

Corrections

Exercice 1 : [énoncé]

$\Omega' = \Omega \cap \Omega'$ avec $\Omega \in \mathcal{T}$ donc $\Omega' \in \mathcal{T}'$.

Soit $B \in \mathcal{T}'$. On peut écrire $B = A \cap \Omega'$ avec $A \in \mathcal{T}$ et alors $\Omega' \setminus B = \bar{A} \cap \Omega'$ avec $\bar{A} \in \mathcal{T}$. Ainsi le complémentaire de B dans Ω' est élément de \mathcal{T}' .

Soit (B_n) une suite d'éléments de \mathcal{T}' . On peut écrire $B_n = A_n \cap \Omega'$ avec $A_n \in \mathcal{T}$ et alors

$$\bigcup_{n=0}^{+\infty} B_n = \left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n \right) \cap \Omega' \text{ avec } \bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n \in \mathcal{T}.$$

Ainsi

$$\bigcup_{n=0}^{+\infty} B_n \in \mathcal{T}'.$$

Exercice 2 : [énoncé]

$\Omega = f^{-1}(\Omega')$ avec $\Omega' \in \mathcal{T}'$ donc

$$\Omega \in \mathcal{T}.$$

Soit $A \in \mathcal{T}$. Il existe $A' \in \mathcal{T}'$ tel que $A = f^{-1}(A')$. On a alors

$$\bar{A} = f^{-1}(\bar{A}') \text{ avec } \bar{A}' \in \mathcal{T}'$$

donc

$$\bar{A} \in \mathcal{T}'.$$

Soit $(A_n)_{n \in \mathbb{N}} \in \mathcal{T}^{\mathbb{N}}$. Il existe $(A'_n)_{n \in \mathbb{N}} \in \mathcal{T}'^{\mathbb{N}}$ telle que

$$\forall n \in \mathbb{N}, A_n = f^{-1}(A'_n).$$

Or

$$\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n = f^{-1} \left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} A'_n \right) \text{ avec } \bigcup_{n=0}^{+\infty} A'_n \in \mathcal{T}'$$

donc

$$\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n \in \mathcal{T}.$$

Exercice 3 : [énoncé]

(a) Ω appartient à toutes les tribus \mathcal{T}_i donc aussi à \mathcal{T} .

Soit $A \in \mathcal{T}$. La partie A appartient à toutes les tribus \mathcal{T}_i donc \bar{A} aussi et par conséquent $\bar{A} \in \mathcal{T}$.

Soit $(A_n) \in \mathcal{T}^{\mathbb{N}}$. Pour tout $i \in I$, $(A_n) \in (\mathcal{T}_i)^{\mathbb{N}}$ donc $\bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n \in \mathcal{T}_i$ puis $\bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n \in \mathcal{T}$.

Finalement, \mathcal{T} s'avère bien un tribu.

(b) Par ce qui précède, on peut déjà affirmer que \mathcal{T} est une tribu.

Pour toute partie A éléments de \mathcal{S} , on a $A \in \mathcal{T}_i$ pour tout $i \in I$ et donc $A \in \mathcal{T}$.

Ainsi, \mathcal{T} est une tribu contenant les éléments de \mathcal{S} .

Enfin, si \mathcal{T}' est une autre tribu contenant les éléments de \mathcal{S} , celle-ci figure dans la famille $(\mathcal{T}_i)_{i \in I}$ et donc

$$\mathcal{T} = \bigcap_{i \in I} \mathcal{T}_i \subset \mathcal{T}'.$$

Exercice 4 : [énoncé]

(a) Pour tout $p \in \mathbb{N}$, $\bigcap_{n \geq p} A_n$ est un événement car intersection dénombrable d'événements. On en déduit que A est un événement par union dénombrable d'événements.

L'événement A sera réalisé si, et seulement si, $\bigcap_{n \geq p} A_n$ est réalisé pour un certain p . Cela signifie que les événements de la suite (A_n) sont réalisés à partir d'un certain rang (ou encore que seul un nombre fini de A_n ne sont pas réalisés).

(b) A' est un événement par des arguments analogues aux précédents.

La non réalisation de A' signifie la réalisation de

$$\bar{A}' = \bigcup_{p \in \mathbb{N}} \bigcap_{n \geq p} \bar{A}_n$$

ce qui revient à signifier que seul un nombre fini de A_n sont réalisés.

Par négation, la réalisation de A' signifie qu'une infinité de A_n sont réalisés.

Exercice 5 : [énoncé]

(a) Considérons l'application $\varphi: \Omega \rightarrow \mathbb{N}$ qui envoie ω sur l'unique $n \in \mathbb{N}$ tel que $\omega \in A_n$.

Pour chaque $T \subset \mathbb{N}$, on a $\varphi^{-1}(T) = \bigcup_{n \in T} A_n$ et donc \mathcal{A} se comprend comme l'image réciproque de la tribu $\wp(\mathbb{N})$ par l'application φ . C'est donc bien une tribu.

- (b) Soit \mathcal{A} une tribu sur l'ensemble dénombrable Ω . On définit une relation d'équivalence \mathcal{R} sur Ω en affirmant que deux éléments ω et ω' sont en relation si, et seulement si,

$$\forall A \in \mathcal{A}, \omega \in A \iff \omega' \in A.$$

Les classes d'équivalence de la relation \mathcal{R} constituent une partition de Ω et puisque l'ensemble Ω est dénombrable, ces classes d'équivalence sont au plus dénombrables.

Par construction

$$\forall A \in \mathcal{A}, \omega \in A \implies Cl(\omega) \subset A.$$

Aussi, si $\omega' \notin Cl(\omega)$ alors il existe $A \in \mathcal{A}$ tel que

$$(\omega \in A \text{ et } \omega' \notin A) \text{ ou } (\omega \notin A \text{ et } \omega' \in A).$$

Quitte à considérer \bar{A} , on peut supposer $\omega \in A$ et $\omega' \notin A$ et l'on note $A_{\omega'}$ cet ensemble.

On a alors

$$Cl(\omega) = \bigcap_{\omega' \notin Cl(\omega)} A_{\omega'} \in \mathcal{A}.$$

En effet :

- l'intersection est élément de \mathcal{A} car il s'agit d'une intersection au plus dénombrable ;
- la classe est incluse dans l'intersection car ω est élément de cette intersection ;
- si un élément ω' n'est pas dans la classe, il n'est pas non plus dans l'ensemble $A_{\omega'}$ figurant dans l'intersection.

De plus, les éléments A de la tribu \mathcal{A} se décrivent sous la forme

$$A = \bigcup_{\omega \in A} Cl(\omega).$$

S'il n'y a qu'un nombre fini de classe d'équivalence, la tribu \mathcal{A} est de cardinal fini ce que les hypothèses excluent. Les classes d'équivalences sont donc en nombre dénombrables, on peut les décrire par une suite $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$ vérifiant les hypothèses du sujet et les éléments de la tribu \mathcal{A} apparaissent comme ceux de la forme

$$\bigcup_{n \in T} A_n \text{ avec } T \in \wp(\mathbb{N}).$$

- (c) L'ensemble $\wp(\mathbb{N})$ n'étant pas dénombrable, ce qui précède assure l'inexistence de tribus dénombrables.

Exercice 6 : [énoncé]

- (a) $\bar{\Omega} = \emptyset$ donc $\bar{\Omega}$ est dénombrable et $\Omega \in \mathcal{T}$.

\mathcal{T} est évidemment stable par passage au complémentaire.

Soit $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite d'éléments de \mathcal{T} .

Cas 1 : Tous les A_n sont dénombrables

La réunion $\bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n$ est dénombrable en tant qu'union dénombrable de parties dénombrables.

Cas 2 : L'un des A_n n'est pas dénombrable.

Posons A_{n_0} ce vilain canard. On a nécessairement $\overline{A_{n_0}}$ dénombrable.

Or

$$\bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n \subset \bigcap_{n \in \mathbb{N}} \overline{A_n} \subset \overline{A_{n_0}}$$

donc $\overline{\bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n}$ est dénombrable car inclus dans une partie qui l'est.

Dans les deux cas, l'union des $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est élément de \mathcal{T} .

- (b) \mathcal{T} est une tribu contenant tous les $\{\omega\}$ pour ω parcourant Ω .

Soit \mathcal{A} une tribu contenant tous les $\{\omega\}$ pour ω parcourant Ω .

Les parties dénombrables de Ω peuvent se percevoir comme réunion dénombrable de leurs éléments et sont donc éléments de la tribu \mathcal{A} .

Les parties dont le complémentaire est dénombrables sont alors aussi éléments de la tribu \mathcal{A} .

On en déduit que $\mathcal{T} \subset \mathcal{A}$.

- (c) Si Ω est dénombrable alors toute partie de Ω peut s'écrire comme réunion dénombrable de parties $\{\omega\}$ et est donc élément de \mathcal{T} . On en déduit $\wp(\Omega) = \mathcal{T}$.

Exercice 7 : [énoncé]

On a $\Omega = f^{-1}(f(\Omega))$ donc $\Omega \in \mathcal{T}$.

Soit $A \in \mathcal{T}$. Vérifions $\bar{A} \in \mathcal{T}$ i.e. $\bar{A} = f^{-1}(f(\bar{A}))$.

L'inclusion directe est toujours vraie. Inversement, soit $x \in f^{-1}(f(\bar{A}))$. Il existe $y \in \bar{A}$ tel que $f(x) = f(y)$. Si par l'absurde $x \in A$ alors $y \in f^{-1}(f(A)) = A$. Ceci étant exclu, $x \in \bar{A}$ et donc $f^{-1}(f(\bar{A})) \subset \bar{A}$ puis égal.

Soit $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite d'éléments de \mathcal{T} .

On a

$$f\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n\right) = \bigcup_{n=0}^{+\infty} f(A_n)$$

puis

$$f^{-1}\left(f\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n\right)\right) = \bigcup_{n=0}^{+\infty} f^{-1}(f(A_n)) = \bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n.$$

On peut donc conclure

$$\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n \in \mathcal{T}.$$

Exercice 8 : [énoncé]

On a $P(\mathbb{N}) = 1$ et $\mathbb{N} = \bigcup_{n \in \mathbb{N}} \{n\}$. Par σ -additivité d'une probabilité

$$\sum_{n=0}^{+\infty} P(\{n\}) = 1.$$

Puisque cette série converge, son terme général tend vers 0.

Par considération de reste de série convergente, on a aussi

$$P(\{k\} | k \geq n) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0.$$

Exercice 9 : [énoncé]

Analyse : Si P est solution alors $P(\mathbb{N}) = 1$ et donc $\lambda a_0 = 1$. On en déduit $\lambda = 1/a_0$.

De plus,

$$P(\{n\}) = P(\{n, n+1, \dots\}) - P(\{n+1, n+2, \dots\}) = \frac{a_n - a_{n+1}}{a_0}$$

ce qui détermine P .

Synthèse : Posons

$$p_n = \frac{a_n - a_{n+1}}{a_0}.$$

Les p_n sont des réels positifs car la suite $(a_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est décroissante. De plus

$$\sum_{n=0}^{+\infty} p_n = \frac{1}{a_0} \sum_{n=0}^{+\infty} (a_n - a_{n+1}) = 1$$

car la suite $(a_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est de limite nulle. Il existe donc une probabilité P sur \mathbb{N} vérifiant

$$P(\{n\}) = p_n$$

et alors, par continuité croissante

$$P(\{n, n+1, \dots\}) = \sum_{k=n}^{+\infty} p_k = \frac{a_n}{a_0}.$$

Exercice 10 : [énoncé]

(a) On vérifie par les éléments l'inclusion

$$A \Delta C \subset (A \Delta B) \cup (B \Delta C)$$

et donc

$$P(A \Delta C) \leq P(A \Delta B) + P(B \Delta C).$$

(b) On a

$$P(A) = P(A \Delta \emptyset) \leq P(A \Delta B) + P(B \Delta \emptyset) = P(A \Delta B) + P(B)$$

donc

$$P(A) - P(B) \leq P(A \Delta B).$$

Un raisonnement symétrique fournit aussi

$$P(B) - P(A) \leq P(A \Delta B).$$

Exercice 11 : [énoncé]

(a) $a_1 = 0$ et $a_2 = p^2$ et $a_3 = (1-p)p^2$.

(b) Considérons les résultats des deux premiers lancers :

$$PP, PF, FP \text{ et } FF$$

et le système complet d'événements

$$PP, PF \text{ et } F = FP \cup FF.$$

Par translation du problème

$$P(A_{n+2} | PF) = P(A_n) \text{ et } P(A_{n+2} | F) = P(A_{n+1})$$

et

$$P(A_{n+2} | PP) = 0.$$

Par la formule des probabilités totales

$$a_{n+2} = 0 \times p^2 + a_n \times p(1-p) + a_{n+1}(1-p)$$

soit encore

$$a_{n+2} = (1-p)a_{n+1} + p(1-p)a_n.$$

(c) Posons $S = \sum_{n=1}^{+\infty} a_n$. En sommant les relations précédentes, on obtient

$$S - (a_1 + a_2) = (1 - p)(S - a_1) + p(1 - p)S.$$

On en tire $S = 1$ et donc il est quasi-certain que deux piles consécutifs apparaissent.

(d) Il s'agit de calculer (sous réserve de convergence)

$$\mu = \sum_{n=1}^{+\infty} na_n.$$

On exploite la relation

$$(n + 2)a_{n+2} = (1 - p)(n + 2)a_{n+1} + p(1 - p)(n + 2)a_n$$

et on somme

$$\mu - 2a_2 - a_1 = (1 - p)((\mu - a_1) + (S - a_1)) + p(1 - p)(\mu + 2S).$$

On en tire

$$\mu = \frac{1 + p}{p^2}.$$

Il ne reste plus qu'à établir la convergence de la série définissant μ . Puisque (a_n) est une suite récurrente linéaire double, son terme général est combinaison linéaire de suite géométrique de limite nulle car $a_n \rightarrow 0$. La série des na_n est alors convergente par argument de croissance comparée.

Exercice 12 : [énoncé]

Notons A_n l'événement de probabilité p_n :

« la famille a n enfants ».

Les événements A_n constituent un système complet.

On veut ici calculer la probabilité de l'événement B : « la famille a au moins 1 fille » On peut plus facilement calculer la probabilité de l'événement contraire $C = \overline{B}$: « la famille n'a que des garçons » Par la formule des probabilités totales

$$P(C) = \sum_{n=0}^{+\infty} P_{A_n}(C)P(A_n).$$

Or $P_{A_n}(C)$ est la probabilité qu'une famille à n enfants n'a que des garçons et donc

$$P_{A_n}(C) = \frac{1}{2^n}.$$

On obtient alors

$$P(C) = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{(\lambda/2)^n}{n!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda/2}.$$

On conclut

$$P(B) = 1 - e^{-\lambda/2} \simeq 0,632.$$

Exercice 13 : [énoncé]

(a) Notons S_n l'événement « L'expérience au rang n est un succès ». On sait

$$P(S_n) = P(\overline{S_n}) = \frac{1}{2}.$$

On peut exprimer simplement ¹ B_2, B_3 et B_4 en fonctions des événements S_n :

$$B_2 = S_1 \cap S_2, \quad B_3 = \overline{S_1} \cap S_2 \cap S_3 \quad \text{et} \quad B_4 = \overline{S_2} \cap S_3 \cap S_4.$$

Par indépendance des résultats des différentes expériences

$$p_2 = \frac{1}{4}, \quad p_3 = \frac{1}{8} \quad \text{et} \quad p_4 = \frac{1}{8}.$$

(b) L'événement A_n est la réunion des B_k pour k allant de 2 à n et ces derniers sont deux à deux incompatibles. Par additivité, on a donc

$$P(A_n) = P\left(\bigcup_{k=2}^n B_k\right) = \sum_{k=2}^n P(B_k) = \sum_{k=1}^n p_k \quad \text{car} \quad p_1 = 0.$$

Étudions ensuite $P(B_{n+3})$.

On exprime B_{n+3} comme intersection d'événements indépendants.

L'événement B_{n+3} signifie que deux succès consécutifs sont rencontrés aux rangs $n + 2$ et $n + 3$ et que cette situation n'a pas été rencontrée précédemment :

$$B_{n+3} = S_{n+2} \cap S_{n+3} \cap \overline{A_{n+2}}.$$

Cependant, si l'expérience a réussi au rang $n + 2$ mais qu'on n'a pas rencontré deux succès consécutifs avant ce rang, c'est qu'elle a échoué au rang $n + 1$. Ainsi, $S_{n+2} \cap \overline{A_{n+2}} \subset \overline{S_{n+1}}$ et donc

$$S_{n+2} \cap \overline{A_{n+2}} = \overline{S_{n+1}} \cap S_{n+2} \cap \overline{A_{n+2}}.$$

1. L'expression de B_5 est plus complexe : $B_5 = \overline{S_3} \cap S_4 \cap S_5 \cap \overline{S_1} \cap \overline{S_2}$.

Aussi, sachant que l'expérience a échoué au rang $n + 1$, affirmer qu'il n'y a pas eu deux succès consécutifs avant le rang $n + 2$ revient à signifier qu'on n'a pas rencontré deux succès consécutifs avant le rang n :

$$\overline{S_{n+1}} \cap \overline{A_{n+2}} = \overline{S_{n+1}} \cap \overline{A_n}.$$

Ainsi, on a l'égalité

$$B_{n+3} = \overline{S_{n+1}} \cap S_{n+2} \cap S_{n+3} \cap \overline{A_n}.$$

Enfin, les différentes expériences étant indépendantes et l'événement A_n n'étant que fonctions des événements S_1, \dots, S_n , les événements de l'intersection précédentes sont indépendants ce qui donne

$$p_{n+3} = P(B_{n+3}) = P(\overline{S_{n+1}})P(S_{n+2})P(S_{n+3})P(\overline{A_n}) = \frac{1}{8} \left(1 - \sum_{k=1}^n p_k \right).$$

(c) L'égalité précédente démontrée pour $n \geq 2$ est aussi vraie pour $n = 1$. Pour $n \geq 2$, on peut alors écrire à la fois

$$p_{n+3} = \frac{1}{8} \left(1 - \sum_{k=1}^n p_k \right) \quad \text{et} \quad p_{n+2} = \frac{1}{8} \left(1 - \sum_{k=1}^{n-1} p_k \right).$$

Par différence, on obtient $p_{n+3} - p_{n+2} = -\frac{1}{8}p_n$ et cette égalité est encore vraie pour $n = 1$.

(d) $(p_n)_{n \geq 1}$ est une suite récurrente linéaire d'ordre 3 : l'expression de son terme général se déduit du calcul des puissances d'une matrice traduisant la relation de récurrence.

Pour $n \geq 1$, introduisons X_n la colonne de coefficients p_n, p_{n+1} et p_{n+2} . On a

$$X_{n+1} = AX_n \quad \text{avec} \quad A = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ -\frac{1}{8} & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

Par récurrence, on obtient $X_n = A^{n-1}X_1$ pour tout $n \geq 1$. Afin de calculer la puissance de A , on étudie la réduction de cette matrice. Son polynôme caractéristique est

$$\chi_A = X^3 - X^2 + \frac{1}{8} = \left(X - \frac{1}{2} \right) \left(X^2 - \frac{1}{2}X - \frac{1}{4} \right)$$

de racines distinctes :

$$\alpha = \frac{1}{2}, \quad \beta = \frac{1 + \sqrt{5}}{4} \quad \text{et} \quad \gamma = \frac{1 - \sqrt{5}}{4}.$$

Pour λ valeur propre de A , l'espace propre associé est engendré par la colonne ${}^t(1 \quad \lambda \quad \lambda^2)$ et on peut donc écrire

$$A = PDP^{-1} \quad \text{avec} \quad P = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ \alpha & \beta & \gamma \\ \alpha^2 & \beta^2 & \gamma^2 \end{pmatrix} \quad \text{et} \quad D = \begin{pmatrix} \alpha & 0 & 0 \\ 0 & \beta & 0 \\ 0 & 0 & \gamma \end{pmatrix}.$$

Après calculs, on obtient

$$P^{-1} = \frac{1}{(\beta - \alpha)(\gamma - \alpha)(\gamma - \beta)} \begin{pmatrix} \beta\gamma(\gamma - \beta) & -(\beta + \gamma)(\gamma - \beta) & \gamma - \beta \\ -\alpha\gamma(\gamma - \alpha) & (\alpha + \gamma)(\gamma - \alpha) & \gamma - \alpha \\ \beta\alpha(\beta - \alpha) & -(\beta + \alpha)(\beta - \alpha) & \beta - \alpha \end{pmatrix}$$

soit

$$P^{-1} = \begin{pmatrix} 1 & 2 & -4 \\ -\frac{1}{\sqrt{5}} & \frac{1}{\sqrt{5}} - 1 & \frac{2}{\sqrt{5}} + 2 \\ \frac{1}{\sqrt{5}} & -\frac{1}{\sqrt{5}} - 1 & -\frac{2}{\sqrt{5}} + 2 \end{pmatrix}.$$

Enfin, l'égalité $A^{n-1} = PD^{n-1}P^{-1}$ permet de conclure :

$$p_n = \frac{1}{2\sqrt{5}} \left(\left(\frac{1 + \sqrt{5}}{4} \right)^{n-1} - \left(\frac{1 - \sqrt{5}}{4} \right)^{n-1} \right) \quad \text{pour tout } n \geq 1.$$

Exercice 14 : [énoncé]

(a) Notons A_n l'évènement

« les n premières boules tirées sont rouges ».

On a $P(A_0) = 1$ et

$$P(A_n | A_{n-1}) = \frac{2n-1}{2n}$$

car si A_{n-1} a lieu, l'urne est composée d'une boule blanche et de $2n - 1$ boules rouges lors du n -ième tirage.

Par probabilités composées

$$P(A_n) = \prod_{k=1}^n \frac{2k-1}{2k} = \frac{(2n)!}{2^{2n}(n!)^2}.$$

(b) En vertu de la formule de Stirling

$$P(A_n) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{\sqrt{\pi n}} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0.$$

Par continuité décroissante

$$P\left(\bigcap_{n=0}^{+\infty} A_n\right) = 0.$$

(c) Dans ce nouveau modèle

$$P(A_n) = \prod_{k=1}^n \frac{3k-2}{3k-1}$$

et donc

$$\ln P(A_n) = \sum_{k=1}^n \ln\left(1 - \frac{1}{3k-1}\right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} -\infty$$

car $\sum \ln(1 - 1/(3k-1))$ est une série à termes négatifs divergente. À nouveau l'on obtient

$$P\left(\bigcap_{n=0}^{+\infty} A_n\right) = 0.$$

Exercice 15 : [\[énoncé\]](#)

(a) Notons Lu, Ma, Me, Je, Ve les événements correspondant à la perte des notes de cours les jours correspondants. On a

$$P(Lu) = p, P(Ma|\overline{Lu}) = p, P(Me|\overline{Lu} \cap \overline{Ma}) = p, \dots$$

et donc

$$P(Ma \cap \overline{Lu}) = P(Ma|\overline{Lu})P(\overline{Lu}) = p(1-p).$$

Puisque $Lu \cup Ma$ est la réunion disjointes de Lu et $Ma \cap \overline{Lu}$, on a

$$P(Lu \cup Ma) = p + p(1-p).$$

Aussi

$$P(Me \cap \overline{Lu} \cap \overline{Ma}) = P(Me|\overline{Lu} \cap \overline{Ma})P(\overline{Lu} \cap \overline{Ma})$$

avec

$$P(\overline{Lu} \cap \overline{Ma}) = 1 - P(Lu \cup Ma) = 1 - p - p(1-p) = (1-p)^2$$

puis

$$P(Me \cap \overline{Lu} \cap \overline{Ma}) = p(1-p)^2 \text{ et } P(Lu \cup Ma \cup Me) = p + p(1-p) + p(1-p)^2.$$

Etc

Finalement

$$P(Lu \cup \dots \cup Ve) = p + p(1-p) + \dots + p(1-p)^4 = 1 - (1-p)^5$$

et

$$P(Lu | Lu \cup \dots \cup Ve) = \frac{p}{1 - (1-p)^5}.$$

(b) On a aussi

$$P(Ma | Lu \cup \dots \cup Ve) = \frac{p(1-p)}{1 - (1-p)^5},$$

$$P(Me | Lu \cup \dots \cup Ve) = \frac{p(1-p)^2}{1 - (1-p)^5}, \dots$$

Le jour le plus probable où la perte eu lieu est le premier jour de la semaine.

Exercice 16 : [\[énoncé\]](#)

(a) Notons A_i l'évènement

« le sachet est produit dans l'entreprise d'indice i ».

Notons B_1 l'évènement

« la première langue de belle-mère choisie dans le sachet est fonctionnelle »

Puisque les entreprises produisent en proportion égale

$$P(A_1) = P(A_2) = 1/2$$

et par la formule des probabilités totales

$$P(\overline{B_1}) = P(\overline{B_1} | A_1)P(A_1) + P(\overline{B_1} | A_2)P(A_2) = \frac{p_1 + p_2}{2}$$

puis

$$P(B_1) = \frac{(1-p_1) + (1-p_2)}{2}.$$

Notons B_2 l'évènement « la deuxième langue de belle-mère choisie dans le sachet est fonctionnelle » On veut calculer

$$P(B_2 | B_1) = \frac{P(B_1 \cap B_2)}{P(B_1)}.$$

Par la formule des probabilités totales

$$P(B_1 \cap B_2) = P(B_1 \cap B_2 | A_1)P(A_1) + P(B_1 \cap B_2 | A_2)P(A_2).$$

On peut supposer l'indépendance des défauts à l'intérieur d'une même usine et l'on obtient

$$P(B_1 \cap B_2) = \frac{(1 - p_1)^2 + (1 - p_2)^2}{2}.$$

On en déduit

$$P(B_2 | B_1) = \frac{(1 - p_1)^2 + (1 - p_2)^2}{(1 - p_1) + (1 - p_2)}.$$

(b) Pour $0 \leq k \leq n$, notons C_k l'évènement

« le sachet contient k articles fonctionnels ».

On veut mesurer

$$P(C_k | B_1) = \frac{P(C_k \cap B_1)}{P(B_1)}.$$

Pour $k = 0$, cette probabilité est nulle car $C_0 \cap B_1 = \emptyset$.

Pour $k \in \llbracket 1; n - 1 \rrbracket$

$$C_k \cap B_1 = B_1 \cap D_{k-1}$$

avec D_{k-1} l'évènement

« en dehors du premier article, le sachet contient $k - 1$ articles fonctionnels ».

On peut mesurer la probabilité de ces évènements dès que l'on connaît l'usine de production

$$P(B_1 \cap D_{k-1} | A_i) = (1 - p_i) \binom{n-1}{k-1} (1 - p_i)^{k-1} p_i^{n-k}.$$

Par probabilités totales

$$P(B_1 \cap D_{k-1}) = \frac{1}{2} \binom{n-1}{k-1} ((1 - p_1)^k p_1^{n-k} + (1 - p_2)^k p_2^{n-k})$$

et enfin

$$P(C_k | B_1) = \frac{\binom{n-1}{k-1} ((1 - p_1)^k p_1^{n-k} + (1 - p_2)^k p_2^{n-k})}{(1 - p_1) + (1 - p_2)}.$$

Exercice 17 : [\[énoncé\]](#)

- (a) La somme des p_n pour $n \in \mathbb{N}$ doit valoir 1. On en déduit $a = e^{-2}$.
 (b) Par évènement contraire, il suffit de calculer la probabilité que la famille soit uniquement constituée de filles. On introduit les évènements

$A_n = \llcorner$ La famille comporte n enfants \llcorner

$B = \llcorner$ La famille ne comporte que des filles \llcorner .

La famille $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$ constitue un système complet d'évènements. Par la formule des probabilités totales

$$P(B) = \sum_{n \in \mathbb{N}} P(B | A_n)P(A_n) = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{1}{2^n} p_n = \frac{1}{e}.$$

On en déduit la probabilité demandée

$$P(\overline{B}) = 1 - \frac{1}{e}.$$

(c) Introduisons l'évènement

$G_1 = \llcorner$ La famille comporte un garçon \llcorner .

On connaît

$$P(G_1 | A_2) = \frac{1}{2}$$

et

$$P(G_1) = \sum_{n=0}^{+\infty} P(G_1 | A_n)P(A_n) = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{n}{2^n} p_n = \frac{1}{e}.$$

Par la formule de Bayes

$$P(A_2 | G_1) = \frac{P(G_1 | A_2)P(A_2)}{P(G_1)} = \frac{1}{e}.$$

Exercice 18 : [\[énoncé\]](#)

(a) Un calcul facile fournit

$$P(A \cap B) = P(A)P(B) \implies P(A \cap \overline{B}) = P(A)P(\overline{B}).$$

Il est alors immédiat de vérifier que

A_1, \dots, A_n mutuellement indépendants $\implies A_1, \dots, \overline{A_i}, \dots, A_n$ mutuellement indépendants

En enchaînant les négations, on obtiendra

$$A_1, \dots, A_n \text{ mutuellement indépendants} \implies \widetilde{A}_1, \dots, \widetilde{A}_n.$$

(b) C'est immédiat puisque l'indépendance mutuelle d'une famille infinie se ramène à celle des sous-familles finies.

Exercice 19 : [énoncé]

On étudie

$$P\left(\bigcap_{n=0}^{+\infty} \overline{A_n}\right) = \lim_{N \rightarrow +\infty} P\left(\bigcap_{n=0}^N \overline{A_n}\right).$$

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

$$P\left(\bigcap_{n=0}^N \overline{A_n}\right) = \prod_{n=0}^N (1 - P(A_n)).$$

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

$$P\left(\bigcap_{n=0}^N \overline{A_n}\right) \leq \prod_{n=0}^N e^{-P(A_n)} = \exp\left(-\sum_{n=0}^N P(A_n)\right).$$

À la limite quand $N \rightarrow +\infty$

$$P\left(\bigcap_{n=0}^{+\infty} \overline{A_n}\right) \leq \exp\left(-\sum_{n=0}^{+\infty} P(A_n)\right)$$

où l'on comprend l'exponentielle nulle si la série des $P(A_n)$ diverge.

Exercice 20 : [énoncé]

(a) On a

$$\overline{\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n} = \bigcap_{n=0}^{+\infty} \overline{A_n}.$$

Par continuité décroissante

$$P\left(\bigcap_{n=0}^{+\infty} \overline{A_n}\right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\bigcap_{k=0}^n \overline{A_k}\right).$$

Enfin, par mutuelle indépendance

$$P\left(\bigcap_{k=0}^n \overline{A_k}\right) = \prod_{k=0}^n P(\overline{A_k}).$$

La relation demandée est dès lors immédiate.

(b) (i) \implies (ii) Supposons (i). On a

$$\prod_{k=0}^n P(\overline{A_k}) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$$

et donc

$$\sum_{k=0}^n \ln(P(\overline{A_k})) = \ln\left(\prod_{k=0}^n P(\overline{A_k})\right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} -\infty.$$

Ainsi, la série $\sum \ln(P(\overline{A_n}))$ est divergente.

(ii) \implies (i) Inversement, si la série $\sum \ln(P(\overline{A_n}))$ diverge, puisque les termes sommés sont positifs, ses sommes partielles tendent vers $-\infty$. On peut alors suivre la démonstration précédente à rebours et conclure (i).

(ii) \implies (iii) Supposons (ii).

Si $(P(A_n))_{n \in \mathbb{N}}$ ne tend pas vers 0 alors la série $\sum P(A_n)$ diverge grossièrement.

Si en revanche $(P(A_n))_{n \in \mathbb{N}}$ tend vers 0 alors

$$\ln(P(\overline{A_n})) = \ln(1 - P(A_n)) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} -P(A_n)$$

et à nouveau la série $\sum P(A_n)$ diverge, cette fois-ci par équivalence de séries à termes de signe constant.

(iii) \implies (ii) Supposons (iii).

Il suffit de reprendre le raisonnement précédent en constatant

$$\ln(P(\overline{A_n})) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0 \iff P(A_n) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0.$$

Exercice 21 : [énoncé]

(a) La famille définit une loi de probabilité si elle est formée de réels positifs, qu'elle est sommable et de somme égale à 1. Ceci a lieu si, et seulement si, $\lambda = 1/\zeta(s)$.

(b) Soit $m \in \mathbb{N}^*$ et p_1, \dots, p_m des nombres premiers deux à deux distincts.

$$A_{p_1} \cap \dots \cap A_{p_m} = \{n \in \mathbb{N}^* \mid \forall k \in \llbracket 1; m \rrbracket, p_k \mid n\}.$$

Les p_k étant des nombres premiers deux à deux distincts, on a la propriété arithmétique

$$(\forall k \in \llbracket 1; m \rrbracket, p_k \mid n) \iff p_1 \dots p_m \mid n$$

et donc

$$A_{p_1} \cap \dots \cap A_{p_m} = A_{p_1 \dots p_m}.$$

Il reste à calculer les probabilités des événements A_p .

$$P(A_p) = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{\lambda}{(pk)^s} = \frac{\lambda}{p^s} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k^s} = \frac{1}{p^s}.$$

L'égalité $(p_1 \dots p_m)^s = p_1^s \dots p_m^s$ donne alors immédiatement

$$P(A_{p_1} \cap \dots \cap A_{p_m}) = P(A_{p_1 \dots p_m}) = \frac{1}{(p_1 \dots p_m)^s} = P(A_{p_1}) \times \dots \times P(A_{p_m}).$$

On peut conclure que les événements A_p pour p parcourant \mathcal{P} sont mutuellement indépendants.

(c) On a

$$\{1\} = \bigcap_{p \in \mathcal{P}} \overline{A_p}$$

car tout entier naturel supérieur à 2 est divisible par un nombre premier. Énumérons les nombres premiers : $p_1 = 2$, $p_2 = 3$, $p_3 = 5$, etc. On peut écrire par continuité décroissante et indépendance

$$P(\{1\}) = \lim_{N \rightarrow +\infty} P\left(\bigcap_{k=1}^N \overline{A_{p_k}}\right) = \lim_{N \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^N P(\overline{A_{p_k}}) = \lim_{N \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^N \left(1 - \frac{1}{p_k^s}\right).$$

Or $P(\{1\}) = \lambda$ et donc

$$\lambda = \lim_{N \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^N \left(1 - \frac{1}{p_k^s}\right).$$

Après passage à l'inverse, ceci fournit la relation demandée sous réserve de comprendre

$$\prod_{p \in \mathcal{P}} \left(1 - \frac{1}{p^s}\right) \stackrel{\text{d'ef}}{=} \lim_{N \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^N \left(1 - \frac{1}{p_k^s}\right).$$

(d) Par l'absurde, supposons la famille $(1/p)_{p \in \mathcal{P}}$ sommable. On a

$$\ln\left(\prod_{k=1}^N \left(\frac{1}{1 - p_k^{-1}}\right)\right) = -\sum_{k=1}^N \ln\left(1 - \frac{1}{p_k}\right).$$

Or

$$-\ln\left(1 - \frac{1}{p_k}\right) \underset{k \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{p_k}$$

est terme général d'une série convergente et on peut donc introduire

$$M = \lim_{N \rightarrow +\infty} \prod_{k=1}^N \left(\frac{1}{1 - p_k^{-1}}\right).$$

Aussi, pour tout $s > 1$,

$$\prod_{k=1}^N \left(\frac{1}{1 - p_k^{-s}}\right) \leq \prod_{k=1}^N \left(\frac{1}{1 - p_k^{-1}}\right)$$

et donc, lorsque N tend vers l'infini,

$$\zeta(s) \leq M.$$

Ceci est absurde car ζ est de limite $+\infty$ quand s tend vers 1.