

Exercice 1 Soit  $f: x \mapsto kx(1-x) \mathbb{1}_{[0,1]}$

1.  $f$  est une densité de probabilité si:

(i)  $f$  positive sur  $\mathbb{R}$  donc  $k > 0$

(ii)  $f$  continue sur  $\mathbb{R}$  sauf en un nombre fini de points.

or  $f$  est continue sur  $[0,1]$ , sur  $\mathbb{R} - [0,1]$  et

$$\lim_{x \rightarrow 0^-} f(x) = 0 = f(0) \text{ et } f(1) = 0 = \lim_{x \rightarrow 1^+} f(x)$$

Donc pour tout  $k \in \mathbb{R}_+^*$ ,  $f$  est continue sur  $\mathbb{R}$ .

(iii) Par application de la relation de Chésy:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(t) dt = \int_0^1 f(t) dt = k \int_0^1 t(1-t) dt \text{ qui est une intégrale définie car } f \text{ continue sur } [0,1]$$

Donc

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(t) dt \text{ converge et vaut: } k \left[ \frac{t^2}{2} - \frac{t^3}{3} \right]_0^1 = \frac{k}{6}$$

Conclusion  $f$  est une densité de probabilité si  $k = 6$

2. Soit  $X$  var de densité  $f$ . Alors:

$$\forall x \in \mathbb{R}, F_X(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$$

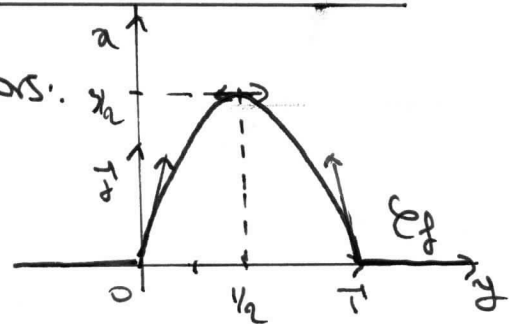
on peut noter que  $x(\mathbb{R}) = [0,1]$

donc immédiatement:

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 1 & \text{si } x > 1 \end{cases}$$

si  $0 \leq x \leq 1$ , alors  $F_X(x) = \int_{-\infty}^0 0 dt + \int_0^x 6t(1-t) dt$  d'après la relation de Chésy.

$$\text{Soit } F_X(x) = 6 \left[ \frac{x^2}{2} - \frac{x^3}{3} \right]$$



Conclusion

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 3x^2 - 2x^3 & \text{si } 0 \leq x \leq 1 \\ 1 & \text{si } x > 1 \end{cases}$$

on vérifie que  $F_X$  est continue, de classe  $C^1$  sur  $\mathbb{R}$ .

3)  $\int_{-\infty}^{\infty} |t f(t)| dt = \int_0^1 6t^2(1-t) dt$  : intégrale définie donc  $E(X)$  existe et vaut  $\left[ 2x^3 - \frac{3}{2}x^4 \right]_0^1 = \frac{1}{2}$

$\int_{-\infty}^{\infty} t^2 f(t) dt = \int_0^1 6t^3(1-t) dt = \left[ \frac{3}{2}t^4 - \frac{6}{5}t^5 \right]_0^1 = \frac{3}{10}$  donc  $E(X^2)$  existe et vaut  $\frac{3}{10}$

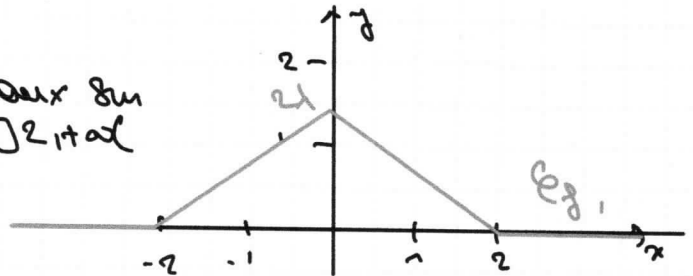
Concl.  $V(X)$  existe et vaut  $E(X^2) - E(X)^2 = \frac{3}{10} - \frac{1}{4} = \frac{1}{20}$  (K.H.)

## Exercice 2

$$a) f(x) = \begin{cases} \lambda(2-|x|) & \text{si } -2 \leq x \leq 2 \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases} = \begin{cases} \lambda(2+x) & \text{si } -2 \leq x < 0 \\ \lambda(2-x) & \text{si } 0 \leq x \leq 2 \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

① Une représentation graphique de la suivante.

- $f$  est positive sur  $\mathbb{R}$
- $f$  est continue par morceaux sur  $J = ]-\infty, -2[ \cup ]-2, 0[ \cup ]0, 2[ \cup ]2, +\infty[$
- et  $\lim_{x \rightarrow -2^-} f = 0 = \lim_{x \rightarrow -2^+} f$



$$\lim_{x \rightarrow 0^-} f = 2 = \lim_{x \rightarrow 0^+} f$$

et  $\lim_{x \rightarrow 2^-} f = 0 = \lim_{x \rightarrow 2^+} f$ ; donc  $f$  est continue sur  $\mathbb{R}$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \int_{-2}^{2} f(x) dx \quad (\text{d'après la rel. de Chade})$$

$$= 2 \int_0^2 \lambda(2-t) dt \quad (\text{car } f \text{ est paire})$$

$$= 2\lambda \left[ 2t - \frac{t^2}{2} \right]_0^2 = 2\lambda \left( 4 - \frac{4}{2} \right) = 4\lambda = 1 \Rightarrow \lambda = \frac{1}{4}$$

Conclusion  $f$  est une densité si  $\lambda = \frac{1}{4}$

$$f(x) = \frac{1}{4}(2-|x|) \mathbb{1}_{[-2,2]}(x)$$

② Fonction de répartition :  $F_X(x) = \mathbb{1}_{[-2,2]}(x)$  (à part de  $x$ )

avec :

$$\forall x < -2, F_X(x) = P(X \leq x) = P(\emptyset) = 0$$

$$\forall x > 2, F_X(x) = P(X \leq x) = P(\mathbb{R}) = 1$$

$$\forall -2 \leq x < 0 : F_X(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \frac{1}{4} \int_{-2}^x (2+t) dt \quad (\text{rel. de Chade})$$

$$= \frac{1}{4} \left[ 2t + \frac{t^2}{2} \right]_{-2}^x = \frac{1}{2} + \frac{x}{2} + \frac{x^2}{8}$$

$$\forall 0 \leq x \leq 2 : F_X(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{-\infty}^0 f(t) dt + \int_0^x f(t) dt$$

$$= F_X(0) + \frac{1}{4} \int_0^x (2-t) dt$$

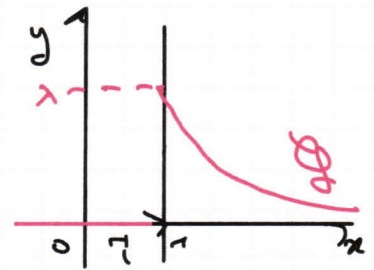
$$= \frac{1}{2} + \frac{1}{4} \left[ 2t - \frac{t^2}{2} \right]_0^x = \frac{1}{2} + \frac{x}{2} - \frac{x^2}{8}$$

Conclusion  $F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < -2 \\ \frac{1}{2} + \frac{x}{2} + \frac{x^2}{8} & \text{si } -2 \leq x < 0 \\ \frac{1}{2} + \frac{x}{2} - \frac{x^2}{8} & \text{si } 0 \leq x \leq 2 \\ 1 & \text{si } x > 2 \end{cases}$

Il reste à vérifier la continuité.

③  $F_X(x)$  existe et vaut  $\int_{-2}^2 t f(t) dt = 0$  car  $t \mapsto t f(t)$  impaire!

$$b) f(x) = \begin{cases} \lambda x^n & \text{si } x \geq 1 \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$



une représentation graphique est.

- $f$  est positive sur  $\mathbb{R}$  si  $\lambda > 0$
- $f$  est continue sur  $\mathbb{R} - \{1\}$  car continue par morceaux et  $\lim_{x \rightarrow 1^-} f = 0 \neq \lim_{x \rightarrow 1^+} f = \lambda \neq 0$ .

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = \int_1^{\infty} \lambda \frac{dx}{x^n} ; \text{ on pose } G(\lambda) = \int_1^{\infty} \lambda \frac{dx}{x^n} = \lambda \left[ \frac{x^{1-n}}{1-n} \right]_1^{\infty}$$

$$\text{or } \lim_{x \rightarrow \infty} x^{1-n} = \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{1}{x^{n-1}} \text{ avec } n \geq 2$$

$$\text{donc } \lim_{x \rightarrow \infty} x^{1-n} = 0 \text{ et donc } \lim_{\lambda \rightarrow 0} G(\lambda) = \frac{\lambda}{n-1}$$

Conclusion  $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx$  CV et vaut  $\frac{\lambda}{n-1}$  si  $\lambda = n-1$   
 $\rightarrow f$  est alors une d.d.p.

②  $X(n) = [1, +\infty[$  (support de  $X$ ) donc :

-  $\forall x < 1$ :  $F_X(x) = P(X \leq x) = P(\emptyset) = 0$

-  $\forall x \geq 1$ :  $F_X(x) = (n-1) \int_1^x \frac{dt}{t^n} = (n-1) \frac{x^{1-n} - 1}{1-n} \quad [\text{Règle de l'échelle}]$   
 $= 1 - x^{1-n}$

Conclusion  $F_X(x) = \left(1 - \frac{1}{x^{n-1}}\right) \mathbb{1}_{[1, +\infty[}(x)$

③  $E(X)$ ? on étudie  $\int_{-\infty}^{\infty} |t| f(t) dt = (n-1) \int_1^{\infty} t \frac{dt}{t^n} \quad [\text{Règle de l'échelle}]$   
 $= (n-1) \int_1^{\infty} \frac{dt}{t^{n-1}}$

Si  $n=2$ , alors  $\int_1^{\infty} \frac{dt}{t}$  DV et donc  $E(X)$  n'existe pas

Si  $n > 2$  alors  $\int_1^{\infty} \frac{dt}{t^{n-1}}$  CV et vaut  $\lim_{x \rightarrow \infty} \left[ \frac{t^{2-n}}{2-n} \right]_1^x = \frac{1}{n-2}$

Conclusion  $E(X)$  existe et vaut  $\frac{n-1}{n-2}$

Exercice 3  $g(t) = \frac{b}{2^t} \mathbb{1}_{[1, +\infty[}(t)$  où  $b \in \mathbb{R}$ .

1/ (i)  $g$  est positive sur  $\mathbb{R}$  si  $b \in \mathbb{R}^*$

(ii)  $g$  est continue sur  $\mathbb{R}$  si et seulement si pour toute valeur de  $b$  dans  $\mathbb{R}^*$

(iii) D'après la relation de Chebyshev:

$$\int_{-\infty}^{\infty} g(t) dt = \int_1^{\infty} \frac{b}{2^t} dt = b \int_1^{\infty} \frac{dt}{2^t}$$

$t \mapsto \frac{1}{2^t}$  est continue sur  $[1, +\infty[$ .

Posez  $G: x \mapsto \int_1^x \frac{dt}{2^t}$ ; on a  $G(x) = \int_1^{x+\ln 2} e^{-t \ln 2} dt = \left[ -\frac{1}{\ln 2} \frac{1}{2^t} \right]_1^{x+\ln 2}$

Donc  $\lim_{x \rightarrow \infty} G(x) = \frac{1}{2 \ln 2} = \frac{1}{2 \ln 2} - \frac{1}{2^{x+\ln 2}}$

D'où  $\int_{-\infty}^{\infty} g(t) dt$  converge et vaut  $\frac{b}{2 \ln 2}$

Conclusion  $g$  est une densité de probabilité si  $b = 2 \ln 2$

② on demande la loi de  $Y = X - 1$ .

$X(\Omega) = [1, +\infty[$  donc  $Y(\Omega) = \mathbb{R}_+$ .

Dès lors:

$\forall x < 0, F_Y(x) = 0$

$\forall x > 0, F_Y(x) = P(Y \leq x) = P(X - 1 \leq x) = P(X \leq x + 1) = F_X(x + 1)$

$F_Y$  est donc continue sur  $\mathbb{R}$  et de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $[0, +\infty[$  car

$x \mapsto x + 1 \in \mathcal{C}^1(\mathbb{R})$  et  $F_X$  continue sur  $\mathbb{R}$ , de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $[1, +\infty[$

$Y$  est donc une variable aléatoire à densité.

on obtient une densité  $h$  de  $Y$  en dérivant  $F_Y$  sur  $[0, +\infty[$

$$h(x) = F_Y'(x) = 1 \cdot F_X'(x + 1) = g(x + 1) = \frac{2 \ln 2}{2^{x+1}} = \frac{\ln 2}{2^x} \quad \forall x \geq 0$$

on pose  $h(0) = 0$  et on conclut:

$$h(x) = \ln 2 \cdot e^{-\ln 2 \cdot x} \mathbb{1}_{\mathbb{R}_+}(x)$$

Conclusion:  $Y \sim \mathcal{E}(\ln 2)$  et  $V(Y) = \frac{1}{\ln^2 2}$  [question de cours...]

## Exercice 4

①  $e^a - e^{-a} = e^{-a}(e^{2a} - 1)$   
 Donc  $e^a - e^{-a} > 0 \Leftrightarrow e^{2a} - 1 > 0$  [car  $\forall x \in \mathbb{R}, e^{-x} > 0$ ]  
 $\Leftrightarrow e^{2a} > 1$   
 $\Leftrightarrow 2a > 0 \Leftrightarrow a > 0$

Conclusion  $D = \mathbb{R}_+^*$

② a)  $\forall x \in D, f(x) = \ln(e^x - e^{-x})$ ;  $f$  dérivable sur  $D$  et  $\forall x \in D$   
 $f'(x) = \frac{e^x + e^{-x}}{e^x - e^{-x}} > 0 \forall x \in D$  puisque  $e^x - e^{-x} > 0 \forall x \in D$

$x$	0	$+\infty$
$f'(x)$		+
$f(x)$	$-\infty$	$+\infty$

$e^a - e^{-a} = e^a - \frac{1}{e^a} \sim e^a$  donc  $\lim_{+\infty} f(x) = +\infty$   
 et  $\lim_{-\infty} e^a = 0$  donc  $\lim_{-\infty} f(x) = -\infty$   
 $\lim_{-\infty} e^{-a} = +\infty$

b)  $f$  est continue et strictement croissante sur  $D = \mathbb{R}_+^*$   
 donc  $f$  est une bijection de  $]0, +\infty[$  sur  $] -\infty, +\infty[$ .

or  $0 \in ] -\infty, +\infty[$  donc  $\exists ! \alpha \in \mathbb{R}_+^* \mid f(\alpha) = 0$

Calculons  $\alpha$ :  $\ln(e^\alpha - e^{-\alpha}) = 0 \Leftrightarrow e^\alpha - e^{-\alpha} = 1 \Leftrightarrow e^{2\alpha} - 1 = e^\alpha$   
 $\Leftrightarrow e^{2\alpha} - e^\alpha - 1 = 0$

on pose  $x = e^\alpha$ ;  $x^2 - x - 1$  a pour discriminant  $\Delta = 5$  et pour

racines:  $\alpha_1 = \frac{1-\sqrt{5}}{2} < 0$  et  $\alpha_2 = \frac{1+\sqrt{5}}{2} > 0$ .

Conclusion  $\exists$  unique  $\alpha \in \mathbb{R}_+^* \mid f(\alpha) = 0$  et  $\alpha = \ln\left(\frac{1+\sqrt{5}}{2}\right)$

c)  $(T_\alpha)$  a pour équation  $y = f'(x)(x-\alpha) + f(\alpha) = f'(x)(x-\alpha)$

La pente vaut donc  $f'(x) = \frac{e^x + e^{-x}}{e^x - e^{-x}}$  avec  $e^\alpha - e^{-\alpha} = 1$  puisque  $f(\alpha) = 0$

Donc  $f'(\alpha) = e^\alpha + e^{-\alpha} = \frac{1+\sqrt{5}}{2} + \frac{2}{1+\sqrt{5}} = \frac{(6+2\sqrt{5})+4}{2(1+\sqrt{5})} = \frac{5+\sqrt{5}}{1+\sqrt{5}}$

D'où  $f'(\alpha) = \frac{(5+\sqrt{5})(1-\sqrt{5})}{(1+\sqrt{5})(1-\sqrt{5})} = \frac{-4\sqrt{5}}{-4} = \sqrt{5}$ . La pente de  $(T_\alpha)$  vaut  $\sqrt{5}$

③ a)  $f(x) - x = \ln[e^x(1 - e^{-2x})] - x = x + \ln(1 - e^{-2x}) - x$   
 $= \ln(1 - e^{-2x})$

Donc  $\lim_{x \rightarrow \infty} (f(x) - x) = \ln(1) = 0$

③ b) D'après ③ a) on déduit que  $f$  admet pour asymptote :  $y = \alpha$  en  $+\infty$  [c'est la définition...  $\lim_{x \rightarrow \infty} (f(x) - (\alpha x + \beta)) = 0$ ]

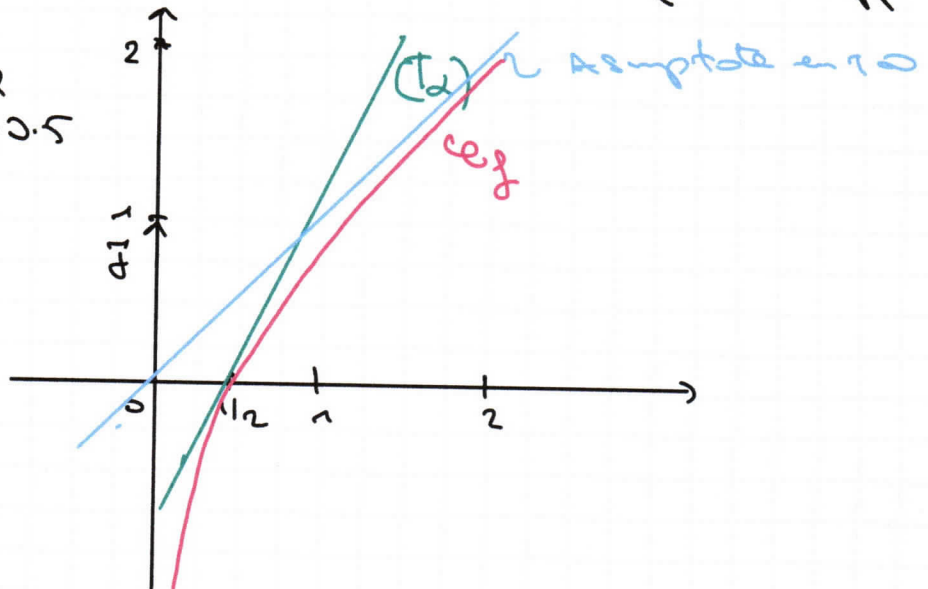
c) On a  $f(x) - \alpha = \ln(1 - e^{-2x}) < 0$  puisque  $1 - e^{-2x} < 1$

Conclusion  $f$  est en dessous de son asymptote.

④ a) on fait la synthèse de tout ce qu'on a appris...

on insiste sur la tangente en  $\alpha$  en admettant  $\alpha \approx 0.5$

on trace l'asymptote.



⑤ a) on note  $g_\lambda(x) = \frac{\lambda}{e^{2x} - 1} \mathbb{1}_{[\alpha, +\infty[}$ .

Soit  $h(x) = f(x) - \alpha$ ; Alors  $h'(x) = \frac{e^x + e^{-x}}{e^x - e^{-x}} - 1 = \frac{2e^{-x}}{e^x - e^{-x}} = \frac{2}{e^{2x} - 1}$

on remarque donc que  $h$  est une primitive de  $g_\lambda$  à  $\frac{\lambda}{2}$  près.

→ Déterminons  $\lambda$  pour que  $g_\lambda$  soit une densité de probabilité:

(i)  $g_\lambda$  positive sur  $\mathbb{R}$  si  $\lambda > 0$  car  $\forall x > \alpha, e^{2x} - 1 > 0$

(puisque  $\alpha$  est strictement  $> 0$ )

(ii)  $g_\lambda$  continue sur  $]-\infty, \alpha[$  car fonction nulle.

et continue sur  $]\alpha, +\infty[$  car inverse de  $e^{2x} - 1$  qui est continue et ne s'annule pas sur  $]\alpha, +\infty[$  (Ne s'annule qu'en 0...)

Enfin,

$$\lim_{x \rightarrow \alpha^-} g_\lambda(x) = 0 \neq \lim_{x \rightarrow \alpha^+} g_\lambda(x) = \frac{2\lambda}{e^{2\alpha} - 1} > 0$$

Donc  $g_\lambda$  est continue sur  $\mathbb{R} \setminus \{\alpha\}$

(iii)  $\int_{-\infty}^{\infty} g_\lambda(t) dt = \int_{\alpha}^{\infty} g_\lambda(t) dt$  [Règle de Chacour]

posons  $G_\lambda(x) = \int_{\alpha}^x g_\lambda(t) dt = \left[ \frac{\lambda}{2} h(t) \right]_{\alpha}^x = \frac{\lambda}{2} [h(x) - h(\alpha)]$

avec  $h(x) = f(x) - \alpha = -\alpha$  et  $h(x) = f(x) - \alpha \xrightarrow{x \rightarrow \infty} 0$  [cf Asymptote]

$$\text{D'ou } \lim_{a \rightarrow \infty} G_\lambda(a) = \frac{\lambda a}{2}$$

on a donc obtenu que  $\int_{-\infty}^{\infty} g_\lambda(t) dt$  cv et vaut  $\frac{\lambda a}{2}$

Conclusion  $g_\lambda$  est une densité si et seulement si  $\lambda = \frac{2}{a}$

b) Soit  $G_\lambda$  la fonction de répartition de  $X$ ..

$$X \text{ LL} = [\alpha, +\infty[ \quad (\text{Support de } X)$$

Donc :

$$\forall a < \alpha, \quad G_\lambda(a) = P(X \leq a) = P(\emptyset) = 0$$

$$\forall a \geq \alpha, \quad G_\lambda(a) = \int_{-\infty}^a g_\lambda(t) dt = \int_{\alpha}^a g_\lambda(t) dt \quad (\text{relation de Chasles})$$

$$= \frac{2}{a} \frac{1}{2} (h(a) - h(\alpha)) \quad (\text{d'après (5a)})$$

$$= \frac{1}{a} (h(a) + a) \quad (\text{on ne peut pas simplifier davantage})$$

Conclusion  $G_\lambda(a) = \frac{1}{a} (h(a) + a) \mathbb{1}_{[\alpha, +\infty[}(a)$

Remarque : on note que  $G_\lambda(a) = \frac{1}{a} (h(a) + a)$

$$= \frac{1}{a} [f(a) - a + a] = \frac{f(a)}{a}$$

$$= 0 \text{ puisque } f(a) = 0$$

$G_\lambda$  est continue sur  $\mathbb{R}$  (cont. en  $\alpha$  et cont. par morceaux).

