

日本におけるマクロ経済リスクと資産評価

山本 篤^{†1} 宮崎 浩一^{†1}

本研究では、第一に、米国株式市場の上昇をマクロ経済リスクの観点から説明付けた Lettau 等のモデルが、日本株式市場においても説明力を有するかについて検証する。第二に、個別株式のベータリスク評価モデルを提案し、ベータリスク量がマクロ経済リスクの観点から説明可能であるか検証する。

Macroeconomic Risk and Asset Pricing in Japan

ATSUSHI YAMAMOTO^{†1} and KOICHI MIYAZAKI^{†1}

In this research, we firstly examine whether the model proposed by Lettau et. al, which is able to explain long surge in US equity market from the view point of macroeconomic risk also has explanatory power for sluggish Japanese equity market under the different macroeconomic risk since 1990. Secondly, we propose a valuation model of beta risk for an individual equity and illustrate whether the beta risk amount is also explained by the macroeconomic risk.

1. はじめに

マクロ経済リスクが資産価格に影響を与えるであろうことは明らかであるが、この影響を計量するためには、マクロ経済リスクを計量したうえで、マクロ経済リスクに依存するような資産評価モデルを導入する必要がある。本研究のテーマは、日本株式市場においてマクロ経済リスクによって株価がどのように影響されるかについて検討することであり、まず、米国に関する先行研究をレビューする。消費成長のボラティリティが株式リスクプレミアムに影響を与えるというチャンネルは資産評価において古くから考えられている。近年、Bansal

and Yaron(2004)¹⁾ は、再帰的効用関数を用いた均衡モデルへ適用し、異時点間の代替係数が 1 より大きいなら、消費成長のボラティリティの低下によって資産価格が上昇することを示した。Lettau, Ludvigson and Wachter(2008)⁴⁾ では、Bansal and Yaron(2004)¹⁾ に依拠しつつ、マクロ経済リスクの構造変化を消費成長に関するレジームスイッチングモデルを用いて表現したうえで、マクロ経済リスクの構造変化が資産価格の構造変化に与える影響を検討し、20 世紀の最後の 15 年間における米国株式市場における驚くべき上昇が実質マクロ経済活動のボラティリティが低いレジームにシフトしていたことによるものであると結論付けている。

日本株式市場においてマクロ経済リスクと株価との関連性を検討した先行研究は極めて少ない。本研究の目的は、日本経済が 1990 年以降 2010 年にかけてバブル崩壊後からデフレ経済に移行する時期におけるマクロ経済リスクと株価との関連性を検討することである。

本研究の主な貢献は、次の 2 点である。第一に、Lettau, Ludvigson and Wachter(2008)⁴⁾ が提案するモデルの枠組みが、日本においてもマクロ経済リスクと株価との関連性を説明しうるかについて検証したことである。第二に、先行研究では取り扱われていなかった個別株式のベータリスクとマクロ経済リスクとの関係をモデル化したうえで、分析事例を示した点である。

2. モデル

2.1 先行研究モデル(レジームスイッチングモデルと資産価格モデル)

2.1.1 レジームスイッチングモデル

対数消費成長率 $\Delta c_t \equiv \log C_t / C_{t-1}$ に関するレジームスイッチングモデルを紹介する。対数消費成長率 Δc_t を式 (1) のようにモデル化する。

$$\Delta c_t = \mu(S_t) + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2(V_t)) \quad (1)$$

ここで、 S_t と V_t は、それぞれ、対数消費成長率 Δc_t の平均と分散に関する潜在変数である。平均 $\mu_t \equiv \mu(S_t)$ は、潜在変数 S_t に依存して低成長 μ_l と高成長 μ_h の 2 通りの状態をとり、ボラティリティ $\sigma_t \equiv \sigma(V_t)$ も潜在変数 V_t に依存して低ボラティリティと高ボラティリティの 2 通りの状態をとる。レジームスイッチングモデルとは、このように平均と分散のとり状態が潜在変数に依存して決まり、ドリフトとボラティリティのとり状態がマルコフ連鎖の推移確率行列に従って推移していくようなモデルである。平均と分散の推移確率行列は、それぞれ、

^{†1} 電気通信大学

The University of Electro-Communications

$$\mathbf{P}^\mu = \begin{bmatrix} p_{hh}^\mu & p_{hl}^\mu \\ p_{lh}^\mu & p_{ll}^\mu \end{bmatrix} \quad \mathbf{P}^\sigma = \begin{bmatrix} p_{hh}^\sigma & p_{hl}^\sigma \\ p_{lh}^\sigma & p_{ll}^\sigma \end{bmatrix}$$

で与えられる．ここで，各推移確率は，

$$\begin{aligned} p_{hh}^\mu &= P(\mu_t = \mu_h | \mu_{t-1} = \mu_h), \quad p_{lh}^\mu = 1 - p_{hh}^\mu \\ p_{ll}^\mu &= P(\mu_t = \mu_l | \mu_{t-1} = \mu_l), \quad p_{hl}^\mu = 1 - p_{ll}^\mu \\ p_{hh}^\sigma &= P(\sigma_t = \sigma_h | \sigma_{t-1} = \sigma_h), \quad p_{lh}^\sigma = 1 - p_{hh}^\sigma \\ p_{ll}^\sigma &= P(\sigma_t = \sigma_l | \sigma_{t-1} = \sigma_l), \quad p_{hl}^\sigma = 1 - p_{ll}^\sigma \end{aligned}$$

である．よって，対数消費比率 Δc_t を式 (1) のようにモデル化した場合に推定すべきモデルのパラメータセットは， $\Theta = \{\mu_h, \mu_l, \sigma_h, \sigma_l, \mathbf{P}^\mu, \mathbf{P}^\sigma\}$ である．パラメータ推定に際して，簡便のため潜在変数 S_t と潜在変数 V_t を一纏めにして新たに潜在変数 s_t を導入する．潜在変数 S_t と潜在変数 V_t は，共に 2 通りの状態を取りうるため，潜在変数 s_t は $4(2 \times 2)$ 通りの状態を推移することになる．潜在変数 s_t を用いてモデル式 (1) を書き換えると，

$$\Delta c_t = \mu(s_t) + \sigma(s_t) \varepsilon_t \quad (2)$$

となる．ここで， $\varepsilon_t \sim N(0, 1)$ であり，潜在変数 s_t が 4 つの状態を推移することに対応して，平均とボラティリティの組み合わせも 4 つの状態 (状態 1: (μ_h, σ_h) ，状態 2: (μ_h, σ_l) ，状態 3: (μ_l, σ_h) ，状態 4: (μ_l, σ_l)) を推移する．このモデル化の下では，潜在変数 s_t に関する推移確率行列は，4 行 4 列の

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} p_{hh}^\mu \mathbf{P}^\sigma & p_{hl}^\mu \mathbf{P}^\sigma \\ p_{lh}^\mu \mathbf{P}^\sigma & p_{ll}^\mu \mathbf{P}^\sigma \end{bmatrix}$$

であり，モデルのパラメータセットは， $\Theta = \{\mu_h, \mu_l, \sigma_h, \sigma_l, \mathbf{P}\}$ となる．

モデルのパラメータ推定に際して，対数消費成長率 Δc_t を観測可能なデータとして用いる．時刻 t において利用可能なデータは， $\mathbf{Y}_t = \{\Delta c_0, \Delta c_1, \dots, \Delta c_t\}$ であり，サンプルサイズは T とする．ここでパラメータ Θ と時刻 t までのデータ \mathbf{Y}_t が与えられたときに，潜在変数 s_t が状態 j と推測される状態確率 $P\{s_t = j | \mathbf{Y}_t; \Theta\}$ ， $(j = 1, \dots, 4)$ を縦に 4 つ並べた状態確率ベクトル $\hat{\xi}_{t|t}$ を導入する．同様に，予測状態確率ベクトルを $\hat{\xi}_{t+1|t}$ (各成分は，潜在変数 s_{t+1} が状態 j であると t 時刻から予測される予測状態確率 $P\{s_{t+1} = j | \mathbf{Y}_t; \Theta\}$) とする．また，時刻 $t-1$ までのデータ \mathbf{Y}_{t-1} と時刻 t における潜在変数 s_t の状態が j である場合に，対数消費成長率が Δc_t であるときの尤度は，

$f(\Delta c_t | s_t = j, \mathbf{Y}_{t-1}; \Theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma(s_t=j)}} \exp\left(-\frac{(\Delta c_t - \mu(s_t=j))^2}{2\sigma(s_t=j)^2}\right)$ ， $(j = 1, \dots, 4)$ であり，これを縦に 4 つ並べた時刻 t における尤度ベクトルを

$$\eta_t = \begin{bmatrix} f(\Delta c_t | s_t = 1, \mathbf{Y}_{t-1}; \Theta) \\ \vdots \\ f(\Delta c_t | s_t = 4, \mathbf{Y}_{t-1}; \Theta) \end{bmatrix}$$

とする．

各時刻 t における状態の最適な状態の推測と予測は，次の 2 つの方程式をペアとして繰り返して利用することで得られる．

$$\hat{\xi}_{t|t} = \frac{(\hat{\xi}_{t|t-1} \otimes \eta_t)}{\mathbf{1}'(\hat{\xi}_{t|t-1} \otimes \eta_t)} \quad \hat{\xi}_{t+1|t} = \mathbf{P} \cdot \hat{\xi}_{t|t}$$

ここで， \otimes は行列の要素ごとの積， $\mathbf{1}$ は要素がすべて 1 の 4×1 ベクトルである．

時刻 $t-1$ までのデータ \mathbf{Y}_{t-1} と時刻 t における対数消費成長率 Δc_t から，時刻 t における尤度は，

$$f(\Delta c_t | \mathbf{Y}_{t-1}; \Theta) = \mathbf{1}'(\hat{\xi}_{t|t-1} \otimes \eta_t)$$

であり，パラメータ推定において利用する最終的な対数尤度関数は，

$$\ell(\Theta) = \sum_{t=1}^T \log f(\Delta c_t | \mathbf{Y}_{t-1}; \Theta)$$

となる．

2.1.2 消費に基づく資産価格モデル

本研究では，代表的個人の効用として指数効用モデルを柔軟にした Epstein and Zin(1989,1991)^{2),3)} や Weil(1989)⁵⁾ によるものを採用する．Epstein-Zin-Weil による目的関数は，時刻 t から将来に渡って得られる効用 U_t であり，式 (3) のように再帰的に定義される．

$$U_t = \left[(1-\delta) C_t^{\frac{1-\gamma}{\alpha}} + \delta (E_t U_{t+1}^{1-\gamma})^{\frac{1}{\alpha}} \right]^{\frac{\alpha}{1-\gamma}} \quad (3)$$

ここで， δ は時間選好， γ は相対的リスク回避度係数， $\alpha \equiv \frac{1-\gamma}{1-\psi}$ ， ψ は異時点間の代替弾力性を表す．消費資産価格モデルにおけるこれらのパラメータは，消費と投資家の効用と

の関係を決定づける．

時刻 t における資産 w_t から消費 C_t を差し引いたものを運用するわけであるから，時刻 t において運用資産から得られるリターンを $R_{w_t,t+1}$ とすると，時刻 $t+1$ における資産との関係は (4) 式ようになる．

$$w_{t+1} = R_{w_t,t+1} (w_t - C_t) \quad (4)$$

よって，代表的個人は，制約式 (4) の下で，目的関数である効用 U_t が最大となるように消費 C_t と資産 w_t の運用を決定する．Epstein and Zin(1989,1991)^{2),3)} では，最適な消費と資産運用の下で，運用資産から得られるリターンと消費との関係式 (5) を導いている．

$$1 = E_t \left[\delta^\alpha \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{\alpha}{\psi}} R_{w_t,t+1}^\alpha \right] = E_t \left[\delta^\alpha \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{\alpha}{\psi}} R_{w_t,t+1}^{\alpha-1} R_{w_t,t+1} \right] \quad (5)$$

$$= E_t [k_{t+1} R_{w_t,t+1}]$$

ここで， k_{t+1} は，

$$k_{t+1} = \delta^\alpha \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{\alpha}{\psi}} R_{w_t,t+1}^{\alpha-1} \quad (6)$$

で与えられ，プライシングカーネルと呼ばれる．均衡においては， $R_{w_t,t+1}$ における総配当 D_t は総消費 C_t に等しくなる ($D_t = C_t$) ．

証券市場が無裁定であるなら，他の証券のリターン R_{t+1} を式 (5) 右辺にある $R_{w_t,t+1}$ に置き換えても式 (5) が満たされるように証券が価格付けされなければならない．各時刻 t に支払われる配当が C_t ， D_t である証券の時刻 t における価格をそれぞれ P_t^C ， P_t^D ，時刻 t から時刻 $t+1$ までのリターンをそれぞれ $R_{w_t,t+1}$ ， $R_{D_t,t+1}$ とすると，

$$R_{w_t,t+1} = \frac{P_{t+1}^C + C_{t+1}}{P_t^C} \quad (7)$$

$$R_{D_t,t+1} = \frac{P_{t+1}^D + D_{t+1}}{P_t^D} \quad (8)$$

と表せる．ここで，式 (7) を式 (6) に代入したものを，式 (7)，式 (8) を式 (5)

($1 = E_t [k_{t+1} R_{w_t,t+1}]$) に代入したものは，それぞれ式 (9) から式 (11) で与えられる．

$$k_{t+1} = \delta^\alpha \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{\alpha}{\psi} + \alpha - 1} \left(\frac{P_{t+1}^C}{C_{t+1}} + 1 \right)^{\alpha - 1} \left(\frac{P_t^C}{C_t} \right)^{1 - \alpha} \quad (9)$$

$$E_t \left[k_{t+1} \left(\frac{P_{t+1}^C}{C_{t+1}} + 1 \right) \frac{C_{t+1}}{C_t} \right] = \frac{P_t^C}{C_t} \quad (10)$$

$$E_t \left[k_{t+1} \left(\frac{P_{t+1}^D}{D_{t+1}} + 1 \right) \frac{D_{t+1}}{D_t} \right] = \frac{P_t^D}{D_t} \quad (11)$$

ここで，配当に関して $D_t = C_t^\lambda$ ($\lambda = 1$ のとき $P_t^D = P_t^C$ となる) と仮定すると，式 (11) は，

$$E_t \left[k_{t+1} \left(\frac{P_{t+1}^D}{C_{t+1}^\lambda} + 1 \right) \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^\lambda \right] = \frac{P_t^D}{C_t^\lambda} \quad (12)$$

と表せる．式 (9) を式 (12) に代入すると，

$$E_t \left[\delta^\alpha \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{\alpha}{\psi} + \alpha - 1} \left(\frac{P_{t+1}^C}{C_{t+1}} + 1 \right)^{\alpha - 1} \left(\frac{P_t^C}{C_t} \right)^{1 - \alpha} \left(\frac{P_{t+1}^D}{C_{t+1}^\lambda} + 1 \right) \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^\lambda \right] = \frac{P_t^D}{C_t^\lambda} \quad (13)$$

が得られ，株価配当率 $\frac{P_t^D}{C_t^\lambda}$ は，配当成長率 $\frac{C_{t+1}}{C_t}$ と $\frac{P_t^C}{C_t}$ に依存する形で再帰的に定義されることがわかる．ここで，株価配当率 $\frac{P_t^D}{C_t^\lambda}$ や $\frac{P_t^C}{C_t}$ が，対数消費成長率の平均と分散に関する予測状態確率ベクトル $\hat{\xi}_{t+1|t}$ に依存するようなモデル化を試みる．このとき，式 (13) において， $\lambda = 1$ としたとき $P_t^D = P_t^C$ となることから， $\frac{P_t^C}{C_t}$ が満たすべき再帰方程式

$$\left(\frac{P_t^C}{C_t} (\hat{\xi}_{t+1|t}) \right)^\alpha = \sum_{j=1}^4 \hat{\xi}_{t+1|t}(j) E_t \left[\delta^\alpha \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{\alpha}{\psi} + \alpha} \left(\frac{P_{t+1}^C}{C_{t+1}} (\hat{\xi}_{t+2|t+1}) + 1 \right)^\alpha \Big|_{s_{t+1}=j, \hat{\xi}_{t+1|t}} \right] \quad (14)$$

を得る．最後の等式は， $\hat{\xi}_{t+2|t+1}$ の Y_t と状態 $s_{t+1} = j$ に関する条件付分布が， $\hat{\xi}_{t+1|t}$ と $s_{t+1} = j$ のみに依存することを用いた．同様に式 (13) で λ を残す形で記述すれば，株価配当率 $\frac{P_t^D}{C_t^\lambda} = \frac{P_t^D}{D_t}$ が満たすべき再帰方程式

$$\left(\frac{P_t^D}{D_t} (\hat{\xi}_{t+1|t}) \right)^\alpha = \frac{P_{t+1}^D}{C_{t+1}^\lambda} (\hat{\xi}_{t+1|t})^{1 - \alpha} \delta^\alpha \times \sum_{j=1}^4 \hat{\xi}_{t+1|t}(j) \times E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{\alpha}{\psi} + \alpha - 1 + \lambda} \left(\frac{P_{t+1}^C}{C_{t+1}} (\hat{\xi}_{t+2|t+1}) + 1 \right)^\alpha \left(\frac{P_{t+1}^D}{D_{t+1}} (\hat{\xi}_{t+2|t+1}) + 1 \right) \Big|_{s_{t+1}=j, \hat{\xi}_{t+1|t}} \right] \quad (15)$$

を得る．消費に基づく資産評価モデルのパラメータ ($\alpha, \sigma, \psi, \lambda$) は，再帰方程式 (14)，(15) を用いて株価配当率の時系列データから最小二乗法により求める． $\frac{P_t^C}{C_t}$ に関しては，初期値を決定すれば後ろ向きに再帰的に求められ，これらの値を式 (15) で利用する．ひとたび株価配当率 $\frac{P_t^D}{D_t}$ が推定されたなら，時刻 t における株式の期待対数リターン $E_t [r_{D_t,t+1}]$ は，式 (16) から容易に求めることができる．

$$E_t [r_{D_t,t+1}] = \sum_{j=1}^4 \hat{\xi}_{t+1|t}(j) E_t \left[\ln \left(\frac{P_{t+1}^D}{D_{t+1}} (\hat{\xi}_{t+2|t+1}) + 1 \right) \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^\lambda \Big|_{s_{t+1}=j, \hat{\xi}_{t+1|t}} \right] \quad (16)$$

また，長期の (ここでは 100 年を想定) 株式リスクプレミアムは，

$$\frac{4}{400} E_t [r_{D_t,t+1} + r_{D_t,t+2} + \dots + r_{D_t,t+400}] - \frac{4}{400} E_t [r_{t+1}^f + r_{t+2}^f + \dots + r_{t+400}^f] \quad (17)$$

によって求められる．ここで， $r_{t+1}^f = \log R_{t+1}^f = \log ((E_t [k_{t+1}])^{-1})$ である．

2.2 個別株式のベータリスク評価モデル

先行研究の枠組みで個別株式のベータリスクを評価して，個別株式のベータリスクが消費成長に関するドリフトとボラティリティの状態確率にどのように依存するかについて検討可能となるモデルを提案する．ベータリスクを評価するためには，インデックス（日本株式市場の場合には TOPIX）リターンと個別株式リターンのモデル化が必要になる．株式リターンのモデル化において重要な役割を果たすのは， $\frac{P_t^D}{D_t} (\hat{\xi}_{t+1|t})$ であり，この値がインデックスと個別株式で異なる．本研究では，この相違が，配当の消費に対する感応度がインデックスと個別株式とで異なることに由来するようなモデル化を行う．つまり，インデックスと個別株式 (i) の配当をそれぞれ $D^{(IDX)}$ ， $D^{(i)}$ とすると，これらを，パラメータ $\lambda^{(IDX)}$ と $\lambda^{(i)}$ を用いて， $D^{(IDX)} = C^{\lambda^{(IDX)}}$ ， $D^{(i)} = C^{\lambda^{(i)}}$ によって消費と関連付けるようなモデル化を行う．消費に基づく資産評価モデルのパラメータの内 (α, σ, ψ) は，プライシングカーネルを構成する際に利用されるパラメータであるから，インデックスに関する株価配当率の時系列データから $\lambda^{(IDX)}$ と同時に前節で述べた最小二乗法によって推定する．このようにして推定されたパラメータ (α, σ, ψ) と個別株式 (i) に関する株価配当率の時系列データから $\lambda^{(i)}$ を推定する．これらのパラメータが得られたら，個別株式 (i) のベータリスク $\beta^{(i)}$ は，式 (18) を計算することで求められる．

$$\beta_t^{(i)} = \frac{Cov_t \left[\log \left(\frac{\frac{P_{t+1}^{D^{(IDX)}}}{D_{t+1}^{(IDX)}} (\hat{\xi}_{t+2|t+1})^{+1} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{\lambda^{(IDX)}}}{\frac{P_t^{D^{(IDX)}}}{D_t^{(IDX)}} (\hat{\xi}_{t+1|t})} \right), \log \left(\frac{\frac{P_{t+1}^{D^{(i)}}}{D_{t+1}^{(i)}} (\hat{\xi}_{t+2|t+1})^{+1} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{\lambda^{(i)}}}{\frac{P_t^{D^{(i)}}}{D_t^{(i)}} (\hat{\xi}_{t+1|t})} \right) \right]}{Var_t \left[\log \left(\frac{\frac{P_{t+1}^{D^{(IDX)}}}{D_{t+1}^{(IDX)}} (\hat{\xi}_{t+2|t+1})^{+1} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{\lambda^{(IDX)}}}{\frac{P_t^{D^{(IDX)}}}{D_t^{(IDX)}} (\hat{\xi}_{t+1|t})} \right) \right]} \quad (18)$$

3. 実証分析

3.1 データと分析の目的

実証分析において用いるデータは，消費のデータと TOPIX，東京電力，野村ホールディ

ングの株価データである．消費データに関しては，1989年9-12月期から2009年1-3月期までの期間において内閣府が四半期ごとに発表したGDPの民間最終消費支出を利用する．株価データに関しては，消費データ期間に対応する各四半期における終値を用いる．

3.2 分析結果とその考察

3.2.1 対数消費成長率に関するレジームスイッチングモデルのパラメータ推定結果と考察

表1-1, 表1-2によると対数消費成長率のドリフトに関しては μ_h, μ_l 共に大きな違いは見られないが，ボラティリティ σ_h^2 に関しては日本が米国の3倍近くに達しており，バブル崩壊後の時期における対数消費成長率のボラティリティが極めて大きかったことを反映している．

次に，ボラティリティに関しては，日米両国において， $P_{hh}^\sigma (P_{ll}^\sigma)$ は1に近く，ボラティリティが低い状態や高い状態は継続しやすい．ドリフトに関しては，高い状態や低い状態に留まる確率 ($P_{hh}^\mu (P_{ll}^\mu)$) は共に，日本の方が米国よりも小さく，特に，低い状態に留まる確率は米国の半分以下の水準となることがわかった．

3.2.2 消費に基づく資産価格モデルに関する分析結果と考察

本研究で行った消費に基づく資産評価モデルの日本におけるパラメータ推定結果 (表2-1参照) を Lettau, Ludvigson and Wachter(2008)⁴⁾ のパラメータ推定結果 (表2-2参照) と比較する形で紹介する．相対的リスク回避度こそ大きく異なる (但し，同符号である) ものの，時間選好や異時点間の代替弾力性に関しては近い値であること，配当の消費に対する感応度を表現する λ にいたっては同じ値となった．このことから，日米の国民性の違いが日米における株価の価格形成に与える影響がそれほど大きいとは考えにくく，やはり，マクロ経済リスクの相違の方が株価に大きな影響を与えるものと考えられる．

TOPIX を対象とした現実の対数株価配当率データとモデルに基づく対数株価配当率を図1に示した．極端に株式市場が上ブレ・下振れする現象を追いかけることはできないものの，

表 1-1 日本の消費に対するレジームスイッチングモデルの推定結果

μ_{high}	μ_{low}	σ_{high}^2	σ_{low}^2	P_{hh}^μ	P_{ll}^μ	P_{hh}^σ	P_{ll}^σ
0.5408	-0.3255	1.4817	0.1363	0.798	0.325	0.957	0.965

表 1-2. 米国の消費に対するレジームスイッチングモデルの推定結果

μ_{high}	μ_{low}	σ_{high}^2	σ_{low}^2	P_{hh}^μ	P_{ll}^μ	P_{hh}^σ	P_{ll}^σ
0.623	-0.323	0.556	0.163	0.966	0.794	0.994	0.991

表.2-1 TOPIX に対する資産価格モデルにおけるパラメータの推定結果
Table2-1 Estimated parameters for the asset pricing model(case of Japanese)

リスク回避係数 γ	時間選好 δ	λ	異時点の代替弾力性 ψ
1.53	0.982	4.5	1.2

表.2-2 CRSP インデックスに対する資産価格モデルにおけるパラメータの推定結果
Table2-2 Estimated parameters for the asset pricing model(case of U.S.)

リスク回避係数 γ	時間選好 δ	λ	異時点の代替弾力性 ψ
30	0.996	4.5	1.5

モデルは 1990 年代前半における対数株価配当率の比較的大きな下降トレンド, 1990 年代後半に見られる下降トレンドのフェードアウトや 2000 年代を通しての横ばい状態を概ね捉えることに成功している.

このような対数株価配当率のモデル値に関するダイナミクスは, マクロ経済リスクのダイナミクスと整合的なのであろうか? 図 2 に示した日本株式市場におけるモデルに基づく長期的な株式期待リターンと株式リスクプレミアムの推移を確認する. 1990 年代前半にはマクロ経済リスク(ボラティリティ)が高水準に留まっていたことを反映して投資家が要求するリスクプレミアムは高い水準で, かつ上昇傾向にあり, 対数株価配当率が比較的大きな下降トレンドにあったことを説明することができる. また, 2000 年代を通しては, マクロ経済リスク(ボラティリティ)が低水準であったことからリスクプレミアムも低水準に留まり, 対数株価配当率のモデル値は横ばいであった.

本研究におけるモデルは, 配当を消費のべき乗で記述するモデルであるから, 配当成長率は概ね消費の成長率によって捉えることができる. よって, 配当が与えられたとき, 長期的な期待リターンが低ければ低いほど, 消費成長率が高ければ高いほど, 現在の株価は高くなる. 日本における 1990 年代後半の時期を振り返ると, 先に見たようにマクロ経済リスク(ボラティリティ)が低いレジームへとシフトしたことを反映して, 株式リスクプレミアムや株式の長期的な期待リターンは低下した. しかしながら, 図 3 に示した対数消費水準の推移を確認すると, この時期に水準は横ばいであり, 全く成長が見られなかったことが確認される. つまり, 米国とは異なり日本では, 対数消費成長率のドリフトに関する変化が対数株価配当率に大きく寄与することがわかった. このように, 日本においても, Lettau, Ludvigson and Wachter(2008)⁴⁾ のモデルはマクロ経済リスクから株価を説明するモデルであるが, 米国と異なり日本では対数消費成長率のドリフト部分の株価(対数株価配当率)に対する説明力が大きいと結論付けられる.

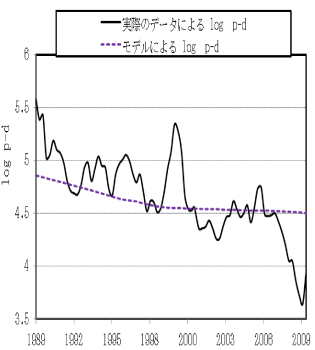


図 1 モデルと実際のデータの対数株価配当率の比較
Fig.1 Historical log price-dividend ratio and that estimated by the model

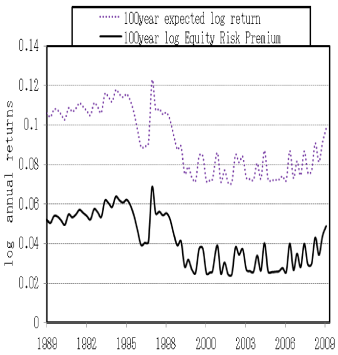


図 2 モデルによる長期的な株式期待リターンおよび株式リスクプレミアムの推移
Fig.2 Historical equity premium and that estimated by the model

3.2.3 個別株式のベータリスク評価モデルに関する分析結果と考察

モデルに基づくベータリスクの分析結果を紹介するにあたって, まず, TOPIX, 東電, 野村の分析対象期間における株価推移を確認しよう. 図 4 には, 3 つの株価推移の比較を容易にするため, 何れの銘柄に関しても 1989 年 12 月の株価を 100 と基準化したうえで株価推移を掲載した.

本研究モデル(式(18))に基づいて東電と野村のベータリスクを導出したものを, それぞれ, 図 5, 図 6 に示した. これらの図には, 全期間における実データから求めたベータリスクも合わせて掲載した. 図 5 から, 東電に関するベータリスクのモデル値は, 1990 年代前半は 0.6 から 0.8 の範囲で推移していたが, 1990 年代半ばから 2000 年にかけて低下し, 2000 年代を通して 0.3 から 0.4 の範囲で推移しており, 概ね, 株価推移に基づく想定に沿う形であることがわかる. また, 全期間を通しての実データから求めたベータリスク値は, 0.5 を僅かに下回る水準でありベータリスクのモデル値の平均的水準に位置している. 図 6 から, 野村に関するベータリスクのモデル値は, 1990 年代前半は 1.1 から 1.3 の範囲で推移していたが, 1990 年代半ばから 2000 年にかけて上昇し, 2000 年代を通して 1.4 から 1.6 の範囲で推移しており, 東電と同様に概ね, 株価推移に基づいた想定に通じることがわかる. また, 全期間を通しての実データから求めたベータリスク値は 1.4 と, やはり, ベー

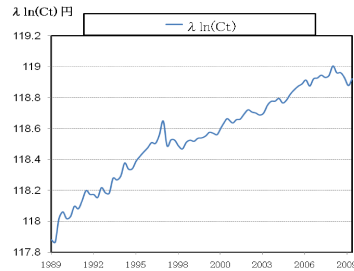


図 3 $\lambda \ln(C_t)$ の推移
Fig.3 History of the $\lambda \ln(C_t)$

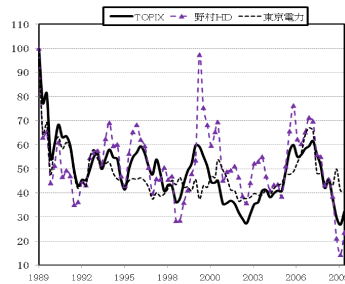


図.4 TOPIX, 東京電力, 野村 HD の株価推移
(1989Q4 における株価を基準値として 100 とする)
Fig.4 Equity prices of TOPIX,Tokyo electric power company,and Nomura HD

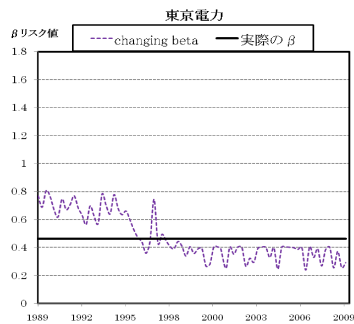


図 5 東京電力のベータリスクの比較
Fig.5 Two kind of beta risks for Tokyo electric power company

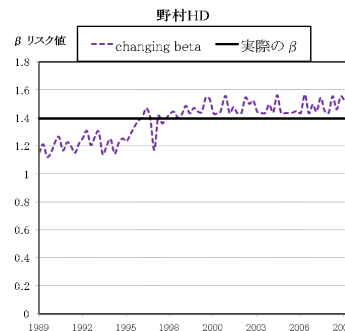


図.6 野村 HD のベータリスクの比較
Fig.6 Two kind of beta risks for Nomura HD

タリスクのモデル値の平均的水準に位置している。

よって分析結果から、マクロ経済リスクを考慮してベータリスクのモデル値に関する推移は、概ね、実データから想定されるベータリスク値と整合的であることが確認された。

4. まとめと結語

本研究では、第一に、米国においてマクロ経済リスクが株式市場の水準、ダイナミックスを概ね説明できることを示した Lettau, Ludvigson and Wachter(2008)⁴⁾ のモデルが、マクロ経済リスクや株式市場の水準、ダイナミックスが全く異なる日本においても有効なモデルとなりうるかについて検証した。検証結果から、同モデルは、日本においてもマクロ経済リスクが株式市場の水準、ダイナミックスを概ね説明可能であることがわかった。

第二に、個別株式のベータリスク評価モデルを新たに提案したうえで、分析事例として東京電力と野村ホールディングの株価の採り上げによって、マクロ経済リスクに基づくベータリスクのモデル値がどの程度まで現実のベータリスクを説明可能であるかについて検証した。分析結果から、マクロ経済リスクは株式市場全体のリスクプレミアムのみならず、個別銘柄のリスク量に関しても幾らか説明可能であることが確認された。

参 考 文 献

- 1) Bansal, R., and A. Yaron : Risks for the Long-Run : A Potential Resolution of Asset Pricing Puzzles, Journal of Finance, Vol.59, pp1481-1509 (2004).
- 2) Epstein, L., and S.Zin : Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asst Returns, Theoretical Framework, Econometrica, Vol.57, pp937-969 (1989).
- 3) Epstein, L., and S.Zin : Substitution, Risk Aversion, and the Temporal behavior of Consumption and Asset Returns : An Empirical Investigation, Journal of Political Economy, Vol.99,pp555-576 (1991).
- 4) Lettau, M., and S. C. Ludvigson and J.A.Wachter: The Declining Equity premium: What Role Does Macroeconomic Risk Play? The Review of Financial Studies, Vol.21, pp1653-1687, (2008).
- 5) Weil, P. : The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle, Journal of Monetary Economics, Vol.24, pp401-421 (1989).