

Examen partiel - 14 octobre 2022
Durée 1h30 - Documents interdits

Exercice 1 (7 pts) Un des premiers exemples d'utilisation de la statistique bayésienne remonte à Laplace en 1786. Celui-ci décida de répondre à la question suivante : au regard du nombre observé de naissances de filles entre 1745 et 1770 $x = 241945$ parmi les $n = 493472$ naissances à Paris, est-il credible que la probabilité de naissance d'une fille soit plus petite que $1/2$? On note cette probabilité θ et il est clair que $x|\theta \sim \mathcal{B}(n, \theta)$.

1) (3 pts) Laplace munit le paramètre θ d'une loi uniforme sur $[0, 1]$. Répondre à la question qu'il s'est posé sous forme d'une intégrale.

2) (2 pts) Pour le modèle considéré, expliciter la loi a priori de Jeffreys.

3) (2 pts) Donner la loi a posteriori de θ pour la loi a priori de Jeffreys et l'estimateur bayésien associé à la fonction de perte quadratique.

On rappelle que si la variable aléatoire θ suit une loi Beta de paramètre (a, b) , elle admet comme densité

$$\pi(\theta) = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \theta^{a-1} (1-\theta)^{b-1} \mathbf{1}_{\theta \in [0,1]}$$

avec $a > 0$ et $b > 0$, $\mathbb{E}(\theta) = \frac{a}{a+b}$ et $\mathbb{V}(\theta) = \frac{ab}{(a+b)^2(a+b+1)}$.

Exercice 2 (7 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) (2 pts) Calculer l'estimateur bayésien associé à la fonction de perte

$$L_1(\theta, \delta) = (\theta - \delta)^2.$$

3) (2 pts) Calculer l'estimateur bayésien associé à la fonction de perte

$$L_2(\theta, \delta) = \frac{(\theta - \delta)^2}{\theta^2}.$$

Exercice 3 (6 pts) Nous considérons un n -échantillon (x_1, \dots, x_n) iid suivant une loi $\mathcal{N}(\theta, 1)$. Nous considérons que $\theta \in \Theta = \{1, 4\}$. Nous nous plaçons dans le paradigme bayésien et supposons que $\mathbb{P}(\theta = 1) = \mathbb{P}(\theta = 4) = \frac{1}{2}$.

1) (3 pts) Donner la loi a posteriori de θ .

2) (3 pts) Donner un estimateur bayésien associé à la fonction de perte suivante

$$L(\theta, d) = \begin{cases} 0 & \text{si } \theta = d \\ 1 & \text{si } \theta = 1 \text{ et } d = 4 \\ 2 & \text{si } \theta = 4 \text{ et } d = 1 \end{cases} .$$

Correction examen
partiel HAX 918X
14/10/2022

(1)

Exercice 1

$$\underline{A)} \quad \theta \sim \mathcal{U}[0,1]$$

$$\kappa | \theta \sim \mathcal{B}(m, \theta)$$

Wpba - chercher à calculer

$$\mathbb{P}^\pi(\theta < 1/2 | \kappa)$$

Donnons la loi a posteriori de θ

$$\pi(\theta | \kappa) \propto \binom{\kappa}{m} \theta^\kappa (1-\theta)^{m-\kappa} \quad \begin{matrix} \pi(\theta) \\ [0,1] \end{matrix}$$

$$\Rightarrow \theta | \kappa \sim \text{Beta}(\kappa+1, m-\kappa+1)$$

On a déduit que

(2)

$$\mathbb{P}^{\pi}(\theta \in \mathcal{A} | \kappa) = \int_0^{\mathcal{A}} \frac{\Gamma(m+2)}{\Gamma(\kappa+1)\Gamma(m-\kappa+1)} \theta^{\kappa} (1-\theta)^{m-\kappa} d\theta$$

$$\mathbb{P}^{\pi}(\theta \in \mathcal{A} | \kappa) = \frac{\Gamma(m+2)}{\Gamma(\kappa+1)\Gamma(m-\kappa+1)} \int_0^{\mathcal{A}} \theta^{\kappa} (1-\theta)^{m-\kappa} d\theta$$

$$\mathbb{E}[\ell(\theta; \kappa)] = \theta + \kappa \log(\theta) + (m-\kappa) \log(1-\theta)$$

$\forall \kappa \in \{0, \dots, m\}$

$$\frac{d\ell}{d\theta}(\theta; \kappa) = + \frac{\kappa}{\theta} - \frac{m-\kappa}{1-\theta}$$

$$\frac{d^2\ell}{(d\theta)^2}(\theta; \kappa) = - \frac{\kappa}{\theta^2} - \frac{(m-\kappa)}{(1-\theta)^2}$$

$$F_{\kappa}(\theta) = \frac{m}{\theta} + \frac{m}{1-\theta} = \frac{m}{\theta(1-\theta)}$$

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

$\Rightarrow \theta \sim \text{Beta}(\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$ $]0, 1[$

3]

(3)

$$\pi^J(\theta | \kappa) \propto f(\kappa | \theta) \pi^J(\theta)$$

$$\pi^J(\theta | \kappa) \propto C_M^\kappa \theta^\kappa (1-\theta)^{M-\kappa} \theta^{-\frac{1}{2}} (1-\theta)$$

$$\Pi(\theta)$$

$$]0, 1[$$

$$\Rightarrow \pi^J(\theta | \kappa) \propto \theta^{\kappa - \frac{1}{2}} (1-\theta)^{M-\kappa - \frac{1}{2}} \Pi(\theta)$$

$$]0, 1[$$

$$\Rightarrow \theta | \kappa \sim \text{Beta}\left(\kappa + \frac{1}{2}, M - \kappa + \frac{1}{2}\right)$$

L'estimateur bayésien pour la fonction de perte quadratique est la moyenne de la loi a posteriori

$$\hat{\theta} = E^\pi(\theta | \kappa) = \frac{\kappa + \frac{1}{2}}{M + 1}$$

Exercice 2

4

$$\underline{1]} \pi(\theta | \kappa) \propto f(\kappa | \theta) \pi(\theta)$$

$$\pi(\theta | \kappa) \propto \underbrace{\pi(\kappa)}_{[0, \theta]} \theta^{-\alpha-2} \underbrace{\pi(\theta)}_{[\theta_0; +\infty[}$$

$$\Rightarrow \pi(\theta | \kappa) \propto \theta^{-\alpha-2} \pi(\theta)_{[\max(\kappa, \theta_0); +\infty[}$$

$$\Rightarrow \theta | \kappa \sim \text{Pareto}(\max(\kappa, \theta_0), \alpha+1)$$

2] L'estimateur bayésien associé à la fonction de perte $L_1(\theta, \delta)$ est la moyenne de la loi a posteriori

$$\hat{\theta}^1 = \mathbb{E}^\pi(\theta | \mathcal{K}) \quad (5)$$

$$\Rightarrow \hat{\theta}^1 = \int_{-\infty}^{+\infty} \theta^{(\alpha+1)} \left[\text{MWR}(\theta_0, \mathcal{K}) \right]^{\alpha+1} \theta^{-\alpha-2} \pi(\theta) d\theta$$

$[\text{MWR}(\theta_0, \mathcal{K}); +\infty]$

$$\Rightarrow \hat{\theta}^1 = (\alpha+1) \left[\text{MWR}(\theta_0, \mathcal{K}) \right]^{\alpha+1}$$

$$\int_{\text{MWR}(\theta_0, \mathcal{K})}^{+\infty} \theta^{-\alpha-1} d\theta$$

$$\Rightarrow \hat{\theta}^1 = \frac{(\alpha+1) (\text{MWR}(\theta_0, \mathcal{K}))^{\alpha+1}}{\alpha (\text{MWR}(\theta_0, \mathcal{K}))^\alpha}$$

$$\Rightarrow \hat{\theta}^1 = \left(\frac{\alpha+1}{\alpha} \right) \text{MWR}(\theta_0, \mathcal{K})$$

3

6

$$\theta^2 \in \text{arg min}_d \underbrace{\mathbb{E}^\pi \left[\frac{(\theta - d)^2}{\theta^2} \mid \mathcal{K} \right]}_{h(d)}$$

$$h(d) = \mathbb{E}^\pi \left[\frac{\theta^2 - 2\theta d + d^2}{\theta^2} \mid \mathcal{K} \right]$$

$$h(d) = 1 - 2d \mathbb{E}^\pi(\theta^{-1} \mid \mathcal{K}) + d^2 \mathbb{E}^\pi(\theta^{-2} \mid \mathcal{K})$$

$$h'(d) = -2 \mathbb{E}^\pi(\theta^{-1} \mid \mathcal{K}) + 2d \mathbb{E}^\pi(\theta^{-2} \mid \mathcal{K})$$

$$h'(d^*) = 0 \Leftrightarrow d^* = \frac{\mathbb{E}^\pi(\theta^{-1} \mid \mathcal{K})}{\mathbb{E}^\pi(\theta^{-2} \mid \mathcal{K})}$$

$$h''(d) = 2 \mathbb{E}^\pi(\theta^{-2} \mid \mathcal{K}) > 0$$

(7)

$$\hat{\theta}^2 = \frac{\mathbb{E}^{\pi}(\theta^{-1} | \mathcal{I})}{\mathbb{E}^{\pi}(\theta^{-2} | \mathcal{I})}$$

$$\mathbb{E}^{\pi}(\theta^{-1} | \mathcal{I}) = \frac{(\alpha+1) (\text{mean}(\theta_0, \mathcal{I}))^{\alpha+1}}{(\alpha+2) (\text{mean}(\theta_0, \mathcal{I}))^{\alpha+2}}$$

$$\mathbb{E}^{\pi}(\theta^{-2} | \mathcal{I}) = \frac{(\alpha+1) (\text{mean}(\theta_0, \mathcal{I}))^{\alpha+1}}{(\alpha+3) (\text{mean}(\theta_0, \mathcal{I}))^{\alpha+3}}$$

$$\Rightarrow \hat{\theta}^2 = \frac{(\alpha+3)}{(\alpha+2)} [\text{mean}(\theta_0, \mathcal{I})]$$

Exercício 3

$$\mathbb{P}^{\pi}(\theta=1 | \mathcal{I}) \propto \frac{1}{2} e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^M (\mathcal{I}_i - 1)^2}$$

$$\mathbb{P}^{\pi}(\theta=4 | \mathcal{I}) \propto \frac{1}{2} e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^M (\mathcal{I}_i - 4)^2}$$

(8)

$$\Rightarrow \mathbb{P}^\pi(\theta=1|\mathcal{K}) = \frac{e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^m (\|x_i - 1\|^2)}}{e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^m (\|x_i - 1\|^2)} + e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^m (\|x_i - 4\|^2)}}$$

$$\mathbb{P}^\pi(\theta=4|\mathcal{K}) = \frac{e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^m (\|x_i - 4\|^2)}}{e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^m (\|x_i - 1\|^2)} + e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^m (\|x_i - 4\|^2)}}$$

$$2) \mathbb{E}^\pi[\langle \theta, \nu \rangle | \mathcal{K}] = \mathbb{1}_{\{\nu=4\}} \mathbb{P}^\pi(\theta=1|\mathcal{K}) + 2 \mathbb{1}_{\{\nu=1\}} \mathbb{P}^\pi(\theta=4|\mathcal{K})$$

$$\widehat{\theta} = 2 \Leftrightarrow 2 \mathbb{P}^\pi(\theta=4|\mathcal{K}) < \mathbb{P}^\pi(\theta=1|\mathcal{K})$$

$$\widehat{\theta} = 1 \Leftrightarrow \mathbb{P}^\pi(\theta=4|\mathcal{K}) < \frac{1}{3}$$

$$\widehat{\theta} = 1 \Leftrightarrow \mathbb{P}^\pi(\theta=1|\mathcal{K}) \geq \frac{2}{3}$$

$$\widehat{\theta} = \begin{cases} 1 & \text{if } \mathbb{P}^\pi(\theta=1|\mathcal{K}) \geq \frac{2}{3} \\ 4 & \text{otherwise} \end{cases}$$