ANALISIS DE COVARIANCIA

Es una técnica que utiliza el análisis de regresión y el análisis de variancia para manejar casos particulares, en los cuales se tienen una o más variables externas al experimento que no están afectas a los tratamientos e influyen en el valor observado (Y_{ij}). Muy útil en investigación, permite dar una mejor explicación del comportamiento de Y_{ij} y a la vez, permite reducir el error experimental.

Usos del Análisis de Covariancia

El análisis de covariancia se puede aplicar a cualquier diseño experimental. Mediante el ANVA se descompone la variación total de la variable "Y" en factores controlables y no controlables, en el factor no controlable se considera el error experimental. En el error experimental están todos aquellos factores y variables que no pudieron ser medidos o simplemente no se midieron. Sin embargo, si una variable es factible de medir en cada unidad experimental, ésta debe ser considerada en el modelo, a menos que se pruebe estadísticamente que no tiene ningún efecto. El Análisis de Covariancia (ANCOVA) permite el estudio de estas variables externas (concomitantes), si deben o no ser consideradas en el modelo y en que forma se las controla.

Dentro de los posibles usos del ANCOVA están:

i. Control de variables externas que implica una disminución del error que se traduce en una mayor precisión del análisis.
ii. Ajuste de las medias de tratamientos de la variable dependiente (Y) por las diferentes variables independientes (concomitantes).
iii. Ayudar en la interpretación de los datos, especificamente en la naturaleza del efecto de los tratamientos.

Algunos ejemplos de aplicación :

- El peso inicial (X) de animales relaciona al peso final (Y), cuando estos animales están sujetos a diferentes raciones. Se estudia el efecto de las raciones a través de los pesos observados.
- EL número de plantas (X) por parcela. Se estudia el rendimiento total (Y) de la parcela.
- El Rendimiento (X) de las parcelas en una producción anterior y el rendimiento (Y) de las mismas parcelas al finalizar el experimento. El estudio consiste en comparan variedades de un determinado cultivo.
- La incidencia de plagas (X) en el rendimiento de algunas variedades, el estudio es comparar las variedades.

En cada caso, se entiende que la variable X tiene un efecto en la variable Y, sin embargo esta dependencia deberá ser probada estadísticamente mediante el ANALISIS DE REGRESION.

En algunos casos puede existir más de una variable externa caso multivarial, ejemplo X_1, X_2, X_3. Este caso puede resolverse matricialmente y con ayuda del computador porque los procesos manuales son tediosos.

SUPOSICIONES DEL ANALISIS DE COVARIANCIA (ANCOVA)

Los supuestos requeridos para que sea válido el ANCOVA son:

i. Independencia de los errores.
ii. Normalidad en las variables aleatorias.
iii. Variancias homogéneas.
iv. Aditividad de los efectos involucrados en el modelo.
v. La variable X fija.
vi. La variable X no esta influenciada por los tratamientos.
vii. La variable Y está relacionada con X en forma lineal.

Los modelos estadísticos para los siguientes diseños son expresados como:

Diseño completo al azar.

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + ß(X_{ij} - \bar{X}) + \varepsilon_{ij} \qquad \begin{array}{l} i=1,2,...,t \\ j=1,2,...,r_i \end{array}$$

Diseño bloques completo al azar.

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + B_j + ß(X_{ij} - \bar{X}) + \varepsilon_{ij} \qquad \begin{array}{l} i=1,2,...,t \\ j=1,2,...,r \end{array}$$

Diseño cuadrado latino.

$$Y_{ij(k)}= \mu + F_i + C_j + \tau_k + ß(X_{ij(k)}-\bar{X}) + \varepsilon_{ij(k)}$$

$$\begin{array}{l} i=1,2,...,r \\ j=1,2,...,r \\ k=1,2,...,r \end{array}$$

En todos los modelos, ß es un parámetro que representa el coeficiente de regresión. Se supone que ß es distinto de cero, lo cual debe probarse, caso contrario en el modelo se elimina el termino afectado por ß.

ANCOVA en DCA.

En el primer modelo planteado, cada observación del experimento expresa el efecto del tratamiento y el efecto de la variable independiente (X), en forma lineal. El efecto de la variable independiente esta definido por:

$$\beta\,(X_{ij} - \bar{X})$$

Para el análisis del experimento bajo el modelo DCA, deben estimarse los parámetros, luego realizar las pruebas de hipótesis:

- Prueba del efecto de regresión de X en Y, en la que no intervienen el efecto de tratamientos.
- Prueba de los tratamientos involucrados.

Las hipótesis a formularse en ANCOVA son:

Para la regresión:

H_p: $\beta = 0$
H_a: $\beta \neq 0$

Para los tratamientos:

H_p: $\tau_i = 0$ para i=1,2,....,t
H_a: $\tau_i \neq 0$

Para realizar ambas pruebas de hipótesis se deben calcular las sumas de cuadrados y sumas de productos de las variables X e Y, mediante las fórmulas:

SUMAS DE CUADRADOS Y PRODUCTOS

Variable X: $S_{xx} = SCTotal(X) = \Sigma\Sigma X^2_{ij} - X^2_{..}/r.$
$T_{xx} = SCTrat(X) = \Sigma X^2_{i.}/r_i - X^2_{..}/r.$
$E_{xx} = SCError(X) = S_{xx} - T_{xx}$

Variable Y: $S_{yy} = SCTotal(Y) = \Sigma\Sigma Y^2_{ij} - Y^2_{..}/r.$
$T_{yy} = SCTrat(Y) = \Sigma Y^2_{i.}/r_i - Y^2_{..}/r.$
$E_{yy} = SCError(Y) = S_{yy} - T_{yy}$

Producto XY: $S_{xy} = SPTotal(XY) = \Sigma\Sigma X_{ij}Y_{ij} - X_{..}Y_{..}/r.$
$T_{xy} = SPTrat(XY) = \Sigma X_{i.}Y_{i.}/r_i - X_{..}Y_{..}/r.$
$E_{xy} = SPError(XY) = S_{xy} - T_{xy}$

Las sumas de productos pueden ser valores negativos.

PRUEBA DE HIPOTESIS H_p: β=0 vs H_a: **ß** ≠ 0
"b" estima al parametro β

$$b = \beta = E_{xy}/E_{xx}$$

$$\text{SC regresion} = b\ E_{xy}$$

$$\text{SC residual} = E_{yy} - \text{SCregresión}$$

Cuadro de ANVA en regresión

Fuentes	Gl	SC	CM	Fc
Regresion	1	b Exy	b Exy	b Exy/ CM resuidual
Residual	r.-t-1	Eyy- bExy	(Eyy- bExy)/ (r.-t-1)	
Total Eyy	r.-t			

Si la hipótesis nula es cierta, F_c se distribuye como una F con (1, r.-t-1) grados de libertad, lo que implica que β=0, es decir X no tiene influencia en Y, por lo tanto X no será considerado para el análisis de tratamientos.

Si Fc es mayor o igual a $F\alpha(1,n.-t-1)$ se rechaza la H_0: β=0. Se afirma estadísticamente que ß es distinto de cero, significa que X tiene influencia en la variable Y, y será considerado en el análisis de la variancia para la prueba de tratamientos.

PRUEBA DE HIPOTESIS H_p: τ_i=0 vs H_a: $\tau_i \neq 0$

Si ß es distinto de cero, se debe continuar con el siguiente análisis de variancia:

CUADRO DE ANCOVA

Fuentes	Gl	ΣX^2	ΣXY	ΣY^2	$\Sigma Y^2 - (\Sigma XY)^2 / \Sigma X^2$	Gl	CM	
Tratamientos	t-1	Txx	Txy	Tyy				
Error	r.-t	Exx	Exy	Eyy	$Eyy-(Exy)^2/Exx$	r.-t-1	CM Residual	
Trat+error	r.-1	Sxx	Sxy	Syy	$Syy-(Sxy)^2/Sxx$	r.-2		
Tratamiento Ajustado	t-1				Diferencia	t-1	Diferencia/(t-1)	Fc

El Valor de Fc es obtenido por el cociente entre el CM tratamiento Ajustado y CM residual (error ajustado).

Si la H_p es cierta, F_c sigue una distribución de F con grados de libertad (t-1) y (r.-t-1) para el numerador y denominador, respectivamente. La prueba de F permite probar la significación de los tratamientos mediante la relación:

Fc = CM trat ajustado / CM error ajustado.

CM error ajustado = CM residual

Si la hipótesis nula H_p: $\tau_i=0$ es cierta, el efecto de tratamientos es no significativo.

Si Fc · $F\propto$(t-1,r.-t-1) se rechaza la H_p: $\tau_i=0$. Se afirma que los tratamientos son significativamente diferentes al nivel $\propto$.

COMPARACION DE PROMEDIOS AJUSTADOS.

Si los tratamientos resultan significativamente diferentes, la prueba de DLS puede ser usada para comparar los promedios. La desviacion estándar de diferencia de promedios ajustados es:

$$Sd = \sqrt{CMerror\left(\frac{1}{ri} + \frac{1}{rj} + \frac{\left(\overline{xi} - \overline{xj}\right)^2}{Exx}\right)}$$

y los promedios ajustados.

$\overline{Y}_i.(\text{ajustado}) = \overline{Y}_i. - b(\overline{X}_i. - \overline{X}..)$ para i=1,2,...,t

b = coeficiente de regresión.

La diferencia de dos promedios 1 vs 2 es:

Diferencia = $|\overline{Y}_1.(\text{ajust}) - \overline{Y}_2.(\text{ajust})| = |\overline{Y}_2. - \overline{Y}_2. - b(\overline{X}_1. - \overline{X}_2.)|$

El valor DLS = $T\alpha(r.-t-1)\ S_d$

Los grados de libertad corresponden al error experimental ajustado.

APLICACION.- En un experimento en cerdos se evaluó el peso (Y) de estos animales cuando se aplicaron 4 tipos de alimento balanceado "2", "3", "4", "5" y un testigo identificado como "1". Se peso a los animales al iniciar el experimento, registrandose a este peso inicial como la variable X.

1		2		3		4		5			
X	Y	X	Y	X	Y	X	Y	X	Y	X	Y
15	55	16	65	14	80	13	80	16	83		
18	60	22	62	23	95	15	95	19	94		
21	63	26	69	27	100	12	79	15	98	X..	Y..
54	178	64	196	64	275	40	254	50	275	272	1178
3		3		3		3		3		15	

X = peso inicial en kilos

Y = peso final en kilos

$\bar{X} = 272/15 = 18.13$; $\bar{Y} = 1178/15 = 78.53$

X: $S_{xx} = 15^2 + 18^2 + \ldots + 15^2 - 272^2/15 = 307.73$

$$T_{xx} = \frac{54^2}{3} + \frac{64^2}{3} + \frac{64^2}{3} + \frac{40^2}{3} + \frac{50^2}{3} - \frac{272^2}{15} = 137.07$$

$E_{xx} = 307.73 - 137.07 = 170.66$

Y: $S_{yy} = 55^2 + 60^2 + \ldots + 98^2 - 1178^2/15 = 3331.73$

$$T_{yy} = \frac{178^2}{3} + \frac{196^2}{3} + \frac{275^2}{3} + \frac{254^2}{3} + \frac{275^2}{3} - \frac{1178^2}{15} = 2776.40$$

$E_{yy} = 3331.73 - 2776.40 = 555.33$

XY: S_{xy} = 15x55 + 18x60 +..+15x98 -272x1178/15 = 66.93

$$T_{xy} = \frac{54x178}{3} + \frac{64x196}{3} ...+ \frac{50x275}{3} - \frac{272x1178}{15} = -139.07$$

E_{xy} = 66.93 - (-139.07) = 206.00

PRUEBA DE HIPOTESIS H_0: ß=0 vs H_a: ß Ä 0

$b = \hat{ß}$ = 206.0/170.66 = 1.207

SC regresión = 1.207 * 206.0 = 248.642

SC residual = 555.33 - 248.64 = 306.69

Cuadro de ANVA en regresión

Fuentes	Gl	SC	CM	Fc
Regresion	1	248.64	248.64	7.30
Residual	9	306.69	34.08	

$F_{0.05}$ (1,9) = 5.12

Fc > Fα , se rechaza la H_p: ß=0. Se afirma estadísticamente que el peso inicial tiene una influencia en el peso final del animal.

PRUEBA DE HIPOTESIS H_p: τ_i=0 vs H_a: $\tau_i \neq 0$

Según el resultado de la regresión, el análisis continúa con el ANCOVA:

CUADRO DE ANCOVA.

Fuentes	gl	ðX^2	ðXY	ðY^2	ðY^2-(ðXY)^2/ðX^2	gl	CM	Fc
Alimentos	4	137.1	-139.0	2776.4				
Error	10	170.6	206.0	555.3	306.69	9	34.0	
Al.+ err.	14	307.7	66.9	3331.7	3317.14			
Alimento ajustado					3010.45	4	752.6	22

$$CV = \sqrt{(34.08)} * 100 / 78.53 = 7.43 \%$$

$F_{0.05}\ (4,9) = 3.63$

Fc =22 > $F\alpha$=3.63, se rechaza la H_P τ_i=0. Se afirma que los tipos de alimento muestran diferencias significativamente en el peso de los animales sometidos a experimentación.

Comparación de los promedios:

	Peso (X) Inicial	Peso (Y) Final	Peso Ajust. Final
1	18.00	59.33	59.33-1.207(18.00-18.13) = 59.49
2	21.33	65.33	61.47
3	21.33	91.67	87.81
4	13.33	84.67	90.46
5	16.67	91.67	93.43

La desviación estándar de la diferencia de medias.

1 vs 2 $$S_d = \sqrt{34.08\left(\frac{1}{3} + \frac{1}{3} + \frac{(18.00 - 21.33)^2}{170.6}\right)} = 4.99$$

1 vs 3 $$S_d = \sqrt{34.08\left(\frac{1}{3} + \frac{1}{3} + \frac{(18.00 - 21.33)^2}{170.6}\right)} = 4.99$$

1 vs 4 S_d = 5.20

.....

4 vs 5 S_d = 4.99

$T_{0.05}$ (9) = 2.262 ; $T_{0.01}$ (9) = 3.250

El valor DLS = $T\alpha$(r.-t-1) S_d

Comparación	Dif	S_d	0.05	0.01	Signif.
1 vs 2	1.98	4.99	11.99	16.22	n.s.
1 vs 3	28.32	4.99	11.99	16.22	* *
2 vs 3	26.34	4.77	10.79	15.50	* *
3 vs 4	2.65	5.96	13.48	19.37	n.s.
3 vs 5	5.62	5.20	11.76	16.90	n.s.
4 vs 5	2.97	4.99	11.99	16.22	n.s.

```
Testigo    2      3       4       5
------------      -----------------
```

EL alimento testigo y el alimento balanceado "2" responden en forma semejante, los alimentos balanceados "3", "4" y "5" no muestran diferencias, sin embargo, este grupo difiera muy significativamente del grupo testigo y alimento "2".

APLICACION MEDIANTE EL PROGRAMA R

Archivo “ancova.txt”

```
alimento    peso.inicial peso.final
   A1          15         55
   A2          16         65
   A3          14         80
   A4          13         80
   A5          16         83
   A1          18         60
   A2          22         62
   A3          23         95
   A4          15         95
   A5          19         94
   A1          21         63
   A2          26         69
   A3          27        100
   A4          12         79
   A5          15         98
```

Instrucciones y resultados en R:

```
> library(car)
> library(agricolae)
> peso <- read.table("ancova.txt", header=T)
> modelo<-lm(peso.final~alimento+peso.inicial,data=peso)
> Anova(modelo, type="III")
```

```
Anova Table (Type III tests)

Response: peso.final
              Sum Sq Df F value    Pr(>F)
(Intercept)   633.70  1 18.5966 0.0019549 **
alimento     3010.49  4 22.0865 0.0001129 ***
peso.inicial  248.65  1  7.2969 0.0243430 *
Residuals     306.68  9
---
Signif. codes:  0 `***' 0.001 `**' 0.01 `*' 0.05 `.' 0.1 ` ' 1

> cv.model(modelo)
[1] 7.433116

> mean(peso[,3])
[1] 78.53333
>
> summary(modelo)

Call:
lm(formula = peso.final ~ alimento + peso.inicial, data = peso)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-7.8620 -3.4362 -0.4831  1.4076  8.3451

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   37.6068     8.7207   4.312 0.001955 **
alimentoA2     1.9766     4.9936   0.396 0.701457
alimentoA3    28.3099     4.9936   5.669 0.000306 ***
alimentoA4    30.9661     5.2025   5.952 0.000215 ***
alimentoA5    33.9427     4.8034   7.066 5.88e-05 ***
peso.inicial   1.2070     0.4468   2.701 0.024343 *
---
Signif. codes:  0 `***' 0.001 `**' 0.01 `*' 0.05 `.' 0.1 ` ' 1

Residual standard error: 5.837 on 9 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.908,      Adjusted R-squared: 0.8568
F-statistic: 17.75 on 5 and 9 DF,  p-value: 0.0002004
```

EJERCICIO

Aplicar el análisis de covariancia a los siguientes datos experimentales.

T_1		T_2		T_3		T_4	
X	Y	X	Y	X	Y	X	Y
3	2	1	8	2	5	4	11
2	4	1	9	5	10	6	16
4	9	4	13	2	3	2	6

Algunas respuestas:

CV = 21.03	SC regresión = 96.18
SCE_{xx} = 22	SC error ajustado = 19.81
SCT_{xx} = 6.	SC trat. ajustado = 88.43
SCT_{yy} = 78.	b = 2.09

ANCOVA EN DBCA

En el modelo de bloques se incluye el efecto de regresión de la variable X en Y. Al igual que en el diseño DCA, se realiza la prueba del efecto de regresión.

Los procedimientos para determinar las sumas de cuadrados y productos de las variables X e Y son similares al DCA y para bloques al diseño DBCA, así:

SUMAS DE CUADRADOS Y PRODUCTOS

Variable X: $S_{xx} = SCtotal(X) = \Sigma\Sigma X^2_{ij} - X^2_{..}/rt$

$T_{xx} = SCTrat(X) = \Sigma \ddot{X}_{i.}/r - X^2_{..}/rt$

$B_{xx} = SCBloq(X) = \Sigma \ddot{X}_{.j}/t - X^2_{..}/rt$

$E_{xx} = SCError(X) = S_{xx} - T_{xx} - B_{xx}$

Variable Y: $S_{yy} = SCtotal(Y) = \Sigma\Sigma Y^2_{ij} - \ddot{Y}_{..}/rt$

$T_{yy} = SCTrat(Y) = \Sigma Y^2_{i.}/r - Y^2_{..}/rt$

$$B_{yy} = SCBloq\ (Y) = \Sigma\ Y^2._j/t - Y^2../rt$$

$$E_{yy} = SCError(Y) = S_{yy} - T_{yy} - B_{yy}$$

Producto XY: $$S_{xy} = SPTotal(XY) = \Sigma\Sigma\ X_{ij}Y_{ij} - X..Y../rt$$

$$T_{xy} = SPTrat\ (XY) = \Sigma\ X_i.Y_i./r - X..Y../rt$$

$$B_{xy} = SPBloq\ (XY) = \Sigma\ X._jY._j/t - X..Y../rt$$

$$E_{xy} = SPError(XY) = S_{xy} - T_{xy} - B_{xy}$$

Las sumas de productos pueden ser valores negativos.

Las sumas de cuadrados y productos del error son utilizados para el análisis de regresión, en igual forma que en la regresión para el DCA.

Los grados de libertad, se rigen al diseño de bloques, los grados de libertad del error han disminuído en uno por efecto de la regresión.

Aplicación: Considere los siguientes datos de un DBCA, 4 bloques y 6 tratamientos, con variable concomitante (X) y variable (Y) respuesta del experimento.

TRATAMIENTOS	1	2	3	4	5	6	X.j Y.j
1	10 16	13 22	07 16	08 10	09 18	07 08	54 90
BLOQUES 2	12 28	11 27	09 17	08 20	12 23	08 23	60 138
3	10 16	13 25	10 16	06 16	08 19	07 16	54 108
4	16 28	15 30	10 19	06 18	11 24	14 25	72 144
Xi. Yi.	48 88	52 104	36 68	28 64	40 84	36 72	240 480

$\bar{X}.. = 240/24 = 10$; $\bar{Y}.. = 480/24 = 20$

X: $S_{xx} = 10^2 + 12^2 + \ldots + 14^2 - 240^2/24 = 182.00$

$$T_{xx} = \frac{48^2 + 52^2 + 36^2 + 28^2 + 40^2 + 36^2}{4} - \frac{240^2}{24} = 96.00$$

$$B_{xx} = \frac{54^2 + 60^2 + 54^2 + 72^2}{6} - \frac{240^2}{24} = 36.00$$

$$E_{xx} = 182 - 96 - 36 = 50$$

Y: $S_{yy} = 16^2 + 28^2 + \ldots + 25^2 - 480^2/24 = 724.00$

$$T_{yy} = \frac{88^2 + 104^2 + 68^2 + 64^2 + 84^2 + 72^2}{4} - \frac{480^2}{24} = 280.00$$

$$B_{yy} = \frac{90^2 + 138^2 + 108^2 + 144^2}{6} - \frac{480^2}{24} = 324.00$$

$$E_{yy} = 724 - 280 - 324 = 120$$

XY: $S_{xy} = 10x16 + 12x28 + \ldots + 14x25 - 240x480/24 = 277.0$

$$T_{xy} = \frac{48x88 + 52x104 + \ldots + 36x72}{4} - \frac{240x480}{24} = 156.$$

$$B_{xy} = \frac{54x90 + 60x138 + 54x108 + 72x144}{6} - \frac{240x480}{24} = 90.$$

$$E_{xy} = 277 - (156 + 90) = 31$$

PRUEBA DE HIPOTESIS H_0: $\beta=0$ vs H_a: $\beta\neq0$

$b = \hat{\beta} = 31/50 = 0.62$

SC regresión = 0.62 * 31 = 19.22

SC residual = 120 - 19.22 = 100.78

Cuadro de ANVA en regresión

Fuentes	Gl	SC	CM	Fc
Regresión	1	19.22	19.22	2.67
Residual	14	100.78	7.20	

$F_{0.05}$ (1,14) = 4.60

Se acepta la H_0: ß=0. La variable X no influye en la variable Y, por lo tanto, el análisis de los tratamientos se realiza en la variable Y, sin considerar X.

PRUEBA DE HIPOTESIS H_0: $\tau_i=0$; H_a: $\tau_i \neq 0$

CUADRO DE ANVA.

Fuentes	Gl	ΣY^2	CM	Fc	Sig
Tratamiento	5	280	56	7.0	**
Bloques	3	324	108	13.5	**
Error	15	120	8		

$$CV = \sqrt{(8)} * 100 / 20 = 14.4 \%$$

$$F_{0.01}(5,15) = 4.56 \quad ; \quad F_{0.01}(3,15) = 5.42$$

APLICACION POR COMPUTADORA CON R

Datos: bloque anvova.txt

```
bloque    trat    x    y
 I         A1    10   16
 I         A2    13   22
 I         A3     7   16
 I         A4     8   10
 I         A5     9   18
 I         A6     7    8
 II        A1    12   28
 II        A2    11   27
 II        A3     9   17
 II        A4     8   20
 II        A5    12   23
 II        A6     8   23
 III       A1    10   16
 III       A2    13   25
 III       A3    10   16
 III       A4     6   16
 III       A5     8   19
 III       A6     7   16
 IV        A1    16   28
 IV        A2    15   30
 IV        A3    10   19
 IV        A4     6   18
 IV        A5    11   24
 IV        A6    14   25
```

```
> library(car)
> library(agricolae)
> ensayo <- read.table("bloque ancova.txt", header=T)
> modelo<-lm(y~bloque+trat+x,data=ensayo)
> Anova(modelo, type="III")

Anova Table (Type III tests)

Response: y
             Sum Sq Df F value   Pr(>F)
(Intercept)  37.078  1  5.1507 0.039569 *
bloque      172.976  3  8.0097 0.002370 **
trat         59.706  5  1.6588 0.209124
x            19.220  1  2.6700 0.124536
Residuals   100.780 14
---
Signif. codes:  0 `***' 0.001 `**' 0.01 `*' 0.05 `.' 0.1 ` ' 1

> cv.model(modelo)
[1] 13.41508

> mean(peso[,3])
[1] 78.53333

Como no hay efecto de la regresion solo se analiza la variable
Y:

> modelo<-lm(y~bloque+trat,data=ensayo)
> anova(modelo)

Analysis of Variance Table

Response: y
          Df Sum Sq Mean Sq F value    Pr(>F)
bloque     3    324     108    13.5 0.0001549 ***
trat       5    280      56     7.0 0.0014700 **
Residuals 15    120       8
---
Signif. codes:  0 `***' 0.001 `**' 0.01 `*' 0.05 `.' 0.1 ` ' 1

> cv.model(modelo)
[1] 14.14214

> mean(ensayo[,4])
[1] 20
```

Comparacion de medias de tratamientos sin ajustar.

```
> gl<-df.residual(modelo)
> cm<-deviance(modelo)/gl
> attach(ensayo)
> compara<-LSD.test(y,trat,gl,cm)

Prueba LSD

Alpha         :   0.05
Gl. Error     :   15
t-Student     :   2.131450
CM del Error :    8
Repetición    :   4
LSD           :   4.262899

Comparación de tratamientos

Grupos, Tratamientos y Promedios
a        A2      26
ab       A1      22
 bc      A5      21
 bcd     A6      18
  cd     A3      17
   d     A4      16
>
```