

Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$ , une suite de variables aléatoires définies sur un même espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$ , indépendantes, de même loi, à valeurs dans  $\mathbb{N}$ . Pour tout entier  $n \geq 1$ , on pose

$$C_n = \#\{X_1, \dots, X_n\}.$$

**1** Pour tout entier  $n \geq 1$ , l'application  $C_n : \Omega \rightarrow \mathbb{N}$  est une variable aléatoire d'espérance finie.

**2** Démontrer que, pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$  et tout  $k \in \mathbb{N}$ ,

$$\mathbf{E}(C_n) \leq k + n^2 \mathbf{P}(X_1 \geq k).$$

**3** On suppose dorénavant que les variables aléatoires  $X_k$  sont d'espérance finie.

Démontrer que

$$\mathbf{P}(X_1 \geq k) \underset{k \rightarrow +\infty}{=} o(1/k).$$

En déduire que

$$\mathbf{E}(C_n) \underset{n \rightarrow +\infty}{=} o(n).$$

**1** Il est clair que les valeurs de  $C_n$  sont comprises entre 1 (cas où toutes les variables aléatoires  $X_k$  prennent la même valeur) et  $n$  (cas où toutes les variables aléatoires  $X_k$  prennent des valeurs distinctes).

L'ensemble  $\mathbb{N}^n$  est dénombrable (produit cartésien d'un nombre fini d'ensembles dénombrables) et

$$\mathbb{N}^n = \bigsqcup_{1 \leq k \leq n} E_k$$

où  $E_k$  est l'ensemble des  $n$ -uplets formés au moyen de  $k$  entiers naturels distincts.

Les ensembles  $E_k$  sont donc des ensembles dénombrables (ils sont contenus dans un ensemble dénombrable et manifestement ils sont infinis) et, pour tout entier  $1 \leq k \leq n$ ,

$$C_n(\omega) = k \iff \exists (i_1, \dots, i_n) \in E_k, \quad (X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)) = (i_1, \dots, i_n).$$

Autrement dit,

$$[C_n = k] = \bigsqcup_{(i_1, \dots, i_n) \in E_k} [X_1 = i_1] \cap \dots \cap [X_n = i_n]$$

ce qui prouve que

$$\forall 1 \leq k \leq n, \quad [C_n = k] \in \mathcal{A}$$

et donc que  $C_n$  est bien une variable aléatoire discrète sur  $(\Omega, \mathcal{A})$ .

• Comme  $C_n$  est une variable aléatoire bornée, elle est d'espérance finie.

• Plus précisément,  $1 \leq \mathbf{E}(C_n) \leq n$ , ce qui donne de l'intérêt aux estimations qui vont suivre.

**2** Soit  $k \in \mathbb{N}$ . De deux choses l'une :

- ou bien toutes les variables aléatoires  $X_1, \dots, X_n$  sont strictement inférieures à  $k$  et dans ce cas, elles ne peuvent pas prendre plus de  $k$  valeurs distinctes ;
- ou bien l'une d'elles au moins est supérieure à  $k$ .

Autrement dit :

$$\Omega = [X_1 < k, \dots, X_n < k] \sqcup ([X_1 \geq k] \cup \dots \cup [X_n \geq k])$$

et

$$[X_1 < k, \dots, X_n < k] \subset [C_n \leq k].$$

Comme  $C_n(\omega) \leq n$  pour tout  $\omega \in \Omega$ , on en déduit que

$$C_n \leq k \mathbb{1}_{[X_1 < k, \dots, X_n < k]} + n \mathbb{1}_{[X_1 \geq k] \cup \dots \cup [X_n \geq k]}.$$

Comme l'espérance conserve les inégalités, on en déduit que

$$\mathbf{E}(C_n) \leq k \mathbf{P}([X_1 < k, \dots, X_n < k]) + n \mathbf{P}([X_1 \geq k] \cup \dots \cup [X_n \geq k]).$$

Les variables aléatoires  $X_k$  sont de même loi, donc

$$\mathbf{P}([X_1 \geq k] \cup \dots \cup [X_n \geq k]) \leq \sum_{i=1}^n \mathbf{P}(X_i \geq k) = n \mathbf{P}(X_1 \geq k)$$

et finalement

$$\mathbf{E}(C_n) \leq k \times 1 + n \times n \mathbf{P}(X_1 \geq k) = k + n^2 \mathbf{P}(X_1 \geq k).$$

Il n'y a plus de calcul de probabilité dans ce qui suit, c'est un résultat d'analyse. Nous considérerons donc deux suites positives  $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$  et  $(\varepsilon_n)_{n \in \mathbb{N}}$  telles que

$$\forall 0 \leq k \leq n, \quad 0 \leq u_n \leq k + n^2 \frac{\varepsilon_k}{k} \quad \text{avec} \quad \lim_{k \rightarrow +\infty} \varepsilon_k = 0.$$

et nous cherchons à en déduire que

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{u_n}{n} = 0.$$

**3.1** Fixons  $0 < \eta < 1$  et posons  $\varepsilon = \sqrt{\eta} \in ]0, 1[$ .  
D'après les hypothèses,

$$\forall n \in \mathbb{N}, \forall 0 \leq k \leq n, \quad 0 \leq \frac{u_n}{n} \leq \frac{k}{n} + n \frac{\varepsilon_k}{k}$$

et, comme  $\eta > 0$ , il existe un entier  $K_0 \in \mathbb{N}$  tel que

$$\forall k \geq K_0, \quad 0 \leq \varepsilon_k \leq \varepsilon.$$

Par conséquent,

$$\forall n > K_0, \forall K_0 \leq k \leq n, \quad 0 \leq \frac{u_n}{n} \leq \frac{k}{n} + n \frac{\varepsilon}{k}. \quad (*)$$

Le principe du raisonnement qui va suivre est classique : c'est un passage à la borne inférieure. Si

$$\forall x \in [a, b], \quad g(n) \leq f(x)$$

alors

$$g(n) \leq \inf_{x \in [a, b]} f(x).$$

La mise en œuvre de ce raisonnement est (un peu) compliquée par le fait que, ici, le majorant est une fonction de la variable entière  $k$  et non pas une fonction de la variable réelle  $x$ .

Une étude rapide montre que la fonction  $f$  définie par

$$\forall x > 0, \quad f(x) = \frac{x}{n} + \frac{n\varepsilon}{x}$$

atteint son minimum en  $x_0 = n\sqrt{\varepsilon}$ . Comme  $0 < \varepsilon < 1$ , on a  $n\sqrt{\varepsilon} < n$  pour tout  $n$  et la suite de terme général  $y_n = n\sqrt{\varepsilon}$  tend vers  $+\infty$ , donc il existe donc un rang  $N_1 \in \mathbb{N}$  tel que

$$\forall n \geq N_1, \quad K_0 \leq k_0 \stackrel{\text{d\u00e9f.}}{=} \lfloor n\sqrt{\varepsilon} \rfloor \leq n.$$

À défaut de pouvoir majorer par le minimum de la fonction  $f$ , on va majorer par une valeur particulière de  $f$  qui est assez proche du minimum de  $f$ .

On déduit donc de (\*) que

$$\begin{aligned}\forall n > \max\{K_0, N_1\}, \quad 0 \leq \frac{u_n}{n} &\leq f(k_0) = \frac{\lfloor n\sqrt{\varepsilon} \rfloor}{n} + n \frac{\varepsilon}{\lfloor n\sqrt{\varepsilon} \rfloor} \\ &\leq \frac{n\sqrt{\varepsilon} + 1}{n} + n \frac{\varepsilon}{n\sqrt{\varepsilon}} \leq \frac{1}{n} + 2\sqrt{\varepsilon}.\end{aligned}$$

Comme la suite de terme général  $1/n$  tend vers 0, il existe un rang  $N_1 \in \mathbb{N}$  tel que

$$\forall n \geq N_2, \quad \frac{1}{n} \leq \eta.$$

Finalement, en posant  $N_0 = \min\{K_0, N_1, N_2\} \in \mathbb{N}$ ,

$$\forall n > N_0, \quad 0 \leq \frac{u_n}{n} \leq 3\eta$$

et nous avons bien démontré que

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{u_n}{n} = 0.$$