

# III - Max & Min de variables aléatoires

Soient  $n$  un entier naturel non nul et  $X_1, \dots, X_n$  des variables aléatoires à valeurs réelles, indépendantes et de mêmes lois. On note  $F$  la fonction de répartition commune à ces variables aléatoires.

Les calculs suivants sont classiques et il est important de savoir les reproduire.

## I - Maximum de variables aléatoires

### Théorème 1 - Maximum

Soit  $Z_n = \max \{X_1, \dots, X_n\}$ . En notant  $F_n$  la fonction de répartition de  $Z_n$ , alors

$$\forall x \in \mathbb{R}, F_n(x) = F(x)^n.$$

### Remarque 1

Soit  $x \in \mathbb{R}$ . L'événement  $Z_n \leq x$  est réalisé si et seulement si  $\max \{X_1, \dots, X_n\} \leq x$ . Alors, toutes les variables aléatoires sont inférieures à  $x$  et

$$\begin{aligned} [Z_n \leq x] &= [X_1 \leq x] \cap \dots \cap [X_n \leq x] \\ \mathbf{P}(X_n \leq x) &= \mathbf{P}([X_1 \leq x] \cap \dots \cap [X_n \leq x]) \\ &= \mathbf{P}(X_1 \leq x) \cdots \mathbf{P}(X_n \leq x), \text{ par indépendance} \\ &= \mathbf{P}(X_1 \leq x)^n, \text{ car mêmes lois} \\ F_n(x) &= F(x)^n. \end{aligned}$$

### Proposition 1

\* Si  $X_1, \dots, X_n$  sont des variables aléatoires à densité de densité  $f$ , alors  $Z_n$  est une variable aléatoire de densité  $f_n$

définie par

$$f_n(x) = F'_n(x) = n f(x) F(x)^{n-1}.$$

\* Si  $X_1, \dots, X_n$  sont des variables aléatoires discrètes et  $X_1(\Omega) = \{x_1, \dots, x_p\}$ , où  $x_1 \leq \dots \leq x_p$ , alors pour tout  $i \in \llbracket 1, p \rrbracket$ , en notant  $F(x_0) = F_n(x_0) = 0$ ,

$$\mathbf{P}(Z_n = x_i) = F_n(x_i) - F_n(x_{i-1}) = F(x_i)^n - F(x_{i-1})^n.$$

### Exemple 1 - Maximum de deux dés

Soient  $X_1$  et  $X_2$  les résultats indépendants obtenus par le lancer d'un dé équilibré à 6 faces. On pose  $Z = \max \{X_1, X_2\}$ . Alors,  $Z(\Omega) = \llbracket 1, 6 \rrbracket$ .

Pour tout  $k \leq 6$ ,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(X_1 \leq k) &= \sum_{j=1}^k \mathbf{P}(X_1 = j) = \sum_{j=1}^k \frac{1}{6} \\ &= \frac{k}{6}. \end{aligned}$$

De manière analogue,  $\mathbf{P}(X_2 = k) = \frac{k}{6}$ .

Ainsi,

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(Z \leq k) &= \mathbf{P}(\max \{X_1, X_2\} \leq k) \\ &= \mathbf{P}([X_1 \leq k] \cap [X_2 \leq k]) \\ &= \mathbf{P}(X_1 \leq k) \mathbf{P}(X_2 \leq k), \text{ par indépendance} \\ &= \left(\frac{k}{6}\right)^2. \end{aligned}$$

Alors,

$$\begin{aligned}
 \mathbf{P}(Z = k) &= \mathbf{P}(Z \leq k) - \mathbf{P}(Z \leq k-1) \\
 &= \left(\frac{k}{6}\right)^2 - \left(\frac{k-1}{6}\right)^2 \\
 &= \frac{k^2 - (k-1)^2}{36} \\
 &= \frac{2k-1}{36}.
 \end{aligned}$$

## II - Minimum de variables aléatoires

### Théorème 2 - Minimum

Soit  $Y_n = \min\{X_1, \dots, X_n\}$ . En notant  $G_n$  la fonction de répartition de  $Y_n$ , alors

$$\forall x \in \mathbb{R}, G_n(x) = 1 - (1 - F(x))^n.$$

### Remarque 2

Soit  $x \in \mathbb{R}$ . L'événement  $Y_n \leq x$  est réalisé si et seulement si  $\min\{X_1, \dots, X_n\} \leq x$ . Ainsi, l'une des variables aléatoires doit être inférieure ou égale à  $x$ . On pourrait ainsi écrire :

$$\mathbf{P}(Y_n \leq x) = \mathbf{P}([X_1 \leq x] \cup \dots \cup [X_n \leq x]).$$

Cependant, cette réunion n'est pas disjointe ! On va donc adopter une autre stratégie en utilisant l'événement complémentaire. En effet,  $\min\{X_1, \dots, X_n\} > x$  si et seulement si toutes les variables aléatoires sont strictement supérieures à  $x$  :

$$\begin{aligned}
 \mathbf{P}(Y_n \leq x) &= 1 - \mathbf{P}(Y_n > x) \\
 &= 1 - \mathbf{P}(\min\{X_1, \dots, X_n\} > x) \\
 &= 1 - \mathbf{P}([X_1 > x] \cap \dots \cap [X_n > x]) \\
 &= 1 - \mathbf{P}(X_1 > x) \cdots \mathbf{P}(X_n > x), \text{ par indépendance}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= 1 - \mathbf{P}(X_1 > x)^n, \text{ car mêmes lois} \\
 &= 1 - (1 - \mathbf{P}(X_1 \leq x))^n, \text{ par complémentaire} \\
 &= 1 - (1 - F(x))^n.
 \end{aligned}$$

### Proposition 2

- \* Si  $X_1, \dots, X_n$  sont des variables aléatoires à densité de densité  $f$ , alors  $Y_n$  est une variable aléatoire de densité  $g_n$  définie par

$$g_n(x) = G'_n(x) = nf(x)(1 - F(x))^{n-1}.$$

- \* Si  $X_1, \dots, X_n$  sont des variables aléatoires discrètes et  $X_1(\Omega) = \{x_1, \dots, x_p\}$ , où  $x_1 \leq \dots \leq x_p$ , alors pour tout  $i \in \llbracket 1, p \rrbracket$ , en notant  $F(x_0) = G_n(x_0) = 0$ ,

$$\begin{aligned}
 \mathbf{P}(Y_n = x_i) &= G_n(x_i) - G_n(x_{i-1}) \\
 &= (1 - F(x_{i-1}))^n - (1 - F(x_{i-1}))^n.
 \end{aligned}$$

### Exemple 2 - Minimum de deux lois géométriques

Soient  $X_1$  une variable aléatoire de loi géométrique de paramètre  $p_1$  et  $X_2$  une variable aléatoire de loi géométrique de paramètre  $p_2$ . On suppose  $X_1$  et  $X_2$  indépendantes. On pose  $Y = \min\{X_1, X_2\}$ .

D'après la définition des lois géométriques, pour tout  $k \in \mathbb{N}^*$ ,

$$\begin{aligned}
 \mathbf{P}(X_1 \leq k) &= \sum_{j=1}^k \mathbf{P}(X_1 = j) = \sum_{j=1}^k p_1(1 - p_1)^{j-1} \\
 &= p_1 \sum_{j=0}^{k-1} (1 - p_1)^j = p_1 \times \frac{1 - (1 - p_1)^k}{1 - (1 - p_1)} \\
 &= 1 - (1 - p_1)^k.
 \end{aligned}$$

De manière analogue,  $\mathbf{P}(X_2 \leq k) = 1 - (1 - p_2)^k$ .

Soit  $k \in \mathbb{N}^*$ . En reprenant l'idée du théorème précédent,

$$\begin{aligned}\mathbf{P}(Y \leq k) &= 1 - \mathbf{P}(Y > k) = 1 - \mathbf{P}(\min\{X_1, X_2\} > k) \\ &= 1 - \mathbf{P}([X_1 > k] \cap [X_2 > k]) \\ &= 1 - \mathbf{P}(X_1 > k) \mathbf{P}(X_2 > k), \text{ par indépendance} \\ &= 1 - (1 - p_1)^k (1 - p_2)^k.\end{aligned}$$

Ainsi,

$$\begin{aligned}\mathbf{P}(Y = k) &= \mathbf{P}(Y \leq k) - \mathbf{P}(Y \leq k - 1) \\ &= (1 - p_1)^{k-1} (1 - p_2)^{k-1} - (1 - p_1)^k (1 - p_2)^k \\ &= [(1 - p_1)(1 - p_2)]^{k-1} (1 - (1 - p_1)(1 - p_2)).\end{aligned}$$

Ainsi,  $Y$  suit une loi géométrique de paramètre  $1 - (1 - p_1)(1 - p_2)$ .

de Bernoulli dont la probabilité de succès vaut  $\mathbf{P}(X_1 \leq x) = F(x)$ . Ainsi,  $N(x) \hookrightarrow \mathcal{B}(n, F(x))$ .

$[U_k \leq x]$  signifie que la  $k^{\text{e}}$  plus petite variable aléatoire est inférieure à  $x$ , donc que le nombre de variables aléatoires inférieures ou égales à  $x$  est supérieur à  $k$  :

$$\begin{aligned}H_k(x) &= \mathbf{P}(U_k \leq x) \\ &= \mathbf{P}(N(x) \geq k) \\ &= \sum_{i=k}^n \mathbf{P}(N(x) = i) \\ &= \sum_{i=k}^n \binom{n}{i} F(x)^i (1 - F(x))^{n-i}.\end{aligned}$$

### III - Généralisons !

#### Théorème 3 - Statistique d'ordre $k$

Soit  $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$ . On ordonne  $X_1, \dots, X_n$  par ordre croissant et on note  $U_k$  la valeur du  $k^{\text{e}}$  réel ainsi obtenu. On pose  $H_k$  la fonction de répartition de  $U_k$ . Alors,

$$\forall x \in \mathbb{R}, H_k(x) = \sum_{i=k}^n \binom{n}{i} F(x)^i (1 - F(x))^{n-i}.$$

#### Remarque 3

- \* Lorsque  $k = n$ , on obtient  $U_n = \max\{X_1, \dots, X_n\}$ .
- \* Lorsque  $k = 1$ , on obtient  $U_1 = \min\{X_1, \dots, X_n\}$ .
- \* Soit  $x \in \mathbb{R}$ . Dans le cas général, on note  $N(x)$  le nombre de variables aléatoires  $X_1, \dots, X_n$  inférieures ou égales à  $x$ .  $N(x)$  compte le nombre de succès dans un schéma