

Mines 2020 MP2

Correction

1. $(X + 1)^{2n} = \sum_{k=0}^{2n} a_k X^{2k}$ et $(X + 1)^n = \sum_{k=0}^n b_k X^k$.

Le binôme de Newton donne $a_n = \binom{2n}{n}$ ainsi que :

$$\forall k \in \llbracket 0; n \rrbracket \quad b_k = \binom{n}{k}$$

Le cours sur les produits de polynômes donne :

$$a_n = \sum_{k=0}^n b_k b_{n-k}$$

On a donc :

$$\binom{2n}{n} = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \binom{n}{n-k} = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k}^2$$

2 $n! \sim \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n$

$$\binom{2n}{n} = \frac{(2n)!}{(n!)^2} \sim \frac{\sqrt{4\pi n} \left(\frac{2n}{e}\right)^{2n}}{2\pi n \left(\frac{n}{e}\right)^{2n}} = \frac{4^n}{\sqrt{\pi n}}$$

Donc $c = \frac{1}{\sqrt{\pi}}$.

3. Soit $\alpha \in]0; 1[$.

$\alpha > 0$ donc la fonction $t \mapsto \frac{1}{t^\alpha}$ est décroissante sur \mathbb{R}_+^* .

On a donc :

$$\forall k \in \mathbb{N}^* \quad \int_k^{k+1} \frac{dt}{t^\alpha} \leq \frac{1}{k^\alpha} \leq \int_{k-1}^k \frac{dt}{t^\alpha}$$

y compris à droite pour $k = 1$ car $\alpha < 1$ donc la fonction $t \mapsto \frac{1}{t^\alpha}$ est intégrable en 0.

On en déduit :

$$\forall n \in \mathbb{N}^* \quad \int_1^{n+1} t^{-\alpha} dt \leq \sum_{k=1}^n \frac{1}{k^\alpha} \leq \int_0^n t^{-\alpha} dt$$

$$\text{Donc : } \forall n \in \mathbb{N}^* \quad \left[\frac{t^{1-\alpha}}{1-\alpha} \right]_1^{n+1} \leq \sum_{k=1}^n \frac{1}{k^\alpha} \leq \left[\frac{t^{1-\alpha}}{1-\alpha} \right]_0^n$$

D'où :

$$\forall n \in \mathbb{N}^* \quad \frac{(n+1)^{1-\alpha}}{1-\alpha} - \frac{1}{1-\alpha} \leq \sum_{k=1}^n \frac{1}{k^\alpha} \leq \frac{n^{1-\alpha}}{1-\alpha}$$

Mais $1 - \alpha > 0$ donc $(n+1)^{1-\alpha} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} +\infty$ et $\frac{(n+1)^{1-\alpha}}{1-\alpha} - \frac{1}{1-\alpha} \sim \frac{n^{1-\alpha}}{1-\alpha}$.

On peut conclure par encadrement $\sum_{k=1}^n \frac{1}{k^\alpha} \sim \frac{n^{1-\alpha}}{1-\alpha}$

Soit $\alpha \in]1; +\infty[$.

La fonction $t \mapsto \frac{1}{t^\alpha}$ est toujours décroissante sur \mathbb{R}_+^* .

On a donc :

$$\forall k \geq 2 \int_k^{k+1} \frac{dt}{t^\alpha} \leq \frac{1}{k^\alpha} \leq \int_{k-1}^k \frac{dt}{t^\alpha}$$

On en déduit :

$$\forall n \in \mathbb{N}^* \forall N \geq n+1 \int_{n+1}^{N+1} t^{-\alpha} dt \leq \sum_{k=n+1}^N \frac{1}{k^\alpha} \leq \int_n^N t^{-\alpha} dt$$

En faisant tendre N vers $+\infty$, on a :

$$\forall n \in \mathbb{N}^* \int_{n+1}^{+\infty} t^{-\alpha} dt \leq \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{1}{k^\alpha} \leq \int_n^{+\infty} t^{-\alpha} dt$$

Donc :

$$\forall n \in \mathbb{N}^* \left[\frac{t^{1-\alpha}}{1-\alpha} \right]_{n+1}^{+\infty} \leq \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{1}{k^\alpha} \leq \left[\frac{t^{1-\alpha}}{1-\alpha} \right]_n^{+\infty}$$

D'où :

$$\forall n \in \mathbb{N}^* \frac{(n+1)^{1-\alpha}}{\alpha-1} \leq \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{1}{k^\alpha} \leq \frac{n^{1-\alpha}}{\alpha-1}$$

$$\text{Mais } \frac{(n+1)^{1-\alpha}}{\alpha-1} \sim \frac{n^{1-\alpha}}{\alpha-1}.$$

On peut conclure par encadrement $\sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{1}{k^\alpha} \sim \frac{1}{(\alpha-1)n^{\alpha-1}}$

4. On procède à une intégration par parties :

$$\begin{aligned} \forall x \in [2; +\infty[\int_2^x \frac{dt}{\ln(t)} &= \left[t \frac{1}{\ln(t)} \right]_2^x - \int_2^x t \frac{-1}{t(\ln(t))^2} dt \\ &= \frac{x}{\ln(x)} - \frac{2}{\ln(2)} + \int_2^x \frac{dt}{(\ln(t))^2} \end{aligned}$$

Soit $\epsilon > 0$.

Soit $x_1 = \max(2, e^{1/\epsilon})$.

$$\forall t \geq x_1 \ln(t) \geq \frac{1}{\epsilon}$$

On en déduit :

$$\forall x \geq x_1 \int_2^x \frac{dt}{(\ln(t))^2} dt \leq \int_2^{x_1} \frac{dt}{(\ln(t))^2} + \epsilon \int_{x_1}^x \frac{dt}{\ln(t)} \leq \int_2^{x_1} \frac{dt}{(\ln(t))^2} + \epsilon I(x)$$

$$\frac{\frac{1}{t}}{\frac{1}{\ln(t)}} = \frac{\ln(t)}{t} \xrightarrow{t \rightarrow +\infty} 0 \text{ donc } \frac{1}{t} = o\left(\frac{1}{\ln(t)}\right).$$

Comme $t \mapsto \frac{1}{t}$ n'est pas intégrable en $+\infty$, la fonction $t \mapsto \frac{1}{\ln(t)}$ n'est pas intégrable en $+\infty$.

Comme c'est une fonction positive, $I(x) \xrightarrow{x \rightarrow +\infty} +\infty$.

On en déduit $\frac{1}{I(x)} \int_2^{x_1} \frac{dt}{(\ln(t))^2} \xrightarrow{x \rightarrow +\infty} 0$ et :

$$\exists x_2 \geq x_1 \text{ tq } \forall x \geq x_2 \frac{1}{I(x)} \int_2^{x_1} \frac{dt}{(\ln(t))^2} \leq \epsilon$$

On a alors :

$$\forall x \geq x_2 \ 0 \leq \frac{1}{I(x)} \int_2^x \frac{dt}{(\ln(t))^2} \leq 2\epsilon$$

Donc $\frac{1}{I(x)} \int_2^x \frac{dt}{(\ln(t))^2} \xrightarrow{x \rightarrow +\infty} 0$

Si on reprend la formule de l'énoncé et qu'on la divise par $I(x)$, on a :

$$1 = \frac{\frac{x}{\ln(x)}}{I(x)} - \frac{2}{I(x) \ln(x)} + \frac{1}{I(x)} \int_2^x \frac{dt}{(\ln(t))^2}$$

En faisant tendre x vers $+\infty$, on obtient $\frac{\frac{x}{\ln(x)}}{I(x)} \xrightarrow{x \rightarrow +\infty} 1$ ie $I(x) \sim \frac{x}{\ln(x)}$.

$$5. \forall \alpha \in \mathbb{R} \setminus \mathbb{N} \forall x \in]-1; 1[(1+x)^\alpha = 1 + \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{\alpha(\alpha-1)\dots(\alpha-n+1)}{n!} x^n \quad (R=1)$$

$$\forall \alpha \in \mathbb{N} \forall x \in \mathbb{R} (1+x)^\alpha = \sum_{n=0}^{\alpha} \binom{\alpha}{n} x^n \quad (R=+\infty)$$

Supposons $\alpha = -\frac{1}{2}$

$$\begin{aligned} \forall n \in \mathbb{N}^* \frac{\alpha(\alpha-1)\dots(\alpha-n+1)}{n!} &= \frac{(-1/2)(-3/2)\dots(-(2n-1)/2)}{n!} \\ &= (-1)^n \frac{1 \times 3 \times \dots \times (2n-1)}{2^n n!} \\ &= (-1)^n \frac{1 \times 3 \times \dots \times (2n-1)}{2 \times 4 \times \dots \times 2n} = (-1)^n \frac{(2n)!}{(2^n n!)^2} \\ &= (-1)^n \frac{(2n)!}{2^{2n} (n!)^2} = (-1)^n \binom{2n}{n} \text{ égal 1 pour } n=0 \end{aligned}$$

$$\forall x \in]-1; 1[\frac{1}{\sqrt{1+x}} = \sum_{n=0}^{+\infty} (-1)^n \binom{2n}{n} \frac{x^n}{2^{2n}} \quad (R=1)$$

On en déduit :

$$\forall x \in]-1; 1[\frac{1}{\sqrt{1-x}} = \sum_{n=0}^{+\infty} \binom{2n}{n} \frac{x^n}{4^n} \quad (R=1)$$

$$6. \forall n \in \mathbb{N} |P(S_n = 0_d)| = P(S_n = 0_d) \leq 1 = |1| \text{ donc :}$$

$$R_F = R_{CV} \left(\sum_{n \geq 0} P(S_n = 0_d) x^n \right) \geq R_{CV} \left(\sum_{n \geq 0} x^n \right) = 1$$

$$\forall n \in \mathbb{N} |P(R = n)| = P(R = n) \leq 1 = |1| \text{ donc :}$$

$$R_G = R_{CV} \left(\sum_{n \geq 1} P(R = n) x^n \right) \geq R_{CV} \left(\sum_{n \geq 0} x^n \right) = 1$$

D'après le cours sur les séries entières, F est définie et de classe \mathcal{C}^∞ sur $] -R_F; R_F[$. Comme $R_F \geq 1$, F est définie et de classe \mathcal{C}^∞ sur $] -1; 1[$.

D'après le cours sur les séries entières, G est définie et de classe \mathcal{C}^∞ sur $] -R_G; R_G[$. Comme $R_G \geq 1$, G est définie et de classe \mathcal{C}^∞ sur $] -1; 1[$.

Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, soit $g_n \begin{cases} [-1; 1] \rightarrow \mathbb{R} \\ x \mapsto P(R = n) x^n \end{cases}$.

- Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, g_n est continue sur $[-1; 1]$.
- La série de fonctions $\sum_{n \geq 1} g_n$ converge uniformément sur $[-1; 1]$:

$$\forall n \in \mathbb{N}^* \quad \|g_n\|_\infty = \sup_{x \in [-1; 1]} (|g_n(x)|) = P(R = n)$$

Les évènements $(R = n)$, pour $n \in \mathbb{N}^*$ sont deux à deux incompatibles donc :

$$\sum_{n=1}^{+\infty} P(R = n) = P\left(\bigcup_{n=1}^{+\infty} (R = n)\right) = P(R \in \mathbb{N}^*) \leq 1$$

Donc la série $\sum_{n \geq 1} P(R = n)$ converge.

Donc la série de fonctions $\sum_{n \geq 1} g_n$ converge normalement sur $[-1; 1]$.

Donc la série de fonctions $\sum_{n \geq 1} g_n$ converge uniformément sur $[-1; 1]$

Donc G est définie et continue sur $[-1; 1]$ et :

$$G(1) = \sum_{n=1}^{+\infty} P(R = n) = P(R \in \mathbb{N}^*) = P(R \neq +\infty) \text{ car } R \text{ est à valeurs dans } \mathbb{N}^* \cup \{+\infty\}.$$

7. Soient k et $n \in \mathbb{N}^*$ tels que $k \leq n$.

Si $R = k$ alors $S_k = 0_d$ donc $(R = k) \cap (S_k = 0_d) = (R = k)$.

Donc si $k = n$, $P((S_n = 0_d) \cap (R = k)) = P(R = k) = P(R_k)P(S_{n-k} = 0_d)$ car $S_0 = 0_d$.

On suppose $k < n$.

On en déduit $(R = k) \cap (S_n = 0_d) = (R = k) \cap (S_k = 0_d) \cap (S_n = 0_d)$

Mais $S_n = S_k + \sum_{l=k+1}^n X_l$ donc :

$$(S_k = 0_d) \cap (S_n = 0_d) = (S_k = 0_d) \cap \left(\sum_{l=k+1}^n X_l = 0_d \right)$$

On en déduit :

$$(R = k) \cap (S_n = 0_d) = (R = k) \cap (S_k = 0_d) \cap \left(\sum_{l=k+1}^n X_l = 0_d \right) = (R = k) \cap \left(\sum_{l=k+1}^n X_l = 0_d \right)$$

Si on note $\mathcal{R}_k = \left\{ (x_1, \dots, x_k) \in \{-1; 1\}^k \text{ tq } \forall l \in \llbracket 1; k-1 \rrbracket \sum_{i=1}^l x_i \neq 0_d \text{ et } \sum_{i=1}^k x_i = 0_d \right\}$

alors l'évènement $(R = k)$ est aussi l'évènement $((X_1, \dots, X_k) \in \mathcal{R}_k)$ et par le lemme des

coalitions, il est indépendant de l'évènement $\left(\sum_{i=k+1}^n X_i = 0_d \right)$

On en déduit : $P((S_n = 0_d) \cap (R = k)) = P(R = k)P\left(\sum_{i=k+1}^n X_i = 0_d\right)$

Si on note pour tout $N \in \mathbb{N}^*$, $\mathcal{S}_N = \left\{ (x_1, \dots, x_N) \in \{-1; 1\}^N \text{ tq } \sum_{i=1}^N x_i = 0_d \right\}$ alors :

$$P((S_n = 0_d) \cap (R = k)) = P(R = k)P((X_{k+1}, \dots, X_n) \in \mathcal{S}_{n-k})$$

Mais (X_{k+1}, \dots, X_n) et (X_1, \dots, X_{n-k}) ont la même loi.

En effet $(X_{k+1}, \dots, X_n)(\Omega) = (X_1, \dots, X_{n-k})(\Omega) = \{-1; 1\}^{n-k}$ et

$$\begin{aligned}
 & \forall (\epsilon_1, \dots, \epsilon_{n-k}) \in \{-1; 1\}^{n-k} P((X_{k+1}, \dots, X_n) = (\epsilon_1, \dots, \epsilon_{n-k})) \\
 &= P\left(\bigcap_{i=k+1}^n (X_i = \epsilon_{i-k})\right) \\
 &= \prod_{i=k+1}^n P(X_i = \epsilon_{i-k}) \text{ par indépendance} \\
 &= \prod_{i=k+1}^n P(X_{i-k} = \epsilon_{i-k}) \text{ car } X_i \sim X_{i-k} \\
 &= \prod_{i=1}^{n-k} P(X_i = \epsilon_i) \\
 &= P\left(\bigcap_{i=1}^{n-k} (X_i = \epsilon_i)\right) \text{ par indépendance} \\
 &= P((X_1, \dots, X_{n-k}) = (\epsilon_1, \dots, \epsilon_{n-k}))
 \end{aligned}$$

D'après le cours $\sum_{i=k+1}^n X_i$ et $\sum_{i=1}^{n-k} X_i = S_{n-k}$ ont alors la même loi.

D'où :

$$P((S_n = 0_d) \cap (R = k)) = P(R = k)P\left(\sum_{i=k+1}^n X_i = 0_d\right) = P(R = k)P(S_{n-k} = 0_d)$$

On applique ensuite la formule des probabilités totales avec le système complet d'événements $((R = n))_{n \in \mathbb{N}^*} \cup (R = +\infty)$.

$$\begin{aligned}
 \forall n \in \mathbb{N}^* P(S_n = 0_d) &= \sum_{k=1}^{+\infty} P((S_n = 0_d) \cap (R = k)) + P((S_n = 0_d) \cap (R = +\infty)) \\
 &= \sum_{k=1}^n P((S_n = 0_d) \cap (R = k)) \text{ car si } S_n = 0_d \text{ alors } R \leq n \\
 &= \sum_{k=1}^n P(R = k)P(S_{n-k} = 0_d)
 \end{aligned}$$

8. Si $x \in]-1; 1[$ alors $|x| < R_F$ et $|x| < R_G$, ce qui légitime le produit de Cauchy à venir :

$$\begin{aligned}
 \forall n \in \mathbb{N}^* F(x)G(x) &= \left(\sum_{n=0}^{+\infty} P(S_n = 0_d)x^n\right) \times \left(\sum_{n=0}^{+\infty} P(R = n)x^n\right) \text{ car } P(R = 0) = 0 \\
 &= \sum_{n=0}^{+\infty} \left(\sum_{k=0}^n P(R = k)P(S_{n-k} = 0_d)\right) x^n \\
 &= \sum_{n=1}^{+\infty} \left(\sum_{k=1}^n P(R = k)P(S_{n-k} = 0_d)\right) x^n \text{ car } P(R = 0) = 0 \\
 &= \sum_{n=1}^{+\infty} P(S_n = 0_d)x^n = F(x) - P(S_0 = 0_d) \\
 &= F(x) - 1
 \end{aligned}$$

Si $P(R \neq +\infty) < 1$ alors :

$$\forall x \in [0; 1] G(x) = \sum_{n=1}^{+\infty} P(R = n)x^n \leq \sum_{n=1}^{+\infty} P(R = n) = P(R \neq +\infty) < 1$$

On en déduit :

$$F(x) = \frac{1}{1 - G(x)} \xrightarrow{x \rightarrow 1^-} \frac{1}{1 - G(1)} = \frac{1}{1 - P(R \neq +\infty)} = \frac{1}{P(R = +\infty)}.$$

Si $P(R \neq +\infty) = 1$ alors :

$$\forall x \in [0; 1[\quad G(x) = \sum_{n=1}^{+\infty} P(R = n)x^n < \sum_{n=1}^{+\infty} P(R = n) = P(R \neq +\infty) = 1$$

car pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, $x^n < 1$ et il existe $n \in \mathbb{N}^*$ tel que $P(R = n) > 0$ (sinon $P(R \neq +\infty) = 0$)

On en déduit :

$$F(x) = \frac{1}{1 - G(x)} \xrightarrow{x \rightarrow 1^-} +\infty \text{ car } G \text{ est continue en } 1 \text{ avec } G(1) = 1.$$

9. Soit $A \in \mathbb{R}_+^*$.

$(c_k)_{k \in \mathbb{N}}$ est une suite de réels positifs telle que la série de terme général c_k diverge donc :

$$\sum_{k=1}^n c_k \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} +\infty$$

On en déduit :

$$\exists n_0 \in \mathbb{N} \text{ tq } \forall n \geq n_0 \quad \sum_{k=1}^n c_k \geq 2A$$

La fonction $x \mapsto \sum_{k=1}^{n_0} c_k x^k$ est polynomiale donc continue et :

$$\exists \alpha \in]0; 1[\text{ tq } \forall x \in]1 - \alpha; 1 + \alpha[\quad \left| \sum_{k=1}^{n_0} c_k x^k - \sum_{k=1}^{n_0} c_k \right| < A$$

On en déduit :

$$\forall x \in]1 - \alpha; 1 + \alpha[\quad \sum_{k=1}^{n_0} c_k x^k > \sum_{k=1}^{n_0} c_k - A \geq A$$

Mais tout étant positif :

$$\forall x \in]1 - \alpha; 1[\quad \sum_{k=1}^{+\infty} c_k x^k \geq \sum_{k=1}^{n_0} c_k x^k$$

ce qui entraîne :

$$\forall x \in]1 - \alpha; 1[\quad \sum_{k=1}^{+\infty} c_k x^k > A$$

10. Soit $(c_k)_{k \in \mathbb{N}}$ une suite de réels positifs telle que la série de terme général c_k converge.

Pour tout $k \in \mathbb{N}$, soit $f_k \begin{cases} [0; 1] \rightarrow \mathbb{R} \\ x \mapsto c_k x^k \end{cases}$.

- Pour tout $k \in \mathbb{N}$, f_k est continue sur $[0; 1]$.
- La série de fonctions $\sum_{k \geq 0} g f_k$ converge uniformément sur $[-1; 1]$:

$$\forall k \in \mathbb{N} \quad \|f_k\|_\infty = \sup_{x \in [0; 1]} (|f_k(x)|) = c_k$$

Donc la série de fonctions $\sum_{k \geq 0} f_k$ converge normalement sur $[0; 1]$.

Donc la série de fonctions $\sum_{k \geq 0} f_k$ converge uniformément sur $[0; 1]$

$$\text{Donc } \sum_{k=0}^{+\infty} f_k \text{ est continue sur } [0; 1] \text{ et } \sum_{k=0}^{+\infty} c_k x^k \xrightarrow{x \rightarrow 1^-} \sum_{k=0}^{+\infty} c_k \in \mathbb{R}$$

D'après ce qui précède :

$$\sum_{n \geq 0} P(S_n = 0_d) \text{ diverge} \iff \lim_{1^-} F = +\infty$$

D'après la question 8 :

$$\lim_{1^-} F = +\infty \iff P(R \neq +\infty) = 1$$

Donc :

$$\sum_{n \geq 0} P(S_n = 0_n) \text{ diverge} \iff P(R \neq +\infty) = 1$$

11 Soit $i \in \mathbb{N}^*$.

$$\begin{aligned} P(Y_i = 1) &= P(S_i \notin \{S_k, 0 \leq k \leq i-1\}) \\ &= P\left(\bigcap_{k=0}^{i-1} (S_i \neq S_k)\right) \\ &= P\left(\bigcap_{k=0}^{i-1} (X_{k+1} + \dots + X_i \neq 0)\right) \\ &= P\left(\bigcap_{k=0}^{i-1} \left(\sum_{j=k+1}^i X_j \neq 0\right)\right) \\ &= P\left(\bigcap_{l=1}^i \left(\sum_{j=i-l+1}^i X_j \neq 0\right)\right) \quad l = i - k \\ &= P\left(\bigcap_{l=1}^i \left(\sum_{a=1}^l X_{i+1-a} \neq 0\right)\right) \quad a = i - j + 1 \end{aligned}$$

On introduit alors $\mathcal{Y}_n = \left\{ (x_1, \dots, x_n) \in \{-1; 1\}^n \text{ tq } \forall i \in \llbracket 1; n \rrbracket \sum_{j=1}^i x_j \neq 0 \right\}$ ce qui permet d'écrire :

$$P(Y_i = 1) = P((X_i, \dots, X_1) \in \mathcal{Y}_i)$$

Mais on montre comme ci-dessus que (X_i, \dots, X_1) a la même loi que (X_1, \dots, X_i) .

Donc :

$$\begin{aligned} P(Y_i = 1) &= P((X_1, \dots, X_i) \in \mathcal{Y}_i) \\ &= P\left(\bigcap_{j=1}^i \left(\sum_{a=1}^j X_a \neq 0\right)\right) = P\left(\bigcap_{j=1}^i (S_j \neq 0)\right) \\ &= P(R > i) \end{aligned}$$

Mais $N_n = 1 + \sum_{i=1}^n Y_i$ donc par linéarité de l'espérance :

$$\forall n \in \mathbb{N}^* \quad E(N_n) = 1 + \sum_{i=1}^n E(Y_i) = 1 + \sum_{i=1}^n P(Y_i = 1) = 1 + \sum_{i=1}^n P(R > i)$$

12. $(R > i+1) \subset (R > i)$ donc par continuité décroissante :

$$P(R > i) \xrightarrow{i \rightarrow +\infty} P\left(\bigcap_{i \in \mathbb{N}^*} (R > i)\right) = P(R = +\infty) \in \mathbb{R}.$$

$$\text{Par Césaro } \frac{E(N_n)}{n} = \frac{1}{n} + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P(R > i) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} P(R = +\infty)$$

13. Soit $Y_i = \frac{1 + X_i}{2}$.

$(Y_i)_{i \in \mathbb{N}^*}$ est une suite de variables aléatoires indépendantes qui suivent toutes la loi de Bernoulli de paramètre p .

$$S_n = \sum_{i=1}^n X_i = \sum_{i=1}^n (2Y_i - 1) = 2 \sum_{i=1}^n Y_i - n \text{ a la même parité que } n \text{ donc :}$$

$$\forall n \in \mathbb{N} \quad P(S_{2n+1} = 0) = 0$$

$\forall n \in \mathbb{N}^* P(S_{2n} = 0) = P\left(\sum_{i=1}^{2n} Y_i = n\right)$ où $\sum_{i=1}^{2n} Y_i$ suit la loi binomiale de paramètres $2n$ et p .

Donc :

$$\forall n \in \mathbb{N}^* P(S_{2n} = 0) = \binom{2n}{n} (pq)^n$$

$$S_0 = 0 \text{ donc } P(S_0 = 0) = 1 = \binom{0}{0} (pq)^0$$

14

$$\begin{aligned} \forall x \in]-1; 1[F(x) &= \sum_{n=0}^{+\infty} P(S_n = 0) x^n \\ &= \sum_{n=0}^{+\infty} P(S_{2n} = 0) x^{2n} \text{ car pour tout } n \in \mathbb{N} P(S_{2n+1} = 0) = 0 \\ &= \sum_{n=0}^{+\infty} \binom{2n}{n} (pq)^n x^{2n} = \sum_{n=0}^{+\infty} \binom{2n}{n} \frac{1}{4^n} (4pqx^2)^n \\ &= \frac{1}{\sqrt{1-4pqx^2}} \text{ d'après la question 5} \end{aligned}$$

D'après la question 8 :

$$\forall x \in]-1; 1[\frac{1}{\sqrt{1-4pqx^2}} - 1 = \frac{1}{\sqrt{1-4pqx^2}} G(x)$$

D'où :

$$\forall x \in]-1; 1[G(x) = 1 - \sqrt{1-4pqx^2}$$

D'après la question 6,

$$\begin{aligned} P(R \neq +\infty) &= 1 - \sqrt{1-4p(1-p)} = 1 - \sqrt{1-4p+4p^2} \\ &= 1 - \sqrt{(1-2p)^2} = 1 - |1-2p| = 1 - |q-p| \end{aligned}$$

On en déduit $P(R = +\infty) = |p-q|$.

On revient à la question 5 avec $\alpha = \frac{1}{2}$

$$\begin{aligned} \forall n \geq 2 \frac{\alpha(\alpha-1)\dots(\alpha-n+1)}{n!} &= \frac{(1/2)(-1/2)(-3/2)\dots(-(2n-3)/2)}{n!} \\ &= (-1)^{n-1} \frac{1 \times 3 \times \dots \times (2n-3)}{2^n n!} \\ &= (-1)^n \frac{1 \times 3 \times \dots \times (2n-3)}{2 \times 4 \times \dots \times 2n} \\ &= (-1)^n \frac{(2n-2)!}{2^{2n-1} n! (n-1)!} \text{ égal } \frac{1}{2} \text{ pour } n = 1 \end{aligned}$$

$$\forall x \in]-1; 1[\sqrt{1+x} = 1 + \sum_{n=1}^{+\infty} (-1)^{n-1} \frac{(2n-2)!}{2^{2n-1} n! (n-1)!} x^n$$

On en déduit :

$$\forall x \in]-1; 1[G(x) = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{(2n-2)!}{2^{2n-1} n! (n-1)!} 4^n (pq)^n x^{2n} = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{2n-1} \binom{2n}{n} (pq)^n x^{2n}$$

On en déduit :

$$\forall n \in \mathbb{N} P(R = 2n+1) = 0 \text{ (ce qui est cohérent avec } P(S_{2n+1} = 0) = 0)$$

$$P(R = 0) = 0 \text{ et :}$$

$$\forall n \in \mathbb{N}^* P(R = 2n) = \binom{2n}{n} \frac{(pq)^n}{2n-1}$$

$$P(R = +\infty) = |p - q|$$

15 $P(R = 2n) = \frac{1}{(2n-1)4^n} \binom{2n}{n} \sim \frac{1}{2\sqrt{\pi n^{3/2}}}$ d'après la question 2.

$$P(R = +\infty) = |p - q| = 0 \text{ donc } P(R > 2n) = P(R > 2n + 1) = \sum_{k=n+1}^{+\infty} P(R = 2k)$$

Supposons :

$$\forall n \in \mathbb{N} a_n \text{ et } b_n \geq 0$$

$$a_n \sim b_n$$

La série $\sum a_n$ converge (donc $\sum b_n$ converge également)

Soit $\epsilon > 0$

$$\exists n_0 \in \mathbb{N} \text{ tq } \forall n \geq n_0 |a_n - b_n| \leq \epsilon b_n$$

$$\begin{aligned} \forall n \geq n_0 \left| \sum_{k=n+1}^{+\infty} a_k - \sum_{k=n+1}^{+\infty} b_k \right| &= \left| \sum_{k=n+1}^{+\infty} (a_k - b_k) \right| \\ &\leq \sum_{k=n+1}^{+\infty} |a_k - b_k| \leq \epsilon \sum_{k=n+1}^{+\infty} b_k \\ &\leq \epsilon \left| \sum_{k=n+1}^{+\infty} b_k \right| \end{aligned}$$

On en déduit $\sum_{k=n+1}^{+\infty} a_k \sim \sum_{k=n+1}^{+\infty} b_k$

D'où ici avec la question 3 :

$$P(R > 2n) = P(R > 2n + 1) \sim \frac{1}{\sqrt{\pi n}}$$

Supposons :

$$\forall n \in \mathbb{N} a_n \text{ et } b_n \geq 0$$

$$a_n \sim b_n$$

La série $\sum a_n$ diverge (donc $\sum b_n$ diverge également)

Soit $\epsilon > 0$

$$\exists n_0 \in \mathbb{N} \text{ tq } \forall n \geq n_0 |a_n - b_n| \leq \epsilon b_n$$

$$\begin{aligned} \forall n > n_0 \left| \sum_{k=0}^n a_k - \sum_{k=0}^n b_k \right| &= \left| \sum_{k=0}^n a_k - b_k \right| \\ &\leq \sum_{k=0}^n |a_k - b_k| = \sum_{k=0}^{n_0} |a_k - b_k| + \sum_{k=n_0+1}^n |a_k - b_k| \\ &\leq \sum_{k=0}^{n_0} |a_k - b_k| + \epsilon \sum_{k=n_0+1}^n b_k \\ &\leq \sum_{k=0}^{n_0} |a_k - b_k| + \epsilon \sum_{k=0}^n b_k \end{aligned}$$

La série à termes réels positifs $\sum b_n$ diverge donc $\sum_{k=0}^n b_k \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} +\infty$.

$$\text{Donc } \frac{\sum_{k=0}^{n_0} |a_k - b_k|}{\sum_{k=0}^n b_k} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0 \text{ et :}$$

$$\exists n_1 \geq n_0 \text{ tq } \forall n \geq n_1 \frac{\sum_{k=0}^{n_0} |a_k - b_k|}{\sum_{k=0}^n b_k} \leq \epsilon$$

$$\forall n > n_1 \left| \sum_{k=0}^n a_k - \sum_{k=0}^n b_k \right| \leq 2\epsilon \sum_{k=0}^n b_k = 2\epsilon \left| \sum_{k=0}^n b_k \right|$$

$$\text{On en déduit } \sum_{k=0}^n a_k \sim \sum_{k=0}^n b_k$$

Donc :

$$E(N_{2n+1}) = \sum_{i=0}^{2n+1} P(R > i) = \sum_{i=0}^n ((P(R > 2i) + P(R > 2i + 1))) = 2 \sum_{i=0}^n P(R > 2i) \sim \frac{4\sqrt{n}}{\sqrt{\pi}}$$

$$E(N_{2n}) = E(N_{2n+1}) - P(R > 2n + 1) \sim \frac{4\sqrt{n}}{\sqrt{\pi}} \text{ car } P(R > 2n + 1) = o(\sqrt{n})$$

$$\text{Finalement } E(N_n) \sim 2\sqrt{\frac{2n}{\pi}}$$

16 (a_n) est décroissante donc :

$$\forall k \in \llbracket 0; n \rrbracket a_n \leq a_k$$

On multiplie par $b_{n-k} \geq 0$ et on somme :

$$a_n \sum_{k=0}^n b_{n-k} \leq \sum_{k=0}^n a_k b_{n-k} = 1$$

$$\text{Mais } \sum_{k=0}^n b_{n-k} = \sum_{l=0}^n b_l = B_n \text{ donc } a_n B_n \leq 1$$

Les b_k étant strictement positifs, $B_n > 0$ et $a_n \leq \frac{1}{B_n}$

$$\begin{aligned} 1 &= \sum_{k=0}^m a_k b_{m-k} = \sum_{k=0}^{n-1} a_k b_{m-k} + \sum_{k=n}^m a_k b_{m-k} \\ &\leq a_0 \sum_{k=0}^{n-1} b_{m-k} + a_n \sum_{k=n}^m b_{m-k} \\ &\leq a_0 \sum_{l=m-n+1}^m b_l + a_n \sum_{l=0}^{m-n} b_l \\ &\leq a_0 (B_m - B_{m-n}) + a_n B_{m-n} \end{aligned}$$

17 Pour n assez grand $\frac{B_n}{B_{m_n-n}} (1 - a_0(B_{m_n} - B_{m_n-n})) \leq B_n a_n \leq 1$

Compte tenu des hypothèses de l'énoncé : $\frac{B_n}{B_{m_n-n}} (1 - a_0(B_{m_n} - B_{m_n-n})) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 1$ et avec le théorème des gendarmes : $B_n a_n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 1$

On en déduit $a_n \sim \frac{1}{B_n}$

Q18 Au moyen d'une comparaison série intégrale, on montre : $\sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \sim \ln(n)$.

On en déduit $\sum_{k=1}^n b_k \sim \ln(n)$.

On pose alors $m_0 = 0$ et pour $n \in \mathbb{N}^*$, $m_n = n + n \lfloor \ln(n) \rfloor$

$\forall n \geq e$ $m_n \geq 2n > n$

$B_{m_n - n} = B_{n \lfloor \ln(n) \rfloor} \sim \ln(n \lfloor \ln(n) \rfloor) = \ln(n) + \ln(\lfloor \ln(n) \rfloor)$

$\lfloor x \rfloor \sim_{+\infty} x$ donc $\lfloor \ln(n) \rfloor \sim \ln(n)$

Comme ce sont des infiniment grands : $\ln(\lfloor \ln(n) \rfloor) \sim \ln(\ln(n)) = o(\ln(n))$

Donc $B_{m_n - n} \sim \ln(n) \sim B_n$

$b_n \sim \frac{C}{n}$ donc :

$\exists n_0 \in \mathbb{N}^*$ tq $\forall n \geq n_0$ $b_n \leq \frac{2C}{n}$

Quitte à augmenter n_0 , on peut le supposer plus grand que e .

$\forall n \geq n_0$ $0 \leq B_{m_n} - B_{m_n - n} = \sum_{k=n \lfloor \ln(n) \rfloor + 1}^{n + n \lfloor \ln(n) \rfloor} b_k \leq 2C \sum_{k=n \lfloor \ln(n) \rfloor + 1}^{n + n \lfloor \ln(n) \rfloor} \frac{1}{k}$

Par comparaison série intégrale :

$\forall n \geq n_0$ $0 \leq B_{m_n} - B_{m_n - n} \leq \int_{k=n \lfloor \ln(n) \rfloor + 1}^{n + n \lfloor \ln(n) \rfloor} \frac{dt}{t} = \ln\left(\frac{n + 1 + n \lfloor \ln(n) \rfloor}{n \lfloor \ln(n) \rfloor + 1}\right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$ car

$n + 1 + n \lfloor \ln(n) \rfloor \sim n \lfloor \ln(n) \rfloor$ et $n \lfloor \ln(n) \rfloor + 1 \sim n \lfloor \ln(n) \rfloor$

On peut donc appliquer la question 17 :

$a_n \sim \frac{1}{B_n} \sim \frac{1}{C \ln(n)}$

19

$$\begin{aligned} \forall x \in]-1; 1[\quad 1 \left[\frac{G(x)}{1-x} \right] &= \left(\sum_{n=0}^{+\infty} x^n \right) \left(\sum_{n=0}^{+\infty} P(R=n) x^n \right) \\ &= \sum_{n=0}^{+\infty} \left(\sum_{k=0}^n P(R=k) \right) x^n = \sum_{n=0}^{+\infty} (1 - P(R > n)) x^n \\ &= \frac{1}{1-x} - \sum_{n=0}^{+\infty} P(R > n) x^n \end{aligned}$$

On en déduit :

$$\begin{aligned} \forall x \in]-1; 1[\quad 1 \left[F(x) \sum_{n=0}^{+\infty} P(R > n) x^n \right] &= F(x) \frac{1 - G(x)}{1-x} = \frac{1}{1-x} \text{ d'après la question 8} \\ &= \sum_{n=0}^{+\infty} x^n \end{aligned}$$

Mais on a aussi :

$$\begin{aligned} \forall x \in]-1; 1[\quad 1 \left[F(x) \sum_{n=0}^{+\infty} P(R > n) x^n \right] &= \left(\sum_{n=0}^{+\infty} P(S_n = 0_d) \right) \left(\sum_{n=0}^{+\infty} P(R > n) x^n \right) \\ &= \sum_{n=0}^{+\infty} \left(\sum_{k=0}^n P(S_k = 0_d) P(R > n-k) \right) x^n \end{aligned}$$

D'où le résultat par propriété des séries entières.

- 20** Pour revenir au point de départ après $2n$ déplacements, il faut avoir fait k déplacements vers la gauche, k déplacements vers la droite, $n - k$ déplacements vers le haut et $n - k$ déplacements vers le bas.

Le nombre de trajectoires possibles, toutes de probabilité $\frac{1}{4^n}$ est

$$\begin{aligned}
 & \sum_{k=0}^n \binom{2n}{k} \binom{2n-k}{k} \binom{2n-2k}{n-k} \\
 &= \sum_{k=0}^n \frac{(2n)!}{k!(2n-k)!} \frac{(2n-k)!}{k!(2n-2k)!} \frac{(2n-2k)!}{(n-k)!(n-k)!} \\
 &= \sum_{k=0}^n \frac{(2n)!}{k!k!(n-k)!(n-k)!} = \frac{(2n)!}{n!n!} \sum_{k=0}^n \frac{n!}{k!(n-k)!} \frac{n!}{k!(n-k)!} \\
 &= \binom{2n}{n} \sum_{k=0}^n \left(\binom{n}{k} \right)^2 \\
 &= \left(\binom{2n}{n} \right)^2 \text{ d'après la première question}
 \end{aligned}$$

et on conclut facilement.

$$\mathbf{21.} \quad \forall n \in \mathbb{N}^* \quad 1 = \sum_{k=0}^{2n} P(S_k = 0_d) P(R > 2n - k) = \sum_{k=0}^n P(S_{2k} = 0_d) P(R > 2n - 2k)$$

On utilise la partie D.

$$\forall n \in \mathbb{N} \quad a_n = P(R > 2n) > 0$$

L'évènement $(R > 2(n+1))$ est contenu dans l'évènement $(R > 2n)$ donc (a_n) est décroissante.

$$\forall n \in \mathbb{N}^* \quad b_n P(S_{2n} = 0_d) > 0$$

De plus $P(S_{2k} = 0) \sim \frac{1}{\pi^k}$ d'après la question 2.

$$\text{Donc } P(R > 2n) \sim \frac{\pi}{\ln(n)} \sim \frac{\pi}{\ln(2n)}.$$

$$\text{De plus } P(R > 2n+1) = P(R > 2n) \sim \frac{\pi}{\ln(2n+1)}.$$

$$\text{D'où } P(R > n) \sim \frac{\pi}{\ln(n)}.$$

Enfin par comparaison série intégrale et sommation des équivalents : $E(N_n) \sim \pi \int_2^n \frac{dt}{\ln(t)}$.

Il ne reste plus qu'à appliquer la question 4 pour obtenir $N_n \sim \frac{n}{\pi \ln(n)}$.