

# RPM4 2024: TD de statistique

Clément Gauchy

Novembre 2024

## Exercice 1: Estimation Bayésienne des paramètres d'une loi de Poisson

On souhaite estimer l'intensité d'une source émettrice de particules. On effectue  $K$  comptages  $(N_i)_{1 \leq i \leq k}$  de particules de façon indépendantes sur un détecteur. On suppose que chaque  $N_i$  suit une loi de Poisson  $\mathcal{P}(\lambda)$  i.e.  $\mathbb{P}(N_i = n) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!}$ .

- 1) Quel est le modèle statistique ? Selon vous que devons nous estimer dans ce problème ?
- 2) Calculez la log-vraisemblance de ce modèle et l'estimateur du maximum de vraisemblance.
- 3) On suppose pour  $\lambda$  une loi *a priori* de type Gamma  $\Gamma(\alpha, \beta)$  dont la densité de probabilité est  $f_{\alpha, \beta}(x) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x}$ . Calculez la loi *a posteriori* à l'aide de la règle de Bayes. Que remarquez vous ?
- 4) Calculez la moyenne *a posteriori* et l'estimateur MAP.

## Exercice 2: Estimation du temps de détection entre deux particules.

On souhaite estimer le temps d'attente entre la détection de deux photons sur un détecteur. On suppose que le temps d'attente  $T$  est une variable aléatoire suivant une loi exponentielle de paramètre  $\lambda$  i.e. sa densité de probabilité est  $f_T(t) = \lambda e^{-\lambda t}$ . Nous avons en notre possession un jeu de données  $(T_1, \dots, T_n)$  i.i.d. de même loi que  $T$ .

On définit les lois Gamma  $\mathcal{G}(\alpha, \beta)$  par la densité de probabilité  $f_{\alpha, \beta}(t) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} t^{\alpha-1} e^{-\beta t}$ . Sa moyenne est  $\alpha/\beta$  et son mode  $(\alpha - 1)/\beta$  pour  $\alpha \geq 1$ .

- 1) Quel est le modèle statistique ? Selon vous que devons nous estimer dans ce problème ?
- 2) On sait que la loi exponentielle de paramètre  $\lambda$  admet  $1/\lambda$  comme moyenne. Proposez un estimateur de  $\lambda$  par méthode des moments.
- 3) Écrivez la vraisemblance de ce modèle. Déterminez l'estimateur du maximum de vraisemblance  $\hat{\lambda}_{MV}$  pour  $\lambda$  (utilisez pour cela la log-vraisemblance, on admettra que la log-vraisemblance est concave). Que remarquez vous ?

- 4) On admet que  $\sum_{i=1}^n T_i \sim \mathcal{G}(n, \lambda)$ . Calculez  $\mathbb{E} \left[ \frac{1}{\sum_{i=1}^n T_i} \right]$  avec un calcul d'intégrale (on utilisera la propriété  $\Gamma(n) = (n-1)\Gamma(n-1)$ ).
- 5) À l'aide de la question 4), calculez le biais de  $\hat{\lambda}_{MV}$ .

On va désormais utiliser des méthodes bayésiennes. On utilisera comme loi *à priori* pour  $\lambda$  une loi Gamma de paramètre  $\alpha$  et  $\beta$ .

- 6) À l'aide de la règle de Bayes, calculez la loi *a posteriori* de  $\lambda$  sachant  $(T_1, \dots, T_n)$ .
- 7) Déterminez l'estimateur de la moyenne et du mode *a posteriori* de  $\lambda$ .

### Exercice 3: Estimateur Monte-Carlo pour une étude de radioprotection

On considère un matériau homogène de section efficace macroscopique d'absorption  $\mu$  pour une particule non spécifiée. On ne considèrera que l'interaction par absorption dans cet exercice. On souhaite protéger un opérateur d'un terme source émetteur de particules énergétiques à l'aide de ce matériau. On suppose que l'opérateur est situé derrière une épaisseur  $L$  de ce matériau.

Soit  $X$  la variable aléatoire désignant la longueur parcourue dans le matériau par la particule.

- 1) Rappelez sans démonstration la loi de  $X$  en utilisant les informations du paragraphe ci dessus
- 2) Pour la radioprotection de l'opérateur, une quantité très importante est  $p = \mathbb{P}(X > L)$ . Que représente cette quantité ? Pourquoi est elle importante ?
- 3) On suppose que l'on sait générer  $(X_i)_{1 \leq i \leq N}$  i.i.d. suivant la loi de  $X$ , écrivez  $\hat{p}_{MC}$  l'estimateur Monte-Carlo de  $p$ .
- 4) Écrivez la variance de  $\hat{p}_{MC}$ . En supposant que  $p = 10^{-6}$ , combien doit valoir  $N$  pour que le coefficient de variation de  $\hat{p}_{MC}$  soit de 1% ? (Pour rappel, le coefficient de variation est le ratio écart-type sur moyenne).

On va construire un estimateur par échantillonnage d'importance (*importance sampling*) pour réduire la variance de  $\hat{p}_{MC}$ . Pour  $0 < \theta < \mu$ , on définit la densité d'échantillonnage  $h_\theta(x) = (\mu - \theta)e^{-(\mu - \theta)x}$ .

- 5) De quelle loi  $h_\theta$  est elle la densité de probabilité ? Quelle interprétation physique peut on faire si on diminue la section efficace macroscopique  $\mu$  par  $\theta$  ?
- 6) On génère  $(Y_i)_{1 \leq i \leq N}$  selon la densité de probabilité  $h_\theta$ . Ecrire l'estimateur par échantillonnage d'importance  $\hat{p}_{IS}$ .
- 7) Écrivez la variance de  $\hat{p}_{IS}$ . **Bonus:** Proposez une borne supérieure de cette variance sachant que  $e^{-\theta x} < e^{-\theta L}$  pour  $x > L$ . Trouvez les conditions sur  $\theta, \mu$  et  $L$  pour que  $\text{Var}(\hat{p}_{IS}) < \text{Var}(\hat{p}_{MC})$