## Chapitre 4 : Espérance d'une variable aléatoire

**Définition 0.0.1** (Fonction indicatrice). On note  $\forall A \in \mathcal{A}$ ,  $\mathbb{1}_A$  la variable aléatoire dite "indicatrice" de A.

Aussi nommée variable de Bernoulli $^a,$ elle est définie par :  $\mathbbm{1}_A=\begin{cases} 1 \ si \ A \ est \ r\'ealis\'e \\ 0 \ sinon \end{cases}$ 

a. attention: un seul "i"

**Définition 0.0.2** (Variable étagée). Soit  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n \geq 0$  et  $A_1, A_2, \dots, A_n \in \mathcal{A}$ .  $X = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \mathbb{1}_{A_i} \text{ est une variable aléatoire étagée.}$ 

**Définition 0.0.3** (Espérance d'une variable aléatoire étagée). Soit X la variable étagée précédemment décrite. On pose  $\mathbb{E}[X] \stackrel{\text{déf.}}{=} \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \mathbb{P}(A_i)$ .

**Propriété-Définition 0.0.4** (Espérance d'une variable aléatoire positive). Soit X une variable aléatoire positive et  $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$  une suite croissante de variables aléatoires étagées. a

On suppose également que cette suite de fonctions converge simplement vers X presque surement.

Dans ce cas, on note par définition,

$$\mathbb{E}[X] \stackrel{\text{def.}}{=} \lim_{n \to +\infty} \mathbb{E}[X_n].$$

a. On a  $X_0 \leq X_1 \leq \ldots \leq X_n$ 

Remarque: Cette espérance peut éventuellement être infinie.

**Définition 0.0.5** (Généralisation à une variable aléatoire réelle). Soit X une variable aléatoire à valeurs dans  $\mathbb R$  telle que  $\mathbb E[|X|] < +\infty$ .

On a:

$$\mathbb{E}[X] \stackrel{\text{def.}}{=} \mathbb{E}[\max(0, X)] - \mathbb{E}[-\min(0, X)].$$

a. on dit de X qu'elle est "intégrable"

**Propriété 0.0.6** (Linéarité). Si X et Y sont intégrables et  $\alpha, \beta \in \mathbb{R}$  alors

$$\mathbb{E}[\alpha X + \beta Y] = \alpha \mathbb{E}[X] + \beta \mathbb{E}[Y]$$

**Theorème 0.0.7** (Convergence monotone). Soit  $X \geq 0$  et  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  une suite croissante de variables aléatoires telle que  $X_n \xrightarrow[n \to +\infty]{} X$ . On a :

$$\mathbb{E}[X] = \lim_{n \to +\infty} \mathbb{E}[X_n].$$

Exercice 0.0.8. On tire au hasard un entier entre 1 et 100. On considère alors les trois événements suivants :

- A<sub>1</sub>: "obtenir un nombre pair"
- $-A_2$ : "obtenir un multiple de 5"
- A<sub>3</sub>: "obtenir un multiple de 10"

On note N le nombre d'événements réalisés. Par construction,  $N(\Omega) \subset \{0; 1; 2; 3\}$ .

Exercice 0.0.9. Soit X une variable aléatoire à valeurs entières. Démontrer que  $\mathbb{E}[X] = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(X > n)$ .

Solution : Il faut remarquer ici que "X est le nombre d'entiers qui précède X". Formellement,

$$X = \sum_{k=0}^{+\infty} \mathbb{1}_{(k < X)} = \lim_{n \to +\infty} \sum_{k=0}^{n} \mathbb{1}_{(k < X)}$$

Remarque : on pourra brièvement noter que le terme dans lequel on passe à la limite est égal à  $\min(n, X)$ .

Or  $\left(\sum_{k=0}^n \mathbbm{1}_{(k < X)}\right)_{n \in \mathbb{N}}$  définit une suite croissante de variables aléatoires étagées qui converge vers X.

D'après la propriété-définition, il vient que :

$$\mathbb{E}[X] = \lim_{n \to +\infty} \mathbb{E}\left[\sum_{k=0}^{n} \mathbb{1}_{(X > k)}\right]$$

L'application de la linéarité suivi du passage à la limite permet alors de trouver le résultat :  $\mathbb{E}[X] = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(X > n)$ .

Encore une fois, cette limite est éventuellement égale à  $+\infty$ .

Application : Cette formule permet de calculer plus facilement l'espérance d'une loi géométrique de paramètre p=1-q.

De fait,  $\forall n \in \mathbb{N}, \mathbb{P}(X > n) = q^n$  que l'on utilise dans la formule précédente :

$$\mathbb{E}[X] = \sum_{k=0}^{+\infty} q^k = \frac{1}{1-q} = \frac{1}{p}.$$

**Exercice 0.0.10.** Soit  $X \geq 0$  et  $\forall t \geq 0, S(t) = \mathbb{P}(X > t)^{1}$ . Prouver que  $\mathbb{E}[X] = \int_{0}^{+\infty} S(t) dt$ .

Remarque : Cette formule fait le lien entre une intégrale de Lebesgue à gauche et une intégrale de Riemann à droite.

Solution: Il faut déjà remarquer les égalités suivantes.

$$X = \text{longueur}([0, X]) = \int_0^X 1 \,dt + \int_X^{+\infty} 0 \,dt = \int_0^{+\infty} \mathbb{1}_{(X>t)} \,dt.$$

On pose alors  $\forall n \in \mathbb{N}, X_n \stackrel{\text{def.}}{=} \int_0^n \mathbbm{1}_{(X>t)} \, \mathrm{d}t. \ (X_n)_{(n\in\mathbb{N})}$  définit alors une suite de variables aléatoires positives qui converge vers X en croissant.

Le théorème de convergence monotone permet alors d'avancer la première égalité du calcul :

$$\mathbb{E}[X] = \mathbb{E}\left[\int_0^{+\infty} \mathbb{1}_{(X>t)} \, \mathrm{d}t\right] \stackrel{!!}{=} \int_0^{+\infty} \mathbb{E}[\mathbb{1}_{(X>t)}] \, \mathrm{d}t$$

Ce qui donne le résultat final :  $\mathbb{E}[X] = \int_0^{+\infty} \mathbb{P}(X > t) dt$ .

## Suite de l'exercice

Soit T= temps d'apparition de la première occurrence dans le processus de Poisson de paramètre  $\lambda>0$ .

On a vu dans un chapitre précédent que  $\forall t > 0$ ,  $\mathbb{P}(T > t) = \mathbb{P}(N_t = 0) = e^{-\lambda t}$ .

Pour un match de "pied-ballon" classique, on a  $\lambda t=2,4,$ 

d'où  $\mathbb{P}(\text{"match 0-0"}) = e^{-2.4}$ .

Aussi, 
$$\mathbb{E}[T] = \int_0^{+\infty} S(t) dt = \int_0^{+\infty} e^{-\lambda t} dt = \frac{1}{\lambda}$$
.

on retiendra donc que  $\boxed{\mathbb{E}[T] = \frac{1}{\lambda}}$ . Ainsi, en interprétant  $\mathbb{E}[T]$  comme le temps moyen séparant deux occurences,  $\lambda$  est le nombre d'occurences par unité de temps, d'où le lien "le temps est l'inverse de la fréquence".

<sup>1.</sup> communément appelée "fonction de survie"

<sup>2.</sup> loi exponentielle