

Cours de Probabilités

Licence M.I.A.S.H.S. Première Année



Année 2019-2020

4.1 Variables aléatoires indépendantes

Définition

$(X_i)_{i \in I}$ famille de v.a. définies sur le même espace de probabilités $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$.

$(X_i)_{i \in I}$ variables indépendantes $\iff \forall (B_i)_{i \in I}$ boréliens de \mathbb{R}

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i \in I} X_i \in B_i\right) = \prod_{i \in I} \mathbb{P}(X_i \in B_i).$$

Cas particuliers :

- (X, Y) deux v.a. indépendantes $\iff \forall A, B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$,
$$\mathbb{P}(X \in A \cap Y \in B) = \mathbb{P}(X \in A) \mathbb{P}(Y \in B)$$
- Avec $B_i =]-\infty, x_i]$, $(X_i)_{i \in I}$ v.a. indépendantes $\iff \forall x_i \in \mathbb{R}$,
$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i \in I} \{X_i \leq x_i\}\right) = \prod_{i \in I} F_{X_i}(x_i)$$
- $(X_i)_{i \in I}$ v.a. indépendantes discrète à valeurs dans $\{x_j\}_{j \in J}$ où $J \subset \mathbb{N}$
 $\iff \forall (y_i)_{i \in I}, y_i \in \{x_j\}_{j \in J}, \mathbb{P}\left(\bigcap_{i \in I} \{X_i = y_i\}\right) = \prod_{i \in I} \mathbb{P}(X_i = y_i)$

4.1 Variables aléatoires indépendantes

Définition

$(X_i)_{i \in I}$ famille de v.a. définies sur le même espace de probabilités $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$.

$(X_i)_{i \in I}$ variables **indépendantes** $\iff \forall (B_i)_{i \in I}$ boréliens de \mathbb{R}

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i \in I} X_i \in B_i\right) = \prod_{i \in I} \mathbb{P}(X_i \in B_i).$$

Cas particuliers :

- (X, Y) deux v.a. indépendantes $\iff \forall A, B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$,
$$\mathbb{P}(X \in A \cap Y \in B) = \mathbb{P}(X \in A) \mathbb{P}(Y \in B)$$
- Avec $B_i =]-\infty, x_i]$, $(X_i)_{i \in I}$ v.a. indépendantes $\iff \forall x_i \in \mathbb{R}$,
$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i \in I} \{X_i \leq x_i\}\right) = \prod_{i \in I} F_{X_i}(x_i)$$
- $(X_i)_{i \in I}$ v.a. indépendante discrète à valeurs dans $\{x_j\}_{j \in J}$ où $J \subset \mathbb{N}$
 $\iff \forall (y_i)_{i \in I}, y_i \in \{x_j\}_{j \in J}, \mathbb{P}\left(\bigcap_{i \in I} \{X_i = y_i\}\right) = \prod_{i \in I} \mathbb{P}(X_i = y_i)$

4.1 Variables aléatoires indépendantes

Définition

$(X_i)_{i \in I}$ famille de v.a. définies sur le même espace de probabilités $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$.

$(X_i)_{i \in I}$ variables **indépendantes** $\iff \forall (B_i)_{i \in I}$ boréliens de \mathbb{R}

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i \in I} X_i \in B_i\right) = \prod_{i \in I} \mathbb{P}(X_i \in B_i).$$

Cas particuliers :

- (X, Y) deux v.a. indépendantes $\iff \forall A, B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$,
$$\mathbb{P}(X \in A \cap Y \in B) = \mathbb{P}(X \in A) \mathbb{P}(Y \in B)$$
- Avec $B_i =]-\infty, x_i]$, $(X_i)_{i \in I}$ v.a. indépendantes $\iff \forall x_i \in \mathbb{R}$,

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i \in I} \{X_i \leq x_i\}\right) = \prod_{i \in I} F_{X_i}(x_i)$$

- $(X_i)_{i \in I}$ v.a. indépendante discrète à valeurs dans $\{x_j\}_{j \in J}$ où $J \subset \mathbb{N}$
 $\iff \forall (y_i)_{i \in I}, y_i \in \{x_j\}_{j \in J}, \mathbb{P}\left(\bigcap_{i \in I} \{X_i = y_i\}\right) = \prod_{i \in I} \mathbb{P}(X_i = y_i)$

4.1 Variables aléatoires indépendantes

Définition

$(X_i)_{i \in I}$ famille de v.a. définies sur le même espace de probabilités $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$.

$(X_i)_{i \in I}$ variables **indépendantes** $\iff \forall (B_i)_{i \in I}$ boréliens de \mathbb{R}

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i \in I} X_i \in B_i\right) = \prod_{i \in I} \mathbb{P}(X_i \in B_i).$$

Cas particuliers :

- (X, Y) deux v.a. indépendantes $\iff \forall A, B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$,
$$\mathbb{P}(X \in A \cap Y \in B) = \mathbb{P}(X \in A) \mathbb{P}(Y \in B)$$
- Avec $B_i =]-\infty, x_i]$, $(X_i)_{i \in I}$ v.a. indépendantes $\iff \forall x_i \in \mathbb{R}$,
$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i \in I} \{X_i \leq x_i\}\right) = \prod_{i \in I} F_{X_i}(x_i)$$
- $(X_i)_{i \in I}$ v.a. indépendantes discrète à valeurs dans $\{x_j\}_{j \in J}$ où $J \subset \mathbb{N}$
 $\iff \forall (y_i)_{i \in I}$, $y_i \in \{x_j\}_{j \in J}$,
$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i \in I} \{X_i = y_i\}\right) = \prod_{i \in I} \mathbb{P}(X_i = y_i)$$

Autre caractérisation de l'indépendance

Propriété

$(X_i)_{i \in I}$ v.a. indépendantes définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$

\iff Pour toute famille de fonctions $(g_i)_{i \in I}$ telles que les espérances existent

$$\mathbb{E} \left[\prod_{i \in I} g_i(X_i) \right] = \prod_{i \in I} \mathbb{E} [g_i(X_i)].$$

Démonstration.

Si pour B_i borélien de \mathbb{R} , on prend $g_i(x) = \mathbb{1}_{x \in B_i} = \begin{cases} 1 & \text{si } x \in B_i \\ 0 & \text{si } x \notin B_i \end{cases}$, alors

$\mathbb{E} [g_i(X_i)] = \mathbb{P}(X_i \in B_i)$ car $g_i(X_i)$ suit une loi $\mathcal{B}(\mathbb{P}(X_i \in B_i))$. Et

$\mathbb{E} \left[\prod_{i \in I} g_i(X_i) \right] = \mathbb{P} \left(\bigcap_{i \in I} X_i \in B_i \right)$: on retombe sur la première définition.

Dans le cas général, on utilise $g_i(x) = \sum_{j \in N} a_{i,j} \mathbb{1}_{x \in B_{i,j}}$ et cela marche encore... □

Exemple : Si $X = C \in R$, v.a. constante, X et Y indépendantes pour toute v.a. Y car $\mathbb{E} [g_1(X)g_2(Y)] = g_1(C)\mathbb{E} [g_2(Y)] = \mathbb{E} [g_1(C)] \mathbb{E} [g_2(Y)]$.

Autre caractérisation de l'indépendance

Propriété

$(X_i)_{i \in I}$ v.a. indépendantes définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$

\iff Pour toute famille de fonctions $(g_i)_{i \in I}$ telles que les espérances existent

$$\mathbb{E} \left[\prod_{i \in I} g_i(X_i) \right] = \prod_{i \in I} \mathbb{E} [g_i(X_i)].$$

Démonstration.

Si pour B_i borélien de \mathbb{R} , on prend $g_i(x) = \mathbb{1}_{x \in B_i} = \begin{cases} 1 & \text{si } x \in B_i \\ 0 & \text{si } x \notin B_i \end{cases}$, alors

$\mathbb{E} [g_i(X_i)] = \mathbb{P}(X_i \in B_i)$ car $g_i(X_i)$ suit une loi $\mathcal{B}(\mathbb{P}(X_i \in B_i))$. Et

$\mathbb{E} \left[\prod_{i \in I} g_i(X_i) \right] = \mathbb{P} \left(\bigcap_{i \in I} X_i \in B_i \right)$: on retombe sur la première définition.

Dans le cas général, on utilise $g_i(x) = \sum_{j \in \mathbb{N}} a_{i,j} \mathbb{1}_{x \in B_{i,j}}$ et cela marche encore... □

Exemple : Si $X = C \in \mathbb{R}$, v.a. constante, X et Y indépendantes pour toute v.a. Y car $\mathbb{E} [g_1(X)g_2(Y)] = g_1(C)\mathbb{E} [g_2(Y)] = \mathbb{E} [g_1(C)] \mathbb{E} [g_2(Y)]$.

Autre caractérisation de l'indépendance

Propriété

$(X_i)_{i \in I}$ v.a. indépendantes définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$

\iff Pour toute famille de fonctions $(g_i)_{i \in I}$ telles que les espérances existent

$$\mathbb{E} \left[\prod_{i \in I} g_i(X_i) \right] = \prod_{i \in I} \mathbb{E} [g_i(X_i)].$$

Démonstration.

Si pour B_i borélien de \mathbb{R} , on prend $g_i(x) = \mathbb{1}_{x \in B_i} = \begin{cases} 1 & \text{si } x \in B_i \\ 0 & \text{si } x \notin B_i \end{cases}$, alors

$\mathbb{E} [g_i(X_i)] = \mathbb{P}(X_i \in B_i)$ car $g_i(X_i)$ suit une loi $\mathcal{B}(\mathbb{P}(X_i \in B_i))$. Et

$\mathbb{E} \left[\prod_{i \in I} g_i(X_i) \right] = \mathbb{P} \left(\bigcap_{i \in I} X_i \in B_i \right)$: on retombe sur la première définition.

Dans le cas général, on utilise $g_i(x) = \sum_{j \in \mathbb{N}} a_{i,j} \mathbb{1}_{x \in B_{i,j}}$ et cela marche encore... □

Exemple : Si $X = C \in \mathbb{R}$, v.a. constante, X et Y indépendantes pour toute v.a. Y car $\mathbb{E} [g_1(X)g_2(Y)] = g_1(C)\mathbb{E} [g_2(Y)] = \mathbb{E} [g_1(C)] \mathbb{E} [g_2(Y)]$.

Autre caractérisation de l'indépendance

Propriété

$(X_i)_{i \in I}$ v.a. indépendantes définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$

\iff Pour toute famille de fonctions $(g_i)_{i \in I}$ telles que les espérances existent

$$\mathbb{E} \left[\prod_{i \in I} g_i(X_i) \right] = \prod_{i \in I} \mathbb{E} [g_i(X_i)].$$

Démonstration.

Si pour B_i borélien de \mathbb{R} , on prend $g_i(x) = \mathbb{1}_{x \in B_i} = \begin{cases} 1 & \text{si } x \in B_i \\ 0 & \text{si } x \notin B_i \end{cases}$, alors

$\mathbb{E} [g_i(X_i)] = \mathbb{P}(X_i \in B_i)$ car $g_i(X_i)$ suit une loi $\mathcal{B}(\mathbb{P}(X_i \in B_i))$. Et

$\mathbb{E} \left[\prod_{i \in I} g_i(X_i) \right] = \mathbb{P} \left(\bigcap_{i \in I} X_i \in B_i \right)$: on retombe sur la première définition.

Dans le cas général, on utilise $g_i(x) = \sum_{j \in \mathbb{N}} a_{i,j} \mathbb{1}_{x \in B_{i,j}}$ et cela marche encore... □

Exemple : Si $X = C \in \mathbb{R}$, v.a. constante, X et Y indépendantes pour toute v.a. Y car $\mathbb{E} [g_1(X)g_2(Y)] = g_1(C)\mathbb{E} [g_2(Y)] = \mathbb{E} [g_1(C)] \mathbb{E} [g_2(Y)]$.

Autre caractérisation de l'indépendance

Propriété

$(X_i)_{i \in I}$ v.a. indépendantes définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$

\iff Pour toute famille de fonctions $(g_i)_{i \in I}$ telles que les espérances existent

$$\mathbb{E} \left[\prod_{i \in I} g_i(X_i) \right] = \prod_{i \in I} \mathbb{E} [g_i(X_i)].$$

Démonstration.

Si pour B_i borélien de \mathbb{R} , on prend $g_i(x) = \mathbb{1}_{x \in B_i} = \begin{cases} 1 & \text{si } x \in B_i \\ 0 & \text{si } x \notin B_i \end{cases}$, alors

$\mathbb{E} [g_i(X_i)] = \mathbb{P}(X_i \in B_i)$ car $g_i(X_i)$ suit une loi $\mathcal{B}(\mathbb{P}(X_i \in B_i))$. Et

$\mathbb{E} \left[\prod_{i \in I} g_i(X_i) \right] = \mathbb{P} \left(\bigcap_{i \in I} X_i \in B_i \right)$: on retombe sur la première définition.

Dans le cas général, on utilise $g_i(x) = \sum_{j \in \mathbb{N}} a_{i,j} \mathbb{1}_{x \in B_{i,j}}$ et cela marche encore... □

Exemple : Si $X = C \in \mathbb{R}$, v.a. constante, X et Y indépendantes pour toute v.a. Y car $\mathbb{E} [g_1(X)g_2(Y)] = g_1(C)\mathbb{E} [g_2(Y)] = \mathbb{E} [g_1(C)] \mathbb{E} [g_2(Y)]$.

Autre caractérisation de l'indépendance

Propriété

$(X_i)_{i \in I}$ v.a. indépendantes définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$

\iff Pour toute famille de fonctions $(g_i)_{i \in I}$ telles que les espérances existent

$$\mathbb{E} \left[\prod_{i \in I} g_i(X_i) \right] = \prod_{i \in I} \mathbb{E} [g_i(X_i)].$$

Démonstration.

Si pour B_i borélien de \mathbb{R} , on prend $g_i(x) = \mathbb{1}_{x \in B_i} = \begin{cases} 1 & \text{si } x \in B_i \\ 0 & \text{si } x \notin B_i \end{cases}$, alors

$\mathbb{E} [g_i(X_i)] = \mathbb{P}(X_i \in B_i)$ car $g_i(X_i)$ suit une loi $\mathcal{B}(\mathbb{P}(X_i \in B_i))$. Et

$\mathbb{E} \left[\prod_{i \in I} g_i(X_i) \right] = \mathbb{P} \left(\bigcap_{i \in I} X_i \in B_i \right)$: on retombe sur la première définition.

Dans le cas général, on utilise $g_i(x) = \sum_{j \in \mathbb{N}} a_{i,j} \mathbb{1}_{x \in B_{i,j}}$ et cela marche encore... □

Exemple : Si $X = C \in \mathbb{R}$, v.a. constante, X et Y indépendantes pour toute v.a. Y car $\mathbb{E} [g_1(X)g_2(Y)] = g_1(C)\mathbb{E} [g_2(Y)] = \mathbb{E} [g_1(C)] \mathbb{E} [g_2(Y)]$.

Covariance

Définition

Pour X et Y deux v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$, on définit, si elle existe, la **covariance** de X et Y par :

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

Démonstration.

On a $\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])] = \mathbb{E}[X Y] - \mathbb{E}[X \mathbb{E}[Y]] - \mathbb{E}[Y \mathbb{E}[X]] + \mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y]$ et $\mathbb{E}[X \mathbb{E}[Y]] = \mathbb{E}[Y] \mathbb{E}[X]$ car $\mathbb{E}[Y]$ est une constante. \square

Propriété

Si $\mathbb{E}[X^2] < \infty$, $\text{cov}(X, X) = \text{var}(X)$ et si $\mathbb{E}[Y^2] < \infty$ alors $\text{cov}(X, Y)$ existe.

Démonstration.

$\mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y]$ existe car $\mathbb{E}[|X|] < \infty$ et $\mathbb{E}[|Y|] < \infty$. Or $x^2 - 2|x||y| + y^2 = (|x| - |y|)^2 \geq 0$, d'où $2|X Y| \leq X^2 + Y^2$, donc $\mathbb{E}[|X Y|] \leq \frac{1}{2}(\mathbb{E}[X^2] + \mathbb{E}[Y^2]) < \infty$. \square

Covariance

Définition

Pour X et Y deux v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$, on définit, si elle existe, la **covariance** de X et Y par :

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

Démonstration.

On a $\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])] = \mathbb{E}[X Y] - \mathbb{E}[X \mathbb{E}[Y]] - \mathbb{E}[Y \mathbb{E}[X]] + \mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y]$ et $\mathbb{E}[X \mathbb{E}[Y]] = \mathbb{E}[Y] \mathbb{E}[X]$ car $\mathbb{E}[Y]$ est une constante. \square

Propriété

Si $\mathbb{E}[X^2] < \infty$, $\text{cov}(X, X) = \text{var}(X)$ et si $\mathbb{E}[Y^2] < \infty$ alors $\text{cov}(X, Y)$ existe.

Démonstration.

$\mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y]$ existe car $\mathbb{E}[|X|] < \infty$ et $\mathbb{E}[|Y|] < \infty$. Or $x^2 - 2|x||y| + y^2 = (|x| - |y|)^2 \geq 0$, d'où $2|X Y| \leq X^2 + Y^2$, donc $\mathbb{E}[|X Y|] \leq \frac{1}{2}(\mathbb{E}[X^2] + \mathbb{E}[Y^2]) < \infty$. \square

Covariance

Définition

Pour X et Y deux v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$, on définit, si elle existe, la **covariance** de X et Y par :

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

Démonstration.

On a $\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])] = \mathbb{E}[X Y] - \mathbb{E}[X \mathbb{E}[Y]] - \mathbb{E}[Y \mathbb{E}[X]] + \mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y]$ et $\mathbb{E}[X \mathbb{E}[Y]] = \mathbb{E}[Y] \mathbb{E}[X]$ car $\mathbb{E}[Y]$ est une constante. \square

Propriété

Si $\mathbb{E}[X^2] < \infty$, $\text{cov}(X, X) = \text{var}(X)$ et si $\mathbb{E}[Y^2] < \infty$ alors $\text{cov}(X, Y)$ existe.

Démonstration.

$\mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y]$ existe car $\mathbb{E}[|X|] < \infty$ et $\mathbb{E}[|Y|] < \infty$. Or $x^2 - 2|x||y| + y^2 = (|x| - |y|)^2 \geq 0$, d'où $2|X Y| \leq X^2 + Y^2$, donc $\mathbb{E}[|X Y|] \leq \frac{1}{2}(\mathbb{E}[X^2] + \mathbb{E}[Y^2]) < \infty$. \square

Covariance

Définition

Pour X et Y deux v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$, on définit, si elle existe, la **covariance** de X et Y par :

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

Démonstration.

On a $\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])] = \mathbb{E}[X Y] - \mathbb{E}[X \mathbb{E}[Y]] - \mathbb{E}[Y \mathbb{E}[X]] + \mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y]$ et $\mathbb{E}[X \mathbb{E}[Y]] = \mathbb{E}[Y] \mathbb{E}[X]$ car $\mathbb{E}[Y]$ est une constante. \square

Propriété

Si $\mathbb{E}[X^2] < \infty$, $\text{cov}(X, X) = \text{var}(X)$ et si $\mathbb{E}[Y^2] < \infty$ alors $\text{cov}(X, Y)$ existe.

Démonstration.

$\mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y]$ existe car $\mathbb{E}[|X|] < \infty$ et $\mathbb{E}[|Y|] < \infty$. Or $x^2 - 2|x||y| + y^2 = (|x| - |y|)^2 \geq 0$, d'où $2|X Y| \leq X^2 + Y^2$, donc $\mathbb{E}[|X Y|] \leq \frac{1}{2}(\mathbb{E}[X^2] + \mathbb{E}[Y^2]) < \infty$. \square

Covariance

Définition

Pour X et Y deux v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$, on définit, si elle existe, la **covariance** de X et Y par :

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

Démonstration.

On a $\mathbf{E}[(X - \mathbf{E}[X])(Y - \mathbf{E}[Y])] = \mathbf{E}[X Y] - \mathbf{E}[X \mathbf{E}[Y]] - \mathbf{E}[Y \mathbf{E}[X]] + \mathbf{E}[X] \mathbf{E}[Y]$ et $\mathbf{E}[X \mathbf{E}[Y]] = \mathbf{E}[Y] \mathbf{E}[X]$ car $\mathbf{E}[Y]$ est une constante. \square

Propriété

Si $\mathbf{E}[X^2] < \infty$, $\text{cov}(X, X) = \text{var}(X)$ et si $\mathbf{E}[Y^2] < \infty$ alors $\text{cov}(X, Y)$ existe.

Démonstration.

$\mathbf{E}[X] \mathbf{E}[Y]$ existe car $\mathbf{E}[|X|] < \infty$ et $\mathbf{E}[|Y|] < \infty$. Or $x^2 - 2|x||y| + y^2 = (|x| - |y|)^2 \geq 0$, d'où $2|X Y| \leq X^2 + Y^2$, donc $\mathbf{E}[|X Y|] \leq \frac{1}{2}(\mathbf{E}[X^2] + \mathbf{E}[Y^2]) < \infty$. \square

Covariance

Définition

Pour X et Y deux v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$, on définit, si elle existe, la **covariance** de X et Y par :

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

Démonstration.

On a $\mathbf{E}[(X - \mathbf{E}[X])(Y - \mathbf{E}[Y])] = \mathbf{E}[X Y] - \mathbf{E}[X \mathbf{E}[Y]] - \mathbf{E}[Y \mathbf{E}[X]] + \mathbf{E}[X] \mathbf{E}[Y]$ et $\mathbf{E}[X \mathbf{E}[Y]] = \mathbf{E}[Y] \mathbf{E}[X]$ car $\mathbf{E}[Y]$ est une constante. \square

Propriété

Si $\mathbf{E}[X^2] < \infty$, $\text{cov}(X, X) = \text{var}(X)$ et si $\mathbf{E}[Y^2] < \infty$ alors $\text{cov}(X, Y)$ existe.

Démonstration.

$\mathbf{E}[X] \mathbf{E}[Y]$ existe car $\mathbf{E}[|X|] < \infty$ et $\mathbf{E}[|Y|] < \infty$. Or $x^2 - 2|x||y| + y^2 = (|x| - |y|)^2 \geq 0$, d'où $2|X Y| \leq X^2 + Y^2$, donc $\mathbf{E}[|X Y|] \leq \frac{1}{2}(\mathbf{E}[X^2] + \mathbf{E}[Y^2]) < \infty$. \square

Covariance (suite)

Propriété

Si X et Y sont 2 v.a. indépendantes définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$, alors $\text{cov}(X, Y) = 0$. La réciproque est fautive en générale (mais vraie dans le cas de variables gaussiennes ou Bernoulli).

Démonstration.

Si $g_1(x) = g_2(x) = x$ et (X, Y) indépendantes $\implies \mathbb{E}[g_1(X)g_2(Y)] = \mathbb{E}[g_1(X)]\mathbb{E}[g_2(Y)]$
donc $\mathbb{E}[XY] = \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]$ soit $\text{cov}(X, Y) = 0$. □

Exemple : Soit $X \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(0, 1)$ et $Y = X^2$.

Alors $\text{cov}(X, Y) = \mathbb{E}[X^3] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[X^2] = 0 - 0 \times 1 = 0$

($\mathbb{E}[X^3] = \int_{-\infty}^{+\infty} x^3 f_X(x) dx = 0$ car $x \in \mathbb{R} \rightarrow x^3 f_X(x)$ est impaire).

Mais $\mathbb{P}(X > 1 \cap Y < 1) = \mathbb{P}(\emptyset) = 0$ alors que $\mathbb{P}(X > 1) \neq 0$ et

$\mathbb{P}(Y < 1) = \mathbb{P}(-1 < X < 1) \neq 0$, donc X et Y non indépendantes.

Covariance (suite)

Propriété

Si X et Y sont 2 v.a. indépendantes définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$, alors $\text{cov}(X, Y) = 0$. La réciproque est fautive en générale (mais vraie dans le cas de variables gaussiennes ou Bernoulli).

Démonstration.

Si $g_1(x) = g_2(x) = x$ et (X, Y) indépendantes $\implies \mathbb{E}[g_1(X)g_2(Y)] = \mathbb{E}[g_1(X)]\mathbb{E}[g_2(Y)]$
donc $\mathbb{E}[XY] = \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]$ soit $\text{cov}(X, Y) = 0$. □

Exemple : Soit $X \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(0, 1)$ et $Y = X^2$.

Alors $\text{cov}(X, Y) = \mathbb{E}[X^3] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[X^2] = 0 - 0 \times 1 = 0$

($\mathbb{E}[X^3] = \int_{-\infty}^{+\infty} x^3 f_X(x) dx = 0$ car $x \in \mathbb{R} \rightarrow x^3 f_X(x)$ est impaire).

Mais $\mathbb{P}(X > 1 \cap Y < 1) = \mathbb{P}(\emptyset) = 0$ alors que $\mathbb{P}(X > 1) \neq 0$ et

$\mathbb{P}(Y < 1) = \mathbb{P}(-1 < X < 1) \neq 0$, donc X et Y non indépendantes.

Covariance (suite)

Propriété

Si X et Y sont 2 v.a. indépendantes définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$, alors $\text{cov}(X, Y) = 0$. La réciproque est fautive en générale (mais vraie dans le cas de variables gaussiennes ou Bernoulli).

Démonstration.

Si $g_1(x) = g_2(x) = x$ et (X, Y) indépendantes $\implies \mathbb{E}[g_1(X)g_2(Y)] = \mathbb{E}[g_1(X)]\mathbb{E}[g_2(Y)]$
donc $\mathbb{E}[XY] = \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]$ soit $\text{cov}(X, Y) = 0$. □

Exemple : Soit $X \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(0, 1)$ et $Y = X^2$.

Alors $\text{cov}(X, Y) = \mathbb{E}[X^3] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[X^2] = 0 - 0 \times 1 = 0$

($\mathbb{E}[X^3] = \int_{-\infty}^{+\infty} x^3 f_X(x) dx = 0$ car $x \in \mathbb{R} \rightarrow x^3 f_X(x)$ est impaire).

Mais $\mathbb{P}(X > 1 \cap Y < 1) = \mathbb{P}(\emptyset) = 0$ alors que $\mathbb{P}(X > 1) \neq 0$ et

$\mathbb{P}(Y < 1) = \mathbb{P}(-1 < X < 1) \neq 0$, donc X et Y non indépendantes.

Covariance (suite)

Propriété

Si X et Y sont 2 v.a. indépendantes définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$, alors $\text{cov}(X, Y) = 0$. La réciproque est fautive en générale (mais vraie dans le cas de variables gaussiennes ou Bernoulli).

Démonstration.

Si $g_1(x) = g_2(x) = x$ et (X, Y) indépendantes $\implies \mathbb{E}[g_1(X)g_2(Y)] = \mathbb{E}[g_1(X)]\mathbb{E}[g_2(Y)]$
donc $\mathbb{E}[XY] = \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]$ soit $\text{cov}(X, Y) = 0$. □

Exemple : Soit $X \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(0, 1)$ et $Y = X^2$.

Alors $\text{cov}(X, Y) = \mathbb{E}[X^3] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[X^2] = 0 - 0 \times 1 = 0$

($\mathbb{E}[X^3] = \int_{-\infty}^{+\infty} x^3 f_X(x) dx = 0$ car $x \in \mathbb{R} \rightarrow x^3 f_X(x)$ est impaire).

Mais $\mathbb{P}(X > 1 \cap Y < 1) = \mathbb{P}(\emptyset) = 0$ alors que $\mathbb{P}(X > 1) \neq 0$ et

$\mathbb{P}(Y < 1) = \mathbb{P}(-1 < X < 1) \neq 0$, donc X et Y non indépendantes.

Covariance (fin)

Propriété

Si $(X_i)_{1 \leq i \leq n}$ et $(Y_j)_{1 \leq j \leq m}$ sont des v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X_i^2] < \infty$ et $\mathbb{E}[Y_j^2] < \infty$, et $(a_i)_{0 \leq i \leq n}$ et $(b_j)_{0 \leq j \leq m}$ des réels, alors :

- 1 $\text{cov}(X_1, Y_1) = \text{cov}(Y_1, X_1)$ et $\text{cov}(a_0 + a_1 X_1, Y_1) = a_1 \text{cov}(X_1, Y_1)$;
- 2 $\text{cov}(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, b_0 + \sum_{j=1}^m b_j Y_j) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m a_i b_j \text{cov}(X_i, Y_j)$.

Démonstration.

1 $\text{cov}(a_0 + a_1 X_1, Y_1) = \mathbb{E}[(a_0 + a_1 X_1 - \mathbb{E}[a_0 + a_1 X_1])(Y_1 - \mathbb{E}[Y_1])] = \mathbb{E}[a_1 (X_1 - \mathbb{E}[X_1]) (Y_1 - \mathbb{E}[Y_1])] = a_1 \text{cov}(X_1, Y_1)$;

2 Comme avant $\text{cov}(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, Z) = \sum_{i=1}^n a_i \text{cov}(X_i, Z)$. Puis avec

$$Z = b_0 + \sum_{j=1}^m b_j Y_j \text{ on a } \text{cov}(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, Z) = \sum_{i=1}^n a_i \left(\sum_{j=1}^m b_j \text{cov}(X_i, Y_j) \right)$$



Covariance (fin)

Propriété

Si $(X_i)_{1 \leq i \leq n}$ et $(Y_j)_{1 \leq j \leq m}$ sont des v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X_i^2] < \infty$ et $\mathbb{E}[Y_j^2] < \infty$, et $(a_i)_{0 \leq i \leq n}$ et $(b_j)_{0 \leq j \leq m}$ des réels, alors :

① $\text{cov}(X_1, Y_1) = \text{cov}(Y_1, X_1)$ et $\text{cov}(a_0 + a_1 X_1, Y_1) = a_1 \text{cov}(X_1, Y_1)$;

② $\text{cov}\left(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, b_0 + \sum_{j=1}^m b_j Y_j\right) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m a_i b_j \text{cov}(X_i, Y_j)$.

Démonstration.

① $\text{cov}(a_0 + a_1 X_1, Y_1) = \mathbb{E}[(a_0 + a_1 X_1 - \mathbb{E}[a_0 + a_1 X_1])(Y_1 - \mathbb{E}[Y_1])] = \mathbb{E}[a_1 (X_1 - \mathbb{E}[X_1])(Y_1 - \mathbb{E}[Y_1])] = a_1 \text{cov}(X_1, Y_1)$;

② Comme avant $\text{cov}\left(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, Z\right) = \sum_{i=1}^n a_i \text{cov}(X_i, Z)$. Puis avec

$$Z = b_0 + \sum_{j=1}^m b_j Y_j \text{ on a } \text{cov}\left(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, Z\right) = \sum_{i=1}^n a_i \left(\sum_{j=1}^m b_j \text{cov}(X_i, Y_j)\right)$$



Covariance (fin)

Propriété

Si $(X_i)_{1 \leq i \leq n}$ et $(Y_j)_{1 \leq j \leq m}$ sont des v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X_i^2] < \infty$ et $\mathbb{E}[Y_j^2] < \infty$, et $(a_i)_{0 \leq i \leq n}$ et $(b_j)_{0 \leq j \leq m}$ des réels, alors :

- 1 $\text{cov}(X_1, Y_1) = \text{cov}(Y_1, X_1)$ et $\text{cov}(a_0 + a_1 X_1, Y_1) = a_1 \text{cov}(X_1, Y_1)$;
- 2 $\text{cov}(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, b_0 + \sum_{j=1}^m b_j Y_j) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m a_i b_j \text{cov}(X_i, Y_j)$.

Démonstration.

1 $\text{cov}(a_0 + a_1 X_1, Y_1) = \mathbb{E}[(a_0 + a_1 X_1 - \mathbb{E}[a_0 + a_1 X_1])(Y_1 - \mathbb{E}[Y_1])] = \mathbb{E}[a_1 (X_1 - \mathbb{E}[X_1]) (Y_1 - \mathbb{E}[Y_1])] = a_1 \text{cov}(X_1, Y_1)$;

2 Comme avant $\text{cov}(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, Z) = \sum_{i=1}^n a_i \text{cov}(X_i, Z)$. Puis avec

$$Z = b_0 + \sum_{j=1}^m b_j Y_j \text{ on a } \text{cov}(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, Z) = \sum_{i=1}^n a_i \left(\sum_{j=1}^m b_j \text{cov}(X_i, Y_j) \right)$$

Covariance (fin)

Propriété

Si $(X_i)_{1 \leq i \leq n}$ et $(Y_j)_{1 \leq j \leq m}$ sont des v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X_i^2] < \infty$ et $\mathbb{E}[Y_j^2] < \infty$, et $(a_i)_{0 \leq i \leq n}$ et $(b_j)_{0 \leq j \leq m}$ des réels, alors :

- 1 $\text{cov}(X_1, Y_1) = \text{cov}(Y_1, X_1)$ et $\text{cov}(a_0 + a_1 X_1, Y_1) = a_1 \text{cov}(X_1, Y_1)$;
- 2 $\text{cov}(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, b_0 + \sum_{j=1}^m b_j Y_j) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m a_i b_j \text{cov}(X_i, Y_j)$.

Démonstration.

1 $\text{cov}(a_0 + a_1 X_1, Y_1) = \mathbb{E}[(a_0 + a_1 X_1 - \mathbb{E}[a_0 + a_1 X_1])(Y_1 - \mathbb{E}[Y_1])] = \mathbb{E}[a_1 (X_1 - \mathbb{E}[X_1]) (Y_1 - \mathbb{E}[Y_1])] = a_1 \text{cov}(X_1, Y_1)$;

2 Comme avant $\text{cov}(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, Z) = \sum_{i=1}^n a_i \text{cov}(X_i, Z)$. Puis avec

$$Z = b_0 + \sum_{j=1}^m b_j Y_j \text{ on a } \text{cov}(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, Z) = \sum_{i=1}^n a_i \left(\sum_{j=1}^m b_j \text{cov}(X_i, Y_j) \right)$$



Covariance (fin)

Propriété

Si $(X_i)_{1 \leq i \leq n}$ et $(Y_j)_{1 \leq j \leq m}$ sont des v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X_i^2] < \infty$ et $\mathbb{E}[Y_j^2] < \infty$, et $(a_i)_{0 \leq i \leq n}$ et $(b_j)_{0 \leq j \leq m}$ des réels, alors :

- 1 $\text{cov}(X_1, Y_1) = \text{cov}(Y_1, X_1)$ et $\text{cov}(a_0 + a_1 X_1, Y_1) = a_1 \text{cov}(X_1, Y_1)$;
- 2 $\text{cov}(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, b_0 + \sum_{j=1}^m b_j Y_j) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m a_i b_j \text{cov}(X_i, Y_j)$.

Démonstration.

1 $\text{cov}(a_0 + a_1 X_1, Y_1) = \mathbb{E}[(a_0 + a_1 X_1 - \mathbb{E}[a_0 + a_1 X_1])(Y_1 - \mathbb{E}[Y_1])] = \mathbb{E}[a_1 (X_1 - \mathbb{E}[X_1]) (Y_1 - \mathbb{E}[Y_1])] = a_1 \text{cov}(X_1, Y_1)$;

2 Comme avant $\text{cov}(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, Z) = \sum_{i=1}^n a_i \text{cov}(X_i, Z)$. Puis avec

$$Z = b_0 + \sum_{j=1}^m b_j Y_j \text{ on a } \text{cov}(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, Z) = \sum_{i=1}^n a_i \left(\sum_{j=1}^m b_j \text{cov}(X_i, Y_j) \right)$$



Covariance (fin)

Propriété

Si $(X_i)_{1 \leq i \leq n}$ et $(Y_j)_{1 \leq j \leq m}$ sont des v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X_i^2] < \infty$ et $\mathbb{E}[Y_j^2] < \infty$, et $(a_i)_{0 \leq i \leq n}$ et $(b_j)_{0 \leq j \leq m}$ des réels, alors :

- 1 $\text{cov}(X_1, Y_1) = \text{cov}(Y_1, X_1)$ et $\text{cov}(a_0 + a_1 X_1, Y_1) = a_1 \text{cov}(X_1, Y_1)$;
- 2 $\text{cov}(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, b_0 + \sum_{j=1}^m b_j Y_j) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m a_i b_j \text{cov}(X_i, Y_j)$.

Démonstration.

1 $\text{cov}(a_0 + a_1 X_1, Y_1) = \mathbb{E}[(a_0 + a_1 X_1 - \mathbb{E}[a_0 + a_1 X_1])(Y_1 - \mathbb{E}[Y_1])] = \mathbb{E}[a_1 (X_1 - \mathbb{E}[X_1]) (Y_1 - \mathbb{E}[Y_1])] = a_1 \text{cov}(X_1, Y_1)$;

2 Comme avant $\text{cov}(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, Z) = \sum_{i=1}^n a_i \text{cov}(X_i, Z)$. Puis avec

$$Z = b_0 + \sum_{j=1}^m b_j Y_j \text{ on a } \text{cov}(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i, Z) = \sum_{i=1}^n a_i \left(\sum_{j=1}^m b_j \text{cov}(X_i, Y_j) \right)$$



Corrélation

Propriété

Si X et Y v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X^2] < \infty$ et $\mathbb{E}[Y^2] < \infty$,

$$(\text{cov}(X, Y))^2 \leq \text{var}(X) \text{var}(Y).$$

Démonstration.

Soit $\lambda \in \mathbb{R}$. Alors $0 \leq \text{var}(X + \lambda Y) < \infty$. Mais on peut écrire que

$\text{var}(X + \lambda Y) = \text{cov}(X + \lambda Y, X + \lambda Y) = \text{var}(X) + 2\lambda \text{cov}(X, Y) + \lambda^2 \text{var}(Y)$. Polynôme du 2nd degré en λ toujours positif : $\Delta = 4(\text{cov}(X, Y))^2 - 4 \text{var}(X) \text{var}(Y) \leq 0$. \square

Définition

Si X et Y v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X^2] < \infty$ et $\mathbb{E}[Y^2] < \infty$, on définit la **corrélation** entre X et Y par :

$$\text{cor}(X, Y) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{var}(X) \text{var}(Y)}} \quad \text{et} \quad -1 \leq \text{cor}(X, Y) \leq 1.$$

Corrélation

Propriété

Si X et Y v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X^2] < \infty$ et $\mathbb{E}[Y^2] < \infty$,

$$(\text{cov}(X, Y))^2 \leq \text{var}(X) \text{var}(Y).$$

Démonstration.

Soit $\lambda \in \mathbb{R}$. Alors $0 \leq \text{var}(X + \lambda Y) < \infty$. Mais on peut écrire que

$\text{var}(X + \lambda Y) = \text{cov}(X + \lambda Y, X + \lambda Y) = \text{var}(X) + 2\lambda \text{cov}(X, Y) + \lambda^2 \text{var}(Y)$. Polynôme du 2nd degré en λ toujours positif : $\Delta = 4(\text{cov}(X, Y))^2 - 4 \text{var}(X) \text{var}(Y) \leq 0$. \square

Définition

Si X et Y v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X^2] < \infty$ et $\mathbb{E}[Y^2] < \infty$, on définit la **corrélation** entre X et Y par :

$$\text{cor}(X, Y) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{var}(X) \text{var}(Y)}} \quad \text{et} \quad -1 \leq \text{cor}(X, Y) \leq 1.$$

Corrélation

Propriété

Si X et Y v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X^2] < \infty$ et $\mathbb{E}[Y^2] < \infty$,

$$(\text{cov}(X, Y))^2 \leq \text{var}(X) \text{var}(Y).$$

Démonstration.

Soit $\lambda \in \mathbb{R}$. Alors $0 \leq \text{var}(X + \lambda Y) < \infty$. Mais on peut écrire que

$\text{var}(X + \lambda Y) = \text{cov}(X + \lambda Y, X + \lambda Y) = \text{var}(X) + 2\lambda \text{cov}(X, Y) + \lambda^2 \text{var}(Y)$. Polynôme du 2nd degré en λ toujours positif : $\Delta = 4(\text{cov}(X, Y))^2 - 4 \text{var}(X) \text{var}(Y) \leq 0$. \square

Définition

Si X et Y v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X^2] < \infty$ et $\mathbb{E}[Y^2] < \infty$, on définit la **corrélation** entre X et Y par :

$$\text{cor}(X, Y) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{var}(X) \text{var}(Y)}} \quad \text{et} \quad -1 \leq \text{cor}(X, Y) \leq 1.$$

Corrélation

Propriété

Si X et Y v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X^2] < \infty$ et $\mathbb{E}[Y^2] < \infty$,

$$(\text{cov}(X, Y))^2 \leq \text{var}(X) \text{var}(Y).$$

Démonstration.

Soit $\lambda \in \mathbb{R}$. Alors $0 \leq \text{var}(X + \lambda Y) < \infty$. Mais on peut écrire que

$\text{var}(X + \lambda Y) = \text{cov}(X + \lambda Y, X + \lambda Y) = \text{var}(X) + 2\lambda \text{cov}(X, Y) + \lambda^2 \text{var}(Y)$. Polynôme du 2nd degré en λ toujours positif : $\Delta = 4(\text{cov}(X, Y))^2 - 4 \text{var}(X) \text{var}(Y) \leq 0$. \square

Définition

Si X et Y v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X^2] < \infty$ et $\mathbb{E}[Y^2] < \infty$, on définit la **corrélation** entre X et Y par :

$$\text{cor}(X, Y) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{var}(X) \text{var}(Y)}} \quad \text{et} \quad -1 \leq \text{cor}(X, Y) \leq 1.$$

4.2 Somme de v.a.i.i.d.

Définition

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. On dit que $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ est une suite de **v.a. indépendantes identiquement distribuées (v.a.i.i.d.)** lorsque $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ indépendantes et les X_i ont la même loi que X_1 .

Propriété

Si $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ et $S_n = X_1 + \dots + X_n$.

- 1 Si $\mathbb{E}[|X_1|] < \infty$, $\mathbb{E}[S_n] = n \times \mathbb{E}[X_1]$.
- 2 Si $\mathbb{E}[X_1^2] < \infty$, $\text{var}(S_n) = n \times \text{var}(X_1)$.

Démonstration.

- 1 On a $\mathbb{E}[|S_n|] \leq \mathbb{E}[|X_1| + \dots + |X_n|] \leq n \times \mathbb{E}[|X_1|] < \infty$. Et $\mathbb{E}[S_n] = \mathbb{E}[X_1 + \dots + X_n] = \mathbb{E}[X_1] + \dots + \mathbb{E}[X_n] = n \times \mathbb{E}[X_1]$.
- 2 On a $\mathbb{E}[S_n^2] = \mathbb{E}[(S_{n-1} + X_n)^2] \leq 2(\mathbb{E}[S_{n-1}^2] + \mathbb{E}[X_n^2]) < \infty$ par récurrence.

$$\text{var}(S_n) = \text{cov}(S_n, S_n) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \text{cov}(X_i, X_j) = \sum_{i=1}^n \text{var}(X_i) \text{ car } \text{cov}(X_i, X_j) = 0 \text{ si } i \neq j.$$

4.2 Somme de v.a.i.i.d.

Définition

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. On dit que $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ est une suite de **v.a. indépendantes identiquement distribuées (v.a.i.i.d.)** lorsque $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ indépendantes et les X_i ont la même loi que X_1 .

Propriété

Si $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ et $S_n = X_1 + \dots + X_n$.

- 1 Si $\mathbb{E}[|X_1|] < \infty$, $\mathbb{E}[S_n] = n \times \mathbb{E}[X_1]$.
- 2 Si $\mathbb{E}[X_1^2] < \infty$, $\text{var}(S_n) = n \times \text{var}(X_1)$.

Démonstration.

- 1 On a $\mathbb{E}[|S_n|] \leq \mathbb{E}[|X_1| + \dots + |X_n|] \leq n \times \mathbb{E}[|X_1|] < \infty$. Et $\mathbb{E}[S_n] = \mathbb{E}[X_1 + \dots + X_n] = \mathbb{E}[X_1] + \dots + \mathbb{E}[X_n] = n \times \mathbb{E}[X_1]$.
- 2 On a $\mathbb{E}[S_n^2] = \mathbb{E}[(S_{n-1} + X_n)^2] \leq 2(\mathbb{E}[S_{n-1}^2] + \mathbb{E}[X_n^2]) < \infty$ par récurrence.

$$\text{var}(S_n) = \text{cov}(S_n, S_n) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \text{cov}(X_i, X_j) = \sum_{i=1}^n \text{var}(X_i) \text{ car } \text{cov}(X_i, X_j) = 0 \text{ si } i \neq j.$$

4.2 Somme de v.a.i.i.d.

Définition

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. On dit que $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ est une suite de **v.a. indépendantes identiquement distribuées (v.a.i.i.d.)** lorsque $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ indépendantes et les X_i ont la même loi que X_1 .

Propriété

Si $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ et $S_n = X_1 + \dots + X_n$.

- 1 Si $\mathbb{E}[|X_1|] < \infty$, $\mathbb{E}[S_n] = n \times \mathbb{E}[X_1]$.
- 2 Si $\mathbb{E}[X_1^2] < \infty$, $\text{var}(S_n) = n \times \text{var}(X_1)$.

Démonstration.

- 1 On a $\mathbb{E}[|S_n|] \leq \mathbb{E}[|X_1| + \dots + |X_n|] \leq n \times \mathbb{E}[|X_1|] < \infty$. Et $\mathbb{E}[S_n] = \mathbb{E}[X_1 + \dots + X_n] = \mathbb{E}[X_1] + \dots + \mathbb{E}[X_n] = n \times \mathbb{E}[X_1]$.
- 2 On a $\mathbb{E}[S_n^2] = \mathbb{E}[(S_{n-1} + X_n)^2] \leq 2(\mathbb{E}[S_{n-1}^2] + \mathbb{E}[X_n^2]) < \infty$ par récurrence.

$$\text{var}(S_n) = \text{cov}(S_n, S_n) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \text{cov}(X_i, X_j) = \sum_{i=1}^n \text{var}(X_i) \text{ car } \text{cov}(X_i, X_j) = 0 \text{ si } i \neq j.$$

4.2 Somme de v.a.i.i.d.

Définition

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. On dit que $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ est une suite de **v.a. indépendantes identiquement distribuées (v.a.i.i.d.)** lorsque $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ indépendantes et les X_i ont la même loi que X_1 .

Propriété

Si $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ et $S_n = X_1 + \dots + X_n$.

- 1 Si $\mathbb{E}[|X_1|] < \infty$, $\mathbb{E}[S_n] = n \times \mathbb{E}[X_1]$.
- 2 Si $\mathbb{E}[X_1^2] < \infty$, $\text{var}(S_n) = n \times \text{var}(X_1)$.

Démonstration.

- 1 On a $\mathbb{E}[|S_n|] \leq \mathbb{E}[|X_1| + \dots + |X_n|] \leq n \times \mathbb{E}[|X_1|] < \infty$. Et $\mathbb{E}[S_n] = \mathbb{E}[X_1 + \dots + X_n] = \mathbb{E}[X_1] + \dots + \mathbb{E}[X_n] = n \times \mathbb{E}[X_1]$.
- 2 On a $\mathbb{E}[S_n^2] = \mathbb{E}[(S_{n-1} + X_n)^2] \leq 2(\mathbb{E}[S_{n-1}^2] + \mathbb{E}[X_n^2]) < \infty$ par récurrence.

$$\text{var}(S_n) = \text{cov}(S_n, S_n) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \text{cov}(X_i, X_j) = \sum_{i=1}^n \text{var}(X_i) \text{ car } \text{cov}(X_i, X_j) = 0 \text{ si } i \neq j.$$

4.2 Somme de v.a.i.i.d.

Définition

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. On dit que $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ est une suite de **v.a. indépendantes identiquement distribuées (v.a.i.i.d.)** lorsque $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ indépendantes et les X_i ont la même loi que X_1 .

Propriété

Si $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ et $S_n = X_1 + \dots + X_n$.

- 1 Si $\mathbb{E}[|X_1|] < \infty$, $\mathbb{E}[S_n] = n \times \mathbb{E}[X_1]$.
- 2 Si $\mathbb{E}[X_1^2] < \infty$, $\text{var}(S_n) = n \times \text{var}(X_1)$.

Démonstration.

- 1 On a $\mathbb{E}[S_n] \leq \mathbb{E}[|X_1| + \dots + |X_n|] \leq n \times \mathbb{E}[|X_1|] < \infty$. Et $\mathbb{E}[S_n] = \mathbb{E}[X_1 + \dots + X_n] = \mathbb{E}[X_1] + \dots + \mathbb{E}[X_n] = n \times \mathbb{E}[X_1]$.
- 2 On a $\mathbb{E}[S_n^2] = \mathbb{E}[(S_{n-1} + X_n)^2] \leq 2(\mathbb{E}[S_{n-1}^2] + \mathbb{E}[X_n^2]) < \infty$ par récurrence.

$$\text{var}(S_n) = \text{cov}(S_n, S_n) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \text{cov}(X_i, X_j) = \sum_{i=1}^n \text{var}(X_i) \text{ car } \text{cov}(X_i, X_j) = 0 \text{ si } i \neq j.$$

4.2 Somme de v.a.i.i.d.

Définition

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. On dit que $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ est une suite de **v.a. indépendantes identiquement distribuées (v.a.i.i.d.)** lorsque $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ indépendantes et les X_i ont la même loi que X_1 .

Propriété

Si $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ et $S_n = X_1 + \dots + X_n$.

- 1 Si $\mathbb{E}[|X_1|] < \infty$, $\mathbb{E}[S_n] = n \times \mathbb{E}[X_1]$.
- 2 Si $\mathbb{E}[X_1^2] < \infty$, $\text{var}(S_n) = n \times \text{var}(X_1)$.

Démonstration.

- 1 On a $\mathbb{E}[S_n] \leq \mathbb{E}[|X_1| + \dots + |X_n|] \leq n \times \mathbb{E}[|X_1|] < \infty$. Et $\mathbb{E}[S_n] = \mathbb{E}[X_1 + \dots + X_n] = \mathbb{E}[X_1] + \dots + \mathbb{E}[X_n] = n \times \mathbb{E}[X_1]$.
- 2 On a $\mathbb{E}[S_n^2] = \mathbb{E}[(S_{n-1} + X_n)^2] \leq 2(\mathbb{E}[S_{n-1}^2] + \mathbb{E}[X_n^2]) < \infty$ par récurrence.

$$\text{var}(S_n) = \text{cov}(S_n, S_n) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \text{cov}(X_i, X_j) = \sum_{i=1}^n \text{var}(X_i) \text{ car } \text{cov}(X_i, X_j) = 0 \text{ si } i \neq j.$$

Exemples

Exemples :

- ① Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. telle que $X_1 \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(p)$.

Alors $S_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(n, p)$ comme nombre de succès après n essais indep.

Alors $\mathbb{E}[S_n] = n \mathbb{E}[X_1] = np$ et $\text{var}(S_n) = n \text{var}(X_1) = np(1-p)$.

- ② Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. telle que $X_1 \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(m, \sigma^2)$.

Alors $S_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(nm, n\sigma^2)$ car

"La somme de v.a. gaussiennes indépendantes est une v.a. gaussienne"

Exemples

Exemples :

- ① Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. telle que $X_1 \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(p)$.

Alors $S_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(n, p)$ comme nombre de succès après n essais indep.

Alors $\mathbb{E}[S_n] = n \mathbb{E}[X_1] = np$ et $\text{var}(S_n) = n \text{var}(X_1) = np(1-p)$.

- ② Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. telle que $X_1 \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(m, \sigma^2)$.

Alors $S_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(nm, n\sigma^2)$ car

"La somme de v.a. gaussiennes indépendantes est une v.a. gaussienne"

Exemples

Exemples :

- ① Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. telle que $X_1 \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(p)$.

Alors $S_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(n, p)$ comme nombre de succès après n essais indep.

Alors $\mathbf{E}[S_n] = n \mathbf{E}[X_1] = n p$ et $\text{var}(S_n) = n \text{var}(X_1) = n p(1 - p)$.

- ② Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. telle que $X_1 \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(m, \sigma^2)$.

Alors $S_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(n m, n \sigma^2)$ car

"La somme de v.a. gaussiennes indépendantes est une v.a. gaussienne"

Exemples

Exemples :

- ① Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. telle que $X_1 \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(p)$.

Alors $S_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(n, p)$ comme nombre de succès après n essais indep.

Alors $\mathbb{E}[S_n] = n \mathbb{E}[X_1] = n p$ et $\text{var}(S_n) = n \text{var}(X_1) = n p(1 - p)$.

- ② Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. telle que $X_1 \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(m, \sigma^2)$.

Alors $S_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(n m, n \sigma^2)$ car

"La somme de v.a. gaussiennes indépendantes est une v.a. gaussienne"

Exemples

Exemples :

- ① Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. telle que $X_1 \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(p)$.

Alors $S_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(n, p)$ comme nombre de succès après n essais indep.

Alors $\mathbb{E}[S_n] = n \mathbb{E}[X_1] = n p$ et $\text{var}(S_n) = n \text{var}(X_1) = n p(1 - p)$.

- ② Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. telle que $X_1 \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(m, \sigma^2)$.

Alors $S_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(n m, n \sigma^2)$ car

"La somme de v.a. gaussiennes indépendantes est une v.a. gaussienne"

Exemples

Exemples :

- ① Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. telle que $X_1 \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(p)$.

Alors $S_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(n, p)$ comme nombre de succès après n essais indep.

Alors $\mathbb{E}[S_n] = n \mathbb{E}[X_1] = n p$ et $\text{var}(S_n) = n \text{var}(X_1) = n p(1 - p)$.

- ② Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. telle que $X_1 \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(m, \sigma^2)$.

Alors $S_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(n m, n \sigma^2)$ car

"La somme de v.a. gaussiennes indépendantes est une v.a. gaussienne"