

5 Indépendance

5.1 Indépendance de deux événements

Définition. Deux événements A et B sont dits **indépendants** si et seulement si :

$$P(A \cap B) = P(A) P(B)$$

Remarque. Dans le cas où $P(B) > 0$, cela revient à dire $P(A | B) = P(A)$, c'est-à-dire que la réalisation de B n'influe pas sur la réalisation de A .

Deux événements disjoints ne sont en général pas indépendants : la réalisation de l'un interdit la réalisation de l'autre.

Proposition. Si A et B sont indépendants, alors :

- A et \bar{B} sont indépendants
- \bar{A} et B sont indépendants

$$\begin{aligned} P(A) &= P(A \cap (B \cup \bar{B})) && \text{car } B \cup \bar{B} = \Omega \\ &= P((A \cap B) \cup (A \cap \bar{B})) && \text{union disjointe} \\ &= P(A \cap B) + P(A \cap \bar{B}) && \text{par } \sigma\text{-additivité} \\ &= P(A) P(B) + P(A \cap \bar{B}) && \text{par indep. de } A \text{ et } B. \end{aligned}$$

donc $P(A \cap \bar{B}) = P(A) - P(A) P(B)$

$$\begin{aligned} &= P(A) (1 - P(B)) \\ &= P(A) P(\bar{B}) \end{aligned}$$

et donc A et \bar{B} sont indépendants.

5.2 Indépendance d'une famille ~~finie~~ d'événements

Définition. Soit $(A_i)_{i \in I}$ une famille d'événements.

- Les événements sont **deux à deux indépendants** si et seulement si, pour tout $i, j \in \{1, \dots, m\}$:

$$i \neq j \implies P(A_i \cap A_j) = P(A_i)P(A_j)$$

- Les événements sont **indépendants** si et seulement si, pour toute partie finie non vide $J \subset I$,

$$P\left(\bigcap_{i \in J} A_i\right) = \prod_{i \in J} P(A_i)$$

finie *finie*

Remarque. On utilise parfois l'expression « mutuellement indépendants » pour désigner l'indépendance.
Des événements peuvent être deux à deux indépendants sans être indépendants.

Proposition. Soit $(A_i)_{i \in I}$ une famille d'événements indépendants. Pour tout i , on définit $B_i = A_i$ ou $B_i = \overline{A_i}$.
Alors $(B_i)_{i \in I}$ est une famille d'événements indépendants.

$A_1, A_2, A_3, A_4, \dots$

$A_1, \overline{A_2}, \overline{A_3}, A_4, \dots$

Exemple. On lance deux dés discernables, et on considère les événements :

$A =$ « le premier dé donne un résultat pair »

$B =$ « le second dé donne un résultat pair »

$C =$ « la somme des résultats des deux dés est paire »

Les événements A , B et C sont deux à deux indépendants mais ne sont pas (mutuellement) indépendants.

SCEI. X-ÉNS

Concours Mines-Paris	<u>Mines - Télécom</u>
Concours Centrale Supélec	
CC. INP	<u>E3A - polytech</u>

Attention: pas de surprise (pas de délai per-ex)

Date pièce d'identité

Frais d'inscription: anticiper le paiement à la mi-janvier.

Cas de boursiers

Quel centre d'arrêt ?

Et les araux ? Trajet, logement.

On parle de 5/2 ?

Pour jé: 83.2, 83.19

Variabes aléatoires discrètes

Sauf mention contraire, (Ω, \mathcal{A}, P) est un espace probabilisé.

1 Qu'importe l'épreuve, pourvu qu'on ait le résultat !

1.1 Définition $\mathbb{N}, \mathbb{R}, \dots$

Définition. Soit E un ensemble. Une **variable aléatoire discrète** X est une application :

$$X : \Omega \rightarrow X(\Omega) \subset E$$

$\omega \mapsto X(\omega)$

telle que :

- l'ensemble $X(\Omega)$ des valeurs prises par X est au plus dénombrable ;
- pour tout $x \in X(\Omega)$, l'ensemble $\{X = x\}$ est un événement. $\{X=x\}$

Remarque. $\{X = x\}$ est l'ensemble $X^{-1}(\{x\}) = \{\omega \in \Omega, X(\omega) = x\}$, image réciproque (ou tiré en arrière) de $\{x\}$ par l'application. Dire que c'est un événement, c'est dire qu'il est dans la tribu \mathcal{A} .

Remarque. Travailler avec des variables aléatoires, c'est regrouper dans un même événement les épreuves en fonction de leur image par X .

Exemple. Lors du lancer de deux dés, on appelle X le résultat de la somme des deux faces obtenues. C'est une variable aléatoire.

Exemple. On considère Ω l'ensemble des individus actuellement présents dans la salle. On peut considérer X la taille en cm, Y l'âge en années. Ce sont deux v.a. : $(X = 181)$, $(X \geq 190)$, $(Y = 19)$, $(Y = 15)$ sont des événements (et on peut se demander les épreuves qui les réalisent).

Exemple. On considère le jeu du pile ou face infini. Notant X le rang d'apparition du premier pile, X est un v.a. : $(X = 3)$, $(X > 5)$ sont des événements.

Remarque. Les v.a. étudiées dans le cadre de notre programme sont toutes discrètes. Elles sont souvent à valeurs numériques, voire entières, mais on manipule aussi des v.a. à valeurs vectorielles quand on manipule des couples ou des n -uplets de v.a.

$$(X=3) = F_1 \cap F_2 \cap P_3$$

Définition.

- Lorsque $E \subset \mathbb{R}$, on parle de **v.a. réelle discrète**.
- Lorsque $E = \mathbb{R}^2$, on parle de **couple de v.a. réelles**.

Remarque. En pratique, on n'explique pas Ω ni \mathcal{A} . Mais la donnée d'une v.a. fournit toute une série d'événements : les $(X = x)$. En combinant ces événements par unions et intersections au plus dénombrables, et en passant au contraire, on connaît beaucoup d'éléments de la tribu.

Proposition.

- Si A est une partie de E , $(X \in A)$ désigne $\{\omega, X(\omega) \in A\} = \bigcup_{x \in A \cap X(\Omega)} (X = x)$. C'est un événement comme union au plus dénombrable d'événements.
- Si X est une v.a. réelle, on définit les événements $(X \leq x)$, $(X > x)$ etc.

↑ au plus dénombrables car $X(\Omega)$ au plus dénombrables.

$$X: \Omega \longrightarrow \cancel{E} \quad X(\Omega)$$
$$\omega \longmapsto X(\omega)$$

Définition. Soit A un événement. On a déjà défini la **fonction indicatrice** de A par :

$$\mathbb{1}_A : \Omega \rightarrow \{0, 1\}$$
$$\omega \mapsto \begin{cases} 1 & \text{si } \omega \in A \\ 0 & \text{si } \omega \notin A \end{cases}$$

Proposition. La fonction indicatrice d'un événement est une variable aléatoire discrète.

- $\mathbb{1}_A(\Omega) = \{0, 1\}$ fini
- $\omega \in (\mathbb{1}_A = 0) \Leftrightarrow \mathbb{1}_A(\omega) = 0$
 $\Leftrightarrow \omega \notin A$
 $\Leftrightarrow \omega \in \bar{A}$

donc $(\mathbb{1}_A = 0) = \bar{A}$ est un événement

de même: $(\mathbb{1}_A = 1) = A$ est un événement.

$$X: \Omega \longrightarrow \left(E \cap X(\Omega) \right) \text{ union dénombrable } \mathcal{P}(\)$$

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

$$X : \Omega \longrightarrow \cancel{E} \quad X(\Omega) \text{ dénombrable}$$
$$\omega \longmapsto X(\omega)$$

1.2 Loi

Définition théorique. Soit $X : \Omega \rightarrow E$ une v.a. discrète. Pour tout $A \in \mathcal{P}(E)$, on définit :

$$P_X(A) = P(X \in A)$$

C'est une probabilité sur l'espace probabilisable $(E, \mathcal{P}(E))$ ou $(X(\Omega), \mathcal{P}(X(\Omega)))$

Remarque. En fait, seuls les éléments de $E \cap X(\Omega)$ « comptent » ; cet ensemble est dénombrable, ce qui explique que l'on puisse choisir $\mathcal{P}(E)$ pour tribu.

En pratique. La donnée de la loi d'un v.a. discrète X , c'est :

- la donnée de $X(\Omega)$, ensemble au plus dénombrable, parfois appelé abusivement « support » de X ;
- pour chaque $x \in X(\Omega)$, la valeur de $P(X = x)$.

On dit qu'elle est déterminée par la distribution de probabilités discrètes $(P(X = x))_{x \in X(\Omega)}$.

Remarque: on a :
$$\sum_{x \in X(\Omega)} P(X=x) = 1$$

Proposition. Pour $A \subset E$ ou $A \subset X(\Omega)$, $P(X \in A) = \sum_{x \in A \cap X(\Omega)} P(X = x)$.

Notation. On note $X \sim Y$ lorsque les deux v.a. X et Y suivent la même loi.

Exemple:



$$\mathcal{U}([1, 6])$$

X va donner la valeur du 1^{er} di

Y va donner la valeur du 2nd di.

$$X \sim Y \sim \mathcal{U}([1, 6])$$

$$\omega \quad \begin{array}{l} X(\omega) = 6 \\ Y(\omega) = 3 \end{array} \quad \left| \quad \begin{array}{l} X(\omega_2) = 6 \\ X(\omega_3) = 1 \end{array} \right| \quad \dots$$



$$X = Y$$



$$(X = Y) = \{ \omega \text{ tq } X(\omega) = Y(\omega) \}$$

Prop P_X est une probabilité: sur $(X(\Omega) \cap E, \mathcal{P}(X(\Omega) \cap E))$

- $\forall A, P_X(A) = P(X \in A)$
 $\in [0, 1]$ car P est une proba.
- $(X \in A)$ est un événement, donc $P(X \in A)$ existe
- $P_X(E) = P(X \in E)$
 $= 1$ car X est à valeurs dans E
- σ -additivité.

Soit $(A_n)_n$ suite dénombrable disjointe de parties de E .

$$P_X \left(\bigcup_n A_n \right) = P \left(X \in \bigcup_n A_n \right)$$

$$\omega \in \left(X \in \bigcup_n A_n \right) \Leftrightarrow X(\omega) \in \bigcup_n A_n$$

$$\Leftrightarrow \exists n \text{ tq } X(\omega) \in A_n$$

$$\Leftrightarrow \exists n \text{ tq } \omega \in (X \in A_n)$$

$$\Leftrightarrow \omega \in \bigcup_n (X \in A_n)$$

$$= P \left(\bigcup_n (X \in A_n) \right)$$

les A_n sont 2 à 2 disjointes donc

les événements $(X \in A_n)$ aussi

$$= \sum_n P(X \in A_n) \quad \text{par } \sigma\text{-additivité de } P$$

$$= \sum_n P_X(A_n)$$

Cool! $(E, \mathcal{P}(E), P_X)$ est un espace probabilisé
avec la tribu décrite donc on peut

parler des événements élémentaires, les singletons

La densité de P_X est la densité de

$$P_X(\{x\}) \quad \text{pour tout } x \in X(\Omega) \cap E$$

et ensuite

$$P_X(A) = P_X\left(\bigcup_{x \in A} \{x\}\right)$$

$$P(X \in A)$$

$$= \sum_{x \in A} P_X(\{x\}) \quad \text{par } \sigma\text{-addi}$$

$$= \sum_{x \in A} P(X=x)$$

La connaissance de $P(X=...)$ est donc

par la seule connaissance des $P(X=x)$

Exemple. On s'intéresse au jeu du pile ou face infini, et on note X la variable aléatoire donnant le rang du premier lancer qui donne pile. On suppose qu'à chaque lancer, la probabilité d'obtenir pile est $p \in]0, 1[$, et celle d'obtenir face est $q = 1 - p$.

1. Déterminer la loi de X , appelée **loi géométrique de paramètre p** .
2. Pour $n \in \mathbb{N}^*$, déterminer $P(X \leq n)$ et $P(X > n)$.

On note $P_k = \ll \text{pile au lancer } k \gg$

$F_k = \ll \text{face au lancer } k \gg$ qui sont des évènements.

• Type X est une va.

* $X(\omega) = \mathbb{N}^* \cup \{+\infty\}$

* $\forall \omega \in X(\omega) = \mathbb{N}^*$

$$(X = n) = F_1 \cap F_2 \dots \cap F_{n-1} \cap P_n$$

$$= F_1 F_2 \dots F_{n-1} P_n$$

est un évènement come interces d'év.

$$(X = +\infty) = \bigcap_{k=1}^{+\infty} F_k \in \mathcal{A}.$$

• Loi de X :

$$P(X = n) = P(F_1 \dots F_{n-1} P_n)$$

$$= P(F_1) \dots P(F_{n-1}) P(P_n)$$

par indépendance.

$$= (1-p)^{n-1} p$$

" $(X = n) = (n-1)$ échecs suivis d'un succès "

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

Exemple. Soit X un v.a. sur (Ω, \mathcal{A}, P) , à valeurs dans $\llbracket 2, +\infty \rrbracket$, et telle que :

$$\forall n \geq 2, P(X = n) = \zeta(n) - 1$$

Montrer que X suit une loi de probabilité.

ce que $(\zeta(n) - 1)_{n \geq 2}$ est un distrib de probas

$$\begin{aligned} \bullet \quad \forall n \geq 2 \quad \zeta(n) - 1 &= \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k^n} - 1 \\ &= \sum_{k=2}^{+\infty} \frac{1}{k^n} \\ &\geq 0 \end{aligned}$$

$$\bullet \quad \sum_{n=2}^{+\infty} (\zeta(n) - 1) = \sum_{n=2}^{+\infty} \sum_{k=2}^{+\infty} \frac{1}{k^n}$$

Fubini-partiel, dans $[0, +\infty[= [0, +\infty[\cup]+\infty, +\infty[$

$$\begin{aligned} &= \sum_{k=2}^{+\infty} \sum_{n=2}^{+\infty} \frac{1}{k^n} \\ &= \sum_{k=2}^{+\infty} \frac{1}{k^2} \cdot \frac{1}{1 - \frac{1}{k}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &= \sum_{k=2}^{+\infty} \frac{1}{k(k-1)} \\ &= \sum_{k=2}^{+\infty} \left(\frac{1}{k-1} - \frac{1}{k} \right) \end{aligned}$$

$$= 1 < +\infty$$

donc l'égalité est vraie dans $[0, +\infty[$.

1.3 Fonction d'une variable aléatoire discrète

Proposition. Soit $X : \Omega \rightarrow E$ une variable aléatoire discrète, et $f : E \rightarrow F$ une application quelconque. Alors la composée $f \circ X$, notée $f(X)$, est une variable aléatoire discrète.

Proposition. Si $X \sim Y$, alors $f(X) \sim f(Y)$.

Remarque. Si X et Y sont des v.a., alors $Z = (X, Y)$ est une v.a. (un couple de v.a. est une v.a. à valeur dans un produit). Donc pour toute fonction f , $f(Z)$ est une v.a.
Ainsi $X + Y$, XY , $\text{Min}(X, Y)$, $\text{Max}(X, Y)$ sont des v.a.