

## Statistique paramétrique - TD 2

### Exercice 1 (Risque, admissibilité)

Soit  $X_1, \dots, X_n$  un échantillon de loi  $\mathcal{N}(m, 1)$ ,  $m$  est inconnu.

On définit la fonction de perte

$$L(T, m) = (T - m)^2 \mathbb{1}_{|T-m| \leq a} + a^{2-\gamma} |T - m|^\gamma \mathbb{1}_{|T-m| > a}$$

où  $\gamma \in ]0, 1[$  et  $a > 0$ .

Le but de cet exercice est de montrer que  $\bar{X}$  n'est pas un estimateur de risque minimal pour cette fonction de perte. Soient  $m_0 \in \mathbb{R}$  et  $\epsilon \in ]0, 1[$ . On introduit la variable aléatoire

$$T_\epsilon = m_0 \mathbb{1}_{S^2 \leq c_\epsilon} + \left( \frac{\bar{X} - m_0}{\epsilon} + m_0 \right) \mathbb{1}_{S^2 > c_\epsilon}$$

où  $c_\epsilon$  est l'unique solution de l'équation en  $x$  :  $P_m(S^2 > x) = \epsilon$  et  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ .

- Vérifier que  $T_\epsilon$  est un estimateur. Calculer son espérance.
- Calculer le risque  $R(T_\epsilon, m_0)$  au point  $m_0$  et vérifier que  $\lim_{\epsilon \rightarrow 0} R(T_\epsilon, m_0) = 0$
- Que peut-on en déduire ?

### Exercice 2 (Comparaison d'estimateurs)

Soit  $X_1, \dots, X_n$  un échantillon de loi uniforme sur  $[0, \theta]$ , avec  $\theta > 0$  inconnu.

- Estimation par la méthode des moments.
  - Donner un estimateur  $\tilde{\theta}_n$  par la méthode des moments qui converge ps vers  $\theta$  quand  $n \rightarrow +\infty$ .
  - Calculer son risque pour les fonctions de perte suivantes :

$$L_2(\theta, T) = (T - \theta)^2, \quad L_4(\theta, T) = (T - \theta)^4.$$

- Pour tout  $n \geq 1$ , majorer  $P_\theta(|\tilde{\theta}_n - \theta| \geq 10^{-3})$  (proposer plusieurs majorations).  
On sait de plus que  $\theta \in ]0, 5]$ , minorer alors le nombre d'observations indépendantes pour que  $P_\theta(|\tilde{\theta}_n - \theta| \geq 10^{-3}) \leq 10^{-2}$ .
- Etude de l'estimateur  $\hat{\theta}_n$  du maximum de vraisemblance de  $\theta$ 
  - Exprimer  $\hat{\theta}_n$  en fonction de l'échantillon.
  - Donner la loi de  $\hat{\theta}_n$ , son espérance et sa variance.
  - Comparer l'estimateur  $\hat{\theta}_n$  du maximum de vraisemblance à l'estimateur  $\tilde{\theta}_n$  étudié dans la question a).

### Exercice 3

Comparer l'estimateur des moments et l'estimateur du maximum de vraisemblance pour les échantillons  $X_1, \dots, X_n$  suivants

- loi de Poisson  $\mathcal{P}(\theta)$ , avec  $\theta > 0$ .
- loi Uniforme  $\mathcal{U}([\theta - 1/2, \theta + 1/2])$ .

### Exercice 4 (Mélange, Méthode des moments)

Soit  $X$  une variable aléatoire qui suit la loi  $\mathcal{N}(a, 1)$  avec probabilité  $p \in ]0, 1[$  et la loi  $\mathcal{N}(-a, 1)$  avec probabilité  $1 - p$ . On considère un échantillon  $X_1, \dots, X_n$  de même loi que  $X$ . Les paramètres  $a$  et  $p$  sont inconnus, estimer-les en utilisant la méthode des moments.

### Exercice 5 (Mélange, Max. de vraisemblance)

Soit  $\mathbb{P}_{\alpha, \lambda}$  la loi obtenue par un mélange de pondération  $\alpha$  entre la masse de Dirac en 0 et la loi de Poisson de paramètre  $\lambda > 0$ . On observe un échantillon  $X_1, \dots, X_n$  de loi  $\mathbb{P}_{\alpha, \lambda}$ .

- Justifier que  $\mathbb{P}_{\alpha, \lambda}(\{0\}) = \alpha + (1 - \alpha)e^{-\lambda}$  et pour  $k \in \mathbb{N}^*$ ,  $\mathbb{P}_{\alpha, \lambda}(\{k\}) = (1 - \alpha)e^{-\lambda} \lambda^k / k!$ .

b) Soit  $S = \text{card}\{i : X_i = 0\}$ . Vérifier que la vraisemblance de l'échantillon s'écrit sous la forme

$$L_{\alpha,\lambda}(X_1, \dots, X_n) = c(n, \alpha, \lambda)d(\lambda, X_1, \dots, X_n) \left(1 + \frac{\alpha}{1-\alpha} e^\lambda\right)^S$$

avec  $c$  et  $d$  des fonctions mesurables des arguments précisés.

- c) On suppose  $\lambda$  fixé et connu. Montrer que l'estimateur  $\hat{\alpha}$  du maximum de vraisemblance de  $\alpha$  est unique et ne dépend que de  $S$ ,  $\lambda$  et  $n$ .
- d) Préciser la loi de  $S$ . Calculer le biais éventuel de  $\hat{\alpha}$ .

### Exercice 6 (Comparaison d'estimateurs)

On suppose  $\alpha > -1$  connu et  $\beta > 0$  inconnu. Soit  $X_1, \dots, X_n$  un échantillon extrait de la loi de densité

$$f_{\alpha,\beta}(x) = (\alpha + 1)x^\alpha \beta^{-(\alpha+1)} \mathbb{1}_{[0,\beta]}(x).$$

- a) Calculer l'estimateur  $\tilde{\beta}_n$  des moments d'ordre 1.
- b) Déterminer l'estimateur  $\hat{\beta}_n$  du maximum de vraisemblance et préciser sa densité.
- c) Comparer le biais et le risque quadratique de  $\tilde{\beta}_n$  et  $\hat{\beta}_n$ . Que conclure ?

### Exercice 7 (Admissibilité)

Soit  $(\mathcal{H}, (\mathbb{P}_\theta)_{\theta \in \Theta})$  un modèle statistique tel que  $\Theta = \mathbb{R} \times \mathbb{R}^+$  et tel que pour tout  $\theta = (m, \sigma^2)$  la loi  $\mathbb{P}_\theta$  admette  $m$  comme moyenne et  $\sigma^2$  comme variance. Supposons que l'on désire estimer  $m$  sous perte quadratique.

Si  $\varphi$  est un estimateur de moyenne  $m$  et de variance  $\sigma^2$  alors pour tout couple  $(a, b) \in \mathbb{R}^2$  l'estimateur  $\psi_{a,b} = a\varphi + b$  est inadmissible dans chacun des cas suivants :

- i)  $a > 1$     ii)  $a < 0$     iii)  $a = 1$  et  $b \neq 0$ .