

I - Loi d'une variable aléatoire

A - Premières définitions

Soient $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ un espace probabilisé, E un espace euclidien muni d'une tribu $\mathcal{E}$ et d'un produit scalaire $\langle \cdot, \cdot \rangle$.

[CR] 21 Def 1: Une variable aléatoire (v.a.) est une application mesurable $X: \Omega \rightarrow E$.

On dit que X est une variable aléatoire réelle (v.a.r.) si $(E, \mathcal{E}) = (\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$.

On dit parfois que X est un vecteur aléatoire pour souligner le fait que $\dim(E) > 1$.

[CR] 21 Def 2: Soit X une v.a. La loi de X est la mesure image de P par X , i.e. la probabilité P_X sur $(E, \mathcal{E})$ définie par $\forall B \in \mathcal{E}, P_X(B) = P(X^{-1}(B))$.

Notations: $\triangleright P_X(B) = P(X \in B) \quad \triangleright P_X(\{x\}) = P(X = x)$

$\triangleright$ Si X est réelle: $P_X(-\infty, t] = P(X \leq t), P_X(a, b] = P(a < X \leq b)$

Rq 3: Deux v.a. $X: (\Omega, \mathcal{A}, P) \rightarrow (E, \mathcal{E})$ et $Y: (\tilde{\Omega}, \tilde{\mathcal{A}}, \tilde{P}) \rightarrow (E, \mathcal{E})$ peuvent avoir la même loi, i.e. $P_X = P_Y$, bien que $\Omega \neq \tilde{\Omega}$!

Dans la suite, on se donne une variable aléatoire $X: \Omega \rightarrow E$.

Def 4: Soit μ une proba sur $(E, \mathcal{E})$. On dit que X suit la loi μ , et on note $X \sim \mu$, si $P_X = \mu$.

[CR] 21 Def 5: Si $X(\Omega)$ est fini ou dénombrable, alors on dit que X est discrète. En général, dans ce cas, on munit E de la tribu $\mathcal{P}(E)$.

[CR] 22 Prop 6: Si X est discrète, alors $\forall B \in \mathcal{P}(E), P(X \in B) = \sum_{x \in B \cap X(\Omega)} P(X = x)$. Ainsi, la donnée de $(P(X = x))_{x \in X(\Omega)}$ caractérise la loi de X .

[CR] 22 Def 7: On dit que X est à densité si P_X est absolument continue par rapport à la mesure de Lebesgue λ sur $(E, \mathcal{E})$, i.e. si $\forall B \in \mathcal{E}, \lambda(B) = 0 \Rightarrow P_X(B) = 0$.

[CR] 22 Thm 8 (de Radon-Nikodym): Si X est à densité, alors il existe une fonction $f: E \rightarrow \mathbb{R}^+$ mesurable telle que $\forall B \in \mathcal{E}, P_X(B) = \int_B f(x) dx$. De plus, f est unique à un ensemble λ -négligeable près: on l'appelle densité de X .

[CR] 22 Prop 9: La densité caractérise la loi.

B - Cas des vecteurs aléatoires, indépendance

Soient $X_1, \dots, X_n: \Omega \rightarrow E$ des v.a. et $X = (X_1, \dots, X_n): \Omega \rightarrow E^n$ un vecteur aléatoire.

Def 10: La loi conjointe de $(X_1, \dots, X_n)$ est la loi de X . La i -ième loi marginale de $(X_1, \dots, X_n)$ est la loi de X_i . [CR] 25

Prop 11: $\triangleright$ Si les X_i sont discrètes, alors $\forall x_1 \in E, P(X_1 = x_1) = \sum_{(x_2, \dots, x_n) \in E^{n-1}} P(X = (x_1, \dots, x_n))$ [CR] 25

$\triangleright$ Si les X_i sont à densité, alors $\forall x_1 \in E, f_{X_1}(x_1) = \int_{E^{n-1}} f_X(x_1, \dots, x_n) dx_2 \dots dx_n$.

Rq 12: Si on connaît la loi conjointe, alors on connaît les lois marginales, mais l'inverse est faux: considérer (X_1, X) qui mesure le résultat du lancer de deux dés. [CR] 26

Rq 13: Si X est à densité, alors les X_i sont à densité, mais la réciproque est fautive: considérer X_1 à densité et $X = (X_1, X_1)$. [CR] 24

Def 14: Les v.a. $X_1, \dots, X_n$ sont dites indépendantes si $P_X = P_{X_1} \otimes \dots \otimes P_{X_n}$, i.e. si $\forall (B_1, \dots, B_n) \in \mathcal{E}^n, P(X \in B_1 \times \dots \times B_n) (= P(X_1 \in B_1, \dots, X_n \in B_n)) = P(X_1 \in B_1) \dots P(X_n \in B_n)$.

Prop 15: Si X et Y sont indépendantes et à densité, alors $f_{X+Y} = f_X * f_Y$ où $*$ est le produit de convolution. Si X et Y sont indépendantes et discrètes, alors $\forall x \in E, P(X+Y = x) = \sum_{y \in E} P(X = y, Y = x-y) = \sum_{y \in E} P(X = y) P(Y = x-y)$. [CR] 28

C - Lois usuelles

Loi	Notation	Distribution	Modélisation
Uniforme	$U([a, b])$ ($a \leq b$)	$P(X=k) = \frac{1}{b-a+1}$ ($a \leq k \leq b$)	Choix au hasard d'un entier entre a et b .
Bernoulli	$B(p)$	$P(X=0) = 1-p$ $P(X=1) = p$	Une expérience aléatoire à 2 issues (dite de Bernoulli), de probabilité de succès p .
Binomiale	$B(n, p)$	$P(X=k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$ ($0 \leq k \leq n$)	Nombre de succès dans n répétitions indépendantes d'une expérience de Bernoulli (un schéma de Bernoulli).
Poisson	$P(\lambda)$	$P(X=k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$ ($k \in \mathbb{N}$)	Nombre d'occurrences dans une unité de temps d'un événement indépendant du temps.
Géométrique	$G(p)$	$P(X=k) = p(1-p)^{k-1}$ ($k \geq 1$)	Rang du premier succès dans un schéma de Bernoulli.

Loi	Notation	Densité	Modélisation
Uniforme	$\mathcal{U}([a,b])$ ($a < b$)	$\frac{1}{b-a} \mathbb{1}_{[a,b]}$	Choix au hasard d'un réel entre a et b .
Exponentielle	$\mathcal{E}(\lambda)$ ($\lambda > 0$)	$x \mapsto \lambda e^{-\lambda x} \mathbb{1}_{x>0}$	Durée de vie sans usure
Normale	$\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ ($\sigma > 0$)	$x \mapsto \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$	

[CR]
29 Ex 16: Si $X_1, \dots, X_n$ sont indépendantes et de loi $\mathcal{N}(0,1)$, alors $S_n := \sum_{k=1}^n X_k^2$ suit la loi $\chi^2(n)$, de densité $x \mapsto \left(\frac{x}{2}\right)^{n/2-1} \frac{1}{2\Gamma(n/2)} e^{-x/2} \mathbb{1}_{x>0}$.
Cela vient du fait que $X_i^2 \sim \Gamma(\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$, où $\Gamma(a, \lambda)$ est la loi Gamma, de densité $\frac{\lambda^a}{\Gamma(a)} e^{-\lambda x} x^{a-1} \mathbb{1}_{x>0}$.

II - Caractérisations de la loi d'une variable aléatoire

A - Fonction muette

[CR]
35 Def 17: Sous réserve d'existence, on appelle espérance de X la quantité :
$$\mathbb{E}[X] = \int_{\Omega} X(\omega) dP(\omega) = \int_{\mathbb{R}} x dP_X(x).$$

[CR]
35 Thm 18 (de transfert): Soit $h: (E, \mathcal{E}) \rightarrow (F, \mathcal{F})$ mesurable. La fonction $h \circ X$, notée également $h(X)$, est une variable aléatoire, et sous réserve d'existence :
$$\mathbb{E}[h(X)] = \int_{\mathbb{R}} h(x) dP_X(x)$$

[CR]
36 Def 19: Soit $k \in \mathbb{N}$. Sous réserve d'existence, on appelle moment d'ordre k de X la quantité $\mathbb{E}[X^k]$.

Prop 20: $\forall (p, q) \in [1, +\infty[, p < q$, $L^\infty \subseteq L^q \subseteq L^p \subseteq L^1$, et $\|\cdot\|_\infty \leq \|\cdot\|_q \leq \|\cdot\|_p \leq \|\cdot\|_1$, où $\|X\|_p = \mathbb{E}[|X|^p]^{1/p}$.

[CR]
36 Thm 21 (méthode de la fonction muette): La connaissance de $\mathbb{E}[h(X)]$ pour toute h continue bornée ou mesurable positive caractérise la loi de X . Plus

précisément, si pour toute h continue bornée ou mesurable positive, $\mathbb{E}[h(X)] = \int_{\mathbb{R}} h d\mu$, alors $\mu = P_X$.

B - Fonction de répartition

Def 22: Si X est réelle, alors la fonction $F_X: t \mapsto P(X \leq t)$ est appelée fonction de répartition de X . (Exemples en annexe)

Prop 23: La fonction de répartition caractérise la loi.

Ex 24: Si $U \sim \mathcal{U}([0,1])$, alors $\forall \lambda > 0$, $\frac{-\ln(U)}{\lambda} \sim \mathcal{E}(\lambda)$.

Ex 25 (Box-MULLER): Si U et V sont indépendantes et de loi $\mathcal{U}([0,1])$, alors $\sqrt{-2\ln(U)} \cos(2\pi V) \sim \mathcal{N}(0,1)$ et $\sqrt{-2\ln(U)} \sin(2\pi V) \sim \mathcal{N}(0,1)$

Prop 26: Soit $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^{++}$ telle que $\forall x > 0$, $P(X > x) > 0$, et sans mémoire, i.e. $\forall (x, y) \in (\mathbb{R}^{++})^2$, $P(X > x+y | X > y) = P(X > x)$.
Si X est discrète, alors $X \sim \mathcal{G}(p)$, et si X est à densité, alors $X \sim \mathcal{E}(\lambda)$.

Prop 27: $F_X: \mathbb{R} \rightarrow [0,1]$ est croissante, càdlàg (i.e. en tout point admet une limite à droite et est continue à gauche) et $\lim_{x \rightarrow -\infty} F = 0$ et $\lim_{x \rightarrow +\infty} F = 1$.
Si $F: \mathbb{R} \rightarrow [0,1]$ vérifie les propriétés ci-dessus, alors on dira que F est une fonction de répartition.

Prop 28: La hauteur du saut de F_X en $a \in \mathbb{R}$ vaut $P(X=a)$, i.e.

$$\forall a \in \mathbb{R}, P(X=a) = F_X(a) - F_X(a^-) \quad (\text{Illustration en annexe})$$

Prop 29: Si F_X est continue et C^1 par morceaux, alors X admet une densité f_X telle que $f_X = F_X'$ en tout point de dérivabilité de F_X .

Def 30: L'inverse généralisée d'une fonction de répartition $F: \mathbb{R} \rightarrow]0,1[$ est :
$$F^-:]0,1[\rightarrow \mathbb{R}$$

$$u \mapsto \inf\{x \in \mathbb{R} | F(x) \geq u\}$$

[CR]
24 Prop 31: Si $F: \mathbb{R} \rightarrow [0,1]$ est une fonction de répartition, alors il existe une unique probabilité μ sur $\mathbb{R}$ telle que F est la fonction de répartition de μ , i.e.
 $\forall t \in \mathbb{R}, F(t) = \mu(-\infty, t]$.

[CR]
24 Prop 32: Si μ est une probabilité de fonction de répartition F , et si $U \sim \mathcal{U}(0,1)$, alors $X = F(U) \sim \mu$.

C-Fonction caractéristique

[CR]
43 Def 33: On suppose que $(E, \mathcal{E}) = (\mathbb{R}^d, \mathcal{B}(\mathbb{R}^d))$. On appelle fonction caractéristique de X la fonction $\varphi_X: \xi \in \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{C}$
 $\xi \mapsto \mathbb{E}[e^{i\langle \xi, X \rangle}]$

Prop 34: La fonction caractéristique caractérise la loi.

[CR]
160 Ex 35: Si $X \sim \mathcal{N}_d(\underline{m}, \Gamma)$, alors $\varphi_X(\xi) = e^{i\langle \xi, \underline{m} \rangle} e^{-\frac{1}{2} \langle \Gamma \xi, \xi \rangle}$

[CR]
44 Prop 36: $X \in L^k \Rightarrow \varphi_X$ est k fois dérivable en 0. Le cas échéant, $\varphi_X^{(k)}(0) = i^k \mathbb{E}[X^k]$

[CGC
DM
82
121
162] DEV 1: Si $X \sim \Gamma(a, \lambda)$, alors $\varphi_X(t) = \left(\frac{\lambda}{\lambda - it}\right)^a$, et $\mathbb{E}[X^n] = \frac{a(a+1)\dots(a+n-1)}{\lambda^n}$.

Cor 37: Si X est bornée, alors les moments de X caractérisent sa loi.

Prop 38: φ_X est continue et tend vers 0 à l'infini.

[CR]
45 Prop 39: $X_1, \dots, X_n$ sont indépendantes si, et seulement si $\varphi_{(X_1, \dots, X_n)} = \varphi_{X_1} \otimes \dots \otimes \varphi_{X_n}$
Si $(X_1, \dots, X_n)$ est à densité, alors $X_1, \dots, X_n$ sont indépendantes si, et seulement si $f_{(X_1, \dots, X_n)}$ est à variables séparables (auquel cas $f_{(X_1, \dots, X_n)} = f_{X_1} \dots f_{X_n}$).

D-Fonction génératrice d'une v.a. à valeurs dans $\mathbb{N}$

Dans ce paragraphe, $X: \Omega \rightarrow \mathbb{N}$.

[CR]
41 Def 40: La fonction génératrice de X est la fonction $G_X: t \mapsto \mathbb{E}[t^X] = \sum_{n=0}^{\infty} P(X=n) t^n$.

[CR]
41 Prop 41: G_X est une série entière de rayon de convergence $R \geq 1$. Par conséquent,
 $\forall n \in \mathbb{N}, P(X=n) = \frac{G_X^{(n)}(0)}{n!}$.

Cor 42: La fonction génératrice caractérise la loi.

Prop 43: $\varphi_X(t) = G_X(e^{it})$

[CR]
42 Thm 44: X admet un moment d'ordre p si, et seulement si G_X est p fois dérivable en 1. Le cas échéant, $G_X^{(p)}(1) = \mathbb{E}[X(X-1)\dots(X-p+1)]$.

[CR]
42 Prop 45: Si $X, Y: \Omega \rightarrow \mathbb{N}$ sont indépendantes, alors $G_{X+Y} = G_X G_Y$

III - Théorème central limite

[B]
207 Thm 44 (théorème central limite) Soit $(X_n)_n$ une suite de v.a.i.i.d de carré intégrable. On pose $m = \mathbb{E}[X_1]$, $\sigma^2 = \mathbb{V}[X_1]$ et $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$.

$$\sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - m}{\sigma} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0,1)$$

DEV 2

[B]
207 Ex 45: Soient $p \in]0,1[$ et $(X_1, \dots, X_n)$ un n -échantillon de $\mathcal{B}(p)$. Soit $\alpha \in]0,1[$. Un intervalle au niveau de confiance asymptotique $1-\alpha$ est donné par :

$$\left[\bar{X}_n - q_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{X}_n(1-\bar{X}_n)}{n}}, \bar{X}_n + q_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{X}_n(1-\bar{X}_n)}{n}} \right]$$

où $\bar{X}_n = \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n)$ et $q_{1-\frac{\alpha}{2}}$ est le $1-\frac{\alpha}{2}$ quantile de la $\mathcal{N}(0,1)$.

RÉFÉRENCES

[CR]: Probabilités et statistiques pour l'épreuve de modélisation à l'agrégation de mathématiques (Marie-Line Chabaud, Jean-Jacques Ruck)

[B]: Analyse pour l'agrégation de mathématiques (J. & L. Bernis)

[CGC
DM]: Exercices de probabilités (Cottrell, Genon-Catalot, Duhamel, Meyre)

ANNEXE : Fonctions de répartition

