

TD 19 : VARIABLES ALÉATOIRES

PSI 1 2025-2026

vendredi 06 février 2026

19.1 Mines PSI 2017 Sam Mamers II (note 13) Soit N une variable aléatoire qui suit la loi de POISSON de paramètre $\lambda > 0$. Soit $h : \mathbb{R}_+ \rightarrow \mathbb{R}$ définie par $h(x) = (x+1) \ln(1+x) - x$.

- Montrer que e^{uN} admet une espérance finie pour tout réel $u > 0$.
- Montrer que pour tout $y > 0$, on a $\inf_{u>0} (\mathbb{E}(e^{u(N-(1+y)\lambda})) = e^{-\lambda h(y)}$.
- En déduire que $\mathbb{P}(N \geq (1+y)\lambda) \leq e^{-\lambda h(y)}$.

19.2 ENS Ulm/Cachan PSI 2018 Elio Garnaoui II (note 10,5)

Déterminer les lois de X et Y , non presque sûrement constantes, à valeurs dans \mathbb{N} , indépendantes, telles que $\mathbb{P}(X+Y > 4) = \mathbb{P}(X+Y = 3) = \mathbb{P}(X+Y = 1) = 0$ et $\mathbb{P}(X+Y = 0) = \frac{1}{6}$, $\mathbb{P}(X+Y = 2) = \frac{1}{2}$, $\mathbb{P}(X+Y = 4) = \frac{1}{3}$.

19.3 Centrale Maths1 PSI 2022 Olivier Courmont I (note 20)

Dans une urne contenant n boules numérotées de 1 à n , on tire les n boules successivement et sans remise. On note X_k le numéro de la boule obtenue au tirage $k \in \llbracket 1; n \rrbracket$. On dit qu'on a un pic au tirage k si $\forall i \in \llbracket 1; k-1 \rrbracket, X_i < X_k$. En particulier, on a toujours un pic au tirage 1. On note S_n le nombre de pics lors de ce tirage. Pour $k \in \llbracket 1; n \rrbracket$, on note T_k la variable de BERNOULLI valant 1 s'il y a un pic au tirage k .

- Calculer $\mathbb{P}(S_n = n)$ et $\mathbb{P}(S_n = 1)$. Donner la loi de T_k .
- En déduire $\mathbb{E}(S_n)$. Donner un équivalent de $\mathbb{E}(S_n)$.
- Montrer que $\mathbb{P}(T_i = 1, T_j = 1) = \frac{1}{ij}$ si $1 \leq i < j \leq n$. T_i et T_j sont-elles indépendantes ?
- Calculer $\mathbb{V}(S_n)$ et en donner un équivalent.

19.4 Centrale Maths1 PSI 2022 Amandine Darrigade (note 14)

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ une suite de variables aléatoires indépendantes à valeurs dans $\{-1, 1\}$ qui suivent la loi $\mathbb{P}(X_n = 1) = \mathbb{P}(X_n = -1) = \frac{1}{2}$. On note, pour tout entier $n \in \mathbb{N}^*$, la variable aléatoire $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$.

- Quelles sont les valeurs que peut prendre S_n ?
- Pour $n \in \mathbb{N}^*$, trouver une relation entre $\mathbb{P}(|S_{n+1}| = 1)$, $\mathbb{P}(|S_n| = 2)$ et $\mathbb{P}(|S_n| = 0)$.
- Pour $k \in \mathbb{N} \setminus \{0, 1\}$ et $n \in \mathbb{N}^*$, trouver une relation entre $\mathbb{P}(|S_{n+1}| = k)$, $\mathbb{P}(|S_n| = k+1)$ et $\mathbb{P}(|S_n| = k-1)$.
- Montrer que $\forall n \in \mathbb{N}^*, \mathbb{E}(|S_{n+1}|) = \mathbb{E}(|S_n|) + \mathbb{P}(|S_n| = 0)$.
- Calculer, pour $n \in \mathbb{N}^*$, la valeur de $\mathbb{P}(|S_n| = 0)$.
- En déduire que $\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{E}(|S_n|) = +\infty$.
- Déterminer un équivalent de $\mathbb{E}(|S_n|)$ quand n tend vers $+\infty$.

19.5 Centrale Maths1 PSI 2022 Camille Pucheu (note 18)

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ une suite de variables aléatoires à valeurs dans \mathbb{N} indépendantes suivant toutes la même loi. On note, pour tout entier $n \in \mathbb{N}^*$, la variable aléatoire $M_n = \max(X_1, \dots, X_n)$.

- Pour $k \in \mathbb{N}^*$ et $n \in \mathbb{N}^*$, montrer que $\mathbb{P}(M_n \leq k-1) = \mathbb{P}(X_1 \leq k-1)^n$.
- Soit ici un réel $\alpha > 1$ tel que la variable aléatoire X_1^α admette une espérance finie notée m_α . Montrer que $\forall k \in \mathbb{N}^*, \mathbb{P}(X_1 \leq k-1) \geq 1 - \frac{m_\alpha}{k^\alpha}$. En déduire que M_n admet une espérance finie pour tout $n \in \mathbb{N}^*$.
- On suppose ici que X_1 suit la loi géométrique de paramètre $1/2$. Montrer que M_n admet une espérance finie pour tout $n \in \mathbb{N}^*$ et que $\mathbb{E}(M_n) = \sum_{k=1}^{+\infty} (1 - (1 - 2^{-k})^n)$.
- En déduire une expression de $\mathbb{E}(M_n)$ sous forme de somme finie.

19.6 Centrale Maths1 PSI 2022 Matis Viozelange (note 15)

Soit $n \in \mathbb{N}^*$, des réels x_1, \dots, x_n distincts et X une variable aléatoire telle que $X(\Omega) = \{x_1, \dots, x_n\}$. Pour $k \in \llbracket 1; n \rrbracket$, on note $p_k = \mathbb{P}(X = x_k) > 0$. On définit aussi la fonction $\Phi : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}$ par $\Phi(t) = \mathbb{E}(e^{itX})$.

a. Montrer que $\forall t \in \mathbb{R}$, $|\Phi(t)| \leq 1$. Établir que $|\Phi(t)|^2 = 1 - \mathbb{V}(X)t^2 + o(t^2)$.

b. On suppose que $X(\Omega) \subset a + \mathbb{Z}b$ avec $a \in \mathbb{R}$ et $b \in \mathbb{R}^*$. Montrer que $\exists t_0 \in \mathbb{R}^*$, $|\Phi(t_0)| = 1$.

c. On suppose dorénavant qu'il existe $t_0 \in \mathbb{R}^*$ tel que $|\Phi(t_0)| = 1$. Montrer qu'il existe $\alpha \in \mathbb{R}$ tel que $\sum_{k=1}^n p_k = \sum_{k=1}^n e^{i(x_k t_0 - \alpha)} p_k$. En déduire qu'il existe $(a, b) \in \mathbb{R} \times \mathbb{R}^*$ tel que $X(\Omega) \subset a + \mathbb{Z}b$.

19.7 ENS Cachan PSI 2022 et Centrale Maths1 PSI 2024 Lucas Lacampagne, Tristan Cheyrou (note 11 et ?)

a. Donner le rayon de convergence R de $\sum_{n \geq 0} \binom{2n}{n} \frac{x^{2n}}{4^n}$. Montrer : $\forall x \in]-R; R[$, $\sum_{n=0}^{+\infty} \binom{2n}{n} \frac{x^{2n}}{4^n} = \frac{1}{\sqrt{1-x^2}}$.

Soit $(X_k)_{k \geq 1}$ une suite de variables aléatoires indépendantes telles que $\mathbb{P}(X_k = \pm 1) = 1/2$ pour tout $k \in \mathbb{N}^*$.

On pose $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ et $T = \min(\{n \in \mathbb{N}^* \mid S_n = 0\})$ si $\{n \in \mathbb{N}^* \mid S_n = 0\} \neq \emptyset$ et $T = +\infty$ sinon.

b. Pour $k \in \mathbb{N}^*$, on pose $Y_k = \frac{1+X_k}{2}$. Donner la loi de Y_k , puis celle de $Z_n = \sum_{k=1}^n Y_k$.

c. En déduire la loi de S_n , son espérance et sa variance. Que représente S_n ?

On pose $p_0 = 1$ et, pour tout entier $n \in \mathbb{N}$, $p_n = \mathbb{P}(S_{2n} = 0)$. On pose aussi $q_k = \mathbb{P}(T = 2k)$ pour $k \in \mathbb{N}$.

d. Montrer que $\sum_{n \geq 0} p_n x^n$ est convergente pour $|x| < 1$. On pose alors $p(x) = \sum_{n=0}^{+\infty} p_n x^n$.

e. Montrer que $p_n = \sum_{k=1}^n p_{n-k} q_k$ si $n \geq 1$, puis $G_T(x) = \frac{p(x^2) - 1}{p(x^2)}$ si $|x| < 1$. En déduire la loi de T et $\mathbb{E}(T)$.

19.8 Mines PSI 2024 Tristan Cheyrou I (note 11) Soit deux réels $q \in]0; 1[$ et $a \in \mathbb{R}_+$ et deux variables aléatoires

X et Y à valeurs dans \mathbb{N} telles que l'on ait $\forall (i, j) \in \mathbb{N}^2$, $\mathbb{P}(X = i, Y = j) = a q^{i+j}$.

a. Exprimer a en fonction de $p = 1 - q$. Trouver les lois de X et Y . Calculer $\mathbb{E}(X)$, $\mathbb{V}(X)$ et $\text{Cov}(X, Y)$.

b. Pour $n \in \mathbb{N}$, déterminer la loi de $U = \max(X, Y)$ sachant $X + Y = 2n + 1$.

19.9 Mines PSI 2024 Olivier Farje II (note 14) Soit $p \in]0; 1[$ et $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ une suite de variables aléatoires

indépendantes suivant la loi $\mathcal{B}(p)$. On pose $A = \left\{ \omega \in \Omega \mid \sum_{k \geq 1} \frac{X_k(\omega)}{k} \text{ converge} \right\}$. Calculer $\mathbb{P}(A)$.

19.10 CCINP PSI 2024 Mattéo Aumaitre I (note 19,16) Soit $p \in]0; 1[$, $q = 1 - p$ et $r \in \mathbb{N}$. Soit $(p_n)_{n \in \mathbb{N}}$ définie

par $p_n = q^r p^n \binom{n+r-1}{r-1}$ et X une variable aléatoire à valeurs dans \mathbb{N}^* telle que $\forall n \in \mathbb{N}^*$, $\mathbb{P}(X = n) = p_n$.

a. Rappeler le développement en série entière de $\frac{1}{1-x}$. En déduire celui de $\frac{1}{(1-x)^r}$.

b. Vérifier que $(p_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est une distribution de probabilité.

c. Déterminer la fonction génératrice de X . Calculer l'espérance et la variance de X .

19.11 CCINP PSI 2024 Mathéo Demongeot-Marais I (note 16,03) On tire avec remise dans une urne de $n \geq 2$

boules numérotées de 1 à n . On note X_n le premier rang tel qu'une autre boule que la première soit tirée.

a. Montrer que X_n est une variable aléatoire discrète et déterminer la loi de X_n .

b. Montrer que X_n admet une espérance et la calculer. Trouver la limite de $(\mathbb{E}(X_n))$. Interpréter.

Soit Y_n le premier rang tel que toutes les boules de l'urne aient été tirées au moins une fois.

c. Déterminer la loi de Y_2 . Soit $(i, j) \in (\mathbb{N}^*)^2$ avec $i < j$, trouver $\mathbb{P}_{(X_3=i)}(Y_3 = j)$. En déduire la loi de Y_3 .

19.12 CCINP PSI 2024 Émile Gauvrit II (note 14,24) Soit $\lambda > 0$ et une variable aléatoire X suivant la loi $\mathcal{P}(\lambda)$.

Montrer $G_X(t) = e^{\lambda(t-1)}$, puis $\forall a > 0$, $\forall t \geq 1$, $\mathbb{P}(X \geq a) \leq \frac{G_X(t)}{t^a}$. En déduire que $\mathbb{P}(X \geq 2\lambda) \leq \left(\frac{e}{4}\right)^\lambda$.