

TESTS PARAMÉTRIQUES USUELS (une population)

Critères de rejet pour un niveau (seuil) critique α .

Situation		Statistique du test		
Une moyenne μ	$H_0 : \mu = \mu_0$	$H_1 : \mu < \mu_0$	$H_1 : \mu > \mu_0$	$H_1 : \mu \neq \mu_0$
σ^2 est connue et $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, ou n grand	$Z_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$	rejeter H_0 si $Z_0 < -z_\alpha$ $\beta(d)$, page 491	rejeter H_0 si $Z_0 > z_\alpha$ $\beta(d)$, page 491	rejeter H_0 si $ Z_0 > z_{\alpha/2}$ $\beta(d)$, page 490
σ^2 est inconnue et $X \sim N(\mu, \sigma^2)$	$T_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}$	rejeter H_0 si $T_0 < -t_{\alpha;n-1}$ $\beta(d)$, page 493	rejeter H_0 si $T_0 > t_{\alpha;n-1}$ $\beta(d)$, page 493	rejeter H_0 si $ T_0 > t_{\alpha/2;n-1}$ $\beta(d)$, page 492
σ^2 est inconnue et n est très grand	$Z_0 = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}$	rejeter H_0 si $Z_0 < -z_\alpha$ $\beta(d)$, page 491	rejeter H_0 si $Z_0 > z_\alpha$ $\beta(d)$, page 491	rejeter H_0 si $ Z_0 > z_{\alpha/2}$ $\beta(d)$, page 490
Une variance σ^2	$H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$	$H_1 : \sigma^2 < \sigma_0^2$	$H_1 : \sigma^2 > \sigma_0^2$	$H_1 : \sigma^2 \neq \sigma_0^2$
$X \sim N(\mu, \sigma^2)$ et μ et σ^2 sont inconnues	$\chi_0^2 = (n-1) \frac{S^2}{\sigma_0^2}$	rejeter H_0 si $\chi_0^2 < \chi_{1-\alpha;n-1}^2$ $\beta(\lambda)$, page 496	rejeter H_0 si $\chi_0^2 > \chi_{\alpha;n-1}^2$ $\beta(\lambda)$, page 495	rejeter H_0 si $\chi_0^2 < \chi_{1-\alpha/2;n-1}^2$ ou $\chi_0^2 > \chi_{\alpha/2;n-1}^2$ $\beta(\lambda)$, page 494
n est grand ($n \geq 40$)	$Z_0 = \frac{S - \sigma_0}{\sigma_0/\sqrt{2n}}$	rejeter H_0 si $Z_0 < -z_\alpha$	rejeter H_0 si $Z_0 > z_\alpha$	rejeter H_0 si $ Z_0 > z_{\alpha/2}$
Une proportion p	$H_0 : p = p_0$	$H_1 : p < p_0$	$H_1 : p > p_0$	$H_1 : p \neq p_0$
$X \sim$ Bernoulli de paramètre p et n est très grand	$Z_0 = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}}$	rejeter H_0 si $Z_0 < -z_\alpha$ β : pp.291-292	rejeter H_0 si $Z_0 > z_\alpha$ β : pp.291-292	rejeter H_0 si $ Z_0 > z_{\alpha/2}$ β : pp.291-292

Les critères de rejet ci-dessus sont déterminés en considérant un échantillon aléatoire X_1, \dots, X_n d'une variable X .

La moyenne et la variance de l'échantillon sont: $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, et $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ respectivement.

Pour $0 < a < 1$, les nombres (ou centiles) z_a , $t_{a;n-1}$ et $\chi_{a;n-1}^2$ sont définis par :

$$\Phi(z_a) = 1 - a ; \quad P(T_{n-1} > t_{a;n-1}) = a ; \quad P(\chi_{n-1}^2 > \chi_{a;n-1}^2) = a.$$

Calcul de β :

- Pour le test portant sur une moyenne, $d = \frac{|\mu - \mu_0|}{\sigma}$, et $\beta(d) = P(\text{accepter } H_0 | |\mu - \mu_0| = d\sigma)$.
- Pour le test portant sur une variance, $\lambda = \frac{\sigma}{\sigma_0}$, et $\beta(\lambda) = P(\text{accepter } H_0 | \sigma = \lambda\sigma_0)$.
- Pour le test portant sur une proportion p , les formules (11.48) à (11.52) pages 291 et 292 du livre donnent $\beta(p)$ et n .

TESTS PARAMÉTRIQUES USUELS (deux populations)

Critères de rejet pour un niveau (seuil) critique α .

Situation	Statistique du test	H ₁ : $\mu_1 < \mu_2$	H ₁ : $\mu_1 > \mu_2$	H ₁ : $\mu_1 \neq \mu_2$
2 moyennes μ_1, μ_2 $H_0 : \mu_1 = \mu_2$				
σ_1^2 et σ_2^2 sont connues et $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2), i = 1, 2$ ou alors n_1 et n_2 grands.	$Z_0 = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$	rejeter H_0 si $Z_0 < -z_\alpha$ $\beta(d)$, page 491	rejeter H_0 si $Z_0 > z_\alpha$ $\beta(d)$, page 491	rejeter H_0 si $ Z_0 > z_{\alpha/2}$ $\beta(d)$, page 490
σ_1^2 et σ_2^2 sont inconnues avec $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ et $X_i \sim N(\mu_i, \sigma^2), i = 1, 2$	$T_0 = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$ (*)	rejeter H_0 si $T_0 < -t_{\alpha; n_1+n_2-2}$	rejeter H_0 si $T_0 > t_{\alpha; n_1+n_2-2}$	rejeter H_0 si $ T_0 > t_{\alpha/2; n_1+n_2-2}$
σ_1^2 et σ_2^2 sont inconnues avec $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ et $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2), i = 1, 2$	$T_0 = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$ (**)	rejeter H_0 si $T_0 < -t_{\alpha; \nu}$	rejeter H_0 si $T_0 > t_{\alpha; \nu}$	rejeter H_0 si $ T_0 > t_{\alpha/2; \nu}$
σ_1^2 et σ_2^2 sont inconnues et n_1, n_2 sont grands ($n_1 \geq 30, n_2 \geq 30$)	$Z_0 = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$	rejeter H_0 si $Z_0 < -z_\alpha$	rejeter H_0 si $Z_0 > z_\alpha$	rejeter H_0 si $ Z_0 > z_{\alpha/2}$
Les observations sont couplées $D = X_1 - X_2 \sim$ Normale $D_j = X_{1j} - X_{2j}, j = 1, \dots, n$	$T_0 = \frac{\bar{D}}{S_D/\sqrt{n}}$ (***)	rejeter H_0 si $T_0 < -t_{\alpha; n-1}$	rejeter H_0 si $T_0 > t_{\alpha; n-1}$	rejeter H_0 si $ T_0 > t_{\alpha/2; n-1}$
2 variances σ_1^2, σ_2^2 $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$				
$X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2), i = 1, 2$	$F_0 = \frac{S_1^2}{S_2^2}$	rejeter H_0 si $F_0 < F_{1-\alpha; n_1-1, n_2-1}$	rejeter H_0 si $F_0 > F_{\alpha; n_1-1, n_2-1}$ $\beta(\lambda)$, page 498	rejeter H_0 si $F_0 < F_{1-\alpha/2; n_1-1, n_2-1}$ ou $F_0 > F_{\alpha/2; n_1-1, n_2-1}$ $\beta(\lambda)$, page 497
n_1 et n_2 sont grands $n_1 > 40, n_2 > 40$	$Z_0 = \frac{S_1 - S_2}{S_p \sqrt{\frac{1}{2n_1} + \frac{1}{2n_2}}}$ (*)	rejeter H_0 si $Z_0 < -z_\alpha$	rejeter H_0 si $Z_0 > z_\alpha$	rejeter H_0 si $ Z_0 > z_{\alpha/2}$

$$(*) S_p = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$$

$$(**) \nu = \frac{(S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2)^2}{\frac{(S_1^2/n_1)^2}{n_1+1} + \frac{(S_2^2/n_2)^2}{n_2+1}} - 2$$

$$(***) \bar{D} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n D_j, S_D = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (D_j - \bar{D})^2}$$

Les critères de rejet ci-dessus sont déterminés en considérant deux échantillons aléatoires X_{11}, \dots, X_{1n_1} et X_{21}, \dots, X_{2n_2} , indépendants (sauf dans le cas des observations couplées), provenant de deux variables (populations) X_1 et X_2 .

On considère: $\bar{X}_1 = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} X_{1i}$ $\bar{X}_2 = \frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} X_{2i}$ $S_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^{n_1} (X_{1i} - \bar{X}_1)^2$ $S_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{i=1}^{n_2} (X_{2i} - \bar{X}_2)^2$.

Calcul de β :

- Pour le test portant sur deux moyennes, $d = \frac{|\mu_1 - \mu_2|}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}}$, et $\beta(d) = P(\text{accepter } H_0 | |\mu_1 - \mu_2| = d\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2})$.

On considère $n_1 = n_2 = n$ et on utilise les mêmes courbes (pages 490 et 491 du livre) que dans le cas d'une moyenne.