

I / Événements observables et opérations ensemblistes

- Ω : ensemble résultats possibles de l'expérience
- Résultats : événements élémentaires si $|ens| = 1 = \text{card}(ens)$
- Événements observables : événement où l'on peut dire si produit ou non
- A événement obs. d'où $A \subset \Omega$, $A \in \mathcal{P}(\Omega)$; $A \Rightarrow B$ ie $A \subset B$.

$$\bigcup_{i \in \mathbb{N}^*} A_i = \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \quad \text{et} \quad \bigcap_{i \in \mathbb{N}^*} A_i = \bigcap_{i=1}^{\infty} A_i$$

- Nombre d'ordres possibles pour n objets : $n!$
- Nombre de façon de prendre p objets parmi n : $\binom{P}{n} = \binom{n}{p} = \frac{n!}{p!(n-p)!}$
- Ensemble E dénombrable s'il existe une bijection de \mathbb{N}^* vers E ,
 $E = \{u_1, u_2, \dots\}$
- Formule du Binôme de Newton : $(a+b)^n = \sum_{k=0}^n \binom{k}{n} a^k b^{n-k}$
- Séries géométriques: \triangleright si $x \neq 1$, $\sum_{k=M}^N x^k = \frac{x^M - x^{N+1}}{1-x}$
 \triangleright si $|x| < 1$, $\sum_{k=M}^{\infty} x^k = \frac{x^M}{1-x}$
- Série exponentielle: $\forall x \in \mathbb{R}$, $e^x = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{x^n}{n!}$

III / Une probabilité est une fonction d'un ensemble

- Ω : ensemble résultats possibles de l'expérience
- \mathcal{F} : ensemble événements observables.

$$A \in \mathcal{F} \Rightarrow A \subset \Omega \quad \text{ie } \mathcal{F} \subset \mathcal{P}(\Omega)$$

$A \in \mathcal{P}(\Omega)$

⚠ \mathcal{F} n'est pas partie de Ω

Définition: \mathcal{F} est une tribu sur Ω :

- (i) $\Omega \in \mathcal{F}$: on sait dire si l'événement a eu lieu
- (ii) si $B \in \mathcal{F} \Rightarrow B^c \in \mathcal{F}$ (voir événent réalisé ou non)
- (iii) si $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{F} \Rightarrow \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{F}$.

- Un ensemble \mathcal{F} avec propriétés s'appelle tribu sur Ω .
- Si Ω est fini, on choisit souvent $\mathcal{F} = \mathcal{P}(\Omega)$.

Définition: Une probabilité sur (Ω, \mathcal{F}) est une application σ -additive de masse totale 1. ($P(\Omega) = 1$: masse totale)

$$\begin{aligned} P: \mathcal{F} &\longrightarrow [0,1] \\ A &\longmapsto P(A) \end{aligned}$$

- σ -additivité : $P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{n=1}^{\infty} P(A_i)$ d'éléments de \mathcal{F} 2 à 2 disjoints.
(pour toute suite $(A_i)_{i \geq 1}$).
- (Ω, \mathcal{F}, P) est un espace probabilisé. (Ω, \mathcal{F}) espace probabilisable.

Propriétés probas: Toute proba P sur (Ω, \mathcal{F}) vérifie :

- (i) $P(\Omega) = 1$ et $P(\emptyset) = 0$
- (ii) $P(A \cup B) = P(A) + P(B)$ si $A \cap B = \emptyset$; indépendants
si $A_1, \dots, A_m \in \mathcal{F}$ 2 à 2 disjoints $\Rightarrow P\left(\bigcup_{i=1}^m A_i\right) = \sum_{i=1}^m P(A_i)$
- (iii) $\forall A \in \mathcal{F}, P(A^c) = 1 - P(A)$
- (iv) si $A \subset B \Rightarrow P(A) \leq P(B)$
- (v) $\forall A, B \in \mathcal{F}, P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$ [voir ff Poincaré]
- (vi) Continuité séquentielle croissante et décroissante :
 - pour toute suite croissante événements $B_1 \subset B_2 \subset \dots \Rightarrow P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} B_n\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(B_n)$
 - pour toute suite décroissante événements $C_1 \supset C_2 \supset \dots \Rightarrow P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} C_n\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(C_n)$
- (vii) Pour événements quelconques (même non disjoints) :
 - $P(A \cup B) \leq P(A) + P(B)$
 - $P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) \leq \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$, ② $P\left(\bigcap_{i=1}^{\infty} A_i\right) \leq \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$

C2 - Probabilité conditionnelle, indépendance

$$P_H(A) = P(A|H) = \frac{P(A \cap H)}{P(H)} \quad \text{tq } P(H) \neq 0.$$

$P_H = P(\cdot | H) : \mathcal{F} \rightarrow [0,1]$ est une proba sur Ω, \mathcal{F} .
 $A \mapsto P(A|H)$

Règle de conditionnement successif (ou proba composées) :

Si les événements A_1, \dots, A_m sont tq $P(\bigcap_{i=1}^{m-1} A_i) \neq 0$ alors

$$P(A_m \cap \dots \cap A_1) = P(A_m | A_{m-1} \cap \dots \cap A_1) \times \dots \times P(A_3 | A_2 \cap A_1) \cdot P(A_2 | A_1) \cdot P(A_1)$$

Définition : Une partition de Ω : une famille $(H_i)_{i \in I}$ d'événements non vides ($\forall i \in I, H_i \neq \emptyset$) & à 2 disjoints ($i \neq j \Rightarrow H_i \cap H_j = \emptyset$) et dont l'union est Ω . ($\bigcup_{i \in I} H_i = \Omega$) (Un système complet d'événements).

- si $P(H) \neq 0$ et $P(H^c) \neq 0 \Rightarrow \forall A \in \mathcal{F}, P(A) = P(A|H) \cdot P(H) + P(A|H^c) \cdot P(H^c)$
- si H_1, \dots, H_m est une partition de Ω constituée d'événements tous de proba $\neq 0$:

$$\forall A \in \mathcal{F} : P(A) = P(A|H_1) \cdot P(H_1) + \dots + P(A|H_m) \cdot P(H_m)$$
- si $(H_i)_{i \in \mathbb{N}}$ est une partition de Ω , $\forall i \in \mathbb{N}, P(H_i) > 0$ alors $\forall A \in \mathcal{F}$,

$$P(A) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A|H_i) \cdot P(H_i)$$

Formule de Bayes : $P(H_j | A) = \frac{P(A|H_j) \cdot P(H_j)}{\sum_{i \in \mathbb{N}} P(A|H_i) \cdot P(H_i)}$ où H_i : partition de Ω

II / Indépendance

- Initialement si aucune information sur A : $P(A|B) = P(A)$.

Définition : 2 événements A, B sont indépendants sous la proba P
 si $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$.

Remarque : $A \cap B = \emptyset \Rightarrow P(A \cap B) = 0 \neq P(A) \cdot P(B)$

Proposition : si A, B indépendants sous P $\Rightarrow A, B^c$ aussi (resp. A^c, B, A^c, B^c)
 $P(A \cap B^c) = P(A) - P(A \cap B)$

(3)

III / Indépendance de plus d'événements

Proposition : (i) A, B, C sont indépendants sous P si $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$
 et $P(A \cap B \cap C) = P(A) \cdot P(B) \cdot P(C)$; $P(A \cap C) = P(A) \cdot P(C)$
 $P(B \cap C) = P(B) \cdot P(C)$.

(ii) n événements sont indépendants si proba intersection = produit proba.

(iii) $(A_i)_{i \in \mathbb{N}}$ appelé "suite événements indépendants" si A_{i_1}, \dots, A_{i_m} sont indépendants pour chaque choix nombre fini d'indices distincts

• Suites épreuves indép : lors suite expérience, elles sont indépendantes si toute suite événements A_1, \dots, A_2, \dots où chaque A_i ne dépend que résultats des prochaines expériences, forme suite événements indépendants.

• Schéma de Bernoulli : suite expérience indép toutes même proba.
 (p succès, $1-p$ échec).

• $A_i = \{\text{succès à } i^{\text{e}} \text{ épreuve}\}$, $\mathcal{D}_m = \{1^{\text{o}} \text{ succès arrive à } m^{\text{o}} \text{ épreuve}\}$
 $P(\mathcal{D}_m) = P(A_1^c \cap A_2^c \cap \dots \cap A_{m-1}^c \cap A_m) = P(A_1^c) \times \dots \times P(A_m) = (1-p)^{m-1} \times p$.

• $G_{m,k} = \{k \text{ succès & } m-k \text{ échecs parmi } m \text{ épreuves}\}$

$P(G_{m,k}) = P\left(\bigcup_{\substack{I \subset \{1, \dots, m\} \\ \text{card}(I)=k}} \left((\cap_{i \in I} A_i) \cap (\cap_{j \notin I} A_j^c)\right) \quad (\text{à } 2 \text{ disjoints})\right)$

$P(G_{m,k}) = \sum_{I \subset \{1, \dots, m\}} P((\cap_{i \in I} A_i) \cap (\cap_{j \notin I} A_j^c)) = \sum_{I \subset \{1, \dots, m\}} \prod_{i \in I} P(A_i) \prod_{j \notin I} P(A_j^c) = \binom{k}{m} p^k (1-p)^{m-k}$ (Loi binomiale)

• Loi de Murphy : "Tout ce q pt mal tourner finira par mal tourner".

C3 Variable aléatoire et Lois

Définition : Une variable aléatoire discrète sur (Ω, \mathcal{F}, P) est une application

$X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ tq $X(\Omega) = \{X(\omega), \omega \in \Omega\}$: ensemble fini ou dénombrable.

$X(\Omega) = \{x_1, \dots, x_n\}$ ou $X(\Omega) = \{x_1, x_2, x_3, \dots\}$

$\forall x_k \in X(\Omega)$, $X^{-1}(\{x_k\}) = \{\omega \in \Omega, X(\omega) = x_k \in \mathcal{F}\}$

$X^{-1}(\{x_k\}) \stackrel{\text{nat}}{=} \{X = x_k\}$ (image réciproque)

$$\{a \leq X \leq b\} = \{w \in \Omega, a \leq X(w) \leq b\} = X^{-1}([a, b]) \in \mathcal{F}$$

Pour X variable aléatoire discrète, on note $p_k = P(X=x_k)$ pour chaque $x_k \in X(\Omega)$. $P_X : \mathcal{P}(\mathbb{R}) \rightarrow [0, 1]$

$$B \longmapsto P_X(B) = \sum_{x_k \in B} p_k = \sum_{x_k \in B} P(X=x_k) = P(X \in B)$$

- P_X est une proba sur $(\mathbb{R}, \mathcal{P}(\mathbb{R}))$ appelée loi de X .

Définition : La fonction de répartition de la variable aléatoire X est la fonction : $F_X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$

$$t \longmapsto F_X(t).$$

$$F_X(t) = P_X(-\infty, t]) = P(X \leq t) = \sum_{\substack{x_k \in X(\Omega), \\ x_k \leq t}} P(X=x_k)$$

Remarque : L'indicateur événement A : $\mathbf{1}_A : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$

$$w \longmapsto \mathbf{1}_A(w) = \begin{cases} 1 & \text{si } w \in A \\ 0 & \text{si } w \notin A \end{cases}$$

- Loi de Bernoulli de paramètre $p \in [0, 1]$: $X \sim \text{Ber}(p)$
si $P(X=1) = p$ et $P(X=0) = 1-p$
- Loi uniforme sur ens fini $\{x_1, \dots, x_m\}$: $X \sim \text{Unif}(\{x_1, \dots, x_m\})$
si $P(X=x_k) = \frac{1}{m}$ $\forall 1 \leq k \leq m$ ie P_X équiproba.
- Loi Binomiale de paramètre n et p ($n \in \mathbb{N}^*, p \in [0, 1]$) : $X \sim \text{Bin}(n, p)$
si $P(X=k) = \binom{k}{n} p^k (1-p)^{n-k}$ où $\sum \binom{k}{n} p^k (1-p)^{n-k} = 1$
si événements A_1, \dots, A_n indépendants proba p : $\sum_{i=1}^n \mathbf{1}_{A_i} \sim \text{Bin}(n, p)$
- Loi Hypergéométrique de paramètre N, M, n : $X \sim \text{Hypergeom}(N, M, n)$
si $P(X=k) = \frac{\binom{k}{M} \cdot \binom{n-k}{N-M}}{\binom{n}{N}}$ si $0 \leq k \leq n, 0 \leq k \leq M, 0 \leq n-k \leq N-p$
sinon
- Loi géométrique de paramètre p : $X \sim \text{Geom}(p)$, si $P(X=k) = p(1-p)^{k-1}$
- Loi de Poisson paramètre λ , $\lambda \in [0, \infty[$: $X \sim \text{Pois}(\lambda)$ si $P(X=k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$
- Mesure de Dirac en $c \in \mathbb{R}$: $X \sim \delta_c$ si $P(X=c) = 1$.

⑤

- Définition :
- La loi $\text{Bin}(n, p)$ est loi nombre "succès" obtenus en n expériences aléatoires indépendantes qui ont toutes même proba p de "succès".
 - La loi $\text{Hypergeom}(N, M, n)$ est loi nombre objets remarquables tirés quand on tire au hasard sans remise dans tas N objets dont M sont remarquables.
 - La loi $\text{Geom}(p)$ est loi du nombre tentatives nécessaire pour obtenir 1^e "succès" dans suite de tentatives indépendantes qui ont toutes même proba p de succès.

Théorème: Convergence des binomiales vers les Poisson

si $(P_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est une suite dans $[0, 1]$ tq $\lim_{n \rightarrow \infty} P_n = \lambda > 0$

$$\Rightarrow \forall k \in \mathbb{N}, \lim_{n \rightarrow \infty} \binom{n}{k} p_n^k (1-p_n)^{n-k} = e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^k}{k!}$$

ie $\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n = k) = P(Y = k)$ si $X_n \sim \text{Bin}(n, p_n)$ et $Y \sim \text{Pois}(\lambda)$

Théorème: Convergence des Hypergéométriques vers les binomiales

si $m \in \mathbb{N}^*$ fixé, $\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{M(N)}{N} = p \in [0, 1] \Rightarrow \forall k \in \{0, 1, \dots, m\}$

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{\binom{m}{k} \cdot \binom{N-m}{N-m-k}}{\binom{N}{m}} = \binom{m}{k} \cdot p^k (1-p)^{m-k}$$

ie $\lim_{N \rightarrow \infty} P(X_m = k) = P(Y = k)$ si $\begin{cases} X_m \sim \text{Hypergeom}(N, M(N), m) \\ Y \sim \text{Bin}(m, p) \end{cases}$

(si taille N objets très grand \Rightarrow tirer m objets avec ou sans remise ne change pas grand chose).

IV / Vecteurs aléatoires discrets

Définition : soit X_1, X_2, \dots, X_m des variables aléatoires définies sur même (Ω, \mathcal{F}, P) . On appelle vecteur aléatoire (X_1, X_2, \dots, X_m) l'application :

$$\begin{aligned} \Omega &\longrightarrow \mathbb{R}^m \\ \omega &\longmapsto (X_1(\omega), X_2(\omega), \dots, X_m(\omega)). \end{aligned}$$

Sa loi est la proba P_{X_1, \dots, X_m} définie sur $\mathcal{P}(\mathbb{R}^m)$ par:

$$\forall B \in \mathcal{P}(\mathbb{R}^m), P_{X_1, \dots, X_m}(B) = P(\{\omega \in \Omega, \{X_1(\omega), \dots, X_m(\omega)\} \in B\})$$

Elle est caractérisée par $P(X_1 = x_1, \dots, X_m = x_m) = P\left(\bigcap_{i=1}^m \{X_i = x_i\}\right)$ pour toutes valeurs x_i de $X_i(\Omega), \dots$

Si $m=2$: couple aléatoire, la variable aléatoire X_i est i ème marginale du vecteur aléatoire, sa loi P_{X_i} est i ère loi marginale.

Remarque: loi \rightarrow loi marginale mais loi marginale \nrightarrow l.

Astuce: si (X, Y) couple aléatoire $\forall x \in X(\Omega)$,

$$P(X=x) = P(X=x) = \sum_{y \in Y(\Omega)} P(X=x \text{ et } Y=y) \text{ car } \{X=x\} = \bigcup_{y \in Y(\Omega)} \{X=x \text{ et } Y=y\}$$

Définition: • 2 variables aléatoires X et Y définies sur un même (Ω, \mathcal{F}, P) sont indépendantes si $\forall A, B \subset \mathbb{R}$, $P(X \in A, Y \in B) = P(X \in A) \cdot P(Y \in B)$.

• les 2 variables aléatoires définies sur (Ω, \mathcal{F}, P) sont indépendantes si les événements $\{X_1 \in A_1\}, \dots, \{X_m \in A_m\}$ sont indépendants pour toutes parties de A_1, \dots, A_m dans \mathbb{R} .

• suite $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ de variable aléatoire définie indépendante si toute sous-suite est indépendante.

Proposition: X_1, \dots, X_m sont indépendantes si $\forall x_1 \in X_1(\Omega), \dots, \forall x_m \in X_m(\Omega)$

$$P\left(\bigcap_{i=1}^m \{X_i = x_i\}\right) = \prod_{i=1}^m P(X_i = x_i)$$

Proposition: si X_1, \dots, X_m sont indépendantes et si f_1, \dots, f_m sont des applications définies, resp. sur $X_1(\Omega), \dots, X_m(\Omega)$ alors $f_1(X_1), \dots, f_m(X_m)$ sont indépendants.

On note $f_i(X_i) = f_i \circ X_i$ la composée $\Omega \xrightarrow{X_i} X_i(\Omega) \xrightarrow{f_i} \mathbb{R}$

Loi multinomiale de param n, p_1, p_2, \dots, p_m

- $n \in \mathbb{N}^*$, $x \in \mathbb{N}^*$, $p_1, \dots, p_m \in [0,1]$ tq $p_1 + \dots + p_m = 1$.
- n expériences indép ont chacune n résultats possibles de proba resp p_1, \dots, p_m . On note X_x le nombre fois où on a resp type 1, ..., X_x , nbx... type x .

$(X_1, \dots, X_n) \sim \text{mult}(n, p_1, \dots, p_m)$; $\forall k_1, \dots, k_m \in \mathbb{N}$,

$$\mathbb{P}(X_1 = k_1, \dots, X_n = k_n) = \frac{n!}{\prod_{i=1}^n (k_i!) \prod_{i=1}^n (p_i^{k_i})} \mathbf{1}_{\sum_{i=1}^n k_i = n}$$

Remarque: $\int_m^{k_1} \int_{m-k_1}^{k_2} \int_{m-k_1-k_2}^{k_3} \dots \int_{m-\sum_{i=1}^{n-1} k_i}^{k_n} = \frac{n!}{\prod_{i=1}^n (k_i!)}$

C4 Espérance, Variance, Inégalités de Markov et Tchebitchev

1) Définition

- Une variable aléatoire discrète X est intégrable si $\sum_{x_k \in X(\Omega)} |x_k| P(X=x_k) < \infty$
- Une espérance alors $E(X) = \sum_{x_k \in X(\Omega)} x_k P(X=x_k)$
- Si $X(\Omega)$ finie ou bornée: $|x_k| \leq M \Rightarrow X$ est intégrable.
- 2 variables aléatoires qui ont même loi \Rightarrow ont même espérance.
- L'espérance n'est pas une valeur très probable.
- X peut ne pas avoir d'espérance.

2) Propriétés soit X, Y 2 variables aléatoires définies intégrables.

- $\forall \lambda \in \mathbb{R}, E(\lambda X) = \lambda E(X)$, $E(X+Y) = E(X) + E(Y)$
- si $X \geq 0 \Rightarrow E(X) \geq 0$, si $X \leq Y \Rightarrow E(X) \leq E(Y)$
- $\forall a \in \mathbb{R},$ si $X \geq a \Rightarrow E(X) \geq a$, si $X \leq a \Rightarrow E(X) \leq a$.
- si X intégrable et $|Z| \leq |X| \Rightarrow Z$ intégrable.

Espérance lois classiques

- $X \sim \delta_c : E(X) = c$; $X \sim \text{Unif}(\{x_1, \dots, x_m\}) : E(X) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$
- $X \sim \text{Der}(p) : E(X) = p$; $X \sim \text{Bin}(n, p) : E(X) = np$
- $X \sim \text{Hyperg}(N, M, n) : E(X) = M \cdot \frac{n}{N}$; $X \sim \text{Geom}(p) : E(X) = \frac{1}{p}$.

Lemme: $\sum_{k=0}^{\infty} k P(X=k) = \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{i=1}^k P(X=k) = \sum_{1 \leq i \leq k < \infty} P(X=k) = \sum_{i=1}^{\infty} \underbrace{\sum_{k=i}^{\infty} P(X=k)}_{P(X \geq i)}$

Pour X va, $X(\Omega) \subset \mathbb{N}$, $E(X) = \sum_{i=1}^{\infty} P(X \geq i)$ si cette série converge.

Théorème de Fubini: $\sum_{i=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} u_{ik} = \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{i=0}^{\infty} u_{ik}$ $\begin{cases} \text{si } u_{ik} \text{ tous } \geq 0 \\ \text{ou} \\ \text{si } \sum_i \sum_k |u_{ik}| < \infty \end{cases}$

Espérance fonction variable aléatoire:

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

Proposition: si X variable aléatoire $|E(X)| \leq E(|X|)$

Remarque: On peut avoir $f(X)$ intégrable et X non intégrable.

II / Moments de variable aléatoire et inégalité de Markov

Définition: $n \in \mathbb{N}^*$, le moment d'ordre n de va X est $E(X^n)$.

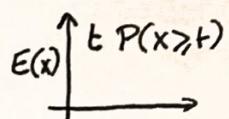
X a un moment d'ordre n ssi $E(|X|^n) = \sum_{x_k \in X(\Omega)} |x_k|^n P(X=x_k)$.

Remarque: • Espérance: moment d'ordre 1.

• $\mathbb{1}$ va bornée a des moments de tout ordre.

Proposition: Une va qui a un moment d'ordre n a des moments de tous les ordres inférieurs.

Inégalité de Markov



- si $X \geq 0$ et intégrable : $\forall t > 0 : P(X \geq t) \leq \frac{E(X)}{t}$
- si X a un moment d'ordre α : $\forall t > 0 : P(|X| \geq t) \leq \frac{E(|X|^\alpha)}{t^\alpha}$
- $F_X(t) = P(X \leq t) = \sum_{\substack{x_k \in X(\Omega) \\ x_k \leq t}} P(X = x_k)$

III / Variance et inégalité de Tchebytchev

Définition : soit X va ayant un moment d'ordre 2 :

sa variance est $\text{Var}(X) = E((X - E(X))^2) = E(X^2) - (E(X))^2$
son écart-type est $\sigma(X) = \sqrt{\text{Var}(X)}$

Propriétés de la variance : si X a un moment d'ordre 2 :

- 1) $\forall a \in \mathbb{R}, \text{Var}(aX) = a^2 \text{Var}(X)$
- 2) $\forall b \in \mathbb{R}, \text{Var}(X+b) = \text{Var}(X)$
- 3) $\text{Var}(X) = 0 \iff X \sim \delta_c$ où $c = E(X) \iff P(X=c) = 1$.

Variances des lois classiques :

$$X \sim \text{Bin}(n, p), \text{Var}(X) = np(1-p) \quad ; \quad X \sim \text{Bim}(mp), \text{Var}(X) = mp(1-p) \\ X \sim \text{Pois}(\lambda), \text{Var}(X) = \lambda \quad ; \quad X \sim \text{Geom}(p), \text{Var}(X) = \frac{1-p}{p^2}$$

Inégalités de Tchebytchev : si X a mmo 2, $\forall t > 0$,

$$P(|X - E(X)| \geq t) \leq \frac{\text{Var}(X)}{t^2}$$

Covariance :

Proposition : si X, Y va indépendantes avec espérance $\Rightarrow XY$ a espérance $E(XY) = E(X) \cdot E(Y)$

Inégalité de Cauchy-Schwarz : si X a mmo 2,

$$E(|XY|) \leq \sqrt{E(X^2)} \cdot \sqrt{E(Y^2)}$$

Définition : si (X, Y) couple avec va de mmo \mathcal{L} , la covariance est :

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

si de plus non-nulles, coefficient de corrélation est :

$$\rho(X, Y) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X)} \cdot \sqrt{\text{Var}(Y)}} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sigma(X) \cdot \sigma(Y)}$$

Proposition : $\text{cov}(X, Y) = \text{cov}(Y, X)$; si X, Y, Z mmo \mathcal{L} .

- $\text{cov}(X + Y, Z) = \text{cov}(X, Z) + \text{cov}(Y, Z)$

- $\text{cov}(aX + b, cY + d) = ac \text{cov}(X, Y)$

- $|\text{cov}(X, Y)| \leq \sqrt{\text{Var}(X)} \cdot \sqrt{\text{Var}(Y)}$ ie $-1 \leq \rho(X, Y) \leq 1$

Corrélation : si $\text{cov}(X, Y) = 0$: X, Y décorrélées (sont indep)

- si $\text{cov}(X, Y) > 0$: X, Y positiv. corrélés (Y tendance \uparrow qd $X \uparrow$)

- si $\text{cov}(X, Y) < 0$: X, Y négatir. corrélés (Y tendance \downarrow qd $X \uparrow$)

Proposition : si X et Y sont indépendants $\Rightarrow \text{cov}(X, Y) = 0$

Variance d'une somme de variable aléatoire

- $\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2\text{cov}(X, Y)$

- $\text{Var}\left(\sum_{i=1}^m X_i\right) = \sum_{i=1}^m \text{Var}(X_i) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq m} \text{cov}(X_i, X_j)$

C5) Convergence et lois grands nombres

• Répétition n fois indep même loi \Rightarrow valeurs X_1, \dots, X_n sont rai et même loi.

• Moyenne empirique : $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

Définition : sur $(\mathcal{L}, \mathcal{F}, P)$ la suite de va $(V_n)_{n \in \mathbb{N} \setminus \mathbb{N}^*}$ converge en probabilité vers la va W si $\forall \varepsilon > 0$,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|V_n - W| \geq \varepsilon) = 0 \quad \text{ie} \quad V_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{proba}} W$$

Théorème: Loi faible des grands nombres

si $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est suite de va indep ayant toutes même loi qui a un mmo & $\Rightarrow \forall \varepsilon > 0, \forall n \in \mathbb{N}^*$,

$$P(|\bar{X}_n - E(X_n)| \geq \varepsilon) \leq \frac{\text{Var}(X_n)}{n \varepsilon^2}$$

et donc $\bar{X}_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{proba}} E(X_n)$ va constante loi de Dirac.

II / Convergence presque sûre

Définition: $A \in \mathcal{F}$ est event négligeable si $P(A) = 0$.

Définition: sur (Ω, \mathcal{F}, P) suite va $(V_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge presque sûrement vers variable aléatoire W si

$$P(\{W \in \mathcal{Q}, \lim_{n \rightarrow \infty} V_n(w) = W(w)\}) = 1$$

i.e. si event $\{V_n \text{ ne converge pas vers } W\}$ est négligeable.

$$V_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{P.P.S.}} W$$