

Programme de colle - Semaine 13

Notation

On adoptera les principes suivants pour noter les étudiants :

- × si l'étudiant sait répondre à la question de cours, il aura une note > 8 .
- × si l'étudiant ne sait pas répondre à la question de cours ou s'il y a trop d'hésitations, il aura une note ≤ 8 .

Questions de cours

- Transformation affine d'une v.a.r. uniforme

On demandera à l'étudiant de démontrer l'une des **implications** suivantes.

1. $X \hookrightarrow \mathcal{U}([0, 1]) \Leftrightarrow Y = (b - a)X + a \hookrightarrow \mathcal{U}([a, b])$
2. $X \hookrightarrow \mathcal{U}([a, b]) \Leftrightarrow Y = \frac{1}{b - a}(X - a) \hookrightarrow \mathcal{U}([0, 1])$

Démonstration.

- Notons $h : x \mapsto (b - a)x + a$, de telle sorte que $Y = h(X)$.
Comme $X \hookrightarrow \mathcal{U}([0, 1])$, alors $X(\Omega) = [0, 1]$. On en déduit :

$$\begin{aligned} Y(\Omega) &= (h(X))(\Omega) = h(X(\Omega)) \\ &= h([0, 1]) \\ &= [h(0), h(1)] && \text{(car } h \text{ est continue et} \\ & && \text{strictement croissante sur } [0, 1]) \\ &= [a, b] \end{aligned}$$

Donc : $Y(\Omega) = [a, b]$.

- Déterminons la fonction de répartition de Y , F_Y .
Soit $x \in \mathbb{R}$.

- × Soit $x < a$, alors $[Y \leq x] = \emptyset$ car $Y(\Omega) = [a, b]$. Ainsi :

$$F_Y(x) = \mathbb{P}([Y \leq x]) = \mathbb{P}(\emptyset) = 0$$

- × Soit $x > b$, alors $[Y \leq x] = \Omega$ car $Y(\Omega) = [a, b]$. Ainsi :

$$F_Y(x) = \mathbb{P}([Y \leq x]) = \mathbb{P}(\Omega) = 1$$

- × Soit $x \in [a, b]$.

$$\begin{aligned} F_Y(x) &= \mathbb{P}([Y \leq x]) = \mathbb{P}([(b - a)X + a \leq x]) \\ &= \mathbb{P}\left(\left[X \leq \frac{x - a}{b - a}\right]\right) = F_X\left(\frac{x - a}{b - a}\right) \\ &= \frac{x - a}{b - a} && \text{(par définition de } F_X \text{ et} \\ & && \text{car } \frac{x - a}{b - a} \in [0, 1]) \end{aligned}$$

On reconnaît la fonction de répartition de la loi $\mathcal{U}([a, b])$. Comme la fonction de répartition caractérise la loi, on en déduit que $Y \hookrightarrow \mathcal{U}([a, b])$.

□

- Méthode d'inversion pour la loi exponentielle

Soit $\lambda \in]0, +\infty[$.

$$X \hookrightarrow \mathcal{U}([0, 1]) \Rightarrow Y = -\frac{1}{\lambda} \ln(1 - X) \hookrightarrow \mathcal{E}(\lambda)$$

Démonstration.

- Notons $h : x \mapsto -\frac{1}{\lambda} \ln(1 - x)$, de telle sorte que $Y = h(X)$.

Comme $X \hookrightarrow \mathcal{U}([0, 1])$, alors $X(\Omega) =]0, 1[$. On en déduit :

$$\begin{aligned} Y(\Omega) &= (h(X))(\Omega) = h(X(\Omega)) \\ &= h(]0, 1[) \\ &= \left] \lim_{x \rightarrow 0} h(0), \lim_{x \rightarrow 1} h(x) \right[\quad \text{(car } h \text{ est continue et strictement} \\ &\quad \text{croissante sur }]0, 1[\text{ (*)}) \\ &=]0, +\infty[\end{aligned}$$

Ainsi : $Y(\Omega) =]0, +\infty[$.

On peut démontrer (*) par une rapide étude de fonction :

× la fonction h est dérivable (donc continue) sur $]0, 1[$ en tant que composée de fonctions dérivables.

× soit $x \in]0, 1[$.

$$h'(x) = -\frac{1}{\lambda} \left(-\frac{1}{1-x} \right) = \frac{1}{\lambda(1-x)} > 0$$

Donc la fonction h est strictement croissante sur $]0, 1[$.

- Déterminons la fonction de répartition de Y .

× Soit $y \leq 0$, alors $[Y \leq x] = \emptyset$ car $Y(\Omega) =]0, +\infty[$. Donc :

$$F_Y(y) = \mathbb{P}([Y \leq y]) = \mathbb{P}(\emptyset) = 0$$

× Soit $y \in]0, +\infty[$.

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= \mathbb{P}([Y \leq y]) \\ &= \mathbb{P}\left(\left[-\frac{1}{\lambda} \ln(1 - X) \leq y\right]\right) \\ &= \mathbb{P}([\ln(1 - X) \geq -\lambda y]) \quad \text{(car } -\lambda < 0) \\ &= \mathbb{P}([1 - X \geq e^{-\lambda y}]) \quad \text{(car la fonction exp est} \\ &\quad \text{strictement croissante sur } \mathbb{R}) \\ &= \mathbb{P}([X \leq 1 - e^{-\lambda y}]) \\ &= F_X(1 - e^{-\lambda y}) \end{aligned}$$

Or on a les équivalences suivantes :

$$\begin{aligned} 0 < y &\Leftrightarrow 0 > -\lambda y > -\lambda y \quad \text{(car } -\lambda < 0) \\ &\Leftrightarrow 1 = e^0 > e^{-\lambda y} > 0 \quad \text{(car la fonction exp est} \\ &\quad \text{strictement croissante sur } \mathbb{R}) \\ &\Leftrightarrow 0 < 1 - e^{-\lambda y} < 1 \end{aligned}$$

$$\text{De plus, comme } X \hookrightarrow \mathcal{U}([0, 1]) : F_X : u \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } u \leq 0 \\ u & \text{si } u \in]0, 1[\\ 1 & \text{si } u \geq 1 \end{cases},$$

$$\text{donc } F_X(1 - e^{-\lambda y}) = 1 - e^{-\lambda y}.$$

Finalement : $F_Y : y \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } y \leq 0 \\ 1 - e^{-\lambda y} & \text{si } y > 0 \end{cases}$.

On reconnaît la fonction de répartition de la loi exponentielle de paramètre λ . Or la fonction de répartition caractérise la loi d'une v.a.r., donc $Y \hookrightarrow \mathcal{E}(\lambda)$. \square

- **Propriétés de Φ , où Φ est la fonction de répartition d'une loi $\mathcal{N}(0, 1)$**

- $\phi(0) = \mathbb{P}([X \leq 0]) = \frac{1}{2}$
- Pour tout $x \in \mathbb{R}$:

$$\phi(-x) = 1 - \phi(x)$$

- Pour tout $x \in \mathbb{R}$:

$$\mathbb{P}([|X| \leq x]) = 2\phi(x) - 1$$

Démonstration.

- Comme φ est une densité, $\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(t) dt$ converge. De plus :

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(t) dt &= 2 \int_{-\infty}^0 \varphi(t) dt \quad (\text{car } \varphi \text{ est paire}) \\ &= 2\phi(0) \\ &= 2\mathbb{P}([X \leq 0]) \end{aligned}$$

- Soit $x \in \mathbb{R}$.

$$\phi(-x) = \int_{-\infty}^{-x} \varphi(t) dt$$

On effectue alors le changement de variable $\boxed{u = \psi(t)}$, avec la fonction ψ de classe \mathcal{C}^1 définie par $\psi : t \mapsto -t$.

$$\left| \begin{array}{l} u = -t \\ \hookrightarrow du = -dt \quad \text{et} \quad dt = -du \\ \bullet t = -\infty \Rightarrow u = +\infty \\ \bullet t = -x \Rightarrow u = x \end{array} \right.$$

On a donc :

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{-x} \varphi(t) dt &= \int_x^{+\infty} \varphi(-u) du \\ &= \int_x^{+\infty} \varphi(u) du \quad (\text{car } \varphi \text{ est paire}) \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(u) du - \int_{-\infty}^x \varphi(u) du \\ &= 1 - \phi(x) \end{aligned}$$

- Soit $x \in \mathbb{R}$.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}([|X| \leq x]) &= \mathbb{P}([-x \leq X \leq x]) \\ &= \phi(x) - \phi(-x) \\ &= \phi(x) - (1 - \phi(x)) \\ &= 2\phi(x) - 1 \end{aligned}$$

\square

Connaissances exigibles

- Définition v.a. à densité, caractérisation fonction de répartition (fdr) et densité de probabilité, lien entre fdr et densité
- Formules de calcul de $\mathbb{P}([a \leq X \leq b])$ et autres, pour X une v.a. à densité
- Définition, linéarité et croissance de l'espérance d'une v.a. à densité
- Théorème de transfert
- Moments d'ordre r
- Définitions et propriétés de la variance et de l'écart-type
- Définition indépendance de deux v.a., lemme des coalitions, $\mathbb{E}(XY) = \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y)$ et $\mathbb{V}(X + Y) = \mathbb{V}(X) + \mathbb{V}(Y)$ **si X et Y sont indépendantes**
- Ensemble image, densité, fonction de répartition, espérance, variance, graphes : loi uniforme, loi exponentielle, lois normales
- Transformation affine d'une loi uniforme
- Propriétés de la fonction de répartition Φ d'une loi $\mathcal{N}(0, 1)$
- Transformée affine d'une loi gaussienne
- Lecture de la table de la loi $\mathcal{N}(0, 1)$