On note X le nombre de colis transporté par un livreur dans le mois. On suppose que X suit la loi de Poisson de paramètre  $\lambda > 0$ .

On suppose que chaque colis a un probabilité  $p \in ]0,1[$  de se faire endommager indépendamment des autres colis. On note alors Y le nombre de colis endommagés. On note aussi Z = X - Y.

1. Soit  $m \in \mathbb{N}$ , rappeler  $\mathbf{P}(X = m)$ .

# Corrigé

D'après le cours, comme  $X \hookrightarrow \mathscr{P}(\lambda)$ ,

$$\forall m \in \mathbf{N}, \ \mathbf{P}(X=m) = \frac{\lambda^m e^{-\lambda}}{m!}$$

2. Déterminer pour tout n dans N la loi conditionnelle de Y sachant (X = n)

### Corrigé

On suppose que (X = n). Il y a donc n colis. Chacun se fait endommager **indépendamment** des autres avec la probabilité p donc la loi conditionnelle de Y sachant (X = n) est la loi binomiale de paramètres n et p. On a

$$\forall k \in \mathbf{N}, \mathbf{P}(Y = k | X = n) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$$

en posant q = 1 - p.

3. Déterminer la loi de Y

## Corrigé

Soit  $k \in \mathbb{N}$ , on calcule la probabilité  $\mathbf{P}(Y = k)$  en utilisant le système complet d'événements  $\{(X = n)\}_{n \in \mathbb{N}}$ .

$$\mathbf{P}(Y=k) = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbf{P}(X=n)\mathbf{P}(Y=k|X=n)$$

$$= \sum_{n=k}^{+\infty} \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!} \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$$

$$= \frac{1}{k!} p^k e^{-\lambda} \sum_{n=k}^{+\infty} \lambda^n \frac{1}{(n-k)!} q^{n-k}$$

$$= \frac{1}{k!} p^k e^{-\lambda} \lambda^k \sum_{n=k}^{+\infty} \lambda^{n-k} \frac{1}{(n-k)!} q^{n-k}$$

$$= \frac{(\lambda p)^k e^{-\lambda p}}{k!}$$

On en déduit que  $Y \hookrightarrow \mathscr{P}(\lambda p)$ .

4. Déterminer la loi de Z.

## Corrigé

La variable aléatoire Z compte le nombre de colis intact. Comme chaque colis a une probabilité q=1-p de rester intact, on peut reprendre les calculs ci-dessus en remplaçant p par q (et réciproquement). On en déduit que  $Z \hookrightarrow \mathscr{P}(\lambda q)$ .

d) Montrer que Y et Z sont indépendantes. On pourra commencer par déterminer la loi de Z.

### Corrigé

Pour  $k_1$  et  $k_2$  dans **N** on calcule la probabilité que  $(Y = k_1) \cap (Z = k_2) = (Y = k_1) \cap (X = k_1 + k_2)$ . On a

$$\mathbf{P}((Y = k_1) \cap (X = k_1 + k_2)) = \mathbf{P}(X = k_1 + k_2) \cdot \mathbf{P}(Y = k_1 | X = k_1 + k_2)$$

$$= \frac{\lambda^{k_1 + k_2} e^{-\lambda}}{(k_1 + k_2)!} {k_1 \choose k_1} p^{k_1} q^{k_2}$$

$$= \frac{\lambda^{k_1 + k_2} e^{-\lambda(p+q)}}{k_1! k_2!} p^{k_1} q^{k_2}$$

$$= \frac{(\lambda p)^{k_1} e^{-\lambda p}}{k_1!} \times \frac{(\lambda q)^{k_2} e^{-\lambda q}}{k_2!}$$

$$= \mathbf{P}(Y = k_1) \mathbf{P}(Z = k_2)$$

Les variables Y et Z sont bien indépendantes.