

VARIABLES ALEATOIRES CONTINUES / ECHANTILLONNAGE

A DENSITE DE PROBABILITE

Si f est une fonction définie et positive sur \mathbf{R} , si f est continue sur \mathbf{R}

Sauf en un nombre fini de point de discontinuité

Et si $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$ alors f est une densité de probabilité

Par définition $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \lim_{A \rightarrow +\infty} \int_{-A}^A f(x)dx$

Si X est une variable aléatoire continue qui a pour densité f

Alors pour tous réels a et b tels que $a < b$

$$P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(x)dx$$

L'espérance de X vaut : $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$

La fonction de répartition est définie par : $F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$

B LOI UNIFORME

si $a < b$ X suit une loi uniforme sur l'intervalle $[a ; b]$

si X a pour densité :

$$f(x) = \frac{1}{b-a} \quad \text{si } x \in [a ; b]$$

$f(x) = 0$ si x n'appartient pas à l'intervalle $[a ; b]$

si $a < c < d < b$ alors $p(c \leq X \leq d) = \frac{d-c}{b-a}$

on a alors $E(X) = \frac{a+b}{2}$

C LOI EXPONENTIELLE

Soit λ un réel strictement positif

Si X a pour densité f définie par :

$$\cdot f(x) = 0 \quad \text{si } x < 0$$

$$\cdot f(x) = \lambda e^{-\lambda x} \quad \text{si } x \geq 0 \quad \text{alors } X \text{ suit une loi exponentielle de paramètre } \lambda$$

Si a et b sont deux réels positifs tels que $a \leq b$ alors

$$P(X \leq a) = 1 - e^{-\lambda a}$$

$$P(a \leq X \leq b) = e^{-\lambda a} - e^{-\lambda b}$$

$$E(X) = \frac{1}{\lambda}$$

D LOI NORMALE

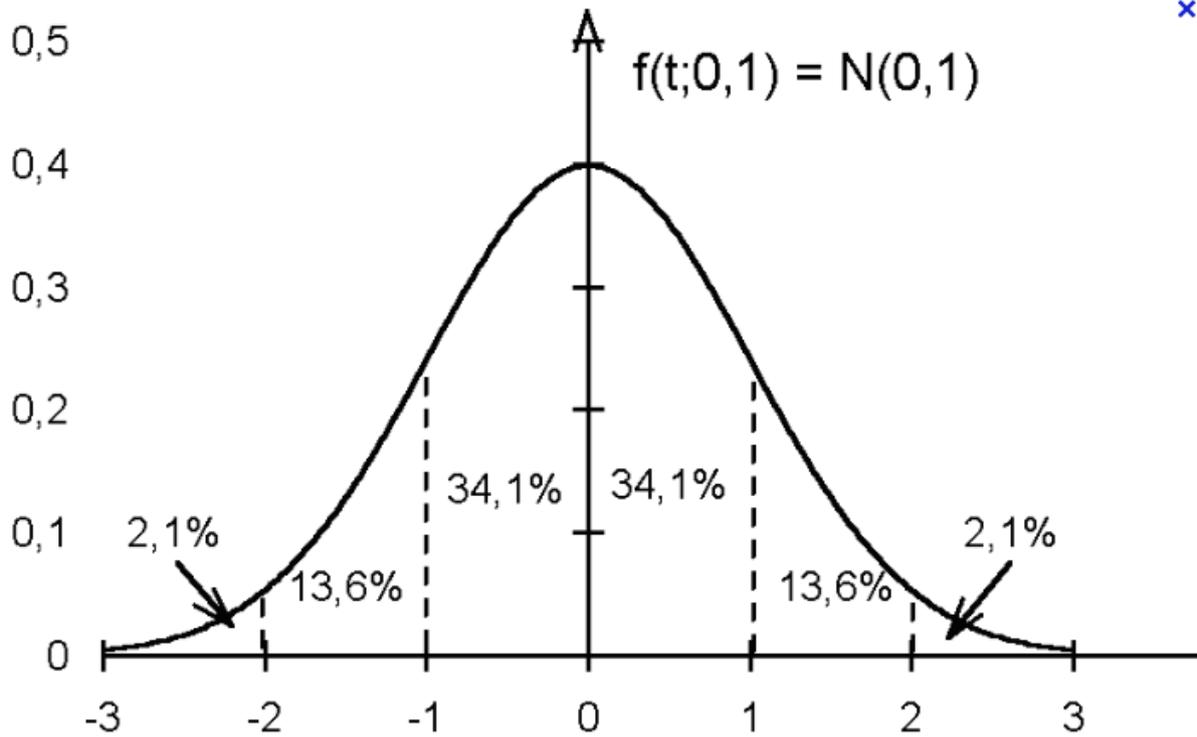
1) LOI NORMALE CENTREE REDUITE N(0 ; 1)

Définition

X suit une loi centrée réduite $N(0 ; 1)$ si X a pour densité f définie sur \mathbf{R} par

$$\cdot f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

$$\text{Si } P(a \leq X \leq b) = \int_a^b \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$



Si X suit une loi centrée réduite $N(0 ; 1)$ alors $E(X) = 0$ et $V(X) = 1$

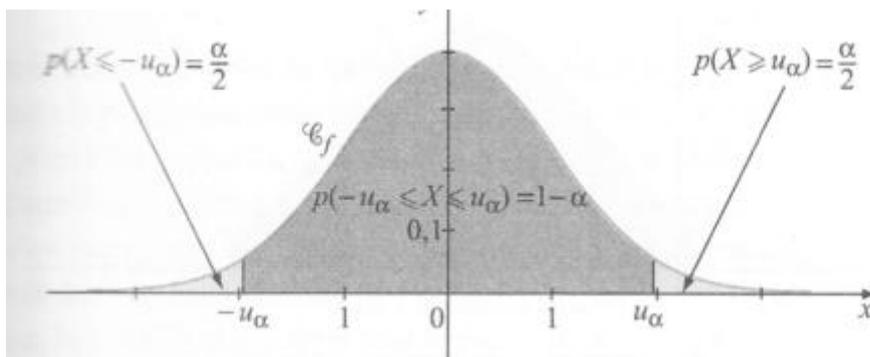
Soit F définie par $F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = P(X \leq x)$

Alors si $a > 0$ $P(-a \leq X \leq a) = 2 P(0 \leq X \leq a) = 2 (F(a) - \frac{1}{2}) = 2F(a) - 1$

Si X suit une loi centrée réduite $N(0 ; 1)$ alors $\forall \alpha \in]0 ; 1[$

Il existe un unique réel $U_\alpha > 0$ tel que $P(-U_\alpha \leq X \leq U_\alpha) = 1 - \alpha$

Pour $\alpha = 0,05$ $U_\alpha \approx 1,96$



2) LOI NORMALE N(m ; σ^2)

X suit une loi normale N(m ; σ^2) ssi $Z = \frac{X-m}{\sigma}$ suit une loi normale N(0 ; 1)

On a alors $E(X) = m$ et $V(X) = \sigma^2$

Si X suit une loi normale N(m ; σ^2)

Alors $P(m - \sigma \leq X \leq m + \sigma) \approx 0,68$ à 0,01 près

$P(m - 2\sigma \leq X \leq m + 2\sigma) \approx 0,95$ à 0,01 près

$P(m - 3\sigma \leq X \leq m + 3\sigma) \approx 0,997$ à 0,001 près

3) THEOREME DE MOYRE-LAPLACE

Soit p un réel tel que $0 < p < 1$ On suppose que $\forall n \geq 1$, la variable aléatoire X_n

Suit une loi binomiale B(n ; p)

On pose $X_n^* = \frac{X_n - np}{\sqrt{np(1-p)}}$

Alors pour tous réels a et b tels que $a < b$:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} (P(a \leq X_n^* \leq b)) = \int_a^b \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

C'est à dire $\lim_{n \rightarrow \infty} (P(a \leq X_n^* \leq b)) = P(a \leq Z \leq b)$

Où Z suit une loi normale N(0 ; 1)

E ECHANTILLONNAGE

Soit p un réel tel que $0 < p < 1$

On considère une population d'individus qui présente un caractère C avec une probabilité p

On extrait un échantillon de taille n , n est un entier naturel non nul

Soit X_n le nombre d'individus dans l'échantillon qui présente le caractère C

X_n suit une loi binomiale $B(n; p)$

$F_n = \frac{X_n}{n}$ est la fréquence d'apparition du caractère C

$F_n = \frac{X_n}{n}$ alors $E(F_n) = p$ et $\sigma(F_n) = \frac{\sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}}$

$$F_n^* = \frac{F_n - p}{\frac{\sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}}} = X_n^*$$

Soit $\alpha \in]0; 1[$

Soit $I_\alpha = \left[p - u_\alpha \frac{\sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}} ; p + u_\alpha \frac{\sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}} \right]$

Alors I_α est l'intervalle de fluctuation asymptotique au seuil $1 - \alpha$

Alors $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(F_n \in I_\alpha) = 1 - \alpha$

Pour $n \geq 30$, $np \geq 5$, $n(1-p) \geq 5$

On peut considérer que F_n^* suit une loi normale $N(0; 1)$

$P(F_n \in I_\alpha) = 1 - \alpha$

En particulier $P\left(F_n - \frac{1}{\sqrt{n}} \leq p \leq F_n + \frac{1}{\sqrt{n}}\right) \geq 0,95$

Si on connaît f mais pas p alors l'intervalle de confiance au niveau de confiance 0,95

est $\left[f - \frac{1}{\sqrt{n}} ; f + \frac{1}{\sqrt{n}} \right]$