

**Exercice 3.** Soient  $X$  et  $Y$  des variables aléatoires indépendantes de loi commune  $\varepsilon(\lambda)$ .

1. Donner la loi de  $X + Y$  en utilisant le produit de convolution.

**Corrigé :**  $(f_X * f_Y)(x) = \lambda^2 \int_0^x e^{\{-\lambda(x-y)\}} e^{\{-\lambda y\}} dy = \lambda^2 e^{-\lambda x} x 1_{\mathbb{R}_*^+}$ .

2. Si  $Z$  est une variable aléatoire de loi de Poisson de paramètre  $\lambda t$  et soit  $m \in \mathbb{N}$ .

(a) Montrer que  $P(Z < 2) = P(X + Y > t)$ .

**Corrigé :**  $P(X + Y > t) = \int_t^\infty \lambda^2 e^{-\lambda x} x dx$  ce qui donne par intégration par parties  $-\lambda x e^{\{-\lambda x\}}|_t^\infty + P(X > t) = e^{-\lambda t} \lambda t + e^{-\lambda t}$ . Par ailleurs  $P(Z < 2) = P(Z = 0) + P(Z = 1) = e^{-\lambda t} + e^{-\lambda t} \lambda t$ .

(b) Déterminer la fonction génératrice des moments de  $Z$ .

**Corrigé :**

$$E[e^{uX}] = \sum_{k=0}^{\infty} e^{uk} P(Z = k) = \sum_{k=0}^{\infty} e^{uk} e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^k}{k!} = e^{-\lambda t} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda t e^u)^k}{k!} = e^{\lambda t(e^u - 1)}.$$

3. Soit la variable aléatoire  $U = e^Y$

(a) Déterminer la densité de la variable aléatoire  $U$ .

**Corrigé :** Pour  $x \geq 1$  on a  $P(U > x) = P(e^Y > x) = P(Y > \log x) = e^{\{-\lambda \log x\}} = x^{-\lambda}$ .  
Donc la densité est  $f_U(x) = \frac{\lambda}{x^{\lambda+1}} 1_{\{x \geq 1\}}$  ( $= \frac{1}{x^2}$ ) si  $\lambda = 1$ .

(b) Déterminer  $E[U]$ .

**Corrigé :**  $E[U] = \int_1^\infty x f_U(x) dx = \lambda \int_1^\infty x^{-\lambda} dx = \frac{\lambda}{\lambda-1}$  si  $\lambda > 1$ . On voit donc qu'elle est infinie (ou qu'elle n'existe pas! au sens du poly) pour  $\lambda = 1$ .

(c) Evaluer  $E[U^k]$ ,  $k \geq 2$ .

**Corrigé :**

$$P(U^k > x) = P(U > x^{1/k}) = P(Y > \ln(x^{1/k})) = \exp\left(\frac{-\lambda}{k} \ln(x)\right) = x^{-\lambda/k}, \quad \text{si } x \geq 1$$

et  $P(U^k > x) = 1$  si  $0 \leq x < 1$ . Alors  $U^k$  suit la même loi que  $U$ , mais avec paramètre  $\lambda/k$ , donc  $E[U^k] = \frac{\lambda/k}{\lambda/k-1} = \frac{\lambda}{\lambda-k}$  si  $\lambda > k$ .

**Exercice 4.** La quantité de pain (en centaines de kilos) qu'un boulanger vend en une journée est une v.a. de densité donnée par

$$f(x) = \begin{cases} ax & \text{si } 0 \leq x < 3, \\ a(6-x) & \text{si } 3 \leq x < 6, \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

1. Déterminer  $a$ .

**Corrigé :** On sait que la densité vérifie  $f \geq 0$  et que  $\int_{\mathbb{R}} f(x) dx = 1$ , ces conditions entraînent que  $a > 0$  autrement on aurait une densité nulle et la deuxième condition ne pourrait pas être satisfaite. Le calcul de l'intégrale sous la condition égalité à 1, donne  $a = 1/9$ .

2. Déterminer la fonction de répartition  $F$  associée à  $f$ .

**Corrigé :**

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0, \\ \frac{1}{9} \int_0^x t dt = \frac{x^2}{18} & \text{si } 0 \leq x < 3, \\ \frac{1}{9} \int_0^3 t dt + \frac{1}{9} \int_3^x (6-t) dt = \frac{2x}{3} - \frac{x^2}{18} - 1 & \text{si } 3 \leq x < 6, \\ 1 & \text{si } x \geq 6. \end{cases}$$

3. Quelle est la probabilité, qu'en une journée, soit vendu

(a) plus de 300 kilos de pain.

**Corrigé :**  $P(X > 3) = \frac{1}{9} \int_3^6 (6-t) dt = \frac{1}{2}$ .

(b) entre 150 et 450 kilos de pain.

**Corrigé :**  $P(1,5 < X < 4,5) = F_X(4,5) - F_X(1,5) = \frac{3}{4}$ .

4. Soit  $A$  l'événement défini par 3(a) et  $B$  celui défini par 3(b), les événements  $A$  et  $B$  sont-ils indépendants ?

**Corrigé :**  $P(X > 3, 1,5 < X < 4,5) = P(3 < X < 4,5) = \frac{3}{8} = P(X > 3)P(1,5 < X < 4,5)$ , d'où l'indépendance.