

## 32 - Densité d'une somme de lois uniformes et indépendantes

[www.daniel-saada.eu](http://www.daniel-saada.eu)

Le but de cet article est d'établir, par deux méthodes, que la densité d'une somme de  $n$  lois uniformes et indépendantes sur  $[0,1]$  est  $f_n(x) = \frac{1}{(n-1)!} \sum_{k=0}^{\text{int}(x)} (-1)^k C_n^k (x-k)^{n-1}$  quand  $x$  décrit l'intervalle  $[0, n]$ ,  $\text{int}(x)$  désignant la partie entière de  $x$  et bien sûr  $C_n^k = \binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$ , les fonctions  $f_n$  faisant l'objet d'une étude approfondie.

Mes remerciements les plus vifs vont à Jean-Christophe Feauveau, Claude Morin et Alain Rémondière, qui m'ont beaucoup aidé dans l'élaboration de ce texte.

### 1) Transformée de Fourier et densité

Rappelons que si une variable aléatoire réelle  $Z$  a une densité  $f$ ,  $E[e^{itZ}] = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} f(x) dx$  pour tout réel  $t$ . Si de plus  $t \rightarrow E[e^{itZ}]$  est intégrable sur  $\mathbb{R}$ , alors  $\frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-itx} E[e^{itZ}] dt = f(x)$  presque partout ([transformée de Fourier inverse](#)). En d'autres termes,  $x \rightarrow \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-itx} E[e^{itZ}] dt$  est une densité de  $Z$  (si  $f$  est continue,  $f(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-itx} E[e^{itZ}] dt$  partout).

Soit  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ , où les  $X_i$  sont *mutuellement* indépendantes et de *même* loi : comme  $e^{itS_n} = \prod_{k=1}^n e^{itX_k}$ , l'indépendance des  $X_i$  donne  $E[e^{itS_n}] = (E[e^{itX_1}])^n$ . Une densité  $g_n$  de  $S_n$  est donc  $g_n(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-itx} (E[e^{itX_1}])^n dt$  si  $t \rightarrow (E[e^{itX_1}])^n$  est intégrable sur  $\mathbb{R}$ .

On suppose les  $X_i$  uniformes et indépendantes sur  $[-1,1]$  : la transformée de Fourier de chaque  $X_i$  est  $t \rightarrow \frac{\sin t}{t}$  comme il est facile de le vérifier. Pour  $n \geq 2$ ,  $\left(\frac{\sin t}{t}\right)^n$  est intégrable (au sens de Lebesgue), et donc une densité de  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$  est

$$g_n(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n e^{-ixt} dt = \frac{1}{\pi} \int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \cos(xt) dt.$$

On retrouve que  $g_n$  est paire (comme il se devait) et on découvre que  $g_n$  est au moins  $C^{n-2}$  (par dérivation sous le signe intégral).

Comme  $g_n$  est une densité,  $\int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \cos(xt) dt$  est positive pour tout réel  $x$ .

La variable aléatoire  $S_n$  prenant ses valeurs dans  $[-n, n]$ ,

$\int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \cos(xt) dt$  est nulle en dehors de  $[-n, n]$ .

De plus,  $\int_0^{+\infty} \int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \cos(xt) dt dx = \int_0^n \int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \cos(xt) dt dx = \frac{\pi}{2}$  car l'intégrale d'une densité vaut 1.

**2) Calcul de  $I_n(x) = \int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \cos(xt) dt$  pour  $n \geq 2$**

En intégrant par parties,  $I_n(x) = \frac{1}{n-1} \int_0^{+\infty} \frac{d}{dt} (\sin^n(t) \cos(xt)) \times \frac{1}{t^{n-1}} dt$ .

En intégrant  $(n-1)$  fois par parties,  $I_n(x) = \frac{1}{(n-1)!} \int_0^{+\infty} (\sin^n(t) \cos(xt))^{(n-1)} \frac{dt}{t}$ .

Les formules d'Euler donnent  $2^{n+1} i^n (\sin t)^n \cos(xt) = \sum_{k=0}^n (-1)^k C_n^k (e^{it(n-2k+x)} + e^{it(n-2k-x)})$ , d'où

$$2^{n+1} i (\sin^n(t) \cos(xt))^{(n-1)} = \sum_{k=0}^n (-1)^k C_n^k (n-2k+x)^{n-1} e^{it(n-2k+x)} + \sum_{k=0}^n (-1)^k C_n^k (n-2k-x)^{n-1} e^{it(n-2k-x)}.$$

En changeant  $k$  en  $n-k$  dans le second sigma

$$2^{n+1} i (\sin^n(t) \cos(xt))^{(n-1)} = \sum_{k=0}^n (-1)^k C_n^k (n-2k+x)^{n-1} e^{it(n-2k+x)} - \sum_{k=0}^n (-1)^k C_n^k (n-2k+x)^{n-1} e^{-it(n-2k+x)}$$

$$\text{et } (\sin^n(t) \cos(xt))^{(n-1)} = \frac{1}{2^n} \sum_{k=0}^n (-1)^k C_n^k (n-2k+x)^{n-1} \sin((n-2k+x)t).$$

Avec le résultat classique  $\int_0^{+\infty} \frac{\sin(at)}{t} dt = \frac{\pi}{2} \text{signe}(a)$ , il vient

$$I_n(x) = \frac{\pi}{(n-1)! 2^{n+1}} \sum_{k=0}^n (-1)^k C_n^k (n-2k+x)^{n-1} \text{signe}(n-2k+x).$$

La dérivée d'ordre  $(n-1)$  de  $t \rightarrow (\sin t)^n e^{itx}$  s'annule en  $t=0$  pour tout réel  $x$ . Or

$$2^n i^n (\sin t)^n e^{itx} = \sum_{k=0}^n (-1)^k C_n^k e^{it(n-2k+x)}, \quad 2^n i (\sin^n(t) e^{itx})^{(n-1)} = \sum_{k=0}^n (-1)^k C_n^k (n-2k+x)^{n-1} e^{it(n-2k+x)}$$

d'où  $\sum_{k=0}^n (-1)^k C_n^k (n-2k+x)^{n-1} = 0$  pour tout  $x$ .

Quand  $|x| > n$ ,  $n-2k+x$  est de signe constant, et alors  $I_n(x) = 0$  en vertu de ce qui précède.

Pour  $-n < x < n$ :

$$I_n(x) = \frac{\pi}{(n-1)! 2^{n+1}} \left( \sum_{k=0}^{(n+x)/2} (-1)^k C_n^k (n-2k+x)^{n-1} - \sum_{k>(n+x)/2} (-1)^k C_n^k (n-2k+x)^{n-1} \right)$$

et comme la somme des deux sigmas est nulle,  $I_n(x) = \frac{\pi}{(n-1)! 2^n} \sum_{k=0}^{(n+x)/2} (-1)^k C_n^k (n-2k+x)^{n-1}$ .

En particulier,  $\int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n dt = I_n(0) = \frac{\pi}{(n-1)! 2^n} \sum_{k=0}^{[n/2]} (-1)^k C_n^k (n-2k)^{n-1}$ , ce qui donne

$$I_1 = \pi/2, \quad I_2 = \pi/2, \quad I_3 = 3\pi/8, \quad I_4 = \pi/3, \quad I_5 = 115\pi/384$$

ce qu'on peut vérifier avec un logiciel de calcul formel (par exemple [WolframAlpha](#), gratuit et en ligne).

### 3) Densité d'une somme de lois uniformes indépendantes à valeurs dans $[0,1]$

De **1)** et **2)** on déduit la densité  $g_n$  de  $S_n = \sum_1^n X_i$  quand les  $X_i$  sont dans  $[-1,1]$  :

$$g_n(x) = \frac{1}{(n-1)!2^n} \sum_{k=0}^{[(n+x)/2]} (-1)^k C_n^k (x+n-2k)^{n-1} \text{ sur } ]-n, n[ \text{ et } 0 \text{ ailleurs.}$$

*Remarque 1.* Pour qui veut étudier numériquement  $g_n$ , il est préférable d'utiliser

$$g_n(x) = \frac{1}{(n-1)!2^{n+1}} \sum_{k=0}^n (-1)^k C_n^k (n-2k+x)^{n-1} \text{ signe}(n-2k+x).$$

Les  $Y_i = (1 + X_i)/2$  sont uniformes et indépendantes sur  $[0,1]$  et

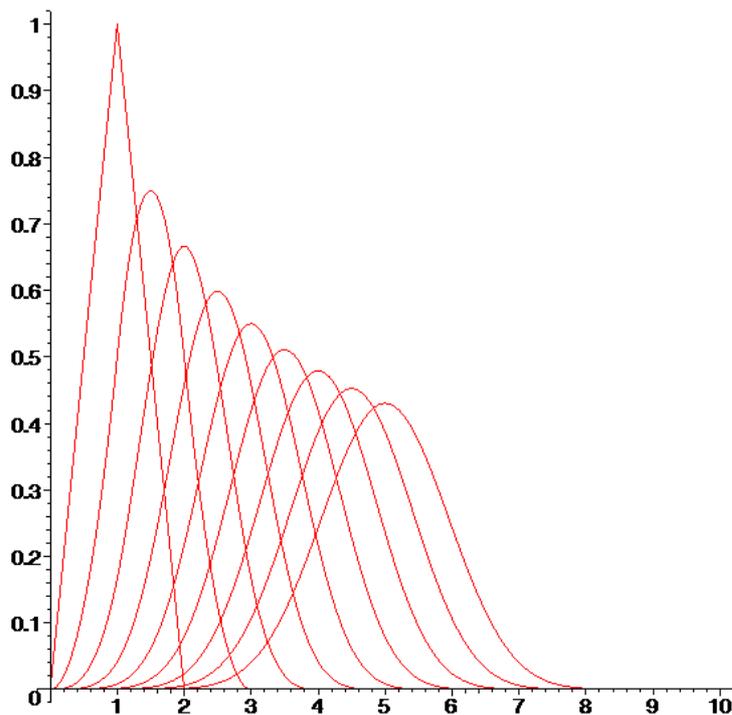
$$p\left(\sum_1^n Y_i \leq x\right) = p\left(\sum_1^n X_i \leq 2x - n\right).$$

En dérivant cette égalité par rapport à  $x$ , on trouve enfin la densité  $f_n$  de  $\sum_1^n Y_i$  sur  $[0, n]$  :

$$f_n(x) = 2g_n(2x - n) = \frac{1}{(n-1)!} \sum_{k=0}^{\text{int}(x)} (-1)^k C_n^k (x-k)^{n-1}.$$

Ainsi,  $f_n(x) = \frac{x^{n-1}}{(n-1)!}$  sur  $[0, 1[$  ;  $f_n(x) = \frac{x^{n-1} - n(x-1)^{n-1}}{(n-1)!}$  sur  $[1, 2[$ , etc...

On découvre que  $f_n$  est polynomiale par morceaux et donc  $C^\infty$  par morceaux sur  $R$ . On pourra vérifier que  $f_n$  est positive et d'intégrale 1 et s'assurer au moins de la continuité de  $f_n$  (dont on sait qu'elle est  $C^{n-2}$  comme  $g_n$ ). Voici les graphes de  $f_2$  à  $f_{10}$  :



La connaissance des densités permet de calculer par exemple  $p(a \leq S_n \leq b) = \int_a^b g_n(t) dt$ .

#### 4) Une deuxième méthode de détermination de $f_n$

On sait que si deux variables aléatoires indépendantes  $X_1$  et  $X_2$  ont des densités  $f_1$  et  $f_2$ , leur somme a pour densité  $\varphi_2(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_2(x-t)f_1(t)dt$ . Si  $X_1, X_2, \dots, X_n$  sont mutuellement indépendantes,  $X_1 + X_2 + \dots + X_{n-1}$  est indépendante de  $X_n$  et la densité  $\varphi_n$  de  $X_1 + X_2 + \dots + X_n$  est  $\varphi_n(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_{n-1}(x-t)f_1(t)dt$ .

Quand  $X_1, X_2, \dots, X_n$  sont uniformes et (mutuellement) indépendantes sur  $[0, 1]$ , les densités  $f_n$  de  $\sum_1^n X_i$  sont régies par  $f_{n+1}(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_n(x-t)f_1(t)dt = \int_0^1 f_n(x-t)dt = \int_{x-1}^x f_n(t)dt$ .

Il s'agit donc d'explicitier les fonctions  $f_n$  quand  $f_1 = 1_{]0, 1[}$ .

On établit d'abord facilement par récurrence que :

- a) le support de  $f_n$  est dans  $]0, n[$
- b)  $f_n$  est  $C^{n-2}$  sur  $R$  (pour  $n \geq 2$ ) et  $C^\infty$  par morceaux
- c)  $f_n^{(k)}(x) = \sum_{i=0}^k (-1)^i C_k^i f_{n-k}(x-i)$  si  $k \leq n-2$  car la dérivation commute avec l'opérateur aux différences finies ; de même,  $f_n^{(n-1)}(x) = \sum_{k=0}^{n-1} (-1)^k C_{n-1}^k f_1(x-k)$  mais pour  $x$  non entier
- d)  $n \geq 2$  et  $k \leq n-2$  impliquent  $f_n^{(k)}(0) = 0$ .

Sur l'intervalle  $[0, 1[$ , la détermination de  $f_n$  est simple puisque  $f_{n+1}(x) = \int_0^x f_n(t)dt$  : comme

$$f_1(x) = 1 \text{ et } f_2(x) = x, f_n(x) = \frac{x^{n-1}}{(n-1)!}.$$

Puisque  $f_n$  est  $C^{n-2}$  sur  $R$  (pour  $n \geq 2$ ) et  $C^\infty$  par morceaux, alors  $f_n$  est  $C^{n-2}$  sur  $R$  et  $C^{n-1}$  par morceaux. La formule de Taylor avec reste intégral (un peu modifiée) donne alors, en vertu de **d**) :

$$f_n(x) = \sum_{k=0}^{n-2} \frac{f_n^{(k)}(0)}{k!} x^k + \int_0^x \frac{(x-t)^{n-2}}{(n-2)!} f_n^{(n-1)}(t) dt = \int_0^x \frac{(x-t)^{n-2}}{(n-2)!} f_n^{(n-1)}(t) dt.$$

$$\text{On en déduit } f_n(x) = \frac{1}{(n-2)!} \sum_{k=0}^{n-1} (-1)^k C_{n-1}^k \int_0^x (x-t)^{n-2} f_1(t-k) dt.$$

Fixons  $x$  dans  $[1, n]$  et soit  $j$  la partie entière de  $x$ . Posons  $u_k(x) = \int_0^x (x-t)^{n-2} f_1(t-k) dt$ .

Comme  $f_1(t-k) = 1$  si et seulement si  $t \in ]k, k+1[$ , on va distinguer trois cas :

- $k \geq j+1$ , alors  $u_k(x) = 0$  ;
- $k = j$ ,  $u_k(x) = \int_k^x (x-t)^{n-2} dt = \frac{(x-k)^{n-1}}{n-1}$  ;

• si  $k \leq j-1$ ,  $u_k(x) = \int_k^{k+1} (x-t)^{n-2} dt = \frac{(x-k)^{n-1} - (x-k-1)^{n-1}}{n-1}$ .

On a donc  $f_n(x) = \frac{1}{(n-1)!} \sum_{k=0}^{j-1} (-1)^k C_{n-1}^k [(x-k)^{n-1} - (x-k-1)^{n-1}] + \frac{(-1)^j}{(n-1)!} C_{n-1}^j (x-j)^{n-1}$ .

$$\begin{aligned} (n-1)! f_n(x) &= \sum_{k=0}^{j-1} (-1)^k C_{n-1}^k (x-k)^{n-1} - \sum_{k=1}^j (-1)^{k-1} C_{n-1}^{k-1} (x-k)^{n-1} + (-1)^j C_{n-1}^j (x-j)^{n-1} \\ &= x^{n-1} + \sum_{k=1}^{j-1} (-1)^k C_n^k (x-k)^{n-1} + (-1)^j C_{n-1}^{j-1} (x-j)^{n-1} + (-1)^j C_{n-1}^j (x-j)^{n-1} \\ &= x^{n-1} + \sum_{k=1}^{j-1} (-1)^k C_n^k (x-k)^{n-1} + (-1)^j C_n^j (x-j)^{n-1} \\ &= \sum_{k=0}^{\text{int}(x)} (-1)^k C_n^k (x-k)^{n-1} \end{aligned}$$

ce qui achève la démonstration.

*Remarque 2.* Les polynômes de degré  $(n-1)$  qui composent  $f_n$  la rende  $C^{n-2}$  sur  $R$ . On peut se demander si ce sont les seuls. De façon précise, si  $E$  désigne l'espace vectoriel des fonctions  $C^{n-2}$  sur  $R$  qui sont nulles en dehors de  $[0, n]$  et dont les restrictions à chaque intervalle  $[k, k+1]$  sont des polynômes de degré  $\leq (n-1)$ , alors la dimension de  $E$  est 1 et  $f_n$  en est une base.

## 5) Étude des fonctions $g_n$

### a) Variations de $g_n$

Nous avons vu que  $f_{n+1}(x) = \int_{x-1}^x f_n(t) dt$ , d'où  $f_{n+1}'(x) = f_n(x) - f_n(x-1)$ ; pour  $g_n$ , on a

$$g_{n+1}'(x) = \frac{1}{2} (g_n(x+1) - g_n(x-1)).$$

Une récurrence immédiate prouve que si  $g_n$  croît sur  $R^-$ , alors  $g_{n+1}$  croît sur  $]-\infty, -1]$ . La parité de

$g_n$  entraîne que si  $x \in [-1, 0]$ ,  $2g_{n+1}'(x) = g_n(-x-1) - g_n(x-1) \geq 0$  car  $x-1 \leq -x-1 \leq 0$ .

Comme  $g_2(x) = (x+2)/4$  sur  $[-2, 0]$ , on peut conclure :

$$g_n \text{ croît sur } [-n, 0] \text{ et décroît sur } [0, n], f_n \text{ croît sur } [0, n/2] \text{ et décroît sur } [n/2, n].$$

*Remarque 3.* Comme  $g_n'(x) = -\int_0^\infty \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n t \sin(xt) dt$ , l'intégrale  $\int_0^\infty \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n t \sin(xt) dt$  est donc du signe de  $x$ .

### b) Monotonie du maximum de $g_n$

Le maximum de  $g_n$  est obtenu en 0 et  $g_n(0) = \frac{1}{\pi} \int_0^\infty \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n dt$ . Nous prouvons que cette suite est

décroissante; pour ce faire, posons  $I_n = \int_0^\infty \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n dt$  et prouvons que

$$I_n - I_{n+1} = \int_0^\infty \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \left(1 - \frac{\sin t}{t}\right) dt \geq 0 \text{ pour tout } n.$$

C'est évident pour  $n$  pair car  $(t - \sin t) / t \geq 0$  quand  $t$  est positif.

$$\text{Pour } n \text{ impair, } I_n - I_{n+1} = \int_0^\pi \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \left(1 - \frac{\sin t}{t}\right) dt + \int_\pi^\infty \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \left(1 - \frac{\sin t}{t}\right) dt = A_n + B_n$$

On majore  $B_n$  en écrivant  $B_n \leq |B_n| \leq \int_\pi^\infty \frac{2}{t^n} dt = \frac{2}{(n-1)\pi^{n-1}}$  ; on minore  $A_n$  par<sup>1</sup>

$$A_n \geq \int_{\pi/4}^{\pi/2} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \left(1 - \frac{\sin t}{t}\right) dt \geq \left(1 - \frac{\sin \pi/4}{\pi/4}\right) \int_{\pi/4}^{\pi/2} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n dt \geq \left(1 - \frac{\sqrt{8}}{\pi}\right) \int_{\pi/4}^{\pi/2} \left(\frac{2}{\pi}\right)^n dt = \frac{\pi - \sqrt{8}}{4} \left(\frac{2}{\pi}\right)^n.$$

$$\text{On en déduit } I_n - I_{n+1} = A_n + B_n \geq A_n - |B_n| \geq \frac{\pi - \sqrt{8}}{4} \left(\frac{2}{\pi}\right)^n - \frac{2}{(n-1)\pi^{n-1}}$$

on trouve  $I_n - I_{n+1} > 0$  à partir de  $n = 5$  ; mais  $I_4 \geq I_5$  et  $I_2 \geq I_3$  et on finit avec

$$I_1 = I_2 = \pi/2 \geq I_3 = 3\pi/8 \geq I_4 = \pi/3.$$

### c) Limite et équivalent du maximum de $g_n$

D'abord  $I_n = \int_0^\infty \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n dt$  est équivalente à  $J_n = \int_0^\pi \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n dt$  car  $K_n = \int_\pi^{+\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n dt$  est négligeable devant  $J_n$ . En effet,  $|K_n| \leq \int_\pi^{+\infty} \frac{dt}{t^n} = \frac{1}{(n-1)\pi^{n-1}}$ , tandis que

$$J_n \geq \int_0^{\pi/2} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n dt \geq \frac{\pi}{2} \left(\frac{2}{\pi}\right)^n = \left(\frac{2}{\pi}\right)^{n-1}.$$

Un équivalent de  $J_n$  est donné par le lemme suivant bien connu (**Méthode de Laplace**).

**Lemme.** Soit  $f$  continue et positive sur  $[0, \mu]$ . On suppose  $f(0) = 1, t \in ]0, \mu]$  impliquant

$f(t) \in [0, 1]$ . Alors  $J_n = \int_0^\mu f^n$  tend vers 0 ; si de plus,  $1 - f(t) \sim at^b$  en  $t = 0$ , avec  $a$  et  $b$  positifs,

$J_n \sim \frac{\Gamma(1+1/b)}{(na)^{1/b}}$ , où  $\Gamma$  est [la fonction gamma](#).

**Démonstration** du Lemme.

On va utiliser  $\left(1 - \frac{at^b}{n}\right)^n = \left(1 - a\left(\frac{t}{n^{1/b}}\right)^b\right)^n \rightarrow e^{-at^b}$ , aussi allons-nous faire le changement de variable

$x = n^{1/b}t : n^{1/b}J_n = \int_0^{n^{1/b}\mu} f^n\left(\frac{x}{n^{1/b}}\right) dx$ , avec  $n^{1/b}\mu \rightarrow +\infty$ .

Pour  $x \geq 0$ , il existe  $n$  au delà duquel  $x \leq n^{1/b}\mu$ , d'où

$$\ln\left(f^n\left(\frac{x}{n^{1/b}}\right)\right) = n \ln\left(f\left(\frac{x}{n^{1/b}}\right)\right) \sim n\left(f\left(\frac{x}{n^{1/b}}\right) - 1\right) \sim -ax^b \text{ et } f^n\left(\frac{x}{n^{1/b}}\right) \text{ a pour limite } e^{-ax^b}.$$

Pour utiliser le théorème de convergence dominée, il reste à prouver que  $f^n\left(\frac{x}{n^{1/b}}\right)$  est majorée par

<sup>1</sup>  $t \mapsto \sin t / t$  décroît sur  $[0, \pi/2]$ .

une fonction intégrable sur  $R^+$ . La fonction  $\frac{1-f(t)}{t^b}$  vaut  $a$  en  $t=0$  et est  $>0$  sur  $]0,\mu[$ , elle a un minimum  $m > 0$ . Aussi,

$$f(t) \leq 1 - mt^b \text{ et donc } f^n\left(\frac{x}{n^{1/b}}\right) \leq \left(1 - m \frac{x^b}{n}\right)^n \leq e^{-mx^b} \text{ (car } \ln(1-x) \leq -x \text{ sur } [0,1[).$$

Comme  $x \rightarrow e^{-mx^b}$  est intégrable sur  $R^+$ ,  $n^{1/b} J_n$  a pour limite  $\int_0^{+\infty} e^{-ax^b} dx$ . Or, avec le changement de variables  $y = ax^b$ ,  $\int_0^{+\infty} e^{-ax^b} dx = \frac{1}{ba^{1/b}} \int_0^{+\infty} y^{1/b-1} e^{-y} dy = \frac{1}{a^{1/b}} \frac{1}{b} \Gamma(1/b) = \frac{\Gamma(1+1/b)}{a^{1/b}}$ .

On a donc bien  $J_n = \int_0^\mu f^n \sim \frac{\Gamma(1+1/b)}{(na)^{1/b}}$ .

La fonction  $f(t) = \frac{\sin t}{t}$  satisfait aux conditions du lemme quand  $\mu = \pi$ , avec  $b=2$ ,  $a=1/6$ ,

$m = \left(\frac{2}{\pi}\right)^2 - \left(\frac{2}{\pi}\right)^3 \approx 0,15$ . Comme  $\Gamma(3/2) = \sqrt{\pi}/2$ , on obtient  $I_n \sim \sqrt{\frac{3\pi}{2n}}$  et donc

$$g_n(0) \sim \sqrt{\frac{3}{2\pi n}}.$$

Remarque 4.  $I_{10} = \frac{15619}{72576} \pi \approx 0,676$  et l'équivalent  $\sqrt{\frac{3\pi}{2n}}$  vaut 0,686 pour  $n=10$ .

Complément. Plus généralement,  $g_n(x\sqrt{n})$  est équivalente à  $\sqrt{\frac{3}{2\pi n}} e^{-3x^2/2}$ ; cet équivalent sera mis dans un contexte probabiliste en **6**).

#### d) Points d'inflexion de $g_n$

Nous démontrons par récurrence qu'à partir du rang 4,  $g_n$  possède un unique point d'inflexion d'abscisse  $x_n$ , avec  $1 < x_n < n$ ,  $g_n'' < 0$  sur  $]0, x_n[$  et  $g_n'' > 0$  sur  $]x_n, n[$ .

L'hypothèse est vérifiée pour  $n=4$ , avec  $x_4 = 4/3$ , puisque :

$$96g_4(x) = 3x^3 - 12x^2 + 32 \text{ sur } [0,2] \text{ et } 96g_4(x) = (4-x)^3 \text{ sur } [2,4].$$

Supposons-la vérifiée à un rang  $n \geq 4$ .

Par hypothèse de récurrence,  $g_n'$  décroît strictement sur  $[0, x_n]$  et croît strictement sur  $[x_n, n]$  (en restant négative). Par continuité et stricte monotonie de  $g_n'$ , il existe un unique  $y < 0$  tel que la droite d'ordonnée  $y$  coupe le graphe de  $g_n'$  sur  $]0, n[$  en deux points d'abscisses  $a$  et  $b$  distantes de 2. Pour  $c = (a+b)/2$ ,  $2g_{n+1}''(c) = g_n'(c+1) - g_n'(c-1) = g_n'(b) - g_n'(a) = 0$ .

Comme  $a = c-1 > 0$ ,  $c > 1$ , et comme  $b = c+1 < n$ ,  $c < n-1$ . Supposons qu'il existe  $d$  sur

$]1, n-1[$  tel que  $g_{n+1}''(d) = 0$  : alors  $g_n'(d+1) = g_n'(d-1)$ ,  $d = c$ ,  $c$  est donc l'unique zéro de  $g_{n+1}''$  sur  $]1, n-1[$ .

La fonction continue  $g''_{n+1}$  garde donc un signe constant sur chacun des intervalles  $]1, c[$  et  $]c, n-1[$ .

Or, sur  $]0, 1[$ ,  $2g''_{n+1}(x) = g'_n(x+1) - g'_n(x-1) = g'_n(x+1) + g'_n(1-x) \leq g'_n(x+1) < 0$ , et sur  $[n-1, n+1[$ ,  $2g''_{n+1}(x) = -g'_n(x-1) > 0$ . Il en résulte que  $g''_{n+1} < 0$  sur  $]0, c[$  et  $g''_{n+1} > 0$  sur  $]c, n+1[$ ,  $c$  pouvant désormais se noter  $x_{n+1}$  avec  $1 < x_{n+1} < n+1$ .

La démonstration est achevée.

Voilà les premières valeurs de  $x_n$  :

$n$	4	5	6	7	8	9	10	20	50	100	200
$x_n$	1,333	1,382	1,519	1,619	1,718	1,812	1,901	2,635	4,115	5,797	8,181

Ces valeurs numériques indiquent que si  $x_n$  est équivalent à  $C.n^a$ , alors  $a$  vaut probablement (!)  $1/2$ . En effet,  $2^a$  est la limite des quotients  $x_{2n}/x_n$ , et  $x_{2n}/x_n = 1.386, 1.409, 1.411$  pour  $n = 10, 50, 100$ .

### 6) Approximation par loi normale et équivalent de $x_n$ .

Dans ce paragraphe, on s'intéresse à la variable aléatoire  $T_n = S_n / \sqrt{n}$ , où, rappelons-le,

$S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ , les  $X_i$  étant uniformes dans  $[-1, 1]$  et indépendantes.

On sait, nous allons le redémontrer, que  $p(T_n \leq x) \rightarrow \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-u^2/2\sigma^2} du$ , où  $\sigma = 1/\sqrt{3}$  est

l'écart-type commun des  $X_i$ ; de plus, la convergence est *uniforme* sur  $\mathbb{R}$  en vertu d'un [théorème](#)

[de Dini](#). Appelons  $N$  la loi limite normale  $N(0, 1/\sqrt{3})$  et  $h$  sa densité :  $h(x) = \sqrt{\frac{3}{2\pi}} e^{-3x^2/2}$ .

*Exemple.* Pour  $n = 16$  et  $x = 1$ ,  $p(S_{16} \leq 4) = 0.958365$  et  $p(N \leq 1) \approx 0,958368$  : l'approximation est époustouflante !

La densité  $h_n$  de  $T_n$  s'obtient en dérivant sa fonction de répartition :

$$p(T_n \leq x) = p(S_n \leq x\sqrt{n}) = \int_{-\infty}^{x\sqrt{n}} g_n(t) dt, \text{ et donc } h_n(x) = \sqrt{n} g_n(x\sqrt{n}).$$

D'autre part,  $E[e^{itT_n}] = \left( \frac{\sin(t/\sqrt{n})}{t/\sqrt{n}} \right)^n$  car  $E[e^{itT_n}] = \left( E[e^{itX_1/\sqrt{n}}] \right)^n$ , et on sait qu'alors

$$h_n(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx} E[e^{itT_n}] dt = \frac{1}{\pi} \int_0^{+\infty} \cos(tx) E[e^{itT_n}] dt.$$

**a) La suite des espérances  $E[e^{itT_n}]$  converge vers  $E[e^{itN}]$**

En effet, d'une part  $\left(\frac{\sin(t/\sqrt{n})}{t/\sqrt{n}}\right)^n \rightarrow e^{-t^2/6}$ , d'autre part  $E[e^{itN}] = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} h(x) dx = e^{-t^2/6}$ .

**b) Les fonctions  $t \rightarrow E[e^{itT_n}]$  sont majorées en valeur absolue par une fonction intégrable sur  $R^+$ .**

Nous poserons  $\left(\frac{\sin(t/\sqrt{n})}{t/\sqrt{n}}\right)^n = s_n(t)$  :

• sur  $[0, \pi\sqrt{n}/2]$ ,  $0 < s_n(t) \leq e^{-mt^2}$ , avec  $m = \min\left\{\frac{t - \sin t}{t^3} : 0 \leq t \leq \pi/2\right\}$ ; comme

$$m = \left(\frac{2}{\pi}\right)^2 - \left(\frac{2}{\pi}\right)^3 \approx 0,147, |s_n(t)| \leq e^{-0,14t^2};$$

• si  $t > \pi\sqrt{n}/2$  et  $n \geq 5$ ,  $|s_n(t)| \leq \left(\frac{2}{\pi}\right)^{n-4} \frac{n^2}{t^4}$  car  $\frac{\sin t}{t}$  décroît sur  $\left[\frac{\pi}{2}, \pi\right]$  et au-delà  $\left|\frac{\sin t}{t}\right| \leq \frac{1}{\pi}$ .

Soit  $K$  le maximum de  $n^2 \left(\frac{2}{\pi}\right)^{n-4}$  : il est obtenu quand  $n = 7$  et vaut 33,03, que l'on arrondira à

$K = 34$ . Comme  $\pi\sqrt{n}/2 > \pi$  pour  $n \geq 5$ ,

$$|s_n(t)| \leq e^{-0,14t^2} \text{ sur } [0, \pi] \text{ et } |s_n(t)| \leq e^{-0,14t^2} + 34/t^4 \text{ sur } [\pi, +\infty[$$

la fonction majorante étant bien intégrable sur  $R^+$ .

**c)  $h_n$  converge simplement vers  $h$**

Comme  $h_n(x) = \frac{1}{\pi} \int_0^{+\infty} \cos(tx) s_n(t) dt$ , le théorème de convergence dominée donne

$$h_n(x) \rightarrow h(x) = \frac{1}{\pi} \int_0^{+\infty} e^{-t^2/6} \cos(xt) dt = \sqrt{\frac{3}{2\pi}} e^{-3x^2/2}.$$

On en déduit  $g_n(x\sqrt{n})$  équivalente à  $\sqrt{\frac{3}{2\pi n}} e^{-3x^2/2}$  quand  $n$  tend vers l'infini.

**d)  $T_n$  converge en loi vers  $N$**

Puisque  $h_n \rightarrow h$ , alors  $\int_{\mathbb{R}} |h_n - h| \rightarrow 0$ . En effet, si  $k_n = \min(h, h_n)$ ,  $0 \leq k_n \leq h$  et  $k_n \rightarrow h$ , et alors

$$\int k_n \rightarrow \int h = 1. \text{ Or, } |h - h_n| = h + h_n - 2k_n, \text{ donc } \int |h - h_n| \rightarrow 1 + 1 - 2 = 0.$$

Soit  $B$  un borélien de  $R$  :  $p(T_n \in B) = \int_B h_n \rightarrow p(N \in B) = \int_B h$  car

$$|p_n(B) - p(B)| \leq \int_{\mathbb{R}} |h_n - h| \rightarrow 0.$$

En appliquant à  $B = ]-\infty, x]$ , on a la définition de la convergence en loi et cette convergence est uniforme en  $x$ .

e)  $h_n$  converge uniformément vers  $h$

$|h_n(x) - h(x)| \leq \frac{1}{\pi} \int_0^{+\infty} |E[e^{itT_n}] - E[e^{itN}]| dt$  qui tend vers 0 d'après le théorème de convergence dominée.

f)  $h_n''$  converge uniformément vers  $h'' : x \mapsto 3\sqrt{\frac{3}{2\pi}} e^{-3x^2/2} (3x^2 - 1)$

On dérive deux fois  $h_n(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx} E[e^{itT_n}] dt$  et  $h(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx} E[e^{itN}] dt :$

$$h_n''(x) = \frac{-1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} t^2 e^{-itx} E[e^{itT_n}] dt \text{ et } h''(x) = \frac{-1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} t^2 e^{-itx} E[e^{itN}] dt.$$

D'où  $|h_n''(x) - h''(x)| \leq \frac{1}{\pi} \int_0^{+\infty} t^2 |E[e^{itT_n}] - E[e^{itN}]| dt$ , qui tend vers 0 d'après le théorème déjà cité de Lebesgue.

g) Un équivalent de  $x_n$

$$h_n(x) = \sqrt{n} g_n(x\sqrt{n}) \text{ donne } h_n''(x) = n\sqrt{n} g_n''(x\sqrt{n})$$

Dans la convergence uniforme établie en f), remplaçons  $x$  par  $x_n / \sqrt{n}$  : comme  $g_n''(x_n) = 0$ ,

$$e^{-3x_n^2/2n} (3x_n^2/n - 1) \rightarrow 0.$$

On va conclure avec le signe de  $g_n''$ , étudié en 5 d). Fixons un réel  $a > 1/\sqrt{3}$  :  $n\sqrt{n} g_n''(a\sqrt{n})$  a une limite positive et donc, pour  $n$  assez grand,  $g_n''(a\sqrt{n}) > 0$ . Il en résulte  $a\sqrt{n} > x_n$  et donc

$$e^{-3x_n^2/2n} > e^{-3a^2/2} \text{ pour } n \text{ assez grand, ce qui induit } 3x_n^2/n - 1 \rightarrow 0 \text{ et donc } x_n \sim \sqrt{\frac{n}{3}}.$$

Question :  $(x_n)$  est-elle croissante ?

## 7) Compléments d'Analyse

Sans l'apport probabiliste, peut-on prouver que  $g_n : x \rightarrow \frac{1}{\pi} \int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \cos(xt) dt$  est positive sur  $\mathbb{R}$ , nulle en dehors de  $[-n, n]$  et d'intégrale 1 ? Voici nos réponses.

a)  $g_n$  est positive sur  $\mathbb{R}$  et nulle en dehors de  $[-n, n]$

On intègre par parties  $\pi g_{n+1}(x) = \int_0^{\infty} (\sin t)^{n+1} \cos(xt) \times \frac{1}{t^{n+1}} dt :$

$$\pi g_{n+1}(x) = \frac{1}{n} \int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n ((n+1) \cos t \cos(xt) - x \sin(xt) \sin t) dt.$$

Comme  $(n+1) \cos t \cos(xt) - x \sin(xt) \sin t = (n+1-x) \cos(xt-t) + (n+1+x) \cos(xt+x)$

il vient

$$2n g_{n+1}(x) = (n+1-x) g_n(x-1) + (n+1+x) g_n(x+1)$$

et on valide par récurrence l'hypothèse «  $g_n$  est positive et  $g_n$  est nulle en dehors de  $[-n, n]$  ».

En particulier,  $\int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \cos(nt) dt = 0$ .

$$\mathbf{b)} \int_0^{+\infty} \int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \cos(xt) dt dx = \int_0^n \int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \cos(xt) dt dx = \frac{\pi}{2}.$$

On a le droit d'écrire

$$\int_0^n \int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \cos(xt) dt dx = \int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \left(\int_0^n \cos(xt) dx\right) dt = \int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \frac{\sin(nt)}{t} dt.$$

Posons  $u_n = \int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \frac{\sin(nt)}{t} dt$  et intégrons par parties  $\int_0^{\infty} (\sin t)^n \sin(nt) \times \frac{1}{t^{n+1}} dt$  :

$$u_n = \int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^n \cos(nt) dt + \int_0^{\infty} \frac{(\sin t)^{n-1} \cos t \sin(nt)}{t^n} dt = \int_0^{\infty} \frac{(\sin t)^{n-1} \cos t \sin(nt)}{t^n} dt$$

En écrivant  $\sin(nt) \cos t = \sin t \cos(nt) + \sin(n-1)t$ , il vient  $u_n = 0 + u_{n-1}$  et donc

$$u_n = u_{n-1} = u_1 = \int_0^{\infty} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^2 dt = \frac{\pi}{2}.$$