

CONTRÔLE CONTINU # 2

le 20 mars 2026 ; durée 1 heure ; aucun document autorisé

Exercice 1 *Questions de cours ou presque*

Soit Z une variable aléatoire réelle intégrable ayant la fonction de répartition F continue. Montrer que $\mathbb{E}(|Z|) = \int_{-\infty}^0 F(t)dt + \int_0^{\infty} (1 - F(t))dt$.

Correction : On sait que $\mathbb{E}(|Z|) = \int_0^{+\infty} \mathbb{P}(|Z| \geq t)$. (Remarque : l'intégrale est sur $(0, +\infty)$ et pas \mathbb{R} contrairement à ce que beaucoup ont pensé..) De plus, pour $t \geq 0$

$$\mathbb{P}(|Z| \geq t) = \mathbb{P}(Z \geq t) + \mathbb{P}(Z \leq -t).$$

Le changement de variable $u = -t$ montre alors :

$$\mathbb{E}(|Z|) = \int_{-\infty}^0 \mathbb{P}(Z \leq t) + \int_0^{+\infty} \mathbb{P}(Z \geq t)$$

Et par continuité de F

$$\mathbb{P}(Z \geq t) = 1 - F(t)$$

ce qui conclut.

Exercice 2 *Couple aléatoire à densité*

On suppose que X et Y sont deux variables aléatoires indépendantes de même loi de densité $f(x) = e^{-x}\mathbf{1}_{x \geq 0}$.

1. Trouver la densité de la variable aléatoire $Z = X - Y$. S'agit-il d'une loi remarquable ? En donner la fonction de répartition et l'espérance.

Correction : On a $X, Y \sim \mathcal{E}(1)$ indépendantes. Une densité de Z est donnée par :

$$f_Z(z) = \int_{\mathbb{R}} f_X(z+y)f_Y(y) dy.$$

Avec $f(x) = e^{-x}\mathbf{1}_{x \geq 0}$. Si $z > 0$:

$$f_Z(z) = \int_0^{+\infty} e^{-(z+y)}e^{-y} dy = e^{-z} \int_0^{+\infty} e^{-2y} dy = e^{-z} \cdot \frac{1}{2}.$$

Si $z < 0$:

Condition : $y \geq 0$ et $z + y \geq 0$ donc $y \geq -z$.

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \int_{-z}^{+\infty} e^{-(z+y)}e^{-y} dy = e^{-z} \int_{-z}^{+\infty} e^{-2y} dy \\ &= e^{-z} \cdot \frac{e^{2z}}{2} = \frac{1}{2}e^z. \end{aligned}$$

Donc :

$$f_Z(z) = \frac{1}{2}e^{-|z|}$$

Z suit une loi de Laplace. Elle est donc d'espérance nulle ; car symétrique par exemple.

Quant à la fonction de répartition :

$$F_Z(z) = \int_{-\infty}^z f_Z(x) dx.$$

Si $z \leq 0$

$$F_Z(z) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{2}e^x dx = \frac{1}{2}e^z.$$

Si $z \geq 0$

$$F_Z(z) = 1 - \int_z^{+\infty} \frac{1}{2}e^{-x} dx = 1 - \frac{1}{2}e^{-z}.$$

2. Que valent les fonctions caractéristiques φ_X et φ_Y de X et Y . En déduire la fonction caractéristique de Z (ne pas faire de calcul d'intégrale).

Correction :

$$\varphi_X(t) = \frac{1}{1 - it}.$$

Donc par indépendance

$$\varphi_Z(t) = \varphi_X(t)\varphi_Y(-t) = \frac{1}{(1 - it)(1 + it)} = \frac{1}{1 + t^2}.$$

3. Déduire la fonction caractéristique d'une variable aléatoire de Cauchy.

Correction : On a obtenu ci-dessus

$$\int_{\mathbb{R}} e^{itx} \frac{1}{2}e^{-|x|} dx = \frac{1}{1 + t^2}.$$

Par inversion de Fourier, on obtient

$$\int_{\mathbb{R}} e^{itx} \frac{1}{\pi(1 + x^2)} dx = e^{-|t|}.$$

Ainsi, si C suit une loi de Cauchy centrée réduite, alors sa fonction caractéristique est

$$\varphi_C(t) = e^{-|t|}.$$

Exercice 3 Couple aléatoire discret

Soient S et T deux variables aléatoires indépendantes à valeurs dans $\{1, 2, \dots\}$ et de même loi donnée par la suite $p_n = 2^{-n}$, $n = 1, 2, \dots$

1. Identifier la loi commune et calculer sa fonction caractéristique. C'est une loi géométrique de paramètre $\frac{1}{2}$.

Correction : Par théorème de transfert

$$\varphi_S(t) = \sum_{n=1}^{\infty} 2^{-n} e^{itn} = \sum_{n=1}^{\infty} \left(\frac{e^{it}}{2}\right)^n = \frac{e^{it}/2}{1 - e^{it}/2} = \frac{e^{it}}{2 - e^{it}}$$

2. Calculer pour tout $n \in \mathbb{N}$, $\mathbb{P}(S > n)$. En déduire la loi de $\min\{S, T\}$.

Correction :

Par indépendance :

$$\mathbb{P}(S > n) = \mathbb{P}(S > n \cap T > n) = \sum_{k=n+1}^{\infty} 2^{-k} = 2^{-n}.$$

$$\mathbb{P}(\min(S, T) > n) = \mathbb{P}(S > n)\mathbb{P}(T > n) = 4^{-n}.$$

$\min(S, T)(\Omega) = \mathbb{N}^*$ et donc pour $n \in \mathbb{N}^*$

$$\mathbb{P}(\min(S, T) = n) = \mathbb{P}(\min(S, T) > n) - \mathbb{P}(\min(S, T) > n-1) = 4^{-(n-1)} - 4^{-n} = \frac{3}{4^n}.$$

$\min(S, T)$ suit une loi géométrique de paramètre $3/4$. Cela fait sens : c'est le rang du premier succès de la conjonction de deux expériences lancées en parallèle, dont la proba de succès est donc $3/4$ (la proba d'avoir deux échecs à une étape donnée est de $1/4$ donc d'avoir un succès $3/4$)

3. Calculer $\mathbb{P}(T = rS)$ pour un rationnel positif non nul r . En déduire la valeur de $\mathbb{P}(S \text{ divise } T)$. Que valent $\mathbb{P}(S > T)$ et $\mathbb{P}(S < T)$?

Correction : Si

$$r = \frac{a}{b}$$

écrit sous forme irréductible, avec $a, b \in \mathbb{N}^*$ et $\text{pgcd}(a, b) = 1$.

Donc, d'après le lemme de Gauss

$$S = rT \iff \exists k \geq 1, \quad T = kb, \quad S = ka.$$

Par conséquent,

$$\mathbb{P}(S = rT) = \sum_{k=1}^{+\infty} \mathbb{P}(S = ka, T = kb).$$

L'indépendance donne

$$\mathbb{P}(S = ka, T = kb) = \mathbb{P}(S = ka)\mathbb{P}(T = kb) = 2^{-ka}2^{-kb} = 2^{-k(a+b)}.$$

Donc

$$\mathbb{P}(S = rT) = \sum_{k=1}^{+\infty} 2^{-k(a+b)} = \mathbb{P}(S = rT) = \frac{2^{-(a+b)}}{1 - 2^{-(a+b)}}.$$

En prenant $r = n \in \mathbb{N}^*$: $\mathbb{P}(S = nT) = \frac{2^{-(n+1)}}{1 - 2^{-(n+1)}} = \frac{1}{2^{n+1} - 1}$ Donc $\mathbb{P}(S|T) = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{2^{n+1} - 1}$

Enfin, $1 = \mathbb{P}(S = T) + \mathbb{P}(S < T) + \mathbb{P}(T < S)$. S et T ont même loi donc $\mathbb{P}(S < T) = \mathbb{P}(T < S)$. On calcule donc $\mathbb{P}(T = S) = \frac{1}{2^{1+1} - 1} = \frac{1}{3}$ en prenant $n = 1$ dans ce qui précède.

Donc $\mathbb{P}(S < T) = \mathbb{P}(S > T) = \frac{1}{3}$.

Exercice 4 *Produit de variables indépendantes*

On s'intéresse à la loi de la variable aléatoire produit $W = UV$ de deux variables aléatoires réelles U et V . Les deux questions sont indépendantes :

1. Calculer la densité de W lorsque le couple (U, V) est de densité

$$f(u, v) = \begin{cases} ue^{-u(1+v)} & \text{si } u > 0, v > 0, \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

Correction :

On peut utiliser la Proposition 1.9 du cours directement : On fait le changement de variables

$$(u, v) \longmapsto (u, w), \quad w = uv.$$

pour obtenir la loi de (U, UV) , que l'on intégrera ensuite en u . Alors

$$v = \frac{w}{u}.$$

Comme $u > 0$ et $v > 0$, on aura nécessairement $w > 0$.

Le jacobien de l'application inverse $(u, w) \mapsto (u, w/u)$ vaut

$$\left| \frac{\partial(u, v)}{\partial(u, w)} \right| = \left| \begin{array}{cc} 1 & 0 \\ -\frac{w}{u^2} & \frac{1}{u} \end{array} \right| = \frac{1}{u}.$$

Donc, pour $w > 0$,

$$f_W(w) = \int_0^{+\infty} f\left(u, \frac{w}{u}\right) \frac{1}{u} du.$$

Remplaçons :

$$f\left(u, \frac{w}{u}\right) = ue^{-u\left(1+\frac{w}{u}\right)} = ue^{-u-w}.$$

Ainsi

$$f_W(w) = \int_0^{+\infty} ue^{-u-w} \frac{1}{u} du = e^{-w} \int_0^{+\infty} e^{-u} du.$$

Or

$$\int_0^{+\infty} e^{-u} du = 1.$$

Donc

$$f_W(w) = e^{-w} \quad (w > 0).$$

Et pour $w \leq 0$,

$$f_W(w) = 0$$

car $W = UV > 0$ presque sûrement.

Finalement

$$\boxed{f_W(w) = e^{-w} \mathbf{1}_{w>0}.$$

Si d'aventure on ne connaît pas la proposition 1.9 du cours, on fixe h continue bornée, et on écrit avec le théorème de transfert :

$$\mathbb{E}(h(UV)) = \int h(uv) f(u, v) dudv = \int_{\mathbb{R}_+^* \times \mathbb{R}_+^*} h(uv) ue^{-u(1+v)} dudv$$

Pour isoler $h(u)$, on fait le même changement de variable que celui suggéré précédemment. On obtient alors

$$\mathbb{E}(h(UV)) = \int_{\mathbb{R}_+ \times \mathbb{R}_+} h(w) ue^{-u} e^{-w} dudw$$

On calcule l'intégrale en w , et on trouve

$$\mathbb{E}(h(UV)) = \int_{\mathbb{R}_+} h(w)e^{-w} dw = \int_{\mathbb{R}} h(w)e^{-w} \mathbf{1}_{\mathbb{R}_+}(w) dw.$$

Cela étant vrai pour toute fonction continue bornée on trouve bien comme densité $e^{-w} \mathbf{1}_{\mathbb{R}_+}$

2. Trouver la fonction caractéristique de W lorsque les variables sont indépendantes, $U \sim \mathcal{U}_{[0,1]}$ et V est de fonction caractéristique notée φ .

Correction : On veut calculer

$$\varphi_W(t) = \mathbb{E}(e^{itUV}).$$

Comme U et V sont indépendantes et $U \sim \mathcal{U}[0, 1]$, on écrit directement

$$\varphi_W(t) = \int_0^1 \int_{\mathbb{R}} e^{ituv} d\mathbb{P}_V(v) du = \int_0^1 \varphi_V(ut) du$$

Ce qui suffisait à avoir les points.

On pouvait aussi intégrer par rapport à u : Si $v \neq 0$, on obtient

$$\int_0^1 e^{ituv} du = \left[\frac{e^{ituv}}{itv} \right]_0^1 = \frac{e^{itv} - 1}{itv}.$$

(La formule reste valable en $v = 0$)

Donc

$$\varphi_W(t) = \int_{\mathbb{R}} \frac{e^{itv} - 1}{itv} d\mathbb{P}_V(v).$$

On reconnaît

$$\mathbb{E} \left(\frac{e^{itV} - 1}{itV} \right),$$

d'où

$$\boxed{\varphi_W(t) = \mathbb{E} \left(\frac{e^{itV} - 1}{itV} \right)}.$$