



UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DEL ESTADO DE MÉXICO

FACULTAD DE CIENCIAS AGRÍCOLAS

UN EJEMPLO PARA ANALIZAR ARREGLOS EN BLOQUES COMPLETOS

BALANCEADOS EN SERIE DE EXPERIMENTOS

T E S I S

QUE PARA OBTENER EL GRADO DE

MAESTRO EN CIENCIAS AGROPECUARIAS Y RECURSOS NATURALES

PRESENTA:

FRANCISCO ANTONIO AVILA GRANADOS

TUTOR ACADÉMICO:

DR. ANDRÉS GONZÁLEZ HUERTA

TUTORA ADJUNTA:

DRA. DELFINA DE JESÚS PÉREZ LÓPEZ

TUTOR ADJUNTO:

DR. MARTÍN RUBÍ ARRIAGA



EL CERRILLO PIEDRAS BLANCAS, MÉXICO, FEBRERO DEL 2026

ÍNDICE GENERAL

	Página
AGRADECIMIENTOS	i
DEDICATORIAS	ii
ÍNDICE GENERAL	iii
RESUMEN	v
ABSTRACT	vii
I. INTRODUCCIÓN	1
1.1 Objetivo General	3
1.1.1 Objetivo específico	3
II. REVISIÓN DE LITERATURA	4
2.1. Definición de conceptos	5
2.1.1. Diseño experimental	5
2.1.2. Tratamientos	5
2.1.3. Repeticiones	5
2.1.4. Unidad experimental	6
2.1.5. Tipos de muestreo	6
2.1.6. Error	6
2.2. Método para realizar un experimento	7
2.2.1. Modelos de primer orden	8
2.2.2. Modelos de segundo orden	8

	Página
2.2.3. Modelos robustos	8
2.2.4. Modelos de mezclas	8
2.3. Modelos estadísticos	8
2.3.1. Diseño completamente al Azar	9
2.3.2. Bloques Completos al Azar	9
2.3.3. Cuadro Latino	9
2.4. Grupos de Bloques Balanceados	10
III. MATERIALES Y MÉTODOS	12
3.1. Información de referencia	12
3.2. Estructura de los tratamientos	12
3.3. Diseño experimental y tamaño de la parcela	12
3.4. Variables a analizar	12
3.5. Modelos estadísticos utilizados	13
3.6. Análisis estadístico de los datos	13
IV. RESULTADOS Y DISCUSIÓN	14
4.1. Un ejemplo para analizar serie de experimentos con arreglo en bloques completos balanceados	14
V. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	39

RESUMEN

El diseño de bloques completos al azar (DBCA) ha sido utilizado ampliamente en diversos campos de la ciencia y tecnología, para analizar datos provenientes de experimentos en los cuales existe un gradiente de variabilidad aleatoria en el sitio experimental que es indeseable; los bloques deberán de ser tan diferentes como sea posible pero dentro de cada uno deber existir homogeneidad para que el residual de su modelo estadístico sea de menor magnitud que el correspondiente a la estructura de tratamientos de un diseño completamente al azar. El DBCA es igualmente útil con y sin balance (igual o diferente número de repeticiones con tratamientos, respectivamente), pero también se han generado fórmulas para estimar datos perdidos en algunas unidades experimentales. Cuando hay más de 30 tratamientos, el DBCA también puede aplicarse; en estos casos cada repetición es subdividida en G grupos y cada uno de estos recibe a un subconjunto de tratamientos que no representan traslape. A este arreglo de unidades experimentales se le denomina bloques completos balanceados (ABCB) en DBCA (Gomez y Gomez, 1984).

En el presente estudio se consideran datos artificiales para analizar una serie de experimentos en ABCB en DBCA, sin muestreo balanceado. El modelo estadístico, las fórmulas para calcular los grados de libertad y las suma de cuadrados, así como una aplicación en InfoStat para generar un análisis de varianza y una comparación de medias entre subconjuntos de tratamientos fueran reportadas por González *et al.* (2024b).

En el presente estudio se enfatiza el hecho de realizar una subdivisión de la variabilidad total estimada en una serie de ensayos en: ambientes, grupos, repeticiones dentro de ambientes,

ambientes x grupos, grupos x repeticiones, tratamientos anidados dentro de grupos, ambientes x tratamientos y residual del modelo.

Con relación a la comparación de medias estas sólo se presentan para ambientes y tratamientos dentro de grupos usando la prueba de diferencia de mínima significativa de Fisher (DMS) cuando se analizan los datos sobre ambiente y repeticiones.

Con base en el modelo lineal que es considerado en la presente investigación podrían construirse otras variantes debido a la naturaleza de los tratamientos anidados en grupos, la serie de experimentos podría sustituirse por ABCA-DBCA repetido en tiempo, espacio o en ambos, similar al caso presentado por Montgomery (2009) quien analiza las posibilidades de un diseño de cuadro latino repetido: a) Cuando tratamientos (T), Hileras (H) y columnas (C) son iguales. b). Cuando T y H es el mismo pero las C son diferentes, y c). Cuando T es el mismo pero C y H son diferentes a los dos casos anteriores.

De la Loma (1982) presentó una serie de experimentos para DCL cuando T, H y C son los mismos; aun cuando no lo indicó, él consideró anidamiento de H y C dentro de ambientes y estimó el efecto de la interacción ambiente x tratamiento.

Las salidas generadas por InfoGen también podrían validarse con el Sistema para Análisis Estadístico (SAS), tanto con versión estudiantil como comercial.

Palabras Clave: Arreglo en bloques completos balanceados en diseño de bloques completos al azar, serie de experimentos, Info-Gen.

ABSTRACT

The randomized complete block design (RCBD) has been widely used in various fields of science and technology to analyze data from experiments in which there is a gradient of random variability at the experimental site that is undesirable; the blocks should be as different as possible but within each block there should be homogeneity so that the residual of its standardized model is smaller in magnitude than that corresponding to the treatment structure being evaluated. DBCA is equally useful with and without balance (equal or different number of replicates with treatments, respectively, but formulas have also been generated to estimate missing data in some experimental units. When there are more than 20 treatments, the DBCA can also be compared; in these cases each replicate is subdivided into G groups and each of these receives a subset of non-overlapping treatments. These arrangements of experimental units are called balanced complete blocks (ABCB) in DBCA (Gomez and Gomez, 1984).

In the present study, artificial data are considered to analyze a series of experiments in ABCB in DBCA, without balanced sampling. The statistical model, the formulas to calculate the degrees of freedom and sum of squares, as well as an application in InfoStat to generate an analysis of variance and a comparison of means between subsets of treatments were reported by Gonzalez *et al.* (2024b).

In the present study, emphasis is placed on subdividing the total variability estimated in the series of groups into environments, groups, replicates within environments, environments x groups, groups x replicates, groups x replicates, treatments nested within groups, environments x treatments and model residuals.

In relation to the comparison of means, these are only presented for component and treatment within groups using Fisher's least significant difference test (LSD) when analyzing data on environment and replicates.

Based on the linear model that is considered in the present research, other variants could be constructed due to the nature of the treatments nested in groups, the series of experiments could be substituted by ABCA-DBCA repeated in time, space or both similar to the case presented by Montgomery (2009) who analyzes the possibilities of a repeated Latin square design: a) When treatments (T), rows (H) and columns (C) are the same. b). When T and H are the same but the C's are different, and c). When T is the same but C and H are different from the two previous cases.

De la Loma (1982) presented a series of experiments for DLC when T, H and C are the same, he considered nesting of H and C within environments and presented the effect of the interaction of environments x treatments.

Although the results are not presented, the outputs generated by Info-Gen can also be obtained with the Statistical Analysis System (SAS), both in the student and commercial versions.

Key words: Group Balanced Block in a Randomized Complete Block Design, series of experiments, Info-Gen.

I. INTRODUCCIÓN

La construcción de modelos estadísticos ha sido y seguirá siendo de gran utilidad en el diseño y análisis de experimentos, particularmente para las ciencias agrícolas debido a su aplicación en el mejoramiento genético, producción de semillas y específicamente, para generar, valorar, aplicar y/o transferir tecnología (Gomez y Gomez, 1984; Montgomery, 2009; Little y Hills , 2008; González *et al* 2024b).

Los diseños experimentales básicos, como el completamente al azar (DCA), bloques completos al azar(DBCA), cuadro latino (DCL), y látices (DL), así como los diferentes arreglos de unidades experimentales vinculados a otros, tanto para experimentos mono como factoriales se fundamentan en modelos estadísticos, y sus propósito principal es subdividir toda la variabilidad que es susceptible de cuantificarse en sus diferentes componentes, con énfasis en la disminución del residual del modelo o error experimental para construir las pruebas de hipótesis estadísticas que son prioridad del investigador, como la estructura de los tratamientos que están siendo evaluados (Sahagún, 1998; Martínez, 1988; González *et al* ., 2019; González *et al.*, 2024 a, b).

En el DBCA convencional, cada tratamiento es evaluado en r bloques o repeticiones; cada bloque se construye perpendicularmente a un gradiente de variabilidad aleatoria, no deseable para el investigador. Así cuando existen variantes, en lo general, cada tratamiento es asignado aleatoriamente a cada bloque, y se aplican planes de aleatorización diferentes en cada bloque, y estos últimos son del mismo tamaño. El objetivo principal es lograr que los bloques se diferencien estrictamente a través del área experimental, para disminuir el error experimental del modelo, manteniendo tanto como sea posible la homogeneidad dentro de cada repetición (De la Loma, 1982; Montgomery, 2009; Snedecor y Cochran, 1971; Sahagún, 2007).

No obstante lo anterior, al incrementarse el número de tratamientos en el ensayo también aumenta el tamaño del bloque, por lo que la suposición de homogeneidad dentro de éste podría no cumplirse. Así, sería deseable introducir un arreglo de unidades experimentales que permita fraccionar la heterogeneidad aleatoria que podría presentarse en un área experimental más grande. En este sentido Gómez y Gómez (1984) presentó el análisis de varianza de las DBCA en el que cada repetición o bloque fue dividido en “g” grupos (ABCB), en cada grupo se aleatorizó por separado cada subconjunto de t/g tratamientos sin traslape entre estos de tal manera que la variabilidad total que ellos estimaron en un ensayo de 45 variedades de arroz (*Oriza sativa* L.) fuera particionada en las siguientes componentes: Entre repeticiones, entre grupos, grupos x repeticiones, error a, tratamientos anidados dentro de grupos, y residual del modelo.

Debido a que Gomez y Gomez (1984) no presentaron el modelo estadístico correspondiente a un DBCA en ABCB, González *et al* (2024a), además del modelo, ellos también presentaron las fórmulas para calcular grados de libertad y suma de cuadrados así como un procedimiento para analizar sus datos aplicando InfoStat; en este se hace énfasis en la obtención del Anova y una comparación de medias con la prueba de la Diferencia Mínima Significativa (DMS o LSD) de Fisher.

En el contexto previo, el objetivo principal en este estudio fue extender el DBCA-ABCB a una serie de experimentos a través de ambientes, considerando la metodología propuesta por González *et al* (2024b); con datos ficticios se presentan cálculos manuales para generar grados de libertad y suma de cuadrados y un código para validarlas con Info-Gen.

Objetivo General

Extender el DBCA-ABCB a una serie de experimentos a través de ambientes, considerando la metodología propuesta por González *et al.* (2024b).

1.1.1. Objetivo específico

Analizar los datos de una serie de experimentos a través de ambientes en DBCA-ABCB, validando los resultados con InfoStat.

II. REVISIÓN DE LITERATURA

El diseño de experimentos hoy en día es utilizado en diversas disciplinas tanto en la industria como en la ciencia, por ejemplo en las ciencias agronómicas; esto puede ser probando nuevos materiales, contrastando con materiales ya probados y comparando los análisis estadísticos, sin embargo el diseño de experimentos se ha estancado en los últimos años debido a la falta de investigadores que desarrollen nuevos métodos (Gutiérrez y de la Vara, 2012).

Los diseños experimentales dan validez a la investigación y permiten controlar el error aleatorio, es decir la variación no considerada de los objetos de estudio, además de que facilita el análisis de datos. Los principios indispensables para que un experimento sea correcto son: aleatorización, independencia de la muestra, simplicidad, replicación, tamaño adecuado de la muestra y el control o testigo. Así mismo va más allá de elegir el número de tratamientos y el tipo de unidades experimentales para resolver un planteamiento de investigación, se involucran conceptos previos para formular las preguntas adecuadas, se requiere concretar ideas para establecer objetivos y lo más importante, además del experimento, es la capacidad del investigador para interpretar los resultados obtenidos y analizarlos de manera que se aproveche al máximo la información mediante un manejo adecuado de los resultados. Por otro lado el análisis estadístico posterior es una herramienta valiosa, pero la veracidad de las conclusiones emitidas dependerá en gran medida de un diseño experimental adecuado, y de la interpretación que se da ante la evidencia generada para aceptar o rechazar las hipótesis de trabajo planteadas (Montoya *et al.*, 2011).

2.1. Definición de conceptos

2.1.1. Diseño experimental: De acuerdo a Montgomery (2009) un diseño experimental es la serie de pruebas que se hacen en las entradas del experimento para identificar los cambios en las salidas. Por su parte Badii, *et.al.* (2007) mencionan que un diseño experimental es un esquema de cómo realizar un experimento y el objetivo principal es determinar si existe alguna diferencia significativa entre los diferentes tratamientos. Y en caso que la respuesta es afirmativa, cuál sería la magnitud de esta.

2.1.2. Tratamientos

Para Cochran y Cox (2004) los tratamientos son los procesos que van a ser medidos y comparados; es importante definir cada uno de ellos para evitar confusión o mal interpretación de estos.

Los tratamientos están relacionados con los procedimientos que se harán en la parcela o unidad experimental: éstos pueden representar dosis de fertilización, densidades o variedades, y podrían estar relacionados con factores cualitativos y/o cuantitativos; así mismo de los diferentes niveles dentro de cada factor en estudio se puede incluir a uno de éstos como testigo o control para tener un punto de referencia (Mandeville, 2012).

2.1.3. Repeticiones

Es la cantidad de veces que aparece un tratamiento dentro de una parcela y cada versión tiene diferente acomodo (aleatorización) con la finalidad de reducir los errores aleatorios (Badii, 2007).

2.1.4. Unidad experimental

Se define como los elementos físicos y los espacios donde se llevará a cabo el experimento el cual puede definir el tipo de diseño a utilizar (Mandeville, 2012).

2.1.5. Tipos de muestreo

Existen dos tipos de muestreo: probabilístico y no probabilístico. En el primero se presenta la misma probabilidad de un individuo de pertenecer a la muestra, mientras que en el segundo un individuo cualquiera tiene menor probabilidad de ser seleccionado (Lagos y Criollo, 2019).

2.1.6. Error

Un error se define como la diferencia debida a desviaciones aleatorias entre los valores reales y los que se obtendrían teóricamente (Jiménez, 2022). Existen diferentes tipos de errores y es prescindible tomarlo en cuenta al diseñar un experimento; el error se atribuye a la variabilidad presente en el experimento pero esta puede ser reducida aplicando algunos métodos (Gutiérrez y de la Vara, 2012).

De acuerdo con Gámez *et al.* (2022) el error experimental representa la variabilidad presente entre las distintas unidades experimentales que reciben un mismo tratamiento; una unidad experimental se define como el área básica donde se aplica un tratamiento. Existen dos fuentes básicas para elevar el error experimental: a) efectos ambientales, entendiendo por ambiente tanto el abiótico (precipitación, temperatura, humedad, radiación solar, evaporación, viento, rocío, temperatura del suelo, presencia de granizo y sequía, entre otros) como el biótico (presencia y ataque de plagas y enfermedades, además de los competidores de los cultivos como la maleza, y hospederos de

vectores, entre otros); y b) efectos de manejo agronómico, es decir, cuando no se aplica un manejo uniforme a los tratamientos durante el establecimiento, desarrollo del cultivo y cosecha.

2.2. Método para realizar un experimento

Para poder realizar un experimento es conveniente llevar acabo los siguientes pasos y de preferencia en el siguiente orden para tener una visión amplia con respecto a lo que se desea investigar (Gutiérrez y de la Vara, 2012).

- Fijar el objetivo del experimento.
- Determinar el número de factores a estudiar.
- Cuantos niveles se verifican por factor.
- El comportamiento y efectos de cada factor.
- Tiempo, costos, precisiones y errores presentados en el experimento.

Después de esto se determina el tipo de diseño estadístico, cómo:

- Diseños para comparar dos o más tratamientos en un solo factor: completamente al azar, bloques completos al azar, cuadro latino, cuadro grecolatino, látices, entre otros.
- Diseños para estudiar dos o más factores: alguno de los anteriores en arreglos combinatorio, parcelas divididas, parcelas subdivididas, franjas o bloques divididos, serie de ensayos, factoriales fraccionados, entre otros.
- Diseños para la optimización de procesos.

2.2.1. Modelos de primer orden

En este apartado entran diseños cíclicos con varias interacciones con diferentes factores entre los que destacan los diseños factoriales 2^k y factoriales fraccionados 2^{k-p} , el diseño de Plackett-Burman y el diseño simplex con mayor utilización en ingenierías.

2.2.2. Modelos de segundo orden

Este tipo de diseños sirven para analizar simultáneamente varios factores los cuales pueden ser aislados o combinados para generar mayores perspectivas sobre el comportamiento del experimento; entre estos destacan el diseño de composición central, diseño Box-Behnken y diseño factoriales 3^k y factoriales fraccionados 3^{k-p} .

2.2.3. Modelos robustos

Estos diseños son muy utilizados para reducir variabilidad aleatoria adicional dentro de un experimento, como aquellos asociados a los arreglos ortogonales y externos o internos.

2.2.4. Modelos de mezclas

Estos diseños tienen múltiples aplicaciones en la industria y la mayoría funciona buscando los centroides; dentro de estos destacan simplex-reticular, simplex con centroide, axial y diseño con restricciones.

2.3. Modelos estadísticos

Varios autores mencionan y han observado que los modelos estadísticos van evolucionando para reducir el error y tener mayor precisión; tanto Gomez y Gomez (1984) como Cochran y Cox (2004),

en sus libros de diseños experimentales, tienen la siguiente estructura evolutiva en el desarrollo de los métodos:

2.3.1 Diseño Completamente al Azar. En este se tiene el arreglo de unidades experimentales más sencillo y los tratamientos se asignan a éstas de manera completamente al azar, sin restricciones. Se utiliza cuando el área experimental es muy homogénea.

2.3.2 Bloques Completos al Azar. En éste se introduce una restricción en la asignación de los tratamientos a las unidades experimentales. La aleatorización se lleva acabo ya que se asignaron los grupos o repeticiones y se disponen los tratamientos al azar dentro de cada uno de éstos. Los bloques, grupos o repeticiones se construyen de manera perpendicular a un gradiente de variabilidad aleatoria que sea predecible; dentro de bloque deberá existir homogeneidad y entre bloques deberá procurarse máxima heterogeneidad para que este diseño sea eficiente. Hay manera de calcular datos perdidos dentro del ensayo.

2.3.3 Cuadro Latino. En éste se introducen dos restricciones en el plan de aleatorización de los tratamientos: la construcción de hileras y columnas, perpendiculares las primeras con las segundas, tienen el propósito principal de disminuir la variabilidad aleatoria que está presente en un área experimental muy heterogénea. Ningún tratamiento se repite en una hilera o en una columna, y tampoco existen interacciones entre tratamientos, hileras y columnas.

En la investigación agronómica es muy frecuente el uso de modelos cuyas componentes son fijas y aleatorias, como en las series de experimentos a través del tiempo, del espacio o en ambos que fueron discutidas en Sahagún (1993, 2007) o como la que fue considerada en Gomez y Gomez (1984); Maranna *et al.* (2021), y González *et al.* (2024). Los años, las

localidades o las combinaciones entre éstos generan componentes aleatorias en sus modelos estadísticos (Sahagún, 1998).

2.4. Grupos de Bloques Balanceados

Gomez y Gomez (1984) comentaron que la característica principal del arreglo en Grupos de Bloques Balanceados (DBCB) es dividir cada repetición en “g” categorías, cada una conteniendo a un subconjunto de todos los tratamientos que serán evaluados en el ensayo, sin traslape entre ellos, y cuando previamente se ha elegido un diseño de bloques completos al azar. En el diseño en Látxice se logra la homogeneidad dentro de los bloques agrupando parcelas experimentales según algunos patrones conocidos de heterogeneidad en el área experimental, y en el DBCB se logra el mismo objetivo agrupando los tratamientos según algunas características conocidas de los tratamientos. En un DBCB por grupos, los tratamientos que pertenecen al mismo grupo siempre se prueban en el mismo bloque, pero aquellos que pertenecen a diferentes grupos nunca se prueban juntos en el mismo bloque. Por lo tanto, la precisión con la que se comparan los diferentes tratamientos no es la misma para todas las comparaciones. Los tratamientos que pertenecen al mismo grupo se comparan con un mayor grado de precisión que aquellos que pertenecen a diferentes grupos.

En un DBCA convencional, en cada ensayo los tratamientos son asignados al azar de manera independiente en cada repetición, de tal forma que todos los bloques sean perpendiculares al gradiente de variabilidad predominante, como pendiente o nivel de fertilidad en un suelo. Generalmente, los bloques son del mismo tamaño y cada tratamiento es asignado una sola vez dentro de cada uno de éstos. Siempre que sea posible, las diferencias dentro de cada bloque deberán ser muy pequeñas y la heterogeneidad entre éstos debe tender a maximizarse para que

este diseño experimental sea eficiente; sin embargo en áreas experimentales homogéneas no es justificable el uso de un DBCA (Cochran y Cox, 2004; Gómez y Gómez, 1984; Martínez, 1988; Montgomery, 2009; Little y Hills, 2008).

Por otro lado un conjunto de datos es balanceado si el número de observaciones en cada celda de menor tamaño que se puede formar es una constante (Sahagún, 1998). Se entiende que tenemos un experimento balanceado cuando cada tratamiento tiene el mismo número de repeticiones y cuando en cada parcela o unidad experimental se registra el mismo número de observaciones (González *et al.*, 2024).

III. MATERIALES Y MÉTODOS

3.1. Información de referencia

En esta investigación fueron utilizados datos de referencia para mostrar, con un ejemplo numérico, como aplicar las formulas generadas por González et al. (2024b), correspondientes a una serie de experimentos a través de ambientes de un DBCA en ABCB. Los datos publicados por Gomez y Gomez (1984) podrían utilizarse para un análisis estadístico para datos provenientes de un ensayo realizado con variedades de arroz (*Oriza Sativa* L.).

3.2. Estructura de los tratamientos

Para este estudio fueron evaluados 45 tratamientos con tres repeticiones cada uno; cada uno de estos corresponderá a una variedad o cultivar diferente.

3.3. Diseño experimental y tamaño de la parcela

Los datos fueron analizados con un diseño de bloques completos al azar en un arreglo de bloques completos balanceados como lo sugiere Gomez y Gomez (1984), pero extendido a un experimento a través de ambientes (González *et al.*, 2024b).

3.4. Variables a analizar

En este trabajo fue considerando el rendimiento de grano, expresado en $t\ ha^{-1}$, de cada uno de los 45 tratamientos, registrado individualmente en cada una de sus tres repeticiones, y con base en la parcela experimental útil.

3.5. Modelos estadísticos utilizados

Los dos modelos de referencia, para los ensayos individuales y para la serie de experimentos, están reportados en el artículo científico que se muestra en el Capítulo de Resultados y Discusión, presentado posteriormente.

3.6. Análisis estadístico de los datos

En esta investigación se realizó un análisis de varianza, individual para cada ensayo, y un análisis de varianza combinando los datos de ambos ensayos, con base en los modelos estadísticos descritos en el artículo de referencia. También se hizo una comparación de medias entre tratamientos dentro de grupos, con la prueba de la Diferencia Mínima Significativa Honesta (Tukey's test), a un nivel de significancia del 0.01. Las salidas fueron generadas con el paquete estadístico InfoStat pero también podría obtenerse con InfoGen, SAS, u otro software que permita este tipo de análisis estadístico.

IV. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

4.1.

UN EJEMPLO PARA ANALIZAR SERIE DE EXPERIMENTOS CON ARREGLO EN BLOQUES COMPLETOS BALANCEADOS

**Un ejemplo para analizar serie de experimentos con arreglo en bloques completos
balanceados**

Francisco Antonio Ávila- Granados¹

Delfina de Jesús Pérez- López²

Martín Rubí- Arriaga²

Jesús Hernández- Ávila²

Laura Stephanie Flores- Carrera¹

Andrés González- Huerta^{2[§]}

¹Programa de Maestría en Ciencias Agropecuarias y Recursos Naturales, Universidad Autónoma del Estado de México (UAEMéx), Facultad de Ciencias Agrícolas (FCAgr), Campus Universitario “El Cerrillo”. El Cerrillo Piedras Blancas, Municipio de Toluca de Lerdo, Estado de México, México (CUC-CPB-MTLM). Tel. + 52 (722) 29 655 52. Ext. 117 (pcarn@uaemex.mx).

²Centro de Investigación y Estudios Avanzados en Fitomejoramiento (C.I.E.A.F.), FCAgr, UAEMéx. CUC-CPB-MTLM. Apartado Postal 435, Teléfono: +52 722 29 655 18, Ext. 60382 (antoniogranados4@gmail.com; djperezl@uaemex.mx; jhernandez@uaemex.mx; mrubia@uaemex.mx; lphaniefc@hotmail.com).

[§]Autor para correspondencia: agonzalez@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 presentado 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 Agrobases, entre otros.

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

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 y/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; 2007 a), 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.

Gómez y Gómez (1984), Shikari *et al.* (2015), y 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.* (2024 a), 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 Gómez y Gómez (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 Lálices, para controlar la heterogeneidad causada por dos gradientes de variabilidad aleatoria (Martínez, 1988; Cochran y Cox, 2004; Gomez y Gomez, 1984). González *et al.* (2024 a, b) 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.* (2024 b). 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 a = $a(g-1)(r-1) = 2(2)(2) = 8$; GL Tratamientos dentro de Grupos {T(G)} = $t - g = 45 - 3 = 42$; GL A x T(G) = $(a-1)(t-g) = 42$; GL Error b = $a(r-1)(t-g) = 2(2)(42) = 168$.

Cálculo de suma de cuadrados (SC)

$$\begin{aligned} \text{SC Total} &= \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl}^2 - \frac{(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl})^2}{art} = \{[(4.21^2 + 4.01^2 + \\ &3.93^2 + \dots + 4.31^2] + [3.41^2 + 3.06^2 + 2.76^2 + \dots + 3.86^2]\} - \left(\frac{(1084.067)^2}{2(3)(45)}\right) = \\ &4516.517261 - 4352.597261 = 163.92 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{SC Ambientes (A)} &= \left(\frac{1}{rt}\right) \sum_{i=1}^a Y_{i...}^2 - \frac{(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl})^2}{art} = \left(\frac{462.357^2 + 621.71^2}{3(45)}\right) - \\ &\left(\frac{(1084.067)^2}{2(3)(45)}\right) = 4446.646811 - 4352.597261 = 94.049 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{SC Grupos} &= \left(\frac{g}{art}\right) \sum_{j=1}^g Y_{.j..}^2 - \frac{(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl})^2}{art} = 3 \left(\frac{346.935^2 + 348.656^2 + 388.476^2}{2(3)(45)}\right) - \\ &\left(\frac{(1084.067)^2}{2(3)(45)}\right) = 4364.872257 - 4352.597261 = 12.27499 \end{aligned}$$

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

$$94.049 - 12.27499 = 0.9582$$

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 Repeticiones dentro de ambientes (A) =

$$\left\{ \left(\frac{1}{t} \right) \sum_{i=1}^a \sum_{k=1}^r Y_{i.k}^2 - \frac{(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl})^2}{art} \right\} - SC A = \left\{ \left(\frac{166.969^2 + 148.441^2 + \dots + 203.87^2}{(45)} - \frac{(1084.067)^2}{2(3)(45)} \right) \right\} - 94.049 = (4453.4655 - 4352.597261) - 94.049 = 6.819$$

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 –

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

$$SC R(A) = \left[3 \left(\frac{53.53^2 + 48.77^2 + \dots + 75.06^2}{45} \right) - \left(\frac{(1084.067)^2}{2(3)(45)} \right) \right] - 94.049 - 0.9582 - 12.27499 - 6.819 =$$

1.3336

Cuadro 3. Datos para calcular SC Error a

Ambient e	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	58.60	51.35	54.0	462.35
2	67.1	66.66	65.28	69.36	65.27	63.53	76.92	72.46	75.0	621.71
Total	120.	115.4	110.7	124.1	113.5	110.8	135.5	123.8	129.	1084.0
	7	3	9	8	8	8	2	1	1	6

También: SC Error a: $\left(\frac{g}{t} \right) \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r Y_{ijk}^2 - \left(\frac{g}{rt} \right) \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g Y_{ij..}^2 - \left(\frac{1}{t} \right) \sum_{i=1}^a \sum_{k=1}^r Y_{i.k.}^2 +$

$\left(\frac{1}{rt} \right) \sum_{i=1}^a Y_{i...}^2 = 4468.032093 - 4459.879494 - 4453.46555 + 4446.646811 = 1.33386$. La SC de

tratamientos (TRAT's) anidados dentro de cada grupo (G's) se calculará cómo:

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

$$SC \text{ TRAT}(G2) = \left(\frac{1}{ar}\right) \sum_{l=1}^{t/g} Y_{.2.l}^2 - \left(\frac{g}{art}\right) (\sum_{l=1}^{t/g} Y_{.2.l})^2 = \left(\frac{22.865^2 + 25.185^2 + \dots + 25.7^2}{2(3)} - \frac{3(348.656)^2}{2(3)(45)}\right) = 8.20$$

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

Para verificar: $SC \text{ T}(G) : \left(\frac{1}{ar}\right) \sum_{l=1}^t Y_{...l}^2 - \frac{(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl})^2}{art} = 26.427$. $SC \text{ Trat } 5 = SC \text{ A} +$

$SC \text{ G} + SC \text{ AxG} + SC \text{ T}(G) + SC \text{ AxT}(G)$. Dónde: $SC \text{ Trat } 5 = \left(\frac{1}{r}\right) \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{l=1}^t Y_{ij.l}^2 -$

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

Del Cuadro 4 : $SC \text{ A} \times T(G) = \left(\frac{1}{3}\right) \{(10.914^2 + \dots + 9.942^2) + (9.985^2 + \dots + 11.12^2) + (10.433^2 + \dots + 12.478^2) + (12.15^2 + \dots + 12.92^2) + (12.88^2 + \dots + 14.58^2) + (15.10^2 + \dots + 16.28^2)\} - 94.049 - 12.27 - 0.9582 - 26.43 = (4491.873261 - 4352.597261) - 94.049 - 12.27 - 0.9582 - 26.43 = 5.568$

Cuadro 4. Datos para calcular SC A xT(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	15.10
8.972	10.335	8.729	14.63	14.85	12.91
8.885	9.983	10.892	13.67	13.18	13.70
11.563	9.550	9.889	13.18	13.16	13.74
9.241	9.057	9.815	12.05	10.38	13.57
9.076	9.090	11.810	13.86	12.20	16.11
9.850	9.560	11.820	13.35	12.46	16.03
9.286	11.260	9.358	13.40	14.45	11.99
9.048	9.439	11.139	13.32	12.77	15.90
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	16.80
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	11.120	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 = $\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl}^2 - \left(\frac{g}{t}\right) \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r Y_{ijk.}^2 - \left(\frac{1}{r}\right) \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{l=1}^t Y_{ij.l}^2 + \left(\frac{g}{rt}\right) \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g Y_{ij..}^2 = 4516.517261 - 4468.032093 - 4491.873261 + 4459.879494 = 16.4914$

Sí el área experimental se divide en Unidad Principal (UP) y Subunidad (SU) y, como lo propusieron González *et al.* (2024 a, b), 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 = $\left(\frac{g}{t}\right) \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r Y_{ijk.}^2 - \frac{(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl})^2}{art} = 4468.032093 - 4352.597261 = 115.434832$. Por diferencia: SC SU = SC Total – SC UP = 163.91 – 115.434832 = 48.471568. Para verificación, con base en cálculos previos, SC SU = $\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^t Y_{ijkl}^2 - \left(\frac{g}{t}\right) \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^g \sum_{k=1}^r Y_{ijk.}^2 = 4516.517261 - 4468.032093 = 48.485168$

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. Así, se observará:

Figura 1. Etapas sucesivas para obtener análisis de varianza general

The figure consists of two screenshots from the InfoStat software interface. The top screenshot shows the 'Estadísticas' menu with 'Análisis de la varianza' selected. The bottom screenshot shows the 'Análisis de la varianza' dialog box with 'X' as the dependent variable and 'A', 'G', 'T', 'R' as classification variables.

Caso	A	G	T	R	X
1	2	1	1	1	4.210
2	2	1	1	2	4.010
3	2	1	1	3	3.930
4	2	1	2	1	5.020
5	2	1	2	2	4.680
6	2	1	2	3	4.930
7	2	1	3	1	4.630
8	2	1	3	2	4.810
9	2	1	3	3	4.230
10	2	1	4	1	4.390
11	2	1	4	2	4.780
12	2	1	4	3	4.010
13	2	1	5	1	4.030
14	2	1	5	2	3.790
15	2	1	5	3	4.230
16	2	1	6	1	4.660
17	2	1	6	2	5.130
18	2	1	6	3	4.070

Caso	A	G	T	R	X
1	2	1	1	1	4.210
2	2	1	1	2	4.010
3	2	1	1	3	3.930
4	2	1	2	1	5.020
5	2	1	2	2	4.680
6	2	1	2	3	4.930
7	2	1	3	1	4.630
8	2	1	3	2	4.810
9	2	1	3	3	4.230
10	2	1	4	1	4.390
11	2	1	4	2	4.780
12	2	1	4	3	4.010
13	2	1	5	1	4.030
14	2	1	5	2	3.790
15	2	1	5	3	4.230
16	2	1	6	1	4.660

Análisis de la varianza

Modelo | Comparaciones | Contrastes

Especificación de los términos del modelo

A*G>A>R
G*G>A>R
A*G*G>A>R
A>R*G>A>R
G>A>R
G>T
A*G>T

Variables de clasificación

A
G
T
R

Covariables

SC Tipo I Sólo generar tabla resumen con

Agregar Interacciones

Guardar
 Residuos
 Predichos
 Res. estud.
 Abs(residuos)
 Sobrescribir

Aceptar Cancelar Ayuda

Caso	A	G	T	R	X
1	2	1	1	1	4.210
2	2	1	1	2	4.010
3	2	1	1	3	3.930
4	2	1	2	1	5.020
5	2	1	2	2	4.680
6	2	1	2	3	4.930
7	2	1	3	1	4.630
8	2	1	3	2	4.810
9	2	1	3	3	4.230
10	2	1	4	1	4.390
11	2	1	4	2	4.780
12	2	1	4	3	4.010
13	2	1	5	1	4.030
14	2	1	5	2	3.790
15	2	1	5	3	4.230
16	2	1	6	1	4.660

Análisis de la varianza

Modelo | Comparaciones | Contrastes

Seleccionar Método de Comparación

Ninguna Duncan
 LSD Fisher SNK
 DGC BSS
 Jolliffe Scott_Knott
 Bonferroni Scheffé
 Tukey

Mostrar medias según

A
 A*G
 A>R
 G>A>R
 G>T
 A*G>T

Presentación

En lista ascendente
 En lista descendente
 En forma matricial

Nivel significación

0.10 Otro
 0.05 0.15
 0.01

Error

Gráfico de barras

SC Tipo I Sólo generar tabla resumen con

Agregar Interacciones

Guardar
 Residuos
 Predichos
 Res. estud.
 Abs(residuos)
 Sobrescribir

Aceptar Cancelar Ayuda

Cuadro 5. Anava combinado generado por InfoStat

F.V.	G.L.	S.C.	C.M.	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
A>R	4	6.82	1.70	10.22	< 0.01	GxA>R
GxA>R	8	1.33	0.17	1.70		
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	0.10			
Total	269	163.91				

Cuadro 6. Comparación de medias para el Factor A ($p=0.01$)

Niveles	Medias	n	E.E.	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	E.E.	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	E.E.	Simbología
2	3	4.99	45	0.06	a
2	1	4.42	45	0.06	b
2	2	4.40	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)

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

InfoStat/L
Archivos Edición Datos Resultados Estadísticas Gráficos Ventanas Aplicaciones

Caso	A	G	T	R	X
1	2	1	1	1	4.210
2	2	1	1	2	4.010
3	2	1	1	3	3.930
4	2	1	2	1	5.020
5	2	1	2	2	4.680
6	2	1	2	3	4.930
7	2	1	3	1	4.630
8	2	1	3	2	4.810
9	2	1	3	3	4.230
10	2	1	4	1	4.390
11	2	1	4	2	4.780
12	2	1	4	3	4.010
13	2	1	5	1	4.030
14	2	1	5	2	3.790
15	2	1	5	3	4.230
16	2	1	6	1	4.660
17	2	1	6	2	5.130
18	2	1	6	3	4.070
19	2	1	7	1	4.210
20	2	1	7	2	4.380
21	2	1	7	3	4.760

Análisis de la varianza

Caso: G

Variables dependientes: X

Variables de clasificación: A, T, R

Covariables:

2(0)

Seleccionar si contiene...

Cancelar Limpiar Aceptar

InfoStat/L
Archivos Edición Datos Resultados Estadísticas Gráficos Ventanas Aplicaciones Ay

Caso	A	G	T	R	X
1	2	1	1	1	4.210
2	2	1	1	2	4.010
3	2	1	1	3	3.930
4	2	1	2	1	5.020
5	2	1	2	2	4.680
6	2	1	2	3	4.930
7	2	1	3	1	4.630
8	2	1	3	2	4.810
9	2	1	3	3	4.230
10	2	1	4	1	4.390
11	2	1	4	2	4.780
12	2	1	4	3	4.010
13	2	1	5	1	4.030
14	2	1	5	2	3.790
15	2	1	5	3	4.230
16	2	1	6	1	4.660
17	2	1	6	2	5.130
18	2	1	6	3	4.070
19	2	1	7	1	4.210
20	2	1	7	2	4.380
21	2	1	7	3	4.760

Análisis de la varianza

Caso:

Variables dependientes:

Particionar por...: G

Particiones (3): 1, 2, 3

Seleccionar si contiene...

1(0)

Seleccionar si contiene...

Cancelar Limpiar Aceptar

InfoStat/L - gruposGyG
Archivos Edición Datos Resultados Estadísticas Gráficos Ventanas Aplicaciones

Caso	A	G	T	R	X
1	2	1	1	1	4.210
2	2	1	1	2	4.010
3	2	1	1	3	3.930
4	2	1	2	1	5.020
5	2	1	2	2	4.680
6	2	1	2	3	4.930
7	2	1	3	1	4.630
8	2	1	3	2	4.810
9	2	1	3	3	4.230
10	2	1	4	1	4.390
11	2	1	4	2	4.780
12	2	1	4	3	4.010
13	2	1	5	1	4.030
14	2	1	5	2	3.790
15	2	1	5	3	4.230
16	2	1	6	1	4.660
17	2	1	6	2	5.130

Análisis de la varianza

Modelo Comparaciones Contrastes

Seleccionar Método de Comparación:

- Ninguna
- LSD Fisher
- DGC
- Jolliffe
- Bonferroni
- Tukey
- Duncan
- SNK
- BSS
- Scott knott
- Scheffé

Mostrar medias según:

- A
- A>R
- G>T

Presentación:

- En lista ascendente
- En lista descendente
- En forma matricial

Nivel significación:

- 0.10
- 0.05
- 0.01
- Otro: 0.15

Error 0.10 gl 168

Gráfico de barras

SC Tipo I Sólo generar tabla resumen con

Agregar Interacciones

Guardar:

- Residuos
- Predichos
- Res. estud.
- Abs(residuos)
- Sobrescribir

Aceptar Cancelar Ayuda

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	4.20 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	3.70 de	33	4.10 cd
3	3.76 bcd	22	3.67 de	34	3.94 de
9	3.73 bcd	25	3.63 de	35	3.90 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 (Anava; Cuadros 5 a 9); De la Loma (1982), Mendenhall (1987), Martínez (1988), Sahagún (2007 b) y 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.* (2024 a) está vinculado a un ejemplo proporcionado por Gómez y Gómez (1984), Shikari *et al.* (2015), y 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/o 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; 2007 a), Martínez (1988), Gómez y Gómez (1984), y González *et al.* (2024 b). 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 Ládice, presenten algunas desventajas (Martínez, 1988; Cochran y Cox, 2004; Montgomery, 2009).

En González *et al.* (2019; 2023; 2024 a; 2024 b) y 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 (Cuadro 5; González *et al.*, 2024 b); 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.*, 2024 a).

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 ($3.68 + 8.20 + 14.55$) sea igual a SC T(G) [26.43; Cuadro 5]; si las diferencias entre grupos y entre tratamientos dentro de grupos no son significativas (Cuadros 7 y 9), 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.*, 2024 b). 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).

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

Balzarini, M., G., Di Rienzo, J. A. 2016. InfoGen. FCA. Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.

<http://www.info-Gen.com.ar>.

Balzarini, M.G., González, L., Tablada, M., Casanoves, F., Di Rienzo, J. A., Robledo, C.W. 2008.

Manual del Usuario de InfoStat. Editorial Brujas, Córdoba, Argentina, 348 p.

Cochran, W.G., Cox, G. M. 2004. Diseños Experimentales. Editorial Trillas, S.A. de C.V. 6^a

Reimpresión. México, D. F., 661 p (ISBN: 968-24-3669-9).

De la Loma, O., J. L. 1982. Experimentación Agrícola. Editorial Hispano- Americana S.A. 2^a Edición.

México, D.F. 493 p (ISBN: 96 84 38 45 72).

- Di Rienzo, J.A., Casanoves, F., Balzarini, M.G., González, L., Tablada, M., Robledo, C. W. 2008. InfoStat Versión 2008. Grupo InfoStat, FCA, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina (<https://www.infostat.com.ar>).
- Gomez, K., A., Gomez, A.A. 1984. Statistical Procedures for Agricultural Research. 2nd(ed.). John Wiley & Sons, Inc. Printed in Singapore, 680 p.
- González, H., A., Vázquez, G., L.M., Sahagún, C., J., Rodríguez, P., J. E. 2008. Diversidad fenotípica de variedades e híbridos de maíz en el Valle Toluca-Atzacomulco, México. Revista Fitotecnia Mexicana 31(1): 67-76.
- González, A., Pérez, D.J., Sahagún, J., Franco, O., Morales, E. J., Rubí, M., Gutiérrez, F., Balbuena, A. 2010. Aplicación y comparación de métodos univariados para evaluar la estabilidad en maíces del Valle Toluca-Atzacomulco, México. Revista Agronomía Costarricense 34(2): 129-143.
- González, H., A., Pérez, L., D.J., Franco, M., O., Nava, B., E. B., Gutiérrez, R., F., Rubí, A., M., 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.
- González, H., A., Pérez, L., D.J., Rubí, A., M., Gutiérrez, R., F., Franco, M., J.R.P., 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.

González, H., A., Pérez, L., D.J., Balbuena, M., A., Franco, M., J.R., Gutiérrez, R., F., 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.

González, H., A., Pérez, L., D.J., Hernández, A., J., Franco, M., J.R.P., Rubí, A., M., y Balbuena, M. A. 2024 a. Tratamientos anidados dentro de grupos en arreglo de bloques completos balanceados. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas* 15(2): e3634 (DOI:<https://doi.org/10.29312/remexca.v15i2.3634>).

González, H., A., Pérez, L., D.J., Hernández, A., J., Franco, M., J.R.P., Balbuena, M., A., Rubí, A., M. 2024 b. Serie de experimentos para tratamientos anidados en grupos en arreglo de bloques completos balanceados. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas* 15(7): e3831 (DOI: <https://doi.org/10.29312/remexca.v15i7.3831>).

Maranna, S., Nataraj, V., Kumawat, G., Chandra, S., Rajesh, V., Ramteko, R., Manohar Patel, R., Ratnaparkhe, M. B., Husain, S. M., Gupta, S., 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>).

Martínez, G., A. 1988. *Diseños Experimentales. Métodos y Elementos de Teoría*. Editorial Trillas, 1ª Edición. México, D. F., 756 p.

Mendenhall, W. 1987. *Introducción a la Probabilidad y la Estadística*. Grupo Editorial Iberoamérica. 1ª Edición. México, D. F., 626 p.

Montgomery, D.C. 2009. Design and Analysis of Experiments. 7th Edition. John Wiley & Sons, Inc. U.S.A., 656 p.

Rodríguez, G., J. A., Pérez, L., D.J., Hernández, A., J., Balbuena, M., A., Franco, M., J.R.P., 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 (DOI: <https://doi.org/10.29312/remexca.v16i2.3926>).

Sahagún, C., J. 1993. Funcionalidad de cuatro modelos para las evaluaciones genotípicas en series de experimentos. Revista Fitotecnia Mexicana 16(3): 161-171.

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.

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. Boletín Técnico Núm. 2, 64 p.

Sahagún, C., J. 2007 a. Evaluación de genotipos en heterogeneidad meteorológica intrarregional: Confusión vs. Anidamiento de años en localidades. Revista Fitotecnia Mexicana 30(1):97-104.

Sahagún, C., J. 2007 b. Estadística Descriptiva y Probabilidad: Una Perspectiva Biológica. 2^a Edición. Universidad Autónoma Chapingo, México, D. F., 282 p.

Sheoran, O.P., Tonk, D.S., Kaushik, L.S., Hasija, R.C., Pannu, R.S. 1998. Statistical Software package for Agricultural Research Workers. Recent Advances in Information Theory, Statistical & Computer Applications by D.S. Hooda & R. C. Hasija Department of Mathematics Statistics, CCS HAU, Hisar (139-143).

Shikari, A.B., Pourray, G.A., Sofi, N.R., Hussain, A., Dar, Z.A., Iqbal, A.M. 2015. Group balanced block design for comparisons among oilseed Brassicae. Academic Journals 10(8):302-305 (<https://doi.org/10.5897/SRE2014.5792>).

V. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Badii, M. H.; Castillo, J.; Rodríguez, M.; Wong, A. y Villalpando, P. 2007. Diseños experimentales e investigación científica. *Innovaciones de Negocios*. 4 (2): 283 – 330.
- Cochran, W. G. y Cox, G. M. 2004. *Diseños experimentales*. Editorial Trillas, SA. de CV. 6ta. Reimpresión. México, DF. 661 p.
- De la Loma, J. L. 1982. *Experimentación Agrícola*. Editorial Hispano- Americana S.A. 2ª Edición. México, D.F. 493 p (ISBN: 96 84 38 45 72).
- Gámez, V. A. J.; Ávila, P. M. A.; González, F. S. S.; Gámez, V. F. P.; García, R. J. J.; Dorantes, G. J. R. A. y Téliz, T. R. 2022. *Introducción a los análisis univariados de datos en la investigación agrícola*. Centro de Investigación Regional Centro. Campo Experimental Bajío. Libro Técnico No. 1. Celaya, Gto., México. 200 p.
- Gomez, K. A. and Gomez, A. A. 1984. *Statistical procedures for agricultural research*. 2nd Ed. John Wiley & Sons, Inc. Printed in singapore. 680 p.
- González, H. A.; Pérez, L. D. J.; Hernández, A. J.; Franco, M. J. R.; Rubí, A. M. y Balbuena, M. A. 2024b. *Tratamientos anidados dentro de grupos en arreglo de bloques completos balanceados*. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*. 15(2) e3634.

- 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 (DOI:<https://doi.org/10.29312/remexca.v15i2.3634>).
- González, H., A., Pérez, L., D.J., Rubí, A., M., Gutiérrez, R., F., Franco, M., J.R.P., 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.
- Gutiérrez, P. H. y de la Vara, S. R. 2012. *Análisis y Diseño de Experimentos*. México: Mc Graw-Hill. 483 p.
- Jiménez, B. J. C. 2022. *Métodos numéricos usando Python*. Ciudad de México: UNAM. 292 p.
- Lagos, B. T. C. y Criollo, E. H. A. 2019. *Herramientas estadísticas para la investigación de ciencias agrarias*. Nariño, Colombia: Universidad de Nariño, Editorial Universitaria. 248 p.
- Little, T. M. y Hills, F. J. 2008. *Métodos estadísticos para la investigación en la agricultura*. Editorial Trillas S. A. de CV. México. 270 p.
- Mandeville, P. B. 2012. Tema 28: Diseños experimentales. *Ciencia UANL*. 15(57): 151-155.
- 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 wáterlogging tolerance in soybean (*Glycine max* L.): a case study. *Scientific reports*. 11:22853. <https://doi.org/10.1038/s41598-021-02064-x>

- Martínez, G. A. 1988. Diseños experimentales. Métodos y elementos de teoría. Editorial Trillas, 1ra. Ed. México. 756 p.
- Montgomery, D. C. 2009. Design and analysis of experiments. 7th Ed. John Wiley, Sons, Inc. USA. 656 p.
- Montoya, M. J. A.; Sánchez, E. L. y Torres, H. P. 2011. Diseños experimentales ¿qué son y cómo se utilizan en las ciencias acuáticas?, Ciencia y Mar 2011. 15 (43): 61-70.
- Sahagún, C. J. 1993. Funcionalidad de cuatro modelos para las evaluaciones genotípicas en series de experimentos. Revista Fitotecnia Mexicana. 16(3):161-171.
- 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. Boletín técnico núm. 2. 64 p.
- Sahagún, C. J. 2007. Estadística descriptiva y probabilidad: una perspectiva biológica. 2da. Ed. Universidad Autónoma Chapingo, México. 282 p.
- Snedecor, G.W. and Cochran, W.G. (1971) Méthodes Statistiques, Original Title: Statistical Methods. 6th Edition, Iowa State University Press, Ames, 649 p.