## Calcul de $\int_0^{+\infty} \left(\frac{\sin(x)}{x}\right)^n dx$ via la loi de Bates (Note 2)

Il est bien connu que  $\int_0^{+\infty} \frac{\sin(x)}{x} dx = \frac{\pi}{2}$ . Montrons que pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$  on a

$$\int_0^{+\infty} \left(\frac{\sin(x)}{x}\right)^n dx = \frac{\pi}{2^n (n-1)!} \sum_{k=0}^{\lfloor n/2 \rfloor} (-1)^k \binom{n}{k} (n-2k)^{n-1}$$

 $D\'{e}monstration$ . Nous allons utiliser la transformée de Fourier des fonctions  $L^2$  avec la convention suivante :

$$\hat{f}(\xi) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)e^{-ix\xi} dx.$$

Soit  $n\geq 1$ . Notons  $f\colon x\mapsto \frac{\sin(x)}{x}$ . Alors  $f\in \mathrm{L}^2(\mathbb{R})$  et il est bien connu qu'avec notre convention,  $\hat{f}=\pi\mathbf{1}_{[-1,1]}$ . Remarquons maintenant que par parité,

$$I_n := \int_0^{+\infty} \left(\frac{\sin(x)}{x}\right)^n dx = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\frac{\sin(x)}{x}\right)^n dx = \frac{1}{2} \widehat{f^n}(0). \tag{1}$$

Or avec notre convention on a pour tout  $(f,g)\in (L^2)^2$ ,  $\widehat{fg}=\frac{1}{2\pi}\widehat{f}*\widehat{g}$  (où \* désigne le produit de convolution), si bien que (1) devient

$$I_n = \frac{1}{2} \frac{1}{(2\pi)^{n-1}} \left( \hat{f} * \dots * \hat{f} \right) (0).$$
 (2)

Faisons un petit détour par les probabilités. Prenons  $X_1,\ldots,X_n$  des variables indépendantes uniformes sur [-1,1]. La loi de  $S_n:=\frac{X_1+\cdots+X_n}{n}$  est alors connue, c'est une loi de Bates (voire par exemple [1] pour la densité sur [0,1] puis faire une transformation affine pour passer sur [-1,1])) qui a pour densité

$$g_n := \frac{1}{2} \frac{n}{2(n-1)!} \mathbf{1}_{[-1,1]} \sum_{k=0}^{n} (-1)^k \binom{n}{k} \left( n \frac{x+1}{2} - k \right)^{n-1} \operatorname{sgn} \left( n \frac{x+1}{2} - k \right)$$

où sgn signifie signe, avec la convention  $\mathrm{sgn}(0)=0$ . Remarquons que  $\hat{f}=\underbrace{\frac{1}{2}\mathbf{1}_{[-1,1]}}_{:-\hat{a}}2\pi$  où  $\hat{g}$  est la densité

des  $X_i$ . Ainsi  $\hat{g} * \cdots * \hat{g}$  qui est la densité de  $nS_n$  vérifie (effet d'une transformation affine sur la densité) :

$$(\hat{g} * \cdots * \hat{g})(x) = \frac{1}{n} g_n\left(\frac{x}{n}\right) = \frac{1}{4(n-1)!} \mathbf{1}_{[-1,1]}(x) \sum_{k=0}^{n} (-1)^k \binom{n}{k} \left(\frac{x+n}{2} - k\right)^{n-1} \operatorname{sgn}\left(\frac{x+n}{2} - k\right)$$

donc

$$(\hat{g} * \cdots * \hat{g})(0) = \frac{1}{4(n-1)!} \sum_{k=0}^{n} (-1)^k \binom{n}{k} \left(\frac{n}{2} - k\right)^{n-1} \operatorname{sgn}\left(\frac{n}{2} - k\right).$$

Enfin, par (2) comme  $\hat{f}=2\pi\hat{g}$  on récupère

$$I_n = \frac{1}{2} \frac{(2\pi)^n}{(2\pi)^{n-1}} \left( \hat{g} * \cdots * \hat{g} \right) (0) = \frac{\pi}{4(n-1)!} \sum_{k=0}^n (-1)^k \binom{n}{k} \left( \frac{n}{2} - k \right)^{n-1} \operatorname{sgn} \left( \frac{n}{2} - k \right).$$

ce qui par symétrie autour de n/2 et en factorisant par  $\frac{1}{2^{n-1}}$  se simplifie en la formule annoncée.

Ci-dessous les valeurs de  $\frac{I_n}{\pi}$  sous forme de fractions irréductibles pour  $n \in [1, 30]$ , calculées grâce au module fractions de Python.

```
import math
from fractions import Fraction
def binom(n,k):
  return Fraction(math.factorial(n),(math.factorial(k)*math.factorial(n-k)))
for n in range(1,31):
  S=0
  for k in range(math.floor(n/2)+1):
    S=S+ Fraction((-1)**k* binom(n,k)* (n-2*k)**(n-1), 2**n*math.factorial(n-1))
  print(S)
1/2
1/2
3/8
1/3
115/384
11/40
5887/23040
151/630
259723/1146880
15619/72576
381773117/1857945600
655177/3326400
20646903199/108999475200
27085381/148262400
467168310097/2645053931520
2330931341/13621608000
75920439315929441/457065319366656000
12157712239/75277762560
5278968781483042969/33566877054287216640
37307713155613/243290200817664
9093099984535515162569/60740063241091153920000
339781108897078469/2322315553259520000
168702835448329388944396777/1178600187130132750663680000
75489558096433522049/538583682060103680000
28597941405166726516864710559/208187937054666649077232435200
11482547005345338463969/85226428809510912000000
430374979754582929417781296799/3254501180508256899956736000000
3607856726470666022715979/27777728189842735104000000
200905120288615660597628246036915611/1573900804133279867023877210112000000\\
18497593486903125823791655511/147362699895661699242393600000
```

## RÉFÉRENCES

[1] N. L. JOHNSON, S. KOTZ, AND N. BALAKRISHNAN, *Continuous univariate distributions. Vol. 2. 2nd ed*, New York, NY: Wiley, 2nd ed. ed., 1995.