Terminale S juin 2011

## **Concours Sciences-Po Paris**

Calculatrice autorisée ; durée 4 heures.

## Problème

Le problème suivant est constitué de deux parties indépendantes entre elles. Dans chaque partie on étudie un exemple classique de loi de probabilité continue à densité.

Dans tout le problème le plan est rapporté à un repère orthonormal  $(O; \vec{i}, \vec{j})$ .

## Première partie

Soit  $\lambda$  un nombre réel non nul.

On considère la fonction  $f_{\lambda}: x \mapsto e^{-\lambda x}$  définie sur  $\mathbb{R}$ . Sa courbe représentative dans le repère  $(O; \vec{i}, \vec{j})$  est notée  $(C_{\lambda})$ .

- A. 1. Étudier les variations de la fonction  $f_{\lambda}$  selon le signe de  $\lambda$ .
- 2. Déterminer l'équation réduite de la tangente  $T_{\lambda,a}$  à la courbe  $(C_{\lambda})$  au point A d'abscisse a où a est un réel quelconque.
- 3. a. À l'aide de la calculatrice, conjecturer, selon le signe de  $\lambda$ , la position de la courbe ( $C_{\lambda}$ ) par rapport à la tangente  $T_{\lambda,a}$  au point A.
- b. Donner l'allure de la courbe  $(C_{\lambda})$  selon le signe de  $\lambda$ .
- B. 1. Pour tout réel  $\alpha > 0$ , on note  $\mathcal{A}_{\lambda}(\alpha)$  l'aire sous la courbe  $(C_{\lambda})$  sur l'intervalle  $[0; \alpha]$ , exprimée en unités d'aire.
- a. Déterminer la valeur de  $A_{\lambda}(\alpha)$ .
- b. Déterminer, si elle existe, la limite de  $A_{\lambda}(\alpha)$  lorsque  $\alpha$  tend vers  $+\infty$ .
- 2. a. Justifier l'existence des écritures  $I(\alpha) = \int_{0}^{\alpha} t f_{\lambda}(t) dt$  et  $J(\alpha) = \int_{0}^{\alpha} t^{2} f_{\lambda}(t) dt$ .
- b. Calculer la valeur de chacune de ces deux intégrales.
- c. En déduire leurs limites respectives lorsque  $\alpha$  tend vers  $+\infty$ , si elles existent.
- C. On dit qu'une fonction f définie sur  $[0; +\infty[$  est une densité de probabilité sur  $[0; +\infty[$  si :
  - pour tout réel x de  $[0; +\infty[$ ,  $f(x) \ge 0$ ;
  - la fonction f est continue sur  $[0; +\infty[$ ;
  - la limite  $\lim_{x \to +\infty} \int_0^x f(t) dt$  existe et est égale à 1.

On définit alors une loi de probabilité  $\mathbb{P}$  sur  $[0; +\infty[$  de densité f: pour tout intervalle [a;b] inclus dans  $[0; +\infty[$ , la probabilité de l'intervalle [a;b] est  $\mathbb{P}([a;b]) = \int_{-a}^{b} f(t) dt$ .

Une variable aléatoire X à valeurs dans  $[0; +\infty[$  suit la loi  $\mathbb{P}$  si, pour tout intervalle [a;b], inclus dans  $[0; +\infty[, \mathbb{P}(a \le X \le b) = \int_{a}^{b} f(t) dt.$ 

Terminale S / ES http://laroche.lycee.free.fr Sciences Po / Paris juin 2011

Dans la suite de cette partie C.,  $\lambda$  est un réel strictement positif et on considère la fonction  $\varphi_{\lambda}: x \mapsto \lambda e^{-\lambda x}$  définie sur  $[0; +\infty[$ .

- 1. a. Déduire de ce qui précède que  $\, \varphi_{\lambda} \,$  est une densité de probabilité sur  $\, \big[ \, 0 \, ; + \infty \big[ \, . \,$
- b. Soit  $X_{\lambda}$  une variable aléatoire qui suit la loi de probabilité de densité  $\varphi_{\lambda}$ . Reconnaître la loi suivie par  $X_{\lambda}$ .
- 2. a. On appelle espérance de  $X_{\lambda}$  le réel noté  $\mathbb{E}(X_{\lambda})$  défini par  $\mathbb{E}(X_{\lambda}) = \lim_{x \to +\infty} \int_{0}^{x} t \varphi_{\lambda}(t) dt$ .

Justifier l'existence de la limite précédente et donner une expression simple de  $\mathbb{E}(X_{\lambda})$  en fonction de  $\lambda$ .

- b. Le temps d'attente en minutes à un standard téléphonique est une variable aléatoire  $Y_{\lambda}$  qui suit une loi exponentielle de paramètre  $\lambda$ . L'espérance  $\mathbb{E}(Y_{\lambda})$  représente alors le temps moyen d'attente à ce standard. Sachant que ce temps moyen est de 5 minutes, déterminer la probabilité d'attendre encore 5 minutes, sachant qu'on a déjà attendu 2 minutes.
- 3. On appelle variance de  $X_{\lambda}$  le réel noté  $\mathbb{V}(X_{\lambda})$  défini par  $\mathbb{V}(X_{\lambda}) = \lim_{x \to +\infty} \int_{0}^{x} t^{2} \varphi_{\lambda}(t) dt \left[\mathbb{E}(X_{\lambda})\right]^{2}$ .

Justifier l'existence de la limite précédente et déterminer une expression simple de  $\mathbb{V}(X_{\lambda})$  en fonction de  $\lambda$ .

## Deuxième partie

Soit  $\lambda$  un nombre réel non nul arbitrairement fixé.

On considère la fonction  $g_{\lambda}: x \mapsto e^{-\lambda x^2}$  définie sur  $\mathbb{R}$ . Sa courbe représentative dans le repère  $(O; \vec{i}, \vec{j})$  est notée  $(\Gamma_{\lambda})$ .

- A. Dans cette partie A. plusieurs cas pourront être envisagé selon les valeurs du réel  $\lambda$ .
- 1. Faire une étude de la fonction  $g_{\lambda}$  : parité, limites, variations.
- 2. a. Déterminer la dérivée seconde de la fonction  $g_{\lambda}$ .
- b. On admet que la courbe représentative d'une fonction f deux fois dérivable traverse sa tangente en un point A d'abscisse a si et seulement si la dérivée seconde de f s'annule en a en changeant de signe.

La courbe  $(\Gamma_{\lambda})$  présente-t-elle des points où elle traverse sa tangente  $\xi$ 

- c. Donner l'allure de la courbe  $(\Gamma_{\lambda})$ .
- B. On considère les fonctions  $F_{\lambda}: x \mapsto \int_{0}^{x} e^{-\lambda t^{2}} dt$  et  $F_{1}: x \mapsto \int_{0}^{x} e^{-t^{2}} dt$  définies sur  $\mathbb{R}$ .
- 1. a. Rappeler l'argument permettant de justifier la dérivabilité de la fonction  $F_{\lambda}$  puis donner l'expression de  $F'_{\lambda}(x)$  pour tout réel x.
- b. En déduire que, pour tout réel x, on a l'égalité :  $F_{\lambda}(x) = \frac{1}{\sqrt{\lambda}} F_{1}(x\sqrt{\lambda})$ .
- 2. Justifier que la fonction  $F_{\lambda}$  est impaire.
- 3. Étudier les variations de la fonction  $F_{\lambda}$ .

Dans la suite de cette deuxième partie, on se place dans le cas où  $\lambda$  est strictement positif.

4. a. Montrer que, pour tout t réel supérieur ou égal à  $\frac{1}{\lambda}$ ,  $g_{\lambda}(t) \le e^{-t}$ .

b. Montrer que, pour tout x réel supérieur ou égal à  $\frac{1}{\lambda}$ ,  $F_{\lambda}(x) - F_{\lambda}(\frac{1}{\lambda}) \le \int_{\frac{1}{\lambda}}^{x} e^{-t} dt$ .

En déduire que, pour tout x réel supérieur ou égal à  $\frac{1}{\lambda}$ ,  $F_{\lambda}(x) \le F_{\lambda}(\frac{1}{\lambda}) + e^{-\frac{1}{\lambda}}$ .

Pour tout entier naturel n non nul, on pose  $u_n = F_{\lambda}(n)$ .

c. Prouver que la suite  $(u_n)_{n>0}$  a une limite finie en  $+\infty$  que l'on note  $L_{\lambda}$ .

On admet que la fonction  $F_{\lambda}$  admet également pour limite  $L_{\lambda}$  lorsque x tend vers  $+\infty$ .

d. Quelle relation existe-t-il entre  $L_{\lambda}$  et  $L_{1}$  ?

e. Montrer que 
$$0 \le L_{\lambda} - F_{\lambda} \left(\frac{1}{\lambda}\right) \le e^{-\frac{1}{\lambda}}$$
.

f. On suppose dans cette question que  $\lambda = \frac{1}{2}$ . Donner une valeur approchée de  $L_{1/2}$  à  $e^{-2}$  près.

g. On admet que  $L_{1/2} = \sqrt{\frac{\pi}{2}}$  . Déterminer la valeur exacte de  $L_{\lambda}$  .

C. On dit qu'une fonction f définie sur  $\mathbb R$  est une densité de probabilité sur  $\mathbb R$  si :

- pour tout réel x,  $f(x) \ge 0$ ;
- la fonction f est continue sur  $\mathbb{R}$ ;

- les limites  $\lim_{x\to-\infty}\int_{x}^{0}f(t)dt$  et  $\lim_{x\to+\infty}\int_{0}^{x}f(t)dt$  existent et sont finies ; leur somme est égale à 1.

On définit alors une loi de probabilité  $\mathbb P$  sur  $\mathbb R$  de densité f: pour tout réel a, la probabilité de l'intervalle

$$]-\infty; a]$$
 est  $\mathbb{P}(]-\infty; a]$  =  $\lim_{x\to\infty}\int_{x}^{a}f(t)dt$ .

Une variable aléatoire X à valeurs dans  $\mathbb R$  suit la loi  $\mathbb P$  si, pour tout réel a,  $\mathbb P(X \le a) = \lim_{x \to -\infty} \int_x^a f(t) dt$ .

Soit la fonction  $\psi: x \mapsto \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$  définie sur  $\mathbb{R}$ .

- 1. a. Préciser la parité de la fonction  $\psi$ .
- b. Déduire de la partie B. que la fonction  $\psi$  est une densité de probabilité sur  $\mathbb{R}$ .

Soit X une variable aléatoire qui suit la densité de probabilité  $\psi$  (la loi suivie par X est appelée *loi normale centrée réduite* et est très utilisée en statistiques et probabilités).

2. On appelle espérance de X le réel  $\mathbb{E}(X)$  défini par :  $\mathbb{E}(X) = \lim_{x \to -\infty} \int_{x}^{0} t \psi(t) dt + \lim_{x \to +\infty} \int_{0}^{x} t \psi(t) dt$ .

Justifier l'existence des limites précédentes et calculer  $\mathbb{E}(X)$ .

3. a. En s'aidant de la partie B., justifier que pour tout réel a supérieur à 2, la probabilité  $\mathbb{P}(2 \le X \le a)$  est majorée par  $\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-2}$ .

b. En déduire que  $\frac{1}{2} - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \le \mathbb{P}\left(0 \le X \le 2\right) \le \frac{1}{2}$  puis déterminer un encadrement de la probabilité  $\mathbb{P}(X < 2)$ .

D. Lors de l'étude de la loi normale centrée réduite, il est utile de s'intéresser aux limites de la forme  $\lim_{x\to +\infty} \int_0^x t^n \psi(t) dt$  où n est un entier naturel.

Pour tout entier naturel n, on considère la fonction  $\chi_n : x \mapsto x^n e^{-\frac{x^2}{2}}$  définie sur  $[0; +\infty[$ .

Pour tout réel x positif, on pose alors  $b_n(x) = \int_0^x \chi_n(t) dt$ .

- 1. Calculer  $b_1(x)$ .
- 2. a. Montrer que, pour tout entier naturel n supérieur ou égal à 2 et pour tout réel x positif,  $b_n(x) = -x^{n-1}e^{-\frac{x^2}{2}} + (n-1)b_{n-2}(x)$ .

b. En déduire que, pour tout entier naturel n supérieur ou égal à 2,  $b_n(x)$  a une limite finie quand x tend vers  $+\infty$ , notée  $B_n$ .

- c. Montrer que, pour tout entier naturel n supérieur ou égal à 2,  $B_n = (n-1)B_{n-2}$ .
- d. Donner les valeurs de  $B_1$ ,  $B_2$ ,  $B_3$  et  $B_4$ .
- 3. a. Montrer que, pour tout entier naturel k, on a  $B_{2k+1}=2^k k!$  et  $B_{2k}=\frac{(2k)!}{2^{k+1}k!}\sqrt{2\pi}$ .
- b. En déduire la valeur de  $\lim_{x\to+\infty}\int_0^x t^n \psi(t)dt$  en fonction de n.

FIN