

Statistiques d'ordre

X_1, \dots, X_n var. II $\sim X$ de densité f et de fdr F .

Prop 1: les (X_i) sont ^{tous} ps distincts.

Dem: $i \neq j, P(X_i = X_j) = \int_{\mathbb{R}^2} \mathbb{1}_{x=y} f(x) f(y) dx dy \stackrel{Fub}{=} \int_{\mathbb{R}} f(x) \left(\int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_x(y) f(y) dy \right) dx$
 Or $\int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_x(y) f(y) dy = f(x)$ et de mesure 0.

Où $P(\exists (i \neq j), X_i = X_j) = P\left(\bigcup_{i \neq j} (X_i = X_j)\right)$
 $\leq \sum_{i \neq j} P(X_i = X_j) = 0 \quad \checkmark$

On peut donc définir pour presque tout $\omega \in \Omega$ la permutation $\sigma(\omega)$ et $X_{\sigma(1)}(\omega) < \dots < X_{\sigma(n)}(\omega)$

Prop 2: $\sigma(\omega) \in S_n, \sigma \sim \mathcal{U}(S_n)$

Dem: $\sigma^{-1}(\{1\})$ est mesurable pour \mathcal{T} permutation donc σ et une va. mg $\forall \tau \in S_n, P(\sigma = \tau)$ ne dépend pas de τ par mg $\sigma \sim \mathcal{U}(S_n)$

$P(\sigma = \tau) = P(X_{\tau(1)} < \dots < X_{\tau(n)})$. Or la densité de (X_1, \dots, X_n) est $f(x_1) \dots f(x_n)$ elle est invariante par permutation de coordonnées. Donc $\mathcal{L}((X_{\tau(1)}, \dots, X_{\tau(n)}))$ donc $P(\sigma = \tau) = P(X_1 < \dots < X_n)$ ne dépend pas de $\tau = \mathcal{L}((X_1, \dots, X_n))$
 Donc $\sigma \sim \mathcal{U}(S_n)$ \checkmark

Notation: On note $X_{(j)}(\omega) = X_{\sigma(j)}(\omega)$. En part, $X_{(j)} = \min_{1 \leq i \leq j} (X_i)$
 et si $m \equiv 1(2)$ $X_{(m+1/2)}$ est la médiane de X_i . et $X_{(m)} = \max_{1 \leq i \leq m} (X_i)$

Prop 3: $(X_{(1)}, \dots, X_{(n)})$ a pour densité $n! \mathbb{1}_{x_1 < \dots < x_n} \prod_{i=1}^n f(x_i)$

$\forall i \in \{1, \dots, n\}$ $X_{(i)}$ a pour densité $i \binom{n}{i} f(x) F(x)^{i-1} (1-F(x))^{n-i}$

Dem: Soit $B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^n)$. $P((X_{(1)}, \dots, X_{(n)}) \in B) = \sum_{\tau \in S_n} P((X_{\tau(1)}, \dots, X_{\tau(n)}) \in B, \sigma = \tau)$
 $= \sum_{\tau \in S_n} P((X_{\tau(1)}, \dots, X_{\tau(n)}) \in B, \sigma = \tau) = n! P((X_1, \dots, X_n) \in B \text{ et } X_1 < \dots < X_n)$
 car $\mathcal{L}(X_{\tau(1)}, \dots, X_{\tau(n)}) = \mathcal{L}(X_1, \dots, X_n)$

Et $P((X_1, \dots, X_n) \in B, X_1 < \dots < X_n) = \int_B \mathbb{1}_{x_1 < \dots < x_n} f(x_1) \dots f(x_n) dx_1 \dots dx_n$

La densité de $(X_{(1)}, \dots, X_{(n)})$ est donc $m! \mathbb{1}_{x_1 < \dots < x_n} f(x_1) \dots f(x_n)$.

• La densité de $X_{(i)}$ est donc $m! \int_{\mathbb{R}^{n-1}} \mathbb{1}_{x_1 < \dots < x_m} f(x_1) \dots f(x_n) dx_1 \dots dx_{i-1} dx_{i+1} \dots dx_m$

Mais on peut calculer autrement: Soit $x \in \mathbb{R}$ $\{X_{(i)} \leq x\} = \cup_{k \geq i} \{ \text{il y a } k \text{ éléments } \leq x \text{ et } n-k > x \}$.

Soit $K \subset \{1, \dots, m\}$ $|K| = k$.
 $P(\forall j \in K X_j \leq x \text{ et } \forall j \notin K X_j > x) = F(x)^k (1-F(x))^{m-k}$

Et il y a $\binom{m}{k}$ parties de cardinal k d'au

$P(X_{(i)} \leq x) = \sum_{k=i}^m \binom{m}{k} F(x)^k (1-F(x))^{m-k}$

Puis en dérivant: $f_{X_{(i)}}(x) = f(x) \sum_{k=i}^m \binom{m}{k} k F(x)^{k-1} (1-F(x))^{m-k} - f(x) \sum_{k=i}^m \binom{m}{k} (n-k) F(x)^k (1-F(x))^{m-k-1}$
 $= f(x) \sum_{k=i}^m \binom{n-1}{k-1} F(x)^{k-1} (1-F(x))^{n-k} - f(x) m \sum_{k=i}^m \binom{n-1}{k} F(x)^k (1-F(x))^{n-k-1}$
 $= m f(x) \left(\sum_{p=i-1}^{m-1} \binom{n-1}{p} F(x)^p (1-F(x))^{n-p-1} - \sum_{k=i}^m \binom{n-1}{k} F(x)^k (1-F(x))^{n-k-1} \right)$
 $= m f(x) \binom{n-1}{i-1} F(x)^{i-1} (1-F(x))^{n-i} = i \binom{m}{i} f(x) F(x)^{i-1} (1-F(x))^{n-i}$

Exemples: $X_i \sim U(0,1)$. La densité de $(X_{(1)}, \dots, X_{(n)})$ est $m! \mathbb{1}_{x_1 < \dots < x_m}$ et celle de $X_{(i)}$ est $i \binom{m}{i} x^{i-1} (1-x)^{m-i}$. $X_{(i)} \sim \beta(i, m-i)$.
 • $X_i \sim \mathcal{E}(1)$. La densité de $(X_{(1)}, \dots, X_{(n)})$ est $m! \mathbb{1}_{0 < x_1 < \dots < x_m} e^{-\sum_{i=1}^m x_i}$
 $Y_i = X_{(i+1)} - X_{(i)}$ a pour densité $m! \prod_{i=1}^m \mathbb{1}_{\mathbb{R}^+}(y_i) e^{-(m-i+1)y_i}$ (via $(x_1, \dots, x_n) \mapsto (x_1, x_2 - x_1, \dots, x_n - x_{n-1})$)
 et sont $\perp \sim \mathcal{E}(m-i+1)$.
 $X_{(i)}$ a pour densité sur \mathbb{R}^+ : $i \binom{m}{i} e^{-x} (1-e^{-x})^{i-1} = \binom{m}{i} e^{-(m+1)x} (1-e^{-x})^{i-1}$
 En pat, $X_{(i)}$ a pour densité sur \mathbb{R}^+ : $m e^{-mx}$ de $X_{(i)} \sim \mathcal{E}(m)$.