ECRICOME 2017

Exercice 1 -

Partie I - Calcul matriciel

1. Je calcule le produit *PQ* :

$$PQ = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 2 \\ 2 & 0 & 1 \\ 3 & -1 & -3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 9 & -9 & 3 \\ -2 & 4 & -2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1+9-4 & 1-9+8 & 1+3-4 \\ 2-2 & 2+4 & 2-2 \\ 3-9+6 & 3+9-12 & 3-3+6 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 6 & 0 & 0 \\ 0 & 6 & 0 \\ 0 & 0 & 6 \end{pmatrix} = 6I_3.$$

Par conséquent, j'en déduis que $P \times \left(\frac{1}{6}Q\right) = I_3$, ce qui suffit à prouver que la matrice P est inversible et que son inverse vaut $P^{-1} = \frac{1}{6}Q$.

2. Je note $X_1 = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ 3 \end{pmatrix}$. Le vecteur X_1 est non nul et $MX_1 = \begin{pmatrix} 5 \\ 10 \\ 15 \end{pmatrix} = 5X_1$.

Ainsi X_1 est vecteur propre de la matrice M, associé à la valeur propre 5.

Je note
$$X_2 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ -1 \end{pmatrix}$$
. Le vecteur X_2 est non nul et $MX_2 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ -1 \end{pmatrix} = X_2$.
Ainsi X_2 est vecteur propre de la matrice M , associé à la valeur propre 1.

Je note
$$X_3 = \begin{pmatrix} 2 \\ 1 \\ -3 \end{pmatrix}$$
. Le vecteur X_3 est non nul et $MX_3 = \begin{pmatrix} 4 \\ 2 \\ -6 \end{pmatrix} = 2X_3$.

Ainsi X_3 est vecteur propre de la matrice M, associé à la valeur propre 2.

3. La matrice M est une matrice carrée de taille 3×3 qui possède trois valeurs propres distinctes. Alors comme P est la matrice construite comme la juxtaposition des trois vecteurs propres X_1 , X_2 et X_3 , je sais déjà que P est inversible, mais en notant D la matrice diagonale

composée des valeurs propres de M, $D = \begin{pmatrix} 5 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 2 \end{pmatrix}$, j'en déduis aussi que

$$M = PDP^{-1}$$
, i.e. $M = PD\left(\frac{1}{6}Q\right) = \frac{1}{6}PDQ$.

4. Je raisonne par récurrence sur $n \in \mathbb{N}$.

Énoncé: Je note \mathcal{P}_n la propriété: $M^n = \frac{1}{\epsilon}PD^nQ$.

Initialisation: Pour n = 0,

$$M^0 = I_3$$
 et $\frac{1}{6}PD^0Q = \frac{1}{6}PI_3Q = \frac{1}{6}PQ = I_3$.

Ainsi \mathcal{P}_0 est vraie.

Hérédité: Soit $n \ge 0$. Je suppose que \mathcal{P}_n est vraie et je montre que \mathcal{P}_{n+1} l'est aussi. Par hypothèse de récurrence, je sais que $M^n = \frac{1}{6}PD^nQ$ et d'après la question 3.,

je sais aussi que $M = \frac{1}{6}PDQ$. Alors

$$M^{n+1} = M^n \times M = \left(\frac{1}{6}PD^nQ\right) \times \left(\frac{1}{6}PDQ\right) = \frac{1}{6}PD^n\left(Q \times \frac{1}{6}P\right)DQ.$$

Comme $P^{-1} = \frac{1}{6}Q$, alors $Q \times \frac{1}{6}P = I_3$ et donc

$$M^{n+1} = \frac{1}{6}PD^nI_3DQ = \frac{1}{6}PD^nDQ = \frac{1}{6}PD^{n+1}Q.$$

Finalement \mathcal{P}_{n+1} est vraie et la propriété est héréditaire.

Conclusion : Comme la propriété est héréditaire et que \mathcal{P}_0 est vraie, alors par principe de récurrence, la propriété \mathcal{P}_n est vraie pour tout $n \ge 0$, *i.e.*

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad M^n = \frac{1}{6}PD^nQ.$$

5. La première colonne de la matrice M^n est obtenue en effectuant le produit de la matrice M^n par la matrice colonne $\begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$. D'après la question précédente, je sais que $M^n = \frac{1}{6}PD^nQ$. Et comme la matrice D est diagonale, alors pour tout $n \in \mathbb{N}$,

$$D^{n} = \begin{pmatrix} 5^{n} & 0 & 0 \\ 0 & 1^{n} & 0 \\ 0 & 0 & 2^{n} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 5^{n} & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 2^{n} \end{pmatrix}.$$

En effectuant successivement les produits de matrices de droite à gauche, j'obtiens que

$$M^{n} \times \begin{pmatrix} 1\\0\\0 \end{pmatrix} = \frac{1}{6}PD^{n}Q \begin{pmatrix} 1\\0\\0 \end{pmatrix} = \frac{1}{6}PD^{n} \begin{pmatrix} 1&1&1\\9&-9&3\\-2&4&-2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1\\0\\0 \end{pmatrix} = \frac{1}{6}P \begin{pmatrix} 5^{n}&0&0\\0&1&0\\0&0&2^{n} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1\\9\\-2 \end{pmatrix}$$
$$= \frac{1}{6}\begin{pmatrix} 1&1&2\\2&0&1\\3&-1&-3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 5^{n}\\9\\-2^{n+1} \end{pmatrix} = \frac{1}{6}\begin{pmatrix} 5^{n}+9-2^{n+2}\\2\times5^{n}-2^{n+1}\\3\times5^{n}-9+3\times2^{n+1} \end{pmatrix}.$$

En conclusion, j'ai bien montré que la première colonne de la matrice M^n est égale à

$$\frac{1}{6} \binom{5^n - 2^{n+2} + 9}{2(5^n - 2^n)} \\ 3(5^n + 2^{n+1}) - 9$$
.

Partie II - Étude de l'entraînement d'un athlète au triathlon

1. Selon l'énoncé, l'athlète commence son entraînement par la natation donc

$$a_0 = 1$$
, $b_0 = 0$ et $c_0 = 0$.

Puis selon les règles d'entraînement indiquées dans l'énoncé, comme l'athlète a pratiqué la natation le jour 0, il pratiquera au jour 1 :

- la natation avec une probabilité 1/5,
- le cyclisme avec une probabilité 1/5,
- la course à pied avec une probabilité 3/5.

Autrement dit,

$$a_1 = \frac{1}{5}$$
, $b_1 = \frac{1}{5}$ et $c_1 = \frac{3}{5}$.

2. Soit un entier $n \in \mathbb{N}$ fixé. D'après la formule des probabilités totales, comme $\{A_n, B_n, C_n\}$ forme un système complet d'événements, alors

$$a_{n+1} = P(A_{n+1}) = P(A_n \cap A_{n+1}) + P(B_n \cap A_{n+1}) + P(C_n \cap A_{n+1})$$

$$= P(A_n)P_{A_n}(A_{n+1}) + P(B_n)P_{B_n}(A_{n+1}) + P(C_n)P_{C_n}(A_{n+1})$$

$$= a_n \times \frac{1}{5} + b_n \times \frac{2}{5} + c_n \times 0 = \frac{1}{5}a_n + \frac{2}{5}b_n.$$

De la même manière, en utilisant à nouveau la formule des probabilités totales, j'obtiens

$$b_{n+1} = P(B_{n+1}) = P(A_n)P_{A_n}(B_{n+1}) + P(B_n)P_{B_n}(B_{n+1}) + P(C_n)P_{C_n}(B_{n+1}) = \frac{1}{5}a_n + \frac{3}{5}b_n + \frac{1}{5}c_n$$
 et

 $c_{n+1} = P(C_{n+1}) = P(A_n)P_{A_n}(C_{n+1}) + P(B_n)P_{B_n}(C_{n+1}) + P(C_n)P_{C_n}(C_{n+1}) = \frac{3}{5}a_n + \frac{4}{5}c_n.$

En conclusion, pour tout $n \in \mathbb{N}$,

$$a_{n+1} = \frac{1}{5}a_n + \frac{2}{5}b_n$$
, $b_{n+1} = \frac{1}{5}a_n + \frac{3}{5}b_n + \frac{1}{5}c_n$ et $c_{n+1} = \frac{3}{5}a_n + \frac{4}{5}c_n$.

3. Grâce aux formules précédentes, je peux écrire que

$$\begin{pmatrix} a_{n+1} \\ b_{n+1} \\ c_{n+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{1}{5}a_n + \frac{2}{5}b_n \\ \frac{1}{5}a_n + \frac{3}{5}b_n + \frac{1}{5}c_n \\ \frac{3}{5}a_n + \frac{4}{5}c_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{1}{5} & \frac{2}{5} & 0 \\ \frac{1}{5} & \frac{3}{5} & \frac{1}{5} \\ \frac{3}{5} & 0 & \frac{4}{5} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \\ c_n \end{pmatrix}.$$

Alors pour obtenir $A \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \\ c_n \end{pmatrix}$, il me suffit de poser

$$A = \begin{pmatrix} \frac{1}{5} & \frac{2}{5} & 0\\ \frac{1}{5} & \frac{3}{5} & \frac{1}{5}\\ \frac{3}{5} & 0 & \frac{4}{5} \end{pmatrix} = \frac{1}{5} \begin{pmatrix} 1 & 2 & 0\\ 1 & 3 & 1\\ 3 & 0 & 4 \end{pmatrix} = \frac{1}{5}M.$$

Je remarque alors que la matrice A s'exprime comme un multiple de la matrice M de la **Partie I**. Pour résumer, en posant $A = \frac{1}{5}M$, j'ai bien montré que

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad \begin{pmatrix} a_{n+1} \\ b_{n+1} \\ c_{n+1} \end{pmatrix} = A \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \\ c_n \end{pmatrix}.$$

4. Pour simplifier l'écriture, je note Y_n la matrice colonne $Y_n = \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \\ c_n \end{pmatrix}$. L'expression à démontrer devient alors

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad Y_n = \frac{1}{5^n} M^n \begin{pmatrix} 1\\0\\0 \end{pmatrix},$$

alors que la question précédente se réécrit : $\forall n \in \mathbb{N}$, $Y_{n+1} = \frac{1}{5}MY_n$.

Je procède alors par récurrence sur $n \in \mathbb{N}$.

Énoncé: Je note \mathcal{P}_n la propriété: $Y_n = \frac{1}{5^n} M^n \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}$.

Initialisation: Pour n = 0, $Y_0 = \begin{pmatrix} a_0 \\ b_0 \\ c_0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ et $\frac{1}{5^0} M^0 \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} = 1 \times I_3 \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$.

Hérédité : Soit $n \ge 0$. Je suppose que \mathcal{P}_n est vraie et je montre que \mathcal{P}_{n+1} l'est aussi.

Par hypothèse de récurrence, je sais que $Y_n = \frac{1}{5^n} M^n \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ et d'après la question 3. je sais que $Y_{n+1} = \frac{1}{5}MY_n$. Alors $Y_{n+1} = AY_n = \frac{1}{5}M \times \frac{1}{5^n}M^n \begin{pmatrix} 1\\0\\0 \end{pmatrix} = \frac{1}{5^{n+1}}M^{n+1} \begin{pmatrix} 1\\0\\0 \end{pmatrix}.$

Finalement \mathcal{P}_{n+1} est vraie et la propriété est héréditaire.

Conclusion : Comme la propriété est héréditaire et que \mathcal{P}_0 est vraie, alors par principe de récurrence, la propriété \mathcal{P}_n est vraie pour tout $n \ge 0$, *i.e.*

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad Y_n = \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \\ c_n \end{pmatrix} = \frac{1}{5^n} M^n \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}.$$

5. Soit $n \in \mathbb{N}$. D'après la question **5.** de la **Partie I**, je sais que

$$M^{n} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} = \frac{1}{6} \begin{pmatrix} 5^{n} - 2^{n+2} + 9 \\ 2(5^{n} - 2^{n}) \\ 3(5^{n} + 2^{n+1}) - 9 \end{pmatrix}.$$

Alors en combinant avec la question précédente, j'obtiens que

$$\begin{pmatrix} a_n \\ b_n \\ c_n \end{pmatrix} = \frac{1}{5^n} M^n \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} = \frac{1}{5^n} \times \frac{1}{6} \begin{pmatrix} 5^n - 2^{n+2} + 9 \\ 2(5^n - 2^n) \\ 3(5^n + 2^{n+1}) - 9 \end{pmatrix}.$$

Puis par identification des coefficients, il vient que

$$a_n = \frac{1}{6} \times \frac{1}{5^n} \times \left(5^n - 2^{n+2} + 9\right) = \frac{1}{6} - \frac{2}{3} \left(\frac{2}{5}\right)^n + \frac{3}{2} \times \left(\frac{1}{5}\right)^n,$$

$$b_n = \frac{1}{6} \times \frac{1}{5^n} \times \left(2\left(5^n - 2^n\right)\right) = \frac{1}{3} \left(1 - \left(\frac{2}{5}\right)^n\right),$$

$$c_n = \frac{1}{6} \times \frac{1}{5^n} \times \left(3\left(5^n + 2^{n+1}\right) - 9\right) = \frac{1}{2} + \left(\frac{2}{5}\right)^n - \frac{3}{2} \left(\frac{1}{5}\right)^n.$$

En conclusion, pour tout entier naturel $n \in \mathbb{N}$,

$$a_n = \frac{1}{6} - \frac{2}{3} \left(\frac{2}{5}\right)^n + \frac{3}{2} \times \left(\frac{1}{5}\right)^n$$
, $b_n = \frac{1}{3} \left(1 - \left(\frac{2}{5}\right)^n\right)$ et $c_n = \frac{1}{2} + \left(\frac{2}{5}\right)^n - \frac{3}{2} \left(\frac{1}{5}\right)^n$.

6. Je cherche les limites de chacune de ces trois suites. Elle sont composées de suites géométriques dont je connais les limites.

 $\operatorname{Comme} \ \frac{2}{5} \in \left] -1, 1\right[\ \operatorname{et} \ \frac{1}{5} \in \left] -1, 1\right[, \ \operatorname{je \ sais \ que} \quad \lim_{n \to +\infty} \left(\frac{2}{5}\right)^n = 0 \quad \ \operatorname{et} \quad \lim_{n \to +\infty} \left(\frac{1}{5}\right)^n = 0.$

$$\lim_{n \to +\infty} a_n = \frac{1}{6}, \qquad \lim_{n \to +\infty} b_n = \frac{1}{3} \quad \text{et} \quad \lim_{n \to +\infty} c_n = \frac{1}{2}.$$

Exercice 2 -

Partie I - Tirages dans une urne

1. a) En considérant comme succès l'événement "piocher une boule noire", la variable aléatoire X compte le nombre de succès lors de la répétition successive de 400 expériences de Bernoulli identiques et indépendantes. Donc X suit une loi binomiale de paramètres n=400 et $p=\frac{1}{4}$, puisque une seule boule parmi les quatre boules de l'urne est noire. En particulier, le support est donné par $X(\Omega)=\llbracket 0,400\rrbracket$ et pour tout $k\in X(\Omega)$,

$$P(X = k) = {400 \choose k} \left(\frac{1}{4}\right)^k \left(\frac{3}{4}\right)^{400 - k}.$$

b) Puisque *X* suit une loi binomiale, alors

$$E(X) = np = 400 \times \frac{1}{4} = 100$$
 et $V(X) = np(1-p) = 100 \times \frac{3}{4} = 25 \times 3 = 75$.

2. a) Y compte cette fois le nombre de tirages nécessaires avant d'obtenir un premier succès, lors de la répétition successive d'expériences de Bernoulli identiques et indépendantes. Donc Y suit une loi géométrique de paramètre $p=\frac{1}{4}$. En particulier, le support est donné par $Y(\Omega)=\mathbb{N}^*$ et pour tout $k\in Y(\Omega)$,

$$P(Y = k) = \frac{1}{4} \times \left(\frac{3}{4}\right)^{k-1}$$
.

b) Puisque Y suit une loi géométrique, alors

$$E(Y) = \frac{1}{p} = \frac{1}{\frac{1}{4}} = 4$$
 et $V(Y) = \frac{1-p}{p^2} = \frac{\frac{3}{4}}{\left(\frac{1}{4}\right)^2} = \frac{\frac{3}{4}}{\frac{1}{16}} = \frac{3}{4} \times 16 = 12.$

3. a) La variable aléatoire Z ne semble pas suivre un loi usuelle. En revanche, il s'agit d'une variable aléatoire discrète finie puisque les valeurs possibles pour Z sont 1, 2, 3 et 4. Alors le support est donné par $Z(\Omega) = \llbracket 1, 4 \rrbracket$ et pour déterminer la loi de Z, il suffit de calculer P(Z=1), P(Z=2), P(Z=3) et P(Z=4), en utilisant la formule des probabilités composées. J'obtiens alors

$$P(Z=1) = \frac{1}{4},$$

$$P(Z=2) = \frac{3}{4} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{4},$$

$$P(Z=3) = \frac{3}{4} \times \frac{2}{3} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4},$$

$$P(Z=4) = \frac{3}{4} \times \frac{2}{3} \times \frac{1}{2} \times 1 = \frac{1}{4}.$$

Alors après calculs, je remarque que Z suit la loi uniforme sur [1,4].

b) Comme *Z* suit une loi uniforme, alors

$$E(Z) = \frac{n+1}{2} = \frac{4+1}{2} = \frac{5}{2}$$
 et $V(Z) = \frac{n^2-1}{12} = \frac{4^2-1}{12} = \frac{15}{12} = \frac{5}{4}$.

Partie II - Tirages dans une urne choisie au hasard

1. La variable aléatoire T compte le nombre de boules noires obtenues après deux tirages. Aucune, une ou deux boules noires peuvent avoir été piochées. Donc $T(\Omega) = [0,2]$.

2. Je note P l'événement "obtenir PILE", F l'événement "obtenir FACE" et pour tout k ∈ [0,2], N_k l'événement "obtenir une boule noire au k-ième tirage" et B_k l'événement "obtenir une boule blanche au k-ième tirage". Alors d'après la formule des probabilités totales, comme les événements P et F forment un système complet d'événements,

$$P(T=0) = P(F) \times P_F(B_1 \cap B_2) + P(P) \times P_P(B_1 \cap B_2) = \frac{1}{2} \times \left(\frac{1}{2}\right)^2 + \frac{1}{2} \times \left(\frac{3}{4}\right)^2 = \frac{1}{8} + \frac{9}{32} = \frac{13}{32}.$$

De même,

$$P(T=2) = P(F) \times P_F(N_1 \cap N_2) + P(P) \times P_P(N_1 \cap N_2) = \frac{1}{2} \times \left(\frac{1}{2}\right)^2 + \frac{1}{2} \times \left(\frac{1}{4}\right)^2 = \frac{1}{8} + \frac{1}{32} = \frac{5}{32}.$$

Et finalement

$$P(T=1) = 1 - P(T=0) - P(T=2) = 1 - \frac{13}{32} - \frac{5}{32} = \frac{14}{32} = \frac{7}{16}$$

3. Comme il s'agit d'une variable aléatoire discrète finie,

$$E(T) = 0 \times P(T=0) + 1 \times P(T=1) + 2 \times P(T=2) = 0 \times \frac{13}{32} + 1 \times \frac{7}{16} + 2 \times \frac{5}{32} = \frac{2 \times 7 + 10}{32} = \frac{24}{32} = \frac{3}{4}.$$

Si la variable aléatoire T suivait une loi binomiale $\mathcal{B}(n,p)$, comme $T(\Omega) = [0,2]$, alors nécessairement n serait égal à 2. Dans ce cas, l'espérance serait E = np = 2p, ce qui force $p = \frac{3}{8}$.

Ainsi la seule loi binomiale possible serait $\mathcal{B}\left(2,\frac{3}{8}\right)$. Mais alors la probabilité P(T=2) serait

égale à
$$p^2 = \left(\frac{3}{8}\right)^2 = \frac{9}{64}$$
, ce qui n'est pas le cas puisque $P(T=2) = \frac{5}{32}$.

J'en déduis donc que T ne suit pas une loi binomiale.

4. Je calcule puis compare les deux probabilités $P_{T=1}(P)$ et $P_{T=1}(F)$:

$$P_{T=1}(P) = \frac{P(P \cap [T=1])}{P(T=1)} = \frac{\frac{1}{2} \times (\frac{1}{4} \times \frac{3}{4} + \frac{3}{4} \times \frac{1}{4})}{\frac{7}{16}} = \frac{\frac{3}{16}}{\frac{7}{16}} = \frac{3}{7}.$$

Et donc

$$P_{T=1}(F) = 1 - P_{T=1}(P) = 1 - \frac{3}{7} = \frac{4}{7}.$$

Il est donc plus probable d'avoir obtenu FACE que PILE si une seule boule noire est piochée.

5. Voici le programme complété:

```
T=0
if grand(1,1,"uin",1,2)==1 then
    for k=1:2
        if grand(1,1,"uin",1,4)<2 then
            T=T+1
        end
    end
else
    for k=1:2
        if grand(1,1,"uin",1,4)<3 then
            T=T+1
        end
    end
end
end
end
disp(T,"Une simulation de T donne :")</pre>
```

Exercice 3 -

Partie I – Étude d'une fonction

- 1. Je note D_f l'ensemble de définition de la fonction f. Je sais que la fonction ln est définie sur \mathbb{R}_+^* donc $D_f \subset \mathbb{R}_+^*$. L'autre condition est que x^3 ne doit pas s'annuler sur D_f , *i.e.* $0 \notin D_f$. Ainsi j'obtiens que l'ensemble de définition de f est donné par $D_f = \mathbb{R}_+^* =]0, +\infty[$.
- 2. Soit x > 0. Directement je sais que $x^3 > 0$ donc

$$f(x) \geqslant 0 \iff \frac{4\ln(x)}{x^3} \geqslant 0 \iff \ln(x) \geqslant 0 \iff x \geqslant 1.$$

3. Je calcule la limite en 0 en décomposant la fraction :

$$\lim_{x \to 0} 4 \ln(x) = -\infty$$

$$\lim_{x \to 0} x^3 = 0^+$$
Par quotient,
$$\lim_{x \to 0} f(x) = -\infty.$$

J'en déduis que l'axe des ordonnées est asymptote verticale à la courbe C_f .

Par ailleurs, par croissances comparées, $\lim_{x\to +\infty}\frac{\ln(x)}{x^3}=0$, donc $\lim_{x\to +\infty}f(x)=0$. J'en déduis que l'axe des abscisses est asymptote horizontale à la courbe \mathcal{C}_f en $+\infty$.

4. Pour étudier les variations de f, il me faut étudier le signe de la dérivée f'. Or la fonction f est dérivable sur \mathbb{R}_+^* et de la forme $\frac{u}{v}$, avec $u(x) = 4\ln(x)$ et $v(x) = x^3$. Comme $u'(x) = \frac{4}{x}$ et $v'(x) = 3x^2$, j'en déduis que

$$f'(x) = \frac{u'(x)v(x) - u(x)v'(x)}{v(x)^2} = \frac{\frac{4}{x} \times x^3 - 4\ln(x) \times 3x^2}{x^6} = \frac{4x^2(1 - 3\ln(x))}{x^6} = \frac{4(1 - 3\ln(x))}{x^4}.$$

Ainsi f'(x) est du signe de $1-3\ln(x)$, puisque 4 et x^4 sont toujours positifs. Or

$$1-3\ln(x)\geqslant 0 \iff 3\ln(x)\leqslant 1 \iff \ln(x)\leqslant \frac{1}{3} \iff x\leqslant e^{\frac{1}{3}},$$

et

$$f\left(e^{\frac{1}{3}}\right) = \frac{4\ln\left(e^{\frac{1}{3}}\right)}{\left(e^{\frac{1}{3}}\right)^3} = \frac{4 \times \frac{1}{3}}{e} = \frac{4}{3e}.$$

De toutes ces informations, je déduis le tableau de variation de f:

| x | 0 | | $e^{rac{1}{3}}$ | | +∞ |
|-------|-----------|---|------------------|---|----|
| f'(x) | | + | 0 | _ | |
| f | $-\infty$ | | $\frac{4}{3e}$ | | 0 |

Ainsi f admet le maximum $\frac{4}{3e}$ comme unique extremum, atteint lorsque $x = e^{\frac{1}{3}}$.

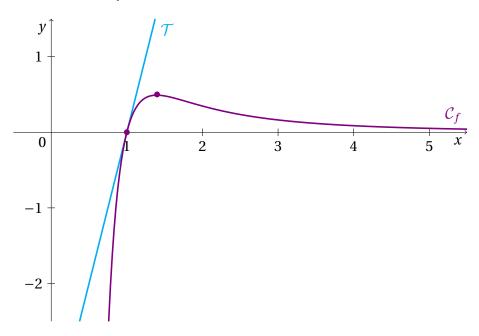
5. La tangente \mathcal{T} à la courbe \mathcal{C}_f au point d'abscisse 1 a pour équation y = f'(1)(x-1) + f(1). Or

$$f(1) = \frac{4\ln(1)}{1^3} = 0$$
 et $f'(1) = \frac{4(1-3\ln(1))}{1^4} = 4$,

donc une équation de $\mathcal T$ est donnée par

$$y = 4(x-1) + 0$$
, i.e. $y = 4x - 4$.

6. Voici l'allure de la courbe C_f et de sa tangente \mathcal{T} .



Partie II – Étude d'une variable aléatoire à densité

1. Soit $A \ge 1$. Je pose

$$u'(x) = \frac{4}{x^3} = 4x^{-3}$$

$$u(x) = 4 \times \frac{x^{-2}}{-2} = -\frac{2}{x^2}$$

$$v'(x) = \ln(x)$$

$$v'(x) = \frac{1}{x}$$

Alors par intégration par parties,

$$\int_{1}^{A} \frac{4\ln(x)}{x^{3}} dx = \left[-\frac{2\ln(x)}{x^{2}} \right]_{1}^{A} - \int_{1}^{A} -\frac{2}{x^{2}} \times \frac{1}{x} dx = -\frac{2\ln(A)}{A^{2}} + \frac{2\ln(1)}{1^{2}} + \int_{1}^{A} \frac{2}{x^{3}} dx$$
$$= -\frac{2\ln(A)}{A^{2}} + \left[-\frac{1}{x^{2}} \right]_{1}^{A} = -\frac{2\ln(A)}{A^{2}} - \frac{1}{A^{2}} + \frac{1}{1^{2}} = 1 - \frac{1}{A^{2}} - \frac{2\ln(A)}{A^{2}}.$$

J'ai bien montré que $\int_{1}^{A} \frac{4 \ln(x)}{x^3} dx = 1 - \frac{1}{A^2} - \frac{2 \ln(A)}{A^2}$.

- 2. Pour x < 1, $h(x) = 0 \ge 0$ et pour $x \ge 1$, $h(x) = \frac{4 \ln(x)}{x^3} \ge 0$, d'après la question **2.** de la **Partie I**. Donc $\forall x \in \mathbb{R}$, $h(x) \ge 0$.
 - La fonction h est continue sur $]-\infty,1[$ car constante et elle est continue sur $[1,+\infty[$ comme quotient de fonctions continues. Donc h admet au plus un point de discontinuité.

• Il reste à montrer que l'intégrale $\int_{-\infty}^{+\infty} h(x) \, \mathrm{d}x$ converge et vaut 1.

Or
$$\int_{-\infty}^{1} h(x) dx = \int_{-\infty}^{1} 0 dx$$
 converge et vaut 0 et $\int_{1}^{+\infty} h(x) dx = \lim_{A \to +\infty} \int_{1}^{A} f(x) dx$.

D'après la question précédente, $\int_1^A f(x) dx = \int_1^A \frac{4 \ln(x)}{x^3} dx = 1 - \frac{1}{A^2} - \frac{2 \ln(A)}{A^2}.$

Or $\lim_{A \to +\infty} \frac{1}{A^2} = 0$ et par croissances comparées $\lim_{A \to +\infty} \frac{\ln(A)}{A^2} = 0$ donc par somme,

$$\lim_{A \to +\infty} \int_{1}^{A} f(x) \, dx = \lim_{A \to +\infty} \int_{1}^{A} \frac{4 \ln(x)}{x^{3}} \, dx = 1 - 0 - 2 \times 0 = 1.$$

Finalement, j'obtiens que $\int_{1}^{+\infty} h(x) dx$ converge et vaut 1.

Puis par la relation de Chasles, l'intégrale $\int_{-\infty}^{+\infty} h(x) \, \mathrm{d}x$ converge et vaut

$$\int_{-\infty}^{+\infty} h(x) \, dx = \int_{-\infty}^{a} h(x) \, dx + \int_{a}^{+\infty} h(x) \, dx = 0 + 1 = 1.$$

Selon les trois points précédents, h décrit bien une densité de probabilité.

3. a) Par définition de la fonction de répartition de X, je sais que

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad F(x) = \int_{-\infty}^{x} h(t) \, \mathrm{d}t.$$

- Si x < 1, alors $F(x) = \int_{-\infty}^{x} 0 \, dt = 0$.
- Sinon $x \ge 1$ et en utilisant la question 1., je sais que

$$F(x) = \int_{-\infty}^{1} 0 \, dt + \int_{1}^{x} f(t) \, dt = 1 - \frac{1}{x^{2}} - \frac{2 \ln(x)}{x^{2}}.$$

Ainsi la fonction de répartition F de X est donnée par

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 1, \\ 1 - \frac{1}{x^2} - \frac{2\ln(x)}{x^2} & \text{si } x \geqslant 1. \end{cases}$$

b) Le programme suivant répond à la question posée.

```
function calcul=F(x)
if x<1 then
calcul=0
else
calcul=1-1/(x\lambda2)-2*log(x)/(x\lambda2)
end
endfunction

for i=1:300, a(i)=-2+7*i/300; b(i)=F(a(i));
end
plot(a,b)</pre>
```

c) Exécuter les lignes 9 à 11 du programme permet de tracer la courbe représentative de la fonction F sur l'intervalle [-2,5].

4. Soit $A \ge 1$. Je calcule l'intégrale $\int_1^A x h(x) dx = \int_1^A \frac{4 \ln(x)}{x^2} dx$ par intégration par parties. Je pose

$$u'(x) = \frac{4}{x^2} = 4x^{-2}$$

$$u(x) = 4 \times \frac{x^{-1}}{-1} = -\frac{4}{x}$$

$$v'(x) = \ln(x)$$

$$v'(x) = \frac{1}{x}$$

Alors par intégration par parties,

$$\int_{1}^{A} \frac{4\ln(x)}{x^{2}} dx = \left[-\frac{4\ln(x)}{x} \right]_{1}^{A} - \int_{1}^{A} -\frac{4}{x} \times \frac{1}{x} dx = -\frac{4\ln(A)}{A} + \frac{4\ln(1)}{1} + \int_{1}^{A} \frac{4}{x^{2}} dx$$
$$= -\frac{4\ln(A)}{A} + \left[-\frac{4}{x} \right]_{1}^{A} = -\frac{4\ln(A)}{A} - \frac{4}{A} + \frac{4}{1} = 4 - \frac{4}{A} - \frac{4\ln(A)}{A}.$$

J'ai bien montré que $\int_1^A x h(x) dx = 4 - \frac{4}{A} - \frac{4 \ln(A)}{A}.$

Comme $\lim_{A \to +\infty} \frac{4}{A} = 0$ et que, par croissances comparées, $\lim_{A \to +\infty} \frac{\ln(A)}{A} = 0$, j'en déduis que

$$\lim_{A \to +\infty} 4 - \frac{4}{A} - \frac{4\ln(A)}{A} = 4.$$

De plus, h est nulle sur $]-\infty,1[$ donc l'intégrale $\int_{-\infty}^1 xh(x)\,\mathrm{d}x$ converge et vaut 0.

Par conséquent, *X* admet une espérance et $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x h(x) dx = 0 + 4 = 4$.

5. Encore une fois, pour $A \ge 1$, je calcule l'intégrale $\int_1^A x^2 h(x) dx$:

$$\int_{1}^{A} x^{2} h(x) dx = \int_{1}^{A} \frac{4 \ln(x)}{x} dx = 4 \int_{1}^{A} \frac{1}{x} \times \ln(x) dx = \left[2 \left(\ln(x) \right)^{2} \right]_{1}^{A} = 2 \left(\ln(A) \right)^{2}.$$

Or
$$\lim_{A \to +\infty} 2(\ln(A))^2 = +\infty$$
 donc l'intégrale $\int_{-\infty}^{+\infty} x^2 h(x) dx$ diverge.

Donc X^2 n'admet pas d'espérance et X n'admet pas de variance.

6. Soit $A \geqslant 1$. Par définition des probabilités conditionnelles,

$$P_{[X>A]}(X>2A) = \frac{P\big([X>A]\cap [X>2A]\big)}{P(X>A)} = \frac{P(X>2A)}{P(X>A)} = \frac{1-F(2A)}{1-F(A)}.$$

En utilisant le résultat obtenu à la question 3., comme $A \geqslant 1$, alors

$$P_{[X>A]}(X>2A) = \frac{1 - \left(1 - \frac{1}{(2A)^2} - \frac{2\ln(2A)}{(2A)^2}\right)}{1 - \left(1 - \frac{1}{A^2} - \frac{2\ln(A)}{A^2}\right)} = \frac{\frac{1}{4A^2} + \frac{2\ln(2A)}{4A^2}}{\frac{1}{A^2} + \frac{2\ln(A)}{A^2}} = \frac{\frac{1 + 2\ln(2A)}{4A^2}}{\frac{4 + 8\ln(A)}{4A^2}} = \frac{1 + 2\ln(2A)}{4 + 8\ln(A)}.$$

J'ai bien montré que $P_{[X>A]}(X>2A) = \frac{1+2\ln(2A)}{4+8\ln(A)}$

Puis par propriété du logarithme, ln(2A) = ln(2) + ln(A). Alors en factorisant par ln(A),

$$P_{[X>A]}(X>2A) = \frac{1+2\ln(2)+2\ln(A)}{4+8\ln(A)} = \frac{\ln(A)\left(\frac{1}{\ln(A)} + \frac{2\ln(2)}{\ln(A)} + 2\right)}{\ln(A)\left(\frac{4}{\ln(A)} + 8\right)} = \frac{\frac{1}{\ln(A)} + \frac{2\ln(2)}{\ln(A)} + 2}{\frac{4}{\ln(A)} + 8}.$$

Enfin comme $\lim_{A \to +\infty} \ln(A) = +\infty$, j'en déduis que $\lim_{A \to +\infty} \frac{\frac{1}{\ln(A)} + \frac{2\ln(2)}{\ln(A)} + 2}{\frac{4}{\ln(A)} + 8} = \frac{2}{8} = \frac{1}{4}$.

En conclusion, $\lim_{A \to +\infty} P_{[X>A]}(X>2A) = \frac{1}{4}$.