

# Université Pierre et Marie Curie Parcours MSA Processus Stochastiques

Année 2013 - 2014

# TD N°4: Processus de Poisson

#### I - Loi de Poisson

On va montrer qu'un processus de comptage  $(N_t)_{t \in \mathbb{R}_+}$  tel que  $N_0 = 0$  est un processus de Poisson, *i.e.* stationnaire, à accroissements indépendants et à événements rares, *si et seulement si* la variable aléatoire  $N_t$  suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda t$  où  $\lambda$  est un nombre réel positif.

1- Démontrer que si la variable  $N_t$  suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda t$ , i.e. si

$$P([N_t = k]) = \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^k}{k!}$$

alors le processus est à événements rares.

- 2- On va maintenant montrer la réciproque, *i.e.* que dans un processus de Poisson la variable aléatoire  $N_t$  suit une loi de Poisson. Pour ce faire on va établir des relations fonctionnelle et différentielle entre les probabilités  $P([N_t = k])$ .
- a) En écrivant  $P([N_{t+s} = k])$  comme une somme sur le nombre d'événement ayant eu lieu à l'instant t montrer que, pour un processus de Poisson, on a la relation :

$$P([N_{t+s} = k]) = \sum_{i=0}^{k} P([N_t = i])P([N_s = k - i]).$$
(1)

On pose alors  $P([N_t = k]) = \pi_k(t)$  et l'on va montrer que :

$$\pi_k(t) = \frac{e^{-\lambda t}(\lambda t)^k}{k!} \ . \tag{2}$$

b) On étudie tout d'abord le cas k=0. Que devient l'équation (1)? Montrer que  $\pi_0(t)$  est continue sur tout  $\mathbb{R}_+$ . Puis, en supposant en plus que  $\pi_0(t)$  dérivable sur  $\mathbb{R}_+$ , montrer que  $\pi_0(t)$  s'écrit :

$$\pi_0(t) = e^{-\lambda t}$$

où  $\lambda$  est un réel positif.

c) On va démontrer la relation (2) par récurrence sur k grâce à une équation différentielle sur  $\pi_{k+1}(t)$ . Pour établir cette équation on regarde le nombre d'événements qui se sont produits jusqu'à l'instant t+h en faisant intervenir le nombre d'événements qui se sont produits jusqu'à l'instant t. Montrer que l'on a alors :

$$\pi_{k+1}(t+h) = \sum_{i=0}^{k+1} \pi_i(t) \pi_{k+1-i}(h)$$
.

d) Montrer que, moyennant l'hypothèse que le processus est à événements rares, l'on a :

$$\pi_{k+1}(t+h) \simeq \pi_1(h)\pi_k(t) + \pi_0(h)\pi_{k+1}(t)$$
 (3)

e) Montrer alors que  $\lim_{h\to 0} \pi_1(h)/h = \lambda$ . Déduire alors de l'équation (3) l'équation différentielle sur  $\pi_{k+1}(t)$ :

$$\pi'_{k+1}(t) = \lambda \pi_k(t) - \lambda \pi_{k+1}(t)$$
 (4)

f) En résolvant cette équation et en utilisant l'hypothèse de récurrence montrer que :

$$\pi_{k+1}(t) = \frac{e^{-\lambda t}(\lambda t)^{k+1}}{(k+1)!} \ . \tag{5}$$

## II- Propriétés de la loi de Poisson

- 1- Que vaut la probabilité conditionnelle :  $P([N_{t+s} = k | N_s = i])$  avec  $i \leq k$ ?
- 2- Déterminer l'espérance  $E[N_t]$  interpréter puis la variance  $V[N_t]$ .
- 3- On s'intéresse à la loi de la durée séparant deux occurrences d'un événement. On se place à un temps  $t_0$  et on s'intéresse à la variable T, temps d'attente jusqu'à l'occurrence du prochain événement. Déterminer la loi de T,  $P([T \le t])$ . En déduire E[T].

## III- Applications de la loi de Poisson

- 1- Les arrivées d'autobus à une station sont décrites par un processus de Poisson d'intensité  $\lambda$ . Chaque autobus s'arrête un temps fixe  $\tau$  à la station. Un passager qui arrive à un instant  $\theta$  monte dans le bus si celui-ci est là, attend pendant un temps  $\tau'$ , puis, si l'autobus n'est pas arrivé pendant le temps  $\tau'$ , quitte la station et s'en va à pied. Déterminer la probabilité que le passager prenne l'autobus.
- 2- Sur une route à sens unique, l'écoulement des voitures peut être décrit par un processus de Poisson d'intensité  $\lambda=1/6~{\rm s}^{-1}$ . Un piéton qui veut traverser la route a besoin d'un intervalle d'au moins 4s entre 2 voitures successives.
  - a) Calculer la probabilité pour qu'il doive attendre.
  - b) Le nombre moyen de voitures qu'il voit passer avant de pouvoir traverser la route.