当総額[A01092]＋資本剰余金からの配当総額[A01113]
予想当期純利益		$E_t[x_{t+1}]$	1期先予想当期純利益
<FOモデルに用いる変数>			
純財務資産		fa	$FA-FL$
純営業資産		oa	$OA-OL$
財務資産		FA	現金・預金[B01022]＋投資・その他の資産合計[B01084]＋有価証券[B01033]
財務負債		FL	ST_FL+LT_FL
営業資産		OA	資産合計[B01110]－FA
営業負債		OL	負債合計[C01082]－FL
短期財務負債		ST_FL	短期借入金・社債合計[C01026]＋リース債務[C01035]＋未払金・未払費用[C01036]＋未払賞与・給与[C01039]＋未払法人税等[C01040]＋未払事業所税[C01041]＋未払消費税等[C01042]
長期財務負債		LT_FL	長期借入金・社債・転換社債[C01058]＋非連結子会社関連会社に関る長期借入金[C01063]＋リース債務[C01064]＋長期支払手形[C01065]＋長期未払金[C01066]
予想営業利益変化額	$E_t[\Delta ox_{t+1}]$	$E_t[\Delta ox1_{t+1}]$	$E_t[ox_{t+1}]-(1+r)ox_t+rc_t$ における r(割引率)の算定にFama-French3ファクターモデル($FF3$)を使用
		$E_t[\Delta ox2_{t+1}]$	r(割引率)の算定にCAPMを使用
		$E_t[\Delta ox3_{t+1}]$	r(割引率)の算定にCarhart4ファクターモデル($Carhart4$)を使用
		$E_t[\Delta ox4_{t+1}]$	r(割引率)に安全利子率(rf)を使用
予想営業利益(1期先)		$E_t[ox_{t+1}]$	1期先予想営業利益
フリーキャッシュフロー		c	営業利益[D01029]－Δoa_t
純営業資産予想成長率	$E_t[\Delta oa_{t+1}]/oa_t$	$E_t[\Delta oa1_{t+1}]/oa_t$	過去のoa成長率　最も古いtを使用
		$E_t[\Delta oa2_{t+1}]/oa_t$	$(oa_{t+1}/oa_t)-1$完全予見を仮定
		$E_t[\Delta oa3_{t+1}]/oa_t$	$(E_t[ox_{t+1}]-ox_t)/ox_t$　1期先予想営業利益成長率
		$E_t[\Delta oa4_{t+1}]/oa_t$	$(E_t[ox_{t+2}]-ox_t)^{0.5}-1$　2期先予想営業利益成長率
予想営業利益(2期先)		$E_t[ox_{t+2}]$	2期先予想営業利益

(注)　定義の列におけるブラケット内の英数字は日経NEEDS Financial Questの項目コードを表しており，予想利益は東洋経済新報社の公表する6月時点の予想を用いている．

データを用いて推定するが，その際に問題となるのが定数項の取り扱いである．定数項は，(7)においては純資産に対する係数($\delta_0>0$)を意味しており，(15)においては純営業資産に対する係数($\delta_0\geq 0$)を意味している．また，パネル・データにおける推定方法としては，誤差項の時系列の相関に対処するために，Fixed Effects(FE)モデル，あるいは，Random Effects(RE)モデルを使用するのが一般的である．ところが，FEモデルでは，定数項が各企業について推定されてしまうので，(7)および(15)の定数項とは意味するものが異なってしまう[4]．さらに，パネル・データを用いる場合には，誤差項のクロスセクショナルな相関に対処するために，年度ダミー変数を加えることが一般的であるが，その場合にも，年度ダミー変数の基準年をどの年におくかで定数項の値が変化してしまい，やはり，(7)や(15)における定数項とは意味するものが異なってしまう．

このように，パネル推定において定数項の符号や値が重要である場合には，FEモデルや年度ダミーを用いることは，研究目的にそぐわない．そこで，本研究では，通常のOne-way REモデルとは異なり，誤差項の時系列とクロスセクショナルの両方の相関について考慮するTwo-way REモデルで推定を行うこととする．通常のOne-way REモデルとは異なり，Two-way REモデルによる推定は，未だあまり一般的ではないので，その概略を以下で説明する[5]．

企業(下添字i,jで表記)と年度(下添字t,sで表記)によるパネル・データを用いる推定式は，$\mathbf{x}'_{it}=(1,x_{1it},x_{2it},\ldots,x_{Kit})$とすると，

$$y_{it}=\mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta}+\varepsilon_{it}, \tag{17}$$

で表わされるが，Two-way REモデルでは，誤差項ε_{it}に以下のような仮定を置いている．

$$\varepsilon_{it}=u_i+v_t+w_{it},$$

ただし，

$$E[u_i|\mathrm{X}]=0,\ \mathrm{Var}[u_i|\mathbf{X}]=\sigma_u^2,\ \mathrm{Cov}[u_i,u_j|\mathbf{X}]=0 \quad \text{for all } i,j,$$
$$E[v_i|\mathrm{X}]=0,\ \mathrm{Var}[v_i|\mathbf{X}]=\sigma_v^2,\ \mathrm{Cov}[v_t,v_s|\mathbf{X}]=0 \quad \text{for all } t,s,$$
$$E[w_{it}|\mathrm{X}]=0,\ \mathrm{Var}[w_{it}|\mathbf{X}]=\sigma_w^2,\ \mathrm{Cov}[w_{it},w_{js}|\mathbf{X}]=0 \quad \text{for all } i,j,t,s,$$
$$E[u_iv_t|\mathrm{X}]=E[u_iw_{jt}|\mathbf{X}]=E[v_tw_{is}|\mathbf{X}]=0 \quad \text{for all } i,j,t,s.$$

例えば，3企業，3年のパネル・データの場合だと，誤差項の共分散行列は，9×9の正方行列で以下のように表される．

$E[\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}'|\mathbf{X}]$

		firm 1			firm 2			firm 3		
		$t=1$	$t=2$	$t=3$	$t=1$	$t=2$	$t=3$	$t=1$	$t=2$	$t=3$
firm 1	$t=1$	a	b	b	c	0	0	c	0	0
	$t=2$	b	a	b	0	c	0	0	c	0
	$t=3$	b	b	a	0	0	c	0	0	c
firm 2	$t=1$	c	0	0	a	b	b	c	0	0
	$t=2$	0	c	0	b	a	b	0	c	0
	$t=3$	0	0	c	b	b	a	0	0	c
firm 3	$t=1$	c	0	0	c	0	0	a	b	b
	$t=2$	0	c	0	0	c	0	b	a	b
	$t=3$	0	0	c	0	0	c	b	b	a

ただし，$a=\sigma_u^2+\sigma_v^2+\sigma_w^2$, $b=\sigma_u^2$, $c=\sigma_v^2$.

つまり，同企業であれば異なる年度であっても相関があり($b=\sigma_u^2$)，異なる企業でも同年

度であれば相関がある($c=\sigma_v^2$)と仮定しているのである．もし仮に，異なる企業であれば同年度であっても相関がない($c=\sigma_v^2=0$)と仮定すれば，通常のOne-way Random Effectsモデルとなる．

このように，誤差項の共分散行列の構造がわかれば，一般化最小二乗法(GLS)を用いて，$\boldsymbol{\beta}$の最良線形不偏推定量(BLUE)である$\mathbf{b}$が推定可能となる．最初に，

$$E[\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}'|\mathbf{X}]=(\sigma_u^2+\sigma_v^2+\sigma_w^2)\boldsymbol{\Omega},$$

として，$\boldsymbol{\Omega}^{-1/2}$を求める．次に，$\boldsymbol{\Omega}^{-1/2}$を，(17)の一般形である$\mathbf{y}=\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}+\boldsymbol{\varepsilon}$の両辺に掛けると，

$$\boldsymbol{\Omega}^{-1/2}\mathbf{y}=\boldsymbol{\Omega}^{-1/2}\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}+\boldsymbol{\Omega}^{-1/2}\boldsymbol{\varepsilon}, \tag{18}$$

が得られる．このとき，(18)の誤差項の共分散行列は，

$$E[(\boldsymbol{\Omega}^{-1/2}\boldsymbol{\varepsilon})(\boldsymbol{\Omega}^{-1/2}\boldsymbol{\varepsilon})'|\mathbf{X}]=(\sigma_u^2+\sigma_v^2+\sigma_w^2)\mathbf{I},$$

となるので，通常のOLSにおける誤差項の仮定は満たされる．そして，$\mathbf{b}$は，

$$\mathbf{b}=(\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{y},$$

として求められるのである．

次に，パネル推定で定数項を特定する方法としては，このTwo-way REモデル以外に，Two-way Cluster Robust(CR)による方法が考えられる．Two-way CRの方法とは，推定自体はOLSで行うが，係数の有意性検定に際して，誤差項の時系列およびクロスセクショナルな相関に対して頑健性のある標準誤差を用いるというもので，Petersen[2009]がSTATAのプログラミングを公表して以降，近年急速にその使用が拡大している(太田[2013])．Two-way CRの方法を用いても，(7)および(15)の定数項は1つに特定されるので，本来の研究目的が損なわれることはない．

そこで本研究では，(7)および(15)を推定するに際して，(ｉ)Two-way REモデルと，(ii)Two-way CRの方法，さらに，パネル推定において一般的な，(iii)年度ダミー付きREモデルおよび，(iv)年度ダミー付きFEモデルの4種類の方法を用いて推定を行う．ただし，上述のように，(iii)(iv)では定数項が特定されないので，定数項に関する検定は行っていない．

4. データおよび推定結果

4.1 データ

本研究では，2000－2010年の期間において，連結財務データ優先で(連結財務データが存在しない場合には個別財務データを用いている)，以下の基準でサンプルを選択している[6]．

(ｉ)東証1部・2部上場企業である，

(ii)一般事業会社(銀行，保険，証券を除く)である，

(iii)3月期決算企業である，

(iv)会計期間が12ヵ月である，

(ｖ)2期先までの利益予想データが入手可能である，

(vi)Fama-French3ファクターモデル，CAPM，Carhart4ファクターモデルによる割引率が推定可能である(純資産が正である，過去の株式リターンデータが36ヵ

表 2　Ohlsonモデルに関する変数の記述統計量と相関係数

パネルA: 記述統計量

Variables	平均	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	n
P_t/b_t	1.2293	0.8709	0.2749	0.6848	0.9845	1.4780	8.3921	16,104
x_t/b_t	0.0310	0.1232	−1.4809	0.0155	0.0455	0.0822	0.3142	16,104
d_t/b_t	0.0155	0.0102	0.0000	0.0095	0.0145	0.0206	0.0601	16,104
$E_t[x_{t+1}]/b_t$	0.0659	0.0535	−0.1372	0.0316	0.0558	0.0902	0.4313	16,104

パネルB: ピアソン相関係数

	(a)	(b)	(c)	(d)
(a) P_t/b_t	1.000			
(b) x_t/b_t	0.161	1.000		
(c) d_t/b_t	0.278	0.385	1.000	
(d) $E_t[x_{t+1}]/b_t$	0.580	0.338	0.342	1.000

(注)　変数の定義については表1を参照されたい.

月以上存在している)[7].

なお,財務および株価関連データは「日経NEEDS Financial Quest」から抽出しており,利益予想データは「東洋経済・業績予想データ」から入手している.

FOモデルの推定に関しては,(ｉ)～(vi)の基準を全て満たす,14,185社年が選択されている.一方,Ohlsonモデルの推定に関しては,(ｖ)を緩和した1期先の利益予想が入手可能であるという基準を満たす,17,141社年が選択されている.さらに,異常値の影響を除去するために,各変数の極値上下1%をサンプルから除外しており,最終的な観測値数は,Ohlsonモデルが16,104個,FOモデルが12,830個となっている.

4.2　Ohlsonモデルの推定結果

表2は,Ohlsonモデルの推定式(7)に用いる変数の記述統計量とピアソン相関係数を表しており,表3は,(7)を4種類の推定方法で推定した結果を示している.表3の(ｉ)Two-way REモデルによる推定からは,定数項およびx_t/b_t, d_t/b_t, $E_t[x_{t+1}]/b_t$の係数が,それぞれ,0.7446, −0.1463, 3.5098, 6.8851と,全て予想された符号と一致しており,何れの推定値も統計的に1%水準で有意であることがわかる.また,(ii)Two-way CRの手法による推定においても,得られた4つの係数推定値の符号は全て予想と一致しており,統計的にも1%水準で有意となっている.その他,(iii)年度ダミー付きREモデルと(iv)年度ダミー付きFEモデルによる推定においても,特定不可能な定数項を除く3つの変数の係数推定値の符号は,全て予想と一致しており,統計的にも5%水準では全て有意となっている.

なお,表2パネルBにおいては,P_t/b_tとx_t/b_tの相関係数は0.161と,両変数の間に正の相関があることが示されているが,表3におけるx_t/b_tの係数推定値は負の値となっている.これは,Ohlsonモデルを用いる多くの研究で見られる特徴であり(石川[2001],石川[2002],太田[2005]),Hand[2001]はその直観的解釈として,次期の予想利益を所与とすると,当期利益が大きいほど利益成長率が低いということを暗示していると述べている.

以上のOhlsonモデルの推定結果は,係数推定値の観点からは,市場におけるOhlsonモデルの妥当性を支持するものであるといえる.

表 3　Ohlsonモデルの推定結果(4種類の推定方法の比較)

変数	Predicted Sign[a]	Two-way RE	Two-way CR	年度ダミー付きRE	年度ダミー付きFE
constant	>0	0.7446 (12.54)***	0.4883 (15.19)***	−	−
x_t/b_t	≤0	−0.1463 (−3.88)***	−0.5221 (−3.14)***	−0.1459 (−3.88)***	−0.0926 (−2.42)**
d_t/b_t	≥0	3.5098 (5.66)***	9.5682 (6.38)***	3.4893 (5.63)***	1.5519 (2.36)**
$E_t[x_{t+1}]/b_t$	>0	6.8851 (69.54)***	9.2355 (12.65)***	6.8768 (69.46)***	6.5785 (64.11)***
year dummies				Yes	Yes
Pseudo R^{2b}		0.3454	0.3486	0.3827	0.3764
N		16,104	16,104	16,104	16,104

(注)　推定モデルは以下のようである.

$$P_t/b_t = \delta_0 + \delta_1 x_t/b_t + \delta_2 d_t/b_t + \delta_3 E_t[x_{t+1}]/b_t + \varepsilon. \quad (7)$$

上記の等式を,(ⅰ)Two-way RE(random effects)モデル,(ⅱ)Two-way CR(cluster-robust)の手法,(ⅲ)年度ダミー付きRE(random effects)モデル,(ⅳ)年度ダミー付きFE(fixed effects)モデルの4種類の方法で推定し,δ_0〜δ_3の推定値を載せている.ただし,(ⅲ)(ⅳ)の年度ダミー変数が含まれているモデルでは*constant*の意味が違ってくるので,δ_0の推定値を載せていない.各セルの上段は係数推定値,下段括弧内はz値を示している.なお,変数の定義については表1を参照されたい.

[a]Predicted Signは,2.2節のOhlsonモデルの理論的展開に基づくものである.

[b]Pseudo R^2は,従属変数と従属変数の予測値の相関係数を2乗した値である.

*10%水準で有意　**5%水準で有意　***1%水準で有意.

4.3　FOモデルの推定結果

最初に,表4は,FOモデルの推定式(15)に用いる変数の記述統計量とピアソン相関係数を表している.なお本節では,FOモデルにおける予想営業利益変化額と純営業資産予想成長率として,それぞれ4種類の変数を用いているが,パネルAにおける4種類の予想営業利益変化額の平均値(中央値)を比較すると,$E_t[\Delta ox1_{t+1}]$〜$E_t[\Delta ox4_{t+1}]$は,それぞれ,0.0077(0.0070),0.0081(0.0072),0.0081(0.0072),0.0079(0.0073)と,変数間で殆ど差異がないことがわかる.従って,予想営業利益変化額の算定に際して,(ⅰ)Fama-French3ファクターモデル,(ⅱ)CAPM,(ⅲ)Carhart4ファクターモデル,(ⅳ)安全利子率のどの割引率を用いても,予想営業利益変化額に大きな影響は与えないといえる.

一方,パネルAにおける4種類の純営業資産予想成長率の平均値(中央値)を比較すると,$E_t[\Delta oa1_{t+1}]$〜$E_t[\Delta oa4_{t+1}]$は,それぞれ,0.2008(0.0692),0.1343(0.0737),0.0103(0.0027),0.0216(0.0079)と,変数間でかなり差異があることがわかる.$E_t[\Delta oa1_{t+1}]$〜$E_t[\Delta oa4_{t+1}]$の定義は,順番に,(ⅰ)歴史的oa成長率,(ⅱ)完全予見oa成長率,(ⅲ)1期先予想営業利益成長率,(ⅳ)2期先予想営業利益成長率であるので,(ⅰ)(ⅱ)と比べて,予想営業利益成長率を用いる(ⅲ)(ⅳ)の値が非常に小さくなっているといえる.純営業資産予想成長率は,歴史的には,中央値で6.92%であるのに対して,1期先予想営業利益の成長率では,僅かに0.27%,2期先予想営業利益の成長率でも,0.79%に過ぎない.本来,Liu/Ohlson[2000]では,長期の予想利益成長率を純営業資産予想成長率として用いることを提案しているが,本研究では長期の予想利益が入手可能でないので,短期の1期先や2期先予想で代替している.従って,パネルAの統計量は,短期予想営業利益成長率である(ⅲ)(ⅳ)を純営業資産予想成長率として用いることは不適切であるということを示唆している.

次に,表5は,(15)に4種類の予想営業利益変化額を用いて,Two-way REモデルで推定した結果である.表5(ⅰ)で示されている,定数項およびfa_t/oa_t, $E_t[\Delta ox1_{t+1}]/oa_t$,

表 4　FOモデルに関する変数の記述統計量と相関係数

パネルA: 記述統計量

Variables	平均	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	n
P_t/oa_t	1.3417	1.2896	0.1409	0.5754	0.9622	1.6293	13.6320	12,830
fa_t/oa_t	0.1458	0.7378	−0.8947	−0.3390	−0.0028	0.4484	5.6071	12,830
$E_t[\Delta ox1_{t+1}]/oa_t$	0.0077	0.0322	−0.1595	−0.0048	0.0070	0.0213	0.1826	12,830
$E_t[\Delta ox2_{t+1}]/oa_t$	0.0081	0.0349	−0.1570	−0.0064	0.0072	0.0229	0.2189	12,830
$E_t[\Delta ox3_{t+1}]/oa_t$	0.0081	0.0350	−0.1584	−0.0064	0.0072	0.0229	0.2198	12,830
$E_t[\Delta ox4_{t+1}]/oa_t$	0.0079	0.0318	−0.1595	−0.0040	0.0073	0.0214	0.1729	12,830
$E_t[ox_{t+1}]/oa_t$	0.1369	0.1110	0.0098	0.0663	0.1071	0.1724	1.0760	12,830
$E_t[\Delta oa1_{t+1}]/oa_t$	0.2008	0.6364	−0.8160	−0.0393	0.0692	0.2264	6.6190	12,830
$E_t[\Delta oa2_{t+1}]/oa_t$	0.1343	0.2584	−0.3425	0.0132	0.0737	0.1736	2.2444	12,830
$E_t[\Delta oa3_{t+1}]/oa_t$	0.0103	0.0861	−0.2918	−0.0348	0.0027	0.0463	0.4288	12,830
$E_t[\Delta oa4_{t+1}]/oa_t$	0.0216	0.1476	−0.5156	−0.0552	0.0079	0.0834	0.9423	12,830

パネルB: ピアソン相関係数

variables	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)
(a) P_t/oa_t	1.000										
(b) fa_t/oa_t	0.631	1.000									
(c) $E_t[\Delta ox1_{t+1}]/oa_t$	0.182	0.044	1.000								
(d) $E_t[\Delta ox2_{t+1}]/oa_t$	0.163	0.045	0.948	1.000							
(e) $E_t[\Delta ox3_{t+1}]/oa_t$	0.163	0.044	0.945	0.999	1.000						
(f) $E_t[\Delta ox4_{t+1}]/oa_t$	0.191	0.042	0.994	0.923	0.920	1.000					
(g) $E_t[ox_{t+1}]/oa_t$	0.800	0.558	0.219	0.197	0.197	0.228	1.000				
(h) $E_t[\Delta oa1_{t+1}]/oa_t$	−0.056	−0.055	0.558	0.520	0.518	0.561	−0.092	1.000			
(i) $E_t[\Delta oa2_{t+1}]/oa_t$	−0.051	−0.059	0.589	0.548	0.546	0.592	−0.117	0.933	1.000		
(j) $E_t[\Delta oa3_{t+1}]/oa_t$	0.090	0.022	−0.043	−0.125	−0.124	0.003	0.101	−0.039	−0.027	1.000	
(k) $E_t[\Delta oa4_{t+1}]/oa_t$	0.201	0.158	0.067	0.051	0.051	0.074	0.218	−0.035	−0.029	0.063	1.000

(注)　変数の定義については表1を参照されたい.

表 5　FOモデルの推定結果(4種類の予想営業利益変化額の比較)

変数	Predicted Sign[a]	*FF3*を使用	*CAPM*を使用	*Carhart4*を使用	*rf*を使用
constant	≥0	0.3627 (6.47)***	0.3633 (6.48)***	0.3627 (6.47)***	0.3635 (6.49)***
fa_t/oa_t	1	0.4889 (33.06)***	0.4902 (33.09)***	0.4891 (33.07)***	0.4909 (33.11)***
$E_t[\Delta ox1_{t+1}]/oa_t$	≥0	0.3456 (2.38)**			
$E_t[\Delta ox2_{t+1}]/oa_t$	≥0		0.4208 (2.66)***		
$E_t[\Delta ox3_{t+1}]/oa_t$	≥0			0.3667 (2.53)**	
$E_t[\Delta ox4_{t+1}]/oa_t$	≥0				0.4624 (2.89)***
$E_t[ox_{t+1}]/oa_t$	>0	6.5380 (86.38)***	6.5299 (85.94)***	6.5362 (86.36)***	6.5251 (85.75)***
$E_t[\Delta oa1_{t+1}]/oa_t$	>0	0.2400 (2.87)***	0.2276 (2.75)***	0.2420 (2.89)***	0.2183 (2.64)***
Pseudo R^{2b}		0.6897	0.6898	0.6897	0.6900
N		12,830	12,830	12,830	12,830

(注)　推定モデルは以下のようである.

$$P_t/oa_t = \delta_0 + \delta_1 fa_t/oa_t + \delta_2 E_t[\Delta ox_{t+1}]/oa_t + \delta_3 E_t[ox_{t+1}]/oa_t + \delta_4 E_t[\Delta oa_{t+1}]/oa_t + \varepsilon_t. \quad (15)$$

上記の等式を, Two-way REモデルで推定し, δ_0〜δ_4の推定値を載せている. なお, 予想営業利益変化額$E_t[\Delta ox_{t+1}]$の算定は, (i)Fama-French3ファクターモデル(*FF3*), (ii)CAPM, (iii)Carhart4ファクターモデル(*Carhart4*), (iv)安全利子率(*rf*)の, 4種類の割引率を用いて行っている. 各セルの上段は係数推定値, 下段括弧内はz値を示している. なお, 変数の定義については表1を参照されたい.

[a]Predicted Signは, 2.4節のFOモデルの理論的展開に基づくものである.

[b]Pseudo R^2は, 従属変数と従属変数の予測値の相関係数を2乗した値である.

*10%水準で有意　**5%水準で有意　***1%水準で有意.

表 6　FOモデルの推定結果(4種類の純営業資産予想成長率の比較)

変数	Predicted Sign[a]	歴史的oa成長率	将来oa成長率完全予見	1期先予想利益成長率	2期先予想利益成長率
constant	≥0	0.3627 (6.47)***	0.3691 (6.62)***	0.3614 (6.42)***	0.3310 (5.83)***
fa_t/oa_t	1	0.4889 (33.06)***	0.4748 (32.18)***	0.4809 (33.09)***	0.4785 (32.99)***
$E_t[\Delta ox1_{t+1}]/oa_t$	≥0	0.3456 (2.38)**	0.2595 (1.81)*	0.1359 (0.80)	−0.4227 (−2.43)**
$E_t[\Delta ox_{t+1}]/oa_t$	>0	6.5380 (86.38)***	6.5273 (85.67)***	6.5698 (85.74)***	6.6754 (86.14)***
$E_t[\Delta oa1_{t+1}]/oa_t$	>0	0.2400 (2.87)***			
$E_t[\Delta oa2_{t+1}]/oa_t$	>0		0.0784 (2.37)**		
$E_t[\Delta oa3_{t+1}]/oa_t$	>0			0.0137 (1.54)	
$E_t[\Delta oa4_{t+1}]/oa_t$	>0				0.1621 (7.04)***
Pseudo R^{2b}		0.6897	0.6897	0.6894	0.6905
N		12,830	12,830	12,830	12,830

(注)　推定モデルは以下のようである.

$$P_t/oa_t=\delta_0+\delta_1 fa_t/oa_t+\delta_2 E_t[\Delta ox_{t+1}]/oa_t+\delta_3 E_t[ox_{t+1}]/oa_t+\delta_4 E_t[\Delta oa_{t+1}]/oa_t+\varepsilon_t. \quad (15)$$

上記の等式を,Two-way REモデルで推定し,δ_0〜δ_4の推定値を載せている.なお,純営業資産予想成長率$E_t[\Delta oa_{t+1}]/oa_t$には,(i)過去の$oa$成長率,(ii)1期先の$oa$を完全に予見できると仮定して算定,(iii)1期先予想営業利益成長率,(iv)2期先予想営業利益成長率の4種類を用いている.各セルの上段は係数推定値,下段括弧内はz値を示している.なお,変数の定義については表1を参照されたい.

[a]Predicted Signは,2.4節のFOモデルの理論的展開に基づくものである.

[b]Pseudo R^2は,従属変数と従属変数の予測値の相関係数を2乗した値である.

*10%水準で有意　**5%水準で有意　***1%水準で有意.

$E_t[ox_{t+1}]/oa_t$, $E_t[\Delta oa1_{t+1}]/oa_t$の係数は,それぞれ,0.3627,0.4889,0.3456,6.5380,0.2400と,全て予想された符号と一致しており,何れの推定値も統計的に有意である.ただし,レバレッジ変数fa_t/oa_tの係数に関しては1の値を予想しているが,その係数推定値は0.4889であり,有意に1とは異なっている(z値=34.56).また,(i)〜(iv)のどの割引率を用いても,得られる係数推定値に大きな差はなく,また統計的にも全て有意な値となっている.そこで以下の分析では,割引率の推定方法として現在最も一般的な,Fama-French3ファクターモデルによる割引率を用いて算定されている$E_t[\Delta ox1_{t+1}]$を用いることとする.

第3に,表6は,(15)に4種類の純営業資産予想成長率を用いて,Two-way REモデルで推定した結果である.表6(i)の歴史的oa成長率を用いた場合の結果は,表5(i)の結果と同じであり,全ての変数の係数推定値は予想された符号と一致しており統計的にも有意である.(ii)の完全予見oa成長率を用いた場合も,(i)とほぼ同様の結果であるが,予想営業利益変化額の係数の有意性が低下している(z値=1.81).一方,(iii)(iv)の予想営業利益成長率を用いた場合には,純営業資産予想成長率の有意性が低下したり,予想営業利益変化額の係数の符号が負になるなどの現象が見られる.上述のように,純営業資産予想成長率の代理変数として短期の予想営業利益成長率を用いることは適切ではなく,それ故に(iii)(iv)の結果は不安定となっているものと思われる.また(ii)の完全予見oa成長率では,本来知りえない1期先のoaの値を用いている.そこで以下の分析では,純営業資産予想成長率の代理変数として,歴史的oa成長率である$E_t[\Delta oa1_{t+1}]$を用いることとする.

最後に,表7は,(15)を4種類の推定方法で推定した結果を示している.表7(i)のTwo

表 7　FOモデルの推定結果(4種類の推定方法の比較)

変数	Predicted Sign[a]	Two-way RE	Two-way CR	年度ダミー付きRE	年度ダミー付きFE	Callen/Segal [2005]
constant	≥0	0.3627 (6.47)***	0.2415 (5.33)***	−	−	−0.172 (−1.75)*
fa_t/oa_t	1	0.4889 (33.06)***	0.4758 (13.80)***	0.4884 (32.35)***	0.4809 (24.51)***	3.005 (86.50)***
$E_t[\Delta ox1_{t+1}]/oa_t$	≥0	0.3456 (2.38)**	1.0129 (1.93)*	0.3337 (2.31)**	0.2578 (1.74)*	4.287 (12.96)***
$E_t[ox_{t+1}]/oa_t$	>0	6.5380 (86.38)***	7.4419 (12.10)***	6.5201 (85.77)***	6.4332 (76.34)**	7.800 (43.92)***
$E_t[\Delta oa1_{t+1}]/oa_t$	>0	0.2400 (2.87)***	0.3478 (2.22)**	0.2299 (2.72)***	0.1393 (1.43)	11.981 (26.09)***
year dummies				Yes	Yes	
Pseudo R^{2b}		0.6897	0.6910	0.7083	0.7080	
N		12,830	12,830	12,830	12,830	14,071

(注)　推定モデルは以下のようである.

$$P_t/oa_t=\delta_0+\delta_1 fa_t/oa_t+\delta_2 E_t[\Delta ox_{t+1}]/oa_t+\delta_3 E_t[ox_{t+1}]/oa_t+\delta_4 E_t[\Delta oa_{t+1}]/oa_t+\varepsilon_t. \quad (15)$$

上記の等式を,(ⅰ)Two-way RE(random effects)モデル,(ⅱ)Two-way CR(cluster-robust)の手法,(ⅲ)年度ダミー付きRE(random effects)モデル,(ⅳ)年度ダミー付きFE(fixed effects)モデルの4種類の方法で推定し,δ_0〜δ_4の推定値を載せている.ただし,(ⅲ)(ⅳ)の年度ダミー変数が含まれているモデルでは*constant*の意味が違ってくるので,δ_0の推定値を載せていない.各セルの上段は係数推定値,下段括弧内はz値を示している.なお,変数の定義については表1を参照されたい.

[a]Predicted Signは,2.4節のFOモデルの理論的展開に基づくものである.

[b]Pseudo R^2は,従属変数と従属変数の予測値の相関係数を2乗した値である.

*10%水準で有意　**5%水準で有意　***1%水準で有意.

-way REモデルによる推定結果は,表5(ⅰ)および表6(ⅰ)の結果と同じであり,全ての変数の係数推定値は予想された符号と一致しており統計的にも有意である.また,(ⅱ)のTwo-way CRの手法による推定においても,得られた4つの係数推定値の符号は全て予想と一致しており,統計的にも有意となっている.その他,(ⅲ)年度ダミー付きREモデルと(ⅳ)年度ダミー付きFEモデルによる推定においても,特定不可能な定数項を除く3つの変数の係数推定値の符号は全て予想と一致している.ただし,(ⅳ)については,有意水準が低下している.

なお,表7の右端の列には,Callen/Segal[2005](以下C&S)によるFOモデル(15)の推定結果を示している.米国におけるC&Sの結果を本研究の表7(ⅰ)の結果と比較すると,FOモデルの推定に関して,C&Sよりも本研究の結果の方がFOモデルの理論的予測に近いといえる.例えば,C&Sでは,定数項は−0.172と予想と反して負に有意となっており,fa_t/oa_tの係数も,3.005と予想の1を大きく上回っている.(15)では,定数項は純営業資産に対する係数であるので,純営業資産が増加するほど企業価値が下落するというC&Sの結果は,直観に反するものといえる.また,純財務資産の係数が3.005ということは,純財務資産が$1増加すると企業価値が約$3増加するということを意味しており,これも反直観的な結果であるといえる.C&Sと本研究では,推定期間,観測値数,推定方法,変数の細かい定義等,多くの点で差異があるので一概に比較はできないが,全体的に米国よりもわが国の方がFOモデルの当てはまりが良いといえる.

以上のFOモデルの推定結果は,係数推定値の観点からは,市場におけるFOモデルの妥当性を支持するものであるといえる.これを前節のOhlsonモデルの推定結果と併せて考える

と，係数推定値の観点からは，OhlsonモデルとFOモデルの優劣を判断するのは困難であるといえる[8]．

5. 株価説明力と将来リターン獲得力

前章の係数推定値による検証では，OhlsonモデルとFOモデルの両方から，概ね予想と一致する結果が得られており，係数推定値の観点からは，両モデルの優劣を判断するのは困難であるという結論が導かれている．そこで，本章では，両モデルの優劣を，現在の株価を説明する能力と，将来の株式リターンを獲得する能力の2つの観点から比較検証している．

第1に，現在の株価を説明する能力の観点では，両モデルから得られる推定価値を実際の株価と比べることによって，両モデルによる推定価値の正確度を比較している．つまり，現在の株価に対してより正確度の高い推定価値が得られるモデルほど，優れたモデルであると判断しているのである．

その一方で，現在の株価は必ずしも真の企業価値を反映しているとは限らず，一時的に誤った価格付けがなされている可能性があるので，現在の株価に対する説明力だけからではモデルの優劣は比較できないとする考え方がある．しかしながら，それらの誤った価格付けも，時間の経過とともに修正されて真の企業価値に近付いていくことが想定される(Dechow/Hutton/Sloan[1999], p.27, Lee/Myers/Swaminathan[1999], p.1694)．

この考え方に基づいて，多くの先行研究では，各種の株式評価モデルから得られる企業価値(V)を実際の株価(P)で除することによって，各株式の相対的な割安・割高度合いを調査し，割安銘柄群を空買いして割高銘柄群を空売りするというゼロ・インベストメント投資戦略から得られる将来リターンの大きさを，モデル間で比較している(Frankel/Lee[1998], Dechow/Hutton/Sloan[1999], McCrae/Nilsson[2001], Ali/Hwang/Trombley[2003], Brown/Gallery/Goei[2006], 西尾/中野[2006])．

これは，しばしば，V/Pレシオ戦略(V/P ratio strategy)と呼ばれるもので，大きい将来リターンが獲得されたモデルほど，現在の株価には織り込まれていない真の企業価値を反映している優れたモデルであると判断しているのである．そこで，本研究においても，第2の将来株式リターンを獲得する能力の観点では，V/Pレシオ戦略から得られる将来リターンの大きさから，両モデルの優劣を比較している．

なお，本章では，OhlsonモデルとFOモデル以外に，比較目的のためにナイーブな簿価モデルと利益資本化モデルを加えた，合計4つの評価モデルの優劣を，現在株価説明力と将来リターン獲得力の2つの観点から調査している．

5.1 株価説明力

最初に，本節で用いる4つの評価モデルによる，企業の推定価値(V_t)の定義は，以下のようである．

$V_{Ohlson,t}$: Ohlsonモデルに基づく推定価値で，2000－2010年の各年6月末時点において，各年までに利用可能な全データを用いて(7)を推定して算定している，

$V_{FO,t}$: FOモデルに基づく推定価値で，2000－2010年の各年6月末時点において，各年までに利用可能な全データを用いて(15)を推定して算定している，

$V_{B,t}$: 純資産を企業価値とする簿価モデルで，2000－2010年の各年3月末時点に

おけるb_tを用いている，

$V_{CapE,t}$: 1期先の当期純利益予想を割引率(Fama-French3ファクターモデルを用いて算定)で除したものを企業価値とする利益資本化モデルで，2000－2010年の各年6月時点における$E_t[x_{t+1}]/r_{FF3}$を用いている．

なお，V_{Ohlson}とV_{FO}に関しては，内挿による推定と，外挿による推定の2種類の方法を用いている．例えば，2007年6月末時点の$V_{FO,2007}$に関してなら，内挿による推定では，2000－2007年のデータを用いて(15)を推定し，得られた係数推定値に2007年の説明変数を用いることによって，$V_{FO,2007}$を求めている．一方，外挿による推定では，2000－2006年のデータを用いて(15)を推定し，得られた係数推定値に2007年の説明変数を使用することによって，$V_{FO,2007}$を求めている．

また，観測値数に関しては，4つの評価モデルによる推定価値が全て得られるものだけを抽出しているので，内挿の場合には2000－2010年の期間で延べ12,535個，外挿の場合には2001－2010年の期間で延べ11,482個となっている．

次に，モデルの株価説明力を比較するために，推定誤差と推定正確度を以下のように定義している．

$$推定誤差=(P_t-V_t)/P_t,\ 推定正確度=|P_t-V_t|/P_t.$$

推定誤差は，時価総額から推定価値を差し引いているので，符号が正であれば，実際の株価を過小推定，負であれば過大推定しているといえる．また，推定正確度に関しては，時価総額と推定価値の差の絶対値であるので，ゼロに近いほど推定価値の正確度が高いといえる．

次に，表8は，4つのモデルの推定誤差と推定正確度をまとめたものである．第1に，パネルAは，内挿と外挿による推定誤差の平均値と中央値を示している．内挿による推定誤差に関して，Ohlsonモデルでは，平均値が－0.3000，中央値が－0.2209であるのに対して，FOモデルでは，平均値が－0.2002，中央値が－0.1099と，Ohlsonモデルによる誤差と比べて，FOモデルの誤差は小さくなっている．また，外挿による推定誤差についても，両モデルでほぼ同様の値となっている．このことは，Ohlsonモデル，FOモデルともに，実際の株価より過大に推定する傾向があるが，FOモデルの方が幾分その傾向が弱いということを意味している．なお，簿価モデルと利益資本化モデルの推定誤差の平均値は負であるが，中央値は小さい正の値であるので，一部大きく過大に推定されることがあるといえる．

第2に，パネルBは，内挿と外挿による推定正確度の平均値と中央値をを示している．内挿による推定正確度の平均値を比較すると，FOモデルの正確度が最も高く(0.3928)，以下，Ohlsonモデル(0.4499)，簿価モデル(0.4581)，利益資本化モデル(1.0800)，という順番になっている．この順番は，基本的に，中央値や外挿による推定正確度に関しても同じで，唯一，外挿による推定正確度の平均値に関してのみ，Ohlsonモデルと簿価モデルの順番が入れ替わっているだけである．

第3に，パネルCは，4つのモデル間の推定正確度の平均差を，統計的に検証した結果を示している．なお，平均値差の検定にはパラメトリックな対応のあるt検定，中央値差の検定にはノンパラメトリックなウィルコクソンの符号付順位和検定を用いて，それぞれの検定統計量であるt値とz値を載せている．結果は，パネルBによる4モデルの推定正確度の順番を統計的にも支持するもので，4つのモデルの中で，FOモデルの推定正確度が有意に最も高いといえる．

以上の表8の結果は，FOモデルによる企業の推定価値は，Ohlsonモデルよりも有意に正

表 8　推定誤差と正確度の比較

パネルA: 推定誤差

	誤差(内挿)		誤差(外挿)	
	平均値	中央値	平均値	中央値
Ohlsonモデル	−0.3000	−0.2209	−0.3136	−0.2248
FOモデル	−0.2002	−0.1099	−0.2082	−0.1113
簿価モデル	−0.1238	0.0004	−0.1225	0.0002
利益資本化モデル	−0.5603	0.0902	−0.5982	0.0744

パネルB: 推定正確度

	正確度(内挿)		正確度(外挿)	
	平均値	中央値	平均値	中央値
Ohlsonモデル	0.4499	0.3256	0.4597	0.3316
FOモデル	0.3928	0.2759	0.3997	0.2753
簿価モデル	0.4581	0.3591	0.4534	0.3560
利益資本化モデル	1.0800	0.5402	1.1092	0.5438

パネルC: 推定正確度の平均差検定[a]

	正確度(内挿)		正確度(外挿)	
	t値	z値	t値	z値
FOモデルvs.Ohlsonモデル	−20.24***	−20.81***	−20.19***	−20.66***
FOモデルvs.簿価モデル	−16.58***	−21.17***	−12.89***	−17.76***
FOモデルvs.利益資本化モデル	−45.21***	−52.44***	−43.71***	−50.59***
Ohlsonモデルvs.簿価モデル	−3.01***	−8.45***	2.12**	−3.91***
Ohlsonモデルvs.利益資本化モデル	−41.00***	−41.72***	−39.62***	−40.15***
簿価モデルvs.利益資本化モデル	−39.02***	−38.63***	−38.47***	−38.55***

(注)　推定誤差と推定正確度は，以下のようにして算定している．

推定誤差$=(P_t-V_t)/P_t$，推定正確度$=|P_t-V_t|P_t$．

$V_{Ohlson,t}$: Ohlsonモデルに基づく推定価値で，2000−2010年の各年6月末時点において，各年までに利用可能な全データを用いて(7)を推定して算定している; $V_{FO,t}$: FOモデルに基づく推定価値で，2000−2010年の各年6月末時点において，各年までに利用可能な全データを用いて(15)を推定して算定している; $V_{B,t}$: 純資産を企業価値とする簿価モデルで，2000−2010年の各年3月末時点におけるb_tを用いている; $V_{CapE,t}$: 1期先の当期純利益予想を割引率(Fama-French3ファクターモデルを用いて算定)で除したものを企業価値とする利益資本化モデルで，2000−2010年の各年6月時点における$E_t[x_{t+1}]/r_{FF3}$を用いている．変数の定義については表1を参照されたい．

なお，V_{Ohlson}とV_{FO}に関しては，内挿による推定と，外挿による推定の2種類の方法を用いている．例えば，2007年6月末時点のV_{2007}に関してなら，内挿による推定では2000−2007年のデータ，外挿による推定では2000−2006年のデータを用いて(7)および(15)を推定し，得られた係数推定値に2007年の説明変数を用いることによってV_{2007}を求めている．また，観測値数に関しては，4つの評価モデルによる推定価値が全て得られるものだけを抽出しているので，内挿の場合には2000−2010年の期間で延べ12,535個，外挿の場合には2001−2010年の期間で延べ11,482個となっている．

[a]パネルCの平均差検定では，平均値差および中央値差の検定を行っており，パラメトリックな対応のあるt検定のt値とノンパラメトリックなウィルコクソンの符号付順位和検定のz値を載せている．

*10%水準で有意　**5%水準で有意　***1%水準で有意．

確度が高く，現在の株価に対してより高い説明力を有していることを示すものであるといえる．また，FOモデルは，ナイーブな簿価モデルや利益資本化モデルに対しても，株価説明力の点で優位性を有しているといえる．

なお，本節の結果は，米国における結果と大きく相違している．C&Sは，本節とは若干異なる推定方法ではあるが，外挿による方法で(15)を推定し，FOモデルの推定正確度の中央値が0.45〜0.58，同様に，Ohlsonモデルによる推定正確度の中央値が0.47〜0.56であるという結果を示している．一方，利益資本化モデルの推定正確度の中央値が0.39〜0.48であるという結果から，OhlsonモデルやFOモデルの株価説明力はナイーブな利益資本化モデルより劣っており，OhlsonモデルとFOモデルでは大きな差は見られないと結論付けている．

C&Sと類似した結果は，Ohlsonモデルに関する検証を行っているDechow/Hutton/Sloan[1999]においても報告されており，Ohlsonモデルによる推定正確度が0.419，利益資本化モデルの推定正確度が0.402であったことから，やはり，Ohlsonモデルの現在の株価を説明する能力は，ナイーブな利益資本化モデルよりも劣っていると結論付けている[9]．

米国における研究と本研究では，多くの点で差異があるので一概に比較はできないが，4.3節の係数推定値の理論的予測との一致性，そして本節の現在の株価に対する説明力を考えると，米国よりもわが国の方がFOモデルの当てはまりが良いといえる．

5.2 将来リターン獲得力

最初に，本節では，Ohlsonモデル，FOモデル，簿価モデル，利益資本化モデルの4モデルの，将来株式リターンの獲得力を比較するために，2000－2010年の各年6月末時点におけるV_t/P_tを調査し，その値の大きさ順に均等数に5つのポートフォリオ（$Q1$～$Q5$）を作成している．すなわち，V_t/P_tが最も小さいポートフォリオ（$Q1$）は，推定価値と比べて実際の株価が高い企業で構成されているので，割高銘柄群であるといえる．一方，V_t/P_tが最も大きいポートフォリオ（$Q5$）は，推定価値と比べて実際の株価が低い企業で構成されているので，割安銘柄群であるといえる．

次に，各年6月末時点のポートフォリオ作成以降36ヵ月間の，$Q1$～$Q5$のバイ・アンド・ホールド・リターンの平均値を計算している．なお，リターンには，リスク調整を行っていないリターン（raw returns）を用いてる．

表9は，各ポートフォリオの2000－2010年の11年間の平均値を表したものである．また，投資戦略としては，割安である$Q5$を空買いし，割高である$Q1$を空売りするという，ゼロ・インベストメント戦略を用いており，その結果が各パネルの最終行で示されている．第1に，パネルAのOhlsonモデルに基づく投資戦略（$V_{Ohlson,t}/P_t$）とパネルBのFOモデルに基づく投資戦略（$V_{FO,t}/P_t$）の結果を比較すると，それぞれ，12ヵ月で－11.31%と－5.20%，24ヵ月で3.03%と9.24%，36ヵ月で14.54%と19.04%となっており，FOモデルがOhlsonモデルを上回っている．ただし，両モデルとも，18ヵ月までは超過リターンを獲得できておらず，短期的な投資戦略としては有効ではないといえる．

第2に，パネルCの簿価モデルに基づく投資戦略（$V_{B,t}/P_t$）とパネルDの利益資本化モデルに基づく投資戦略（$V_{CapE,t}/P_t$）の結果は，予想と反したものになっている．簿価モデルに基づく投資戦略から得られる超過リターンは，36ヵ月時点では8.36%と正の超過リターンを獲得しているが，30ヵ月まではマイナスとなっている．さらに，利益資本化モデルに基づく投資戦略から得られる超過リターンは，12ヵ月以降全てマイナスとなっている．簿価モデルと利益資本化モデルに基づく投資戦略は，それぞれ，低PBR効果と低PER効果の検証と類似した分析であるので，本研究で得られた結果は予想に反したものであるといえる．

以上のV/Pレシオ戦略による表9の結果は，将来リターンの観点からも，FOモデルのOhlsonモデルに対する優位性を示すものといえる．しかしながら，V/Pレシオ戦略から正の超過リターンが得られるという結果は，市場のミスプライシングを許容することにつながり，それに対する懸念が，Lo/Lys[2000]，Kothari[2001]，Beaver[2002]等で指摘されている．つまり，V/Pレシオ戦略から得られる正の超過リターンは，市場のミスプライシングではなくリスクで説明され得るのではないかという批判である．

事実，V/Pレシオ戦略を用いている，Frankel/Lee[1998]，Dechow/Hutton/Sloan[1999]，McCrae/Nilsson[2001]，Brown/Gallery/Goei[2006]，西尾/中野[2006]等の多く

表 9　リスク調整していないリターンによる将来リターンの比較

パネルA: Ohlsonモデルに基づく投資戦略	6ヵ月	12ヵ月	18ヵ月	24ヵ月	30ヵ月	36ヵ月
$Q1$(割高)	0.0045	0.1483	0.1035	0.1490	0.1392	0.1867
$Q2$	−0.0127	0.0891	0.0452	0.1299	0.1411	0.2225
$Q3$	−0.0384	0.0545	0.0290	0.1286	0.1388	0.2309
$Q4$	−0.0496	0.0442	0.0259	0.1455	0.1568	0.2696
$Q5$(割安)	−0.0649	0.0351	0.0306	0.1793	0.1990	0.3321
$Q5-Q1$	−0.0694	−0.1131	−0.0729	0.0303	0.0599	0.1454

パネルB: FOモデルに基づく投資戦略	6ヵ月	12ヵ月	18ヵ月	24ヵ月	30ヵ月	36ヵ月
$Q1$(割高)	−0.0175	0.1109	0.0638	0.1198	0.1172	0.1788
$Q2$	−0.0133	0.0836	0.0495	0.1272	0.1349	0.2077
$Q3$	−0.0291	0.0634	0.0321	0.1330	0.1423	0.2318
$Q4$	−0.0443	0.0506	0.0301	0.1429	0.1586	0.2605
$Q5$(割安)	−0.0584	0.0590	0.0576	0.2122	0.2253	0.3692
$Q5-Q1$	−0.0408	−0.0520	−0.0062	0.0924	0.1081	0.1904

パネルC: 簿価モデルに基づく投資戦略	6ヵ月	12ヵ月	18ヵ月	24ヵ月	30ヵ月	36ヵ月
$Q1$(割高)	0.0375	0.1796	0.1333	0.1769	0.1671	0.2134
$Q2$	−0.0126	0.0962	0.0708	0.1495	0.1570	0.2260
$Q3$	−0.0481	0.0491	0.0211	0.1286	0.1413	0.2463
$Q4$	−0.0556	0.0380	0.0160	0.1371	0.1525	0.2566
$Q5$(割安)	−0.0804	0.0121	−0.0050	0.1387	0.1542	0.2970
$Q5-Q1$	−0.1179	−0.1675	−0.1383	−0.0383	−0.0129	0.0836

パネルD: 利益資本化モデルに基づく投資戦略	6ヵ月	12ヵ月	18ヵ月	24ヵ月	30ヵ月	36ヵ月
$Q1$(割高)	−0.0567	0.0832	0.0437	0.1566	0.1696	0.2761
$Q2$	−0.0343	0.0868	0.0551	0.1555	0.1614	0.2674
$Q3$	−0.0291	0.0693	0.0438	0.1431	0.1551	0.2410
$Q4$	−0.0267	0.0709	0.0606	0.1584	0.1683	0.2615
$Q5$(割安)	−0.0160	0.0537	0.0254	0.1105	0.1136	0.1813
$Q5-Q1$	0.0408	−0.0294	−0.0183	−0.0462	−0.0560	−0.0948

(注)　Ohlsonモデル，FOモデル，簿価モデル，利益資本化モデルの4モデルの将来株式リターンの獲得力を比較するために，2000−2010年の各年6月末時点におけるV_t/P_tを調査し，その値の大きさ順に均等数に5つのポートフォリオ($Q1$〜$Q5$)を作成している．そして，各年6月末時点のポートフォリオ作成以降36ヵ月間の，$Q1$〜$Q5$のバイ・アンド・ホールド・リターンを計算している．なお，リターンには，リスク調整を行っていないリターン(raw returns)を用いてる．パネル内の数値は，各ポートフォリオの2000−2010年の11年間の平均値を表したものであり，その最終行には，割安である$Q5$を空買いし，割高である$Q1$を空売りするという，ゼロ・インベストメント戦略の結果が示されている．P_tおよびV_tの定義については，それぞれ，表1および表8を参照されたい．

の先行研究では，リスク調整を行っていないリターンを使用しており，リスクの影響がコントロールされていない．本研究の表9も，また，リスク調整していないリターンを用いた場合の結果である．

そこで，以下では，リスク調整を行っていないリターンの代わりに，各種のリスク調整済みリターンを用いた場合の検証を行っている[10]．

リスク調整済みリターンとしては，規模調整済みリターン，簿価時価比率(BMR)調整済

みリターン，規模/*BMR*調整済みリターンの3種類を用いており，これらのリスク調整済みリターンの計算方法は，次のようである．

リスク調整済みリターン＝リスク調整していないリターン－企業の属するポートフォリオ・リターン

ただし，ポートフォリオ・リターンは，以下のように算定している．

(ⅰ)ユニバースは東証1部・2部全銘柄(金融業を含める)である，

(ⅱ)規模調整済みリターンと*BMR*調整済みリターンに関しては，それぞれ，9月末の時価総額と3月末の*BMR*の大きさに従って，均等銘柄数の10個のポートフォリオを作成する[11]．一方，規模/*BMR*調整済みリターンについては，9月末の時価総額と3月末の*BMR*の大きさの組み合わせで，5×5＝25個のポートフォリオを作成する．なお，ポートフォリオのBreakpointsには，東証1部銘柄のみを用いる，

(ⅲ)リバランスは年一回9月末とし，各ポートフォリオの時価総額加重平均リターンを，10月～翌年9月にかけて月次で求める．

表10のパネルA, B, Cは，それぞれ，規模調整済みリターン，*BMR*調整済みリターン，規模/*BMR*調整済みリターンを用いた場合の結果を表している．なお，投資戦略は，表9と同じ*V*/*P*レシオ戦略であり，*Q*5－*Q*1の結果のみを載せている．

表10からは，Ohlsonモデル，FOモデル，簿価モデル，利益資本化モデルの4モデル全てについて，どのリスク調整済みリターンを用いても，全く超過リターンを獲得できていないということがわかる．最長の36ヵ月時点で見ると，パネルAの規模調整済みリターンを用いた場合のFOモデルに基づく投資戦略だけが，1.03%と唯一小さい正の超過リターンを獲得しているが，他のリスク調整済みリターンやモデルに関しては，全て負の超過リターンとなっている．

表10の結果は，表9で観察されたOhlsonモデルやFOモデルの超過リターンが，ミスプライシングというよりはリスクで説明され得るということを示唆している．そこで，Ohlsonモデル，FOモデル，簿価モデル，利益資本化モデルの4モデルのV_t/P_tポートフォリオ(*Q*1～*Q*5)について，一般的なリスク指標である，規模，*BMR*，ベータ，負債総資本比率を調査している．

なお，規模，*BMR*，ベータ，負債総資本比率の定義は以下のようである．

規模: 6月末の時価総額(単位: 100万円)，

BMR: 3月末の簿価時価比率，

ベータ: 6月末時点において，過去60ヵ月のリターン(最低36ヵ月以上)から推定，

負債総資本比率: 総負債÷(総負債＋純資産)．

表11のパネルA, B, C, Dは，それぞれ，Ohlsonモデル，FOモデル，簿価モデル，利益資本化モデルに基づくV_t/P_tポートフォリオ(*Q*1～*Q*5)のリスク指標の平均値を載せている．パネルBのFOモデルのV_t/P_tポートフォリオのリスク指標を見ると，規模については，割高の*Q*1の時価総額が334,323百万円と最も大きく，割安の*Q*5の時価総額が53,699百万円と最も小さくなっており，*BMR*に関しては，その反対に，割高の*Q*1が0.730と最も小さく，割安の*Q*5が1.570と最も大きい値を示している．ベータと負債総資本比率については，*Q*1～*Q*5で顕著な差は観察されない．また，パネルAのOhlsonモデルのリスク指標に関しても，FOモデルと同様の傾向が見られる．

表11の結果は，OhlsonモデルやFOモデルで割高に分類される企業は，大規模かつグロー

表 10　リスク調整済みリターンによる将来リターンの比較

パネルA: 規模調整済みリターン($Q5-Q1$)	6ヵ月	12ヵ月	18ヵ月	24ヵ月	30ヵ月	36ヵ月
V_{Ohlson}/P	−0.0429	−0.1468	−0.1047	−0.0805	−0.0507	−0.0504
V_{FO}/P	−0.0202	−0.0805	−0.0377	−0.0100	0.0016	0.0103
V_B/P	−0.0960	−0.1997	−0.1614	−0.1306	−0.0958	−0.0931
V_{CapE}/P	0.0368	−0.0269	−0.0197	−0.0414	−0.0325	−0.0658

パネルB: BMR調整済みリターン($Q5-Q1$)	6ヵ月	12ヵ月	18ヵ月	24ヵ月	30ヵ月	36ヵ月
V_{Ohlson}/P	−0.0717	−0.2109	−0.1954	−0.2000	−0.2087	−0.2360
V_{FO}/P	−0.0441	−0.1131	−0.0920	−0.0699	−0.0909	−0.0880
V_B/P	0.1247	−0.2794	−0.2693	−0.2802	−0.2872	−0.3243
V_{CapE}/P	0.0469	−0.0032	0.0163	0.0064	0.0211	−0.0021

パネルC: 規模/BMR調整済みリターン($Q5-Q1$)	6ヵ月	12ヵ月	18ヵ月	24ヵ月	30ヵ月	36ヵ月
V_{Ohlson}/P	−0.0636	−0.1943	−0.1736	−0.1779	−0.1666	−0.1904
V_{FO}/P	−0.0317	−0.1059	−0.0767	−0.0654	−0.0666	−0.0711
V_B/P	−0.1212	−0.2594	−0.2471	−0.2511	−0.2376	−0.2648
V_{CapE}/P	0.0418	−0.0142	−0.0039	−0.0230	−0.0120	−0.0430

(注)　表9と同じ投資戦略で，リスク調整済みリターンを用いた場合の，$Q5-Q1$の結果を載せている．リスク調整済みリターンの計算方法は，以下のようである．

リスク調整済みリターン＝リスク調整していないリターン－企業の属するポートフォリオ・リターン

パネルA, B, Cは，それぞれ，規模調整済みリターン，簿価時価比率(BMR)調整済みリターン，規模/BMR調整済みリターンを用いた場合の結果であり，それぞれのポートフォリオ・リターンは，以下のように算定している．

(ⅰ)ユニバースは東証1部・2部全銘柄(金融業を含める)である，

(ⅱ)規模調整済みリターンとBMR調整済みリターンに関しては，それぞれ，9月末の時価総額と3月末のBMRの大きさに従って，均等銘柄数の10個のポートフォリオを作成する．一方，規模/BMR調整済みリターンについては，9月末の時価総額と3月末のBMRの大きさの組み合わせで，5×5＝25個のポートフォリオを作成する．なお，ポートフォリオのBreakpointsには，東証1部銘柄のみを用いる，

(ⅲ)リバランスは年一回9月末とし，各ポートフォリオの時価総額加重平均リターンを，10月～翌年9月にかけて月次で求める．

ス銘柄であり，その反対に，割安に分類される企業は，小規模かつバリュー銘柄であるいうことを意味している．このことが，OhlsonモデルやFOモデルに基づくV/Pレシオ戦略で，リスク調整していないリターンを用いた場合には正の超過リターンが得られるが，リスク調整済みリターンを用いると超過リターンが消滅するという，表9および表10の結果を，部分的に説明するものと考えられる．ただし，OhlsonモデルやFOモデルに基づくV/Pレシオが，一体どのようなメカニズムで，小規模/バリュー銘柄と大規模/グロース銘柄に選別しているのかは明らかではない．

以上，本節の将来リターンに関する検証からは，OhlsonモデルとFOモデルの相対的優位性に関して曖昧な結果が得られている．リスク調整していないリターンを用いた場合には，FOモデルはOhlsonモデルよりも長期的により大きな超過リターンを獲得している一方で，各種のリスクを考慮したリスク調整済みリターンを用いた場合には，両モデルとも全く将来リターンを獲得できていない．

ただ，何れの場合においても，FOモデルの将来リターン獲得力がOhlsonモデルよりも劣るという結果は得られていないので，前節の，現在の株価説明力に関するFOモデルのOhlsonモデルに対する優位性が，一時的な市場のミスプライシングによるものかも知れないという懸念は，否定されるといえる．

表 11　*V/P*ポートフォリオのリスク指標

パネルA: Ohlsonモデルに基づく*V/P*ポートフォリオ

	規模	*BMR*	ベータ	負債総資本比率
*Q*1(割高)	376,095	0.564	1.001	0.571
*Q*2	322,121	0.817	0.973	0.535
*Q*3	169,694	1.036	0.923	0.531
*Q*4	93,819	1.319	0.904	0.524
*Q*5(割安)	25,137	1.883	0.926	0.545

パネルB: FOモデルに基づく*V/P*ポートフォリオ

	規模	*BMR*	ベータ	負債総資本比率
*Q*1(割高)	334,323	0.730	0.951	0.548
*Q*2	298,254	0.923	0.932	0.510
*Q*3	198,096	1.087	0.926	0.524
*Q*4	102,412	1.309	0.934	0.531
*Q*5(割安)	53,699	1.570	0.984	0.594

パネルC: 簿価モデルに基づく*V/P*ポートフォリオ

	規模	*BMR*	ベータ	負債総資本比率
*Q*1(割高)	427,569	0.482	1.023	0.576
*Q*2	310,260	0.767	0.965	0.563
*Q*3	148,348	1.020	0.950	0.540
*Q*4	76,727	1.338	0.908	0.515
*Q*5(割安)	24,104	2.011	0.882	0.512

パネルD: 利益資本化モデルに基づく*V/P*ポートフォリオ

	規模	*BMR*	ベータ	負債総資本比率
*Q*1(割高)	108,248	1.190	1.042	0.588
*Q*2	122,353	1.179	0.928	0.542
*Q*3	146,587	1.174	0.880	0.537
*Q*4	220,420	1.095	0.850	0.529
*Q*5(割安)	388,945	0.982	1.028	0.510

(注)　Ohlsonモデル, FOモデル, 簿価モデル, 利益資本化モデルの4モデルについて, 2000－2010年の各年6月末時点におけるV_t/P_tを調査し, その値の大きさ順に均等数に5つのポートフォリオ(*Q*1～*Q*5)を作成している. そして, 各ポートフォリオについて, リスクと関連していると思われる, 規模, *BMR*, ベータ, 負債総資本比率の4指標の平均値を示している. なお, 指標の定義は以下のようである.
規模: 6月末の時価総額(単位: 100万円),
BMR: 3月末の簿価時価比率,
ベータ: 6月末時点において, 過去60ヵ月のリターン(最低36ヵ月以上)から推定,
負債総資本比率: 総負債÷(総負債＋純資産).

6.　おわりに

Feltham/Ohlson[1995]で提示されたFeltham-Ohlson(FO)モデルは, Ohlsonモデルを発展させたもので, (ｉ)企業活動を営業活動と財務活動に分類して評価している, (ii)残余利益の発生源泉として会計の特徴である保守主義の影響を考慮しているといった特徴を有しており, Ohlsonモデルよりも精緻化された理論モデルであるといえる. それにもかかわらず, わが国においては, 今日までFOモデルが検証されてこなかった. その最大の要因としては, 現行の会計制度に基づく財務諸表からは, 資産・負債を営業活動と財務活動に明確に

分類することが困難であるからということが考えられる.

しかるに,企業活動を営業活動と財務活動とに分類して行うというFOモデルの発想は,コロンビア大学のPenman教授の提唱する,企業評価と直接理論的に結び付いた新しい財務比率分析の特徴のひとつであり,また,IASBが現在進めている「財務諸表の表示に関するプロジェクト」の趣旨とも合致するものである.従って,企業評価において,企業の営業活動と財務活動とを区別して捉えるFOモデルは,今後注目が高まる可能性があり,近年の株式市場にとって重要なテーマのひとつであると考えられる.

そこで,本研究では,わが国におけるFOモデルの妥当性を,Ohlsonモデルと比較する形で検証している.最初に,Ohlson[2001]およびLiu/Ohlson[2000]で示された実証的に検証可能なOhlsonおよびFOモデルを推定し,得られた係数推定値が,理論的に予想される符号と一致しているかを調査している.結果は,Ohlsonモデル,FOモデルともに,係数の符号は理論的予測と一致しており,両方のモデルを支持するものであった.従って,係数推定値の観点からは,両モデルの優劣を判断するのは困難であるといえる.

次に,OhlsonモデルとFOモデルから得られる企業の推定価値を現在の株価と比べることによって,両モデルの現在の株価を説明する能力を検証している.結果は,FOモデルはOhlsonモデルよりも企業価値の推定正確度が有意に高く,現在の株価を説明する能力が高かった.また,比較目的のためにナイーブな簿価モデルと利益資本化モデルによる推定価値との比較も行っているが,FOモデルはこれらのモデルよりも企業価値の推定正確度の点で大きく優っていた.

第3に,OhlsonモデルとFOモデルから得られる推定価値が実際の株価と比して割安か割高かを調査し,割安銘柄群を空買いして割高銘柄群を空売りするというV/Pレシオ戦略によって得られる将来リターンに差があるかを検証している.結果は,両モデルとも長期的に正の超過リターンを獲得しており,ナイーブな簿価モデルや利益資本化モデルよりも大きい超過リターンを得ていた.また,FOモデルは,Ohlsonモデルよりも将来リターンの獲得力が高かった.ただし,これはリスク調整を行っていないリターンを用いた場合の結果であり,各種のリスクを考慮したリスク調整済みリターンを用いた場合には,Ohlsonモデル,FOモデルともに,全く超過リターンを獲得できなかった.この将来リターン獲得力に関する結果は,現在の株価説明力におけるFOモデルのOhlsonモデルに対する優位性が,一時的な市場のミスプライシングによるものではないということを示唆するものといえる.

最後に,本研究における結果と,米国の先行研究における結果との相違点について考察する.本研究では,Ohlsonモデルに対するFOモデルの優位性を示唆する結果が得られているが,米国の先行研究からは,両モデルの差は明確ではないという証拠が示されている.そもそも,米国においてOhlsonモデルを検証するDechow/Hutton/Sloan[1999]と,FOモデルを検証するCallen/Segal[2005]から得られている係数推定値は,両モデルの理論的予測と比べてあまり当てはまりがよくなく,予想利益に関する変数の係数が非常に大きな値を取っているという傾向が見られる.また,現在株価との比較に関しても,両モデルから得られる企業の推定価値は,一期先予想利益を割引率で除しただけのナイーブな利益資本化モデルから得られる推定価値よりも,正確度が劣るという結果が報告されている.

それでは,なぜ米国よりもわが国の方が,FOモデルあるいはOhlsonモデルの当てはまりが良いのかという点についてであるが,その理由のひとつとして考えられるのが,わが国における経営者予想の存在である.例えば,Conroy/Harris/Park[1993, 1994]では,日本の東洋経済予想と米国のI/B/E/S予想とを比較し,日本の東洋経済予想の方が米国のI/B/E/S

予想よりも正確度が高いということを発見し，その理由として，日本における経営者予想の存在を挙げている．従って，わが国においては，経営者予想が存在するゆえに，より正確度の高い予想利益が利用可能であるということが，日米における検証結果の差異の一因であると考えられるのである．

しかしながら，上述の推論は，米国市場においてなぜ予想利益が重視され，バリュエーションで高いウェイトが置かれているのかという疑問に対する答えにはなっていない．米国における研究と本研究とでは，サンプルや推定期間はもちろんのこと，変数の定義や推定方法に関しても細かな相違があるので，両国の結果を一概に比較することは困難である．今後は，サンプルをS&P500と日経500といった両国を代表する銘柄に揃えて同一の分析手法を用いるといった，より統一的な基準で両国のデータを分析することによって，日米の会計変数に対するバリュエーションの差異を比較検証する必要があるであろう．

（おおた　こうじ，さいとう　てつろう，よしの　たかあき）

注

1　本研究で言及しているOhlsonおよびFOモデルとは，残余利益評価モデル（Residual Income Valuation Model）に，Ohlson[1995]およびFeltham/Ohlson[1995]で提示された線形情報ダイナミックス（Linear Information Dynamics）を組み入れた企業評価モデルのことである．

2　Callen/Segal[2005]による純財務資産と純営業資産の算定方法は本研究と同じであるが，財務資産と財務負債の定義が本研究とは若干相違しており，以下のようになっている．なお，括弧内の数字はCompustatの項目コードを表している．
FA: 財務資産＝Cash and Short-Term Investments（#1）＋Investments and Advances－Other（#32）＋Short-Term Investments（#193），*FL*: 財務負債＝Long-Term Debt－Total（#9）＋Debt in Current Liabilities（#34）＋Preferred Stock（#130）＋Notes Payable（#206）．

3　長期国債応募者利回り（10年物）は，通常，毎月初旬に入札が行われるので，本研究ではその点を考慮して，割引率の推定を各年7月初旬で行っている．なお，Fama-French3ファクターモデル，CAPM，Carhart4ファクターモデルのパラメータ推定期間は過去60ヵ月であり（最低36ヵ月以上あれば推定している），各月のファクター・プレミアムおよび期待プレミアムは，全て，太田/斉藤/吉野/川井[2012]から得ている．また，割引率の閾値は，下限が安全利子率，上限が各年7月時点の割引率平均値＋3σと設定している．

4　多くの統計ソフトでは，FEモデルを推定した場合に定数項が表示されるが，これは各企業に関する定数項の平均値を便宜的に示しているに過ぎない．

5　詳細については，Baltagi[2008]を参照されたい．

6　検証期間を2000年以降に限定しているのは，本研究で使用している「東洋経済・業績予想データ」が，2期先の連結予想を開始したのが2000年6月であることによるものである（それ以前は，2期先個別予想と1期先連結予想であった）．

7　純資産が正であるという要件は，Fama-French3ファクターモデルおよびCarhart4ファクターモデルで用いる簿価時価比率に関するプレミアムの算定のために必要であるからである．また，過去の株式リターンデータが36ヵ月以上存在しているという要件に関しては，Fama-French3ファクターモデル，CAPMおよびCarhart4ファクターモデルのパラメータ推定期間は，原則的には過去60ヵ月であるが，最低36ヵ月以上の株式リターンデータがあれば推定可能と判断してサンプルに含めているので，このような基準になっている．

8 C&Sと同様に，FOモデルの係数制約(16a)(16b)によるOhlsonモデルの妥当性の検証も行っている．最初に，(16a)については，$r(FF3)$の平均値である7.125%を用いると，

$$\delta_0-(1-r\delta_3)=0.3627-(1-0.07125\times6.5380)=-0.17146$$

$$\mathrm{Var}[\delta_0-(1-r\delta_3)]=0.00314+0.07125^2\times0.00573+0.07125\times(-0.00069)=0.00312$$

である．従って，z値$=-3.07$となり，(16a)は1%水準で棄却される．

次に，(16b)は，$\delta_4=0.2400$, $\mathrm{Var}[\delta_4]=0.00701$であるので，$z$値$=2.87$となり，(16b)も1%水準で棄却される．

このように，FOモデルの係数制約の検証結果からは，Ohlsonモデルの妥当性は否定されるが，3.1節で述べたように，(16a)(16b)の保守主義に関する係数制約の結果だけからでは，FOモデルのOhlsonモデルに対する優位性を決定することはできない．従って，本研究では，この結果から両モデルの優劣の判断を行っていない．

9 米国におけるC&SおよびDechow/Hutton/Sloan[1999]の結果と比べて，本研究における利益資本化モデルの推定正確度が低い原因のひとつとして，米国における予想利益が特別損益項目等の一時的な損益を除いたものであるということが考えられる．そこで，当期純利益予想の代わりに，税引き後経常利益予想(予想経常利益×(1－実効税率)を用いた場合の利益資本化モデルの推定正確度も併せて検証している．結果は，推定正確度(外挿)の中央値が0.5268と若干の正確度の向上は見られたものの，依然4モデルの中で推定正確度が最も低かった．

10 リスク調整済みリターンに関する検証については，編集者の芹田敏夫先生および匿名レフェリーの助言に感謝したい．

11 *BMR*の定義の詳細は，太田/斉藤/吉野/川井[2012]を参照されたい．

引用文献

石川博行[2001]，「利益の時系列特性と配当に対する市場の評価」『會計』160(6)，854-869.

石川博行[2002]，「企業価値評価における配当の役割(2)」『経営研究』(大阪市立大学経営学会) 52(4)，125-154.

太田浩司[2000]，「オールソンモデルによる企業評価－Ohlson(1995)モデルの実証研究－」『証券アナリストジャーナル』38(4)，62-75.

太田浩司[2004]，「残余利益モデルに基づく財務比率分析」『証券アナリストジャーナル』42(4)，23-34.

太田浩司[2005]，「予想利益の精度と価値関連性－I/B/E/S，四季報，経営者予想の比較－」『現代ファイナンス』18，141-159.

太田浩司[2013]，「パネル・データ分析におけるクラスター頑健手法の使用について」『証券アナリストジャーナル』51(11)，77-87.

太田浩司，斉藤哲朗，吉野貴晶，川井文哉[2012]，「CAPM，Fama-French3ファクターモデル，Carhart4ファクターモデルによる資本コストの推定方法について」『関西大学商学論集』57(2)，1-24.

高橋美穂子[2001]，「会計数値と企業評価モデル－線形情報モデルを用いた企業評価に関する実証研究－」『會計』159(5)，143-155.

西尾公宏，中野誠[2006]，「株式価値評価モデルの比較分析－残余利益モデル・DCFモデル・経済付加価値モデル－」『証券アナリストジャーナル』44(2)，98-110.

村宮克彦[2010]，「残余利益モデルを構成する財務比率の特性分析」桜井久勝編著『企業価値評価の実証分析－モデルと会計情報の有用性検証－』中央経済社，230-269.

Ahmed, A., R. Morton, and T. Schaefer.[2000], "Accounting Conservatism and the Valuation of Account-

ing Numbers : Evidence on the Feltham-Ohlson(1996)Model," *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 15(3), 271-292.

Ali, A., L. Hwang, and M. Trombley.[2003], "Residual-Income-Based Valuation Predicts Future Stock Returns : Evidence on Mispricing vs. Risk Explanations," *The Accounting Review* 78(2), 377-396.

Baltagi, B.[2008], *Econometric Analysis of Panel Data*. 4th ed. John Wiley & Sons Ltd.

Beaver, W.[2002], "Perspectives on Recent Capital Market Research," *The Accounting Review* 77(2), 453-474.

Begley, J. and G. Feltham.[2002], "The Relation between Market Values, Earnings Forecasts, and Reported Earnings," *Contemporary Accounting Research* 19(1), 1-48.

Brown, P., G. Gallery, and O. Goei.[2006], "Does Market Misvaluation Help Explain Share Market Long-Run Underperformance Following a Seasoned Equity Issue?" *Accounting & Finance* 46(2), 191-219.

Callen, J., and D. Segal.[2005], "Empirical Tests of the Feltham-Ohlson(1995)Model," *Review of Accounting Studies* 10(4), 409-429.

Callen, J., and M. Morel.[2001], "Linear Accounting Valuation When Abnormal Earnings Are AR(2)," *Review of Quantitative Finance and Accounting* 16(3), 191-203.

Conroy, R., R. Harris, and Y. Park.[1993], "Published Analysts' Earnings Forecasts in Japan : How Accurate Are They?" *Pacific-Basin Finance Journal* 1(2), 127-137.

Conroy, R., R. Harris, and Y. Park.[1994], *Analysts' Earnings Forecast Accuracy in Japan and the United States*, The Research Foundation of the Institute of Chartered Financial Analysts.

Dechow, P., A. Hutton, and R. Sloan.[1999], "An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model," *Journal of Accounting and Economics* 26(1−3), 1-34.

Feltham, G., and J. Ohlson.[1995], "Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities," *Contemporary Accounting Research* 11(2), 689-731.

Frankel, R., and C. Lee.[1998], "Accounting Valuation, Market Expectation, and Cross-Sectional Stock Returns," *Journal of Accounting and Economics* 25(3), 283-319.

Hand, J.[2001], "Discussion of 'Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation : An Empirical Perspective'," *Contemporary Accounting Research* 18(1), 121-130.

Hand, J., and W. Landsman.[2005], "The Pricing of Dividends in Equity Valuation," *Journal of Business Finance & Accounting* 32(3−4), 435-469.

Kothari, S.[2001], "Capital Markets Research in Accounting," *Journal of Accounting and Economics* 31(1−3), 105-231.

Lee, C., J. Myers, and B. Swaminathan.[1999], "What Is the Intrinsic Value of the Dow?" *The Journal of Finance* 54(5), 1693-1741.

Liu, J., and J. Ohlson.[2000], "The Feltham-Ohlson(1995)Model : Empirical Implications," *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 15(3), 321-331.

Lo, K., and T. Lys.[2000], "The Ohlson Model : Contribution to Valuation Theory, Limitations, and Empirical Applications," *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 15(3), 337-367.

McCrae, M., and H. Nilsson.[2001], "The Explanatory and Predictive Power of Different Specifications of the Ohlson(1995)Valuation Models," *European Accounting Review* 10(2), 315-341.

Morel, M.[2003], "Endogenous Parameter Time Series Estimation of the Ohlson Model : Linear and Nonlinear Analyses," *Journal of Business Finance & Accounting* 30(9−10), 1341-1362.

Myers, J.[1999], "Implementing Residual Income Valuation with Linear Information Dynamics," *The Accounting Review* 74(1), 1-28.

Nissim, D., and S. Penman.[2001], "Ratio Analysis and Equity Valuation : From Research to Practice,"

Review of Accounting Studies 6(1), 109-154.

Nissim, D., and S. Penman.[2003], "Financial Statement Analysis of Leverage and How It Informs About Profitability and Price-to-Book Ratios," *Review of Accounting Studies* 8(4), 531-560.

Ohlson, J.[1995], "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research* 11(2), 661-687.

Ohlson, J.[2001], "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation : An Empirical Perspective," *Contemporary Accounting Research* 18(1), 107-120.

Ota, K.[2002], "A Test of the Ohlson(1995)Model : Empirical Evidence from Japan," *International Journal of Accounting* 37(2), 157-182.

Penman, S.[2001], *Financial Statement Analysis and Security Valuation*. McGraw-Hill/Irwin.

Petersen, M.[2009], "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets : Comparing Approaches," *The Review of Financial Studies* 22(1), 435-480.

Tse, S., and R. Yaansah.[1999], "An Analysis of Historical and Future-Oriented Information in Accounting-Based Security Valuation Models," *Contemporary Accounting Research* 16(2), 347-380.