# Probabilités sur un univers fini

# Evènements et langage ensembliste

Exercice 1 [ 04003 ] [correction]

Soient A,B,C trois évènements d'un espace probabilisable. Exprimer les évènements suivants :

- a) Aucun des évènements A, B ou C n'est réalisé.
- b) Un seul des trois évènements A, B ou C est réalisé.
- c) Au moins deux des trois évènements A, B ou C sont réalisés.
- d) Pas plus de deux des trois évènements A, B ou C sont réalisés.

Exercice 2 [ 04004 ] [correction]

Soient A, B, C trois évènements.

- a) Vérifier que  $(A \cup B) \cap C$  entraı̂ne  $A \cup (B \cap C)$ .
- b) A quelle condition sur A et C les deux évènements précédents sont-ils égaux?

# Construction d'une probabilité

Exercice 3 [03821] [correction]

Déterminer une probabilité sur  $\Omega = \{1, 2, \dots, n\}$  telle que la probabilité de l'événement  $\{k\}$  soit proportionnelle à k.

Exercice 4 [ 03822 ] [correction]

Déterminer une probabilité sur  $\Omega=\{1,2,\ldots,n\}$  telle que la probabilité de l'événement  $\{1,2,\ldots,k\}$  soit proportionnelle à  $k^2$ .

Exercice 5 [03823] [correction]

A quelle(s) condition(s) sur  $x,y\in\mathbb{R}$  existe-t-il une probabilité sur  $\Omega=\{a,b,c\}$  vérifiant

$$P(\{a,b\}) = x \text{ et } P(\{b,c\}) = y?$$

Exercice 6 [ 03824 ] [correction]

Soient A, B deux parties d'un ensemble  $\Omega$  fini vérifiant

$$A \cap B \neq \emptyset$$
,  $A \cap \bar{B} \neq \emptyset$ ,  $\bar{A} \cap B \neq \emptyset$  et  $\bar{A} \cap \bar{B} \neq \emptyset$ 

A quelle condition sur  $(a,b,c,d) \in ]0,1[^4$  existe-t-il une probabilité P sur  $\Omega$  vérifiant

$$P(A \mid B) = a, P(A \mid \bar{B}) = b, P(B \mid A) = c \text{ et } P(B \mid \bar{A}) = d?$$

Exercice 7 [03829] [correction]

Soient A et B deux événements d'un espace probabilisé.

Montrer

$$\max \{0, P(A) + P(B) - 1\} \le P(A \cap B) \le \min \{P(A), P(B)\}\$$

# Probabité d'un évènement

Exercice 8 [ 03957 ] [correction]

On dispose r boules à l'intérieur de n urnes (avec  $r \leq n$ ), chaque urne pouvant contenir plusieurs boules.

Les répartitions possibles sont équiprobables.

a) Déterminer la probabilité de l'évènement :

A: « chaque urne contient au plus une boule »

b) Déterminer la probabilité de l'évènement :

B: « il existe une urne contenant au moins deux boules »

Exercice 9 [03958] [correction]

- a) Combien de fois faut-il lancer un dé équilibré pour avoir au moins une chance sur deux d'obtenir un «  $\,$  six  $\,$  » ?
- b) Même question avec deux dés pour obtenir un « double-six »

# Probabilités conditionnelles

Exercice 10 [03361] [correction]

Soient A et B deux évènements avec P(A)>0. Comparer les probabilités conditionnelles

$$P(A \cap B \mid A \cup B)$$
 et  $P(A \cap B \mid A)$ 

### Exercice 11 [03826] [correction]

On considère N coffres. Avec une probabilité p un trésor à été placé dans l'un de ses coffres, chaque coffre pouvant être choisi de façon équiprobable. On a ouvert N-1 coffres sans trouver le trésor. Quelle est la probabilité pour qu'il figure dans le dernier coffre?

### Exercice 12 [03828] [correction]

On se donne N+1 urnes numérotées de 0 à N. L'urne de numéro k contient k boules blanches et N-k boules noires. On choisit une urne au hasard, chaque choix étant équiprobable. Dans l'urne choisie, on tire des boules avec remise.

- a) Quelle est la probabilité que (n+1)-ième boule tirées soit blanche sachant que les n précédentes l'étaient toutes?
- b) Que de vient cette probabilité lorsque  $N \to +\infty$ ?

# Exercice 13 [03831] [correction]

Soient A et B deux événements d'un espace probabilisé.

On suppose 0 < P(B) < 1. Etablir

$$P(A) = P(A \mid B)P(B) + P(A \mid \bar{B})P(\bar{B})$$

# Exercice 14 [ 03841 ] [correction]

Une urne contient 8 boules blanches et deux boules noires.

On tire sans remise et successivement 3 boules de cette urne.

- a) Quelle est la probabilité qu'au moins une boule noire figure à l'intérieur du tirage ?
- b) Sachant qu'une boule noire figure dans le tirage. Quelle est la probabilité que la première boule tirée soit noire?

### Exercice 15 [ 03954 ] [correction]

Une famille possède deux enfants.

- a) Quelle est la probabilité que les deux soient des garçons?
- b)Quelle est cette probabilité sachant que l'aîné est un garçon?
- c) On sait que l'un des deux enfants est un garçon, quelle est la probabilité que le deuxième le soit aussi ?
- d) On sait que l'un des deux enfants est un garçon est né un 29 février, quelle est la probabilité que le deuxième soit un garçon?

# Exercice 16 [03955] [correction]

Cinq cartes d'un jeu de cinquante deux cartes sont servies à un joueur de Poker.

- a) Quelle est la probabilité que celle-ci comporte exactement une paire d'As?
- b) Même question sachant que le jeu distribué comporte au moins un As?

### Exercice 17 [04012] [correction]

Soient A, B, C trois évènements avec  $P(B \cap C) > 0$ . Vérifier

$$P(A \mid B \cap C)P(B \mid C) = P(A \cap B \mid C)$$

# Formule des probabilités totales

### Exercice 18 [03842] [correction]

Une urne contient 8 boules blanches et deux boules noires. On tire sans remise et successivement 3 boules de cette urne. Quelle est la probabilité que la troisième boule du tirage soit noire?

Une urne contient initialement b boules blanches et r boules rouges. On tire de celle-ci une boule, on note sa couleur et on la remet accompagnée de d boules de la même couleur. On répète l'expérience à l'envi.

Déterminer la probabilité que la boule tirée soit blanche lors du n-ième tirage.

### Exercice 20 [ 03827 ] [correction]

Exercice 19 [02417] [correction]

Une succession d'individus  $A_1, \ldots, A_n$  se transmet une information binaire du type « oui »ou « non ».

Chaque individu  $A_k$  transmet l'information qu'il a reçu avec la probabilité p à l'individu  $A_{k+1}$  ou la transforme en son inverse avec la probabilité 1-p. Chaque individu se comporte indépendamment des autres.

Calculer la probabilité  $p_n$  pour que l'information reçu par  $A_n$  soit identique à celle émise par  $A_1$ .

On suppose  $0 . Quelle est la limite de <math>p_n$  quand n tend vers l'infini?

# Evènements indépendants

# Exercice 21 [ 03948 ] [correction]

On lance à dé à six faces parfaitement équilibré. Justifier l'indépendance des

évènements

A: « on obtient le tirage 2, 4 ou 6 » et B: « on obtient le tirage 3 ou 6 »

### Exercice 22 [ 03951 ] [correction]

Soient A et B deux évènements indépendants. Les évènements A et  $\bar{B}$  sont-ils aussi indépendants?

### Exercice 23 [03953] [correction]

Montrer qu'un évènement A est indépendant de tout autre évènement si, et seulement si, P(A) = 0 ou 1.

### Exercice 24 [ 03830 ] [correction]

Soient A et B deux événements d'un espace probabilisé.

On suppose  $A \cap B = \emptyset$ . A quelle condition les événements A et B sont-ils alors indépendants?

### Exercice 25 [ 03949 ] [correction]

Soient A,B,C trois évènements tels que A et B d'une part, A et C d'autre part, soient indépendants. Les événements A et  $B \cup C$  sont-ils indépendants? Même question avec A et  $B \cap C$ .

# Exercice 26 [ 03950 ] [correction]

Soient A, B, C trois évènements tels que A et  $B \cup C$  d'une part, A et  $B \cap C$  d'autre part, soient indépendants. Les événements A et B sont-ils indépendants?

# Exercice 27 [ 03952 ] [correction]

Soient A, B, C trois évènements.

On suppose A indépendant de  $B \cap C$ , B indépendant de  $A \cap C$  et C indépendant de  $A \cap B$ .

On suppose en outre A indépendant de  $B \cup C$  et P(A), P(B), P(C) > 0. Etablir que les évènements A, B, C sont mutuellement indépendants.

### Exercice 28 [03819] [correction]

Soit n un entier naturel supérieur à 2. On définit une probabilité uniforme sur l'ensemble  $\{1, 2, \ldots, n\}$ .

Pour un entier p divisant n, on introduit l'événement

$$A_p = \{1 \leqslant k \leqslant n/p \text{ divise } k\}$$

- a) Calculer  $P(A_p)$
- b) Soient p et q deux diviseurs de n. On suppose que p et q sont premiers entre eux. Montrer que les événements  $A_p$  et  $A_q$  sont indépendants. Plus généralement montrer que si  $p_1, \ldots, p_r$  sont des diviseurs deux à deux premiers entre eux alors, les événements  $A_{p_1}, \ldots, A_{p_r}$  sont indépendants.
- c) On note

 $B = \{1 \le k \le n/k \text{ et } n \text{ sont premiers entre eux}\}$ 

Montrer

$$p(B) = \prod_{\substack{p \text{ diviseur} \\ \text{premier de } n}} \left(1 - \frac{1}{p}\right)$$

### Exercice 29 [ 04033 ] [correction]

Soient  $A_1, \ldots, A_n$  des évènements mutuellement indépendants. Montrer que la probabilité qu'aucun des  $A_i$  ne soit réalisé est inférieure à

$$\exp\left(-\sum_{i=1}^{n} P(A_i)\right)$$

# Formule de Bayes

# Exercice 30 [03820] [correction]

Dans une population, une personne sur 10~000 souffre d'une pathologie. Un laboratoire pharmaceutique met sur le marché un test sanguin. Celui-ci est positif chez 99~% des malades mais aussi faussement positif chez 0,1~% des personnes non atteintes. Un individu passe ce test et obtient un résultat positif.

Quelle est sa probabilité d'être malade? Qu'en conclure?

# Exercice 31 [03962] [correction]

Une pochette contient deux dés. L'un est parfaitement équilibré, mais le second donne un « six » une fois sur deux (les autres faces étant supposées équilibrées). On tire au hasard un dé la pochette et on le lance.

- a) On obtient un « six ». Quelle est la probabilité que le dé tiré soit équilibré?
- b) Au contraire, on a obtenu un « cinq ». Même question.

# Corrections

### Exercice 1 : [énoncé]

- a)  $\bar{A} \cap \bar{B} \cap \bar{C}$ .
- b)  $(A \cap \bar{B} \cap \bar{C}) \cup (\bar{A} \cap B \cap \bar{C}) \cup (\bar{A} \cap \bar{B} \cap C)$ .
- c)  $(A \cap B) \cup (B \cap C) \cup (A \cap C)$ .
- d)  $\overline{A \cap B \cap C}$ .

### Exercice 2 : [énoncé]

a) En développant

$$(A \cup B) \cap C = (A \cap C) \cup (B \cap C) \subset A \cup (B \cap C)$$

b)  $A\cap C=A$  i.e.  $A\subset C$  est une condition évidemment suffisante. Elle est aussi nécessaire car si

$$(A \cup B) \cap C = A \cup (B \cap C)$$

alors

$$A \subset A \cup (B \cap C) \neq (A \cup B) \cap C \subset C$$

### Exercice 3: [énoncé]

Par hypothèse, il existe  $\alpha \in \mathbb{R}$  tel que  $P(\{k\}) = \alpha k$ . Or par additivité

$$\sum_{k=1}^{n} P(\{k\}) = P(\Omega) = 1$$

donc

$$\alpha = \frac{2}{n(n+1)}$$

# Exercice 4: [énoncé]

Si P est une probabilité solution alors, par hypothèse, il existe  $\alpha \in \mathbb{R}$  tel que

$$P\left(\{1,2,\ldots,k\}\right) = \alpha k^2$$

On a alors

$$P({k}) = P({1,...,k}) - P({1,...,k-1}) = \alpha(2k-1)$$

Puisque par additivité

$$\sum_{k=1}^{n} P(\{k\}) = P(\Omega) = 1$$

on obtient

$$\alpha = 1/n^2$$

Inversement, la probabilité définie par

$$P\left(\left\{k\right\}\right) = \frac{2k-1}{n^2}$$

est bien solution.

### Exercice 5 : [énoncé]

Une probabilité solution P sera entièrement déterminée par les valeurs de  $p = P(\{a\}), q = P(\{b\})$  et  $r = P(\{c\})$  sous les conditions

$$p, q, r \ge 0 \text{ et } p + q + r = 1$$

Nous aurons P(a,b) = x et P(b,c) = y si

$$p+q=x$$
 et  $q+r=y$ 

Le système

$$\begin{cases} p+q=x\\ q+r=y\\ p+q+r=1 \end{cases}$$

a pour solution

$$p = 1 - y$$
,  $q = x + y - 1$  et  $r = 1 - x$ 

Cette solution vérifie  $p, q, r \ge 0$  si, et seulement si,

$$x \leqslant 1, y \leqslant 1 \text{ et } x + y \geqslant 1$$

ce qui fournit les conditions nécessaires et suffisantes que doivent respecter x et y.

# Exercice 6 : [énoncé]

Soit P une probabilité solution. Posons

$$x = P(A \cap B), y = P(A \cap \overline{B}), z = P(\overline{A} \cap B)$$
 et  $t = P(\overline{A} \cap \overline{B})$ 

On a  $x, y, z, t \ge 0$  et par additivité

$$x + y + z + t = P(A) + P(\bar{A}) = 1$$

Inversement, si x,y,z,t sont quatre réels positifs de somme égale à 1, on peut déterminer une probabilité P sur  $\Omega$  vérifiant les conditions ci-dessus : il suffit d'introduire un élément de chacun des ensembles disjoints  $A\cap B,\ A\cap \bar{B},\ \bar{A}\cap B$  et  $\bar{A}\cap \bar{B},$  de poser la probabilité de l'événement élémentaire associé égale à x,y,z et t respectivement, puis les probabilités des autres événements élémentaires égaux à 0.

Le problème revient alors à déterminer sous quelle condition, il existe  $x,y,z,t\geqslant 0$  de somme égale à 1 tels que

$$P(A \mid B) = a, P(A \mid \bar{B}) = b, P(B \mid A) = c \text{ et } P(B \mid \bar{A}) = d$$

Par additivité

$$P(A) = x + y$$
 et  $P(B) = x + z$ 

On a alors  $P(A \mid B) = a$  si, et seulement si, x = a(x + z). De même, les autres conditions fournissent les équations

$$y = b(1 - (x + z)), x = c(x + y) \text{ et } z = d(1 - (x + y))$$

ce qui nous conduit à un système linéaire de quatre équations et trois inconnues

$$\begin{cases} (1-a)x - az = 0\\ bx + y + bz = b\\ (1-c)x - cy = 0\\ dx + dy + z = d \end{cases}$$

Les trois premières équations conduisent à la solution

$$x = \frac{abc}{a(1-c)+bc}, y = \frac{ab(1-c)}{a(1-c)+bc} \text{ et } z = \frac{(1-a)bc}{a(1-c)+bc}$$

avec le dénominateur commun non nul car somme de quantités strictement positives.

La quatrième équation du système est alors vérifiée si, et seulement si,

$$ad(1-b)(1-c) = bc(1-a)(1-d)$$

La solution (x, y, z) alors obtenue vérifie  $x, y, z \ge 0$  et  $x + y + z \le 1$  de sorte qu'on peut encore déterminer  $t \ge 0$  tel que x + y + z + t = 1.

Finalement, il existe une probabilité telle que voulue si, et seulement si,

$$ad(1-b)(1-c) = bc(1-a)(1-d)$$

ce qui, en divisant par abcd, peut encore s'énoncer

$$\left(1 - \frac{1}{b}\right)\left(1 - \frac{1}{c}\right) = \left(1 - \frac{1}{a}\right)\left(1 - \frac{1}{d}\right)$$

### Exercice 7 : [énoncé]

On a  $A \cap B \subset A$  donc  $P(A \cap B) \leq P(A)$  et de même  $P(A \cap B) \leq P(B)$  donc

$$P(A \cap B) \leqslant \min \{ P(A), P(B) \}$$

Bien évidemment  $P(A \cap B) \ge 0$ . De plus  $P(A \cup B) \le 1$  or

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

donc

$$P(A \cap B) \geqslant P(A) + P(B) - 1$$

puis

$$\max \{0, P(A) + P(B) - 1\} \leqslant P(A \cap B)$$

### Exercice 8 : [énoncé]

En discernant les boules et les urnes, chaque tirage se comprend comme une application  $\varphi$  de  $\{1, \ldots, r\}$  vers  $\{1, \ldots, n\}$  associant à la boule d'indice i l'urne de numéro  $\varphi(i)$  qui la contient.

Il y a  $n^r$  répartitions possible.

a) La probabilité cherchée correspond à celle de choisir une fonction  $\varphi$  injective soit

$$P(A) = \frac{n \times (n-1) \times \dots (n-r+1)}{n^r}$$

b) La probabilité cherchée est complémentaire de la précédente

$$P(B) = 1 - P(A)$$

### Exercice 9: [énoncé]

- a) La probabilité de ne pas obtenir de 6 lors de k lancers est  $(5/6)^k$ . Il s'agit donc ici de trouver le plus petit k pour lequel  $(5/6)^k \le 1/2$ . On obtient k = 4.
- b) On veut  $(35/36)^k < 1/2$  et on obtient k = 25.

# Exercice 10 : [énoncé]

Puisque  $A \subset A \cup B$ , on a  $P(A \cup B) \geqslant P(A)$  puis

$$\frac{P(A \cap B)}{P(A \cup B)} \leqslant \frac{P(A \cap B)}{P(A)}$$

i.e.

$$P(A \cap B \mid A \cup B) \leqslant P(A \cap B \mid A)$$

### Exercice 11: [énoncé]

Considérons l'événement A : un trésor est placé dans l'un des coffres. Par hypothèse

$$P(A) = p$$

Considérons l'événement  $A_i$ : un trésor est placé dans le coffre d'indice i. Par hypothèse  $P(A_i) = P(A_j)$  et puisque les événements  $A_i$  sont deux à deux incompatibles

$$P(A_i) = p/N$$

La question posée consiste à déterminer

$$P(A_N \mid \bar{A}_1 \cap \ldots \cap \bar{A}_{N-1})$$

On a

$$P(\bar{A}_1 \cap \ldots \cap \bar{A}_{N-1}) = 1 - P(A_1 \cup \ldots \cup A_{N-1}) = 1 - \frac{N-1}{N}p$$

 $_{
m et}$ 

$$P(A_N \cap \bar{A}_1 \cap \ldots \cap \bar{A}_{N-1}) = P(A_N) = \frac{p}{N}$$

donc

$$P(A_N \mid \bar{A}_1 \cap \ldots \cap \bar{A}_{N-1}) = \frac{p}{N - (N-1)p}$$

### Exercice 12 : [énoncé]

a) Dans l'urne d'indice k, la probabilité de tirer une boule blanche vaut k/N. Dans cette même urne, la probabilité de tirer une succession de n boules blanches vaut  $(k/N)^n$ .

Par la formule des probabilités totales, la probabilité qu'après choix d'une urne, nous tirions une succession de n boules blanches vaut

$$\pi_n = \frac{1}{N+1} \sum_{k=0}^{N} \left(\frac{k}{N}\right)^n$$

Notons  $A_k$  l'événement, la boule tirée lors du k-ième tirage est une boule blanche La probabilité conditionnée cherchée vaut

$$P(A_{n+1} \mid A_1 \cap \ldots \cap A_n) = \frac{P(A_1 \cap \ldots \cap A_{n+1})}{P(A_1 \cap \ldots \cap A_n)}$$

avec

$$P(A_1 \cap \ldots \cap A_n) = \pi_n$$

donc

$$P(A_{n+1} \mid A_1 \cap \ldots \cap A_n) = \frac{1}{N} \frac{\sum_{k=0}^{N} k^{n+1}}{\sum_{k=0}^{N} k^n}$$

b) Par somme de Riemann, on a

$$\frac{1}{N} \sum_{k=1}^{N} \left(\frac{k}{N}\right)^n \xrightarrow[N \to +\infty]{} \int_0^1 t^n \, \mathrm{d}t = \frac{1}{n+1}$$

En adaptant quelque peu l'expression, on obtient

$$\pi_n \xrightarrow[N \to +\infty]{} \frac{1}{n+1}$$

donc

$$P(A_{n+1} \mid A_1 \cap \ldots \cap A_n) \xrightarrow[N \to +\infty]{} \frac{n+1}{n+2}$$

#### Exercice 13 : [énoncé]

On a

$$P(A) = P(A \cap (B \cup \bar{B})) = P\left((A \cap B) \cup (A \cap \bar{B})\right)$$

Les événements  $A \cap B$  et  $A \cap \bar{B}$  étant disjoints

$$P(A) = P(A \cap B) + P(A \cap \bar{B})$$

Or 
$$P(A \cap B) = P(A \mid B)P(B)$$
 et  $P(A \cap \bar{B}) = P(A \mid \bar{B})P(\bar{B})$ .

### Exercice 14: [énoncé]

a) L'évènement contraire est que le tirage ne comporte que des boules blanches. Par dénombrement, sa probabilité est

$$\binom{8}{3} / \binom{10}{3} = \frac{7}{15}$$

et la probabilité cherchée est

$$1 - \frac{7}{15} = \frac{8}{15}$$

b) Notons A l'événement, la première boule tirée est noire. En raisonnant comme au dessus

$$p(A) = \frac{9 \times 8 + 9 \times 8}{10 \times 9 \times 8} = \frac{1}{5}$$

L'événement B, au moins une boule tirée est noire a été mesurée ci-dessus et donc

$$p(A \mid B) = \frac{p(A \cap B)}{p(B)} = \frac{p(A)}{p(B)} = \frac{3}{8}$$

Exercice 15 : [énoncé]

Pour i = 1, 2, notons  $G_i$  l'évènement

« le i-ème enfant de la famille est un garçon »

On considère les évènements  $G_1$  et  $G_2$  indépendants et

$$p(G_1) = p(G_2) = 1/2$$

On étudie l'évènement  $A = G_1 \cap G_2$ .

- a)  $P(A) = P(G_1) \times P(G_2) = 1/4$ .
- b)  $P(A \mid G_1) = \frac{P(G_1 \cap G_2)}{P(G_1)} = P(G_2) = \frac{1}{2}$ .
- c)  $P(A \mid G_1 \cup G_2) = \frac{P(G_1 \cap G_2)}{P(G_1) + P(G_2) P(G_1 \cap G_2)} = \frac{1}{3}$ .
- d) Notons  $D_i$  l'évènement

« le i-ème enfant de la famille est né le 29 février »

Les évènements  $G_1$ ,  $G_2$ ,  $D_1$  et  $D_2$  sont considérés mutuellement indépendants avec

$$P(D_1) = P(D_2) = \frac{1}{366 + 3 \times 365} = p$$

(en première approximation, on année bissextile a lieu tous les quatre ans) On veut calculer

$$P(A \mid (G_1 \cap D_1) \cup (G_2 \cup D_2))$$

On a

$$P((G_1 \cap D_1) \cup (G_2 \cup D_2)) = P(G_1 \cap D_1) + P(G_2 \cap D_2) - P(G_1 \cap D_1 \cap G_2 \cap D_2)$$

et donc

$$P((G_1 \cap D_1) \cup (G_2 \cup D_2)) = p - \frac{1}{4}p^2$$

Aussi

$$P(A \cap [(G_1 \cap D_1) \cup (G_2 \cup D_2)]) = P([A \cap D_1] \cup [A \cap D_2])$$

et donc

$$P(A \cap [(G_1 \cap D_1) \cup (G_2 \cup D_2)]) = \frac{1}{2}p - \frac{1}{4}p^2$$

Finalement

$$P(A \mid (G_1 \cap D_1) \cup (G_2 \cup D_2)) = \frac{2-p}{4-p} \simeq 0,5$$

Exercice 16: [énoncé]

a) Il y a  $\binom{52}{5}$  distributions possibles équiprobables.

Il y a exactement  $\binom{4}{2}$  paires d'As,  $\binom{48}{3}$  façons de compléter ce jeu avec d'autres cartes que des As.

Au final, ce la donne la probabilité

$$\frac{\binom{4}{2}\binom{48}{3}}{\binom{52}{5}} = \frac{2162}{54145} \simeq 0,04$$

b) La probabilité que le jeu distribué ne comporte pas d'As est

$$\frac{\binom{48}{5}}{\binom{52}{5}}$$

et par complément, celle que le jeu distribué comporte au moins un As est

$$1 - \frac{\binom{48}{5}}{\binom{52}{5}}$$

La probabilité conditionnelle cherchée est donc

$$\frac{\binom{4}{2}\binom{48}{3}}{\binom{52}{5} - \binom{48}{5}} = \frac{1081}{9236} \simeq 0, 12$$

Exercice 17: [énoncé] On a

$$P(A \mid B \cap C)P(B \mid C) = \frac{P(A \cap B \cap C)}{P(B \cap C)} \frac{P(B \cap C)}{P(C)} = P(A \cap B \mid C)$$

#### Exercice 18: [énoncé]

Notons  $A_i$  l'événement la boule obtenue lors du i-ème tirage est noire. On introduit un système complet d'événements en considérant  $B_1, \ldots, B_4$  égaux à

$$A_1 \cap A_2$$
,  $A_1 \cap \bar{A}_2$ ,  $\bar{A}_1 \cap A_2$  et  $\bar{A}_1 \cap \bar{A}_2$ 

Par la formule des probabilités totales

$$p(A_3) = \sum_{k=1}^{4} p(A_3 \mid B_k) p(B_k)$$

Il ne reste plus qu'à évaluer...

$$p(A_3 \mid B_1) = 0$$

$$p(A_3 \mid B_2) = p(A_3 \mid B_3) = 1/8 \operatorname{avec} p(B_2) = p(B_3) = 8/10 \times 2/9$$

 $_{
m et}$ 

$$p(A_3 \mid B_4) = 2/8 \text{ avec } p(B_4) = 8/10 \times 7/9$$

Au final

$$p(A_3) = \frac{2}{5} \times \frac{1}{9} + \frac{1}{5} \times \frac{7}{9} = \frac{9}{45} = \frac{1}{5}$$

C'est aussi la probabilité que la première boule tirée soit noire et par un argument de symétrie ce n'est pas si étonnant...

### Exercice 19: [énoncé]

Au premier tirage, la probabilité que la boule tirée soit blanche est

$$\frac{b}{b+r}$$

Au deuxième tirage, il faut tenir compte du résultat du précédent tirage. La probabilité que la deuxième boule tirée soit blanche sachant que la première l'était est (b+d)/(b+r+d). Si la première était rouge, on obtient b/(b+r+d). Par la formule des probabilités totales, la probabilité d'obtenir une boule blanche au deuxième tirage est

$$\frac{b+d}{b+r+d} \times \frac{b}{b+r} + \frac{b}{b+r+d} \times \frac{r}{b+r} = \frac{b}{b+r}$$

Par récurrence sur  $n \in \mathbb{N}$ , montrons que la probabilité que la boule soit blanche lors du n-ième tirage vaut toujours b/(b+r). Supposons cette propriété acquise jusqu'au rang n et étudions le résultat du n+1-ième tirage selon le nombre k de

boules blanches tirées lors des précédents tirages. Par hypothèse de récurrence, le nombre k suit une loi binomiale de taille n et de paramètre p=b/(b+r). La probabilité de tirer une boule blanche au n+1-ième tirage sachant que k boules blanches ont déjà été tirées vaut

$$\frac{b+dk}{b+r+nd}$$

Par la formule des probabilités totales, la probabilité d'obtenir une boule blanche au n+1-ième tirage vaut

$$\sum_{k=0}^{n} {n \choose k} \frac{b+dk}{b+r+nd} \left(\frac{b}{b+r}\right)^k \left(\frac{r}{b+r}\right)^{n-k}$$

On sépare la somme en deux et l'on exploite

$$k \binom{n}{k} = n \binom{n-1}{k-1}$$

pour obtenir

$$\frac{1}{b+r+nd}\left(\sum_{k=0}^{n}\binom{n}{k}b\left(\frac{b}{b+r}\right)^k\left(\frac{r}{b+r}\right)^{n-k}+\sum_{j=0}^{n-1}\binom{n-1}{j}\frac{bnd}{b+r}\left(\frac{b}{b+r}\right)^j\left(\frac{r}{b+r}\right)^{n-k}\right)^{n-k}$$

et l'on conclut à l'aide de la formule du binôme.

# Exercice 20 : [énoncé]

On a  $p_1 = 1$  et  $p_2 = p$ .

Supposons connu  $p_n$ . Selon que  $A_n$  émet la même information que  $A_1$  ou non, on a par la formule des probabilités totales

$$p_{n+1} = pp_n + (1-p)(1-p_n)$$

La suite  $(p_n)$  vérifie donc la relation de récurrence

$$p_{n+1} = (2p-1)p_n + 1 - p$$

Sachant la condition initiale  $p_1=1,$  cette suite arithmético-géométrique à pour terme général

$$p_n = \frac{1 + (2p - 1)^{n-1}}{2}$$

Si  $p \in [0, 1]$  alors |2p - 1| < 1 et donc  $p_n \to 1/2$ .

Exercice 21 : [énoncé]

P(A) = 1/2, P(B) = 1/3 et  $P(A \cap B) = P(\{6\}) = 1/6$  donc

$$P(A \cap B) = P(A) \times P(B)$$

Les évènements A et B sont bien indépendants.

Exercice 22 : [énoncé]

Puisque A est la réunion disjointe de  $A \cap B$  et  $A \cap \overline{B}$ , on a

$$P(A) = P(A \cap B) + P(A \cap \bar{B})$$

et donc

$$P(A) = P(A)P(B) + P(A \cap \bar{B})$$

puis

$$P(A \cap \bar{B}) = P(A) (1 - P(B)) = P(A)P(\bar{B})$$

Les évènements A et  $\bar{B}$  sont indépendants.

Exercice 23: [énoncé]

Si A et indépendant de lui-même et donc

$$P(A) = P(A \cap A) = P(A)^2$$

On en déduit P(A) = 0 ou 1.

Inversement, supposons P(A) = 0. Pour tout évènement B, on a  $A \cap B \subset A$  et donc  $P(A \cap B) \leq P(A) = 0$ . Ainsi

$$P(A \cap B) = 0 = P(A)P(B)$$

Supposons maintenant P(A) = 1. On a  $P(\bar{A}) = 0$  et donc  $\bar{A}$  est indépendant de tout évènement B. Par suite, A est aussi indépendant de tout évènement B.

Exercice 24: [énoncé]

Si A et B sont indépendants alors

$$P(A \cap B) = P(A)P(B)$$

donc P(A) = 0 ou P(B) = 0. La réciproque est immédiate. Exercice 25 : [énoncé]

Considérons le tirage équilibré d'un dé à six faces et considérons

$$A = \{2, 4, 6\}, B = \{1, 2\} \text{ et } C = \{2, 3\}$$

On vérifie aisément

$$P(A \cap B) = P(A)P(B)$$
 et  $P(A \cap C) = P(A)P(C)$ 

Cependant

$$P(A \cap (B \cup C)) = 1/6 \neq P(A)P(B \cup C) = 1/4$$

et

$$P(A \cap (B \cap C)) = 1/6 \neq P(A)P(B \cap C) = 1/12$$

Ainsi, A et  $B \cup C$  ne sont pas indépendants. Non plus, A et  $B \cap C$ .

Exercice 26: [énoncé]

Considérons le tirage équilibré d'un dé à six faces et considérons

$$A = \{2, 4, 6\}, B = \{1, 2, 3\} \text{ et } C = \{1, 2, 4\}$$

On vérifie aisément

$$P(A \cap (B \cup C)) = 1/3 = P(A)P(B \cup C)$$
 et  $P(A \cap (B \cap C)) = 1/6 = P(A)P(B \cap C)$ 

Cependant

$$P(A \cap B) = 1/6 \neq P(A)P(B) = 1/4$$

Exercice 27 : [énoncé]

On a

$$P(A)P(B \cup C) = P(A \cap (B \cup C)) = P((A \cap B) \cup (A \cap C))$$

et donc

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

Or

$$P(A \cap B \cap C) = P(A)P(B \cap C)$$

 $_{
m et}$ 

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

donc

$$P(A)P(B) + P(A)P(C) = P(A \cap B) + P(A \cap C)$$

Si  $P(A)P(B) > P(A \cap B)$  alors  $P(A)P(C) < P(A \cap C)$ . Or B étant indépendant de  $A \cap C$  et C de  $A \cap B$ , on obtient

$$P(B)P(A \cap C) = P(A \cap B \cap C) = P(C)P(A \cap B)$$

ce qui fournit

$$P(A)P(B)P(C) < P(A \cap B \cap C) < P(A)P(B)P(C)$$

C'est absurde. De même  $P(A)P(B) < P(A \cap B)$  est absurde et donc

$$P(A)P(B) = P(A \cap B)$$

puis

$$P(A)P(C) = P(A \cap C)$$

Aussi

$$P(A \cap B \cap C) = P(A)P(B)P(C)$$

et enfin, puisque A et  $B \cap C$  sont indépendants

$$P(A \cap B \cap C) = P(A)P(B \cap C)$$

ce qui donne

$$P(B)P(C) = P(B \cap C)$$

Exercice 28 : [énoncé]

a) Les multiples de p dans  $\{1,\ldots,n\}$  sont  $p,2p,\ldots,n.$  Il y en n/p et donc

$$P(A_p) = \frac{1}{p}$$

b) Puisque p et q sont premiers entre eux, on a

$$pq \mid k \Leftrightarrow p \mid k \text{ et } q \mid k$$

On en déduit  $A_p \cap A_q = A_{pq}$  et puisque

$$p(A_{pq}) = \frac{1}{pq}p(A_p)p(A_q)$$

on peut qualifier les évènements  $A_p$  et  $A_q$  d'indépendants. On généralise par un calcul analogue à l'indépendance de  $A_{p_1},\ldots,A_{p_r}$  car

$$A_{p_{i_1}} \cap \ldots \cap A_{p_{i_k}} = A_{p_{i_1} \ldots p_{i_k}}$$

pour toute suite finie  $1 \le i_1 < \ldots < i_k \le r$ .

c) Notons  $p_1, \ldots, p_r$  les diviseurs premiers de n. Les entiers k et n sont premiers entre eux si, et seulement si, ils n'ont pas de diviseurs premiers en communs. Ainsi

$$B = \bar{A}_{p_1} \cap \ldots \cap \bar{A}_{p_r}$$

Les événements  $\bar{A}_{p_1}, \dots, \bar{A}_{p_r}$  étant indépendants (car leurs contraires le sont)

$$P(B) = \prod_{k=1}^{r} P(\bar{A}_{p_k}) = \prod_{k=1}^{r} \left(1 - \frac{1}{p_k}\right)$$

Ce résultat est une façon « originale »d'obtenir la valeur de la fonction indicatrice d'Euler.

Exercice 29 : [énoncé]

On étudie

$$P\left(\bigcap_{i=1}^{n} \overline{A_i}\right)$$

Par indépendances des  $\overline{A_i}$ , on a

$$P\left(\bigcap_{i=1}^{n} \overline{A_i}\right) = \prod_{i=1}^{n} \left[1 - P(A_i)\right]$$

Or  $1 - x \leq e^{-x}$  pour tout  $x \in \mathbb{R}$  donc

$$P\left(\bigcap_{i=1}^{n} \overline{A_i}\right) \leqslant \prod_{i=1}^{n} e^{-P(A_i)} = \exp\left(-\sum_{i=1}^{n} P(A_i)\right)$$

Exercice 30 : [énoncé]

Notons  $\Omega$  la population, M le sous-ensemble constitué des individus malades et T celui constitué des individus rendant le test positif. On a

$$P(M) = 10^{-4}$$
,  $P(T \mid M) = 0.99$  et  $P(T \mid \overline{M}) = 10^{-3}$ 

Par la formule des probabilités totales

$$P(T) = P(T \mid M)P(M) + P(T \mid \bar{M})P(\bar{M})$$

puis par la formule de Bayes

$$P(M \mid T) = \frac{P(M \cap T)}{P(T)} = \frac{P(T \mid M)P(M)}{P(T)}$$

ce qui numériquement donne 9 %.

La personne n'a en fait qu'environ une chance sur 10 d'être malade alors que le test est positif! Cela s'explique aisément car la population de malade est de  $1/10\,000$  et celle des personnes saines faussement positives est de l'ordre de  $1/1\,000$ .

### Exercice 31 : [énoncé]

a) Notons D l'évènement le dé tiré est équilibré et A l'évènement : on a obtenu un « six »

$$P(D) = P(\bar{D}) = 1/2, P(A \mid D) = 1/6 \text{ et } P(A \mid \bar{D}) = 1/2$$

Par la formule de Bayes

$$P(D \mid A) = \frac{P(A \mid D)P(D)}{P(A)}$$

avec par la formule des probabilités totales

$$P(A) = P(A \mid D)P(D) + P(A \mid \bar{D})P(\bar{D})$$

On obtient

$$P(D \mid A) = \frac{1}{4}$$

b) Notons B l'évènement : on a obtenu un «  $\,$  cinq  $\,$  »Par des calculs analogues aux précédents

$$P(D \mid B) = \frac{\frac{\frac{1}{6} \times \frac{1}{2}}{\frac{1}{12} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{10}} = \frac{5}{8}$$