



Université Paris I, Panthéon - Sorbonne

LICENCE M.I.A.S.H.S. TROISIÈME ANNÉE 2023 – 2024

Feuilles de TD, cours de L3 Statistique 2

JEAN-MARC BARDET (UNIVERSITÉ PARIS 1, SAMM)

Email: bardet@univ-paris1.fr
Page oueb: <http://samm.univ-paris1.fr/-Jean-Marc-Bardet->

Feuille n^o 1:
Variables aléatoires

1. (*) Soit l'espace de probabilité $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ où $\Omega = [0, 1]$, \mathcal{A} la tribu borélienne sur Ω et \mathbb{P} la probabilité uniforme sur $[0, 1]$.
 - (a) On pose X la variable aléatoire telle que $X(\omega) = 1 - \omega$ pour tout $\omega \in \Omega$. Déterminer la loi de probabilité de X , son espérance et sa variance.
 - (b) Répondre aux mêmes questions pour $Y(\omega) = -\ln(\omega)$.
 - (c) On pose $Z(\omega) = \omega$ pour $\omega \in [0.5, 1]$ et $Z(\omega) = 0$ pour $\omega \in [0, 0.5[$. Déterminer la fonction de répartition de Z .
2. (***) Sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé, on considère une v.a. réelle positive X de fonction de répartition F_X . Déterminer dans les 2 cas suivants l'espérance et la variance de X :

$$\begin{aligned} F_X(t) &= \frac{1}{2} (e^t \mathbb{I}_{]-\infty, 0[}(t) + (2 - e^{-t}) \mathbb{I}_{[0, \infty[}(t)) ; \\ F_X(t) &= \frac{1}{4} (t + 2) \mathbb{I}_{[-1, 0[\cup [1, 2[}(t) + \frac{3}{4} \mathbb{I}_{[0, 1]}(t) + \mathbb{I}_{[2, \infty[}(t). \end{aligned}$$

3. (*) Soit une variable aléatoire X sur l'espace de probabilité $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. On suppose que pour tout $\omega \in \Omega$, $-\omega \in \Omega$ et également que la loi de X est symétrique, c'est-à-dire que la loi de X est la même que celle de $-X$.
 - (a) Montrer que $\mathbb{P}(X \leq 0) \geq 1/2$ et $\mathbb{P}(X < 0) \leq 1/2$. Conclusion?
 - (b) Montrer que si $\mathbb{E}(|X|) < \infty$ alors $\mathbb{E}(X) = 0$.
4. (***) Sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mu)$ un espace probabilisé, on considère une v.a. réelle positive X de fonction de répartition F_X . Montrer, en utilisant Fubini, que pour $n \in \mathbb{N}^*$:

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

Montrer que l'hypothèse X positive est nécessaire.

5. (****) Soit X une v.a. réelle normale centrée réduite. Soit la v.a. $Y = e^X$. On dit que Y suit une loi log-normale.
 - (a) Montrer que Y à une mesure de probabilité absolument continue par rapport à la mesure de Lebesgue de densité $f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{1}{y} e^{-\ln^2(y)/2}$ si $y > 0$ et 0 sinon.
 - (b) Pour $a \in [-1, 1]$, soit Y_a la v.a. de densité $f_a(y) = f_Y(y)(1 + a \sin(2\pi \ln(y)))$. Montrer que Y et Y_a ont mêmes moments, et en déduire que les moments ne caractérisent pas une loi de probabilité.
6. (*) Soit $X \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{E}(\lambda)$ loi exponentielle de paramètre $\lambda > 0$. Quelle est la loi de $Y = [X + 1]$? (partie entière de $X + 1$)
7. (**) Soit U une variable aléatoire uniforme sur $[0, 1]$. Soit X une variable de fonction de répartition F_X que l'on supposera strictement croissante et dérivable sur \mathbf{R} .

- (a) Montrer F_X est une fonction admettant une application réciproque sur $]0, 1[$, notée F_X^{-1} .
- (b) Démontrer que la loi de la variable $F_X^{-1}(U)$ est la même que celle de X .
- (c) A partir de la touche RAND d'une calculatrice, comment obtenir une réalisation d'une variable aléatoire de loi exponentielle de paramètre 3?
- (d) Même question si $F_X(x) = \arctan(x)/\pi + 1/2$. Quelle est alors l'espérance de $F_X^{-1}(U)$?
8. (***) Calculer la fonction génératrice d'une variable aléatoire suivant une loi géométrique de paramètre p . De même pour celle d'une loi de Poisson de paramètre λ . En déduire que la somme de 2 v.a. indépendantes de lois de Poisson de paramètres λ_1 et λ_2 est une loi de Poisson. En est-il de même pour la loi géométrique?
9. (*) Calculer la fonction caractéristique d'une variable aléatoire : a/ gaussienne, b/ de Poisson, c/ exponentielle, d/ uniforme, e/ gamma, f/ binomiale. En déduire que la somme de 2 v.a. gaussiennes indépendantes est gaussienne.
10. (****) En utilisant la formule d'inversion de la fonction caractéristique pour les v.a. continues, démontrer que la fonction de caractéristique d'une v.a. de Cauchy de densité $f(x) = \pi^{-1}(1+x^2)^{-1}$ sur \mathbf{R} est $\phi(u) = e^{-|u|}$.
11. (****) Soit X une variable aléatoire réelle intégrable telle que $\mathbb{E}[X] \geq 0$.
- (a) Montrer que pour tout $\lambda > 0$, $X \leq \lambda \mathbb{E}[X] + X \mathbb{I}_{\{X > \lambda \mathbb{E}[X]\}}$.
- (b) On suppose que, de plus, $0 < \mathbb{E}[X^2] < +\infty$. Montrer que
- $$(\mathbb{E}[X \mathbb{I}_{\{X > \lambda \mathbb{E}[X]\}}])^2 \leq \mathbb{E}[X^2] \Pr(X > \lambda \mathbb{E}[X]).$$
- (c) Montrer que pour tout $\lambda \in]0, 1[$ on a l'Inégalité de Paley-Zygmund:
- $$\Pr(X > \lambda \mathbb{E}[X]) \geq (1 - \lambda)^2 \frac{\mathbb{E}[X]^2}{\mathbb{E}[X^2]}.$$