

# Indications – Semaine 14 – Variables aléatoires discrètes

PSI

## Contents

1	Stabilité de la loi de Poisson : $X_1 + X_2 \sim \mathcal{P}(\lambda_1 + \lambda_2)$ . . . . .	2
2	Espérance de la loi géométrique : $E(\mathcal{G}(p)) = 1/p$ . . . . .	3
3	Loi custom $Z = X + Y$ . . . . .	4
4	Matrice $\begin{pmatrix} X & 1 \\ 0 & Y \end{pmatrix}$ diagonalisable . . . . .	5
5	Loi uniforme sur $\llbracket 1, n \rrbracket$ . . . . .	6

## 1 Stabilité de la loi de Poisson : $X_1 + X_2 \sim \mathcal{P}(\lambda_1 + \lambda_2)$

Indications.

- Calculer  $P(X_1 + X_2 = n)$  par la formule des probabilités totales conditionnant sur  $X_1 = k$

:

$$P(X_1 + X_2 = n) = \sum_{k=0}^n P(X_1 = k)P(X_2 = n - k) \quad (\text{indépendance}).$$

- Développer et reconnaître  $\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \lambda_1^k \lambda_2^{n-k} = (\lambda_1 + \lambda_2)^n$  (binôme de Newton).

- Conclure que  $P(X_1 + X_2 = n) = e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^n}{n!}$ .

## 2 Espérance de la loi géométrique : $E(\mathcal{G}(p)) = 1/p$

Indications.

- $E(X) = \sum_{n=1}^{+\infty} n \cdot p(1-p)^{n-1}$ .
- Partir de  $\sum_{n=0}^{+\infty} x^n = \frac{1}{1-x}$  pour  $|x| < 1$ , dériver terme à terme :

$$\sum_{n=1}^{+\infty} nx^{n-1} = \frac{1}{(1-x)^2}.$$

- Substituer  $x = 1 - p$  :  $\sum_{n=1}^{+\infty} n(1-p)^{n-1} = \frac{1}{p^2}$ , donc  $E(X) = p \cdot \frac{1}{p^2} = \frac{1}{p}$ .

### 3 Loi custom $Z = X + Y$

$X$  et  $Y$  sont indépendantes avec  $P(X = k) = P(Y = k) = \frac{a^k}{(1+a)^{k+1}}$  pour  $k \geq 0$ .

#### Indications.

- (a) Vérifier que c'est une loi : somme =  $\frac{1}{1+a} \sum (a/(1+a))^k = 1$  (géométrique, raison  $q = a/(1+a) < 1$ ).
- (b)  $P(Z = n) = \sum_{k=0}^n P(X = k)P(Y = n - k)$ , développer et simplifier :  $(n+1)\frac{a^n}{(1+a)^{n+2}}$ .
- (c)  $E(S) = \sum s \cdot P(S = s)$  par formule de transfert. Reconnaître  $\sum kq^k$  via dérivation.
- (d) Symétrie  $X \stackrel{d}{=} Y$  :  $E\left(\frac{X}{1+Z}\right) = E\left(\frac{Y}{1+Z}\right)$ , donc  $2E\left(\frac{X}{1+Z}\right) = E\left(\frac{Z}{1+Z}\right) = 1 - E\left(\frac{1}{1+Z}\right)$ . Calculer  $E(1/(1+Z))$  avec la loi de  $Z$ .

#### 4 Matrice $\begin{pmatrix} X & 1 \\ 0 & Y \end{pmatrix}$ diagonalisable

$X \sim \mathcal{G}(p)$  et  $Y \sim \mathcal{G}(q)$  indépendantes sur  $\mathbb{N}^*$ .

##### Indications.

- La matrice est diagonalisable si et seulement si ses valeurs propres sont distinctes, i.e.  $X \neq Y$ .
- $P(X = Y) = \sum_{k=1}^{+\infty} P(X = k)P(Y = k) = \sum_{k=1}^{+\infty} p(1-p)^{k-1}q(1-q)^{k-1}$ .
- Reconnaître une série géométrique de raison  $(1-p)(1-q)$ , sommer et simplifier.
- $P(\text{diagonalisable}) = 1 - P(X = Y)$ .

## 5 Loi uniforme sur $\llbracket 1, n \rrbracket$

$X$  et  $Y$  sont indépendantes, uniformes sur  $\llbracket 1, n \rrbracket$ .

**Indications.**

- (a)  $P(X = Y) = \sum_{k=1}^n P(X = k)P(Y = k) = n \cdot \frac{1}{n^2} = \frac{1}{n}$ . Pour  $P(X \geq Y)$  : par symétrie  $P(X > Y) = P(Y > X)$ , et  $P(X = Y) = 1/n$ , donc  $P(X \geq Y) = \frac{1}{2}(1 + 1/n) = \frac{n+1}{2n}$ .
- (b) Loi de  $V = \min(X, Y)$  :  $P(V = k) = P(X = k, Y \geq k) + P(X > k, Y = k)$  (découper selon qui réalise le minimum). Simplifier en  $\frac{2(n-k)+1}{n^2}$ .