

## Ex 5 TD proba 2

$$- X(\omega) = \mathbb{N}_{\geq n} \cup \{+\infty\}$$

- Loi de  $X$ ?

Pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ , on pose  $X_i$  la variable aléatoire qui vaut 1 si la bactérie a été touchée par le  $n$ -ième laser, et 0 sinon.

$\forall n \in \mathbb{N}^*$ ,  $X_n \sim B(p)$  et les  $X_n$  sont indépendants

$\forall n \in \mathbb{N}^*$ , on pose  $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ .

$S_n$  compte le nombre de succès d'une succession de  $n$  séquences de Bernoulli indépendantes de même loi, donc  $S_n \sim B(n, p)$ :  $\forall n \in \mathbb{N}^*$ ,  $P(S_n = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$   
 $\forall k \in \llbracket 1, n \rrbracket$

$$\text{Soit } n \in \mathbb{N}^*, (X = n) = (X_n = 1) \cap (S_{n-1} = n-1)$$

$$\rightarrow P(X = n) = P(X_n = 1) \times P(S_{n-1} = n-1) \quad (\text{Lemme de coalition})$$

$$= p \times \binom{n-1}{n-1} p^{n-1} (1-p)^{n-1-(n-1)}$$

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

$$\rightarrow P(X = +\infty) = 1 - P(X \neq +\infty)$$

$$= 1 - P(X \in \mathbb{N}_{\geq n})$$

$$= 1 - \sum_{n=1}^{+\infty} p^n (1-p)^{n-n} \binom{n-1}{n-1}$$

$$\text{Donc } P(X = +\infty) = 1 - p^n \frac{\sum_{n=n}^{+\infty} (1-p)^{n-n} \binom{n-1}{n-n}}{(n-1)! (n-n)!}$$

$R(\sum x^n) = 1$  donc  $f: x \mapsto \sum_{n=0}^{+\infty} x^n$  est bien définie et de

classe  $C^\infty$  sur  $] -1, 1[$ . Par dérivation terme à terme,  $\forall n \in \mathbb{N}^*$ ,  $\forall x \in ] -1, 1[$ ,

$$f^{(n)}(x) = \sum_{n=n}^{+\infty} \frac{n! x^{n-n+1}}{(n-n)! (n-n)!} = \sum_{n=n}^{+\infty} \frac{(n-1)! x^{n-n}}{(n-n)!}$$

$- p \in ]0, 1[$  donc  $(1-p) \in ] -1, 1[$ ,

$$\text{donc } \sum_{n=n}^{+\infty} \frac{(n-1)! (1-p)^{n-n}}{(n-1)! (n-n)!} = \frac{1}{(n-1)!} f^{(n-1)}(1-p)$$

$$\forall x \in ] -1, 1[, \forall k \in \mathbb{N}, f^{(k)}(x) = \frac{k!}{(1-x)^{k+1}}$$

$$\text{donc } P(X = +\infty) = 1 - \frac{p^n (n-1)!}{(n-1)! p^n} = 0$$

Esperance:  $X \geq 0$ , on peut donc considérer  $E(X)$ .

$$E(X) = \sum_{n \in \mathbb{N}_{>0}} n p^n (1-p)^{n-1} \binom{n-1}{n-1}$$

Formule des capitales:  $n \binom{n-1}{n-1} = n \binom{n}{n}$

$$E(X) = \frac{n p^n}{\binom{n}{n}} \sum_{n \in \mathbb{N}} \frac{n!}{(n-1)!} (1-p)^{n-n}$$

$\frac{n!}{(n-1)!} = \frac{n!}{p n!}$ , analogue à précédemment

$$= \frac{n p^n}{\binom{n}{n}} \frac{n!}{p n!} = \frac{n}{p}$$

Exercice 64:  $q \in \mathcal{C}^0(\mathbb{R}_+, \mathbb{R})$  intégrable sur  $\mathbb{R}_+$ .

$$(E_2): y'' + q(x)y = 0, \quad y \in \mathcal{C}^2(\mathbb{R}_+, \mathbb{R})$$

1) a) Soit  $y$  solution de  $(E_2)$ .  
On suppose que  $y$  est bornée.

D'après le théorème fondamental de l'analyse :

$$F \left| \begin{array}{l} \mathbb{R}_+ \longrightarrow \\ t \longmapsto \int_0^t y''(u) du \end{array} \right. \text{ est l'unique primitive de } y'' \text{ nulle en } 0.$$

$$\forall t \in \mathbb{R}_+, \quad y'(t) = y'(0) + \int_0^t y''(u) du \\ = y'(0) + \int_0^t -q(u)y(u) du$$

On,  $q(u)y(u) = O(q(u))$  ( $y$  est bornée)

Par le théorème de comparaison, comme  $q$  est intégrable sur  $[0, +\infty[$ ,  $qy$  l'est également.

$$\text{Donc } y'(t) \xrightarrow[t \rightarrow +\infty]{} y'(0) - \int_0^{+\infty} q(u)y(u) du = \ell$$

avec  $\ell$  fini.

b) Raisonnons par l'absurde :  
on suppose que  $l \neq 0$ .

Plutôt à considérer  $-y$ , nous supposons  
que  $l > 0$  :

$$\exists A \in \mathbb{R}_+, \forall E \in [A; +\infty[ , y'(E) \geq \frac{l}{2} > 0$$

Soit  $E \in [A; +\infty[$ ,

$$\begin{aligned} y(E) - y(A) &= \int_A^E y'(u) du \\ &\geq \frac{(E-A)l}{2} \xrightarrow{E \rightarrow +\infty} +\infty \end{aligned}$$

Donc par comparaison,  $y(E) \xrightarrow{E \rightarrow +\infty} +\infty$ ,

donc  $y$  est non bornée.  $\zeta$

2) Soit  $z$  une deuxième solution bornée  
de  $(E_2)$ .

$W$	$\mathbb{R}_+ \longrightarrow$	$\mathbb{R}$
	$t \longmapsto$	$\begin{bmatrix} y(t) & z(t) \\ y'(t) & z'(t) \end{bmatrix}$

$W$  est  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}_+$  et :

$$\begin{aligned} \forall E \in \mathbb{R}_+, \quad W'(E) &= y'(E)z'(E) + y(E)z''(E) \\ &\quad - (y'(E)z'(E) + y''(E)z(E)) \\ &= -y(E)y'(E)z(E) - (-y(E)y'(E)z(E)) \\ &= 0 \end{aligned}$$

Donc comme  $\mathbb{R}_+$  est un intervalle,  
 $W$  est constante sur  $\mathbb{R}_+$ .

3) Supposons que  $z$  soit bornée.

$$\begin{aligned} W(0) &= W(E) \\ &= y(E)z'(E) - y'(E)z(E) \end{aligned}$$

$$\begin{array}{c} \longrightarrow 0 \\ E \rightarrow +\infty \end{array}$$

Donc par suite de la limite,  
 $W(0) = 0$ .

Ainsi,  $(y, z)$  est liée.

$q$  est continue, et  $(E_2)$  est une  
équation linéaire homogène d'ordre 2.

Par le théorème de Cauchy linéaire,  
 $\text{Sol}(E_2)$  est un espace vectoriel de  
 $\mathcal{E}^2(\mathbb{R}_+, \mathbb{R})$  de dimension 2.

Raisonnons par l'absurde :

On suppose que toutes les solutions de  $(E_2)$  sont bornées.

Si  $(y_1, y_2) \in \text{Sol}(E_2)^2$  forment une base de  $\text{Sol}(E_2)$ , alors  $(y_1, y_2)$  est liée  $\frac{1}{2}$ .

Ainsi, il existe nécessairement une solution de  $(E_2)$  non-bornée.

Exercice 15:

Soit  $p: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}_+$ ,  $p \neq 0$ ,

$$(E): y'' + p(x)y = 0, \quad y \in \mathcal{C}^2(\mathbb{R}, \mathbb{R})$$

1. Raisonnons par l'absurde en supposant que  $f$  n'est pas de signe constant:

$$\exists \alpha, \beta \in \mathbb{R}, \quad f(\alpha) < 0 < f(\beta), \\ \text{donc } 0 \in ]f(\alpha), f(\beta)].$$

Or,  $f$  est continue sur  $[\alpha, \beta]$ .  
Donc d'après le théorème des valeurs  
intermédiaires:

$$\exists \gamma \in ]\alpha, \beta[, \quad f(\gamma) = 0. \quad \square$$

Ainsi,  $f$  est de signe constant sur  $\mathbb{R}$ .

2. ① d'après (E):

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad f''(x) + p(x)f(x) = 0$$

$$\text{donc } f''(x) = \underbrace{-p(x)}_{\geq 0} \underbrace{f(x)}_{\geq 0} \\ \leq 0$$

Donc  $f'' \leq 0$  sur l'intervalle  $\mathbb{R}$ .  
 $f$  est donc concave sur  $\mathbb{R}$ .

Ainsi,  $\forall a \in \mathbb{R}$ , ~~ou~~  $\forall x \in \mathbb{R}$ ,

$$(I) \quad 0 < f(x) \leq f'(a)(x-a) + f(a).$$

3. Soit  $a \in \mathbb{R}$ , raisonnons par l'absurde en supposant que  $f'(a) \neq 0$  :

si  $f'(a) > 0$  : par passage à la limite dans l'inégalité (I), on obtient :

$$0 \leq \lim_{x \rightarrow -\infty} \left( \underbrace{f'(a)}_{>0} (x-a) + f(a) \right) = -\infty \quad \text{!}$$

si  $f'(a) < 0$  : (I) limite cette fois :

$$0 \leq \lim_{x \rightarrow +\infty} \left( \underbrace{f'(a)}_{<0} (x-a) + f(a) \right) = -\infty \quad \text{!}$$

Ainsi,  $f'(a) = 0$ .

4. On sait que  $\forall a \in \mathbb{R}$ ,  $f'(a) = 0$ .  
Puisque  $\mathbb{R}$  est un intervalle,  
 $f$  est constante :

$$\exists \lambda \in \mathbb{R}, \forall x \in \mathbb{R}, f(x) = \lambda.$$



## Exercice 4: TD - "Probabilités 2"

1.  $\forall t \in \mathbb{R}, |e^{itX}| = 1$   
où  $\tilde{t} \in L^1$ , donc  $E(e^{itX})$  existe  
et  $\varphi_X$  est bien définie.

2. Classification de l'énoncé:

- nous supposons  $X \in L^2$

- nous montrons que  $\varphi_X$  est  $\mathcal{C}^\infty$

Comme  $\forall t \in \mathbb{R}, e^{itX} \in L^1$ , la  
fonction de transfert nous donne:

$$E(e^{itX}) = \sum_{x \in X(\Omega)} e^{itx} P(X=x)$$

$$= \sum_{n=0}^{+\infty} e^{in} P(X=n)$$

---

$$=: f_n(t)$$

Appliquons le critère  $\mathcal{C}^\infty$ :

$$f_n' : t \mapsto in e^{in} P(X=n),$$

$$f_n'' : t \mapsto -n^2 e^{in} P(X=n).$$

Comme  $\sum_{n \geq 0} P(X=n)$  converge et vaut 1,

$\sum_{n \geq 0} f_n$  converge normalement, et donc simplement.

Comme  $\sum_{n \geq 0} n P(X=n)$  converge et vaut  $E(X)$ ,

$\sum_{n \geq 0} f_n'$  converge normalement, et donc simplement.

Comme  $\sum_{n \geq 0} n^2 P(X=n)$  converge ~~et vaut~~ car  $X \in L^2$ ,

$\sum_{n \geq 0} f_n''$  converge normalement, et donc uniformément

sur  $\mathbb{R}$

Cherchons  $\varphi_X$  et  $\varphi_X^2$  sur  $\mathbb{R}$ , et :

$$\forall t \in \mathbb{R}, \quad \varphi_X'(t) = \sum_{n=-\infty}^{+\infty} n i e^{int} P(X=n)$$

$$\text{et } \varphi_X''(t) = \sum_{n=-\infty}^{+\infty} n^2 i^2 e^{int} P(X=n)$$

$$\varphi_X = 1,$$

$$\varphi_X'(0) = i E(X),$$

$$\begin{aligned} \varphi_X''(0) &= -E(X^2) \\ &= -(E(X^2) - E(X)^2) - E(X)^2 \\ &= -V(X) - E(X)^2 \end{aligned}$$

$\varphi_X$  est  $2\pi$ -périodique car toutes les  $\varphi_n$  le sont.

Si  $X \sim B(p)$ , où  $p \in ]0, 1[$ ,  
alors  $\forall t \in \mathbb{R}$ ,

$$\begin{aligned}\varphi_X(t) &= \sum_{n=0}^{+\infty} e^{int} \underbrace{P(X=n)}_{=0 \text{ si } n \neq 2} \\ &= 1(1-p) + e^{it} p\end{aligned}$$

Si  $X, Y$  sont 2 variables aléatoires  $L^2$  indépendantes, alors :

$$\varphi_{X+Y} = \varphi_X * \varphi_Y$$