

Interrogation Écrite n° 8 : corrigé

PTSI B Lycée Eiffel

11 mai 2018

- C'est dans le cours !
- Dans une urne se trouvent trois boules vertes, trois boules rouges et quatre boules bleues. On tire trois boules successivement avec remise.
 - Les tirages étant successifs sans remise, on va utiliser des listes. Comme il y a 10 boules au total dans l'urne, on aura donc $|\Omega| = 10^3 = 1\,000$.
 - Si on veut être très rigoureux, note A l'événement « On a tiré trois boules de la même couleur », avec A_1 la possibilité « On a tiré trois boules vertes », A_2 pour trois boules rouges et A_3 pour trois boules bleues. Les événements A_1 , A_2 et A_3 sont incompatibles, de réunion A , donc $P(A) = P(A_1) + P(A_2) + P(A_3) = \frac{3^3 + 3^3 + 4^3}{10^3} = \frac{118}{1\,000} = \frac{59}{500}$.
 - Il y a pour chaque tirage une probabilité $\frac{6}{10} = \frac{3}{5}$ de ne pas tirer de boule bleue, donc la probabilité demandée vaut $\frac{3^3}{5^3} = \frac{27}{125}$.
 - Il faut choisir la boule verte tirée (trois possibilités), choisir la boule rouge, choisir la boule bleue, mais aussi choisir l'ordre dans lequel on va tirer les trois couleurs ($3! = 6$ possibilités), ce qui donne une probabilité égale à $\frac{3 \times 3 \times 4 \times 6}{10^3} = \frac{3^3}{5^3} = \frac{27}{125}$ (la même que tout à l'heure donc, mais c'est une coïncidence ici).
 - Sur les 1 000 tirages possibles au total, il y en a 10 pour lesquels on a tiré trois fois la même boule (il faut quand même choisir la boule !), soit une probabilité de $\frac{1}{100}$. Alternativement, on fait le premier tirage, puis on considère que, pour chacun des deux tirages suivants, on a une probabilité $\frac{1}{10}$ de tirer à nouveau la boule tirée lors du premier tirage.
- Pour simplifier le raisonnement, notons F_n l'événement « Notre cobaye a fumé au jour numéro n » et G_n l'événement « Notre cobaye n'a pas fumé au jour n ». Les données de l'énoncé peuvent se traduire ainsi : $P(F_0) = 1$ (ce qu'on notera $u_0 = 1$ puisque l'énoncé nous impose la notation $u_n = P(F_n)$), et on connaît toutes les probabilités conditionnelles $P_{F_n}(F_{n+1}) = \frac{1}{10}$; $P_{F_n}(G_{n+1}) = \frac{9}{10}$; $P_{G_n}(F_{n+1}) = \frac{7}{10}$ et $P_{G_n}(G_{n+1}) = \frac{3}{10}$. Les événements F_n et G_n formant manifestement un système complet d'événements, on peut appliquer la formule des probabilités totales pour obtenir $P(F_{n+1}) = P(F_n) \times P_{F_n}(F_{n+1}) + P(G_n) \times P_{G_n}(F_{n+1}) = \frac{1}{10}P(F_n) + \frac{7}{10}P(G_n)$. Comme G_n et F_n sont complémentaires, on a $P(G_n) = 1 - P(F_n) = 1 - u_n$, et donc $u_{n+1} = \frac{1}{10}u_n + \frac{7}{10}(1 - u_n) = \frac{7}{10} - \frac{3}{5}u_n$. La suite (u_n) est donc arithmético-géométrique, d'équation de point fixe $x = \frac{7}{10} - \frac{3}{5}x$, qui admet comme solution $x = \frac{7}{10} \times \frac{5}{8} = \frac{7}{16}$. Posons donc $v_n = u_n - \frac{7}{16}$, et calculons $v_{n+1} = u_{n+1} - \frac{7}{16} = \frac{7}{10} - \frac{3}{5}u_n - \frac{7}{16} = \frac{21}{80} - \frac{3}{5}u_n = -\frac{3}{5} \left(u_n - \frac{7}{16} \right) = -\frac{3}{5}v_n$. La suite

(v_n) est donc géométrique de raison $-\frac{3}{5}$ et de premier terme $v_0 = u_0 - \frac{7}{16} = \frac{9}{16}$. On en déduit que $v_n = \frac{9}{16} \times \left(-\frac{3}{5}\right)^n$, puis que $u_n = \frac{7}{16} + \frac{9}{16} \times \left(-\frac{3}{5}\right)^n$.

(b) Sans difficulté, on obtient $\lim_{n \rightarrow +\infty} u_n = \frac{7}{16}$. Notre cobaye continuera donc à fumer en moyenne presque un jour sur deux (en fait, le modèle utilisé est assez stupide).

4. (a) Notons $A_{k,r}$ l'événement : « On n'a tiré que des boules blanches dans après r tirages dans l'urne k », et A_r l'événement « On n'a tiré que des boules blanches lors des r premiers tirages » (indépendamment de l'urne choisie). L'événement A_r est clairement union disjointe des événements $A_{k,r}$, et l'événement $A_{k,r}$ a une probabilité $\frac{1}{n+1} \times \left(\frac{k}{n}\right)^r$

(on choisit l'urne k avec probabilité $\frac{1}{n+1}$ puis on a une proba $\frac{k}{n}$ de tirer une boule blanche à chacun des r tirages qui s'effectuent sans remise). On en déduit que $P(A_r) =$

$\frac{1}{n+1} \sum_{k=1}^n \left(\frac{k}{n}\right)^r$ (on peut oublier le terme correspondant à $k=0$ qui est nul). Puisque l'événement A_{r+1} est inclus dans A_r , ce qu'on nous demande de calculer peut s'écrire comme $P_{A_r}(A_{r+1}) = \frac{P(A_r \cap A_{r+1})}{P(A_r)} = \frac{P(A_{r+1})}{P(A_r)}$, soit au vu du calcul précédent une

probabilité égale à $\frac{\sum_{k=1}^n \left(\frac{k}{n}\right)^{r+1}}{\sum_{k=1}^n \left(\frac{k}{n}\right)^r} = \frac{1}{n} \times \frac{\sum_{k=1}^n k^{r+1}}{\sum_{k=1}^n k^r}$. Par exemple, lorsque $r=1$, on ob-

tient grâce à nos connaissances sur les sommes classiques une probabilité égale à $\frac{1}{n} \times \frac{2n(n+1)(2n+1)}{6n(n+1)} = \frac{2n+1}{3n}$, qui a une limite égale à $\frac{2}{3}$ quand n tend vers $+\infty$. De

même, lorsque $r=2$, la probabilité vaut $\frac{1}{n} \times \frac{6n^2(n+1)^2}{4n(n+1)(2n+1)} = \frac{3(n+1)}{2(2n+1)}$, qui a cette fois-ci une limite de $\frac{3}{4}$. On ne sait pas calculer les sommes explicitement lorsque $r \geq 3$.

(b) Revenons à la formule obtenue avant simplification pour $P(A_r) : \frac{1}{n+1} \sum_{k=1}^n \left(\frac{k}{n}\right)^r$. Au

détail près qu'il y a un facteur $n+1$ au lieu de n au dénominateur (ce qui ne changera pas la limite puisque $\frac{n}{n+1}$ tend vers 1), on reconnaît exactement une somme de Riemann associée à la fonction $x \mapsto x^r$ sur l'intervalle $[0, 1]$. Lorsque n tend vers $+\infty$, l'événement

A_r a donc une probabilité qui tend vers $\int_0^1 x^r dx = \left[\frac{x^{r+1}}{r+1}\right]_0^1 = \frac{1}{r+1}$. Notre probabilité

a donc pour limite $\frac{\frac{1}{r+2}}{\frac{1}{r+1}} = \frac{r+1}{r+2}$, ce qui est tout à fait cohérent avec les calculs effectués lorsque $r=1$ et $r=2$.