

NOM :

Prénom :

Note :

1. Déterminer l'espérance et la variance d'une variable aléatoire  $X$  suivant une loi géométrique de paramètre  $p \in ]0, 1]$ . On justifiera par des calculs.

On pose  $q = 1 - p$  dans la suite. Rappelons que pour tout  $x \in ]-1, 1[$ , on obtient par dérivation d'une série entière :

$$\sum_{n=0}^{+\infty} x^n = \frac{1}{1-x} \qquad \sum_{n=1}^{+\infty} nx^{n-1} = \frac{1}{(1-x)^2} \qquad \sum_{n=2}^{+\infty} n(n-1)x^{n-2} = \frac{2}{(1-x)^3}$$

Ainsi

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{n=1}^{+\infty} n\mathbb{P}(X=n) = \sum_{n=1}^{+\infty} nq^{n-1}p = \frac{p}{(1-q)^2} = \frac{1}{p}$$

Remarquons que

$$\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X)^2 = \mathbb{E}(X(X-1)) + \mathbb{E}(X) - \mathbb{E}(X)^2$$

Par la formule de transfert,

$$\mathbb{E}(X(X-1)) = \sum_{n=1}^{+\infty} n(n-1)q^{n-1}p = qp \sum_{n=2}^{+\infty} n(n-1)q^{n-2} = \frac{2qp}{(1-q)^3} = \frac{2q}{p^2} = \frac{2}{p^2} - \frac{2}{p}$$

On en déduit que

$$\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}(X(X-1)) + \mathbb{E}(X) - \mathbb{E}(X)^2 = \frac{2}{p^2} - \frac{2}{p} + \frac{1}{p} - \frac{1}{p^2} = \frac{1}{p^2} - \frac{1}{p}$$

■

2. Déterminer l'espérance et la variance d'une variable aléatoire  $X$  suivant une loi de Poisson de paramètre  $\lambda \in \mathbb{R}_+^*$ . On justifiera par des calculs.

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{n=0}^{+\infty} n\mathbb{P}(X=n) = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{ne^{-\lambda}\lambda^n}{n!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{\lambda^{n-1}}{(n-1)!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\lambda^n}{n!} = \lambda e^{-\lambda} e^\lambda = \lambda$$

Remarquons que

$$\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X)^2 = \mathbb{E}(X(X-1)) + \mathbb{E}(X) - \mathbb{E}(X)^2$$

Par la formule de transfert,

$$\mathbb{E}(X(X-1)) = \sum_{n=0}^{+\infty} n(n-1)\mathbb{P}(X=n) = \sum_{n=2}^{+\infty} \frac{n(n-1)e^{-\lambda}\lambda^n}{n!} = \lambda^2 e^{-\lambda} \sum_{n=2}^{+\infty} \frac{\lambda^{n-2}}{(n-2)!} = \lambda^2 e^{-\lambda} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\lambda^n}{n!} = \lambda^2 e^{-\lambda} e^\lambda = \lambda^2$$

On en déduit que

$$\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}(X(X-1)) + \mathbb{E}(X) - \mathbb{E}(X)^2 = \lambda^2 + \lambda - \lambda^2 = \lambda$$

■

3. Soient  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires indépendantes sur un espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  suivant la même loi géométrique de paramètre  $p$ . Calculer  $\mathbb{P}(X = Y)$ .

Remarquons que  $\{X = Y\} = \bigcup_{n \in \mathbb{N}^*} (\{X = n\} \cap \{Y = n\})$ . Par  $\sigma$ -additivité,

$$\mathbb{P}(X = Y) = \sum_{n=1}^{+\infty} \mathbb{P}(\{X = n\} \cap \{Y = n\})$$

Mais comme  $X \perp\!\!\!\perp Y$ ,

$$\mathbb{P}(X = Y) = \sum_{n=1}^{+\infty} \mathbb{P}(X = n) \mathbb{P}(Y = n) = \sum_{n=1}^{+\infty} (q^{n-1} p)^2 = p^2 \sum_{n=0}^{+\infty} q^{2n} = \frac{p^2}{1 - q^2} = \frac{p}{2 - p}$$

On a posé  $q = 1 - p$  pour alléger les calculs. ■

4. Soit  $X$  une variable aléatoire suivant une loi de Poisson de paramètre  $\lambda \in \mathbb{R}_+^*$ . Calculer l'espérance de  $Y = 2^X$ .

D'après la formule de transfert,

$$\mathbb{E}(Y) = \sum_{n=0}^{+\infty} 2^n \mathbb{P}(X = n) = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{2^n e^{-\lambda} \lambda^n}{n!} = e^{-\lambda} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(2\lambda)^n}{n!} = e^{-\lambda} e^{2\lambda} = e^\lambda$$

5. Une urne contient initialement une boule blanche. On lance une pièce équilibrée : si on obtient «pile», on pioche une boule dans l'urne ; sinon, on rajoute une boule noire dans l'urne et on procède à un nouveau lancer. Quelle est la probabilité de piocher une boule blanche.

Notons  $X$  le nombre de lancers effectués et notons  $B$  l'événement consistant à tirer une boule blanche. Il est clair que  $X \sim \mathcal{G}(1/2)$  et que, pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ ,  $\mathbb{P}(B \mid X = n) = \frac{1}{n}$ . D'après la formule des probabilités totales :

$$\mathbb{P}(B) = \sum_{n=1}^{+\infty} \mathbb{P}(B \mid X = n) \mathbb{P}(X = n) = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{2^n} = -\ln\left(1 - \frac{1}{2}\right) = \ln(2)$$

■