

Variables aléatoires discrètes

Dans tout le chapitre, (Ω, \mathcal{T}, P) est un espace probabilisé.

I. Généralités

I.1. Définition

Définition. On appelle **variable aléatoire discrète** (en abrégé v.a.d.) sur (Ω, \mathcal{T}, P) , toute application X de Ω dans un ensemble E , vérifiant :

- l'ensemble image $X(\Omega)$ est au plus dénombrable ;
- pour tout $x \in X(\Omega)$, l'ensemble $X^{-1}(\{x\}) = \{\omega \in \Omega \mid X(\omega) = x\}$ est un événement.

La variable est dite **réelle** si $E \subset \mathbb{R}$; on abrège alors en v.a.r.d.

L'événement $X^{-1}(\{x\})$ est noté $(X = x)$.

Pour toute partie A de E , l'ensemble $X^{-1}(A)$ est alors la réunion des $X^{-1}(\{x\})$ pour x décrivant $A \cap X(\Omega)$ (qui est au plus dénombrable) ; c'est donc un événement, qui est noté $(X \in A)$.

Proposition I.1 (Fonction d'une variable aléatoire). Soit X une variable aléatoire discrète sur Ω , à valeurs dans E ; soit f une fonction de E dans un ensemble F , définie au moins sur $X(\Omega)$. Alors, la fonction $f \circ X$, notée en général $f(X)$, est une variable aléatoire discrète.

I.2. Loi d'une variable

Définition. Soit X une variable aléatoire discrète sur Ω . On appelle **loi** de X , l'application $P_X : \mathcal{P}(X(\Omega)) \longrightarrow [0, 1]$, $A \longmapsto P(X \in A)$.

Si deux variables aléatoires X et Y , sur Ω_1 et Ω_2 respectivement, vérifient $X(\Omega_1) = Y(\Omega_2)$ et $P_X = P_Y$, on dit que X et Y **suivent la même loi**, et on écrit $X \sim Y$.

Proposition I.2. Si X est une variable aléatoire discrète sur Ω , alors P_X est une probabilité sur l'ensemble $X(\Omega)$, muni de la tribu $\mathcal{P}(X(\Omega))$.

Proposition I.3. Soit L une application définie sur un ensemble A au plus dénombrable, à valeurs dans $[0, 1]$, et telle que $\sum_{a \in A} L(a) = 1$. Alors, il existe un espace probabilisé (Ω, \mathcal{T}, P) et une variable aléatoire discrète X sur cet espace tels que $X(\Omega) = A$ et que L soit la loi de X .

On dira dans ce cas que X suit la loi L , et on écrira $X \sim L$.

I.3. Loi conditionnelle

Définition. Soit X une v.a.d. sur Ω , et $A \subset \Omega$ un événement de probabilité non nulle. On appelle loi de X conditionnée à A , ou loi de X sachant A , la loi de X définie à partir de la probabilité conditionnelle P_A . Autrement dit, c'est l'application $P_{X|A}$ définie par : pour toute partie B de $X(\Omega)$, $P_{X|A}(B) = P(X \in B \mid A)$.

II. Loïs usuelles

II.1. Loïs à support fini

Si $A = \{a_1, \dots, a_n\}$ est de cardinal n , la variable X suit la **loi uniforme** sur A si $P(X = x) = 1/n$ pour tout $x \in A$.

Soit $p \in [0, 1]$. La variable X suit la **loi de Bernoulli** de paramètre p , notée $\mathcal{B}(p)$, si $X(\Omega) = \{0, 1\}$, $P(X = 1) = p$ et $P(X = 0) = 1 - p$.

Soient $n \in \mathbb{N}^*$ et $p \in [0, 1]$. La variable X suit la **loi binômiale** de paramètres n et p , notée $\mathcal{B}(n, p)$, si $X(\Omega) = \llbracket 0, n \rrbracket$ et, pour tout $k \in \llbracket 0, n \rrbracket$,

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k} = \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$$

en posant $q = 1 - p$.

II.2. Loi géométrique

Soit $p \in [0, 1]$. La variable X suit la **loi géométrique** de paramètre p , notée $\mathcal{G}(p)$, si $X(\Omega) = \mathbb{N}^*$ et, pour tout $k \in \mathbb{N}^*$, $P(X = k) = (1 - p)^{k-1} p = q^{k-1} p$.

Le nombre $P(X = k)$ s'interprète comme la probabilité d'obtenir le premier succès au rang k dans une suite infinie d'expériences de Bernoulli indépendantes de même paramètre p .

Proposition II.1. Soit X une variable aléatoire à valeurs dans \mathbb{N}^* . Elle suit une loi géométrique si et seulement si, pour tout $(N, k) \in (\mathbb{N}^*)^2$, $P(X > N) \neq 0$ et $P(X > N + k \mid X > N) = P(X > k)$.

II.3. Loi de Poisson

Soit $\lambda \in \mathbb{R}_+$. La variable X suit la **loi de Poisson** de paramètre λ , notée $\mathcal{P}(\lambda)$, si $X(\Omega) = \mathbb{N}$ et, pour tout $k \in \mathbb{N}$, $P(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$.

Proposition II.2. Soit (p_n) une suite d'éléments de $[0, 1]$ telle que la suite np_n converge vers un nombre λ . Soit (X_n) une suite de variables aléatoires telle que, pour chaque n , X_n suive la loi binômiale $\mathcal{B}(n, p_n)$.

$$\text{Alors, pour tout } k \in \mathbb{N}, \quad P(X_n = k) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}.$$

III. Vecteurs aléatoires

III.1. Couple de variables

Proposition III.1. Soient X et Y deux variables aléatoires discrètes sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{T}, P) , à valeurs dans des ensembles E_1 et E_2 respectivement. Alors, l'application $(X, Y) : \Omega \rightarrow E_1 \times E_2, \omega \mapsto (X(\omega), Y(\omega))$ est une variable aléatoire discrète sur (Ω, \mathcal{T}, P) .

La variable (X, Y) est appelée un **vecteur aléatoire**. On appelle alors :

- **loi conjointe** de X et Y , la loi de probabilité de la variable (X, Y) , autrement dit l'application $E_1 \times E_2 \rightarrow [0, 1], (x, y) \mapsto P([X = x] \cap [Y = y])$;
- **lois marginales** du vecteur (X, Y) , les lois des variables X et Y ;
- **loi de Y conditionnée à $X = x$** , l'application $y \mapsto P(Y = y | X = x)$, ce pour tout $x \in X(\Omega)$.

Proposition III.2. Soit (X, Y) un couple aléatoire discret. Pour tout $y \in Y(\Omega)$, on a

$$P(Y = y) = \sum_{x \in X(\Omega)} P([X = x] \cap [Y = y]) = \sum_{x \in X(\Omega)} P(Y = y | X = x)P(X = x)$$

III.2. Couple de variables indépendantes

Définition. On dit que deux variables aléatoires sur Ω sont **indépendantes** si, pour tout $(x, y) \in X(\Omega) \times Y(\Omega)$, les événements $X = x$ et $Y = y$ sont indépendants, c'est-à-dire

$$P([X = x] \cap [Y = y]) = P(X = x)P(Y = y)$$

On écrit alors $X \perp\!\!\!\perp Y$.

Proposition III.3. Si $X \perp\!\!\!\perp Y$, alors, pour tout $A \subset X(\Omega)$ et tout $B \subset Y(\Omega)$, $P((X \in A) \cap (Y \in B)) = P(X \in A)P(Y \in B)$.

Proposition III.4. Si $X \perp\!\!\!\perp Y$, alors les variables $f(X)$ et $g(Y)$ sont indépendantes, pour tout couple de fonctions (f, g) pour lequel cela a un sens.

III.3. Vecteurs aléatoires

Plus généralement, si X_1, \dots, X_n sont n variables aléatoires sur (Ω, \mathcal{T}, P) , l'application $\omega \mapsto (X_1(\omega), \dots, X_n(\omega))$ est une variable aléatoire, appelée vecteur aléatoire.

On définit comme dans le cas de deux vecteurs la loi conjointe : $(x_1, \dots, x_n) \mapsto P((X_1 = x_1) \cap \dots \cap (X_n = x_n))$ et les lois marginales des variables X_k .

Définition. Les variables aléatoires d'une famille $(X_i)_{i \in I}$ sont dites **mutuellement indépendantes** si, pour toute partie finie $J \subset I$ et toute famille $(x_j)_{j \in J}$,

$$\text{on a } P\left(\bigcap_{j \in J} (X_j = x_j)\right) = \prod_{j \in J} P(X_j = x_j).$$

Proposition III.5. Si les variables (X_1, \dots, X_n) sont mutuellement indépendantes, alors les variables $f(X_1, \dots, X_p)$ et $g(X_{p+1}, \dots, X_n)$ sont indépendantes.

Proposition III.6. Si $(L_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une suite de lois, il existe un espace probabilisé et une suite (X_n) de variables mutuellement indépendantes sur cet espace tels que $X_n \sim L_n$ pour tout n .

Définition. Si les variables de la suite $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ sont mutuellement indépendantes et suivent la même loi L , on dit que la suite est **i.i.d.** (pour variables Indépendantes et Identiquement Distribuées)

IV. Espérance

IV.1. Définition

Définition. Soit X une variable aléatoire discrète.

- ▷ Si X prend ses valeurs dans $\mathbb{R}_+ \cup \{+\infty\}$, on appelle **espérance** de X , et on note $E(X)$, le nombre $\sum_{x \in X(\Omega)} xP(X = x)$, avec les conventions $+\infty \times P(X = +\infty) = 0$ si $P(X = +\infty) = 0$, et $E(X) = +\infty$ si la famille n'est pas sommable.
- ▷ Si X est à valeurs complexes, on dit que X est **d'espérance finie** si la famille $(xP(X = x))_{x \in X(\Omega)}$ est sommable ; on appelle alors **espérance** de X , et on note $E(X)$, le nombre $\sum_{x \in X(\Omega)} xP(X = x)$.

On écrira $X \in L^1$ pour dire que la variable X est d'espérance finie.

On dit qu'une variable aléatoire X est **centrée** si $X \in L^1$ et $E(X) = 0$.

Proposition IV.1. Soit X une variable aléatoire discrète à valeurs dans \mathbb{N} . Alors

$$E(X) = \sum_{k=1}^{+\infty} P(X \geq k)$$

IV.2. Formule de transfert

Proposition IV.2. Soit X une variable aléatoire discrète à valeurs dans E . Soit $f : E \rightarrow \mathbb{C}$. Alors, $f(X)$ est d'espérance finie si et seulement si la famille $(f(x)P(X=x))_{x \in X(\Omega)}$ est sommable; et, dans ce cas,

$$E(f(X)) = \sum_{x \in X(\Omega)} f(x)P(X=x)$$

Corollaire IV.3. Si Ω est au plus dénombrable, et si Y est une variable aléatoire complexe sur Ω , alors Y est d'espérance finie si et seulement si la famille $(Y(\omega)P(\{\omega\}))_{\omega \in \Omega}$ est sommable; et, dans ce cas, $E(Y) = \sum_{\omega \in \Omega} Y(\omega)P(\{\omega\})$.

IV.3. Linéarité

Proposition IV.4. Soient X et Y deux v.a.d. complexes sur un même espace, et $(\lambda, \mu) \in \mathbb{C}^2$. Si X et Y sont d'espérance finie, alors $\lambda X + \mu Y$ est d'espérance finie, et $E(\lambda X + \mu Y) = \lambda E(X) + \mu E(Y)$.

Corollaire IV.5. Si la variable X est d'espérance finie, alors la variable $X - E(X)$ est centrée.

IV.4. Autres propriétés

Proposition IV.6 (Positivité). Si X prend ses valeurs dans $\mathbb{R}_+ \cup \{+\infty\}$, alors $E(X) \geq 0$. Si de plus $E(X) = 0$, alors $P(X=0) = 1$; autrement dit, X est presque sûrement nulle.

Proposition IV.7 (Croissance). Si les v.a.r.d. X et Y sont d'espérance finie, et si $X(\omega) \leq Y(\omega)$ pour tout $\omega \in \Omega$, alors $E(X) \leq E(Y)$.

Proposition IV.8. Soient X une v.a.d. complexe et Y une v.a.d. réelle sur Ω . Si $Y \in L^1$, et si $|X(\omega)| \leq Y(\omega)$ pour tout $\omega \in \Omega$, alors $X \in L^1$ et $|E(X)| \leq E(Y)$.
En particulier, si $X \in L^1$, alors $|E(X)| \leq E(|X|)$.

Théorème IV.9 (Inégalité de Markov). Soit X une v.a.r.d. à valeurs **positives**. Alors, pour tout $a \in \mathbb{R}_+^*$, $P(X \geq a) \leq \frac{E(X)}{a}$.

Proposition IV.10. Soient X et Y deux v.a.d. complexes **indépendantes** et d'espérance finie. Alors, XY est d'espérance finie, et $E(XY) = E(X)E(Y)$.

V. Variance

V.1. Définition

Définition. Soit X une v.a.r.d. On dit que X admet un moment d'ordre 2, ou que $X \in L^2$, si la variable X^2 est d'espérance finie.

Proposition V.1. Si $X \in L^2$, alors $X \in L^1$.

Proposition V.2. Si $X \in L^2$, alors la variable centrée $X - E(X)$ est aussi dans L^2 , et

$$E[(X - E(X))^2] = E(X^2) - E(X)^2$$

Définition. Si $X \in L^2$, le nombre $V(X) = E[(X - E(X))^2]$ est appelé **variance** de X ; le nombre $\sigma(X) = \sqrt{V(X)}$ est appelé **écart-type** de X .

V.2. Propriétés

Proposition V.3. Si $X \in L^2$ et $V(X) = 0$, alors X est presque sûrement constante; autrement dit, il existe une valeur a telle que $P(X=a) = 1$.

Proposition V.4. Soit $X \in L^2$, et $(a, b) \in \mathbb{R}^2$. Alors, la variable $aX + b$ est dans L^2 , et $V(aX + b) = a^2V(X)$.

Définition. Une variable $X \in L^2$ est dite **réduite** si $V(X) = 1$.

Si $X \in L^2$, et si $V(X) \neq 0$, alors la variable $\frac{X - E(X)}{\sigma(X)}$ est réduite centrée.

Théorème V.5 (Inégalité de Bienaymé-Tchebychev). Soit $X \in L^2$. Alors, pour tout $\varepsilon > 0$, $P(|X - E(X)| \geq \varepsilon) \leq \frac{V(X)}{\varepsilon^2}$.

V.3. Covariance

Proposition V.6 (Inégalité de Cauchy-Schwarz). Soient X et Y deux variables de L^2 sur un même espace Ω . Alors, $XY \in L^1$, et $E(XY)^2 \leq E(X^2)E(Y^2)$.

Corollaire V.7. L'ensemble des v.a.r.d. sur Ω admettant un moment d'ordre 2, est un espace vectoriel.

Définition. Soient X et Y deux v.a.r.d. sur un même espace Ω , ayant un moment d'ordre 2. Le nombre $\text{Cov}(X, Y) = E[(X - E(X))(Y - E(Y))]$ est appelé **covariance** de X et Y .

Proposition V.8. Soient X et Y dans L^2 ; alors

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

En particulier, si X et Y sont indépendantes, alors $\text{Cov}(X, Y) = 0$.

Proposition V.9. Soient X et Y dans L^2 ; alors

$$V(X + Y) = V(X) + V(Y) + 2\text{Cov}(X, Y)$$

En particulier, si X et Y sont indépendantes, alors $V(X + Y) = V(X) + V(Y)$.

Proposition V.10. Soient X et Y dans L^2 ; alors $\text{Cov}(X, Y)^2 \leq V(X)V(Y)$.

V.4. Loi faible des grands nombres

Théorème V.11. Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ une suite i.i.d. de variables réelles, admettant une espérance m et une variance σ^2 . Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, soit $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$; soit $\varepsilon > 0$. Alors :

- pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, $P\left(\left|\frac{S_n}{n} - m\right| \geq \varepsilon\right) \leq \frac{\sigma^2}{n\varepsilon^2}$;
- $P\left(\left|\frac{S_n}{n} - m\right| \geq \varepsilon\right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$.

VI. Fonction génératrice

VI.1. Généralités

Définition. Soit X une v.a.d. prenant ses valeurs dans \mathbb{N} . La fonction

$$G_X : t \in \mathbb{C} \mapsto E(t^X) = \sum_{k=0}^{+\infty} P(X = k)t^k$$

est appelée **fonction génératrice** de la variable X .

Proposition VI.1. Soit X une v.a.d. prenant ses valeurs dans \mathbb{N} . Alors, sa fonction génératrice est définie et continue sur le disque fermé de centre 0 et de rayon 1 ; et la donnée de la fonction G_X suffit à définir complètement la loi de la variable X .

VI.2. Somme de variables indépendantes

Proposition VI.2. Soient X et Y deux v.a.d. à valeurs dans \mathbb{N} , **indépendantes**. Alors, pour tout $t \in D(0, 1)$, $G_{X+Y}(t) = G_X(t)G_Y(t)$.

VI.3. Fonction génératrice et espérance

Proposition VI.3. Soit X une v.a.d. à valeurs dans \mathbb{N} . Alors, X est d'espérance finie si et seulement si la restriction à \mathbb{R} de G_X est dérivable en 1 ; dans ce cas, $G'_X(1) = E(X)$.

VII. Caractéristiques des lois usuelles

Nom	$X(\Omega)$	$P(X = k)$	$E(X)$	$V(X)$	$G_X(t)$
Uniforme $n \in \mathbb{N}^*$	$\llbracket 1, n \rrbracket$	$\frac{1}{n}$	$\frac{n+1}{2}$	$\frac{n^2-1}{12}$	$\frac{t-t^{n+1}}{n(1-t)}$
Bernoulli $\mathcal{B}(p)$ $p \in [0, 1]$	$\{0, 1\}$	$p_1 = p$ $p_0 = 1 - p$	p	$p(1-p)$	$1 - p + pt$
Binômiale $\mathcal{B}(n, p)$ $n \in \mathbb{N}, p \in [0, 1]$	$\llbracket 0, n \rrbracket$	$\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$	np	$np(1-p)$	$(1 - p + pt)^n$
Géométrique $\mathcal{G}(p)$ $p \in [0, 1]$	\mathbb{N}^*	$p(1-p)^{k-1}$	$\frac{1}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$	$\frac{pt}{1 - (1-p)t}$
Poisson $\mathcal{P}(\lambda)$ $\lambda \in \mathbb{R}_+$	\mathbb{N}	$e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$	λ	λ	$e^{\lambda(t-1)}$