

EXERCICE 4

On lance n fois, de façon indépendante, une pièce donnant pile avec une probabilité $p \in]0, 1[$. On dit qu'un lancer est un changement s'il amène un résultat différent de celui du précédent lancer. On note X_n le nombre de changements durant les n premiers lancers. On note P_k l'événement « on obtient pile au k -ème lancer » et F_k l'événement « on obtient face au k -ème lancer ».

1. a) Donner la loi de X_2 .

Lorsqu'on effectue seulement deux tirages, on ne peut avoir au plus qu'un seul changement, donc $X_2(\Omega) = \{0; 1\}$. La variable X_2 suit donc une loi de Bernoulli avec

$$\begin{aligned} P(X = 1) &= P(P_1F_2 \cup F_1P_2) \\ &= P(P_1F_2) + P(F_1P_2) \quad \text{par incompatibilité} \\ &= P(P_1)P(F_2) + P(F_1)P(P_2) \quad \text{par indépendance} \\ &= pq + qp. \end{aligned}$$

Donc

$$X \hookrightarrow \mathcal{B}(2pq).$$

- b) Donner la loi de X_3 et calculer son espérance et sa variance.

Cette fois, lorsqu'on effectue trois tirages, on obtient au plus deux changements, donc $X_3(\Omega) = \{0; 1; 2\}$. En utilisant l'incompatibilité et l'indépendance, on obtient

$$\begin{aligned} P(X_3 = 0) &= P(F_1F_2F_3) + P(P_1P_2P_3) \\ &= P(F_1)P(F_2)P(F_3) + P(P_1)P(P_2)P(P_3) \\ &= q^3 + p^3, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(X_3 = 1) &= P(F_1P_2P_3) + P(P_1P_2F_3) + P(P_1F_2F_3) + P(F_1F_2P_3) \\ &= P(F_1)P(P_2)P(P_3) + P(P_1)P(P_2)P(F_3) \\ &\quad + P(P_1)P(F_2)P(F_3) + P(F_1)P(F_2)P(P_3) \\ &= 2pq^2 + 2p^2q \\ &= 2pq \quad \text{car } p + q = 1, \end{aligned}$$

et

$$\begin{aligned} P(X_3 = 2) &= P(F_1P_2F_3) + P(P_1F_2P_3) \\ &= P(F_1)P(P_2)P(F_3) + P(P_1)P(F_2)P(P_3) \\ &= pq^2 + p^2q \\ &= pq \quad \text{car } p + q = 1, \end{aligned}$$

donc

i	0	1	2
$P(X_3 = i)$	$q^3 + p^3$	$2pq$	pq

Par suite, on a

$$E(X_3) = 0 \times (q^3 + p^3) + 1 \times 2pq + 2 \times pq = 4pq$$

et

$$E(X_3^2) = 0^2 \times (q^3 + p^3) + 1^2 \times 2pq + 2^2 \times pq = 6pq$$

donc

$$V(X_3) = E(X_3^2) - E(X_3)^2 = 6pq - 16p^2q^2 = 2pq(3 - 8pq).$$

Ainsi,

$$E(X_3) = 4pq \quad \text{et} \quad V(X_3) = 2pq(3 - 8pq).$$

2. Dans cette partie, n désigne un entier naturel supérieur ou égal à 2.

a) α] Que vaut $X_n(\Omega)$?

Lorsqu'on effectue n tirages, on obtient entre 0 et $n - 1$ changements donc

$$\boxed{X_n(\Omega) = \llbracket 0; n - 1 \rrbracket.}$$

β] Exprimer $P(X_n = 0)$ en fonction de p , q et n .

On a

$$\begin{aligned} P(X_n = 0) &= P(P_1 P_2 \cdots P_n \cup F_1 F_2 \cdots F_n) \\ &= P(P_1 P_2 \cdots P_n) + P(F_1 F_2 \cdots F_n) \quad \text{par incompatibilité} \\ &= P(P_1)P(P_2) \cdots P(P_n) + P(F_1)P(F_2) \cdots P(F_n) \quad \text{par indépendance} \\ &= p^n + q^n, \end{aligned}$$

donc

$$\boxed{P(X_n = 0) = p^n + q^n.}$$

γ] En décomposant l'événement $(X_n = 1)$ en une réunion d'événements incompatibles, montrer que $P(X_n = 1) = 2pq(q^{n-1} - p^{n-1})/(q - p)$.

On a

$$(X_n = 1) = \bigcup_{k=1}^{n-1} (P_1 \cdots P_k F_{k+1} \cdots F_n) \cup \bigcup_{k=1}^{n-1} (F_1 \cdots F_k P_{k+1} \cdots P_n)$$

et cette réunion est composée d'événements clairement incompatibles. Donc

$$\begin{aligned} P(X_n = 1) &= \sum_{k=1}^{n-1} P(P_1 \cdots P_k F_{k+1} \cdots F_n) + \sum_{k=1}^{n-1} P(F_1 \cdots F_k P_{k+1} \cdots P_n) \\ &= \sum_{k=1}^{n-1} P(P_1) \cdots P(P_k) P(F_{k+1}) \cdots P(F_n) \\ &\quad + \sum_{k=1}^{n-1} P(F_1) \cdots P(F_k) P(P_{k+1}) \cdots P(P_n) \quad \text{par indépendance} \\ &= \sum_{k=1}^{n-1} p^k q^{n-k} + \sum_{k=1}^{n-1} q^k p^{n-k} \\ &= q^n \frac{(p/q)^n - p/q}{p/q - 1} + p^n \frac{(q/p)^n - p/q}{q/p - 1} \quad \text{sommées de suites géométriques} \\ &= \frac{p^n q - pq^n}{p - q} + \frac{pq^n - p^n q}{q - p} \end{aligned}$$

donc

$$\boxed{P(X_n = 1) = 2pq \frac{q^{n-1} - p^{n-1}}{q - p}.}$$

δ] Exprimer $P(X_n = n - 1)$ en fonction de p et q selon la parité de n .

Si n est pair, on a

$$(X_n = n - 1) = P_1 F_2 P_3 F_4 \cdots F_{n-2} P_{n-1} F_n \cup F_1 P_2 F_3 P_4 \cdots P_{n-2} F_{n-1} P_n,$$

donc, par incompatibilité,

$$\begin{aligned} P(X_n = 1) &= P(P_1 F_2 P_3 F_4 \cdots F_{n-2} P_{n-1} F_n) + P(F_1 P_2 F_3 P_4 \cdots P_{n-2} F_{n-1} P_n) \\ &= P(P_1)P(F_2)P(P_3)P(F_4) \cdots P(F_{n-2})P(P_{n-1})P(F_n) \\ &\quad + P(F_1)P(P_2)P(F_3)P(P_4) \cdots P(P_{n-2})P(F_{n-1})P(P_n) \\ &= 2p^{n/2}q^{n/2}. \end{aligned}$$

Si n est impair, on a

$$(X_n = n - 1) = P_1 F_2 P_3 F_4 \cdots P_{n-2} F_{n-1} P_n \cup F_1 P_2 F_3 P_4 \cdots F_{n-2} P_{n-1} F_n,$$

donc, par incompatibilité,

$$\begin{aligned} P(X_n = 1) &= P(F_1 P_2 F_3 P_4 \cdots P_{n-2} F_{n-1} P_n) + P(F_1 P_2 F_3 P_4 \cdots F_{n-2} P_{n-1} F_n) \\ &= P(P_1)P(F_2)P(P_3)P(F_4) \cdots P(P_{n-2})P(F_{n-1})P(P_n) \\ &\quad + P(F_1)P(P_2)P(F_3)P(P_4) \cdots P(F_{n-2})P(P_{n-1})P(F_n) \\ &= p^{(n+1)/2} q^{(n-1)/2} + p^{(n-1)/2} q^{(n+1)/2} \\ &= p^{(n-1)/2} q^{(n-1)/2} \quad \text{car } p + q = 1. \end{aligned}$$

Donc

$$P(X_n = n - 1) = \begin{cases} 2p^{n/2} q^{n/2} & \text{si } n \text{ est pair,} \\ p^{(n-1)/2} q^{(n-1)/2} & \text{si } n \text{ est impair.} \end{cases}$$

ε] Grâce aux questions précédentes, montrer que $P(X_4 = 1) = P(X_4 = 2) = pq(1 - pq)$ et préciser la loi de X_4 . Calculer $E(X_4)$.

Pour $n = 4$, les questions précédentes nous disent que

$$P(X_4 = 0) = p^4 + q^4,$$

$$P(X_4 = 1) = 2pq \frac{q^3 - p^3}{q - p} = 2pq(q^2 + qp + p^2) = 2pq^3 + 2p^2q^2 + 2p^3q$$

et

$$P(X_4 = 3) = 2p^{4/2} q^{4/2} = 2p^2 q^2.$$

Par suite, on a

$$\begin{aligned} P(X_4 = 2) &= 1 - P(X_4 = 0) - P(X_4 = 1) - P(X_4 = 3) \\ &= 1 - (p^4 + q^4 + 2pq^3 + 4p^2q^2 + 2p^3q) \\ &= 1 - ((p + q)^4 - 2p^3q - 2p^2q^2 - 2pq^3) \\ &= 2pq^3 + 2p^2q^2 + 2p^3q. \end{aligned}$$

Or

$$pq^3 + p^2q^2 + p^3q = pq(q^2 + pq + p^2) = pq((p + q)^2 - pq) = pq(1 - pq),$$

donc

$$P(X_4 = 1) = P(X_4 = 2) = 2pq(1 - pq).$$

En définitive,

i	0	1	2	3
$P(X_4 = i)$	$p^4 + q^4$	$2pq(1 - pq)$	$2pq(1 - pq)$	$2p^2q^2$

Par suite, on a

$$E(X_4) = 0 \times (p^4 + q^4) + 1 \times 2pq(1 - pq) + 2 \times 2pq(1 - pq) + 3 \times 2p^2q^2 = 6pq,$$

donc

$$E(X_4) = 6pq.$$

- b) Pour $k \in \llbracket 2; n \rrbracket$, on note Z_k la variable aléatoire qui vaut 1 si le k -ème lancer est un changement et 0 sinon, de sorte que Z_k est une variable de Bernoulli. Écrire X_n à l'aide des variables Z_k et en déduire $E(X_n)$.

On a clairement

$$X_n = Z_2 + Z_3 + \dots + Z_n.$$

Or, pour tout $k \geq 2$, Z_k est une variable de Bernoulli avec

$$P(Z_k = 1) = P(P_{k-1}F_k \cup F_{k-1}P_k) = P(P_{k-1})P(F_k) + P(F_{k-1})P(P_k) = 2pq,$$

où l'on a successivement utilisé l'incompatibilité et l'indépendance. Ainsi, le paramètre de la loi de Bernoulli vaut $2pq$, ce qui nous dit que

$$\forall k \in \llbracket 2; n \rrbracket, \quad E(Z_k) = 2pq.$$

Par suite, on a

$$\begin{aligned} E(X_n) &= E(Z_2 + Z_3 + \dots + Z_n) \\ &= E(Z_2) + \dots + E(Z_n) \quad \text{par linéarité de } E \\ &= (n-1) \times 2pq, \end{aligned}$$

donc

$$\boxed{E(X_n) = 2(n-1)pq.}$$

3. Dans cette question, on suppose que $p = q = 1/2$.

- a) Vérifier que X_3 et X_4 suivent chacune une loi binomiale.

Dans le cas où $p = q = 1/2$, les résultats des questions précédentes nous disent que

i	0	1	2
$P(X_3 = i)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$

et

i	0	1	2	3
$P(X_4 = i)$	$\frac{1}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{8}$

donc

$$\boxed{X_3 \hookrightarrow \mathcal{B}\left(2; \frac{1}{2}\right) \quad \text{et} \quad X_4 \hookrightarrow \mathcal{B}\left(3; \frac{1}{2}\right).}$$

- b) Soit $n \geq 2$.

- α] Soit $k \in \llbracket 1; n \rrbracket$. Justifier que $P((X_n = k) \cap P_n \cap P_{n+1}) = P((X_n = k) \cap P_n)/2$ et $P((X_n = k) \cap F_n \cap F_{n+1}) = P((X_n = k) \cap F_n)/2$ et en déduire que l'on a $P((X_n = k) \cap (X_{n+1} = k)) = P(X_n = k)/2$. On admettra que l'on démontrerait de même que $P((X_n = k-1) \cap (X_{n+1} = k)) = P(X_n = k-1)/2$.

L'événement $(X_n = k) \cap P_n$ ne concerne que les n premiers tirages. Il est donc indépendant de P_{n+1} . Par suite, on a

$$P((X_n = k) \cap P_n \cap P_{n+1}) = P((X_n = k) \cap P_n)P(P_{n+1}),$$

ce qui donne

$$\boxed{P((X_n = k) \cap P_n \cap P_{n+1}) = \frac{1}{2}P((X_n = k) \cap P_n).}$$

De même, l'événement $(X_n = k) \cap F_n$ est indépendant de F_{n+1} , donc

$$P((X_n = k) \cap F_n \cap F_{n+1}) = P((X_n = k) \cap F_n)P(F_{n+1}),$$

ce qui donne

$$\boxed{P((X_n = k) \cap F_n \cap F_{n+1}) = \frac{1}{2}P((X_n = k) \cap F_n).}$$

Or $(X_n = k) \cap (X_{n+1} = k) = ((X_n = k) \cap P_n \cap P_{n+1}) \cup ((X_n = k) \cap F_n \cap F_{n+1})$
 et les événements de cette réunion sont incompatibles, donc

$$\begin{aligned}
 & P((X_n = k) \cap (X_{n+1} = k)) \\
 &= P((X_n = k) \cap P_n \cap P_{n+1}) + P((X_n = k) \cap F_n \cap F_{n+1}) \\
 &= \frac{1}{2}P((X_n = k) \cap P_n) + \frac{1}{2}P((X_n = k) \cap F_n) \\
 &= \frac{1}{2}P[((X_n = k) \cap P_n) \cup ((X_n = k) \cap F_n)] \quad \text{par incompatibilité} \\
 &= \frac{1}{2}P((X_n = k) \cap (P_n \cup F_n)).
 \end{aligned}$$

Comme $P_n \cup F_n = \Omega$, on en conclut que

$$\boxed{P((X_n = k) \cap (X_{n+1} = k)) = \frac{1}{2}P((X_n = k)).}$$

$\beta]$ Démontrer par récurrence que la variable X_n suit la loi $\mathcal{B}(n-1; 1/2)$.

Pour tout $n \geq 2$, considérons la propriété $\mathcal{H}_n : X_n \hookrightarrow \mathcal{B}(n-1; 1/2)$.

Initialisation: Nous savons que $X_2 \hookrightarrow \mathcal{B}(1/2)$ donc \mathcal{H}_2 est vraie.

Hérédité: Fixons $n \geq 2$ tel que \mathcal{H}_n est vraie et démontrons \mathcal{H}_{n+1} . On sait que $X_{n+1}(\Omega) = \llbracket 0; n \rrbracket$. Pour $k = 0$, on sait que

$$P(X_{n+1} = 0) = \left(\frac{1}{2}\right)^{n+1} + \left(\frac{1}{2}\right)^{n+1} = \frac{1}{2^n}.$$

Pour $k \in \llbracket 1; n \rrbracket$, la formule de filtration nous dit que

$$P(X_{n+1} = k) = P((X_{n+1} = k) \cap (X_n = k)) + P((X_{n+1} = k) \cap (X_n = k-1)).$$

D'après la question précédente, on sait que

$$P((X_{n+1} = k) \cap (X_n = k)) = \frac{1}{2}P(X_n = k)$$

et

$$P((X_{n+1} = k) \cap (X_n = k-1)) = \frac{1}{2}P(X_{n-1} = k)$$

Par ailleurs, l'hypothèse de récurrence implique que

$$P(X_n = k) = \binom{n-1}{k} \frac{1}{2^{n-1}} \quad \text{et} \quad P(X_n = k-1) = \binom{n-1}{k-1} \frac{1}{2^{n-1}}.$$

En combinant ces résultats, on obtient

$$\begin{aligned}
 P(X_{n+1} = k) &= \frac{1}{2} \binom{n-1}{k} \frac{1}{2^{n-1}} + \frac{1}{2} \binom{n-1}{k-1} \frac{1}{2^{n-1}} \\
 &= \left\{ \binom{n-1}{k} + \binom{n-1}{k-1} \right\} \frac{1}{2^n} \\
 &= \binom{n}{k} \frac{1}{2^n} \quad \text{par la formule de Pascal.}
 \end{aligned}$$

Pour résumer, on a donc

$$\forall k \in \llbracket 0; n \rrbracket, \quad P(X_{n+1} = k) = \binom{n}{k} \frac{1}{2^n} = \binom{n}{k} \frac{1}{2^k} \frac{1}{2^{n-k}},$$

ce qui prouve que $X_{n+1} \hookrightarrow \mathcal{B}(n; 1/2)$ et donc que \mathcal{H}_{n+1} est vraie.

Conclusion: Le principe de récurrence nous dit alors que

$$\boxed{\forall n \geq 2, \quad X_n \hookrightarrow \mathcal{B}\left(n-1; \frac{1}{2}\right).}$$

c) *En utilisant l'inégalité de Bienaymé–Tchebychev, justifier que $P(3 \leq X_9 \leq 5) \geq 1/2$.*

On sait que X_9 suit la loi $\mathcal{B}(8; 1/2)$ donc $E(X_9) = 4$ et $V(X_9) = 2$. L'inégalité de Bienaymé–Tchebychev implique alors que pour tout $\varepsilon > 0$, on a

$$P(|X_9 - 4| \geq \varepsilon) \leq \frac{2}{\varepsilon^2}.$$

En prenant $\varepsilon = 2$ et en remarquant que $(|X_9 - 4| \geq 2) = (X_9 \leq 2 \text{ ou } X_9 \geq 6)$, on obtient donc que

$$P(X_9 \leq 2 \text{ ou } X_9 \geq 6) \leq \frac{1}{2},$$

c'est-à-dire

$$1 - P(3 \leq X_9 \leq 5) \leq \frac{1}{2}$$

ou encore

$$\boxed{P(3 \leq X_9 \leq 5) \geq \frac{1}{2}.$$