

Corrigé - Marches aléatoires

I Loi de X_n

$$\underline{1} : \begin{cases} Z_n(\omega) = \{-1, 1\} \\ \mathbb{P}(Z_n = 1) = p \\ \mathbb{P}(Z_n = -1) = 1-p = q \end{cases}$$

$\frac{1+Z_n}{2}$ suit la loi $\mathcal{B}(p)$.

2 (a) Notons $Y_n = \frac{1+Z_n}{2}$. Les VA $(Y_n)_{n \in \mathbb{N}}$ sont indépendantes et suivent la loi $\mathcal{B}(p)$.

d'où selon le cours

$$\tilde{X}_n = \frac{n+X_n}{2} = \sum_{k=1}^n Y_k \longrightarrow \mathcal{B}(n, p)$$

(b) Comme $X_n = 2\tilde{X}_n - n$ on en déduit

$$X_n(\omega) = \{2k-n, k \in \llbracket 0, n \rrbracket\} = \{-n, -n+2, \dots, n-2, n\}$$

$$\mathbb{P}(X_n = 2k-n) = p^k q^{n-k} \binom{n}{k} \quad \forall k \in \llbracket 0, n \rrbracket$$

$$(c) \quad \mathbb{E}(X_n) = 2\mathbb{E}(\tilde{X}_n) - n = (2p-1)n$$

$$V(X_n) = 4V(\tilde{X}_n) = 4npq$$

$$\underline{3} : \text{Si } n \text{ est impair } \pi_n = 0$$

$$\text{b. } n = 2m, m \in \mathbb{N} \quad \pi_n = (pq)^m \binom{2m}{m}$$

4 : En appliquant la formule de Stirling on a $\binom{2m}{m} = \frac{(2m)!}{(m!)^2}$ on trouve

$$\pi_{2m} \underset{m \rightarrow \infty}{\sim} \frac{(4pq)^m}{\sqrt{\pi m}}$$

II

1.(a) on a $A_1 = \bigcup_{n=1}^{\infty} [S=n]$. Les événements $[S=n]$ étant incompatibles

Il vient par σ -additivité :

$$\boxed{P(A_1) = \sum_{n=1}^{\infty} P(S=n)}$$

Ceci prouve en particulier que la série $\sum_{n \geq 1} P(S=n)$ converge

Par conséquent, F est définie en 1 et $P(A_1) = F(1)$

1.(b) Posons $u_n(\omega) = \omega^n P(S=n)$

Alors $\|u_n\|_{\infty} = \sup_{\omega \in [0,1]} |\omega^n P(S=n)| = P(S=n)$

Donc $\sum \|u_n\|_{\infty} < \infty$, c'est à dire : $\sum u_n$ converge uniformément sur $[0,1]$.

2.(a) La série Π est lacunaire : on applique la règle de d'Alembert

$$\text{à } \sum_{m \geq 0} \pi_{2m} \Delta^{2m}.$$

$$\left| \frac{\pi_{2m+2} \Delta^{2m+2}}{\pi_{2m} \Delta^{2m}} \right| \xrightarrow{m \infty} 4pq \Delta^2 \text{ donc } \boxed{R = \frac{1}{2\sqrt{pq}}}$$

2.(b) on voit que $\forall x \in]-\frac{1}{4}, \frac{1}{4}[$

$$(1-4x)^{-\frac{1}{2}} = \sum_{k=0}^{\infty} \underbrace{(-1)^k \left(-\frac{1}{2} \times -\frac{3}{2} \times \dots \times (-\frac{1}{2} - k + 1) \right)}_{k!} x^k$$

$k!$

un calcul facile prouve que $\beta_k = \binom{2k}{k} (-1)^k$

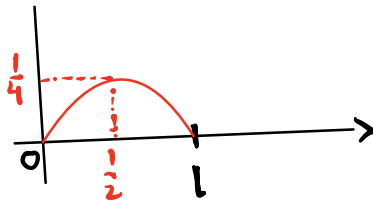
Par suite, $\forall x \in [0, 1]$, on peut écrire (puisque $pqx^2 < \frac{1}{4}$)

$$(1 - 4pqx^2)^{-\frac{1}{2}} = \sum_{k=0}^{\infty} \binom{2k}{k} (4pq)^k x^{2k} = \Pi(x) \quad (1)$$

2.6) : on a déjà utilisé que $4pq \leq 1$

Plus précisément

L'application $p \mapsto p(1-p)$ possède le graphe suivant :



Le rayon $R = \frac{1}{2\sqrt{p(1-p)}}$ est donc $\begin{cases} = 1 & \text{si } p = \frac{1}{2} \\ > 1 & \text{si } p \neq \frac{1}{2} \end{cases}$

on en déduit :

si $p \neq \frac{1}{2}$ l'égalité (1) est valable pour $x = 1$

De plus.

si $p = \frac{1}{2}$ on a d'après I.4

$$\Pi_{2m} \sim \frac{1}{\sqrt{\pi} \sqrt{m}}$$

Donc $\sum \Pi_{2m}$ diverge. En particulier

si $p = \frac{1}{2}$ l'égalité (1) n'est pas valable pour $x = 1$

$$\underline{3)} \quad \mathbb{P}(x_n=0) = \sum_{k=1}^{n-1} \mathbb{P}(x_n=0 | S=k) \mathbb{P}(S=k)$$

on doit donc justifier que $\mathbb{P}(x_n=0 | S=k) = \pi_{n-k}$

Faisons cette preuve de façon détaillée (les suivantes ou analogues seront faites plus rapidement)

$$\mathbb{P}(x_n=0 | S=k) = \mathbb{P}(Z_{k+1} + Z_{k+2} + \dots + Z_n = 0 | S=k)$$

Mais l'événement $S=k$ s'écrit $[x_1 \neq 0] \wedge \dots \wedge [x_{n-1} \neq 0] \cap [x_k = 0]$

ou encore $[Z_1 \neq 0] \cap [Z_1 + Z_2 \neq 0] \cap \dots \cap [Z_1 + \dots + Z_k \neq 0]$

Par le lemme des coalitions il est indépendant de $[Z_{k+1} + \dots + Z_n = 0]$

$$\text{Ainsi } \mathbb{P}(x_n=0 | S=k) = \mathbb{P}(Z_{k+1} + \dots + Z_n = 0)$$

Mais les variables $Z_1 + \dots + Z_{n-k}$ et $Z_{k+1} + \dots + Z_n$ ont même loi (car les Z_i sont iid). Par conséquent :

$$\mathbb{P}(x_n=0 | S=k) = \mathbb{P}(Z_1 + \dots + Z_{n-k} = 0) = \mathbb{P}(x_{n-k}=0). \quad \square$$

$$\text{Ainsi } \pi_n = \sum_{k=1}^n \pi_{n-k} \mathbb{P}(S=k) \quad (\text{avec la convention } \underline{\pi_0 = 1})$$

Comme $\mathbb{P}(S=0) = 0$ on peut faire commencer la somme à $\underline{k=0}$

Il suffit alors de faire le produit de Cauchy des séries $\pi(s)$ et $F(s)$ (de rayon $R > 0$) et d'identifier.

4. : De l'égalité précédente on déduit

$$\forall s \in [0,1] \quad F(s) = 1 - (1 - 4pq s^2)^{\frac{1}{2}}$$

Mais F est continue en 1 (par 1.(b))

Donc cette égalité se prolonge en $s=1$: Il vient donc

$$F(1) = 1 - \sqrt{(1 - 4p(1-p))} = 1 - |1 - 2p| = \mathbb{P}(A_1)$$

$$\text{Si } p \geq q \quad |1 - 2p| = 2p - 1 \quad \text{Donc } F(1) = 2 - 2p = 2q$$

$$\text{Si } q \geq p \quad |1 - 2p| = 1 - 2p \quad \text{Donc } F(1) = 2p$$

Finalement $\boxed{\mathbb{P}(A_1) = 2\min(p, q)}$

on en déduit immédiatement

$$\boxed{\mathbb{P}(A_1) = 1 \Leftrightarrow p = \frac{1}{2}}$$

$$\begin{aligned} 5) \quad \mathbb{P}(A_n) &= \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{P}(A_n | S=k) \mathbb{P}(S=k) \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{P}(\tilde{A}_{n-1} | S=k) \mathbb{P}(S=k) \end{aligned}$$

où \tilde{A}_{n-1} est l'événement $\left[\begin{array}{l} \text{la suite } \tilde{X}_p = Z_{k+1} \mapsto Z_{k+p} \text{ prend } n-1 \text{ fois la} \\ \text{valeur } 0 \end{array} \right]$

Mais \tilde{X}_p a la même loi que X_p et par indépendance de Z_i

\tilde{A}_{n-1} est indépendant de $S=k$.

$$\text{Ainsi} \quad \mathbb{P}(\tilde{A}_{n-1} | S=k) = \mathbb{P}(\tilde{A}_{n-1}) = \mathbb{P}(A_{n-1})$$

$$\text{Par suite} \quad \mathbb{P}(A_n) = \mathbb{P}(A_{n-1}) \cdot \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{P}(S=k) = \mathbb{P}(A_{n-1}) \mathbb{P}(A_1)$$

Par récurrence immédiate

$$\mathbb{P}(A_n) = \mathbb{P}(A_1)^n$$

6 : Par continuité décroissante

$$\mathbb{P}(A) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(A_n) = \begin{cases} 0 & \text{si } p < \frac{1}{2} \\ 1 & \text{si } p \geq \frac{1}{2} \end{cases}$$

7 : L'événement $[R = k]$ est égal à $A_k \setminus A_{k+1}$

$$\text{Par suite } \mathbb{P}(R = k) = \mathbb{P}(A_1)^k - \mathbb{P}(A_1)^{k+1} = \mathbb{P}(A_1)^k (1 - \mathbb{P}(A_1))$$

Ceci prouve que la v.a. $R+1 = \tilde{R}$ suit la loi $g(1 - \mathbb{P}(A_1))$

$$\text{Ainsi } \mathbb{E}(R) = -1 + \mathbb{E}(\tilde{R}) = \frac{\mathbb{P}(A_1)}{1 - \mathbb{P}(A_1)},$$