

Exercice 1

Partie I : Loi exponentielle

Dans toute cette partie, λ désigne un réel strictement positif.

1. La question de cours qu'il est impossible de ne pas réussir! Si X est une v.a.r. suivant la loi exponentielle de paramètre λ :

- Un densité de X est la fonction $f : x \mapsto \begin{cases} \lambda \cdot e^{-\lambda x} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$
- La fonction de répartition de X est la fonction $F : x \mapsto \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$
- X admet une espérance et une variance qui valent : $E(X) = \frac{1}{\lambda}$ et $V(X) = \frac{1}{\lambda^2}$.

2. Il s'agit bien sûr d'utiliser ici de façon intelligente les rappels faits ci-dessus!

On remarque en effet que :

- $\int_0^{+\infty} dx = \frac{1}{\lambda} \cdot \int_0^{+\infty} \lambda \cdot e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \frac{1}{\lambda}$ puisque la densité f de la v.a.r. X précédente, est nulle sur $] -\infty, 0[$ et d'intégrale sur \mathbb{R} convergente et égale à 1.
- de même : $\int_0^{+\infty} x e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda} \cdot \int_0^{+\infty} x \cdot \lambda \cdot e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) dx = \frac{1}{\lambda} \cdot E(X) = \frac{1}{\lambda^2}$, toujours parce que la densité de X est nulle sur $] -\infty, 0[$, la convergence (absolue) de l'intégrale sur \mathbb{R} étant garantie par le fait que X admet une espérance d'après le cours.

3. a) L'une des questions les plus classiques sur les transferts de loi : soit U une loi uniforme sur $[0; 1[$,

admettant donc pour fonction de répartition $F_U : x \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ x & \text{si } 0 \leq x < 1. \\ 1 & \text{si } x \geq 1 \end{cases}$

Puisque $U(\Omega) = [0, 1[$, pour tout ω de Ω , $1 \geq 1 - U(\omega) > 0$ et $V(\omega) = -\frac{1}{\lambda} \ln(1 - U(\omega))$ est non seulement bien défini, mais aussi positif puisque $\lambda > 0$ et $\ln(1 - U(\omega)) \leq 0$ dans ces conditions.

On peut donc déjà dire que : $\forall x \in \mathbb{R}^-$, $F_V(x) = P(V \leq x) = 0$.

Pour tout $x \in \mathbb{R}^{+*}$:

$$\begin{aligned} F_V(x) &= P\left(-\frac{1}{\lambda} \ln(1 - U) \leq x\right) = P(\ln(1 - U) \geq -\lambda x) \text{ car } \lambda > 0 \\ &= P(1 - U \geq e^{-\lambda x}) \text{ par stricte croissance de exp sur } \mathbb{R} \\ &= P(U \leq 1 - e^{-\lambda x}) \\ F_V(x) &= 1 - e^{-\lambda x} \text{ car } -\lambda x < 0 \iff 0 < e^{-\lambda x} < 1 \end{aligned}$$

On en conclut : $\forall x \in \mathbb{R}, F_V(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & \text{si } x > 0 \\ 0 & \text{si } x \leq 0 \end{cases}$.

On reconnaît la fonction de répartition de la loi exponentielle de paramètre λ , loi que suit donc la v.a.r. V .

- b) Le transfert précédent permet de comprendre qu'il suffit de simuler la loi uniforme sur $[0, 1[$, ce que fait la fonction `rand()`, pour simuler la loi de V :

```
function v=simul(lambda)
    u=rand()
    v=-log(1-u)/lambda
endfunction
```

On considère une suite $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ de variables aléatoires indépendantes suivant toutes la loi exponentielle de paramètre 1.

Pour tout n de \mathbb{N}^* , on définit la variable aléatoire $T_n = \max(X_1, \dots, X_n)$ qui, à tout ω de Ω , associe le plus grand des réels $X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)$ et on note f_n la fonction définie sur \mathbb{R} par :

$$\forall x \in \mathbb{R}, f_n(x) = \begin{cases} ne^{-x}(1 - e^{-x})^{n-1} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$$

Partie II : Loi de la variable aléatoire T_n

4. a) Une nouvelle question absolument incontournable du programme ECE2 : la v.a.r. T_n étant le maximum des n v.a.r. X_1, \dots, X_n , pour tout réel x :

$(T_n \leq x)$ est réalisé si et seulement si *tous* les événements $(X_k \leq x)$ sont réalisés, pour $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$.

En clair : $\forall x \in \mathbb{R}, (T_n \leq x) = \bigcap_{k=1}^n (X_k \leq x)$.

Le passage à la probabilité donne alors :

$$\begin{aligned} \forall x \in \mathbb{R}, P(T_n \leq x) &= \prod_{k=1}^n P(X_k \leq x) \text{ par indépendance des } X_k \\ &= (P(X_1 \leq x))^n \text{ car toutes les v.a.r. } X_k \text{ suivent la même loi} \\ P(T_n \leq x) &= \begin{cases} (1 - e^{-x})^n & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases} \text{ au vu de la loi commune des } X_k \end{aligned}$$

- b) Il est ainsi clair que F_{T_n} est de classe C^1 sur $] - \infty; 0[$ comme fonction constante nulle, et sur $]0; +\infty[$ comme composée de fonctions de classe C^1 .

Comme par ailleurs : $\lim_{x \rightarrow 0^+} F_{T_n}(x) = \lim_{x \rightarrow 0^+} (1 - e^{-x})^n = (1 - 1)^n = 0 = F_{T_n}(0) = \lim_{x \rightarrow 0^-} F_{T_n}(x)$, la fonction F_{T_n} est donc continue sur \mathbb{R} , de classe C^1 sur \mathbb{R} sauf peut-être en 0.

La variable aléatoire T_n est donc à densité, et on obtient une telle densité f_n par dérivation de F_{T_n} sur \mathbb{R} , sauf en 0 où on définit une valeur arbitraire, par exemple :

$$\forall x \in \mathbb{R}, f_n(x) = \begin{cases} n \cdot f_{X_1}(x) \cdot (F_{X_1}(x))^{n-1} = ne^{-x}(1 - e^{-x})^{n-1} & \text{si } x > 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$$

et on reprend la première expression quand $x = 0$, ce qui correspondra à la définition de l'énoncé.

5. a) Soit $n \in \mathbb{N}^*$: la v.a.r. T_n admet une espérance si et seulement si l'intégrale $\int_{-\infty}^{+\infty} x f_n(x) dx$ est absolument convergente.

Comme la fonction $x \mapsto x \cdot f_n(x)$ est nulle sur $] - \infty, 0[$ et positive sur $]0, +\infty[$, cela revient à

prouver la convergence simple de $n \cdot \int_0^{+\infty} x e^{-x} (1 - e^{-x})^{n-1} dx$.

Pour tout $x \in \mathbb{R}^+ : e^{-x} \in]0, 1]$, donc $1 - e^{-x} \in [0, 1[$ et $0 \leq x e^{-x} (1 - e^{-x})^{n-1} \leq x e^{-x}$.

L'intégrale $\int_0^{+\infty} x e^{-x} dx$ converge et est égale à 1 d'après ce qui a été rappelé à la question 2., en prenant ici $\lambda = 1$.

Le théorème de comparaison des intégrales de fonctions continues, positives permet de conclure que l'intégrale $n \cdot \int_0^{+\infty} x e^{-x} (1 - e^{-x})^{n-1} dx$ est convergente, donc que T_n admet une espérance.

b) La v.a.r. T_1 est confondue avec la v.a.r. X_1 qui suit la loi $\mathcal{E}(1)$, donc $E(T_1) = 1$.

Ensuite : $E(T_2) = 2 \int_0^{+\infty} x e^{-x} (1 - e^{-x}) dx = 2 \int_0^{+\infty} x e^{-x} dx - 2 \int_0^{+\infty} x e^{-2x} dx$.

La convergence des deux intégrales issues de la linéarité utilisé ici, vient de celle de la deuxième intégrale calculée à la question 2 pour $\lambda = 1$ et $\lambda = 2$, ce qui donne :

$$E(T_2) = 2 \cdot \frac{1}{1^2} - 2 \cdot \frac{1}{2^2} = 2 - \frac{1}{2} = \frac{3}{2}.$$

6. a) Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, et pour tout $x \in \mathbb{R}^+$:

$$\begin{aligned} f_{n+1}(x) - f_n(x) &= (n+1)e^{-x}(1 - e^{-x})^n - n e^{-x}(1 - e^{-x})^{n-1} = e^{-x}(1 - e^{-x})^{n-1}[(n+1)(1 - e^{-x}) - n] \\ &= e^{-x}(1 - e^{-x})^{n-1}[1 - (n+1)e^{-x}] \end{aligned}$$

et :

$$f'_{n+1}(x) = -(n+1)e^{-x}(1 - e^{-x})^n + (n+1) \cdot e^{-x} \cdot n \cdot e^{-x}(1 - e^{-x})^{n-1} = (n+1)e^{-x}(1 - e^{-x})^{n-1}[-(1 - e^{-x}) + n e^{-x}]$$

soit : $f'_{n+1}(x) = -(n+1)e^{-x}(1 - e^{-x})^{n-1}[1 - (n+1)e^{-x}] = -(n+1)[f_{n+1}(x) - f_n(x)]$,
ce qui donne bien la relation :

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \forall x \in \mathbb{R}^+, f_{n+1}(x) - f_n(x) = -\frac{1}{n+1} f'_{n+1}(x).$$

b) On réalise comme demandé, une intégration par parties, en se plaçant dans un premier temps sur un intervalle borné $[0, A]$ où $A > 0$: dans l'intégrale $\int_0^A x(f_{n+1}(x) - f_n(x))dx$, on pose :

$$\begin{aligned} u(x) &= x & \rightarrow & u'(x) = 1 \\ v'(x) &= f_{n+1}(x) - f_n(x) = -\frac{1}{n+1} f'_{n+1}(x) & \rightarrow & v(x) = -\frac{1}{n+1} f_{n+1}(x) \end{aligned}$$

Les fonctions u et v sont bien de classe C^1 sur $[0, +\infty[$, donc par intégration par parties :

$$\begin{aligned} \forall A > 0, \int_0^A x(f_{n+1}(x) - f_n(x))dx &= \left[-\frac{1}{n+1} x f_{n+1}(x) \right]_0^A + \frac{1}{n+1} \int_0^A f_{n+1}(x) dx \\ &= -\frac{1}{n+1} \cdot A \cdot f_{n+1}(A) + \frac{1}{n+1} \int_0^A f_{n+1}(x) dx \end{aligned}$$

Lorsque A tend vers $+\infty$: $\lim_{A \rightarrow +\infty} A f_{n+1}(A) = 0$, comme conséquence de la convergence de l'intégrale impropre $\int_0^{+\infty} x f_{n+1}(x) dx$ définissant $E(T_{n+1})$ (cf. question 5.a)).

L'intégrale $\int_0^{+\infty} f_{n+1}(x) dx$ étant également convergente (intégrale d'une densité), on en déduit bien par passage à la limite quand $A \rightarrow +\infty$:

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \int_0^{+\infty} x(f_{n+1}(x) - f_n(x))dx = \frac{1}{n+1} \int_0^{+\infty} f_{n+1}(x) dx.$$

c) Les intégrales $\int_0^{+\infty} x f_{n+1}(x) dx$ et $\int_0^{+\infty} x f_n(x) dx$ sont, d'après la question 5.a), convergentes et valent respectivement $E(T_{n+1})$ et $E(T_n)$. L'intégrale convergente $\int_0^{+\infty} f_{n+1}(x) dx$ vaut 1, comme intégrale d'une densité nulle sur $] -\infty, 0[$. La linéarité de l'intégrale peut donc être utilisée à gauche, et donne la relation :

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, E(T_{n+1}) - E(T_n) = \frac{1}{n+1}$$

Un passage à la somme dans cette relation, réécrite sous la forme : $\forall k \geq 2, E(T_k) - E(T_{k-1}) = \frac{1}{k}$, donne :

$$\begin{aligned} \forall n \geq 2, \sum_{k=2}^n E(T_k) - E(T_{k-1}) &= \sum_{k=2}^n \frac{1}{k} \\ \iff \sum_{k=2}^n E(T_k) - \sum_{j=1}^{n-1} E(T_j) &= \sum_{k=2}^n \frac{1}{k} \quad [j = k-1] \\ \iff E(T_n) - E(T_1) &= \sum_{k=2}^n \frac{1}{k} \\ \iff E(T_n) &= 1 + \sum_{k=2}^n \frac{1}{k} \end{aligned}$$

Soit : $\forall n \in \mathbb{N}^*, E(T_n) = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}$, formule valable y compris pour $n = 1$.

Partie III : Loi du premier dépassement

Dans toute cette partie, a désigne un réel strictement positif.

On définit la variable aléatoire N égale au plus petit entier n de \mathbb{N}^* tel que $X_n > a$ si un tel entier existe, et égale à 0 sinon.

7. D'après la définition même de la variable aléatoire N : $(N = 0)$ est réalisé si et seulement si on ne trouve aucun entier $n \in \mathbb{N}^*$ tel que $(X_n > a)$ soit réalisé, donc si *tous* les événements $(X_n \leq a)$ sont réalisés, ce qui est bien : $(N = 0) = \bigcap_{k=1}^{+\infty} (X_k \leq a)$.

La *propriété de limite monotone* donne alors : $P(N = 0) = \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\bigcap_{k=1}^n (X_k \leq a)\right)$, où :

$\forall n \in \mathbb{N}^*, P\left(\bigcap_{k=1}^n (X_k \leq a)\right) = \prod_{k=1}^n P(X_k \leq a) = (1 - e^{-a})^n$ puisque les $(X_k)_{1 \leq k \leq n}$ sont indépendantes et de même loi.

Le réel a étant strictement positif : $e^{-a} \in]0, 1[$, donc $1 - e^{-a} \in]0, 1[$ également, et par conséquent, d'après le cours sur les suites géométriques :

$$P(N = 0) = \lim_{n \rightarrow +\infty} (1 - e^{-a})^n = 0$$

8. Soit maintenant $n \in \mathbb{N}^*$; par définition de N , l'événement $(N = n)$ est réalisé si et seulement si n est le *premier* entier tel que $X_n > a$, donc si et seulement si $(X_n > a)$ est réalisé ainsi que tous les événements $(X_k \leq a)$ pour tout $k \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket$.

En clair : $\forall n \in \mathbb{N}^*, (N = n) = \bigcap_{k=1}^{n-1} (X_k \leq a) \cap (X_n > a)$.

Par indépendance des X_k , et vu que ces v.a.r. suivent toutes la même loi $\mathcal{E}(1)$, on en déduit :

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, P(N = n) = \prod_{k=1}^{n-1} P(X_k \leq a) \cdot (1 - P(X_n \leq a)) = (1 - e^{-a})^{n-1} \cdot e^{-a}$$

9. Au vu des deux questions précédentes, N prend presque sûrement ses valeurs dans \mathbb{N}^* , et suit en fait la loi géométrique de paramètre $p = e^{-a}$...!

On peut donc directement conclure, d'après le cours sur cette loi, que :

$$E(N) = \frac{1}{e^{-a}} = e^a \text{ et } V(N) = \frac{1 - e^{-a}}{(e^{-a})^2} = (1 - e^{-a}) \cdot e^{2a} = e^{2a} - e^a$$

On s'intéresse maintenant à la variable aléatoire Z , définie pour tout ω de Ω par :

$$Z(\omega) = \begin{cases} X_{N(\omega)}(\omega) & \text{si } N(\omega) \neq 0 \\ 0 & \text{si } N(\omega) = 0 \end{cases}$$

10. Il faut essayer de bien comprendre ici la définition de la variable aléatoire Z : pour tout ω de Ω , $N(\omega) = n$ étant le premier entier $n \in \mathbb{N}^*$ tel que $X_n(\omega) > a$ (un tel entier existe presque sûrement d'après 7.), $X_{N(\omega)}(\omega) = X_n(\omega)$ est la valeur que prend effectivement cette v.a.r. qui est la première à "dépasser le seuil" a .

Ainsi, pour (presque)-tout ω de Ω : $Z(\omega) = X_{N(\omega)}(\omega)$ est une valeur forcément supérieure à a par définition, sauf si $N(\omega) = 0$, donc :

$$P(Z \leq a) = P(N = 0) = 0$$

11. Soit $x \in]a; +\infty[$.

a) Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Distinguons le deux cas suggérés par l'énoncé :

- Si $n = 1$: $((N = 1) \cap (Z \leq x))$ est réalisé si et seulement si la première v.a.r. X_1 prend déjà une valeur supérieure à a (événement $(N = 1)$), **et** aussi inférieure à x , puisque Z prend alors cette valeur de X_1 , ce qui est bien :

$$((N = 1) \cap (Z \leq x)) = (a < X_1 \leq x)$$

- Si $n \geq 2$: l'événement $((N = n) \cap (Z \leq x))$ est réalisé si et seulement si les $n - 1$ premières v.a.r. X_1, \dots, X_{n-1} n'ont pas dépassé le seuil a , ce qui revient à dire que $T_{n-1} = \max(X_1, \dots, X_{n-1})$ ne dépasse pas non plus le seuil a , tandis que X_n est la première à le faire, et donne donc sa valeur à Z qui doit aussi être inférieure ou égale à x . Tout ceci justifie en effet l'égalité d'événements :

$$\forall n \geq 2, ((N = n) \cap (Z \leq x)) = (T_{n-1} \leq a) \cap (a < X_n \leq x)$$

b) Il s'agit bien sûr d'utiliser ici, comme la question précédente nous y préparait, la *formule des probabilités totales* avec le s.c.e. $((N = n))_{n \in \mathbb{N}^*}$ associé à la v.a.r. N , qui donne pour tout réel x :

$$\begin{aligned} P(Z \leq x) &= \sum_{n=1}^{+\infty} P((N = n) \cap (Z \leq x)) \\ &= P(a < X_1 \leq x) + \sum_{n=2}^{+\infty} P((T_{n-1} \leq a) \cap (a < X_n \leq x)) \\ &= F_{X_1}(x) - F_{X_1}(a) + \sum_{n=2}^{+\infty} P(T_{n-1} \leq a) \times (F_{X_n}(x) - F_{X_n}(a)) \end{aligned} \quad (1)$$

$$= (e^{-a} - e^{-x}) \times \left[1 + \sum_{n=2}^{+\infty} (1 - e^{-a})^{n-1} \right] \quad (2)$$

$$= (e^{-a} - e^{-x}) \cdot \sum_{k=0}^{+\infty} (1 - e^{-a})^k \quad (3)$$

$$= (e^{-a} - e^{-x}) \cdot \frac{1}{1 - (1 - e^{-a})} = e^a(e^{-a} - e^{-x})$$

$$P(Z \leq x) = 1 - e^{a-x}$$

Justification des étapes aux numéros indiqués dans les lignes :

- (1) Les v.a.r. X_1, \dots, X_{n-1}, X_n étant mutuellement indépendantes, $T_{n-1} = \max(X_1, \dots, X_{n-1})$ est indépendante de X_n d'après le lemme des coalitions.
- (2) On réutilise ici le fait que la loi commune aux X_k est la loi exponentielle $\mathcal{E}(1)$, la fonction de répartition de T_{n-1} provenant du calcul réalisé à la question 4.
- (3) On a réalisé le changement d'indice [$k = n - 1$] et réintégré au passage le terme $1 = (1 - e^{-a})^0$ à la somme. On obtient alors la somme totale d'une série géométrique de raison $1 - e^{-a} \in]0, 1[$.

12. a) Les questions 10. et 11. permettent de synthétiser la fonction de répartition de Z sous la forme :

$$\forall x \in \mathbb{R}, P(Z \leq x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq a \\ 1 - e^{a-x} & \text{si } x > a \end{cases}$$

Ainsi, $Z(\Omega) = [a; +\infty[$, et donc : $(Z - a)(\Omega) = [0, +\infty[$, donc $P(Z - a \leq z) = 0$ pour tout z négatif.

D'autre part : pour tout réel z strictement positif, on a alors $a + z > a$ et :

$$P(Z - a \leq z) = P(Z \leq a + z) = 1 - e^{a-(a+z)} = 1 - e^{-z}$$

On en conclut que :

$Z - a$ suit la loi exponentielle de paramètre 1

- b) On sait donc que $Z - a$ admet une espérance et une variance valant : $E(Z - a) = V(Z - a) = 1$. La linéarité de l'espérance et les propriétés de la variance permettent d'en déduire que Z admet une espérance et une variance, qui valent :

$$E(Z) = E(Z - a + a) = E(Z - a) + a = 1 + a, \text{ et } V(Z) = V(Z - a) = 1.$$

Exercice 2

Partie I : Étude d'une fonction

On considère l'application $\varphi : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}, x \mapsto x^2 e^x - 1$.

1. L'application φ est dérivable sur \mathbb{R} comme somme et produit de fonctions de référence dérivables, avec :

$$\forall x \in \mathbb{R}, \varphi'(x) = 2xe^x + x^2 e^x = x(x + 2)e^x.$$

Pour tout $x \in \mathbb{R}, e^x > 0$ donc le signe de $\varphi'(x)$ est celui du trinôme $x^2 + 2x = x(x + 2)$, dont les deux racines évidentes sont 0 et -2 . Les règles de signe du trinôme permettent d'en déduire le tableau de variations suivant :

x	$-\infty$	-2	0	$+\infty$
$\varphi'(x)$	$+$	0	$-$	$+$
φ	-1	$4e^{-2} - 1$	-1	$+\infty$

- $\lim_{x \rightarrow -\infty} x^2 e^x = 0$ par croissances comparées, donc $\lim_{x \rightarrow -\infty} \varphi(x) = -1$.
- $\varphi(0) = 0^2 \cdot e^0 - 1 = -1$.
- $\lim_{x \rightarrow +\infty} x^2 = \lim_{x \rightarrow +\infty} e^x$, donc $\lim_{x \rightarrow +\infty} \varphi(x) = +\infty$.

2. Remarquons d'emblée que : $e^x = \frac{1}{x^2} \iff x^2 e^x = 1 \iff \varphi(x) = 0$ pour $x \in]0, +\infty[$.

Or sur $]0, +\infty[$: l'application φ est continue (car dérivable), strictement croissante, à valeurs dans $] -1, +\infty[$ qui contient 0.

D'après le théorème de la bijection, l'équation $f(x) = 0$, donc l'équation $e^x = \frac{1}{x^2}$, admet une unique solution sur $]0, +\infty[$, qu'on note α .

On calcule ensuite : $\varphi(\frac{1}{2}) = \frac{1}{4}e^{1/2} - 1$, où :

$2 < e < 3$ donc $\sqrt{2} < e^{1/2} < \sqrt{3} < \sqrt{4} = 2$, et : $\frac{1}{4}e^{1/2} < \frac{1}{2}$, donc $\varphi(\frac{1}{2}) < -\frac{1}{2} < 0$.

$\varphi(1) = e - 1 > 0$.

Ainsi : $\varphi(\frac{1}{2}) < 0 = \varphi(\alpha) < \varphi(1)$, ce qui implique bien : $\frac{1}{2} < \alpha < 1$, par stricte croissance de la fonction φ sur $]0, +\infty[$.

On considère l'application $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}, x \mapsto f(x) = x^3 e^x$,
et la suite réelle $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ définie par : $u_0 = 1$ et $\forall n \in \mathbb{N}, u_{n+1} = f(u_n)$.

Partie II : Étude d'une suite

3. Montrons par récurrence sur n que : $\forall n \in \mathbb{N}, \underbrace{u_n}_{\mathcal{P}(n)} \geq 1$.

I. Vu que $u_0 = 1$, $\mathcal{P}(0)$ est vraie.

H. Supposons la propriété vraie pour un certain entier $n \in \mathbb{N}$, et montrons qu'alors :

$$u_{n+1} = u_n^3 \cdot e^{u_n} \geq 1.$$

On sait que $u_n \geq 1$ (H.R.), donc : $u_n^3 \geq 1$ et $e^{u_n} \geq e > 1$,
donc par produit : $u_{n+1} \geq 1$, et $\mathcal{P}(n+1)$ est vraie si $\mathcal{P}(n)$ l'est.

C. La propriété est initialisée et héréditaire, elle est donc vraie pour tout entier $n \in \mathbb{N}$, d'après le principe de récurrence.

4. Pour tout entier $n \in \mathbb{N}$:

$$u_{n+1} - u_n = u_n^3 \cdot e^{u_n} - u_n = u_n(u_n^2 \cdot e^{u_n} - 1), \text{ où :}$$

$$\forall n \in \mathbb{N}, u_n \geq 1 \text{ et } u_n^2 \cdot e^{u_n} \geq 1^2 \cdot e, \text{ donc } u_n^2 \cdot e^{u_n} - 1 \geq e - 1 > 0.$$

Ainsi, par produit : $\forall n \in \mathbb{N}, u_{n+1} - u_n > 0$, donc la suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est strictement croissante.

5. La suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est croissante; d'après le théorème de limite monotone, elle est convergente si et seulement si elle est majorée.

Supposons que ce soit le cas, et notons ℓ la limite de la suite sous cette hypothèse, elle est positive

car (u_n) est une suite positive.

La fonction f étant continue sur \mathbb{R} , on peut passer à la limite quand n tend vers $+\infty$, dans la relation de récurrence : $u_{n+1} = f(u_n)$, ce qui donne l'équation

$$\ell = f(\ell) \iff \ell - \ell^3 \cdot e^\ell \iff \ell(1 - \ell^2 e^\ell) = 0$$

La règle du produit nul donne : $\ell = 0$ ou $\ell^2 e^\ell - 1 = 0 \iff e^\ell = \frac{1}{\ell^2} \iff \ell = \alpha$.

Les deux seules solutions possibles sont strictement inférieures à 1, elles ne peuvent donc pas être la limite de la suite puisque $u_n \geq 1$ pour tout $n \in \mathbb{N}$.

La suite $(u_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est donc croissante mais ne peut pas être majorée : on en déduit que $\lim_{n \rightarrow +\infty} u_n = +\infty$.

Partie III : Étude d'une série

6. Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$: $\frac{1}{f(n)} = \frac{1}{n^3 \cdot e^n} \leq \frac{1}{n^3}$ puisque $e^n \geq 1$, et bien sûr $\frac{1}{f(n)} > 0$.

Or la série $\sum_{n \geq 1} \frac{1}{n^3}$ est convergente, comme série de Riemann de paramètre $3 > 1$; le *théorème de*

comparaison des séries à termes positifs permet de conclure que la série $\sum_{n \geq 1} \frac{1}{f(n)}$ est elle-même

convergente

Remarque : On pouvait aussi utiliser l'inégalité : $\forall n \in \mathbb{N}^*$, $0 < \frac{1}{f(n)} \leq \frac{1}{e^n} = \left(\frac{1}{e}\right)^n$ pour conclure

par le même théorème, en reconnaissant cette fois une série géométrique de raison $\frac{1}{e} = e^{-1} \in]0, 1[$, bien convergente.

7. Une question très difficile à résoudre sans indication, pas vraiment dans l'esprit du programme ECE...

La série $\sum_{n \geq 1} \frac{1}{f(n)}$ est convergente de somme totale S , donc pour tout $n \in \mathbb{N}^*$:

$S - \sum_{k=1}^n \frac{1}{f(k)} = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{f(k)} - \sum_{k=1}^n \frac{1}{f(k)}$ correspond au *reste* d'indice n de la série, qui vaut :

$\sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{1}{f(k)}$. C'est un réel positif comme somme de réels positifs, il est donc égal à sa valeur absolue.

La majoration : $\forall k \in \mathbb{N}^*$, $\frac{1}{f(k)} \leq \left(\frac{1}{e}\right)^k$ donne alors, vu que les deux séries correspondantes sont convergentes :

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{1}{f(k)} \leq \sum_{k=n+1}^{+\infty} \left(\frac{1}{e}\right)^k \iff \left| S - \sum_{k=1}^n \frac{1}{f(k)} \right| \leq \frac{(1/e)^{n+1}}{1 - 1/e}$$

Vu que $\frac{(1/e)^{n+1}}{1 - 1/e} = \frac{1}{e^{n+1}} \cdot \frac{1}{1 - \frac{1}{e}} = \frac{1}{e^n(e-1)}$, on obtient bien la majoration demandée.

8. La somme totale d'une série convergente, est bien sûr approchée par ses sommes partielles ; ainsi,

$\sum_{k=1}^n \frac{1}{f(k)}$ sera une valeur approchée de S à 10^{-4} près dès que $\left| S - \sum_{k=1}^n \frac{1}{f(k)} \right| \leq 10^{-4}$, ce qui est le

cas dès que $\frac{1}{e^n(e-1)} \leq 10^{-4}$ d'après ce qui précède.

On peut alors rédiger deux scripts différents :

- Le premier à l'aide d'une boucle **while** qui calcule les sommes partielles successives tant que la condition $\frac{1}{e^n(e-1)} > 10^{-4}$ est vraie :

```

n=1
S=1/exp(1) // la première somme partielle ne contient que le premier terme
while 1/(exp(n)*(exp(1)-1)) > 1e-4
    n=n+1
    S = S+1/(n^3*exp(n))
end
disp(S)

```

- On pouvait aussi résoudre l'inéquation :

$$\frac{1}{e^n(e-1)} \leq 10^{-4} \iff e^n(e-1) \geq 10^4 \iff n + \ln(e-1) \geq 4 \ln(10) \iff n \geq 4 \ln(10) - \ln(e-1).$$

L'inégalité est donc vraie à partir du rang $N = \lfloor 4 \ln(10) + \ln(e-1) \rfloor + 1$, on sait donc maintenant combien de termes il faut ajouter dans la somme, et on utilise une boucle for :

```

S=0 // cette fois on part d'une variable nulle
n = floor(4*log(10)-log(exp(1)-1))+1
for k=1:n
    S = S+1/(k^3*exp(k))
end
disp(S)

```

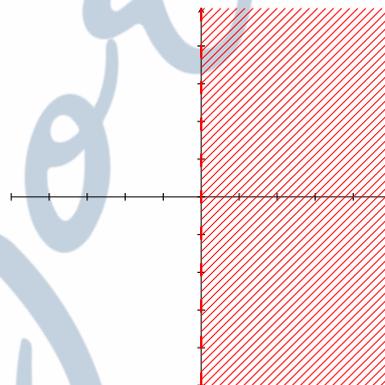
Dans les deux cas, la précision est atteinte à la somme partielle de rang 9...

Partie IV : Étude d'une fonction de deux variables

On considère l'ouvert $U =]0, +\infty[\times \mathbb{R}$ de \mathbb{R}^2 et l'application de classe C^2 suivante :

$$g : U \rightarrow \mathbb{R}, (x, y) \mapsto g(x, y) = \frac{1}{x} + e^x - y^2 e^y.$$

9. Le produit cartésien U est donc constitué de tous les couples (x, y) où y est un réel quelconque et x un réel strictement positif. La partie correspondante du plan est :



L'ouvert U correspond à la partie hachurée, les pointillés sur l'axe des ordonnées rappellent que ce dernier ne fait pas partie de U .

10. La fonction g est de classe C^1 sur l'ouvert U , et pour tout couple $(x, y) \in U$:

$$\partial_1(f)(x, y) = -\frac{1}{x^2} + e^x \text{ et } \partial_2(f)(x, y) = -2y \cdot e^y - y^2 \cdot e^y = -(y^2 + 2y) \cdot e^y$$

11. Les points critiques de la fonction g de classe C^1 , sont les couples (x, y) de U en lesquels le gradient de g est nul, soit les solutions du système :

$$\begin{cases} \partial_1(f)(x, y) = 0 \\ \partial_2(f)(x, y) = 0 \end{cases} \iff \begin{cases} e^x = \frac{1}{x^2} \\ -(y^2 + 2y)e^y = 0 \end{cases} \iff \begin{cases} x = \alpha \\ y(y + 2) = 0 \end{cases}$$

On a en effet reconnu l'équation de la question 2. en première ligne, et $e^y > 0$ pour tout réel y dans la deuxième ligne, dont les solutions évidentes sont 0 et -2 .

La fonction g admet bien deux points critiques seulement, à savoir $(\alpha, 0)$ et $(\alpha, -2)$.

12. La fonction g est de classe C^2 sur U , donc ses extrémums locaux possibles sont les points critiques. Les dérivées secondes sont définies sur U par :

$$\begin{aligned} \partial_{1,1}^2(f)(x, y) &= \frac{2}{x^3} + e^x, & \partial_{1,2}^2(f)(x, y) &= 0 = \partial_{2,1}^2(f)(x, y) \\ \partial_{2,2}^2(f)(x, y) &= -(2y + 2)e^y - (y^2 + 2y)e^y = -(y^2 + 4y + 2)e^y \end{aligned}$$

En $A = (\alpha, 0)$, la Hessienne de g est :

$$H_A = \begin{pmatrix} \frac{2}{\alpha^3} + e^\alpha & 0 \\ 0 & -2 \end{pmatrix}$$

C'est une matrice diagonale, dont les valeurs propres sont par conséquent ses éléments diagonaux. Comme $\alpha > 0$, $\frac{2}{\alpha^3} + e^\alpha > 0$, les valeurs propres sont de signes opposés, on peut donc conclure que g n'admet pas d'extrémum en A , mais un point-col.

13. Au deuxième point critique $B = (\alpha, -2)$, la Hessienne de g est :

$$H_B = \begin{pmatrix} \frac{2}{\alpha^3} + e^\alpha & 0 \\ 0 & 2e^{-2} \end{pmatrix}$$

Là encore, les valeurs propres de H_B sont ses éléments diagonaux, et ici les deux valeurs propres sont positives, ce qui permet de conclure qu'en $B = (\alpha, -2)$, g atteint un minimum local sur U .

14. Un extrémum global de g sur U , serait aussi un extrémum local. Le seul candidat possible est donc le point critique $B = (\alpha, -2)$, qui est un minimum local.

Il s'agit donc de savoir si on peut écrire : $\forall (x, y) \in U, g(x, y) \geq g(B)$.

Or il n'est pas difficile de voir qu'en fixant $x > 0$, par exemple $x = 1$:

$\forall y \in \mathbb{R}, g(x, y) = 1 + e - y^2 e^y$ tendra vers $-\infty$ lorsque y tend lui-même vers $+\infty$.

Il est donc possible de trouver un couple de la forme $(1, y) \in U$ avec y assez grand tel que $g(x, y)$ soit aussi négatif qu'on veut, tel que $g(x, y) < g(B)$.

Le point B n'est donc pas un minimum global de g : la fonction g n'admet donc aucun minimum global sur U .

Exercice 3

Soit E un espace vectoriel de dimension 3. On note 0_E le vecteur nul de E .

On note i l'application identité de E , et θ l'application constante nulle de E dans E :

$$i : E \rightarrow E, x \mapsto x \quad \text{et} \quad \theta : E \rightarrow E, x \mapsto 0_E.$$

On considère un endomorphisme f de E tel que :

$$f \neq \theta, \quad f^2 + i \neq \theta, \quad f \circ (f^2 + i) = \theta$$

où f^2 désigne $f \circ f$.

1. a) La question est plus souvent posée sous l'angle matriciel, elle se rédige de la même façon depuis le point de vue des endomorphismes :

Supposons par l'absurde que f soit bijective (c'est donc un automorphisme). Il existe donc un automorphisme réciproque f^{-1} , par lequel on compose à gauche la relation :

$$f \circ (f^2 + i) = \theta \implies f^{-1} \circ f \circ (f^2 + i) = f^{-1} \circ \theta \implies f^2 + i = \theta, \text{ ce qui contredit la deuxième hypothèse faite sur } f.$$

- b) L'endomorphisme $f = f - 0.i$ n'étant pas bijectif, on en déduit par définition que 0 est valeur propre de f . Il existe donc un vecteur propre u non nul de E , tel que : $f(u) = 0.u = 0_E$.

Soit v_1 un tel vecteur de E , tel que : $v_1 \neq 0_E$ et $f(v_1) = 0_E$.

2. Il s'agit ici de montrer que 0 est la seule valeur propre : or f vérifie $f \circ (f^2 + i) = 0$, ce qui signifie que $P(X) = X(X^2 + 1)$ est un *polynôme annulateur* de f .

Les valeurs propres *possibles* de f sont donc les racines de P . Or :

$$x(x^2 + 1) = 0 \iff x = 0 \text{ ou } x^2 = -1; \text{ la deuxième équation n'a pas de solution, donc 0 est la seule valeur propre possible de } f.$$

Comme elle est bien valeur propre de f , 0 est la seule valeur propre de f et $\text{Sp}(f) = \{0\}$.

3. On est dans le cas classique où f possède une seule valeur propre, nulle qui plus est. Si f était diagonalisable, il existerait une base de E dans laquelle la matrice de f serait diagonale, les éléments diagonaux étant ses valeurs propres, donc égaux à 0. En clair, f aurait pour matrice la matrice nulle, et on aurait $f = \theta$, ce qui est exclu par hypothèse.

L'endomorphisme f n'est donc pas diagonalisable.

4. De la même façon qu'à la question 1, on suppose que $f^2 + i$ est bijectif, on peut donc composer à droite cette fois par sa bijection réciproque, la relation :

$$f \circ (f^2 + i) = \theta \implies f \circ (f^2 + i) \circ (f^2 + i)^{-1} = \theta \circ (f^2 + i)^{-1} \implies f = \theta$$

ce qui est à nouveau faux, au vu de l'hypothèse faite sur f .

L'endomorphisme $f^2 + i$ n'est donc pas bijectif, en particulier non-injectif : il existe donc un vecteur non nul v de E , tel que :

$$(f^2 + i)(v) = 0_E \iff f^2(v) + v \iff f^2(v) = -v$$

Soit donc v_2 un tel vecteur non nul de E , tel que $f^2(v_2) = -v_2$. On note : $v_3 = f(v_2)$.

5. Au vu des relations précédentes : $f(v_3) = f(f(v_2)) = f^2(v_2) = -v_2$.

6. a) La famille $\mathcal{B} = (v_1, v_2, v_3)$ est constituée de 3 vecteurs dans un espace E de dimension 3, il suffit donc de démontrer que c'est une famille libre pour que ce soit une base de E .

Posons donc une combinaison linéaire nulle de ces trois vecteurs :

$$\text{Soient } (\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3) \in \mathbb{R}^3; \lambda_1.v_1 + \lambda_2.v_2 + \lambda_3.v_3 = 0_E. \quad (L_1)$$

Comme on n'a pas d'expression explicite de ces trois vecteurs, on utilise plutôt leur propriétés précédemment obtenues en composant cette relation par f ; la linéarité de cette dernière donne :

$$\lambda_1.f(v_1) + \lambda_2.f(v_2) + \lambda_3.f(v_3) = f(0_E) \iff \lambda_2.v_3 - \lambda_3.v_2 = 0_E. \quad (L_2)$$

On peut appliquer une deuxième fois f à cette dernière relation, sa linéarité donne :

$$\lambda_2.f(v_3) - \lambda_3.f(v_2) = f(0_E) \iff -\lambda_2.v_2 - \lambda_3.v_3 = 0_E. \quad (L_3)$$

On voit ainsi que la combinaison : $L_1 + L_3$ donne $\lambda_1.v_1 = 0_E \iff \lambda_1 = 0$, puisque $v_1 \neq 0_E$.

La combinaison $\lambda_3.L_2 + \lambda_2.L_3$ donne :

$$\lambda_2.\lambda_3.v_3 - \lambda_3^2.v_2 - \lambda_2^2.v_2 - \lambda_2.\lambda_3.v_3 = 0_E \iff -(\lambda_2^2 + \lambda_3^2).v_2 = 0_E \iff \lambda_2^2 + \lambda_3^2 = 0$$

puisque $v_2 \neq 0_E$.

La somme de deux réels *positifs* est nulle si et seulement si les deux réels sont positifs, ce qui implique :

$$\lambda_2^2 = \lambda_3^2 = 0 \iff \lambda_2 = \lambda_3 = 0.$$

On a finalement montré que :

$$\lambda_1.v_1 + \lambda_2.v_2 + \lambda_3.v_3 = 0_E \implies \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = 0$$

ce qui prouve que la famille \mathcal{B} est libre, donc est une base de E .

b) Au vu des relations précédentes, on déduit la matrice C de f dans la base \mathcal{B} :

$$C = \begin{pmatrix} f(v_1) & f(v_2) & f(v_3) \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{matrix} v_1 \\ v_2 \\ v_3 \end{matrix}$$

On considère les matrices suivantes : $A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$ et $B = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$

et le sous-espace \mathcal{F} de $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$ engendré par (A, B, C) , c'est-à-dire :

$$\mathcal{F} = \{aA + bB + cC; (a, b, c) \in \mathbb{R}^3\}.$$

7. Le sous-espace \mathcal{F} étant engendré par la famille (A, B, C) , on est naturellement amené à étudier le caractère libre de cette dernière, en posant une combinaison linéaire nulle :

Soit $(a, b, c) \in \mathbb{R}^3$; $a.A + b.B + c.C = 0$ (matrice nulle)

$$\iff \begin{pmatrix} a & 0 & 0 \\ 0 & b & -c \\ 0 & c & b \end{pmatrix} = 0 \iff a = b = c = 0 \text{ par identification des coefficients}$$

On en déduit que (A, B, C) est une famille libre et génératrice de \mathcal{F} : c'est donc une base de ce sous-espace, et $\boxed{\dim \mathcal{F} = 3}$.

8. On cherche à déterminer dans cette question toutes les matrices $M = \begin{pmatrix} a & b & c \\ d & e & f \\ g & h & i \end{pmatrix}$ qui *commutent* avec C , telles que :

$$CM = MC \iff \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ -g & -h & -i \\ d & e & f \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & c & -b \\ 0 & f & -e \\ 0 & i & -h \end{pmatrix} \iff \begin{cases} c = 0 \\ b = 0 \\ g = 0 \\ f = -h \\ e = i \end{cases}$$

L'ensemble de toutes les matrices qui commutent avec C est donc bien :

$$\left\{ \begin{pmatrix} a & 0 & 0 \\ 0 & e & -h \\ 0 & h & e \end{pmatrix}; (a, e, h) \in \mathbb{R}^3 \right\} = \{a.A + e.B + h.C; (a, e, h) \in \mathbb{R}^3\} = \text{Vect}(A, B, C) = \mathcal{F}$$

9. a) Pour tout $(a, b, c) \in \mathbb{R}^3$:

$$(a.A + b.B + c.C)^2 = (a.A + b.B)^2 + 2(a.A + b.B).c.C + (c.C)^2 = a^2.A^2 + 2ab.AB + b^2.B^2 + 2ac.AC + 2bc.BC + c^2.C^2$$

Les calculs matriciels donnent : $A^2 = A$ et $B^2 = B$ (calculées comme matrices diagonales),

$$AC = 0 = AB, C^2 = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \end{pmatrix} = -B, BC = C, \text{ donc :}$$

$$(a.A + b.B + c.C)^2 = a^2.A + (b^2 - c^2).B + 2bc.C = \begin{pmatrix} a^2 & 0 & 0 \\ 0 & b^2 - c^2 & -2bc \\ 0 & 2bc & b^2 - c^2 \end{pmatrix}$$

b) On cherche une matrice M de $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$ telle que : $M^2 = \begin{pmatrix} 4 & 0 & 0 \\ 0 & 5 & -12 \\ 0 & 12 & 5 \end{pmatrix}$.

Si on la cherche plus spécifiquement dans \mathcal{F} , c'est-à-dire sous la forme $M = a.A + b.B + c.C$,

$$\text{l'identification des coefficients donne : } \begin{cases} a^2 & = 4 \\ b^2 - c^2 & = 5 \\ 2bc & = 12 \end{cases}.$$

On demande *une* solution, et pas l'ensemble de toutes les solutions ; après quelques essais, on voit

$$\text{que : } \begin{cases} a & = 2 \\ b & = 3 \\ c & = 2 \end{cases} \text{ est un exemple de solution, donnant la matrice : } M = \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 0 & 3 & -2 \\ 0 & 2 & 3 \end{pmatrix}.$$

10. On note $g = f^2 - i$. Pour montrer que g est bijectif, on peut passer par sa représentation matricielle dans la base \mathcal{B} , où :

$$\text{Mat}_{\mathcal{B}}(g) = C^2 - I_3 = -B - I - 3 = \begin{pmatrix} -1 & 0 & 0 \\ 0 & -2 & 0 \\ 0 & 0 & -2 \end{pmatrix}$$

Il s'agit d'une matrice diagonale bien inversible, puisque tous ses coefficients diagonaux sont non-nuls : $C^2 - I_3$ est donc inversible, d'inverse

$$(C^2 - I_3)^{-1} = \begin{pmatrix} -1 & 0 & 0 \\ 0 & -1/2 & 0 \\ 0 & 0 & -1/2 \end{pmatrix} = -I_3 + \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1/2 & 0 \\ 0 & 0 & 1/2 \end{pmatrix} = -I_3 - \frac{1}{2}.C^2$$

La relation matricielle : $(C^2 - I_3)^{-1} = -I_3 - \frac{1}{2}.C^2$ permet d'en déduire, par unicité de la représentation matricielle dans la base \mathcal{B} :

$$g = f^2 - i \text{ est bijectif (automorphisme), de réciproque } g^{-1} = -i - \frac{1}{2}f^2$$