

PRA2 - Probabilités - Analyse - Statistiques : Corrigé rapide du contrôle continu
Exercice n°1 (4,5 points)

1) $f : t \mapsto \frac{2\sqrt{t} \cos t}{3 + t^2}$ est continue donc localement intégrable sur $[0, +\infty[$ et on a $\forall t > 0, |f(t)| \leq \frac{2\sqrt{t}}{t^2} = \frac{2}{t^{\frac{3}{2}}}$ or $\int_0^{+\infty} \frac{dt}{t^{\frac{3}{2}}}$ converge (intégrale de Riemann avec $\frac{3}{2} > 1$) donc (théorème de comparaison pour les fonctions positives) $\int_0^{+\infty} |f|$ converge. L'intégrale $\int_0^{+\infty} \frac{2\sqrt{t} \cos t}{3 + t^2} dt$ converge donc (absolument).

2) $g : x \mapsto \frac{\sin(x+1)}{\sqrt{x}}$ est continue donc localement intégrable sur $]0, +\infty[$. On a $g(x) \underset{x \rightarrow 0}{\sim} \frac{\sin(1)}{\sqrt{x}}$ et $\int_0 \frac{dx}{\sqrt{x}}$ converge (intégrale de Riemann avec $\frac{1}{2} < 1$) et donc (théorème d'équivalence pour les fonctions positives) $\int_0 g$ converge.

Soit $X > 1$. $x \mapsto -\cos(x+1)$ et $x \mapsto \frac{1}{\sqrt{x}}$ sont de classe C^1 sur $[1, X]$ donc (théorème d'intégration par parties), $\int_1^X g = \left[\frac{-\cos(x+1)}{\sqrt{x}} \right]_1^X - \frac{1}{2} \int_1^X \frac{\cos(x+1)}{x^{\frac{3}{2}}} dx$. Or, $\left| \frac{\cos(x+1)}{x^{\frac{3}{2}}} \right| \leq \frac{1}{x^{\frac{3}{2}}}$ et $\int_1^{+\infty} \frac{dx}{x^{\frac{3}{2}}}$ converge (intégrale de Riemann) donc $\int_1^{+\infty} \frac{\cos(x+1)}{x^{\frac{3}{2}}} dt$ converge (absolument).

D'autre part $\left| \frac{-\cos(X+1)}{\sqrt{X}} \right| \leq \frac{1}{\sqrt{X}} \xrightarrow{X \rightarrow +\infty} 0$ donc finalement $\int_1^X g$ a une limite finie lorsque X tend vers $+\infty$. Cela prouve que $\int_1^{+\infty} g$ converge et donc finalement que $\int_0^{+\infty} g$ converge.

Exercice n°2 (5,5 points)

1) Soit $x \in \mathbb{R}$.

- Si $x \neq 0$ alors $nx^2 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} +\infty$ et donc $f_n(x) = \frac{x + \frac{1}{nx} + \frac{\ln(2+nx^2)}{nx^2}}{1 + \frac{1}{nx^2}} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} x$.
- D'autre part, $f_n(0) = \ln 2 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \ln 2$.

La suite $(f_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge donc simplement sur \mathbb{R} vers $f : x \mapsto \begin{cases} x & \text{si } x \neq 0 \\ \ln 2 & \text{si } x = 0 \end{cases}$

2) Pour tout n de \mathbb{N} , f_n est continue sur \mathbb{R} mais sa limite simple f ne l'est pas (f est discontinue en 0). La convergence n'est donc pas uniforme sur \mathbb{R} .

3) a) φ est dérivable sur $]0, +\infty[$ et on a $\forall X > 0, \varphi'(X) = \frac{\frac{X}{1+X} - \ln(1+X)}{X^2}$. $\varphi'(X)$ est donc du signe de $g(X) = \frac{X}{1+X} - \ln(1+X)$. Or g est dérivable sur $]0, +\infty[$ et on a $\forall X > 0, g'(X) = \frac{1}{(1+X)^2} - \frac{1}{1+X}$ soit $g'(X) = \frac{-X}{(1+X)^2} < 0$. g est donc décroissante sur $]0, +\infty[$ et par suite $\forall X > 0, g(X) \leq g(0) = 0$ et donc $\varphi'(X) \leq 0$. φ est donc bien décroissante sur $]0, +\infty[$.

b) Soit $x \in [a, +\infty[$. $f_n(x) - f(x) = \frac{\ln(2+nx^2)}{1+nx^2} - \frac{\ln(1+(1+nx^2))}{1+nx^2}$. Compte tenu de la question précédente, on a donc $0 \leq f_n(x) - f(x) \leq \frac{\ln(2+na^2)}{1+na^2}$ et donc $\sup_{x \in [a, +\infty[} |f_n - f| \leq \frac{\ln(2+na^2)}{na^2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$. La convergence est donc bien uniforme sur $[a, +\infty[$.

c) Ce qui précède montre que $\lim_{x \rightarrow 0^+} |f_n(x) - f(x)| = \lim_{x \rightarrow 0^+} \frac{\ln(2+nx^2)}{1+nx^2} = \ln 2$. On en déduit que $\sup_{x \in]0, +\infty[} |f_n - f| \geq \ln 2$ et la convergence n'est donc pas uniforme sur $]0, +\infty[$ (le sup ne tend pas vers 0).

Exercice n°3 (5 points)

- 1) f est clairement positive sur \mathbb{R} et continue sur $\mathbb{R} \setminus \{-\ln 2, \ln 2\}$. De plus $\int_{\mathbb{R}} f$ converge (f est nulle en dehors d'un segment sur lequel elle est continue) et on a $\int_{\mathbb{R}} f = \int_{-\ln 2}^{\ln 2} e^{-|x|} dx = 2 \int_0^{\ln 2} e^{-x} dx$ (par parité) soit $\int_{\mathbb{R}} f = 2 [-e^{-x}]_0^{\ln 2} = 1$. f est donc une densité de probabilité.
- 2) Soit $x \in \mathbb{R}$. Si $x < -\ln 2$, $F_X(x) = \int_{-\infty}^x 0 = 0$. Si $x > \ln 2$, $F_X(x) = \int_{-\infty}^x f = \int_{\mathbb{R}} f = 1$. Si $0 \leq x \leq \ln 2$, $F_X(x) = \int_{-\ln 2}^x f = \int_{-\ln 2}^0 e^t dt + \int_0^x e^{-t} dt = \frac{1}{2} + (1 - e^{-x})$. Enfin, si $-\ln 2 \leq x < 0$, $F_X(x) = \int_{-\ln 2}^x e^t dt$.
- Enfinement, $F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < -\ln 2 \\ e^x - \frac{1}{2} & \text{si } -\ln 2 \leq x < 0 \\ \frac{3}{2} - e^{-x} & \text{si } 0 \leq x \leq \ln 2 \\ 1 & \text{si } x > \ln 2 \end{cases}$
- 3) Soit $x \in \mathbb{R}$. Si $x < 0$ alors $[|X| \leq x] = \emptyset$ et $F_Y(x) = 0$. Sinon, $F_Y(x) = \mathbb{P}([-x \leq X \leq x]) = F_X(x) - F_X(-x)$. Compte tenu de la question précédente, on a donc : $F_Y(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 2(1 - e^{-x}) & \text{si } 0 \leq x \leq \ln 2 \\ 1 & \text{si } x > \ln 2 \end{cases}$
- F_Y est continue sur \mathbb{R} et de classe C^1 sur $\mathbb{R} \setminus \{0, \ln 2\}$. Y est donc une variable aléatoire à densité et une densité de Y (obtenue par dérivation) est par exemple $g : x \mapsto \begin{cases} 2e^{-x} & \text{si } 0 \leq x \leq \ln 2 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

Exercice n°4 (5 points)

- 1) $\left[|X - \frac{1}{6}| \geq 0,01\right] = \left[\left|\frac{X - \mathbb{E}(X)}{\sigma(X)}\right| \geq \frac{0,01}{\sigma(X)} = 0,06\sqrt{\frac{n}{5}}\right] = \left[\frac{X - \mathbb{E}(X)}{\sigma(X)} \geq 0,06\sqrt{\frac{n}{5}}\right] \cup \left[\frac{X - \mathbb{E}(X)}{\sigma(X)} \leq -0,06\sqrt{\frac{n}{5}}\right]$
 Cette dernière réunion étant disjointe, on a alors (par continuité de Φ et propriété de symétrie)
- $$\mathbb{P}\left(\left[|X - \frac{1}{6}| \geq 0,01\right]\right) = \mathbb{P}\left(\left[\frac{X - \mathbb{E}(X)}{\sigma(X)} < 0,06\sqrt{\frac{n}{5}}\right]\right) + \Phi\left(-0,06\sqrt{\frac{n}{5}}\right) = 2\left(1 - \Phi\left(0,06\sqrt{\frac{n}{5}}\right)\right)$$
- Cette probabilité est inférieure à $\frac{1}{100}$ si et seulement si $\Phi\left(0,06\sqrt{\frac{n}{5}}\right) \geq 0,99$. La table donne alors $0,06\sqrt{\frac{n}{5}} \geq 2,33$ soit $n \geq 5\left(\frac{233}{6}\right)^2 \simeq 7540,14$. La plus petite valeur cherchée est donc $n = 7541$.
- 2) a) N est la variable aléatoire égale au nombre de succès (obtenir un six) lors de la répétition de n épreuves indépendantes de Bernoulli. N suit donc la loi binomiale de paramètres n et $\frac{1}{6}$ (le dé est supposé équilibré). On en déduit immédiatement $\mathbb{E}(F) = \frac{\mathbb{E}(N)}{n} = \frac{1}{6}$ et $V(F) = \frac{1}{n^2}V(N) = \frac{1}{n^2}n\frac{5}{6}$.
- b) F admettant une espérance et une variance, l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev s'écrit

$$\forall \varepsilon > 0, \mathbb{P}(|F - \mathbb{E}(F)| \geq \varepsilon) \leq \frac{V(F)}{\varepsilon^2}$$

et donc ici $\mathbb{P}(|F - \frac{1}{6}| \geq 0,01) \leq \frac{5}{36n \times 0,01^2}$. Pour que cette probabilité soit inférieure à 0,02, il suffit donc que l'entier n vérifie $\frac{5}{36n \times 0,01^2} \leq 0,02$ soit $n \geq \frac{5}{72 \cdot 10^{-6}} \simeq 69444,4$. On choisit $n = 69445$.

- c) Le théorème de De Moivre - Laplace affirme que $\frac{N - \mathbb{E}(N)}{\sigma(N)}$ converge en loi vers la loi $\mathcal{N}(0, 1)$. Compte tenu de 2)a), on peut alors approximer la loi de N par la loi $\mathcal{N}(m, \sigma)$ et la question 1) donne alors 7541 comme estimation du nombre de lancers à effectuer.