

## **InfoStat, InfoGen y SAS para contrastes mutuamente ortogonales en experimentos en bloques completos al azar en parcelas subdivididas**

Andrés González Huerta<sup>§</sup>  
Delfina de Jesús Pérez López  
Martín Rubí Arriaga  
Francisco Gutiérrez Rodríguez  
J. Ramón Pascual Franco Martínez  
Araceli Padilla Lara

Facultad de Ciencias Agrícolas-Centro de Investigación y Estudios Avanzados en Fitomejoramiento-Universidad Autónoma del Estado de México. El Cerrillo Piedras Blancas, Estado de México. AP. 435. Tel. y Fax. 722 2965518, ext. 148 (djperel@uaemex.mx; m\_rubi65@yahoo.com.mx; fgrfca@hotmail.com; jrfrancom@uaemex.mx; padillalaraaraceli@hotmail.com).

<sup>§</sup>Autor para correspondencia: agonzalezh@uaemex.mx.

### **Resumen**

Las series de experimentos (SE) en tiempo y espacio en arreglos de parcelas divididas han sido utilizadas cotidianamente en diversas disciplinas de la ciencia y la tecnología, pero para parcelas subdivididas (PS) existe poca información. Con contrastes mutuamente ortogonales (CMO's) se divide la variabilidad de medias o totales de tratamientos en grupos, dentro de un análisis de varianza en experimentos de uno o más factores. En este estudio se presentan los programas para analizar datos del peso de vaina en verde registrado en habas en una SE en bloques completos al azar en arreglo de PS para correrse en el Sistema para Análisis Estadístico, InfoStat o InfoGen, elaborados por el autor para correspondencia. Se indican los procedimientos para determinar cuántos y cuáles son los coeficientes de cada contraste y como calcular algunos CMO's. Se presenta un análisis de varianza combinado y los CMO's para factores principales y para sus interacciones, pero los tres paquetes estadísticos pueden generar los análisis para cada ensayo. Con la plataforma que se ha elaborado en el presente estudio será más fácil obtener la descomposición de los efectos de factores principales y de sus interacciones en una SE en arreglo de PS con base en la construcción de un conjunto apropiado de polinomios ortogonales o de una combinación entre éstos y los CMO's.

**Palabras clave:** *Vicia faba* L., experimentos factoriales, modelo de efectos fijos, Valles Altos del centro de México.

Recibido: julio de 2019

Aceptado: septiembre de 2019

## Introducción

Cuando se diseñan y analizan experimentos, el análisis de varianza (Anava) se ha utilizado convencionalmente para minimizar el error experimental y estimar confiablemente los efectos entre tratamientos (Juárez y Corona, 1990; Sahagún y Frey, 1990; Sahagún, 1997; Meneses *et al.*, 2004). Las suposiciones que deben satisfacerse es que el modelo lineal elegido describa adecuadamente las observaciones, y que los errores siguen una distribución normal e independiente, con media cero y varianza constante, aunque desconocida (Sahagún, 1990; Sahagún *et al.*, 2008).

El análisis de variables cuantitativas en modelos de efectos fijos, aleatorios o mixtos puede referirse a casos balanceados o desbalanceados (Matzinger *et al.*, 1959; Sahagún, 1998; Montgomery, 2010) con factores cualitativos o cuantitativos como fertilización, densidad de siembra o población, insecticidas, fungicidas, hormonas vegetales, cultivares, localidades, años o sus combinaciones, entre otros (Sahagún y Frey, 1990; Sahagún, 1997; Meneses *et al.*, 2004; González *et al.*, 2007).

Los experimentos factoriales permiten ahorrar recursos, incrementar la precisión de las estimaciones de medias de efectos y hacer posible el estudio de sus interacciones (Sahagún *et al.*, 2008). El empleo de planes de cruzamiento y de diseños experimentales es un procedimiento común en el mejoramiento genético vegetal y animal (Matzinger *et al.*, 1959; Sahagún, 1997), así como en la producción de semillas, la generación, aplicación, transferencia y validación de tecnología (Sahagún y Frey, 1990; Meneses *et al.*, 2004; González *et al.*, 2007; Torres *et al.*, 2017).

El Anava es un prerrequisito en la comparación de medias de tratamiento, pero sus efectos también pueden dividirse en contrastes mutuamente ortogonales (CMO's) cuando se elige uno de los cuatro diseños experimentales básicos o cuando se aplican las series de experimentos en tiempo y espacio con arreglos en franjas y parcelas divididas (Gomez y Gomez, 1984; Martínez, 1988; Sahagún, 1998; Rebolledo, 2002). La formación de CMO's tiene estas ventajas: a) cada prueba de hipótesis aporta información nueva, independiente; b) la interpretación de resultados es más sencilla; y c) el número máximo estimable es limitado.

En su construcción la guía básica es su congruencia con los objetivos de la investigación, no importa si son o no mutuamente ortogonales, ni cuantos tratamientos sean evaluados (Sahagún *et al.*, 2008). En factoriales incompletos se han empleado las interacciones de mayor grado como error experimental, aunque no es común experimentar con más de cuatro factores y no es frecuente que todas sus interacciones sean significativas (Sahagún *et al.*, 2008; Montgomery, 2010; Walpole *et al.*, 2012). La interacción genotipo x ambiente, los polinomios ortogonales, las diferentes técnicas de regresión y los diversos métodos multivariados también usan el ANAVA (Gomez y Gomez, 1984; Sahagún, 1990; Sahagún *et al.*, 2008; Torres *et al.*, 2017).

La SE en bloques completos al azar (DBCA) en parcelas divididas está descrito en muchas publicaciones, como en Martínez (1988) y Rebolledo (2002), quienes además elaboraron varios programas para el SAS para generar el Anava, la comparación de medias de tratamientos con la prueba de Tukey y los CMO's. El modelo lineal de una SE en DBCA en arreglo de PS fue descrito por Herrera (2011) y por Padilla *et al.* (2019) pero aún existe poca información para modelos aleatorios y mixtos y particularmente, cuando en parcela grande, mediana o chica se alojan dos factores (Villa *et al.*, 2010).

El análisis de una SE en parcelas subdivididas está sujeto a más errores cuando se han registrado muchas variables, pero la elaboración de programas para InfoStat, InfoGen y SAS, entre otros, ahorrará tiempo y esfuerzos si el modelo lineal elegido es correcto (Sahagún, 1998; Herrera, 2011; Padilla *et al.*, 2019). El objetivo del presente estudio fue presentar programas para analizar una SE en PS en DBCA con CMO's empleando tres paquetes estadísticos de uso común.

## Marco de referencia

### Modelo lineal

Se establece que:  $i=1, 2, 3, \dots, e$  experimentos;  $j=1, 2, 3, \dots, r$  repeticiones;  $k=1, 2, 3, \dots, a$  niveles en parcela grande;  $l=1, 2, 3, \dots, b$  niveles en parcela mediana;  $m=1, 2, 3, \dots, c$  niveles en parcela chica. Así:

$$Y_{ijklm} = \mu + \alpha_i + \beta_{j(i)} + \gamma_k + (\alpha\gamma)_{ik} + \varepsilon_{ijk} + \delta_l + (\gamma\delta)_{kl} + (\alpha\delta)_{il} + (\alpha\gamma\delta)_{ikl} + \varepsilon_{ijkl} + \theta_m + (\gamma\theta)_{km} + (\delta\theta)_{lm} + (\gamma\delta\theta)_{klm} + (\alpha\theta)_{im} + (\alpha\gamma\theta)_{ikm} + (\alpha\delta\theta)_{ilm} + \varepsilon_{ijklm}$$

Donde:  $\mu$  es la gran media aritmética;  $\alpha_i$  es el  $i$ -ésimo experimento;  $\beta_{j(i)}$  es la  $j$ -ésima repetición anidada en el  $i$ -ésimo experimento;  $\gamma_k$  es la  $k$ -ésima fertilización;  $\delta_l$  es  $l$ -ésima densidad de población;  $\theta_m$  es el  $m$ -ésimo cultivar;  $\varepsilon_{ijk}$ ,  $\varepsilon_{ijkl}$  y  $\varepsilon_{ijklm}$  son los errores a, b y c de parcela grande, mediana y chica, las diez componentes restantes son interacciones viables (Herrera, 2011; Padilla *et al.*, 2019).

### Obtención de los coeficientes de los CMO

Gomez y Gomez (1984); Sahagún *et al.* (2008) definen un contraste ortogonal como una combinación lineal de efectos de tratamientos. Si  $T_1, T_2, T_3, \dots, T_t$  son parámetros desconocidos relacionados con los efectos de  $t$  tratamientos y  $C_1, C_2, C_3, \dots, C_t$  son constantes conocidas, denominadas coeficientes de los contrastes, en experimentos monofactoriales, cada contraste ( $L_i$ ) se calcula como:

$$L_i = C_1T_1 + C_2T_2 + C_3T_3 + \dots + C_tT_t = \sum_{i=1}^t C_iT_i \text{ con la restricción } \sum_{i=1}^t C_i = 0$$

La suma de cuadrados (SC) de  $L_i$  con un grado de libertad (gl) se calcula como:

$$SCL_i = \frac{[\sum_{i=1}^t C_iT_i]^2}{r \sum_{i=1}^t C_i^2}$$

Con  $t$  tratamientos hay  $t-1$  contrastes ortogonales. Para probar su significancia estadística en un modelo de efectos fijos se compara el cociente que resulta de dividir  $SCL_i$  entre SC del error. En la prueba de F se utiliza (1, grados de libertad del error), al nivel de significancia elegido ( $p=0.05$  ó  $p=0.01$ ).

Dos contrastes,  $L_1$  y  $L_2$ , con un grado de libertad (GL), son mutuamente ortogonales si la suma de los productos cruzados de sus coeficientes es igual a cero; es decir:

$$L_1 = C_{11}T_1 + C_{12}T_2 + C_{13}T_3 + \dots + C_{1t}T_t$$

$$L_2 = C_{21}T_1 + C_{22}T_2 + C_{23}T_3 + \dots + C_{2t}T_t$$

$$\sum_{i=1}^t C_{1i}C_{2i} = C_{11}C_{21} + C_{12}C_{22} + C_{13}C_{23} + \dots + C_{1t}C_{2t} = 0$$

p contrastes con un GL ( $p > 2$ ) son mutuamente ortogonales si cada par y todos los pares en el grupo son ortogonales. Como el número máximo de contrastes mutuamente ortogonales con un GL es igual al número de GL de tratamientos entonces:

$$SCL_1 + SCL_2 + SCL_3 + \dots + SCL_{t-1} = SC \text{ de tratamientos}$$

Para calcular los coeficientes de los contrastes mutuamente ortogonales (CMO) en las interacciones de cualquier orden en experimentos factoriales se procede así: 1. Para determinar cuántos coeficientes habrá se multiplica el número de CMO de cada factor; 2. Los coeficientes para cada interacción se obtienen como el producto de sus valores y signos; y 3. Se capturan todos los coeficientes de cada contraste en el programa editor del SAS o en el cuadro de diálogo del InfoStat o del InfoGen. 4. Se corre el programa, se verifican las salidas, se realiza un resguardo o se imprimen las salidas.

Con 5 y 2 CMO para los factores A y B habrá 10 posibilidades. Como hay 6 ó 3 coeficientes en los factores A o B, cualquier CMO tendrá 18 coeficientes. Si los coeficientes del primer contraste para los factores A y B son  $(1 \ -1 \ 1 \ -1 \ 1 \ -1)$  y  $[-1 \ 2 \ -1]$ , la primera combinación con valores:  $(1 \ -1 \ 1 \ -1 \ 1 \ -1) [-1 \ 2 \ -1]$  producirá  $-1 \ 2 \ -1 \ 1 \ -2 \ 1 \ -1 \ 2 \ -1 \ 1 \ -2 \ 1 \ -1 \ 2 \ -1 \ 1 \ -2 \ 1$ .

Nota: se multiplica  $1(-1), 1(2), 1(-1), -1(-1), -1(2), -1(-1), \dots, -1(-1), -1(2), -1(-1)$ .

Para AxC habrá también 10 casos, con 18 coeficientes cada uno; sus valores y signos son iguales a los de A1B1. Así:  $(1 \ -1 \ 1 \ -1 \ 1 \ -1) [-1 \ 2 \ -1] = -1 \ 2 \ -1 \ 1 \ -2 \ 1 \ -1 \ 2 \ -1 \ 1 \ -2 \ 1 \ -1 \ 2 \ -1 \ 1 \ -2 \ 1$ .

Para la interacción BxC deben obtenerse los  $3 \times 3 = 9$  coeficientes para cada uno de los cuatro CMO. Para B1C1 se tendrá:  $[-1 \ 2 \ -1] [-1 \ 2 \ -1] = 1 \ -2 \ 1 \ -2 \ 4 \ -2 \ 1 \ -2 \ 1$ .

Nota: cada valor se obtiene cómo  $-1(-1), -1(2), -1(-1), 2(-1), 2(2), 2(-1), -1(-1), -1(2), -1(-1)$ .

En AxBxC, hay  $6 \times 3 \times 3 = 54$  coeficientes para cada uno de los  $5 \times 2 \times 2 = 20$  contrastes mutuamente ortogonales. Para SAS sus valores y signos se obtienen al multiplicar los coeficientes de cada interacción AxB con los de C, pero para InfoStat estos se generan al multiplicar los valores de C por los de AxB. Para SAS:

En A1B1C1 sus valores son el producto de  $(-1 \ 2 \ -1 \ 1 \ -2 \ 1 \ -1 \ 2 \ -1 \ 1 \ -2 \ 1 \ -1 \ 2 \ -1 \ 1 \ -2 \ 1)$  con  $[-1 \ 2 \ -1] = 1 \ -2 \ 1 \ -2 \ 4 \ -2 \ 1 \ -2 \ 1 \ -1 \ 2 \ -1 \ 2 \ -4 \ 2 \ -1 \ 2 \ -1 \ 1 \ -2 \ 1 \ -2 \ 4 \ -2 \ 1 \ -2 \ 1 \ -1 \ 2 \ -1 \ 2 \ -4 \ 2 \ -1 \ 2 \ -1 \ 1 \ -2 \ 1 \ -2 \ 4 \ -2 \ 1 \ -2 \ 1 \ -1 \ 2 \ -1 \ 2 \ -4 \ 2 \ -1 \ 2 \ -1 \ 1 \ -2 \ 1 \ -2 \ 4 \ -2 \ 1 \ -2 \ 1 \ -1 \ 2 \ -1 \ 2 \ -4 \ 2 \ -1 \ 2 \ -1$ .

## Análisis estadístico

Los pesos de vaina en verde fueron sometidos a un análisis de varianza combinado. Los procedimientos algebraicos están descritos en Herrera (2011); Padilla *et al.* (2019). Las salidas se obtuvieron con las versiones descritas en SAS Institute (1989); InfoStat (Balzarini *et al.*, 2008; Di Rienzo *et al.*, 2008) e InfoGen (Balzarini y Di Rienzo, 2016). Adicionalmente, se hizo una subdivisión de los tres efectos principales y de sus cuatro interacciones con contrastes mutuamente ortogonales (Gomez y Gomez, 1984).

### Cálculo de algunos CMO

En Padilla *et al.* (2019) se muestran los datos del rendimiento en vaina verde utilizados para realizar los siguientes cálculos. Con los totales de AxB, AxC y AxBxC se pueden calcular los CMO para los tres factores y para la interacción BxC.

Contraste 1 del factor A (FER)

$$SC L1 = \frac{(\sum_{i=1}^c CiTi)^2}{e b c r \sum_{i=1}^c Ci^2} = \frac{(365.11-375.06+463.38-344.10+410.86-353.36)^2}{2(3)(3)(3)(6)} = \frac{(1239.45-1072.52)^2}{324} = 86$$

Contraste 1 del factor B (DEN)

$$SCL1 = \frac{(\sum_{i=1}^c CiTi)^2}{e a c r \sum_{i=1}^c Ci^2} = \frac{[(496.23-2(783.38)+1032.39)]^2}{2(6)(3)(3)(6)} = \frac{(1528.62-1566.76)^2}{648} = 2.245$$

Contraste 1 del factor C (CUL)

$$SCL1 = \frac{(\sum_{i=1}^c CiTi)^2}{e a b r \sum_{i=1}^c Ci^2} = \frac{[(819.77-2(741.83)+750.37)]^2}{2(6)(3)(3)(6)} = \frac{(1570.14-1483.66)^2}{648} = 11.54$$

Contraste 1 de la interacción FER x DEN (AxB)

$$SCL1 = \frac{(\sum_{i=1}^c CiTi)^2}{e c r \sum_{i=1}^c Ci^2}, \text{ donde: e, c y r son localidades, cultivares y repeticiones, respectivamente.}$$

$$= [81.81 - 70.94 + 108.36 - 79.72 + 82.8 - 72.57 - 2(128.61) + 2(137.4) - 2(147.09) + 2(113.16) - 2(143.56) + 2(113.56) + 154.69 - 116.72 + 208.03 - 151.22 + 184.5 - 167.23]2 / [2(3)(3)(36)] \\ = (1548.43 - 1546.92)2 / 648 = 0.0035.$$

Contraste 1 de la interacción FER x CUL (AxC)

$$SCL1 = \frac{(\sum_{i=1}^c CiTi)^2}{e b r \sum_{i=1}^c Ci^2}, \text{ donde: b son los niveles de la densidad de población.}$$

$$= \frac{\{126.19-144.06+170.27-121.85+144.81-112.59-2(120.35)+2(111.17)-2(155.01)+2(107.96)-2(135.61) \\ +2(111.73)+118.57-119.83+138.20-114.29+130.44-129.04\}^2}{2(3)(3)(36)} = 8.31$$

Contraste 1 de la interacción DEN x CUL (B x C).

$$SCL1 = \frac{(\sum_{i=1}^c CiTi)^2}{ear \sum_{i=1}^c Ci^2}, \text{ donde: a son los niveles de la fertilización.}$$

$$= \frac{[188.54-2(269,27)+361.96-2(152.38)+4(260.93)-2(328.52)+155.28-2(253.18)+341.91]^2}{2(6)(3)(36)} = 5.53.$$

Contraste 1 de la interacción FER x DEN x CUL (AxBxC).

$$SCL1 = \frac{(\sum_{i=1}^c CiTi)^2}{er \sum_{i=1}^c Ci^2}$$

$$= \frac{[30.31 - 2(41.9) + 53.98 - 29.29 + 2(52.3) - 62.47 + 47.78 - 2(51.3) + 71.19 - 30.49 + 2(37.81) - 53.55 + 28.84 - 2(50.23) + 65.74 - 21.83 + 2(35.73) - 55.03 - 2(26.82) + 4(45.81) - 2(47.72) + 2(15.05) - 4(43.92) + 2(52.2) - 2(31.55) + 4(53.34) - 2(70.12) + 2(22.7) - 4(37.81) + 2(47.45) - 2(29.74) + 4(42.67) - 2(63.15) + 2(26.47) - 4(37.38) + 2(47.88) + 24.68 - 2(40.90) + 52.99 - 26.6 + 2(41.18) - 51.95 + 29.03 - 2(42.45) + 66.72 - 26.53 + 2(37.54) - 50.22 + 24.17 - 2(50.66) + 55.61 - 24.27 + 2(40.45) - 65.32]^2}{2(3)(216)} = 0.91$$

Los cálculos anteriores y el resto de los CMO que son posibles de estimar se pueden obtener con la siguiente rutina:

## Programas para InfoStat e InfoGen

### Etapas 1

Los datos se ordenan como experimentos (EXP), repeticiones (REP), fertilización (FER), densidad de población (DEN), cultivos (CUL) y variables (s).

### Etapas 2

En menú principal elegir estadísticas/análisis de varianza. En el cuadro de diálogo definir: Variables dependientes: RVV. Variables de clasificación: EXP REP FER DEN CUL, elegir aceptar.

### Etapas 3

En especificaciones de los términos del modelo escribir:

```
EXP\EXP>REP*FER; EXP>REP\EXP>REP*FER; FER\EXP>REP*FER;
EXP*FER\EXP>REP*FER;
EXP>REP*FER;DEN\EXP>FER>REP*DEN;DEN*EXP\EXP>FER>REP*DEN;DEN*FER\EX
P>FER>REP*DEN;DEN*EXP*FER\EXP>FER>REP*DEN;EXP>FER>REP*DEN;CUL;CUL*
EXP;CUL*FER;
CUL*DEN;CUL*EXP*FER;CUL*EXP*DEN;CUL*FER*DEN; elegir aceptar.
```

Nota: en el cuadro de diálogo las instrucciones anteriores deben escribirse por separado en cada línea y sin el punto y coma.

#### **Etapas 4**

En el cuadro de diálogo que muestra Análisis de varianza elegir: comparaciones\ contrastes\ tratamientos\escoger efectos\matriz de contrastes\aceptar.

Antes de dar clic en aceptar debe elegirse controlar ortogonalidad. Después de definir si será estimado un efecto principal o una interacción introducir los coeficientes en la matriz de contrastes.

#### **Programa para SAS**

En la base de datos Exp= localidades, A, B y C son fertilización, densidad de población y cultivares y las variables son identificadas como X1, X2, X16.

```
Data haba;
Input Exp rep A B C X1 X2 X3 X4 X5 X6 X7 X8 X9 X10 X11 X12 X13 X14 X15 X16;
Cards;
```

Aquí se capturan los datos en el orden del input.

```
PROC SORT; BY EXP; PROC GLM; BY EXP; CLASS REP A B C;
MODEL X1-X16= REP A REP*A B A*B REP*B(A) C A*C B*C A*B*C;
TEST H=REP A E=REP*A;
TEST H=B A*B E=REP*B(A);
```

Se genera un análisis de varianza individual con glm y se calculan los contrastes mutuamente ortogonales para efectos principales, se usan los errores de parcela grande y mediana para las pruebas de f.

```
CONTRAST 'A1, A3,A5 vs A2,A4,A6' A 1 -1 1 -1 1 -1/E=REP*A;
CONTRAST 'A1 vs A3, A5' A 2 0 -1 0 -1 0/E= REP *A;
CONTRAST 'A3 vs A5' A 0 0 1 0 -1 0/E= REP *A;
CONTRAST 'A2 vs A4, A6' A 0 2 0 -1 0 -1/E= REP *A;
CONTRAST 'A4 vs A6' A 0 0 0 1 0 -1/E= REP *A;
CONTRAST 'B2 vs B1, B3' B -1 2 -1/E= REP *B(A);
CONTRAST 'B1 vs B3' B 1 0 -1/E= REP *B(A);
```

Los contrastes del factor c se prueban con el residual del modelo, que es el error de parcela chica; no es necesario que se especifiquen al final.

```
CONTRAST 'C2 vs C1, C3' C -1 2 -1;
CONTRAST 'C1 vs C3' C 1 0 -1;
```

Los contrastes de la interacción axb se prueban con el error de parcela mediana.

CONTRAST 'A1B1' A\*B -1 2 -1 1 -2 1 -1 2 -1 1 -2 1 -1 2 -1 1 -2 1/E=REP\*B(A);  
 CONTRAST 'A2B1' A\*B -2 4 -2 0 0 0 1 -2 1 0 0 0 1 -2 1 0 0 0/E=REP\*B(A);  
 CONTRAST 'A3B1' A\*B 0 0 0 0 0 0 -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1 0 0 0/E=REP\*B(A);  
 CONTRAST 'A4B1' A\*B 0 0 0 -2 4 -2 0 0 0 1 -2 1 0 0 0 1 -2 1/E=REP\*B(A);  
 CONTRAST 'A5B1' A\*B 0 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1/E=REP\*B(A);  
 CONTRAST 'A1B2' A\*B 1 0 -1 -1 0 1 1 0 -1 -1 0 1 1 0 -1 -1 0 1/E=REP\*B(A);  
 CONTRAST 'A2B2' A\*B 2 0 -2 0 0 0 -1 0 1 0 0 0 -1 0 1 0 0 0/E=REP\*B(A);  
 CONTRAST 'A3B2' A\*B 0 0 0 0 0 0 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1 0 0 0/E=REP\*B(A);  
 CONTRAST 'A4B2' A\*B 0 0 0 2 0 -2 0 0 0 -1 0 1 0 0 0 -1 0 1/E=REP\*B(A);  
 CONTRAST 'A5B2' A\*B 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1/E=REP\*B(A);

Los errores de la interacción axc se prueban con el residual del modelo, por lo que no es necesario que se indiquen al final.

CONTRAST 'A1C1' A\*C -1 2 -1 1 -2 1 -1 2 -1 1 -2 1 -1 2 -1 1 -2 1;  
 CONTRAST 'A2C1' A\*C -2 4 -2 0 0 0 1 -2 1 0 0 0 1 -2 1 0 0 0;  
 CONTRAST 'A3C1' A\*C 0 0 0 0 0 0 -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1 0 0 0;  
 CONTRAST 'A4C1' A\*C 0 0 0 -2 4 -2 0 0 0 1 -2 1 0 0 0 1 -2 1;  
 CONTRAST 'A5C1' A\*C 0 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1;  
 CONTRAST 'A1C2' A\*C 1 0 -1 -1 0 1 1 0 -1 -1 0 1 1 0 -1 -1 0 1;  
 CONTRAST 'A2C2' A\*C 2 0 -2 0 0 0 -1 0 1 0 0 0 -1 0 1 0 0 0;  
 CONTRAST 'A3C2' A\*C 0 0 0 0 0 0 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1 0 0 0;  
 CONTRAST 'A4C2' A\*C 0 0 0 2 0 -2 0 0 0 -1 0 1 0 0 0 -1 0 1;  
 CONTRAST 'A5C2' A\*C 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1;  
 CONTRAST 'B1C1' B\*C 1 -2 1 -2 4 -2 1 -2 1;  
 CONTRAST 'B1C2' B\*C -1 0 1 2 0 -2 -1 0 1;  
 CONTRAST 'B2C1' B\*C -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1;  
 CONTRAST 'B2C2' B\*C 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1;

Los coeficientes de la interacción axbxc se prueban con el error de parcela chica o residual del modelo y no se indican al final.

CONTRAST 'A1B1C1' A\*B\*C 1 -2 1 -2 4 -2 1 -2 1 -1 2 -1 2 -4 2 -1 2 -1 1 -2 1 -2 4 -2 1 -2 1 -1 2  
 -1 2 -4 2 -1 2 -1 1 -2 1 -2 4 -2 1 -2 1 -1 2 -1 2 -4 2 -1 2 -1;  
 CONTRAST 'A1B1C2' A\*B\*C -1 0 1 2 0 -2 -1 0 1 1 0 -1 -2 0 2 1 0 -1 -1 0 1 2 0 -2 -1 0 1 1 0 -1 -  
 2 0 2 1 0 -1 -1 0 1 2 0 -2 -1 0 1 1 0 -1 -2 0 2 1 0 -1;  
 CONTRAST 'A1B2C1' A\*B\*C -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1 1 -2 1 0 0 0 -1 2 -1 -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1 1 -2 1  
 0 0 0 -1 2 -1 -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1 1 -2 1 0 0 0 -1 2 -1;  
 CONTRAST 'A1B2C2' A\*B\*C 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1 -1 0 1 0 0 0 1 0 -1 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1 -1 0 1 0 0  
 0 1 0 -1 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1 -1 0 1 0 0 0 1 0 -1;  
 CONTRAST 'A2B1C1' A\*B\*C 2 -4 2 -4 8 -4 2 -4 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 2 -1 2 -4 2 -1 2 -1 0 0 0 0  
 0 0 0 0 -1 2 -1 2 -4 2 -1 2 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0;  
 CONTRAST 'A2B1C2' A\*B\*C -2 0 2 4 0 -4 -2 0 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0 -1 -2 0 2 1 0 -1 0 0 0 0  
 0 0 0 0 1 0 -1 -2 0 2 1 0 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0;  
 CONTRAST 'A2B2C1' A\*B\*C -2 4 -2 0 0 0 2 -4 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 -2 1 0 0 0 -1 2 -1 0 0 0 0  
 0 0 0 0 1 -2 1 0 0 0 -1 2 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0;

```

CONTRAST 'A2B2C2' A*B*C 2 0 -2 0 0 0 -2 0 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 0 1 0 0 0 1 0 -1 0 0 0 0 0 0
0 0 0 -1 0 1 0 0 0 1 0 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0;
CONTRAST 'A3B1C1' A*B*C 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 -2 1 -2 4 -2 1 -2 1 0 0 0 0 0 0
0 0 0 -1 2 -1 2 -4 2 -1 2 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0;
CONTRAST 'A3B1C2' A*B*C 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 0 1 2 0 -2 -1 0 1 0 0 0 0 0 0
0 0 0 1 0 -1 -2 0 2 1 0 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0;
CONTRAST 'A3B2C1' A*B*C 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1 0 0 0 0 0 0
0 0 0 1 -2 1 0 0 0 -1 2 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0;
CONTRAST 'A3B2C2' A*B*C 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1 0 0 0 0 0 0
0 0 -1 0 1 0 0 0 1 0 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0;
CONTRAST 'A4B1C1' A*B*C 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 2 -4 2 -4 8 -4 2 -4 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 2 -1 2 -4
2 -1 2 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 2 -1 2 -4 2 -1 2 -1;
CONTRAST 'A4B1C2' A*B*C 0 0 0 0 0 0 0 0 0 -2 0 2 4 0 -4 -2 0 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0 -1 -2 0 2
1 0 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0 -1 -2 0 2 1 0 -1;
CONTRAST 'A4B2C1' A*B*C 0 0 0 0 0 0 0 0 0 -2 4 -2 0 0 0 2 -4 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 -2 1 0 0 0
-1 2 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 1 -2 1 0 0 0 -1 2 -1;
CONTRAST 'A4B2C2' A*B*C 0 0 0 0 0 0 0 0 0 2 0 -2 0 0 0 -2 0 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 0 1 0 0 0
1 0 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 0 1 0 0 0 1 0 -1;
CONTRAST 'A5B1C1' A*B*C 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 -2 1 -2 4 -2
1 -2 1 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 2 -1 2 -4 2 -1 2 -1;
CONTRAST 'A5B1C2' A*B*C 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 0 1 2 0 -2 -
1 0 1 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0 -1 -2 0 2 1 0 -1;
CONTRAST 'A5B2C1' A*B*C 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 2 -1 0 0 0 1
-2 1 0 0 0 0 0 0 0 0 1 -2 1 0 0 0 -1 2 -1;
CONTRAST 'A5B2C2' A*B*C 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0 -1 0 0 0 -1
0 1 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 0 1 0 0 0 1 0 -1;

```

PROC GLM; CLASS EXP REP A B C;

```

MODEL X1-X16= EXP REP(EXP) A A*EXP REP*A(EXP) B A*B B*EXP A*B*EXP REP*B(A
EXP) C A*C B*C A*B*C C*EXP A*C*EXP B*C*EXP;
TEST H= EXP A REP(EXP) EXP*A E=REP*A(EXP);
TEST H= B A*B B*EXP A*B*EXP E=REP*B(A EXP);

```

Se obtiene un análisis de varianza combinado con partición de efectos principales con contrastes mutuamente ortogonales.

```

CONTRAST 'A1, A3, A5 vs A2, A4, A6' A 1 -1 1 -1 1 -1/E=Rep*A(Exp);
CONTRAST 'A1 vs A3, A5' A 2 0 -1 0 -1 0/E=Rep*A(Exp);
CONTRAST 'A3 vs A5' A 0 0 1 0 -1 0/E=Rep*A(Exp);
CONTRAST 'A2 vs A4, A6' A 0 2 0 -1 0 -1/E=Rep*A(Exp);
CONTRAST 'A4 vs A6' A 0 0 0 1 0 -1/E=Rep*A(Exp);
CONTRAST 'B2 vs B1, B3' B -1 2 -1/E=Rep*B(A Exp);
CONTRAST 'B1 vs B3' B 1 0 -1/E=Rep*B(A Exp);
CONTRAST 'C2 vs C1, C3' C -1 2 -1;
CONTRAST 'C1 vs C3' C 1 0 -1;
CONTRAST 'A1B1' A*B -1 2 -1 1 -2 1 -1 2 -1 1 -2 1 -1 2 -1 1 -2 1/E=Rep*B(A Exp);

```

CONTRAST 'A2B1' A\*B -2 4 -2 0 0 0 1 -2 1 0 0 0 1 -2 1 0 0 0/E=REP\*B(A EXP);  
 CONTRAST 'A3B1' A\*B 0 0 0 0 0 0 -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1 0 0 0/E=REP\*B(A EXP);  
 CONTRAST 'A4B1' A\*B 0 0 0 -2 4 -2 0 0 0 1 -2 1 0 0 0 1 -2 1/E=REP\*B(A EXP);  
 CONTRAST 'A5B1' A\*B 0 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1/E=REP\*B(A EXP);  
 CONTRAST 'A1B2' A\*B 1 0 -1 -1 0 1 1 0 -1 -1 0 1 1 0 -1 -1 0 1/E=REP\*B(A EXP);  
 CONTRAST 'A2B2' A\*B 2 0 -2 0 0 0 -1 0 1 0 0 0 -1 0 1 0 0 0/E=REP\*B(A EXP);  
 CONTRAST 'A3B2' A\*B 0 0 0 0 0 0 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1 0 0 0/E=REP\*B(A EXP);  
 CONTRAST 'A4B2' A\*B 0 0 0 2 0 -2 0 0 0 -1 0 1 0 0 0 -1 0 1/E=REP\*B(A EXP);  
 CONTRAST 'A5B2' A\*B 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1/E=REP\*B(A EXP);  
 CONTRAST 'A1C1' A\*C -1 2 -1 1 -2 1 -1 2 -1 1 -2 1 -1 2 -1 1 -2 1;  
 CONTRAST 'A2C1' A\*C -2 4 -2 0 0 0 1 -2 1 0 0 0 1 -2 1 0 0 0;  
 CONTRAST 'A3C1' A\*C 0 0 0 0 0 0 -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1 0 0 0;  
 CONTRAST 'A4C1' A\*C 0 0 0 -2 4 -2 0 0 0 1 -2 1 0 0 0 1 -2 1;  
 CONTRAST 'A5C1' A\*C 0 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1;  
 CONTRAST 'A1C2' A\*C 1 0 -1 -1 0 1 1 0 -1 -1 0 1 1 0 -1 -1 0 1;  
 CONTRAST 'A2C2' A\*C 2 0 -2 0 0 0 -1 0 1 0 0 0 -1 0 1 0 0 0;  
 CONTRAST 'A3C2' A\*C 0 0 0 0 0 0 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1 0 0 0;  
 CONTRAST 'A4C2' A\*C 0 0 0 2 0 -2 0 0 0 -1 0 1 0 0 0 -1 0 1;  
 CONTRAST 'A5C2' A\*C 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1;  
 CONTRAST 'B1C1' B\*C 1 -2 1 -2 4 -2 1 -2 1;  
 CONTRAST 'B1C2' B\*C -1 0 1 2 0 -2 -1 0 1;  
 CONTRAST 'B2C1' B\*C -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1;  
 CONTRAST 'B2C2' B\*C 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1;  
 CONTRAST 'A1B1C1' A\*B\*C 1 -2 1 -2 4 -2 1 -2 1 -1 2 -1 2 -4 2 -1 2 -1 1 -2 1 -2 4 -2 1 -2 1 -1 2  
 -1 2 -4 2 -1 2 -1 1 -2 1 -2 4 -2 1 -2 1 -1 2 -1 2 -4 2 -1 2 -1;  
 CONTRAST 'A1B1C2' A\*B\*C -1 0 1 2 0 -2 -1 0 1 1 0 -1 -2 0 2 1 0 -1 -1 0 1 2 0 -2 -1 0 1 1 0 -1 -  
 2 0 2 1 0 -1 -1 0 1 2 0 -2 -1 0 1 1 0 -1 -2 0 2 1 0 -1;  
 CONTRAST 'A1B2C1' A\*B\*C -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1 1 -2 1 0 0 0 -1 2 -1 -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1 1 -2 1  
 0 0 0 -1 2 -1 -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1 1 -2 1 0 0 0 -1 2 -1;  
 CONTRAST 'A1B2C2' A\*B\*C 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1 -1 0 1 0 0 0 1 0 -1 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1 -1 0 1 0 0  
 0 1 0 -1 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1 -1 0 1 0 0 0 1 0 -1;  
 CONTRAST 'A2B1C1' A\*B\*C 2 -4 2 -4 8 -4 2 -4 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 2 -1 2 -4 2 -1 2 -1 0 0 0 0  
 0 0 0 0 0 -1 2 -1 2 -4 2 -1 2 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0;  
 CONTRAST 'A2B1C2' A\*B\*C -2 0 2 4 0 -4 -2 0 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0 -1 -2 0 2 1 0 -1 0 0 0 0 0  
 0 0 0 0 1 0 -1 -2 0 2 1 0 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0;  
 CONTRAST 'A2B2C1' A\*B\*C -2 4 -2 0 0 0 2 -4 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 -2 1 0 0 0 -1 2 -1 0 0 0 0 0  
 0 0 0 0 1 -2 1 0 0 0 -1 2 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0;  
 CONTRAST 'A2B2C2' A\*B\*C 2 0 -2 0 0 0 -2 0 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 -1 0 1 0 0 0 1 0 -1 0 0 0 0 0  
 0 0 0 -1 0 1 0 0 0 1 0 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0;  
 CONTRAST 'A3B1C1' A\*B\*C 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 -2 1 -2 4 -2 1 -2 1 0 0 0 0 0  
 0 0 0 -1 2 -1 2 -4 2 -1 2 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0;  
 CONTRAST 'A3B1C2' A\*B\*C 0 -1 0 1 2 0 -2 -1 0 1 0 0 0 0 0  
 0 0 0 1 0 -1 -2 0 2 1 0 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0;  
 CONTRAST 'A3B2C1' A\*B\*C 0 -1 2 -1 0 0 0 1 -2 1 0 0 0 0 0  
 0 0 0 1 -2 1 0 0 0 -1 2 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0;  
 CONTRAST 'A3B2C2' A\*B\*C 0 1 0 -1 0 0 0 -1 0 1 0 0 0 0 0  
 0 0 -1 0 1 0 0 0 1 0 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0;



## Contrastes mutuamente ortogonales para fertilización (parcela grande).

Fer (A)	Grados de libertad	Suma de cuadrados	Valor de F	Valor de $p$	Error de parcela grande
A1	1	86.01	8.58	0.0083	Exp>Rep>Fer
A2	1	64.11	6.39	0.02	Exp>Rep>Fer
A3	1	25.64	2.56	0.1255	Exp>Rep>Fer
A4	1	8.56	0.85	0.3665	Exp>Rep>Fer
A5	1	0.79	0.08	0.7813	Exp>Rep>Fer
Total	5	185.1	3.69	0.0157	Exp>Rep>Fer

## Contrastes mutuamente ortogonales para densidad de población (parcela mediana).

Den (B)	Grados de libertad	Suma de cuadrados	Valor de F	Valor de $p$	Error de parcela mediana
B1	1	2.25	0.21	0.65	Exp>Fer>Rep*Den
B2	1	1 331.02	122.72	0.001	Exp>Fer>Rep*Den
Total	2	1 333.27	61.46	0.0001	Exp>Fer>Rep*Den

## Contrastes mutuamente ortogonales para cultivares de haba (parcela chica).

Cul (C)	Grados de libertad	Suma de Cuadrados	Valor de F	Valor de $p$	Error de parcela chica
C1	1	11.54	2.64	0.1061	Residual del modelo
C2	1	22.3	5.1	0.0252	Residual del modelo
Total	2	33.84	3.87	0.0228	Residual del modelo

## Contrastes mutuamente ortogonales para la interacción fertilización x densidad (AxB).

DenxFer o AxB	Grados de libertad	Suma de Cuadrados	Valor de F	Valor de $p$	Error para la interacción
C1	1	0.003	0.0003	0.98	Exp>Fer>Rep*Den
C2	1	2.96	0.27	0.6	Exp>Fer>Rep*Den
C3	1	8.18	0.75	0.38	Exp>Fer>Rep*Den
C4	1	12.94	1.19	0.28	Exp>Fer>Rep*Den
C5	1	0.3	0.03	0.86	Exp>Fer>Rep*Den
C6	1	0.7	0.6	0.8	Exp>Fer>Rep*Den
C7	1	14.32	1.32	0.25	Exp>Fer>Rep*Den
C8	1	0.06	0.01	0.94	Exp>Fer>Rep*Den
C9	1	2.99	0.28	0.6	Exp>Fer>Rep*Den
C10	1	7.45	0.69	0.41	Exp>Fer>Rep*Den
Total	10	49.9	0.90	0.9	Exp>Fer>Rep*Den

## Contrastes mutuamente ortogonales para la interacción fertilización x cultivares o Ax C.

CulxFer ó Ax C	Grados de libertad	Suma de cuadrados	Valor de F	Valor de <i>p</i>	Error de la interacción
C1	1	8.31	1.9	0.16	Residual del modelo
C2	1	0.05	0.01	0.91	Residual del modelo
C3	1	0.14	0.03	0.85	Residual del modelo
C4	1	3.08	0.71	0.4	Residual del modelo
C5	1	0.02	0.004	0.94	Residual del modelo
C6	1	6.94	1.59	0.2	Residual del modelo
C7	1	4.51	1.03	0.31	Residual del modelo
C8	1	4.35	1	0.32	Residual del modelo
C9	1	15.23	3.48	0.06	Residual del modelo
C10	1	8.01	1.83	0.17	Residual del modelo
Total	10	50.64	1.16	0.32	Residual del modelo

## Contrastes mutuamente ortogonales para la interacción densidad x cultivares o Bx C.

CulxDen o Bx C	Grados de libertad	Suma de cuadrados	Valor de F	Valor de <i>p</i>	Error de la interacción
C1	1	5.54	1.27	0.26	Residual del modelo
C2	1	0.14	0.03	0.85	Residual del modelo
C3	1	1.03	0.24	0.62	Residual del modelo
C4	1	1.21	0.28	0.59	Residual del modelo
Total	4	7.92	0.45	0.77	Residual del modelo

## Contrastes mutuamente ortogonales para la interacción fertilización x densidad x cultivares.

CulxDenxFer o Ax Bx C	Grados de libertad	Suma de cuadrados	Valor de F	Valor de <i>p</i>	Error para la interacción
C1	1	0.91	0.21	0.64	Residual del modelo
C2	1	3.4	0.78	0.37	Residual del modelo
C3	1	14.76	3.38	0.06	Residual del modelo
C4	1	0.16	0.04	0.84	Residual del modelo
C5	1	0.12	0.03	0.87	Residual del modelo
C6	1	0.61	0.14	0.7	Residual del modelo
C7	1	2.8	0.64	0.42	Residual del modelo
C8	1	2.17	0.5	0.48	Residual del modelo
C9	1	8.06	1.84	0.17	Residual del modelo
C10	1	7.65	1.75	0.18	Residual del modelo
C11	1	2.15	0.49	0.48	Residual del modelo

CulxDenxFer o AxBxC	Grados de libertad	Suma de cuadrados	Valor de F	Valor de <i>p</i>	Error para la interacción
C12	1	0.33	0.08	0.78	Residual del modelo
C13	1	0.71	0.16	0.68	Residual del modelo
C14	1	1.19	0.27	0.6	Residual del modelo
C15	1	0.57	0.13	0.71	Residual del modelo
C16	1	1.31	0.3	0.58	Residual del modelo
C17	1	0.001	0	0.98	Residual del modelo
C18	1	8.12	1.86	0.17	Residual del modelo
C19	1	3.65	0.84	0.36	Residual del modelo
C20	1	0.81	0.18	0.66	Residual del modelo
Total	20	59.48	0.68	0.84	Residual del modelo

## Conclusiones

Los tres paquetes estadísticos generan información similar para la serie de experimentos en bloques completos al azar en arreglo de parcelas subdivididas (SE en DBCA en PS) en versiones libres o estudiantiles (sin costo). La licencia anual para una PC para SAS es de USD \$2 000.00 y para InfoStat o InfoGen es de sólo USD \$50.00, los dos últimos son más amigables que SAS, al requerir de menos información para obtener los análisis estadísticos de interés.

En los tres softwares deben capturarse los coeficientes de los contrastes mutuamente ortogonales (CMO's), su cálculo para las interacciones es más laborioso cuando aumenta el número de niveles dentro de cada factor. El usuario tiene la opción de construir sólo un subconjunto de CMO's o no ortogonales, que sean congruentes con los objetivos de la investigación. La significancia estadística de los valores de F de los CMO's podría considerarse como una guía práctica para diseñar otros análisis complementarios, como las comparaciones múltiples de medias de tratamientos o la aplicación de técnicas multivariadas.

Con la información que se presenta en este ensayo será más fácil extender su análisis de la SE en DBCA en PS para el caso de polinomios ortogonales (PO), superficies de respuesta, o a combinaciones de PO con CMO's.

## Literatura citada

- 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. 82-112 pp.
- Balzarini, M. G. y Di Rienzo, J. A. 2016. InfoGen. FCA. Universidad Nacional de Córdoba, Argentina. <http://www.info-gen.com.mx>.
- 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.
- Gomez, K. A., Gomez, A. A. 1984. Statistical procedures for agricultural research. 2<sup>nd</sup> (Ed.). John Wiley & Sons, Inc. Printed in Singarore. 680 p.

- González, H. A.; Pérez, L. D. J.; Sahagún, C. J.; Norman, M. T. H.; Balbuena, M. A. y Gutiérrez, R. F. 2007. Análisis de una cruz dialélica completa de líneas endogámicas de maíz. *Rev. Cienc. Agríc. Informa.* 16(1):10-17.
- González, H. A.; Sahagún, C. J. y Pérez, L. D. J. 2007. Estudio de ocho líneas de maíz en un experimento dialélico incompleto. *Rev. Cienc. Agríc. Informa.* 16(1):3-9.
- Herrera, S. L. A. 2011. Análisis de la varianza de un grupo de experimentos en parcelas subdivididas. *Revista de la Facultad de Ciencias Veterinarias, UCV.* 52(1):59-72.
- Juárez, M. J. A. y Corona, S. T. 1990. El análisis de experimentos por el método Papadakis. *Rev. Chapingo.* 71-72:110-113.
- Martínez, G. A. 1988. Diseños experimentales. Métodos y elementos de teoría. Editorial Trillas. Primera Edición. México, DF. 756 p.
- Matzinger, D. F.; Sprague, G. F. and Cockerham, C. C. 1959. Diallel Crosses of maize in experiments repeated over locations and years. *Agron. J.* 51(3):346-350.
- Meneses, M.; Mejía I. C. J. A. y Villanueva, V. C. 2004. Cambios en los componentes de varianza genética al realizar selección combinada en una población de calabaza. *Rev. Chapingo Ser. Hortic.* 10(2):165-172.
- Montgomery, D. C. 2010. Diseño y análisis de experimentos. Limusa-Noriega Editores. Segunda Edición, México, DF. 686 p.
- Padilla, L. A.; González, H. A.; Pérez, L. D. J.; Rubí, A. M.; Gutiérrez, R. F.; Ramírez, D. J. F.; Franco, M. J. R. P. y Serrato, C. R. 2019. Programas para SAS e InfoStat para analizar una serie de experimentos en parcelas subdivididas. Universidad Autónoma del Estado de México. Primera Edición. Toluca, México. 45- 55 p.
- Rebolledo, R. H. H. 2002. Manual SAS por computadora. Análisis estadístico de datos experimentales. Editorial Trillas. Primera edición. México, DF. 208 p.
- Sahagún, C. J. 1990. Utilidad del análisis de varianza en el estudio de la interacción entre genotipos y ambientes. *Xilonen.* 1(1):21-32.
- Sahagún, C. J. y Frey, K. J. 1990. Eficiencia de tres diseños experimentales para la evaluación de genotipos. *Revista Chapingo.* 71-72:114-122.
- Sahagún, J. J. 1997. Estimación de varianzas genéticas con machos  $S_0$  y líneas hembras  $S_1$  en el Diseño II. *Rev. Chapingo Ser. Hortic.* 3(2):71-76.
- Sahagún, C. J. 1998. Construcción y análisis de los modelos fijos, aleatorios y mixtos. Universidad Autónoma Chapingo (UACH). Departamento de Fitotecnia. Boletín técnico núm. 2. 65 p.
- Sahagún, C. J.; Martínez, G. A. y Rodríguez, P. J. E. 2008. Problemas y métodos comunes del análisis de experimentos factoriales. *Rev. Chapingo Ser. Hortic.* 14(2):213-222.
- SAS Institute Inc. 1989. SAS/STAT User's Guide, Version 6, Fourth Edition, Volume 1, Cary, NC, USA. 943 p.
- Torres, F. J. L.; Mendoza, G. B.; Prassana, B. M.; Alvarado, G.; San Vicente, F. M. y Crossa, J. 2017. Grain yield and stability of white early maize hybrids in the highland valleys of Mexico. *Crop Sci.* 57(6):3002-3015.
- Villa, M. A.; Herrera, L.; Díaz, I. y Sozzi, A. 2010. Análisis de varianza para diseños en parcelas subdivididas con tratamientos terciarios aleatorios y una factorial en las subparcelas. *Ciencia.* 18(2):126-136.
- Walpole, R. E.; Myers, R. H. and Ye, K. 2012. Probability and Statistics for engineers and scientists. Prentice Hall-Pearson Education. Ninth Edition. USA. 791 p.