【計量ファイナンスA】

7. ベイズ推定とマルコフ連鎖モンテカルロ法 (3)

中島 上智 (経済研究所)

MCMC 法でよく使う分布: 切断正規分布

$$\begin{array}{ll} \theta \, \sim \, \mathit{TN}_{[a,b]}(\mu,\sigma^2) \\ \\ \pi(\theta) & = \, \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left\{-\frac{(\theta-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\} \mathit{I}[a<\theta< b] \\ \\ \propto & \exp\left\{-\frac{(\theta-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\} \mathit{I}[a<\theta< b] \end{array}$$

次の混合正規モデルのベイズ推定を考える。

$$y_i = \alpha_i + \beta x_i + \epsilon_i, \quad \epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$

$$\alpha_i = \begin{cases} \mu_1 & \text{(w.p. 0.5)} \\ \mu_2 & \text{(w.p. 0.5)}, \end{cases} \quad \mu_1 < \mu_2$$

- ightharpoonup 定数項 α_i は確率 0.5 で μ_1 か μ_2 のいずれかを取り得る.
- ▶ 推定するパラメータは $\theta = (\beta, \sigma^2, \mu_1, \mu_2)$.
- ▶ 事前分布を以下のように設定する.

$$\beta \sim N(\beta_0, v_0^2), \quad \sigma^2 \sim IG(n_0/2, S_0/2)$$

 $\mu_1 \sim TN_{[\infty, \mu_2]}(\mu_{01}, w_{01}^2), \quad \mu_2 \sim TN_{[\mu_1, \infty]}(\mu_{02}, w_{02}^2)$

- ightharpoonup それぞれの観測値 y_i について、状態変数 $s_i \in (1,2)$ を導入する.
- $ightharpoonup s_i$ を条件付けた場合の y_i のモデルを、次のように書く.

$$y_i = \begin{cases} \mu_1 + \beta x_i + \epsilon_i & \text{(if } s_i = 1) \\ \mu_2 + \beta x_i + \epsilon_i & \text{(if } s_i = 2) \end{cases}$$

- ightharpoonup s_i の事前分布は、 $\pi(s_i=1)=0.5$, $\pi(s_i=2)=0.5$.
- **>** データを $y = (y_1, \ldots, y_n)$ 、状態変数を $s = (s_1, \ldots, s_n)$ と書く。

パラメータ θ および状態変数 s の (同時) 事後分布は,

$$\pi(\theta, s|y)$$

$$\propto \exp\left\{-\frac{(\beta - \beta_0)^2}{2v_0^2}\right\} \cdot (\sigma^2)^{-n_0/2 - 1} \exp\left(-\frac{S_0}{2\sigma^2}\right)$$

$$\times \exp\left\{-\frac{(\mu_1 - \mu_{01})^2}{2w_{01}^2}\right\} \cdot \exp\left\{-\frac{(\mu_2 - \mu_{02})^2}{2w_{02}^2}\right\}$$

$$\times \prod_{i=1}^n \left[I[s_i = 1] \cdot (\sigma^2)^{1/2} \exp\left\{-\frac{(y_i - \mu_1 - \beta x_t)^2}{2\sigma^2}\right\}\right]$$

$$+ I[s_i = 2] \cdot (\sigma^2)^{1/2} \exp\left\{-\frac{(y_i - \mu_2 - \beta x_t)^2}{2\sigma^2}\right\}$$

$$\times \prod_{i=1}^n \left\{\frac{1}{2}I[s_i = 1] + \frac{1}{2}I[s_i = 2]\right\} \cdot I[\mu_1 < \mu_2]$$

β の条件付き事後分布は,

$$\pi(\beta|\sigma^{2}, \mu_{1}, \mu_{2}, s, y)$$

$$\propto \exp\left\{-\frac{(\beta - \beta_{0})^{2}}{2v_{0}^{2}}\right\}$$

$$\times \prod_{i=1}^{n} \left[I[s_{i} = 1] \cdot (\sigma^{2})^{1/2} \exp\left\{-\frac{(y_{i} - \mu_{1} - \beta x_{t})^{2}}{2\sigma^{2}}\right\}\right]$$

$$+ I[s_{i} = 2] \cdot (\sigma^{2})^{1/2} \exp\left\{-\frac{(y_{i} - \mu_{2} - \beta x_{t})^{2}}{2\sigma^{2}}\right\}\right]$$

$$\propto \exp\left\{-\frac{(\beta - \hat{\beta})^{2}}{2\hat{v}^{2}}\right\}$$

ただし、

$$\hat{v}^{2} = \left(\frac{1}{v_{0}^{2}} + \frac{\sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2}}{\sigma^{2}}\right)^{-1}$$

$$\hat{\beta} = \hat{v}^{2} \left\{ \frac{\beta_{0}}{v_{0}^{2}} + \frac{\sum_{s_{i}=1} (y_{i} - \mu_{1}) x_{i} + \sum_{s_{i}=2} (y_{i} - \mu_{2}) x_{i}}{\sigma^{2}} \right\}$$

すなわち、

$$\beta \mid \sigma^2, \mu_1, \mu_2, s, y \sim N(\hat{\beta}, \hat{v}^2)$$

σ^2 の条件付き事後分布は、

$$\pi(\sigma^{2}|\beta, \mu_{1}, \mu_{2}, s, y)$$

$$\propto (\sigma^{2})^{-n_{0}/2-1} \exp\left(-\frac{S_{0}}{2\sigma^{2}}\right)$$

$$\times \prod_{i=1}^{n} \left[I[s_{i}=1] \cdot (\sigma^{2})^{1/2} \exp\left\{-\frac{(y_{i}-\mu_{1}-\beta x_{t})^{2}}{2\sigma^{2}}\right\}\right]$$

$$+I[s_{i}=2] \cdot (\sigma^{2})^{1/2} \exp\left\{-\frac{(y_{i}-\mu_{2}-\beta x_{t})^{2}}{2\sigma^{2}}\right\}\right]$$

$$\propto (\sigma^{2})^{-\hat{n}/2-1} \exp\left(-\frac{\hat{S}}{2\sigma^{2}}\right)$$

ただし、

$$\hat{s} = n_0 + n$$

$$\hat{s} = S_0 + \sum_{s_i=1} (y_i - \mu_1 - \beta x_i)^2 + \sum_{s_i=2} (y_i - \mu_1 - \beta x_i)^2$$

すなわち、

$$\sigma^2 \mid \beta, \mu_1, \mu_2, s, y \sim IG(\hat{n}/2, \hat{S}/2)$$

 μ_1 の条件付き事後分布は、

$$\pi(\mu_{1}|\beta, \sigma^{2}, \mu_{2}, s, y) \propto \exp\left\{-\frac{(\mu_{1} - \mu_{01})^{2}}{2w_{01}^{2}}\right\} \cdot I[\mu_{1} < \mu_{2}]$$

$$\times \prod_{i=1}^{n} I[s_{i} = 1] \cdot \exp\left\{-\frac{(y_{i} - \mu_{1} - \beta x_{t})^{2}}{2\sigma^{2}}\right\}$$

$$\propto \exp\left\{-\frac{(\mu_{1} - \hat{\mu}_{1})^{2}}{2\hat{w}_{1}^{2}}\right\} \cdot I[\mu_{1} < \mu_{2}]$$

ただし、
$$n_1 = \sum_{i=1}^n I[s_i = 1] \,$$
として、 $\hat{w}_1^2 = \left(\frac{1}{w_{01}^2} + \frac{n_1}{\sigma^2}\right)^{-1}$ $\hat{\mu}_1 = \hat{w}_1^2 \left\{\frac{\mu_{01}}{w_{01}^2} + \frac{\sum_{s_i=1}(y_i - \beta x_i)}{\sigma^2}\right\}$

すなわち、

$$\mu_1 \mid \beta, \sigma^2, \mu_2, s, y \sim TN_{[\infty, \mu_2]}(\hat{\mu}_1, \hat{w}_1^2)$$

▶ µ2 の条件付き事後分布も同様に求められる.

si の条件付き事後分布は、

$$\pi(s_i|\theta, y)$$

$$\propto \left[I[s_i = 1] \cdot \exp\left\{-\frac{(y_i - \mu_1 - \beta x_t)^2}{2\sigma^2}\right\} + I[s_i = 2] \cdot \exp\left\{-\frac{(y_i - \mu_2 - \beta x_t)^2}{2\sigma^2}\right\}\right]$$

$$\times \left(\frac{1}{2}I[s_i = 1] + \frac{1}{2}I[s_i = 2]\right)$$

よって,

$$\pi(s_i = 1 | \theta, y) = c \cdot \exp\left\{-\frac{(y_i - \mu_1 - \beta x_t)^2}{2\sigma^2}\right\} \equiv a_{1i}$$

$$\pi(s_i = 2 | \theta, y) = c \cdot \exp\left\{-\frac{(y_i - \mu_2 - \beta x_t)^2}{2\sigma^2}\right\} \equiv a_{2i}$$

すなわち、

$$p_i = \frac{a_{1i}}{a_{1i} + a_{2i}}$$

とおき、

$$s_i|\theta,y = \begin{cases} 1 & (\text{w.p. } p_i) \\ 2 & (\text{w.p. } 1-p_i) \end{cases}$$

 (θ, s) のギブスサンプラーは以下のとおりとなる.

- 1. (θ, s) の初期値を設定する.
- 2. 次のサンプリングを順に繰り返す.
 - 2.1β を $N(\hat{\beta}, \hat{v}^2)$ から発生させる.
 - 2.2 σ^2 を $IG(\hat{n}/2, \hat{S}/2)$ から発生させる.
 - 2.3 μ_1 を $TN(\hat{\mu}_1, \hat{w}_1^2)$ から発生させる.
 - 2.4 μ_2 を $TN(\hat{\mu}_2, \hat{w}_2^2)$ から発生させる.
 - $2.5 \, s_i \, \delta \, p_i \, \sigma$ の確率で 1、それ以外は 2 とする $(i=1,\ldots,n)$.