# 【計量ファイナンスA】

# 9. 確率的ボラティリティモデルの 推定方法と実証分析 (1)

中島 上智 (経済研究所)

### SV モデル

▶ 観測方程式

$$R_t = E(R_t | I_{t-1}) + \epsilon_t,$$
  
 $\epsilon_t = \sigma_t z_t, \quad z_t \sim N(0, 1)$ 

▶ ボラティリティの遷移方程式

$$\log(\sigma_{t+1}^2) = \mu + \phi(\log(\sigma_t^2) - \mu) + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, \sigma^2)$$

▶ ボラティリティの定常性を仮定

$$|\phi| < 1$$

▶ h₁ は定常分布にしたがうと仮定

### SV モデル

- $lackbox{lack} h_t = \log(\sigma_t^2)$  とおく. また, 便宜的に  $y_t = R_t = \epsilon_t$  とする
- ▶ SV モデルは次のように書ける

$$y_t = \exp(h_t/2)z_t, \quad z_t \sim N(0,1)$$
   
 $h_{t+1} = \mu + \phi(h_t - \mu) + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0,\sigma^2)$    
 $h_1 \sim N(\mu, \sigma^2/(1-\phi^2))$ 

- ▶ 推定するパラメータは、 $\theta = (\phi, \mu, \sigma^2)$
- ▶ 事前分布を以下のようにおく.

$$(\phi + 1)/2 \sim \text{Beta}(a_0, b_0), \quad \mu \sim N(\mu_0, v_0^2),$$
  
 $\sigma^2 \sim IG(n_0/2, S_0/2)$ 

▶ ボラティリティ  $h = (h_1, ..., h_T)$  を状態変数とみなし, データ  $y = (y_1, ..., y_T)$  が得られたときの,  $\theta$  と h の同時事後分布を考える.

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

$$\propto (\phi + 1)^{a_0 - 1} (-\phi - 1)^{b_0 - 1} \cdot \exp\left\{-\frac{(\mu - \mu_0)^2}{2v_0^2}\right\}$$

$$\times (\sigma^2)^{-n_0/2 - 1} \exp\left(-\frac{S_0}{2\sigma^2}\right)$$

$$\times \prod_{t=1}^{T} \frac{1}{e^{h_t/2}} \exp\left(-\frac{y_t^2}{2e^{h_t}}\right)$$

$$\times \prod_{t=1}^{T-1} (\sigma^2)^{-1/2} \exp\left[-\frac{\{(h_{t+1} - \mu) - \phi(h_t - \mu)\}^2}{2\sigma^2}\right]$$

$$\times \sqrt{1 - \phi^2} (\sigma^2)^{-1/2} \exp\left\{-\frac{(1 - \phi^2)(h_1 - \mu)^2}{2\sigma^2}\right\}$$

$$\times I[-1 < \phi < 1]$$

 $\phi$  の条件付き事後分布は,  $ar{h}_t = h_t - \mu$  とおき,

$$\pi(\phi|\mu,\sigma^2,h,y)$$

$$\propto (\phi + 1)^{a_0 - 1} (-\phi - 1)^{b_0 - 1} \cdot \sqrt{1 - \phi^2} \exp\left\{-\frac{(1 - \phi^2)h_1^2}{2\sigma^2}\right\}$$

$$\times \prod^{T - 1} \exp\left\{-\frac{(\bar{h}_{t+1} - \phi\bar{h}_t)^2}{2\sigma^2}\right\} \cdot I[-1 < \phi < 1]$$

ここで, 提案分布を次のようにおく.

$$g(\phi) \propto \prod_{t=1}^{I-1} \exp\left\{-\frac{(\bar{h}_{t+1} - \phi \bar{h}_t)^2}{2\sigma^2}\right\} \cdot I[-1 < \phi < 1]$$

$$\propto \exp\left\{-\frac{(\phi - \hat{\phi})^2}{2\hat{\lambda}^2}\right\} \cdot I[-1 < \phi < 1]$$

ただし,

$$\hat{\lambda}^2 = \frac{\sigma^2}{\sum_{t=1}^{T-1} \bar{h}_t^2}, \quad \hat{\phi} = \frac{\sum_{t=1}^{T-1} \bar{h}_{t+1} \bar{h}_t}{\sum_{t=1}^{T-1} \bar{h}_t^2}$$

すなわち,  $TN_{[-1,1]}(\hat{\phi},\hat{\lambda}^2)$  を提案分布として, MH アルゴリズムを用いて  $\phi$  をサンプリングする.

#### μ の条件付き事後分布は,

$$\pi(\mu|\phi,\sigma,h,y)$$

$$\propto \exp\left\{-\frac{(\mu-\mu_0)^2}{2v_0^2}\right\}$$

$$\times \prod_{t=1}^{T-1} \exp\left[-\frac{\{(h_{t+1}-\mu)-\phi(h_t-\mu)\}^2}{2\sigma^2}\right]$$

$$\times \exp\left\{-\frac{(1-\phi^2)(h_1-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\}$$

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

#### ただし

$$\hat{v}^{2} = \left(\frac{1}{v_{0}^{2}} + \frac{(1-\phi)^{2} + (T-1)(1-\phi)^{2}}{\sigma^{2}}\right)^{-1}$$

$$\hat{\mu} = \hat{v}^{2} \left\{ \frac{\mu_{0}}{v_{0}^{2}} + \frac{(1-\phi^{2})h_{1} + (1-\phi)\sum_{t=1}^{T-1}(h_{t+1} - \phi h_{t})}{\sigma^{2}} \right\}$$

すなわち,

$$\mu \mid \phi, \sigma^2, h, y \sim N(\hat{\mu}, \hat{v}^2)$$

#### $\sigma^2$ の条件付き事後分布は,

$$\pi(\sigma^{2}|\phi,\mu,h,y)$$

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

$$\times (\sigma^{2})^{-T/2} \exp\left[-\frac{\sum_{t=1}^{T-1}(\bar{h}_{t+1}-\phi\bar{h}_{t})^{2}}{2\sigma^{2}}\right]$$

$$\times \exp\left\{-\frac{(1-\phi^{2})\bar{h}_{1}^{2}}{2\sigma^{2}}\right\}$$

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

ただし,

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

$$\hat{S} = S_0 + (1 - \phi^2)\bar{h}_1^2 + \sum_{t=1}^{T-1} (\bar{h}_{t+1} - \phi\bar{h}_t)^2$$

すなわち,

$$\sigma^2 \mid \phi, \mu, h, y \sim IG(\hat{n}/2, \hat{S}/2)$$

 $(\theta, h)$  の MCMC アルゴリズムは以下のとおりとなる.

- 1.  $(\theta, h)$  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.
  - $2.1 \phi$  を MH アルゴリズムで発生させる.
  - 2.2  $\mu$  を  $TN(\hat{\mu}, \hat{v}^2)$  から発生させる.
  - 2.3  $\sigma^2$  を  $IG(\hat{n}/2, \hat{S}/2)$  から発生させる.
  - 2.4  $h_1$  を  $\pi(h_1|h_2,\theta,y)$  から発生させる.
  - 2.5  $h_t$  を  $\pi(h_t|h_{t-1},h_{t+1},\theta,y)$  から発生させる  $(t=2,\ldots,T-1)$ .
  - 2.6  $h_T$  を  $\pi(h_T|h_{T-1},\theta,y)$  から発生させる.

#### h<sub>t</sub> の条件付き事後分布は,

$$\begin{split} \pi \big( h_t \big| h_{t-1}, h_{t+1}, \theta, y \big) \\ & \propto \quad \frac{1}{e^{h_t/2}} \exp \left( -\frac{y_t^2}{2e^{h_t}} \right) \\ & \times \exp \left[ -\frac{\{ (h_t - \mu) - \phi(h_{t-1} - \mu) \}^2}{2\sigma^2} \right] \\ & \times \exp \left[ -\frac{\{ (h_{t+1} - \mu) - \phi(h_t - \mu) \}^2}{2\sigma^2} \right] \\ & \propto \quad \frac{1}{e^{h_t/2}} \exp \left( -\frac{y_t^2}{2e^{h_t}} \right) \cdot \exp \left\{ -\frac{(h_t - \hat{h}_t)^2}{2\hat{w}^2} \right\} \end{split}$$

ただし,

$$\hat{h}_{t} = \mu + \frac{\phi\{(h_{t+1} - \mu) + (h_{t-1} - \mu)\}}{1 - \phi^{2}}$$

$$\hat{w} = \frac{\sigma^{2}}{1 - \phi^{2}}$$

ここで,

$$\begin{split} & \exp\left(-\frac{y_t^2}{2}e^{-h_t}\right) \\ & \leq & \exp\left[-\frac{y_t^2}{2}\left\{e^{-\hat{h}_t}(1+\hat{h}_t) - h_te^{-\hat{h}_t}\right\}\right] \end{split}$$

が成り立つことから、

$$\pi(h_t|h_{t-1},h_{t+1},\theta,y) \leq g(h_t|h_{t-1},h_{t+1},\theta,y)$$

ただし、

$$g(h_t|h_{t-1},h_{t+1},\theta,y) \propto \exp\left\{-\frac{(h_t-h_t^*)^2}{2\hat{w}^2}\right\}$$

なお,

$$h_t^* = \hat{h}_t + \frac{\hat{w}^2}{2} \left( \frac{y_t^2}{e^{h_t}} - 1 \right)$$

すなわち,  $h_t$  のサンプリングには,  $N(h_t^*, \hat{w}^2)$  を提案分布とする AR アルゴリズムを用いればよい.