

不良資本の逆厚生効果を考慮した C-CAPM の推計

An Estimation of the C-CAPM Considering Adverse Welfare Effect of Bad Capital

森澤 龍也*

Tatsuya Morisawa

本稿は、「不良資本の逆厚生効果」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が改善されており、不良資本の逆厚生効果の現実妥当性が示唆された。一方で、選好パラメータの推計結果については不安定な点があり、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、不良債権、過剰債務、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」が生産および消費活動に対して及ぼす影響を組み込んだ「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。

森澤 (2011a) は、脇田 (2007) に基づき、最適化モデルに「不良債権・過剰債務の発生」を組み込むための工夫として、「資本の不良化」というアイデアを提示した。ただし、不良資本の発生を組み込むのみでは、資産価格決定モデルにおける安全利子率パズル [Weil (1989)] やリスク・プレミアム・パズル [Mehra and Prescott (1985)] を解消できないことが示された。

そこで、森澤 (2011b・2012a) では、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」を考慮することによって、資産価格決定モデルのパズルが解消される理論的可能性について考察した。森澤 (2012b) は、「不良資本の逆厚生効果」を考慮した森澤 (2011b) のモデルについて日本のデータで計量分析を行った。こ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一方で、選好パラメータの推定結果については符号条件や有意性の点で必ずしも改善されなかった。このような結果が得られた背景として、主観的割引率や相対的危険回避度とは別に、不良資本の家計効用に対する影響度を識別していなかったことが考えられる。

本稿は、以上の分析経緯および結果を踏まえて、不良資本の逆厚生効果度パラメータを導入した森澤 (2012a) のモデル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モデル（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（＝当期初）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、

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

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。

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

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、 $f'(\tilde{k}) \equiv \frac{df}{d\tilde{k}} > 0$, $f''(\tilde{k}) \equiv \frac{d^2f}{d\tilde{k}^2} < 0$. 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 ($c_t \equiv C_t / N_t$)、 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(2011b・2012a)では、当該期の効用に対して資本不良度がマイナスの影響を与うる「不良資本の逆厚生効果」について考察した。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⁾。

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

$$X_t \equiv (1 - \alpha\mu_t)c_t \quad (8)$$

ただし、 γ : 相対的危険回避度 (定数)、 α : 不良資本の逆厚生効果の程度を表すパラメータ (定数)、である。

時点効用関数(7)式のもとで、Arrow (1951) と Pratt (1964) の相対的危険回避度 (relative risk aversion)、および、Kimball (1990) の相対的慎重度 (relative prudence) は一定になる³⁾。特に前者が一定になるという性質から、時点効用関数(7)式は、相対的危険回避度一定 (Constant Relative Risk Aversion: 以下では、CRRA と表記) 型効用関数と呼ばれている。相対的危険回避度は、効用関数の上方への張り出し方によって消費者の危険回避の程度を測る指標である。一方、相対的慎重度は、将来の消費変動の不確実性に伴う予備的貯蓄動機を測る指標であり、将来の消費変動に

備える予備的貯蓄が効用関数の3階微分に反映されることを示している⁴⁾。

ここで、不良資本の逆厚生効果度 α が取り得る値の範囲について補足しておこう。(7)式および(8)式について、 $(1-\alpha\mu_t) > 0$ が成り立つためには、 $\mu_t \in [0,1)$ のもとで、

$$\alpha \in [0, \mu_t^{-1}) \quad (9)$$

という条件が必要となる。したがって、パラメータ α の取り得る値の範囲は(9)式によって与えられるものとする⁵⁾。

このモデルでは、資本不良度でウェイト付けした消費の負値 ($-\mu_t c_t$) が資本の不良化に伴う一種の逆資産効果として作用すると考えている。この効果は不良資本による家計効用へのマイナス効果であることから、森澤(2011b)において「不良資本の逆厚生効果」と呼ばれている⁶⁾。パラメータ α は、不良資本の逆厚生効果の大きさを表す。(8)式で定義されている X_t については、時点効用にプラスの厚生効果を与えるという意味で有効消費と呼ぶ。要するに、このモデルでは時点効用関数を有効消費に関する関数として定義する。

2. 代表的家計の最適化問題

前節での設定に基づき、家計と企業の行動を統合して、代表的家計モデルの枠組みのもとで、資産価格の決定問題を考察しよう。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。

$$\max_{c_t, k_{t+1}} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{X_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) \middle| \Omega_0 \right\}$$

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

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

$$X_t = (1-\alpha\mu_t)c_t \quad (8)$$

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、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。

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

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

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⁷⁾。

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

このとき、(10) 式と (11) 式から、

$$E_t \left\{ \beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{1 - \alpha \mu_{t+1}}{1 - \alpha \mu_t} \right)^{1-\gamma} (1 - \mu_{t+1})(1 + r_{t+1}) - 1 \middle| \Omega_t \right\} = 0 \quad \text{for } t \in [0, \infty) \quad (13)$$

が得られる。(13) 式はオイラー方程式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。この式が本稿での推計モデルとなる。

この (13) 式を c_{t+1} , μ_{t+1} , r_{t+1} , ρ についてテイラー展開すると、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⁸⁾。

$$\begin{aligned} E_t(r_{t+1} | \Omega_t) \cong & \rho + \frac{\mu_t}{1 - \mu_t} + \gamma \cdot E_t \left(\frac{\Delta c_{t+1}}{c_t} \middle| \Omega_t \right) - \frac{\gamma(\gamma + 1)}{2} \cdot \text{Var}_t \left(\frac{\Delta c_{t+1}}{c_t} \middle| \Omega_t \right) \\ & - \frac{\alpha \mu_t}{1 - \alpha \mu_t} \left[\gamma + \frac{\alpha(2\mu_t - 1) - 1}{\alpha(1 - \mu_t)} \right] \cdot E_t \left(\frac{\Delta \mu_{t+1}}{\mu_t} \middle| \Omega_t \right) \\ & - \frac{\alpha \mu_t^2}{2(1 - \alpha \mu_t)} \left\{ \gamma \left[\frac{\alpha}{1 - \alpha \mu_t} (\gamma - 1) - \frac{2}{1 - \mu_t} \right] + \frac{2}{1 - \mu_t} \right\} \cdot \text{Var}_t \left(\frac{\Delta \mu_{t+1}}{\mu_t} \middle| \Omega_t \right) \\ & + \mu_t \gamma \left[\frac{\alpha}{1 - \alpha \mu_t} (\gamma - 1) - \frac{1}{1 - \mu_t} \right] \cdot \text{Cov}_t \left(\frac{\Delta c_{t+1}}{c_t}, \frac{\Delta \mu_{t+1}}{\mu_t} \middle| \Omega_t \right) \quad \text{for } t \in [0, \infty) \end{aligned} \quad (14)$$

ただし、 $\Delta c_{t+1} \equiv c_{t+1} - c_t$ 、 $\Delta \mu_{t+1} \equiv \mu_{t+1} - \mu_t$ 、 $\text{Var}_t\{\cdot | \Omega_t\}$: 条件付分散、 $\text{Cov}_t\{\cdot | \Omega_t\}$: 条件付共分散、である。

(14) 式に関して、① μ_t が一定期間上昇する、②消費と資本不良度の各変化率間に負の相関がある、③「右辺第 2 項 < 右辺第 5~7 項の合計」が成り立つ、などの条件が満たされる場合、(14) 式から予測される平均実質利率は、標準的な C-CAPM から予測されるそれと比較して、幾ばくか低く抑えられた値になる⁹⁾。つまり、(14) 式のもとでは、資産価格決定モデルのパズルである選好パラメータの非現実的な値について、ある程度は緩和される可能性がある。以下では、以上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推定し、不良資本の逆厚生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、次節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 HP¹⁰] 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 HP¹¹] 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)]、短期利子率として「コールレート¹²」[出所：日本銀行 HP¹³]、長期利子率として「長期国債（10 年）新発債流通利回り」[出所：日本相互証券調べ¹⁴] 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 HP¹⁵] で計算されたインフレ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家計消費、労働力人口、CPI の各系列については、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、三種類の資本不良度系列のデータを作成した¹⁶。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。次節での実証分析に当たって、推定モデル（13）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、第 II.2 節で導出されたオイラー方程式（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 1 四半期～2008 年第 4 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）の三種類である。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、2期前の消費成長率、2期前の当該実質資産収益率、2期前の当該資本不良度

②I2： 定数項、トレンド項、2期前の消費成長率、3期前の消費成長率、2期前の当該実質資産収益率、3期前の当該実質資産収益率、2期前の当該資本不良度、3期前の当該資本不良度

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	1.374	0.070	19.673	18.751	0.014
		γ	2.250	11.061	0.203	[0.000]	
		α	-3.996	68.148	-0.059		
	I2	β	1.289	0.103	12.530	12.013	0.018
		γ	-6.186	14.745	-0.420	[0.035]	
		α	0.743	1.002	0.741		
国債	I1	β	1.232	0.416	2.962	2.182	-1.1450
		γ	-14.336	57.173	-0.251	[0.336]	
		α	0.630	1.586	0.397		
	I2	β	1.281	0.023	54.977	2.931	0.028
		γ	0.497	0.197	2.515	[0.711]	
		α	2.575	0.018	143.553		
コール	I1	β	1.263	0.022	56.652	0.220	0.155
		γ	0.439	0.183	2.403	[0.896]	
		α	2.580	0.009	300.109		
	I2	β	1.298	0.060	21.552	8.922	0.068
		γ	-2.657	9.105	-0.292	[0.112]	
		α	1.461	1.962	0.745		
株式 国債 コール (連立)	I1	β	0.995	0.103	9.652	32.142	-10.028
		γ	-36.829	14.089	-2.614	[0.021]	
		α	0.281	0.090	3.105		
	I2	β	1.287	0.014	91.488	33.126	-1.742
		γ	0.333	0.196	1.701	[0.461]	
		α	2.518	0.066	37.951		

注 (1) 推定期間：1981年第1四半期～2008年第4四半期

(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

Jテストについては、株式収益率および三収益率連立・I1のケースを除いて、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、株式収益率およびコールレートに関する推定において H-J を満たしている。国債利回りに関する推定では、操作変数群 I2 の場合のみ、H-J を満たしている。三収益率間で連立推定を行った場合、H-J を満たしていない。よって、株式収益率およびコールレートの両ケースで、H-J を満たしていると判断される。

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、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。相対的危険回避度 (γ) については、国債利回り・I2 およびコールレート・I1 の両ケースで有意に符号条件を満たす値で計測されるものの、ほとんどのケースで負値に計測されてしまう。不良資本の逆厚生効果度 (α) については、国債利回り・I2、コールレート・I1 および三収益率連立の各ケースで有意に符号条件を満たす値で計測されるものの、負値に計測される場合もあり不安定な推計結果である。選好パラメータの推定結果については、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、5%有意水準のもとで、概ね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。

また、この結果は森澤 (2012b) における分析結果を再考に誘うものである。森澤 (2012b) では、不良資本の逆厚生効果度 (α) を導入していない森澤 (2011b) のモデルを推計している。ここでは過剰運転資金比率を用いたケースにおいて、Jテストおよび H-J とともに、モデル全体の当てはまり具合は良好でないことを示唆する結果になっている。この結果を受けて森澤 (2012b) では暫定的に、短期性資金の性格が強い運転資金の過剰度については家計効用に対する影響が弱いと解釈している。しかし、本稿の結果を勘案すると、森澤 (2012b) における結果は不良資本の逆厚生効果度を考慮していなかったことに由来している可能性がある。

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、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。相対的危険回避度 (γ) については、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。不良資本の逆厚生効果度 (α) については、三収益率連立・I2 ケースを除いて符号条件を満たす値で計測されるものの、有意な推計結果ではない。選好パラメータの推定結果については、良好とはいえないものの、表1の結果よりは幾分か改善されている点が

みられる。

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	1.028	0.093	11.109	0.213	0.123 [0.899]
		γ	-31.498	12.717	-2.477		
		α	0.098	0.099	0.987		
	I2	β	1.112	0.046	24.123	4.869	0.046 [0.432]
		γ	-17.188	6.548	-2.625		
		α	0.120	0.125	0.958		
国債	I1	β	1.010	0.061	16.630	4.717	0.086 [0.095]
		γ	-32.312	9.620	-3.359		
		α	0.034	0.072	0.479		
	I2	β	1.082	0.040	27.312	12.778	0.039 [0.026]
		γ	-17.096	6.454	-2.649		
		α	0.096	0.088	1.088		
コール	I1	β	0.999	0.082	12.139	4.083	0.031 [0.130]
		γ	-35.493	11.712	-3.031		
		α	0.074	0.079	0.946		
	I2	β	1.072	0.057	18.784	10.551	0.002 [0.061]
		γ	-21.341	8.409	-2.538		
		α	0.138	0.092	1.503		
株式 国債	I1	β	0.905	0.052	17.449	31.204	-2.815 [0.027]
		γ	-44.929	8.932	-5.030		
コール (連立)	I2	α	0.022	0.054	0.402		35.333 [0.359]
		β	1.096	0.017	63.593		
		γ	-15.521	2.954	-5.254		
		α	-0.026	0.049	-0.533		

注 (1) 推定期間：1981 年第 1 四半期～2008 年第 4 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、コールレート・I1 および三収益率連立・I2 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・国債・コールの各収益率を用いたケースの操作変数群 I1 ケースにおいて H-J を満たしている。

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。相対的危険回避度 (γ) については、三収益率連立・I1 を除いて有意に計測されず、値も不安定に計測されてしまう。不良資本の逆厚生効果度 (α) については、株式・I1 および三収益率連

立・I1の各ケースを除いて、安定的に符号条件を満たし(1.736~1.839)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、不良資本の逆厚生効果度(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	1.506	0.083	18.187	18.481	0.035 [0.000]
		γ	28.202	24.394	1.156		
		α	-0.146	0.262	-0.557		
	I2	β	1.328	0.047	28.242	13.106	-0.296 [0.022]
		γ	-0.861	1.771	-0.486		
		α	1.736	0.269	6.442		
国債	I1	β	1.290	0.042	30.803	1.158	0.417 [0.560]
		γ	-0.645	0.468	-1.377		
		α	1.822	0.021	87.456		
	I2	β	1.308	0.035	37.657	11.388	-0.350 [0.044]
		γ	-0.113	0.308	-0.366		
		α	1.832	0.012	156.277		
コール	I1	β	1.293	0.042	30.967	2.493	0.349 [0.288]
		γ	-0.695	0.506	-1.375		
		α	1.819	0.025	72.942		
	I2	β	1.309	0.029	44.417	17.213	-2.361 [0.004]
		γ	0.297	0.300	0.991		
		α	1.839	0.005	338.215		
株式 国債 コール (連立)	I1	β	1.392	0.026	53.962	32.649	-1.788 [0.018]
		γ	2.016	1.103	1.828		
		α	1.36E+06	3.28E+11	0.000		
	I2	β	1.359	0.033	41.683	33.680	-3.089 [0.434]
		γ	0.062	0.225	0.277		
		α	1.809	0.031	58.803		

注(1) 推定期間：1981年第1四半期～2008年第4四半期

(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

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、計量分析において不良資本の逆厚生効果度パラメータを導入したモデルの方が、これを導入しないモデルに比べて、モデル全体の当てはまり具合を改善する。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、不良資本の逆厚生効果度パラメータの推計結果については、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ものの、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。

上記の第 1 の結果については特に、過剰運転資金比率を用いたケースにおいて、この傾向が顕著に見受けられる。森澤 (2012b) では、不良資本の逆厚生効果度パラメータを別個に考慮していないモデルを推計しているが、そこでは過剰運転資金比率を用いたケースにおいて、モデル全体の当てはまり具合は良好でないという結果になっている。この結果を受けて森澤 (2012b) では、短期性資金の性格が強い運転資金の過剰度については家計効用に対する影響が弱いと解釈している。しかし、本稿の結果を勘案すると、森澤 (2012b) における結果は不良資本の逆厚生効果度を別途考慮していなかったことに由来している可能性がある。

以上の実証結果から、過剰債務指標の動きが効用段階で家計に影響を与え、ひいては消費や資産価格付けに影響を及ぼしている可能性があることを否定できない。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。無論言うまでもなく、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するようなモデルでなくてはならないことも事実である。この点については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) 本稿の時点効用関数は、森澤 (2012a) における定式化に基づいている。森澤 (2012a) のモデル上の設定が森澤 (2011b) のそれと異なっているのは、①パラメータ α が追加されている点、および、②それに伴う有効消費の定義が変更されている点、である。この設定は森澤 (2012a) の第 IV 節において明らかにされているように、不良資本の逆厚生効果がどの程度パズル解消に貢献し得るかを検証する際に重要な役割を果たす。詳細は森澤 (2012a) を参照されたい。
- 3) 相対的危険回避度に関する詳細は齊藤 (2006, § 3.6.1) を、相対的慎重度に関する詳細は Kimball (1990) および齊藤 (2006, § 3.6.4) を参照されたい。
- 4) このような予備的貯蓄と効用関数の形状 (3 階の導関数) との関係については、Romer (2006, § 7.6) の説明がわかりやすく、有用である。
- 5) 森澤 (2012a) では $\alpha \in [0, 1)$ としていたが、ここでは (9) 式のように修正する。なお、実証分析に際して、資本不良度の代理変数として、後述 (第 III.1 節) の通り、森澤 (2010) での推計値を利用した過剰債務比率を用いる。この過剰債務比率の平均値 (1981~2008 年) は 0.266 であり、その逆数は 3.749 である。したがって、本稿では、一応の現実的な目安として、 α の上限値を 3~4 程度とみなす。
- 6) この効果は森澤 (2011b) において言及した通り、本分析独自のアイデアであり、適当な用語が存在しない。そこで、ここでは一つの用語候補として「不良資本の逆厚生効果」と呼んでいる。なお、森澤 (2013) では、不良資本が直接不効用を生み出す効果を「不良資本の逆資産効果」と呼び、この効果と区別して

いる。

- 7) 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。
- 8) (14) 式の導出にあたって、 r_{t+1}, ρ については原点周りで 1 次の展開を行い、 c_{t+1} については c_t の周りで 2 次の展開、 μ_{t+1} については μ_t の周りで 2 次の展開を行っている。詳細は森澤 (2012a) を参照されたい。なお、この導出にあたって、齊藤 (2006, 第 3 章) における導出過程を参考にしている。
- 9) 詳細は森澤 (2012a) を参照されたい。
- 10) 国民経済計算 HP (<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/menu.html>)
- 11) 労働力調査・調査結果 HP (<http://www.stat.go.jp/data/roudou/2.htm>)
- 12) 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。
- 13) 時系列統計データ検索サイト (<http://www.stat-search.boj.or.jp/index.html>)
- 14) 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/jp/stat/di/menu_di.html) よりデータを抽出した。
- 15) CPI・時系列データ HP (<http://www.stat.go.jp/data/cpi/historic.htm>)
- 16) 過剰運転資金については、森澤 (2010)・第 IV 節の系列を、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。
- 齊藤誠 (2006)、『新しいマクロ経済学 (新版)』、有斐閣。
- 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 (2013)、「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・経営情報編』(流通科学大学)、第 21 巻第 2 号、pp.21-34。

- 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。
- Arrow, K. J. (1951), “Alternative Approaches to the Theory of Choice in Risk-Taking Situations,” *Econometrica* 19, pp.404-437.
- 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。]
- 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.
- Kimball, M. S. (1990), “Precautionary Saving in the Small and in the Large,” *Econometrica* 58, pp.53-73.
- Mehra, R. and E. C. Prescott (1985), “The Equity Premium: A Puzzle,” *Journal of Monetary Economics* 15, pp.145-161.
- Pratt, J. W. (1964), “Risk Aversion in the Small and in the Large,” *Econometrica* 32, pp.122-136.
- Romer, D. (2006), *Advanced Macroeconomics*, 3rd ed., McGraw-Hill. [(邦訳) 堀雅博・岩成博夫・南條隆訳 (2010)、『上級マクロ経済学 (第 3 版)』、日本評論社。]
- Weil, P. (1989), “The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle,” *Journal of Monetary Economics* 24, pp.401-421.