

Exercice 1

① Soient  $k$  et  $l \in \mathbb{N}$ .

$$P[\pi(A)=k, \pi(B)=l] = \sum_{n \geq k+l} P \left[ \begin{array}{l} X = n, \text{ } k \text{ indices } i \in \{1, \dots, n\} \text{ vérifient } X_i \in A \\ \text{ et } l \text{ indices } i \in \{1, \dots, n\} \text{ vérifient } X_i \in B \end{array} \right]$$

$$= \sum_{n \geq k+l} e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!} \binom{n}{k} \mu(A)^k \binom{n-k}{l} \mu(B)^l (1-\mu(A)-\mu(B))^{n-k-l}$$

$$= e^{-\lambda} (\lambda \mu(A))^k (\lambda \mu(B))^l \sum_{n \geq k+l} (\lambda (1-\mu(A)-\mu(B)))^{n-k-l} \frac{1}{n!} \frac{n!}{(n-k)! l!} \frac{(n-k)!}{(n-k-l)! l!}$$

$$= e^{-\lambda} \frac{(\lambda \mu(A))^k}{k!} \frac{(\lambda \mu(B))^l}{l!} \underbrace{\sum_{n \geq k+l} \frac{[\lambda (1-\mu(A)-\mu(B))]^{n-k-l}}{(n-k-l)!}}_{= e^{\lambda (1-\mu(A)-\mu(B))}}$$

$$= e^{-\lambda \mu(A)} \frac{(\lambda \mu(A))^k}{k!} e^{-\lambda \mu(B)} \frac{(\lambda \mu(B))^l}{l!}$$

Ainsi,  $\pi(A) \perp \pi(B)$ ,  $\pi(A) \sim \mathcal{P}(\lambda \mu(A))$   
 et  $\pi(B) \sim \mathcal{P}(\lambda \mu(B))$ .

## Exercice 2

2

①  $(T_i, R_i, U_i)_{i \geq 1}$  est un PP de Poisson sur  $\mathbb{R}_+ \times \mathbb{R}_+ \times \mathbb{R}_+$   
d'intensité  $\lambda dt e^{-r} dr 2e^{-2u} du$ .

② Le  $i$ -ème client arrive à l'instant  $T_i$ , part à l'instant  
 $T_i + R_i$ , et est satisfait si  $U_i > R_i$ .

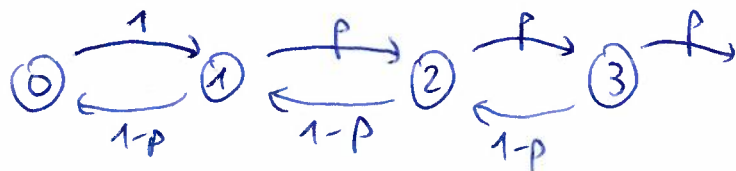
$$\text{Donc } X_t = \sum_{i \geq 1} \mathbb{1}_{T_i + R_i < t} \mathbb{1}_{U_i > R_i}$$

③ Donc  $X_t = M(A_t)$ , où  $A_t = \{(r, u) \in \mathbb{R}_+^2 / \Delta + r < t \text{ et } u > r\}$

④ Ainsi,  $X_t \sim \mathcal{P}(\alpha_t)$ , où

$$\begin{aligned} \alpha_t &= \iiint_{A_t} \lambda ds e^{-r} dr 2e^{-2u} du \\ &= \int_0^t \lambda ds \int_0^{t-s} e^{-r} dr \int_r^\infty 2e^{-2u} du = \frac{\lambda t}{3} - \frac{\lambda}{9} (1 - e^{-3t}) \end{aligned}$$

Ex 3 :



(3)

① Le CdP est irréductible car 0 commute avec  $i$  pour tout  $i \in \mathbb{N}_+$ :

$$Q^i(0, i) \geq Q(0, 1)Q(1, 2) \dots Q(i-1, i) = p^{i-1} > 0$$

$$\text{et } Q^i(i, 0) \geq Q(i, i-1)Q(i-1, i-2) \dots Q(1, 0) = (1-p)^i > 0.$$

② Soit  $(Y_n)_{n \geq 1}$ , iid avec  $P(Y_n = 1) = p$  et  $P(Y_n = -1) = 1-p$ .

(avec  $(Y_n)_{n \geq 1} \perp\!\!\!\perp X_0$  r.v.a. à val. ds  $\mathbb{N}$ ).

$$\text{Soit } X_{n+1} = X_n + \mathbb{1}_{\{X_n = 0\}} + \mathbb{1}_{\{X_n \geq 1\}} Y_{n+1} = \Phi(X_n, Y_{n+1}),$$

$$\text{où } \Phi(i, y) = i + \mathbb{1}_{\{i=0\}} + \mathbb{1}_{\{i \geq 1\}} y.$$

Pour le coup,  $(X_n)_{n \geq 0}$  est le CdP de transition

$$P(i, j) = P(\Phi(i, Y_1) = j)$$

$$\rightarrow \text{si } i=0, \text{ on a } P(i, j) = P(i+1=j) = \begin{cases} 1 & \text{si } j=i+1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} = Q(i, j)$$

$$\rightarrow \text{si } i \geq 1, \text{ on a } P(i, j) = P(i+Y_1=j) = P(Y_1=j-i) = \begin{cases} p & \text{si } j=i+1 \\ 1-p & \text{si } j=i-1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} = Q(i, j)$$

③ Si  $p > \frac{1}{2}$ , on écrit

$$X_{n+1} \geq X_n + Y_{n+1}, \text{ donc } X_n \geq X_0 + \sum_{k=0}^{n-1} (X_{k+1} - X_k) \\ \geq X_0 + \sum_{k=1}^n Y_k$$

$$\text{or } \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n Y_k \xrightarrow{n \rightarrow \infty} E[Y] = 2p-1 > 0 \text{ par la LFN,}$$

$$\text{donc } \sum_{k=1}^n Y_k \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty \text{ p.s., puis } X_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty \text{ p.s.,}$$

et le CdP est transitive.

(4) On cherche une probabilité  $\pi$  sur  $\mathbb{N}$  t.c.

$$\forall i, j \in \mathbb{N}, \pi(i) Q(i, j) = \pi(j) Q(j, i),$$

$$\text{i.e. } \pi(0) Q(0, 1) = \pi(1) Q(1, 0)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{et, } i \geq 1, \pi(i) Q(i, i+1) = \pi(i+1) Q(i+1, i) \end{array} \right.$$

$$\text{i.e. } \left\{ \begin{array}{l} \pi(0) = \pi(1)(1-p) \end{array} \right.$$

$$\left\{ \begin{array}{l} i \geq 1 : \pi(i) p = \pi(i+1)(1-p). \end{array} \right.$$

$$\text{Avec } \pi_0 = a, \text{ on a } (\forall i \geq 1) \pi_i = \frac{a}{(1-p)^i} p^{i-1}$$

$$\text{et on veut } 1 = \sum_{i \geq 0} \pi_i = a + \sum_{i \geq 1} a \frac{p^{i-1}}{(1-p)^i} = a + \frac{a}{1-p} \sum_{i \geq 0} \left(\frac{p}{1-p}\right)^i$$

$$\text{donc } 1 = a + \frac{a}{1-p} \times \frac{1}{1 - \frac{p}{1-p}} \quad \left( \text{car } \frac{p}{1-p} < 1 \text{ car } p < \frac{1}{2} \right)$$

$$= a \left( 1 + \frac{1}{1-2p} \right) = a \frac{2-2p}{1-2p}$$

$$\text{et } a = \frac{1-2p}{2-2p}$$

$$\text{D'où } \pi_0 = \frac{1-2p}{2-2p} \text{ et } \forall i \geq 1, \pi_i = \frac{1-2p}{2-2p} \frac{p^{i-1}}{(1-p)^i}$$

De qd  $p < 1/2$ , la C.D. ci-dessus ne peut être réversible de manière, elle est de récurrence positive.

$$\textcircled{5} \text{ a } \{\tau_0 = m\} = \begin{cases} \emptyset & \text{si } m < 0 \\ \{X_1 \neq 0, \dots, X_{m-1} \neq 0, X_m = 0\} & \text{si } m \geq 1 \end{cases}$$

$$\in \mathcal{F}_m = \sigma(X_0, \dots, X_m)$$

pour tout  $m > 0$ . De  $\tau_0$  est un t.a.

(Notez que  $\tau_0$  est bien à valeurs ds  $\mathbb{N} \cup \{\infty\}$ ).

Pour le cas, qd la GCM est rec primitive, ce qui est le cas pour  $p < 1/2$ ,

$$E_0[\tau_0] = \frac{1}{\pi(\omega)} = \frac{2-2p}{1-2p}.$$

⑤

Ex 4:

① L'espace d'état est bien  $\mathbb{N}$ . (on  $\mathbb{N}^+$ )

$(X_t)_{t \geq 0}$  est un PMS car les lois en jeu sont exponentielles.

Si on connaît  $(X_s)_{s \in [0, t]}$  et q'importe  $X_t = i$ ,

alors on a  $i$  bactéries à l'instant  $t$ , et on sait

(pour chacune) depuis combien de temps elles ne se sont pas

divisées, mais comme le temps d'attente est large divisé est

$\mathcal{E}(\alpha)$ , le temps résiduel d'attente (pour chaque bactérie) est

le prochain divisé et encore  $\mathcal{E}(\alpha)$ .

Ainsi, ce qui se passe après  $t$  ne dépend que de  $i$ .

② Si  $X_0 = i$ , on appelle

$S_1, \dots, S_i$  les temps de division des bactéries no 1, 2, ...,  $i$ .

Les  $S_1, \dots, S_i$  sont iid  $\mathcal{E}(\alpha)$ .

Plus  $T_1 = \inf\{t > 0 : X_t \neq X_0\} = \min\{S_1, \dots, S_i\}$

Pour la loi des minima,  $T_1 \sim \mathcal{E}(i\alpha)$ .

Donc  $h(i) = \frac{1}{\mathbb{E}[T_1]} = i\alpha$ .

De plus, on a bien  $\mathbb{P}(X_{T_1} = i+1)$ , donc

$$Q(i, i+1) = \mathbb{P}_i[X_{T_1} = i+1] = 1.$$

③ Les eq<sup>o</sup> de  $K$   $F$  s'écrivent. ( $j \geq 1$ )

$$P'_x(t, j) = -j\alpha P_x(t, j) + (j-1)\alpha P_x(t, j-1).$$

$$\textcircled{c} \frac{d}{dt} E_1[X_t] = \sum_{j \geq 1} j P'_x(t, j)$$

$$= -\alpha \sum_{j \geq 1} j^2 P_x(t, j) + \alpha \sum_{j \geq 1} j(j-1) P_x(t, j-1)$$

$$= -\alpha E_1[X_t^2] + \alpha \sum_{e \geq 0} (e+1) P_x(t, e)$$

$$= -\alpha E_1[X_t^2] + \alpha E_1[X_t(X_t+1)]$$

$$= \alpha E_1[X_t].$$

Comme de plus  $E_1[X_0] = 1$ , on conclut

$$\text{que } E_1[X_t] = e^{\alpha t}.$$

⑦

Ex 5:  $E = \mathbb{N} \times \mathbb{N}$ .

(8)

$$\forall i = (i_1, i_2) \in E, \quad \Delta(i) = \alpha + (i_1 \wedge 2) \mu_1 + (i_2 \wedge 1) \mu_2$$

$$Q(i, j) = \begin{cases} \frac{\alpha}{\Delta(i)} & \text{si } j = (i_1 + 1, i_2) \\ \frac{(i_1 \wedge 2) \mu_1}{\Delta(i)} & \text{si } j = (i_1 - 1, i_2 + 1) \\ \frac{(i_2 \wedge 1) \mu_2}{\Delta(i)} & \text{si } j = (i_1, i_2 - 1) \end{cases}$$