

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 et la base de la démonstration de :

$E(X) \text{ finie} \Leftrightarrow \text{la série de terme général } p(X>n) \text{ converge}$ (la

convergence s'appelle 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

si cas.. si $p > a$: cad $\emptyset_p = \emptyset!$

2^{ème} cas.. Supposons $p \leq a$. il ya C_p^a manières de choisir p'éléments de $[1, a]$ et une seule manière de les ordonner dans l'ordre croissant

il ya donc C_p^a suites strictement croissantes de p'éléments de $[1, a]$.

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

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

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

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

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

d'où $1 \leq d_1 \leq d_2 \leq \dots \leq d_p \leq p + q - 1$ 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} .

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

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

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

Posons $(c_1, c_2, \dots, c_p) = (d_1, d_2 + 1 - 2, d_3 + 1 - 3, \dots, d_p + 1 - p)$ 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 : $1 \leq d_1 = c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_p = d_p + 1 - p \leq p+q-1 + 1 - p = q$;

$\exists c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_p \leq q$; 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 $\exists c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_p \leq q$. $(c_1, c_2, \dots, c_p) \in \mathcal{E}_q$.

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

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

(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.

ξ et \mathcal{D}_{p+q-1} sont alors équipotents. card $\xi = \text{card } \mathcal{D}_{p+q-1} = \binom{p}{p+q-1}$

Donc card $\xi = \binom{p}{p+q-1}$

$p+q-1 \geq p \text{ et } \geq q$

Remarque 1. Soit \bar{a} cette relation avec $\Gamma_q^p = \text{card } \{(t_1, t_2, \dots, t_q) \in \mathbb{N}^q \mid t_1 + t_2 + \dots + t_q = p\}$
2. $\binom{p}{p+q-1}$ est le nombre d'applications croissantes de $\llbracket 1, q \rrbracket$ dans $\llbracket 1, p \rrbracket$.
à vérifier

PARTIE II

Tirages SANS remise.

Q1) d'univers Ω et l'ensemble des N tirés 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 $n \geq 1$.

tirages sans remise!!

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

Lib. de choisir $N-(n+1)$ jetons parmi les $N-(n+1)$ derniers tirages.

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

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

Notons que : $P(X_N > N) = 0$ (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) $X_N \in \llbracket 1, N \rrbracket$.

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 $k=N$: $P(X_N = k) = 0$.

alors, 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 : $\forall k \in \{3, N-1, \dots\}, p(X_N = k) = \frac{k}{(k+1)!}$ et $p(X_N = N) = \frac{1}{N!}$.

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

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

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

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

Q4 soit $k \in \mathbb{N}^*$ la suite $(p(X_N = k))_{N \geq 3}$ est constant à partir d'un certain rang!
 $\forall k \in \mathbb{N}^*, \forall N \in \mathbb{N} \cap]k, +\infty[\cup]k+1, +\infty[: p(X_N = k) = \frac{k}{(k+1)!} ; \lim_{N \rightarrow +\infty} p(X_N = k) = \frac{k}{(k+1)!}$

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

On montre 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 :

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

de premier point et bien, montrons le second.

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

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

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

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

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

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

Voilà l'algorithme à la fin.

PARTIE III

Désormais les tirages se font avec remise.

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

$$\text{card} \{ (\bar{u}_1, \bar{u}_2, \dots, \bar{u}_n) \in \{\bar{1}, \bar{2}, \dots, \bar{n}\}^n \mid \bar{u}_1, \bar{u}_2, \dots, \bar{u}_n \} = \text{card} \{ (\bar{u}_1, \bar{u}_2, \dots, \bar{u}_n) \in \mathbb{N}^n \mid s \bar{u}_1, s \bar{u}_2, \dots, s \bar{u}_n \leq n \}$$

$$\text{donc } \text{card} \{ (\bar{u}_1, \bar{u}_2, \dots, \bar{u}_n) \in \{\bar{1}, \bar{2}, \dots, \bar{n}\}^n \mid \bar{u}_1, \bar{u}_2, \dots, \bar{u}_n \} = C_{n+n-1}^n$$

\uparrow
S.I.G.E

← \bar{u}_i : cartes u_i
de lecture sans possibilité
doute des valeurs...

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

$$\text{Par conséquent : } \sigma_n = P(s \bar{u}_1, s \bar{u}_2, \dots, s \bar{u}_n) = \frac{C_{n+n-1}^n}{n^n}$$

$$\text{Donc la suite nous permet } \sigma_2 = 1 = \dots = C_{2+n-1}^2 / n^2 !$$

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

Q2 Soit $n \in \mathbb{N}^*$

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

or $\forall k \in \{2, \dots, N-1\}$, $N+n-k \sim_n \frac{1}{n} \frac{n^{N-1}}{(N-1)!}$

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

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

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

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

$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{\ln n}{n} = 0$
 \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 $r \in \mathbb{N}^*$.

Noter A_r l'événement : r est le plus petit d'entre 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 $\{u_1 \leq u_2 \leq \dots \leq u_r \leq u_{r+1}\} \subset \{u_1 \leq u_2 \leq \dots \leq u_r\}$: $p(A_r) = p(u_1 \leq u_2 \leq \dots \leq u_r) - p(u_1 \leq u_2 \leq \dots \leq u_r \leq u_{r+1})$

$\forall r \in \mathbb{N}^*, p(A'_r) = v_r - v_{r+1} = w_r.$

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

les événements sont disjoints

$\bigcup_{r=1}^{+\infty} A'_r$ 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 plus large, de résultats). Ceci entraîne alors à parler de la variable aléatoire Z_N donnant le plus petit $r \in \mathbb{N}^*$ tel que $u_r > u_{r+1}$.

notons que : $\forall r \in \mathbb{N}^*, p(Z_N = r) = p(A'_r) = w_r = v_r - v_{r+1}$

soit $m \in \mathbb{N}^*$
 la définition donne : $\sum_{n=1}^m n p(Z_N = n) = \sum_{n=0}^{m-1} p(Z_N > n) - m p(Z_N > m)$

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

$p(Z_N > 0) = 1 = v_1 = v_{0+1}$

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

Par conséquent : $\sum_{n=1}^m n p(Z_N = n) = \sum_{n=0}^{m-1} v_{n+1} - m v_{m+1} = \sum_{n=1}^m v_n - m v_{m+1}.$

$\forall m \in \mathbb{N}^*, \sum_{n=1}^m n p(Z_N = n) = \sum_{n=1}^m v_n - m v_{m+1}.$

Rappelons que la série de terme général $n v_n$ converge ; donc $\lim_{n \rightarrow +\infty} (n v_n) = 0$ ou

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

Par conséquent : $\lim_{m \rightarrow +\infty} m v_{m+1} = \lim_{m \rightarrow +\infty} \left[\sum_{n=1}^m n p(Z_N = n) \right] = 1 \times 0 = 0.$

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

$\lim_{m \rightarrow +\infty} \sum_{n=1}^m n p(Z_N = n) = \sum_{n=1}^{+\infty} v_n.$ Ceci prouve que la série de terme général $n p(Z_N = n)$ est convergente et donc absolument convergente (ce qui est toujours vrai)

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

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

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

ici achève la récurrence.

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

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 $[-\frac{1}{N}, 0]$ ($m \in \mathbb{N}^*$).

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

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

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

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

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

En remplaçant dans l'inégalité trouvée :

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

Donc $\left| \frac{1}{\left(1 - \frac{1}{N}\right)^N} - 1 - \sum_{k=1}^n v_k \right| \leq \frac{v_{n+1}}{\left(1 - \frac{1}{N}\right)^{N+n+1}}$

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

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

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

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

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

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

ce qui donne donc de plus que : $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{v_{n+1}}{\left(1 - \frac{1}{N}\right)^{N+n+1}} = 0$.

$\left\{ \begin{array}{l} -\ln(N-1) < 0 \text{ et} \\ \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{\ln(n+1)}{n+1} = 0 \end{array} \right. \quad (N \geq 3)$

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

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

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

Q5 doit $k \in \mathbb{N}^*$

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

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

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

g étant une loi de probabilité (II Q4) il et 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 montrant, non ?! (Q6) \rightarrow p. 14

PARTIE IV

Q5 - $k \in \llbracket 3, N \rrbracket$ et $n \in \mathbb{N}^*$. $\forall i \in \llbracket 3, n \rrbracket$, $k < u_i$ signifie que la 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 décroissance de la probabilité de k est $\underline{\underline{\left(\frac{N-k}{N}\right)^n}}$.

Notons T_1 la case égale au numéro obtenu au premier tirage (k 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 : $\forall n \in \mathbb{N}, x_n = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N (1 - \frac{k}{N})^n$!

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

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

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

Q3 Notons B_r l'événement r est le plus petit élément de \mathbb{N}^* tel que $u_{r+1} \leq \bar{u}(u_1, u_2, \dots, u_r)$.
 à l'agitation de prouver que : $p(\bigcup_{r=1}^{+\infty} B_r) = \sum_{r=1}^{+\infty} p(B_r) = 1$

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

si $r > 1$ B_r est réalisé par (u_1, \dots, u_r) si

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

donc B_r est réalisé par (u_1, \dots, u_r) si

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

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

$B_r = \{ \forall i \in \llbracket 2, r+1 \rrbracket, u_i < u_1 \} \cap \{ \forall i \in \llbracket 1, r \rrbracket, u_i < u_{i+1} \} = A_{r+1} \cap A_r$

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

$\forall r \in \llbracket 2, +\infty \rrbracket, p(B_r) = x_{r+1} - x_r$ et $p(B_1) = p(u_2 \leq u_1) = 1 - p(u_2 > u_1) = 1 - p(A_2)$

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

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

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

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

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

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

$\forall r \in \mathbb{N}^*, p(T_N > r) = x_r$. Ceci vaut encore pour $r=0$ 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 : $\lim_{n \rightarrow \infty} n x_n = 0$. $\forall n \in \mathbb{N}^*, n x_n = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N n \left(1 - \frac{k}{N}\right)^n = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^{N-1} n \left(1 - \frac{k}{N}\right)^n$

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

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

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

Ⓠ. 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 $u \in \mathbb{N}$.

Posons $\varphi: t \mapsto (1-t)^n$. Polynôme sur $[0, 1]$.

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

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

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

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

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

Ici encore prouve que 'existe une variable aléatoire T à valeurs dans \mathbb{N}^* qui admet pour loi de probabilité :

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

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

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