

## Ejemplo para analizar serie de experimentos con arreglo en bloques completos balanceados

Francisco Antonio Ávila-Granados<sup>1</sup>

Delfina de Jesús Pérez-López<sup>2</sup>

Martín Rubí-Arriaga<sup>2</sup>

Jesús Hernández-Ávila<sup>2</sup>

Laura Stephanie Flores-Carrera<sup>1</sup>

Andrés González-Huerta<sup>2,§</sup>

1 Programa de Maestría y Doctorado en Ciencias Agropecuarias y Recursos Naturales-Facultad de Ciencias Agrícolas- Campus Universitario 'El Cerrillo'-Universidad Autónoma del Estado de México. El Cerrillo Piedras Blancas, Toluca de Lerdo, Estado de México, México. Tel. 722 2965552, ext. 117. (pcarn@uaemex.mx).

2 Centro de Investigación y Estudios Avanzados en Fitomejoramiento-Facultad de Ciencias Agrícolas- Campus Universitario 'El Cerrillo'-Universidad Autónoma del Estado de México. El Cerrillo Piedras Blancas, Toluca de Lerdo, Estado de México, México. AP. 435. Tel. 722 2965518, ext. 60382. (antoniogranados4@gmail.com; djperezl@uaemex.mx; jhernandez@uaemex.mx; mrubia@uaemex.mx; lphaniefc@hotmail.com).

Autor para correspondencia: agonzalezh@uaemex.mx

### Resumen

En algunas series de experimentos existe poca información publicada, como en el diseño de bloques completos al azar en arreglo de bloques completos balanceados (DBCA-ABCB). En este estudio se presenta un ejemplo hipotético para aplicar la metodología publicada en González *et al* . (2024 b), que es una extensión de un caso formulado por Gomez y Gomez (1984). El análisis de varianza y la comparación de medias entre tratamientos usando la prueba de la diferencia mínima significativa de Fisher corresponden al análisis de los datos combinando la información de dos ensayos, con base en el modelo estadístico que fue elegido para la presente investigación, la validación de los resultados generados se puede hacer con otros paquetes estadísticos como Info-Gen, SAS, OPSTAT, STAR, PBTools, o Agrobase, entre otros.

### Palabras clave:

aplicación de InfoStat, diseño de bloques completos al azar, experimentos bifactoriales.



## Introducción

En los Valles Altos de México la precipitación, la radiación solar, la incidencia de granizo o helada, así como la heterogeneidad que hay en los suelos de agricultores cooperantes, son las principales fuentes de variabilidad aleatoria que enmascaran la evaluación e identificación de mejores cultivares, éstos también afectan la validación, generación, aplicación o transferencia de tecnología ( González *et al.*, 2008 ; González *et al.*, 2010 ; González *et al.*, 2011 ).

En México, el análisis genético estadístico de las series de experimentos ha sido abordada teóricamente en Sahagún (1993 ; 1994 ; 1998 ; 2007a ), para los diseños experimentales completamente al azar (DCA) y bloques completos al azar (DBCA). Para una serie de ensayos en diseño en cuadro latino (DCL), De la Loma (1982) presentó los resultados del análisis de varianza de tres años, así como su comparación de medias de tratamientos con la prueba de t de Student. Rodríguez *et al.* (2025) mostraron una metodología para analizar un arreglo en parcelas divididas en DCL, sin y con submuestreo balanceado.

Estudios como los de Gomez y Gomez (1984) ; Shikari *et al.* (2015) ; Maranna *et al.* (2021) presentaron el análisis de datos proveniente de un ensayo conducido en un diseño experimental de bloques completos al azar en arreglo de bloques completos balanceados (DBCA-ABCB); González *et al.* (2024a) , construyeron el modelo estadístico, presentaron las fórmulas para calcular grados de libertad y suma de cuadrados, y elaboraron un código para Info-Gen para analizar los datos publicados por Gomez y Gomez (1984) .

En un DBCA en ABCB cada repetición se fracciona en g grupos y cada uno de éstos recibe a un subconjunto de tratamientos diferente, similar a los Látices, para controlar la heterogeneidad causada por dos gradientes de variabilidad aleatoria ( Gomez y Gomez, 1984 ; Martínez, 1988 ; Cochran y Cox, 2004 ). González *et al.* (2024a , 2024b ) dividieron el área experimental en unidad principal (UP) y subunidad (SUB), como en arreglo en parcelas divididas y lo extendieron a serie de experimentos. Así, el objetivo principal del presente estudio fue mostrar como analizar datos de una serie de experimentos a través de ambientes en DBCA-ABCB, validando los resultados con InfoStat.

## Materiales y métodos

### Modelo, simbología y software utilizado

El modelo estadístico y la simbología empleada en este estudio fue reportada en González *et al.* (2024b) . Los datos artificiales fueron analizados con InfoStat ( <https://www.InfoStat.com.ar> ), pero podría utilizarse SAS ( <https://www.sas.com> ) y Info-Gen ( <http://www.info-Gen.com.ar> ), para validar la comparación de medias de tratamientos dentro de grupos también podría aplicarse el paquete OPSTAT, <http://14.139.232.166/opstat/default.asp> ( Sheoran *et al.* , 1998 ).

## Resultados

### Cálculo de grados de libertad (GL)

GL total= art-1= 2(3) (45)-1= 269; GL ambientes (A)= a - 1= 2-1 = 1; GL grupos (G)= g -1= 3-1= 2. GL repeticiones dentro de A= a(r-1) = 2(2) = 4; GL A x G = (a -1)(g -1)= 2;GL error aa= a(g-1)(r-1)= 2(2)(2)= 8;GL tratamientos dentro de grupos {T(G)}= t-g = 45 - 3 = 42; GL AxT(G)= (a-1) (t-g)= 42; GL error b= a(r-1)(t-g)= 2(2)(42)= 168.

## Cálculo de suma de cuadrados (SC)

$$SC_{\text{total}} = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl}^2 - \frac{\left( \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl} \right)^2}{art} = \{4.21^2 + 4.01^2 + 3.93^2 + \dots, +$$

$$4.31^2 + [3.41^2 + 3.06^2 + 2.76^2 + \dots, + 3.86^2] - \frac{(1084.067)^2}{2(3)(45)} = 4516.517261 - 4352.597261 = 163.92.$$

$$SC_{\text{ambientes}} (A) = \frac{1}{rt} \sum_{i=1}^a Y_{i..}^2 - \frac{\left( \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl} \right)^2}{art} =$$

$$\frac{462.357^2 + 621.71^2}{3(45)} - \frac{(1084.067)^2}{2(3)(45)} = 4446.646811 - 4352.597261 = 94.049.$$

$$SC_{\text{grupos}} = \frac{g}{art} \sum_{j=1}^g Y_{j..}^2 - \frac{\left( \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl} \right)^2}{art} =$$

$$\frac{3(346.935^2 + 348.656^2 + 388.476^2)}{2(3)(45)} - \frac{(1084.067)^2}{2(3)(45)} = 4364.872257 - 4352.597261 = 12.27499.$$

Con la información del Cuadro 1 se calcula:  $SC_{AxG} = \{ \frac{g}{rt} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g Y_{ij..}^2 - \frac{\left( \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl} \right)^2}{art} \} - SC_{A-SC_G} = \frac{(147.825^2 + 150.496^2 + \dots + 224.44^2)}{(3)(45)} - \frac{(1084.067)^2}{2(3)(45)} \} - 94.049 - 12.27499 = 0.9582.$

Cuadro 1. Valores para calcular la interacción AxG.				
Ambientes (i)	Grupos (j)			
	1	2	3	Total
1	147.825	150.496	164.036	462.357
2	199.11	198.16	224.44	621.71
Suma	346.935	348.656	388.476	1084.067

Con los datos del Cuadro 2 se calcula:  $SC_{\text{repeticiones dentro de ambientes}} (A) =$

$$\{ \frac{1}{t} \sum_{i=1}^a \sum_{k=1}^r Y_{ik..}^2 - \frac{\left( \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl} \right)^2}{art} \} - SC_A = \{ \frac{(166.969^2 + 148.441^2 + \dots + 203.87^2)}{(45)} - \frac{(1084.067)^2}{2(3)(45)} \}$$

$$\} - 94.049 = (4453.4655 - 4352.597261) - 94.049 = 6.819.$$

Cuadro 2. Datos para calcular SC repeticiones dentro de ambientes {R(A)}.				
Ambientes (i)	Repeticiones (k)			
	1	2	3	Total
1	166.969	148.441	146.947	462.357
2	213.45	204.39	203.87	621.71
Suma	380.419	352.831	350.817	1084.067

Para obtener indirectamente la SC del error a, se usan los datos del Cuadro 3 : SC UP= SC A + SC G + SC AxG + SC R(A) + SC error a.

Por lo tanto: SC error a= SC UP - SC A - SC G - SC AxG - SC

$$R(A) = \left\{ \frac{g}{t} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r Y_{ijk}^2 - \frac{\left( \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl} \right)^2}{art} \right\} - SC A - SC G - SC AxG - SC R(A) = [ \frac{3(53.53^2 + 48.77^2 + \dots + 75.06^2)}{45} - \frac{(1084.067)^2}{2(3)(45)} ] - 94.049 - 0.9582 - 12.27499 - 6.819 = 1.3336.$$

**Cuadro 3. Datos para calcular SC error a.**

Ambiente	Combinación para Grupos y Repeticiones(jk)									
	11	12	13	21	22	23	31	32	33	Suma
1	53.5	48.77	45.51	54.82	48.31	47.36	58.6	51.35	54	462.35
2	67.1	66.66	65.28	69.36	65.27	63.53	76.92	72.46	75	621.71
Total	120.7	115.43	110.79	124.18	113.58	110.88	135.52	123.81	129.1	1084.06

También SC error a:

$$\frac{g}{t} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r Y_{ijk}^2 - \frac{g}{rt} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g Y_{ij..}^2 - \frac{1}{t} \sum_{i=1}^a \sum_{k=1}^r Y_{ik..}^2 + \frac{1}{rt} \sum_{i=1}^a Y_{i...}^2 =$$

$$4468.032093 - 4459.879494 - 4453.46555 + 4446.646811 = 1.33386.$$

La SC de tratamientos (TRAT's) anidados dentro de cada grupo (G's) se calculará

como:

$$SC TRAT(G1) = \frac{1}{ar} \sum_{l=1}^{t/g} Y_{1l..}^2 - \frac{\left( \frac{g}{art} \right) \left( \sum_{l=1}^{t/g} Y_{1l..} \right)^2}{2(3)} = \frac{(23.064^2 + 23.602^2 + \dots + 22.862^2)}{2(3)} - \frac{3(346.935^2)}{2(3)(45)} = 3.679.$$

$$SC TRAT(G2) = \frac{1}{ar} \sum_{l=1}^{t/g} Y_{2l..}^2 - \frac{\left( \frac{g}{art} \right) \left( \sum_{l=1}^{t/g} Y_{2l..} \right)^2}{2(3)} = \frac{(22.865^2 + 25.185^2 + \dots + 25.72^2)}{2(3)} - \frac{3(348.656^2)}{2(3)(45)} = 8.2$$

$$SC TRAT(G3) = \frac{1}{ar} \sum_{l=1}^{t/g} Y_{3l..}^2 - \frac{\left( \frac{g}{art} \right) \left( \sum_{l=1}^{t/g} Y_{3l..} \right)^2}{2(3)} = \frac{(25.533^2 + 21.639^2 + \dots + 28.758^2)}{2(3)} - \frac{3(388.476^2)}{2(3)(45)} = 14.548.$$

$$Para verificar: SC T(G): \frac{1}{ar} \sum_{l=1}^{t/g} Y_{1l..}^2 - \frac{\left( \frac{g}{art} \right) \left( \sum_{l=1}^{t/g} Y_{1l..} \right)^2}{art} = 26.427.$$

SC Trat 5= SC A + SC G + SC AxG + SC T(G) + SC AxT(G).

$$Donde: SC Trat 5= \frac{1}{ar} \sum_{l=1}^{t/g} Y_{1l..}^2 - \frac{\left( \frac{g}{art} \right) \left( \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl} \right)^2}{art}.$$

$$Del Cuadro 4 , SC A x T(G)= \{(10.914^2 + \dots + 19.942^2) + (9.985^2 + \dots + 11.12^2)\}$$

$$+ (10.433^2 + \dots + 12.478^2) + (12.15^2 + \dots + 12.92^2) + (12.88^2 + \dots + 14.58^2) + (15.10^2 + \dots + 16.28^2) \} -$$

94.049 - 12.27 - 0.9582 - 26.43 = (4491.873261 - 4352.597261) - 94.049 - 12.27 - 0.9582 - 26.43 =

5.568.

**Cuadro 4. Datos para calcular SC A x T(G).**

Ambiente 1			Ambiente 2		
Grupo 1 (T1-T15)	Grupo 2 (T16-T30)	Grupo 3 (T31-T45)	Grupo 1 (T1-T15)	Grupo 2 (T16-T30)	Grupo 3 (T31-T45)
10.914	9.985	10.433	12.15	12.88	15.1
8.972	10.335	8.729	14.63	14.85	12.91
8.885	9.983	10.892	13.67	13.18	13.7
11.563	9.55	9.889	13.18	13.16	13.74
9.241	9.057	9.815	12.05	10.38	13.57
9.076	9.09	11.81	13.86	12.2	16.11
9.85	9.56	11.82	13.35	12.46	16.03
9.286	11.26	9.358	13.4	14.45	11.99
9.048	9.439	11.139	13.32	12.77	15.9
10.982	9.314	11.107	12.82	12.45	15.64
11.084	10.158	12.096	14.55	13.11	16.28
9.852	11.361	12.222	12.75	14.94	16.8
8.619	10.046	11.336	12.25	13.87	15.62
10.511	10.238	10.921	14.21	12.88	14.77
9.942	11.12	12.478	12.92	14.58	16.28
147.825	150.496	164.036	199.11	198.16	224.44

Adicionalmente, SC total = SC A + SC G + SC R(A) + SC AxG + SC error a + [SC TRAT (G1) + SC TRAT (G2) + SC TRAT (G3) + ,..., + SC TRAT (Gg)] + SC AxT(G) + SC error b.

Así: SC error b= SC total - (SC A + SC G + SC R(A) + SC AxG + SC error a) - [SC TRAT (G1) + SC TRAT (G2) + SC TRAT (G3) + ,..., + SC TRAT (Gg)] - SC AxT(G).

Con la información previa se calcula: SC error b= 163.92 - 94.049 -12.27499 -6.819 - 0.9582 - 1.33361 - 26.42816 - 5.56644 = 16.4906.

Otra alternativa se presenta a continuación: SC error b=

$$\frac{g}{t} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r Y_{ijk}^2 - \frac{1}{rt} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{l=1}^t Y_{ijl}^2 + \frac{g}{rt} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g Y_{ij.}^2 = 4516.517261 - 4468.032093 - 4491.873261 +$$

$$4459.879494 = 16.4914.$$

Sí el área experimental se divide en unidad principal (UP) y subunidad (SU) y como lo propusieron González *et al.* (2024a , 2024b ), se define que SC total= SC UP + SC SU, entonces también será válida la expresión: SC UP= SC A + SC G + SC R(A) + SC AxG + SC Error a= 94.049 + 12.27499 + 6.819 + 0.9582 + 1.33361= 115.4348.

También, SC UP= SC Trat 1=

$$\left(\frac{1}{r}\right) \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{l=1}^t Y_{ijkl}^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl}\right)^2}{art} =$$

4468.032093 - 4352.597261 = 115.434832.

Por diferencia: SC SU= SC total - SC UP= 163.91 - 115.434832= 48.471568.

Para verificación, con base en cálculos previos, SC SU=

$$\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl}^2 -$$

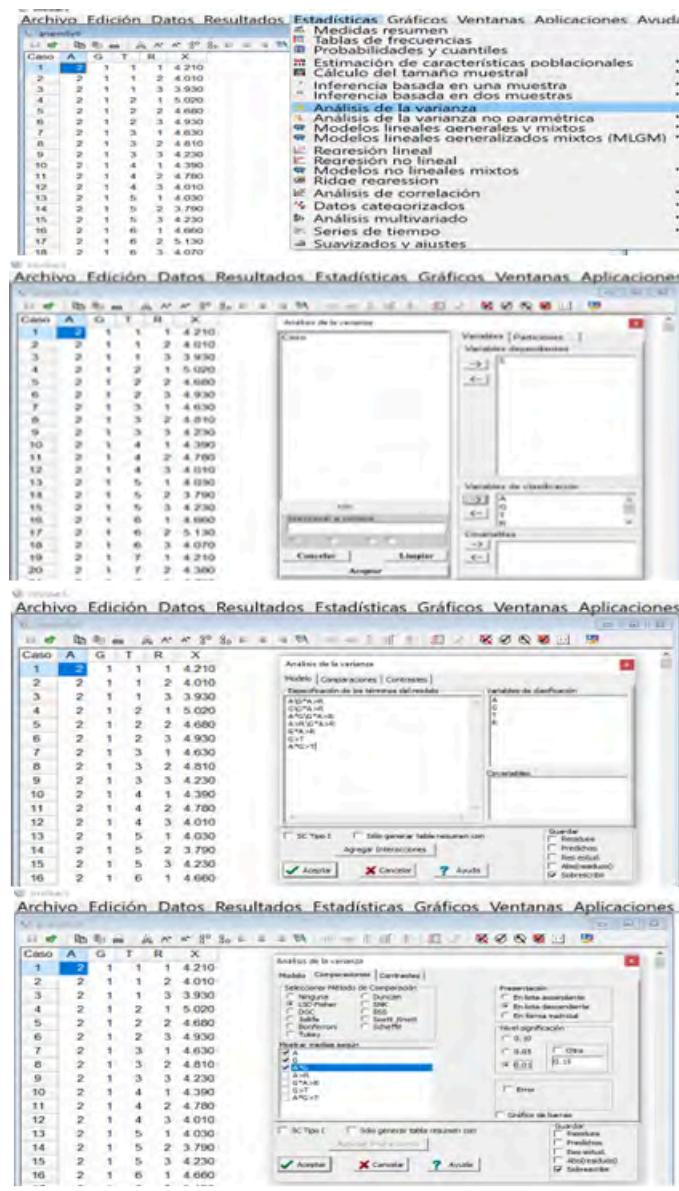
$$\frac{g}{t} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r Y_{ijk.}^2 = 4516.517261 - 4468.032093 = 48.485168.$$

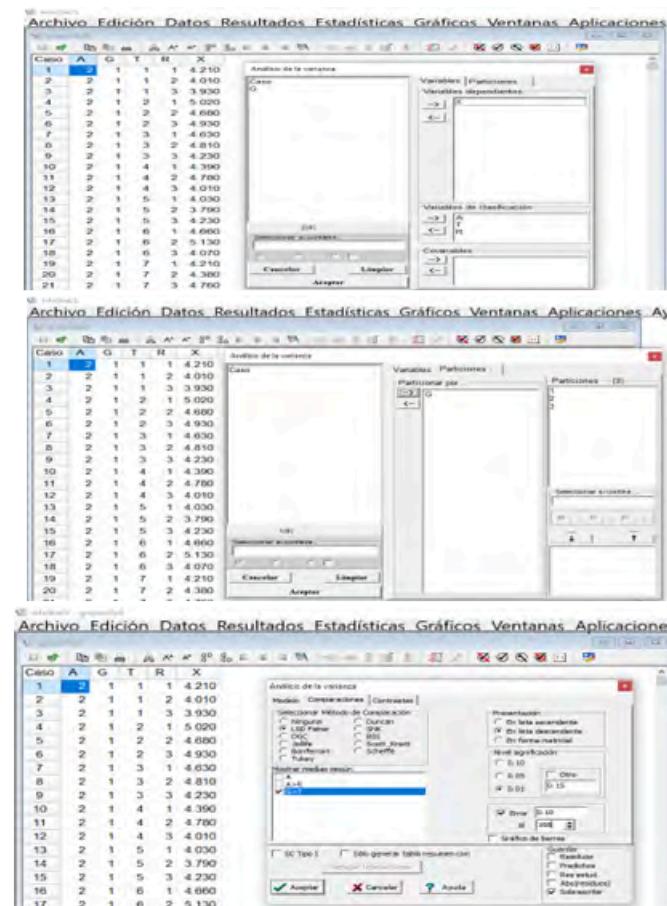
## Uso de InfoStat

Los rótulos para las columnas serán ambientes, grupos, repeticiones, tratamientos y variable respuesta, identificados como A, G, R, T, X, respectivamente. Los art= 270 datos son capturados en ese orden ( Balzarini *et al.*, 2008 ; Di Rienzo *et al.*, 2008 ; Balzarini y Di Rienzo, 2016 ). Primero se obtendrá un análisis de varianza general y después se realizará la comparación de medias de tratamientos dentro de grupos con la prueba de la diferencia mínima significativa (DMS) de Fisher, en las Figuras 1 y 2 se muestran los procedimientos para aplicar este software y en los Cuadros 5 , 6 , 7 , 8 y 9 se presentan las salidas con los resultados del análisis estadístico de referencia.



Figura 1. Etapas sucesivas para obtener el análisis de varianza general.



**Figura 2. Etapas sucesivas para obtener la comparación de medias para tratamientos anidados dentro de grupos.**

**Cuadro 5. Anava combinado generado por InfoStat.**

FV	GL	SC	CM	F	p	Error
A	1	94.05	94.05	564.1	<0.01	GxA > R
G	2	12.27	6.14	36.81	<0.01	GxA > R
AxG	2	0.96	0.48	2.87	0.11	GxA > R
R	4	6.82	1.7	10.22	<0.01	GxA > R
GxA > R	8	1.33	0.17	1.7		
G > T	42	26.43	0.63	6.41	<0.01	
AxG > T	42	5.57	0.13	1.35	0.09	
Error	168	16.49	0.1			
Total	269	163.91				

**Cuadro 6. Comparación de medias para el factor A (p = 0.01).**

Niveles	Medias	n	EE	Simbología
2	4.61	135	0.04	a
1	3.42	135	0.04	b

Medias con la misma letra son iguales estadísticamente (DMS= 0.16676).

**Cuadro 7. Comparación de medias para el factor G (  $p = 0.01$  ).**

Niveles	Medias	n	EE	Simbología
3	4.32	90	0.04	a
2	3.87	90	0.04	b
1	3.85	90	0.04	b

Medias con la misma letra son iguales estadísticamente (DMS= 0.20424).

**Cuadro 8. Comparación de medias para A con G (  $p = 0.01$  ).**

A	G	Medias	n	EE	Simbología
2	3	4.99	45	0.06	a
2	1	4.42	45	0.06	b
2	2	4.4	45	0.06	b
1	3	3.65	45	0.06	c
1	2	3.34	45	0.06	d
1	1	3.29	45	0.06	d

Medias con la misma letra son iguales estadísticamente (DMS= 0.2888).

**Cuadro 9. Comparación de medias dentro de grupos (InfoStat,  $p = 0.01$  ).**

Tratamiento	G1	Tratamiento	G2	Tratamiento	G3
11	4.27 a	27	4.38 a	42	4.84 a
4	4.12 ab	23	4.29 ab	45	4.79 a
14	4.12 ab	30	4.28 ab	41	4.73 ab
10	3.97 abc	17	4.2 abc	36	4.65 ab
2	3.93 abcd	28	3.99 abcd	37	4.64 ab
7	3.87 abcd	26	3.88 bcd	39	4.51 abc
1	3.84 abcd	18	3.86 bcd	43	4.49 abc
6	3.82 abcd	29	3.85 bcd	40	4.46 abc
15	3.81 abcd	16	3.81 bcd	44	4.28 bcd
8	3.78 bcd	19	3.79 cd	31	4.26 bcd
12	3.77 bcd	24	3.7 de	33	4.1 cd
3	3.76 bcd	22	3.67 de	34	3.94 de
9	3.73 bcd	25	3.63 de	35	3.9 de
5	3.55 cd	21	3.55 de	32	3.61 e
13	3.48 d	20	3.24 e	38	3.56 e

Las medias con letra igual dentro de cada grupo son iguales estadísticamente.

## Discusión

El uso de un modelo estadístico conduce a la generación de un análisis de varianza ( Figura 1 , Cuadro 5 ), De la Loma (1982) ; Mendenhall (1987) ; Martínez (1988) , Sahagún (2007b) ; Montgomery (2009) puntualizaron que éste es importante para enfrentar el problema de diseño y análisis de un ensayo donde está involucrado el cálculo de grados de libertad, suma de cuadrados, y la construcción de pruebas estadísticas apropiadas considerando cuadrados medios y esperanzas matemáticas, especialmente cuando se consideran modelos aleatorios o mixtos para situaciones más complejas.

El modelo construido por González *et al.* (2024a) está vinculado a un ejemplo proporcionado por Gomez y Gomez (1984) ; Shikari *et al.* (2015) ; Maranna *et al.* (2021) ; ellos sugirieron que los grupos de tratamientos podrían formarse por diferencias importantes entre éstos, con mínima variación dentro de ellos, o por su origen geográfico y genético ( González *et al.* , 2008 ; González *et al.* , 2010 ; González *et al.* , 2011 ).

El presente estudio complementa las investigaciones realizadas por Sahagún (1993 ; 1994 ; 1998 ; 2007a ); Martínez (1988) ; Gomez y Gomez (1984) ; González *et al.* (2024b) , el ABCB - DBCA es recomendable cuando el área experimental es muy heterogénea y cuando el número de tratamientos es mayor que 30; con dos repeticiones podrían probarse las hipótesis estadísticas y sería viable extender su análisis a serie de experimentos, particularmente cuando los diseños completamente al azar, DBCA, DCL o algún Látice, presenten algunas desventajas ( Martínez, 1988 ; Cochran y Cox, 2004 ; Montgomery, 2009 ).

En González *et al.* (2019 ; 2023 ; 2024a ; 2024b ); Rodríguez *et al.* (2025) se utilizaron versiones gratuitas de InfoStat, Info-Gen y SAS, en éstos se utilizaron DCA, DBCA, y DCL o DCL en parcelas divididas. Esta situación se generalizó a un ABCB-DBCA, pero si los experimentos son muy grandes las versiones estudiantiles se harán más lentas o no generarán resultados; las versiones comerciales de ambos tendrían menor costo para el usuario, pero SAS es el mejor software.

InfoStat e InfoGen son muy flexibles en serie de experimentos ya que los datos se ordenan automáticamente y se capturan manualmente grados de libertad y cuadrado medio del Error b ( Figura 2 ), ( González *et al.* , 2024b ); ambos también son muy confiables y fáciles de usar para analizar datos de cada ensayo ( Shikari *et al.* , 2015 ; Maranna *et al.* , 2021 ; González *et al.* , 2024a ).

Los Anava previos a la comparación de medias dentro de grupos (no incluidos) no son correctos, pero permiten verificar que la adición de SC T(G) en cada grupo (3.68 + 8.2 + 14.55) sea igual a SC T(G) [26.43; Cuadro 5 ], si las diferencias entre grupos y entre tratamientos dentro de grupos no son significativas, InfoGen o InfoStat pueden generar un Anava y una comparación de medias con varias metodologías, para una serie de experimentos en DBCA, utilizando la base de datos del ABCA-DBCA ( González *et al.* , 2024b ).

Si se aplica la prueba de Tukey, su validación podría efectuarse con el software OPSTAT, disponible gratuitamente en su sitio WEB; en éste sólo se capturan las medias aritméticas de cada tratamiento dentro de cada grupo, así como grados de libertad y cuadrado medio del error b ( Cuadro 5 , Figura 2 ).

## Conclusiones

Con InfoStat es fácil y confiable generar un análisis de varianza (Anava) para la serie de experimentos y cuando se aplica la prueba de la DMS a tratamientos anidados dentro de grupos, debido a que permite capturar manualmente grados de libertad y cuadrado medio del Error b; los Anava que se generan junto con la comparación de medias entre tratamientos dentro de grupos, no son correctos, pero pueden utilizarse para verificar que su adición sea igual a SC T(G) del Anava en la serie de experimentos. Si no fuera elegido el modelo estadístico utilizado en el presente estudio, la base de datos de la serie de experimentos puede usarse directamente para obtener un Anava y una comparación de medias de tratamientos anidados dentro de grupos para cada ensayo. Si los grupos de tratamientos en el ABCB-DBCA son iguales estadísticamente, los datos podrían analizarse como una serie de experimentos en DBCA usando la información contenida en el mismo archivo.

## Bibliografía

- 1 Balzarini, M. G. and Di Rienzo, J. A. 2016. InfoGen. FCA. Universidad Nacional de Córdoba, Argentina. <http://www.info-Gen.com.ar>.

- 2 Balzarini, M. G.; González, L.; Tablada, M.; Casanoves, F.; Di Rienzo, J. A. y Robledo, C. W. 2008. Manual del usuario de InfoStat. Editorial Brujas, Córdoba, Argentina. 348 p.
- 3 Cochran, W. G. y Cox, G. M. 2004. Diseños experimentales. Ed. Trillas, S.A. de C.V. 6ta. reimpresión. México, DF. 661 p. ISBN: 968-24-3669-9.
- 4 De-Loma, O. J. L. 1982. Experimentación agrícola. Editorial Hispano Americana, SA. 2da. Ed. México, DF. 493 p. ISBN: 96 84 38 45 72.
- 5 Di Rienzo, J. A.; Casanoves, F.; Balzarini, M. G.; González, L.; Tablada, M. y Robledo, C. W. 2008. InfoStat Versión 2008. Grupo InfoStat, FCA. Universidad Nacional de Córdoba, Argentina. <https://www.infostat.com.ar>.
- 6 Gomez, K. A. and Gomez, A. A. 1984. Statistical procedures for agricultural research. 2nd. Ed. John Wiley & Sons, Inc. Printed in Singapore. 680 p.
- 7 González, A.; Pérez, D. J.; Sahagún, J.; Franco, O.; Morales, E. J.; Rubí, M.; Gutiérrez, F. y Balbuena, A. 2010. Aplicación y comparación de métodos univariados para evaluar la estabilidad en maíces del Valle Toluca Atlacomulco, México. Revista Agronomía Costarricense. 34(2):129-143.
- 8 González, H. A.; Pérez, L. D. J.; Balbuena, M. A.; Franco, M. J. R.; Gutiérrez, R. F. y Rodríguez, G. J. A. 2023. Submuestreo balanceado en experimentos monofactoriales usando InfoStat y InfoGen: validación con SAS. Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas. 14(2):235-249.
- 9 González, H. A.; Pérez, L. D. J.; Franco, M. O.; Nava, B. E. B.; Gutiérrez, R. F.; Rubí, A. M. y Castañeda, V. A. 2011. Análisis multivariado aplicado al estudio de las interrelaciones entre cultivares de maíz y variables agronómicas. Revista Ciencias Agrícolas Informa. 20(2):58-65.
- 10 González, H. A.; Pérez, L. D. J.; Hernández, A. J.; Franco, M. J. R. P.; Rubí, A. M. y Balbuena, M. A. 2024a. Tratamientos anidados dentro de grupos en arreglo de bloques completos balanceados. Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas. 15(2):e3634. <https://doi.org/10.29312/remexca.v15i2.3634>.
- 11 González, H. A.; Pérez, L. D. J.; Rubí, A. M.; Gutiérrez, R. F.; Franco, M. J. R. P. y Padilla, L. A. 2019. InfoStat, InfoGen y SAS para contrastes mutuamente ortogonales en experimentos en bloques completos al azar en parcelas subdivididas. Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas. 10(6):1417-1431.
- 12 González, H. A.; Pérez, L. D. J.; Hernández, A. J.; Franco, M. J. R. P.; Balbuena, M. A. y Rubí, A. M. 2024b. Serie de experimentos para tratamientos anidados en grupos en arreglo de bloques completos balanceados. Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas 15(7):e3831. <https://doi.org/10.29312/remexca.v15i7.3831>.
- 13 González, H. A.; Vázquez, G. L. M.; Sahagún, C. J. y Rodríguez, P. J. E. 2008. Diversidad fenotípica de variedades e híbridos de maíz en el Valle Toluca-Atlacomulco, México. Revista Fitotecnia Mexicana. 31(1):67-76.
- 14 Maranna, S.; Nataraj, V.; Kumawat, G.; Chandra, S.; Rajesh, V.; Ramteko, R.; Manohar, P. R.; Ratnaparkhe, M. B.; Husain, S. M.; Gupta, S. and Khandekar, N. 2021. Breeding for higher yield, early maturity, wider adaptability and waterlogging tolerance in soybean (*Glycine max* L.): a case study. Scientific Reports. 11:22853. <https://doi.org/10.1038/s41598-021-02064-x>.
- 15 Martínez, G. A. 1988. Diseños experimentales. Métodos y elementos de teoría. Ed. Trillas. 1ra. Ed. México, DF. 756 p.
- 16 Mendenhall, W. 1987. Introducción a la probabilidad y la estadística. Grupo Editorial Iberoamérica. 1ra. Ed. México, DF. 626 p.
- 17 Montgomery, D. C. 2009. Design and analysis of experiments. 7th. Ed. John Wiley & Sons. Inc. USA. 656 p.

- 18 Rodríguez, G. J. A.; Pérez, L. D. J.; Hernández, A. J.; Balbuena, M. A.; Franco, M. J. R. P. y González, H. A. 2025. Parcelas divididas en Cuadro Latino: modelos estadísticos y formulas sin y con submuestreo. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*. 16(2):e3926. <https://doi.org/10.29312/remexca.v16i2.3926>.
- 19 Sahagún, C. J. 1993. Funcionalidad de cuatro modelos para las evaluaciones genotípicas en series de experimentos. *Revista Fitotecnia Mexicana*. 16(3):161-171.
- 20 Sahagún, C. J. 1994. Evaluación de genotipos en series de experimentos: diferencias en parámetros genéticos generados en dos modelos. *Revista Fitotecnia Mexicana*. 17(2):116-125.
- 21 Sahagún, C. J. 1998. Construcción y análisis de los modelos fijos, aleatorios y mixtos. Departamento de Fitotecnia. Programa Nacional de Investigación en Olericultura. Universidad Autónoma Chapingo (UACH). Boletín técnico núm. 2. 64 p.
- 22 Sahagún, C. J. 2007a. Evaluación de genotipos en heterogeneidad meteorológica intrarregional: confusión vs anidamiento de años en localidades. *Revista Fitotecnia Mexicana*. 30(1):97-104.
- 23 Sahagún, C. J. 2007b. Estadística descriptiva y probabilidad: una perspectiva biológica. 2da. Ed. Universidad Autónoma Chapingo (UACH), Texcoco, estado de México, México. 282 p. ISBN: 9789680203574.
- 24 Sheoran, O. P.; Tonk, D. S.; Kaushik, L. S.; Hasija, R. C. and Pannu, R. S. 1998. Statistical software package for agricultural research workers. Recent advances in information theory, statistical and computer applications by Hooda, D. S. and Hasija, R. C. Department of Mathematics Statistics, CCS HAU, Hisar. 139-143 pp.
- 25 Shikari, A. B.; Pourray, G. A.; Sofi, N. R.; Hussain, A.; Dar, Z. A. and Iqbal, A. M. 2015. Group balanced block design for comparisons among oilseed *Brassicaceae*. Academic Journals. 10(8):302-305. <https://doi.org/10.5897/SRE2014.5792>.

## Ejemplo para analizar serie de experimentos con arreglo en bloques completos balanceados

Journal Information
Journal ID (publisher-id): remexca
Title: Revista mexicana de ciencias agrícolas
Abbreviated Title: Rev. Mex. Cienc. Agríc
ISSN (print): 2007-0934
Publisher: Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias

Article/Issue Information
Date received: July 2025
Date accepted: October 2025
Publication date: 12 December 2025
Publication date: Nov-Dec 2025
Volume: 16
Issue: 8
Electronic Location Identifier: e4134
DOI: 10.29312/remexca.v16i8.4134

### Categories

Subject: Artículo

### Palabras clave:

#### Palabras clave:

aplicación de InfoStat  
diseño de bloques completos al azar  
experimentos bifactoriales

### Counts

Figures: 2

Tables: 9

References: 25