

Examen

Rappels

- Il sera tenu compte du soin apporté à la présentation et à la rédaction.
- Si vous n'arrivez pas à démontrer un résultat, vous pouvez l'admettre pour la suite de l'exercice.

EXERCICE 1 (8 points)

Soit $\theta \in \mathbb{R}$ un paramètre inconnu et X de densité

$$f_{\theta}(x) = \frac{1}{x\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\log x - \theta)^2}{2}} \mathbf{1}_{x>0}.$$

On rappelle que si $Y \sim \mathcal{N}(0, 1)$, alors pour tout réel s , on a $\mathbb{E}[e^{sY}] = e^{\frac{s^2}{2}}$.

1. Montrer que si $Y \sim \mathcal{N}(0, 1)$, alors X a même loi que la variable aléatoire $e^{\theta+Y}$. Grâce au rappel, en déduire $\mathbb{E}_{\theta}[X]$ et $\text{Var}_{\theta}(X)$.
2. On suppose désormais disposer d'un échantillon i.i.d. (X_1, \dots, X_n) de même loi que X . Déduire de la méthode des moments un estimateur $\hat{\theta}_n$ de θ et établir sa normalité asymptotique.
3. On note comme d'habitude Φ la fonction de répartition de la loi $\mathcal{N}(0, 1)$. Grâce à la première question, donner l'expression de la fonction de répartition $F_{\theta}(x)$ de la variable X en fonction de Φ , θ et x . En déduire la médiane de la loi de X .
4. Déduire de la question précédente un nouvel estimateur $\tilde{\theta}_n$ de θ et établir sa normalité asymptotique.
5. Déterminer l'estimateur du maximum de vraisemblance $\check{\theta}_n$. Grâce à la première question, préciser sa loi.
6. Le modèle $(f_{\theta})_{\theta \in \mathbb{R}}$ est-il régulier? Si oui, calculer l'information de Fisher $I(\theta)$ pour une donnée. Préciser si l'un des estimateurs précédents est asymptotiquement efficace.
7. Soit $\alpha \in]0, 1[$. Donner un intervalle de confiance de niveau $(1 - \alpha)$ pour θ .
8. Proposer un test de niveau α pour décider entre $H_0 : \theta = 0$ et $H_1 : \theta \neq 0$. Déterminer la p-value $\alpha_0(\mathbf{x})$ associée à une réalisation $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$.

EXERCICE 2 (9 points)

Pour $a > 0$ et $b > 0$, la loi inverse-Beta(a, b), notée IB(a, b), est la loi dont la densité est donnée par

$$\theta \mapsto \frac{1}{B(a, b)} \theta^{-a-b} (\theta - 1)^{b-1} \mathbf{1}_{]1, +\infty[}(\theta),$$

où $B(a, b) = \frac{\Gamma(a)\Gamma(b)}{\Gamma(a+b)}$ et Γ est la fonction gamma, vérifiant, pour tout $x > 0$, $\Gamma(x+1) = x\Gamma(x)$. La distribution IB(a, b) est la loi de l'inverse d'une variable aléatoire de loi Beta(a, b). Par ailleurs, si $Y \sim$

IB(a, b) avec $a > 2$, on a

$$\mathbb{E}[Y] = \frac{a+b-1}{a-1} \quad \text{et} \quad \text{Var}(Y) = \frac{(a+b-1)b}{(a-1)^2(a-2)}.$$

On rappelle que si X suit la loi géométrique de paramètre $p \in]0, 1[$, notée $\mathcal{G}(p)$, alors pour tout $k \in \mathbb{N}^*$, $\mathbb{P}(X = k) = (1-p)^{k-1}p$. De plus, $\mathbb{E}[X] = \frac{1}{p}$ et $\text{Var}(X) = \frac{1-p}{p^2}$.

On fixe maintenant $a > 0$ et un entier $n \geq 2$, et l'on considère le modèle :

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\theta} &\sim \Pi := \text{IB}(a, 2) \\ \mathbf{X} &= (X_1, \dots, X_n) \mid \boldsymbol{\theta} = \theta \sim \mathcal{G}\left(\frac{1}{\theta}\right)^{\otimes n}. \end{aligned}$$

1. Montrer que la loi a posteriori est donnée par $\Pi[\cdot \mid \mathbf{X}] = \text{IB}(a+n, n\bar{X}_n - n + 2)$, où $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$.
2. Donner l'espérance a posteriori, notée $m_{\mathbf{X}}$, et la variance a posteriori, notée $v_{\mathbf{X}}$.

On considère la fonction de perte ℓ définie par

$$\forall \theta > 1, t > 1, \ell(\theta, t) = \frac{(t - \theta)^2}{\theta(\theta - 1)}.$$

3. Donner un estimateur de Bayes, noté T^* , pour la loi a priori Π et la perte ℓ . On pourra introduire la loi $\tilde{\Pi}_{\mathbf{X}} = \text{IB}(a+n+2, n\bar{X}_n - n + 1)$.
4. Calculer le risque a posteriori de T^* , et en déduire que le risque de Bayes $\mathbf{R}_B(\Pi)$ vaut $\frac{1}{n+a+1}$.
5. On pose $T'(\mathbf{X}) = \frac{n\bar{X}_n + 1}{n+1}$.
 - (a) Pour $\theta > 1$, calculer le risque ponctuel $\mathbf{R}(\theta, T')$ de T' (toujours pour la perte ℓ).
 - (b) En déduire le risque maximal de T' , noté $\mathbf{R}_{\max}(T')$.
 - (c) Montrer que T' est minimax.
6. Soit $\theta_0 > 1$.

- (a) Montrer que, sous $\mathcal{G}\left(\frac{1}{\theta_0}\right)^{\otimes n}$, on a

$$nv_{\mathbf{X}} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathbb{P}} \theta_0(\theta_0 - 1) \quad \text{et} \quad \sqrt{n}(m_{\mathbf{X}} - \theta_0) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \theta_0(\theta_0 - 1)).$$

- (b) En déduire que pour toute suite positive $(M_n)_{n \geq 1}$ avec $M_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} +\infty$, on a, sous $\mathcal{G}\left(\frac{1}{\theta_0}\right)^{\otimes n}$,

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

EXERCICE 3 (3 points)

Soit la fonction $f : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}_+$, définie par :

$$\forall (u, v) \in \mathbb{R}^2, \quad f(u, v) = \frac{(\cos |u + v|)^2}{100 + u^4 + v^4}.$$

On admet que $\iint_{\mathbb{R}^2} f(u, v) \, du \, dv < \infty$.

1. Par quoi faut-il remplacer ??? et \$\$\$ pour que l'algorithme de Metropolis-Hastings ci-dessous, où \mathbf{f} représente la fonction f , simule une suite de variables aléatoires (X_i) dont la loi limite est de densité proportionnelle à f ?

```
[3]: unif = stats.uniform()
kernel = stats.multivariate_normal(cov=1e-2 * np.eye(2))

n = 10000

threshold = unif.rvs(size=n) # Array of the n thresholds U_i
move = kernel.rvs(size=n) # Array of the n moves from the current position

sample = np.zeros((n+1, 2))
x = sample[0]
for i in range(n):
    y = x + move[i]
    crit = f(y) / f(x)
    dec = ???
    if dec:
        sample[i+1] = y
        x = y
    else:
        $$$
```

2. Expliquer cet algorithme grâce à des éléments théoriques.
3. Voici une représentation des courbes de niveau de f et d'une réalisation de la suite $(X_i)_{0 \leq i \leq n}$ construite par l'algorithme précédent (**Sample** sur la figure). Quelle est votre analyse de ce résultat ? Quelle correction peut-on apporter ?

