

# TD n°11 : corrigé

PTSI B Lycée Eiffel

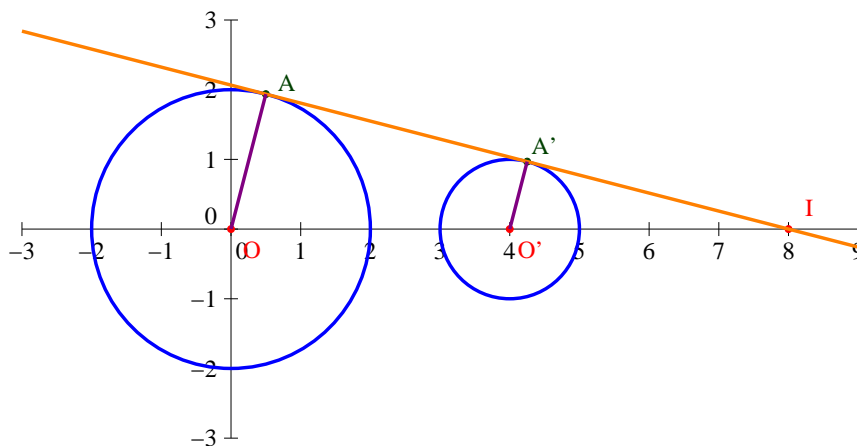
9 juin 2016

## Exercice 1

- Calculons donc :  $u_1 = \frac{3}{2}\ln(2) - 1$ , puis  $u_2 = \frac{5}{2}\ln\left(\frac{3}{2}\right) - 1 = \frac{5}{2}\ln(3) - \frac{5}{2}\ln(2) - 1$  et  $u_3 = \frac{7}{2}\ln(4) - \frac{7}{2}\ln(3) - 1 = 7\ln(2) - \frac{7}{2}\ln(3) - 1$ . On en déduit  $S_1 = u_1 = \frac{3}{2}\ln(2) - 1$ , puis  $S_2 = S_1 + u_2 = \frac{5}{2}\ln(3) - \ln(2) - 2$  et  $S_3 = S_2 + u_3 = 6\ln(2) - \ln(3) - 3$ . On finit avec la suite  $(v_n)$  :  $v_2 = e^{1-S_1} = e^{2-\frac{3}{2}\ln(2)} = \frac{2^2}{2^{\frac{3}{2}}} = \frac{e^2}{2\sqrt{2}}$ ; puis  $v_3 = e^{3+\ln(2)-\frac{5}{2}\ln(3)} = \frac{2e^3}{9\sqrt{3}}$ , et enfin  $v_4 = e^{4+\ln(3)-6\ln(2)} = \frac{3e^4}{64}$ .
- Il faut bien évidemment être très soigneux dans son calcul d'équivalent, et écrire des  $o$  pour ne pas prendre le risque d'additionner les équivalents. En fait, on a besoin de pousser le développement limité du  $\ln$  à l'ordre 3 pour obtenir l'équivalent demandé. On écrit donc  $u_n = \left(n + \frac{1}{2}\right) \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{2n^2} + \frac{1}{3n^3} + o\left(\frac{1}{n^3}\right)\right) - 1 = 1 - \frac{1}{2n} + \frac{1}{3n^2} + \frac{1}{2n} - \frac{1}{4n^2} + o\left(\frac{1}{n^2}\right) - 1 \sim \frac{1}{12n^2}$ . La série  $(S_n)$  a donc un terme général équivalent à celui d'une série de Riemann convergente, elle converge nécessairement. La suite  $(S_n)$  a donc une limite finie, et  $(v_n)$  également. On peut ajouter que la limite de  $(v_n)$  est forcément un réel strictement positif (exponentielle d'un réel quelconque).
- Procédons par exemple par récurrence, en notant  $P_n$  la propriété :  $S_n = \left(n + \frac{1}{2}\right)\ln(n+1) - n - \ln(n!)$ . Au rang 1, on vérifie que  $\frac{3}{2}\ln(2) - 1 - \ln(1) = S_1$ , c'est le cas. Supposons désormais la formule vérifiée au rang  $n$ , alors  $S_{n+1} = S_n + u_{n+1} = \left(n + \frac{1}{2}\right)\ln(n+1) - n - \ln(n!) + \left(n + \frac{3}{2}\right)\ln\left(\frac{n+2}{n+1}\right) - 1 = \left(n + \frac{3}{2}\right)\ln(n+2) - \ln(n+1) - (n+1) - \ln(n!) = \left(n + \frac{3}{2}\right)\ln(n+2) - (n+1) - \ln((n+1)!)$ , ce qui prouve  $P_{n+1}$ . La propriété est donc vraie pour tout entier  $n \geq 1$ .
- D'après la question précédente,  $S_{n-1} = \left(n - \frac{1}{2}\right)\ln(n) - n + 1 - \ln((n-1)!)$ , donc  $v_n = e^{1-S_{n-1}} = e^{n+\ln((n-1)!)-(n+\frac{1}{2})\ln(n)} = \frac{e^n \times (n-1)!}{n^{n-\frac{1}{2}}} = \frac{n!e^n}{n^n\sqrt{n}}$  (en multipliant numérateur et dénominateur par  $n$ ).
- Puisqu'on sait que  $(v_n)$  admet une limite  $l$  strictement positive, on peut écrire  $v_n \sim l$ , soit  $\frac{n!e^n}{n^n\sqrt{n}} \sim l$ , ce qui revient à dire que  $n! \sim l\sqrt{nn^n}e^{-n}$ .

## Exercice 2

1. Pas vraiment besoin de calculs pour se rendre compte que  $\mathcal{C}$  est le cercle de centre  $O(0,0)$  et de rayon 2. Pour le deuxième cercle, on écrit son équation sous la forme  $(x-4)^2 - 16 + y^2 + 15 = 0$ , soit  $(x-4)^2 + y^2 = 1$ . Il s'agit donc du cercle de centre  $O'(4,0)$  et de rayon 1.
2. Pas besoin de se fatiguer :  $OO' = 4$  (calcul extrêmement difficile) et  $R + R' = 3$ , il n'y a pas d'intersection.
3. Notons  $(x, y)$  les coordonnées d'un point  $I$  vérifiant cette condition, on a alors  $-x = 2(4-x)$  et  $-y = -2y$ , soit  $x = 8$  et  $y = 0$ . L'unique point cherché est donc  $I(8,0)$ .
4. L'équation donnée est bien une équation de droite, et elle passe par le point  $M$  puisque  $a^2 + b^2 - 4 = 0$  si  $M$  appartient au cercle  $\mathcal{C}$ . De plus, elle admet pour vecteur normal le vecteur de coordonnées  $(a, b)$ , qui n'est autre que le vecteur  $\overrightarrow{OM}$ . La droite est donc bien tangente au cercle au point  $M$ .
5. Ce point  $A(x, y)$  vérifie d'une part  $x^2 + y^2 = 4$ , et d'autre part  $8x - 4 = 0$  (en remplaçant les coordonnées du point  $I$  dans l'équation de la tangente qu'on vient d'obtenir), soit  $x = \frac{1}{2}$ , puis  $y^2 = 4 - \frac{1}{4} = \frac{15}{4}$ . L'énoncé nous impose de choisir  $y = \frac{\sqrt{15}}{2}$ , et donc  $A\left(\frac{1}{2}; \frac{\sqrt{15}}{2}\right)$ .
6. Ce projeté orthogonal  $H(x, y)$  appartient par définition à la droite  $(AI)$ , donc à la tangente à  $\mathcal{C}$  au point  $A$ . En multipliant par 2 l'équation obtenue à la question 4, on trouve la première condition  $x + \sqrt{15}y = 8$ . De plus, on doit avoir  $\overrightarrow{O'H} \cdot \overrightarrow{AI} = 0$ , avec  $\overrightarrow{O'H}(x-8, y)$ , et  $\overrightarrow{AI}\left(\frac{15}{2}, -\frac{\sqrt{15}}{2}\right)$ . Quitte à multiplier une nouvelle fois tout par 2, on trouve la deuxième condition  $15(x-4) - \sqrt{15}y = 0$ , soit  $15x - \sqrt{15}y = 60$ . La somme des deux équations obtenues donne immédiatement  $16x = 68$ , soit  $x = \frac{17}{4}$ , et on en déduit  $y = \frac{8-x}{\sqrt{15}} = \frac{15}{4\sqrt{15}} = \frac{\sqrt{15}}{4}$ .  
Autrement dit,  $H\left(\frac{17}{4}; \frac{\sqrt{15}}{4}\right)$ .
7. Cette distance n'est autre que la distance  $O'H = \sqrt{\left(\frac{1}{4}\right)^2 + \frac{15}{16}} = 1$ . Cette distance étant la même que le rayon du cercle  $\mathcal{C}'$ , le point  $H$  appartient donc à ce cercle, et la droite  $(AI)$  est aussi tangente au cercle  $\mathcal{C}'$ .
8. Concluons donc joliment :



### Exercice 3

1. Après un seul tirage, deux situations possible : on a tiré une boule rouge avec probabilité et on a alors  $Y_1 = 1$  ; ou on a tiré une boule bleue avec probabilité  $\frac{1}{3}$  et on garde  $Y_1 = 2$ . On a donc  $P(Y_1 = 2) = \frac{1}{3}$  et  $P(Y_1 = 1) = \frac{2}{3}$ , d'où  $E(Y_1) = \frac{2}{3} + \frac{2}{3} = \frac{4}{3}$  ; puis  $E(X^2) = \frac{4}{3} + \frac{2}{3} = 2$ , donc d'après la formule de König-Huygens  $V(X) = E(X^2) - E(X)^2 = 2 - \frac{16}{9} = \frac{2}{9}$ .
2. On a en général  $Y_n(\Omega) = \{0; 1; 2\}$  (puisque'il y a remise tant qu'on tire des boules bleues, on peut garder 2 boules rouges autant de temps qu'on le veut).
3. Pour avoir  $Y_n = 2$ , il faut tirer la boule bleue  $n$  fois de suite (il y aura toujours une seule boule bleue dans l'urne dans ce cas), ce qui se produit avec une probabilité de  $\frac{1}{3^n}$ .
4. (a) Pour avoir  $Y_2 = 1$ , il faut soit tirer la boule bleue puis une rouge, ce qui se produit avec une probabilité  $\frac{1}{3} \times \frac{2}{3} = \frac{2}{9}$  ; soit une rouge puis une des deux bleues qui sont alors dans l'urne, ce qui se produit avec une probabilité  $\frac{2}{3} \times \frac{2}{3}$ . Au total on a bien  $P(Y_2 = 1) = \frac{6}{9} = \frac{2}{3}$ .  
 (b) Commençons par noter que  $P_{Y_n=0}(Y_{n+1} = 1) = 0$ ,  $P_{Y_n=1}(Y_{n+1} = 1) = \frac{2}{3}$  (puisque'il y a alors deux boules bleues dans l'urne) et  $P_{Y_n=2}(Y_{n+1} = 1) = \frac{2}{3}$  (puisque'il y a cette fois-ci deux boules rouges dans l'urne). Les évènements  $Y_n = 0$ ,  $Y_n = 1$  et  $Y_n = 2$  forment un système complet d'évènements. On peut donc appliquer la formule des probabilités totales pour obtenir  $u_{n+1} = \frac{2}{3}u_n + \frac{2}{3} \times \frac{1}{3^n}$ , ce qui donne bien la formule souhaitée. Pour  $n = 1$ , on a  $\frac{2}{3}u_1 + \frac{2}{3^2} = \frac{2}{3} \times \frac{2}{3} + \frac{2}{9} = \frac{6}{9} = u_2$ . La relation est donc également vraie pour  $n = 1$ .  
 (c) Hum, oublions cette question.  
 (d) Calculons donc  $v_{n+1} = u_{n+1} + \frac{2}{3^{n+1}} = \frac{2}{3}u_n + \frac{4}{3^{n+1}} = \frac{2}{3} \left( u_n + \frac{2}{3^n} \right) = \frac{2}{3}v_n$ . La suite  $(v_n)$  est donc géométrique de raison  $\frac{2}{3}$ .  
 (e) Comme  $v_1 = u_1 + \frac{2}{3} = \frac{4}{3}$ , on obtient  $v_n = \frac{4}{3} \left( \frac{2}{3} \right)^{n-1} = \frac{2^{n+1}}{3^n}$ , puis  $u_n = \frac{2^{n+1} - 2}{3^n}$ .  
 (f) On a bien sûr  $P(Y_n = 0) = 1 - P(Y_n = 2) - P(Y_n = 1) = 1 - \frac{1}{3^n} - \frac{2^{n+1} - 2}{3^n} = \frac{3^n - 2^{n+1} + 1}{3^n}$ .  
 (g) Par définition,  $E(Y_n) = \frac{2^{n+1} - 2}{3^n} + \frac{2}{3^n} = \frac{2^{n+1}}{3^n}$ .  
 (h) i. On a simplement  $A_n = (Y_n = 0) \cap (Y_{n-1} = 1)$ .  
 ii. On en déduit que  $P(A_n) = P(Y_{n-1} = 1) \times P_{Y_{n-1}=1}(Y_n = 0) = \frac{1}{3}P(Y_{n-1} = 1) = \frac{2^n - 2}{3^n}$ .  
 iii. Calculons donc (ce sont des séries géométriques toutes bêtes) :  $\sum_{n=2}^{+\infty} P(A_n) = \sum_{n=2}^{+\infty} \left( \frac{2}{3} \right)^n - 2 \sum_{n=2}^{+\infty} \left( \frac{1}{3} \right)^n = \frac{1}{1 - \frac{2}{3}} - 1 - \frac{2}{3} - 2 \left( \frac{1}{1 - \frac{1}{3}} - 1 - \frac{1}{3} \right) = 3 - \frac{5}{3} - 3 + \frac{8}{3} = 1$ . Cela revient à dire que la probabilité qu'on finisse par tirer la dernière boule blanche vaut 1. Autrement dit, il est quasiment certain qu'on finira par tirer les deux boules rouges.

## Exercice 4

1. (a) Il y a  $\binom{2n}{n}$  tirages possibles au total (l'ordre n'a aucune importance ici), dont un seul donnant toutes les boules numéro 0, donc la probabilité demandée vaut  $\frac{1}{\binom{2n}{n}}$ .
- (b) Si on impose que la boule numéro  $i$  soit tirée, il reste à choisir  $n-1$  boules parmi les  $2n-1$  restantes, donc la probabilité de tirer le numéro  $i$  vaut  $\frac{\binom{2n-1}{n-1}}{\binom{2n}{n}} = \frac{(2n-1)!}{(n-1)!n!} \times \frac{n!^2}{(2n)!} = \frac{n}{2n} = \frac{1}{2}$  (plutôt logique puisqu'on tire la moitié des boules de l'urne).
- (c) Si  $n \leq 3$ , cette probabilité vaut bien sûr 1. Dans le cas contraire, il y a  $n+3$  boules dont le numéro n'atteint pas 4, donc la probabilité vaut  $\frac{\binom{n+3}{n}}{\binom{2n}{n}} = \frac{(n+3)!}{6n!} \times \frac{n!^2}{(2n)!} = \frac{n!(n+3)!}{6(2n)!}$ .  
 Pour  $n = 6$ , on obtient  $\frac{6! \times 9!}{6 \times 12!} = \frac{6!}{6 \times 10 \times 11 \times 12} = \frac{5 \times 4 \times 3 \times 2}{10 \times 11 \times 12} = \frac{1}{11}$ .
2. (a) La variable  $X_i$  suit bien sûr une loi binômiale, et au vu de la question 1.b, son paramètre vaut  $\frac{1}{2}$ . On a donc  $E(X_i) = \frac{1}{2}$  et  $V(X_i) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4}$ .
- (b) La variable  $X_i X_j$  est aussi une variable de Bernoulli (quand on multiplie des 0 et des 1, on ne peut pas obtenir autre chose que 0 ou 1), et  $P(X_i X_j = 1) = P((X_i = 1) \cap (X_j = 1))$ . Cet évènement se produit si on tire simultanément les boules  $i$  et  $j$ , ce qui laisse  $\binom{2n-2}{n-2}$  choix pour les boules restantes. On a donc  $P(X_i X_j = 1) = \frac{\binom{2n-2}{n-2}}{\binom{2n}{n}} = \frac{(2n-2)!}{(n-2)!n!} \times \frac{n!^2}{(2n)!} = \frac{n(n-1)}{2n(2n-1)} = \frac{n-1}{2(2n-1)}$ . Comme  $P(X_i = 1) \times P(X_j = 1) = \frac{1}{4} \neq \frac{n-1}{2(2n-1)}$ , les deux évènements ne sont pas indépendants.
3. (a) La variable  $iX_i$  vaut  $i$  si la boule numéro  $i$  est tirée, 0 sinon. En faisant la somme de ces variables, on obtient donc la somme des numéros tirés (les boules 0 n'ayant évidemment aucune influence sur cette somme).
- (b) Par linéarité,  $E(S) = \sum_{i=1}^{i=n} iE(X_i) = \sum_{i=1}^{i=n} \frac{i}{2} = \frac{n(n+1)}{4}$ .
- (c) On veut avoir  $\frac{n(n+1)}{4} \geq 30$ , soit  $n(n+1) \geq 120$ . Les plus courageux iront résoudre l'inéquation du second degré, les autres constateront que  $n(n+1)$  est croissant sur  $\mathbb{N}$ , que  $10 \times 11 < 120$  mais  $11 \times 12 > 120$ . Il faut donc avoir  $n \geq 11$ .
4. (a) Comme il y a  $n$  boules portant le numéro 0 et  $n$  ne le portant pas, le nombre de tirages vérifiant  $Z = k$  est de  $\binom{n}{k} \times \binom{n}{n-k}$  ( $k$  boules choisies dans le premier lot,  $n-k$  dans le deuxième), ou encore  $\binom{n}{k}^2$  en utilisant la symétrie des coefficients binômiaux. On a donc  $P(Z = k) = \frac{\binom{n}{k}^2}{\binom{2n}{n}}$ . Comme  $Z$  prend ses valeurs entre 0 et  $n$ , on aura  $\sum_{k=0}^{k=n} P(Z = k) = 1$ , ce qui donne bien (en faisant passer le dénominateur constant à droite)  $\sum_{k=0}^{k=n} \binom{n}{k}^2 = \binom{2n}{n}$  (qui n'est autre qu'un cas particulier de la formule de Vandermonde).
- (b) Si  $n = 2$ , on a  $\binom{2n}{n} = \binom{4}{2} = 6$ ; et  $\binom{2}{0} = \binom{2}{2} = 1$  et  $\binom{2}{1} = 2$ , d'où  $P(Z = 0) =$

$P(Z = 2) = \frac{1}{6}$  et  $P(Z = 1) = \frac{4}{6} = \frac{2}{3}$ . On en déduit  $E(Z) = 1$  (la loi est symétrique), puis  $E(Z^2) = \frac{4}{6} + \frac{4}{6} = \frac{4}{3}$ , donc, via König-Huygens,  $V(Z) = \frac{4}{3} - 1^2 = \frac{1}{3}$ .

(c) On a manifestement  $X + Z = n$ , donc  $X = n - Z$ . Or,  $Z$  et  $X$  suivent la même loi (même raisonnement pour calculer la loi de  $X$  que pour celle de  $Z$ ), donc ont la même espérance. Par linéarité, on obtient donc  $2E(X) = n$ , soit  $E(X) = E(Z) = \frac{n}{2}$ .

(d) Par ailleurs,  $X = \sum_{i=1}^{i=n} X_i$ , donc  $E(X) = \sum_{i=1}^{i=n} E(X_i) = \sum_{i=1}^{i=n} \frac{1}{2} = \frac{n}{2}$ .

(e) En revenant à la définition,  $E(Z) = \sum_{i=1}^{i=n} i \frac{\binom{n}{i}^2}{\binom{2n}{n}}$ . On peut faire démarrer la somme à  $i = 0$  (ça ne change rien) et faire passer la constante du dénominateur de l'autre côté pour obtenir, en utilisant la valeur de  $E(Z)$ ,  $\sum_{i=0}^{i=n} i \binom{n}{i}^2 = \frac{n}{2} \binom{2n}{n}$ .