

資本の不良化と習慣形成効果を同時に考慮した C-CAPM の推計

An Estimation of C-CAPM Considering Bad Capital and Habit Formation

森澤 龍也*

Tatsuya Morisawa

本稿は、資本の不良化と習慣形成効果を考慮した「消費に基づく資産価格モデル (C-CAPM)」を日本のデータによって計量分析する。本稿の実証結果によると、標準モデルよりもモデル全体の当てはまり具合は改善されているものの、不良資本の逆厚生効果に基づくモデルに比べると、必ずしもモデルのパフォーマンスが良好とはいえず、モデル拡張上の課題が残されている。

キーワード：不良資本、過剰債務、習慣形成効果、消費に基づく資産価格モデル (C-CAPM)

I. はじめに

本稿は、「資本の不良化」と「消費の習慣形成効果」を同時に考慮した「消費に基づく資産価格決定モデル (Consumption-based Capital Asset Pricing Model: 以下、C-CAPM と表記)」について、日本のデータを用いて計量分析を行う。

ここでいう資本の不良化とは、次のようなアイデアに基づく。通常の新古典派経済成長モデルにおける設定と同様、本稿においても、資本ストックは家計によって保有されており、これが企業に対して生産要素の一つとして貸し出される。ただし、企業は当期の生産に当たって、前期末（当期初）に家計から借りてきた資本を使用するのであるが、企業はこの資本について一定の程度で稼働不良を起こしていることを発見できるものとする。本稿では、このような資本の劣化部分を「資本の不良化」と呼ぶ [森澤 (2011a)]。

これは言うまでもなく、投入「後」の資本減耗とは別の、投入「前」の資本劣化である。家計は資本を保有している限りにおいて、自らの保有資産である資本の不良化の程度について知ることはできない。企業が生産活動において資本を投入して初めて、このような資本の劣化部分である「不良資本」が家計にも分かる形で判明せられるのである。本稿のモデルは通常モデルとは異なり、資本ストックについて以上のような意味で有効資本と不良資本に分類されると想定している。

森澤 (2011a) は、資産価格決定モデルにおける安全利子率パズル [Weil (1989)] やエクイティ・プレミアム・パズル (リスク・プレミアム・パズル) [Mehra and Prescott (1985)] を解消する一仮説として、このような資本の不良化というアイデアを提示した。しかしながら、単純に不良資本の発生を組み込むのみでは、これらのパズルを解消することはできないことが示された。

この結果を受けて、次のような拡張的な分析が行われた。ひとつは、資本の不良化が家計の効用に負の影響を及ぼす「不良資本の逆厚生効果」を考慮することである。森澤 (2011b) は、この効果を組み込んだ理論モデルを提示し、森澤 (2012a) は日本のデータに基づくカリブレーションによってこの効果が上記のパズルを解消し得ることを示した。森澤 (2012b・2013b) はこの効果を考慮したモデルの計量分析を行った。これらの実証結果をまとめると、モデルの当てはまり具合については標準モデルよりも改善されることが分かった。その一方で、選好パラメータの推定結果については必ずしも改善されなかった。

いまひとつは、資本の不良化と同時に「消費の習慣形成効果」を考慮することである。現在の消費決定に際して、過去の消費パターンからの慣性が働くことがある。これを消費の習慣性、あるいは、習慣形成 (habit formation) と呼ぶ。C-CAPM の先行研究を概観すると、習慣形成効果を組み込んだモデルについては、実証上のパフォーマンスが標準モデルと比較して良好であることが報告されている [Sundaresan (1989)、Abel (1990)、Constantinides (1990)、Heaton (1995) 等]。森澤 (2012c) は、差分型モデル (difference model) に基づく習慣形成効果と資本の不良化を同時に考慮した理論モデルを展開し、日本のデータに基づくカリブレーションによってこれらの同時効果が上記のパズルを解消する理論的可能性について分析した。

本稿は、以上の分析経緯および結果を踏まえて、資本の不良化および習慣形成効果を同時に組み込んだ森澤 (2012c) を日本のデータによって計量分析し、この効果の現実妥当性について考察する。基本的な枠組みとしては、北村・藤木 (1997) の「生産側情報を利用した C-CAPM」に基づき、資本の不良化が資産価格に与える影響を分析する。なお、資本不良度を計測するに際して、森澤 (2010) で推計した過剰債務系列を利用する。

本稿の構成は次の通りである。第II節では、資本の不良化と消費の習慣形成効果を組み込んだ C-CAPM を定式化し、計量分析のためのモデルを導出する。第III節では、当該モデルを日本のデータによって推計し、その実証結果について検討する。第IV節では、本稿の議論をまとめる。

II. 不良資本と消費の習慣形成を考慮した C-CAPM

本節では、資本の不良化が生産および家計効用に対して与える影響を組み込んだ C-CAPM を提示したうえで、計量分析のためのモデルを導出する。以下のモデルで用いられる記号は、次の通りである。なお、各変数の下付き添え字 t は、時期を表す。

C_t : 総消費、 K_t : 資本ストック、 N_t : 人口 (労働)、 $c_t \equiv C_t / N_t$: 1人当たり消費、 $k_t \equiv K_t / N_t$: 1

人当たり資本ストック、 $n_t \equiv N_t / N_{t-1}$ ：人口成長率（対前期比）、 $\mu_t (\in [0,1])$ ：資本不良度、 $\tilde{K}_t \equiv (1-\mu_t) K_t$ ：有効資本ストック、 $\tilde{k}_t \equiv \tilde{K}_t / N_t$ ：1人当たり有効資本ストック、 Ω_t ： t 期において利用可能な情報集合、 δ （定数）：資本減耗率、 $\rho (\in (0,\infty))$ （定数）：時間選好率、 $\beta \equiv 1 / (1+\rho)$ ($\beta \in (0,1)$ 、定数)：主観的割引率。

1. 資本の不良化と生産・家計効用

この経済において、家計は資本 (K_t) と労働 (N_t) を保有しており、所得のうちの消費 (C_t) と貯蓄の割合を決定するものとする。一方、企業は家計から調達した資本 (K_t) と労働 (N_t) を生産要素として生産活動 (Y_t) を行う。

企業は当期の生産 (Y_t) にあたって、前期末 (= 当期末) に家計からレンタルしてきた資本 (K_t) を使用する。ストック変数である資本については、 t 期初 ($t-1$ 期末) の資本ストックを K_t と表記する。この K_t は $t-1$ 期末に借りられた直後に、資本減耗とは別に一定割合 $\mu_t \in [0,1]$ で劣化していることが判明するものとしよう。ただし、一旦レンタルしないことには、どれだけ資本の不良化を起こしているか分からないものとする。

そうすると実際に生産に使用可能な資本ストックは、

$$\tilde{K}_t \equiv (1-\mu_t)K_t \quad (1)$$

と定義される。この資本 \tilde{K}_t を「有効資本ストック」と呼ぶことにする¹⁾。

以上のような不良資本 $\mu_t K_t$ が発生するもとの、生産活動は 1 次同次性を満たす次の生産関数で表されるとしよう。

$$Y_t = F(\tilde{K}_t, N_t) \quad (2)$$

ただし、 $\frac{\partial F}{\partial \tilde{K}} > 0, \frac{\partial^2 F}{\partial \tilde{K}^2} < 0, \frac{\partial F}{\partial N} > 0, \frac{\partial^2 F}{\partial N^2} < 0$ 。すなわち、この経済では、不良化している部分以外の

有効資本および労働が投入されることによって、生産物が産出されるものとする。

この生産関数を 1 人当たりの表示に書き換えた関数は次式で与えられる。

$$y_t = F(\tilde{k}_t, 1) \equiv f(\tilde{k}_t) \quad (3)$$

ただし、 $f'(\tilde{k}) \equiv \frac{df}{d\tilde{k}} > 0, f''(\tilde{k}) \equiv \frac{d^2 f}{d\tilde{k}^2} < 0$ 。 y_t は t 期における 1 人当たり生産水準 ($y_t \equiv Y_t / N_t$) である。

\tilde{k}_t は t 期における 1 人当たり有効資本ストックであり、

$$\tilde{k}_t \equiv \frac{\tilde{K}_t}{N_t} = (1-\mu_t)k_t \quad (4)$$

と表される。 k_t は t 期における 1 人当たり資本ストック ($k_t \equiv K_t / N_t$) である。

マクロ経済的な観点から、生産物は消費、設備投資に支出される。

$$F(\tilde{K}_t, N_t) = C_t + K_{t+1} - (1-\delta)\tilde{K}_t \quad (5)$$

ただし、 C_t : t 期における総消費、 δ : 資本減耗率 (定数)、である。

支出項目の合計式 (5) 式を 1 人当たり表示に変換すると、

$$f(\tilde{k}_t) = c_t + n_{t+1}k_{t+1} - (1-\delta)\tilde{k}_t \quad (6)$$

となる。ただし、 c_t は t 期における 1 人当たり消費 ($c_t \equiv C_t/N_t$)、 \tilde{k}_t は t 期における 1 人当たり有効資本ストック ($\tilde{k}_t \equiv \tilde{K}_t/N_t$)、 n_{t+1} は $t+1$ 期の人口成長率 (対前期比: $n_{t+1} \equiv N_{t+1}/N_t$)、である。

続いて、資本の不良化が代表的家計の効用に与える影響についてみていく。森澤 (2012c) では、「不良資本の逆厚生効果」および「消費の習慣形成効果」を同時に考慮する C-CAPM を提示した。このアイデアのもとで、時点効用関数は次のように定式化される²⁾。

$$u(X_t) = \begin{cases} \frac{X_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} & \text{for } \gamma > 0 \text{ and } \gamma \neq 1 \\ \log X_t & \text{for } \gamma = 1 \end{cases} \quad (7)$$

$$X_t \equiv c_t - \alpha\mu_{t-1}c_{t-1} \quad (8)$$

ただし、 X_t : 不良資本の逆厚生効果および習慣形成効果を考慮した今期および来期の消費から得られるサービス・フロー、 γ : サービス・フロー X_t に関する相対的危険回避度 (定数)、 α : 消費の習慣形成効果の程度を表す外部効果度パラメータ (定数、 $\alpha\mu_{t-1} \in [0,1)$)、である。

(8) 式のようなサービス・フローに基づく時点効用関数から成る C-CAPM は「差分型モデル (difference model)」と呼ばれている³⁾。さらに付け加えると、差分型モデルがもつ特徴の一つとして、(7) 式のパラメータ γ は、消費 c_t に関する相対的危険回避度 (relative risk aversion) を意味しない、という点に注意が必要である。時点効用関数 (7) 式のもとで、消費 c_t に関する相対的危険回避度 γ_t は、次式のように表される。

$$\gamma_t = \gamma \frac{c_t}{X_t} \quad (9)$$

(9) 式から明らかのように、標準的な相対的危険回避度一定 (Constant Relative Risk Aversion: CRRA) 型効用関数とは異なり、(7) 式における消費の相対的危険回避度 γ_t は時間可変的なパラメータとして表される。

2. 代表的家計の最適化問題と推定モデルの導出

前節での設定に基づき、代表的家計モデルの枠組みのもとで、家計と企業の行動を統合して、資産価格の決定問題を考察する。すなわち、予算制約のもとで、代表的家計は現在 (0 期) から将来にかけての消費から得られる期待効用の割引現在価値が最大になるように消費と資産を選択する、としよう。これを定式化すると、次の数学的問題になる。

$$\begin{aligned} \max_{c_t, k_{t+1}} \quad & E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{X_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) \middle| \Omega_0 \right\} \\ \text{subject to} \quad & f(\tilde{k}_t) = c_t + n_{t+1}k_{t+1} - (1-\delta)\tilde{k}_t \quad (6) \\ & \tilde{k}_t = (1-\mu_t)k_t \quad (4) \\ & X_t = c_t - \alpha\mu_{t-1}c_{t-1} \quad (8) \end{aligned}$$

ただし、 $\rho \in (0, \infty)$ 、定数)：時間選好率、 $\beta \equiv 1 / (1+\rho)$ ($\beta \in (0, 1)$ 、定数)：主観的割引率、 Ω_t ： t 期において利用可能な情報集合、 $E_t\{\cdot | \Omega_t\}$ ：条件付期待値演算子、である。

このとき、この最適問題における一階の条件は以下ようになる。

$$c_t : (c_t - \alpha\mu_{t-1}c_{t-1})^{-\gamma} - \alpha\beta\mu_t(c_{t+1} - \alpha\mu_t c_t)^{-\gamma} - \lambda_t = 0 \quad \text{for } t \in [0, \infty) \quad (10)$$

$$k_{t+1} : E_t \left\{ \lambda_t \cdot n_{t+1} - \beta \cdot \lambda_{t+1} (1 - \mu_{t+1}) (1 + f'(\tilde{k}_{t+1}) - \delta) \middle| \Omega_t \right\} = 0 \quad \text{for } t \in [0, \infty) \quad (11)$$

ただし、 λ_t はラグランジュ乗数である。

ここで、人口は一定 ($n_{t+1} = 1$) であり、家計保有資産である資本ストックの実質収益率 r_{t+1} は有効資本の純限界生産性に等しい、としよう⁴⁾。

$$r_{t+1} = f'(\tilde{k}_{t+1}) - \delta \quad \text{for } t \in [0, \infty) \quad (12)$$

このとき、(10) 式と (11) 式から、

$$E_t [m_{t+1} (1 + r_{t+1}) - 1 | \Omega_t] = 0 \quad \text{for } t \in [0, \infty) \quad (13)$$

$$m_{t+1} \equiv \beta \left[1 - \alpha\beta\mu_{t+1} \left(\frac{c_{t+2}/c_{t+1} - \alpha\mu_{t+1}}{1 - \alpha\mu_t(c_{t+1}/c_t)^{-1}} \right)^{-\gamma} \right] (1 - \mu_{t+1}) \left/ \left[\left(\frac{1 - \alpha\mu_{t+1}(c_t/c_{t-1})^{-1}}{(c_{t+1}/c_t) - \alpha\mu_t} \right)^{-\gamma} - \alpha\beta\mu_t \right] \right. \quad (14)$$

が得られる。(13) 式はオイラー方程式 (Euler equation) と呼ばれる関係であり、均衡資産収益率 r_{t+1} の決定式である。(14) 式は本モデルにおける確率的割引要素 (stochastic discount factor) であり、資本ストックがもたらす将来収益を現在価値に割り引く役割を果たす価格評価基準である。

この (14) 式に基づく (13) 式が、本分析で直接推計しようとするモデルである。

ここで、(14) 式について、消費成長率 $g_{c,t} \equiv c_t / c_{t-1} - 1$ で表されるように書き換えると、

$$m_{t+1} = \frac{1 - \mu_{t+1}}{1 + \rho} \left\{ \left[1 - \frac{\alpha\mu_{t+1}}{1 + \rho} \left(\frac{1 + g_{c,t+2} - \alpha\mu_{t+1}}{1 - \alpha\mu_t(1 + g_{c,t+1})^{-1}} \right)^{-\gamma} \right] \left/ \left[\left(\frac{1 + g_{c,t+1} - \alpha\mu_t}{1 - \alpha\mu_{t-1} \cdot (1 + g_{c,t})^{-1}} \right)^{\gamma} - \alpha\mu_t \right] \right\} \quad (14')$$

となる。

この (14') 式の下での (13) 式を $g_{c,t}, g_{c,t+1}, g_{c,t+2}, \mu_{t-1}, \mu_{t+1}, r_{t+1}, \rho$ についてテイラー展開し、長期間を通じて平均すると、次のような期待実質資産収益率の決定式を導出することができる⁵⁾。

$$\begin{aligned}
E(r_{t+1}) \cong & \rho + E\left(\frac{\mu_t}{1-\mu_t}\right) + \psi_1 \cdot [E(g_{c,t}) + \text{Cov}(r_{t+1}, g_{c,t})] + \psi_2 \cdot \text{Var}(g_{c,t}) \\
& + \psi_3 \cdot [E(g_{\mu,t}) + \text{Cov}(r_{t+1}, g_{\mu,t})] + \psi_4 \cdot \text{Var}(g_{\mu,t}) \\
& + \psi_5 \cdot \text{Cov}(g_{c,t}, g_{\mu,t}) \quad \text{for } t \in [0, \infty)
\end{aligned} \tag{15}$$

ただし、

$$\omega_1 \equiv -\frac{\gamma\alpha\mu_t}{(1-\alpha\mu_t)^2} \tag{16}$$

$$\omega_2 \equiv \frac{\gamma(1+\alpha^2\mu_t^2)}{(1-\alpha\mu_t)^2} \tag{17}$$

$$\omega_3 \equiv -\frac{\gamma\alpha\mu_t}{2(1-\alpha\mu_t)^4} [\gamma-1\alpha^2\mu_t^2 + (\gamma+3)\alpha\mu_t - 2] \tag{18}$$

$$\omega_4 \equiv -\frac{\gamma}{2(1-\alpha\mu_t)^4} [(\gamma+1)\alpha^4\mu_t^4 - (\gamma+3)\alpha^3\mu_t^3 + 2(\gamma+1)\alpha^2\mu_t^2 + (\gamma-1)\alpha\mu_t + \gamma + 1] \tag{19}$$

$$\omega_5 \equiv \frac{\gamma(\gamma+1)\alpha\mu_t}{2(1-\alpha\mu_t)^3} \tag{20}$$

$$\omega_6 \equiv -\frac{\gamma\alpha\mu_{t-1}}{(1-\alpha\mu_t)^2} \tag{21}$$

$$\omega_7 \equiv -\frac{\alpha\mu_t[(\gamma+1)\alpha\mu_t - 1]}{(1-\alpha\mu_t)^2} + \frac{\mu_t}{1-\mu_t} \tag{22}$$

$$\omega_8 \equiv -\frac{\gamma\alpha^2\mu_{t-1}^2[(\gamma+1)\alpha\mu_t + \gamma - 1]}{2(1-\alpha\mu_t)^4} \tag{23}$$

$$\omega_9 \equiv \frac{\alpha\mu_t^2}{2(1-\alpha\mu_t)^3} \left\{ \gamma\alpha[(\gamma-1)\alpha\mu_t + 2] + \frac{2[(\gamma+1)\alpha\mu_t - 1](1-\alpha\mu_t)}{1-\mu_t} \right\} \tag{24}$$

$$\omega_{10} \equiv -\frac{\gamma\alpha^2\mu_t\mu_{t-1}[(\gamma+1)\alpha\mu_t + \gamma - 1]}{(1-\alpha\mu_t)^4} \tag{25}$$

$$\omega_{11} \equiv -\frac{\gamma\alpha\mu_t^2}{(1-\alpha\mu_t)^4} \left\{ \alpha[(\gamma+1)\alpha\mu_t - 1] - \frac{(1-\alpha\mu_t)^2}{1-\mu_t} \right\} \tag{26}$$

$$\omega_{12} \equiv \frac{\gamma^2\alpha\mu_{t-1}[\alpha\mu_t(1+\alpha\mu_t) - 1]}{(1-\alpha\mu_t)^4} \tag{27}$$

$$\omega_{13} \equiv -\frac{\gamma\mu_t}{(1-\alpha\mu_t)^4} \left\{ \alpha[1 + \alpha\mu_t((\gamma-1)\alpha^2\mu_t^2 - (\gamma-2)(1+\alpha\mu_t))] + \frac{[1-\alpha\mu_t(1-\alpha\mu_t)](1-\alpha\mu_t)}{1-\mu_t} \right\} \tag{28}$$

$$\omega_{14} \equiv -\frac{\gamma^2\alpha^2\mu_t\mu_{t-1}}{(1-\alpha\mu_t)^4} \tag{29}$$

$$\omega_{15} \equiv -\frac{\gamma\alpha\mu_t}{(1-\alpha\mu_t)^3} \left[1 + \gamma\alpha\mu_t - \frac{\mu_t(1-\alpha\mu_t)}{1-\mu_t} \right] \quad (30)$$

$$\psi_1 \equiv 2 \cdot E(\omega_1) + E(\omega_2) \quad (31)$$

$$\psi_2 \equiv E(\omega_3) + E(\omega_4) + E(\omega_5) \quad (32)$$

$$\psi_3 \equiv E(\omega_6) + E(\omega_7) \quad (33)$$

$$\psi_4 \equiv E(\omega_8) + E(\omega_9) \quad (34)$$

$$\psi_5 \equiv E(\omega_{10}) + E(\omega_{11}) + E(\omega_{12}) + E(\omega_{13}) + E(\omega_{14}) + E(\omega_{15}) \quad (35)$$

であり、 $E(\cdot)$ ：期待値演算子、 $Var(\cdot)$ ：分散演算子、 $Cov(\cdot)$ ：共分散演算子、である。

森澤（2012c）は、(15) 式に関して日本のデータに基づくカリブレーションを行っている。この分析結果によると、不良資本の逆厚生効果と消費の習慣形成効果を同時に考慮した C-CAPM は一定の条件の下で資産価格決定モデルのパズルを解消し得ることが示されている。以下では、このモデルを日本のデータによって実証的に分析する。

Ⅲ. 実証分析

本節では、前節で導出したオイラー方程式を日本のデータによって直接推定し、「資本の不良化」の下での「消費の習慣形成効果」の現実妥当性について考察する。まず計量分析に用いるデータについてまとめ、次にオイラー方程式の推計結果を検討する。

1. データ

まず、本稿の計量分析で用いられるデータについて解説する。使用データの期種は四半期であり、データは 1980 年第 1 四半期から 2009 年第 1 四半期までの期間で用意されている。

実質家計消費データについては、「家計の形態別最終消費支出（非耐久財＋サービス）」[出所：内閣府 HP⁶⁾] が用いられている。93SNA データを使用しているため、最も過去に遡及できる系列は 1980 年となっている。実質変数の使用に当たって、連鎖方式・2000 暦年連鎖価格の確報値を採用した。家計消費については、「労働力人口（全国）」[出所：総務省統計局 HP⁷⁾] を除することで 1 人当たり系列に変換している。

資産収益率については、株式収益率として「JSRI 第一部市場収益率」[出所：『株式投資収益率 2011 年 CD-ROM』（日本証券経済研究所）、短期利率として「コールレート⁸⁾」[出所：日本銀行 HP⁹⁾]、長期利率として「長期国債（10 年）新発債流通利回り」[出所：日本相互証券調べ¹⁰⁾] を採用している。これらの資産収益率はいずれも、「消費者物価指数（全国、生鮮食品を除く総合）」[出所：総務省統計局 HP¹¹⁾] で計算された物価変化率を減ずることで実質化されている。

なお、本稿で用いるデータのうち季節変動が観察された各系列については、米商務省センサス局の季節調整法 X12-ARIMA によって季節調整を行った。

資本不良度 μ_t については、次のような代理変数を用いた。森澤（2010）における全産業・全規模の過剰債務の推計値を利用して、

$$\mu_{0,t} = \text{過剰債務} / (\text{短期借入金} + \text{長期借入金} + \text{社債})$$

$$\mu_{1,t} = \text{過剰運転資金} / \text{短期借入金}$$

$$\mu_{2,t} = \text{過剰設備資金} / (\text{長期借入金} + \text{社債})$$

という定義に基づいて、3種類の資本不良度系列のデータを作成した¹²⁾。ここでは、 $\mu_{0,t}$ ：過剰債務比率、 $\mu_{1,t}$ ：過剰運転資金比率、 $\mu_{2,t}$ ：過剰設備資金比率、と呼ぶ。本稿での実証分析に当たって、推定モデルを構成する(14)式の μ_t については上記の各系列が用いられる。

2. 実証結果

本節では、確率的割引要素(14)式に基づくオイラー方程式(13)式を直接推計し、その結果を検証する。推定法は一般化モーメント[積率]法(Generalized Method of Moments: 以下、GMMと表記)を用いた。誤差項については2期の移動平均過程(MA(2))に従うとして、ウェイト行列においてこの点を考慮して推定した。推定期間は1981年第3四半期～2008年第3四半期である。

(13)式のGMM推定に当たり、各系列の単位根検定を行った。実施した検定法は拡張Dickey-Fuller(ADF)、Phillips-Perron(PP)、一般化最小二乗法(GLS)に基づくトレンド除去を行ったDickey-Fuller(DF-GLS)の3種類である。実質家計消費成長率(対前期比)、実質株式収益率については、各検定において単位根仮説が棄却される。それ以外の系列では、PP検定のみで単位根仮説が棄却される。

推定に用いる操作変数については、実際の推定に際してどの操作変数を用いるかによって、次の2つの群を考える。なお、消費データは1人当たり換算の系列を用いている。

①I1: 定数項、トレンド項、1期前の消費成長率、1期前の当該実質資産収益率、1期前の当該資本不良度

②I2: 定数項、トレンド項、1期前の消費成長率、2期前の消費成長率、1期前の当該実質資産収益率、2期前の当該実質資産収益率、1期前の当該資本不良度、2期前の当該資本不良度

ただし、一部の推定過程において、繰り返し計算での収束値を得ることができないケースがあった。このような場合への対処として、(13)式に(14)式を代入して書き換えた次式

$$E_t \left\{ \beta \left[1 - \alpha \beta \mu_{t+1} \left(\frac{(c_{t+2}/c_{t+1}) - \alpha \mu_{t+1}}{1 - \alpha \mu_t (c_{t+1}/c_t)^{-1}} \right)^{-\gamma} \right] (1 - \mu_{t+1})(1 + r_{t+1}) - \left(\frac{1 - \alpha \mu_{t-1} (c_t/c_{t-1})^{-1}}{(c_{t+1}/c_t) - \alpha \mu_t} \right)^{-\gamma} + \alpha \beta \mu_t \right] \Omega_t \right\} = 0 \quad (36)$$

という代替的な推計モデルをGMM推定したところ、推定パラメータの収束値が得られた。このことから、当該推計に関しては、(36)式での推定結果を報告する。言うまでもなく、(36)式で推定したケースについては、表1および表3の該当箇所においてその旨の注意書きを付記する。

また、消費に関する相対的危険回避度 (9) 式について下記の表 1~3 では、 γ_t の平均の近似式

$$E(\gamma_t) \cong \gamma \cdot [1 - \alpha \cdot E(\mu_t) \cdot (1 + E(g_{c,t+1}))^{-1}]^{\beta} \quad (37)$$

の右辺に、1981 年から 2008 年にかけての標本統計量

$$E(\mu_0) = 0.26348, E(\mu_1) = 0.16852, E(\mu_2) = 0.32237, E(g_c) = 0.01882$$

と、パラメータの推定値 $\hat{\alpha}, \hat{\gamma}$ を代入して求めた計算結果を記載している。

a. 過剰債務比率 ($\mu_{0,t}$) を用いた場合

表 1 は、資本不良度として過剰債務比率 ($\mu_{0,t}$) を用いたオイラー方程式 (13) 式の推計結果である。

表 1. オイラー方程式 (13) 式の推計結果：過剰債務比率を用いた場合

収益率	操作変数	パラメータ	推定値	標準偏差	t値	J-TEST	H-J	
株式	I1	β	1.305	0.036	36.726	2.571 [0.277]	0.090	
		α	1.705	0.238	7.170			
		γ	-0.892	0.696	-1.281			
		$E(\gamma_t)$	-1.595					
	I2	β	1.309	0.032	41.115	13.129 [0.022]	0.033	
		α	1.735	0.209	8.283			
		γ	-0.612	0.432	-1.417			
		$E(\gamma_t)$	-1.110					
	国債	I1	β	1.232	0.037	33.010	3.061 [0.216]	-0.0274
			α	1.772	0.217	8.173		
			γ	0.587	0.753	0.781		
			$E(\gamma_t)$	1.085				
I2		β	1.265	0.028	45.619	5.744 [0.332]	-2.689	
		α	2.032	0.048	42.332			
		γ	-0.088	0.049	-1.784			
		$E(\gamma_t)$	-0.186					
コール		I1	β	1.250	0.035	36.160	5.150 [0.076]	-3.013
			α	2.072	0.062	33.173		
			γ	-0.403	0.075	-5.378		
			$E(\gamma_t)$	-0.868				
	I2	β	1.264	0.027	47.056	4.984 [0.418]	-0.045	
		α	2.041	0.045	45.190			
		γ	-0.102	0.044	-2.319			
		$E(\gamma_t)$	-0.217					
	株式	I1	β	1.188	0.026	46.035	16.818 [0.157]	-443.280
	国債	[*]	α	2.584	0.002	1408.270		
	コール		γ	0.060	0.050	1.187		
	(連立)	I2	$E(\gamma_t)$	0.181				
β			1.292	0.019	66.468	30.189 [0.088]	-15.425	
α			1.882	0.087	21.556			
γ			-0.376	0.164	-2.294			
$E(\gamma_t)$	-0.733							

注 (1) 推定期間：1981 年第 3 四半期～2008 年第 3 四半期

(2) J-TEST：過剰識別制約テストの検定統計量、[]内は p 値。

(3) H-J：Hansen-Jagannathan Bound

(4) [*]：(36) 式の推定結果

Jテストについては、10%有意水準のもとで、株式収益率・I1、国債利回り、コールレート・I2 および三収益率連立・I1 のケースにおいて、過剰識別制約条件は棄却されない。一方、確率的割引要素に関する Hansen and Jagannathan (1991) の変動範囲 (Hansen-Jagannathan Bound: 以下、H-J) については、株式収益率に関する推定において H-J を満たしている。国債利回り、コールレート、および三収益率連立のケースでは、H-J を満たしていない。Jテストおよび H-J から判断すると、株式収益率に関する推定については、モデル全体の当てはまり具合は比較的良好である、といえる。

選好パラメータの推定結果は次の通りである。主観的割引率 (β) については有意に計測されるものの、すべてのケースで1以上の値に推定されており、時間選好率 (ρ) は負値をとってしまう。サービス・フローの相対的危険回避度 (γ) については、国債利回り・I1 および三収益率連立・I1 の両ケースで正值に計測されるものの、ほとんどのケースで負値に計測されてしまう。しかも、 $\hat{\gamma}$ はコールレートおよび三収益率連立・I2 を除いて有意に計測されない。習慣形成効果度 (α) については、他のパラメータと比較して安定的に符号条件を満たし (1.705~2.584) かつ有意に計測される。選好パラメータの推定結果については、 $\hat{\alpha}$ を除いてあまり良好とはいえない。

b. 過剰運転資金比率 ($\mu_{1,t}$) を用いた場合

表2は、資本不良度として過剰運転資金比率 ($\mu_{1,t}$) を用いたオイラー方程式 (13) 式の推計結果である。

Jテストについては、10%有意水準のもとで、株式収益率、国債利回り・I1 およびコールレート・I1 のケースでは、過剰識別制約条件は棄却されない。一方、H-Jについては、三収益率連立ケースを除いて H-J を満たしている。これらの結果から判断するに、モデル全体の当てはまり具合は表1のケースよりも良好である。

選好パラメータの推定結果は次の通りである。主観的割引率 (β) については、表1と同様に、有意に計測されるものの、国債利回り・I1 のケース (0.998) を除くほとんどのケースで1以上の値に推定されており、時間選好率 (ρ) は負値をとってしまう。サービス・フローの相対的危険回避度 (γ) については、株式収益率・I2 以外の各ケースで有意に計測されるものの、すべてのケースで負値に計測されてしまう。習慣形成効果度 (α) については、全てのケースにおいて符号条件を満たす値で計測されるものの、国債利回り・I2 および三収益率連立ケースを除いて有意な推計結果は得られない。

表 2. オイラー方程式 (13) 式の推計結果：過剰運転資金比率を用いた場合

収益率	操作変数	パラメータ	推定値	標準偏差	t値	J-TEST	H-J
株式	I1	β	1.016	0.087	11.628	0.050 [0.975]	0.127
		α	0.085	0.071	1.195		
		γ	-34.936	12.458	-2.804		
		$E(\gamma_t)$	-35.432				
	I2	β	1.162	0.044	26.491	4.869 [0.432]	0.015
		α	0.363	0.214	1.702		
		γ	-8.809	7.175	-1.228		
		$E(\gamma_t)$	-9.372				
国債	I1	β	0.998	0.061	16.348	3.825 [0.148]	0.075
		α	0.049	0.058	0.843		
		γ	-35.556	9.724	-3.656		
		$E(\gamma_t)$	-35.845				
	I2	β	1.071	0.041	26.034	10.934 [0.053]	0.025
		α	0.107	0.056	1.900		
		γ	-20.988	6.621	-3.170		
		$E(\gamma_t)$	-21.367				
コール	I1	β	1.004	0.068	14.823	3.636 [0.162]	0.022
		α	0.058	0.060	0.976		
		γ	-36.697	10.394	-3.530		
		$E(\gamma_t)$	-37.053				
	I2	β	1.080	0.044	24.705	12.624 [0.027]	0.045
		α	0.084	0.051	1.641		
		γ	-22.097	7.184	-3.076		
		$E(\gamma_t)$	-22.409				
株式 国債 コール (連立)	I1	β	1.091	0.026	41.886	31.270 [0.002]	-2.003
		α	2.747	0.145	18.986		
		γ	-0.172	0.076	-2.273		
		$E(\gamma_t)$	-0.315				
	I2	β	1.109	0.024	46.945	32.741 [0.049]	-1.610
		α	2.711	0.092	29.579		
		γ	-0.168	0.045	-3.733		
		$E(\gamma_t)$	-0.305				

注 (1) 推定期間：1981 年第 3 四半期～2008 年第 3 四半期

(2) J-TEST：過剰識別制約テストの検定統計量、[]内は p 値。

(3) H-J：Hansen-Jagannathan Bound

c. 過剰設備資金比率 ($\mu_{2,t}$) を用いた場合

表 3 は、資本不良度として過剰設備資金比率 ($\mu_{2,t}$) を用いたオイラー方程式 (13) 式の推計結果である。

J テストについては、国債利回り・I1 およびコールレート・I1 の各ケースにおいて、過剰識別制約条件は棄却されない。一方、H-J については、株式収益率、国債利回り・I1、コールレート・I1 および三収益率連立・I1 の各ケースにおいて H-J を満たしている。J テストおよび H-J の条件を同時に満たすのは、国債利回り・I1 およびコールレート・I1 の 2 ケースのみである。

選好パラメータの推定結果は次の通りである。主観的割引率 (β) については、有意に計測され

るものの、すべてのケースで1以上の値に推定されており、時間選好率 (ρ) は負値をとってしまう。サービス・フローの相対的危険回避度 (γ) については、株式収益率、国債利回り・I2、コールレート・I2 および三収益率連立において有意に計測されるものの、コールレート・I1 を除いて負値に計測される。習慣形成効果度 (α) については、他のパラメータと比較して安定的に符号条件を満たし (1.008~1.838) かつ有意に計測される。選好パラメータの推定結果についてまとめると、主観的割引率 (β) および相対的危険回避度 (γ) の推計結果は良好とはいえないものの、習慣形成効果度 (α) の推計結果については有意かつ安定的な値に計測されている。

表 3. オイラー方程式 (13) 式の推計結果：過剰設備資金比率を用いた場合

収益率	操作変数	パラメータ	推定値	標準偏差	t値	J-TEST	H-J
株式	I1	β	1.290	0.048	27.017	6.004 [0.050]	3.009
		α	1.540	0.063	24.551		
		γ	-0.300	0.051	-5.854		
		$E(\gamma_t)$	-0.584				
	I2	β	1.275	0.043	29.835	11.314 [0.046]	2.126
		α	1.505	0.050	29.825		
		γ	-0.345	0.055	-6.225		
		$E(\gamma_t)$	-0.658				
国債	I1	β	1.264	0.036	34.844	1.408 [0.495]	0.636
		α	1.295	0.101	12.815		
		γ	-1.147	0.806	-1.424		
		$E(\gamma_t)$	-1.944				
	I2	β	1.280	0.035	36.564	13.897 [0.016]	-4.373
		α	1.297	0.073	17.673		
		γ	-0.927	0.413	-2.242		
		$E(\gamma_t)$	-1.572				
コール	I1	β	1.189	0.057	20.769	1.874 [0.392]	0.602
		α	1.008	0.221	4.562		
		γ	5.132	4.402	1.166		
		$E(\gamma_t)$	7.536				
	I2	β	1.278	0.031	41.399	11.611 [0.041]	-76.845
		α	1.463	0.036	40.257		
		γ	-0.316	0.048	-6.571		
		$E(\gamma_t)$	-0.587				
株式 国債 コール (連立)	I1 [*]	β	1.238	0.032	38.721	19.157 [0.085]	71.523
		α	1.838	0.007	245.469		
		γ	-1.98E-01	9.90E-02	-2.000		
		$E(\gamma_t)$	-0.474				
	I2	β	1.364	0.033	41.771	33.209 [0.044]	-4.708
		α	1.192	0.085	14.005		
		γ	-1.039	0.451	-2.303		
		$E(\gamma_t)$	-1.669				

注 (1) 推定期間：1981年第3四半期～2008年第3四半期

(2) J-TEST：過剰識別制約テストの検定統計量、[]内はp値。

(3) H-J：Hansen-Jagannathan Bound

(4) [*]：(36)式の推定結果

IV. おわりに

本稿の実証結果をまとめると、次の通りである。第 1 に、計量分析において、資本の不良化と習慣形成効果を同時に考慮したモデルは、これを考慮しない標準モデルと比較して、モデル全体の当てはまり具合を改善し得ることが示された。第 2 に、主観的割引率および相対的危険回避度の推計結果については、いずれの場合でも標準モデルの実証結果を符号条件の点で改善することはできなかった。第 3 に、習慣形成効果度パラメータの推計結果については、過剰運転資金比率を用いたケースにおいて有意ではない推計結果で占められたものの、過剰債務比率および過剰設備資金比率を用いたケースでは有意に符号条件を満たす比較的安定的な値として推計された。

本稿の計量分析では、上記の第 1 の結果要約に関して、J テストおよび H-J の両テストを同時に満たす推計結果という視点で、資本不良度の 3 種類の代理変数による実証結果を横断的に眺めると、株式収益率を資産収益率として用いた推計結果が最も良好であるといえる。これに対して、不良資本の逆厚生効果を考慮した森澤 (2013b) の実証結果を振り返ると、株式収益率に関する推計では 10% 有意水準で過剰識別制約条件が成立しないという結果になっており、国債利回りやコールレートに関する推計では J テストおよび H-J の両検定指標を同時に満たす結果が得られている。要するに、習慣形成効果を考慮することがモデル全体のパフォーマンスを改善するとは限らないということが示唆されている。

ただし、上記の第 3 の結果要約でも言及している通り、習慣形成効果度パラメータについては比較的良好的な推計結果が得られている。森澤 (2013b) の実証結果によると、不良資本の逆厚生効果度パラメータは、過剰設備資金比率を用いたケースでは有意かつ安定的な値に推計されるものの、過剰債務比率および過剰運転資金比率を用いたケースでは不安定な推計結果になってしまう、と報告されている。本分析での推定モデルが森澤 (2013b) のそれよりも複雑化していることを勘案すると、これは興味深い結果といえる。このような意味で、不良資本モデルを拡張する意義および余地が依然として残されていると考えられる。また、本分析においても、主観的割引率および相対的危険回避度の推計結果を改善できなかった。この点についてもさらに稿を改めて取り組みたい。

引用文献、注

- 1) 本稿のように有効資本を定義している先行研究に脇田 (2007) がある。ただし、脇田 (2007) は μ_t を単に「過剰融資、あるいは不良債権比率」ととらえているのに対して、本稿では生産側情報に基づく C-CAPM に不良債権・過剰債務を組み込むという意図のもとで、本節で展開しているような「資本の不良化」というアイデアを提示している。
- 2) (7) 式の時点効用関数に関する符号条件等の詳細は、森澤 (2012c) の第 II.2 節を参照されたい。
- 3) 消費の外部性を z_t として、 $u(c_t - z_t)$ のように z_t を導入したモデルを「差分型モデル (difference model)」、 $u(c_t/z_t)$ のように z_t を導入したモデルを「比率型モデル (ratio model)」と呼ぶ。差分型モデルの先行研

- 究には、Sundaresan (1989) や Constantinides (1990) などがある。比率型モデルの先行研究には、Abel (1990) がある。森澤 (2012c) は、不良資本の逆厚生効果モデルにおけるサービス・フローの定義との親和性から、差分型モデルを採用している。なお、森澤 (2013a) は比率型モデルに基づいて不良資本を考慮した C-CAPM を提示している。差分型および比率型の両モデルの違いに関する詳細は、Campbell, Lo and MacKinlay (1997, § 8.4.1) や Campbell (2003, § 5.1) を参照されたい。
- 4) 定常均衡のもとでは、人口成長率は一定であり、かつ、家計保有資産である資本の均衡実質収益率は資本の純限界生産性に等しくなる。例えば、Barro and Sala-i-Martin (2004, § 2.2) を参照されたい。
 - 5) (15) 式の導出過程の詳細については、森澤 (2012c) の第 III.2 節を参照されたい。
 - 6) 国民経済計算 HP (<http://www.esri.cao.go.jp/sna/menu.html>)
 - 7) 労働力調査・調査結果 HP (<http://www.stat.go.jp/data/roudou/2.htm>)
 - 8) コールレートについては、無担保翌日物レート (1985 年第 3 四半期～) をベースとして、有担保翌日物レートの変化率による遡及系列 (～1985 年第 2 四半期) と接続した系列を用いている。ちなみにこの他にも、宮尾 (2006, p.45n) における接続方法と比較したところ、目立った違いはなかった。
 - 9) 時系列統計データ検索サイト (<http://www.stat-search.boj.or.jp/index.html>)
 - 10) 景気動向指数・先行系列データより 2 次引用している。内閣府の景気動向指数 HP (http://www.esri.cao.go.jp/stat/di/menu_di.html) よりデータを抽出した。
 - 11) CPI・時系列データ HP (<http://www.stat.go.jp/data/cpi/historic.htm>)
 - 12) 過剰運転資金については、森澤 (2010)・第 IV 節の方法によって推計された系列を用いた。また、過剰債務・過剰設備資金の両系列については、同論文・第 V.2 節の推計方法に基づく系列を用いた。各系列作成の詳細については、同論文を参照されたい。また、 $\mu_{0,t} \sim \mu_{2,t}$ のグラフについては、森澤 (2012b) の図 1 を参照されたい。

参考文献

- 北村行伸・藤木裕 (1997)、「サプライ・サイド情報を利用した消費に基づく資本資産価格モデルの推計」、『金融研究』(日本銀行金融研究所)、第 16 巻第 4 号、pp.137-154。
- 宮尾龍蔵 (2006)、『マクロ金融政策の時系列分析』、日本経済新聞社。
- 森澤龍也 (2010)、「日本における過剰債務の推計と分析—『法人企業統計季報』による各種推計の比較検証—」、『流通科学大学論集 経済・経営情報編』、第 18 巻第 2 号、pp.53-77。
- 森澤龍也 (2011a)、「資本の不良化と資産価格付け—生産側情報を利用した C-CAPM による考察—」、『流通科学大学論集 経済・経営情報編』、第 19 巻第 2 号、pp.1-12。
- 森澤龍也 (2011b)、「不良資本の逆厚生効果と資産価格付け—生産側情報を利用した C-CAPM による考察—」、『流通科学大学論集 経済・情報・政策編』、第 20 巻第 1 号、pp.1-15。
- 森澤龍也 (2012a)、「資本の不良化と資産価格決定モデルのパズル—安全利子率パズル、リスク・プレミアム・パズル再考—」、『流通科学大学論集 経済・情報・政策編』、第 20 巻第 2 号、pp.1-24。
- 森澤龍也 (2012b)、「資本の不良化を考慮した C-CAPM の推計」、『経済学論究』(関西学院大学)、第 66 巻第 1 号、pp.69-88。
- 森澤龍也 (2012c)、「資本の不良化と習慣形成効果を同時に考慮した C-CAPM—差分型モデルによる考察—」、『流通科学大学論集 経済・情報・政策編』、第 21 巻第 1 号、pp.1-21。

- 森澤龍也 (2013a)、「資本の不良化に伴う逆資産効果と資産価格決定—生産側情報を利用した C-CAPM による考察—」、『流通科学大学論集 経済・情報・政策編』(流通科学大学)、第 21 巻第 2 号、pp.21-34。
- 森澤龍也 (2013b)、「不良資本の逆厚生効果を考慮した C-CAPM の推計」、『流通科学大学論集 経済・情報・政策編』、第 22 巻第 1 号、pp.1-13。
- 脇田成 (2007)、「不良債権処理のマクロ的インパクト 失われた 10 年第三の仮説」、景気日付研究会沼津コンファレンス発表論文。
- Abel, A. B. (1990) , “Asset Prices under Habit Formation and Catching up with the Joneses,” *American Economic Review* 80, pp.38-42.
- Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin (2004) , *Economic Growth*, 2nd ed., MIT Press. [(邦訳) 大住圭介訳 (2006) 『内生的経済成長論 (第 2 版) I・II』、九州大学出版会。]
- Campbell, J. Y. (2003) , “Consumption-Based Asset Pricing,” in G. M. Constantinides, M. Harris and R. M. Stultz eds., *Handbook of the Economics of Finance*, vol. 1B, Chapter 13, Elsevier B. V., pp.803-887. [(邦訳) 木村俊夫訳 (2006)、「消費型資産価格理論」、加藤英明監訳『金融経済学ハンドブック 2 金融市場と資産価格』第 13 章、丸善、pp.861-944。]
- Campbell, J. Y., A. W. Lo and A. C. MacKinlay (1997) , *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press. [(邦訳) 祝迫得夫・大橋和彦・中村信弘・本多俊毅・和田賢治訳 (2003)、『ファイナンスのための計量分析』、共立出版。]
- Constantinides, G. (1990) , “Habit Formation: a Resolution of the Equity Premium Puzzle,” *Journal of Political Economy* 98, pp.519-543.
- Hansen, L. P. and R. Jagannathan (1991) , “Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies,” *Journal of Political Economy* 99, pp.225-262.
- Heaton, J. (1995) , “An Empirical Investigation of Asset Pricing with Temporally Dependent Preference Specifications,” *Econometrica* 63, pp.681-717.
- Mehra, R. and E. C. Prescott (1985) , “The Equity Premium: A Puzzle,” *Journal of Monetary Economics* 15, pp.145-161.
- Sundaresan, S. M. (1989) , “Intertemporally Dependent Preferences and the Volatility of Consumption and Wealth,” *Review of Financial Studies* 2, pp.73-88.
- Weil, P. (1989) , “The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle,” *Journal of Monetary Economics* 24, pp.401-421.