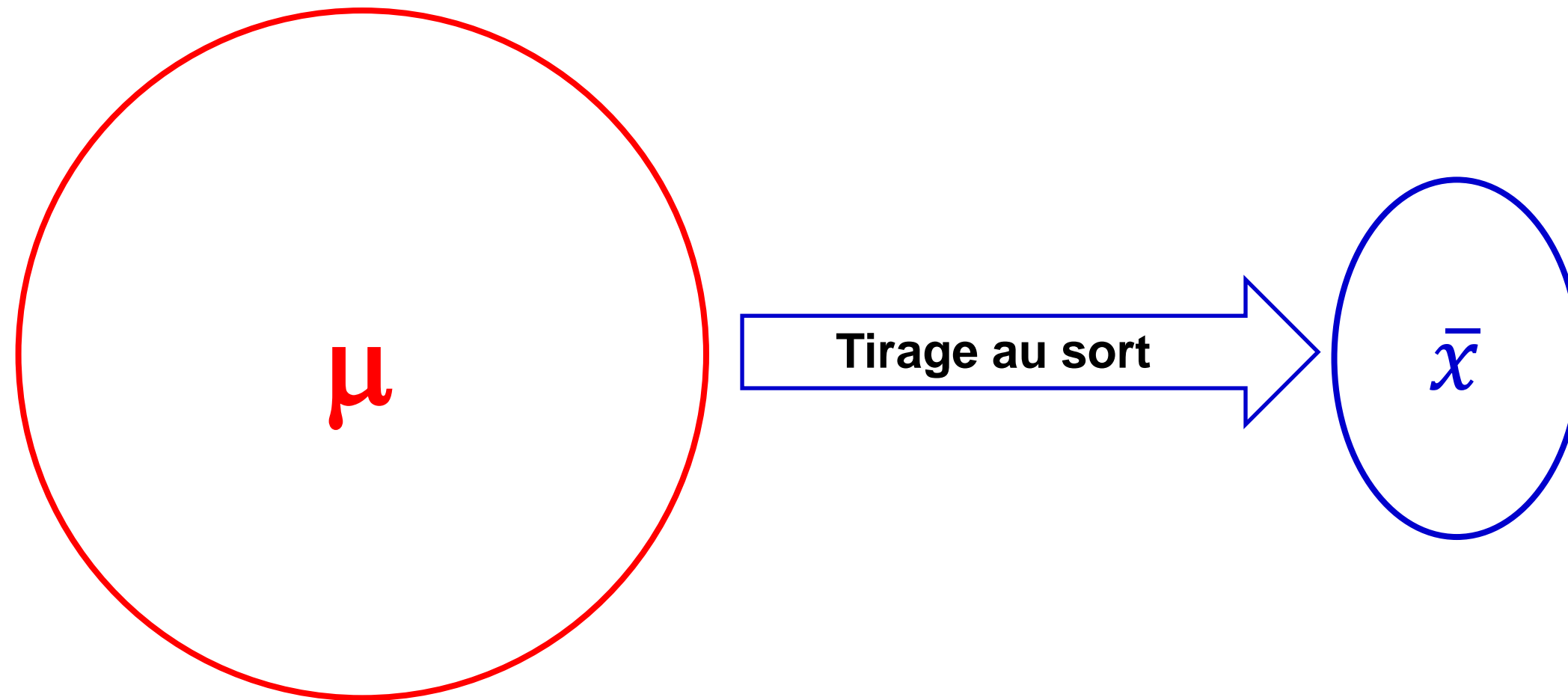


# Test de conformité d'une moyenne d'échantillon à une moyenne de population

$X$  : V.A. d'étude



**Population** caractérisée  
par la moyenne exacte  $\mu$   
(référence)

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i : \text{estimation de } \mu$$

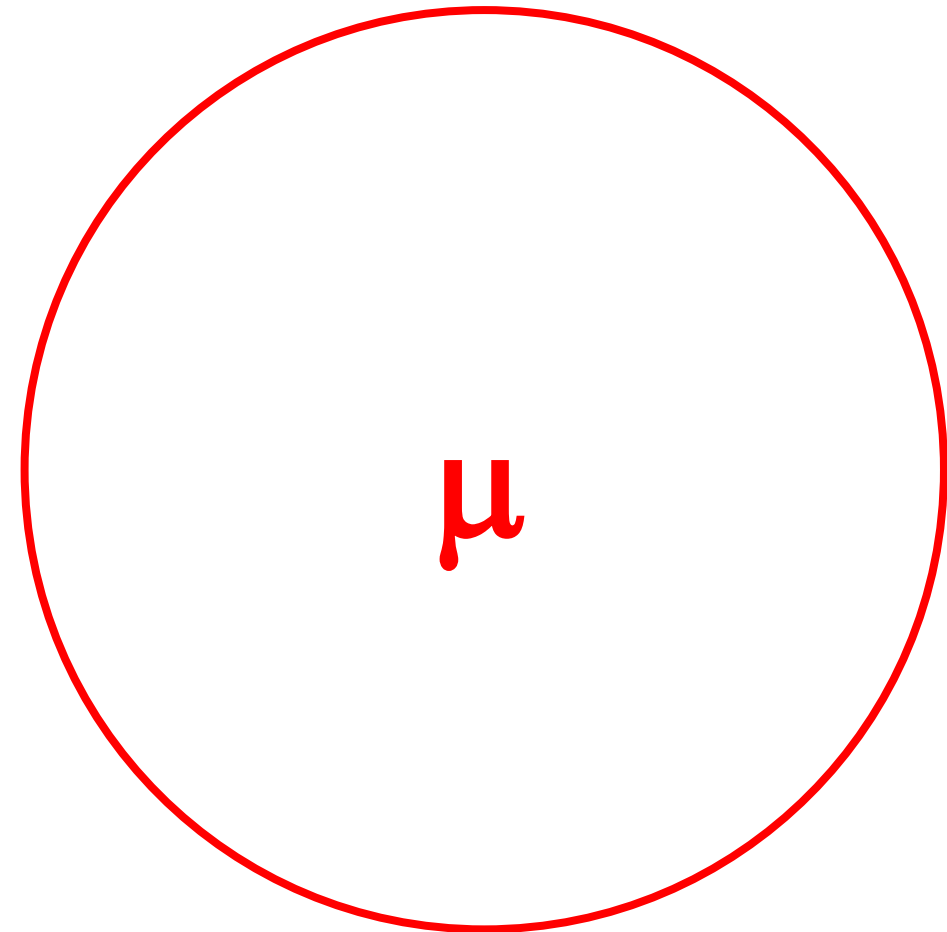
# Test de conformité d'une moyenne d'échantillon à une moyenne de population

$X$  : variable aléatoire suivant une loi  $N(\mu, \sigma)$

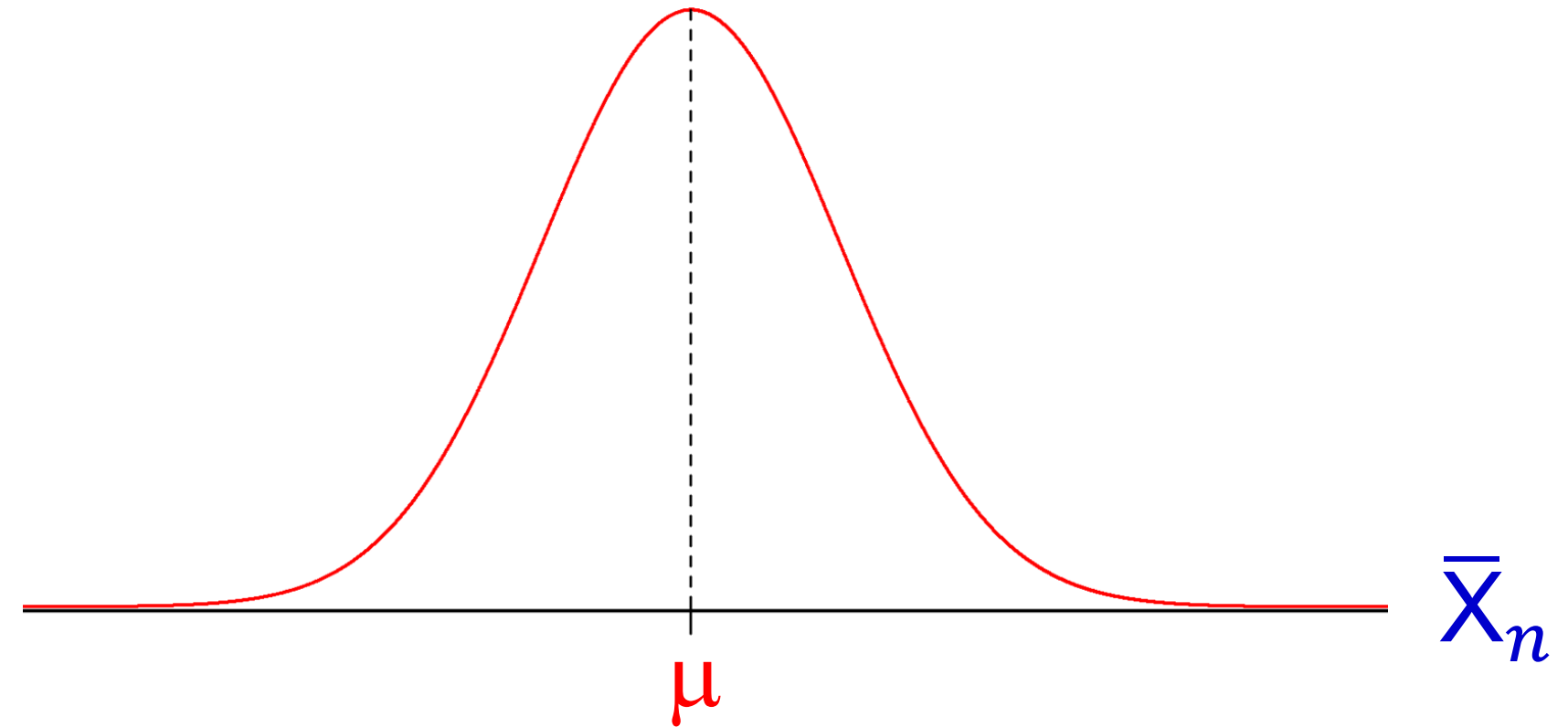
Sur l'ensemble des échantillons possibles

Cas idéal :  $\sigma$  connu

Tirage au sort



**Population** caractérisée  
par la moyenne exacte  $\mu$   
(référence)



$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

estimateur de  $\mu$

fluctuations d'échantillonnage de  $\bar{x}$

Lorsque  $\sigma$  est connu,  $\bar{X}_n$  suit une loi normale  $N(\mu, \sigma^2/n)$

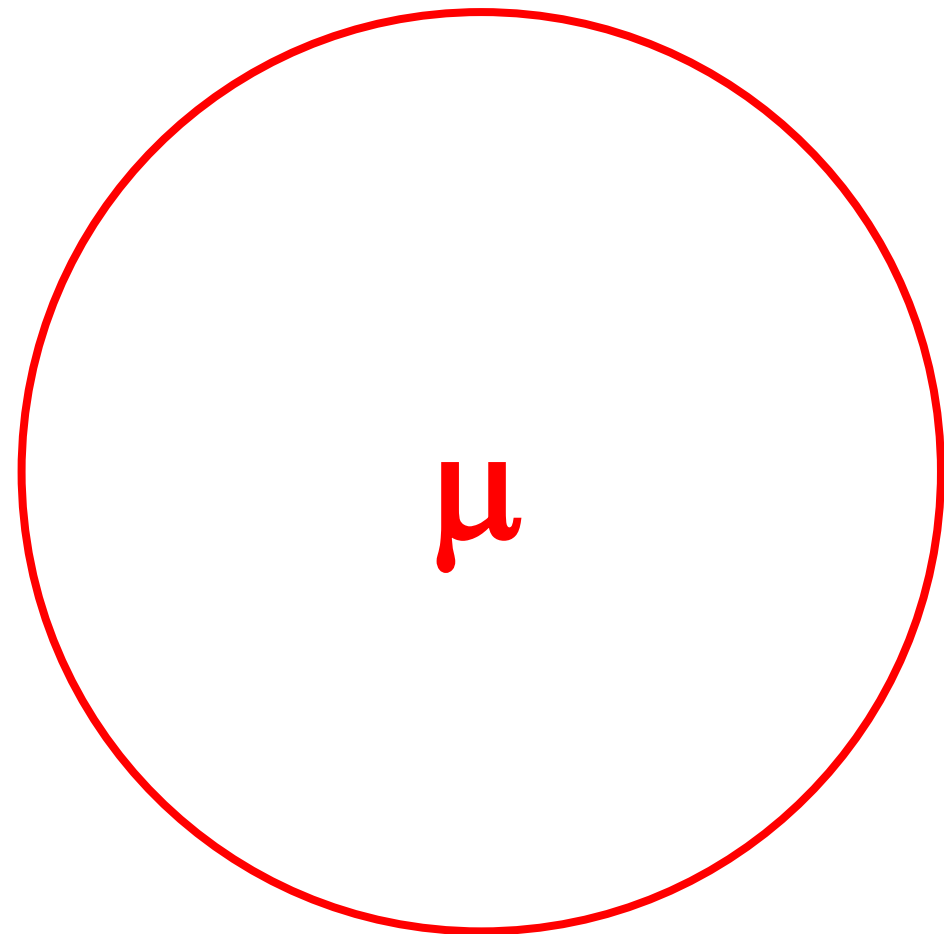
$$E(\bar{X}_n) = \mu$$

$$VAR(\bar{X}_n) = \sigma^2/n$$

# Test de conformité d'une moyenne d'échantillon à une moyenne de population

$X$  : variable aléatoire suivant une loi  $N(\mu, \sigma)$

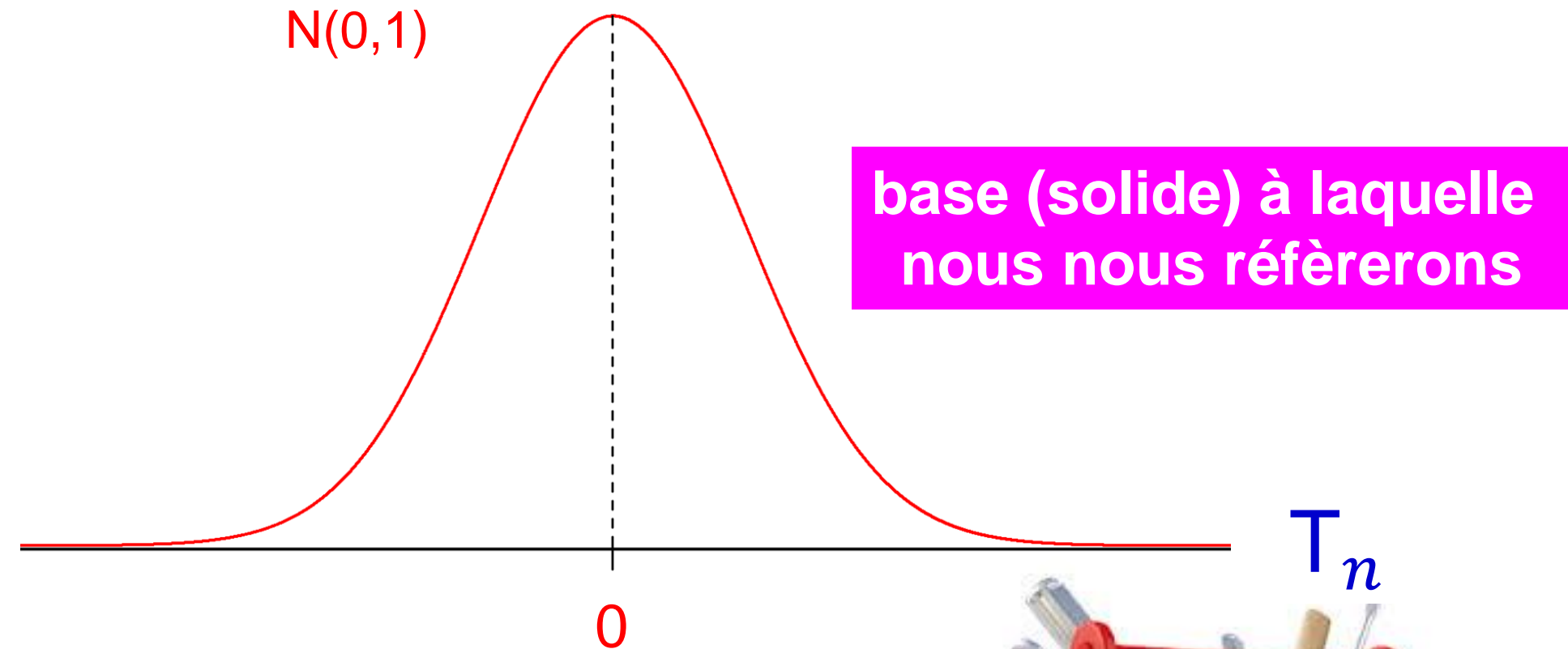
Sur l'ensemble des échantillons possibles



**Population** caractérisée  
par la moyenne exacte  $\mu$   
(référence)

Cas idéal :  $\sigma$  connu

Statistique de Test



$$T_n = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$$

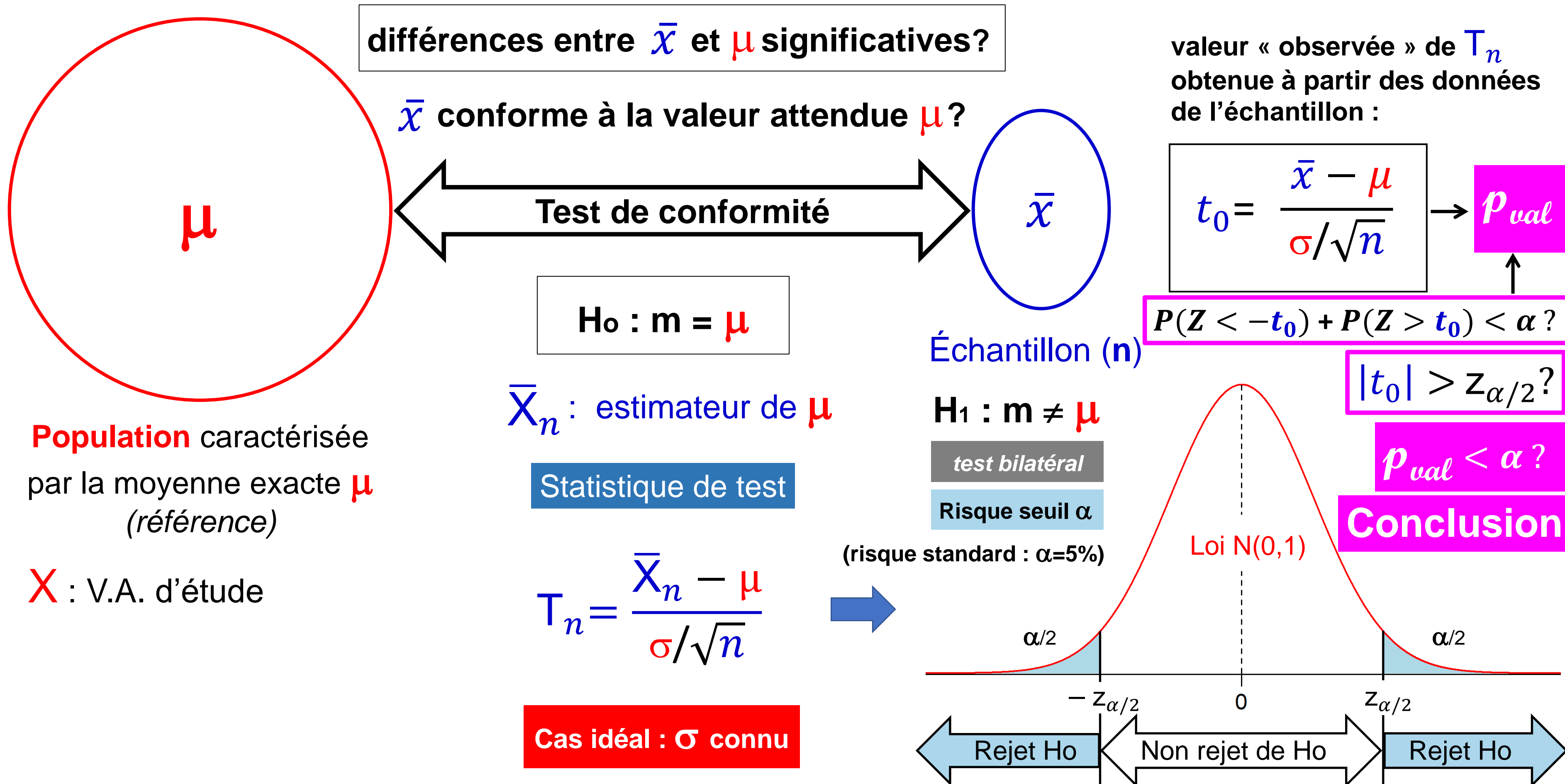
Statistique de test



Lorsque  $\sigma$  est connu,  $T_n$  suit une loi normale centrée réduite  $N(0,1)$

$$E(T_n) = 0 \quad \text{VAR}(T_n) = 1$$

# Test de conformité d'une moyenne d'échantillon à une moyenne de population



# Test de conformité d'une moyenne d'échantillon à une moyenne de population

différences entre  $\bar{x}$  et  $\mu$  significatives?

$\bar{x}$  conforme à la valeur attendue  $\mu$ ?

Le principe reste le même pour les tests d'homogénéité et les intervalles de confiance

**Population** caractérisée par la moyenne exacte  $\mu$  (référence)

$X$  : V.A. d'étude

$$T_n = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}$$

Cas idéal :  $\sigma$  connu

Statistique de test

Échantillon (n)

$H_1 : \mu \neq \mu$

test bilatéral

Risque seuil  $\alpha$

(risque standard :  $\alpha=5\%$ )

valeur « observée » de  $T_n$  obtenue à partir des données de l'échantillon :

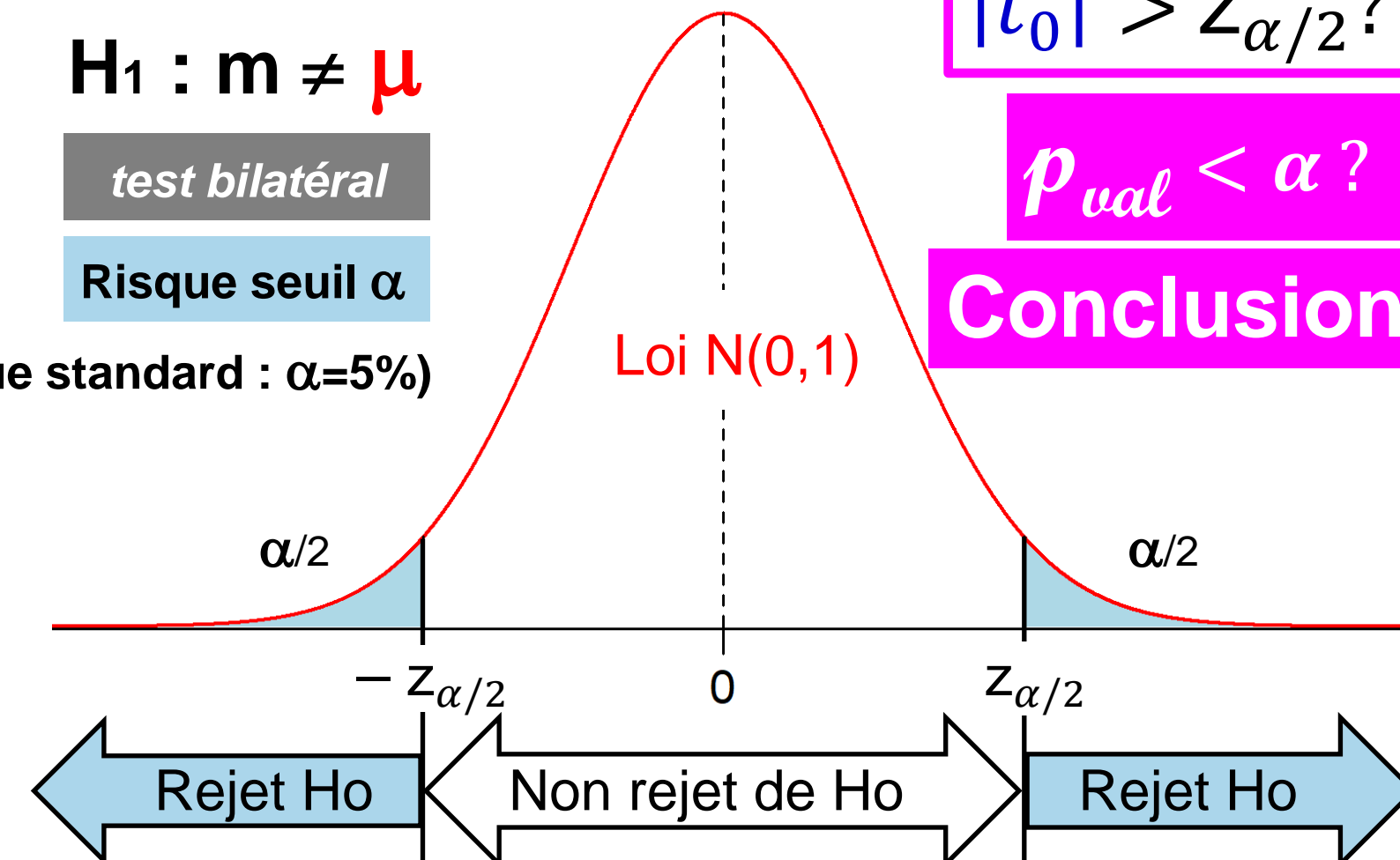
$$t_0 = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \rightarrow p_{val}$$

$$P(Z < -t_0) + P(Z > t_0) < \alpha?$$

$$|t_0| > z_{\alpha/2}?$$

$$p_{val} < \alpha?$$

Conclusion



**p-value** (valeur-p) : probabilité d'observer **sous  $H_0$**

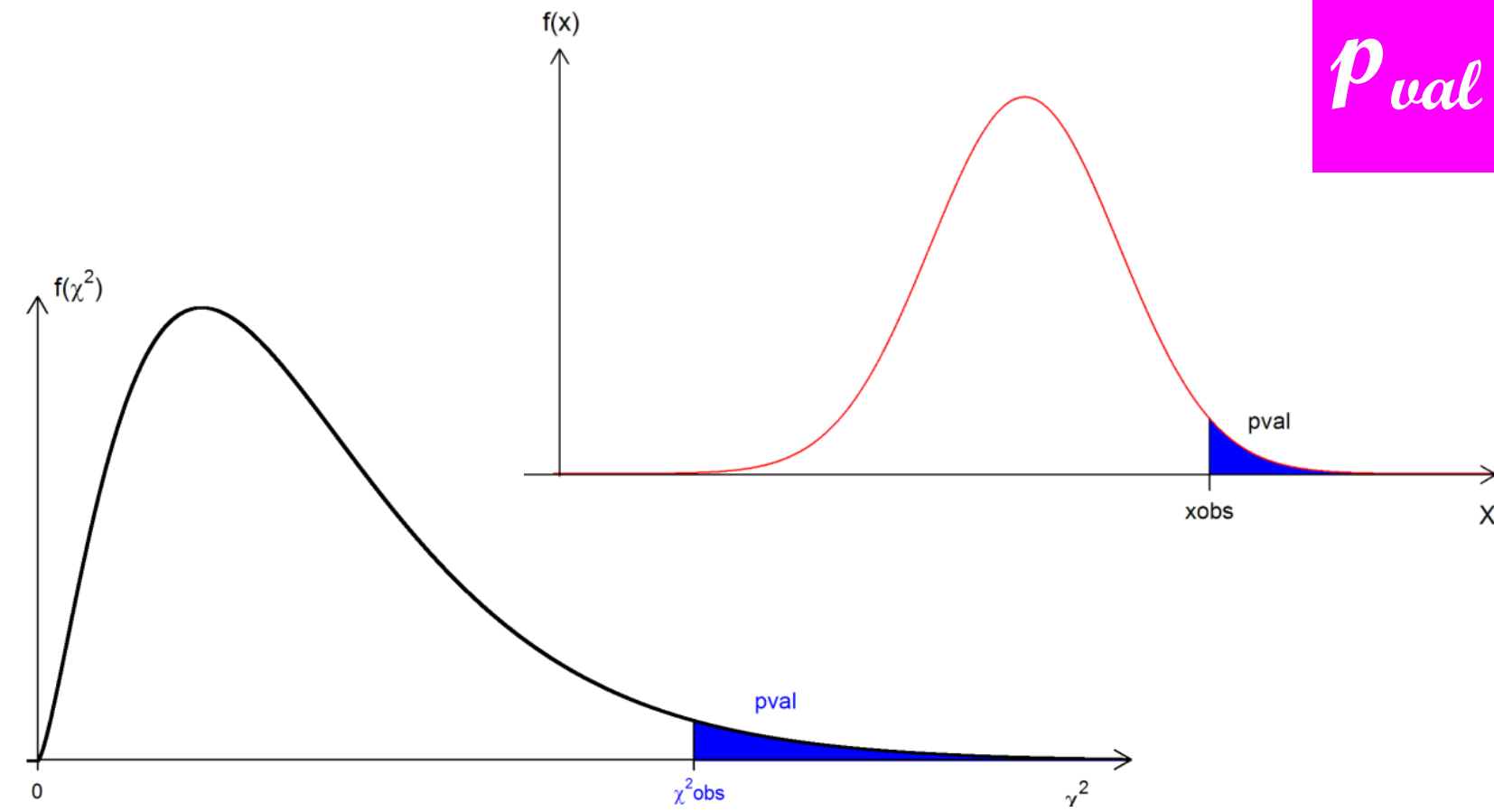
un résultat **égal ou plus extrême** que celui réellement observé

$p_{val} = P_{H_0}(X \geq x_{obs})$  test unilatéral (DR à droite)

$p_{val} = P_{H_0}(X \leq x_{obs})$  test unilatéral (DR à gauche)

$p_{val} = P_{H_0}(X \geq x_{obs}) + P_{H_0}(X \leq x_{obs\_2})$  test bilatéral

$p_{val} = P_{H_0}(X \leq x_{obs}) + P_{H_0}(X \geq x_{obs\_2})$  test bilatéral



Utilisée en statistique inférentielle pour conclure sur le résultat d'un test d'hypothèse

Pearson : en la comparant à  $\alpha$ , risque seuil (définissant la puissance du test =  $1-\beta$ )

Ronald Fisher : l'hypothèse nulle ne peut jamais être acceptée; elle peut être seulement rejetée par le test d'hypothèse, **la p-value mesure à quel point les données plaident contre l'hypothèse nulle  $H_0$**

$p_{val} \leq 0,1\%$	présomption extrêmement forte contre l'hypothèse nulle	***
$0,1\% < p_{val} \leq 1\%$	très forte présomption contre l'hypothèse nulle	**
$1\% < p_{val} \leq 5\%$	forte présomption contre l'hypothèse nulle	*
$5\% < p_{val} \leq 10\%$	faible présomption contre l'hypothèse nulle	.
$p_{val} > 10\%$	pas de présomption contre l'hypothèse nulle	

Pour être plus clair....

*inférence*

*Intervalle de confiance de  $\mu$*



Le résultat

$$7,1 < \mu < 7,9$$

$$\bar{X}_n \quad S_n^{*2}$$

*I.B.T.*

**working zone**

$$\bar{x} = 7,5$$

$$s_x = 1,25$$

Échantillon, taille  $n=36$

▷ **Les données**

*Comment faire parler les données ?*

Population ▷  **$\mu$  inconnue**

▷ *estimation bcp plus crédible*

**Statistique de Test  
(Tests d'Hypothèse)**

**... pas de résultat fiable sans outils fiables !**