

## Opus n°14 bis. Espérance conditionnelle et formule de Wald

### 1) Formule des espérances conditionnelles

Soit  $X : \Omega \rightarrow E \subset \mathbb{R}$  une variable aléatoire réelle d'espérance finie.

Soit  $(B)_{n \in \mathbb{N}}$  un système complet d'événements, c'est-à-dire  $\Omega = \bigsqcup_{n \in \mathbb{N}} B_n$ , avec  $P(B_n) > 0$ .

a) Soit un événement  $B$  tel que  $P(B) > 0$ . Justifier que  $\sum_{x \in E} |xP(X = x | B)| \leq \frac{E(|X|)}{P(B)}$ .

*Remarque* : En particulier, la famille  $(xP(X = x | B))_{x \in E}$  est sommable.

On définit alors "l'espérance de  $X$  conditionnée par  $B$ " par

$$E(X | B) = \sum_{x \in E} xP(X = x | B)$$

b) Montrer que

$$E(X) = \sum_{n \in \mathbb{N}} E(X | B_n)P(B_n)$$

### 2) Formule du transfert

Soit  $f : E \rightarrow \mathbb{R}$ . On suppose  $f(X)$  d'espérance finie. En considérant  $B_n : (X = x)$ , retrouver :

$$E(f(X)) = \sum_{x \in E} f(x) P(X = x)$$

### 3) Longueur de la première et deuxième séquence de tirages consécutifs égaux

Soit  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  une suite de v.a. de Bernoulli i.i.d. de paramètre  $p \in ]0, 1[$ . On pose  $q = 1 - p$ .

On définit  $N$  et  $M$  les longueurs des séquences de 0 ou de 1 consécutives (ce sont donc des entiers de  $\mathbb{N}^*$ ).

Par exemple, si  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*} = (0, 0, 0, 1, 1, 0, \dots)$ , alors  $N = 3$  et  $M = 2$ .

a) Pour  $n \in \mathbb{N}$ , donner  $P(N > n | X_1 = 0)$ . Que dire de la loi de  $N$  sachant  $X_1 = 1$  ?

b) En déduire  $E(N | X_1 = 0)$ , et en conclure  $E(N) = \frac{q}{p} + \frac{p}{q} \geq 2$ .

*Remarque* : On montre de même  $E(M | X_1 = 0) = \frac{1}{q}$ . D'où  $E(N) = \frac{q}{q} + \frac{p}{p} = 2$ .

### 4) Formule de Wald

On considère une suite de variables aléatoires entières mutuellement indépendantes  $N, X_1, \dots, X_n, \dots$  définies sur le même espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{T}, P)$ .

On note  $Y$  la variable aléatoire définie par  $Y = \sum_{i=1}^N X_i$ , c'est-à-dire  $\forall \omega \in \Omega, Y(\omega) = \sum_{i=1}^{N(\omega)} X_i(\omega)$ .

a) On pose  $\forall t \in [0, 1], G_Y(t) = E(t^Y)$ . En utilisant 1), montrer que  $G_Y(t) = G_N(G_X(t))$ .

b) On suppose  $N$  et  $X$  d'espérance finies. Montrer que  $Y$  est d'espérance finie, et que  $E(Y) = E(N)E(X)$ .

c) (*Oral Centrale 2022*) On considère 1 cellule. A chaque étape, chaque cellule soit se divise en deux cellules (avec une probabilité  $p$ ) soit meurt. On note  $N_n$  le nombre de cellules après  $n$  divisions.

On note  $G_n$  la série génératrice de  $N_n$ . Justifier que  $\forall t \in [0, 1], G_{n+1}(t) = G_n(q + pt^2)$ .

Donner une CNS sur  $p$  pour que  $\lim_{n \rightarrow +\infty} E(N_n) = +\infty$ .

### 5) Exemple : Cardinal d'un ensemble obtenu par ajouts successifs aléatoires

Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ , et  $E = \{1, 2, \dots, n\}$ . Soit une suite de v.a.  $(X_k)_{k \in \mathbb{N}^*}$  i.i.d. de loi uniforme sur  $E$ .

Pour tout  $k \in \mathbb{N}^*$ , on considère  $A_k = \{X_1, X_2, \dots, X_k\} \subset E$  et on pose  $N_k = \text{card}(A_k)$ . On a ainsi  $N_k \leq \min(k, n)$ .

En utilisant les événements  $B_j : (N_k = j)$ , montrer que  $E(N_{k+1}) = 1 + \left(1 - \frac{1}{n}\right) E(N_k)$ . En déduire  $E(N_k)$ .