

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

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

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

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

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

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

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

Faisons un petit détour par les probabilités. Prenons  $X_1, \dots, X_n$  des variables indépendantes uniformes sur  $[-1, 1]$ . La loi de  $S_n := \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}$  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  $\operatorname{sgn}$  signifie *signe*, avec la convention  $\operatorname{sgn}(0) = 0$ . Remarquons que  $\hat{f} = \underbrace{\frac{1}{2} \mathbf{1}_{[-1,1]}}_{:=\hat{g}} 2\pi$  où  $\hat{g}$  est la densité

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

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

donc

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

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

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

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

Ci-dessous les valeurs de  $\frac{I_n}{\pi}$  sous forme de fractions irréductibles pour  $n \in \llbracket 1, 30 \rrbracket$ , 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  
75920439315929441/45706531936656000  
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.