

Examen partiel - 18 octobre 2023
Durée 1h - Documents interdits

Exercice 1 (6 pts) Nous considérons un n -échantillon (x_1, \dots, x_n) distribué suivant une loi $\mathcal{N}(\theta, 1)$. Pour $n = 100$, nous observons $\bar{x} = 1$. Nous nous plaçons dans le paradigme bayésien.

- 1) (3 pts) Expliciter la loi a priori de Jeffreys pour le paramètre θ . Est-elle propre ?
- 2) (3 pts) En utilisant le fait que $F_{N(0,1)}^{-1}(0.975) \approx 2$, donner un intervalle de crédibilité de niveau 95% pour le paramètre θ .

Exercice 2 (8 pts) Nous considérons la variable aléatoire X admettant pour densité

$$f_X(x) = \frac{\exp(-|x|)}{2(1 - \exp(-2))} \mathbb{I}_{[-2,2]}(x)$$

- 1) (4 pts) Proposer une méthode de simulation exacte et directe de X (directe dans le sens où elle ne nécessite pas le recours à un algorithme itératif).
- 2) (4 pts) Proposer une méthode de simulation de X basée sur l'utilisation d'un algorithme acceptation rejet.

Exercice 3 (6 pts) Nous considérons $x|\theta \sim \mathcal{U}([0, \theta])$ avec $\theta > 0$ et supposons que θ est distribué a priori suivant une loi de Pareto de paramètre (θ_0, α) :

$$\pi(\theta; \theta_0, \alpha) = \alpha (\theta_0)^\alpha \theta^{-\alpha-1} \mathbf{1}_{[\theta_0, +\infty[}(\theta)$$

avec $\theta_0 > 0$ et $\alpha > 0$.

- 1) (3 pts) Donner la loi a posteriori de θ .
- 2) (3 pts) Calculer l'estimateur bayésien associé à la fonction de perte

$$L(\theta, d) = (\theta - d)^2.$$

Correction Examens Partiel

18 octobre 2023

HAX918X

①

Exercice 1

$$\underline{1)} \quad f(x|\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x-\theta)^2\right)$$

$$\log(f(x|\theta)) = -\frac{1}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2}(x-\theta)^2$$

$$\frac{d \log f(x|\theta)}{d\theta} = (x-\theta)$$

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

$$\Rightarrow \underline{I}_x(\theta) = 1$$

$$\Rightarrow \underline{I}_n(\theta) = n$$

Nous en concluons que

$$\pi^J(\theta) \propto 1$$

le test a priori de Jeffreys est
impropre.

2]

$$\mathbb{P}^{\mathbb{J}}(\theta | \mu_1, \dots, \mu_m)$$

$$\propto \mathbb{P}^{\mathbb{J}}(\theta) f(\mu_1, \dots, \mu_m | \theta)$$

$$\Rightarrow \mathbb{P}^{\mathbb{J}}(\theta | \mu_1, \dots, \mu_m)$$

$$\propto \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^m (\mu_i - \theta)^2\right)$$

$$\Rightarrow \mathbb{P}^{\mathbb{J}}(\theta | \mu_1, \dots, \mu_m)$$

$$\propto \exp\left(-\frac{m\theta^2}{2} + \theta \sum_{i=1}^m \mu_i\right)$$

$$\Rightarrow \mathbb{P}^{\mathbb{J}}(\theta | \mu_1, \dots, \mu_m)$$

$$\propto \exp\left(-\frac{m}{2} (\theta - \bar{\mu})^2\right)$$

$$\Rightarrow \theta | \mu_1, \dots, \mu_m \sim \mathcal{N}(\bar{\mu}, \frac{1}{m})$$

Un intervalle de crédibilité pour θ par rapport à θ est un intervalle $[a, b]$ ($a < b$) tel que

$$\mathbb{P}^{\mathbb{J}}(\theta \in [a, b] | \mu_1, \dots, \mu_m) = 1 - \alpha$$

où $1 - \alpha$ est la mesure (x b unique).

(3)

Nous remarquons que

$$\sqrt{n}(\theta - \pi) \mid \mu_1, \dots, \mu_n \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

La densité de la loi $\mathcal{N}(0, 1)$ est symétrique par rapport à l'axe des ordonnées, il est rationnel de prendre des risques symétriques

Lemme $F_{\mathcal{N}(0,1)}^{-1}(0,975) = 2$, $F_{\mathcal{N}(0,1)}^{-1}(0,025) = -2$

$$\mathbb{P}^{\pi^{\text{TJ}}}(-2 \leq \sqrt{n}(\theta - \pi) \leq 2 \mid \mu_1, \dots, \mu_n) = 0,95$$

Soit $n=100$ et $\pi=1$, nous avons

$$\mathbb{P}^{\pi^{\text{TJ}}}(1-0,2 \leq \theta \leq 1+0,2 \mid \mu_1, \dots, \mu_n) = 0,95$$

Un intervalle de crédibilité au niveau 95% pour θ est $[0,8; 1,2]$

Exercice 2

$$\mathbb{1}_{[2,2]}(x) = \frac{\exp(-|x|)}{2(1 - \exp(-2))} \mathbb{1}_{[-2,2]}$$

Calculons la fonction de répartition de X

(4)

$$P(X \leq x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < -2 \\ 1 & \text{si } x > 2 \\ \int_{-2}^x f_X(u) du & \text{si } x \in [-2, 2] \end{cases}$$

Soit $x \in [-2, 0]$,

$$F_X(x) = \int_{-2}^x \frac{\exp(-|u|)}{2(1 - \exp(-2))} du$$

$$F_X(x) = \frac{1}{2(1 - \exp(-2))} \left[\int_{-2}^x e^u du \right]$$

$$= \frac{1}{2(1 - \exp(-2))} (e^x - e^{-2})$$

Soit $x \in [0, 2]$,

$$F_X(x) = \frac{1}{2(1 - \exp(-2))} \left[\int_{-2}^0 e^u du + \int_0^x e^{-u} du \right]$$

Comme $\forall x \in [0, 1] ((1+x)^{-1} e^{-x}) < \frac{1}{2}$ (5)
 nous cherchons la plus petite
 valeur de N telle que

$$N \geq \frac{10^6}{2I^2}$$

Par ailleurs,

$$I = \int_0^1 (1+x)^{-1/2} e^{-x} dx$$

$$\frac{1}{e^x \sqrt{1+x}} \geq \frac{1}{\sqrt{2} e} \quad \forall x \in [0, 1]$$

$$I \geq 2^{-1/2} e^{-1}$$

$$I^2 \geq 2^{-1} e^{-2}$$

$$\frac{1}{I^2} \leq 2e^2$$

Nous cherchons donc la plus petite
 valeur de N telle que

$$N \geq 10^6 e^2$$

Il faut donc que $N \geq 7389057$

Exercice 3

(6)

Notons / program / utiliser un
algorithme acceptation-rejet
avec comme loi de proposition
une loi uniforme sur $[0,1]$

$$\frac{f_X(x)}{g(x)} \leq 2 \quad \forall x \in [0,1]$$

Algorithme

Simuler $y \sim \mathcal{U}[0,1]$ (*)

Calculer $\frac{f_X(y)}{2g(y)} = \tau$

Simuler $u \sim \mathcal{U}[0,1]$, si $\tau \leq u$ alors $x = y$
sinon retourner 0 (*)

Exercice 4

$$\stackrel{\Delta}{=} \log(f(x|a)) = \log(a) + \log(1-a)$$

$\forall x \in \mathbb{N}$

(7)

$$\text{1st hof } \frac{d}{d\theta} \pi(\theta) = \frac{\kappa}{\theta} - \frac{1}{1-\theta}$$

$$\text{2nd hof } \frac{d^2}{d\theta^2} \pi(\theta) = -\frac{\kappa}{\theta^2} - \frac{1}{(1-\theta)^2}$$

$$I_{\kappa}(\theta) = \frac{1}{\theta(1-\theta)} + \frac{1}{(1-\theta)^2}$$

$$I_{\pi}(\theta) = \frac{1}{\theta(1-\theta)^2}$$

$$\Rightarrow \pi^{\mathcal{J}}(\theta) \propto \theta^{-\frac{1}{2}} (1-\theta)^{-1} \pi(\theta) \quad]0,1[$$

bei independenten

$$\mathcal{Z} \left[\pi^{\mathcal{J}}(\theta | \kappa_1, \dots, \kappa_n) \right] \propto \theta^{\sum_{i=1}^n \kappa_i - \frac{1}{2}} (1-\theta)^{-n} \pi(\theta) \quad]0,1[$$

$$\Rightarrow \theta | \kappa_1, \dots, \kappa_n \sim \text{Beta} \left(\sum_{i=1}^n \kappa_i + \frac{1}{2}, n \right)$$