

DEVOIR 19 : SÉRIES ENTIÈRES ALÉATOIRES

PSI 1 2024-2025

mardi 04 février 2025

QCM

1 DSE classiques : vrai ou faux ?

1.1 $\forall x \in [-1; 1], \cos(x) = \sum_{n=0}^{+\infty} (-1)^n \frac{x^{2n}}{(2n)!}$

1.2 $\forall x \in \mathbb{R}, \frac{1}{1+x} = \sum_{n=0}^{+\infty} (-1)^n x^n$

1.3 $\forall x \in \mathbb{R}, \operatorname{sh}(x) = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{x^{2n+1}}{(2n+1)!}$

1.4 $\forall x \in]-1; 1[, (1+x)^\alpha = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\alpha(\alpha-1)\dots(\alpha-n)}{n!} x^n$

2 Séries entières : cas particuliers

2.1 si $u_n(x) = x^n, \sum_{n \geq 0} u_n$ CVU sur $] -1; 1[$

2.2 si $u_n(x) = \frac{x^n}{2^n}, \sum_{n \geq 0} u_n$ CVN sur $[-1; 1]$

2.3 si $u_n(x) = \frac{(-1)^n x^{2n}}{n+1}, \sum_{n \geq 0} u_n$ CVU sur $] -1; 1[$

2.4 si $u_n(x) = \frac{(-1)^n x^n}{n+1}, \sum_{n \geq 0} u_n$ CVU sur $] -1; 1[$

3 Couples de variables : soit X, Y deux variables aléatoires réelles sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$, on note $P_{(X,Y)}, P_X$ et P_Y respectivement les lois du couple (X, Y) , X et Y ; $(x, y) \in X(\Omega) \times Y(\Omega)$ tel que $P(X = x) > 0$

3.1 P_X et P_Y caractérisent $P_{(X,Y)}$

3.3 X, Y indépendantes implique $P(X = x, Y = y) = P(X = x)P(Y = y)$

3.2 $P_{(X,Y)}$ caractérise P_X et P_Y

3.4 $P_{X=x}(Y = y) = \frac{P(X = x, Y = y)}{P(X = x)}$

4 Lois usuelles : soit un entier $n \geq 2$, deux réels $p \in]0; 1[$ et $\lambda > 0$, une variable aléatoire X suivant la loi binomiale $\mathcal{B}(n, p)$, Y suivant la loi géométrique $\mathcal{G}(p)$ et deux variables aléatoires Z et W suivant la loi de POISSON $\mathcal{P}(\lambda)$

4.1 $Z + W$ suit la loi $\mathcal{P}(2\lambda)$

4.3 $\forall k \geq 1, P(Y = k) = (1-p)^{k-1}p$

4.2 $X(\Omega) = \{0, 1, \dots, n\}$

4.4 $\forall k \in \mathbb{N}, P(Z = k) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}$

Énoncé Soit $\sum_{n \geq 0} a_n z^n$ et $\sum_{n \geq 0} b_n z^n$ deux séries entières à coefficients complexes de rayons de convergence respectifs R_a et R_b . Citer le théorème de comparaison : trois hypothèses faites relativement aux suites $(a_n)_{n \geq 0}$ et $(b_n)_{n \geq 0}$ qui impliquent des relations entre les rayons de convergence R_a et R_b .

Preuve Soit $\lambda > 0$ et $\mu > 0$, X et Y deux variables aléatoires discrètes indépendantes suivant respectivement $\mathcal{P}(\lambda)$ et $\mathcal{P}(\mu)$. Montrer que la variable aléatoire discrète $X + Y$ suit la loi $\mathcal{P}(\lambda + \mu)$.

Exercice 1 Calcul du rayon R de la série entière $\sum_{n \geq 0} \frac{(n+1)(n-2)}{n!} x^n$ et de $f(x)$ si f est sa fonction somme.

Exercice 2 Soit $\lambda > 0, p \in]0; 1[$ et deux variables aléatoires X et Y à valeurs dans \mathbb{N} sur le même espace probabilisé $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$ et que, pour $n \in \mathbb{N}$, la loi de Y sachant $(X = n)$ est binomiale de paramètres n et p (donc, par convention, $\mathbb{P}(Y = 0 | X = 0) = 1$).

a. Déterminer la loi conjointe de (X, Y) .

b. En déduire la loi de Y (calculer sa distribution de probabilités $(\mathbb{P}(Y = j))_{j \in \mathbb{N}}$). La reconnaître.

QCM Répondre dans le tableau ci-dessous au QCM : mettre une croix dans la case de la ligne i colonne j revient à déclarer la question i,j vraie. Ne rien mettre revient à la déclarer fausse.

$i \cdot j$	1	2	3	4	Fautes
1					
2					
3					
4					

Énoncé

Preuve

Exercice 1

Exercice 2

i · j	1	2	3	4	Fautes
1	X		X		
2		X	X		
3		X	X	X	
4				X	

1.1 Vrai : même si $x \in \mathbb{R}$ 1.2 Faux : ici $R = 1$ 1.3 Vrai : cours 1.4 Faux : c'est $(\alpha - n + 1)$ à la fin.

2.1 Faux : si $x \in]-1; 1[$, $R_n(x) = \sum_{k=n+1}^{+\infty} x^k = \frac{x^{n+1}}{1-x}$ et R_n n'est pas bornée sur $] - 1; 1[$ 2.2 Vrai : $R = 2$

et $[-1; 1] \subset]-2; 2[$ 2.3 Vrai : $R = 1$ et par le CSSA $|R_n(x)| \leq \frac{|x|^{2(n+1)}}{n+2}$ donc $\|R_n\|_{\infty,]-1; 1[} \leq \frac{1}{n+2} \rightarrow 0$

2.4 Faux : si $x < 0$, la série n'est pas alternée et $R_{n-1}(x) = \sum_{k=n}^{+\infty} \frac{|x|^k}{k+1} \geq \sum_{k=n}^{2n-1} \frac{|x|^{2n-1}}{k+1} = |x|^{2n-1} (H_{2n} - H_n)$ donc $\|R_n\|_{\infty,]-1; 1[} \geq H_{2n} - H_n$ et classiquement $\lim_{n \rightarrow +\infty} (H_{2n} - H_n) = \ln(2)$.

3.1 Faux : on a vu des contre-exemples en cours 3.2 Vrai : on somme les lignes ou les colonnes du "tableau"

3.3 Vrai : définition 3.4 Vrai : définition.

4.1 Faux : c'est vrai si Z et W sont indépendantes 4.2 Faux : $X(\Omega) = \llbracket 0; n \rrbracket$ 4.3 Faux : la bonne formule du cours est $P(Y = k) = (1-p)^{k-1} p$ 3.4 Vrai : cours.

Énoncé Soit $\sum_{n \geq 0} a_n z^n$ et $\sum_{n \geq 0} b_n z^n$ deux séries entières à coefficients complexes de rayons de convergence respectifs R_a et R_b . Alors, on a les quatre implications suivantes :

- (i) Si $a_n = O(b_n)$ alors $R_b \leq R_a$ (ii) Si $\forall n \in \mathbb{N}, |a_n| \leq |b_n|$ alors $R_b \leq R_a$
- (iii) Si $a_n = o(b_n)$ alors $R_b \leq R_a$ (iv) Si $a_n \sim b_n$ alors $R_a = R_b$

Preuve Notons $Z = X + Y$. On a $\forall k \in \mathbb{N}, (Z = k) = \bigcup_{0 \leq i \leq k} (X = i, Y = k - i)$ car X et Y prennent des

valeurs positives et entières. Comme les évènements de la réunion précédente sont incompatibles deux à deux : $P(Z = k) = \sum_{i=0}^k P(X = i, Y = k - i)$. Mais comme X et Y sont indépendantes :

$$P(Z = k) = \sum_{i=0}^k P(X = i)P(Y = k - i) = \sum_{i=0}^k e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\mu} \frac{\mu^{k-i}}{(k-i)!} = \frac{e^{-(\lambda+\mu)}}{k!} \sum_{i=0}^k \binom{k}{i} \lambda^i \mu^{k-i} = \frac{e^{-(\lambda+\mu)}}{k!} (\lambda + \mu)^k.$$

Exercice 1 Pour $x \in \mathbb{R}^*$, $\frac{(n+1)(n-2)}{n!} x^n \underset{+\infty}{\sim} \frac{x^n}{(n-2)!} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$ par croissances comparées donc la suite

$\left(\frac{(n+1)(n-2)}{n!} x^n \right)_{n \geq 0}$ est bornée quel que soit le réel x . Par définition, $R = +\infty$. Pour $x \in \mathbb{R}$, comme tout

converge, $f(x) = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(n+1)(n-2)}{n!} x^n = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{n(n-1)-2}{n!} x^n = \sum_{n=2}^{+\infty} \frac{1}{(n-2)!} x^n - 2 \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{1}{n!} x^n = (x^2 - 2)e^x.$

Exercice 2 a. Pour $(i, j) \in \mathbb{N}^2$, on a $P(X = i, Y = j) = 0$ si $j > i$ par hypothèse et, si $j \in \llbracket 0; i \rrbracket$, on a

$$P(X = i, Y = j) = P(X = i)P(Y = j | X = i) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^i}{i!} \times \binom{i}{j} p^j (1-p)^{i-j} = \frac{e^{-\lambda} \lambda^i p^j (1-p)^{i-j}}{j!(i-j)!}.$$

b. Pour $j \in \mathbb{N}$, comme $(Y = j) = \bigsqcup_{i \in \mathbb{N}} (X = i, Y = j)$ (réunion disjointe) car $\Omega = \bigsqcup_{i \in \mathbb{N}} (X = i)$, par σ -additivité,

on a $P(Y = j) = \sum_{i=j}^{+\infty} P(X = i, Y = j) = \sum_{i=j}^{+\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^i p^j (1-p)^{i-j}}{j!(i-j)!} = \frac{e^{-\lambda} p^j \lambda^j}{j!} \sum_{i=j}^{+\infty} \frac{(\lambda(1-p))^{i-j}}{(i-j)!}$ ce qui se simplifie

en $P(Y = j) = \frac{e^{-\lambda} p^j \lambda^j}{j!} \times e^{\lambda(1-p)} = \frac{e^{-\lambda p} (\lambda p)^j}{j!}$ donc Y suit la loi de POISSON $\mathcal{P}(\lambda p)$.