

### Exercice 12

1. Il faut calculer la probabilité suivante  $\mathbb{P}(N_{365} = 1)$  car  $\lambda$  est en pannes/jour. De plus, la VAR  $N_t$  suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda t$ . On a alors :

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(N_{365} = 1) &= \exp(-\lambda t) \cdot \frac{(\lambda t)^1}{1!} \\ &= \exp(-0,007 \times 365) \times 0,007 \times 365 \\ &= 0,1985\end{aligned}$$

2. Il faut calculer la probabilité suivante  $\mathbb{P}(N_{200} - N_{100} = 3 / N_{120} = 2)$ . On a :

$$\mathbb{P}(N_{200} - N_{100} = 3 / N_{120} = 2) = \frac{\mathbb{P}(N_{200} - N_{100} = 3 \cap N_{120} = 2)}{\mathbb{P}(N_{120} = 2)}$$

Attention, les accroissements  $N_{200} - N_{100}$  et  $N_{120}$  ne sont pas indépendants car ils se chevauchent. Il faut donc chercher un évènement équivalent à  $N_{200} - N_{100} = 3 \cap N_{120} = 2$  utilisant des accroissements indépendants. On peut montrer que :

$$\begin{aligned}N_{200} - N_{100} = 3 \cap N_{120} = 2 &\iff (N_{100} = 0 \cap N_{120} - N_{100} = 2 \cap N_{200} - N_{120} = 1) \\ &\quad \cup (N_{100} = 1 \cap N_{120} - N_{100} = 1 \cap N_{200} - N_{120} = 2) \\ &\quad \cup (N_{100} = 2 \cap N_{120} - N_{100} = 0 \cap N_{200} - N_{120} = 3)\end{aligned}$$

On a d'après les règles de probabilité sur l'indépendance et sur les évènements incompatibles.

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(N_{200} - N_{100} = 3 \cap N_{120} = 2) &= \mathbb{P}(N_{100} = 0) \mathbb{P}(N_{120} - N_{100} = 2) \mathbb{P}(N_{200} - N_{120} = 1) \\ &\quad + \mathbb{P}(N_{100} = 1) \mathbb{P}(N_{120} - N_{100} = 1) \mathbb{P}(N_{200} - N_{120} = 2) \\ &\quad + \mathbb{P}(N_{100} = 2) \mathbb{P}(N_{120} - N_{100} = 0) \mathbb{P}(N_{200} - N_{120} = 3) \\ &= e^{(-0,007 \times 100)} \times e^{(-0,007 \times 20)} \times \frac{(0,007 \times 20)^2}{2} \times e^{(-0,007 \times 80)} \\ &\quad \times 0,007 \times 80 + e^{(-0,007 \times 100)} \times 0,007 \times 100 \times e^{(-0,007 \times 20)} \\ &\quad \times 0,007 \times 20 \times e^{(-0,007 \times 80)} \times \frac{(0,007 \times 80)^2}{2!} + e^{(-0,007 \times 100)} \\ &\quad \times \frac{(0,007 \times 100)^2}{2} \times e^{(-0,007 \times 20)} \times e^{(-0,007 \times 80)} \times \frac{(0,007 \times 80)^3}{3!} \\ &= \end{aligned}$$

Comme  $\mathbb{P}(N_{120} = 2) = e^{(-0,007 \times 120)} \times \frac{(0,007 \times 120)^2}{2}$ , on en conclut que :

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(N_{200} - N_{100} = 3 / N_{120} = 2) &= \frac{\mathbb{P}(N_{200} - N_{100} = 3 \cap N_{120} = 2)}{\mathbb{P}(N_{120} = 2)} \\ &= \frac{20}{27} \lambda e^{-80\lambda} [3 + 1200\lambda + 80000\lambda^2].\end{aligned}$$

### Exercice 13 (Réseau routier)

1. (a) Sachant que  $N_t^1 = n$ ,  $N_t^4$  est une loi binomiale. En effet, la voiture qui part du noeud 1 se rend soit au noeud 4, soit ne s'y rend pas.

Les paramètres de cette loi sont  $N$  et  $P$ , où  $N$  est le nombre maximum de succès (ici, on a  $N = n$ ) et  $P$  est la probabilité d'un succès sur une seule expérience (ici,  $P = 0,3$ ).

On a donc  $\mathcal{L}(N_t^4 / N_t^1 = n) = \mathcal{B}(n; 0,3)$ .

(b)

$$\begin{aligned}
\mathbb{P}(N_t^4 = k) &= \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(N_t^4 = k \cap N_t^1 = n) \\
&= \sum_{n=k}^{+\infty} \mathbb{P}(N_t^4 = k \cap N_t^1 = n) \\
&\quad \text{car si } n < k, \mathbb{P}(N_t^4 = k \cap N_t^1 = n) = 0 \text{ (on ne peut pas avoir plus de} \\
&\quad \text{voitures au noeud 4 que de voitures qui partent du noeud 1)} \\
&= \sum_{n=k}^{+\infty} \mathbb{P}(N_t^1 = n) \mathbb{P}(N_t^4 = k / N_t^1 = n) \\
&= \sum_{n=k}^{+\infty} e^{-\lambda_1 t} \frac{(\lambda_1 t)^n}{n!} \binom{n}{k} (0,3)^k (0,7)^{n-k} \\
&= e^{-\lambda_1 t} \frac{(0,3)^k}{k!} \sum_{n=k}^{+\infty} \frac{(\lambda_1 t)^n (0,7)^{n-k}}{(n-k)!} \\
&= e^{-\lambda_1 t} \frac{(0,3\lambda_1 t)^k}{k!} \underbrace{\sum_{n=k}^{+\infty} \frac{(\lambda_1 t)^{n-k} (0,7)^{n-k}}{(n-k)!}}_{e^{0,7\lambda_1 t}} \\
&= e^{-\lambda_1 t} \frac{(0,3\lambda_1 t)^k}{k!} e^{0,7\lambda_1 t} \\
&= e^{-0,3\lambda_1 t} \frac{(0,3\lambda_1 t)^k}{k!} \Rightarrow N_t^4 \sim \mathcal{P}(0,3\lambda_1 t)
\end{aligned}$$

2. Soient  $N^1$  et  $N^2$  deux processus de comptage indépendants associés à deux processus de Poisson homogène (PPH) de paramètre  $\lambda_1$  et  $\lambda_2$ . Il faut démontrer les 3 propriétés suivantes :

- (a)  $N_0 = 0$  p.s.
- (b)  $N$  est un PAI.
- (c)  $N_t - N_s \sim \mathcal{P}((\lambda_1 + \lambda_2)(t - s))$

(a)  $N_0 = N_0^1 + N_0^2 = 0 + 0 = 0$  p.s.

(b) Il faut montrer que  $\forall t_0 < t_1 < \dots < t_n$ ,  $N_{t_0}, N_{t_1} - N_{t_0}, N_{t_2} - N_{t_1}, \dots$  et  $N_{t_n} - N_{t_{n-1}}$  sont indépendants deux à deux. On va donc se fixer  $k$  et  $j$  ( $k \neq j$ ) et on va étudier la dépendance entre  $N_{t_k} - N_{t_{k-1}}$  et  $N_{t_j} - N_{t_{j-1}}$ . On a d'après la définition de  $N$  :

$$\begin{aligned}
N_{t_k} - N_{t_{k-1}} &= N_{t_k}^1 + N_{t_k}^2 - N_{t_{k-1}}^1 - N_{t_{k-1}}^2 = (N_{t_k}^1 - N_{t_{k-1}}^1) + (N_{t_k}^2 - N_{t_{k-1}}^2) \\
N_{t_j} - N_{t_{j-1}} &= N_{t_j}^1 + N_{t_j}^2 - N_{t_{j-1}}^1 - N_{t_{j-1}}^2 = (N_{t_j}^1 - N_{t_{j-1}}^1) + (N_{t_j}^2 - N_{t_{j-1}}^2)
\end{aligned}$$

Or

$$\begin{aligned}
(N_{t_k}^1 - N_{t_{k-1}}^1) &\text{ II } (N_{t_j}^1 - N_{t_{j-1}}^1) \text{ ( car } N^1 \text{ est un PAI)} \\
(N_{t_k}^1 - N_{t_{k-1}}^1) &\text{ II } (N_{t_j}^2 - N_{t_{j-1}}^2) \text{ ( car } N^1 \text{ et } N^2 \text{ sont indépendantes)} \\
(N_{t_k}^2 - N_{t_{k-1}}^2) &\text{ II } (N_{t_j}^1 - N_{t_{j-1}}^1) \text{ ( car } N^1 \text{ et } N^2 \text{ sont indépendantes)} \\
(N_{t_k}^2 - N_{t_{k-1}}^2) &\text{ II } (N_{t_j}^2 - N_{t_{j-1}}^2) \text{ ( car } N^2 \text{ est un PAI)}
\end{aligned}$$

ce qui entraîne que  $N_{t_k} - N_{t_{k-1}}$  et  $N_{t_j} - N_{t_{j-1}}$  sont bien indépendantes.

(c)

$$\begin{aligned}
\mathbb{P}(N_t - N_s = k) &= \mathbb{P}(N_t^1 + N_t^2 - N_s^1 - N_s^2 = k) \\
&= \sum_{j \in \mathbb{N}} \mathbb{P}(N_t^1 - N_s^1 = k - j \cap N_t^2 - N_s^2 = j) \\
&= \sum_{j=0}^k \mathbb{P}(N_t^1 - N_s^1 = k - j \cap N_t^2 - N_s^2 = j) \\
&\quad (\text{car } \forall j > k, \mathbb{P}(N_t^1 - N_s^1 = k - j \cap N_t^2 - N_s^2 = j) = 0) \\
&= \sum_{j=0}^k \mathbb{P}(N_t^1 - N_s^1 = k - j) \mathbb{P}(N_t^2 - N_s^2 = j) \\
&= \sum_{j=0}^k e^{-\lambda_1(t-s)} \frac{(\lambda_1(t-s))^{k-j}}{(k-j)!} e^{-\lambda_2(t-s)} \frac{(\lambda_2(t-s))^j}{j!} \\
&= \frac{e^{-(\lambda_1+\lambda_2)(t-s)}}{k!} \underbrace{\sum_{j=0}^k \frac{k!}{j!(k-j)!} (\lambda_1(t-s))^{k-j} (\lambda_2(t-s))^j}_{(\lambda_1(t-s) + \lambda_2(t-s))^k} \\
&= \frac{e^{-(\lambda_1+\lambda_2)(t-s)}}{k!} (\lambda_1(t-s) + \lambda_2(t-s))^k \\
&= e^{-(\lambda_1+\lambda_2)(t-s)} \frac{((\lambda_1 + \lambda_2)(t-s))^k}{k!} \Rightarrow N_t - N_s \sim \mathcal{P}((\lambda_1 + \lambda_2)(t-s))
\end{aligned}$$

3. D'après 1 et 2, une partie de PPH est aussi un PPH et la somme de 2 PPH est un PPH. On en déduit donc que :
- Noeud 1 : PPH( $\lambda_1$ ) ;
  - Noeud 4 : 0,3 Noeud 1  $\Rightarrow$  PPH ( $0,3\lambda_1$ ) ;
  - **Sortie A** : 0,2 Noeud 4  $\Rightarrow$  PPH ( $0,06\lambda_1$ ) ;
  - Noeud 2 : 0,7 Noeud 1 + PPH ( $\lambda_2$ )  $\Rightarrow$  PPH ( $0,7\lambda_1 + \lambda_2$ ) ;
  - Noeud 6 : PPH( $\lambda_6$ ) ;
  - Noeud 3 (**sortie C**) : 0,4 Noeud 2 + 0,5 Noeud 6  $\Rightarrow$  PPH ( $0,28\lambda_1 + 0,4\lambda_2 + 0,5\lambda_6$ ) ;
  - Noeud 5 (**sortie B**) : 0,8 Noeud 4 + 0,6 Noeud 2 + 0,5 Noeud 6  $\Rightarrow$  PPH ( $0,66\lambda_1 + 0,6\lambda_2 + 0,5\lambda_6$ )