

Tests paramétriques à un échantillon

| Paramètre | μ (σ^2 connue) | μ (σ^2 inconnue) | σ^2 | p |
|------------------------------|--|--|---|---|
| $H_0 : \theta = \theta_0$ | $\mu = \mu_0$ | $\mu = \mu_0$ | $\sigma^2 = \sigma_0^2$ | $p = p_0$ |
| Statistique | $Z_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$ | $T_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}$ | $W_0^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$ | $Z_0 = \frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}}$ si n est grand. |
| Décision | On rejette H_0 si : | | | |
| $H_1 : \theta \neq \theta_0$ | $ Z_0 > z_{\alpha/2}$ | $ T_0 > t_{\alpha/2, n-1}$ | $W_0^2 > \chi_{\alpha/2, n-1}^2$ ou $W_0^2 < \chi_{1-\alpha/2, n-1}^2$ | $ Z_0 > z_{\alpha/2}$ |
| $H_1 : \theta > \theta_0$ | $Z_0 > z_{\alpha}$ | $T_0 > t_{\alpha, n-1}$ | $W_0^2 > \chi_{\alpha, n-1}^2$ | $Z_0 > z_{\alpha}$ |
| $H_1 : \theta < \theta_0$ | $Z_0 < -z_{\alpha}$ | $T_0 < -t_{\alpha, n-1}$ | $W_0^2 < \chi_{1-\alpha, n-1}^2$ | $Z_0 < -z_{\alpha}$ |
| Erreur 2 ^e type* | $\beta(\Delta)$ avec $\Delta = \mu - \mu_0$ | $\beta(\Delta)$ avec $\Delta = \mu - \mu_0$ | $\beta(\lambda)$ avec $\lambda = \sigma_0^2/\sigma^2$ | $\beta(p)$ |
| $H_1 : \theta \neq \theta_0$ | $\Phi\left(z_{\alpha/2} - \frac{\Delta\sqrt{n}}{\sigma}\right) - \Phi\left(-z_{\alpha/2} - \frac{\Delta\sqrt{n}}{\sigma}\right)$ | $\Phi\left(z_{\alpha/2} - \frac{\Delta\sqrt{n}}{S}\right) - \Phi\left(-z_{\alpha/2} - \frac{\Delta\sqrt{n}}{S}\right)$ | $\Phi\left(\frac{\lambda}{\sqrt{2n-2}}\chi_{\alpha/2, n-1}^2 - \sqrt{\frac{n-1}{2}}\right) - \Phi\left(\frac{\lambda}{\sqrt{2n-2}}\chi_{1-\alpha/2, n-1}^2 - \sqrt{\frac{n-1}{2}}\right)$ | $\Phi\left(\frac{\sqrt{n}(p_0-p) + z_{\alpha/2}\sqrt{p_0(1-p_0)}}{\sqrt{p(1-p)}}\right) - \Phi\left(\frac{\sqrt{n}(p_0-p) - z_{\alpha/2}\sqrt{p_0(1-p_0)}}{\sqrt{p(1-p)}}\right)$ |
| $H_1 : \theta > \theta_0$ | On remplace le second terme de la formule du test bilatéral par 0, et on remplace $\alpha/2$ par α . | | | |
| $H_1 : \theta < \theta_0$ | On remplace le premier terme de la formule du test bilatéral par 1, et on remplace $\alpha/2$ par α . | | | |
| Taille d'éch.* | Les formules ci-dessous sont valides pour le test bilatéral. Dans le cas unilatéral, on remplace $\alpha/2$ par α . | | | |
| $n =$ | $\frac{(z_{\alpha/2} + z_{\beta})^2 \sigma^2}{\Delta^2}$ | $\frac{(z_{\alpha/2} + z_{\beta})^2 S^2}{\Delta^2}$ | $\frac{3}{2} + \frac{1}{2} \left(\frac{\sigma_0 z_{\alpha/2} + \sigma z_{\beta}}{\sigma - \sigma_0} \right)^2$ | $\left(\frac{z_{\alpha/2} \sqrt{p_0(1-p_0)} + z_{\beta} \sqrt{p(1-p)}}{p - p_0} \right)^2$ |

* Les symboles μ , σ^2 et p représentent la vraie valeur du paramètre inconnu pour laquelle on désire calculer β ou n . À l'exception du test sur la moyenne avec variance connue, les formules pour β et n ne sont valides que si n est grand.

Tests paramétriques à deux échantillons (m ou n_1 : taille du 1^{er} échantillon | n ou n_2 : taille du 2^e échantillon)

| Test | H_0 | Statistique | Formule additionnelle | H_1 ** | On rejette H_0 si : |
|---|---------------------------|--|--|---|---|
| Deux moyennes (var. connues) | $\mu_X - \mu_Y = \Delta$ | $Z_0 = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \Delta}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2}{m} + \frac{\sigma_Y^2}{n}}}$ | Voir ci-dessous pour erreur de 2 ^e type et taille d'éch.* | $\mu_X - \mu_Y \neq \Delta$ $\mu_X - \mu_Y > \Delta$ | $ Z_0 > z_{\alpha/2}$ $Z_0 > z_\alpha$ |
| Deux moyennes ($\sigma_X^2 = \sigma_Y^2$) | $\mu_X - \mu_Y = \Delta$ | $T_0 = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \Delta}{S_p \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}}}$ | $S_p = \sqrt{\frac{(m-1)S_X^2 + (n-1)S_Y^2}{m+n-2}}$ | $\mu_X - \mu_Y \neq \Delta$ $\mu_X - \mu_Y > \Delta$ | $ T_0 > t_{\alpha/2, m+n-2}$ $T_0 > t_{\alpha, m+n-2}$ |
| Deux moyennes ($\sigma_X^2 \neq \sigma_Y^2$) | $\mu_X - \mu_Y = \Delta$ | $T_0^* = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \Delta}{\sqrt{\frac{S_X^2}{m} + \frac{S_Y^2}{n}}}$ | $\nu = \frac{\left(\frac{S_X^2}{m} + \frac{S_Y^2}{n}\right)^2}{\frac{1}{m-1} \left(\frac{S_X^2}{m}\right)^2 + \frac{1}{n-1} \left(\frac{S_Y^2}{n}\right)^2}$ arrondi à l'entier inférieur | $\mu_X - \mu_Y \neq \Delta$ $\mu_X - \mu_Y > \Delta$ | $ T_0^* > t_{\alpha/2, \nu}$ $T_0^* > t_{\alpha, \nu}$ |
| Observations appariées | $\mu_D = \Delta$ | $T_0 = \frac{\bar{D} - \Delta}{S_D / \sqrt{n}}$ | $D_i = X_i - Y_i$ pour $i = 1, \dots, n$ | Voir test d'une moyenne avec variance inconnue | |
| Deux variances | $\sigma_X^2 = \sigma_Y^2$ | $F_0 = \frac{S_X^2}{S_Y^2}$ | $F_{1-\alpha, n_1, n_2} = \frac{1}{F_{\alpha, n_2, n_1}}$ | $\sigma_X^2 \neq \sigma_Y^2$ $\sigma_X^2 > \sigma_Y^2$ | $F_0 > F_{\alpha/2, m-1, n-1}$ ou $F_0 < F_{1-\alpha/2, m-1, n-1}$ $F_0 > F_{\alpha, m-1, n-1}$ |
| Deux proportions | $p_1 = p_2$ | $Z_0 = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p}) \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}}$ | $\hat{p} = \frac{n_1 \hat{p}_1 + n_2 \hat{p}_2}{n_1 + n_2}$ | $p_1 \neq p_2$ $p_1 > p_2$ | $ Z_0 > z_{\alpha/2}$ $Z_0 > z_\alpha$ |

*On a $\beta(\delta) = \Phi(z_{\alpha/2} - \delta) - \Phi(-z_{\alpha/2} - \delta)$ si $H_1 : \mu_X - \mu_Y \neq \Delta$ et $\beta(\delta) = \Phi(z_\alpha - \delta)$ si $H_1 : \mu_X - \mu_Y > \Delta$, avec $\delta = \frac{\mu_X - \mu_Y - \Delta}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2}{m} + \frac{\sigma_Y^2}{n}}}$.

On a $m = n = \frac{(z_{\alpha/2} + z_\beta)^2 (\sigma_X^2 + \sigma_Y^2)}{(\mu_X - \mu_Y - \Delta)^2}$ si $H_1 : \mu_X - \mu_Y \neq \Delta$ (on remplace $\alpha/2$ par α si $H_1 : \mu_X - \mu_Y > \Delta$).

**Pour effectuer un test avec la contre-hypothèse $H_1 : \mu_X - \mu_Y < \Delta$, on peut intervertir les échantillons respectifs de X et de Y , et utiliser $H_1 : \mu_Y - \mu_X > \Delta'$ avec $\Delta' = -\Delta$. Pour effectuer un test avec les contre-hypothèse $H_1 : \sigma_X^2 < \sigma_Y^2$ ou $H_1 : p_1 < p_2$, on peut intervertir le 1^{er} et le 2^e échantillon.