



## Approfondissement

*Autour de la notion d'indicatrice*  
*Mars-Avril 2020*

### Préambule

Soient  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  un espace probabilisé et  $A$  un évènement.

On appelle *variable indicatrice* de l'évènement  $A$  la variable aléatoire notée  $\mathbb{1}_A$  définie par

$$\mathbb{1}_A(\omega) = \begin{cases} 1, & \text{si } \omega \in A \\ 0, & \text{si } \omega \notin A \end{cases}$$

(1) Reconnaître la loi de  $\mathbb{1}_A$  et son espérance.

Soit  $I$  un intervalle de  $\mathbb{R}$ . On introduit la *fonction indicatrice* de  $I$  avec la formule

$$\chi_I(x) = \begin{cases} 1, & \text{si } x \in I \\ 0, & \text{si } x \notin I \end{cases}$$

Soient  $X$  une variable aléatoire réelle de densité  $f$  et  $s \in \mathbb{R}$ . On remarque alors que

$$\mathbb{1}_{[X \geq s]} = \chi_{[s; +\infty[}(X).$$

(2) Soient  $X$  une variable aléatoire réelle de densité  $f$  et  $s \in \mathbb{R}$ . Soit  $Y = g(X)$  une autre variable aléatoire. Justifier soigneusement, que  $\mathbb{1}_{[X \geq s]}Y$  admet une espérance si et seulement si l'intégrale

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \chi_{[s; +\infty[}(x)g(x)f(x)dx = \int_s^{+\infty} g(x)f(x)dx$$

converge.

## Exercice 1

- (1) *Question de cours:* Rappeler l'inégalité de Markov.

Un fabricant cherche à optimiser le prix de vente  $p$  de son produit. Il suppose que chaque client potentiel est prêt à payer un prix aléatoire  $X$  pour acheter le produit. Si  $X$  est supérieur ou égal à  $p$ , la vente a lieu le fabricant encaisse  $p$  euros; sinon la vente n'a pas lieu et le fabricant n'encaisse aucun chiffre d'affaires.

On suppose que  $X$  admet une densité de probabilité  $f$  continue sur  $\mathbb{R}_+$  et une espérance finie. On note  $F$  la fonction de répartition et  $Z_p$  le chiffre d'affaires réalisé si le prix de son produit est fixé à la valeur  $p$  et on définit la fonction  $g$  sur  $\mathbb{R}_+$  par  $g(p) = E(Z_p)$ .

- (2) Exprimer  $Z_p$  à l'aide de  $\mathbb{1}_{(X \geq p)}$  puis montrer que  $g(p) = p(1 - F(p))$ .
- (3) Montrer que  $g(p)$  tend vers 0 lorsque  $p$  tend vers  $+\infty$ .
- (4) Que vaut  $g(0)$ ? Dessiner l'allure de la courbe de  $g$ . En déduire que  $g$  admet un maximum sur  $\mathbb{R}_+$ , atteint en une valeur  $p^* > 0$ .
- (5) Expliciter une équation vérifiée  $p^*$ .
- (6) Quel chiffre d'affaires maximal peut espérer le fabricant si  $X$  suit une loi exponentielle de paramètre  $\lambda > 0$  ?

## Exercice 2

On étudie le jeu suivant:  $X_1$  et  $X_2$  étant deux variables indépendantes de loi uniforme sur  $[0; 1]$ , un joueur observe d'abord  $X_1$ . S'il décide d'en rester là, il gagne la valeur observée. S'il décide de continuer, il observe et gagne  $X_2$ . On note  $G$  la v.a. correspondant au gain du joueur.

- (1) Sa première stratégie est de toujours continuer et observer  $X_2$ . Quelle est alors l'espérance de son gain?
- (2) Dans un deuxième temps, il décide de continuer et d'observer  $X_2$  si et seulement si  $X_1 \leq s$ , où  $s \in [0; 1]$  est un seuil qu'il se fixe à l'avance.
  - (a) Justifier que

$$G = \mathbb{1}_{X_1 \geq s} X_1 + \mathbb{1}_{X_1 < s} X_2.$$

- (b) Écrire un programme SciLab qui demande à l'utilisateur d'entrer le seuil  $s$  et simule le gain.
  - (c) Quelle est l'espérance du gain dans ce cas?
  - (d) Quelle valeur  $s$  doit-il choisir pour maximiser cette espérance?
- (3) Si, dans une variante du jeu précédent, on pouvait observer  $X_1$  et  $X_2$  avant de prendre une décision, quelle serait la stratégie et combien rapporterait-elle en moyenne?

## Problème

On rappelle que si  $X$  est une variable aléatoire **admettant une variance**, alors la loi faible des grands nombres permet d'affirmer que, notant  $(X_1, \dots, X_n)$  un  $n$ -échantillon de  $X$ , on a

$$\forall t > 0, \quad P \left( \left| \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} - E(X) \right| > t \right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0.$$

La preuve de ce résultat repose sur l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev (on invite d'ailleurs à la reprendre avant d'attaquer ce problème). L'objectif est de montrer que ce résultat reste vrai lorsque  $X$  admet une espérance mais pas de variance.

Pour simplifier les calculs, on se place dans la situation d'une variable  $X$  centrée.

On considère donc une variable aléatoire  $X$  de densité<sup>1</sup>  $f$ , d'espérance nulle dont on a un  $n$ -échantillon  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$ .

### Partie 1 - Des variables tronquées

Soit  $A > 0$  fixé. Pour tout  $k \in \llbracket 1; n \rrbracket$ , on introduit les variables

$$Y_k = X_k \cdot \mathbb{1}_{(|X_k| \leq A)}, \quad \text{et} \quad Z_k = X_k \cdot \mathbb{1}_{(|X_k| > A)}.$$

- (1) Quelle relation a-t-on entre  $X_k, Y_k$  et  $Z_k$ ?
- (2) Montrer que  $Y_k$  admet un moment d'ordre 2 et que  $E(Y_k^2) \leq A^2$ .

On admet que

$$\lim_{A \rightarrow +\infty} E(Y_k) = E(X_k) = 0 \quad \text{et que} \quad \lim_{A \rightarrow +\infty} E(Z_k) = 0.$$

### Partie 2 - Inégalités

Dans toute la suite, on considère  $\varepsilon > 0$  fixé.

- (3) Soient  $x, y \in \mathbb{R}$ . Montrer que

$$|x + y| > t \implies \left( \left[ |x| > \frac{t}{2} \right] \text{ ou } \left[ |y| > \frac{t}{2} \right] \right)$$

- (4) On note alors

$$\bar{X}_n = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}, \quad \bar{Y}_n = \frac{Y_1 + \dots + Y_n}{n} \quad \text{et} \quad \bar{Z}_n = \frac{Z_1 + \dots + Z_n}{n}.$$

Déduire de la question précédente que

$$P(|\bar{X}_n| > t) \leq P\left(|\bar{Y}_n| > \frac{t}{2}\right) + P\left(|\bar{Z}_n| > \frac{t}{2}\right).$$

- (5) (a) En réutilisant la Question (4), montrer que

$$P\left(|\bar{Z}_n| > \frac{t}{2}\right) \leq nP\left(|Z_1| > \frac{nt}{2}\right).$$

- (b) En déduire, à l'aide de l'inégalité de Markov, qu'il existe  $A_1 > 0$ , tel que, si  $A \geq A_1$ ,

$$P\left(|\bar{Z}_n| > \frac{t}{2}\right) \leq \frac{\varepsilon}{2}.$$

- (6) (a) Montrer que

$$E(\bar{Y}_n^2) = \frac{1}{n^2} \left( \sum_{k=1}^n E(Y_k^2) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} E(Y_i Y_j) \right).$$

- (b) Montrer que, pour  $i \neq j$ ,

$$E(Y_i Y_j) = E(Y_i)E(Y_j) = E(Y_1)^2$$

En déduire que

$$2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} E(Y_i Y_j) \leq n(n-1)E(Y_1)^2.$$

- (c) Obtenir ensuite que

$$E(\bar{Y}_n^2) \leq \frac{A^2}{n} + E(Y_1)^2.$$

<sup>1</sup>Tout ceci fonctionne de manière analogue dans le cas d'une variable discrète

(d) Justifier de l'existence d'un  $A_2 > 0$  tel que pour  $A \geq A_2$ ,

$$E(Y_1)^2 \leq \frac{16\varepsilon}{t^2}.$$

(e) Utiliser une inégalité de Markov pour obtenir que

$$P\left(|\bar{Y}_n| > \frac{t}{2}\right) \leq \frac{t^2 A^2}{4n} + \frac{\varepsilon}{4}.$$

(7) Montrer que si  $A \geq \max(A_1, A_2)$ ,

$$P(|\bar{X}_n| > t) \leq \frac{t^2 A^2}{4n} + \frac{3\varepsilon}{2}.$$

(8) Conclure.