

## I — Variables Aléatoires Réelles Discrètes

### 1) Variables aléatoires discrètes

#### a) Définitions

##### Définition : variable aléatoire discrète (1)

- (1) : Une variable aléatoire discrète est une application  $X : \Omega \rightarrow E$  telle que  $X(\Omega)$  est fini ou dénombrable et pour tout  $x \in X(\Omega)$ , l'ensemble  $[X = x] = \{\omega \in \Omega \text{ tel que } X(\omega) = x\}$  est un évènement.
- (2) : Ce ensemble préimage  $[X = x]$  peut aussi être noté simplement  $X = x$  si aucune ambiguïté n'est possible.
- (3) : La loi de  $X$  est la probabilité sur  $\mathcal{P}(E)$  définie par  $\mathbb{P}_X(A) = \mathbb{P}(X \in A) = \sum_{x \in X(\Omega) \cap A} \mathbb{P}(X = x)$ .
- (4) :  $X, Y : \Omega \rightarrow E$  sont dites équidistribuées lorsqu'elles ont même loi (notation :  $X \sim Y$ ).
- (5) : Si  $E = \mathbb{R}$ , on dit que la variable aléatoire  $X$  est réelle ( $X$  est une v.a.r.d.). On peut aussi définir les évènements  $[X = x]$ ,  $[X \geq x]$ ,  $[X \leq x]$ ,  $[X > x]$  et  $[X < x]$ .

##### Exemples (2)

- (1) : Si  $A \subset \Omega$  alors la fonction  $\mathbb{1}_A$  est une variable aléatoire à valeurs dans  $\{0, 1\}$ .  
Sa loi est définie par  $\mathbb{P}_{\mathbb{1}_A}(1) = \mathbb{P}(A)$  et  $\mathbb{P}_{\mathbb{1}_A}(0) = 1 - \mathbb{P}(A)$  (loi de BERNOULLI de paramètre  $\mathbb{P}(A)$ ).
- (2) : Pour l'attente du premier succès, l'application  $X : F^k P \mapsto k + 1$  et  $F^\infty \mapsto \infty$  est une variable aléatoire discrète à valeurs dans  $\mathbb{N}^* \cup \{\infty\}$ .  
Sa loi est la probabilité sur  $\mathcal{P}(\mathbb{N}^* \cup \{\infty\})$  définie par  $\mathbb{P}_X(k) = \frac{1}{2^k}$  et  $\mathbb{P}_X(\infty) = 0$  (loi géométrique de paramètre  $\frac{1}{2}$ ).
- (3) : Pour le jeu de pile ou face infini, l'application  $X_n : \omega \mapsto$  (les  $n$  premiers résultats) est une variable aléatoire discrète à valeurs dans  $\{P, F\}^n$ .  
Sa loi est la probabilité uniforme sur cet ensemble.
- (4) : Pour le jeu de pile ou face infini, l'application  

$$T : \omega \mapsto \begin{cases} n & \text{si il est sorti autant de } P \text{ que de } F \text{ pour la première fois au rang } 2n \\ \infty & \text{si les nombres de } P \text{ et } F \text{ sont constamment différents} \end{cases}$$
est une variable aléatoire discrète à valeurs dans  $\mathbb{N} \cup \{\infty\}$  (temps du premier retour à 0).  
Sa loi est la probabilité sur  $\mathcal{P}(\mathbb{N} \cup \{\infty\})$  définie par  $\mathbb{P}_T(0) = 0$ ,  $\mathbb{P}_T(n) = \frac{\binom{2n-2}{n-1}}{n2^{2n-1}}$  si  $n \geq 1$ ,  $\mathbb{P}_T(\infty) = 0$ .

##### Composition : (3)

Soit  $X : \Omega \rightarrow E$  une variable aléatoire discrète et  $f : E \rightarrow F$ . Alors  $f \circ X$  est aussi une variable aléatoire discrète. Sa loi est donnée par :  $\mathbb{P}(f \circ X = y) = \mathbb{P}(f(X) = y) = \sum_{f(x)=y} \mathbb{P}(X = x)$ .

##### Exemples (4)

À partir d'une v.a.r.d.  $X$ , on peut envisager les variables aléatoires  $|X|$ ,  $\exp(X)$ ,  $X^2$ ,  $\sqrt[3]{X}$ ...

**Exercice 1 : Exo CCP**

Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ . Une urne contient  $n$  boules blanches numérotées de 1 à  $n$  et deux boules noires numérotées 1 et 2. On effectue le tirage une à une, sans remise, de toutes les boules de l'urne.

On note  $X$  la variable aléatoire égale au rang d'apparition de la première boule blanche.

On note  $Y$  la variable aléatoire égale au rang d'apparition de la première boule numérotée 1.

1. Déterminer la loi de  $X$ .
2. Déterminer la loi de  $Y$ .

**Exercice 2 : Exo CCP**

Une urne contient deux boules blanches et huit boules noires.

1. Un joueur tire successivement, avec remise, cinq boules dans cette urne. Pour chaque boule blanche tirée, il gagne 2 points et pour chaque boule noire tirée, il perd 3 points. On note  $X$  la variable aléatoire représentant le nombre de boules blanches tirées. On note  $Y$  le nombre de points obtenus par le joueur sur une partie.
  - a. Déterminer la loi de  $X$ , son espérance et sa variance.
  - b. Déterminer la loi de  $Y$ , son espérance et sa variance.
2. Dans cette question, on suppose que les cinq tirages successifs se font sans remise.
  - a. Déterminer la loi de  $X$ .
  - b. Déterminer la loi de  $Y$ .

**Exercice 3 : Exo CCP**

Soit  $p \in ]0, 1[$  et  $r \in \mathbb{N}^*$ .

On dépose une bactérie dans une enceinte fermée à l'instant  $t = 0$  (le temps est exprimé en secondes).

On envoie un rayon laser par seconde dans cette enceinte.

Le premier rayon laser est envoyé à l'instant  $t = 1$ .

La bactérie a la probabilité  $p$  d'être touchée par le rayon laser.

Les tirs de laser sont indépendants.

La bactérie ne meurt que lorsqu'elle a été touchée  $r$  fois par le rayon laser.

Soit  $X$  la variable aléatoire égale à la durée de vie de la bactérie.

1. Déterminer la loi de  $X$ .
2. Prouver que  $X$  admet une espérance et la calculer.

**Exercice 4 : Exo CCP**

Soit  $n$  un entier naturel supérieur ou égal à 3.

On dispose de  $n$  boules numérotées de 1 à  $n$  et d'une boîte formée de trois compartiments identiques également numérotés de 1 à 3.

On lance simultanément les  $n$  boules.

Elles viennent se ranger aléatoirement dans les 3 compartiments.

Chaque compartiment peut éventuellement contenir les  $n$  boules.

On note  $X$  la variable aléatoire qui à chaque expérience aléatoire fait correspondre le nombre de compartiments restés vides.

1. Préciser les valeurs prises par  $X$ .
2. a. Déterminer la probabilité  $P(X = 2)$ .  
b. Finir de déterminer la loi de probabilité de  $X$ .
3. a. Calculer  $E(X)$ .  
b. Déterminer  $\lim_{n \rightarrow +\infty} E(X)$ . Interpréter ce résultat.

b)  $n$ -uplets aléatoires

**Définition : vecteurs aléatoires réels, lois marginales, loi conjointe (5)**

- (1) : Soient  $X_1, \dots, X_n$  des variables aléatoires réelles discrètes définies sur un même espace probabilisé  $\Omega$  (à valeurs dans  $\mathbb{R}$ ). Alors la fonction  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$  définie par  $X(\omega) = (X_1(\omega), \dots, X_n(\omega))$  est un vecteur aléatoire réel discret.
- (2) : Sa loi de probabilité est appelée loi conjointe de  $(X_1, \dots, X_n)$
- (3) : La loi conjointe est entièrement déterminée par les données des nombres  $\mathbb{P}([X_1 = x_1] \cap \dots \cap [X_n = x_n]) = \mathbb{P}(X = (x_1, \dots, x_n))$  lorsque  $(x_1, \dots, x_n)$  parcourt  $\mathbb{R}^n$ .
- (4) : Les lois de  $X_1, \dots, X_n$  sont appelées lois marginales de  $(X_1, \dots, X_n)$ .

**Formules pour un couple de variables aléatoires : (6)**

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X = x) &= \sum_{y \in Y(\Omega)} \mathbb{P}([X = x] \cap [Y = y]); \\ \mathbb{P}(Y = y) &= \sum_{x \in X(\Omega)} \mathbb{P}([X = x] \cap [Y = y]); \\ \mathbb{P}(X + Y = z) &= \sum_{x \in X(\Omega)} \mathbb{P}([X = x] \cap [Y = z - x]) = \sum_{y \in Y(\Omega)} \mathbb{P}([X = z - y] \cap [Y = y]). \end{aligned}$$

**Indépendance : (7)**

- (1) : Les variables aléatoires discrètes  $X_1, \dots, X_n$  sont dites mutuellement indépendantes si la loi conjointe de  $(X_1, \dots, X_n)$  est le produit des lois marginales, c'est-à-dire

$$\forall A_1 \subset \mathbb{R}, \dots, \forall A_n \subset \mathbb{R}, \mathbb{P}(X_1 \in A_1 \cap \dots \cap X_n \in A_n) = \mathbb{P}(X_1 \in A_1) \dots \mathbb{P}(X_n \in A_n).$$

Il suffit pour cela que l'on ait

$$\forall x_1 \in \mathbb{R}, \dots, \forall x_n \in \mathbb{R}, \mathbb{P}(X_1 = x_1 \cap \dots \cap X_n = x_n) = \mathbb{P}(X_1 = x_1) \dots \mathbb{P}(X_n = x_n).$$

Dans ce cas, toute sous-famille de  $(X_1, \dots, X_n)$  est constituée de variables aléatoires discrètes mutuellement indépendantes.

- (2) : Soit  $(X_i)_{i \in I}$  une famille de variables aléatoires discrètes définies sur un même espace probabilisé. On dit qu'elles sont mutuellement indépendantes lorsque toute sous-famille finie est constituée de variables aléatoires discrètes mutuellement indépendantes.

**Exercice 5 : Exo CCP**

Soit  $(X, Y)$  un couple de variables aléatoires à valeurs dans  $\mathbb{N}^2$  dont la loi est donnée par :

$$\forall (j, k) \in \mathbb{N}^2, P((X, Y) = (j, k)) = \frac{(j+k) \left(\frac{1}{2}\right)^{j+k}}{e^j k!}.$$

- Déterminer les lois marginales de  $X$  et de  $Y$ .  
Les variables  $X$  et  $Y$  sont-elles indépendantes ?
- Prouver que  $E[2^{X+Y}]$  existe et la calculer.

**Exemple (8)**

- (1) : Pour toute variable aléatoire discrète  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  et  $X$  sont indépendantes.
- (2) : Soient  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires indépendantes suivant une même loi de Bernoulli. On pose  $S = X + Y$  et  $D = X - Y$ . Alors  $S$  et  $D$  ne sont pas indépendantes car  $\mathbb{P}(S = 1) \cdot \mathbb{P}(D = 0) \neq 0$  tandis que  $[S = 1] \cap [D = 0] = \emptyset$ .

**Propriétés (9)**

- (1) : Pour  $(A_i) \in \mathcal{T}^I$  les variables aléatoires  $\mathbb{1}_{A_i}$  sont mutuellement indépendantes si et seulement si les événements  $A_i$  sont mutuellement indépendants.
- (2) : Lorsque  $X_1, \dots, X_n, Y_1, \dots, Y_p$  sont mutuellement indépendantes, pour toutes fonctions  $f, g$  les variables aléatoires discrètes  $f(X_1, \dots, X_n)$  et  $g(Y_1, \dots, Y_p)$  sont indépendantes.  
Attention : on a vu qu'il se peut que  $X$  et  $Y$  soient indépendantes sans que  $X + Y$  et  $X - Y$  ne le soient !

**Exemple :** (10)

Au jeu de pile ou face infini, soient  $X_n : \omega \mapsto$  le  $n$ -ème résultat et  $T_n$  le temps d'attente entre le  $(n - 1)$ -ème et le  $n$ -ème retour à l'équilibre (autant de piles que de faces).

- (1) : Alors les  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  forment une famille de variables aléatoires discrètes mutuellement indépendantes et les  $(T_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  forment une autre famille de variables aléatoires discrètes mutuellement indépendantes.  
(2) : Par contre les variables  $X_1, X_2, T_1$  sont deux à deux indépendantes, mais non mutuellement.

**2) Moments**

**Définitions :** (11)

Soit  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  une variable aléatoire réelle discrète.

- (1) : Si  $X$  est à valeurs positives, on appelle espérance de  $X$  :

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{x \in X(\Omega)} x \mathbb{P}(X = x) \in [0, +\infty].$$

- (2) : Si  $X$  est de signe quelconque, on dit que  $X$  est d'espérance finie ssi la famille  $(x \mathbb{P}(X = x))_{x \in X(\Omega)}$  est sommable et dans ce cas, on pose :

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{x \in X(\Omega)} x \mathbb{P}(X = x) \in \mathbb{R}.$$

- (3) : On dit que  $X$  est centrée lorsque  $\mathbb{E}(X) = 0$ .  
(4) : Pour  $k \in \mathbb{N}$ , on dit que  $X$  a un moment d'ordre  $k$  si  $\mathbb{E}(X^k)$  existe et est finie.  
(5) : Si  $X$  est d'espérance finie, on appelle variance de  $X$   $\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}((X - \mathbb{E}(X))^2) \in [0, +\infty]$  et écart type de  $X$  :  $\sigma(X) = \sqrt{\mathbb{V}(X)} \in [0, +\infty]$ .  
(6) : On dit que  $X$  est réduite lorsque  $\mathbb{V}(X) = 1$ .

**Propriétés** (12)

- (1) : Si  $X \sim Y$  alors  $\mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(Y)$  et  $\mathbb{V}(X) = \mathbb{V}(Y)$  quand ces quantités existent (réciproque fausse).  
(2) : Pour toute fonction  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  :  $\mathbb{E}(f \circ X) = \sum_{x \in X(\Omega)} f(x) \mathbb{P}(X = x)$  (formule de transfert).  
(3) : Si  $X, Y$  sont des vard positives telles que  $X \leq Y$  alors  $\mathbb{E}(X) \leq \mathbb{E}(Y)$ .  
La même conclusion a lieu si  $X, Y$  sont de signes quelconques et ont des espérances finies.  
(4) :  $\mathbb{E}(1) = 1$  ; si  $A \in \mathcal{T}$  alors  $\mathbb{E}(1_A) = \mathbb{P}(A)$ .  
(5) : Si  $|X| \leq Y$  et  $\mathbb{E}(Y) < +\infty$  alors  $X \in L^1(\Omega, \mathbb{R})$  et  $|\mathbb{E}(X)| \leq \mathbb{E}(|X|) \leq \mathbb{E}(Y)$ .  
En particulier toute vard bornée admet une espérance finie.  
(6) :  $\mathbb{E}$  est une forme linéaire sur l'espace vectoriel  $L^1(\Omega, \mathbb{R})$  des vard ayant une espérance finie.  
L'application  $X \mapsto \mathbb{E}(|X|)$  est une semi-norme sur cet espace.  
(7) : Si  $X \in L^1(\Omega, \mathbb{R})$  alors pour tous réels  $a, b$  on a  $\mathbb{E}(aX + b) = a\mathbb{E}(X) + b$ .  
En particulier la vard  $Y = X - \mathbb{E}(X)$  est centrée.  
(8) : Si  $X$  est à valeurs dans  $\mathbb{N}$  alors  $\mathbb{E}(X) = \sum_n n \mathbb{P}(X = n)$ .  
(9) : Si  $X$  admet un moment d'ordre  $p$  alors  $X$  admet un moment d'ordre  $k$  pour tout  $k \in [0, p]$ .  
(10) : L'ensemble des vard ayant un moment d'ordre  $p$  est un espace vectoriel noté  $L^p(\Omega, \mathbb{R})$ .  
(11) : Si  $X$  admet un moment d'ordre 2 alors  $\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X)^2$ .  
(12) : Si  $X$  admet un moment d'ordre 2 alors pour tous réels  $a, b$  on a  $\mathbb{V}(aX + b) = a^2 \mathbb{V}(X)$ .  
En particulier si  $\mathbb{V}(X) \in ]0, +\infty[$ , la vard  $(X - \mathbb{E}(X))/\sigma(X)$  est centrée réduite.  
(13) :  $\mathbb{V}(X) = 0 \iff X$  est presque sûrement constante.

**Exercice 6 : Exo CCP**

Soit  $\lambda \in ]0, +\infty[$ .

Soit  $X$  une variable aléatoire discrète à valeurs dans  $\mathbb{N}^*$ .

On suppose que  $\forall n \in \mathbb{N}^*, P(X = n) = \frac{\lambda}{n(n+1)(n+2)}$ .

1. Décomposer en éléments simples la fraction rationnelle  $R$  définie par  $R(x) = \frac{1}{x(x+1)(x+2)}$ .
2. Calculer  $\lambda$ .
3. Prouver que  $X$  admet une espérance, puis la calculer.
4.  $X$  admet-elle une variance ? Justifier.

**Exemples (13)**

Pour l'attente du premier succès, soit  $X : F^k P \mapsto k$  et  $F^\infty \mapsto \infty$ . Alors  $\mathbb{E}(X) = 1$ .

Pour le jeu de pile ou face infini, soit  $T =$  temps du premier retour à 0. Alors  $\mathbb{E}(T) = +\infty$ .

**Inégalités : (14)**

Soient  $X, Y$  deux v.a.d et  $a \in ]0, +\infty[$ . Les inégalités suivantes s'entendent dans  $[0, +\infty[$ .

MARKOV :  $\mathbb{P}(|X| \geq a) \leq \mathbb{E}(|X|)/a$ .

BIENAYMÉ-TCHEBYCHEV : si  $\mathbb{E}(X^2)$  existe,  $\mathbb{P}(|X - \mathbb{E}(X)| \geq a) \leq \mathbb{V}(X)/a^2$ .

CAUCHY-SCHWARZ :  $\mathbb{E}(|XY|)^2 \leq \mathbb{E}(X^2)\mathbb{E}(Y^2)$  avec  $0 \times \infty = 0$ .

En particulier, si  $X$  et  $Y$  ont des moments d'ordre 2 alors  $XY$  est d'espérance finie.

**Théorème (15)**

soient  $X, Y$  deux v.a.d **indépendantes** ayant des espérances finies. Alors  $XY$  a une espérance finie et  $\mathbb{E}(XY) = \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y)$ .

**Contre-exemple avec  $X, Y$  non indépendantes (16)**

$X = Y =$  attente du premier succès,  $\mathbb{E}(XY) = 3 \neq \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y) = 1$ .

**Covariance (17)**

Soient  $X, Y$  deux v.a.d ayant des moments d'ordre 2.

(1) : On pose  $\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}((X - \mathbb{E}(X))(Y - \mathbb{E}(Y)))$ .

(2) : On dit que  $X$  et  $Y$  sont non corrélées lorsque  $\text{Cov}(X, Y) = 0$ .

**Propriétés (18)**

(1) :  $\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}(XY) - \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y)$ .

(2) :  $\mathbb{V}(X + Y) = \mathbb{V}(X) + \mathbb{V}(Y) + 2\text{Cov}(X, Y)$  ;  $\mathbb{V}(X_1 + \dots + X_n) = \sum_i \mathbb{V}(X_i) + 2\sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j)$ .

(3) :  $\text{Cov}(X, Y)^2 \leq \mathbb{V}(X)\mathbb{V}(Y)$ .

(4) :  $\text{Cov}(X, Y)^2 = \mathbb{V}(X)\mathbb{V}(Y) \iff \exists (a, b), \in \mathbb{R}^2 \setminus \{(0, 0)\}$  tq  $aX + bY$  est presque sûrement constante.

(5) : Lorsque  $X$  et  $Y$  sont indépendantes,  $\text{Cov}(X, Y) = 0$  (réciproque fautive).

(6) : Lorsque  $X_1, \dots, X_n$  sont deux à deux indépendantes,  $\mathbb{V}(X_1 + \dots + X_n) = \mathbb{V}(X_1) + \dots + \mathbb{V}(X_n)$ .

### 3) Fonction génératrice

#### Définition : (19)

Soit  $X$  une variable aléatoire à valeurs dans  $\mathbb{N}$ .

La fonction génératrice de  $X$  est  $G_X = \mathbb{R} \ni t \mapsto \mathbb{E}(t^X) = \sum_n \mathbb{P}(X = n)t^n$ .

#### Propriétés (20)

(1) : Le rayon de convergence est au moins égal à 1 et  $G_X(1) = 1$ .

(2) :  $G_X$  est définie au moins sur  $[-1, 1]$ ; elle est continue sur  $[-1, 1]$ .

(3) :  $G_X$  est dérivable en 1 si et seulement si  $X$  a une espérance finie. Dans ce cas,  $\mathbb{E}(X) = G'_X(1)$ .

(4) :  $G_X$  est  $k$ -fois dérivable en 1 si et seulement si  $X$  a un moment d'ordre  $k$ .

Pour  $k = 2$ ,  $\mathbb{V}(X) = G''_X(1) + G'_X(1) - G_X^2(1)$ .

(5) :  $\mathbb{P}(X = n) = G_X^{(n)}(0)/n!$ . Deux variables aléatoires à valeurs dans  $\mathbb{N}$  sont équidistribuées si et seulement si elles ont même fonction génératrice.

(6) : Si  $X, Y$  sont indépendantes alors  $G_{X+Y} = G_X G_Y$  (réciproque fausse).

Si  $X_1, \dots, X_n$  sont mutuellement indépendantes alors  $G_{X_1 + \dots + X_n} = G_{X_1} \dots G_{X_n}$ .

#### Exemples (21)

Si  $X = \mathbf{1}_A$  alors  $G_X(t) = 1 - \mathbb{P}(A) + t\mathbb{P}(A)$ .

Pour l'attente du premier succès, soit  $X : F^k P \mapsto k$  et  $F^\infty \mapsto \infty$ . Alors  $G_X(t) = \frac{1}{2-t}$ .

Pour le jeu de pile ou face infini, soit  $T =$  temps du premier retour à 0. Alors  $G_T(t) = 1 - \sqrt{1-t}$ .

### 4) Lois usuelles

#### a) Loi de BERNOULLI

$\mathcal{B}(p) \sim X : \Omega \rightarrow \{0, 1\}$  avec  $\mathbb{P}(X = 1) = p$ ,  $\mathbb{P}(X = 0) = 1 - p = q$ .

$\mathbb{E}(X) = p$ ,  $\mathbb{V}(X) = pq$ ,  $G_X(t) = q + pt$ .

#### b) Loi binomiale

$\mathcal{B}(n, p) \sim X_1 + \dots + X_n$  avec  $X_1, \dots, X_n$  mutuellement indépendantes de même loi  $\mathcal{B}(p)$ .

$\mathbb{E}(X) = np$ ,  $\mathbb{V}(X) = npq$ ,  $G_X(t) = (q + pt)^n$ .

#### Théorème (22)

Addition : soient  $X, Y$  indépendantes de lois  $\mathcal{B}(m, p)$  et  $\mathcal{B}(n, p)$ . Alors  $X + Y \sim \mathcal{B}(m + n, p)$ .

#### c) Loi géométrique

$\mathcal{G}(p) \sim T = \inf\{k \in \mathbb{N}^* \text{ tel que } X_k = 1\}$  ( $= \infty$  si  $\forall k, X_k(\omega) = 0$ ) où  $(X_1, X_2, \dots)$  est une suite de variables aléatoires mutuellement indépendantes de même loi  $\mathcal{B}(p)$ ,  $p \in ]0, 1[$ .

$\mathbb{P}(T = k) = q^{k-1}p$  si  $k \geq 1$ ,  $\mathbb{P}(T = 0) = \mathbb{P}(T = \infty) = 0$ ,  $\mathbb{P}(T > k) = q^k$ .

$\mathbb{E}(X) = 1/p$ ,  $\mathbb{V}(X) = q/p^2$ ,  $G_X(t) = pt/(1 - qt)$ .

#### Théorème : Absence de mémoire : (23)

Soit  $X$  une variable aléatoire discrète à valeurs dans  $\mathbb{N}^*$ . Les énoncés suivants sont équivalents :

(1) :  $\forall n, k \in \mathbb{N}$ ,  $\mathbb{P}(X > n) > 0$  et  $\mathbb{P}(X > n + k | X > n) = \mathbb{P}(X > k)$ .

(2) :  $\exists p \in ]0, 1[$  tel que  $X \sim \mathcal{G}(p)$ .

#### Minimum de deux lois géométriques : (24)

Soient  $X, Y$  indépendantes de lois  $\mathcal{G}(p)$  et  $\mathcal{G}(p')$ . Alors  $\min(X, Y) \sim \mathcal{G}(p + p' - pp')$ .

**Exercice 7 : Exo CCP**

Soit  $N \in \mathbb{N}^*$ .

Soit  $p \in ]0, 1[$ . On pose  $q = 1 - p$ .

On considère  $N$  variables aléatoires  $X_1, X_2, \dots, X_N$  définies sur un même espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ , mutuellement indépendantes et de même loi géométrique de paramètre  $p$ .

1. Soit  $i \in \llbracket 1, N \rrbracket$ . Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ .

Déterminer  $P(X_i \leq n)$ , puis  $P(X_i > n)$ .

2. On considère la variable aléatoire  $Y$  définie par  $Y = \min_{1 \leq i \leq N} (X_i)$ .

c'est à dire  $\forall \omega \in \Omega, Y(\omega) = \min(X_1(\omega), \dots, X_N(\omega))$ , min désignant le plus petit élément de .

- a. Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ . Calculer  $P(Y > n)$ .

En déduire  $P(Y \leq n)$ , puis  $P(Y = n)$ .

- b. Reconnaître la loi de  $Y$ . En déduire  $E(Y)$ .

**Exercice 8 : Exo CCP**

$X$  et  $Y$  sont deux variables aléatoires indépendantes et à valeurs dans  $\mathbb{N}$ .

Elles suivent la même loi définie par :  $\forall k \in \mathbb{N}, P(X = k) = P(Y = k) = pq^k$  où  $p \in ]0, 1[$  et  $q = 1 - p$ .

On considère alors les variables  $U$  et  $V$  définies par  $U = \sup(X, Y)$  et  $V = \inf(X, Y)$ .

1. Déterminer la loi du couple  $(U, V)$ .

2. Déterminer la loi marginale de  $U$ .

On admet que  $V(\Omega) = \mathbb{N}$  et que,  $\forall n \in \mathbb{N}, P(V = n) = pq^{2n}(1 + q)$ .

3. Prouver que  $W = V + 1$  suit une loi géométrique.

En déduire l'espérance de  $V$ .

4.  $U$  et  $V$  sont-elles indépendantes ?

**Exercice 9 : Exo CCP**

Soient  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires définies sur un même espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  et à valeurs dans  $\mathbb{N}$ .

On suppose que la loi du couple  $(X, Y)$  est donnée par :

$$\forall (i, j) \in \mathbb{N}^2, P((X = i) \cap (Y = j)) = \frac{1}{e^{2^{i+1}j!}}$$

1. Déterminer les lois de  $X$  et de  $Y$ .

2. a. Prouver que  $1 + X$  suit une loi géométrique et en déduire l'espérance et la variance de  $X$ .

- b. Déterminer l'espérance et la variance de  $Y$ .

3. Les variables  $X$  et  $Y$  sont-elles indépendantes ?

4. Calculer  $P(X = Y)$ .

**Exercice 10 : Exo CCP**

On admet, dans cet exercice, que :  $\forall q \in \mathbb{N}, \sum_{k \geq q} \binom{k}{q} x^{k-q}$  converge et  $\forall x \in ]-1, 1[, \sum_{k=q}^{+\infty} \binom{k}{q} x^{k-q} = \frac{1}{(1-x)^{q+1}}$ .

Soit  $p \in ]0, 1[$ .

Soit  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  un espace probabilisé.

Soit  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires définies sur  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  et à valeurs dans  $\mathbb{N}$ .

On suppose que la loi de probabilité du couple  $(X, Y)$  est donnée par :

$$\forall (k, n) \in \mathbb{N}^2, P((X = k) \cap (Y = n)) = \begin{cases} \binom{n}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^n p(1-p)^n & \text{si } k \leq n \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

1. Vérifier qu'il s'agit bien d'une loi de probabilité.

2. a. Déterminer la loi de  $Y$ .

- b. Prouver que  $1 + Y$  suit une loi géométrique.

- c. Déterminer l'espérance de  $Y$ .

3. Déterminer la loi de  $X$ .

d) Loi de POISSON

**Loi des évènements rares :** (25)

Soit  $(X_n)$  une suite de variables aléatoires telle que  $X_n \sim \mathcal{B}(n, p_n)$  et  $\mathbb{E}(X_n) = np_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \lambda \in [0, +\infty[$ . Alors pour tout  $k \in \mathbb{N}$  fixé,  $\mathbb{P}(X_n = k) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} e^{-\lambda} \lambda^k / k!$ .

**Loi de POISSON** (26)

La loi de POISSON de paramètre  $\lambda$  est la loi de probabilité sur  $\mathbb{N}$  définie par la formule précédente. Elle est notée  $\mathcal{P}(\lambda)$ . Alors  $\mathbb{E}(X) = \lambda$ ,  $\mathbb{V}(X) = \lambda$ ,  $G_X(t) = e^{\lambda(t-1)}$ .

**Addition de deux lois de POISSON :** (27)

Soient  $X, Y$  indépendantes de lois  $\mathcal{P}(\lambda)$  et  $\mathcal{P}(\mu)$ . Alors  $X + Y \sim \mathcal{P}(\lambda + \mu)$ .

**Exercice 11 :** Exo CCP

Soit  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  un espace probabilisé.

1. Soit  $X$  une variable aléatoire définie sur  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  et à valeurs dans  $\mathbb{N}$ .

On considère la série entière  $\sum t^n P(X = n)$  de variable réelle  $t$ .

On note  $R_X$  son rayon de convergence.

a. Prouver que  $R \geq 1$ .

On pose alors  $G_X(t) = \sum_{n=0}^{+\infty} t^n P(X = n)$  et note  $D_{G_X}$  l'ensemble de définition de  $G_X$ .

Justifier que  $[-1, 1] \subset D_{G_X}$ . Pour tout réel  $t$  fixé, exprimer  $G_X$  sous forme d'une espérance.

b. Soit  $k \in \mathbb{N}$ . Exprimer, en justifiant votre réponse,  $P(X = k)$  en fonction de  $G_X^{(k)}(0)$ .

2. a. On suppose que  $X$  suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda$ .

Déterminer  $D_{G_X}$  et, pour tout  $t \in D_{G_X}$ , calculer  $G_X(t)$ .

b. Soit  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires définies sur un même espace probabilisé, indépendantes et suivant des lois de Poisson de paramètres respectifs  $\lambda_1$  et  $\lambda_2$ .

Déterminer, en utilisant les questions précédentes, la loi de  $X + Y$ .

**Exercice 12 :** Exo CCP

Soit  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  un espace probabilisé.

1. a. Soit  $X_1$  et  $X_2$  deux variables aléatoires définies sur  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ .

On suppose que  $X_1$  et  $X_2$  sont indépendantes et suivent une loi de Poisson, de paramètres respectifs  $\lambda_1$  et  $\lambda_2$ .

Déterminer la loi de  $X_1 + X_2$ .

b. En déduire l'espérance et la variance de  $X_1 + X_2$ .

2. Soit  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires définies sur  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ .

On suppose que  $Y$  suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda$ .

On suppose que  $X(\Omega) = \mathbb{N}$  et que, pour tout  $m \in \mathbb{N}$ , la loi conditionnelle de  $X$  sachant  $(Y = m)$  est une loi binomiale de paramètre  $(m, p)$ .

Déterminer la loi de  $X$ .

5) Loi des grands nombres

**Théorème** (28)

Soit  $(X_n)$  une suite de vard deux à deux indépendantes de même loi, ayant une espérance  $m$  et une variance  $v$  finies. Alors, pour tout  $a > 0$ ,  $\mathbb{P}\left(\left|\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} - m\right| \geq a\right) \leq \frac{v}{na^2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ .

**Remarque :** (29)

Il suffit en fait que  $X_1, \dots, X_n$  aient la même espérance, la même variance et soient deux à deux non corrélées.