

Théorie de l'information et de la décision
Partie 2, bayésienne (10 pts)
Documents interdits (sauf formulaire de probabilités)

Une variable aléatoire u distribuée suivant une loi Inverse Gamma de paramètres $\alpha > 0$ et $\beta > 0$ admet pour densité de probabilité

$$f(u) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} u^{-\alpha-1} \exp\left(-\frac{\beta}{u}\right) \mathbb{I}_{u>0}.$$

Nous admettons que $\mathbb{E}(u) = \frac{\beta}{\alpha - 1}$ et $\mathbb{V}(u) = \frac{\beta}{(\alpha - 1)^2(\alpha - 2)}$.

Exercice 1 (6 pts) Nous modélisons la distance y à laquelle se trouve une particule de son point de départ (après un temps fixé) par une loi de Rayleigh de paramètre $\theta > 0$

$$f(y|\theta) = \frac{y}{\theta} \exp\left(-\frac{y^2}{2\theta}\right) \mathbb{I}_{y \geq 0}.$$

Nous admettons que $\mathbb{E}(y|\theta) = \sqrt{\frac{\theta\pi}{2}}$ et $\mathbb{E}(y^2|\theta) = 2\theta$.

Nous observons un n -échantillon y_1, \dots, y_n et souhaitons estimer θ . Nous nous plaçons dans le paradigme bayésien et supposons que θ est une variable aléatoire.

- 1) (1 pts) Montrer que la famille des lois Inverse Gamma est conjuguée.
- 2) (2 pts) Donner la loi a priori de Jeffreys pour θ . Est-elle propre?
- 3) (3 pts) Pour la loi a priori de Jeffreys, donner l'estimateur associé à la fonction de perte $L(\theta, d) = (\theta - d)^2$ et celui du Maximum A Posteriori (MAP). Comparer.

Exercice 2 (4 pts) La durée de vie y d'ampoules d'un certain stock est modélisée par une loi exponentielle de paramètre $\left(\frac{1}{\theta}\right)$; $\mathbb{E}(y|\theta) = \theta > 0$. Nous tirons au hasard 100 ampoules dans le stock et nous mesurons leurs durées de vie, nous observons $\sum_{i=1}^{100} y_i = 450$. Le stock étant de grande taille, nous supposons que les durées de vie sont indépendantes.

Un expert indique que, selon lui, la durée de vie moyenne des ampoules est de 5 années avec un écart-type d'une année. Proposer un estimateur bayésien pour le paramètre θ tenant compte de cette information a priori.

Correction examen final

HPPA 101

Tomlin 2018

①

Exercice 1

$$1] \pi(\theta) \propto \theta^{-\alpha-2} e^{-\beta/\theta} \mathbb{1}_{\{\theta > 0\}}$$

$$f(y|\theta) = \left(\frac{y}{\theta}\right) e^{-\frac{y^2}{2\theta}} \mathbb{1}_{\{y \geq 0\}}$$

$$\pi(\theta|y) \propto \theta^{-\alpha-2} e^{-\frac{1}{\theta}(\beta + \frac{y^2}{2})} \mathbb{1}_{\{\theta > 0\}}$$

$$\Rightarrow \theta|y \sim \text{Inv}(\alpha+1, \beta + \frac{y^2}{2})$$

La famille des lois Inverse Gamma est conjuguée.

$$2] \log f(y|\theta) = \log(y) - \log(\theta) - \frac{y^2}{2\theta}$$

$$\frac{d \log f(y|\theta)}{d\theta} = -\frac{1}{\theta} + \frac{y^2}{2\theta^2}$$

(2)

$$\frac{d^2 \log f(y/\theta)}{d\theta^2} = \frac{1}{\theta^2} - \frac{y^2}{2} \frac{2\theta}{\theta^4}$$

$$\frac{d^2 \log f(y/\theta)}{d\theta^2} = \frac{1}{\theta^2} - \frac{y^2}{\theta^3}$$

$$I(\theta) = -\frac{1}{\theta^2} + \frac{2\theta}{\theta^3}$$

$$\Rightarrow I(\theta) = \left(\frac{1}{\theta^2} \right)$$

$$\text{Ainsi, } I_n(\theta) = \frac{n}{\theta^2}$$

$$\Rightarrow \pi^J(\theta) \propto (\theta^{-2})^{1/2}$$

$$\Rightarrow \pi^J(\theta) \propto \theta^{-1}$$

Cette loi a priori est impropre
car $\int_0^{+\infty} \theta^{-1} d\theta$ est divergente.

3) Soit $\underline{y} = (y_1, \dots, y_m)$

(3)

$$\pi^J(\theta | \underline{y}) \propto \left(\frac{1}{\theta^n}\right) e^{-\frac{1}{2\theta} \sum y_i^2} \theta^{-1} \mathbb{1}_{\{\theta > 0\}}$$

$$\Rightarrow \pi^J(\theta | \underline{y}) \propto \theta^{-n-1} e^{-\frac{1}{\theta} \left(\frac{\sum y_i^2}{2}\right)}$$

$$\Rightarrow \theta | \underline{y} \sim \text{IGr}(n, \frac{\sum y_i^2}{2})$$

C'est ainsi un bayésien associé à la fonction de perte quadratique et la moyenne de la loi a posteriori

$$\hat{\theta}^1 = \frac{\sum y_i^2}{2(n-1)}$$

On a aussi, $\hat{\theta}^2 \in \text{arg max}_{\theta > 0} \pi^J(\theta | \underline{y})$

$$\Rightarrow \hat{\theta}^2 \in \text{arg max}_{\theta > 0} \log(\pi^J(\theta | \underline{y}))$$

$$\Rightarrow \hat{\theta}^2 \in \text{arg max}_{\theta > 0} \left\{ -(n+1) \log(\theta) - \frac{1}{2\theta} \sum_{i=1}^m y_i^2 \right\}$$

$h(\theta)$

$$\frac{dh}{d\theta}(\theta^*) = 0$$

(4)

$$\Leftrightarrow -\frac{(n+1)}{\theta^*} + \frac{1}{2(\theta^*)^2} \sum y_i^2 = 0$$

$$\Rightarrow (n+1)\theta^* = \frac{\sum y_i^2}{2}$$

$$\Rightarrow \theta^* = \frac{\sum y_i^2}{2(n+1)}$$

$$\frac{d^2h}{(d\theta)^2}(\theta) = \frac{n+1}{\theta^2} - \frac{\sum y_i^2}{\theta^3}$$

$$\Rightarrow \frac{d^2h}{(d\theta)^2}(\theta^*) = \frac{4(n+1)^2}{(\sum y_i^2)^2} - \frac{2(n+1)^3}{(\sum y_i^2)^2} < 0$$

Ainsi $\hat{\theta}^2 = \left[\frac{\sum y_i^2}{2(n+1)} \right]$

Exercice 2

(5)

$$y_1, \dots, y_n \stackrel{iid}{\sim} \text{Exp}\left(\frac{1}{\alpha}\right)$$

Compte tenu de l'information a priori donnée par l'expert sur le paramètre α nous utilisons une loi Inverse Gamma (α, β) telle que

$$\frac{\beta}{\alpha-1} = 5 \text{ et } \frac{\beta}{(\alpha-1)^2(\alpha-2)} = 1$$

$$\Rightarrow \begin{cases} \frac{\beta}{\alpha-1} = 5 \\ \frac{1}{(\alpha-1)(\alpha-2)} = \frac{1}{5} \end{cases}$$

$$\Rightarrow \begin{cases} (\alpha-1)(\alpha-2) = 5 \\ \frac{\beta}{\alpha-1} = 5 \end{cases}$$

$$\Rightarrow \begin{cases} \alpha^2 - 2\alpha - \alpha + 2 = 5 \\ \beta = 5(\alpha-1) \end{cases}$$

$$\Rightarrow \begin{cases} \alpha^2 - 3\alpha - 3 = 0 \\ \beta = 5(\alpha-1) \end{cases}$$

$$\Rightarrow \begin{cases} \alpha = \frac{3 + \sqrt{21}}{2} \\ \beta = \frac{5(1 + \sqrt{21})}{2} \end{cases}$$

$$\text{Si } \theta \sim \text{NITR} \left(\frac{3+\sqrt{21}}{2}, \frac{5(1+\sqrt{21})}{2} \right) \quad (6)$$

$$\text{donc } \pi(\theta | \underline{y}) \propto \theta^{-\frac{3+\sqrt{21}}{2}-1} e^{-\frac{5(1+\sqrt{21})}{2\theta}}$$

$$\theta^{-m} e^{-\sum y_i / \theta} \mathbb{1}_{\{\theta > 0\}}$$

$$\Rightarrow \pi(\theta | \underline{y}) \propto \theta^{-\frac{3+\sqrt{21}}{2}-m-1} \exp \left(-\frac{1}{\theta} \left(\frac{5(1+\sqrt{21})}{2} + \sum y_i \right) \right)$$

$$\Rightarrow \theta | \underline{y} \sim \text{NITR} \left(m + \frac{3+\sqrt{21}}{2}, \frac{5(1+\sqrt{21})}{2} + \sum y_i \right) \mathbb{1}_{\{\theta > 0\}}$$

$$\hat{\theta} = \mathbb{E}^{\pi}(\theta | \underline{y}) = \left[\frac{\frac{5(1+\sqrt{21})}{2} + \sum y_i}{m + \frac{3+\sqrt{21}}{2} - 1} \right]$$

News unrom $m=100$ et $\sum_{i=1}^m y_i = 450$

$$\text{Ainsi } \hat{\theta} = \left[\frac{905 + 5\sqrt{21}}{201 + \sqrt{21}} \right] \approx 4,5$$