

**Variable aléatoire continue  $X$  : loi normale  $\mathcal{N}(m; \sigma)$**  définie par la loi de probabilité  $f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \times \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-m}{\sigma}\right)^2\right]$  telle que  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$

(Réalisation : M. Basnary – Version 2013)

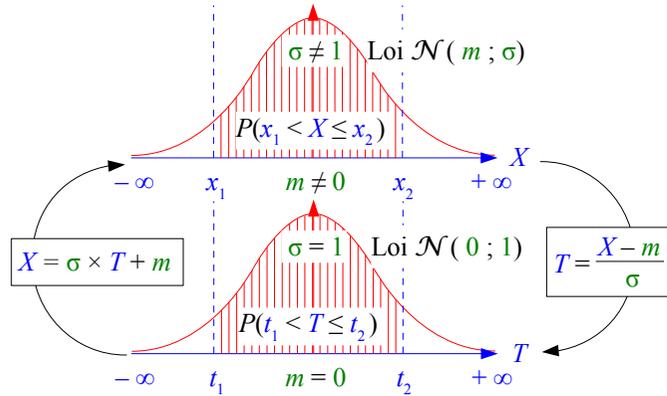
**Calcul de probabilité**

**I – Définition(s) et représentation(s)**

Une v.a.  $X$  suit une loi normale  $\mathcal{N}(m; \sigma)$  de moyenne  $m$  et d'écart-type  $\sigma$  lorsque sa densité de probabilité est la fonction  $f$  définie sur  $\mathbb{R}$  par la formule donnée ci-dessus. Les propriétés de  $X$  sont:  $E(X) = m$  et  $\sigma(X) = \sigma$ .

Si une v.a.  $X$  suit la loi normale  $\mathcal{N}(m; \sigma)$ , alors la v.a.

$T = (X - m) / \sigma$  suit la loi normale centrée réduite  $\mathcal{N}(0; 1)$



**II – Calcul(s) pour les lois  $\mathcal{N}(m; \sigma)$  et  $\mathcal{N}(0; 1)$**

Par propriété du changement de variable entre  $X$  et  $T$ , on a:

$$p = P(x_1 < X \leq x_2) = P(t_1 < T \leq t_2) = \Pi(t_2) - \Pi(t_1)$$

Exemple: Données: fond gris. Calculs: fond blanc

Loi $\mathcal{N}(m; \sigma)$		Loi $\mathcal{N}(0; 1)$		Probabilité				
$m$	$\sigma$	$x_1$	$x_2$	$t_1$	$\Pi(t_1)$	$t_2$	$\Pi(t_2)$	$p$
15	2	12	16	-1,5	0,0668	1/2	0,6915	0,6247

Avec  $t_2 = 1/2$  et  $\Pi(t_2) = \Pi(1/2) = 0,6915$  (voir formulaire) et  $t_1 = -1,5$ ,  $\Pi(t_1) = \Pi(-1,5) = 1 - \Pi(1,5) = 1 - 0,9332 = 0,0668$

Données: $m, \sigma, x_1$ et $x_2$ – Calcul $p = P(x_1 < X \leq x_2)$	
Casio 35+	Menu/Stat/Dist/Normal/Ncd lower: $x_1$ ; upper: $x_2$ ; $\sigma$ : $\sigma$ ; $\mu$ : $m$
TI82	2 <sup>nd</sup> Var/Distr/Normalcdf( $x_1, x_2, m, \sigma$ )

**Statistique inférentielle : Estimation(s)**

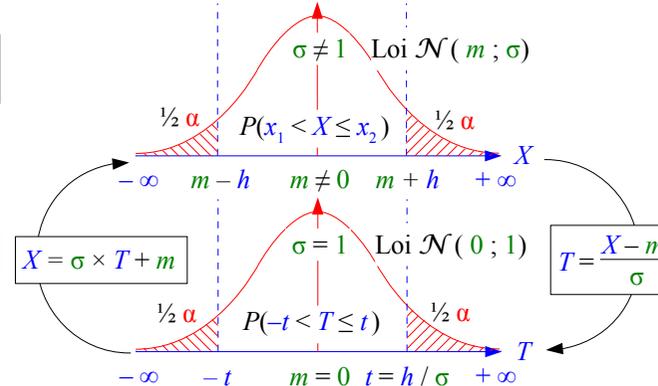
**I – Estimation ponctuelle**

Population	Moyenne	Fréquence	Écart-type
Mère (taille $N$ )	Inconnue $m$	Inconnue $f$	Inconnue $\sigma$
Échantillon ou Fils (taille $n$ )	$m = m_e$	$f = f_e$	$\sigma = \sqrt{\frac{n}{n-1}} \sigma_e$

**II – Estimation par intervalle de confiance**

On cherche à obtenir un intervalle centré autour du paramètre étudié (moyenne  $m$  ou fréquence  $f$ ) qui suit une loi normale  $\mathcal{N}(m; \sigma)$  avec un seuil de risque  $\alpha$  donné.

$[x_1 = m - h; x_2 = m + h]$  sera l'intervalle de confiance et  $p = P(x_1 < X \leq x_2) = P(-t < T \leq t)$  le seuil de confiance.



A partir du graphique de la loi  $\mathcal{N}(0; 1)$ , on a:

$$\Pi(t) = \Pi(h/\sigma) = 1 - \alpha/2 \text{ et}$$

$$p = \Pi(t) - \Pi(-t) = \Pi(t) - (1 - \Pi(t)) = 2\Pi(t) - 1 = 1 - \alpha$$

Tableau: Données: fond gris. Calculs: fond blanc

$\alpha$	0,6171	0,3173	0,1	0,05	0,0455	0,01	0,0027
$\Pi(t)$	0,6915	0,8413	0,95	0,975	0,9772	0,995	0,9987
$t = h/\sigma$	0,5	1	1,645	1,96	2	2,58	3
$p$	0,3829	0,6827	0,9	0,95	0,9545	0,99	0,9973

Exemple: si un échantillon de taille  $n = 10$  permet d'estimer ponctuellement  $m = m_e = 15$  et  $\sigma = 2$ , alors un intervalle de confiance de  $m$  à  $\alpha = 5\%$  près est  $[m_e - 1,96\sigma; m_e + 1,96\sigma]$

**Statistique inférentielle : Test(s) d'hypothèse(s)**

**I – Objectif, construction et utilisation du test**

Objectif: Vérifier l'évolution (ou pas) d'un paramètre  $p$  de la population mère à l'aide de la réalisation  $p_e$  du même paramètre sur un échantillon fils.

Construction:

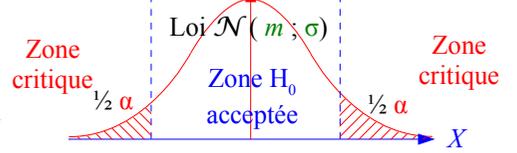
- Définir une variable aléatoire  $X$  associée à  $p_e$ , variable aléatoire qui suit une loi normale  $\mathcal{N}(m; \sigma)$ ,
- Choisir une hypothèse nulle  $H_0$  et alternative  $H_1$ ,
- Donner un seuil de risque  $\alpha$  et l'intervalle  $I_\alpha$  associé,
- Énoncer la règle de décision du test:

si  $p_e \in I_\alpha$ ,  $H_0$  est acceptée et si  $p_e \notin I_\alpha$ ,  $H_0$  est refusée.

Utilisation: Calculer le paramètre  $p_e$  sur un échantillon fils et appliquer la règle de décision.

**II – Test bilatéral et unilatéral (à gauche ou à droite)**

Test bilatéral:



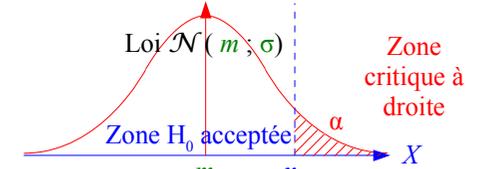
$H_0$ : «  $m = m_0$  »

$H_1$ : «  $m \neq m_0$  »

$I_\alpha$  est l'intervalle de confiance au seuil de risque  $\alpha$

Test unilatéral:

(à droite)



$H_0$ : «  $m = m_0$  »

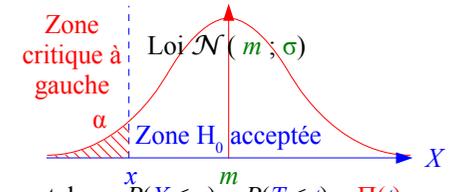
$H_1$ : «  $m > m_0$  »

$I_\alpha = ] -\infty; x ]$  avec  $x$  tel que  $P(X \leq x) = P(T \leq t) = \Pi(t) = 1 - \alpha$ .

Voir le calcul de  $t$  connaissant  $\Pi(t)$  sur A4 loi  $\mathcal{N}(0; 1)$

Test unilatéral:

(à gauche)



$H_0$ : «  $m = m_0$  »

$H_1$ : «  $m < m_0$  »

$I_\alpha = [ x; +\infty [$  avec  $x$  tel que  $P(X \leq x) = P(T \leq t) = \Pi(t) = \alpha$ .

Voir le calcul de  $t$  connaissant  $\Pi(t)$  sur A4 loi  $\mathcal{N}(0; 1)$