# Loi de Poisson

### 1. Définition

Soit  $\lambda \in \mathbb{R}_+^*$ . La loi de probabilité de Poisson de paramètre  $\lambda$ , notée  $\mathcal{P}(\lambda)$ , est définie sur  $\mathbb{N}$  par :

$$\forall k \in \mathbb{N}, \ p_k = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$

### 2. Propriétés

- 1/ Si  $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$ , on a :  $E(X) = \lambda$  et  $V(X) = \lambda$ .
- 2/ Fonction génératrice des moments :

$$\forall t \in ]-1,1[, g_X(t) = E(t^X) = \sum_{k \in \mathbb{N}} t^k p_k = e^{\lambda(t-1)}$$

- 3/ Si  $X_1 \sim \mathcal{P}(\lambda_1)$ ,  $X_2 \sim \mathcal{P}(\lambda_2)$ ,  $(\lambda_1, \lambda_2) \in (\mathbb{R}_+^*)^2$ ,  $X_1$  et  $X_2$  indépendantes en probabilité, alors  $X_1 + X_2 \sim \mathcal{P}(\lambda_1 + \lambda_2)$ .
- 4/ Si une loi de probabilité sur № vérifie :

$$\forall k \in \mathbb{N}, \ p_{k+1} = \frac{\lambda}{(k+1)} p_k, \ \lambda \in \mathbb{R}_+^*$$

alors il s'agit d'une loi de probabilité de Poisson de paramètre λ.

5/ Soit  $\lambda \in \mathbb{R}_+^*$ . Si  $\forall n \in \mathbb{N}^*$ ,  $X_n \sim \mathcal{B}\left(n, \frac{\lambda}{n}\right)$ , alors la suite de v.a.r.  $\left(X_n\right)$  converge en loi vers une loi de Poisson de paramètre  $\lambda$ , c'est-à-dire:

$$\forall k \in \mathbb{N}, \lim_{n \to \infty} P(X_n = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$

Preuve 1.

Si on pose  $\forall k \in \mathbb{N}$ ,  $\forall n \in \mathbb{N}^*$  tel que  $n \ge k$ :  $p_{k,n} = \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k}$ , alors on vérifie aisément:

$$\forall k \in \mathbb{N}, \, \forall n \in \mathbb{N}^*, \, \text{tel que } n \geq \max\left(k,\lambda\right): \, p_{k+1,n} = \frac{\left(n-k\right)\lambda}{\left(k+1\right)\left(n-k\right)} p_{k,n} \, .$$

 $\text{Comme, pour $k$ fix\'e, la suite } \left(\frac{(n-k)\lambda}{(k+1)(n-\lambda)}\right)_{n>\max(k,\lambda)} \text{ est convergente de limite } \frac{\lambda}{k+1} \text{ , on en }$ 

déduit que, si la suite  $\left(p_{k,n}\right)_{n>\max(k,\lambda)}$  est convergente de limite  $p_k$ , alors la suite  $\left(p_{k+1,n}\right)_{n>\max(k,\lambda)}$  est convergente de limite  $p_{k+1}=\frac{\lambda}{k+1}\,p_k$ .

Il suffit de vérifier que la suite de terme général  $p_{0,n}$  converge pour avoir montré par récurrence qu'il en est de même, pour tout k de  $\mathbb{N}$ , de la suite  $\left(p_{k,n}\right)_{n>\max(k,\lambda)}$ .

Comme on a :  $p_{0,n} = \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n$ , la suite  $\left(p_{0,n}\right)_{n>0}$  converge et a pour limite  $e^{-\lambda}$ . La loi limite vérifiant :  $\forall k \in \mathbb{N}$ ,  $p_{k+1} = \frac{\lambda}{k+1} p_k$ , il s'agit de la loi de Poisson de paramètre  $\lambda$ . (Cf. document d'accompagnement des programmes de Terminales).

Preuve 2.

Soit  $\forall k \in \mathbb{N}$ . On a,  $\forall n \in \mathbb{N}^*$  tel que  $n > \max(k, \lambda)$ :

$$p(X_n = k) = \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} = \frac{\lambda^k}{k!} \prod_{i=1}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right) \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n$$

et il est aisé de vérifier que le dernier membre converge vers  $\frac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda}$  .

Preuve 3.

Utilisation des fonctions génératrices des moments.

Si 
$$X_n \sim \mathcal{B}\left(n, \frac{\lambda}{n}\right)$$
, on a:

$$\forall t \in \left[-1,1\right] \quad G_{X_n}\left(t\right) = \left(1 - \frac{\lambda}{n} + \frac{\lambda}{n}t\right)^n = \left(1 + \frac{\lambda\left(t - 1\right)}{n}\right)^n$$

et

$$\lim_{n\to\infty}G_{X_{n}}\left(t\right)=e^{\lambda\left(t-1\right)}=G_{X}\left(t\right) \ \text{avec} \ X\sim\mathcal{P}\left(\lambda\right).$$

# 3. Applications

Soit X le nombre d'arrivées de clients sur un intervalle de temps que l'on peut noter [0,1]. On suppose qu'il y a en moyenne  $\lambda$  arrivées  $(\lambda > 0)$  sur cet intervalle de temps. On peut considérer alors que X suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda$ .

Justification.

On divise l'intervalle [0,1] en n intervalles de longueur 1/n et on fait les deux hypothèses suivantes :

1/Il existe au plus une arrivée par intervalle de temps de longueur 1/n et

2/ les arrivées sont indépendantes les unes des autres.

Soit  $X_i$  la v.a. égale à 1 s'il y a une arrivée dans le i-ème intervalle, égale à 0 sinon,  $\left(X_1,\ldots,X_n\right)$  est un n-uplet de v.a.r. i.i.d. (indépendantes et identiquement distribuées) de loi de Bernoulli  $\mathcal{B}\left(\frac{\lambda}{n}\right)$  et on en déduit que la somme,  $X = \sum_{i=1}^n X_i$ , suit une loi binomiale  $\mathcal{B}\left(n,\frac{\lambda}{n}\right)$ .

Lorsque n tend vers l'infini, la loi de X converge vers une loi de Poisson de paramètre  $\lambda$ .

### 4. Exercices

### 1/ Contrôle de fabrication.

Une chaîne produit des boulons avec une proportion de 1/1000 de boulons défectueux. Quelle est la probabilité de trouver au moins 2 boulons défectueux dans un lot de 500 ?

### 2/ Correction d'ouvrage

Dans un livre de 500 pages, il y a 50 coquilles réparties au hasard.

Quelle est la probabilité de trouver strictement plus d'une coquille dans une page donnée ?

Soit Y le nombre de pages contenant plus d'une coquille. Calculer E(Y).

### 3/ Dans une grande ville il y a en moyenne deux incendies par an.

Quelle est la probabilité qu'il n'y ait pas d'incendie dans l'année à venir ?

## 4/ « Surbooking ».

Sachant que 1% des réservations pour un vol donné ne sont pas utilisées, une compagnie aérienne vend 75 billets pour 73 places.

Quelle est la probabilité que tous les passagers aient une place ?

### 5/ Le cake aux raisins.

Combien faut-il mettre de raisins secs dans la pâte à cake pour que la probabilité de trouver au moins un raison sec dans un morceau de cake (un vingtième du cake) soit supérieure ou égale à 95%?

### Loi de Poisson - Corrections des exercices

### 1/ Contrôle de fabrication

On fait les hypothèses (i) pour chaque boulon tiré au hasard dans l'ensemble de la production, la probabilité d'être défectueux est 1/1000 et (ii) les boulons sont défectueux indépendamment les uns des autres.

Soit X le nombre de boulons défectueux dans un lot de 500 boulons tirés au hasard de la production. X suit une loi binomiale de paramètres n=500 et p=1/1000, qui peut être approchée par une loi de Poisson de paramètre  $\lambda=0.5$ . La probabilité de l'événement « 2 boulons au moins sont défectueux » est :

$$P([X \ge 2]) = 1 - P([X = 0]) - P([X = 1]) = 1 - e^{-0.5} - 0.5e^{-0.5} \simeq 0.09$$

# 2/ Correction d'ouvrages

Soit X le nombre de coquilles d'une page donnée; X suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda = 0.1$  (même raisonnement que précédemment : chaque coquille a une probabilité de 1/500 d'être dans la page, indépendamment des autres coquilles, le nombre X de coquilles dans la page suit une loi binomiale  $\mathcal{B}(50;1/500)$ , approchée par une loi  $\mathcal{P}(0.1)$ ).

La probabilité de trouver strictement plus d'une coquille dans une page donnée est :

$$P(X > 1) \simeq 0.00468$$
.

Soit *Y* le nombre de pages ayant plus d'une coquille. On suppose que, pour chaque page, la probabilité d'avoir plus d'une coquille est 0.00468, ceci indépendamment des autres pages.

On a donc  $Y \sim \mathcal{B}(500; 0.00468)$  loi qui peut être approchée par la loi  $\mathcal{P}(2.34)$ , les deux lois ayant pour espérance mathématique 2.34.

Le nombre de pages ayant plus d'une coquille est en moyenne 2.34.

3/ On peut considérer que le nombre X d'incendies dans une année donnée suit une loi de Poisson de paramètre 2. La probabilité de ne pas avoir d'incendie dans l'année à venir est alors :

$$P([X=0]) = e^{-2} = 0.135$$
.

# 4/ Surbooking

On suppose que chaque billet a la probabilité 0.01 de ne pas être utilisé, indépendamment des autres billets. Le nombre X de billets non utilisés parmi les 75 vendus suit une loi binomiale  $\mathcal{B}(75;0.01)$  approchée par une loi de Poisson  $\mathcal{P}(0.75)$ . La probabilité que tous les passagers aient une place est donc :

$$P(X \leq 2) \simeq 0.96$$
.

5/Le cake aux raisins

Soit n le nombre de raisins secs dans la pâte à cake. Le nombre X de raisins secs dans ma part (1/20 du cake) suit une loi de Poisson de paramètre n/20. On cherche n vérifiant :

$$P([X \ge 1]) \ge 0.95$$
 , c'est-à-dire  $P([X = 0]) = e^{-\frac{n}{20}} \le 0.05$  .

Il faut mettre au moins 60 raisins secs dans la pâte à cake pour que la probabilité que je trouve au moins un raisin sec dans ma part soit supérieure à 0.95. (Attention, il ne s'agit pas de la probabilité qu'il y ait simultanément au moins un raisin sec dans chacune des 20 parts du cake).