

FEUILLE DE TD N° 3

Mesures de probabilité

18 MARS 2022

■ Pour commencer . . .

Exercice 1.Soit $n \geq 1$. Soit $E = \{1, \dots, n\}$.

1. Exprimer la mesure de probas uniforme U sur $(E, \mathcal{P}(E))$ comme combinaison linéaire de mesures de Dirac δ_ω . On pose $f = \frac{1}{2}U + \frac{1}{2}\delta_n$.
2. Quelle expérience aléatoire peut être associée à la mesure de probabilité f ?
3. Calculer $f(\{1, n\})$ et $f(2\mathbb{N} \cap E)$.

-
1. On a $U = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \delta_k$.
 2. Dans une expérience où on lance un dé à n faces, et que la face n est truquée (probabilité $1/2 + \frac{1}{2n}$ de sortir), on va associer la mesure de probabilité f .
Ou bien, on prend des boules numérotées de 1 à n . Dans une urne, on place 1 copie des boules numéro 1, 2, ..., $n-1$, et $n+1$ copies de la boule numéro n .
Puis, sans biais (au hasard de façon uniforme), on tire une boule, et on regarde son numéro. L'ensemble E représente le numéro obtenu, et f sera la mesure de probas associée à l'expérience.
 3. Pour $n = 1$ on a $f(\{1, n\}) = 1$.
Sinon, on a $f(\{1, n\}) = \frac{1}{2n} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2n} = \frac{n+2}{2n}$.
Si n est impair, on a $f(2\mathbb{N} \cap E) = \frac{1}{2}U(2\mathbb{N} \cap E) = \frac{1}{2} \frac{n-1}{2} \frac{1}{n} = \frac{n-1}{4n}$.
Si n est pair, on a $Card(2\mathbb{N} \cap E) = \frac{n}{2}$. Donc, $f(2\mathbb{N} \cap E) = \frac{1}{2} \frac{n}{2} \frac{1}{n} + \frac{1}{2} = \frac{3}{4}$.

Exercice 2. Dans un jeu de 52 cartes, on a remplacé une carte autre que l'as de pique (\spadesuit) par un second as de pique.

Un joueur choisit au hasard de façon uniforme 3 cartes.

- Quel ensemble Ω et quelle mesure de probabilité \mathbb{P} faut-il prendre pour modéliser cette expérience ?
- Quelle est la probabilité qu'il s'aperçoive de la tricherie ?

Le joueur pioche 3 cartes parmi 52, sans remise. L'univers Ω est donc l'ensemble des parties à 3 éléments d'un ensemble à 52 éléments.

Si on numérote ces cartes de 1 à 52, en prenant par exemple que les deux as de pique ont les numéros 1 et 2, on obtient : $\Omega = \{A \subset \{1, \dots, 52\} \text{ tels que } Card(A) = 3\}$.

Il y a $\binom{35}{3}$ cas possibles.

La pioche est au hasard de façon uniforme, donc on munit $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega))$ de la mesure de probabilité uniforme \mathbb{P} .

Il doit piocher les 2 as de pique pour se rendre compte de la tricherie.

Pour piocher les 2 as de pique, il faut donc piocher un ensemble de trois cartes qui contient ces deux as.

C'est équivalent à piocher une carte dans les 50 autres cartes qui ne sont pas des as de pique. L'ensemble des cas favorables contient donc 50 éléments.

La probabilité est donc de $\frac{50}{\binom{52}{3}} = \frac{1}{442}$.

Exercice 3. Soit $N > 0$. Une boîte contient $2N$ boules numérotées de 1 à $2N$. On tire N boules successivement sans les remettre.

1. Donner l'ensemble Ω qui représente tous les tirages possibles.
Calculer $Card(\Omega)$. On note l'événement.

A : « on tire au moins un numéro inférieur ou égal à N »

2. Calculer $Card(\bar{A})$, et en déduire $Card(A)$.
On suppose que les boules sont toutes identiques (sauf leur numéro), et qu'on mélange les boules de la boîte avant chaque tirage.
3. Quelle mesure de probabilité sur $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega))$ correspond à cette façon de tirer les boules ?
4. Calculer $\mathbb{P}(A)$.
5. En utilisant la formule de Stirling

$$N! \sim \left(\frac{N}{e}\right)^N \sqrt{2\pi N},$$

étudier la limite de $P(A)$ quand N tend vers ∞ ?

1. Ω est l'ensemble de N -uplets de nombres entiers, à valeurs dans $\{1, \dots, 2N\}$, qui sont tous distincts. C'est un sous-ensemble de $\{1, \dots, 2N\}^N$, qui s'écrit aussi

$$\Omega = \{(n_1, \dots, n_N) \in \llbracket 1, 2N \rrbracket^N \mid \forall i \neq j, n_i \neq n_j\}$$

Un tirage de N boules revient à choisir N numéros parmi $2N$, puis à les ordonner. Il y a $N!$ ordres possibles.

On a ainsi $\text{Card}(\Omega) = \binom{2N}{N} \cdot N! = \frac{(2N)!}{N!}$.

2. L'ensemble \bar{A} est donc :

$$\bar{A} = \{(n_1, \dots, n_N) \in \llbracket N+1, 2N \rrbracket^N \mid \forall i \neq j, n_i \neq n_j\}$$

Avec le même raisonnement, cet ensemble contient $\binom{N}{N} N! = N!$ éléments. D'où

$$P(\bar{A}) = \frac{(N!)^2}{(2N)!} \text{ et } P(A) = 1 - P(\bar{A}) = 1 - \frac{(N!)^2}{(2N)!}$$

3. D'après la formule de Stirling, on a :

$$\begin{aligned} P(\bar{A}) &= \frac{(N!)^2}{(2N)!} \\ &\underset{N \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{\left(\left(\frac{N}{e}\right)^N \sqrt{2\pi N}\right)^2}{\left(\frac{2N}{e}\right)^{2N} \sqrt{4\pi N}} \\ &= \frac{\sqrt{\pi N}}{4^N} \end{aligned}$$

Donc quand N tend vers $+\infty$ la probabilité de \bar{A} tend vers 0 et donc celle de A tend vers 1. Cela correspond à l'intuition : "quand N est grand, aussi grand que l'on veut, il est très rare de ne tirer aucune boule de numéro entre $N+1$ et $2N$ ".

Exercice 4. Soient $\Omega = \{a, b, c\}$ un ensemble et x, y deux réels. Montrer qu'il existe une mesure de probabilité \mathbb{P} sur $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega))$ telle que

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

si et seulement si $0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1$ et $x + y \geq 1$.

On pourra s'aider de l'exercice ..

Supposons qu'il existe une mesure de probas \mathbb{P} vérifiant les propriétés. On a :

- $x = P(\{a, b\}) \in [0, 1]$ et $y = P(\{b, c\}) \in [0, 1]$;
- $1 = P(\{a, b, c\}) \leq P(\{a, b\}) + P(\{b, c\}) = x + y$.

Réciproquement, supposons que x et y vérifient les trois inégalités. On note :

$$\begin{aligned} p_2 &= x + y - 1 \\ p_1 &= x - p_2 \\ p_3 &= y - p_2 \end{aligned}$$

On pose $\mathbb{P} = p_1\delta_a + p_2\delta_b + p_3\delta_c$. Les réels p_1, p_2, p_3 sont bien positifs, et on a $p_1 + p_2 + p_3 = x - p_2 + p_2 + y - p_2 = x + y - p_2 = 1$.

Donc, d'après l'exercice .., \mathbb{P} est une mesure de probas.

On a de plus : $\mathbb{P}(\{a, b\}) = p_1 + p_2 = x$ $\mathbb{P}(\{b, c\}) = p_2 + p_3 = y$.

Exercice 5. Soit Ω un ensemble. Soient $A_n \subset \Omega$.

On appelle *limite supérieure* des A_n , notée $\limsup_n A_n$, l'ensemble des éléments de Ω qui appartiennent à une infinité de A_n .

On appelle *limite inférieure* des A_n , notée $\liminf_n A_n$, l'ensemble des éléments de Ω qui appartiennent à tous les A_n , sauf un nombre fini d'entre eux.

1. Écrire les définitions de $\liminf_n A_n$ et $\limsup_n A_n$ avec les quantificateurs \forall et \exists .

Les traduire en termes ensemblistes à l'aide de \cap et \cup .

2. Soit \mathcal{A} une σ -algèbre sur Ω .

Montrer que si $A_n \in \mathcal{A}$, alors $\liminf_n A_n$ et $\limsup_n A_n$ appartiennent aussi à \mathcal{A} .

3. Déterminer les ensembles $\limsup_n A_n$ et $\liminf_n A_n$ dans les cas suivants :

- (a) $A_n =]-\infty, n]$;
- (b) $A_n =]-\infty, -n]$;
- (c) $A_{2n} = A, A_{2n+1} = B$;
- (d) $A_n =]-\infty, (-1)^n]$.

1. $\liminf_n A_n = \{\omega \in \Omega \text{ t.q. } \exists n \geq 0 \text{ t.q. } \forall k \geq n \text{ on a } \omega \in A_k\} = \bigcup_{n \geq 0} (\bigcap_{k \geq n} A_k)$.

$$\limsup_n A_n = \{\omega \in \Omega \text{ t.q. } \forall n \geq 0, \forall k \geq n \text{ avec } \omega \in A_k\} = \bigcap_{n \geq 0} (\bigcup_{k \geq n} A_k)$$

2. Ce sont des réunions dénombrables d'intersections dénombrables (ou intersec dénombrables de réunions dénombrables) d'éléments de \mathcal{A} . Donc, ces ensembles sont des éléments de \mathcal{A} .

3. $\liminf_n (]-\infty, n]) = \mathbb{R} = \limsup_n (]-\infty, n])$.
4. $\liminf_n (]-\infty, -n]) = \emptyset = \limsup_n (]-\infty, -n])$.
5. $\liminf_n A_n = A \cap B$, $\limsup_n A_n = A \cup B$.
6. $\liminf_n A_n =]-\infty, -1]$, $\limsup_n A_n =]-\infty, 1]$.

Exercice 6. Soient $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé, et A_1, \dots, A_n des événements. Démontrer que

$$\mathbb{P}(A_1 \cap \dots \cap A_n) \geq \sum_{i=1}^n \mathbb{P}(A_i) - (n-1).$$

On va procéder par récurrence sur $n \geq 1$. Le point clé est la formule

$$\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cup B).$$

La propriété est vraie si $n = 1$. Supposons-la vraie jusqu'au rang $n-1$, et prouvons-la au rang n . On pose $A = A_1 \cap \dots \cap A_{n-1}$ et $B = A_n$. Alors, d'après la formule précédente

$$\mathbb{P}(A_1 \cap \dots \cap A_n) = \mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cup B).$$

Maintenant, on utilise l'hypothèse de récurrence pour minorer $\mathbb{P}(A)$, et on utilise le fait que $\mathbb{P}(A \cup B) \leq 1$, et on obtient

$$\mathbb{P}(A_1 \cap \dots \cap A_n) \geq \sum_{i=1}^{n-1} \mathbb{P}(A_i) - (n-2) + \mathbb{P}(A_n) - 1$$

ce qui est exactement le résultat voulu.

■ *Pour aller plus loin...*

Exercice 7. On place 11 boules dans une boîte. 10 boules bleues, 1 boule rouge.

1. Soit $n \geq 1$. On tire au hasard uniforme n boules l'une après l'autre en remettant à chaque fois la boule tirée dans la boîte. Décrire l'ensemble Ω et la mesure de probabilité \mathbb{P} associés.
2. Calculer p_1 , la probabilité de tirer au moins une fois la boule rouge.
3. On pose $E = \{B, R\}^n$ l'ensemble de toutes les répartitions de couleurs que l'on peut voir dans les tirages. Dans l'expérience du tirage, les ensembles Ω et E sont reliés. Trouver une fonction $X : \Omega \rightarrow E$ qui donne ce lien. Sur $(E, \mathcal{P}(E))$ on définit \mathbb{P}_2 par $\mathbb{P}_2(B) = \mathbb{P}(X^{-1}(B))$.

4. Montrer que \mathbb{P}_2 est une mesure de probabilité.
5. Calculer $\mathbb{P}_2(\{(B, \dots, B)\})$.
6. Pour tout $e \in E$, on pose k_e le nombre de B qui apparaissent dans e . Calculer $\mathbb{P}_2(\{e\})$ en fonction de k_e .
7. Pour $1 \leq k \leq n$, en déduire déduire p_2 , la probabilité de tirer exactement k boules bleues.

Remarque : La fonction $X : \Omega \rightarrow E$ est ce qu'on appelle une variable aléatoire. Avec elle on obtient par exemple de nouvelles mesures de probabilité sur des ensembles différents.

1. On tire n fois une boule dans un ensemble de 11 boules. On prend donc $\Omega = \{1, \dots, 11\}^n$. On prend sur $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega))$ la mesure de probabilité uniforme \mathbb{P} . C'est elle qui modélise le "hasard uniforme", le fait que chacun des 11^n tirages ait la même probabilité d'arriver. Les boules ont 2 couleurs différentes. Cela revient par exemple à dire que les boules $1, \dots, 10$ sont bleues, et que la boule 11 est rouge.
2. On pose A l'ensemble de tous les tirages qui contiennent au moins une fois la boule rouge. On a alors $p_1 = \mathbb{P}(A) = \frac{\text{Card}(A)}{11^n}$. Le complémentaire de A , \bar{A} , est l'ensemble de tous les tirages qui ne contiennent que des boules bleues. Pour chacune des n boules tirées, il y a 10 boules bleues possibles. Donc, $\text{Card}(\bar{A}) = 10^n$, et $p_1 = 1 - \mathbb{P}(\bar{A}) = 1 - (\frac{10}{11})^n$.
3. L'ensemble E a 2^n éléments. Posons $f : \{1, \dots, 11\} \rightarrow \{B, R\}$ avec $f(1) = \dots = f(10) = B$ et $f(11) = R$. On prend alors $X : \Omega \rightarrow E$ telle que $X(k_1, \dots, k_n) = (f(k_1), \dots, f(k_n))$. Les k_i représentent les boules tirées, et les $f(k_i)$ les couleurs que l'on voit (bleu, ou rouge).
4. Il faut vérifier les deux conditions d'une mesure de probabilités. On utilise les propriétés de \mathbb{P} et de l'image réciproque. Ce résultat sera démontré par la suite en cours.
5. Pour $e = (B, \dots, B)$, on a $X^{-1}(\{e\}) = \bar{A}$. Donc, $\mathbb{P}_2(\{e\}) = \mathbb{P}(\bar{A}) = (\frac{10}{11})^n$.
6. Soit $e \in E$. On écrit $e = (e_1, \dots, e_n)$. Posons $I = \{i \text{ t.q. } e_i = B\}$. On a $\text{Card}(I) = k_e$. Ainsi, $X^{-1}(\{e\})$ est l'ensemble de tous les tirages (a_1, \dots, a_n) tels que $a_i \in \{1, \dots, 10\}$ si $i \in I$ et $a_i = 11$ si $i \notin I$. Cet ensemble contient 10^{k_e} éléments. On a donc, $\mathbb{P}_2(\{e\}) = \frac{10^{k_e}}{11^n}$.

7. On a : $p_2 = \mathbb{P}_2(\{e \in E \text{ t.q. } k_e = k\}) = \sum_{e \in E \text{ t.q. } k_e = k} \mathbb{P}_2(\{e\})$.

Il y a k parmi n façons de disposer les boules bleues dans le tirage, donc il y a $\binom{n}{k}$ n-uplets e tels que $k_e = k$.

Avec le calcul de la question précédente, on en déduit que $p_2 = \binom{n}{k} \frac{10^k}{11^n}$.