

**TRAVAUX DIRIGÉS : COUPLES DE VARIABLES ALÉATOIRES DISCRÈTES -
VECTEURS ALÉATOIRES DISCRETS (RÉPONSES - INDICATIONS)**

Exercice 1. Dans le sens direct, c'est un résultat du cours! Pour la réciproque, supposons que $\text{cov}(X, Y) = 0$. Vérifier tout d'abord que $[X = 1]$ et $[Y = 1]$ sont indépendants, puis que $[X = x]$ et $[Y = y]$ sont indépendants pour tout $(x, y) \in \llbracket 0, 1 \rrbracket^2$, et en déduire que X et Y sont indépendantes.

Exercice 2. Remarquons tout d'abord que $(U, V)(\Omega) \subset \llbracket -1, 1 \rrbracket \times \llbracket 0, 2 \rrbracket$. De plus, la loi de (U, V) est donnée par la liste :

$$\left\{ \begin{array}{ll} P([U = 0] \cap [V = -1]) &= 0 \\ P([U = 0] \cap [V = 0]) &= q^2 \\ P([U = 0] \cap [V = 1]) &= 0 \\ P([U = 1] \cap [V = -1]) &= pq \\ P([U = 1] \cap [V = 0]) &= 0 \\ P([U = 1] \cap [V = 1]) &= pq \\ P([U = 2] \cap [V = -1]) &= 0 \\ P([U = 2] \cap [V = 0]) &= p^2 \\ P([U = 2] \cap [V = 1]) &= 0 \end{array} \right. .$$

Par transfert ou par bilinéarité de la covariance, on trouve que $\text{cov}(U, V) = 0$. Cependant, U et V ne sont pas indépendantes. Pour voir, il suffit de comparer $P([U = 0] \cap [V = -1])$ et $P(U = 0)P(V = -1)$, et de conclure.

Exercice 3.

- (1) On trouve que $a = \frac{1}{1+e}$.
- (2) On obtient que $X \hookrightarrow \mathcal{G}\left(\frac{e}{1+e}\right)$ et $Y \hookrightarrow \mathcal{P}(1)$. Vérifier ensuite l'indépendance de X et Y .
- (3) On trouve que $E(X) = 1 + \frac{1+e}{e}$ et $V(X) = 1 + \frac{1+e}{e^2}$.

Exercice 4.

- (1) A l'aide du théorème de Fubini, on trouve que $\lambda = \frac{1}{2}$.
- (2) X et Y ne sont pas indépendantes (comparer pour cela $P([X = 0] \cap [Y = 0])$ et $P(X = 0)P(Y = 0)$).
- (3) Par transfert, on trouve que $E(2^{X+Y}) = 2e$.

Exercice 5.

- (1) La loi du couple (X, Y) est donnée par : $\forall (i, j) \in \llbracket 1, n \rrbracket^2, P([X = i] \cap [Y = j]) = \begin{cases} 0 & \text{si } i = j \\ \frac{1}{n(n-1)} & \text{si } i \neq j \end{cases}$.

Pour les lois marginales, on en déduit que X et Y suivent la loi uniforme sur $\llbracket 1, n \rrbracket$.

- (2) X et Y ne sont pas indépendantes (comparer pour cela $P([X = 1] \cap [Y = 1])$ et $P(X = 1)P(Y = 1)$).
- (3) En utilisant le théorème de transfert, on trouve que $\rho_n = -\frac{1}{n-1}$.
- (4) $\lim_{n \rightarrow +\infty} \rho_n = 0$.

Exercice 6. On a $S \hookrightarrow \mathcal{B}\left(n+m, \frac{1}{2}\right)$, $P([X = Y]) = \binom{n+m}{n} \frac{1}{2^{n+m}}$ et $P([X \neq Y]) = 1 - \binom{n+m}{n} \frac{1}{2^{n+m}}$.

Exercice 7. On a $E(Z) = p\lambda$, $V(Z) = p\lambda + p\lambda^2 - p^2\lambda^2$ et la loi de Z est donnée par :

$$\forall k \in \mathbb{N}, \quad P(Z = k) = \begin{cases} q + pe^{-\lambda} & \text{si } k = 0 \\ \frac{pe^{-\lambda}\lambda^k}{k!} & \text{si } k > 0 \end{cases} .$$

Exercice 8.

- (1) On trouve que $E(X + Y) = n + 1$ et $V(X + Y) = \frac{n^2 - 1}{6}$.
- (2) Procéder par convolution discrète.

- (3) Toujours par convolution discrète, on trouve que : $\forall k \in \llbracket n+2, 2n \rrbracket, P(X+Y=k) = \frac{2n-k+1}{n^2}$.
- (4) Appliquer la formule des probas totales à l'événement $[X+Y=Z]$ et au s.c.e. $([Z=k])_{1 \leq k \leq n}$.

Exercice 9.

- (1) Les lois de U, V, W sont données respectivement par :

$$\begin{cases} \forall k \in \llbracket 2, +\infty \rrbracket, & P(U=k) = (k-1)p^2q^{k-2} \\ \forall k \in \mathbb{Z}, & P(V=k) = \frac{p^2q^{|k|}}{1-q^2} \\ \forall k \in \mathbb{N}^*, & P(W=k) = (1-q^2)q^{2k-2} \end{cases}.$$

- (2) On trouve que $\text{cov}(U, V) = 0$. De plus, les variables aléatoires U et V ne sont pas indépendantes (comparer pour cela $P([U=2] \cap [V=0])$ et $P(U=2)P(V=0)$).

Exercice 10.

- (1) X_1, X_2, X_3 suivent la loi $\mathcal{B}\left(n, \frac{1}{3}\right)$ et $X_1 + X_2$ la loi $\mathcal{B}\left(n, \frac{2}{3}\right)$.
- (2) On trouve que $V(X_1 + X_2) = \frac{2n}{9}$ et $\text{cov}(X_1, X_2) = -\frac{n}{9}$.

Exercice 11.

- (1) $X \hookrightarrow \mathcal{B}(n, p)$, $E(X) = np$, $V(X) = npq$ et $Z \hookrightarrow \mathcal{B}(n, 1-q^2)$, $E(X) = n(1-q^2)$, $V(X) = nq^2(1-q^2)$.
- (2) Y est le nombre de personnes ayant atteint la cible au deuxième tir mais pas au premier. De plus, on obtient que $Y \hookrightarrow \mathcal{B}(n, pq)$, $E(Y) = npq$, $V(Y) = npq(1-pq)$.
- (3) X et Y ne sont pas indépendantes (comparer pour cela $P([X=n] \cap [Y=n])$ et $P(X=n)P(Y=n)$).
- (4) Partant du fait que $Y = Z - X$, on trouve que $V(Z) = V(X+Y) = V(X) + V(Y) + 2\text{cov}(X, Y)$. Comme on connaît les lois de X, Y, Z , on en déduit après calculs la covariance de X, Y .

Exercice 12.

- (1) Sachant $[N=j]$, on voit que $X \hookrightarrow \mathcal{B}(j, p)$.
- (2) La loi conjointe du couple (X, N) est donnée par :

$$\forall (i, j) \in \mathbb{N}^2, \quad P([X=i] \cap [N=j]) = \begin{cases} 0 & \text{si } i > j \\ \frac{e^{-\lambda} \lambda^j p^i q^{j-i}}{i!(j-i)!} & \text{si } 0 \leq i \leq j \end{cases}.$$

- (3) On en déduit que $X \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda p)$, $E(X) = \lambda p$, $V(X) = \lambda p$.
- (4) Montrer tout d'abord que $Y \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda q)$, puis vérifier l'indépendance de X et Y par le calcul.
- (5) On trouve que $\text{cov}(X, N) = \lambda p$.
- (6) On obtient que $\rho(X, N) = \sqrt{p}$.
- (7) Utiliser la question précédente pour voir que N ne peut pas être une fonction affine de Y .

Exercice 13.

- (1) On trouve que $Y_n \hookrightarrow \mathcal{B}(p^2)$, $E(Y_n) = p^2$, $V(Y_n) = p^2(1-p^2)$.
- (2) On obtient que $E(S_n) = np$, $V(S_n) = npq$, $E(V_n) = np^2$.
- (3) Etablir que $\text{cov}(Y_i, Y_{i+1}) = p^3q$ et $\text{cov}(Y_i, Y_j) = 0$ pour tous i, j tels que $i < j-1$.
- (4) On en déduit que $V(V_n) = np^2(1-p^2) + 2(n-1)p^3q$.

Exercice 14.

- (1) Avec la formule de l'espérance totale, on trouve que $E(Y) = E(X)E(N)$.
- (2) De même, on a $E(Y^2) = V(X)E(N) + E(X)^2E(N^2)$.
- (3) On en déduit que $V(Y) = V(X)E(N) + E(X)^2V(N)$.
- (4) Si Y est le nombre de piles obtenus, alors on a :

$$E(Y) = \frac{p(n+1)}{2} \quad \text{et} \quad V(Y) = \frac{pq(n+1)}{2} + \frac{p^2(n^2-1)}{12}.$$

Exercice 15.

- (1) A faire!

(2) La loi de Z est donnée par :

$$\forall k \in \mathbb{N}, \quad P(Z = k) = \frac{(k+1)a^k}{(1+a)^{k+2}}.$$

De plus, on obtient par transfert que $E(S) = \frac{1}{1+a}$ et $E(R) = \frac{a}{2(1+a)}$.

(3) (a) On trouve que, pour tout $n \in \mathbb{N}$: $P(X \leq n) = 1 - \left(\frac{a}{1+a}\right)^{n+1}$.

(b) Partir du fait que $P(T \geq n) = P(X \geq n)P(Y \geq n)...$

Exercice 16.

(1) On a pour tout $n \in (X_1 + X_2)(\Omega)$ et pour tout $k \in \llbracket 0, n_1 \rrbracket$: $P_{[X_1+X_2=n]}(X_1 = k) = \frac{\binom{n_1}{k} \binom{n_2}{n-k}}{\binom{n_1+n_2}{n}}$.

(2) On obtient que $E(X_1 | [X_1 + X_2 = n]) = \frac{n_1 \binom{n_1+n_2-1}{n-1}}{\binom{n_1+n_2}{n}} = \frac{nn_1}{n_1 + n_2}$.

1. EXERCICES SUPPLÉMENTAIRES

Exercice 17.

(1) La loi du couple (X, Y) est donnée par : $\forall (i, j) \in \llbracket 1, n \rrbracket^2, P([X = i] \cap [Y = j]) = \begin{cases} \frac{1}{ni} & \text{si } 1 \leq j \leq i \leq n \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$.

(2) On voit que $X \hookrightarrow \mathcal{U}(\llbracket 1, n \rrbracket)$, $E(X) = \frac{n+1}{2}$, $V(X) = \frac{n^2-1}{12}$.

(3) La loi de Y est donnée par : $\forall j \in \llbracket 1, n \rrbracket, P(Y = j) = \frac{1}{n} \sum_{i=j}^n \frac{1}{i}$.

(4) X et Y ne sont pas indépendantes (comparer pour cela $P([X = n] \cap [Y = n])$ et $P(X = n)P(Y = n)$).

(5) Par transfert et avec la question (1), on trouve que $E(Y) = \frac{n+3}{4}$ et $V(Y) = \frac{7n^2+6n-13}{144}$.

Exercice 18.

(1) On trouve que $\lambda = \frac{4}{n^2(n+1)^2}$.

(2) (a) On obtient que : $\forall i \in \llbracket 1, n \rrbracket, P(X = i) = P(Y = i) = \frac{2i}{n(n+1)}$. De plus : $E(X) = E(Y) = \frac{2n+1}{3}$.

(b) Vérifier que X et Y sont indépendantes, et donc la covariance de (X, Y) est nulle.

(3) On trouve que $\lambda = \frac{1}{2e}$. De plus, on obtient que :

$$\forall i \in \mathbb{N}, \quad P(X = i) = P(Y = i) = \frac{(i + \frac{1}{2})}{2\sqrt{ei}!2^i}.$$

Après calculs, on trouve que : $E(X) = E(Y) = \frac{1}{2}$. Par transfert, on obtient que $E(XY) = \frac{3}{4}$. Par Koenig-Huygens, il s'ensuit que $\text{cov}(X, Y) = \frac{1}{2} \neq 0$, et donc X, Y ne sont pas indépendantes.

Exercice 19.

(1) On peut représenter une façon de vider le sac par une succession de n cases. On représente par 2 croix dans ces cases les instants où on a tiré les 2 boules blanches. On a donc un choix favorable et $\binom{n}{2}$ façons de choisir 2 cases parmi n , sans ordre et sans répétition, d'où le résultat!

(2) Les lois de X et de Y sont données par :

$$\begin{cases} \forall i \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket, & P(X = i) = \frac{2(n-i)}{n(n-1)} \\ \forall j \in \llbracket 2, n \rrbracket, & P(Y = j) = \frac{2(j-1)}{n(n-1)} \end{cases}.$$

- (3) Après calculs et notamment par transfert, on trouve que :

$$E(X) = \frac{n+1}{3}, \quad E(Y) = \frac{2(n+1)}{3}, \quad E(X^2) = \frac{n(n+1)}{6}, \quad E(XY) = E(Y^2) = \frac{(n+1)(3n+2)}{6}.$$

- (4) Après calculs et notamment par Koenig-Huygens, on obtient que :

$$V(X) = V(Y) = \frac{(n+1)(n-2)}{18}, \quad \text{cov}(X, Y) = \frac{(n+1)(n-2)}{18}.$$

On en déduit que $\rho(X, Y) = \frac{1}{2}$.

Exercice 20.

- (1) Si X suit la loi $\mathcal{B}(n, p)$, on trouve que $G_X(t) = (pt + q)^n$ pour tout $t \in \mathbb{R}$.
- (2) Par transfert, on voit que $G_X(t) = E(t^X)$ et $G'_X(1) = E(X)$.
- (3) On trouve que : $V(X) = G''_X(1) + G'_X(1) - (G'_X(1))^2$.
- (4) Utiliser la question (2) et le lemme des coalitions.

Exercice 21.

- (1) La loi de L_1 est donnée par : $\forall k \in \mathbb{N}^*, P(L_1 = k) = p^k q + pq^k$.
- (2) Vérifier que L_1 admet un moment d'ordre 2 par transfert, en utilisant les séries géométriques et leurs dérivées. De plus, on trouve que :

$$E(L_1) = \frac{p}{q} + \frac{q}{p}.$$

- (3) La loi du couple (L_1, L_2) est donnée par :

$$\forall (k, l) \in (\mathbb{N}^*)^2, \quad P([L_1 = k] \cap [L_2 = l]) = p^{k+1}q^l + q^{k+1}p^l.$$

- (4) En utilisant la formule des probas totales, on obtient que : $\forall l \in \mathbb{N}^*, P(L_2 = l) = p^2q^{l-1} + q^2p^{l-1}$.
- (5) Procéder comme à la question (2). On trouve que $E(L_2) = 2$.
- (6) On vérifie que la loi conjointe de (L_1, L_2, L_3) est donnée par :

$$\forall (i, j, k) \in (\mathbb{N}^*)^3, \quad P([L_1 = i] \cap [L_2 = j] \cap [L_3 = k]) = p^{i+k}q^{j+1} + q^{i+k}p^{j+1}.$$

En utilisant la formule des probas totales avec le s.c.e. $([L_1 = i] \cap [L_2 = j])_{(i,j) \in (\mathbb{N}^*)^2}$, on trouve que :

$$\forall k \in \mathbb{N}^*, \quad P(L_3 = k) = p^k q + pq^k.$$

- (7) Vérifier que L_1, L_2 admettent un moment d'ordre 2, et en déduire l'existence de $\text{cov}(L_1, L_2)$.
- (8) Par transfert, on trouve que : $E(L_1 L_2) = \frac{1}{pq}$. De plus, on obtient d'après Koenig-Huygens que :

$$\text{cov}(L_1, L_2) = \frac{1}{pq} - 2 \left(\frac{p}{q} + \frac{q}{p} \right) = \frac{-2(2p-1)^2}{pq} \leq 0.$$

Exercice 22.

- (1) Par convolution discrète, on trouve que la loi de U est donnée par :

$$\forall k \in \llbracket 2, +\infty \rrbracket, \quad P(U = k) = (k-1)p^2q^{k-2}.$$

- (2) On trouve que, pour tout $\llbracket 1, n-1 \rrbracket$, $P_{[U=n]}(X_1 = k) = \frac{1}{n-1}$.

- (3) Sachant $[U = n]$, X_1 suit la loi uniforme sur $\llbracket 1, n-1 \rrbracket$, et donc $E(X_1 | [U = n]) = \frac{n}{2}$. D'après la formule

de l'espérance totale, on en déduit que $E(X_1) = \frac{1}{2}E(U) = \frac{1}{p}$.

- (4) La loi de V est donnée par : $\forall k \in \mathbb{Z}, P(V = k) = \frac{p^2 q^{|k|}}{1 - p^2}$.

- (5) On trouve que $\text{cov}(U, V) = 0$.

- (6) U et V ne sont pas indépendantes (comparer pour cela $P([U = 2] \cap [V = 0])$ et $P(U = 2)P(V = 0)$).

Exercice 23.

- (1) (a) Utiliser la formule de l'espérance totale avec le s.c.e. $([N = k])_{k \in \mathbb{N}^*}$.

- (b) Par transfert, on trouve que : $E\left(\frac{1}{1+N}\right) = \frac{1 - e^{-\lambda}}{\lambda}$.

- (2) Appliquer la relation de départ à la fonction $g_i : \mathbb{N} \longrightarrow \mathbb{R}$ telle que $g_i(i) = 1$ et $g_i(n) = 0$ si $n \neq i$. On en tire la relation suivante par transfert :

$$\forall i \in \mathbb{N}^*, \quad iP(T = i) = \lambda P(T = i - 1).$$

Montrer ensuite par récurrence qu'il existe un réel α tel que :

$$\forall i \in \mathbb{N}, \quad P(T = i) = \alpha \frac{\lambda^i}{i!}.$$

Trouver enfin à l'aide d'une somme que $\alpha = e^{-\lambda}$, et en déduire que : $T \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda)$.

- (3) D'après la formule de l'espérance totale, on a :

$$\begin{aligned} E(Sg(S)) &= \sum_{k=1}^{+\infty} E(Sg(S) | [N = k]) P(N = k) \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} E \left(\sum_{i=1}^k X_i g \left(\sum_{i=1}^k X_i \right) | [N = k] \right) P(N = k) \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} E \left(\sum_{i=1}^k X_i g \left(\sum_{i=1}^k X_i \right) \right) P(N = k) \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} \sum_{i=1}^k E \left(X_i g \left(\sum_{i=1}^k X_i \right) \right) P(N = k) \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} k E \left(X_k g \left(\sum_{i=1}^k X_i \right) \right) P(N = k) \quad (\text{par symétrie des rôles joués par les } X_i) \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} E \left(X_k g \left(\sum_{i=1}^k X_i \right) \right) \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{(k-1)!}. \end{aligned}$$

Si l'on pose $S_{k-1} = \sum_{i=1}^{k-1} X_i$, on obtient par transfert, indépendance et coalition que :

$$\begin{aligned} E \left(X_k g \left(\sum_{i=1}^k X_i \right) \right) &= \sum_{l=0}^{+\infty} \sum_{m=0}^{+\infty} lg(m+l) P([X_k = l] \cap [S_{k-1} = m]) \\ &= \sum_{l=0}^{+\infty} \sum_{m=0}^{+\infty} lg(m+l) P(X_k = l) P(S_{k-1} = m) \\ &= \sum_{l=0}^{+\infty} \sum_{m=0}^{+\infty} lg(m+l) P(X_0 = l) P(S_{k-1} = m) \\ &= \sum_{l=0}^{+\infty} \sum_{m=0}^{+\infty} lg(m+l) P([X_0 = l] \cap [S_{k-1} = m]) \\ &= E(X_0 g(X_0 + S_{k-1})). \end{aligned}$$

On en déduit que :

$$E(Sg(S)) = \sum_{k=1}^{+\infty} E \left(X_0 g \left(X_0 + \sum_{i=1}^{k-1} X_i \right) \right) \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{(k-1)!}.$$

Conclure enfin avec la formule de l'espérance totale et un décalage d'indice préalable.

Exercice 24.

- (1) A faire!
- (2) On trouve que $X \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda)$ et $Y \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda p)$. De plus, les variables aléatoires X et Y ne sont pas indépendantes (comparer pour cela $P([X = 0] \cap [Y = 0])$ et $P(X = 0)P(Y = 0)$).
- (3) Sachant $[X = n]$, on a $Y \hookrightarrow \mathcal{B}(n, p)$.

- (4) On trouve que : $Z \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda pq)$.
 (5) Vérifier par le calcul que les variables aléatoires Y et Z sont indépendantes.

Exercice 25.

- (1) Tout d'abord, l'intégrale u_n est faussement impropre en 0. Par comparaison avec une intégrale de Riemann en $+\infty$, on en déduit que l'intégrale u_n converge. De plus, on trouve par IPP et avec le résultat admis début d'exercice que :

$$u_1 = \int_0^{+\infty} \frac{1 - \cos^n(t)}{t^2} dt = \frac{\pi}{2}.$$

- (2) (a) Effectuer le changement de variable $u = st$.
 (b) Avec l'indication donnée et la question précédente, on trouve que : $u_2 = \frac{\pi}{2}$.
 (3) (a) On obtient que $E(S_n) = 0$ et $V(S_n) = n$.
 (b) Par transfert, on trouve que $E(\sin(X_1 t)) = 0$ et $E(\cos(X_1 t)) = \cos(t)$ pour tout $t \in \mathbb{R}$.
 (c) Pour l'hérédité de la récurrence, on utilise la formule d'addition pour cos, le lemme des coalitions et la question précédente, de la façon suivante :

$$\begin{aligned} E(\cos(S_{n+1}t)) &= E(\cos(S_n t) \cos(X_{n+1}t) - \sin(S_n t) \sin(X_{n+1}t)) \\ &= E(\cos(S_n t)) E(\cos(X_{n+1}t)) - E(\sin(S_n t)) E(\sin(X_{n+1}t)) \\ &= E(\cos(S_n t)) \times \cos(t) - E(\sin(S_n t)) \times 0 \\ &= \cos^n(t) \times \cos(t) \quad (\text{par hypothèse de récurrence}) \\ &= \cos^{n+1}(t), \end{aligned}$$

et là, on peut conclure!

- (d) D'après la question (2)(a), on a :

$$|S_n| = \frac{2}{\pi} \int_0^{+\infty} \frac{1 - \cos(S_n t)}{t^2} dt.$$

Dès lors, on trouve par linéarité de l'intégrale et par transfert que :

$$\begin{aligned} E(|S_n|) &= \sum_{-n \leq k \leq n} |k| P(S_n = k) \\ &= \sum_{-n \leq k \leq n} \frac{2}{\pi} \int_0^{+\infty} \frac{1 - \cos(kt)}{t^2} dt P(S_n = k) \\ &= \frac{2}{\pi} \int_0^{+\infty} \sum_{-n \leq k \leq n} \frac{1 - \cos(kt)}{t^2} P(S_n = k) dt \\ &= \frac{2}{\pi} \int_0^{+\infty} \frac{1 - \sum_{-n \leq k \leq n} \cos(kt) P(S_n = k)}{t^2} dt \\ &= \frac{2}{\pi} \int_0^{+\infty} \frac{1 - E(\cos(S_n t))}{t^2} dt \\ &= \frac{2}{\pi} \int_0^{+\infty} \frac{1 - \cos^n(t)}{t^2} dt = \frac{2}{\pi} u_n. \end{aligned}$$

Exercice 26.

- (1) On trouve que, pour tout $k \in \mathbb{N}^*$: $P([Z_n \geq k]) = (q_1 \dots q_n)^{k-1}$. On en déduit que : $Z_n \hookrightarrow \mathcal{G}(1 - q_1 \dots q_n)$.
 (2) Après calculs et télescopage, on trouve que :

$$q_1 \dots q_n = \prod_{i=2}^{n+1} \left(1 - \frac{1}{i^2}\right) = \prod_{i=2}^{n+1} \left(\frac{(i-1)(i+1)}{i^2}\right) = \dots = \frac{n+2}{2(n+1)} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{2}.$$

$$\text{Donc } \lim_{n \rightarrow +\infty} P(Z_n = k) = \left(1 - \frac{1}{2}\right) \left(\frac{1}{2}\right)^{k-1} = \left(\frac{1}{2}\right)^k \text{ pour tout } k \in \mathbb{N}^*.$$