

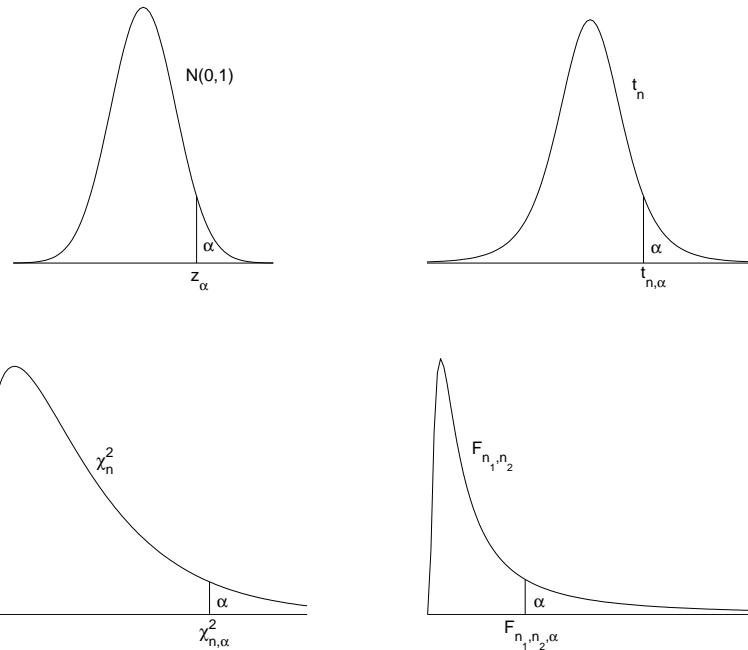
Estadística I

Formulario de Intervalos de Confianza y Contraste de hipótesis

NOTACIÓN:

Sea (X_1, X_2, \dots, X_n) una m.a.s. de tamaño n de X :

$$\begin{aligned}\bar{X} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i & S^2 &= \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 & \alpha &\equiv \text{nivel de significación.} \\ \bar{x} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i & s^2 &= \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 & H_0 &\equiv \text{hipótesis nula}\end{aligned}$$



INTERVALOS DE CONFIANZA

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

- Intervalos de confianza para μ al nivel de confianza $1 - \alpha$:

a) σ conocida:

$$IC_{1-\alpha}(\mu) = \left[\bar{x} \mp z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right]$$

b) σ desconocida:

$$IC_{1-\alpha}(\mu) = \left[\bar{x} \mp t_{n-1; \alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}} \right]$$

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

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

(2) $X \sim B(1, p)$ (muestras grandes).

- Intervalo de confianza para p al nivel de confianza $1 - \alpha$:

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

(3) $X \sim Poisson(\lambda)$ (muestras grandes).

- Intervalo de confianza para λ al nivel de confianza $1 - \alpha$:

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

(4) X con distribución desconocida y $E[X] = \mu$, $Var[X] = \sigma^2$ (muestras grandes).

- Intervalos de confianza para μ al nivel de confianza $1 - \alpha$:

a) σ conocida:

$$IC_{1-\alpha}(\mu) = \left[\bar{x} \mp z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right]$$

b) σ desconocida:

$$IC_{1-\alpha}(\mu) = \left[\bar{x} \mp z_{\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}} \right]$$

(5) Dos poblaciones normales e independientes.

$X \sim N(\mu_1, \sigma_1)$; (X_1, \dots, 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, \dots, 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 para $\mu_1 - \mu_2$ al nivel de confianza $1 - \alpha$:

a) σ_1 y σ_2 conocidas:

$$IC_{1-\alpha}(\mu_1 - \mu_2) = \left[\bar{x} - \bar{y} \mp z_{\alpha/2} \sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2} \right]$$

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

$$IC_{1-\alpha}(\mu_1 - \mu_2) = \left[\bar{x} - \bar{y} \mp t_{n_1+n_2-2; \alpha/2} s_p \sqrt{1/n_1 + 1/n_2} \right]$$

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

$$IC_{1-\alpha}(\mu_1 - \mu_2) = \left[\bar{x} - \bar{y} \mp t_{f; \alpha/2} \sqrt{s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2} \right]$$

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 para σ_1^2/σ_2^2 al nivel de confianza $1 - \alpha$:

$$IC_{1-\alpha}(\sigma_1^2/\sigma_2^2) = \left[\frac{s_1^2/s_2^2}{F_{n_1-1, n_2-1; \alpha/2}}, \frac{s_1^2}{s_2^2} F_{n_2-1, n_1-1; \alpha/2} \right]$$

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

$X \sim B(1, p_1)$; (X_1, \dots, X_{n_1}) m.a.s. de X .

$Y \sim B(1, p_2)$; (Y_1, \dots, Y_{n_2}) m.a.s. de Y .

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

$$IC_{1-\alpha}(p_1 - p_2) = \left[\widehat{p}_1 - \widehat{p}_2 \mp z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\widehat{p}_1(1 - \widehat{p}_1)}{n_1} + \frac{\widehat{p}_2(1 - \widehat{p}_2)}{n_2}} \right], \text{ donde } \widehat{p}_1 = \bar{x} \text{ y } \widehat{p}_2 = \bar{y}.$$

CONTRASTE DE HIPÓTESIS

CONTRASTES EN UNA POBLACIÓN:

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

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

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \stackrel{H_0}{\sim} N(0, 1).$$

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

$$t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \stackrel{H_0}{\sim} t_{n-1}.$$

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

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

(2) $X \sim B(1, p)$ (muestras grandes).

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

$$Z = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}} \stackrel{H_0}{\sim} N(0, 1).$$

donde $\hat{p} = \bar{X}$.

(3) $X \sim Poisson(\lambda)$ (muestras grandes).

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

$$Z = \frac{\hat{\lambda} - \lambda_0}{\sqrt{\lambda_0/n}} \stackrel{H_0}{\sim} N(0, 1).$$

donde $\hat{\lambda} = \bar{X}$.

(4) X con distribución desconocida y $E[X] = \mu$, $Var[X] = \sigma^2$ (muestras grandes).

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

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \stackrel{H_0}{\sim} N(0, 1).$$

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

$$t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \stackrel{H_0}{\sim} N(0, 1).$$

CONTRASTES EN DOS POBLACIONES INDEPENDIENTES:

(5) Dos poblaciones normales e independientes.

$X \sim N(\mu_1, \sigma_1)$; (X_1, \dots, X_{n_1}) m.a.s. de X ; media y varianza muestrales \bar{X} y S_1^2 .

$Y \sim N(\mu_2, \sigma_2)$; (Y_1, \dots, Y_{n_2}) m.a.s. de Y ; media y varianza muestrales \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) Contrastos 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 $H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq d_0$):

$$Z = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - d_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \stackrel{H_0}{\sim} N(0, 1).$$

b) Contrastos 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 $H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq d_0$):

$$t = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - d_0}{s_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \stackrel{H_0}{\sim} t_{n_1+n_2-2}.$$

c) Contrastos 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 $H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq d_0$):

$$t = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - d_0}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} \stackrel{H_0}{\sim} t_f,$$

donde $f = \text{entero m\'as pr\'oximo a } \frac{(s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2)^2}{\frac{(s_1^2/n_1)^2}{n_1-1} + \frac{(s_2^2/n_2)^2}{n_2-1}}.$

d) Contrastos para σ_1^2/σ_2^2 ($H_0 : \sigma_1 = \sigma_2$, $H_0 : \sigma_1 \leq \sigma_2$ y $H_0 : \sigma_1 \geq \sigma_2$):

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \stackrel{H_0}{\sim} F_{n_1-1, n_2-1}.$$

(6) Comparaci\'on de proporciones (muestras grandes e independientes).

$X \sim B(1, p_1)$; (X_1, \dots, X_{n_1}) m.a.s. de X .

$Y \sim B(1, p_2)$; (Y_1, \dots, Y_{n_2}) m.a.s. de Y .

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

$$Z = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2 - d_0}{\sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}}} \stackrel{H_0}{\sim} N(0, 1),$$

donde $\hat{p}_1 = \bar{X}$ y $\hat{p}_2 = \bar{Y}$.