

Examen Analyse

Durée 3 h

Une grande importance sera attachée à la rigueur du raisonnement, à la clarté et au soin de la présentation.

Problème

Partie I (Autour de la fonction Gamma d'Euler).

Soit $\Gamma(x) = \int_0^{+\infty} t^{x-1} e^{-t} dt$.

1. Déterminer le domaine de définition $\mathcal{D}$ de Γ .
2. Montrer que $\forall x \in \mathcal{D}$, $\Gamma(x+1) = x \Gamma(x)$.
3. (a) Montrer que $\forall x \in \mathcal{D}$, $\forall n \in \mathbb{N}^*$, $\Gamma(x+n) = \Gamma(x) \prod_{k=0}^{n-1} (x+k)$.
(b) Dédire la valeur de $\Gamma(n)$, pour $n \in \mathbb{N}^*$.
4. Montrer la convergence de l'intégrale $\int_0^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$ et donner sa valeur que sachant que $\Gamma(\frac{1}{2}) = \sqrt{\pi}$.
5. Montrer que Γ est de classe $\mathcal{C}^\infty$ sur $\mathcal{D}$ et exprimer, pour $k \in \mathbb{N}^*$, $\Gamma^{(k)}$ sous forme intégrale.
6. (a) Montrer que Γ' s'annule en un unique réel α vérifiant $\alpha \in]1, 2[$.
(b) En déduire les variations de Γ sur $\mathcal{D}$.
7. a) Montrer que $\Gamma(x) \sim_{0+} \frac{1}{x}$ et que $\Gamma'(x) \sim_{0+} -\frac{1}{x^2}$.
b) Montrer que $\lim_{x \rightarrow +\infty} \Gamma(x) = +\infty$.
8. Donner l'allure de la courbe représentative de Γ .

Partie II (Une transformée de Fourier)

$\forall x \in \mathbb{R}$, on pose $F(x) = \int_0^{+\infty} e^{-t} t^{-\frac{3}{4}} e^{itx} dt$ où i est le nombre complexe vérifiant $i^2 = -1$.

1. Montrer que F est de classe $\mathcal{C}^\infty$ sur $\mathbb{R}$ et exprimer, pour $k \in \mathbb{N}^*$, $F^{(k)}$ sous forme intégrale.
2. (a) Montrer que $\forall x \in]-1, 1[$, $F(x) = \sum_{n=0}^{+\infty} c_n \frac{(ix)^n}{n!}$ avec $c_n = \Gamma(n + \frac{1}{4})$.

- (b) Déterminer le rayon R de convergence de la série entière $\sum_{n \geq 0} c_n \frac{(ix)^n}{n!}$.
3. (a) Montrer que F est une solution de l'équation différentielle suivante :

$$(E) : y' + \frac{1}{4(x+i)} y = 0$$

- (b) Dédurre que $\forall x \in \mathbb{R}, F(x) = \Gamma\left(\frac{1}{4}\right)(1+x^2)^{-\frac{1}{8}} e^{\frac{i}{4} \arctan(x)}$

Partie III (Autour de la loi de Poisson)

On rappelle qu'une variable aléatoire X , à valeurs dans $\mathbb{N}$, suit la loi de poisson $\mathcal{P}(\lambda)$ de paramètre $\lambda > 0$ si pour tout $n \in \mathbb{N}$, $P(X = n) = \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda}$, on rappelle aussi la fonction génératrice G_X de la variable aléatoire X est définie par

$$G_X(t) = E(t^X) = \sum_{k=0}^{+\infty} P(X=k) t^k.$$

On considère dans la suite la fonction f définie sur $\mathbb{R}$ par $f(x) = e^{-\frac{x^2}{2}}$.

1. a) Soit X une variable aléatoire qui suit la loi de poisson $\mathcal{P}(\lambda)$.
Déterminer la fonction génératrice G_X en précisant son domaine de définition.
- b) Calculer l'espérance $E(X)$, la variance $V(X)$ de X après avoir justifié leurs existences.
2. Soit X et Y deux variables aléatoires indépendantes qui suivent des lois de poissos de paramètres respectif $\lambda > 0$ et $\mu > 0$.
Montrer que $X + Y$ suit la loi de poisson paramètre $\lambda + \mu$.

Dans la suite on considère $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de variables aléatoires mutuellement indépendantes de même loi de poisson $\mathcal{P}(\lambda)$.

3. a) Pour $n \in \mathbb{N}^*$, on pose $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$.

Montrer que S_n suit une loi de poisson de paramètre $n\lambda$.

- b) Dédurre que la variable aléatoire $T_n = \frac{S_n - n\lambda}{\sqrt{n\lambda}}$ est centrée réduite.

4. a) Soit $c > 0$, montrer que $P(|T_n| \geq c) \leq \frac{1}{c^2}$.
- b) Dédurre que $\forall \varepsilon > 0$, il existe un réel $c_1 > 0$ vérifiant $\forall c > c_1$ on a $P(|T_n| \geq c) \leq \varepsilon$.
5. Dans la suite, on fixe deux réels a et b tels que $a < b$. Pour tout entier $n \in \mathbb{N}^*$ tel que $a + \sqrt{n\lambda} > 0$, on pose

$$I_n = \{k \in \mathbb{N} / n\lambda + a\sqrt{n\lambda} \leq k \leq n\lambda + b\sqrt{n\lambda}\}.$$

On admet que $\lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{k \in I_n} \frac{(n\lambda)^k}{k!} e^{-n\lambda} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^b f(t) dt$.

6. a) Montrer que $P(a \leq T_n \leq b) = \sum_{k \in I_n} P(S_n = k)$.
- b) D  duire $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(a \leq T_n \leq b) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^b f(t) dt$.
7. Montrer que pour $\varepsilon > 0$, il existe un r  el $c_2 > 0$ v  rifiant $\forall c > c_2$,
 $\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_c^{+\infty} f(t) dt \leq \varepsilon$.
8. Soit $\varepsilon > 0$ et $c \geq \max(c_1, c_2)$.
 Montrer que $\left| P(T_n \geq a) - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^{+\infty} f(t) dt \right| \leq \left| P(a \leq T_n \leq c) - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^c f(t) dt \right| +$
 $P(T_n > c) + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_c^{+\infty} f(t) dt$.
9. D  duire que $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(T_n \geq a) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^{+\infty} f(t) dt$.
10. a) Justifier que $P(T_n = a) \leq P(a \leq T_n \leq a + \varepsilon)$, pour tout $\varepsilon > 0$.
 b) D  duire que $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(T_n = a) = 0$, puis que
 $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(T_n \geq a) = \lim_{n \rightarrow +\infty} P(T_n > a)$.
11. Soit $A_n = \sum_{k=0}^{E(n\lambda)} \frac{(n\lambda)^k}{k!}$ o   $E(\cdot)$ d  signe la fonction partie enti  re.
 a) Montrer que $e^{-n\lambda} A_n = P(T_n \leq 0)$.
 b) D  duire que $A_n \sim \frac{1}{2} e^{n\lambda}$.
12. On suppose dans cette question $0 < \lambda < 1$ et on consid  re la suite de fonctions
 suivante :
- $$g_n(t) = \begin{cases} (1 - \frac{t}{n\lambda})^n e^t & \text{si } 0 \leq t < n\lambda \\ 0 & \text{si } t \geq n\lambda \end{cases}$$
- a) Montrer que la suite de fonctions $(g_n)_{n \geq 1}$ converge simplement sur $[0, +\infty[$
 vers la fonction $g : t \mapsto e^{t(1-\frac{1}{\lambda})}$.
- b) Montrer que $\lim_{n \rightarrow +\infty} \int_0^{n\lambda} (1 - \frac{t}{n\lambda})^n e^t dt = \int_0^{+\infty} e^{t(1-\frac{1}{\lambda})} dt$.
 (On rappelle que $\ln(1+x) \leq x$, $\forall x > -1$).
- c) D  duire que $\lim_{n \rightarrow +\infty} (n\lambda)^{-n} \int_0^{n\lambda} (n\lambda - t)^n e^t dt = \frac{\lambda}{1-\lambda}$.
13. En utilisant la formule de Taylor avec reste int  grale, montrer pour $n \in \mathbb{N}^*$ que
- $$e^{n\lambda} = \sum_{k=0}^n \frac{(n\lambda)^k}{k!} + \int_0^{n\lambda} \frac{(n\lambda - t)^n}{n!} e^t dt.$$
14. Soit $0 < \lambda < 1$, montrer que $\lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{k=0}^n P(S_n = k) = 1$.