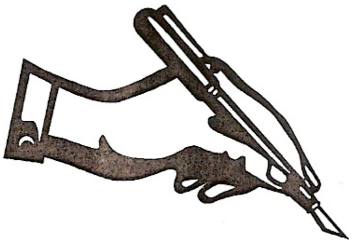
Estadística Teórica II



INTERVALOS Y CONTRASTES

INTERVALOS DE CONFIANZA

a) Intervalo de confianza para la media μ de una distribución normal $N(\mu, \sigma)$ de varianza conocida σ^2

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

b) Intervalo de confianza para la media μ de una distribución normal $N(\mu, \sigma)$ de varianza desconocida σ^2

- Muestras superiores a 30, $n > 30$ $\quad \mapsto \quad I_{1-\alpha}(\mu) = \left[\bar{x} \pm z_{\alpha/2} \frac{\hat{s}}{\sqrt{n}} \right]$

- Muestras pequeñas $n \leq 30$ $\quad \mapsto \quad I_{1-\alpha}(\mu) = \left[\bar{x} \pm t_{\alpha/2;(n-1)} \frac{\hat{s}}{\sqrt{n}} \right]$

c) Intervalo de confianza para la varianza σ^2 de una distribución normal

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

d) Intervalo de confianza para la diferencia de medias de dos distribuciones normales

- Las varianzas poblaciones σ_1^2 y σ_2^2 son conocidas

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

NOTA.- En todos los intervalos de confianza $\hat{s}^2 = \dfrac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2}{n-1}$ *es la cuasivarianza muestral.*

- Las varianzas poblaciones σ_1^2 y σ_2^2 son desconocidas:

- Caso en que la suma $(n_1 + n_2) > 30$ con $n_1 \approx n_2$

$$I_{1-\alpha}(\mu_1 - \mu_2) = \left[(\bar{x} - \bar{y}) \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{s}_1^2}{n_1} + \frac{\hat{s}_2^2}{n_2}} \right]$$

- Caso en que los tamaños muestrales son pequeños $(n_1 + n_2) \leq 30$ y las varianzas son desconocidas, pero iguales ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2$):

$$I_{1-\alpha}(\mu_1 - \mu_2) = \left[(\bar{x} - \bar{y}) \pm t_{\alpha/2;\,(n_1+n_2-2)} \cdot \hat{s}_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \right]$$

$$\hat{s}_p^2 = \frac{(n_1 - 1)\hat{s}_1^2 + (n_2 - 1)\hat{s}_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

donde $\hat{s}_p^2$ es la media ponderada de las cuasivarianzas muestrales.

- Caso en que los tamaños muestrales son pequeños $(n_1 + n_2) \leq 30$ y las varianzas son desconocidas y distintas ($\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$):

$$I_{1-\alpha}(\mu_1 - \mu_2) = \left[(\bar{x} - \bar{y}) \pm t_{\alpha/2;\,f} \sqrt{\frac{\hat{s}_1^2}{n_1} + \frac{\hat{s}_2^2}{n_2}} \right]$$

$$f = \frac{\left(\dfrac{\hat{s}_1^2}{n_1} + \dfrac{\hat{s}_2^2}{n_2} \right)^2}{\dfrac{(\hat{s}_1^2/n_1)^2}{n_1 + 1} + \dfrac{(\hat{s}_2^2/n_2)^2}{n_2 + 1}} - 2$$

donde f es la aproximación de Welch

NOTA.- Cuando el intervalo cubre el 0 no hay diferencia significativa entre las medias poblacionales.

e) Intervalo de confianza para la razón de varianzas de dos poblaciones normales

$$I_{1-\alpha}\left(\sigma_1^2/\sigma_1^2\right) = \left[\frac{\hat{s}_1^2/\hat{s}_2^2}{F_{\alpha/2;\,(n_1-1),\,(n_2-1)}}\,;\;\frac{\hat{s}_1^2/\hat{s}_2^2}{F_{1-\alpha/2;\,(n_1-1),\,(n_2-1)}}\right]$$

Cuando el intervalo cubre el 1 no hay diferencia significativa entre las varianzas poblacionales.

NOTA.- $F_{\alpha;\,n_1,\,n_2} = \dfrac{1}{F_{1-\alpha;\,n_2,\,n_1}}$

f) Intervalo de confianza para el parámetro p de una distribución binomial de parámetros n, p, B(n, p)

$$I_{1-\alpha}(p) = \left[\hat{p}_0 \;\pm\; z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{\hat{p}_0\,(1-\hat{p}_0)}{n}}\right]$$

g) Intervalo de confianza para la diferencia de parámetros $(p_1 - p_2)$ de dos distribuciones binomiales

$$I_{1-\alpha}(p_1 - p_2) = \left[(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) \;\pm\; z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{\hat{p}_1\,(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2\,(1-\hat{p}_2)}{n_2}}\right]$$

h) Intervalo de confianza para el parámetro λ de una distribución de Poisson

$$I_{1-\alpha}(\lambda) = \left[\hat{\lambda} \;\pm\; z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{\hat{\lambda}}{n}}\right]$$

i) Intervalo de confianza para la diferencia de datos apareados

- Para muestras grandes $n > 30$

$$I = \left[\bar{d} \;\pm\; z_{\alpha/2}\frac{\hat{s}_d}{\sqrt{n}}\right] \qquad \bar{d} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} d_i \qquad d_i = \xi_i - \eta_i$$

$$\hat{s}_d^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(d_i - \bar{d})^2$$

- Para muestras pequeñas $n \leq 30$ $\quad I = \left[\bar{d} \pm t_{\alpha/2,(n-1)} \dfrac{\hat{s}_d}{\sqrt{n}} \right]$

HIPÓTESIS SOBRE LA MEDIA DE UNA POBLACIÓN: REGIÓN DE RECHAZO

$X \approx N(\mu, \sigma) \quad \sigma^2$ conocida $\quad z_\alpha = -z_{1-\alpha}$

$H_0: \mu = \mu_0$	$H_1: \mu_1 > \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 > z_\alpha \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (simple)
$H_0: \mu = \mu_0$	$H_1: \mu_1 < \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 < z_{1-\alpha} \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (simple)
$H_0: \mu = \mu_0$	$H_1: \mu > \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 > z_\alpha \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (compuesta)
$H_0: \mu = \mu_0$	$H_1: \mu < \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 < z_{1-\alpha} \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (compuesta)
$H_0: \mu = \mu_0$	$H_1: \mu \neq \mu_0$	$R = \left\{ \left\lvert \bar{x} - \mu_0 \right\rvert > z_{\alpha/2} \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$	bilateral (compuesta)
$H_0: \mu \leq \mu_0$	$H_1: \mu > \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 > z_\alpha \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (compuesta)
$H_0: \mu \geq \mu_0$	$H_1: \mu < \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 < z_{1-\alpha} \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (compuesta)

$X \approx N(\mu, \sigma) \quad \sigma^2$ desconocida $\quad n\,\sigma_x^2 = (n-1)\,s_x^2 \mapsto \dfrac{s_x}{\sqrt{n}} = \dfrac{\sigma_x}{\sqrt{n-1}} \quad t_{\alpha;n} = -t_{1-\alpha;n}$

$H_0: \mu = \mu_0$	$H_1: \mu_1 > \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 > t_{\alpha;(n-1)} \dfrac{s_x}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (simple)
$H_0: \mu = \mu_0$	$H_1: \mu_1 < \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 < t_{1-\alpha;(n-1)} \dfrac{s_x}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (simple)
$H_0: \mu = \mu_0$	$H_1: \mu > \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 > t_{\alpha;(n-1)} \dfrac{s_x}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (compuesta)

$H_0:\ \mu = \mu_0$	$H_1:\ \mu \neq \mu_0$	$R = \left\{ \left\| \bar{x} - \mu_0 \right\| > t_{\alpha/2\,;\,(n-1)} \dfrac{s_x}{\sqrt{n}} \right\}$ bilateral (compuesta)
$H_0:\ \mu \leq \mu_0$	$H_1:\ \mu > \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 > t_{\alpha;(n-1)} \dfrac{s_x}{\sqrt{n}} \right\}$ unilateral (compuesta)
$H_0:\ \mu \leq \mu_0$	$H_1:\ \mu < \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 < t_{1-\alpha\,;\,(n-1)} \dfrac{s_x}{\sqrt{n}} \right\}$ unilateral (compuesta)

HIPÓTESIS SOBRE LA VARIANZA DE UNA POBLACIÓN: REGIÓN DE RECHAZO

Media poblacional conocida	*Región de rechazo hipótesis nula*
$H_0:\ \sigma^2 = \sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma_1^2 > \sigma_0^2$	$R = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 / \sigma_0^2 \right] \geq \chi^2_{\alpha\,;\,n} \right\}$
$H_0:\ \sigma^2 = \sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma_1^2 < \sigma_0^2$	$R = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 / \sigma_0^2 \right] \leq \chi^2_{1-\alpha\,;\,n} \right\}$
$H_0:\ \sigma^2 = \sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma^2 > \sigma_0^2$	$R = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 / \sigma_0^2 \right] \geq \chi^2_{\alpha\,;\,n} \right\}$
$H_0:\ \sigma^2 = \sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma^2 < \sigma_0^2$	$R = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 / \sigma_0^2 \right] \leq \chi^2_{1-\alpha\,;\,n} \right\}$
$H_0:\ \sigma^2 = \sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$R = \left\{ \begin{array}{l} \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 / \sigma_0^2 \right] \leq \chi^2_{1-\alpha/2\,;\,n} \\ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 / \sigma_0^2 \right] \geq \chi^2_{\alpha/2\,;\,n} \end{array} \right\}$
$H_0:\ \sigma^2 \leq \sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma^2 > \sigma_0^2$	$R = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 / \sigma_0^2 \right] \geq \chi^2_{\alpha\,;\,n} \right\}$
$H_0:\ \sigma^2 \leq \sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma^2 < \sigma_0^2$	$R = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 / \sigma_0^2 \right] \leq \chi^2_{1-\alpha\,;\,n} \right\}$

Media poblacional desconocida	*Región de rechazo hipótesis nula*
$H_0:\ \sigma^2 = \sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma_1^2 > \sigma_0^2$	$R = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2 / \sigma_0^2 \right] \geq \chi^2_{\alpha\,;\,(n-1)} \right\}$
$H_0:\ \sigma^2 = \sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma_1^2 < \sigma_0^2$	$R = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2 / \sigma_0^2 \right] \leq \chi^2_{1-\alpha\,;\,(n-1)} \right\}$
$H_0:\ \sigma^2 = \sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma^2 > \sigma_0^2$	$R = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2 / \sigma_0^2 \right] \geq \chi^2_{\alpha\,;\,(n-1)} \right\}$

$H_0:\ \sigma^2=\sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma^2<\sigma_0^2$	$R=\left\{\left[\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})^2/\sigma_0^2\right]\leq\chi^2_{1-\alpha\,;\,(n-1)}\right\}$
$H_0:\ \sigma^2=\sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma^2\neq\sigma_0^2$	$R=\left\{\begin{array}{l}\left[\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})^2/\sigma_0^2\right]\leq\chi^2_{1-\alpha/2\,;\,(n-1)}\\ \left[\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})^2/\sigma_0^2\right]\geq\chi^2_{\alpha/2\,;\,(n-1)}\end{array}\right\}$
$H_0:\ \sigma^2\leq\sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma^2>\sigma_0^2$	$R=\left\{\left[\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})^2/\sigma_0^2\right]\geq\chi^2_{\alpha/2\,;\,(n-1)}\right\}$
$H_0:\ \sigma^2\leq\sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma^2<\sigma_0^2$	$R=\left\{\left[\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})^2/\sigma_0^2\right]\leq\chi^2_{1-\alpha\,;\,(n-1)}\right\}$

Igualdad de medias: $X\approx N(\mu_1,\sigma_1)\quad , \quad Y\approx N(\mu_2,\sigma_2)$

$H_0:\ \mu_1=\mu_2\ \ (\sigma_1,\sigma_2$ conocidas$)$	$R=\left\{\left\lvert\overline{x}-\overline{y}\right\rvert>z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1}+\frac{\sigma_2^2}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1-\mu_2=k\ \ (\sigma_1,\sigma_2$ conocidas$)$	$R=\left\{\left\lvert\overline{x}-\overline{y}-k\right\rvert>z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1}+\frac{\sigma_2^2}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1=\mu_2$ σ_1,σ_2 desconocidas pero iguales	$R=\left\{\left\lvert\overline{x}-\overline{y}\right\rvert>t_{\alpha/2;(n_1+n_2-2)}\,s_p\sqrt{\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1=\mu_2$ σ_1,σ_2 desconocidas y distintas	$R=\left\{\left\lvert\overline{x}-\overline{y}\right\rvert>t_{\alpha/2;f}\,s_p\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1}+\frac{s_2^2}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1\leq\mu_2\ \ (\sigma_1,\sigma_2$ conocidas$)$	$R=\left\{\overline{x}-\overline{y}>z_{\alpha}\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1}+\frac{\sigma_2^2}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1-\mu_2\leq k\ \ (\sigma_1,\sigma_2$ conocidas$)$	$R=\left\{\overline{x}-\overline{y}-k>z_{\alpha}\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1}+\frac{\sigma_2^2}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1\leq\mu_2\ \ (\sigma_1=\sigma_2)$	$R=\left\{\overline{x}-\overline{y}>t_{\alpha;(n_1+n_2-2)}\,s_p\sqrt{\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1\leq\mu_2\ \ (\sigma_1\neq\sigma_2)$	$R=\left\{\overline{x}-\overline{y}>t_{\alpha;f}\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1}+\frac{s_2^2}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1\geq\mu_2\ \ (\sigma_1,\sigma_2$ conocidas$)$	$R=\left\{\overline{x}-\overline{y}>z_{1-\alpha}\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1}+\frac{\sigma_2^2}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1-\mu_2\geq k\ \ (\sigma_1,\sigma_2$ conocidas$)$	$R=\left\{\overline{x}-\overline{y}-k<-z_{\alpha}\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1}+\frac{\sigma_2^2}{n_2}}\right\}$

$H_0:\ \mu_1 \geq \mu_2 \quad (\sigma_1 = \sigma_2)$	$R = \left\{ \bar{x} - \bar{y} > t_{1-\alpha;(n_1+n_2-2)}\, s_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \right\}$
$H_0:\ \mu_1 \geq \mu_2 \quad (\sigma_1 \neq \sigma_2)$	$R = \left\{ \bar{x} - \bar{y} > t_{1-\alpha;\, f}\ s_p \sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}} \right\}$
$H_0:\ \sigma_1 = \sigma_2$	$R = \left\{ \frac{s_1^2}{s_2^2} \notin \left[F_{1-\alpha/2;\,(n_1-1),(n_2-1)}\ ;\ F_{\alpha/2;\,(n_1-1),(n_2-1)} \right] \right\}$
$H_0:\ \sigma_1 \leq \sigma_2$	$R = \left\{ \frac{s_1^2}{s_2^2} > F_{\alpha;(n_1-1),(n_2-1)} \right\}$
$H_0:\ \sigma_1 \geq \sigma_2$	$R = \left\{ \frac{s_1^2}{s_2^2} < F_{1-\alpha;(n_1-1),(n_2-1)} \right\}$

$X \approx B(1, p)$ (muestras grandes)	*Región de rechazo hipótesis nula*
$H_0:\ p = p_0$	$R = \left\{ \lvert \bar{x} - p_0 \rvert > z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p_0\,(1-p_0)}{n}} \right\}$
$H_0:\ p \leq p_0$	$R = \left\{ \bar{x} - p_0 > z_{\alpha} \sqrt{\frac{p_0\,(1-p_0)}{n}} \right\}$
$H_0:\ p \geq p_0$	$R = \left\{ \bar{x} - p_0 < z_{1-\alpha} \sqrt{\frac{p_0\,(1-p_0)}{n}} \right\}$

$X \approx \text{Poisson}(\lambda)$ (muestras grandes)	*Región de rechazo hipótesis nula*
$H_0:\ \lambda = \lambda_0$	$R = \left\{ \lvert \bar{x} - \lambda_0 \rvert > z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\lambda_0}{n}} \right\}$
$H_0:\ \lambda \leq \lambda_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \lambda_0 > z_{\alpha} \sqrt{\frac{\lambda_0}{n}} \right\}$
$H_0:\ \lambda \geq \lambda_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \lambda_0 < z_{1-\alpha} \sqrt{\frac{\lambda_0}{n}} \right\}$

$X \approx B(1, p_1) \quad Y \approx B(1, p_2)$	*Región de rechazo hipótesis nula*
$H_0:\ p_1 = p_2$	$R = \left\{ \lvert \hat{p}_1 - \hat{p}_2 \rvert > z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}_1 \cdot \hat{q}_1}{n_1} + \frac{\hat{p}_2 \cdot \hat{q}_2}{n_2}} \right\}$
$H_0:\ p_1 \leq p_2$	$R = \left\{ \hat{p}_1 - \hat{p}_2 > z_{\alpha} \sqrt{\frac{\hat{p}_1 \cdot \hat{q}_1}{n_1} + \frac{\hat{p}_2 \cdot \hat{q}_2}{n_2}} \right\}$

$H_0: \ p_1 \geq p_2$	$R = \left\{ \hat{p}_1 - \hat{p}_2 < z_{1-\alpha} \sqrt{\dfrac{\hat{p}_1 \,.\, \hat{q}_1}{n_1} + \dfrac{\hat{p}_2 \,.\, \hat{q}_2}{n_2}} \right\}$

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

$$\overline{p} = \frac{\sum x_i + \sum y_i}{n_1 + n_2} = \frac{n_1\, \overline{x} \ + \ n_2\, \overline{y}}{n_1 + n_2}$$

$$f \ = \ \text{entero más próximo} \left\{ \frac{\left(s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2\right)^2}{\dfrac{\left(s_1^2/n_1\right)^2}{n_1 - 1} + \dfrac{\left(s_2^2/n_2\right)^2}{n_2 - 1}} \right\}$$

<u>CONTRASTE DE HIPÓTESIS</u>

a) Contraste de la media de una población normal con varianza conocida

- Contraste bilateral

Hipótesis nula H_0: $\mu = \mu_0$ Hipótesis alternativa $H_a: \ \mu \neq \mu_0$

Se acepta H_0 si el estadístico $|z| = \dfrac{|\overline{x} - \mu_0|}{\sigma/\sqrt{n}} \ \leq \ z_{\alpha/2}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $|z| = \dfrac{|\overline{x} - \mu_0|}{\sigma/\sqrt{n}} \ > \ z_{\alpha/2}$

$$R_{rechazo} = \left\{ \ |\overline{x} - \mu_0| \ > \ z_{\alpha/2} \,.\, \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$$

- Contraste unilateral

Hipótesis nula $H_0: \ \mu \leq \mu_0$ Hipótesis alternativa $H_a: \ \mu > \mu_0$

Se acepta H_0 si el estadístico $z = \dfrac{\overline{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \ \leq \ z_\alpha$

Se rechaza H_0 si el estadístico $z = \dfrac{\overline{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \ > \ z_\alpha$

$$R_{rechazo} = \left\{ \overline{x} - \mu_0 > z_\alpha \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$$

b) Contraste de la media de una población normal con varianza desconocida

- Contraste bilateral

  - Muestras grandes $n > 30$

Hipótesis nula H_0: $\mu = \mu_0$ Hipótesis alternativa H_a : $\mu \neq \mu_0$

Se acepta H_0 si el estadístico $z = \dfrac{|\overline{x} - \mu_0|}{s/\sqrt{n}} \leq z_{\alpha/2}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $z = \dfrac{|\overline{x} - \mu_0|}{s/\sqrt{n}} > z_{\alpha/2}$

$$R_{rechazo} = \left\{ |\overline{x} - \mu_0| > z_{\alpha/2} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \right\}$$

  - Muestras pequeñas $n \leq 30$

Hipótesis nula H_0 : $\mu = \mu_0$ Hipótesis alternativa H_a : $\mu \neq \mu_0$

Se acepta H_0 si el estadístico $t = \dfrac{|\overline{x} - \mu_0|}{s/\sqrt{n}} \leq t_{\alpha/2;\,(n-1)}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $t = \dfrac{|\overline{x} - \mu_0|}{s/\sqrt{n}} > t_{\alpha/2;\,(n-1)}$

$$R_{rechazo} = \left\{ |\overline{x} - \mu_0| > t_{\alpha/2;\,(n-1)} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \right\}$$

- Contraste unilateral

  - Muestras grandes $n > 30$

Hipótesis nula H_0 : $\mu \leq \mu_0$ Hipótesis alternativa H_a : $\mu > \mu_0$

Se acepta H_0 si el estadístico $z = \dfrac{\overline{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} \leq z_\alpha$

Se rechaza H_0 si el estadístico $z = \dfrac{\overline{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} > z_\alpha$

$$R_{rechazo} = \left\{ \overline{x} - \mu_0 > z_\alpha \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \right\}$$

- Muestras pequeñas $n \leq 30$

Hipótesis nula $H_0: \mu \leq \mu_0$ Hipótesis alternativa $H_a: \mu > \mu_0$

Se acepta H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\overline{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} \leq t_{\alpha;(n-1)}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\overline{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} > t_{\alpha;(n-1)}$

$$R_{rechazo} = \left\{ \overline{x} - \mu_0 > t_{\alpha;(n-1)} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \right\}$$

c) Contraste para la varianza de una población normal

- Contraste bilateral

Hipótesis nula $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$ Hipótesis alternativa $H_a: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$

Se acepta H_0 si el estadístico $\chi^2 = \dfrac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \in \left[\chi^2_{1-\alpha/2,(n-1)}; \chi^2_{\alpha/2,(n-1)}\right]$

Se rechaza H_0 si el estadístico $\chi^2 = \dfrac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \notin \left[\chi^2_{1-\alpha/2,(n-1)}; \chi^2_{\alpha/2,(n-1)}\right]$

- Contraste unilateral

Hipótesis nula $H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2$ Hipótesis alternativa $H_a: \sigma^2 > \sigma_0^2$

Se acepta H_0 si el estadístico $\chi^2 = \dfrac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} < \chi^2_{\alpha,(n-1)}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $\chi^2 = \dfrac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \geq \chi^2_{\alpha,(n-1)}$

d) Contraste de igualdad de medias de dos poblaciones normales de varianzas conocidas

- Contraste bilateral

Hipótesis nula $H_0: \mu_1 = \mu_2$ Hipótesis alternativa $H_a: \mu_1 \neq \mu_2$

Se acepta H_0 si $z = \dfrac{|\bar{x}-\bar{y}|}{\sqrt{\dfrac{\sigma_1^2}{n_1}+\dfrac{\sigma_2^2}{n_2}}} \leq z_{\alpha/2}$ Se rechaza H_0 si $z = \dfrac{|\bar{x}-\bar{y}|}{\sqrt{\dfrac{\sigma_1^2}{n_1}+\dfrac{\sigma_2^2}{n_2}}} > z_{\alpha/2}$

- Contraste unilateral

Hipótesis nula $H_0: \mu_1 \leq \mu_2$ Hipótesis alternativa $H_a: \mu_1 > \mu_2$

Se acepta H_0 si $z = \dfrac{\bar{x}-\bar{y}}{\sqrt{\dfrac{\sigma_1^2}{n_1}+\dfrac{\sigma_2^2}{n_2}}} \leq z_{\alpha}$ Se rechaza H_0 si $z = \dfrac{\bar{x}-\bar{y}}{\sqrt{\dfrac{\sigma_1^2}{n_1}+\dfrac{\sigma_2^2}{n_2}}} > z_{\alpha}$

e) Contraste de igualdad de medias de dos poblaciones normales de varianzas desconocidas

- Contraste bilateral

Hipótesis nula $H_0: \mu_1 = \mu_2$ Hipótesis alternativa $H_a: \mu_1 \neq \mu_2$

  - Muestras grandes $(n_1+n_2) > 30$ con $n_1 \approx n_2$

Se acepta H_0 si el estadístico $z = \dfrac{|\bar{x}-\bar{y}|}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1}+\dfrac{s_2^2}{n_2}}} \leq z_{\alpha/2}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $z = \dfrac{|\bar{x}-\bar{y}|}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1}+\dfrac{s_2^2}{n_2}}} > z_{\alpha/2}$

- Muestras pequeñas $(n_1+n_2) \leq 30$, varianzas desconocidas pero iguales $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$

Se acepta H_0 si $t = \dfrac{|\bar{x}-\bar{y}|}{s_p\sqrt{\dfrac{1}{n_1}+\dfrac{1}{n_2}}} \leq t_{\alpha/2,\,(n_1+n_2-2)}$ $\quad s_p^2 = \dfrac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $t = \dfrac{|\bar{x}-\bar{y}|}{s_p\sqrt{\dfrac{1}{n_1}+\dfrac{1}{n_2}}} > t_{\alpha/2,\,(n_1+n_2-2)}$

- Muestras pequeñas $(n_1+n_2) \leq 30$, varianzas desconocidas y distintas $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

Se acepta H_0 si $t = \dfrac{|\bar{x}-\bar{y}|}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1}+\dfrac{s_2^2}{n_2}}} \leq t_{\alpha/2,\,f}$ $\quad f = \dfrac{\left(\dfrac{s_1^2}{n_1}+\dfrac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\dfrac{(s_1^2/n_1)^2}{n_1+1}+\dfrac{(s_2^2/n_2)^2}{n_2+1}} - 2$

Se rechaza H_0 si el estadístico $t = \dfrac{|\bar{x}-\bar{y}|}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1}+\dfrac{s_2^2}{n_2}}} > t_{\alpha/2,\,f}$

- Contraste unilateral

Hipótesis nula $H_0:\ \mu_1 \leq \mu_2$ Hipótesis alternativa $H_a:\ \mu_1 > \mu_2$

- Muestras grandes $(n_1+n_2) > 30$ con $n_1 \approx n_2$

Se acepta H_0 si el estadístico $z = \dfrac{\bar{x}-\bar{y}}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1}+\dfrac{s_2^2}{n_2}}} \leq z_\alpha$

Se rechaza H_0 si el estadístico $z = \dfrac{\bar{x}-\bar{y}}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1}+\dfrac{s_2^2}{n_2}}} > z_\alpha$

- Muestras pequeñas $(n_1 + n_2) \leq 30$, varianzas desconocidas pero iguales $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$

Se acepta H_0 si $t = \dfrac{\bar{x} - \bar{y}}{s_p \sqrt{\dfrac{1}{n_1} + \dfrac{1}{n_2}}} \leq t_{\alpha,(n_1+n_2-2)}$ $\quad s_p^2 = \dfrac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\bar{x} - \bar{y}}{s_p \sqrt{\dfrac{1}{n_1} + \dfrac{1}{n_2}}} > t_{\alpha,(n_1+n_2-2)}$

- Muestras pequeñas $(n_1 + n_2) \leq 30$, varianzas desconocidas y distintas $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

Se acepta H_0 si $t = \dfrac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1} + \dfrac{s_2^2}{n_2}}} \leq t_{\alpha,\, f}$ $\quad f = \dfrac{\left(\dfrac{s_1^2}{n_1} + \dfrac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\dfrac{\left(s_1^2/n_1\right)^2}{n_1+1} + \dfrac{\left(s_2^2/n_2\right)^2}{n_2+1}} - 2$

Se rechaza H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1} + \dfrac{s_2^2}{n_2}}} > t_{\alpha,\, f}$

f) Contraste de igualdad de varianzas de dos poblaciones normales

- Contraste bilateral

Hipótesis nula $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ $\qquad$ Hipótesis alternativa $H_a: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

Se acepta H_0 si el estadístico $F = \dfrac{s_1^2}{s_2^2} \in \left[F_{1-\alpha/2;\,(n_1-1),\,(n_2-1)} ;\, F_{\alpha/2;\,(n_1-1),\,(n_2-1)}\right]$

Se rechaza H_0 si el estadístico $F = \dfrac{s_1^2}{s_2^2} \notin \left[F_{1-\alpha/2;\,(n_1-1),\,(n_2-1)} ;\, F_{\alpha/2;\,(n_1-1),\,(n_2-1)}\right]$

- Contraste unilateral

Hipótesis nula $H_0: \sigma_1^2 \leq \sigma_2^2$ $\qquad$ Hipótesis alternativa $H_a: \sigma_1^2 > \sigma_2^2$

Se acepta H_0 si $F = \dfrac{s_1^2}{s_2^2} \leq F_{\alpha;(n_1-1),(n_2-1)}$ Se rechaza H_0 si $F = \dfrac{s_1^2}{s_2^2} > F_{\alpha;(n_1-1),(n_2-1)}$

NOTA.- $F_{\alpha;n_1,n_2} = \dfrac{1}{F_{1-\alpha;n_2,n_1}}$

g) Contraste de igualdad de medias en el caso de datos apareados.

- Contraste bilateral

Hipótesis nula $H_0: d = 0 \Leftrightarrow \mu_1 = \mu_2$ Hipótesis alternativa $H_a: d \neq 0 \Leftrightarrow \mu_1 \neq \mu_2$

Se acepta H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\left|\bar{d}\right|}{\dfrac{s_d}{\sqrt{n}}} \leq t_{\alpha/2,(n-1)}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\left|\bar{d}\right|}{\dfrac{s_d}{\sqrt{n}}} > t_{\alpha/2,(n-1)}$

donde $\bar{d} = \dfrac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} d_i = \sum_{i=1}^{n}(x_i - y_i)$ $s_d^2 = \dfrac{1}{(n-1)}\sum_{i=1}^{n}\left(d_i - \bar{d}\right)^2$

- Contraste unilateral

Hipótesis nula $H_0: d \leq 0 \Leftrightarrow \mu_1 \leq \mu_2$ Hipótesis alternativa $H_a: d > 0 \Leftrightarrow \mu_1 > \mu_2$

Se acepta H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\bar{d}}{\dfrac{s_d}{\sqrt{n}}} \leq t_{\alpha,(n-1)}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\bar{d}}{\dfrac{s_d}{\sqrt{n}}} > t_{\alpha,(n-1)}$

h) Contraste para el parámetro p de una distribución binomial

- Contraste bilateral

Hipótesis nula $H_0:\ p = p_0$ Hipótesis alternativa $H_a:\ p \neq p_0$

Se acepta H_0 si $z = \dfrac{|p - p_0|}{\sqrt{\dfrac{p_0\,(1-p_0)}{n}}} \leq z_{\alpha/2}$ Se rechaza H_0 si $z = \dfrac{|p - p_0|}{\sqrt{\dfrac{p_0\,(1-p_0)}{n}}} > z_{\alpha/2}$

- Contraste unilateral

Hipótesis nula $H_0:\ p \leq p_0$ Hipótesis alternativa $H_a:\ p > p_0$

Se acepta H_0 si $z = \dfrac{p - p_0}{\sqrt{\dfrac{p_0\,(1-p_0)}{n}}} \leq z_{\alpha}$ Se rechaza H_0 si $z = \dfrac{p - p_0}{\sqrt{\dfrac{p_0\,(1-p_0)}{n}}} > z_{\alpha}$

i) Contraste para la igualdad de los parámetros de dos distribuciones binomiales $B(n_1, p_1)$ y $B(n_2, p_2)$ en muestras grandes

- Contraste bilateral

Hipótesis nula $H_0:\ p_1 = p_2$ Hipótesis alternativa $H_a:\ p_1 \neq p_2$

Se acepta H_0 si el estadístico $z = \dfrac{|p_1 - p_2|}{\sqrt{\dfrac{p_1\,(1-p_1)}{n_1} + \dfrac{p_2\,(1-p_2)}{n_2}}} \leq z_{\alpha/2}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $z = \dfrac{|p_1 - p_2|}{\sqrt{\dfrac{p_1\,(1-p_1)}{n_1} + \dfrac{p_2\,(1-p_2)}{n_2}}} > z_{\alpha/2}$

- Contraste unilateral

Hipótesis nula $H_0:\ p_1 \leq p_2$ Hipótesis alternativa $H_a:\ p_1 > p_2$

Se acepta H_0 si el estadístico $z = \dfrac{p_1 - p_2}{\sqrt{\dfrac{p_1\,(1-p_1)}{n_1} + \dfrac{p_2\,(1-p_2)}{n_2}}} \leq z_{\alpha}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $z = \dfrac{p_1 - p_2}{\sqrt{\dfrac{p_1\,(1-p_1)}{n_1} + \dfrac{p_2\,(1-p_2)}{n_2}}} > z_\alpha$

Santiago De La Fuente Fernandez
Departamento de Economía Aplicada

UNIVERSIDAD AUTONOMA DE MADRID

Edif. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Módulo XII / Despacho 307
Campus de Cantoblanco
C/ Fco. Tomás y Valiente 5
Madrid E-28049-Spain

Tlf.: +34-914973023
santiago.delafuente@uam.es

HIPÓTESIS SOBRE LA MEDIA DE UNA POBLACIÓN: REGIÓN DE RECHAZO

$X \approx N(\mu\,,\sigma)$ $\quad \sigma^2$ conocida $\quad z_\alpha = -z_{1-\alpha}$

$H_0:\ \mu = \mu_0$	$H_1:\ \mu_1 > \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 > z_\alpha \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (simple)
$H_0:\ \mu = \mu_0$	$H_1:\ \mu_1 < \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 < z_{1-\alpha} \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (simple)
$H_0:\ \mu = \mu_0$	$H_1:\ \mu > \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 > z_\alpha \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (compuesta)
$H_0:\ \mu = \mu_0$	$H_1:\ \mu < \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 < z_{1-\alpha} \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (compuesta)
$H_0:\ \mu = \mu_0$	$H_1:\ \mu \neq \mu_0$	$R = \left\{ \lvert \bar{x} - \mu_0 \rvert > z_{\alpha/2} \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$	bilateral (compuesta)
$H_0:\ \mu \leq \mu_0$	$H_1:\ \mu > \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 > z_\alpha \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (compuesta)
$H_0:\ \mu \geq \mu_0$	$H_1:\ \mu < \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 < z_{1-\alpha} \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (compuesta)

$X \approx N(\mu\,,\sigma)$ $\quad \sigma^2$ desconocida $\quad n\,\sigma_x^2 = (n-1)\,s_x^2 \;\mapsto\; \dfrac{s_x}{\sqrt{n}} = \dfrac{\sigma_x}{\sqrt{n-1}} \quad t_{\alpha\,;\,n} = -t_{1-\alpha\,;\,n}$

$H_0:\ \mu = \mu_0$	$H_1:\ \mu_1 > \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 > t_{\alpha;(n-1)} \dfrac{s_x}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (simple)
$H_0:\ \mu = \mu_0$	$H_1:\ \mu_1 < \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 < t_{1-\alpha;(n-1)} \dfrac{s_x}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (simple)

$H_0: \mu = \mu_0$	$H_1: \mu > \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 > t_{\alpha;(n-1)} \dfrac{s_x}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (compuesta)
$H_0: \mu = \mu_0$	$H_1: \mu \neq \mu_0$	$R = \left\{ \left\lvert \bar{x} - \mu_0 \right\rvert > t_{\alpha/2;(n-1)} \dfrac{s_x}{\sqrt{n}} \right\}$	bilateral (compuesta)
$H_0: \mu \leq \mu_0$	$H_1: \mu > \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 > t_{\alpha;(n-1)} \dfrac{s_x}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (compuesta)
$H_0: \mu \leq \mu_0$	$H_1: \mu < \mu_0$	$R = \left\{ \bar{x} - \mu_0 < t_{1-\alpha;(n-1)} \dfrac{s_x}{\sqrt{n}} \right\}$	unilateral (compuesta)

HIPÓTESIS SOBRE LA VARIANZA DE UNA POBLACIÓN: REGIÓN DE RECHAZO

Media poblacional conocida		*Región de rechazo hipótesis nula*
$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$	$H_1: \sigma_1^2 > \sigma_0^2$	$R = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 / \sigma_0^2 \right] \geq \chi^2_{\alpha;n} \right\}$
$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$	$H_1: \sigma_1^2 < \sigma_0^2$	$R = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 / \sigma_0^2 \right] \leq \chi^2_{1-\alpha;n} \right\}$
$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$	$H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$	$R = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 / \sigma_0^2 \right] \geq \chi^2_{\alpha;n} \right\}$
$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$	$H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$	$R = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 / \sigma_0^2 \right] \leq \chi^2_{1-\alpha;n} \right\}$
$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$	$H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$R = \left\{ \begin{array}{l} \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 / \sigma_0^2 \right] \leq \chi^2_{1-\alpha/2;n} \\ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 / \sigma_0^2 \right] \geq \chi^2_{\alpha/2;n} \end{array} \right\}$
$H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2$	$H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$	$R = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 / \sigma_0^2 \right] \geq \chi^2_{\alpha;n} \right\}$
$H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2$	$H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$	$R = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 / \sigma_0^2 \right] \leq \chi^2_{1-\alpha;n} \right\}$

Media poblacional desconocida		*Región de rechazo hipótesis nula*
$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$	$H_1: \sigma_1^2 > \sigma_0^2$	$R = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2 / \sigma_0^2 \right] \geq \chi^2_{\alpha;(n-1)} \right\}$
$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$	$H_1: \sigma_1^2 < \sigma_0^2$	$R = \left\{ \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2 / \sigma_0^2 \right] \leq \chi^2_{1-\alpha;(n-1)} \right\}$

$H_0:\ \sigma^2=\sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma^2>\sigma_0^2$	$R=\left\{\left[\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})^2/\sigma_0^2\right]\geq\chi^2_{\alpha\,;\,(n-1)}\right\}$
$H_0:\ \sigma^2=\sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma^2<\sigma_0^2$	$R=\left\{\left[\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})^2/\sigma_0^2\right]\leq\chi^2_{1-\alpha\,;\,(n-1)}\right\}$
$H_0:\ \sigma^2=\sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma^2\neq\sigma_0^2$	$R=\left\{\begin{array}{l}\left[\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})^2/\sigma_0^2\right]\leq\chi^2_{1-\alpha/2\,;\,(n-1)}\\ \left[\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})^2/\sigma_0^2\right]\geq\chi^2_{\alpha/2\,;\,(n-1)}\end{array}\right\}$
$H_0:\ \sigma^2\leq\sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma^2>\sigma_0^2$	$R=\left\{\left[\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})^2/\sigma_0^2\right]\geq\chi^2_{\alpha/2\,;\,(n-1)}\right\}$
$H_0:\ \sigma^2\leq\sigma_0^2 \quad H_1:\ \sigma^2<\sigma_0^2$	$R=\left\{\left[\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})^2/\sigma_0^2\right]\leq\chi^2_{1-\alpha\,;\,(n-1)}\right\}$

Igualdad de medias: $X\approx N(\mu_1,\sigma_1) \quad , \quad Y\approx N(\mu_2,\sigma_2)$

$H_0:\ \mu_1=\mu_2$ $(\sigma_1,\sigma_2$ conocidas$)$	$R=\left\{\lvert\overline{x}-\overline{y}\rvert>z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1}+\frac{\sigma_2^2}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1-\mu_2=k$ $(\sigma_1,\sigma_2$ conocidas$)$	$R=\left\{\lvert\overline{x}-\overline{y}-k\rvert>z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1}+\frac{\sigma_2^2}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1=\mu_2$ σ_1,σ_2 desconocidas pero iguales	$R=\left\{\lvert\overline{x}-\overline{y}\rvert>t_{\alpha/2;(n_1+n_2-2)}\,s_p\sqrt{\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1=\mu_2$ σ_1,σ_2 desconocidas y distintas	$R=\left\{\lvert\overline{x}-\overline{y}\rvert>t_{\alpha/2;f}\,s_p\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1}+\frac{s_2^2}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1\leq\mu_2$ $(\sigma_1,\sigma_2$ conocidas$)$	$R=\left\{\overline{x}-\overline{y}>z_{\alpha}\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1}+\frac{\sigma_2^2}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1-\mu_2\leq k$ $(\sigma_1,\sigma_2$ conocidas$)$	$R=\left\{\overline{x}-\overline{y}-k>z_{\alpha}\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1}+\frac{\sigma_2^2}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1\leq\mu_2$ $(\sigma_1=\sigma_2)$	$R=\left\{\overline{x}-\overline{y}>t_{\alpha;(n_1+n_2-2)}\,s_p\sqrt{\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1\leq\mu_2$ $(\sigma_1\neq\sigma_2)$	$R=\left\{\overline{x}-\overline{y}>t_{\alpha;f}\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1}+\frac{s_2^2}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1\geq\mu_2$ $(\sigma_1,\sigma_2$ conocidas$)$	$R=\left\{\overline{x}-\overline{y}>z_{1-\alpha}\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1}+\frac{\sigma_2^2}{n_2}}\right\}$

$H_0:\ \mu_1-\mu_2\geq k\ \ (\sigma_1,\sigma_2 \text{ conocidas})$	$R=\left\{\bar{x}-\bar{y}-k<-z_{\alpha}\sqrt{\dfrac{\sigma_1^2}{n_1}+\dfrac{\sigma_2^2}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1\geq\mu_2\ \ (\sigma_1=\sigma_2)$	$R=\left\{\bar{x}-\bar{y}>t_{1-\alpha;(n_1+n_2-2)}\,s_p\sqrt{\dfrac{1}{n_1}+\dfrac{1}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \mu_1\geq\mu_2\ \ (\sigma_1\neq\sigma_2)$	$R=\left\{\bar{x}-\bar{y}>t_{1-\alpha;\,f}\ \ s_p\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1}+\dfrac{s_2^2}{n_2}}\right\}$
$H_0:\ \sigma_1=\sigma_2$	$R=\left\{\dfrac{s_1^2}{s_2^2}\notin\left[F_{1-\alpha/2;\,(n_1-1),(n_2-1)}\ ;F_{\alpha/2;\,(n_1-1),(n_2-1)}\right]\right\}$
$H_0:\ \sigma_1\leq\sigma_2$	$R=\left\{\dfrac{s_1^2}{s_2^2}>F_{\alpha;(n_1-1),(n_2-1)}\right\}$
$H_0:\ \sigma_1\geq\sigma_2$	$R=\left\{\dfrac{s_1^2}{s_2^2}<F_{1-\alpha;(n_1-1),(n_2-1)}\right\}$

$X\approx B(1,p)$ (muestras grandes)	*Región de rechazo hipótesis nula*
$H_0:\ p=p_0$	$R=\left\{\left\lvert\bar{x}-p_0\right\rvert>z_{\alpha/2}\sqrt{\dfrac{p_0\,(1-p_0)}{n}}\right\}$
$H_0:\ p\leq p_0$	$R=\left\{\bar{x}-p_0>z_{\alpha}\sqrt{\dfrac{p_0\,(1-p_0)}{n}}\right\}$
$H_0:\ p\geq p_0$	$R=\left\{\bar{x}-p_0<z_{1-\alpha}\sqrt{\dfrac{p_0\,(1-p_0)}{n}}\right\}$

$X\approx \text{Poisson}(\lambda)$ (muestras grandes)	*Región de rechazo hipótesis nula*
$H_0:\ \lambda=\lambda_0$	$R=\left\{\left\lvert\bar{x}-\lambda_0\right\rvert>z_{\alpha/2}\sqrt{\dfrac{\lambda_0}{n}}\right\}$
$H_0:\ \lambda\leq\lambda_0$	$R=\left\{\bar{x}-\lambda_0>z_{\alpha}\sqrt{\dfrac{\lambda_0}{n}}\right\}$
$H_0:\ \lambda\geq\lambda_0$	$R=\left\{\bar{x}-\lambda_0<z_{1-\alpha}\sqrt{\dfrac{\lambda_0}{n}}\right\}$

$X\approx B(1,p_1)\quad Y\approx B(1,p_2)$	*Región de rechazo hipótesis nula*
$H_0:\ p_1=p_2$	$R=\left\{\left\lvert\hat{p}_1-\hat{p}_2\right\rvert>z_{\alpha/2}\sqrt{\dfrac{\hat{p}_1\,.\,\hat{q}_1}{n_1}+\dfrac{\hat{p}_2\,.\,\hat{q}_2}{n_2}}\right\}$

$H_0:\ p_1 \le p_2$	$R = \left\{ \hat{p}_1 - \hat{p}_2 > z_{\alpha} \sqrt{\dfrac{\hat{p}_1 . \hat{q}_1}{n_1} + \dfrac{\hat{p}_2 . \hat{q}_2}{n_2}} \right\}$
$H_0:\ p_1 \ge p_2$	$R = \left\{ \hat{p}_1 - \hat{p}_2 < z_{1-\alpha} \sqrt{\dfrac{\hat{p}_1 . \hat{q}_1}{n_1} + \dfrac{\hat{p}_2 . \hat{q}_2}{n_2}} \right\}$

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

$$\overline{p} = \frac{\sum x_i + \sum y_i}{n_1 + n_2} = \frac{n_1 \overline{x} \ + \ n_2 \overline{y}}{n_1 + n_2}$$

$$f \ = \ \text{entero más próximo} \left\{ \frac{(s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2)^2}{\dfrac{(s_1^2/n_1)^2}{n_1 - 1} + \dfrac{(s_2^2/n_2)^2}{n_2 - 1}} \right\}$$

CONTRASTE DE HIPÓTESIS

a) Contraste de la media de una población normal con varianza conocida

- Contraste bilateral

Hipótesis nula H_0: $\mu = \mu_0$ Hipótesis alternativa H_a : $\mu \ne \mu_0$

Se acepta H_0 si el estadístico $|z| = \dfrac{|\overline{x} - \mu_0|}{\sigma/\sqrt{n}} \ \le \ z_{\alpha/2}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $|z| = \dfrac{|\overline{x} - \mu_0|}{\sigma/\sqrt{n}} \ > \ z_{\alpha/2}$

$$R_{rechazo} = \left\{ |\overline{x} - \mu_0| \ > \ z_{\alpha/2} \, . \, \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$$

- Contraste unilateral

Hipótesis nula H_0 : $\mu \le \mu_0$ Hipótesis alternativa H_a : $\mu > \mu_0$

Se acepta H_0 si el estadístico $z = \dfrac{\overline{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \ \le \ z_{\alpha}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $z = \dfrac{\overline{x} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} > z_\alpha$

$$R_{rechazo} = \left\{ \overline{x} - \mu_0 > z_\alpha \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$$

b) Contraste de la media de una población normal con varianza desconocida

- Contraste bilateral

  - Muestras grandes $n > 30$

Hipótesis nula H_0: $\mu = \mu_0$ Hipótesis alternativa H_a : $\mu \neq \mu_0$

Se acepta H_0 si el estadístico $z = \dfrac{\left| \overline{x} - \mu_0 \right|}{s / \sqrt{n}} \leq z_{\alpha/2}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $z = \dfrac{\left| \overline{x} - \mu_0 \right|}{s / \sqrt{n}} > z_{\alpha/2}$

$$R_{rechazo} = \left\{ \left| \overline{x} - \mu_0 \right| > z_{\alpha/2} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \right\}$$

  - Muestras pequeñas $n \leq 30$

Hipótesis nula H_0 : $\mu = \mu_0$ Hipótesis alternativa H_a : $\mu \neq \mu_0$

Se acepta H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\left| \overline{x} - \mu_0 \right|}{s / \sqrt{n}} \leq t_{\alpha/2;\,(n-1)}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\left| \overline{x} - \mu_0 \right|}{s / \sqrt{n}} > t_{\alpha/2;\,(n-1)}$

$$R_{rechazo} = \left\{ \left| \overline{x} - \mu_0 \right| > t_{\alpha/2;\,(n-1)} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \right\}$$

- Contraste unilateral

  - Muestras grandes $n > 30$

Hipótesis nula $H_0:\ \mu \le \mu_0$ Hipótesis alternativa $H_a:\ \mu > \mu_0$

Se acepta H_0 si el estadístico $z = \dfrac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} \le z_\alpha$

Se rechaza H_0 si el estadístico $z = \dfrac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} > z_\alpha$

$$R_{rechazo} = \left\{ \bar{x} - \mu_0 > z_\alpha \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \right\}$$

- Muestras pequeñas $n \le 30$

Hipótesis nula $H_0:\ \mu \le \mu_0$ Hipótesis alternativa $H_a:\ \mu > \mu_0$

Se acepta H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} \le t_{\alpha;(n-1)}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} > t_{\alpha;(n-1)}$

$$R_{rechazo} = \left\{ \bar{x} - \mu_0 > t_{\alpha;(n-1)} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \right\}$$

c) Contraste para la varianza de una población normal

- Contraste bilateral

Hipótesis nula $H_0:\ \sigma^2 = \sigma_0^2$ Hipótesis alternativa $H_a:\ \sigma^2 \ne \sigma_0^2$

Se acepta H_0 si el estadístico $\chi^2 = \dfrac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \in \left[\chi^2_{1-\alpha/2,(n-1)}\,;\ \chi^2_{\alpha/2,(n-1)}\right]$

Se rechaza H_0 si el estadístico $\chi^2 = \dfrac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \notin \left[\chi^2_{1-\alpha/2,(n-1)}\,;\ \chi^2_{\alpha/2,(n-1)}\right]$

- Contraste unilateral

Hipótesis nula $H_0:\ \sigma^2 \le \sigma_0^2$ Hipótesis alternativa $H_a:\ \sigma^2 > \sigma_0^2$

Se acepta H_0 si el estadístico $\chi^2 = \dfrac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} < \chi^2_{\alpha,\,(n-1)}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $\chi^2 = \dfrac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \geq \chi^2_{\alpha,\,(n-1)}$

d) Contraste de igualdad de medias de dos poblaciones normales de varianzas conocidas

- Contraste bilateral

Hipótesis nula $H_0:\ \mu_1 = \mu_2$ Hipótesis alternativa $H_a:\ \mu_1 \neq \mu_2$

Se acepta H_0 si $z = \dfrac{|\bar{x}-\bar{y}|}{\sqrt{\dfrac{\sigma_1^2}{n_1}+\dfrac{\sigma_2^2}{n_2}}} \leq z_{\alpha/2}$ Se rechaza H_0 si $z = \dfrac{|\bar{x}-\bar{y}|}{\sqrt{\dfrac{\sigma_1^2}{n_1}+\dfrac{\sigma_2^2}{n_2}}} > z_{\alpha/2}$

- Contraste unilateral

Hipótesis nula $H_0:\ \mu_1 \leq \mu_2$ Hipótesis alternativa $H_a:\ \mu_1 > \mu_2$

Se acepta H_0 si $z = \dfrac{\bar{x}-\bar{y}}{\sqrt{\dfrac{\sigma_1^2}{n_1}+\dfrac{\sigma_2^2}{n_2}}} \leq z_{\alpha}$ Se rechaza H_0 si $z = \dfrac{\bar{x}-\bar{y}}{\sqrt{\dfrac{\sigma_1^2}{n_1}+\dfrac{\sigma_2^2}{n_2}}} > z_{\alpha}$

e) Contraste de igualdad de medias de dos poblaciones normales de varianzas desconocidas

- Contraste bilateral

Hipótesis nula $H_0:\ \mu_1 = \mu_2$ Hipótesis alternativa $H_a:\ \mu_1 \neq \mu_2$

- Muestras grandes $(n_1 + n_2) > 30$ con $n_1 \approx n_2$

Se acepta H_0 si el estadístico $z = \dfrac{|\bar{x} - \bar{y}|}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1} + \dfrac{s_2^2}{n_2}}} \leq z_{\alpha/2}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $z = \dfrac{|\bar{x} - \bar{y}|}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1} + \dfrac{s_2^2}{n_2}}} > z_{\alpha/2}$

- Muestras pequeñas $(n_1 + n_2) \leq 30$, varianzas desconocidas pero iguales $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$

Se acepta H_0 si $t = \dfrac{|\bar{x} - \bar{y}|}{s_p \sqrt{\dfrac{1}{n_1} + \dfrac{1}{n_2}}} \leq t_{\alpha/2,\,(n_1 + n_2 - 2)}$ $\quad s_p^2 = \dfrac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $t = \dfrac{|\bar{x} - \bar{y}|}{s_p \sqrt{\dfrac{1}{n_1} + \dfrac{1}{n_2}}} > t_{\alpha/2,\,(n_1 + n_2 - 2)}$

- Muestras pequeñas $(n_1 + n_2) \leq 30$, varianzas desconocidas y distintas $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

Se acepta H_0 si $t = \dfrac{|\bar{x} - \bar{y}|}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1} + \dfrac{s_2^2}{n_2}}} \leq t_{\alpha/2,\,f}$ $\quad f = \dfrac{\left(\dfrac{s_1^2}{n_1} + \dfrac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\dfrac{(s_1^2/n_1)^2}{n_1 + 1} + \dfrac{(s_2^2/n_2)^2}{n_2 + 1}} - 2$

Se rechaza H_0 si el estadístico $t = \dfrac{|\bar{x} - \bar{y}|}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1} + \dfrac{s_2^2}{n_2}}} > t_{\alpha/2,\,f}$

- Contraste unilateral

Hipótesis nula $H_0 :\ \mu_1 \leq \mu_2$ $\qquad$ Hipótesis alternativa $H_a :\ \mu_1 > \mu_2$

- Muestras grandes $(n_1 + n_2) > 30$ con $n_1 \approx n_2$

Se acepta H_0 si el estadístico $z = \dfrac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1} + \dfrac{s_2^2}{n_2}}} \leq z_{\alpha}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $z = \dfrac{\bar{x}-\bar{y}}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1}+\dfrac{s_2^2}{n_2}}} > z_\alpha$

- Muestras pequeñas $(n_1+n_2) \leq 30$, varianzas desconocidas pero iguales $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$

Se acepta H_0 si $t = \dfrac{\bar{x}-\bar{y}}{s_p\sqrt{\dfrac{1}{n_1}+\dfrac{1}{n_2}}} \leq t_{\alpha,(n_1+n_2-2)}$ $\quad s_p^2 = \dfrac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\bar{x}-\bar{y}}{s_p\sqrt{\dfrac{1}{n_1}+\dfrac{1}{n_2}}} > t_{\alpha,(n_1+n_2-2)}$

- Muestras pequeñas $(n_1+n_2) \leq 30$, varianzas desconocidas y distintas $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

Se acepta H_0 si $t = \dfrac{\bar{x}-\bar{y}}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1}+\dfrac{s_2^2}{n_2}}} \leq t_{\alpha,f}$ $\quad f = \dfrac{\left(\dfrac{s_1^2}{n_1}+\dfrac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\dfrac{\left(s_1^2/n_1\right)^2}{n_1+1}+\dfrac{\left(s_2^2/n_2\right)^2}{n_2+1}} - 2$

Se rechaza H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\bar{x}-\bar{y}}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1}+\dfrac{s_2^2}{n_2}}} > t_{\alpha,f}$

f) Contraste de igualdad de varianzas de dos poblaciones normales

- Contraste bilateral

Hipótesis nula $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ $\qquad$ Hipótesis alternativa $H_a: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

Se acepta H_0 si el estadístico $F = \dfrac{s_1^2}{s_2^2} \in \left[F_{1-\alpha/2;\,(n_1-1),\,(n_2-1)}\,;\, F_{\alpha/2;\,(n_1-1),\,(n_2-1)}\right]$

Se rechaza H_0 si el estadístico $F = \dfrac{s_1^2}{s_2^2} \notin \left[F_{1-\alpha/2;\,(n_1-1),\,(n_2-1)}\,;\, F_{\alpha/2;\,(n_1-1),\,(n_2-1)}\right]$

- Contraste unilateral

Hipótesis nula $H_0:\ \sigma_1^2 \le \sigma_2^2$ Hipótesis alternativa $H_a:\ \sigma_1^2 > \sigma_2^2$

Se acepta H_0 si $F = \dfrac{s_1^2}{s_2^2} \le F_{\alpha;\,(n_1-1),\,(n_2-1)}$ Se rechaza H_0 si $F = \dfrac{s_1^2}{s_2^2} > F_{\alpha;\,(n_1-1),\,(n_2-1)}$

NOTA.- $F_{\alpha;\,n_1,\,n_2} = \dfrac{1}{F_{1-\alpha;\,n_2,\,n_1}}$

g) Contraste de igualdad de medias en el caso de datos apareados.

- Contraste bilateral

Hipótesis nula $H_0:\ d = 0 \Leftrightarrow \mu_1 = \mu_2$ Hipótesis alternativa $H_a:\ d \neq 0 \Leftrightarrow \mu_1 \neq \mu_2$

Se acepta H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\left|\overline{d}\right|}{\dfrac{s_d}{\sqrt{n}}} \le t_{\alpha/2,\,(n-1)}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\left|\overline{d}\right|}{\dfrac{s_d}{\sqrt{n}}} > t_{\alpha/2,\,(n-1)}$

donde $\overline{d} = \dfrac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} d_i = \sum_{i=1}^{n} (x_i - y_i)$ $s_d^2 = \dfrac{1}{(n-1)}\sum_{i=1}^{n}\left(d_i - \overline{d}\right)^2$

- Contraste unilateral

Hipótesis nula $H_0:\ d \le 0 \Leftrightarrow \mu_1 \le \mu_2$ Hipótesis alternativa $H_a:\ d > 0 \Leftrightarrow \mu_1 > \mu_2$

Se acepta H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\overline{d}}{\dfrac{s_d}{\sqrt{n}}} \le t_{\alpha,\,(n-1)}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $t = \dfrac{\overline{d}}{\dfrac{s_d}{\sqrt{n}}} > t_{\alpha,\,(n-1)}$

h) Contraste para el parámetro p de una distribución binomial

- Contraste bilateral

Hipótesis nula $H_0:\ p = p_0$ Hipótesis alternativa $H_a:\ p \neq p_0$

Se acepta H_0 si $z = \dfrac{\left|p - p_0\right|}{\sqrt{\dfrac{p_0\left(1-p_0\right)}{n}}} \leq z_{\alpha/2}$ Se rechaza H_0 si $z = \dfrac{\left|p - p_0\right|}{\sqrt{\dfrac{p_0\left(1-p_0\right)}{n}}} > z_{\alpha/2}$

- Contraste unilateral

Hipótesis nula $H_0:\ p \leq p_0$ Hipótesis alternativa $H_a:\ p > p_0$

Se acepta H_0 si $z = \dfrac{p - p_0}{\sqrt{\dfrac{p_0\left(1-p_0\right)}{n}}} \leq z_{\alpha}$ Se rechaza H_0 si $z = \dfrac{p - p_0}{\sqrt{\dfrac{p_0\left(1-p_0\right)}{n}}} > z_{\alpha}$

i) Contraste para la igualdad de los parámetros de dos distribuciones binomiales $B(n_1, p_1)$ y $B(n_2, p_2)$ en muestras grandes

- Contraste bilateral

Hipótesis nula $H_0:\ p_1 = p_2$ Hipótesis alternativa $H_a:\ p_1 \neq p_2$

Se acepta H_0 si el estadístico $z = \dfrac{\left|p_1 - p_2\right|}{\sqrt{\dfrac{p_1\,(1-p_1)}{n_1} + \dfrac{p_2\,(1-p_2)}{n_2}}} \leq z_{\alpha/2}$

Se rechaza H_0 si el estadístico $z = \dfrac{\left|p_1 - p_2\right|}{\sqrt{\dfrac{p_1\,(1-p_1)}{n_1} + \dfrac{p_2\,(1-p_2)}{n_2}}} > z_{\alpha/2}$

- Contraste unilateral

Hipótesis nula $H_0: \ p_1 \leq p_2$ Hipótesis alternativa $H_a: \ p_1 > p_2$

Se acepta H_0 si el estadístico $z = \dfrac{p_1 - p_2}{\sqrt{\dfrac{p_1\,(1-p_1)}{n_1} + \dfrac{p_2\,(1-p_2)}{n_2}}} \ \leq \ z_\alpha$

Se rechaza H_0 si el estadístico $z = \dfrac{p_1 - p_2}{\sqrt{\dfrac{p_1\,(1-p_1)}{n_1} + \dfrac{p_2\,(1-p_2)}{n_2}}} \ > \ z_\alpha$