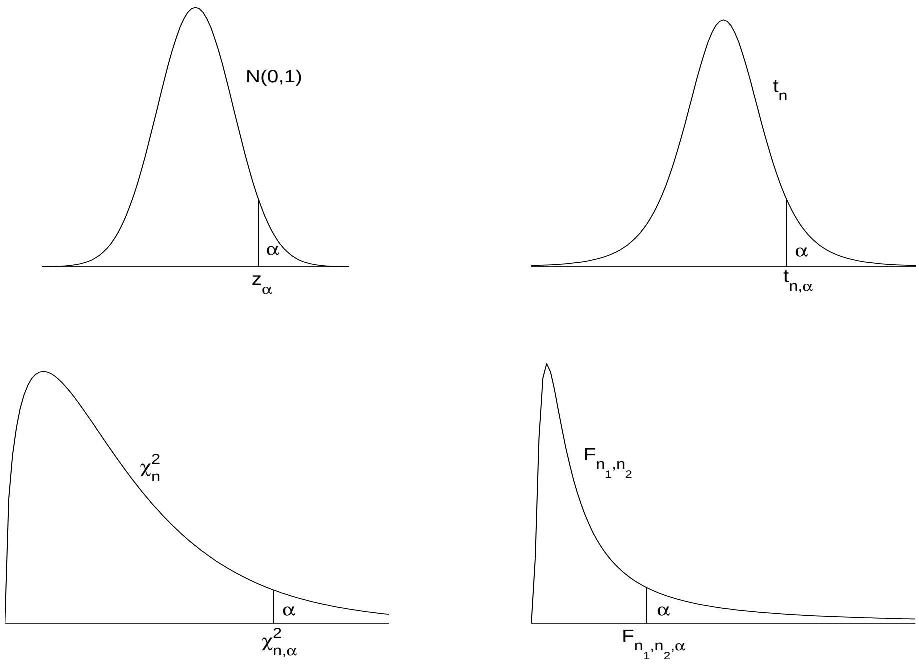
NOTACIÓN:



Sea $(X_1, X_2, \ldots, X_n)$ una muestra aleatoria de X: $\bar{x} = \dfrac{1}{n}\displaystyle\sum_{i=1}^{n} x_i$

$$s^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2$$

<u>INTERVALOS DE CONFIANZA</u>

(1) <u>$X \sim N(\mu, \sigma)$</u>.

• Intervalos de confianza $1-\alpha$ para μ :

a) σ conocida:

$$I = \left[\bar{x} \mp z_{\alpha/2}\,\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right]$$

b) σ desconocida:

$$I = \left[\bar{x} \mp t_{n-1;\alpha/2}\,\frac{s}{\sqrt{n}}\right]$$

• Intervalo de confianza $1-\alpha$ para σ^2 :

$$I = \left[\frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{n-1;\alpha/2}}, \frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{n-1;1-\alpha/2}}\right]$$

(2) <u>$X \sim B(1,p)$</u>(muestras grandes).

• Intervalo de confianza $1-\alpha$ para p :

$$I = \left[\widehat{p} \mp z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{\widehat{p}(1-\widehat{p})}{n}}\right],\ \text{donde } \widehat{p} = \bar{x}.$$

(3) <u>$X \sim Poisson(\lambda)$</u>(muestras grandes).

• Intervalo de confianza $1-\alpha$ para λ :

$$I = \left[\widehat{\lambda} \mp z_{\alpha/2}\sqrt{\widehat{\lambda}/n}\right],\ \text{donde } \widehat{\lambda} = \bar{x}.$$

(4) Dos poblaciones normales e independientes.

$X \sim N(\mu_1, \sigma_1)$; $(X_1, \ldots, X_{n_1})$ m.a.s. de X; se calcula $\bar{x}$ y s_1^2.
$Y \sim N(\mu_2, \sigma_2)$; $(Y_1, \ldots, Y_{n_2})$ m.a.s. de Y; se calcula $\bar{y}$ y s_2^2.

$$s_p^2 = \frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2}$$

• Intervalos de confianza $1-\alpha$ para $\mu_1 - \mu_2$:

a) σ_1 y σ_2 conocidas:

$$I = \left[\bar{x} - \bar{y} \mp z_{\alpha/2} \sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}\right]$$

b) σ_1, σ_2 desconocidas y $\sigma_1 = \sigma_2$:

$$I = \left[\bar{x} - \bar{y} \mp t_{n_1+n_2-2;\alpha/2}\, s_p \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}\right]$$

c) σ_1, σ_2 desconocidas y $\sigma_1 \neq \sigma_2$:

$$I = \left[\bar{x} - \bar{y} \mp t_{f;\alpha/2} \sqrt{s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2}\right]$$

donde f es el entero más próximo a $\frac{(s_1^2/n_1+s_2^2/n_2)^2}{\frac{(s_1^2/n_1)^2}{n_1-1}+\frac{(s_2^2/n_2)^2}{n_2-1}}$.

• Intervalo de confianza $1-\alpha$ para σ_1^2/σ_2^2 :

$$I = \left[\frac{s_1^2/s_2^2}{F_{n_1-1,n_2-1;\alpha/2}}, \frac{s_1^2}{s_2^2} F_{n_2-1,n_1-1;\alpha/2}\right]$$

(5) Comparación de proporciones (muestras grandes e independientes).

$X \sim B(1, p_1)$; $(X_1, \ldots, X_{n_1})$ m.a.s. de X.
$Y \sim B(1, p_2)$; $(Y_1, \ldots, Y_{n_2})$ m.a.s. de Y.

• Intervalo de confianza $1-\alpha$ para $p_1 - p_2$:

$$I = \left[\widehat{p}_1 - \widehat{p}_2 \mp z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\widehat{p}_1(1-\widehat{p}_1)}{n_1} + \frac{\widehat{p}_2(1-\widehat{p}_2)}{n_2}}\right], \text{ donde } \widehat{p}_1 = \bar{x} \quad \text{y} \quad \widehat{p}_2 = \bar{y}.$$

CONTRASTES DE HIPÓTESIS

$$\text{NOTACIÓN: } \begin{cases} \alpha & = \text{nivel de significación del contraste,} \\ n & = \text{tamaño de la muestra,} \\ H_0 & = \text{hipótesis nula.} \end{cases}$$

(1) $X \sim N(\mu, \sigma)$.

a) Contrastes para μ con σ conocida ($H_0 : \mu = \mu_0$, $H_0 : \mu \leq \mu_0$ y $H_0 : \mu \geq \mu_0$):

$$z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \overset{H_0}{\sim} N(0,1).$$

b) Contrastes para μ con σ desconocida ($H_0 : \mu = \mu_0$, $H_0 : \mu \leq \mu_0$ y $H_0 : \mu \geq \mu_0$):

$$t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \overset{H_0}{\sim} t_{n-1}.$$

c) Contrastes para σ ($H_0 : \sigma = \sigma_0$, $H_0 : \sigma \leq \sigma_0$ y $H_0 : \sigma \geq \sigma_0$):

$$\chi^2 = \frac{n-1}{\sigma_0^2} s^2 \overset{H_0}{\sim} \chi^2_{n-1}.$$

(2) <u>$X \sim B(1, p)$</u> (muestras grandes).

• Contrastes para p ($H_0 : p = p_0$, $H_0 : p \leq p_0$ y $H_0 : p \geq p_0$):

$$z = \frac{\widehat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}} \overset{H_0}{\sim} N(0, 1).$$

(3) <u>$X \sim Poisson(\lambda)$</u> (muestras grandes).

• Contrastes para λ ($H_0 : \lambda = \lambda_0$), $H_0 : \lambda \leq \lambda_0$) y $H_0 : \lambda \geq \lambda_0$)):

$$z = \frac{\widehat{\lambda} - \lambda_0}{\sqrt{\lambda_0/n}} \overset{H_0}{\sim} N(0, 1).$$

(4) <u>Dos poblaciones normales e independientes.</u>

$X \sim N(\mu_1, \sigma_1)$; $(X_1, \ldots, X_{n_1})$ m.a.s. de X; se calcula $\bar{x}$ y s_1^2.
$Y \sim N(\mu_2, \sigma_2)$; $(Y_1, \ldots, Y_{n_2})$ m.a.s. de Y; se calcula $\bar{y}$ y s_2^2.

$$s_p^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

a) Contrastes para $\mu_1 - \mu_2$ con σ_1 y σ_2 conocidas ($H_0 : \mu_1 - \mu_2 = d_0$, $H_0 : \mu_1 - \mu_2 \leq d_0$ y $H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq d_0$):

$$z = \frac{\bar{x} - \bar{y} - d_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \overset{H_0}{\sim} N(0, 1).$$

b) Contrastes para $\mu_1 - \mu_2$ con $\sigma_1 = \sigma_2$ y desconocidas ($H_0 : \mu_1 - \mu_2 = d_0$, $H_0 : \mu_1 - \mu_2 \leq d_0$ y $H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq d_0$):

$$t = \frac{\bar{x} - \bar{y} - d_0}{s_p\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \overset{H_0}{\sim} t_{n_1+n_2-2}.$$

c) Contrastes para $\mu_1 - \mu_2$ con $\sigma_1 \neq \sigma_2$ y desconocidas ($H_0 : \mu_1 - \mu_2 = d_0$, $H_0 : \mu_1 - \mu_2 \leq d_0$ y $H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq d_0$):

$$t = \frac{\bar{x} - \bar{y} - d_0}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} \overset{H_0}{\sim} t_f,$$

donde f = entero más próximo a $\frac{(s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2)^2}{\frac{(s_1^2/n_1)^2}{n_1-1} + \frac{(s_2^2/n_2)^2}{n_2-1}}$.

d) Contrastes para σ_1/σ_2 ($H_0 : \sigma_1 = \sigma_2$, $H_0 : \sigma_1 \leq \sigma_2$) y $H_0 : \sigma_1 \geq \sigma_2$):

$$f = \frac{s_1^2}{s_2^2} \overset{H_0}{\sim} F_{n_1-1, n_2-1}.$$

(5) <u>Comparación de proporciones</u> (muestras grandes e independientes).

$X \sim B(1, p_1)$; $(X_1, \ldots X_{n_1})$ m.a.s. de X.
$Y \sim B(1, p_2)$; $(Y_1, \ldots Y_{n_2})$ m.a.s. de Y.

• Contrastes para $p_1 - p_2$ ($H_0 : p_1 - p_2 = d_0$, $H_0 : p_1 - p_2 \leq d_0$ y $H_0 : p_1 - p_2 \geq d_0$):

$$z = \frac{\widehat{p}_1 - \widehat{p}_2 - d_0}{\sqrt{\frac{\widehat{p}_1(1-\widehat{p}_1)}{n_1} + \frac{\widehat{p}_2(1-\widehat{p}_2)}{n_2}}} \overset{H_0}{\sim} N(0, 1),$$

donde $\widehat{p}_1 = \bar{x}$ y $\widehat{p}_2 = \bar{y}$.