

EFICIENCIA RELATIVA DEL DISEÑO EN LÁTICES CON RESPECTO AL DISEÑO  
EN BLOQUES COMPLETOS AL AZAR EN ENSAYOS DE RENDIMIENTO EN FRIJOL  
(Phaseolus vulgaris) \*

Jaime Eduardo Muñoz  
María Cristina Amézquita \*\*

INTRODUCCION

Al escoger un diseño experimental se hace énfasis en seleccionar aquel que minimice la variación no controlable por el experimentador, es decir, que minimice la varianza del error experimental.

Según Li, Ching Chung (5), históricamente, el Diseño en Bloques Completos al Azar, (B.C.A.) fue el primer diseño válido para probar si los efectos de tratamiento son significativos bajo condiciones de heterogeneidad entre las unidades experimentales, debido a que el agrupamiento de unidades homogéneas en "bloques" permite una estimación de la varianza del error experimental libre del efecto de heterogeneidad entre las unidades.

Para una adecuada utilización del diseño en B.C.A. se requiere que la variación entre los bloques sea lo más grande posible y la variación dentro de bloque sea mínima. Cuando el número de tratamientos es muy grande ( 10 según Gómez, K.A. (3), 12 según Kemthorne (4)), es difícil obtener una faja de terreno lo suficientemente homogénea para que pueda considerarse como un verdadero bloque y el diseño, con un alto número de tratamientos, en la práctica no puede llevarse a cabo. Esto ocurre en los ensayos para probar variedades de frijol (Phaseolus vulgaris) en los cuales se utiliza generalmente un número grande de materiales genéticos.

El índice de heterogeneidad para algunos suelos de la granja experimental del CIAT, Palmira, Colombia, por ejemplo, fué de 0,81, según ensayo realizado por la Unidad de Biometría del CIAT (3). Este valor es alto considerando que los índices encontrados oscilan entre 0.20 y 0.80, correspondiendo los valores más bajos a suelos homogéneos y los valores a 0.80 a suelos bastante heterogéneos.

Debido al alto índice de heterogeneidad que presentan algunos suelos en los que CIAT realiza experimentación en frijol, la necesidad de utilizar Diseños que controlen más eficientemente el efecto de heterogeneidad del suelo se hace imperiosa. Este es el caso del Diseño en Látices.

---

\* Trabajo presentado en la XXII Reunión Anual del PCCMCA, San José, Costa Rica, Julio de 1976.

\*\* Biometría - CIAT.

Con el objetivo de prestar un mejor servicio de consulta sobre planeación y diseño de un experimento en frijol, la Unidad de Biometría de CIAT realizó este estudio que muestra la eficiencia realtiva del Diseño de Látices con respecto al Diseño en B.C.A. para ensayos de rendimiento en frijol, bajo diferentes condiciones de suelo.

COMPARACION ENTRE EL DISEÑO EN BLOQUES COMPLETOS AL  
AZAR Y EL DISEÑO EN LÁTICES

El diseño en B.C.A. sirve para controlar el efecto de heterogeneidad del suelo mediante la agrupación de las unidades en Bloques tan uniformes como sea posible, de tal manera que las diferentes que se observen sean debidas principalmente a los tratamientos. Si no hay diferencias entre Bloques, este diseño no contribuye en nada a la detección de diferencias entre tratamientos.

Como mencionamos antes, cuando se tiene un número grande de tratamientos, es difícil obtener una faja de terreno homogénea en donde se puedan probar todos los tratamientos y esto contribuye a que el diseño en B.C.A. sea eficiente.

El diseño en Látices, que se conoce también como "Bloques Incompletos" o "Cuasi-factoriales", fue desarrollado por Yates ante la necesidad de diseño eficientes para un gran número de tratamientos. Agrupa los tratamientos en bloques incompletos de tal manera que una replicación completa está constituida por varios bloques incompletos. La disminución en el tamaño del bloque ayuda a eliminar la heterogeneidad en una cantidad mayor de lo que es posible al utilizar un diseño en BCA o en Cuadrado Latino.

En la construcción de Látices hay dos relaciones fundamentales :  $vr=kb$  y  $\lambda(v-1)=k-1$ , donde

$v$  = número de tratamientos

$r$  = número de replicaciones

$k$  = número de tratamientos por bloque incompleto

$b$  = número de bloques

$\lambda$  = número de veces que un tratamiento ocurre con cada uno de los otros tratamientos en un bloque incompleto.

Si  $\lambda$  es igual para todos los pares de tratamientos, el diseño es balanceado.

El diseño en Látices estima la varianza del error, libre de los efectos de tratamiento, de bloque incompleto dentro de replicación y de error entre bloques incompletos, como se muestra en la tabla del Análisis de Varianza a continuación :

Cuadro del análisis de varianza para un látice balanceado de  $(k \times k)$  ( $k^2$  tratamientos,  $k + 1$  replicaciones,  $K$  bloques de tamaño,  $k$  por replicación).

Fuentes de Variación	G.L.	C.M.
Replicaciones	$k$	
Tratamientos	$k^2 - 1$	
Bloques dentro de replicación (ajustadas)	$(k-1)(k+1)$	$E_b$
Error intrabloque	$(k-1)(k^2-1)$	$E_e$
Total corregido	$k^2(k-1)-1$	

Para efectos del cálculo de la eficiencia relativa, el diseño de látices puede ser analizado como el de BCA, considerando las "replicaciones" del Látice como Bloques Completos.

Las desventajas del Látice con respecto al BCA son :

- El análisis estadístico es más complejo
- Los diseños en Látices no son adecuados para todos los valores de  $r$  y  $k$ .
- Los diseños son más difíciles de construir.

Cochran y Cox (1) dicen que "de acuerdo con el equipo de cálculo y la experiencia de que se disponga, el tiempo requerido para el análisis estadístico puede exceder al de BCA desde el 20 hasta el 150%.

Actualmente, sin embargo, con el uso de Paquetes Estadísticos tales como SAS (Statistical Analysis System) que pueden ser montados en computadores de gran capacidad de memoria como son el IBM 360 y 370, el análisis estadístico de diseños más complicados-como es el de Látices- se vuelve mucho más sencillo y económico, principalmente en términos de tiempo.

#### METODOLOGIA

La información básica de este estudio es la relativa a ensayos de rendimiento de frijol realizados por los Programas de Agronomía y Mejoramiento de Frijol del CIAT, que han utilizado como diseño experimental el Diseño en Látices, Cada ensayo fue analizado en dos formas: como Látices y como Bloques Completos al Azar. Con base en estos análisis se obtuvo para cada ensayo información sobre :

- i) CME (Cuadrado Medio del Error) estimado bajo el diseño de BCA y bajo el de Látices.

- ii) DMS (Diferencia Mínima Significativa) entre tratamientos, detectadas por el diseño en BCA tanto como por el diseño en Látices.
- iii) C.V. (Coeficientes de Variación) arrojado por cada uno de los dos diseños.
- iv) Eficiencia relativa del diseño de Látices con respecto al de BCA.
- v) Coeficiente de Spearman para correlación de rangos. RHO mide el grado de correlación entre el ordenamiento de las medias de tratamiento en BCA y en Látices.

#### CALCULO DE LA EFICIENCIA RELATIVA

La eficiencia relativa de un diseño A con respecto a un diseño B ( $ER_{A,B}$ ) se define como el inverso del cociente de sus respectivos cuadrados medios del error, es decir :

$$ER_{A,B} = \frac{\text{C.M.E. bajo diseño B}}{\text{C.M.E. bajo diseño A}}$$

Entre mayor sea esta relación, mayor es la eficiencia de A con respecto a B.

#### A. Para Látices balanceados :

Para calcular la eficiencia relativa del diseño de Látices con respecto al de BCA, en el caso de Látices balanceados:

1. Se calcula el cuadrado medio del error efectivo ( $E'e$ ) para látices de la siguiente manera :

$$E'e = E_e (1+ku)$$

Siendo  $E_e$  = Cuadrado medio del error intrabloque (obtenido del ANOVA)

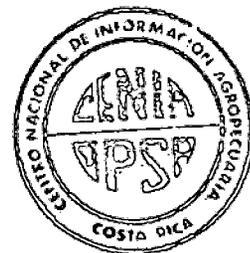
$k$  = Número de tratamientos por bloque incompleto

$u$  = Factor de ajuste.

Para hallar  $u$  se utiliza la siguiente fórmula :

$$u = \frac{(E_b - E_e)}{K^2 E_b}$$

en donde  $E_b$  = Cuadrado de bloque ajustado (hallado del ANOVA)



2. Se calcula la varianza del error que hubiera estado presente, si el experimento hubiese sido diseñado en Bloques Completos al Azar, combinando los cuadrados medios para Bloques dentro de repetición y el error intrabloque :

$$\frac{E_b (k^2 - 1) + E_e (k - 1) (k^2 - 1)}{(k^2 - 1) (1 + (k - 1))}$$

Obteniéndose así una estimación insesgada del cuadrado medio del error para bloques completos al azar.

3. Se compara el Cuadrado medio del Error para Bloques Completos al Azar, con el Cuadrado medio del Error efectivo para Látices.

Obteniéndose así una medida de la eficiencia relativa, dada por:

$$E.R._{L,BCA} = \frac{\text{Cuadrado Medio del Error para Bloques}}{E'_e}$$

B. Para Látices no balanceados:

Para Látices no balanceados, las fuentes de variación y los grados de libertad son :

Fuentes de Variación	G.L.	CM.
Repeticiones	r-1	
Tratamientos	k <sup>2</sup> -1	
Bloque dentro de repeticiones (ajustado)	r(k-1)	E <sub>b</sub>
Error intrabloque	(k-1)(rk-k-1)	E <sub>e</sub>
TOTAL	rk <sup>2</sup> -1	

$$ER_{L,BCA} = \frac{\text{CME para el análisis en Bloques al azar}}{\text{CME efectivo para Látices no balanceados}}$$

El CME efectivo para Látices no balanceados es  $E_e \left( 1 + \frac{rku}{(k-1)} \right)$ ,

donde u, factor de ponderación para obtener los totales de tratamientos ajustados se define como :

$$u = \frac{E_b - E_e}{k(r-1)E_b}$$

## RESULTADOS Y DISCUSION

Según los resultados de la Tabla I, podemos concluir que para un número grande de tratamientos el diseño en Látices supera ampliamente al diseño en Bloques Completos al Azar. Esto se hace más marcado a medida que la heterogeneidad del suelo aumenta. Los mayores valores de Eficiencia relativa al Diseño en Látices con respecto al diseño en BCA corresponden en general a suelos con índices de heterogeneidad altos: exps (3,4,5).

En 6 de los experimentos tomados como base para el presente estudio, la Eficiencia relativa del Diseño en Látices con respecto al diseño en BCA fue mayor del 105% (1). El valor promedio sobre los 8 experimentos fue de 126%.

Para aquellos sitios en los cuales la  $ER_{L,BCA}$  es alta (Exp. N°2,3,4 y5), observamos que los Cuadrados Medios del Error para látices son mucho más bajos que los correspondientes al Diseño en BCA.

Esto contribuye a que los coeficientes de variación sean también menores y que el diseño en Látices sea más sensible para la detección de diferencias entre medias de tratamientos (observar valores de DMS).

Debido a la heterogeneidad de los suelos de la granja experimental del CIAT - Palmira y de algunos sitios donde se realizan ensayos de rendimiento en frijol, el agrupamiento en bloques incompletos permitió un mayor control de la heterogeneidad.

El coeficiente RHO de Spearman para correlación de rangos, fue calculado para medir la relación existente entre el ordenamiento de medias de tratamientos bajo el diseño en Látices con el correspondiente ordenamiento bajo BCA. A medida que el valor RHO se aleja de 1.00 la diferencia entre el ordenamiento de medias bajo los dos diseños es mayor.

Los experimentos con  $ER_{L,BCA}$  5%, no presentan cambios en el ordenamiento de medias, y por tanto  $RHO = 1$ , (Exps. 7 y 8).

---

(1) Para experimentos con  $ER_{L,BCA}$  es menor o igual a 105% no se efectúa ajuste para medias de tratamientos y el análisis se realiza como si fuera BCA.

Cuadro 1. Resumen de la información sobre 8 ensayos realizados para el cálculo de la eficiencia relativa.

No. Exp.	No. de Trata.	Sitio	Tipo de Látice	Heterogeneidad del suelo	$\bar{X}$ Experm.	OME (Kg/Ha) <sup>b</sup>		IMS (Kg/Ha)		CV		ER <sub>L,BCA</sub> en %	Coeficiente RHO <sup>c</sup>
						BCA	Látice <sup>a</sup>	BCA	Látice	BCA	Látice		
1	25	Popayan	5x5 Triple	0.3	795	73326	60188	444	392	34	31	109	0.96
2	25	Dagua	5x5 Triple	0.3	2222	78911	53912	461	371	13	10	126	0.91
3	25	CIAT-Palmira	5x5 Triple	0.6	1615	136515	61356	606	396	23	15	184 <sup>1/2</sup>	0.92
4	25	CIAT-Palmira	5x5 Triple		1915	114443	63779	555	404	40	29	151	0.75
5	42	Montería	Rect. 6x7 Triple	0.8	872	63789	47220	410	348	29	25	123	0.96
6	49	CIAT-Palmira	7x7 Simple		1851	45047	37917	427	382	11	10	107	0.98
7	25	Bolíche	5x5 Triple	0.4	2380	144766	144766	609	609	16	16	102	1.00
8	25	CIAT	5x5 Triple		1545	102880	102880	513	513	21	21	105	1.00

a) Para látices se tomaron los Cuadrados medios del error intrabloque.

b) La alta eficiencia relativa observada en este exp. a pesar de su no muy alto índice de heterogeneidad, se debe en parte a que 2 bloques incompletos se inundaron, y por lo tanto el rendimiento obtenido en ellos presentaba diferencias altas con los demás.

c) RHO se define como  $1 - \frac{\sum_{i=1}^N d_i^2}{N^3 - N^2}$

donde N = número de tratamientos

$d_i$  = diferencia entre los rangos del tratamiento i.

BIBLIOGRAFIA .

1. COCHRAN, W. y COX, G. Diseños Experimentales, México, Trillas, 1965, pp. 416-469.
2. FEDERER. Experimental Designs. McMillan. 1955. pp. 307-434.
3. GOMEZ, K. A. Techniques for field experiment with rice. 1975.
4. KEMPTHORNE, O. Designs and analysis of experiments. Krieger. 1973. 631 p.
5. LI, CHING CHUNG. Introducción a la estadística experimental. Trad. por Grisela Ribó, Omega. 1969. 496 p.
6. LITTLE, T. y JACKSON, F. Statistical methods in agricultura research. 1972. 242 p.
7. STEEL, R. y TORRIE, J. Principles and procedures of statistics. McGraw, 1960. 481 p.
8. UNIDAD DE BIOMETRIA. Determinación de tamaño, forma y número de repeticiones de parcela en ensayos de rendimiento en frijol. 1975. (mecnografiado).