

eml 2008 corrigé rapide

exercice 1

Partie I

$$f(t) = t \ln t - t \text{ si } t > 0 ; f(0) = 0$$

1. f est continue sur $]0 ; +\infty[$, comme somme de deux fonctions continues, et en 0, car :

$$\lim_{t \rightarrow 0} t \ln t = 0, \text{ donc } \lim_{t \rightarrow 0} f(t) = 0 = f(0).$$

Donc f est continue sur $[0 ; +\infty[$.

2. f est de classe C^1 sur $]0 ; +\infty[$ comme somme de fonctions de classe C^1 , et, pour tout $t > 0$:

$$f'(t) = \ln t$$

3. $f(t) = t(\ln t - 1)$, donc $\lim_{t \rightarrow +\infty} f(t) = +\infty$.

4.

t	0	1	$+\infty$
$f'(t)$		- 0 +	
$f(t)$	0 ↘	-1 ↗	$+\infty$

5. f est de classe C^2 sur $]0 ; +\infty[$, et, pour tout $t > 0$, $f''(t) = \frac{1}{t} > 0$. Donc f est convexe sur $]0 ; +\infty[$.

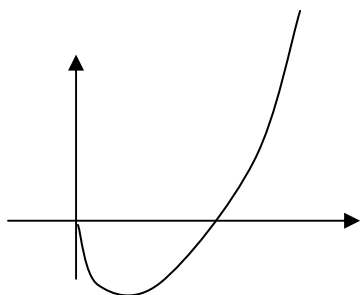
6. a. $\frac{f(t)-f(0)}{t-0} = \ln t - 1 \xrightarrow[t \rightarrow 0]{} -\infty$, donc Γ admet une demi-tangente verticale au point d'abscisse 0.

b. $f(t) = 0 \Leftrightarrow t = 0$ ou $t \ln t - t = 0 \Leftrightarrow t = 0$ ou $t(\ln t - 1) = 0 \Leftrightarrow t = 0$ ou $t = e$

Les points d'intersection de Γ avec l'axe des abscisses sont donc les points d'abscisse 0 et e .

c. $\lim_{t \rightarrow +\infty} f(t) = +\infty$ et $\frac{f(t)}{t} = \ln t - 1 \xrightarrow[t \rightarrow +\infty]{} +\infty$, donc Γ admet une branche parabolique de direction l'axe désordonné !

d.



(À peu près, hein...)

Le retour aux fondamentaux...

Partie II

$$G(x) = \frac{1}{2} \int_{x-1}^{x+1} f(t) dt, \quad x > 1$$

1. D'après la définition de l'intégrale, on a

$$G(x) = \frac{1}{2} [F(x+1) - F(x-1)]$$

avec F primitive de f sur $]1 ; +\infty[$. F est de classe C^2 sur $]1 ; +\infty[$ car $F' = f$ est de classe C^1 sur cette intervalle, et il en est donc de même pour G . De plus on a

$$G'(x) = \frac{1}{2} (f(x+1) - f(x-1)) ; \quad G''(x) = \frac{1}{2} (\ln(x+1) - \ln(x-1))$$

2. a. La fonction \ln est strictement croissante sur $]1 ; +\infty[$, donc G'' est positive sur $]1 ; +\infty[$, donc G' est strictement croissante sur $]1 ; +\infty[$;

b. $G'(2) = \frac{1}{2} (f(3) - f(1)) > 0$ car f est strictement croissante sur $]1 ; +\infty[$.

c. G' est continue strictement croissante sur $]1 ; +\infty[$;

$$\lim_1 G' = \frac{1}{2} f(2) = \frac{1}{2} (2 \ln 2 - 2) = \ln 2 - 1 < 0 ; G'(2) > 0 ;$$

Donc l'équation $G'(x) = 0$ admet une solution unique α dans $]1 ; +\infty[$, et $\alpha < 2$.

partie III

$$\Phi(x, y) = (y - f(x + 1))^2 - (y - f(x - 1))^2, \quad (x, y) \in]1; +\infty[^2$$

1. Φ est une somme de fonctions de classe C^2 sur $]1; +\infty[^2$, elle est donc de classe C^2 sur $]1; +\infty[^2$. On obtient :

$$\frac{\partial \Phi}{\partial x}(x, y) = -2[\ln(x + 1)(y - f(x + 1)) + \ln(x - 1)(y - f(x - 1))]$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial y}(x, y) = 2(2y - f(x + 1) - f(x - 1))$$

2. $G'(\alpha) = 0$, donc $f(\alpha + 1) - f(\alpha - 1) = 0$. Au point $(\alpha, f(\alpha + 1))$, on a donc
 $p = -2[\ln(\alpha + 1)(f(\alpha + 1) - f(\alpha + 1)) + \ln(\alpha - 1)(f(\alpha + 1) - f(\alpha - 1))] = 0$
 $q = 2(2f(\alpha + 1) - f(\alpha - 1)) = 0$

Donc $(\alpha, f(\alpha + 1))$ est un point critique de Φ .

3. On réfléchit avant de se lancer dans le calcul de $rt - s^2 \dots$

$$\Phi(\alpha, f(\alpha + 1)) = (f(\alpha + 1) - f(\alpha + 1))^2 + (f(\alpha + 1) - f(\alpha - 1))^2 = 0$$

Or, pour tout $(x, y) \in]1; +\infty[^2$, $\Phi(x, y) \geq 0$. Φ admet donc un extremum local – et même global ! – en $(\alpha, f(\alpha + 1)) \dots$

Exercice 2

Partie I

1. On cherche $\lambda \in \mathbf{R}$ et $X \neq \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ tels que $(A - \lambda I)X = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$. Sur la matrice $A - \lambda I$, les opérations élémentaires

$L_1 \leftrightarrow L_3$; $L_3 \leftarrow L_3 + (1 - \lambda)L_1$; $L_3 \leftarrow L_3 + 2L_2$
aboutissent à la réduite de Gauss

$$\begin{pmatrix} -2 & -2 & -1 - \lambda \\ 0 & -\lambda & -1 \\ 0 & 0 & \lambda^2 - 1 \end{pmatrix}$$

Les valeurs propres de A sont donc 0, -1 et 1 et pour les sous-espaces propres associés, on trouve :

$$\lambda = 0 \quad : \quad \text{Vect}((-1, 1, 0))$$

$$\lambda = -1 \quad : \quad \text{Vect}((-1, 1, 1))$$

$$\lambda = 1 \quad : \quad \text{Vect}(0, 1, -1)$$

(Prendre le temps de vérifier ces résultats...)

2. A est diagonalisable car elle possède trois valeurs propres distinctes. La théorie du changement de base fournit alors, compte tenu des contraintes de l'énoncé :

$$A = PDP^{-1} \quad \text{avec} \quad P = \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 \\ -1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & -1 \end{pmatrix}$$

La méthode du pivot fournit alors

$$P^{-1} = \begin{pmatrix} 2 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

(Là aussi on vérifie...)

3. La matrice

$$C = P^{-1}BP = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \end{pmatrix}$$

est effectivement diagonale !

Partie II

1. E est de dimension $3^2 = 9$.

2. • Pour tout M de E , $f(M) = AM - MB$ appartient à E .

• Pour tout M, M' de E et tout x de \mathbf{R} , on a

$$f(M + M') = A(M + M') - (M + M')B = AM - MB + AM' - M'B = f(M) + f(M')$$

$$f(xM) = A(xM) - (xM)B = x(AM - MB) = xf(M)$$

Donc f est un endomorphisme de E .

3.a. $M \in E$; $N = P^{-1}MP$, donc $M = PNP^{-1}$. On a aussi $A = PDP^{-1}$, $B = PCP^{-1}$.

$$M \in \text{Ker}(f) \Leftrightarrow f(M) = 0 \Leftrightarrow AM - MB = 0$$

$$\Leftrightarrow PDP^{-1}PNP^{-1} - PNP^{-1}PCP^{-1} = 0$$

$$\Leftrightarrow PDNP^{-1} - PNCP^{-1} = 0$$

$$\Leftrightarrow P(DN - NC)P^{-1} = 0$$

$$\Leftrightarrow DN - NC = 0 \Leftrightarrow DN = NC$$

b. En notant $N = \begin{pmatrix} a & b & c \\ a' & b' & c' \\ a'' & b'' & c'' \end{pmatrix}$, on obtient

$$DN = NC \Leftrightarrow \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ -a' & -b' & -c' \\ a'' & b'' & c'' \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a & 0 & -c \\ a' & 0 & -c' \\ a'' & 0 & -c'' \end{pmatrix}$$

$$\Leftrightarrow a = 0, -c = 0, -a' = a', -b' = 0, b'' = 0, c'' = -c''$$

$$\Leftrightarrow a = c = a' = b' = b'' = c'' = 0$$

$$\Leftrightarrow N = \begin{pmatrix} 0 & b & 0 \\ 0 & 0 & c' \\ a'' & 0 & 0 \end{pmatrix} = a''E_{3,1} + bE_{1,2} + c'E_{2,3}$$

en notant $E_{i,j}$ la matrice de E dont tous les termes sont nuls sauf celui en i -ème ligne et j -ème colonne qui est égale à 1. (La famille $(E_{i,j})_{1 \leq i, j \leq 3}$ est la base canonique de E .)

L'ensemble des matrices N telles que $DN = NC$ est donc l'ensemble des combinaisons linéaires des matrices $E_{3,1}, E_{1,2}, E_{2,3}$, c'est donc un sous-espace vectoriel de E , de famille génératrice $(E_{3,1}, E_{1,2}, E_{2,3})$. Or cette famille est libre, car

$$a''E_{3,1} + bE_{1,2} + c'E_{2,3} = 0 \Rightarrow N = 0 \Rightarrow a'' = b = c' = 0$$

Ils'agit d'une donc d'une base du sous-espace vectoriel en question, qui est donc de dimension 3.

4. a. D'après 3.a, $M \in \text{Ker}(f) \Leftrightarrow M = PNP^{-1}$ avec N tels que $N = xE_{3,1} + yE_{1,2} + zE_{2,3}$. Donc

$$M \in \text{Ker}(f) \Leftrightarrow M = P(xE_{3,1} + yE_{1,2} + zE_{2,3})P^{-1} = xPE_{3,1}P^{-1} + yPE_{1,2}P^{-1} + zPE_{2,3}P^{-1}$$

$$\Leftrightarrow M = xE'_{3,1} + yE'_{1,2} + zE'_{2,3}$$

avec x, y, z éléments de \mathbf{R} . $(E'_{3,1}, E'_{1,2}, E'_{2,3})$ est donc une famille génératrice de $\text{Ker}(f)$. Or cette famille est libre, car $xE'_{3,1} + yE'_{1,2} + zE'_{2,3} = 0 \Rightarrow M = 0 \Rightarrow N = 0 \Rightarrow x = y = z = 0$.

$(E'_{3,1}, E'_{1,2}, E'_{2,3})$ est donc une base de $\text{Ker}(f)$, qui est donc de dimension 3.

D'après la formule du rang :

$$\dim(\text{Ker}(f)) + \dim(\text{Im}(f)) = \dim(E)$$

$\text{Im}(f)$ est de dimension $9 - 3 = 6$.

b. Pas la peine de chercher bien loin : $PE_{3,1}P^{-1}$ appartient à $\text{Ker}(f)$ et est non nul (sinon $E_{3,1}$ le serait).

$f(E_{1,1}) = AE_{1,1} - E_{1,1}B$ appartient à $\text{Im}(f)$ et est non nul, comme on s'en persuade en faisant le calcul...

Exercice 3

Partie I

$$h(x) = \frac{x}{2-x}, \quad x \in [0, 1].$$

1. a. h est continue et strictement croissante (car $h'(x) = \frac{2}{(2-x)^2} > 0$ sur $[0, 1]$). $h(0) = 0$ et $h(1) = 1$, donc h est une bijection de $[0, 1]$ sur $[0, 1]$.

Pour tout y de $[0, 1]$:

$$h(x) = y \Leftrightarrow \frac{x}{2-x} = y \Leftrightarrow x = y(2-x) \Leftrightarrow x(1+y) = 2y \Leftrightarrow x = \frac{2y}{1+y}. \text{ Donc :}$$

$$h^{-1}(y) = \frac{2y}{1+y}$$

b.

$$\alpha + \frac{\beta}{2-x} = \frac{\alpha(2-x) + \beta}{2-x} = \frac{-\alpha x + 2\alpha + \beta}{2-x} = \frac{x}{2-x} \Leftrightarrow \begin{cases} -\alpha = 1 \\ 2\alpha + \beta = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \alpha = -1 \\ \beta = 2 \end{cases} ; \text{ donc}$$

$$h(x) = -1 + \frac{2}{2-x}$$

c.

$$\int_0^1 h(x) dx = \int_0^1 \left(-1 + \frac{2}{2-x}\right) dx = [-x - 2 \ln(2-x)]_0^1 = 2 \ln 2 - 1$$

2. a. $X \hookrightarrow \mathcal{U}([0, 1])$ a pour espérance $E(X) = \frac{1}{2}$ et pour variance $V(X) = \frac{1}{12}$ (à retrouver au besoin en calculant $E(X^2) = \int_0^1 x^2 dx = \frac{1}{3}$, puis $V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$).

b. X prend ses valeurs dans $[0, 1]$, donc $\frac{X}{2-X} = h(X)$ aussi, et, pour tout y dans $[0, 1]$:

$$P\left(\frac{X}{2-X} \leq y\right) = P(h(X) \leq y) = P(X \leq h^{-1}(y))$$

car h est une bijection strictement croissante de $[0, 1]$ sur $[0, 1]$. La fonction de répartition de X est connue, et on a

$$P\left(\frac{X}{2-X} \leq y\right) = h^{-1}(y) = \frac{2y}{1+y}$$

c. $Y = \frac{X}{2-X}$ prend ses valeurs dans $[0, 1]$, donc, en notant F_Y sa fonction de répartition, on a

$$F_Y(y) = 0 \text{ si } y < 0 ; F_Y(y) = 1 \text{ si } y > 1 ; F_Y(y) = \frac{2y}{1+y} \text{ si } y \in [0, 1]$$

F_Y est continue sur \mathbf{R} et de classe C^1 sur $\mathbf{R} \setminus \{0, 1\}$, donc Y est une variable aléatoire à densité. On obtient une densité g de Y en dérivant F_Y sur $\mathbf{R} \setminus \{0, 1\}$, et en prolongeant cette dérivée de façon arbitraire en 0 et en 1, on a donc par exemple

$$g(y) = \frac{2}{(1+y)^2} \text{ si } y \in [0, 1] ; g(y) = 0 \text{ sinon}$$

d. Y prend ses valeurs dans $[0, 1]$, donc $E(Y) = \int_0^1 yg(y) dy = 2 \int_0^1 \frac{y}{(1+y)^2} dy$. Pour calculer cette intégrale, on peut faire une intégration par parties, avec $u = y, v' = \frac{1}{(1+y)^2}, u' = 1, v = -\frac{1}{1+y}$. Ou bien on peut écrire

$$\int_0^1 \frac{y}{(1+y)^2} dy = \int_0^1 \frac{(1+y) - 1}{(1+y)^2} dy = \int_0^1 \left(\frac{1}{1+y} - \frac{1}{(1+y)^2}\right) dy$$

Avec les deux méthodes, on trouve finalement $E(Y) = 2 \ln 2 - 1$, soit la valeur de l'intégrale calculée en 1.c ! Est-ce dû au hasard ? Non ! En effet, $g(y) = (h^{-1})'(y)$, donc $E(Y) = \int_0^1 y(h^{-1})'(y) dy$. Or chacun sait que $(h^{-1})'(y) = \frac{1}{h'(h^{-1}(y))}$. On a donc $E(Y) = \int_0^1 y \frac{1}{h'(h^{-1}(y))} dy$. On effectue le changement de variable $y = h(x)$. On a $dy = h'(x) dx$ et $h^{-1}(y) = x$, on obtient donc

$$E(Y) = \int_0^1 h(x) \frac{1}{h'(x)} h'(x) dx = \int_0^1 h(x) dx \dots$$

Partie II

1. a. La variable aléatoire S_t modélise le nombre d'invités qui sont arrivés avant l'instant t .

b. S_t est le nombre de succès (nombre d'arrivées avant l'instant t), lors de n épreuves identiques et indépendantes. Pour chaque épreuve la probabilité du succès est $P(T_k \leq t) = t$ (ou bien : S_t est la somme de n variables de Bernoulli de même paramètre t , et indépendantes). Donc S_t suit la loi binomiale de paramètres n, t .

2. a. $(R_1 > t)$ ssi la première arrivée a lieu après l'instant t ssi il n'est arrivé aucun invité avant l'instant t ssi $(S_t = 0)$. Par conséquent $(R_1 > t) = (S_t = 0)$.

b. Donc, si $t \in [0, 1]$, $P(R_1 > t) = P(S_t = 0) = (1 - t)^n$. D'autre part, tous les invités arrivent entre les instants 0 et 1, donc $P(R_1 > t) = 1$ si $t < 0$, $P(R_1 > t) = 0$ si $t > 1$.

La variable aléatoire R_1 admet donc pour fonction de répartition F_1 telle que :

$$F_1(t) = P(R_1 \leq t) = 1 - P(R_1 > t) = \begin{cases} 0 & \text{si } t < 0 \\ 1 - (1 - t)^n & \text{si } 0 \leq t \leq 1 \\ 1 & \text{si } t > 1 \end{cases}$$

F_1 est continue sur \mathbf{R} et de classe C^1 sur $\mathbf{R} \setminus \{0, 1\}$, donc R_1 est une variable aléatoire à densité, et on obtient une densité f_1 de R_1 en dérivant F_1 sur $\mathbf{R} \setminus \{0, 1\}$, puis en prolongeant cette dérivée de façon arbitraire en 0 et en 1. On obtient par exemple :

$$f_1(t) = \begin{cases} n(1 - t)^{n-1} & \text{si } t \in [0, 1] \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

3. Pour $t \in [0, 1]$, l'événement $(R_2 > t)$ est réalisé ssi la deuxième arrivée survient après l'instant t ssi il y a eu 0 ou 1 arrivée avant l'instant t , donc $(R_2 > t) = (S_t = 0) \cup (S_t = 1)$. Par incompatibilité de ces deux événements, on a $P(R_2 > t) = P(S_t = 0) + P(S_t = 1) = (1 - t)^n + nt(1 - t)^{n-1}$.

Comme précédemment, il en résulte que R_2 a pour fonction de répartition la fonction F_2 telle que

$$F_2(t) = \begin{cases} 0 & \text{si } t < 0 \\ 1 - (1 - t)^{n-1}((n - 1)t + 1) & \text{si } 0 \leq t \leq 1 \\ 1 & \text{si } t > 1 \end{cases}$$

Comme précédemment il s'agit bien de la fonction de répartition d'une variable aléatoire à densité, et tous calculs faits on trouve pour densité de R_2 la fonction f_2 telle que

$$f_2(t) = \begin{cases} n(n - 1)t(1 - t)^{n-2} & \text{si } t \in [0, 1] \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$