

PRELIMINAIRE

$$\text{Soit } n \in \mathbb{N}^*. \quad \sum_{k=1}^n k p(x=k) = \sum_{k=1}^n k (p(x>k-1) - p(x>k)) = \sum_{k=1}^n k p(x>k-1) - \sum_{k=1}^n k p(x>k)$$

$$\text{d'où } \sum_{k=1}^n k p(x=k) = \sum_{k=0}^{n-1} (k+1) p(x>k) - \sum_{k=1}^n k p(x>k) = \sum_{k=0}^{n-1} [(k+1) - k] p(x>k) - n p(x>n)$$

$$\text{Finalement : } \underline{\underline{\sum_{k=1}^n k p(x=k) = \sum_{k=0}^{n-1} p(x>k) - n p(x>n)}}$$

Remarque.. Ce résultat est la base de la démonstration de :

$E(X) / \text{écart} \Leftrightarrow$ la série de terme général $p(x>n)$ converge (à

un d'écarte rappelle que : $E(X) = \sum_{k=0}^{+\infty} p(x>k)$)

PARTIE I c'est cette partie que j'ai refaite

Q1) $(p, A) \in \mathbb{N}^{*2}$. Pour construire une suite strictement croissante de p'éléments de $\llbracket 1, A \rrbracket$

1 \rightarrow on choisit p'éléments de $\llbracket 1, A \rrbracket$

2 \rightarrow on les ordonne dans l'ordre croissant

3^{cas}.. si $p > A$: cad $\emptyset_p = \emptyset!$

4^{cas}.. Supposons : $p \leq A$. Il y a C_p^A manières de choisir p'éléments de $\llbracket 1, A \rrbracket$ et une seule manière de les ordonner dans l'ordre croissant

Il y a donc C_p^A suites strictement croissantes de p'éléments de $\llbracket 1, A \rrbracket$.

d'où si $p \leq A$: cad $\emptyset_p = C_p^A$.

Q2) * Soit $(c_1, c_2, \dots, c_p) \in \mathcal{C}_q$. $(c_1, c_2, \dots, c_p) \in \mathbb{N}^p$ et $1 \leq c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_p \leq q$.

Posons $(d_1, d_2, \dots, d_p) = \Phi((c_1, c_2, \dots, c_p)) = (c_1, c_2+1, c_3+2, \dots, c_p+p-1)$.

Montrons que : $(d_1, d_2, \dots, d_p) \in \mathcal{D}_{p+q-1}$. Notons que : $\forall i \in \llbracket 1, p \rrbracket, d_i = c_i + i - 1$.

- Clairement : $(d_1, d_2, \dots, d_p) \in \mathbb{N}^p$.

- $\forall i \in \llbracket 1, p-1 \rrbracket, d_{i+1} - d_i = c_{i+1} + (i+1) - 1 - [c_i + (i-1)] = c_{i+1} - c_i + 1 \stackrel{c_{i+1} \geq c_i}{\geq} 1 > 0!$

d'où $d_1 < d_2 < d_3 < \dots < d_p$. Or $d_1 = c_1 \geq 1$ et $d_p = c_p + p - 1 \leq q + p - 1 = p + q - 1$

d'où $1 \leq d_1 < d_2 < \dots < d_p \leq p + q - 1$ et : $(d_1, d_2, \dots, d_p) \in \mathcal{D}_{p+q-1}$ \uparrow $c_p \leq q$

Ceci achève de prouver que $\phi((c_1, c_2, \dots, c_p)) \in \mathcal{S}_{p+q-1}$ si $(c_1, c_2, \dots, c_p) \in \mathcal{E}_q$.

ϕ est une application de \mathcal{E}_q dans \mathcal{S}_{p+q-1} .

Il nous reste à prouver que ϕ est bijective c'est à dire que tout élément de \mathcal{S}_{p+q-1} admet un antécédent et un seul par ϕ dans \mathcal{E}_q .

Soit $(d_1, d_2, \dots, d_p) \in \mathcal{S}_{p+q-1}$. Montrons que : $\exists! (c_1, c_2, \dots, c_p) \in \mathcal{E}_q, \phi((c_1, c_2, \dots, c_p)) = (d_1, d_2, \dots, d_p)$

Analyse / unicité / injectivité !

Supposons que $(c_1, c_2, \dots, c_p) \in \mathcal{E}_q$ et $\phi((c_1, c_2, \dots, c_p)) = (d_1, d_2, \dots, d_p)$.

Alors $(c_1, c_2+1, \dots, c_p+p-1) = (d_1, d_2, \dots, d_p)$. $\forall i \in \llbracket 1, p \rrbracket, c_i + i - 1 = d_i$

$\forall i \in \llbracket 1, p \rrbracket, c_i = d_i + 1 - i$

Donc $(c_1, c_2, \dots, c_p) = (d_1, d_2+1-2, d_3+1-3, \dots, d_p+1-p)$

d'où l'unicité de (c_1, c_2, \dots, c_p) élément de \mathcal{E}_q tel que $\phi((c_1, c_2, \dots, c_p)) = (d_1, d_2, \dots, d_p)$ (d'où l'injectivité de ϕ).

Synthèse / existence / surjectivité.

Soit $(d_1, d_2, \dots, d_p) \in \mathcal{S}_{p+q-1}$. $1 \leq d_1 < d_2 < \dots < d_p \leq p+q-1$ et $\forall i \in \llbracket 1, p \rrbracket, d_i \in \mathbb{N}$.

Posons $(c_1, c_2, \dots, c_p) = (d_1, d_1+1-2, d_2+1-3, \dots, d_p+1-p)$ c'est à dire que :

$\forall i \in \llbracket 1, p \rrbracket, c_i = d_i + 1 - i$

Montrons alors que $(c_1, c_2, \dots, c_p) \in \mathcal{E}_q$ et $\phi((c_1, c_2, \dots, c_p)) = (d_1, d_2, \dots, d_p)$.

$\forall i \in \llbracket 1, p-1 \rrbracket, c_{i+1} - c_i = d_{i+1} + 1 - i - 1 - d_i - 1 + i = d_{i+1} - d_i - 1$

et $\forall i \in \llbracket 1, p-1 \rrbracket, d_{i+1} - d_i > 0$; mieux $\forall i \in \llbracket 1, p-1 \rrbracket, d_{i+1} - d_i \geq 1$ ($d_{i+1} - d_i$ est un entier)

Donc $\forall i \in \llbracket 1, p-1 \rrbracket, c_{i+1} - c_i = d_{i+1} - d_i - 1 \geq 0$; $\forall i \in \llbracket 1, p-1 \rrbracket, c_{i+1} \geq c_i$.

Par conséquent : $1 \leq d_1 = c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_p = d_p + 1 - p \leq p + q - 1 + 1 - p = q$;

$1 \leq c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_p \leq q$; de plus c_1, c_2, \dots, c_p sont des entiers (car les d_i le sont)

Donc $(c_1, c_2, \dots, c_p) \in \mathbb{N}^p$ et $1 \leq c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_p \leq q$. $(c_1, c_2, \dots, c_p) \in \mathcal{E}_q$.

De plus : $\phi((c_1, c_2, \dots, c_p)) = (c_1, c_2+1, \dots, c_p+p-1) = (d_1, d_2+1-2+1, d_3+1-3+2, \dots, d_p+1-p+p-1)$

$\phi((c_1, c_2, \dots, c_p)) = (d_1, d_2, d_3, \dots, d_p)$

(c_1, c_2, \dots, c_p) est un antécédent de (d_1, d_2, \dots, d_p) par ϕ dans \mathcal{E}_q ... fin de la synthèse.

Ceci achève de prouver que ϕ est bijective.

\mathbb{Q} et \mathcal{D}_{p+q-1} sont alors équipotents. card $\mathbb{Q} = \text{card } \mathcal{D}_{p+q-1} = \binom{p}{p+q-1}$
 avec card $\mathbb{Q} = \binom{p}{p+q-1}$. $p+q-1 \geq p \text{ et } \geq q$

Remarque 1... c'est à mettre en relation avec $\mathbb{I}_q^p = \text{card } \{(t_1, t_2, \dots, t_q) \in \mathbb{N}^q \mid t_1 + t_2 + \dots + t_q = p\}$
 d... $\binom{p}{p+q-1}$ est car le nombre d'applications croissantes de $\llbracket 1, p \rrbracket$ dans $\llbracket 1, q \rrbracket$.
 à mettre

PARTIE II

Tirages SANS remise.

Q1) d'univers \mathcal{R} et l'ensemble des N billes par répétition de l'ensemble $\llbracket 1, N \rrbracket$.
 Donc card $\mathcal{R} = N!$

soit $n \in \llbracket 0, N-1 \rrbracket$.

si $n=0$: $P(X_N > n) = P(X_N > 0) = 1 = \frac{1}{(0+1)!}$. Supposons $n \geq 1$. tirages sans
remise!!

$\{X_N > n\}$ est réalisé si et seulement si les $n+1$ premiers tirages donnent une suite strictement croissante ; les $N-(n+1)$ tirages suivants étant continués avec les $N-(n+1)$ numéros non encore sortis.
 Nombre de suites strictement croissantes de $n+1$ éléments de $\llbracket 1, N \rrbracket$

Par conséquent : $P(X_N > n) = \frac{1}{N!} \binom{N}{n+1} (N-(n+1))!$
 L'ob. de choisir $n+1$ jetons parat sur $N-(n+1)$ derniers tirages.

Donc $P(X_N > n) = \frac{1}{N!} \frac{N!}{(n+1)! (N-(n+1))!} \times (N-(n+1))! = \frac{1}{(n+1)!}$

Finalement : $\forall n \in \llbracket 0, N-1 \rrbracket, P(X_N > n) = \frac{1}{(n+1)!}$

Notons que : $\underline{P(X_N > N) = 0}$ (X_N prend ses valeurs dans $\llbracket 1, N \rrbracket$).

Bien évidemment : $\underline{\underline{\forall n \in \llbracket N+1, +\infty \rrbracket, P(X_N > n) = 0}}$.

Q2) $X_N \in \llbracket 1, N \rrbracket$.

Soit $k \in \llbracket 1, N \rrbracket$. $P(X_N = k) = P(X_N > k-1) - P(X_N > k)$

Notons que $k-1 \in \llbracket 0, N-1 \rrbracket$. Donc $P(X_N = k) = \frac{1}{(k+1)!} - P(X_N > k)$.

Distinguons alors deux cas :

Si $k \neq N$: $P(X_N = k) = \frac{1}{(k+1)!}$ et si $k = N$: $P(X_N = k) = 0$.

à partir de là, pour $k \neq N$: $p(X_N = k) = \frac{1}{(k-1)!} - \frac{1}{(k+1)!} = \frac{1}{k!} - \frac{1}{(k+1)!} = \frac{k+1-1}{(k+1)!} = \frac{k}{(k+1)!}$;

pour $k = N$: $p(X_N = k) = \frac{1}{(k-1)!} - 0 = \frac{1}{k!} = \frac{1}{N!}$

Finalement : $\forall k \in \llbracket 1, N-1 \rrbracket$, $p(X_N = k) = \frac{k}{(k+1)!}$ et $p(X_N = N) = \frac{1}{N!}$.

$E(X_N) = \sum_{k=1}^N k p(X_N = k) = \sum_{k=0}^{N-1} p(X_N > k) - N p(X_N > N) = \sum_{k=0}^{N-1} \frac{1}{(k+1)!} - N \times 0$

$E(X_N) = \sum_{k=0}^{N-1} \frac{1}{(k+1)!} = \sum_{k=1}^N \frac{1}{k!}$.

③ $\sum_{k=0}^{+\infty} \frac{1}{k!} = e$; $e-1 = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k!} = \lim_{N \rightarrow +\infty} \left(\sum_{k=1}^N \frac{1}{k!} \right) = \lim_{N \rightarrow +\infty} E(X_N)$.

$\lim_{N \rightarrow +\infty} E(X_N) = e-1$

④ soit $k \in \mathbb{N}^*$ ↑ la suite $(p(X_N = k))_{N \geq 3}$ est constante à partir d'un certain rang !

$\forall N \in \llbracket 3, +\infty \rrbracket \cap \llbracket k+1, +\infty \rrbracket$: $p(X_N = k) = \frac{k}{(k+1)!}$; $\lim_{N \rightarrow +\infty} p(X_N = k) = \frac{k}{(k+1)!}$.

$\forall k \in \mathbb{N}^*$, $\lim_{N \rightarrow +\infty} p(X_N = k) = \frac{k}{(k+1)!}$

pour montrer que il existe une variable aléatoire X , à valeurs dans \mathbb{N}^* telle que : $\forall k \in \mathbb{N}^*$, $p(X = k) = \lim_{N \rightarrow +\infty} p(X_N = k)$ il suffit de prouver que :

- g : $\mathbb{N}^* \rightarrow \mathbb{R}$ est une loi de probabilité ; c'est à dire que :
- $\forall k \in \mathbb{N}^*$, $g(k) \in [0, 1]$.
 - $\sum_{k=1}^{+\infty} g(k) = 1$

le premier point est clair, montrons le second.

$\forall p \in \mathbb{N}^*$, $\sum_{k=1}^p g(k) = \sum_{k=1}^p \frac{k}{(k+1)!} = \sum_{k=1}^p \left(\frac{1}{k!} - \frac{1}{(k+1)!} \right) = 1 - \frac{1}{(p+1)!}$.

$$\text{d'ac } \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^n g(k) = \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{1}{(n+1)!}\right) = 1 ; \quad \sum_{k=1}^{\infty} g(k) = 1$$

g est une loi de probabilité.

Soit X une var de loi g .

$$X \text{ prend ses valeurs dans } \mathbb{N}^* \text{ et } \forall k \in \mathbb{N}^*, p(X=k) = \frac{k}{(k+1)!} = \lim_{n \rightarrow \infty} p(X_n=k)$$

Remarque - $(X_n)_{n \geq 1}$ converge à loi vers X .

$$\text{Soit } k \in \mathbb{N}^*. \quad k p(X=k) \geq 0 \text{ et } k p(X=k) = \frac{k^2}{(k+1)!} = \frac{k(k+1) - (k+1) + 1}{(k+1)!} = \frac{1}{(k-1)!} - \frac{1}{k!} + \frac{1}{(k+1)!}$$

La série de terme général $k p(X=k)$ est alors convergente, et d'ac absolument convergente (car à termes positifs) comme combinaison linéaire de trois séries convergentes.

d'ac $1 \rightarrow E(X)$ existe

$$\hookrightarrow E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{(k-1)!} - \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k!} + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{(k+1)!} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{k!} - \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k!} + \sum_{k=2}^{\infty} \frac{1}{k!}$$

$$E(X) = e - (e-1) + (e-1-1) = e-1$$

$$E(X) = e-1 = \lim_{n \rightarrow \infty} E(X_n)$$

! Le pouffe retombe très vite ! OK!
Voilà l'algorithmique à la fin.

PARTIE III

Désormais les tirages se font avec remise.

① Soit $n \in \mathbb{N}$ et $n \geq 2$.

$$\text{card} \{ (\bar{u}_1, \bar{u}_2, \dots, \bar{u}_n) \in [1, N]^n \mid \bar{u}_1 \leq \bar{u}_2 \leq \dots \leq \bar{u}_n \} = \text{card} \{ (\bar{u}_1, \bar{u}_2, \dots, \bar{u}_n) \in \mathbb{N}^n \mid 1 \leq \bar{u}_1 \leq \bar{u}_2 \leq \dots \leq \bar{u}_n \leq N \}$$

$$\text{d'ac } \text{card} \{ (\bar{u}_1, \bar{u}_2, \dots, \bar{u}_n) \in [1, N]^n \mid \bar{u}_1 \leq \bar{u}_2 \leq \dots \leq \bar{u}_n \} = \binom{n+N-1}{n}$$

\uparrow GIGZ

\bar{u}_i : car les u_i de l'épée sont pour doute des var...

dit-on aussi que'il y a N^n manières de faire n tirages avec remise.

$$\text{Par conséquent : } v_n = p(u_1 \leq u_2 \leq \dots \leq u_n) = \frac{\binom{n+N-1}{n}}{N^n}$$

Dans la suite nous posons $v_1 = 1 = \dots = \binom{1+N-1}{1} / N^1$!

$$\text{d'ac } \forall n \in \mathbb{N}^*, v_n = \frac{\binom{n+N-1}{n}}{N^n}$$

Q2

Soit $n \in \mathbb{N}^*$

$$\binom{n}{N+n-1} = \binom{N-1}{N+n-1} = \frac{(N+n-1)(N+n-2)\dots(N+n-1-(N-1)+1)}{(N-1)!} = \frac{1}{(N-1)!} \prod_{k=1}^{N-1} (N+n-k)$$

Or $\forall k \in \llbracket 1, N-1 \rrbracket$, $N+n-k \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} n$; $\binom{n}{N+n-1} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{n^{N-1}}{(N-1)!}$

Donc les suites $(\binom{n}{N+n-1})_{n \geq 1}$ et $(\frac{n^{N-1}}{(N-1)!})_{n \geq 1}$ sont équivalentes.

Soit $n \in \mathbb{N}^*$

$$v_n = \binom{n}{n+n-1} / n^n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{(N-1)!} \frac{n^{N-1}}{n^n}$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} (n^3 v_n) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \left[\frac{1}{(N-1)!} \frac{n^{N+2}}{n^n} \right] = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{(N-1)!} e^{(N+2)\ln n - n \ln n} = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{(N-1)!} e^{n \left[\frac{(N+2)\ln n - n \ln n}{n} \right]}$$

$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{(N+2)\ln n - n \ln n}{n} = 0$
 \uparrow
 $- \ln n < 0$
 $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{\ln n}{n} = 0$

$\exists p \in \mathbb{N}, \forall n \in \mathbb{N}, n \geq p \Rightarrow n^3 v_n \leq 1$

$\forall n \in \mathbb{N}, n \geq p \Rightarrow 0 \leq v_n \leq \frac{1}{n^3}$ et... $0 \leq n v_n \leq \frac{1}{n^2}$!

La série de terme général $\frac{1}{n^3}$ (resp. $\frac{1}{n^2}$) étant convergente, les règles de comparaison des séries à termes positifs montrent que la série de terme général v_n (resp. $n v_n$) converge.

Cl... la série de terme général v_n (resp. $n v_n$) converge.

$\forall p \in (\mathbb{N}^* - \{1\}), \sum_{n=1}^{p-1} w_n = \sum_{n=1}^{p-1} (v_n - v_{n+1}) = v_1 - v_p = 1 - v_p$

$\lim_{p \rightarrow +\infty} v_p = 0$ car la série de terme général v_n converge ; donc $\lim_{p \rightarrow +\infty} \sum_{n=1}^{p-1} w_n = 1$

Cl... la série de terme général $w_n = v_n - v_{n+1}$ converge et : $\sum_{n=1}^{+\infty} w_n = 1$.

Q3

Soit $r \in \mathbb{N}^*$

Notons A_r l'événement : r est le plus petit entier tel que $u_r > u_{r+1}$

$A_r = \{u_1 \leq u_2 \leq \dots \leq u_r\} \cap \{u_1 \leq u_2 \leq \dots \leq u_r \leq u_{r+1}\}$

Comme $\{u_1 \leq u_2 \leq \dots \leq u_r \leq u_{r+1}\} \subset \{u_1 \leq u_2 \leq \dots \leq u_r\}$: $p(A_r) = p(u_1 \leq u_2 \leq \dots \leq u_r) - p(u_1 \leq u_2 \leq \dots \leq u_r < u_{r+1})$

$$\forall r \in \mathbb{N}^*, p(A'_r) = U_r - U_{r+1} = W_r.$$

$$\text{En particulier : } p\left(\bigcup_{r=1}^{+\infty} A'_r\right) = \sum_{r=1}^{+\infty} p(A'_r) = \sum_{r=1}^{+\infty} W_r = 1.$$

événements \mathbb{Z} disjoint

$\bigcup_{r=1}^{+\infty} A'_r$ est donc un événement quasi-certain ; il est donc quasi-certain d'avoir l'existence d'un plus petit r tel que $u_r > u_{r+1}$ (ce qui est quasi-sûr d'avoir une suite croissante, ou peu longue, de résultats). Ceci entraîne alors à parler de la variable aléatoire Z_N dont est le plus petit $r \in \mathbb{N}^*$ tel que $u_r > u_{r+1}$.

$$\text{notons que : } \underline{\underline{\forall r \in \mathbb{N}^*, p(Z_N = r) = p(A'_r) = W_r = U_r - U_{r+1}}}$$

soit $m \in \mathbb{N}^*$

$$\text{de l'équation ci-dessus : } \sum_{n=1}^m n p(Z_N = n) = \sum_{n=0}^{m-1} p(Z_N > n) - m p(Z_N > m)$$

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, p(Z_N > n) = p(u_1 \leq u_2 \leq \dots \leq u_{n+1}) = U_{n+1}$$

$$p(Z_N > 0) = 1 = U_1 = U_{0+1}$$

$$\text{donc } \forall n \in \mathbb{N}, p(Z_N > n) = U_{n+1}.$$

$$\text{Par conséquent : } \sum_{n=1}^m n p(Z_N = n) = \sum_{n=0}^{m-1} U_{n+1} - m U_{m+1} = \sum_{n=1}^m U_n - m U_{m+1}$$

$$\underline{\underline{\forall m \in \mathbb{N}^*, \sum_{n=1}^m n p(Z_N = n) = \sum_{n=1}^m U_n - m U_{m+1}}}$$

Rappelons que la série de terme général $m U_m$ converge, donc $\lim_{n \rightarrow +\infty} (n U_n) = 0$ ou

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} [(n+1) U_{n+1}] = 0.$$

$$\text{Par conséquent : } \lim_{n \rightarrow +\infty} n U_{n+1} = \lim_{n \rightarrow +\infty} \left[\frac{n}{n+1} (n+1) U_{n+1} \right] = 1 \times 0 = 0.$$

La série de terme général U_n étant convergente il vient alors :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{n=1}^m n p(Z_N = n) = \sum_{n=1}^{+\infty} U_n. \text{ Ceci prouve que la série de terme général } n p(Z_N = n) \text{ est convergente, et donc absolument convergente (car à termes positifs)}$$

$n p(Z_N = n)$ est convergente, et donc absolument convergente (car à termes positifs)

et de somme = $\sum_{n=1}^{+\infty} v_n$

Finalement $E(z_N)$ existe et vaut $\sum_{n=1}^{+\infty} v_n$.

⑨4 a) Montrons par récurrence que, pour tout $n \in \mathbb{N}$, f est n fois dérivable

sur S (ET) que : $\forall x \in S, f^{(n)}(x) = (-1)^n n! \binom{N}{N+n-1} \frac{1}{(1+x)^{N+n}}$

- c'est clair pour $n=0$.
- Supposons la propriété vraie pour $n \in \mathbb{N}$ et montrons la pour $n+1$.

$f^{(n)}$ est une fonction rationnelle sur S ; $f^{(n)}$ admet donc des dérivées sur S ; f admet donc $n+1$ fois dérivée sur S .

$\forall x \in S, f^{(n)}(x) = (-1)^n n! \binom{N}{N+n-1} (1+x)^{-N-n}$; $\forall x \in I, f^{(n+1)}(x) = (-1)^{n+1} (n+1)! \binom{N}{N+n} (1+x)^{-N-n-1}$

donc $\forall x \in S, f^{(n+1)}(x) = (-1)^{n+1} (n+1)! \frac{n+1}{n+1} \binom{N}{N+n} \frac{1}{(1+x)^{N+n+1}} = (-1)^{n+1} (n+1)! \binom{N}{N+n+1} \frac{1}{(1+x)^{N+n+1}}$

ceci achève la récurrence.

$\binom{N}{N+n} = \frac{n+1}{N+n+1} \binom{N}{N+n+1}$

cl. f est C^∞ sur S et $\forall n \in \mathbb{N}, \forall x \in S, f^{(n)}(x) = (-1)^n n! \binom{N}{N+n-1} \frac{1}{(1+x)^{N+n}}$.

b) f est C^∞ sur $[-\frac{1}{N}, 0]$. Appliquons l'égalité de Taylor-Lagrange à l'ordre m sur $[-\frac{1}{N}, 0]$ ($m \in \mathbb{N}^*$).

$$\left| f\left(-\frac{1}{N}\right) - \sum_{n=0}^m \frac{\left(-\frac{1}{N} - 0\right)^n}{n!} f^{(n)}(0) \right| \leq \frac{\left|-\frac{1}{N} - 0\right|^{m+1}}{(m+1)!} \max_{t \in \left[-\frac{1}{N}, 0\right]} |f^{(m+1)}(t)|$$

$f\left(-\frac{1}{N}\right) = \frac{1}{\left(1 - \frac{1}{N}\right)^N}$; $\frac{\left(-\frac{1}{N} - 0\right)^0}{0!} f^{(0)}(0) = 1$; $\forall n \in \mathbb{N}^*$, $\frac{\left(-\frac{1}{N} - 0\right)^n}{n!} f^{(n)}(0) = \frac{(-1)^n}{N^n n!} (-1)^n n! \binom{N}{N+n-1} \frac{1}{\left(1 + 0\right)^{N+n}}$

donc $\forall n \in \mathbb{N}^*$, $\frac{\left(-\frac{1}{N} - 0\right)^n}{n!} f^{(n)}(0) = \frac{\binom{N}{N+n-1}}{N^n} = v_n$.

$\max_{t \in \left[-\frac{1}{N}, 0\right]} |f^{(m+1)}(t)| = \max_{t \in \left[-\frac{1}{N}, 0\right]} \left| (-1)^{m+1} (m+1)! \binom{N}{N+m+1} \frac{1}{(1+t)^{N+m+1}} \right| = (m+1)! \binom{N}{N+m} \max_{t \in \left[-\frac{1}{N}, 0\right]} \frac{1}{|1+t|^{N+m+1}}$

donc $\max_{t \in \left[-\frac{1}{N}, 0\right]} |f^{(m+1)}(t)| = (m+1)! \binom{N}{N+m} \frac{1}{\left(1 - \frac{1}{N}\right)^{N+m+1}}$

En remplaçant dans l'inégalité d'avant :

$$\left| \frac{1}{\left(1 - \frac{1}{N}\right)^N} - 1 - \sum_{n=1}^m U_n \right| \leq \frac{1}{N^{m+1} (m+1)!} \binom{m+1}{N+m} \frac{1}{\left(1 - \frac{1}{N}\right)^{N+m+1}} = \frac{\binom{m+1}{N+m-1}}{N^{m+1}} \frac{1}{\left(1 - \frac{1}{N}\right)^{N+m+1}}$$

donc $\left| \frac{1}{\left(1 - \frac{1}{N}\right)^N} - 1 - \sum_{n=1}^m U_n \right| \leq \frac{U_{m+1}}{\left(1 - \frac{1}{N}\right)^{N+m+1}}$

En notant que : $\lim_{m \rightarrow \infty} \frac{U_{m+1}}{\left(1 - \frac{1}{N}\right)^{N+m+1}} = 0$ nous aurons alors :

$$\lim_{m \rightarrow \infty} \left| \frac{1}{\left(1 - \frac{1}{N}\right)^N} - 1 - \sum_{n=1}^m U_n \right| = 0 \quad \text{car : } \lim_{m \rightarrow \infty} \sum_{n=1}^m U_n = \frac{1}{\left(1 - \frac{1}{N}\right)^N} - 1$$

ce qui donnera : $E(Z_N) = \sum_{n=1}^{\infty} U_n = \frac{1}{\left(1 - \frac{1}{N}\right)^N} - 1$. Ne reste plus qu'à vérifier *

$$\frac{U_{m+1}}{\left(1 - \frac{1}{N}\right)^{N+m+1}} \sim \frac{1}{(N-1)!} \frac{(m+1)^{N-1}}{N^{m+1}} \times \left(\frac{-N}{N-1}\right)^{N+m+1} = \frac{1}{(N-1)!} \left(\frac{N}{N-1}\right)^N \frac{(m+1)^{N-1}}{(N-1)^{m+1}}$$

Ne reste donc plus qu'à vérifier que : $\lim_{m \rightarrow \infty} \frac{(m+1)^{N-1}}{(N-1)^{m+1}} = 0$

$$e.g. \frac{(m+1)^{N-1}}{(N-1)^{m+1}} = e^{(N-1)\ln(m+1) - (m+1)\ln(N-1)} = e^{(m+1) \left[(N-1) \frac{\ln(m+1)}{m+1} - \ln(N-1) \right]} = 0$$

Il s'agit donc de prouver que : $\lim_{m \rightarrow \infty} \frac{U_{m+1}}{\left(1 - \frac{1}{N}\right)^{N+m+1}} = 0$. $\left\{ \begin{array}{l} -\ln(N-1) < 0 \text{ et} \\ \lim_{m \rightarrow \infty} \frac{\ln(m+1)}{m+1} = 0 \end{array} \right. (N \geq 3)$

$$\lim_{m \rightarrow \infty} E(Z_N) = \lim_{m \rightarrow \infty} \left[e^{-N \ln\left(1 - \frac{1}{N}\right)} - 1 \right] = e - 1$$

$$\uparrow \lim_{m \rightarrow \infty} \left[-N \ln\left(1 - \frac{1}{N}\right) \right] = 1 \text{ car } -N \ln\left(1 - \frac{1}{N}\right) \sim -N \left(-\frac{1}{N}\right) = 1$$

donc $\lim_{m \rightarrow \infty} E(Z_N) = e - 1$

Q5) soit $k \in \mathbb{N}^*$

$$p(Z_N = k) = v_k \cdot v_{k+1}.$$

$$v_k = \frac{C_{N+k-1}^k}{N^k} \underset{N \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{(N+k-1)^k}{k!} \times \frac{1}{N^k} = \frac{1}{k!} \left(1 + \frac{k-1}{N}\right)^k \underset{N \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{k!}$$

$$\text{donc } \underbrace{\lim_{N \rightarrow +\infty} v_k}_{!} = \frac{1}{k!} \quad \cdot \quad \lim_{N \rightarrow +\infty} p(Z_N = k) = \frac{1}{k!} - \frac{1}{(k+1)!} = g(k) !$$

g étant une loi de probabilité (II Q4) il est clair donc que l'on peut trouver une variable aléatoire Z à valeurs dans \mathbb{N}^* telle que :

$$\forall k \in \mathbb{N}^*, p(Z = k) = \lim_{N \rightarrow +\infty} p(Z_N = k).$$

Remarque... Pour N grand II Q4 et III Q5 montrent qu'avec un tirage ou pour un tirage c'est la même chose ! Alors on la veut, non ?! Q6 \rightarrow p. 14

PARTIE IV

Q3... $k \in \llbracket 1, N \rrbracket$ et $n \in \mathbb{N}^*$. $\forall i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $k < u_i$ signifie que le tirage $1, 2, \dots, n+1$ est composé un numéro plus petit que précédent à k .
 si $k = N$ la probabilité correspondante est nulle.
 si $k < N$ la probabilité est $\left(\frac{N-k}{N}\right)^n$

donc la densité est la probabilité cherchée est $\underline{\underline{\left(\frac{N-k}{N}\right)^n}}$.

Notons T_1 la case égale au numéro obtenu au premier tirage N (c'est fait $T_1 = u_1$!?)

$$p(A_n) = \sum_{k=1}^N p(A_n \cap T_1 = k) = \sum_{k=1}^N p(A_n / T_1 = k) p(T_1 = k) = \sum_{k=1}^N \left(\frac{N-k}{N}\right)^n \frac{1}{N}$$

$$\text{donc } \underline{\underline{p(A_n) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \left(1 - \frac{k}{N}\right)^n}}$$

Q2) Notons que : $\forall n \in \mathbb{N}, x_n = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \left(1 - \frac{k}{N}\right)^n$!

$\forall k \in \llbracket 1, N \rrbracket, \left|1 - \frac{k}{N}\right| < 1$. donc pour tout $k \in \llbracket 1, N \rrbracket$, la série de terme général $\left(1 - \frac{k}{N}\right)^n$ converge ; la série de terme général x_n est alors convergente comme combinaison linéaire de séries convergentes.

$$\sum_{n=0}^{+\infty} x_n = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \sum_{n=0}^{+\infty} \left(1 - \frac{k}{N}\right)^n = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \frac{1}{1 - \left(1 - \frac{k}{N}\right)} = \sum_{k=1}^N \frac{1}{k}$$

$$\sum_{n=0}^{+\infty} x_n = \sum_{k=1}^N \frac{1}{k}$$

Q3) Notons par l'énoncé r est le plus petit élément de \mathbb{N}^* tel que $u_{r+1} \leq \bar{u}(u_1, u_2, \dots, u_r)$.
 Il s'agit donc de prouver que : $p\left(\bigcup_{r=1}^{+\infty} B_r\right) = \sum_{r=1}^{+\infty} p(B_r) = 1$

si $r=1$: $p(B_1) = p(u_2 \leq u_1)$

si $r \geq 2$ B_r est l'événement \bar{p}_i et pendant \bar{p}_i

$$\begin{cases} u_2 > \bar{u}(u_1) \\ u_3 > \bar{u}(u_1, u_2) \\ \dots \\ u_r > \bar{u}(u_1, u_2, \dots, u_{r-1}) \\ u_{r+1} \leq \bar{u}(u_1, u_2, \dots, u_r) \end{cases}$$

donc B_r est l'événement \bar{p}_i et pendant \bar{p}_i

$$\begin{cases} u_2 > u_1 \\ u_3 > u_1 \\ \dots \\ u_r > u_1 \\ u_{r+1} \leq u_1 \end{cases}$$

donc $B_r = \{ \forall i \in \llbracket 2, r \rrbracket, u_i < u_1 \} = \{ \forall i \in \llbracket 2, r+1 \rrbracket, u_i < u_1 \}$

$B_r = \{ \forall i \in \llbracket 1, r-1 \rrbracket, u_i < u_1 \} \cap \{ \forall i \in \llbracket 1, r \rrbracket, u_i < u_{i+1} \} = A_{r-1} \cap A_r$

Comme $A_r \subset A_{r-1}$: $p(B_r) = p(A_{r-1}) - p(A_r) = x_{r-1} - x_r$

$\forall r \in \llbracket 2, +\infty \llbracket, p(B_r) = x_{r-1} - x_r$ et $p(B_1) = p(u_2 \leq u_1) = 1 - p(u_2 > u_1) = 1 - p(A_1)$

$\forall r \in \llbracket 1, +\infty \llbracket, p(B_r) = x_{r-1} - x_r$ et $p(B_1) = 1 - x_1 = x_0 - x_1$

Finalement : $\forall r \in \mathbb{N}^*, p(B_r) = x_{r-1} - x_r$

Il reste donc plus qu'à prouver que : $\sum_{r=1}^{+\infty} (x_{r-1} - x_r) = 1$

$$u : \sum_{r=1}^p (x_{r-1} - x_r) = x_0 - x_p = 1 - x_p \text{ pour tout } p \in \mathbb{N}^* \text{ et :}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} x_p = \lim_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \left(1 - \frac{k}{N}\right)^p \right] = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N 0 = 0 \quad \left(\forall k \in \{1, \dots, N\}, \left|1 - \frac{k}{N}\right| < 1 \right).$$

Il est donc quasi-certain de pouvoir trouver un plus petit écart strictement positif r tel que : $u_{r+1} \leq \inf(u_1, u_2, \dots, u_r)$. Ceci autorise à parler de la variable aléatoire T_N prenant la valeur de ce plus petit écart.

Notons encore que : $\forall r \in \mathbb{N}^*, p(T_N = r) = x_{r-1} - x_r$.

Q4) $\forall r \in \mathbb{N}^*, r p(T_N = r) \geq 0$.

Pour prouver que $E(T_N)$ existe il suffit alors de montrer que la série de terme général $r p(T_N = r)$ converge c'est à dire que : $\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{r=1}^n r p(T_N = r)$ existe

Or $\forall n \in \mathbb{N}^*, \sum_{r=1}^n r p(T_N = r) = \sum_{r=0}^{n-1} p(T_N > r) - n p(T_N > n)$ (péculineuse).

$$\forall r \in \mathbb{N}^*, p(T_N > r) = p(u_2 > \inf(u_1) \cap u_3 > \inf(u_1, u_2) \cap \dots \cap u_{r+1} > \inf(u_1, u_2, \dots, u_r))$$

$$\forall r \in \mathbb{N}^*, p(T_N > r) = p(\forall i \in \{2, \dots, r+1\}, u_i < u_1) = p(\forall i \in \{1, \dots, r\}, u_1 < u_{i+1})$$

$$\forall r \in \mathbb{N}^*, p(T_N > r) = x_r \text{ . Ceci vaut encore pour } r=0 \text{ car } p(T_N > 0) = 1 = x_0.$$

Finalement $\forall n \in \mathbb{N}^*, \sum_{r=1}^n r p(T_N = r) = \sum_{r=0}^{n-1} x_r - n x_n$

Notons que : $\lim_{n \rightarrow \infty} n x_n = 0$. $\forall n \in \mathbb{N}^*, n x_n = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N n \left(1 - \frac{k}{N}\right)^n = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^{N-1} n \left(1 - \frac{k}{N}\right)^n$

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, n x_n = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^{N-1} e^{n \left[\ln \left(1 - \frac{k}{N}\right) + \frac{k}{N} \right]}$$

$$\forall k \in \{1, \dots, N-1\}, \ln \left(1 - \frac{k}{N}\right) < 0 \text{ donc } \forall k \in \{1, \dots, N-1\}, \lim_{n \rightarrow \infty} e^{n \left[\ln \left(1 - \frac{k}{N}\right) + \frac{k}{N} \right]} = 0.$$

Finalement : $\lim_{n \rightarrow \infty} n x_n = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^{N-1} 0 = 0$.

Rappelons que la série de terme général x_n converge et que : $\sum_{n=0}^{\infty} x_n = \sum_{k=1}^N \frac{1}{k}$

$$\text{Finalement: } \lim_{n \rightarrow +\infty} \left[\sum_{r=1}^n r p(T_N = r) \right] = \lim_{n \rightarrow +\infty} \left[\sum_{r=0}^{n-1} x_r - n x_n \right] = \sum_{k=1}^{+\infty} x_k = \sum_{k=1}^N \frac{1}{k}$$

Cl. $E(T_N)$ existe et vaut $\sum_{k=1}^N \frac{1}{k}$.

La série de terme général $\frac{1}{n}$ diverge et est à termes positifs; par conséquent la suite de ses sommes partielles admet pour limite $+\infty$.

Donc $\lim_{N \rightarrow +\infty} \left(\sum_{k=1}^N \frac{1}{k} \right) = +\infty$.

Cl. $\lim_{N \rightarrow +\infty} E(T_N) = +\infty$. ($E(T_N) = \sum_{k=1}^N \frac{1}{k} \sim \ln(N)$).

Ⓞ5. Rappelons que Ⓞ4 nous a donné: $\forall n \in \mathbb{N}, p(T_N > n) = x_n = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \left(1 - \frac{k}{N}\right)^n$

x_n est donc une somme de Riemann pour tout $n \in \mathbb{N}$! Soit $n \in \mathbb{N}$.

Prenons $\varphi: t \mapsto (1-t)^n$. φ est continue sur $[0, 1]$.

$$x_n = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \varphi\left(\frac{k}{N}\right); \text{ donc } \lim_{N \rightarrow +\infty} p(T_N > n) = \lim_{N \rightarrow +\infty} \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \varphi\left(\frac{k}{N}\right) = \int_0^1 \varphi(t) dt$$

$$\lim_{N \rightarrow +\infty} p(T_N > n) = \int_0^1 (1-t)^n dt = \left[-\frac{(1-t)^{n+1}}{n+1} \right]_0^1 = \frac{1}{n+1}$$

$\forall n \in \mathbb{N}, \lim_{N \rightarrow +\infty} p(T_N > n) = \frac{1}{n+1}$.

Donc $\forall n \in \mathbb{N}^* : \lim_{N \rightarrow +\infty} p(T_N = n) = \lim_{N \rightarrow +\infty} [p(T_N > n-1) - p(T_N > n)] = \frac{1}{n} - \frac{1}{n+1} = \frac{1}{n(n+1)}$.

$\forall n \in \mathbb{N}^*, \lim_{N \rightarrow +\infty} [p(T_N = n)] = \frac{1}{n} - \frac{1}{n+1} = \frac{1}{n(n+1)}$.

Ici encore prouve qu'il existe une variable aléatoire T à valeurs dans \mathbb{N}^* qui est

à prouver que: $h: \mathbb{N}^* \rightarrow \mathbb{R}$ et une loi de probabilité.

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, h(n) = \frac{1}{n(n+1)} \in [0, 1] \text{ et } \lim_{p \rightarrow +\infty} \left(\sum_{n=1}^p h(n) \right) = \lim_{p \rightarrow +\infty} \left[\sum_{n=1}^p \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{n+1} \right) \right] = \lim_{p \rightarrow +\infty} \left(1 - \frac{1}{p+1} \right) = 1$$

donc $\sum_{n=1}^{+\infty} h(n) = 1$. Ceci achève de prouver que h est une loi de probabilité.

Répète donc un var. T à valeurs dans \mathbb{N}^* telle que: $\forall k \in \mathbb{N}^*, p(T=k) = \lim_{N \rightarrow +\infty} p(T_N = k)$

$\forall k \in \mathbb{N}^*, p(T=k) = \frac{1}{k} - \frac{1}{k+1} = \frac{1}{k(k+1)}$. $h \circ (T=k) = \frac{1}{k+1} \vee \frac{1}{k}$. Telle que d'espérance.