

Dans tout ce chapitre (Ω, \mathcal{A}, P) désigne un espace probabilisé.
 E désigne un ensemble. On se limitera ici à $E = \mathbf{R}$ ou $E = \mathbf{R}^p$.

1 Généralités sur les variables aléatoires discrètes

Definition 1.1

On appelle variable aléatoire discrète X sur (Ω, \mathcal{A}) toute application $X : \begin{cases} \Omega \longrightarrow E \\ \omega \mapsto X(\omega) \end{cases}$ telle que :

- $X(\Omega) = \{X(\omega), \omega \in \Omega\}$ est au plus dénombrable.
- $\forall x \in X(\Omega), \quad X^{-1}(\{x\}) = \{\omega \in \Omega, \quad X(\omega) = x\} \in \mathcal{A}$.

Lorsque $X(\Omega)$ est fini, on dit que X est une variable aléatoire discrète finie.

Lorsque $X(\Omega)$ est dénombrable on dit que X est variable aléatoire discrète infinie.

- Si $E = \mathbf{R}$, X est dite variable aléatoire réelle discrète et on peut noter $X(\Omega) = \{x_i, \quad i \in I\}$, les x_i étant deux à deux distincts, avec $I = \llbracket 1, n \rrbracket$ ou $I = \mathbf{N}$ suivant que $X(\Omega)$ est fini ou dénombrable.
- Si $E = \mathbf{R}^p$, X est appelé vecteur aléatoire réel discret.

Remarque 1.1

$\forall B \subset X(\Omega) \quad X^{-1}(B) = \{\omega \in \Omega, \quad X(\omega) \in B\}$ est un événement.

Notations :

- L'événement $X^{-1}(B)$ sous la forme $(X \in B)$ ou $\{X \in B\}$,
- en particulier pour $x \in X(\Omega)$, l'événement $X^{-1}(\{x\})$ se notera $(X = x)$ ou $\{X = x\}$.
- Lorsque X est à valeurs réelles, $(X \leq x) = X^{-1}([-\infty, x]) = \{\omega \in \Omega, \quad X(\omega) \leq x\}$.

Exemple 1.1

$$\Omega \longrightarrow \mathbf{R}$$

- Si A est un événement, $1_A : \omega \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } \omega \notin A \\ 1 & \text{si } \omega \in A \end{cases}$ est une variable aléatoire discrète sur (Ω, \mathcal{A}, P) telle que $1_A(\Omega) = \{0, 1\}$.

- On lance un dé 2 fois de suite. Soit X le couple (plus petit numéro obtenu, somme des numéros obtenus), X est un vecteur aléatoire discret fini.
- On répète une infinité de fois une expérience de Bernoulli (expérience à deux issues : succès ou échec), soit X la variable aléatoire correspondant au nombre d'échecs obtenus avant le premier succès.

Décrire Ω , $X(\Omega)$ et $(X = n)$ pour $n \in X(\Omega)$.

Definition 1.2 *Fonction d'une variable aléatoire*

Soit $X : \Omega \rightarrow E$ une variable aléatoire discrète sur (Ω, \mathcal{A}) , et soit $f : X(\Omega) \subset E \rightarrow F$.

On peut définir la composée $f \circ X : \begin{array}{c} \Omega \longrightarrow F \\ \omega \mapsto f(X(\omega)) \end{array}$.

$f \circ X$, notée $f(X)$, est une variable aléatoire discrète sur (Ω, \mathcal{A}) .

Definition 1.3 *Couple de variables aléatoires*

Soient $X : \Omega \rightarrow E$ et $Y : \Omega \rightarrow F$ deux variables aléatoires discrètes définies sur (Ω, \mathcal{A}) .

L'application $Z : \begin{array}{c} \Omega \longrightarrow E \times F \\ \omega \mapsto (X(\omega), Y(\omega)) \end{array}$, notée $Z = (X, Y)$, est une variable aléatoire discrète sur (Ω, \mathcal{A}) telle que :

- $Z(\Omega) \subset X(\Omega) \times Y(\Omega)$, donc $Z(\Omega)$ est fini ou dénombrable,
- $\forall z = (x, y) \in Z(\Omega)$, $(Z = z) = (X = x) \cap (Y = y) \in \mathcal{A}$

La variable aléatoire $Z = (X, Y)$ est appelée couple des variables aléatoires X et Y .

Notation : L'événement $(Z = (x, y)) = (X = x) \cap (Y = y)$ sera, en général, noté $(X = x, Y = y)$.

Remarque 1.2 *Opérations algébriques*

Soient $X : \Omega \rightarrow \mathbf{R}$ et $Y : \Omega \rightarrow \mathbf{R}$ deux variables aléatoires réelles discrètes sur (Ω, \mathcal{A}) .

Si $\lambda \in \mathbf{R}$, alors $\lambda X, X + Y, XY$ sont des variables aléatoires réelles discrètes sur (Ω, \mathcal{A}) .

Definition 1.4 *Extension à un n -uplet de variables aléatoires*

Si $X_1 : \Omega \rightarrow E_1, \dots, X_n : \Omega \rightarrow E_n$ sont des variables aléatoires discrètes définies sur le même espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) , alors on dispose du vecteur aléatoire $Z = (X_1, \dots, X_n) : \begin{array}{c} \Omega \rightarrow E_1 \times \dots \times E_n \\ \omega \mapsto (X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)) \end{array}$ qui vérifie :

- $Z(\Omega) \subset X_1(\Omega) \times \dots \times X_n(\Omega)$, donc $Z(\Omega)$ est fini ou dénombrable,
- $\forall (x_1, \dots, x_n) \in Z(\Omega)$, $Z^{-1}(\{(x_1, \dots, x_n)\}) = X_1^{-1}(\{x_1\}) \cap \dots \cap X_n^{-1}(\{x_n\}) \in \mathcal{A}$

Tout n -uplet de variables aléatoires discrètes est une variable aléatoire discrète.

Notation : L'événement $(Z = (x_1, \dots, x_n)) = (X_1 = x_1) \cap \dots \cap (X_n = x_n)$ sera, en général, noté $(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n)$.

2 Loi de probabilité d'une variable aléatoire discrète

Definition 2.1 *Loi d'une variable aléatoire discrète*

Si X est une variable aléatoire discrète sur (Ω, \mathcal{A}, P) ,

$$\text{on appelle loi de probabilité de } X, \text{l'application } P_X : \begin{array}{ccc} \mathcal{P}(X(\Omega)) & \rightarrow & [0, 1] \\ B & \mapsto & P(X \in B) \end{array}.$$

P_X est une probabilité sur $(X(\Omega), \mathcal{P}(X(\Omega)))$.

La loi de X est déterminée par la distribution de probabilités $(P(X = x))_{x \in X(\Omega)}$, c'est pourquoi on appellera plutôt

loi de X la donnée de $X(\Omega)$ et des probabilités $P(X = x)$ pour $x \in X(\Omega)$.

Remarque 2.1

- Si X est une variable aléatoire discrète sur (Ω, \mathcal{A}, P) telle que $X(\Omega) = \{x_i, i \in I\}$, les x_i deux à deux distincts et $I = \mathbf{N}$ ou $I = [\![1, n]\!]$, alors :

$$\begin{aligned} (\{X = x_i\})_{i \in I} &\text{ est un système complet d'événements} \\ &\text{et} \\ \sum_{i \in I} P(X = x_i) &= 1. \end{aligned}$$

- Si X est une variable aléatoire discrète sur (Ω, \mathcal{A}, P) et f est une application définie sur $X(\Omega)$, alors la loi de $Y = f(X)$ est donnée par $Y(\Omega) = f(X(\Omega))$ et

$$\forall y \in Y(\Omega), \quad P(Y = y) = \sum_{x \in X(\Omega), f(x)=y} P(X = x)$$

- Lorsque deux variables aléatoires X et Y ont même loi, on note $X \sim Y$.

Et si $X \sim Y$ alors $f(X) \sim f(Y)$ pour toute fonction f définie sur $X(\Omega) = Y(\Omega)$.

Definition 2.2 *Loi conditionnelle de X sachant A*

Soit A un événement tel que $P(A) \neq 0$ et X une variable aléatoire.

$$\begin{aligned} \text{On appelle loi conditionnelle de } X \text{ sachant } A, \text{ la loi de } X \text{ relativement à la probabilité } P_A \\ \text{c'est-à-dire l'application } X(\Omega) \longrightarrow [0, 1] \\ x \quad \mapsto \quad P_A(X = x) = \frac{P(A \cap (X = x))}{P(A)}. \end{aligned}$$

Exemple 2.1

On lance une infinité de fois une pièce non équilibrée qui amène Pile avec la probabilité $p \in]0, 1[$. On note X la variable aléatoire égale au rang du second Pile et A l'événement : le premier Pile est obtenu au second lancer. Déterminer la loi conditionnelle de X sachant A .

3 Lois discrètes usuelles

3.1 Loi uniforme

Soient X une variable aléatoire sur Ω et E un ensemble fini non vide.

On dit que X suit la loi uniforme sur E , et on note $X \sim \mathcal{U}(E)$ lorsque $X(\Omega) = E$ et

$$\forall x \in E, \quad P(X = x) = \frac{1}{\text{card}(E)}$$

La loi uniforme est la loi pour laquelle les événements $(X = x)$, x décrivant E , sont équiprobables.

Modèle : Résultat du lancer d'un dé non pipé.

Résultat d'un tirage d'une boule dans une urne contenant n boules numérotées de 1 à n .

3.2 Loi de Bernoulli de paramètre p

On dit qu'une variable aléatoire X suit une loi de Bernoulli de paramètre $p \in]0, 1[$ lorsque

$$X(\Omega) = \{0, 1\} \quad \text{avec} \quad P(X = 1) = p \quad (\text{et donc } P(X = 0) = 1 - p)$$

On note $X \sim \mathcal{B}(p)$ ou $X \sim \mathcal{B}(1, p)$.

Modèle : On réalise une expérience ayant deux issues possibles succès-échec (Epreuve de Bernoulli), le succès étant obtenu avec une probabilité égale à p . On note $(X = 1)$ l'événement "avoir obtenu un succès" et $(X = 0) = \overline{(X = 1)}$.

Par exemple : on effectue le tirage d'une boule dans une urne contenant des boules blanches en proportion p et des boules noires. On note $(X = 1)$ l'événement "on a obtenu une boule blanche".

Remarque 3.1

Si A est un événement, la variable aléatoire $\mathbf{1}_A : \omega \mapsto \begin{cases} 1 & \text{si } \omega \in A \\ 0 & \text{si } \omega \notin A \end{cases}$ suit une loi de Bernoulli de paramètre $p = P(A)$.

3.3 Loi binomiale de paramètre (n,p)

Soit X une variable aléatoire définie sur Ω , $p \in]0, 1[$ et $n \in \mathbf{N}^*$.

On dit que X suit la loi binomiale de paramètre (n, p) si :

$$X(\Omega) = \llbracket 0, n \rrbracket, \quad \text{et } \forall k \in \llbracket 0, n \rrbracket \quad P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$$

On note $X \sim \mathcal{B}(n, p)$.

Modèle : On réalise, de façon indépendante, n fois la même épreuve de Bernoulli de paramètre p , et X est le nombre de succès obtenus au bout de ces n épreuves.

3.4 Loi géométrique de paramètre p

Soit $p \in]0, 1[$, soit (Ω, \mathcal{A}, P) un espace probabilisé et $X : \Omega \rightarrow \mathbf{R}$ une variable aléatoire discrète.

On dit que X suit la loi géométrique de paramètre p lorsque

$$X(\Omega) = \mathbf{N}^* \text{ et } \forall k \in \mathbf{N}^* \quad P(X = k) = p(1 - p)^{k-1}$$

On note : $X \sim \mathcal{G}(p)$.

Modèle : Nombre d'épreuves de Bernoulli mutuellement indépendantes nécessaires à l'obtention du premier succès.

Exemple : Une urne contient des boules de couleurs différentes dont des boules blanches en proportion p . On effectue des tirages successifs avec remise et on considère X la variable aléatoire égale au nombre de tirages nécessaires pour obtenir pour la première fois une boule blanche.

Proposition 3.1

$$X \sim \mathcal{G}(p) \text{ alors } \forall k \in \mathbf{N}^*, \quad P(X > k) = (1 - p)^k.$$

3.5 Loi de Poisson

Soit $X : \Omega \rightarrow \mathbf{R}$ une variable aléatoire discrète.

Soit $\lambda > 0$.

On dit que X suit la loi de Poisson de paramètre $\lambda > 0$ lorsque

$$X(\Omega) = \mathbf{N} \text{ et } \forall k \in \mathbf{N} \quad P(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$

On note $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$.

Interprétation en termes d'événements rares

4 Couples de variables aléatoires, indépendance de variables aléatoires

Dans tout ce paragraphe $X : \Omega \rightarrow E$ et $Y : \Omega \rightarrow F$ désignent des variables aléatoires discrètes réelles définies sur (Ω, \mathcal{A}) .

On note $Z = (X, Y)$, c'est-à-dire $Z : \begin{cases} \Omega \longrightarrow E \times F \\ \omega \mapsto (X(\omega), Y(\omega)) \end{cases}$

4.1 Loi conjointe, lois marginales, lois conditionnelles

Definition 4.1 *Loi conjointe - Lois marginales*

- On appelle **loi conjointe** de X et de Y , la loi de $Z = (X, Y)$.
Elle est donnée par la famille $(P(X = x, Y = y))_{(x,y) \in X(\Omega) \times Y(\Omega)}$.
- On appelle **lois marginales** du couple (X, Y) , les lois de X et de Y , données par la formule des probabilités totales :
 - $\forall x \in X(\Omega), P(X = x) = \sum_{y \in Y(\Omega)} P(X = x, Y = y)$
 - $\forall y \in Y(\Omega), P(Y = y) = \sum_{x \in X(\Omega)} P(X = x, Y = y)$.

Definition 4.2 *Loi conditionnelle de Y sachant $(X = x)$*

Soit $x \in X(\Omega)$ tel que $P(X = x) \neq 0$.

On appelle **loi conditionnelle de Y sachant $(X = x)$** , la loi de Y relativement à la probabilité $P_{(X=x)}$
 $Y(\Omega) \longrightarrow [0, 1]$
 c'est-à-dire l'application $y \mapsto P_{(X=x)}(Y = y) = \frac{P(X = x, Y = y)}{P(X = x)}$.

On peut de même définir la **loi conditionnelle de X sachant $(Y = y)$** pour tout $y \in Y(\Omega)$.

Remarque 4.1 *Extension à un n -uplet de variables aléatoires*

Si X_1, \dots, X_n sont n variables aléatoires discrètes définies sur le même espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) , alors la loi de $Z = (X_1, \dots, X_n)$ est donnée par $X_1(\Omega) \times \dots \times X_n(\Omega)$ et

$$\forall (x_1, \dots, x_n) \in X_1(\Omega) \times \dots \times X_n(\Omega) \quad P(Z = (x_1, \dots, x_n)) = P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n)$$

La loi marginale de X_1 est donnée par $X_1(\Omega)$ et

$$\forall x_1 \in X_1(\Omega) \quad P(X_1 = x_1) = \sum_{(x_2, \dots, x_n) \in X_2(\Omega) \times \dots \times X_n(\Omega)} P(X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n)$$

De même pour la loi marginale de X_i pour tout $i \in \llbracket 2, n \rrbracket$.

4.2 Indépendance de variables aléatoires

Definition 4.3 *Indépendance de deux variables aléatoires*

Soit $X : \Omega \rightarrow E$ et $Y : \Omega \rightarrow F$ deux variables aléatoires discrètes.

On dit que X et Y sont **indépendantes** lorsque

$$\forall A \subset X(\Omega), \quad \forall B \subset Y(\Omega), \quad P(X \in A, Y \in B) = P(X \in A).P(Y \in B)$$

De façon équivalente, la distribution de probabilités de (X, Y) est donnée par :

$$\forall (x, y) \in X(\Omega) \times Y(\Omega), \quad P(X = x, Y = y) = P(X = x).P(Y = y)$$

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

Definition 4.4 Suite i.i.d.

- Soient X_1, \dots, X_n n variables aléatoires définies sur le même espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) .

On dit que X_1, \dots, X_n sont mutuellement indépendantes lorsque :

$$\forall x_1 \in X_1(\Omega), \dots, \forall x_n \in X_n(\Omega)$$

$$P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n) = P\left(\bigcap_{k=1}^n (X_k = x_k)\right) = \prod_{k=1}^n P(X_k = x_k)$$

- On appelle suite de variables aléatoires indépendantes, toute suite $(X_n)_{n \in \mathbf{N}}$ de variables aléatoires définies sur (Ω, \mathcal{A}, P) telle que $\forall n \in \mathbf{N}$ X_0, \dots, X_n sont des variables aléatoires indépendantes.
- On appelle suite de variables aléatoires indépendantes identiquement distribuées, notée suite i.i.d., toute suite $(X_n)_{n \in \mathbf{N}}$ de variables aléatoires indépendantes telle que $\forall i \neq j \quad X_i \sim X_j$.

Proposition 4.1 Fonctions de variables indépendantes

- Si $X \perp\!\!\!\perp Y$ alors $f(X) \perp\!\!\!\perp g(Y)$, avec f et g des fonctions respectivement définies sur $X(\Omega)$ et $Y(\Omega)$.
- **Lemme des coalitions**
si X_1, \dots, X_n sont des variables aléatoires indépendantes alors

$$\forall k \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket \quad f(X_1, \dots, X_k) \perp\!\!\!\perp g(X_{k+1}, \dots, X_n)$$

On peut étendre au cas de plus de deux coalitions.

5 Espérance, variance et covariance

Dans ce paragraphe, toutes les variables aléatoires sont discrètes et définies sur le même espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) .

5.1 Espérance d'une variable aléatoire réelle ou complexe

Definition 5.1 *Espérance d'une v.a. à valeurs dans $[0, +\infty]$*

Si X est une variable aléatoire à valeurs dans $[0, +\infty]$, on définit son espérance par :

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

avec la convention $xP(X = x) = 0$ lorsque $x = +\infty$ avec $P(X = x) = 0$.

Exemple 5.1

Déterminer l'espérance d'une variable aléatoire suivant une des lois usuelles discrètes.

Definition 5.2 *Variable aléatoire d'espérance finie*

Si X est une variable aléatoire à [valeurs réelles ou complexes](#), on dit que X est d'espérance finie lorsque la famille $(xP(X = x))_{x \in X(\Omega)}$ est sommable.

Dans ce cas, la somme de cette famille est l'espérance de X :

$$E(X) = \sum_{x \in X(\Omega)} xP(X = x).$$

Remarque 5.1

Lorsque X est d'espérance finie avec $X(\Omega) = \{x_n, n \in \mathbf{N}\}$, on peut écrire

$$E(X) = \sum_{n=0}^{+\infty} x_n P(X = x_n) = \frac{\sum_{n=0}^{+\infty} x_n P(X = x_n)}{\sum_{n=0}^{+\infty} P(X = x_n)}, \text{ donc } E(X) \text{ est la moyenne pondérée des valeurs prises par } X, \text{ chaque valeur étant pondérée par la probabilité que } X \text{ prenne cette valeur.}$$

Exemple 5.2

- Une variable aléatoire constante est d'espérance égale à cette constante.
- Une variable aléatoire discrète suivant une des lois usuelles est d'espérance finie.

Proposition 5.1 *Cas d'une variable aléatoire à valeurs dans $\mathbf{N} \cup \{+\infty\}$*

Soit $X : \Omega \rightarrow \mathbf{R}$ telle que $X(\Omega) \subset \mathbf{N} \cup \{+\infty\}$.

$$E(X) = \sum_{n=1}^{+\infty} P(X \geq n) = \sum_{n=0}^{+\infty} P(X > n)$$

Proposition 5.2 *Positivité de l'espérance*

Si $X(\Omega) \subset \mathbf{R}^+$ alors $E(X) \geq 0$.

Proposition 5.3 *Théorème du transfert*

Soit X une variable aléatoire discrète et soit $f : X(\Omega) \rightarrow \mathbf{K}$ une application, avec $\mathbf{K} = \mathbf{R}$ ou \mathbf{C} .

La variable aléatoire $f(X)$ est d'espérance finie **ssi** la famille $(f(x)P(X = x))_{x \in X(\Omega)}$ est sommable ;

et dans ce cas :

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

Ce qui permet de calculer l'espérance de $f(X)$ à partir de la loi de X , sans connaître celle de $f(X)$.

Corollaire 5.4 *Linéarité*

Soit $X : \Omega \rightarrow \mathbf{K}$ et $Y : \Omega \rightarrow \mathbf{K}$ deux variables aléatoires discrètes sur (Ω, \mathcal{A}) et soit $(\lambda, \mu) \in \mathbf{K}^2$.

Si X et Y sont d'espérance finie alors $X + Y$, λX , $\lambda X + \mu$ et $\lambda X + \mu Y$ sont d'espérance finie avec

$$\begin{aligned} E(X + Y) &= E(X) + E(Y) \\ E(\lambda X) &= \lambda E(X) & E(\lambda X + \mu) &= \lambda E(X) + \mu \\ E(\lambda X + \mu Y) &= \lambda E(X) + \mu E(Y) \end{aligned}$$

Généralisation :

Si X_1, \dots, X_n sont n variables aléatoires définies sur (Ω, \mathcal{A}, P) et sont chacune d'espérance finie alors $\forall (\lambda_1, \dots, \lambda_n) \in \mathbf{K}^n$, $\sum_{k=1}^n \lambda_k X_k$ est d'espérance finie et $E\left(\sum_{k=1}^n \lambda_k X_k\right) = \sum_{k=1}^n \lambda_k E(X_k)$.

Definition 5.3 *Variable aléatoire centrée*

Soit $X : \Omega \rightarrow \mathbf{K}$.

- On dit que X est une **variable aléatoire centrée** lorsque X est d'espérance finie avec $E(X) = 0$.
- Si X est d'espérance finie, alors $Y = X - E(X)$ est une variable aléatoire centrée.

Proposition 5.5 *Croissance*

Soit $X : \Omega \rightarrow \mathbf{R}$ et $Y : \Omega \rightarrow \mathbf{R}$ deux variables aléatoires discrètes sur (Ω, \mathcal{A}) .

1. Si $|X| \leq Y$ et si Y est d'espérance finie, alors X est d'espérance finie et $|E(X)| \leq E(|X|) \leq E(Y)$.
2. Soit X et Y d'espérance finie,

$$\text{Si } X \leq Y \text{ alors } E(X) \leq E(Y) \quad (\text{Croissance de l'espérance})$$

Proposition 5.6 *Espérance du produit de deux variables aléatoires*

Soit $X : \Omega \rightarrow \mathbf{R}$ et $Y : \Omega \rightarrow \mathbf{R}$ deux variables aléatoires discrètes sur (Ω, \mathcal{A}) .

Si X et Y sont **indépendantes et d'espérance finie**, alors XY est d'espérance finie et

$$E(XY) = E(X).E(Y).$$

On peut étendre le résultat au cas de n variables aléatoires indépendantes.

5.2 Variance d'une variable aléatoire discrète et écart-type

Dans ce paragraphe, toutes les variables aléatoires sont définies sur le même espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) , sont discrètes et à valeurs réelles.

Definition 5.4 *Moment d'ordre k*

Soit $X : \Omega \rightarrow \mathbf{R}$ une variable aléatoire discrète.

On dit que X admet un moment d'ordre k , $k \in \mathbf{N}^*$, lorsque X^k est d'espérance finie. Et on appelle moment d'ordre k de X le nombre $E(X^k)$.

Proposition 5.7

Si X^2 est d'espérance finie alors X est d'espérance finie ainsi que $(X - E(X))^2$.

Proposition 5.8 *Inégalité de Cauchy-Schwarz*

Si X^2 et Y^2 sont d'espérance finie, alors XY l'est aussi et

$$E(XY)^2 \leq E(X^2).E(Y^2)$$

Avec égalité si, et seulement si, X et Y sont presque sûrement colinéaires.

Definition 5.5 *Variance et écart-type*

Soit X admettant un moment d'ordre 2.

On appelle

variance de X le réel noté $V(X)$, défini par : $V(X) = E((X - E(X))^2)$,

écart-type de X le réel noté $\sigma(X)$, défini par : $\sigma(X) = \sqrt{V(X)}$.

De plus :

$$V(X) = E((X - E(X))^2) = E(X^2) - E(X)^2 \quad (\text{Formule de Koenig-Huygens})$$

Tableau récapitulatif pour les lois usuelles

Loi	Probabilités	Espérance	Variance
$X \sim \mathcal{U}_{[1,n]}$	$\forall k \in [1, n]$ $P(X = k) = \frac{1}{n}$	$E(X) = \frac{n+1}{2}$	$V(X) = \frac{n^2 - 1}{12}$
$X \sim \mathcal{B}(p)$	$P(X = 1) = p$	$E(X) = p$	$V(X) = p(1-p)$
$X \sim \mathcal{B}(n, p)$	$\forall k \in [0, n]$ $P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$	$E(X) = np$	$V(X) = np(1-p)$
$X \sim \mathcal{G}(p)$	$\forall k \in \mathbf{N}^*$ $P(X = k) = p(1-p)^{k-1}$	$E(X) = \frac{1}{p}$	$V(X) = \frac{1-p}{p^2}$
$X \sim \mathcal{P}(\lambda)$	$\forall k \in \mathbf{N}$ $P(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$	$E(X) = \lambda$	$V(X) = \lambda$

Proposition 5.9

Soit X admettant un moment d'ordre 2.

Si $(a, b) \in \mathbf{R}^2$ alors

- aX admet une variance avec $V(aX) = a^2 V(X)$ et $\sigma(aX) = |a| \sigma(X)$.
- $aX + b$ admet une variance et $V(aX + b) = a^2 V(X)$ et $\sigma(aX + b) = |a| \sigma(X)$.

Definition 5.6 Variable aléatoire centrée réduite

Soit X admettant un moment d'ordre 2.

- On dit que X est une variable aléatoire réduite lorsque $V(X) = 1$.
- Si X admet une variance non nulle, alors $Y = \frac{1}{\sigma(X)} X$ est une variable aléatoire réduite.
- Si X admet une variance non nulle, alors $Y = \frac{X - m}{\sigma}$, où $m = E(X)$ et $\sigma = \sigma(X)$, est une variable aléatoire centrée réduite.

5.3 Covariance de deux variables aléatoires discrètes

Dans ce paragraphe, toutes les variables aléatoires sont définies sur le même espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) , sont discrètes et à valeurs réelles.

Definition 5.7

Si X et Y admettent un moment d'ordre 2 alors $(X - E(X))(Y - E(Y))$ est d'espérance finie et on appelle **covariance** de X et Y le réel, noté $\text{cov}(X, Y)$, défini par

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

Remarque 5.2 Covariance de deux variables indépendantes

Si X et Y sont indépendantes alors $\text{cov}(X, Y) = 0$.

Proposition 5.10 Lien avec la variance

Soient X et Y admettant un moment d'ordre 2.

- $V(X) = \text{cov}(X, X)$.

- $X + Y$ admet une variance et

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

- **Généralisation** :

Si X_1, \dots, X_n admettent chacune une variance, alors $\sum_{k=1}^n X_k$ admet une variance et :

$$V(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \text{Cov}(X_i, X_j) = \sum_{k=1}^n V(X_k) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} \text{Cov}(X_i, X_j)$$

- Cas particulier : Si X_1, \dots, X_n sont **indépendantes** alors $V\left(\sum_{k=1}^n X_k\right) = \sum_{k=1}^n V(X_k)$

6 Inégalités probabilistes

Proposition 6.1 Inégalité de Markov

Soit $X : \Omega \rightarrow \mathbf{R}$ une variable aléatoire réelle discrète.

Si X est à valeurs positives alors

$$\forall a > 0, \quad P(X \geq a) \leq \frac{E(X)}{a} \quad \text{Inégalité de Markov}$$

Proposition 6.2 *Inégalité de Bienaymé-Tchebychev*

Soit $X : \Omega \rightarrow \mathbf{R}$ une variable aléatoire réelle discrète.

Si X admet un moment d'ordre 2 alors

$$\forall \varepsilon > 0, \quad P(|X - E(X)| \geq \varepsilon) \leq \frac{V(X)}{\varepsilon^2} \quad \text{Inégalité de Bienaymé-Tchebychev}$$

Exemple 6.1

On peut appliquer le résultat précédent pour montrer que toute variable aléatoire réelle discrète de variance nulle est presque sûrement constante.

Proposition 6.3 *Loi faible des grands nombres*

Si $(X_n)_{n \geq 1}$ est une suite i.i.d. de variables aléatoires admettant un moment d'ordre 2, alors,

en notant $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ et $m = E(X_1)$

on a :

$$\forall \varepsilon > 0 \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\left|\frac{1}{n}S_n - m\right| \geq \varepsilon\right) = 0$$

7 Fonction génératrice

Dans ce paragraphe, toutes les variables aléatoires sont définies sur le même espace probabilisé, sont discrètes et à valeurs dans \mathbf{N} .

Quelques remarques :

On suppose connue la loi de X , c'est-à-dire les nombres $P(X = n)$ avec $n \in \mathbf{N}$.

La série entière $\sum P(X = n)t^n$ est de rayon de convergence au moins égal à 1.

De plus les séries $\sum P(X = n)$ et $\sum P(X = n)(-1)^n$ convergent.

On en déduit que la fonction $t \mapsto \sum_{n=0}^{+\infty} P(X = n)t^n$ est définie au moins sur $[-1, 1]$.

Definition 7.1 *Fonction génératrice*

On appelle **fonction génératrice** de X , la fonction notée G_X , définie au moins sur $[-1, 1]$ par :

$$G_X(t) = \sum_{n=0}^{+\infty} P(X = n)t^n = E(t^X)$$

On aura donc $G_X(1) = \sum_{n=0}^{+\infty} P(X = n) = 1$.

Si $X(\Omega)$ est fini, alors G_X est une fonction polynomiale, définie sur \mathbf{R} .

Cas des variables aléatoires discrètes de lois usuelles

Loi	Fonction génératrice
$X \sim \mathcal{U}_{[1,n]}$	$G_X(t) =$
$X \sim \mathcal{B}(p)$	$G_X(t) =$
$X \sim \mathcal{B}(n, p)$	$G_X(t) =$
$X \sim \mathcal{G}(p)$	$G_X(t) =$
$X \sim \mathcal{P}(\lambda)$	$G_X(t) =$

Proposition 7.1 *Régularité*

Soit $X : \Omega \rightarrow \mathbf{N}$ et G_X sa fonction génératrice définie au moins sur $[-1, 1]$.

- G_X est continue sur $[-1, 1]$.
- G_X est de classe C^∞ au moins sur $] -1, 1 [$ avec

$$\forall n \in \mathbf{N}, \quad P(X = n) = \frac{G_X^{(n)}(0)}{n!}$$

Par conséquent la loi de X est caractérisée par sa fonction génératrice.

- Si X et Y sont telles que $X(\Omega) = Y(\Omega)$ alors,

$$X \sim Y \iff \forall t \in [-1, 1], \quad G_X(t) = G_Y(t)$$

Proposition 7.2 *Fonction génératrice d'une somme de v.a. indépendantes*

Si X et Y sont indépendantes alors

$$\forall t \in] -1, 1 [, \quad G_{X+Y}(t) = G_X(t).G_Y(t)$$

où G_X, G_Y, G_{X+Y} désignent respectivement la fonction génératrice de X, Y et $X + Y$.

Plus généralement : Si X_1, \dots, X_n sont mutuellement indépendantes et à valeurs dans \mathbf{N} alors
 $\forall t \in [-1, 1] \quad G_{X_1+\dots+X_n}(t) = \prod_{k=1}^n G_{X_k}(t).$

Exemple 7.1 Application

On considère deux variables aléatoires réelles indépendantes définies sur le même espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) . Déterminer la loi de $X + Y$ lorsque :

1. $X \sim \mathcal{B}(n, p)$ et $Y \sim \mathcal{B}(m, p)$.
2. $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$ et $Y \sim \mathcal{P}(\mu)$.

Proposition 7.3 Fonction génératrice, espérance et variance

- X est d'espérance finie **ssi** sa fonction génératrice G_X est dérivable en 1.

Et dans ce cas, $E(X) = G'_X(1)$.

- X admet un moment d'ordre 2 **ssi** sa fonction génératrice G_X est deux fois dérivable en 1 .

Dans ce cas, $G''_X(1) = E(X(X - 1))$

et

$$V(X) = G''_X(1) + G'_X(1) - (G'_X(1))^2.$$