

Q1. Non.

Q2. Seule une analyse de la fonction de répartition de X^2 permet de déterminer la nature de sa loi (i.e. : discrète ou à densité)

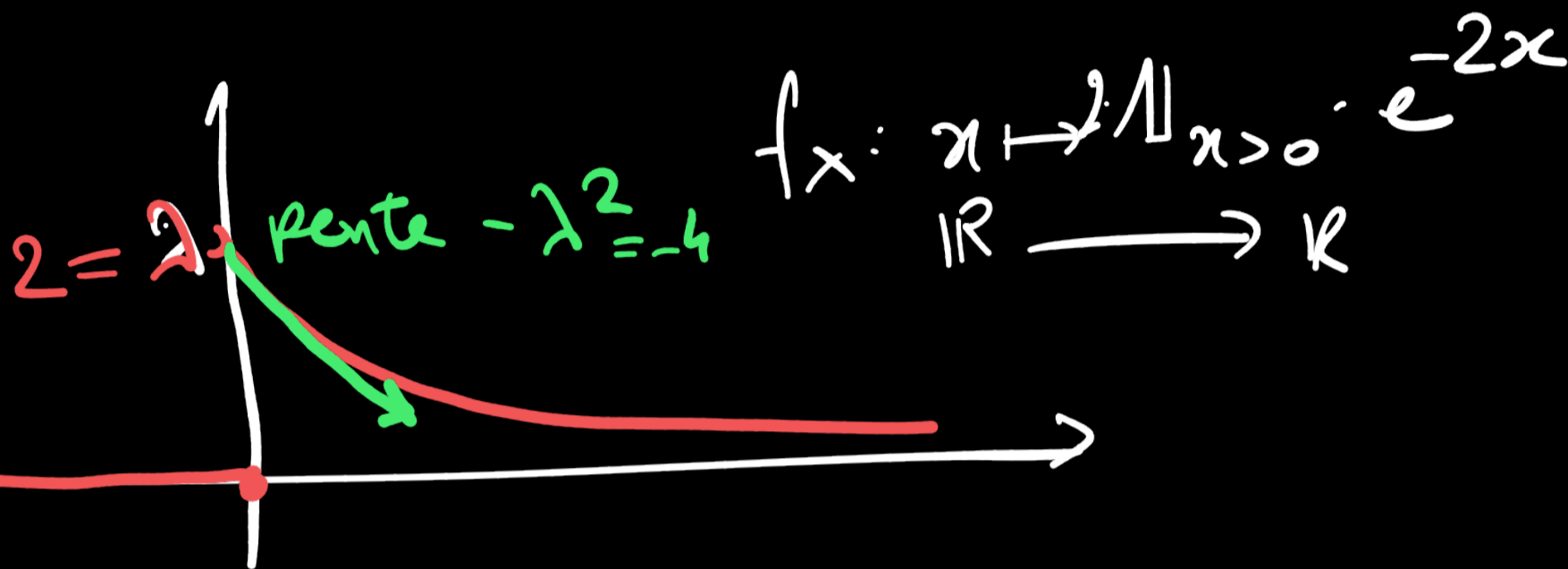
Q3. D'après le cours, si F_{X^2} est

- $C^0(\mathbb{R})$

- $C^1(\mathbb{R})$ sauf peut-être en un nombre fini de points

alors, on peut affirmer que X^2 est à densité (rem. : la réciproque est vraie).

Q4.



Donner toutes les informations qualitatives

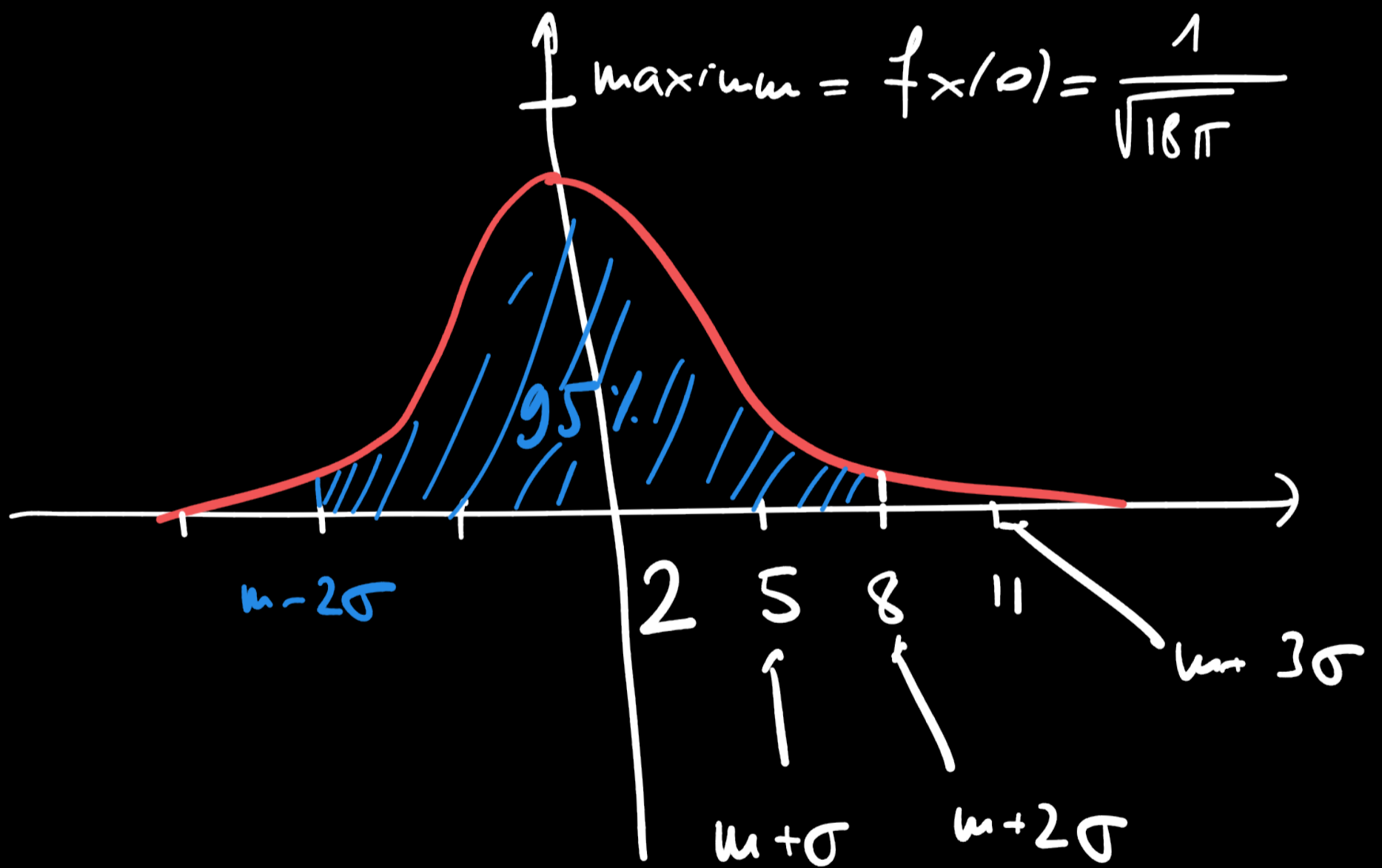
remarquables :

- tangentes
- Asymptotes
- points anguleux
- lecture graphique du paramètre

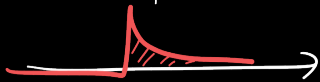
Q5.

$$\mu = 2 \quad \sigma^2 = 9$$

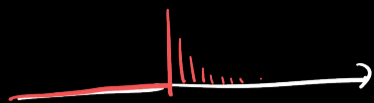
$$f_x = \frac{1}{\sqrt{2\pi \cdot 9}} e^{-\frac{(x-2)^2}{2 \cdot 9}}$$



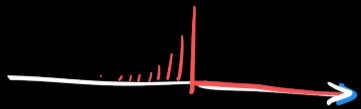
Q6. Soit $X \sim \mathcal{E}(\lambda)$ à densité:



Cela signifie que sur un jeu nb d'observations, l'histogramme des valeurs observées est comme ceci:



donc les opposés des valeurs prises par X se distribuent ainsi:



On s'attend donc à ce que la loi de $-X = Y$ soit donnée par:

$$f_Y: x \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } x \geq 0 \\ \lambda e^{\lambda x} & \text{si } x < 0 \end{cases} \quad (\text{change } x \text{ en } -x \text{ dans } f_X)$$

preuve: Soit $X \sim \mathcal{E}(\lambda)$

$$X(\Omega) = \mathbb{R}_+ \text{ q.c.}$$

$$\text{donc } Y(\Omega) = \mathbb{R} - \text{q.c.}$$

$$\text{Donc } F_Y(x) = 0 \text{ si } x \geq 0 \quad (1)$$

Soit $x < 0$. On calcule $F_Y(x)$:

$$\begin{aligned} [Y \leq x] &= [-X \leq x] \\ &= [X \geq -x] \end{aligned}$$

IL EST FAUX de dire:

$$[X \geq -x] = [X > -x] \quad \text{car } X \text{ est à densité Nbn}$$

On passe aux probas:

$$\begin{aligned} F_Y(x) &= P(X \geq -x) \\ &= 1 - P(X < -x) \\ &= 1 - P(X \leq -x) \quad \text{car } X \text{ est à densité} \\ &= 1 - (1 - e^{-\lambda(-x)}) \quad \text{car } x < 0 \text{ donc } -x > 0 \\ &\quad \text{donc } F_X(-x) = e^{-\lambda(-x)} \end{aligned}$$

$$F_Y(x) = e^{\lambda x} \quad \forall x < 0 \quad (2)$$

D'après (1) et (2): F_Y est $C^0(\mathbb{R}_+^*)$ et $C^0(\mathbb{R}_-^*)$

$$\text{Comme dans (2) } \lim_{x \rightarrow 0^-} F_Y(x) = 0 = F_Y(0)$$

$$\text{dans (1) } \lim_{x \rightarrow 0^+} F_Y(x) = 0 = F_Y(0)$$

$$F_Y \in C^0(\mathbb{R}) \quad (3)$$

D'après (1) et (2) F_Y est $C^1(\mathbb{R}_+^*)$ et $C^1(\mathbb{R}_-^*)$

$$F_Y \text{ est } C^1 \text{ sur } \mathbb{R} \text{ sauf au plus en un seul point} \quad (4)$$

D'après le cours (3), (4) \Rightarrow Y est à densité:

• une densité de Y
• obtenue en dérivant F_Y là où c'est possible (i.e. sur \mathbb{R}^*)

$$f_Y(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x > 0 \\ \frac{d}{dx} (e^{\lambda x}) = \lambda e^{\lambda x} & \text{si } x < 0 \end{cases}$$



$$f_Y(x) = \lambda 1_{\mathbb{R}_-^*} e^{\lambda x}$$

- Q7.
- f_λ est défini sur \mathbb{R}
 - f_λ est $C^0(\mathbb{R})$ comme produit de composés de fonctions $C^0(\mathbb{R})$
 - f_λ est positive car $\lambda > 0$ et $e^u \geq 0 \forall u \in \mathbb{R}$.
 - Reste à prouver que $\int_{-\infty}^{+\infty} f_\lambda(t) dt$ converge et vaut 1.

$f_\lambda \in C^0(\mathbb{R})$ donc: pas d'propriétés sur \mathbb{R} par continuité.

Les seules propriétés sont en $\pm \infty$.

Étude en $-\infty / +\infty$

On introduit les intégrales partielles qui nous permettent à nous:

$$\forall x \in \mathbb{R} \quad I(x) = \int_0^x \lambda e^t e^{-\lambda e^t} dt$$

$$= \int_0^x u'(t) e^{u(t)} dt \quad \text{où } u(t) = -\lambda e^{-t}$$

$$\forall x \in \mathbb{R} \quad \boxed{I(x) = \left[e^{u(t)} \right]_0^x = \frac{-\lambda e^{-x}}{e} - \frac{-\lambda}{e}}$$

① Si $x \rightarrow -\infty$: $-\lambda e^{-x} \rightarrow -\infty$ donc
par comparaison de limites: $I(x) \rightarrow -e^{-\lambda}$

donc $\int_0^{-\infty} f_\lambda$ converge et vaut $-e^{-\lambda}$

② Si $x \rightarrow +\infty$ $u(x) \rightarrow 0$ $I(x) \rightarrow 1 - e^{-\lambda}$
 $x \rightarrow +\infty$

donc $\int_0^{+\infty} f_\lambda$ converge et vaut $1 - e^{-\lambda}$

Par définition, cela signifie que $I = \int_{-\infty}^{+\infty} f_\lambda$ converge.

Par Chasles, cela donne la valeur de I :

⚠ Chasles ne prouve pas l'existence!

$$I = \underbrace{\left(-e^{-\lambda} \right)}_{\int_0^{-\infty}} + \underbrace{1 - e^{-\lambda}}_{\int_0^{+\infty}} = 1$$

Q8. $\forall n \in \mathbb{N}$ f_n est $C^0(\mathbb{R}^*)$ et définie sur \mathbb{R}
positive sur \mathbb{R}

Il reste à prouver que $\int_{-\infty}^{+\infty} f_n$ existe et vaut 1.

Il n'y a pas d'impropriétés sur \mathbb{R}^* par continuité.

Étude des impropriétés en: $-\infty, 0, +\infty$.

$-\infty$: f_n est nulle au voisinage de $-\infty$ donc:

$$\int_{-\infty}^{-1} f_n \text{ converge et vaut } 0.$$

0: f_n coïncide sur $[0, 1[$ et $] -1, 0]$ avec des fonctions continues en 0 donc 0 n'est pas une impropriété.

$+\infty$: Les intégrales partielles se prêtent à une:

en posant $u(t) = 1 - e^{-\lambda t}$:

$$\forall x > 0 \quad \int_0^x f_n(t) dt = \int_0^x n u'(t) u^{n-1}(t) dt = [u^n(t)]_0^x$$

$$= u^n(x) - 0$$

$$= (1 - e^{-\lambda x})^n \rightarrow 1$$

$x \rightarrow +\infty$ (car $\lambda > 0$).

Conclusion: $\int_{-\infty}^{+\infty} f_n(t) dt$ existe et, par chocs, vaut:

$$\int = 0 + 1 = 1$$

Classer A_3 et pas simple par endroits. À
 Q9. $Z(\Omega) = \mathbb{R}$ q.c. donc $Z^2(\Omega) = \mathbb{R}_+$ q.c. bien
 savoir
 faire

Soit $x \in \mathbb{R}$.

$\forall x \leq 0$ $F_{Z^2}(x) = 0$ car $Z^2(\Omega) = \mathbb{R}_+$. (1)

$\forall x > 0$ $[Z^2 \leq x] = [|\Omega| \leq \sqrt{x}]$ car $u \mapsto \sqrt{u}$ est
 bijective
 et \nearrow sur
 sur \mathbb{R}_+

d'où l'intérêt que Z^2 et x soient dans \mathbb{R}_+ !

donc $[Z^2 \leq x] = -\sqrt{x} \leq Z \leq \sqrt{x}$

En passant aux probas:

$\forall x > 0$ $F_{Z^2}(x) = \int_{-\sqrt{x}}^{\sqrt{x}} f_Z(t) dt$
 partie
 de f_Z $2 \int_0^{\sqrt{x}} f_Z(t) dt = 2 F_Z(\sqrt{x})$ (2)

D'après (1) et (2a) - F_{Z^2} sur $C^0(\mathbb{R}^*)$.

- $\lim_{t \rightarrow 0} F_{Z^2}(t) = 0 = F_{Z^2}(0)$.

donc F_{Z^2} sur $C^0(\mathbb{R})$ (3)

D'après (1) et (2) F_{Z^2} sur $C^1(\mathbb{R}^*)$ car F_Z et $\sqrt{\cdot}$
 le sont sur \mathbb{R}_+ , donc F_{Z^2} l'est par composition. (4)

(3) (4) \Rightarrow Z^2 est à densité et on obtient
 une densité de Z^2 en dérivant (1) et (2) sur \mathbb{R}_+ :

$\forall x \in \mathbb{R}_+^*$ $f_{Z^2}(x) = \begin{cases} 0 & \forall x < 0 \\ 2 \times \frac{1}{2\sqrt{x}} F_Z'(\sqrt{x}) = \frac{1}{\sqrt{x}} f_Z(\sqrt{x}) \end{cases}$

Comme $f_Z(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2}$

$f_{Z^2}(x) = \mathbb{1}_{\mathbb{R}_+^*} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi x}} e^{-\frac{x}{2}}$

Q 10.

On écrit que $Z = X + (-Y)$

X et $-Y$ sont indépendantes d'après le lemme des collections.

La loi de $-Y$ a été calculée en Q. 6.

$$f_X(t) = \lambda \mathbb{1}_{\mathbb{R}_+} e^{-\lambda t}$$

$$f_{-Y}(t) \stackrel{Q.6}{=} \mu \mathbb{1}_{\mathbb{R}_-} e^{\mu t}$$

D'après la formule donnée :

$$\forall x \in \mathbb{R} \quad f_Z(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} \underbrace{f_X(t)}_{h(t)} f_{-Y}(x-t) dt.$$

On fixe $x \in \mathbb{R}$. On raisonne sur t :
on cherche pour ce x pour quelles valeurs de t $h(t) > 0$

$$h(t) > 0 \Leftrightarrow f_X(t) > 0 \text{ et } f_{-Y}(x-t) > 0$$

$$\Leftrightarrow t > 0 \text{ et } x-t < 0$$

$$\Leftrightarrow t > 0 \text{ et } t > x$$

$$\Leftrightarrow t > \max(0, x).$$

$$\Leftrightarrow \begin{cases} t \in]\alpha, \beta[& \text{avec } \alpha = \max(0, x) \\ f_Z(x) = \int_{\alpha}^{\beta} h(t) dt & \beta = +\infty. \end{cases}$$

Ce qui conduit à introduire le tableau suivant :

x	$-\infty$	0	$+\infty$
$\alpha =$	0	0	x
$\beta =$	$+\infty$	$+\infty$	$+\infty$
$\alpha < \beta ?$	oui		oui

Il y a donc deux calculs à effectuer

pour $f_Z(x)$: et car deux expressions \neq de $f_Z(x)$.

- $x \leq 0$ $f_Z(x) = \int_0^{+\infty} \lambda \mu e^{-\lambda t} e^{\mu(x-t)} dt$
 $= \lambda \mu e^{\mu x} \int_0^{+\infty} e^{-(\lambda+\mu)t} dt$

$$\forall x \leq 0 \quad f_Z(x) = \lambda \mu e^{\mu x} \frac{1}{\lambda + \mu}$$

- $x > 0$ $f_Z(x) = \int_x^{+\infty} h(t) dt = \lambda \mu e^{\mu x} \int_x^{+\infty} e^{-(\lambda+\mu)t} dt$
 $= \frac{\lambda \mu}{\lambda + \mu} e^{\mu x} \left[0 + e^{-(\lambda+\mu)x} \right]$

$$\forall x > 0 \quad f_Z(x) = \frac{\lambda \mu e^{-\lambda x}}{\lambda + \mu}$$

