

**CB N°10 - PROBABILITES - SUJET 1**
**EXERCICE 1**

On lance un dé équilibré jusqu'à l'obtention d'un 6.

Quelle est la probabilité que tous les chiffres obtenus soient pairs ?

Soit  $k \in \mathbb{N}^*$ . On note :

- ◇  $P_k$  : "Obtenir 2 ou 4 lors du  $k$ -ème lancer" ;
- ◇  $S_k$  : "Obtenir 6 au  $k$ -ème lancer" ;
- ◇  $A_k$  : "Obtenir 2 ou 4 jusqu'au  $k$ -ème lancer et 6 au  $k+1$ -ème" ;
- ◇  $A$  : "Tous les chiffres obtenus sont pairs".

On a :  $A_k = \left( \bigcap_{i=1}^k P_i \right) \cap S_{k+1}$ . La formule des probabilités composées donne :  $\mathbb{P}(A_k) = \left(\frac{2}{6}\right)^k \frac{1}{6}$ .

De plus,  $A = S_1 \cup \left( \bigcup_{k=1}^{+\infty} A_k \right)$ , et cette union est disjointe. Par  $\sigma$ -additivité, on a :

$$\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(S_1) + \sum_{k=1}^{+\infty} \mathbb{P}(A_k) = \sum_{k=0}^{+\infty} \left(\frac{1}{3}\right)^k \frac{1}{6} = \frac{1}{6} \frac{1}{1 - \frac{1}{3}} = \frac{1}{4}.$$

**EXERCICE 2**

Un concierge dispose de  $n$  clés. Pour ouvrir une porte, il les essaie une à une, sans jamais essayer la même, jusqu'à obtenir la bonne.

Pour  $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$ , on note  $A_k$  l'événement : "la porte s'ouvre au  $k$ -ème essai".

En remarquant que, pour  $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$ ,  $\mathbb{P}(A_k) = \mathbb{P}(A_k \cap \overline{A_{k-1}} \cap \dots \cap \overline{A_1})$ , déterminer  $\mathbb{P}(A_k)$  à l'aide de la formule des probabilités composées, que l'on énoncera clairement.

Soit  $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$ . D'après la formule des probabilités composées, on a :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A_k) &= \mathbb{P}(A_k \cap \overline{A_{k-1}} \cap \dots \cap \overline{A_1}) \\ &= \mathbb{P}(\overline{A_1}) \mathbb{P}(\overline{A_2} | \overline{A_1}) \mathbb{P}(\overline{A_3} | \overline{A_2} \cap \overline{A_1}) \dots \mathbb{P}(\overline{A_{k-1}} | \overline{A_{k-2}} \cap \dots \cap \overline{A_1}) \mathbb{P}(A_k | \overline{A_{k-1}} \cap \dots \cap \overline{A_1}) \\ &= \frac{n-1}{n} \frac{n-2}{n-1} \dots \frac{n-(k-1)}{n-(k-2)} \frac{1}{n-(k-1)} = \frac{1}{n} \end{aligned}$$

**EXERCICE 3**

Une boîte  $A$  contient deux jetons portant le numéro 0, et une boîte  $B$  contient deux jetons portant le numéro 1.

On tire au hasard un jeton dans chaque boîte et on les échange. On recommence cette opération  $n$  fois.

On s'intéresse à la somme des numéros des jetons contenus dans la boîte  $A$  après  $n$  tirages.

On introduit les événements :

$A_n$  : "la somme des numéros des jetons de la boîte  $A$  après  $n$  tirages est 0".

$B_n$  : "la somme des numéros des jetons de la boîte  $A$  après  $n$  tirages est 1".

$C_n$  : "la somme des numéros des jetons de la boîte  $A$  après  $n$  tirages est 2".

On note  $a_n = \mathbb{P}(A_n)$ ,  $b_n = \mathbb{P}(B_n)$  et  $c_n = \mathbb{P}(C_n)$ .

- Déterminer  $a_0, b_0, c_0, a_1, b_1$  et  $c_1$ .

$$a_0 = 1; b_0 = 0; c_0 = 0; a_1 = 0; b_1 = 1, c_1 = 0.$$

- Exprimer  $a_{n+1}, b_{n+1}$  et  $c_{n+1}$  en fonction de  $a_n, b_n$  et  $c_n$ , à l'aide de la formule des probabilités totales, que l'on énoncera clairement.

Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ . La famille  $\{A_n, B_n, C_n\}$  forme une partition de l'univers.

La formule des probabilités totales donne :

- $\mathbb{P}(A_{n+1}) = \mathbb{P}(A_{n+1}|A_n)\mathbb{P}(A_n) + \mathbb{P}(A_{n+1}|B_n)\mathbb{P}(B_n) + \mathbb{P}(A_{n+1}|C_n)\mathbb{P}(C_n)$  donc

$$a_{n+1} = a_n \times 0 + b_n \times \frac{1}{4} + c_n \times 0 = \frac{1}{4}b_n$$

- $\mathbb{P}(B_{n+1}) = \mathbb{P}(B_{n+1}|A_n)\mathbb{P}(A_n) + \mathbb{P}(B_{n+1}|B_n)\mathbb{P}(B_n) + \mathbb{P}(B_{n+1}|C_n)\mathbb{P}(C_n)$  donc  
 $b_{n+1} = a_n \times 1 + b_n \times \frac{1}{2} + c_n \times 1$
- $\mathbb{P}(C_{n+1}) = \mathbb{P}(C_{n+1}|A_n)\mathbb{P}(A_n) + \mathbb{P}(C_{n+1}|B_n)\mathbb{P}(B_n) + \mathbb{P}(C_{n+1}|C_n)\mathbb{P}(C_n)$  donc  
 $c_{n+1} = a_n \times 0 + b_n \times \frac{1}{4} + c_n \times 0 = \frac{1}{4}b_n$

3. Vérifier que  $b_{n+2} = \frac{1}{2}b_{n+1} + \frac{1}{2}b_n$ .

En déduire les valeurs de  $b_n$  puis de  $a_n$  et  $c_n$ , ainsi que leurs limites quand  $n$  tend vers  $+\infty$ .

D'après la question précédente, on a :

$$b_{n+2} = a_{n+1} + \frac{1}{2}b_{n+1} + c_{n+1} = \frac{1}{4}b_n + \frac{1}{2}b_{n+1} + \frac{1}{4}b_n = \frac{1}{2}b_{n+1} + \frac{1}{2}b_n.$$

$(b_n)_n$  est une suite linéaire récurrente d'ordre 2, d'équation caractéristique  $2r^2 - r - 1 = 0$ .

Avec les valeurs de  $b_0$  et  $b_1$ , on obtient pour  $n \in \mathbb{N}$  :  $b_n = \frac{2}{3} \left( 1 - \left( -\frac{1}{2} \right)^n \right)$ .

Par suite, on obtient :  $a_0 = 1, c_0 = 0$  et pour  $n \in \mathbb{N}^*$ ,  $a_n = c_n = \frac{1}{6} \left( 1 - \left( -\frac{1}{2} \right)^{n-1} \right)$

Enfin, on a :  $\lim_{n \rightarrow +\infty} a_n = \lim_{n \rightarrow +\infty} c_n = \frac{1}{6}$  et  $\lim_{n \rightarrow +\infty} b_n = \frac{2}{3}$ .

#### EXERCICE 4

La probabilité qu'une personne soit allergique au vaccin Pfizer est de  $10^{-3}$ . On s'intéresse à un échantillon de 1000 de personnes. On appelle  $X$  la variable aléatoire qui donne le nombre de personnes allergiques dans l'échantillon.

1. Déterminer la loi de  $X$  (en justifiant).

Si on considère comme "succès" d'être allergique,  $X$  compte le nombre de succès dans un échantillon de 1000 personnes, la probabilité du succès étant de  $10^{-3}$ .

$X$  suit donc une loi binomiale de paramètres  $(1000, 10^{-3})$ .

2. En utilisant une approximation que l'on justifiera, calculer la probabilité qu'au moins 2 personnes soient allergiques dans l'échantillon.

On peut ici utiliser une approximation de loi binomiale par une loi de Poisson de paramètre

$$\lambda = 1000 \times 10^{-3} = 1. \text{ On a alors } \mathbb{P}(X = k) = \frac{e^{-1}}{k!}.$$

Ainsi,  $\mathbb{P}(X \geq 2) = 1 - \mathbb{P}(X = 0) - \mathbb{P}(X = 1) = 1 - 2e^{-1} \simeq 0,264$ .

#### EXERCICE 5

La police contrôle la circulation en période de confinement suivant une loi de Poisson de paramètre  $\lambda$ . Chaque individu a une probabilité  $p$  de ne pas être en règle avec la réglementation, indépendamment des autres personnes.

Déterminer la loi de la variable aléatoire qui donne le nombre de personnes reconnues en infraction.

On note  $X$  la variable aléatoire qui compte le nombre de contrôles effectués.

D'après l'énoncé,  $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$ .

On note  $N$  la variable aléatoire qui compte le nombre de personnes reconnues en infraction.

On a  $N(\Omega) = \mathbb{N}$ . De plus, pour  $n \in \mathbb{N}$ , on a :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(N = n) &= \mathbb{P}((N = n) \cap (X \geq n)) = \mathbb{P} \left( \bigcup_{k=n}^{+\infty} ((N = n) \cap (X = k)) \right) \stackrel{\sigma\text{-additivité}}{=} \sum_{k=n}^{+\infty} \mathbb{P}((N = n) \cap (X = k)) \\ &= \sum_{k=n}^{+\infty} \mathbb{P}(N = n | X = k) \mathbb{P}(X = k) = \sum_{k=n}^{+\infty} \binom{k}{n} p^n (1-p)^{k-n} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} \frac{(\lambda p)^n}{n!} \sum_{k=n}^{+\infty} \frac{(\lambda(1-p))^{k-n}}{(k-n)!} \\ &= e^{-\lambda} \frac{(\lambda p)^n}{n!} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(\lambda(1-p))^k}{(k)!} = e^{-\lambda} \frac{(\lambda p)^n}{n!} e^{\lambda(1-p)} = e^{-\lambda p} \frac{(\lambda p)^n}{n!}. \end{aligned}$$

$N$  suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda p$ .

**CB N°10 - PROBABILITES - SUJET 2**
**EXERCICE 1**

On lance un dé équilibré jusqu'à l'obtention d'un 1.

Quelle est la probabilité que tous les chiffres obtenus soient impairs ?

Soit  $k \in \mathbb{N}^*$ . On note :

◇  $I_k$  : "Obtenir 3 ou 5 lors du  $k$ -ème lancer" ;

◇  $U_k$  : "Obtenir 1 au  $k$ -ème lancer" ;

◇  $A_k$  : "Obtenir 3 ou 5 jusqu'au  $k$ -ème lancer et 1 au  $k + 1$ -ème" ;

◇  $A$  : "Tous les chiffres obtenus sont impairs".

On a :  $A_k = \left( \bigcap_{i=1}^k I_i \right) \cap U_{k+1}$ . La formule des probabilités composées donne :  $\mathbb{P}(A_k) = \left( \frac{2}{6} \right)^k \frac{1}{6}$ .

De plus,  $A = U_1 \cup \left( \bigcup_{k=1}^{+\infty} A_k \right)$ , et cette union est disjointe. Par  $\sigma$ -additivité, on a :

$$\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(U_1) + \sum_{k=1}^{+\infty} \mathbb{P}(A_k) = \sum_{k=0}^{+\infty} \left( \frac{1}{3} \right)^k \frac{1}{6} = \frac{1}{6} \frac{1}{1 - \frac{1}{3}} = \frac{1}{4}$$

**EXERCICE 2**

Une urne contient  $n$  boules rouges, et  $n$  boules blanches numérotées. On tire les boules 2 par 2 (simultanément) jusqu'à vider l'urne.

Pour  $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$ , on note  $A_k$  l'événement : "on obtient une boule de chaque couleur au  $k$ -ème tirage".

1. Expliciter  $\mathbb{P}(A_1)$ , et pour  $k \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket$ ,  $\mathbb{P}(A_{k+1} | A_1 \cap \dots \cap A_k)$

$$\text{On a : } \mathbb{P}(A_1) = \frac{\binom{n}{1} \binom{n}{1}}{\binom{2n}{2}} = \frac{2n^2}{2n(2n-1)}.$$

Le conditionnement signifie que jusqu'au  $k$ -ème tirage on a enlevé autant de boules rouges que de boules blanches. Lors du  $k + 1$ -ème tirage, il reste donc  $(n - k)$  boules de chaque couleur.

$$\text{On en déduit que : } \mathbb{P}(A_{k+1} | A_1 \cap \dots \cap A_k) = \frac{\binom{n-k}{1} \binom{n-k}{1}}{\binom{2n-2k}{2}} = \frac{(n-k)^2}{(2n-2k)^2} = \frac{2(n-k)^2}{(2n-2k)(2n-2k-1)}.$$

2. A l'aide de la formule des probabilités composées, que l'on énoncera clairement, déterminer la probabilité que l'on tire une boule de chaque couleur à chaque tirage.

On note  $A$  : "on tire une boule de chaque couleur à chaque tirage". On a :  $A = \bigcap_{k=1}^n A_k$ .

La formule des probabilités composées donne :

$$\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(A_1) \mathbb{P}(A_2 | A_1) \dots \mathbb{P}(A_n | A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_{n-1}) = \frac{2^n (n!)^2}{(2n)!}$$

**EXERCICE 3**

Une urne  $A$  contient deux boules rouges et une urne  $B$  contient deux boules noires.

On tire au hasard une boule dans chaque urne et on les échange. On recommence cette opération  $n$  fois.

On s'intéresse à la couleur des boules contenues dans la boîte  $A$  après  $n$  tirages.

On introduit les événements :

$A_n$  : "Après  $n$  tirages, les deux boules de l'urne  $A$  sont rouges".

$B_n$  : "Après  $n$  tirages, les deux boules de l'urne  $A$  sont noires".

$C_n$  : "Après  $n$  tirages, l'urne  $A$  contient une boule de chaque couleur".

On note  $a_n = \mathbb{P}(A_n)$ ,  $b_n = \mathbb{P}(B_n)$  et  $c_n = \mathbb{P}(C_n)$ .

1. Déterminer  $a_0, b_0, c_0, a_1, b_1$  et  $c_1$ .

$$a_0 = 1; b_0 = 0; c_0 = 0; a_1 = 0; b_1 = 0, c_1 = 1.$$

2. Exprimer  $a_{n+1}, b_{n+1}$  et  $c_{n+1}$  en fonction de  $a_n, b_n$  et  $c_n$ , à l'aide de la formule des probabilités totale, que l'on énoncera clairement.

Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ . La famille  $\{A_n, B_n, C_n\}$  forme une partition de l'univers.

La formule des probabilités totales donne :

- $\mathbb{P}(A_{n+1}) = \mathbb{P}(A_{n+1}|A_n)\mathbb{P}(A_n) + \mathbb{P}(A_{n+1}|B_n)\mathbb{P}(B_n) + \mathbb{P}(A_{n+1}|C_n)\mathbb{P}(C_n)$  donc

$$a_{n+1} = a_n \times 0 + b_n \times 0 + c_n \times \frac{1}{4} = \frac{1}{4}c_n$$

- $\mathbb{P}(B_{n+1}) = \mathbb{P}(B_{n+1}|A_n)\mathbb{P}(A_n) + \mathbb{P}(B_{n+1}|B_n)\mathbb{P}(B_n) + \mathbb{P}(B_{n+1}|C_n)\mathbb{P}(C_n)$  donc

$$b_{n+1} = a_n \times 0 + b_n \times 0 + c_n \times \frac{1}{4} = \frac{1}{4}c_n$$

- $\mathbb{P}(C_{n+1}) = \mathbb{P}(C_{n+1}|A_n)\mathbb{P}(A_n) + \mathbb{P}(C_{n+1}|B_n)\mathbb{P}(B_n) + \mathbb{P}(C_{n+1}|C_n)\mathbb{P}(C_n)$  donc

$$c_{n+1} = a_n \times 1 + b_n \times 1 + c_n \times \frac{1}{2}$$

3. Vérifier que  $c_{n+2} = \frac{1}{2}c_{n+1} + \frac{1}{2}c_n$ .

En déduire les valeurs de  $c_n$  puis de  $a_n$  et  $b_n$ , ainsi que leurs limites quand  $n$  tend vers  $+\infty$ .

D'après la question précédente, on a :

$$c_{n+2} = a_{n+1} + b_{n+1} + \frac{1}{2}c_{n+1} = \frac{1}{4}c_n + \frac{1}{4}c_n + \frac{1}{2}c_{n+1} = \frac{1}{2}c_{n+1} + \frac{1}{2}c_n.$$

$(c_n)_n$  est une suite linéaire récurrente d'ordre 2, d'équation caractéristique  $2r^2 - r - 1 = 0$ .

Avec les valeurs de  $c_0$  et  $c_1$ , on obtient pour  $n \in \mathbb{N}$  :  $c_n = \frac{2}{3} \left( 1 - \left( -\frac{1}{2} \right)^n \right)$ .

Par suite, on obtient :  $a_0 = 1, b_0 = 0$  et pour  $n \in \mathbb{N}^*$ ,  $a_n = b_n = \frac{1}{6} \left( 1 - \left( -\frac{1}{2} \right)^{n-1} \right)$

Enfin, on a :  $\lim_{n \rightarrow +\infty} a_n = \lim_{n \rightarrow +\infty} b_n = \frac{1}{6}$  et  $\lim_{n \rightarrow +\infty} c_n = \frac{2}{3}$ .

#### EXERCICE 4

La probabilité qu'une personne soit allergique au vaccin Astra Zeneca est de  $2 \cdot 10^{-3}$ . On s'intéresse à un échantillon de 1000 de personnes. On appelle  $X$  la variable aléatoire qui donne le nombre de personnes allergiques dans l'échantillon.

1. Déterminer la loi de  $X$  (en justifiant).

Si on considère comme "succès" d'être allergique,  $X$  compte le nombre de succès dans un échantillon de 1000 personnes, la probabilité du succès étant de  $2 \cdot 10^{-3}$ .

$X$  suit donc une loi binomiale de paramètres  $(1000, 10^{-3})$ .

2. En utilisant une approximation que l'on justifiera, calculer la probabilité qu'au moins 2 personnes soient allergiques dans l'échantillon.

On peut ici utiliser une approximation de loi binomiale par une loi de Poisson de paramètre

$$\lambda = 1000 \times 2 \cdot 10^{-3} = 2. \text{ On a alors } \mathbb{P}(X = k) = e^{-2} \frac{2^k}{k!}.$$

Ainsi,  $\mathbb{P}(X \geq 2) = 1 - \mathbb{P}(X = 0) - \mathbb{P}(X = 1) = 1 - 3e^{-2} \simeq 0,593$ .

#### EXERCICE 5

La police contrôle la circulation en période de confinement suivant une loi de Poisson de paramètre  $\lambda$ . Chaque individu a une probabilité  $p$  de ne pas être en règle avec la réglementation, indépendamment des autres personnes.

Déterminer la loi de la variable aléatoire qui donne le nombre de personnes reconnues en infraction.

On note  $X$  la variable aléatoire qui compte le nombre de contrôles effectués.

D'après l'énoncé,  $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$ .

On note  $N$  la variable aléatoire qui compte le nombre de personnes reconnues en infraction.

On a  $N(\Omega) = \mathbb{N}$ . De plus, pour  $n \in \mathbb{N}$ , on a :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(N = n) &= \mathbb{P}((N = n) \cap (X \geq n)) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{k=n}^{+\infty} ((N = n) \cap (X = k))\right) \stackrel{\sigma\text{-additivité}}{=} \sum_{k=n}^{+\infty} \mathbb{P}((N = n) \cap (X = k)) \\ &= \sum_{k=n}^{+\infty} \mathbb{P}(N = n | X = k) \mathbb{P}(X = k) = \sum_{k=n}^{+\infty} \binom{k}{n} p^n (1-p)^{k-n} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} \frac{(\lambda p)^n}{n!} \sum_{k=n}^{+\infty} \frac{(\lambda(1-p))^{k-n}}{(k-n)!} \\ &= e^{-\lambda} \frac{(\lambda p)^n}{n!} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(\lambda(1-p))^k}{(k)!} = e^{-\lambda} \frac{(\lambda p)^n}{n!} e^{\lambda(1-p)} = e^{-\lambda p} \frac{(\lambda p)^n}{n!}. \end{aligned}$$

$N$  suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda p$ .