

Prop. 2 \llcorner Soit U une partie de $X(\Omega)$

U est une partie de $X(\Omega)$ qui est fini ou dénombrable et donc il l'est à son tour.

$$\text{Puis } X^{-1}(U) = \underbrace{\bigcup_{x \in U} X^{-1}(\{x\})}_{\text{union finite ou dénombrable d'événements}}$$

et on reconnaît un événement. \llcorner

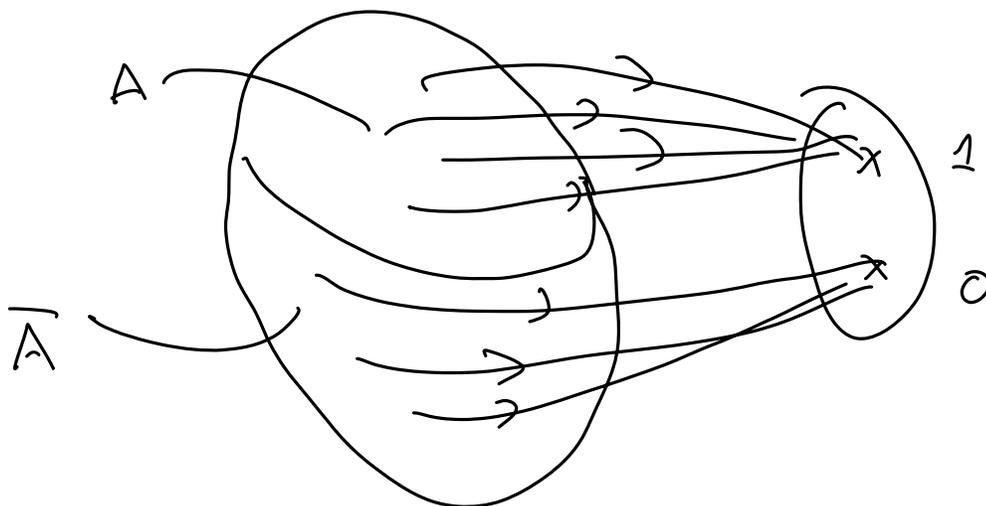
Remarque : Si $F \in \mathcal{E}$, $X^{-1}(F) \in \mathcal{A}$ car, en posant

$$U = F \cap X(\Omega)$$

$$\text{alors } X^{-1}(F) = X^{-1}(U)$$

$$\text{car } X^{-1}(F) = X^{-1}(F \cap X(\Omega)) \cup \underbrace{X^{-1}(F \cap \overline{X(\Omega)})}_{= \emptyset}$$

donc $X^{-1}(F) \in \mathcal{A}$.



Déf. 6 \llcorner Déjà bien sûr P_x est définie de la tribu $\mathcal{F}(X(\Omega))$ à valeurs dans $[0,1]$

$$\text{Puis } P_x(X(\Omega)) = P(\underbrace{X \in X(\Omega)}_{\text{événement certain } X(\Omega)}) = 1$$

Supposons maintenant $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite d'ets 2 à 2 disjoints de $X(\Omega)$ alors

$$\begin{aligned}
P_x \left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n \right) &= P \left(X \in \bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n \right) \\
&= P \left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} \underbrace{\{X \in A_n\}}_{\text{ensembles 2 à 2 disjoints}} \right) \\
&= \sum_{n=0}^{+\infty} P(X \in A_n) \\
&= \sum_{n=0}^{+\infty} P_x(A_n) \quad \text{ce qui prouve la } \sigma\text{-additivité} \\
&\quad \text{de } P_x. \quad \square
\end{aligned}$$

P.7 \square $X(\Omega)$ étant fini ou dénombrable, cela se déduit du th. 5.9 du chapitre sur les probabilités. \square

Lois usuelles :

- loi uniforme :

Si $X(\Omega)$ est fini, de cardinal n , alors on dit que X suit la loi uniforme sur $X(\Omega)$ ssi :

$$\forall \omega \in X(\Omega), P_x(\{\omega\}) = \frac{1}{n}. \quad (X \sim \mathcal{U}(X(\Omega)))$$

- loi de Bernoulli

X suit la loi de Bernoulli de paramètre $p \in [0,1]$ ssi $X(\Omega) = \{0,1\}$
 et si $P(X=1) = p. \quad (X \sim \mathcal{B}(p))$

- loi binomiale

On dira que X suit la loi binomiale de paramètres (n, p) ssi $X(\Omega) = \{0, \dots, n\}$ et si de plus
 $\forall k \in \{0, \dots, n\}, P(X=k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}.$

$$\sum_{k=0}^{+\infty} p q^{k-1} = p \sum_{k=0}^{+\infty} q^k = p \times \frac{1}{1-q} = 1$$

$$\begin{aligned}
\text{P.11} \quad \square \quad P(X > n) &= \sum_{k=n+1}^{+\infty} P(X=k) \\
&= \sum_{k=n+1}^{+\infty} p (1-p)^{k-1} = p(1-p)^n \sum_{k=0}^{+\infty} (1-p)^k \\
&= p(1-p)^n \frac{1}{1-(1-p)} = (1-p)^n = q^n. \quad \square
\end{aligned}$$

Exercice 8 (Feuille de TD)

⊆ Supposons que $X \sim \text{Gy}(p)$,
et soit $(n, k) \in \mathbb{N}^2$,

$$\begin{aligned} \text{dors } \mathbb{P}(X > n+k | X > n) &= \frac{\mathbb{P}(X > n+k)}{\mathbb{P}(X > n)} \\ &= \frac{(1-p)^{n+k}}{(1-p)^n} = (1-p)^k = \mathbb{P}(X > k). \end{aligned}$$

Supposons réciproquement $\forall (n, k), \mathbb{P}(X > n+k | X > n) = \mathbb{P}(X > k)$

$$\text{On a bien sûr dors } \forall (n, k) \quad \frac{\mathbb{P}(X > n+k)}{\mathbb{P}(X > n)} = \mathbb{P}(X > k)$$

$$\text{et dors } \forall (n, k), \mathbb{P}(X > n+k) = \mathbb{P}(X > n) \mathbb{P}(X > k)$$

Ainsi, en notant $q = \mathbb{P}(X > 1)$ dors $(\mathbb{P}(X > n))_{n \in \mathbb{N}}$ est géométrique de raison q . Bien sûr $\mathbb{P}(X > 0) = 1$

$$\text{et ainsi } \forall n \in \mathbb{N}_+, \mathbb{P}(X > n) = q^n$$

$$\begin{aligned} \text{Puis, étant donné } n \in \mathbb{N}^*, \mathbb{P}(X = n) &= \mathbb{P}(\{X > n-1\} \setminus \{X > n\}) \\ &= \mathbb{P}(X > n-1) - \mathbb{P}(X > n) \\ &= q^{n-1} - q^n = q^{n-1}(1-q) \\ &= p \cdot q^{n-1}. \end{aligned}$$

(q^n) étant à valeurs positives et bornée (à valeurs dans $[0, 1]$) dors $q \in [0, 1]$, tout comme $p = 1 - q$.

On peut noter que la probabilité conditionnelles $\mathbb{P}(X > n+k | X > n)$ suppose implicitement $\mathbb{P}(X > n) > 0$, dors $q \neq 0$, et dors $p \in]0, 1[$.

En fait, $p = 0$ est impossible car on aurait

$$\forall n, \mathbb{P}(X = n) = p \cdot q^{n-1} = 0 \text{ et dors}$$

$$\mathbb{P}(X > 0) = 0 \text{ ce qui est absurde.}$$

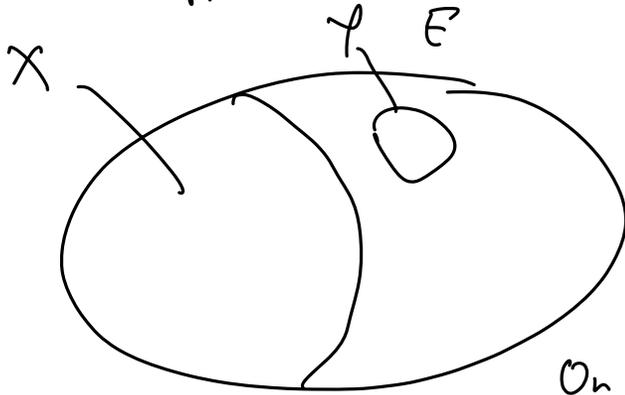
Dors $p > 0$ et on reconnaît la loi géométrique de paramètre p .

Soit E fini de cardinal n .

$$\mathcal{X} = \{(X, Y) \in \mathcal{P}(E)^2 \mid X \cap Y = \emptyset\}$$

Cardinal de \mathcal{H} ?

⌈ Supposons X choisie, une partie de E de cardinal k .



alors il y a 2^{n-k} parties Y de E telles que $X \cap Y = \emptyset$ (il s'agit des parties de \bar{X} , or $\text{Card } \bar{X} = n - k$)

On en déduit, par un partitionnement

$$\begin{aligned} \text{qu } \text{Card } \mathcal{H} &= \sum_{k=0}^n \{ (X, Y) \in \mathcal{P}(E)^2 \mid X \cap Y = \emptyset \text{ et } \text{Card } X = k \} \\ &= \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \times 2^{n-k} = (1+2)^n \quad \square \end{aligned}$$

Soit E fini de cardinal n .

$$\begin{aligned} \text{Calculer } \sum_{X \in \mathcal{P}(E)} \text{Card } X, \quad \sum_{(X, Y) \in \mathcal{P}(E)^2} \text{Card } (X \cap Y), \\ \sum_{(X, Y) \in \mathcal{P}(E)^2} \text{Card } (X \cup Y) \dots \end{aligned}$$