

Ex. 2.6.3.  $X = \text{somme des 2 résultats.}$

$X$  est à valeurs ds  $[2, 12]$ .

$$d_L: E(X) = \sum_{k=2}^{12} P(X=k) \times k.$$

$$2 = 1 + 1 ;$$

$$\begin{aligned} 8 &= 2 + 6 = 3 + 5 = 4 + 4 \\ &= 5 + 3 = 6 + 2. \end{aligned}$$

$X \not\subset \mathcal{U}([2, 12])$ .

Soit  $k \in [2, 12]$ .

$X_1$  la v.a. qui donne le résultat de 1<sup>er</sup> de  
 $X_2$  ————— 2 —.

$X_1$  et  $X_2$  sont iid. :  $X_i \subset, \mathcal{U}([1, 6])$ .

$$P(X=k) = \sum_{\substack{\text{total} \\ i=1}}^6 P(X_2=k-i | X_1=i) \times P(X_1=i) \quad = 1/6$$

car  $(X_1=i)_{i \in [1, 6]}$  forme 1 syst. complet dev,

de proba. les non nulles.

$$P(X=k) = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 P(X_2=k-i | X_1=i)$$

S:  $i \in [1, 6]$  at  $X_1 = i$ ,

also:  $P(X_2 = k-i | X_1 = i)$

$$= \begin{cases} 0 & \text{if } k-i \notin [1, 6] \\ \frac{1}{6} & \text{if } k-i \in [1, 6] \end{cases}$$

ex:  $k = 12$ ,  $X_1 = 3$ :

$$P(X_2 = 9 | X_1 = 3) = 0$$

$k = 6$ ,  $X_1 = 3$ :

$$P(X_2 = 3 | X_1 = 3) \stackrel{\text{ind}}{=} P(X_2 = 3) = \frac{1}{6}.$$

faisons 1 tableau:

$h_2$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$i \in [1, 6]$ $h_1: i \in [1, 6]$	1	1, 2	1, 2, 3	1, 2, 3, 4	1, 2, 3, 4, 5	1, 2, 3, 4, 5, 6	2, 3, 4, 5, 6	3, 4, 5, 6	4, 5, 6	5, 6	6

quels sont les résultats du 1<sup>er</sup> dé pour lesquels il est possible d'obtenir 1 somme  $= h_2$  avec le 2<sup>nd</sup> dé.

2.

$$E(X) = \frac{1}{6} \left[ \frac{1}{6} \times 2 + \frac{2}{6} \times 3 + \frac{3}{6} \times 4 + \frac{4}{6} \times 5 \right. \\ \left. + \frac{5}{6} \times 6 + \frac{6}{6} \times 7 + \frac{7}{6} \times 8 + \frac{4}{6} \times 9 \right. \\ \left. + \frac{3}{6} \times 10 + \frac{2}{6} \times 11 + \frac{1}{6} \times 12 \right]$$

$$= \frac{1}{36} (2 + 6 + 12 + 20 + 30 + 42 + 40 \\ + 36 + 20 + 22 + 12) = 7$$

Prop. 2.6.5:

- l'espérance est linéaire:  $\rightarrow$  réelle

$S: X$  et  $Y$  s.t.  $2.v.a.$  et  $\alpha, \beta \in \mathbb{R}$

dors:  $E(\alpha X + \beta Y) = \alpha E(X) + \beta E(Y).$

- l'espérance est positive ( ~~$\Delta \forall X, E(X) \geq 0$~~ )

Si  $X$  s.t.  $v.a.$  réelle positive p.s.

alors  $E(X) \geq 0.$

presque sûre.

[analyse: positivité de l'Intégrale:

si  $f \geq 0$ , et  $a \leq b$ ,  $\int_a^b f \geq 0$ )

• E ist  $\uparrow$ :  $\delta: X, Y$  2 r.a.-v.v.

$$\hookrightarrow X \leq Y \quad \underline{p.s.}$$

$$\Leftrightarrow E(X) \leq E(Y).$$

$$\underline{\text{Def.}}: E(\alpha X + \beta Y) = \sum_{\omega \in \Omega} P(\{\omega\}) \cdot (\alpha X + \beta Y)(\omega)$$

$$= \sum_{\omega \in \Omega} P(\{\omega\}) (\alpha X(\omega) + \beta Y(\omega))$$

$$= \alpha \sum_{\omega \in \Omega} P(\{\omega\}) X(\omega) + \beta \sum_{\omega \in \Omega} P(\{\omega\}) Y(\omega)$$

$$= \alpha E(X) + \beta E(Y).$$

• Soit  $X \geq 0$  p.s.

$$[i.e., P(X \geq 0) = 1]$$

$$\text{et d.c.: } P(X < 0) = 1 - P(X \geq 0) \\ = 0]$$

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

$$= \sum_{\substack{l \in X(\Omega) \\ l \geq 0}} P(X=l) \cdot l + \sum_{\substack{l \in X(\Omega) \\ l < 0}} P(X=l) \cdot l$$

$\overset{=0}{\text{red arc over the second sum}}$



$$= \sum_{\substack{k \in X(\Omega) \\ k \geq 0}} \underbrace{P(X=k)}_{\geq 0} - \underbrace{k}_{\geq 0}$$

$$\geq 0$$

$$\forall \omega \in \Omega, X(\omega) \leq Y(\omega)$$

• S:  $X \leq Y$  p.s.:  $P(X \leq Y) = 1$   
 ie:  $P(\{\omega \in \Omega, X(\omega) \leq Y(\omega)\}) = 1$

$$E(X) - E(Y) \stackrel{\text{a.s.}}{=} E(X - Y)$$

$$\stackrel{\text{p.s.}}{\leq} 0 \quad \text{car } X - Y \leq 0 \text{ p.s.}$$

$$\text{d'où } E(X) \leq E(Y)$$

Pg: par ex. on peut avoir:

si:  $X_1, \dots, X_n$  s.t. n v.a. réelles

et  $\alpha_1, \dots, \alpha_n \in \mathbb{R}$

alors: 
$$E\left(\sum_{i=1}^n \alpha_i X_i\right) = \sum_{i=1}^n \alpha_i E(X_i).$$

Pg 2.6.7: 
$$E[X - E(X)]$$

$$= E(X) - E(\underbrace{E(X)}_{cte})$$

$$= E(X) - E(X) = 0$$

$X - E(X)$  est-1 va. centre.

Prop. 2.6.8: Soit  $X \geq 0$  p.s.

On suppose que  $E(X) = 0$ .

Alors  $X = 0$  p.s.

$$\underline{\text{Démonstration:}} \quad 0 = E(X) = \sum_{\substack{l \in X(\Omega) \\ l < 0}} \overbrace{P(X=l)}^{=0} \cdot l$$

$$+ \sum_{\substack{l \in X(\Omega) \\ l > 0}} P(X=l) \cdot l$$

$$+ \overbrace{P(X=0) \cdot 0}^{=0}$$

ilse:

$$0 = \sum_{\substack{l \in X \cup 1 \\ l > 0}} \underbrace{P(X=l)}_{\geq 0} \cdot \underbrace{l}_{\geq 0}$$

$$d_c: \forall l \in X \cup 1, l > 0,$$

$$\Rightarrow \exists: P(X=l) \cdot l = 0$$

$$d_c \quad P(X=l) > 0$$

$$d_c: P(X > 0) = 0$$

$$\text{analog: } P(X < 0) = 0$$

$$\text{d.c. } P(X=0) = 1 - P(X \neq 0)$$

$$= 1 - P(X > 0) - P(X < 0)$$

$$= 1$$

□

Lemme: Soit  $n \in \mathbb{N} \setminus \{0, 1\}$ . Soit  $p \in [0, 1]$ .

il existe  $n$  v.a.  $X_1, \dots, X_n$

mut ind. et qui suivent toutes la loi de Bernoulli de paramètre  $p$ .

Démo: je vous laisse la ligne.

— pt délicat:  $\sum \pi = \pi \sum ??$

regardez sur 4a avec  $n=3$ .

1) l'espérance d'1 - n.a. c<sup>te</sup> est égale à la c<sup>te</sup> en question.

2) Soit  $p \in [0, 1]$  et  $X$  1 r.v. b.  
 $X \subset \mathcal{B}(p)$ .

$X$  est à valeurs  $\{0, 1\}$ .

$$2. \quad E(Y) = \underbrace{P(X=1)}_{=p} \times 1 + \underbrace{P(X=0)}_{=0} \cdot 0$$

$$= p.$$

3) Soit  $n \in \mathbb{N} \setminus \{0, 1\}$  et  $p \in [0, 1]$

et  $X$  v.a. qui suit  $X \hookrightarrow \mathcal{B}(n, p)$ .

$E(X)$  ne dépend que de la loi de  $X$ .

Donc si  $Y$  est 1 v.a. telle que

$Y \hookrightarrow \mathcal{B}(n, p)$ , alors  $E(X) = E(Y)$ .

Drucktilgung Lemma: mit  $X_1, \dots, X_n$  i.i.d.  
mit ind. i.d.  $\eta$ - $\mathcal{H}$ ,  $X_i \subset \mathcal{B}(\mu)$ .

Definiere:  $Y = \sum_{i=1}^n X_i$

also  $Y \subset \mathcal{B}(n, \mu)$ .

bc:  $E(X) = E(Y)$ .

$$= E\left(\sum_{i=1}^n X_i\right)$$

bc:  $\sum_{i=1}^n E(X_i)$

$$= \sum_{i=1}^n \mu = n\mu.$$



4) Seien  $X$  v.a.  $\eta$ .  $X \subset \mathcal{U}(\mathbb{Z}, 1)$

seien  $a, b \in \mathbb{Z}$ ,  $a < b$ .

$$E(X) = \sum_{l=a}^b P(X=l) \cdot l$$

$$= \sum_{l=a}^b \frac{1}{b-a+1} \cdot l$$

$$= \frac{1}{b-a+1} \sum_{l=a}^b l$$

$$= \frac{1}{b-a+1} \sum_{k=0}^{b-a} (k+a)$$

$$= \frac{1}{b-a+1} \left( \sum_{k=0}^{b-a} a + \sum_{k=0}^{b-a} k \right)$$

$$= \frac{1}{b-a+1} \left( (\cancel{b-a+1}) \times a + \frac{(b-a)(\cancel{b-a+1})}{2} \right)$$

$$= a + \frac{b-a}{2} = \frac{a+b}{2}.$$

Ex: je joue au loto.  $X$  est la r.v.a qui donne mon gain. (normalité,  $E(X) < 0$ ).  
quelle est l'espérance de  $X^2$ ?  
Faut-il calculer la loi de  $X^2$ ?

Prop. 2.6.10 : formule de transfert.

$$S: X: \Omega \rightarrow E, \quad f: E \rightarrow \mathbb{R} \\ \text{ou } X(\omega)$$

alors:

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

Pas besoin de connaître la loi de  $f(X)$ !

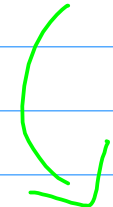
Demo:

$$(X=x) = \bigcup_{\substack{\omega \in \Omega \\ X(\omega)=x}} \{\omega\}$$

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

$$= \sum_{x \in X(\Omega)} \left[ \left( \sum_{\substack{\omega \in \Omega \\ X(\omega)=x}} P(\{\omega\}) \right) f(x) \right]$$

$$= \sum_{x \in X(\Omega)} \sum_{\substack{\omega \in \Omega \\ X(\omega)=x}} (P(\{\omega\}) \cdot f(X(\omega)))$$

(\*) 

$$= \sum_{\omega \in \Omega} P(\{\omega\}) \cdot f(X(\omega)) = E(f(X)) \quad \square$$

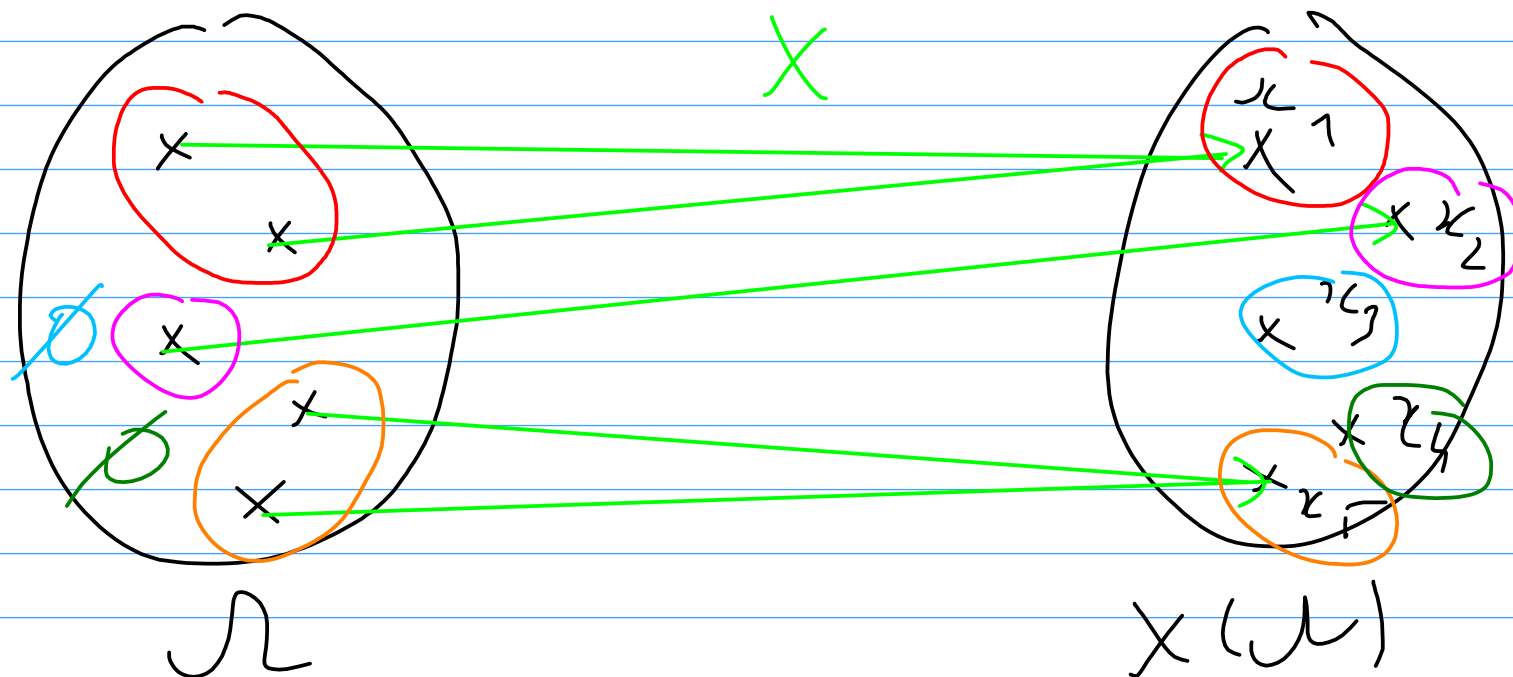
(\*) pruzm- st-ceye

$$\sum_{x \in X(\Omega)} \sum_{\substack{\omega \in \Omega \\ X(\omega) = x}} \varphi(\omega)$$

$$= \sum_{\omega \in \Omega} \varphi(\omega) \quad ??$$

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

$$\text{Def: } \Omega = \bigsqcup_{x \in X(\Omega)} X^{\leftarrow}(\{x\})$$



$$\begin{aligned}
 &= X^{\leftarrow}(\{u_1\}) \sqcup X^{\leftarrow}(\{u_2\}) \\
 &\quad \sqcup X^{\leftarrow}(\{u_3\}) \\
 &\quad \sqcup \emptyset \sqcup \emptyset
 \end{aligned}$$

$i \in I$ ; partition  $\{x_1, \dots, x_n\} = X(\Omega)$   
 let  $A_i = X^{-1}(\{x_i\})$

$$\sum_{\omega \in \Omega} \varphi(\omega) = \sum_{i=1}^n \left( \sum_{\omega \in A_i} \varphi(\omega) \right)$$

$$= \sum_{x \in X(\Omega)} \sum_{\omega \in \Omega} \varphi(\omega) \quad \begin{matrix} \uparrow \\ x(\omega) = x \end{matrix}$$

Ex. 2.6.12: Let  $X \hookrightarrow U(\mathbb{I}_{0,n})$ .

$$E(X^2) = \sum_{k=0}^n \underbrace{P(X=k)}_{= \frac{1}{n+1}} \cdot k^2$$

$$= \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^n k^2$$

$$= \frac{1}{n+1} \times \frac{n(n+1)(2n+1)}{6}$$

$$= \frac{n(2n+1)}{6}.$$



Prop:  $X$  et  $Y$  st 2 v.a. ind,

$$\text{alors: } E(X \cdot Y) = E(X) \cdot E(Y).$$

Dém: On utilise la formule de transfert:

$$f: X(\Omega) \times Y(\Omega) \longrightarrow \mathbb{R} \\ (x, y) \longmapsto x \cdot y.$$

$(X, Y)$  st 1 v.a., et  $f(X, Y)$

est la v.a.  $XY$ .

$$I_1: E(XY) = E(f(X, Y))$$

$$= \sum_{(x, y) \in X(\Omega) \times Y(\Omega)} P(X=x, Y=y) \cdot x \cdot y$$

$$= \sum_{(x, y) \in X(\Omega) \times Y(\Omega)} P(X=x) \cdot P(Y=y) \cdot x \cdot y$$

$$= \sum_{x \in X(\Omega)} \sum_{y \in Y(\Omega)} (P(X=x) \cdot x) (P(Y=y) \cdot y)$$

$$= \left( \sum_{x \in X(\Omega)} P(X=x) \cdot x \right) \cdot \left( \sum_{y \in Y(\Omega)} P(Y=y) \cdot y \right)$$

$$= E(X) \cdot E(Y)$$

□

Ex. 2.6.14:  $\triangle$   $E(X) \cdot E(Y) = E(XY)$   
 $\nRightarrow X$  et  $Y$  stnd.

ex:  $X \hookrightarrow \mathcal{U}(\{-1, 0, 1\})$

$$P(X = -1) = P(X = 0) = P(X = 1) = \frac{1}{3}$$

or pos  $Y = X^2$ .

$$dc: P(Y = 0) = P(X = 0) = \frac{1}{3}$$

$$P(Y=1) = P(X=1) + P(X=-1) \\ = \frac{2}{3}.$$

$$E(X) = 0, E(Y) = \frac{1}{3} \cdot 0 + \frac{2}{3} \cdot 1 \\ = \frac{2}{3}.$$

Or:  $XY = X \cdot X^2 = X^3 = X$   
 $((-1)^3 = -1, 0^3 = 0, 1^3 = 1)$

$$\text{So } E(XY) = E(X) = 0 \\ = 0 \times \frac{2}{3} = E(X) \cdot E(Y).$$

$X$  et  $Y$  ne st pas ind. car  $(X^2 = Y)$

$$P(X=1, Y=0) = P(X=1, X^2=0) \\ = 0$$

mais  $P(X=1) = \frac{1}{2}$  et  $P(Y=0) = \frac{1}{2}$

$$\text{dc } P(X=1, Y=0) \neq P(X=1) \cdot P(Y=0).$$

Prop. 2.6.15: per rec. et grâce au lemme des

galitons: si  $X_1, \dots, X_n$  st des v.a.

mut. ind. alor:

$$E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i).$$

Inégalité de Markov:

Ex. 2.6.18.  $n$  étudiants ont travaillé au mois de juillet. En moyenne, ils ont gagné  $710 \in$  chacun.

Quelle proportion d'élèves a gagné plus que Newos? (i.e.  $P(X \geq N)$  où  $X$  est la v.a. qui donne le gain de chaque élève)

• Si  $N = 0$ : cette proportion vaut 1

•  $n$  étudiants,  $\bar{x}_0 \in \text{moyenne}$ ,  
dc le gain cumulé de tous les étudiants  
est  $n \times \bar{x}_0$ .

dc si  $N > n \cdot \bar{x}_0$ ,

$$P(X > N) = 0.$$

Si  $N = \bar{x}_0 \cdot n$ : si 1 étudiant a tout gagné, et  
les autres 0:  $P(X > N) = \frac{1}{n}$ . Sinon,  $P(X > N) = 0$ .

et si  $N \in [0, n \cdot \bar{x}_0]$  ?

Prop. 2.6.16:  $X$  v.a. réelle, p.s. elle est à  
valeurs  $\geq 0$ . Soit  $t \in \mathbb{R}_+^*$  s.a.:

$$P(X \geq t) \leq \frac{E(X)}{t}$$

Dém:

$$E(X) = \sum_{\omega \in \Omega} P(\{\omega\}) X(\omega)$$

$$= \sum_{\substack{\omega \in \Omega \\ t > X(\omega) \geq 0}} P(\{\omega\}) \underbrace{X(\omega)}_{\geq 0} + \sum_{\substack{\omega \in \Omega \\ X(\omega) \geq t}} \dots + \sum_{\substack{\omega \in \Omega \\ X(\omega) < 0}} \underbrace{P(\{\omega\}) X(\omega)}_{=0}$$

$\underbrace{\hspace{10em}}_{\geq 0}$   $\underbrace{\hspace{10em}}_{=0}$



$$\geq \sum_{\substack{\omega \in \Omega \\ X(\omega) \geq t}} \underbrace{P(\{\omega\})}_{\geq 0} \cdot \underbrace{X(\omega)}_{\geq t}$$

$$\geq t \sum_{\substack{\omega \in \Omega \\ X(\omega) \geq t}} P(\{\omega\})$$

$$\geq t P\left(\bigcup_{\substack{\omega \in \Omega \\ X(\omega) \geq t}} \{\omega\}\right)$$

$$\geq t P(X \geq t)$$

$$t > 0 \text{ dc: } \frac{E|X|}{t} \geq P(X \geq t).$$

□

ex: n ét.,  $\exists \bar{T} \in / \bar{t}$  - en moyenne.

$$P(X \geq 1000) \leq \frac{\bar{T}}{1000}$$

$\bar{T}\%$  au plus des ét., ont gagné  
+ de 1000 euros.

[cas extrême:  $\bar{T}\%$  des ét. ont gagné

100 euros, et le reste rien du tout].