

## DISEÑO DE BLOQUES COMPLETOS AL AZAR (DBA)

Para un diseño completamente al azar (DCA) asumimos que todas las unidades experimentales son homogéneas en lo relativo a características que puedan influenciar la variable respuesta, de modo que la única fuente de variación que se pretende controlar es el tratamiento aplicado. Sin embargo, hay situaciones en las que dicha homogeneidad no es fácil de lograr, veamos un ejemplo, si quisiéramos realizar un ensayo agronómico para evaluar la producción de cinco diferentes variedades de Papaya, un DCA sería el adecuado sólo si podemos garantizar que todas las unidades experimentales (las parcelas) tienen el mismo nivel de fertilidad, humedad, o cualquier otra variable que sepamos de antemano puede influenciar la variable respuesta. Si estuviéramos planeando un ensayo de invernadero para investigar los efectos de cuatro diferentes intensidades lumínicas en el crecimiento de plántulas de Pino, para realizar un DCA deberíamos obtener plántulas de la misma edad, la misma altura, la misma variedad, etcétera.

La supuesta homogeneidad de las unidades experimentales (UE) en los DCA, en ocasiones obedece más a un desconocimiento de la presencia de características o variables que podrían influenciar la variable respuesta y que deberían ser incluidas en el modelo, pero... ¿Y si no fuera así?; es decir, ¿qué pasaría si supiéramos que el terreno donde queremos realizar el experimento de las Papayas presenta un gradiente de fertilidad? En este caso, aun si se sembrara la misma variedad de Papaya, cabría esperar que las parcelas tuvieran una respuesta diferente en términos de producción; se esperarían respuestas similares entre parcelas adyacentes, mientras que parcelas distantes entre sí podrían tener respuestas muy diferentes. Y si en el ensayo con las plántulas de Pino no se tuvieran plántulas uniformes, se podrían esperar diferencias dependiendo de la edad y altura inicial de las plántulas, aun bajo condiciones uniformes de iluminación.

En cualquier experimento se debe evaluar si existe información que permita identificar grupos homogéneos de UE para alguna característica que afecte la variable respuesta, en los ejemplos anteriores, dichos grupos serían parcelas agrupadas de acuerdo a niveles de fertilidad y plántulas agrupadas por edad, altura o por ambas. El esfuerzo de agrupar las UE se ve compensado por una mejora en la calidad de las inferencias sobre los tratamientos. Definamos estos grupos homogéneos de UE:

**Bloque:** Es un grupo de unidades experimentales que son homogéneas para una o más características que podrían afectar la variable respuesta. Se habla de un bloque completo y balanceado cuando todos los “t” tratamientos involucrados en el experimento aparecen en el bloque el mismo número de veces (usualmente, cada tratamiento aparece una sola vez).

Nota: Es importante que tengan en cuenta que la característica por la cual se hace el bloqueo no es la característica que interesa evaluar (los tratamientos), simplemente es

una variable que se sabe o cree, que puede influenciar la variable respuesta y por lo tanto se quiere eliminar su efecto, involucrándola en el modelo.

Ejemplo:

Se dispone de cuatro lotes de terreno, donde se quiere realizar un experimento y el análisis de suelos entrega los siguientes resultados:

Lote 1 pH = 5.0

Lote 2 pH = 6.3

Lote 3 pH = 7.8

Lote 4 pH = 8.4

Si el pH tuviera algún efecto en la variable respuesta, cada uno de los lotes debería ser considerado como un bloque y ser dividido en “t” parcelas, para obtener así un bloque completo.

Generalmente cada bloque contiene sólo “t” UE y tendríamos un diseño de bloques al azar básico, pero se podrían tener “2 t” UE (en tal caso cada tratamiento aparecería dos veces) o “3 t” y así sucesivamente; en estos casos se habla de un diseño de bloques generalizado; de tal manera que, a menos que se indique lo contrario, vamos a asumir que cada bloque contiene sólo “t” UE y por lo tanto se estaría hablando de un DBA básico.

En ocasiones no es fácil obtener bloques homogéneos de “t” UE y si cada bloque tiene menos de “t” UE no podrá albergar todos los tratamientos, en estos casos se dice que se tiene un diseño de bloques incompletos. (Para más información al respecto ver: Montgomery, 1991).

Existen varias categorías de bloques incompletos: los que pasan de ser completos a ser incompletos por pérdida de unidades experimentales, y los que desde el principio son incompletos por no contar cada bloque con suficientes unidades para asignar todos los tratamientos.

Cuando se produce el primer evento descrito, es decir, pérdida de unidades experimentales, se genera un desbalance en el diseño. Para referirse a esta situación se habla de un diseño desbalanceado o de bloques desbalanceados, más que de bloques incompletos.

Para la segunda situación, puede diseñarse una asignación de los tratamientos dentro de cada bloque, de manera que, a pesar de que los bloques sean incompletos, se logre separar adecuadamente los efectos de los bloques y de los tratamientos, situación siempre deseada y que recibe el nombre de ortogonalidad; es en estos casos en que se

habla de verdaderos diseños de bloques incompletos, entre los cuales se encuentran los látices. Martínez Garza (1988) ilustra cómo pueden construirse tales diseños.

## **EFFECTOS FIJOS Y ALEATORIOS**

Los efectos de un factor pueden ser fijos o aleatorios, dependiendo de la forma en que hayan sido seleccionados los niveles que se usan en el ensayo.

Un factor es fijo si los niveles utilizados representan todos los niveles posibles del factor o si éstos son los únicos niveles sobre los cuales se desea inferir. En el experimento sobre las variedades de papaya, el efecto de las variedades es fijo si las cinco variedades evaluadas son todas las disponibles en la región y/o si las conclusiones del experimento se restringen a estas cinco variedades.

Un factor es aleatorio si los niveles elegidos para el experimento constituyen una muestra aleatoria de un grupo mayor de niveles susceptibles de ser utilizados. En el experimento mencionado, el efecto de las variedades sería aleatorio si existiera un conjunto grande de variedades sobre las que se desea inferir, y se hubiera elegido al azar cinco de ellas. En este caso, el desempeño de estas cinco variedades, en particular, no sería el interés principal del investigador, excepto por la información que cada variedad contiene acerca de la población completa de variedades.

Sin embargo, no es habitual que los efectos aleatorios correspondan a tratamientos sino a otro tipo de efectos, como el caso del pH en las parcelas experimentales, expuesto anteriormente. Si el ensayo para evaluar las cinco variedades de papaya tuviera que realizarse en un área con tales características diferenciales de pH entre lotes, y dentro de cada uno de éstos se aleatorizaran las cinco variedades, cada una en una parcela diferente, el pH sería un efecto aleatorio, ya que los pH presentes en los lotes elegidos pueden considerarse una muestra aleatoria de todos los posibles valores de PH que pueden encontrarse en la población de interés.

Si el experimento se realiza de la manera mencionada, entonces se tendrá un diseño de bloques al azar, considerando el pH como un efecto de bloque aleatorio, y las variedades como efecto fijo, generándose, entonces, un modelo mixto (con efectos tanto fijos como aleatorios). Esta situación de modelos mixtos casi siempre estará presente en los diseños de bloques.

Aunque en la mayoría de ocasiones el factor asociado con los bloques es aleatorio, pueden presentarse situaciones en que ello no sea así. Por ejemplo, en un experimento de nutrición animal, en donde exista interés en evaluar diferentes concentrados, y en el que se sepa que el sexo es un factor que afecta la respuesta, podría eliminarse el efecto de los sexos, bloqueando con base en tal factor. El sexo sería, por definición, un efecto fijo, por incluirse en el experimento todos los niveles del factor (machos y hembras). Es probable, sin embargo, que la diferencia en respuesta entre machos y hembras sea ampliamente conocida y que el interés del investigador sólo consista en eliminar su efecto para hacer comparables los concentrados.

## ALEATORIZACIÓN EN UN DBA

Si estamos interesados en evaluar cinco tratamientos, digamos: A, B, C, D, E y tenemos cuatro bloques disponibles, los cinco tratamientos deben asignarse de manera aleatoria dentro de cada bloque, haciendo una aleatorización independiente dentro de cada bloque. En este ejemplo tenemos cuatro bloques y cinco tratamientos, por lo que necesitamos realizar cuatro aleatorizaciones. Un posible esquema de aleatorización sería el siguiente. Noten que todos los tratamientos aparecen en cada bloque y lo hacen una sola vez.

Bloque

1	D	C	A	E	B
2	A	E	B	C	D
3	C	B	A	D	E
4	A	D	E	B	C

### VENTAJAS DEL DISEÑO DE BLOQUES COMPLETOS AL AZAR

- Se aumenta la potencia de la prueba porque la variabilidad atribuible a la heterogeneidad de las UE es extraída del error experimental.
- Hay cierta flexibilidad, pues, excepto por disponibilidad de recursos y por lo anotado en el primer ítem de desventajas, no hay restricciones en el número de tratamientos y /o de bloques.
- Al evaluar los tratamientos bajo diferentes condiciones, se amplía la base inferencial del experimento.

### DESVENTAJAS DEL DISEÑO DE BLOQUES COMPLETOS AL AZAR

- Si se desea evaluar un gran número de tratamientos, puede ser difícil conseguir bloques homogéneos; en particular en experimentos en campo, pues mientras mayor sea el número de UE por bloque, más grande es el riesgo de que éste sea heterogéneo.
- El DBA no es adecuado si existe interacción entre los bloques y los tratamientos, es decir, si los efectos de tales factores no son aditivos.

## MODELO LINEAL

Así como para el DCA existía un modelo lineal que lo describía, el DBA también tiene un modelo que lo describe y es el siguiente:

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + b_j + \varepsilon_{ij}$$

Donde:

$Y_{ij}$  es la lectura del tratamiento i-ésimo en el j-ésimo bloque

$\mu$  es el promedio poblacional de la variable respuesta

$\tau_i$  es el efecto del tratamiento "i", con  $i = 1, 2, \dots, t$

$b_j$  es el efecto del bloque "j", con  $j = 1, 2, \dots, r$

$\varepsilon_{ij}$  es el error asociado con la lectura del i-ésimo tratamiento en el j-ésimo bloque

Ejemplo: Se realizó un ensayo para evaluar el rendimiento en kg de materia seca por hectárea de una forrajera con distintos aportes de N2 en forma de urea. Las dosis de urea probadas fueron 0 (control), 75, 150, 225 y 300 kg/ha. El ensayo se realizó en distintas zonas, en las que por razones edáficas y climáticas se podían prever rendimientos diferentes. Las zonas en este caso actuaron como bloques. El diseño a campo se ilustra en la Figura. Los datos se encuentran en el archivo Bloque.

Bloque I	225	300	75	0	150
Bloque II	300	150	75	0	225
Bloque III	75	0	300	225	150
Bloque IV	225	150	75	300	0

Figura: Asignación de tratamientos en un diseño en bloques completos aleatorizados.  
Archivo Bloque.

Tabla 10.1: Rendimiento de materia seca (Kg/Ha) de una forrajera megatérmica con distintos niveles de aportes de nitrógeno en forma de urea.

Urea (Kg/Ha)	Bloque I	Bloque II	Bloque III	Bloque IV
0 (control)	2010	1832	2170	1879
75	2915	2175	2610	2294
150	3049	2908	2964	2971
225	3199	3235	3003	2937
300	3381	3270	3129	3171

Los datos de la tabla anterior se pueden representar genéricamente de la siguiente manera:

Tabla 10.2: Estructura típica de una tabla de datos para un ensayo unifactorial con diseño en bloques completos aleatorizados.

Tratamientos	bloque 1	bloque 2	...	bloque b	Total
1	$Y_{11}$	$Y_{12}$	...	$Y_{1b}$	$Y_{1\bullet}$
2	$Y_{21}$	$Y_{22}$	...	$Y_{2b}$	$Y_{2\bullet}$
:	:	:	...	:	
a	$Y_{a1}$	$Y_{a2}$	...	$Y_{ab}$	$Y_{a\bullet}$
Total	$Y_{\bullet 1}$	$Y_{\bullet 2}$		$Y_{\bullet b}$	$Y_{\bullet\bullet}$

Cada entrada a la tabla representa una observación en el  $i$ -ésimo tratamiento ( $i=1,\dots,a$ ) del  $j$ -ésimo bloque ( $j=1,\dots,b$ ).

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}, \quad \text{con } i=1,\dots,a; \quad j=1,\dots,b$$

donde  $\mu$  corresponde a la media general,  $\tau_i$  el efecto del  $i$ -ésimo tratamiento,  $\beta_j$  el efecto del  $j$ -ésimo bloque y  $\varepsilon_{ij}$  representan, como siempre, errores normales e independientes con esperanza cero y varianza común  $\sigma^2$ .

Respecto del modelo lineal original sólo se ha agregado el término  $\beta_j$ . Este término puede modelar un efecto fijo o aleatorio y este último caso supone con distribución normal independiente, esperanza cero y varianza  $\sigma\beta^2$  e independiente del término de error. Este término modela la variación introducida por los bloques y tiene por objeto reducir el error experimental. ¿Cómo cambia la tabla de análisis de la varianza para este diseño? A continuación se muestra la Tabla de ANAVA modificada para incluir el efecto de los bloques. Calculando las cantidades para el Ejemplo, se obtienen los resultados de la Tabla:

Tabla: Fórmulas de trabajo de análisis de la varianza de un experimento unifactorial con diseño en bloques completos aleatorizados.

Fuente de Variación	Suma de Cuadrados	Grados de Libertad	Cuadrado Medio	F
Bloques	$SCB = \sum_{j=1}^a \frac{(y_{.j})^2}{a} - \frac{(y_{..})^2}{ab}$	$glb = b - 1$		
Entre Tratamientos	$SCE = \sum_{i=1}^b \frac{(y_{i.})^2}{b} - \frac{(y_{..})^2}{ab}$	$gle = a - 1$	$CME = \frac{SCE}{gle}$	$\frac{CME}{CMD}$
Dentro (Error Experimental)	$SCD = SCT - SCE - SCB$	$gld = (a - 1)(b - 1)$	$CMD = \frac{SCD}{gld}$	
Total	$SCT = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b y_{ij}^2 - \frac{(y_{..})^2}{ab}$	$glt = ab - 1$		

Tabla: Tabla de análisis de la varianza para el rendimiento de materia seca (Kg/Ha) de una forrajera megatérmica con distintos aportes de N2 en forma de urea.

Fuente de Variación	Suma de Cuadrados	Grados de Libertad	Cuadrado Medio	F
Bloques	203319.0	3	67773.0	
Entre Tratamientos	4291440.0	4	1072860.0	41.57
Dentro	309716.5	12	25809.7	
Total	4804475.5	19		

El procedimiento del test de hipótesis es similar al realizado para un diseño completamente aleatorizado. Dado que  $F$ , 41.57, es mayor que el cuantil  $(1-\alpha)$  de una distribución  $F_{4,12}$  se rechaza la hipótesis de igualdad de tratamientos. La aplicación del test a posteriori es directa y el número de bloques ( $b$ ) sustituye el número de repeticiones en el cálculo del error estándar de la comparación.

### **EFICIENCIA DE UN DBA RESPECTO A UN DCA**

Una pregunta que surge casi siempre después de realizar un DBA es si valió la pena hacer un DBA en vez de haber realizado un DCA, esto es de importancia sobre todo si el investigador planea repetir el ensayo. Una forma de responder a tal pregunta es calculando la eficiencia relativa (ER) del DBA respecto al DCA.

ER = Tarea: consultar la fórmula.

La ER se expresa generalmente como porcentaje, cualquier valor mayor de uno (o 100%) indica que el DBA fue más eficiente que un DCA; el valor de ER puede interpretarse además como el cociente entre el número de repeticiones usado en los dos diseños, que permitiera obtener la misma variabilidad entre tratamientos. Por ejemplo, si el valor de ER fuera 3, el DCA debería utilizar el triple de repeticiones por tratamiento para ser igual de eficiente que el DBA.



## **SUPUESTOS EN UN DISEÑO DE BLOQUES**

Para que el análisis de varianza en un diseño de bloques tenga validez, deben cumplirse los mismos supuestos mencionados para el diseño completamente al azar: Normalidad, Homocedasticidad e Independencia; adicionalmente debe cumplirse el supuesto de aditividad que se mencionará con mayor detalle más adelante.

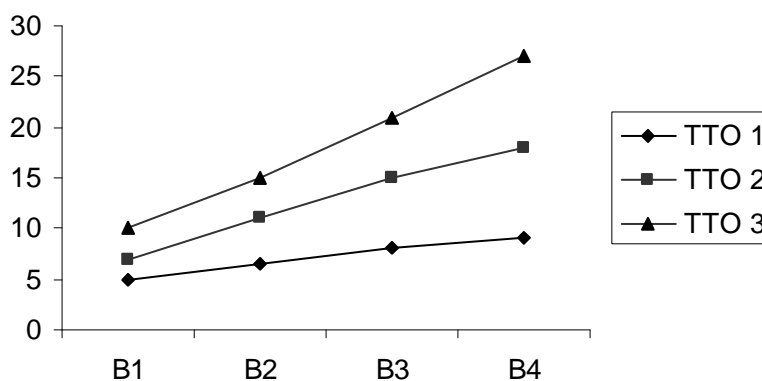
Respecto a la normalidad y la independencia, el procedimiento es el mismo que en el caso de un diseño completamente al azar, la normalidad se evaluará con ayuda del programa SAS y la prueba de Shapiro – Wilk y la independencia se garantizará con la asignación aleatoria de los tratamientos a las unidades experimentales.

En el caso del supuesto de homocedasticidad, para el diseño de bloques se presenta un problema de índole computacional pues los programas estadísticos actuales son incapaces de evaluar el supuesto en cualquier diseño diferente al completamente al azar, razón por la cual se debe asumir que el supuesto se cumple; una alternativa para decidir si es viable asumir que el supuesto se cumple, es realizar un gráfico con los tratamientos en uno de los ejes y en el otro cada uno de los valores de la variable respuesta, así podría apreciarse de manera subjetiva si la dispersión es más o menos similar en todos los tratamientos.

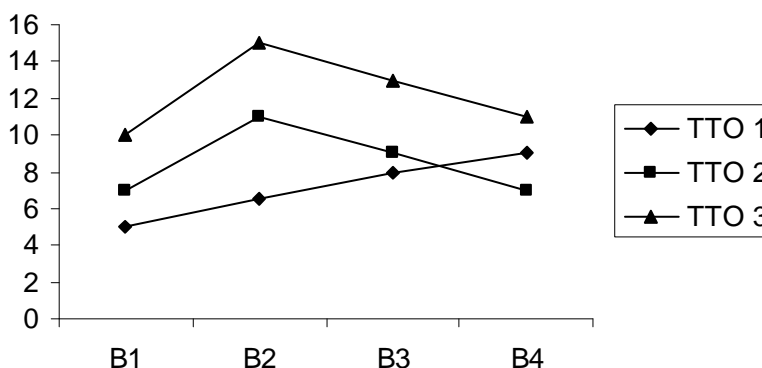
## **NO ADITIVIDAD DE BLOQUES Y TRATAMIENTOS**

Un supuesto importante para la validez de un DBA es la no interacción entre los bloques y los tratamientos, lo cual es equivalente a decir que los efectos de bloques y tratamientos son aditivos y que los resultados del experimento pueden ser, por tanto, representados por un modelo lineal como el ya propuesto. El concepto de interacción se verá con más detalle posteriormente dentro del curso, pero en pocas palabras, decimos que hay interacción entre bloques y tratamientos cuando el efecto de alguno(s) de los tratamientos cambia al pasar de un bloque a otro, el ejemplo más drástico es el siguiente, mientras en un bloque, el mejor tratamiento es el “A”, al cambiar a otro bloque, este mismo tratamiento resulta ser el peor, pero repito, este es el ejemplo más drástico de una interacción.

Una forma de evaluar la presencia o ausencia de interacción entre bloques y tratamientos es mediante un gráfico que contenga en uno de los ejes a los bloques y en el otro eje los valores de los tratamientos, aunque este procedimiento es bastante subjetivo las figuras 1 y 2 ilustran dos posibles situaciones.



**FIGURA 1. INTERACCIÓN ENTRE BLOQUES (B) Y TRATAMIENTOS (TTO) POR CAMBIO DE MAGNITUD**



**FIGURA 2. INTERACCIÓN ENTRE BLOQUES (B) Y TRATAMIENTOS (TTO) POR CAMBIO DE DIRECCIÓN**

Una alternativa a la evaluación gráfica se atribuye a Tukey, quien propuso una prueba estadística para evaluar la aditividad, la cual se basa en subdividir la  $SC_E$  en dos componentes, (la suma de cuadrados de no aditividad y la suma de cuadrados restante) que luego son comparados mediante un cociente que genera una prueba F.

Tukey propuso evaluar el juego de hipótesis:

$H_0$ : Efectos de bloques y tratamientos son aditivos (no interacción)

$H_a$ : Efectos de bloques y tratamientos no son aditivos (interacción)

Sin embargo, este juego de hipótesis no se evaluará manualmente; el programa en SAS que vamos a utilizar para evaluar un DBA incluye un Macro (subprograma o conjunto de instrucciones creadas por un usuario para la realización de tareas específicas) que

permite evaluar este supuesto; simplemente se miraría el valor  $p$  (P-value), el cual permitiría tomar una decisión sobre la hipótesis nula.

Si no se cumple el supuesto de aditividad, el resultado del análisis es sólo aproximado y puede llevar a inferencias erróneas acerca de los tratamientos. Una alternativa a este problema es transformar los datos de la misma manera que se haría ante un problema de no normalidad o de heterocedasticidad. Para experimentos posteriores se podría rediseñar el experimento, de manera que se pueda aislar el efecto de la interacción bloques-tratamientos, mediante un diseño de bloques generalizado.

Una recomendación personal y que tal vez no sea compartida por algunos autores, sería analizar la naturaleza de la interacción mediante el gráfico. Si la interacción está dada por un cambio de magnitud, como en la figura 1, podría hacerse caso omiso y continuar con el análisis; si la interacción está dada por un cambio de dirección como en la figura 2, sí sería conveniente intentar la transformación de la variable respuesta.

Las figuras anteriores presentan dos casos particulares; podría encontrarse, por ejemplo, un experimento en el que se tengan varios bloques y se note que es uno de ellos el que está ocasionando la interacción. Después de analizar el porqué, podría eliminarse dicho bloque, dejando constancia en la memoria escrita e incluyendo un aparte en la discusión, en el que se indique que los resultados encontrados no son válidos para las condiciones de ese bloque que se eliminó (obviamente, haciendo referencia a las características que hacen particular a ese bloque).

Aunque es importante tener en cuenta que esta prueba es demasiado sensible a violaciones de los supuestos del DBA, incluso si éstos son leves. Puede ser usada cuando se sospeche una violación del supuesto de aditividad y especialmente si al realizar el Anova, el  $CM_E$  es demasiado grande.

Ejercicios:

- a. Plantee un problema en el contexto de su carrera que deba ser realizado bajo un diseño de bloques al azar, realice el Anova y, si es del caso, realice la prueba de comparación de medias que desee.
- b. Para el mismo experimento, calcule e interprete la ER.
- c. Para alguno de los experimentos de DCA evaluados en clase, asuma que cada repetición es un bloque y realice nuevamente todos los análisis, incluyendo la ER.

## **DISEÑO EN BLOQUES EN INFOSTAT**

Cuando existe variabilidad entre las unidades experimentales, grupos de unidades experimentales homogéneas pueden ser vistos como bloques para implementar la estrategia experimental conocida como Diseño en Bloques. El principio del bloqueo señala que las unidades experimentales dentro de cada bloque o grupo deben ser

parecidas entre sí (homogeneidad dentro de bloque) y que los bloques debieran ser diferentes entre sí (heterogeneidad entre bloques). Es decir, el bloqueo o agrupamiento del material experimental debe ser tal que, las unidades experimentales dentro de un bloque sean tan homogéneas como sea posible y los bloques deben diseñarse para que las diferencias entre unidades experimentales sean explicadas, en mayor proporción, por las diferencias entre bloques. Cuando el diseño ha sido conducido en bloques, el modelo para cada observación debe incluir un término que represente el efecto del bloque al que pertenece la observación. Así, es posible eliminar de las comparaciones entre unidades que reciben el distinto tratamiento, variaciones debidas a la estructura presente entre parcelas (bloques). Si cada bloque tiene tantas unidades experimentales como tratamientos y todos los tratamientos son asignados al azar dentro de cada bloque el diseño se denomina Diseño en Bloques Completos al Azar (DBCA). Se dice que el diseño es en bloques completos porque en cada bloque aparecen todos los tratamientos, y al azar porque dentro de cada bloque los tratamientos son asignados a las parcelas en forma aleatoria. Todas las parcelas de un mismo bloque tienen la misma probabilidad de recibir cualquiera de los tratamientos. La variación entre bloques no afecta a las diferencias entre medias, ya que cada tratamiento aparece el mismo número de veces en cada bloque. Este diseño permite mayor precisión que el completamente aleatorizado, cuando su uso está justificado por la estructura de las parcelas.

El siguiente modelo lineal puede ser postulado para explicar la variación de la respuesta, que en el bloque  $j$  recibe el tratamiento  $i$ , obtenida en un diseño en bloque con sólo un factor tratamiento:

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + b_j + \varepsilon_{ij}$$

Donde:

$Y_{ij}$  es la lectura del tratamiento  $i$ -ésimo en el  $j$ -ésimo bloque

$\mu$  es el promedio poblacional de la variable respuesta

$\tau_i$  es el efecto del tratamiento " $i$ ", con  $i = 1, 2, \dots, t$

$b_j$  es el efecto del bloque " $j$ ", con  $j = 1, 2, \dots, r$

$\varepsilon_{ij}$  es el error asociado con la lectura del  $i$ -ésimo tratamiento en el  $j$ -ésimo bloque

Ejemplo : En el ensayo para evaluar el rendimiento en kg de materia seca por hectárea de una forrajera con distintos aportes de N<sub>2</sub> en forma de urea.

El archivo de datos para este análisis debe contener al menos tres columnas, una identificando al tratamiento (niveles de urea), otra a los bloques y otra a la respuesta observada (variable dependiente), en este caso el rendimiento. Para este análisis elegir Menú  $\implies$  ESTADÍSTICAS  $\implies$  ANÁLISIS DE LA VARIANZA. Si en la ventana Análisis de la varianza se declara "tratamiento" y "bloque" como Variables de clasificación y "rendimiento" como Variable dependiente, la siguiente ventana es el selector de variables del Análisis de Varianza donde InfoStat señalará automáticamente

que las variables “tratamiento” y “bloque” han sido seleccionadas como variables de clasificación y sus nombres aparecerán en la subventana Especificación de los términos del modelo. Debido a que han sido declarados más de un término en el modelo, aparecerá automáticamente el botón Agregar interacciones. Para un diseño en bloques con sólo un factor tratamiento como el de este ejemplo, este botón no deberá activarse ya que el supuesto de aditividad bloque-tratamiento justamente señala la falta de interacción entre los efectos de bloque y de tratamiento. Al Aceptar se abrirá una ventana de Resultados conteniendo la siguiente información:

Tabla 22: Cuadro de análisis de la varianza para un diseño en bloques. Archivo Bloque.

**Análisis de la varianza**

Variable	N	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> Aj	CV
Rendimiento	20	0.94	0.90	5.83

**Cuadro de Análisis de la Varianza (SC Tipo III)**

F.V.	SC	gl	CM	F	Valor p
Modelo	4494703.30	7	642109.04	24.00	<0.0001
Tratamiento	4291444.30	4	1072861.08	41.57	<0.0001
Bloque	203319.00	3	67773.00	2.63	0.0983
Error	309716.50	12	25809.71		
Total	4804479.80	19			

El valor  $p < 0.0001$  es menor al nivel de significación nominal de la prueba (suponga 0.05) y por tanto implica que el valor calculado del estadístico F a partir del experimento es mayor al valor teórico esperado bajo la hipótesis de igualdad de efectos de tratamientos (cuantil 0.95 de una distribución F con 4 y 12 grados de libertad). Luego se concluye con un nivel de significación del 0.05 que existen diferencias de rendimientos (kg de materia seca) bajo los distintos tratamientos o niveles de fertilización con urea. La verificación de las suposiciones realizadas sobre el término de error y la comparación de medias de tratamientos generalmente acompañan este tipo de salida (ver Supuestos de ANAVA, Comparaciones múltiples y Contrastes).

En muchas situaciones no es posible asignar cada tratamiento en cada bloque. Cuando sólo un subconjunto de tratamientos está presente en cada bloque, el diseño se llama Diseño en Bloques Incompletos. InfoStat también permite ajustar modelos de ANAVA para Diseños en Bloques Incompletos. En este caso el diseño debe ser balanceado es decir, cada tratamiento debe estar presente, al menos en un bloque, con cada uno de los otros tratamientos. Esto es con el fin de proveer estimaciones de medias de tratamientos y de diferencias de medias de tratamientos con igual error estándar. El modelo que debe especificarse para un diseño de bloques incompletos es el mismo que para un DBCA. Al realizar el ANAVA, InfoStat ajusta la suma de cuadrados de los tratamientos por los bloques para remover el efecto de bloques desde las medias de tratamientos.

## REFERENCIAS

LENTNER M. And BISHOP T. 1986. Experimental design and analysis. Valley Book Company, Blacksburg. 565 p.

LITTELL, R.C., MILLIKEN, G. A., STROUP, W. W. And WOLFINGER, R. D. 1996. SAS® System for Mixed Models. SAS Institute Inc, Cary, NC. 633p.

MONTGOMERY, Douglas C. 1991. Diseño y Análisis de Experimentos. Iberoamericana, México, D.F. 589 p.