

---

## EXAMEN 2 : Analyse

---

### Problème :

Soient  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires indépendantes de loi de Poisson de paramètres respectifs  $a$  et  $b$ .

### Partie I

1. Calculer la fonction génératrice de  $X$ , en déduire les espérances  $E(X)$  et  $E(X(X-1))$ .
2. Identifier la loi de la variable aléatoire  $X+Y$ .
3. Soit  $n$  un entier naturel non nul.
  - (a) Montrer que  $P(X=k | X+Y=n) = \frac{n!a^k b^{n-k}}{k!(n-k)!(a+b)^n}, \forall 0 \leq k \leq n$ .
  - (b) On déduit que la variable aléatoire ( $X$  sachant  $X+Y=n$ ) suit une loi binomiale qu'on déterminera les paramètres.
4. Exprimer la probabilité de l'événement ( $X=Y$ ) comme la somme d'une série numérique.
5. Faire de même pour l'événement ( $|X-Y|=k$ ) où  $k$  est un nombre entier positif donné.

Le but de la deuxième partie est de trouver un équivalent simple de  $P(X=Y)$  dans le cas où  $b=a$  et  $a \rightarrow +\infty$

### Partie II

On considère l'équation différentielle

$$(E) : xy'' + y' - xy = 0$$

et on cherche la solution  $y$  de cette équation qui vérifie la condition initiale  $y(0)=1, y'(0)=0$ .

1. On cherche  $y$  comme somme  $\sum_{n=0}^{+\infty} a_n x^n$  d'une série entière.

(a) Montrer que les coefficients vérifient l'équation de récurrence :

$$(n+1)^2 a_{n+1} = a_{n-1} \quad n \geq 1$$

(b) Trouver alors le développement de  $y$  en série entière en précisant son rayon de convergence  $R$ .

2. On définit une fonction  $I$  par l'expression intégrale

$$I(x) = \frac{1}{\pi} \int_{-1}^1 \frac{e^{-tx}}{\sqrt{1-t^2}} dt.$$

(a) Trouver  $D_I$ , le domaine de définition de  $I$ , puis montrer que  $I$  est de classe  $C^1$  sur  $D_I$ .

(b) Montrer que  $I$  vérifie l'équation (E) et déduire que  $I = y$ .

3. En développant  $e^{-tx}$  en série, puis en intégrant terme à terme, montrer directement que les fonctions  $y$  et  $I$  coïncident.

Ind : On pourra utiliser la formule  $\int_0^{\frac{\pi}{2}} \sin(\theta)^{2n} d\theta = \frac{\pi}{2} \frac{(2n)!}{(2^n n!)^2}$  pour  $n$  entier positif.

4. Montrer que

(a)  $\frac{1}{\pi} \int_0^1 \frac{e^{-tx}}{\sqrt{1-t^2}} dt < \frac{1}{2} \quad \text{si } x > 0$

(b)  $0 < \frac{1}{\sqrt{1-y}} - 1 < y \quad \text{si } 0 < y < \frac{1}{2}.$

5. Montrer, en utilisant l'intégrale de Gauss ( $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\theta^2} d\theta = \sqrt{\pi}$ ), que:

(a)  $\int_0^1 \frac{e^{-tx}}{\sqrt{t}} dt \sim \sqrt{\frac{\pi}{x}}$  lorsque  $x$  tend vers  $+\infty$ .

(b)  $\int_0^1 e^{-tx} \sqrt{t} dt < \frac{\sqrt{\pi}}{2} \frac{1}{x^{\frac{3}{2}}}$  pour  $x > 0$ .

6. (a) Montrer que  $\int_{-1}^0 \frac{e^{-tx}}{\sqrt{1-t^2}} dt = \frac{e^x}{\sqrt{2}} \int_0^1 \frac{e^{-\theta x}}{\sqrt{\theta(1-\frac{\theta}{2})}} d\theta.$

(b) Dédurre de ce qui précède que  $I(x) \sim \frac{e^x}{\sqrt{2\pi x}}$  lorsque  $x$  tend vers l'infini.

"On montre d'abord que :  $\frac{e^{-\theta x}}{\sqrt{\theta}} < \frac{e^{-\theta x}}{\sqrt{\theta(1-\frac{\theta}{2})}} < \frac{e^{-\theta x}}{\sqrt{\theta}} + \frac{1}{2} e^{-\theta x} \sqrt{\theta}$  pour  $\theta \in ]0, 1[$ ."

7. Donner un équivalent à la probabilité de l'événement  $(X = Y)$  lorsque  $X$  et  $Y$  suivent une loi de Poisson de même paramètre  $a$  tendant vers l'infini.