

---

EXAMEN PROBABILITÉS - 1MF2E

Judi 18 Novembre 2021 (8h00-9h45)

Partiel sans document (Une feuille A4 recto-verso autorisée)

---

**Exercice 1 (7 points)**

On considère une variable aléatoire  $X$  de loi de Poisson de paramètre  $\lambda$ , i.e.,  $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$  et une variable aléatoire  $Y$  telle que  $Y|X = n$  suit une loi binomiale de paramètres  $n$  et  $p = \frac{1}{2}$ , i.e.,  $Y|X = n \sim \mathcal{B}(n, \frac{1}{2})$ . On rappelle le résultat classique  $e^x = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{x^n}{n!}$ ,  $\forall x \in \mathbb{R}$ .

1. Déterminer la loi du couple  $(X, Y)$ .
2. Montrer que  $Y$  suit une loi de Poisson  $\mathcal{P}(\frac{\lambda}{2})$ .
3. Montrer que  $E[XY] = \frac{1}{2}\lambda(1 + \lambda)$  (on pourra utiliser le théorème des espérances conditionnelles et le fait que la moyenne de  $Y|X = n$  est connue).
4. Déterminer  $a$  tel que la covariance du couple  $(X, Z = X + aY)$  soit nulle.

**Exercice 2: Loi du produit de deux variables aléatoires de lois uniformes (7 points)**

On considère un couple de variables aléatoires indépendantes  $(X, Y)$  telles que  $X$  suit une loi uniforme sur l'intervalle  $]-\frac{1}{2}, \frac{1}{2}[$  et  $Y$  suit une loi uniforme sur l'intervalle  $]0, 1[$ . L'objectif de cet exercice est de déterminer la loi de la variable aléatoire  $Z = XY$  et de vérifier quelques propriétés de cette loi.

1. Déterminer la densité du couple  $(Z, T)$  avec  $Z = XY$  et  $T = Y$  en prenant soin de déterminer le domaine de définition du couple.
2. Déterminer la loi marginale de  $Z = XY$  (on prendra bien soin de déterminer le domaine de définition de la densité de  $Z$ ).
3. Déterminer la covariance du couple  $(Z, T)$  notée  $\text{cov}(Z, T)$ . Les variables aléatoires  $Z$  et  $T$  sont-elles indépendantes ? Ce résultat est-il en accord avec la valeur de  $\text{cov}(Z, T)$  ?

**Exercice 3: Vecteurs Gaussiens (6 points)**

On considère un vecteur Gaussien  $\mathbf{V} = (X, Y)^T$  de vecteur moyenne nul et de matrice de covariance

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix},$$

avec  $\rho \in ]-1, +1[$ .

1. Pourquoi doit-on imposer la condition  $\rho \in ]-1, +1[$  pour que  $\mathbf{V}$  soit un vecteur gaussien ?
2. On pose  $Z_1 = \frac{X+Y}{\sqrt{2}}$  et  $Z_2 = \frac{X-Y}{\sqrt{2}}$ . Quelle est la loi du vecteur  $\mathbf{Z} = (Z_1, Z_2)^T$  ?
3. Déterminer les lois marginales des variables  $Z_1$  et  $Z_2$ . Les variables aléatoires  $Z_1$  et  $Z_2$  sont-elles indépendantes (justifier votre réponse avec soin) ?
4. Déterminer la loi de la variable aléatoire  $T = \frac{Z_1^2}{1+\rho} + \frac{Z_2^2}{1-\rho}$ .

## LOIS DE PROBABILITÉ DISCRÈTES

$m$  : moyenne     $\sigma^2$  : variance    **F. C.** : fonction caractéristique

$p_k = P[X = k]$      $p_{1,\dots,m} = P[X_1 = k_1, \dots, X_m = k_m]$

LOI	Probabilités	$m$	$\sigma^2$	F. C.
Uniforme	$p_k = \frac{1}{n}$ $k \in \{1, \dots, n\}$	$\frac{n+1}{2}$	$\frac{n^2-1}{12}$	$\frac{e^{it}(1 - e^{itn})}{n(1 - e^{it})}$
Bernoulli	$p_1 = P[X = 1] = p$ $p_0 = P[X = 0] = q$ $p \in [0, 1]$ $q = 1 - p$	$p$	$pq$	$pe^{it} + q$
Binomiale $\mathcal{B}(n, p)$	$p_k = \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k q^{n-k}$ $p \in [0, 1]$ $q = 1 - p$ $k \in \{0, 1, \dots, n\}$	$np$	$npq$	$(pe^{it} + q)^n$
Binomiale négative	$p_k = \frac{(n+k-1)!}{(n-1)!k!} p^n q^k$ $p \in [0, 1]$ $q = 1 - p$ $k \in \mathbb{N}$	$n \frac{q}{p}$	$n \frac{q}{p^2}$	$\left(\frac{p}{1 - qe^{it}}\right)^n$
Multinomiale	$p_{1,\dots,m} = \frac{n!}{k_1! \dots k_m!} p_1^{k_1} \dots p_m^{k_m}$ $p_j \in [0, 1]$ $q_j = 1 - p_j$ $k_j \in \{0, 1, \dots, n\}$ $\sum_{j=1}^m k_j = n$ $\sum_{j=1}^m p_j = 1$	$np_j$	Variance : $np_j q_j$ Covariance : $-np_j p_k$	$\left(\sum_{j=1}^m p_j e^{it}\right)^n$
Poisson $\mathcal{P}(\lambda)$	$p_k = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$ $\lambda > 0$ $k \in \mathbb{N}$	$\lambda$	$\lambda$	$\exp[\lambda(e^{it} - 1)]$
Géométrique	$p_k = pq^{k-1}$ $p \in [0, 1]$ $q = 1 - p$ $k \in \mathbb{N}^*$	$\frac{1}{p}$	$\frac{q}{p^2}$	$\frac{pe^{it}}{1 - qe^{it}}$

## LOIS DE PROBABILITÉ CONTINUES

m : moyenne     $\sigma^2$  : variance    F. C. : fonction caractéristique

LOI	Densité de probabilité	m	$\sigma^2$	F. C.
Uniforme	$f(x) = \frac{1}{b-a}$ $x \in ]a, b[$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$	$\frac{e^{itb} - e^{ita}}{it(b-a)}$
Gamma $\mathcal{G}(\nu, \theta)$	$f(x) = \frac{\theta^\nu}{\Gamma(\nu)} e^{-\theta x} x^{\nu-1}$ $\theta > 0, \nu > 0$ $x > 0$ avec $\Gamma(n+1) = n! \forall n \in \mathbb{N}$	$\frac{\nu}{\theta}$	$\frac{\nu}{\theta^2}$	$\frac{1}{(1 - i\frac{t}{\theta})^\nu}$
Inverse gamma $\mathcal{IG}(\nu, \theta)$	$f(x) = \frac{\theta^\nu}{\Gamma(\nu)} e^{-\frac{\theta}{x}} \frac{1}{x^{\nu+1}}$ $\theta > 0, \nu > 0$ $x > 0$ avec $\Gamma(n+1) = n! \forall n \in \mathbb{N}$	$\frac{\theta}{\nu-1}$ si $\nu > 1$	$\frac{\theta^2}{(\nu-1)^2(\nu-2)}$ si $\nu > 2$	(*)
Première loi de Laplace	$f(x) = \frac{1}{2} e^{- x }, \quad x \in \mathbb{R}$	0	2	$\frac{1}{1+t^2}$
Normale univariée $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$	$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}}, \quad x \in \mathbb{R}$	m	$\sigma^2$	$e^{imt - \frac{\sigma^2 t^2}{2}}$
Normale multivariée $\mathcal{N}_p(\mathbf{m}, \Sigma)$	$f(x) = K e^{-\frac{1}{2}(x-m)^T \Sigma^{-1} (x-m)}$ $K = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^p \det(\Sigma)}}$ $x \in \mathbb{R}^p$	$\mathbf{m}$	$\Sigma$	$e^{i\mathbf{u}^T \mathbf{m} - \frac{1}{2} \mathbf{u}^T \Sigma \mathbf{u}}$
Khi2 $\chi_\nu^2$ $\mathcal{G}(\frac{1}{2}, \frac{\nu}{2})$	$f(x) = k e^{-\frac{x}{2}} x^{\frac{\nu}{2}-1}$ $k = \frac{1}{2^{\frac{\nu}{2}} \Gamma(\frac{\nu}{2})}$ $\nu \in \mathbb{N}^*, x > 0$	$\nu$	$2\nu$	$\frac{1}{(1-2it)^{\frac{\nu}{2}}}$
Cauchy $\mathcal{C}_{\lambda, \alpha}$	$f(x) = \frac{1}{\pi\lambda \left(1 + \left(\frac{x-\alpha}{\lambda}\right)^2\right)}$ $\lambda > 0, \alpha \in \mathbb{R}$	(-)	(-)	$e^{i\alpha t - \lambda t }$
Beta $\mathcal{B}(a, b)$	$f(x) = k x^{a-1} (1-x)^{b-1}$ $k = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)}$ $a > 0, b > 0$ $x \in ]0, 1[$ avec $\Gamma(n+1) = n! \forall n \in \mathbb{N}$	$\frac{a}{a+b}$	$\frac{ab}{(a+b)^2(a+b+1)}$	(*)