

ファイナンシャル・レシオを用いた株式収益率の予測*

青野幸平・祝迫得夫

資産収益率の予測に関する研究において、ファイナンシャル・レシオ(キャッシュフロー変数と資産価格の比)を用いた予測回帰式(predictive regression)は重要な地位を占めている。本論文では、予測回帰式の小標本バイアスに関する Stambaugh(1986, 1999), Lewellen(2004), Campbell and Yogo(2006)などの最近の研究を概観した上で、日本のデータに関する実証分析を行う。その結果、日本の短期的な株式収益率の予測可能性に関する統計的証拠は、従来考えられていたよりも強いものであることがわかった。一方、消費/総資産比率や労働所得/消費比率といった、他のファイナンシャル・レシオを用いた回帰式では、Stambaugh-Lewellen の修正の必要性が認められなかった。

1. はじめに

資産収益率の予測に関する研究において、ファイナンシャル・レシオを用いた予測回帰式(predictive regression)は重要な地位を占めている。ファイナンシャル・レシオとは、ファンダメンタルズに相当する何らかのキャッシュフロー変数と資産価格の比であり、これを用いた資産収益率の予測式は、一種の cointegration regression として解釈できるが、実際の予測回帰式の統計的推論には、様々な潜在的問題が存在する。具体的にはファイナンシャル・レシオとして用いられる変数には一般に強い持続性があり、またそのイノベーションと被予測変数である資産収益率のイノベーションの間には、明らかな相関がある。Stambaugh(1986, 1999)に始まる一連の研究では、これらの点を考慮した小標本バイアスの修正について多くの分析がなされてきた。本論文では、Lewellen(2004)や Campbell and Yogo(2006)などの最近の研究を概観した上で、そこでの分析結果を援用しつつ、日本のデータに関する実証分析を行う。その結果、日本の短期的な株式収益率の予測可能性に関する統計的証拠は、従来考えられていたものよりも強いものであることがわかった。

本論文の以下の構成は次の通りである。まず

第2節では、ファイナンシャル・レシオを予測回帰式の予測変数として用いることの経済学的意味づけに関して議論する。第3節では、Stambaugh(1986, 1999), Lewellen(2004), Campbell and Yogo(2006)などによる、ファイナンシャル・レシオを用いた予測回帰式の統計的推論に関する最近の研究を概観する。第4節では、第3節でみたアメリカのデータに関する先行研究の分析を踏まえて、日本の株式収益率の予測可能性に関する実証分析の再検討を行う。そこでは配当株価比率だけではなく、消費/総資産比率や、労働所得/消費比率といった、他のファイナンシャル・レシオを用いた分析の結果も示す。第5節はまとめである。

2. 予測回帰式による株式収益率の予測

2.1 予測回帰式(predictive regression)の定式化

本論文では、株式収益率の予測回帰式を、Stambaugh(1986, 1999)に始まる一連の研究にしたがって、次のように定式化する。

$$r_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$x_t = \gamma + \phi x_{t-1} + u_t \quad (2)$$

ただし r_t : 第 $t-1$ 期から第 t 期にかけてのリターン(被予測変数), x_t : 第 t 期の予測変数である。また予測変数 x_t は、(2)式のように AR(1)過程に従うものと仮定する。

2.2 予測可能性の経済学的背景

(1)式のような予測回帰式において、予測変数 x_t としてよく用いられる経済変数としては、実物経済変数(GDP や鉱工業生産指数の成長率など)、金利変数(短期金利、長短金利差など)、そして本稿の焦点であるファイナンシャル・レシオ(Financial Ratios)が挙げられる。典型的なファイナンシャル・レシオとしては、(対数をとった)配当/株価比率、株価/収益比率(Price Earning Ratio: PER)などが挙げられる。より最近では、消費/資産比率、消費/労働所得比率などの新たなファイナンシャル・レシオが提案されているが、これらについては、第4節の日本のデータを用いた実証分析に関する議論の中で、より詳しく言及することにする。

次に、ファイナンシャル・レシオを予測変数として用いることを経済学的な視点から正当化するために、資産収益率に関する Campbell=Shiller の要因分解(decomposition)のフレームワークを展開することにする¹⁾。まず P を株価、 D を配当支払い(もしくは何らかの代替的なキャッシュフロー変数)、 i を株式の純収益率とする。すると収益率の定義式は以下ようになる。

$$1+i_{t+1} = (P_{t+1}+D_{t+1})/P_t$$

この両辺の自然対数をとることで、対数収益率(log return)と対数に変換された資産価格および配当の間に、以下のような関係を得る。

$$\begin{aligned} r_{t+1} &= \log(1+i_{t+1}) \\ &= \log(P_{t+1}+D_{t+1}) - \log P_t \\ &= p_{t+1} - p_t + \log(1+\exp(d_{t+1}-p_{t+1})) \end{aligned}$$

ただし小文字の変数は、大文字変数の対数である。この式の最後の項は非線形なので、線形近似を行うために、以下のような変数/関数を定義する：

$$\delta \equiv d - p$$

$$f(\delta) \equiv \log(1+\exp(\delta))$$

$f(\delta)$ を δ の平均の周りでテイラー近似すると $f(\delta) \approx f(\bar{\delta}) + f'(\bar{\delta})(\delta - \bar{\delta})$ となるので、対数収益率に関する以下のような線形近似表現を得る。

$$\begin{aligned} r_{t+1} &\approx k + \rho p_{t+1} + (1-\rho)d_{t+1} - p_t \quad (3) \\ \rho &\equiv 1/(1+\exp(\bar{d}-\bar{p})) \end{aligned}$$

$$k \equiv -\log(\rho) - (1-\rho)\log(1/\rho-1).$$

さらにこの式は、対数価格 p_t に関する、次のような差分方程式として書き直すことができる。

$$\begin{aligned} p_t &= k + \rho p_{t+1} + (1-\rho)d_{t+1} - r_{t+1} \\ &= \frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [(1-\rho)d_{t+1+j} - r_{t+1+j}] \end{aligned}$$

ただし、最初の式から2番目の式に移るステップで、いわゆるバブルを排除する条件に相当する、 $\lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j p_{t+j} = 0$ という terminal condition を課している。

この式は恒等式なので、事前の予測ベースの式としても成立しているはずである。

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [(1-\rho)d_{t+1+j} - r_{t+1+j}] \quad (4)$$

ラフな言い方をすれば、(4)式は(対数表示の)株価を、現在から無限大先までのキャッシュフロー(の対数 d_{t+1+j})に関する予測に依存する部分と、それを割引く際に用いられる割引率(=required rate of return の対数 r_{t+1+j})、すなわち将来の期待リターンの予測に依存する部分に、分解して考えることができることを意味している。

次に、配当(キャッシュフロー)の対数 d_t が単位根過程に従うものとしよう。これは現実のデータと照らし合わせても、妥当な仮定である。すると、対数をとった配当株価比率は次のようになる。

$$d_t - p_t = \frac{-k}{1-\rho} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [-\Delta d_{t+1+j} + r_{t+1+j}] \quad (5)$$

(5)式の右辺のカッコ内は、それぞれ配当の対数差分と将来の期待リターンであり、ともに定常過程であると考えられるので、左辺の $d_t - p_t$ も定常になる。つまり、 d_t と p_t の間には共和分関係が存在するはずである。

また(5)式を、右辺の $E_t[r_{t+1}]$ についての式として解釈し直すと、他の条件が一定なら、期待リターン $E_t[r_{t+1}]$ は対数配当株価比と比例する関係にあることがわかる。したがって、期待リターンが時間を通じて変化することを許容するような一般的なフレームワークの下では、 $d_t - p_t$ もしくは代替的なファイナンシャル・レ

シオを、将来の収益率の予測変数として用いることに、一定の経済学的妥当性があることが確認できる。

最後に、(4)式を(3)式に代入することで、Campbell(1991)が導出した、対数収益率に関する以下の恒等式が得られる。

$$\begin{aligned} r_{t+1} = & E_t[r_{t+1}] \\ & + E_{t+1}\left[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+1+j}\right] - E_t\left[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+1+j}\right] \\ & - \left(E_{t+1}\left[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j}\right] - E_t\left[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j}\right]\right) \end{aligned} \quad (6)$$

この式の右辺の第2行目は、将来の配当に関する期待の第 t 期から第 $t+1$ 期にかけての変化($E_{t+1}[x] - E_t[x]$)であり、これを $e_{d,t+1}$ で表すものとする。また右辺の第3項目は、将来のリターンに関する期待の第 t 期から第 $t+1$ 期にかけての変化であり、これを $e_{r,t+1}$ で表すものとする。したがって(6)式は、次のように書き換えられる。

$$r_{t+1} - E_t[r_{t+1}] = e_{d,t+1} - e_{r,t+1} \quad (7)$$

(7)式は、事後的なリターンのイノベーションが、将来の配当(もしくはそれと代替的なキャッシュフロー変数)に関する予想のイノベーションと、将来のリターンの経路に関する予想のイノベーションに等しいことを意味している。

以上で概観した Campbell=Shiller の収益率の要因分解は、単に代表的投資家の予想の整合性のみを仮定した会計的恒等式である。したがって期待リターンが一定であるとした場合の効率的市場仮説：

$$E_t[r_{t+1}] = \bar{r} \quad (8)$$

が仮定されているわけではない。別な言い方をすれば、(7)式は厳密な無裁定条件を明示的に想定した効率的市場仮説よりはずっと弱い制約であり、将来のリターン自体は予測可能であっても構わないのである。

3. 予測回帰式におけるバイアスの問題

3.1 予測変数の持続性と長期の予測回帰式

前節の後半の議論、特に(5)式によって、予測回帰式の予測変数でファイナンシャル・レシオ

を用いることには、一定の経済学的妥当性があることを見た。しかし、実際の予測回帰式の推定においては、ファイナンシャル・レシオを用いることに伴って、深刻な小標本バイアスが発生することが分っている。

そのようなバイアスの第1の源泉は、(2)式で AR(1)としてモデル化されているファイナンシャル・レシオが、強い持続性(persistence)を持つことである。これは統計的には、 ϕ の推定値が1に近い値であること、すなわち予測変数 x_t が単位根過程、もしくは単位根に非常に近い過程(near unit root process)であるということの意味する。逆に言えば、持続性の強い予測変数であれば、ファイナンシャル・レシオでなくとも同じ問題が発生する。

いま、(1)式のあてはめ値の系列を $\hat{r}_t$ 、残差項を ε_t であらわすものとしよう。

$$\hat{r}_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

このとき予測回帰式の決定係数 R^2 は、定義により以下のように書き表される。

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} \quad (10)$$

$$ESS = \sum_{t=1}^T (\hat{r}_t - \bar{r}), \quad TSS = \sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r})$$

予測回帰式(1)の説明変数 $x_{t-1} = d_{t-1} - p_{t-1}$ が強い持続性を持つために、(9)式で得られる収益率のあてはめ値 $\hat{r}_t$ も強い持続性を持ち、したがって強い正の系列相関を持つ。一方、株式収益率の原系列 r_t は、月次や四半期ベースのデータでは、一般に無相関か若干の負の相関を持つ。つまり通常のOLSのケースと異なり、強い持続性を持つ予測変数を使った予測回帰式では、小標本においてあてはめ値 $\hat{r}_t$ の系列の分散の方が、原系列 r_t より変動が大きいと言う結果が発生し得る。そのため、計算された R^2 では、(10)式のESSがTSSに対して相対的に大きくなるので、決定係数を過大に評価するバイアスが発生する。

このようなバイアスの問題は、長期の予測回帰式ではさらに深刻になる。 T を一定の総サンプル数とし、また h を投資ホライズンだとする。例えば月次のデータが100年分あったとす

ると、 $T=12$ ヶ月 $\times 100$ 年 $=1,200$ 個である。分析対象となる投資ホライズンを $h_1=1$ ヶ月とした場合、まったく重複していない投資収益率のデータは、 $n_1=1200$ 個である。投資ホライズンを $h_{12}=12$ ヶ月とした場合には、重複しない投資収益率のサンプル数は $n_{12}=100$ 個である。つまり、 $T=nh$ が恒等式として常に成立しており、したがって投資ホライズン h が長ければ長くなるほど、利用可能な重複しないサンプル数 n は減少する。

既存のアメリカのデータに関する研究では、ファイナンシャル・レシオを用いた長期の予測回帰式は、短期のそれより R^2 がかなり大きいことが知られている。予測のホライズン h を次第に長くしていくと、サンプル数 n はより小さくなるので、前述のようなメカニズムで決定係数は当初は劇的に上昇する。しかし、より長期になるにつれ、説明変数 x_{t-1} の予測能力は減衰していくので、ある時点で R^2 は減少を始める。一方、 t 値も投資ホライズン h とともに上昇するが、こちらは3程度で比較的安定している。無論、重複するサンプルを許容して、Hansen-HodrickやNewey-West等の方法で漸近的な標準誤差/ t 値を計算することも可能であるが、そうしたとしても t 値には強い小標本バイアスが発生している。このため、現在でも長期の予測回帰式に関する統計的推論の結論は、かなり曖昧なものにとどまっている。以上の点についての詳細な説明としては、Campbell, Lo, and MacKinlay(1997)の7.2.1節を参照して欲しい。また、第4節で我々は、日本のデータを用いた実証分析においても、アメリカのケースとよく似た結果が得られることを示す。

3.2 ファイナンシャル・レシオを用いた予測回帰式におけるバイアス

ファイナンシャル・レシオを予測変数として用いる場合、例えば予測期間が1期先であったとしても、別の理由から、小標本における推定値に強いバイアスが発生する。本小節では、この点について詳しく議論する。分析のフレームワークを確認するために、まず(1)・(2)式を再掲

しておく。

$$r_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$x_t = \gamma + \phi x_{t-1} + u_t \quad (2)$$

ファイナンシャル・レシオ x_t は、実際は配当等のキャッシュフロー変数と資産価格の比である。第2節に引き続き、対数配当/株価比率 $d_t - p_t$ を例にとると、配当 d_t と比較して資産価格 p_t の動きの方がはるかに大きいので、予測変数の $x_t = d_t - p_t$ の変動の主たる源泉は、実は p_t の変動である。一方、対数収益率の定義により、当然、(1)式の被説明変数 r_t も、資産価格 p_t の変動に強く影響される。したがって、予測変数であるファイナンシャル・レシオのイノベーション(u_t)と、被予測変数である資産収益率のイノベーション(ε_t)の間には、明らかな相関がある。すなわち資産価格(p_t)の上昇は、同時に収益率(r_t)の上昇と、ファイナンシャル・レシオ($d_t - p_t$)の低下をもたらすのである。

Stambaugh(1986, 1999)はこれを、(1)・(2)の2つの式における誤差項の相関の問題として定式化した。すなわち $\text{correl}(\varepsilon_t, u_t) < 0$ であり、その結果、ファイナンシャル・レシオを予測変数として用いた際には、 $\hat{\beta}$ に下方バイアスが発生する。

厳密にこの問題を議論するために、まず予測回帰式の係数をベクトルの形で $b = (\alpha \ \beta)'$ 、 $p = (\gamma \ \phi)'$ と書くことにしよう。すると、予測回帰式のパラメータの推定値は以下のようになる。

$$\hat{b} = b + (X'X)^{-1}\varepsilon \quad (11)$$

$$\hat{p} = p + (X'X)^{-1}u \quad (12)$$

また予測回帰式の2つの式の誤差項の相関があることを、 $\varepsilon_t = \gamma u_t + v_t$ という形で書くことにする。ただし $\gamma = \text{Cov}(\varepsilon, u) / \text{Var}(u)$ である。この表現を利用すると、以下の関係式が得られる。

$$\hat{b} - b = \gamma(\hat{p} - p) + \eta \quad (13)$$

ただし $\eta \equiv (X'X)^{-1}X'v$ 、 $E[\eta] = 0$ 、 $\text{Var}[\eta] = \sigma_v^2(X'X)^{-1}$ である。

したがって、予測回帰式の推定値 $\hat{\beta}$ の持つ有限サンプルのバイアスと、(2)式のAR(1)の

係数の推定値 $\hat{\phi}$ について発生しているバイアスの関係について、以下の関係式が得られる。

$$E[\hat{\beta} - \beta] = \gamma E[\hat{\phi} - \phi] \quad (14)$$

この式から、ただちに次のようなことがわかる。まず予測回帰式のパラメータに関する有限サンプル・バイアス、 $E[\hat{\beta} - \beta]$ を無視できるのは、 $E[\hat{\phi} - \phi] = 0$ であるような場合のみである。一般に $\hat{\phi}$ には $-(1+3\phi)/T$ の下方バイアスがあることが分かっている (Kendall(1954); Stambaugh(1986))、 γ が負であることから、 $\hat{\beta}$ には上方バイアスが発生することになる。Stambaugh(1999) は、(2) 式のように予測変数が AR(1) に従うことを仮定した定式化の下で、 $\hat{\beta}$ の有限標本バイアスを以下のように導出した。

$$E[\hat{\beta} - \beta] = -\frac{(1+3\phi)}{T} \frac{\sigma_{e,u}}{\sigma_u^2} \quad (15)$$

さらに、 x_t が単位根過程かそれに近い場合 (near unit root process)、すなわち (2) 式の ϕ が 1 であるか、1 に十分近い場合、その推定値 $\hat{\phi}$ の分布が負の歪度を持ち (negatively skewed)、OLS よりも分散が大きいことが知られている。したがって、(2) 式の $\hat{\phi}$ の推定値の分布は、 γ が負であることから、正の歪度を持ち、OLS より大きい分散を持つことになる。その影響で、(1)・(2) 式のような予測回帰式には、例えば予測期間が 1 期先であったとしても、 $\hat{\beta}$ の t 値を過大評価するバイアス存在している (Stambaugh(1986, 1999); Mankiw and Shapiro(1986); Nelson and Kim(1993))。

先行研究を例にとると、Fama and French (1988) では、配当/株価比の対数 $d-p$ が NYSE の収益率の予測に役立つことを報告している。しかし、Stambaugh(1986) や Mankiw and Shapiro(1986) は、本小節で議論した理由から Fama and French の推定した回帰式が、予測可能性 (predictability) を発見する方向に強くバイアスを持つことを指摘している。Nelson and Kim(1993) は、Fama-French のデータに関して bootstrap によって、 $\hat{\beta}$ の有意確率 (p 値) を計算し、0.03 から 0.33 という統計的に有意とは言えない値を得

た。また Stambaugh(1999) は、(2) 式のように x_t について AR(1) を仮定し、0.15 という $\hat{\beta}$ の p 値を得ている。

3.3 Lewellen(2004)の小標本バイアスの修正

より近年になって、Lewellen(2004) および Campbell and Yogo(2006)、Torous, Valkanov, and Yan(2004) は、 $\hat{\beta}$ の小標本バイアスの修正について、さらなる考察を行った。なかでも Lewellen(2004) は、(14) 式より、あらかじめ γ の値が分かっているならば、 $\hat{\beta}$ について的小標本バイアスの修正を次のように容易に計算できることを指摘した。

$$\hat{\beta}_{adj} = \hat{\beta} - \gamma(\hat{\phi} - \phi) \quad (16)$$

無論、真の ϕ は分かっているが、その上限として $\phi \approx 1$ という制約を課することができる。もし $\phi = 1$ であったとすると、それはファイナンシャル・レシオ、すなわち (5) 式の対数配当/株価比率が単位根過程であることを意味するので、理論的には正当化するのが難しい。さらに $\phi \gg 1$ であったとすると、配当/株価比率が発散する確率過程に従うことになってしまうので、 $\phi \approx 1$ という制約は経済学的に妥当なものと言ってよいだろう。

実際の手順としては、まず (1)・(2) 式を推定して誤差項の系列を得た上で、OLS で γ の推定値を計算するとともに、 v_t の系列を得る。

$$\varepsilon_t = \gamma \hat{e}_t + \bar{v}_t \quad (17)$$

すると $\hat{\beta}_{adj}$ の分散は、(13) 式より $\sigma_v^2 (X'X)^{-1}_{(2,2)}$ で与えられる (Lewellen, 2004)。

この制約についてのもう一つの解釈は、混合帰無仮説「 $H_0: \beta = 0$ and $\phi < 1$ 」というテストを考えることである。予測回帰式 (1)・(2) の攪乱項 ε_t, u_t の相関関係から、もし H_0 が正しければ、高い $\hat{\beta}$ と高い $\hat{\phi}$ が同時に観察される可

表 1. 基本統計量

変数	平均	標準偏差	歪度	自己相関係数		
				ρ_1	ρ_2	ρ_4
r	0.022	0.119	1.06	0.422	0.134	0.075
$d-p$	-4.409	0.507	0.13	0.987	0.965	0.921
cay	-0.062	0.030	0.01	0.935	0.910	0.820
W/C	1.317	0.080	-1.71	0.971	0.964	0.927
$rrel$	-0.001	0.014	0.99	0.857	0.591	0.022

表 2. 伝統的な予測回帰式: 配当/株価比率と金利変数

予測回帰式 $r_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \varepsilon_t$ の推定結果。サンプル期間は 1970 年第 1 四半期～2005 年第 1 四半期。被説明変数 r_t は TOPIX の実質収益率であり、説明変数(予測変数)は (i) 対数配当/株価比率 $d-p$ と (ii) 短期金利変数(現在のコールレートと過去 1 年の移動平均の差) $rrel$ である。推定値の下のカッコ内には、Newey-West で修正した標準誤差が報告されている。(**), (*) は、それぞれ 1%, 5% の有意水準でパラメータ推定値が統計的に有意であることを示す。

(1) 単独の予測回帰式

		予測ホライズン(四半期)				
		1	4	8	12	16
(i) $d-p$		0.046	0.276*	0.589**	0.742**	0.835**
		[0.037]	[0.125]	[0.198]	[0.178]	[0.113]
R^2		3.2%	18.3%	34.9%	44.2%	54.1%
		1	4	8	12	16
(ii) $rrel$		-2.221*	-6.550	-7.187	-5.433	-4.122
		[0.927]	[3.481]	[3.998]	[3.920]	[4.487]
R^2		5.9%	7.0%	3.1%	1.0%	0.2%

(2) 2 変数の予測回帰式

		予測ホライズン(四半期)				
		1	4	8	12	16
$d-p$		0.046	0.275*	0.588**	0.741**	0.834**
		[0.031]	[0.113]	[0.188]	[0.173]	[0.109]
$rrel$		-2.207*	-6.464	-7.004	-5.203	-3.827
		[0.902]	[3.356]	[3.733]	[3.254]	[3.369]
$\bar{R}^2$		9.1%	25.4%	38.1%	45.4%	54.6%

能性は非常に低い。この関係を利用して、推定された $\hat{\rho}$ を所与として、 $\beta=0$ についての条件付きのテストを行うことが可能である。

したがって、統計的推論の手順は次のようになる。もし $\hat{\rho} \ll 1$ であるなら、つまり x_t が定常過程であると判断されるなら、(1) 式の $\hat{\beta}$ の統計的推論においては、通常の t 検定を行えばよい。一方、 x_t が非定常過程であることを棄却できない状況では、混合帰無仮説「 $H_0: \beta=0$ and $\phi < 1$ 」の有意水準を計算するために、ボンフェローニ(Bonferroni)補正法による t 検定を用いることになる。すなわち、混合帰無仮説の有意水準を計算するためには、それぞれの検定における小さいほうの有意水準を 2 倍にすればよいことになる。

4. 日本のデータによる予測回帰式の検証

本節では、前節での様々な議論をもとに、いよいよファイナンシャル・レシオを予測変数とする予測回帰式の評価を行う。本論文では、日

本のデータを用いた予測回帰式の評価の試みとして、3 種類のファイナンシャル・レシオを検討する。その第 1 は、前節の議論で具体的な例として取り上げた対数配当/株価比率である。

(5) 式のインプリケーションとして、 $d-p$ の上昇は将来のリターンの上昇をもたらすはずである。

第 2 のファイナンシャル・レシオは、Lettau and Ludvigson(2001)で提案され、我々が Aono and Iwaisako(2007)で日本について分析を行った、対数消費/総資産比率(cay)である。変数 cay の経済学的解釈については、Aono and Iwaisako(2007)を参照してほしい。理論モデルのインプリケーションとして、 cay の上昇は将来のリターンの上昇をもたらすはずである。

第 3 のファイナンシャル・レシオは、Santos and Veronesi によって提案された、労働所得/消費比率(W/C)である。Santos and Veronesi(2006)によれば、 W/C は総資産に占める

表3. 様々なファイナンシャル・レシオによる予測回帰式

予測回帰式 $r_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \varepsilon_t$ の推定結果。サンプル期間・被説明変数は表2に同じで、予測ホライズンはすべて1期(1四半期)である。説明変数(予測変数)は、それぞれ(1)対数配当/株価比率 $d-p$, (2)対数消費/資産比率 cay , (3)労働所得/消費比率 W/C である。 $\hat{\phi}$ は、各説明変数に関して(2)式を計算した際の、AR(1)の係数の推定値である。「OLS」は最小二乗法で(1)式を推定した時の、予測変数 x_{t-1} の係数の推定値と標準誤差である。「Lewllen」は、OLS 推定値に Lewllen(2004)の補正を行ったものである。

(1) $d-p$	β	S. E. (β)	p-value	R^2	$\hat{\phi}$	$-(1+3\phi)/T$	$corr(\varepsilon, u)$
OLS	0.046	0.037	0.218	3.2%	0.976	-0.028	-0.490
Lewllen	0.039	0.012	0.002				
(2) cay	β	S. E. (β)	p-value	R^2	$\hat{\phi}$	$-(1+3\phi)/T$	$corr(\varepsilon, u)$
OLS	-1.216	0.572	0.035	9.1%	0.932	-0.007	-0.190
Lewllen	-1.217	0.001	0.000				
(3) W/C	β	S. E. (β)	p-value	R^2	$\hat{\phi}$	$-(1+3\phi)/T$	$corr(\varepsilon, u)$
OLS	-0.292	0.310	0.348	3.2%	0.924	-0.005	-0.104
Lewllen	NA	NA	NA				

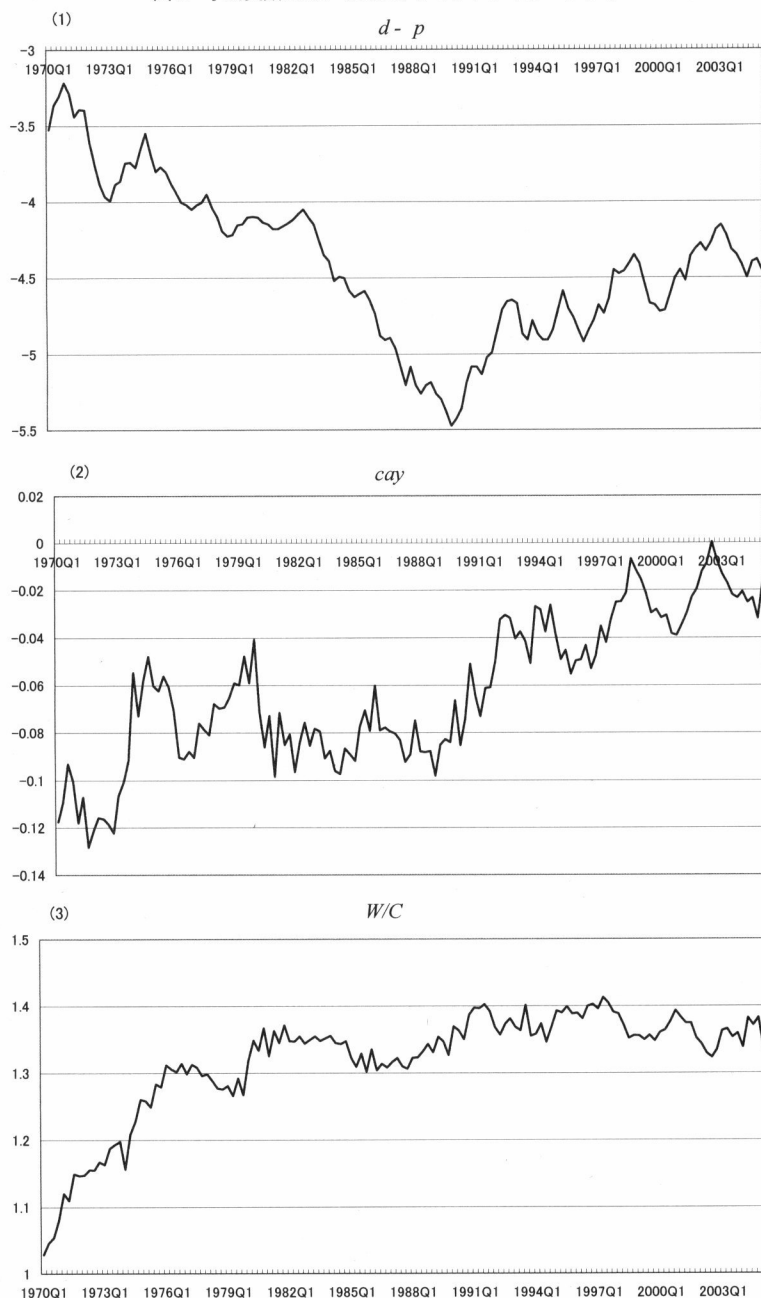
人的資産の代理変数であり、 W/C が高ければ金融資産と消費の比率は低下する。この結果、金融資産と総資産の相関は低下するので、家計が金融資産に関するリスクをとるために必要とされる期待収益率は低下する。したがって、検証可能なインプリケーションとしては、 W/C 上昇は将来のリターンの低下をもたらすはずである。 W/C は明示的には資産価格をその要素として含まないので、表面的なレベルではファイナンシャル・レシオとは言えない。しかし、その背景にある意図としては、資産価格や金融資産を直接用いるのではなく、総資産から労働所得に依存する部分を取り除いた部分として金融資産を捉えることで、資産価格を推定式に含めた場合に発生する非定常性の問題を回避しようとしている試みであると考えられる。また日本のデータについて、予測変数として W/C を用いた研究は、我々が知る限り本論文が最初である。

さらに、アメリカについての先行研究との比較のために、追加的な予測変数として短期金利変数(relative bill ratio: $rrel$)を用いる。変数 relative bill ratio は、最初に Campbell や Hodrick によって提案されたものであり、変数の定常性を確保するため、短期金利の現在の水準と、過去1年間の移動平均の差分をとったものである。これらの変数の基本統計量は、表1に報告されている。

表2では、まずアメリカに関する先行研究との比較のために、対数配当/株価比率と短期金利変数を用いた予測回帰式の推定結果が示されている。一見してわかるように、短期金利変数($rrel$)については、もっとも短い投資ホライズン(四半期)でのみ、マイナスで統計的に有意な推定結果が得られている。一方、対数配当/株価比率($d-p$)については、四半期では統計的に有意ではないものの、投資ホライズンが長くなるにつれ、推定値・有意水準・決定係数のすべてが急速に上昇している。以上の結論は、配当/株価比率と短期金利変数を同時に予測変数として用いた回帰式の場合でも変わらない。このような結論は、Campbell, Lo, and MacKinlay(1997)の7.2.1節で総括されているアメリカについての先行研究の結果と、方向性においては完全に一致している。

表3では、 $d-p$, cay , W/C という3種類の予測変数を用いて1期間(1四半期)の予測回帰式を推定したうえで、それに3.3節で議論した Lewllen(2004)の修正を施した結果を示してある。表1の基本統計量を見ると、 $d-p$ の自己相関係数は他のファイナンシャル・レシオと比較しても高く、標準偏差も飛び抜けて大きいので、非定常過程であることが強く示唆される。実際、単位根検定(Augmented Dickey-Fuller 検定)でも単位根の存在を棄却できなかった。また、図1に関する最初の言及にはこれ

図1. 予測変数に用いられたファイナンシャル・レシオ



ら3変数のグラフがプロットされているが、視覚的に判断する限り、 W/C のみが定常過程であろうと予測される。したがって、 $d-p$ および cay を予測変数として用いた予測回帰式に関しては、Stambaugh-Lewellenの修正が統計的推論の結果を大きく左右する可能性がある。

また $d-p$ については、Stambaugh-Lewellenのフレームワークで想定されていたように、株式収益率と対数配当/株価比率の誤差項の間の相関は、約-0.5とかなり高い負の値である。

このため、表3(1)の2行目に示されているように、OLSで得られた予測回帰式の推定値・標準誤差に、これらの影響のバイアスを考慮した修正を施すと、推定値は若干小さくなるが(0.046 → 0.039)、同時に標準誤差もかなりの程度低下する(0.037 → 0.012)。その結果、 β の推定値の t 値はOLSの0.218から、0.002へと大きく低下しており、1期間の予測回帰式においても、統計的に十分有意な予測可能性の証拠が得られている。この結果は、Lewellen(2004)やCampbell and Yogo(2006)のそれと整合的である。

一方、 cay については、単位根検定の結果はより微妙で、5%水準ではかろうじて単位根の存在を棄却するが、1%では棄却できなかった。青野・祝迫(2006)でも詳しく議論しているように、日本のデータに関する cay の持続性の程度／

単位根検定の結果は、サンプル期間の取り方にかなり依存するので、明確な結論を示すのは難しい。 W/C については、図1から予想される通り1%でも単位根の存在を棄却している。したがって表3でも、 W/C を予測変数に用いたケースについては、Lewellen(2004)の修正を行

っていない。

予測変数として *cay* を用いた場合の結果は、表3(2)に示されている。Aono and Iwaisako (2007)でも議論しているように、*cay* の係数の推定値は、理論のインプリケーションと符号が逆で、なおかつ統計的に有意であり、この点に関する経済学的解釈は注意が必要である。一方で、予測変数 *cay* と被予測変数である株式収益率の誤差項の、短期(四半期)での相関は決して高くない(-0.2)。そのため、Lewellen(2004)の修正が、 β の推定値とその標準誤差に与える影響の方向は、 $d-p$ を予測変数として用いたケースと同じであるが、それによって統計的推論の結論が大きく変わるような事態には至っていない。

また表3(3)の W/C に関する予測回帰式では、係数の符号は理論と整合的であるが統計的に有意とは言えない。日本のデータで W/C を用いた予測の結果については、より一層の分析が必要であり、これについては別の機会に検討することとしたい。

5. まとめ

本論文では、予測回帰式に関する最近の研究を概観するとともに、日本のデータを用いて対数配当／株価比率を予測変数とした実証分析を行い、アメリカのデータについての先行研究との比較を試みた。分析結果は大筋で先行研究と一致しており、Stambaugh-Lewellen の提案した小標本バイアスの修正を施すことで、日本のデータでも、予測変数としての対数配当／株価比率の有効性に関する統計的推論の結果が、大きく左右されることがわかった。また、対数消費／総資産比率を用いた予測回帰式についても分析を行ったが、小標本バイアスの修正は結論に大きな影響を与えなかった。労働所得／消費比率を用いた予測回帰式では、そもそも予測変数の定常性が明確であり、Stambaugh-Lewellen の修正の必要性が認められなかった。

本論文の分析は、日本のデータに関する予測回帰式の分析としては、あくまでファースト・ステップであり、検討しているデータの範囲は

あくまで限定的である。今後、月次データの検討や、株価／収益比率(PER)などの他のファイナンシャル・レシオに分析の枠を広げるとともに、対数配当／株価比率そのものの確率過程についても、構造変化の可能性等を含めて、より包括的な研究を行っていくことを目指したい。

(一橋大学大学院経済学研究科大学院生・一橋大学経済研究所)

注

* 本論文の作成にあたって、平成18・19年度学術創成研究「日本経済の物価変動ダイナミクスの解明：ミクロとマクロの統合アプローチ」、平成18・19年度科学研究費基盤研究(B)「マクロ変数と株式収益率のクロスセクション」(18330067)からの助成を受けたことを感謝する。また、一橋大学経済研究所定例研究会参加者のコメントに感謝する。

1) より詳しくは、Campbell and Shiller (1988)やCampbell, Lo, and MacKinlay (1997)を参照されたい。

参考文献

- 青野幸平・祝迫得夫(2006)「日本における Consumption-Wealth Ratio の安定性」、一橋大学経済研究所ディスカッション・ペーパー A486。
- Aono, K. and Iwaisako, T. (2007) "The Consumption-Wealth Ratio and the Japanese Stock Market," Research Center for Price Dynamics Working Paper No.9, Hitotsubashi University.
- Campbell, John Y. (1991) "A Variance Decomposition for Stock Returns," *Economic Journal*, Vol. 101, No. 405, pp. 157-179.
- Campbell, J. Y., Lo, A. W. and MacKinlay, A. C. (1997) *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Campbell, J. Y. and Shiller, R. J. (1988) "Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends," *Journal of Finance*, Vol. 43, No. 3, pp. 661-676.
- Campbell, J. Y. and Yogo, M. (2006) "Efficient Tests of Stock Return Predictability," *Journal of Financial Economics*, Vol. 81, No. 1, pp. 27-60.
- Fama, E. F. and French, K. R. (1988) "Dividend Yields and Expected Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, No. 1, pp. 3-25.
- Kendall, M. G. (1954) "Note on Bias in the Estimation of Autocorrelation," *Biometrika*, Vol. 41, No. 3-4, pp. 403-404.
- Lettau, M. and Ludvigson S. (2001) "Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 3, pp. 815-49.
- Lewellen, J. (2004) "Predicting Returns with

- Financial Ratios," *Journal of Financial Economics*, Vol. 74, No. 2, pp. 209-235.
- Mankiw, N. G. and Shapiro, M. D. (1986) "Do We Reject Too Often? Small Sample Properties of Tests of Rational Expectations Models," *Economics Letters*, Vol. 20, Issue 2, pp. 139-145.
- Nelson, C. R. and Kim, M. J. (1993) "Predictable Stock Returns: the Role of Small Sample Bias," *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 2, pp. 641-661.
- Santos, T. and Veronesi, P. (2006) "Labor Income and Predictable Stock Returns," *Review of Financial Studies*, Vol. 19, No. 1, pp. 1-44.
- Stambaugh, R. F. (1986) Bias in Regressions with Lagged Stochastic Regressors. Working Paper. University of Chicago, Chicago.
- Stambaugh, R. F. (1999) "Predictive Regressions," *Journal of Financial Economics*, Vol. 54, Issue 3, pp. 375-421.
- Torous, W., Valkanov, R. and Yan, S. (2004) "On Predicting Stock Returns with Nearly Integrated Explanatory Variables," *Journal of Business*, Vol. 77, No. 4, pp. 937-966.

農 業 経 済 研 究 第 79 卷 第 1 号

(発売中)

《報 告》

原理論における土地合体資本の問題

水供給変動がカンボジアのコメ市場に及ぼす影響の分析……………古家 淳・セス メイヤー

——水循環を考慮したコメ需給モデルの開発——

農業効率化と市場競争性に対応した輸入関税削減幅に関する理論的考察……………小 島 泰 友

——不完全競争下の価格伝達性に対する規模の経済性の影響をめぐって——

《書 評》

香月敏孝著『野菜作農業の展開過程：産地形成から再編へ』……………小 野 雅 之

泉田洋一編『近代経済学的農業・農村分析の50年』……………浅 野 耕 太

敵 善平著『中国人口移動と民工：マクロ・ミクロ・データに基づく計量分析』

……………中 本 和 夫

坂内 久著『総合農協の構造と採算問題』……………茂 野 隆 一

出村克彦・但野利秋編『中国山岳地帯の森林環境と伝統社会』……………黒 田 昌 裕

神代英昭著『こんにゃくのフードシステム』……………櫻 井 清 一

谷口信和・李 命美著『JA(農協)出資農業生産法人：担い手問題への新たな挑戦』

……………北 川 太 一

《会 報》

理事会・総会ニュース

編集委員会だより