

# DM facultatif type ENS

## Réponses

### I Loi de la partie fractionnaire d'une variable aléatoire

1. On sait que :

$$x \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ x & \text{si } 0 \leq x \leq 1 \\ 1 & \text{si } 1 < x \end{cases}$$

2. Pour  $n = 0$  on reconnaît une densité d'une variable aléatoire suivant la loi exponentielle de paramètre 1.

Pour  $n = 1$  la fonction  $f_1$  est positive et continue sur  $\mathbb{R}_+$ , comme produit de fonctions continues et positives, continue et positive sur  $]-\infty; 0[$  comme fonction nulle donc  $f_1$  est positive sur  $\mathbb{R}$  continue sur  $\mathbb{R}$  sauf éventuellement en 0. Étudions l'intégrale  $\int_{\mathbb{R}} f_1$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f_1(t) dt = \int_0^{+\infty} x \exp(-x) dx$$

Cette dernière intégrale converge et vaut 1 car on reconnaît  $E(X)$  où  $X \hookrightarrow \mathcal{E}(1)$ .

$f_0$  et  $f_1$  peuvent être considérées comme des fonctions de densité.

Pour  $n \in \mathbb{N}$  la fonction  $f_n$  est positive et continue sur  $\mathbb{R}_+$ , comme produit de fonctions continues et positives, continue et positive sur  $]-\infty; 0[$  comme fonction nulle donc  $f_n$  est positive sur  $\mathbb{R}$  continue sur  $\mathbb{R}$  sauf éventuellement en 0.

Soit  $n \in \mathbb{N}$ , posons sous réserve d'existence

$$I_n = \int_0^{+\infty} f_n(t) dt$$

Montrons par récurrence sur  $n$  que

$$\mathcal{H}_n : I_n \text{ converge et vaut } 1$$

**Initialisation**  $\mathcal{H}_0$  et  $\mathcal{H}_1$  sont vérifiées.

**Hérédité** Soit  $n \in \mathbb{N}$  supposons que  $I_n$  converge et vaut 1. Sous réserve de convergence

$$I_{n+1} = \int_0^{+\infty} \frac{x^{n+1}}{(n+1)!} \exp(-x) dx$$

On pose pour  $x \in \mathbb{R}$

$$u(x) = -\exp(-x)$$

$$u'(x) = \exp(-x)$$

$$v(x) = \frac{x^{n+1}}{(n+1)!}$$

$$v'(x) = \frac{x^n}{n!}$$

On constate que

- $u$  et  $v$  sont de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}$ .
- $\lim_{x \rightarrow 0} u(x)v(x) = \lim_{x \rightarrow 0} \frac{x^{n+1}}{(n+1)!} \exp(-x) = 0$
- $\lim_{x \rightarrow +\infty} u(x)v(x) = \lim_{x \rightarrow +\infty} \frac{x^{n+1}}{(n+1)!} \exp(-x) = 0$  (croissances comparées)

On sait donc que les intégrales  $\int_0^{+\infty} u'(x)v(x) dx$  et  $\int_0^{+\infty} u(x)v'(x) dx$  ont même nature et comme

$$\int_0^{+\infty} u(x)v'(x) dx = - \int_0^{+\infty} f_n(x) dx$$

$$I_{n+1} = \left[ -\frac{x^{n+1}}{(n+1)!} \exp(-x) \right]_0^{+\infty} + I_n = 0 - 0 + I_n$$

$I_{n+1}$  converge et vaut 1

**Conclusion** d'après le principe de récurrence

pour tout entier naturel  $n$ ,  $I_n$  converge et vaut 1

pour tout entier naturel  $n$ ,  $f_n$  peut être considérée comme une fonction de densité.

3. Les convergences absolues se confondent avec les convergences car toutes les fonctions intégrées sont positives. Sous réserve de convergence

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_0^{+\infty} x f_n(x) dx \\ &= \int_0^{+\infty} \frac{x^{n+1}}{n!} \exp(-x) dx \\ &= (n+1) \int_0^{+\infty} \frac{x^{n+1}}{(n+1)!} \exp(-x) dx \\ &= (n+1) \int_0^{+\infty} f_{n+1}(x) dx \\ &= (n+1) \times 1 \end{aligned}$$

l'intégrale converge par définition d'une densité

De même

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \int_0^{+\infty} x^2 f_n(x) dx \\ &= (n+1)(n+2) \int_0^{+\infty} \frac{x^{n+2}}{(n+2)!} \exp(-x) dx \\ &= (n+1)(n+2) \int_0^{+\infty} f_{n+2}(x) dx \\ &= (n+1)(n+2) \times 1 \end{aligned}$$

l'intégrale converge par définition d'une densité

La formule de König Huygens permet d'affirmer que  $X$  admet une variance et que

$$V(X) = E(X^2) - E(X)^2 = (n+1)(n+2) - (n+1)^2 = (n+1)$$

$X$  admet une espérance et une variance et  $E(X) = n+1$ ,  $V(X) = (n+1)$ .

4. Comme  $f$  est décroissante sur  $]a; +\infty[$   $f$  admet une limite finie  $\ell$  en  $+\infty$ , comme  $f$  est une densité elle est positive et donc

$$\ell \geq 0$$

Supposons par l'absurde que  $\ell > 0$  alors

$$\forall x \in ]a; +\infty[ \quad f(x) \geq \ell > 0$$

De plus pour  $A > a$

$$\int_a^A \ell dx = \ell(A-a)$$

et comme  $\ell > 0$

$$\lim_{A \rightarrow +\infty} \int_a^A \ell dx = +\infty$$

donc  $\int_a^{\infty} f(t) dt$  diverge ce qui est en contradiction avec la définition d'une densité. donc

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

On démontrerait de la même façon que

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

**Attention :** il existe des fonctions intégrables sur  $\mathbb{R}$  qui ne tendent pas vers 0 en  $+\infty$   
 $f$  étant une fonction dérivable dont on connaît les variations on sait

$$\forall x \in ]-\infty; a[ \quad f'(x) \leq 0 \quad \forall x \in ]a; \infty[ \quad f'(x) \geq 0$$

Soit  $A > a$

$$\begin{aligned} \int_a^A |f'(t)| dt &= - \int_a^A f'(t) dt && \text{remarque précédente} \\ &= - [f(t)]_a^A && \text{théorème fondamentale de l'analyse} \\ &= f(a) - f(A) \end{aligned}$$

En utilisant le calcul de limite précédent

$$\lim_{A \rightarrow +\infty} \int_a^A |f'(t)| dt = f(a)$$

Soit  $A < a$

$$\begin{aligned} \int_A^a |f'(t)| dt &= \int_A^a f'(t) dt && \text{remarque précédente} \\ &= [f(t)]_A^a && \text{théorème fondamentale de l'analyse} \\ &= f(a) - f(A) \end{aligned}$$

En utilisant le calcul de limite précédent

$$\lim_{A \rightarrow +\infty} \int_a^A |f'(t)| dt = f(a)$$

$$\text{Dans ce cas } \int_{-\infty}^{+\infty} |f'(t)| dt \text{ converge et vaut } 2f(a).$$

5. Soit  $x \in ]0; 1[$ .

La fonction  $g$  étant continue sur  $[0; 1]$  et dérivable sur  $]0; 1[$ , on peut appliquer l'égalité des accroissements entre 0 et  $x$ .

$$\exists t \in ]0; x[ \quad \frac{g(x) - g(0)}{x - 0} = g'(t)$$

donc comme  $g(0) = 0$  et  $x > 0$

$$\exists t \in ]0; x[ \quad |g(x)| = |g'(t)| |x|$$

et  $g'(t) \leq C$

$$|g(x)| \leq Cx$$

En se limitant à  $x \in ]0; \frac{1}{2}[$  ( $g(0) = 0$ )

$$\forall x \in ]0; 1/2[ \quad |g(x)| \leq C \frac{1}{2}$$

De même on peut appliquer l'égalité des accroissements entre 0 et  $x$ .

$$\exists t \in ]0; x[ \quad \frac{g(1) - g(x)}{1 - x} = g'(t)$$

donc comme  $g(1) = 0$  et  $x < 1$

$$\exists t \in ]x; 1[ \quad |g(x)| = |g'(t)| |1 - x|$$

et  $g'(t) \leq C$

$$|g(x)| \leq C(1 - x)$$

En se limitant à  $x \in ]\frac{1}{2}; 1[$  ( $g(1) = 0$ )

$$\forall x \in ]1/2; 1[ \quad |g(x)| \leq C \frac{1}{2}$$

Dans les deux cas

$$\forall x \in [0; 1[ \quad |g(x)| \leq \frac{C}{2}.$$

6.  $(k \leq X < k+1)_{k \in \mathbb{Z}} = (\lfloor X \rfloor = k+1)_{k \in \mathbb{Z}}$  forme un système complet d'événement.  
Soit  $t \in [0; 1[$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\text{frac}(X) \leq t) &= \sum_{k \in \mathbb{Z}} \mathbb{P}([\text{frac}(X) \leq t] \cap [k \leq X < k+1]) && \text{formule proba totales} \\ &= \sum_{k \in \mathbb{Z}} \mathbb{P}(k \leq X \leq k+t) && \text{car } 0 \leq t < 1 \end{aligned}$$

$$\mathbb{P}(\text{frac}(X) \leq t) = \sum_{k \in \mathbb{Z}} \mathbb{P}(k \leq X \leq k+t)$$

7. Soit  $t \in [0; 1[$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\text{frac}(X) \leq t) - t &= \sum_{k \in \mathbb{Z}} \mathbb{P}(k \leq X \leq k+t) - t && \text{question précédente} \\ &= \sum_{k \in \mathbb{Z}} \mathbb{P}(k \leq X \leq k+t) - t \int_{\mathbb{R}} f(x) dx && \text{définition d'une densité} \\ &= \sum_{k \in \mathbb{Z}} \mathbb{P}(k \leq X \leq k+t) - t \sum_{k \in \mathbb{Z}} \int_k^{k+1} f(x) dx && \text{Relation de Chasles} \\ &= \sum_{k \in \mathbb{Z}} \left( \mathbb{P}(k \leq X \leq k+t) - t \int_k^{k+1} f(x) dx \right) && \text{opération sur les } \Sigma^1 \\ &= \sum_{k \in \mathbb{Z}} \left( \int_k^{k+t} f(x) dx - t \int_k^{k+1} f(x) dx \right) && f \text{ est une densité de } X \end{aligned}$$

Ce qui démontre le résultat attendu

8. Comme  $f$  est continue, la fonction  $\varphi t \mapsto \int_k^{k+t} f(x) dx$  est dérivable sur  $[0; 1[$  d'après le théorème fondamental de l'analyse

$$\forall t \in [0; 1[ \quad \varphi'(t) = f(k+t)$$

La fonction  $\psi t \mapsto t \int_k^{k+1} f(x) dx$  est dérivable (c'est une fonction affine)

$$\forall t \in [0; 1[ \quad \psi'(t) = \int_k^{k+1} f(x) dx$$

$$g_k \text{ est dérivable sur } [0; 1[ \text{ et } \forall t \in [0; 1[ \quad g'(t) = f(k+t) - \int_k^{k+1} f(x) dx$$

Soit  $t \in [0; 1[$

$$\begin{aligned} |g'(t)| &= \left| f(k+t) - \int_k^{k+1} f(x) dx \right| \\ &= \left| \int_k^{k+1} f(k+t) dx - \int_k^{k+1} f(x) dx \right| && \text{intégrale d'une constante} \\ &= \left| \int_k^{k+1} (f(k+t) - f(x)) dx \right| \\ &= \left| \int_k^{k+1} \int_x^{k+t} f'(u) du dx \right| \\ &\leq \int_k^{k+1} \left| \int_x^{k+t} f'(u) du \right| dx \quad (*) && \text{inégalité triangulaire} \end{aligned}$$

Or si  $x < k + t$

$$\begin{aligned} \left| \int_x^{k+t} f'(u) \, du \right| &\leq \int_x^{k+t} |f'(u)| \, du \\ &\leq \int_k^{k+1} |f'(u)| \, du \end{aligned} \quad \text{intégration d'une fonction positive sur } [x; k+t] \subset [k; k+1]$$

et si  $x \geq k + t$

$$\begin{aligned} \left| \int_x^{k+t} f'(u) \, du \right| &\leq \int_{k+t}^x |f'(u)| \, du \\ &\leq \int_k^{k+1} |f'(u)| \, du \end{aligned} \quad \text{intégration d'une fonction positive sur } [k+t; x] \subset [k; k+1]$$

Donc en reprenant l'inégalité (\*)

$$|g'_k(t)| \leq \int_k^{k+1} \int_k^{k+1} |f'(u)| \, du \, dx$$

et comme on intègre une constante

$$\int_k^{k+1} \int_k^{k+1} |f'(u)| \, du \, dx = \int_k^{k+1} |f'(u)| \, du$$

$$\boxed{\forall t \in [0; 1[, \quad |g'_k(t)| \leq \int_k^{k+1} |f'(x)| \, dx}$$

La fonction  $g_k$  est continue sur  $[0; 1]$  et  $g_k(0) = 0 = g_k(1)$  (calcul immédiat), on peut donc appliquer le résultat de la question 4

$$\forall t \in [0; 1[, \quad |g_k(t)| \leq \frac{1}{2} \int_k^{k+1} |f'(x)| \, dx$$

Donc pour  $t \in [0; 1]$

$$\begin{aligned} |\mathbb{P}(\text{frac}(X) \leq t) - t| &\leq \left| \sum_{k \in \mathbb{Z}} g_k(t) \right| && \text{question 7} \\ &\leq \sum_{k \in \mathbb{Z}} |g_k(t)| \\ &\leq \frac{1}{2} \sum_{k \in \mathbb{Z}} \int_k^{k+1} |f'(x)| \, dx && \text{point précédent} \\ &\leq \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} |f'(x)| \, dx && \text{relation de Chasles} \end{aligned}$$

Comme cette inégalité est vraie pour tout  $t \in [0; 1]$ ,

$$\boxed{\sup_{t \in [0; 1]} |\mathbb{P}(\text{frac}(X) \leq t) - t| \leq \frac{1}{2} \int_{\mathbb{R}} |f'(x)| \, dx.}$$

9. Soit  $n$  un entier plus grand<sup>2</sup> que 2.

$$\forall x \in \mathbb{R} \quad f_n(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ \frac{x^n}{n!} \exp(-x) & \text{si } x \geq 0 \end{cases}$$

La fonction  $f_n$  est de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}_-$  et  $\mathbb{R}_+$ . Comme  $n > 2$ ,  $\lim_{x \rightarrow 0^+} f_n(x) = 0$  ce qui permet de démontrer que  $f_n$  est continue en 0. Pour  $x < 0$

$$\frac{f_n(x) - f_n(0)}{x - 0} = 0$$

2. ce n'est pas limitant car on va faire tendre  $n$  vers  $+\infty$

ce qui admet 0 comme limite en  $0^-$  Pour  $x > 0$

$$\frac{f_n(x) - f_n(0)}{x - 0} = \frac{1}{n!} x^{n-1} \exp(-x)$$

et comme  $n - 1 \geq 1$ , cette quantité admet 0 comme limite à droite en 0, on a donc démontré que  $f_n$  est dérivable en 0. De plus comme

$$\forall x \in \mathbb{R} \quad f'_n(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ \frac{(x^{n-1}(n-x))}{n!} \exp(-x) & \text{si } x > 0 \end{cases}$$

On vérifie alors en calculant la limite à droite et à gauche en 0 que  $f'_n$  est continue en 0.

Pour  $n \in \mathbb{N} \setminus \{0, 1\}$ ,  $f_n$  est de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbb{R}$ .

On peut donc appliquer les résultats des questions précédentes.

De plus le tableau de variations de  $f_n$  est

$x$	$-\infty$	$0$	$n$	$+\infty$
$f'_n(x)$	0	0	+	0
$f_n(x)$				

On peut donc appliquer le résultat de la question 4

$$\int_{\mathbb{R}} |f'_n(x)| dx = 2f_n(n)$$

On a donc

$$0 \leq \sup_{t \in [0; 1]} |\mathbb{P}(\text{frac}(X) \leq t) - t| \leq f_n(n - 1)$$

Or

$$\begin{aligned} f_n(n) &= \frac{n^n}{n!} \exp(-n) \\ &= \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{n^n}{\frac{e^n \sqrt{2\pi n}}{n!}} \exp(-n) \\ &= \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{\sqrt{2\pi n}} \end{aligned}$$

Or

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi n}} = 0$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \sup_{t \in [0; 1]} |\mathbb{P}(\text{frac}(Z_n) \leq t) - t| = 0$$

## II Loi de Benford

10. Il est bon de savoir démontrer rapidement les propriétés algébriques du logarithme en base 10 données dans l'énoncé. Commençons par remarquer que  $\log_{10}(1) = 0$  et  $\log_{10}(10) = 1$ , donc l'énoncé et les propriétés d'une fonction de répartition nous permet déduire que la fonction de répartition de  $X$ , que l'on note  $G_X$  est définie pour  $x \in \mathbb{R}$

$$G_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ \frac{\ln x}{\ln 10} & \text{si } 0 \leq x \leq 10 \\ 1 & \text{si } 10 < x \end{cases}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(F = 1) &= \mathbb{P}(\lfloor X \rfloor = 1) \\ &= \mathbb{P}(1 \leq X < 2) && \text{définition de partie entière} \\ &= G_X(2) - G_X(1) && \text{définition de partie entière} \\ &= \log_{10}(2) \\ \mathbb{P}(F \in \{2, 3\}) &= \mathbb{P}(\lfloor X \rfloor \in \{2, 3\}) \\ &= \mathbb{P}(2 \leq X < 4) \\ &= G_X(4) - G_X(2) \\ &= \log_{10}(4) - \log_{10}(2) \\ &= \log_{10}\left(\frac{4}{2}\right) = \log_{10}(2) && \text{propriétés algébrique du } \log_{10} \\ \mathbb{P}(F \in \llbracket 5, 9 \rrbracket) &= \mathbb{P}(5 \leq X < 10) \\ &= \log_{10}(10) - \log_{10}(5) \\ &= \log_{10}\left(\frac{10}{5}\right) = \log_{10}(2) \end{aligned}$$

$$\boxed{\mathbb{P}(F = 1) = \mathbb{P}(F \in \{2, 3\}) = \mathbb{P}(F \in \{5, 6, 7, 8, 9\}) = \log_{10}(2)}$$

11. Si  $X$  est une variable aléatoire suivant la loi de Benford,  $\log_{10}(X)$  a pour support  $[0; 1[$   
On note  $H$  la fonction de répartition de  $\log_{10}(X)$ . soit  $x \in [0; 1[$

$$\begin{aligned} H(x) &= \mathbb{P}(\log_{10}(X) \leq x) \\ &= \mathbb{P}(X \leq 10^x) && x \mapsto 10^x \text{ strictement croissante sur } [0; 1[ \\ &= \log_{10}(10^x) && \text{fonction de répartition d'une loi de Benford} \\ &= x \end{aligned}$$

En utilisant le support

$$\forall x \in \mathbb{R} \quad H(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 1 & \text{si } 0 \leq x \leq 1 \\ 1 & \text{si } 1 < x \end{cases}$$

On reconnaît donc la fonction de répartition d'une loi uniforme sur  $[0; 1[$

$$\boxed{\log_{10}(X) \text{ suit la loi } \mathcal{U}([0; 1]).}$$

12.  $M(X)$  prend par définition ses valeurs dans  $[0; 10]$ , soit  $x$  dans cet intervalle

$$\begin{aligned}
 \mathbb{P}(M(X) \leq x) &= \sum_{i=0}^{k-1} \mathbb{P}([M(X) \leq x] \cap [10^i \leq X < 10^{i+1}]) && \text{proba totales avec SCE } ([10^i \leq X < 10^{i+1}]_{i \in [0, k-1]}) \\
 &= \sum_{i=0}^{k-1} \mathbb{P}([10^i \leq X \leq x10^i]) && \text{à détailler?} \\
 &= \sum_{i=0}^{k-1} F_U(x10^i) - F_U(10^i) && \text{fonction de répartition associée à } \mathcal{U}([1; 10^k[) \\
 &= \sum_{i=0}^{k-1} \frac{x10^i - 1}{10^k - 1} - \frac{10^i - 1}{10^k - 1} \\
 &= \frac{x-1}{10^k - 1} \sum_{i=0}^{k-1} 10^i \\
 &= \frac{x-1}{10^k - 1} \times \frac{1 - 10^k}{1 - 10} \\
 &= \frac{x-1}{10 - 1}
 \end{aligned}$$

On reconnaît alors la fonction de répartition la loi uniforme sur  $[1; 10]$

$$\boxed{\text{Si } X \hookrightarrow \mathcal{U}([1; 10^k]) \text{ alors } M(X) \hookrightarrow \mathcal{U}([1; 10])}$$

13. Soit  $x$  un réel positif, alors il existe  $k$  dans  $\mathbb{Z}$  tel que

$$x = M(x) \times 10^k$$

On a donc

$$\log_{10}(x) = k + \log_{10}(M(x))$$

comme  $M(x) \in [1; 10]$ , on a  $\log_{10}(M(x)) \in [0; 1[$  et  $k \in \mathbb{Z}$  Donc<sup>3</sup>

$$\log_{10}(M(x)) = \text{frac}(\log_{10}(x)) \quad k = \lfloor \log_{10}(x) \rfloor$$

On peut aussi écrire

$$M(x) = 10^{\text{frac}(\log_{10}(x))}$$

Soit  $x$  réel strictement positif

$$\begin{aligned}
 \mathbb{P}(M(X) \leq x) &= \mathbb{P}(\log_{10}(M(X)) \leq \log_{10}(x)) && \text{fonction croissante} \\
 &= \mathbb{P}(\text{frac}(\log_{10}(X)) \leq \log_{10}(x)) && \text{remarque précédente}
 \end{aligned}$$

$$\boxed{\mathbb{P}(M(X) \leq x) = \mathbb{P}(\text{frac}(\log_{10}(X)) \leq \log_{10}(x)).}$$

14. Dans ce cas

$$\begin{aligned}
 \mathbb{P}(M(Y_n) \leq t) &= \mathbb{P}(\text{frac}(\log_{10}(Y_n)) \leq \log_{10}(x)) && \text{question précédente} \\
 &= \mathbb{P}(\text{frac}(Z_n) \leq \log_{10}(x)) && \text{car } Y_n = 10^{Z_n}
 \end{aligned}$$

Donc

$$\begin{aligned}
 \sup_{t \in [1; 10]} |\mathbb{P}(M(Y_n) \leq t) - \log_{10}(t)| &= \sup_{t \in [1; 10]} |\mathbb{P}(\text{frac}(Z_n) \leq \log_{10}(x)) - \log_{10}(t)| \\
 &= \sup_{u \in [0; 1]} |\mathbb{P}(\text{frac}(Z_n) \leq u) - u|
 \end{aligned}$$

La dernière égalité s'obtient en posant  $u = \log_{10}(t)$  et en remarquant que  $t \mapsto \log_{10}(t)$  est une bijection de  $[1; 10[$  dans  $[0; 1[$ .  
En utilisant la dernière question de la première partie on montre donc :

3. ceci démontre l'unicité et l'existence de  $k$  et  $M(x)$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \sup_{t \in [1; 10]} |\mathbb{P}(M(Y_n) \leq t) - \log_{10}(t)| = 0$$

Cela permet de montrer que la fonction de répartition de  $F_{M(Y_n)}(t)$  tend vers celle d'une loi de Benford quand  $n$  tend vers  $+\infty$  et que  $t$  est fixé, cela démontre une convergence en loi.

15. Soit  $x \in [1; 10[$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(M(cY) \leq x) &= \mathbb{P}(\log_{10}(M(cY)) \leq \log_{10}(x)) && \text{fonction croissante} \\ &= \mathbb{P}(\text{frac}(\log_{10}(cY)) \leq \log_{10}(x)) && \text{début réponse question 13} \\ &= \mathbb{P}(\text{frac}(\log_{10}(Y) + \log_{10}(c)) \leq \log_{10}(x)) \end{aligned}$$

16. Soit  $n$  un entier relatif tel que

$$c = M(c)10^n$$

Les mantisses prennent leur valeurs dans  $[0; 10[$ , soit  $x \in [1; 10[$

**Cas**  $M(c) < x$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(M(cY) \leq x) &= \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \mathbb{P}([M(cY) \leq x] \cap [10^k \leq cY < 10^{k+1}]) && \text{SCE}^4 \left( [10^k \leq cY < 10^{k+1}] \right)_{k \in \mathbb{Z}} \\ &= \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \mathbb{P}(10^k \leq cY \leq x10^k) && \text{raisonnement déjà fait} \\ &= \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \mathbb{P}(10^k \leq M(c)10^n Y \leq x10^k) && \text{remarque en début de réponse} \\ &= \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \mathbb{P}(10^{k-n} \leq M(c)Y \leq x10^{k-n}) \\ &= \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \mathbb{P}(10^k \leq M(c)Y \leq x10^k) && \text{on pose } k' = k - n \\ &= \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \mathbb{P}\left(\frac{10^k}{M(c)} \leq Y \leq \frac{x}{M(c)}10^k\right) && \text{car } M(c) > 1 \\ &= \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \mathbb{P}\left(\left[\frac{10^k}{M(c)} \leq Y < 10^k\right] \cup \left[10^k \leq Y \leq \frac{x}{M(c)}10^k\right]\right) \\ &= \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \mathbb{P}\left(\frac{10^k}{M(c)} \leq Y < 10^k\right) + \mathbb{P}\left(10^k \leq Y \leq \frac{x}{M(c)}10^k\right) && \text{union disjointe car } \frac{10^k}{M(c)} < 10^k < \frac{x}{M(c)}10^k \\ &= \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \mathbb{P}\left(10^{k-1} \frac{10}{M(c)} \leq Y < 10^k\right) + \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \mathbb{P}\left(10^k \leq Y \leq \frac{x}{M(c)}10^k\right) && \text{sous réserve de CV} \\ &= \mathbb{P}\left(\frac{10}{M(c)} \leq M(Y)\right) + \mathbb{P}\left(M(Y) \leq \frac{x}{M(c)}\right) && \text{proba totales, séries convergentes} \\ &= 1 - \log_{10}\left(\frac{10}{M(c)}\right) + \log_{10}\left(\frac{x}{M(c)}\right) && \text{loi de Benford} \\ &= \log_{10}(x) && \text{propriétés algébriques } \log_{10} \end{aligned}$$

**cas**  $M(c) \geq x$

$$\begin{aligned}
\mathbb{P}(M(cY) \leq x) &= \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \mathbb{P}\left(\frac{10^k}{M(c)} \leq Y \leq \frac{x}{M(c)} 10^k\right) && \text{calculs précédents} \\
&= \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \mathbb{P}\left(\frac{10}{M(c)} 10^k \leq Y \leq \frac{10x}{M(c)} 10^k\right) && \text{changement d'indice} \\
&= \mathbb{P}\left(\frac{10}{M(c)} \leq M(Y) \leq \frac{10x}{M(c)}\right) && \text{car } 1 \leq \frac{10}{M(c)} \leq \frac{10}{M(c)} \leq 10 \\
&= \log_{10}\left(\frac{10x}{M(c)}\right) - \log_{10}\left(\frac{10}{M(c)}\right) && \text{loi de Benford} \\
&= \log_{10}(x) + \log_{10}\left(\frac{10}{M(c)}\right) - \log_{10}\left(\frac{10}{M(c)}\right) && \text{propriétés algébriques } \log_{10} \\
&= \log_{10}
\end{aligned}$$

5

---

5. car  $\lim_{k \rightarrow +\infty} 10^k = +\infty$ ,  $\lim_{k \rightarrow -\infty} 10^k = 0$  et on peut indexer  $\mathbb{Z}$  par  $\mathbb{N}$