

(C1) Espaces probabilisés

I/ Evts obs. & op. ensembles

- Ω : ens des possibles de exp.
- es résultats: évté élémentaires. $\text{card}(\text{ens}) = 1$.
- évté observables: évté où l'on pt dire si produit oui ou non.
- A : évté obs d'où $A \subset \Omega$, $A \in \mathcal{P}(\Omega)$
- $A \Rightarrow B$ ie $A \subset B$.

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

- nbr ordres possib pr n objets: $n!$
- nbr façon ptre p objets parmi n: $C_n^p = \binom{n}{p} = \frac{n!}{p!(n-p)!}$
- ens ∞ dénombrable s'∃ bijec de \mathbb{N}^k vers E ,
 $E = \{u_1, u_2, \dots\}$.

• FF Binôme de N: $(a+b)^n = \sum_{k=0}^n C_n^k \cdot a^k \cdot b^{n-k}$

• Série géo: si $x \neq 1$, $\sum_{k=0}^N x^k = \frac{x^{N+1} - x^0}{x - 1}$

si $|x| < 1$, $\sum_{k=0}^{\infty} x^k = \frac{x^0}{1-x}$

• série expo, $\forall x \in \mathbb{R}$, $e^x = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{x^n}{n!}$

III / Une proba est une f d'ens

- Ω : ens des poss. de exp
- \mathcal{F} : ens évté observables.

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

Δ \mathcal{F} n'est pas partie de Ω .

(D) \mathcal{F} est tribu si:

- $\Omega \in \mathcal{F}$: on st dire si évt cert, a eu lieu
- si $B \in \mathcal{F}$ alors $B^c \in \mathcal{F}$ (vrai est réalisé ou non)
- si $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{F} \Rightarrow \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{F}$.

→ un ens \mathcal{F} q pétés s'appelle **tribu** sur Ω .

→ si Ω est fini, on choisit svt $\mathcal{F} = \mathcal{P}(\Omega)$!

(D) Une probabilité sur (Ω, \mathcal{F}) est une applicat σ -additive de masse totale 1:

$P: \mathcal{F} \rightarrow [0,1]$
 $A \mapsto P(A)$

et $P(\Omega) = 1$ masse totale

• σ -additivité: $P(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_i) = \sum_{n=1}^{\infty} P(A_i)$ d'évté de \mathcal{F} 2 à 2 disjoints.

• (Ω, \mathcal{F}, P) est un espace probabilisé. (Ω, \mathcal{F}) espace probabilisable.

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

- $P(\Omega) = 1$ et $P(\emptyset) = 0$.
- $P(A \cup B) = P(A) + P(B)$ si $A \cap B = \emptyset$ indépendants.
- si $A_1, \dots, A_m \in \mathcal{F}$ st 2 à 2 disjoints $\Rightarrow P(\bigcup_{i=1}^m A_i) = \sum_{i=1}^m P(A_i)$.
- $\forall A \in \mathcal{F}$, $P(A^c) = 1 - P(A)$

(iv) si $A \subset B \Rightarrow P(A) \leq P(B)$.

(v) $\forall A, B \in \mathcal{F}$, $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$ générat FF Poincaré.

(vi) Continuité séquentielle \nearrow / \searrow :

► pr lte suite \nearrow évté $B_1 \subset B_2 \subset \dots$ $P(\bigcup_{n=1}^{\infty} B_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(B_n)$

► pr lte suite \searrow évté $C_1 \supset C_2 \supset \dots$ $P(\bigcap_{n=1}^{\infty} C_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(C_n)$.

(vii) Pour évté qq (mê non disjoints)

► $P(A \cup B) \leq P(A) + P(B)$.

► $P(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i) \leq \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$ et $P(\bigcap_{i=1}^{\infty} A_i) \leq \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$

(C2) Probabilités conditionnelles, indépendance

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

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

Règle de conditionnement successif (ou proba composées):
si les evts A_1, \dots, A_m st tq $P(\bigcap_{i=1}^{m-1} A_i) \neq 0$ alors

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

① Une partiti de Ω : une famille $(H_i)_{i \in I}$ d'evts non vides
($\forall i \in I, H_i \neq \emptyset$) 2 à 2 disjointes ($i \neq j \Rightarrow H_i \cap H_j = \emptyset$)
et dont l'union est Ω . ($\bigcup_{i \in I} H_i = \Omega$). (un système complet d'evts).

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

$$\forall A \in \mathcal{F}: \boxed{P(A) = P(A|H_1) \cdot P(H_1) + \dots + P(A|H_n) \cdot P(H_n)}$$

- si $(H_i)_{i \in \mathbb{N}}$ est une partiti de Ω , $\forall i \in \mathbb{N}, P(H_i) > 0$ alors $\forall A \in \mathcal{F}$,

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

FF 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 est une partiti de Ω .

II / Indépendance

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

② 2 evts A, B st indépendants si la proba P si $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$

$$\text{Rq } A \cap B = \emptyset \Rightarrow P(A \cap B) = 0 \neq P(A) \cdot P(B).$$

Prop si A, B indpt st P $\Rightarrow A, B^c$ aussi (resp A^c, B, A^c, B^c)

$$P(A \cap B^c) = P(A) - P(A \cap B)$$

III / Indépendance de + 2 evts

② (i) A, B, C st indépendants sous P si $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$,
 $P(A \cap C) = P(A) \cdot P(C)$, $P(B \cap C) = P(B) \cdot P(C)$,
 $P(A \cap B \cap C) = P(A) \cdot P(B) \cdot P(C)$

(ii) n evts st indépendants si proba intersect = produit probabilités

(iii) $(A_i)_{i \in \mathbb{N}}$ appelée "suite evts indpt" si A_1, \dots, A_m st indpt p chq dx mbr fini d'indices distincts

- Suites épreuves indpt: les suite (X_p) , st indpt si la suite evts A_1, \dots, A_q, \dots où chq A_i ne d'p d q les prochaines (X_p) , forme suite evts indpt.

- Schéma de Bernoulli: suite (X_p) indpt ttes m proba p succès
 $A_i = \{\text{succès à l'épreuve } i\}$, $\Omega_m = \{\text{1er succès arrivé à m' épreuves}\}$ $1-p$ échec.

$$P(\Omega_m) = P(A_1^c \cap A_2^c \cap \dots \cap A_{m-1}^c \cap A_m) = P(A_1^c) \times \dots \times P(A_m)$$

$$P(\Omega_m) = (1-p)^{m-1} \cdot p$$

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

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

$$= \sum_{I \subset \{1, \dots, m\}} P\left(\left(\bigcap_{i \in I} A_i\right) \cap \left(\bigcap_{j \notin I} A_j^c\right)\right) \quad A_i \text{ indpt}$$

$$= \sum_{I \subset \{1, \dots, m\}} \prod P(A_i) \cdot \prod P(A_j^c) = \binom{m}{k} p^k \cdot (1-p)^{m-k}$$

Loi binomiale.

• Loi de Murphy: "Tout ce q pt mal tourner finira par mal tourner"
 tous type evts indpts

(C3) Variable Aléatoire & Lois

① Une va discrète sur (Ω, \mathcal{F}, P) est appli $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$
 tq $X(\Omega) = \{X(\omega), \omega \in \Omega\} \rightarrow$ ens fini ou dénombr
 $X(\Omega) = \{x_1, \dots, x_n\}$ ou $X(\Omega) = \{x_1, x_2, x_3, \dots\}$

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

$X^{-1}(\{x_k\}) \stackrel{\text{not}}{=} \{X = x_k\}$. image réciproque

Notat: $\{X \leq t\} = \{\omega \in \Omega, X(\omega) \leq t\} = X^{-1}([-\infty, t]) \in \mathcal{F}$

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

• Pour X vad, on note $p_k = P(X = x_k)$ pr chq $x_k \in X(\Omega)$

$P_X: \mathcal{P}(\mathbb{R}) \rightarrow [0, 1]$

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

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

② La f de répartition de va X est $f, F_X: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$

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

[Rq] L'indicatrice est $A: \mathbb{1}_A: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$
 $\omega \mapsto \mathbb{1}_A(\omega) = \begin{cases} 1 & \text{si } \omega \in A \\ 0 & \text{si } \omega \notin A \end{cases}$

③ (si $m \geq 100, mp \leq 10 \rightarrow$ on $\text{Pois}(m, p)$ que $\text{Bin}(m, p)$.)

• Loi de Bernoulli de paramètre $p \in [0, 1]: X \sim \text{Bex}(p)$
 si $P(X=1) = p$ et $P(X=0) = 1-p$.

• Loi uniforme n ens fini $\{x_1, \dots, x_n\}: X \sim \text{Unif}(\{x_1, \dots, x_n\})$
 si $P(X=x_k) = \frac{1}{n} \quad \forall 1 \leq k \leq n$ i.e P_X équi-proba.

• Loi Binomiale de param n et p ($n \in \mathbb{N}^+, p \in [0, 1]: X \sim \text{Bin}(n, p)$
 si $P(X=k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$ où $\sum \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} = 1$
 si evts A_1, \dots, A_n indpts proba $p: \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{A_i} \sim \text{Bin}(n, p)$

• Loi Hypergéomtr de param $N, M, n: X \sim \text{Hypergeom}(N, M, n)$
 si $P(X=k) = \frac{\binom{M}{k} \binom{N-M}{n-k}}{\binom{N}{n}}$ si $0 \leq k \leq n, 0 \leq k \leq M, 0 \leq n-k \leq N-M$
 sinon. @ ampoules grillées

• Loi géométrique param $p: X \sim \text{Geom}(p)$ si $P(X=k) = p(1-p)^{k-1}$

• Loi de Poisson param $\lambda, \lambda \in]0, \infty[: X \sim \text{Pois}(\lambda)$ si
 $P(X=k) = e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^k}{k!}$ (va déterministe)

• Mesure de Dirac en $c \in \mathbb{R}: X \sim \delta_c$ si $P(X=c) = 1$.

① La loi $\text{Dirac}(n, p)$ est loi mbr "succès" obtenus en n expériences aléat.
 indépendantes q ont ttes m proba p de "succès".

• La loi $\text{Hypergeom}(N, M, n)$ est loi mbr objts remarquables tirés qd on tire
 au hasard sans remise de tas N objts dont M st remarquables.

• La loi $\text{Geom}(p)$ est loi mbr tentatives nécessaires pr obtenir 1^{er} "succès"
 de suite de tentatives indpts q ont toutes m proba p de succès.

TH Convergence des binomiales vers les Poisson.

si $(p_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est une suite de $[0,1]$ tq

$$\lim_{n \rightarrow \infty} n p_n = \lambda > 0 \Rightarrow \forall k \in \mathbb{N},$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \binom{n}{k} p_n^k (1-p_n)^{n-k} = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$

ie $\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n = k) = P(Y = k)$ si

$$X_n \sim \text{Bin}(n, p_n) \text{ et } Y \sim \text{Pois}(\lambda).$$

TH Avec des hypergéométriques vers les binomiales

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

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

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

(à taille N d'objets k's grad \Rightarrow fixer m objets Avec remise ou sans charge pas grad chose.)

IV / Vecteurs aléatoires discrets

① soit X_1, X_2, \dots, X_m des (va) def se $\hat{m} (\Omega, \mathcal{F}, P)$.

On appelle **vecteur aléatoire** (X_1, X_2, \dots, X_m) l'application:

$$\Omega \rightarrow \mathbb{R}^m$$

$$\omega \mapsto (X_1(\omega), X_2(\omega), \dots, X_m(\omega))$$

sa loi est la proba P_{X_1, \dots, X_m} def se $P(\mathbb{R}^m)$ par:

④

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

Elle est caractérisée p, $P(X_1 = x_1, \dots, X_m = x_m) = P(\bigcap_{i=1}^m \{X_i = x_i\})$
p des vtr x_i de $X_i(\Omega)$, ... etc.

si $m=2$: **couple aléatoire**, la (va) X_i est **i^è marginale** du vect^r aléat^r, sa loi P_{X_i} est **i^è loi marginale**.

(RP) loi \rightarrow lois marginales. Mais l'm \nRightarrow l. (déducat)

Astuce

si (X, Y) couple aléatoire $\forall x \in X(\Omega)$,
 $P(X=x) = P(X=x) = \sum_{y \in Y(\Omega)} P(X=x \text{ et } Y=y)$

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

①. 2 (va) discrètes X & Y def se $\hat{m} (\Omega, \mathcal{F}, P)$ st **indptés** 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 (va) d. X_1, \dots, X_m def se (Ω, \mathcal{F}, P) st **indptés** si les
evts $\{X_1 \in A_1\}, \dots, \{X_m \in A_m\}$ st **indptés** p des parties
de A_1, \dots, A_m de \mathbb{R} .

• suite $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ de (vad) **indp.** si et ssuite **indp.**

② X_1, \dots, X_m (vad) **indp** si $\forall x_1 \in X_1(\Omega) \dots \forall x_m \in X_m(\Omega)$
 $P(\bigcap_{i=1}^m \{X_i = x_i\}) = \prod_{i=1}^m P(X_i = x_i)$

③ si X_1, \dots, X_m st (vad) **indp** & si f_1, \dots, f_m st des applis def
resp se $X_1(\Omega), \dots, X_m(\Omega)$ alors $f_1(X_1), \dots, f_m(X_m)$ st **indpts**.

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

- $n \in \mathbb{N}^*, x \in \mathbb{N}^*, p_1, \dots, p_m \in [0, 1] \text{ tq } p_1 + \dots + p_m = 1$.
- n essais indep. ont chacune x résultats possibles de probabilit. resp p_1, \dots, p_m .
- On note X_1 le nbr fois où on a res type 1, ..., X_m nbr ... type m .

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

$$P(X_1 = k_1, \dots, X_m = k_m) = \frac{n!}{\prod_{i=1}^m (k_i!)} \prod_{i=1}^m (p_i^{k_i})$$

Ex: $\int_a^{k_1} \int_{m-k_1}^{k_2} \int_{m-k_1-k_2}^{k_3} \dots \int_{k_m}^{k_m} = \frac{n!}{\prod_{i=1}^m (k_i!)}$

@ $(X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6) \sim \text{Mult}(n, 1/6, 1/6, 1/6, 1/6, 1/6)$ de lancer 1000 fois.

Ex: $X \sim \text{Bin}(n, p) \Leftrightarrow (X, n-X) \sim \text{Mult}(n, p, 1-p)$.

(1) Espérance, Variance, Inégalités de Markov & de Tchebichev.

I / Espérance

$$@ \frac{\sum_{i=0}^n i m_i}{n} = \sum_{i=0}^n i \frac{m_i}{n} = \sum_{i \in X(\Omega)} i P(X=i)$$

1) Def

→ une v.a. discrète X est intégrable si

$$\sum_{x_k \in X(\Omega)} |x_k| P(X=x_k) < \infty$$

→ Une espérance alors $E(X) = \sum_{x_k \in X(\Omega)} x_k P(X=x_k)$

(5)

→ si $X(\Omega)$ finie ou bornée: $|x_k| \leq M \Rightarrow X$ est intégrable.

→ 2 v.a. ont même loi \Rightarrow ont même espérance.

@ $X \sim \text{Unif}(\{1, 2, 3, 4, 5, 6\}) ; E(X) = \sum_{i=1}^6 i P(X=i) = \sum_{i=1}^6 i \frac{1}{6} = \frac{6 \times 7}{2} \times \frac{1}{6} = 3,5$.

→ l'espérance n'est pas une v.l. très probable. X n'a pas à avoir d'espérance.

2) Propos

soit X, Y 2 v.a. 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 $X \leq Y \Rightarrow E(X) \leq E(Y)$

• $\forall a \in \mathbb{R}, \text{ si } X \geq a \Rightarrow E(X) \geq a ; \text{ si } X \leq a \Rightarrow E(X) \leq a$.

• si X intégrable & $|Z| \leq |X| \Rightarrow Z$ intég.

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

- $m \in \mathbb{N}^*, x \in \mathbb{N}^*, p_1, \dots, p_m \in [0,1] \text{ tq } p_1 + \dots + p_m = 1.$
- m espér. indep. ont chacune x résultats possibles de probab. resp $p_1, \dots, p_m.$
- On note X_1 le nbr fois où on a res type 1, ..., X_m nbr... type $m.$
- $(X_1, \dots, X_m) \sim \text{Mult}(m, p_1, \dots, p_m) ; \forall k_1, \dots, k_m \in \mathbb{N},$

$$P(X_1=k_1, \dots, X_m=k_m) = \frac{m!}{\prod_{i=1}^m (k_i!)} \prod_{i=1}^m (p_i^{k_i})$$

Rp: $\int_0^{k_1} \int_0^{k_2} \dots \int_0^{k_m} = \frac{m!}{\prod_{i=1}^m (k_i!)}$

@ $(X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6) \sim \text{Mult}(m, 1/6, 1/6, 1/6, 1/6, 1/6)$ de lancer 1000 fois.

Rq: $X \sim \text{Bin}(m, p) \iff (X, m-X) \sim \text{Mult}(m, p, 1-p).$

(1) Espérance, Variance, Inégalités de Markov & de Tchebichev.

I / Espérance

@ $\sum_{i=0}^{\infty} i m_i = \sum_{i=0}^{\infty} i \frac{m_i}{m} = \sum_{i \in X(\Omega)} i P(X=i)$

1) Def

→ une (va) discrète X est intégrable si

$$\sum_{x_k \in X(\Omega)} |x_k| P(X=x_k) < \infty$$

→ Une espérance alors $E(X) = \sum_{x_k \in X(\Omega)} x_k P(X=x_k)$

1 → si $X(\Omega)$ finie ou bornée: $|x_k| \leq M \Rightarrow X$ est intégrable.

2 (va) ont même loi \Rightarrow ont même espérance.

@ $X \sim \text{Unif}(\{1, 2, 3, 4, 5, 6\}) ; E(X) = \sum_{i=1}^6 i P(X=i) = \sum_{i=1}^6 i \frac{1}{6} = \frac{6 \times 7}{2} \times \frac{1}{6} = 3,5.$

→ l'espérance n'est pas une vlr très probable. X ne peut pas avoir d'espérance.

2) Propos

soit Y, Y' 2 vlr intégrables.

- $\forall \lambda \in \mathbb{R}, E(\lambda X) = \lambda E(X) \quad \bullet E(X+Y) = E(X) + E(Y)$
- si $X \geq 0 \Rightarrow E(X) \geq 0 \quad \bullet$ 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 & $|Z| \leq |X| \Rightarrow Z$ intég.

Espère lois classiques

$X \sim \mathcal{C}$	$E(X) = c$	$X \sim \text{Unif}(\{x_1, \dots, x_m\})$	$E(X) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m x_i$
$X \sim \text{Ber}(p)$	$E(X) = p$	$X \sim \text{Bin}(m, p)$	$E(X) = mp$
$X \sim \text{Hyper}(N, M, n)$	$E(X) = M \cdot \frac{n}{N}$	$X \sim \text{Geom}(p)$	$E(X) = \frac{1}{p}$

(L) $\sum_{k=0}^{\infty} k P(X=k) = \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{i=1}^k P(X=k) = \sum_{1 \leq i \leq k < \infty} P(X=k) = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{k=i}^{\infty} P(X=k) = \sum_{i=1}^{\infty} P(X \geq i)$

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

(TH) Fubini

$\sum_{i=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} u_{ik} = \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{i=0}^{\infty} u_{ik}$ si les u_{ik} tous ≥ 0 ou si $\sum_i \sum_k |u_{ik}| < \infty$

Espère f (va)

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

(5) @ $E(X^2) = \sum_{x_k \in X(\Omega)} x_k^2 P(X=x_k)$ si cette série (CV) Abs.

⑦ si X v.a. d. intégrable $|E(X)| \leq E(|X|)$.

Rp: On pt avoir $f(x)$ intégrable & X non intégrable.

II / Moments de v.a. & inégalité Markov

⑤ $x \in \mathbb{N}^*$
fixé, le moment d'ordre x de v.a. X est $E(X^x)$.

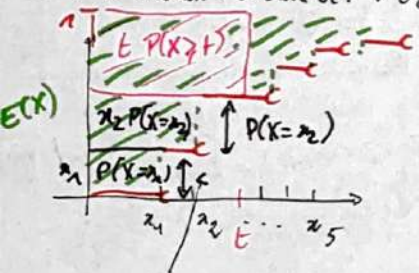
→ X a un moment d'ordre x $\Leftrightarrow E(|X|^x) = \sum_{x_k \in X(\Omega)} |x_k|^x P(X=x_k)$

Rp: • espérance: moment d'ordre 1
• 1 v.a. bornée ($\exists M \in \mathbb{R}, \forall x_k \in X(\Omega), |x_k| \leq M$) a des de tt moments ordre.

④ Une v.a. q a un moment d'ordre x a des moments de to les ordres inférieurs:
 $E(X^x) \exists \Rightarrow \forall n \in \{1, \dots, x\} E(X^n) \exists$

Inégalité de Markov

• si $X \geq 0$ & int: $\forall t > 0: P(X \geq t) \leq \frac{E(X)}{t}$
• si X a moment d'ordre x : $\forall t > 0: P(|X| \geq t) \leq \frac{E(|X|^x)}{t^x}$



$$F_X(t) = P(X \leq t) = \sum_{\substack{x_k \in X(\Omega) \\ x_k \leq t}} P(X=x_k)$$

III / Variance & inégalité de Yebichev

⑤ si X une v.a. 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 $\sigma(X) = \sqrt{\text{Var}(X)}$

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

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

Variances des lois classiqs

$X \sim \text{Bex}(p) \quad \text{Var}(X) = p(1-p)$ $X \sim \text{Bin}(np) \quad \text{Var}(X) = np(1-p)$
 $X \sim \text{Pois}(\lambda) \quad \text{Var}(X) = \lambda$ $X \sim \text{Geom}(p) \quad \text{Var}(X) = \frac{1-p}{p^2}$

Inégalité de Yebichev si X a mmo 2, $\forall t > 0$,

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

Covariance

④ si X, Y v.a. indep de esp'ce $\Rightarrow XY$ a esp'ce. $E(XY) = E(X) \cdot E(Y)$.

Inégalité de Cauchy-Schwarz si X a mmo 2,

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

⑤ si (X, Y) couple de v.a. de mmo 2, la covariance est:

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

si dt variances non-nulles; coeff de corrélat est:

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

④ • $\text{cov}(X, Y) = \text{cov}(Y, X)$

si X, Y, Z mmo 2

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

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

⑥ • $|\text{cov}(X, Y)| \leq \sqrt{\text{Var}(X)} \cdot \sqrt{\text{Var}(Y)}$ ie $-1 \leq \rho(X, Y) \leq 1$

Corrélation:

- si $\text{cov}(X, Y) = 0$: X & Y décorrélés (st indep)
- si $\text{cov}(X, Y) > 0$: X & Y \oplus corrélés (Y tda \nearrow qd X \nearrow)
- si $\text{cov}(X, Y) < 0$: X & Y \ominus corrélés (Y tda \searrow qd X \nearrow)

⑦ si X & Y st independ $\Rightarrow \text{cov}(X, Y) = 0$.

⚠ Réciproq fausse.

Variance d'une somme de (v.a.) si v.a. mmd 2.

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

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

C5: CV & Lois grds mbres

I / Convergence de moyennes empiriqs

- Répété n fois indep. m^{me} loi \Rightarrow val^{rs} X_1, \dots, X_n q st (v.a.) indep & m^{me} loi.

• Moyenne empiriq: $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$.
(propoⁿ empiriq, fréq^{ue} empiriq)

① sur $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ la suite de (v.a.) $(V_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$

(CV) en probabilité vers les (v.a.) W si $\forall \varepsilon > 0$,

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

⑦

Tu) Loi faible dy grds nombres

si $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est suite de (v.a.) independ ayant ttes m^{me} loi q a mmd 2 alors: $\forall \varepsilon > 0 \quad \forall n \in \mathbb{N}^*$,

$$\mathbb{P}(|\bar{X}_n - E(X_1)| \geq \varepsilon) \leq \frac{\text{Var}(X_1)}{n \varepsilon^2}$$

\nRightarrow donc $\bar{X}_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{proba}} E(X_1)$
 \leftarrow va c^{te} loi de Diniac.

II / (CV) p^{roba} sure

② $A \in \mathcal{F}$ est ev^{nt} négligeable si $\mathbb{P}(A) = 0$.

③ sur $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ suite (v.a.) $(V_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ (CV) p^{roba} sûrement vers (v.a.) W si $\mathbb{P}(\{W \in \mathcal{L}, \lim_{n \rightarrow \infty} V_n(W) = W(W)\}) = 1$

ie si ev^{nt} q $\forall n$ m^{me} (CV) pas vers W est négligeable.

$$V_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{p.p.s}} W$$