

# CONCOURS ECRICOME 2023, CORRECTION

ECT2

22/23

## EXERCICE 1

### PARTIE 1

1. On peut compléter la fonction Python de la façon suivante :

```
import numpy as np

def suite(n,u1):
    u = u1
    for k in range(2,n+1):
        u = 5/12*u+1/3
    return u
```

2. (a) Pour tout réel  $x$  on a les équivalences :

$$\begin{aligned}x = \frac{5}{12}x + \frac{1}{3} &\iff x - \frac{5}{12}x = \frac{1}{3} \\ &\iff \left(1 - \frac{5}{12}\right)x = \frac{1}{3} \\ &\iff \frac{7}{12}x = \frac{1}{3} \\ &\iff x = \frac{1}{3} \times \frac{12}{7} \\ &\iff x = \frac{4}{7}.\end{aligned}$$

Finalement :

l'équation  $x = \frac{5}{12}x + \frac{1}{3}$  admet  $\ell = \frac{4}{7}$  comme unique solution (sur  $\mathbb{R}$ ).

(b) Pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}^*$ , on a :

$$\begin{aligned}v_{n+1} &= u_{n+1} - \ell \\ &= \frac{5}{12}u_n + \frac{1}{3} - \frac{4}{7} \\ &= \frac{5}{12}u_n + \frac{7-12}{21} \\ &= \frac{5}{12}u_n - \frac{5}{21} \\ &= \frac{5}{12} \left(u_n - \frac{5}{5} \frac{21}{12}\right) \\ &= \frac{5}{12} \left(u_n - \frac{5}{21} \times \frac{12}{5}\right) \\ &= \frac{5}{12} \left(u_n - \frac{12}{21}\right) \\ &= \frac{5}{12} \left(u_n - \frac{4}{7}\right) \\ &= \frac{5}{12} (u_n - \ell) \\ &= \frac{5}{12} v_n.\end{aligned}$$

Donc :

$$\boxed{\text{la suite } (v_n)_{n \geq 1} \text{ est bien géométrique, de raison } \frac{5}{12}.$$

Remarque : une façon plus élégante de mener le calcul est la suivante :

$$\begin{aligned} v_{n+1} &= u_{n+1} - \ell \\ &= \frac{5}{12}u_n + \frac{1}{3} - \left(\frac{5}{12}\ell + \frac{1}{3}\right) \quad (\text{car } \ell \text{ est solution de l'équation } x = \frac{5}{12}x + \frac{1}{3}) \\ &= \frac{5}{12}u_n - \frac{5}{12}\ell \\ &= \frac{5}{12}(u_n - \ell) \\ &= \frac{5}{12}v_n. \end{aligned}$$

(c) Comme la suite  $(v_n)_{n \geq 1}$  est géométrique de raison  $\frac{5}{12}$  (cf question précédente), on a, pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}^*$  :

$$\boxed{v_n = \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} v_1.$$

(d) Soit  $n$  un élément de  $\mathbb{N}^*$ . D'après la question précédente, on a :

$$\begin{aligned} v_n = v_1 \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} & \quad \text{d'où} \quad u_n - \ell = (u_1 - \ell) \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} \quad (\text{cf définition de } (v_n)_{n \geq 1}) \\ \text{d'où} \quad u_n - \frac{4}{7} &= \left(u_1 - \frac{4}{7}\right) \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} \\ \text{d'où} \quad u_n &= \left(u_1 - \frac{4}{7}\right) \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} + \frac{4}{7}. \end{aligned}$$

On a obtenu, pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}^*$  :

$$\boxed{u_n = \left(u_1 - \frac{4}{7}\right) \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} + \frac{4}{7}.$$

## PARTIE 2

3. (a) On a :

$$\boxed{AX_1 = \begin{pmatrix} 9 & 4 \\ 3 & 8 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 4 \\ 3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 9 \times 4 + 4 \times 3 \\ 3 \times 4 + 8 \times 3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 36 + 12 \\ 12 + 24 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 48 \\ 36 \end{pmatrix}}$$

et

$$\boxed{AX_2 = \begin{pmatrix} 9 & 4 \\ 3 & 8 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} -1 \\ 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 9 \times (-1) + 4 \times 1 \\ 3 \times (-1) + 8 \times 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -5 \\ 5 \end{pmatrix}.$$

(b) Avec le résultat de la question précédente, on obtient :

$$AX_1 = \begin{pmatrix} 48 \\ 36 \end{pmatrix} = 12 \begin{pmatrix} 4 \\ 3 \end{pmatrix} = 12X_1$$

et :

$$AX_2 = \begin{pmatrix} -5 \\ 5 \end{pmatrix} = 5 \begin{pmatrix} -1 \\ 1 \end{pmatrix} = 5X_2.$$

Comme  $X_1 \neq \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$  et  $X_2 \neq \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ , on en déduit que :

2 et 5 sont des valeurs propres de  $A$  et que  $X_1$  est un vecteur propre pour  $A$  -associé à la valeur propre 12-

et  $X_2$  est un vecteur propre pour  $A$  -associé à la valeur propre 5-

4. On a :  $P = \begin{pmatrix} 4 & -1 \\ 3 & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a & b \\ c & d \end{pmatrix}$  en posant  $a = 4$ ,  $b = -1$ ,  $c = 3$  et  $d = 1$ .

Le déterminant de la matrice  $P$  est donné par :

$$\det(P) = ad - bc = 4 \times 1 - (-1) \times 3 = 7 \neq 0$$

donc  $P$  est inversible et :

$$P^{-1} = \frac{1}{\det(P)} \begin{pmatrix} d & -b \\ -c & a \end{pmatrix} = \frac{1}{7} \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ -3 & 4 \end{pmatrix} = Q.$$

5. On a :

$$\begin{aligned} PDP^{-1} &= PDQ \quad (\text{cf question précédente}) \\ &= \begin{pmatrix} 4 & -1 \\ 3 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 12 & 0 \\ 0 & 5 \end{pmatrix} \frac{1}{7} \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ -3 & 4 \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{7} \begin{pmatrix} 4 & -1 \\ 3 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 12 & 0 \\ 0 & 5 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ -3 & 4 \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{7} \begin{pmatrix} 4 & -1 \\ 3 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 12 & 12 \\ -15 & 20 \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{7} \begin{pmatrix} 48 + 15 & 48 - 20 \\ 36 - 15 & 36 + 20 \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{7} \begin{pmatrix} 63 & 28 \\ 21 & 56 \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} 9 & 4 \\ 3 & 8 \end{pmatrix} \\ &= A. \end{aligned}$$

On a bien obtenu :

$$A = PDP^{-1}.$$

6. Notons  $P_n$  la propriété définie par :  $\langle A^n = PD^n P^{-1} \rangle$ .

Montrons par récurrence que  $P_n$  est vraie pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}$ .

**Initialisation :**

On a :

$$PD^0 P^{-1} = PIP^{-1} = PP^{-1} = I = A^0$$

donc  $P_0$  est vraie.

**Hérédité :**

Soit  $n$  un élément de  $\mathbb{N}$ . Supposons que la propriété  $P_n$  est vraie et montrons que  $P_{n+1}$  est vraie.

On a :

$$\begin{aligned} A^{n+1} &= A^n A \\ &= PD^n P^{-1} A \quad (P_n \text{ vraie}) \\ &= PD^n P^{-1} PDP^{-1} \quad (\text{cf question précédente}) \\ &= PD^n IDP^{-1} \\ &= PD^n DP^{-1} \\ &= PD^{n+1} P^{-1}. \end{aligned}$$

Donc  $P_{n+1}$  est vraie (lorsque  $P_n$  l'est).

**Conclusion :**

Pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}$ ,  $P_n$  est vraie, c'est-à-dire que :

$$\boxed{\text{pour tout } n \text{ de } \mathbb{N}, \text{ on a : } A^n = PD^n P^{-1}.}$$

7. (a) On a :

$$\begin{aligned} P^{-1}X &= \frac{1}{7} \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ -3 & 4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \quad (\text{cf question 4.}) \\ &= \frac{1}{7} \begin{pmatrix} 1 \\ -3 \end{pmatrix}. \end{aligned}$$

On a obtenu :

$$\boxed{P^{-1}X = \frac{1}{7} \begin{pmatrix} 1 \\ -3 \end{pmatrix}.}$$

(b) Soit  $n$  un élément de  $\mathbb{N}$ . On a :

$$\begin{aligned} A^n X &= PD^n P^{-1}X \quad (\text{cf question 6.}) \\ &= PD^n \frac{1}{7} \begin{pmatrix} 1 \\ -3 \end{pmatrix} \quad (\text{d'après la question précédente}) \\ &= \frac{1}{7} \begin{pmatrix} 4 & -1 \\ 3 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 12^n & 0 \\ 0 & 5^n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ -3 \end{pmatrix} \quad (\text{car } D \text{ est diagonale}) \\ &= \frac{1}{7} \begin{pmatrix} 4 & -1 \\ 3 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 12^n \\ -3 \cdot 5^n \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{7} \begin{pmatrix} 4 \cdot 12^n + 3 \cdot 5^n \\ 3 \cdot 12^n - 3 \cdot 5^n \end{pmatrix}. \end{aligned}$$

On a obtenu, pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}$  :

$$\boxed{A^n X = \frac{1}{7} \begin{pmatrix} 4 \cdot 12^n + 3 \cdot 5^n \\ 3 \cdot 12^n - 3 \cdot 5^n \end{pmatrix}.}$$

### PARTIE 3

8. • Comme on suppose que le jour 1 il fait beau, il est impossible qu'il pleuve le jour 1. D'où :

$$\boxed{b_1 = P(B_1) = 0.}$$

• Le jour 1, il fait beau (cf hypothèse). La probabilité qu'il fasse beau le lendemain est donc égale à  $\frac{3}{4}$  et celle qu'il pleuve le lendemain est égale à  $1 - \frac{3}{4} = \frac{1}{4}$ ; c'est-à-dire que l'on a :

$$\boxed{a_2 = P(A_2) = \frac{3}{4} \text{ et } b_2 = P(B_2) = \frac{1}{4}.}$$

9. (a) Il est clair que la famille  $(A_n, B_n)$  est un système complet d'événements. Avec la formule des probabilités totales, on en déduit :

$$\begin{aligned} P(A_{n+1}) &= P(A_n) \times P_{A_n}(A_{n+1}) + P(B_n) \times P_{B_n}(A_{n+1}) \\ &= P(A_n) \times \frac{3}{4} + P(B_n) \times \frac{1}{3} \quad (*). \end{aligned}$$

Détail de (\*) : sachant qu'il fait beau le jour  $n$ , la probabilité qu'il fasse beau le lendemain est  $\frac{3}{4}$ , d'où :  $P_{A_n}(A_{n+1}) = \frac{3}{4}$ .

Sachant qu'il pleut le jour  $n$ , la probabilité qu'il fasse beau le lendemain est  $\frac{1}{3}$ , d'où :  $P_{B_n}(A_{n+1}) = \frac{1}{3}$ .

On obtient aussi avec la formule des probabilités totales et le même système complet d'événements :

$$\begin{aligned} P(B_{n+1}) &= P(A_n) \times P_{A_n}(B_{n+1}) + P(B_n) \times P_{B_n}(B_{n+1}) \\ &= P(A_n) \times \frac{1}{4} + P(B_n) \times \frac{2}{3} \quad (**). \end{aligned}$$

Détail de (\*\*): sachant qu'il fait beau le jour  $n$ , la probabilité qu'il pleuve le lendemain est  $1 - \frac{3}{4} = \frac{1}{4}$ , d'où :  $P_{A_n}(B_{n+1}) = \frac{1}{4}$ .

Sachant qu'il pleut le jour  $n$ , la probabilité qu'il pleuve le lendemain est  $1 - \frac{1}{3} = \frac{2}{3}$ , d'où :  $P_{B_n}(B_{n+1}) = \frac{2}{3}$ .

On a bien obtenu :

$$P(A_{n+1}) = \frac{3}{4}P(A_n) + \frac{1}{3}P(B_n) \text{ et } P(B_{n+1}) = \frac{1}{4}P(A_n) + \frac{2}{3}P(B_n).$$

*Remarque* : en toute rigueur, on devrait traiter le cas  $n = 1$  à part pour ne pas être amené à conditionner par un événement de probabilité nulle. Ce cas est facile à vérifier avec la question précédente :

$$\frac{3}{4}P(A_1) + \frac{1}{3}P(B_1) = \frac{3}{4} \times 1 + \frac{1}{3} \times 0 = \frac{3}{4} = P(A_2) \text{ et } \frac{1}{4}P(A_1) + \frac{2}{3}P(B_1) = \frac{1}{4} \times 1 + \frac{2}{3} \times 0 = \frac{1}{4} = P(B_2).$$

(b) On a :

$$\begin{aligned} M \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \end{pmatrix} &= \frac{1}{12} A \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{12} \begin{pmatrix} 9 & 4 \\ 3 & 8 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{12} \begin{pmatrix} 9a_n + 4b_n \\ 3a_n + 8b_n \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \frac{9}{12}a_n + \frac{4}{12}b_n \\ \frac{3}{12}a_n + \frac{8}{12}b_n \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \frac{3}{4}a_n + \frac{1}{3}b_n \\ \frac{1}{4}a_n + \frac{2}{3}b_n \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} a_{n+1} \\ b_{n+1} \end{pmatrix} \quad (\text{d'après la question précédente -et les définitions de } (a_n)_{n \geq 1} \text{ et } (b_n)_{n \geq 1}). \end{aligned}$$

On a bien obtenu :

$$\begin{pmatrix} a_{n+1} \\ b_{n+1} \end{pmatrix} = M \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \end{pmatrix}.$$

(c) Comme la famille  $(A_n, B_n)$  est un système complet d'événements, on a :  $P(A_n) + P(B_n) = 1$  ce qui se réécrit :

$$a_n + b_n = 1.$$

10. (a) Notons  $P_n$  la propriété définie par :  $\ll \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \end{pmatrix} = M^{n-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \gg$ .

Montrons par récurrence que  $P_n$  est vraie pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}^*$ .

**Initialisation :**

On a :

$$M^{1-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} = I \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 \\ b_1 \end{pmatrix}$$

donc  $P_1$  est vraie.

**Hérédité :**

Soit  $n$  un élément de  $\mathbb{N}^*$ . Supposons que la propriété  $P_n$  est vraie et montrons que  $P_{n+1}$  est vraie.

On a :

$$\begin{aligned} M^n \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} &= MM^{n-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \\ &= M \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \end{pmatrix} \quad (P_n \text{ vraie}) \\ &= \begin{pmatrix} a_{n+1} \\ b_{n+1} \end{pmatrix} \quad (\text{cf question 9.(b)}). \end{aligned}$$

Donc  $P_{n+1}$  est vraie.

**Conclusion :**

Pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}^*$ ,  $P_n$  est vraie, c'est-à-dire que :

pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}^*$ , on a :  $\begin{pmatrix} a_n \\ b_n \end{pmatrix} = M^{n-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}$ .

- (b) Soit  $n$  un élément de  $\mathbb{N}^*$ . On a :

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \end{pmatrix} &= M^{n-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \quad (\text{cf question précédente}) \\ &= \left(\frac{1}{12}A\right)^{n-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \\ &= \left(\frac{1}{12}\right)^{n-1} A^{n-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{12^{n-1}} \frac{1}{7} \begin{pmatrix} 4 \cdot 12^{n-1} + 3 \cdot 5^{n-1} \\ 3 \cdot 12^{n-1} - 3 \cdot 5^{n-1} \end{pmatrix} \quad (\text{d'après la question 7.(b)}) \\ &= \frac{1}{7} \begin{pmatrix} 4 \cdot \frac{12^{n-1}}{12^{n-1}} + 3 \cdot \frac{5^{n-1}}{12^{n-1}} \\ 3 \cdot \frac{12^{n-1}}{12^{n-1}} - 3 \cdot \frac{5^{n-1}}{12^{n-1}} \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{7} \begin{pmatrix} 4 + 3 \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} \\ 3 - 3 \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \frac{4}{7} + \frac{3}{7} \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} \\ \frac{3}{7} - \frac{3}{7} \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} \end{pmatrix}. \end{aligned}$$

On a donc :

$$a_n = \frac{4}{7} + \frac{3}{7} \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} \quad \text{et} \quad b_n = \frac{3}{7} - \frac{3}{7} \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1}.$$

11. (a) Soit  $n$  un élément de  $\mathbb{N}^*$ . On a :

$$\begin{aligned}
 a_{n+1} &= \frac{3}{4}a_n + \frac{1}{3}b_n \quad (\text{d'après la question 9.(a)}) \\
 &= \frac{3}{4}a_n + \frac{1}{3}(1 - a_n) \quad (\text{d'après la question 9.(c)}) \\
 &= \frac{3}{4}a_n + \frac{1}{3} - \frac{1}{3}a_n \\
 &= \left(\frac{3}{4} - \frac{1}{3}\right)a_n + \frac{1}{3} \\
 &= \frac{5}{12}a_n + \frac{1}{3}.
 \end{aligned}$$

On a bien obtenu, pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}^*$  :

$$a_{n+1} = \frac{5}{12}a_n + \frac{1}{3}.$$

(b) La suite  $(a_n)_{n \geq 1}$  vérifie :

$$a_1 = 1 \quad \text{et} \quad \forall n \in \mathbb{N}^*, \quad a_{n+1} = \frac{5}{12}a_n + \frac{1}{3}.$$

Donc, avec  $u_1 = 1$ , les suites  $(u_n)_{n \geq 1}$  et  $(a_n)_{n \geq 1}$  coïncident (\*). Avec la question 2.(d), on en déduit que l'on a, pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}^*$  :

$$a_n = \left(1 - \frac{4}{7}\right) \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} + \frac{4}{7} = \frac{3}{7} \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} + \frac{4}{7}.$$

*Remarque* : on retrouve bien le résultat de la question 10.(b).

(c) Soit  $n$  un élément de  $\mathbb{N}^*$ . On a :

$$\begin{aligned}
 b_n &= 1 - a_n \quad (\text{d'après la question 9.(c)}) \\
 &= 1 - \left(\frac{3}{7} \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} + \frac{4}{7}\right) \quad (\text{d'après la question précédente}) \\
 &= 1 - \frac{3}{7} \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} - \frac{4}{7} \\
 &= \frac{7}{7} - \frac{4}{7} - \frac{3}{7} \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} \\
 &= \frac{3}{7} - \frac{3}{7} \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1}.
 \end{aligned}$$

On a obtenu, pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}^*$  :

$$b_n = \frac{3}{7} - \frac{3}{7} \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1}.$$

*Remarque* : on retrouve bien le résultat de la question 10.(b).

12. Comme  $-1 < \frac{5}{12} < 1$ , on a :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} = 0.$$

On en déduit (cf question 10.(b)) :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} a_n = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{3}{7} \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} + \frac{4}{7} = \frac{4}{7} \quad \text{et} \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} b_n = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{3}{7} - \frac{3}{7} \left(\frac{5}{12}\right)^{n-1} = \frac{3}{7}.$$

13. (a) La probabilité qu'il fasse beau durant les 9 premiers jours et qu'il pleuve le dernier jour est :

$$P(A_1 \cap A_2 \cap A_3 \cap A_4 \cap A_5 \cap A_6 \cap A_7 \cap A_8 \cap A_9 \cap B_{10}).$$

Or :

$$\begin{aligned} & P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_9 \cap B_{10}) \\ = & P(A_1) \times P_{A_1}(A_2) \times P_{A_1 \cap A_2}(A_3) \times \dots \times P_{A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_8}(A_9) \times P_{A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_9}(B_{10}) \\ = & 1 \times \underbrace{\frac{3}{4} \times \frac{3}{4} \times \dots \times \frac{3}{4}}_{8 \text{ termes}} \times \frac{1}{4} \quad (*) \\ = & \left(\frac{3}{4}\right)^8 \times \frac{1}{4}. \end{aligned}$$

Détail de (\*) : cf les «règles qui régissent la météo» de la destination.

Donc :

la probabilité qu'il fasse beau durant les 9 premiers jours et qu'il pleuve le dernier jour est égale à  $\frac{1}{4} \left(\frac{3}{4}\right)^8$ .

(b) La probabilité que le voyageur reparte sous la pluie est égale à :

$$P(B_{10}) = b_{10}.$$

Avec la question 10.(b), on obtient donc que :

la probabilité que le voyageur reparte sous la pluie est égale à :  $\frac{3}{7} - \frac{3}{7} \left(\frac{5}{12}\right)^9$ .

## EXERCICE 2

### PARTIE 1

1. Pour tout  $x$  de  $\mathbb{R}$ , on a :  $1 + \underbrace{e^x}_{>0} > 1 > 0$ . Comme la fonction  $\ln$  est définie sur  $]0, +\infty[$ , pour tout  $x$  de  $\mathbb{R}$ ,  $\ln(1 + e^x)$  bien défini.

Par conséquent :

$f$  est bien définie sur  $\mathbb{R}$ .

2. • Notons  $u$  la fonction définie, pour tout  $x$  de  $\mathbb{R}$ , par :  $u(x) = 1 + e^x$ . On a alors, pour tout  $x$  de  $\mathbb{R}$  :

$$f(x) = \ln(u(x))$$

d'où, pour tout  $x$  de  $\mathbb{R}$  :

$$f'(x) = \frac{u'(x)}{u(x)} = \frac{e^x}{1 + e^x}.$$

- D'après le point précédent, on a, pour tout  $x$  de  $\mathbb{R}$  :

$$f'(x) = \frac{\overbrace{e^x}^{>0}}{\underbrace{1 + e^x}_{>1}} > 0.$$

Par conséquent :

la fonction  $f$  est strictement croissante sur  $\mathbb{R}$ .

3. • On a :  $\lim_{x \rightarrow -\infty} 1 + e^x = 1$ . Or,  $\lim_{z \rightarrow 1} \ln(z) = \ln(1) = 0$ , d'où, par composition :

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} f(x) = \lim_{x \rightarrow -\infty} \ln(1 + e^x) = 0.$$

- D'après le point précédent :

la courbe  $\mathcal{C}_f$  admet une asymptote au voisinage de  $-\infty$  : la droite d'équation  $y = 0$ .

4. (a) On a :  $\lim_{x \rightarrow +\infty} 1 + e^x = +\infty$ . Or,  $\lim_{z \rightarrow +\infty} \ln(z) = +\infty$ , d'où, par composition :

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} f(x) = \lim_{x \rightarrow +\infty} \ln(1 + e^x) = +\infty.$$

- (b) Pour tout  $x$  de  $\mathbb{R}$ , on a :

$$\begin{aligned} x + \ln(1 + e^{-x}) &= \ln(e^x) + \ln(1 + e^{-x}) \\ &= \ln(e^x(1 + e^{-x})) \\ &= \ln(e^x + e^0) \\ &= \ln(e^x + 1) \\ &= f(x). \end{aligned}$$

On a bien obtenu, pour tout  $x$  de  $\mathbb{R}$  :

$$f(x) = x + \ln(1 + e^{-x}).$$

(c) Avec la question précédente, on obtient, pour tout  $x$  de  $\mathbb{R}$  :

$$f(x) - x = x + \ln(1 + e^{-x}) - x = \ln(1 + e^{-x}).$$

Or, par composition (et somme) :  $\lim_{x \rightarrow +\infty} 1 + e^{-x} = 1$ , d'où, à nouveau par composition :

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} \ln(1 + e^{-x}) = 0$$

ce qui se réécrit :

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} f(x) - x = 0.$$

Par conséquent :

la droite  $(D)$  d'équation  $y = x$  est bien asymptote à la courbe  $\mathcal{C}_f$  au voisinage de  $+\infty$ .

(d) On a déjà vu dans la question précédente que, pour tout  $x$  de  $\mathbb{R}$ , on a :

$$f(x) - x = \ln(1 + e^{-x}).$$

Or, pour tout  $x$  de  $\mathbb{R}$ ,  $1 + \underbrace{e^{-x}}_{>0} > 1$ , d'où, pour tout  $x$  de  $\mathbb{R}$ , par stricte croissance de la fonction  $\ln$  sur  $]1, +\infty[$  :

$$\underbrace{\ln(1 + e^{-x})}_{=f(x)-x} > \ln(1) = 0.$$

Donc :

la courbe  $\mathcal{C}_f$  est au dessus de la droite  $(D)$  sur  $\mathbb{R}$ .

5. Une équation de la tangente  $(T_0)$  à  $\mathcal{C}_f$  en son point d'abscisse 0 est :

$$y = f'(0)(x - 0) + f(0).$$

Or :

$$f(0) = \ln(1 + e^0) = \ln(2) \quad \text{et} \quad f'(0) = \frac{e^0}{1 + e^0} = \frac{1}{2}$$

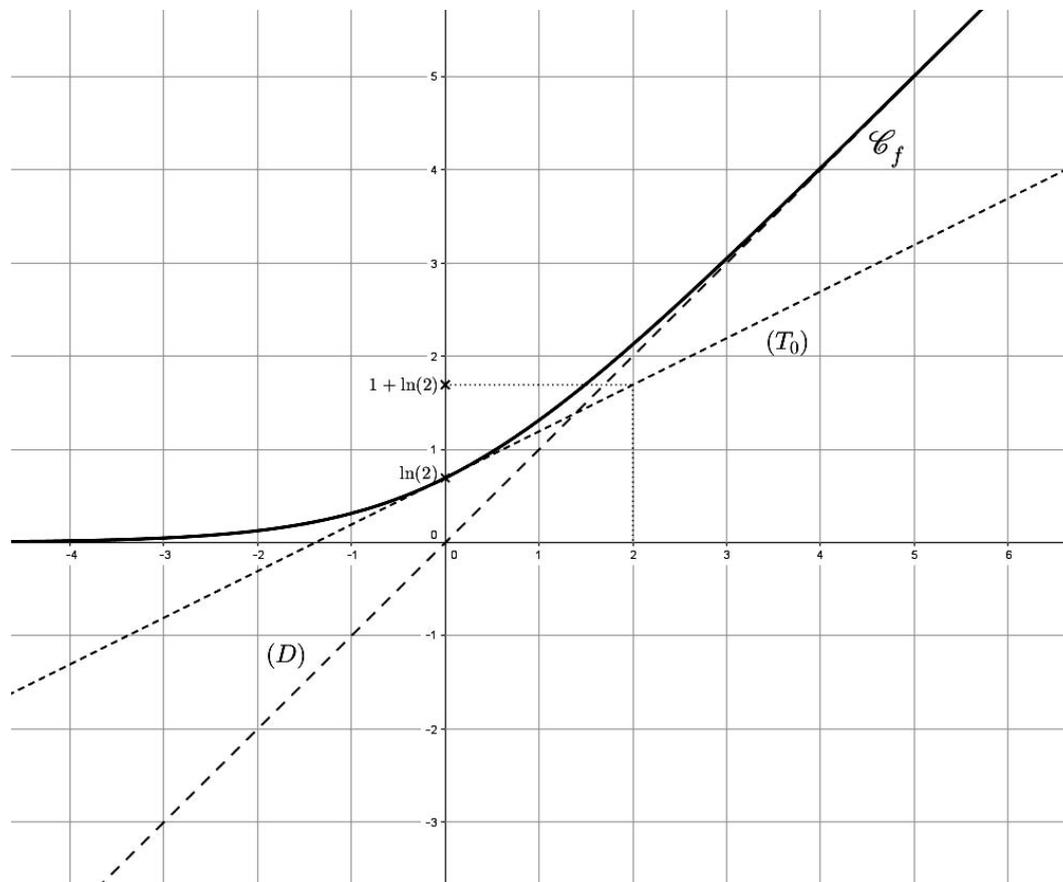
donc :

une équation de  $(T_0)$  est :  $y = \frac{1}{2}x + \ln(2)$ .

6. (a) D'après ce qui précède, le tableau de variations de  $f$  est le suivant :

$x$	$-\infty$	$0$	$+\infty$
$f(x)$	$\nearrow$ $\ln(2)$ $\nearrow$		
	$0$		$+\infty$

(b) Les allures de la courbe  $\mathcal{C}_f$  et des droites  $(D)$  et  $(T_0)$  sont les suivantes :



*Remarque* : dans cette question, il convient de tenir compte :

- du fait que  $f$  est strictement croissante sur  $\mathbb{R}$ ,
- des limites de  $f$  en  $+\infty$  et  $-\infty$ ,
- de la valeur de  $f(0)$ ,
- du fait que la droite d'équation  $y = x$  est asymptote à  $\mathcal{C}_f$  au voisinage de  $+\infty$  et que  $\mathcal{C}_f$  est au-dessus de cette droite sur  $\mathbb{R}$ .

## PARTIE 2

7. (a) Soit  $n$  un élément de  $\mathbb{N}$ . Soit  $x$  un élément de  $[0, 1]$ . On a :

$$n + 1 \geq n \quad \text{d'où} \quad (n + 1)x \geq nx \quad (x \geq 0)$$

$$\text{d'où} \quad -(n + 1)x \leq -nx$$

$$\text{d'où} \quad e^{-(n+1)x} \leq e^{-nx} \quad (\text{par croissance de } x \mapsto e^x \text{ sur } \mathbb{R})$$

$$\text{d'où} \quad 1 + e^{-(n+1)x} \leq 1 + e^{-nx}$$

$$\text{d'où} \quad \ln(1 + e^{-(n+1)x}) \leq \ln(1 + e^{-nx}) \quad (\text{par croissance de } x \mapsto \ln(x) \text{ sur } [1, +\infty[)$$

$$\text{d'où} \quad g_{n+1}(x) \leq g_n(x).$$

On a bien obtenu, pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}$  et tout  $x$  de  $[0, 1]$  :

$$\boxed{g_{n+1}(x) \leq g_n(x).}$$

(b) Soit  $n$  un élément de  $\mathbb{N}$ . D'après la question précédente, on a, pour tout  $x$  de  $[0, 1]$  :

$$g_{n+1}(x) \leq g_n(x).$$

On en déduit (par croissance de l'intégrale avec des bornes triées dans l'ordre croissant) :

$$\int_0^1 g_{n+1}(x) dx \leq \int_0^1 g_n(x) dx \text{ ce qui se réécrit :}$$

$$I_{n+1} \leq I_n.$$

Donc :

la suite  $(I_n)_{n \geq 0}$  est bien décroissante.

(c) Soit  $n$  un élément de  $\mathbb{N}$ . Pour tout  $x$  de  $[0, 1]$ , on a :  $1 + e^{-nx} > 1$ . Avec la stricte croissance de la fonction  $x \mapsto \ln(x)$  sur  $[1, +\infty[$ , on en déduit que, pour tout  $x$  de  $[0, 1]$ , on a :

$$\ln(1 + e^{-nx}) > \ln(1) = 0.$$

Par conséquent :

$$I_n = \int_0^1 \ln(1 + e^{-nx}) dx \geq 0.$$

La suite  $(I_n)_{n \geq 0}$  est donc minorée (par 0). Comme elle est de plus décroissante (cf question précédente), on peut conclure que :

la suite  $(I_n)_{n \geq 0}$  est convergente.

8. (a) Soit  $n$  un élément de  $\mathbb{N}$ . On a :

$$\begin{aligned} I_n &= \int_0^1 1 \times \ln(1 + e^{-nx}) dx \\ &= [x \times \ln(1 + e^{-nx})]_0^1 - \int_0^1 x \frac{-n e^{-nx}}{1 + e^{-nx}} dx \quad (*) \\ &= \ln(1 + e^{-n}) - 0 + n \int_0^1 x \frac{e^{-nx}}{1 + e^{-nx}} dx \quad (\text{par linéarité de l'intégrale}) \\ &= \ln(1 + e^{-n}) + n \int_0^1 \frac{x e^{-nx}}{1 + e^{-nx}} dx \end{aligned}$$

Détail de (\*) : par intégration par parties, les fonctions  $x \mapsto x$  et  $x \mapsto \ln(1 + e^{-nx})$  étant dérivables et de dérivées continues sur  $[0, 1]$ .

On a bien, pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}$  :

$$I_n = \ln(1 + e^{-n}) + n \int_0^1 \frac{x e^{-nx}}{1 + e^{-nx}} dx.$$

(b) Soit  $n$  un élément de  $\mathbb{N}$ . On a :

$$\begin{aligned} \forall x \in [0, 1], 1 + e^{-nx} \geq 1 &\quad \text{d'où} \quad \forall x \in [0, 1], \frac{1}{1 + e^{-nx}} \leq 1 \quad (\text{par décroissance de } x \mapsto \frac{1}{x} \text{ sur } [1, +\infty[) \\ \text{d'où} \quad \forall x \in [0, 1], \frac{x e^{-nx}}{1 + e^{-nx}} &\leq x e^{-nx} \quad (\forall x \in [0, 1], x e^{-nx} \geq 0) \\ \text{d'où} \quad \int_0^1 \frac{x e^{-nx}}{1 + e^{-nx}} dx &\leq \int_0^1 x e^{-nx} dx \end{aligned}$$

$$\text{d'où } n \int_0^1 \frac{x e^{-nx}}{1 + e^{-nx}} dx \leq n \int_0^1 x e^{-nx} dx \quad (n \geq 0)$$

$$\text{d'où } \ln(1 + e^{-n}) + n \int_0^1 \frac{x e^{-nx}}{1 + e^{-nx}} dx \leq \ln(1 + e^{-n}) + n \int_0^1 x e^{-nx} dx$$

$$\text{d'où } I_n \leq \ln(1 + e^{-n}) + n \int_0^1 x e^{-nx} dx \quad (\text{cf question précédente}).$$

Avec ce que l'on a vu dans la question 7.(c), on peut en effet conclure que, l'on a, pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}$  :

$$0 \leq I_n \leq \ln(1 + e^{-n}) + n \int_0^1 x e^{-nx} dx.$$

(c) Soit  $n$  un élément de  $\mathbb{N}^*$ . On a :

$$\begin{aligned} \int_0^1 x e^{-nx} dx &= \left[ x \times \left( \frac{-e^{-nx}}{n} \right) \right]_0^1 - \int_0^1 1 \times \left( \frac{-e^{-nx}}{n} \right) dx \quad (*) \\ &= \frac{-e^{-n}}{n} - 0 + \frac{1}{n} \int_0^1 e^{-nx} dx \quad (\text{par linéarité de l'intégrale}) \\ &= \frac{-e^{-n}}{n} + \frac{1}{n} \left[ \frac{-e^{-nx}}{n} \right]_0^1 \\ &= \frac{-e^{-n}}{n} + \frac{1}{n} \left( \frac{-e^{-n}}{n} - \left( \frac{-1}{n} \right) \right) \\ &= \frac{-e^{-n}}{n} - \frac{e^{-n}}{n^2} + \frac{1}{n^2} \\ &= \frac{-e^{-n}}{n} + \frac{-e^{-n} + 1}{n^2}. \end{aligned}$$

Détail de (\*) : par intégration par parties, les fonctions  $x \mapsto x$  et  $x \mapsto \frac{-e^{-nx}}{n}$  étant dérivables et de dérivées continues sur  $[0, 1]$ .

On a en effet, pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}^*$  :

$$\int_0^1 x e^{-nx} dx = \frac{-e^{-n}}{n} + \frac{1 - e^{-n}}{n^2}.$$

(d) D'après les deux questions précédentes, on a, pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}^*$  :

$$0 \leq I_n \leq \ln(1 + e^{-n}) + n \left( \frac{-e^{-n}}{n} + \frac{1 - e^{-n}}{n^2} \right)$$

c'est-à-dire :

$$0 \leq I_n \leq \ln(1 + e^{-n}) - e^{-n} + \frac{1 - e^{-n}}{n}.$$

On montre comme plus haut que l'on a :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \ln(1 + e^{-n}) = 0.$$

De plus, comme  $\lim_{n \rightarrow +\infty} e^{-n} = 0$  (par composition), on a :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} -e^{-n} + \frac{1 - e^{-n}}{n} = 0.$$

Par conséquent (par somme) :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \ln(1 + e^{-n}) - e^{-n} + \frac{1 - e^{-n}}{n} = 0.$$

Le théorème d'encadrement permet donc de conclure que :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} I_n = 0.$$

9. (a) La fonction suivante convient :

```
import numpy as np

def gn(n, x):
    return np.log(1+np.exp(-n*x))
```

(b) Vu la figure obtenue, on peut conjecturer que :

la suite  $(nI_n)_{n \geq 1}$  converge.

*Remarque* : de plus, vu le code fourni, il semble que la limite de la suite  $(nI_n)_{n \geq 1}$  soit  $\frac{\pi^2}{12}$ .

### EXERCICE 3

1. • Pour tout  $x$  de  $] -\infty, s[$ ,  $f(x) = 0 \geq 0$  et, pour tout  $x$  de  $[s, +\infty[$ ,  $f(x) = \frac{\overbrace{2s^2}^{>0}}{\underbrace{x^3}_{\geq s^3 > 0}} \geq 0$ .

Donc, pour tout  $x$  de  $\mathbb{R}$ ,  $f(x)$  est positif.

- La fonction  $f$  est continue sur  $\mathbb{R}$  éventuellement privé de  $s$  (car constante sur  $] -\infty, s[$  et un quotient de polynômes -dont le dénominateur ne s'annule pas- sur  $]s, +\infty[$ ).
- Comme  $f$  est nulle sur  $] -\infty, s[$ , l'intégrale  $\int_{-\infty}^s f(x) dx$  converge et on a :  $\int_{-\infty}^s f(x) dx = 0$ .

Pour tout réel  $A$  de  $[s, +\infty[$  :

$$\int_s^A f(x) dx = \int_s^A \frac{2s^2}{x^3} dx = s^2 \int_s^A \frac{2}{x^3} dx = s^2 \left[ \frac{-1}{x^2} \right]_s^A = s^2 \left( \frac{-1}{A^2} - \left( \frac{-1}{s^2} \right) \right) = s^2 \left( \frac{-1}{A^2} + \frac{1}{s^2} \right) = \frac{-s^2}{A^2} + 1$$

et comme :  $\lim_{A \rightarrow +\infty} \frac{-s^2}{A^2} + 1 = 1$ , on obtient que l'intégrale  $\int_s^{+\infty} f(x) dx$  converge et que

l'on a :  $\int_s^{+\infty} f(x) dx = 1$ .

Par conséquent, l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx$  converge et on a :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \int_{-\infty}^s f(x) dx + \int_s^{+\infty} f(x) dx = 0 + 1 = 1.$$

Finalement:

$f$  est bien une densité de probabilité.

2. Soit  $x$  un réel. Déterminons  $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$ .

- Cas  $x < s$ . On a alors :

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{-\infty}^x 0 dt = 0.$$

- Cas  $s \leq x$ . On a alors :

$$\begin{aligned} F(x) &= \int_{-\infty}^x f(t) dt \\ &= \int_{-\infty}^s 0 dt + \int_s^x \frac{2s^2}{t^3} dt \\ &= 0 + s^2 \int_s^x \frac{2}{t^3} dt \\ &= s^2 \left[ \frac{-1}{t^2} \right]_s^x \\ &= s^2 \left( \frac{-1}{x^2} - \left( \frac{-1}{s^2} \right) \right) \\ &= \frac{-s^2}{x^2} + 1 \\ &= - \left( \frac{s}{x} \right)^2 + 1. \end{aligned}$$

On a donc bien, pour tout  $x$  de  $\mathbb{R}$  :

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \in ]-\infty, s[ \\ 1 - \left(\frac{s}{x}\right)^2 & \text{si } x \in [s, +\infty[ \end{cases}.$$

3. Pour tout  $x$  de  $]s, +\infty[$ , on a :

$$F'(x) = 0 - 2 \times \left(\frac{-s}{x^2}\right) \times \left(\frac{s}{x}\right)^1 = \frac{2s^2}{x^3}.$$

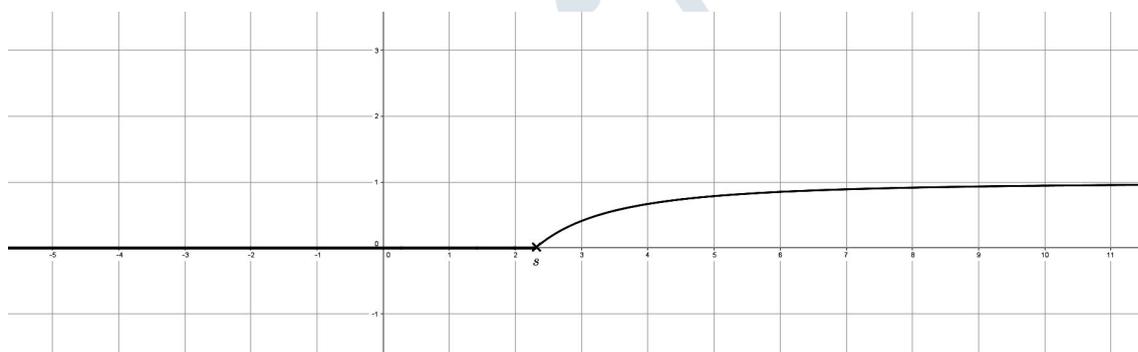
Comme  $F$  est continue en  $s$  ( $F$  est continue sur  $\mathbb{R}$  en tant que fonction de répartition d'une variable aléatoire à densité), on en déduit le tableau de variations suivant :

$x$	$s$	$+\infty$
$F'(x)$	+	
$F(x)$	0	1

Détails :  $F(s) = 1 - \left(\frac{s}{s}\right)^2 = 1 - 1^2 = 0$  et  $\lim_{x \rightarrow +\infty} \frac{s}{x} = 0$  donc :

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = \lim_{x \rightarrow +\infty} 1 - \left(\frac{s}{x}\right)^2 = 1.$$

La courbe représentative de  $F$  (sur  $\mathbb{R}$ ) est la suivante :



*Remarques :*

- Une autre démarche pour obtenir la dérivée de  $F$  sur  $]s, +\infty[$  consiste à constater que  $f$  est continue sur  $]s, +\infty[$  ce qui permet d'affirmer que  $F$  est dérivable sur  $]s, +\infty[$  et que, pour tout  $x$  de cet ensemble, on a :  $F'(x) = f(x)$ .
- La fonction  $F$  est dérivable sur  $]s, +\infty[$  car la fonction  $x \mapsto \left(\frac{s}{x}\right)^2$  est dérivable sur  $]s, +\infty[$  en tant que quotient de fonctions polynomiales (le dénominateur ne s'annulant pas sur  $]s, +\infty[$ ). En revanche, la fonction  $F$  n'est pas dérivable en  $s$ , c'est la raison pour laquelle on a considéré  $x$  appartenant à  $]s, +\infty[$  et pas à  $[s, +\infty[$  lors du calcul de la dérivée de  $F$  ( $F$  est néanmoins dérivable à droite de  $s$  et l'égalité  $F'(x) = \frac{2s^2}{x^3}$  est valable pour tout  $x$  de  $[s, +\infty[$  en assimilant dérivée et dérivée à droite dans le cas particulier  $x = s$ , ce qui est peut-être toléré vu la question posée).

4. (a) On a vu dans la question précédente que  $F$  est continue et strictement croissante sur  $[s, +\infty[$ . Avec le théorème de la bijection, on en déduit que :

$$F \text{ réalise une bijection de } [s, +\infty[ \text{ sur } \left[ F(s), \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) \right[ = [0, 1[.$$

- (b) Soit  $y$  un élément de  $[0, 1[$ . On a :

$$\begin{aligned} 0 \leq y < 1 & \quad \text{d'où} \quad 0 \geq -y > -1 \\ & \quad \text{d'où} \quad 1 \geq 1 - y > 0 \\ & \quad \text{d'où} \quad 1 \leq \frac{1}{1 - y} \quad (\text{par décroissance de } x \mapsto \frac{1}{x} \text{ sur } ]0, +\infty[) \\ & \quad \text{d'où} \quad \sqrt{1} \leq \sqrt{\frac{1}{1 - y}} \quad (\text{par croissance de } x \mapsto \sqrt{x} \text{ sur } [1, +\infty[) \\ & \quad \text{d'où} \quad 1 \leq \sqrt{\frac{1}{1 - y}} \\ & \quad \text{d'où} \quad s \leq s \sqrt{\frac{1}{1 - y}} \quad (s > 0) \\ & \quad \text{d'où} \quad s \leq G(y). \end{aligned}$$

On a donc bien, pour tout  $y$  de  $[0, 1[$  :

$$G(y) \in [s, +\infty[.$$

- (c) Soit  $y$  un élément de  $[0, 1[$ . On a :

$$F(G(y)) = F\left(s \sqrt{\frac{1}{1 - y}}\right) \stackrel{(*)}{=} 1 - \left(\frac{s}{s \sqrt{\frac{1}{1 - y}}}\right)^2 = 1 - \left(\frac{1}{\sqrt{\frac{1}{1 - y}}}\right)^2 = 1 - \frac{1}{\frac{1}{1 - y}} = 1 - \frac{1 - y}{1} = 1 - 1 + y = y.$$

Détail de (\*) : d'après la question précédente,  $s \sqrt{\frac{1}{1 - y}} \geq s$  et d'après la question 2., pour tout  $z$  de  $[s, +\infty[$ ,  $F(z) = 1 - \left(\frac{s}{z}\right)^2$ .

On a bien obtenu, pour tout  $y$  de  $[0, 1[$  :

$$F(G(y)) = y.$$

5. (a) La fonction de répartition d'une variable aléatoire qui suit une loi uniforme sur  $[0, 1[$  est la fonction  $F_U$  définie pour tout  $x$  de  $\mathbb{R}$  par :

$$F_U(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ \frac{x - 0}{1 - 0} & \text{si } 0 \leq x < 1 \\ 1 & \text{si } 1 \leq x \end{cases} = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ x & \text{si } 0 \leq x < 1 \\ 1 & \text{si } 1 \leq x \end{cases}.$$

- (b) • Soit  $x$  un élément de  $[s, +\infty[$ . On a :

$$\begin{aligned} P(V \leq x) &= P(G(U) \leq x) \\ &= P(F(G(U)) \leq F(x)) \quad (*) \\ &= P(U \leq F(x)) \quad (**) \\ &= F_U(F(x)) \\ &= F(x) \quad (\text{car } 0 \leq F(x) < 1 \text{ -cf question 3.}) \end{aligned}$$

Détail de (\*) : justifions que les événements  $[G(U) \leq x]$  et  $[F(G(U)) \leq F(x)]$  sont égaux. Si l'événement  $[G(U) \leq x]$  est réalisé, alors on a :  $G(U) \leq x$  et, par croissance de  $F$ ,  $F(G(U)) \leq F(x)$  donc l'événement  $[F(G(U)) \leq F(x)]$  est réalisé.

Supposons que l'événement  $[F(G(U)) \leq F(x)]$  est réalisé et montrons que l'événement  $[G(U) \leq x]$  l'est. S'il ne l'était pas, on aurait  $G(U) > x$  et, par stricte croissance de  $F$  sur  $[s, +\infty[$ , on aurait  $F(G(U)) > F(x)$  ce qui est exclu.

Détail de (\*\*): d'après la question 4.(c), qui s'applique car  $U$  suit une loi uniforme sur  $[0, 1[$  ce qui permet de supposer que  $U$  est à valeurs dans  $[0, 1[$  (une densité de  $U$  est la

$$\text{fonction } x \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 1 & \text{si } 0 \leq x < 1 \\ 0 & \text{si } 1 \leq x \end{cases} \text{ qui est nulle en dehors de } [0, 1[.$$

On a bien obtenu, pour tout  $x$  de  $[s, +\infty[$  :

$$\boxed{P(V \leq x) = P(U \leq F(x)) = F(x).}$$

- Soit  $x$  un élément de  $] -\infty, s[$ . D'après la question 4.(b) (qui s'applique car on peut supposer que  $U$  est à valeurs dans  $[0, 1[$ ),  $G(U)$  est à valeurs dans  $[s, +\infty[$ , d'où :

$$P(V \leq x) = P(G(U) \leq x) = P(\emptyset) = 0.$$

On a bien obtenu, pour tout  $x$  de  $] -\infty, s[$  :

$$\boxed{P(V \leq x) = 0.}$$

- (c) Notons  $F_V$  la fonction de répartition de  $V$ . D'après la question précédente, on a, pour tout  $x$  de  $\mathbb{R}$  :

$$F_V(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < s \\ F(x) & \text{si } s \leq x \end{cases} \stackrel{(\text{cf } 2.)}{=} \begin{cases} F(x) & \text{si } x < s \\ F(x) & \text{si } s \leq x \end{cases} = F(x).$$

Par conséquent,  $V$  et  $S$  ont la même fonction de répartition, ce qui permet de conclure que :

$$\boxed{V \text{ est une variable aléatoire de même loi que } S.}$$

6. On peut compléter la fonction  $S$  de la façon suivante :

```
import numpy.random as rd

def S(s):
    U = rd.random()
    S = s*np.sqrt(1/(1-U))
    return S
```

Détail : on utilise la question précédente qui permet d'affirmer que si  $U$  suit la loi uniforme sur  $[0, 1[$ , alors  $G(U) \left( = s\sqrt{\frac{1}{1-U}} \right)$  a la même loi que  $S$ .

7. La variable aléatoire  $S$  admet une espérance si, et seulement si, l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx$  converge, auquel cas :  $E(S) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx$ .

Comme  $f$  est nulle sur  $] -\infty, s[$ , l'intégrale  $\int_{-\infty}^s xf(x) dx$  converge et on a :  $\int_{-\infty}^s xf(x) dx = 0$ .

Pour tout réel  $A$  de  $[s, +\infty[$  :

$$\int_s^A xf(x) dx = \int_s^A x \frac{2s^2}{x^3} dx = 2s^2 \int_s^A \frac{1}{x^2} dx = 2s^2 \left[ \frac{-1}{x} \right]_s^A = 2s^2 \left( \frac{-1}{A} - \left( \frac{-1}{s} \right) \right) = 2s^2 \left( \frac{-1}{A} + \frac{1}{s} \right) = \frac{-2s^2}{A} + 2s$$

et comme :  $\lim_{A \rightarrow +\infty} \frac{-2s^2}{A} + 2s = 2s$ , on obtient que l'intégrale  $\int_s^{+\infty} xf(x) dx$  converge et que l'on a :  $\int_s^{+\infty} xf(x) dx = 1$ .

Par conséquent, l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx$  converge et on a :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx = \int_{-\infty}^s xf(x) dx + \int_s^{+\infty} xf(x) dx = 0 + 2s = 2s.$$

Finalement :

$$\boxed{S \text{ admet une espérance, donnée par : } E(S) = 2s.}$$

8. La variable aléatoire  $S$  admet une variance si, et seulement si,  $X^2$  admet une espérance, c'est-à-dire, si et seulement si, l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx$  converge. Comme  $f$  est nulle  $] -\infty, s[$ , l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx$  converge si, et seulement si, l'intégrale  $\int_s^{+\infty} x^2 f(x) dx$  converge. Or, pour tout réel  $A$  de  $[s, +\infty[$  :

$$\int_s^A x^2 f(x) dx = \int_s^A x^2 \frac{2s^2}{x^3} dx = 2s^2 \int_s^A \frac{1}{x} dx = 2s^2 [\ln(x)]_s^A = 2s^2 (\ln(A) - \ln(s))$$

et comme :  $\lim_{A \rightarrow +\infty} 2s^2 (\ln(A) - \ln(s)) = +\infty$ , l'intégrale  $\int_s^{+\infty} x^2 f(x) dx$  diverge.

Par conséquent :

$$\boxed{S \text{ n'admet pas de variance.}}$$

9. La probabilité qu'un employé ait un salaire d'au moins  $\frac{3}{2}s$  est donnée par :

$$\begin{aligned} P\left(S \geq \frac{3}{2}s\right) &= 1 - F\left(\frac{3}{2}s\right) \\ &= 1 - \left(\frac{s}{\frac{3s}{2}}\right)^2 \quad (\text{cf question 2.}) \\ &= 1 - \left(\frac{2s}{3s}\right)^2 \\ &= 1 - \left(\frac{2}{3}\right)^2 \\ &= 1 - \frac{4}{9} \\ &= \frac{5}{9}. \end{aligned}$$

On a en effet obtenu que :

$$\boxed{\text{la probabilité qu'un employé ait un salaire d'au moins } \frac{3}{2}s \text{ est égale à : } \frac{4}{9}.$$

10. La variable aléatoire  $N_n$  est égale au nombre de réalisations de l'événement «le salarié considéré a un salaire horaire d'au moins  $\frac{3}{2}s$ », événement qui se réalise avec probabilité (constante)  $\frac{4}{9}$  (cf question précédente) au cours de  $n$  expériences successives aléatoires indépendantes (par indépendance mutuelle de  $S_1, S_2, \dots, S_n$ ).

On en déduit que :

$$\boxed{N_n \text{ suit la loi binomiale de paramètre } \left(n, \frac{4}{9}\right).}$$

11. D'après la question précédente,  $N_n$  admet une espérance et une variance, donnée par :

$$E(N_n) = n \times \frac{4}{9} = \frac{4n}{9} \text{ et } V(N_n) = n \times \frac{4}{9} \times \left(1 - \frac{4}{9}\right) = \frac{4n}{9} \times \frac{5}{9} = \frac{20n}{81}.$$

12. La probabilité qu'au plus 2 employés parmi les  $n$  aient un salaire horaire d'au moins  $\frac{3}{2}s$  est donnée par :

$$\begin{aligned} & P(N_n \leq 2) \\ &= P([N_n = 0] \cup [N_n = 1] \cup [N_n = 2]) \\ &= P(N_n = 0) + P(N_n = 1) + P(N_n = 2) \quad (*) \\ &= \binom{n}{0} \left(\frac{4}{9}\right)^0 \left(1 - \frac{4}{9}\right)^{n-0} + \binom{n}{1} \left(\frac{4}{9}\right)^1 \left(1 - \frac{4}{9}\right)^{n-1} + \binom{n}{2} \left(\frac{4}{9}\right)^2 \left(1 - \frac{4}{9}\right)^{n-2} \quad (\text{car } N_n \hookrightarrow \mathcal{B}\left(n, \frac{4}{9}\right)) \\ &= \frac{n!}{0!n!} \left(\frac{5}{9}\right)^n + \frac{n!}{1!(n-1)!} \frac{4}{9} \left(\frac{5}{9}\right)^{n-1} + \frac{(n-2)!}{2!(n-2)!} \frac{16}{91} \left(\frac{5}{9}\right)^{n-2} \\ &= \left(\frac{5}{9}\right)^n + \frac{n \times (n-1)!}{(n-1)!} \frac{4}{9} \left(\frac{5}{9}\right)^{n-1} + \frac{n \times (n-1) \times (n-2)!}{2(n-2)!} \frac{16}{91} \left(\frac{5}{9}\right)^{n-2} \\ &= \left(\frac{5}{9}\right)^n + \frac{4n}{9} \left(\frac{5}{9}\right)^{n-1} + \frac{8n(n-1)}{91} \left(\frac{5}{9}\right)^{n-2}. \end{aligned}$$

Détail de (\*) : par incompatibilité 2 à 2 des événements  $[N_n = 0]$ ,  $[N_n = 1]$  et  $[N_n = 2]$ .

Finalement :

la probabilité qu'au plus 2 employés parmi les  $n$  aient un salaire horaire d'au moins  $\frac{3}{2}s$

$$\text{est égale à : } \left(\frac{5}{9}\right)^n + \frac{4n}{9} \left(\frac{5}{9}\right)^{n-1} + \frac{8n(n-1)}{91} \left(\frac{5}{9}\right)^{n-2}.$$

13. (a) Pour tout  $k$  de  $\llbracket 1, n \rrbracket$ ,  $S_k$  admet une espérance, donnée par :  $E(S_k) = E(S) = 2s$  (cf question 7.). On en déduit que  $M_n$  admet une espérance qui est donnée par :

$$\begin{aligned} E(M_n) &= E\left(\frac{1}{2n}(S_1 + S_2 + \dots + S_n)\right) \\ &= \frac{1}{2n}E(S_1 + S_2 + \dots + S_n) \\ &= \frac{1}{2n}(E(S_1) + E(S_2) + \dots + E(S_n)) \quad (\text{par linéarité de l'espérance}) \\ &= \frac{1}{2n} \underbrace{(2s + 2s + \dots + 2s)}_{n \text{ termes}} \\ &= \frac{1}{2n} \times 2sn \\ &= s. \end{aligned}$$

On a obtenu :

$$E(M_n) = s.$$

(b) Dans ce programme, on simule  $S_1, S_2, \dots, S_{1000}$  via 1000 simulations de la variable aléatoire  $S$  (avec  $s = 1330$ ) et à la fin de celui-ci :

$F$  contient la liste des valeurs prises par  $M_1, M_2, \dots, M_{1000}$ .

- (c) • On obtient des courbes différentes car :

les valeurs contenues dans la liste  $F$  sont obtenues à partir de simulations

de  $S$ , simulations qui sont aléatoires.

- Vu les courbes obtenues :

on peut conjecturer que plus  $n$  est grand, plus les valeurs prises par  $M_n$  sont proches de  $s$  (=1330 ici).

