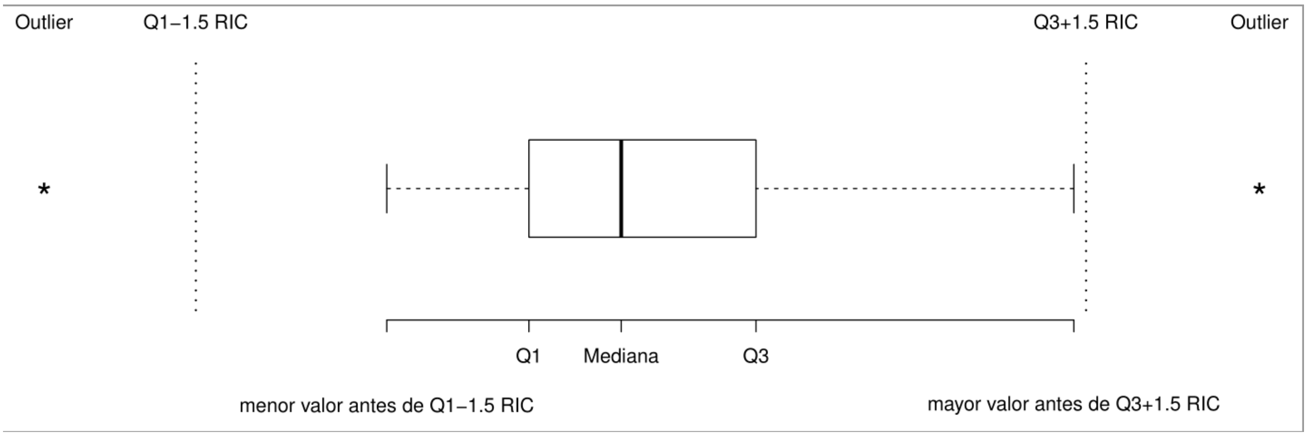
- $\bar{x} = \dfrac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n} = \dfrac{x_1 + x_2 + \ldots + x_n}{n}$.
- $Me = \begin{cases} x_{\left(\frac{n+1}{2}\right)} & , \quad \text{si } n \text{ es impar} \\ \dfrac{x_{\left(\frac{n}{2}\right)} + x_{\left(\frac{n}{2}+1\right)}}{2} & , \quad \text{si } n \text{ es par} \end{cases}$
- Cuantil p: $q_p = \begin{cases} \dfrac{x_{(k)} + x_{(k+1)}}{2} & , \quad \text{si } k \text{ es entero} \\ x_{(k^*)} & , \quad \text{si } k \text{ no es entero} \end{cases}$

  donde $k = np$ y k^* es el valor de k aproximado por exceso.
- $S^2 = \dfrac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2}{n-1} = \dfrac{\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - n\bar{x}^2}{n-1}$.
- $RIC = Q_3 - Q_1 = q_{0.75} - q_{0.25}$
- $CV = 100 \times \dfrac{S}{\bar{x}}$
- $A = \dfrac{3(\bar{x} - Me)}{S}$
- $\gamma_1 = \dfrac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^3}{S^3}$
- $\kappa = \dfrac{0.5(Q_3 - Q_1)}{D_9 - D_1} = \dfrac{0.5(q_{0.75} - q_{0.25})}{q_{0.90} - q_{0.10}}$
- $\gamma_2 = \dfrac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^4}{S^4}$
- $\bar{x} = \dfrac{1}{n} \sum_{j=1}^{k} \hat{x}_j n_j$, con datos agrupados, donde $\hat{x}_j$ es la marca de clase del intervalo j
- $S^2 = \dfrac{1}{n-1} \left(\sum_{j=1}^{k} \hat{x}_j^2 n_j - n\bar{x}^2 \right)$, con datos agrupados
- $q_p = L_i + \dfrac{(100p - P_{i-1})c}{p_i}$, con datos agrupados
- $S_{XY} = \dfrac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{n-1} = \dfrac{\sum_{i=1}^{n} x_i y_i - n\bar{x}\bar{y}}{n-1}$
- $r_{XY} = \dfrac{S_{XY}}{S_X S_Y}$ donde S_X y S_Y son las desviaciones estándares de los datos de x e y respectivamente.
- $\hat{y} = \hat{a} + \hat{b}x$, $\hat{a} = \bar{y} - \hat{b}\bar{x}$ y $\hat{b} = r_{XY} \dfrac{S_Y}{S_X}$

$$\bar{x} = \frac{n_1\bar{x}_1 + n_2\bar{x}_2}{n}$$

$$S^2 = \frac{1}{n-1}\left((n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2 + n_1\bar{x}_1^2 + n_2\bar{x}_2^2 - n\bar{x}^2\right)$$



- $A \cup A = A$
  $A \cap A = A$
- $A \cup B = B \cup A$
  $A \cap B = B \cap A$
- $A \cup A^C = \Omega$
  $A \cap A^C = \emptyset$
- $A \cup \emptyset = A$
  $A \cap \emptyset = \emptyset$
- $A \cup \Omega = \Omega$
  $A \cap \Omega = A$
- $\Omega^C = \emptyset$
  $\emptyset^C = \Omega$
  $(A^C)^C = A$
- $A \cap (B \cup C) = (A \cap B) \cup (A \cap C)$
  $A \cup (B \cap C) = (A \cup B) \cap (A \cup C)$
- $(A \cup B)^C = A^C \cap B^C$
  $(A \cap B)^C = A^C \cup B^C$

- $P(\emptyset) = 0$
- $P(A^C) = 1 - P(A)$
- Si $A \subset B \Rightarrow P(A) \leq P(B)$
- $P(A - B) = P(A) - P(A \cap B)$
- $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$
- $$\begin{aligned} P(A \cup B \cup C) = &P(A) + P(B) + P(C) \\ &- P(A \cap B) - P(A \cap C) - P(B \cap C) \\ &+ P(A \cap B \cap C) \end{aligned}$$
- Sean $A_1, A_2, ..., A_n$ eventos entonces
  $$\begin{aligned} P\left(\bigcup_{i=1}^{n} A_i\right) = &\sum_{i=1}^{n} P(A_i) \\ &- \sum_{i<j} P(A_i \cap A_j) + \sum_{i<j<k} P(A_i \cap A_j \cap A_k) \\ &- ... + (-1)^{n-1} P(A_1 \cap A_2 \cap ... \cap A_n) \end{aligned}$$
- $P(A \mid B) = \dfrac{P(A \cap B)}{P(B)}$
- Sean A y B dos eventos cualesquiera entonces $P(A \cap B) = P(A)P(B \mid A)$.
- Sean A_1, A_2,..., A_n eventos cualesquiera entonces $P(A_1 \cap A_2 \cap ... \cap A_n) = P(A_1)P(A_2 \mid A_1)P(A_3 \mid A_1 \cap A_2)...P(A_n \mid A_1 \cap A_2 \cap A_3 \cap ... \cap A_{n-1})$.
- Sean A y B eventos independientes entonces $P(A \cap B) = P(A)P(B)$
- Los eventos A_1, A_2, $\ldots$, A_n son independientes si la probabilidad de la intersección de cualquier subconjunto de estos es el producto de sus probabilidades.

Sean $A_1, ...A_n$ eventos tales que $\bigcup\limits_{i=1}^{n} A_i = \Omega$ y $A_i \cap A_j = \emptyset \ \forall i \neq j$ entonces

$$P(B) = \sum_{i=1}^{n} P(B \mid A_i)P(A_i) \text{ y } P(A_j \mid B) = \frac{P(B \mid A_j)P(A_j)}{\sum\limits_{i=1}^{n} P(B \mid A_i)P(A_i)}$$

Formulario

- $E(a) = a$.
- $E(a + bX) = a + bE(X)$.
- $Var(a) = 0$.
- $Var(a + bX) = b^2 Var(X)$.
- $E(aX + bY) = aE(X) + bE(Y)$ para cualesquiera v.a. X e Y.
- $Var(aX + bY) = a^2 Var(X) + b^2 Var(Y)$ solamente si las v.a. X e Y son independientes.
- Si $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ entonces $Z = \dfrac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$.
- Si $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ entonces $Y = a + bX \sim N(a + b\mu, b^2\sigma^2)$.
- Sean $c_1, c_2, \ldots c_n$ constantes cualesquieras y $X_1, X_2, \ldots, X_n$ variables aleatorias independientes con $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$ entonces
$$\sum_{i=1}^{n} c_i X_i \sim N\left(\sum_{i=1}^{n} c_i \mu_i, \sum_{i=1}^{n} c_i^2 \sigma_i^2\right)$$
- Sean $X_1, X_2, \ldots, X_n$ variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas tales que $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$, entonces
$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$
- Sean $X_1, X_2, ..., X_n$ variables aleatoria independientes e identicamente distribuidas tal que $E(X_i) = \mu$ y $V(X_i) = \sigma^2$, entonces para n suficientemente grande
$$\bar{X} \overset{aprox}{\sim} N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$
- Si $X \sim LN(\mu, \sigma^2)$ entonces $\ln(X) \sim N(\mu, \sigma^2)$

Función de distribución acumulada – Distribución Gamma

Sea $X \sim Gamma(\alpha, \lambda)$, si α es un entero entonces $F_X(x) = 1 - \sum_{k=0}^{\alpha-1} \dfrac{(\lambda x)^k}{k!} e^{-\lambda x}$.

Distribuciones Discretas

Nombre	Notación	Definición	Parámetro(s)	Función de probabilidad	Rango	Función de distribución acumulada	$E(X)$	$Var(X)$
Hipergeométrica	$HG(N, M, n)$	número de elementos que presentan la característica de interés en la muestra	$N =$ tamaño de la población $M =$ elementos en la población que presentan la característica de interés $n =$ tamaño de la muestra	$\frac{C_x^M C_{n-x}^{N-M}}{C_n^N}$	$x = \text{máx}\{0, n + M - N\}$, ..., $\text{mín}\{M, n\}$	n.a	$n\frac{M}{N}$	$n\frac{M}{N}\frac{N-M}{N}\frac{N-n}{N-1}$
Binomial	$Binomial(n, p)$	Número de éxitos en n ensayos	$n =$ número de ensayos $p = P(\text{Éxito})$	$C_x^n p^x (1-p)^{n-x}$	$x = 0, 1, ..., n$	n.a	np	$np(1-p)$
Geométrica	$Geométrica(p)$	Número de ensayos hasta conseguir el primer éxito	$p = P(\text{Éxito})$	$p(1-p)^{x-1}$	$x = 1, 2, ...$	$1-(1-p)^x$	$\frac{1}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$
Binomial Negativa	$BinomialN(r, p)$	Número de ensayos hasta conseguir el r-ésimo éxito	$r =$ número de éxitos $p = P(\text{Éxito})$	$C_{r-1}^{x-1} p^r (1-p)^{x-r}$	$x = r, r+1, ...$	n.a.	$\frac{r}{p}$	$\frac{r(1-p)}{p^2}$
Poisson	$Poisson(\mu)$	Número de eventos en un intervalo de tamaño t. En un proceso de Poisson con tasa de ocurrencia λ.	$\mu = \lambda t$	$\frac{e^{-\mu}\mu^x}{x!}$	$x = 0, 1, 2, ...$	n.a.	μ	μ

n.a.= no tiene forma analítica.

Distribuciones Continuas

Nombre	Notación	Definición	Parámetro(s)	Función de densidad	Rango	Función de distribución acumulada	$E(X)$	$Var(X)$
Exponencial	$Exp(\lambda)$	En un proceso de Poisson con tasa de ocurrencia λ, es el tiempo que transcurre hasta la ocurrencia del primer evento	$\lambda > 0$	$\lambda e^{-\lambda x}$	$x > 0$	$1 - e^{-\lambda x}$	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$
Gama	$Gama(\alpha, \lambda)$	En un proceso de Poisson con tasa de ocurrencia λ, es el tiempo que transcurre hasta la ocurrencia del α-esimo evento	$\alpha > 0, \lambda > 0$	$\frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x}$	$x > 0$	n.a.	$\frac{\alpha}{\lambda}$	$\frac{\alpha}{\lambda^2}$
Uniforme	$Unif(a, b)$	Distribución continua, uniforme en el intervalo (a, b)	$a < b, \;\; a, b \in \mathbb{R}$	$\frac{1}{b-a}$	$a < x < b$	$\frac{x-a}{b-a}$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$
Beta	$Beta(\alpha, \beta)$	Distribución continua en el intervalo $(0, 1)$	$\alpha > 0, \beta > 0$	$\frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1}$	$0 < x < 1$	n.a.	$\frac{\alpha}{\alpha+\beta}$	$\frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)}$
Normal	$N(\mu, \sigma^2)$	Distribución simétrica continua en $\mathbb{R}$	$\mu \in \mathbb{R}, \sigma^2 > 0$	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2}\frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}}$	$x \in \mathbb{R}$	n.a.	μ	σ^2
Log-Normal	$LN(\mu, \sigma^2)$	Distribución continua para valores positivos	$\mu \in \mathbb{R}, \sigma^2 > 0$	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma x} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{lnx-\mu}{\sigma}\right)^2}$	$x > 0$	n.a.	$e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$	$(e^{\sigma^2} - 1)e^{2\mu+\sigma^2}$
Weibull	$Weibull(\alpha, \lambda)$	Distribución continua para valores positivos	$\alpha > 0, \lambda > 0$	$\alpha\lambda^\alpha x^{\alpha-1} e^{-(\lambda x)^\alpha}$	$x > 0$	$1 - e^{-(\lambda x)^\alpha}$	$\frac{1}{\alpha\lambda}\Gamma\left(\frac{1}{\alpha}\right)$	$\frac{1}{\alpha\lambda^2}\left[2\Gamma\left(\frac{2}{\alpha}\right) - \frac{1}{\alpha}\Gamma\left(\frac{1}{\alpha}\right)^2\right]$
Valor Extremo tipo I	$VE_{I,\text{máx}}(\mu, \alpha)$	Distribución asintótica para el máximo	$\mu \in \mathbb{R}, \alpha > 0$	$\alpha e^{-\alpha(x-\mu)} e^{-e^{-\alpha(x-\mu)}}$	$x \in \mathbb{R}$	$e^{-e^{-\alpha(x-\mu)}}$	$\mu + \frac{\gamma}{\alpha}$	$\frac{\pi^2}{6\alpha^2}$
Valor Extremo tipo II	$VE_{II,\text{máx}}(\mu, \alpha)$	Distribución asintótica para el máximo	$\mu > 0, \alpha > 0$	$\frac{\alpha}{\mu}\left(\frac{\mu}{x}\right)^{\alpha+1} e^{-\left(\frac{\mu}{x}\right)^\alpha}$	$x > 0$	$e^{-\left(\frac{\mu}{x}\right)^\alpha}$	$\mu\Gamma\left(1 - \frac{1}{\alpha}\right)$	$\mu^2\left[\Gamma\left(1-\frac{2}{\alpha}\right) - \Gamma\left(1-\frac{1}{\alpha}\right)^2\right]$

n.a.= no tiene forma analítica, $\Gamma(a) = (a-1)!$ si a es entero, $\gamma = 0.5772$ es la constante de Euler.

Intervalos de Confianza para la media μ

Población	Varianza (σ^2)	Tamaño de muestra (n)	Intervalo de confianza
Normal	conocida	cualquiera	$\left[\overline{X} - z_{1-\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \overline{X} + z_{1-\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right]$
Cualquiera	conocida	$n \geq 30$	
Normal	desconocida	cualquiera	$\left[\overline{X} - t_{1-\frac{\alpha}{2},n-1}\frac{S}{\sqrt{n}}, \overline{X} + t_{1-\frac{\alpha}{2},n-1}\frac{S}{\sqrt{n}}\right]$
Cualquiera	desconocida	$n \geq 30$	$\left[\overline{X} - z_{1-\frac{\alpha}{2}}\frac{S}{\sqrt{n}}, \overline{X} + z_{1-\frac{\alpha}{2}}\frac{S}{\sqrt{n}}\right]$

Intervalo de Confianza para la varianza σ^2

Para una población normal

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

Intervalo de Confianza para la proporción p

Para un tamaño de muestra suficientemente grande ($n \geq 30$)

$$\left[\bar{p} - z_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{n}}\ ,\ \bar{p} + z_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{n}}\right]$$

Intervalo de Confianza para la razón de varianzas $\dfrac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$

Se asume que las muestras en cada población normal son tomadas de manera independiente

$$\left[\frac{S_1^2}{S_2^2}\frac{1}{F_{1-\alpha/2,n_1-1,n_2-1}}\ ,\ \frac{S_1^2}{S_2^2}\frac{1}{F_{\alpha/2,n_1-1,n_2-1}}\right]$$

Intervalo de Confianza para la diferencia de proporciones $p_1 - p_2$

Se asume que las muestras en cada población son tomadas de manera independiente y que los tamaños de muestra son suficientemente grandes ($n_1, n_2 \geq 30$)

$$\left[\bar{p}_1 - \bar{p}_2 - z_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\bar{p}_1(1-\bar{p}_1)}{n_1} + \frac{\bar{p}_2(1-\bar{p}_2)}{n_2}},\ \bar{p}_1 - \bar{p}_2 + z_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\bar{p}_1(1-\bar{p}_1)}{n_1} + \frac{\bar{p}_2(1-\bar{p}_2)}{n_2}}\right],$$

Intervalos de Confianza para la diferencia de medias $\mu_1 - \mu_2$

Se asume que las muestras en cada población son tomadas de manera independiente

Población	Varianzas (σ_1^2 y σ_2^2)	Tamaño de muestra (n_1 y n_2)	Intervalo de confianza
Normal	conocidas	cualquiera	$\left[\bar{X} - \bar{Y} - z_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}},\ \bar{X} - \bar{Y} + z_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}\right]$
Cualquiera	conocidas	$n_1, n_2 \geq 30$	
Normal	desconocidas pero iguales ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2$)	cualquiera	$\left[\bar{X} - \bar{Y} - t_{1-\frac{\alpha}{2}, n_1+n_2-2}\ S_p\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}, \bar{X} - \bar{Y} + t_{1-\frac{\alpha}{2}, n_1+n_2-2}\ S_p\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}\right]$ donde $S_p = \sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2}}$
Normal	desconocidas pero diferentes ($\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$)	cualquiera	$\left[\bar{X} - \bar{Y} - t_{1-\frac{\alpha}{2}, \nu}\ \sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}, \bar{X} - \bar{Y} + t_{1-\frac{\alpha}{2}, \nu}\ \sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}\right]$ donde los grados de libertad se aproximan por $\nu = \frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{(S_1^2/n_1)^2}{n_1-1} + \frac{(S_2^2/n_2)^2}{n_2-1}}$
Cualquiera	desconocidas	$n_1, n_2 \geq 30$	$\left[\bar{X} - \bar{Y} - z_{1-\frac{\alpha}{2}}\ \sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}, \bar{X} - \bar{Y} + z_{1-\frac{\alpha}{2}}\ \sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}\right]$

Prueba de hipótesis para la media μ: $H_0 : \mu = \mu_0$

Población	Varianza (σ^2)	Tamaño de muestra (n)	Estadística de prueba	H_1	Región crítica	p-valor
Normal	conocida	cualquiera	$Z = \dfrac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$	$\mu \neq \mu_0$ $\mu > \mu_0$ $\mu < \mu_0$	$\lvert Z \rvert > z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ $Z > z_{1-\alpha}$ $Z < z_\alpha$	$2P(Z > \lvert Z_{obs} \rvert)$ $P(Z > Z_{obs})$ $P(Z < Z_{obs})$
Cualquiera	conocida	$n \geq 30$				
Normal	desconocida	cualquiera	$T = \dfrac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$	$\mu \neq \mu_0$ $\mu > \mu_0$ $\mu < \mu_0$	$\lvert T \rvert > t_{1-\frac{\alpha}{2},n-1}$ $T > t_{1-\alpha,n-1}$ $T < t_{\alpha,n-1}$	$2P(T > \lvert T_{obs} \rvert)$ $P(T > T_{obs})$ $P(T < T_{obs})$
Cualquiera	desconocida	$n \geq 30$	$Z = \dfrac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$	$\mu \neq \mu_0$ $\mu > \mu_0$ $\mu < \mu_0$	$\lvert Z \rvert > z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ $Z > z_{1-\alpha}$ $Z < z_\alpha$	$2P(Z > \lvert Z_{obs} \rvert)$ $P(Z > Z_{obs})$ $P(Z < Z_{obs})$

Prueba de hipótesis para la varianza σ^2: $H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$

Para una población normal

Estadística de prueba	H_1	Región crítica	p-valor
$W = \dfrac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \sim \chi^2(n-1)$	$\sigma^2 \neq \sigma_0^2$ $\sigma^2 > \sigma_0^2$ $\sigma^2 < \sigma_0^2$	$W < \chi^2_{\alpha/2,n-1}$ o $W > \chi^2_{1-\alpha/2,n-1}$ $W > \chi^2_{1-\alpha,n-1}$ $W < \chi^2_{\alpha,n-1}$	$2\,\text{mín}\{P(W > W_{obs}), P(W < W_{obs})\}$ $P(W > W_{obs})$ $P(W < W_{obs})$

Prueba de hipótesis para la proporción p: $H_0 : p = p_0$

Para un tamaño de muestra suficientemente grande ($n \geq 30$)

Estadística de prueba	H_1	Región crítica	p-valor
$Z = \dfrac{\bar{p} - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)/n}} \sim N(0,1)$	$p \neq p_0$ $p > p_0$ $p < p_0$	$\lvert Z \rvert > z_{1-\alpha/2}$ $Z > z_{1-\alpha}$ $Z < z_\alpha$	$2P(Z > \lvert Z_{obs} \rvert)$ $P(Z > Z_{obs})$ $P(Z < Z_{obs})$

Prueba de hipótesis para la razón de varianzas $\dfrac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$: $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$

Se asume que las muestras en cada población normal son tomadas de manera independiente

Estadística de prueba	H_1	Región crítica	p-valor
$F = \dfrac{S_1^2}{S_2^2} \sim F_{(n_1-1,n_2-1)}$	$\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 < \sigma_2^2$	$F < F_{\alpha/2,n_1-1,n_2-1}$ o $F > F_{1-\alpha/2,n_1-1,n_2-1}$ $F > F_{1-\alpha,n_1-1,n_2-1}$ $F < F_{\alpha,n_1-1,n_2-1}$	$2\,\text{mín}\{P(F > F_{obs}), P(F < F_{obs})\}$ $P(F > F_{obs})$ $P(F < F_{obs})$

Prueba de hipótesis para la diferencia de proporciones $p_1 - p_2$: $H_0 : p_1 = p_2$

Se asume que las muestras en cada población son tomadas de manera independiente y que los tamaños de muestra son suficientemente grandes ($n_1, n_2 \geq 30$)

Estadística de prueba	H_1	Región crítica	p-valor
$Z = \dfrac{\bar{p}_1 - \bar{p}_2}{\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})\left(\dfrac{1}{n_1} + \dfrac{1}{n_2}\right)}} \sim N(0,1)$ con $\bar{p} = \dfrac{n_1\bar{p}_1 + n_2\bar{p}_2}{n_1 + n_2}$	$p_1 \neq p_2$ $p_1 > p_2$ $p_1 < p_2$	$\lvert Z \rvert < z_{1-\alpha/2}$ $Z > z_{1-\alpha}$ $Z < z_\alpha$	$2P(Z > \lvert Z_{obs} \rvert)$ $P(Z > Z_{obs})$ $P(Z < Z_{obs})$

Prueba de hipótesis para la diferencia de medias $\mu_1 - \mu_2$: $H_0 : \mu_1 = \mu_2$

Se asume que las muestras en cada población son tomadas de manera independiente

Población	Varianzas (σ_1^2 y σ_2^2)	Tamaños de muestra (n_1 y n_2)	Estadística de prueba	H_1	Región crítica	p-valor
Normal	conocidas	cualquiera	$Z = \dfrac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\dfrac{\sigma_1^2}{n_1} + \dfrac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0,1)$	$\mu_1 \neq \mu_2$ $\mu_1 > \mu_2$ $\mu_1 < \mu_2$	$\lvert Z \rvert > z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ $Z > z_{1-\alpha}$ $Z < z_{\alpha}$	$2P(Z > \lvert Z_{obs} \rvert)$ $P(Z > Z_{obs})$ $P(Z < Z_{obs})$
Cualquiera	conocidas	$n_1, n_2 \geq 30$				
Normal	desconocidas pero iguales ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2$)	cualquiera	$T = \dfrac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{S_p^2 \left(\dfrac{1}{n_1} + \dfrac{1}{n_2} \right)}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$, con $S_p^2 = \dfrac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$	$\mu_1 \neq \mu_2$ $\mu_1 > \mu_2$ $\mu_1 < \mu_2$	$\lvert T \rvert > t_{1-\frac{\alpha}{2}, n_1+n_2-2}$ $T > t_{1-\alpha, n_1+n_2-2}$ $T < t_{\alpha, n_1+n_2-2}$	$2P(T > \lvert T_{obs} \rvert)$ $P(T > T_{obs})$ $P(T < T_{obs})$
Normal	desconocidas pero diferentes ($\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$)	cualquiera	$T = \dfrac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\dfrac{S_1^2}{n_1} + \dfrac{S_2^2}{n_2}}} \sim t(\nu)$, con $\nu = \dfrac{\left(\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2} \right)^2}{\frac{(S_1^2/n_1)^2}{n_1 - 1} + \frac{(S_2^2/n_2)^2}{n_2 - 1}}$	$\mu_1 \neq \mu_2$ $\mu_1 > \mu_2$ $\mu_1 < \mu_2$	$\lvert T \rvert > t_{1-\frac{\alpha}{2}, \nu}$ $T > t_{1-\alpha, \nu}$ $T < t_{\alpha, \nu}$	$2P(T > \lvert T_{obs} \rvert)$ $P(T > T_{obs})$ $P(T < T_{obs})$
Cualquiera	desconocidas	$n_1, n_2 \geq 30$	$Z = \dfrac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\dfrac{S_1^2}{n_1} + \dfrac{S_2^2}{n_2}}} \sim N(0,1)$	$\mu_1 \neq \mu_2$ $\mu_1 > \mu_2$ $\mu_1 < \mu_2$	$\lvert Z \rvert > z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ $Z > z_{1-\alpha}$ $Z < z_{\alpha}$	$2P(Z > \lvert Z_{obs} \rvert)$ $P(Z > Z_{obs})$ $P(Z < Z_{obs})$

Donde Z_{obs}, T_{obs}, W_{obs} y F_{obs} representan el valor observado en la muestra de las estadísticas de prueba Z, T, W y F respectivamente.

Intervalos de Confianza y Pruebas de hipótesis para la media μ

Se considera que el vector `x` contiene los valores de la muestra, que `sigma` es la desviación estándar conocida si fuera el caso y `mu0` es el valor μ en la hipótesis nula.

<table>
<tr><th>Población</th><th>Varianza (σ^2)</th><th>Tamaño de muestra (n)</th><th>R</th></tr>
<tr><td>Normal</td><td>conocida</td><td>cualquiera</td><td rowspan="2"><code>require(BSDA)
# Intervalo de Confianza
z.test(x,sigma.x=sigma,conf.level=0.95)
# Prueba de Hipótesis
z.test(x,sigma.x=sigma,mu=mu0,alternative = "two.sided")</code></td></tr>
<tr><td>Cualquiera</td><td>conocida</td><td>$n \geq 30$</td></tr>
<tr><td>Normal</td><td>desconocida</td><td>cualquiera</td><td><code># Intervalo de Confianza
t.test(x,conf.level=0.95)
# Prueba de Hipótesis
t.test(x,mu=mu0,alternative = "two.sided")</code></td></tr>
<tr><td>Cualquiera</td><td>desconocida</td><td>$n \geq 30$</td><td><code>require(BSDA)
# Intervalo de Confianza
z.test(x,sigma.x=sd(x),conf.level=0.95)
# Prueba de Hipótesis
z.test(x,sigma.x=sd(x),mu=mu0,alternative = "two.sided")</code></td></tr>
</table>

Intervalo de Confianza y Prueba de hipótesis para la varianza σ^2

Se considera que el vector `x` contiene los valores de la muestra, y `sigma_2_0` es el valor σ^2 en la hipótesis nula.

```
requiere(DescTools)
# Intervalo de Confianza
VarTest(x,conf.level=0.95)
# Prueba de Hipótesis
VarTest(x,sigma.squared=sigma_2_0,alternative = "two.sided")
```

Intervalo de Confianza y Prueba de hipótesis para la proporción p

Se considera que `x` es el número de éxitos, `n` el tamaño de muestra y `p0` el valor de p en la hipótesis nula.

```
# Intervalo de Confianza
requiere(DescTools)
BinomCI(x,n,conf.level = 0.95,method="wald")
# Prueba de Hipótesis
prop.test(x,n,p=p0,alternative="two.sided",correct=FALSE)
```

Intervalos de Confianza y Prueba de Hipótesis para la diferencia de medias $\mu_1 - \mu_2$

Se considera que `x` e `y` son dos vectores con los valores de las muestras de cada población, `sigma1` y `sigma2` son las deviaciones estándar poblaciones en caso sean conocidas, y `d0` es el valor de la diferencia de medias (usualmente se considera `d0=0`).

<table>
<tr><th>Población</th><th>Varianzas (σ_1^2 y σ_2^2)</th><th>Tamaño de muestra (n_1 y n_2)</th><th>Intervalo de confianza</th></tr>
<tr><td>Normal</td><td>conocidas</td><td>cualquiera</td><td rowspan="2"><code>require(BSDA)</code>
<code># Intervalo de Confianza</code>
<code>z.test(x,y,sigma.x=sigma1,sigma.y=sigma1,conf.level=0.95)</code>
<code># Prueba de Hipótesis</code>
<code>z.test(x,y,sigma.x=sigma1,sigma.y=sigma1,mu=d0,alternative = "two.sided")</code></td></tr>
<tr><td>Cualquiera</td><td>conocidas</td><td>$n_1, n_2 \geq 30$</td></tr>
<tr><td>Normal</td><td>desconocidas pero iguales ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2$)</td><td>cualquiera</td><td><code># Intervalo de Confianza</code>
<code>t.test(x,y,conf.level=0.95,var.equal = TRUE)</code>
<code># Prueba de Hipótesis</code>
<code>t.test(x,y,var.equal = TRUE,mu=d0,alternative = "two.sided")</code></td></tr>
<tr><td>Normal</td><td>desconocidas pero diferentes ($\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$)</td><td>cualquiera</td><td><code># Intervalo de Confianza</code>
<code>t.test(x,y,conf.level=0.95,var.equal = FALSE)</code>
<code># Prueba de Hipótesis</code>
<code>t.test(x,y,mu=d0,alternative = "two.sided")</code></td></tr>
<tr><td>Cualquiera</td><td>desconocidas</td><td>$n_1, n_2 \geq 30$</td><td><code>require(BSDA)</code>
<code># Intervalo de Confianza</code>
<code>z.test(x,y,sigma.x=sd(x),sigma.y=sd(y),conf.level=0.95)</code>
<code># Prueba de Hipótesis</code>
<code>z.test(x,y,sigma.x=sd(x),sigma.y=sd(y),mu=d0,alternative = "two.sided")</code></td></tr>
</table>

Intervalo de Confianza y Prueba de hipótesis para la razón de varianzas σ_1^2/σ_2^2

Se considera que `x` e `y` son dos vectores con los valores de las muestras de cada población y `r` es el valor de la razón de varianzas σ_1^2/σ_2^2 en la hipótesis nula (usualmente se asume `r=1`).

```
# Intervalo de Confianza
var.test(x,y,conf.level=0.95)
# Prueba de Hipótesis
var.test(x,y,ratio=r,alternative="two.sided")
```

Intervalo de Confianza y Prueba de hipótesis para la diferencia de proporciones $p_1 - p_2$

Se asume que `x1` e `x2` son el número de éxitos en cada muestra y que `n1` y `n2` son los tamaños de muestra.

```
# Intervalo de Confianza
requiere(DescTools)
BinomDiffCI(x1,n1,x2,n2,conf.level = 0.95,method="wald")
# Prueba de Hipótesis
prop.test(c(x1,x2),c(n1,n2),alternative="two.sided",correct=FALSE)
```