

TD 20 Probabilités

1 Exercices corrigés en classe

Exercice 1. Soit $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega), \mathbb{P})$ un espace probabilisé fini.

1. Démontrer que pour tout x dans \mathbb{R} , $e^{-x} \geq 1 - x$.
2. Soient (A_1, \dots, A_n) n événements indépendants de Ω . Démontrer que $\mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right) \geq 1 - \exp\left(-\sum_{i=1}^n \mathbb{P}(A_i)\right)$.

Exercice 2. Soient U et V deux variables aléatoires iid de loi uniforme sur $\llbracket 1, n \rrbracket$. On note $m = \min(U, V)$ et $M = \max(U, V)$.

1. Les variables aléatoires m et M sont-elles indépendantes ?

Correction

On remarque que $\mathbb{P}(m = 1, M = 1) = \mathbb{P}(U = 1, V = 1) = \mathbb{P}(U = 1)\mathbb{P}(V = 1) = \frac{1}{n^2}$ et $\mathbb{P}(m = 1)\mathbb{P}(M = 1) = \mathbb{P}(m = 1)\mathbb{P}(U = 1, V = 1) = \mathbb{P}(m = 1)\frac{1}{n^2} < \mathbb{P}(m = 1, M = 1)$. Donc les variables aléatoires ne sont pas indépendantes.

2. Déterminer la loi de m , et en déduire son espérance.

Correction

Soit k dans $\llbracket 1, n \rrbracket$.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(m = k) &= \mathbb{P}(U = k, V = k) + \mathbb{P}(U = k)\mathbb{P}(V \geq k + 1) + \mathbb{P}(U \geq k + 1)\mathbb{P}(V = k) \\ &= \frac{1}{n^2} + \frac{1}{n} \frac{n - k}{n} + \frac{n - k}{n} \frac{1}{n} \\ &= \frac{1 + 2(n - k)}{n^2}. \end{aligned}$$

On en déduit que

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(m) &= \sum_{k=1}^n k \mathbb{P}(m = k) \\ &= \sum_{k=1}^n k \frac{1 + 2(n - k)}{n^2} \\ &= \frac{1 + 2n}{n^2} \sum_{k=1}^n k - \frac{2}{n^2} \sum_{k=1}^n k^2 \\ &= \frac{1 + 2n}{n^2} \frac{n(n + 1)}{2} - \frac{1}{n^2} \frac{n(n + 1)(2n + 1)}{3} \\ &= \frac{(n + 1)(2n + 1)}{6n}. \end{aligned}$$

Remarque : $m = \frac{U + V - |U - V|}{2}$, donc $\mathbb{E}(m) = \frac{1}{2}(\mathbb{E}(U) + \mathbb{E}(V) - \mathbb{E}(|U - V|))$.

3. Calculer l'espérance de M sans calculer sa loi.

Correction

C'est amusant, il suffit de remarquer que $U + V = m + M$! Donc

$$\mathbb{E}(M) = \mathbb{E}(U + V - m) = \mathbb{E}(U) + \mathbb{E}(V) - \mathbb{E}(m) \text{ par linéarité.}$$

$$\text{Or, } \mathbb{E}(U) = \mathbb{E}(V) = \frac{n+1}{2}, \text{ donc } \mathbb{E}(M) = n+1 - \frac{(n+1)(2n+1)}{6n} = \frac{(n+1)(4n-1)}{6n}.$$

4. Déterminer la loi de (m, M) .

Correction

La loi conjointe est facile à trouver! Déjà si $a > b$, $\mathbb{P}(m = a, M = b) = 0$. Ensuite, si $a < b$, $\mathbb{P}(m = a, M = b) = \mathbb{P}(U = a, V = b) + \mathbb{P}(U = b, V = a) = \frac{2}{n^2}$. Enfin si $a = b$, $\mathbb{P}(m = a, M = b) = \frac{1}{n^2}$.

Exercice 3. Soit n dans \mathbb{N} et X une v.a. à valeurs dans $\llbracket 0, n \rrbracket$. Démontrer que $\mathbb{E}(X) = \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(X \geq k)$.

Exercice 4. Soit (Ω, \mathbb{P}) un espace probabilisé fini et X de loi uniforme sur $\mathcal{P}(\llbracket 1, n \rrbracket)$.

1. Déterminer la loi, l'espérance et la variance de $\text{Card}(X)$.
2. Déterminer l'espérance et la variance de $\sum_{i \in X} i$. On ne demande pas la loi.

Exercice 5. Soit (X_n) une suite de variables aléatoires indépendantes suivant une loi de Bernoulli de paramètre $p \in]0, 1[$.

1. On pose pour tout k entier $Y_k = X_k + X_{k+1}$. Donner la loi de Y_k , son espérance et sa variance. Donner la covariance de Y_i et Y_j pour $i \neq j$.
2. On pose $T_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n Y_k$. Calculer l'espérance et la variance de T_n .

Exercice 6. Un peu de marches aléatoires. Soit $(X_k)_{k \in \mathbb{N}^*}$ une suite de v.a.i.d., à valeurs dans $\{-1, 1\}$, telles que $\mathbb{P}(X_1 = -1) = \mathbb{P}(X_1 = 1) = \frac{1}{2}$. On définit, pour tout n dans \mathbb{N}^* , $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$. On pose, pour tout k

dans \mathbb{N}^* , $Y_k = \frac{X_k + 1}{2}$ et $T_n = \sum_{k=1}^n Y_k$.

1. Donner la loi de T_n et en déduire celle de S_n . Donner l'espérance et la variance de S_n .

Correction

Soit k dans \mathbb{N}^* . Quand $X_k = -1$, $Y_k = 0$ et quand $X_k = 1$, $Y_k = 1$. Donc Y_k prend ses valeurs dans $\{0, 1\}$ donc Y_k suit une loi de Bernoulli. Or,

$$\mathbb{P}(Y_k = 1) = \mathbb{P}(X_k = 1) = \frac{1}{2}.$$

Donc $X_k \sim \mathcal{B}(1/2)$. Ainsi, T_n est une somme de n variables de Bernoulli indépendantes donc suit une loi binomiale de paramètres $(n, 1/2)$. Mais comme, par un simple calcul,

$$T_n = \sum_{k=1}^n \frac{X_k + 1}{2} = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n (X_k + 1) = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n X_k + \frac{n}{2} = \frac{S_n + n}{2},$$

on en déduit que $S_n = 2T_n - n$. Donc S_n prend ses valeurs dans $\{2k - n, k \in \llbracket 0, n \rrbracket\}$ et pour tout k dans $\llbracket 0, n \rrbracket$,

$$\mathbb{P}(S_n = 2k - n) = \mathbb{P}(T_n = k) = \binom{n}{k} \frac{1}{2^n}.$$

On déduit, par la formule $S_n = 2T_n - n$, et par linéarité de l'espérance, que

$$\mathbb{E}(S_n) = 2\mathbb{E}(T_n) - n = 2n \frac{1}{2} - n = n - n = 0,$$

et que

$$\mathbb{V}(S_n) = 4\mathbb{V}(T_n) = 4n \frac{1}{2} = n.$$

2. Déterminer en particulier un équivalent de $\mathbb{P}(S_{2n} = 0)$.

Correction

On en déduit que $\mathbb{P}(S_{2n} = 0) = \mathbb{P}(T_{2n} = n) = \binom{2n}{n} \frac{1}{2^{2n}}$. Or, par l'équivalent de Stirling,

$$\binom{2n}{n} = \frac{(2n)!}{(n!)^2} = \frac{2}{\pi} 2^{2n} W_{2n} \sim \frac{2}{\pi} 2^{2n} \sqrt{\frac{\pi}{4n}} \sim \frac{2^{2n}}{\sqrt{n\pi}},$$

donc

$$\mathbb{P}(S_{2n} = 0) \sim \frac{1}{\sqrt{n\pi}}.$$

3. Démontrer que pour tout $\varepsilon > 0$, $\mathbb{P}(|S_n| \geq n^{\frac{1}{2} + \varepsilon}) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$.

Correction

Soit $\varepsilon > 0$. Soit n dans \mathbb{N} . Alors, par l'inégalité de Bienaymé-Tchebycheff,

$$\mathbb{P}(|S_n - \mathbb{E}(S_n)| \geq n^{\frac{1}{2} + \varepsilon}) \leq \frac{\mathbb{V}(S_n)}{(n^{\frac{1}{2} + \varepsilon})^2},$$

i.e.

$$\mathbb{P}(|S_n| \geq n^{\frac{1}{2} + \varepsilon}) \leq \frac{n}{n^{1+2\varepsilon}} = \frac{1}{n^{2\varepsilon}} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0.$$

4. Démontrer que pour tout t dans \mathbb{R} , $\mathbb{E}\left(e^{t \frac{S_n}{\sqrt{n}}}\right)$ converge, et donner sa limite.

Correction

Soit $t \in \mathbb{R}$. Alors

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \left(e^{t \frac{S_n}{\sqrt{n}}} \right) &= \mathbb{E} \left(e^{\sum_{k=1}^n \frac{tX_k}{\sqrt{n}}} \right) \\ &= \mathbb{E} \left(e^{\frac{tX_1}{\sqrt{n}}} \right)^n \text{ par indépendance et car les } (X_k) \text{ suivent toutes la même loi} \\ &= \left(\frac{1}{2} e^{\frac{-t}{\sqrt{n}}} + \frac{1}{2} e^{\frac{t}{\sqrt{n}}} \right)^n \text{ par la formule de transfert} \\ &= \left(\operatorname{ch} \left(\frac{t}{\sqrt{n}} \right) \right)^n \\ &= e^{n \ln \operatorname{ch} \left(\frac{t}{\sqrt{n}} \right)}. \end{aligned}$$

Or,

$$\ln \left(\operatorname{ch} \left(\frac{t}{\sqrt{n}} \right) \right) \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \operatorname{ch} \left(\frac{t}{\sqrt{n}} \right) - 1 \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{t^2}{2n},$$

donc $n \ln \left(\operatorname{ch} \left(\frac{t}{\sqrt{n}} \right) \right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \frac{t^2}{2}$, donc

$$\mathbb{E} \left(e^{t \frac{S_n}{\sqrt{n}}} \right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} e^{\frac{t^2}{2}}.$$

Exercice 7. Soit $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega), \mathbb{P})$ un espace probabilisé fini, X une variable aléatoire sur Ω , $\varepsilon > 0$. Démontrer que pour tout $t \geq 0$,

$$\mathbb{P}(X \geq \varepsilon) \leq e^{-t\varepsilon} \mathbb{E}(e^{tX})$$

Exercice 8. Inégalité de Paley-Zygmund. Soient X une variable aléatoire réelle positive ou nulle pour laquelle $\mathbb{E}(X^2) > 0$ et $\eta \in [0, 1]$.

1. Montrer que $\mathbb{E} \left(X \mathbb{1}_{\{X \geq \eta \mathbb{E}(X)\}} \right)^2 \leq \mathbb{E}(X^2) \mathbb{P}(X \geq \eta \mathbb{E}(X))$.

Correction

On applique l'inégalité de Cauchy-Schwarz et on trouve que

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \left(X \mathbb{1}_{\{X \geq \eta \mathbb{E}(X)\}} \right)^2 &\leq \mathbb{E}(X^2) \mathbb{E} \left(\mathbb{1}_{\{X \geq \eta \mathbb{E}(X)\}}^2 \right) \\ &\leq \mathbb{E}(X^2) \mathbb{P}(X \geq \eta \mathbb{E}(X)). \end{aligned}$$

2. En déduire l'inégalité de Paley-Zygmund : $\mathbb{P}(X \geq \eta \mathbb{E}(X)) \geq (1 - \eta)^2 \frac{\mathbb{E}(X)^2}{\mathbb{E}(X^2)}$.

Correction

On en déduit que

$$\mathbb{P}(X \geq \eta \mathbb{E}(X)) \geq \frac{\mathbb{E} \left(X \mathbb{1}_{\{X \geq \eta \mathbb{E}(X)\}} \right)^2}{\mathbb{E}(X^2)}.$$

Or,

$$\mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(X \mathbb{1}_{\{X \geq \eta \mathbb{E}(X)\}}) + \mathbb{E}(X \mathbb{1}_{\{X < \eta \mathbb{E}(X)\}}) \leq \mathbb{E}(X \mathbb{1}_{\{X \geq \eta \mathbb{E}(X)\}}) + \eta \mathbb{E}(X),$$

donc

$$(1 - \eta) \mathbb{E}(X) \leq \mathbb{E}(X \mathbb{1}_{\{X \geq \eta \mathbb{E}(X)\}}),$$

donc

$$(1 - \eta)^2 \mathbb{E}(X)^2 \leq \mathbb{E}(X^2) \mathbb{P}(X \geq \eta \mathbb{E}(X)),$$

d'où le résultat.

Présentation des exercices. Deux types d'exercices :

- ceux de « probabilités élémentaires » sont à faire **rapidement**, ce n'est pas le coeur du chapitre. Pour une première séance d'exercice, faire les exercices 9, 12, 13 et 14 (le reste est pour vous, si vous voulez davantage pratiquer).
- ceux de vraies probabilités. Là il faut pouvoir déterminer des lois, utiliser le théorème de transfert : faites les exercices 33 et 18 par exemples. Il faut aussi pouvoir utiliser des inégalités : les exercices 38, 39 et 44 sont là pour ça !

2 Probabilité sur un ensemble fini, variables aléatoires

2.1 Exercices faisant intervenir un peu de modélisation – retour en terminale

Exercice 9. ●○○ Une urne contient n boules noires et b blanches. On tire toutes les boules sans remise. Calculer la probabilité des événements suivants

1. « La première boule tirée est noire, la deuxième est blanche. »

Correction

Ici, pas besoin de nommer des événements. La probabilité est de $\frac{n}{n+b} \times \frac{b}{n+b-1}$.

2. « On n'a jamais tiré deux fois de suite la même couleur. »

Correction

Déjà, il faut nécessairement que $b = n - 1$, $b = n$ ou $b = n + 1$. Ensuite,

- Si $b = n$, c'est très simple, calculons la probabilité d'avoir une alternance en commençant par « blanc » :

$$\frac{n}{2n} \times \frac{n}{2n-1} \times \frac{n-1}{2n-2} \times \dots = \frac{(n!)^2}{(2n)!}$$

d'où la probabilité totale égale à $2 \frac{(n!)^2}{(2n)!}$.

- Si $b = n + 1$, il faut nécessairement commencer par une boule blanche, d'où une probabilité

$$\frac{n+1}{2n+1} \times \frac{n}{2n} \times \frac{n}{2n-1} \times \dots = (n+1) \frac{(n!)^2}{(2n+1)!}$$

- Le troisième cas se traite de la même manière

Exercice 10. ●○○ On tire trois cartes dans un jeu de 32 cartes, avec 4 couleurs (cœur, carreau, pique, trèfle). Calculer la probabilité d'obtenir trois cartes qui sont soit toutes les trois de la même couleur, soit de trois couleurs différentes, sous l'hypothèse

1. d'un tirage sans remise.

Correction

Il y a $\binom{32}{3} = 32 \times 31 \times 30 = 3 \times 5 \times 31 \times 64$ tirages possibles. Dénombrons les cas favorables :

- Trois cartes de la même couleur : $4 \times \binom{8}{3} = 4 \times \frac{8 \times 7 \times 6}{3 \times 2} = 32 \times 7$.
- Trois cartes différentes : choix de 3 couleurs parmi 4, puis choix d'une carte parmi les 8 de chaque couleur, d'où 4×8^3 possibilités.

D'où, en tout, $32 \times (7 + 64) = 32 \times 71$ possibilités. D'où une probabilité de $\frac{71}{30 \times 31}$.

2. d'un tirage avec remise.

Correction

Là on fait des remises, d'où $32^3 = 2^{15}$ possibilités (si on les numérote). Comptons alors les cas favorables

- Trois cartes de la même couleur : choix d'une carte parmi 32, d'une parmi 8, d'une parmi 8, d'où 2^{11} choix possibles.
- Trois cartes de couleurs différentes : choix d'une carte parmi 32, d'une parmi 24, d'une parmi 16. D'où 3×2^{12} choix possibles.

D'où une probabilité de $\frac{2^{11} + 3 \times 2^{12}}{2^{15}} = \frac{1 + 6}{2^4} = \frac{7}{16}$.

Exercice 11. ●●○ On dispose de composants électroniques E de même type pour lesquels la probabilité de tomber en panne est p (indépendamment les uns des autres). On peut mettre des circuits A et B en parallèle ou en série, ce que l'on note $A||B$ et $A - B$. Si A est un circuit, on note $\mathbb{P}(A)$ la probabilité pour qu'il tombe en panne.

1. Calculer $\mathbb{P}(A||B)$ et $\mathbb{P}(A - B)$ en fonction de $\mathbb{P}(A)$ et $\mathbb{P}(B)$.

Correction

Un circuit en parallèle tombe en panne si les deux composants tombent en panne, donc $\mathbb{P}(A||B) = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) = p^2$ (par indépendance). Pour le circuit en série, il faut calculer $\mathbb{P}(A \cup B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B) = 2p - p^2 = 1 - (1 - p)^2$.

2. Quel est le circuit le plus fiable : $(A - B)||C - D$ ou $(A||B) - (C||D)$?

Correction

Pour le premier circuit, $\mathbb{P}((A - B)||C - D) = \mathbb{P}(A - B)\mathbb{P}(C - D) = (2p - p^2)^2 = 4p^2 - 4p^3 + p^4$.
 Pour le second,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}((A||B) - (C||D)) &= \mathbb{P}(A||B) + \mathbb{P}(C||D) - \mathbb{P}(A||B)\mathbb{P}(C||D) \\ &= p^2 + p^2 - p^4 = 2p^2 - p^4. \end{aligned}$$

Il faut alors étudier $4p^2 - 4p^3 + p^4 - (2p^2 - p^4) = 2p^2 - 4p^3 + 2p^4 = 2(p - p^2)^2 \geq 0$. Donc le premier circuit a davantage de chances de tomber en panne.

Exercice 12. ●●○ L'Assemblée nationale est constituée d'une proportion de p députés conservateurs, qui ne changent jamais d'avis sur quoi que ce soit, et d'une proportion de $1 - p$ députés progressistes qui changent d'avis complètement au hasard, avec probabilité r , entre deux votes successifs. Au cours d'une séance, il a été noté qu'un député, choisi au hasard, a voté deux fois de suite de la même façon.

1. Quelle est la probabilité pour que ce député soit conservateur ?

Correction

Nommons C l'événement « le député est conservateur », P « le député est progressiste », A l'événement « le député change d'avis entre le premier et le deuxième vote », B l'événement « le député change d'avis entre le deuxième et le troisième vote ». L'énoncé indique que

$$\mathbb{P}(A|C) = \mathbb{P}(B|C) = 0, \quad \mathbb{P}(A|P) = \mathbb{P}(B|P) = r, \quad \mathbb{P}(C) = p, \quad \mathbb{P}(P) = 1 - p.$$

On cherche $\mathbb{P}(C|\bar{A})$. Par la formule de Bayes, $\mathbb{P}(C|\bar{A}) = \frac{\mathbb{P}(\bar{A}|C)\mathbb{P}(C)}{\mathbb{P}(\bar{A})}$. Or,

$$\mathbb{P}(\bar{A}) = \mathbb{P}(\bar{A}|C)\mathbb{P}(C) + \mathbb{P}(\bar{A}|B)\mathbb{P}(B) = p + (1 - r)(1 - p),$$

$$\text{d'où } \mathbb{P}(C|\bar{A}) = \frac{p}{p + (1 - r)(1 - p)}.$$

2. Quelle est la probabilité qu'il vote de la même manière la prochaine fois ?

Correction

La probabilité qu'il ne change pas d'avis au cours du second vote est

$$\mathbb{P}_{\bar{A}}(\bar{B}) = \mathbb{P}_{\bar{A}}(\bar{B} \cap C) + \mathbb{P}_{\bar{A}}(\bar{B} \cap P).$$

$$\text{Or, } \mathbb{P}_{\bar{A}}(\bar{B} \cap C) = \frac{\mathbb{P}(\bar{A} \cap \bar{B} \cap C)}{\mathbb{P}(\bar{A})} = \frac{\mathbb{P}_C(\bar{A} \cap \bar{B})\mathbb{P}(C)}{\mathbb{P}(\bar{A})} = \frac{p}{p + (1 - r)(1 - p)}.$$

$$\text{De même, } \mathbb{P}_{\bar{A}}(\bar{B} \cap P) = \frac{\mathbb{P}(\bar{A} \cap \bar{B} \cap P)}{\mathbb{P}(\bar{A})} = \frac{\mathbb{P}_P(\bar{A} \cap \bar{B})\mathbb{P}(P)}{\mathbb{P}(\bar{A})} = \frac{(1 - r)^2(1 - p)}{p + (1 - r)(1 - p)}, \text{ d'où}$$

$$\mathbb{P}_{\bar{A}}(\bar{B}) = \frac{p + (1 - r)^2(1 - p)}{p + (1 - r)(1 - p)}.$$

Exercice 13. ●●○ Une puce se déplace sur les trois sommets A, B, C d'un triangle en partant de A . À chaque instant elle fait un saut : si elle est en A alors elle va en B , si elle est en B alors elle a une chance sur deux d'aller en A et une chance sur deux d'aller en C , si elle est en C elle y reste.

1. Montrer qu'on ne peut arriver en C qu'à des instants pairs.

Correction

Pour arriver en C la puce doit venir de B , et pour être en B , la puce doit venir de A . Pour venir de A elle doit venir de B , etc.

2. Quelle est la probabilité que la puce arrive en C pour la première fois à l'instant $2n$?

Correction

Soit A_k l'événement « la puce est en A à l'instant k », B_k l'événement « la puce est en B à l'instant k », C_k l'événement « la puce est en C à l'instant k ». On cherche $\mathbb{P}(B_1 \cap A_2 \cap \dots \cap B_{2n-1} \cap C_{2n})$.

D'après la formule des probabilités composées,

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}(B_1 \cap A_2 \cap \dots \cap B_{2n-1} \cap C_{2n}) \\ &= \mathbb{P}_{B_1 \cap A_2 \cap \dots \cap B_{2n-1}}(C_{2n}) \times \mathbb{P}_{B_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_{2n-2}}(B_{2n-1}) \times \dots \times \mathbb{P}_{B_1 \cap A_2}(B_3) \mathbb{P}_{B_1}(A_2) \mathbb{P}(B_1) \\ &= \frac{1}{2} \times 1 \times \frac{1}{2} \times \dots \times \frac{1}{2} \times 1 \\ &= \frac{1}{2^n}. \end{aligned}$$

2.2 Événements

Exercice 14. ●●○ Montrer qu'une condition nécessaire et suffisante pour que deux événements soient indépendants est : $\mathbb{P}(A \cap B)\mathbb{P}(\bar{A} \cap \bar{B}) = \mathbb{P}(A \cap \bar{B})\mathbb{P}(\bar{A} \cap B)$.

Correction

Supposons que A et B soient indépendants. Alors A et \bar{B} sont indépendants, de même que \bar{A} et B , \bar{A} et \bar{B} (par la formule des probabilités totales). Donc

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

Supposons que l'égalité précédente soit vérifiée. Alors

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) &= (\mathbb{P}(A \cap \bar{B}) + \mathbb{P}(A \cap B))(\mathbb{P}(A \cap B) + \mathbb{P}(\bar{A} \cap B)) \\ &= \mathbb{P}(A \cap \bar{B})\mathbb{P}(A \cap B) + \mathbb{P}(A \cap \bar{B})\mathbb{P}(\bar{A} \cap B) + \mathbb{P}(A \cap B)\mathbb{P}(A \cap B) + \mathbb{P}(A \cap B)\mathbb{P}(\bar{A} \cap B) \\ &= \mathbb{P}(A \cap \bar{B})\mathbb{P}(A \cap B) + \mathbb{P}(A \cap B)\mathbb{P}(\bar{A} \cap \bar{B}) + \mathbb{P}(A \cap B)\mathbb{P}(A \cap B) + \mathbb{P}(A \cap B)\mathbb{P}(\bar{A} \cap B) \\ &= \mathbb{P}(A \cap B) (\mathbb{P}(A \cap \bar{B}) + \mathbb{P}(\bar{A} \cap \bar{B}) + \mathbb{P}(A \cap B) + \mathbb{P}(\bar{A} \cap B)) \end{aligned}$$

Or, $\{A \cap B, \bar{A} \cap B, A \cap \bar{B}, \bar{A} \cap \bar{B}\}$ est un système complet d'événements, donc $\mathbb{P}(A \cap \bar{B}) + \mathbb{P}(\bar{A} \cap \bar{B}) + \mathbb{P}(A \cap B) + \mathbb{P}(\bar{A} \cap B) = 1$, donc $\mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(A \cap B)$.

Exercice 15. *Inégalité de Kosmanek – Lyon, Cachan MP.* ●●○ Soient A et B deux événements d'un epf. Montrer que $|\mathbb{P}(A \cap B) - \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B)| \leq \frac{1}{4}$.

Correction

Soit $p = \mathbb{P}(A \cap B)$. On sait que $p \leq \mathbb{P}(A)$ et $p \leq \mathbb{P}(B)$ donc $\mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) \geq p^2$ donc $p - \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) \leq p - p^2$, or $p(1 - p)$ atteint son maximum en $p = \frac{1}{2}$, égal à $\frac{1}{4}$, donc $\mathbb{P}(A \cap B) - \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) \leq \frac{1}{4}$.

Pour l'inégalité inverse, on montre que $\mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B) \leq \frac{1}{4}$. C'est à peu près immédiat si on écrit que

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B) &= \mathbb{P}(A)(1 - \mathbb{P}(\bar{B})) - (\mathbb{P}(A) - \mathbb{P}(A \cap \bar{B})) \\ &= \mathbb{P}(A) - \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(\bar{B}) - \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(A \cap \bar{B}) \\ &= \mathbb{P}(A \cap \bar{B}) - \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(\bar{B}) \leq \frac{1}{4}, \end{aligned}$$

en appliquant l'inégalité précédente.
 D'où le résultat.

2.3 Variables aléatoires

Exercice 16. *Loi conjointe de deux Bernoulli.* ●○○ Soient $p, q \in [0, 1]$. Déterminer toutes les lois conjointes possibles pour deux variables aléatoires X et Y telles que $X \sim \mathcal{B}(p)$ et $Y \sim \mathcal{B}(q)$.

Exercice 17. ●○○ On lance n fois une pièce, puis à nouveau n fois.

1. Quelle est la probabilité p_n d'avoir eu le même nombre de pile ?

Correction

Les deux séries de lancers sont indépendants. Soit X la variable aléatoire correspondant au nombre de pile du premier lancer, Y celle du second. On a

$$\mathbb{P}(X = k) = \mathbb{P}(Y = k) = \binom{n}{k} \frac{1}{2^n}.$$

On veut maintenant déterminer

$$\mathbb{P}(X = Y) = \sum_{k=0}^n \mathbb{P}(X = k, Y = k) = \sum_{k=0}^n \mathbb{P}(X = k)\mathbb{P}(Y = k) \text{ par indépendance.}$$

Donc

$$p_n = \mathbb{P}(X = Y) = \frac{1}{2^{2n}} \sum_{k=0}^n \binom{n}{k}^2 = \frac{1}{2^{2n}} \binom{2n}{n},$$

par la formule de Vandermonde.

2. Déterminer un équivalent de p_n quand n tend vers $+\infty$.

Correction

On en déduit que $p_n = \frac{1}{2^{2n}} \frac{(2n)!}{n!n!}$. Or, par l'équivalent de Stirling, $n! \sim \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n$, d'où

$$\begin{aligned} p_n &\sim \frac{1}{2^{2n}} \frac{\sqrt{2\pi 2n} \left(\frac{2n}{e}\right)^{2n}}{2\pi n \left(\frac{n}{e}\right)^{2n}} \\ &\sim \frac{1}{2^{2n} \sqrt{\pi n}} \left(\frac{\frac{2n}{e}}{\frac{n}{e}}\right)^{2n} \\ &\sim \frac{1}{2^{2n} \sqrt{\pi n}} 2^{2n} \sim \frac{1}{\sqrt{\pi n}}. \end{aligned}$$

Exercice 18. ●●○ Soient X, Y, Z trois variables aléatoires i.i.d., uniformes sur $[[0, n]]$.

1. Déterminer la loi de $X + Y$.

Correction

Déjà $X + Y$ est à valeurs dans $[[0, 2n]]$. Ensuite, pour que $X + Y = k$ il faut que $X = j$ et $Y = k - j$. On en déduit que

$$\mathbb{P}(X + Y = k) = \sum_{j=0}^k \mathbb{P}(X = j)\mathbb{P}(Y = k - j).$$

Or, si $j \geq n + 1$, $\mathbb{P}(X = j) = 0$. Si $k - j \geq n + 1$, $\mathbb{P}(Y = k - j) = 0$. Donc

- si $k \leq n$, $\mathbb{P}(X + Y = k) = \sum_{j=0}^k \mathbb{P}(X = j)\mathbb{P}(Y = k - j) = \sum_{j=0}^k \frac{1}{(n+1)^2} = \frac{k+1}{(n+1)^2}$.

- si $k \geq n+1$,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X + Y = k) &= \sum_{j=0}^n \mathbb{P}(X = j)\mathbb{P}(Y = k - j) \\ &= \sum_{j=0}^n \mathbb{P}(X = j)\mathbb{P}(Y = k - j) \\ &= \sum_{j=k-n}^n \mathbb{P}(X = j)\mathbb{P}(Y = k - j) \\ &= \frac{2n - k + 1}{(n+1)^2}. \end{aligned}$$

2. Déterminer $\mathbb{P}(X + Y = Z)$.

Correction

Il suffit de sommer sur toutes les valeurs possibles de X , Y et Z .

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X + Y = Z) &= \sum_{k=0}^n \mathbb{P}(X + Y = k, Z = k) \\ &= \sum_{k=0}^n \mathbb{P}(X + Y = k)\mathbb{P}(Z = k) \text{ par indépendance.} \\ &= \sum_{k=0}^n \frac{k+1}{(n+1)^2} \frac{1}{n+1} \\ &= \frac{1}{(n+1)^3} \frac{(n+2)(n+1)}{2} \\ &= \frac{n+2}{2(n+1)^2}. \end{aligned}$$

Exercice 19. ●●○ Soient $p \in]0, 1[$ et X_1, \dots, X_n des variables aléatoires i.i.d. de mêmes lois définies pour tout $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$ par

$$\mathbb{P}(X_k = 1) = p \text{ et } \mathbb{P}(X_k = -1) = 1 - p.$$

On pose pour tout $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$ $\pi_k = \prod_{i=1}^k X_i$, $u_k = \mathbb{P}(\pi_k = 1)$ et $v_k = \mathbb{P}(\pi_k = -1)$.

1. (i) Montrer que pour tout k dans $\llbracket 1, n-1 \rrbracket$,

$$u_{k+1} = pu_k + (1-p)v_k \text{ et } v_{k+1} = (1-p)u_k + pv_k$$

Correction

On remarque que pour tout k , $u_k + v_k = 1$. De plus, $\pi_{k+1} = 1$ si $\pi_k = 1$ et $X_{k+1} = 1$ ou si $\pi_k = -1$ et $X_{k+1} = -1$, d'où, par la formule des probabilités totales, $u_{k+1} = pu_k + (1-p)v_k$

(on a indépendance de X_{k+1} et π_k). De plus,

$$v_{k+1} = 1 - u_{k+1} = u_k + v_k - u_{k+1} = u_k + v_k - pu_k - (1-p)v_k = (1-p)u_k + pv_k.$$

- (ii) Déterminer, grâce à $u_k + v_k$ et $u_k - v_k$, une expression explicite de u_k et v_k en fonction de k pour tout $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$.

Correction

$u_k + v_k = 1$. Ensuite, $u_{k+1} - v_{k+1} = (2p-1)(u_k - v_k)$, donc $u_k - v_k = (2p-1)^k$. D'où

$$u_k = \frac{1 + (2p-1)^k}{2} \text{ et } v_k = \frac{1 - (2p-1)^k}{2}.$$

- (iii) Donner un équivalent de ce résultat quand k tend vers $+\infty$: interprétation ?

Correction

Quand k tend vers $+\infty$, u_k et v_k tendent vers $\frac{1}{2}$, on a « moyenné » les lancers.

2. (i) Montrer que si $p = \frac{1}{2}$, les variables aléatoires π_1, \dots, π_n sont deux à deux indépendantes.

Correction

Si $p = \frac{1}{2}$, $u_k = \frac{1}{2} = v_k$, et on remarque que si $k \neq \ell$, $\mathbb{P}_{\pi_k=1}(\pi_\ell = 1) = \mathbb{P}(\pi_{\ell-k} = 1) = \frac{1}{2} = \mathbb{P}(\pi_\ell = 1)$, etc. D'où l'indépendance deux à deux des π_1, \dots, π_n .

- (ii) Montrer que, réciproquement, si π_1, \dots, π_n sont deux à deux indépendantes, alors $p = \frac{1}{2}$.

Correction

Si les π_1, \dots, π_n sont indépendants, alors pour tout $\ell \geq k$,

$$\mathbb{P}_{\pi_k=1}(\pi_\ell = 1) = \mathbb{P}(\pi_\ell = 1),$$

i.e.

$$\mathbb{P}(\pi_{\ell-k} = 1) = \mathbb{P}(\pi_\ell = 1).$$

i.e. pour tout $k \leq \ell$, $\frac{1 + (2p-1)^{\ell-k}}{2} = \frac{1 + (2p-1)^\ell}{2}$, i.e. pour tous j, k , $(2p-1)^j = (2p-1)^\ell$. i.e. $2p-1 = 0$ ou 1 , i.e. $p = 1$ ou $p = \frac{1}{2}$. La même égalité en rajoutant un -1 indique $2p-1 = 0$ ou $2p-1 = -1$ donc $p = 0$ ou $p = \frac{1}{2}$ donc $p = \frac{1}{2}$.

Exercice 20. ●●○

1. Montrer que le produit de deux variables de Bernoulli est une variable de Bernoulli.

Correction

On rappelle cette propriété de quasi-cours : garder en tête qu'une variable aléatoire qui ne peut prendre que 0 ou 1 comme valeurs est une Bernoulli ! Soit X et Y de Bernoulli de paramètres

respectifs p et q . Alors

$$\mathbb{P}(XY = 1) = \mathbb{P}(X = 1, Y = 1) = \mathbb{P}(X = 1)\mathbb{P}(Y = 1) = pq \text{ (par indépendance).}$$

Donc XY suit une loi de Bernoulli de paramètre pq .

2. Montrer que deux variables de Bernoulli sont indépendantes si et seulement si elles ne sont pas corrélées.

Correction

On a vu dans le cours que si deux variables aléatoires étaient indépendantes, alors elles étaient décorrélées. Montrons la réciproque. Supposons que X et Y sont décorrélées. Alors $\mathbb{E}(XY) = \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y) = pq$. De plus, XY est à valeurs dans $\{0, 1\}$ donc nécessairement XY suit une loi de Bernoulli, de paramètre son espérance, donc de paramètre pq . Donc $\mathbb{P}(XY = 1) = pq = \mathbb{P}(X = 1)\mathbb{P}(Y = 1)$, donc $\{X = 1\}$ et $\{Y = 1\}$ sont indépendants, de même pour $\{X = 0\}$ et $\{Y = 0\}$. Donc X et Y sont indépendantes.

Exercice 21. ●○○ Soit $(G, *)$ un groupe fini. Soit X une variable aléatoire de loi uniforme dans G , soit Y une variable aléatoire quelconque dans G , indépendante de X . Montrer que la variable aléatoire $Z = X * Y$ suit une loi uniforme dans G .

Exercice 22. ●●● On choisit une permutation uniformément dans S_n . On appelle L la variable aléatoire correspondant à la longueur du cycle dans lequel 1 se situe. Montrer que L suit la loi uniforme sur $\llbracket 0, n \rrbracket$.

Correction

Déterminons la probabilité que L soit égal à k . On va refaire du dénombrement (youpi). Choisis un cycle de longueur k contenant 1, c'est choisir $k - 1$ éléments parmi $n - 1$, choisir une manière d'ordonner ces $k - 1$ éléments en cycles : il y en a le nombre d'arrangements, divisé par k (k manières de présenter un cycle), i.e. $\frac{k!}{k} = (k - 1)!$. Ensuite, c'est laisser complètement libre le choix de la permutation sur les éléments hors du cycle, d'où $(n - k)!$ possibilités. Au final on obtient une probabilité de

$$\frac{\binom{n-1}{k-1} \times (k-1)! \times (n-k)!}{n!} = \frac{\frac{(n-1)!}{(k-1)!(n-k)!} \times (k-1)! \times (n-k)!}{n!} = \frac{1}{n}.$$

Le résultat est donc démontré!

Exercice 23. ●○○ Une urne contient n boules numérotées de 1 à n ; on tire successivement n boules avec remise. Calculer la probabilité p_n de tirer la boule 1 un nombre impair de fois. Limite de p_n ?

Exercice 24. Urne de Polya. ●●○ Une urne contient initialement une boule blanche et une boule rouge. À chaque fois qu'on tire une boule, on remet dans l'urne la boule tirée, ainsi qu'un boule de même couleur. Quelle est la loi du nombre de boules blanches au k -ième tirage? Quelle est la probabilité que la n -ième boule tirée soit blanche?

Correction

Déjà au k -ième tirage, il y a $k + 1$ boules dans l'urne. Nommons N_k le nombre de boules blanches au k -ième tirage et X_k la variable aléatoire valant 1 si la k -ième boule tirée est blanche, 0 sinon. Montrons

par récurrence que N_k suit la loi uniforme sur $\llbracket 1, k \rrbracket$. L'initialisation est pour vous. Pour l'hérédité,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(N_{k+1} = j) &= \mathbb{P}(N_k = j, X_k = 0) + \mathbb{P}(N_k = j - 1, X_k = 1) \\ &= \mathbb{P}_{N_k=j} \mathbb{P}(X_k = 0) \mathbb{P}(N_k = j) + \mathbb{P}_{N_k=j-1} (X_k = 1) \mathbb{P}(N_k = j - 1) \\ &= \frac{k+1-j}{k+1} \frac{1}{k} + \frac{j-1}{k+1} \frac{1}{k} \\ &= \frac{k}{(k+1)k} \\ &= \frac{1}{k+1}. \end{aligned}$$

Donc N_k suit la loi uniforme sur $\llbracket 1, k \rrbracket$.
 On en déduit que

$$\mathbb{P}(X_k = 1) = \sum_{j=1}^k \mathbb{P}_{N_k=j} (X_k = 1) \mathbb{P}(N_k = j) = \sum_{j=1}^k \frac{j}{k+1} \frac{1}{k} = \frac{1}{2}.$$

C'est fou ! La probabilité d'avoir une boule blanche au n -ième tirage est toujours de $\frac{1}{2}$!

Exercice 25. *Loi de succession de Laplace.* ●●○ Considérons $m + 1$ urnes U_0, \dots, U_m et supposons que, pour tout k , U_k contient k boules bleues et $m - k$ boules rouges. Choisissons une des urnes et effectuons-y n tirages avec remise. Quelle est la probabilité, sachant que les n tirages ont donné des boules bleues, qu'il en soit de même du $(n + 1)$ -ième ?

Exercice 26. *Matrices symétriques aléatoires.* ●●○ Soient X_1, \dots, X_n des variables aléatoires indépendantes de même loi $\mathcal{B}(p)$. On pose $U = (X_1 \ X_2 \ \dots \ X_n)^T \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbb{R})$ et $M = UU^T$.

- Déterminer la loi de $\text{rg}(M)$ et de $\text{Tr}(M)$.
- Quelle est la probabilité pour que M soit une matrice de projection ?

Exercice 27. *Une matrice à coefficients entiers tirée « au hasard » est inversible.* ●●● Soient A, B, C et D 4 variables aléatoires suivant toutes la loi uniforme sur $\llbracket -n, n \rrbracket$. On note $M = \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix}$. Démontrer que la probabilité que M soit inversible tend vers 0 lorsque n tend vers $+\infty$.

Exercice 28. *Principe de réflexion pour les marches aléatoires.* On reprend les notations de l'exercice 6 corrigé en classe.

- Calculer $P(S_1 = a, S_{2n} = 2b)$ pour tout $(a, b) \in \{1, -1\} \times \llbracket -n, n \rrbracket$.

Correction

On écrit que

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(S_1 = a, S_{2n} = 2b) &= \mathbb{P}(S_1 = a, X_1 + X_2 + \dots + X_{2n} = 2b) \\ &= \mathbb{P}(S_1 = a, X_2 + \dots + X_{2n} = 2b - a) \\ &= \mathbb{P}(S_1 = a) \mathbb{P}(X_2 + \dots + X_{2n} = 2b - a) \\ &= \frac{1}{2} \mathbb{P}(S_{2n-1} = 2b - a) \text{ car } X_1 + \dots + X_{2n-1} \text{ et } X_2 + \dots + X_{2n} \text{ ont même loi} \\ &= \frac{1}{2} \binom{2n-1}{b+n-\frac{1+a}{2}} \frac{1}{2^{2n-1}} = \binom{2n-1}{b+n-\frac{1+a}{2}} \frac{1}{2^{2n}} \end{aligned}$$

2. Soit $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$. On considère A_k l'événement

$$A_k = \{S_1 = 1\} \cap \{S_{2n} = 2k\} \cap \{\exists i \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket, S_{2i} = 0\}.$$

Démontrer que $\mathbb{P}(A_k) = \mathbb{P}(S_1 = -1, S_{2n} = 2k)$.

Pour cela, on fera un dessin, et, en considérant le plus petit i tel que $S_{2i} = 0$ et à l'aide d'une réflexion par rapport à l'axe des abscisses, on montrera que les trajectoires correspondant à l'événement A_k sont en bijection avec les trajectoires partant de -1 et arrivant à $2k$ en $2n$.

Correction

La probabilité de A_k est égale à $\frac{a_k}{2^{2n}}$, où a_k est le nombre de chemins partant de 1 en 1, arrivant à $2k$ en $2n$ et passant au moins une fois par 0. Notons \mathcal{A}_k cet ensemble.

Notons aussi \mathcal{B}_k l'ensemble des chemins partant de -1 en 1, arrivant à $2k$ en $2n$.

Alors \mathcal{A}_k et \mathcal{B}_k sont en bijection

En effet, si l'on prend l'application $\varphi : \mathcal{A}_k \rightarrow \mathcal{B}_k$, qui à un chemin $(c_1 = 1, c_2, \dots, c_{2n})$ de \mathcal{A}_k associe le chemin suivant : si $i_0 = \min\{i \in \llbracket 1, 2n \rrbracket, c_i = 0\}$,

$$\varphi((c_1, \dots, c_{i_0}, c_{i_0+1}, \dots, c_{2n})) = (-c_1, \dots, -c_{i_0}, c_{i_0+1}, \dots, c_{2n}),$$

alors φ va bien de \mathcal{A}_k dans \mathcal{B}_k , et son inverse a la même expression !

$$\text{Ainsi, } \mathbb{P}(S_1 = -1, S_{2n} = 2k) = \frac{\text{Card}(\mathcal{B}_k)}{2^{2n}} = \frac{\text{Card}(\mathcal{A}_k)}{2^{2n}} = \mathbb{P}(A_k).$$

3. Montrer que, pour $n \geq 1$ et $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$,

$$P(S_1 > 0, S_2 > 0, \dots, S_{2n-1} > 0, S_{2n} = 2k) = \frac{k}{n} P(S_{2n} = 2k).$$

Correction

On remarque que

$$P(S_1 > 0, S_2 > 0, \dots, S_{2n-1} > 0, S_{2n} = 2k) + \mathbb{P}(S_1 = 1, \exists i \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket \text{ t.q. } S_{2i} = 0, S_{2n} = 2k) = \mathbb{P}(S_1 = 1, S_{2n} = 2k),$$

car $S_2 > 0, \dots, S_{2n-1} > 0$ et $\exists i \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket$ t.q. $S_{2i} = 0$ sont deux événements contraires. Or,

$$\mathbb{P}(S_1 = 1, S_{2n} = 2k) = \binom{2n-1}{k+n-1} \frac{1}{2^{2n}} = \frac{1}{2^{2n}} \frac{(2n-1)!}{(k+n-1)!(n-k)!} = \frac{1}{2^{2n}} \frac{k+n}{2n} \binom{2n}{n+k} = \frac{k+n}{2n} \mathbb{P}(S_{2n} = 2k).$$

Mais

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(S_1 = 1, \exists i \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket \text{ t.q. } S_{2i} = 0, S_{2n} = 2k) &= \mathbb{P}(S_1 = -1, S_{2n} = 2k) \\ &= \binom{2n-1}{k+n} \frac{1}{2^{2n}} = \frac{1}{2^{2n}} \frac{(2n-1)!}{(k+n)!(n-k-1)!} \\ &= \frac{1}{2^{2n}} \frac{n-k}{2n} \binom{2n}{k+n} = \frac{n-k}{2n} \mathbb{P}(S_{2n} = 2k). \end{aligned}$$

Donc

$$\begin{aligned} P(S_1 > 0, S_2 > 0, \dots, S_{2n-1} > 0, S_{2n} = 2k) &= \mathbb{P}(S_1 = 1, S_{2n} = 2k) - \mathbb{P}(S_1 = 1, \exists i \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket \text{ t.q. } S_{2i} = 0, S_{2n} = 2k) \\ &= \frac{k+n-(n-k)}{2n} \mathbb{P}(S_{2n} = 2k) = \frac{k}{n} \mathbb{P}(S_{2n} = 2k). \end{aligned}$$

4. Montrer enfin que

$$P(S_1 > 0, S_2 > 0, \dots, S_{2n} > 0) = \frac{1}{2} P(S_{2n} = 0)$$

et que

$$P(S_1 \neq 0, S_2 \neq 0, \dots, S_{2n} \neq 0) = P(S_{2n} = 0).$$

Correction

On en déduit que

$$\begin{aligned} P(S_1 > 0, S_2 > 0, \dots, S_{2n} > 0) &= \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(S_1 > 0, S_2 > 0, \dots, S_{2n} = 2k) \\ &= \sum_{k=1}^n \frac{k}{n} \mathbb{P}(S_{2n} = 2k) = \frac{1}{2^{2n}} \sum_{k=1}^n \frac{k}{2n} \binom{2n}{n+k}. \end{aligned}$$

On peut remarquer que $\frac{2k}{2n} \binom{2n}{n+k} = \binom{2n-1}{n+k-1} - \binom{2n-1}{n+k}$. Donc

$$\begin{aligned} P(S_1 > 0, S_2 > 0, \dots, S_{2n} > 0) &= \frac{1}{2^{2n}} \sum_{k=1}^n \left(\binom{2n-1}{n+k-1} - \binom{2n-1}{n+k} \right) \\ &= \frac{1}{2^{2n}} \binom{2n-1}{n} = \frac{1}{2} \frac{1}{2^{2n}} \binom{2n}{n} = \frac{1}{2} \mathbb{P}(S_{2n} = 0). \end{aligned}$$

Le dernier résultat s'ensuit par symétrie!

2.4 Exercices plus folkloriques

Exercice 29. ●●○ Soit n un entier naturel. On suppose que la décomposition en facteurs premiers de n est $n = \prod_{k=1}^r p_k^{m_k}$. On tire au hasard, uniformément, un entier x dans $\llbracket 1, n \rrbracket$.

1. Soit $k \in \llbracket 1, r \rrbracket$. Quelle est la probabilité que p_k divise x ?

Correction

Il y a $\left\lfloor \frac{n}{p_k} \right\rfloor = \frac{n}{p_k}$ multiples de p_k dans $\llbracket 1, n \rrbracket$. D'où une probabilité de $\frac{1}{p_k}$ que p_k divise x .

2. Montrer que les événements « p_k divise x » sont mutuellement indépendants.

Correction

Soient k_1, \dots, k_ℓ ℓ indices entre 1 et r , deux à deux distincts. Nommons D_k l'événement « p_k divise x ». Alors $\bigcap_{i=1}^{\ell} D_{k_i}$ est l'événement « $\forall i \in \llbracket 1, \ell \rrbracket, p_{k_i}$ divise x », i.e., par le théorème de Gauss,

« $\prod_{i=1}^{\ell} p_{k_i}$ divise x ». Il y a $\frac{n}{\prod_{i=1}^{\ell} p_{k_i}}$ multiples de $\prod_{i=1}^{\ell} p_{k_i}$ dans $\llbracket 1, n \rrbracket$. Donc

$$\mathbb{P} \left(\bigcap_{i=1}^{\ell} D_{k_i} \right) = \frac{1}{\prod_{i=1}^{\ell} p_{k_i}} = \prod_{i=1}^{\ell} \mathbb{P}(D_{k_i}),$$

d'où le résultat.

3. Montrer que la probabilité que n soit premier avec x est égale à $\prod_{k=1}^r \left(1 - \frac{1}{p_k}\right)$.

Correction

L'événement « x est premier avec n » est l'événement $\bigcap_{1 \leq k \leq r} \{p_k \text{ ne divise pas } x\} = \bigcap_{1 \leq k \leq r} \overline{\{p_k | x\}}$.

Ces événements étant indépendants, la probabilité de l'événement est donc $\prod_{1 \leq k \leq r} \left(1 - \frac{1}{p_k}\right)$.

4. On rappelle que l'indicatrice d'Euler $\varphi(n)$ représente le nombre d'entiers inférieurs à n premiers avec n . Exprimer $\varphi(n)$ en fonction de p_1, \dots, p_r .

Correction

On en déduit que $\varphi(n)$ égale la probabilité trouvée précédemment multipliée par le cardinal de $\llbracket 1, n \rrbracket$, i.e. $n \prod_{1 \leq k \leq r} \left(1 - \frac{1}{p_k}\right)$.

Exercice 30. ●●○ Vous devez tirer au sort équitablement entre deux joueurs mais ne disposez pour ce faire que d'une pièce biaisée (dont vous ignorez en plus le biais exact). Comment faire ?

Correction

Il suffit de faire plusieurs séries de deux lancers, et de s'arrêter quand une série ne sort pas deux lancers identiques. L'événement « une série donne PF » et « une série donne FP » sont équiprobables !

Exercice 31. ●●● Un train contient n places numérotées et n voyageurs possèdent un billet. Le premier voyageur monte dans le train mais il a oublié son billet et se place donc au hasard. Puis chaque personne s'installe à sa place si elle est libre et choisit une place libre au hasard sinon. Quelle est la probabilité que la dernière personne se trouve à sa place ?

Correction

Bon, là c'est typiquement un exercice où il faut bien faire attention à l'univers que l'on considère. On numérote les voyageurs et les places de 1 à n . On remarque qu'une manière simple de modéliser l'univers est de le considérer formé de cycles contenant 1 et strictement croissants. On a alors une bijection évidente entre tout cycle ne contenant pas n et tout cycle contenant n . Mieux : les deux cycles sont équiprobables (car si on prend une liste $1 < i_2 < \dots < i_k$, le k -ième voyageur a autant de chances de prendre le siège 1 que le siège n). Donc la probabilité est de $\frac{1}{2}$!

Autre preuve, assez amusante. On numérote toujours les places de 1 à n . Supposons que le voyageur 1 prenne la place k . Quand le voyageur k arrive, au lieu que ce soit à lui de bouger, il demande gentiment au voyageur 1 de se déplacer. Ainsi on est ramenés au problème avec $n - k + 1$ voyageurs ! On poursuit jusqu'au voyageur $n - 1$, et on est ramenés au problème avec deux voyageurs, dans lequel la probabilité est clairement $\frac{1}{2}$.

Exercice 32. Nombre de dérangements – ce n'est pas un exercice de probabilités, mais de dénombrement, avec une application en probabilités à la fin. ●●● Soit E un ensemble de cardinal n . On appelle dérangement

de E toute permutation de E sans point fixe. On note d_p le nombre de dérangements d'un ensemble à p éléments.

1. Montrer que $n! = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} d_k$.

Correction

Soit $S_{n,k}$ l'ensemble des permutations ayant $n - k$ points fixes. Choisir une permutation avec k points fixes, c'est choisir d'abord $n - k$ points fixes, i.e. $\binom{n}{n-k} = \binom{n}{k}$ possibilités, puis choisir une permutation sans point fixe sur les points restants, i.e. d_k possibilités. Donc $|S_{n,k}| = \binom{n}{k} d_k$, donc, comme S_n est la réunion disjointe de tous les $S_{n,k}$, on a $|S_n| = \sum_{k=0}^n |S_{n,k}|$, donc

$$n! = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} d_k.$$

2. Démontrer la formule d'inversion de Pascal : soit f une fonction définie sur \mathbb{N} , soit g définie pour tout n par $g(n) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} f(k)$. Montrer que pour tout entier naturel n , $f(n) = \sum_{k=0}^n (-1)^{n-k} \binom{n}{k} g(k)$.

Correction

Calculons $\sum_{k=0}^n (-1)^{n-k} \binom{n}{k} g(k)$:

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^n (-1)^{n-k} \binom{n}{k} g(k) &= \sum_{k=0}^n (-1)^{n-k} \binom{n}{k} \sum_{j=0}^k \binom{k}{j} f(j) \\ &= \sum_{k=0}^n \sum_{j=0}^k (-1)^{n-k} \binom{n}{k} \binom{k}{j} f(j) \\ &= \sum_{j=0}^n \sum_{k=j}^n (-1)^{n-k} \binom{n}{k} \binom{k}{j} f(j). \end{aligned}$$

Or,

$$\binom{n}{k} \binom{k}{j} = \frac{n!}{k!(n-k)!} \frac{k!}{j!(k-j)!} = \frac{n!}{(n-k)!j!(k-j)!} = \binom{n}{j} \binom{n-j}{n-k},$$

d'où

$$\begin{aligned}
 \sum_{k=0}^n (-1)^{n-k} \binom{n}{k} g(k) &= \sum_{j=0}^n \sum_{k=j}^n (-1)^{n-k} \binom{n}{j} \binom{n-j}{n-k} f(j) \\
 &= \sum_{j=0}^n \binom{n}{j} f(j) \sum_{k=j}^n (-1)^{n-k} \binom{n-j}{k-j} \\
 &= \sum_{j=0}^n \binom{n}{j} f(j) \sum_{\ell=0}^{n-j} (-1)^{n-k} \binom{n-j}{\ell} \\
 &= \sum_{j=0}^n \binom{n}{j} f(j) (1-1)^{n-j} \\
 &= \sum_{j=0}^n \binom{n}{j} f(j) \delta_{nj} \\
 &= \binom{n}{n} f(n) = f(n),
 \end{aligned}$$

d'où le résultat demandé.

3. En déduire une formule pour d_n .

Correction

On en déduit, par la formule d'inversion, que

$$d_n = \sum_{k=0}^n (-1)^{n-k} \binom{n}{k} k! = \sum_{k=0}^n (-1)^{n-k} \frac{n!}{(n-k)!} =_{\ell=n-k} n! \sum_{k=0}^n \frac{(-1)^\ell}{\ell!}.$$

4. Quelle est la limite de la proportion $\frac{d_n}{n!}$ des dérangements de E parmi les permutations de E quand n tend vers $+\infty$?

Correction

La proportion de dérangements est alors $\frac{d_n}{n!}$, i.e. $\sum_{k=0}^n \frac{(-1)^\ell}{\ell!}$, elle converge donc vers $\frac{1}{e}$.

5. N'ayant pas envie de corriger le prochain DS, M Laillet décide que chaque élève devra corriger une copie qu'il aura tirée au sort. On met alors les noms de tous les élèves dans un chapeau (virtuel) et chacun tire au sort un nom. Donner une valeur approchée de la probabilité qu'un élève tire son nom.

Correction

Le tirage correspond au tirage aléatoire d'une permutation. Si un élève tire son nom c'est que la permutation admet un point fixe. Or la proportion de permutation sans points fixes tend, quand n tend vers $+\infty$, vers $\frac{1}{e}$. Donc la probabilité d'avoir une permutation sans point fixe est approximativement $1 - \frac{1}{e}$.

3 Moments d'une variable aléatoire

3.1 Calculs d'espérance et de variance

Exercice 33. ●●○ Soit X une variable de loi $\mathcal{B}(n, p)$. Calculer $\mathbb{E}(2^X)$ et $\mathbb{E}\left(\frac{1}{1+X}\right)$.

Correction

On utilise le théorème de transfert :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(2^X) &= \sum_{k=0}^n 2^k \mathbb{P}(X = k) \\ &= \sum_{k=0}^n 2^k \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \\ &= \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} (2p)^k (1-p)^{n-k} \\ &= (2p + 1 - p)^n = (1+p)^n. \end{aligned}$$

De même,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\left(\frac{1}{1+X}\right) &= \sum_{k=0}^n \frac{1}{k+1} \mathbb{P}(X = k) \\ &= \sum_{k=0}^n \frac{1}{k+1} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \\ &= \sum_{k=0}^n \frac{1}{n+1} \binom{n+1}{k+1} p^k (1-p)^{n-k} \\ &= \frac{1}{n+1} \sum_{\ell=1}^{n+1} \binom{n+1}{\ell} p^{\ell-1} (1-p)^{n-\ell+1} \\ &= \frac{1}{p(n+1)} \sum_{\ell=1}^{n+1} \binom{n+1}{\ell} p^{\ell} (1-p)^{n+1-\ell} \\ &= \frac{1}{p(n+1)} \left(\sum_{\ell=0}^{n+1} \binom{n+1}{\ell} p^{\ell} (1-p)^{n+1-\ell} - (1-p)^{n+1} \right) \\ &= \frac{1}{p(n+1)} (1 - (1-p)^{n+1}) \end{aligned}$$

Exercice 34. ●○○ Soit (Ω, \mathbb{P}) espace probabilisé fini et X variable aléatoire réelle discrète vérifiant $\mathbb{E}(X^2) = \mathbb{E}(X^4) = 1$.

1. Démontrer que $|\mathbb{E}(X)| \leq 1$.

Correction

On sait, comme $\mathbb{V}(X) \geq 0$, que $\mathbb{E}(X)^2 \leq \mathbb{E}(X^2) = 1$, d'où le résultat.

2. Calculer $\mathbb{V}(X^2)$ et en déduire la loi de X (elle pourra dépendre d'un paramètre qu'on ne cherchera pas

à déterminer!).

Correction

On sait que $\mathbb{V}(X^2) = \mathbb{E}(X^4) - \mathbb{E}(X^2)^2 = 0$, donc X^2 est presque sûrement constante. Comme $\mathbb{E}(X^2) = 1$, $X^2 = 1$ presque sûrement. Donc on dispose de $p \in [0, 1]$ tel que $\mathbb{P}(X = 1) = p$ et $\mathbb{P}(X = -1) = 1 - p$.

Exercice 35. ●●●

1. Montrer que dans $\mathbb{R}[X]$ le polynôme $P(X) = 1 + X + X^2 + \dots + X^{10} = \frac{X^{11} - 1}{X - 1}$ ne peut s'écrire comme produit de deux polynômes réels de degré 5.

Correction

On remarque que $P(X)(X - 1) = X^{11} - 1$, donc les racines de P sont les racines 11-èmes de l'unité différentes de 1. En particulier P n'a aucune racine réelle. Mais si P est produit de deux polynômes de degré 5, chacun de ces polynômes est impair donc (TVI) s'annule sur \mathbb{R} , absurde!

2. On considère deux dés pipés (lois pas forcément uniformes, éventuellement distinctes pour les deux dés, mais avec des faces numérotées de 1 à 6), on note X, Y les v.a. exprimant le jet de l'un et l'autre dé. On veut montrer qu'il est impossible que $Z = X + Y$ ait une loi uniforme sur $[[2, 12]]$. On raisonne par l'absurde que Z suit une loi uniforme sur $[[2, 12]]$.
 (a) Que vaut $\mathbb{E}(t^Z)$ pour tout t dans \mathbb{R} ?

Correction

Comme Z suit une loi uniforme, on en déduit, par le théorème de transfert, que

$$\mathbb{E}(t^Z) = \sum_{k=2}^{12} \frac{1}{10} t^k = \frac{t^2}{10} \sum_{k=0}^{10} t^k = \frac{t^2}{10} P(t).$$

- (b) En utilisant l'indépendance de X et Y , aboutir à une contradiction.

Correction

On sait de même que $\mathbb{E}(t^Z) = \mathbb{E}(t^X t^Y) = \mathbb{E}(t^X) \mathbb{E}(t^Y)$. Mais

$$\mathbb{E}(t^X) = \sum_{k=1}^6 a_k t^k,$$

où $a_k = \mathbb{P}(X = k)$. Donc $\mathbb{E}(t^X) = tA(t)$ où A est un polynôme de degré 5. De même, $\mathbb{E}(t^Y) = tB(t)$ où B est un polynôme de degré 5. On a donc, pour tout t dans \mathbb{R} , $t^2 P(t) = tA(t)tB(t)$, donc (égalité sur les polynômes) $P = AB$, i.e. P est factorisable comme un produit de deux polynômes de degré 5, absurde! D'où une contradiction et le résultat désiré.

- Exercice 36.** Soit n dans \mathbb{N} et X une variable aléatoire à valeurs dans $[[0, n]]$. Déterminer une suite $(u_k)_{0 \leq k \leq n}$, indépendante de X , telle que $\mathbb{E}(X^2) = \sum_{k=0}^n u_k \mathbb{P}(X \geq k)$.

- Exercice 37. Urne d'Ehrenfest. ●●○** On considère deux urnes A et B contenant en tout b boules, où $b \geq 2$. On tire de façon équiprobable une boule et on la change d'urne. On renouvelle l'expérience. On note X_n le nombre de boules dans l'urne A après n étapes et $Y_n = X_{n+1} - X_n$.

1. Déterminer $E(Y_n)$ en fonction de $E(X_n)$.
2. En déduire $E(X_n)$ et sa limite quand $n \rightarrow +\infty$.

3.2 Inégalités

Exercice 38. ●○○ Soit X une variable réelle. Montrer que pour tout $a \in \mathbb{R}$, $V(X) \leq \mathbb{E}((X - a)^2)$.

Correction

On développe le membre de droite :

$$\mathbb{E}((X - a)^2) = \mathbb{E}(X^2) - 2a\mathbb{E}(X) + a^2,$$

minimal en $a = \mathbb{E}(X)$, et donc égal à

$$\mathbb{E}(X^2) - 2\mathbb{E}(X)^2 + \mathbb{E}(X)^2 = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X)^2 = V(X).$$

Exercice 39. ●○○ Soit X une variable aléatoire à valeurs dans \mathbb{R}_+^* .

Démontrer que $\mathbb{E}\left(\frac{1}{X}\right) \geq \frac{1}{\mathbb{E}(X)}$.

Correction

On sait que $\sqrt{X} \frac{1}{\sqrt{X}} = 1$. Donc, par l'inégalité de Cauchy-Schwarz,

$$1 = \mathbb{E}\left(\sqrt{X} \cdot \frac{1}{\sqrt{X}}\right) \leq \mathbb{E}(X) \mathbb{E}\left(\frac{1}{X}\right),$$

d'où le résultat !

Exercice 40. ●●○ Soit n un entier naturel non nul, $\alpha \in \left]0, \frac{1}{2}\right]$, $p \in [0, 1]$. On lance n fois une pièce de monnaie bien équilibrée. Déterminer une condition suffisante sur n pour que la probabilité d'avoir une proportion de « pile » dans $\left[\frac{1}{2} - \alpha, \frac{1}{2} + \alpha\right]$ soit supérieure ou égale à p .

Correction

On utilise l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev. On sait que lorsqu'on lance n fois une pièce de monnaie, la variable aléatoire X_n correspondant au nombre de « pile » suit une loi de Bernoulli de paramètre $\frac{1}{2}$, donc d'espérance $\frac{n}{2}$ et de variance $\frac{n}{4}$. Or,

$$\mathbb{P}\left(\left|\frac{X_n}{n} \notin \left[\frac{1}{2} - \alpha, \frac{1}{2} + \alpha\right]\right|\right) = \mathbb{P}\left(\left|X_n - \frac{n}{2}\right| > n\alpha\right) \leq \mathbb{P}\left(\left|X_n - \frac{n}{2}\right| \geq n\alpha\right),$$

donc, par l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev,

$$\mathbb{P}\left(\left|\frac{X_n}{n} \notin \left[\frac{1}{2} - \alpha, \frac{1}{2} + \alpha\right]\right|\right) \leq \frac{V(X_n)}{\alpha^2} = \frac{1}{4n\alpha^2},$$

donc

$$\mathbb{P}\left(\left|\frac{X_n}{n} \in \left[\frac{1}{2} - \alpha, \frac{1}{2} + \alpha\right]\right|\right) \geq 1 - \frac{1}{4n\alpha^2}.$$

Cette probabilité est supérieure ou égale à p lorsque $\frac{1}{4n\alpha^2} \leq 1 - p$, i.e.

$$n \geq \frac{1}{4\alpha^2(1-p)}.$$

(ce résultat est cohérent avec notre intuition : n tend vers $+\infty$ quand p tend vers 1 ou quand α tend vers 0).

Exercice 41. ●●○ Soient X et Y deux variables aléatoires réelles, avec X de variance strictement positive. Déterminer la droite d'approximation linéaire de Y , i.e. trouver a et b deux réels minimisant la quantité $\mathbb{E}((Y - (aX + b))^2)$.

Correction

On sait que

$$\mathbb{E}((Y - (aX + b))^2) = V(Y - (aX + b)) + \mathbb{E}((Y - (aX + b)))^2.$$

Or, $\mathbb{E}((Y - (aX + b)))^2$ est toujours positif et minimal quand il est nul, i.e. quand

$$(\mathbb{E}(Y) - a\mathbb{E}(X) - b)^2 = 0,$$

i.e. quand $b = \mathbb{E}(Y) - a\mathbb{E}(X)$. Ensuite,

$$V(Y - (aX + b)) = V(Y - aX) = V(Y) - a\text{Cov}(X, Y) + a^2V(X),$$

polynôme minimal en $a = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{V(X)}$.

La quantité est donc minimale en $a = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{V(X)}$ et en $b = \mathbb{E}(Y) - \frac{\text{Cov}(X, Y)\mathbb{E}(X)}{V(X)}$.

Exercice 42. *Inégalité de Hoeffding.* ●●○

1. Soit S_n une variable aléatoire de loi $\mathcal{B}(n, p)$. Montrer que pour tout $a \in]0, 1[$,

$$\forall s \in \mathbb{R}_+, P\left(\frac{S_n}{n} \geq a\right) \leq e^{-nsa} (1 - p + pe^s)^n$$

2. Parmi les majorations de la question précédente, identifier la plus précise.

3. Si $0 < q < p < 1$, on définit la divergence de Kullback-Leibler

$$D(p||q) = (1 - p) \ln\left(\frac{1 - p}{1 - q}\right) + p \ln\left(\frac{p}{q}\right).$$

Exprimer $D(p||q)$ comme une intégrale et en déduire que $D(p||q) \geq 2(p - q)^2$.

4. Montrer que pour tout $\varepsilon > 0$, $P\left(\left|\frac{S_n}{n} - p\right| \geq \varepsilon\right) \leq 2e^{-2n\varepsilon^2}$.

5. Comparer cette inégalité à celle obtenue par l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev.

Exercice 43. ●●● *Approximation uniforme de la valeur absolue.* Soit (Ω, \mathbb{P}) un espace probabilisé et $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de variables aléatoires indépendantes de même loi $\mathcal{B}(x)$ avec $x \in [0, 1]$. On note $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ pour

n entier non nul. On considère $f : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$, $t \mapsto |t - 1/2|$ et on pose

$$\forall x \in [0; 1] \quad B_n(f)(x) = \mathbb{E}\left[f\left(\frac{S_n}{n}\right)\right] \quad \text{et} \quad \Delta_n(f) = \max_{x \in [0,1]} \|B_n(f)(x) - f(x)\|_\infty$$

1. Justifier que $\Delta_n(f)$ existe.
2. Si X est variable aléatoire, comparer $\mathbb{E}(X)^2$ et $\mathbb{E}(X^2)$.
3. Vérifier que f est lipschitzienne.
4. Vérifier que $B_n(f)$ est une fonction polynomiale.
5. Montrer

$$\Delta_n(f) \underset{n \rightarrow +\infty}{=} \mathcal{O}\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)$$

6. Qu'a-t-on démontré?

Exercice 44. *Inégalité de Cantelli.* ●●● Soit X une variable aléatoire d'espérance m et de variance V . Soit $\varepsilon > 0$.

1. (Méthode piétonne)

(i) Montrer que $\forall x \geq 0, \mathbb{P}(X - m \geq \varepsilon) \leq \frac{V + x^2}{(\varepsilon + x)^2}$.

Correction

On sait que

$$\mathbb{P}(X - m \geq \varepsilon) = \mathbb{P}(X - m + x \geq \varepsilon + x) = \mathbb{P}((X - m + x)^2 \geq (\varepsilon + x)^2),$$

donc, par l'inégalité de Markov,

$$\mathbb{P}(X - m \geq \varepsilon) \leq \frac{\mathbb{E}((X - m + x)^2)}{(\varepsilon + x)^2} = \frac{\mathbb{E}((X - m)^2) + 2x\mathbb{E}(X - m) + x^2}{(\varepsilon + x)^2} = \frac{V(X) + x^2}{(\varepsilon + x)^2}.$$

(ii) En déduire que $\mathbb{P}(X - m \geq \varepsilon) \leq \frac{V}{V + \varepsilon^2}$ et que $\mathbb{P}(|X - m| \geq \varepsilon) \leq \frac{2V}{V + \varepsilon^2}$.

Correction

L'idée est qu'on a une égalité vraie pour tout x . Si on pose la fonction $\varphi : x \mapsto \frac{V + x^2}{(\varepsilon + x)^2}$, on a

$$\forall x \in \mathbb{R}, \mathbb{P}(X - m \geq \varepsilon) \leq \varphi(x).$$

Si on arrive à **minimiser** φ , i.e. si on arrive à trouver x_0 tel que $\varphi(x_0) = \min_{x \in \mathbb{R}}(\varphi(x))$, on aura une inégalité optimale.

Or, la dérivée de φ est

$$\varphi'(x) = \frac{2x(\varepsilon + x)^2 - 2(V + x^2)(\varepsilon + x)}{(\varepsilon + x)^4},$$

et est nulle quand

$$x(\varepsilon + x)^2 - (V + x^2)(\varepsilon + x) = 0,$$

i.e. quand $x(\varepsilon + x) = V + x^2$, i.e. quand $x = \frac{V}{\varepsilon}$. On peut étudier le signe de cette dérivée et remarquer qu'alors $\frac{V}{\varepsilon}$ est un point en lequel φ atteint son minimum.

On a alors $\varphi\left(\frac{V}{\varepsilon}\right) = \frac{V}{V + \varepsilon^2}$.

Remarque : on aurait pu, si on y avait pensé comme ça, **poser** $x = \frac{V}{\varepsilon}$, et, comme l'inégalité est vraie pour tout x , dire que $\mathbb{P}(X - m \geq \varepsilon) \leq \varphi(V/\varepsilon)$.

Enfin,

$$\mathbb{P}(|X - m| \geq \varepsilon) = \mathbb{P}(X - m \geq \varepsilon) + \mathbb{P}(X - m \leq -\varepsilon) = \mathbb{P}(X - m \geq \varepsilon) + \mathbb{P}(-X + m \geq \varepsilon)$$

Mais en appliquant le même raisonnement que précédemment à $-X$, qui est d'espérance $-m$ et de variance V , on obtient $\mathbb{P}(-X + m \geq \varepsilon) \leq \frac{V}{V + \varepsilon^2}$, d'où

$$\mathbb{P}(|X - m| \geq \varepsilon) \leq \frac{2V}{V + \varepsilon^2}.$$

(iii) Comparer avec l'inégalité de Bienaymé-Tchebychef.

Correction

Première inégalité.

L'inégalité de Bienaymé-Tchebycheff ne permet que des estimations en valeur absolue :

$$\mathbb{P}(X - m \geq \varepsilon) \leq \mathbb{P}(|X - m| \geq \varepsilon) \leq \frac{V}{\varepsilon^2}.$$

Or, $\frac{V}{V + \varepsilon^2} \leq \frac{V}{\varepsilon^2}$. L'inégalité de Cantelli est alors meilleure dans tous les cas.

Deuxième inégalité.

On remarque que $\frac{2V}{V + \varepsilon^2} \leq \frac{V}{\varepsilon^2}$ si et seulement si $\varepsilon^2 \leq V$. L'inégalité de Cantelli est donc meilleure que celle de Tchebycheff lorsque $\varepsilon^2 \leq V$.

2. (Avec Cauchy-Schwarz) Retrouver le résultat précédent en remarquant que $\mathbb{E}(\varepsilon + m - X) \leq \mathbb{E}((\varepsilon + m - X)\mathbb{1}_{X < m + \varepsilon})$, et en appliquant l'inégalité de Cauchy-Schwarz à $(\varepsilon + m - X)\mathbb{1}_{X < m + \varepsilon}$.

Correction

On remarque que

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\varepsilon + m - X)^2 &\leq \mathbb{E}((\varepsilon + m - X)\mathbb{1}_{\varepsilon+m-X>0})^2 \\ &\leq \mathbb{E}((\varepsilon + m - X)^2)\mathbb{E}(\mathbb{1}_{X < m+\varepsilon}^2) \text{ par l'inégalité de Cauchy-Schwarz.} \\ &\leq \mathbb{E}((\varepsilon + m - X)^2)\mathbb{P}(X < m + \varepsilon) \text{ car } \mathbb{1}_{X < m+\varepsilon}^2 = \mathbb{1}_{X < m+\varepsilon} \text{ et par définition} \\ &\leq \mathbb{E}((\varepsilon + m - X)^2)(1 - \mathbb{P}(X - m \geq \varepsilon)). \end{aligned}$$

On en déduit que $\mathbb{E}(\varepsilon + m - X)^2 \leq \mathbb{E}((\varepsilon + m - X)^2) - \mathbb{E}((\varepsilon + m - X)^2)\mathbb{P}(X - m \geq \varepsilon)$, donc que

$$\mathbb{P}(X - m \geq \varepsilon) \leq \frac{\mathbb{E}((\varepsilon + m - X)^2) - \mathbb{E}(\varepsilon + m - X)^2}{\mathbb{E}((\varepsilon + m - X)^2)}.$$

Or, par définition, $\mathbb{E}((\varepsilon + m - X)^2) - \mathbb{E}(\varepsilon + m - X)^2 = V(\varepsilon + m - X) = (-1)^2V(X) = V$. De plus,

$$\mathbb{E}((\varepsilon + m - X)^2) = \mathbb{E}(\varepsilon^2) + 2\mathbb{E}(\varepsilon(m - X)) + \mathbb{E}((m - X))^2 = \varepsilon^2 + 0 + V,$$

d'où

$$\mathbb{P}(X - m \geq \varepsilon) \leq \frac{V}{V + \varepsilon^2}.$$

D'où l'inégalité désirée.

Indications.

1. 1. Faire une étude de fonctions.
2. Utiliser l'événement contraire de $\bigcup_{i=1}^n A_i$.
2. 1. Regarder la probabilité que $m = 1$ et $M = 1$.
2. (i) Décomposer selon le bon système d'événements.
- (ii)
- (iii) Utiliser la linéarité de l'espérance.
- (iv) Séparer les cas $a > b$, $a = b$ et $a < b$.
3. Écrire que $\mathbb{P}(X \geq k) = \sum_{i=k}^n \mathbb{P}(X = i)$, puis intervertir les sommes.
4. Pour cet exercice, plusieurs méthodes sont possibles, mais une méthode, utilisant des indicatrices, est vraiment puissante !
5. 1. Distinguer les cas $i = j$, $|i - j| = 1$ et $|i - j| > 1$.
2. Utiliser la formule de la variance d'une somme de variables aléatoires.
7. Penser que si $t \geq 0$, $a \leq b \Leftrightarrow e^{ta} \leq e^{tb}$.
8. 1. Utiliser l'inégalité de Cauchy-Schwarz.
2. Écrire $\mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(X\mathbb{1}_{\{X \geq \eta\}}) + \mathbb{E}(X\mathbb{1}_{\{X < \eta\}})$.
9. Ici, pas utile de nommer proprement des événements, décrire précisément les situations.
10. Faire du dénombrement !
11. Penser qu'un circuit en parallèle tombe en panne si les deux composants tombent en panne, alors qu'en série il suffit d'un seul.
12. Décomposer l'événement sur le système complet « le député est progressiste » \cup « le député est conservateur »

13. Utiliser la formule des probabilités composées.
14. Écrire $\mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) = (\mathbb{P}(A \cap \bar{B}) + \mathbb{P}(A \cap B))(\mathbb{P}(A \cap B) + \mathbb{P}(\bar{A} \cap B))$.
15. Poser $p = \mathbb{P}(A \cap B)$ et déterminer en fonction de p le maximum de $\mathbb{P}(A \cap B) - \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B)$.
16. Ce que vous devez déterminer, ce sont les 4 valeurs $\mathbb{P}(X = i, Y = j)$ où $(i, j) \in \{0, 1\}^2$.
17. Poser X la variable aléatoire correspondant au nombre de pile du premier lancer, Y celle du second, et écrire proprement, à l'aide de X et Y , les probabilités désirées.
18. La première question a essentiellement été faite en cours : voir si vous savez la refaire ! Pour la deuxième, utiliser le système complet d'événements $(\{Z = k\})_{0 \leq k \leq n}$.
19. 1. (i) Utiliser les probabilités totales.
(ii) Considérer $u_k + v_k$ et $u_k - v_k$.
(iii) Donner un équivalent de ce résultat quand k tend vers $+\infty$: interprétation ?
- 2.
20. Utiliser qu'une variable de Bernoulli est caractérisée par le fait qu'elle est à valeurs dans $\{0, 1\}$, et que sa loi est caractérisée par son espérance.
22. Dénombrer le nombre de cycles de longueur k contenant 1.
24. On peut envisager deux approches :
— Une approche avec simplement des événements, en montrant que, si A_n est l'événement « le n -ième tirage amène une boule blanche », $\mathbb{P}(A_n) = \frac{b}{b+r}$.
— Une approche avec des variables aléatoires : nommons N_k le nombre de boules blanches au k -ième tirage et X_k la variable aléatoire valant 1 si la k -ième boule tirée est blanche. Montrer que N_k suit la loi uniforme sur $\llbracket 1, k \rrbracket$.
29. Utiliser le théorème de Gauss pour la deuxième question.
30. Essayer de trouver deux événements qui ont même probabilité.
31. Imaginer que lorsqu'un passager voit la place prise par la personne sans billet, elle fasse se lever cette personne sans billet.
32. 1. Trier les permutations de E selon leur nombre de points fixes.
2. Écrire la formule de droite comme une somme double, qu'on intervertira, et reconnaître un binôme de Newton.
3.
4. Penser que $e^x = \lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{k=0}^n \frac{x^k}{k!}$.
5. Se ramener à un tirage de permutation.
33. Utiliser la formule de transfert.
34. 1. Utiliser la définition de $\mathbb{V}(X)$.
2. Démontrer que $\mathbb{V}(X^2) = 0$: que peut-on dire d'une variable aléatoire de variance nulle ?
35. 1. Utiliser le TVI, et déterminer précisément les racines de $1 + X + \dots + X^{10}$.
2. (a) Utiliser le théorème de transfert.
(b) Démontrer que cela revient à factoriser sur \mathbb{R} le polynôme de la première question.
36. S'inspirer de l'exercice 3 et utiliser le théorème de transfert.
38. Développer le membre de droite.
39. Utiliser l'inégalité de Cauchy-Schwarz.
40. Utiliser l'inégalité de Bienaymé-Tchebycheff.

- 41.** On pourra utiliser l'expression de $\mathbb{E}\left((Y - (aX + b))^2\right)$ en fonction de la variance et d'une autre espérance.
- 44. 1.** (i) Ajouter x des deux côtés et utiliser les mêmes idées que dans la preuve de l'inégalité de Bienaymé-Tchebycheff à partir de l'inégalité de Markov.
- (ii) Étudier la fonction $\varphi : x \mapsto \frac{V + x^2}{(\varepsilon + x)^2}$.
- (iii) Pour la seconde inégalité, distinguer en fonction de si $\varepsilon^2 \leq V$ ou l'inverse.