

Q1 a) Pour $g = \frac{f_1^2 + f_2^2}{2}$, g est continue et positive sur $]0, a[$.

$\int_0^a f_1^2(t) dt$ et $\int_0^a f_2^2(t) dt$ sont convergents car $f_1 \in L_2(a)$ et $f_2 \in L_2(a)$; par conséquent $\int_0^a g(t) dt$ est convergent comme "combinaison linéaire d'intégrales convergentes".

Ceci achève alors de prouver que : $g = \frac{f_1^2 + f_2^2}{2} \in L_1(a)$.

$h = f_1 f_2$ est continue et positive sur $]0, a[$ comme produit de deux fonctions continues et positives sur $]0, a[$. $(a-h)^2 \geq 0 \Rightarrow abs \frac{a^2 + h^2}{2}$.

$0 \leq (f_1 f_2)(t) \leq \frac{f_1^2(t) + f_2^2(t)}{2}$ pour tout $t \in]0, a[$. $\forall t \in]0, a[, 0 \leq h(t) \leq g(t)$.

La convergence de $\int_0^a g(t) dt$ et la positivité de $h = f_1 f_2$ donnent la convergence de $\int_0^a h(t) dt$.

Finalement : $h = f_1 f_2 \in L_1(a)$.

b) Soit f un élément de $L_2(a)$. Pour $f_1 = f$ et $\forall t \in]0, a[, f_2(t) = 1$.

Par hypothèse f_1 est un élément de $L_2(a)$ et donc aussi : $f_2 \in L_2(a)$.

Ce qui prouve donc alors : $f = f \wedge 1 = f_1 f_2 \in L_1(a)$.

$\forall f \in L_2(a), f \in L_1(a)$. $L_2(a) \subset L_1(a)$.

Q2 a) Nous allons d'abord faire une étude complète de la convergence de $\int_0^1 f_{p,q}(t) dt$.

Notons que $f_{p,q}$ est continue sur $]0, 1[$ donc localement intégrable ; notons aussi que $f_{p,q}$ garde un signe constant sur $]0, 1[$ (positif si q est pair et négatif si q est impair).

Par conséquent $\int_0^1 f_{p,q}(t) dt$ et $\int_0^1 |f_{p,q}(t)| dt$ sont de même nature. Nous étudions

donc la convergence de cette dernière intégrale.

Envisageons alors trois cas : $p > 1$, $p = 1$ et $p = 0$.

1^{ère} Cas... $p > 1$. $\lim_{t \rightarrow 0} \|f_{p,q}(t)\| = 0$; $\|f_{p,q}\|$ est prolongable par continuité en 0 et donc

$$\int_0^1 \|f_{p,q}(t)\| dt \text{ converge.}$$

2^{ème} Cas... $p = 1$ $\lim_{t \rightarrow 0} \sqrt{t} \|f_{1,q}(t)\| = \lim_{t \rightarrow 0} (\sqrt{t} \|h(t)\|) = 0$

$$\exists \alpha \in]0,1], \forall t \in]0,\alpha], 0 \leq \sqrt{t} \|h(t)\| \leq 1$$

$$\forall t \in]0,\alpha], 0 \leq \|h(t)\| \leq \frac{1}{\sqrt{t}}. \quad \forall t \in]0,\alpha], 0 \leq \|f_{1,q}(t)\| \leq \frac{1}{\sqrt{t}}$$

La convergence de $\int_0^1 \frac{dt}{\sqrt{t}}$ et la positivité de $\|f_{1,q}\|$ donnent alors la convergence de $\int_0^1 \|f_{1,q}(t)\| dt$.

3^{ème} Cas... $p = 0$

$$\forall t \in]0, \frac{1}{e}], \|h(t)\| \geq 1$$

$$\forall t \in]0, \frac{1}{e}], \|f_{0,q}(t)\| = \frac{1}{t} \|h(t)\|^q \geq \frac{1}{t} \geq 0$$

La divergence de $\int_0^1 \frac{dt}{t}$ et les règles de comparaison des intégrales généralisées des fonctions positives montrent que $\int_0^1 \|f_{0,q}(t)\| dt$ diverge.

Finalement: $\int_0^1 \|f_{p,q}(t)\| dt$ converge, et seulement si $p \geq 1$.

Donc d'après ce que nous avons dit plus haut: $\int_0^1 \|f_{p,q}(t)\| dt$ converge si et seulement si $p \geq 1$.

Et quand tout est récapitulé à la question!

Noter que $f_{p,q}$ est continue sur $]0,1]$. Par conséquent:

$$f_{p,q} \in L_2(1) \Leftrightarrow \begin{cases} \forall t \in]0,1], f_{p,q}(t) = t^{p-1} (h(t))^q \geq 0 \\ \text{et} \\ \int_0^1 t^{2p-2} (h(t))^{2q} dt > 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \forall t \in]0,1], (h(t))^q \geq 0 \\ \text{et} \\ (2p-2) + 1 > 1 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} q \text{ est pair} \\ \text{et} \\ p > 1 \end{cases}$$

Par conséquent: $f_{p,q} \in L_2(1) \Leftrightarrow p \in \mathbb{N}^*$ et q est un élément pair de $\mathbb{N}$.

b) Soit donc $p \in \mathbb{N}^*$ et q un entier naturel pair. Noter que le calcul qui suit n'utilise pas la positivité de q .

Donner deux manières de calculer $\mathcal{I}_{p,q} = \int_0^1 \|f_{p,q}(t)\| dt$ qui converge car

$f_{p,q} \in L_2(a)$ donc $f_{p,q} \in L_1(a)$!!

(v1) Vers la fonction Γ .

Soit $\varepsilon \in \mathbb{R}_+^*$. $\int_{\varepsilon}^1 f_{p,q}(t) dt = \int_{\varepsilon}^1 t^{p-1} (t+t)^q dt = \int_{\varepsilon}^1 t^p \frac{1}{t} (t+t)^q dt$

$$\int_{\varepsilon}^1 f_{p,q}(t) dt = \int_{-p\varepsilon}^0 (e^{-v/p})^p \left(-\frac{v}{p}\right)^q \left(-\frac{1}{p}\right) dv = \frac{(-1)^q}{p^{q+1}} \int_0^{-p\varepsilon} v^q e^{-v} dv$$

$$\begin{cases} v = -p\varepsilon t \\ dv = -p \frac{1}{t} dt \\ t = e^{-v/p} \end{cases}$$

Si $(-p\varepsilon) = +\infty$ donc $\int_0^{+\infty} v^{q+1-1} e^{-v} dv = \frac{(-1)^q \Gamma(q+1)}{p^{q+1}}$

Par conséquent: $\int_0^1 f_{p,q}(t) dt = \frac{(-1)^q q!}{p^{q+1}}$

(v2) Récurse... Rappelons que nous avons montré l'existence de $J_{p,q}$ pour tout p dans $\mathbb{N}^*$ et tout q dans $\mathbb{N}$. Soit $(p,q) \in \mathbb{N}^* \times \mathbb{N}^*$

Soit $\varepsilon \in \mathbb{R}_+^*$. $\int_{\varepsilon}^1 f_{p,q}(t) dt = \int_{\varepsilon}^1 t^{p-1} (t+t)^q dt = \left[\frac{t^p}{p} (t+t)^q \right]_{\varepsilon}^1 - \int_{\varepsilon}^1 \frac{t^p}{p} \times q \frac{1}{t} (t+t)^{q-1} dt$

$$\int_{\varepsilon}^1 f_{p,q}(t) dt = -\frac{\varepsilon^p (2\varepsilon)^q}{p} - \frac{q}{p} \int_{\varepsilon}^1 f_{p,q-1}(t) dt$$

Comme $\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \varepsilon^p (2\varepsilon)^q = 0$ on obtient: $J_{p,q} = -\frac{q}{p} J_{p,q-1}$ pour $p \in \mathbb{N}^*$ et $q \in \mathbb{N}^*$.

$$\frac{(-1)^q q!}{q!} J_{p,q} = (-1)^{q+1} \frac{p^q}{p} \frac{q}{q!} J_{p,q-1} = (-1)^{q-1} \frac{p^{q-1}}{(q-1)!} J_{p,q-1}$$

petite facétie
qui évite la
récurse.

On prouve que si nous fixons p dans $\mathbb{N}^*$, la suite $\left(\frac{(-1)^q p^q}{q!} J_{p,q} \right)_{q \geq 0}$ est constante

Soit $\forall q \in \mathbb{N}$, $\frac{(-1)^q p^q}{q!} J_{p,q} = J_{p,0} = \int_0^1 t^{p-1} dt = \frac{1}{p}$ et ceci pour tout $p \in \mathbb{N}^*$.

$\forall q \in \mathbb{N}$, $J_{p,q} = \frac{(-1)^q q!}{p^{q+1}}$ et ceci pour tout $p \in \mathbb{N}^*$

Finalement: $\forall p \in \mathbb{N}^*, \forall q \in \mathbb{N}, J_{p,q} = \frac{(-1)^q q!}{p^{q+1}}$

Planque la page 4

Remarque : T_n est donc un estimateur ponctuel convergent de J .

PARTIE II

(Q1) a) $i \in \mathbb{N}^*$ et $n \in \mathbb{N}^*$.

Pour $\hat{g}(x) = 1$ si $x \in [0, 1]$ et $\hat{g}(x) = 0$ si $x \in \mathbb{R} - [0, 1]$. $\hat{g}$ est une densité de X .
 $\hat{g}$ diffère de g d'un nombre fini de points.

Pour conclure : $E(Y_i) = \int_0^1 f(x) g(x) dx = \int_0^1 f(x) \hat{g}(x) dx = \int_0^1 f(x) dx = I$.

Pour conclure $E(Y_i) = I$ et $E(Z_n) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n Y_j\right) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n E(Y_j) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n I = I$
 $E(Y_i) = E(Z_n) = I$.

Pour conclure Y_i et Z_n satisfait à la condition " $C_1(I)$ ".

b) Soit $n \in \mathbb{N}^*$. $Z_n = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} Y_i$ et Z_n satisfait à " $C_2(I)$ ".

D'après 1.9.2, Z_n satisfait à la condition " $C_2(V(Y))$ " et plus précisément :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \left[\sum_{1 \leq i < j \leq n} \left(\frac{1}{n} \times \frac{1}{n} \right) \right] = \frac{1}{2}. \quad \sum_{1 \leq i < j \leq n} \left(\frac{1}{n} \times \frac{1}{n} \right) = \binom{n}{2} \frac{1}{n^2} = \frac{n(n-1)}{2n^2} = \frac{n-1}{2n}$$

donc $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{n(n-1)}{2n^2} = \frac{1}{2}$; Z_n satisfait à " $C_2(V(Y))$ ".

On pourrait aussi remarquer que $V(Z_n) = \frac{1}{n} V(Y)$!

c) Soit $i \in \mathbb{N}^*$.

$$E[(Y_i - Z_n)^2] = E[(Y_i - I)^2 - 2(Y_i - I)(Z_n - I) + (Z_n - I)^2] = E[(Y_i - I)^2] - 2E[(Y_i - I)(Z_n - I)] + E[(Z_n - I)^2]$$

$$Y_i - Z_n = (Y_i - I) - (Z_n - I)$$

$$E[(Y_i - Z_n)^2] = V(Y_i) - 2\text{cov}(Y_i, Z_n) + V(Z_n)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} V(Y_i) = E[(Y_i - E(Y_i))^2] = E[(Y_i - I)^2] \text{ même chose pour } V(Z_n) \\ \text{cov}(Y_i, Z_n) = E[(Y_i - E(Y_i))(Z_n - E(Z_n))] = E[(Y_i - I)(Z_n - I)] \end{array} \right.$$

Notons encore que : $\text{cov}(Y_i, Z_n) = \text{cov}(Y_i, \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n Y_j) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \text{cov}(Y_i, Y_j)$

$$\text{car } \text{cov}(Y_i, Y_j) = \begin{cases} 0 & \text{si } j \neq i \\ V(Y_i) & \text{si } j = i \end{cases}$$

Donc $\text{cov}(Y_i, Z_n) = \frac{1}{n} V(Y_i)$. Pour conclure $E[(Y_i - Z_n)^2] = V(Y_i) - \frac{2}{n} V(Y_i) + V(Z_n)$.

$$\text{Or } V(Z_n) = V\left(\frac{1}{n}(Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n)\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n V(Y_i) = \frac{1}{n^2} \times n V(Y_i) = \frac{1}{n} V(Y_i) !$$

$$V(Y_i) = n V(Z_n)$$

par indépendance

$$\text{Or } E[(Y_i - Z_n)^2] = n V(Z_n) - \frac{1}{n} n V(Z_n) + V(Z_n) = (n-1) V(Z_n).$$

$$\text{Finalement : } \underline{\underline{V(Z_n) = \frac{1}{n-1} E[(Y_i - Z_n)^2]}}$$

$$\textcircled{Q2} \text{ Bien sûr. Tschy des donne : } p(|Z_n - E(Z_n)| > 10 \sqrt{\frac{V(Y)}{n}}) \leq \frac{V(Z_n)}{\left(10 \sqrt{\frac{V(Y)}{n}}\right)^2}$$

$$V(Z_n) = \frac{1}{n} V(Y_i) = \frac{1}{n} V(Y) \text{ donc } \frac{V(Z_n)}{\left(10 \sqrt{\frac{V(Y)}{n}}\right)^2} = \frac{\frac{1}{n} V(Y)}{100 \frac{V(Y)}{n}} = \frac{1}{100} = 0,01.$$

$$\text{Or } p(|Z_n - E(Z_n)| > 10 \sqrt{\frac{V(Y)}{n}}) \leq 0,01$$

$$\text{Ce qui donne : } p(|Z_n - E(Z_n)| \leq 10 \sqrt{\frac{V(Y)}{n}}) = 1 - p(|Z_n - E(Z_n)| > 10 \sqrt{\frac{V(Y)}{n}}) \geq 1 - 0,01 = 0,99.$$

$$\underline{\underline{p(|Z_n - E(Z_n)| \leq 10 \sqrt{\frac{V(Y)}{n}}) \geq 0,99.}}$$

$$\textcircled{Q3} \text{ Rappelons que : } \sigma(Z_n) = \sqrt{V(Z_n)} = \sqrt{\frac{V(Y)}{n}}.$$

soit $a \in \mathbb{R}_+^*$.

$$p(|Z_n - E| \leq a \sqrt{\frac{V(Y)}{n}}) = p\left(\left|\frac{Z_n - E}{\sqrt{V(Z_n)}}\right| \leq a\right) = p\left(\left|\frac{Z_n - E}{\sigma(Z_n)}\right| \leq a\right)$$

Notons Z_n^* la variable aléatoire centrée réduite associée à Z_n . $Z_n^* = \frac{Z_n - E}{\sigma(Z_n)}$.

On considère que : $Z_n^* \sim \mathcal{D}(0,1)$. Notons ϕ la fonction de répartition de Z_n^* .

$$\text{Or } p(|Z_n - E| \leq a \sqrt{\frac{V(Y)}{n}}) = p(|Z_n^*| \leq a) = 2\phi(a) - 1$$

Pour avoir $p(|Z_n - E| \leq a \sqrt{\frac{V(Y)}{n}}) > 0,99$ il suffit d'avoir $2\phi(a) - 1 > 0,99$;

$$\text{c'est à dire } \phi(a) > \frac{1,99}{2} = 0,995.$$

La table nous donne $\phi(2,57) \approx 0,9949$ et $\phi(2,58) \approx 0,9951$

Or pour avoir $\phi(a) > 0,995$ il suffit de prendre $a \geq 2,58$.

Toute valeur a de l'intervalle $[2,58; +\infty[$ convient.

PARTIE III

(Q1) Soit $j \in [1, k]$. Vous pouvez prendre comme densité de x_j la fonction $\hat{g}_j$ définie par: $\forall t \in [a_j, a_{j+1}]$, $\hat{g}_j(t) = \frac{1}{a_{j+1} - a_j}$ et $\forall t \in \mathbb{R} - [a_j, a_{j+1}]$, $\hat{g}_j(t) = 0$.
 $\hat{g}_j$ et $\hat{g}_j$ diffèrent d'un facteur
 En admettant $E(Y_j) = (a_{j+1} - a_j) \int_{a_j}^{a_{j+1}} f(x) \hat{g}_j(x) dx = \int_{a_j}^{a_{j+1}} f(x) dx = I_j$.

Pour conclure, $\forall i \in \mathbb{N}^*$, $E(Y_i) = I_j$

$$E(Z_{n_j}^j) = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} E(Y_i^j) = \frac{1}{n_j} \times n_j I_j = I_j.$$

Donc pour tout $i \in \mathbb{N}^*$, Y_i^j satisfait la condition " $C_1(I_j)$ "; il en est de même pour $Z_{n_j}^j$.

$$Z_{n_j}^j = \sum_{i=1}^{n_j} \frac{1}{n_j} Y_i^j$$

$$\lim_{n_j \rightarrow +\infty} \sum_{i=1}^{n_j} \left(\frac{1}{n_j} \right) \left(\frac{1}{n_j} \right) = \lim_{n_j \rightarrow +\infty} \left(\frac{1}{n_j} \right)^2 = \lim_{n_j \rightarrow +\infty} \frac{n_j(n_j-1)}{2 n_j^2} = \frac{1}{2}.$$

$Z_{n_j}^j$ satisfait donc aussi les conditions " $C_2(I_j)$ " et " $C_2[V(Y_j)]$ " d'après 3.2.

$$(Q2) \quad E(Z_n^*) = \sum_{j=1}^k E(Z_{n_j}^j) = \sum_{j=1}^k E(Y_j) = \sum_{j=1}^k I_j = \sum_{j=1}^k \int_{a_j}^{a_{j+1}} f(x) dx = \int_0^1 f(x) dx = I.$$

$$\underline{\underline{E(Z_n^*) = I.}}$$

$$(Q3) \quad V(Z_n) = V\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n V(Y_i) = \frac{1}{n^2} \times n V(Y) = \frac{1}{n} (E(Y^2) - (E(Y))^2).$$

$$n V(Z_n) = \int_0^1 f^2(x) \hat{g}(x) dx - \left(\int_0^1 f(x) \hat{g}(x) dx \right)^2 = \int_0^1 f^2(x) dx - I^2$$

$$\underline{\underline{n V(Z_n) = \int_0^1 f^2(x) dx - I^2.}}$$

Toujours l'indépendance

$$\text{Par indépendance: } V(Z_n^*) = \sum_{j=1}^k V(Z_{n_j}^j) = \sum_{j=1}^k V\left(\frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} Y_i^j\right) = \sum_{j=1}^k \frac{1}{n_j^2} \sum_{i=1}^{n_j} V(Y_i^j)$$

$$V(Z_n^*) = \sum_{j=1}^k \frac{1}{n_j^2} n_j V(Y_j) = \sum_{j=1}^k \frac{1}{n_j} V(Y_j) = E(Y_j^2) - (E(Y_j))^2.$$

$$V(Y_j) = (a_{j+1} - a_j)^2 \int_{a_j}^{a_{j+1}} f'(u) \frac{1}{a_{j+1} - a_j} du - (E(Y_j))^2$$

$$V(Y_j) = (a_{j+1} - a_j) \int_{a_j}^{a_{j+1}} f'(u) du - I_j^2 = \frac{n_j}{n} \int_{a_j}^{a_{j+1}} f'(u) du - I_j^2.$$

$$V(Z_n^*) = \sum_{j=1}^k \frac{1}{n_j} V(Y_j) = \sum_{j=1}^k \frac{1}{n_j} \left[\frac{n_j}{n} \int_{a_j}^{a_{j+1}} f'(u) du - I_j^2 \right]$$

$$V(Z_n^*) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^k \int_{a_j}^{a_{j+1}} f'(u) du - \sum_{j=1}^k \frac{1}{n_j} I_j^2 = \frac{1}{n} \int_0^1 f'(u) du - \sum_{j=1}^k \frac{1}{n_j} I_j^2$$

$$n V(Z_n^*) = \int_0^1 f'(u) du - \sum_{j=1}^k \frac{n}{n_j} I_j^2.$$

$$n(V(Z_n) - V(Z_n^*)) = \int_0^1 f'(u) du - I^2 - \int_0^1 f'(u) du + \sum_{j=1}^k \frac{n}{n_j} I_j^2$$

$$n(V(Z_n) - V(Z_n^*)) = \sum_{j=1}^k \frac{1}{a_{j+1} - a_j} I_j^2 - I^2 = \sum_{j=1}^k \frac{1}{a_{j+1} - a_j} \left(\int_{a_j}^{a_{j+1}} f(u) du \right)^2 - \left(\sum_{j=1}^k \int_{a_j}^{a_{j+1}} f(u) du \right)^2$$

Noter que : $V(Z_n) \geq V(Z_n^*)$, ce qui à prouve que $\left(\sum_{j=1}^k \int_{a_j}^{a_{j+1}} f(u) du \right)^2 \leq \sum_{j=1}^k \frac{1}{a_{j+1} - a_j} \left(\int_{a_j}^{a_{j+1}} f(u) du \right)^2$

Rappelons que : $\forall (x_1, x_2, \dots, x_k) \in \mathbb{R}^k, \forall (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k) \in \mathbb{R}^k, \left(\sum_{j=1}^k x_j \beta_j \right)^2 \leq \sum_{j=1}^k x_j^2 \sum_{j=1}^k \beta_j^2$

$$\begin{aligned} \left(\sum_{j=1}^k \int_{a_j}^{a_{j+1}} f(u) du \right)^2 &= \left(\sum_{j=1}^k \left(\sqrt{a_{j+1} - a_j} \times \frac{1}{\sqrt{a_{j+1} - a_j}} \int_{a_j}^{a_{j+1}} f(u) du \right) \right)^2 \\ &\leq \left(\sum_{j=1}^k \sqrt{a_{j+1} - a_j} \right)^2 \left(\sum_{j=1}^k \left(\frac{1}{\sqrt{a_{j+1} - a_j}} \int_{a_j}^{a_{j+1}} f(u) du \right)^2 \right) \\ &\leq \underbrace{\left(\sum_{j=1}^k (a_{j+1} - a_j) \right)}_{=1} \left(\sum_{j=1}^k \left(\frac{1}{a_{j+1} - a_j} \int_{a_j}^{a_{j+1}} f(u) du \right)^2 \right) \end{aligned}$$

d'où $\left(\sum_{j=1}^k \int_{a_j}^{a_{j+1}} f(u) du \right)^2 \leq \sum_{j=1}^k \left(\frac{1}{a_{j+1} - a_j} \int_{a_j}^{a_{j+1}} f(u) du \right)^2$ d'où $V(Z_n) \geq V(Z_n^*)$.

$\lim_{n \rightarrow +\infty} V(Z_n) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n} \left(\int_0^1 f'(u) du - \left(\int_0^1 f(u) du \right)^2 \right) = 0$ d'où $\lim_{n \rightarrow +\infty} V(Z_n^*) = 0$

PARTIE IV

désolé mais le théorème de transfert de notre programme ne permet pas d'obtenir le résultat car f n'est pas strictement monotone sur $[0,1]$.
Nous obtenons donc le résultat.

résumons, indiquant de quelle manière on peut obtenir une valeur approchée de S à l'aide de II.

A tiré au hasard n fois un nombre de l'intervalle $[0,1]$ et on le note de manière indépendante.

Soit X_i la variable aléatoire égale au résultat du i ème tirage.

$X_i \in \mathcal{U}([0,1])$ et $X_1, X_2, \dots, X_n$ sont indépendantes.

Posez $Y_i = f(X_i)$.

D'après II $Z_n = \frac{1}{n} (Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n)$ converge à probabilité 1 vers S .

D'où l'idée de l'algorithme consistant à tirer n fois un nombre au hasard dans l'intervalle $[0,1]$ et de prendre comme approximation de S la moyenne des images par f des résultats obtenus.

III propose un raffinement de cet algorithme. On subdivise l'intervalle $[0,1]$ en k intervalles et on applique la méthode précédente à ces k intervalles.

(*Méthode de Monte Carlo*)

ici $p=q=2$.

```

program escp81;
uses crt, printer;
var i, n: integer; s, x: real;

function f(ixe: real): real;
begin
  f := ixexixe * sqr(ln(ixe));
end;

begin
  randomize;

  write('Donnez n. n='); readln(n); writeln;

  s := 0;
  for i := 1 to n do
    begin
      x := random; s := s + f(x);
    end;
  writeln('Une valeur approchée de I est : ', s/n);
  writeln('La valeur exacte (ou presque) est : ', 2/27);
end.
```

Donnez n. n=5000

Une valeur approchée de I est : 7.4476562515E-02
La valeur exacte (ou presque) est : 7.4074074074E-02

p10

Donnez n. n=3000

Une valeur approchée de I est : 7.3654641875E-02
La valeur exacte (ou presque) est : 7.4074074074E-02

Donnez n. n=50

Mouais !

Une valeur approchée de I est : 8.0567086603E-02
La valeur exacte (ou presque) est : 7.4074074074E-02

Donnez n. n=100

Une valeur approchée de I est : 7.4670558327E-02
La valeur exacte (ou presque) est : 7.4074074074E-02

Donnez n. n=400

Une valeur approchée de I est : 7.4345415748E-02
La valeur exacte (ou presque) est : 7.4074074074E-02

Avec la subdivision en intervalles (à la même façon) ↓ c'est mieux !

Petit raccourci pour
éviter une page supplémentaire.

(*Méthode de Monte Carlo a

```
program escp81;
uses crt,printer;
var i,j,n,k:integer;s,t,x;
function f(ixe:real):real;
begin
f:=ixe*ixe*sqr(ln(ixe));
end;
```

begin

randomize;

```
write('Donnez n. n=');readln(n);
write('Donnez le nombre d''intervalles k. k=');readln(k);writeln;
```

t:=0;

```
for j:=0 to k-1 do
```

```
begin
```

```
s:=0;
```

```
for i:=1 to n do
```

```
begin
```

```
x:=(random+j)/k;s:=s+f(x);
```

```
end;
```

```
t:=t+s/n/k;
```

```
end;
```

```
writeln('Une valeur approchée de I est : ',t);
```

```
writeln('La valeur exacte (ou presque) est : ',2/27);
```

```
end.
```

Donnez n. n=500

Donnez le nombre d'intervalles k. k=10

Une valeur approchée de I est : 7.4064078713E-02
La valeur exacte (ou presque) est : 7.4074074074E-02

Donnez n. n=10

Donnez le nombre d'intervalles k. k=500

Une valeur approchée de I est : 7.4073180586E-02
La valeur exacte (ou presque) est : 7.4074074074E-02

Donnez n. n=100

Donnez le nombre d'intervalles k. k=100

Une valeur approchée de I est : 7.4085350531E-02
La valeur exacte (ou presque) est : 7.4074074074E-02