

# Formule de Stirling par le TCL :

## I Le développement

Le but de ce développement est de démontrer la formule de Stirling en utilisant les probabilités et notamment le TCL.

### Lemme 1 : [Francinou, p.165]

Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ .

La série  $\sum_{k=1}^{+\infty} \frac{k n^{k-1}}{(n+k)!}$  converge et  $\sum_{k=1}^{+\infty} \frac{k n^{k-1}}{(n+k)!} = \frac{1}{n!}$ .

#### Preuve :

Soit  $N \in \mathbb{N}^*$ .

On a :

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^N \frac{k n^{k-1}}{(n+k)!} &= \sum_{k=1}^N \frac{((n+k) - n)n^{k-1}}{(n+k)!} = \sum_{k=1}^N \left( \frac{n^{k-1}}{(n+k-1)!} - \frac{n^k}{(n+k)!} \right) \\ &= \text{somme tél.} \frac{1}{n!} - \frac{n^N}{(n+N)!} \xrightarrow{N \rightarrow +\infty} \frac{1}{n!} \quad (\text{car CV de la série exponentielle}) \end{aligned}$$

Donc la série  $\sum_{k=1}^{+\infty} \frac{k n^{k-1}}{(n+k)!}$  converge et sa somme vaut  $\frac{1}{n!}$ . ■

### Proposition 2 : [Francinou, p.165]

Soient  $n \in \mathbb{N}$  et  $X_1, \dots, X_n$  des variables aléatoires réelles indépendantes et identiquement distribuées de loi de Poisson de paramètre 1.

Si l'on pose  $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$  et  $T_n = \frac{S_n - n}{\sqrt{n}}$  alors  $\int_0^{+\infty} \mathbb{P}(T_n \geq x) dx = \frac{\sqrt{n}}{n!} \left(\frac{n}{e}\right)^n$ .

#### Preuve :

Soient  $n \in \mathbb{N}$  et  $X_1, \dots, X_n$  des variables aléatoires réelles indépendantes et identiquement distribuées de loi de Poisson de paramètre 1.

Comme  $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$  avec  $X_1, \dots, X_n$  des variables aléatoires réelles indépendantes et identiquement distribuées de loi de Poisson de paramètre 1, on a  $S_n \rightsquigarrow \mathcal{P}(n)$ .

Justifions que l'intégrale existe :

Pour tout  $x > 0$  et tout  $n \in \mathbb{N}^*$ , on a :

$$\mathbb{P}(T_n \geq x) \leq \mathbb{P}(T_n^2 \geq x^2) \underset{\text{Markov}}{\leq} \frac{\mathbb{E}(T_n^2)}{x^2} = \frac{1}{x^2} \quad (\text{Formule de König-Huygens})$$

Donc pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ , on a la majoration par la fonction dans  $L^1(\mathbb{R}^+)$  :

$$\mathbb{P}(T_n \geq x) \underset{p.p.}{\leq} \mathbb{1}_{[0;1]}(x) + \frac{1}{x^2} \mathbb{1}_{]1;+\infty[}(x) \text{ sur } \mathbb{R}^+$$

On a donc :

$$\begin{aligned} \int_0^{+\infty} \mathbb{P}(T_n \geq x) dx &= \int_0^{+\infty} \mathbb{P}(S_n \geq \sqrt{n}x + n) dx \underset{t=\sqrt{n}x}{=} \frac{1}{\sqrt{n}} \int_0^{+\infty} \mathbb{P}(S_n \geq t + n) dt \\ &= \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=0}^{+\infty} \int_k^{k+1} \mathbb{P}(S_n \geq t + n) dt \end{aligned}$$

Or, comme  $S_n$  est à valeurs dans  $\mathbb{N}$ , on a pour tout  $k \in \mathbb{N}$  et pour  $t \in ]k; k+1]$  que  $\mathbb{P}(S_n \geq t + n) = \mathbb{P}(S_n \geq k + 1 + n)$ , donc :

$$\begin{aligned} \int_0^{+\infty} \mathbb{P}(T_n \geq x) dx &= \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=0}^{+\infty} \mathbb{P}(S_n \geq n + k + 1) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=0}^{+\infty} \sum_{j=n+k+1}^{+\infty} e^{-n} \frac{n^j}{j!} \\ &\underset{\text{Fub.-Ton.}}{=} \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{j=n+1}^{+\infty} \sum_{k=0}^{j-n-1} e^{-n} \frac{n^j}{j!} = \frac{e^{-n}}{\sqrt{n}} \sum_{j=n+1}^{+\infty} (j-n) \frac{n^j}{j!} \\ &\underset{k=j-n}{=} \frac{e^{-n}}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{k n^{k+n}}{(n+k)!} = \frac{e^{-n}}{\sqrt{n}} \frac{n^{n+1}}{n!} \quad (\text{par le lemme}) \\ &= \frac{\sqrt{n}}{n!} \left(\frac{n}{e}\right)^n \end{aligned}$$

Enfinement, on a bien le résultat voulu. ■

### Théorème 3 : Formule de Stirling [Francinou, p.165] :

On a l'équivalent :  $n! \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n$ .

#### Preuve :

Soit  $(X_i)_{i \in \mathbb{N}^*}$  une suite de variables aléatoires réelles indépendantes et identiquement distribuées de loi de Poisson de paramètre 1.

En reprenant les notations précédentes, on a par le théorème central-limite que  $T_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{L}} Z$  où  $Z \rightsquigarrow \mathcal{N}_1(0, 1)$ .

Donc pour tout  $x$  où  $F_Z$  est continue (ensemble dont le complémentaire est au plus dénombrable), on a :

$$\mathbb{P}(T_n \geq x) \underset{n \rightarrow +\infty}{\longrightarrow} \mathbb{P}(Z \geq x) = \int_x^{+\infty} e^{-\frac{u^2}{2}} \frac{du}{\sqrt{2\pi}}$$

Donc, par le théorème de convergence dominée (cf. majoration dans la proposition précédente), on a :

$$\int_0^{+\infty} \mathbb{P}(T_n \geq x) dx \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \int_0^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_x^{+\infty} e^{-\frac{u^2}{2}} du dx$$

Or, par le théorème de Fubini-Tonelli, on a :

$$\int_0^{+\infty} \int_x^{+\infty} e^{-\frac{u^2}{2}} du dx = \int_0^{+\infty} \int_0^u e^{-\frac{u^2}{2}} dx du = \int_0^{+\infty} u e^{-\frac{u^2}{2}} du = \left[ -e^{-\frac{u^2}{2}} \right]_0^{+\infty} = 1$$

Ainsi, par la proposition, on a  $\frac{\sqrt{n}}{n!} \left(\frac{n}{e}\right)^n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}}$ , d'où le résultat. ■

## II Remarques sur le développement

### II.1 Résultat(s) utilisé(s)

On a utilisé dans ce développement le TCL ainsi qu'un résultat sur la convergence en loi dont on rappelle les énoncés :

#### **Définition 4 : Convergence en loi [Chabanol, p.57] :**

On dit que la suite de variables aléatoires  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  **converge en loi** vers  $X$  lorsque pour toute fonction  $f \in \mathcal{C}_b^0(\mathbb{R})$ , on a  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{E}(f(X_n)) = \mathbb{E}(f(X))$ .

#### **Théorème 5 : [Chabanol, p.58]**

Soient  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  une suite de variables aléatoires réelles et  $X$  une variable aléatoire réelle dont les fonctions de répartition sont respectivement notées  $F_{X_n}$  et  $F_X$ .

La suite  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  converge en loi vers  $X$  si, et seulement si, pour tout point  $t \in \mathbb{R}$  de continuité de  $F_X$  on a  $F_{X_n}(t) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} F_X(t)$ .

#### **Théorème 6 : Théorème central limite [Chabanol, p.62] :**

Si  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  est une suite de variables aléatoires réelles dans  $L^2(\mathbb{R})$  indépendantes et identiquement distribuées de moyenne  $\mu$  et de variance commune  $\sigma^2$ , en notant  $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ , alors on a :

$$\frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{L}} Z \text{ où } Z \sim \mathcal{N}_1(0, 1)$$

### II.2 Pour aller plus loin...

Il existe une autre manière de trouver la formule de Stirling : en effet, on peut utiliser les suites ainsi que les intégrales de Wallis pour retrouver l'équivalent (cf. autre développement).

### II.3 Recasages

Recasages : 261 - 262 - 264 - 266.

## III Bibliographie

— Francinou, *Oraux X-ENS, Mathématiques, Tome 6*.