

PRELIMINAIRE

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

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

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

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

$E(X) / \text{espérance} \Leftrightarrow$ la série de terme général $p(X > n)$ converge (la
 var d'espérance 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 $[1, A]$

1 $\rightarrow$ on choisit p'éléments de $[1, A]$

2 $\rightarrow$ on les ordonne dans l'ordre croissant

1^{ère} cas... si $p > A$: card $\emptyset_p = 0$!

2^{ème} cas... Supposons : $p \leq A$. Il y a C_p^A manières de choisir p'éléments de $[1, A]$ 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 $[1, A]$.

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

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 : $\forall i \in [1, p], d_i = c_i + i - 1$.

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

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

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 surjective 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 $(d_1, d_2, \dots, d_p) \in \mathcal{S}_{p+q-1}$. Nous avons 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 / Unité / 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 $(c_1, c_2, \dots, c_{p+q-1}) = (d_1, d_2, \dots, d_p)$. $\forall i \in \llbracket 1, p \rrbracket, c_i + c_{i+1} = d_i$

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

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 $\forall i \in \llbracket 1, p \rrbracket, d_i \in \mathbb{N}$.

Prenons $(c_1, c_2, \dots, c_p) = (d_1, d_2 + 1 - 2, d_3 + 1 - 3, \dots, d_p + 1 - p)$ c'est à dire que :

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

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

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

$(c_1, c_2, \dots, c_p)$ 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.

$\mathbb{P}_q$ et $\mathcal{D}_{p+q-1}$ sont alors équipotents. card $\mathbb{P}_q = \text{card } \mathcal{D}_{p+q-1} = \binom{p}{p+q-1}$
 car $\text{card } \mathbb{P}_q = \binom{p}{p+q-1}$ $p+q-1 \geq p \neq q$

Remarque 1. Soit $\tilde{a}$ mettre en relation avec $\mathbb{P}_q^p = \text{card } \{(t_1, t_2, \dots, t_q) \in \mathbb{N}^q \mid t_1 + t_2 + \dots + t_q = p\}$
 1. $\binom{p}{p+q-1}$ est aussi le nombre d'applications linéaires de $\llbracket 1, p \rrbracket$ dans $\llbracket 1, q \rrbracket$.
 $\tilde{a}$ mettre

PARTIE II

Tirages SANS remise.

Q1) d'univers Ω et l'ensemble des N tirer sans répétition de l'ensemble $\llbracket 1, N \rrbracket$.
 Donc card $\Omega = N!$

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 $n \geq 1$.

tiages pour
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 sortant
 aux $N-(n+1)$ derniers tirages.

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

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

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

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

Q2). $X_N(2), \llbracket 1, N \rrbracket$.

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 $k = N$: $p(X_N > k) = 0$.

évidentes, 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 : $\forall k \in \mathbb{I}1, N-1\mathbb{I}$, $p(X_N = k) = \frac{k}{(k+1)!}$ et $p(X_N = N) = \frac{1}{N!}$.

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

préliminaire.

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

Q3) $\sum_{k=0}^{+\infty} \frac{1}{k!} = e$; $e-1 = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k!} = \lim_{N \rightarrow +\infty} \left(\sum_{k=1}^N \frac{1}{k!} \right) = \lim_{N \rightarrow +\infty} E(X_N).$

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

Q4) soit $k \in \mathbb{N}^*$ la suite $(p(X_N = k))_{N \geq 3}$ est constante à partir d'un certain rang !

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

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

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 :

$q: \mathbb{N}^* \rightarrow \mathbb{R}$ est une loi de probabilité ; c'est à dire que :

$k \mapsto \frac{k}{(k+1)!}$

- $\forall k \in \mathbb{N}^*$, $q(k) \in [0, 1]$.
- $\sum_{k=1}^{+\infty} q(k) = 1$

le premier point est clair, montrons le second.

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

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

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 donc absolument convergente (car à termes positifs) comme combinaison linéaire de trois séries convergentes.

Donc $1 \rightarrow E(X)$ existe

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

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

$$E(X) = e-1 = \lim_{n \rightarrow \infty} E(X_n) \quad ! \text{ Le pouffé retombe très vite ! OK!}$$

Voilà l'algorithmique à la fin.

PARTIE III

Désormais les tirages se font avec remise.

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

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

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

$\uparrow$ SIGZ

$\leftarrow \bar{u}_i$: cases u_i de la pte soit pour doute des var...

Notons donc que'il y a N^n manières de faire n tirages avec remise.

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

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

$$\text{Donc } \forall n \in \mathbb{N}^*, v_n = \frac{C_{n+N-1}^n}{N^n}$$

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 $\forall k \in [1, N-1]$, $N+n-k \sim_n$; $\binom{n}{N+n-1} \sim \frac{n^{N-1}}{(N-1)!}$

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

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

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

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} (n^3 v_n) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \left[\frac{1}{(N-1)!} \frac{n^{N+2}}{n^n} \right] = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{(N-1)!} e^{(N+2)\ln n - n \ln n} = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{(N-1)!} e^{n \left[\frac{N+2}{n} - \ln n \right]} = 0$$

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

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

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

La série de terme général $\frac{1}{n^2}$ (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.

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

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

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 $u_r > u_{r+1}$

$$A_r = \{u_1, u_2, \dots, u_r\} \setminus \{u_1, u_2, \dots, u_r, u_{r+1}\}$$

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

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

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

évenements deux à deux

$\bigcup_{r=1}^{+\infty} A'_r$ est donc un événement quasi-certain ; il est donc quasi-certain d'avoir l'existence d'un plus petit r tel que $u_r > u_{r+1}$ (on dit quasi-sûrement d'avoir une suite croissante, ou peu large, de résultats). Ceci autorise alors à parler de la variable aléatoire Z_N donnant 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 $\lim_{m \rightarrow +\infty} (m U_m) = 0$ ou

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

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

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

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

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

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

- c'est clair pour $n=0$.

- Supposons la propriété vraie pour n et montrons la pour $n+1$.

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

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

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

ceci achève la récurrence.

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

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

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

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

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

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

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

En remplaçant dans l'inégalité ci-dessus :

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

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

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

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

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

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

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

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

il suffit donc de prouver que : $\lim_{m \rightarrow +\infty} \frac{v_{m+1}}{\left(1 - \frac{1}{N}\right)^{N+m+1}} = 0$ et $\begin{cases} -\ln(N-1) < 0 \text{ et} \\ \lim_{m \rightarrow +\infty} \frac{\ln(m+1)}{m+1} = 0 \end{cases} (N \geq 3).$

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

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

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

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 alors clair 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 une ou pour une c'est la même chose ! Alors en la somme, non ?! (Q6) $\rightarrow$ p. 14

PARTIE IV

Q5 - $k \in [1, N]$ et $n \in \mathbb{N}^*$. $\forall i \in [1, n]$, $k < u_i$ signifie que le tirage $1, 2, \dots, n+1$ est composé d'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 somme des probabilités cherchée est $\underline{\underline{\left(\frac{N-k}{N}\right)^n}}$.

Notons T_1 la var égale au numéro obtenu au premier tirage N (a 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 B_r l'événement r est le plus petit élément de $\mathbb{N}^*$ tel que $u_{r+1} \leq \bar{u}(u_2, u_2, \dots, u_r)$.
Il s'agit alors 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 r est le plus petit élément de $\mathbb{N}^*$ tel que $u_{r+1} \leq \bar{u}(u_2, u_2, \dots, u_r)$

$$\left\{ \begin{array}{l} u_2 > \bar{u}(u_2) \\ u_3 > \bar{u}(u_2, u_2) \\ \dots \\ u_r > \bar{u}(u_2, u_2, \dots, u_r) \\ u_{r+1} \leq \bar{u}(u_2, u_2, \dots, u_r) \end{array} \right.$$

donc B_r est l'événement r est le plus petit élément de $\mathbb{N}^*$ tel que $u_{r+1} \leq \bar{u}(u_2, u_2, \dots, u_r)$

$$\left\{ \begin{array}{l} u_2 > u_2 \\ u_3 > u_2 \\ \dots \\ u_r > u_2 \\ u_{r+1} \leq u_2 \end{array} \right.$$

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

$B_r = \{ \forall i \in \llbracket 2, r-1 \rrbracket, u_i < u_{r+1} \} \cap \{ \forall i \in \llbracket 3, r \rrbracket, u_i < u_{r+1} \} = A_{r-1} \cap A_r$

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

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

$\forall r \in \llbracket 2, +\infty \rrbracket, p(B_r) = x_{r-1} - x_r$ 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 : $\sum_{r=1}^{+\infty} (x_{r-1} - x_r) = 1$

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

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

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

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

④ $\forall r \in \mathbb{N}^*, r p(T_N = r) \geq 0$.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Q5. Rappelons que Q4 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 $\varphi: t \mapsto (1-t)^n$. Par continuité sur $[0,1]$.

$x_n = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \varphi\left(\frac{k}{N}\right)$; d'ac $\lim_{N \rightarrow \infty} p(T_N > n) = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \varphi\left(\frac{k}{N}\right) = \int_0^1 \varphi(t) dt$

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

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

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

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

Il nous reste à prouver que 'existe une variable aléatoire T à valeurs dans $\mathbb{N}^*$ vérifiant à prouver que: $h: \mathbb{N}^* \rightarrow \mathbb{R}$ et une loi de probabilité'.

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

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

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

$\forall k \in \mathbb{N}^*, p(T=k) = \frac{1}{k} - \frac{1}{k+1} = \frac{1}{k(k+1)}$. $h(T=k) = \frac{1}{k(k+1)} \sim \frac{1}{k^2}$. T.V.C. d'espérance.