

# La loi continue

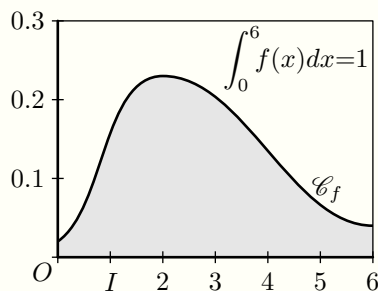
## A. Définition:

### Définition:

Soit  $I$  un intervalle de  $\mathbb{R}$ . On appelle **densité de probabilité sur  $I$**  toute fonction  $f$  définie sur  $I$  vérifiant les trois conditions suivantes :

- $f$  continue sur  $I$ ;
- $f$  est positive sur  $I$  (pour tout réel de  $I$ ,  $f(x) \geq 0$ );
- l'aire située sous sa courbe  $\mathcal{C}_f$  est égale à une unité d'aire :

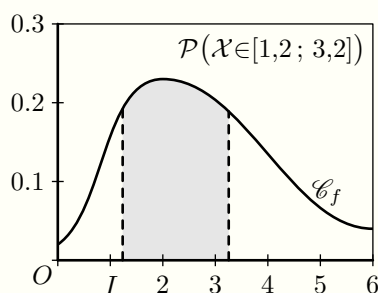
$$\int_I f(x) dx = 1$$



### Définition:

On dit qu'une variable aléatoire  $\mathcal{X}$  à valeurs dans  $I$  **suit une loi de probabilité  $\mathcal{P}$  de densité  $f$  sur  $I$**  lorsque pour tout entier  $a$  et  $b$  appartenant à  $I$  ( $a < b$ ):

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



### Définition:

Soit  $\mathcal{X}$  une variable aléatoire suivant une loi continue sur l'intervalle  $[a; b]$  et ayant pour densité de probabilité la fonction  $f$ .

On définit l'**espérance de la variable aléatoire  $\mathcal{X}$**  comme étant le nombre, noté  $E(\mathcal{X})$  défini par :

$$\int_a^b x \cdot f(x) dx$$

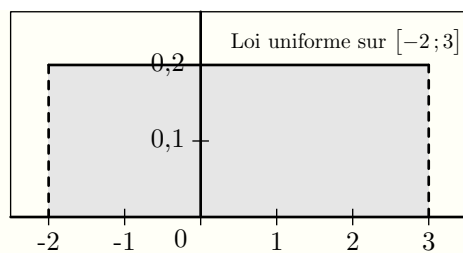
## B. Loi uniforme:

### Définition:

Soit  $a$  et  $b$  deux nombres réels tels que  $a < b$ :

On dit qu'une variable aléatoire  $\mathcal{X}$  suit une **loi uniforme sur l'intervalle  $I = [a; b]$**  si la variable  $\mathcal{X}$  est continue sur  $I$  et admet pour densité la fonction constante  $f$  définie par :

$$f(x) = \frac{1}{b-a}$$



### Proposition:

Soit  $\mathcal{X}$  une variable aléatoire suivant une loi de probabilité uniforme sur l'intervalle  $I = [a; b]$ . Pour  $\alpha$  et  $\beta$  deux réels de l'intervalle  $I$  tels que  $\alpha < \beta$ , on a :

$$\mathcal{P}(\alpha \leq \mathcal{X} \leq \beta) = \mathcal{P}(\mathcal{X} \in [\alpha; \beta]) = \int_{\alpha}^{\beta} \frac{1}{b-a} dx$$

### Exemple:

Dans une population d'étude, on suppose que le poids des individus est équitablement réparti entre 55 kg et 95 kg. Déterminons la probabilité de choisir un individu dont le poids est entre 60 kg et 70 kg.

On modélise le poids de chaque individu par une variable aléatoire suivant une loi uniforme sur l'intervalle  $[60; 95]$ .

La probabilité recherchée a pour valeur :

$$\mathcal{P}(60 \leq \mathcal{X} \leq 70) = \int_{60}^{70} \frac{1}{95-55} dx = \int_{60}^{70} \frac{1}{40} dx = 0,25$$

### Proposition:

Considérons la variable aléatoire  $\mathcal{X}$  suivant une loi continue sur l'intervalle  $[a; b]$ . L'espérance de la variable aléatoire  $\mathcal{X}$  a pour valeur :

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

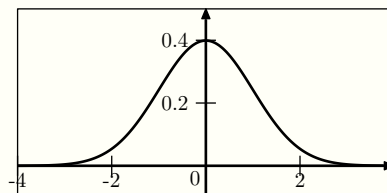
## C. Loi normale:

### 1. Centrée et réduite:

#### Définition:

On dit qu'une variable aléatoire  $\mathcal{X}$  à valeurs dans  $\mathbb{R}$  suit une **loi normale de moyenne 0 et d'écart-type 1**, si la variable aléatoire  $\mathcal{X}$  admet pour densité la fonction  $f$  :

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{x^2}{2}}. \quad \text{On note } \mathcal{X} \sim \mathcal{N}(0; 1)$$



On dit aussi que la variable aléatoire  $\mathcal{X}$  suit aussi une loi normale centrée réduite.

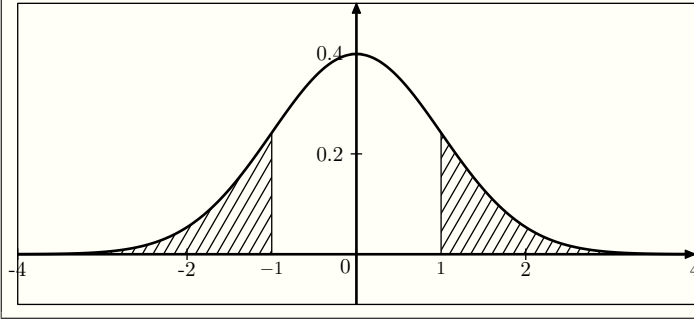
#### Remarque:

- On admet que:  $\lim_{x \rightarrow +\infty} \int_{-x}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{t^2}{2}} dt = 1$ .

Ainsi, la fonction  $f$  vérifie les trois conditions pour être une loi de probabilité.

- La courbe de la densité de la loi normale de moyenne 0 et d'écart-type 1 admet l'axe des ordonnées pour axe de symétrie.

On remarque qu'alors :  $P(X \leq -1) = P(X \geq 1)$



## 2. Usage de la calculatrice :

- Pour les Texas instruments :

<b>DISTR</b> DRAW 1:normalpdf( 2:normalcdf( 3:invNorm( 4:invT( 5:tpdf( 6:tcdf( 7:χ²pdf( 8:χ²cdf( 9↓Fpdf( 	<b>normalcdf</b> lower: -1E99 upper: -1 μ: 0 σ: 1 Paste
---	--

```
normalcdf(-1E99, -1, 0, 1)
.....
0.1586552596
```

- Pour les calculatrices Casio :

<b>MAIN MENU</b> RUN-MAT STAT E-ACT S-SHT X-1(OB) X-2(OB) X-3(OB) X-4(OB) GRAPH DYNA TABLE RECUR A/B C/D E/F G/H I/J K/L CONICS EQUA PRGM TVM MATH FREQ I/O P/R S/T U/V W/X Y/Z	<table border="1"> <tr> <th>Sub</th> <th>List 1</th> <th>List 2</th> <th>List 3</th> <th>List 4</th> </tr> <tr> <td>1</td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>2</td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>3</td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>4</td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td> </tr> </table>	Sub	List 1	List 2	List 3	List 4	1					2					3					4				
Sub	List 1	List 2	List 3	List 4																						
1																										
2																										
3																										
4																										

Normal C.D Lower :-10000 Upper :-1 σ : 1 μ : 0 Save Res:None Execute	Normal C.D F = 0.15865525 z:Low=-10000 z:UP = -1
--	---

## 3. Loi normale :

### Définition :

Soit  $\mu \in \mathbb{R}$  et  $\sigma > 0$ . On dit qu'une variable aléatoire  $X$  suit une loi normale de moyenne  $\mu$  et d'écart-type  $\sigma$  si  $\frac{X-\mu}{\sigma}$  est une variable aléatoire suivant une loi normale de moyenne 0 et d'écart-type 1.

### Proposition :

Soit  $X$  une variable aléatoire suivant une loi normale de moyenne  $\mu$  et d'écart-type  $\sigma$ . On a :

$$E(X) = \mu ; V(X) = \sigma^2$$

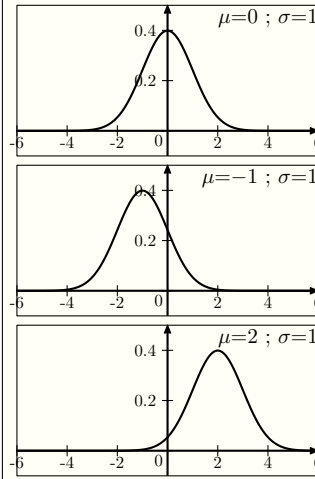
Ainsi, la variable aléatoire  $X$  a un écart-type égal à  $\sigma$ .

### Remarque :

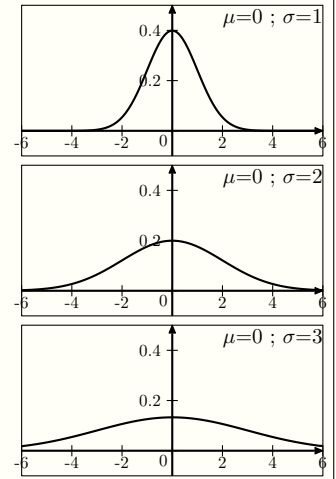
Voici une interprétation des deux paramètres d'une loi nor-

male :

Le paramètre  $\mu$  est un paramètre de position :



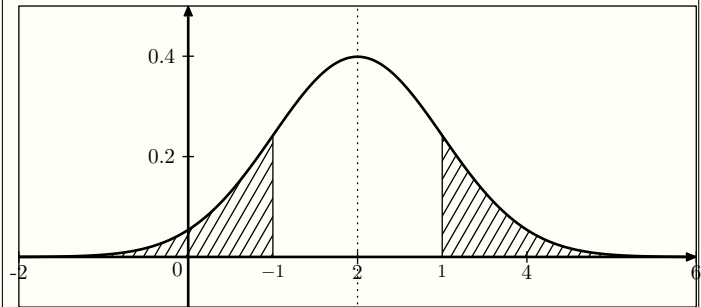
Le paramètre  $\sigma^2$  est un paramètre de dispersion :



### Remarque :

La courbe de la densité de la loi normale de moyenne  $\mu$  et d'écart-type  $\sigma$  admet un axe de symétrie d'axe  $x = \mu$ .

Ci-dessous, est représentée la courbe de la densité de la loi normale de moyenne 2 et d'écart-type 1 :



La courbe de sa fonction densité admet pour axe de symétrie la droite  $x = 2$ .

On en déduit une relation sur les aires donnant l'égalité :

$$P(X \leq -1) = P(X \geq 3)$$

## 4. Intervalle de normalité :

### Proposition :

Soit  $X$  une variable aléatoire suivant une loi normale de paramètres  $\mu$  et  $\sigma^2$  ( $X \sim \mathcal{N}(\mu; \sigma^2)$ ).

On a les valeurs suivantes :

- $P(\mu - \sigma \leq X \leq \mu + \sigma) \simeq 0,68$
- $P(\mu - 2 \cdot \sigma \leq X \leq \mu + 2 \cdot \sigma) \simeq 0,95$
- $P(\mu - 3 \cdot \sigma \leq X \leq \mu + 3 \cdot \sigma) \simeq 0,997$

## D. Intervalle de fluctuation :

### Définition :

Considérons  $n$  un entier strictement positif et  $p$  un nombre réel de l'intervalle  $[0; 1]$ .

Soit  $X$  une variable aléatoire suivant une loi binomiale de paramètres  $n$  et  $p$  ( $X \sim \mathcal{B}(n; p)$ ). On note  $\mathcal{F}$  la variable associant la fréquence de succès associée à la variable aléatoire  $X$  :

$$\mathcal{F} = \frac{X}{n}$$

On a appelé **intervalle de fluctuation asymptotique au seuil de 95 %** de la variable aléatoire  $F$  l'intervalle :

$$I = \left[ p - 1,96 \cdot \frac{\sqrt{p \cdot (1-p)}}{\sqrt{n}} ; p + 1,96 \cdot \frac{\sqrt{p \cdot (1-p)}}{\sqrt{n}} \right]$$

#### Remarque :

- Cette définition est une conséquence du théorème de Moivre-Laplace. Pour qu'il soit utilisé, il faut que les conditions de l'exercices vérifient :

$$n \geq 30 \quad ; \quad n \cdot p \geq 5 \quad ; \quad n \cdot (1-p) \geq 5$$

- La construction de cet intervalle permet d'affirmer que la probabilité qu'une issue de l'expérience aléatoire appartienne à cet intervalle est d'**au moins** 0,95.

Lors d'arrondie, pour conserver cette propriété, on applique la règle suivante : on prend la valeur par défaut de la borne inférieure et la valeur par excès de la borne supérieure. Voir exemple suivant.

- Cet intervalle généralise l'intervalle de fluctuation rencontré en classe de seconde :

$$I' = \left[ p - \frac{1}{\sqrt{n}} ; p + \frac{1}{\sqrt{n}} \right]$$

#### Exemple :

Les conditions d'utilisation du théorème de Moivre-Laplace sont vérifiées :

$$n = 1000 \geq 30 \quad ; \quad n \cdot p = 150 \geq 5 \quad ; \quad n \cdot (1-p) = 850 \geq 5$$

Ainsi, l'intervalle de fluctuation asymptotique de la fréquence au seuil de 95 % s'écrit :

$$I = \left[ p - 1,96 \cdot \frac{\sqrt{p \cdot (1-p)}}{\sqrt{n}} ; p + 1,96 \cdot \frac{\sqrt{p \cdot (1-p)}}{\sqrt{n}} \right]$$

$$I = \left[ 0,15 - 1,96 \cdot \frac{\sqrt{0,15 \times 0,85}}{\sqrt{1000}} ; 0,15 + 1,96 \cdot \frac{\sqrt{0,15 \times 0,85}}{\sqrt{1000}} \right]$$

$$I \approx [0,127868 ; 0,17213]$$

On utilise la valeur par défaut de la borne inférieure et la valeur par excès de la borne supérieure :

$$I \approx [0,127 ; 0,173]$$

## E. Intervalle de confiance :

#### Définition :

On considère un échantillon dont la proportion d'individu réalisant l'évènement  $A$  est de valeur  $p$  inconnues.

Un tirage successif et avec remise d'un échantillon de taille  $n$  fait apparaître une fréquence de l'évènement  $A$  valant  $f$ .

On appelle **intervalle de confiance de la proportion  $p$  avec un niveau de confiance 0,95** l'intervalle :

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

#### Remarque :

On admet que pour valider ces résultats, les conditions suivantes doivent être vérifiées :

$$n \geq 30 \quad ; \quad n \cdot f \geq 5 \quad ; \quad n \cdot (1-f) \geq 5$$