

On suppose connue la notion d'indépendance.

Rappel 1. Soit (Ω, \mathcal{F}) un espace mesurable. On appelle **variable aléatoire** toute application mesurable de (Ω, \mathcal{F}) dans $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$.

On appelle **loi d'une variable aléatoire** X définie sur $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ la mesure image de \mathbb{P} par X .

I - Espérance [1] [3] [4] [5]

1 - Définition et premières propriétés

Déf 2. Si X est une variable aléatoire réelle intégrable définie sur $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$, on appelle **espérance de X** le réel défini par

$$\mathbb{E}[X] = \int_{\Omega} X(\omega) d\mathbb{P}(\omega).$$

Si $\mathbb{E}[X] = 0$, on dit que X est **centrée**. Si $X = (X_1, \dots, X_n)$ est un vecteur aléatoire dont toutes les composantes sont intégrables, on note $\mathbb{E}[X]$ le vecteur $(\mathbb{E}[X_1], \dots, \mathbb{E}[X_n])$.

Prop 3. • L'application $X \mapsto \mathbb{E}[X]$ est linéaire.

• Pour tout $A \in \mathcal{F}$, on a $\mathbb{E}[\mathbb{1}_A] = \mathbb{P}(A)$.

Théo 4. S'il existe une mesure μ sur $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ telle que pour tout fonction continue bornée g , $\mathbb{E}[g(X)] = \int_{\mathbb{R}} g(x) d\mu(x)$ alors μ caractérise la loi de X .

2 - Calculs

Théo 5 (Transfert). Soit $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé. Soit X une variable aléatoire sur cet espace, à valeurs réelles, de loi \mathbb{P}_X et g une fonction mesurable réelle. Alors, si l'une des expressions $\int_{\Omega} (g \circ X) d\mathbb{P}$ ou $\int_{\mathbb{R}} g d\mathbb{P}_X$ existe, il en est de même pour l'autre et on a

$$\int_{\Omega} (g \circ X) d\mathbb{P} = \int_{\mathbb{R}} g d\mathbb{P}_X.$$

Théo 6. Soit X une variable aléatoire discrète, et D un ensemble fini ou dénombrable inclus dans \mathbb{R} tel que $X(\Omega) = D$. Alors, X est intégrable si et seulement si

$$\sum_{i \in D} |i| \mathbb{P}(X = i) < +\infty.$$

Si cette somme est finie, on a alors

$$\mathbb{E}[X] = \sum_{i \in D} i \mathbb{P}(X = i).$$

Ex 7 (Espérances de loi discrète). cf Annexe

Théo 8. Soit X une variable aléatoire admettant la fonction f comme densité. Alors, X est intégrable si et seulement si

$$\int_{\mathbb{R}} |x| f(x) d\lambda(x).$$

Si cette intégrale est convergente, on a alors

$$\mathbb{E}[X] = \int_{\mathbb{R}} x f(x) dx.$$

Ex 9 (Espérances de loi à densité). cf Annexe

Cex 10. Il existe des variables à densité n'ayant pas d'espérance. Par exemple, une variable aléatoire X de densité de probabilité

$$\begin{aligned} f : \mathbb{R} &\longrightarrow \mathbb{R} \\ t &\longmapsto \frac{1}{\pi(1+t^2)}. \end{aligned}$$

3 - Principales inégalités et propriétés

Théo 11 (Inégalité de Markov). Soit X une variable aléatoire positive, intégrable. Alors, on a

$$\forall a > 0, \mathbb{P}(X \geq a) \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{a}.$$

Théo 12 (Inégalité de Jensen). Soit X une variable aléatoire intégrable à valeurs dans l'intervalle ouvert I . Soit f une fonction convexe de I dans \mathbb{R} . Alors

$$f(\mathbb{E}[X]) \leq \mathbb{E}[f(X)].$$

Théo 13. Soit X et Y des variables aléatoires indépendantes. XY est intégrable si et seulement si X et Y le sont et si c'est le cas :

$$\mathbb{E}[XY] = \mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y].$$

II - Moments d'une variable aléatoire [1] [2] [5]

1 - Définition

Déf 14. Soit X une variable aléatoire. Pour tout $k \in \mathbb{N}$, on dit que X **admet un moment d'ordre k** si X^k admet une espérance. Dans ce cas le **moment d'ordre k de X** est

$$\mathbb{E}[X^k] = \int_{\Omega} X^k d\mathbb{P}.$$

Théo 15. Soit X une variable aléatoire réelle admettant un moment d'ordre $k \geq 2$. Alors X admet des moments d'ordre $1, 2, \dots, k$.

Déf 16. Le **moment centré d'ordre k** de X , lorsqu'il est défini, est

$$\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^k] = \int_{\Omega} (X - \mathbb{E}[X])^k d\mathbb{P}.$$

Prop 17. Une variable aléatoire X admet un moment d'ordre k si et seulement si elle admet un moment centré d'ordre k .

2 - Moments d'ordre 2

Déf 18. Soit X, Y deux variables aléatoires de carré intégrable. La **variance** de X est son moment centré d'ordre 2

$$\text{Var}(X) = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2].$$

La **covariance** de X et de Y est

$$\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])].$$

NB 19. Il existe des variables aléatoires ayant une espérance mais pas de variance.

Ex 20. Cas discret : X variable aléatoire avec $\mathbb{P}(X = n) = \frac{4}{n(n+1)(n+2)}$.

Cas continu : X variable aléatoire à valeurs dans \mathbb{R}^+ , de densité de probabilité

$$\begin{aligned} f : \mathbb{R} &\longrightarrow \mathbb{R} \\ t &\longmapsto \frac{2}{(1+t)^3} \mathbf{1}_{\mathbb{R}^+}(t) \end{aligned}$$

Formule 21 (König-Huygens). Soit X variable aléatoire de carré intégrable, alors

$$\text{Var}(X) = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2.$$

Ex 22. cf Annexe

Théo 23. Soit X une variable aléatoire de carré intégrable. Alors on a l'équivalence entre les propositions suivantes :

- (i) $\text{Var}(X) = 0$
- (ii) $X = \mathbb{E}[X]$.

NB 24. $\mathbb{E}[X]$ est la meilleure manière d'approcher X au sens des moindres carrés.

Prop 25. Si X et Y sont intégrables et indépendantes, alors le couple (X, Y) admet une covariance et $\text{Cov}(X, Y) = 0$.

NB 26. La réciproque est fausse.

Cex 27. Soit X une variable aléatoire telle que

$$\mathbb{P}(X = 1) = \mathbb{P}(X = 0) = \mathbb{P}(X = -1) = \frac{1}{3}.$$

et $Y = X^2$.

Théo 28 (Inégalité de Bienaymé-Tchebychev). Soit X une variable aléatoire admettant un moment d'ordre 2. Alors, on a

$$\forall a > 0, \mathbb{P}(|X - \mathbb{E}[X]| \geq a) \leq \frac{\text{Var}(X)}{a^2}.$$

Théo 29 (Inégalité de Cauchy Schwarz). Soit X et Y deux variables aléatoires admettant chacune un moment d'ordre 2. Alors

$$\mathbb{E}[XY]^2 \leq \mathbb{E}[X^2]\mathbb{E}[Y^2].$$

Théo 30 (Développement 1). Soit $f : [0, 1] \rightarrow \mathbb{C}$ une fonction continue, ω son module de continuité ie

$$\omega(h) = \sup\{|f(u) - f(v)| : |u - v| \leq h\}.$$

Pour $n \geq 1$, on considère le polynôme

$$B_n(f, x) = B_n(x) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} f\left(\frac{k}{n}\right),$$

le $n^{\text{ième}}$ polynôme de Bernstein de f . Alors B_n converge vers f uniformément sur $[0, 1]$.

Théo 31 (des moments). (Développement 1) Soit X, Y deux variables aléatoires définies sur $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ à valeurs dans un intervalle bornée $[a, b]$. Si $\mathbb{E}[X^k] = \mathbb{E}[Y^k]$ pour tout $k \in \mathbb{N}$, alors X et Y ont même loi.

III - Fonction caractéristique et génératrice [1]

Déf 32. Soit X variable aléatoire à valeurs à \mathbb{N} . On définit la **fonction génératrice** de X la fonction définie par

$$G_X : t \mapsto \mathbb{E}[t^X].$$

NB 33. La fonction génératrice caractérise la loi.

Théo 34. (i) X admet une espérance si et seulement si G_X est dérivable à gauche en 1 et, dans ce cas, $\mathbb{E}[X] = G'_X(1)$.

(ii) X admet une variance si et seulement si G_X est deux fois dérivable à gauche en 1, et, dans ce cas, $\text{Var}(X) = G''_X(1) + G'_X(1) - G'_X(1)^2$.

(iii) Plus généralement, X admet un moment d'ordre k si et seulement si G_X est k fois dérivable à gauche en 1, et, dans ce cas :

$$G_X^{(k)}(1) = \mathbb{E}[X(X-1)(X-2)\dots(X-k+1)].$$

Ex 35. ► Pour $X \sim \mathcal{B}(p)$, on a $G_X(t) = 1 - p + pt$ sur \mathbb{R} .

► Pour $X \sim \mathcal{B}(n, p)$, on a $G_X(t) = (1 - p + pt)^n$ sur \mathbb{R} .

► Pour $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$, on a $G_X(t) = e^{\lambda(t-1)}$ sur \mathbb{R} .

Déf 36. On appelle **fonction caractéristique** d'un vecteur aléatoire X la fonction définie par

$$\forall t \in \mathbb{R}^d, \Phi_X(t) = \mathbb{E}[e^{i\langle t, X \rangle}].$$

Ex 37. Soit $X \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2)$ alors $\Phi_X(t) = e^{imt} e^{-\frac{\sigma^2 t^2}{2}}$.

Prop 38 (Développement 2). Soit X une variable aléatoire. Si X admet un moment d'ordre n alors ϕ_X est de classe \mathcal{C}^n et pour tout $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$ et tout $t \in \mathbb{R}$, on a :

$$\Phi_X^{(k)}(t) = i^k \int_{\Omega} X^k \exp(itX) d\mathbb{P} \text{ ie } \Phi_X^{(k)}(0) = i^k \mathbb{E}[X^k]$$

IV - Estimation de l'espérance d'une variable aléatoire [1]

Déf 39. On dit que $(X_n)_{n \geq 1}$ **converge presque sûrement** vers X si

$$\mathbb{P}\left(\omega \in \Omega : \lim_{n \rightarrow +\infty} X_n(\omega) = X(\omega)\right) = 1.$$

Théo 40 (Loi forte des grands nombres). Soit X une variable aléatoire intégrable. Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de variables aléatoires, indépendantes et de même loi que X . Alors

$$\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \xrightarrow{p.s.} \mathbb{E}[X]$$

NB 41. Ce théorème permet en statistique de trouver un estimateur asymptotiquement sans biais.

Déf 42 (Convergence en loi). On dit que $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X$ si pour tout f continue bornée $\mathbb{E}[f(X_n)] \rightarrow \mathbb{E}[f(X)]$.

Théo 43 (Levy). Soit, pour tout $n \in \mathbb{N}$, X_n une variable aléatoire définie sur un espace probabilisé à valeurs dans \mathbb{R} et X une variable aléatoire définie sur un espace probabilisé à valeurs dans \mathbb{R} . Alors on a

$$X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X \Leftrightarrow \forall t \in \mathbb{R}^d, \phi_{X_n}(t) \rightarrow \phi_X(t).$$

Théo 44 (Théorème centrale limite). (Développement 2) Soit X_n une suite de variables iid à valeurs dans \mathbb{R} admettant un moment d'ordre 2. Alors

$$Y_n = \frac{1}{\sqrt{n}} \left[\sum_{i=1}^n (X_i - \mathbb{E}[X_i]) \right] \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \text{Var}(X_1)).$$

NB 45. Ce théorème est essentiel pour la construction d'intervalle de confiance en statistique.

Références

- [1] Walter Appel. *Probabilités pour les non-probabilistes*. HK, 2013.
- [2] Philippe Barbe and Michel Ledoux. *Probabilité*. EDP Sciences, 2007.
- [3] Dominique Foata and Aimé Fuchs. *Calcul des probabilités*. Dunod, 2012.
- [4] Olivier Garet and Aline Kurtzmann. *De l'intégration aux probabilités*. Ellipses, 2011.
- [5] Bertrand Hauchecorne. *Les contre-exemples en mathématiques*. Ellipses, 2007.

Nom/Paramètres	$X(\Omega)$	Loi	Espérance	Variance
LOIS DISCRÈTES		$\mathbb{P}(X = k)$		
Uniforme	$[[1, n]]$	$\frac{1}{n}$	$\frac{n+1}{2}$	$\frac{n^2-1}{12}$
Bernoulli $\mathcal{B}(p)$	$\{0, 1\}$	$\mathbb{P}(X = 1) = p$ $\mathbb{P}(X = 0) = 1 - p$	p	$p(1 - p)$
Binomiale $\mathcal{B}(n, p)$	$[[0, n]]$	$\binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$	np	$np(1 - p)$
Géométrique $\mathcal{G}(p)$	\mathbb{N}^*	$(1 - p)^{k-1} p$	$\frac{1}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$
Poisson $\mathcal{P}(\lambda)$	\mathbb{N}	$e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$	λ	λ
LOIS À DENSITÉ		Densité $f(x)$		
Uniforme $\mathcal{U}([a, b])$	$[a, b]$	$\frac{1}{b-a}$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$
Normale $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$	\mathbb{R}	$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}\right)$	m	σ^2
Exponentielle $\mathcal{E}(\lambda)$	\mathbb{R}^+	$\lambda e^{-\lambda x}$	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$
$\chi^2(n)$	\mathbb{R}^+	$\frac{1}{2\Gamma(\frac{n}{2})} \left(\frac{x}{2}\right)^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}}$	n	$2n$
Beta $B(a, b)$	$]0, 1[$	$\frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} x^{a-1} (1-x)^{b-1}$	$\frac{a}{a+b}$	$\frac{ab}{(a+b)^2(a+b+1)}$
Gamma $\Gamma(\alpha, \beta)$	\mathbb{R}_+^*	$\frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x}$	$\frac{\alpha}{\beta}$	$\frac{\alpha}{\beta^2}$