

Dans cet exercice, p désigne un réel appartenant à $]0, 1[$, $q = 1 - p$ et λ un réel strictement positif.

Q 1. Dans cette question, X est une variable aléatoire qui suit la loi géométrique de paramètre p . Calculer $\mathbf{E}\left(\frac{1}{X}\right)$.

Désormais, dans les deux questions suivantes, X est une variable aléatoire discrète qui prend une infinité de valeurs dans $]0, +\infty[$ qui forment une suite strictement croissante. On note (x_k) la suite (strictement croissante) des valeurs de X et $F_X : t \mapsto \mathbf{E}(e^{-tX})$ sur $[0, +\infty[$.

Q 2. Exprimer $F_X(t)$ à l'aide des x_k . Montrer que F_X est une fonction continue sur $[0, +\infty[$.

Q 3. Montrer que F_X est intégrable sur $[0, +\infty[$ et calculer $\int_0^{+\infty} F_X(t) dt$. Quel est le lien avec $\mathbf{E}\left(\frac{1}{X}\right)$?

Q 4. Retrouver le résultat de la question 1.

Q 5. Justifier que l'intégrale $I = \int_0^{+\infty} e^{\lambda e^{-t} - t} dt$ converge.

Q 6. Dans cette question, X est une variable aléatoire telle que $X - 1$ suive la loi de Poisson de paramètre λ .

En vous servant de X , donner la valeur de I .

Exercice hebdomadaire 15 - Corrigé

Q 1. $1/X$ est à valeurs dans $[0, 1]$ donc est bornée : elle admet donc une espérance finie.

$$\text{Donc d'après le th. de transfert, } \mathbf{E}\left(\frac{1}{X}\right) = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k} p q^{k-1} = p \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{q^{k-1}}{k}.$$

On reconnaît le d.s.e. de la fonction $x \mapsto -\ln(1-x)$. Donc $\mathbf{E}\left(\frac{1}{X}\right) = -p \ln(1-q) = -p \ln p$.

Q 2. Pour tout $t \geq 0$, la variable aléatoire e^{-tX} est à valeurs dans $[0, 1]$ donc est bornée : elle admet une espérance finie.

$$\text{Donc d'après le th. de transfert, } F_X(t) = \mathbf{E}(e^{-tX}) = \sum_{k=0}^{+\infty} e^{-tx_k} \mathbb{P}(X = x_k).$$

Pour tout $k \in \mathbb{N}$, pour tout $t \geq 0$, $|e^{-tx_k} \mathbb{P}(X = x_k)| \leq \mathbb{P}(X = x_k)$ et la série $\sum_{k \geq 0} \mathbb{P}(X = x_k)$ converge (sa somme vaut 1 puisque les événements $\{X = x_k\}$ forment un système complet d'événements).

En posant $f_k : t \mapsto e^{-tx_k} \mathbb{P}(X = x_k)$, ceci prouve que la série de fonctions $\sum_{k \geq 0} f_k$ converge normalement sur $[0, +\infty[$.

Comme toutes ces fonctions sont continues sur $[0, +\infty[$, on en déduit que F_X l'est aussi.

Q 3. La suite (x_k) est croissante, donc pour tout $t \in [0, +\infty[$,

$$0 \leq F_X(t) \leq \sum_{k=0}^{+\infty} e^{-tx_0} \mathbb{P}(X = x_k) = e^{-tx_0} \sum_{k=0}^{+\infty} \mathbb{P}(X = x_k) = e^{-tx_0}.$$

Comme $x_0 > 0$, la fonction $t \mapsto e^{-tx_0}$ est intégrable sur $[0, +\infty[$, donc par comparaison des fonctions positives, F_X l'est aussi.

De plus, pour tout $k \in \mathbb{N}$, f_k est intégrable et

$$\int_0^{+\infty} f_k(t) dt = \mathbb{P}(X = x_k) \int_0^{+\infty} e^{-tx_k} dt = \mathbb{P}(X = x_k) \frac{1}{x_k} \leq \frac{1}{x_0} \mathbb{P}(X = x_k)$$

donc par comparaison de séries à termes positifs, la série des intégrales $\int_0^{+\infty} f_k(t) dt = \int_0^{+\infty} |f_k(t)| dt$ converge.

D'après le th. d'intégration terme à terme, on en déduit que

$$\int_0^{+\infty} F_X(t) dt = \sum_{k=0}^{+\infty} \int_0^{+\infty} f_k(t) dt = \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{1}{x_k} \mathbb{P}(X = x_k)$$

On reconnaît là l'expression de $\mathbf{E}\left(\frac{1}{X}\right)$ grâce au th. de transfert (ce qui précède justifiant la sommabilité requise par ce théorème).

Q 4. Si $X \sim \mathcal{G}(p)$, alors

$$F_X(t) = \sum_{k=1}^{+\infty} p q^{k-1} e^{-kt} = p e^{-t} \sum_{k=1}^{+\infty} (q e^{-t})^{k-1} = \frac{p e^{-t}}{1 - q e^{-t}}$$

donc

$$\mathbf{E}\left(\frac{1}{X}\right) = \int_0^{+\infty} \frac{p e^{-t}}{1 - q e^{-t}} dt = \left[\frac{p}{q} \ln(1 - q e^{-t}) \right]_{t=0}^{+\infty} = -p \ln(1 - q) = -p \ln p$$

Q 5. La fonction $g : t \mapsto e^{\lambda e^{-t} - t}$ est continue sur $[0, +\infty[$ et pour tout $t \geq 0$, $0 \leq e^{\lambda e^{-t} - t} \leq e^{\lambda - t} = e^{-\lambda} e^{-t}$. Donc par comparaison de fonctions positives, g est intégrable sur $[0, +\infty[$.

Q 6. Pour $t \geq 0$, $F_X(t) = \sum_{k=1}^{+\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} e^{-kt} = e^{-\lambda} e^{-t} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} e^{-(k-1)t} = e^{-\lambda} e^{-t} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{(\lambda e^{-t})^{k-1}}{(k-1)!} = e^{-\lambda} e^{-t} e^{\lambda e^{-t}}$.

D'après ce qui précède, $\mathbf{E}\left(\frac{1}{X}\right) = \int_0^{+\infty} F_X(t) dt = e^{-\lambda} I$.

$$\text{Or } \mathbf{E}\left(\frac{1}{X}\right) = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{k!} = \frac{e^{-\lambda}}{\lambda} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = \frac{e^{-\lambda}}{\lambda} (e^{\lambda} - 1).$$

Conclusion :

$$I = \frac{e^{\lambda} - 1}{\lambda}$$