

A. Préliminaires

1) Soit $n \in \mathbb{N}$. $\binom{2n}{n}$ est le coefficient de X^n dans l'expression développée de $(X+1)^{2n}$.

Puisque $(X+1)^{2n} = (X+1)^n (X+1)^n = \left(\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} X^k \right) \left(\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} X^k \right)$, ce coefficient est aussi égal à $\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \binom{n}{n-k} = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k}^2$. Donc,

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

2) Formule de STIRLING : $n! \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \left(\frac{n}{e}\right)^n \sqrt{2\pi n}$. Par suite,

$$\binom{2n}{n} = \frac{(2n)!}{(n!)^2} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{\left(\frac{2n}{e}\right)^{2n} \sqrt{4\pi n}}{\left(\frac{n}{e}\right)^{2n} (2\pi n)} = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \times \frac{4^n}{\sqrt{n}}.$$

3) Soit $\alpha \in]0, 1[$. Puisque la fonction $t \mapsto \frac{1}{t^\alpha}$ est continue positive et décroissante sur $]0, +\infty[$, la série de terme général $\frac{1}{k^\alpha} - \int_k^{k+1} \frac{dt}{t^\alpha}$, $k \in \mathbb{N}^*$, converge (comparaison série intégrale). En notant S sa somme, on a donc

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k^\alpha} &\underset{n \rightarrow +\infty}{=} \sum_{k=1}^n \int_k^{k+1} \frac{dt}{t^\alpha} + S + o(1) \\ &\underset{n \rightarrow +\infty}{=} \int_1^{n+1} \frac{dt}{t^\alpha} + S + o(1) \underset{n \rightarrow +\infty}{=} \frac{(n+1)^{1-\alpha}}{1-\alpha} - \frac{1}{1-\alpha} + S + o(1) \\ &\underset{n \rightarrow +\infty}{=} \frac{(n+1)^{1-\alpha}}{1-\alpha} + o(n) \text{ (car } 1-\alpha > 0 \text{ et donc } (n+1)^{1-\alpha} \underset{n \rightarrow +\infty}{\rightarrow} +\infty) \\ &\underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{(n+1)^{1-\alpha}}{1-\alpha} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{n^{1-\alpha}}{1-\alpha}. \end{aligned}$$

Soit $\alpha \in]1, +\infty[$. Pour $k \geq 1$, $\frac{1}{(k+1)^\alpha} \leq \int_k^{k+1} \frac{dt}{t^\alpha} \leq \frac{1}{k^\alpha}$ et le théorème des gendarmes montre que $k^\alpha \int_k^{k+1} \frac{dt}{t^\alpha} \underset{k \rightarrow +\infty}{\rightarrow} 1$ ou encore $\int_k^{k+1} \frac{dt}{t^\alpha} \underset{k \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{k^\alpha}$. D'après la règle de l'équivalence des restes à l'ordre n de séries à termes positifs convergentes,

$$\begin{aligned} \sum_{k=n+1}^{+\infty} \frac{1}{k^\alpha} &\underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sum_{k=n+1}^{+\infty} \int_k^{k+1} \frac{dt}{t^\alpha} = \int_{n+1}^{+\infty} \frac{dt}{t^\alpha} = \frac{1}{(\alpha-1)(n+1)^{\alpha-1}} \text{ (car } \alpha > 1) \\ &\underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{(\alpha-1)n^{\alpha-1}}. \end{aligned}$$

4) Soit $x \geq 2$. Les deux fonctions $t \mapsto 1$ et $t \mapsto \frac{1}{\ln(t)}$ sont de classe C^1 sur le segment $[2, x]$. On peut donc effectuer une intégration par parties qui fournit

$$\int_2^x \frac{dt}{\ln(t)} = \int_2^x 1 \times \frac{1}{\ln(t)} dt = \left[\frac{t}{\ln(t)} \right]_2^x - \int_2^x t \left(-\frac{1/t}{(\ln(t))^2} \right) dt = \frac{x}{\ln(x)} - \frac{2}{\ln(2)} + \int_2^x \frac{dt}{(\ln(t))^2}.$$

Ensuite, $\frac{1}{(\ln(t))^2} \underset{t \rightarrow +\infty}{\sim} o\left(\frac{1}{\ln(t)}\right)$ avec $\frac{1}{(\ln(t))^2} > 0$ et $\frac{1}{\ln(t)} > 0$ et de plus, l'intégrale $\int_2^{+\infty} \frac{1}{(\ln(t))^2} dt$ diverge car $\frac{1}{(\ln(t))^2}$ est prépondérant devant $\frac{1}{t}$ en $+\infty$. D'après un théorème de sommation des relations de comparaison,

$$\int_2^x \frac{dt}{(\ln(t))^2} \underset{x \rightarrow +\infty}{\sim} o(I(x)).$$

Ainsi, $I(x) \underset{x \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{x}{\ln(x)} - \frac{2}{\ln(2)} + o(I(x)) \underset{x \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{x}{\ln(x)} - \frac{2}{\ln(2)} \underset{x \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{x}{\ln(x)}$ puisque $\frac{x}{\ln(x)} \underset{x \rightarrow +\infty}{\rightarrow} +\infty$. Donc,

$$I(x) \underset{x \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{x}{\ln(x)}.$$

5) Soit $\alpha \in \mathbb{R}$. Pour $x \in]-1, 1[$, $(1+x)^\alpha = 1 + \sum_{n=1}^{+\infty} \binom{\alpha}{n} x^n$. En particulier, pour $x \in]-1, 1[$,

$$\frac{1}{\sqrt{1-x}} = (1+(-x))^{-\frac{1}{2}} = 1 + \sum_{n=1}^{+\infty} (-1)^n \binom{-\frac{1}{2}}{n} x^n.$$

Ensuite, pour $n \geq 1$,

$$\begin{aligned} (-1)^n \binom{-\frac{1}{2}}{n} &= (-1)^n \frac{\left(-\frac{1}{2}\right) \left(-\frac{1}{2}-1\right) \dots \left(-\frac{1}{2}-(n-1)\right)}{n!} = \frac{\left(\frac{1}{2}\right) \left(\frac{1}{2}+1\right) \dots \left(\frac{1}{2}+(n-1)\right)}{n!} \\ &= \frac{(2n-1) \times (2n-3) \times \dots \times 3 \times 1}{2^n n!} = \frac{(2n) \times (2n-1) \times (2n-2) \times \dots \times 3 \times 2 \times 1}{((2n) \times (2n-2) \times \dots \times 2) 2^n n!} \\ &= \frac{(2n)!}{2^{2n} (n!)^2} = \frac{\binom{2n}{n}}{4^n}. \end{aligned}$$

ce qui reste vrai quand $n = 0$. Donc,

$$\forall x \in]-1, 1[, \frac{1}{\sqrt{1-x}} = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\binom{2n}{n}}{4^n} x^n.$$

B. Marches aléatoires, récurrence

6) Pour $n \in \mathbb{N}$, posons $a_n = P(S_n = 0_d)$ et pour $n \in \mathbb{N}^*$, posons $b_n = P(R = n)$ et $c_n = 1$. Pour $n \in \mathbb{N}^*$, $|a_n| \leq |c_n|$ et $|b_n| \leq |c_n|$. Donc, $R_a \geq R_c = 1$ et $R_b \geq R_c = 1$. Ainsi, les séries entières définissant F et G ont un rayon de convergence supérieur ou égal à 1. En particulier, F et G sont définies sur $]-1, 1[$ au moins.

La somme d'une série entière est de classe C^∞ sur son intervalle ouvert de convergence et $]-1, 1[$ est contenu dans chacun des intervalles ouverts de convergence des séries entières définissant F et G . Donc, F et G sont de classe C^∞ sur $]-1, 1[$.

$(\{R = n\})_{n \in \mathbb{N}^*} \cup (\{R = +\infty\})$ est un système complet d'événements. La série numérique de terme général $P(R = n)1^n = b_n$ converge et a pour somme $\sum_{n=1}^{+\infty} P(R = n) = 1 - P(R = +\infty) = P(R \neq +\infty)$. Donc, $G(1)$ existe dans \mathbb{R} et $G(1) = P(R \neq +\infty)$.

La série numérique de terme général $P(R = n)(-1)^n = (-1)^n b_n$ est absolument convergente et en particulier convergente. Donc, $G(-1)$ existe dans \mathbb{R} . Finalement, G est définie sur $[-1, 1]$.

Pour $n \in \mathbb{N}^*$ et $x \in [-1, 1]$, posons $g_n(x) = P(R = n)x^n$ de sorte que $G = \sum_{n=1}^{+\infty} g_n$. Pour $n \in \mathbb{N}^*$ et $x \in [-1, 1]$,

$$|g_n(x)| = P(R = n)|x|^n \leq P(R = n)$$

et donc $\|g_n\|_{\infty, [-1, 1]} \leq P(R = n)$. On en déduit que la série de terme général $\|g_n\|_{\infty, [-1, 1]}$ converge. Par suite, la série de fonctions de terme général g_n , $n \in \mathbb{N}^*$, converge normalement et en particulier uniformément sur $[-1, 1]$. Ainsi,

- chaque fonction g_n est continue sur $[-1, 1]$,
- la série de fonctions de terme général g_n converge uniformément vers G sur $[-1, 1]$.

Donc, la fonction G est continue sur $[-1, 1]$.

7) Soient k et n deux entiers naturels non nuls tels que $k \leq n$.

$$P((S_n = 0_d) \cap (R = k)) = P((S_1 \neq 0_d) \cap (S_2 \neq 0_d) \dots \cap (S_{k-1} \neq 0_d) \cap (S_k = 0_d) \cap (S_n - S_k = 0_d)).$$

D'après le lemme des coalitions, les variables $(S_1, \dots, S_k) = (X_1, X_1 + X_2, \dots, X_1 + \dots + X_k)$ (qui est un k -uplet de variables) et $S_n - S_k = X_{k+1} + \dots + X_n$ sont indépendantes. Donc

$$\begin{aligned} P((S_n = 0_d) \cap (R = k)) &= P((S_1 \neq 0_d) \cap (S_2 \neq 0_d) \dots \cap (S_{k-1} \neq 0_d) \cap (S_k = 0_d)) P(S_n - S_k = 0_d) \\ &= P(R = k) P(S_n - S_k = 0_d). \end{aligned}$$

Puisque les variables X_i , $i \in \mathbb{N}^*$, ont mêmes lois et sont mutuellement indépendantes, $P(X_{k+1} + \dots + X_n = 0_d) = P(X_1 + \dots + X_{n-k} = 0_d) = P(S_{n-k} = 0_d)$ et donc

$$P((S_n = 0_d) \cap (R = k)) = P(R = k) P(S_{n-k} = 0_d).$$

Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Si $k \in \llbracket n+1, +\infty \rrbracket$, l'événement $(S_n = 0_d) \cap (R = k)$ est vide et donc $P((S_n = 0_d) \cap (R = k)) = 0$. Par suite,

$$\begin{aligned} P(S_n = 0_d) &= \sum_{k=1}^{+\infty} P((S_n = 0_d) \cap (R = k)) + P((S_n = 0_d) \cap (R = +\infty)) = \sum_{k=1}^n P((S_n = 0_d) \cap (R = k)) \\ &= \sum_{k=1}^n P(R = k) P(S_{n-k} = 0_d). \end{aligned}$$

8) Avec les notations de la question 6, on a donc $a_0 = P(S_0 = 0_d) = 1$, $b_0 = P(R = 0) = 0$ et pour tout $n \in \mathbb{N}^*$,

$$a_n = \sum_{k=1}^n a_{n-k} b_k = \sum_{k=0}^n b_k a_{n-k}.$$

En effectuant le produit de CAUCHY sur $] -1, 1[$ des deux séries entières définissant F et G (dont les rayons sont supérieurs ou égaux à 1), on obtient pour $x \in] -1, 1[$,

$$\begin{aligned} 1 + F(x)G(x) &= 1 + \left(\sum_{n=0}^{+\infty} a_n x^n \right) \left(\sum_{n=0}^{+\infty} b_n x^n \right) = 1 + \sum_{n=1}^{+\infty} \left(\sum_{k=1}^n b_k a_{n-k} \right) x^n \\ &= 1 + \sum_{n=1}^{+\infty} a_n x^n = \sum_{n=0}^{+\infty} a_n x^n = F(x). \end{aligned}$$

Donc,

$$\forall x \in] -1, 1[, F(x) = 1 + F(x)G(x).$$

Pour $x \in] -1, 1[$, on a encore $F(x)(1 - G(x)) = 1$ (de sorte que $1 - G(x) \neq 0$) puis $F(x) = \frac{1}{1 - G(x)}$. La fonction G est continue en 1. Donc, $\lim_{\substack{x \rightarrow 1 \\ x < 1}} G(x) = G(1) = P(R \neq +\infty)$ et d'autre part, pour $x \in [0, 1[$, $G(x) \leq G(1)$. Donc, si $P(R \neq +\infty) < 1$,

$$\lim_{\substack{x \rightarrow 1 \\ x < 1}} F(x) = \frac{1}{1 - P(R \neq +\infty)} = \frac{1}{P(R = +\infty)} \text{ et si } P(R \neq +\infty) = 1, \lim_{\substack{x \rightarrow 1 \\ x < 1}} F(x) = +\infty.$$

9) Pour $x \in] -1, 1[$, posons $H(x) = \sum_{k=0}^{+\infty} c_k x^k$. Soit $(x, y) \in [0, 1]^2$ tel que $x \leq y$. Puisque la suite $(c_k)_{k \in \mathbb{N}}$ est positive, pour tout $k \in \mathbb{N}$, $c_k x^k \leq c_k y^k$ puis en sommant, on obtient $H(x) \leq H(y)$. La fonction H est donc croissante sur $[0, 1[$. On en déduit que la fonction H a une limite ℓ en 1 à gauche, réelle ou infinie.

Soit $n \in \mathbb{N}$. Pour $x \in [0, 1[$, $H(x) = \sum_{k=0}^{+\infty} c_k x^k \geq \sum_{k=0}^n c_k x^k$. Quand x tend vers 1, on obtient $\ell \geq \sum_{k=0}^n c_k$ (*). Cette inégalité est vraie pour tout $n \in \mathbb{N}$.

Puisque les c_k sont des réels positifs et que la série de terme général c_k diverge, on a $\lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{k=0}^n c_k = +\infty$. Quand n tend vers $+\infty$ dans (*), on obtient $\ell \geq +\infty$ et donc $\ell = +\infty$. On a montré que $\lim_{\substack{x \rightarrow 1 \\ x < 1}} H(x) = +\infty$.

10) On applique le résultat précédent à la série de terme général $a_n = P(S_n = 0_d)$ qui est à termes positifs et à la fonction $H = F$. D'après la question précédente, si la série de terme général a_n , $n \in \mathbb{N}$, diverge, alors $\lim_{\substack{x \rightarrow 1 \\ x < 1}} F(x) = +\infty$ et donc

$P(R \neq +\infty) = 1$ d'après la question 8.

Si la série de terme général a_n , $n \in \mathbb{N}$, converge, la même démonstration que celle de la question 6 pour la fonction G montre que F est définie et continue sur $[-1, 1]$. En particulier, F a une limite réelle en 1 et donc $P(R \neq +\infty) \neq 1$ d'après la question 8. En résumé, la série de terme général $P(S_n = 0_d)$ diverge si et seulement si $P(R \neq +\infty) = 1$.

$$\begin{aligned} \mathbf{11)} \text{ Pour } i \in \mathbb{N}^*, (Y_i = 1) &= \bigcap_{k=0}^{i-1} (S_i - S_k \neq 0_d) = \bigcap_{k=0}^{i-1} (X_{k+1} + \dots + X_i \neq 0_d) \text{ et } (R > i) = \bigcap_{k=1}^i (S_k = 0_d) \\ &= \bigcap_{k=1}^i (X_1 + \dots + X_k \neq 0_d). \end{aligned}$$

Maintenant, les deux i -uplets de variables $(X_i, X_i + X_{i-1}, \dots, X_i + X_{i-1} + \dots + X_1)$ et $(X_1, X_1 + X_2, \dots, X_1 + X_2 + \dots + X_i)$ ont la même loi car, les X_i étant deux à deux indépendantes et de mêmes lois, la probabilité d'un événement du type $\{(X_i, X_i + X_{i-1}, \dots, X_i + X_{i-1} + \dots + X_1) = (a_1, a_2, \dots, a_i)\} = \{(X_i, X_{i-1}, \dots, X_1) = (a_1, a_2 - a_1, \dots)\}$ et la probabilité d'un événement du type $\{(X_1, X_1 + X_2, \dots, X_1 + X_2 + \dots + X_i) = (a_1, a_2, \dots, a_i)\}$ s'expriment comme la même somme de produits de probabilités du type $P(X = a)$. En particulier,

$$\begin{aligned} P(Y_i = 1) &= P(X_i \neq 0_d, X_i + X_{i-1} \neq 0_d, \dots, X_i + X_{i-1} + \dots + X_1 \neq 0_d) \\ &= P(X_1 \neq 0_d, X_1 + X_2 \neq 0_d, \dots, X_1 + X_2 + \dots + X_i \neq 0_d) = P(R > i). \end{aligned}$$

Ensuite, pour $i \in [1, n]$, $E(Y_i) = 0 \times P(Y_i = 0) + 1 \times P(Y_i = 1) = P(Y_i = 1) = P(R > i)$. Puisque $N_n = 1 + \sum_{i=1}^n Y_i$, par linéarité de l'espérance,

$$E(N_n) = 1 + \sum_{i=1}^n E(Y_i) = 1 + \sum_{i=1}^n P(R > i).$$

12) La suite $((R > i))_{i \in \mathbb{N}}$ est une suite d'événements décroissante pour l'inclusion. Par continuité décroissante, la suite $(P(R > i))_{i \in \mathbb{N}^*}$ est convergente et

$$\lim_{i \rightarrow +\infty} P(R > i) = P\left(\bigcap_{k=1}^{+\infty} (R > i)\right) = P(R = +\infty).$$

Mais alors, d'après le lemme de CÉSARO, $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P(R > i) = P(R = +\infty)$ puis

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{E(N_n)}{n} = \lim_{n \rightarrow +\infty} \left(\frac{1}{n} + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P(R > i) \right) = P(R = +\infty). \text{ On a montré que}$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{E(N_n)}{n} = P(R = +\infty).$$

C. Les marches de BERNOULLI sur \mathbb{Z}

13) Modulo 2, on a $X_k \equiv 1$ puis $S_{2n+1} \equiv 2n+1 \equiv 1$. Dit autrement, S_{2n+1} ne prend que des valeurs impaires et ne peut donc être égal à 0 qui est pair. $(S_{2n+1} = 0)$ est l'événement impossible et donc $P(S_{2n+1} = 0) = 0$.

$S_{2n} = 0$ si et seulement si n variables X_k prennent la valeur 1 et les n autres prennent la valeur -1 . Puisque les variables X_k sont indépendantes, la probabilité d'un événement du type $(X_1, \dots, X_{2n}) = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_{2n})$, où n des ε_i sont égaux à 1 et les n autres à -1 , est $p^n q^n = (pq)^n$.

Enfin, il y a $\binom{2n}{n}$ façons de choisir l'emplacement des n nombres 1 dans $2n$ emplacements et donc

$$P(S_{2n} = 0) = \binom{2n}{n} (pq)^n.$$

14) Soit $x \in]-1, 1[$. Alors $0 \leq 4pqx^2 < 4pq = 4p(1-p) = -(2p-1)^2 + 1 \leq 1$ puis, d'après la question 5,

$$\begin{aligned} F(x) &= \sum_{n=0}^{+\infty} P(S_n = 0) x^n = 1 + \sum_{n=1}^{+\infty} P(S_{2n} = 0) x^{2n} = 1 + \sum_{n=1}^{+\infty} \binom{2n}{n} (pqx^2)^n \\ &= \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\binom{2n}{n}}{4^n} (4pqx^2)^n = \frac{1}{\sqrt{1-4pqx^2}}. \end{aligned}$$

puis d'après la question 8, $G(x) = 1 - \frac{1}{F(x)} = 1 - \sqrt{1-4pqx^2}$ ce qui reste vrai pour $x = \pm 1$ par continuité de G sur $[-1, 1]$. Donc,

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

En tenant compte de $p - q = p - (1 - p) = 2p - 1$, on en déduit que

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

Ensuite, pour $x \in]-1, 1[$, $G(x) = 1 - (1-4pqx^2)^{\frac{1}{2}} = 1 - \sum_{n=0}^{+\infty} \binom{\frac{1}{2}}{n} (-4pqx^2)^n = \sum_{n=1}^{+\infty} (-1)^{n-1} \binom{\frac{1}{2}}{n} (4pqx^2)^n$. De plus, $(-1)^0 \binom{\frac{1}{2}}{1} = \frac{1}{2}$ et pour $n \geq 2$,

$$\begin{aligned} (-1)^{n-1} \binom{\frac{1}{2}}{n} &= (-1)^{n-1} \frac{\left(\frac{1}{2}\right) \left(-\frac{1}{2}\right) \left(-\frac{3}{2}\right) \dots \left(\frac{1}{2} - (n-1)\right)}{n!} \\ &= \frac{(2n-3) \times (2n-5) \times \dots \times 3 \times 1}{2^n n!} = \frac{(2n-2) \times (2n-3) \times (2n-4) \times \dots \times 3 \times 2 \times 1}{2^{n-1} (n-1)! 2^n n!} \\ &= \frac{(2n-2)!}{2^{2n-1} (n-1)! n!} = \frac{n}{(2n)(2n-1)2^{2n-1}} \times \frac{(2n)!}{n!^2} = \frac{\binom{2n}{n}}{4^n (2n-1)} \end{aligned}$$

ce qui reste vrai quand $n = 1$. Donc, pour tout $x \in]-1, 1[$,

$$G(x) = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{\binom{2n}{n}}{4^n (2n-1)} (4pqx^2)^n = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{\binom{2n}{n} (pq)^n}{2n-1} x^{2n}.$$

Par unicité des coefficients d'une série entière, pour tout $n \in \mathbb{N}$, $P(R = 2n+1) = 0$ et pour tout $n \in \mathbb{N}^*$,

$$P(R = 2n) = \frac{\binom{2n}{n} (pq)^n}{2n-1}.$$

15) On suppose que $p = q = \frac{1}{2}$. Les questions 12 et 14 montrent déjà que $E(N_n) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} o(n)$. D'après la question 2,

$$P(R = 2n) = \frac{\binom{2n}{n}}{4^n (2n-1)} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{\sqrt{\pi}} \times \frac{4^n}{\sqrt{n}} \times \frac{1}{4^n (2n)} = \frac{1}{2\sqrt{\pi n^{\frac{3}{2}}}}.$$

Par suite, d'après de l'équivalence des restes à l'ordre n des séries à termes positifs convergentes et d'après la question 3,

$$\begin{aligned} P(R > 2i) &= \sum_{n=i+1}^{+\infty} P(R = 2n) \\ &\underset{i \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \sum_{n=i+1}^{+\infty} \frac{1}{n^{\frac{3}{2}}} \underset{i \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \frac{1}{\frac{1}{2}\sqrt{i}} \\ &\underset{i \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{\sqrt{\pi}\sqrt{i}} = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}\sqrt{2i}}. \end{aligned}$$

Ensuite, $P(R > 2i + 1) = P(R > 2i) \underset{i \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}\sqrt{2i}} \underset{i \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}\sqrt{2i+1}}$ et finalement

$$P(R > i) \underset{i \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}\sqrt{i}}.$$

Mais alors, d'après la règle de l'équivalence des sommes partielles de séries à termes positifs divergentes et d'après la question 3,

$$\begin{aligned} E(N_n) &= 1 + \sum_{i=1}^n P(R > i) \\ &\underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} 1 + \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sum_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{i}} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} 1 + \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{n^{\frac{1}{2}}}{\frac{1}{2}} \\ &\underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sqrt{\frac{8n}{\pi}}. \end{aligned}$$

D. Un résultat asymptotique

16) Soit $n \in \mathbb{N}$. Puisque la suite $(a_p)_{p \in \mathbb{N}}$ est décroissante et que la suite $(b_p)_{p \in \mathbb{N}}$ est positive

$$1 = \sum_{k=0}^n a_k b_{n-k} \geq a_n \sum_{k=0}^n b_{n-k} = a_n B_n.$$

Puisque la suite $(b_p)_{p \in \mathbb{N}}$ est strictement positive, on en déduit que $B_n > 0$ puis que $a_n \leq \frac{1}{B_n}$.

Soient m et n deux entiers naturels tels que $m > n > 0$.

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

Si $n = 0$ et $m > n$, on a directement $1 = \sum_{k=0}^m a_k b_{m-k} \leq a_0 B_m = a_0 (B_m - B_{m-n}) + a_n B_{m-n}$.

17) Pour n assez grand,

$$1 - a_0 (B_{m_n} - B_{m_n-n}) \leq a_n B_{m_n-n} = a_n B_n \frac{B_{m_n-n}}{B_n} \leq \frac{B_{m_n-n}}{B_n}.$$

D'après les hypothèses de l'énoncé, le membre de gauche et le membre de droite de cet encadrement tendent vers 1 quand n tend vers $+\infty$. Le théorème des gendarmes permet d'affirmer que $a_n B_{m_n-n}$ tend vers 1 quand n tend vers $+\infty$. Donc,

$$1 \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} a_n B_{m_n-n} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} a_n B_n \text{ et finalement,}$$

$$a_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{B_n}.$$

18) D'après la règle de l'équivalence des sommes partielles de séries à termes positifs divergentes (la série de terme général $\frac{1}{n}$ étant divergente),

$$B_n - b_0 = \sum_{k=1}^n b_k \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} C \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}.$$

Ensuite, $\ln(k+1) - \ln(k) = \ln\left(1 + \frac{1}{k}\right) \underset{k \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{k} > 0$ et donc

$$B_n - b_0 \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} C \sum_{k=1}^n (\ln(k+1) - \ln(k)) = C \ln(n+1) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} C \ln(n).$$

En particulier, $B_n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} +\infty$ et donc $B_n - b_0 \underset{k \rightarrow +\infty}{\sim} B_n$. Finalement, $B_n \underset{k \rightarrow +\infty}{\sim} C \ln(n)$.

Pour $n \geq 2$, posons $m_n = n + \lfloor n \ln(n) \rfloor$. Pour tout $n \geq 2$, on a $m_n > n$. On note que $m_n \underset{n \rightarrow +\infty}{=} n \ln(n) + n + O(1) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} n \ln(n)$. Ensuite,

$$\begin{aligned} \ln(\lfloor n \ln(n) \rfloor) &\underset{n \rightarrow +\infty}{=} \ln(n \ln(n) + O(1)) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \ln(n \ln(n)) \quad (\text{car } n \ln(n) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} +\infty) \\ &= \ln(n) + \ln(\ln(n)) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \ln(n) \quad (\text{d'après un théorème de croissances comparées}), \end{aligned}$$

et donc

$$\begin{aligned} B_{m_n - n} &= B_{\lfloor n \ln(n) \rfloor} \\ &\underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} C \ln(\lfloor n \ln(n) \rfloor) \quad (\text{car } \left\lfloor \frac{n}{\ln(n)} \right\rfloor \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} +\infty \text{ et par sommation des équivalents}) \\ &\underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} C \ln(n) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} B_n. \end{aligned}$$

Ensuite, pour n grand, $0 \leq b_n \leq \frac{C+1}{n}$ et donc, pour n grand,

$$\begin{aligned} 0 \leq B_{m_n} - B_{m_n - n} &= \sum_{k=m_n - n + 1}^{m_n} b_k \\ &\leq (C+1) \sum_{k=m_n - n + 1}^{m_n} \frac{1}{k} \leq (C+1) \int_{m_n - n}^{m_n} \frac{dt}{t} = (C+1) \ln\left(\frac{m_n}{m_n - n}\right) \\ &= (C+1) \ln\left(\frac{\lfloor n \ln(n) \rfloor + n}{\lfloor n \ln(n) \rfloor}\right) = (C+1) \left(1 + \frac{n}{\lfloor n \ln(n) \rfloor}\right). \end{aligned}$$

Les deux membres de cet encadrement tendent vers 0 quand n tend vers $+\infty$ et donc $B_{m_n} - B_{m_n - n}$ tend vers 0 quand n tend vers $+\infty$.

La suite $(m_n)_{n \geq 2}$ vérifie les conditions de la question 17 et donc $a_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{B_n} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{C \ln(n)}$.

E. La marche aléatoire simple sur \mathbb{Z}^2 : un théorème d'ERDÖS et DVORETZKY

19) Pour $x \in]-1, 1[$, posons $H(x) = \sum_{k=0}^{+\infty} P(R > k) x^k$ (de même que F et G , le rayon de la série entière définissant H est au moins égal à 1). Pour $x \in]-1, 1[$,

$$\begin{aligned} G(x) &= \sum_{k=1}^{+\infty} P(R = k) x^k = \sum_{k=1}^{+\infty} (P(R > k-1) - P(R > k)) x^k \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} P(R > k-1) x^k - \sum_{k=1}^{+\infty} P(R > k) x^k \quad (\text{les deux séries convergent}) \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} P(R > k) x^{k+1} - \sum_{k=1}^{+\infty} P(R > k) x^k = xH(x) - H(x) + P(R > 0) = H(x)(x-1) + 1. \end{aligned}$$

Mais alors, $F(x) = 1 + F(x)G(x) = 1 + F(x)H(x)(x-1) + F(x)$ puis $F(x)H(x) = \frac{1}{1-x}$. Ainsi, pour tout $x \in]-1, 1[$,

$$\left(\sum_{n=0}^{+\infty} P(S_n = 0_d) x^n \right) \left(\sum_{n=0}^{+\infty} P(R > n) x^n \right) = \sum_{n=0}^{+\infty} x^n.$$

En identifiant les coefficients du produit de CAUCHY des deux séries entières du membre de gauche avec les coefficients de la série entière du membre de droite, on obtient

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

20) Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Posons $C = \{(0, 1), (0, -1), (1, 0), (-1, 0)\}$ puis

$$\mathcal{C}_{2n} = \left\{ ((\varepsilon_1, \varepsilon'_1), \dots, (\varepsilon_{2n}, \varepsilon'_{2n})) \in (\{-1, 0, 1\}^2)^{2n} / \forall i \in \llbracket 1, 2n \rrbracket, (\varepsilon_i, \varepsilon'_i) \in C \text{ et } \sum_{i=1}^{2n} \varepsilon_i = \sum_{i=1}^{2n} \varepsilon'_i = 0 \right\}.$$

Alors, pour $n \in \mathbb{N}^*$, $S_{2n} = 0 \Leftrightarrow (X_1, \dots, X_{2n}) \in \mathcal{C}_{2n}$. Puisque les variables X_i , $i \in \llbracket 1, 2n \rrbracket$, sont indépendantes,

$$\begin{aligned} P(S_{2n} = 0_d) &= \sum_{((\varepsilon_1, \varepsilon'_1), \dots, (\varepsilon_{2n}, \varepsilon'_{2n})) \in \mathcal{C}_{2n}} P((X_1, \dots, X_{2n}) = ((\varepsilon_1, \varepsilon'_1), \dots, (\varepsilon_{2n}, \varepsilon'_{2n}))) \\ &= \sum_{((\varepsilon_1, \varepsilon'_1), \dots, (\varepsilon_{2n}, \varepsilon'_{2n})) \in \mathcal{C}_{2n}} P(X_1 = (\varepsilon_1, \varepsilon'_1)) \dots P(X_{2n} = (\varepsilon_{2n}, \varepsilon'_{2n})) \\ &= \left(\frac{1}{4}\right)^{2n} \text{card}(\mathcal{C}_{2n}) = \left(\frac{1}{4^n}\right)^2 \text{card}(\mathcal{C}_{2n}). \end{aligned}$$

Il reste à déterminer $\text{card}(\mathcal{C}_{2n})$. $\varepsilon_1 + \dots + \varepsilon_{2n} = 0$ si et seulement si k des ε_i sont égaux à 1 et k sont égaux à -1 pour un certain $k \in \llbracket 0, n \rrbracket$. Pour $k \in \llbracket 0, n \rrbracket$, il y a $\binom{2n}{k}$ choix de l'emplacement des 1 et pour chacun de ces choix, il y a $\binom{2n-k}{k}$ choix de l'emplacement des -1 , soit au total $\binom{2n}{k} \binom{2n-k}{k}$ choix de l'emplacement des 1 et des -1 pour le $2n$ -uplet $(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_{2n})$.

Pour les $2k$ numéros i tels que $\varepsilon_i = \pm 1$, on a $\varepsilon'_i = 0$ et pour les $2n - 2k$ numéros i tels que $\varepsilon_i = 0$, on a $\varepsilon'_i = \pm 1$. Pour avoir $\varepsilon'_1 + \dots + \varepsilon'_{2n} = 0$, il reste à choisir les $n - k$ emplacements parmi les $2n - 2k$ dans lesquels $\varepsilon'_i = 1$, les derniers emplacements étant occupés par des -1 . Il y a $\binom{2n-2k}{n-k}$ choix possibles de ces emplacements. Au total,

$$\begin{aligned} \text{card}(\mathcal{C}_{2n}) &= \sum_{k=0}^n \binom{2n}{k} \binom{2n-k}{k} \binom{2n-2k}{n-k} = \sum_{k=0}^n \frac{(2n)!}{k!(2n-k)!} \frac{(2n-k)!}{k!(2n-2k)!} \frac{(2n-2k)!}{(n-k)!^2} \\ &= \sum_{k=0}^n \frac{(2n)!}{k!^2(n-k)!^2} = \frac{(2n)!}{n!^2} \sum_{k=0}^n \frac{n!^2}{k!^2(n-k)!^2} = \binom{2n}{n} \sum_{k=0}^n \binom{n}{k}^2 \\ &= \binom{2n}{n}^2 \text{ (d'après la question 1).} \end{aligned}$$

Finalement,

$$P(S_{2n} = 0_d) = \left(\frac{\binom{2n}{n}}{4^n}\right)^2.$$

D'autre part, comme à la question 13, $P(S_{2n+1} = 0_d) = 0$.

21) D'après la question 19, pour tout $n \in \mathbb{N}$, $1 = \sum_{k=0}^{2n} P(S_k = 0_d) P(R > 2n - k) = \sum_{k=0}^n P(S_{2k} = 0_d) P(R > 2(n - k))$.

Pour $n \in \mathbb{N}$, posons $b_n = P(S_{2n} = 0_d)$ et $a_n = P(R > 2n)$. Alors, $(a_n)_{n \in \mathbb{N}}$ et $(b_n)_{n \in \mathbb{N}}$ sont deux suites strictement positives telles que pour tout $n \in \mathbb{N}$, $1 = \sum_{k=0}^n a_k b_{n-k}$. De plus, la suite $(a_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est décroissante. Enfin,

$$b_n = \left(\frac{\binom{2n}{n}}{4^n}\right)^2 \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \left(\frac{1}{4^n} \frac{1}{\sqrt{\pi}} \frac{4^n}{\sqrt{n}}\right)^2 = \frac{1}{n\pi}.$$

D'après la question 18, $P(R > 2n) = a_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{\pi}{\ln(n)} = \frac{\pi}{\ln(2n) - \ln(2)} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{\pi}{\ln(2n)}$. Ensuite, $P(R > 2n + 1) = P(R > 2n) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{\pi}{\ln(2n)} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{\pi}{\ln(2n + 1)}$ et finalement,

$$P(R > n) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{\pi}{\ln(n)}.$$

La série de terme général général $\frac{\pi}{\ln(n)} > 0$ diverge (car $\frac{\pi}{\ln(n)}$ est prépondérant devant $\frac{1}{n}$) et donc d'après un théorème de sommation des relations de comparaison,

$$\begin{aligned} E(N_n) - 1 - P(R > 1) &= \sum_{k=2}^n P(R > k) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \pi \sum_{k=2}^n \frac{1}{\ln(k)} \\ &\underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \pi \int_2^n \frac{dt}{\ln(t)} \\ &\text{(puisque } t \mapsto \frac{1}{\ln(t)} \text{ est décroissante positive sur } [2, +\infty[\text{ et que} \\ &\sum \frac{1}{\ln(k)} \text{ diverge (comparaison séries-intégrales))} \\ &\underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{n\pi}{\ln(n)} \text{ (d'après la question 4).} \end{aligned}$$

En particulier, $E(N_n) \underset{n \rightarrow +\infty}{\rightarrow} +\infty$ et donc $E(N_n) - 1 - P(R > 1) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} E(N_n)$. Finalement,

$$E(N_n) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{n\pi}{\ln(n)}.$$