Intervalos de Confianza

Intervalos de confianza para la media μ de una distribución normal $N(\mu, \sigma)$

Varianza Conocida	Varianza desconocida	
	Muestras grandes $n > 30$	Muestras pequeñas $n \leq 30$
$I = \left[\bar{x} \pm z_{\alpha/2} \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}}\right]$	$I = \left[\bar{x} \pm z_{\alpha/2} \dfrac{s}{\sqrt{n}}\right]$	$I = \left[\bar{x} \pm t_{\alpha/2,n-1} \dfrac{s}{\sqrt{n}}\right]$

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

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

Intervalo de confianza para la diferencia de medias $(\mu_1 - \mu_2)$ de dos distribuciones normales $N(\mu_1, \sigma_1)$ y $N(\mu_2, \sigma_2)$

Varianzas	Muestras	Varianzas	Intervalo
Conocidas			$I = \left[(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \pm z_{\alpha/2}\sqrt{\dfrac{\sigma_1^2}{n_1} + \dfrac{\sigma_2^2}{n_2}}\right]$
Desconocidas	grandes $n_1 + n_2 > 30$ $n_1 \simeq n_2$		$I = \left[(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \pm z_{\alpha/2}\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1} + \dfrac{s_2^2}{n_2}}\right]$
	Pequeñas $n_1 + n_2 \leq 30$	Iguales	$I = \left[(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \pm t_{\alpha/2,n_1+n_2-2} \cdot s_p\sqrt{\dfrac{1}{n_1} + \dfrac{1}{n_2}}\right]$
		Distintas	$I = \left[(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \pm t_{\alpha/2,f}\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1} + \dfrac{s_2^2}{n_2}}\right]$

donde

$$s_p^2 = \frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2} \qquad f = \frac{\left(s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2\right)^2}{\dfrac{\left(s_1^2/n_1\right)^2}{n_1+1} + \dfrac{\left(s_2^2/n_2\right)^2}{n_2+1}} - 2$$

son respectivamente la media ponderada de las cuasivarianzas muestrales y la aproximación de Welch.

Intervalo de confianza para la razón de varianzas σ_1^2/σ_2^2 de dos poblaciones normales $N(\mu_1, \sigma_1)$ y $N(\mu_2, \sigma_2)$

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

Intervalo de confianza para el parámetro p de una distribución binominal $B(n, p)$

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

Intervalo de confianza para la diferencia de parámetros $(p_1 - p_2)$ de dos distribuciones binomiales $B(n_1, p_1)$ y $B(n_2, p_2)$

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

Intervalo de confianza para el parámetro λ de una distribución de Poisson $P(\lambda)$

$$I = \left[\hat{\lambda} \pm z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{\hat{\lambda}}{n}}\right]$$

Contrastes de hipótesis más usuales (Regiones de rechazo)

Contraste de hipótesis para la media ($\mu = \mu_0$) de una población normal $N(\mu, \sigma)$

Varianza	Muestras	$H_0 : \mu \geq \mu_0$ $H_a : \mu < \mu_0$	$H_0 : \mu = \mu_0$ $H_a : \mu \neq \mu_0$	$H_0 : \mu \leq \mu_0$ $H_a : \mu > \mu_0$
conocida		$\dfrac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} < -z_\alpha$	$\dfrac{\lvert\bar{x} - \mu_0\rvert}{\sigma/\sqrt{n}} > z_{\alpha/2}$	$\dfrac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} > z_\alpha$
desconocida	grandes $n > 30$	$\dfrac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} < -z_\alpha$	$\dfrac{\lvert\bar{x} - \mu_0\rvert}{s/\sqrt{n}} > z_{\alpha/2}$	$\dfrac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} > z_\alpha$
desconocida	pequeñas $n \leq 30$	$\dfrac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} < -t_{\alpha,n-1}$	$\dfrac{\lvert\bar{x} - \mu_0\rvert}{s/\sqrt{n}} > t_{\alpha/2,n-1}$	$\dfrac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} > t_{\alpha,n-1}$

Contraste de hipótesis para la varianza ($\sigma^2 = \sigma_0^2$) de una población normal $N(\mu, \sigma)$

$H_0 : \sigma^2 \geq \sigma_0^2$ $H_a : \sigma^2 < \sigma_0^2$	$H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$ $H_a : \sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$H_0 : \sigma^2 \leq \sigma_0^2$ $H_a : \sigma^2 > \sigma_0^2$
$\dfrac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} < \chi^2_{1-\alpha,n-1}$	$\dfrac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \notin \left[\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2},n-1}; \chi^2_{\frac{\alpha}{2},n-1}\right]$	$\dfrac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} > \chi^2_{\alpha,n-1}$

Contraste de hipótesis de la igualdad de medias ($\mu_1 = \mu_2$) de dos poblaciones normales $N(\mu_1, \sigma_1)$ y $N(\mu_2, \sigma_2)$ de varianzas σ_1^2 y σ_2^2 conocidas

$H_0 : \mu_1 \geq \mu_2$ $H_a : \mu_1 < \mu_2$	$H_0 : \mu_1 = \mu_2$ $H_a : \mu_1 \neq \mu_2$	$H_0 : \mu_1 \leq \mu_2$ $H_a : \mu_1 > \mu_2$
$\dfrac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\dfrac{\sigma_1^2}{n_1} + \dfrac{\sigma_2^2}{n_2}}} < -z_\alpha$	$\dfrac{\lvert\bar{x}_1 - \bar{x}_2\rvert}{\sqrt{\dfrac{\sigma_1^2}{n_1} + \dfrac{\sigma_2^2}{n_2}}} > z_{\alpha/2}$	$\dfrac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\dfrac{\sigma_1^2}{n_1} + \dfrac{\sigma_2^2}{n_2}}} > z_\alpha$

Contraste de hipótesis de la igualdad de medias ($\mu_1 = \mu_2$) de dos poblaciones normales $N(\mu_1, \sigma_1)$ y $N(\mu_2, \sigma_2)$ de varianzas σ_1^2 y σ_2^2 desconocidas para muestras grandes ($n_1 + n_2 > 30$, $n_1 \simeq n_2$)

$H_0 : \mu_1 \geq \mu_2$ $H_a : \mu_1 < \mu_2$	$H_0 : \mu_1 = \mu_2$ $H_a : \mu_1 \neq \mu_2$	$H_0 : \mu_1 \leq \mu_2$ $H_a : \mu_1 > \mu_2$
$\dfrac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1} + \dfrac{s_2^2}{n_2}}} < -z_\alpha$	$\dfrac{\lvert\bar{x}_1 - \bar{x}_2\rvert}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1} + \dfrac{s_2^2}{n_2}}} > z_{\alpha/2}$	$\dfrac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1} + \dfrac{s_2^2}{n_2}}} > z_\alpha$

Contraste de hipótesis de la igualdad de medias ($\mu_1 = \mu_2$) de dos poblaciones normales $N(\mu_1, \sigma_1)$ y $N(\mu_2, \sigma_2)$ de varianzas σ_1^2 y σ_2^2 desconocidas pero iguales ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2$) para muestras pequeñas ($n_1 + n_2 \leq 30$)

$H_0 : \mu_1 \geq \mu_2$ $H_a : \mu_1 < \mu_2$	$H_0 : \mu_1 = \mu_2$ $H_a : \mu_1 \neq \mu_2$	$H_0 : \mu_1 \leq \mu_2$ $H_a : \mu_1 > \mu_2$
$\dfrac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s_p\sqrt{\dfrac{1}{n_1} + \dfrac{1}{n_2}}} < -t_{\alpha, n_1+n_2-2}$	$\dfrac{\lvert\bar{x}_1 - \bar{x}_2\rvert}{s_p\sqrt{\dfrac{1}{n_1} + \dfrac{1}{n_2}}} > t_{\frac{\alpha}{2}, n_1+n_2-2}$	$\dfrac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s_p\sqrt{\dfrac{1}{n_1} + \dfrac{1}{n_2}}} > t_{\alpha, n_1+n_2-2}$

Contraste de hipótesis de la igualdad de medias ($\mu_1 = \mu_2$) de dos poblaciones normales $N(\mu_1, \sigma_1)$ y $N(\mu_2, \sigma_2)$ de varianzas σ_1^2 y σ_2^2 desconocidas y distintas ($\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$) para muestras pequeñas ($n_1 + n_2 \leq 30$)

$H_0 : \mu_1 \geq \mu_2$ $H_a : \mu_1 < \mu_2$	$H_0 : \mu_1 = \mu_2$ $H_a : \mu_1 \neq \mu_2$	$H_0 : \mu_1 \leq \mu_2$ $H_a : \mu_1 > \mu_2$
$\dfrac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1} + \dfrac{s_2^2}{n_2}}} < -t_{\alpha, f}$	$\dfrac{\lvert\bar{x}_1 - \bar{x}_2\rvert}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1} + \dfrac{s_2^2}{n_2}}} > t_{\alpha/2, f}$	$\dfrac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1} + \dfrac{s_2^2}{n_2}}} > t_{\alpha, f}$

Contraste de hipótesis de la igualdad de varianzas ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2$) de dos poblaciones normales $N(\mu_1, \sigma_1)$ y $N(\mu_2, \sigma_2)$

$H_0: \sigma_1^2 \geq \sigma_2^2$ $H_a: \sigma_1^2 < \sigma_2^2$	$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ $H_a: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$	$H_0: \sigma_1^2 \leq \sigma_2^2$ $H_a: \sigma_1^2 > \sigma_2^2$
$\frac{s_1^2}{s_2^2} < F_{1-\alpha;n_1-1,n_2-1}$	$\frac{s_1^2}{s_2^2} \notin [F_{1-\frac{\alpha}{2};n_1-1,n_2-1}, F_{\frac{\alpha}{2};n_1-1,n_2-1}]$	$\frac{s_1^2}{s_2^2} > F_{\alpha;n_1-1,n_2-1}]$

Contraste de hipótesis para el parámetro p de una distribución binomial $B(n, p)$

$H_0: p \geq p_0$ $H_a: p < p_0$	$H_0: p = p_0$ $H_a: p \neq p_0$	$H_0: p \leq p_0$ $H_a: p > p_0$
$\frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}} < -z_\alpha$	$\frac{\lvert\hat{p} - p_0\rvert}{\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}} > z_{\alpha/2}$	$\frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}} > z_\alpha$

Contraste de hipótesis para la igualdad de los parámetros ($p_1 = p_2$) de dos distribuciones binomiales $B_1(n_1, p_1)$ y $B_2(n_2, p_2)$ para muestras grandes

$H_0: p_1 \geq p_2$ $H_a: p_1 < p_2$	$H_0: p_1 = p_2$ $H_a: p_1 \neq p_2$	$H_0: p_1 \leq p_2$ $H_a: p_1 > p_2$
$\frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}}} < -z_\alpha$	$\frac{\lvert\hat{p}_1 - \hat{p}_2\rvert}{\sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}}} > z_\alpha/2$	$\frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}}} > z_\alpha$