

FORMULARIO

Datos: $\{x_1, x_2, \dots, x_N\}$

Media: $\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i}{N}$

Rango intercuartílico: Diferencia entre el tercer y primer cuartil

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

Desviación típica: $s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}{N-1}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N x_i^2 - N\bar{x}^2}{N-1}}$

DISTRIBUCIONES DISCRETAS:

Binomial(n, p):

$$P(X = x) = \binom{n}{x} p^x q^{n-x}, \quad x = 0, 1, \dots, n, \quad q = 1 - p \quad \mu = n \cdot p, \text{ y } \sigma^2 = n \cdot p \cdot q$$

$$\binom{n}{x} = \frac{n!}{x! \cdot (n-x)!} \quad \text{siendo} \quad n! = n \cdot (n-1) \cdot (n-2) \cdot \dots \cdot 2 \cdot 1$$

Poisson(λ):

$$P(X = x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!}, \quad x = 0, 1, 2, 3, \dots \quad (x \in \mathbb{N}) \quad \mu = \lambda \text{ y } \sigma^2 = \lambda$$

ESTIMACIÓN

Estimador puntual de p : $\frac{X}{N}$, donde X es el número de éxitos en los N experimentos

Estimador puntual de μ : \bar{X}

Estimador puntual de σ^2 : $s^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2}{N-1}$

Estimador puntual del parámetro λ de una Poisson: $\hat{\lambda} = \bar{X}$.

INTERVALOS DE CONFIANZA: tamaño muestral = N, nivel de significación α

- A) Intervalo de confianza para μ , con σ^2 conocida: $(\bar{x} - z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{N}}, \bar{x} + z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{N}})$ con $P(Z \geq z_{\alpha/2}) = \alpha/2$, $Z \sim N(0,1)$
- B) Intervalo de confianza para μ , con σ^2 desconocida, para Normales:
 $(\bar{x} - t_{\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{N}}, \bar{x} + t_{\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{N}})$ con $P(T \geq t_{\alpha/2}) = \alpha/2$, T es t- Student con $N - 1$ grados de libertad

- C) Intervalo de confianza para μ , con σ^2 desconocida y N grande ($N \geq 30$):

$$(\bar{x} - z_{\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{N}}, \bar{x} + z_{\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{N}}) \text{ con } P(Z \geq z_{\alpha/2}) = \alpha/2, Z \sim N(0,1)$$

- Selección del tamaño de la muestra (media): $N = (\frac{z_{\alpha/2} \cdot \sigma}{Error})^2$

- D) Intervalo de confianza para la diferencia de medias $\mu_1 - \mu_2$, con σ_1^2 y σ_2^2 conocidas, para muestras aleatorias independientes ($N_1 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 1, $N_2 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 2):

$$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2 \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{N_1} + \frac{\sigma_2^2}{N_2}}) \text{ con } P(Z \geq z_{\alpha/2}) = \alpha/2, Z \sim N(0,1)$$

- E) Intervalo de confianza para la diferencia de medias $\mu_1 - \mu_2$, con σ_1^2 y σ_2^2 desconocidas, para muestras aleatorias independientes y tamaños muestrales grandes ($N_1 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 1, $N_2 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 2):

$$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2 \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{s_1^2}{N_1} + \frac{s_2^2}{N_2}}) \text{ con } P(Z \geq z_{\alpha/2}) = \alpha/2, Z \sim N(0,1)$$

- F) Intervalo de confianza para la diferencia de medias $\mu_1 - \mu_2$ de poblaciones normales independientes, con varianzas desconocidas pero iguales ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2$) ($N_1 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 1, $N_2 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 2):

$$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2 \pm t_{\alpha/2} \sqrt{\frac{(N_1-1)s_1^2 + (N_2-1)s_2^2}{N_1+N_2-2}} \sqrt{\frac{N_1+N_2}{N_1N_2}}) \text{ con } P(T \geq t_{\alpha/2}) = \alpha/2, T \text{ es t-Student con } N_1 + N_2 - 2 \text{ grados de libertad}$$

- G) Intervalo de confianza para la diferencia de medias $\mu_1 - \mu_2$ de poblaciones normales independientes, con varianzas σ_1^2 , σ_2^2 desconocidas y desiguales ($N_1 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 1, $N_2 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 2):

$$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2 \pm t_{\alpha/2} \sqrt{\frac{s_1^2}{N_1} + \frac{s_2^2}{N_2}}) \text{ con } P(T \geq t_{\alpha/2}) = \alpha/2, T \text{ es t-student con } \frac{(\frac{s_1^2}{N_1} + \frac{s_2^2}{N_2})^2}{\frac{(s_1^2/N_1)^2}{N_1-1} + \frac{(s_2^2/N_2)^2}{N_2-1}}$$

grados de libertad

- H) Intervalo de confianza para la diferencia de medias $\mu_1 - \mu_2$ para muestras apareadas: $(\bar{d} \pm t_{\alpha/2} \frac{s_d}{\sqrt{N}})$ donde \bar{d} es la media de las diferencias y s_d es la desviación típica de las diferencias. Además, $P(T \geq t_{\alpha/2}) = \alpha/2$, T es t-Student con $N - 1$ grados de libertad, N es el número de objetos (parejas) de que disponemos

- I) Intervalo de confianza para σ^2 en una población normal:

$$(\frac{(N-1)s^2}{\chi_{\alpha/2}^2}, \frac{(N-1)s^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2}) \text{ con } P(\chi^2 > \chi_{\alpha/2}^2) = \alpha/2, \chi^2 \text{ es chi- cuadrado con } N - 1 \text{ grados de libertad}$$

- J) Intervalo de confianza para el cociente σ_1^2/σ_2^2 de varianzas de dos poblaciones normales independientes:

$$(\frac{s_1^2}{s_2^2} \frac{1}{F_{\alpha/2}}, \frac{s_1^2}{s_2^2} \frac{1}{F_{1-\alpha/2}}) \text{ donde } P(F > F_{\alpha/2}) = \alpha/2 \text{ y } F \text{ es F de Snedecor con } (N_1 - 1, N_2 - 1) \text{ grados de libertad}$$

- K) Intervalo de confianza para una proporción p (de una Binomial) cuando N es grande y la proporción no es cercana a cero:

$(\hat{p} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{N}})$, donde $P(Z > z_{\alpha/2}) = \alpha/2$ $Z \sim N(0,1)$ y $\hat{p} = X/N$, $\hat{q} = 1 - \hat{p}$, $X =$ número de éxitos

- Selección del tamaño de la muestra (proporción):

$$N = p(1-p) \cdot \left(\frac{z_{\alpha/2}}{E}\right)^2 \leq \frac{1}{4} \left(\frac{z_{\alpha/2}}{E}\right)^2$$

- L) Intervalo de confianza para una proporción p , si ésta es muy cercana a cero:

$(0, \frac{1}{2N}\chi_{\alpha}^2)$ con $P(\chi^2 > \chi_{\alpha}^2) = \alpha$, χ^2 es chi-cuadrado con $2(X+1)$ grados de libertad, $X =$ número de éxitos

- M) Intervalo de confianza para la diferencia de dos proporciones, con N_1 y N_2 grandes ($N_1 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 1, $N_2 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 2):

$(\hat{p}_1 - \hat{p}_2 \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}_1\hat{q}_1}{N_1} + \frac{\hat{p}_2\hat{q}_2}{N_2}})$, donde $P(Z > z_{\alpha/2}) = \alpha/2$ $Z \sim N(0,1)$, $\hat{p}_1 = X_1/N_1$, $\hat{q}_1 = 1 - \hat{p}_1$, $X_1 =$ número de éxitos en las N_1 pruebas y $\hat{p}_2 = X_2/N_2$, $\hat{q}_2 = 1 - \hat{p}_2$, $X_2 =$ número de éxitos en las N_2 pruebas

CONTRASTE DE HIPÓTESIS: tamaño muestral $=N$, nivel de significación α

- A) Contraste de hipótesis para μ , con N grande:

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{N}} \sim N(0,1) \quad H_0 : \mu = \mu_0$$

H_1	Región crítica
$\mu < \mu_0$	$(-\infty, -z_{\alpha})$
$\mu \neq \mu_0$	$(-\infty, -z_{\alpha/2}) \cup (z_{\alpha/2}, \infty)$
$\mu > \mu_0$	(z_{α}, ∞)

- B) Contraste de hipótesis para μ , con σ^2 desconocida para una población Normal:

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{N}} \sim t_{N-1} \quad H_0 : \mu = \mu_0$$

H_1	Región crítica
$\mu < \mu_0$	$(-\infty, -t_{\alpha})$
$\mu \neq \mu_0$	$(-\infty, -t_{\alpha/2}) \cup (t_{\alpha/2}, \infty)$
$\mu > \mu_0$	(t_{α}, ∞)

- C) Contraste para la diferencia de medias $\mu_1 - \mu_2$, con σ_1^2 y σ_2^2 desconocidas, para muestras aleatorias independientes y tamaños muestrales grandes ($N_1 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 1, $N_2 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 2):

$$Z \approx \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2 - \Delta_0}{\sqrt{s_1^2/N_1 + s_2^2/N_2}} \sim N(0,1) \quad \begin{cases} H_0 : \mu_1 - \mu_2 = \Delta_0 \\ H_1 : 3 \text{ casos posibles} \rightarrow \end{cases}$$

H_1	Región crítica
$\mu_1 - \mu_2 < \Delta_0$	$(-\infty, -z_\alpha)$
$\mu_1 - \mu_2 \neq \Delta_0$	$(-\infty, -z_{\alpha/2}) \cup (z_{\alpha/2}, \infty)$
$\mu_1 - \mu_2 > \Delta_0$	(z_α, ∞)

- D) Contraste para la diferencia de medias $\mu_1 - \mu_2$ de poblaciones normales independientes, con varianzas poblacionales desconocidas pero iguales ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2$) ($N_1 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 1, $N_2 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 2):

$$T = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2 - \Delta_0}{\sqrt{\frac{(N_1-1)s_1^2 + (N_2-1)s_2^2}{N_1+N_2-2}}} \sqrt{\frac{N_1 \cdot N_2}{N_1 + N_2}} \sim t_{N_1+N_2-2} \quad \begin{cases} H_0 : \mu_1 - \mu_2 = \Delta_0 \\ H_1 : 3 \text{ casos posibles} \rightarrow \end{cases}$$

H_1	Región crítica
$\mu_1 - \mu_2 < \Delta_0$	$(-\infty, -t_\alpha)$
$\mu_1 - \mu_2 \neq \Delta_0$	$(-\infty, -t_{\alpha/2}) \cup (t_{\alpha/2}, \infty)$
$\mu_1 - \mu_2 > \Delta_0$	(t_α, ∞)

- E) Contraste para la diferencia de medias $\mu_1 - \mu_2$ de poblaciones normales independientes, con varianzas poblacionales σ_1^2, σ_2^2 desconocidas y desiguales ($N_1 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 1, $N_2 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 2):

$$T = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2 - \Delta_0}{\sqrt{s_1^2/N_1 + s_2^2/N_2}} \sim t_{g.l.} \quad g.l. = \frac{(\frac{s_1^2}{N_1} + \frac{s_2^2}{N_2})^2}{\frac{(s_1^2/N_1)^2}{N_1-1} + \frac{(s_2^2/N_2)^2}{N_2-1}} \quad \begin{cases} H_0 : \mu_1 - \mu_2 = \Delta_0 \\ H_1 : 3 \text{ casos posibles} \rightarrow \end{cases}$$

H_1	Región crítica
$\mu_1 - \mu_2 < \Delta_0$	$(-\infty, -t_\alpha)$
$\mu_1 - \mu_2 \neq \Delta_0$	$(-\infty, -t_{\alpha/2}) \cup (t_{\alpha/2}, \infty)$
$\mu_1 - \mu_2 > \Delta_0$	(t_α, ∞)

- F) Contraste para la diferencia de medias $\mu_1 - \mu_2$ para muestras apareadas, cuya diferencia es normal: \bar{D} y S_D son la media y desviación típica de las diferencias

$$T = \frac{\bar{D} - \Delta_0}{S_D/\sqrt{N}} \sim t_{N-1} \quad \begin{cases} H_0 : \mu_D = \Delta_0 \\ H_1 : 3 \text{ casos posibles} \rightarrow \end{cases}$$

H_1	Región crítica
$\mu_D < \Delta_0$	$(-\infty, -t_\alpha)$
$\mu_D \neq \Delta_0$	$(-\infty, -t_{\alpha/2}) \cup (t_{\alpha/2}, \infty)$
$\mu_D > \Delta_0$	(t_α, ∞)

- G) Contraste para σ^2 en una población normal:

$$\chi_0^2 = \frac{(N-1)S^2}{\sigma_0^2} \sim \chi_{N-1}^2 \quad \left\{ \begin{array}{l} H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2 \\ H_1 : 3 \text{ casos posibles} \rightarrow \end{array} \right.$$

H_1	Región crítica
$\sigma^2 < \sigma_0^2$	$(0, \chi_{1-\alpha}^2)$
$\sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$(0, \chi_{1-\alpha/2}^2) \cup (\chi_{\alpha/2}^2, \infty)$
$\sigma^2 > \sigma_0^2$	$(\chi_{\alpha}^2, \infty)$

- H) Contraste para el cociente σ_1^2/σ_2^2 de varianzas de dos poblaciones normales independientes:

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \sim F_{(N_1-1, N_2-1)} \quad \left\{ \begin{array}{l} H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \\ H_1 : 3 \text{ casos posibles} \rightarrow \end{array} \right.$$

H_1	Región crítica
$\sigma_1^2 < \sigma_2^2$	$(0, F_{1-\alpha}) = (0, \frac{1}{F_{\alpha}^{(N_2-1, N_1-1)}})$
$\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$	$(0, F_{1-\alpha/2}) \cup (F_{\alpha/2}, \infty)$
$\sigma_1^2 > \sigma_2^2$	(F_{α}, ∞)

- I) Contraste para una proporción p (de una Binomial) cuando N es grande y la proporción no es cercana a cero ni a uno:

$$\hat{p} = X/N \quad (X = \text{número de éxitos en las } N \text{ pruebas}), \quad q_0 = 1 - p_0$$

$$Z \approx \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{p_0 q_0 / N}} \sim N(0, 1) \quad \left\{ \begin{array}{l} H_0 : p = p_0 \\ H_1 : 3 \text{ casos posibles} \rightarrow \end{array} \right.$$

H_1	Región crítica
$p < p_0$	$(-\infty, -z_{\alpha})$
$p \neq p_0$	$(-\infty, -z_{\alpha/2}) \cup (z_{\alpha/2}, \infty)$
$p > p_0$	(z_{α}, ∞)

- J) Contraste para la diferencia de dos proporciones, con N_1 y N_2 grandes ($N_1 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 1, $N_2 =$ tamaño muestral de la muestra de la población 2):

$$\hat{p}_1 = X_1/N_1 \quad (X_1 = \text{número de éxitos en las } N_1 \text{ pruebas}), \quad \hat{p}_2 = X_2/N_2 \quad (X_2 = \text{número de éxitos en las } N_2 \text{ pruebas}), \quad \hat{p} = (X_1 + X_2)/(N_1 + N_2)$$

$$Z \approx \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})(1/N_1 + 1/N_2)}} \sim N(0, 1) \quad \left\{ \begin{array}{l} H_0 : p_1 = p_2 \\ H_1 : 3 \text{ casos posibles} \rightarrow \end{array} \right.$$

H_1	Región crítica
$p_1 < p_2$	$(-\infty, -z_\alpha)$
$p_1 \neq p_2$	$(-\infty, -z_{\alpha/2}) \cup (z_{\alpha/2}, \infty)$
$p_1 > p_2$	(z_α, ∞)

- K) Prueba de la bondad de ajuste con la χ^2 :

$$\chi_0^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i},$$

Bajo H_0 , sigue aproximadamente una distribución χ^2 con $k - r - 1$ grados de libertad, siendo r el número de parámetros estimados por máxima verosimilitud. La región crítica (a nivel α) es: (χ_α^2, ∞) .

- L) Pruebas con tablas de contingencia:

X \ Y	y_1	...	y_j	...	y_c	Total
x_1	o_{11}	...	o_{1j}	...	o_{1c}	$T_{1.}$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	
x_i	o_{i1}	...	o_{ij}	...	o_{ic}	$T_{i.}$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	
x_r	o_{r1}	...	o_{rj}	...	o_{rc}	$T_{r.}$
Total	$T_{.1}$...	$T_{.j}$...	$T_{.c}$	T

$T_{i.}$ es el total de observaciones de la fila i -ésima, $T_{.j}$ es el total de observaciones de la columna j -ésima y T es el total de observaciones.

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{(o_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}},$$

siendo $e_{ij} = T_{i.} \cdot T_{.j} / T$

Bajo H_0 , sigue aproximadamente una distribución χ^2 con $(r-1) \cdot (c-1)$ grados de libertad. La región crítica (a nivel α) es: (χ_α^2, ∞) .

CONTROL DE CALIDAD:

- Gráfico de control \bar{X} :

$$\begin{aligned} LSC &= \bar{\bar{x}} + A_2 \bar{r} \\ LC &= \bar{\bar{x}} \\ LIC &= \bar{\bar{x}} - A_2 \bar{r} \end{aligned}$$

donde $\bar{\bar{x}} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \bar{X}_i$ (\bar{X}_i es la media muestral de la muestra i -ésima, calculada con los n valores de cada muestra y m es el número total de muestras), $\bar{r} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m R_i$ (donde R_i es el rango de la muestra i -ésima) y la constante A_2 aparece tabulada.

- Gráfico R :

$$\begin{aligned}LSC &= D_4 \bar{r} \\LC &= \bar{r} \\LIC &= D_3 \bar{r}.\end{aligned}$$

Los valores de D_3 y D_4 para distintos valores de n aparecen tabulados.

- Un estimador de σ es $\hat{\sigma} = \bar{R} / d_2$, donde d_2 está tabulada.
- Índices de capacidad del proceso:

$$ICP = \frac{LSE - LIE}{6\sigma},$$

donde LSE y LIE son los límites superior e inferior de especificación.

$$ICP_k = \min\left\{\frac{LSE - \mu}{3\sigma}, \frac{\mu - LIE}{3\sigma}\right\}.$$

- Longitud de corrida promedio (ARL):

$ARL = 1/p$, p es la probabilidad de que cualquier punto exceda los límites de control.

- Gráfica P :

$$\begin{aligned}LSC &= \bar{p} + 3\sqrt{\frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{n}} \\LC &= \bar{p} \\LIC &= \bar{p} - 3\sqrt{\frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{n}},\end{aligned}$$

donde \bar{p} es el estimador de p (fracción defectuosa del proceso), obtenido mediante:

$$\bar{p} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \hat{p}_i$$

con \hat{p}_i la proporción muestral de unidades defectuosas en la muestra i -ésima.

- Gráfico U :

$$\begin{aligned}LSC &= \bar{u} + 3\sqrt{\frac{\bar{u}}{n}} \\LC &= \bar{u} \\LIC &= \bar{u} - 3\sqrt{\frac{\bar{u}}{n}}\end{aligned}$$

donde, si tenemos n (que puede no ser un entero) unidades y un total de defectos C entonces

$$U = \frac{C}{n},$$

es el promedio de defectos por unidad. Con m muestras preliminares y valores aleatorios U_1, \dots, U_m entonces el número medio de defectos por unidad es

$$\bar{U} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m U_i.$$

DISEÑO DE EXPERIMENTOS:

- **Diseño completamente aleatorizado: análisis de la varianza con un solo factor.**

$$Y_{ij} = \mu_i + \epsilon_{ij} \quad \epsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \epsilon_{ij} \quad \epsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2),$$

con τ_i definida como desviaciones de la media global μ , por lo que $\sum_{i=1}^a \tau_i = 0$.

Denotaremos por n_i las observaciones en el tratamiento i -ésimo y N el total de observaciones, a es el número de niveles del factor.

Fuente de variación	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Media de cuadrados	F
Tratamientos (entre grupos)	$\sum_{i=1}^a n_i (\bar{y}_i - \bar{y}_{..})^2$	$a - 1$	$SC_{Tratamientos} / (a - 1)$	$CM_{Tratamientos} / CM_E$
Error (dentro grupos)	$\sum_i \sum_j (y_{ij} - \bar{y}_i)^2$	$N - a$	$SC_E / (N - a)$	
Total	$\sum_i \sum_j (y_{ij} - \bar{y}_{..})^2$	$N - 1$		

Table 1: Tabla ANOVA de un factor.

Región crítica (a nivel α): $(F_{\alpha, a-1, N-a}, \infty)$

Método de la mínima diferencia significativa o LSD (*Least Significant Difference*): el par de medias μ_i y μ_j se declarará significativamente diferente si $|\bar{y}_i - \bar{y}_j| > \text{LSD}$, donde LSD al nivel α viene definida como $t_{\alpha/2, N-a} \sqrt{CM_E(1/n_i + 1/n_j)}$.

- **Diseño en bloques aleatorizados.**

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \epsilon_{ij} \quad i = 1, \dots, a \quad j = 1, \dots, b,$$

donde ϵ_{ij} son variables $N(0, \sigma^2)$ independientes, y $\sum_i \tau_i = 0$ y $\sum_j \beta_j = 0$

Fuente de variación	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Media de cuadrados	F
Tratamientos	$SC_{Tratamientos}$	$a - 1$	$SC_{Tratamientos}/(a - 1)$	$CM_{Tratamientos}/CM_E$
Bloques	$SC_{Bloques}$	$b - 1$	$SC_{Bloques}/(b - 1)$	
Error	SC_E	$(a - 1)(b - 1)$	$SC_E/(a - 1)(b - 1)$	
Total	SC_{Ts}	$ab - 1$		

Table 2: Tabla ANOVA de un factor diseño en bloques aleatorizados.

Región crítica (a nivel α): $(F_{\alpha, a-1, (a-1)(b-1)}, \infty)$

Método LSD: $LSD = t_{\alpha/2, (a-1)(b-1)} \sqrt{2CM_E/b}$.