ファイナンス分野の理論から見た会計ベータ値研究

棚 橋 則 子

1．はじめに

本稿の目的は，ファイナンス分野の理論の視点から，近年行われている会計ベータ値研究を整理することである。会計ベータ値とは，会計数値を用いて測定された，マクロショックに対する個別企業の感応度を意味する（中野，2022b）。会計ベータ値研究は1970年代にも行われていたが，その後はあまり発展を見せなかったものの，近年再び行われ始めている。

株式投資を行う際には，ハイリスク・ハイリターンの原則がある。ある株式のリスクの水準が決まれば，この原則に応じて，得られると期待される株式リターンの高さも決まることになる（桜井，2020，第13章）。リスクには，個別リスクとシステマティックリスクがある。分散投資を行うことによって，個別リスクは限りなくゼロに近づけることはできるものの，システマティックリスクを除去することはできない。したがって，期待株式リターンを推定する際には，システマティックリスクの測定が重要な論点となってきた。

一般に，システマティックリスクの尺度というと，資本資産評価モデル（CAPM）やFama-Frenchの３ファクターモデルに基づくファクターベータ値が用いられることが多い。しかし，CAPMでは期待リターンの推定が不正確であるという証拠が多数存在すること，Fama-Frenchの３ファクターモデルは期待リターンの説明力は高いものの，なぜ簿価時価比率や企業規模を変数として加えるのかに対しては理論的な基盤がないことなど，いくつか問題点が指摘されている（石川，2013）。また，上記のファクターベータ値を推定するためには過去の株価データが必要であり，新規上場企業や非上場企業の場合には推定することができない。

それに対し，会計ベータ値は財務諸表があれば推定することが可能である[1)]。非上場企業に限らず，セグメントや事業部ごとでも財務諸表があれば推定することが可能であることから，汎用性が非常に高い尺度であるといえる。また，近年，リスク評価に対する会計情報の役立ちが重要な研究テーマとなっている（Penman, 2016など）。会計情報を用いたリスク尺度の１つである会計ベータ値の研究に取り組むことは，リスク評価のために会計情報が有用であるという研究の蓄積にもなると考えられる。

これまでの会計ベータ値研究に関するレビュー論文としては，桜井（1991，第９章），Ryan（1997），石川（2000，第５章）がある。しかし，これらは主に1970年代に実施された研究のレビューを行ったものであり，最近の会計ベータ値研究のレビューは行われていない。日本における最近の会計

1)　中野（2022a）では，会計ベータ値研究のメリットとして，①会計利益の変動の要因を市場との連動によるものと企業自身によるものとに分解することが可能になる点，②事業部単位で会計ベータ値が推計できることから，事業部単位でのハードルレートの設定が可能になる点，を挙げている。

ベータ値に関する論文として，中野（2022a），中野（2022b），中野・縄田（2022）がある。これらの研究は，近年行われている会計ベータ値研究を参考に，日本のデータを用いて会計ベータ値に関する実証分析を行っている。しかし，近年の会計ベータ値研究が背景にしているファイナンス分野の理論については，あまり触れられていないように思われる。

そこで本稿では，近年の会計ベータ値研究の根幹をなしているファイナンス理論の視点から，近年の会計ベータ値研究を検討する。具体的にはまず，Campbell and Shiller（1988）や Vuolteenaho（2002）による対数線形・現在価値恒等式から導き出された期待外リターン式について説明する[2)]。次に，それらを用いてどのようにベータ値を含んだ形で式が展開されたのか（ベータ値の分解）を系統立ててまとめている。そして，それらのファイナンス分野の研究と，会計ベータ値に関する近年の実証研究との関係を考察している。

本稿の構成は以下の通りである。まず，第２節では会計ベータ値に関する初期の代表的な論文である Beaver *et al.*（1970）を取り上げ，その内容について検討する。第３節では，近年の会計ベータ値研究が基にしているファイナンス理論，特に，対数線形・現在価値恒等式を出発点として導き出された期待外リターン式とそれらを用いて行われたベータ値の分解を示し，実証結果から明らかになったことをまとめている。第４節では，近年行われた会計ベータ値に関する実証研究をレビューし，第５節では本稿のまとめと今後の課題について述べる。

２．会計ベータ値に関する初期の研究

会計ベータ値に関する研究は，1970年代から行われ始めた。代表的な論文として，Beaver *et al.*（1970）がある[3)]。ここでは，彼らが行った研究について簡単に説明する。

Beaver *et al.*（1970）は，配当性向や利益の変動性といった会計情報によって計算されるリスク尺度（会計上のリスク尺度）と，市場によって決定されるリスク尺度（市場ベータ値）との間にはどのような関係があるのかについて，個別銘柄レベルとポートフォリオレベルの両方で分析を行った。その結果，会計上のリスク尺度と市場ベータ値の間には高い相関関係があることを明らかになった。さらに，会計上のリスク尺度を用いて将来の市場ベータ値を予測できるかどうかについても検証したところ，正確な予測ができることも明らかにしている。このことから，会計情報がリスクの評価においても有用であることが示されたわけである。

このように，会計情報のリスク測定への役立ちが示された点も重要ではあるが，この論文の画期的な部分は，会計情報を用いて直接的に市場ベータ値と同様のリスク尺度を求めるべく「会計

2）対数線形・現在価値恒等式を用いることの重要性は，福井（2008, 第3章），椎葉（2018a），椎葉（2018b），村宮（2021）でも議論されている。

3）1970年代における Beaver et al.（1970）以外の研究については，桜井（1991, 第9章），Ryan（1997），石川（2000, 第5章）を参照されたい。また，若林（2009, 第4章）では，Ryan（1997）が行ったレビューについて記述されている。

ベータ値（accounting β（covariability of earnings））」という新たな尺度を示したことにある[4)]。彼らは，会計ベータ値を市場ベータ値の推定と同様に以下で定義している。

$$会計ベータ値 = \frac{\mathrm{Cov}\left(\frac{NI_{i,t}}{MV_{i,t-1}}, M_t\right)}{\mathrm{Var}(M_t)} \tag{1}$$

なお，$NI_{i,t}$ は企業 i の t 期における当期純利益，$MV_{i,t-1}$ は，企業 i の $t-1$ 期末の株式時価総額，M_t は市場を構成する全企業 N における $NI_{i,t}/MV_{i,t-1}$ の単純平均である。上記（1）式で計算した会計ベータ値と市場ベータ値との相関関係について分析を行った結果，1947年から1956年において，相関係数は，個別銘柄レベルでは0.39，ポートフォリオレベルでは0.67であることが明らかになった。つまり，ポートフォリオレベルでは会計ベータ値と市場ベータ値の間には，ある程度高い正の相関があることを示している。

ここまで，会計ベータ値の初期の代表的な研究であるBeaver *et al.*（1970）について概観してきた。会計情報を用いて市場ベータ値と同じような尺度を生み出そうとした点で非常に画期的な論文ではあるが，彼らの研究を始めとする当時の会計ベータ値研究に対して，いくつか疑問が存在する。1つ目は，市場ベータ値と相関が高いことをもって会計ベータ値の有用性を示している点である。当時の会計ベータ値研究では，市場ベータ値こそが真のリスク尺度であるという前提のもとで分析が行われている。確かに，当時は市場ベータ値が正しくシステマティックリスクを捉えていたかもしれない。しかし，2000年以降では，市場ベータ値が高い銘柄で構成されたポートフォリオの方が，市場ベータ値が低い銘柄で構成されたポートフォリオよりもリターンが低くなるという結果が示されている（Frazzini and Pedersen, 2014）。このように実証的には市場ベータ値がシステマティックリスクの尺度としてあまり機能していないにも関わらず，その値と相関が高いことをもって会計ベータ値の有用性を示すことには疑問が生じる。

2つ目は，会計ベータ値の推定式の導出に理論的な裏付けがない点である。Beaver *et al.*（1970）は，市場ベータ値の算出の際に用いられる株式リターンの分子（すなわち，配当と売買差額の合計額）を会計利益に置き換えて会計ベータ値を算出している。しかし，なぜこのように置き換えることができるのだろうか。論文中には，その理由について明確に述べられていない。会計・ファイナンス分野におけるリスクに関する研究をサーベイしたRyan（1997）においても，1970年代当時の研究は厳密な理論というよりも経済学的な直感で行われていたと述べられている。また，市場ベータ値と会計ベータ値の関係については，両者が営業レバレッジや財務レバレッジといった共

4） Beaver et al.（1970）では，会計情報から推定されるリスク尺度として，会計ベータ値のほかに，従来から財務諸表分析で用いられてきた指標も含めて分析を行っている。具体的には，配当性向，資産成長率，負債比率，流動比率，規模，利益の変動性の6つである。これらの指標を選んだ理由としては，①様々な文献においてリスク尺度として頻繁に提示されていること，②投資者がリスク尺度の代替尺度として用いている可能性があること，を挙げている。分析の結果，会計ベータ値よりも利益の変動性のほうが市場ベータ値との相関が高いことが示されている（ポートフォリオレベルで0.90（1947年から1956年），0.82（1957年から1965年））。

通の企業特性を反映していることから，何らかの相関関係が存在するはずであると期待されていた（桜井，1991，第9章）。しかし当時は，市場ベータ値と会計ベータ値を理論的に直接結びつける研究は見られなかった[5)]。

このように若干疑問はあるものの，Beaver *et al.*（1970）以後，会計ベータ値研究は多数行われていた。しかし，1980年代以降，なぜか急激に下火になっている[6), 7)]。下火になった理由については明確ではないが，中野（2022b）は「ファイナンス研究の進展により，豊富な日次データに裏付けされた多数の研究が公刊されるなか，１年に１度しか公表されない会計データを用いた実証研究の計量面での脆弱性が懸念されてのことだったのかもしれない」と述べている。

３．ファイナンス分野における現在価値恒等式とベータ値分解の発展

長年，下火になっていた会計ベータ値研究であるが，Da and Warachka（2009）やEllahie（2021）などによって再び研究が進められている。この背景には，Campbell and Shiller（1988）やVuolteenaho（2002）によって，配当や利益などに基づく対数線形・現在価値恒等式が導かれたことが関係していると考えられる。そこで本節では，Campbell and Shiller（1988）やVuolteenaho（2002）によって導かれた２つのモデルを簡単に説明するとともに，それらを用いてどのようにベータ値の分解へと発展していったのかについて説明する。

3.1　Campbell and Shiller（1988）

企業価値や株式価値は，対象となる資産が将来にわたって生み出すキャッシュフローを，投資者が要求する収益率で割り引いた現在価値に等しくなる（桜井，2020，第14章）[8)]。株式価値評価モデルであれば，将来の期待配当に基づく配当割引モデルや，配当割引モデルにクリーンサープラス関係を仮定して導出された残余利益モデルが広く使われる。いずれのモデルにおいても，用いられる割引率[9)]は一般的に一定（時間と共に変動しない）と仮定される。しかし本来は，割引率も時間と共に変動するはずであるが，その場合，現在価値式が非線形となってしまい，実証上も非常に扱いが難しくなる（Campbell *et al,* 1997，訳書第7章）。そこでCampbell and Shiller（1988）は，配当利回り（D/P）を出発点に対数株式リターンを定義し，定義式に含まれる非線形の項に対し

---

5)　小野・桜井（2015）では，会計ベータ値が売上高変動性，営業レバレッジ，財務レバレッジ，株価収益率の４つにより決定されることを指摘している。営業レバレッジや財務レバレッジとベータ値に関する論文として，Hamada（1972）やMandelker and Rhee（1984）などがある。

6)　その後，Elgers（1980）が，Beaver *et al.*（1970）などの研究の再検証を行った結果，会計上のリスク指標は市場データに基づいたシステマティックリスクの予想を改善しないことを明らかにしている。このような結果になった理由として，①ベータ値のクロスセクションでの分布の左右（高リスクと低リスク）の領域では偏りが大きいこと，②会計上のリスク指標と市場ベータ値の関係は企業グループ間において不安定であることが述べられている。

7)　Ryan（1997）のサーベイ論文においても，1980年代以後の論文は掲載されていない。

8)　ここでいうキャッシュフローとは，ある資産から得られる正味の流入額を指している。本稿の中でもキャッシュフローは広い意味で用いており，配当や利益はキャッシュフローの一部であると考えている。

9)　期待リターンともいい，企業側から見ると資本コストになる。本稿では，割引率で統一して表記している。

て線形近似を行うことによって，その問題点を解決した[10)]。その結果，時間と共に変動する割引率のもとでの株価を以下のような線形式で表すことができることを導いている。

$$p_{i,t} = \frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \left((1-\rho) d_{i,t+j} - r_{i,t+j} \right) \tag{2}$$

ただし，$p_{i,t}$ は t 期末における企業 i の株価の対数，$d_{i,t}$ は t 期における企業 i の配当の対数，$r_{i,t+1}$ は $t+1$ 期における企業 i のグロスの株式リターン $\left(= \left(P_{i,t+1} + D_{i,t+1}\right)/P_{i,t}\right)$ の対数である。なお，ρ は1より小さい正の定数，k は定数である[11)]。この式は，株価が，将来の配当に関する部分と将来リターンに関する部分の2つに分解されるということを意味している。

また(2)式は，会計恒等式として事後的にも成り立つことから，事前でも成り立つはずである。そこで両辺の期待値をとると，以下のようになる。

$$p_{i,t} = \frac{k}{1-\rho} + \mathrm{E}_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} (1-\rho) d_{i,t+j} - \mathrm{E}_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} r_{i,t+j} \tag{3}$$

ただし，$\mathrm{E}_t(\cdot)$ は t 期末の情報集合に基づく期待値を表している。このことから，株価は，将来の期待配当と将来の割引率によって動くことが示されている。株価が高くなる要因は，将来の配当の期待が大きくなる，または割引率が小さくなる，もしくは，その両方によるということがわかる。

（3）式を用いてCampbell（1991）は，以下のように期待外対数リターン $\left(\tilde{r}_{i,t+1}\right)$ の式を導いている。

$$\begin{aligned} \tilde{r}_{i,t+1} \equiv r_{i,t+1} - \mathrm{E}_t r_{i,t+1} &= (\mathrm{E}_{t+1} - \mathrm{E}_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{i,t+1+j} - (\mathrm{E}_{t+1} - \mathrm{E}_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{i,t+1+j} \\ &= N_{CF,i,t+1} - N_{DR,i,t+1} \end{aligned} \tag{4}$$

この式から，期待外リターンは，将来の配当成長 $\left(\Delta d_{i,t+1+j}\right)$ に関する期待変化（すなわち，配当ニュース $\left(N_{CF,i,t+1}\right)$）と将来の株式リターン $\left(r_{i,t+1+j}\right)$ に関する期待変化（すなわち，割引率ニュース $\left(N_{DR,i,t+1}\right)$）に分解されることがわかる。

さらにCampbell（1991）は，上記（4）式に加えて短期の実質金利 $\left(r_f\right)$ に対する超過リターン $\left(e_{i,t+1}\right)$ の式も導いている。実質金利に対する超過リターンの式 $\left(e_{i,t+1} \equiv r_{i,t+1} - r_{f,t+1}\right)$ を変形し，

10）企業 i の株価を P_i，配当 D_i をとすると，対数株式リターン $\left(r_{i,t+1}\right)$ は以下の式で表される。なお，対数をとった変数は小文字で表している。

$$r_{i,t+1} = \log\left(P_{i,t+1} + D_{i,t+1}\right) - \log\left(P_{i,t}\right) = p_{i,t+1} - p_{i,t} + \log\left(1 + \exp\left(d_{i,t+1} - p_{i,t+1}\right)\right)$$

つまり，$\log\left(1 + \exp\left(d_{i,t+1} - p_{i,t+1}\right)\right)$ が非線形になっていることがわかる。

11）（2）式の導出過程や ρ と k についての詳細は，椎葉（2017）を参照されたい。

(3) 式の株式リターン $\left(r_{i,t+1}\right)$ へ代入すると，期待外超過リターン $\left(\tilde{e}_{i,t+1}\right)$ は以下のようになる。

$$\begin{aligned}\tilde{e}_{i,t+1} &\equiv e_{i,t+1} - \mathrm{E}_t e_{i,t+1}\\ &= \left(\mathrm{E}_{t+1} - \mathrm{E}_t\right)\sum_{j=0}^{\infty}\rho^j \Delta d_{i,t+1+j} - \left(\mathrm{E}_{t+1} - E_t\right)\sum_{j=0}^{\infty}\rho^j r_{f,t+1+j} - \left(\mathrm{E}_{t+1} - \mathrm{E}_t\right)\sum_{j=0}^{\infty}\rho^j e_{i,t+1+j}\\ &= N_{CF,i,t+1} - N_{rf,t+1} - N_{e,i,t+1} \qquad (5)\end{aligned}$$

つまり，実質金利に対する期待外超過リターン $\left(\tilde{e}_{i,t+1}\right)$ の要因は，将来の配当成長に関する期待変化 $\left(N_{CF,i,t+1}\right)$，将来の実質金利に関する期待変化 $\left(N_{r_f,t+1}\right)$，将来の超過リターンに関する期待変化 $\left(N_{e,i,t+1}\right)$ であることが示されている[12)]。

Campbell (1991) によって導かれた期待外超過リターンを市場ベータ値の分解に応用したのがCampbell and Mei (1993) である。まず，市場ベータ値は期待外リターンを用いて次のように定義することができる。

$$\beta_{i,m} \equiv \frac{\mathrm{Cov}\left(\tilde{e}_{i,t+1}, \tilde{e}_{m,t+1}\right)}{\mathrm{Var}\left(\tilde{e}_{m,t+1}\right)} \qquad (6)$$

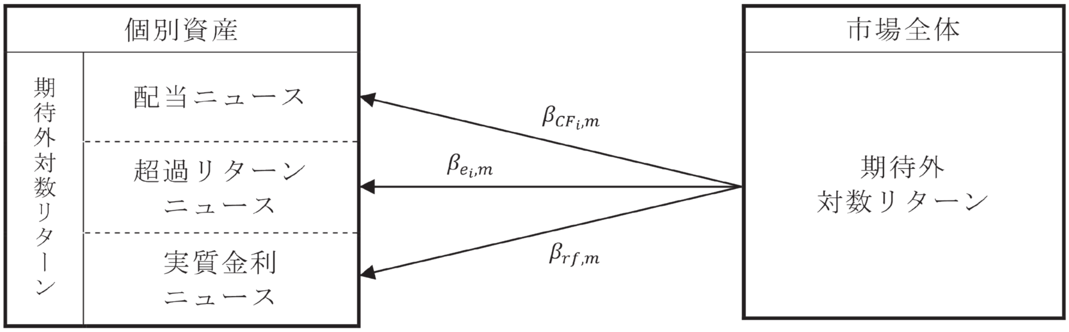
ただし，$\tilde{e}_{i,t+1}$ は資産 i の期待外超過リターン，$\tilde{e}_{m,t+1}$ は市場全体の期待外超過リターンである。彼らは，上記 (6) 式の $\tilde{e}_{i,t+1}$ に (5) 式を代入することによって，市場ベータ値を以下のように分解した。

$$\begin{aligned}\beta_{i,m,} &\equiv \frac{\mathrm{Cov}\left(\tilde{e}_{i,t+1}, \tilde{e}_{m,t+1}\right)}{\mathrm{Var}\left(\tilde{e}_{m,t+1}\right)} = \frac{\mathrm{Cov}\left(N_{CF,i,t+1} - N_{rf,t+1} - N_{e,i,t+1}, \tilde{e}_{m,t+1}\right)}{\mathrm{Var}\left(\tilde{e}_{m,t+1}\right)}\\ &= \frac{\mathrm{Cov}\left(N_{CF,i,t+1}, \tilde{e}_{m,t+1}\right)}{\mathrm{Var}\left(\tilde{e}_{m,t+1}\right)} - \frac{\mathrm{Cov}\left(N_{rf,t+1}, \tilde{e}_{m,t+1}\right)}{\mathrm{Var}\left(\tilde{e}_{m,t+1}\right)} - \frac{\mathrm{Cov}\left(N_{e,i,t+1}, \tilde{e}_{m,t+1}\right)}{\mathrm{Var}\left(\tilde{e}_{m,t+1}\right)}\\ &= \beta_{CF_i,m} - \beta_{rf,m} - \beta_{e_i,m} \qquad (7)\end{aligned}$$

この式から，市場ベータ値 $\left(\beta_{i,m}\right)$ は，市場全体の期待外超過リターン $\left(\tilde{e}_{m,t+1}\right)$ に対する資産 i の配当期待変化の感応度 $\left(\beta_{CF_i,m}\right)$，$\tilde{e}_{m,t+1}$ に対する実質金利の期待変化の感応度 $\left(\beta_{rf,m}\right)$，$\tilde{e}_{m,t+1}$に

12) Campbell (1991) を日本のデータで検証した論文として，青野 (2008) がある。

図表1　Campbell and Mei（1993）のベータ値の分解



対する資産 i の超過リターンの期待変化の感応度 $(\beta_{e_i,m})$ の３つに分解されることがわかる。資産 i と市場全体の期待外リターンとベータ値の関係を示すと図表１のようになる。

そして彼らは，規模別ポートフォリオと産業別ポートフォリオを構築したうえで，ポートフォリオごとにベクトル自己回帰（vector autoregressive; VAR）モデルを用いて期待外部分を推定し，(7) 式の各ベータ値の算出を行った[13)]。その結果，将来の超過リターンに関する期待変化の感応度 $(\beta_{e_i,m})$ の方が，将来の配当成長に関する期待変化の感応度 $(\beta_{CF_i,m})$ よりも絶対値が大きいことが明らかになった。このように彼らは，期待外リターンの構成要素である各ニュースに基づいて市場ベータ値を分解できることを示し，実際に各ニュースに対するベータ値を算定したという点で非常に先駆的な研究であるといえる[14)]。しかし，彼らは規模別ポートフォリオと産業別ポートフォリオを用いてベータ値の分解を行っているのみであり，求めたベータ値がクロスセクションでのリターンの違いを上手く説明することを明らかにしているわけではないことには注意しなければならない。

Campbell and Mei（1993）は資産 i の期待外リターンを分解したのに対し，Campbell and Vuolteenaho（2004）は市場全体の期待外リターンに対して，Campbell（1991）の期待外リターン式を用いることで市場ベータ値の分解を行った[15)]。すなわち，市場ベータ値における分子の市

---

13)　ベクトル自己回帰（VAR）モデルとは，複数の変数の時系列データの動きを同時に分析するための方法である。VARモデルは自己回帰モデルを多変量に拡張したものであり，このモデルを用いる主な目的としては，複数の変数を用いることで予測精度の向上を図ること，変数間の動学的関係の分析を行うことが挙げられる（沖本, 2010, 第4章）。

14)　例えば，石油産業の場合，市場ベータ値 $(\beta_{i,m})$ は0.949，市場全体の期待外超過リターンに対する資産 i の配当期待変化の感応度 $(\beta_{CF_i,m})$ は0.171，$\tilde{e}_{m,t+1}$ に対する実質金利の期待変化の感応度 $(\beta_{rf,m})$ は0.012，$\tilde{e}_{m,t+1}$ に対する資産 i の超過リターンの期待変化の感応度 $(\beta_{e_i,m})$ は－0.789と推定された。つまり，(7) 式の右辺にあてはめると，$\beta_{CF_i,m} - \beta_{rf,m} - \beta_{e_i,m} = 0.171 - 0.012 - (-0.789) = 0.948$ となり，市場ベータ値（0.949）とほぼ等しくなる（Campbell and Mei, 1993, Table 1）。

15)　Campbell and Vuolteenaho（2004）では最初に，VARを用いて，市場全体の期待外リターンが，Campbell（1991）によって示された２つの構成要素（配当ニュース $(N_{CF,i,t+1})$ と割引率ニュース $(N_{DR,i,t+1})$）を含んでいるかどうかについて分析を行っている。その結果，①2つの標準偏差は大きいこと（$N_{CF,i,t+1}$ で0.0252，$N_{DR,i,t+1}$ で0.0517），②両者の相関係数は低いこと（相関係数は0.114）を明らかにしている。

場全体の期待外リターンに（4）式 $\left(\tilde{r}_{m,t+1} = N_{CF,m,t+1} - N_{DR,m,t+1}\right)$ を代入し，以下のように市場ベータ値を分解している[16)]。

$$\beta_{i,m} \equiv \frac{\mathrm{Cov}\left(\tilde{r}_{i,t+1}, \tilde{r}_{m,t+1}\right)}{\mathrm{Var}\left(\tilde{r}_{m,t+1}\right)} = \frac{\mathrm{Cov}\left(\tilde{r}_{i,t+1}, N_{CF,m,t+1} - N_{DR,m,t+1}\right)}{\mathrm{Var}\left(\tilde{r}_{m,t+1}\right)}$$

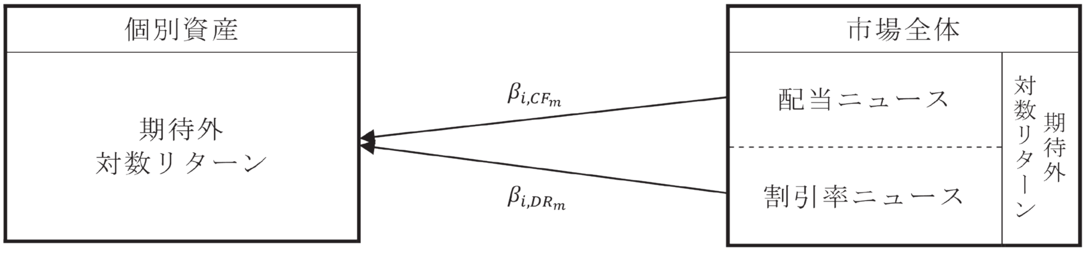
$$= \frac{\mathrm{Cov}\left(\tilde{r}_{i,t+1}, N_{CF,m,t+1}\right)}{\mathrm{Var}\left(\tilde{r}_{m,t+1}\right)} + \frac{\mathrm{Cov}\left(\tilde{r}_{i,t+1}, -N_{DR,m,t+1}\right)}{\mathrm{Var}\left(\tilde{r}_{m,t+1}\right)}$$

$$= \beta_{i,CF_m} + \beta_{i,DR_m} \qquad (8)$$

この式によると，市場ベータ値 $\left(\beta_{i,m}\right)$ は，市場全体の配当期待変化に対する資産 i の期待外リターンの感応度 $\left(\beta_{i,CF_m}\right)$（以下，「キャッシュフロー・ベータ値」という。）と，市場全体の割引率変化に対する資産 i の期待外リターンの感応度 $\left(\beta_{i,DR_m}\right)$（以下，「割引率ベータ値」という。）の２つに分解されることが示されている。資産 i と市場全体の期待外リターンとベータ値の関係を示すと以下の図表２のようになる。

そして彼らは，株式時価総額で５分位のポートフォリオを作成した後，さらに簿価時価比率で５分割することで合計25個（５×５）のポートフォリオを構築し，ポートフォリオごとにキャッシュフロー・ベータ値と割引率ベータ値の推定を行った。特に注目すべき結果は，1963年から2001年において，キャッシュフロー・ベータ値は，簿価時価比率が高いグループの方が簿価時価比率が低いグループよりも大きいのに対し，割引率ベータ値は，簿価時価比率が低いグループの方が簿価時価比率が高いグループよりも大きいことである。この結果は，簿価時価比率の高いグループはキャッシュフロー・ベータ値が期待リターンに大きな影響を及ぼすのに対し，簿価時価比率の低いグループは割引率ベータ値が期待リターンに大きな影響を及ぼすことを示唆している。

図表２　Campbell and Vuolteenaho（2004）のベータ値の分解



16）　分母については分解していないことから，２つのベータ値の和が市場ベータ値になる。

さらにCampbell and Vuolteenaho（2004）は，長期的な投資者を前提とした場合についても考察している。これまで取り上げていた市場ベータ値の基礎にあるCAPMは１期間のモデルである。この場合，t 期末に投資を行い，$t+1$ 期末にはそのすべてを消費するということを意味している。しかし現実には，投資は多期間に渡るものであることから，消費や投資の意思決定は同時並行的に考えなければならない。そこで彼らは，CAPMに代わり，離散型の多期間資本資産評価モデル（intertemporal capital asset pricing model; ICAPM）に基づき，ベータ値の分解の考察を行った。なお，ここでは，Campbell（1993）がMerton（1973）の連続時間型ICAPMに資産のリターンが等分散性を持つこと，代表的な投資者がEpstein-Zin型の効用関数に従うことを仮定することで，離散型に発展させたICAPMを前提としている[17)]。

Campbell（1993）は，超過リターンが相対的リスク回避度(γ)と割引係数(ρ)によってのみ依存し，異時点間の代替弾力性には依存しない形で資産 i の期待対数超過リターンの式を導いている[18)]。

$$\mathrm{E}_t\left[r_{i,t+1}\right]-r_{f,t+1}+\frac{\sigma_{i,t}^2}{2}$$
$$=\gamma\mathrm{Cov}_t\left(r_{i,t+1},r_{p,t+1}-\mathrm{E}_t r_{p,t+1}\right)+(1-\gamma)\mathrm{Cov}_t\left(r_{i,t+1},-N_{p,DR,t+1}\right) \tag{9}$$

なお，r_p は投資者が選択する最適ポートフォリオ(p)のリターンの対数，$N_{p,DR,t+1}$ は最適ポートフォリオの割引率ニュース，$\sigma_{i,t}^2$ は資産 i の対数リターンの分散を表している。式を見ると，資産 i の期待対数超過リターンは，相対的リスク回避度(γ)によって重みづけされた，資産 i の対数リターンと最適ポートフォリオ(p)の期待外対数リターンの共分散と，資産 i の対数リターンと最適ポートフォリオ(p)の割引率ニュースの共分散によって決まることが示されており，消費の項が含まれない形になっている。

ここで，（9）式の右辺にある $r_{p,t+1}-E_t r_{p,t+1}$ に（4）式$\left(\tilde{r}_{p,t+1}\equiv r_{p,t+1}-\mathrm{E}_t r_{p,t+1}=N_{CF,p,t+1}-N_{DR,p,t+1}\right)$を代入し，変形すると以下の式になる[19)]。

$$\mathrm{E}_t\left[r_{i,t+1}\right]-r_{f,t+1}+\frac{\sigma_{i,t}^2}{2}=\gamma\sigma_{p,t}^2\beta_{i,CF_p,t}+\sigma_{p,t}^2\beta_{i,DR_p,t} \tag{10}$$

この式の右辺から，割引率ベータ値$\left(\beta_{i,DR_p,t}\right)$のリスク価格は，最適ポートフォリオ$(p)$の対数リターンの分散$\left(\sigma_{p,t}^2\right)$に等しく，キャッシュフロー・ベータ値$\left(\beta_{i,CF_p,t}\right)$のリスク価格はさらにその

17） Epstein-Zin型の効用や相対的リスク回避度については，安達・池田（2019）を参照されたい。
18） (9)式はCampbell and Vuolteenaho（2004, p.1262）の表記にしている。
19） Campbell and Vuolteenaho（2004）では，（10）式をtwo-beta modelと呼んでいる。

γ 倍になることがわかる[20]。もし投資者が保守的である場合には相対的リスク回避度は１より大きくなることから ($\gamma > 1$)，キャッシュフロー・ベータ値はより高いリスク価格に乗じられるので，期待リターンに与える影響が大きくなるということを意味している。

さらに，Campbell and Vuolteenaho（2004）は，（9）式に修正を加えることで無条件のもとでの期待対数超過リターンが以下の式で表されることを示している。

$$\mathrm{E}\left[R_i - R_f\right] = \gamma\sigma_M^2\beta_{i,CF_M} + \sigma_M^2\beta_{i,DR_M} \tag{11}$$

なお，σ_M^2 は市場全体の対数リターンの分散である。この場合においても，キャッシュフロー・ベータ値のリスク価格が γ 倍されていることがわかる。つまり，無条件の場合においても，キャッシュフロー・ベータ値はより高いリスク価格に乗じられるから，期待リターンに与える影響が大きいといえる。

そしてCampbell and Vuolteenaho（2004）は，これまで分析で用いていた25個のポートフォリオとリスクでソートした20個のポートフォリオごとに，CAPM，（10）式，（11）式の3つの式を用いて，被説明変数に45個のポートフォリオの平均超過リターン，説明変数にキャッシュフロー・ベータ値と割引率ベータ値として，回帰分析を行い，2つのベータ値のリスクプレミアムを推定した。その結果，（10）式，（11）式のキャッシュフロー・ベータ値に対するリスク価格（すなわち，リスクプレミアム）が有意な正の値を析出しており，説明力も約50%と非常に高かった。これらの結果から，キャッシュフロー・ベータ値の方が割引率ベータ値よりも重視されるリスク尺度であることを示唆しており，彼らはキャッシュフロー・ベータ値のことを“bad beta（バッド・ベータ）”と名付けている[21]。

ここまで紹介してきたCampbell and Mei（1993）とCampbell and Vuolteenaho（2004）の両方を組み合わせた論文として，Campbell *et al.*（2010）がある。彼らは，個別企業の期待外リター

20）資産 i のある状態での収益率を R^i，安全資産のグロスの収益率 R^f，状態価格密度を m とすると，資産 i の期待収益率は以下の式で表すことができる。

$$\mathrm{E}\left(R^i\right) = R^f + \left(\frac{\mathrm{Cov}\left(R^i, m\right)}{\mathrm{Var}(m)}\right)\left(-\frac{\mathrm{Var}(m)}{\mathrm{E}(m)}\right) = R^f + \beta_{i,m}\lambda_m$$

ただし，

$$\beta_{i,m} = \frac{\mathrm{Cov}\left(R^i, m\right)}{\mathrm{Var}(m)} \qquad \lambda_m = -\frac{\mathrm{Var}(m)}{\mathrm{E}(m)}$$

この式をベータ・プライシング・モデル（beta pricing model）という。右辺の λ_m はすべての資産 i で同じであることからリスクの価格（price of risk）と考えられ，$\beta_{i,m}$ は資産ごとに異なることからリスクの量（quantity）と解釈される。詳しい説明については，Cochrane（2005, Section 1）を参照されたい。

21）これに対し，割引率ベータ値のことを“good beta（グッド・ベータ）”と名付けている。福井（2008,pp.109-110）も指摘しているように，期待外リターンの構成要素であるキャッシュフロー・ニュースと割引率ニュースは，投資者の富に対する恒久的なショックと一過性のショックとして解釈することができる。キャッシュフロー・ニュースによって生じたリターンは，その後逆転することはないが，割引率ニュースによって生じたリターンは，将来の低いリターンによって相殺されることになる。このことから，長期的な投資者にとって，割引率ベータ値よりもキャッシュフロー・ベータ値を回避したいという意味で“bad（悪い）”と表現している。

ンと市場全体の期待外リターンの両方に対数期待外リターン式を用いることで，市場ベータ値を４つの要素へ分解した。

$$\beta_{i,m} = \beta_{CF_i,CF_m} + \beta_{DR_i,CF_m} + \beta_{CF_i,DR_m} + \beta_{DR_i,DR_m} \tag{12}$$

ただし，各ベータ値は以下の4つの式で表される。

$$\beta_{CF_i,CF_m} = \frac{\mathrm{Cov}\left(N_{CF,i,t+1}, N_{CF,m,t+1}\right)}{\mathrm{Var}\left(\tilde{r}_{m,t+1}\right)} \tag{13}$$

$$\beta_{DR_i,CF_m} = \frac{\mathrm{Cov}\left(-N_{DR,i,t+1}, N_{CF,m,t+1}\right)}{\mathrm{Var}\left(\tilde{r}_{m,t+1}\right)} \tag{14}$$

$$\beta_{CF_i,DR_m} = \frac{\mathrm{Cov}\left(N_{CF,i,t+1}, -N_{DR,m,t+1}\right)}{\mathrm{Var}\left(\tilde{r}_{m,t+1}\right)} \tag{15}$$

$$\beta_{DR_i,DR_m} = \frac{\mathrm{Cov}\left(-N_{DR,i,t+1}, -N_{DR,m,t+1}\right)}{\mathrm{Var}\left(\tilde{r}_{m,t+1}\right)} \tag{16}$$

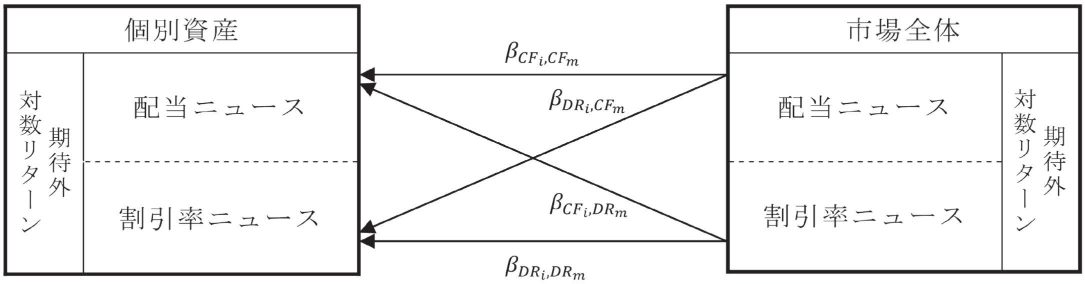
なお，Campbell and Vuolteenaho（2004）で示されたキャッシュフロー・ベータ値と割引率ベータ値は，上記４つの式を用いて以下のように表される。

$$\beta_{i,CF_m} = \beta_{CF_i,CF_m} + \beta_{DR_i,CF_m} \tag{17}$$

$$\beta_{i,DR_m} = \beta_{CF_i,DR_m} + \beta_{DR_i,DR_m} \tag{18}$$

（12）式から，市場ベータ値$\left(\beta_{i,m}\right)$は，市場全体のキャッシュフローの期待変化に対する個別企業のキャッシュフローの期待変化の感応度$\left(\beta_{CF_i,CF_m}\right)$，市場全体のキャッシュフローの期待変化に対する個別企業の割引率の期待変化の感応度$\left(\beta_{DR_i,CF_m}\right)$，市場全体の割引率の期待変化に対する個別企業のキャッシュフローの期待変化の感応度$\left(\beta_{CF_i,DR_m}\right)$，市場全体の割引率の期待変化に対する個別企業の割引率の期待変化の感応度$\left(\beta_{DR_i,DR_m}\right)$の４つに分解されることになる。個別企業の期待外リターンと市場全体の期待外リターンと各ベータ値の関係は，次の図表３のようになる。

図表３　Campbell et al.（2010）のベータ値の分解[22)]



彼らはこれまでの研究と同様に，VARモデルを用いて個別企業と市場全体それぞれの配当ニュースと割引率ニュースを推定してから簿価時価比率にて５つのポートフォリオを作成し，ポートフォリオごとに４つのベータ値を算出した。その結果，簿価時価比率の高いグループと低いグループでベータ値の差が大きかったのは，市場全体のキャッシュフローの期待変化に対する個別企業のキャッシュフローの期待変化の感応度(β_{CF_i,CF_m})と市場全体の割引率の期待変化に対する個別企業のキャッシュフローの期待変化の感応度(β_{CF_i,DR_m})であった。それに対し，市場全体のキャッシュフローの期待変化に対する個別企業の割引率の期待変化の感応度(β_{DR_i,CF_m})，市場全体の割引率の期待変化に対する個別企業の割引率の期待変化の感応度(β_{DR_i,DR_m})については，大きな差は生じていなかった。このことから，個別企業のキャッシュフローの期待変化が，期待リターンに大きな影響を及ぼすことが示唆される。しかし，Campbell and Vuolteenaho（2004）の議論では，ICAPMに基づけば，キャッシュフロー・ベータ値が期待リターンに大きな影響を及ぼすことが示唆されていた。このことを考えると，大きな差が生じていた２つのベータ値（β_{CF_i,CF_m}とβ_{CF_i,DR_m}）のうち，キャッシュフロー・ベータ値を構成しているのはβ_{CF_i,CF_m}であることから（(17）式参照)，β_{CF_i,CF_m}が期待リターンに大きな影響を及ぼすことが示唆される。

ここまでCampbell and Shiller（1988）やCampbell（1991）によって導かれた期待外対数リターン式を用いて行った市場ベータ値の分解に関する研究についてまとめてきた。特に，Campbell and Vuolteenaho（2004），Campbell *et al.*（2010）の研究の結果から，投資者によって重視されるリスク尺度はβ_{i,CF_m}の構成要素であるβ_{CF_i,CF_m}であることが明らかになった。

3.2　Vuolteenaho（2002）

Vuolteenaho（2002）は，Campbell and Shiller（1988）の現在価値恒等式にクリーンサープラス関係を仮定することによって，個別企業における期待外リターンが以下のように導かれることを示している[23)]。

22）　福井（2008, p.108）にも同様の図が記載されている。
23）　Vuolteenaho（2002）を日本のデータで検証した研究として，吉田（2005）がある。

$$\tilde{r}_{i,t+1} \equiv r_{i,t+1} - \mathrm{E}_t r_{i,t+1} = (\mathrm{E}_{t+1} - \mathrm{E}_t)\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j roe_{i,t+1+j} - (\mathrm{E}_{t+1} - \mathrm{E}_t)\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{i,t+1+j}$$

$$= N_{ROE,i,t+1} - N_{DR,i,t+1} \quad (19)$$

なお，roe_i は企業 i のグロスの自己資本純利益率（ROE）の対数である。この式から，個別企業の期待外リターンは，将来ROEに関する期待変化$(N_{ROE,i,t+1})$と将来の割引率に関する期待変化$(N_{DR,i,t+1})$に分解されることがわかる。Vuolteenaho（2002）は，個別企業の期待外リターンが，ROEという会計情報と関係があることを理論的に示した点が非常に画期的である。

なお，（9）式の右辺にある $r_{p,t+1} - \mathrm{E}_t r_{p,t+1}$ に（19）式を代入すると以下のようになる。

$$\mathrm{E}_t\left[r_{i,t+1}\right] - r_{f,t+1} + \frac{\sigma_{i,t}^2}{2} = \gamma\sigma_{p,t}^2\beta_{i,ROE_p,t} + \sigma_{p,t}^2\beta_{i,DR_p,t} \quad (20)$$

ただし，$\beta_{i,ROE_p,t}$（以下，「ROEベータ値」という。）は市場全体のROEの期待変化に対する資産 i の期待外リターンの感応度である。上記の式より，キャッシュフロー・ベータ値と同様の議論がROEベータ値にも当てはまる。すなわち，ROEベータ値は割引率ベータ値よりも高いリスク価格に乗じられるから，期待リターンに与える影響が大きいといえる。

さらに，（12）式に関しても，ROEの観点から以下のように表すことができる。

$$\beta_{i,m} = \beta_{ROE_i,ROE_m} + \beta_{DR_i,ROE_m} + \beta_{ROE_i,DR_m} + \beta_{DR_i,DR_m} \quad (21)$$

このことから，以下では，β_{i,CF_m} だけではなく，β_{i,ROE_m} も含め，広い意味で「キャッシュフロー・ベータ値」という用語を用いる。

４．近年の会計ベータ値研究のレビュー

対数線形・現在価値恒等式に基づいた期待外対数リターンを用いた市場ベータ値の分解によって，クロスセクションの期待リターンの違いを大きく左右するリスク尺度は，キャッシュフロー・ベータ値であることが明らかになった。その構成要素のうち，β_{CF_i,CF_m}（すなわち，市場全体のキャッシュフローの期待変化に対する，個別企業のキャッシュフローの期待変化の感応度）は特に重要であるといえる。次の課題は，この β_{CF_i,CF_m} をどのように測定するのかという点である。近年の会計ベータ値研究では，この β_{CF_i,CF_m} の測定について，様々な検討が行われているものと考えられる。以

下では，近年の会計ベータ値研究を２つ紹介する[24)]。

4.1　Da and Warachka（2009）

この論文では，アナリスト予想利益を用いてVuolteenaho（2002）の対数期待外リターン式における ROE の期待変化$(N_{ROE,i,t+1})$を推定し，β_{CF_i,CF_m}の算出を行っている。これまで，Campbell and Shiller（1988）やVuolteenaho（2002）の期待外リターン式を推定する際には，VARモデルが用いられていた。しかし彼らは，VARモデルを用いずに期待外部分を求めて，β_{CF_i,CF_m}を算出した点に大きな特徴がある[25)]。もちろんVARモデルを用いて，キャッシュフロー・ニュースや割引率ニュースを推定し，そこからキャッシュフロー・ベータ値を推定することは可能である。しかし，VARモデルは変数の選択によって結果に大きな影響を与えること，VARモデルにて割引率ニュースを推定した場合，キャッシュフロー・ニュースは残差で推定することになり測定誤差が含まれてしまうことなどから，VARモデル自体を疑問視する見方もある（Chen and Zhao, 2009など）。

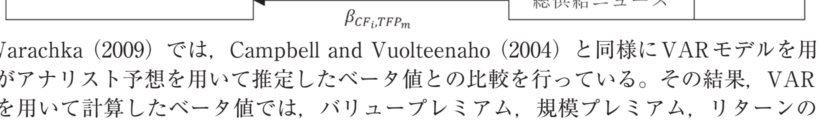
しかし，直接的に求めようとすると，無限期間における期待利益の変化を予測しなければならない。アナリスト予想は，１期先，２期先の予想と長期（３期先から５期先まで）の予想利益成長率(LTG_t)しか公表されていないため，３期先以降の期待利益をどのように予測するかが問題となる。そこで彼らは，利益の成長率は徐々に経済全体の定常状態の成長率(g_t)に収束していく（平均回帰する）と仮定し，３段階成長モデルを利用することで３期先以降の期待利益を推定することを試みている。

まず，第１段階として，t 期末から見た１期先から５期先の期待利益$(X_{t,t+1\sim t+5})$は，アナリスト予想を用いて推定している。この際，１期先と２期先の期待利益は，アナリスト予想利益の値をそのまま用い，３期先から５期先までの期待利益は，１期前に推定された期待利益に予想利益成長率(LTG_t)を乗じて求めている。

次に第２段階として，６期先からから10期先までについては，以下の式を用いて各期の期待利益を推定している。

$$X_{t,t+j+1} = X_{t,t+j}\left[1 + LTG_t + \frac{j-4}{5}(g_t - LTG_t)\right] \quad ただし，j = 5,6,・・・9 \qquad (22)$$

24)　今回取り上げる会計ベータ値研究以外の研究として，Ball *et al.*（2022）がある。Ball *et al.*（2022）は，市場全体として集約した利益を用いるのではなく，マクロ経済指標（全要素生産性（TFP）の変化，家計（Wealth）の変化）を用いて分析を行っている。個別企業と市場全体の利益ニュースとベータ値の関係は以下の図のとおりである。



25)　Da and Warachka（2009）では，Campbell and Vuolteenaho（2004）と同様にVARモデルを用いて分析を行い，彼らがアナリスト予想を用いて推定したベータ値との比較を行っている。その結果，VARモデルで推定した結果を用いて計算したベータ値では，バリュープレミアム，規模プレミアム，リターンのリバーサルを説明できていないことを明らかにしており，VARモデルに否定的な結果を析出している。

第２段階でも１期前に推定された期待利益に成長率を乗じて，各期の期待利益を求めるという点は変わらない。しかし，11期先以降の期待利益成長率は g_t と等しくなると仮定していることから，予想利益成長率 (LTG_t) に $\{(j-4)/5\} \times (g_t - LTG_t)$ を加えることによって，５年間かけて徐々に g_t に近づいていくことを反映している。

最後に，第３段階である11期先以降の期待利益については，各期の１期前で推定された期待利益に経済全体の定常状態における成長率 (g_t) を乗じて求めている。

各段階で求めた期待利益を用いて期待ROEを求めると，無限期間における将来ROEの期待値は以下の式で表されることになる。

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j roe_{i,t+1+j} = \sum_{j=0}^{9} \rho^j \log\left(1 + \frac{X_{t,t+j+1}}{B_{t,t+j}}\right) + \frac{\rho^{10}}{1-\rho} \log\left(1 + \frac{g_t}{1-\psi}\right) \quad (23)$$

ただし，$B_{t,t+j}$ は期待資本簿価であり $B_{t,t+j+1} = \left(B_{t,t+j} + X_{t,t+j+1}\right)(1-\psi)$ で求めている。ψ は配当性向を表しており，論文では0.05（5%）を用いている[26)]。上記（23）式の１期先との差をとることで，キャッシュフローの期待変化 $\left(N_{ROE,i,t+1}\right)$ が推定されることになる。なお，（23）式の右辺第２項については，$\rho = 0.95$ であることを考えると，10年目以降についてはキャッシュフロー・ベータ値の推定にほとんど影響を及ぼしていないと考えられる。

彼らは，簿価時価比率，規模，長期のリバーサルそれぞれで10分位のポートフォリオを構築し，ポートフォリオごとに以下の式を用いて β_{ROE_i,ROE_m} の推定を行った[27)]。

$$N_{ROE,i,t} = \alpha_i + \beta_{ROE_i,ROE_m} N_{ROE,m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (24)$$

推定したベータ値を見ると，簿価時価比率の高いポートフォリオ，規模の小さいポートフォリオの方が，簿価時価比率の低いポートフォリオ，規模の大きいポートフォリオよりもベータ値が大きくなっており，その差は正値で有意であった。また，説明変数に推定したキャッシュフロー・ベータ値，被説明変数に期待外超過リターンとして回帰分析をしたところ，キャッシュフロー・ベータ値に対するリスク価格（すなわち，リスクプレミアム）は正値で有意であり，説明力も55.1%と非常に高くなっている。このことから，彼らがアナリスト予想を活用して推定したベータ値 $\left(\beta_{ROE_i,ROE_m}\right)$ は，システマティックリスクの企業間差異を示す尺度として有用であることが示唆される。

26） 論文では，0.05（5%）を用いた理由として，分析サンプルにおける配当性向の平均値に近かったからと述べられている。なお，頑健性テストにおいては，0.02（2%）の場合，0.10（10%）の場合についても分析を行っている。

27） Da and Warachka（2009）は，月次データを用いて分析している。月次レベルで行うことによって，サンプル数の増加やアナリスト予想に含まれるバイアスの軽減が可能であり，その結果，ベータ値の精度の向上が見込まれる。

4.2 Ellahie（2021）

この論文では，会計上の様々な利益を用いて容易にβ_{CF_i,CF_m}を推定しようと試みている。Campbell（1991）やVuolteenaho（2002）が導いた期待外リターンの式を見ると，右辺はすべて無限期間となっている。これらを用いるためには，無限期間における配当の変化やROEの変化を予測しなければならず，実証上非常に構築が難しい。そこでEllahie（2021）は，市場全体のキャッシュフロー・ニュースに対する個別企業のキャッシュフロー・ニュースの感応度に注目するという考え方は利用するものの，VARモデルによる予測を行うのではなく，様々な会計利益を用いて，簡単に構築できるベータ値を検討した[28]。

彼は，会計利益として実績利益やアナリスト予想利益を用いて10個の利益尺度 ($Measure$) を構築した。構築した10個の利益尺度は図表４の通りである。

Ellahie（2021）は，構築した利益尺度で推定したベータ値が正しく価格付けされているかどうかを２段階で検証した[29]。まず，第１段階として，ポートフォリオを構築し，以下の式を用いてベー

図表4　ベータ値の推定に用いられた利益尺度

	実績利益 （$EARN$）	アナリスト予想利益 （$\mathrm{E}_t[EARN]$）
ＲＯＥベータ値	実績ROEベータ値 $\beta\left(\frac{EARN_{i,t}}{B_{i,t-1}},\frac{EARN_{m,t}}{B_{m,t-1}}\right)$	予想ROEベータ値 $\beta\left(\frac{\mathrm{E}_t[EARN_{i,t}]}{B_{i,t-1}},\frac{E_t[EARN_{m,t}]}{B_{m,t-1}}\right)$
株式益回り（E/P） ベータ値	実績E/Pベータ値 $\beta\left(\frac{EARN_{i,t}}{P_{i,t-1}},\frac{EARN_{m,t}}{P_{m,t-1}}\right)$	予想E/Pベータ値 $\beta\left(\frac{E_t[EARN_{i,t}]}{P_{i,t-1}},\frac{\mathrm{E}_t[EARN_{m,t}]}{P_{m,t-1}}\right)$
利益成長（ショック） ベータ値	実績利益成長ベータ値 $\beta\left(\frac{\Delta EARN_{i,t}}{EARN_{i,t-1}},\frac{\Delta EARN_{m,t}}{EARN_{m,t-1}}\right)$	予想利益ショックベータ値 $\beta\left(\frac{\Delta\mathrm{E}_t[EARN_{i,t}]}{\mathrm{E}_t[EARN_{i,t}]},\frac{\Delta\mathrm{E}_t[EARN_{m,t}]}{\mathrm{E}_t[EARN_{m,t}]}\right)$
	※資本簿価でスケール $\beta\left(\frac{\Delta EARN_{i,t}}{B_{i,t-1}},\frac{\Delta EARN_{m,t}}{B_{m,t-1}}\right)$	※資本簿価でスケール $\beta\left(\frac{\Delta\mathrm{E}_t[EARN_{i,t}]}{B_{i,t-1}},\frac{\Delta\mathrm{E}_t[EARN_{m,t}]}{B_{m,t-1}}\right)$
	※株式時価総額でスケール $\beta\left(\frac{\Delta EARN_{i,t}}{P_{i,t-1}},\frac{\Delta EARN_{m,t}}{P_{m,t-1}}\right)$	※株式時価総額でスケール $\beta\left(\frac{\Delta\mathrm{E}_t[EARN_{i,t}]}{P_{i,t-1}},\frac{\Delta\mathrm{E}_t[EARN_{m,t}]}{P_{m,t-1}}\right)$

（出所）Ellahie（2021, p.117, Appendix 2）をもとに筆者作成。
（注）Bは株主資本簿価，Pは株式時価総額を表している。

28）Ellahie（2021）は，キャッシュフロー・ベータ値ではなく，利益ベータ値（earnings beta）と呼んでいる。
29）分析では，構築した10個の利益尺度に加えて，アナリストの長期の利益成長予想の修正を用いてベータ値の推定を行っている。したがって，ベータ値は比較対象となる市場ベータ値も含めて12個推定している。

タ値を推定した[30]。推定の際にはベータ値が時間と共に変動することを考慮するために，５年間の推定ウィンドウでローリング回帰を行っている。

$$Measure_{i,t} = \alpha_i + \beta_{Measure_i,Measure_m} Measure_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{25}$$

第２段階として，各ポートフォリオの価値加重月次超過リターンを平均し，第１段階で推定したベータ値を説明変数として，回帰分析を行った。

分析の結果，1981年から2017年の期間において，市場ベータ値は有意ではない超過リターンが生じていたのに対し，６つの利益尺度で推定したベータ値において，有意な正の超過リターンが生じていることが明らかになった[31]。特に，株式時価総額でスケールされた予想利益ショックベータ値の超過リターンは0.218と一番高く，クロスセクションにおけるリターンの説明力も41.9%と高いことが明らかになった。このことから，Ellahie（2021）によって容易に構築されたベータ値（特に，株式時価総額でスケールされた予想利益ショックベータ値）は，システマティックリスクの尺度として有用であることが示唆される。

5. おわりに

本稿では，ファイナンス分野における資産評価モデルの視点から，近年の会計ベータ値研究について検討を行った。従来の研究では一般に，CAPMなどに基づくファクターベータ値がリスク尺度として用いられてきた。CAPMの場合，市場ベータ値は市場全体のリターンと個別企業のリターンの共分散によって決まる。他方で，Campbell and Shiller（1988）とVuolteenaho（2002）によって，期待外リターンの変動の要因がキャッシュフロー・ニュースと割引率ニュースの２つに分けられることが示された。そして，Campbell and Mei（1993）やCampbell and Vuolteenaho（2004）によって，市場ベータ値もキャッシュフロー・ニュースと割引率ニュースの観点から分解できることが指摘されたのである。また，ICAPMに基づけば，市場全体のキャッシュフロー・ニュースに対する個別企業の期待外リターンの感応度（すなわち，キャッシュフロー・ベータ値）が，期待リターンに大きな影響を及ぼすことが示唆される。つまり，システマティックリスクの企業間差異を測る尺度としてキャッシュフロー・ベータ値が有用であることを示唆している。その構成要素のうち，β_{CF_i,CF_m}（すなわち，市場全体のキャッシュフロー・ニュースに対する，個別企業のキャッシュフロー・ニュースの感応度）は特に重要であるといえる。

しかし，Campbell and Shiller（1988）らの対数線形・現在価値恒等式を背景にしてβ_{CF_i,CF_m}を推定する場合，無限期間における期待キャッシュフローを予測して，キャッシュフロー・ニュー

30）　分析では，①規模（size），②純資産倍率（book-to-price），③株価収益率（earnings-to-price），④資産成長（asset growth），⑤長期のリターンのリバーサル（long-term return reversal）それぞれで10分位のポートフォリオを作成している。

31）　有意になったベータ値は，予想利益ショックベータ値，期待長期成長ベータ値，資本簿価でスケールされた実績利益成長ベータ値，実績E/Pベータ値，株式時価総額でスケールされた実績利益成長ベータ値，株式時価総額でスケールされた予想利益ショックベータ値の６つである。

スを推定しなければならない。近年の会計ベータ値研究は，キャッシュフロー・ニュースをどう推定するのかという課題に取り組んでいるものと解釈できる。Da and Warachka（2009）は，3段階成長モデルを用いることで無限期間の期待キャッシュフロー部分を直接的に推定しようと試みた。これに対して，Ellahie（2021）は，無限期間における推定を行わず，当期の実績利益や1期先のアナリスト予想利益を活用してキャッシュフロー・ニュースを推定し，より簡単な方法でベータ値の算出を試みた。分析の結果，どちらの研究においても，算出したベータ値がクロスセクションにおけるリターンの説明力を有していることが明らかになった。その他にもBall *et al.*（2022）は，市場全体の代理変数としてマクロ経済指標を用いることの有用性を明らかにし，会計ベータ値研究を発展させている。このように，近年の会計ベータ値研究は，理論的背景に乏しかった初期の研究とは異なり，ファイナンス分野における資産評価モデルの裏付けもあることから，今後さらなる研究の発展の可能性を示唆するものである。

今後の課題としては，早急に日本市場のデータを用いた検証を実施することが挙げられる。中野（2022a），中野・縄田（2022）では，Ellahie（2021）と同じような検証が行われているものの，四半期データを用いて分析を行っているため，当期純利益と包括利益の実績値を用いた検証のみしか行われていない。日本では，ほぼすべての上場企業が経営者予想情報を開示しているという他国にはない大きな特徴がある。Ellahie（2021）ではアナリスト予想を株式時価総額でスケールされた予想利益ショックベータ値が一番良い結果を析出していたことを考えると，日本でも経営者予想を活用して推定されたベータ値が，クロスセクションでのリターンの差異を上手く説明する可能性がある。この点については，今後検証する必要があると考えている。

（謝辞）

本稿は，JSPS科研費21K13404の助成を受けたものである。

【参考文献】

青野幸平．2008.「日本の株式市場の予測可能性」『現代ファイナンス』(24)：23-43.

安達智彦・池田昌幸．2019.『長期投資の理論と実践　パーソナル・ファイナンスと資産運用』東京大学出版会.

石川博行．2000.『連結会計情報と株価形成』千倉書房。

石川博行．2013.「投資リスクの評価と予測」伊藤邦雄・桜井久勝責任編集『体系現代会計学［第3巻］会計情報の有用性』中央経済社。

沖本竜義．2010.『経済・ファイナンスデータの計量時系列分析』朝倉書店。

小野慎一郎・桜井久勝．2015.「不確実性リスクの決定要因に関する実証研究」『国民経済雑誌』212（4）：1-16。

桜井久勝．1991.『会計利益情報の有用性』千倉書房。

桜井久勝．2020.『財務諸表分析〔第８版〕』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。
椎葉淳．2018a.「企業価値評価モデルとしての現在価値恒等式：数値例に基づく考察」『年報 経営ディスクロージャー研究』(17)：49-64。
椎葉淳．2018b.「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。
中野誠．2022a.「会計ベータ研究の可能性」『會計』201 (4)：331-341。
中野誠．2022b.「会計ベータ研究序説」『企業会計』74 (6)：60-66。
中野誠・縄田寛希．2022.「新潮流としての会計ベータ研究」『証券アナリストジャーナル』60 (11)：67-77.
福井義高．2008.『会計測定の再評価』中央経済社。
村宮克彦．2021.「財務報告の目的と会計原則」『會計』199 (2)：146-159。
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。
若林公美．2009.『包括利益の実証研究』中央経済社。
Ball, R., G. Sadka, and A. Tseng. 2022. Using accounting earnings and aggregate economic indicators to estimate firm-level systematic risk. *Review of Accounting Studies* 27 (2)：607-646.
Beaver, W., P. Kettler, and M. Scholes. 1970. The association between market determined and accounting determined risk measures. *The Accounting Review* 45 (4)：654-682.
Campbell, J. 1991. A variance decomposition for stock returns. *The Economic Journal* 101 (405)：157-179.
Campbell, J. 1993. Intertemporal asset pricing without consumption data. *The American Economic Review* 83 (3)：487-512.
Campbell, J. 2018. *Financial decisions and markets: a course in asset pricing*. Princeton University Press.
Campbell, J., and R. Shiller. 1988. The dividend-price ratio expectations of future dividends and discount factors. *The Review of Financial Studies* 1 (3)：195-228.
Campbell, J., A. Lo, and C. MacKinlay. 1997. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press (祝迫得夫・大橋和彦・中村信弘・本田俊毅・和田賢治訳．2003.『ファイナンスのための計量分析』共立出版).
Campbell, J., and J. Mei. 1993. Where do betas come from? Asset price dynamics and the sources of systematic risk. *The Review of Financial Studies* 6 (3)：567-592.
Campbell, J., C. Polk, and T. Vuolteenaho. 2010. Growth or glamour? Fundamentals and systematic risk in stock returns. *The Review of Financial Studies* 23 (1)：305-344.
Campbell, J., and T. Vuolteenaho. 2004. Bad beta, good beta. *The American Economic Review* 94 (5)：1249-1275.
Chen, L., and X. Zhao. 2009. Return decomposition. *The Review of Financial Studies* 22 (12)：5213-5249.
Cochrane, J. 2005. *Asset Pricing, Revised Edition*. Princeton University Press.
Cohen, R., C. Polk, and T. Vuolteenaho. 2009. The price is (almost) right. *The Journal of Finance* 64 (6)：2739-2782.

Da, Z., and M. Warachka. 2009. Cashflow risk, systematic earnings revisions, and the cross-section of stock returns. *Journal of Financial Economics* 94（3）：448‒468.

Elgers, P. T. 1980. Accounting-based risk predictions: a re-examination. *The Accounting Review* 55（3）：389‒408.

Ellahie, A. 2021. Earnings beta. *Review of Accounting Studies* 26（1）：81‒122.

Frazzini, A., and L. Pedersen. 2014. Betting against beta. *Journal of Financial Economics* 111（1）：1‒25.

Hamada, R. 1972. The effect of the firm's capital structure on the systematic risk of common stocks. *The Journal of Finance* 27（2）：435‒452.

Mandelker, G. N., and S.G. Rhee. 1984. The impact of the degrees of operating and financial leverage on systematic risk of common stock. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 19（1）：45‒57.

Merton, R. 1973. An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica* 41（5）：867‒887.

Penman, S. 2016. Valuation: Accounting for risk and the expected returns. *Abacus* 52（1）：106‒130.

Ryan, S. 1997. A survey of research relating accounting numbers to systematic equity risk, with implications for risk disclosure policy and future research. *Accounting Horizons* 11（2）：82‒95.

Vuolteenaho, T. 2002. What drives firm-level stock returns? *The Journal of Finance* 57（1）：233‒264.