

UNIVERSITE DE BOURGOGNE  
UV8: Probabilités et Statistiques  
Fiche de TD no 2

*Lectures complémentaires:*

Cours de théorie de la mesure (UV3) !

**P. Brémaud**, Introduction aux probabilités, *Springer-Verlag*

**G. Calot**, Exercices de calcul des probabilités, *Dunod*

**J.-P. Ansel, Y. Ducel**, Exercices corrigés en théorie des probabilités, *Ellipses* (faisant suite à: Exercices corrigés en théorie de la mesure et de l'intégration)

**D. Foata, A. Fuchs**, Calcul des probabilités: cours et exercices corrigés, *Masson*

**M. Cottrell, C. Duhamel, V. Genon-Catalot**, Exercices de probabilités avec rappels de cours, *Collections DIA*

1. Soit  $\mu$  une mesure finiment additive sur une algèbre  $\mathcal{A}$ . Soit  $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$  une suite d'évènements disjoints de  $\mathcal{A}$ , telle que  $A = \sum_{n \in \mathbb{N}} A_n \in \mathcal{A}$ . Montrer que

$$\mu(A) \geq \sum_{n=0}^{\infty} \mu(A_n)$$

2. Soient  $a$  et  $b$  deux réels quelconques. Déterminer la fonction de répartition de  $Y = aX + b$ .
3. Soit  $F$  une fonction de répartition continue et  $h > 0$ , montrer que

$$\Phi_h(x) = \frac{1}{h} \int_x^{x+h} F(t) dt$$

est aussi une fonction de répartition.

4. **Mesure de Lebesgue-Stieljes.** Une fonction de distribution généralisée  $G$  sur  $\mathbb{R}$  est une fonction croissante au sens large, à valeurs dans  $\mathbb{R}$ , continue à droite. On définit pour tout  $a < b$   $\mu([a, b]) = G(b) - G(a)$ . Montrer que  $\mu$  s'étend en une mesure positive sur  $(\mathbb{R}, \mathcal{B}_{\mathbb{R}})$ .
5. Soit  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  un espace probabilisé. Soit  $(X_n)_{n=1 \dots \infty}$  une suite de v.a.r.<sup>1</sup> et  $N$  une variable aléatoire à valeur dans  $\mathbb{N}^*$ . Montrer que  $X$  définie par

$$\forall \omega \in \Omega \quad X(\omega) = X_{N(\omega)}(\omega)$$

est une v.a.r.

6. On suppose que  $X$  est une v.a.r. de loi uniforme sur  $[a, b]$ , où  $a$  et  $b$  sont deux réels tels que  $a < b$ . Déterminer  $a$  et  $b$  sachant que  $E[X] = 10$  et  $\sigma^2(X) = 12$ .
7. (a) Sur un espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ , on considère une v.a.r.  $X$  dont la fonction de répartition est donnée par

$$F_X(t) = \frac{1}{2} (e^t 1_{]-\infty, 0]}(t) + (2 - e^{-t}) 1_{]0, +\infty[}(t)$$

Déterminer la loi de  $Y = |X|$

- (b) On suppose que  $Z$  est une v.a.r. de fonction de répartition

$$F_Z(t) = \frac{1}{4} (t + 2) 1_{[-1, 0[ \cup ]1, 2[}(t) + \frac{3}{4} 1_{]0, 1]}(t) + 1_{]2, +\infty[}(t)$$

Donner une représentation graphique de  $F_Z$  et déterminer la loi de  $Z$ .

8. Sur un espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ , on considère une v.a.r. positive  $X$  de la fonction de répartition  $F_X$ .
- (a) Montrer que pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$

$$E[X^n] = \int_0^{+\infty} nt^{n-1} P\{X > t\} dt = \int_0^{+\infty} nt^{n-1} (1 - F_X(t)) dt$$

(Indication: On pourra appliquer le théorème de Tonelli sur la fonction  $H(\omega, t) = nt^{n-1} 1_{]t, +\infty[}(X(\omega))$ )

---

<sup>1</sup>Variable Aléatoire Réelle

- (b) Montrer que l'hypothèse  $X$  positive est nécessaire.  
 (c) Calculer l'espérance et la variance des v.a.r. dans les cas suivants (où  $\alpha > 0$ ):
- i.

$$F_X = t1_{[0,1[}(t) + 1_{[1,+\infty[}(t)$$

ii.

$$F_Y = (1 - e^{-\alpha t}) 1_{[0,+\infty[}(t)$$

iii.

$$F_Z = \sum_{n=0}^{+\infty} e^{-\alpha} \frac{\alpha^n}{n!} 1_{[n,+\infty[}(t)$$

9. Soit  $(X_n)_{n=1\dots\infty}$  une suite de v.a.r. i.i.d.<sup>2</sup> suivant une loi de Bernoulli de paramètre  $\frac{1}{2}$ . Montrer que

$$X = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{X_n}{2^n}$$

est une v.a.r. et déterminer sa loi.

10. Soit  $(X_n)_{n=1\dots\infty}$  une suite de v.a.r. i.i.d. selon une loi de Bernoulli dans  $\{0, 2\}$  de paramètre  $\frac{1}{2}$ . On pose

$$X = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{X_n}{3^n}$$

Montrer que la v.a.r.  $X$  a une loi de probabilité continue mais non absolument continue (*i.e.* sa probabilité est une mesure *singulière*).

11. Soit  $X$  une v.a.r. de fonction de répartition  $F$  que l'on suppose continue. calculer la loi de  $F(X)$  (*Indication: On pourra supposer dans un premier temps  $F$  strictement croissante*).  
 12. **Théorème du rejet**<sup>3</sup>. Soit  $f$  une densité de probabilité sur  $\mathbb{R}$  pouvant s'écrire

$$f(x) = \alpha \rho(x) g(x)$$

où

$$\begin{aligned} \alpha &\in [1, +\infty[ \\ g &\text{ densité de probabilité sur } \mathbb{R} \\ \rho &\text{ fonction à valeurs dans } [0, 1] \end{aligned}$$

Montrer que si  $Z$  est une v.a.r. de densité  $g$  et  $U$  est une v.a.r. de loi uniforme sur  $[0, 1]$  indépendante de  $Z$  alors la loi de probabilité de  $Z$  sachant  $\{\rho(Z) > U\}$  est de densité  $f$ .

13. Soient  $X$  et  $Y$  deux v.a.r. i.i.d. de loi  $\mathcal{N}(0, 1)$ . Soit  $(R, \theta) \in [0, +\infty[ \times [0, 2\pi[$  la représentation en coordonnées polaires de  $(X, Y)$ . Montrer que  $(R^2, \theta)$  est un couple de v.a.r. indépendantes absolument continues par rapport à la mesure de Lebesgue sur  $[0, +\infty[ \times [0, 2\pi[$  et déterminer la loi de  $R^2$  et de  $\theta$ .  
 14. **Algorithme de simulation**. Soit  $(U_n)_{n \in \mathbb{N}}$  et  $(V_n)_{n \in \mathbb{N}}$  deux suites de v.a.r. i.i.d. telles que pour tout entier  $n$ , le couple  $(U_n, V_n)$  suive la loi uniforme dans  $[-1, 1]^2$ . Soient  $X, Y$ , et  $N$  les trois variables aléatoires définies par

$$\begin{aligned} N &= \inf\{n \in \mathbb{N}; U_n^2 + V_n^2 \leq 1\} \\ \rho &= U_N^2 + V_N^2 \\ \alpha &= \sqrt{-2 \frac{\ln(\rho)}{\rho}} \\ X &= \alpha U_N \\ Y &= \alpha V_N \end{aligned}$$

<sup>2</sup>Indépendantes et Identiquement Distribuées

<sup>3</sup>Cet exercice et les deux suivants forme une série d'exercices un peu exotiques sur la simulation de variables aléatoires.

- (a) Déterminer la loi de  $N$ , calculer  $E[N]$ ,  $\sigma(N)$ , et  $P\{N \geq n\}$  pour  $n$  donné.  
 (b) Montrer que  $\rho$  suit une loi uniforme sur  $[0, 1]$ .  
 (c) Calculer la loi de  $(X, Y)$ .
15. (a) Soit  $X$  une v.a.r. admettant un moment d'ordre  $r$ . En minorant  $E[|X|^r]$ , montrer l'inégalité de Markov

$$P\{|X| \geq t\} \leq \frac{E[|X|^r]}{t^r}$$

- (b) En déduire l'inégalité de Chebyshev

$$P\{|X - E[X]| \geq \varepsilon\} \leq \frac{\sigma^2(X)}{\varepsilon^2}$$

16. **Théorème de Weierstrass, démonstration de Bernstein.** Considérons  $N$  variables aléatoires indépendantes  $(X_i)_{i=1 \dots N}$  telles que

$$\begin{cases} X_i = 1 & \text{avec probabilité } x \\ X_i = 0 & \text{avec probabilité } 1 - x \end{cases}$$

On notera  $Y_N$  la variable aléatoire  $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i$ .

Soit  $f : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$  une fonction continue

- (a) Calculer  $p_N(x) = E[f(Y_N)]$ .  
 (b) Montrer que  $p_N \rightarrow f$  uniformément en  $N$ . (*Indication:* on utilisera l'inégalité de Chebychev sur  $Y_N$ )