

DM6

Correction du devoir maison

Exercice 1 (ESCP 2001 Voie E)

1. Tout d'abord, il n'est pas possible de tirer la deuxième boule noire avant la première. Donc si $j \leq i$, on a $P([X_1 = i] \cap [X_2 = j]) = 0$.

On suppose alors $1 \leq i < j \leq N$.

Première méthode.

Il y a $\binom{N}{2}$ manières de choisir les numéros des tirages auxquels sont sorties les boules noires. Or tous les tirages étant équiprobables, et un seul d'entre eux réalisant l'évènement $[X_1 = i] \cap [X_2 = j]$ (celui où les numéros des tirages des boules noirs sont i et j), on en déduit que :

$$P([X_1 = i] \cap [X_2 = j]) = \frac{1}{\binom{N}{2}} = \frac{2}{N(N-1)}.$$

Deuxième méthode.

Notons B_k (resp. N_k) l'évènement « obtenir une boule blanche (resp. noire) au k -ième tirage ».

On a $[X_1 = i] \cap [X_2 = j] = B_1 \cap \dots \cap B_{i-1} \cap N_i \cap B_{i+1} \cap \dots \cap B_{j-1} \cap N_j$.

On en déduit par la formule des probabilités composées que :

$$\begin{aligned} P([X_1 = i] \cap [X_2 = j]) &= P(B_1)P_{B_1}(B_2) \dots P_{B_1 \cap \dots \cap B_{i-1}}(N_i) \dots P_{B_1 \cap \dots \cap B_{j-1}}(N_j) \\ &= \frac{N-2}{N} \frac{N-3}{N-1} \frac{N-4}{N-2} \dots \frac{N-i}{N-i+2} \frac{2}{N-i+1} \frac{N-i+1}{N-i} \dots \frac{N-i-j+1}{N-i-j+2} \frac{1}{N-i-j+1} \\ &= \frac{2}{N(N-1)} \end{aligned}$$

Finalement, on obtient bien :

$$\forall (i, j) \in \llbracket 1, N \rrbracket^2, \quad P([X_1 = i] \cap [X_2 = j]) = \begin{cases} 0 & \text{si } 1 \leq j \leq i \leq N, \\ \frac{2}{N(N-1)} & \text{si } 1 \leq i < j \leq N. \end{cases}$$

2. Notons tout d'abord que $X_1(\Omega) = \llbracket 1, N-1 \rrbracket$ et que $X_2(\Omega) = \llbracket 2, N \rrbracket$.

On détermine les lois marginales. D'après la formule des probabilités totales appliquée au SCE $([X_2 = j])_j$, on a pour tout $1 \leq i \leq N-1$:

$$P(X_1 = i) = \sum_{j=2}^N P([X_1 = i] \cap [X_2 = j]) = \sum_{j=i+1}^N P([X_1 = i] \cap [X_2 = j])$$

les termes avec $j \leq i$ étant nuls. On obtient donc

$$P(X_1 = i) = \sum_{j=i+1}^N \frac{2}{N(N-1)} = \frac{2(N-i)}{N(N-1)}.$$

De même la formule des probabilités totales appliquée au SCE $([X_1 = i])_i$ donne pour tout $2 \leq j \leq N$,

$$P(X_2 = j) = \sum_{i=1}^{N-1} P([X_1 = i] \cap [X_2 = j]) = \sum_{i=1}^{j-1} \frac{2}{N(N-1)} = \frac{2(j-1)}{N(N-1)}.$$

Les deux variables ne sont pas indépendantes car on a par exemple $P([X_1 = 3]) \neq 0$, $P([X_2 = 2]) \neq 0$, mais $P([X_1 = 3] \cap [X_2 = 2]) = 0$.

3. (a) Notons tout d'abord que $Y = N + 1 - X_2$ prend ses valeurs dans $\llbracket 1, N - 1 \rrbracket$.

Pour tout $j \in \llbracket 1, N - 1 \rrbracket$, on a

$$P(Y = j) = P(X_2 = N + 1 - j) = \frac{2(N + 1 - j - 1)}{N(N - 1)} = \frac{2(N - j)}{N(N - 1)} = P(X_1 = j).$$

Ainsi les variables $Y = N + 1 - X_2$ et X_1 suivent bien les mêmes lois.

- (b) On a tout d'abord que $Z = X_2 - X_1$ prend ses valeurs dans $\llbracket 1, N - 1 \rrbracket$ puisque $1 \leq X_1 < X_2 \leq N$.

Pour tout $k \in \llbracket 1, N - 1 \rrbracket$, on a par la formule des probabilités totales appliquée au SCE $([X_1 = i])_i$:

$$\begin{aligned} P(Z = k) &= \sum_{i=1}^{N-1} P([X_2 - X_1 = k] \cap [X_1 = i]) = \sum_{i=1}^{N-1} P([X_1 = i] \cap [X_2 = k + i]) \\ &= \sum_{i=1}^{N-k} P([X_1 = i] \cap [X_2 = k + i]) \end{aligned}$$

En effet, pour $i > N - k$, on a $k + i \geq N + 1$ et donc $[X_2 = k + i]$ est impossible. On en déduit donc :

$$P(Z = k) = \sum_{i=1}^{N-k} \frac{2}{N(N - 1)} \boxed{= \frac{2(N - k)}{N(N - 1)}}.$$

Ainsi on retrouve la loi de X_1 , et $Z = X_2 - X_1$ et X_1 suivent donc les mêmes lois.

4. (a) Tout d'abord, notons que $E(X_1)$ et $E(X_2)$ existent bien car ce sont des variables aléatoires finies. Puisque $X_2 - X_1$ et X_1 ont même loi, et que $N + 1 - X_2$ et X_1 ont même loi, on a :

$$\begin{aligned} \begin{cases} E(X_2 - X_1) = E(X_1) \\ E(N + 1 - X_2) = E(X_1) \end{cases} &\stackrel{\text{lin. de l'esp.}}{\Rightarrow} \begin{cases} E(X_2) - E(X_1) = E(X_1) \\ N + 1 - E(X_2) = E(X_1) \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} E(X_2) = 2E(X_1) \\ N + 1 = 3E(X_1) \end{cases} \\ &\Rightarrow \begin{cases} E(X_2) = 2\frac{N + 1}{3} \\ E(X_1) = \frac{N + 1}{3} \end{cases} \end{aligned}$$

Autre méthode. Si on ne pensait à exploiter les résultats de la question 3. (même si l'énoncé le suggérait), on pouvait aussi faire un calcul direct (mais c'était plus long). Faisons le par exemple pour $E(X_1)$:

$$\begin{aligned} E(X_1) &= \sum_{i=1}^{N-1} iP([X_1 = i]) = \sum_{i=1}^{N-1} i \frac{2(N - i)}{N(N - 1)} = \frac{2}{N - 1} \sum_{i=1}^{N-1} i - \frac{2}{N(N - 1)} \sum_{i=1}^{N-1} i^2 \\ &= \frac{2}{N - 1} \frac{N(N - 1)}{2} - \frac{2}{N(N - 1)} \frac{(N - 1)N(2N - 1)}{6} = N - \frac{2N - 1}{3} \boxed{= \frac{N + 1}{3}}. \end{aligned}$$

- (b) De même $V(X_1)$ et $V(X_2)$ existent bien car les variables sont finies. Et puisque $N + 1 - X_2$ et X_1 ont même loi, on a :

$$V(X_1) = V(N + 1 - X_2) \stackrel{(*)}{=} (-1)^2 V(X_2) \boxed{= V(X_2)}.$$

Rappel. Calcul de la variance.

Rappelons que si X est une variable aléatoire admettant une variance et si $a, b \in \mathbb{R}$, alors $aX + b$ admet une variance et on a :

$$V(aX + b) = a^2 V(X). \quad (*)$$

(c) $X_2 - X_1$ ayant même loi que X_1 , on a $V(X_2 - X_1) = V(X_1)$. De plus on a :

$$\begin{aligned} V(X_2 - X_1) &= \text{Cov}(X_2 - X_1, X_2 - X_1) \\ &= \text{Cov}(X_2, X_2 - X_1) - \text{Cov}(X_1, X_2 - X_1) \quad \text{par lin. à gauche} \\ &= \text{Cov}(X_2, X_2) - \text{Cov}(X_2, X_1) - \text{Cov}(X_1, X_2) + \text{Cov}(X_1, X_1) \quad \text{par lin. à droite} \\ &= V(X_2) - 2\text{Cov}(X_1, X_2) + V(X_1) \quad \text{par symétrie} \end{aligned}$$

Ainsi on a $V(X_1) = V(X_1) - 2\text{Cov}(X_1, X_2) + V(X_1)$, ce qui donne $\boxed{V(X_1) = 2\text{Cov}(X_1, X_2)}$.

(d) On a :

$$\rho_{X_1, X_2} = \frac{\text{Cov}(X_1, X_2)}{\sqrt{V(X_1)}\sqrt{V(X_2)}} = \frac{\text{Cov}(X_1, X_2)}{V(X_1)} = \boxed{\frac{1}{2}}.$$

Puisque $\rho_{X_1, X_2} \neq 0$, on retrouve tout d'abord que X_1 et X_2 ne sont pas indépendantes. De plus ρ_{X_1, X_2} étant > 0 , on en déduit que $\boxed{\text{lorsque } X_1 \text{ augmente, } X_2 \text{ a tendance à augmenter}}$. On pouvait s'y attendre, car plus X_1 est grand, plus X_2 est grand puisque $X_2 > X_1$.

Exercice 2 (Ecricome 2010)

1. Convergence de la suite $(u_n)_{n \geq 1}$.

(a) Soit $n \in \mathbb{N}^*$ et $t \in [0, 1[$. On a :

$$1 + t + t^2 + \dots + t^{n-1} \underset{t \neq 1}{=} \frac{1 - t^n}{1 - t}.$$

On obtient :

$$\frac{1}{1 + t + t^2 + \dots + t^{n-1}} - (1 - t) = \frac{1 - t}{1 - t^n} - (1 - t) = (1 - t) \left(\frac{1}{1 - t^n} - 1 \right) = \boxed{\frac{(1 - t)t^n}{1 - t^n}}.$$

Soit toujours $n \in \mathbb{N}^*$ et $t \in [0, 1[$. On a $t^n \leq t$, de sorte que $1 - t \leq 1 - t^n$. Ainsi, on a $0 < \frac{1 - t}{1 - t^n} \leq 1$, et donc $0 \leq \frac{(1 - t)t^n}{1 - t^n} \leq t^n$ puisque $t^n \geq 0$. On en déduit l'encadrement suivant pour tout $t \in [0, 1[$:

$$0 \leq \frac{1}{1 + t + t^2 + \dots + t^{n-1}} - (1 - t) \leq t^n.$$

Et ces inégalités sont encore vérifiées pour $t = 1$, puisqu'alors $\frac{1}{1 + t + t^2 + \dots + t^{n-1}} - (1 - t) = \frac{1}{n} \leq 1$. Par croissance et linéarité de l'intégrale, on obtient en intégrant ces inégalités :

$$0 \leq \int_0^1 \frac{dt}{1 + t + t^2 + \dots + t^{n-1}} - \int_0^1 (1 - t) dt \leq \int_0^1 t^n dt.$$

Or on a $\int_0^1 \frac{dt}{1 + t + t^2 + \dots + t^{n-1}} = u_n$, $\int_0^1 (1 - t) dt = \left[-\frac{(1 - t)^2}{2} \right]_0^1 = \frac{1}{2}$ et $\int_0^1 t^n dt = \left[\frac{t^{n+1}}{n+1} \right]_0^1 = \frac{1}{n+1}$. On obtient donc :

$$\boxed{0 \leq u_n - \frac{1}{2} \leq \frac{1}{n+1}}.$$

Comme $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n+1} = 0$, il vient par théorème des gendarmes que $\boxed{\lim_{n \rightarrow \infty} u_n \text{ existe et vaut } \frac{1}{2}}$.

(b) Soit $n \geq 1$. On applique le théorème de changement de variable à l'intégrale v_n . Notons pour commencer que la fonction $u \mapsto \frac{u^{\frac{1}{n}} - u^{\frac{2}{n}}}{1 - u}$ est continue sur $]0, 1[$, et donc que l'intégrale v_n est généralisée en 1.

On pose $\varphi : t \mapsto t^n$. Lorsque $u : 0 \rightarrow 1$, on a $t : 0 \rightarrow 1$. φ est de classe \mathcal{C}^1 et strictement monotone (croissante) sur $]0, 1[$, de sorte que le changement de variable proposé est licite. On a $u = t^n$, d'où $du = nt^{n-1} dt$.

Par le théorème de changement de variable, l'intégrale v_n est de même nature que :

$$\int_0^1 \frac{(t^n)^{\frac{1}{n}} - (t^n)^{\frac{2}{n}}}{1 - t^n} nt^{n-1} dt = n \int_0^1 \frac{t - t^2}{1 - t^n} t^{n-1} dt = n \int_0^1 \frac{1 - t}{1 - t^n} t^n dt.$$

Or on a par la question précédente que pour tout $t \in [0, 1[$:

$$\frac{1}{1 + t + t^2 + \dots + t^{n-1}} - (1 - t) = \frac{1 - t}{1 - t^n} t^n. \quad (*)$$

La fonction $t \mapsto \frac{1}{1 + t + t^2 + \dots + t^{n-1}} - (1 - t)$ étant continue sur $[0, 1]$, $t \mapsto \frac{1 - t}{1 - t^n} t^n$ est continue sur $]0, 1[$ et prolongeable par continuité en 1. L'intégrale $\int_0^1 \frac{1 - t}{1 - t^n} t^n dt$ est donc faussement généralisée en 1, elle converge donc.

Par le théorème de changement de variable, l'intégrale v_n converge, et on a :

$$v_n = n \int_0^1 \frac{1 - t}{1 - t^n} t^n dt.$$

Enfin, en intégrant l'égalité (*) entre 0 et 1 (toutes les intégrales convergent d'après ce qui précède), on a :

$$\begin{aligned} \int_0^1 \frac{1 - t}{1 - t^n} t^n dt &= \int_0^1 \frac{1}{1 + t + t^2 + \dots + t^{n-1}} - (1 - t) dt \\ &\stackrel{\text{Tout conv.}}{=} \int_0^1 \frac{dt}{1 + t + t^2 + \dots + t^{n-1}} - \int_0^1 (1 - t) dt = u_n - \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

On peut conclure :

$$v_n = n \left(u_n - \frac{1}{2} \right) \Rightarrow \boxed{u_n - \frac{1}{2} = \frac{v_n}{n}}.$$

2. Résultats intermédiaires.

(a) Rappelons pour commenter la limite usuelle suivante (donnée par le taux d'accroissement du logarithme en 1) :

$$\lim_{x \rightarrow 1} \frac{\ln(x)}{x - 1} = 1.$$

Ceci donne le résultat pour $k = 1$. Lorsque $k \geq 2$, on a :

$$\frac{(\ln(x))^k}{x - 1} = \frac{\ln(x)}{x - 1} (\ln(x))^{k-1} \xrightarrow{x \rightarrow 1} 1 \times 0 = 0.$$

Pour résumer, on a donc :

$$\boxed{\lim_{x \rightarrow 1} \frac{(\ln(x))^k}{x - 1} = \begin{cases} 1 & \text{si } k = 1, \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}}$$

(b) $f_k : x \mapsto \frac{(\ln(x))^k}{x-1}$ est une fonction continue sur l'intervalle $]0, 1[$, donc l'intégrale $I_k = \int_0^1 \frac{(\ln(x))^k}{x-1} dx$ est généralisée en 0 et en 1.

En 1, on a vu que f_k admet une limite finie. Elle est donc prolongeable par continuité en 1, et l'intégrale $\int_{1/2}^1 \frac{(\ln(x))^k}{x-1} dx$ est faussement généralisée en 1, donc convergente.

En 0, on a :

- $f_k(x) \underset{x \rightarrow 0}{=} o\left(\frac{1}{\sqrt{x}}\right)$ car $\sqrt{x} \times \frac{(\ln(x))^k}{x-1} \rightarrow \frac{0}{-1} = 0$ par croissances comparées ;
- $\frac{1}{\sqrt{x}} \geq 0$ sur l'intervalle $]0, 1/2]$;
- $\int_0^{1/2} \frac{dx}{\sqrt{x}}$ converge (intégrale de Riemann en 0 d'exposant $1/2 < 1$).

Par théorème de comparaison, l'intégrale $\int_0^{1/2} \frac{(\ln(x))^k}{x-1} dx$ converge.

Ainsi $I_k = \int_0^1 \frac{(\ln(x))^k}{x-1} dx$ converge.

(c) La fonction f est de classe \mathcal{C}^2 (même \mathcal{C}^∞) sur \mathbb{R} comme composée de fonctions \mathcal{C}^2 , et on a pour tout $t \in \mathbb{R}$:

$$f'(t) = e^t - 2e^{2t}, \quad f''(t) = e^t - 4e^{2t} = e^t(1 - 4e^t).$$

Soit $x \leq 0$. Appliquons l'inégalité de Taylor-Lagrange à f entre 0 et x à l'ordre 1 :

$$|f(x) - f(0) - xf'(0)| \leq \frac{|x|^2}{2!} \sup_{t \in [x, 0]} |f''(t)|. \quad (**)$$

On a $f(0) = 0$ et $f'(0) = -1$. D'autre part, on a pour tout $t \in [x, 0]$:

$$|f''(t)| = |e^t(1 - 4e^t)| \underset{e^t \leq 1}{=} |1 - 4e^t|.$$

Or $g : t \mapsto 1 - 4e^t$ est strictement décroissante sur $] - \infty, 0[$, et on a $\lim_{t \rightarrow \infty} g(t) = 1$ et $g(0) = -3$, de sorte que $|g(t)| \leq 3$ pour tout $t \leq 0$. Ainsi on a $|f''(t)| \leq 3$, et en substituant dans (**):

$$\boxed{|e^x - e^{2x} + x| \leq \frac{3x^2}{2}}.$$

3. Application.

(a) Soit $n \geq 1$, et soit $u \in]0, 1[$. Appliquons l'inégalité de la question 2.(c) pour $x = \frac{\ln(u)}{n} \in] - \infty, 0]$:

$$\left| e^{\frac{\ln(u)}{n}} - e^{2\frac{\ln(u)}{n}} + \frac{\ln(u)}{n} \right| \leq \frac{3 \ln(u)^2}{2n^2},$$

ce qui se récrit :

$$\left| u^{\frac{1}{n}} - u^{\frac{2}{n}} + \frac{\ln(u)}{n} \right| \leq \frac{3 \ln(u)^2}{2n^2}. \quad (***)$$

D'où en divisant par $(1 - u) > 0$:

$$0 \leq \left| \frac{u^{\frac{1}{n}} - u^{\frac{2}{n}}}{1 - u} + \frac{\ln(u)}{n(1 - u)} \right| \leq \frac{3 \ln(u)^2}{2n^2(1 - u)}.$$

D'après la question 2.(a), l'intégrale $I_2 = \int_0^1 \frac{\ln(u)^2}{(1-u)} du$ converge. Par théorème de comparaison par inégalité, $\int_0^1 \left(\frac{u^{\frac{1}{n}} - u^{\frac{2}{n}}}{1-u} + \frac{\ln(u)}{n(1-u)} \right) du$ converge absolument. Elle converge donc, ce qu'on savait puisqu'elle vaut (par linéarité, tout converge) $v_n + \frac{I_1}{n}$. Et on a par inégalité triangulaire (on a montré que toutes les intégrales en jeu convergent) :

$$\begin{aligned} \left| v_n + \frac{I_1}{n} \right| &= \left| \int_0^1 \left(\frac{u^{\frac{1}{n}} - u^{\frac{2}{n}}}{1-u} + \frac{\ln(u)}{n(1-u)} \right) du \right| \stackrel{\text{Inég. triang.}}{\leq} \int_0^1 \left| \frac{u^{\frac{1}{n}} - u^{\frac{2}{n}}}{1-u} + \frac{\ln(u)}{n(1-u)} \right| du \\ &\stackrel{\text{d'après (***)}}{\leq} \frac{3}{2n^2} \int_0^1 \frac{\ln(u)^2}{1-u} du. \end{aligned}$$

D'où finalement l'inégalité voulue :

$$\boxed{\left| v_n + \frac{1}{n} \int_0^1 \frac{\ln u}{1-u} du \right| \leq \frac{3}{2n^2} \int_0^1 \frac{(\ln(u))^2}{1-u} du.}$$

(b) Soit $n \geq 1$. En multipliant l'inégalité précédente par n , on a :

$$|nv_n + I| \leq \frac{3}{2n} I_2.$$

Comme $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{3}{2n} I_2 = 0$, le théorème des gendarmes nous assure la convergence de la suite (nv_n) vers $-I$. En particulier, on a :

$$\boxed{v_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{I}{n}.}$$

Et comme $u_n - \frac{1}{2} = \frac{v_n}{n}$ pour tout $n \geq 1$, on a également l'équivalent :

$$\boxed{u_n - \frac{1}{2} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{I}{n}.}$$