

Exercice 2

$$1.) \int_0^1 \int_0^1 f_{X,Y}(x,y) dx dy = 1$$

$$\text{donc} \int_0^1 \int_0^1 \frac{1}{c} \exp(-|x-y|) dx dy = 1$$

$$\text{donc} \quad c = \int_0^1 \int_0^1 \exp(-|x-y|) dx dy$$

$$= \int_0^1 \left(\int_0^1 \exp(-|x-y|) dy \right) dx$$

$$= \int_0^1 \left(\int_0^x e^{-(x-y)} dy + \int_x^1 e^{-(y-x)} dy \right) dx$$

$$= \int_0^1 \left(e^{-x} \int_0^x e^y dy + e^x \int_x^1 e^{-y} dy \right) dx$$

$$\begin{aligned}
&= \int_0^1 \left(e^{-x} \left[e^x - 1 \right] + e^x \left[-e^{-1} + e^{-x} \right] \right) dx \\
&= \int_0^1 \left(1 - e^{-x} - e^{x-1} + 1 \right) dx \\
&= 2 - \int_0^1 e^{-x} + e^{x-1} dx \\
&= 2 - \left[-e^{-x} + e^{x-1} \right]_0^1 \\
&= 2 - \left[-e^{-1} + 1 + 1 - e^{-1} \right] \\
&= \frac{2}{e}
\end{aligned}$$

$$c = \frac{2}{e}$$

$$\begin{aligned}
2.) \quad \rho_X(x) &= \int_0^1 \rho_{X,Y}(x,y) dy \\
&= \frac{1}{c} \int_0^1 e^{-|x-y|} dy
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{e}{2} \int_0^x e^{-(x-y)} dy + \frac{e}{2} \int_x^1 e^{-(y-x)} dy \\
&= \frac{e}{2} e^{-x} \int_0^x e^y dy + \frac{e}{2} e^x \int_x^1 e^{-y} dy \\
&= \frac{e}{2} e^{-x} (e^x - 1) + \frac{e}{2} e^x (-e^{-1} + e^{-x}) \\
&= \frac{e}{2} - \frac{e}{2} e^{-x} + \frac{e}{2} - \frac{e}{2} e^{x-1} \\
&= e - \frac{e}{2} (e^{-x} + e^{x-1})
\end{aligned}$$

$$P_X(x) = e - \frac{e}{2} (e^{-x} + e^{x-1})$$

3.)
$$P_{Y|X}(y|x) = \frac{\frac{e}{2} e^{-|x-y|}}{e - \frac{e}{2} (e^{-x} + e^{x-1})}$$

$$4.) \quad P_{T|X}(y|1) = \frac{\frac{e}{2} e^{-|1-y|}}{e^{-\frac{e}{2}}(e^{-1}+1)}$$

$$= \frac{e^y}{2 \left(e - \frac{1}{2} - \frac{e}{2} \right)}$$

$$= \frac{e^y}{2 \left(\frac{e}{2} - \frac{1}{2} \right)}$$

$$= \frac{e^y}{e-1}$$

$$E(T | X=1) = \int_0^1 y \frac{e^y}{e-1} dy = \frac{1}{e-1} \left(\int_0^1 y e^y dy - \int_0^1 e^y dy \right)$$

$$= \frac{1}{e-1} (e - e + 1)$$

$$= \frac{1}{e-1} \approx 0.58$$

$$5.) \quad \text{Var}(Y|X=1) = E(Y^2|X=1) - \left(\frac{1}{e-1}\right)^2$$

$$E(Y^2|X=1) = \int_0^1 y^2 \frac{e^y}{e-1} dy$$

$$= \frac{1}{e-1} \left(\int_0^1 y^2 e^y dy - \int_0^1 2y e^y dy \right)$$

$$= \frac{1}{e-1} \left(e - \left[\int_0^1 2y e^y dy - \int_0^1 2 e^y dy \right] \right)$$

$$= \frac{1}{e-1} \left(e - [2e - 2e + 2] \right)$$

$$= \frac{1}{e-1} (e - 2)$$

$$= \frac{e-2}{e-1}$$

$$\text{Var}(H|X=1) = \frac{e-2}{e-1} - \left(\frac{1}{e-1}\right)^2$$

$$\approx \frac{(e-2)(e-1) - 1}{(e-1)^2}$$

$$= \frac{e^2 - 3e + 1}{(e-1)^2}$$

$$\approx 0.08$$

$$6) \quad P\left(H \geq \frac{1}{2} | X=1\right) = \int_{1/2}^1 \frac{e^y}{e-1} dy$$

$$= \frac{e - \sqrt{e}}{e-1}$$

$$\approx 0.62$$

TD 1
Correction

Exercice 3

1. On utilise l'indépendance.

$$P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n) = P(X_1 = x_1) \times \dots \times P(X_n = x_n) = \prod_{i=1}^n e^{-\lambda} \frac{\lambda^{x_i}}{x_i!} = e^{-n\lambda} \frac{\lambda^{\sum_{i=1}^n x_i}}{\prod_{i=1}^n x_i!}.$$

2. La log-vraisemblance s'écrit donc

$$-n\lambda + \log(\lambda) \sum_{i=1}^n x_i - \sum_{i=1}^n \log(x_i!)$$

On cherche les points critiques par rapport λ

$$\begin{aligned} -n + \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^n x_i &= 0 \\ \Leftrightarrow \lambda &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i. \end{aligned}$$

C'est bien un maximum car la log-vraisemblance tend vers $-\infty$ lorsque $\lambda \rightarrow +\infty$ donc elle atteint un maximum (raisonnement de cours de math analyse). Le seul maximiseur possible est le λ précédent car il annule la dérivée. Dans le cas où $\sum_{i=1}^n x_i = 0$, on voit séparément que $\lambda = 0$ est le maximiseur. Ainsi l'estimateur $\hat{\lambda}_{\text{ML}}$ sur notre échantillon est

$$\hat{\lambda}_{\text{ML}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i.$$

Exercice 4

1. Par indépendance la densité jointe est le produit des densités individuelles et donc, la densité de (X_1, \dots, X_n) en (x_1, \dots, x_n) s'écrit ici

$$\begin{aligned} \prod_{i=1}^n \frac{1}{t} \mathbf{1}_{[x_i \in [0, t]]} \\ = \frac{1}{t^n} \mathbf{1}_{[0 \leq \min x_i \leq \max x_i \leq t]}. \end{aligned}$$

2. Cette fonction n'est pas dérivable par rapport à t ! Il est cependant possible d'identifier son maximum par rapport à t . Pour x_1, \dots, x_n fixés, la vraisemblance vaut 0 tant que $t < \max x_i$, puis se comporte comme $\frac{1}{t^n}$. Elle est donc positive et décroissante sur l'intervalle $[\max x_i, +\infty[$. En d'autres termes, la vraisemblance est maximisée pour $t = \max x_i$ et

$$\hat{t}_{\text{ML}} = \max x_i.$$

3. Pour $i = 1, \dots, n$, presque sûrement $X_i \in [t, t + 1]$. Donc presque sûrement : pour $i = 1, \dots, n$ $X_i \in [t, t + 1]$. Donc presque sûrement $\min X_i \geq t$ et $\max X_i \leq t + 1$ donc presque sûrement $\max X_i \leq \min X_i + 1$.

4. On utilise l'indépendance, donc la densité de (X_1, \dots, X_n) en x_1, \dots, x_n vaut

$$\prod_{i=1}^n \mathbf{1}_{x_i \in [t, t+1]} = \prod_{i=1}^n \mathbf{1}_{t \leq x_i, t \geq x_i - 1} = \mathbf{1}_{t \in [\max x_i - 1, \min x_i]}.$$

5. La vraisemblance ne prend que 2 valeurs possibles! Ces valeurs sont 0 et 1. Donc tout les t qui atteignent la valeur 1 maximisent la vraisemblance. Donc l'ensemble des maximiseurs est $[\max x_i - 1, \min x_i]$.

Exercice 5

$$\begin{aligned} P(\text{malade} \mid \text{positif}) &= \frac{P(\text{malade et positif})}{P(\text{positif})} \\ &= \frac{P(\text{malade})P(\text{positif} \mid \text{malade})}{P(\text{positif} \mid \text{malade})P(\text{malade}) + P(\text{positif} \mid \text{sain})P(\text{sain})} \\ &= \frac{\frac{1}{1000} \frac{99}{100}}{\frac{99}{100} \frac{1}{1000} + \frac{2}{1000} \frac{999}{1000}} \\ &= \frac{99}{99 + 0.2 \times 999} \\ &\approx 0.33. \end{aligned}$$