

Finalement $\underline{p(A_1 \cup B_1 \cup B_2) = p(X_3 > p) = 3 \left[\left(\frac{2}{3}\right)^p - \left(\frac{1}{3}\right)^p \right]}$ pour tout $p \in \mathbb{N}^*$

Supposons maintenant $p \geq 3$.

$$p(X_3 = p) = p(X_3 > p-1) - p(X_3 > p) = 3 \left[\left(\frac{2}{3}\right)^{p-1} - \left(\frac{1}{3}\right)^{p-1} \right] - 3 \left[\left(\frac{2}{3}\right)^p - \left(\frac{1}{3}\right)^p \right]$$

$$p(X_3 = p) = 3 \left(\frac{2}{3}\right)^{p-1} \left(1 - \frac{1}{3}\right) - 3 \left(\frac{1}{3}\right)^{p-1} \left(1 - \frac{1}{3}\right) = \left(\frac{2}{3}\right)^{p-1} - 2 \left(\frac{1}{3}\right)^{p-1}$$

car pour $\dots$ $X_3(\omega) \in \mathbb{N}$ et $\forall p \in \mathbb{N}$, $p(X_3 = p) = \left(\frac{2}{3}\right)^{p-1} - 2 \left(\frac{1}{3}\right)^{p-1}$

d) Les séries de terme général $p \left(\frac{2}{3}\right)^{p-1}$ et $p \left(\frac{1}{3}\right)^{p-1}$ étant convergentes, la série de terme général $p p(X_3 = p)$ est convergente et même absolument convergente (car $p \times p(X_3 = p) \geq 0$ pour tout $p \in \mathbb{N}$). Par conséquent : $E(X_3)$ existe.

$$E(X_3) = \sum_{p=1}^{+\infty} p \left[\left(\frac{2}{3}\right)^{p-1} - 2 \left(\frac{1}{3}\right)^{p-1} \right] = \sum_{p=1}^{+\infty} p \left[\left(\frac{2}{3}\right)^{p-1} - 2 \left(\frac{1}{3}\right)^{p-1} \right] = 1 \left[1 \cdot 2 \right] - 2 \left[\frac{1}{3} - \frac{2}{3} \right]$$

$$E(X_3) = \sum_{p=1}^{+\infty} p \left(\frac{2}{3}\right)^{p-1} - \sum_{p=1}^{+\infty} p \left(\frac{1}{3}\right)^{p-1} + 1 = \frac{1}{\left(1 - \frac{2}{3}\right)^2} - \frac{2}{\left(1 - \frac{1}{3}\right)^2} + 1 = 9 - \frac{9}{2} + 1 = \frac{11}{2}$$

donc $\underline{E(X_3) = \frac{11}{2}}$ (* les deux séries convergent ...)

Remarque : si X est une v.a.r. discrète telle que $X(\omega) \in \mathbb{N}$, $E(X)$ existe si la série de terme général $p(X > n)$ converge. si $E(X)$ existe : $E(X) = \sum_{n=0}^{+\infty} p(X > n)$

ce résultat classique permet d'obtenir plus rapidement $E(X_3)$. La série de terme général

$$p(X_3 > p) = 3 \left[\left(\frac{2}{3}\right)^p - \left(\frac{1}{3}\right)^p \right] \text{ converge } \left(\left|\frac{2}{3}\right| < 1 \text{ et } \left|\frac{1}{3}\right| < 1 \right) \text{ donc } E(X_3) \text{ existe et}$$

$$E(X_3) = \sum_{p=0}^{+\infty} p(X_3 > p) = p(X_3 > 0) + \sum_{p=1}^{+\infty} 3 \left[\left(\frac{2}{3}\right)^p - \left(\frac{1}{3}\right)^p \right] = 1 + 3 \times \frac{1}{3} + \frac{1}{1 - \frac{2}{3}} - 3 \times \frac{1}{3} + \frac{1}{1 - \frac{1}{3}} - \dots = \frac{11}{2}$$

(93) Etude de la loi de X_n .

a) $p(B_i) = \left(\frac{n-1}{n}\right)^p$ (la boule i n'a été tirée que au cours des p premiers tirages)

$$p(B_i \cap B_j) = \left(\frac{n-2}{n}\right)^p \text{ (les boules } i \text{ et } j \text{ ne sont pas tirées au cours des } p \text{ premiers tirages).}$$

$$p(B_{i_1} \cap B_{i_2} \cap \dots \cap B_{i_k}) = \left(\frac{n-k}{n}\right)^p \text{ ("les boules } i_1, i_2, \dots, i_k \text{ ne sont pas tirées au cours des } p \text{ premiers tirages).}$$

b) $p(B_1 \cup B_2 \cup \dots \cup B_n) = \sum_{k=1}^n (-1)^{k+1} \sum_{1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_k \leq n} p(B_{i_1} \cap B_{i_2} \cap \dots \cap B_{i_k}) = \sum_{k=1}^n (-1)^{k+1} \sum_{1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_k \leq n} \left(\frac{n-k}{n}\right)^p$

$$\underline{p(B_1 \cup B_2 \cup \dots \cup B_n) = \sum_{k=1}^n (-1)^{k+1} \binom{n}{k} \left(\frac{n-k}{n}\right)^p}$$

c) $p(X_n > p) = p(0, 0, 0, \dots, 0, 1) = \sum_{k=1}^n (-1)^{k+1} \binom{k}{n} \left(\frac{n-k}{n}\right)^p$ ce n'est pas nouveau !?

Remarque... il semble que ce résultat ne nous soit pas étranger !

réécrire quelques instants sur $p(X_n \leq p) \dots$ on p-tiages toutes les boules, soit au moins 1 fois. L'ensemble des p-tiages c'est encore défini une surjection de l'ensemble des p-tiages dans l'ensemble des n-boules. Par conséquent :

$p(X_n \leq p) = \frac{S_p^n}{n^p}$ où S_p^n est le nombre de surjections d'un ensemble de p-éléments dans un ensemble de n-éléments. $S_p^n = \sum_{k=0}^n (-1)^{n-k} \binom{k}{n} k^p \dots n^p = \sum_{k=0}^n \binom{k}{n} S_p^k$ + formule d'inversion de Pascal,

donc $p(X_n > p) = 1 - \sum_{k=0}^n (-1)^{n-k} \binom{k}{n} \frac{k^p}{n^p} = 1 - \sum_{k=0}^n (-1)^k \binom{k}{n} \left(\frac{n-k}{n}\right)^p = - \sum_{k=1}^n (-1)^k \binom{k}{n} \left(\frac{n-k}{n}\right)^p$

donc $p(X_n > p) = \sum_{k=1}^n (-1)^{k+1} \binom{k}{n} \left(\frac{n-k}{n}\right)^p$! de nouveau et décidément bien petit !

Notons que ce qui précède vaut pour tout $p \in \mathbb{N}$ (Voir le raisonnement... ou la formule) soit $p \in \mathbb{N}^*$

$p(X_n = p) = p(X_n > p-1) - p(X_n > p) = \sum_{k=1}^n (-1)^{k+1} \binom{k}{n} \left[\left(\frac{n-k}{n}\right)^{p-1} - \left(\frac{n-k}{n}\right)^p \right] = \sum_{k=1}^n \binom{k}{n} (-1)^{k+1} \left(\frac{n-k}{n}\right)^{p-1} \left(1 - \frac{n-k}{n}\right)$

$p(X_n = p) = \sum_{k=1}^n \binom{k}{n} (-1)^{k+1} \left(1 - \frac{k}{n}\right)^{p-1} \frac{k}{n}$ $\frac{0}{n} = 0!$

donc $\forall p \in \mathbb{N}^*$, $p(X_n = p) = \sum_{k=1}^n \binom{k}{n} (-1)^{k+1} \frac{k}{n} \left(1 - \frac{k}{n}\right)^{p-1} = \sum_{k=0}^n \binom{k}{n} (-1)^{k+1} \frac{k}{n} \left(1 - \frac{k}{n}\right)^{p-1}$

d) doit $q \in [1, n-1]$. $p(X_n \leq q) = 0$ (une peut s'atteler n numéros avec moins de n tirages).

donc $0 = 1 - p(X_n > q) = 1 - \sum_{k=1}^n (-1)^{k+1} \binom{k}{n} \left(\frac{n-k}{n}\right)^q = 1 + \sum_{k=1}^n (-1)^k \binom{k}{n} \left(\frac{n-k}{n}\right)^q = \sum_{k=0}^n (-1)^k \binom{k}{n} \left(\frac{n-k}{n}\right)^q$

$0 = \sum_{k=0}^n (-1)^{n-k} \binom{k}{n} \left(\frac{k}{n}\right)^q = (-1)^n \sum_{k=0}^n (-1)^{-k} \binom{k}{n} \left(\frac{k}{n}\right)^q = (-1)^n \sum_{k=0}^n (-1)^k \binom{k}{n} \left(\frac{k}{n}\right)^q = \frac{(-1)^n}{n^q} \sum_{k=0}^n \binom{k}{n} (-1)^k k^q$
 d'après d'ici : $n-k \rightarrow k$ $(-1)^k = (-1)^{n-k}$

donc $\sum_{k=0}^n \binom{k}{n} (-1)^k k^q = 0$ (pas nouveau ! $S_q^n = 0$ pour $q < n$ donc...)

Remarque... on pourrait aussi faire une récurrence sur q en utilisant $p(X_n = p) = 0$ pour $p < n$.

⑨ Avant de passer à l'apparence une anecdote ! c'est cette question qui m'a poussé à répondre à ma fille le dessin album parmi des dessins du zodiaque. Il faut celle sur un tel album 220 vignettes qu'il faut acheter 25 c. $E(X_{220})$ représente donc le nombre moyen de vignettes à acheter pour remplir l'album ! $E(X_{220}) \approx 1334,09$
 Il faut donc acheter 1334 vignettes, en moyenne ! coût moyen 328,5 F ! Bravo les commerciaux !

Q4 a) Soit $x \in [0, 1]$, soit $n \in \mathbb{N}^*$

Version 1

$$\sum_{k=0}^{n-1} (1-x)^k = \sum_{k=0}^{n-1} \sum_{i=0}^k \binom{k}{i} (-x)^i = \sum_{i=0}^{n-1} \sum_{k=i}^{n-1} \binom{k}{i} (-x)^i = \sum_{i=0}^{n-1} [(-1)^i x^i \underbrace{\left(\sum_{k=i}^{n-1} \binom{k}{i} \right)}_{\binom{n-1}{i+1}}]$$

invariance d'indice

$$\sum_{k=0}^{n-1} (1-x)^k = \sum_{i=0}^{n-1} (-1)^i x^i \binom{n-1}{i+1} = \sum_{k=1}^n (-1)^{k-1} x^{k-1} \binom{n-1}{k}$$

Donc $\sum_{k=0}^{n-1} (1-x)^k = \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} (-1)^{k-1} x^{k-1}$

Version 2 pour $x=0$ c'est du "pipô". Pour $x \neq 0$: $\sum_{k=0}^{n-1} (1-x)^k = \frac{1-(1-x)^n}{1-(1-x)} = \frac{1}{x} \left[1 - \sum_{k=0}^{n-1} \binom{n-1}{k} (-1)^k x^k \right]$

$$\sum_{k=0}^{n-1} (1-x)^k = \frac{1}{x} \left[\sum_{k=0}^{n-1} \binom{n-1}{k} (-1)^k x^k + 1 \right] = \frac{1}{x} \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} (-1)^{k-1} x^{k-1} = \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} (-1)^{k-1} x^{k-1} \dots$$

Version 3 la formule de Taylor (voir à la fin)

Version 4 : la récurrence.

Intégrer la formule précédente entre 0 et 1.

$$\sum_{k=0}^{n-1} \int_0^1 (1-x)^k dx = \sum_{k=0}^{n-1} \binom{k}{i} (-1)^i \int_0^1 x^{k-i} dx = \sum_{k=0}^{n-1} \left[-\frac{(1-x)^{k+1}}{k+1} \right]_0^1 = \sum_{k=0}^{n-1} \binom{k}{i} (-1)^i \left[\frac{x^k}{k} \right]_0^1$$

Donc $\sum_{k=0}^{n-1} \frac{1}{k+1} = \sum_{k=1}^n \binom{k-1}{i} (-1)^i \frac{1}{k}$. $\sum_{k=1}^n \frac{1}{k} = \sum_{k=1}^n \binom{k-1}{i} (-1)^i \frac{1}{k}$

Donc $H_n = \sum_{k=1}^n \binom{k-1}{i} (-1)^i \frac{1}{k}$

suppression du terme $k=0$...

b) Soit $p \in \mathbb{N}^*$ $p \cdot p(x_n=p) \geq 0$ et $p \cdot p(x_n=p) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} (-1)^{k+1} \frac{k}{n} p \left(1 - \frac{k}{n}\right)^{p-1} = \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} (-1)^{k+1} \frac{k}{n} p \left(1 - \frac{k}{n}\right)^{p-1}$

Si $k \in [1, n]$, $|1 - \frac{k}{n}| < 1$, donc pour tout $k \in [1, n]$, la série de terme général $\underbrace{\binom{n}{k} (-1)^{k+1} \frac{k}{n}}_{\text{constante!}} p \left(1 - \frac{k}{n}\right)^{p-1}$ est convergente ; donc la série de T.G. $\sum_{k=1}^n \binom{n}{k} (-1)^{k+1} \frac{k}{n} p \left(1 - \frac{k}{n}\right)^{p-1}$

est convergente. Finalement la série de terme général $p \cdot p(x_n=p)$ est convergente donc absolument convergente ($\dots p \cdot p(x_n=p) \geq 0$). $E(X_n)$ existe.

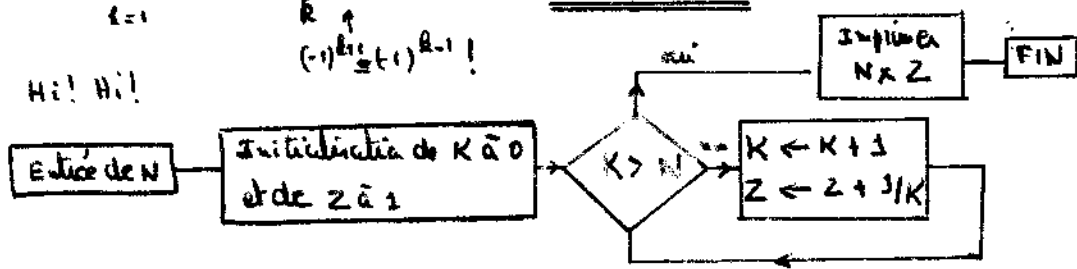
$$E(X_n) = \sum_{p=1}^{+\infty} p \cdot p(X_n=p) = \sum_{p=1}^{+\infty} \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} (-1)^{k+1} \frac{k}{n} p \left(1 - \frac{k}{n}\right)^{p-1}$$

$$E(X_n) = \sum_{p=1}^{+\infty} p \cdot p(X_n=p) = \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} (-1)^{k+1} \frac{k}{n} \left[\sum_{p=1}^{+\infty} p \left(1 - \frac{k}{n}\right)^{p-1} \right] = \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} (-1)^{k+1} \frac{k}{n} \frac{1}{\left[1 - \left(1 - \frac{k}{n}\right)\right]^2}$$

$$E(X_n) = n \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} (-1)^{k+1} \frac{1}{k} = n H_n$$

$(-1)^{k+1} \frac{1}{k} = (-1)^{k-1} \frac{1}{k}$

⊂ Hi! Hi!



que le calculer n'est pas à ajouter

$$E(X_{10}) \approx 29,29 ; E(X_{20}) \approx 71,95 ; E(X_{50}) \approx 224,96 ; E(X_{100}) \approx 518,74 \quad (1) \quad (5)$$

$$\text{ou } E(X_{10}) \approx 29,28 ; E(X_{20}) \approx 71,95 ; E(X_{50}) \approx 224,96 ; E(X_{100}) \approx 518,73 \quad (2)$$

(1) valeurs exactes (2) premières décimales fournies par la calculatrice !

Programmes à la fin

PARTIE II

Q1 Etude $H_n - h_n$. c'est du coq !

a) Soit $x \in \mathbb{R}_+^*$. Posons $f(t) \in [x, x+1]$, $f(t) = h_n t$.

f est dérivable sur $[x, x+1]$ et $\forall t \in [x, x+1]$, $f'(t) = \frac{1}{t}$. $\forall t \in [x, x+1]$, $\frac{1}{x+1} \leq f'(t) \leq \frac{1}{x}$.

Donc l'inégalité des A.F. donne : $\frac{1}{x+1} (x+1-x) \leq f(x+1) - f(x) \leq \frac{1}{x} (x+1-x)$

Finalement : $\forall x \in \mathbb{R}_+^*$, $\frac{1}{x+1} \leq h(x+1) - h(x) \leq \frac{1}{x}$.

Remarque : "Mer simplonant". $\forall x \in \mathbb{R}_+^*$, $h(x+1) - h(x) = h\left(1 + \frac{1}{x}\right)$ donc $\left\{ \begin{array}{l} \text{Pour } u \in \mathbb{R}_+^* : \\ 1 - \frac{1}{u} \leq h(u) \leq u-1 \end{array} \right.$

$$\forall x \in \mathbb{R}_+^*, 1 - \frac{1}{1+\frac{1}{x}} \leq h(x+1) - h(x) \leq \left(1 + \frac{1}{x}\right) - 1$$

$$\forall x \in \mathbb{R}_+^*, \frac{1}{x+1} \leq h(x+1) - h(x) \leq \frac{1}{x}$$

b) Soit $n \in \mathbb{N}^*$. $u_{n+1} - u_n = H_{n+1} - H_n - h(n+1) + h(n) = \frac{1}{n+1} - (h(n+1) - h(n)) \leq 0$

$(u_n)_{n \geq 1}$ est décroissante.

Soit $n \in \mathbb{N}^*$. $v_{n+1} - v_n = H_{n+1} - H_n - h(n+1) + h(n+2) = \frac{1}{n+1} - (h(n+2) - h(n+1)) \geq 0$

$(v_n)_{n \geq 1}$ est croissante.

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, v_n - u_n = -h(n+1) + h(n) = h\left(\frac{n}{n+1}\right); \lim_{n \rightarrow +\infty} (v_n - u_n) = 0.$$

$(u_n)_{n \geq 1}, (v_n)_{n \geq 1}$ est un couple de suites adjacentes. $(v_n)_{n \geq 1}$ et $(u_n)_{n \geq 1}$ convergent et

à la même limite que nous notons γ . Nous retrouvons, une fois de plus, la constante d'Euler.

c) $\forall n \in \mathbb{N}^*$, $\gamma \leq u_n$ et $\forall n \in \mathbb{N}^*$, $v_n \leq \gamma$ (... voir plus haut !)

$\forall n \in \mathbb{N}, n \geq 2 \Rightarrow u_n - \frac{1}{n} = H_{n-1} - h(n) = v_{n-1} \leq \gamma \leq u_n$. Ceci vaut aussi pour $n=1$

Donc $\forall n \in \mathbb{N}, n \geq 1 \Rightarrow \underline{u_n - \frac{1}{n} \leq \gamma \leq u_n}$. car $(u_1 - \frac{1}{1} = 0 \leq \gamma \leq u_1)$

Donc $\forall n \in \mathbb{N}, n \geq 1 \Rightarrow |u_n - \gamma| \leq \frac{1}{n}$

u_n est une valeur approchée à 10^{-4} près de γ dès que : $\frac{1}{n} \leq 10^{-4}$, soit $n \geq 10000$.

Il suffit de choisir $n = 10000$ pour avoir une valeur approchée à 10^{-4} près !!

C'est une catastrophe ! Par conséquent accélérons ... la convergence !

Pour $n = 10000$ la machine nous donne $E(X_{10000}) \approx 97876,06036 \dots$ ce qui donne (en divisant par 10000 et en arrondissant $h(10000)$) : $u_{10000} \approx 0,978765664 \dots$ donc $\gamma \approx 0,5773$

(6)

Q2 Etude d'une fonction asymptotique.

a) F est dérivable sur $\mathbb{R}_+$ et $\forall t \in \mathbb{R}_+$, $F'(t) = \frac{1}{2(1+t)^2} + \frac{1}{2} - \frac{1}{1+t} = \frac{t^2}{2(1+t)^2} \leq \frac{t^2}{2}$

$\forall t \in \mathbb{R}_+, 0 \leq F'(t) \leq \frac{t^2}{2}$.

Par intégration: $\forall x \in \mathbb{R}_+, 0 \leq \int_0^x F'(t) dt \leq \int_0^x \frac{t^2}{2} dt = \frac{x^3}{6}$.

$\forall x \in \mathbb{R}_+, 0 \leq F(x) - F(0) \leq \frac{x^3}{6}$

$\forall x \in \mathbb{R}_+, 0 \leq F(x) \leq \frac{x^3}{6}$ ($F(0)=0$).

Remarque... On pourrait aussi chercher à factoriser: $F(x) \sim F(x) - \frac{x^3}{6}$

b) Variation 3... Sans D.L. : Déterminer $\lim_{x \rightarrow 0} \frac{F(x)}{x^3}$ en utilisant la règle de l'Hôpital.

$\forall x \in \mathbb{R}_+^*, \frac{F'(x)}{3x^2} = \frac{x^2}{2(1+x)^2 \cdot 3x^2} = \frac{1}{6(1+x)^2}$. $\lim_{x \rightarrow 0} \frac{F'(x)}{3x^2} = \frac{1}{6}$ donc

$\lim_{x \rightarrow 0} \frac{F(x) - F(0)}{x^3 - 0^3} = \frac{1}{6}$; $\lim_{x \rightarrow 0} \frac{F(x)}{x^3} = \frac{1}{6}$.

Soit $k \in \mathbb{R}_+$ tel que: $\forall x \in \mathbb{R}_+, 0 \leq F(x) \leq kx^3$; $\forall x \in \mathbb{R}_+^*, 0 \leq \frac{F(x)}{x^3} \leq k$.

En passant à la limite: $\frac{1}{6} \leq k$; comme $\forall x \in \mathbb{R}_+^*, F(x) \leq \frac{1}{6}x^3$: $\frac{1}{6}$ est

le plus petit k solution du problème.

Variation 2... Avec D.L. : Même raisonnement mais on utilise $\lim_{x \rightarrow 0} \frac{F(x)}{x^3} = \frac{1}{6}$ par D.L. de F au voisinage de 0.

$F(x) = \frac{x}{2(1+x)} + \frac{x}{2} - h(1+x) = \frac{x}{2} [1 - x + x^2 - \dots - x^3] + \frac{x}{2} - (x - \frac{x^2}{2} + \frac{x^3}{3}) + o(x^3)$.

$F(x) = \frac{x}{2} - \frac{x^2}{2} + \frac{x^3}{2} + \frac{x}{2} - x + \frac{x^2}{2} - \frac{x^3}{3} + o(x^3)$; $F(x) = \frac{1}{6}x^3 + o(x^3)$ donc $\lim_{x \rightarrow 0} \frac{F(x)}{x^3} = \frac{1}{6}$

Q3 Etude asymptotique de H_n .

$\forall n \in \mathbb{N}^*, w_n = H_n - h(n) = \frac{1}{2n}$.

a) Soit $n \in \mathbb{N}^*$ et soit $p \in \mathbb{N}$ tel que: $p > n$.

$\sum_{k=n+1}^p (w_{k+1} - w_k) = w_{p+1} - w_{n+1}$. $w_{p+1} = H_{p+1} - h(p+1) = \frac{1}{2(p+1)} = u_{p+1} - \frac{1}{2(p+1)}$. $\lim_{p \rightarrow \infty} w_{p+1} = 0$

Par conséquent $r_n = \sum_{k=n+1}^{+\infty} (w_{k+1} - w_k)$ existe et $r_n = 0 - w_{n+1}$.

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

b) $w_{k+1} - w_k = u_{k+1} - u_k = \frac{1}{2(k+1)} + \frac{1}{2k} = \frac{1}{2} - h(k+1) + h(k) + \frac{1}{2k} - \frac{1}{2(k+1)}$

$w_{k+1} - w_k = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{k+1} + \frac{1}{k} \right) - h\left(\frac{k+1}{k}\right) = \frac{1}{2} \frac{1/k}{1+1/k} + \frac{1/k}{2} - h\left(1 + \frac{1}{k}\right) = F\left(\frac{1}{k}\right)$.

Soit $n \in \mathbb{N}^*$. $r_n = \sum_{k=n+1}^{+\infty} F\left(\frac{1}{k}\right)$

$\forall k \in \mathbb{N}^*, 0 \leq F(\frac{1}{k}) \leq \frac{1}{6k^3} \equiv$ la série de terme général $\frac{1}{k^3}$ converge ; par conséquent :

$\forall n \in \mathbb{N}^*, 0 \leq r_n = \sum_{k=n+1}^{+\infty} F(\frac{1}{k}) \leq \frac{1}{6} \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{1}{k^3}$. cherchons un majorant de cette dernière quantité .

Fixons n dans $\mathbb{N}^*$ et p dans $\mathbb{N}$ tel que : $p > n$.

$\forall k \in \mathbb{N}^*, \int_k^{k+1} \frac{1}{t^3} dt \geq \frac{1}{(k+1)^3} \int_k^{k+1} dt = \frac{1}{(k+1)^3}$; $\frac{1}{(k+1)^3} \leq \int_k^{k+1} \frac{dt}{t^3}$ pour tout $k \in \mathbb{N}^*$.

Donc $\sum_{k=n}^p \frac{1}{(k+1)^3} \leq \sum_{k=n}^p \int_k^{k+1} \frac{dt}{t^3} = \int_n^{p+1} \frac{dt}{t^3} = \left[-\frac{1}{2t^2} \right]_n^{p+1} = \frac{1}{2n^2} - \frac{1}{2(p+1)^2} \leq \frac{1}{2n^2}$.

Donc $\sum_{k=n+1}^{p+1} \frac{1}{k^3} \leq \frac{1}{2n^2}$; en passant à la limite on obtient $\sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{1}{k^3} \leq \frac{1}{2n^2}$.

Finalement : $0 \leq r_n \leq \frac{1}{6} + \frac{1}{2n^2}$; soit : $0 \leq r_n \leq \frac{1}{12n^2}$ pour tout $n \in \mathbb{N}^*$

c) soit $n \in \mathbb{N}^* - \{1\}$: $\delta - (H_n - h_n - \frac{1}{2n}) = \delta - u_n = r_{n-1}$

Donc $0 \leq \delta - (H_n - h_n - \frac{1}{2n}) \leq \frac{1}{12(n-1)^2}$. Pour avoir $0 \leq \delta - (H_n - h_n - \frac{1}{2n}) \leq 0,0001$

il suffit d'avoir $\frac{1}{12(n-1)^2} \leq 0,0001$; c'est à dire $n-1 \geq \frac{30^2}{\sqrt{12}} = \frac{50}{\sqrt{3}}$; soit encore :

$$n \geq 1 + \frac{50}{\sqrt{3}} \approx 1 + \frac{50}{1.73} \approx 29,87$$

soit que $n \geq 30$: $0 \leq \delta - (H_n - h_n - \frac{1}{2n}) \leq 0,0001$... c'est déjà mieux !

la calculatrice donne alors $H_{30} - h_{30} - \frac{1}{60} \approx 0,5771230817$

Donc $\delta \approx 0,577123081 + \approx 10^{-4}$ près ... ou presque !!

Q4) Calculons ! $E(X_n) = n H_n$

$$\forall n \in \mathbb{N}, n \geq 2 \Rightarrow 0 \leq n \delta - n H_n + n h_n + \frac{1}{2} \leq \frac{n}{12(n-1)^2}$$

$$\text{pour } \forall n \in \mathbb{N}^* \quad E'_n = n \delta - n H_n + n h_n + \frac{1}{2} \quad \forall n \in \mathbb{N}, n \geq 2 \Rightarrow 0 \leq E'_n \leq \frac{n}{12(n-1)^2}$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{n}{12(n-1)^2} = 0 \text{ donc } \lim_{n \rightarrow +\infty} E'_n = 0 \text{ . Pour } \forall n \in \mathbb{N}^*, E_n = -E'_n \text{ . } \lim_{n \rightarrow +\infty} E_n = 0$$

$$\text{Finalement } E(X_n) = n H_n = n h_n + n \delta + \frac{1}{2} + E_n \text{ avec } \lim_{n \rightarrow +\infty} E_n = 0$$

$$\text{Noter que } |E_n| = |E'_n| = E'_n \leq \frac{n}{12(n-1)^2}$$

il en résulte que l'on connaît au compléant $E(X_n)$ par $n h_n + n \delta + \frac{1}{2}$ et majorée par $\frac{n}{12(n-1)^2}$

$$\text{En prenant } \delta \approx 0,577123081 + \approx 10^{-4} \text{ on a } E(X_{10}) \approx 29,29708174$$

$$E(X_{10}) \approx 71,95710410 ; E(X_{50}) \approx 2,24,957304 ; E(X_{100}) \approx 518,7293267$$

$E(X_{10000}) \approx 97875,13453 \dots E(X_{110}) \approx 114,065128$. On peut fournir qu'un majorant

Résumé (2017-2018) de l'analyse réelle en un variable $\mathbb{R}$ par une version approchée (et à multiplier $\times 100$) (8)

Remarque 1. $\forall n \in \mathbb{N}^*$, $H_n = \ln n + \gamma + \frac{1}{2n} + \frac{1}{n} \varepsilon_n$.

$$\text{D'où } \forall n \in \mathbb{N}^*, H_n - \ln n = \gamma + \frac{1}{2n} + \frac{1}{n} \varepsilon_n$$

$$\text{Par conséquent } \forall n \in \mathbb{N}^*, u_n - \gamma = \frac{1}{2n} + \frac{1}{n} \varepsilon_n. \quad \underline{u_n - \gamma \sim \frac{1}{2n}}$$

$(u_n)_{n \geq 1}$ converge rapidement vers γ .

2.. Il est d'ailleurs d'accélérer la convergence. La méthode de Danique consiste à utiliser la formule d'Euler-Maclaurin : Si f est une fonction de classe C^{2p+1} sur $[0, 1]$

$$\int_0^1 f(x) dx = \frac{f(1) + f(0)}{2} - \sum_{k=1}^p \frac{B_{2k}}{(2k)!} (f^{(2k-1)}(1) - f^{(2k-1)}(0)) - I_{2p+1} \quad \text{où } I_{2p+1} = \frac{1}{(2p+1)!} \int_0^1 f^{(2p+1)}(t) P_{2p+1}(t) dt$$

(B_{2k} ... nombre de Bernoulli ... P_{2p+1} polynôme de Bernoulli). $|I_{2p+1}| \leq \frac{|B_{2p+1}|}{(2p+1)!} \sup_{t \in [0,1]} |f^{(2p+1)}(t)|$.

$$\text{En utilisant cela on obtient } \gamma = u_n - \frac{1}{2n} + \sum_{k=1}^p \frac{B_{2k}}{2k} \frac{1}{n^{2k}} + O\left(\frac{1}{n^{2p+1}}\right)$$

Voir sur les deux points précédents : *Revue de Math. Spé.* Avril 81 p 325 et suivantes.

Voilà un bon sujet pour un concours ... qu'on ne le dise ...

3.. On peut obtenir assez rapidement $E(X_n)$ sans passer par la loi de X_n .

Pour tout $k \in \{1, \dots, n\}$ on note Y_k le nombre de tirages nécessaires pour obtenir exactement k numéros distincts. On pose alors $Z_1 = Y_1$, $Z_2 = Y_2 - Y_1, \dots, Z_n = Y_n - Y_{n-1}$.

Remarquons que : $X_n = Y_n = Z_1 + Z_2 + \dots + Z_n$. Par conséquent $E(X_n) = \sum_{k=1}^n E(Z_k)$. Soit $k \in \mathbb{N}^*$.

Z_k représente le temps d'attente d'un nouveau numéro, $k-1$ numéros étant déjà sortis.

Z_k suit donc une loi géométrique de paramètre $\frac{n-(k-1)}{n}$, $E(Z_k) = \frac{n}{n-(k-1)}$.

$E(Z_1) = E(Y_1) = 1$ (voir la définition de Y_k)

$$\text{Finalement } E(X_n) = 1 + \sum_{k=2}^n \frac{n}{n-(k-1)} = 1 + \sum_{k=1}^{n-1} \frac{n}{n-k} = \sum_{k=1}^n \frac{n}{k} = n \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}.$$

4.. C'est le problème posé à l'ESSEC (voir ESSEC 82, ESSEC 88, ESSEC 89, ESSEC 90, ESSEC 91)

$$5.. \text{Retour sur : } \sum_{k=0}^{n-1} (1-x)^k = \sum_{k=0}^{n-1} \binom{n}{k} (-1)^{k-1} x^{k-1}.$$

Fixons n dans $\mathbb{N}^*$ et posons $P = \sum_{k=0}^{n-1} (1-x)^k$. $P \in \mathcal{R}_{n-1}(\mathbb{R})$ donc la formule de Taylor

dans: $P = \sum_{i=0}^{n-1} \frac{p^{(i)}(0)}{i!} x^i$

$\forall i \in [0, n-1], p^{(i)} = \sum_{k=i}^{n-1} k(k-1)\dots(k-i+1) (-1)^i (1-x)^{k-i} = \sum_{k=i}^{n-1} \frac{k!}{(k-i)!} (-1)^i (1-x)^{k-i}$

donc $\forall i \in [0, n-1], p^{(i)}(0) = \sum_{k=i}^{n-1} \frac{k!}{(k-i)!} (-1)^i = (-1)^i i! \sum_{k=i}^{n-1} \binom{k}{i}$

$\forall i \in [0, n-1], p^{(i)}(0) = (-1)^i i! \left[\binom{i}{i} + \binom{i}{i-1} + \dots + \binom{i}{0} \right] = (-1)^i i! \binom{i+1}{i-1+1} = (-1)^i i! \binom{i+1}{n}$

Finalement: $P = \sum_{i=0}^{n-1} \frac{(-1)^i i! \binom{i+1}{n}}{i!} x^i = \sum_{k=1}^n (-1)^k \binom{k}{n} x^{k-1}$

donc $\sum_{k=0}^{n-1} (1-x)^k = \sum_{k=1}^n (-1)^{k-1} \binom{k}{n} x^{k-1} \dots$ qtd.

6... le problème est "à savoir par cœur" tant il contient de questions classiques et de techniques nouvelles. En particulier:

- $\sum_{k=0}^{\infty} x^k = \frac{1}{1-x}$ pour $|x| < 1$, $\sum_{k=1}^{\infty} k x^{k-1} = \frac{1}{(1-x)^2}$ pour $|x| < 1$
- Justification d'espérances
- Formule des cubes.
- $P(X_n = p) = P(X_n > p-1) - P(X_n > p)$
- $E(X_n)$ comme somme de n sommes de séries
- $\sum_{k=0}^{n-1} (1-x)^k = \sum_{k=1}^n \binom{k}{n} (-1)^{k-1} x^{k-1}$ et $\sum_{k=1}^n \binom{k}{n} \frac{(-1)^{k-1}}{k} = 1 + \frac{1}{2} + \dots + \frac{1}{n}$
- les accroissements finis au service d'inégalité.
- l'utilisation de la convergence d'une suite
- l'utilisation de DL
- la gestion d'un reste de série
- l'utilisation d'une intégrale pour majorer un reste de série.
- la notion de suites adjointes
- le sujet probabiliste a ses vôtres
- la constante d'Euler
- l'algèbre
- En intégrale
→ les intégrales
→ $E(X_n) = \sum_{p=0}^{\infty} p P(X > p)$

7... On pourrait déterminer rapidement $E(X_n)$ avec $p(X_n > p)$

Son développement (facile à justifier):

$$E(X_n) = \sum_{p=0}^{+\infty} p(X_n > p) = \sum_{p=0}^{+\infty} \sum_{k=1}^{+\infty} (-1)^{k+1} \binom{k}{p} \left(\frac{n-k}{n}\right)^p = \sum_{k=1}^{+\infty} (-1)^{k+1} \binom{k}{p} \sum_{p=0}^{+\infty} \left(\frac{n-k}{n}\right)^p$$

$$E(X_n) = \sum_{k=1}^{+\infty} (-1)^{k+1} \binom{k}{p} \frac{1}{1 - \frac{n-k}{n}} = \sum_{k=1}^{+\infty} (-1)^{k+1} \binom{k}{p} \frac{n}{k} = n \sum_{k=1}^{+\infty} (-1)^{k+1} \binom{k}{p} \frac{1}{k} = \dots = n H_n.$$

PROGRAMMES

Calcul de $E(X_n) = n \left(\sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \right)$

```
program esperance;
var i,n:integer;e:real;
begin
write('Donnez le nombre de boules.  n= ');readln(n);
e:=0;
for i:=1 to n do e:=e+1/i;
writeln('L'esperance est environ : ',n*e:7:2)
end.
```

Donnez le nombre de boules. n= 10
L'esperance est environ : 29.29

Donnez le nombre de boules. n= 20
L'esperance est environ : 71.95

Donnez le nombre de boules. n= 50
L'esperance est environ : 224.96

Donnez le nombre de boules. n= 100
L'esperance est environ : 518.74

$\gamma \approx 10^{-4}$ près. ($\gamma \approx H_n - \ln n - \frac{1}{2n}$)

```
program gamma;
var i,n:integer;g:real;
begin
g:=0;
for i:=1 to n do g:=g+1/i;
g:=g-ln(n)-0.5/n;
writeln('Une valeur approchée de gamma à 0.0001 près est : ',g)
end.
```

Une valeur approchée de gamma à 0.0001 près est : 5.7663736175E-01

d'utilisateurs donne le nombre de boules. Le programme fournit le nombre de tirages nécessaires pour obtenir les n boules.

ZEPPO est un tableau représentant les n boules (ZEPPO[i] a au départ la valeur 0 et prend la valeur 1 dès que la boule n°i a été tirée).

HARPO sert à calculer $\sum_{i=1}^n \frac{1}{i}$ et donc l'espérance (variable muette !!)

GROUCHO compte le nombre de boules sorties.

CHICO compte le nombre de tirages effectués.

```

program marx1;

uses crt;
const max=100;
var p,n,i,GROUCHO,CHICO:integer;
    HARPO:real;
    ZEPPO:array[1..max] of integer;

begin
  clrscr;randomize;
  write('Donnez le nombre de boules (au maximum 100) ');readln(n);
  HARPO:=0;
  for i:=1 to n do
    begin
      ZEPPO[i]:=0;HARPO:=HARPO+1/i;
    end;
  GROUCHO:=0;CHICO:=0;
  while GROUCHO <> n do
    begin
      CHICO:=CHICO+1;
      p:=random(n)+1;
      if ZEPPO[p]=0 then begin
        ZEPPO[p]:=1;
        GROUCHO:=GROUCHO+1;
      end;
    end;
  writeln('Il a fallu tirer ',CHICO,' fois, pour obtenir les ',n,' numéros');
  writeln('Pour mémoire l''espérance est sensiblement: ',n*HARPO:2:0)
end.

```

Donnez le nombre de boules (au maximum 100) 50
 Il a fallu tirer 241 fois, pour obtenir les 50 numéros
 Pour mémoire l'espérance est sensiblement: 225

Donnez le nombre de boules (au maximum 100) 100
 Il a fallu tirer 448 fois, pour obtenir les 100 numéros
 Pour mémoire l'espérance est sensiblement: 519

Donnez le nombre de boules (au maximum 100) 25
 Il a fallu tirer 79 fois, pour obtenir les 25 numéros
 Pour mémoire l'espérance est sensiblement: 95

Simulation 2

On fait p fois la simulation n°1, on fait la moyenne des résultats obtenus et on compare à l'espérance. La simulation 1 est codée dans la fonction CHICO

```

program MARX2;

uses crt;
const nombmax=300;
var k,n,stop:integer;
    HARPO,moyenne:real;

function CHICO(haine :integer):integer;
var i,GROUCHO,p,s:integer;
    ZEPPO:array[1..nombmax] of integer;
begin
for i:=1 to haine do
ZEPPO[i]:=0;
GROUCHO:=0;s:=0;
while GROUCHO <> haine do
begin
s:=s+1;
p:=random(haine)+1;
if ZEPPO[p]=0 then begin
ZEPPO[p]:=1;
GROUCHO:=GROUCHO+1;
end;
end;
CHICO:=s
end;

begin
clrscr;randomize;
Write('Donnez le nombre de boules (entre 1 et ',nombmax,',') ');readln(n);
Write('Combien de fois souhaitez-vous recommencer ? ');readln(stop);
clrscr;
moyenne:=0;
for k:=1 to stop do
moyenne:=moyenne+CHICO(n);
HARPO:=0;
for k:=1 to n do
HARPO:=HARPO+1/k;
writeln('L''urne contient ',n,' boules. ');
writeln('Nous avons recommencé l''expérience ',stop,' fois');
writeln('La moyenne des résultats est environ : ',moyenne/stop:3:0);
writeln('Pour mémoire l''espérance est : ',n*Harpo:3:0);
end.

```

L'urne contient 10 boules.
 Nous avons recommencé l'expérience 10000 fois
 La moyenne des résultats est environ : 29
 Pour mémoire l'espérance est : 29

L'urne contient 100 boules.
 Nous avons recommencé l'expérience 1000 fois
 La moyenne des résultats est environ : 518
 Pour mémoire l'espérance est : 519

L'urne contient 300 boules.
 Nous avons recommencé l'expérience 1000 fois
 La moyenne des résultats est environ : 1869
 Pour mémoire l'espérance est : 1885