

---

EXAMEN PROBABILITÉS - 1SN

Lundi 25 octobre 2021 (8h-9h30)

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

---

**Exercice 1 : loi géométrique (5 points)**

On considère une variable aléatoire  $X$  de loi géométrique de paramètre  $p \in ]0, 1[$  définie dans  $\mathbb{N}^* = \{n \in \mathbb{N}, n \geq 1\}$  par

$$P[X = i] = p(1 - p)^{i-1}, \quad i = 1, 2, \dots$$

Quelques propriétés de cette loi sont dans la table et on adoptera la notation classique  $X \sim \mathcal{G}(p)$ . On rappelle le résultat élémentaire  $\sum_{k=0}^{\infty} x^k = \frac{1}{1-x}$  pour  $|x| < 1$ .

1. Montrer que  $P[X > k] = q^k, \forall k \in \mathbb{N}$ .
2. Montrer qu'une variable aléatoire  $Y$  à valeurs dans  $\mathbb{N}^*$  telle que  $P[Y > k] = q^k, \forall k \in \mathbb{N}$  est une loi géométrique (on pourra exprimer  $P[Y = k]$  en fonction de  $P[Y > k]$  et de  $P[Y > k - 1]$ ).
3. Montrer qu'une variable aléatoire  $X$  de loi géométrique de paramètre  $p$  vérifie la propriété suivante (on dit que cette loi est "sans mémoire")

$$P[X > k + l | X > l] = P[X > k], \forall (k, l) \in \mathbb{N}^2.$$

4. Inversement, on considère une variable aléatoire  $Y$  de loi discrète à valeurs dans  $\mathbb{N}^* = \{1, 2, \dots\}$  qui est sans mémoire, i.e., qui vérifie

$$P[Y > k + l | Y > l] = P[Y > k], \forall (k, l) \in \mathbb{N}^2.$$

On pose  $p = P[Y = 1]$ . Déterminer  $P[Y > 1]$ , puis  $P[Y > 2]$  et en déduire que

$$P[Y > k] = q^k, \forall k \in \mathbb{N}.$$

Quelle est la loi de  $Y$  ? Que peut-on en conclure ?

**Exercice 2: Couple de variables aléatoires uniformes corrélées (5 points)**

On considère un couple de variables aléatoires  $(X, Y)$  de densité

$$p_a(x, y) = \begin{cases} 1 - a(1 - 2x)(1 - 2y) & \text{si } (x, y) \in ]0, 1[ \times ]0, 1[ \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

avec  $|a| < 1$ .

1. Vérifier que  $p_a$  est une densité de probabilité pour toute valeur de  $a \in ]-1, +1[$ . On admettra que  $|(1 - 2x)(1 - 2y)| \leq 1, \forall (x, y) \in ]0, 1[ \times ]0, 1[$ .
2. Déterminer les lois marginales de  $X$  et de  $Y$ .
3. Déterminer la covariance et le coefficient de corrélation du couple  $(X, Y)$ .
4. En prenant soin de justifier votre réponse, déterminer la ou les valeur(s) de  $a$  pour lesquelles les variables aléatoires  $X$  et  $Y$  sont indépendantes.

### Exercice 3 : Changement de variables continues (5 points)

On considère un couple de variables aléatoires  $(X, Y)$  de densité

$$p_a(x, y) = \begin{cases} 1 - a(1 - 2x)(1 - 2y) & \text{si } (x, y) \in ]0, 1[ \times ]0, 1[ \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

avec  $|a| < 1$ .

1. Déterminer la loi du couple  $(T, U)$  lorsque  $T = -\frac{1}{\lambda} \ln X$  et  $U = -\frac{1}{\mu} \ln Y$  avec  $\lambda > 0$  et  $\mu > 0$ .
2. Quelles sont les lois marginales de  $T$  et de  $U$  ? Pour quelle valeur de  $a$  les variables  $T$  et  $U$  sont-elles indépendantes ?

### Exercice 4 : Méthode Delta (5 points)

On considère  $n$  variables aléatoires indépendantes  $X_i$  de lois exponentielles de densités

$$p(x_i) = \begin{cases} \lambda \exp(-\lambda x_i) & \text{si } x_i > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

avec  $\lambda > 0$ .

1. Déterminer la moyenne et la variance de  $X_i$ .
2. Quelle est la loi approchée pour  $n$  "grand" de  $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  issue de l'application du théorème de la limite centrale ? Quelle est la loi asymptotique de  $U_n = \sqrt{n} (\bar{X}_n - \frac{1}{\lambda})$  lorsque  $n \rightarrow \infty$ .
3. On admet que pour toute fonction  $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  dérivable, si  $\sqrt{n} [\bar{X}_n - m]$  converge en loi vers une loi normale  $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$  et  $g'(m) \neq 0$ , alors  $\sqrt{n} [g(\bar{X}_n) - g(m)]$  converge en loi vers une loi normale  $\mathcal{N}(0, \sigma^2 [g'(m)]^2)$ . En déduire les lois approchées de  $Y_n = \frac{n}{\sum_{i=1}^n X_i}$  et de  $Z_n = \exp(\bar{X}_n)$  pour  $n$  "grand".

## 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 $B(n, p)$	$p_k = C_n^k p^k q^{n-k}$ $p \in [0, 1]$ $q = 1 - p$ $k \in \{0, 1, \dots, n\}$	$np$	$npq$	$(pe^{it} + q)^n$
Binomiale négative	$p_k = C_{n+k-1}^{n-1} p^n q^k$ $p \in [0, 1]$ $q = 1 - p$ $k \in \mathbb{N}$	$n \frac{q}{p}$	$n \frac{q}{p^2}$	$\left(\frac{p}{1 - qe^{it}}\right)^n$
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 $P(\lambda)$	$p_k = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$ $\lambda > 0$ $k \in \mathbb{N}$	$\lambda$	$\lambda$	$\exp[\lambda(e^{it} - 1)]$
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 $\mathcal{G}(\nu, \theta)$	$f(x) = \frac{\theta^\nu}{\Gamma(\nu)} e^{-\theta x} x^{\nu-1}$ $\theta > 0, \nu > 0$ $x \geq 0$ 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 $\mathcal{IG}(\nu, \theta)$	$f(x) = \frac{\theta^\nu}{\Gamma(\nu)} e^{-\frac{\theta}{x}} \frac{1}{x^{\nu+1}}$ $\theta > 0, \nu > 0$ $x \geq 0$ 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 $\mathcal{N}_p(\mathbf{m}, \Sigma)$	$f(x) = K e^{-\frac{1}{2}(\mathbf{x}-\mathbf{m})^T \Sigma^{-1}(\mathbf{x}-\mathbf{m})}$ $K = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^p \det(\Sigma)}}$ $x \in \mathbb{R}^p$	$\mathbf{m}$	$\Sigma$	$e^{i\mathbf{u}^T \mathbf{m} - \frac{1}{2} \mathbf{u}^T \Sigma \mathbf{u}}$
Khi2 $\chi_\nu^2$ $\Gamma(\frac{1}{2}, \frac{\nu}{2})$	$f(x) = k e^{-\frac{x}{2}} x^{\frac{\nu}{2}-1}$ $k = \frac{1}{2^{\frac{\nu}{2}} \Gamma(\frac{\nu}{2})}$ $\nu \in \mathbb{N}^*, x \geq 0$	$\nu$	$2\nu$	$\frac{1}{(1-2it)^{\frac{\nu}{2}}}$
Cauchy $c_{\lambda, \alpha}$	$f(x) = \frac{1}{\pi \lambda \left(1 + \left(\frac{x-\alpha}{\lambda}\right)^2\right)}$ $\lambda > 0, \alpha \in \mathbb{R}$	(-)	(-)	$e^{i\alpha t - \lambda t }$
Beta $B(a, b)$	$f(x) = k x^{a-1} (1-x)^{b-1}$ $k = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)}$ $a > 0, b > 0$ $x \in ]0, 1[$ avec $\Gamma(n+1) = n! \forall n \in \mathbb{N}$	$\frac{a}{a+b}$	$\frac{ab}{(a+b)^2(a+b+1)}$	(*)