【計量ファイナンスA】

12. 多変量確率的ボラティリティモデル

中島 上智 (経済研究所)

MCMC 法でよく使う分布:多変量正規分布

$$p imes 1 ext{ vector: } oldsymbol{ heta} \sim N(oldsymbol{\mu}, oldsymbol{\Sigma})$$

$$\pi(oldsymbol{ heta}) \ = \ rac{1}{\sqrt{(2\pi)^p |oldsymbol{\Sigma}|}} \exp\left\{-rac{1}{2}(oldsymbol{ heta} - oldsymbol{\mu})'oldsymbol{\Sigma}^{-1}(oldsymbol{ heta} - oldsymbol{\mu})
ight\}$$

$$\propto \ \exp\left\{-rac{1}{2}(oldsymbol{ heta} - oldsymbol{\mu})'oldsymbol{\Sigma}^{-1}(oldsymbol{ heta} - oldsymbol{\mu})
ight\}$$

MCMC 法でよく使う分布: 逆ウィッシャート分布

 $p \times p$ matrix: $\Theta \sim IW(n, S)$

$$\pi(\boldsymbol{\Theta}) = \frac{|\boldsymbol{S}|^{n/2}}{2^{np/2}\Gamma_p(n/2)} |\boldsymbol{\Theta}|^{-(n+p+1)/2} \exp\left\{-\frac{1}{2} \mathrm{tr}\left(\boldsymbol{S}\boldsymbol{\Theta}^{-1}\right)\right\}$$

$$\propto |\boldsymbol{\Theta}|^{-(n+p+1)/2} \exp\left\{-\frac{1}{2} \mathrm{tr}\left(\boldsymbol{S}\boldsymbol{\Theta}^{-1}\right)\right\}$$

ただし、

$$\Gamma_p(n) = \int_{S>0} \exp(-\text{tr}(S)) |S|^{n-(p+1)/2} dS$$

次の多変量回帰モデルのベイズ推定を考える.

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{X}_t \mathbf{\beta} + \mathbf{e}_t, \quad \mathbf{e}_t \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{\Sigma})$$

- $ightharpoonup y_t$: $k \times 1$, X_t : $k \times p$, β: $p \times 1$, e_t : $k \times 1$, Σ : $k \times k$.
- 推定するパラメータは (β, Σ).
- ▶ 事前分布を以下のように設定する.

$$\boldsymbol{\beta} \sim N(\boldsymbol{\beta}_0, \boldsymbol{V}_0), \quad \boldsymbol{\Sigma} \sim IW(\boldsymbol{n}_0, \boldsymbol{S}_0)$$

データ $y = (y_1, \dots, y_T)$ が得られた時のパラメータ (β, Σ) の (同時) 事後分布は,

$$\pi(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\Sigma}|\boldsymbol{y})$$

$$\propto \pi(\boldsymbol{\beta}) \cdot \pi(\boldsymbol{\Sigma}) \cdot f(\boldsymbol{y}|\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\Sigma})$$

$$\propto \exp\left\{-\frac{1}{2}(\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\beta}_0)'\boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\beta}_0)\right\}$$

$$\times |\boldsymbol{\Sigma}|^{-(n_0+\rho+1)/2} \exp\left\{-\frac{1}{2}\operatorname{tr}(\boldsymbol{S}_0\boldsymbol{\Sigma}^{-1})\right\}$$

$$\times |\boldsymbol{\Sigma}|^{-T/2} \exp\left\{-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(\boldsymbol{y}_t - \boldsymbol{X}_t\boldsymbol{\beta})'\boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\boldsymbol{y}_t - \boldsymbol{X}_t\boldsymbol{\beta})\right\}$$

β の条件付き事後分布は,

$$egin{aligned} \pi(oldsymbol{eta}|oldsymbol{\Sigma},oldsymbol{y}) & \propto & \exp\left\{-rac{1}{2}(oldsymbol{eta}-oldsymbol{eta}_0)'oldsymbol{V}^{-1}(oldsymbol{eta}-oldsymbol{eta}_0)
ight\} & & \times \exp\left\{-rac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(oldsymbol{y}_t-oldsymbol{X}_toldsymbol{eta})'oldsymbol{\Sigma}^{-1}(oldsymbol{y}_t-oldsymbol{X}_toldsymbol{eta})
ight\} & & & \propto & \exp\left\{-rac{1}{2}(oldsymbol{eta}-\hat{oldsymbol{eta}})'\hat{oldsymbol{V}}^{-1}(oldsymbol{eta}-\hat{oldsymbol{eta}})
ight\} \end{aligned}$$

ただし,

$$\hat{\boldsymbol{V}} = \left(\boldsymbol{V}_0^{-1} + \sum_{t=1}^T \boldsymbol{X}_t' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{X}_t\right)^{-1}$$

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \hat{\boldsymbol{V}} \left(\boldsymbol{V}_0^{-1} \boldsymbol{\beta}_0 + \sum_{t=1}^T \boldsymbol{X}_t' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{y}_t\right)$$

すなわち,

$$\boldsymbol{\beta} \,|\, \boldsymbol{\Sigma}, \boldsymbol{y} \,\sim\, N(\hat{\boldsymbol{\beta}}, \hat{\boldsymbol{V}})$$

Σ の条件付き事後分布は、

$$\pi(\mathbf{\Sigma}|\boldsymbol{\beta}, \mathbf{y})$$

$$\propto |\mathbf{\Sigma}|^{-(n_0+p+1)/2} \exp\left\{-\frac{1}{2} \operatorname{tr}\left(\boldsymbol{S}_0 \mathbf{\Sigma}^{-1}\right)\right\}$$

$$\times |\mathbf{\Sigma}|^{-T/2} \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T} (\boldsymbol{y}_t - \boldsymbol{X}_t \boldsymbol{\beta})' \mathbf{\Sigma}^{-1} (\boldsymbol{y}_t - \boldsymbol{X}_t \boldsymbol{\beta})\right\}$$

$$\propto |\mathbf{\Sigma}|^{-(\hat{n}+p+1)/2} \exp\left\{-\frac{1}{2} \operatorname{tr}\left(\hat{\boldsymbol{S}} \mathbf{\Sigma}^{-1}\right)\right\}$$

ただし,

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

$$\hat{\boldsymbol{S}} = \boldsymbol{S}_0 + \sum_{t=1}^{T} (\boldsymbol{y}_t - \boldsymbol{X}_t \boldsymbol{\beta}) (\boldsymbol{y}_t - \boldsymbol{X}_t \boldsymbol{\beta})'$$

すなわち,

$$\mathbf{\Sigma} \mid \boldsymbol{\beta}, \mathbf{y} \sim IW(\hat{n}, \hat{\mathbf{S}})$$

 (β, Σ) のギブスサンプラーは以下のとおりとなる.

- 1. (β, Σ) の初期値を設定する.
- 2. 次のサンプリングを交互に繰り返す.
 - 2.1 β を $N(\hat{\beta}, \hat{V})$ から発生させる.
 - 2.2 Σ を $IW(\hat{n}, \hat{S})$ から発生させる.

多変量 SV モデル

- ▶ k 種類の金融資産のリターンを $\mathbf{y}_t = y_{1:k,t} = (y_{1t}, \dots, y_{kt})'$ と書く.
- $> y_{it}$ がそれぞれ独立に SV モデルにしたがう場合,

$$y_{it} = \exp(h_{it}/2)z_{it}, \quad z_{it} \sim N(0,1)$$

$$h_{i,t+1} = \mu_i + \phi_i(h_{it} - \mu_i) + \eta_{it}, \quad \eta_{it} \sim N(0,\sigma_i^2)$$

多変量 SV モデル

 $m{\mathcal{L}}_t = m{z}_{1:k,t}, \; m{V}_t = \mathrm{diag}(\exp(h_{1:k,t})), \; m{h}_t = m{h}_{1:k,t}, \; m{\mu} = m{\mu}_{1:k}, \ m{\Phi} = \mathrm{diag}(\phi_{1:k}), \; m{\eta}_t = m{\eta}_{1:k,t}, \; m{\Sigma} = \mathrm{diag}(\sigma_{1:k}^2) \; m{\Sigma} \, m{\delta} \, m{\zeta} \, m{\Sigma}, \ m{y}_t = m{V}_t^{1/2} m{z}_t \ m{h}_{t+1} = m{\mu} + m{\Phi}(m{h}_t - m{\mu}) + m{\eta}_t \ m{\zeta} \, m{\eta}_t \ m{\eta}_t \ m{\kappa} \, m{N} \left(m{0}, m{N} \, m{\Sigma} \, m{N} \, m{0}, m{\Sigma} \, m{N} \, m{N}$

多変量 SV モデル

- ▶ 複数の金融資産のリターンの間に相関が生じることがある.
- ► この相関を捉えるために、いくつかの方法が提案されている。
- 1. MSV モデル
 - Smith and Pitts (2006)
- 2. Factor MSV モデル
 - Chib, Nardari, and Shephard (2006)
- 3. Wishart process モデル
 - ▶ Philipov and Glickman (2006)

MSV モデル

▶ 観測方程式の誤差項がしたがう分布の分散共分散行列を 一般化する。

$$egin{array}{lcl} oldsymbol{y}_t &=& oldsymbol{V}_t^{1/2} oldsymbol{z}_t \ oldsymbol{h}_{t+1} &=& oldsymbol{\mu} + oldsymbol{\Phi}(oldsymbol{h}_t - oldsymbol{\mu}) + oldsymbol{\eta}_t \ oldsymbol{\left(egin{array}{c} oldsymbol{z} \ oldsymbol{\eta}_t \end{array}
ight)} &\sim& oldsymbol{N} \left(oldsymbol{0}, \left(egin{array}{c} oldsymbol{R} & oldsymbol{O} \\ oldsymbol{O} & oldsymbol{\Sigma} \end{array}
ight) \end{array}$$

ただし、

$$R = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \cdots & \rho_{1k} \\ \rho_{21} & 1 & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \\ \rho_{k1} & \cdots & & 1 \end{pmatrix}$$

Factor MSV モデル

▶ リターンの変動の共通成分を f_t とおき, 観測方程式に導入する.

$$egin{array}{lcl} oldsymbol{y}_t &=& oldsymbol{B} oldsymbol{f}_t + oldsymbol{V}_t^{1/2} oldsymbol{z}_t \ oldsymbol{h}_{t+1} &=& oldsymbol{\mu} + oldsymbol{\Phi} oldsymbol{(h_t - \mu)} + oldsymbol{\eta}_t \end{array}$$

- ▶ $f_t(p \times 1)$ をファクターと呼ぶ. ただし, p < k
- ▶ $B(k \times p)$ をファクター・ローディングと呼ぶ

Factor MSV モデル

▶ ファクターを次のようにモデル化する.

$$\boldsymbol{f}_t \sim N(\boldsymbol{0}, \boldsymbol{V}_t^f)$$

または,

$$\boldsymbol{f}_{t+1} = \boldsymbol{\Psi} f_t + \boldsymbol{\xi}_t, \quad \boldsymbol{\xi}_t \sim N(\boldsymbol{0}, \boldsymbol{V}_t^f)$$

lackbox ここで、 $oldsymbol{V}_t = \mathrm{diag}(\exp(h_{1t}^f),\ldots,\exp(h_{pt}^f))$ 、 $oldsymbol{h}_t^f = h_{1:p,t}^f$ として、

$$egin{array}{lll} oldsymbol{h}_{t+1}^f &=& oldsymbol{\mu}^f + oldsymbol{\Phi}^f(oldsymbol{h}_t^f - oldsymbol{\mu}^f) + oldsymbol{\eta}_t^f \ egin{pmatrix} oldsymbol{z}_t & oldsymbol{Q} & oldsymbol{Q} & oldsymbol{\Sigma} & O \ O & oldsymbol{Q} & oldsymbol{\Sigma}^f \end{pmatrix} \end{pmatrix}$$

Factor MSV モデル

リターンの共分散行列は、

$$\operatorname{Var}(\boldsymbol{y}_t|\boldsymbol{h}_t,\boldsymbol{h}_t^f) = \boldsymbol{V}_t + \boldsymbol{B}\boldsymbol{V}_t^f\boldsymbol{B}$$

となる.

▶ なお, モデルの識別のために, B に制約を課すことが 多い.

Wishart process モデル

▶ リターンの共分散行列が逆ウィッシャート分布にしたがい、そのパラメータが変化すると仮定する。

$$egin{array}{lcl} oldsymbol{y}_t & \sim & \mathcal{N}(oldsymbol{0}, oldsymbol{\Sigma}_t) \\ oldsymbol{\Sigma}_t & \sim & IW(n, oldsymbol{S}_{t-1}) \\ oldsymbol{S}_{t-1} & = & rac{1}{n} D \left(oldsymbol{\Sigma}_{t-1}^{-1}\right)^d D' \end{array}$$

ト ただし, D は正定値行列 A を A = DD' となるようにコレスキー分解したもの.

参考文献

- Chib, S., F. Nardari, and N. Shephard (2006) Analysis of high dimensional multivariate stochastic volatility models. *Journal* of Econometrics, 134, 341-371.
- Philipov, A., and M. E. Glickman (2006) Multivariate stochastic volatility via Wishart processes. *Journal of Business and Economic Statistics*, 24, 313-328.
- Smith, M., and A. Pitts (2006) Foreign exchange intervention by the Bank of Japan: Bayesian analysis using a bivariate stochastic volatility model, *Econometric Reviews*, 25, 425-451.