

Bayes 推定による パラメータリスク・モデルリスクの 評価に向けた一考察

近藤宏樹¹ 斎藤新悟²

¹ 日新火災海上保険株式会社

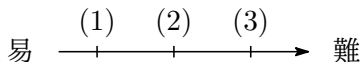
² 九州大学マス・フォア・インダストリ研究所

2011/11/05

確率分布を用いて将来予測を行う際に生じるリスクとは？

- (1) プロセスリスク
求める値のランダム性に起因するリスク。
- (2) パラメータリスク
パラメータの推定誤差に起因するリスク。
- (3) モデルリスク
モデル（確率分布の種類）の選択誤りに起因するリスク。

一般的に、定量的な評価の難易度は



Bayes 推定の枠組み

- **尤度** $\Pr(x|\theta)$: 求める値 X の分布 (確率関数または確率密度関数). 確率変数 X がパラメータ θ の入った尤度 $\Pr(x|\theta)$ を持つ.
- **事前分布** $\Pr(\theta)$: パラメータ θ の分布.
 θ も確率変数 で事前分布 $\Pr(\theta)$ を持つ.
- **事後分布** $\Pr(\theta|\mathbf{x})$: データ $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$ を踏まえた θ の分布.
 x_1, \dots, x_n は独立同分布とする.

パラメータリスクの計量手順

- (1) 尤度 $\Pr(x|\theta)$, 事前分布 $\Pr(\theta)$ の設定.
- (2) データから事後分布 $\Pr(\theta|\mathbf{x})$ を算出.
- (3) 事後分布に従うパラメータの下で X の変動性を求める.
→ **パラメータリスク** を含んだリスク計量.

事後分布の算出方法

尤度 $\Pr(x|\theta)$ + 事前分布 $\Pr(\theta)$ \longrightarrow 事後分布 $\Pr(\theta|x)$:

$$\Pr(\theta|x) \propto \Pr(\theta) \prod_{i=1}^n \Pr(x_i|\theta).$$

(\propto の意味 : 両辺の比が θ に依らない.)

計量の際の問題点

問題点 1 : 事後分布の計算は一般的には難しい.

(**比例定数**を計算する必要がある.)

問題点 2 : **事前分布**を適切に選択する必要がある.

- 尤度に応じて事前分布をうまく選ぶ（共役事前分布）。
- 事後分布が事前分布と同じ種類の確率分布になる。
 - 事後分布の計算が容易。

例

尤度：Poisson 分布 $x \sim \text{Po}(\lambda)$.

$$\Pr(x|\lambda) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} \quad (x = 0, 1, 2, \dots).$$

事前分布：ガンマ分布 $\lambda \sim \Gamma(\alpha, \beta)$.

$$\Pr(\lambda) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \lambda^{\alpha-1} e^{-\beta\lambda} \quad (\lambda > 0).$$

→ 事後分布もガンマ分布： $\lambda|\mathbf{x} \sim \Gamma(\alpha + x_1 + \dots + x_n, \beta + n)$.

定義

尤度 $\Pr(x|\theta)$ に対して,

$$\Pr(\theta) \propto \sqrt{I(\theta)}$$

で定まる事前分布を **Jeffreys 事前分布** という。

ここで, $I(\theta)$ は **Fisher 情報量**

$$I(\theta) = E \left[\left(\frac{\partial}{\partial \theta} \log \Pr(X|\theta) \right)^2 \right].$$

注：パラメータが2個以上ある場合も Fisher 情報行列を用いて定義可能。

Jeffreys 事前分布の利点

- 尤度のみから定まる。
- パラメータの変換と両立する。

$\int \sqrt{I(\theta)} d\theta = \infty$ の場合は通常確率分布ではない (変則事前分布).
 しかし、事後分布 $\Pr(\theta|\mathbf{x})$ が通常確率分布になれば実用上は問題ない.

例

尤度: $x \sim \text{Po}(\lambda)$.

Fisher 情報量: $I(\lambda) = \lambda^{-1}$.

Jeffreys 事前分布: $\Pr(\lambda) \propto \lambda^{-\frac{1}{2}}$.

$\int_0^\infty \lambda^{-\frac{1}{2}} d\lambda = \infty$ よりこれは変則事前分布で、 $\Gamma\left(\frac{1}{2}, 0\right)$ とみなせる.

事後分布: $\lambda|\mathbf{x} \sim \Gamma\left(\frac{1}{2} + x_1 + \cdots + x_n, n\right)$.

モデルリスク計量の枠組み

- モデル（確率分布の種類）の候補 $M = M_1, M_2, \dots$
- モデルの事前確率 $\Pr(M)$.
- 尤度 $\Pr(x|M, \theta)$ (M はモデル, θ はパラメータ).
- パラメータの事前分布 $\Pr(\theta|M)$ (M はモデル).

これらから,

- モデルの事後確率 $\Pr(M|\mathbf{x})$,
- パラメータの事後分布 $\Pr(\theta|M, \mathbf{x})$

を算出する.

→ **モデルリスク**を含んだリスク計量.

状況設定

- モデルの候補 N (正規分布), LN (対数正規分布).
- モデルの事前確率 $\Pr(N) = \Pr(LN) = \frac{1}{2}$.
(正規分布と対数正規分布は対等.)
- パラメータ $\mu \in \mathbb{R}, \tau > 0$.
- 尤度

$$\Pr(x|N, \mu, \tau) = \sqrt{\frac{\tau}{2\pi}} \exp\left(-\frac{\tau(x - \mu)^2}{2}\right),$$

$$\Pr(x|LN, \mu, \tau) = \sqrt{\frac{\tau}{2\pi}} \frac{1}{x} \exp\left(-\frac{\tau(\log x - \mu)^2}{2}\right).$$

- パラメータの事前分布は Jeffreys 事前分布とする.

事後分布の計算

Jeffreys 事前分布 (変則事前分布) :

$$\Pr(\mu, \tau | N) = \Pr(\mu, \tau | LN) \propto \tau^{-\frac{1}{2}}$$

パラメータの事後分布 :

$$\Pr(\mu, \tau | N, \mathbf{x}) \propto \tau^{\frac{n-1}{2}} \exp\left(-\sum_{i=1}^n \frac{\tau(x_i - \mu)^2}{2}\right),$$

$$\Pr(\mu, \tau | LN, \mathbf{x}) \propto \tau^{\frac{n-1}{2}} \exp\left(-\sum_{i=1}^n \frac{\tau(\log x_i - \mu)^2}{2}\right).$$

モデルの事後確率 :

$$\Pr(N|\mathbf{x}) : \Pr(LN|\mathbf{x}) = (\text{var}(\mathbf{x}))^{-\frac{n}{2}} : (\text{var}(\log \mathbf{x}))^{-\frac{n}{2}} \prod_{i=1}^n \frac{1}{x_i},$$

$$\Pr(N|\mathbf{x}) + \Pr(LN|\mathbf{x}) = 1.$$

数値例

データ（ある保険種目の損害率を想定）：

$$\boldsymbol{x} = (33.5\%, 41.7\%, 37.4\%, 29.0\%, 31.0\%, 34.6\%, 42.2\%, 28.9\%, 23.0\%, 27.2\%).$$

算出結果：

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
期待値	32.8%	32.9%	32.8%	33.0%	32.9%
99%VaR	46.7%	49.5%	49.0%	53.1%	50.0%

- (a) 正規分布を仮定，パラメータを固定（最尤法による推定値）。
- (b) 対数正規分布を仮定，パラメータを固定（最尤法による推定値）。
- (c) 正規分布を仮定，パラメータリスクを考慮。
- (d) 対数正規分布を仮定，パラメータリスクを考慮。
- (e) パラメータリスクおよびモデルリスクを考慮。

上記の設定では，パラメータリスク・モデルリスクが計量可能．

異なる確率分布を使用する場合：

- **パラメータリスク**：○
比較的多くの確率分布に適用可能．
- **モデルリスク**：△
ここでのアプローチではモデルの事後確率が計算不能な場合が多い．