

Devoir libre 3

Angers Le Fresne : BCPST 2

18 Novembre 2024

Exercice 1. Inégalité de Wirtinger

1. (a) On peut développer dans l'intégrale : pour tout $u \in \mathbb{R}$:

$$\begin{aligned}\int_0^1 (f(t) + ug(t))^2 dt &= \int_0^1 (f(t)^2 + u^2 g(t)^2 + 2uf(t)g(t)) dt \\ &= u^2 \int_0^1 g(t)^2 dt + 2u \int_0^1 f(t)g(t) dt + \int_0^1 f(t)^2 dt \quad \text{par linéarité de l'intégrale}\end{aligned}$$

On retrouve bien un trinôme du second degré.

- (b) Par positivité de l'intégrale, il est clair que ce trinôme est toujours positif. Ainsi, son discriminant est nécessairement négatif :

$$4 \left(\int_0^1 f(t)g(t) dt \right)^2 - 4 \left(\int_0^1 f(t)^2 dt \right) \left(\int_0^1 g(t)^2 dt \right) \leq 0,$$

et on retrouve l'inégalité demandée.

2. (a) La fonction f est dérivable en 0, et donc y admet un développement limité d'ordre 1, donné par

$$\forall t \in [0, 1], f(t) = f(0) + tf'(0) + o(t) = tf'(0) + o(t).$$

- (b) Au voisinage de 0, on a

$$\cotan(\pi t) \underset{t \rightarrow 0}{\sim} \frac{1}{\pi t}.$$

On en déduit alors que

$$f(t) \cotan(\pi t) \rightarrow \frac{f'(0)}{\pi}.$$

Par continuité de f' en 0, on a aussi $f'(t) \rightarrow f'(0)$, et on retrouve la limite demandée.

La fonction proposée admet donc une limite finie en 0, et donc s'y prolonge par continuité.

- (c) En réutilisant la limite trouvée précédemment, on trouve

$$\lim_{t \rightarrow 0} f(t)^2 + f(t)^2 \cotan^2(\pi t) \rightarrow f(0)^2 + \frac{f'(0)^2}{\pi^2}.$$

La fonction proposée admet donc une limite finie en 0, et donc s'y prolonge par continuité.

- (d) Soit $\varepsilon \in]0, 1[$. On définit les fonctions

$$u : \begin{array}{ccc} [\varepsilon, 1 - \varepsilon] & \longrightarrow & \mathbb{R} \\ t & \longmapsto & \frac{1}{2}f(t)^2 \end{array} \quad \text{et } v : \begin{array}{ccc} [\varepsilon, 1 - \varepsilon] & \longrightarrow & \mathbb{R} \\ t & \longmapsto & \cotan(\pi t) \end{array}.$$

Les fonction u et v sont de classe \mathcal{C}^1 sur le segment considéré, et pour tout t ,

$$u'(t) = f(t)f'(t) \text{ et } v'(t) = -\pi - \pi \cotan^2(\pi t).$$

On a donc, par théorème d'intégration par parties

$$\begin{aligned}I_1(\varepsilon) &= \int_{\varepsilon}^{1-\varepsilon} u'(t)v(t) dt \\ &= u(1-\varepsilon)v(1-\varepsilon) - u(\varepsilon)v(\varepsilon) - \int_{\varepsilon}^{1-\varepsilon} u(t)v'(t) dt \\ &= \frac{1}{2}f(1-\varepsilon)^2 \cotan(\pi(1-\varepsilon)) - \frac{1}{2}f(\varepsilon)^2 \cotan(\pi\varepsilon) + \frac{\pi}{2} \int_{\varepsilon}^{1-\varepsilon} f(t)^2 (1 + \cotan^2(\pi t)) dt \\ &= r(\varepsilon) + \frac{\pi}{2} I_2(\varepsilon)\end{aligned}$$

$$\text{où } r(\varepsilon) = \frac{1}{2}f(1-\varepsilon)^2 \cotan(\pi(1-\varepsilon)) - \frac{1}{2}f(\varepsilon)^2 \cotan(\pi\varepsilon).$$

Or on a vu que quand $\varepsilon \rightarrow 0$, $f(\varepsilon) \cotan(\pi\varepsilon) \rightarrow \frac{f'(0)}{\pi}$, et donc $f(\varepsilon)^2 \cotan(\pi\varepsilon) \rightarrow f(0) \frac{f'(0)}{\pi} = 0$.

De même, quand $\varepsilon \rightarrow 0$, $f(1-\varepsilon) \cotan(\pi(1-\varepsilon))$ tend vers une limite réelle, et donc $f(1-\varepsilon)^2 \cotan(\pi(1-\varepsilon))$ tend vers 0.

On a bien $\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} r(\varepsilon) = 0$.

(e) D'après les questions 2b et 2c, les intégrales $I_1(0)$ et $I_2(0)$ sont bien définies.

De plus, les fonctions I_1 et I_2 sont bien continues sur $[0, 1[$, et donc $I_1(\varepsilon) \rightarrow I_1(0)$ et $I_2(\varepsilon) \rightarrow I_2(0)$ quand $\varepsilon \rightarrow 0$.

En passant à la limite quand $\varepsilon \rightarrow 0$, on retrouve bien l'inégalité demandée.

3. (a) Appliquons l'inégalité de Cauchy-Schwarz aux fonctions f' et $t \mapsto f(t) \cotan(\pi t)$, qui sont bien continues sur $[0, 1]$.

$$\left(\int_0^1 f(t) f'(t) \cotan(\pi t) dt \right)^2 \leq \left(\int_0^1 f'(t)^2 dt \right) \left(\int_0^1 f(t)^2 \cotan^2(\pi t) dt \right).$$

On retrouve exactement l'inégalité demandée.

(b) On note que par linéarité de l'intégrale, $I_2(0) = A + B$.

On a donc

$$I_2(0)^2 = A^2 + B^2 + 2AB \geq 4AB$$

en utilisant l'inégalité arithmético-géométrique :

$$A^2 + B^2 = A^2 + B^2 - 2AB + 2AB = (A - B)^2 + 2AB \geq 2AB.$$

(c) Si f est la fonction nulle, l'inégalité est claire. Sinon, on a par positivité de l'intégrale et cas de nullité $B > 0$.

On a alors

$$\begin{aligned} \int_0^1 f'(t)^2 dt &\geq \frac{I_1(0)^2}{B} \quad \text{par la question 3a} \\ &= \frac{\pi^2 I_2(0)}{4B} \quad \text{par la question 2e} \\ &\geq \frac{\pi^2 4AB}{4B} \quad \text{par la question 3b} \\ &= \pi^2 \int_0^1 f(t)^2 dt \end{aligned}$$

Exercice 2. Une fonction définie par une intégrale

1. (a) La fonction f est bien définie sur \mathbb{R}^* , et pour tout $x \in \mathbb{R}^*$, on a $[x, 2x] \subseteq \mathbb{R}_+^*$ ou $[2x, x] \subseteq \mathbb{R}_-^*$. Dans les deux cas, la fonction est continue sur l'intervalle où on l'intègre, et donc la fonction Ψ est bien définie.

(b) Faisons dans Ψ le changement de variable $u = -t$. On a alors $dt = -du$, et donc pour tout $x \in \mathbb{R}^*$,

$$\begin{aligned} \Psi(-x) &= \int_{-x}^{-2x} f(t) dt \\ &= \int_x^{2x} f(-u) (-du) \\ &= - \int_x^{2x} f(u) du \quad \text{par parité de } f \\ &= -\Psi(x) \end{aligned}$$

(c) La fonction f est continue sur \mathbb{R}_+^* . Elle admet donc une primitive sur cet intervalle, soit F . On a alors, par théorème fondamental de l'analyse

$$\forall x > 0, \Psi(x) = F(2x) - F(x).$$

La fonction F étant de classe \mathcal{C}^1 , la fonction Ψ aussi, et pour tout $x > 0$,

$$\Psi'(x) = 2f(2x) - f(x) = \frac{\arctan(2x) - \arctan(x)}{x}.$$

(d) Soit $x \in \mathbb{R}_+^*$. On a alors

$$\begin{aligned} \Psi'(x) &> 0 \Leftrightarrow \arctan(2x) > \arctan(x) \\ &\Leftrightarrow 2x > x \\ &\Leftrightarrow x > 0 \end{aligned}$$

Finalement, la fonction Ψ est strictement croissante sur \mathbb{R}_+^* .

(e) Soit $x \in \mathbb{R}_+^*$. Alors pour tout $t \in [x, 2x]$, on a par croissance de la fonction arctan

$$\frac{\arctan(x)}{t} \leq f(t) \leq \frac{\arctan(2x)}{t}.$$

Par croissance de l'intégrale, on a donc

$$\arctan(x) \int_x^{2x} \frac{dt}{t} \leq \Psi(x) \leq \arctan(2x) \int_x^{2x} \frac{dt}{t}.$$

Or $\int_x^{2x} \frac{dt}{t} = \ln(2x) - \ln(x) = \ln(2)$, et on retrouve l'inégalité demandée.

2. (a) D'après l'inégalité 1e, on a par théorème d'encadrement des limites

$$\lim_{x \rightarrow 0^+} \Psi(x) = 0.$$

Par imparité, on en déduit que

$$\lim_{x \rightarrow 0^-} \Psi(x) = - \lim_{x \rightarrow 0^+} \Psi(-x) = 0.$$

La fonction Ψ admet donc une limite finie en 0, et donc peut être prolongée par continuité par $\Psi(0) = 0$.

(b) On connaît le développement limité d'arctan :

$$\arctan(x) = x - \frac{1}{3}x^3 + o_{x \rightarrow 0}(x^3),$$

et on en déduit celui de f :

$$f(x) = 1 - \frac{1}{3}x^2 + o_{x \rightarrow 0}(x^2).$$

Enfin, on a donc

$$\Psi'(x) = 2f(2x) - f(x) = 2 - \frac{8}{3}x^2 - 1 + \frac{1}{3}x^2 + o_{x \rightarrow 0}(x^2) = 1 - \frac{7}{3}x^2 + o_{x \rightarrow 0}(x^2).$$

(c) On peut alors intégrer le développement limité précédent pour obtenir

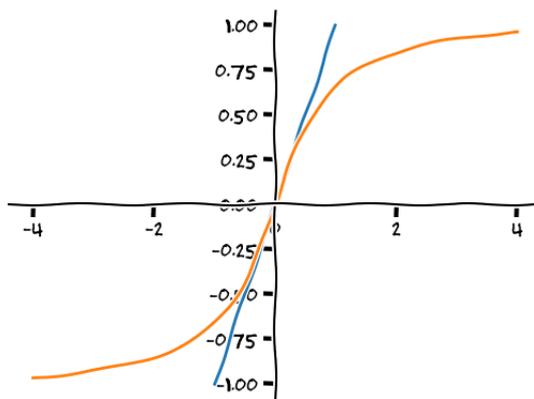
$$\Psi(x) = \Psi(0) + x - \frac{7}{9}x^3 + o_{x \rightarrow 0}(x^3) = x - \frac{7}{9}x^3 + o_{x \rightarrow 0}(x^3).$$

(d) Ψ admet donc un développement limité d'ordre 3 en 0, et donc d'ordre 1. Ψ est donc dérivable en 0.

3. D'après l'inégalité 1e, on a par encadrement des limites

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \Psi(x) = \frac{\pi \ln(2)}{2}.$$

4. On trace la fonction sur \mathbb{R}_+ , et on symétrise par rapport à l'origine par imparité. La tangente en 0 a pour équation $y = x$.



Exercice 3. Des boules et des urnes

Préliminaires

1. L'espérance de X est $E(X) = \frac{n+1}{2}$.
2. Soit P_n le propriété à montrer. P_1 est évidente, et si P_n est vraie, on a

$$\begin{aligned}\sum_{k=1}^{n+1} k^2 &= \frac{n(n+1)(2n+1)}{6} + (n+1)^2 \\ &= (n+1) \left(\frac{n(2n+1)}{6} + n+1 \right) \\ &= (n+1) \left(\frac{2n^2 + n + 6n + 6}{6} \right) \\ &= \frac{(n+1)(n+2)(2n+3)}{6}\end{aligned}$$

et on a bien P_{n+1} . Par théorème de récurrence, on a bien l'égalité demandée.

3. On a donc, par lemme de transfert

$$E(X^2) = \sum_{k=0}^n k^2 P(X=k) = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6n}.$$

Par la formule de Koenig-Huygens, on a alors

$$V(X) = E(X^2) - E(x)^2 = \frac{n^2 - 1}{12}.$$

Étude d'un cas particulier

1. L'image de X_1 est $\{1, 2\}$: si on a tiré une boule noire, alors $X_1 = 1$ (probabilité $1/2$), et si on a tiré une boule blanche, alors $X_1 = 2$ (probabilité $1/2$).
 X_1 suit donc une loi uniforme sur $\llbracket 1, 2 \rrbracket$.
2. On note que l'image de X_2 est $\{1, 2, 3\}$. On a alors

$$\begin{aligned}P(X_2 = 1) &= P(\overline{B_1} \cap \overline{B_2}) \\ &= P(\overline{B_1}) P_{\overline{B_1}}(\overline{B_2}) \\ &= \frac{1}{2} \frac{2}{3} \\ &= \frac{1}{3}\end{aligned}$$

De la même façon, on trouve $P(X_2 = 3) = P(B_1 \cap B_2) = \frac{1}{3}$, et on en déduit $P(X_2 = 2) = \frac{1}{3}$.

X_2 suit donc une loi uniforme sur $\llbracket 1, 3 \rrbracket$.

3. Soit P_n la proposition " $X_n \leftrightarrow \mathcal{U}(n+1)$ ". On a déjà montré P_1 .
Soit donc $n \in \mathbb{N}^*$, et supposons P_n . Comme le nombre de boules blanches reste le même ou augmente de 1, l'image de X_{n+1} est $\llbracket 1, n+2 \rrbracket$.

Soit donc $k \in \llbracket 1, n+2 \rrbracket$. L'ensemble $\{[X_n = \ell] \mid \ell \in \llbracket 1, n+1 \rrbracket\}$ est un système complet d'événements, et donc on a

$$P(X_{n+1} = k) = \sum_{\ell=0}^{n+1} P(X_n = \ell) P_{[X_n = \ell]}(X_{n+1} = k) = \frac{1}{n+1} \sum_{\ell=1}^{n+1} P_{[X_n = \ell]}(X_{n+1} = k).$$

On note que dans la somme, la plupart des termes sont nuls :

- pour $k = 1$: pour avoir une boule blanche après le $n+1$ -ième tirage, il faut qu'il y en ait une après le n -ième et qu'on ait tiré une boule noire (avec probabilité $\frac{n+1}{n+2}$). On a donc $P_{[X_n = \ell]}(X_{n+1} = k) = 0$ si $\ell > 1$, et donc

$$P(X_{n+1} = 1) = \frac{1}{n+1} \frac{n+1}{n+2} = \frac{1}{n+2}.$$

- pour $k = n + 2$: de la même façon, on a nécessairement $X_n = n + 1$, et donc

$$P(X_{n+1} = n + 2) = \frac{1}{n + 2}.$$

- pour $k \in \llbracket 2, n + 1 \rrbracket$: on a nécessairement $X_n = k$ ou $X_n = k - 1$, et donc toutes les probabilités $P_{[X_n = \ell]}(X_{n+1} = k)$ pour $\ell \neq k, k - 1$ sont nulles. On a donc

$$P(X_{n+1} = k) = \frac{1}{n + 1} \left(P_{[X_n = k-1]}(X_{n+1} = k) + P_{[X_n = k]}(X_{n+1} = k) \right).$$

Dans le premier cas, on a une urne avec $k - 1$ boules blanches, et donc $P_{[X_n = k-1]}(X_{n+1} = k) = \frac{k-1}{n+2}$.

Dans le second cas, on a une urne avec $n + 2 - k$ boules noires, et donc $P_{[X_n = k]}(X_{n+1} = k) = \frac{n+2-k}{n+2}$.

Finalement, $P(X_{n+1} = k) = \frac{1}{n+2}$.

On a donc bien $X_{n+1} \hookrightarrow \mathcal{U}(n + 2)$, et par théorème de récurrence, on a donc bien

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, X_n \hookrightarrow \mathcal{U}(n + 1).$$

4. On a par la formule des probabilités totales

$$\begin{aligned} P(B_{n+1}) &= \sum_{k=1}^{n+1} P(X_n = k) P_{[X_n = k]}(B_{n+1}) \\ &= \frac{1}{n + 1} \sum_{k=1}^{n+1} P_{[X_n = k]}(B_{n+1}) \\ &= \frac{1}{n + 1} \sum_{k=1}^{n+1} \frac{k}{n + 2} \\ &= \frac{1}{(n + 1)(n + 2)} \frac{(n + 1)(n + 2)}{2} \\ &= \frac{1}{2} \end{aligned}$$

5. (a) Il est clair que Y_n suit la loi uniforme sur $\left\{ \frac{k}{n} \mid k \in \llbracket 0, n \rrbracket \right\}$.

(b) On a

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ x & \text{si } x \in [0, 1] \\ 1 & \text{si } x > 1 \end{cases}.$$

(c) On a

$$\begin{aligned} P(Y_n \leq x) &= P(X_n \leq nx + 1) \\ &= \sum_{k=1}^{\lfloor nx+1 \rfloor} P(X_n = k) \\ &= \frac{\lfloor nx + 1 \rfloor}{n + 1} \end{aligned}$$

(d) Si $x < 0$ ou $x > 1$, il est clair que $F_{Y_n}(x) \rightarrow F(x)$.

Soit donc $x \in [0, 1]$. Prouvons que $\lfloor nx + 1 \rfloor \sim nx$. On a

$$nx < \lfloor nx + 1 \rfloor \leq nx + 1,$$

et donc

$$1 < \frac{\lfloor nx + 1 \rfloor}{nx} \leq 1 + \frac{1}{nx}.$$

Par encadrement des limites, on a bien l'équivalent cherché, et donc la limite voulue.

Retour au cas général

1. On a $P(B_1) = \frac{N_1}{N}$, et

$$P(B_2) = P(B_1)P_{B_1}(B_2) + P(\overline{B_1})P_{\overline{B_1}}(B_2) = \frac{N_1}{N}.$$

2. (a) On note que l'image de X_{n-1} est $\llbracket N_1, N_1 + n - 1 \rrbracket$. Par la formule des probabilités totales, on a donc

$$\begin{aligned} P(B_n) &= \sum_{k=N_1}^{N_1+n-1} P(X_{n-1} = k)P_{[X_{n-1}=k]}(B_n) \\ &= \sum_{k=N_1}^{N_1+n-1} P(X_{n-1} = k) \frac{k}{N+n-1} \end{aligned}$$

On retrouve bien le résultat demandé.

(b) On a

$$P_{B_n \cap [X_{n-1}=k]}(B_{n+1}) = \frac{k+1}{N+n}$$

et

$$P_{\overline{B_n} \cap [X_{n-1}=k]}(B_{n+1}) = \frac{k}{N+n}$$

(c) On applique la formule des probabilités totales avec le système complet d'événements

$$\{[X_{n-1} = k] \cap B_n \mid k \in \llbracket N_1, N_1 + n - 1 \rrbracket\} \cup \{[X_{n-1} = k] \cap \overline{B_n} \mid k \in \llbracket N_1, N_1 + n - 1 \rrbracket\}.$$

$$\begin{aligned} P(B_{n+1}) &= \sum_{k=N_1}^{N_1+n-1} P([X_{n-1} = k] \cap B_n)P_{[X_{n-1}=k] \cap B_n}(B_{n+1}) + P([X_{n-1} = k] \cap \overline{B_n})P_{[X_{n-1}=k] \cap \overline{B_n}}(B_{n+1}) \\ &= \sum_{k=N_1}^{N_1+n-1} P([X_{n-1} = k] \cap B_n) \frac{k+1}{N+n} + P([X_{n-1} = k] \cap \overline{B_n}) \frac{k}{N+n} \\ &= \frac{1}{N+n} \sum_{k=N_1}^{N_1+n-1} (k+1)P(X_{n-1} = k)P_{[X_{n-1}=k]}(B_n) + kP(X_{n-1} = k)P_{[X_{n-1}=k]}(\overline{B_n}) \\ &= \frac{1}{N+n} \sum_{k=N_1}^{N_1+n-1} P(X_{n-1} = k) \left(k(P_{[X_{n-1}=k]}(B_n) + P_{[X_{n-1}=k]}(\overline{B_n})) + P_{[X_{n-1}=k]}(B_n) \right) \\ &= \frac{1}{N+n} \sum_{k=N_1}^{N_1+n-1} P(X_{n-1} = k) \left(k + \frac{k}{N+n-1} \right) \\ &= \frac{1}{N+n} \left(1 + \frac{1}{N+n-1} \right) \frac{1}{N+n} \sum_{k=N_1}^{N_1+n-1} kP(X_{n-1} = k) \\ &= P(B_n) \end{aligned}$$

3. On a donc bien pour tout n , $P(B_n) = \frac{N_1}{N}$. L'espérance de X_n est donnée par

$$E(X_n) = (N+n)P(B_{n+1}) = \frac{(N+n)N_1}{N}.$$