

## M1 - Statistiques bayésiennes

### Examen

à rendre avant samedi 23 mai 12h à anna.ben-hamou@upmc.fr

#### Exercice 1

Soient  $\delta, r > 0$ . On considère le cadre bayésien suivant :

$$\begin{aligned}\boldsymbol{\theta} &\sim \Pi = \mathcal{P}(\delta, r) \\ \mathbf{X} &= (X_1, \dots, X_n) \mid \boldsymbol{\theta} \sim P_{\boldsymbol{\theta}}^{\otimes n} = \text{Unif}[0, \boldsymbol{\theta}]^{\otimes n},\end{aligned}$$

où  $\mathcal{P}(\delta, r)$  correspond à la loi de Pareto de densité

$$z \mapsto \delta r^\delta z^{-\delta-1} \mathbb{1}_{[r, +\infty[}(z).$$

1. Montrer que la loi a posteriori de  $\boldsymbol{\theta}$  sachant  $\mathbf{X}$  est une loi de Pareto  $\mathcal{P}(\delta_{\mathbf{X}}, r_{\mathbf{X}})$  pour deux paramètres  $\delta_{\mathbf{X}}, r_{\mathbf{X}}$  que l'on déterminera.
2. Quel est le mode a posteriori ?
3. Déterminer, pour tout  $z \in \mathbb{R}$ , la probabilité  $\mathbb{P}(\boldsymbol{\theta} > z \mid \mathbf{X})$ .
4. En déduire une région de crédibilité de plus haute densité a posteriori de niveau  $1 - \alpha$ , pour  $\alpha \in ]0, 1[$ .
5. Dans cette question, on s'intéresse à la consistance de la loi a posteriori.

(a) Montrer que si  $0 < \theta_0 < r$ , alors la loi a posteriori n'est pas consistante en  $\theta_0$ .

On suppose maintenant que  $\theta_0 \geq r$ .

(b) Montrer que pour tout  $\varepsilon > 0$ ,

$$\mathbb{P}(|\boldsymbol{\theta} - \theta_0| > \varepsilon \mid \mathbf{X}) = \left(1 - \left(\frac{r_{\mathbf{X}}}{\theta_0 - \varepsilon}\right)^{\delta+n}\right) \mathbb{1}_{\{r_{\mathbf{X}} \leq \theta_0 - \varepsilon\}} + \left(\frac{r_{\mathbf{X}}}{\theta_0 + \varepsilon}\right)^{\delta+n}.$$

(c) En déduire que pour tout  $\varepsilon > 0$ ,

$$\mathbb{P}(|\boldsymbol{\theta} - \theta_0| > \varepsilon \mid \mathbf{X}) \leq \mathbb{1}_{\{X_{(n)} \leq \theta_0 - \varepsilon\}} + \left(\frac{\theta_0}{\theta_0 + \varepsilon}\right)^{\delta+n},$$

où  $X_{(n)} = \max\{X_1, \dots, X_n\}$ .

(d) Montrer que la loi a posteriori converge à vitesse  $\frac{1}{n}$  en tout point  $\theta_0 \geq r$ , i.e. que pour toute suite  $M_n$  qui tend vers  $+\infty$  quand  $n \rightarrow +\infty$ , on a, sous  $P_{\theta_0}^{\otimes n}$ ,

$$\mathbb{P}\left(|\boldsymbol{\theta} - \theta_0| > \frac{M_n}{n} \mid \mathbf{X}\right) \xrightarrow{\mathbb{P}} 0.$$

#### Exercice 2

Soit  $n \geq 1$  un entier connu. Pour  $\theta \in \mathbb{R}_+^*$ , on note  $P_\theta$  la loi sur  $\mathbb{N}$  donnée par

$$\forall k \geq 0, P_\theta(\{k\}) = \binom{n+k-1}{k} \theta^k (\theta+1)^{-(n+k)}.$$

On admet que si  $X \sim P_\theta$ , alors  $\mathbb{E}_\theta[X] = n\theta$  et  $\text{Var}_\theta(X) = n\theta(\theta+1)$ . On considère la fonction de perte donnée par

$$\forall \theta, t \in \mathbb{R}_+^*, \ell(\theta, t) = \frac{(t-\theta)^2}{\theta(\theta+1)},$$

et, pour un estimateur  $T$ , on note  $\theta \mapsto \mathbf{R}(\theta, T)$  la fonction de risque associée à la perte  $\ell$ .

1. Soient  $T_0$  et  $T_1$  deux estimateurs de  $\theta$  définis par

$$T_0(X) = \frac{X}{n} \quad \text{et} \quad T_1(X) = \frac{X}{n+1}.$$

Calculer les fonctions de risque de  $T_0$  et de  $T_1$ . L'estimateur  $T_0$  est-il admissible ?

Soient  $a, b > 0$ . On prend comme loi a priori  $\Pi_{a,b}$  de densité donnée par

$$\forall \theta \in \mathbb{R}, \pi_{a,b}(\theta) = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \theta^{a-1} (\theta+1)^{-(a+b)} \mathbb{1}_{\mathbb{R}_+^*}(\theta).$$

On se place alors dans le cadre bayésien :  $\boldsymbol{\theta} \sim \Pi_{a,b}$  et  $X | \boldsymbol{\theta} \sim P_{\boldsymbol{\theta}}$ .

2. Déterminer la loi a posteriori  $\Pi_{a,b}[\cdot | X]$ .

3. Montrer que pour tous réels  $p, q$  tels que  $a+p > 0$  et  $b-p-q > 0$ , on a

$$\mathbb{E}[\boldsymbol{\theta}^p (\boldsymbol{\theta}+1)^q] = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \cdot \frac{\Gamma(a+p)\Gamma(b-p-q)}{\Gamma(a+b-q)}.$$

4. Donner un estimateur de Bayes pour  $\Pi_{a,b}$  et la perte  $\ell$ . On le notera  $T^*$ .

5. Montrer que  $T^*$  est admissible.

6. Que vaut le risque de Bayes  $\mathbf{R}_B(\Pi_{a,b})$  ?

7. Calculer le risque maximal de  $T_1$  et montrer que  $T_1$  est minimax.

### Exercice 3

Un dé a une probabilité  $\theta_j$  de tomber sur la face  $j$ , pour  $j \in \{1, \dots, 6\}$ , avec  $\theta_j \in [0, 1]$  et  $\sum_{j=1}^6 \theta_j = 1$ . Pour  $\boldsymbol{\theta} = (\theta_1, \dots, \theta_6)$ , on note  $P_{\boldsymbol{\theta}}$  la loi du résultat d'un lancer de ce dé et  $p_{\boldsymbol{\theta}}$  sa densité contre la mesure de comptage sur  $\{1, \dots, 6\}$ , i.e.

$$\forall k \in \{1, \dots, 6\}, p_{\boldsymbol{\theta}}(k) = \theta_k.$$

On se place dans un cadre bayésien en choisissant une loi a priori  $\Pi$  sur l'ensemble des vecteurs de probabilité de longueur 6 et en posant

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\theta} &= (\theta_1, \dots, \theta_6) \sim \Pi \\ \mathbf{X} &= (X_1, \dots, X_n) | \boldsymbol{\theta} \sim P_{\boldsymbol{\theta}}^{\otimes n}. \end{aligned}$$

1. Montrer que la famille des lois de Dirichlet est conjuguée pour ce modèle.

2. On souhaite savoir si le dé est équilibré ou non. On note  $\theta_0 = (\frac{1}{6}, \dots, \frac{1}{6})$  et l'on se propose de tester

$$H_0 : \boldsymbol{\theta} = \theta_0 \quad \text{contre} \quad H_1 : \boldsymbol{\theta} \neq \theta_0.$$

Pour cela, on choisit comme loi a priori

$$\Pi = \frac{1}{2} \delta_{\theta_0} + \frac{1}{2} \text{Dir}(1, \dots, 1),$$

et l'on considère la fonction de perte équilibrée. En notant  $N_j = \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{X_i=j}$ , montrer que le test de Bayes s'écrit

$$\varphi(\mathbf{X}) = \mathbb{1}_{\{\prod_{j=1}^6 N_j! \geq r_n\}},$$

pour une certaine valeur  $r_n$  ne dépendant que de  $n$  que l'on explicitera.

#### Exercice 4

Pour  $a, b, p > 0$  trois réels strictement positifs fixés, on considère le cadre bayésien suivant :

$$\begin{aligned}\boldsymbol{\theta} &\sim \Pi = \Gamma(a, b) \\ \mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n) &| \boldsymbol{\theta} \sim P_{\boldsymbol{\theta}}^{\otimes n} = \Gamma(p, \boldsymbol{\theta})^{\otimes n}.\end{aligned}$$

1. Quelle est la loi a posteriori  $\Pi[\cdot | \mathbf{X}]$ ? Donner la moyenne a posteriori, notée  $m_{\mathbf{X}}$ , et la variance a posteriori, notée  $v_{\mathbf{X}}$ .
2. Déterminer la densité marginale de  $\mathbf{X}$ , notée  $f$ .
3. Montrer que la loi a posteriori est consistante en tout point  $\theta_0 > 0$ .
4. Déterminer l'estimateur du maximum de vraisemblance pour ce modèle.
5. Montrer que le modèle  $(P_{\theta})_{\theta > 0}$  est régulier et donner l'information de Fisher de ce modèle.
6. Énoncer le théorème de Bernstein von Mises pour ce modèle, en vérifiant que les hypothèses sont vérifiées.