

UNIVERSITE DE BOURGOGNE
UV8: Probabilités et Statistiques
Fiche de TD no 3

1. (a) Montrer qu'une v.a.r X est discrète de loi

$$\mathbb{P}_X = \sum_{x \in D} \mathbb{P}\{X = x\} \delta_x$$

si et seulement si il existe une partie dénombrable D de \mathbb{R} telle que $\mathbb{P}\{X \in D\} = 1$

- (b) Retrouver la formule classique donnant la moyenne de X à partir de la définition générale de l'espérance d'une v.a.r. continue.
2. Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé et \mathcal{N} l'ensemble des négligeables, i.e. toutes les parties de Ω contenues dans un ensemble mesurable et de mesure nulle.
- (a) Montrer que $\overline{\mathcal{A}} = \{A \cup N; A \in \mathcal{A}, N \in \mathcal{N}\}$ est une tribu (c'est la \mathbb{P} -complétée de \mathcal{A})
- (b) Montrer que si l'on pose

$$\overline{\mathbb{P}}(A \cup N) = \mathbb{P}(A)$$

alors $\overline{\mathbb{P}}$ prolonge \mathbb{P} sur $(\Omega, \overline{\mathcal{A}})$.

Par la suite, on supposera fréquemment *implicitement* que tous les ensembles négligeables sont mesurables.

3. Soit F la fonction de répartition d'une probabilité sur \mathbb{R}^n et F_1, \dots, F_n ses répartitions marginales, i.e.

$$F_i(t) = P\{X_i \leq t\}$$

- (a) Montrer que si F est discontinue en $x = (x_1, \dots, x_n)$, l'une des marginales est discontinue en x_i .
- (b) En déduire que F a au plus un ensemble dénombrable de points de discontinuité.
- (c) En conclure que F est caractérisée par ses valeurs aux points de continuité.
4. Soit $X = (X_1, \dots, X_n)$ un vecteur aléatoire dans \mathbb{R}^n défini sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Démontrer les propositions suivantes, où F est la fonction de répartition de X :
- (a) F est croissante et continue à droite en chacun de ses arguments x_1, \dots, x_n .
- (b) $\lim F(x_1, \dots, x_n)$ est égale à 0 si l'une au moins des variables x_i tend vers $-\infty$ et elle est égale à 1 si toute les variables x_i tendent vers $+\infty$.
- (c) Soit $G: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ et $h \in \mathbb{R}$, on définit l'opérateur $\Delta_h^{(i)}$ par

$$\Delta_h^{(i)} G(x_1, \dots, x_n) = G(x_1, \dots, x_i + h, \dots, x_n) - G(x_1, \dots, x_i, \dots, x_n)$$

Montrer que pour tout (h_1, \dots, h_n) dans $[0, +\infty[^n$ et tout (x_1, \dots, x_n) dans \mathbb{R}^n on a

$$\Delta_{h_1}^{(1)} \dots \Delta_{h_n}^{(n)} F(x_1, \dots, x_n) \geq 0$$

5. Soit X une variable aléatoire réelle définie sur un espace de probabilité $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ dont la loi de probabilité absolument continue admet comme densité de probabilité

$$f(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < -1 \\ e^{-(x+1)} & \text{si } x \geq -1 \end{cases}$$

- (a) On considère la fonction réelle $\varphi(u)$ définie par

$$\varphi(u) = \begin{cases} 0 & \text{si } u < 0 \\ u & \text{si } u \geq 0 \end{cases}$$

- i. Montrer que $Y = \varphi \circ X$ est une variable aléatoire réelle définie sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$.
- ii. Calculer $\mathbb{P}(Y = 0)$; Qu'en déduit-on pour la loi de Y ?

- iii. Montrer que la loi \mathbb{P}_Y de la variable aléatoire réelle Y s'exprime comme barycentre d'une loi de probabilité concentrée en un point \mathbb{P}_1 et d'une loi de probabilité absolument continue \mathbb{P}_2 i.e.

$$\mathbb{P}_Y = \alpha_1 \mathbb{P}_1 + \alpha_2 \mathbb{P}_2$$

avec α_1 et α_2 réels positifs tels que $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$.

- (b) A tout nombre réel x , on associe sa partie décimale $\text{frac}(x)$, définie par $\text{frac}(x) = x - m$ où m est la partie entière de x i.e. l'unique entier relatif tel que $m \leq x < m + 1$.
- i. En admettant que la variable Z égale à la partie décimale de X est une variable aléatoire réelle (où X est la même variable aléatoire que dans la partie (a)), déterminer la loi de probabilité de Z .

6. Soit X la variable aléatoire uniforme sur $[0, 1]$.

- (a) Déterminer la loi de probabilité et les fonctions de répartition des variables $Y = X^2$, $Z = \sqrt{X}$, $T = e^X$ et $U = \sin(\pi X)$.
- (b) Pourriez vous énoncer un théorème général pour $V = \varphi(X)$ si φ est strictement monotone ?
- (c) Déterminer l'espérance et la médiane¹ de Y , Z , T et U .
- (d) On suppose maintenant que X est une variable uniformément répartie sur $[-1, 1]$. Déterminer la loi de probabilité de $Y = X^2$.

7. **Aiguille de Buffon.** On considère un parquet fait de lattes de bois de largeurs d et une aiguille de longueur $l < d$ (par exemple $l = \frac{d}{2}$). On jette cette aiguille au sol...

- (a) Calculer la probabilité pour que l'aiguille tombe à cheval entre deux lattes du parquet.
- (b) En déduire une méthode pour estimer π et discuter sur sa validité.

8. Soit X une variable aléatoire réelle absolument continue de densité f et de fonction de répartition F . Soit φ une application de \mathbb{R} dans \mathbb{R} continue et dérivable. On admettra que $Y = \varphi \circ X$ est une variable aléatoire.

- (a) Déterminer la fonction de répartition et la densité de Y dans les cas suivants:
- i. φ est strictement croissante.
- ii. φ est strictement décroissante.
- (b) Etudier le cas où X est une variable aléatoire normale réduite et $\varphi(x) = x^2$. Calculer $E[Y]$.

9. **Problème de l'U.V. Probabilités et Statistiques de l'examen de Juin 1995.** Soit X une variable aléatoire réelle, absolument continue définie sur un espace de probabilité $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ et X_1, X_2, \dots, X_n n variables aléatoires réelles indépendantes, définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$, de même loi de probabilité que X . On note F la fonction de répartition de la variable aléatoire réelle X .

On suppose de plus que ces n variables aléatoires réelles sont telles que:

$$\forall \omega \in \Omega, \forall i \neq j, i \text{ et } j \in \{1, 2, \dots, n\} \text{ alors } X_i(\omega) \neq X_j(\omega)$$

On note \mathcal{S}_n le groupe des permutations de l'ensemble $\{1, 2, \dots, n\}$.

- (a) Montrer que si $\omega \in \Omega$, il existe une unique permutation $p(\omega, \cdot)$ telle que

$$X_{p(\omega,1)}(\omega) < X_{p(\omega,2)}(\omega) < \dots < X_{p(\omega,n)}(\omega) \quad (1)$$

On définit alors une application $p : \Omega \rightarrow \mathcal{S}_n$ telle que (1) soit réalisé quelque soit $\omega \in \Omega$.

- (b) Montrer que

$$\forall \sigma_0 \in \mathcal{S}_n \quad p^{-1}(\{\sigma_0\}) = \{\omega \in \Omega, X_{\sigma_0(1)}(\omega) < X_{\sigma_0(2)}(\omega) < \dots < X_{\sigma_0(n)}(\omega)\}$$

En déduire que l'application p est mesurable.

¹ Une valeur médiane d'une v.a.r. X est par définition un réel α tel que $P\{X < \alpha\} \leq \frac{1}{2} \leq P\{X > \alpha\}$.

(c) On définit $Y_k : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$, $k = 1, 2, \dots, n$ par

$$\forall \omega \in \Omega \quad Y_k(\omega) = X_{p(\omega, k)}(\omega)$$

Montrer que

$$\forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}) \quad \{\omega; Y_k(\omega) \in B\} = \bigcup_{i=1}^n \{\omega; p(\omega, k) = i \text{ et } X_i(\omega) \in B\}$$

En déduire que Y_k est une variable aléatoire réelle définie sur (Ω, \mathcal{A}) .

(d) Pour tout x appartenant à \mathbb{R} , on définit $R_n(\cdot, x)$ l'application de Ω dans $\{1, 2, \dots, n\}$ par

$$\forall \omega \in \Omega \quad R_n(\omega, x) = \text{card} \{i \in \{1, 2, \dots, n\}; X_i(\omega) \leq x\}$$

- i. Montrer que pour tout réel x fixé, $R_n(\cdot, x)$ est une variable aléatoire réelle.
- ii. Montrer que $\mathbb{P}\{\omega; R_n(\omega, x) = k\} = C_n^k F(x)^k (1 - F(x))^{n-k}$.

(e) Soit $k \in \{1, 2, \dots, n\}$. On se propose de calculer la fonction de répartition F_k de Y_k en fonction de F .

- i. Soit $x \in \mathbb{R}$. Montrer que

$$\{\omega; Y_k(\omega) \leq x\} = \bigcup_{l=k}^n \{\omega; R_n(\omega, x) = l\}$$

En déduire que

$$\mathbb{P}\{\omega; Y_k(\omega) \leq x\} = \sum_{l=k}^n C_n^l F(x)^l (1 - F(x))^{n-l}$$

- ii. Montrer que la fonction de répartition F_k de Y_k s'exprime ainsi:

$$F_k(x) = \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} \int_0^{F(x)} t^{k-1} (1-t)^{n-k} dt$$

Indication: On utilisera l'égalité suivante (après l'avoir démontrée):

$$\sum_{l=k}^n C_n^l p^l (1-p)^{n-l} = \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} \int_0^p t^{k-1} (1-t)^{n-k} dt$$

10. Dans la plan rapporté à un repère orthonormé (O, \vec{i}, \vec{j}) , on considère le cercle de centre O et de rayon $R > 0$, et le point A de coordonnées $(R, 0)$. On choisit *au hasard* (i.e. suivant une loi uniforme) un point M sur le cercle. Soit L la longueur de l'arc \widehat{AM} et C la longueur de la corde AM , X et Y les coordonnées de M , et θ l'angle (\vec{OA}, \vec{OM}) . Soit P le point d'intersection de la droite OM avec la verticale issue de A . Déterminer les fonctions de répartition, densités (s'il y a lieu), espérances et variances (si possible) de

- (a) la loi de L
- (b) la loi de θ
- (c) la loi de C
- (d) les lois de X et de Y
- (e) la loi de P .

11. On dit qu'une variable aléatoire réelle Z suit une loi Log-normale de paramètres μ et γ si la variable aléatoire $\ln(Z)$ a une loi normale $\mathcal{N}(\mu, \gamma)$ d'espérance μ et de variance γ . Déterminer la densité de la variable aléatoire Z , son espérance et sa variance.

12. Soient X et Y deux variables aléatoires réelles indépendantes et de même loi de fonction de répartition F continue. Montrer que $\mathbb{P}\{X = Y\} = 0$.

13. **Les fonctions génératrices.** Soit X une variable aléatoire à valeurs dans \mathbb{N} , de loi de probabilité \mathbb{P} caractérisée par $\mathbb{P}\{X = k\} = p_k$, $k \in \mathbb{N}$. On définit la fonction génératrice de X par

$$G_X(s) = \mathbb{E}[s^X] = \sum_{k=0}^{\infty} p_k s^k$$

- (a) Montrer que le rayon de convergence de la série $(p_k s^k)$ est supérieur ou égal à 1 et que G_X est indéfiniment dérivable dans $] -1, +1[$.
- (b) Montrer que

$$p_k = \frac{1}{k!} G_X^{(k)}(0)$$

En déduire que G_X caractérise P .

- (c) Montrer que

$$E[X(X-1)\cdots(X-k+1)] = G_X^{(k)}(1) \leq \infty$$

où $G_X^{(k)}(1) = \lim_{s \nearrow 1} G_X^{(k)}(s)$. En déduire espérance et variance de X lorsque ces quantités existent pour X .

- (d) Soit X_1 de loi $\mathcal{B}(n_1, p)$. Calculer G_{X_1} . Si X_2 suit une loi $\mathcal{B}(n_2, p)$ et que X_2 est indépendante de X_1 , calculer $G_{X_1+X_2}$. Conclusion ?
- (e) Soit Y_1 de loi $\mathcal{P}(\lambda_1)$. Calculer G_{Y_1} . Si Y_2 suit une loi $\mathcal{P}(\lambda_2)$ et que Y_2 est indépendante de Y_1 , calculer $G_{Y_1+Y_2}$. Conclusion ?
- (f) Soit X_n une suite de variables aléatoires indépendantes de loi $\mathcal{B}(n, p_n)$. On suppose que $np_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \lambda$. Montrer que $G_{X_n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} G_Y$ où Y suit une loi $\mathcal{P}(\lambda)$.

14. Pour tout réel u , on note $[u]$ (partie entière de u) l'unique entier relatif tel que

$$[u] \leq u < [u] + 1$$

On considère l'application f de $]0, 1[$ dans $[0, 1[$ définie par

$$f : \begin{array}{ccc}]0, 1[& \rightarrow & [0, 1[\\ x & \mapsto & \frac{1}{x} - \left[\frac{1}{x} \right] \end{array}$$

- (a) Explicitez la restriction de f à l'intervalle $\left] \frac{1}{n+1}, \frac{1}{n} \right]$; représenter graphiquement f .
- (b) On considère une variable aléatoire réelle X définie sur un espace de probabilité $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ et on suppose que X est absolument continue de densité

$$f_X(x) = \frac{1}{\log 2} \frac{1}{1+x} \mathbb{I}_{]0,1]}(x)$$

On définit

$$Y = \frac{1}{X} - \left[\frac{1}{X} \right]$$

- i. Soit $0 < y < 1$. Montrer que

$$\{Y < y\} = \sum_{n=1}^{\infty} \left\{ \frac{1}{n+y} < X \leq \frac{1}{n} \right\}$$

- ii. En déduire que Y est une v.a.r.
- iii. Déterminer la fonction de répartition de Y . En déduire que Y est absolument continue de même loi que X .