

EXERCICE

I.1

Il s'agit de vérifier les deux points suivants :

- $\forall k \in \llbracket 1, n \rrbracket, \mathbb{P}(X = k) \geq 0$, ce qui est immédiat dès lors que $c \geq 0$.
- $\sum_{k=1}^n \mathbb{P}(X = k)$ existe et vaut 1. Cette somme est finie, donc elle existe, et par télescopage :

$$\sum_{k=1}^n \mathbb{P}(X = k) = c \sum_{k=1}^n [\ln(n+1) - \ln(k)] = c \ln(n+1).$$

Cette somme vaut 1 si et seulement si $c = \frac{1}{\ln(n+1)}$.

Ainsi, X est une variable aléatoire si et seulement si $c = \frac{1}{\ln(n+1)}$.

I.2.(a)

On écrit successivement :

$$\begin{aligned} u_n &= \sum_{k=1}^n k[\ln(k+1) - \ln(k)] \\ &= \sum_{k=1}^n k \ln(k+1) - \sum_{k=1}^n k \ln(k) \quad \text{par linéarité,} \\ &= \sum_{h=2}^{n+1} (h-1) \ln(h) - \sum_{k=1}^n k \ln(k) \quad \text{en posant } h = k+1, \\ &= \sum_{h=2}^{n+1} h \ln(h) - \sum_{h=2}^{n+1} \ln(h) - \sum_{k=1}^n k \ln(k) \quad \text{par linéarité,} \\ &= (n+1) \ln(n+1) - \sum_{h=2}^{n+1} \ln(h) \quad \text{par télescopage.} \end{aligned}$$

On en déduit $u_n = n \ln(n+1) - \ln(n!)$.

I.2.(b)

On cherche à montrer que $\frac{u_n}{n} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 1$. Or, $\frac{u_n}{n} = \ln(n+1) - \frac{1}{n} \ln(n!) = \ln\left(\frac{n+1}{n^{1/n}}\right)$. Il suffit donc de montrer que $\frac{n+1}{n^{1/n}} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} e$.

- D'une part, $n^{1/n} \sim \sqrt{2\pi n}^{1/n} \frac{n}{e}$. En effet :

$$\begin{aligned} n^{1/n} &= e^{\frac{1}{n} \ln(n!)} \\ &= e^{\frac{1}{n} \ln\left((1+\varepsilon_n)\sqrt{2\pi n} \frac{n^n}{e^n}\right)} \quad \text{en notant } 1 + \varepsilon_n = \frac{n!}{\sqrt{2\pi n} \frac{n^n}{e^n}} \rightarrow 1 \text{ selon la formule de Stirling,} \\ &= e^{\frac{1}{n} \ln\left(\sqrt{2\pi n} \frac{n^n}{e^n}\right)} e^{\frac{1}{n} \ln(1+\varepsilon_n)} \\ &\sim \sqrt{2\pi n}^{1/n} \frac{n}{e} \quad \text{car } \frac{1}{n} \ln(1+\varepsilon_n) \sim \frac{\varepsilon_n}{n} \rightarrow 0 \text{ donc } e^{\frac{1}{n} \ln(1+\varepsilon_n)} \rightarrow e^0 = 1. \end{aligned}$$

- On en déduit que $\frac{n+1}{n^{1/n}} \sim e \frac{n+1}{n} \frac{1}{\sqrt{2\pi n}^{1/n}}$.

Par ailleurs, $\sqrt{2\pi n}^{1/n} = \exp\left(\frac{1}{n} \ln(\sqrt{2\pi n})\right) \rightarrow 1$ car $\frac{1}{n} \ln(\sqrt{2\pi n}) \rightarrow 0$ par croissances comparées. D'où $\frac{n+1}{n^{1/n}} \rightarrow e$, puis, par continuité de la fonction \ln , $\frac{u_n}{n} \rightarrow 1$: $u_n \sim n$.

Immédiatement, $\mathbb{E}(X) = cu_n \sim \frac{n}{\ln(n+1)} \sim \frac{n}{\ln(n)}$.

II.1

Selon I.2(b), $\mathbb{E}(X) \approx \frac{999\,999}{\ln(999\,999)}$. La population moyenne des villes de Syldavie est $\mathbb{E}(X) \approx 72\,000$ hab.

II.2

On note B_k l'événement « le nombre de chiffres de l'écriture décimale de X est k ».

On a clairement $(Y = 1) = \bigcup_{k=0}^5 (Y = 1) \cap B_{k+1}$, ce qui devient $(Y = 1) = \bigcup_{k=0}^5 (10^k \leq X \leq 2 \cdot 10^k - 1)$.

On en déduit, par incompatibilité, $\mathbb{P}(Y = 1) = \sum_{k=0}^5 \mathbb{P}(10^k \leq X \leq 2 \cdot 10^k - 1) = \sum_{k=0}^5 \sum_{i=10^k}^{2 \cdot 10^k - 1} \mathbb{P}(X = i)$. Or, la technique de télescopage de la question I.1 entraîne facilement :

$$\sum_{i=10^k}^{2 \cdot 10^k - 1} \mathbb{P}(X = i) = c(\ln(2 \cdot 10^k) - \ln(10^k)) = c \ln(2).$$

Ainsi $\mathbb{P}(Y = 1) = 6c \ln(2)$. Avec $c = \frac{1}{\ln(10^6)} = \frac{1}{6 \ln(10)}$, $\mathbb{P}(Y = 1) = \log(2)$.

II.3

On calcule de même, pour tout $k \in \llbracket 1, 9 \rrbracket$, $\mathbb{P}(Y = k) = \log\left(\frac{k+1}{k}\right)$. Ainsi $Y \sim \mathcal{F}(9)$.

Selon I.2.(a), $\mathbb{E}(Y) = cu_n = \frac{1}{10}(9 \ln(10) - \ln(9!))$, c'est-à-dire $\mathbb{E}(Y) = 9 - \log(9!) \approx 3,4$.

★ ★ ★