

CORRIGES DE TRAVAUX DIRIGES DE MATH TERMINALES C,D,E.

Structure : Probabilités

JE RAPPELE QUE $C_n^k = \binom{n}{k}$

Exercice 1

Le nombre total de possibilités de rangement est $n!$

1. Supposons que A est en premier, B est derrière, il reste $(n-2)!$ répartitions possibles. Comme A peut être placé n'importe où dans la file avec B derrière lui, il y a $(n-1)$ places possibles pour A et donc la probabilité

$$\frac{(n-1)!}{n!} = \frac{1}{n} \text{ d'avoir A suivi de B ; c'est pareil pour B suivi de A, soit la probabilité finale } \frac{2}{n}.$$

2. Même raisonnement ; au pire B est en dernier et A r places devant ; on peut placer A de $n-r$ manières, la probabilité finale est alors $2 \frac{(n-r)(n-2)!}{n!} = \frac{2(n-r)}{n(n-1)}$.

Exercice 2.

1. A et B incompatibles donc $A \cap B = \emptyset$ d'où $P(A \cup B) = P(A) + P(B) \Rightarrow P(B) = \frac{1}{2} - \frac{1}{5} = \frac{3}{10}$.

2. A et B indépendants : $P(A \cap B) = P(A)P(B) \Rightarrow \frac{1}{2} = \frac{1}{5} + P(B) - \frac{1}{5}P(B) \Rightarrow \frac{4}{5}P(B) = \frac{3}{10} \Rightarrow P(B) = \frac{3}{8}$.

3. A ne peut être réalisé que si B est réalisé : tous les événements de A sont dans B,

$$P(A \cap B) = P(A) \Rightarrow \frac{1}{2} = \frac{1}{5} + P(B) - \frac{1}{5} \Rightarrow P(B) = \frac{1}{2}.$$

Exercice 3

1. On prend par exemple $B \cup C = E$, soit $P(A \cup E) = P(A) + P(E) - P(A \cap E)$,

$$P(E) = P(B) + P(C) - P(B \cap C) \text{ et}$$

$$A \cap E = (A \cap B) \cup (A \cap C) \Rightarrow P(A \cap E) = P(A \cap B) + P(A \cap C) - P(A \cap B \cap C) \\ = P(A \cap B) + P(A \cap C) - P(A \cap B \cap C)$$

donc en remplaçant on obtient la formule.

2. Même chose, par récurrence (bof... et très pénible).

Exercice 4.

$$1. E_1 \cap E_2 = A \cap \bar{B} \cap \bar{C} \cap A \cap (B \cup C) = (A \cap \bar{B} \cap \bar{C} \cap B) \cup (A \cap \bar{B} \cap \bar{C} \cap C) = \emptyset \cup \emptyset = \emptyset.$$

$$2. A \cap \bar{B} \cap \bar{C} = A \cap (\overline{B \cup C}) \text{ donc en appelant } K = B \cup C, \text{ on a } E_1 \cup E_2 = (A \cap \bar{K}) \cup (A \cap K) = A.$$

$$3. \text{ On calcule } P(B \cup C) = 0,4 + 0,3 - 0,1 = 0,6, P(\overline{B \cup C}) = 0,4 ; P(E_1) + P(E_2) = P(A) = 0,6.$$

Hugues SILA

PAR

En utilisant la formule de l'exo 9, on a

$$P(A \cup K) = P(A \cup B \cup C) = 0,6 + 0,4 + 0,3 - 0,1 - 0,1 - 0,2 + 0,05 = 0,95 ; \text{ par ailleurs}$$

$$P(A \cup K) = P(A) + P(K) - P(A \cap K) \Rightarrow 0,95 = 0,6 + 0,6 - P(E_2) \Rightarrow P(E_2) = 0,25$$

et enfin $P(E_1) = 0,6 - 0,25 = 0,35$.

Exercice 5.

Il manque $P(5) = 1 - 3 \times \frac{1}{8} - 2 \times \frac{1}{4} = \frac{1}{8}$.

1. Il faut avoir des résultats comme (x, 6) ou (6, x) avec x = 5 ou 6 ; on a donc la probabilité

$$2 \times \left(\frac{1}{8} + \frac{1}{4} \right) - \frac{1}{4} = \frac{2}{4} = \frac{1}{2} \text{ (on enlève } 1/4 \text{ pour ne pas compter (6, 6) deux fois).}$$

2. Là c'est simplement (6, x), soit $\frac{1}{8} + \frac{1}{4} = \frac{3}{8}$.

Exercice 6

$$P(A) = P_{C_1}(A) \times P(C_1) + P_{C_2}(A) \times P(C_2) + P_{C_3}(A) \times P(C_3) = 0 + 1 \times \frac{1}{3} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{2} ;$$

$$P_A(C_2) = \frac{P(A \cap C_2)}{P(A)} = \frac{P_{C_2}(A) \times P(C_2)}{P(A)} = \frac{1/3}{1/2} = \frac{2}{3} \text{ (ce qui était totalement évident...)}$$

2. Puisqu'on a déjà pris une pièce d'argent, il faut retomber sur C_2 , donc $\frac{1}{3} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{9}$ (attention à l'indépendance, sinon on aurait quelque chose plus compliqué).

Exercice 7

a. L'univers comporte $\binom{6}{20}$ tirages simultanés de 6 objets parmi 20, il y a $\binom{6}{12}$ manières de tirer les 6 doses,

$$\text{soit une probabilité de : } \frac{\binom{6}{12}}{\binom{6}{20}} = \frac{12 \times 11 \times 10 \times 9 \times 8 \times 7}{20 \times 19 \times 18 \times 17 \times 16 \times 15} \approx 0,024, \text{ environ } 2,4\%.$$

b. On cherche $1 - [\text{Probabilité (0 dose herbicide) + (1 dose herbicide)}]$, soit

$$P(0) = \frac{\binom{6}{8}}{\binom{6}{20}} = \frac{\binom{2}{8}}{\binom{6}{20}} = \frac{\frac{8 \times 7}{2}}{\frac{20 \times \dots \times 15}{6!}} \approx 0,0007 = 0,07\% .$$

$$P(1) = \frac{\binom{1}{12} \binom{5}{8}}{\binom{6}{20}} = \frac{12 \times \frac{8 \times 7 \times 6 \times 5 \times 4}{5!}}{\binom{6}{20}} = \frac{12 \times 8 \times 7}{\frac{20 \times \dots \times 15}{6!}} \approx 0,0017 \approx 0,17\%$$

Probabilité recherchée = $100 - (0,07 + 0,17) = 99,76\%$.

Exercice 8

a. Il y a $\binom{2}{14} = 91$ manières de tirer 2 boules simultanément parmi les 14 boules de la boîte, $\binom{2}{4} = 6$ manières de tirer 2 rouges parmi les 4 rouges, $\binom{2}{3} = 3$ manières de tirer 2 vertes parmi les 3 vertes et $\binom{2}{7} = 21$ manières de tirer 2 jaunes parmi les 7 jaunes.

Probabilité recherchée = $\frac{6+3+21}{91} = 0,3297$ soit **32,97%**.

b. Comme on tire deux boules, l'événement contraire de « 2 boules de même couleur » est « 2 boules de couleurs différentes ». La probabilité est donc $1 - 0,3297 = 0,6703$.

Exercices 9

a. $P(A) = \frac{1182}{1500} = 0,788$, $P(B) = \frac{310}{1500} = 0,2067$, $P(A \cap B) = \frac{190}{1500} = 0,1267$.

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B) = 0,868.$$

b. Il y a 310 – 190 joueurs qui jouent uniquement au casino, soit $P(C) = \frac{120}{1500} = 0,08$.

Exercice 10

a. On peut toujours utiliser une loi binomiale : $p = 0,02$ et $n = 2$. La probabilité que l'on ait les deux pièces non conformes est $\binom{2}{2} p^2 (1-p)^0 = 0,02^2 = 0,0004$.

b. Événements successifs : $P(C, \bar{C}) = P(C)P(\bar{C}) = 0,02 \times 0,98 = 0,0196$.

Exercice 11

a. Formule des probabilités totales :

$$P(f) = P([H \cap f] \cup [F \cap f]) = P(H)P_H(f) + P(F)P_F(f) = \frac{12}{20} \times \frac{20}{100} + \frac{8}{12} \times \frac{40}{100} = 0,28.$$

b. Probabilité recherchée = $\frac{0,6 \times 0,2}{0,6 \times 0,2 + 0,4 \times 0,4} = 0,43$.

Exercice 12

a. A l'aide d'un arbre de probabilités à nouveau nous obtenons $0,25 \cdot 0,05 + 0,35 \cdot 0,04 + 0,40 \cdot 0,02 = 0,0345$.

b. $\frac{0,25 \times 0,05}{0,25 \times 0,05 + 0,35 \times 0,04 + 0,40 \times 0,02} = 0,3623$.

Exercice 13

a. $P(\text{chien}) = 0,36$ donc $P(\text{chien} \cap \text{chat}) = P_{\text{chien}}(\text{chat}) \times P(\text{chien}) = 0,22 \times 0,36 = 0,079$.

b. $P(\text{chat}) = 0,30$, $P_{\text{chat}}(\text{chien}) = \frac{P(\text{chien} \cap \text{chat})}{P(\text{chat})} = \frac{0,079}{0,30} = 0,2633$.

Exercice 14

a. J'ai résolu cet exercice à l'aide d'un arbre de probabilités.

$$\text{Probabilité recherchée} = \frac{0,3 \times 0,8}{0,3 \times 0,8 + 0,7 \times 0,1} = 77,42\%$$

$$\text{b. Probabilité recherchée} = \frac{0,3 \times 0,2}{0,3 \times 0,2 + 0,7 \times 0,9} = 8,7\%.$$

Exercice 15

Question 1 : L'espérance mathématique du jeu est $\frac{4}{10}(60-30) + \frac{3}{10}(0-30) + \frac{3}{10}(20-30) = 0$ donc le jeu est C : équitable.

Question 2 : Loi binomiale $n = 4$, $p = \frac{4}{10}$, $P(\text{au moins un oui}) = 1 - P(0 \text{ oui}) = 1 - \left(\frac{3}{5}\right)^4 = 1 - \frac{81}{625} = \frac{544}{625}$, donc réponse B.

Question 3 : Le joueur tire simultanément deux bulletins de l'urne : il y a $\binom{10}{2} = \frac{10 \times 9}{2} = 45$ tirages possibles ; la probabilité qu'il obtienne un tirage de deux bulletins de sortes différentes est égale à la probabilité de tirer oui et non ou oui et blanc ou non et blanc, soit $\frac{4 \times 3 + 4 \times 3 + 3 \times 3}{45} = \frac{33}{45} = \frac{11}{15}$, réponse C.

Exercice 16

a. Vrai : On trouve facilement $P(N) = \frac{2}{3}$, $P(U/N) = \frac{1}{6}$ et $P(U/\bar{N}) = \frac{2}{6}$. Reprenons les probabilités totales :

$$P(U) = P(U/N) \cdot P(N) + P(U/\bar{N}) \cdot P(\bar{N}) = \frac{1}{6} \cdot \frac{2}{3} + \frac{2}{6} \cdot \frac{1}{3} = \frac{2}{9}.$$

b. Vrai : épreuves indépendantes répétées donc loi binomiale : les paramètres sont n pour le nombre de tirages et p :

* si on choisit un dé normal $p = \frac{1}{6}$, on a alors $P(\text{tirer } 6 \text{ } n \text{ fois}) = \binom{n}{n} p^n (1-p)^0 = \left(\frac{1}{6}\right)^n$;

* si on choisit le dé truqué $p = \frac{4}{6} = \frac{2}{3}$, on a alors $P(\text{tirer } 6 \text{ } n \text{ fois}) = \left(\frac{2}{3}\right)^n$.

En refaisant le même raisonnement qu'au a. on obtient : $P(\text{tirer } 6 \text{ } n \text{ fois}) = \frac{2}{3} \left(\frac{1}{6}\right)^n + \frac{1}{3} \left(\frac{2}{3}\right)^n$.

$$\text{c. Vrai : } p_n = P(\bar{N} / S_n) = \frac{P(\bar{N} \cap S_n)}{P(S_n)} = \frac{\frac{1}{3} \left(\frac{2}{3}\right)^n}{\frac{2}{3} \left(\frac{1}{6}\right)^n + \frac{1}{3} \left(\frac{2}{3}\right)^n} = \frac{\left(\frac{4}{6}\right)^n}{2 \left(\frac{1}{6}\right)^n + \left(\frac{4}{6}\right)^n} = \frac{4^n}{2 + 4^n} = \frac{1}{2 \frac{1}{4^n} + 1}.$$

d. Faux : p_n tend vers 1 quand n tend vers l'infini, ce qui semble logique.

Exercice 17

Hugues SILA

PAR

Faux : L'urne contient $1 + 1 + 2^1 + \dots + 2^{k-1} + \dots + 2^{n-1} = 1 + \frac{2^n - 1}{2 - 1} = 2^n$ **boules (somme des termes d'une suite géométrique).**

b. Faux : Si $k > 0$, $P(X = k) = \frac{2^{k-1}}{2^n} = 2^{k-n-1}$; si $k=0$, $P(X = 0) = \frac{1}{2^n} = 2^{-n}$ (la réponse proposée était forcément fautive puisque $2^{n-k+1} > 1$).

c. Vrai : On teste la formule pour $n=2$: $\sum_{k=1}^2 k2^{k-1} = 1.2^0 + 2.2^1 = 5$; $(2-1)2^2 + 1 = 5$. **Récurrence :**

$$\sum_{k=1}^{n+1} k2^{k-1} = \sum_{k=1}^n k2^{k-1} + (n+1)2^n = (n-1)2^n + 1 + (n+1)2^n = 2n2^n + 1 = n2^{n+1} + 1 ;$$

remplaçons maintenant n par $n+1$ dans la formule :

$$\sum_{k=1}^n k2^{k-1} = (n-1)2^n + 1 \Rightarrow \sum_{k=1}^{n+1} k2^{k-1} = (n+1-1)2^{n+1} + 1 = n2^{n+1} + 1 ; \text{ok.}$$

d. Faux : $E(X) = 0.2^{-n} + 1.2^{-n} + 2.2^{-n+1} + \dots + k.2^{-n+k-1} + \dots + n.2^{-n+n-1} = 2^{-n} \left(\sum_{k=1}^n k2^{k-1} \right)$ **d'où**

$$E(X) = 2^{-n} \left((n-1)2^n + 1 \right) = (n-1) + 2^{-n}.$$

EXERCICE 18

a. Faux : $P(B \cap U) = P(U \text{ et } 2 \text{ blanches}) = P(B/U).P(U) = \frac{\binom{2}{2}}{\binom{n+2}{2}} \frac{1}{2} = \frac{1}{2 \frac{(n+2)(n+1)}{2}} = \frac{1}{(n+2)(n+1)}.$

b. Faux : Utilisons les probabilités totales : $P(B) = P(B \cap U) + P(B \cap V) = P(B/U)P(U) + P(B/V)P(V).$

$$\text{Or } P(B/V) = \frac{\binom{n}{2}}{\binom{n+2}{2}} = \frac{n(n-1)}{(n+2)(n+1)}, \quad P(B) = \frac{1}{2} \frac{2}{(n+2)(n+1)} + \frac{1}{2} \frac{n(n-1)}{(n+2)(n+1)}, \text{ soit } P(B) = \frac{n^2 - n + 2}{2(n+2)(n+1)}.$$

c. Vrai : $P(U/B) = \frac{P(B \cap U)}{P(B)} = \frac{\frac{2}{2(n+2)(n+1)}}{\frac{n^2 - n + 2}{2(n+2)(n+1)}} = \frac{2}{n^2 - n + 2}.$

d. Faux : $P(U/B) \leq 0,1 \Leftrightarrow \frac{2}{n^2 - n + 2} \leq 0,1 \Leftrightarrow n^2 - n + 2 \geq 20 \Leftrightarrow n^2 - n - 18 \geq 0 ; \Delta = 1 + 72, \text{ soit } \sqrt{\Delta} \approx 8,5 \text{ d'où}$

$n_1 \approx 4,75 ; n_2 \approx -3,75 ; \text{ le trinôme est positif si } n \geq n_1, \text{ il faut donc que } n \geq 5. \text{ De toutes manières on pouvait}$

tester 4 qui donne $P(U/B) = \frac{2}{14} = \frac{1}{7}$ **qui est trop gros.**

EXERCICE 19

Question	a	b	c	d
Réponse	F	V	V	F

a. $B_1 \cap \bar{B}_2$ se traduit par : « tirer une blanche en 1 et tirer une rouge ou une verte en 2 ». Comme les tirages sont indépendants le mieux est encore de faire le calcul : $p(B_k) = \frac{1}{3}$, $p(\bar{B}_k) = \frac{2}{3}$, et la même chose pour les autres couleurs :

$$p(B_1 \cap \bar{B}_2) = \frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3} = \frac{2}{9}, \quad 1 - p(V_1 \cap \bar{V}_2) - p(R_1 \cap \bar{R}_2) = 1 - \frac{2}{9} - \frac{2}{9} = \frac{9-4}{9} = \frac{5}{9}.$$

b. A_2 est l'événement « tirer une boule d'une couleur en 1 et d'une couleur différente en 2 », soit

$$p(A_2) = p(B_1 \cap \bar{B}_2) + p(V_1 \cap \bar{V}_2) + p(R_1 \cap \bar{R}_2) = \frac{2}{9} + \frac{2}{9} + \frac{2}{9} = \frac{6}{9} = \frac{2}{3}.$$

c. Pour A_n il faut tirer $n - 1$ fois la même couleur, soit pour chaque couleur $\frac{1}{3^{n-1}}$ puis tirer une couleur différente, soit $\frac{2}{3}$; comme il y a 3 couleurs, ça nous fait $p(A_n) = 3 \left(\frac{1}{3^{n-1}} \right) \frac{2}{3} = \frac{2}{3^{n-1}}$.

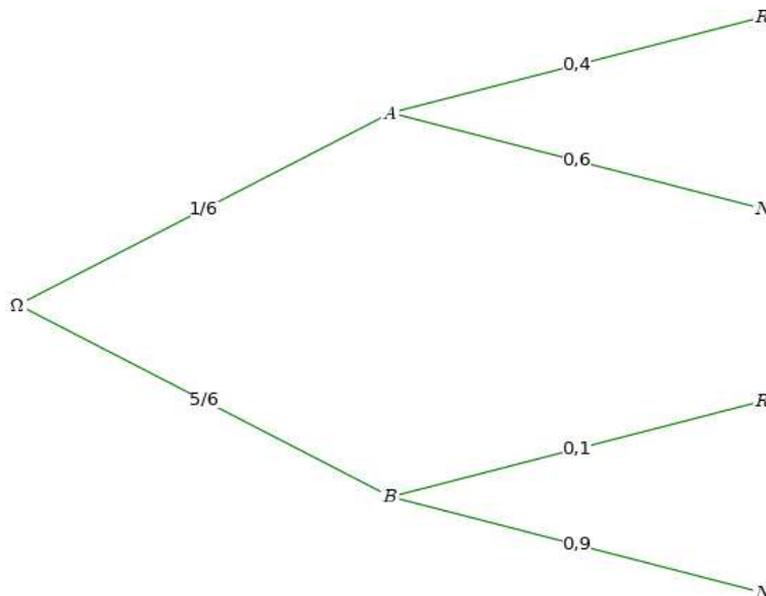
d. La somme $p(A_2) + p(A_3) + \dots + p(A_n)$ est la somme des termes d'une suite géométrique de premier terme

$$p(A_2) = \frac{2}{3} \text{ et de raison } \frac{1}{3} \text{ donc elle vaut } \frac{2}{3} \frac{1 - \frac{1}{3^{n-1}}}{1 - \frac{1}{3}} = 1 - \frac{1}{3^{n-1}} \text{ (de 2 à } n \text{ il y a } n - 1 \text{ termes) qui tend vers 1 à}$$

l'infini. On pouvait s'en douter dans la mesure où on est sûr de finir par tirer une boule de couleur différente...

EXERCICE 20

Partie A



1. A et B forment une partition de l'univers Ω ; d'après la formule des probabilités totales, on a

$$p(R) = p(A \cap R) + p(B \cap R) = p_A(R) \times p(A) + p_B(R) \times p(B) = \frac{1}{6} \times \frac{4}{10} + \frac{5}{6} \times \frac{1}{10} = \frac{9}{60}.$$

Par conséquent, $p(R) = 0,15$.

2. Calculons $p_R(A)$ et $p_R(B)$: $p_R(A) = \frac{p(A \cap R)}{p(R)} = \frac{\frac{4}{60}}{\frac{9}{60}} = \frac{4}{9}$ et $p_R(B) = \frac{p(B \cap R)}{p(R)} = \frac{\frac{5}{60}}{\frac{9}{60}} = \frac{5}{9}$. Donc, si le joueur

obtient une boule rouge, la probabilité qu'elle provienne de A est inférieure à celle qu'elle provienne de B.

Partie B

L'épreuve décrite dans la partie A est une épreuve de Bernoulli dont le succès est « obtenir une boule rouge ».

On a $p = 0,15$ et $n = 2$: $p(X = k) = \binom{2}{k} (0,15)^k (1-0,15)^{2-k}$.

1. $p(G = 2x) = p(X = 2) = \binom{2}{2} (0,15)^2 = 0,0225$; $p(G = x - 2) = p(X = 1) = \binom{2}{1} (0,15)^1 (0,85)^1 = 0,255$;

$p(G = -4) = p(X = 0) = \binom{2}{0} (0,85)^2 = 0,7225$.

2. $E(G) = 0,0225 \times (2x) + 0,255 \times (x - 2) + 0,7225 \times (-4) = 0,3x - 3,4$.

3. $E(G) \geq 0 \Leftrightarrow 0,3x - 3,4 \geq 0 \Leftrightarrow 0,3x \geq 3,4 \Leftrightarrow x \geq \frac{3,4}{0,3} \Leftrightarrow x \geq 11,33$. Or x est un entier naturel, donc $E(G) \geq 0$

lorsque x est supérieur ou égal à 12.

EXERCICE 21

Partie A

1. $p(G) = p(B) \times p(\text{dé} < 6) + p(N) \times p(\text{dé} = 6) = \frac{1}{10} \times \frac{5}{6} + \frac{9}{10} \times \frac{1}{6} = \frac{7}{30}$.

2. $p_P(B) = \frac{p(\text{Blanc et Perdu})}{p(P)} = \frac{\frac{1}{10} \times \frac{1}{6}}{1 - \frac{7}{30}} = \frac{1}{60} \times \frac{30}{23} = \frac{1}{46}$.

3. Loi binomiale : $n = 4$, $p = \frac{7}{30}$; il en gagne 2 avec la probabilité $\binom{4}{2} \left(\frac{7}{30}\right)^2 \left(\frac{23}{30}\right)^2 \approx 0,192$.

4. Loi binomiale : n quelconque, $p = \frac{7}{30}$; $p(X \geq 1) = 1 - p(X = 0) = 1 - \left(\frac{23}{30}\right)^n$; on a alors

$p(X \geq 1) \geq 0,99 \Leftrightarrow 1 - \left(\frac{23}{30}\right)^n \geq 0,99 \Leftrightarrow n \ln\left(\frac{23}{30}\right) \leq \ln(0,01) \Leftrightarrow n \geq \frac{\ln(0,01)}{\ln\left(\frac{23}{30}\right)} = 17,3$

d'où $n = 18$.

Partie B

1. a. X prend les valeurs -1 et 4 ; $p(X = -1) = p(P) = \frac{23}{30}$, $p(X = 4) = p(G) = \frac{7}{30}$.

$E(X) = -\frac{23}{30} + 4 \times \frac{7}{30} = \frac{5}{30} = \frac{1}{6}$.

b. L'organisateur en semble pas très matheux...

2. Il faut recalculer $p(G) = p(B) \times p(\text{dé} < 6) + p(N) \times p(\text{dé} = 6) = \frac{1}{n+1} \times \frac{5}{6} + \frac{n}{n+1} \times \frac{1}{6} = \frac{5+n}{6(n+1)}$ d'où

$$E(X) = -1 \times \left(1 - \frac{5+n}{6(n+1)}\right) + 4 \times \frac{5+n}{6(n+1)} = \frac{-(6n+6-5-n)+20+4n}{6(n+1)} = \frac{-n+19}{6(n+1)} \text{ qui sera positif lorsque } n \leq 19.$$

EXERCICE 22.

1. a. $p_{D_1}(G)$: s'il tire un 1, il gagne s'il tire une voyelle, soit 4 chances sur 10, $p_{D_1}(G) = \frac{4}{10}$.

$p_{D_2}(G)$: s'il tire un 2, il gagne s'il tire 2 voyelles, soit $\binom{4}{2} = \frac{4.3}{2} = 6$ chances sur $\binom{10}{2} = \frac{10.9}{2} = 45$,

$$p_{D_2}(G) = \frac{6}{45} = \frac{2}{15};$$

$p_{D_3}(G)$: s'il tire un 3, il gagne s'il tire 3 voyelles, soit $\binom{4}{3} = \frac{4.3.2}{3.2} = 4$ chances sur $\binom{10}{3} = \frac{10.9.8}{3.2} = 120$,

$$p_{D_3}(G) = \frac{4}{120} = \frac{1}{30}.$$

b. On applique les probabilités totales :

$$\begin{aligned} p(G) &= p(D_1 \cap G) + p(D_2 \cap G) + p(D_3 \cap G) \\ &= p_{D_1}(G) \cdot p(D_1) + p_{D_2}(G) \cdot p(D_2) + p_{D_3}(G) \cdot p(D_3) = \frac{4}{10} \cdot \frac{1}{6} + \frac{2}{15} \cdot \frac{2}{6} + \frac{1}{30} \cdot \frac{3}{6} = \frac{23}{180}. \end{aligned}$$

2. Ce coup-ci on cherche $p_G(D_1) = \frac{p(G \cap D_1)}{p(G)} = \frac{p_{D_1}(G) \cdot p(D_1)}{p(G)} = \frac{\frac{4}{10} \cdot \frac{1}{6}}{\frac{23}{180}} = \frac{180}{23} \cdot \frac{4}{60} = \frac{12}{23}$.

3. Un joueur fait six parties : loi binomiale avec $n = 6$ et $p = \frac{23}{180}$. On cherche

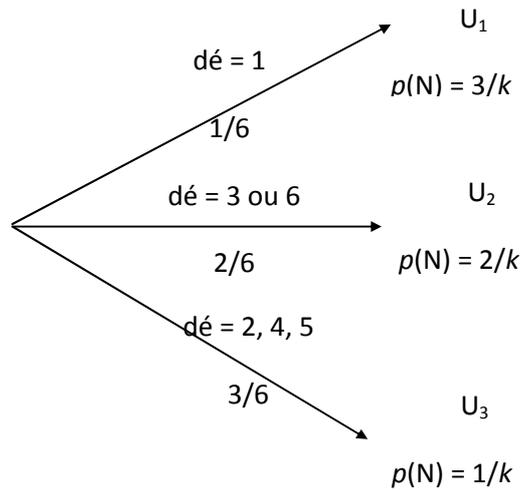
$$p(k=2) = \binom{6}{2} \left(\frac{23}{180}\right)^2 \left(1 - \frac{23}{180}\right)^4 \approx 0,14.$$

On remplace 6 par n et k par 0 : $p(k \geq 1) = 1 - p(k=0) = 1 - \binom{n}{0} \left(\frac{23}{180}\right)^0 \left(1 - \frac{23}{180}\right)^n = 1 - \left(\frac{157}{180}\right)^n$; il faut donc

résoudre $1 - \left(\frac{157}{180}\right)^n \geq 0,9 \Leftrightarrow \left(\frac{157}{180}\right)^n \leq 0,1 \Leftrightarrow n \geq \frac{\ln(0,1)}{\ln(157/180)} \approx 16,8$ soit 17 parties minimum.

EXERCICE 23

On fait un arbre qui donne toutes les réponses immédiatement :



1. a. Pour avoir une boule noire il faut calculer la probabilité d'avoir tiré 1 avec le dé et une noire dans U_1 , etc., soit sous forme de probabilité conditionnelle :

$$p(N) = p[(A \cap N) \cup (B \cap N) \cup (C \cap N)] = p(A)p_{U_1}(N) + p(B)p_{U_2}(N) + p(C)p_{U_3}(N).$$

Ceci donne évidemment $p(N) = \frac{1}{6} \cdot \frac{3}{k} + \frac{2}{6} \cdot \frac{2}{k} + \frac{3}{6} \cdot \frac{1}{k} = \frac{10}{6k} = \frac{5}{3k}$.

b. On cherche ici $P_N(\text{dé} = 1) = \frac{p(A \cap N)}{p(N)} = \frac{1/2k}{5/3k} = \frac{3}{10}$.

c. $\frac{5}{3k} > \frac{1}{2} \Leftrightarrow 3k < 10 \Leftrightarrow k < \frac{10}{3}$; comme k est entier et supérieur ou égal à 3, il reste $k = 3$.

d. $\frac{5}{3k} = \frac{1}{30} \Leftrightarrow 3k = 150 \Leftrightarrow k = 50$.

2. Le nombre de fois où on tire une boule noire sur les 20 parties suit une Loi binomiale de paramètres $n = 20$ et $p = \frac{1}{30}$.

La probabilité qu'il obtienne au moins une fois une boule noire est donc

$$p(X \geq 1) = 1 - p(X = 0) = 1 - \binom{20}{0} \left(\frac{1}{30}\right)^0 \left(\frac{29}{30}\right)^{20} = 1 - \left(\frac{29}{30}\right)^{20} \approx 0,492.$$

EXERCICE 24

On effectue au hasard un tirage de deux boules simultanément de l'urne : il y a $\binom{6}{2} = \frac{6 \cdot 5}{2} = 15$ tirages possibles.

« On n'a obtenu aucune boule noire » revient à dire que l'on a tiré deux rouges parmi 4, il y a $\binom{4}{2} = \frac{4 \cdot 3}{2} = 6$ et

la probabilité est $p(A_0) = \frac{6}{15}$;

de même « on a obtenu une seule boule noire » revient à dire qu'on a tiré une noire parmi 2 et une rouge parmi 4, il y a $\binom{2}{1} \cdot \binom{4}{1} = 8$ manières de procéder, ce qui donne $p(A_1) = \frac{8}{15}$; comme la seule possibilité restante est de tirer 2 noires, on a $p(A_2) = 1 - p(\bar{A}_2) = 1 - \left(\frac{6}{15} + \frac{8}{15}\right) = \frac{1}{15}$.

2. a. Lors de ce deuxième tirage on a $\binom{4}{2} = 6$ tirages possibles.

Si on a tiré 0 noire au 1^{er} tirage, on a tiré 2 rouges ; il reste donc 2 rouges et 2 noires dans la boîte et la

probabilité de tirer 0 noire est celle de tirer 2 rouges parmi 2, soit $p_{A_0}(B_0) = \frac{\binom{2}{2}}{6} = \frac{1}{6}$;

si on a tiré 1 noire au 1^{er} tirage, on a tiré également 1 rouge ; il reste donc 3 rouges et 1 noire dans la boîte et

la probabilité de tirer 0 noire est celle de tirer 2 rouges parmi 3, soit $p_{A_1}(B_0) = \frac{\binom{3}{2}}{6} = \frac{3}{6}$;

si on a tiré 2 noires au 1^{er} tirage, on a tiré 0 rouge ; il reste donc 4 rouges et 0 noire dans la boîte et la

probabilité de tirer 0 noire est celle de tirer 2 rouges parmi 4, soit $p_{A_2}(B_0) = \frac{\binom{4}{2}}{6} = \frac{6}{6} = 1$ (en fait c'était évident...puisqu'il n'y a plus que des rouges).

b. avec les probabilités totales on a $p(B_0) = p(B_0 \cap A_0) + p(B_0 \cap A_1) + p(B_0 \cap A_2)$, soit

$$p(B_0) = p_{A_0}(B_0)p(A_0) + p_{A_1}(B_0)p(A_1) + p_{A_2}(B_0)p(A_2) = \frac{1}{6} \cdot \frac{6}{15} + \frac{3}{6} \cdot \frac{8}{15} + \frac{6}{6} \cdot \frac{1}{15} = \frac{6}{15}.$$

c. De la même manière on a

$$p_{A_0}(B_1) = \frac{\binom{2}{1}\binom{2}{1}}{6} = \frac{4}{6}, \quad p_{A_1}(B_1) = \frac{\binom{3}{1}\binom{1}{1}}{6} = \frac{3}{6}, \quad p_{A_2}(B_1) = 0 ;$$

$$p(B_1) = p_{A_0}(B_1)p(A_0) + p_{A_1}(B_1)p(A_1) + p_{A_2}(B_1)p(A_2) = \frac{4}{6} \cdot \frac{6}{15} + \frac{3}{6} \cdot \frac{8}{15} + 0 \cdot \frac{1}{15} = \frac{8}{15} ;$$

$$p_{A_0}(B_2) = \frac{\binom{2}{2}}{6} = \frac{1}{6}, \quad p_{A_1}(B_2) = 0, \quad p_{A_2}(B_2) = 0 ;$$

$$p(B_2) = p_{A_0}(B_2)p(A_0) + p_{A_1}(B_2)p(A_1) + p_{A_2}(B_2)p(A_2) = \frac{1}{6} \cdot \frac{6}{15} + 0 \cdot \frac{8}{15} + 0 \cdot \frac{1}{15} = \frac{6}{90} = \frac{1}{15}.$$

d. On a obtenu une seule boule noire lors de ce second tirage, on connaît donc B_1 . Nous cherchons alors

$$p_{B_1}(A_1) = \frac{p(A_1 \cap B_1)}{p(B_1)} = \frac{p_{A_1}(B_1)p(A_1)}{p(B_1)} = \frac{\frac{1}{2} \cdot \frac{8}{15}}{\frac{8}{15}} = \frac{1}{2}.$$

$$3. p(R) = p(A_0 \cap B_2) + p(A_1 \cap B_1) = p(A_0)p_{A_0}(B_2) + p(A_1)p_{A_1}(B_1), \text{ soit } p(R) = \frac{6}{15} \cdot \frac{1}{6} + \frac{8}{15} \cdot \frac{3}{6} = \frac{5}{15} = \frac{1}{3}.$$

EXERCIE 25

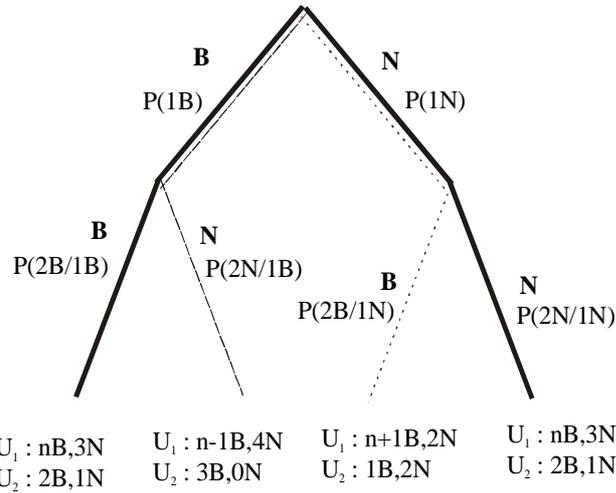
Correction

1.a. Arbre pondéré :

Evénement A : chemin —————

Evénement B : chemin

Evénement C : chemin - - - - -



$$p(1B) = \frac{n}{n+3} ; p(1N) = \frac{3}{n+3} .$$

$$p(2B/1B) = \frac{3}{4} ; p(2N/1B) = \frac{1}{4} ; p(2B/1N) = \frac{1}{2} ; p(2N/2B) = \frac{1}{2}$$

2. a. La probabilité $p(A)$ se calcule en parcourant l'arbre : $p(A) = \frac{n}{n+3} \times \frac{3}{4} + \frac{3}{n+3} \times \frac{1}{2}$, soit $p(A) = \frac{3}{4} \left(\frac{n+2}{n+3} \right)$.

2. b. $\lim_{n \rightarrow +\infty} p(A) = \frac{3}{4}$.

3. La probabilité $p(B)$ se calcule en parcourant l'arbre : $p(B) = \frac{3}{n+3} \times \frac{1}{2}$, $p(B) = \frac{3}{2(n+3)}$.

4. a. Le joueur doit être certain de pouvoir, dans le meilleur des cas, récupérer au moins sa mise d'où $2n > 20$, soit $n > 10$.

4. b. Le dernier événement non encore considéré (C) est : "Après l'épreuve, l'urne U_2 contient 3 boules blanches".

La probabilité $p(C)$ se calcule en parcourant l'arbre : $p(C) = \frac{n}{n+3} \times \frac{1}{4}$, $p(C) = \frac{n}{4(n+3)}$

La variable aléatoire X peut prendre 3 valeurs : $2n - 20$ (événement A) ; $n - 20$ (événement B) ; -20 (événement C).

Loi de probabilité de la variable aléatoire X :

x_i	$2n - 20$	$n - 20$	-20
$p(X = x_i)$	$\frac{3}{2(n+3)}$	$\frac{3}{4} \left(\frac{n+2}{n+3} \right)$	$\frac{n}{4(n+3)}$

4. c. Espérance mathématique : $E(X) = \frac{(2n-20) \times 3}{2(n+3)} + (n-20) \frac{3}{4} \left(\frac{n+2}{n+3} \right) - \frac{20n}{4(n+3)}$, soit

$$E(X) = \frac{3n^2 - 62n - 240}{4(n+3)}.$$

4. d. $E(X) > 0$ donne $3n^2 - 62n - 240 > 0$, soit $(3n + 10)(n - 24) > 0$ et $n \in [25 ; +\infty[$ puisque n est entier.

EXERCICE 26

a. Pour avoir dix boules de même couleur dans chaque urne il faut avoir 10 noires dans A et 10 Blanches dans B ou le contraire.

Le nombre de répartitions est de $\binom{20}{10}$, le nombre de choix permettant 10 noires dans A et 10 blanches dans

B est $\binom{10}{10} \binom{10}{10} = 1$; la probabilité est donc $2 \times \frac{1}{\binom{20}{10}} = \frac{10 \cdot 9 \cdot 8 \cdot 7 \cdot 6 \cdot 5 \cdot 4 \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1}{20 \cdot 19 \cdot 18 \cdot 17 \cdot 16 \cdot 15 \cdot 14 \cdot 13 \cdot 12 \cdot 11} \approx 10^{-5}$.

b. 5 boules blanches et 5 boules noires dans A : $\binom{10}{5} \binom{10}{5}$, soit une probabilité d'environ 0,34.

2. a. $x=6$: il faut tirer une blanche de A et la mettre dans B puis tirer une blanche de B et la mettre dans A, soit

$\frac{6}{10} \times \frac{5}{11}$ ou bien tirer une noire de A et la mettre dans B puis tirer une noire de B et la mettre dans A, soit $\frac{4}{10} \times \frac{7}{11}$; au total cela fait $\frac{30}{110} + \frac{28}{110} = \frac{58}{110}$.

b. Même raisonnement :

$$P(M) = \frac{x}{10} \times \frac{10-x+1}{11} + \frac{10-x}{10} \times \frac{x+1}{11} = \frac{1}{110} (11x - x^2 + 9x - x^2 + 10) = \frac{1}{55} (-x^2 + 10x + 5).$$

c. On veut savoir quand $P(M) \geq 1 - P(M) \Leftrightarrow p(M) \geq \frac{1}{2}$, soit $-x^2 + 10x + 5 \geq \frac{55}{2} \Leftrightarrow -x^2 + 10x - \frac{45}{2} \geq 0$ d'où après résolution : $3,42 \leq x \leq 6,58$. Il faut donc qu'il y ait 4, 5 ou 6 boules blanches dans l'urne A.

EXERCICE 27

1. a. $p(A) = \frac{1}{6}$; $p(\bar{A}) = \frac{5}{6}$; $p(B/A) = \frac{4}{7}$; $p(B/\bar{A}) = \frac{17}{35}$

D'après la loi des probabilités totales on a : $p(B) = p(A \cap B) + p(\bar{A} \cap B) = \frac{4}{7} \times \frac{1}{6} + \frac{17}{35} \times \frac{5}{6} = \frac{1}{2}$.

b. $p_B(A) \times p(B) = p(A \cap B)$ d'où $p_B(A) = \frac{(4/7) \times (1/6)}{1/2} = \frac{4}{21}$.

c. De même on a : $p(\bar{A}/\bar{B}) \times p(\bar{B}) = p(\bar{A} \cap \bar{B})$ d'où $p(\bar{A}/\bar{B}) = \frac{(18/35) \times (5/6)}{1/2} = \frac{6}{7}$.

2. Ensemble des valeurs de $X : \{1 ; 2 ; 3 ; 4\}$:

k	1	2	3	4
$p(X = k)$	$\frac{4 \times 6!}{7!} = \frac{4}{7}$	$\frac{3 \times 4 \times 5!}{7!} = \frac{2}{7}$	$\frac{4 \times 3 \times 2 \times 4!}{7!} = \frac{4}{35}$	$\frac{3! \times 4!}{7!} = \frac{1}{35}$

$$E(X) = 1 \times \frac{4}{7} + 2 \times \frac{2}{7} + 3 \times \frac{4}{35} + 4 \times \frac{1}{35} = \frac{8}{5}$$

$$E(X^2) = 1 \times \frac{4}{7} + 2^2 \times \frac{2}{7} + 3^2 \times \frac{4}{35} + 4^2 \times \frac{1}{35} = \frac{20}{7} ; \text{var}(X) = \frac{20}{7} - \left(\frac{8}{5}\right)^2 ; \sigma(X) \approx 1,69.$$

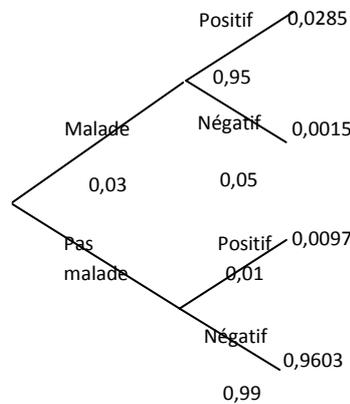
Exercice 28

Il y a $n+10$ boules ; il y a donc C_{10}^{n+10} tirages possibles ; on tire 5 noires avec la probabilité

$$p_n = \frac{\binom{10}{5} \binom{n}{5}}{\binom{n+10}{10}} = \frac{10! \cdot n!}{5!5!(n-5)!} = K \frac{n!n!}{(n-5)!(n+10)!} = K \frac{n(n-1)(n-2)(n-3)(n-4)}{(n+10)(n+9)\dots(n+2)(n+1)}$$

donc $p_n \approx K \frac{n^5}{n^{10}} \approx K \frac{1}{n^5}$ qui est décroissante et tend vers 0.

Exercice 29



1. Voir ci-contre.

2. On note M l'individu est malade et T le test est positif :

a. $P(M \cap T) = P(M) \times P_M(T) = 0,03 \times 0,95 = 0,0285$.

b. $P(\bar{M} \cap \bar{T}) = P(\bar{M}) \times P_{\bar{M}}(\bar{T}) = 0,97 \times 0,99 = 0,9603$.

c. $P(T) = P(\bar{M} \cap T) + P(M \cap T) = 0,0097 + 0,0285 = 0,0382$.

d. $P(\bar{T}) = P(\bar{M} \cap \bar{T}) + P(M \cap \bar{T}) = 0,0015 + 0,9603 = 0,9618$.

3. a. $P_T(\bar{M}) = \frac{P(T \cap \bar{M})}{P(T)} = \frac{0,0097}{0,0382} \approx 0,25$: c'est énorme...

b. $P_{\bar{T}}(M) = \frac{P(\bar{T} \cap M)}{P(\bar{T})} = \frac{0,0015}{0,9618} \approx 0,00155$: ouf... on a très peu de chances d'être malade sachant que le test est négatif, c'est rassurant.

Exercice 30

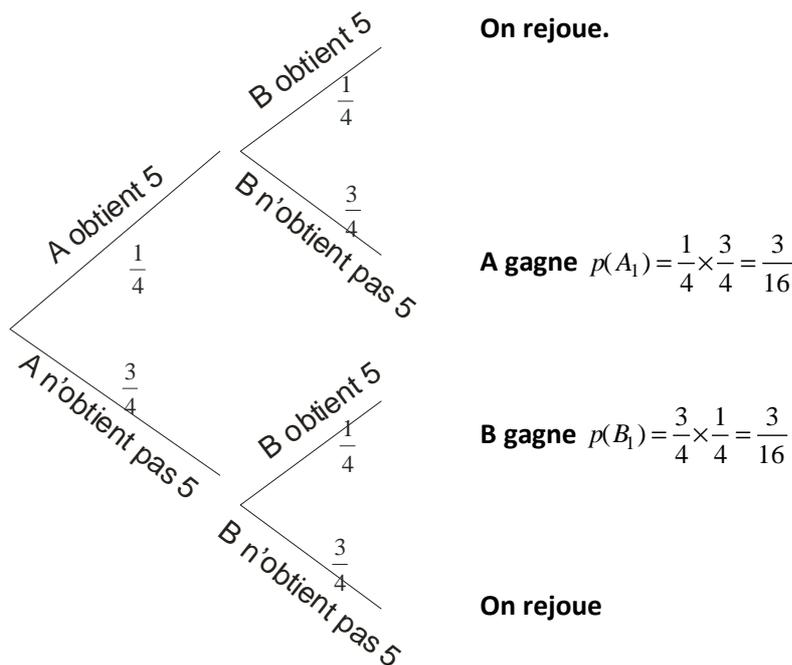
1. Il y a 4 possibilités pour le premier jeton ET 4 possibilités pour le second, soit $4 \times 4 = 16$ éventualités.

Pour gagner une partie, la somme doit être égale à 5. C'est-à-dire avoir l'un des couples suivants (1 ; 4), (2 ; 3), (3 ; 2), (4 ; 1), soit 4 des 16 éventualités. $p(G) = 1/4$.

2. a. Pour une partie donnée la situation peut être représentée par un arbre.

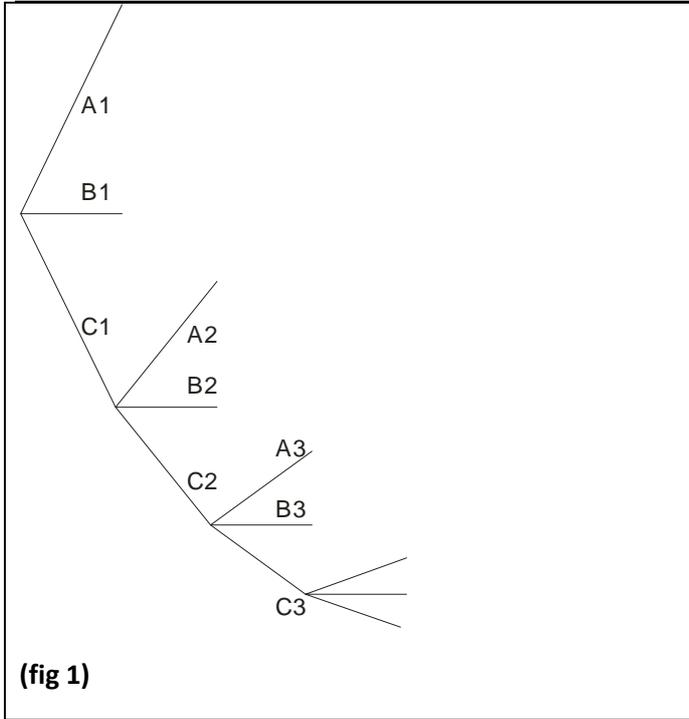
Pour calculer $p(C_1)$, on a : $p(C_1) = 1 - [p(A_1) + p(B_1)] = 1 - \frac{3}{16} - \frac{3}{16} = \frac{10}{16} = \frac{5}{8}$ ou encore, en utilisant l'arbre :

$$p(C_1) = \frac{1}{4} \times \frac{1}{4} + \frac{3}{4} \times \frac{3}{4} = \frac{1}{16} + \frac{9}{16} = \frac{10}{16} = \frac{5}{8}.$$

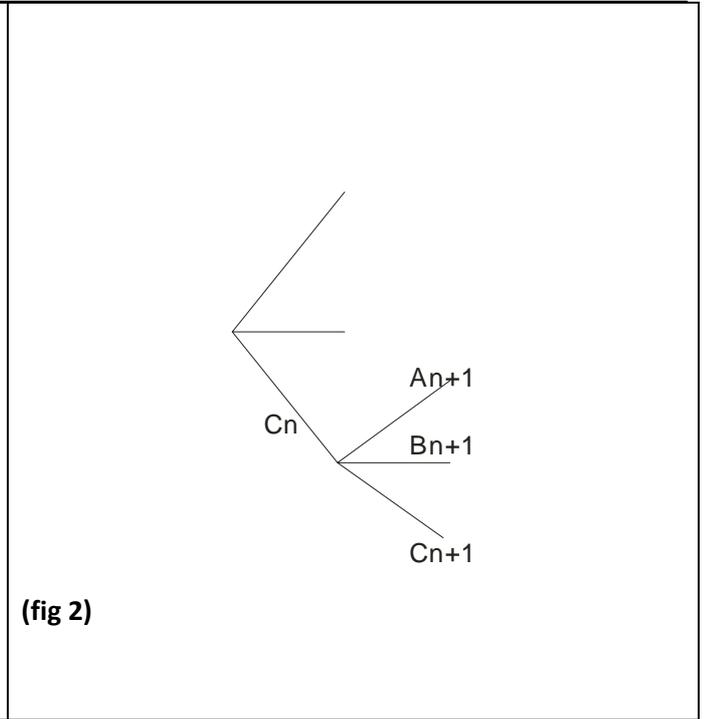


2.b.

	On peut représenter les parties avec un nouvel arbre dont les branches se terminent lorsque l'un ou l'autre des joueurs A et B a gagné. Dans le cas contraire, une nouvelle ramification se crée.
--	---



(fig 1)



(fig 2)

Pour chaque branche, la probabilité que l'on rejoue sachant que personne n'a gagné au tour précédent est de $\frac{5}{8}$. On a donc $p(C_{n+1}) = \frac{5}{8} \times p(C_n)$. C'est une suite géométrique de raison $\frac{5}{8}$ et de premier terme $\frac{5}{8}$, on obtient

$$p(C_n) = \left(\frac{5}{8}\right)^n.$$

2.c. De la même façon on a (fig.2) $p(A_{n+1}) = \frac{3}{16} \times p(C_n) = \frac{3}{16} \times \left(\frac{5}{8}\right)^n$ d'où $p(A_n) = \frac{3}{16} \times \left(\frac{5}{8}\right)^{n-1}$.

2.d. $\lim_{n \rightarrow +\infty} p(A_n) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{3}{16} \times \left(\frac{5}{8}\right)^{n-1} = 0$ car $\frac{5}{8} < 1$.

2.e.

$$\frac{3}{16} \times \left(\frac{5}{8}\right)^{n-1} < 0,01 \Leftrightarrow \left(\frac{5}{8}\right)^{n-1} < \frac{100}{3} \times \frac{1}{16} \Leftrightarrow \left(\frac{5}{8}\right)^{n-1} < \frac{16}{300} \Leftrightarrow (n-1) \ln \frac{5}{8} < \ln \frac{16}{300}$$

$$\Leftrightarrow n-1 > \frac{\ln \frac{16}{300}}{\ln \frac{5}{8}} \approx 6,2 \Leftrightarrow n > 7,2.$$

(On change de sens car $\ln \frac{5}{8} < 1$)

On déduit que le plus petit entier naturel n tel que $p(A_n)$ soit inférieur ou égal à 0,01 est $n = 8$.

Exercice 31

1. Il y a $\binom{10}{4} = 210$ tirages distincts possibles.

2. a. $p(B) = \frac{\binom{2}{1} \times \binom{4}{3}}{210} = \frac{8}{210} = \frac{4}{105}$.

b. A n'est réalisé que lorsque les 4 jetons portent le numéro 0, il n'y a qu'une possibilité. $p(A) = \frac{1}{210}$.

Il y a 6 jetons blancs. La probabilité est donc : $p(C) = \frac{\binom{6}{4}}{210} = \frac{15}{210} = \frac{1}{14}$.

Les jetons peuvent être, soit tous blancs, soit tous rouges. Or il n'y a que 4 jetons rouges, donc une seule possibilité qu'ils soient tous rouges : $p(D) = p(C) + \frac{1}{210} = \frac{16}{210} = \frac{8}{105}$.

Au moins un jeton porte un numéro différent des autres. Le contraire est "tous les jetons ont le même numéro", qui n'est réalisé que pour le numéro 0. $p(E) = 1 - p(A) = \frac{209}{210}$.

c. C est réalisé, c'est-à-dire tous les jetons sont blancs. On rappelle que 4 d'entre eux ont le numéro 0 et deux d'entre eux, le numéro 2.

Pour que B soit réalisé, la probabilité est donc de $p_C(B) = \frac{p(B \cap C)}{p(C)} = \frac{p(B)}{p(C)} = \frac{\frac{4}{105}}{\frac{1}{14}} = \frac{8}{15}$, en effet on a

$p(B \cap C) = p(B)$ car on ne peut former 2000 qu'avec des jetons blancs.

3. Pour 7000 : $p(G = 75) = \frac{\binom{3}{1} \times \binom{4}{3}}{210} = \frac{12}{210} = \frac{2}{35}$; pour 2000 : $p(G = 25) = p(B) = \frac{4}{105}$; pour 0000 :

$p(G = -15) = \frac{1}{210}$; les autres : $p(G = -5) = 1 - \left(\frac{2}{35} + \frac{4}{105} + \frac{1}{210} \right) = 1 - \frac{12+8+1}{210} = \frac{189}{210}$.

G	-15	-5	25	75	
$p(G = x_i)$	$\frac{1}{210}$	$\frac{189}{210}$	$\frac{4}{105} = \frac{8}{210}$	$\frac{2}{35} = \frac{12}{210}$	1
$p_i x_i$	$\frac{-15}{210}$	$\frac{-5 \times 189}{210}$	$\frac{25 \times 8}{210}$	$\frac{75 \times 12}{210}$	$\frac{2}{3}$

$E(G) = \frac{-15 - 945 + 200 + 900}{210} = \frac{140}{210} = \frac{2}{3} \approx 0,66$. Le joueur peut espérer gagner 0,66 centimes d'Euros par jeu : celui-ci lui est légèrement favorable.

EXERCICE 32

1. Comme A et B sont indépendants on a $p(A \cap B) = p(A)p(B) = 0,02 \times 0,1$; on en déduit donc que $p(C) = 1 - p(A \cup B) = 1 - [p(A) + p(B) - p(A \cap B)] = 1 - 0,02 - 0,1 + (0,02 \times 0,1) = 0,882$.

2. Il y a $0,02 - 0,002 = 0,018$ chances de tomber sur une montre n'ayant que le défaut a ; de même il y a $0,1 - 0,002 = 0,098$ chances de tomber sur une montre n'ayant que le défaut b ; on a donc $p(D) = 0,018 + 0,098 = 0,116$.

3. X suit une loi binomiale $B(5 ; 0,882)$;

$$p(E) = p(X \geq 4) = p(X = 4) + p(X = 5) = \binom{5}{4} 0,882^4 0,118^1 + \binom{5}{5} 0,882^5 0,118^0 \approx 0,891.$$

EXERCICE 33

1. a. Il y a deux possibilités pour chaque chiffre, soit $2^4=16$.

b. X peut prendre les valeurs 0, 1, 2, 3 ou 4. La loi de X est une loi binomiale $B\left(4, \frac{1}{2}\right)$. Son espérance est

$$np = 4 \cdot \frac{1}{2} = 2.$$

2. $P(E_n) = 32 \times 10^{-3}$.

a. $P(E_4) = 1 - \sum_{n=0}^3 P(E_n) = 1 - 4 \times 32 \times 10^{-3} \approx 0,872$.

b. Si E_0 s'est produit, l'imprimante n'a marqué que des 0, il fallait donc que l'appareil envoie la séquence 0000 : $P_{E_0}(C) = \frac{1}{16}$. On en déduit $P(C \cap E_0) = P_{E_0}(C) \times P(E_0) = \frac{1}{16} \times 0,032 = 0,002$.

c. On résume les résultats dans un tableau.

n	Séquences correctes	$P_{E_n}(C)$	$P(C \cap E_n)$
0	0000	$\frac{1}{16}$	0,002
1	0000, 1000	$\frac{2}{16}$	0,004
2	0000, 1000, 0100, 1100	$\frac{4}{16}$	0,008
3	0000, 1000, 0100, 1100, 0010, 0110, 1010, 1110	$\frac{8}{16}$	0,0016
4	0000, ..., 1111	$\frac{16}{16}$	0,872

$$P(C) = \sum_{n=0}^4 P(C \cap E_n) = 0,002 + 0,004 + 0,008 + 0,016 + 0,872 = 0,902.$$

d. On cherche $P_C(E_2) = \frac{P(C \cap E_2)}{P(C)} = \frac{0,008}{0,902} \approx 0,0089$.

PAR Hugues SILA

EXERCICE 34

1. Comme 2 clefs n'ouvrent pas sur les 5, $P(D_1) = \frac{2}{5}$.

2. Il reste alors 4 clefs dont 1 n'ouvre pas : $P_{D_1}(D_2) = \frac{1}{4}$. $P(D_1 \cap D_2) = P(D_1)P_{D_1}(D_2) = \frac{2}{5} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{10}$.

3. On cherche $P(\overline{D_1} \cap \overline{D_2} \cap D_3) = \frac{3}{5} \times \frac{2}{4} \times \frac{2}{3}$.

4. a. & b.

(O, N)=(3, 2)	Ouvre (2, 2)	N'ouvre pas (2, 1)	Ouvre (1, 1)	N'ouvre pas (1, 0)	Ouvre (0, 0)
Probabilité	3/5	2/4	2/3	1/2	1/1
(O, N)=(3, 2)	Ouvre (2, 2)	Ouvre (1, 2)	Ouvre (0, 2)	N'ouvre pas (0, 1)	N'ouvre pas (0, 0)
Probabilité	3/5	2/4	1/3	2/2	1/1

Soit les probabilités : $P(2; 4) = \frac{3}{5} \times \frac{2}{4} \times \frac{2}{3} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{1} = \frac{12}{120}$ et $P(4; 5) = \frac{3}{5} \times \frac{2}{4} \times \frac{1}{3} \times \frac{2}{2} \times \frac{1}{1} = \frac{12}{120}$.

EXERCICE 34

Une urne contient 6 boules bleues, 3 boules rouges, et 2 boules vertes, indiscernables au toucher.

1. Nombre de possibilités : $\binom{11}{3} = \frac{11 \cdot 10 \cdot 9}{3 \cdot 2 \cdot 1} = 165$.

a. E_1 : « Les boules sont toutes de couleurs différentes » : on tire 3 parmi les bleues ou 3 parmi les rouges, soit

$$P(E_1) = \frac{\binom{6}{1} \binom{3}{1} \binom{2}{1}}{165} = \frac{6 \cdot 3 \cdot 2}{165} = \frac{36}{165}.$$

E_2 : « Les boules sont toutes de la même couleur » : on tire une boule parmi chaque couleur :

$$P(E_2) = \frac{\binom{6}{3} + \binom{3}{3}}{165} = \frac{20 + 1}{165} = \frac{21}{165}.$$

b. X peut prendre les valeurs 0, 1, 2 ou 3 : $P(X = k) = \frac{\binom{6}{k} \binom{5}{3-k}}{165}$.

Les calculs donnent : $E(X) = 0 \cdot \frac{10}{165} + 1 \cdot \frac{60}{165} + 2 \cdot \frac{75}{165} + 3 \cdot \frac{20}{165} = \frac{270}{165} \approx 1,64$.

2. Il s'agit pour les bleues comme pour les rouges de lois binomiales donnant la probabilité de tirer m boules d'une couleur donnée sur k tirages ; pour les bleues : $B\left(k, \frac{6}{11}\right)$, $P(k \text{ bleues}) = \left(\frac{6}{11}\right)^k$, et pour les rouges : $B\left(k, \frac{3}{11}\right)$, $P(k \text{ rouges}) = \left(\frac{3}{11}\right)^k$; il faut donc résoudre $\left(\frac{6}{11}\right)^k \geq 1000 \left(\frac{3}{11}\right)^k \Leftrightarrow 2^k \geq 1000 \Leftrightarrow k \geq 10$.

EXERCICE 36

Nombre de possibilités : $\binom{10}{3} = \frac{10 \cdot 9 \cdot 8}{3 \cdot 2 \cdot 1} = 120$.

a. $p(A) = \frac{\binom{5}{3}}{120} = \frac{1}{12}$, $p(B) = \frac{\binom{5}{3} + \binom{3}{3}}{120} = \frac{11}{120}$, $p(C) = \frac{\binom{5}{1} \binom{3}{1} \binom{2}{1}}{120} = \frac{30}{120} = \frac{1}{4}$.

b. X peut prendre les valeurs 1, 2 ou 3 : $p(X=1) = p(B) = \frac{11}{120}$; $p(X=3) = p(C) = \frac{30}{120} = \frac{1}{4}$ et $p(X=2) = 1 - p(X=1) - p(X=3) = 1 - \frac{11}{120} - \frac{30}{120} = \frac{79}{120}$.

$$E(X) = 1 \cdot \frac{11}{120} + 2 \cdot \frac{79}{120} + 3 \cdot \frac{30}{120} = \frac{259}{120} \approx 2,16.$$

2. a. Nombre de tirages possibles : $\binom{n+5}{2} = \frac{(n+5)(n+4)}{2}$. Nombre de tirages possibles pour D :

$$\binom{n}{2} = \frac{n(n-1)}{2}. \text{ Après simplification on a } p(D) = \frac{n(n-1)}{(n+5)(n+4)}.$$

b. $E = 2$ rouges ou 2 jaunes ou 2 vertes, soit $\binom{n}{2} + \binom{3}{2} + \binom{2}{2} = \frac{n(n-1)}{2} + 3 + 1 = \frac{n^2 - n + 8}{2}$ d'où

$$p(E) = \frac{n^2 - n + 8}{(n+5)(n+4)} = \frac{n^2 - n + 8}{n^2 + 9n + 20}.$$

On a $p(E) \geq \frac{1}{2} \Leftrightarrow \frac{n^2 - n + 8}{n^2 + 9n + 20} \geq \frac{1}{2} \Leftrightarrow 2n^2 - 2n + 16 \geq n^2 + 9n + 20 \Leftrightarrow n^2 - 11n - 4 \geq 0$. Après résolution on a $n \geq 11,35$, soit $n = 12$.

EXERCICE 37

1. Nombre de tirages possibles : $\binom{10}{4} = \frac{10 \cdot 9 \cdot 8 \cdot 7}{4 \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1} = 210$.

2. a. Pour faire 2000 il faut tirer 1 blanc n°2 parmi 2 et 3 blancs n°0 parmi 4, soit 8 possibilités. La probabilité de l'évènement B est $p(B) = \frac{8}{210} = \frac{4}{105}$.

b. A : 4 blancs 0 parmi 4 : $p(A) = \frac{1}{210}$; C : 4 blancs parmi 6, soit $p(C) = \frac{\binom{6}{4}}{210} = \frac{\binom{6}{2}}{210} = \frac{15}{210} = \frac{1}{14}$;

D : 4 blancs parmi 6 ou 4 rouges parmi 4, soit $p(D) = \frac{15}{210} + \frac{1}{210} = \frac{16}{210} = \frac{8}{105}$;

E : événement contraire : tous les jetons ont le même numéro, soit A ; $p(E) = 1 - p(A) = \frac{209}{210}$.

c. Le fait que C soit réalisé limite les tirages possibles à 15 ; on a alors $p_C(B) = \frac{8}{15}$.

3.

G	-25	-5	20	50	75
p_G	$\frac{1}{210}$	$\frac{210-1-8-12-4}{210} = \frac{185}{210}$	$\frac{8}{210}$	$\frac{3 \times 4}{210} = \frac{12}{210}$	$\frac{1 \times 4}{210} = \frac{4}{210}$

$$E(G) = -25 \frac{1}{210} - 5 \frac{185}{210} + 20 \frac{8}{210} + 50 \frac{12}{210} + 75 \frac{4}{210} = \frac{110}{210} \approx 0,52.$$

EXERCICE 38

1. a. A un sommet comme A, B, C ou D la fourmi a $\frac{1}{3}$ d'aller sur un autre sommet ; en S elle a $\frac{1}{4}$ d'aller sur un autre sommet.

On a donc la probabilité de revenir en A : $P(ABA, ADA, ASA) = 2 \times \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} = \frac{11}{36}$.

La probabilité d'aller en B : $P(ASB) = \frac{1}{3} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{12}$.

La probabilité d'aller en C : $P(ABC, ADC, ASC) = \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \times \frac{1}{4} = \frac{7}{36}$.

La probabilité d'aller en D : $P(ASD) = \frac{1}{3} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{12}$.

b. $p_1 = \frac{1}{3}$. $p_{n+1} = P(\text{aller en S}) \times P(\text{pas en S au pas } n) = \frac{1}{3} P(\overline{S}_n) = \frac{1}{3} (1 - p_n)$.

2. a. $p_1 = \frac{1}{4} \left(1 - \left(-\frac{1}{3} \right)^1 \right) = \frac{1}{4} \times \frac{4}{3} = \frac{1}{3}$, ok.

$p_{n+1} = \frac{1}{3} \left[1 - \frac{1}{4} \left(1 - \left(-\frac{1}{3} \right)^n \right) \right] = \frac{1}{3} \left[\frac{3}{4} + \left(-\frac{1}{3} \right)^n \right] = \frac{1}{4} - \left(-\frac{1}{3} \right) \left(-\frac{1}{3} \right)^n = \frac{1}{4} - \left(-\frac{1}{3} \right)^{n+1}$. ok également.

b. Comme $\left| -\frac{1}{3} \right| < 1$, le terme $\left(-\frac{1}{3} \right)^n$ tend vers 0 donc

EXERCICE 39

Ainsi, la probabilité qu'un robot tombe en panne avant l'instant t est égale à $P(X \leq t) = \int_0^t \lambda e^{-\lambda x} dx$.

1. $P(X > 6) = 1 - P(X \leq 6) = 1 - \int_0^6 \lambda e^{-\lambda x} dx = 1 - [e^{-\lambda x}]_0^6 = e^{-6\lambda}$; on résoud :

$$e^{-6\lambda} = 0,3 \Leftrightarrow -6\lambda = \ln 0,3 \Leftrightarrow \lambda = \frac{\ln 0,3}{-6} = 0,20066213... \approx 0,2.$$

2. $P(X \leq t) = \int_0^t 0,2e^{-0,2x} dx = 1 - e^{-0,2t} = 0,5 \Leftrightarrow e^{-0,2t} = 0,5 \Leftrightarrow -0,2t = -\ln 2 \Leftrightarrow t = \frac{\ln 2}{0,2} = 3,47$, soit environ trois ans et demi.

3. La probabilité qu'un robot n'ait pas eu de panne au cours des deux premières années est

$$P(X > 2) = 1 - (1 - e^{-0,2 \times 2}) = e^{-0,4}.$$

4. On cherche $P_{(X>2)}(X > 6) = \frac{P[(X > 2) \cap (X > 6)]}{P(X > 2)} = \frac{P(X > 6)}{P(X > 2)} = \frac{e^{-0,2 \times 6}}{e^{-0,4}} = e^{0,4-1,2} = e^{-0,8} \approx 0,45$.

5. Y le nombre de robots sans pannes au cours des deux premières années suit une loi binomiale de paramètres $n = 10$, $p = e^{-0,4}$; on cherche donc

$$P(Y \geq 1) = 1 - P(Y = 0) = 1 - (e^{-0,4})^0 (1 - e^{-0,4})^{10} \approx 0,9999.$$

C'est du bon matériel...