

## Statistiques d'ordre

Théorème: Soient  $(X_i)_{i \leq n}$  des v.a. iid de loi  $\mu$  et admettant une densité  $f \in C^0_m$ , une fonction de répartition  $F$ . On note  $\alpha(x_1, \dots, x_n) = (x_{(1)}, \dots, x_{(n)})$  où  $x_{(1)} \leq \dots \leq x_{(n)}$  et  $\{x_1, \dots, x_n\} = \{x_{(1)}, \dots, x_{(n)}\}$  et  $(X_{(1)}, \dots, X_{(n)}) = \alpha(X_1, \dots, X_n)$ .  
 $X_{(k)}$  est la  $k^{\text{e}}$  statistique d'ordre.  
 Alors  $X_{(k)}$  admet une densité  $f_k$ .

Démonstration: ①  $\{(x_1, \dots, x_n) \mid \exists i, x_i = x_j\}$  est une réunion d'hyperplans. Et ensemble est donc négligeable pour la mesure de Lebesgue. (finie)  
 Comme  $(X_1, \dots, X_n)$  admet une densité,  $P(X_i \neq X_j \text{ si } i \neq j) = 1$ .

On peut donc définir la v.a.  $(X_1, \dots, X_n)$  sur  $E = \{(x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n \mid \forall i \neq j, x_i \neq x_j\}$  et  $\alpha$  est continue donc mesurable sur  $E$ .

Donc  $(X_{(1)}, \dots, X_{(n)})$  est bien une variable aléatoire.

② Si  $y \in \mathbb{R}$ ,  $P(X_{(k)} \leq y) = P(k \text{ valeurs de } X_i \text{ soient plus petites que } y \text{ au moins})$   
 Si  $J \subset \{1, \dots, n\}$ , on pose  $B_J = \left[ \bigcap_{j \in J} (X_j \leq y) \right] \cap \left[ \bigcap_{j \notin J} (X_j > y) \right]$

$$\text{Donc } P(X_{(k)} \leq y) = P \left[ \bigcup_{\substack{J \subset \{1, \dots, n\} \\ |J| \geq k}} B_J \right] = \sum_{i=k}^n P \left( \bigcup_{\substack{J \subset \{1, \dots, n\} \\ |J|=i}} B_J \right)$$

Si  $|J|=i$   
 $B_J \cap B_{J'} = \emptyset$

Et si  $|J|=i$ , alors par indépendance des  $(X_j)_{j=1}^n$ , alors  
 $P(B_J) = \prod_{j \in J} P(X_j \leq y) \times \prod_{j \notin J} P(X_j > y) = F(y)^i (1-F(y))^{n-i}$

Donc  $F_{X_{(k)}}(y) = \sum_{i=k}^n \binom{n}{i} F(y)^i (1-F(y))^{n-i}$

③ Or,  $F$  est  $C^1_m$  et en chaque point de dérivabilité  $F_{X_{(k)}}$  est dérivable.  
 La v.a.  $X_{(k)}$  admet donc une densité définie presque partout et  $C^0$  p.p.

Si  $F$  est dérivable en  $y$ ,

$$f_k(y) = F_{X_{(k)}}'(y) = \sum_{i=k}^n i \binom{n}{i} f(y) [F(y)]^{i-1} [1-F(y)]^{n-i} = \sum_{i=k}^{n-1} (n-i) \binom{n}{i} [F(y)]^i [1-F(y)]^{n-i-1}$$

$$= \frac{n!}{(i-1)!(n-i)!} = n \binom{n-1}{i-1} \quad \dots \quad = \frac{n!}{(n-i-1)! i!} = n \binom{n-1}{i}$$

$$= n f(y) \left[ \sum_{i=k}^n \binom{n-1}{i-1} F(y)^{i-1} (1-F(y))^{n-i} \right] = \sum_{i=k}^{n-1} \binom{n-1}{i} [F(y)]^i [1-F(y)]^{n-i-1}$$

$$f_k(y) = n f(y) \binom{n-1}{k-1} F(y)^{k-1} (1-F(y))^{n-k}$$

Théorème: Si  $\mu = \mathcal{U}([0; t])$ , la loi de  $(X_{(1)} \dots X_{(n)})$  est donnée par la densité

$$g(x_1, \dots, x_n) = \frac{n!}{t^n} \mathbb{1}_{\{0 \leq x_1 \leq \dots \leq x_n \leq t\}}$$

Démonstration: Soit  $g \in C_c^\infty(\mathbb{R}^n)$ .  $E(g(X_{(1)} \dots X_{(n)})) = E(g \circ \sigma_n(X_1, \dots, X_n)) = I$

Par la formule de transfert,  $I = \int_E g \circ \sigma_n(x_1, \dots, x_n) \frac{dP(x_1, \dots, x_n)}{\frac{1}{t^n} \mathbb{1}_{\{0 \leq x_1 \leq \dots \leq x_n \leq t\}}}$

Si  $\sigma \in \mathcal{S}_n$ , on définit  $P_\sigma: E \rightarrow E$  isométrie, et  $E = \bigcup_{\sigma \in \mathcal{S}_n} P_\sigma^{-1}(S_n)$

où  $S_n = \{x_1 \leq \dots \leq x_n\}$ .  $(x_1, \dots, x_n) \mapsto (x_{\sigma(1)}, \dots, x_{\sigma(n)})$

$$\text{Donc } I = \sum_{\sigma \in \mathcal{S}_n} \int_{P_\sigma^{-1}(S_n)} g \circ \sigma(x) \times \frac{1}{t^n} \mathbb{1}_{\{0 \leq x_1 \leq \dots \leq x_n \leq t\}}(x) dx$$

$$= \frac{1}{t^n} \sum_{\sigma \in \mathcal{S}_n} \int_{\mathbb{R}^n} \mathbb{1}_{S_n}(P_\sigma(x)) g \circ \sigma(x) \mathbb{1}_{\{0 \leq x_1 \leq \dots \leq x_n \leq t\}}(x) dx$$

)  $y = P_\sigma(x)$

$$I = \frac{1}{t^n} \sum_{\sigma \in \mathcal{S}_n} \int_{\mathbb{R}^n} \mathbb{1}_{S_n}(y) \underbrace{(g \circ \sigma)(P_\sigma^{-1}(y)) \mathbb{1}_{\{0 \leq x_1 \leq \dots \leq x_n \leq t\}}(P_\sigma^{-1}(y))}_{(g \circ \sigma)\text{-invariant par } P_\sigma} dy$$

$$I = \frac{n!}{t^n} \int_{\mathbb{R}^n} \mathbb{1}_{S_n}(y) g(y) \mathbb{1}_{\{0 \leq x_1 \leq \dots \leq x_n \leq t\}}(y) dy = \frac{n!}{t^n} \int_{\{0 \leq x_1 \leq \dots \leq x_n \leq t\}} g(y) dy$$

Donc  $I = E(g(Y))$  où  $Y$  admet  $\frac{n!}{t^n} \mathbb{1}_{\{0 \leq x_1 \leq \dots \leq x_n \leq t\}}$  comme densité.

Donc  $(X_{(1)} \dots X_{(n)})$  admet  $\frac{n!}{t^n} \mathbb{1}_{\{0 \leq x_1 \leq \dots \leq x_n \leq t\}}$  comme densité.